

机会成本视野的地方政府举债逻辑及其风险防控研究

A Study on the Logic of Local Government Borrowing from the Perspective of Opportunity Cost and Its Risk Prevention

李一花 张芳洁

LI Yi-hua ZHANG Fang-jie

[摘要] 长期以来, 防控地方政府债务风险的焦点集中在控制债务规模上, 而对债务成本重视不够。在当前复杂形势下防范化解地方政府债务风险, 需要高度重视债务成本控制。笔者以债务成本为切入点, 基于机会成本视角, 深刻剖析影响债务的成本和债务影响的成本两种迥异和极易被混淆的成本观; 在此基础上, 对当前地方政府债务成本约束软化的典型表现与实质, 以及成本与风险的内在关联逻辑进行梳理分析; 最后从成本控制和优化债务决策出发, 提出健全完善债务风险防控的制度体系和官员治理策略。通过本文的研究希望矫正长期以来债务成本固化在财务成本(利息成本)层面的思维定势, 对科学认识官员盲目举债行为提供了一个新的理论注脚, 同时对完善债务管理制度, 有效规制官员举债行为提出了有针对性的治理策略。

[关键词] 债务规模 机会成本 选择 债务风险

[中图分类号] F812.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 11-0003-10

Abstract: For a long time, the focus of prevention and control of local government debt risks has been on controlling the scale of debt, while insufficient attention to cost. In order to prevent and resolve local government debt risks amid current complex situations, it is necessary to attach great importance to debt costs control. This article takes the cost of debt as the entry point along with the perspective of opportunity cost and analyzes the impact of cost of debt and the impacted cost of debt. These are two different and easily confused cost concepts. On this basis, the typical performance and essence of the current local government debt cost softening as well as the internal logic of correlation of cost and risk will be thoroughly analyzed. Lastly, from the perspective of cost control and debt decision-making optimization we propose a sound system of debt risk prevention and control along with official governance strategies. The research in this article will not only correct the long-term fixed mindset that the debt cost is fixed at the financial cost (interest cost) level, but also serve as a new theoretical footnote based on a scientific understanding of blind borrowing behavior of State officials. At the same time, it is crucial to improve the debt management system and effectively regulate State officials' borrowing with targeted governance strategies.

Key words: Debt scale Opportunity cost Choice Debt risk

[收稿日期] 2020-06-06

[作者简介] 李一花(通讯作者), 女, 1971年9月生, 山东大学经济学院教授, 博士生导师, 研究方向为地方财政运行与地方债管理; 张芳洁, 女, 1967年5月生, 山东大学经济学院副教授, 研究方向为风险管理。

[基金项目] 山东省社会科学基金重点项目“山东省重大风险防控研究”(项目编号: 19BCJ03); 山东省自然科学基金项目“中国环境事权划分研究”(项目编号: ZR2019MG039)。

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、问题的提出与文献简述

防范化解重大风险是党的十九大提出的三大攻坚战之首。2020年是全面建成小康社会和“十三五”规划的收官之年，要打好三大攻坚战，确保不发生重大金融风险，必须严控地方政府债务风险，尤其是地方政府隐性债务风险（刘昆，2020^[1]）。从国内外关于地方政府债务风险的研究来看，地方政府债务与财政分权的联系受到重视。这是因为财政分权体制下中央地间财力划分与事权和支出责任的不匹配极易导致纵向财政失衡，财政失衡背景下地方对中央转移支付的严重依赖，会潜在地引发地方政府大规模举债，即便中央政府事前承诺不救助，但地方政府出现偿债危机而期待中央纾困时，面临“太大不能倒”“太多不能倒”等收益成本权衡时中央的不救助承诺往往不可信。因此，分权体制下地方政府举债扩张的软约束行为是处理中央地方财政关系的一个难题。在西方国家，多党制和政党竞争使得在位者倾向多发债来限制竞争对手（继任者）的施政空间，债务成为政党竞争的重要策略工具。横向上说，债务竞争，无论在外国还是国内，是地区间税收竞争之外的重要竞争手段。从国内研究来看，强调分税制体制下地方财政收支压力导致大规模举债是主流观点（郭琳和樊丽明，2001^[2]；邱标桦和伏润民，2015^[3]），除此之外，还存在城市化、粗放式经济发展对地方举债的影响（巴曙松，2011^[4]；常晨和陆铭，2017^[5]），以及官员政绩竞争推动举债规模扩张（罗党论和余国满，2015^[6]）等观点。综合国内外文献，我们发现，对影响地方政府债务风险的研究多集中在债务规模控制上，对举债成本的关注则少得多。从本文掌握的文献来看，对地方政府举债成本的研究，多以债务利息成本为口径，侧重剖析地方不计成本借债的软约束和官员竞争等动因（陈志勇和陈思霞，2014^[7]；杨大楷和汪若君，2014^[8]）。本文认为，对债务风险的研究强调债务规模的关键作用十分重要，但强调债务规模而忽视举债规模背后的成本约束，对于控制债务规模和防范债务风险不利。需要说明的是，本文所指的债务成本与相关研究中的债务利息成本有所不同。债务的利息是债务的财务成本，而本文所指的债务成本是经济意义上的机会成本，是影响政府举债决策的成本。通常而言，机会成本是面对A、B进行选择时舍

B取A的成本，即B是A的机会成本。对于债务机会成本而言，由于举债面临日后的偿债压力，因此债务的机会成本是指政府举债时决策者对未来偿债支出的主观评价和约束。由于借债和还债在时间上的分离以及其他多种复杂原因，未来偿债成本在当下的主观感受与债务到期时的偿付成本并不一致，甚至说大打折扣。这种不一致相差越大，对举债决策的影响就越大。进一步而言，当债务机会成本与债务的偿付成本（债务本息）相比越小，债务决策面临的障碍和约束就越小，债务规模就可能趋向于越大。因此，债务机会成本作为债务决策者的主观成本，作为向前看的预期成本，是决定举债规模的关键所在。正如Schick（2003）^[9]所指出，管理风险的最佳时间是在作出决策之前。在这之后，政府所能做的就是财务报表或预算中说明它所承担的风险和管理其负债组合以减轻损失。刘尚希等（2017）^[10]认为，只有在政府间更加明确地界定风险责任和成本分担，更多地利用市场和力量协同治理公共风险才是减少公共债务的治本之道。马万里（2019）^[11]认为，治理地方政府举债，应重视地方官员举债行为的治理。本文认为，对债务风险的研究应深入到举债规模背后的成本约束的层面，因为对于决策者而言，借多少债是受预期的举债成本约束的。如果举债没有成本约束，那么借债就会失去控制。因此，对地方政府举债风险的研究，应重视成本约束与举债风险关系的研究。从这一角度来说，本文与以往文献的重要差异在于从举债成本视角，对官员举债决策作出理论分析和现实刻画，并进一步对举债成本和举债风险的关联逻辑和风险控制策略进行分析。本文的研究希望矫正长期以来债务成本固化在财务成本（利息成本）层面的思维定势，对科学认识官员盲目举债行为提供了一个新的理论注脚，同时对完善债务管理制度，有效规制官员盲目举债行为提出有针对性的治理策略。

本文后续内容安排如下：第二部分从经济学的机会成本概念入手，区分影响债务的成本和债务影响的成本两种迥异的成本，建立本文的债务成本观；第三部分梳理当前地方政府举债成本约束软化的典型表现，并分析其实质；第四部分阐释举债成本与举债风险的内在关联逻辑；最后一部分立足债务成本控制和优化债务决策目标，对防控地方政府举债风险提出综合治理对策。

二、如何理解债务成本

(一) 经济学中的成本

众所周知,经济学中的成本是指机会成本。张五常(2014)^[12]认为,机会成本是因为有选择而引起的。没有选择就没有机会成本。在选择的语境下,布坎南(1999)^[13]认为,成本是做出一项决策之前必须克服的障碍,是决策者在做出选择时必须牺牲或放弃的东西。从这一与选择绑定的成本概念中,成本体现出如下具体的含义:(1)成本只由决策者承担,成本不可能转嫁到或强加于其他人身上;(2)成本是主观的,它存在于决策者的头脑中,决策者之外的其他人不能对成本加以测度;(3)成本建立在预期的基础上,它是一个向前看或者事前的概念;(4)在时间维度上,成本定位于做出决策或选择的那一刻。

对于成本的正确理解,除了把握上述含义外,还应区分影响选择的成本和选择影响的成本两种迥异的成本。实际上,每个选择都包含成本的这两方面内容:一方面,选择面临着真正的障碍,即机会成本;另一方面,选择的结果通常会导致效用损失(成本),不论这种损失由选择者承担还是第三方来承担。

具体而言,两种不同性质的成本具有以下不同:

一是在选择做出前或影响选择的情景下,丧失的机会是选择时所考虑和评价的东西,体现在当时对将要发生的效用损失的预期评价。与此相对照,在选择做出后或选择影响的情景下,丧失的机会是那些“本应该被享用”的东西,体现为所经历的效用损失或牺牲。

二是影响选择的成本和选择影响的成本所涉及的效用损失存在心理上的重要差异。在选择发生之时,成本是选择者对一旦实施了该选择就必须放弃的预期享受的评价,也是选择者选取其他替代性选择时可以避免的损失。在这种情况下,成本必定并且会持续表现为纯粹的心理事件。只是在选择者的效用函数取决于选择之后时期的预期效用这一意义上,选择者的效用才会减少。在选择做出后,成本仍然可以反映为对所牺牲的享受的评价,因而仍然是一种心理事件;但是除此之外,成本会具有更为丰富的内容。例如在履行赊购手续之后,购买者必须在账单到期时支付他的

账单。尽管他可能在做出选择时对这一成本具有理性的预期,但是他仍然会因必须支付账单而经受痛苦。这种对选择带来的负面感受会进入选择者对本来可能出现的替代性情形的主观评价之中。因此,从一定意义上说,成本的性质在影响选择的情境下和选择影响的情境下是不同的。

三是尽管两个概念都界定在效用维度之内,但成本只能由做出选择的人来承担,而选择的后果——作为决策的结果而遭受效用损失或成本——则不一定由选择者来承担。这一点,在举债成本决策中产生了至关重要的影响。

(二) 债务成本分析

在债务融资的情形下,是谁放弃了对用于公共用途的实际资源的支配?很明显,是购买各种公债的那些人。但实际上,这些公债购买者根本不关心是否发债的决策,他们仅仅是在购买公债还是购买私人投资品或消费品之间进行选择。按照前述对成本的界定,成本是决策者做出决策时对于其支付的主观感受,普通的公债购买者因为没有参与是否发行公债的财政决策,因此不能说是这些人承担了债务融资的成本。这一点与传统意义上的债权人的负担是完全不同的。

债务的真正成本是一种可以影响财政决策的成本,为了确定这种成本,必须对替代性的财政方案进行考察。在没有发行公债因而也不提供公共品的情况下,可以避免的是什么?如果没有发行公债,那么,决策者同集体中的其他人一样,可以避免在将来支付利息和偿还本金。在影响替代性财政方案之间选择的意义上,发行债券的成本必然体现在决策者对将来发生的支出的主观评价上面。在影响选择的意义上,这些成本集中表现在选择的那一刻而非随后的实际支出的时期。但是,影响选择的、主观的成本之所以会存在,是因为决策者意识到将来的偿债支出是必须的。影响选择的成本集中在决策那一刻是因为有决策被做出这一简单事实;这种成本与资源在债务发行后如何使用无关,而且也不受这一事实的影响。

对债务融资的公共项目来说,选择影响的成本即作为选择结果的效用损失,完全产生于决策之后的时期里。这些可用货币来计量的实际债务支出,有可能会减少那些未亲身参与决策的人的效用或者对私人储

蓄或投资产生挤出效应。从一定意义上来说,债务的这种负担总是一种无谓损失,它在时间上的分布也与公共项目产生收益的时期没有任何关系。在决定借款之时,并没有指定居民个人要对公共债务的财务责任承担一个特定的和确定的份额。公众可能会认为,债务责任是属于整个团体的,对于他个人拥有的私有财产并没有任何具体的债权要求。如果个人通过税收分担结构的变化,或者移民(迁移)所导致的集体成员的变动,或者仅仅是国内人口的增长成功地避免了可以被看作是他的公平的偿债责任摊派,那么,他对政府扩大举债将没有任何反对或行动,好像公债和私债是完全隔离的。但事实上,两种负债筹资引起的责任或义务并非泾渭分明。如果是个人筹资,个人要承担责任。债权人就对那些最初决定借债的个人的资产拥有债权要求,债务人不能把其责任转移给他人,如果债务人死亡,债权人就有权利要求把债务人的资产作为抵押。而对于公债偿还而言,政府部门本身并没有偿还能力,因此公债的偿债责任最终会溢出到全体社会成员身上。由于公私债务责任存在不同之处,政府借款取代现期税收集资的方式具有降低政府商品和劳务的“直观价格”的作用。这种相对价格的改变给纳税人提供了信号,即公共服务已变得更为便宜了。得到这个信号以后,选民将会要求政府提供更多的公共服务,这种债务幻觉的作用会进一步放松对政府举债规模的约束。

由上述分析可知,债务成本是影响财政决策的成本,是政府决策者做出债务决策时对将来发生的偿债支出的主观评价。而债务影响的成本则是债务决策做出后债务客观存在的成本(债务本息)。借债和还债在时间上的分离以及其他多种复杂原因,债务成本——未来偿债成本在当下的主观感受,与债务影响的成本——债务到期时的偿付成本,往往并不一致。当债务成本与债务未来的偿付成本(债务本息)相比更小,债务决策面临的障碍和约束就越小。需要说明的是,作为购买公债的投资者和普通社会公众,由于没有参与债务决策,因此不能说他们承担了债务成本。相反,在债务幻觉的影响下,社会公众会产生高估债务收益而低估债务负担(损失)的倾向,从而

会弱化对债务规模的约束,进而可能推高债务影响的成本。

三、当前地方政府举债成本约束软化的典型表现与实质

本文认为,当前地方政府举债成本约束软化主要表现为两个方面:一是不计成本举债;二是创设多种途径隐蔽变相举债。按照机会主义的观点,地方政府举债成本约束软化的实质在于财政机会主义作祟。

(一) 地方政府举债成本约束软化的典型表现

一是不计成本举债。2019年1月,据央视《焦点访谈》报道,贵州独山县一个镇请上海的一家专业设计院编制了可行性报告,准备搞一个特色旅游区,总投资5.86亿元,建设周期为两年。2018年10月,这个靠举债近6亿元建设的项目因为资金断裂导致整个项目停工^①。2019年8月,《中国纪检监察报》点名批评时任县委书记潘志立,罔顾独山县每年财政收入不足10个亿的实际,盲目举债近2亿元打造“天下第一水司楼”“世界最高琉璃陶建筑”等形象工程、政绩工程。他被免职时,独山县债务高达400多亿元,绝大多数融资成本超过10%。这意味着,独山县每年债务利息就超过40亿元,全年财政收入也远不足偿还利息。翻看《独山县2019年财政预算执行情况与2020年财政预算草案的报告》会发现:2019年,独山县财政总收入完成8.63亿元,与上年实际完成数相比下降14.35%;一般公共预算支出27.7亿元,与上年实际完成数相比增长1.32%,不仅收入下跌、支出上扬,而且整体入不敷出。独山县基础设施落后、工业底子薄弱,至今还是国家级贫困县。潘志立因此被舆论称为“全国最会借钱和最敢花钱的县委书记”。那么,独山县的债务规模如何一路狂奔至400亿?正如全国人大财经委副主任委员贺铿在2018年指出的那样,中国的地方政府债务规模巨大,但地方政府没有一个想还的。实际上,独山县的债务问题并非孤例,对于经济欠发达、主要靠上级财政转移支付“输血”的县域来讲,想要更多资

^① 资料来源:中国报道:独山县不是个例,欠发达县域该如何破解发展“围城”? <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1674204621023780445&wfr=spider&for=pc>。

金刺激经济、加速脱贫,就只能寻求借债填补缺口。在政府间举债成本和责任分担不清的情况下,当债务决策者预期举债成本很低而缺乏约束作用时,举债规模自然就失去控制;一旦大规模举债发生后,实际的偿债能力却受到当地经济财政实力的硬约束。偿还能力与债务负担的不匹配必然埋下债务风险的种子。

另一个地方政府盲目举债的典型案列是江苏省镇江市^①。江苏省是城投平台举债最多的省份,而其下辖的镇江市又是其中的典型代表。在江苏省下辖的13个地级市中,镇江市2017年经济总量和财政收入排名第十,但其债务率(城投有息债务/一般公共预算收入)水平却高达1383.62%,为全省最高。位于上海、南京两大都市圈之间的镇江,在1983年的“地改市”中,成为江苏13个城市中地盘最小和经济最弱的板块。近10多年来,镇江经济总量和公共财政收入先后被省内多个城市超越。镇江外向型经济没有明显竞争力,其中的进出口和利用外资更是没有优势,与所处区域不相称。2010年以来,镇江多个平台公司进行了更名重组,以达到突破银监会对政府融资平台实施的“名单制”管理的目的,在平台公司仍然执行地方政府融资任务的情况下,平台的主要负责人、开发园区的主要领导或乡镇级别的一把手就能直接决定融资和发债规模和利息,在这种粗放式和成本约束软化的制度环境下,平台公司的贷款和发债规模大幅增加,最终形成了天量的债务规模。在2019年1月召开的江苏省全面从严治党主体责任述职会上,江苏省委书记指出,“镇江市在重点领域监管方面存在薄弱环节,政府隐性债务风险突出,甚至存在腐败问题。”可见镇江市隐性债务问题的严重性。镇江地方政府债务难题最终使得财政部不得不介入。

二是成本软约束下的举债乱象。在2015年实施新《预算法》允许地方政府公开发债和加强地方政府债务管理的背景下,地方政府隐性债务仍然屡禁不止,且不断变换形式,穿上新马甲逃避监管。根据财政部对地方隐性债务的界定,“地方政府隐性债务”是指地方政府在法定政府债务限额之外直接或者承诺以财政资金偿还以及违法提供担保等方式举借的债务,识别隐性债务要坚持穿透原则和实质重于形式的

原则。从财政部的官方文件来看,地方政府隐性债务主要包括三类:地方政府、国有企事业单位等举借,约定由财政资金偿还的债务;地方国有企事业单位等举借,由政府提供担保的债务;在地方政府设立投资基金、开展PPP、政府购买服务等过程中,通过回购本金、承诺保底收益等形成的政府中长期支出事项。地方隐性债务具体又分为七种情形:

1. 通过地方政府融资平台公司、国有企事业单位等直接借入、拖欠或者提供担保、回购等信用支持形成政府隐性债务,或者通过地方有关企事业单位以银行贷款、债券、信托、资产管理产品、资产证券化产品、金融(融资)租赁以及其他金融产品和非法集资等方式举借债务,实际依靠财政资金偿还的。

2. 参与政府和社会资本合作(PPP)项目、设立或者参与设立各类政府投资基金时约定政府及其部门回购社会资本方的投资本金、承担社会资本方的投资本金损失、保证社会资本方最低收益,以及通过其他“名股实债”方式融资的。

3. 利用政府购买服务合同为建设工程融资、以建设-移交(BT)方式实施建设工程、采取承包方带资承包方式或者以决(结)算未完成等各种理由拖延支付工程款方式规避政府债务管理的。

4. 以机关、事业单位、社会团体的国有资产为相关单位和个人融资进行抵押、质押以及以售后回租、售后回购等方式变相抵押、质押,或者将非经营性资产、不具有合法合规产权的经营性资产注入企业并要求企业融资的。

5. 将政府储备土地或者未依法履行划拨、出让、租赁、作价出资、入股等供应程序的土地注入企业并要求企业融资,或者承诺将预期土地出让收入作为企业偿债资金来源并要求企业融资的。

6. 审批或者开工建设需要政府出资的建设项目时,未考虑财政承受能力和政府投资能力而导致增加政府隐性债务的。

7. 其他违法违规举借债务的情形。

根据众多研究者的测算,2017—2018年间的地方政府隐性债务规模大体上介于10~50万亿之间,其中30~40万亿是比较集中的测算结果。根据笔者

^① 资料来源:江苏镇江市政府卖地求生? <https://new.qq.com/omn/20190807/20190807A02Y9400.html>。

查询到的部分公开的地方政府隐性债务数据,我国地方政府的隐性负债之严重令人瞠目。如湖南省汝城县《关于2018年县级预算执行和其他财政收支的审计工作报告》显示,截至2018年12月该县政府债务余额56.37亿元,而政府隐性债务为47.22亿元,隐性债务是显性债务的5.1倍。云南省绥江县《2018年财政决算和2019年上半年财政预算执行情况的报告》显示,截至2019年7月,该县地方政府债务余额共9.41亿元,隐性债务监测平台债务余额为55.11亿元,后者为前者的5.86倍。山东省兰陵县公开的《关于2018年度县级预算执行和其他财政收支情况的审计工作报告》显示,截至2018年年底,地方政府显性债务余额为25.26亿元,地方政府隐性债务余额为42.73亿元,隐性债务为显性债务的1.7倍。根据本文课题组对山东省市县的调研发现,市县地方政府隐性债务规模较大,普遍超过显性债务规模,甚至个别地区隐性债务是限额内债务的2~3倍。隐性债务主要集中在市、县两级,其中大部分在县级,如山东省潍坊市地方政府隐性债务90%在县级。尽管经过2019年的隐性债务化解和整顿,地方政府违法违规无序举债的蔓延势头初步得到遏制,隐性债务风险得到进一步缓释,但各地切实做好防范化解地方政府隐性债务风险的工作依然不能放松。

(二) 地方政府举债成本软约束的实质

本文认为,地方政府举债成本软约束软化的实质是机会主义作祟。机会主义通常是指只顾眼前或局部利益,牺牲长远和根本利益。经济学领域中的机会主义一般以追求某种“额外利益”“私利”为目标或动力,而要实现“额外利益”“私利”的追求,信息不对称是重要的环境条件,也正是由于信息不对称,机会主义者经常采取突破既定规则的方式行事,其具体手段极其灵活多样。汉娜(2002)^[14]认为,为了达到隐藏赤字或债务的目的,政治家可能会偏爱预算外融资和支出。这是因为预算外融资可以不报告,从而可以隐藏政府政策的成本。预算外政策包括国家担保、政府贷款、接受私人负债和不良资产等。这种政府支持形式,其财政成本可能在很多年后才能看到。过度使用这些形式的政府支持被称为财政机会主义。Forte(1999)^[15]指出,欧盟一些国家的财政机会主义的做法包括:将政府的覆盖面定义得很窄,因而在计算债务和赤字中不包括对各种国有或国家控制机构

的融资;将政府债务中的一部分放入各种非政府账户中;用担保替换贷款和拨款;将补助记录为购买资产;用预算外支出代替直接融资;推迟对基础设施维护的开支等等。许多发展中国家也使用标新立异的会计和预算做法来掩盖真实财政状况,如将资产私有化、停止对基础设施和其他产品投资,利用直接信贷和贷款担保代替补助等。Easterly(1999)^[16]得出如下结论:当外部机构要求政府削减赤字或债务时,政府会放弃资产或增加隐性负债。这些虚假调整有可能减少政府资产负债表的净值,导致财政可持续性变差。

从上述这些隐蔽变形的债务形式来看,有些地方盲目举债的机会主义严重,似乎只想举债,不顾自身财力和偿付能力,缺乏成本约束,甚至不对项目进行科学规划评估就大笔举债,盲目上项目铺摊子,最后工程烂尾,政府背上巨额债务。

四、债务成本与债务风险的关联逻辑

古典公债理论认为,税收财政和负债财政之间存在一个根本差别:税收财政是在支出方案确立时就把支出负担公平地分摊到社会成员(纳税人)中,因此税收是做出财政选择后成本的现时转嫁;负债财政则是推迟支付时间直到负债的本息到期。负债财政使得那些生活在财政决策时期的人将其支出转移到那些生活在以后时期的人身上。公共支出的成本在时间布局上的这种差异,就是负债财政主要的经济后果。

从逻辑上分析,债务的举借和偿还的分离意味着举债决策面临的主观成本约束大大降低,这必然助推举债规模高涨,由此导致后期的偿债压力增大和提高债务风险发生的概率。从影响举债决策的成本到债务决策后的成本(风险)转移,举债规模在其中充当了一个中间媒介的作用。三者间的关联逻辑如图1所示。

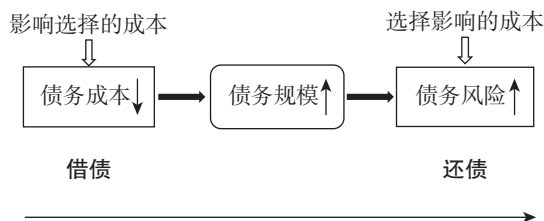


图1 债务成本与债务风险的关联逻辑

进一步而言，在地方政府做出举债决策（显性债务或隐性债务）后，这一决策影响的成本（风险）将在府际间以及向社会进行转移，具体路径如图2所示。

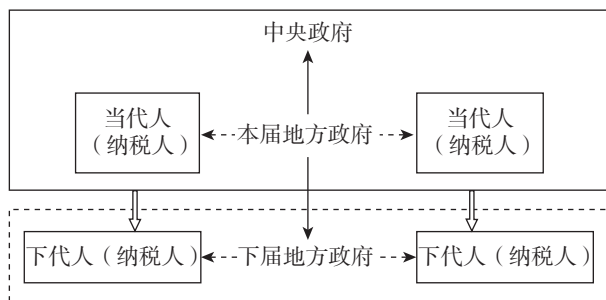


图2 债务成本（风险）的传导示意图

（一）债务风险的府际转移

债务风险的府际转移主要发生在纵向维度，既包括债务风险自下而上地从地方政府到中央政府的转移，也包括自上而下地从本届政府到下届政府的转移。

1. 债务风险从地方政府到中央政府的转移。

在我国单一制集权体制下，中央具有决策权，地方具有执行权。在2015年新《预算法》实施后，地方政府发行债券额度由中央单方面决定，地方缺乏偏好意愿表达权；由于中央分配给各地的债务限额与地方政府的债务需求脱节，因此，在以经济增长为基础的晋升锦标赛和地区增长竞争格局下，地方要发展，地方官员要升迁，地方必然具有强烈的冲动举债搞建设。相比政府收费等非税形式，政府发债的社会舆论和负面影响更小，因此举债融资（包括隐性举债）受到地方政府的青睐。同时，在集权体制下地方政府不完全独立的现实也使得中央政府作为地方政府债务的最后“兜底人”，将被迫承担地方政府转嫁的债务。也就是说，在这种“控制-自主”博弈的政府间关系环境下，一方面，地方政府在正式的债务分配中不占优势，由此导致地方政府采取非正式、非规范形式绕开借债限制进行举债；另一方面，缺乏独立性的地方政府对中央救助存在理性预期，从而导致举债行为具有道德风险，会出现借债和用债由地方政府实施，而事后偿还责任转移给中央政府的情况。换句话说，下级政府总是可以利用各种风险事件巧妙地把风险转移给上级政府或中央政府。即便中央政府重申“不救助”态度或对地方

政府实施控制和约束，仍然难以打破地方政府的软约束行为。

2. 债务风险从本届政府到下届政府的转移。

按照上述债务成本理论，真正的成本是指影响债务决策的成本。改革开放以来，中央政府为了避免出现地方官员的“派系”和地方主义，往往运用职务调动的方式加快地方官员的流动，这缩短了官员在某一地任职的年限，特别是省一级官员。在此情形下，本届政府举债时意识到未来的偿债支出会发生在下届政府的任期内，而官员“显示政绩”等行为必须在一定时间内完成，而不可能经过漫长等待，因此，在影响举债决策的成本很小或近乎为零的情况下，多举债、“短期内最大显示政绩”是地方政府和官员效用最大化的目标函数。从现实来看，我国地方政府债务偿还期限超过五年以上的债务居多就是例证，尤其是2019年以来，10年以上的债券品种开始不断增多，这导致债务资金的使用和受益在本届政府任期内，而债务偿还由下届政府负责的权责分离情形的产生。

（二）债务风险向纳税人转移

债务风险向纳税人转移，既包括横向上债务风险由地方政府转向当代纳税人，也包括时间维度上债务风险的代际转移。

1. 债务风险向当代纳税人的转移。

辖区内的纳税人（包括企业和居民）与地方政府存在委托代理关系，由于官员预算最大化激励与信息不对称的原因，地方纳税人和公共品受益人难以对地方政府举债行为进行约束和评价监督，尤其是在地方政府官员的升迁主要来自上级评价，而不是辖区内的企业和居民民主投票的体制下，作为理性经济人的地方官员的举债偏好自然不会受来自本地民众声音的影响。而人大的弱监督直接弱化了地方政府对地方社会和民众偏好的敏感度。但债务作为延期的税收的实质，使得债务的偿还资金来源最终取自纳税人上缴的税款。另一方面，来自财政幻觉理论对公众行为的解释认为，相比于征税，举债使得公共品的价格变得便宜了，因而，公众会高估债务的收益，而低估债务的负担或损失，对债务负担缺乏真实认识使得抵触债务增长的情绪大大降低，这使纳税人对地方政府举债行为的监督动力大打折扣，从而助长了地方政府扩大支出与举债的行为。

2. 债务风险的代际转移。

从代际传递的角度，由于下代人无法参与到上一代人的举债决策中，因而，举债负担的代际传递缺乏制约机制。加之举债期限长，客观上会起到平滑扭曲性税收，避免税收随支出变化而剧烈变动产生的弊端，尤其在提供基础设施等耐久性公共品方面，举债能更好地实现公共品的成本与收益的匹配，因而，为资金需求量大的基础设施进行债务融资具有积极的效果，符合公平的理念，为社会各界所接受。但是，一旦举债建设基础设施存在项目选择上的供需不匹配、期限错配、资金使用低效率等问题时，举债的负担或损失就会客观存在，就会出现债务负担从上代人转移到下代人的结果。

综合而言，无论债务决策影响的成本（风险）是府际转移还是政府向纳税人（包括未来的纳税人）的转移，实际上，债务决策影响的成本（风险）的最后归宿必然是纳税人乃至全体社会公众。由此观之，控制举债成本，优化债务决策，防范债务风险，应是中央政府、社会公众和市场主体的共同任务。

五、基于成本控制的债务风险防范策略

根据前文的分析，约束地方政府债务决策应从横向和纵向两个维度进行制度建设和综合施策。横向上，应提高债务信息透明度、发挥公众和资本市场对地方政府举债决策的影响。纵向上，中央政府一方面要增强不救助承诺的可信性，健全完善行政调控和举债规则；另一方面要优化官员的政绩评价和治理体系，引导官员理性举债。

（一）控制举债成本，优化债务决策

历史上的地方债务风险的生成，本质上源于地方政府作为责任主体难以确定，源于过去发生风险事件有中央财政兜底的思维惯性。本文提出的债务成本理论，实际上反映了地方政府在债务决策上成本约束软化的负面效果。财政部2017年发布《坚决制止地方政府违法违规举债遏制隐性债务增量情况的报告》，提出坚持中央不救助原则，做到“谁家的孩子谁抱”，研究出台终身问责、倒查责任制度办法，坚决打消地方政府认为中央政府会“买单”的“幻觉”，坚决打消金融机构认为政府会兜底的“幻觉”。2020年6月8日，全国财政厅（局）长座谈会上，财政

部长刘昆强调严格落实省级党委和政府负总责的要求，始终树立风险意识和底线思维。可以说，这些文件和会议精神旨在使地方决策者意识到举债成本的硬约束，举债规模要与财政偿还能力相对称。地方政府只有树立“矛盾不交给上级、责任不追究前任、问题不留给后人”的思想，科学构建有效的债务决策约束机制，才能真正建立债务风险防控的长效机制。

当然，根据国际经验，真正做到地方债务决策风险自负和中央不救助，至少应当具备如下前提条件：一是地方政府举债信息公开透明，地方公众（纳税人/投票人）充分知情，能够通过适当的途径对政府举债发表观点和讨论，公众的意见和声音在一定程度上能影响到政府的举债决策。如美国的许多州立法规定，州和地方政府资本项目的负债必须得到立法机构或者全体公民的授权和批准，政府部门或机构作为债务人本身不能擅自决定举债。在这方面我国应借鉴发达国家的经验，在地方政府决定举借债务时，应向社会公众进行情况通报，包括通报政府的财力收入、支出需求、债务需求以及债务支出的公共服务项目情况，听取公众表达意见后（如人大组织的代表听证会议）后方可举债。二是明晰纵向政府间关系。应明晰和完善中央政府与地方政府间的财政关系，如中央决策的民主化、透明化，地方政府意见的充分参与；当前阶段应尽快上划部分全国性事权，尤其在投资事权上应进一步划分中央和地方的责任边界；增加一般性转移支付，赋予地方相对独立的财权和健全地方税体系，使地方具备承担相应事权 and 责任的财政能力。与此同时，中央政府的财政状况和负债规模也应该公开透明，便于地方政府对中央的救助能力进行评估。如果中央财政状况堪忧，即便对地方债务危机有救助的愿望，也力所不及。在这种情况下，地方过度举债预期中央兜底是不理性的，中央不救助的承诺也是可信的。此外，探索和建立地方政府破产制度，破除地方政府期待中央对债务危机纾困的最后屏障，是控制地方举债成本，优化债务决策，实施地方政府举债硬约束的重要条件。

（二）建立健全举债规则，加强制度约束

由于债务成本是主观意义上的成本，为了约束债务决策过程中主观成本的任意降低，应建立数值型债务规则。数值型债务规则有两层含义：一是限制政府

债务存量/GDP的比重,如欧盟规定成员国广义政府债务/GDP不得超过60%;二是规定每年提取收入盈余的一定比例作为预防性基金,用于未来可能发生的债务支出(显性或隐性债务支出)。第三是严格赤字规则(或平衡预算规则),这包括三层含义:一是财政总收入和总支出平衡,即限制政府赤字/GDP比重;二是结构性财政收入和支出平衡,即限制结构性赤字/GDP比重;三是经常性财政收入和支出平衡,此时政府借款只能用于投资等资本性支出。以美国为例,各州对于资本项目融资规模有不同规定,主要依据各州的总收入水平,特别是债务量占个人收入的比例和债务量占总收入的比例来做出规定,但是年度债务发行一般不超过年度经常性预算的20%。据NASBO(国家预算协会)的统计,截至2008年有33个州对债务利息支出设有上限,其中不少州规定债务利息支出不能超过一般基金收入的5%~8%。

债务规则控制的最大优点在于公开透明和具有可预测性,是约束主观成本的有力手段。按照IMF的统计,世界范围内已经有90多个国家建立了数值型债务规则来约束政府举债行为。当然,规则控制因实施严格的指标控制使得借债规模在某些特殊情况下缺乏灵活性。正因如此,通常有例外条款规定地方政府在某些特殊情况下,如遇特大自然灾害时,可以超过限定规模借债。当然,地方政府有时为了达到债务规则的要求,会采取某些绕过规则的行为和做法,如项目从经常预算向资本预算的转移、创设非预算单位、利用国有企业借债或采用欠账方式等假平衡、真赤字的情形,为此,实施债务规则的同时应对地方隐性举债或变相举债进行严格监督识别,提早发现并控制风险,保证政府财政可持续(温来成和李婷,2019^[17])。

(三) 加快完善市场化约束机制

市场控制是指资本市场而非上级政府对地方政府的借债行为施加控制。在这种控制下,中央政府对地方政府借债不做任何限制、约束和监督。地方政府自行决定借债规模、借债对象以及借债用途。在这种控制机制下,地方政府能否发债成功以及借债利息的高低则取决于资本市场对该种地方债是否认同以及认同程度。而市场对地方债的认同及认同度又是由地方政府的信用风险等级决定的。高信用风险评级将导致高财务成本。当财务成本高到一定程度,地方政府将不

可能从资本市场融资。因此,提高信用评级、降低信用风险以控制财务成本就成为市场控制机制下地方政府谨慎管理其财政,包括其债务规模的动因。这种控制方式被认为是最有效的债务风险控制方式。但这种控制机制的实施需要具备严格的条件,如地方财政信息公开透明规范、完善的债务风险预警和自我约束规则、可信的中央不救助承诺以及地方破产制度等。当前我国还不完全具备上述条件,从发挥市场约束机制来看,应进一步加强债务信息公开、债务风险预警以及责任追究等相关制度建设,清理隐性负债,加快地方债券发行的市场化进程,不断完善地方政府信用评级机构与制度建设。未来随着相关条件的不断健全完善,资本市场对地方举债行为的控制作用必将愈发明显。

(四) 完善行政控制手段

2015年新《预算法》实施后,我国的地方债管理主要采取预算管理和限额管理的行政调控方式。地方债的限额余额是“一年一定”,与年度财政预算同时审批,在限额的确定上缺乏常态化的安排。基于新常态下我国政府财政收支矛盾加剧以及收入法定,实施跨年度预算平衡机制的制度环境下可能出现赤字增加情况,如果不加约束,就可能使债务余额限额的约束流于形式。因此,借鉴发达国家的经验,我国应科学地决定债务限额指标。考虑到当前供给侧结构性改革和城镇化发展的大背景,现有的债务限额指标远远不能满足地方政府推动经济社会全面发展的需要。因此,增加地方债限额指标,尤其是具有项目收益保证的专项债券的限额指标确有必要。当然,由于专项债券的限额不能失去控制,因此除了将“前门”开得更大大些以外,从充分发挥地方积极性的角度出发,可考虑设立基础设施银行,在基础设施建设资金供给领域给予地方政府一定的灵活度。基础设施银行和专项债可适当区分,通过分工合作共同为地方基础设施建设提供资金。

在科学确定债务限额后,加强政府债务限额对年度财政预算的约束力,将当前的政府债务余额“一年一定”的管理模式改为常态化管理模式,即政府债务余额的最高上限一旦设定,在年度内任何时候均不得超过此上限值(李燕和卢真,2016^[18])。

与债务限额管理相联系,我国应建立有利于债务管理的资本预算,通过经常性预算和资本预算分账处

理,将地方政府债务融资,无论一般债券还是专项债券收入均纳入资本预算管理,与经常性预算分账处理,单独考核。经常性预算实行现收现付制政府会计制度,资本性预算实行权责发生制政府会计制度。基于对地方政府资本项目债务融资控制的目的,编制资本改进计划,注重中长期财政规划的科学性和系统性,尤其要强化对资本性项目建设融资实行中长期滚动式管理,并以此为基础形成年度资本性预算。

(五) 改革官员政绩评价标准,强化绩效考核

在实施债务成本控制的同时,应着手更加精细化的债务绩效评估。明确哪些目标是合理的目标,哪些任务是地方政府必须完成的,哪些是可以交给市场解

决的。地方政府必须对其依靠负债获得资金的使用效率负责。国家在调控地方债务时,要根据地方经济的实力和潜力进行监督管理,在财权和事权方面进行协调,明确政府负债的标准,提高负债决策的透明度,对负债的短期和长期绩效进行评估。同时,改变官员政绩考核机制,全面贯彻新发展理念,从专注政府投资转向激励引导更多的社会资本投入。强化债务资金的使用管理,通过明确政府领导和有关部门在政府投资和债务管理中的职能定位,建立政府投资项目跟踪和绩效评估系统,强化债务投入的风险和收益管理,增强债务投入的可持续性,形成有利于提高社会全要素生产率和潜在经济增长率的债务经济良性循环模式,实现政府财力的持续增长。

参考文献

- [1] 刘昆. 贯彻落实习近平总书记重要讲话精神,扎实做好“六稳”工作全面落实“六保”任务[J]. 中国财政, 2020(14): 1-3.
- [2] 郭琳, 樊丽明. 地方政府债务风险分析[J]. 财政研究, 2001(5): 64-68.
- [3] 邱栋桦, 伏润民. 财政分权、地区竞争与地方政府债务风险[J]. 财贸研究, 2015(3): 97-103.
- [4] 巴曙松. 防范与化解地方政府债务风险[J]. 中国改革, 2011(8): 1-3.
- [5] 常晨, 陆铭. 新城之殇[J]. 经济学(季刊), 2017(4): 1621-1642.
- [6] 罗党论, 余国满. 地方官员变更与地方债发行[J]. 经济研究, 2015(6): 131-146.
- [7] 陈志勇, 陈思霞. 制度环境、地方政府投资冲动与财政预算软约束[J]. 经济研究, 2014(3): 76-87.
- [8] 杨大楷, 汪若君. 政府竞争视角下的地方政府债务研究: 理论分析与模型构建[J]. 管理现代化, 2014(1): 9-11.
- [9] Hana Polackova Brix, 马骏. 财政风险管理: 新理念与国际经验[M]. 梅鸿, 译. 北京: 中国财政经济出版社, 2003: 351.
- [10] 刘尚希, 石英华, 武靖州. 制度主义公共债务管理模式的失灵[J]. 管理世界, 2017(1): 5-16.
- [11] 马万里. 中国地方政府隐性债务扩张的行为逻辑[J]. 财政研究, 2019(8): 60-71.
- [12] 张五常. 收入与成本[M]. 北京: 中信出版社, 2014: 136.
- [13] 詹姆斯·布坎南. 成本与选择[M]. 李芳, 张旭昆, 译. 杭州: 浙江大学出版社, 2009: 42-44.
- [14] Brix H. Contingent Government Liabilities; A Hidden Risk for Fiscal Stability [R]. World Bank and Oxford University Press, 2002.
- [15] Forte F. Accounting and Financial Practices in Light of Context of the Maastricht Treaty in EU Accession [R]. the World Bank. 1999.
- [16] Easterly W. When Is Fiscal Adjustment An Illusion [J]. Economics Policy, 1999(14): 55-86.
- [17] 温来成, 李婷. 我国地方政府隐性债务边界的厘清及治理问题研究[J]. 中央财经大学学报, 2019(7): 18-26.
- [18] 李燕, 卢真. 关于有效发挥政府债务限额管理作用的探讨[J]. 财政研究, 2016(11): 31-40.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

中国地方政府专项债券发行问题研究

The Research on the Issue of Special Bonds of Local Governments in China

王 敏

WANG Min

[摘要] 为遏制地方政府违法违规举债, 严控地方政府隐性债务风险, 中央政府实施“开大前门、严堵后门”治理理念, 地方政府专项债券成为地方政府的重要融资渠道, 为地方基础设施建设等筹集了大量资金, 对维持地方经济的稳定和增长发挥了十分重要的作用。但随着专项债券爆发式的高增长, 其发行中存在的问题日益凸显, 亟待进行研究并应对解决。笔者基于我国 2019 年发行的 823 只地方政府专项债券的相关数据信息, 从发行主体、发行规模、发行品种、发行利率、发行期限和发行方式 6 个维度, 分析当前我国地方政府专项债券发行的现状和存在的主要问题, 并提出扩大发行主体范围、发债权力下移、提高长期债券发行比例、破除隐性担保实现发行利率市场化、全面推开柜台发行方式等针对性的优化路径, 以期完善我国地方政府专项债券的理论及实践提供有益的参考。

[关键词] 债券 专项债券 地方政府 发行

[中图分类号] F810.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 11-0013-13

Abstract: In order to curb the illegal borrowing of local governments and strictly control the implicit debt risk of local governments, the central government has implemented the new governance concept of “opening the front door and blocking the back door strictly”. The special bonds of local governments have become an important financing channel for local governments, which have raised a lot of funds for local infrastructure construction, and played a very important role in maintaining the stability and growth of local economy. However, with the explosive growth of special bonds, the problems in the issuance of special bonds have become increasingly prominent, which need to be studied and solved. Based on the relevant data of 823 local government special bonds issued in 2019, the author analyzes the current situation and main problems of the issuance of local government special bonds in China from six dimensions of issuing subject, issuing scale, issuing variety, issuing interest rate, issuing period and issuing method, and proposes to expand the scope of issuing subject, lower the issuing power and improve the long-term bonds. In order to improve the theory and practice of local government special bonds in China, some targeted optimization paths are taken, such as the proportion of bond issuance, breaking the implicit guarantee, realizing the marketization of issuing interest rate, and comprehensively promoting the over-the-counter issuance mode, etc.

Key words: Bonds Special bond Local government Issue

[收稿日期] 2020-04-30

[作者简介] 王敏, 女, 1966 年 11 月生, 中国财政科学研究院研究员, 经济学博士, 研究方向为财政理论与政策、预算绩效管理、社会保障。

感谢徐晓君为本文做了大量的数据搜集、整理和分析工作。感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

2008年全球金融危机爆发后,为抵御危机冲击,稳住地方经济增长,各级地方政府加大基础设施投资力度,通过PPP、政府产业基金、政府购买服务、地方政府融资平台担保等形式累积了大量的地方政府隐性债务,地方债务风险明显加剧。为防范化解系统性金融风险,中央政府决定“开大前门、严堵后门”,在法定专项债务限额内支持地方政府合法合规融资,遏制违法违规举债,地方政府专项债券应运而生。2015年1月1日新《预算法》的施行,正式赋予了地方政府直接发行债券融资的权力,为地方政府专项债券的发行提供了法律依据,地方政府专项债券的发行开始全面推开。由于专项债券是以项目收入来还本付息的,不会直接增加地方政府的财政负担,同时又能化解地方政府的一些存量债务,因此,在经济下滑、减税降费、基础设施支出增加造成地方政府财政压力加大的宏观背景下,地方政府专项债券逐步成为地方政府融资的一个重要工具,因而发行规模迅速扩大。2019年发行地方政府专项债券25882亿元,占当年全国发行地方政府债券的59.33%;比2018年增加6419亿元,增幅为32.98%;比初始发行专项债的2015年增加16138亿元,增幅高达165.62%。这些专项债为地方基础设施建设等筹集了大量资金,缓解了地方财政收支矛盾,对维持地方经济的稳定和增长发挥了十分重要的作用。2020年为应对新冠肺炎疫情对我国经济社会发展带来的前所未有的冲击,地方政府专项债券发行继续提速,拟安排37500万元重点支持既促消费惠民生又调结构增后劲的“两新一重”建设,用于弥补民生短板和促进新基建发展。中央政府已分3次提前下达了2020年部分新增地方政府专项债券额度22900亿元,截至2020年6月15日,全国各地已先后发行了新增专项债券21936亿元,发行规模同比增加12313亿元,增长128%;发行进度为96%,发行节奏再次加快。^[1]但伴随着近期专项债爆发式的高增长,其发行中存在的一些问题也逐渐凸显,亟待进行研究并应对解决。

目前国内学者围绕我国地方政府专项债券相关问题进行了一些研究和探讨。部分学者对我国发行地方政府专项债券的必要性进行了探讨。马海涛(2019)^[2]指出,在我国当前减税降费的背景下,地

方政府财政压力较大,预算中多安排一些专项债是宏观经济发展的需要。李经纬和唐鑫(2014)^[3]认为,在我国公共设施建设需求将持续走强的背景下,过去以地方政府融资平台为载体的银行贷款、BT、信托等主要依托商业信用的中短期融资工具,因其内生风险的局限性而日益受到中央政府的限制,以中长期为债期特点的地方政府专项债券的发行尤其值得重视。

许多学者对地方政府专项债券的功能作用进行了分析。杨孟著(2019)^[4]认为地方政府发行专项债可优化债务结构,降低债务风险。安轩冶(2019)^[5]提出发行专项债券可以打破过去地方政府对融资平台公司的隐性担保,有利于地方政府隐性债务风险的防控,这对于建设多层次的资本市场具有非常重要的意义。高国华(2019)^[6]认为地方政府专项债能降低地方政府存量债务风险,对地方投资形成拉动作用。田进(2019)^[7]指出发行地方政府专项债券可以遏制地方政府违法违规举债行为,提升当地债券市场化水平,从而带动民间资本介入,促进经济平稳健康发展。锐语(2018)^[8]认为地方政府专项债券使隐性债务显性化,有利于风险的发现与控制,是推动地方投融资体系变革的核心力量,同时它也是扩投资与稳增长的直接力量。

一些学者对地方政府专项债券的信息披露进行了研究。乔宝云(2018)^[9]指出,单只专项债券对应多个项目集合发行,造成每个项目信息不能完全详细披露,从而使专项债券投资者无法评估债券的信用与风险,进而影响专项债券合理定价。孙亦军(2019)^[2]认为,无论从债券收益、对债权人负责还是防控风险的角度来看,都应加强地方政府专项债券的信息披露。张增磊(2019)^[10]研究发现,目前我国很多地方的政府债券信息披露不足,信息披露的完整性、有效性及其渠道建设均有待完善。

部分学者对我国地方政府专项债券的风险防控进行了研究。乔宝云(2018)^[11]认为地方政府专项债的“打包”发行暗藏风险,一个项目的风险传导给其他项目,最后造成无法预料的系统性风险。樊轶侠(2019)^[12]提出要深入探索、厘清认识并防范专项债券发行的相关风险,进一步发挥地方专项债券稳定投资、支持基础设施补短板的重要作用。卢彦宁(2018)^[13]对包头市土地储备专项债梳理分析后发现,该市土储专项债存在偿还风险,在详细分析其

形成原因的基础上,提出了防控偿还风险的应对措施。

还有部分学者对我国地方政府专项债券某一特定品种展开了研究。晏阳和黄春妹(2019)^[14]阐述了广西省土地储备专项债券发行和管理的实际情况,并探索其有效改进的实践途径。许鹏(2019)^[15]从政策内涵上分析了棚改专项债券,认为它是一项财税和金融保障政策,是规范地方政府举债行为的重要举措,也是一种财政创新融资工具,但也发现它在项目条件、融资规模、利率定价以及配套政策等方面存在诸多局限性。刘国龙(2011)^[16]结合我国公路建设融资现状,分析了在我国发行公路建设项目收益债券的必要性和可行性。郭甲男(2019)^[17]介绍了高校专项债券内涵、政策背景、发行情况及发行步骤,探讨了其发行可能存在的风险,并认为发行高等学校专项债券可能是目前以及未来很长一段时间内支持高校基础条件建设最合规、最方便的融资手段。

从国内的研究来看,随着近两年我国地方政府专项债券的快速发展,学者们从理论和实践上对其展开了多方面的研究,对专项债券后续发展完善有一定的参考和指导作用。但已有文献尚未发现专门对我国地方政府专项债券发行问题的研究,因此,本文基于我国2019年发行的823只地方政府专项债券的相关数据信息,从专项债券发行主体、发行规模、发行品种、发行利率、发行期限及发行方式6个维度,分析当前我国地方政府专项债券发行的现状和存在的主要问题,并提出有针对性的改进措施和政策建议,以期完善我国地方政府专项债券的理论及实践提供有益的参考。

二、中国地方政府专项债券的发行现状分析

自2015年实施新《预算法》开始发行地方政府专项债券以来,为了规范地方政府专项债券的管理,全国人大、国务院和财政部相继制定出台了一系列的相关法规政策,如《关于加强地方政府性债务管理的意见》《地方政府专项债券发行管理暂行办法》《关于做好地方政府专项债券发行及项目配套融资工作的通知》等,从地方政府专项债券的概念框架到具体操作,从基本原则到发行细节,逐渐完善和深化。而且,随着专项债券的发展,相关政策对专项债

券的管理和限制也在逐步放开,如发行限额在逐年扩大,对发行期限结构的限制解除,以及发行方式的扩充等。在这些法规政策的规范和指导下,我国地方政府专项债券快速、良性发展。从2015年到2019年,地方政府专项债券发行规模由9744亿元快速增长到25882亿元,年均增长27.66%,发行只数由388只增长到823只,净融资额由9744亿元增长到21602亿元。特别值得一提的是2019年,可以说是我国地方政府专项债券发行以来最闪亮的一年,发行规模、发行品种等都是前所未有的,因此本文选取2019年发行的823只地方政府专项债券为分析基点,以期通过“解剖麻雀”的分析方式来反映我国地方政府专项债券发行的现实状况。

(一) 发行品种

经梳理2019年全年我国发行的823只专项债券发现,目前地方政府专项债券命名方式大致有两类:一类是直接以“某某政府专项债券”命名,如“2019年北京市政府专项债券(七期)”,其发行数量为135只,发行规模为5770.55亿元,加权平均利率为3.58%;另一类是以专项债券所对应的项目名称命名,如“2019年深圳市(本级)污水处理专项债券(一期)”,其发行数量为688只,发行规模为20111.70亿元,加权平均利率为3.38%。目前以项目名称命名的专项债券的发行品种有40种,其中土地储备专项债券、收费公路专项债券和棚户区改造专项债券3个品种是由财政部发文命名和规定的,其余由地方自主命名的有轨道交通、市政发展、产业园区建设、生态环保、高校建设、医疗卫生、文化旅游、保障性住房等37个品种。从表1中可以看出,同为财政部发文规定的地方政府专项债券,土地储备专项债券、收费公路专项债券和棚户区改造专项债券在发行主体、发行方式上具有一致性,但是由于项目类型不同,因而在还款来源、发行期限等方面有着各自的特点。

(二) 发行规模

从总体发行规模看,2019年全年我国共计发行了823只专项债券,累计发行规模为25882.25亿元(详见图1)。新增专项债券规模为21487亿元,占比83.02%;再融资专项债券规模为4395.25亿元,占比16.98%。与2019年相比,2018年专项债券的发行数量和发行规模仅有547只和19463.12亿元,远小于2019年的发行数量和规模。

表1 土地储备、收费公路和棚户区改造专项债券发行情况

类别	土地储备专项债券	收费公路专项债券	棚户区改造专项债券
还款来源	项目对应并纳入政府性基金预算管理的国有土地使用权出让收入或国有土地收益基金收入	项目对应并纳入政府性基金预算管理的车辆通行费收入、专项收入	项目对应并纳入政府性基金预算管理的国有土地使用权出让收入、专项收入
发行期限	债券期限与土地储备项目相适应，原则上不超过5年	债券期限与收费公路收费期限相适应，原则上不超过15年	应当与棚户区改造项目的征迁和土地收储、出让期限相适应，原则上不超过15年
发行主体	专项债券的发行主体省、自治区、直辖市政府及经省级政府批准的计划单列市政府。设区的市、自治州、县、自治县、不设区的市、市辖区政府确需发行专项债券的，由省级政府统一发行并转贷给市县各级政府 ^[18] 。		
新增限额分配公式	某地区新增限额=[该地区财力×系数1+该地区重大项目支出×系数2]×该地区债务风险系数×波动系数+债务管理绩效因素调整+地方申请因素调整		
发行方式	承销、招标发行		

注：新增限额分配公式中的系数1和系数2根据各地区财力、重大项目支出以及当年全国新增地方政府债务限额规模计算确定。用公式表示为：系数1=(某年新增限额-某年新增限额中用于支持重大项目支出额度)/(∑i各地政府财力)，其中某地区政府财力=某地区一般公共预算财力+某地区政府性基金预算财力；系数2=(某年新增债务限额中用于支持重大项目支出额度)÷(∑i各地重大项目支出额度)。

资料来源：根据财政部网站、中国债券信息网有关信息资料整理而成。

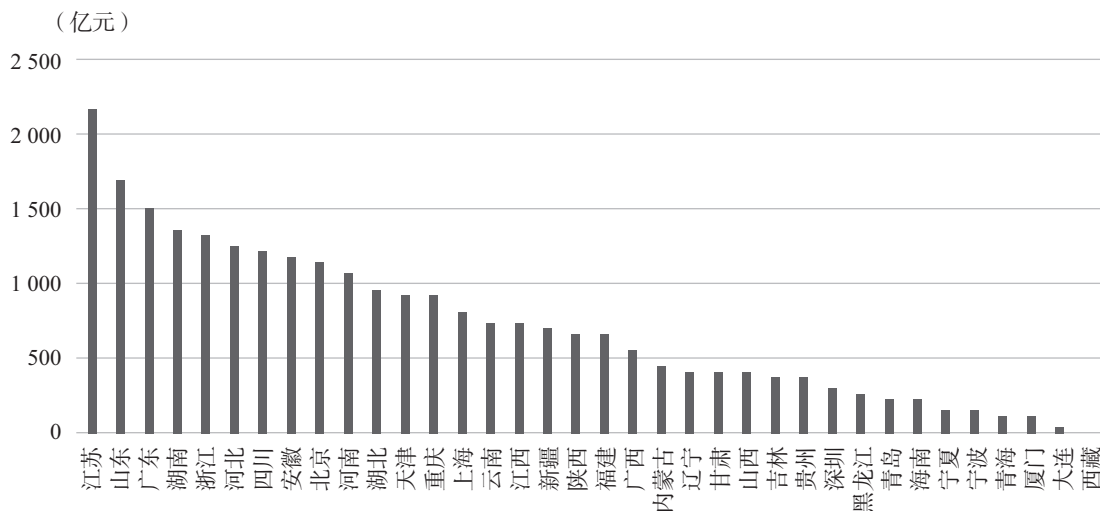


图1 2019年各发行主体专项债券发行总体规模

数据来源：WIND（万德数据库）。

从地区发行规模看（见表2），东部地区发行规模占了总发行规模的一半以上，占比50.52%；中西部地区发行规模大体相当，各占总发行规模的24.69%与24.79%。

从品种规模结构来看（见表3），在688只以项目名称命名的专项债券中，土地储备、收费公路和棚户区改造是各地发行最多的3个品种，三者的数量占比为53.06%，超过了以项目名称命名的专项债券发行数量的一半，而规模占比更是达到了76.89%。从平均发行规模看，土地储备专项债和棚户区改造专项债券的平均发行规模较大，分别为50.49亿元和39.62亿元，而其他品种每只债券的平均规模仅有

14.39亿元。

表2 2019年专项债券分地区发行规模及占比

地区	发行规模 (亿元)	发行规模占比
东部	13 075.06	50.52%
中部	6 391.03	24.69%
西部	6 416.16	24.79%
总计	25 882.25	100.00%

注：以辽宁、大连、北京、河北、天津、山东、青岛、广东、深圳、江苏、福建、厦门、上海、海南、浙江、宁波为东部地区；以黑龙江、河南、安徽、吉林、江西、山西、湖北、湖南为中部地区；以内蒙古、西藏、贵州、云南、重庆、青海、甘肃、陕西、宁夏、新疆、广西、四川为西部地区。

数据来源：WIND（万德数据库）。

表3 2019年以项目名称命名的专项债券发行品种结构

发行品种	发行数量	发行数量占比	发行规模(亿元)	发行规模占比	平均规模(亿元)	加权平均利率(%)
土地储备	134	19.48%	6 765.28	33.64%	50.49	3.27
收费公路	50	7.27%	1 525.51	7.59%	30.51	3.62
棚户区改造	181	26.31%	7 172.12	35.66%	39.62	3.40
其他	323	46.94%	4 648.79	23.11%	14.39	3.46
总计	688	100.00%	20 111.70	100.00%	29.23	3.38

数据来源: WIND (万德数据库)。

从新增限额的使用情况来看,截至2019年6月底,全国31个省份和5个计划单列市中,有4个地方已使用了全部的新增限额,分别为北京、上海、广西和贵州;深圳市政府专项债券限额使用也达到了99.01%,限额已使用了绝大部分。新增专项债券限额使用率最低的为辽宁省,使用率仅为9.87%(详

见图2)。总体来看,东部地区的新增专项债券限额较大,同时使用率也较高,西部地区的新增专项债券限额较小,使用率也较低。而至2019年年底,全年新增专项债券规模为21 487亿元,限额使用率达到99.94%,基本已全部使用。

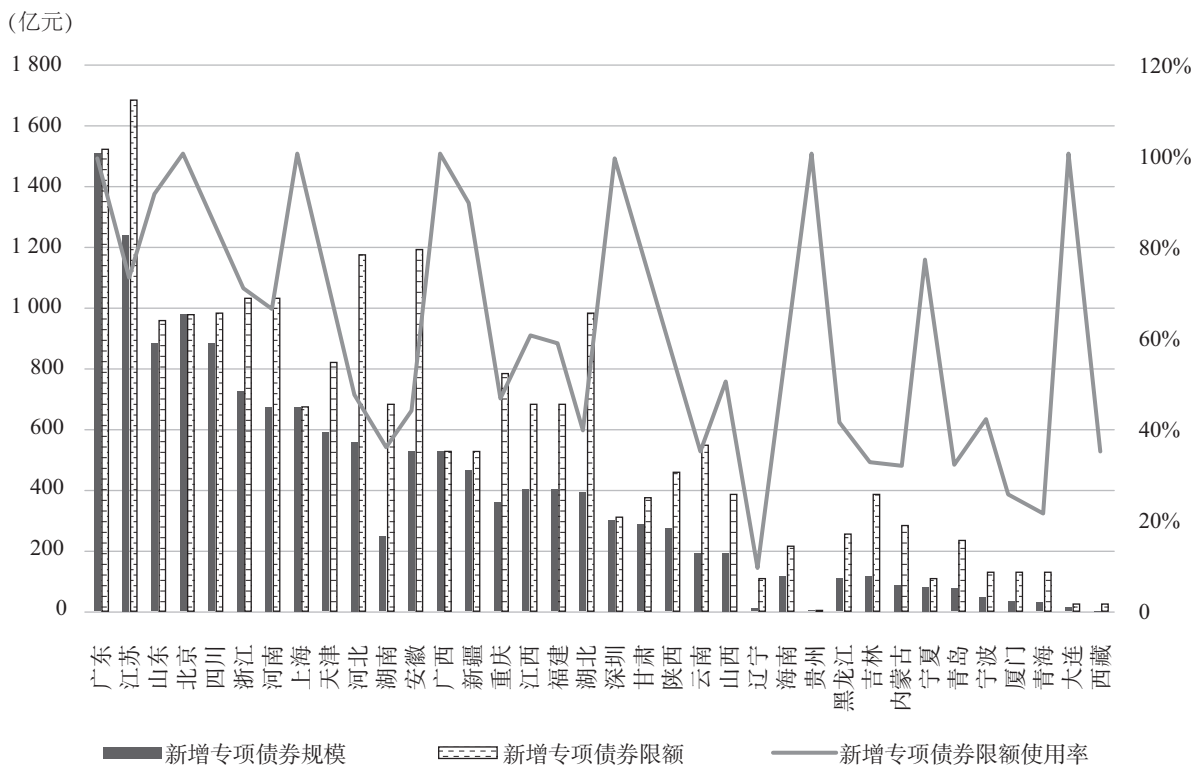


图2 2019年6月各发行主体新增专项债券限额使用情况

数据来源: WIND (万德数据库), 中国债券信息网。

(三) 发行主体、期限、利率及方式

除发行规模和发行品种外,我国地方政府专项债券发行的相关因素还有发行主体、发行期限、发行利率和发行方式。

从发行主体来看,根据现行法规政策的规定,地方政府专项债的发行主体有省、自治区、直辖市人民政府以及经省级政府批准自办债券发行的计划单列市政府(大连、宁波、厦门、深圳和青岛),截至2019年年

底,除香港、澳门和台湾外的31个省级行政区以及5个计划单列市都已经发行过专项债券。此外,本文通过梳理823只专项债券的发行文件,发现大部分省级政府都存在代市县级政府发债的情况。

从发行期限来看,在2019年全年发行的823只专项债券中,共有2、3、5、7、10、15、20、30年8类发行期限,平均发行期限为9.02年,比同期国债平均发行期限7.44年长1.58年;比同期地方政府一般债券平均发行期限12.07年短3.05年;比去年同期6.08年的平均发行期限长2.94年。这是由于

