

历史逻辑与现实理性的税收公平讨论

——税制建设的补偿理念

A Discussion of Fair Tax Obligation under Historical Logic and Realistic Rationality: Compensation Idea in the Construction of Tax System

张晓云 杜崇珊

ZHANG Xiao-yun DU Chong-shan

[摘要] 在政治实践中, 税收公平的受益和量能两大原则逐渐出现分野。量能原则虽然对税法的制度设计和解释产生重大影响, 但是在很多情况下该原则也难以与现实保持一致。笔者以理论分析和历史经验总结的方式探究了政治现实对量能原则的遵循和违背中隐藏的规律和动机, 提出西方国家税制公平性实践体现了一种补偿理念, 且它是对公平和效率的策略性调和。依据这样的历史逻辑, 新冠肺炎疫情或将推动新一轮税制公平性改革。补偿理念也可用于解释我国改革发展实践, 但与西方的被动式补偿不同, 我国通过主动地、有计划地战略部署, 将公平与效率的矛盾化解、统一于社会主义本质要求和根本目标——共同富裕之中。此外, 笔者还对国际国内的税制公平性建设进行了分析并提出建议。

[关键词] 税收公平 补偿理念 不公平感 共同富裕

[中图分类号] F810.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0003-10

Abstract: In political practice, the two principles of tax equity, i. e., benefit principle and ability-to-pay principle have gradually diverged, while the latter has attracted significant attention and has a great influence on the system design and interpretation of tax laws. However, in many cases, this principle is not consistent with the reality. By means of theoretical analysis and summary of historical experience, the authors explore the patterns and motives hidden in the observance and violation of the ability-to-pay principle in political reality, and put forward that the tax system construction in western countries reflects a kind of compensation idea, which is a strategic reconciliation between equity and efficiency. Based on this historical logic, the COVID-19 outbreak could push the world into a new round of tax equity reform. The idea of compensation can also be used to explain the practice of China's reform and development. But different from the passive compensation in the west, China resolves the contradiction between equity and efficiency and unifies them in the essential requirement and fundamental goal of socialism—common prosperity through active and planned strategic deployment. In addition, the authors also analyze the construction of international and domestic tax system and provide some suggestions.

Key words: Tax equity Compensation idea The feeling of unfair Common prosperity

[收稿日期] 2021-09-30

[作者简介] 张晓云, 女, 1964年11月生, 中国财政科学研究院研究员, 博士生导师, 研究方向为财政理论与实践、外国财政制度; 杜崇珊, 女, 1989年2月生, 中国财政科学研究院博士研究生, 研究方向为国际财政。本文通讯作者为杜崇珊, 联系方式为 dcsemma@163.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

税收公平一直是学者们的关注重点，其判定标准集中体现于受益原则（benefit principle）和量能原则（ability-to-pay principle）。这两个原则是西方国家税制公平性建设的理论依据，也对我国税收理论和实践产生了深刻影响。然而，由于公平是一种价值判断，有着很强的主观性，嫁接于其之上的税收公平即使有受益和量能原则作为基本衡量标准，人们对它的理解也并不统一，更何况自亚当·斯密提出这两个原则后，它们之间也逐渐出现了分野，甚至相互对立（维克赛尔，2015^[1]）。相较而言，量能原则受到了更多关注（刘水林，2021^[2]），并对现代税法的制度设计和解释产生了更为重大的影响（许多奇，2013^[3]）。在此过程中，虽然有学者指出该原则难以与现实保持一致，但他们在解释原因时或者把不一致领域排除在外，或者认为原则的适用性受社会目标限制，又或者将其归咎于利益团体对税收实践的影响（维克赛尔，2015^[1]；Persson 和 Tabellini，2002^[4]），而很少有人去探究政治现实对量能原则的遵循和（或）违背中隐藏着怎样的规律和动机。在这一问题上，埃德温·塞利格曼（Edwin Seligman）提出了补偿理论（compensatory theory）。该理论指出如果对富人征税是为了补偿国家给予的某些其他特权，那么在这种情况下累进税就是公平的。显然，这里的补偿理论仅是为了给累进税制提供依据，同时他本人也认为该理论在现实中不适用（Seligman，1908^[5]）。进一步地，Scheve 和 Stasavage（2016）^[6]、Limberg（2019）^[7]基于实证研究发现民主社会平等对待公民原则会左右政府对富人加税的行为^①，但是他们并没有将实证经验与传统理论融合，因而无法提出一个更具包容性的解释。而这正是本文试图解决的问题。

本文借用了补偿理论的术语^②，在第二、三部分基于理论分析和经验总结，提出西方国家对量能原则的背离和暂时性强调体现了补偿理念。在第四部分，本文依据补偿理念的历史逻辑及不公平感升级的现实

状况，认为当前愈加凸显的社会危机或会促使西方国家开展税制公平性改革，并从学理和实践的角度就如何改革进行了讨论。最后在第五部分，本文将补偿理念用于解释我国的改革发展实践，并阐明我国的共同富裕战略即为一种主动性补偿，这与西方的被动性、策略性调整不同，同时还对我国税制的完善提出了建议。

二、补偿理念的提出

伴随着政治实践的发展，税收公平的受益和量能原则从统一走向分野，这加剧了公平和效率的背离。从现实操作看，西方国家政府对公平的暂时性强调常常发生在中国不公平感突出时期。其做法体现的是一种调和公平与效率的补偿理念，是量能原则在现实执行中的折衷，且其最终目的仍是对效率的追寻。

（一）补偿理念的逻辑起点：理论原则与政治实践的摩擦

西方税收公平思想构建于传统的个人主义观念之上。它强调个人的主观能动性，认为社会仅是个人的集合，收入和财富的获取依靠的是个人能力而与社会无关，因而富人无需为穷人买单。与此相洽的国家观和社会思想是有限政府和自由主义。基于这样的传统，亚当·斯密提出了受益和量能原则，以公平分摊有限的公共服务（主要是共同防御和社会治安）成本。

1. 受益和量能原则统一于有产者的公平。

在《国富论》中，亚当·斯密写道：“一国国民，都须在可能范围内，按照各自能力的比例，即按照各自在国家保护下享得的收入的比例，缴纳国赋，维持政府”（斯密，2014^[8]）。这其中所蕴含的税收公平思想被后人总结为受益原则和量能原则。而在斯密时期，英国仍保留着“穷人不纳税”的中世纪作法，相应地，政府也没有明确的救助穷人的责任。此时，两个原则的判定依据是一致的，即财产（收入）既衡量了纳税人的纳税能力，又衡量了其受国家保护

① Scheve 和 Stasavage（2016）^[6]提到了补偿说（compensatory arguments），但未加以明确定义。从其论述看，补偿说体现的是民主国家平等对待公民原则。在大规模战争时期，穷人在国家安全捍卫中付出了生命代价，富人没承担起兵役责任，此时政府要向富人多征税以补偿其未尽之义务。这与本文的补偿理念有所不同。本文强调的是在不公平感强烈凸显时期，西方国家政府为维护社会稳定从而更好地保障效率，而暂时性地“抽肥补瘦”，增加在前期效率型政策中受益较多的富人的税负以补偿受损群体。它是一种调和公平与效率矛盾的策略。

② Seligman（1908）^[5]认为，从逻辑范围看，补偿理论可以适用于任何影响个人市场收入的政府行为，而如此宽泛的解释是没有用处的。本文对其补偿理论在概念上进行了部分继承，即认为政府通过补偿手段来弥补政策导致的不公平，但同时进一步认为这种补偿在西方国家是被动式的，仅在社会不公平感强烈时期出现，这与 Seligman 可以任意使用的补偿理论有着明显的不同。

的程度（马斯格雷夫和皮考克，2015^[9]）。这种公平的实质是有产者之间的公平，底层群体并不在考虑范围内。

2. 政府职能的扩大催化了两个原则的矛盾。

量能原则反映的是均等牺牲观，衡量了纳税人的纳税能力，更强调公平；受益原则反映的是对价观（交换说），衡量了纳税人受国家保护的程度，更侧重效率。如果忽视底层群体，两者的一致性体现了公平（有财产者间的公平）和效率的统一。而随着社会底层民众日益成为政府的责任，两个原则进而公平与效率间的矛盾开始出现和深化。正如《财政理论史上的经典文献》一书中的译者注，自从把没有财产的穷人考虑进来后，受益和量能原则之间就出现了分野（马斯格雷夫和皮考克，2015^[9]）。

一个代表性事件是1929—1933年经济危机，它促使西方思想界对自由主义进行反思和批判，并在引入“共同体主义”观念基础上逐步形成了修正的自由主义思想（刘水林，2021^[2]），这又进一步增强了西方国家的社会福利责任意识。相应地，税收职能也从筹集资金扩大至调节社会各阶层关系。而将底层收入群体更多地纳入政府职能视野后，受益原则和量能原则在公共服务成本分摊的判定上出现了严重的不一致^①。例如，社会救济等福利措施主要针对穷人，按照受益原则，穷人应多纳税，但这又不符合以收入为基础的量能原则。两个原则的脱钩激化了公平与效率的矛盾。其中，受益原则的主观性限制了其对税制设计的影响。对此，维克赛尔也表示“一旦有人尝试不再一般性地谈论受益原则，而将其用于解释税法和征税数量时，它的实际应用性便似乎出现了问题”（维克赛尔，2015^[1]）。而依据量能原则对富人多征税并用其财富为穷人提供保障的政策方向与西方国家骨子中的个人主义观念和自由主义思想是相悖的，这使得以其为基础的税收公平在政治实践中受到较多掣肘。

传统理论与政治实践的摩擦削弱了前者对后者的解释力，并对理论的演进提出了要求。而补偿理念就是在总结二者矛盾摩擦与调和折衷的基础上，对原有理论的补充与发展。

（二）补偿理念是平抑不公平感从而保障效率的策略

两个原则在实践中出现分野，其部分原因在于公

平是一个任人装扮的概念。随着社会底层民众日益成为政府的责任，政治现实中的公平逐渐分化成两大类：一类更强调平等性，它要求增强政府对收入分配的干预，以保障底层群众基本福利；另一类更侧重对等性，它认为在市场规则下人们各自凭本事吃饭，由此产生的分配结果就是公平的。而相较于难以辩清、更难以达成一致行动的公平，“不公平”有着明确的外化形态，并且在实践中政府会出于平复强烈不公平感的目的而采取对富人加税等补偿性政策。

1. 补偿的直接目的是平抑社会不公平感。

公平属于价值判断范畴，其判断标准会随时间、空间以及社会性质等的变化而变化，并且即使在相同的社会环境下，个体基于自身价值观和立场进行的公平性评价也会有所不同。“何为公平”的分歧在对富人多征税的累进税制上就有明显体现。比如，西斯蒙第、卢梭、孔多塞、瓦格纳等认为累进税制是公平的；约翰·穆勒、哈里·拉兹以及布鲁姆和卡尔文则认为，它是武断和不公的，易造成权力的滥用（刘守刚，2018^[10]）。再如，美国的民主党（强调政府干预）倾向于提高针对富人的个税最高边际税率，共和党（将市场分配结果视为公平的）则倾向于降低对富人的税率，但他们往往都打着公平的旗号。

相较于莫衷一是的公平，“不公平感”有明确的外化形态，例如2008年金融危机后欧美国家的“占领运动”。强烈的不公平感可凝结成强大的号召力，甚至会导致政治、社会的不稳定。出于对其后果的忌惮，在政治决策中西方国家左右两派往往会在社会不公平感强烈凸显时期搁置对“何为公平”的争论，达成平复不公平感、减少社会动荡的一致意见，进而采取一些暂时的补偿性措施来调节社会情绪。

从不公平感的直接来源看，收入、财富分配的过度不均，以及与此相关的社会流动性减弱、阶级固化是最主要的源头，正如亚里士多德（1965）^[11]所说：“我们总是在不平等中找到叛乱的起因。”而从诞生根源看，这些问题或是源自命运的不公，或是源自政策（如税收）的偏颇（和缺陷），但常常兼而有之。对此的主要补偿手段，一是增加政府支出，譬如政府通过提供教育、培训以及社会保障项目等，为民众提供摆脱命运不公的机会；二是对富人加税，比如，若富人的好运依靠的是国家赋予的特权，政府可以向富

① 受益原则在准公共物品和服务上得到较好使用。

人多征税来补偿因政策而受损的群体，从而平息社会的不公平感。

2. 补偿理念的本质是效率与公平的折衷与调和。

西方国家补偿理念的本质是政府在效率目标下对公平和效率的策略性调和，并且尤为明显地体现在对富人征税问题上。其政策天平在社会较为稳定时期往往会更偏向于效率，此时富人的税收负担常呈现下降趋势，而在社会不公平感，尤其是基于贫富差距的不公平感高涨时期，为保障社会稳定，政府又会阶段性地强调公平，提高富人税负。其本质是通过暂时性地“抽肥补瘦”，缓和前期政策（特别是“效率型”政策）所造成的不公平感，从而维持社会稳定，并更好地保证经济效率。经济学家伊曼纽尔·赛斯（Emmanuel Saez）和加布里埃尔·祖克曼（Gabriel Zucman）在《不公平的胜利》一书中说，富豪们的累退性税收有着这样一种固定模式，即其税负的增长受到

避税手段、全球化、避税天堂等无法战胜之敌的侵蚀，而政策制定者又会放任这种侵蚀持续蔓延、恶化，甚至假装无法对富人征税，从而大大削减了其税率。这种“螺旋式”的变化加剧了社会不公平和不公正的程度（赛斯和祖克曼，2021^[12]）。

三、西方社会实践中的被动式补偿

在效率目标下，西方国家基于不公平感的补偿往往是被动式的，即在看到其所引发问题后才采取相应补偿措施。这种被动式补偿在两次世界大战及2008年金融危机期间都有较为明显的体现。

（一）强烈的不公平感或将导致社会和政局动荡

在两次世界大战及金融危机期间，社会整体的不公平感突出，如不采取补偿性措施加以缓解，可能会导致社会的不稳定甚至政局的动荡（如表1）。

表1 两次世界大战及金融危机期间的不公平感及其后果

	不公平感来源	不公平感的表现及不补偿的后果
两次世界大战	兵役义务上的不公平。富人更易逃避兵役责任，上战场的往往是没什么财富积累的人。战争更多地保护了高收入群体利益。战争的发动本就是为了少部分权贵阶层的利益，比如一战的爆发与殖民地和势力范围的争夺有关，这是符合垄断资本利益的，而且一些资本家还大发战争财。	共产主义者、工会等组织了反战运动；攸关生死的“不公平感”易造成政局动荡并左右战争结果。
金融危机	危机的爆发源自少数有钱人的投机行为。政府过于宽松的监管使部分人（尤其是高收入、高资产群体）有机会从事高风险投机活动并从中获利，而其行为所引致的系统性风险却殃及无辜之人，这让普通民众觉得不公平。危机应对成本的分摊不公平。政府对陷入困境的金融企业开展大规模救助，那些从事高风险金融活动的人再次从中获益，而救助成本却要在整个社会中分摊，这进一步加深了社会的不公平感。	社会动荡、政府公信力受侵蚀。2011年10月15日71个国家超过700个城市的示威者计划发动游行抗议活动，美国、英国、德国等国还爆发了“占领运动”。

资料来源：作者总结。

一直以来，穷人和富人在战争中收益和付出的不对等及其所引发的不公平感饱受关注。对于政府组织而言，这种不公平感不易于团结力量进行对外战争，甚至还会引发国内的不稳定。法国大革命期间巴黎公社检察长皮埃尔-加斯帕德·肖梅（Pierre-Gaspard Chaumette）曾表示：“长久以来，只有穷人做出了最大牺牲。他们毫无保留，甚至献出了自己和孩子的鲜血……现在是时候从那些个把自己孤立起来藏在财宝后面的富有的利己主义者身上拿些东西了。我们要求你们向这一类到目前为止没有用、甚至对革命有害的人征收战争税，并且其中一部分应被用来减轻国家保卫者的妻子、父亲、母亲和孩子的负担”（Scheve and Stasavage, 2016^[6]⁽³⁸⁾）。一战中，英国经济学家庇古也曾出于类似目的提出征收巨额财富税的主张。

金融危机期间高收入群体与普通大众收益和付出

严重不对等的问题也显著存在，并且引发了声势浩大的游行抗议活动。在平抑不公平感上，爱尔兰财政部长勒尼汉（Brian Lenihan）表示，政府认为应该缩减那些针对富人的高额税收减免，并动用资源来保护那些脆弱的纳税人。那些在经济较为繁荣时期获益最多的人应该承担起相应的负担，这才是公平合理的（Lenihan, 2008^[13]）。

面对强烈凸显的不公平感及其严重后果，一向以效率为主要目标的西方国家政府不得不采取补偿性措施来维持社会和政局稳定。

（二）增收富人税是一种补偿性举措

西方国家个人所得税最高税率作为对富人征税的一个指标，在历史上曾几次提升，一是在两次世界大战期间及战后（如图1），二是在2008年金融危机后（如图2）。这些变动都发生社会不公平感突出

时期，是政府对补偿理念的现实应用。而且在决策过程中，可以较为明显地看出政府的被动性。

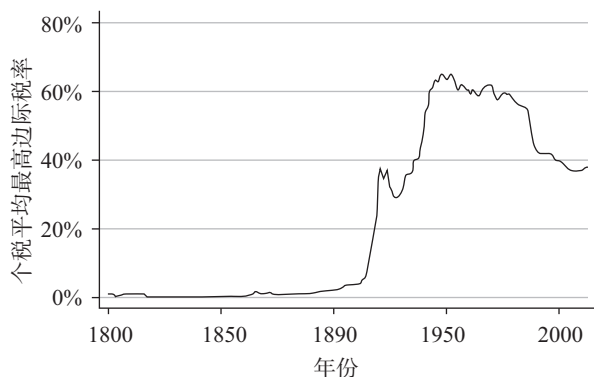


图1 1800—2013年英国等20个国家个税平均最高边际税率

注：20个国家为澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、爱尔兰、意大利、日本、韩国、荷兰、新西兰、挪威、西班牙、瑞典、瑞士、英国和美国。

资料来源：Scheve 和 Stasavage (2016)^{[6](56)}。

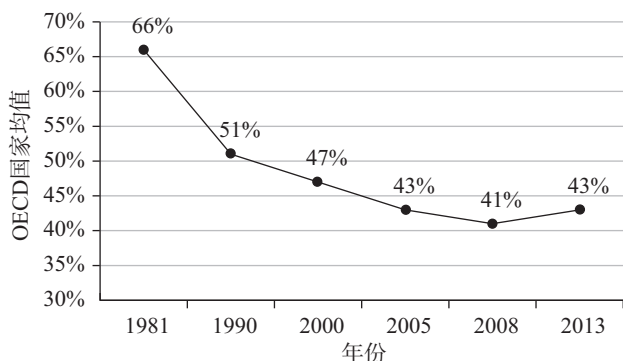


图2 1981—2013年OECD国家平均最高法定个人所得税税率

资料来源：OECD (2014)^[14]。

一战赋予个人所得税真正的累进意义。虽然许多国家在战前就已经采用了累进的个人所得税，但最高边际税率却一直保持在很低水平（如图1）。这种情况在战后得到彻底扭转，参战国的个税最高边际税率陡然增加：法国从1915年的2%猛增至1920年的50%，到1923和1924年又先后升至60%和72%。同样的趋势也发生在英国（从1914年的8.333%增至1920年的60%）、美国（从1914年的7%增至1920年的73%）、奥地利（从1914年的6.68%增至1920年的60%）等国^①，而瑞士、瑞典等未参战国的个税最高边际税率仅有小幅波动^②。皮凯蒂（2014）^[15]发现，法国议会上的主要代表在一战前还在激烈反对

2%的最高边际税率，而战后的政治决策却发生了反转。考虑到最高边际税率适用范围非常窄，例如，当时英国支付最高税率的家族数量占比低于0.1%，法国仅有1000户，由此产生的税收收入远不足以支付战争账单（Scheve 和 Stasavage, 2016^{[6](79)}），其更重要的意义在于对巨额财富征税本身。这种对富人多征税的逻辑在二战期间依然适用。此外，还有文献研究说明了战争与再分配以及福利国家政策之间的联系（Skocpol, 1995^[16]）。这种暂时性的“抽肥补瘦”有利于平缓社会情绪，稳定政治秩序。

受金融危机重创国家提高了个税最高税率。2008年后有21个经合组织国家采取了该举措。其中，葡萄牙、法国和意大利对最高收入征收了附加税。对于税率的变化，一些文献认为是出于增加财政收入的目的，但有学者指出，如果单纯源自收入需求，那么更明智的做法应是提高税基较广的税种如消费税的税率（Kenny 和 Winer, 2006^[17]）。而且 Limberg (2019)^[7]基于2006—2014年122个国家的面板数据也证明了，单纯增加财政收入、弥补赤字和债务的目的，并不足以促使政府提高个税的最高税率，而对民众不公平感的补偿却能够推动受金融危机严重影响国家政府做出行动、更大幅度地向富人征税。

四、现实理性下的全球税改讨论

从历史逻辑看，当前发达国家不断拉大的贫富差距，尤其是疫情期间强烈的不公平感和日益严重的社会危机为政府的补偿性措施提出了要求。世界银行、国际货币基金组织等也都发出了关注公平的呼吁。由此，新一轮全球税制公平性改革既是民意的体现，也应是各国决策者的理性选择。

（一）不公平感升级激化社会危机

发达国家贫富差距明显拉大。1985—2015年间发达国家基尼系数呈递增态势（如图3），且70%以上国家的增幅都超过了2个百分点（如图4）。同时财富也越来越多地集中于最富有的1%群体。伴随着财富和收入的高度不平等，人们在教育、医疗保健、互联网等获取上的机会差异也日益明显，而这又会造成终身甚至代际传承的不平等（IMF, 2021^[18]）。疫

① 数据来源：Comparative Income Taxation Database (CITD)。

② 瑞士1916年的个税最高边际税率为8%，1920年增至20%，且直至1933年一直保持在该水平；瑞典1914年的个税最高边际税率为5.1%，1917年增至17.1%，1920和1921年又分别增至20.4%和23.4%，但1925年开始逐步下降，至1929年降至20%。

情期间贫富差距的影响扩展至生存层面。这至少有三方面原因：一是，低收入群体很难进行远程工作，且其工作保障和储蓄较少，难以执行社会疏远政策；二是，低收入群体居住区人口密度更高，缺乏高质量的卫生和基本公共服务，且多依赖公共交通出行，这使他们更易感（Chiou 和 Tucker, 2020^[19]；Papageorge 等, 2020^[20]）；三是，一旦感染，他们一般无力支付昂贵治疗费用。在美国，贫困率超过 20% 的县的死亡率几乎是贫困率低于 5% 的县的两倍（Chen 和 Krieger, 2020^[21]）。此外，疫情预计还会对低收入者的就业产生长期不利影响，进而更长远地影响其生存质量。

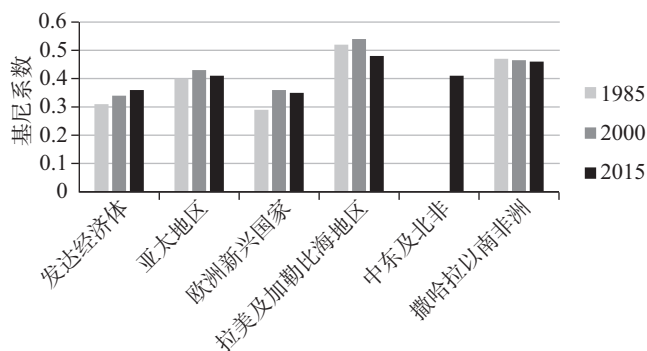


图3 1985—2015年各地区收入不平等状况

资料来源：IMF（2017）^[22]。

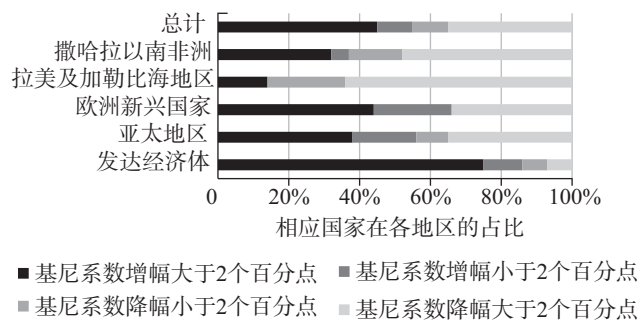


图4 1985—2015年全球主要地区基尼系数变动情况

资料来源：IMF（2017）^[22]。

长期有失偏颇的政策助长了不平等。在新自由主义思想和全球化影响下，不少国家为追求更高的经济效率，减轻了个税的最高边际税率及其他主要针对资本的赋税，这给予了富人有利的税收环境。例如，1970年最富有的美国人所缴纳的税收收入超过其收入的50%，为工薪阶层的两倍，而至2018年，经特朗普税改后，亿万富翁所缴纳的税额在过去100年中首次低于工薪阶层，富人们所缴的税收已下降到了1910年水平（赛斯和祖克曼，2021^[12]）。很多国家

还放松了对金融、劳动力和产品市场的监管和调控，这为资本提供了更多谋利机会，并使部分传统产业工人和低技能群体在劳动力和产品市场自由化过程中落入不利地位（如美国锈带传统产业工人）。另外，政府也没有给予教育、医疗等基本公共服务足够重视，这导致低收入群体改变命运的几率越来越小。

积聚的社会矛盾形成危机翻涌的堰塞湖。贫富差距的扩大、社会流动性的减弱、阶层的固化、政府对公平问题的长期忽视，与疫情期间生命安全所受威胁以及失业、种族问题等导致的紧张情绪相叠加，西方国家社会不公平感骤然升级。强烈的不公平感引发了剧烈的社会动荡。在美国等国采取封锁措施期间，不少民众走上街头抗议示威。从“黑人的命也是命”（Black Lives Matter）运动到抗议不平等和腐败等，示威活动在多国爆发。而动荡的背后是社会极化及政府信誉丧失等更具颠覆性的问题。事实上，疫情之前欧美国家的社会甚至政治危机就已经有所表现。马太效应下，支撑人们奋进的美好理想不断破灭，民众对政府和主流政党愈发不满，越来越多地诉诸激进的方式来表达意见和解决问题。主要发达国家民粹主义日渐泛滥，政治日益极化。

（二）税制公平性改革的讨论

强烈的不公平感及其所引发的社会、政治动荡都昭示着，西方主要国家（尤其是不平等问题突出的国家）需采取补偿性举措“抽肥补瘦”。目前已有一些国家增加了对富人的税负。例如，经合组织中有7个国家提高了个人所得税最高边际税率；捷克和俄罗斯的个税从单一税率转变为累进税率（IMF, 2021^[18]）。而从当前税制公平性建设的讨论看，焦点主要集中在所得税、遗产赠与税、房地产税、财富税。

1. 探讨增强所得税的累进性。

首先，个人所得税的最高边际税率有提高空间。过去30年全球范围内个人所得税的累进程度总体在减弱，且其趋势与个税最高边际税率的下降大体一致（Gerber 等, 2020^[23]）。根据OECD（2014）^[14]，1990—2008年间其成员国平均最高边际税率从50.6%下降至41.4%，尽管金融危机后一些国家提高了对富人的税负，但2016年该税率也仅略升至43.3%。受个税最高边际税率及个人股息收入税负下降等的影响，高收入端的税收累进性趋于平缓，这导致个税再分配功能下降（Causa 等, 2019^[24]）。从增加富人税负、缩小贫富差距的角度讲，个人所得税最高边际税率的

重要性不应被忽视。

其次,资本所得与劳动所得的税负关系亟待调节。适度提高资本所得税税率、减少资本收入的税收优惠并降低劳动所得税边际税率,有利于实现“抽肥补瘦”。工资是绝大多数民众收入最主要部分,而随着收入阶梯由低到高,工资权重逐步减少,资本收益不断增加。但对于资本收益,不少国家在20世纪80和90年代的改革中实行了单一税率或降低了其相对于劳动收入的税率(Causa等,2019^[24]),并且在资本外逃等的压力下,该类收益还享受了很多税收优惠。这都减弱了资本所得税的累进性。当前资本收入的分配比劳动收入更为不均,且前者的增速快于后者,如果任由资本积累会导致更为严重的贫富差距问题(皮凯蒂,2014^{[15][26]})。由此,增强资本所得税的累进性并调降劳动收入的税负将是调节收入分配关键且棘手的环节。

2. 设计利用财产税调节财富差距。

要减缓财富向极少数人加速积聚的趋势,除通过累进的个人所得税从流量上进行控制外,在财富转移过程中征收遗产赠与税,或者使用房地产税等对存量进行调节也是比较有针对性的方式。

(1) 遗产赠与税:缓解贫富差距的代际固化。

当前遗产赠与税有很大作用空间,但大量税收优惠及税制本身所提供的避税机会削弱了其对财富差距的调节能力。数据显示,经合组织国家中最富有家庭(前20%)的遗产和馈赠品价值比最贫穷家庭(后20%)高出近50倍,而在征收遗产赠与税的24个成员国中,这两个税种的税收收入平均仅占各国税收总收入的0.5%。这说明通过更好的税制设计并堵塞税制漏洞,政府可以激活这两个税种调节财富分配的功能。

首先,在税制模式上,相较于总遗产税制,分遗产税制更能体现量能负担原则,它会基于各继承人的实际纳税能力以及继承人与被继承人关系的亲疏来确定税率和相应的减免扣除^①。在分遗产税制基础上,若能进一步基于受益人终身所获赠与和遗产征税,那么就能保证相同数额财富(无论是通过多次小额转移还是一次大额转移)受益人面临相同的纳税义务,这将有利于减少避税行为。其次,政府需严格控制税收减免并加强监管,以保证广泛的税基和税制的累进

性,同时还要确保赠与税和遗产税在主要条款上的一致性,以避免纳税人利用另一税种的税收减免来避税。此外,在税制设计中,还应注重缴税方式(如获赠者可能会有流动性约束)、资产评估、信息披露等关键内容,以减少公众的抵触情绪,保证税制顺利运行。

(2) 房地产税和财富税:对财富存量的调整。

通过税制设计房地产税可以起到调节财富存量的作用。但从西方主要国家的实践看,房地产税目前的主要功能是为地方政府筹集收入,再分配功能并不明显,甚至很多时候被认为是累退的。同时,该税种还有一些其他不受欢迎的特征,如房屋价值及相应税额的波动性、纳税人流动性约束、明显的税收痛感等。对此,OECD认为可以通过更加灵活的征收方式以及适当的税收优惠等加以缓解和克服,如对保障性住房免税、允许老年人税收延期、分期支付税款、从源头扣缴税款、评估值指数化、信息公开、纳税人教育、为纳税人提供咨询和上诉途径等,并建议各国结合国情将房地产税与其他税收改革捆绑实施,以确保资本税负整体的适度累进性(Enid和Bird,2014^[25])。

近年来不少学者建议开征财富税,但考虑到所得税及遗产赠与税等并未得到充分利用,对很多国家而言,财富税并非必要选项。OECD许多成员国都曾征收过财富税,但至2017年仅有法国、挪威、西班牙和瑞士4个国家仍在征收个人净财富税,且其存在感也并不强。对其最主要的批评与它的高成本—收益比及所引起的资本外逃风险有关。同时由于税基狭窄(主要针对最富有群体)以及避税和逃税等问题,该税种往往无法实现财富再分配的初衷并且在筹集财政收入方面的作用也不显著。对此,一些学者认为可以通过加强纳税人教育、提高媒体支持力度、争取财富管理受托人协助、增强国家间税务信息交换等方式来加以克服(Brumby和Keen,2018^[26])。而OECD则认为,财富税开征与否需综合考虑各国资本税负情况,若资本总体税收负担较低,或者无法征收税基广泛的资本所得税和遗产税,那么净财富税可能会发挥重要的(尽管不完全)替代作用,但如果已存在广泛征收的资本所得税和精心设计的遗产税,那么再征一道财富税可能会使资本税负过高(OECD,2018^[27])。IMF也认为,在充分运用所得税、遗产赠与税并且堵

^① 但分遗产税制征管过程较为复杂,成本较高。

住资本收入税收漏洞之后，如果还难以实现调节财富差距目标，可以考虑设计征收财富税。但目前对多数国家而言，所得税以及遗产赠与税还有较大调整空间，财富税并非必要选项。

3. 研究间接税调节贫富差距的功能。

增值税和消费税等间接税是很多国家政府的主要收入来源，它们一般被认为是累退的。但研究显示税制设计可以赋予间接税调节贫富差距的功能。比如，利用消费税征收对象的靶向性，有选择地对非必需品和奢侈品征税可使其具有较强累进性；如果对生活必需品征收较低的增值税或者免税，可能会使该税种具有轻微累进性；若政府将增值税税收收入用于资助医疗、教育等基本公共服务和基础设施，那么就可以进一步赋予其缩小贫富差距的作用；作为抑制温室气体排放的关键工具，碳税一般不具备调节收入差距的功能，但如果政府将其收入重新部署，在征收碳税的同时适度减少累退的或不那么累进的税收，并以碳税收入为社会性支出和公共服务提供资金，那么它也能增进公平（IMF，2021^[18]）。

五、中国的共同富裕战略是一种主动性补偿

相较于西方的被动式补偿，我国共同富裕战略是对补偿理念积极主动的运用。自党的十八大以来，党中央把逐步实现全体人民共同富裕摆在更加重要的位置上。习近平总书记将共同富裕视为“国之大者”，并多次强调共同富裕是社会主义的本质要求，是社会主义现代化的一个重要目标，要坚持以人民为中心的发展思想，在高质量发展中促进共同富裕，正确处理效率和公平的关系。

（一）共同富裕是对公平与效率矛盾的主动化解

于西方而言，补偿理念是对公平和效率的策略性调和，其对公平的暂时性强调往往发生在不公平感强烈凸显时期。这是一种被动的补偿，其最终目标仍落脚于效率。而我国则通过主动地、有计划地战略部署，“让一部分人先富起来”，然后“先富带后富”，将公平与效率的矛盾化解、统一于社会主义的本质要求和根本目标——共同富裕之中。这是一种主动性的补偿，其宗旨是推动人的全面发展。

1992年邓小平在“南方讲话”中提出：“社会主义的本质是解放生产力，发展生产力，消灭剥削，消

除两极分化，最终达到共同富裕。”其中，解放和发展生产力是社会主义的根本任务，“贫穷不是社会主义”；共同富裕是社会主义的根本目的，“社会主义最大的优越性就是共同富裕”（邓小平，1993^[28]）。前者反映的是生产层面的问题，强调的是效率；后者反映的是分配层面的问题，侧重的是公平。与西方资本主义国家相比，在以人民为中心的发展思想统领下，共同富裕战略创造性地解决了公平和效率的矛盾，体现了社会主义制度的先进和优越性。

回顾改革开放和经济社会发展历程可以发现，我国在共同富裕战略下，打破了低水平公平的桎梏，主动引领推动公平与效率矛盾的化解和统一。譬如，改革开放初期对东南沿海地区的政策倾斜，以及对外商投资的税收优惠等都是从经济效率出发的阶段性政策。而在经济取得长足发展之后，我国又逐步取消了阶段性优惠，集中财力解决贫富差距问题并消灭了绝对贫困。在财税体制上，1993年《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》提出建立“以按劳分配为主体，效率优先、兼顾公平的收入分配制度”，这是侧重于效率的，而经过二十多年的发展，党的十九大报告及《“十四五”规划》均对公平进行了强调。其中，《“十四五”规划》明确指出要“完善再分配机制，加大税收、社保、转移支付等调节力度和精准性，合理调节过高收入。”这种政策重点的调整体现了我国对公平、效率矛盾的主动化解以及共同富裕的根本目标。

（二）我国当前主动性补偿举措还不够

我国在解决贫困问题上的投入以及税制公平性建设的规划和进程都体现出了社会主义制度的优越性。然而，当前我国的补偿性举措做得还不到位，仍面临着地区发展不均衡、城乡发展不平衡等现实挑战，收入分配不均问题依然严峻。2019年我国基尼系数为0.465，较2018年的0.458略有下降，但仍高于俄罗斯（0.331）、美国（0.390）、日本（0.339）^①以及西欧和北欧的一些国家。过高的基尼系数不但会削弱老百姓在经济发展过程中的获得感，易滋生社会矛盾，危害社会政治稳定，而且也会制约我国以内循环为主体的“新发展格局”的构建。研究显示，相较于消费能力强但消费倾向低的高收入群体，我国低收入群体虽有较强的消费倾向但消费能力不足。2018

① 中国数据来源为《中国住户调查年鉴2020》；国外数据来自OECD Data。

年,我国8.3亿城镇居民中约有1.66亿人月均可支配收入不足1200元,3.32亿人不足2100元(朱青,2021^[29])。因而,无论是从共同富裕的要求,还是从经济发展的目标看,我国都应继续加大“抽肥补瘦”力度,推出更多补偿性举措。

(三) 共同富裕不是均等富裕,主动性补偿也不是杀富济贫

共同富裕的实现不是一蹴而就的,需要先做大做好蛋糕,再分好蛋糕。做好蛋糕是共同富裕的基础,分好蛋糕是共同富裕的保障。要协调好“做”与“分”的关系,就需要处理好三次分配中市场、政府和社会的关系:初次分配的主体是市场,讲究的是效率,此时税收应尽可能保持中性以不伤害资本、不干扰要素合理流动,否则或将走向竭泽而渔,难以实现共同富裕;二次分配是政府的主阵地,也是实现共同富裕的最主要环节,政府可通过税收等综合手段着力调节过高和过低收入,扩大中等收入群体规模;三次分配靠的是社会,在此过程中税收工具只能起到辅助、激励的作用,政府可通过对美德的适度补偿和嘉奖以及社会精神文明建设等,尽可能引导高收入人群在自愿基础上,以慈善公益方式对社会资源和财富进行分配。

税制公平性建设是实现共同富裕的主要手段之一,也是当前我国需要采取的关键补偿性举措。但共同富裕并非要完全消灭贫富差距,而是要把差距缩小到社会可以接受的程度(黄奇帆,2021^[30])。也就是说,美国罗斯福新政之后曾出现的“没收式”税收或者里根口中的“日常打劫(daily mugging)”式税收并非我国税制公平性建设的目标。我国需要的是理性思考和精心设计下的具有可持续性的制度安排。

(四) 补偿理念下,未来税改怎么走

税制公平性建设所涉环节主要集中在二次分配。当前我国个人所得税不完善,间接税占比较高,遗产赠与税尚未开征,财税体制的再分配功能较弱,中国特色社会主义税制建设任重而道远。

1. 进一步完善个人所得税制。

个人所得税是调节收入分配的最主要税种,也是“十四五”时期税制改革的重点之一。目前对个税改革的讨论集中于完善财产性收入调节制度、扩大综合所得范围、调整税率结构等。在财产性收入方面,根据《2015中国民生发展报告》,全国约1/3的财产集中于顶端的1%家庭,而底端25%家庭仅占有1%左

右的财产,财产性收入差距亟待调节。而当前国内个税对国债利息、上市公司股票、基金份额转让所得、个人储蓄存款利息等财产性收入给予了免税待遇,这极大地侵蚀了个人所得税的收入分配功能。在综合所得方面,相较于国外普遍采用的大综合税制,我国于2019年才开始采用综合税制且主要覆盖劳动所得,股息红利等资本性、财产性所得尚未被包含在内,而这些都是高收入群体的主要收入来源。在税率结构方面,2019年起我国将工资薪金、劳务报酬、稿酬以及特许权使用费纳入综合所得,统一按照最高45%的七级超额累进税率表征收,这提高了劳务报酬、稿酬以及特许权使用费的税率,但由于资本、财产性收入未包括在内,税收负担更多地落在工薪阶层身上。

上述三个问题都涉及了资本及财产性收入这一关键词。围绕这一关键词,我国可以从以下三方面入手来完善个人所得税:一是逐步取消资本性收入的免税待遇,对利息、股息等开征资本利得税;二是,扩大综合所得范围,逐步将个人经营所得、财产租赁所得等纳入综合征收;三是,可以继续维持45%的个人所得税最高边际税率以体现国家调节收入分配的决心,并适度调整级距以使最高边际税率仅适用于畸高所得,进而降低工薪阶层税负压力。另外,在纳税申报方式上,我国现在是个人申报,如果改为家庭申报将更能体现量能原则和家庭内的补偿理念。

2. 逐步形成收入与财富差距调节组合拳。

较之主要发达国家,我国财税体制的再分配功能比较弱。首先,我国个人所得税收入在税收总收入中的占比较低,难以发挥应有作用。2019年我国个人所得税约占税收总收入(含社会保险缴费收入)的4.77%,低于OECD(24%)、非洲(2018年为18%)和拉美国家(2018年为10%)的平均水平(朱青,2021^[29])。其次,我国增值税是第一大税,在税收总收入中占比达28.6%,并且我国并未像比利时、瑞典等国对生活必需品适用低税率或免税,这增强了税制的累退性。再次,中国现行财产税体系不健全,尚未开征遗产赠与税等调节财富分配的重要税种。基于此,我国应从整体层面评估税收体系的收入、财富调节功能,逐步推进税制改革:在不断完善个人所得税、适时适度开征遗产赠与税以及房地产税,适当调整增值税等间接税征税对象、税收优惠以及支出方向等的基础上,形成收入、财富分配调节的组合拳。

参考文献

- [1] 奈特·维克塞尔. 正义税收的新原则 [M]//理查德·A. 马斯格雷夫, 艾伦·T. 皮考克. 财政理论史上的经典文献. 刘守刚, 王晓丹, 译. 上海: 上海财经大学出版社, 2015: 114.
- [2] 刘水林. 论税负公平原则的普适性表述 [J]. 法商研究, 2021 (2): 173-186.
- [3] 许多奇. 论税法量能平等负担原则 [J]. 中国法学, 2013 (5): 65-76.
- [4] Persson T, Tabellini G. Political Economics and Public Finance [M]// Auerbach A J, Feldstein M. Handbook of public economics Volume 3. New York: Elsevier, 2002: 1549-1659.
- [5] Seligman E R A. Progressive Taxation in Theory and Practice [J]. American Economic Association Quarterly, 1908, 9 (4): 75.
- [6] Scheve K, Stasavage D. Taxing the Rich: A History of Fiscal Fairness in the United States and Europe [M]. Princeton: Princeton University Press, 2016: 19.
- [7] Limberg J. "Tax the Rich"? the Financial Crisis, Fiscal Fairness, and Progressive Income Taxation [J]. European Political Science Review, 2019, 11 (3): 319-336.
- [8] 亚当·斯密. 国民财富的性质及原因的研究: 下卷 [M]. 郭大力, 王亚楠, 译. 北京: 商务印书馆, 2014: 393.
- [9] 理查德·A. 马斯格雷夫, 艾伦·T. 皮考克. 财政理论史上的经典文献 [M]. 刘守刚, 王晓丹, 译. 上海: 上海财经大学出版社, 2015: 3.
- [10] 刘守刚. 西方财政学者对公平所得税制的探索考察 [J]. 税务研究, 2018 (2): 117-121.
- [11] 亚里士多德. 政治学 [M]. 吴寿彭, 译. 北京: 商务印书馆, 1965: 205.
- [12] 伊曼纽尔·赛斯, 加布里埃尔·祖克曼. 不公正的胜利 [M]. 薛贵, 译. 北京: 中信出版社, 2021: IX-XI.
- [13] Lenihan B. Financial Statement of the Minister for Finance Mr Brian Lenihan [EB/OL]. (2008-10-14) [2021-06-05]. <https://www.budget.gov.ie/Budgets/2009/FinancialStatement.aspx>.
- [14] OECD. Focus on Inequality and Growth [R]. Directorate for Employment, Labour and Social Affairs Working Paper, 2014: 5.
- [15] 托马斯·皮凯蒂. 21世纪资本论 [M]. 巴曙松等, 译. 北京: 中信出版社, 2014: 513.
- [16] Skocpol T. Protecting Soldiers and Mothers: The Political Origins of Social Policy in the United States [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1995: 102-115.
- [17] Kenny L W, Winer S L. Tax Systems in the World: An Empirical Investigation into the Importance of Tax Bases, Administration Costs, Scale and Political Regime [J]. International Tax and Public Finance, 2006, 13 (2): 181-215.
- [18] IMF. Fiscal Monitor: A Fair Shot [R/OL]. (2021-04) [2021-06-07]. <https://www.imf.org/en/Publications/FM/Issues/2021/03/29/fiscal-monitor-april-2021>.
- [19] Chiou L, Tucker C. Social distancing, Internet Access and Inequality [R]. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper, 2020: 20.
- [20] Papageorge N W, Zahn M V, Belot M, Van den Broek-Altenburg E, Choi S, Jamison J C, Tripodi E. Socio-demographic Factors Associated with Self-protecting Behavior during the Covid-19 Pandemic [J]. Journal of Population Economics, 2021, 34 (2): 691-738.
- [21] Chen J T, Krieger N. Revealing the Unequal Burden of COVID-19 by Income, Race/Ethnicity, and Household Crowding: US County vs Zip Code Analyses [J]. Journal of Public Health Management and Practice, 2021, 27 (1): S43-S56.
- [22] IMF. Fiscal Monitor: Tackling Inequality [R/OL]. (2017-10-11) [2021-06-07]. <https://www.imf.org/en/Publications/FM/Issues/2019/09/27/Fiscal-Monitor-October-2017-Tackling-Inequality-45124>.
- [23] Gerber C, Klemm A, Liu L, Mylonas V. Income Tax Progressivity: Trends and Implications [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2020, 82 (2): 365-386.
- [24] Causa O, Browne J, Vindics A. Income Redistribution across OECD Countries: Main Findings and Policy Implications [R]. OECD Economic Policy Paper No. 23, 2019: 18.
- [25] Enid S, Bird R. The Political Economy of Property Tax Reform [R]. OECD Working Papers on Fiscal Federalism No. 18, 2014: 21-22.
- [26] Brumby J, Keen M. Game-changers and Whistle-blowers: Taxing Wealth [R/OL]. (2018-02-13) [2021-06-02]. <https://blogs.worldbank.org/governance/game-changers-and-whistle-blowers-taxing-wealth>.
- [27] OECD. The Role and Design of Net Wealth Taxes in the OECD [R]. Paris: OECD Publishing, 2018: 70-71.
- [28] 邓小平. 邓小平文选 (第三卷) [M]. 北京: 人民出版社, 1993: 364.
- [29] 朱青. 论“新发展格局”下的财税改革 [J]. 财贸经济, 2021 (5): 31-42.
- [30] 黄奇帆. 黄奇帆: 共同富裕需要先做好蛋糕再分好蛋糕 [C/OL]. 经济学原理, (2021-10) [2021-10-13]. https://mp.weixin.qq.com/s/4Ai_XROJk4RuzWESJl4Ryg.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

消费税下划地方的财力分配效应与 收入分享优化策略研究

——基于数值模拟分析

Research on Financial Distribution Effect and Income Sharing Optimization
Strategy of Transferring the Consumption Tax to the Local Government:
Based on Numerical Simulation

唐明 凌惠馨

TANG Ming LING Hui-xin

[摘要] 消费税下划地方改革,即将开启中央税向地方下划及地区间财力横向分配两个先例,同时会引致央地财力纵向和地方财力横向的重新配置,牵一发而动全身。依据国发〔2019〕21号文件方案,笔者模拟评估消费税下划地方改革的财力分配效应。“定基数、调增量”的央地纵向分配方面:改革初期对地方财政缺口弥补作用微弱,中长期可有效缓解地方收支矛盾,但存在富裕省份效果显著、经济落后省份效果较弱的现象。征税环节后移下划地方将引发区域间财力横向分配:生产大省但不是消费大省在改革中将明显受损;消费大省整体受益但存在分化;均衡省份财政改善但仍与消费大省有较大差距。应充分预估改革中利益冲突,通过收入分享机制优化设计予以防范和化解。

[关键词] 消费税下划地方 央地纵向分配 区域横向分配 收入分享机制

[中图分类号] F810 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2022)02-0013-14

Abstract: The reform of local allocation of consumption tax is about to open two precedents: the allocation of central tax to local governments and the horizontal distribution of financial resources among regions. At the same time, it will lead to reallocate financial resources vertically between central and local governments and horizontally between local governments, which will affect the whole body. According to the scheme of GF〔2019〕No. 21 document, We simulate and evaluate the financial distribution effect of local reform under consumption tax. In terms of the longitudinal distribution of central and local governments of “Determine the base and adjust the increment”: the role of making up for the local financial gap in the early stage of reform is weak, and the contradiction between local revenue and expenditure can be effectively alleviated in the medium and long term, but there is a phenomenon that the effect is significant in rich provinces and weak in economically backward provinces. After the tax link is moved late and the consumption tax is transferred to the local government, it will lead to the horizontal distribution of financial resources among regions: the provinces with large production but not large consumption will be obviously damaged in the reform; large consumption provinces benefit as a whole, but there is differentiation; the fiscal balance of provinces has improved, but there is still a big gap with large consumption provinces. We should fully predict the conflict of interest in the reform and prevent and resolve it through the optimal design of income sharing mechanism.

Key words: Local allocation of consumption tax Vertical distribution between central and local governments Regional horizontal distribution Revenue sharing mechanism

[收稿日期] 2021-10-25

[作者简介] 唐明,1981年10月生,湖南大学经济与贸易学院副教授,研究方向为税收理论、制度与政策;凌惠馨,1998年8月生,湖南大学经济与贸易学院硕士研究生,研究方向为税收理论、制度与政策。本文通讯作者为唐明,联系方式 tangming0917@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“消费税下划地方政策效应评估与实现机制研究”(项目编号:21BJY073)。

湖南大学经济与贸易学院硕士研究生卢睿和田锐对本文有重要贡献,在此一并致谢!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、引言及文献综述

“营改增”之后，地方税体系建设停滞不前，经济下行叠加减税降费引发了地方政府巨大的财政收支平衡压力。与此同时，现行税种中消费税收入逆势增长，2019年一跃成为第三大税种。2019年9月26日国务院印发的《实施更大规模减税降费后调整中央与地方收入划分改革推进方案》（国发〔2019〕21号，以下简称《方案》）指出，“稳步推进健全地方税体系改革，将部分条件成熟的中央税种作为地方收入。后移消费税征收环节并稳步下划地方。在征管可控的前提下，将部分在生产（进口）环节征收的现行消费税品目逐步后移至批发或零售环节征收。改革调整的存量部分核定基数，由地方上解中央，增量部分原则上将归属地方，确保中央与地方既有财力格局稳定。”2021年3月12日发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》进一步明确提出，“调整优化消费税征收范围和税率，推进征收环节后移并稳步下划地方。”

《方案》中关于消费税改革，一是逐步后移征收环节；二是收入在央地间划分采取“定基数、调增量”的模式。消费税下划地方改革将开启两个先例：一方面首次将中央税下划地方，引发央地财力纵向分配；另一方面，征税环节后移将引发“看得见”的区域间财力横向分配，对区域财力均衡和区域财力分配将产生重大深远影响。消费税的征收环节后移和收入下划，实际上涉及中央与地方以及地方之间的财政利益关系的重新调整，其实质是分配关系和分配格局的调整（杨晓妹等，2020^[1]；唐明等，2020^[2]），是央地收入划分和地方税体系构建的核心范畴，亟需税收制度与财税体制联动改革（赵术高，2019^[3]；许文，2020^[4]）。因此，如何在客观分析消费税下划地方财力分配效应的基础上提出分享机制的优化策略，上述焦点问题亟需从理论上予以解决并从实证上进行准确评估。

笔者系统梳理文献发现，有关消费税收入下划地方的研究主要聚焦于消费税分配关系与分配格局的探讨，即“央地财力分配”与“横向收入分享”体系构建的问题，一直是学界的研究热点。多位学者的研究为消费税分配格局的构建奠定基调，提出构建地方税体系的整体思路，探讨“收入分成”和“税基共

享”两种改革方式，并将税收分成细分为“财政收入分成”和“消费税收入分成”（欧阳天健，2019^[5]；赵术高，2019^[3]；张学诞，2018^[6]；储德银等，2015^[7]；国家税务总局税收科学研究所课题组，2015^[8]；尹音频和张莹，2014^[9]）。建议将消费税作为中央与地方的共享税（欧阳天健，2019^[5]；张学诞等，2017^[10]；储德银等，2015^[7]；国家税务总局税收科学研究所课题组，2015^[8]），科学设定中央地方税收分配比例（郝晓薇和黄登辉，2015^[11]），但不同区域之间的比例差异应被控制在一个合理的范围内（欧阳天健，2019^[5]）。建议采取部分税目消费税收入稳步下划地方（谢贞发等，2020^[12]；张学诞等，2017^[10]；储德银等，2015^[7]）；根据消费税的属性构建地方税体系（谢贞发等，2020^[12]），更大程度上通过税收分成和财政转移支付解决问题（国家税务总局税收科学研究所课题组，2015^[8]）。

现有文献对央地财力分配的研究相对丰富，但有关我国消费税政府间收入分享具体路径构建的研究才刚起步。欧阳天健（2019）^[5]认为财政收入分成法更适合中国，建议财政收入按比例在央地之间分享，因为消费税作为地方税将对东中西部不同地区的财政贡献度不同（孟莹莹，2016^[13]）。部分学者认为过渡阶段增量分享方式更适合，其关键是合理确定存量基数（杨晓妹等，2020^[1]），短期内部分地区会出现“保基数”问题，须谨慎选择基数年份，将央地财力平稳过渡基数作为各地固定上解中央的数额（谢贞发等，2020^[12]）。储德银等（2015）^[7]将消费税税基分为烟酒油车类商品和非烟酒油车类商品，前者消费税收入归中央所有，后者央地按比例分享。闫坤和张鹏（2019）^[14]、张学诞等（2017）^[10]建议生产环节的消费税仍归属中央；而流通环节的消费税属于中央地方共享税，分享比例建议按照60：40实施，即中央分享的消费税收入比例可定为85%，地方分享的消费税比例为15%，或以此为基础确定中央和地方的分享比例区间（闫坤和张鹏，2019^[14]）。少数学者提出了地区间消费税收入分享比例的初步设想，规定部分财政收入的专项用途（欧阳天健，2019^[5]；孟莹莹，2016^[13]），提出通过完善均衡性转移支付制度（谢贞发等，2020^[12]；储德银等，2015^[7]）、建立收入调节基金（杨晓妹等，2020^[1]）、其他税种税源互补（谢贞发等，2020^[12]；赵术高，2019^[3]；国家税务总局税收科学研究所课题组，2015^[8]）来缓解改革对各

地区财政收入的冲击。

综上，随着消费税征税环节后移和收入下划地方改革提上议事日程，改革实践对理论研究提出了迫切需求。与已有文献相比，本文希望在以下三方面有所创新：第一，在研究内容上，减税降费和疫情冲击下地方政府对下划的消费税收入如何分享，现有的极少数文献仅初步探讨了央地如何分享，鲜有涉及各省份之间横向分享相关命题研究，而这是改革实践最亟需的。本文在对国发〔2019〕21号具体财力分配效应的分析基础上提出有针对性的完善策略。第二，在研究方法上，相比已有研究，本文采用数值模拟的方法，开创性地对消费税下划地方“定基数+调增量”央地收入分享方案进行了客观合理的数值量化，为消费税下划地方改革的各项政策效应分析奠定客观基础。第三，从分析框架来看，相比现有极少量单一维度的分析框架，本文依据《方案》梳理消费税下划地方对财力分配的影响机理，搭建央地纵向分配和区域间财力横向分配综合分析框架，全方位量化分析消费税下划地方的财力分配效应，以期得到与《方案》更为契合及准确的政策效应评估结果。

二、消费税下划地方改革：其本质是收入分配改革

我国消费税采取“征税环节后移+增量收入下划地方”的改革模式，如图1所示，消费税征税环节由生产环节后移至零售环节，在税制不做调整的情况下^①，零售环节的应税税基会大于生产环节税基，从而会产生一部分可以用于下划地方的增量收入。与此同时，征税环节的后移变化会引发应税品生产地和消费地消费税、以消费税作为税基部分的增值税以及以消费税和增值税为税基的地方附加税费收入的变化，会引发地区间“看得见”的收入流入或流出的区域间财力横向分配。消费税下划地方采取“定基数、调增量”，通过央地纵向财力重新分配来实现健全地方税体系的改革目标。综上，消费税下划地方会引发央地纵向和区域横向财力再分配，其本质是收入分配改革，下面分别深入阐释征收环节后移和调整收入划分改革对政府间财力分配的影响机制。