2019年对专项债券发行期限的限制放开后,地方政府发行了更多期限长的专项债券。从表4中可以看到,所发行的专项债券的发行期限集中在5~10年间,这一区间的发行数量为647只,占比78.61%;发行规模为20937.32亿元,占比80.89%,数量和规模都占了全年所发行专项债券的绝大部分。发行期限在10年以上的专项债券发行了121只,占比14.7%;发行规模为3870.43亿元,占比14.95%,其品种多为收费公路、棚户区改造、基础设施建设、乡村振兴等专项债券。

表4 2019年专项债券发行期限结构

发行期限(年)	专项债券数量	专项债券数量占比	专项债券规模(亿元)	专项债券规模占比	加权平均利率(%)
2	3	0.36%	117.50	0.46%	3.110
3	52	6.32%	957.00	3.70%	3.112
5	246	29.89%	10878.33	42.03%	3.303
7	165	20.05%	3725.08	14.39%	3.488
10	236	28.68%	6333.91	24.47%	3.507
15	49	5.95%	1323.86	5.11%	3.821
20	37	4.50%	965.39	3.73%	3.977
30	35	4.25%	1581.18	6.11%	4.076
总计	823	100.00%	25882.25	100.00%	3.428

数据来源:WIND(万德数据库)。

从发行利率来看,目前我国相关的法律和政策文件都未对专项债券的发行利率做出具体的规定。因此,我国专项债券的发行利率都是在招标发行的过程中所得到的。经梳理2019年发行的823只地方政府债券专

项债券发现,最大发行利率为4.24%,最小发行利率为2.92%,大多数债券的发行利率集中在3.1%~3.9%之间;其数量为753只,占比91.49%;规模为23581.09亿元,占比为91.11%。结果详见表5。

表5 2019年专项债券发行利率结构

发行利率	发行期限	数量	数量占比	规模(亿元)	规模占比
2.9%~3.1%	2、3	26	3.16%	558.20	2.16%
3.1%~3.3%	3、5、7、10	199	24.18%	7411.58	28.64%
3.3%~3.5%	5、7、10	389	47.27%	11824.08	45.68%
3.5%~3.7%	7、10、15、20	93	11.30%	2505.39	9.68%

续前表

发行利率	发行期限	数量	数量占比	规模 (亿元)	规模占比
3.7%~3.9%	7、10、15、20、30	72	8.74%	1 840.04	7.11%
3.9%~4.1%	10、15、20、30	31	3.77%	1 345.80	5.20%
4.1%~4.3%	15、20、30	13	1.58%	397.16	1.53%
总计	—	823	100.00%	25 882.25	100.00%

数据来源：WIND (万德数据库)。

从平均利率看, 2019年所发行的专项债券平均发行利率为3.43%, 比同期国债平均发行利率3.1%高出了33个基点; 比地方政府一般债券平均发行利率3.53%低了10个基点; 比去年专项债券平均发行利率4.00%低了57个基点。表6将相同发行期限的专项债券和一般债券的平均利率进行了比较, 可以看到相同发行期限下, 一般债券和专项债券的平均利率相差不大, 且3年期和30年期专项债券的平均利率还要小于一般债券平均利率。

表6 专项债券与一般债券利率加权平均利率对比

发行期限	一般债券平均利率 (%)	专项债券平均利率 (%)
2	2.90	3.05
3	3.17	3.11
5	3.30	3.30
7	3.47	3.49
10	3.46	3.51
15	3.78	3.82
20	3.90	3.98
30	4.15	4.08

数据来源：WIND (万德数据库)。

从发行方式来看, 在2019年3月《关于开展通过商业银行柜台市场发行地方政府债券工作的通知》发布前, 我国地方政府债券的发行方式主要是招标^①, 对于发行规模较小的地方政府专项债券则采用公开承销方式^②。而后根据新规, 除上述分销方式

外, 地方政府债券还可以通过商业银行柜台进行发行, 具体方法为: 由承销团中自愿参与承销的柜台业务承办银行招标, 招标结束后, 于分销期内通过网点柜台或电子渠道向个人以及中小机构等柜台业务投资者分销。本文梳理分析后发现, 目前在专项债券发行中已采用过商业银行柜台发行方式的地方有上海市、北京市、四川省、山东省、陕西省、浙江省、宁波市, 但只能是在该债券的地区范围内发行。

三、中国地方政府专项债券发行现存的主要问题及其成因分析

(一) 发行主体范围小, 资金分配链条长

根据《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》和《地方政府专项债券发行管理暂行办法》的规定, 专项债券的发行主体为省、自治区、直辖市以及经省级政府批准自办债券发行的计划单列市。市县级地方政府确需举债的, 由省、自治区、直辖市政府代为举借, 《关于试点发展项目收益与融资自求平衡的地方政府专项债券品种的通知》也规定, 市县级政府确需举借相关专项债务的, 依法由省级政府代为分类发行专项债券, 转贷市县使用。

在地方政府自主发债的起步阶段, 对发债主体范围的限制是有效防控地方政府债务风险的正确选择。但另一方面, 这与国际上项目收益债券“谁发行, 谁使用”的原则相悖。本文在梳理2019年823只专项债券的发行文件后就发现了这一问题: 大部分省、自治区、直辖市以及计划单列市政府的下属市、县乃

① 即发行人先向债券承销团进行招标, 原则上采用单一价格招标方式, 招标标的为利率或价格; 在招标结束后, 中标的承销团成员可在分销期内通过交易场所场内挂牌或场外签订分销合同的方式向符合规定的投资者分销。

② 即各发行主体的财政部门与主承销商协商确定发行利率区间后, 由簿记管理人组织承销团成员发送申购利率和数量意愿, 按事先确定的定价和配售规则确定最终发行利率并配售。

至乡一级政府都存在着举债融资的需求，大量专项债券所筹集资金都是用于市县政府的土地储备、基础设施建设等项目，因此这类专项债券的发行主体和资金使用主体不一致。这导致了一系列问题，省级政府以自身财力、偿债能力为担保，代市县级政府发行专项债券，从而下级政府获得了成本相对较低的融资，由此会存在上级政府对市县政府的隐性担保。同时，在上级政府代发模式下，市县级政府并非直接的发行主体，因此缺乏市场意识和偿债责任意识。而责任承担的不明晰，会导致各政府部门的权责不对等问题。市县级政府的发债资金本就是由省政府转贷的，再分配给下级的各部门使用，就会由于资金分配的链条过长，导致信息不对称以及资金使用部门的“债务意识”弱化，存在将发债资金和上级转移支付资金对等的风险。

之所以会存在这一问题，主要是由于以下两个原因：一是从融资成本角度来说，由于上级政府拥有更高的信用评级和更好的偿债能力，因此由上级政府代发会降低下级政府举债融资的成本，但这是由于隐性担保的存在才实现的；二是目前我国各级政府的债务管理能力和管理水平参差不齐，尤其是东部地区和中西部地区地方政府的债务管理水平差距较大，因此出于债务风险防控的考虑，为了避免地方政府债务再次出现混乱和无序扩张，才将发行主体的范围限制在省级政府和五个计划单列市。

（二）发行品种多而杂，分类缺乏规范性

通过对专项债券发行品种进行分析，能够发现2019年专项债券的发行品种相较于2018年已经得到了很大的丰富。然而，这些根据《关于试点发展项目收益与融资自求平衡的地方政府专项债券品种的通知》文件精神所发行的专项债券存在很多问题：一是地方政府探索发行的品种虽然多了，但却缺乏规范性，有些发行品种募集资金用途原本是相似的，可以作为同一个品种，但命名时却并不相同，如2019年河北省园区建设专项债券（一期）和2019年广东省沿海经济带产业发展专项债券（一期），两者募集资金都是用于省内工业园区的建设，名称却不统一。二是相比于财政部明确命名发行的土地储备、收费公路和棚户区改造3个品种，各地方政府自主命名发行的专项债券品种多是小而散的，小是指每只债券的发行规模都不大，平均发行规模为14.39亿元，为所有专

项债券平均规模的1/2和土地储备专项债券平均规模的1/3，有些规模小的专项债券发行金额仅为1亿，这可能会增加这些专项债券的发行成本和管理成本。

之所以会出现这种情况，是因为自2017年6月《关于试点发展项目收益与融资自求平衡的地方政府专项债券品种的通知》这一政策发布后，除了土地储备、收费公路和棚户区改造这3个品种，政府再没有制定和出台过与专项债券的发行品种相关的文件，也没有在专项债券相关文件中对发行品种的分类等做出相关规定。而在地方政府层面，各地发行专项债券主要由具体项目的融资需求决定，在缺乏统一划分标准的情况下，无法对项目和债券种类进行分类整合，自然会出现一个项目就是一个发行品种并且每个发行品种发行的专项债券规模较小的问题。

（三）限额制定不合理，地区规模差距大

我国地方政府专项债券的限额管理规定为：由国务院确定地方政府专项债券的全国总限额报全国人大批准，财政部在全国限额内测算分配各省份的专项债券限额，各省份在财政部分配的限额内再测算和分配各市县级政府的限额，即全国与单个地方政府专项债券发行规模都必须控制在国务院与财政部所规定的限额内，且地方政府专项债券限额是逐级下达的，各级地方政府都无法自主决定专项债券限额，只能在不突破限额的前提下由本级人大决定实际的发行规模。而目前我国在国内外需求持续走弱，经济面临的下行压力加大的情况下实施的减税降费等政策措施，使得增值税、个人所得税、企业所得税等税收收入增速不高，因此财政收支压力较大。而截至2019年9月末，本年度2.15万亿新增专项债券基本发行完毕，2019年9月初，财政部又提出要提前下达2020年地方政府专项债券新增额度，根据十三届全国人大常委会第七次会议决议，提前下达额度最高规模为1.3万亿。这说明目前专项债券实际上存在着增发空间，且当前地方政府发行的专项债券中大部分为项目收益与融资自求平衡的专项债券，若项目监管得当，风险不大。但地方政府受制于专项债券的限额规定，无法自由地根据融资需求发行专项债券。由此可见，目前的专项债券限额规定显得不尽合理。

从专项债券的限额分配来看，目前的地方政府专项债券额度分配主要考虑的还是对地方政府债务风险的控制，总体来说存量债务多、财政收支情况差、债

务风险较大的地区能分配到的债券限额较少,存量债务少、财政收支情况较好、债务风险较小的地区分配到的债券限额较大。这一限额分配方式虽然有利于控制地方政府债务风险,但也容易导致债券额度安排产生马太效应^①。2019年专项债券的发行规模就存在着这一问题,东部地区发行规模比中部和西部两者加起来还要多。我国中西部地区融资需求较东部地区强烈,发行专项债券的空间最大,但由于我国强调偿债能力与举债规模相匹配,负债率高、债务风险较大、偿债能力有限的中西部地区限额分配较少;原本就较为发达、地区基建需求较小、项目融资条件较好的东部地区,反而能够获得更多的限额分配。因此,这样的债券额度分配方式难以发挥专项债券为地方政府基础设施建设项目融资的效果。

专项债券限额制定目前采用从上往下的制定模式,主要原因在于我国地方政府专项债券的发行时间并不长,还处在地方政府债务转型期,目前地方政府存量债务还未完全消化,地方政府债务风险还未完全消除,在这一情况下,为了避免地方政府再次过度举债,产生新的债务风险,才将专项债券限额制定的权力一层层向上集中。此外,可能存在的未经审计的地方政府存量隐性债务,也导致国家对地方政府自主决定发行限额和发行规模的谨慎。但是从长远来看,随着地方政府存量债务的进一步消化、地方政府债务的进一步公开透明、地方政府债务管理制度的进一步完善,地方政府应该逐渐获得自主决定发行限额和发行规模的权力,以使得实际融资和融资需求更加匹配。

(四) 长期债券占比小,债券期限与项目期限错配

根据2019年4月印发的《关于做好地方政府债券发行工作的意见》的规定,对专项债券发行的期限结构的限制已经完全放开,在此之前,7年期及以上专项债券的发行规模受到限制,不能超过全年发行规模比例的50%。尽管如此,7年期及以上专项债券的规模占总发行量的比例仍然只有53.82%,刚超过总发行规模的50%,加权平均期限也只有8.26年,小于国外类似地方债券的平均期限。而专项债券所募

集的资金都是投向期限较长的项目,因此,可能会出现期限较短的债券到期后未能完全清偿,需要发行再融资债券进行融资的情况,2019年上半年发行的再融资专项债券中就有此类情形出现。

除此之外,在梳理专项债券发行文件后,笔者发现许多专项债券存在着债券期限和项目期限不匹配的问题。虽然《关于做好2018年地方政府债券发行工作的意见》规定了地方政府债券在发行时可以设定到期偿还、提前偿还、分年偿还等不同形式的本金偿还条款以防止出现资金闲置和挪用等情况,但在2019年上半年发行的专项债券中,仅有北京、深圳、广东、河北四个省市的24只债券采用了2+1年含权^②、分期还本^③、5+1+1年期含权等期限设置,其余专项债券均未设置类似条款。这些专项债券中,有些发行期限要长于所对应项目的期限,这样安排或许是出于提高债券本息兑付的安全性的考虑,但也会导致资金的闲置和融资成本的提高,还会使资金面临被挪用的风险。

所发行的专项债券之所以长期债券占比小,一是因为在过去的监管规则下形成的惯性。对于专项债券期限结构的限制直到2019年4月《地方政府专项债券发行管理暂行办法》发布后才完全放开,在放开期限限制前,7年期及以上专项债券的发行都不能超过总发行规模的一定比例,因此在此之前地方政府都形成了发行期限较短的专项债券的倾向。二是许多地方政府发行的专项债券所对应项目的期限都不长,对期限较长的项目也经常分期发行债券融资,因此减少了长期债券的数量和占比。

(五) 发行利率区分度低,存在隐性担保问题

根据我国地方政府债券相关法规政策规定,专项债券的利率不受任何限制,完全由公开招标发行的方式确定。虽然专项债券名义上都是由项目收入和政府性基金收入偿还,但实际上依然存在着地方政府对专项债券的隐性担保,这从专项债券与一般债券的平均发行利率的现状对比中就可以看出来。一般来说,由于专项债券都是由项目收益和政府性基金收入作为还

① 马太效应是社会学家和经济学家们常用的术语,它反映的社会现象是两极分化,即富的更富,穷的更穷。

② 即发行人拥有对于专项债券的提前赎回权,根据发行人是否行使赎回权,专项债券有着不同的发行期限,如2+1含权代表发行人若行使赎回权,则债券发行期限为2年,若不行使赎回权,则发行期限为3年。

③ 即专项债券的本金在债券到期前分年度提前偿还。

本付息的来源，而一般债券的本息是由地方政府一般公共收入偿还，最后债务责任人是地方政府，因此，相对来说，专项债券的违约概率更大，发行利率通常也要高于一般债券。但2019年发行的地方政府债券中，专项债券的加权平均利率要比一般债券的低10个基点，相同发行期限下，3年和30年期专项债券的平均发行利率也要低于一般债券平均发行利率。两者的信用风险定价差异不大，说明专项债券存在隐性担保问题，即市场默认地方政府对专项债券的本息也会承担最后的偿还责任。这在专项债券的信用评级中也有所体现——所有的一般债券和专项债券评级都是AAA，这说明我国专项债券的发行主体的偿债风险并未完全隔离，发行利率的市场化不完全，有待进一步完善。

地方政府专项债券与一般债券的发行利率区分度低，本质上还是由地方政府对专项债券存在隐性担保所导致的。因为根据定义，专项债券是只以公益性项目对应的政府性基金或专项收入还本付息的政府债券，这代表任何一只专项债券在发行时与其发行主体本身都是有风险隔离的，它的发行利率、潜在风险等只与其所对应项目的现金流等有关，而与发行主体本身的政府层级、财政收支状况等无关，即使最后专项债券发生违约，地方政府也不能将来自项目之外的资金作为偿债资金的来源。因此，从理论上来说，相同发行期限的专项债券的发行利率要高于地方政府一般债券，因为后者有地方政府的一般公共收入作为还本付息的担保。然而若地方政府和投资者默认即使专项债券违约，地方政府也将承担最终的偿还责任，则专项债券与一般债券就没有本质上的区别了，因此自然会出现专项债券发行利率与一般债券区分度低的情况。

（六）柜台发行未推开，投资者结构过于集中

我国地方政府专项债券市场是地方政府融资的重要来源，近年来，专项债券市场发行增长迅速，但债券流动性仍然相对较低，绝大部分债券由银行持有。中小机构或个人投资者想要购买专项债券主要是通过银行柜台发行这一渠道，但通过对发行方式现状的梳理和分析发现，截至2019年6月30日，虽然允许专项债券在商业银行柜台发行的文件已经出台了4个月，但依然只有6个省份采用了这一发行方式，远未推开，另外29个发行主体使用的仍是过去单一的发

行方式，这限制了中小机构及个人投资者进入专项债券的市场。且根据文件的规定，商业银行柜台发行只能是在本地区范围内，这就意味着，基本只有本地区的投资者能在商业银行柜台市场购买本地区的专项债券，排除了外地投资者进入本地专项债券市场的可能。如此看来，目前我国专项债券的发行方式对于扩大个人和中小机构投资者比例的作用有限，也不利于中西部地区发行的专项债券的销售。

从表7中可以看到，截至2019年6月底，市场上地方政府债券的存量规模为201133.97亿元，其中专项债券存量规模为84500.00亿元，而通过商业银行柜台市场发行并被持有的地方政府债券仅有48.71亿，占地方政府债券总存量的比例仅有0.02%。绝大部分的地方政府债券都集中在银行间债券市场，占总存量的比例为98.23%，而其中又以商业银行和政策性银行为主要的持有主体，两者所持有的地方政府债券占比分别为86.38%和8.53%，远高于其他机构和个人的持有比例。以上数据说明我国地方政府债券的柜台发行还未有效推开，投资者结构和持有主体结构存在着过度集中的问题。这会导致地方政府债务风险过度集中在银行，且会降低地方政府债券的流动性，不利于引导居民储蓄为地方政府提供资金来源。

柜台发行难以普及，投资者结构过于集中，究其原因主要在于两个方面：一是我国的债券市场是以银行间债券市场为主的。从上文对表7的分析可以看到，我国债券市场虽然名义上分成银行间债券市场、交易所市场、商业银行柜台市场和2016年新成立的自贸区市场4个子市场，但实际上银行间债券市场占据了债券市场的绝大部分份额，其参与者只能是各类机构投资者，其中又以商业银行和政策性银行为绝对的主力。银行作为地方政府的贷款机构以及债券承销机构，往往由于债务置换以及债券招标成功后直接持有至到期而持有绝大多数地方政府专项债券。二是我国个人投资者投资债券的渠道少，没有形成投资债券的习惯。长期以来，我国个人投资者投资债券的直接渠道只有交易所市场，而个人在交易所市场投资债券的门槛是账户资金超过300万元，这就排除掉了大部分个人投资者。除此之外，个人就只能通过购买银行理财或基金等金融产品间接投资债券。因此，这就导致长期以来我国个人投资者对债券投资的参与度低，

表 7 2019年6月底地方政府债券持有者结构

市场	债券持有主体	持有规模(亿元)	占比
银行间债券市场	政策性银行	17 148.48	8.53%
	商业银行	173 741.93	86.38%
	信用社	1 181.04	0.59%
	保险机构	1 290.34	0.64%
	证券公司	779.03	0.39%
	非法人产品	3 341.99	1.66%
	其他	79.87	0.04%
	小计	197 562.68	98.23%
柜台市场		48.71	0.02%
交易所市场		3 492.58	1.74%
自贸区市场		30.00	0.01%
总计		201 133.97	100%

数据来源: WIND (万德数据库)。

热情不高。2019年虽然放开了地方政府债券的商业银行柜台发行市场,但由于时间过短,过去的投资习惯还存在惯性,因此个人投资者对专项债券的投资也难以发生很大变化。这两个因素综合导致我国专项债券柜台发行难以普及和投资者结构单一的现状。

四、完善中国地方政府专项债券发行的对策建议

针对目前我国专项债券发行中现存的主要问题,笔者认为应从以下几个方面加以完善和解决。

(一) 扩大发行主体范围,发债权力下移

从我国地方政府专项债券发行现状来看,2019年发行的专项债券有很大一部分资金投向的是市县级基础设施建设等项目,未来随着城镇化水平的进一步加快,市县级地方政府也将承担大部分的支出责任。参考日本地方公营企业债券发行的相关经验,本文建议应给予市县级地方政府一定的自主举债权,发行及偿还主体可适当地放到下级地方政府授权的项目主体或者运营主体之上,根据项目特点发行相应的债券,以更好地保障其资金需求。

我国地方政府债券发行主体的扩大方式可遵循从计划单列市扩大到地级市一级,再从市一级逐步向县

一级转移扩大的路径,其进展速度应与我国资本市场的完善程度、财政管理体制的健全程度相适应,以加强市县级政府的市场意识和偿债意识,同时也能提高市县级政府的发债积极性。当然,发行主体扩大后可能会出现各级地方政府无序发债的局面,针对此,可由上级政府加强对下一级地方政府专项债券发行的监督,在确定下一级发债主体的地位前,由上一级政府进行审核批准,符合发债标准才能作为自主发债主体,以此作为相应的风险防范举措。

(二) 明确专项债券发行规定,确定分类标准

从上文对现状和问题分析中可以看到,目前我国对专项债券的定义并不明确,究竟哪些项目可以作为专项债券发行,文件规定和实践中的做法并不统一。因此,要进一步明确专项债券的定义,明确规定可发行专项债券融资的项目需满足的条件和标准。若对应的专项收入和政府性基金收入无法覆盖债券本息的项目可以发行专项债券融资,则应该将其与项目收益和融资自求平衡的专项债券通过明确的定义严格区分开来,同时对其还本付息要制定不同的规则,以避免隐性担保问题,否则应避免通过发行专项债券为其融资。

发行品种方面,虽然目前发行品种数已经得到了很大的丰富,但显得杂乱,没有任何分类标准和依据,基本是一个项目发行一种债券。因此,需要规范发行品种,确定专项债券不同品种的分类标准和依据。具体来说,可按债券的偿债资金来源进行分类,并根据所制定的标准发行债券;还可以借鉴日本的方式,即按照债券所募集资金的投向对债券进行分类。依照后一种分类方式,2019年河北省园区建设专项债券(一期)和2019年广东省沿海经济带产业发展专项债券(一期)都应该属于园区建设专项债券。

专项债券定义的明确,将有助于建立专项债券项目的审核和审批机制,帮助辨别和确定哪些项目可以通过发行专项债券融资,以及通过何种方式来发行专项债券融资。例如,明确定义后可以根据项目收益对债券本息的不同覆盖比例来设置其发行和偿还规则。而发行品种的规范,可以实现对专项债券的精细化管理,有利于不同地区后续发行相同类型的专项债券时进行比较和借鉴。

(三) 逐步打破限额管理,弥补地方基建资金缺口

从专项债券发行现状看,现有的“自上而下”的限额管理与各地方实际的融资需求有着较大差距,可能出现动用上年额度或提前使用下年新增额度的情况。同时,目前发行量最大的以项目名称命名的专项债券是能够实现项目收益与融资自求平衡的,对其进行限额管理意义不大。因此,针对现行债务限额管理存在的问题,可分为两个阶段来逐步改革专项债券限额管理的机制。第一阶段,考虑基层政府的实际融资需求,将“自上而下”的专项债券限额管理模式改为“自下而上”的申报模式。由各县市根据自身的经济建设融资需求和财力状况,测算本级的债券发行需求量,上报省级政府作为参考,省级政府再整合本省份的总体债券发行需求,按照本省份的整体债务存量和债务风险进行相应的调整,上报国务院作为参考,最终由全国人大确定当年的债券发行限额。同时,为防止地方政府在限额管理机制下再次出现变相举债的现象,应建立起完善的债务风险防控体系。第二阶段,逐步放松限额管制,借鉴发达国家的经验,通过设置合理的债务控制指标实现对债务规模的控制,增加政府债券发行的灵活性,推进地方政府专项债券市场的发展。

同时,由于发行限额放开后可能会再次出现地方政府债务规模大幅扩张,债务风险聚集的问题,因此地方政府专项债券发行限额的放开还应与我国债券市场的发展相匹配。比如美国的市政收益债券虽然在发行规模上也不受限制,但由于美国的债券市场发展较为成熟,因此若市政收益债券的发行项目收益偿债能力有限,则该债券的评级就不会太高,其发行规模也会自然地受到限制。而目前我国所有地方政府专项债券的评级都是最高评级,债券市场并没有起到筛选作用,因此未来逐步放松专项债券发行限额管制的同时还应当完善专项债券市场建设,优化信息披露和信用评级制度。

(四) 提高长期债券发行比例,灵活设置债券本金偿还条款

针对目前发行期限存在的长期债券占比小,项目期限与债券期限不相匹配的问题,笔者认为可以从提高长期专项债券发行比例和灵活设置债券本金偿还条款着手。要提高长期专项债券发行比例,主要得提高10年期及以上专项债券的发行比例,这样便可降低债券到期后项目收益不及预期而发生违约,需要发行再融资债券的风险。而提高10年期及以上长期债券发行比例可能导致项目期限与债券发行期限不匹配的问题,可以通过灵活设置特殊的债券本金偿还条款来解决,如已经被北京市使用过的含提前赎回权的发行条款和深圳市使用过的在债券到期前分年度偿还本金的条款,通过设置“固定+浮动”期限,在项目收入与预期相同时可让债券正常到期,而在项目收入好于预期,有足够资金时,便可提前偿还本金,从而减少资金闲置。当然,专项债券发行期限主要还是受项目建设和运营期限的影响,因此要在项目本身期限的限制内,尽可能地提高长期债券发行比例,同时灵活设置债券偿还条款。

(五) 实现发行利率市场化,破除隐性担保

要解决专项债券利率市场化不完全,平均利率低于一般债券平均利率以及地区之间发行利率差距较大的问题,首先要防止地方政府对专项债券招标发行的行政干预和窗口指导,禁止地方政府通过财政存款和国库现金管理操作等手段变相干预债券发行定价,以使债券发行利率合理反映债券种类差异和项目差异。其次需要破除专项债券的隐性担保。具体来说,当前专项债券隐性担保问题的存在主要是因为发行主体与

项目之间的隔离不完全。未来对于新增项目收益债券,应当逐步淡化省级政府担保兜底的色彩。从长远来看,可以借鉴国外的相关经验,由地方政府授权所对应项目的项目主体或运营主体作为专项债券的发行主体和偿债主体,根据项目特点发行相应债券,并以项目的预期收益作为偿还来源,以此破专项债券的隐性担保问题。专项债券发行利率的市场化虽然会略微提高专项债券利率,增加地方政府的融资成本,但利率的市场化也能保证地方政府专项债券能顺利发行,尤其是大规模发行时;同时,还能增加专项债券对各类投资者的吸引力。而破除隐形担保,能够有效隔离地方政府和债券项目之间的风险,防止地方政府债务风险再次聚集。

(六) 全面推开柜台发行方式,丰富投资者结构发行方式方面,为了解决柜台发行方式未推开、投资者结构过于集中、中小机构及个人投资者参与度

低的问题,需要逐步扩大柜台发行的试点范围,并在这一发行方式成熟后,向全国进行推广和普及。同时,专项债券通过商业柜台发行时只能在本地区范围内发行的这一限制,在未来也可以逐步放开,只要商业银行通过招标得到承销额度,可以不受地域限制在全国网点发行,还可以开通网上银行申购,方便个人投资者投资专项债券。与美国、日本的项目收益债券的投资者结构相比,我国地方政府专项债券的银行持有比例过高,可提高非银机构如基金的投资比例,同时增加银行分销渠道,探索互联网金融分销方式;鼓励社会保险基金、住房公积金、企业年金、职业年金、保险公司等非银金融机构投资者以及个人投资者在符合法律法规等相关规定的前提下投资专项债券。投资者范围的扩大,将扩大专项债券的一级市场发行范围,提高二级市场流动性,增强一二级市场的联动效应。

参考文献

- [1] 财政部. 全国各地发行新增专项债券 2.19 万亿元 发行进度 96% [EB/OL]. (2020-06-24) [2020-09-07]. <http://finance.sina.com.cn/roll/2020-06-24/doc-iirczymk8776420.shtml>.
- [2] 本刊编辑部. 中国地方政府专项债券管理研讨会 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (6): 129.
- [3] 李经纬, 唐鑫. 中国地方政府债券发行制度设计思考——基于国际经验和新经济社会学视角 [J]. 社会科学家, 2014 (6): 50-54.
- [4] 杨孟著. 地方政府发行专项债可优化债务结构 [N]. 证券时报, 2019-06-13.
- [5] 安轩治. 地方政府专项债券: 特征、功能与融资能力提升 [J]. 中小企业管理与科技 (下旬刊), 2019 (4): 122-123.
- [6] 高国华. 地方政府专项债新规对地方经济的影响 [J]. 债券, 2019 (7): 36-40.
- [7] 田进. 关于地方政府专项债券的思考 [J]. 经济师, 2019 (11): 67, 69.
- [8] 锐语. 地方政府专项债券: 稳增长、补短板与强改革 [J]. 上海企业, 2018 (11): 43-44.
- [9] 陈琴. 专项债管理改革: 开好“前门”的风向标 [J]. 新理财, 2018 (5): 26-31.
- [10] 张增磊. 地方政府专项债券面临的主要问题及对策 [J]. 地方财政研究, 2019 (8): 51-57, 63.
- [11] 乔宝云, 刘乐峥. 中国地方债: 成长的烦恼 [J]. 财政科学, 2017 (7): 67-73.
- [12] 樊轶侠. 完善专项债发行使用机制 [J]. 中国金融, 2019 (13): 79-80.
- [13] 卢彦宁. 包头市政府土地储备债务偿还风险控制研究 [D]. 呼和浩特: 内蒙古大学硕士学位论文, 2018: 8.
- [14] 晏阳, 黄春妹. 广西: 土地储备专项债券发行和管理的实践 [J]. 中国土地, 2019 (6): 56-57.
- [15] 许鹏. 棚户区改造专项债券的政策内涵、劣性分析及政策建议 [J]. 中国地质大学学报 (社会科学版), 2019, 19 (1): 168-177.
- [16] 刘国龙. 公路建设项目收益债券融资的理论分析 [J]. 商业时代, 2011 (13): 70-71.
- [17] 郭甲男. 高校专项债券发行探究及对策建议 [J]. 财会学习, 2019 (12): 221-222.
- [18] 财政部, 国土资源部. 关于印发《地方政府土地储备专项债券管理办法 (试行)》的通知 [EB/OL]. (2017-05-16) [2019-10-24]. http://www.mof.gov.cn/mofhome/he/lanmudaohang/zhengcefagui/201706/t20170601_2613336.html.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

基金经理社会网络、业绩排名与净值暴跌风险

Fund Managers' Social Network, Fund Ranking and Crash Risk

许林 张晓华 钱崇秀

XU Lin ZHANG Xiao-hua QIAN Chong-xiu

[摘要] 从社会网络视角解释机构投资者的行为特征是近年来学术界探讨的热点话题。基金经理在追赶业绩排名时的投资行为趋同可能会引发基金净值暴跌，分析其影响机理对防范金融资产价格暴跌风险和维护证券市场稳定具有重要作用。本文基于中国1312只开放式股票型基金2010—2017年的面板数据，从基金经理社会网络和业绩排名变化所引发的羊群效应视角，实证检验基金经理投资行为对基金净值暴跌风险的影响。研究发现，基金业绩排名对基金前十大重仓股比例的影响存在显著行情效应，业绩排名压力会迫使基金经理采取冒险行为，进而增大基金净值波动风险。此外，基金业绩排名越靠后，基金经理社会网络资源越丰富，基金净值暴跌风险就越大。文章的结论对完善资本市场信息披露制度、加强基金经理内幕信息交易的惩罚与监管制度建设具有重要的政策启示。

[关键词] 基金经理 社会网络 业绩排名 净值暴跌风险

[中图分类号] F830 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 11-0026-17

Abstract: Explaining the behavioral characteristics of institutional investors from the perspective of social networks has been a hot topic in the academia in recent years. The convergence of investment behaviors caused by fund managers in catching up with the performance rankings may lead to a sharp drop in the fund's net value. Analysis of its influence mechanism plays an important role in preventing the risk of financial asset price collapses and maintaining the stability of the securities market. Based on the panel data of 1312 open-end equity funds in China from 2010 to 2017, the impact of fund managers' investment behavior on the risk of fund net value collapse was empirically tested from the perspective of herd behavior triggered by fund managers' social networks and performance rankings. The results showed that performance rankings had a significant impact on the proportion of the fund's top 10 largest stocks, and the pressure of performance rankings would force fund managers to take risks, thus increasing the risk of fund net value fluctuations. In addition, the lower the fund's performance ranking, the richer the fund manager's social network resources, the greater the risk of the fund's net value plummeting. The conclusion of this paper has important policy implications for improving the information disclosure system of capital market, strengthening the punishment of insider information trading and the construction of supervision system.

Key words: Fund manager Social network Fund ranking Crash risk

[收稿日期] 2020-06-20

[作者简介] 许林，男，1984年11月生，华南理工大学经济与金融学院副教授，主要研究方向为基金投资与分形市场等；张晓华，女，1996年5月生，华南理工大学经济与金融学院硕士研究生，主要研究方向为基金投资研究；钱崇秀（通讯作者），女，1991年11月生，就职于广东金融学院金融与投资学院，主要研究方向为金融市场研究。

[基金项目] 教育部人文社科基金青年项目“分形市场下股价崩盘风险监测与防范措施研究”（项目编号：19YJC790163）；广东省自然科学基金项目“大资管时代下基金营销渠道创新及其风险防范研究”（项目编号：2018A030310370）；广东省哲学社科规划基金青年项目“房价波动对金融部门系统性风险影响的理论研究和数量测度”（项目编号：GD17YYJ02）；华南理工大学中央高校基本科研业务费重点项目（项目编号：XYZD202003）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，当然本文文责自负。

一、引言

股市崩盘现象时有发生,其引发的基金净值暴跌令投资者胆战心惊,资产规模缩水产生的众多“迷你基金”更是让我国基金业的发展之路充满荆棘。开放式偏股型基金作为我国资本市场上的重要载体,其投资行为和业绩排名表现对资本市场的稳定发展具有重要影响。根据中国证券投资基金业协会统计数据^①,截至2020年7月底,我国开放式基金共有6314只,其中股票基金和混合基金4186只,约占开放式基金的66.3%,总基金净值高达17.69万亿元,对资本市场的影响可见一斑。基金经理作为基金产品投资行为的主导者和基金业绩与风险的承担者,在基金运营中发挥着决定性作用,故其投资行为备受学者们的关注。其中,基金业绩排名和基金经理社会网络是近年来被重点关注的两个维度。基金经理为了追求更好的业绩排名,在构建投资组合时可能会从众模仿明星基金,最终导致羊群行为(路磊等,2014^[1]; Agarwal等,2009^[2]),同时,基金经理的社会关系网络会放大风险传染效应,进而引发资产价格暴跌。股票型基金越是位于基金资产网络的核心位置,其净值暴跌风险越小(Ozsoylev等,2014^[3];史永东和王瑾乐,2014^[4];侯伟相和于瑾,2018^[5])。然而,现有文献尚未提及基金经理追求业绩排名造成的羊群效应对资本市场产生的影响是否会受到基金经理重要信息来源——社会关系网络的影响,其是雪中送炭还是雪上加霜?将基金经理投资行为、业绩排名表现与社会关系网络联系起来,能够更全面讨论基金净值暴跌的原因,也更有利于优化金融市场风险监管政策。

已有大量文献研究表明,基金历史业绩排名是投资者做出基金产品选择的风向标。现金流会倾向于流入历史业绩好的基金,而历史业绩不佳的基金更多表现为现金流出(Chevalier和Ellison,1997^[6];肖峻和石劲,2011^[7])。为了吸引更多的资金流入,机构投资者大多将基金经理的薪酬与其业绩排名相挂钩,以期减少基金市场频现的“道德风险”和“逆向选择”问题。同时,业绩排名表现越好的基金经理,其主动管理能力也可能越强,必定会努力维持或提升业绩排名。然而,这种薪酬方案可能会适得其反,不仅难以发挥激励功效,还会使基金经理为了追求业绩

排名,选择从众模仿他人的投资组合,形成羊群效应(Agarwal等,2009^[2])。路磊等(2014)^[1]研究发现,基金业绩排名变化与羊群效应变化有着显著的正相关关系,业绩排名上升快的基金更愿意参考业绩好的基金投资组合。同时,投资者的社会网络会对资产价格波动产生显著影响。在投资者的资产组合相似度高时,若发生集体抛售,资产价格的下跌会对其他相关投资者的资产净值产生负面冲击,进而触发多米诺骨牌式的风险传染事件(Ozsoylev等,2014^[3])。这种现象在公募基金中时有发生,因为公募基金在面临资金的流入与流出时,更倾向于同比例扩张或收缩现有的投资组合,这种投资行为通过资产关系网络放大了对相关资产价格的影响(史永东和王瑾乐,2014^[4])。在市场不成熟条件下,有关负面消息的谣言容易让投资者感到恐慌,市场恐慌情绪会通过被多只基金重仓的股票迅速散播。来自中国微博等社会网络信息渠道的经验证据也表明,在危机开始后,带有恐慌情绪的消息占据了股票相关言论的40%以上(Zhou等,2018^[8])。因此,金融危机期间重仓股小幅度下跌可能会发生集体恐慌,导致大量投资者抛售股票,进而引发股市崩盘现象(Xie等,2019^[9])。

综上,已有研究对基金业绩以及基金经理社会网络进行了多方面的探讨,但大多文献研究基金业绩和基金经理社会网络与羊群行为或股市崩盘风险之间的关系,而基金经理社会网络很大程度上会影响基金业绩排名,故将基金业绩排名、社会网络和净值暴跌风险三者结合起来研究将有助于深化理解金融资产价格暴跌风险的形成机理与防范化解对策。为此,本文采用我国1312只开放式股票型基金2010—2017年的面板数据,从基金业绩排名变化和基金经理社会网络所引发的羊群效应视角考察其对基金净值暴跌风险的影响。

本文的研究贡献主要体现在以下两点:第一,区别于已有文献用中心度指标衡量基金经理社会网络特征,本文在中心度指标的基础上剔除了基金业绩排名的影响,实现对基金经理社会网络特征更为准确的刻画。第二,现有文献主要集中于研究股票市场中羊群效应对股价波动的影响,而本文将羊群效应作为中介变量,研究基金经理社会网络对基金净值暴跌风险的影响及其作用机理。

^① 数据来源于中国证券投资基金业协会官网。网址: <https://www.amac.org.cn/researchstatistics/datastatistics>。

余文的结构安排如下：第二部分为理论分析与研究假设；第三部分为变量选择与模型设定；第四部分为实证结果与分析；第五部分为结论与启示。

二、理论分析与研究假设

(一) 基金经理社会网络、业绩排名与基金投资标的之间的关系

机构投资者每天面临的信息成千上万，除去市场上公开发布的信息，还包括自身社会关系网络中的各种私有信息。社会关系网络作为一种由行动者间的关系联结而成的社会结构 (Uzzi, 1996^[10])，为基金市场上的信息传递发挥着不可或缺的重要作用。个人能够通过社会网络获得信息资源和经验知识，并对自身的投资决策产生影响 (Cai 等, 2019^[11])。基金经理可以通过其所提供的信息来指导投资决策 (杜威望和刘雅芳, 2018^[12])。根据 Fama (1970)^[13] 提出的强式有效市场假说，股价能及时反映所有信息，但强式有效市场的假设条件在现实中难以满足，而基金经理往往会根据私有信息改变持仓行为，从而获得超额收益 (申宇等, 2013^[14])。校友关系作为拉近基金经理彼此间距离的重要方式之一，为基金经理提供了大量私有信息，且校友间的毕业专业和年龄差异越小，校友关系的作用越明显，能获得的投资绩效会更显著 (申宇等, 2015^[15]；黄福广和贾西猛, 2018^[16])。其原因主要是相同教育经历容易引起双方的共鸣，进而拉近双方的距离，建立亲近、紧密的社会网络关系。不同地域、行业的校友通过交流与合作，能实现“资本”和“智本”的有效组合 (Lerner 和 Malmendier, 2013^[17])。另外，通过其他社交渠道构建起来的社会网络也是基金经理间信息交流的重要渠道。Pool 等 (2015)^[18] 发现，同城的基金经理在股票持仓以及交易方式上存在一定的相似性，且居住越近的基金经理受到对方的影响越大。Ozsoylev (2014)^[3] 利用拓朴理论构建静态网络模型，实证研究发现来自同一社会集群的代表性投资者的资产需求之间呈强正相关关系。

对于基金市场中存在的“道德风险”和“逆向选择”问题，基金持有者相信通过将基金经理的薪酬与其业绩以及在同类基金中的表现相挂钩，能有效降低这两种现象的发生概率，但这种薪酬结构在现实中并不能达到其设计初衷，反而会使基金经理因担心落后于行业基准业绩被领导问责而选择模仿他人的投资组合 (Agarwal 等, 2009^[2])。在业绩考核的压力

下，业绩排名靠前的基金经理会构建与竞争对手共同的股票，即业绩排名提升快的基金经理更容易参考业绩好的基金的投资组合，从而提高与业绩好的基金的组合相似度 (路磊等, 2014^[1])。

综上所述，无论是基金经理的社会网络，还是基金的业绩排名，都会对基金经理的投资决策行为产生重要影响。基于上述理论分析，本文提出假设 1：

H1：基金业绩排名与基金十大重仓股比例之间存在负相关关系，即业绩排名靠后的基金，迫使基金经理提高与其余基金的重仓股的相似度。

(二) 基金经理社会网络、业绩排名与基金暴跌风险之间的关系

信息是投资者进行投资决策的关键因素，而社会网络不仅是基金经理获取信息的主要渠道，同时也是传递信息的主要途径。处于网络中心位置的机构投资者能更有效连接网络中的其他个体并传递信息 (Bajo 等, 2016^[19])，但也可能利用其网络关系传递噪音，掩盖不好的信息 (蔡好东等, 2019^[20])。刘京军和苏楚林 (2016)^[21] 研究发现，较强的社会关系网络会加剧股价的波动性。类似地，在基金经理社会网络中，投资风格相异的基金之间的信息连接有助于提升基金业绩，说明基金更加倾向于与无直接竞争关系的其他基金进行信息交流 (罗荣华和田正磊, 2020^[22])。通过投资者信息网络进行扩散的信息会影响投资者的交易决策，并最终导致资产价格的波动，不利于资本市场的稳定 (Ozsoylev, 2014^[3])。基金持股之间的信息网络密度不仅会增加股票总体和特质风险，而且会显著加大股票极端下跌和上涨的概率，其中对极端下跌的影响更大，也即基金经理之间的信息共享机制容易引发黑天鹅事件 (陈新春等, 2017^[23])。处于关系网络最中心的机构投资者为了私利，会利用关系网络传递噪音或过滤坏消息等方式掩盖坏消息，使其网络中心性同其他机构投资者的网络中心性差异与股价崩盘风险正相关；而其他机构投资者为了获取更多收益，会利用机构投资者网络揭露的坏消息进行及时交易，以致其整体的网络中心性与股价崩盘风险负相关 (郭晓冬等, 2018^[24])。股价崩盘是指由于公司负面信息突然释放或投资者情绪急剧变化导致股价大幅下跌、收益率出现极端负值的现象 (Kim 等, 2011a^[25]；2011b^[26])。由于股票型基金主要投资于股票市场，因此本文将基金净值暴跌风险定义为由于重仓股票价格大幅下跌或股市系统性下跌导

致基金收益率出现极端负值的现象。

同时，由于基金业绩压力的存在，基金经理可能会利用社会网络增加资本市场的噪音交易，以增加获取超额收益的机会。对于基金本身而言，当其他基金增加在泡沫资产上的配置时，出于业绩排名竞争或资产规模的考虑，也会增加在泡沫资产上的配置，从而导致基金在泡沫资产配置上出现一致性，增大资本市场风险。若非明星基金经理树立声誉的净收益大于市场平均收益，则经过长期的演化博弈，有限理性的明星基金经理会选择继续维护自身的声誉，而非明星基金经理会采取措施建立自己的声誉，即业绩排名靠后的基金经理会更有可能增大投资组合的风险，以谋求投资收益最大化（王良和冯涛，2015^[27]；蔡庆丰和刘锦，2012^[28]）。这就是基金行业中所谓的“锦标赛效应”，即每个基金经理的所得仅依赖于他在所有基金经理中的排名，而与其绝对业绩表现没有关系。但锦标赛机制的有效性会受到股市周期的影响，存在时区效应，且参与竞赛的各组基金风险调整方式也各不相同（Kempf等，2009^[29]；肖继辉，2012^[30]）。锦标赛机制与基金经理的业绩报酬紧密相关，基金管理人可能会受锦标赛机制的影响而改变其资产配置，过度承担风险，进而损害基金持有人的利益（应千伟等，2017^[31]）。

基于上述理论分析，本文提出假设2与假设3：

H2：基金经理通过社会网络获得信息量的增加和基金业绩排名的下降都会显著加大基金净值波动率的变化幅度。

H3：基金经理通过社会网络获得信息量的增加和基金业绩排名的下降都会显著提升基金市场风险，其中基金净值暴跌风险的上升幅度更为显著。

（三）基金净值暴跌风险的形成机理

基金经理会为了维护自身声誉而对羊群行为产生主观偏好，在信息不对称下，一些基金经理会因信息优势提前调整投资策略，买入有利好消息的股票，抛售有利空消息的股票。而处于信息相对劣势地位的其他基金经理会模仿先行者的决策，进而导致市场上产生羊群效应（Brown等，2014^[32]）。另一方面，信息通过基金经理社会网络传递时，基金经理可能会对此做出相同的反应，信息共享导致的投资趋同行为也很可能带来羊群效应。

羊群效应在中国市场显著存在，还会导致股市系统性风险的爆发（孙培源和施东晖，2002^[33]）。机构

投资者的羊群行为会提高上市公司股价的同步性，加大公司股价未来崩盘的风险（许年行等，2013^[34]），而稳定型机构投资者会显著降低股价崩盘风险（杨棉之和张园园，2016^[35]）。然而，顾荣宝等（2015）^[36]认为羊群行为与市场波动之间存在复杂的非线性关系，且这种关系会因股市行情发生变化。2005年股改后，两者由互不影响的关系转变为羊群行为正向影响市场波动的关系，2008年因金融危机爆发的羊群行为负向影响市场波动，且反过来又会负向影响羊群行为。基金持股之间的信息网络密度也会加大股票极端下跌和上涨的概率（陈新春等，2017^[23]）。事实上，若基金经理都相信获得的“私有信息”，并将其反映到选股决策中，则当基金经理都这么做时，就可能导致整个基金市场的投资组合都趋同，从而无法分散风险，进而引发基金净值暴跌。

基于上述理论分析，本文提出假设4：

H4：基金经理利用社会网络所传递的信息构建投资组合时会产生投资趋同行为，进而引发基金净值暴跌风险。

本文研究思路框架如图1所示。

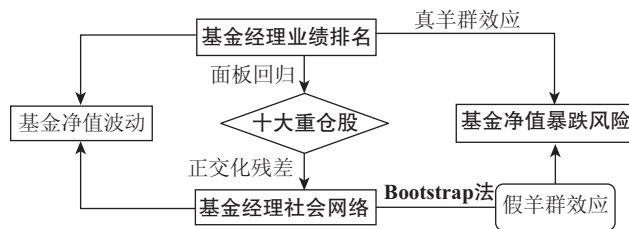


图1 本文研究思路框架

三、变量选择与模型构建

（一）样本选择与数据来源

本文选取我国开放式基金中的股票型基金和混合型基金为研究对象，并剔除指数型基金以及成立时间不足24个月的基金，最终得到1312只基金作为研究样本。选择这两类基金并进行相应调整主要是出于两方面的考虑：一是因为本文主要研究基金经理的社会网络对基金净值暴跌风险的影响，侧重考察基金经理的主动管理能力，指数型基金倾向于被动投资，不符合本文的研究主题。二是因为成立时间不足24个月的基金的净值变动、资金流入情况、基金投资策略等可能会发生较大波动，从而对研究结果的稳健性产生一定影响。

根据国泰安金融数据库，选取基金净值表现、前

十大重仓股及相应比例、管理费率、基金家族规模、基金资产净值、基金年龄、基金收益率标准差、全A股净流通市值加权后的周平均收益率等数据,并进行数据预处理。考虑到样本数据的代表性和适用性,最终选取2010年1月1日至2017年12月31日为研究区间。

(二) 变量选择及其度量

1. 基金净值暴跌风险 (NCSKEW 和 DUVOL)。

羊群行为往往会使得市场上所有基金组合收益的变动趋于一致,市场上发生任何细微的变化,都可能会因为投资过于集中而使得事件的不利影响被放大,从而造成所有基金难以逃脱亏损的局面。

本文借鉴侯伟相和于瑾(2018)^[5]的方法,采用负收益偏态系数 NCSKEW 和收益上下波动比率 DUVOL 指标衡量基金净值暴跌风险,计算模型如下:

$$R_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 R_{m,t-2} + \beta_2 R_{m,t-1} + \beta_3 R_{m,t} + \beta_4 R_{m,t+1} + \beta_5 R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $R_{i,t}$ 是基金 i 考虑基金分红和分拆的周净值复权回报率, $R_{m,t}$ 是全A股净流通市值加权后的周平均收益率。模型中还加入了市场收益率前后两阶的滞后项,以降低市场非同步性交易的影响。将模型(1)的残差项 $\varepsilon_{i,t}$ 进行对数化,得到基金 i 在第 t 周的特有收益率:

$$W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

因此,基金净值暴跌风险指标——负收益偏态系数 NCSKEW 和收益上下波动比率 DUVOL 的计算公式为:

$$NCSKEW = \frac{-\left[n(n-1)^{\frac{3}{2}} \sum W_{i,t}^3\right]}{\left[(n-1)(n-2) \left(\sum W_{i,t}^2\right)^{\frac{3}{2}}\right]} \quad (3)$$

$$DUVOL = \log \left\{ \frac{\left[(n_u - 1) \times \sum_{down} W_{i,t}^2\right]}{\left[(n_d - 1) \times \sum_{up} W_{i,t}^2\right]} \right\} \quad (4)$$

其中, n 为基金每季度的交易周数, $n_u(n_d)$ 表示基金 i 的特有收益 $W_{i,t}$ 大于(小于)每季度平均特有收益 W_i 的周数。NCSKEW 数值越大,表示偏态系数负的程度越大,基金净值暴跌风险越大;DUVOL 数值越大,表示收益率分布更倾向于左偏,基金净值的暴跌风险也越大。

2. 羊群效应 (CSAD)。

羊群行为导致单只股票的收益趋近于市场整体的

收益率,因此使用个股收益率和市场指数收益率的偏差能有效捕捉市场的羊群效应(Christie 和 Huang, 1995^[37]; Chang 等, 2000^[38]),衡量该偏差的方法主要有横截面收益标准差(CSSD)和横截面收益绝对偏差(CSAD)两种。

CSAD 方法的出现,来源于 Chang 等(2000)^[38] 研究发现 CSSD 测度在实际预测中较为保守,存在低估市场中羊群效应的可能性,故在 CSSD 基础上进行修改,提出 CSAD 测度。本文借鉴已有文献(Chang 等, 2000^[38]; 马丽, 2016^[39])中利用 CSAD 测度检验股市羊群效应的方法来测度基金市场中的羊群效应。

$$CSAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |r_{i,t} - r_{m,t}| \quad (5)$$

其中,市场组合中存在 N 只基金, $r_{i,t}$ 是基金 i 的周收益率, $r_{m,t}$ 是综合上市开放式基金的周平均收益率。

3. 基金经理社会网络 (Orth-Nrm_Degree)。

基金经理因其所处社交圈的不同,会得到不同的信息。这个社会关系网络或由其成长经历所联结,如校友、同乡、朋友;或由其工作经历所加深,如同事、共同投资关系;或由其日常社交所构成,如邻居、同一协会的会员等。不管信息来源于何种关系,基金经理最终都会将其认为有价值的信息反映在所管理的基金组合中。基金经理的社会网络越广泛密集,其管理的基金就越有可能与其他基金的重仓股趋同。因此,参照侯伟相和于瑾(2018)^[5]的研究,本文利用基金重仓股票与其他基金投资组合的相似度来衡量基金重仓股的网络密度,从而构建基金经理的多值网络关系。由于基金一般只公布前十大重仓股票,故本文采用基金半年报公布的前十大重仓股构建基金间的网络关系矩阵。不同基金间的关系强度定义为:

$$fr_{i,j,t} = \sum_{s=1}^N \min(stock_{i,t,s}, stock_{j,t,s}) \quad (6)$$

其中, N 表示基金 i 和基金 j 在第 t 期交叉持有的重仓股票数, $stock_{i,t,s}$ 表示基金 i 在第 t 期与基金 j 交叉持有的第 s 只股票所占基金净值, $fr_{i,j,t}$ 表示基金 i 和基金 j 在第 t 期交叉持有的股票所占基金净值比。借鉴 Freeman (1977, 1979)^{[40][41]} 的中心度理论,本文采用点中心度计算衡量基金十大重仓股票与其他基金的相似度,计算公式为:

$$Degree_{i,t} = \sum_{j=1}^M fr_{i,t,j} \quad (7)$$

$$Nrm_degree_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^M fr_{i,t,j}}{M-1} \quad (8)$$

其中, $fr_{i,t,j}$ 表示基金 i 和基金 j 在第 t 期交叉持有的股票所占基金净值比, 式 (7) 衡量基金的绝对中心度, 式 (8) 衡量基金的相对中心度, M 表示与基金 i 交叉持有股票的基金数, $M-1$ 用来消除基金网络规模的影响。

考虑到基金经理在选择投资标的时可能会模仿业绩排名靠前的基金, 基金重仓股的选择并不完全受到基金经理现有信息的影响, 使得私有信息对投资组合构建的影响力度有所降低, 采用变量相对点中心度 Nrm_Degree 作为基金经理社会网络的衡量指标可能

会高估私有信息对投资组合的影响。因此, 本文通过模型 (9) 剔除业绩压力对基金经理选股的影响, 并将该模型的正交化残差 ($Orth-Nrm_Degree$) 作为基金经理社会网络的衡量指标。也即, 用剔除基金业绩排名影响后的重仓股相对点中心度刻画基金经理的社会网络特征。

4. 业绩排名 (Rank)。

本文参照锦标赛理论, 使用基金季末复权净值回报率 (考虑了分红和分拆) 作为基金业绩排名的依据, 并剔除基金数量的影响, 得到基金在当期的相对排名。同时, 由于没有过去一期的数据, 本期新成立的基金不参与本期的业绩排名。

5. 控制变量 (Controls)。

本文选取的控制变量定义及描述如表 1 所示。

表 1 相关控制变量定义及描述

变量名称	变量代码	变量描述
基金净值波动率变化量	<i>Stdcha</i>	基金本期与上一期净值收益率标准差的差值
基金家族规模	<i>LFTNA</i>	基金公司过去一期期末旗下基金总净值规模的自然对数
基金规模	<i>LTNA</i>	基金过去一期期末净值的自然对数
基金成立年限	<i>LAge</i>	基金过去一期期末成立天数的自然对数
基金资金净流入	<i>Flow</i>	基金过去一期的资金净流入
管理费率	<i>Fee</i>	基金管理费与基金资产净值的比例

(三) 模型构建

1. 基金十大重仓股比例与业绩排名。

由于本文主要通过基金重仓股票与其他基金投资组合的相似度来构建基金经理的多值网络关系, 而基金重仓股票可能会受到业绩排名压力的影响, 因此本文构建模型 (9) 讨论是否需要使用剔除业绩排名压力后的相对点中心度作为基金经理社会网络的衡量指标。

$$Nrm_Degree_{i,t} = \theta + \beta_1 Rank_{i,t-1} + \beta_2 Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

2. 基金经理社会网络、业绩排名变化与基金组合整体风险。

基金净值增长率作为体现基金经理主动管理能力的指标之一, 其排名的变化不仅会使投资者对基金经理的投资能力产生怀疑, 减少基金的资金流入, 还会进一步减少基金经理的管理费收入。基金经理在投资决策时, 也并非仅仅依赖已获得的公开信息, 他们会通过自己的社会网络获得尽可能多的信息, 或模仿其他基金经理的投资组合。由于公开信息对基金经理而

言是易获得的, 经理们也都会在投资决策时加以考虑, 因此本文将基金重仓股的主要影响因素简化为两类: 基金经理社会网络和业绩排名变化。因此, 考虑到基金业绩排名的变化会对基金经理的投资组合产生影响, 本文构建模型 (10) 来考察基金组合的整体风险是否会因基金业绩的排名变化而发生改变, 同时也加入模型 (9) 回归后的正交化残差 ($Orth-Nrm_Degree$) 作为社会网络的衡量指标来考察基金经理通过社会网络所获得的“私有信息”是否会改变其所管理基金组合的风险。其中, 基金组合整体风险用基金净值波动率变化量来刻画。

$$Stdcha_{i,t} = \theta + \beta_1 Orth-Nrm_Degree_{i,t} + \beta_2 Rank_{i,t-1} + \beta_3 Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

3. 基金经理社会网络、业绩排名与基金净值暴跌风险。

本文以模型 (9) 的正交化残差 ($Orth-Nrm_Degree$) 构建模型 (11) 和模型 (12) 来综合考察基金业绩排名变化和基金经理社会网络这两个因素是

否会放大基金净值暴跌风险。

$$NCSKEW_{i,t} = \delta + \beta_1 Orth-Nrm_Degree_{i,t} + \beta_2 Rank_{i,t-1} + \beta Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$DUVOL_{i,t} = \delta + \beta_1 Orth-Nrm_Degree_{i,t} + \beta_2 Rank_{i,t-1} + \beta Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

四、实证结果与分析

(一) 单变量分析

1. 样本描述性统计分析。

表2列示了描述性统计分析结果,可以看出,基金经理对基金组合风险的选择具有较大的差异,超过一半基金的净值波动率变化幅度低于平均值,说明部

分基金经理愿意承担较高的风险以谋求较高的收益。此外,从基金前十大重仓股所占比例来看,不同基金间投资组合的选择具有较大差异,部分基金更偏向于分散投资,同时也存在部分基金投资较为集中的情况。这可能与不同基金经理获取信息的能力大小有关。

2. 变量相关性分析。

变量相关性分析结果如表3所示,初步验证了前文预期,基金业绩排名靠后的压力会促使基金经理增大基金组合的风险,以期在下一期能获得更高的收益。虽然业绩排名下降不会带来更明显的羊群效应,但会增大基金净值暴跌的风险。而基金中心度越高,基金组合的风险就越小,基金净值暴跌的风险也越小,但市场上的羊群效应越明显。

表2 样本描述性统计分析

变量	均值	中位数	标准差	极小值	极大值	样本量
NCSKEW	1.713	1.692	0.170	1.286	2.576	9247
DUVOL	2.040	1.999	0.413	0.831	5.110	9247
CSAD	0.013	0.012	0.005	0.007	0.028	9247
Nrm_Degree	0.767	0.282	3.237	0.0002	54.161	9247
Orth-Nrm_Degree	-0.286	-1.568	36.363	-12.292	1320.831	9247
LFTNA	6.280	6.391	1.354	-2.339	9.745	9247
LAge	6.931	7.069	0.920	2.485	8.445	9247
LTNA	1.896	2.053	1.624	-13.105	6.309	9247
Stdcha	1.317	1.080	1.010	0.010	5.500	9247
Fee	2.184	1.500	27.478	0.250	2.500	9239
Flow	-0.136	-0.034	4.858	-272.859	160.073	9247

表3 变量相关性分析

	NCSKEW	DUVOL	CSAD	Nrm_Degree	Rank	LFTNA	LAge	LTNA	Stdcha	Fee	Flow
NCSKEW	1.000										
DUVOL	0.930	1.000									
CSAD	-0.261	-0.195	1.000								
Nrm_Degree	-0.017	-0.006	-0.031	1.000							
Rank	0.017	0.014	-0.014	-0.052	1.000						
LFTNA	0.050	0.039	-0.064	-0.060	-0.020	1.000					
LAge	0.052	0.055	-0.038	-0.083	0.084	0.058	1.000				
LTNA	-0.020	-0.020	0.023	-0.086	0.030	0.276	0.194	1.000			
Stdcha	-0.121	-0.070	0.213	-0.028	0.175	-0.022	0.076	0.000	1.000		
Fee	-0.006	-0.005	-0.005	0.020	0.007	0.016	-0.022	-0.004	0.003	1.000	
Flow	-0.026	-0.028	-0.025	-0.007	0.006	-0.002	-0.002	0.027	0.018	0.002	1.000

(二) 实证结果

在不同的股市行情下，基金投资组合的风险可能会被动增加或减少，基金经理的投资策略也可能会有所改变。在股票市场一片向好行情下，基金组合收益率出现大幅波动的概率降低，基金经理可能会更加积极主动地通过社会网络获取私有信息，增大基金重仓股的比例，减少投资组合的分散程度。在市场行情走势低迷时，基金组合收益率出现暴跌的可能性增加，基金经理对新信息持有更加保守的态度，不会轻易对其作出反应。因此，本文根据 Pagan 和 Sossounov (2003)^[42]的波峰波谷判定法，对研究区间进行划分，分为股市行情向好和股市行情低迷两组，分别讨论基金业绩排名、基金经理社会关系网络和基金净值暴跌风险三者之间的关系。

考虑到业绩排名靠前与业绩排名靠后的基金经理对风险和对手基金经理投资组合的态度不同，本文在将样本数据根据市场行情分类的情况下进一步参照锦标赛理论将样本基金平分为“赢家基金”和“输家基金”两组。“赢家基金”为相对业绩排名前 50% 的基金，“输家基金”则为相对业绩排名后 50% 的基金。

1. 基金业绩排名对基金十大重仓股比例的影响。

为了考察基金业绩排名变化是否会对基金经理的投资行为产生影响，本文构建模型 (9) 进行回归分析，探讨由基金重仓股构建的社会关系网络指标是否会受到基金业绩排名的影响，并对基金业绩表现进行分组讨论，回归结果如表 4 所示。根据 Hausman 检验结果，本文所有回归模型均选择固定效应模型。

表 4 基金业绩排名对基金十大重仓股比例的影响

	Nrm_Degree			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
Rank	-0.774 *** (0.139)	-0.600 *** (0.097)	-0.749 (1.535)	0.470 (0.998)
LFTNA	-0.222 *** (0.049)	-0.183 *** (0.034)	0.434 (0.535)	-0.520 (0.330)
LAge	0.580 *** (0.055)	0.330 *** (0.038)	-1.801 *** (0.449)	-1.097 *** (0.331)
LTNA	-0.054 ** (0.026)	-0.003 (0.020)	-1.543 *** (0.371)	-0.423 (0.285)
Fee	-0.441 (0.439)	0.298 (0.279)	-4.508 (14.469)	2.413 (3.528)
Flow	-0.005 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.061 (0.067)	0.061 (0.083)
Constant	-0.877 (0.722)	-0.603 (0.486)	25.969 (36.223)	12.688 *** (2.785)
Year	yes	yes	yes	yes
Adjusted R ²	0.091	0.080	0.027	0.018
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000
N	2 595	2 558	1 940	1 979