征税环节的变动不仅会影响纳税人行为还会引致计税依据与应纳税额的改变。暂不考虑中央与地方消

费税税收收入分享，当消费税征税环节由生产环节改为零售环节，征收环节后移可能通过议价能力、流通环节、附加税等方式对地方财力分配产生影响（杨晓妹等，2020^[1]）。

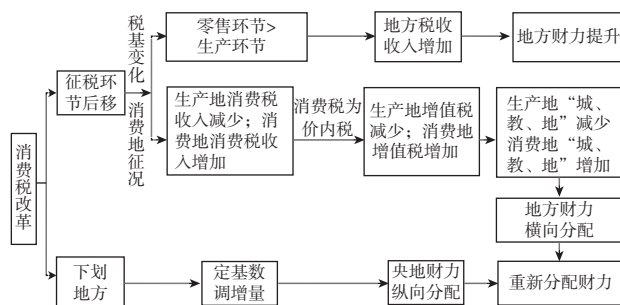


图1 消费税下划地方改革财力分配影响机制

首先，议价能力与流通环节引起地区间消费税税收收入变化。现行消费税中应税消费品多在生产环节课税，计税依据为出厂价格，由厂家缴纳，税额包含在出厂价格中。当消费税征税环节后移至零售环节，厂家不再缴纳消费税税款，理论上应调低产品的出厂价格。而实际中，烟、酒、油、车四类应税消费品价格弹性较小，生产厂家议价能力强，产品出厂价格因消费税征税环节调整而降低的可能性较小。应税消费品在保持原有出厂价格的前提下，经过流通环节的层层加价，计税依据将显著扩大，增加消费税收入。在不考虑消费税下划地方的前提下，此举将大大增加中央财政收入并通过附加税传导影响生产地与消费地间的财力分配。

其次，消费税变动经由附加税费对地方财力产生横向分配影响。从征收环节后移的地区间收入影响看，原消费品生产地在征收环节后移后将涉及增值税、城市维护建设税、教育费附加和地方教育费附加收入的减少。因为消费税作为价内税，是增值税收入的计税依据。当消费税征收环节由生产环节调整到批发或零售环节时，意味着在生产环节的增值税计税依据会减少，相应导致增值税收入降低。同时，城市维护建设税、教育费附加和地方教育费附加（简称“城、教、地”）是以增值税和消费税收入为计税依据，生产地的增值税和消费税的减少也会相应降低其“城、教、地”收入^②。因此，即使不考虑收入下划

① 从《中华人民共和国消费税法（征求意见稿）》可以看到，消费税立法在总体上采取了制度平移和税负平移的做法，预计短期内我国消费税税制将不会有大的“动静”。

② 2009年成品油税费改革时，曾规定因为消费税税额提高带来的增值税和“城、教、地”收入的提高作为中央税收收入，调整征收环节会产生与其类似的反效果。

的影响,征收环节后移会减少消费品生产地的税收收入,与之对应的是消费地的税收收入增加。

再次,后移消费税征收环节与收入下划改革对财力分配产生双重影响。若同时考虑消费税收入分享制度,消费税增量收入下划的分享模式保证了改革初期央地财力格局的稳定。随着消费税增量收入的累积,地方政府财政收入来源将逐步扩展,地方财政压力亦会得到有效缓解。具体到生产地与消费地政府,生产地政府因消费税征税环节后移引致的增值税、城建税、教育费附加收入等损失会被分得的消费税收入冲减,在消费税下划地方改革中是否受益取决于新增的消费税下划收入与征税环节后移导致附加税费等收入流出等此消彼长的综合影响。而消费地政府不仅因消费税征税环节后移增加了增值税和附加税的收入,同时还获得了大量的消费税下划收入。因此,同时调整消费税征收环节与收入划分方式,不仅影响了央地间财力分配,还会对消费地与生产地的财力分配产生较复杂的叠加影响。

综合征收环节后移与收入下划的影响,改革会对消费品生产地产生减收效应,而对消费地产生增收效应,各省份应税消费品的生产规模和消费规模存在显著差异,可以预见消费税下划地方不仅会打破现有地域间财力分配的相对平衡,而且会引发新的不均衡。尤其是对成品油、烟的生产地等消费税收入高的地区,其税收收入中与消费税相关的增值税“城、教、地”收入的占比较高,如果进行消费税征收环节后移和收入下划的改革,将会导致这些地区的税收收入大幅下降。因此,应重视和解决改革过程中可能带来生产地与消费地之间的财政利益调整问题。如果不能处理好生产地的减收问题,征收环节后移和收入下划改革会存在着地方阻力。由此可推论,消费税下划地方改革已经不再是单纯的税制改革,其与中央与地方的收入划分和地方税体系改革之间紧密联系,因而是税收制度与财税体制之间的联动改革(许文,2020^[4])。

三、消费税征税环节后移与收入下划地方的数值模拟

本文分省份、分税目(烟、酒、成品油以及小

汽车)测算四大税目^①以生产地原则计算的消费税收入以及估算四大税目以消费地原则计算的消费税收入(蒋云赟和钟媛媛,2018^[15];李建军和屈丁林,2020^[16];唐明等,2020^[2]),以此预估消费税征税环节后移下划地方改革的财力分配效应^②。

(一) 增量下划各省份消费税收入数值模拟

国发〔2019〕21号文明确本次改革采取增量下划,稳步推进的方式。目前消费税已成为我国第三大税种,税源充足且增长迅速。以2020年为例,国内消费税收入占全国税收收入的比重为7.79%,占中央一般公共预算收入的比重为14.53%,占地方一般公共预算收入的比重为12.01%,这意味着消费税下划地方对地方财政是重大利好政策^③。然而,消费税收入集中于烟、酒、油、车四税目,税源广度有限且易受影响的特质使得各省份消费税收入虽整体上呈增长趋势但存在一定波动,这意味着部分省份消费税收入在某些年份存在负增长的现象。如图2所示,本文以2015—2019年各省份消费地原则下分得的消费税收入为依据,评估各省份国内消费税收入增长情况,横轴上方为正代表当年消费税收入较上年增长,横轴下方为负代表当年消费税收入较上年减少。

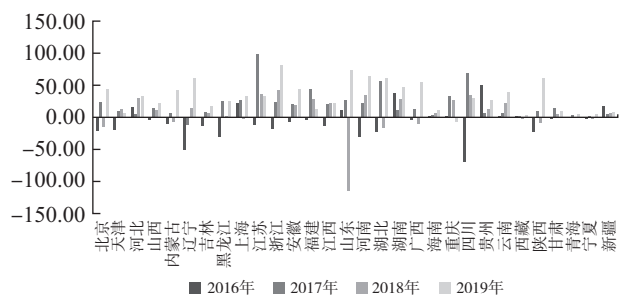


图2 2016—2019年各省份消费税收入增量示意图

数据来源:根据《中国税务年鉴》(2020)、《中国烟草年鉴》(2020)、《中国食品工业年鉴》(2020)、《中国能源统计年鉴》(2020)、《中国汽车市场年鉴》(2020)、《中国工业统计年鉴》(2020)、国家统计局、中商情报网、中商产业研究院网站等来源公布的数据整理计算得到。

由图2可知,绝大部分省份存在消费税收入增量为负的情况,且部分省份负增长现象较为明显,如山东省在2018年消费税收入较上年减少超过100亿元。并且从图2中可看出,各省份消费税收入增量波动较大,各年份消费税收入增量存在较大差距。因此,不

① 我国现行消费税收入高度集中在烟、酒、成品油和小汽车这四大品目,“十三五”时期上述四大品目消费税收入占国内消费税收入的99%,本文选择烟、酒、成品油和小汽车这四个品目展开分析。

② 限于篇幅,本文采取的具体测算公式详见唐明和卢睿(2020)^[17]。

③ 根据财政部和国税总局官方网站相关数据整理计算。

同基期年份与基数的确定方案下，各省份在消费税下划地方改革中的受益程度将有较大差距，不恰当的选取基期年份或核定基数，甚至会使部分省份在短期内出现“保基数”的问题（谢贞发等，2020^[12]），损害地方政府利益，既与改革目标相违背也不利于改革的推进。因此，确定基期与核定基数成为消费税增量下划改革的关键。

学界对改革有关基期与基数的确定可大致分为两类观点：一类建议以上年为基期，基期不固定，基数部分为上年消费税收入，本年消费税收入减去上年消费税收入即为增量部分（谢贞发等，2020^[12]）；另一

类以某一确定年份为基期，以该确定年份消费税收入乘以固定比例如80%作为基数，基期与基数均不变（杨晓妹，2020^[11]）。学者或直接假设或出于数据的可得性与完整性做出上述假设，均未作合理性解释。

与消费税改革类似，自1994年分税制改革实行至今的两税返还制度与2002年开始实行的所得税返还制度同样涉及央地财力格局调整，起到保障改革平稳顺利进行的过渡作用。本文整理了两税返还与所得税返还确定基期与基数的做法^①，为消费税改革提供实践经验借鉴（如表1所示）。

表1 我国税收返还制度的政策梳理

税收返还制度		税收返还基期	税收返还基数
1994年两税返还	2015年改革前	以1993年为基期	以1993年两税收入为基数逐年增加，递增率公式为： $I_t = I_{t-1} \times (1 + 0.3i_t)$ ，其中 i_t 为第 t 年各地上解增值税和消费税的平均增长率
	2015年改革后	增值税税收返还以2015年为基期 消费税税收返还以2014年为基期	增值税按2015年返还数为基数，实行定额返还；消费税以2014年消费税收返还数为基数，实行定额返还
2002年所得税返还		以2001年为基期	对按改革方案确定的分享范围和比例计算出的地方分享的所得税收入，小于地方实际所得税收入的差额部分，由中央作为基数返还地方

资料来源：依据国发（1993）8号、国发（1994）47号、财税（2011）110号、国发（2016）26号、国发（2016）71号整理。

据表1所示，两税返还与所得税返还均选择以改革前一年（1993年、2001年）为基期。基数部分的确定分为两类：一类根据地区收入情况动态调整，或递增（2015年改革前的两税返还）或补足地方税收差额（所得税返还），一类以某一年税收数额作为基数实行定额返还（2015年改革后的两税返还）。上述基数部分的确定方式都体现了中央向地方的税收收入转移，保证了地方利益以维护相应税制改革的平稳进行。

联系消费税改革实际，消费税下划地方改革的直接目标是健全地方税体系，增加地方税收收入，缓解地方财政收支压力。因此，基期基数确定方面，在改革初期应当注意保障地方利益，避免部分省份因消费税收收入波动出现“保基数”的问题，在改革后期应当保证下划的消费税增量收入能够成为地方政府重要的收入来源，对地方财政起到支撑作用。显然，如果上解中央的部分也随消费税收收入的增长而增长，消费税对地方财政支撑作用会微乎其微，难以担负地方主体税种的重任。如前分析，部分省份甚至会出现

保基数的现象，有损地方利益。因此，以上年为基期，基数随基期变化而变化的方式不符合消费税下划地方改革的目标与现实需求。固定基期与基数，既能保证改革初期维稳央地财力格局，又能保证消费税增量收入的不断增长，实现消费税下划地方改革的平稳过渡。

参照两税返还与所得税返还的做法以及消费税经济税源特点，消费税下划地方改革不应简单地以改革前一年作为基期，以改革前一年的消费税收收入作为基数。但鉴于消费税下划地方改革尚未落地以及数据的可得性，本文选取2015年作为基期，2015年消费税收收入为初始基数，根据2016年、2017年、2018年、2019年的数据，模拟消费税下划地方改革的初期效应，对消费税改革作出成长性、可持续性的评估。同时为避免部分省份出现保基数的现象，本文以各省份后续消费税收收入增量负数最大年份的消费税收收入与基数年份消费税收收入的比值，对初始基数进行调整，核定消费税收收入的存量基数。具体做法如下：

筛选出各省份2016年至2019年共四年期间消费

① 虽然自2009年起，为配合成品油价格和税费改革，又开始了成品油价改革的税收返还，但其与“两税”返还和所得税返还的性质截然不同，本文对此不予讨论。

地原则下消费税收入的最小值,计算其与基期年份(2015年)消费地原则下消费税收入的比值,汇总计算结果选择最低比值82.71%。以北京市为例,基期年份(2015年)消费地原则下消费税收入为230.13亿元,2016年至2019年消费地原则下消费税收入分别为209.48亿元、234.08亿元、218.81亿元、264.09亿元,可见2016年消费税收入为最小值,与基期年份比值为209.48亿元/230.13亿元=91.02%。其余省份均采用上述计算方法,其中黑龙江省比值最低为82.71%,作为调整基期消费税收入存量基数的固定比例。

综上所述,消费税收入增量下划具体方案如下:

每年上解中央消费税收入=各省份2015年消费税收入×82.71%

每年各地区消费税增量分享额=消费地原则下各地区消费税收入-上解中央消费税收入

模拟结果如表2所示。

表2 消费税收入增量下划地方数据模拟

省份	存量(归属中央)	增量(归属地方)			
		2016年	2017年	2018年	2019年
北京	190.34	19.14	43.74	28.47	73.76
天津	133.64	8.18	18.18	32.33	39.79
河北	346.85	88.25	93.03	123.17	157.12
山西	213.37	40.16	54.84	66.96	90.74
内蒙古	193.84	31.09	38.50	32.61	76.17
辽宁	368.09	25.22	12.69	27.07	88.64
吉林	147.30	17.68	25.48	32.50	51.49
黑龙江	183.64	8.07	34.50	36.79	62.18
上海	251.74	75.52	102.64	99.75	132.42
江苏	569.46	107.63	206.48	242.94	275.58
浙江	647.44	117.52	142.01	185.58	268.48
安徽	368.43	71.04	92.00	111.33	156.04
福建	294.75	56.86	101.71	130.81	144.71
江西	264.38	41.99	62.08	84.85	107.32
山东	811.88	181.89	210.50	96.71	171.18
河南	540.44	81.43	104.76	139.27	205.21
湖北	395.71	60.92	118.22	101.31	164.08
湖南	404.83	122.89	134.95	164.11	212.84

续前表

省份	存量(归属中央)	增量(归属地方)			
		2016年	2017年	2018年	2019年
广东	762.41	301.50	430.58	217.18	524.26
广西	254.32	50.03	63.87	54.22	110.47
海南	81.65	19.46	23.62	30.28	40.85
重庆	196.58	42.94	76.57	105.17	98.19
四川	520.88	39.59	109.04	143.86	174.28
贵州	225.32	97.37	104.69	118.01	146.68
云南	302.72	65.39	72.83	96.14	135.68
西藏	16.34	6.20	8.94	8.38	12.36
陕西	251.14	31.04	42.40	33.11	95.04
甘肃	126.29	24.93	39.42	45.24	55.88
青海	42.15	8.87	12.14	12.40	17.68
宁夏	49.08	8.79	11.02	8.82	15.39
新疆	139.52	47.74	52.82	60.14	69.63

数据来源:根据《中国税务年鉴》(2020)、《中国烟草年鉴》(2020)、《中国食品工业年鉴》(2020)、《中国能源统计年鉴》(2020)、《中国汽车市场年鉴》(2020)、《中国工业统计年鉴》(2020)、国家统计局、中商情报网、中商产业研究院网站等来源公布的数据整理计算得到。

(二)按消费地原则全部下划各省份消费税收入数值模拟

国发〔2019〕21号文提出了健全地方税体系的改革要求,拓展地方收入来源成为改革目标,明确了征税环节后移和调整收入划分的改革方向。消费税下划地方肩负弥补地方财政收支缺口、缓解地方财政运行困难及健全地方税体系的重要职责^①。目前,烟、酒、油、车四大税目贡献了99%的消费税收入,为实现改革目标,在消费税尚未“扩围增负”的情况下^②,四大税目或全部或部分稳步下划将是大势所趋。在改革初期,增量下划的模式符合征管可控,维稳央地财政分配关系的现实需求。改革中长期,基于前文增量下划方案假设,上解中央的消费税收入以基期年份的基数存量固定,不随消费税收入增长而变化,可预见地方留存消费税收入占总消费税收入比重将逐年增长,最终接近消费税收入全部下划的改革效果。因此,本文假设烟、酒、油、车四大税目按消费地原则全部下划地方,模拟消费税改革的中长期效应,如表3测算。

① 国发〔2019〕21号明确提出消费税下划地方的改革原则是:稳步推进健全地方税体系改革。适时调整完善地方税制,培育壮大地方税税源,将部分条件成熟的中央税种作为地方收入,增强地方应对更大规模减税降费的能力。

② 从《中华人民共和国消费税法(征求意见稿)》可以看到,消费税法在总体上采取了制度平移和税负平移的做法,预计短期内消费税法制将不会有大的“动静”。

表3 按消费地原则全部下划各省份消费税收入数据模拟

省份	消费地原则下地区消费税分布				
	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年
北京	230.13	209.48	234.08	218.81	264.09
天津	161.58	141.82	151.82	165.97	173.43
河北	419.36	435.10	439.88	470.03	503.97
山西	257.97	253.53	268.21	280.32	304.11
内蒙古	234.36	224.93	232.34	226.45	270.01
辽宁	445.04	393.31	380.79	395.16	456.74
吉林	178.09	164.98	172.78	179.80	198.79
黑龙江	222.03	191.71	218.14	220.44	245.83
上海	304.37	327.27	354.38	351.49	384.16
江苏	688.50	677.09	775.94	812.40	845.04
浙江	782.78	764.96	789.46	833.02	915.92
安徽	445.45	439.47	460.43	479.76	524.47
福建	356.36	351.60	396.45	425.56	439.46
江西	319.64	306.37	326.46	349.22	371.69
山东	981.60	993.77	1022.38	908.59	983.06
河南	653.42	621.87	645.20	679.71	745.65
湖北	478.43	456.63	513.93	497.02	559.79
湖南	489.46	527.72	539.78	568.94	617.67
广东	921.78	1 063.91	1 192.98	979.59	1 286.66
广西	307.48	304.35	318.19	308.53	364.78
海南	98.72	101.11	105.27	111.93	122.50
重庆	237.68	239.53	273.16	301.75	294.78
四川	629.77	560.47	629.92	664.74	695.16
贵州	272.42	322.69	330.00	343.32	371.99
云南	366.00	368.11	375.55	398.86	438.40
西藏	19.75	22.54	25.27	24.72	28.70
陕西	303.64	282.18	293.54	284.25	346.18
甘肃	152.69	151.22	165.71	171.53	182.17
青海	50.96	51.02	54.29	54.55	59.83
宁夏	59.34	57.87	60.10	57.90	64.47
新疆	168.68	187.25	192.34	199.66	209.15

数据来源：同表2。

四、消费税下划地方的财力分配效应测算分析

(一) 央地纵向财力分配效应：地方财力缺口缩减率测算

在经济下行背景下，为刺激我国市场主体活力，近年来国家全面推行减税降费措施，2019年我国减

税降费规模超过2万亿元，2020年全年新增减税降费规模超过2.5万亿元。大规模、持续性的减税降费带来当期的直接效应是地方政府收入的减少，地方事权的扩大又导致地方政府支出责任增大，由此造成地方收支失衡状况更加严峻，地方财政缺口不断扩大。消费税下划地方改革拓宽了地方收入渠道，增加了地方财政收入，理论上，有助于地方财政收支压力的缓解，本文将通过地方财政缺口缩减率进行具体测度分析。

$$\text{地方财政缺口缩减率} = \frac{\text{下划地方的消费税收入}}{\text{地方财政支出} - \text{地方财政收入}} \times 100\%$$

1. 改革初期：对地方财政缺口弥补作用微弱。

在改革初期，各省级地区获得的销售环节消费税收入体量有限，对地方财政缺口弥补作用较小。如表4所示，从全国层面来看，即便经过2016年、2017年、2018年三年的增量累积，地方分享得到的消费税收入数额仍然较少，仅可弥补3.87%的地方财政缺口。具体到地方，各省份地方财政缺口缩减率出现明显分层且两极化趋势明显。与对各地的增收效应有所不同的是，消费税下划地方后上海、广东、浙江、江苏这些发达地区的财政缺口缩减程度更加突出，而增收效应更加明显的欠发达地区财政缺口缩减率却反而较小。鉴于上海地方财政支出自给率全国最高，广东消费税增量收入居于全国首位，两省份在增量下划的改革模式下财政缺口弥补率最高，江苏、浙江、福建三省消费税增量收入分列全国第二位、第三位和第十二位，财政自给率亦处全国前列，三省在改革中平均每年可缩减5%以上的地方财政缺口，紧随上海、广东之后。其余省份财政缺口缩减率均值均在5%以下，青海、西藏两省财政缺口缩减率甚至在1%以下。

表4 增量下划模式下地方财政缺口缩减率

省份	2016年	2017年	2018年	2019年	均值
上海	14.73%	11.34%	8.02%	13.06%	11.79%
广东	9.87%	11.58%	5.99%	11.29%	9.68%
浙江	7.03%	8.23%	9.14%	8.94%	8.33%
江苏	5.78%	8.43%	8.03%	7.31%	7.39%
福建	3.51%	5.42%	7.17%	7.15%	5.81%
山东	6.28%	6.66%	2.67%	4.06%	4.92%
湖南	3.37%	3.28%	3.55%	4.23%	3.61%

续前表

省份	2016年	2017年	2018年	2019年	均值
重庆	2.42%	3.67%	4.62%	3.62%	3.58%
贵州	3.60%	3.49%	3.57%	3.51%	3.54%
海南	2.63%	3.07%	3.23%	3.91%	3.21%
山西	2.15%	2.90%	3.36%	3.84%	3.06%
安徽	2.49%	2.71%	3.16%	3.71%	3.02%
河北	2.76%	2.73%	2.92%	3.44%	2.96%
湖北	1.83%	3.33%	2.56%	3.58%	2.83%
北京	1.44%	3.14%	1.69%	4.64%	2.73%
河南	1.89%	2.18%	2.55%	3.35%	2.49%
天津	0.84%	1.87%	3.24%	3.47%	2.36%
江西	1.70%	2.17%	2.58%	2.75%	2.30%
云南	2.04%	1.90%	2.36%	2.89%	2.30%
四川	0.86%	2.13%	2.48%	2.78%	2.06%
广西	1.73%	1.94%	1.49%	2.73%	1.98%
新疆	1.68%	1.67%	1.73%	1.86%	1.73%
陕西	1.21%	1.50%	1.08%	2.77%	1.64%
内蒙古	1.25%	1.36%	1.10%	2.50%	1.55%
甘肃	1.05%	1.58%	1.56%	1.80%	1.50%
辽宁	1.06%	0.51%	0.99%	2.87%	1.36%
吉林	0.76%	1.01%	1.28%	1.83%	1.22%
宁夏	1.01%	1.15%	0.90%	1.52%	1.15%
黑龙江	0.26%	1.02%	1.08%	1.66%	1.01%
青海	0.69%	0.95%	0.90%	1.12%	0.91%
西藏	0.43%	0.60%	0.48%	0.63%	0.54%
全国	2.60%	3.23%	2.96%	3.87%	3.16%

数据来源：同表2。

2. 改革中长期：有效缓解地方收支矛盾，发达地区效果显著。

以2015—2019年平均数据为例，如表5所示，从全国层面来看，可支撑14.02%的地方财政缺口。这说明在经过增量收入累积后，改革中后期的消费税总体上有潜力化解地方财政风险，保障地方财政平稳

运行，能有效帮助地方政府应对经济下行与减税降费带来的财政收入增长放缓甚至减少的压力，对地方财力支撑效应明显。

具体到地方，有近1/5（6个）的省份分得的消费税可弥补20%以上的财政缺口，均为经济发达地区，如上海、浙江、广东、江苏、山东、福建。这些省份消费水平较高，获得了数额不菲的消费税收入，并且，得益于原本就较小的财政缺口，缩减效果极为显著，财政状况获得较大改善。另有以中部省份为主的16个省份地方财政缺口缩减比例在10%~20%之间，除广西、云南、山西外，多数地方财政收入处于全国中上游的省份，如安徽、辽宁、天津、湖南、湖北等。但其原地方财政缺口数额亦处于全国中上游水平，属于财政收支矛盾较大的地区，如四川、河南、湖南、湖北、河北、安徽，财政缺口数额分别位处全国第一、第二、第三、第五、第七、第八位。消费税下划地方后，这些省份大多能弥补13%左右的地方财政缺口，在本次改革中受益较为均衡。云南地方财政缺口缩减率平均仅为10.10%，但考虑到其位列全国第四、平均高达3743.06亿元的地方财政缺口，其地方财政压力已得到较大缓解。其余9个省份财政缺口缩减率在10%以下，与改革初期情况类似，以经济欠发达地区为主，这些省份地方政府或是组织财政收入的能力较弱，地方财政收入与支出难以匹配。如黑龙江、新疆两省，两省地方财政缺口数额分列第十位、第十二位，面对巨大的地方财政缺口数额，两省分得的消费税收入难有作为，仅能弥补6.42%、6.00%的地方财政缺口。或是受制于地区消费水平、规模或人口数量，地区消费水平较低，可分得的消费税收入较少，如西藏、青海、宁夏三省可分得的消费税收入均不足百亿，对缩小当地财政缺口的效用微乎其微，西藏所分得的消费税收入甚至仅能缩小1.54%左右的地方财政缺口。

表5 销售环节消费税全部下划地方后地方财政缺口缩减率

省份	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	均值
财政缺口缩减率大于20%						
上海	45.29%	63.82%	39.14%	28.27%	37.88%	42.28%
浙江	42.63%	45.74%	45.74%	41.01%	30.49%	40.74%
广东	26.63%	34.82%	32.09%	27.03%	27.71%	30.41%
江苏	41.50%	36.39%	31.68%	26.84%	22.41%	29.33%

续前表

省份	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	均值
山东	36.08%	34.33%	32.36%	25.13%	23.33%	28.79%
福建	24.45%	21.70%	21.14%	23.31%	21.70%	21.96%
财政缺口缩减率在10%~20%之间						
北京	22.70%	15.80%	16.80%	12.98%	16.60%	15.54%
天津	28.59%	14.53%	15.62%	16.65%	15.14%	15.49%
辽宁	18.90%	16.55%	15.31%	14.52%	14.77%	15.29%
安徽	16.00%	15.42%	13.58%	13.62%	12.46%	13.77%
山西	14.49%	13.54%	14.20%	14.08%	12.87%	13.67%
湖北	15.30%	13.75%	14.47%	12.58%	12.22%	13.25%
河南	17.27%	14.46%	13.42%	12.47%	12.18%	13.13%
湖南	15.23%	14.49%	13.13%	12.32%	12.29%	13.06%
海南	16.14%	13.68%	13.67%	11.92%	11.73%	12.75%
重庆	14.52%	13.50%	13.11%	13.26%	10.87%	12.68%
河北	14.06%	13.60%	12.92%	11.16%	11.03%	12.18%
四川	15.20%	12.13%	12.31%	11.47%	11.07%	11.75%
江西	14.23%	12.42%	11.40%	10.60%	9.53%	10.99%
贵州	11.18%	11.95%	11.00%	10.39%	8.90%	10.56%
陕西	13.11%	11.04%	10.39%	9.29%	10.09%	10.20%
云南	12.60%	11.48%	9.81%	9.77%	9.33%	10.10%
财政缺口缩减率小于10%						
广西	12.06%	10.55%	9.66%	8.50%	9.03%	9.44%
内蒙古	10.24%	9.01%	8.22%	7.61%	8.88%	8.43%
吉林	8.96%	7.10%	6.87%	7.05%	7.06%	7.02%
黑龙江	7.78%	6.23%	6.42%	6.49%	6.56%	6.42%
宁夏	7.76%	6.68%	6.29%	5.89%	6.35%	6.30%
甘肃	6.90%	6.40%	6.66%	5.91%	5.87%	6.21%
新疆	6.82%	6.60%	6.07%	5.74%	5.60%	6.00%
青海	4.08%	3.97%	4.23%	3.97%	3.78%	3.99%
西藏	1.59%	1.57%	1.69%	1.42%	1.46%	1.54%
全国	16.69%	15.31%	14.60%	13.25%	12.92%	14.02%