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著，括号内值为标准误。下同。

表 4 的回归结果显示，业绩排名对基金重仓股比例的影响存在显著的市场行情效应。市场行情向好时，基金业绩排名的系数均在 1% 的水平上显著为负，且业绩表现较好的基金经理在进行投资决策时更容易受到业绩排名的影响，与假设 1 相一致；市场行情低迷时，业绩排名对基金十大重仓股比例的影响在

统计上不显著。其背后的原因可能是在股市一片向好时，各只基金的业绩都表现较好，基金经理尤其是业绩排名靠前的基金经理都希望通过差异化的股票投资来获得更好的业绩，从而提高基金的资金净流入与自身的薪酬。当股市低迷时，基金业绩普遍下跌，基金经理通过调整投资标的获得高收益的概率降低。部分

投资者可能会退出基金市场，各基金面临较大资金流出压力。因此，在市场大环境表现不好的情况下，业绩排名对基金经理的投资策略影响并不显著。

控制变量方面，当市场行情向好时，基金家族规模的系数在1%的水平上显著为负，基金成立年限的系数在1%的水平上显著为正，说明基金公司规模越大，越有足够的资源对尽可能多的上市公司进行深入分析，基金在构建投资组合时可选择的股票也会越多，与其他基金重仓股相似度也就越低。基金的存续时间越久，越有可能拥有成熟的投资策略，也就越有可能成为其余基金的模仿对象。当市场行情低迷时，

基金成立年限的系数在1%的水平上显著为负，说明当股市进入低迷状态时，成立时间越久的基金越有可能迅速调整投资标的，扩大投资范围，进行分散投资。

2. 基金经理社会网络、业绩排名与基金净值波动率变化量。

本文通过模型(9)将业绩排名剔除于相对中心度变量(*Nrm_Degree*)的影响因素之外，并以模型(9)回归后的正交化残差(*Orth-Nrm_Degree*)作为基金经理社会网络的衡量指标构建模型(10)来研究基金经理社会网络、业绩排名与基金净值波动率变化之间的关系，回归结果如表5所示。

表5 基金经理社会网络、业绩排名与基金净值波动率变化量的回归结果

	<i>Stdcha</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
<i>Rank</i>	0.952*** (0.134)	0.888*** (0.178)	0.037 (0.104)	0.231** (0.105)
<i>Orth-Nrm_Degree</i>	0.126*** (0.036)	0.702*** (0.067)	0.017*** (0.003)	0.006 (0.004)
<i>LFTNA</i>	-0.442*** (0.047)	-0.685*** (0.062)	-0.304*** (0.036)	-0.521*** (0.035)
<i>LAge</i>	-0.101* (0.053)	-0.404*** (0.069)	-0.549*** (0.031)	-0.647*** (0.035)
<i>LTNA</i>	0.129*** (0.025)	0.141*** (0.036)	0.068*** (0.025)	0.201*** (0.030)
<i>Fee</i>	-0.169 (0.422)	-0.338 (0.510)	-2.781*** (0.983)	2.596*** (0.856)
<i>Flow</i>	-0.002 (0.003)	0.002 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.021** (0.009)
<i>Constant</i>	4.128*** (0.696)	2.461*** (0.890)	12.011*** (2.462)	6.831*** (0.293)
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R²</i>	0.142	0.150	0.394	0.559
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	2 595	2 558	1 940	1 979

表5的回归结果显示，基金业绩排名系数在5%的水平上显著为正，说明业绩排名会对基金下一期的投资风险产生显著的负向影响。可见，基金业绩排名会对基金经理造成压力，基金经理会因为过去一期业绩排名而对基金组合的风险进行调整。这可能会促使排名靠后的基金经理主动增加基金的风险，以谋求下一期获得更高收益，扭转现有局面。而业绩排名靠前的基金经理对基金投资风险进行调整的可能性更低，

这可能与基金经理的业绩求稳心理有关。

此外，基金经理的社会网络对基金组合风险的影响会受到基金业绩和市场行情的影响。股市行情向好时，正交化残差的系数都在1%的水平上显著为正，说明在股市行情向好时，基金经理通过其社会网络收集信息以获得更突出收益的行为会显著加大基金的净值波动率。在股市行情低迷时，“赢家基金”正交化残差的系数也在1%的水平上显著为正，但“输家基

金”正交化残差的系数在统计上不显著。该回归结果与假设2基本一致。其原因可能是投资者的投资行为会受到股市行情的影响。在股市行情向好的时候,基金经理会更加主动地通过其社会网络收集信息,趋利避害,尽可能提高基金收益。在股市行情不景气时,基金经理可能会对其所获得的“私有信息”保持更为谨慎的态度,不会轻易对所获知的信息做出反应。但排名靠前的基金经理可能会为了留住市场不断流失的资金,相信获得的“私有信息”,并对投资组合作出调整,使得基金的净值波动率变化幅度增大。另一方面的原因可能是在市场整体表现不好时,所有基金的潜在风险都较大,业绩表现不佳的基金经理通过社会网络获得了信息并对基金投资标的进行调整所导致的风险变化不明显。这与锦标赛理论是相一致的,排名靠后的基金会在业绩考核后调整其投资策略,通过承担高风险获得高收益,改变现有的排名。同时,对于名次越靠后的基金而言,排名变更带来的激励会越小,存在通过承担高风险以获得高收益的可

能性也越低。

控制变量方面,基金家族规模和基金成立年限与基金净值波动率变化量之间呈现显著的负相关关系。这可能是因为基金家族规模越大的基金,越有可能拥有主动管理能力强的基金经理。成立时间越长的基金,抵御风险的能力越强。回归结果还表明基金规模和风险变化之间存在显著的正相关关系,且不会因市场行情的变化而变化。

3. 基金经理社会网络、业绩排名对净值暴跌风险的影响。

前文的实证分析结果展示了基金经理社会网络与基金业绩排名会对基金的风险产生影响,下面将进一步探究基金经理通过社会网络获得的私有信息与业绩排名是否也会加大基金净值暴跌的风险。采用负收益偏态系数 *NCSKEW* 和收益上下波动比率 *DUVOL* 两个指标作为基金净值暴跌风险的衡量指标,回归结果如表6和表7所示。

表6 基金经理社会网络、业绩排名与收益上下波动比率 *DUVOL* 的回归结果

	<i>DUVOL</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
<i>Rank</i>	0.180** (0.076)	-0.037 (0.083)	-0.075 (0.091)	0.005 (0.080)
<i>Orth-Nrm_Degree</i>	0.035* (0.020)	0.099*** (0.031)	-0.006** (0.002)	-0.004 (0.003)
<i>LFTNA</i>	0.078*** (0.027)	0.055* (0.029)	-0.029 (0.032)	0.015 (0.027)
<i>LAge</i>	0.186*** (0.030)	0.253*** (0.032)	-0.004 (0.027)	-0.081*** (0.027)
<i>LTNA</i>	-0.030** (0.014)	-0.022 (0.017)	-0.024 (0.022)	-0.023 (0.023)
<i>Stdcha</i>	-0.049 (0.238)	0.124 (0.238)	0.088 (0.854)	0.107 (0.268)
<i>Fee</i>	-0.003* (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.007)
<i>Flow</i>	0.407 (0.393)	-0.182 (0.415)	2.046 (2.139)	2.552*** (0.224)
<i>Constant</i>	-0.180** (0.076)	-0.037 (0.083)	-0.075 (0.091)	0.005 (0.080)
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R²</i>	0.070	0.095	0.009	0.010
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	2 595	2 558	1 940	1 979

表 7 基金经理社会网络、业绩排名与负收益偏态系数 *NCSKEW* 的回归结果

	<i>NCSKEW</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
<i>Rank</i>	0.077** (0.032)	-0.005 (0.035)	-0.005 (0.036)	0.011 (0.031)
<i>Orth-Nrm_Degree</i>	0.008 (0.009)	0.043*** (0.013)	-0.003*** (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>LFTNA</i>	0.042*** (0.011)	0.039*** (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.003 (0.010)
<i>LAge</i>	0.089*** (0.013)	0.111*** (0.014)	0.006 (0.010)	-0.028*** (0.010)
<i>LTNA</i>	-0.013** (0.006)	-0.008 (0.007)	-0.008 (0.009)	-0.007 (0.009)
<i>Stdcha</i>	-0.064 (0.101)	0.104 (0.100)	-0.160 (0.337)	0.213 (0.347)
<i>Fee</i>	-0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.003)
<i>Flow</i>	0.953*** (0.166)	0.567*** (0.175)	2.153** (0.844)	1.928*** (0.088)
<i>Constant</i>	-0.077** (0.032)	-0.005 (0.035)	-0.005 (0.036)	0.011 (0.031)
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R²</i>	0.089	0.114	0.010	0.010
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	2 595	2 558	1 940	1 979

表 6 和表 7 的回归结果显示，市场行情向好时，基金经理社会网络与 *DUVOL*、*NCSKEW* 之间存在显著的正相关关系。而市场行情低迷时，“赢家基金”的基金经理社会网络与 *DUVOL*、*NCSKEW* 之间存在显著的负相关关系。原因可能是基金经理面对信息的谨慎程度会因市场行情的不同而有所区别。当市场行情较好时，基金经理可能会选择性高估部分信息的可靠性和低估潜在的风险，导致基金的净值暴跌风险上升。而股市行情不佳时，基金经理在分析信息和调整投资组合时会更为谨慎，从而有效降低了基金的净值暴跌风险。

此外，排名靠前的基金业绩排名的系数在市场行情向好时为正。其原因可能是业绩排名靠前的基金经理为维持或提高现有排名，提高投资组合风险的同时使得净值暴跌风险也有所增加。总体而言，模型 (11) 和模型 (12) 的回归结果与假设 3 部分一致，即业绩排名靠后可能会增大基金净值暴跌的风险，但

基金经理社会网络的扩大对基金净值暴跌风险的影响会因市场行情而存在不确定性。

控制变量方面，股市行情向好时，基金公司规模和基金成立年限的系数均在 1% 的水平上显著为正，说明基金公司规模越大，基金存续时间越长，基金越可能承担更大的净值暴跌风险。

4. 进一步分析：影响机理。

以上实证结果表明，基金经理社会网络对基金净值暴跌风险的影响会因市场行情不同而有所不同。然而，基金经理社会网络对基金净值暴跌风险的影响机制尚不十分明确。从理论上讲，基金经理通过社会网络收集的“私有信息”存在相似的可能性。面临同一信息时，不同基金经理可能会做出相同反应，若基金经理在进行投资决策时主要参考通过社会网络获得的信息，市场上则可能出现同质性行为。为验证这种“假羊群效应”的存在是否是基金经理社会网络对基金净值暴跌风险产生显著影响的关键因素，本文采用

Bootstrap 方法, 设计了如下回归模型进行验证:

$$CR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Orth-Nrm_Degree_{i,t} + \alpha Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$CSAD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Orth-Nrm_Degree_{i,t} + \beta Controls + \mu_{i,t} \quad (14)$$

$$CR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Orth-Nrm_Degree_{i,t} + \gamma_2 CSAD_{i,t} + \gamma Controls + \sigma_{i,t} \quad (15)$$

其中, $CSAD$ 代表中介变量, CR 代表基金净值暴跌风险 $DUVOL$ 和 $NCSKEW$ 。 α_1 是 $Orth-Nrm_Degree$ 对 CR 的总效应, β_1 是 $Orth-Nrm_Degree$ 对 $CSAD$ 的效应, γ_1 是 $Orth-Nrm_Degree$ 对 CR 的直接效应, γ_2 是 $CSAD$ 对 CR 的效应。中介效应属于间接效应, 即 $\beta_1 * \gamma_2$ 。直接效应与间接效应之和即为总效应, 也即 $\alpha_1 = \gamma_1 + \beta_1 * \gamma_2$ 。回归结果如表 8 和表 9 所示。

表 8 羊群效应的中介效应 (一)

	(1) 股市行情向好			(2) 股市行情低迷				
	<i>DUVOL</i>	<i>CSAD</i>	<i>DUVOL</i>	<i>DUVOL</i>	<i>CSAD</i>	<i>DUVOL</i>		
<i>Orth-Nrm_Degree</i>	0.052 *** (0.014)	0.000 4 ** (0.000 2)	0.056 *** (0.014)	-0.003 ** (0.002)	0.000 03 *** (9.78e-06)	-0.003 * (0.002)		
<i>CSAD</i>			-9.480 *** (1.204)			-21.926 *** (2.891)		
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes		
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes		
<i>N</i>	5 153	5 153	5 153	3 921	3 921	3 921		
<i>Adjusted R²</i>	0.074	0.403	0.089	0.007	0.204	0.027		
	LLCI		ULCI		LLCI		ULCI	
<i>Direct Effect</i>	0.025		0.054		<i>Direct Effect</i>	-0.000 7	-0.003	
<i>Indirect Effect</i>	-0.005		-0.000 6		<i>Indirect Effect</i>	0.000 3	0.000 6	

表 9 羊群效应的中介效应 (二)

	(1) 股市行情向好			(2) 股市行情低迷				
	<i>NCSKEW</i>	<i>CSAD</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>	<i>CSAD</i>	<i>NCSKEW</i>		
<i>Orth-Nrm_Degree</i>	0.017 *** (0.006)	0.000 4 ** (0.000 2)	0.020 *** (0.006)	-0.002 *** (0.000 6)	0.000 03 *** (9.78e-06)	-0.001 ** (0.000 6)		
<i>CSAD</i>			-6.187 *** (0.501)			-11.589 *** (1.127)		
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes		
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes		
<i>N</i>	5 153	5 153	5 153	3 921	3 921	3 921		
<i>Adjusted R²</i>	0.094	0.403	0.128	0.008	0.204	0.043		
	LLCI		ULCI		LLCI		ULCI	
<i>Direct Effect</i>	0.007		0.019		<i>Direct Effect</i>	-0.001	-0.000 1	
<i>Indirect Effect</i>	-0.003		-0.000 3		<i>Indirect Effect</i>	0.000 2	0.000 3	

由表 8 和表 9 的回归结果可见, 在 95% 置信区间上, 中介检验的结果均不包含 0, 中介效应 $\beta_1 * \gamma_2$ 在 1% 的水平上显著为负, 说明羊群效应的中介效应

显著。在市场行情上涨时, $Orth-Nrm_Degree$ 的系数在 1% 的水平上显著为正, 在市场行情低迷时, 则显著为负, 实证结果与假设 4 部分相符, 即基金经理利

用社会网络所传递的信息构建组合时确实会产生投资趋同行为,但这种“假羊群效应”有助于降低基金净值暴跌风险。其原因可能是这种投资趋同行为是有效信息反馈到市场的正常现象。在有效市场上,所有信息都应该很快被反映到市场价格中。基金经理的同质性行为有助于股价回归其合理水平,从而降低基金净值暴跌风险。

此外,控制了中介变量羊群效应后,基金经理社会网络对基金净值暴跌风险的影响依然显著,区间(Direct Effect)不包含0。这说明基金经理社会网络不仅通过羊群效应发挥了作用,还存在对基金净值暴跌风险的直接影响。在市场行情向好时,基金经理社会网络的广度和深度都会对基金净值暴跌风险产生显著

正影响,但在市场行情低迷时,该影响则由正转负。

(三) 稳健性检验

为了进一步检验实证结果的稳健性,本文将采用混合回归模型对上述模型再次进行分析,并采用绝对中心度取代相对中心度进行回归分析。同时,本文将绝对中心度按照25、50、75、100的分位数将指标从小到大划分为四组,并将绝对中心度最高的第四组提取出来对社会网络、业绩排名变化的影响效应进行稳健性检验,结果如表10至表13所示。此外,为检验变量Orth-Nrm_Degree的合理性,本文将采用未剔除业绩压力的原始变量Nrm_Degree进行稳健性检验,结果如表14至表16所示。回归结果与前文实证结果相一致。

表 10 基金业绩排名对基金十大重仓股比例的影响

	Nrm_Degree			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
Rank	-0.546*** (0.199)	-0.460* (0.248)	-9.099 (9.586)	4.422 (11.865)
Controls	yes	yes	yes	yes
Year	yes	yes	yes	yes
Adjusted R ²	0.021	0.039	0.102	0.026
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000
N	399	286	164	148

表 11 基金经理社会网络、业绩排名与基金净值波动率变化量的回归结果

	Stdcha			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
Rank	0.368*** (0.089)	0.127 (0.111)	0.637*** (0.199)	0.061 (0.249)
Orth-Nrm_Degree	0.105*** (0.026)	0.039 (0.035)	0.018*** (0.004)	0.001 (0.004)
Controls	yes	yes	yes	yes
Year	yes	yes	yes	yes
Adjusted R ²	0.176	0.114	0.426	0.193
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000
N	399	286	164	148

表10的回归结果表明,当市场行情处于上涨期时,排名靠后的基金经理越有可能调整投资组合,降低与其他基金投资组合的相似度。

表11的回归结果表明,“赢家基金”的业绩排名系数和代表基金经理社会网络的正交化残差系数均

在1%的水平上显著为正,即无论市场行情如何变化,靠后的业绩排名和通过社会网络获得“私有信息”的增加都会使得基金下一期的风险增大。可见,基金经理在进行投资决策时会受到业绩排名压力的影响。

表 12 基金经理社会网络、业绩排名与收益上下波动比率 *DUVOL* 的回归结果

	<i>DUVOL</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
<i>Rank</i>	0.161 * (0.089)	-0.230 (0.179)	0.365 (0.377)	0.899 *** (0.296)
<i>Orth-Nrm_Degree</i>	0.121 *** (0.041)	0.238 *** (0.057)	0.005 (0.007)	-0.004 (0.005)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R²</i>	0.050	0.084	0.084	0.275
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	399	286	164	148

表 13 基金经理社会网络、业绩排名与负收益偏态系数 *NCSKEW* 的回归结果

	<i>NCSKEW</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
<i>Rank</i>	0.073 * (0.039)	-0.089 (0.079)	0.078 (0.125)	0.419 (0.127)
<i>Orth-Nrm_Degree</i>	0.046 *** (0.018)	0.102 *** (0.025)	0.003 (0.002)	-0.000 8 (0.002)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R²</i>	0.055	0.080	0.171	0.322
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	399	286	164	148

表 12 和表 13 的回归结果表明，当市场行情向好时，基金业绩排名的系数在 10% 的水平上显著为正，正交化残差的系数在 1% 的水平上显著为正。可见，靠后的基金业绩和基金经理社会网络深度和广度的增加都会对基金净值暴跌风险产生负面影响。

表 14 基金经理社会网络、业绩排名与基金净值波动率变化量的回归结果

	<i>Stdcha</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	赢家基金
<i>Rank</i>	0.863 *** (0.089)	0.472 *** (0.111)	-0.023 (0.104)	-0.235 ** (0.105)
<i>Nrm_Degree</i>	0.093 *** (0.025)	0.480 *** (0.035)	0.013 *** (0.002)	0.005 * (0.003)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes

续前表

	<i>Stdcha</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R²</i>	0.143	0.142	0.395	0.559
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	2 595	2 558	1 940	1 979

表 14 的回归结果表明,“赢家基金”业绩排名的系数和 *Nrm_Degree* 的系数均在 1% 的水平上显著为正,说明市场行情无论如何变化,基金业绩排名越靠后和通过社会网络获得“私有信息”越多均会增大基金下一期的风险。可见,基金经理在投资决策时会受到业绩排名和信息可获得性的影响。

表 15 基金经理社会网络、业绩排名与收益上下波动比率 *DUVOL* 的回归结果

	<i>DUVOL</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
<i>Rank</i>	0.153 ** (0.076)	0.021 (0.084)	-0.078 (0.091)	0.007 (0.080)
<i>Nrm_Degree</i>	0.029 ** (0.014)	0.066 *** (0.023)	-0.004 ** (0.002)	-0.003 (0.002)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R²</i>	0.071	0.094	0.007	0.010
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	2 595	2 558	1 940	1 979

表 16 基金经理社会网络、业绩排名与负收益偏态系数 *NCSKEW* 的回归结果

	<i>NCSKEW</i>			
	(1) 股市行情向好		(2) 股市行情低迷	
	赢家基金	输家基金	赢家基金	输家基金
<i>Rank</i>	0.069 ** (0.032)	0.021 (0.084)	-0.006 (0.036)	0.011 (0.031)
<i>Nrm_Degree</i>	0.008 (0.006)	0.066 *** (0.022)	0.002 ** (0.001)	-0.000 5 (0.001)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Year</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R²</i>	0.090	0.094	0.009	0.010
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	2 595	2 558	1 940	1 979

表 15 和表 16 的回归结果表明, 当市场行情向好时, “赢家基金” 业绩排名的系数在 5% 的水平上显著为正, 代表基金经理社会网络的变量 Nrm_Degree 的系数在 5% 的水平上显著为正。可见, 靠后的基金业绩和基金经理社会网络深度和广度的增加都会对基金净值暴跌风险产生负面影响。

五、结论与启示

本文以我国 1 312 只开放式偏股型基金 2010—2017 年的数据为研究样本, 构建以重仓股为链接的社会网络模型来衡量基金经理社会网络的广度和深度, 实证研究基金经理社会网络和基金业绩排名对基金市场整体风险的影响, 以及这两者是否会加剧基金净值暴跌的风险。在此基础上, 进一步考察羊群效应是否是作为基金经理社会网络和基金净值暴跌风险之间的中介变量发挥作用。研究结果表明: (1) 业绩排名对基金重仓股比例的影响存在显著的市场行情效应, 且还会因业绩排名表现有所不同。市场行情上涨时, 业绩排名靠后的基金经理更有可能降低基金持仓的集中度; 而市场行情低迷时, 业绩表现不会对重仓股比例产生显著影响。(2) 业绩排名靠后的基金会促使基金经理在调整基金持仓时适当提高基金净值波动率。可见基金业绩排名的变化会对基金经理产生压力, 且基金经理社会网络资源的增加会显著加大基金净值波动率的变化。(3) 股市行情向好时, 业绩排名靠后和基金经理社会网络资源的增加都会对基金净值暴跌风险的上升产生显著影响; 股市行情低迷时, “赢家基金” 基金经理丰富的社会网络资源有助于降

低净值暴跌风险。(4) 基金经理社会网络不仅通过中介变量羊群效应对基金净值暴跌风险产生显著影响, 还存在对基金净值暴跌风险的直接影响。

本文研究折射出一个典型事实, 基金经理在投资决策时, 不仅会通过公开渠道获得相关信息, 还会通过社会网络尽可能收集私有信息。这些信息可能是由马赛克理论分析整合而成的, 也可能是内幕信息, 还有可能是以讹传讹造成的。因此, 对基金经理而言, 识别这些信息的真实性是分析判断的第一步。这也反映出市场上存在信息不对称现象, 公开渠道信息披露的质量和频率仍存在较大的改进空间, 内幕交易等违法行为依然很严重。为此, 本文提出以下两点政策启示: 第一, 针对基金经理通过社会网络共享信息导致投资趋同行为, 政府应尽快完善更加细致的信息披露制度, 以提高信息披露的质量和频率, 避免引发基金净值暴跌风险, 健全基金作为机构投资者的功能。第二, 政府应加强对内幕交易等违法行为的惩罚力度与监管制度建设, 降低人为主观行为导致股市异常波动频发的概率, 促进证券市场的持续稳健发展。

当然, 本文也存在一些不足, 比如仅讨论了羊群效应是基金经理社会网络对基金净值暴跌风险产生影响的中介变量之一, 并未进一步探索是否存在其他的中介变量, 后续可考虑在此基础上进行拓展研究。另外, 由于数据的可得性存在局限, 本文只能从基金公开披露的报告中获取重仓股的信息, 未能对重仓股的调整情况进行实时更新, 故无法反映基金经理通过社会网络获取信息的时效性, 后续研究可尝试对该问题进行深入探讨。

参考文献

- [1] 路磊, 黄京志, 吴博. 业绩排名变化和羊群效应变化 [J]. 金融研究, 2014 (9): 177-191.
- [2] Agarwal V, Daniel N D, Naik N Y. Role of Managerial Incentives and Discretion in Hedge Fund Performance [J]. Journal of Finance, 2009, 64 (5): 2219-2254.
- [3] Ozsoylev H N, Walden J, Yavuz M D, et al. Investor Networks in the Stock Market [J]. Review of Financial Studies, 2014, 27 (5): 1323-1366.
- [4] 史永东, 王谨乐. 中国机构投资者真的稳定市场了吗? [J]. 经济研究, 2014 (12): 100-112.
- [5] 侯伟相, 于瑾. 基金资产网络、投资能力与基金净值暴跌风险——基于股票型基金的研究 [J]. 国际金融研究, 2018 (4): 86-96.
- [6] Chevalier J, Ellison G. Risk Taking by Mutual Funds As A Response to Incentives [J]. Journal of Political Economy, 1997, 105 (6): 1167-1200.
- [7] 肖峻, 石劲. 基金业绩与资金流量: 我国基金市场存在“赎回异象”吗? [J]. 经济研究, 2011 (1): 112-125.
- [8] Zhou Z, Xu K, Zhao J. Tales of Emotion and Stock in China: Volatility, Causality and Prediction [J]. World Wide Web, 2018, 21 (4): 1093-1116.
- [9] Xie N, Wang Z, Chen S, et al. Forecasting Downside Risk in China's Stock Market Based on High-frequency Data [J]. Physica A: Statistical Me-

- chanics and Its Applications, 2019, 517 (3): 530-541.
- [10] Uzzi B. The Sources and Consequences of Embeddedness for the Economic Performance of Organizations: The Network Effect [J]. American Sociological Review, 1996, 61 (4): 674-698.
- [11] Cai Z, Chen G, Xing L, Yang J, Tan X. Evaluating Hedge Fund Downside Risk Using a Multi-objective Neural Network [J]. Journal of Visual Communication and Image Representation, 2019, 59 (2): 433-438.
- [12] 杜威望, 刘雅芳. 传染的周转率与基金业绩波动关系研究 [J]. 财贸经济, 2018 (1): 70-83.
- [13] Fama E F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work [J]. Journal of Finance, 1970 (25): 383-417.
- [14] 申宇, 赵静梅, 何欣. 基金未公开的信息: 隐形交易与投资业绩 [J]. 经济管理, 2013 (8): 53-66.
- [15] 申宇, 赵静梅, 何欣. 校友关系网络、基金投资业绩与“小圈子”效应 [J]. 经济学 (季刊), 2015 (1): 403-428.
- [16] 黄福广, 贾西猛. 校友关系、信任与风险投资交易 [J]. 经济管理, 2018 (7): 161-177.
- [17] Lerner J, Malmendier U. With a Little Help from My (Random) Friends: Success and Failure in Post-business School Entrepreneurship [J]. Review of Financial Studies, 2013, 26 (10): 2411-2452.
- [18] Pool V K, Stoffman N, Yonker S E. The People in Your Neighborhood: Social Interactions and Mutual Fund Portfolios [J]. Journal of Finance, 2015, 12 (6): 2679-2732.
- [19] Bajo E, Chemmanur T J, Simonyan K, Tehranian H. Underwriter Networks, Investor Attention, and Initial Public Offerings [J]. Journal of Finance, 2016, 122 (2): 376-408.
- [20] 綦好东, 乔琳, 曹伟. 基金网络关系强度与公司非效率投资 [J]. 财贸经济, 2019 (5): 66-82.
- [21] 刘京军, 苏楚林. 传染的资金: 基于网络结构的基金资金流量及业绩影响研究 [J]. 管理世界, 2016 (1): 54-65.
- [22] 罗荣华, 田正磊. 基金网络、竞争阻隔与股票信息环境 [J]. 中国工业经济, 2020 (3): 137-154.
- [23] 陈新春, 刘阳, 罗荣华. 机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗? ——基金信息网络与极端市场风险 [J]. 金融研究, 2017 (7): 140-155.
- [24] 郭晓冬, 柯艳蓉, 吴晓晖. 坏消息的掩盖与揭露: 机构投资者网络中心性与股价崩盘风险 [J]. 经济管理, 2018 (4): 152-169.
- [25] Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-level Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (3): 639-662.
- [26] Kim J B, Li Y, Zhang L. CFOs Versus CEOs: Equity Incentives and Crashes [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101 (3): 713-730.
- [27] 王良, 冯涛. 基于声誉及信息操纵考虑的基金经理持股策略演化博弈研究 [J]. 中国管理科学, 2015 (9): 116-123.
- [28] 蔡庆丰, 刘锦. 业绩排名、市场状态与基金经理的风险调整行为: “争名”还是“逐利”? [J]. 金融评论, 2012 (3): 66-76.
- [29] Kempf A, Ruenzi S, Thiele T. Employment Risk, Compensation Incentives, and Managerial Risk Taking: Evidence from the Mutual Fund Industry [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92 (1): 92-108.
- [30] 肖继辉. 基金行业锦标赛及其激励效应研究——来自开放式基金的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2012 (5): 44-55.
- [31] 应千伟, 吕昊婧, 邓可斌. 媒体关注的市场压力效应及其传导机制 [J]. 管理科学学报, 2017 (4): 32-49.
- [32] Brown N C, Wei K D, Wermers R. Analyst Recommendations, Mutual Fund Herding, and Overreaction in Stock Prices [J]. Management Science, 2014, 60 (1): 1-20.
- [33] 孙培源, 施东晖. 基于CAPM的中国股市羊群行为研究——兼与宋军和吴冲锋先生商榷 [J]. 经济研究, 2002 (2): 64-70.
- [34] 许年行, 于上尧, 伊志宏. 机构投资者羊群行为与股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2013 (7): 31-43.
- [35] 杨棉之, 张园园. 会计稳健性、机构投资者异质性与股价崩盘风险——来自中国A股上市公司的经验证据 [J]. 审计与经济研究, 2016 (5): 61-71.
- [36] 顾荣宝, 刘海飞, 李心丹, 李龙. 股票市场的羊群行为与波动: 关联及其演化——来自深圳股票市场的证据 [J]. 管理科学学报, 2015 (11): 82-94.
- [37] Christie W G, Huang R D. Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market? [J]. Financial Analysts Journal, 1995, 51 (4): 31-37.
- [38] Chang E C, Cheng J W, Khorana A. An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective [J]. Journal of Banking & Finance, 2000, 24 (10): 1651-1679.
- [39] 马丽. 中国股票市场羊群效应实证分析 [J]. 南开经济研究, 2016 (1): 144-153.
- [40] Freeman L C. A Set of Measures of Centrality Based on Betweenness [J]. Sociometry, 1977 (40): 35-41.
- [41] Freeman L C. Centrality in Social Networks: Conceptual Clarification [J]. Social Networks, 1979 (1): 215-239.
- [42] Pagan A R, Sossounov K A. A Simple Framework for Analyzing Bull and Bear Markets [J]. Journal of Applied Econometrics, 2003, 18 (1): 23-46.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

政府背景大客户能否改善民企创新的“质”与“量”？

Can Major Government Customer Improve the Quality and Quantity of Private Firms' Innovation?

窦超 白学锦 陈晓

DOU Chao BAI Xue-jin CHEN Xiao

[摘要] 民企是我国技术创新的主力军，贡献了70%以上的技术创新成果，因此其“质”与“量”事关国家创新战略的成败。本文基于2007—2015年A股民营上市公司的客户订单数据，从供应链风险传递的视角综合考察了政府背景大客户对民营企业创新活动质量与数量的影响。实证结果表明，政府背景客户能够同时提升民营企业的研发质量与投入，且来自中央层级的订单与稳定性较强的订单能更显著地强化这一促进关系；进一步的分析还发现，良好的政企客户关系能通过缓解企业面临的风险来促进其创新质量的改善与投入的增加。从学术的角度上讲，本文的研究发现有助于理解客户结构对市场经济环境下企业创新活动的影响，助推我国经济又好又快发展。

[关键词] 政府背景大客户 民营企业 创新质量 创新数量

[中图分类号] F830 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 11-0043-14

Abstract: Along with the expansion of government procurement and the reduction of government subsidies, the importance of major government customer to the capital market is increasing. Based on the customer data of private listed firms from 2007 to 2015, this paper studies the impact of major government customer on innovation in China from the perspective of quality and quantity. The results indicate that the presence of government-based customers help to improve the innovation significantly from the perspective of quality and quantity. Moreover, the relationship is more evident when the customer is more consistent, and private firms enjoy more promotions with the help of central government-based customers. Finally, the paper also shows that the existence of government-based customer can effectively alleviate enterprises' operating risk, so that to promote their innovation.

Key words: Major government customer Private firm Innovation quality Innovation quantity

[收稿日期] 2019-02-26

[作者简介] 窦超，男，1990年9月生，中央财经大学商学院讲师，管理学博士，研究方向为政府扶持与资本市场；白学锦（通讯作者），女，1995年6月生，中央财经大学商学院博士生，研究方向为企业管管理；陈晓，男，1963年9月生，清华大学经济管理学院教授，经济学博士，研究方向为财务会计与资本市场。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“政府背景大客户能否助力民企纾困？——影响因素、作用机理及经济后果”（项目编号：72002235）；教育部人文社会科学研究青年基金项目“政府背景客户能否改善资本市场认知——基于“供应链风险传递”与“政府扶持”双重视角”（项目编号：20YJC630016）。

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

质量与数量事关企业创新活动的成效，二者相辅相成，缺一不可，也是我国从创新大国转变为创新强国必须兼顾的问题。自改革开放以来，以“科技兴国”战略和“万众创新”倡议为代表的引导政策每年都会拨付巨额财政补贴以支持企业的研发创新^①。然而在这一过程中，政府补贴是否能有效激发企业创新活力一直饱受质疑（王红建等，2014^[1]；赵璨等，2015^[2]），且由于监督考核机制不完善，部分企业钻政策空子，投机取巧，骗取补助，导致其真实的研发投入与创新质量堪忧。近几年来，随着贸易保护主义抬头、地缘政治紧张等不利因素纷至沓来，全球经济增长疲软，我国经济增长也面临下行压力，供给侧改革、国企改革、经济结构调整等不断推进，对企业创新进行扶持的政府补贴政策也有所调整，规模锐减（如国家从2018年起对新能源汽车、光伏产业收紧补贴等）。而随着国家利用大量资金补贴为企业创新买单的时代逐渐落幕，大量依赖政府补贴的企业开始出现资金紧张的局面，研发活动也进行得异常艰难。党的十九大报告一方面明确提出“着力构建市场机制有效、微观主体有活力、宏观调控有度的经济体制，不断增强我国经济创新力和竞争力”，另一方面又要求更好地发挥政府的作用，深化体制改革，助推国民经济发展。这些现实背景都突出了探寻政府促进企业创新的其他可行途径的必要性，而同为政府扶持手段的政府采购手段无疑为解决上述问题提供了一种新的可能。事实上，自2003年《中华人民共和国政府采购法》实施以来，我国政府采购规模一直保持着迅猛增长的势头，财政部统计数据显示全国政府采购金额已由2003年的1 659.4亿元扩增至2018年的35 861.4亿元，超过20倍的增幅凸显了我国政府背景客户对经济的影响潜力。从世界范围来看，欧美发达国家政府采购规模占GDP的比重都在10%以上，而我国这一指标仅为4%左右，表明政府采购在中国还有着相当大的增长潜力。与传统的政府补助相比，政府采购在需求端发力，凭借其庞大的需求、强劲的购买力以及高标准的要求提升企业销量、增强盈利能力以及改善公司治理和技术研发，如“造血”般为

企业发展注入源动力。从国外政府采购经验来看，这一特殊的政府行为对企业加强研发功不可没。以美国为例，每年国防部门的巨额军火订单与遴选中标企业的竞争考核激励着波音、雷神等军工巨头加强研发投入力度、在技术上良性竞争，不断涌现出的新技术、新产品使得美国在军事科技上能够遥遥领先。基于上述现象，本文在补贴滑坡的宏观形势下，探讨政府背景客户能否改善企业研发创新的效果与力度具有较强的现实与政策意义。

民营经济作为社会主义市场经济体制中不可或缺的重要力量，具有鲜明的“五六七八九”的特征^②，即贡献了50%以上的税收，60%以上的国内生产总值，70%以上的技术创新成果，80%以上的城镇劳动就业，90%以上的企业数量，但在以政府为主导的中国体制环境下其发展仍受制于“所有权歧视”等问题，因此在融资能力与政策红利上明显较国企处于劣势，这也就导致很多民营企业很难获得国企那般充足稳定的政府补贴、银行贷款等，只能更多地依靠市场需求助推发展。在这一背景下，客户结构对民营企业的影响与重要性更为深入，直接关乎其经营过程中最核心的销售环节，是它们收入与利润的主要来源。作为社会主义市场经济最具活力的企业群体，政府部门的支持对民营企业的发展至关重要。但近几年，随着经济形势的趋紧与产业政策调整的迈进，民营企业的发展遇到了很大的瓶颈，面临的融资约束问题与经营风险挑战也一再引发社会关注。党的十九大报告指出，“清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法，支持民营企业发展，激发各类市场主体活力。”因此，在传统扶持政策发生大转变的格局下，政府背景部门作为客户群体，利用自身庞大的产品需求干预经济便成为新形势下我们可以尝试探索的新扶持方式。那么政府背景大客户会与民营企业产生什么样的“化学反应”呢？西方传统经济学思想长期以来对以政府为代表的国有部门在社会经济发展过程中的影响作用大多持批评态度，我国近些年争论激烈的“国进民退”“民企纾困”等现象也一再引发社会各界对政府、国企所扮演角色的争议。但中国改革开放这40年所取得的成就，尤其是民营经济的发展崛起，毫无疑问表明政府干预的存在有其合理的一面。因

① 参见姜超、陈兴：《财政补贴知多少？》，2018年8月。

② 参见习近平：《在民营企业座谈会上的讲话》，2018年11月。

此,在我国现阶段的国情下,如何科学客观地认识政府背景部门对经济发展,尤其是民营企业创新活动的促进作用特别值得我们深刻思考与研究。

与普通企业客户不同,政府背景客户除了单纯与企业进行市场交易购买所需商品或服务外,其采购很大程度上也发挥着宏观调控的作用,即国家往往借助政府背景客户的采购配合某些政策,如产业转型升级、淘汰落后产能、鼓励新技术推广等的实施,因而,可将该类特殊群体的采购看作市场交易与政府扶持并重,借经济交易的“顺风车”实现国家的政策目标^①。由于有国家政权作为后盾,政府背景客户相对而言信用等级高,财力雄厚,需求的规模大且稳定性较高,有利于企业打开销路、扩大销量并对产品或服务适时进行升级改造。这一方面能降低企业的经营风险,减少企业对自身及外界环境的焦虑,使其能安心并专注于价值链中关键活动的改善;另一方面也能通过不断升级的产品需求改善企业的创新认知,使其意识到技术创新的必要性和紧迫性,最终实现对企业创新的推动。遗憾的是,以往的研究对此却存在着较大缺陷,这些研究要么只停留在宏观与理论分析层面,很少提供微观层面的经验证据(苏明等,2010^[3];刘京焕等,2013^[4]);要么虽然关注了企业层面政府干预带来的影响,却对政府背景的采购行为缺乏系统的了解,尤其是缺少基于我国制度环境下的探究(黎文靖和郑曼妮,2016^[5];Cohen和Li,2020^[6]),而导致这一状况出现的重要原因在于难以获得企业详细的客户信息数据。因此,基于供应链风险传递视角探讨政府扶持如何影响普通民营企业的经营发展,尤其是其创新活动的数量与质量,理应成为政府干预类文献的新研究视角。围绕这一问题,本文重点关注:政府背景大客户的采购是否会影响民营企业未来的研发质量与研发投入?客户的行政层级与采购行为的持续性如何影响二者间关系?政府背景大客户的采购是通过何种机制对民营企业创新研发的“质”与“量”产生影响?利用2007—2015年A股民营上市公司的数据,本文实证发现:政府背景大客户的采购订单有助于提升民营企业的创新质量与投入;当订单来自中央层级或具有较强的稳定性时,二者间关系更加强烈;政府背景大客户的采购能通过降

低民营企业的经营风险来实现对研发创新的正向影响;相对于政府补助,政府背景大客户的采购更有利于提升民营企业的创新投入与创新质量。

本文的主要研究贡献体现在四个方面:首先,通过采集民营企业公开的客户结构数据,本文以政府背景大客户采购为切入点,对民企创新活动的影响因素进行了系统探究,丰富了宏微观结合方面的文献,有助于了解宏观财政政策在微观层面的实施效果。其次,本文拓展了供应链领域的研究范畴,立足中国实际情况,从政府背景客户这一特殊群体入手研究客户性质对民营企业创新质量与数量的影响,对客户的研究更加深入。再次,经济步入新常态后,大量民营企业的生存更加艰难,融资困境与经营风险限制了它们的研发活动,本文的研究发现对政府部门因地制宜、更有效地促进民营企业的发展有一定的借鉴作用。最后,本文对政府补助和政府背景客户采购的对比表明政府干预手段的不同形式对企业影响各异,为政府在调控经济、改进财政政策与创新机制时综合考虑各种手段并择优选择提供了有价值的参考。此外,现有关于创新的研究大多片面侧重于企业的研发投入力度,对创新活动的质量却相对缺乏探讨,本文亦从“质量”与“数量”的双重视角出发,综合探讨了政企客户关系对企业创新成效的影响。

本文后续的内容安排如下:第二部分为文献回顾与研究假设;第三部分为研究设计,包括研究数据、研究模型与变量说明;第四部分为实证结果与分析;第五部分是稳健性检验;最后一部分则是本文的研究结论与启示。

二、文献回顾与研究假设

(一) 政府背景大客户的采购与民营企业研发创新

由于企业客户数据的限制,关于政府背景大客户的采购对企业运营有何影响少有研究,探讨其如何影响研发活动更是寥寥无几。与之形成鲜明对比的是,学术界对诸如政府补助等政府干预手段却予以广泛关注。作为政府对企业的“援助之手”,财政补贴的运行效果关乎政府调控经济的成效,然而在实施过程中政府补助的实际经济后果却饱受争议。尽管部分文献

① 《中华人民共和国政府采购法》就明文指出:“政府采购应当有助于实现国家的经济和社会发展政策目标,包括保护环境,扶持不发达地区和少数民族地区,促进中小企业发展等。”

发现了政府补贴对企业经营具有促进作用,但大部分文献倾向于认为政府补助可能会给企业发展带来负面影响,尤其是针对中国财政补贴的文献多强调其低效性。具体而言,国外学者关于政府补助对企业经营发展影响的研究开始较早,他们的研究大多得出了政府补助不利于企业良性发展的观点(Bergstrom, 2000^[7]; TzelePis 和 Skuras, 2004^[8]),且认为政府补助可能会产生挤出效应,不利于企业创新与成长。而在国内,相当部分的研究从长期绩效与经营效率等方面发现政府补贴政策存在较大弊病(陈晓和李静, 2001^[9]; 王德祥和李昕, 2017^[10])。由此可见,直接的政府补助模式很多时候并不能有效促进企业的发展,反而还会导致大量隐患问题的出现。这种单向的输血式扶持手段使得上市公司存在大量“骗补”与投机行为,相当部分企业过度依赖政府支持,挥霍政府补助,沦为所谓的“僵尸”企业。而随着研究的深入,近几年也有部分研究开始辩证地看待政府补贴的政策效果(唐清泉和罗党论, 2007^[11]),不少学者发现适度的政府补贴有正面影响,但高额的政府补助则会带来负面经济后果(逯东等, 2012^[12]; 邵敏和包群, 2012^[13]),与此同时,政府补助资源的配置效率亦受制于政策初衷。上述这些争议的存在都说明,当前的政府补贴政策仍存在很多问题,其具体实施效果不容乐观,亟需改进完善。

与此同时,现有的政府采购类文献又大多停留在宏观论述与理论分析层面,一来使得其研究结论缺乏经验证据的支持,二来相关的发现间也存在较多的冲突与争议。具体而言,部分学者肯定了政府采购对经济发展的正面效应,一方面从理论分析的角度论述了政府采购政策的经济功能,并论证了战略性新兴产业的发展能得到政府采购的有效扶持(李方旺, 2015^[14]),另一方面从实证研究的角度发现作为一种财政支出,政府采购有益于提高不发达地区的经济水平(姜爱华和朱晗, 2018^[15]),可以通过拉动整体经济增长、促进就业和扶持企业发展来提升宏观绩效(阮征等, 2010^[16]),并促进地区的自主创新(艾冰和陈晓红, 2008^[17])。但亦有一些学者对政府采购的经济效益提出了质疑,认为政府采购会阻碍地区的技术创新(胡凯等, 2013^[18]),降低企业产能利用率(张国胜等, 2018^[19])。此外,黄玖立和李坤望(2013)^[20]对企业获取政府和国有企业订单的影响因素进行考察,研究发现涉及腐败的招待费支出是其中

一个重要的影响因素,但他们没有继续关注政府类型客户对企业发展有何经济后果。上述研究总体上对微观企业客户层面关注不多,都较少深入到客户特征来分析政府背景大客户的采购对企业的影响,尤其是对其创新研发活动有何影响,因此其研究结论还需进一步拓展和完善。近年来,也有少量学者立足微观企业探讨政府采购对公司经营发展的影响。李明等(2016)^[21]研究发现企业销售额中政府订单的占比负向影响其全要素生产率,但这一研究一方面仅以2004年的问卷统计作为研究数据,距现在相隔太久,很难解释目前的问题,另一方面在政府采购的来源可靠性与指标定义上都存在些许瑕疵,且对政府采购影响进行考察时未考虑国有企业等体制内其他部门的影响,这会很大程度上干扰其结论的可靠性。国外研究当中,Dan等(2016)^[22]则发现存在政府客户时,企业融资成本更低,但他们未继续考虑该类客户对企业创新活动的影响。另外,一些学者尝试就大客户对企业经营发展的影响从供应链的角度进行解释(陈峻等, 2015^[23]; 王雄元等, 2014^[24]; 孟庆玺等, 2018^[25]),但是他们的研究都聚焦客户集中度,研究不够深入,并未探讨客户结构类型,尤其是具有政府背景的客户,而这类特殊的客户群体恰恰在政府占据主导地位的中国市场环境下尤显关键。

政府背景大客户的采购作为一种间接扶持手段,作用在需求端,凭借其庞大的需求、强劲的购买力以及高标准的要求提升企业销量、增强盈利能力和发展潜力,“授人以渔”,如“造血”般为企业发展带来实质性帮助(窦超和何为, 2019^[26])。就创新研发活动来说,一方面,政府背景客户因为有国家作为坚强的后盾,信用等级高,财力雄厚,低风险、低波动(Dan等, 2016^[22]),产品需求稳定庞大,能帮助企业打开销路、扩大销量、降低销售风险,进而降低经营风险,减少企业对自身及外界环境的焦虑(窦超等, 2020^[27]),使其能安心并专注于技术创新与业务探索,为企业创新研发创造良好条件;另一方面,政府背景客户对产品和服务的质量要求较高,且其需求会随着技术的变化不断升级,政府采购制度的日益规范也致使招标过程更加公开透明,投标企业的竞争愈发激烈,企业为了增加中标几率,只能使自身变得更强大,通过成本领先和差异化战略等,提供高性价比的产品,这些无疑都有利于企业意识到技术创新的必要性和紧迫性,适时进行升级改造,不断加强研发,

为企业提供创新研发的动力。值得注意的是, 国企由于与政府的天然关系, “背靠大树好乘凉”, 长期以来享有充裕的政府补贴及银行贷款等政策资源, 因此政府的采购需求对其边际促进效用难免大打折扣。民企则因为较难获取国家的政策性优惠和特权, 也没有政府声誉做担保, 因此其完全参与市场竞争 (杨洁和郭立宏, 2017^[28]), 生存环境较严峻, 也面临较大的风险, 创新能力受外部和自身多种因素的制约 (张瑾华等, 2016^[29]); 且民企作为市场化主体, 竞争压力大, 危机感较高, 满足客户要求的动力更强。鉴于我国的“大政府”特色, 政府背景大客户的存在显然如“雪中送炭”, 能使民营企业这一市场化主体更有安全感, 有效降低其面临的经营风险, 为其研发活动提供重要保障, 并能通过对产品质量、功能等的要求使民营企业更加意识到创新的重要性, 最终实现对其创新研发的推动。基于上述分析, 本文提出第一个研究假设:

假设 1: 政府背景大客户有助于提升民营企业研发创新的质量与投入。

(二) 政府背景大客户的采购特征与民营企业研发创新

整体上而言, 政府背景的采购虽然规模庞大, 需求稳定, 但是对企业个体来说, 政府背景大客户的订单却存在稳定性上的差别。正如持续性不同的政府补助会对企业未来盈余造成不一样的影响 (李馨子, 2019^[30]), 政企客户关系的稳定性也决定了政府背景大客户的影响潜力。相对而言, 部分企业客户维持能力较强, 拥有更稳定的政企客户关系, 说明政府背景大客户是企业业绩的重要来源, 能够持续发挥政府部门、国有企业对企业的影响。反之, 零星偶然获得的政府背景订单显然难以构成企业持续性的收入渠道, 客户关系的松散性往往注定它们对企业的影响作用难以维系 (窦超等, 2020^[27])。相对而言, 与政府背景客户关系越稳定, 说明该类客户对企业销售和利润的影响越大, 越能够持续发挥政府背景部门对企业的促进作用; 而零星偶然的政府背景订单不可预期, 只会在一期暂时影响企业销售, 说明政府与国企并非这些企业的稳定客户, 因此它们对企业经营发展的促进作用比较微弱或不甚明朗。如此一来, 对比客户订单持续性的差异能够帮助我们更好厘清政府背景大客户对民营企业研发创新的影响。基于此, 本文提出第二个研究假设:

假设 2: 相对于偶发性的政府背景大客户, 持续性的政府背景大客户能更有效提升民营企业研发创新的质量与投入。

与此同时, 我国的历史文化与政治制度塑造出了以中央和地方为代表的国家治理模式, 这种行政层级的差异对企业造成的影响已被大量研究关注并证实 (李健等, 2012^[31]; 李健和陈传明, 2013^[32]; 唐松和孙铮, 2014^[33])。而在庞大的政府体制框架下, 各类政策都不可避免会受到各种利益权衡、政治关系的影响, 因此各级政府在具体的政策方针制定落实上也会存在诸多不同的考量。体现在政府背景的采购活动上, 中央政府除了更为雄厚的财政实力与市场购买力外, 通常在制定落实政策时既要纵览全局、宏观把控, 又面临着相对更多的关注监督, 因此这一层级的政府背景采购政策影响更大、导向更强、采购机制相对更加公平透明, 更多地起到模范表率的作用。而地方政府由于地方保护主义的存在与视野思维的相对局限, 再加上监督机制的缺失, 通常在采购上存在较多利益瓜葛与短视 (曹亮, 2008^[34]; 杨方方和陈少威, 2014^[35]), 因此其采购活动往往考虑更多的利益关系。近年来, 地方政府采购乱象频出, 一方面过度偏向本地企业, 导致排外现象突出, 另一方面频频出现的贪腐案件与拖欠欠款丑闻也一再印证了这些问题的存在。因此, 相对于流程合理、管理合规的中央层级政府背景大客户, 地方层级的政府背景大客户可能在支付意愿与政策落实上暗含更多的风险, 使得不同层级的政府背景客户在声誉信用与规范性上泾渭分明, 而这也是政府干预机制有别于供应商-客户机制的一大特色, 对民企创新活动的影响效果无疑将产生差异影响。基于此, 本文提出第三个研究假设:

假设 3: 相对于地方层级的政府背景大客户, 中央层级的政府背景大客户能更有效提升民营企业研发创新的质量与投入。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

对于政府采购的主体界定, 严格意义上来讲我国政府采购法明确指出其范畴为各级国家机关、事业单位和团体组织, 但在政府为主导的中国特色社会主义市场经济体制下, 广大国有企业也在人事组织关系上接受各级政府的指导, 承担了很多额外社会职能, 因此同属我国政府调控经济的重要组成部分, 可以作为

广义上的政府背景大客户（袁满等，2019^[36]）。由于现行的企业信息披露制度并不强制上市公司披露具体的客户名称，且本文的主要观测值集中在2007年之后，因此我们的研究样本涵盖范围是2007—2015年年报数据。通过年报中披露的客户名称，本文结合国家企业信用信息公示系统披露的公司股东出资信息与企业类型数据，可以准确追溯公司客户中的国有控股企业与政府机构信息，从而匹配确定其中的政府背景客户。此外，专利数据来自中国专利数据库，其他分析数据均来自CSMAR数据库。为了确保数据的完整性与可靠性，我们的研究对象须同时符合以下四点要求：（1）仅限于年报中披露了前五大销售客户名称信息的民营上市公司；（2）民营上市公司的客户企业股权结构清晰，可追溯控股股东；（3）删除前五大客户集中度低于1%样本（防止客户过于分散，缺乏有影响力的大客户）；（4）2007—2015年财务数据、研发数据完整。通过上述数据筛选步骤，本文最终手工整理获得399家民营上市公司样本，共计1519个公司年度观测值，样本的获取过程详见表1A。

表1展示了样本的分布情况。从表1B客户性质的统计分布中我们既可以可以看出很多民营企业同时拥有政府背景客户与其他普通企业客户，也能发现有政府部门订单的样本有303个，占总样本比例约20%，而囊括了政府、国有企业订单的样本占总样本的比例约65%。表1C总结了本文研究样本的行业分布，可以发现制造业及信息服务业的企业更愿意披露其客户信息。表1D则从客户关系的持续性角度统计了政府背景客户订单的时间跨度，结果表明政府背景客户的采购订单呈现出相对稳定的态势，其中33.08%的民营企业持续时间为4到6年，甚至有11.28%的民营企业持续时间为7到9年。

表1 样本筛选与分布表

A 样本筛选	
初始观测	19 690
减：年报中未披露前五大销售客户名称信息	13 027
客户企业股权结构不清晰，无法追溯控股股东	49
前五大客户集中度低于1%	28
财务数据、创新质量、研发投入数据不完整	2 908
非民营企业	2 159
最终样本	1 519

续前表

B 客户性质		
客户性质	样本数	占样本比例
政府部门	303	19.95%
政府背景部门	985	64.85%
其他企业（外企、民企）	1 257	82.75%
总样本量	1 519	100.00%
C 行业分布		
行业	样本数	占样本比例
采矿业	65	4.28%
电力、热力、燃气及水生产和供应业	7	0.46%
房地产	1	0.07%
建筑业	2	0.13%
农、林、牧、渔业	14	0.92%
批发和零售业	6	0.39%
信息传输、软件和信息技术服务业	129	8.49%
制造业	1 209	79.59%
其他	86	5.66%
总计	1 519	100.00%
D 持续性分布		
采购时长（年）	公司数	占样本比例
[1, 3]	222	55.14%
[4, 6]	132	33.08%
[7, 9]	45	11.28%
总样本量	399	100.00%

（二）模型设计

借鉴 Ke 和 Petroni（2004）^[37]的研究，我们设计了如下的回归模型检验本文的假设1。

$$\begin{aligned}
 Exp_{i,t+1}/R\&D_{i,t+1} = \beta_1 + \beta_2 Procurement_{i,t} \\
 &+ \beta_3 Non-Procurement_{i,t} + \beta_4 R\&D_{i,t} \\
 &+ \beta_5 Sub_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Lev_{i,t} \\
 &+ \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_9 Managhd_{i,t} \\
 &+ \beta_{10} CF_{i,t} + \beta_{11} Age_{i,t} \\
 &+ \beta_{12} Insthld_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中，因变量 $Exp_{i,t+1}$ 为公司 i 未来一期的创新质量，具体为 $t+1$ 期的探索式专利占总专利申请的比例（Wagner, 2011^[38]）。探索式创新的衡量方法是在企业每年发明专利申请数据的基础上，以专利分类号的对比结果定义探索式和利用式创新绩效。即，如果企业之前从未在某项专利相同的主分类号小类内申请过

专利，则该项专利被记为探索式创新成果，否则为利用式创新成果。 $R\&D_{i,t+1}$ 为公司*i*未来一期的研发投入，具体为*t*+1期的R&D投入与民营企业营业收入的比值。自变量*Procurement*为第*t*期政府背景大客户的采购额占民营企业总销售额的比例。具体的回归分析中，*Procurement*分别用政府采购 (*Govper*) 和政府背景客户采购 (*Stateper*) 来代表。在我国当前的经济体制与社会背景下，国家大政方针与发展规划通常都是由政府主导，各级国有企业配合支持。因此，本文既使用政府部门的直接采购 (*Govper*) 作为政府背景大客户采购的代理变量，也将国有企业纳入政府背景大客户的范畴来综合考量政府背景大客户的采购力度，也就是 *Stateper*。根据假设 1，预计 *Procurement* 的回归系数显著为正。

在控制变量方面，由于民营企业当期研发投入可能对未来一期有影响，本文遂控制了公司*i*当期的研发投入 ($R\&D_{i,t}$)；鉴于政府背景大客户的采购与政府补助都是政府干预经济的重要手段，部分民营企业除得到政府背景客户订单外，往往也会同时获得大量政府补助，为了避免两者对民营企业经营发展的内生性影响，本文也对公司同期获得的政府补助 (*Sub*) 加以控制；与此同时，非政府背景客户的采购订单占比 (*Non-Procurement*) 也被加以考虑；此外，本文还控制了一些企业财务与股权结构变量，包括公司规模 (*Size*)、负债水平 (*Lev*)、总资产报酬率 (*ROA*)、经

营现金流 (*CF*)、累计上市年份 (*Age*)、管理层持股比例 (*Managhd*) 和机构投资者持股比例 (*Insthd*)。

本文在模型 (1) 的基础上进一步设计了回归模型 (2) 和模型 (3)，构建完整的中介效应模型，以检验政府背景大客户的采购能否通过降低民营企业公司风险 (*Vartq*) 来影响企业创新研发，并对控制变量进行了相应调整。

$$\begin{aligned}
 Vartq_{i,t+1} &= \beta_1 + \beta_2 Procurement_{i,t} + \beta_3 Non-Procurement_{i,t} \\
 &\quad + \beta_4 Sub_{i,t} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} \\
 &\quad + \beta_8 Growth_{i,t} + \beta_9 TQ_{i,t} + \beta_{10} CR_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (2) \\
 Exp_{i,t+1}/R\&D_{i,t+1} &= \beta_1 + \beta_2 Procurement_{i,t} \\
 &\quad + \beta_3 Non-Procurement_{i,t} + \beta_4 Vartq_{i,t+1} \\
 &\quad + \beta_5 R\&D_{i,t} + \beta_6 Sub_{i,t} + \beta_7 Size_{i,t} \\
 &\quad + \beta_8 Lev_{i,t} + \beta_9 ROA_{i,t} + \beta_{10} Managhd_{i,t} \\
 &\quad + \beta_{11} CF_{i,t} + \beta_{12} Age_{i,t} + \beta_{13} Insthd_{i,t} \\
 &\quad + \varepsilon_{i,t+1} \quad (3)
 \end{aligned}$$

模型 (2) 除了控制非政府背景客户的采购订单占比 (*Non-Procurement*) 和政府补助 (*Sub*)，还控制了一些企业财务变量，包括公司规模 (*Size*)、负债水平 (*Lev*)、总资产报酬率 (*ROA*)、营业收入增长率 (*Growth*)、托宾 *q* (*TQ*) 和流动比率 (*CR*)。模型 (3) 在模型 (1) 的基础上加入了中介变量——公司风险 (*Vartq*)。

变量的具体定义如表 2 所示。

表 2 变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
因变量		
$Exp_{i,t+1}$	创新质量	公司 <i>i</i> 第 <i>t</i> +1期探索式专利占总专利申请比例
$R\&D_{i,t+1}$	创新投入	公司 <i>i</i> 第 <i>t</i> +1期R&D投入/企业的营业收入
$Vartq_{i,t}$	公司风险	公司 <i>i</i> 在样本期间TOBINQ的方差
自变量		
$Gov_{i,t}$	是否有政府大客户	哑变量，若公司 <i>i</i> 在第 <i>t</i> 期前五大客户有政府部门（包含各级党、政、军部门及政府事业单位）为1，否则为0
$State_{i,t}$	是否有政府背景大客户	哑变量，若公司 <i>i</i> 在第 <i>t</i> 期前五大客户有政府背景部门（包含各级党、政、军部门、政府事业单位以及国有企业）为1，否则为0
$Govper_{i,t}$	政府大客户订单占比	公司 <i>i</i> 第 <i>t</i> 期政府部门（各级党、政、军部门及政府事业单位）的采购额占企业总销售额的比例
$Stateper_{i,t}$	政府背景大客户订单占比	公司 <i>i</i> 第 <i>t</i> 期政府部门（各级党、政、军部门及政府事业单位）以及国有企业的采购额占企业总销售额的比例

续前表

变量符号	变量名称	变量定义
控制变量		
$Non-Govper_t$	非政府大客户占比	第 t 期非政府部门（除各级党、政、军部门及政府事业单位外的单位群体）的采购额占企业总销售额的比例
$Non-Stateper_t$	非政府背景大客户占比	第 t 期非政府部门、非国有企业的大客户采购额占企业总销售额的比例
$Size_t$	公司规模	第 t 期期末总资产的自然对数
Lev_t	负债比率	第 t 期期末总负债除以第 t 期期末总资产
Sub_t	政府补助	第 t 期期末政府补助总额除以第 t 期期末总资产
ROA_t	总资产报酬率	第 t 期期末净利润/总资产余额
$Managhd_t$	管理层持股比例	第 t 期期末公司管理层的持股比例
CF_t	经营现金流	第 t 年的经营活动现金净流量/第 t 年总资产
Age_t	累计上市年份	公司股票首次发行上市年度距样本所在年度 t 的年数
$Insthd_t$	机构投资者持股比例	第 t 期期末机构投资者持股比例
$Growth_t$	营业收入增长率	第 t 期营业收入减去第 $t-1$ 期营业收入，再除以第 $t-1$ 期营业收入
TQ_t	托宾 q	第 t 期期末权益的市场价值加上负债的账面价值，再除以第 $t+1$ 期期末的总资产
CR_t	流动比率	第 t 期期末，流动资产/流动负债
FR_t	省级财政收入	第 t 期企业注册地所在省份财政收入（亿）的对数值

（三）描述性统计

变量的描述性统计如表 3 所示。从中可以看出，在 303 个拥有政府部门大客户的样本中，政府直接采购订单占民营上市公司销售额的平均比例超过了 11%，如果进一步考虑国有企业，则这一比重接近 23%，说明政府背景大客户的采购占比较高，对民营

企业有着重大影响。另外，衡量民营企业创新质量 Exp 、创新投入 $R\&D$ 与经营风险 $Vartq$ 的分布也有较大差异，这一数据结构为本文研究政府背景大客户如何影响民营企业研发创新活动与经营风险提供了潜在的可行性。

表 3 变量描述性统计

变量名	均值	样本数	标准差	25%	中位数	75%
Exp	0.427	1 519	0.404	0.000	0.321	1.000
$R\&D$	0.028	1 519	0.030	0.011	0.028	0.111
$Vartq$	1.198	1 519	1.001	0.560	1.025	1.464
$Govper$ (%)	11.816	303	13.344	1.818	7.195	13.085
$Stateper$ (%)	22.566	985	23.681	6.446	15.293	30.711
$Non-Govper$ (%)	28.243	1 519	24.906	11.958	21.939	39.260
$Non-Stateper$ (%)	15.967	1519	18.110	6.317	17.603	33.095
Sub	0.010	1 519	0.009	0.002	0.007	0.014
$Size$	11.914	1 519	1.922	9.495	13.013	13.263

续前表

变量名	均值	样本数	标准差	25%	中位数	75%
<i>Lev</i>	0.480	1 519	0.442	0.336	0.516	0.710
<i>Managhd_t</i>	0.207	1 519	0.170	0.124	0.197	0.414
<i>CF</i>	0.040	1 519	0.074	-0.010	0.036	0.065
<i>Insthld</i>	0.171	1 519	0.264	0.073	0.203	0.345
<i>ROA</i>	0.043	1 519	0.080	0.004	0.034	0.075
<i>Age</i>	15.312	1 519	6.015	9.000	15.000	25.000
<i>Growth</i>	0.205	1 519	0.251	0.009	0.097	0.394
<i>TQ</i>	4.582	1 519	7.927	1.813	3.908	5.076
<i>CR</i>	1.133	1 519	1.099	1.011	1.104	1.640

四、实证结果与分析

(一) 政府背景大客户的采购与民营企业研发创新

为了检验政府背景大客户的采购与民营企业研发创新之间的关系,本文首先在模型(1)的基础上进行了相应的回归分析,其实证结果如表4所示。第1、第2列基于研发质量视角,发现政府大客户的采购占比 *Govper* 与研发质量正相关 ($\beta=0.338$),在5%的水平上显著,将国有企业也考虑进来后,政府背景大客户的采购占比 *Stateper* 与研发质量亦正相关 ($\beta=0.303$),且结果也在5%的水平上显著,均说明政府(政府背景)客户采购占比越高的民营企业其

研发质量越显著高于比重低的企业。类似地,第3、第4列基于研发投入视角,发现政府大客户的采购占比 *Govper* 与研发投入正相关 ($\beta=0.042$),在1%的水平上显著,将国有企业也考虑进来后,政府背景大客户的采购占比 *Stateper* 与研发投入亦正相关 ($\beta=0.030$),且结果在5%的水平上显著,均说明政府(政府背景部门)采购额占销售总额比重越高的民营企业,研发投入越显著高于比重低的民营企业。此外,*Sub*的回归系数为正,但显著性较差,表明政府补助对民营企业创新活动的作用不甚明朗,多种政府干预手段并存时其促进效果不如采购方式。综上所述,政府背景大客户能够给民营企业带来研发质量提升与投入增加的影响,与假设1的预期相一致。

表4 政府背景大客户与民企创新的回归分析

	<i>Exp_{t+1}</i>	<i>Exp_{t+1}</i>	<i>R&D_{t+1}</i>	<i>R&D_{t+1}</i>
<i>Govper_t</i>	0.338** (2.23)		0.042*** (2.80)	
<i>Stateper_t</i>		0.303** (2.12)		0.030** (2.45)
<i>Non-Govper_t</i>	-0.119** (-2.06)		-0.012* (-1.93)	
<i>Non-Stateper_t</i>		-0.359** (-2.05)		-0.032* (-1.79)
<i>R&D_t</i>	1.865*** (3.06)	0.960*** (2.62)	0.155*** (2.59)	0.104** (2.47)
<i>Sub_t</i>	8.785* (1.67)	8.513** (2.32)	0.853 (1.30)	0.880* (1.77)

续前表

	Exp_{t+1}	Exp_{t+1}	$R\&D_{t+1}$	$R\&D_{t+1}$
$Size_t$	0.026 ** (2.33)	0.015 *** (3.10)	0.003 ** (2.10)	0.002 *** (3.39)
Lev_t	-0.883 *** (-4.12)	-1.120 ** (-2.43)	-0.074 *** (-3.13)	-0.109 *** (-3.50)
ROA_t	4.389 *** (6.32)	6.261 *** (7.90)	0.420 *** (8.39)	0.506 *** (7.98)
CF_t	11.560 * (1.77)	10.068 *** (2.81)	1.039 * (1.91)	0.812 ** (2.41)
Age_t	-0.034 ** (-2.30)	-0.021 *** (-2.91)	-0.003 *** (-3.23)	-0.002 *** (-2.67)
$Managhd_t$	1.644 (0.68)	0.993 (1.31)	0.142 (0.81)	0.091 (1.29)
$Insthld_t$	0.538 *** (4.46)	0.968 *** (4.10)	0.062 *** (4.70)	0.079 *** (4.49)
$Constant$	0.837 * (1.82)	0.941 *** (3.33)	0.082 ** (2.35)	0.098 *** (3.29)
$Firm\ fixed\ effect$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year\ fixed\ effect$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1 519	1 519	1 519	1 519
$R\text{-squared}$	0.024	0.022	0.301	0.280

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

(二) 政府背景大客户的采购特质与民营企业研发创新

为了检验订单的偶发性与稳定性是否对政府背景大客户与创新活动间的关系有影响，本文把政府背景大客户的采购订单进一步细分为偶发性订单与稳定性订单。我们按照公司在样本期间内有多少年份获得了政府背景客户订单进行排序，将获得政府背景客户订单最多的前三分之一的公司划分为稳定性组，获得政府背景客户订单最少的后三分之一的公司划分为偶发性组。回归结果如表 5 所示。对于订单具有偶发性的

公司，其政府背景大客户采购比例的回归系数在显著性与数值上都较稳定性的公司明显偏弱。而表中最后一行也利用 *Chow* 检验对两组样本的回归系数进行了差异性检验，其结果亦佐证了其差别的存在。这表明，相较于偶发性订单组的企业，持续性较强的政府背景大客户发挥的边际影响效力更强，即持续稳定的政府背景客户订单能够更好地推动民营企业提升创新投入与创新质量，而偶然的订单对民营企业的促进作用较弱，验证了本文的假设 2。

表 5 政府背景大客户的采购比例与民企创新水平的回归分析 (偶发性 Vs. 稳定性)

Panel A				
	偶发性 Exp_{t+1}	稳定性 Exp_{t+1}	偶发性 Exp_{t+1}	稳定性 Exp_{t+1}
$Govper_t$	0.235 * (1.68)	0.403 ** (2.53)		
$Stateper_t$			0.189 * (1.94)	0.384 *** (2.83)

续前表

Panel A				
<i>Non-Gover_t</i>	-0.091 ** (-1.96)	-0.135 ** (-2.22)		
<i>Non-Stateper_t</i>			-0.385 (-1.21)	-0.398 ** (-2.22)
<i>Control Variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	500	509	750	509
<i>R-squared</i>	0.021	0.030	0.020	0.028
<i>Gover/Stateper</i> : 偶发 = 稳定 [<i>p-value</i>]	0.007 ***		0.016 **	
Panel B				
	偶发性 <i>R&D_{t+1}</i>	稳定性 <i>R&D_{t+1}</i>	偶发性 <i>R&D_{t+1}</i>	稳定性 <i>R&D_{t+1}</i>
<i>Gover_t</i>	0.018 (1.60)	0.059 *** (3.25)		
<i>Stateper_t</i>			0.017 * (1.73)	0.046 *** (2.76)
<i>Non-Gover_t</i>	-0.010 ** (-2.37)	-0.012 ** (-2.10)		
<i>Non-Stateper_t</i>			-0.037 * (-1.76)	-0.037 (-1.49)
<i>Control Variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	500	509	750	509
<i>R-squared</i>	0.251	0.343	0.236	0.320
<i>Gover/Stateper</i> : 偶发 = 稳定 [<i>p-value</i>]	0.004 ***		0.025 **	

接下来本文考虑了政治层级所带来的影响差异，并将政府背景大客户划分为中央政府（央企）层级和地方政府（地方国企）层级进行对比研究，结果如表6所示。表中前两列考虑企业创新质量时，中央层级的政府采购 *Gover-Central* 与企业创新质量正相关 ($\beta=0.258$)，而地方层级的政府采购 *Gover-Local* 与企业创新质量亦正相关 ($\beta=0.091$)，且结果分别在1%、10%的水平上显著；类似地，衡量中央层级政府背景客户的指标 *Stateper-Central* 与企业创新质量正相关 ($\beta=0.222$)，地方层级的政府背景客户采购

Stateper-Local 与企业创新质量正相关 ($\beta=0.114$)，且结果分别在5%、10%的水平上显著。相较而言，中央层级的回归系数在绝对值与显著性水平上都较地方层级的回归系数更有影响力，说明中央层级的政府部门（政府背景）采购订单对民企创新质量的提升更明显。第3、第4列考虑了企业创新投入后结论依旧保持一致。与此同时，本文还通过计算各变量的标准化回归系数来检验不同层级政府背景客户对企业创新质量与投入的影响是否存在差异，其结果同样表明中央层级的政府背景客户影响更大，

佐证了假设3。

(三) 影响机制

通过对前面假设的检验,我们可以发现政府背景大客户的采购订单对民营企业创新研发有着显著的推动作用。由于民营企业在日常经营中,其研发活动往往受到公司所面临的经营风险的限制,因此为研究客户结构对研发创新的作用机制,本文拟从公司风险的角度出发,探索政府背景大客户对民营企业研发创新的影响渠道。依据模型(2)、模型(3)的设计,表7进行了相应的回归分析。前两列展示了民营企业经营风险与政府客户(政府背景客户)订单的回归结果,不难发现政府部门(政府背景客户)采购额占销售总额比重与民营企业风险程度负相关,系数值 $\beta = -0.203(-0.215)$,且结果在1%(5%)的水平上

显著成立,表明民营企业获得的政府(政府背景客户)采购额占销售总额比重越大,其面临的经营风险越小。进一步地,表7第3~6列则利用完整的中介效应模型同时加入政府背景大客户与公司风险变量对研发投入、研发质量进行了相应的回归检验。结果显示,不论是政府部门客户还是政府背景客户,公司风险均发挥了有效的中介作用。此外,我们还对上述中介变量进行了Sobel检验,结果显示Z值($Govper$ 对应1.94/2.14, $Stateper$ 对应2.47/2.60)亦明显大于临界值0.97。上述结果均说明,公司风险是政府背景大客户影响民企创新研发活动的一个重要中介变量。总之,拥有政府背景大客户的民营企业所遭遇的不确定性挑战越小,无疑越能为其加大研发投入、改善创新质量提供一剂定心丸。

表6 政府背景大客户的采购比例与民企创新水平的回归分析(中央层级 Vs. 地方层级)

	Exp_{t+1}	Exp_{t+1}	$R\&D_{t+1}$	$R\&D_{t+1}$
$Govper-Central_t$	0.258 *** (2.94)		0.033 *** (2.78)	
$Govper-Local_t$	0.091 * (1.79)		0.014 * (1.84)	
$Stateper-Central_t$		0.222 ** (2.51)		0.021 *** (2.98)
$Stateper-Local_t$		0.114 * (1.69)		0.009 (1.40)
$Non-Govper_t$	-0.150 * (-1.84)		-0.008 * (-1.94)	
$Non-Stateper_t$		-0.287 * (-1.66)		-0.032 * (-1.68)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1 519	1 519	1 519	1 519
R-squared	0.026	0.023	0.311	0.298

表7 政府背景大客户采购比例与民企创新成效的回归分析(中介效应分析)

	$Vartq_{t+1}$	$Vartq_{t+1}$	Exp_{t+1}	Exp_{t+1}	$R\&D_{t+1}$	$R\&D_{t+1}$
$Govper_t$	-0.203 *** (-2.63)		0.328 *** (2.78)		0.032 * (1.94)	
$Stateper_t$		-0.215 ** (-2.08)		0.270 * (1.69)		0.028 (1.57)
$Vartq_t$			-0.057 ** (-2.15)	-0.048 ** (-2.26)	-0.003 ** (-2.03)	-0.002 *** (-2.60)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续前表

	$Vartq_{t+1}$	$Vartq_{t+1}$	Exp_{t+1}	Exp_{t+1}	$R\&D_{t+1}$	$R\&D_{t+1}$
<i>Firm fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1 519	1 519	1 519	1 519	1 519	1 519
<i>R-squared</i>	0. 231	0. 229	0. 031	0. 028	0. 319	0. 293

五、稳健性检验

(一) 替代变量检验

首先, 本文将民营企业取自然对数的研发费用 ($R\&D'_{t+1}$) 和取自然对数的科研人员数量 (RN_{t+1}) 作为研发创新的替代指标, 检验了政府背景大客户对民营企业创新研发活动的影响, 结果很好地支持了假设 1 的成立, 说明政府背景大客户的采购有利于提升民营企业的研发创新。其次, 本文借鉴陈正林 (2016)^[39] 利用企业在研究期间内 ROA 的方差来衡量企业风险, 结果亦表明政府背景大客户对企业经营风险有着显著的降低效应。

(二) 内生性问题

鉴于客户信息目前属于上市公司自愿性披露的范畴, 因此本文的研究设计可能存在样本自选择的隐患。为此, 我们检验了企业是否披露前五大客户信息与其研发创新活动间的关系, 实证结果发现企业是否披露前五大客户信息与其未来的创新投入与创新质量均不显著, 较好排除了样本自选择问题对本文研究结论的干扰。进一步地, 鉴于客户信息属于年报自愿披露范畴, 为了缓解样本选择性偏差问题造成的影响, 本文还利用 Heckman 二阶段模型进行了稳健性检验, 结果同样满足本文假设 1 的推论。此外, 考虑到民营企业的创新研发与获得的政府背景客户订单间往往可能存在严重的内生性问题, 本文通过反向因果的检验方法发现民营企业当年的研发投入、研发质量与未来的政府背景客户订单比例间虽然存在正向关系但并不显著, 这一结果也在一定程度上排除了本文的研究结论受内生性问题的干扰。

(三) 其他稳健性检验

此外, 本文还采用倾向得分匹配法 (PSM), 为样本中每一个获得政府背景客户的民企匹配一个在样本期间内没有获得任何政府背景订单的企业做控制组样本, 并依据政府部门大客户和政府背景大客户分别进行了回归。前文的数据处理过程中, 因客户过于分

散的缘故删除了前五大客户集中度小于 1% 的样本, 为保证结果的可靠性, 本文考虑进来这部分样本后进行了回归分析。由于中国证监会在 2007 年修订的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号——年度报告的内容与格式》才开始建议上市公司披露主要客户信息, 因此我们的样本分布在 2007 年最少, 在总样本中仅占不到 1%。为了更好地检验本文的结论, 我们也删除了 2007 年样本进行回归。上述结果均表明, 政府背景大客户的采购占比与民营企业创新投入、研发质量均显著正相关, 佐证了前文检验结果, 很好地支持了假设 1。

六、研究结论与启示

本文利用 2007—2015 年 A 股民营上市公司的客户订单数据, 从供应链风险传递视角系统考察了政府背景大客户的采购对民营企业创新质量与投入的影响。实证结果表明, 政府背景大客户的采购能显著提升民营企业未来的研发创新质量与投入, 且这一影响在中央层级的政府背景客户样本和订单持续性较强的样本中更为显著; 从政府背景大客户采购的影响途径来看, 本文的研究结论同样表明政府背景大客户的存在可以显著缓解民营企业面临的经营风险, 从而增强民营企业提高创新投入与效果的信心。

本文的研究发现有助于理解政府背景大客户的采购对民营企业创新活动的促进作用与影响途径, 有利于使政府调节微观经济活动之手更精准。本文也同时考虑了传统政府补贴对民营企业研发创新的影响, 从主要分析的结果来看, 补贴对民营企业研发创新的影响非常不稳定, 总体效果不如政府背景大客户的采购, 这意味着对民营企业生产的政府补助难以实现理想中的促进创新的效果。结合本文的主要发现, 有如下政策启示: 政府如果能将对民营企业生产端的政府补助改为产品端的政府背景大客户的采购, 对民营企业提升研发创新活动的质量与数量都会产生更大的帮助。

参考文献

- [1] 王红建, 李青原, 邢斐. 金融危机、政府补贴与盈余操纵——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2014 (7): 157-167.
- [2] 赵璨, 王竹泉, 杨德明, 曹伟. 企业迎合行为与政府补贴绩效研究——基于企业不同盈利状况的分析 [J]. 中国工业经济, 2015 (7): 130-145.
- [3] 苏明, 贾西津, 孙洁, 韩俊魁. 中国政府购买公共服务研究 [J]. 财政研究, 2010 (1): 9-17.
- [4] 刘京焕, 张霄, 王宝顺. 我国政府采购政策经济功能研究 [J]. 财政研究, 2013 (2): 41-43.
- [5] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响 [J]. 经济研究, 2016 (4): 60-73.
- [6] Cohen D A, Li B. Customer-base Concentration, Investment, and Profitability: The U. S. Government As a Major Customer [J]. The Accounting Review, 2020, 95 (1): 101-131.
- [7] Bergstrom F. Capital Subsidies and the Performance of Firms [J]. Small Business Economics, 2000, 14 (3): 183-193.
- [8] Tzelepis D, Skuras D. The Effects of Regional Capital Subsidies on Firm performance: An Empirical Study [J]. Journal of Small Business and Enterprise Development, 2004, 11 (4): 121-129.
- [9] 陈晓, 李静. 地方政府财政行为在提升上市公司业绩中的作用探析 [J]. 会计研究, 2001 (12): 20-28, 64.
- [10] 王德祥, 李昕. 政府补贴、政治关联与企业创新投入 [J]. 财政研究, 2017 (8): 79-89.
- [11] 唐清泉, 罗党论. 政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 金融研究, 2007 (6): 149-163.
- [12] 逯东, 林高, 杨丹. 官员型高管、公司业绩和非生产性支出——基于国有上市公司的经验证据 [J]. 金融研究, 2012 (6): 139-153.
- [13] 邵敏, 包群. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析 [J]. 中国工业经济, 2012 (7): 70-82.
- [14] 李方旺. 发挥政府采购对战略性新兴产业发展的扶持作用 [J]. 财政研究, 2015 (12): 61-67.
- [15] 姜爱华, 朱晗. 政府采购对扶持不发达地区经济发展的影响研究——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 财政研究, 2018 (6): 42-53.
- [16] 阮征, 吴灿, 许健, 阮飞. 政府采购宏观绩效的投入产出测度 [J]. 管理评论, 2010 (7): 27-32.
- [17] 艾冰, 陈晓红. 政府采购与自主创新的关系 [J]. 管理世界, 2008 (3): 169-170.
- [18] 胡凯, 蔡红英, 吴清. 中国的政府采购促进了技术创新吗? [J]. 财经研究, 2013 (9): 134-144.
- [19] 张国胜, 匡慧妹, 刘政. 政府采购如何影响产能利用率? [J]. 经济管理, 2018 (9): 41-58.
- [20] 黄玖立, 李坤望. 吃喝、腐败与企业订单 [J]. 经济研究, 2013 (6): 71-84.
- [21] 李明, 冯强, 王明喜. 财政资金误配与企业生产效率——兼论财政支出的有效性 [J]. 管理世界, 2016 (5): 32-45, 187.
- [22] Dan D, Scott J, Matthew S, Sarah S. Customer Concentration Risk and the Cost of Equity Capital [J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61 (1): 23-48.
- [23] 陈峻, 王雄元, 彭旋. 环境不确定性、客户集中度与权益资本成本 [J]. 会计研究, 2015 (11): 76-82, 97.
- [24] 王雄元, 王鹏, 张金萍. 客户集中度与审计费用: 客户风险抑或供应链整合 [J]. 审计研究, 2014 (6): 72-82.
- [25] 孟庆玺, 白俊, 施文. 客户集中度与企业技术创新: 助力抑或阻碍——基于客户个体特征的研究 [J]. 南开管理评论, 2018 (4): 62-73.
- [26] 窦超, 何为. 创新视角下的政府背景客户与企业成长 [J]. 科研管理, 2019 (10): 193-206.
- [27] 窦超, 袁满, 陈晓. 政府背景大客户与审计费用——基于供应链风险传递视角 [J]. 会计研究, 2020 (3): 164-178.
- [28] 杨洁, 郭立宏. 声明还是缄默: 负面报道后国企和民企印象管理行为差异研究 [J]. 南开管理评论, 2017 (1): 83-95.
- [29] 张瑾华, 何轩, 李新春. 银行融资依赖与民营企业创新能力——基于中国企业家调查系统数据的实证研究 [J]. 管理评论, 2016 (4): 98-108.
- [30] 李馨子. 政府补助、持续性与未来盈余 [J]. 管理评论, 2019 (8): 194-209.
- [31] 李健, 陈传明, 孙俊华. 企业家政治关联、竞争战略选择与企业价值——基于上市公司动态面板数据的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2012 (6): 147-157.
- [32] 李健, 陈传明. 企业家政治关联、所有制与企业债务期限结构——基于转型经济制度背景的实证研究 [J]. 金融研究, 2013 (3): 157-169.
- [33] 唐松, 孙铮. 政治关联、高管薪酬与企业未来经营绩效 [J]. 管理世界, 2014 (5): 93-105.
- [34] 曹亮. 完善中国政府采购体制的国际经验借鉴与对策研究 [J]. 财政研究, 2008 (11): 75-78.
- [35] 杨方方, 陈少威. 政府购买公共服务的发展困境与未来方向 [J]. 财政研究, 2014 (2): 26-29.
- [36] 袁满, 窦超, 薛健. 春江水暖鸭先知——分析师能否读懂国有部门采购? [J]. 中国会计评论, 2019 (2): 171-202.
- [37] Ke B, Petroni K. How Informed Are Actively Trading Institutional Investors? Evidence from Their Trading Behavior before a Break in a String of Consecutive Earnings Increases [J]. Journal of Accounting Research, 2004, 42 (5): 895-927.
- [38] Wayner M. To Explore or to Exploit? An Empirical Investigation of Auctions by Large Incumbents [J]. Research Policy, 2011, 40 (9): 1217-1225.
- [39] 陈正林. 客户集中、政府干预与公司风险 [J]. 会计研究, 2016 (11): 23-29.

(责任编辑: 王克方 李 晟 张安平)

董事高管责任保险与高管薪酬-业绩敏感性

D&O Insurance and Managerial Pay-Performance Sensitivity

李从刚 许 荣 路 璐 李跃然

LI Cong-gang XU Rong LU Lu LI Yue-ran

[摘要] 尽管董事高管责任保险的公司治理作用一直是学术界激烈争论的热点问题, 却鲜有文献从公司薪酬契约的视角研究董事高管责任保险与高管薪酬-业绩敏感性之间的关系。本文基于倾向得分匹配法(PSM)的研究设计, 在控制选择性偏误的基础上研究了董事高管责任保险对薪酬-业绩敏感性的影响。研究发现:(1) 公司业绩对高管薪酬有着显著的正向影响, 表明高管薪酬-业绩敏感性存在, 并且董事高管责任保险能显著增加高管薪酬-业绩敏感性, 从而发挥了有效的治理作用;(2) 董事高管责任保险与控股股东治理和董事会治理等内部治理机制存在互补效应, 董事高管责任保险对高管薪酬-业绩敏感性的提升效应在股权集中度较高和董事会规模较大的样本组中更为显著;(3) 董事高管责任保险与分析师跟踪、基金公司持股等外部治理机制存在替代效应, 董事高管责任保险的外部治理作用在分析师跟踪较少和基金公司持股较少的样本组中更为显著。

[关键词] 董事高管责任保险 薪酬-业绩敏感性 公司治理

[中图分类号] F840.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2020)11-0057-16

Abstract: Although the corporate governance role of D&O insurance has always been a hot issue in academic circles, few literatures have studied the relationship between D&O insurance and managerial pay-performance sensitivity from the perspective of corporate compensation contract. Based on the research design of PSM, this paper studies the effect of D&O insurance on pay-performance sensitivity on the basis of controlling selective bias. We find that: (1) corporate performance has a significant positive impact on executive compensation, indicating that executive pay-performance sensitivity exists, and D&O insurance can significantly increase executive pay-performance sensitivity, thus playing an effective role in external governance; (2) there are complementary effects between D&O insurance and internal governance mechanisms such as controlling shareholder governance and board governance, and the enhancement effect of D&O insurance on executive pay-performance sensitivity is more significant in the sample group with higher equity concentration and larger board size; (3) there are substitution effects between the external governance mechanisms such as analyst tracking and fund shareholding. The external governance effect of D&O insurance is more significant in the sample group with less analyst tracking and less fund shareholding. This study may promote academia, regulatory authorities and financial market to deeply understand the external governance role of D&O insurance, so as to provide policy reference for the regulatory authorities to accelerate the development of D&O insurance market.

Key words: D&O insurance Pay-performance sensitivity Corporate governance

[收稿日期] 2019-04-22

[作者简介] 李从刚, 男, 1989年12月生, 苏州大学东吴商学院讲师, 研究方向为公司金融、公司治理与企业创新等; 许荣(通讯作者), 男, 1975年12月生, 中国人民大学财政金融学院教授, 博士生导师, 研究方向为金融市场等; 路璐, 女, 1990年2月生, 南京财经大学江苏创新发展研究院讲师, 研究方向为产业经济; 李跃然, 男, 1980年6月生, 中国人民大学国际学院博士研究生, 研究方向为金融科技、金融风险。

[基金项目] 中国人民大学中央高校基本科研业务费专项资金项目(项目编号: 18XNI006)。

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

董事高管责任保险（以下简称“董责险”），即对董事高管因被指控工作疏忽或行为不当而被追究其个人赔偿责任时，由保险公司负责赔偿相关法律费用并代为承担民事赔偿责任的保险。自2002年万科与平安保险签订中国首份董责险保单以来，截至2017年年底，共有225家上市公司购买了董责险，占有A股上市公司总数的比例约为6.5%。近年来，董责险能否有效发挥公司治理作用一直是学术界激烈争论的焦点问题。已有文献分别从公司违规（李从刚和许荣，2020^[1]）、审计费用（袁蓉丽等，2018a^[2]）、财务报表重述行为（袁蓉丽等，2018b^[3]）、股价崩盘风险（Yuan等，2016^[4]）、股权成本（Chen等，2016^[5]）、并购行为（Lin等，2011^[6]）和银行贷款溢价（Lin等，2013^[7]）等视角检验了董责险的公司治理作用，却鲜有文献从公司薪酬契约的视角研究董责险与高管薪酬-业绩敏感性之间的关系。在理论上，高管薪酬契约的有效性反映了公司管理层与股东之间的代理问题，公司高管为了攫取私有收益，倾向于通过管理层权力干预薪酬委员会和薪酬制订程序，操纵薪酬，从而降低了高管薪酬-业绩敏感性和薪酬契约的有效性（权小锋等，2010^[8]）。现有文献发现，独立董事治理（罗进辉，2014^[9]）、股权结构安排（姜付秀等，2014^[10]）、薪酬委员会治理（谢德仁等，2012^[11]）、债权人和政府治理（黄志忠和郗群，2009^[12]）等内外部治理机制对抑制管理层薪酬操纵、提高薪酬-业绩敏感性有着显著的治理效应，然而董责险能否有效发挥公司治理作用提高薪酬契约的有效性却仍有待研究。从现有的理论来看，董责险既有可能通过发挥保险机构的外部治理作用，从而提高薪酬契约的有效性和高管薪酬-业绩敏感性（李从刚和许荣，2020^[1]；Yuan等，2016^[4]），也有可能激发董事高管的道德风险和机会主义行为，因而加大了代理成本和管理层薪酬操纵（Chalmers等，2002^[13]），因此，董责险对于高管薪酬-业绩敏感性的实际作用也是一个实证研究的重要课题。

虽然董责险与薪酬-业绩敏感性存在着理论上的关联，但要想在实证研究中准确识别二者之间的因果关系却面临选择性偏误难题。因为已有研究表明董责险的购买需求与公司治理风险显著相关（Core，1997^[14]；Zou等，2008^[15]），而通过简单回归得出的

相关关系既有可能是董责险发挥了治理效应，也有可能是因为是否购买董责险的两组公司本身就存在着治理水平上的显著差异。因此，在研究设计上必须控制选择性偏误带来的内生性，让是否购买董责险的两组公司在董责险需求和公司治理风险上尽量“相似”。为此，本文将基于倾向得分匹配法（PSM）的研究设计在控制选择性偏误的基础上准确识别董责险对薪酬-业绩敏感性的影响。具体而言，本文以2002—2017年所有A股上市公司为初始样本，采用PSM方法最终匹配得到1275个处理组样本（购买董责险）和1275个控制组样本（未购买董责险）。基于匹配样本的回归分析发现：（1）公司业绩对高管薪酬有着显著的正向影响，表明高管薪酬-业绩敏感性存在，并且董责险能显著增加高管薪酬-业绩敏感性，从而发挥了有效的外部治理作用。以上结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。（2）董责险与控股股东治理和董事会治理等内部治理机制存在互补效应，董责险对高管薪酬-业绩敏感性的提升效应在股权集中度较高和董事会规模较大的样本组中更为显著。（3）董责险与分析师跟踪、基金公司持股等外部治理机制存在替代效应，董责险的外部治理作用在分析师跟踪较少和基金公司持股较少的样本组中更为显著。

与以往研究相比，本文的潜在贡献在于：第一，我们的研究提供了保险机构通过外部治理机制影响高管薪酬-业绩敏感性的证据，从而在已有研究发现公司内外部治理机制影响薪酬契约有效性的基础上（黄志忠和郗群^[12]，2009；罗进辉，2014^[9]；权小锋等，2010^[8]；谢德仁等，2012^[11]）进一步拓展了高管薪酬-业绩敏感性影响因素的研究边界。第二，本文从高管薪酬契约的视角切入，发现董责险在中国资本市场中仍然是一种较为有效的公司治理机制，并且与其他内外部治理机制存在相互补充或替代的关系，从而提供了董责险外部监督说的新证据，进一步补充了董责险经济后果和治理效应的相关研究（李从刚和许荣，2020^[1]；Chen等，2016^[5]；Lin等，2011^[6]；Lin等，2013^[7]；胡国柳和谭露^[16]，2018；胡国柳和胡珺，2017^[17]；凌士显和白锐锋，2017^[18]；袁蓉丽等，2018^[2]；袁蓉丽等，2018^[3]）。

本文余下内容结构如下：第二部分对相关文献进行综述，并提出研究假设；第三部分介绍了模型设定和变量定义、样本分布情况以及PSM匹配过程；第四部分报告了实证结果和相关讨论，并做了一系列稳

健性检验；第五部分总结全文。

二、文献综述与研究假设

(一) 高管薪酬契约理论与薪酬-业绩敏感性

高管薪酬契约的经典理论主要包括“最优契约论”和“经理人权力论”。最优契约论假定高管薪酬契约已经是最优合约，可以有效解决股东和管理层之间的代理问题。公司股东通过薪酬契约的制订激励高管基于股东利益最大化行事，达到激励相容（Jensen and Meckling, 1976^[19]）。然而经理人权力论则认为，高管薪酬契约并不能有效解决代理问题，因其本身就是代理问题的一部分。基于经理人权力论，公司高管才是薪酬契约的制订者，为了攫取私有收益，倾向于通过管理层权力干预薪酬委员会和薪酬制订程序，进行薪酬操纵。例如，权小锋等（2010）^[8]发现国企高管会利用手中权力来操纵薪酬，且管理层权力越大，通过盈余操纵获取的绩效薪酬就越多，攫取的私有收益越高。不管是最优契约论还是经理人权力论，高管薪酬契约能否达到激励相容的关键都在于是否能按业绩付酬（pay for performance），因此现有文献广泛采用薪酬-业绩敏感性作为衡量高管薪酬契约有效性和代理冲突的重要指标（姜付秀等，2014^[10]；谢德仁等，2012^[11]）。薪酬-业绩敏感性越高，表明高管薪酬就越取决于公司业绩，就越有利于促使高管利益与股东利益保持一致，代理冲突就越小。相反，若薪酬-业绩敏感性越低，则表明高管通过管理层权力干预薪酬制订程序，操纵薪酬获取私利的程度就越严重，代理冲突就越大。

由于薪酬-业绩敏感性衡量和反映了管理层和股东之间的代理问题，因此现有文献主要从公司内部治理视角出发寻找薪酬-业绩敏感性的影响因素。从公司内部治理来看，罗进辉（2014）^[9]基于薪酬合约有效性的视角检验了独董参与公司治理的声誉激励机制，发现独立董事的社会知名度与高管的薪酬-业绩敏感性显著负相关。姜付秀等（2014）^[10]发现相对于非国有企业，国有企业高管的薪酬-业绩敏感性显著更高，表明国有企业的管理层激励契约更加注重与业绩挂钩。谢德仁等（2012）^[11]发现国有企业中的经理人薪酬辩护会显著影响高管的薪酬-业绩敏感性，相对于高管没有在薪酬委员会兼任职务的企业，有高管兼任薪酬委员会委员的企业有着显著更高的薪酬-业绩敏感性。从外部治理来看，黄志忠和郗群（2009）^[12]发

现债权人监督、股东和政府监督均能发挥有效的外部治理机制，对抑制高管薪酬、提高薪酬-业绩敏感性发挥着重要作用。王会娟和张然（2012）^[20]发现私募股权投资对被投资企业的高管薪酬-业绩敏感性有着显著的正向影响，提供了私募股权投资可以积极参与公司治理的证据。辛清泉和谭伟强（2009）^[21]从制度环境的视角研究高管薪酬-业绩敏感性的影响因素，发现市场化进程和制度环境对国有企业高管薪酬-业绩敏感性有着显著为正的影

(二) 董责险与公司治理

董责险能否有效发挥公司治理作用一直是国内外学者激烈争论的焦点，并逐渐形成了“外部监督说”和“机会主义说”两种主要理论。外部监督说认为，保险公司作为专业的风险管理机构有动力且有能力监督投保公司，从而发挥有效的外部治理作用，降低代理成本（Yuan等，2016^[4]）。从监督动机来看，由于投保公司的公司治理风险和经营状况直接关系到保险公司的运营成本和潜在风险，因此保险公司有动力采取多种措施通过事前风险评估、事中关注监督和事后尽力减损，积极发挥监督作用。从监督能力来看，保险机构作为专业的风险管理机构，能够准确识别和定价上市公司的经营状况和公司治理风险（Boyer和Stern^[22]，2012；Boyer和Stern，2014^[23]），能根据投保公司的公司治理水平调整保费中包含的风险溢价，从而有能力监督投保公司。外部监督说得到了基于中国数据实证研究的广泛支持。在早期研究中，郑志刚等（2011）^[24]、许荣和王杰（2012）^[25]均发现了董责险发挥公司治理作用、降低代理成本的经验证据。最新的研究在采用了更为丰富的研究数据和更为严谨的实证设计后也大多得出了一致的结论，例如Yuan等（2016）^[4]基于中国上市公司的数据研究发现，董责险显著降低了上市公司的股价崩盘风险，表明保险公司发挥了有效的外部治理作用。吴勇等（2018）^[26]发现董责险通过有效发挥公司治理作用显著提升了公司价值。彭韶兵等（2018）^[27]发现董责险通过保险合约条款的制订发挥激励效应与监督效应，从而降低了代理成本，并显著提高了企业的投资效率。袁蓉丽等（2018）^[3]发现董责险通过公司治理机制显著降低了公司发生财务重述行为的概率。胡国柳和谭露（2018）^[16]发现董责险通过发挥外部治理作用显著提升了企业在债券市场上的信用评级。李从刚和许荣（2020）^[1]发现董责险在抑制公司违规方面发挥了积极

的外部治理作用。基于以上分析,如果董责险符合外部监督说,那么董责险的购买将有利于引入保险机构的外部监督,从而抑制管理层的薪酬操纵行为,提高高管薪酬契约有效性,因此提出以下待检验的假设:

H1-A: 如果外部监督说成立,董责险将显著提升高管薪酬-业绩敏感性。

另一方面,机会主义说则认为,董责险转嫁了董事高管本应承担的责任风险,弱化了法律诉讼的约束效果,容易激发管理层的道德风险和机会主义行为,从而恶化了代理问题(Chalmers等,2002^[13])。机会主义说也得到了美国、加拿大等发达资本市场以及部分基于中国数据的经验支持。国内的证据如:郝照辉和胡国柳(2014)^[28]发现董责险激发了高管为了获得私有收益而进行的公司并购行为。吴锡皓和程逸力(2017)^[29]发现董责险提高了财务重述行为发生的概率,并且高管权利起到了推波助澜的作用。在基于国外发达资本市场的研究中,经验证据也大多支持了机会主义说。例如:Chalmers等(2002)^[13]发现董责险反映了管理层的机会主义动机,购买董责险与上市公司IPO后三年内的股票市场绩效有着显著的负向关系。Lin等(2011,2013)^{[6][7]}分别从并购绩效和财务重述行为视角论证了董责险激发了管理层的道德风险和机会主义行为。Chen等(2016)^[5]发现董责险降低了公司信息披露质量,增加了风险承担水平,因而增加了公司股权成本。Weng等(2017)^[30]发现董责险显著增加了公司财务政策的激进程度,并显著提高了公司误报盈余和发生财务重述行为的概率。基于以上分析,如果董责险符合机会主义说,那么董责险的购买将激发高管的道德风险和机会主义,从而加剧了通过管理层权利进行的薪酬操纵行为,降低高管薪酬契约有效性,因此提出以下待检验的假设:

H1-B: 如果机会主义说成立,董责险将显著降低高管薪酬-业绩敏感性。

三、研究设计

(一) 模型设定与变量定义

为检验董责险与高管薪酬-业绩敏感性之间的关系,本文设定如下模型:

$$\begin{aligned} COMP = & \beta_0 + \beta_1 ROA + \beta_2 ROA \times Doins + \beta_3 Doins \\ & + \beta_4 Size + \beta_5 SOE + \beta_6 DebtRatio \\ & + \beta_7 SalesGrowth + \beta_8 ManagementCost \\ & + \beta_9 Cr1 + \beta_{10} BoardSize + \beta_{11} StockRetVol \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & + \beta_{12} MarketIndex + \sum Year \\ & + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

在模型(1)中,变量COMP代表高管薪酬,考虑到股权激励和股票期权激励等其他经理人激励计划在我国上市公司中尚未普及,因此借鉴现有文献(姜付秀等,2014^[10];罗进辉,2014^[9];谢德仁等,2012^[11]),本文采用货币薪酬衡量高管薪酬水平,定义为高管前三名薪酬总额加1的自然对数。在稳健性检验部分,我们改用董监高前三名薪酬总额加1的自然对数进行测度。在解释变量中,我们用总资产收益率(ROA)衡量公司业绩,定义为净利润与总资产平均余额的比值,在稳健性检验中,我们改用净资产收益率(ROE)来测度。若ROA的系数 β_1 显著为正,则表明公司业绩对高管的货币薪酬有着显著的正向影响,高管薪酬-业绩敏感性存在。虚拟变量Doins衡量了公司是否购买了董责险,定义为首次购买董责险之后的年度样本取值为1,否则为0。交乘项(ROA×Doins)是本文主要考察的变量,若其系数 β_2 显著为正,则表明董责险显著增加了高管薪酬-业绩敏感性。若系数 β_2 显著为负,则表明董责险显著减少了高管薪酬-业绩敏感性。此外,我们还控制了一系列可能影响高管薪酬的公司财务特征、公司治理特征以及制度环境特征变量。财务特征变量包括:公司规模(Size),定义为年末总资产的自然对数;资产负债率(DebtRatio),负债总额与资产总额的比值;销售收入增长率(SalesGrowth),定义为本年销售收入与上年销售收入的差与上年销售收入的比值,衡量了公司的成长性;股票收益率波动性(StockRetVol),定义为股票日收益率的标准差。公司治理特征变量包括:是否为国有企业(SOE),控股股东为中央或地方国有企业时为1,否则为0;管理费用率(ManagementCost),定义为管理费用与营业收入的比值;股权集中度(Cr1),第一大股东持股数量占总股本的比例;董事会规模(BoardSize),定义为董事会总人数加1取自然对数;地区制度环境变量(MarketIndex)用王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》^[31]中的市场化总指数来衡量。本文还控制了年度固定效应和行业固定效应。为消除极端值的影响,我们对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。高管货币薪酬、公司治理数据和财务特征数据均来自国泰安数据库。主要变量定义详见表1。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
高管薪酬	COMP	高管前三名薪酬总额加 1 的自然对数
总资产利润率	ROA	净利润/总资产平均余额
是否购买董责险	Doins	首次购买董责险之后的年度样本取值为 1, 否则为 0
公司规模	Size	年末总资产的自然对数
是否国有企业	SOE	控股股东为中央或地方国企时为 1, 否则为 0
资产负债率	DebtRatio	负债总额/资产总额
销售收入增长率	SalesGrowth	(本年销售收入-上年销售收入)/上年收入
管理费用率	ManagementCost	管理费用/营业收入
股权集中度	Cr1	第一大股东持股数量占总股本的比例
董事会规模	BoardSize	董事会总人数加 1 取自然对数
股票收益率波动性	StockRetVol	股票日收益率的标准差
地区制度环境	MarketIndex	王小鲁等 (2017) ^[31] 编制的市场化指数总指数
是否两职合一	Dual	董事长和总经理为同一人时取值为 1, 否则为 0
独立董事比例	IndDirRatio	独立董事人数占董事会总人数的比例
高管是否持股	ExecutiveOwnership	高管持股取值为 1, 否则为 0
年度虚拟变量	YearDummy	控制年度
行业虚拟变量	IndustryDummy	控制行业

(二) 董责险公司的分布情况

按照我国证监会的规定,上市公司董责险的购买议案必须先后通过董事会提议和股东大会投票,因此上市公司购买董责险的数据是我们根据 Wind 金融数据库和 CSMAR 数据库中的董事会公告以及股东大会决议公告手工搜集整理完成。首次购买董责险上市公司的年度和行业分布情况见表 2。由表可知,从年度

分布来看,2002 年和 2017 年均均有 31 家上市公司首次购买董责险,在历年分布中数量最多,各占比 13.78%。截至 2017 年年底,共有 225 家上市公司购买了董责险,占有 A 股上市公司总数的比例约为 6.5%。从行业分布来看,购买董责险的上市公司主要分布在制造业,占比高达 45.78%,其次为金融行业,占比也高达 14.22%。

表 2 首次购买董责险上市公司的年度和行业分布情况

首次购买年度	公司数目	占比 (%)	证监会行业	公司数目	占比
2002	31	13.78	制造业	103	45.78
2003	13	5.78	金融业	32	14.22
2004	5	2.22	交通运输、仓储和邮政业	18	8.00
2005	10	4.44	房地产业	17	7.56
2006	5	2.22	批发和零售业	16	7.11
2007	15	6.67	电力、热力、燃气及水生产和供应业	11	4.89
2008	26	11.56	采矿业	9	4.00
2009	9	4.00	信息传输、软件和信息技术服务业	7	3.11
2010	8	3.56	建筑业	4	1.78

续前表

首次购买年度	公司数目	占比 (%)	证监会行业	公司数目	占比
2011	6	2.67	文化、体育和娱乐业	2	0.89
2012	20	8.89	科学研究和技术服务业	2	0.89
2013	11	4.89	农、林、牧、渔业	1	0.44
2014	10	4.44	水利、环境和公共设施管理业	1	0.44
2015	13	5.78	租赁和商务服务业	1	0.44
2016	12	5.33	综合	1	0.44
2017	31	13.78			
合计	225	100	合计	225	100

数据来源：根据上市公司董事会公告和股东大会决议公告手工搜集完成。

(三) PSM 匹配过程

本文用于匹配的初始样本为 2002—2017 年所有沪深 A 股上市公司，并删除 STPT、金融保险行业和相关变量缺失的公司样本，共计 23 139 家公司-年度观测值。匹配变量的选择是进行 PSM 匹配的关键，而董责险的需求动因理论则为我们选择合适的匹配变量提供了坚实的理论基础。现有文献发现公司的诉讼风险和公司治理风险是影响董责险购买需求的主要因素，因此借鉴现有文献 (Core, 1997^[14]; Gillan 和 Panasian, 2015^[32]; Lai 和 Tai, 2018^[33]; Lee 和 Choi, 2006^[34]; Park, 2018^[35]; Zou 等, 2008^[15])，我们选取了以下匹配变量：公司规模 (*Size*)、总资产利润率 (*ROA*)、资产负债率 (*DebtRatio*)、销售收入增长率 (*Sales-Growth*)、股票收益率波动性 (*StockRetVol*)、地区制度环境 (*MarketIndex*)、管理费用率 (*ManagementCost*)、股权集中度 (*Cr1*)、是否国有企业 (*SOE*)、是否两职合一 (*Dual*)、董事会规模 (*BoardSize*)、独立董事比例 (*IndDirRatio*)、高管是否持股 (*Executive-*

Ownership)，以及行业和年度虚拟变量。

进行 PSM 匹配的具体步骤如下：首先，在 23 139 个初始样本中，用虚拟变量 *Doins* 对所有匹配变量进行 logit 回归，回归得到的预测值衡量了公司购买董责险的需求和倾向，预测值越接近表明购买董责险的可能性越相似。其次，采用最近邻匹配法为每一个董责险样本按照 1:1 的比例进行无放回地匹配，这样可以从未购买董责险的样本中，为每一个购买董责险的样本匹配到一个唯一的且在购买可能性上最接近的匹配样本。最终，我们从没有购买董责险的样本中成功匹配了 1 275 个与董责险样本预测值最为相近的样本，从而保证了这些匹配样本与董责险样本在购买需求和公司治理特征上具有相似的特征。值得注意的是，PSM 是基于众多匹配变量的多维匹配，需要在 logit 回归的预测值上尽可能保持相近，但并不要求与某一特定变量保持绝对一致。匹配后样本的年度分布情况和主要变量的描述性统计分别见表 3 和表 4。

表 3 匹配后样本分布情况

年份	<i>Doins</i> = 0	<i>Doins</i> = 1	总样本	董责险占比%	年份	<i>Doins</i> = 0	<i>Doins</i> = 1	总样本	董责险占比%
2002	3	6	9	66.67	2011	92	97	189	51.32
2003	7	8	15	53.33	2012	128	116	244	47.54
2004	14	18	32	56.25	2013	123	119	242	49.17
2005	40	37	77	48.05	2014	138	115	253	45.45
2006	43	48	91	52.75	2015	142	126	268	47.01
2007	45	55	100	55.00	2016	134	138	272	50.74
2008	73	74	147	50.34	2017	142	152	294	51.70
2009	66	82	148	55.41	合计	1 275	1 275	2 550	50.00
2010	85	84	169	49.70					

表 4 主要变量的描述性统计

主要变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本数
<i>COMP</i>	14.310	14.340	0.800	11.490	15.950	2 550
<i>ROA</i>	0.030	0.030	0.050	-0.180	0.220	2 550
<i>Doins</i>	0.500	0.500	0.500	0.000	1.000	2 550
<i>Size</i>	22.970	22.830	1.520	19.430	25.710	2 550
<i>SOE</i>	0.730	1.000	0.440	0.000	1.000	2 550
<i>DebtRatio</i>	0.550	0.570	0.190	0.050	0.900	2 550
<i>SalesGrowth</i>	0.180	0.110	0.400	-0.610	2.790	2 550
<i>ManagementCost</i>	0.070	0.060	0.060	0.010	0.630	2 550
<i>Cr1</i>	38.390	36.280	15.460	9.650	75.840	2 550
<i>BoardSize</i>	2.330	2.300	0.190	1.790	2.770	2 550
<i>StockRetVol</i>	0.030	0.030	0.010	0.010	0.060	2 550
<i>MarketIndex</i>	7.620	7.800	1.620	0.620	9.950	2 550

四、实证结果与讨论

(一) 基本分析

1. 董责险需求的影响因素分析。

董责险的需求动因理论表明购买董责险的可能性和倾向与公司面临的诉讼风险和公司治理风险显著相关 (Core, 1997^[14]; Gillan 和 Panasian, 2015^[32]; Lee 和 Choi, 2006^[34])。为了检验匹配变量的合理性并分析董责险需求的影响因素, 我们基于匹配前的样本, 用所有匹配变量对 *Doins* 做 probit 回归, 结果见表 5。由表 5 可知, *Size* 的回归系数显著为正, 表明公司规模越大, 购买董责险的可能性就越高, 因为大公司往往面临着更大的诉讼风险。*DebtRatio* 的系数显著为正, 表明负债率越高的公司就越有可能购买董责险, 因为负债率高的公司应对负面经济冲击的能力较弱, 且面临着来自债权人的潜在诉讼风险。*SalesGrowth* 的系数显著为负, 表明成长性越强的公司董责险需求就越低。*MarketIndex* 的系数显著为正, 表明在制度环境好的地区董责险的需求更高, 因为地区法制越健全, 对投资者的保护程度和面临的诉讼风险就越高。从公司治理变量来看, *SOE*、*Cr1*、*Dual*、*BoardSize*、*IndDirRatio* 和 *ExecutiveOwnership* 的回归系数均显著, 表明公司的股权结构和董事会结构等公司治理特征均会通过影响公司治理风险对董责险购买需求产生显著的影响。

表 5 董责险需求的影响因素分析

被解释变量: <i>Doins</i>	系数	<i>t</i> 值
<i>Size</i>	0.219 ***	(13.18)
<i>ROA</i>	-0.370	(-1.07)
<i>DebtRatio</i>	0.561 ***	(5.28)
<i>SalesGrowth</i>	-0.086 **	(-2.23)
<i>StockRetVol</i>	-2.224	(-0.75)
<i>MarketIndex</i>	0.046 ***	(4.36)
<i>ManagementCost</i>	-0.274	(-1.12)
<i>SOE</i>	0.259 ***	(7.07)
<i>Cr1</i>	-0.003 ***	(-3.02)
<i>Dual</i>	-0.196 ***	(-4.37)
<i>BoardSize</i>	0.206 **	(2.14)
<i>IndDirRatio</i>	1.099 ***	(3.54)
<i>ExecutiveOwnership</i>	-0.082 **	(-2.55)
<i>_cons</i>	-7.861 ***	(-16.92)
<i>Year and Ind FE</i>	YES	YES
<i>N</i>	21 600	
<i>Pseudo-R2</i>	0.129	

2. 平行假设检验。

PSM 方法需要满足平行假设, 检验结果见表 6。可以看出, 在匹配之前所有匹配变量在处理组和控制组样本的均值均至少在 5% 的水平上存在显著差异, 从而表明确实存在选择性偏误。例如, 由变量 *Size*、*ROA* 和 *DebtRatio* 在两组的均值可知, 相对于没有购

买董责险的样本组（控制组），购买董责险样本组（处理组）的公司规模显著更大，公司业绩显著更差，杠杆水平也显著更高。而在匹配之后，可以发现所有匹配变量的标准化偏差均大幅减小，且除了 *ROA* 和 *BoardSize* 小于 10% 外均小于 5%。从 *t* 检验的结果来看，匹配后所有变量的均值在处理组与控制组中均无显著差异。例如：在匹配之前，*Size* 的均值在

处理组和控制组间的标准化偏差为 74.2%，且两组均值在 1% 的水平上存在显著差别（*t* 值为 29.810）；而在匹配之后，两组样本的公司规模的标准化偏差仅为 -2.7%，均值差异也并不显著（*t* 值为 -0.630）。最后，从联合检验结果来看也不能拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设（*LR chi2* 值为 8.79，*p* 值为 0.789）。以上结果表明通过了平行假设检验。

表 6 PSM 的平行假设检验

匹配变量	U (匹配前)	均值		标准化偏差 (%)	<i>t</i> 检验	
	M (匹配后)	处理组	控制组		<i>t</i> 值	<i>p</i> 值
<i>Size</i>	U	22.950	21.910	74.200	29.810	0.000
	M	22.950	22.990	-2.700	-0.630	0.532
<i>ROA</i>	U	0.035	0.042	-13.000	-4.470	0.000
	M	0.035	0.031	5.600	1.480	0.140
<i>DebtRatio</i>	U	0.547	0.442	53.400	17.860	0.000
	M	0.547	0.550	-1.600	-0.410	0.681
<i>SalesGrowth</i>	U	0.172	0.200	-6.600	-2.210	0.027
	M	0.172	0.181	-2.100	-0.550	0.585
<i>StockRetVol</i>	U	0.029	0.031	-17.300	-6.090	0.000
	M	0.029	0.029	-0.500	-0.110	0.909
<i>MarketIndex</i>	U	7.593	7.484	6.500	2.160	0.030
	M	7.593	7.645	-3.100	-0.810	0.415
<i>ManagementCost</i>	U	0.074	0.101	-33.700	-10.470	0.000
	M	0.074	0.074	0.400	0.120	0.907
<i>SOE</i>	U	0.733	0.461	57.700	19.010	0.000
	M	0.733	0.724	1.800	0.490	0.625
<i>Cr1</i>	U	38.290	35.840	16.100	5.590	0.000
	M	38.290	38.490	-1.300	-0.330	0.739
<i>Dual</i>	U	0.104	0.227	-33.700	-10.360	0.000
	M	0.104	0.115	-3.000	-0.890	0.374
<i>BoardSize</i>	U	2.333	2.275	32.200	11.160	0.000
	M	2.333	2.321	6.400	1.540	0.124
<i>IndDirRatio</i>	U	0.371	0.367	7.900	2.710	0.007
	M	0.371	0.373	-3.700	-0.890	0.372
<i>ExecutiveOwnership</i>	U	0.590	0.653	-13.000	-4.570	0.000
	M	0.590	0.579	2.300	0.560	0.574
<i>LR chi2 (p 值)</i>	U	969.98 (0.000)				
	M	8.79 (0.789)				

3. 多元回归分析。

我们将 PSM 匹配后的 2 550 个样本带入模型

(1) 进行多元回归分析，结果见表 7。由列 (1) 可知，在没加入任何控制变量的情况下，*ROA* 的系数

显著为正, t 值高达 11.86, 表明公司业绩对高管薪酬有着显著的正向影响, 公司董事会在制订高管薪酬时确实与公司业绩挂钩了, 高管薪酬-业绩敏感性存在。在列 (2) 中, 我们进一步加入了董责险虚拟变量 *Doins* 以及二者的交乘项 $ROA \times Doins$, 发现交乘项的系数在 1% 的水平上显著为正, 表明相对于没有购买董责险的公司, 购买董责险的公司具有更高的薪酬-业绩敏感性, 从而支持了假设 H1-A, 董责险有效发挥了外部治理作用, 显著提升了高管薪酬-业绩敏感性。在列 (3)、列 (4) 中, 我们进一步控制了其他影响高管薪酬的因素和行业、年度固定效应, 依然得到了显著的回归结果, 上述结论保持不变。

以上结果支持了董责险的外部监督说, 与近期基

于中国数据的相关研究结论保持了一致 (彭韶兵等, 2018^[27]; 吴勇等, 2018^[26]; 袁蓉丽等, 2018^[3]), 同时也与大多数基于美国、加拿大等发达资本市场数据的研究结论不同 (Lin 等, 2011^[6]; Lin 等, 2013^[7]; Chalmers 等, 2002^[13])。我们认为可能的原因在于: 在发达资本市场, 法制环境较为健全, 上市公司购买董责险的主要需求在于对冲较高的潜在法律诉讼风险, 因此董责险更有可能通过转嫁董事高管的责任风险, 从而激发了管理层机会主义行为。而在我国法制环境尚不健全的情况下, 股东诉讼案件很少发生, 购买董责险对冲诉讼风险的需求还不高, 因而导致董责险的外部监督效应成为在我国情境下发挥作用的主要方面。

表 7 多元回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>COMP</i>	<i>COMP</i>	<i>COMP</i>	<i>COMP</i>
<i>ROA</i>	3.416 *** (11.86)	2.463 *** (5.67)	3.319 *** (12.06)	2.585 *** (6.72)
<i>ROA×Doins</i>		1.671 *** (2.89)		1.214 *** (2.62)
<i>Doins</i>		0.177 *** (5.04)		0.210 *** (8.06)
<i>Size</i>			0.225 *** (18.55)	0.226 *** (19.11)
<i>SOE</i>			0.024 (0.74)	0.022 (0.70)
<i>DebtRatio</i>			-0.050 (-0.56)	-0.066 (-0.78)
<i>SalesGrowth</i>			-0.052 (-1.49)	-0.045 (-1.35)
<i>ManagementCost</i>			0.829 *** (3.41)	0.846 *** (3.50)
<i>Cr1</i>			-0.003 *** (-3.20)	-0.003 *** (-3.25)
<i>BoardSize</i>			0.316 *** (4.78)	0.293 *** (4.56)
<i>StockRetVol</i>			2.500 (1.05)	2.819 (1.21)
<i>MarketIndex</i>			0.122 *** (15.13)	0.124 *** (15.28)
<i>_cons</i>	14.199 *** (807.88)	14.114 *** (573.09)	5.955 *** (13.17)	5.875 *** (12.76)
<i>Year and Ind FE</i>	NO	NO	YES	YES
<i>N</i>	2 550	2 550	2 550	2 550
<i>Adj. R-sq</i>	0.051	0.074	0.487	0.513

注: 括号中为 Huber-White sandwich t -statistic。*、**、*** 分别为在 10%、5%、1% 的水平上显著 (下同)。

(二) 董责险治理与其他内外部治理机制的关系

已有文献发现公司的内外部治理机制对于抑制高管的薪酬操纵行为、提高薪酬-业绩敏感性具有显著作用(黄志忠和郗群, 2009^[12]; 权小锋等, 2010^[8])。下面我们进一步考察董责险治理与其他内外部治理机制的关系, 是存在互补效应还是替代效应? 我们主要考察了董责险与控股股东治理和董事会治理等内部治理机制, 以及分析师跟踪和基金公司持股等外部治理机制之间的关系。第一, 董责险与控股股东治理的关系。黄志忠和郗群(2009)^[12]的研究表明较高的股权集中度有利于抑制管理层权利和高管的薪酬操纵行为, 而分散的股权结构则不利于发挥控股股东的治理作用。为了检验董责险与控股股东治理之间的关系, 我们将样本按照股权集中度($Cr1$)是否大于样本中值细分为股权集中度高、低两组, 并分别考察在两组样本中董责险与薪酬-业绩敏感性之间的关系, 回归结果见表8。由列(1)、列(3)可以看出, 在股权集中度高的组中, ROA 的回归系数大小和 t 值均远大于股权集中度低的组, 表明股权越集中就越有利于发挥控股股东的治理作用, 高管薪酬-业绩敏感性就越高。由列(2)、列(4)可知, 交乘项 $ROA \times Doins$ 的系数仅在股权集中度高的组中显著, 在股权集中度低的组中却不再显著。以上结果表明, 董责险治理与控股股东治理存在互补效应。第二, 董责险与董事会治理的关系。董事会及其下设的薪酬委员会是制订高管薪酬的专门机构, 也是监督高管薪酬操纵的重要治理机制, 较大的董事会规模有利于制约管理层权利和薪酬操纵, 提高薪酬-业绩敏感性。为了检验董责险与董事会治理之间的关系, 我们将样本按照董事会规模是否大于样本中值细分为董事会规模大、小两组, 并分别考察在两组样本中董责险与薪酬-业绩敏感性之间的关系。由列(5)、列(7)可以看出, 在董事会规模大的组中, ROA 的回归系数大小和 t 值均大于董事会规模小的组, 表明较大的董

事会规模有利于发挥董事会的治理作用, 提高薪酬契约制订的有效性。由列(6)、列(8)可知, 交乘项 $ROA \times Doins$ 的系数仅在董事会规模大的组中显著, 在董事会规模小的组中不再显著。以上结果表明, 董责险治理与董事会治理同样存在互补效应。第三, 董责险与分析师跟踪的关系。证券分析师通过公司实地调研和向市场发布研究报告发挥重要的外部治理作用(Chen等, 2015^[36])。为了检验董责险与分析师跟踪在发挥外部治理作用上的关系, 我们将样本按照被分析师研报跟踪的数量是否大于样本中值细分为分析师跟踪多、少两组, 并分别考察在两组样本中董责险与薪酬-业绩敏感性之间的关系, 回归结果见表9。由列(1)、列(3)可以看出, 在分析师跟踪多的组中, ROA 的回归系数大小和 t 值均大于分析师跟踪少的组, 表明分析师跟踪在抑制高管薪酬操纵方面发挥了重要的治理作用。由列(2)、列(4)可知, 交乘项 $ROA \times Doins$ 的系数仅在分析师跟踪少的组中显著, 在分析师跟踪多的组中不再显著, 表明董责险治理与分析师跟踪存在替代效应。第四, 董责险与基金公司持股的关系。作为最重要的机构投资者之一, 证券投资基金发挥着重要的外部治理作用(梅洁和张明泽, 2016^[37])。为了检验董责险与基金公司持股之间的关系, 我们将样本按照基金公司持股数量是否大于样本中值细分为基金公司持股多、少两组, 并分别考察在两组样本中董责险与薪酬-业绩敏感性之间的关系。由列(5)、列(7)可以看出, 在基金公司持股多的组中, ROA 回归系数的显著性水平大于基金公司持股少的组, 表明基金公司持股能通过发挥治理作用提高薪酬-业绩敏感性。由列(6)、列(8)可知, 交乘项 $ROA \times Doins$ 的系数仅在基金公司持股少的组中显著, 在基金公司持股大的组中却不再显著, 表明董责险治理与基金公司持股存在替代效应。综上可知, 董责险外部治理作用的有效发挥依赖于完善的公司内部治理机制, 同时也是外部治理不足时的有效替代机制。

表8 董责险与内部治理机制的关系

	股权集中度低		股权集中度高		董事会规模小		董事会规模大	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP
ROA	2.565*** (6.46)	2.357*** (3.91)	4.036*** (10.19)	2.678*** (5.36)	2.334*** (4.77)	2.349*** (3.14)	3.701*** (11.52)	2.705*** (6.07)
$ROA \times Doins$		0.424 (0.61)		2.084 *** (3.42)		-0.229 (-0.25)		1.660 *** (3.14)

续前表

	股权集中度低		股权集中度高		董事会规模小		董事会规模大	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP
<i>Doins</i>		0.160*** (4.15)		0.245*** (6.66)		0.220*** (3.87)		0.204*** (6.92)
<i>Size</i>	0.272*** (15.26)	0.280*** (15.73)	0.191*** (11.52)	0.181*** (11.60)	0.174*** (7.20)	0.179*** (7.48)	0.245*** (17.33)	0.245*** (17.85)
<i>SOE</i>	0.083** (2.17)	0.088** (2.30)	-0.086 (-1.48)	-0.102* (-1.86)	-0.000 (-0.01)	-0.006 (-0.10)	0.044 (1.10)	0.039 (1.00)
<i>DebtRatio</i>	-0.078 (-0.63)	-0.095 (-0.77)	-0.037 (-0.29)	-0.023 (-0.19)	0.084 (0.51)	0.066 (0.41)	-0.106 (-1.02)	-0.139 (-1.38)
<i>SalesGrowth</i>	-0.023 (-0.49)	-0.016 (-0.36)	-0.088* (-1.66)	-0.081 (-1.64)	-0.120** (-2.14)	-0.108* (-1.92)	-0.033 (-0.77)	-0.031 (-0.77)
<i>ManagementCost</i>	1.099*** (3.13)	1.142*** (3.29)	0.577* (1.85)	0.608* (1.92)	0.752* (1.93)	0.774** (2.11)	0.830*** (2.81)	0.850*** (2.83)
<i>Cr1</i>	-0.003 (-1.41)	-0.004* (-1.68)	-0.004*** (-2.60)	-0.004** (-2.30)	-0.005*** (-2.69)	-0.004** (-2.37)	-0.002** (-2.43)	-0.003*** (-2.68)
<i>BoardSize</i>	0.259*** (2.60)	0.243** (2.48)	0.350*** (4.16)	0.308*** (3.88)	0.338 (1.50)	0.288 (1.34)	0.168 (1.61)	0.186* (1.83)
<i>StockRetVol</i>	0.872 (0.24)	1.887 (0.52)	3.092 (0.97)	2.148 (0.69)	-4.995 (-1.12)	-4.638 (-1.08)	4.463 (1.54)	4.673 (1.65)
<i>MarketIndex</i>	0.129*** (12.09)	0.132*** (12.18)	0.120*** (9.69)	0.115*** (9.51)	0.125*** (7.89)	0.133*** (8.42)	0.119*** (12.42)	0.117*** (12.18)
<i>_cons</i>	4.810*** (5.25)	4.704*** (4.96)	6.870*** (14.30)	6.931*** (14.47)	7.683*** (10.54)	7.345*** (10.20)	5.584*** (9.21)	5.564*** (8.96)
<i>Year and Ind FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 276	1 276	1 274	1 274	608	608	1 942	1 942
<i>Adj. R-sq</i>	0.513	0.523	0.497	0.544	0.493	0.509	0.490	0.518