数据来源：同表2。

综上所述，消费下划改革对经济发达地区地方财政缺口的弥补程度远好于经济欠发达地区。结合前文分析，我们可以发现，虽然如西藏、青海等财力薄弱

地区在获得消费税增量收入后税收增收效应明显，税收增收率居全国前列，但其前提为这些地区原地方财政收入数额较小。实际上，面对巨大的地方收支差额，

这些省份分得的消费税收入数额较小,难有作为,对填补地方财政缺口,平衡地方财政的效用十分微弱。而如上海、广东等地方财力雄厚地区,虽然地方税收增收效果有限,但鉴于原地方财政收入数额庞大并位于全国前列,其分享得到的消费税增量收入数额较大,在原地方财政缺口数额较小的前提下,地方财政缺口缩减效果极为显著。消费税下划地方改革虽然在扩展欠发达地区税收增收能力上效果显著,在财政增收潜力上缩小了省级差距,在缩减地方财政缺口,缓解地方财政压力方面,区域均衡程度有所欠缺。

(二) 区域财力横向分配效应评估:省际税收流入流出的测算

消费税征收环节由生产环节后移至批发和零售环节后,各地区消费税税收收入呈现不同的变化趋势,改革促使各地区财力重新分配。征税环节的后移除了影响到消费税收入自身分配格局,还会涉及原应税品生产地的增值税、城建税、教育费附加和地方教育费附加等地方收入的变化。消费税是价内税,征税环节后移必然会减少生产环节增值税的计税依据,由此导致生产地增值税相应减少。由于城建税、教育费附加和地方教育费附加是以增值税和消费税为税基,生产地增值税和消费税减少同时又会引发上述“城、教、地”收入的减少^①。考虑到应税消费品的生产规模和消费规模在不同省份有着显著差异,各省预计会产生部分税收收入的流入或流出(许文,2020^[4];唐明等,2020^[2])。

1. 省际税收流入流出数额测度。

由于消费税改革初期各省份分得的消费税增量收入较少,相应的税收流入流出数额也较小,异质效应并不明显。因此,本文以2019年消费税按消费地原则全部划归地方政府数据模拟消费税改革中长期阶段各省份分得的消费税收入,并与生产地原则下各省分得消费税收入进行对比,评估省际消费税收入流入流出情况,具体测算公式如下:

各省份消费税税收收入变化=消费地原则下各省份消费税税收收入-生产地原则下各省份消费税税收收入 (1)

各省份增值税税收收入变化=各省份消费税税收收入变化×增值税税率×地方分成比例 (2)

各省份教育费附加和地方教育费附加收入变化=(各省份增值税税收收入变化+各省份消费税税收收入变化)×(3%+2%) (3)

各省份城市维护建设税税收收入变化=(各省份增值税税收收入变化+各省份消费税税收收入变化)×(各省份重点税源企业消费税收入/各省份消费税收入)×7%+(各省份增值税税收收入变化+各省份消费税税收收入变化)×(1-各省份重点税源企业消费税收入/各省份消费税收入)×5%^② (4)

各省份税收流入/流出数额=各省份消费税税收收入变化+各省份增值税税收收入变化+各省份教育费附加和地方教育费附加收入变化+各省份城市维护建设税税收收入变化 (5)

若数值为正即代表存在税收流入,若数值为负则代表有税收流出。

2. 区域财力横向分配效应的异质性分析。

为在效应评估过程中体现地区间的差异性,本文将2015—2019年各省份两种原则下可分得的消费税收入按数额大小进行排序,五年内有三年以上时间在生产地原则下分得的消费税收入位列全国前十位则为生产大省,相应地在消费地原则下分得的消费税收入位列全国前十位即为消费大省,其余省份则既不是生产大省亦不是消费大省。据此,本文将各省级地区分为四类:第一类,既是生产大省同是消费大省,包括山东、广东、浙江、江苏、湖南、湖北六个省份;第二类,生产大省但不是消费大省,包括云南、上海、辽宁、四川四个省份;第三类,消费大省但不是生产大省,包括安徽、河北、河南三个省份;第四类,消费、生产均衡省份,包括广西、陕西、福建、吉林、贵州、江西、北京、天津、重庆、山西、西藏、青海、宁夏、新疆、内蒙古、海南、甘肃、黑龙江十八个省份。

(1) 生产大省同时是消费大省:整体受益但受益程度存在差别。据表6所示,消费税征税环节后移至零售环节致使8个省份成为税收流出地,其余23

① 2009年成品油税费改革时,曾规定因为消费税税额提高带来的增值税和“城、教、地”收入的提高作为中央税收收入,详见《关于实施成品油价格和税费改革有关预算管理问题的通知》(财预〔2008〕479号)。

② 由于无法分城区、县城、其他地区归纳消费税与增值税收入,以集中于市区的重点税源企业消费税收入占全省消费税收入的比例确定分属城区的城市维护建设税收入。根据2019年消费税相关数据,占比5.37%的重点税源企业缴纳了96.58%的消费税税额,重点税源企业一般都位于市区,因而在估计城市维护建设税的增收差值时税率适用7%,其他则适用5%。

个省份均存在税收流入，大部分省份在后移征税环节的改革中获益。分类别来看，第一类省份既是生产大省同时是消费大省，虽在两种分配原则下均是消费税改革的最大获益者，但受益程度存在较大差别。如广东、浙江、江苏、四川、湖南在消费地原则下获得的消费税收入远多于生产地原则下获得的，分别是生产地原则下消费税收入的1.64倍、1.56倍、1.51倍、1.52倍和1.21倍，其中广东省受益最为明显，直接、间接税收流入高达635.61亿元。对于这些省份，直接增加的消费税收入与因征税环节变动而间接流入税额可较生产地原则下多弥补13.69%、13.92%、9.62%、4.8%、2.67%的地方财政缺口。四川、湖南两省地方财政缺口缩减程度较小，主要因为两省财政缺口数额分列全国第一位和第三位，实际上两省财政状况已有较大改善。而湖北、山东两省虽是消费大省，但仍存在大量税收流出，这是因为湖北、山东是重要的卷烟、成品油生产基地，两省对应税消费品的生产能力远大于对应税产品的消费能力。山东流出税收数额高达344.07亿元，仅次于云南，在消费税原则下可弥补的地方财政缺口较生产地原则下减少了8.17%。湖北税收流出数额为170亿元，消费地原则下所分得的消费税收入仅为生产地原则下的八成。同时湖北、山东财政缺口数额分列全国第五位和第九位，巨大的财政压力必会使两省对税收的流出感到不满。

(2) 生产大省但不是消费大省：在本轮改革中将明显受损。第二类省份为生产大省但不是消费大省，如云南、上海、辽宁，分别是卷烟生产批发、汽车制造、成品油制造的重要区域，一旦转变征收环节，上海受制于人口基数较小，云南、辽宁因居民收入水平较低，限制了消费规模与消费能力的增长，三省在消费地原则下所分得的消费税收入远低于生产环节。其中，云南税收流出数额最大，直接并间接流出税额383.78亿元，占生产地原则下消费税收入的五成，占当年地方政府财政收入的18%，可弥补的财政缺口较生产地原则下下降8.17%。上海紧随其后，后移征税环节致使消费税收入较生产地原则下减少四成，减少的税额原可弥补25.24%的地方财政缺口。上海由于财政收支差额较小，财政自给率位列全国第一，对消费税改革引致的税收流出抵触情绪存在缓和的可能性。而对于云南，较低的消费水平使其

无法如山东、湖北两省在消费地原则下仍获得数额不菲的消费税收入，其在消费地原则下所分享的消费税收入远低于生产地原则下所分享的。因此，巨大的财政平衡压力和收入饥渴将使得这类省份对于消费税的外溢将感到不满，预计会挫伤其改革的积极性。

(3) 消费大省但不是生产大省：改革受益显著，坚定支持改革。反观第三类省份，均是消费大省但不是生产大省，如河南、安徽、河北，消费税征税环节后移对于这些省份是重大利好。如表6所示，较生产地原则，这些省份在消费地原则下可多分享489.24亿元、249.6亿元、244.67亿元的消费税收入，占生产地原则下消费税收入的136.68%、76.38%、78.81%，直接和间接流入的税额占当年地方政府财政收入均在8%以上，其中河南省为12.1%，地方财政缺口缩减幅度大幅上升，分别为7.99%、5.93%、5.35%。结合第二类省份、第三类省份以及第一类省份中的山东、湖北，我们可以发现，除上海、辽宁外，河南、云南、湖北、河北、安徽等省份的财政收支差额均排在全国前列，分列第二位、第四位、第五位、第七位、第八位、第九位。对于第三类省份，消费税改革在后移征税环节增加其附加税收入的同时，还会因收入分享制度带来其税收收入的大幅增加，极大扩展了地方政府财政收入来源，缓解了财政收支不平衡带来的压力，这些省份将成为改革最坚定的支持者。

(4) 消费与生产均衡省份：财政改善但仍有差距。第四类省份，除宁夏、甘肃、吉林外，以税收流入地为主。与辽宁类似，吉林受制于居民数量与消费水平，消费地原则下获得的消费税收入较低，税收流出额为80.1亿元。宁夏、甘肃两省则在两种原则下消费税收入差距较小，税收流出额较少。而如山西、江西、内蒙古、福建、贵州、重庆、北京、黑龙江等省份均存在较多的税收流入，这些地区受制于人口数量、消费水平等因素消费规模较小，但仍远强于对应税消费品的生产能力，如山西在生产地原则下可分得的消费税收入不足百亿元，而在消费地原则下可分得304亿元。因此，可以看出消费税后移征收环节并按消费地原则下划地方，有利于收入的均衡分配，避免生产地原则下部分省份消费税收入过低的极端现象，利于让绝大部分省份享受改革红利。

表6 后移征收环节后各省份消费税收收入变化 单位:亿元

省份	直接影响			间接影响			
	消费地原则下 各省份消费税收收入	生产地原则下 各省份消费税收收入	各省份消费税 税收收入变化	增值税税收 收入变化	教育费附加和 地方教育费 附加收入变化	城市维护建设 税收收入变化	各省份税收 流入/流入 数额 [†]
生产大省同是消费大省							
广东	1 286.66	782.17	504.49	65.58	28.50	37.03	635.61
浙江	915.92	585.26	330.66	42.99	18.68	25.79	418.12
江苏	845.04	558.52	286.52	37.25	16.19	22.66	362.62
四川	695.16	456.79	238.37	30.99	13.47	18.38	301.20
湖南	617.67	511.34	106.33	13.82	6.01	8.28	134.44
湖北	559.79	694.90	-135.11	-17.56	-7.63	-10.54	-170.85
山东	983.06	1 255.29	-272.23	-35.39	-15.38	-21.06	-344.07
生产大省但不是消费大省							
云南	438.40	741.79	-303.40	-39.44	-17.14	-23.80	-383.78
上海	384.16	587.35	-203.19	-26.41	-11.48	-14.91	-256.00
辽宁	456.74	552.99	-96.25	-12.51	-5.44	-7.37	-121.57
消费大省但不是生产大省							
河南	745.65	357.94	387.72	50.40	21.91	29.21	489.24
安徽	524.47	326.79	197.68	25.70	11.17	15.04	249.60
河北	503.97	310.45	193.52	25.16	10.93	15.06	244.67
既不是消费大省也不是生产大省							
山西	304.11	69.57	234.54	30.49	13.25	18.29	296.57
江西	371.69	204.52	167.18	21.73	9.45	13.22	211.58
内蒙古	270.01	108.29	161.72	21.02	9.14	12.79	204.67
福建	439.46	280.11	159.35	20.72	9.00	12.60	201.67
贵州	371.99	215.65	156.34	20.32	8.83	12.18	197.67
重庆	294.78	154.07	140.71	18.29	7.95	10.72	177.67
北京	264.09	184.47	79.62	10.35	4.50	6.22	100.69
黑龙江	245.83	177.01	68.82	8.95	3.89	5.27	86.93
青海	59.83	20.83	38.99	5.07	2.20	3.09	49.35
广西	364.78	332.04	32.74	4.26	1.85	2.57	41.41
陕西	346.18	320.17	26.01	3.38	1.47	2.06	32.92
西藏	28.70	4.40	24.30	3.16	1.37	1.87	30.70
海南	122.50	99.08	23.42	3.04	1.32	1.85	29.63
新疆	209.15	189.60	19.55	2.54	1.10	1.53	24.73
天津	173.43	159.53	13.91	1.81	0.79	0.94	17.44
宁夏	64.47	74.42	-9.94	-1.29	-0.56	-0.79	-12.58
甘肃	182.17	199.00	-16.83	-2.19	-0.95	-1.27	-21.25
吉林	198.79	262.09	-63.30	-8.23	-3.58	-4.99	-80.10

注: † 各省税收流入/流入数额=消费税收收入变动数额+增值税收入变动数额+教育费附加收入变动数额+城市维护建设税收入变动数额。
数据来源: 同表2。

综合来看,后移征税环节并下划地方的基准方案对地方财政总体上是重大利好,但具体到各个地区,受益程度则存在较大差异。一是消费税收入仍集中在少数发达省份,有可能引发新的区域不平衡。例如,消费税改革前期增量分享模式下,2015—2019年均排名第一的广东分得消费税收入占全国国内消费税收入近17%,约是西藏所获消费税收入的45倍。二是部分生产大省利益受损。这是因为生产大省在消费地原则下能分享到的消费税收入往往少于生产地原则的分享额,同时还伴随着城建税和教育费附加等地方附加收入的流出,相比消费大省和均衡省份来说,其改革利益受到损害。例如,财政缺口位列第四的云南省,以2019年数据为例,如按生产地原则划分消费税收入,可分得744.64亿元,较消费地原则多出69%,可多弥补8%左右的财政缺口。

五、结论及政策启示

消费税改革既是税制改革,也关系到国家治理现代化顶层架构内的现代财税体制改革,其实质是分配关系和分配格局的调整,是央地收入划分和地方税法体系改革的核心范畴,亟需税收制度与财税体制的联动改革(赵术高,2019^[3];张德勇,2021^[18])。现行消费税存在区域税源结构失衡及差异固化的突出问题,各省份应税消费品的生产规模和消费规模也存在显著差异,可以预见消费税下划地方不仅会打破现有地域间财力分配的相对平衡,而且会引发新的利益不均衡。“触动利益比触及灵魂还难”,改革政策的实际出台受多方利益博弈的影响。国发〔2019〕21号文提出的仅按消费指数的单一的分配标准不足以实现多项改革目标,应充分预估改革中利益冲突,通过收入分享机制优化设计予以防范和化解(唐明和卢睿,2020^[1];许文,2020^[4])。

第一,确定“定基数、调增量”的央地分享合理区间。消费税下划地方能在多大程度发挥地方财力

增长效应将主要取决于消费税调节职能和收入职能的兼顾,后移征税环节的税目以及“定基数+调增量”央地收入分享模式的确定。从健全地方税体系和培育地方新经济税源增长点出发,按税目分步有序后移征收环节,合理选择征税范围、税率和改革时机,有效地实现消费税“扩围增负”,实现调节与收入功能并重的“双赢”(许文,2020^[4])。从调动“两个积极性”出发,确定“定基数、调增量”的央地分享合理区间,确保改革初期央地财力格局稳定,增量部分向地方倾斜。谨慎选择改革的基期年份和上缴中央的存量基数(谢贞发等,2020^[12]),合理设计下划地方的增量部分稳定增长机制^①,以使得在房地产税等其他地方税尚未成熟的条件下发挥消费税在地方税法体系构建的“领头雁”作用。

第二,消费税省际横向分配宜采用综合因素原则。国发〔2019〕21号改革方案提出征税环节后移下划地方,但单一的消费地原则收入分享方案会因为地区间人口规模、收入水平、边际消费倾向、消费结构和消费习惯等因素引发消费税收入分布区域差异,导致消费税分配集中于经济发达、消费水平高的地区,从而引发新的区域税源不均以及应税品产销地财政利益冲突等各种问题。消费税下划地方改革的目标是健全地方税法体系、拓宽地方收入来源,对区域均衡、财力协调方面有着更为严格的要求,以单一消费地原则下划消费税将存在若干短板。基于国情结合他国镜鉴^②,提出具体优化目标:一是保持按消费地原则划分在效率方面的优势,尽量不挫伤主要税源地(消费大省)的积极性。二是要兼顾公平,对弱势省份给予扶持。对经济落后省份倾斜税收资源,强化消费税下划对其财政缺口的支撑作用。三是对部分生产大省因改革受到的损失给予一定的补偿。在上述目标基础上提出具体优化策略:首先,消费大省作为消费税收入的主要贡献省份,需保证其积极性。以消费指

① 如本文论证,避免部分省份出现保基数的现象,本文以各省份后续消费税收入增量负数最大年份的消费税收入与基数年份消费税收入的比值,对初始基数进行调整,核定消费税收入存量基数,其中黑龙江省比值最低为82.71%,作为调整基期消费税收入存量基数的固定比例。本文的测算思路可为改革实践提供决策参考。

② 将消费税纳入地方税收的国家,最重要的问题是如何在央地及地方政府之间分配消费税收入。国际上开征地方消费税的国家很多,但由于改革的背景、改革目的以及国家体制、税收制度不同,其分享机制存在一定差异。具体可分为三大类:第一类是按征税环节来划分收入,往往是生产环节征收的消费税归中央政府,批发和零售环节征收的消费税归地方政府;第二类强调消费税受益原则和税收效率原则,以各地区消费指数为主要依据进行分配,再辅以人口数量、经济发展水平等公平性指标,作为平衡地区间税收收入分配的工具;第三类是摒弃消费指数,只关注公平,选取地方财政状况、人口数量作为分配税收收入的指标。由于我国消费税原则上实行单一环节课税,第一类按环节分享的模式不太适用我国。第三类只关注公平的分享模式也不适用我国,第二类兼顾效率与公平的综合因素较为适宜我国(唐明和卢睿,2020^[18])。

数为主要分配指标,赋予较大权重,既能调动消费大省改革的积极性,也更符合消费税收入分享的受益性原则。其次,为扶持消费弱势省份和补偿应税品生产大省,可引入公平性因素作为次要分配指标,进行均衡设计。考虑到消费弱势省份与应税品生产大省或财政缺口较大或人口众多,可将人口数量与财政缺口作为公平指标,纳入消费税收入分享规则。基于各种目标考虑,建议采用综合因素原则,纳入消费指数、人口数量^①和财政缺口^②三种指标,其中消费指数、人口数量和财政缺口在分配时的权重可根据改革目标予以灵活确定(唐明和卢睿,2020^[17])。

第三,构建消费税收入区域财力协调机制。由于各省份应税消费品的生产规模和消费规模存在显著差异,可以预见消费税下划地方不仅会打破现有地域间财力分配的相对平衡,而且会引发新的不均衡,应重视和解决改革过程中可能带来生产地与消费地之间的

财政利益调整问题(许文,2020^[4];唐明等,2020^[2])。而且,消费税下划地方对地方财力缺口的支撑效应,存在富裕省份效果显著、经济落后省份效果较弱的现象。从平滑改革阻力出发,针对征税环节后移改革中财政利益将明显受损的云南、湖北和上海等省份,中央政府可通过从上解收入中留取部分资金或者从消费税地方增量收入增长较快的省份提取部分资金、建立区域消费税收入协调基金,专门用于补助改革受损的生产大省以及消费税收入增长缓慢、地方留存增量收入较少的省份,以均衡区域消费税收入分配,缓解地区财力严重失衡的状况。以构建区域消费税收入协调基金为契机,根据征税环节后移改革对各省份的异质性影响,围绕财政支出责任划分及转移支付机制改革,着手构建区域财力协调机制,以缓解地区间财力悬殊和利益冲突(谢贞发等,2020^[12];杨晓妹等,2020^[1])。

参考文献

- [1] 杨晓妹,唐金萍,王有兴. 消费税改革与地方财力均衡——基于后移征收环节与调整收入划分的双重视角分析[J]. 财政研究, 2020(10): 89-101.
- [2] 唐明,王亚男,卢睿. 消费税下划地方改革的财政激励效应分析[J]. 湖南财政经济学院学报, 2020(3): 96-104.
- [3] 赵术高. 财税分配格局调整下的消费税改革辨析[J]. 东北财经大学学报, 2019(6): 3-11.
- [4] 许文. 消费税立法后的改革展望:功能定位、制度优化与多元协调[J]. 地方财政研究, 2020(2): 4-9.
- [5] 欧阳天健. 央地之间消费税分配体系重构[J]. 财经问题研究, 2019(1): 84-91.
- [6] 张学诞. 基于共享税视角下我国消费税制度改革的思考[J]. 国际税收, 2018(11): 54-57.
- [7] 储德银,韩一多,姚巧燕. 从收入分享视角看我国消费税改革[J]. 税务研究, 2015(4): 42-46.
- [8] 国家税务总局税收科学研究所课题组,靳东升,龚辉文,李平. 消费税征收环节及收入归属的国际比较研究与借鉴[J]. 国际税收, 2015(5): 6-10.
- [9] 尹音频,张莹. 消费税能够担当地方税主体税种吗?[J]. 税务研究, 2014(5): 27-31.
- [10] 张学诞,许文,梁季,施文泼,陈龙. 消费税改革研究:基于共享税的考虑[J]. 财政科学, 2017(12): 66-89.
- [11] 郝晓薇,黄登辉. “营改增”背景下基于中央地方共享税定位的消费税改革探析[J]. 当代经济管理, 2015(6): 75-78.
- [12] 谢贞发,夏宁璐,吴惠萍. 消费税向地方税转型的改革研究[J]. 税务研究, 2020(6): 56-63.
- [13] 孟莹莹. 基于地方主体税种重构的消费税改革展望[J]. 经济纵横, 2016(8): 105-109.
- [14] 闫坤,张鹏. 现代化经济体系导向下的消费税改革[J]. 税务研究, 2019(3): 3-9.
- [15] 蒋云赞,钟媛媛. 消费税收入归属对地方财政收入均衡性的影响[J]. 税务研究, 2018(7): 35-41.
- [16] 李建军,屈丁林. 中国消费税零售环节征收测算、地区分布及收入划分[J]. 地方财政研究, 2020(2): 10-18.
- [17] 唐明,卢睿. 消费税下划地方改革的政策效应及分享方案设计——基于数值模拟[J]. 财贸研究, 2020(6): 68-84.
- [18] 张德勇. 加快构建新发展格局的消费税改革探讨[J]. 税务研究, 2021(4): 64-69.

(责任编辑:孙亦军 张安平)

① 从国际上看,人口与财政状况亦是各国设计消费税分享规则时普遍纳入的因素。人口数量与地方财政紧密相连,且易于取得、容易量化,将人口因素纳入消费税收入分享规则,将十分有利于均衡消费税收入分配。

② 考虑到消费税下划地方对欠发达财政困难省份地方财力缺口的支撑效应较弱的现实情况,强化地方财政缺口在消费税收入分配的影响,符合缓解地方财政压力的改革目标,也将有助于消费税收入分配遵循事权与财权相匹配的原则。

保险公司的角色及影响因素分析

——基于投资风险引致系统性风险的过程

The Roles and Influence Factors of Insurance Companies: In the Process of Systemic Risk Resulting from Investment Risk

邹奕格 粟芳

ZOU Yi-ge SU Fang

[摘要] 随着保险公司的投资规模扩大, 保险资金运用的投资风险引致行业系统性风险的可能性也逐渐增大。根据风险贡献和风险敞口的大小, 保险公司在投资风险引致系统性风险的过程中扮演着系统重要性机构或脆弱性机构的角色。本文基于共同资产网络模型, 构造出度量保险公司的系统重要性和系统脆弱性、以及保险公司间传染性的方法。根据模型推导结果, 保险公司的资产规模、杠杆和关联性是影响保险公司具有不同角色和不同传染关系的关键因素。笔者通过k均值聚类分箱和Gini系数, 利用现实保险公司经营数据进行了实证验证。揭示出资产规模和杠杆分别是导致保险公司具有系统重要性和系统脆弱性的决定性因素。进而继续通过回归分析找出对不同角色具有影响的其他公司内部特征, 供监管机构提前关注监控对象并防控风险。

[关键词] 系统性风险 系统重要性 系统脆弱性 影响因素

[中图分类号] F842 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 02-0027-14

Abstract: With the expansion of the investment business of insurance companies, the possibility of systemic risk caused by investment risk is also increasing day by day. Insurance companies play different roles in the process of investment risk causing systemic risk, which are systemic important institutions or systemic vulnerable institutions. Based on the common assets holdings network model, this paper constructs models to measure the systemic importance and systemic vulnerability of insurance companies, as well as the infectivity between both sides. Furthermore, it is pointed out that the asset size, leverage and correlation of insurance companies are the key factors that affect the different roles and different contagion relationships of insurance companies, which is verified by clustering and Gini index. It is revealed that asset size and leverage are the most critical factors that lead to the systemic importance and systemic vulnerability of insurance companies respectively. Then through the regression analysis we find out the influential internal characteristics of companies. By studying systemic important institutions and systemic vulnerable institutions, and summarizing their common characteristics, We mention that regulation department can focus on monitoring objects in advance to prevent and control risk.

Key words: Systemic risk Systemic importance Systemic vulnerability Influence factor

[收稿日期] 2021-08-05

[作者简介] 邹奕格, 女, 1995年8月生, 上海财经大学金融学院博士研究生, 研究方向为风险管理与保险; 粟芳, 女, 1974年10月生, 上海财经大学金融学院教授, 研究方向为风险管理与保险。本文通讯作者为粟芳, 联系方式为 sofiasu@mail.shufe.edu.cn。

[基金项目] 上海市哲学社会科学规划课题“保险业系统性风险的根源、传递与影响”(项目编号: 2018BJB009)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

2007—2009年的全球金融危机爆发以来,系统性风险愈发引起了人们的研究关注。现有文献对系统性风险定义和特点的描述,主要集中在影响范围巨大、传染性极强、金融功能丧失彻底、甚至可以对体系外的实体经济造成影响(Puzanova和Diillmann, 2013^[1]; Acharya等, 2017^[2]; Acemoglu等, 2015^[3])。系统性风险的概念落脚点是在风险,“系统性”也就是将风险的范围加以界定。对保险系统而言,系统性风险不仅仅是来自于承保、精算业务的承保风险,也不仅是利率、汇率等市场因素变化引发的投资风险,而是指特定系统内复杂、突发、波及范围大的全局性风险。谢志刚(2016)^[4]认为应该从一个动态、连续的视角观察系统性风险。系统性风险在时间维度上长期持续、空间维度上牵连广泛。因此,在研究系统性风险时,不能仅只是关注风险事件催化下所表现的结果,而应全面分析风险来源、传递渠道、驱动因素、影响结果等诸多方面。中国保监会2016年颁布的《国内系统重要性保险机构监管暂行办法(征求意见稿)》参考多方意见,给出了有关系统性风险的较为严谨全面的定义^①,其中不仅强调了风险爆发对行业内外造成的严重后果,也突出了作为系统性风险来源的内部和外部多种不确定的因素。而这些才是防控系统性风险最重要的角度。

金融市场的非理性行为如恐慌和危机等常常用传染、流行病等源自生物学的概念进行隐喻性描述,这些概念在金融领域的广泛使用可以更好地让人们了解金融危机的发生和严重后果(Hansen, 2021^[5])。既然引入了传染进行隐喻,传染涉及的传染源和被传染对象也应有所对应(李薇等, 2019^[6])。所以,从主体来看,保险公司既可能是对外部产生影响的传染源,也可能是受到外部影响的被传染对象。那么,究竟哪些保险公司扮演着传染源的角色,哪些保险公司扮演着被传染对象的角色呢?在系统性风险的背景下,扮演这两种角色的公司一般被称为“系统重要性机构”和“系统脆弱性机构”。它们扮演不同的角色是受到哪些因素的影响呢?它们又应当采取什么举措,通过改变自身的经营战略而改变自己

的角色呢?