表 9 董责险与外部治理机制的关系

	分析师跟踪少		分析师跟踪多		基金公司持股少		基金公司持股多	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP
<i>ROA</i>	2.800*** (5.56)	1.747** (2.49)	3.250*** (7.24)	2.188*** (3.67)	2.916*** (5.64)	1.925** (2.47)	3.567*** (6.90)	2.671*** (4.44)
<i>ROA×Doins</i>		1.906** (2.21)		1.246 (1.64)		1.897** (2.17)		1.224 (1.33)
<i>Doins</i>		0.218*** (5.20)		0.206*** (4.01)		0.236*** (5.42)		0.228*** (3.75)
<i>Size</i>	0.184*** (7.34)	0.178*** (7.34)	0.155*** (8.01)	0.152*** (8.07)	0.210*** (9.61)	0.205*** (9.82)	0.238*** (10.83)	0.244*** (11.60)
<i>SOE</i>	0.015 (0.29)	0.016 (0.33)	0.060 (1.11)	0.059 (1.12)	-0.060 (-0.97)	-0.065 (-1.10)	0.060 (1.11)	0.053 (1.00)
<i>DebtRatio</i>	-0.166 (-1.17)	-0.133 (-0.97)	0.131 (0.88)	0.034 (0.24)	0.028 (0.18)	0.026 (0.18)	0.011 (0.07)	-0.016 (-0.10)
<i>SalesGrowth</i>	-0.045 (-0.84)	-0.038 (-0.73)	-0.103* (-1.76)	-0.091* (-1.69)	-0.055 (-0.64)	-0.049 (-0.64)	-0.048 (-1.02)	-0.038 (-0.84)

续前表

	分析师跟踪少		分析师跟踪多		基金公司持股少		基金公司持股多	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP	COMP
<i>ManagementCost</i>	0.785 * (1.94)	0.744 * (1.84)	0.497 (1.44)	0.710 ** (2.21)	0.775 (1.64)	0.845 * (1.92)	0.877 ** (2.17)	0.984 *** (2.66)
<i>Cr1</i>	-0.000 (-0.29)	-0.001 (-0.38)	-0.006 *** (-4.63)	-0.006 *** (-4.97)	-0.004 *** (-2.61)	-0.003 ** (-2.27)	-0.002 (-1.47)	-0.003 * (-1.96)
<i>BoardSize</i>	0.138 (1.23)	0.158 (1.46)	0.622 *** (6.54)	0.557 *** (5.98)	0.311 *** (2.85)	0.242 ** (2.31)	0.285 ** (2.23)	0.258 ** (2.12)
<i>StockRetVol</i>	4.811 (1.17)	3.597 (0.90)	-4.009 (-1.10)	-1.999 (-0.56)	-0.843 (-0.20)	-2.003 (-0.49)	2.612 (0.64)	4.353 (1.11)
<i>MarketIndex</i>	0.107 *** (8.25)	0.112 *** (8.66)	0.135 *** (10.33)	0.130 *** (10.04)	0.125 *** (8.63)	0.122 *** (8.73)	0.123 *** (8.69)	0.122 *** (8.74)
<i>_cons</i>	7.242 *** (9.76)	7.117 *** (9.04)	7.215 *** (12.49)	7.531 *** (13.16)	7.144 *** (9.83)	7.402 *** (10.94)	4.841 *** (4.61)	4.786 *** (4.46)
<i>Year and Ind FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 034	1 034	1 016	1 016	848	848	845	845
<i>Adj. R-sq</i>	0.365	0.400	0.413	0.450	0.414	0.457	0.438	0.471

(三) 稳健性检验

1. 变更核心变量测度方式。

下面我们将替换核心解释变量和被解释变量的测度方式进行稳健性检验。我们分别用净资产收益率 (*ROE*) 重新测度公司业绩; 用变量 (*COMP1*) 重新

测度高管薪酬, 定义为董监高前三名薪酬总额加 1 的自然对数, 代入模型 (1) 进行回归, 结果见表 10^①。结果表明, 在改变了核心变量测度方式后, 本文主要结论依然不变。

表 10 变更核心变量测度方式的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	COMP	COMP	COMP1	COMP1
<i>ROE</i>	1.095 *** (10.59)	0.865 *** (6.05)		
<i>ROA</i>			3.378 *** (12.63)	2.688 *** (7.36)
<i>ROE×Doins</i>		0.346 * (1.85)		
<i>ROA×Doins</i>				1.140 ** (2.54)
<i>Doins</i>		0.224 *** (8.84)		0.219 *** (8.45)
<i>_cons</i>	6.115 *** (13.53)	6.018 *** (13.05)	4.314 *** (14.35)	4.155 *** (14.42)
<i>Year and Ind FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2 550	2 550	2 492	2 492
<i>Adj. R-sq</i>	0.480	0.504	0.479	0.507

① 为了控制篇幅, 在稳健性检验部分的表格中将重点报告关键统计量的结果, 暂时省略控制变量回归结果的报告。感兴趣的读者可以联系作者本人获取完整的检验结果与报告。下同。

2. 在不同制度环境下的检验。

由于我国采取“先试点后推广”的渐进式改革策略，地区间的改革进程和制度环境存在显著差异（樊纲等，2011^[38]）。下面我们将进一步结合企业所处的宏观制度环境考察董责险治理作用的发挥是否因制度环境因素的不同而有所区别。地区制度环境用王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告（2016）》^[31]中的市场化总指数来衡量。为了考察制度环境对董责险治理作用的调节效应，我们根据公司所处地区市场化指数是否大于样本中值将样本进一步

细分为制度环境好、差两组，并分别考察在两组样本中董责险与薪酬-业绩敏感性之间的关系，回归结果见表11。在列（1）、列（3）中，ROA的回归系数均在1%的水平上显著为正，表明在不同的制度环境下公司的高管薪酬-业绩敏感性均存在。在列（2）、列（4）两列中，交乘项ROA×Doins的回归系数也均显著为正，表明在不同的制度环境下董责险均能发挥有效的治理作用，提高高管薪酬-业绩敏感性。以上结果表明，董责险外部治理作用的有效发挥不会受到制度环境不足的明显制约。

表 11 在不同制度环境下的检验结果

	制度环境差		制度环境好	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	COMP	COMP	COMP	COMP
ROA	3.729*** (9.81)	3.003*** (5.41)	2.838*** (7.28)	2.090*** (4.12)
ROA×Doins		1.126* (1.73)		1.307** (1.99)
Doins		0.156*** (4.06)		0.289*** (7.51)
_cons	5.656*** (10.19)	5.406*** (9.55)	7.277*** (8.78)	7.313*** (8.76)
Year and Ind FE	YES	YES	YES	YES
N	1 283	1 283	1 267	1 267
Adj. R-sq	0.428	0.443	0.380	0.437

3. 改变 PSM 匹配比例。

上文采用的是基于PSM的最近邻匹配（1：1无放回匹配），并得到了1275个处理组样本和1275个控制组样本作为实证研究的样本基础。下面我们将改变PSM的匹配比例，分别采用k近邻匹配中的1：2和1：3匹配，增加控制组样本数量和样本总数。将

新构建的样本代入模型（1）进行回归的结果见表12。由表可知，在列（1）、列（3）中ROA的系数依然显著为正，在列（2）、列（4）中，交乘项ROA×Doins的系数也均显著为正。以上结果表明，本文的主要结论不受PSM匹配比例和样本规模的影响，进一步证明了本文结论的稳健性。

表 12 改变 PSM 匹配比例

	1：2 匹配		1：3 匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	COMP	COMP	COMP	COMP
ROA	3.231*** (13.40)	2.831*** (9.44)	3.240*** (14.92)	2.967*** (11.73)
ROA×Doins		0.868** (2.16)		0.754** (2.03)
Doins		0.216*** (9.28)		0.213*** (9.83)

续前表

	1 : 2 匹配		1 : 3 匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>COMP</i>	<i>COMP</i>	<i>COMP</i>	<i>COMP</i>
<i>_cons</i>	6.058 *** (17.79)	6.142 *** (17.88)	6.095 *** (20.93)	6.194 *** (21.30)
<i>Year and Ind FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	3 368	3 368	4 231	4 231
<i>Adj. R-sq</i>	0.477	0.499	0.482	0.501

4. 基于差分模型的回归分析。

下面我们将基于差分模型进行回归，被解释变量为高管薪酬的变化量 ($\Delta COMP$)，解释变量包括总资产利润率的变化量 (ΔROA)、是否购买董责险的变化量 ($\Delta Doins$) 以及二者的交叉项 ($\Delta ROA \times \Delta Doins$)。基于差分模型的回归结果见表 13，可以看出，在列 (1) 中 ΔROA 的系数显著为正，表明公司业绩的增加对高管薪酬的提高具有显著的正向影响，高管薪酬-业绩敏感性确实存在。在列 (2) 中交乘项的系数在 5% 的水平上显著为正，表明相对于没有购买董责险的公司，购买董责险的公司具有更高的薪酬-业绩敏感性，即董责险显著提升了高管薪酬-业绩敏感性，发挥了有效的公司治理作用。

表 13 基于差分模型的回归结果

	(1)	(2)
	$\Delta COMP$	$\Delta COMP$
ΔROA	0.856 *** (12.03)	0.842 *** (11.76)
$\Delta ROA \times \Delta Doins$		1.682 ** (2.22)
$\Delta Doins$		0.050 (0.90)
<i>_cons</i>	0.173 *** (5.03)	0.173 *** (5.03)
<i>Year and Ind FE</i>	YES	YES
<i>N</i>	19 184	19 184
<i>Adj. R-sq</i>	0.042	0.042

5. Heckman 两阶段模型。

借鉴 Yuan 等 (2016)^[4] 的研究，我们采用购买董责险的行业均值作为公司是否购买董责险的工具变量，基于 Heckman 两阶段模型做进一步的稳健性检验。购买董责险的行业平均情况会显著影响该公司是

否购买董责险的决策，但并无明显证据表明与该公司的高管薪酬有直接关联，因此符合工具变量的相关性和外生性要求。在 Heckman 两阶段模型的第一阶段，我们用 Probit 模型计算出逆米尔斯比率 (*IMR*)，其中被解释变量为是否购买董责险 (*Doins*)，解释变量包括 PSM 方法用到的所有匹配变量以及购买董责险的行业均值。在第二阶段，我们在模型 (1) 的基础上进一步控制逆米尔斯比率 (*IMR*)，回归结果见表 14，列 (1) 中的 *ROA* 在 1% 的水平上显著为正，列 (2) 中的交叉项也在 1% 的水平上显著为正。以上结果表明，即使采用 Heckman 两阶段模型控制可能的内生性后，我们依然可以得出董责险显著提升了高管薪酬-业绩敏感性，从而进一步证明了本文结论的稳健性。

表 14 Heckman 两阶段模型回归结果

	(1)	(2)
	<i>COMP</i>	<i>COMP</i>
<i>ROA</i>	3.319 *** (12.13)	2.639 *** (6.78)
$ROA \times Doins$		1.217 *** (2.62)
<i>Doins</i>		0.044 (0.40)
<i>_cons</i>	5.955 *** (13.04)	5.968 *** (12.91)
<i>Year and Ind FE</i>	YES	YES
<i>N</i>	2 550	2 550
<i>Adj. R-sq</i>	0.512	0.513

6. 分年度、分行业匹配。

在前文中，我们是基于 PSM 的样本进行实证分析，下面我们将借鉴 Yuan 等 (2016)^[4] 和 Zou 等 (2008)^[15] 的研究，改变样本匹配方式做进一步稳健

性检验。具体配对方法为：首先，根据行业和年份进行匹配，在没有购买董责险的样本中为每一个购买的样本挑选出所有同行业且同年份的样本；然后，在完成行业和年份匹配的样本中再根据公司规模为每一个购买董责险的样本挑选出1个规模最相近的匹配样本；最后，我们完成了1：1匹配，共得到2 824个匹配后的研究样本。分年度、分行业

匹配样本的回归结果见表15，在列（1）、列（3）中，ROA的系数显著为正，表明公司业绩对高管薪酬有着显著的正向影响，高管薪酬-业绩敏感性存在。在列（2）、列（4）中，ROA×Doins的系数也均显著为正，表明相对于没有购买董责险的公司，购买董责险的公司具有更高的薪酬-业绩敏感性。本文结论较为稳健。

表 15 分年度、分行业匹配的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	COMP	COMP	COMP	COMP
ROA	3.691 *** (12.33)	3.298 *** (6.41)	3.699 *** (13.58)	3.089 *** (7.96)
ROA×Doins		1.039 * (1.66)		1.079 ** (2.38)
Doins		0.251 *** (5.92)		0.210 *** (7.45)
_cons	14.075 *** (687.67)	13.936 *** (412.52)	5.801 *** (20.90)	5.675 *** (21.00)
Year and Ind FE	NO	NO	YES	YES
N	2 824	2 824	2824	2 824
Adj. R-sq	0.046	0.071	0.609	0.628

五、结论

本文基于PSM的研究设计，在控制了选择性偏差可能带来的内生性问题的基础上，研究了董责险对高管薪酬-业绩敏感性的影响。研究发现董责险显著提高了投保公司的薪酬-业绩敏感性，从而发挥了积极有效的外部治理作用。虽然中国的董责险市场从

2002年开始稳步发展，但与发达国家相比投保覆盖率依然很低。相比于美国、加拿大等发达资本市场90%以上的董责险投保率，我国上市公司中仅有约5%购买了董责险。因此，本文的研究有可能促使学术界、监管当局和金融市场深入认识董责险的外部治理作用，从而为监管部门加快推进董责险市场的发展提供参考借鉴。

参考文献

[1] 李从刚, 许荣. 保险治理与公司违规——董事高管责任保险的治理效应研究 [J]. 金融研究, 2020 (6): 188-206.

[2] 袁蓉丽, 李瑞敬, 李百兴. 董事高管责任保险与审计费用 [J]. 审计研究, 2018a (2): 55-63.

[3] 袁蓉丽, 文雯, 谢志华. 董事高管责任保险和财务报表重述 [J]. 会计研究, 2018b (5): 21-27.

[4] Yuan R, Sun J, Cao F. Directors' and Officers' Liability Insurance and Stock Price Crash Risk [J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 37: 173-192.

[5] Chen Z, Li O Z, Zou H. Directors? And Officers? Liability Insurance and the Cost of Equity [J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61 (1): 100-120.

[6] Lin C, Officer M S, Zou H. Directors' and Officers' Liability Insurance and Acquisition Outcomes [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 102 (3): 507-525.

[7] Lin C, Officer M S, Wang R, Zou H. Directors' and Officers' Liability Insurance and Loan Spreads [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110 (1): 37-60.

[8] 权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵 [J]. 经济研究, 2010 (11): 73-87.

[9] 罗进辉. 独立董事的明星效应：基于高管薪酬-业绩敏感性的考察 [J]. 南开管理评论, 2014 (3): 62-73.

- [10] 姜付秀, 朱冰, 王运通. 国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗? [J]. 管理世界, 2014 (9): 143-159.
- [11] 谢德仁, 林乐, 陈运森. 薪酬委员会独立性与更高的经理人报酬—业绩敏感度——基于薪酬辩护假说的分析和检验 [J]. 管理世界, 2012 (1): 121-140, 188.
- [12] 黄志忠, 郝群. 薪酬制度考虑外部监管了吗——来自中国上市公司的证据 [J]. 南开管理评论, 2009 (1): 49-56.
- [13] Chalmers J M R, Dann L Y, Harford J. Managerial Opportunism? Evidence from Directors' and Officers' Insurance Purchases [J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (2): 609-636.
- [14] Core J E. On the Corporate Demand for Directors' and Officers' Insurance [J]. Journal of Risk & Insurance, 1997, 64 (1): 63.
- [15] Zou H, Wong S, Shum C, Xiong J, Yan J. Controlling-Minority Shareholder Incentive Conflicts and Directors' and Officers' Liability Insurance: Evidence From China [J]. Journal of Banking & Finance, 2008, 32 (12): 2636-2645.
- [16] 胡国柳, 谭露. 董事高管责任保险与信用评级——基于中国 A 股上市公司的经验分析 [J]. 保险研究, 2018 (9): 81-92.
- [17] 胡国柳, 胡珺. 董事高管责任保险与企业风险承担: 理论路径与经验证据 [J]. 会计研究, 2017 (5): 42-48, 98.
- [18] 凌士显, 白锐锋. 董事高管责任保险的公司治理作用——基于双重代理成本的视角 [J]. 财贸经济, 2017 (12): 95-110.
- [19] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [20] 王会娟, 张然. 私募股权投资与被投资企业高管薪酬契约——基于公司治理视角的研究 [J]. 管理世界, 2012 (9): 156-167.
- [21] 辛清泉, 谭伟强. 市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬 [J]. 经济研究, 2009 (11): 68-81.
- [22] Boyer M M, Stern L H. Is Corporate Governance Risk Valued? Evidence From Directors' and Officers' Insurance [J]. Journal of Corporate Finance, 2012, 18 (2): 349-372.
- [23] Boyer M M, Stern L H. D&O Insurance and Ipo Performance: What Can we Learn From Insurers? [J]. Journal of Financial Intermediation, 2014, 23 (4): 504-540.
- [24] 郑志刚, 许荣, 徐向江, 赵锡军. 公司章程条款的设立、法律对投资者权力保护和公司治理——基于我国 A 股上市公司的证据 [J]. 管理世界, 2011 (7): 141-153, 187-188.
- [25] 许荣, 王杰. 董事责任保险与公司治理机制的互动影响研究——来自中国 A 股上市公司的证据 [J]. 保险研究, 2012 (3): 68-78.
- [26] 吴勇, 李倩, 朱卫东. 董事责任保险能否提升公司价值? ——基于公司治理视角的研究 [J]. 中国管理科学, 2018 (4): 188-196.
- [27] 彭韶兵, 王玉, 唐嘉尉. 董事高管责任保险与投资效率——基于合同条款的实证检验 [J]. 保险研究, 2018 (3): 76-90.
- [28] 郝照辉, 胡国柳. 董事高管责任保险、私有收益与公司并购行为的研究 [J]. 保险研究, 2014 (12): 78-89.
- [29] 吴锡皓, 程逸力. 高管权力、董事高管责任保险与财务重述 [J]. 保险研究, 2017 (9): 75-85.
- [30] Weng T C, Chen G Z, Chi H Y. Effects of Directors and Officers Liability Insurance On Accounting Restatements [J]. International Review of Economics & Finance, 2017, 49: 437-452.
- [31] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. 社会科学文献出版社, 2017.
- [32] Gillan S L, Panasian C A. On Lawsuits, Corporate Governance, and Directors' and Officers' Liability Insurance [J]. Journal of Risk & Insurance, 2015, 82 (4): 793-822.
- [33] Lai Y, Tai V W. Managerial Overconfidence and Directors' and Officers' Liability Insurance [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2018, 12: 1-34.
- [34] Lee K, Choi J. The Characteristics of Korean Firms Purchasing Directors' and Officers' Insurance [J]. Korean Insurance Journal, 2006, 74: 1-31.
- [35] Park M. What Drives Corporate Insurance Demand? Evidence From Directors' and Officers' Liability Insurance in Korea [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 51: 235-257.
- [36] Chen T, Harford J, Lin C. Do Analysts Matter for Governance? Evidence From Natural Experiments [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (2): 383-410.
- [37] 梅洁, 张明泽. 基金主导了机构投资者对上市公司盈余管理的治理作用? ——基于内生性视角的考察 [J]. 会计研究, 2016 (4): 55-60, 96.
- [38] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数. 各省区市场化相对进程 2011 年度报告 [M]. 经济科学出版社, 2011.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克芳 张安平)

软信息不对称与上市公司长期主动停牌

Soft Information Asymmetry and Long-term Active Halt of Listed Companies

郭思永 杨 鲁 黄子育

GUO Si-yong YANG Lu Huang Zi-yu

[摘要] 停牌制度作为资本市场的一项交易机制,传统信息观理论以投资者与公司之间存在信息不对称作为分析的逻辑起点,却对信息不对称的产生原因或量化问题未深入剖析,亦未曾解释我国股票市场上上市公司停牌存在地区差异的现象。以地理位置衡量上市公司与外部投资者之间由“软信息”带来的信息不对称,本文探究了上市公司长期停牌的动因。研究发现,当公司注册地位于大都市或距离大都市较近时,上市公司的停牌时长和次数均较少;当公司注册地远离航空中心时,上市公司的停牌时长和次数均较多。进一步研究发现,此种现象在民营上市公司中更加显著。而高铁开通极大压缩了时空距离,显著减弱了因地理距离带来的“软信息”搜集成本和传输障碍。这表明地理位置是上市公司长期停复牌的重要制约因素,它直接影响了公司与外部投资者之间的软信息不对称,影响到市场交易机制的效率。

[关键词] 停牌 地理位置 软信息不对称 高铁开通

[中图分类号] F275.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 11-0073-14

Abstract: As a trading mechanism of capital market, the traditional information theory takes the information asymmetry as the logical starting point of analysis, but does not deeply analyze the causes or quantification of information asymmetry. There is no explanation for the regional differences in the halt of listed companies in China's stock market. By geographic location to measure the information asymmetry between listed companies and investors, the paper provides strong evidence that the duration and number of halts of listed companies are less when a listed company is located in a metropolis or is closer to a metropolis. When the company is registered away from the aviation center, the listed companies have more halts and times. It is further found that this phenomenon is more prominent in private listed companies. The high-speed rail effect brought about by the opening of the high-speed rail has significantly weakened the transmission barrier of "soft information" caused by geographical distance. This indicates that geographic location is an important dimension of halt, which directly affects soft information asymmetry between the company and external investors, and affects the efficiency of market transaction mechanisms.

Key words: Stock halt Geographic location Soft information asymmetry High-speed rail

[收稿日期] 2019-05-13

[作者简介] 郭思永,男,1973年8月生,上海立信会计金融学院会计学院副教授,管理学博士,研究方向为财务会计与公司治理;杨鲁,男,1975年12月生,上海立信会计金融学院会计学院讲师,管理学博士,研究方向为财务会计;黄子育,女,1997年1月生,上海立信会计金融学院会计学院本科生,研究方向为财务管理。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“内部控制对创新投资的影响研究:融资约束与代理成本的视角”(项目编号:71602118);上海市教育委员会2019年重点课程“公司治理”。

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

交易机制是证券市场微观结构理论的主要内容 (Demsetz, 1968^[1]), 而停牌制度是世界各国资本市场广泛运用的交易机制, 是解决公司“内部人”与“外部人”之间信息不对称, 防止内幕交易, 保障全体股东之间的公平、公正交易权利的一项重要制度安排。不同于境外成熟证券市场上存在的时间很短 (几分钟或数小时) 的警示性停牌, 我国 A 股市场还长期存在上市公司停牌早、停牌多、停牌长的现象。根据 Wind 数据库的统计, 2007—2017 年间, 我国上市公司年均一个交易日以上的停牌次数多达 4 000 次, 平均每次停牌时长约 8 个交易日。停牌问题也一度成为妨碍我国 A 股纳入摩根士丹利资本国际指数 (MSCI) 的一个重要因素。

近来研究发现上市公司随意停牌造成了投资者利益受损, 且更容易在停牌过程中出现内部人的私利行为 (石阳等, 2019^[2])。但是, 随意停牌作为公司的内生行为, 仅仅是一种外在表象, 其背后的停牌动因可能更值得探究。并且, 投资者作为理性个体, 为何没有识破上市公司长期随意停牌的机会主义行为动机或坐视利益受损, 已有文献亦没有深入探讨。信息不对称因素一直是现有文献用来解释停牌现象的动因, 但是这些研究更多关注于停复牌之后的交易行为影响上, 且得到了不一致的结论。部分研究发现停牌有利于投资者获取交易前的更多信息, 提升了交易决策的有效性, 提高了股票的价格发现功能 (Greenwald 和 Stein, 1991^[3]; Kodres 和 Obrien, 1993^[4]; Corwin 和 Lipson, 2000^[5]; Chen 等, 2003^[6]), 并且较长时间停牌的信息传播降低了不确定性, 减少了停牌之后的波动性和交易成本 (Christie 等, 2002^[7])。不过, 停牌对股票交易行为造成不利影响的观点和证据也同样存在, 如停牌损害了信息的连续释放, 会歪曲价格发现功能 (Corwin 和 Lipson, 2000^[5]), 对价格稳定性和流动性产生了不利影响 (Subrahmanyam, 1994^[8]; Lee 等, 1994^[9]; 廖静池等, 2009^[10]; 胡婷等, 2017^[11]; Hautsch 和 Horvath, 2019^[12])。但是, 这些研究均以投资者与公司之间的信息不对称作为逻辑起点, 却对信息不对称的产生原因或量化问题未深入探讨, 停牌与信息之间的关系在逻辑上存在跳跃, 这也直接导致了上述研究结论的不一致。

上市公司的信息能够被区分为“软信息”和

“硬信息” (Liberti 和 Petersen, 2019^[13])。“软信息”往往是“口述信息”, 只能通过人与人之间面对面的交流来获得, 且在传递过程中, 信息内容更可能失真或漏损 (Liberti 和 Petersen, 2017^[13]; Loughran, 2008^[14])。我国地域辽阔, 自然资源和环境各地迥异, 交通运输基础设施区域差异巨大, 公司与投资者之间的地理距离制约了信息传递的效率, 加剧了信息不对称程度。现代信息技术和网络的快速发展, 虽便利了信息内容独立于信息收集过程且易于量化的“硬信息”的存储和传输, 但是依赖面对面交流获得的“软信息”仍受地理区位因素的影响。我国始于 2008 年的高速铁路网建设, 极大压缩了地理时空距离, 便利了投资者、公司之间面对面“软信息”的交流, 降低了信息搜集成本, 提升了信息质量。这些均为我们解释上市公司停牌与信息不对称之间的问题提供了新的思路。故此, 本文以公司地理位置作为衡量软信息不对称的变量, 以高铁开通这一外生冲击作为切入点, 考察了上市公司长期停牌的信息约束条件。研究发现, 上市公司的长期停牌时长和次数与上市公司的地理位置显著相关, 当公司地处大都市或临近大都市时, 停牌时长显著更低, 停牌次数显著更少。同时采用双重差分 (DID) 模型发现, 高铁开通之后带来的高铁效应显著减弱了由地理距离带来的“软信息”传输障碍。

本文的探索主要体现在如下: 一是已有股票停复牌的研究主要关注于公司股票交易时触发了交易所的停牌交易规则而引起的短期被动停牌 (Greenwald 和 Stein, 1991^[3]; Kodres 和 Obrien, 1993^[4]; Corwin 和 Lipson, 2000^[5]; Chen 等, 2003^[6]; Subrahmanyam, 1994^[8]; Lee 等, 1994^[9]; 廖静池等, 2009^[10]; 胡婷等, 2017^[11]; Hautsch 和 Horvath, 2019^[12]), 默认停牌原因是公司“内部人”与“外部人”之间存在信息不对称, 而信息不对称产生的原因并未进行探究。而本文聚焦于公司长期主动停牌, 并从停牌时长和停牌次数两个维度探究了上市公司的长期停牌动因, 增补了停复牌问题的研究。二是拓展了“软信息”对企业行为影响的研究。本文采用上市公司的地理位置作为软信息不对称衡量指标, 并以高铁开通验证“软信息”约束放松对公司长期停牌行为的影响, 这不仅很好地缓解了内生性问题, 还为上市公司主动停牌行为的解释, 以及政府监管部门依地理禀赋差异的国情维护投资者交易权利并兼顾交易效率, 提

供了理论支撑和经验证据。

二、理论分析与研究假说

我国境内上市公司的停牌制度由交易所制定并监管。自1998年开始建立停牌制度,经过2000年和2001年对停牌事项的调整和补充后,上海证券交易所和深圳证券交易所(以下简称“上交所”“深交所”)为了适应信息传播速度加快的现状并且增强交易的连续性,于2002年4月把停牌的最短期限从半天改为1小时。2004年和2006年,停牌制度又随着上市规则的改变调整了停牌事项涵盖的内容,但没有改变停牌的最短期限。2012年上交所和深交所又取消了异常波动停牌制度。然而,我国与国际成熟市场下的停牌制度存在很大差异,境外市场多是警示性停牌,往往是上市公司股票交易时触发了交易所设定的停牌交易规则而引致的短期被动停牌,停牌时长往往只有几分钟或数小时;而我国还存在大量的例行停牌,如上市公司因重大事由而提出的长期停牌,且停牌时点、时长或次数均由公司管理层或控股股东决定,其停牌时长往往长于一个交易日乃至数月。2015年6、7月份股市急速下跌,市场和投资者反映较为集中的停牌早、停牌多和停牌长的问题日显突出。据此,2016年5月,上交所及深交所分别出台了《上市公司筹划重大事项停复牌业务指引》等一系列有关停复牌的业务指引和备忘录,以期减少停牌事由、缩短停牌时间。但是,我国股市散户众多、投资者成熟度不高,公司与外部投资者之间信息不对称程度很高,市场上的价格操纵行为还比较严重。这种信息不对称,不仅在于公司“内部人”比“外部人”具有天然的信息优势,还因为我国幅员辽阔,自然资源和地质环境各地区差异巨大,交通基础设施薄弱一直是某些偏远地区经济发展的最大瓶颈,地理区位因素造成了区域经济发展的不平衡(刘生龙和胡鞍钢,2011^[15]),而且相比于政策因素具有更久的延迟效应(Demurger等,2002^[16]),这无疑制约了外部投资者与公司“内部人”之间信息沟通的广度和深度。具体分析如下:

首先,地理距离限制了上市公司重大事件中“软信息”的有效传播。Liberti和Petersen(2019)^[13]将上市公司的信息划分为“软信息”和“硬信息”。“硬信息”是能够量化,内容具有客观性,且信息内容的认知和解读不会因人而异的一种可以标准化的信

息。而“软信息”往往以语言文字表述,难以数字化,往往只能通过面对面的口口相传,且信息内容在传递过程中更可能失真或漏损(Liberti和Petersen,2019^[13];Loughran,2008^[14])。现代信息技术和网络的进步虽然使“硬信息”的空间传递成本缩减接近于零,但是,“软信息”传输的阻力和与之相伴的“软信息不对称”并不会消失。因此,当上市公司注册地与投资者处于同一地区或临近时,投资者就有更多的机会通过与当地公司的经理人、员工、客户或供应商等进行面对面的沟通,或者通过日常接触本地公司和本地的新闻报导来了解该公司或加强对公司的监督(Coval和Moskowitz,2001^[17];Gaspar和Massa,2007^[18];王菊仙等,2016^[19]),这非常有利于投资者对公司重大事项信息的获取。

其次,“本地偏爱”加剧了投资者与偏远地区上市公司在重大事项之间的信息不对称。投资者存在非均衡地理分布特征,大都市聚集了更多的机构投资者和活跃的个人投资者(Loughran和Schultz,2006^[20])。我国投资者在以北京、上海和深圳为中心的长三角、珠三角和环渤海地区的集中度超过70%(刘江会和朱敏,2015^[21])。根据《中国证券登记结算统计年鉴2016》发布的“年末A股账户开户代理机构地区分布”资料,投资者开户数和证券营业部集聚在北京、上海、广州或深圳(以下简称“北上广深”)这些中心大都市,这些城市的账户开户代理机构占比为52.15%。并且,这些投资者偏爱投资于地理临近公司的股票,这种“本地偏爱”(local bias)(Coval和Moskowitz,1999^[22])克服了“软信息”传输和交流障碍,直接降低了投资者与地理临近的上市公司之间的信息不对称,也使投资者赚取了可观的超常回报(Coval和Moskowitz,2001^[17];Baik等,2010^[23];宋玉等,2012^[24])。因此,地处大都市的投资者对地理临近公司的重大事项了解得更多,知道得更早;这些地处大都市的上市公司也就无需或少需通过停牌来提升投资者的价格预测和缓解投资者与公司之间的软信息不对称。而位于偏远地区的上市公司,由于“软信息”传输带来的障碍,为了使主要处于大都市的机构投资者或个人活跃投资者知晓公司信息,就需要停牌或停牌时间更长。

再次,分析师对偏远地区的公司信息解读更少,预测精度更低,致使软信息不对称程度在上市公司与外部投资者之间更高。分析师作为资本市场的重要信

息中介,能够利用其专有知识和信息搜集加工的相对优势,向资本市场提供公司的经营或投资等信息。然而,分析师主要位于金融发展水平更高的城市金融中心(Loughran和Schultz,2006^[20];Malloy,2005^[25])。分析师与公司之间的地理临近会增加盈利预测准确性(Malloy,2005^[25]),国内学者也研究发现分析师与上市公司注册地的地理距离越近,分析师更新盈余预测的频率越高,预测准确度越高(王菊仙等,2016^[19])。因此,地处大都市的分析师会更偏爱地理临近的本地上市公司。而偏远城市的公司由于被较少的分析师追随(Loughran和Schultz,2005^[26]),公司信息被解读的就会较少,预测准确度也更低,导致了投资者与公司之间更大的信息不对称。而停牌有助于减少信息的不对称性,使投资者在重要信息出现时,能够有充足的时间重新评估资产价格,进而增加市场的透明度,防止内幕交易,以利于保护投资者利益。故而,同样事件,地处偏远城市的上市公司,就需要停牌或更长时间停牌才能让外部投资者知悉。

综上,我们得出研究假说1:

H1: 地处大都市的上市公司的停牌时长和次数要显著低于地处非大都市的上市公司。

自2008年我国第一条高速铁路京津城际建成通车,目前我国已建成世界上最大规模的高速铁路网,截至2017年12月总里程达2.5万公里,有29个省级行政区及香港特别行政区开通高铁。高铁使人们的生活和工作方式发生了重大变化,使相邻省份成为一日生活圈,促进了沿路地区的经济发展(张俊,2017^[27]),扩展了风险投资中心城市投资辐射范围(龙玉等,2017^[28]),使中国迈向“高铁社会”。高铁的开通压缩了中心城市与沿线中小城市之间的时空距离,大大降低了由时空距离引起的软信息不对称,降低了上市公司因重大事件所带来的长期停牌概率。

与高速公路相比,高铁具有绝对速度优势,更大压缩了中心城市与中小城市间的时空距离,并且高铁只运载“人”,而人是传递“软信息”最有效媒介,人与人当面接触在传递信息方面更为有效。与航空的点对点运输相比,高铁是线状运输,这极大增加了网络密度,拉近了高铁沿线县域城市与中心城市的距离(张俊,2017^[27]);同时,高铁运载量高,时间密度大,且很少会受天气等自然环境的影响,这又减少了

公司与投资者之间面对面交流上的时间不确定性。可见,企业与投资者群体之间,通过具有“同城化”效应的高铁网络构筑的城市圈和经济带,更加紧密地联系在一起(黄张凯等,2016^[29])。以公司停牌事由中的重大资产重组为例,高铁开通一方面有利于公司向外界传递信息,提高了分析师盈余预测的精准度(杨青等,2019^[30])和公司会计稳健性(吴克平等,2019^[31]),有效缓解了高铁开通地区的上市公司的资产误定价现象(赵玲和黄昊,2019^[32]),另一方面提高了投资者、重组方、券商等对公司实地考察的便利性,便于重组双方获得更多的“软信息”(Loughran,2008^[14];Petersen和Rajan,2002^[33]),提高了重组磋商效率,明确了投资者预期,提升了上市公司停牌运用的质量,也可以有效避免上市公司滥用停牌制度。同时,高铁的开通也便利了投资者或监管部门对公司的监督,使公司不能或不敢以重大事件为借口随意长期停牌。

为此,本文提出研究假说2:

H2: 高铁通车之后,高铁开通城市的长期停牌时长或次数的减少要显著高于其他城市。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文上市公司交易停复牌数据、公司的财务指标、股权结构情况、终极控制人等资料均来自CSMAR研究数据库,同时根据上市公司公布的停复牌等相关公告补充收集并验证了数据资料。由于上交所和深交所于2002年4月对停复牌制度进行了改革,把停牌的最短期限从半天改为1小时,之后于2004年和2006年又随着上市规则的改变进行了调整,同时考虑到2005年和2006年股权分置改革的影响,我们选取2007—2016年的所有上市公司作为研究对象。由于金融类公司资本结构、业务经营和会计处理的特殊性,我们剔除了金融类上市公司,同时剔除了B股公司和数据缺失样本,最终得到有效样本19892个。为了避免极端值对实证分析结果的影响,我们对连续变量在1%和99%水平上进行缩尾处理。

(二) 变量设定

1. 被解释变量。

停牌变量,我们通过上市公司的年停牌时长和年停牌次数来定义。由于我们只研究公司重大事件的主动性停牌,考虑到警示性停牌的影响,我们只选取了

每次停牌时间在一个交易日（也就是4小时）以上的样本进行停牌分析。由于停牌时长总是大于0，考虑到经典线性模型（CLM）的多元回归假设要求，对停牌时长（*Halttime*）变量我们取该公司一年的累计停牌时长的自然对数。停牌次数（*Haltfre*）是该上市公司一年的累计停牌次数。

2. 解释变量。

地理位置作为主要解释变量，用以衡量公司的软信息不对称。公司总部通常位于业务核心区域，是供应商、经销商或投资者与公司之间交流和沟通的中心（Davis和Henderson，2008^[34]），公司总部的地理位置会对公司回报产生重要影响（Pirinsky和Wang，2006^[35]），因此，参考现有研究（如Pirinsky和Wang（2006）^[35]、Loughran（2008）^[14]和El Ghoul等（2013）^[36]等），本文以公司总部的注册地为基准，通过以下三种方式进行量化。其一是*Metro*虚拟变量。如果公司的注册地址位于北上广深这四大城市，则定义*Metro*为1，否则为0。作为一线城市的北上广深，在中国大陆城市中的综合实力和竞争力处于绝对领先地位，它们拥有雄厚的经济基础，可观的政治资源和极为便利的交通。其二是上市公司注册地到北上广深的距离（*Distance*）。距离越小，交通会更为便利，软信息不对称程度更低。具体计算过程参照El Ghoul等（2013）^[36]等的研究，采用Google地球搜索上市公司注册地的经纬度，然后按照经纬度计算北上广深这四大城市分别至该公司注册地之间距离的自然对数，再取其最小者。其三是*AirDistance*变量。根据中国民航数据总局统计，接近几年中国大陆地区机场的旅客吞吐量数据统计排名，我们以前十大机场所在的城市（北京、上海（浦东和虹桥机场）、广州、深圳、成都、杭州、西安、昆明、重庆）为航空中心，定义*AirDistance*为上市公司注册地到航空中心的最短距离的自然对数，距离越小，交通越便利，软信息不对称程度越低。

3. 控制变量。

由于我们主要研究由地理位置带来的信息不对称影响，为了避免其他信息不对称因素的干扰，我们采用了常用的信息不对称变量——公司的账面市价比（*B/M*）进行控制。公司上一期末的账面市价比越小，说明公司的市场价值越大，公司资产中的无形资产越多，信息不对称越高，公司的停牌时长和次数越多，因此，我们预测符号为负。公司上一期末的资产

报酬率（*ROA*）越低，操控停牌的动机越强，预测符号为负。已有研究发现股权集中度与公司实施停牌的可能性呈显著负相关关系（孙建飞，2017^[37]），因此我们控制了上一期末大股东持股比例（*Largeshare*）并预测符号为负。根据公司终极控制人的产权性质定义了民营企业哑变量（*Private*）。同时，公司资产规模（*Size*）和负债比例（*Lev*），也可能影响到上市公司的停牌。考虑到我国停牌制度一直在发展完善，为了消除年份固定效应的影响，我们还控制了年度哑变量（*Year*）。

（三）模型设计

模型（1）用来检验公司地理位置对上市公司停牌时长和停牌次数的影响，依假说1，预测*Metro*变量的回归系数 α_1 为负，即注册在大都市的上市公司，停牌时长更短，停牌次数更少。同时，我们还以距离大都市的最短物理距离（*Distance*）或距离全国十大机场的最短物理距离（*AirDistance*）在稳健分析中进行了回归分析。由于部分样本公司在样本期间注册地发生迁址，当被解释变量为上市公司的停牌时长时，我们可以采用面板数据的固定效应模型。当被解释变量为上市公司停牌次数时，由于被解释变量为非负整数，我们采用面板数据的泊松回归。我们参照已有研究（龙玉等，2017^[28]）构建双重差分（*DID*）模型（2），以2007—2016年期间开通高铁的城市作为处理组，未开通高铁城市作为控制组，以捕获“高铁开通”这一准自然实验事件对公司长期停牌的影响，进行因果推断。为了确保外生性，我们参照龙玉等（2017）^[28]的研究，剔除了北京、上海、天津和重庆这些直辖市以及各省省会城市，因为这些城市的重要性会影响高铁网络的规划本身。关键解释变量是模型（2）中“是否开通高铁”（*HSR*）与“通车前后”（*After*）两个指示变量的交乘项，我们预测符号为负。

$$\begin{aligned}
 Halttime_i / Haltfre_i = & \alpha_0 + \alpha_1 Metro_i / Distance_i / AirDistance_i \\
 & + \alpha_2 Largeshare_{i-1} + \alpha_3 B/M_{i-1} \\
 & + \alpha_4 ROA_{i-1} + \alpha_5 Private_{i-1} + \alpha_6 Size_{i-1} \\
 & + \alpha_7 Lev_{i-1} + \alpha \sum Year + \gamma_i + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 Halttime_i / Haltfre_i = & \alpha_0 + \alpha_1 HSR_i + \alpha_2 After_i + \alpha_3 HSR_i \\
 & \times After_i + \alpha_4 Largeshare_{i-1} \\
 & + \alpha_5 B/M_{i-1} + \alpha_6 ROA_{i-1}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & +\alpha_7 Private_{t-1} + \alpha_8 Size_{t-1} + \alpha_9 Lev_{t-1} \\
 & + \alpha \sum Year + \gamma_i + \varepsilon_i \quad (2)
 \end{aligned}$$

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表1是停牌次数的分年度统计,可以看出,整年没有长期停牌过的上市公司从2007年的1家升至2016年的1322家,整年只有1次停牌的从2007年的160家升至2016年的800家;整年停牌次数3~5次的公司数目则呈逐年下降趋势;停牌次数大于5小于等于10次的公司从2007年的263家降为2016年的8家,下降非常明显;当停牌次数大于10次时,得到类似结果。由此可见,上市公司的长期停牌次数从2007年至2016年呈逐年下降趋势,更多的公司全年没有停牌过。图1是停牌时长的分年统计,可以看

出各年长期停牌时长差异较大,其中2007年上市公司停牌总时长为142214小时,停牌次数最多,达5623次,平均每次停牌时长达25.29小时,相当于6个多交易日。之后几年停牌总时长、停牌次数和平均每次停牌时长逐步下降。但到了2014、2015和2016年,停牌时长均大幅提高,2015年达到了354526小时,平均每次停牌时长达到了97.64小时,接近25个交易日,这主要是2015年我国发生严重的股灾,长期停牌成了上市公司避难和大股东自救以维护控股地位的方式(李姗姗,2016^[38])。之后2016年上市公司的停牌总时长依然维持高位,但是单次停牌的时长则达到了样本期间的最高点115小时。由上可知,虽然我国上市公司的长期停牌次数呈逐年降低之势,但是停牌的总时长和单次停牌的时长却逐年增加,近几年特别突出。

表1 停牌次数的分年统计

年份 \ 停牌次数	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	合计
0	1	4	3	3	2	50	1390	1057	578	1322	4410
1	160	185	218	227	285	796	642	742	791	800	4846
2	266	311	373	381	484	678	231	386	581	330	4021
3	235	319	353	382	422	382	77	128	285	91	2674
4	231	221	224	256	317	164	28	36	117	28	1622
5	162	170	159	184	208	84	10	14	39	11	1041
>5且<=10	263	194	189	189	232	64	10	9	21	8	1179
>10	39	14	11	11	8	12	2	0	2	0	99
合计	1357	1418	1530	1633	1958	2230	2390	2372	2414	2590	19892

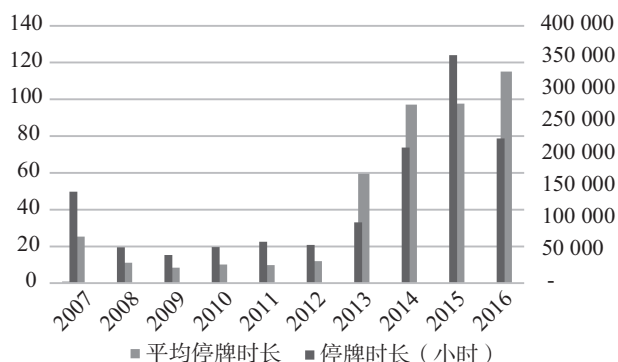


图1 停牌时长的分年统计

表2提供了样本的描述性统计。首先,上市公司的年停牌时长(Halttime)的均值为2.566,说明全部样本的停牌时长约为13小时,时间比较长。上市公司的年停牌次数(Haltfre)的均值为2.12,表明

大多数公司一年平均停牌2次左右,最大值达到了36次。这均表明我国上市公司长期停牌在市场交易过程中是一个非常普遍的现象。大都市变量(Metro)均值为0.257,表明注册地在北上广深这四大城市的上市公司约占总样本的1/4,集聚性非常明显。Distance变量均值为4.333(换算为约76km),中位数为5.644(283km),最大值为7.788(2411km),可见我国幅员辽阔,上市公司注册地距离北上广深这四大中心城市的最短距离差异非常大。上市公司注册地距离主要航空中心的最短距离的自然对数(AirDistance)也具有类似特征。停牌之前大股东的持股比例(Largeshare)的均值为36.10%,股权集中度比较高,大股东对上市公司的控制力比较强。

表 2 描述性统计

变量	N	mean	sd	p10	p25	p50	p75	p90	min	max
<i>Haltime</i>	19 892	2. 566	1. 833	0	1. 609	2. 565	3. 611	5. 434	0	6. 457
<i>Halffre</i>	19 892	2. 120	2. 100	0	1	2	3	5	0	36
<i>Metro</i>	19 892	0. 257	0. 437	0	0	0	1	1	0	1
<i>Distance</i>	19 892	4. 433	2. 725	0	0	5. 644	6. 415	6. 937	0	7. 788
<i>AirDistance</i>	19 892	3. 736	2. 777	0	0	4. 943	6. 115	6. 338	0	7. 625
<i>Largeshare</i>	19 892	36. 100	15. 280	17. 520	23. 920	34. 190	47. 280	57. 460	9. 000	75. 790
<i>B/M</i>	19 892	0. 516	0. 255	0. 198	0. 311	0. 488	0. 700	0. 880	0. 076	1. 153
<i>ROA</i>	19 892	0. 046	0. 059	0. 004	0. 025	0. 046	0. 071	0. 103	-0. 266	0. 223
<i>Private</i>	19 892	0. 524	0. 499	0	0	1	1	1	0	1
<i>Size</i>	19 892	21. 780	1. 273	20. 350	20. 880	21. 630	22. 500	23. 490	18. 770	25. 540
<i>Lev</i>	19 892	0. 463	0. 238	0. 153	0. 285	0. 459	0. 625	0. 749	0. 047	1. 548

(二) 相关性检验

表 3 报告了变量之间的 *Pearson* 相关系数, 我们发现上市公司停牌时长 (*Haltime*) 和停牌次数 (*Halffre*) 的相关系数为 0. 528, 高度相关且在 1% 的统计水平上显著。上市公司停牌时长 (*Haltime*) 和停牌次数 (*Halffre*) 与描述上市公司注册地在北上广深这四大都市的变量 (*Metro*) 均在 1% 的水平上显著负相关, 说明上市公司的注册地如果在大都市, 则上市公司的停牌时长和停牌次数均会较低, 这初步验证了本文的研究假说 1。表征距离北上广深四大都市的地理距离的变量 (*Distance*) 和距离航空中心最短距离的变量 (*AirDistance*) 与上市公司的停牌时长和停牌次数均在 1% 的统计水平上显著正相关, 说明距离

大都市或航空中心的地理距离越近, 上市公司停牌的时长越短、次数越少, 这也与我们的研究假说 1 一致。上市公司的账面市价比 (*B/M*) 与公司停牌的时长和次数在 1% 的统计水平上显著负相关, 表明公司的信息不对称程度越高, 公司的停牌时长和次数越大。上市公司的资产报酬率 (*ROA*) 与公司停牌的时长和次数在 1% 的统计水平上显著负相关, 说明公司的经营业绩越差, 公司的停牌时长和次数越大。公司的规模 (*Size*) 与公司停牌的时长和次数显著负相关, 公司的负债 (*Lev*) 与公司停牌的时长和次数显著正相关, 这表明公司规模越大, 债务比例越低, 公司的停牌时长越短, 次数越少。

表 3 变量之间的 *Pearson* 相关性分析

变量	<i>Haltime</i>	<i>Halffre</i>	<i>Metro</i>	<i>Distance</i>	<i>AirDistance</i>	<i>Largeshare</i>	<i>B/M</i>	<i>ROA</i>	<i>Private</i>	<i>Size</i>
<i>Halffre</i>	0. 528 ***									
<i>Metro</i>	-0. 028 ***	-0. 040 ***								
<i>Distance</i>	0. 030 ***	0. 056 ***	-0. 956 ***							
<i>AirDistance</i>	0. 014 **	0. 042 ***	-0. 791 ***	0. 793 ***						
<i>Largeshare</i>	-0. 082 ***	-0. 034 ***	0. 079 ***	-0. 076 ***	-0. 085 ***					
<i>B/M</i>	-0. 126 ***	-0. 055 ***	-0. 048 ***	0. 050 ***	0. 063 ***	0. 128 ***				
<i>ROA</i>	-0. 118 ***	-0. 081 ***	0. 024 ***	-0. 039 ***	-0. 030 ***	0. 109 ***	-0. 157 ***			
<i>Private</i>	0. 095 ***	-0. 026 ***	-0. 045 ***	-0. 00800	0	-0. 199 ***	-0. 300 ***	0. 074 ***		
<i>Size</i>	-0. 152 ***	-0. 144 ***	0. 074 ***	-0. 066 ***	-0. 044 ***	0. 266 ***	0. 542 ***	0. 093 ***	-0. 325 ***	
<i>Lev</i>	0. 112 ***	0. 209 ***	-0. 048 ***	0. 079 ***	0. 060 ***	0. 00 900	0. 320 ***	-0. 314 ***	-0. 259 ***	0. 297 ***

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

(三) 回归分析结果

当被解释变量为上市公司停牌时长时,我们采用面板数据的固定效应模型进行回归,并使用稳健标准误以控制异方差影响。表4模型(1)中大都市的变量(*Metro*)在5%的水平上显著为负,说明上市公司的注册地在北上广深时,上市公司的停牌时长相比于其他地区更低,支持了我们的研究假说1。模型(2)或模型(3)中主要解释变量*Distance*或*AirDistance*也在5%的统计水平上显著正相关,表明上市公司注册地距离大都市或航空中心的距离越远,上市公司的停牌时长越长。模型(1)~模型(3)中停牌之前大股东的持股比例(*Largeshare*)在1%的水平上显著为负,表明大股东持股比例越高,公司的停牌时长越短,与已有研究一致(孙建飞,2017^[37])。上市公司的账面市价比(*B/M*)与公司停牌的时长在1%的统计水平上显著负相关,表明公司的信息不对称程度越高,公司的停牌时长越长。上市公司的资产报酬率(*ROA*)与公司停牌的时长在1%的统计水平上显著负相关,说明公司的经营业绩越差,公司的停牌时长

越长。公司的规模(*Size*)与公司停牌的时长显著负相关,公司的负债(*Lev*)与公司停牌的时长显著正相关,表明公司规模越小,债务比例越高,公司的停牌时长越长。

表4的模型(4)~模型(6)是当被解释变量为上市公司停牌次数时的面板泊松回归结果。我们发现当公司处于大都市(模型(4))、或者距离大都市距离较近(模型(5))或者距离我国的航空中心较近(模型(6))时,上市公司的停牌次数在5%或1%的水平上显著更低,支持了我们的研究假说1。需要说明的是,由于面板数据的泊松回归采用最大似然估计,当因变量为0时,个体观测值对于条件似然函数的贡献为0,因此,当某一个体组因变量为0时,在估计固定效应泊松回归时将被去掉,表4的模型(4)~模型(6)中因此删掉81个观测值。同时,由于最大似然估计为组内回归,因此,只有一个观测值的组也会被删掉,这样又删掉了226个观测值,最终样本数为19 585。

表4 公司地理位置影响上市公司停牌的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Halttime</i>	<i>Halttime</i>	<i>Halttime</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>
<i>Metro</i>	-0.476** (-2.35)			-0.159** (-2.11)		
<i>Distance</i>		0.075** (2.29)			0.027** (2.03)	
<i>AirDistance</i>			0.085** (2.54)			0.037*** (3.05)
<i>Largeshare</i>	-0.011*** (-4.43)	-0.011*** (-4.42)	-0.011*** (-4.38)	-0.001 (-1.06)	-0.001 (-1.06)	-0.001 (-1.00)
<i>B/M</i>	-0.940*** (-8.54)	-0.943*** (-8.56)	-0.941*** (-8.54)	-0.476*** (-10.12)	-0.477*** (-10.15)	-0.476*** (-10.12)
<i>ROA</i>	-1.638*** (-5.77)	-1.634*** (-5.74)	-1.640*** (-5.76)	-0.406*** (-4.11)	-0.405*** (-4.10)	-0.410*** (-4.15)
<i>Private</i>	0.390*** (3.97)	0.389*** (3.96)	0.394*** (4.00)	0.222*** (6.49)	0.221*** (6.47)	0.225*** (6.57)
<i>Size</i>	-0.179*** (-4.48)	-0.178*** (-4.44)	-0.178*** (-4.45)	-0.017 (-1.17)	-0.016 (-1.13)	-0.016 (-1.12)
<i>Lev</i>	0.910*** (6.88)	0.908*** (6.85)	0.911*** (6.87)	0.187*** (4.44)	0.187*** (4.42)	0.188*** (4.46)
<i>Intercept</i>	7.542*** (9.53)	7.057*** (8.78)	7.066*** (8.84)			
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	19 892	19 892	19 892	19 585	19 585	19 585
<i>r2_w</i>	0.144	0.144	0.144			

注:括号内为*t*值。下同。

表5是高铁通车对上市公司停牌影响的双重差分分析。为最大程度上保证高铁通车这一冲击的外生性，我们参照龙玉等(2017)^[28]的研究，剔除了北上广深以及直辖市和省会城市；又由于2015年股灾之年，大量上市公司为了避难而进行躲跌式停牌，公司在交易行为方面可能异于其他年份，故我们也剔除2015年的样本。模型(1)是高铁通车对公司长期停牌时长的影响，我们发现高铁开通城市与高铁通车时

间点的交乘项($HSR \times After$)在1%的统计水平上显著负相关，表明这些城市开通高铁后，公司的停牌时长明显变短。模型(3)是高铁通车对公司长期停牌次数的影响，交乘项($HSR \times After$)也在5%的统计水平上显著负相关，意味着高铁通车后，降低了这些城市中上市公司的停牌次数，验证了我们的研究假说2。模型(2)和模型(4)是我们控制年度固定效应后的回归，结果依然显著。

表5 高铁效应对上市公司停牌影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Halttime</i>	<i>Halttime</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>
<i>HSR</i>	0.863 *** (3.49)	0.944 *** (3.73)	0.039 (0.25)	0.396 *** (3.53)
<i>After</i>	0.983 *** (3.24)	1.383 *** (4.04)	0.036 (0.15)	1.030 *** (2.78)
<i>HSR×After</i>	-1.124 *** (-3.78)	-1.208 *** (-3.56)	-0.515 ** (-2.14)	-0.999 *** (-2.69)
<i>Largeshare</i>	-0.006 (-1.55)	-0.011 *** (-3.11)	0.011 *** (5.63)	-0.001 (-0.43)
<i>B/M</i>	-0.933 *** (-8.63)	-1.205 *** (-7.66)	-0.348 *** (-6.36)	-0.421 *** (-5.62)
<i>ROA</i>	-1.669 *** (-3.90)	-2.154 *** (-5.11)	0.111 (0.56)	-0.346 ** (-2.13)
<i>Private</i>	-0.138 (-0.97)	0.080 (0.56)	-0.190 *** (-2.59)	0.174 ** (2.47)
<i>Size</i>	-0.523 *** (-10.84)	-0.190 *** (-3.09)	-0.490 *** (-17.27)	-0.039 (-1.38)
<i>Lev</i>	1.066 *** (5.28)	0.926 *** (4.87)	0.313 *** (2.60)	0.194 ** (2.23)
<i>Intercept</i>	13.548 *** (13.43)	7.290 *** (5.93)		
<i>Year</i>		控制		控制
<i>N</i>	9 323	9 323	9 055	9 055
<i>r2_w</i>	0.066	0.121		

五、进一步深入分析及稳健性检验

(一) 产权性质的调节作用分析

长期以来，国有经济在我国国民经济中占据主导地位，政府控股的企业普遍承担着战略性和社会性的

政策负担(林毅夫和李志赞, 2004^[39])，某种程度上，国有企业就是政府的延伸(卢闯等, 2013^[40])。高度的政府信用可以强化投资者的信心，降低企业经营的不确定性(方红星等, 2013^[41])，政府提供的这种隐形担保使公司不必因重大事件而通过停牌来

稳定投资者对公司股价的预期,因此上市公司注册地的地理位置差异对国有企业停牌的影响有限。同时,民营上市公司主要受到证监会的监管,而国有上市公司还受到国资委、财政部等部门的监管。以股权激励为例,国有上市公司在审批、激励收益限制和考核指标规定方面均受到除证监会之外国资委、财政部等部门的制度约束(邵帅等,2014^[42]),因此在制度合规性方面会胜于民营企业,采用“躲跌式”长期停牌的可能性较小,且不会因注册地地理位置而产生显著差异。为此,我们认为地处大都市的民营性质的上市公司的停牌时长或次数要低于地处非大都市的民营上市公司,而国有企业差异性较弱。

表6是因产权性质差异对公司地理位置影响上市公司停牌的分析。可以看出,当公司的终极控制人是民营企业时,模型(1)中大都市的变量(*Metro*)

在1%的水平上显著为负,而模型(2)中大都市的变量系数绝对值更小且不显著,这说明民营公司的停牌时长受注册地地理位置影响,当注册地在北上广深时,相比于国有企业,上市公司的停牌时长更短。模型(3)与模型(4)、模型(5)与模型(6)分别是解释变量*Distance*和*AirDistance*民营企业 and 国有企业对比的回归结果,均得到了上述一致结论。表6模型(7)~模型(12)是被解释变量为停牌次数时的回归结果,可以看出,模型(11)中,民营企业的主要解释变量(*AirDistance*)显著为正,而模型(12)的系数并不显著,这表明当民营企业的公司总部注册地距离航空中心的距离越远,停牌次数越多,与我们的预期相符。表6模型(7)~模型(10)中的主要解释变量的系数方向虽然一致于上面的理论推演,但并不显著。

表6 产权性质不同对公司地理位置影响上市公司停牌的分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	民营	国有	民营	国有	民营	国有	民营	国有	民营	国有	民营	国有
	<i>Haltime</i>	<i>Haltime</i>	<i>Haltime</i>	<i>Haltime</i>	<i>Haltime</i>	<i>Haltime</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>
<i>Metro</i>	-0.881*** (-4.04)	-0.022 (-0.05)					-0.126 (-1.27)	-0.047 (-0.27)				
<i>Distance</i>			0.118*** (2.87)	0.028 (0.44)					0.021 (1.20)	0.018 (0.61)		
<i>AirDistance</i>					0.128** (2.42)	0.062 (1.43)					0.036** (2.16)	0.021 (0.95)
<i>Largeshare</i>	-0.011*** (-2.95)	-0.002 (-0.64)	-0.011*** (-2.98)	-0.002 (-0.64)	-0.011*** (-2.95)	-0.002 (-0.66)	-0.001 (-0.95)	0.003** (1.99)	-0.001 (-0.95)	0.003** (1.98)	-0.001 (-0.87)	0.003** (1.99)
<i>B/M</i>	-0.834*** (-4.90)	-0.655*** (-4.50)	-0.838*** (-4.93)	-0.657*** (-4.52)	-0.834*** (-4.89)	-0.659*** (-4.54)	-0.399*** (-5.66)	-0.356*** (-5.30)	-0.400*** (-5.67)	-0.357*** (-5.32)	-0.398*** (-5.64)	-0.358*** (-5.32)
<i>ROA</i>	-1.635*** (-4.16)	-1.114*** (-2.63)	-1.628*** (-4.13)	-1.119*** (-2.65)	-1.630*** (-4.13)	-1.137*** (-2.70)	-0.368*** (-2.80)	-0.304* (-1.90)	-0.366*** (-2.79)	-0.305* (-1.91)	-0.370*** (-2.82)	-0.310* (-1.94)
<i>Size</i>	-0.224*** (-4.23)	-0.284*** (-4.70)	-0.220*** (-4.15)	-0.283*** (-4.69)	-0.221*** (-4.16)	-0.282*** (-4.67)	-0.020 (-1.05)	-0.101*** (-4.43)	-0.020 (-1.00)	-0.101*** (-4.41)	-0.020 (-1.00)	-0.100*** (-4.39)
<i>Lev</i>	0.635*** (3.84)	1.287*** (6.35)	0.617*** (3.73)	1.289*** (6.37)	0.626*** (3.78)	1.286*** (6.36)	0.021 (0.38)	0.529*** (7.04)	0.019 (0.35)	0.530*** (7.05)	0.023 (0.43)	0.529*** (7.04)
<i>Intercept</i>	8.749*** (8.73)	9.097*** (7.49)	7.948*** (7.74)	8.948*** (7.12)	7.987*** (7.83)	8.806*** (7.18)						
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 416	9 476	10 416	9 476	10 416	9 476	10 123	9 403	10 123	9 403	10 123	9 403
<i>r2_w</i>	0.181	0.149	0.181	0.149	0.181	0.149						

(二) 内生性影响的稳健分析

已有研究指出,以地理位置衡量信息不对称一般不会带来内生性问题(El Ghouli等,2013^[36])。但为了增强研究结论的可靠性,本文还是做了如下稳健检验。参照已有研究(Loughran和Schultz,2005^[26]; El Ghouli等,2013^[36]; John等,2011^[43]),农业类或公用事业部门经营的公司位于反映其生产过程性质的区域,这类公司的生产经营依附于当地自然资