其次,从业务来看,保险公司的业务包括保险业务与投资业务,两种业务风险都有可能引致系统性风险,但在导致系统性风险的过程中具有不同的规律和表现(Zhang, 2020^[7])。本文以保险公司为研究对象,以“投资业务风险会引致保险行业系统性风险”(邹奕格和陆思婷, 2020^[8])这一重要论点为出发点,基于系统性风险形成的具体过程与逻辑,构建保险行业系统性风险的度量体系。从微观角度出发,分析保险公司在其中可能扮演的不同角色以及不同保险机构之间的传染性。并在理论上分解出对保险公司在系统性风险形成过程中所扮演角色及传染关系具有决定性的约束因素;通过实证分析对各种约束因素产生影响的行为模式,进而提出保证保险公司稳健投资、将监管机构的监管有效前置的关键性要素,从而更有效地从源头上防控系统性风险。

随着现代保险公司的高度相依赖性发展,保险系统内部的传染网络关系是客观存在的。在刻画网络后,单个保险公司因投资业务而形成的重要性和脆弱性应该得到相应重视,使得针对机构的监管更加有的放矢。现有文献大多集中于银行且研究偏向于不同的网络结构如何影响系统应对金融传染。本文计划研究当前中国保险系统的传染网络现状,以及组成网络的各个节点即保险公司所处的位置,找到容易向外溢出影响和受到影响的机构,对监管前置具有较大的意义。

本文研究的创新之处在于:(1)提出并证实了保险公司在系统性风险形成过程中具有不同的角色,在系统重要性机构的基础上,提出了系统脆弱性机构的概念;(2)设计了系统重要性机构与系统脆弱性机构的衡量方式,分析了两者的区别,以对其监管重点进行区别对待;(3)详细分解了对保险公司的系统重要性或脆弱性以及保险公司之间传染性具有影响的决定性约束因素,明确了微观层面系统性风险的焦点;(4)描绘了典型的所具有的特点及普遍行为模式,为监管提出了建议。

余文结构如下:第二部分为文献综述;第三部分为理论模型推导;第四部分为数据来源与研究设计;第五部分为实证结果分析,第六部分为结论与建议。

^① 由于单个或多个保险机构的内部因素、保险市场和保险业外部的不确定性因素,导致保险机构发生重大风险事件并难以维持经营,进而引发保险系统发生剧烈波动或危机,甚至将其负面效应传染至金融体系和实体经济,最终造成重大不利影响的金融风险。

二、文献综述

(一) 投资风险会引发系统性风险

学者们对于引发系统性风险的原因众说纷纭。日内瓦协会在2010年提出,如果保险公司参与过多衍生品交易或者短期融资管理不当,保险业引发系统性风险的可能性将增加。^[9] Cummins 和 Weiss (2013)^[10]认为,非核心的业务活动如衍生交易具有产生系统性风险的潜力。IAIS (2013)^[11]认为,保险公司参与的非传统保险业务(NT)和非保险(NI)金融业务最有可能引发危机,而非传统非保险业务(NTNI)就包括了与金融市场表现结果(如股价)或经济商业周期密切关联的资产、负债。Zhang (2020)^[7]认为,目前中国保险市场系统性风险的主要来源有信用保证、保险合同的最低保证收益、资产负债错配和另类投资。邹奕格和陆思婷(2020)^[8]也通过分析,计算了投资业务风险引发系统性风险的可能损失,证明了投资业务引发保险行业系统性风险的可能性。

但识别和确认系统性风险的来源之后,还需要针对保险公司采取相应的措施,否则并不能起到风险防范的作用。因此,十分有必要研究保险公司的相关角色和特征。

(二) 保险公司的不同角色

目前有关保险公司角色的研究中,并没有区分系统重要性机构和系统脆弱性机构(李政等,2019^[12]),更多的是以系统重要性机构而统称。而常用的衡量系统重要性机构的方法实际上对度量的内容是进行了区分。如从上而下的MES和DIP等方法就是基于系统崩溃假设下公司的损失程度,即风险敞口;自下而上的 ΔCoVaR 等方法就是基于公司困境对系统的贡献,即风险贡献。在以网络建模方法度量系统性风险的模型中,则是以“发出”和“接收”分别命名,以示区别和传染方向(Chen和Sun,2020^[13])。投资业务引致系统性风险的过程大多都是,保险行业投资业务发生重大风险事件、系统性风险爆发,系统中最为脆弱的一部分受到冲击,多米诺骨牌中的一块被推倒,进而扩散加速整个系统的崩塌。可以看到在这个过程中,微观层面的保险公司可能扮演两种角色:它们既可能是系统中向外部传导的重要部分,也可能是系统中受到冲击的脆弱部分。前者需要衡量公司的风险贡献,而后者则需要衡量的是公司风险敞口。当一家公司的风险贡献或风险敞口足以影响整个行业内

部时,该家公司就可以被称为系统重要性机构或者系统脆弱性机构了。如果将视角缩小到具体的两家公司,当一家公司的风险贡献或风险敞口足以影响另一家公司时,则说明这两家公司间存在显著的传染路径,反之则不存在传染路径。当系统内部这样的显著传染路径越来越多,则构成了系统内部的传染网络。发生一次小的冲击就足以形成螺旋扩大,最终导致系统性风险。

通常,脆弱性是高负债经营的行业特性所决定的金融体系更容易失败的内在属性,或只是一种趋于高风险的金融状态。黄金老(2010)^[14]认为,通常所说的金融机构负债过多、安全性降低、承受不起市场波动的冲击,这本身就是金融脆弱性的表现。因此,在本文中明确,重要性指的是保险公司风险贡献大、更容易外溢自己内部冲击的特性;而脆弱性则用来表示保险公司风险敞口过大或是更容易受到冲击的特性。显然,不同特性受到不同因素的影响。

(三) 不同角色的约束因素

在投资业务风险引致系统性风险的过程中,倘若保险公司的确具有不同的角色,那么哪些约束因素会对保险公司的不同角色起到促进作用,又有哪些因素会起到抑制作用呢?很多学者都深入挖掘了系统性风险在深层次上的驱动因素。但是系统性风险的成因非常复杂,与系统性风险的表现即金融危机相比较而言,风险因子在累积阶段相对隐蔽且难以观察。一般是从系统的内部和外部来考虑约束因素(陶玲和朱迎,2016^[15])。由于本文主要考虑公司层面的特征因素,因此将着重考虑系统的内部因素。

其一,金融市场本身就具有不稳定性。以商业银行为代表的金融体系具有创造信用机构和相关贷款人的内在特性,这使得金融体系具有天然的内在不稳定性,从而使得金融本身就是金融危机产生的一个重要原因(Bhattacharya等,2015^[16])。尤其是作为金融市场参与者的保险市场,保险经营更存在不稳定性。保险经营本质上是一种负债经营,其核心是在承保业务与投资业务之间维持一定的平衡,既要稳健又要持续盈利(魏华林,2018^[17])。而且保险出售的是一种或有的、未来的服务,从期望效用角度看,消费者增加的边际和当期效用有限。此外,多年来由于保险市场的一些不正当竞争行为,消费者接受保险业的程度还较低,容易受到信息溢出影响而遭受集体退保(杨磊,2015^[18]),进而影响投资资金的稳定性。

其二，保险公司之间由于被动或主动的选择而构建起了各种联系。从被动角度看，保险公司因不可避免的再保险业务关系而相互持有对方头寸，一方不能自我消化的财务危机可能通过这种渠道传染给另一方。此外，除去因为投资市场上可选择的投资产品少而被动选择同质化投资资产外，各个投资主体在市场均衡最优下也主动地选择了“同生共死”，或为了最大化政府实施救助可能而主动地选择持有类似的资产，具有了相同的风险敞口（Archaya 和 Yorulmazer, 2007^[19]；Farhi 和 Tirole, 2012^[20]）。

其三，资产价格和杠杆存在顺周期性。当资产价格上升，机构因过度乐观而增加投资头寸，造成高杠杆率（Bhattacharya 等, 2015^[16]）。金融杠杆率飙升是致使金融泡沫膨胀以及金融危机爆发的重要原因。

其四，监管机构认为系统重要性机构在整个体系中处于关键节点，具有举足轻重的地位（方蕾, 2017^[21]），一旦出现危机会给整个系统带来重大打击。所以监管机构发布了系统重要性机构名单，以期引起重视。但目前的监管开始转向保险机构具体的业务行为与交易，而非仅关注存量或规模^①。

这些原因错综复杂。在历史上的金融危机中，它们有时同时出现，有时仅个别因素就能发挥出巨大的影响力。如果把保险行业的系统性风险视作一个动态整体，正是这些约束因素在暗潮涌动。“累积—扩散—爆发”的系统性风险形成过程中，这些因素在累积阶段，可能因为技术创新、宽松政策等不断积淀。

由于保险机构自身特征不同、在系统性风险中的角色不同，其约束因素自然也就不同。FSB（2009）^[22]用三个主要指标确定、识别机构是否具有系统性风险以及是否为系统性事件促成因素，分别为风险规模（size of exposures）、关联性（interconnectedness）、不可替代性（lack of substitutability）。而对系统脆弱性起作用的因素是用公司内部应对外部冲击的能力作为标准。这些影响因素决定了市场或机构在系统性事件中的脆弱性。也有三个指标，分别为杠杆（leverage）、流动性风险和期限错配（liquidity risks and maturity mismatches）、复杂性（complexity）和政府政策（government policy and regulation）。

在对保险机构的研究方面，Weiss 和 Muhl nickel

（2014）^[23]研究了规模、杠杆和其他特殊特征对金融危机期间美国保险公司的系统性风险敞口和贡献的影响，发现保险公司的规模是美国保险公司系统性风险敞口和贡献的主要驱动因素。Chang 等（2018）^[24]分析了台湾保险公司的系统性风险影响因素，发现与美国保险公司中规模是风险敞口主要驱动因素不同，杠杆率和非核心业务才是台湾保险公司系统重要性的主要驱动因素。徐华等（2016）^[25]利用 CoVaR 计算出系统性风险后，基于面板数据进行了混合回归，研究了在险价值、总资产收益率、偿付能力等对系统性风险的影响。完颜瑞云和锁凌燕（2018）^[26]则认为，中国保险业尚不成熟，行业最重要的风险来源是市场深化过程中的脆弱性，并建立了生成保险业系统性风险的行为模型，实证探索了影响中国保险公司财务稳定性的行为特征变量。朱衡和卓志（2019）^[27]厘清了影响保险公司系统重要性的内在关键因素，分别为规模、杠杆和非核心业务，还分析了其他影响因素的具体效应，如净资产收益率、市盈率与投资收益能力等。

实际上，如果能基于特定风险渠道已度量出来的系统性风险，区别保险公司在系统性风险中所扮演的角色，与相应的公司性质、行为等特征对应起来，进而识别出对行业具有重要性或本身具有脆弱性的微观机构和有显著传染关系的公司间的普遍特征，从而使监管进一步前置。这可能对从根本上防控系统性风险更有意义。因此，本文参考方意和郑子文（2016）^[28]的相关研究，将保险公司个体对于系统整体的风险贡献定义为系统重要性；将保险公司个体在整个市场体系下的风险敞口定义为该家保险公司的系统脆弱性；该保险公司对于某家特定公司风险敞口的贡献则定义为保险公司之间的传染性。以期在度量的基础上分解出影响保险公司系统重要性、脆弱性和传染性的影响因素。

三、理论模型推导

（一）投资风险引致的系统性风险

随着保险资金的运用不断深入，保险资产以各类投资资产的形式存在。 N 家保险公司的总资产可以用

① IAIS 发布的《G-SIIs 建议评定方法（征求意见稿）》中评价系统重要性保险机构指标体系大项为：规模、全球活动、关联性、非传统非保险业务。其中关联性和非传统非保险业务权重最高，分别为 40% 和 45%。

对角阵 \mathbf{A} 表示^①, a_i 为第 i 家保险公司的总资产。假设总共有 k 类资产, 持有的 k 类资产组合的详细比例为矩阵 \mathbf{M} , 其中, m_{iq} 为第 i 家保险公司持有第 q 类资产占其总资产的比例, 矩阵 \mathbf{M} 的第 i 行即向量 \mathbf{M}_i 为第 i 家保险公司持有各类资产占其总资产的比例。当投资出现失误或是资本市场资产价格发生大规模的下跌时, 称为市场出现收益率损失的风险冲击, 记为 $\mathbf{F}=(f_1, f_2, \dots, f_k)'$, 其中 f_k 为第 k 类资产价格所受到的损失冲击, 取绝对值表示损失的大小。投资业务风险冲击造成保险公司所产生的直接损失为 \mathbf{AMF} 。

直接损失发生后, 保险公司的总资产减少, 所有者权益也相应减少, 杠杆也相应地发生变化。保险公司为了维持稳定的杠杆并持续经营, 需抛售资产以维持平衡。假设 b_i 为第 i 家保险公司的目标杠杆, 杠杆即为负债与所有者权益之比。 $\mathbf{B}=\text{diag}(b_1, b_2, \dots, b_N)$ 。当外部发生投资业务的风险冲击时, 保险公司为了维持偿付能力的稳定, 保证目标杠杆 \mathbf{B} , 需要抛售资产 \mathbf{BAMF} ^②, 累计需要抛售的各类资产的规模为 $\mathbf{M}'\mathbf{BAMF}$ 。

保险公司抛售资产的行为必然会引起资本市场上资产供给的增加, 甚至还会引起投资者的恐慌、盲从与抛售等其他行为的发生, 从而导致一系列决定资产价格形成基础的条件和因素发生变化。并极可能引发该类资产价格的进一步下跌, 进而影响持有同类型资产的其他保险公司。设 \mathbf{L} 为各种资产的价格相关矩阵乘以 10^{-13} 形成的流动性折扣矩阵^③, 其中的 l_{pq} 即第 p 类资产价格的波动对于第 q 类资产价格的影响。保险公司抛售造成的流动性影响为 \mathbf{ML} 。此时, 资产价格之间的关联性也可能使得其他类型资产的价格发生下跌, 进而可能影响持有其他类型资产的保险公司……并最终导致系统性风险的发生。

保险公司为了维持杠杆, 需要继续抛售资产。最终造成的总损失为 $\mathbf{AMLM}'\mathbf{BAMF}$ 。本文将资本市场的资产价格下跌作为保险公司投资业务风险的外生来源, 以因外部投资业务风险冲击所造成的总损失占权益 \mathbf{E} 的比重来衡量系统性风险。 e_i 为第 i 家保险公司的所有者权益, $\mathbf{E}=(e_1, e_2, \dots, e_n)'$ 。行业整体的系统性风险水平可表示为:

$$sr = \mathbf{I}'\mathbf{AMLM}'\mathbf{BAMF}/\mathbf{I}'\mathbf{E} \tag{1}$$

(二) 保险公司的系统重要性

保险公司 j 的系统重要性 (sii_j) 是指其对整个行业内部的风险贡献, 也就是保险公司在行业中所存在的风险外溢的传染程度。通过下述方法来进行量化: 特定保险公司 j 由于其自身的投资失误, 当资产价格发生某种程度的收益率损失 \mathbf{F} 时, 其对整个保险系统中所有保险公司造成的损失占所有者权益的比重。即冲击只在一家保险公司发生时, 对外部整体的影响; 也可以理解成其代表了一家保险公司对行业内部所有保险公司的风险贡献。可以由矩阵计算得到与保险公司 j 特征数据相关的表达式:

$$\begin{aligned} s_{ii_j} &= \mathbf{I}'\mathbf{AMLM}'\mathbf{BAC}_j\mathbf{C}'_j\mathbf{MF}/\mathbf{I}'\mathbf{E} \\ &= \frac{a_j b_j \left[\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{jp} \left(\sum_{n=1}^N a_n m_{nq} \right) \right] \left(\sum_{u=1}^k m_{ju} f_u \right)}{e} \\ &= (b+1) a_j b_j \left[\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{jp} m_q \right] \left(\sum_{u=1}^k m_{ju} f_u \right) \end{aligned} \tag{2}$$

其中, \mathbf{C}_j 为除第 j 个元素为 1 外其他均为 0 的列向量, m_q 为整个保险行业所有保险公司投资第 q 种资产与行业总资产的比值。从式 (2) 中可以看到, 在投资业务风险引致系统性风险的过程中, 一家保险公司所具有的系统重要性由行业总体杠杆 b 、该保险公司的资产规模 a_j 、杠杆 b_j , 以及关联性 ($\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{jp} m_q$), 还有外部冲击 ($\sum_{u=1}^k m_{ju} f_u$) 共同决定, 与 FSB (2009)^[22]、Weiss 和 Muhlcnickel (2014)^[23] 的观点相似。

(三) 保险公司的系统脆弱性

保险公司 i 的系统脆弱性 (svi_i) 是指保险公司 i 暴露在行业下的风险敞口, 也就是保险公司在整个行业的投资风险冲击下接收风险的程度。可以采用下述方法量化保险公司的系统脆弱性: 针对某一特定保险公司 i , 计算出市场资产价格发生变化时该保险公司的损失占所有者权益的比重。即市场环境发生变

① 本文中加黑的大写字母均表示矩阵或向量。

② 为了保持相同的杠杆率, 即冲击发生前各家公司的总资产与所有者权益之比等于抛售资产后的总资产与所有者权益之比, 可求解第 i 家公司需要抛售的资产数目为 $b_i a_i \mathbf{M}_i \mathbf{F}$ 。各家保险公司需要抛售的资产为 \mathbf{BAMF} 。

③ 资产出售对于资产价格的影响数量级, 缺乏经验数据, 数量级参考方意和郑子文 (2016)^[28] 的设定。

化时保险公司 i 的风险暴露程度；也可以理解成其代表了一家保险公司在行业中面对所有保险公司的风险敞口。同样，进行分解可以得到由与保险公司 i 特征数据相关的表达式：

$$\begin{aligned}
 svi_i &= C_i' AMLM' BAMF / C_i' E \\
 &= \frac{a_i \left[\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{iq} \left(\sum_{n=1}^N m_{nq} a_n b_n \left(\sum_{u=1}^k m_{nu} f_u \right) \right) \right]}{e_i} \\
 &= (b_i + 1) \left[\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{iq} \left(\sum_{n=1}^N m_{nq} a_n b_n \left(\sum_{u=1}^k m_{nu} f_u \right) \right) \right] \quad (3)
 \end{aligned}$$

从式 (3) 中可以看到，在投资业务风险引致系统性风险的过程中，代表保险公司 i 被风险冲击的系统脆弱性是由该保险公司所具有的杠杆 b_i ，以及与其他公司的关联性和外部冲击 $\left(\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{iq} \left(\sum_{j=1}^n m_{jq} a_j b_j \left(\sum_{u=1}^k m_{ju} f_u \right) \right) \right)$ 所共同决定的，与资产规模没有任何关系。这与 Chang (2018)^[24] 的观点相似。

需要指出的是，一般而言，同一家保险公司并不一定同时具有显著的系统重要性和系统脆弱性特征。但是，如果同一家保险公司同时较为集中地体现了系统重要性和系统脆弱性的特征，则必须应该成为监管关注的重中之重。

(四) 保险公司之间的传染性

保险公司之间的传染性是指被传染方暴露在传染方风险贡献下的风险敞口，即一家保险公司暴露给另一家保险公司的脆弱性。具体而言，是指在投资风险引致系统性风险的过程中，保险公司 j 的投资业务受到冲击时，可能对保险公司 i 所产生的影响。可以根据这一定义进行量化，从而构建出由传染公司 j 到被传染公司 i 的系统性风险的传染路径，并度量传染性的大小。传染性与系统重要性及系统脆弱性的概念完全不同。前者关注的是两家保险公司之间的微观关

系，而后两者则是一家保险公司对于行业内部所有保险公司的风险贡献或风险敞口。倘若某一条传染关系异常显著，则可以考虑其是否是从系统重要性机构向系统脆弱性机构的风险传递。设保险公司 j 对保险公司 i 的传染性为 $ci_{j \rightarrow i}$ ：

$$\begin{aligned}
 ci_{j \rightarrow i} &= C_i' AMLM' BAC_j C_j' MF / C_i' E \\
 &= \frac{a_i \left[\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{jp} m_{iq} \right] a_j b_j \left(\sum_{u=1}^k m_{ju} f_u \right)}{e_i} \\
 &= (b_i + 1) a_j b_j \left[\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{jp} m_{iq} \right] \left(\sum_{u=1}^k m_{ju} f_u \right) \quad (4)
 \end{aligned}$$

即保险公司 j 由于投资业务而对保险公司 i 的引发传染性 $ci_{j \rightarrow i}$ 是由传染公司 j 的资产规模 a_j 、杠杆 b_j 、被传染公司 i 的杠杆 b_i 、两家公司的关联性 $\left(\sum_{q=1}^k \sum_{p=1}^k l_{qp} m_{jp} m_{iq} \right)$ 以及外部冲击 $\left(\sum_{u=1}^k m_{ju} f_u \right)$ 所共同决定的。

四、数据来源与研究设计

在上文有关投资业务风险引发系统性风险过程的理论分析中，就保险公司可能扮演的角色和相互之间的传染性进行了定义，并根据系统性风险的衡量公式确定了各自的衡量方式及约束因素。从中可以看到，无论是保险公司的系统重要性和系统脆弱性，还是保险公司之间的传染性，除了受外部冲击的影响之外，基本都受到保险公司的资产规模、杠杆以及关联性的影响。下文主要介绍这些变量的数据来源和研究设计。

(一) 数据来源

由于数据受限，无法得到资产负债表的表外数据，故本文仍然是基于保险公司财务报告中资产负债表的数据进行分析。按照原保费的收入大小选择研究主体 N 为 83，其中财险 46 家、寿险 37 家^①。研究期

① 样本公司在 2018 年（银保监会 2019 年末公布具体公司保费收入）覆盖了人身险和财险市场上 94.69% 和 95.51% 的原保费收入，这 83 家保险公司总资产占 2019 年保险公司总资产的 80.78%，具有足够的代表性。按先寿险后财险，并按原保费收入依次为国寿股份、平安寿、太保寿、华夏人寿、太平人寿、新华、泰康人寿、人保寿险、富德生命人寿、天安人寿、中邮人寿、前海人寿、百年人寿、阳光人寿、国华、工银安盛、恒大人寿、友邦、建信人寿、平安养老、安邦人寿、农银人寿、信诚、合众人寿、招商信诺、人保健康、中意、中美联泰、民生人寿、利安人寿、光大永明、幸福人寿、交银康联、中英人寿、信泰、珠江人寿、和谐健康、人保股份、平安财、太保财、国寿财产、大地财产、中华联合、阳光财产、太平保险、天安、华安、众安财产、永安、华泰、英大财产、安盛天平、永诚、中银保险、国元农业、紫金财产、安华农业、鼎和财产、浙商财产、安诚、国任财险、渤海、安邦、都邦、亚太财险、阳光农业、长安责任、北部湾财产、富德财产、中航安盟、华农、美亚、众诚保险、安联、三星、富邦财险、东京海上、苏黎世、三井住友、安达保险、日本财产、史带财产、爱利和。

限为 2007 年至 2019 年。

根据各家保险公司公布的年度财务数据得到总资产规模 A 、杠杆 B （负债/权益），共考虑 $k=6$ 类投资资产，包括：流动性很强的资产，如拆出资金、定期存款和买入返售金融资产；债券类；权益类；衍生品交易；长期股权投资；投资性房地产。根据各家保险公司的持有情况确定持有比例 M 。上述数据均可以在保险公司公布的财务报表中获得。根据市场收益率确定资产价格相关矩阵 L ，并以各类投资资产当年收益率的下四分位数作为价格冲击 F 。

除了上述变量之外，还有一个变量是关联性。关联性的数值越大，表明保险公司持有更多的普遍被其他保险公司所持有的资产，也就与市场上的其他保险公司有更紧密的资产关系。Cai 等（2018）^[29] 利用欧几里得距离来描述不同机构之间风险敞口的重叠程度。在投资风险引致系统性风险的过程中，关联性就是由于资产重叠造成的，所以同样也利用欧几里得距离代表两家保险公司投资业务中资产配置形成的风险敞口大小，以此作为代理变量衡量关联性。两家保险公司资产配置的欧几里得距离是一个介于 0~1 之间的数值；若值越小，那么两家保险公司的关联性也就越高。为了使得欧几里得距离和关联性取值方向一致，用 1 减去欧几里得距离来代表公司之间的关联性，见式（5）。并用一家保险公司与其他所有保险公司关联性的平均值来代表该保险公司投资业务在系统中所构建的关联性，见式（6）。其中共考虑 $k=6$ 类资产， m_{iq} 为第 i 家保险公司中第 q 种资产占其总资产的比。

$$interconnectedness_{i,j} = 1 - \frac{1}{\sqrt{2}} \sqrt{\sum_{p=1}^k (m_{ip} - m_{jp})^2} \quad (5)$$

$$interconnectedness_i = \frac{\sum_{j=1}^N interconnectedness_{i,j}}{N} \quad (6)$$

（二）重要变量的描述性统计

1. 资产规模。

图 1 中，横轴代表各家保险公司^①，黑色竖线以左是 37 家寿险公司，黑色竖线以右是 46 家财险公司，均按照 2018 年原保费收入按从大到小的顺序从左至右依次排列。纵轴为资产规模（ a_i ）的累计值。

即除 2007 年外其他年份的色块均是与上一年份的差值，即整个柱状表示 2019 年年末的资产总值。

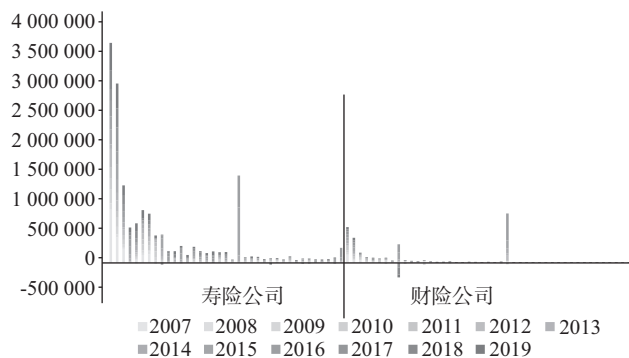


图 1 保险公司的资产规模

图 1 表明，无论是寿险公司还是财险公司，基本上保险公司的资产规模都是随保费收入的减少而降低，也即随市场占有率的减少而降低。但是也有几个例外，比如安邦人寿，可以看到其颜色整体偏深，表明这主要是因为 2014 年之后的规模扩张积累所致，安邦财险也是在集团改组后资产规模异常增大。类似的还有天安财险^②。除此之外还可以发现，大部分资产规模较大的保险公司都遵循了资产规模柱状图的颜色由浅至深、连年累计增长的规律。小公司的资产规模则连年来有增有减，基本持平。值得注意的是，近两年来有几家保险公司的资产规模出现明显减少，以天安财险最为明显。

2. 杠杆。

图 2 的横轴同图 1，纵轴是各家保险公司杠杆（ b_i ）存续期间的平均值。可以看到，不同保险公司的杠杆具有非常显著的差异。寿险公司中，中型寿险公司如友邦、合众、天安、幸福和农银人寿的杠杆尤其较高。这表明这几家寿险公司的经营较为激进，风险承受能力较差。而且，竖线左边寿险公司的杠杆明显高于右边的财险公司。

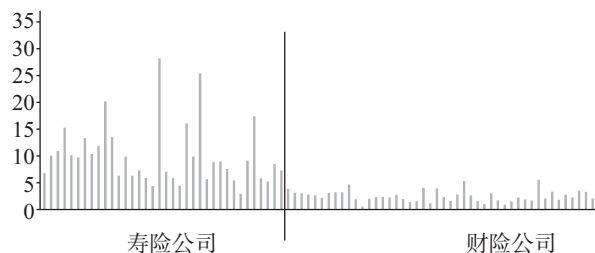


图 2 保险公司存续期间的平均杠杆水平

① 由于保险公司的样本数较多，故未展现具体的公司名称。图 2、3、4、5 中横轴的含义均与图 1 相同。

② 主要是因为天安财险的集团策略进行了转型合并，可供出售金融资产和货币资金在 2012 年成倍增长，长期股权投资更是连年增长。

3. 关联性。

图3的横轴同图1,纵轴是根据式(6)计算的各家保险公司在各样本年中关联性(interconnectedness_i)的平均值。可看到,与资产规模、杠杆有显著分布差异不同,保险公司的关联性整体均较高,而且各类保险公司的差异并不显著。目前保险公司资产配置均比较类似。

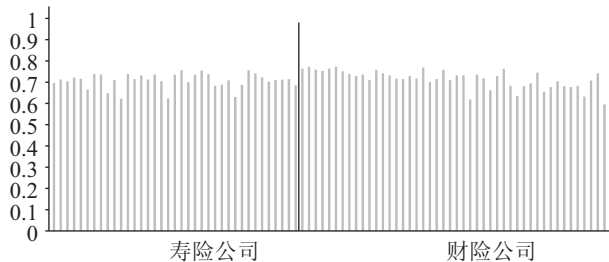


图3 保险公司存续期间的平均关联性

(三) 目标变量的初步分析及提出假设

1. 系统重要性。

首先根据式(2)及相关数据计算出各家保险公司的系统重要性,并绘制图4。横轴同图1,纵轴为系统重要性的累积值,不同灰度色块为该家保险公司当年的系统重要性。

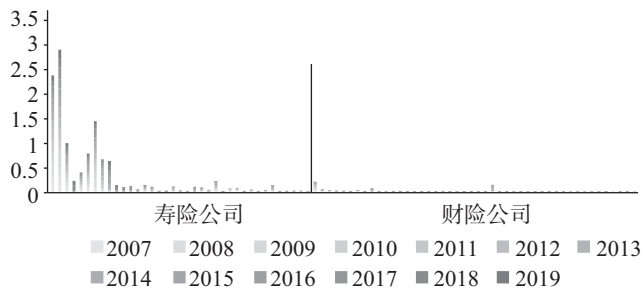


图4 保险公司的系统重要性

从图4可看到,整体上相较于财险公司而言,寿险公司具有较为明显的系统重要性;而且,保费收入较高的寿险公司在整个保险系统中举足轻重。其中2019年系统重要性排名前五的公司依次分别为:平安人寿、中国人寿、华夏人寿、富德生命人寿、泰康人寿。

进一步初步分析决定系统重要性的因素。经分析式(2)可以发现,保险公司的资产规模、杠杆以及关联性对系统重要性有显著影响,因此就式(2)提出三个推论,并在下文进行实证检验:

推论 A1: 保险公司的资产规模显著地正向影响着系统重要性。

推论 A2: 保险公司的杠杆显著地正向影响着系

统重要性。

推论 A3: 保险公司的关联性显著地正向影响着系统重要性。

但是,比较图4和图1、2、3,可以发现虽然图1和图4中柱状的绝对大小不尽相同,但相对大小非常类似。因此可初步认为,保险公司的资产规模显著地正向影响并决定了其投资风险对系统性风险的贡献,导致其具有系统重要性的特征。故提出以下假设:

假设 A1: 保险公司的资产规模是决定系统重要性的最重要因素。

理论上分析,资产规模更大的保险公司由于业务范围广、涉及地域多、合作方繁杂等原因,确实更容易造成溢出效应。而且,资产规模较大的保险公司可以通过其自身强大的资本实力在资本市场上分散风险,使得经营更加稳定。当然,观察保险公司的资产规模时,不应仅聚焦特定几家大型公司或集团的资产总量,也应关注一些具有相同业务特质、高度关联资产和所有者权益的小机构。它们也可能因为这些相似的特性而自发形成规模效应。一些保险公司作为机构投资者,在投资理念、风险偏好和专业技术方面趋同,呈现出集聚化,投资同质化明显。并且值得注意的是,倘若数据允许,也不能仅衡量保险公司的表内资产规模。次贷危机期间,AIG资产管理部门发行的信用掉期造成的损失足以说明,应将表外衍生品的风险暴露价值和交易对手违约的潜在损失都考虑在内。虽然保险公司的场外交易表相关数据非常难以获得,但实际上包含这些信息的资产总量才是真正的资产规模。

2. 系统脆弱性。

首先根据式(3)计算各家保险公司的系统脆弱性。同理将保险公司在样本年中的系统脆弱性用柱状图表示(图5),不同灰度表示不同年份的系统脆弱

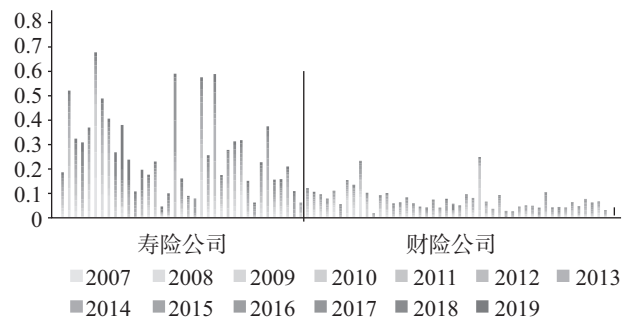


图5 保险公司的系统脆弱性

性。可看到，整体上，更多的寿险公司具有系统脆弱性的特征，财险公司的系统脆弱性特征相对而言不是非常明显。而且，系统脆弱性的确与资产规模及保费收入没有明显的直接关系。2019年系统脆弱性排名前五的公司依次分别为天安人寿、中邮人寿、富德生命人寿、华夏人寿、百年人寿。

进而分析影响保险公司系统脆弱性的决定性因素。分解式(3)可以发现，保险公司的杠杆以及关联性对系统脆弱性有显著影响。相对于系统重要性而言，资产规模对于保险公司的系统脆弱性影响不大。故就式(3)提出两个推论，并进行实证检验。

推论 B2: 保险公司的杠杆显著地正向影响着系统脆弱性。

推论 B3: 保险公司的关联性显著地正向影响着系统脆弱性。

对比图2和图5，除去两者量纲不同，基本可看到，财险和寿险中脆弱性较高的保险公司都拥有高杠杆，其形状与杠杆值很相似。因此可初步认为，在投资业务风险引致系统性风险时，保险公司杠杆是决定风险暴露水平并导致系统脆弱性的主要因素。故提出以下假设：

假设 B2: 保险公司的杠杆是决定系统脆弱性的最重要因素。

实务中，金融机构广泛利用杠杆创造价值，保险公司也不例外。但一旦从事的高风险活动出现危机时，杠杆的作用会加重保险公司的财务危机，甚至将风险传递至整个系统，存在风险贡献。另一方面，高杠杆公司对于连环损失的敏感性更强。当面对金融冲击时，杠杆是度量公司脆弱性的最好指标。因为权益的损失远快于资产损失，当资产价值下跌的时候，保险公司的净值损失可能会更严重。比如，如果资产权益比为10，总资产的价值下跌5%，就会抹去一半的权益。当保险公司为了弥补所有者权益的损失而抛售资产时，则会遭遇更大的损失，形成螺旋效应。当然，要全面地衡量保险公司的杠杆，也应该包括公司所有的表内和表外财务数据。因为，除了负债经营外，杠杆还可以由期权、保证金购买证券等方式而创造。但这部分数据也非常难以从财务数据中获取，有可能导致低估杠杆。

根据初步计算结果，各家保险公司的系统重要性和系统脆弱性排名的相关性不具有显著性。这说明目前我国保险市场的投资业务相对安全，不存在对其他

保险公司具有巨大影响力且自身又容易被影响的保险公司。但仍需持续关注两者都较高的保险公司，这类保险公司极易成为行业系统性风险的爆发点。

3. 保险公司之间的传染性。

保险公司间的传染性表现为公司*j*对公司*i*的传染性 $ci_{j \rightarrow i}$ 。利用式(4)计算出样本年中两两保险公司间的传染性关系，并按传染大小绘制出传染图(图6)。这里仅展示传染性指标为 $ci_{j \rightarrow i} > 0.6$ 的显著路径。箭头连接的两家保险公司，箭头指向的一方为被传染的保险公司。

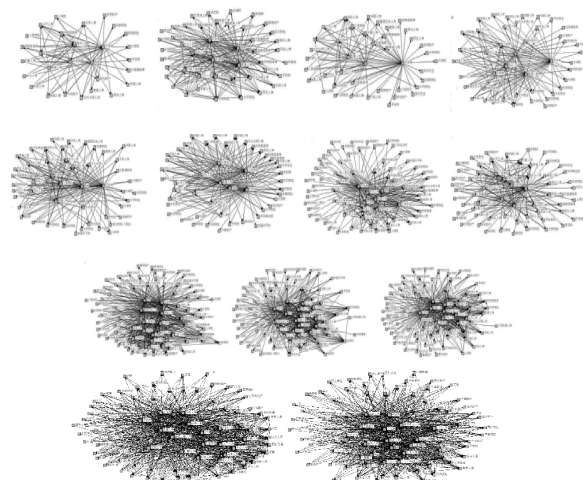


图6 2007—2019年保险公司之间的传染图

从图6中可以看到，保险公司之间的传染性在样本年中逐渐增强。当然，保险行业层面的传染性体现为诸多两家保险公司之间的传染性，其中有传出风险的传染公司，也有传入风险的被传染公司。以2019年为例，传染关系最为显著的五对公司依次为：华夏人寿向天安人寿、富德生命人寿向天安人寿、平安人寿向天安人寿、中国人寿向天安人寿、华夏人寿向中邮人寿。可以发现传染关系显著的双方分别正是上文提到的2019年排名前列的系统重要性机构向排名前列的系统脆弱性机构。

那么，究竟有哪些保险公司层面的约束因素决定着它们之间的传染性呢？经分解式(4)可以发现，保险公司*j*由于投资业务而对保险公司*i*引发的传染性 $ci_{j \rightarrow i}$ 是由传染公司的资产规模、杠杆、被传染公司的杠杆以及两家公司的关联性共同所决定的。具体而言，资产规模越大的保险公司越容易成为系统重要性机构，并在传染关系中是显著的传染方。杠杆对于保险公司的风险贡献和风险敞口都有显著影响，即杠杆越高的公司越容易成为系统重要性保险机构或系统脆

弱性机构，也即传染关系中的双方。两家公司由于投资业务所构建的联系对于传染关系中的传染双方都有显著影响。根据式（4）提出下列推论并进行实证检验：

推论 C1：保险公司的资产规模显著地正向影响着保险公司的风险传出。

推论 C2-1：保险公司的杠杆显著地正向影响着其风险的传出。

推论 C2-2：保险公司的杠杆显著地正向影响着其风险的传入。

推论 C3：保险公司间的关联性显著地正向影响着保险公司之间的传染性。

传染关系涉及双方公司且传染网络较为复杂，无法直接推断有关传染性的决定性因素，还需要进一步的分析帮助判断。的确，保险公司之间关联的网络结构也是因保险公司之间的各种关系而形成，比如再保险、持有类似的资产、股东关联及场外交易等。尤其是，本文所研究的保险公司投资业务使得整个保险系统通过投资于共同的资本市场，从而暴露于相同的风险冲击下。共同的风险投资形成了风险的传染渠道，使得不同机构具有共同的风险暴露，从而在共同的风险冲击下凸显出来。任何一家机构、一个市场或是一个系统的失败都可以被传递出去并导致传染。我国保险公司因为资金运用方面的限制，投资渠道极为类似，共同的风险敞口已天然形成，因投资业务关联性引起的传染渠道已非常明显。

4. 研究设计。

本文采取的检验方法为：首先采用 k 均值聚类无监督分箱（周志华，2016^[30]），仅根据三个决定因素的大小对保险公司进行分组。以资产规模分组为例，对资产规模分组形成的各组中都是显著拥有相同规模特征的。进而，在分好的组别中采用 Gini 系数（Dagum，1997^[31]）方法来描述系统重要性、系统脆弱性和机构间传染性的差别。如果系统重要性、系统脆弱性和机构间传染性整体差异的来源主要在组别之间，那就说明该因素的影响极大，即可证实各假设的存在。同理，采用相同方法验证有关杠杆和关联性的假设。但即使差异的来源主要不在组别之间，也不能说明该因素没有影响，只是不够显著罢了。

以资产规模、杠杆和关联性三个决定因素分别对所有 83 家样本保险公司分组，并按照上述方法分析各组中系统重要性、系统脆弱性和保险公司之间传染

性的 Gini 系数，如果目标指标的差异主要源于组间而非组内，就能证明这项决定因素的确是目标指标差异的最主要来源。假设就可以分别得到证实。

（四）其他内部影响因素

在投资业务风险引致系统性风险的过程中，保险公司具有系统重要性或系统脆弱性的特征，两两保险公司之间也具有一定的传染性。除了在式（2）、（3）和（4）中可以直接推论出的资产规模、杠杆和关联性三个起决定作用的约束因素之外，可能还有一些涉及保险公司性质的内部因素也会产生影响。主要参考由 Cummins 和 Weiss（2013）^[10] 归纳和总结的有关保险业系统性风险的研究，通过分析保险公司特征、风险偏好、业务特点等其他内部因素，解析在投资业务风险引致系统性风险过程中对保险公司角色形成具有促进作用共同特征。

1. 公司特征。

公司特征包括公司年龄（age）与公司行业（business）（完颜瑞云和锁凌燕，2018^[26]）。其中，公司年龄（age）为保险公司从成立到样本分析年度的年数。保险公司的年龄越大，投资经验越丰富，对于资本市场和资金运用的认知更深刻，控制投资风险的能力更强、对外部的影响可能更大。公司行业（business）方面，虽然寿险公司与财险公司在投资市场上同为机构投资者，但是由于保险公司的性质不同，资金运用受到的限制也不尽相同，保险公司的风险贡献和风险敞口也就可能不同。

2. 风险属性。

风险属性方面主要考虑保险公司的资本属性（country）、国有股份比例（govcont）和集团属性（group）（Cummins 和 Weiss，2013^[10]）。资本属性（country）可以帮助刻画保险公司的地理复杂性。一般而言，拥有外资属性的国际保险公司当然要比专注某一国家的保险公司具有更加复杂的组织架构，其投资业务可能会受到国外总公司的影响。保险由于其特殊的社会稳定作用，国内大型保险公司大多有国有股份。而国有企业在经营时，经营策略更倾向于严谨保守，较高的国有股份比例会使其偏好谨慎保守的商业模式和风险文化（梁琪和余峰燕，2014^[32]）。同时，国有股份比例（govcont）占比较低时，存在风险主体多元化而稀释总风险的可能性，这也会对保险公司的投资业务产生影响。集团属性（group）主要用于体现保险公司组织结构的复杂性，同时涉足银行、保

险和投资基金的保险集团远比单一的保险公司要复杂得多。属于保险集团的保险公司在投资时也会显得更加激进。

3. 业务特征。

业务特征方面主要考虑投资收益占比 (*interest*) (朱衡和卓志, 2019^[27])、流动性 (*liquidity*) (完颜瑞云和锁凌燕, 2018^[26]) 和期限错配程度 (*mismatch*) (李政等, 2019^[12])。投资收益占比 (*interest*) 体现了保险公司对于投资业务的依赖程度。保险公司最重要的业务就是承保业务和投资业务, 这两项业务的特征存在显著的差异。本文将研究重点放在投资业务风险, 那么倘若保险公司的利润更加依赖于投资业务, 则其在投资业务风险引致系统性风险的过程中当然具

有更加重要的影响和地位。而流动性 (*liquidity*) 和期限错配程度 (*mismatch*) 涉及保险公司资产配置时的最优选择和边际配置问题。次贷危机期间, 影子银行将短期融资投资在长期头寸上, 当商业部门要求赎回时, 就会面对严重的流动性问题。同时, 交易对手也会要求更多的保证金或担保物, 以减少自身的交易对手风险。一般而言, 保险公司的资金来源是相对稳定的, 绝大多数保险合同都不会发生退保, 而且只有合理的索赔申请才会进入理赔程序。但是, 寿险合同大多都是长期的, 而国内的长期债券投资比较缺失, 故寿险公司可能存在着严重的长钱短配的问题。这不但不利于寿险公司获取收益, 也可能会扩大投资业务风险的影响。

表 1 影响因素汇总

	因素	符号	赋值	预期影响原因
公司特征	公司年龄	<i>age</i>	成立至样本年的年数	投资风险理解、控制力
	公司行业	<i>business</i>	寿险为 1, 其他为 0	资金运用限制
风险属性	资本属性	<i>country</i>	外资为 1, 中资为 0	经营理念差异
	国有股份比例	<i>govcont</i>	国有资本占比	国有企业倾向于保守投资
	集团属性	<i>group</i>	保险集团控股占比	集团公司愿意承担更多风险
业务特征	流动性	<i>liquidity</i>	$lid_i = (li - \mu) / \sigma$	投资活动的现金净流入
	投资收益占比	<i>interest</i>	投资收益/营业收入	公司依赖投资业务程度
	期限错配	<i>mismatch</i>	资产/(短期负债-现金)	短期融资工具为长期头寸提供融资

由于传染性仅仅体现两家公司之间的关系, 实质上是系统重要性和系统脆弱性影响范围缩小的版本, 对于个体保险公司间更具有研究意义。所以在这一部分的研究中取本文基于式 (2) 和式 (3) 计算的系统重要性 (*sii*) 和系统脆弱性 (*svi*) 作为被解释变量, 研究行业的整体情况。以表 1 中罗列的影响因素作为解释变量, 三个决定因素资产规模 (*a*)、杠杆 (*b*) 和关联性 (*interconnectedness*), 以及当年国内整体经济发展水平 (*gdp*)、当年衡量资本市场收益水平的存款利率 (*rate*) 为控制变量, 建立回归模型如式 (7), 分析对保险公司在系统性风险中的角色具有影响的因素。其中, *s* 分别代入系统重要性 (*sii*) 和系统脆弱性 (*svi*) 进行两次回归^①。

$$+ \beta_9 a + \beta_{10} b + \beta_{11} interconnectedness + \beta_{12} gdp + \beta_{13} rate + \varepsilon \quad (7)$$

五、实证结果分析

(一) 决定因素的分析

将所有样本年份的数据混合, 得到各组有关决定因素的 Gini 系数分解结果如表 2 所示。

首先分析系统重要性。虽然式 (2) 中保险公司的资产规模、杠杆和关联性三者都是决定因素, 但表 2 显示, 系统重要性的差异主要来自资产规模的差异, 占比达到了 64.03%。资产规模导致差异的组间占比远远高于组内占比。这说明保险公司的资产规模对系统重要性具有显著的影响, 资产规模仍是确定保险公司在风险传递过程中地位的重要因素。除此之外, 表 2 中, 杠杆和关联性导致差异的组内占比大于

$$s = \alpha + \beta_1 age + \beta_2 attribute + \beta_3 country + \beta_4 govcont + \beta_5 group + \beta_6 liquidity + \beta_7 interest + \beta_8 mismatch$$

① 为了减少单位影响, 对所有变量进行标准化处理后进行回归。

表 2 样本年的 Gini 系数分解结果

	系统重要性			系统脆弱性		传染性			
	资产规模	杠杆	关联性	杠杆	关联性	资产规模 out	杠杆 out	杠杆 in	关联性
Gini 系数	0.888 4	0.888 4	0.888 4	0.735 0	0.735 0	0.911 4	0.911 4	0.911 4	0.911 4
组内占比	14.13%	33.98%	23.16%	30.92%	22.32%	19.97%	26.89%	24.14%	21.26%
组间占比	64.03%	22.43%	13.68%	43.19%	11.27%	31.83%	46.19%	50.74%	23.17%
超变占比	21.84%	43.58%	63.17%	25.89%	66.41%	48.21%	26.92%	25.12%	55.57%

注：传染性的计算中涉及两家保险公司，其中，资产规模为传染方的资产规模，杠杆 out 为传染方的杠杆，杠杆 in 为被传染方的杠杆。

组间占比，这说明杠杆和关联性在保险公司系统重要性的形成中具有一定的作用，但这种作用相对较小。这只能证明，推论 A1 和假设 A1 成立，但推论 A2 和推论 A3 尚不能确定成立。目前在保险公司投资业务风险引致系统性风险的过程中，保险公司的资产规模是决定保险公司具有系统重要性的关键决定因素。

类似地分解系统脆弱性的决定因素。式 (3) 中系统脆弱性的计算与资产规模无关，故表 3 仅针对杠杆和关联性进行分解。表 2 中显示，杠杆与关联性相比较，杠杆起到的作用明显更大。杠杆导致差异的组间占比 (43.19%) 显著大于组内占比 (30.92%)，而关联性导致差异的组间占比 (11.27%) 明显地小于组内占比 (22.32%)。本文的推论 B2 和假设 B2 成立，但推论 B3 暂且也无法证明成立。因此，目前监管非常重视高杠杆的保险公司是非常有必要的。但需要注意的是，近年来我国保险公司的杠杆均有上升的趋势，尤其是投资业务。美国监管部门很早就对投资业务的杠杆进行了监控，并要求风险准备金不仅仅是为承保业务而提存，投资业务也要具备相应的准备金。所以，投资业务频繁的保险公司会较为保守地经营以降低杠杆率。但是，当保险公司大量参与资产证券化等金融衍生品业务时，杠杆率、偿付能力充足率等均不会发生明显变化；其与外界交易对手的联系却使得风险暴露显著增加。一旦外部环境发生变化，则极有可能面临着巨大的违约破产风险。所以，金融市场创新带来的高风险、高杠杆投资工具是目前国际市场上保险公司濒临破产的最主要原因，比如次贷危机期间深陷信用违约互换的 AIG。

保险公司的传染性分解结果显示，传染方的资产规模和杠杆、被传染方的杠杆和两者的关联性都起到了相当的作用，均存在组间占比明显大于组内占比的现象，而且差异非常明显。故推论 C1、C2-1、C2-2 和 C3 均成立。但传染方的规模和两者的关联性分解

中不能解释的超变部分更大。传染方的资产规模和被传染方的杠杆其实就是系统重要性机构和系统脆弱性机构最重要的决定因素。因此，在保险行业内部形成的传染网络中，关联性仅仅只是构建起两者联系，具体的传染大小更多地还是由传染双方的特征因素决定。

(二) 其他影响因素的分析

前文有关保险公司在系统性风险中角色的决定因素分析基本表明，在投资业务风险引致系统性风险的过程中，保险公司的资产规模决定了其是否是系统重要性机构，杠杆决定了其是否是系统脆弱性机构；而特定两家公司之间的传染性则由重要性显著的保险机构向脆弱性特征显著的保险机构传递，并受到关联性连接的影响。那么，除了这些决定性因素之外，还有哪些保险公司的内部因素会影响保险公司在系统性风险生成过程中的角色呢？本部分基于对样本期 2007—2019 年 83 家寿险和财险公司的特征数据，进一步研究不同影响因素的影响方向与影响程度。由式 (7) 得到回归结果如表 3。

表 3 中，首先观察控制变量决定因素的回归结果。可看到，有关系统重要性机构的回归结果中 (第二列)，决定因素资产规模 (a)、杠杆 (b) 的回归系数均显著为正。这进一步验证了推论 A1、A2 的成立。有关系统脆弱性机构的回归结果 (第四列) 中，杠杆 (b) 的回归系数均显著为正。这也进一步验证了推论 B2 的成立。有关关联性的推论 A3、B3，并不成立。这可能是因为目前保险公司关联性差别不大所致，还需要进行进一步的深入研究。

然后观察解释变量的回归结果，可以看到，两类保险机构的回归结果大不相同。系统重要性机构方面，在三个决定因素的控制下，影响模型中具有显著影响的解释变量有 4 个，其中资本属性 (country) 和国有股份比例 (govcont) 的回归系数显著为负，公司行业 (business) 和集团属性 (group) 的回归系数

均显著为正。这说明国有股份的占比较低且集团控股较高的中资寿险公司更容易成为系统重要性机构。而系统脆弱性机构方面,在三个决定因素的控制下,影响模型中具有显著影响的解释变量只有2个,即公司行业 (*business*) 和资本属性 (*country*)。这说明,对于保险公司而言,仅仅只有中资寿险属性会促进其脆弱性特征的增加。但深入分析不难发现,寿险公司保单的长期特质使得其杠杆和资产规模都要高于财险公司,而成立年限较长的国有保险公司一般也具有比较大的资产规模,因此有理由相信这些特质是通过影响

保险公司的资产规模和杠杆,然后再作用到系统重要性和系统脆弱性的。但经过检验,模型并不存在多重共线性,解释变量之间也没有线性关系。

由于系统重要性主要由资产规模驱动,而系统脆弱性主要由杠杆驱动,所以在样本中将资产规模排行前10%的保险公司剔除重新对系统重要性进行回归、将杠杆排行前10%的保险公司剔除重新对系统重要性进行回归,进行异质性检验。除资产规模相对较小的保险公司集团持股高会降低系统重要性外,相关结论依旧成立。

表3 内部影响因素的回归分析结果

影响因素	系统重要性		系统脆弱性	
	系数 (全样本)	系数 (删除规模排名 前10%的公司)	系数 (全样本)	系数 (删除杠杆排名 前10%的公司)
公司年龄 (<i>age</i>)	-0.006	0.010	-2.570	-1.377
公司行业 (<i>business</i>)	0.104 ***	0.052 ***	9.936 ***	9.059 ***
资本属性 (<i>country</i>)	-0.061 **	-0.034 ***	-3.283 **	-1.812 **
国有股份比例 (<i>govcont</i>)	-0.080 ***	-0.014 *	0.012	0.777
集团属性 (<i>group</i>)	0.054 **	-0.027 ***	0.469	0.841
流动性 (<i>liquidity</i>)	0.035	-0.006	0.787	0.738
投资收益占比 (<i>interest</i>)	0.022	-0.126	0.687	0.625
期限错配 (<i>mismatch</i>)	0.005	0.000	0.678	0.614
资产 (<i>a</i>)	0.976 ***	0.499 ***	4.367 **	4.243 ***
杠杆 (<i>b</i>)	0.107 ***	0.073 ***	26.734 ***	16.233 ***
关联性 (<i>interconnectedness</i>)	-0.149 ***	-0.051 ***	-8.293 ***	-3.971 ***
国内生产总值 (<i>gdp</i>)	0.099 ***	0.051 ***	17.554 ***	10.028 ***
存款利率 (<i>rate</i>)	-0.059 *	-0.014	-5.147 ***	-3.406 ***
常数项	0.402 ***	0.212 ***	23.173 ***	20.087 ***
F	167.86 ***	54.15 ***	57.69 ***	52.72 ***
R ²	0.692	0.451	0.435	0.443

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。方差膨胀因子均小于3,不存在多重共线性。

六、结论与建议

本文认为,在投资风险引致系统性风险的过程中,不同保险公司扮演着不同的角色。或具有易向系统输出风险的系统重要性,或具有易被风险冲击的系统脆弱性;同时,不同两两保险公司之间还具有不同的传染性,并由此构成了保险行业内部的风险传染网

络。当然,保险公司所具有的不同特征影响着保险公司在系统性风险传递过程中的角色。本文从理论推导的角度,认为保险公司的资产规模、杠杆和关联性是影响的关键因素,并提出了各个推论和假设,进而采用聚类分箱和 Gini 系数的方法从实证的角度证实了这些推论和假设。本文的研究结论显示:(1)保险公司的系统重要性(风险贡献)由保险公司的资产

规模、杠杆产生正向影响,且资产规模是最重要的关键因素。(2)保险公司的系统脆弱性(风险敞口)由保险公司的杠杆产生正向影响,且杠杆是最重要的关键因素。(3)保险公司之间的传染性更多地由传染方的资产规模、杠杆和被传染方的杠杆所共同决定,关联性帮助了传染性的连接,起到桥梁作用,但并不是两家保险公司的传染关系大小的关键性因素。(4)保险公司还有诸多内部因素也在产生影响作用。国有股份的占比较低且集团控股较高的中资寿险公司具有系统重要性的特征;而中资寿险公司则更易具有系统脆弱性的特征。

根据本文的研究结论,以目前国内保险行业的现状来看:(1)具有较大资产规模的并由集团控股的中资寿险公司应该成为监管重点,它们大多都具有明显的系统重要性特征,风险溢出效应较强。但是在实务监管中,针对规模的监管不应该仅仅局限于绝对的资产规模,在投资业务引发系统性风险的过程中,投资活动也会产生较大的现金流,现金流的规模也应该引发足够的监管重视。(2)经营中具有较大杠杆的中资寿险公司也应该成为监管的重点,它们大多都具有明显的系统脆弱性特征,被风险冲击的可能性较大,极易成为风险爆发点。当然,杠杆水平应该被持续监控,尤其是针对寿险公司。但是在金融不断创新

的背景下,杠杆的形成绝不仅仅因为负债,还有更多的隐形杠杆,应该及时予以识别与规范,并建立相应的公告制度。

而且,虽然目前投资业务风险被纳入了保险偿付能力的衡量标准,但整体的监管力度仍然明显不够。一是国内金融市场整体还不够成熟,长期以来市场经营较为混乱,会计准则变化较大且较多,资产和负债数值的准确性及一致性较难保证。二是债券市场的割裂严重,收益率曲线不如发达市场稳定,历史收益的参考意义不大。此外,资产负债管理、信用评级、风险管理都还处于初步发展阶段,整体水平较低。尽管在监管机构和各家保险公司的努力下,市场不断规范,但前路仍然漫长。因此需根据保险公司系统重要性与系统脆弱性特征对金融机构进行分类,然后依据系统重要性与系统脆弱性的主要影响因素,选择科学有效的监管工具,有的放矢地制定政策,从而提高监管的科学性和有效性。比如,可以引入市场预期管理,当市场盲目乐观时起到警戒作用,当市场走低时有效协调稳定,减少恐慌并降低混乱损失。对于已经出现风险征兆的保险公司,则要限制其资产规模、停批分支机构、责令减少风险产品投资、督促增资扩股等。

参考文献

- [1] Puzanova N, Düllmann K. Systemic Risk Contributions: A Credit Portfolio Approach [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (4): 1243-1257.
- [2] Acharya V V, Pedersen L H, Philippon T, Richardson M. Measuring Systemic Risk [J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30 (1): 2-47.
- [3] Acemoglu D, Ozdaglar A, Tahbaz-Salehi A. Systemic Risk and Stability in Financial Networks [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (2): 564-608.
- [4] 谢志刚. 系统性风险与系统重要性: 共识和方向 [J]. *保险研究*, 2016 (7): 25-34.
- [5] Hansen K B. Financial Contagion: Problems of Proximity and Connectivity in Financial Markets [J]. *Journal of Cultural Economy*, 2021, 14 (4): 388-402.
- [6] 李薇, 谷明淑, 黄立强, 等. 金融风险传导与我国保险业风险防范研究 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2019: 22-50.
- [7] Zhang L. Systemic Risk in China's Insurance Industry [R]. Society of Actuaries, 2020, February, <https://www.soa.org/globalassets/assets/files/resources/research-report/2020/systemic-risk-china-insurance-english.pdf>.
- [8] 邹奕格, 陆思婷. 投资业务风险对保险业系统性风险的影响冲击 [J]. *保险研究*, 2020 (9): 34-51.
- [9] Geneva Association. Systemic Risk in Insurance: An Analysis of Insurance and Financial Stability [R]. Special Report of the Geneva Association Systemic Risk Working Group, March, 2010.
- [10] Cummins J D, Weiss M A. Handbook of Insurance: Chapter 27 Systemic Risk and the Insurance Industry [M]. Second Edition, HEC Montreal, Quebec, Canada, 2013: 745-793.
- [11] IAIS. Global Systemically Important Insurers: Initial Assessment Methodology [R/OL]. (2013) [2021-04-25]. <https://www.iaisweb.org/file/34257/final-initial-assessment-methodology-18-july-2013>.
- [12] 李政, 涂晓枫, 卜林. 金融机构系统性风险: 重要性与脆弱性 [J]. *财经研究*, 2019 (2): 100-112, 152.