源,公司注册地往往更不可能由公司的停复牌确定。我们以证监会2012年行业分类为依据,选取农业类和公用事业类公司为样本进行检验,发现表7模型(1)~模型(3)中,当以公司停牌时长为被解释变量时,无论是以大都市(Metro)、公司注册地距离大都市的距离(Distance)还是公司注册地距离航空中心的距离(AirDistance)表征软信息不对称,结果依然显著。

表7 农业类和公用事业类公司中地理位置与公司停牌的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Halttime</i>	<i>Halttime</i>	<i>Halttime</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>	<i>Haltfre</i>
<i>Metro</i>	-1.022* (-1.76)			-0.078 (-0.23)		
<i>Distance</i>		0.181** (2.17)			0.022 (0.34)	
<i>AirDistance</i>			0.174** (2.37)			-0.014 (-0.24)
<i>Largeshare</i>	-0.010 (-1.27)	-0.010 (-1.29)	-0.011 (-1.31)	-0.000 (-0.09)	-0.000 (-0.08)	-0.001 (-0.15)
<i>B/M</i>	-0.611 (-1.36)	-0.604 (-1.34)	-0.637 (-1.43)	-0.171 (-0.80)	-0.172 (-0.80)	-0.165 (-0.77)
<i>ROA</i>	-2.210** (-2.49)	-2.204** (-2.49)	-2.245** (-2.56)	-0.211 (-0.55)	-0.209 (-0.55)	-0.216 (-0.57)
<i>Private</i>	0.210 (0.46)	0.221 (0.49)	0.281 (0.65)	-0.010 (-0.05)	-0.012 (-0.07)	-0.005 (-0.03)
<i>Size</i>	-0.291** (-2.02)	-0.294** (-2.04)	-0.279** (-1.99)	-0.118* (-1.71)	-0.119* (-1.72)	-0.117* (-1.70)
<i>Lev</i>	2.268*** (5.17)	2.278*** (5.17)	2.258*** (5.26)	0.997*** (5.26)	0.997*** (5.27)	0.999*** (5.27)
<i>Intercept</i>	9.354*** (3.26)	8.279*** (3.05)	8.160*** (3.03)			
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 000	1 000	1 000	990	990	990
<i>r2_w</i>	0.208	0.208	0.208			

(三) 考虑平均停牌时长的稳健分析

考虑到公司重大事项中分阶段披露与间断性停牌有利于公司信息披露,我们以年内每次长期停牌的平均时长(*Haltmean*)作为被解释变量进行稳健分析,其定义为公司年累计长期停牌总时长除以年累计停牌次数(*Haltfre*)之后,再取自然对数。表8中模型

(1)~模型(3)是假说1的回归结果,可以看出地理位置变量在统计上均显著,且与预期一致,支持了我们的研究假说1。模型(4)~模型(5)是假说2的回归分析,可以看出交乘项(*HSR×After*)显著为负,表明高铁开通后,由于压缩了空间距离,公司的平均停牌时长显著变短,支持了我们的研究假说2。

表 8 平均停牌时长的稳健回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Haltmean</i>	<i>Haltmean</i>	<i>Haltmean</i>	<i>Haltmean</i>	<i>Haltmean</i>
<i>Metro</i>	-0.365** (-2.10)				
<i>Distance</i>		0.053* (1.86)			
<i>AirDistance</i>			0.062** (2.10)		
<i>HSR</i>				0.771*** (3.57)	0.692*** (3.18)
<i>After</i>				0.820*** (3.33)	0.770*** (3.11)
<i>HSR×After</i>				-0.673*** (-2.78)	-0.616** (-2.51)
<i>Largestshare</i>	-0.010*** (-4.99)	-0.010*** (-4.99)	-0.010*** (-4.95)	-0.011*** (-3.65)	-0.010*** (-3.39)
<i>B/M</i>	-0.675*** (-7.58)	-0.677*** (-7.60)	-0.676*** (-7.59)	-0.580*** (-6.91)	-0.927*** (-7.34)
<i>ROA</i>	-1.342*** (-5.70)	-1.338*** (-5.67)	-1.343*** (-5.69)	-1.765*** (-5.08)	-1.768*** (-5.09)
<i>Private</i>	0.253*** (3.14)	0.252*** (3.13)	0.256*** (3.17)	0.019 (0.17)	-0.004 (-0.03)
<i>Size</i>	-0.117*** (-3.58)	-0.116*** (-3.55)	-0.116*** (-3.55)	-0.158*** (-4.25)	-0.113** (-2.26)
<i>Lev</i>	0.703*** (6.58)	0.701*** (6.52)	0.703*** (6.54)	0.756*** (4.82)	0.717*** (4.66)
<i>Intercept</i>	4.833*** (7.49)	4.484*** (6.82)	4.482*** (6.84)	4.849*** (6.23)	4.449*** (4.46)
<i>Year</i>	控制	控制	控制		控制
<i>N</i>	19 892	19 892	19 892	9 323	9 323
<i>r2_w</i>	0.119	0.119	0.119	0.032	0.066

同时,考虑到同样公司重大事件越多,信息不对称程度越高,公司选择停牌次数就会越多或时长越长。因此,为了克服重大事件影响的偏差,我们还计算了“重大事件的平均停牌时长”变量,即年停牌时长与重大事件次数的比率,并作为被解释变量进行回归分析。针对假说1的分析,主要解释变量依然显著,有力支持了我们的研究假说;针对假说2的分

析,交乘项不显著,这可能是由于公司公告内容的重要性存在差异,并且公司对是否需要公告的事件也存在认知上主观偏差的原因所致。囿于篇幅所限,我们没有列出回归结果。

(四) 考虑股灾或产品市场竞争因素影响的稳健分析

2015年6、7月间,我国股市崩盘似地下跌,数

以千计的公司异常停牌以防止或逃脱股灾，在此背景下，停牌似乎已经成了上市公司避难和大股东自救以维护控股地位的一剂良方（李姗姗，2016^[38]），因此，2015年作为股灾之年，公司在交易行为方面可能异于其他年份，我们剔除2015年的样本进行了回归分析，研究结果不变。

上市公司的外部产品市场竞争越激烈，不确定性对公司的影响会更大，而较长时间的停牌有利于降低信息传播过程中的不确定性。因此，产品市场竞争程度越高，公司的停牌时长越长，停牌次数越多。同时，高铁开通极大压缩了中心城市与中小城市间的时空距离，增加了地区竞争，进而增加了停牌时长和次数。为了排除此竞争性因素影响，我们参照已有研究，分别以赫芬达尔-赫希曼指数（HHI）、勒纳指数（Lerner index）及行业内上市公司数量等指标衡量公司产品市场竞争程度并进行了控制分析，主要研究结果不变。^①

六、结论与启示

以地理位置量化公司与外部投资者之间存在的软信息不对称，本文实证研究发现公司的长期停牌时长和次数与上市公司的地理位置显著相关。当上市公司注册地位于或临近大都市时，上市公司的停牌时长和次数均较少；当公司注册地远离航空中心时，上市公司的停牌时长和次数均较多。进一步研究发现，高铁

开通之后带来的高铁效应显著减弱了由地理距离带来的“软信息”传输障碍。

基于研究结果，启示如下。公司地理位置是上市公司停复牌的重要影响因素。对于地处偏远地区的上市公司来说，由于与投资者之间软信息不对称程度更高，这不但会影响投资人在投资之前的估值，而且会影响投资之后的监督。因此，对上市公司而言，明确停牌事由、预告停牌期限，采用重大事项的分阶段披露，有助于缓解市场和投资者反映较为集中的停牌早、停牌多、停牌长的问题。从政府角度来说，地理位置带来的信息劣势是天然固有的，这在公司的长期停牌中体现得非常明显。而交通基础设施建设对经济活动具有正外部性，对经济发展具有“乘数效应”，通过加快高铁等基础设施的建设，有利于打破“软信息”传输的壁垒。这对于偏远地区上市公司减少长期停牌的时间和次数，破解停牌多、停牌长的现实问题，具有重要的现实意义。同时，这也意味着停复牌的主动权应该交给企业、交给市场，而不能在制度设计上搞“一刀切”，从制度层面逐步去除停牌附加功能，细化披露要求，增强停牌约束，并严厉打击内幕交易，是完善停复牌制度的方向。最后，需要指出的是，上市公司的地理位置如何影响公司股价波动性或流动性，高铁开通如何作用于公司股价波动性，是值得我们进一步深入思考的问题，本文也为此类后续研究提供了思路。

参考文献

- [1] Demsetz H. The Cost of Transacting [J]. Quarterly Journal of Economics, 1968, 82 (1): 33-53.
- [2] 石阳, 刘瑞明, 王满仓. 上市公司随意停牌与投资者利益——来自中国资本市场的证据 [J]. 经济研究, 2019 (1): 36-51.
- [3] Greenwald B C, Stein J C. Transactional Risk, Market Crashes, and the Role of Circuit Breakers [J]. The Journal of Business, 1991, 64 (4): 443-462.
- [4] Kodres L E, O'Brien D P. The Existence of Pareto Superior Price Limits [J]. The American Economic Review, 1993, 84 (4): 919-932.
- [5] Corwin S A, Lipson M L. Order Flow and Liquidity around NYSE Trading Halts [J]. Journal of Finance, 2000, 55 (4): 1771-1805.
- [6] Chen H, Chen H, Valerio N. The Effects of Trading Halts on Price Discovery for NYSE Stocks [J]. Applied Economics, 2003, 35 (1): 91-97.
- [7] Christie W G, Corwin S A, Harris J H. Nasdaq Trading Halts: The Impact of Market Mechanisms on Prices, Trading Activity, and Execution Costs [J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (3): 1443-1478.
- [8] Subrahmanyam A. Circuit Breakers and Market Volatility: A Theoretical Perspective [J]. Journal of Finance, 1994, 49 (1): 237-254.
- [9] Lee C M C, Ready M J, Seguin P J. Volume, Volatility, and New York Stock Exchange Trading Halts [J]. Journal of Finance, 1994, 49 (1): 183-214.
- [10] 廖静池, 李平, 曾勇. 中国股票市场停牌制度实施效果的实证研究 [J]. 管理世界, 2009 (2): 36-48.
- [11] 胡婷, 惠凯, 彭红枫. 异常波动停牌对股价波动性和流动性的影响研究——来自我国取消异常波动停牌的自然实验 [J]. 金融研究,

① 囿于篇幅所限，没有列出回归结果，留存备案。

- 2017 (9): 146-160.
- [12] Hautsch N, Horvath A. How Effective are Trading Pauses? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 131 (2): 378-403.
- [13] Liberti J M, Petersen M A. Information; Hard and Soft [J]. *The Review of Corporate Finance Studies*, 2019, 8 (1): 1-41.
- [14] Loughran T. The Impact of Firm Location on Equity Issuance [J]. *Financial Management*, 2008, 37 (1): 1-21.
- [15] 刘生龙, 胡鞍钢. 交通基础设施与中国区域经济一体化 [J]. *经济研究*, 2011 (3): 72-82.
- [16] Demurger S, 杰夫·萨克斯, 胡永泰, 鲍曙明, 张欣. 地理位置与优惠政策对中国地区经济发展的相关贡献 [J]. *经济研究*, 2002 (9): 14-23.
- [17] Coval J D, Moskowitz T J. The Geography of Investment: Informed Trading and Asset Prices [J]. *Journal of Political Economy*, 2001, 109 (4): 811-841.
- [18] Gaspar J-M, Massa M. Local Ownership as Private Information: Evidence on the Monitoring-liquidity Trade-off [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 83 (3): 751-792.
- [19] 王菊仙, 王玉涛, 鲁桂华. 地理距离影响证券分析师预测行为吗? [J]. *中央财经大学学报*, 2016 (1): 61-72.
- [20] Loughran T, Schultz P. Asymmetric Information, Firm Location, and Equity Issuance [R]. Working Paper, University of Notre Dame, 2006.
- [21] 刘江会, 朱敏. 地理因素会影响中国企业 IPO 的成本吗? ——基于“软信息不对称”的视角 [J]. *经济管理*, 2015 (10): 31-41.
- [22] Coval J D, Moskowitz T J. Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54 (6): 2045-2073.
- [23] Baik B, Kang J-K, Kim J-M. Local Institutional Investors, Information Asymmetries, and Equity Returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97 (1): 81-106.
- [24] 宋玉, 沈吉, 范敏虹. 上市公司的地理特征影响机构投资者的持股决策吗? ——来自中国证券市场的经验证据 [J]. *会计研究*, 2012 (7): 72-79.
- [25] Malloy C J. The Geography of Equity Analysis [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60 (2): 719-755.
- [26] Loughran T, Schultz P. Liquidity: Urban versus Rural Firms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 78 (2): 341-374.
- [27] 张俊. 高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017 (4): 1533-1562.
- [28] 龙玉, 赵海龙, 张新德, 李曜. 时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化 [J]. *经济研究*, 2017 (4): 195-208.
- [29] 黄张凯, 刘津宇, 马光荣. 地理位置、高铁与信息: 来自中国 IPO 市场的证据 [J]. *世界经济*, 2016 (10): 127-149.
- [30] 杨青, 吉赞, 王亚男. 高铁能提升分析师盈余预测的准确度吗? ——来自上市公司的证据 [J]. *金融研究*, 2019 (3): 168-188.
- [31] 吴克平, 孔东民, 杨薇. 高铁开通与会计稳健性: 基于准自然实验的研究 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2019 (4): 13-24.
- [32] 赵玲, 黄昊. 高铁开通与资产误定价——基于新经济地理学视角的分析 [J]. *经济与管理研究*, 2019 (4): 76-92.
- [33] Petersen M A, Rajan R G. Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending [J]. *The Journal of Finance*, 2002, 57 (6): 2533-2570.
- [34] Davis J C, Henderson J V. The Agglomeration of Headquarters [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2008, 38 (5): 445-460.
- [35] Pirinsky C, Wang Q. Does Corporate Headquarters Location Matter for Stock Returns? [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61 (4): 1991-2015.
- [36] El Ghouli S, Guedhami O, Ni Y, Pittman J, Saadi S. Does Information Asymmetry Matter to Equity Pricing? Evidence from Firms' Geographic Location [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30 (1): 140-181.
- [37] 孙建飞. 公司治理、股权质押与停牌操纵——来自自然实验的证据 [J]. *金融经济研究*, 2017 (2): 92-105.
- [38] 李姗姗. 中国上市公司股票停、复牌制度研究 [J]. *上海经济研究*, 2016 (6): 21-27.
- [39] 林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束 [J]. *经济研究*, 2004 (2): 17-27.
- [40] 卢闯, 张伟华, 崔程皓. 市场环境、产权性质与企业纵向一体化程度 [J]. *会计研究*, 2013 (7): 50-55.
- [41] 方红星, 施继坤, 张广宝. 产权性质、信息质量与公司债定价——来自中国资本市场的经验证据 [J]. *金融研究*, 2013 (4): 170-182.
- [42] 邵帅, 周涛, 吕长江. 产权性质与股权激励设计动机——上海家化案例分析 [J]. *会计研究*, 2014 (10): 43-50.
- [43] John K, Knyazeva A, Knyazeva D. Does Geography Matter? Firm Location and Corporate Payout Policy [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101 (3): 533-551.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

行业差异政策、结构变迁与“结构调整”： 对结构问题及“产业政策”的反思

Differential Industrial Policy, Structural Change and Structural Adjustment:
Rethinking Structural Issues and the Policy Effects in China

张俊 钟春平

ZHANG Jun ZHONG Chun-ping

[摘要] 本文基于中国经济结构变迁的经验事实, 构建了多部门经济增长模型, 规范地分析了对不同行业有差别的税收和补贴政策对经济结构变迁的影响。研究发现: 结构变迁的本质是资源在各部门的再配置过程, 第一产业比重下降, 第三产业比重逐步上升; 劳动力的结构变迁与差异性产业政策无关, 部门之间的劳动力转移仅取决于该部门的技术增长率差异和替代弹性; 各部门产值份额与其劳动份额按相同的方向变化, 部门产值份额与政策有间接关联; 产业差异性政策并不能改变三次产业的变化过程, 政府主导的产业“结构调整”政策会破坏经济增长路径, 进一步导致资源配置的扭曲。

[关键词] 结构变迁 结构调整 产业政策

[中图分类号] F121.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 11-0087-12

Abstract: Based on the facts of China's economic structural change, we construct a multi-sector growth model and analyze the influence of tax and subsidy policies on structural change. We find that: the structural change is the process of reallocation of resources among sectors, where the proportion of primary industry decreases and the proportion of tertiary industry increases; different industrial policies do not change the share of labor force, and the reallocation of labor force between sectors depends only on the technological growth rate and substitution elasticity of the sector; the share of output value changes in the same direction as its labor share, and the share of output value of each sector is indirectly related to the policy; different industrial policies cannot change the process of structural change, the government-led industrial "structural adjustment" policy will harm the economic growth and distort the resource allocation.

Key words: Structural change Structural adjustment Industrial policy

[收稿日期] 2020-06-11

[作者简介] 张俊, 男, 1986年12月生, 兴业银行副研究员, 中国社会科学院副研究员, 研究方向为金融学; 钟春平(通讯作者), 男, 1977年4月生, 中国社会科学院财经战略研究院教授, 湖北经济学院“楚天”特聘教授, 研究方向为宏观经济学及金融学。

[基金项目] 国家社会科学基金课题“预期偏差及其形成机制研究”(项目编号: 19FJLB001)。

感谢张平研究员、夏杰长研究员、孙小晶助理教授、徐长生教授等有益的评论和建议。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

结构问题是个热点问题，同时也是个难题，但国际与国内的研究存在着显著的差异。在国际上，结构变迁（structure change）主要是理论层面的前沿问题，而在国内，更多的是政策层面的热点问题。在理论层面上，结构变迁需要克服各部门的不同增长速度与整体经济平衡增长路径之间的兼容性和一致性问题，目前的理论解释尚未令人信服和满意，因而一定程度上说是尚未解决的难题。而在政策和实践上，“结构问题”则成为充满争议的话题。由于“结构”的表述层出不穷，国内更多地将诸多说不清、道不明的问题归结于“结构问题”，并将“结构调整”视为问题的解决方案，这使得政策随意性较强。

为此，我们需要在理论层面对所谓的“结构问题”进行规范研究，对“结构调整”的政策效果加以评估。在理论层面，近年来，Acemoglu 和 Guerrieri (2008)^[1]、Boppart (2014)^[2]、Herrendorf 等 (2013)^[3]都对结构变迁做了各种层面的研究和解释，在一定程度上推进了该领域的研究。整体上看，结构变迁仍然是个国际前沿问题。结构变迁问题的研究最早可以追溯到配第的表述：制造业比农业、商业比制造业能够得到更多的收入（Petty, 1690^[4]）。20世纪40年代克拉克对世界主要国家的统计数据进行分析发现：随着经济的发展，从事农业的人数相对于从事制造业的人数趋于下降（Clark, 1940^[5]）。进而，从事制造业的人数相对于从事服务业的人数趋于下降。克拉克的研究为配第的表述提供了证据，此后将配第和克拉克关于结构问题的发现称之为“配第-克拉克定理（Petty-Clark Law）”。20世纪60年代，Kuznets (1957)^[6]更加细致地研究了经济发展过程中各部门生产和消费结构的变化。Kuznets 的研究表明，在结构变迁过程中，不同部门在整个经济体系中的相对地位会发生相应的变化，经济部门会发生非平衡的增长（不一致的增长速度）。具体表现为：农业部门在经济中的比重逐步下降，工业和服务业部门比重持续上升。经济发展过程中，各部门生产和消费结构变化的经验事实构成了“Kuznets 事实”（Kuznets Facts）。

从中国结构变迁的经验事实来看，中国的结构变迁比较明显，变化过程比较独特。三次产业大体呈现出如下特征：农业部门和工业部门的比重一直较高，

而服务业比重则长期较低。我国这种产业结构的构成不完全符合结构变化的一般规律，如何解释这种结构形成的原因便值得深入研究。

值得关注的是，中国一直有着层出不穷的产业政策，针对不同的产业出台不同的政策，这使得政策对结构变迁产生了影响。可以看到，中国有着形形色色的产业政策，比如，在2006年以前，我国对农业部门征收农业税，而国外几乎不对农业部门征税。在经济发展早期，为鼓励工业的发展，对工业部门提供大量的补贴，而对服务业进行价格管制。这些产业政策是否奏效，还是扭曲了产业结构变迁的过程？为解开我国产业结构变化的谜团，便需要我们基于经济增长理论和产业结构变迁理论进行严谨的研究。

目前国外学者大都忽略了公共政策对经济结构变迁可能带来的影响，相反国内学者更多地从政策层面讨论了经济结构调整问题，但国内关于结构问题的讨论多是对中国经济发展过程中的问题进行总结，就事论事偏多，鲜有理论层面的讨论，因此很难把握中国经济结构变迁的实质，对政策的作用也不能做出恰当的评价。

本文在多部门的经济增长模型中，基于供给的视角，将政府对不同行业的财税政策包含到模型中来，从而评估政策是否改变了中国产业结构变化。本文的贡献在于，首次将产业的差异性政策纳入到经济增长模型，系统地考察了政策对经济结构变迁的影响，通过对模型的求解和数值模拟，能够恰当地评价不同产业有差异的政策（补贴和税收等）对中国经济结构变迁可能起到的作用。同时，本文也对“结构问题”和“结构调整”等做了规范的剖析，对结构变迁的实质做了较为可靠的论述，而对“结构调整”的可能效应做了客观评估。

二、结构变迁理论的基本分析框架和主要结论

经济发展过程中的结构变迁很难与整体经济的平衡增长路径达成一致，这构成了结构变迁在解释上的困难。平衡增长路径更多的是“Kaldor 事实”（Kaldor Facts）所描述的——在长期经济发展过程中，人均产出增长率、实际利率、资本产出比例以及劳动收入份额都是一个固定的常数。而 Kuznets 事实则描绘了结构变换过程，部门的增长速度不一致。对于如何调和“Kuznets 事实”与“Kaldor 事实”之间的冲突，

以及如何解释经济非平衡增长一直是经济学研究的前沿和难题。

目前对结构变迁的解释主要包括两个层面：“需求侧的结构变迁”与“供给侧的结构变迁”。需求侧的结构变迁建立在 Engel 法则 (Engel's Law) 之上, 认为不同部门产品需求收入弹性的差异是引起经济部门非平衡增长的主要原因。供给侧的结构变迁则将不同经济部门非平衡增长的原因归结为部门之间技术的差异, 经济体中某些部门技术进步较快, 如制造业, 而另外一些部门技术进步较慢, 如农业和服务业。不同部门技术进步的差异导致经济呈现非平衡增长。

(一) 需求侧的结构变迁: 需求变动与多样化需求等引致结构变动

根据 Engel 法则, 随着家户收入的增加, 家户收入中用来购买食物的支出份额会逐步下降。就需求侧的结构变迁, 现有文献的出发点都是 Engel 法则, 即不同部门产品需求收入弹性的差异是引起结构变迁的原因。农业部门的产品需求收入弹性小于 1, 工业部门产品需求收入弹性等于 1, 以及服务业部门产品需求收入弹性大于 1。经济发展过程中, 需求结构的变化引起资源在部门间重新配置, 从而导致结构变迁。

Kongsamut 等 (2001)^[7]首次从需求的角度研究了结构变迁的原因, 并对总量平衡增长路径进行了讨论。他们研究了一个包括农业、工业和服务业的三部门经济, 消费者对三部门产品的偏好采用 Stone-Geary 效用函数 (Stone-Gary Utility Function), 其中, 家户对农产品的消费有一个最低的维持水平, 而对服务的消费是在农产品和工业产品达到特定水平时才会发生, 即农产品为必需品, 服务为奢侈品。随着经济增长, 农业、工业和服务业的产出和就业分别经历了减少、保持不变和增加的过程, 并且非齐次效用函数和外生给定的各部门专有技术进步是引起结构变迁的原因。为调和“Kuznets 事实”和“Kaldor 事实”之间的冲突, 他们证明偏好和技术参数在满足刃锋条件 (knife-edge condition) 下, 即农业与服务业产出的增长率保持不变以及最终产品的技术水平为常数, 广义平衡增长路径以及 Kaldor 事实能够同时存在。

由于刃锋条件过于严苛, Meckl (2002)^[8]试图放松这种刃锋条件, 在 R&D 驱动的增长模型基础上,

偏好的非齐次性是引起结构变迁的主要原因。这缓解了 Kongsamut 模型^[7]中的结构变迁只能沿着广义平衡增长路径进行, 当经济接近平衡增长路径时, 结构调整便会停止的情形。Meckl (2002)^[8]发现, 当消费者的偏好为非齐次的, 以及资源在最终产品和中间产品的配置不变时, 结构变迁与广义平衡增长路径能够同时实现。在 Meckl (2002)^[8]的模型中, 广义平衡增长路径存在的条件虽然不像刃锋条件那样严格, 但是该模型也同样存在较大的缺陷。首先, 该模型中结构变迁仅仅是经济增长的一个副产品, 并且结构变迁对经济增长过程没有反馈作用, 从而忽视了结构变迁与经济增长之间的双向因果关系; 其次, 广义平衡增长路径的存在依赖于资源在最终产品和中间产品之间配置不变的条件, 从而限制了资源跨部门的再配置, 资源只能在部门内部流动, 而这与经济现实不符。

Stijepic 和 Wagner (2007)^[9]通过构建一个多部门和多消费品的新古典模型, 其中每个部门具有不同的生产函数, 与 Meckl (2002)^[8]的假定相同, 得出偏好的非齐次性是引起结构变迁的主要原因。结构变迁的方向取决于需求增长与生产率增长的关系, 当对某部门产品需求增长率快于该部门生产率增长时, 技术进步使得该部门的供给不能满足需求的增长, 从而使得该部门劳动投入持续增加, 而由于总人口不变, 则需求的变化会引起部门之间就业的变化。此外, 部门之间劳动投入的变化还取决于各部门产品的维持水平。由于工业品维持水平为零, 所以在制造业部门没有劳动的再配置; 农产品部门维持水平为正, 从而随着技术进步该部门的劳动占比会下降; 服务的维持水平为负, 随着人们收入增加以及服务需求上升, 该部门劳动占比上升。从而, 弥补了 Kongsamut 等 (2001)^[7]的模型无法解释部门间劳动收入份额变化的事实, 并且证明了至少存在三个部门产品维持水平不为零时, 总量平衡增长路径、结构变迁以及不同部门收入份额变动能够同时存在。

Foellmi 和 Zweimueller (2008)^[10]则将研究的视角转向需求的层级结构以及 Engle 消费周期^①, 他们认为非线性的 Engel 曲线是引起结构变迁的原因, 由于需求沿着需求的层级结构扩张, 并且每种新产品都会经历 Engle 消费周期。需求的层级结构使得资源从

① Engle 消费周期是指每种新产品开始作为奢侈品, 具有较高的需求收入弹性, 最终需求收入弹性下降, 从而变成必需品。

旧的行业转移到新的行业，其中旧的行业供应必需品，新的行业供应奢侈品，由于这些部门会经历不同的需求增长率，资源只有跨部门的再配置才能满足现有的需求。此外，需求的层级结构特征使得新产品的创新对维持经济的持续增长非常重要，随着消费者对现有产品的满足，对新产品的需求便会产生，并且新产品不断进入市场能够保证需求与技术进步保持一致。重要的是非线性的 Engel 曲线与 Kaldor 事实并不冲突，总消费支出的跨期替代弹性不变时，沿着均衡增长路径，总的消费支出保持与总产出相同的速度增长。

(二) 供给侧的结构变迁：部门本身的差异引致的结构变迁

Baumol (1967)^[11]最早从生产力差异角度解释了经济的非平衡增长特征，他将经济分成两个部门，“扩张部门”和“停滞部门”，其中扩张部门使用新的技术，停滞部门使用劳动作为唯一投入品。停滞部门会遭受“成本病”，即生产成本和相对价格会不断上升，为保持两部门的产出比例不变，更多的劳动力会进入到停滞部门。

受 Baumol (1967)^[11]的启发，Nagi 和 Pissaridas (2007)^[12]构建了一个多部门经济增长模型，在该模型中，各部门的 TFP 不同，且存在部门偏向的技术进步，但是各部门具有相同的资本强度 (capital intensity)。通过对模型的求解，他们发现当各部门生产的最终产品替代弹性较低时，各部门 TFP 增长率的差异会引起各部门之间就业的变化。具体表现在，除了最低 TFP 增长率部门，生产消费品的就业份额会从所有生产部门消失，而用于生产资本品和中间产品的就业份额收敛到一个稳定值。此外，Nagi 和 Pissaridas (2007)^[12]发现，当效用函数具有单替代弹性时，结构变迁过程中总的资本劳动比例是一个常数，并且加总的经济位于一个平衡的增长路径上。这意味着平衡增长路径上同时存在结构变迁过程，进一步从供给侧调和了结构变迁与 Kaldor 事实的冲突。

与 Nagi 和 Pissaridas (2007)^[12]强调部门之间外生 TFP 差异不同，Acemoglu 和 Guerrieri (2008)^[1]认为各部门要素比例差异和资本深化足以引起结构变迁。在一个两部门增长模型中，放松各部门外生 TFP

差异的假定，当偏好为不变替代弹性形式以及各部门产品替代弹性小于 1 时，他们发现经济达到均衡时，尽管部门之间呈现非均衡增长，利率及资本收入份额也是渐进不变的，从而模型调和了结构变迁与 Kaldor 事实。结构变迁与 Kaldor 事实能够同时存在的原因是，虽然资本更密集的部门增长得比其他部门更快，但是该部门经过价格调整的产值要比其他部门增长得慢，这会使得资本和劳动不断地向增长慢的经济部门转移，最终使得部门之间利率和资本收入份额渐进不变，从而表现出结构变迁与 Kaldor 事实同时存在于该经济系统中。

Alvarez (2011)^[13]尝试将两种供给侧的结构变迁^①放入同一框架下，并基于部门之间资本与劳动可替代程度的差异，发现了另外一种供给侧的结构变迁。通过建立一个两部门的索诺模型，其中最终产品生产函数采用双嵌套形式的不变替代弹性 (CES) 函数，最终产品由两种中间产品以 CES 形式加总而成，中间产品则以资本和劳动两种生产要素以不同的 CES 生产函数生产出来。假定两个部门之间存在不同的 TFP 增长率，并且每个部门资本密度存在差异，他们发现除了部门之间全要素生产力差异和资本密度差异能够引起资本和劳动在部门之间的再配置外，还存在第三种来自供给侧的因素会引起结构变迁——部门内部资本和劳动替代弹性的差异也会影响结构变迁。随着资本存量的增加，资本会变得相对便宜，而劳动变得相对昂贵，此时，要素替代弹性更高的生产部门更加容易用相对便宜的生产要素 (资本) 来替代相对昂贵的生产要素 (劳动)，进而导致生产要素在各部门的再配置。

之前的文献都将需求侧的结构变迁与供给侧的结构变迁分离开来，仅仅分析收入效应 (需求侧) 或替代效应 (供给侧) 对结构变迁的影响。Boppart (2014)^[2]则尝试将收入效应与替代效应同时纳入模型，并评估两种效应对结构变迁作用的大小。通过将 Non-Gorman 偏好 (Non-Gorman Preference) 纳入到新古典增长模型，在该模型中富裕家庭与贫穷家庭关于商品与服务的边际消费倾向存在差异，从而收入差距会影响总的消费结构。利用美国的微观数据对偏好参

① 两种供给侧的结构变迁为 Nagi 和 Pissaridas (2007)^[12]关于部门之间 TFP 增长率差异引起结构变迁的观点，以及 Acemoglu 和 Guerrieri (2008)^[1]关于部门之间要素比例差异和资本深化引起结构变迁的观点。

数进行估计,基于偏好参数的估计,模型将结构变迁的驱动因素分解为收入效应和替代效应,发现两种效应对美国的结构变迁同等重要,两者分别能解释美国50%的结构变迁。此外,通过对结构变迁模型的校准,发现在该结构变迁模型中,利率、储蓄以及总的增长率近似不变。因此,该结构变迁模型能够与Kaldor事实保持一致。

(三)“服务业之谜”(service paradox)与结构变迁:服务业及服务经济的分析思路

20世纪中期以来,服务业的快速增长是发达国家经济发展中呈现出的一个重要特征。根据需求侧的结构变迁模型,由于服务的需求收入弹性大于1,随着收入的增加,消费者会更多地偏好于服务,从而导致服务的产值和就业份额增加。

根据Baumol(1967)^[11]的“成本病”模型,由于服务部门的生产率滞后于制造业部门,服务的生产成本和相对价格会不断上升,为保持两部门的产出比例不变,需要有更多的劳动力进入该部门。虽然从需求侧和供给侧都能够解释服务业的快速增长,然而,这两方面的文献都忽视了一个现象:尽管服务相对价格不断上涨,但以实际值衡量,相对于工业品需求,对服务的需求在长期内并没有下降;尽管服务业部门不断扩张,但总体经济增长并未出现下降或停滞。该现象在文献中又被称为“服务业之谜”(service paradox)。

Pugno(2006)^[14]通过对Baumol(1967)^[11]模型进行扩展,使服务消费不仅进入效用函数,还进入人力资本积累函数,随着服务消费的比例上升,人力资本也会相应上升。一个明显的例证是家户对教育和医疗的消费,由于教育和医疗的消费在服务消费中占很大的比重,而教育和医疗消费的增加有助于人力资本的积累,从而会促进长期经济增长。Pugno(2006)^[14]模型对“服务业之谜”给出了很好的解释,即尽管服务相对价格不断上涨,但对服务的需求在长期内并没有下降;尽管服务业部门不断扩张,但总体经济增长并未出现下降或停滞。

从美国的经验数据来看,20世纪50年代以来,受过大学教育水平的劳动力数量及其相对工资大幅上升,而技能密集型的服务及服务业在经济中所占份额也在该时期快速上升。Buera和Kaboski(2012)^[15]在Pugno(2006)^[14]模型的基础上,通过将家户教育投

资和劳动供给决策纳入到一般均衡模型中,从人力资本积累的视角研究了美国服务经济的兴起。考虑在一个家庭中存在高技能和低技能的劳动者,两类劳动者所占比例由劳动者花费在获取专业技能上的教育投资时间决定。家户对服务的消费需求既可以由家庭劳动者自己提供,也可以到市场上购买,并且家户根据服务的生产成本决定服务由家庭生产还是由市场供应。随着生产率上升家户对技能密集型服务的需求增加,从而导致技能以及高技能服务价格的上升。而技能价格的上升会提高家庭服务生产的机会成本,从而导致高技能劳动者在市场上购买更多的服务。随着经济发展,劳动者中高技能劳动者所占比例不断上升,最终劳动力构成及价格的变化引起了服务经济的兴起。Buera和Kaboski(2012)^[15]关于服务经济研究的一个贡献在于,他们提出了一个理论,在该理论中,服务业在经济中所占份额及相对价格的上升不依赖于服务业生产率滞后的假设,从而在该理论中不存在“服务业之谜”的问题。

(四)国内关于“结构变迁”研究的现状及“结构调整”的争论

目前,国内关于结构问题研究的文献主要包括三个方面:第一,从三次产业比例变化的事实出发,探索其影响因素及最优产业结构问题;第二,从资源错配的视角出发,研究我国产业结构失衡的原因及对经济增长的影响;第三,从优化产业结构的目的出发,研究产业政策可能起到的作用,以及市场和政府在优化产业结构中发挥的作用。

在三次产业比例问题上,国内研究都将研究的重点放在三次产业的最优比例上,但事实上目前并没有所谓最优比例的标准及参照体系。这些研究基于中国三次产业结构变化的趋势,同时结合发达国家产业结构演化的轨迹,探讨中国的产业结构问题。总结国内学者关于中国三次产业比例问题的观点,大致可以归为两类:第一类观点认为,中国产业结构不合理,表现在第一产业和第二产业比重过大,而第三产业比重不足(马晓河和赵淑芳,2008^[16])。第二类观点则认为,不能简单地用发达国家产业结构演化的经验来指导中国的产业优化升级,因为与发达国家相比,中国三次产业之间的生产率存在巨大差距,特别是第二产业的劳动生产率和全要素生产率均高于第三产业,如果忽视生产率差距,盲目要求发展第三产业,提高第

三产业所占比重可能会带来资源的错配（袁富华，2012^[17]）。

国内关于结构问题研究的第二类文献重在讨论中国产业结构失衡的原因，这部分文献认为中国所有的结构问题都是资源配置问题，而资源不能在各部门形成合理和有效的流动，阻碍了产业结构的优化。因此，优化产业结构的核心是消除资源在部门间重新配置的障碍。例如，盖庆恩等（2013）^[18]从劳动力市场扭曲的问题出发，将劳动力市场扭曲纳入到一个封闭的两部门模型，使用 Stone-Gary 效用函数建立起劳动力市场扭曲同经济结构变迁和经济增长之间的联系。基于理论模型和中国宏观数据进行实证分析发现，劳动市场扭曲会显著影响中国经济结构调整，若消除扭曲，中国农业劳动力占比将下降到 26.38%。此外，劳动力市场的扭曲使过多的劳动力滞留在农村会带来显著的效率损失，年均潜在损失达到 16.34%。

20 世纪 80 年代末，中国开始推行产业政策，逐渐成为实施产业政策比较多的国家，产业政策以各种理由（如促进产业结构优化升级，抑制部分产业过剩产能）广泛存在于许多领域中。进入 21 世纪以后，政策部门更加重视产业结构调整，许多政策都是围绕促进产业结构调整制定的。对于政府是否应该积极主动地干预市场，出台各项产业政策引导我国产业结构变迁的方向，国内学者持有不同的观点。第一类观点认为由于存在市场失灵，竞争性市场对资源配置不能达到最优，所以政府需要制定相应产业政策主导产业结构的转换（潘士远和金戈，2008^[19]）；第二类观点则不赞同政府主导的产业政策，认为过多的政府干预可能扭曲激励机制，导致经济发展的低效，相反，政府应该做的是推进市场体制改革，实施市场友好型的功能性产业政策（张鹏飞和徐朝阳，2007^[20]）。

（五）结构变迁研究的方法、结论及争议

总的来说，现有关于结构变迁的文献，其主流的研究范式都是在新古典增长理论框架下，构建一个多部门经济，基于动态一般均衡模型来刻画经济结构变迁的规律。对于引起经济结构变迁的原因，现有研究大多认为来自于需求结构的变化（收入效应）和部门生产力的差别（替代效应）。然而，现有关于结构变迁的研究仍未达成一致的观点。首先，收入效应和替代效应中何种效应更能解释结构变迁，以及如何量

化其作用的大小，这仍是未解决的问题；其次，除了收入效应和替代效应，经济结构变迁还受到各种产业政策的影响，而现有研究都忽视了公共政策对结构变迁的影响。

国内关于结构变迁及产业政策的研究，大多停留在对中国结构及其存在问题的表面分析，鲜有基于经济增长理论和经济结构变迁的理论框架。这些讨论的产业结构和结构调整的研究由于缺乏严谨的理论依据，在对结构问题的表述上，往往没有准确把握结构问题的实质。本文在遵循主流的研究范式下，通过将产业政策纳入到经济增长模型中，基于一般均衡模型的求解，分析产业政策对结构变迁的影响，以及基于中国的经验事实对模型的结果加以检验和解释。从这点来说，本文弥补了现有研究的不足。

三、中国结构变迁的经验事实

图 1 和图 2 分别描述了以产值和就业份额计算的中国经济结构变化的过程。数据取自 1978—2018 年《中国统计年鉴》，其中产值份额为三大产业实际 GDP 占总 GDP 的比例。从产值数据来看，1985 年以后农业产值份额持续下降，到 2018 年农业部门产值占总产值的比例甚至降低到约 8%，服务业的产值从 1978 年则一直呈上升趋势，而工业产值份额比较平稳，2018 年服务业产值份额在三大产业中居首，约为 52%。从就业的数据来看，1978 年以来，农业部门的就业人口所占比例显著下降，农业部门的就业份额从 1978 年的 70% 下降到 2018 年的 26% 左右；工业和服务业部门的就业人口持续上升，2018 年工业和服务业部门的就业份额分别为 28% 和 46%，1995 年以后服务业部门的就业份额超过工业部门，2011 年超过农业部门。

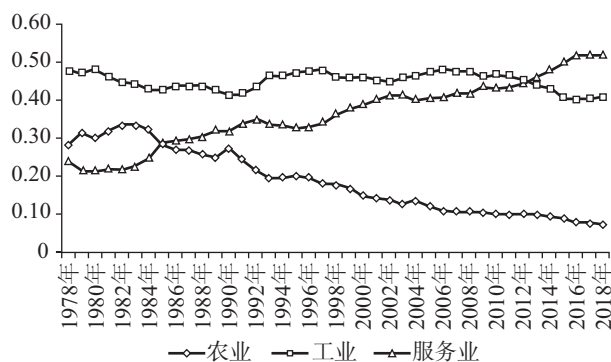


图 1 中国农业、工业和服务业产值份额变化

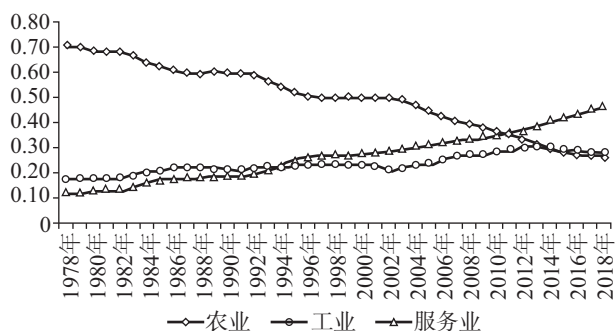


图2 中国农业、工业和服务业就业份额变化

同时，回顾中国的政策，历来对于结构调整有着持续的关注和兴趣，“调结构”通常是政策的依据。对于第一产业，在改革开放初期，占据较大比重，而且有着相当长的农业税的历史，只是在2005年前后才正式取消农业税，逐步开始实施农业补贴。对于第二产业，一直采取鼓励政策，倡导加快工业化过程，即使在工业化水平较高的时候，仍然采取了各种战略型新兴产业政策，鼓励工业的发展；而近年来，又开始意识到服务业的重要性，开始推动服务业的发展，不过在实践层面，事实上对服务业存在着税收歧视，在价格上也采取了较为严格的管制，比如医疗服务价格上严格控制。

由于结构调整的普遍性和政策的频繁干扰，我们需要解释的问题是：第一，中国的结构变迁是否与理论描述中的结构变化轨迹一致，理论模型能否解释这种变化？具体而言，农业的产值和就业比例所呈现的下降趋势，服务业的产值和就业比例所呈现的上升态势，是否与结构变迁的理论模型描述一致，标准的理论模型能否解释这种变化？第二，形形色色的政策导向是否实质性地发挥了其政策设定的目标？换言之，各种发展战略、有差别的财政税收政策是推动了这种结构变迁更快地变化，还是起着阻碍结构变化的效果？所谓的“结构调整”是在促进资源的有效配置，还是对资源的流动起着阻碍作用？

四、中国结构变迁的理论模型： 引入行业差别政策的影响

在标准的多部门框架下，本文从供给的视角研究行业差别政策对中国经济结构变迁的影响。假设经济中有 $n+1$ 个部门，其中部门 $i=1, 2, \dots, n$ 为中间产品生产部门，第 $n+1$ 部门使用中间产品生产最终

产品。假设经济中只有一种消费品，作为最终产品，该消费品由中间产品按不变替代弹性生产函数生产，中间产品由劳动和资本按 Cobb-Douglas 函数形式生产。由于各中间产品在最终产品的生产中具有替代性，生产要素将在不同部门之间流动，从而各中间产品部门的产值份额也随之变动。

中间产品生产函数为 Cobb-Douglas 形式：

$$Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^{1-\alpha} \quad \alpha \in (0, 1), \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

最终产品生产函数为不变替代弹性函数形式 (CES)：

$$Y = \left(\sum_{i=1}^n \phi_i Y_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad \exists \sigma > 0, \phi_i > 0, \quad \sum_{i=0}^n \phi_i = 1 \quad (2)$$

其中， ϕ_i 表示部门 i 的产品在最终产品中所占的比例，反映了中间产品在生产最终产品时的相对重要性。

为考察产业政策对经济结构变迁的影响，我们在模型中添加政策变量 τ_i ， τ_i 可以表示税收，也可以表示补贴。当 $\tau_i > 0$ ，则中间部门 i 的生产活动获得了政府的补贴，反之，当 $\tau_i < 0$ ，中间部门的生产活动需要交税。假定每个中间产品部门的 τ_i 不同，并且政府在各部门的产业政策短期内不发生变化^①。

中间产品部门的企业利润最大化问题：

$$\text{Max}_{K_i, L_i} P_i Y_i - r_i K_i - w_i L_i + \tau_i P_i Y_i \quad (3)$$

假设经济是完全竞争的，生产要素在各部门自由流动，从而均衡时各部门利率和工资相同。

由一阶条件可得：

$$r = (1 + \tau_i) P_i \alpha A_i K_i^{\alpha-1} L_i^{1-\alpha} \quad (4)$$

$$w = (1 + \tau_i) P_i (1 - \alpha) A_i K_i^\alpha L_i^{-\alpha} \quad (5)$$

市场出清条件： $\sum_{i=1}^{n+1} L_i = L$ ； $\sum_{i=1}^{n+1} K_i = K$ 。这里不考虑资本折旧。

最终产品部门的企业利润最大化问题：

$$\text{Max}_{Y_i, i=1, \dots, n} P Y - \sum_{i=1}^n P_i Y_i \quad (6)$$

由一阶条件可得：

① 对应着这里的 τ_i 为常数。

$$P_i = P \phi_i \left(\frac{Y_i}{Y} \right)^{-1/\varepsilon} \quad (7)$$

进行简单变换，代入最终生产函数可得：

$$P = \left[\sum_{i=1}^n \phi_i^\varepsilon P_i^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (8)$$

将式(8)代入式(7)，可以得到两种中间产品之间的相对产出：

$$\frac{Y_i}{Y_j} = \left(\frac{P_j \phi_i}{P_i \phi_j} \right)^\varepsilon = \frac{A_i K_i^\alpha L_i^{1-\alpha}}{A_j K_j^\alpha L_j^{1-\alpha}} = \frac{A_i L_i}{A_j L_j} \quad (9)$$

由式(4)可以得到两种中间产品的相对价格：

$$\frac{P_j}{P_i} = \frac{A_i}{A_j} \times \frac{1+\tau_i}{1+\tau_j} \quad (10)$$

将式(10)代入式(9)整理可得：

$$\frac{L_i}{L_j} = \left(\frac{A_i}{A_j} \right)^{\varepsilon-1} \left(\frac{1+\tau_i}{1+\tau_j} \right)^\varepsilon \left(\frac{\phi_i}{\phi_j} \right)^\varepsilon \quad (11)$$

设 $n_i = L_i/L$ 为各中间部门的劳动份额，对式(11)关于时间 t 求导可得：

$$\frac{\dot{n}_i}{n_i} - \frac{\dot{n}_j}{n_j} = (1-\varepsilon)(\gamma_j - \gamma_i) \quad \exists \frac{\dot{A}_i}{A_i} = \gamma_i, \quad \forall i, j = 1, \dots, n \quad (12)$$

命题 1：中间产品部门之间的劳动力转移仅取决于各中间部门的技术增长率差异和中间产品之间的替代弹性，与产业差异政策无关。当 $\varepsilon > 1$ 时，即两种中间产品互为替代品时，劳动力从技术进步慢的部门转移到技术进步快的部门；反之，当 $0 < \varepsilon < 1$ 时，即两种中间产品为互补品时，劳动力从技术进步快的部门转移到技术进步慢的部门。当 $\gamma_j = \gamma_i$ 时，即两种中间产品技术进步率相同时，部门之间不存在劳动力的转移。

由于本文假定政府税收或者补贴是一个外生变量，与此对应的是劳动者面对的是一个外生的政策环境。从而，劳动者在不同部门做出就业决定时，不会对该部门的政策做出反应，而只会考虑到该部门的工资水平，而各部门劳动力的工资水平取决于该部门的生产率。因此，中间产品部门之间的劳动力转移与产业差异政策无关。

由式(11)整理可得：

$$L_j = L_i A_i^{1-\varepsilon} (1+\tau_i)^{-\varepsilon} \phi_i^{-\varepsilon} A_j^{\varepsilon-1} (1+\tau_j)^\varepsilon \phi_j^\varepsilon \quad (13)$$

对式(13)加总，可以得到总的劳动人口：

$$L = L_i A_i^{1-\varepsilon} (1+\tau_i)^{-\varepsilon} \phi_i^{-\varepsilon} \sum_{j=1}^n A_j^{\varepsilon-1} (1+\tau_j)^\varepsilon \phi_j^\varepsilon \quad (14)$$

由此，可以得到部门 i 的劳动份额：

$$n_i = \frac{L_i}{L} = \frac{A_i^{\varepsilon-1} (1+\tau_i)^\varepsilon \phi_i^\varepsilon}{\sum_{i=1}^n A_i^{\varepsilon-1} (1+\tau_i)^\varepsilon \phi_i^\varepsilon} \quad (15)$$

对式(7)进行变换，得到 $Y_i = \left(P \frac{\phi_i}{P_i} \right)^\varepsilon$ ，从而，各中间产品部门的产值为：

$$P_i Y_i = P_i \left(P \frac{\phi_i}{P_i} \right)^\varepsilon = P_i^{1-\varepsilon} \phi_i^\varepsilon P^\varepsilon Y \quad (16)$$

由式(8)和式(10)可以得到中间产品部门价格 P_i 的表达式：

$$P_i = \frac{P}{(1+\tau_i) A_i} \left[\sum_{j=1}^n \phi_j^\varepsilon (1+\tau_j)^{\varepsilon-1} A_j^{\varepsilon-1} \right]^{\frac{1}{\varepsilon-1}} \quad (17)$$

通过式(16)和式(17)可以求得各部门产值占总产值的比重：

$$y_i = \frac{P_i Y_i}{\sum_{i=1}^n P_i Y_i} = \frac{A_i^{\varepsilon-1} (1+\tau_i)^{\varepsilon-1} \phi_i^\varepsilon}{\sum_{i=0}^n A_i^{\varepsilon-1} (1+\tau_i)^{\varepsilon-1} \phi_i^\varepsilon} \quad (18)$$

命题 2：各部门产值份额与其劳动份额按相同的方向变化，政策的影响与各部门产品的替代弹性相关。当 $\varepsilon > 1$ 时，即两种中间产品互为替代品时，中间产品部门技术水平越高，补贴额度越大，则其产值份额和劳动份额越高；反之，当 $0 < \varepsilon < 1$ 时，即两种中间产品为互补品时，中间产品部门技术水平越高，补贴额度越大，则其产值份额和劳动份额越低。

虽然由命题 1 的结论，我们可以看到劳动力在部门之间的转移不会直接考虑到各部门的产业政策，但是最终产品部门在决定各中间产品部门的构成时会基于各中间产品的价格选择一个最优的中间产品比例。如果各中间产品互为替代品，则更多地选择廉价的中间产品。由式(17)可以得出，中间产品技术水平越高，补贴额度越大，则其价格会越低，从而该中间产品的比重会越高。当然，随着该部门生产的增加，其对劳动的吸收能力就会增加，从而表现为劳动力从技术进步慢的部门转移到技术进步快的部门；反之，

如果中间产品为互补品，则生产最终产品时需要各中间产品维持一个最低的比例。当某一中间产品技术水平和补贴较低时，一方面为维持生产的最低比例，另一方面该部门产品相对价格较高，从而会吸引劳动力不断地从高生产率和高补贴部门转移进来。因此，不同产业的公共政策会间接地影响到各部门的劳动比重。

五、不同行业差别政策对结构变迁的影响：基于数值模拟的结论

(一) 参数设定

为考察产业差别政策对中国三次产业结构变迁的影响，我们假设经济中只存在农业、工业和服务业三个部门，三个部门相应的产值份额和劳动份额分别为：

$$y_{it} = \frac{A_{i0}^{\varepsilon-1} e^{(\varepsilon-1)\gamma_i t} (1 + \tau_i)^{\varepsilon-1} \phi_i^\varepsilon}{\sum_{i=1}^3 A_{i0}^{\varepsilon-1} e^{(\varepsilon-1)\gamma_i t} (1 + \tau_i)^{\varepsilon-1} \phi_i^\varepsilon} \quad (19)$$

$$n_{it} = \frac{A_{i0}^{\varepsilon-1} e^{(\varepsilon-1)\gamma_i t} (1 + \tau_i)^\varepsilon \phi_i^\varepsilon}{\sum_{i=1}^3 A_{i0}^{\varepsilon-1} e^{(\varepsilon-1)\gamma_i t} (1 + \tau_i)^\varepsilon \phi_i^\varepsilon} \quad (20)$$

参照 Nagi 和 Pissaridas (2007)^[12] 和陈体标 (2007)^[21] 的估算结果，我们对各部门技术进步率的取值设定为： $\gamma_a = 0.023$ ， $\gamma_m = 0.013$ ， $\gamma_s = 0.003$ 。三部门技术水平的初始值为 0.01、1、200，各部门产

品所占比例为 0.1、0.6、0.3。由于三次产业部门的产品不能完全替代，Nagi 和 Pissaridas (2007)^[12] 等对替代弹性的估计结果也都显示部门之间的替代弹性小于 1，因此，本文将 ε 的值设定为 0.5。

本文重点考察产业差别政策对结构变迁的影响，为简化分析，我们对产业差别政策进行简单化处理。假定政府对三次产业都进行补贴，部门之间产业政策的差异主要体现在补贴程度的差别。通过梳理建国以来中国产业政策的演变，可以发现中国产业政策历来都重视工业的发展，从“一五”时期优先发展重工业，到“十二五”时期重点培育发展战略性新兴产业，国家在财政和税收等方面对工业发展提供了各种优惠条件。相比而言，国家对农业和服务业发展提供的扶持政策没有工业的密集。尤其在农业政策方面，1978 年以前国家通过农产品统购统销制度压低农产品价格，为工业发展提供廉价的原材料和维持工人的低工资，而在 2006 年以前中国则一直维持着农业税制度。基于中国产业政策的背景，我们对三次产业补贴比例的取值为 0.1、0.4、0.2^①。为考察 2006 年之前中国农业税制度以及中国对服务业部门设置的不合理税收制度对产业结构变化的影响，我们在数值模拟实验中，仅对农业部门和服务业部门征税，税收采用比例税的形式，税率赋值分别为 0.4 和 0.2^②。参数取值如表 1 所示。

表 1 数值模拟的参数取值

参数	A_{a0}	A_{m0}	A_{s0}	γ_a	γ_m	γ_s	ε
取值	0.01	1	200	0.023	0.013	0.003	0.5
参数	τ_a	τ_m	τ_s	ϕ_a	ϕ_m	ϕ_s	
取值	0.1/-0.4	0.4	0.2/-0.2	0.1	0.6	0.3	

(二) 结构变迁过程的模拟：自然的结构变迁过程与存在政策的结构变迁过程

图 3 和图 4 为农业、工业和服务业产值份额和就业份额的数值模拟实验图，图 3 和图 4 中实线部分表示存在政策干预时的结构变迁，虚线部分表示

没有政策干预的结构变迁。由模拟图可见，三次产业的产值份额和就业份额有着相同的变化趋势，并且，模拟的结果与中国产业结构变迁的经验事实相符，从而本文的理论模型能够对中国产业结构变迁做出较好的解释。

① 本文对三次产业补贴比例的取值，是基于中国产业政策的历史来决定的。历史上中国为鼓励工业的发展，过高地补贴第二产业，而忽视第一产业和第三产业。我们尝试改变三次产业补贴比例取值的大小重复模拟，发现该取值的大小不会改变本文的基本结果。
 ② 农业部门和服务业部门税率的取值，是基于农业部门和服务业部门与工业部门的相对税收负担决定，税收改革之前，相对于工业部门，中国农业部门和服务业部门税收负担相对较重。表现在农业税取消之前，农业部门负担的农业税平均税率为常年产量的 15.5%。服务业的营业税率 5%，按营业收入缴税的服务企业来说，不能像制造业企业一样对购入的中间投入进行抵扣。此外，现代服务业都是高附加值的行业，而营业税是全额征收没有扣除。我们尝试改变农业部门和服务业部门税率取值的大小重复模拟，发现该取值的大小不会改变本文的基本结果。

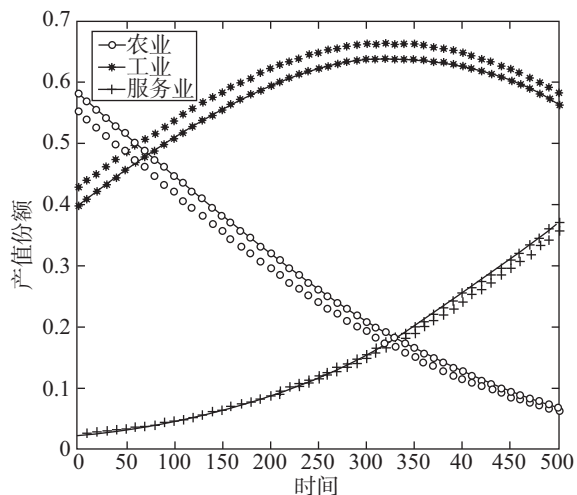


图3 补贴政策对三次产业产值份额的影响

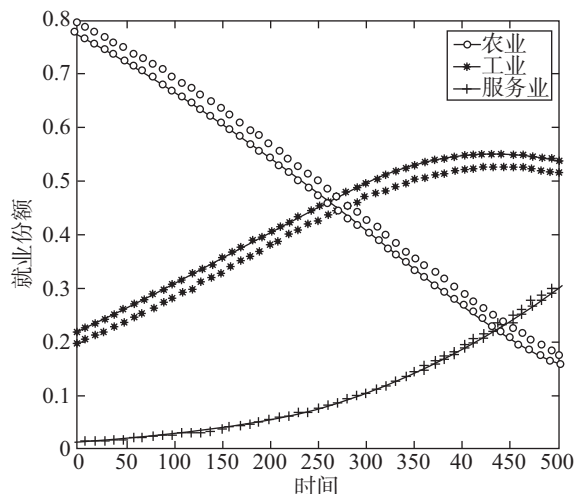


图4 补贴政策对三次产业就业份额的影响

随着时间的推移，农业部门的产值份额和就业份额逐渐降低，并且在经济发展初期，农业部门在经济中占支配地位；工业部门的产值份额和就业份额呈现出先上升后下降的“倒U型”变化规律，因此，和大多数发达国家一样，随着中国经济发展，经济结构变迁会出现“工业化”过程和“后工业化”过程；服务业部门的产值份额和就业份额逐渐扩张，从经济初期接近于0的份额逐渐上升，并且最终会支配整个经济。

(三) 补贴效应：对命题2的验证及“结构调整”政策“适得其反”的效果

具体分析产业政策对经济结构变迁的影响，从三

次产业产值份额变化模拟看，产业政策并不能改变三次产业的变化过程，并且政策干预会带来一定程度的扭曲。当政府对工业部门进行较大程度的补贴时，反而会降低工业产值的份额，政府补贴导致工业部门产值份额下降约3%。这也印证了命题2，由于我国农产品、工业品及服务为互补品，当政府过度补贴工业部门时，为维持各部门的最低产量，各部门产品相对价格会发生变化^①。具体表现为工业品价格下降，农产品和服务价格上升，当工业部门产量上升不足以弥补其价格下降时，其产值份额便会下降。政府对农业部门补贴，一定程度上可以增加农业产值份额，但随着时间推移补贴效应逐渐消失。而对服务业部门进行补贴，补贴效应会逐渐增强。

从三次产业就业份额变化模拟来看，当国家对各部门的生产活动进行补贴时，能够降低农业部门的就业，提高工业和服务业部门的就业份额。这是因为农业部门劳动力存在大量过剩，当国家对工业和服务业部门补贴程度高于农业部门时，会改变部门之间的相对工资，从而引起了劳动力的转移。

(四) 税收效应：引起要素的误置

图5和图6给出了对农业部门和服务业部门征税时，三次产业产值份额和就业份额的数值模拟实验图^②。与补贴政策相同，税收政策并不能改变三次产业的变化过程，仅能改变各部门产值和就业水平上的差异。

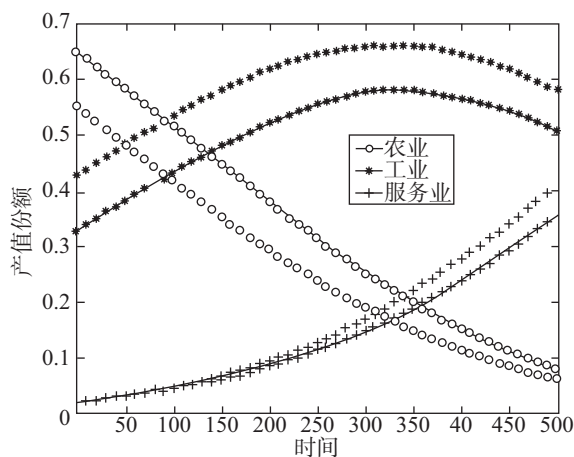


图5 税收政策对三次产业产值份额的影响

① 根据式(17)部门技术水平既定时，部门的补贴程度越高，其相对价格会越低。

② 与图3和图4中相同，实线部分表示存在政策干预时的结构变迁，而虚线部分表示没有政策干预的结构变迁。

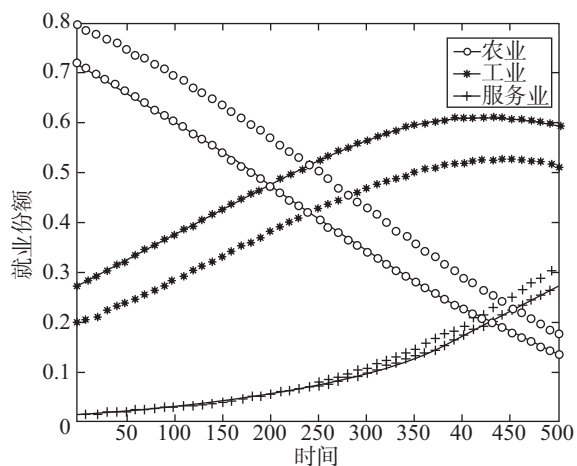


图6 税收政策对三次产业就业份额的影响

一方面，当政府对农业部门征收农业税时，会提高农业部门的产值份额，以及降低农业部门就业份额。并且与自由经济相比，农业税政策使得就业份额下降约10%。从而对农业部门征收农业税会加快农村剩余劳动力的转移。另一方面，中国独特的农业税政策导致中国农业产值长期维持在较高的水平，从补贴政策下的农业产值与税收政策下的农业产值比较中可以发现，补贴政策下的农业产值低于税收政策下的农业产值。

另外，对服务业部门设置的不合理税收制度抑制了服务业产值和就业份额的提高，相对于自由经济，政府对服务业部门设置不合理的税收使得服务业部门产值份额和就业份额下降约5%。根据结构变迁理论，随着服务品的需求增加，如果要素市场是自由流动的，则生产要素应该向这些部门转移。长期以来，中国现代服务业基本处于管制或垄断状态，如金融、医疗、教育和公共服务业，只有咨询、餐饮、物流等传统的服务业是放开的。并且，目前中国对服务业部门设置不合理的税收制度。这些扭曲性的政策都使得中国服务业部门增长较为缓慢，服务业产值和就业份额远低于同类型的发展中国家。因此，不同行业的差异政策延缓了正常的产业结构变化过程。

(五) 结构变迁的事实与数据模拟结论的吻合性说明

基于数值模拟的结果，我们发现本文的模型和中国经济结构变迁的历史及“Kuznets 事实”相吻合。第一，中国三次产业结构呈现出农业部门就业和产值份额逐渐下降，服务业部门就业和产值份额逐渐上升，工业部门就业和产值份额呈现出先上升后下降的

“倒U型”特征。第二，受不同行业不同的补贴和税收政策影响，中国的结构变迁过程出现了一定程度的扭曲。突出表现在：首先，农业部门比重长期居高不下，这与农业税加剧了要素错配有关。其次，服务业部门增长缓慢与中国长期以来对服务业进行管制和不合理的税收制度有关。再次，即使一直被扶持的工业，事实上也存在着效率难以提升的问题。第三，虽然税收和补贴差异性政策能够在一定程度上改变结构变迁的过程，但经济结构变迁的长期趋势是无法通过差异化的政策改变的。政府过度地通过政策来干预产业结构的变化，其可能的结果就是暂时延迟了经济结构变化的趋势，使结构变迁暂时偏离这一长期趋势，因此反而导致社会福利或增长速度的降低。

六、结论与启示

(一) 结论

本文基于中国经济结构变迁的经验事实，从供给的视角研究产业差别政策对中国经济结构变迁的影响。通过对模型的一般均衡求解和数值模拟实验，我们发现：(1) 部门之间的劳动力转移仅取决于各部门技术增长率差异和各部门产品之间的替代弹性，与产业政策无关。(2) 各部门产值份额与其劳动份额按相同的方向变化，并且，当两种产品互为替代品时，产品部门技术水平越高，补贴额度越大，则其产值份额和劳动份额越高；反之，当两种产品为互补品时，产品部门技术水平越高，补贴额度越大，则其产值份额和劳动份额越低。(3) 产业政策并不能改变三次产业的变化过程，政府主导的产业结构变迁会破坏各产业增长路径，使得产业结构与产业发展阶段相背离。

(二) 启示

首先，本文的研究表明，结构变迁是个自然而然的过程，本质上是资源在不同行业之间的再配置过程，所谓的“结构”问题并没有充足的理论支撑。从理论上讲，参照现代经济增长理论，结构变迁是经济增长过程中的一个必然现象，随着经济的发展，农业部门的产值和就业份额趋于下降，工业部门的产值和就业份额先上升后下降，服务业部门的产值和就业份额趋于上升。中国的结构变迁也会按照结构变迁的路径自然演化，这是资源配置的结果。

其次,基于研究的结果,我们认为中国经济结构问题更多的是由政策扭曲造成的。一直以来,我国都热衷于出台形形色色的产业政策,或者说人为地扶持或抑制某些产业,以图“超越”产业发展的基本规律。但事实上,结构变迁的规律是难以被改变的,这就导致了各种结构调整的初衷几乎无法实现,反而带来负面的影响。政府主导的产业结构调整会破坏各产业增长路径,带来更多的扭曲。

最后,我们的观点是应该借鉴经济增长理论来刻画结构变迁问题,从理论层面研究结构变化的客观规

律。在政策上,让市场来决定经济结构调整,政府需要做的是完善市场调节的机制和完善市场结构,而非主导经济结构的调整。因此,我们认为未来中国经济结构的调整应该重在理顺政府和市场之间的关系,而非出台形形色色的产业政策。在未来结构变迁过程中,公共政策应更多地由价格来驱动(钟春平等,2013^[22]),即由各部门产品的价格来决定生产要素的流动,进而决定各部门在经济中的权重,侧重点是生产要素的自由流动创造条件,减少要素流动的障碍。

参考文献

- [1] Acemoglu D, Guerrieri V. Capital Deepening and Non-balanced Economic Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 2008, 116 (3): 467-497.
- [2] Boppart T. Structural Change and the Kaldor Facts in a Growth Model with Relative Price effects and Non-Gorman Preferences [J]. *Econometrica*, 2014, 82 (6): 2167-2196.
- [3] Herrendorf B, Rogerson R, Valentinyi A. Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation [J]. *American Economic Review*, 2013, 103 (7): 2752-2789.
- [4] Petty W. *Political Arithmetick* [M]. McMaster University Archive for the History of Economic Thought, 1690.
- [5] Clark C. *The Conditions of Economic Progress* [M]. Macmillan, 1940.
- [6] Kuznets S. Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations II: Industrial Distribution of National Product and Labor Force [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1957, 5 (4): 1-111.
- [7] Kongsamut P, Rebelo S, Xie D. Beyond Balanced Growth [J]. *Review of Economic Studies*, 2001, 68 (237): 869-882.
- [8] Meckl J. Structural Change and Generalized Balanced Growth [J]. *Journal of Economic*, 2002, 77 (3): 241-266.
- [9] Stijepic D, Wagner H. Beyond Balanced Growth: Some Further Results [J]. University of Hagen Discussion Paper, 2007.
- [10] Foellmi R, Zweimueller J. Structural Change, Engel's Consumption Cycles and Kaldor's Facts of Economic Growth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2008, 55 (7): 1317-1328.
- [11] Baumol W. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis [J]. *American Economic Review*, 1967, 57 (3): 415-426.
- [12] Ngai R, Pissarides C. Structural Change in a Multi-Sector Model of Growth [J]. *American Economic Review*, 2007, 97 (1): 429-443.
- [13] Alvarez C F, Van L N. Capital-Labor Substitution, Structural Change and Growth [J]. SSRN Working Paper, 2011.
- [14] Pugno M. The Service Paradox and Endogenous Economic Growth [J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2006, 17 (1): 99-115.
- [15] Buera F, Kaboski J P. The Rise of the Service Economy [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2540-2569.
- [16] 马晓河, 赵淑芳. 中国改革开放 30 年来产业结构转换、政策演进及其评价 [J]. *改革*, 2008 (6): 5-22.
- [17] 袁富华. 结构变迁过程的资源错配: 发展中国家的增长迷途 [J]. *经济研究*, 2012 年工作论文.
- [18] 盖庆恩, 朱喜, 史清华. 劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动生产率 [J]. *经济研究*, 2013 (5): 87-97.
- [19] 潘士远, 金戈. 发展战略、产业政策与产业结构变迁: 中国的经验 [J]. *世界经济文汇*, 2008 (1): 64-76.
- [20] 张鹏飞, 徐朝阳. 干预抑或干预? 围绕政府产业政策有效性的争论 [J]. *经济社会体制比较*, 2007 (4): 28-35.
- [21] 陈体标. 经济结构变化和经济增长 [J]. *经济学 (季刊)*, 2007 (4): 1053-1074.
- [22] 钟春平, 陈三攀, 徐长生. 结构变迁、要素相对价格及农户行为——农业补贴的理论模型与微观经验证据 [J]. *金融研究*, 2013 (5): 167-180.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

制度支持对集群企业创新绩效的影响研究

——文化相似性的调节作用和技术能力的中介作用

The Research on the Influence of Institutional Support on Innovation Performance of Cluster Enterprise: The Moderation Effect of Cultural Similarity and the Mediation Effect of Technical Capability

陈怀超 侯佳雯 艾迪欧

CHEN Huai-chao HOU Jia-wen ADIO

[摘要] 依据制度基础观, 笔者选择山西省7个典型产业集群作为研究对象, 就所获取的154份有效样本, 从正式制度支持和非正式制度支持两个维度分析了制度支持对集群企业创新绩效的直接影响, 以及在制度支持影响集群企业创新绩效过程中文化相似性的调节作用和技术能力的中介作用。研究表明, 正式制度支持和非正式制度支持均能显著提升集群企业的创新绩效; 文化相似性增强了非正式制度支持对集群企业创新绩效的影响, 发挥了“催化剂”效应, 但不能增强正式制度支持对集群企业创新绩效的影响; 技术能力在正式制度支持和非正式制度支持影响集群企业创新绩效过程中均存在部分中介效应, 起到了“中介物”作用。本研究结论明晰了制度支持对集群企业创新绩效的影响机理, 拓展了集群企业创新在制度层面的学术研究, 丰富了产业集聚理论的相关文献; 有益于管理者从制度支持角度结合集群文化建设和集群企业技术能力培育, 推动集群企业的创新发展, 提高集群企业创新绩效。

[关键词] 集群企业 正式制度支持 非正式制度支持 创新绩效 文化相似性 技术能力

[中图分类号] F062.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 11-0099-12

Abstract: According to the institutional-based view, with 154 valid samples obtained, we chooses 7 typical industrial clusters in Shanxi Province as the research object. We start from the two dimensions of formal institutional support and informal institutional support to analyze the direct influence of institutional support on innovation performance of cluster enterprise. Then, we explores the moderation effect of culture similarity and mediation effect of technical ability in the influence process of institutional support on innovation performance of cluster enterprise. The results show that both formal and informal institutional support can significantly improve innovation performance of cluster enterprise. Cultural similarity enhances the influence of informal institutional support on innovation performance of cluster enterprise and play a “catalyst” effect, but it does not play a moderation effect in the influence process of formal institutional support on innovation performance of cluster enterprise. Technical capability has partial mediation effects in the influence process of formal institutional support and informal institutional support on innovation performance of cluster enterprise and plays a “mediator” role. The research conclusions clarify the influence mechanism of institutional support on innovation performance of cluster enterprise, expand the academic research of cluster enterprise innovation on the institutional level, enrich related literatures of the industrial agglomeration theory, and are helpful for managers from the perspective of institutional support, combining culture construction of the cluster and technical capability cultivating of cluster enterprise, to promote the innovation development of cluster enterprise and improve the innovation performance of cluster enterprise.