(下转第 77 页)

洗售交易、机构投资者异质性与股票流动性

Wash Trading, Institutional Investor Heterogeneity and Stock Liquidity

吴崇林 张小芹 刘杰 唐殷琪

WU Chong-lin ZHANG Xiao-qin LIU Jie TANG Yin-qi

[摘要] 本文利用手动整理的中国证监会2014年至2019年共计6年间披露的235例洗售交易案例,实证检验了洗售交易对股票流动性的影响程度和影响机制,并进一步区分了不同类型机构投资者在洗售交易与股票流动性关系之间的作用。实证结果表明:(1)洗售交易增加了交易成本,降低了股票流动性;(2)受操纵股票波动性增加是洗售交易降低股票流动性的影响渠道,股价波动越大,受操纵股票的流动性越低;(3)不同类型机构投资者表现出很强的异质性,短期机构投资者和分散机构投资者增强了洗售交易对股票流动性的破坏程度,集中机构投资者降低了洗售交易对股票流动性的破坏程度。

[关键词] 洗售交易 机构投资者异质性 股票流动性

[中图分类号] F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2022)02-0041-13

Abstract: This paper empirically tests the degree and mechanism of the impact of the wash trading on stock liquidity by using 235 wash trading cases disclosed by China Securities Regulatory Commission from 2014 to 2019, and analyzes the role of different types of institutional investors in the relationship between wash trading and stock liquidity. The empirical results show that: (1) the transaction cost is increased and the stock liquidity is decreased by the wash trading. (2) The increase of the volatility of the manipulated stocks is the channel for the wash trading to reduce the stock liquidity, the greater the volatility of the manipulated stock price, the lower the liquidity of the manipulated stock. (3) Different types of institutional investors show strong heterogeneity, short-term institutional investors and diversified institutional investors enhance the damage degree of stock liquidity in wash trading. The concentrated institutional investors reduce the degree of damage to stock liquidity.

Key words: Wash trading Institutional investor heterogeneity Stock liquidity

[收稿日期] 2021-06-14

[作者简介] 吴崇林,男,1995年6月生,福建农林大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为实证资产定价、市场微观结构;张小芹,女,1974年6月生,福建农林大学经济管理学院副教授,研究方向为农村金融、农业保险、风险管理;刘杰,男,1992年9月生,福建农林大学经济管理学院副教授,研究方向为实证资产定价、市场微观结构、行为金融;唐殷琪,女,1994年9月生,福建农林大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为农村发展。本文通讯作者为张小芹,联系方式为 zhangxiaojin1997@126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“股票市场操纵、定价效率与投资者福利:影响评估及监管路径”(项目编号:71903030);福建省自然科学基金项目“台湾政治不确定性,资产价格冲击,及闽台经济合作——影响评估与对策探讨”(项目编号:2020J01562);福建农林大学杰出青年基金项目“股票操纵与定价效率:基于高频数据市场微观结构的视角”(项目编号:XJQ2020S3)。

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

市场操纵在金融市场中存在已久,最早可追溯至17世纪位于荷兰的阿姆斯特丹交易所中的投机行为。法律上,美国监管法律规定,在交易股票时,任何操纵性或欺骗性的策略都是违法的。^① 欧盟相关法律认为,市场操纵是对金融工具的供应、需求或价格发出虚假、误导性信号的交易或交易指令。^② 中国证券法将通过不法手段影响证券交易价格或者证券交易量的行为定义为市场操纵。^③ 各国证券监管部门都将查处和打击市场操纵视为市场治理的重要组成部分,并且制定了一系列反市场操纵的规章制度和监管规则。但 Khwaja 和 Mian (2005)^[1] 指出,在市场机制和监管制度不健全的新兴市场国家,投资者操纵股价的现象依然屡禁不止。中国作为世界上最大的新兴市场国家,也面临着同样的问题。李志辉等 (2018)^[2] 对中国股票市场中的疑似收盘价操纵进行检测发现,平均而言每个交易日中存在 0.234% 的股票疑似被操纵。有鉴于此,关注我国股票市场中操纵行为的研究极具现实意义。

文献普遍将市场操纵划分为信息型操纵、行为型操纵和交易型操纵,本文研究的洗售交易也称对倒自成交,属于交易型操纵的一种。中国证监会发布的《中国证券监督管理委员会证券市场操纵行为认定指引(试行)》中,洗售交易被定义为“行为人在实际控制的账户之间进行证券交易,影响证券交易价格或者证券交易量”的行为。在现有学术文献中, Cumming 等 (2011)^[3] 认为洗售交易中的交易双方均为相同的交易者,其目的在于误导投资者对交易量的判断,并间接对价格产生影响。洗售交易是实际交易中一种常见的市场操纵类型, Cumming 等 (2011)^[3]、Imisiker 和 Tas (2018)^[4] 等文献指出,由于难以通过交易行为推测不同账户之间的控制权关系,因此相较于其他市场操纵类型,洗售交易更难以被监管机构查处。但洗售交易隐蔽性强,且涉及资金规模庞大,其对市场质量的破坏程度同样不容小觑。本文对中国证监会 2014 年至 2019 年披露的所有市场操纵案件进行了分类统计,统计结果如图 1 所示,其中主坐标轴展示了不同类型案件占比,副坐标轴描述了不同类型案

件涉案资金规模。结果表明,中国证监会 6 年间共计披露 344 起股票操纵,主要涉及连续交易操纵、洗售交易、幌骗交易、涨停板操纵、尾盘操纵、开盘价操纵等多种操纵类型,其中涉及洗售交易的案例最少,仅 48 起,占比 14.37%,但涉案资金规模最大,高达 184 224 万元。

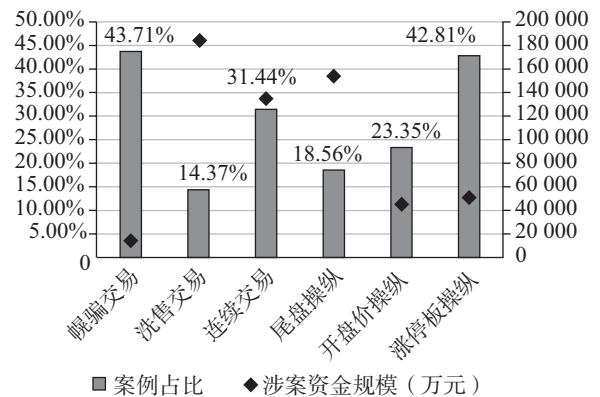


图1 操纵案例统计

注:对上述操纵类型的认定参考中国证监会发布的《中国证券监督管理委员会证券市场操纵行为认定指引(试行)》,本文将一只股票的一个操纵周期视为一起操纵案例。同一起股票操纵案件往往同时涉及多种操纵手法,故各类型操纵案件占比总和大于100%。

现有文献主要考察了“集合资产池”操纵、IPO操纵、收盘价操纵、幌骗交易、金融中介机构操纵等市场操纵类型 (Khwaja 和 Mian, 2005^[1]; Jiang 等, 2005^[5]; Neupane 等, 2017^[6]; Duong 等, 2021^[7]; Comerton-Forde 和 Putniš, 2011^[8], 2014^[9]; Lee 等, 2013^[10])。然而受限于实证数据难以获得,洗售交易实证研究相对匮乏。本文尝试从洗售交易如何作用于股票流动性的角度出发,关注市场操纵对市场质量的影响,并进一步分析不同类型机构投资者在市场操纵损害股票流动性中的影响。本文实证研究发现了以下结论:第一,分别采用超额相对价差 ($ExQSP$) 和超额有效价差 ($ExESP$) 来度量股票流动性变化,发现受操纵股票的股票流动性水平更低,这说明洗售交易增加了交易成本,降低了股票流动性。第二,采用超额波动率 ($ExSTD$) 作为股价波动性的代理变量,中介效应检验结果表明洗售交易增加了股价波动性,促使投资者增加买卖价差,降低了股票流动性。第三,分别采用 Yan 和 Zhang (2009)^[11]、Kim 等 (2021)^[12] 对

① 详情请参见: Section 10 (b), Securities Exchange Act 1934。

② 详情请参见: Section 1 (2) (a) Market Abuse Directive 2003。

③ 详情请参见: 中国《证券法》(2014 修正版) 第七十七条。

机构投资者类型的划分方法,本文发现机构投资者在洗售交易和股票流动性的关系中表现出很强的异质性。短期机构投资者和分散机构投资者持股比例越高,洗售交易对于股票流动性的不利影响越大;集中机构投资者持股比例越高,洗售交易对于股票流动性的不利影响越小。

本文的研究是对市场操纵相关文献的有益扩展和补充。本文潜在的贡献主要体现在以下几点:第一,本文丰富了洗售交易对股票流动性影响的实证研究。洗售交易是市场中常见的操纵类型之一,然而受限于实证数据的难以获得,洗售交易相关实证研究进展缓慢,仅 Imisiker 和 Tas (2018)^[4] 讨论了该策略的实施细节、盈利情况和股价表现。股票流动性是衡量投资者交易成本和资源配置效率的重要指标之一,文献中就其他操纵策略对股票流动性的影响进行了大量讨论 (Hillion 和 Suominen, 2004^[13]; Comerton-Forde 和 Putniņš, 2011^[8]; Aitken 等 2015^[14]), 却鲜有文献就洗售交易展开分析,本文尝试弥补这一缺失,并对股价波动性的影响渠道进行检验。第二,本文依据投资视野和投资组合集中度对机构投资者进行划分,并考察了不同类型机构投资者在洗售交易对股票流动性产生影响中的作用。机构投资者表现出很强的异质性,不同类型的机构投资者在持股目的、交易策略和市场影响上存在着很大区别。本文参考 Yan 和 Zhang (2009)^[11]、Kim 等 (2021)^[12] 等文献的研究设计,依据投资视野将机构投资者划分为短期机构投资者和长期机构投资者,依据投资组合集中度将机构投资者划分为集中机构投资者和分散机构投资者,考察了不同类型机构投资者在洗售交易和股票流动性关系中的作用。

二、文献综述

为了避免操纵者设计出超出法律精确定义的操纵行为,世界各国监管机构并未就市场操纵提出明确的认定标准。因此,大量金融法律适用性相关文章讨论了如何定义市场操纵行为,如 Kyle 和 Viswanathan (2008)^[15] 认为通过降低价格准确性或者降低股票流动性从而损害市场效率的交易行为都应当被认作市场操纵。Ledgerwood 和 Carpenter (2012)^[16] 将操纵定义为一种故意行为,其目的在于引起一个方向性的价格变动,使与该价格相关的财务杠杆头寸 (Financially Leveraged Positions) 受益。学术文献对

市场操纵认定标准的争议主要存在上述法律学术研究中,而在金融市场实证文献中,文献中普遍遵循 Allen 和 Gale (1992)^[17] 的分类标准,将市场操纵划分为行为型操纵 (Action-based Manipulation)、信息型操纵 (Information-based Manipulation) 和交易型操纵 (Trade-based Manipulation) 进行细分研究。在这一划分体系中,行为型操纵是指基于能够影响资产实际价值的非交易行为的操纵,如 Bagnoli 和 Lipman (1996)^[18] 描述的投标购买。在信息型操纵中,操纵者发布虚假消息或者选择信息发布时间,以此获得不正当利益。Van Bommel (2003)^[19] 构造的模型指出拥有内幕信息的操纵者可以通过散布谣言来操纵价格获利。在交易型操纵中,操纵者通过影响供需关系,人为制造价格和交易量,影响投资者对证券价格的判断,进而达到操纵证券价格的目的。本文研究的洗售交易,操纵者通过在其控制的账户内进行不转移实际所有权的交易,进而影响股票交易量和价格,属于交易型操纵。

针对交易型操纵,大量文献根据操纵主体、操纵手法、操纵时间等特征将操纵行为进行了细分,并基于股价异常走势和监管机构披露的案例数据展开了大量实证研究。如 Aggarwal 和 Wu (2006)^[20] 分析了 SEC 披露的使用“哄抬股价,逢高卖出”(Pump-and-Dump) 交易策略的操纵案例,发现操纵者通常是内部知情人员,操纵行为增加了波动性、流动性和股价收益。Comerton-Forde 和 Putniņš (2011, 2014)^{[8][9]}、李志辉等 (2018)^[2] 研究了美国、加拿大和中国证券市场中的收盘价操纵,发现被操纵股票具有信息高度不对称、股票流动性差等特征,并且收盘价操纵对股票流动性和定价准确性产生了不良影响。Khwaja 和 Mian (2005)^[1] 通过检查巴基斯坦股票市场中金融中介机构的交易记录,发现金融中介机构在自营交易中使用了“哄抬股价,逢高卖出”的操纵交易策略,侵占了投资者权益。Neupane 等 (2017)^[6] 分析了印度股票市场中的 IPO 操纵,发现被操纵股票价格呈现显著的先涨后跌模式。Jiang 等 (2005)^[5] 检查了 20 世纪美国股票市场中的“集合资产池”计划是否涉及操纵,研究发现该计划为知情交易,而非操纵行为。

然而正如 Cumming 等 (2011)^[3]、Imisiker 和 Tas (2018)^[4] 等文献指出,由于难以通过交易行为推测不同账户之间的控制权关系,相较于其他市场操纵类

型,洗售交易更难以被监管机构查处。同时,监管机构为了避免操纵者规避监管,选择性披露查处案件的特征,使得学术研究者难以构建有效的识别模型对洗售交易进行检测(Putniņš, 2012^[21])。因此,讨论股票市场中洗售交易行为的实证研究相对缺乏,基于笔者所能查阅到的文献,仅Imisiker和Tas(2018)^[4]利用伊斯坦布尔证券交易所(The Istanbul Stock Exchange)账户级交易数据对洗售交易行为进行了检测,研究结果表明约1%的投资者执行了洗售交易,该部分交易获得了大量的超额回报。

鉴于市场操纵行为对市场质量的巨大破坏,各国的证券监管机构制定了一系列的市场制度和交易规则以遏制市场操纵,如放开卖空限制(周春生等, 2005^[22];李志辉等, 2021^[23])、提高上市公司信息透明度(Gong和Marsden, 2014^[24])、修改订单披露规则以避免误导性信息(Lee等, 2013^[10])、完善价格结算机制(Comerton-Forde和Rydge, 2006^[25])等措施。同时研究者也意识到,打击市场操纵不仅需要监管机构的不懈努力,市场参与者的监督作用同样值得重视。机构投资者拥有专业的投研能力和雄厚的资金实力,肩负着遏制市场违规行为,提升股票市场质量的社会期望。但学术文献对机构投资者的看法并不一致。一方面,部分学术文献充分肯定了机构投资者参与外部监督、遏制市场违规行为的积极作用,如赵涛和郑祖玄(2002)^[26]认为发展机构投资者能降低信息不对称程度,起到减少市场操纵行为的作用。扈文秀和刘小龙(2013)^[27]指出,机构投资者是市场中的理性投资者,能够增加操纵的交易成本,降低操纵收益,进而对操纵行为起到抑制作用。另一方面,存在证据表明市场中的部分机构投资者参与了市场操纵,如Ben-David等(2013)^[28]发现美国股票市场中的对冲基金为了提升业绩排名,在季度末对持仓股票进行了操纵。徐龙炳等(2021)^[29]研究发现,中国股票市场中的部分机构投资者与上市公司配合,实施了联合操纵。

综合现有关于市场操纵方面的研究文献,本文发现现有金融市场文献对收盘价操纵、金融中介机构操纵、开盘价操纵、IPO操纵、“集合资产池计划”等不同市场操纵行为提供了充分见解,然而受制于实证数据的难以获得,洗售交易相关研究进展较为缓慢。同时,现有研究对机构投资者能否起到遏制市场操纵作用的想法也并不一致。Kim等(2021)^[12]等研究指

出,机构投资者表现出很强的异质性,他们的交易行为对市场的影响取决于各自的特征。因此,在分析机构投资者作用时,应区分不同机构投资者的异质性特征。

三、研究设计

(一) 研究假设

1. 洗售交易特征。

交易量是投资者判断股价未来走势的重要参考指标之一。在洗售交易过程中,操纵者在实际控制的账户之间进行交易,制造巨大的交易量以扰乱投资者对股票真实价值的看法,从而推动股价上涨。通过对相关法律文件和学术研究的归纳总结,本文发现洗售交易存在以下特征:

(1) 行为人实际控制大量交易账户。为逃避监管机构的监管,行为人以自己名义,或以他人名义,或以投资关系、协议等安排,实际管理、使用并处分大量交易账户(以下简称账户组)。

(2) 账户组之间的交易占比较高。为尽可能以较低的交易成本影响证券交易量,行为人在账户组内进行交易,账户组内交易量占账户总交易量和同期市场交易量的比例较高。

(3) 影响证券交易量。例如在证监罚字(2018)28号文书披露的“和胜股份(002824)”股票操纵案例中,操纵者实际控制177个交易账户,在2017年2月16日9:18:01至11:17:38期间申报买入38笔共计2696900股,成交2559800股;申报卖出810笔共计9474385股,成交8898699股。其中在操纵者实际控制的账户之间交易1865107股,占有账户总买入成交量的72.86%,占有账户总卖出成交量的20.96%,占当日市场成交量的8.08%。操纵者洗售交易特征明显,当日“和胜股份(002824)”换手率为76.89%,而其前两个交易日换手率仅分别为44.63%和45.20%。

2. 洗售交易对股票流动性的影响。

在限价订单市场中,买卖双方通过提交限价订单进行交易,投资者面临以下困境:新信息到来后,限价订单价格可能存在错误定价。当新信息是好(坏)信息时,它将推动资产价格高于(低于)当前市场价格,限价卖出(买入)订单更容易被相较于新信息更低(高)的价格进行交易,投资者面临订单以不利价格成交的风险(Foucault, 1999^[30])。市场微

观结构文献指出,存在两种途径能够降低上述风险带来的影响:首先,交易者可以通过扩大限价订单的价差,避免被掌握新信息的知情交易者剔除(picked off)。其次,交易者可以密切监控信息流,及时修改订单。但监控信息流的成本往往十分高昂,投资者必须权衡监控成本和预期收益(Glosten和Milgrom,1985^[31]; Kyle,1985^[32]; Liu,2009^[33])。

知情交易者通过交易向市场传递信息,并对资产价格产生持续影响,因此投资者可以通过观察交易活动推测市场中的掌握新信息的知情交易者,并依据推测的信息调整价格。现有金融市场文献认为,价格变动主要是由信息到来和信息纳入股价过程所引起的,价格波动能够反映市场中知情交易的占比,当波动性越大时,市场中信息不对称程度越高,知情交易占比越高(Andersen,1996^[34]; Xu等,2006^[35])。在洗售交易过程中,操纵者通过策略性交易影响股票成交量,造成股价的剧烈波动,并借此散布股价将进一步上涨的虚假信息。同时,考虑到中国股票市场中散户投资者的大量存在,他们面临较高的信息监控成本。因此,本文预期面临洗售交易传递的虚假信息,投资者将主要采取提升买卖价差,降低股票流动性的途径,以避免订单以不利价格成交的风险。由此,本文提出实证假设1A和1B:

假设1A:洗售交易促使交易成本上升,导致股票流动性下降;

假设1B:洗售交易通过增加股价波动性,进而提升交易成本,降低了股票流动性。

3. 机构投资者异质性。

信息不对称程度是实施交易型操纵的重要前提,在洗售交易过程中,只有当其他投资者无法区分成交量的异常放大是否基于股价真实信息时,操纵才能得以实施(Allen和Gale,1992^[17]; Aggarwal和Wu,2006^[20])。因此,有助于降低信息不对称程度的外部监督,能够起到抑制市场操纵的作用。现有金融市场文献基于投资视野和投资组合集中度对机构投资者进行划分,发现短期机构投资者专注于追求短期利润,其交易行为与大程度的价格冲击和错误定价程度相关,其并未起到积极监督的作用(Cella等,2013^[36]; Cremers和Pareek,2015^[37]),而长期机构投资者则积极参与上市公司治理,确保企业经营策略与长期价值最大化目标一致,并能够降低信息不对称程度,起到遏制市场违规的积极作用(Bushee,1998^[38],

2001^[39]; Fu等,2019^[40])。此外,获取与上市公司真实价值相关信息的成本往往十分高昂,试图积极参与上市公司治理的机构投资者需要持有较多的股份,即较高的投资组合集中度(Bushee,1998^[38])。因此,本文预期专注于短期收益的短期机构投资者和分散机构投资者并未起到降低信息不对称的作用,洗售交易对股票流动性破坏程度更大;而积极参与上市公司治理的长期机构投资者和集中机构投资者对信息不对称的降低程度更高,洗售交易对股票流动性破坏程度更小。由此,本文提出如下实证假设2A、2B、2C和2D:

假设2A:短期机构投资者持股比例越高,洗售交易造成股票流动性降低的程度越大;

假设2B:长期机构投资者持股比例越高,洗售交易造成股票流动性降低的程度越小;

假设2C:分散机构投资者持股比例越高,洗售交易造成股票流动性降低的程度越大;

假设2D:集中机构投资者持股比例越高,洗售交易造成股票流动性降低的程度越小。

(二) 变量定义

1. 股票流动性度量指标。

买卖价差代表了对立刻提供股票流动性的补偿,能够反映投资者交易资产的成本,因此被市场微观结构文献作为衡量股票流动性的常用指标之一。本文参考李志辉等(2018)^[2]的研究,以成交数量加权的相对价差(QSP)和有效价差(ESP)为基础,构建了超额相对价差(ExQSP)和超额有效价差(ExESP)两个指标衡量股票流动性的变化。值得指出的是,Cumming等(2011)^[3]、Aitken等(2015)^[14]等文献指出,洗售交易的重要特征是对交易量的操纵,而非价格。因此,以成交数量为权重构建的股票流动性指标能够更加准确地衡量交易成本。具体而言,超额相对价差(ExQSP)和超额有效价差(ExESP)的构建方法如式(1)~式(4):

$$QSP_{i,t} = \sum_{m=1}^n W_{i,t,m} \times \frac{Askprc_{i,t,m} - Bidprc_{i,t,m}}{Mprc_{i,t,m}} \quad (1)$$

$$ESP_{i,t} = \sum_{m=1}^n W_{i,t,m} \times \frac{2 \times |Tprc_{i,t,m} - Mprc_{i,t,m}|}{Mprc_{i,t,m}} \quad (2)$$

$$ExQSP_{i,t} = QSP_{i,t} - \overline{QSP}_{i,t} \quad (3)$$

$$ExESPA_{i,t} = ESP_{i,t} - \overline{ESP}_{i,t} \quad (4)$$

其中Askprc_{i,t,m}和Bidprc_{i,t,m}分别为个股i在t交易日第

m 个 Tick 的最佳卖出价和最佳买入价 ($m = 1, 2, 3, \dots, n$), $Tprc_{i,t,m}$ 为个股 i 在 t 交易日第 m 个 Tick 的成交价, $Mprc_{i,t,m}$ 为个股 i 在 t 交易日第 m 个 Tick 的中点价格, $W_{i,t,m}$ 为个股 i 在 t 交易日第 m 个 Tick 成交数量占日内总交易数量的权重, $\overline{QSP}_{i,t}$ 为前 100 个交易日 (前 120 个交易日至前 20 个交易日) 相对价差 (QSP) 的均值, $\overline{ESP}_{i,t}$ 为前 100 个交易日 (前 120 个交易日至前 20 个交易日) 有效价差 (ESP) 的均值。超额相对价差 ($ExQSP$) 和超额有效价差 ($ExESP$) 的取值越大, 表明当日股票流动性较前 100 个交易日的平均股票流动性越低, 投资者即刻成交的成本越高。

2. 机构投资者分类。

不同类型的机构投资者的交易目的和交易策略并不一致, 其对市场的影响取决于各自的特征。现有文献发现, 具有不同投资视野和投资组合集中度的机构投资者, 其投资策略和对上市公司的影响并不一致。因此, 本文参考 Yan 和 Zhang (2009)^[11]、Kim 等 (2021)^[12] 的研究设计, 依据投资视野 (Investment Horizon) 将机构投资者划分为短期机构投资者和长期机构投资者; 依据投资组合集中度 (Portfolio Concentration) 将机构投资者划分为集中机构投资者和分散机构投资者。具体而言:

首先, 本文基于机构投资者半年度持仓数据, 构建流失率 (CR) 以衡量机构投资者轮换其股票的频率:

$$CR_{j,y} = \frac{\min(CR_buy_{j,y}, CR_sell_{j,y})}{\sum_{i=1}^n \frac{N_{j,i,y} \times P_{i,y} + N_{j,i,y-1} \times P_{i,y-1}}{2}} \quad (5)$$

$$CR_buy_{j,y} = \sum_{i=1}^n |N_{j,i,y} \times P_{i,y} - N_{j,i,y-1} \times P_{i,y-1} - N_{j,i,y-1} \times \Delta P_{i,y} | \text{when } N_{j,i,y} > N_{j,i,y-1} \quad (6)$$

$$CR_sell_{j,y} = \sum_{i=1}^n |N_{j,i,y} \times P_{i,y} - N_{j,i,y-1} \times P_{i,y-1} - N_{j,i,y-1} \times \Delta P_{i,y} | \text{when } N_{j,i,y} \leq N_{j,i,y-1} \quad (7)$$