Key words: Cluster enterprise Formal institutional support Informal institutional support Innovation performance Cultural similarity Technical capability

[收稿日期] 2020-06-18

[作者简介] 陈怀超, 1980年2月生, 太原理工大学经济管理学院教授, 博士生导师, 管理学博士, 主要研究方向为创新管理、国际商务管理、企业社会责任; 侯佳雯, 女, 1996年8月生, 太原理工大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为创新管理、国际商务管理、企业社会责任; 艾迪欧, 男, 1989年10月生, 太原理工大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为创新管理。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“制度距离对中国企业海外并购中知识获取的影响研究”(项目编号: 71602137); 山西省哲学社会科学规划课题“资源错配对中国六省产学研协同创新影响研究”(项目编号: 2019B038); 山西省研究生教育创新项目“资源错配对省域经济高质量发展的影响研究”(项目编号: 2020SY487)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

作为制度环境的重要组成部分，制度支持能够激发集群企业创新行为以应对复杂多变的市场环境，更好地开展合作创新，提高自身创新绩效。依据 Shinkle 和 Mccann (2014)^[1] 的观点，相比于不完善的制度环境，在具有规范的法律法规、知识产权保护体系以及激励机制的成熟制度环境中，企业的创新潜力更能得到激发。然而，现阶段仍有一些产业集群不仅定位不明确、特色不鲜明，而且制度支持也不够，由此导致了产业集群缺乏在龙头企业带领下整体创新发展的规模经济及其规模效益，也会对集群企业的稳定发展产生不利影响，阻碍了集群企业创新活动的开展。

现有文献已涵盖外部知识 (Kesidou 和 Snijders, 2012^[2])、技术学习 (Pan 等, 2019^[3])、研发投入 (孙爱丽等, 2017^[4])、知识流动 (杨瑾和王雪娇, 2019^[5]) 以及社会接近性 (向希尧和裴云龙, 2020^[6]) 对集群企业创新绩效的影响。任雪娇等 (2019)^[7] 指出，与传统资源基础观、能力决定论以及知识基础论的观点不同，从制度视角出发的相关研究认为，企业的创新资源和创新能力固然重要，但制度环境或制度安排才是决定企业创新决策，影响创新绩效的关键因素。现有研究中，学者们虽然证实了制度资本对集群制造企业技术创新绩效存在显著影响 (姜文杰和张玉荣, 2013^[8])，但尚未涉及制度支持与创新绩效关系的研究，亟需从学术上回应制度支持如何影响集群企业创新绩效这一重要问题。在此前提下，文化相似性的调节作用和技术能力的中介作用问题也有待厘清。有关前者，组织文化理论认为，组织文化是企业整合内部力量并适应不断变化的外部环境的关键手段 (王庆燕和石金涛, 2005^[9])。从这一角度来看，集群企业发展离不开集群文化氛围的熏陶和影响，集群文化可谓是凝结各集群企业内外部力量的“凝聚剂”。基于产业集群的集聚性和相关性等特征，各集群企业在共同目标的指引下易形成相似的价值观念和文化氛围，助推集群企业间的互通互联，那么，在相似的文化环境中，制度支持对集群企业创新绩效的影响是否会发生变化？关于后者，依据企业能力理论，技术能力是企业必需的不可替代的重要资源，能够衡量企业的技术实力和竞争力，那么其是否在制度

支持影响集群企业创新绩效过程中发挥作用？这些都是需要得到进一步论证的问题。

基于此，笔者依据制度基础观，选择山西省 7 个典型产业集群作为研究对象，就所获取的 154 份有效样本，探索正式制度支持和非正式制度支持对集群企业创新绩效的影响，并在此基础上，加入文化相似性作为调节变量以及技术能力作为中介变量，分别探究二者在制度支持与集群企业创新绩效关系中的调节作用和中介作用。

二、文献综述与研究假设

(一) 制度支持对集群企业创新绩效的影响

制度环境是企业发展的重要影响因素 (于换军, 2020^[10])，企业创新活动依赖于其所处的制度环境，制度环境影响了企业创新行为，进而影响企业的战略决策和创新绩效。由此，对于集群企业创新问题的探讨需要从制度基础观出发，考虑外部制度环境的影响，尤其要关注制度环境的支持。制度支持充当着“土壤”的角色，为集群企业提供了良好的创新环境和创新氛围。作为政府引导和影响企业行为的重要手段，制度支持是企业重要的外部“环境和资源”，获得制度支持意味着制度不确定性和经营风险的双重降低 (孙秀丽等, 2018^[11])，也意味着企业进入市场和采取竞争举措的主动性得以提高，企业还能够利用这种支持提高财务绩效和声誉 (Shu 等, 2019^[12])，提升市场地位和价值，有助于其在市场环境中拥有更多话语权，推动其创新进程。根据 North (1990)^[13] 的二分法制度理论，本文将制度支持分为正式制度支持和非正式制度支持，分别探究二者对集群企业创新绩效的影响。

正式制度支持是一种体现在政府和法律层面的“结构化支持” (Xin 和 Pearce, 1996^[14])，包括政府及相关部门为企业提供所需的研发补贴、税收减免、许可等各种支持 (孙秀丽等, 2016^[15])。政府通过正式的制度支持为企业提供了有利于创新的资源和环境，增强了企业创新的动力与投入，提高了创新的成功率 (高山行等, 2013^[16])。在相关部门提供的正式制度支持下，依据林亚清和赵曙明 (2014)^[17] 的观点，集群企业能够有机会获得丰富的外部资源，并有助于优化自身所拥有的资源，以缓解其经常面临的资源短缺问题。新资源的流入能够激活、更新和充分融

合现有资源,增加知识和技术等各类资源储备,完善组织管理机制,激发更多创新思想和行为。此外,获得正式制度支持意味着集群企业拥有恰当的政策引导,有助于集群企业对成文规则的熟悉和掌握,从而对外部制度环境保持高度敏锐性。依据孙秀丽等(2016)^[15]的观点,获得正式制度支持能够帮助集群企业降低经营风险,寻求创新机会,提升竞争优势。由此,本文提出假设H1。

H1: 正式制度支持对集群企业创新绩效存在正向影响。

非正式制度支持是指除正式制度支持之外,企业通过自身努力建立政治联系从而获得的政府等制度主体提供的支持(蔡新蕾,2017^[18])。非正式制度支持有别于正式制度支持,体现为企业与政府相关部门的联系,注重情感和行为的关联。通过政治联系,非正式制度支持有利于企业获取政府信息中的有效内容,把握商业机遇,促进原始性创新的成功(高山行等,2013^[16])。集群企业在得到非正式制度支持后,就会拥有品质背书,能够向利益相关者传递积极信号,不仅能促进自身与利益相关者建立信任关系,形成长期依赖型政治关联,从而获取到更多形式的支持;而且,集群企业之间的交流和创新活动也会更加频繁,有助于达成战略共识,充分实现知识、信息和经验的共享,促进彼此之间以多种形式展开合作,加深彼此间的合作程度。由此,集群企业能够借集群之力,将关键资源投入到创新环节,更加专注于创新活动,推动新技术的研发、产品和服务的创新,实现创新目标,从而增加创新产出,促进集群企业创新绩效提升。基于此,本文提出假设H2。

H2: 非正式制度支持对集群企业创新绩效存在正向影响。

(二) 文化相似性的调节作用

产业集群基于特定的制度和环境而存在,区域文化、产业文化以及企业文化通过交互作用形成合力,共同作用于嵌入其中的集群企业。已有研究表明,文化嵌入能够加强企业间信任与合作,从而促进集群企业创新(郑小勇和黄劲松,2017^[19])。伴随着多层次的文化嵌入,集群内部成员间互相影响、积淀、整合而形成了一定的风俗习惯和共同遵循的价值体系(刘芹和陈继祥,2006^[20]),使得集群企业文化具有相似性。在集群中,文化相似性是指集群企业

在文化氛围、价值观念和行为规范等方面的相似程度,是集群企业创新发展的情境因素。这些相同或相近的社会文化因子发挥着重要作用(杨皎平等,2015^[21]),给企业创新活动提供捷径,为集群企业的创新进程注入活力。

在文化相似性高时,相关部门给予的正式制度支持更加有效,促进了集群企业创新成果的产出。具体而言,拥有相似文化的集群企业由于对集群文化认同度高,能够加速集群内部交流和信息传递,并接收到更多的创新理念,不断修正自身创新思想和行为。在得到相关部门提供的政策、财务等形式的正式制度支持后,集群企业可以基于相似的价值观念和行为规范等,系统化地协调外部支持和内部资源,有效地进行资源的管理、转化和应用,有助于提升自身创新决策的适用性和有效性,发挥正式制度支持的积极作用。而且,在共同的集群文化背景下,集群企业具有相同的经营道德,遵守共同的交易理念,同时强调合作和非冲突,能增进彼此默契,减少机会主义行为、交易不确定性和交易成本(刘芹和陈继祥,2006^[20]),规避各种风险,提高后续行动的可预测性和合作创新的稳定性,为集群企业创新提供和谐的集群氛围,有助于相关部门充分发挥支持作用,从而加速集群企业创新进程,提升创新绩效。由此,本文提出假设H3。

H3: 文化相似性增强了正式制度支持对集群企业创新绩效的影响。

从组织间学习视角来看,共同的社会和文化环境为集群学习提供了平台(杨皎平等,2015^[21]),有利于集群企业之间针对与相关部门建立联系的情况展开交流和学习,促进经验和信息共享,有助于集群企业与相关部门改善关系,打破固有的认知壁垒,增强合作意识,建立更恰当的联系,构建更加和谐的政企关系,从而使得集群企业能够充分利用与其创新发展相关的非正式制度信息,使其所获取的非正式制度支持有的放矢,有效发挥作用。而且,在相似的文化认同或文化背景以及具有共享的价值观念下,容易建立信任关系(田野和杜荣,2011^[22]),降低由于信息不对称带来的误解,从而加强了集群企业对集群文化的认同感和追随感,提升创新行动一致性,为非正式制度支持的作用发挥提供了有利情境。在这种相似度高的集群文化情境下,非正式制度支持加强了集群内部知

识、信息等的有效共享和传递,有利于集群企业获得更多的知识和技能开展创新活动,激发创新行为,提高自身的创新绩效。由此,本文提出假设 H4。

H4: 文化相似性增强了非正式制度支持对集群企业创新绩效的影响。

(三) 技术能力的中介作用

制度和资源都是企业获取竞争优势的重要因素(Oliver, 1997^[23])。制度是企业经营的重要外部环境,能够对企业能力产生影响(Oliver, 1997^[23])。基于资源基础观的研究视角,企业的技术能力被认为是企业所拥有的重要无形资产(林亚清和赵曙明, 2014^[17]),表现为企业开发和运用各种技术资源的能力。集群企业技术能力嵌入在集群创新系统中,以集群学习为基础,以支持集群创新能力提高为目的(魏江和叶波, 2003^[24])。技术能力能够完成对外部支持的识别、吸收、转化和运用等一系列工作,是连接企业外部支持和内部创新的重要桥梁,在制度支持影响集群企业创新绩效的过程中发挥着重要作用。

正式和非正式制度支持均有利于集群企业获取更多外部援助,能够改善其现有技术水平和知识储备,提高技术转化和创新效率,促进技术变革,提升技术能力,为集群企业开展创新活动和推出创新成果提供保障。具体而言,正式制度支持可以增加技术商业化机会和降低风险(蔡新蕾, 2017^[18]),如政府补贴和税收减免可以有效支持企业的资金投入(Grimm 和 Jaenicke, 2012^[25]),增强集群企业创新的积极性。集群企业可以利用这些资金引进人才、升级技术和优化管理等,拟定创新策略,以提高其技术水平和能力。依据蔡新蕾(2017)^[18]的观点,集群企业通过政治联系所得到的非正式制度支持具备获取有效政府信息和把握市场机遇方面的优势,有利于促进集群企业开展技术研发活动,有利于技术应用的成功和技术能力的提高,有利于其取得更高的经济效益和社会效益。

技术能力或者利用不同类型技术资源的能力和知识,是获得竞争优势和实施创新的关键驱动力(吴晓云和张欣妍, 2015^[26])。技术能力能够有效聚合企业内外部的创新知识和资源,强化了企业产品创新和工艺创新的意愿和效率(何建洪和贺昌政, 2012^[27]),使得企业更有能力利用先进技术进行学习和探索

(孙秀丽等, 2016^[15]),完善了集群企业的技术识别、吸收、应用与创新环节,有利于集群企业发挥自身的主观能动性,打破技术瓶颈,激发创新活力;有利于集群企业开发市场认可的新产品和服务,促进创新成果的转化和应用,最终对自身创新绩效提升产生积极影响。由此,本文提出假设 H5 和假设 H6。

H5: 技术能力在正式制度支持影响集群企业创新绩效过程中发挥中介作用。

H6: 技术能力在非正式制度支持影响集群企业创新绩效过程中发挥中介作用。

结合以上假设,本文构建的研究框架如图 1 所示。

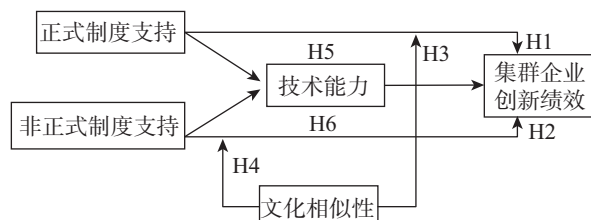


图 1 研究框架

三、研究设计

(一) 调研样本和受访者选择

2018年,山西省经信委发布了《山西省打造优势产业集群2018年行动计划》。文件指出,未来将着力培育一批空间集中开发、资源集约利用、服务集聚配套的产业集群,引导和推动重点项目在产业集群落地。文件要求,结合山西省优势产业,重点建设新材料产业集群、节能环保产业集群以及传统优势产业集群等。由此,本文选择了山西省7个产业集群作为调研对象,分别为太原市高新技术开发区内的信息技术产业集群、新能源产业集群和新材料产业集群,以及太原市南内环数码通讯产业集群、晋中市祁县玻璃器皿产业集群、太原市清徐老陈醋产业集群和忻州市定襄法兰产业集群。其中,太原市南内环数码通讯产业集群、晋中市祁县玻璃器皿产业集群、太原市清徐老陈醋产业集群和忻州市定襄法兰产业集群是山西省传统产业集群,经过多年发展已形成独特的产业优势;太原市高新技术开发区内的三个产业集群(信息技术产业集群、新能源产业集群、新材料产业集群)均属于山西省重点建设的集群类型,近年来得到政府的大力扶持。

本文的调研对象为产业集群中的企业,并将各

集群企业的中高层管理人员确定为理想受访者，也是本次调研的主要受访者。需要指出的是，由于那些工作与知识和创新相关的基层管理者往往会在第一时间接触到集群企业的知识和创新活动，因此，本文在实际调研过程中将这些基层管理者作为可接受的受访者，以便于更加全面和直观地了解现实情况。

(二) 变量测量

在文献梳理基础上，结合由1名教授和4名副教授形成的专家团队的建议，本文确定了因变量、自变量、调节变量和中介变量的测量量表，具体如表1所示。其中，各变量均采用Likert 5级量表的形式，数字“1”至“5”代表由“非常不同意”至“非常同意”。

表1 变量测量量表

类别	变量	题项	参考文献
因变量	创新绩效 (IP)	与同行业相比，本企业新产品/服务推向市场的速度更快 与同行业相比，本企业推向市场的新产品/服务数量更多 与同行业相比，本企业的新产品/服务的开发成功率更高 与同行业相比，本企业的新产品/服务上市后的市场反应更好 与同行业相比，本企业的新产品/服务的销售利润更可观 与同行业相比，本企业的产品/服务包含的技术与工艺更先进 与同行业相比，本企业常常在行业内率先应用新技术	Ritter 和 Gemunden (2004) ^[28] 、钱锡红等 (2010) ^[29] 、范雅楠和云乐鑫 (2016) ^[30]
自变量	正式制度支持 (FIS)	政府提供了有利于本企业发展的政策和项目 政府为本企业提供了必要的信息和技术 政府为本企业获得财务支持提供了很大帮助 政府为本企业引进技术、制造工艺和设备提供了很大帮助 政府帮助本企业进行了知识产权保护	Li 和 Atuahene-Gima (2001) ^[31] 、高山行等 (2013) ^[16] 、林亚清和赵曙明 (2014) ^[17]
	非正式制度支持 (IIS)	本企业采取各种措施以建立与各级政府部门的关系 本企业与多级政府部门建立了良好的关系 与政府部门的关系对本企业发展很重要	
调节变量	文化相似性 (CS)	本企业与集群内其他企业具有相似的企业文化 本企业比较认同集群内其他企业的价值观 本企业能够快速理解集群内其他企业的行为规范和方式 本企业与集群内其他企业在问题解决、决策制定和工作沟通等方面相似	田野和杜荣 (2011) ^[22]
中介变量	技术能力 (TC)	本企业能较快地获取重要的技术信息 本企业识别新技术机会的能力较强 本企业适应外部技术变化的能力较强 本企业开发新产品/服务的能力较强 本企业持续创新的能力较强	Zhou 和 Wu (2010) ^[32]

集群类型决定了集群中企业的经营范围；企业性质决定了其创新资源获取和利用情况；企业规模决定了其开展创新活动，利用创新资源的水平；集群经验代表了企业可以在集群中获取的知识和技能等资源，这些因素都能够对集群企业创新产生影响。因此，本文选取集群类型、企业规模、企业性质和集群经验作为控制变量。集群类型包括太原市高新区信息技术产业集群、太原市高新区新能源产业集群、太原市高新区新材料产业集群、太原市南内环数码通讯产业集群、晋中市祁县玻璃器皿产业集群、太原市清徐老陈醋产业集群和忻州市定襄法兰产业集群，分别用数字“1”至“7”代表；企业规模用集群企业员工人数的

自然对数来衡量；企业性质包括国有/国有控股、集体/集体控股和民营/民营控股，分别赋值为“1”至“3”；集群经验用企业从加入产业集群至2019年的年限来测量。

(三) 调研展开和问卷回收

在调研开始前，本文选择了5名拟调研企业的中层管理者就问卷的措辞、设计风格等进行了评价，并依据他们的建议对问卷进行修改完善，使问卷表述更加科学合理，以方便企业受访者理解，确保受访者回答问题更加准确有效。此外，调研团队针对调研内容、技巧和方法等方面进行了培训，以更好地保证问卷的回收率和有效率。

调研过程分为预调研和正式调研两个阶段。调研团队随机选取了7个集群中的部分样本企业展开预调研,共收回31份问卷,并对所回收的样本数据进行了信度和效度检验,考察调研结果的准确性和稳定性以及问卷设计的合理性。根据检验结果,调研团队对问卷做了进一步修正和完善,形成了最终的调查问卷。

正式调研从2019年10月开始,至2019年12月结束,历时3个月。正式调研主要通过线上方式进行,调研团队通过某高校MBA学员、同学、实习单位同事和亲戚朋友等关系渠道,向所在集群企业的受访者发放电子问卷,最终共回收182份电子问卷。在剔除了一些存在缺失以及回答有误的无效问卷后,最终得到有效问卷共154份,有效率为84.615%。

调研团队运用Harman单因素检验法对所回收的问卷数据进行了同源方差检验。探索性因子分析结果表明,被抽取的第一个公因子解释了总方差的

35.099%,小于40%的建议标准,表明问卷数据不存在严重的同源偏差问题。

(四) 样本特征

样本企业的集群类型、企业规模、企业性质、集群经验的特征描述如表2所示。集群类型的统计结果显示,本次调研所涉及7个产业集群的样本数量分别为19、5、8、19、33、31和39家。从样本企业规模来看,员工人数为101~500人的样本企业有60家,员工人数为50人及以下、51~100人、500人以上的样本企业分别为52家、35家和7家。样本企业性质的统计结果显示,国有/国有控股企业有13家,集体/集体控股企业有25家,其余116家为民营/民营控股企业。从集群经验来看,加入集群年限为1~9年的样本企业数量最多,为81家,其余依次为加入集群10~19年的样本企业66家、加入集群20年及以上的样本企业7家。

表2 样本特征描述

变量	组别	样本数(份)	百分比(%)
集群类型(CT)	太原市高新区信息技术产业集群	19	12.337
	太原市高新区新能源产业集群	8	5.195
	太原市高新区新材料产业集群	5	3.247
	太原市南内环数码通讯产业集群	19	12.337
	晋中市祁县玻璃器皿产业集群	33	21.429
	太原市清徐老陈醋产业集群	31	20.130
	忻州市定襄法兰产业集群	39	25.325
	合计	154	100.000
企业规模(ES)	50人及以下	52	33.766
	51~100人	35	22.727
	101~500人	60	38.961
	500人以上	7	4.546
	合计	154	100.000
企业性质(EC)	国有/国有控股	13	8.442
	集体/集体控股	25	16.233
	民营/民营控股	116	75.325
	合计	154	100.000
集群经验(CE)	1~9年	81	52.598
	10~19年	66	42.857
	20年及以上	7	4.545
	合计	154	100.000

四、数据分析与假设检验

(一) 拟合优度和信效度检验

本文运用 SPSS24.0 和 AMOS24.0 软件对各变量的测量量表进行拟合优度和信效度检验,结果如表 3 所示。经过修正后的测量模型拟合结果显示, χ^2/df 、*TLI*、*CFI*、*IFI*、*PGFI* 和 *RMSEA* 分别为 1.909、0.903、0.917、0.918、0.643 和 0.077,说明测量模型的拟合优度较好。信度检验通过 *Cronbach's α* 系数和组合信度加以判断,创新绩效、正式制度支持、非正式制度支持、文化相似性和技术能力的 *Cronbach's α* 值均满足大于 0.7 的检验标准,表明测量量表具有良好的内部一致性信度。*CR* 值均大于 0.7,表明组

合信度良好。效度检验从内容效度、收敛效度和判别效度三方面进行判断。首先,各测量量表均在现有成熟量表基础上结合专家建议修改而成,表明量表的内容效度较好。其次,验证性因子分析的结果表明,各变量测量问项的因子载荷均在 0.5 以上, *AVE* 值均大于临界值 0.5,表明量表具有良好的收敛效度;各变量 *AVE* 值的平方根分别为 0.779、0.740、0.799、0.806 和 0.763,均大于该变量与其余变量的相关系数(如表 4 所示),表明量表具有良好的判别效度。

(二) 描述性统计和相关分析

表 4 为各变量的描述性统计和相关分析结果。可见,各变量之间相关系数均小于 0.750,可以初步排除多重共线性问题。

表 3 拟合优度、信度和效度检验结果

变量	α 系数	组合信度 (<i>CR</i>)	平均方差抽取量 (<i>AVE</i>)
创新绩效 (<i>IP</i>)	0.918	0.915	0.607
正式制度支持 (<i>FIS</i>)	0.861	0.855	0.547
非正式制度支持 (<i>IIS</i>)	0.841	0.840	0.638
文化相似度 (<i>CS</i>)	0.883	0.881	0.649
技术能力 (<i>TC</i>)	0.878	0.872	0.582
模型拟合指数	$\chi^2/df=1.909, TLI=0.903, CFI=0.917, IFI=0.918, PGFI=0.643, RMSEA=0.077$		

表 4 描述性统计和相关分析结果

变量	均值	标准差	<i>CT</i>	<i>ES</i>	<i>EC</i>	<i>CE</i>	<i>IP</i>	<i>FIS</i>	<i>IIS</i>	<i>CS</i>	<i>TC</i>
<i>CT</i>	4.890	1.956	1								
<i>ES</i>	4.459	1.131	0.304***	1							
<i>EC</i>	2.670	0.627	0.285***	-0.092	1						
<i>CE</i>	8.990	7.024	0.167**	0.595***	-0.271***	1					
<i>IP</i>	3.620	0.830	-0.164**	-0.021	-0.024	-0.074	1				
<i>FIS</i>	3.858	0.662	-0.285***	-0.121	-0.073	-0.122	0.538***	1			
<i>IIS</i>	3.777	0.761	-0.125	-0.009	-0.096	-0.020	0.498***	0.544***	1		
<i>CS</i>	3.784	0.736	-0.149*	-0.059	-0.053	-0.057	0.629***	0.640***	0.641***	1	
<i>TC</i>	3.761	0.726	-0.187**	0.001	-0.103	-0.034	0.648***	0.525***	0.636***	0.632***	1

注: *、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著,下同。

(三) 假设检验

1. 直接作用和调节作用的检验结果。

在验证制度支持对集群企业创新绩效的直接影响时,模型中首先放入控制变量,其次放入正式和非正

式制度支持,分别构成模型 1、模型 2 和模型 5,具体公式为:

$$IP = \lambda_0 + \lambda_1 CT + \lambda_2 ES + \lambda_3 EC + \lambda_4 CE + \lambda_5 FIS + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$IP = \gamma_0 + \gamma_1 CT + \gamma_2 ES + \gamma_3 EC + \gamma_4 CE + \gamma_5 IIS + \varepsilon_2 \quad (2)$$

式(1)、式(2)中, λ_0 、 γ_0 为常数项, λ_1 至 λ_5 、 γ_1 至 γ_5 为各变量的回归系数, ε_1 、 ε_2 为残差项。

在验证文化相似性的调节作用时, 在模型2和模型5的基础上放入文化相似性, 然后放入正式和非正式制度支持与文化相似性的乘积项, 分别构成模型3和模型4以及模型6和模型7, 具体公式为:

$$IP = \alpha_0 + \alpha_1 CT + \alpha_2 ES + \alpha_3 EC + \alpha_4 CE + \alpha_5 FIS + \alpha_6 CS + \alpha_7 FIS \times CS + \varepsilon_3 \quad (3)$$

$$IP = \beta_0 + \beta_1 CT + \beta_2 ES + \beta_3 EC + \beta_4 CE + \beta_5 IIS + \beta_6 CS + \beta_7 IIS \times CS + \varepsilon_4 \quad (4)$$

式(3)、式(4)中, α_0 、 β_0 为常数项, α_1 至 α_7 、 β_1 至 β_7 为各变量和乘积项的回归系数, ε_3 、 ε_4 为残差项。

表5为制度支持对集群企业创新绩效的直接作用以及文化相似性的调节作用检验结果。可见, 各变量的容忍度最小为0.544, 方差膨胀因子最大为1.839, 表明不存在多重共线性问题。由模型2可知, 正式制度支持的系数显著为正 ($\beta = 0.669$, $p < 0.01$), 假设H1得到支持。可见, 正式制度支持显著地促进了集群企业创新绩效的提升。由模型5可知, 非正式制度支持的系数显著为正 ($\beta = 0.531$, $p < 0.01$), 假设H2得到支持。可见, 非正式制度支持显著地促进了集群

企业创新绩效的提升。观察模型4可知, 正式制度支持与文化相似性乘积项的回归系数不显著 ($\beta = 0.068$, $p > 0.1$), 假设H3未得到验证, 即文化相似性未能增强正式制度支持对集群企业创新绩效的影响。观察模型7可知, 非正式制度支持与文化相似性乘积项的回归系数显著为正 ($\beta = 0.222$, $p < 0.01$), 假设H4得以验证, 即文化相似性增强了非正式制度支持对集群企业创新绩效的影响。可见, 文化相似性能够调节非正式制度支持与集群企业创新绩效的关系, 但不能调节正式制度支持与集群企业创新绩效的关系。究其原因可能是: 正式制度支持是一种硬性支持, 是政府相关部门有计划地为集群企业提供的各项支持; 而非正式制度支持则属于软性支持, 更多取决于集群企业管理者与政府相关部门之间的政治联系。在集群企业相似的文化背景下, 共同的价值观念和思维方式往往会促使成员之间达成共识, 遇到问题时灵活变通。此时, 面对软性的非正式制度支持, 集群企业能够灵活地根据实际需求开展创新活动, 促进绩效提升。但正式制度支持更具有强制性和稳定性, 往往需要循规蹈矩地对其加以利用, 可能与集群企业相似的文化氛围不匹配, 使得正式制度支持的效果变化不明显, 创新成果和绩效的变化不大。

表5 直接作用和调节作用的检验结果

变量	IP						
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
C	3.764***	0.819	0.297	0.263	1.570***	0.633	0.483
CT	-0.076**	-0.015	-0.023	-0.023	-0.053	-0.038	-0.037
ES	0.066	0.062	0.062	0.060	0.050	0.058	0.054
EC	0.012	0.026	0.035	0.038	0.060	0.046	0.044
CE	-0.011	-0.006	-0.006	-0.006	-0.008	-0.008	-0.008
FIS		0.669***	0.272**	0.280***			
IIS					0.531***	0.173*	0.170*
CS			0.548***	0.543***		0.583***	0.610***
FIS×CS				0.068			
IIS×CS							0.222***
R ²	0.034	0.294	0.433	0.434	0.266	0.422	0.450
Adj. R ²	0.008	0.270	0.410	0.407	0.241	0.398	0.423

续前表

变量	IP						
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
<i>F</i>	1.314	12.319***	18.689***	16.019***	10.708***	17.851***	17.049***
<i>Tolerance</i>	≥0.596	≥0.593	≥0.551	≥0.544	≥0.595	≥0.583	≥0.576
<i>VIF</i>	≤1.679	≤1.687	≤1.816	≤1.839	≤1.681	≤1.715	≤1.735

本文绘制了反映文化相似性调节作用的图 2。可以看出，相对于弱文化相似性，在强文化相似性情境下，反映非正式制度支持与集群企业创新绩效关系的直线斜率更大，说明文化相似性调节了二者的关系，发挥了“催化剂”的效应。

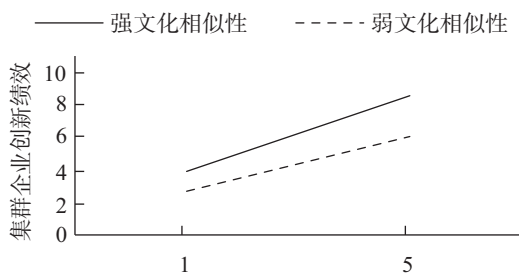


图 2 文化相似性的调节作用

2. 中介作用的检验结果。

在验证技术能力的中介作用时，本文首先分别检验正式制度支持和非正式制度支持对集群企业创新绩效的影响；其次，分别检验正式制度支持和非正式制度支持对技术能力的影响；最后，分别检验正式制度支持和技术能力、非正式制度支持和技术能力对集群企业创新绩效的影响，依次构建了 7 个模型。

技术能力在正式制度支持影响创新绩效过程中的中介作用的检验公式如下所示，对应模型 2、3、4。

$$IP = c_1 + c_2CT + c_3ES + c_4EC + c_5CE + c_6FIS + e_1 \quad (5)$$

$$TC = a_1 + a_2CT + a_3ES + a_4EC + a_5CE + a_6FIS + e_2 \quad (6)$$

$$IP = c'_1 + c'_2CT + c'_3ES + c'_4EC + c'_5CE + c'_6FIS + b_1TC + e_3 \quad (7)$$

式 (5)~式 (7) 中， c_1 、 a_1 和 c'_1 是常数项， c_2 至 c_6 、 a_2 至 a_6 以及 c'_2 至 c'_6 为控制变量及自变量系数， b_1 为中介变量系数， e_1 至 e_3 是残差项。

技术能力在非正式制度支持影响创新绩效过程中的中介作用的检验公式如下所示，对应模型 5、6、7。

$$IP = c_7 + c_8CT + c_9ES + c_{10}EC + c_{11}CE + c_{12}IIS + e_4 \quad (8)$$

$$TC = a_7 + a_8CT + a_9ES + a_{10}EC + a_{11}CE + a_{12}IIS + e_5 \quad (9)$$

$$IP = c'_7 + c'_8CT + c'_9ES + c'_{10}EC + c'_{11}CE + c'_{12}IIS + b_2TC + e_6 \quad (10)$$

式 (8)~式 (10) 中， c_7 、 a_7 和 c'_7 是常数项， c_8 至 c_{12} 、 a_8 至 a_{12} 以及 c'_8 至 c'_{12} 为控制变量及自变量系数， b_2 为中介变量系数， e_4 至 e_6 是残差项。

技术能力的中介作用检验结果如表 6 所示。由各变量的容忍度和方差膨胀因子数值可知，不存在多重共线性问题。在模型 2 中，正式制度支持对集群企业创新绩效存在显著的正向影响 ($\beta = 0.669$, $p < 0.01$)；在模型 3 中，正式制度支持对技术能力存在显著的正向影响 ($\beta = 0.572$, $p < 0.01$)；在模型 4 中，正式制度支持 ($\beta = 0.333$, $p < 0.01$) 和技术能力 ($\beta = 0.587$, $p < 0.01$) 对集群企业创新绩效均有显著正向影响，表明在正式制度支持影响集群企业创新绩效中技术能力发挥了部分中介作用，假设 H5 成立。在模型 5 中，非正式制度支持对集群企业创新绩效存在显著的正向影响 ($\beta = 0.531$, $p < 0.01$)；在模型 6 中，非正式制度支持对技术能力存在显著的正向影响 ($\beta = 0.595$, $p < 0.01$)；在模型 7 中，非正式制度支持 ($\beta = 0.152$, $p < 0.1$) 和技术能力 ($\beta = 0.637$, $p < 0.01$) 的回归系数均显著为正，表明技术能力在非正式制度支持与集群企业创新绩效的关系中发挥部分中介作用，假设 H6 成立。

本文参照 Preacher 和 Hayes (2004)^[33] 提出的 Bootstrap 方法进行中介检验，设定样本量为 5 000，置信区间的置信度为 95%。检验结果的置信区间均不包含 0，分别为 [0.197, 0.507]、[0.248, 0.510]，表明技术能力的中介效应显著，发挥了部分中介作用，进一步验证了假设 H5 和 H6。可见，正式和非正式制度支持不仅能直接影响集群企业的创新绩效，还通过技术能力这一“中介物”间接影响集群企业的创新绩效。

表6 中介作用的检验结果

变量	模型1 <i>IP</i>	模型2 <i>IP</i>	模型3 <i>TC</i>	模型4 <i>IP</i>	模型5 <i>IP</i>	模型6 <i>TC</i>	模型7 <i>IP</i>
<i>C</i>	3.764***	0.819	1.567***	-0.101	1.570***	1.627***	0.534
<i>CT</i>	-0.076**	-0.015	-0.020	0.003	-0.053	-0.047*	-0.023
<i>ES</i>	0.066	0.062	0.019	0.051	0.050	0.004	0.047
<i>EC</i>	0.012	0.026	-0.029	0.043	0.060	0.013	0.052
<i>CE</i>	-0.011	-0.006	0.009	-0.011	-0.008	0.007	-0.013
<i>FIS</i>		0.669***	0.572***	0.333***			
<i>IIS</i>					0.531***	0.595***	0.152*
<i>TC</i>				0.587***			0.637***
<i>R</i> ²	0.034	0.294	0.289	0.482	0.266	0.421	0.445
<i>Adj. R</i> ²	0.008	0.270	0.265	0.460	0.241	0.401	0.423
<i>F</i>	1.314	12.319***	12.054***	22.760***	10.708***	21.528***	19.676***
<i>Tolerance</i>	≥0.596	≥0.593	≥0.593	≥0.589	≥0.595	≥0.595	≥0.579
<i>VIF</i>	≤1.679	≤1.687	≤1.687	≤1.697	≤1.681	≤1.681	≤1.727

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本研究从制度基础观出发,结合产业集群特征,选择山西省产业集群作为研究对象,分别探究了正式制度支持和非正式制度支持对集群企业创新绩效的直接影响,以及在这一影响过程中文化相似性的调节作用和技术能力的中介作用,揭示了制度支持影响集群企业创新绩效的机理,得出以下研究结论。

第一,正式制度支持和非正式制度支持均能显著促进集群企业创新绩效的提升。研究发现,不论是正式制度的硬性支持,还是非正式制度的软性支持,均能帮助集群企业获取多样化的外部资源,推动集群企业开展创新活动,加速实现集群企业创新目标,提升其创新绩效。以往研究已经证实集群企业创新活动需要内部资源和自身能力的储备,而本文区别于以往针对企业内部关键资源驱动创新的相关研究,将视角转向集群外部,立足于制度基础观,验证了外部制度支持推动企业创新的观点,拓展了集群企业创新在制度层面的学术研究,表明完善且稳定的制度支持为集群企业创新打入了“强心剂”,保障了创新成果产出和绩效提升。

第二,文化相似性在正式和非正式制度支持影响

集群企业创新绩效过程中并非都发挥调节作用。研究结果表明,文化相似性仅在非正式制度支持与集群企业创新绩效的关系中发挥了“催化剂”效应,能够增强非正式制度支持对集群企业创新绩效的影响,但不能增强正式制度支持对集群企业创新绩效的影响。此结论揭示了基于软性的非正式制度支持在文化层面的作用,而基于硬性的正式制度支持在文化层面的作用则受到限制,一方面体现了非正式制度与文化密不可分的关联性,另一方面也证实了两种制度支持与文化相似性交互作用的差异化表现。

第三,技术能力在正式和非正式制度支持影响集群企业创新绩效过程中均发挥部分中介作用。由研究结果可知,在正式制度支持和非正式制度支持影响集群企业创新绩效的过程中,制度支持通过为企业提供外部援助培养了集群企业技术能力,技术能力又进一步提升了集群企业创新绩效。研究结果体现了“制度—能力—绩效”的作用路径,表明技术能力起到了“中介物”的作用,即制度支持能够通过影响技术能力进而促进集群企业创新绩效的提升,技术能力在外部制度支持和集群企业创新绩效中发挥了关键的桥梁作用。

(二) 管理启示

第一,积极争取多种形式的制度支持,加速集群

企业创新进程。集群企业应争取获得更多的正式和非正式制度支持,提升创新绩效。从正式制度支持角度来看,集群企业需要承担相应的社会责任并不断塑造良好社会形象,争取得到相关部门更多的项目、资金和技术等支持,确保相关部门能够积极、主动地给予帮助;在非正式制度支持方面,集群企业管理者需要与相关部门建立良好的关系,在日常运营中保持积极沟通和交流,以维持这种政治联系。此外,集群企业要结合内部条件,充分利用外部支持,构建完善的企业内部协调管理机制,灵活调整创新计划,积极推进创新活动,提升创新绩效。

第二,塑造相似文化,为非正式制度支持创造“软性环境”,推动集群企业创新发展。企业需要积极参与集群文化建设,塑造并传递共同的价值观念和行为规范,建立良好的集群文化氛围。产业集群内部可以定期举办交流会和论坛等,通过不同类型的集体活动,企业、部门和员工之间多层次分享经验和教训,积极解决分歧,塑造有利的集群环境。而且,在获得非正式制度支持后,集群企业要合理发挥集群文化相似性的作用,结合自身条件和经验,提高非正式制度支持的效果,激发创新行为,推动自身创新发展。

第三,“内外兼备”保障集群企业创新路径的顺畅。在大力争取外部制度支持的同时,集群企业还应努力提升自身技术能力,使其充分发挥“中介物”的作用。集群企业需要把握技术发展动态,在产业集群内积极进行学习,在合适时机实现技术升级。同时,集群企业要重视技术人才,培养技术人员,鼓励

技术分享;在条件允许时要引进高新技术设备,提高技术水平和生产效率。此外,集群企业要根据外部制度支持将技术应用于实际,提升技术能力,开发新产品和服务,满足市场需求,提升创新绩效。

(三) 局限与展望

本文实证分析了制度支持对集群企业创新绩效的影响,但仍存在一些局限,未来可以在以下三个方面开展研究。首先,本文探究了制度支持对集群企业创新绩效的影响以及文化相似性和技术能力的作用。需要考虑到的是,正式制度和非正式制度既有差异性,也有互补性,正式制度支持和非正式制度支持的影响可能在一定情境下作用迥异或相得益彰,后续研究可进一步探讨两变量交互作用产生的影响;而且,在制度支持影响集群企业创新绩效过程中还存在其他因素发挥作用,如网络嵌入和环境动态性(倪渊,2019^[34])等,未来可以考虑纳入更多因素,丰富和拓展研究模型进行深入分析。其次,本文采用问卷调查法获取样本数据展开研究,但考虑到产业集群的集聚性和专业化等特征,不同产业集群各具特色,后续可以选取特定产业集群进行长期追踪研究,采用深度访谈等方式获取更为丰富具体的资料和数据,深入描绘和刻画产业集群发展动态,对制度支持下的集群企业创新问题进一步全面探索,提出针对性启示。最后,本文选取了山西省的一些典型产业集群,今后可以进一步扩大样本数量和范围展开调研,对不同区域的集群创新现状和效果等方面进行比较分析,以得出更有价值的结论。

参考文献

- [1] Shinkle G A, Mccann B T. New Product Deployment: The Moderating Influence of Economic Institutional Context [J]. Strategic Management Journal, 2014, 35 (7): 1090-1101.
- [2] Kesidou E, Snijders C. External Knowledge and Innovation Performance in Clusters: Empirical Evidence from the Uruguay Software Cluster [J]. Industry and Innovation, 2012, 19 (5): 437-457.
- [3] Pan X F, Song M L, Zhang J, et al. Innovation Network, Technological Learning and Innovation Performance of High-tech Cluster Enterprises [J]. Journal of Knowledge Management, 2019, 23 (9): 1729-1746.
- [4] 孙爱丽, 顾晓敏, 吴慧. 研发投入对高新区集群企业创新绩效的影响 [J]. 经济地理, 2017 (7): 99-104, 145.
- [5] 杨瑾, 王雪娇. 模块化、知识流动与装备制造业集群企业创新绩效 [J]. 软科学, 2019 (12): 47-52.
- [6] 向希尧, 裴玉龙. 非本地情境下社会接近性对集群企业创新绩效的影响——技术接近性的调节效应 [J]. 管理评论, 2020 (2): 139-150.
- [7] 任雪娇, 郭韬, 丁小洲. 制度环境对创新型企业创新绩效影响的门槛效应 [J]. 商业研究, 2019 (4): 106-115.
- [8] 姜文杰, 张玉荣. 制度资本、关系资本对集群制造企业技术创新绩效的影响 [J]. 管理学报, 2013 (11): 1641-1647.

- [9] 王庆燕, 石金涛. 组织气氛与组织文化的研究脉络与异同 [J]. 中国软科学, 2005 (9): 112-119.
- [10] 于换军. 制度环境对企业集团发展的影响——基于省际面板数据的经验分析 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (5): 95-106.
- [11] 孙秀丽, 赵曙明, 白晓明. 制度支持、高管团队冒险倾向与公司创业关系研究 [J]. 科研管理, 2018 (12): 123-130.
- [12] Shu C L, De Clercq D, Zhou Y Y, et al. Government Institutional Support, Entrepreneurial Orientation, Strategic Renewal, and Firm Performance in Transitional China [J]. International Journal of Entrepreneurial Behavior and Research, 2019, 25 (3): 433-456.
- [13] North D C. Institutions, Institutional Change and Economic Performance [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [14] Xin K R, Pearce J L. Guanxi: Connections as Substitutes for Formal Institutional Support [J]. Academy of Management Journal, 1996, 39 (6): 1641-1658.
- [15] 孙秀丽, 赵曙明, 蒋春燕. 制度支持、公司创业与企业绩效——不正当竞争与技术能力的调节作用 [J]. 科技进步与对策, 2016 (11): 61-67.
- [16] 高山行, 蔡新蕾, 江旭. 正式与非正式制度支持对原始性创新的影响——不同所有制类型企业比较研究 [J]. 科学学与科学技术管理, 2013 (2): 42-52.
- [17] 林亚清, 赵曙明. 基于战略柔性与技术能力影响的制度支持与企业绩效关系研究 [J]. 管理学报, 2014 (1): 46-54.
- [18] 蔡新蕾. 制度支持与技术商业化绩效的关系研究——企业战略导向的调节效应 [J]. 研究与发展管理, 2017 (6): 59-67.
- [19] 郑小勇, 黄劲松. 文化嵌入与集群企业创新倾向的关系及其关联机理研究——战略意图的中介效应检验 [J]. 重庆大学学报 (社会科学版), 2017 (5): 30-40.
- [20] 刘芹, 陈继祥. 基于集群文化的高科技产业竞争力的培育研究 [J]. 中国科技论坛, 2006 (3): 48-50, 140.
- [21] 杨皎平, 张恒俊, 金彦龙. 集群文化嵌入与创新绩效关系研究——以创新环境不确定性为调节变量 [J]. 软科学, 2015 (4): 20-24.
- [22] 田野, 杜荣. 知识转移、知识共享和文化相似度的关系——关于 IT 外包项目的研究 [J]. 科学学研究, 2011 (8): 1190-1197.
- [23] Oliver C. Sustainable Competitive Advantage: Combining Institutional and Resource-based Views [J]. Strategic Management Journal, 1997, 18 (9): 697-713.
- [24] 魏江, 叶波. 产业集群技术能力增长机理研究 [J]. 科学管理研究, 2003 (1): 52-56.
- [25] Grimm H M, Jaenicke J. What Drives Patenting and Commercialization Activity at East German Universities? The Role of New Public Policy, Institutional Environment and Individual Prior Knowledge [J]. The Journal of Technology Transfer, 2012, 37 (4): 454-477.
- [26] 吴晓云, 张欣妍. 企业能力、技术创新和价值网络合作创新与企业绩效 [J]. 管理科学, 2015 (6): 12-26.
- [27] 何建洪, 贺昌政. 企业技术能力、创新战略对创新绩效的影响研究 [J]. 软科学, 2012 (8): 113-117.
- [28] Ritter T, Gemünden H G. The Impact of a Company's Business Strategy on Its Technological Competence, Network Competence and Innovation Success [J]. Journal of Business Research, 2004, 57 (5): 548-556.
- [29] 钱锡红, 杨永福, 徐万里. 企业网络位置、吸收能力与创新绩效——一个交互效应模型 [J]. 管理世界, 2010 (5): 118-129.
- [30] 范雅楠, 云乐鑫. 知识获取方式对制造业企业创新绩效影响的实证研究——基于营销探索与营销开发的视角 [J]. 科学学与科学技术管理, 2016 (10): 74-85.
- [31] Li H, Atuahene-Gima K. Product Innovation Strategy and the Performance of New Technology Ventures in China [J]. Academy of Management Journal, 2001, 44 (6): 1123-1134.
- [32] Zhou K Z, Wu F. Technological Capability, Strategic Flexibility, and Product Innovation [J]. Strategic Management Journal, 2010, 31 (5): 547-561.
- [33] Preacher K J, Hayes A F. SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models [J]. Behavior Research Methods, Instruments, and Computers, 2004, 36 (4): 717-731.
- [34] 倪渊. 核心企业网络能力与集群协同创新: 一个具有中介的双调节效应模型 [J]. 管理评论, 2019 (12): 85-99.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

新冠肺炎疫情中捐赠行为传染机制研究

——兼析社交焦虑与自我控制的调节作用

A Study on the Contagion Mechanism of Donation Behaviors during the Outbreak of COVID-19: With a Concurrent Analysis on the Mediating Effect of Social Anxiety and Self-control

李建标 李帅琦

LI Jian-biao LI Shuai-qi

[摘要] 本文基于中华慈善总会“抗击新冠肺炎，中华慈善总会在行动！”项目进行真实捐赠在线实验，考察捐赠行为和损害捐赠行为的传染性，以及疫情下社交焦虑和个体自我控制对捐赠行为传染性的调节作用。实验共收集724份样本数据，有效率达96.69%。研究结果表明：（1）他人的捐赠和损害捐赠行为都能够显著改变捐赠者的初始捐赠决策，前者使捐赠额度提高，后者加重了个体的自利倾向；相比于损害捐赠行为，捐赠行为信息更能够触动旁观捐赠者，使他们改变初始决策，并且总体上决策改变量更高；然而从个体来看，一旦捐赠者被他人的损害捐赠行为感染，那么他们的捐赠决策改变量显著高于那些受到他人捐赠行为触动的个体。（2）社交焦虑程度越高的个体，越有可能被他们观察到的捐赠和损害捐赠行为所传染，进而改变初始决策；此外，相比于损害捐赠行为，社交焦虑程度越高的捐赠者越容易被他人的捐赠行为感染，进而改变初始决策，并且决策改变额也越高。（3）捐赠者的自我控制能力越弱，越有可能因为他人的行为而改变初始决策，但是自我控制能力对捐赠行为和损害捐赠行为传染性之间的差异没有影响。本文为理解疫情状态下个体捐赠者捐赠决策的动机、行为及其影响机制具有指导意义，能对相关政策制定提供参考。

[关键词] 新冠肺炎疫情 真实捐赠 捐赠行为传染 社交焦虑 自我控制

[中图分类号] F062.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 11-0111-18

Abstract: We conducted an online donation experiment in which the participants donated to the “Against COVID-19, The China Charity Federation is on the Move” to examine the contagion of donation and damaging-donation behaviors. Further, we investigated the moderating effect of social anxiety and self-control on the contagion of the donation behaviors under COVID-19. A total of 724 samples were collected, with an effective rate of 96.69%. The findings were as follows. (1) The donation and damaging-donation behavior of others can significantly change the initial donation decision of the donors. The former increases the donation amount, while the latter increases the self-interest tendency of the individual. The donation information is more likely to trigger donors to look on, and the magnitude of decision change is generally higher than the damaging-donation behavior. However, once the donor is infected by the damaging-donation behavior of others, the change amount of their donation decision is significantly higher. (2) The high social anxious individuals are more likely to be infected by the donation and damaging-donation behaviors, and thus change their initial decision. In addition, donors with high levels of social anxiety were more likely to be infected by the donation behaviors than the damaging-donation behavior. (3) The less self-control ability the donors had, the more likely they are infected by the behaviors of the others. However, self-control ability had no effect on the difference between contagion of donation and damaging-donation. The conclusion of this paper is of guiding significance for understanding the motivation and influence mechanism of individual donors’ donation decision in the epidemic situation, and provides reference to relevant policy formulation.

Key words: COVID-19 Donation The contagion of donation behaviors Social anxiety Self-control

[收稿日期] 2020-07-19

[作者简介] 李建标，男，1965年6月生，南开大学中国公司治理研究院/商学院教授，博士生导师，主要研究方向为行为经济学与决策神经科学；李帅琦，男，1989年2月生，南开大学中国公司治理研究院/商学院博士研究生，主要研究方向为行为经济学与公司治理。

[基金项目] 国家社科基金重点项目“国有和非国有资本在战略前瞻性行业的竞合边界及其经济治理机制研究”（项目编号：20AZD004），国家自然科学基金面上项目“存款保险的制度效应：行为和神经科学的实验研究”（项目编号：71673152）；国家自然科学基金重点项目“现代社会治理的组织与模式研究”（项目编号：71533002）；教育部人文社科重点研究基地重大项目“相机治理、决策者行为与制度匹配”（项目编号：18JJD630001）。

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

2020年以来,新冠肺炎疫情激发了国人的捐赠热情,截至2020年6月,仅中国红十字会总会机关和中国红十字基金会就共接受用于新型冠状病毒肺炎疫情防控社会捐赠款物24.93亿元^①。与以往灾害时期慈善捐赠所不同的是,当前互联网的高度发达使得信息丰富度和互通及时性有了前所未有的提高,同时也极大拓展了捐赠渠道(李哲,2020^[1]),这些情况使得社会公众个体能够通过更便捷且广泛的渠道进行慈善捐赠,进而提高了他们疫情捐赠的权重。当然,这一过程并非一帆风顺,2月份武汉红会的低效率严重伤害了捐赠者的感情,为此,5月12日民政部印发了《民政部关于做好疫情防控常态化形势下慈善捐赠工作的通知》,要求“各级民政部门要在巩固疫情防控慈善捐赠工作成果的基础上”,要针对捐赠者和社会公众“有针对性地开展心理疏导等服务”,也就是说政府已将个体捐赠者与潜在捐赠者的心理状态与捐赠行为界定为重要的工作对象。在这种情境下,探讨个体捐赠者和潜在捐赠者的捐赠动机、行为及其影响机制能够为相关政策制定提供参考。

以往的研究中,个体的慈善捐赠行为往往源自于三个维度的动机:其一,个体内在的偏好,比如纯利他和温情效应(Ribar和Wilhelm,2002^[2];Null,2011^[3];Konrath和Handy,2018^[4]);其二,因自身捐赠可观察性导致的声誉、自我形象等考虑(Reinstein和Riener,2012^[5];罗俊等,2019^[6]);其三,接收其他捐赠信息或社会信息导致的规范遵从等动机,这一动机得到了更广泛的关注,诸多研究发现社会信息尤其是他人的捐赠信息能够有效提高个体的捐赠量,因为社会信息展示的易操纵性,被认作是提高捐赠者捐赠量的有效助推机制(Bartke等,2017^[7];Van Teunenbroek和Bekkers,2020^[8])。然而这些研究往往建立在向捐赠者展示他人正面捐赠信息的基础上(Van Teunenbroek等,2020^[9]),在当前信息高速流通的网络社会中,尤其是公众对相关信息极为敏感的疫情状态下,捐赠者和潜在捐赠者不只会接收到他人捐赠的信息,还有可能接收到损害捐赠的信息,甚至会被同伴游说不进行捐赠。损害捐赠信息

获取对个体捐赠行为的影响在以往的研究中很少获得关注(Dimant,2019^[10]),这也是本文要关注的第一个问题。论文使用在线调查实验的形式,考察向中华慈善总会的“新冠肺炎疫情”项目进行真实捐赠时,他人的捐赠行为或损害捐赠行为信息如何影响个体的捐赠决策,进而对比捐赠和损害捐赠行为的传染性。

社会信息或者说他人捐赠信息对个体捐赠决策的影响与个体所处的社会情境息息相关(Van Teunenbroek等,2020^[9])。在当前疫情形势下,人们不得不保持社会距离和自我隔离,避免社会交往,在公共场合保持距离,否则会感到羞愧;离家外出,思考着是否应该一直带着口罩;当忍不住打一个喷嚏,则内疚地环顾四周,害怕别人异样的目光,等等。这些非常态化的社会隔离导致了人们社交焦虑程度的提高(Kashdan等,2014^[11]),这种特殊的氛围是否会对他人捐赠信息和社会信息的作用产生影响呢?这是本文关注的第二个问题,论文提取个体的社交焦虑程度,考察其对社会信息与捐赠者捐赠行为变化间关系的调节效应,并比较社交焦虑程度不同的个体在面对他人捐赠和损害捐赠信息时捐赠决策改变的差异。此外,个体的捐赠决策最终是否被观察到的社会信息所改变,还取决于个体如何处理自己接收到的信息,而对社会信息的评估与应用同个体的自我控制能力息息相关(Burkley等,2011^[12];Wills等,2011^[13];Welborn和Lieberman,2016^[14])。本文所关注的第三个问题就是探讨捐赠者自我控制能力对其接收到的社会信息同其捐赠决策改变间关系的调节效应。

论文余下部分安排如下:第二部分是文献综述并进行理论分析,提出本文假设;第三部分是研究设计与实验步骤;第四部分对实验结果进行分析;第五部分是总结和展望。

二、理论分析与研究假设

(一) 社会信息对捐赠决策的影响及其机制

社会信息即告知捐赠者或潜在捐赠者关于其他人的捐赠行为,而人们经常受到关于他人行为信息的影响,大量文献表明社会信息是提高慈善征募方

^① 中国红十字会,“中国红十字会总会接受使用新型冠状病毒肺炎疫情防控社会捐赠款物动态”,<https://www.redcross.org.cn/html/2020-06/71790.html>。

法有效性的有用工具 (Croson 和 Shang, 2013^[15]; Hysenbelli 等 2013^[16]; Smith 等, 2015^[17]; Van Teunenbroek 和 Bekkers, 2020^[8])。这些研究往往从两方面考察社会信息对慈善捐赠的影响, 其一是社会信息对个体捐赠金额的影响, 其二是社会信息对个体捐赠参与率的影响。

在对个体捐赠金额的影响方面, Chen 等 (2010)^[18]发现, 低于中位数的贡献者在得知其他用户的捐款中位数后, 会增加他们对网络社区的自愿捐款; D'Adda 等 (2017)^[19]的研究表明, 告诉个体在之前的实验中有大约一半的参与者捐赠了初始资金的一半或更多, 会增加个体的捐款。更具体地, Croson 和 Shang (2013)^[15]以及 Shang 和 Croson (2009)^[20]的研究发现, 社会信息可以使个体的捐赠额提高 12%, 并且这一效果不会挤出个体未来的捐赠; 在一个网络捐赠的实地实验中, Van Teunenbroek 和 Bekkers (2020)^[8]发现社会信息使个人捐赠额提高了 17%; 通过对在线捐赠数据的分析, Smith 等 (2015)^[17]研究表明, 页面可见的过去的平均捐款每增加 10 英镑, 个体的捐款会提高 2.5 英镑; Agerström 等 (2016)^[21]的研究甚至发现社会信息使得个体的捐赠金额近乎翻倍。

与社会信息对个体捐赠额的影响相比, 社会信息对个体捐赠率的提高则作用较弱, Chen 等 (2010)^[18]发现当为个体提供较多的社会捐赠信息时, 个体的捐款明显更高, 但是捐赠率并不会改变; Van Teunenbroek 和 Bekkers (2020)^[8]发现社会信息并没有吸引更多的捐赠者; 这一观点同样被 Goeschl 等 (2018)^[22]所支持。当然, 也有研究发现了相反的情况, 比如 Frey 和 Meier (2004)^[23]的研究发现, 当向学生宣布有总共有 64% 的学生进行过捐赠时, 有更多获知信息的学生进行了捐赠; Agerström 等 (2016)^[21]发现相比于控制组中 42.6% 的捐赠率, 当向个体展示社会信息时, 个体的捐赠参与率显著提高到了 69.6%。

进一步的研究探讨了社会信息影响捐赠的机制, 认为社会信息通过捐赠者的规范遵从作用于其捐赠行为。关于他人决策的信息会构成社会规范 (Bøg 等, 2012^[24]; Edwards 和 List, 2014^[25]; Sasaki, 2019^[26]), 而人类的决策很大程度上受到社会规范的影响, 之前的研究发现社会规范为人们提供了在特定情况下如何行动的线索 (Meyer 和 Yang, 2016^[27])。在行为领

域, 比如公共物品捐赠 (Fehr 等, 2002^[28])、礼物交换博弈 (Gächter 等, 2013^[29]; Thöni 和 Gächter, 2015^[30])、第三方惩罚 (Fabbri 和 Carbonara, 2017^[31])、信任 (Mittone 和 Ploner, 2011^[32]) 等, 社会规范对个体行为的影响都得到了验证, 在捐赠领域同样如此。Bekkers 和 Wiepking (2011)^[33]发现社会规范与捐赠行为有关, 为了进一步证明社会规范在社会信息和个体捐赠行为间的中介作用, Goeschl 等 (2018)^[22]进行了一项改编的独裁者捐赠实验, 他们发现规范感知在社会信息和捐赠者捐赠额之间的关系中起中介作用。

(二) 社会信息作用有效性的决定维度

尽管大多数研究都发现社会信息对个体捐赠存在显著的正向影响, 但是也有研究认为社会信息对个人捐赠数量没有影响 (Murphy 等, 2015^[34]), 甚至存在负面影响 (Meyer 和 Yang, 2016^[27]; Kubo 等, 2018^[35])。这促使学者们探讨是什么导致了社会信息作用的异质性, 它的哪些属性决定了其对他人捐赠额的作用结果, 研究发现, 社会信息作用的体现取决于三个维度 (Van Teunenbroek 等, 2020^[9]): 其一, 社会信息来源于谁; 其二, 社会信息有何内容; 其三, 社会信息所处的社会情境。

在社会信息来源者维度方面, 研究发现人们更有可能受到与自己类似或者与自己有类似属性的人的影响, 即当个人意识到他人的属性或特征与自己相似时, 社会信息的积极影响更有可能发生 (Tian 和 Konrath, 2019^[36])。这些属性特征包括个人特质、社会身份等 (Czap 和 Czap, 2011^[37]), 比如 Hysenbelli 等 (2013)^[16]发现向意大利学生展示意大利人的高捐赠量比向他们展示德国人的高捐赠量更能够提高他们的捐赠决策; 甚至有研究发现, 即使小组临时组成、小组成员身份随机安排, 小组成员的捐赠行为也会正向影响其他成员的捐赠决策 (Park 和 Shin, 2017^[38])。这种身份特质相似性更高个体的社会信息具有更强影响力的机制, 实际上也是捐赠中的同侪效应 (peer effects) (王营和曹廷求, 2017^[39]; 彭镇等, 2020^[40]) 普遍存在的根本原因 (Tian 和 Konrath, 2019^[36])。

在社会信息的内容维度方面, 研究发现社会信息显示适当的捐赠额才会对个体的捐赠决策产生最积极的作用 (Croson 和 Shang, 2013^[15]), Smith 等 (2015)^[17]发现过高的捐赠额信息不会增加捐赠者的捐

赠额；而过低的捐赠额信息同样会降低社会信息的作用，甚至会减少捐赠者的捐赠额（Chen等，2010^[18]；Hysenbelli等，2013^[16]；Goeschl等，2018^[22]）。然而需要注意的是，大部分捐赠相关的研究都局限于探讨正面的社会信息对捐赠者捐赠额的影响，很少探讨负面的社会信息比如损害捐赠行为对捐赠者决策的影响（Dimant，2019^[10]）。这一问题在其他的社会心理和行为领域，比如在撒谎（Telli等，2020^[41]）、腐败（Dong等，2012^[42]）中得以探讨，这些研究发现负面的社会信息同样具有传染性。Dimant（2019）^[10]的研究表明当个体获知负面的同伴决策信息时，其决策改变量和改变可能性都高于获知正面同伴信息的情况。基于以上分析，提出假设H1a、H1b和H1c。

假设 H1a：他人的捐赠行为信息会提高捐赠者的捐赠决策。

假设 H1a：他人损害捐赠的行为信息会降低捐赠者的捐赠决策。

假设 H1c：他人损害捐赠的行为信息比捐赠行为信息能够更强烈地改变个体捐赠决策。

（三）新冠疫情下的社交焦虑氛围与捐赠决策改变

基于之前的研究，除了社会信息来源者、内容以外，社会信息起作用时所处的社会情境同样重要，本研究关注捐赠者针对中华慈善总会的新冠肺炎疫情捐赠项目，考察差异化社会信息对他们捐赠行为的影响，不能够独立于新冠肺炎疫情下的社会氛围。在新冠肺炎疫情期间，社会距离和自我隔离是减缓其传播的关键，人们别无选择，只能避免社会交往。人们不能去学校、健身房、拜访朋友、参加聚会、参加兴趣班或参加团队运动。唯一能与之互动的人是家人、室友或伴侣，甚至独自生活，这种社交隔离会维持甚至加重个体的社交焦虑（Kashdan等，2014^[11]）。

社交焦虑被定义为害怕身处可能被他人评估或审视的社交环境中，随着社交焦虑程度的提高，个体的信息处理能力往往会被扭曲，比如注意偏差、记忆偏差、反应偏差等等（Gu等，2020^[43]），这些偏差都以加重负面信息维度权重的形式体现，即社交焦虑程度高的个体过度警觉负面的社会刺激（Harrewijn等，2017^[44]），以过分消极的方式感知社会情境（Kashdan，2007^[45]）等，难以正确处理社会反馈及社会反馈预期（Cao等，2015^[46]）。相比于社交焦虑

程度低的个体来说，社交焦虑程度越高的个体对自身可能获得的社会评价的预期更加悲观（Qi等，2017^[47]；Creswell，2014^[48]），并且更畏惧负面的社会反馈（Van der Molen等，2014^[49]）。

从之前的分析来看，捐赠相关的社会信息构建社会规范，规范遵从的意愿促使捐赠者的决策向社会信息靠近，他们期望以社会可接受的方式行动（Bekkers和Wiepking，2011^[33]），如果他们不遵从社会规范，那么预期会得到负面的社会评价，而社交焦虑程度高的个体既预期自己可能得到更多的负面评价，又更加恐惧负面评价，因而这些个体更有可能被捐赠相关社会信息影响。进一步地，在新冠肺炎疫情下，不根据他人损害捐赠的信息调整行动可能只会预期获得这些自利者的同侪压力，而决策不趋近他人的捐赠信息则除了预期的同侪压力外，还有可能预期获得社会舆论压力、自我心理压力等，在这种情况下，相比于社交焦虑程度低的个体，社交焦虑程度高的个体更有可能被他人的高捐赠信息所影响。基于以上分析提出假设H2a、H2b和H2c。

假设 H2a：社交焦虑程度越高个体的决策越有可能被他人的捐赠信息影响。

假设 H2a：社交焦虑程度越高个体的决策越有可能被他人的损害捐赠信息影响。

假设 H2c：相比于损害捐赠的信息，社交焦虑程度高的个体更有可能被正面的捐赠信息所影响。

（四）自我控制能力与捐赠决策改变

尽管个体的捐赠决策可能受到社会信息的影响，但是捐赠决策是否真的改变最终还取决于个体如何处理自己接收到的社会信息，而对社会信息的评估与使用同个体的自我控制能力息息相关。Welborn和Lieberman（2016）^[14]认为个体需要耗费自我控制相关的认知资源来评估他人的观点和行为，进而有选择地调整自己的观点与决策。研究发现，一项规范或者社会信息是否有影响力，取决于个体是否具有足够的自我控制相关认知资源来抑制这一暗示（Burkley等，2011^[12]；Wills等，2011^[13]）。自我控制能力越弱，个体越有可能“不假思索”地遵从社会信息形成的规范（Coventry等，2016^[50]），比如在一项饮食健康相关的研究中，Robinson等（2016）^[51]发现，相对于自我控制能力强的人，自我控制能力低的人更有可能在甜食食用上遵从同伴的规范；在一个营销研究中，

Janssen 等 (2016)^[52] 发现自我控制能力没有被消耗的个体更有可能因为娱乐产品中植入广告的披露而产生抗拒,更不可能被说服。从这样的角度来看,自我控制能力越高的个体,其捐赠决策越不容易被他人的捐赠信息影响,反之亦然,据此,提出假设 H3。

假设 H3: 自我控制能力越低的个体越容易受到他人捐赠信息的影响。

三、研究设计与实验步骤

(一) 研究设计

本文的实验研究为在线进行,实验框架使用改编自 Dimant (2019)^[10] 的两阶段给予或拿取独裁者博弈,为了真实刻画个体在新冠疫情期间的捐赠决策,参与在线实验的个体需要就中华慈善总会的“抗击新冠肺炎,中华慈善总会在行动!”项目^①进行捐赠决策。

实验开始时,参与者会面对私人账户和捐赠两个账户,账户中分别拥有 100ECU (实验货币),其需要决定从私人账户中取出部分资金放入捐赠账户抑或从捐赠账户中取出部分放入私人账户。之后参与者会看到其他两个情况与他们类似的参与者在之前实验中的决策,并决定是否改变自己的初始决策并进行变更。之前的研究表明,社会信息来源者与参与者属性和特征的类似程度决定了社会信息对参与者决策的有效程度 (Czap 和 Czap, 2011^[37]; Smith 等, 2015^[17]; Tian 和 Konrath, 2019^[36]), 本文的研究重点放在正面与负面社会信息的影响对比,以及社交焦虑和自我控制对影响机制的调节上,因而在实验中我们控制社会信息来源者与参与者的相似性。

实验操控了参与者看到其他两个参与者的决策,进而形成了三个实验设置:基准设置、捐赠设置和损害捐赠设置。在基准设置中,参与者在初始决策后会看到两名参与者都未改变私人账户和捐赠账户中的比例;在捐赠设置中,参与者会看到两名其他参与者分别从私人账户中取出 81ECU 和 78ECU 放入捐赠账户;在损害捐赠设置中,参与者会看到两名其他参与者分别从捐赠账户中取出 80ECU 和 79ECU 放入私人账户。实验综合 Shang 和 Croson (2009)^[20] 以及 Van Teunenbroek 和 Bekkers (2020)^[8] 的研究,将其他参

与者的决策量定位到 80ECU 附近。

在线实验结束之后,所有参与者都会获得 3 元人民币的出场费。此外,随机选择 10 名参与者,他们将会获得其私人账户中资金 (ECU) 兑换的人民币,并且实验主持方会将这 10 名参与者捐赠账户中的资金加倍,兑换成人民币捐赠给中华慈善总会的“抗击新冠肺炎”项目,实验货币与人民币的兑换比例为 10 ECU=1 元人民币^②。也就是说,如果参与者被选中,那么其收益 = 3 + 私人账户中实验币金额 / 10 (元),中华慈善总会获得的捐赠额 = 2 × 捐赠账户中的实验币金额 / 10 (元);如果参与者未被选中,其收益为 3 元人民币。

实验中收集参与者的性别、籍贯、兄弟姐妹人数、职业 (学生或非学生)、最高学历专业 (按照学科大类)、学习 (工作) 所在地区、年龄、是否党员、家庭平均月收入、个人平均月支出等人口统计学信息,此外在实验结束后测度了参与者的社交焦虑程度和自我控制程度,测度工具如下:

社交焦虑: 使用社会交往焦虑量表 (Social Interaction Anxiety Scale, 简称 SIAS) 来测度,量表最早源自于 Mattick 和 Clarke (1998)^[53] 编制的 20 个条目量表,之后叶冬梅等 (2007)^[54] 进行了中文版改编,条目缩减为 19 个,使用 5 点评分,得分越高表明个体的社交焦虑水平越强,本研究中 Cronbach's $\alpha = 90.2\%$ 。

自我控制: 使用自我控制量表 (Self-Control Scale, 简称 SCS) 来测度,量表最早源自于 Tangney 等 (2004)^[55] 发布的量表,共 19 个条目,使用 5 点评分,得分越高表明个体的自我控制能力越弱,本研究中 Cronbach's $\alpha = 92.2\%$ 。

(二) 实验步骤

在线实验通过问卷星的形式来进行,共有 724 名参与者参与实验,24 名参与者因填写信息不全或者明显的错填被排除分析,最后共收集 700 份有效数据,其中基准设置共收集 138 份有效数据,捐赠设置共收集 283 份数据,损害捐赠设置共收集 279 份数据。所有参与者中男性占 39.1%,年龄在 18~40 岁之间,平均年龄 22.85 岁,籍贯分布在 30 个省份,工作

① 详细介绍见中华慈善总会官方网站主页 <http://www.chinacharityfederation.org>。

② 捐赠信息可到中华慈善总会官方网站的信息公开栏目查询,捐赠备注有 WJSY1 字样,网址: <http://www.chinacharityfederation.org/>。

与学习地点分布在 25 个省份^①。参与者中 82.45% 为全日制在校生，19.40% 为党员，家庭平均月收入的均值为 6 370.96 元人民币，个人平均月支出的均值为 2 199.04 元人民币。

实验分为以下 6 个阶段：

阶段 1：个人信息录入。实验开始时，参与者首先需要填写部分个人信息，为了避免当前填写的信息对后序捐赠决策的可能影响，此处参与者只需要填写性别、籍贯、兄弟姐妹人数、职业（学生或非学生）、最高学历专业（按照学科大类）、学习（工作）所在地区、年龄这些信息，而可能产生内生影响的是否党员、家庭平均月收入、个人平均月支出三项则在整个实验结束后填写。

阶段 2：实验指导语和实验说明阅读。完成个人信息的录入后，参与者需要阅读实验指导语，他们被告知在完成本实验的过程中将有可能获得基于自己决策的真实货币报酬（人民币），并获知收益计算规则。整个实验过程中所做决定都以匿名的形式处理。

之后参与者对实验说明进行阅读，他们被告知本次实验涉及新冠肺炎期间的慈善捐赠问题，捐赠的对象为中华慈善总会的“抗击新冠肺炎”慈善项目。在实验开始时，其将会获得一个含有 100 ECU 的私人账户，同时会面对一个 100 ECU 的捐赠账户。参与者需要决定想要做出以下决策中的哪一种：

(1) 从捐赠账户中取出部分或全部的资金放入私人账户。

(2) 从私人账户中取出部分或全部的资金放入捐赠账户。

(3) 保持私人账户和捐赠账户的资金数额不变。

阶段 3：初始捐赠决策。阅读完实验说明之后，参与者需要从三种决策中选择一种。如果参与者选择了前两个选项中的一个，那么他们需要填入相应的金额。如果选择保持资金数额不变，那么直接进入下一阶段。

阶段 4：他人决策展示。参与者被通知并看到，实验程序根据其在实验开始时填写的籍贯、职业、专业等信息，从之前所做的实验数据库中随机匹配两名情况与其类似的参与者及其决策信息。之后实验程序提供给参与者修改自己之前的决策机会，参与者选择是否改变自己的初始决策，如果选择想要修改初始决策，则进入阶段 5，如果选择不修改初始决策则直接进入阶段 6。

阶段 5：修改决策录入。当参与者决定修改自己的初始决策后，实验程序将参与者的私人账户和捐赠账户中的金额还原到 100 ECU，参与者进行第二次捐赠决策，步骤与阶段 3 相同。

阶段 6：社交焦虑与自我控制测度。完成捐赠决策之后，参与者需要填写社交焦虑量表（SIAS）和自我控制量表。之后填写其是否党员、家庭平均月收入和平均月支出三项基本信息。

(三) 变量名称及含义

表 1 定义了实验中的变量。

表 1 变量定义

变量	符号	变量定义
参与者初始决策	<i>Inidecision</i>	参与者在阶段 2 中做出的第一次捐赠决策，0 表示不改变私人账户和捐赠账户的资金比例，1 表示从捐赠账户中取出资金放入私人账户，2 表示从私人账户中取出资金放入捐赠账户
参与者初始决策金额	<i>Iniamount</i>	参与者第一次决策时填写的金额数量，若参与者不改变私人账户和捐赠账户的资金比例，则 $Iniamount=0$ ；若参与者从捐赠账户中取出资金放入私人账户，则 $Iniamount<0$ ；若参与者从私人账户中取出资金放入捐赠账户，则 $Iniamount>0$ 。且 $-100 \leq Iniamount \leq 100$
决策变动后的决策金额	<i>Secamount</i>	若参与者改变决策，则为参与者改变决策后填写的金额数量，正负号判定规则同 <i>Iniamount</i> 相同；若参与者不改变决策，则 $Secamount = Iniamount$
被解释变量		
参与者决策改变与否	<i>Change</i>	哑变量，1 表示参与者改变初始决策，0 表示参与者不改变初始决策
参与者决策改变量	<i>Magchange</i>	以参与者决策改变后捐赠账户中资金减去初始决策捐赠账户中资金来测度

^① 实验参与者的籍贯不包括台湾、上海、香港和澳门；工作与学习地点不包括辽宁、陕西、青海、福建、台湾、海南、重庆、宁夏、西藏、香港和澳门。

续前表

变量	符号	变量定义
参与者决策改变量的绝对值	<i>Abschange</i>	以参与者决策改变前后捐赠账户中资金改变量的绝对值来测度，如果参与者不改变初始捐赠决策，则 <i>Abschange</i> =0；否则， <i>Abschange</i> >0
解释变量		
参与者是否看到他人捐赠行为	<i>Othersgive</i>	哑变量，0表示参与者参加了基准设置实验，1表示参与者参加捐赠设置实验
参与者是否看到他人损害捐赠行为	<i>Otherstake</i>	哑变量，0表示参与者参加了基准设置实验，1表示参与者参加损害捐赠设置实验
参与者看到他人捐赠行为还是损害捐赠行为	<i>Giveortake</i>	哑变量，0表示参与者参加了损害捐赠设置实验，1表示参与者参加了捐赠设置实验
调节变量		
社交焦虑程度	<i>Socialanx</i>	使用社交焦虑量表测度，越大表示参与者的社交焦虑程度越高
自我控制能力	<i>Selfcontrol</i>	使用自我控制量表测度，越大表示参与者的自我控制能力越低
控制变量		
性别	<i>Sex</i>	哑变量，1代表女，0代表男
职业	<i>Job</i>	哑变量，1代表全日制学生，0代表其他职业
兄弟姐妹人数	<i>Brosis</i>	参与者兄弟姐妹人数，独生子女为0
最高学历专业	<i>Major</i>	按照学科大类编码
年龄	<i>Age</i>	参与者进行实验时的年龄
是否党员	<i>Polity</i>	哑变量，0表示参与者为非党员，1表示参与者为党员
家庭平均月收入	<i>Famincome</i>	参与者的家庭平均月收入
个人平均月支出	<i>Indicost</i>	参与者的个人平均月支出
聚类变量		
籍贯	<i>Native</i>	参与者的籍贯，取到省一级，按照拼音顺序编码
学习（工作）所在地区	<i>Workplace</i>	参与者学习或工作所在地，取到省一级，按照拼音顺序编码

四、实验结果分析

(一) 描述性统计

表2给出了总样本和不同实验设置中参与者初始决策量、决策改变量、社交焦虑程度和自我控制能力的均值、标准差、最大值和最小值。总体来看，参与者初始决策量 (*Iniamount*) 的平均值为 3.833，保持在初始点 0 附近，表明参与者初始的捐赠偏好并没有显著偏向捐赠或者损害捐赠。社交焦虑程度 (*Socialanx*) 为 50.057，自我控制能力 (*Selfcontrol*) 为 52.414，都在中值 50 左右。此外，在观察到他人决策信息后参与者决策改变量的绝对值 (*Abschange*) 均值为 12.316，从这一结果来看，他人决策可能对参与者的行为存在影响。

进一步地，在基准设置、捐赠设置、损害捐赠设置中，参与者的初始决策量没有显著差异 (Kruskal-Wallis 检验, $\chi^2_{d.f.2} = 3.910, p = 0.142$)；三个设置中，参与者的社交焦虑程度 (*Socialanx*) 均值之间没有显著差异 (K-W 检验, $\chi^2_{d.f.2} = 0.007, p = 0.997$)；参与者的自我控制程度 (*Selfcontrol*) 均值之间没有显著差异 (K-W 检验, $\chi^2_{d.f.2} = 0.106, p = 0.949$)。基于以上结果，认为在随后的处理中可以直接对不同设置间的数据进行对比。此外，三个设置中，参与者在观察到他人决策后决策改变量的绝对值 (*Abschange*) 之间存在显著差异 (K-W 检验, $\chi^2_{d.f.2} = 25.205, p < 0.01$)，表明他人的捐赠或损害捐赠行为可能对参与者的决策产生了显著影响。

表2 描述性统计

样本	变量	观察值	均值	标准差	最大值	最小值
总样本	<i>Iniamount</i>	700	3.833	40.073	100	-100
	<i>Abschange</i>	700	12.316	28.656	200	0
	<i>Socialanx</i>	700	50.257	12.724	89	18
	<i>Selfcontrol</i>	700	52.386	13.814	95	19
基准设置	<i>Iniamount</i>	138	-1.101	34.238	100	-100
	<i>Abschange</i>	138	6.841	24.795	160	0
	<i>Socialanx</i>	138	50.754	12.653	84	25
	<i>Selfcontrol</i>	138	52.783	13.204	83	19
捐赠设置	<i>Iniamount</i>	283	6.933	39.427	100	-100
	<i>Abschange</i>	283	15.177	26.684	170	0
	<i>Socialanx</i>	283	50.072	13.021	87	19
	<i>Selfcontrol</i>	283	52.208	13.738	95	20
损害捐赠设置	<i>Iniamount</i>	279	3.129	43.138	100	-100
	<i>Abschange</i>	279	12.122	31.877	200	0
	<i>Socialanx</i>	279	50.198	12.501	89	18
	<i>Selfcontrol</i>	279	52.368	13.780	89	19

(二) 捐赠和损害捐赠行为的传染性分析

为了探讨新冠肺炎疫情中捐赠和损害捐赠行为的传染性,即考察他人捐赠或损害捐赠行为对参与者捐赠行为的影响,首先从参与者两次决策的金额着手,三个设置下参与者两次决策金额的配对检验(t 检验)结果展示在表3的结果1、结果2和结果3中。从结果2和结果3来看,捐赠行为和损害捐赠行为都具有显著的传染性,当参与者看到其他两个个体进行

捐赠决策时,提高了自己的捐赠数额($p < 0.01$);与之相反,当参与者看到其他两个个体做出损害捐赠决策时,会降低自己的捐赠数额($p < 0.01$);而在基准设置中,因为参与者看到金额相同但是决策相反的其他两个个体的决策,因而这两个决策对参与者行为的影响抵消掉了,表现为两次决策间参与者的决策金额无显著差异($p = 0.858$)。

表3 社会信息影响的检验

结果	设置	样本	变量	观察值	平均值	t 检验	
						t 值	p 值
1	基准设置	全样本	<i>Iniamount</i>	138	-1.101 (2.915)	-0.179	0.858
			<i>Secamount</i>	138	-0.710 (3.304)		
2	捐赠设置	全样本	<i>Iniamount</i>	283	6.933 (2.344)	-9.568	<0.01
			<i>Secamount</i>	283	22.110 (2.458)		
3	损害捐赠设置	全样本	<i>Iniamount</i>	279	3.129 (2.583)	6.352	<0.01
			<i>Secamount</i>	279	-8.993 (2.927)		

续前表

结果	设置	样本	变量	观察值	平均值	t 检验	
						t 值	p 值
4	基准设置	Change = 1 的样本	<i>Iniamount</i>	14	-10.714 (6.831)	-0.173	0.865
			<i>Secamount</i>	14	-6.857 (17.410)		
5	捐赠设置	Change = 1 的样本	<i>Iniamount</i>	90	-0.967 (3.880)	-17.291	<0.01
			<i>Secamount</i>	90	46.756 (3.399)		
6	损害捐赠设置	Change = 1 的样本	<i>Iniamount</i>	51	8.314 (5.196)	10.632	<0.01
			<i>Secamount</i>	51	-58.000 (5.1565)		

为了更清晰地考察社会信息对个体自身决策的影响，从所有样本中提取进行了决策变更的参与者的两次决策金额进行对比分析，结果展示在表3的结果4至6中，这些结果同全样本分析的结果一致。综合来说，疫情期间，无论是捐赠行为还是损害捐赠行为都具有行为传染性，他人的捐赠和损害捐赠行为都会对观察到这些行为的个体的决策造成影响，这些结果支持了假设 H1a 和 H1b。

(三) 捐赠和损害捐赠行为的传染性强度比较

行为传染性强度有两个维度：一是对个体决策的改变率，二是对个体决策的改变量。从频率的维度来看，在捐赠设置中，当观察到他人的捐赠行为后，有31.82%的参与者改变了他们的初始决策。而在损害捐赠设置中，当观察到他人损害捐赠的行为后，有18.28%的参与者改变初始决策，这一比例显著低于捐赠设置 ($\chi^2_{d.f.1} = 13.669, p < 0.01$)。这一结果表明，他人的捐赠行为更能够感染参与者，使他们改变初始决策（见图1）。

从捐赠量维度来看，表4中分别给出了基于全样本的和以改变决策的参与者为样本的捐赠设置和损害捐赠设置间参与者决策改变量绝对值的非参检验（Wilcoxon 秩和检验），图2中给出了直观描述。表3的结果1表明，总体来看，观察他人捐赠行为对参与者决策的改变量显著高于观察损害捐赠行为（15.177 vs. 12.122, $p = 0.001$ ），即他人的捐赠行为能够更大程度上影响参与者总体的决策改变量，然而这一结果可能源自于有更多的参与者受到了影响。结

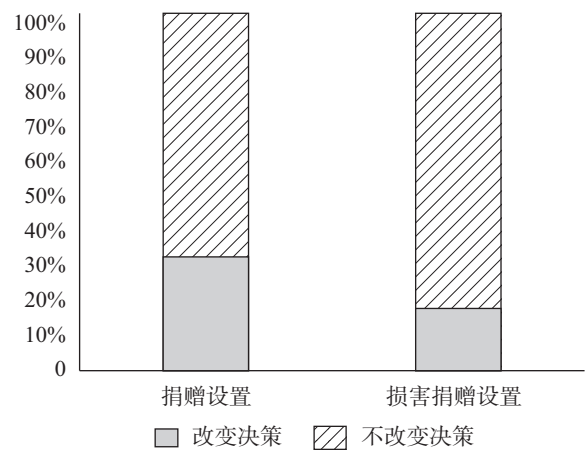


图1 参与者决策改变率

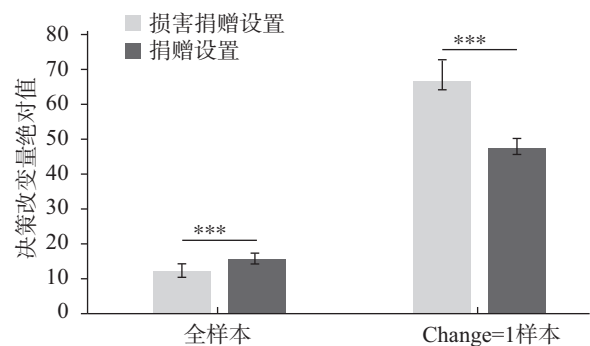


图2 设置间决策改变量的对比

果2支持了这一观点，即从决策变动者的决策绝对改变量来看，他人的损害捐赠行为能够更大程度上改变观察到这些行为的参与者的决策量（66.314 vs. 47.722, $p = 0.009$ ）。

综合以上结果，并结合表3的结果来看，捐赠行

为能够感染更多的参与者，使他们的决策更倾向于捐赠，相比较而言，受他人损害捐赠行为影响的参与者比例较低，但是一旦他们受到影响，那么其决策的改

变量要高于受捐赠行为影响的参与者，这些结果部分支持了假设 H1c。

表 4 捐赠和损害捐赠行为信息影响强度对比

结果	设置	样本	变量	观察值	平均值	Wilcoxon 秩和检验	
						z 值	p 值
1	损害捐赠设置 vs. 捐赠设置	全样本	Abschange	279	12.122 (1.908)	-3.234	0.001
			Abschange	283	15.177 (1.586)		
2	损害捐赠设置 vs. 捐赠设置	Change = 1 的样本	Abschange	51	66.314 (6.237)	2.606	0.009
			Abschange	90	47.722 (2.760)		

(四) 回归分析

为了进一步考察捐赠和损害捐赠行为的传染可能性，分别以参与者对他人捐赠行为和损害捐赠行为的观察为解释变量，以参与者决策改变与否 (Change) 为被解释变量进行回归分析。回归模型如下：

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Othersgive + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Otherstake + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (2)$$

模型 (1) 中的解释变量为参与者是否更多地观察到他人的捐赠行为 (Othersgive)，模型 (2) 中的解释变量为参与者是否更多地观察到他人的损害捐赠行为 (Otherstake)。因为被解释变量 Change 为哑变量，所以使用 Logit 回归。此外，回归控制了参与者

的性别 (Sex)、兄弟姐妹人数 (Brosis)、职业 (Job)、最高学历专业 (Major)、年龄 (Age)、是否党员 (Polity)、家庭平均月收入 (Famincome)、个人平均月支出 (Indicost)。最后，回归以参与者籍贯 (Naive) 和学习 (工作) 所在地区 (Workplace) 为聚类变量进行了双重聚类回归。回归结果展示在表 5 的结果 1 和结果 2 中。

回归结果 1 表明，他人的捐赠行为能够显著提高观察者改变其决策的可能性，即捐赠行为具有显著的传染性；回归结果 2 表明，他人的损害捐赠行为同样具有显著的行为传染性，随着参与者看到更多的损害捐赠行为，他们倾向于改变自己的初始决策，结合表 3 的结果来看，这种改变会使得参与者的行为更自利。

表 5 社会信息影响的回归结果

被解释变量	Change		Magchange			
	1 全样本、Logit	2 全样本、Logit	3 全样本、OLS	4 全样本、OLS	5 Change = 1 样本、OLS	6 Change = 1 样本、OLS
Othersgive	1.515 *** (0.337)		13.942 *** (1.685)		35.182 *** (8.311)	
Otherstake		0.719 ** (0.347)		-12.144 *** (2.164)		-72.371 *** (15.901)
Sex	0.170 (0.237)	-0.009 (0.378)	0.698 (2.577)	2.684 (2.328)	-4.212 (6.201)	8.973 (13.282)
Brosis	-0.089 (0.088)	-0.005 (0.098)	-0.713 (0.755)	1.166 (0.926)	-1.886 (2.279)	7.465 (4.850)
Job	0.065 * (0.038)	-0.010 (0.053)	-0.421 (0.742)	-0.013 (0.645)	-2.950 (4.449)	-2.075 (3.076)

续前表

被解释变量	Change		Magchange			
Major	-0.022 (0.044)	-0.041 (0.041)	0.608 (0.650)	-0.497 (0.301)	1.522 (1.589)	-2.842 (1.824)
Age	0.00003 (0.0224)	-0.003 (0.026)	-0.125 (0.138)	-0.055 (0.291)	-0.138 (0.626)	-1.327 (2.215)
Polity	-0.100 (0.104)	-0.480 (0.491)	-0.848 (2.285)	0.060 (4.764)	-5.234 (8.979)	-10.161 (23.588)
Famincome	0.032* (0.018)	-0.029 (0.024)	0.036 (0.298)	0.148 (0.160)	-0.629 (0.861)	-1.867*** (0.6634)
Indicost	0.046 (0.124)	0.149 (0.102)	1.403 (1.468)	-1.454 (1.336)	3.866 (2.627)	-0.745 (4.810)
常数值	-2.551*** (0.459)	-2.000*** (0.391)	0.722 (0.459)	1.194 (3.056)	17.349 (23.118)	47.762 (49.282)
样本量	421	417	421	417	104	65
R ²	0.070	0.025	0.074	0.048	0.172	0.344

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为标准误；回归以参与者籍贯(Naive)和学习(工作)所在地区(Workplace)为指标进行双重聚类。下同。

进一步地，分别以参与者对他人捐赠行为和损害捐赠行为的观察为解释变量，以参与者决策改变量(Magchange)为被解释变量进行回归分析。回归模型如下：

$$Magchange = \beta_0 + \beta_1 Othersgive + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Magchange = \beta_0 + \beta_1 Otherstake + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (4)$$

回归同样对相应变量进行控制，并进行了双重聚类最小二乘回归。此外，分别使用全样本和改变自己决策的参与者样本(Change=1)进行回归分析，回归结果展示在表5中结果3、4和结果5、6中。

回归结果3和结果5表明，当参与者观察到更多的捐赠行为时，他们的决策也变得更慷慨，倾向于正向改变初始决策。与之相反，回归结果4和结果6表明，当观察者观察到更多的损害捐赠行为时，他们倾向于向自利转变。以上结果表明，无论是他人的捐赠行为还是损害捐赠行为都会显著改变观察到这些行为的参与者针对新冠肺炎慈善项目的捐赠决策，观察到捐赠行为会显著提高参与者的捐赠金额，而观察到损害捐赠行为会使得参与者更加自利，降低其捐赠金额。

进一步用回归方法来比较捐赠行为和损害捐赠行为为传染性的强度，同样从决策改变率和决策改变量两

个方面来进行。使用参与者看到他人捐赠行为(Othersgive)还是损害捐赠行为(Giveortake)为解释变量。以下模型(5)中使用参与者决策改变与否(Change)为被解释变量，以验证捐赠和损害捐赠行为对参与者决策改变率的影响。使用参与者决策改变量的绝对值(Abschange)为被解释变量考察捐赠和损害捐赠行为对参与者决策改变量的影响。回归模型如下：

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Giveortake + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$Abschange = \beta_0 + \beta_1 Giveortake + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (6)$$

模型(5)、(6)中，对相应变量进行控制，并分别进行双重聚类Logit回归和双重聚类OLS回归。针对模型(6)的回归使用全样本和改变自己决策的参与者样本(Change=1)，结果如表6所示。

表6中回归结果1表明相比于看到损害捐赠信息，当参与者观察到他人进行捐赠时更愿意改变自己的初始决策。结果2和结果3表明，尽管从总体来看捐赠行为和损害捐赠行为对参与者决策改变量的影响无差异，但是从改变自己决策的参与者的角度来看，损害捐赠行为对他们决策的影响程度更大。综合以上结果：他人的捐赠行为更能够触动参与者，使他们改变自己的初始行为，变得更加慷慨。相比而言，损害捐

赠行为更不可能改变参与者的决策，然而一旦参与者被损害捐赠行为感染，那么他们捐赠额的减少量要显著高于受到捐赠行为触动的参与捐赠额的提高量。

(五) 社交焦虑的调节效应分析

基于之前的分析，社交焦虑可能会影响捐赠行为和损害捐赠行为的传染性，即社交焦虑会调节观察捐赠行为和损害捐赠行为与参与者决策改变率与改变量之间的关系。首先构建模型(7)~模型(10)以考察社交焦虑对参与者观察捐赠行为与其决策改变率和改变量关系的调节作用，回归结果展示在表7中。计量模型如下：

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Othersgive + \beta_2 Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Othersgive + \beta_2 Socialanx + \beta' Othersgive \times Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$Magchange = \beta_0 + \beta_1 Othersgive + \beta_2 Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$Magchange = \beta_0 + \beta_1 Othersgive + \beta_2 Socialanx + \beta' Othersgive \times Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (10)$$

从表7中回归结果1和结果2可知，社交焦虑越高的个体当观察到其他人进行了捐赠时，他们越倾向于改变自己的初始决策。结果3和结果4表明个体的社交焦虑对其观察到他人更多的捐赠决策同其决策改变量之间的关系没有调节作用，部分支持了假设H2a。

表6 捐赠和损害捐赠行为信息影响强度比较的回归结果

被解释变量	Change		Abschange	
	1 全样本、Logit	2 全样本、OLS	3 Change=1样本、OLS	4 Change=1样本、OLS
Giveortake	0.707*** (0.194)	3.116 (2.143)	-16.964** (7.927)	
Control	YES	YES	YES	
常数值	-1.151** (0.487)	11.382** (4.922)	45.923** (19.199)	
样本量	562	562	562	
R ²	0.027	0.018	0.189	

表7 社交焦虑对捐赠行为信息作用的调节效应分析

被解释变量	Change		Magchange	
	1 全样本、Logit	2 全样本、Logit	3 Change=1样本、OLS	4 Change=1样本、OLS
Othersgive	1.678*** (0.405)	-5.008*** (1.061)	22.714*** (7.335)	-168.304 (173.950)
Socialanx	0.067*** (0.009)	-0.027** (0.012)	1.295*** (0.320)	-2.523 (3.758)
Othersgive×Socialanx		0.127*** (0.024)		4.051 (3.723)
Control	YES	YES	YES	YES
常数值	-6.220*** (0.791)	-1.465** (0.830)	-53.427 (21.338)	118.306 (171.761)
样本量	421	421	104	104
R ²	0.156	0.201	0.297	0.353

构建模型 (11)~模型 (14) 以考察社交焦虑对参与者观察他人损害捐赠行为与其决策改变率和改变量关系的调节作用, 结果展示在表 8 中。计量模型如下:

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Otherstake + \beta_2 Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Otherstake + \beta_2 Socialanx + \beta' Otherstake \times Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (12)$$

$$Magchange = \beta_0 + \beta_1 Otherstake + \beta_2 Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (13)$$

$$Magchange = \beta_0 + \beta_1 Otherstake + \beta_2 Socialanx + \beta' Otherstake \times Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (14)$$

从表 8 中回归结果 1 和结果 2 可知, 社交焦虑对个体观察到更多损害捐赠行为对其决策改变率之间的关系存在正向调节作用, 而对其与决策改变量之间的关系没有调节作用。即社交焦虑越高的个体当观察到其他人做出损害捐赠或者不捐赠行为时, 他们越倾向于改变自己的初始决策, 而决策改变的量没有变化, 部分支持了假设 H2b。

表 8 社交焦虑对损害捐赠行为信息作用的调节效应分析

被解释变量	Change		Magchange	
	1 全样本、Logit	2 全样本、Logit	3 Change=1 样本、OLS	4 Change=1 样本、OLS
Otherstake	0.719 ** (0.342)	-2.739 *** (0.835)	-66.219 *** (16.554)	-122.454 (146.434)
Socialanx	0.023 *** (0.005)	-0.029 * (0.015)	-0.624 (0.858)	-1.691 (3.472)
Otherstake×Socialanx		0.068 *** (0.013)		1.177 (3.131)
Control	YES	YES	YES	YES
常数值	-3.205 *** (0.396)	-0.705 (0.761)	72.029 (57.872)	119.774 (157.975)
样本量	417	421	65	65
R ²	0.037	0.055	0.335	0.358

综合以上结果, 社交焦虑越高的参与者, 更容易被其他人的捐赠或者损害捐赠行为感染, 他们更倾向于改变自己的初始决策, 但是决策的改变量同社交焦虑没有关系。

进一步分析社交焦虑对捐赠和损害捐赠行为传染性差异的调节效应, 以参与者看到他人捐赠行为还是损害捐赠行为 (Giveortake) 为被解释变量, 分别以参与者决策改变与否 (Change) 和参与者决策改变量的绝对值 (Abschange) 为被解释变量, 以社交焦虑程度 (Socialanx) 为调节变量, 构建模型 (15)~模型 (18), 回归结果展示在表 9 中, 计量模型如下:

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Giveortake + \beta_2 Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (15)$$

$$Change = \beta_0 + \beta_1 Giveortake + \beta_2 Socialanx$$

$$+ \beta' Giveortake \times Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (16)$$

$$Abschange = \beta_0 + \beta_1 Giveortake + \beta_2 Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (17)$$

$$Abschange = \beta_0 + \beta_1 Giveortake + \beta_2 Socialanx + \beta' Giveortake \times Socialanx + \beta_j Control + \varepsilon_i \quad (18)$$

从表 9 中结果 1 和结果 2 可知, 相比于观察到其他人的损害捐赠行为, 当观察到他人进行捐赠时个体更倾向于改变自己的决策, 个体的社交焦虑程度正向调节了这一关系, 即个体的社交焦虑程度越高, 其越容易被他人的捐赠行为感染, 进而改变自己的初始决策。表 9 中结果 3 和结果 4 表明, 相比于损害捐赠行为, 当个体被他人的捐赠行为感染进而改变自己的初始决策时, 他们决策的改变量更低一些, 而个体的社

到他人损害捐赠的行为感染后决策改变量间的差异变小，支持了假设 H2c。

表 9 社交焦虑对正负社会信息强度比较的调节效应分析

被解释变量	Change		Abschange	
	1 全样本、Logit	2 全样本、Logit	3 Change=1 样本、OLS	4 Change=1 样本、OLS
<i>Giveortake</i>	0.847*** (0.168)	-2.236 (1.458)	-19.517** (7.480)	-89.603*** (30.002)
<i>Socialanx</i>	0.0679 (0.010)	0.041*** (0.010)	1.112*** (0.234)	0.302 (0.455)
<i>Giveortake</i> × <i>Socialanx</i>		0.057** (0.027)		1.241*** (0.457)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
常数值	-4.914*** (0.345)	-3.356*** (1.025)	-20.817 (23.763)	21.046 (28.484)
样本量	562	562	141	141
R^2	0.123	0.1364	0.327	0.366

(六) 自我控制的调节效应分析

使用与验证社交焦虑调节效应相同的步骤考察自我控制的调节效应。表 10 中给出了个体自我控制能力对他人捐赠行为传染性的调节效应分析，结果 1 和结果 2 展示了自我控制对参与者观察捐赠行为与其决策改变率关系的调节作用，结果 3 和结果 4 展示了自

我控制对参与者观察捐赠行为与其决策改变量关系的调节作用。这些结果表明，同社交焦虑类似，自我控制能力越弱的个体越容易受到他人捐赠决策的影响，这一调节可能只是作用于个体决策的改变率上，而对观察他人捐赠行为与决策改变量间的关系无影响，部分支持了假设 H3。

表 10 自我控制能力对捐赠行为信息作用的调节效应分析

被解释变量	Change		Magchange	
	1 全样本、Logit	2 全样本、Logit	3 Change=1 样本、OLS	4 Change=1 样本、OLS
<i>Othersgive</i>	1.546*** (0.344)	-2.249** (0.892)	30.921*** (7.936)	-180.435 (151.438)
<i>Selfcontrol</i>	0.028*** (0.009)	-0.032** (0.013)	0.516** (0.212)	-3.717 (3.104)
<i>Othersgive</i> × <i>Selfcontrol</i>		0.073*** (0.017)		4.583 (3.254)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
常数值	-4.217*** (0.720)	-1.183 (0.863)	-16.303 (22.578)	162.979 (144.407)
样本量	421	421	104	104
R^2	0.090	0.110	0.191	0.306

表 11 中给出了个体自我控制能力对他人损害捐赠行为传染性的调节效应分析，结果 1 和结果 2 展示

了自我控制对参与者观察损害捐赠行为与其决策改变率关系的调节作用，结果 3 和结果 4 展示了自我控制

对参与者观察损害捐赠行为与其决策改变量关系的调节作用。这些结果表明，自我控制能力正向调节了观察他人损害捐赠行为对个体决策改变率的影响，即自我控制能力越弱的个体越容易被观察到的损害捐赠行

为影响进而改变自己的初始决策，但是观察损害捐赠行为对其决策改变量的影响不会随着自我控制能力的变化而变化，部分支持了假设 H3。

表 11 自我控制能力对损害捐赠行为信息作用的调节效应分析

被解释变量	Change		Magchange	
	1 全样本、Logit	2 全样本、Logit	3 Change=1 样本、OLS	4 Change=1 样本、OLS
Otherstake	0.721 ** (0.357)	-2.967 *** (0.827)	-63.289 *** (14.919)	-215.908 ** (102.180)
Selfcontrol	0.017 ** (0.007)	-0.037 ** (0.016)	-0.892 (0.738)	-3.719 (2.287)
Otherstake×Selfcontrol		0.070 *** (0.016)		3.123 (2.161)
Control	YES	YES	YES	YES
常数值	-2.907 *** (0.513)	0.018 (0.917)	88.393 (0.513)	227.212 * (132.576)
样本量	417	421	65	65
R ²	0.033	0.054	0.379	0.421

表 12 中给出了自我控制能力对捐赠和损害捐赠行为传染性差异的调节效应分析结果。从表 12 中的结果可知，与社交焦虑不同，自我控制能力对观察捐

赠或损害捐赠行为与个体决策改变率和决策改变量之间的关系都没有显著的调节效应。

表 12 自我控制能力对正负社会信息强度比较的调节效应分析

被解释变量	Change		Abschange	
	1 全样本、Logit	2 全样本、Logit	3 Change=1 样本、OLS	4 Change=1 样本、OLS
Giveortake	0.752 *** (0.174)	0.513 (0.690)	-16.753 * (8.435)	-40.045 (29.225)
Selfcontrol	0.037 *** (0.006)	0.035 *** (0.008)	0.686 * (0.344)	0.466 (0.468)
Giveortake×Selfcontrol		0.004 (0.014)		0.404 (0.436)
Control	YES	YES	YES	YES
常数值	-3.281 *** (0.601)	-3.148 *** (0.674)	-0.852 (26.723)	9.446 (32.263)
样本量	562	562	141	141
R ²	0.066	0.066	0.251	0.256

五、研究结论

捐赠在新冠肺炎疫情防控进程中起到了重要作用,而随着网络的普及以及网络技术的高速发展,公众捐赠途径得到了高度拓展和便捷化,个体捐赠者在疫情捐赠中的权重不断提高,这使得疫情中个体捐赠者捐赠行为及其影响因素的研究成为一个要点。本文使用一个基于对中华慈善总会“抗击新冠肺炎,中华慈善总会在行动!”项目进行真实捐赠的在线实验,考察人们捐赠和损害捐赠行为的传染性。研究结果表明,他人的捐赠行动能促使捐赠者改变他们的初始捐赠决策并提高捐赠额,同样地,他人的损害捐赠的行为会使得旁观捐赠者的行为更自利。相比损害捐赠行为,捐赠行为更能够触动旁观捐赠者,使他们改变初始决策,提高捐赠额,并且在总体水平上决策的改变额更高。然而从个体来看,一旦捐赠者被他人损害捐赠的行为所传染,那么他们的捐赠决策改变量显著高于那些受到他人积极行动触动的个体。

进一步地,考虑到疫情中普遍存在并可能加重的社交焦虑氛围,本文考察了捐赠者社交焦虑程度对捐赠和损害捐赠行为传染性的调节作用。结果表明,社交焦虑程度越高的个体,越有可能被他们观察到的更多的捐赠和损害捐赠行为传染,进而改变初始决策,然而决策的改变额并没有显著差异;相比于损害捐赠的行为,社交焦虑程度越高的捐赠者越容易被他人积极的行为感染,进而改变初始决策,并且决策改变额更高。

最后,本文验证了捐赠者自我控制能力对他人捐

赠和损害捐赠行为传染性的调节作用。研究结果表明,与社交焦虑程度类似,捐赠者的自我控制能力越弱,越有可能因为他人的行为而改变初始决策,但是其决策改变额没有差异,并且自我控制能力对捐赠者感受到的他人捐赠和损害捐赠行为传染性之间的差异没有影响。

本文对理解疫情状态下个人捐赠者捐赠决策的动机、行为及其影响机制有指导价值,并为相关政策制定提供一定参考。在疫情中,公众会将更多注意力投注到捐赠信息上,而对他人捐赠信息的关注会显著改变个体的捐赠决策,因而使用大数据等技术促使公众更关注正面的捐赠信息是提高总体社会捐赠额度的有效手段;尽管疫情状态下社交焦虑氛围会对经济社会生活造成一定扭曲,但同样需要注意到社交焦虑程度高的个体更容易被正面的捐赠信息所触动,在缓释社交焦虑氛围的进程中利用这一发现不失为一种有效的社会治理手段。

本文尚有不足和改进空间,本文分析的社会信息来源只是聚焦了同侪信息,在未来的研究中可引入社会网络理论,探讨捐赠者受社会网络中哪些或者哪一类节点行为信息的影响,分析官方信息、非营利组织信息与私人信息等差异化信息的作用,这将有助于更深入地理解捐赠者捐赠动机与行为的影响机制。另外,也可进一步关注个体偏好存在社会情境依赖性的前提下,使用准自然实验的方式探讨疫情前、中、后期个体利他等偏好的变化情况也是理解捐赠者捐赠动机与行为的可供拓展方向。

参考文献

- [1] 李哲. 互联网普及、线上政务与“抗疫”非营利性组织的信息披露质量——基于居家隔离情境下“两微一端”信息披露的经验证据[J]. 中央财经大学学报, 2020(5): 117-128.
- [2] Ribar D C, Wilhelm M O. Altruistic and Joy-of-giving Motivations in Charitable Behavior [J]. Journal of Political Economy, 2002, 110(2): 425-457.
- [3] Null C. Warm Glow, Information, and Inefficient Charitable Giving [J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(5/6): 455-465.
- [4] Konrath S, Handy F. The Development and Validation of the Motives to Donate Scale [J]. Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly, 2018, 47(2): 347-375.
- [5] Reinstein D, Riener G. Reputation and Influence in Charitable Giving: An Experiment [J]. Theory and Decision, 2012, 72(2): 221-243.
- [6] 罗俊, 陈叶烽, 何浩然. 捐赠信息公开对捐赠行为的“筛选”与“提拔”效应——来自慈善捐赠田野实验的证据[J]. 经济学(季刊), 2019(4): 1209-1238.
- [7] Bartke S, Friedl A, Gelhaar F, et al. Social Comparison Nudges—Guessing the Norm Increases Charitable Giving [J]. Economics Letters, 2017, 152: 73-75.

- [8] Van Teunenbroek C, Bekkers R. Follow the Crowd: Social Information and Crowdfunding Donations in a large Field Experiment [J]. *Journal of Behavioral Public Administration*, 2020, 3 (1): 1-17.
- [9] Van Teunenbroek C, Bekkers R, Beersma B. Look to Others before You Leap: A Systematic Literature Review of Social Information Effects on Donation Amounts [J]. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 2020, 49 (1): 53-73.
- [10] Dimant E. Contagion of Pro-and Anti-social Behavior Among Peers and the Role of Social Proximity [J]. *Journal of Economic Psychology*, 2019, 73: 66-88.
- [11] Kashdan T B, Goodman F R, Machell K A, et al. A Contextual Approach to Experiential Avoidance and Social Anxiety: Evidence from an Experimental Interaction and Daily Interactions of People with Social Anxiety Disorder [J]. *Emotion*, 2014, 14 (4): 769.
- [12] Burkley E, Anderson D, Curtis J. You Wore Me Down: Self-control Strength and Social Influence [J]. *Social and Personality Psychology Compass*, 2011, 5 (7): 487-499.
- [13] Wills T A, Pokhrel P, Morehouse E, et al. Behavioral and Emotional Regulation and Adolescent Substance Use Problems: A Test of Moderation Effects in a Dual-process Model [J]. *Psychology of Addictive Behaviors*, 2011, 25 (2): 279-292.
- [14] Welborn B L, Lieberman M D, Goldenberg D, et al. Neural Mechanisms of Social Influence in Adolescence [J]. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 2016, 11 (1): 100-109.
- [15] Croson R, Shang J. Limits of the Effect of Social Information on the Voluntary Provision of Public Goods: Evidence from Field Experiments [J]. *Economic Inquiry*, 2013, 51 (1): 473-477.
- [16] Hysenbelli D, Rubaltelli E, Rumiati R. Others' Opinions Count, but Not All of Them: Anchoring to Ingroup Versus Outgroup Members' Behavior in Charitable Giving [J]. *Judgment and Decision Making*, 2013, 8 (6): 678-690.
- [17] Smith S, Windmeijer F, Wright E. Peer Effects in Charitable Giving: Evidence from the (Running) field [J]. *The Economic Journal*, 2015, 125 (585): 1053-1071.
- [18] Chen Y, Harper F M, Konstan J, et al. Social Comparisons and Contributions to Online Communities: A Field Experiment on Movielens [J]. *American Economic Review*, 2010, 100 (4): 1358-98.
- [19] D'Adda G, Capraro V, Tavoni M. Push, Don't Nudge: Behavioral Spillovers and Policy Instruments [J]. *Economics Letters*, 2017, 154: 92-95.
- [20] Shang J, Croson R. A Field Experiment in Charitable Contribution: The Impact of Social Information on the Voluntary Provision of Public Goods [J]. *The economic journal*, 2009, 119 (540): 1422-1439.
- [21] Agerström J, Carlsson R, Nicklasson L, Guntell L. Using Descriptive Social Norms to Increase Charitable Giving: The Power of Local Norms [J]. *Journal of Economic Psychology*, 2016, 52: 147-153
- [22] Goeschl T, Kettner S E, Lohse J, et al. From Social Information to Social Norms: Evidence from Two Experiments on Donation Behaviour [J]. *Games*, 2018, 9 (4): 91.
- [23] Frey B S, Meier S. Social Comparisons and Pro-social Behavior: Testing "Conditional Cooperation" in a Field Experiment [J]. *American Economic Review*, 2004, 94: 1717-1722
- [24] Bøg M, Harmgart H, Huck S, et al. Fundraising on the Internet [J]. *Kyklos*, 2012, 65 (1): 18-30.
- [25] Edwards J T, List J A. Toward an Understanding of Why Suggestions Work in Charitable Fundraising: Theory and Evidence from a Natural Field Experiment [J]. *Journal of Public Economics*, 2014, 114: 1-13.
- [26] Sasaki S. Majority Size and Conformity Behavior in Charitable Giving: Field Evidence from a Donation-based Crowdfunding Platform in Japan [J]. *Journal of Economic Psychology*, 2019, 70: 36-51.
- [27] Meyer A, Yang G. How Much Versus Who: Which Social Norms Information Is More Effective? [J]. *Applied Economics*, 2016, 48 (4/6): 389-401.
- [28] Fehr E, Fischbacher U, Gächter S. Strong Reciprocity, Human Cooperation, and the Enforcement of Social Norms [J]. *Human Nature*, 2002, 13 (1): 1-25.
- [29] Gächter S, Nosenzo D, Sefton M. Peer Effects in Pro-social Behavior: Social Norms or Social Preferences? [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2013, 11 (3): 548-573.
- [30] Thöni C, Gächter S. Peer Effects and Social Preferences in Voluntary Cooperation: A Theoretical and Experimental analysis [J]. *Journal of Economic Psychology*, 2015, 48: 72-88.
- [31] Fabbri M, Carbonara E. Social Influence on Third-party Punishment: An Experiment [J]. *Journal of Economic Psychology*, 2017, 62: 204-230.
- [32] Mittone L, Ploner M. Peer Pressure, Social Spillovers, and Reciprocity: An Experimental Analysis [J]. *Experimental Economics*, 2011, 14 (2): 203-222.

- [33] Bekkers R, Wiepking P. A Literature Review of Empirical Studies of Philanthropy: Eight Mechanisms That Drive Charitable Giving. [J]. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 2011, 40 (5): 924-973.
- [34] Murphy J J, Batmunkh N, Nilsson B, Ray, S. The Impact of Social Information on the Voluntary Provision of Public Goods: A Replication Study [J]. *Research in Experimental Economics*, 2015; 18, 41-50.
- [35] Kubo T, Shoji Y, Tsuge T, et al. Voluntary Contributions to Hiking Trail Maintenance: Evidence from a Field Experiment in a National Park, Japan [J]. *Ecological Economics*, 2018, 144: 124-128.
- [36] Tian Y, Konrath S. The Effects of Similarity on Charitable Giving in Donor-donor Dyads: A Systematic Literature Review [J]. *Voluntas: International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 2019, (1): 1-24.
- [37] Czap H J, Czap N V. Donating-selling Tradeoffs and the Influence of Leaders in the Environmental Goods Game [J]. *The Journal of Socio-Economics*, 2011, 40 (6): 743-752.
- [38] Park S, Shin J. The Influence of Anonymous Peers on Prosocial Behavior [J]. *Plos One*, 2017, 12 (10): e0185521.
- [39] 王莹, 曹廷求. 董事网络下企业同群捐赠行为研究 [J]. *财经研究*, 2017 (8): 69-81.
- [40] 彭镇, 彭祖群, 卢惠薇. 中国上市公司慈善捐赠行为中的同群效应研究 [J]. *管理学报*, 2020 (2): 259-268.
- [41] Telli D, Espartel L B, Araujo C F, et al. Dishonesty Is Contagious: Investigating the Domino Effect of Dysfunctional Customer Behaviors [J]. *Revista de Administração de Empresas*, 2020, 60 (1): 7-19.
- [42] Dong B, Dulleck U, Torgler B. Conditional Corruption [J]. *Journal of Economic Psychology*, 2012, 33 (3): 609-627.
- [43] Gu R, Ao X, Mo L, et al. Neural Correlates of Negative Expectancy and Impaired Social Feedback Processing in Social Anxiety [J]. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 2020, 15 (3): 285-291.
- [44] Harrewijn A, Schmidt L A, Westenberg P M, et al. Electro-cortical Measures of Information Processing Biases in Social Anxiety Disorder: A Review [J]. *Biological Psychology*, 2017, 129: 324-348.
- [45] Kashdan T B. Social Anxiety Spectrum and Diminished Positive Experiences: Theoretical Synthesis and Meta-analysis [J]. *Clinical Psychology Review*, 2007, 27 (3): 348-365.
- [46] Cao J, Gu R, Bi X, et al. Unexpected Acceptance? Patients with Social Anxiety Disorder Manifest Their Social Expectancy in ERPs During Social Feedback Processing [J]. *Frontiers in Psychology*, 2015, 6: 1745.
- [47] Qi Y, Gu R, Cao J, et al. Response Bias-related Impairment of Early Subjective Face Discrimination in Social Anxiety Disorders: An Event-related Potential Study [J]. *Journal of Anxiety Disorders*, 2017, 47: 10-20.
- [48] Creswell C, Murray L, Cooper P. Interpretation and Expectation in Childhood Anxiety Disorders: Age Effects and Social Specificity [J]. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 2014, 42 (3): 453-465.
- [49] Van der Molen M J W, Poppelaars E S, Van Hartingsveldt C T A, et al. Fear of Negative Evaluation Modulates Electro-cortical and Behavioral Responses When Anticipating Social Evaluative feedback [J]. *Frontiers in Human Neuroscience*, 2014, 7 (936): 1-12.
- [50] Coventry L M, Jeske D, Blythe J M, et al. Personality and Social Framing in Privacy Decision-making: A Study on Cookie Acceptance [J]. *Frontiers in Psychology*, 2016, 7: 1341.
- [51] Robinson E, Otten R, Hermans R C J. Descriptive Peer Norms, Self-control and Dietary Behaviour in Young Adults [J]. *Psychology & Health*, 2016, 31 (1): 9-20.
- [52] Janssen L, Franssen M L, Wulff R, et al. Brand Placement Disclosure Effects on Persuasion: The Moderating Role of Consumer Self-control [J]. *Journal of Consumer Behaviour*, 2016, 15 (6): 503-515.
- [53] Mattick R P, Clarke J C. Development and Validation of Measures of Social Phobia Scrutiny Fear and Social Interaction Anxiety [J]. *Behaviour Research and Therapy*, 1998, 36 (4): 455-470.
- [54] 叶冬梅, 钱铭怡, 刘兴华, 陈曦. 社会交往焦虑量表和社交恐惧量表的修订 [J]. *中国临床心理学杂志*, 2007 (2): 115-117.
- [55] Tangney J P, Baumeister R F, Boone A L. High Self-control Predicts Good Adjustment, Less Pathology, Better Grades, and Interpersonal Success [J]. *Journal of Personality*, 2004, 72 (2): 271-324.

(责任编辑: 袁 淳 张安平)