其中 $CR_buy_{j,y}$ 和 $CR_sell_{j,y}$ 分别为机构投资者 j 在半年度 y 的累计购买金额和累计卖出金额, $P_{i,y}$ 为个股 i 在半年度 y 末的价格, $N_{j,i,y}$ 为机构投资者 j 在半年度 y 持有个股 i 的数量, $\Delta P_{i,y} = P_{i,y} - P_{i,y-1}$ 。本文将投资换手率 (IT) 定义为过去四个半年度流失率 (CR) 的均值。当机构投资者的投资换手率 (IT) 低于样本中位数时, 将其划分为长期投资者, 否则划分为短期投资者。分别对个股 i 在 y 半年度末的长期机构投资者的持股比例和短期机构投资者的持股比例进行加总, 得到短期机构投资者持股比例 ($Shortlo$) 和长期机构投资者持股比例 ($Longlo$)。

其次, 本文通过构建 HHI 指数 (Herfindahl-Hirschman Index) 对机构投资者的投资组合集中度进行划分:

$$HHI_{j,y} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{N_{j,i,y} \times P_{i,y}}{\sum_{i=1}^n N_{j,i,y} \times P_{i,y}} \right)^2 \quad (8)$$

当机构投资者的 HHI 指数高于样本中位数时, 本文将其划分为集中投资者, 否则划分为分散投资者。分别对个股 i 在半年度 y 末的集中机构投资者的持股比例和分散机构投资者的持股比例进行加总, 得到集中机构投资者持股比例 ($Conlo$) 和分散机构投资者持股比例 ($Divlo$)。

3. 控制变量。

参考 Aitken 等 (2015)^[14]、李志辉等 (2018)^[2] 等实证文献的研究设计, 本文选取市值规模 ($Size$)、托宾 Q 值 ($Tobinq$)、账面市值 (Mtb)、资产收益率 (Roa)、价格水平 ($Price$)、换手率 ($Turn$) 和成交规模 ($Value$) 作为控制变量。本文所使用的主要变量名称及定义如表 1 所示。为了避免极端值对实证结果可能的干扰, 我们将连续型变量进行了 1% 双向缩尾处理 (Winsorize)。

表 1 主要变量名称和定义

表明名称	变量全称	变量定义
$Manip$	洗售交易	虚拟变量, 股票被洗售交易时取值为 1, 否则为 0
$ExQSP$	超额相对价差	当日相对价差与前 100 个交易日 (前 120 个交易日至前 20 个交易日) 均值的差值, 其中相对价差的计算方法见公式 (1)
$ExESP$	超额有效价差	当日有效价差与前 100 个交易日 (前 120 个交易日至前 20 个交易日) 均值的差值, 其中有效价差的计算方法见公式 (2)

续前表

表明名称	变量全称	变量定义
<i>ExSTD</i>	超额波动率	当日波动率与前 100 个交易日（前 120 个交易日至前 20 个交易日）均值的差值
<i>ShortIo</i>	短期机构投资者持股比例	所有短期机构投资者持股比例的和
<i>LongIo</i>	长期机构投资者持股比例	所有长期机构投资者持股比例的和
<i>ConIo</i>	集中机构投资者持股比例	所有集中机构投资者持股比例的和
<i>DivIo</i>	分散机构投资者持股比例	所有分散机构投资者持股比例的和
<i>Size</i>	市值规模	市值的自然对数
<i>Tobinq</i>	托宾 Q 值	市值规模与总资产的比值
<i>Mtb</i>	账面市值比	账面价值与市值规模的比值
<i>Roa</i>	资产收益率	税后净利润除以总资产
<i>Price</i>	价格水平	前一个交易日收盘价的自然对数
<i>Turn</i>	换手率	当日成交金额占流动市值比例
<i>Value</i>	成交规模	当日成交金额的自然对数

（三）数据来源

本文研究的洗售交易操纵案例来源于中国证监会行政处罚决定书 2014 年 1 月至 2019 年 12 月共计 6 年间披露的市场操纵案例。原始样本中包含 272 例^①证监会查处的洗售交易操纵案例，在此基础上，本文剔除了金融类上市公司、账面市值比为负的上市公司和控制变量存在缺漏的上市公司，筛选后的操纵案例共计 235 例。同时，本文选取操纵当日所有未被操纵的股票为对照组。

最终本文共获得 483 379 例观测值，其中操纵组占比 0.05%，对照组占比 99.5%。李志辉等（2018）^[2]采用尾市价格偏离模型发现平均存在 0.234% 的股票疑似发生收盘价操纵。李志辉和邹溢（2018）^[41]利用连续交易操纵识别和测度模型发现上市公司平均每年发生疑似连续交易操纵 12.39 次。与上述研究结论相比，本文受操纵股票占比偏低。Neupane 等（2017）^[6]、Cumming 等（2011）^[3]、Comerton-Forde 和 Putniņš（2011, 2014）^{[8][9]}等文献指出，市场中存在大量操纵行为逃避了监管机构的查处，本文的研究样本并不包含那些未被查处的操纵样本。本文承认样本选择偏差担忧的合理性，但由于获取全部洗售交易案例在现实情况下难以实现，使用证监会披露的操纵案例能够帮助我们认识洗售交易的特征和带来的影响。

四、洗售交易对股票流动性的影响

（一）描述性统计

表 2 中提供了本文主要变量的描述性统计，包括样本观测数、均值、标准差、最小值和最大值。统计结果表明，超额相对价差（*ExQSP*）和超额有效价差（*ExESP*）的均值分别为 -1.123% 和 -1.229%，这表

表 2 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>Manip</i>	483 379	0.000	0.022	0.000	1.000
<i>ExQSP (%)</i>	483 379	-1.123	4.937	-13.628	17.238
<i>ExESP (%)</i>	483 379	-1.229	5.495	-14.396	20.460
<i>ExSTD (%)</i>	483 379	-0.000	0.001	-0.012	0.022
<i>ShortIo (%)</i>	483 379	7.146	9.171	0.000	42.268
<i>LongIo (%)</i>	483 379	32.729	19.129	0.000	74.154
<i>ConIo (%)</i>	483 379	24.587	19.576	0.000	71.090
<i>DivIo (%)</i>	483 379	15.298	16.285	0.000	65.994
<i>Size</i>	483 379	22.913	1.046	20.344	28.800
<i>Tobinq</i>	483 379	2.202	1.506	0.902	9.862
<i>Mtb</i>	483 379	0.591	0.248	0.101	1.109
<i>Roa</i>	483 379	0.022	0.033	-0.076	0.143
<i>Price</i>	483 379	15.828	14.663	1.320	390.230
<i>Turn</i>	483 379	0.030	0.037	0.000	0.884
<i>Value</i>	483 379	18.136	1.120	14.607	23.767

① 本文将一只股票的一个交易日视为一例操纵案例，在中国证监会披露的一起操纵案件中，可能涉及多例洗售交易案例，如证监罚字（2018）61 号文书披露的“经纬纺机”股票操纵案中，洗售交易案例共计 9 例。

明操纵者选择在市场整体流动性低于历史平均水平的交易日中进行了操纵。同时统计结果还表明, 样本区间内短期机构投资者平均持股比例为 7.146%, 低于长期机构投资者持股比例 32.729%, 即长期机构投资者倾向于持有上市公司更多的股份。同时, 集中机构投资者平均持股比例为 24.587%, 分散机构投资者平均持股比例为 15.298%, 这表明集中机构投资者倾向于持有上市公司更多的股份。

(二) 洗售交易对股票流动性的影响

金融市场文献分析了“哄抬股价, 逢高卖出”(Pump-and-Dump)、收盘价操纵、幌骗交易操纵等操纵类型对股票流动性的不利影响, 发现操纵行为增加了交易成本, 降低了股票流动性 (Hillion 和 Suominen, 2004^[13]; Comerton-Forde 和 Putniš, 2011^[8]; 李志辉等, 2018^[2])。与此类文献类似, 本文指出洗售交易导致交易成本增加, 降低了股票流动性。未在文中汇报的 *T* 检验结果表明, 相较于未受操纵股票, 受操纵股票的超额相对价差 (*ExQSP*) 高 2.557%, 超额有效价差 (*ExESP*) 高 4.046%, 且这一差异在统计上显著 (*T* 值分别为 7.94 和 11.28), 即相较于未受操纵股票, 受操纵股票的交易成本更高, 股票流动性更低。

更正式地, 为了对这一论断进行检验, 本文构建了如式 (9) 的模型对比了受操纵股票和未受操纵股票的股票流动性差异。

$$Liqui_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Manip_{i,t} + \beta_c \times Control_{i,t} + \sum YearFe + \sum IndidFe \quad (9)$$

其中: *Liqui_{i,t}* 为反映股票流动性变化的超额相对价差 (*ExQSP*) 和超额有效价差 (*ExESP*); *Manip_{i,t}* 为洗售交易虚拟变量, 当股票 *i* 在 *t* 交易日受到洗售交易时取值为 1, 否则取值为 0; *Control_{i,t}* 为前述控制变量; *YearFe* 和 *IndidFe* 分别为年份固定效应和行业固定效应。估计结果列于表 3, 其中列 (1) 和列 (3) 中引入了洗售交易这一主要解释变量, 并对年度固定效应和行业固定效应进行了控制; 列 (2) 和列 (4) 中则进一步加入了描述公司基本特征的控制变量。

实证结果表明, 平均而言相较于未受操纵股票, 受操纵股票的超额相对价差 (*ExQSP*) 高 2.929%, 超额有效价差 (*ExESP*) 高 4.285%。这一差异不但是统计上显著的, 也有着重要的经济学含义, 即市场操纵增加了交易成本, 降低了股票流动性。这一实证结论与 Hillion 和 Suominen (2004)^[13]、Comerton-Forde 和 Putniš (2011)^[8]、李志辉等 (2018)^[2] 等实

证文献的发现基本一致。由此, 本文实证假设 1A 得到证实。

表 3 洗售交易与股票流动性

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ExQSP</i>	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>	<i>ExESP</i>
<i>Manip</i>	2.398 *** (4.30)	2.929 *** (5.33)	3.903 *** (5.69)	4.285 *** (6.32)
<i>Size</i>		0.563 *** (47.40)		0.388 *** (29.15)
<i>Tobinq</i>		-0.154 *** (-16.68)		-0.145 *** (-14.02)
<i>Mtb</i>		-0.283 *** (-4.45)		0.182 ** (2.55)
<i>Roa</i>		4.829 *** (19.49)		4.083 *** (14.75)
<i>Price</i>		-0.029 *** (-40.04)		-0.031 *** (-39.13)
<i>Turn</i>		-2.976 *** (-9.02)		-1.912 *** (-5.14)
<i>Value</i>		-0.627 *** (-53.26)		-0.292 *** (-22.13)
<i>Constant</i>	-2.241 *** (-26.50)	-2.629 *** (-13.11)	-2.334 *** (-24.75)	-5.163 *** (-23.08)
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Indid FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	483 379	483 379	483 379	483 379
<i>R-squared</i>	0.017	0.046	0.010	0.026

注: 括号内数值为 *T* 统计量, *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下同。

(三) 影响渠道: 股价波动性

前文的实证结果表明, 洗售交易增加了交易成本, 降低了股票流动性, 但影响机制并不明确。Foucault (1999)^[30]、Aitken 等 (2015)^[14] 和李志辉等 (2018)^[2] 发现波动性增加是造成这一不利影响的关键, 波动性越大, 投资者以不利的价格成交的风险越高, 为了索取承担风险的报酬, 投资者将会增加买卖价差。因此, 本文指出洗售交易通过增加波动性, 增加了交易成本, 降低了股票流动性。为了对这一论断进行检验, 本文构建式 (10)、(11)、(12) 对波动性的中介效应进行检验:

$$Vol_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Manip_{i,t} + \beta_c \times Control_{i,t} + \sum YearFe + \sum IndidFe \quad (10)$$

$$Liqui_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Vol_{i,t} + \beta_c \times Control_{i,t} + \sum YearFe + \sum IndidFe \quad (11)$$

$$Liqui_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Manip_{i,t} + \beta_2 \times Vol_{i,t} + \beta_c \times Control_{i,t} + \sum YearFe + \sum IndidFe \quad (12)$$

其中 $Vol_{i,t}$ 为波动性的代理变量, 采用超额波动率 ($ExSTD$) 衡量。与股票流动性指标的构建方法一致, 超额波动率 ($ExSTD$) 的计算方法为当日波动率减去前 100 个交易日 (前 120 个交易日至前 20 个交易日) 的均值, 其中波动率为日内 1 分钟收益率的标准差。

中介效应检验结果列于表 4, 其中列 (1) 汇报了模型 (10) 的估计结果, 列 (2)、列 (3) 汇报了模型 (11) 的估计结果, 列 (4)、列 (5) 汇报了模型 (12) 的估计结果。模型中均引入了洗售交易这一主要解释变量和描述公司基本特征的控制变量, 并对年度固定效应和行业固定效应进行了控制。列 (1) 的实证结果表明, 平均而言, 相较于未受操纵股票, 受操纵股票的超额波动率 ($ExSTD$) 高 5.138%。这与 Comerton-Forde 和 Putniš (2011)^[8]、Huang 和 Cheng (2015)^[42] 等的发现一致, 市场操纵行为增加了受操纵股票的股价波动性。列 (2)~列 (3) 的实证结果表明, 波动性增加了交易成本, 降低了股票流动性。平均而言, 超额波动率 ($ExSTD$) 每增加 1%, 超额相对价差 ($ExQSP$) 增加 0.108%, 超额有效价差 ($ExESP$) 增加 0.133%。列 (4)、列 (5) 的实证结果表明, 在同时考虑洗售交易和波动性的情况后, 平均而言, 相较于未受操纵股票, 受操纵股票的超额相对价差 ($ExQSP$) 高 2.129%, 超额有效价差 ($ExESP$) 高 3.349%; 超额波动率 ($ExSTD$) 每增加 1%, 超额相对价差 ($ExQSP$) 增加 0.108%, 超额有效价差 ($ExESP$) 增加 0.133%。综合列 (1)~列 (5) 的估计结果表明, 本文发现波动性在洗售交易对股票流动性产生不利影响中起到了中介作用, 这一结果符合 Foucault (1999)^[30]、Aitken 等 (2015)^[14]、李志辉等 (2018)^[2] 的预期。由此, 本文实证假设 1B 得到证实。

表 4 影响渠道: 波动性

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$ExSTD$	$ExQSP$	$ExESP$	$ExQSP$	$ExESP$
<i>Manip</i>	5.138*** (4.07)			2.129*** (4.37)	3.349*** (5.48)
<i>ExSTD</i>		0.108*** (226.18)	0.133*** (246.50)	0.108*** (226.10)	0.133*** (246.44)
<i>Size</i>	-2.114*** (-49.78)	0.790*** (70.59)	0.669*** (54.20)	0.791*** (70.65)	0.670*** (54.29)
<i>Tobinq</i>	0.393*** (10.86)	-0.195*** (-23.46)	-0.197*** (-21.42)	-0.196*** (-23.55)	-0.198*** (-21.54)
<i>Mtb</i>	7.252*** (31.86)	-1.060*** (-18.03)	-0.779*** (-12.04)	-1.065*** (-18.12)	-0.787*** (-12.15)
<i>Roa</i>	-24.884*** (-28.30)	7.507*** (32.51)	7.395*** (29.22)	7.512*** (32.54)	7.404*** (29.26)

续前表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$ExSTD$	$ExQSP$	$ExESP$	$ExQSP$	$ExESP$
<i>Price</i>	-0.021*** (-8.11)	-0.027*** (-42.27)	-0.028*** (-41.45)	-0.027*** (-42.30)	-0.028*** (-41.49)
<i>Turn</i>	110.455*** (76.50)	-14.886*** (-46.10)	-16.652*** (-46.05)	-14.895*** (-46.11)	-16.661*** (-46.06)
<i>Value</i>	5.747*** (126.67)	-1.246*** (-108.52)	-1.058*** (-83.46)	-1.247*** (-108.53)	-1.058*** (-83.49)
<i>Constant</i>	-66.916*** (-88.83)	4.590*** (23.98)	3.772*** (17.95)	4.586*** (23.96)	3.766*** (17.93)
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Indid FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	483 379	483 379	483 379	483 379	483 379
<i>R-squared</i>	0.244	0.191	0.205	0.191	0.206

五、机构投资者异质性

金融市场文献广泛讨论了机构投资者在市场操纵中扮演的角色, 如 Khwaja 和 Mian (2005)^[1] 通过检测巴基斯坦证券交易所中的经纪商的自营和代理交易记录, 发现中介机构执行了“哄抬股价, 逢高卖出” (Pump-and-Dump) 交易策略。徐龙炳等 (2021)^[29] 发现中国股票市场中的机构投资者和上市公司进行了联合操纵。但此类研究并未深入分析机构投资者的异质性差异。Kim 等 (2021)^[12] 发现机构投资者对股票市场的影响受投资视野和投资组合集中度的影响。因此, 本文参考 Yan 和 Zhang (2009)^[11]、Kim 等 (2021)^[12] 对机构投资者的分类方法, 依据投资视野将机构投资者划分为短期机构投资者和长期机构投资者, 依据投资组合集中度划分为集中机构投资者和分散机构投资者。并采用模型 (13) 考察不同类型机构投资者在市场操纵对股票流动性产生不利影响中的作用:

$$\begin{aligned}
 Liqui_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \times Manip_{i,t} + \beta_2 \times TypeIo_{i,t} + \beta_3 \times Manip_{i,t} \\
 & \times TypeIo_{i,t} + \beta_c \times Control_{i,t} + \sum YearFe \\
 & + \sum IndidFe \quad (13)
 \end{aligned}$$

其中 $TypeIo_{i,t}$ 为不同类型机构投资者的持股比例。

(一) 投资视野

具有不同投资视野的机构投资者面临的业绩压力、信息环境等并不相同, 本文指出不同投资视野的机构投资者在洗售交易中起到的作用并不一致。为了对这一论断进行检验, 基于机构投资者的投资视野, 本文将机构投资者划分为短期机构投资者和长期机构

投资者，并分别计算了半年度短期机构投资者持股比例 (*ShortIo*) 和长期机构投资者持股比例 (*LongIo*)，这一分类方法下模型 (13) 的估计结果如表 5 所示，模型中均引入了洗售交易这一主要解释变量和描述公司基本特征的控制变量，并对年度固定效应和行业固定效应进行了控制。

实证结果显示，在 1% 的显著性水平上 *ShortIo* × *Manip* 的估计系数显著为负，这表明短期机构投资者持股比例越高，洗售交易对股票流动性的不利影响越大。平均而言，短期机构投资者持股比例每增加 1%，洗售交易导致超额相对价差 (*ExQSP*) 增加 0.349%，超额有效价差 (*ExESP*) 增加 0.396%。而 *LongIo* × *Manip* 的估计系数并未通过显著性检验。这表明短期机构投资者增加了洗售交易对股票流动性的不利影响，而长期机构投资者在洗售交易与股票流动性的关系中并未产生影响。这一实证结果与 Yan 和 Zhang (2009)^[11]、Cremers 和 Pareek (2015)^[37] 的预期一致，短期机构投资者出于业绩压力，并未对上市公司进行积极有效的监督，部分短期机构投资者甚至参与了市场操纵这一违规行为。由此，本文实证假设 2A 得到证实，实证假设 2B 未得到证实。

表 5 机构投资者：投资视野

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>
<i>ShortIo</i> × <i>Manip</i>	0.349*** (7.98)	0.396*** (7.33)		
<i>LongIo</i> × <i>Manip</i>			-0.058 (-1.08)	-0.028 (-0.72)
<i>Manip</i>	1.705*** (2.85)	2.904*** (3.90)	5.315*** (3.80)	5.444*** (3.21)
<i>ShortIo</i>	0.001 (1.01)	0.005*** (4.81)		
<i>LongIo</i>			-0.005*** (-12.33)	-0.004*** (-8.26)
<i>Size</i>	0.559*** (45.41)	0.371*** (26.83)	0.585*** (48.79)	0.405*** (30.10)
<i>Tobinq</i>	-0.153*** (-16.65)	-0.144*** (-13.91)	-0.151*** (-16.42)	-0.143*** (-13.83)
<i>Mtb</i>	-0.279*** (-4.38)	0.205*** (2.88)	-0.266*** (-4.18)	0.195*** (2.73)
<i>Roa</i>	4.816*** (19.44)	4.056*** (14.65)	4.838*** (19.53)	4.089*** (14.77)
<i>Price</i>	-0.029*** (-39.98)	-0.031*** (-39.21)	-0.029*** (-40.42)	-0.031*** (-39.39)
<i>Turn</i>	-2.958*** (-8.94)	-1.814*** (-4.87)	-3.056*** (-9.25)	-1.970*** (-5.29)
<i>Value</i>	-0.627*** (-53.25)	-0.292*** (-22.16)	-0.637*** (-53.92)	-0.299*** (-22.62)
<i>Constant</i>	-2.557*** (-12.02)	-4.809*** (-20.26)	-2.798*** (-13.96)	-5.290*** (-23.65)

续前表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>
Year FE	YES	YES	YES	YES
Indid FE	YES	YES	YES	YES
Observations	483 379	483 379	483 379	483 379
<i>R-squared</i>	0.046	0.026	0.046	0.026

(二) 投资组合集中度

投资组合集中度是机构投资者的另一项重要特征，本文预期机构投资者的投资组合集中度不同，其对洗售交易和股票流动性关系的影响也会不同。为此，基于机构投资者的投资组合集中度，本文将机构投资者划分为集中机构投资者和分散机构投资者，并分别计算了半年度集中机构投资者持股比例 (*ConIo*) 和分散机构投资者持股比例 (*DivIo*)。这一划分方法下模型 (13) 的估计结果如表 6 所示，模型中均引入了洗售交易这一主要解释变量和描述公司基本特征的控制变量，并对年度固定效应和行业固定效应进行了控制。

实证结果显示，在 1% 的显著性水平上 *ConIo* × *Manip* 的估计系数显著为负，这表明集中机构投资者持股比例越高，洗售交易对股票流动性的不利影响越小。平均而言，集中机构投资者持股比例每增加 1%，洗售交易导致超额相对价差 (*ExQSP*) 降低 0.102%，超额有效价差 (*ExESP*) 降低 0.106%。同时，在 1% 的显著性水平上 *DivIo* × *Manip* 的估计系数显著为正。平均而言，分散机构投资者持股比例每增加 1%，洗售交易导致超额相对价差 (*ExQSP*) 增加 0.205%，超额有效价差 (*ExESP*) 增加 0.268%。上述实证结果表明，集中机构投资者降低了洗售交易对股票流动性的破坏程度，分散机构投资者增加了洗售交易对股票流动性的破坏程度。Kim 等 (2021)^[12] 认为，建立一个集中的股东地位有利于机构投资者对管理层进行有效监督，能够更大程度地提升上市公司的信息环境。本文的实证结论支持了这一观点，由此，本文实证假设 2C 和 2D 得到证实。

表 6 机构投资者：投资组合集中度

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>
<i>ConIo</i> × <i>Manip</i>	-0.102*** (-3.39)	-0.106*** (-3.04)		
<i>DivIo</i> × <i>Manip</i>			0.205*** (4.96)	0.268*** (5.48)
<i>Manip</i>	6.437*** (5.49)	7.918*** (5.67)	0.898 (1.37)	1.638** (2.04)

续前表

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>
<i>ConIo</i>	-0.003*** (-8.95)	-0.003*** (-6.15)		
<i>DivIo</i>			-0.002*** (-3.33)	0.000 (0.35)
<i>Size</i>	0.569*** (47.88)	0.393*** (29.48)	0.572*** (46.69)	0.387*** (28.11)
<i>Tobinq</i>	-0.152*** (-16.54)	-0.144*** (-13.94)	-0.155*** (-16.78)	-0.146*** (-14.08)
<i>Mtb</i>	-0.277*** (-4.35)	0.185*** (2.60)	-0.292*** (-4.58)	0.180** (2.52)
<i>Roa</i>	4.877*** (19.67)	4.120*** (14.87)	4.805*** (19.39)	4.072*** (14.70)
<i>Price</i>	-0.029*** (-40.20)	-0.031*** (-39.25)	-0.029*** (-39.97)	-0.031*** (-39.07)
<i>Turn</i>	-2.961*** (-8.97)	-1.903*** (-5.11)	-3.050*** (-9.20)	-1.909*** (-5.11)
<i>Value</i>	-0.634*** (-53.69)	-0.297*** (-22.45)	-0.627*** (-53.22)	-0.292*** (-22.13)
<i>Constant</i>	-2.589*** (-12.90)	-5.130*** (-22.92)	-2.809*** (-13.42)	-5.131*** (-21.96)
Year FE	YES	YES	YES	YES
Indid FE	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	483 379	483 379	483 379	483 379
<i>R-squared</i>	0.046	0.026	0.046	0.026

六、稳健性检验

(一) 样本选择性偏差

文献普遍认为，操纵者存在一定选择偏好，信息不对称程度高、股票流动性水平低、内部治理水平差的股票更容易受到操纵（Lee 等，2013^[10]；Comerton-Forde 和 Putniš，2014^[9]；Huang 和 Cheng，2015^[42]；李志辉和邹谧，2018^[41]）。受操纵股票和未受操纵股票的流动性差异可能是操纵的结果，也可能是上市公司特征差异导致的。因此，为了尽可能降低样本选择性偏差的影响，本文参考 Neupane 等（2017）^[6]采用倾向得分匹配挑选对照组股票。具体而言，在倾向得分匹配中，本文以洗售交易（*Manip*）为被解释变量，以前一个交易日的前述控制变量为解释变量，采用 Probit 模型估计每只股票的被操纵概率，然后选取操纵当日与受操纵股票处于同一行业且操纵概率最接近的一只股票为对照组股票。

基于倾向得分匹配的结果列于表 7，模型中均引入了洗售交易这一主要解释变量和描述公司基本特征

的控制变量，并对年度固定效应和行业固定效应进行了控制。实证结果显示，*Manip* 的估计系数显著为正，表明采用倾向得分匹配挑选对照组股票以降低样本选择性偏差的影响后，回归结果依然显示受操纵股票的股票流动性低于未受操纵股票。

表 7 稳健性检验：样本选择性偏差

VARIABLES	PSM	
	(1)	(2)
	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>
<i>Manip</i>	2.395*** (3.82)	3.549*** (4.61)
<i>Size</i>	0.951 (1.36)	0.838 (1.01)
<i>Tobinq</i>	0.431 (1.16)	0.597 (1.26)
<i>Mtb</i>	2.143 (0.77)	2.063 (0.60)
<i>Roa</i>	18.767 (0.98)	22.959 (0.98)
<i>Price</i>	-0.121*** (-4.07)	-0.159*** (-4.22)
<i>Turn</i>	9.686 (1.16)	8.125 (0.73)
<i>Value</i>	-0.860* (-1.77)	-0.275 (-0.47)
<i>Constant</i>	-9.395 (-0.80)	-16.744 (-1.18)
Year FE	YES	YES
Indid FE	YES	YES
<i>Observations</i>	470	470
<i>R-squared</i>	0.249	0.250

(二) 不同基准时间窗口

为了检验研究结论对不同基准时间窗口的稳健性，本文进一步以前 60 个交易日至前 20 个交易日 [-60, -20]、前 100 个交易日至前 20 个交易日 [-100, -20]、前 140 个交易日至前 20 个交易日 [-140, -20] 的相对价差和有效价差均值为比较基准，构建超额相对价差（*ExQSP*）和超额有效价差（*ExESP*）衡量股票流动性的变化，重复检验了受操纵股票和未受操纵股票的流动性差异。

估计结果列于表 8，模型中均引入了洗售交易这一主要解释变量和描述公司基本特征的控制变量，并对年度固定效应和行业固定效应进行了控制。实证结果显示，*Manip* 的估计系数显著为正，表明基于不同基准时间窗口计算的股票流动性指标后，回归结果与本文前述结论基本一致。

表 8 稳健性检验：不同基准时间窗口

VARIABLES	[-60 -20]		[-100 -20]		[-140 -20]	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>	<i>ExQSP</i>	<i>ExESP</i>
<i>Manip</i>	5.072*** (3.59)	7.650*** (3.51)	5.150*** (3.64)	7.816*** (3.58)	5.365*** (3.79)	7.903*** (3.61)
<i>Size</i>	0.466*** (29.93)	0.308*** (16.21)	0.474*** (30.27)	0.287*** (15.06)	0.557*** (35.10)	0.360*** (18.71)
<i>Tobinq</i>	-0.120*** (-10.19)	-0.108*** (-8.06)	-0.162*** (-13.62)	-0.152*** (-11.21)	-0.170*** (-14.00)	-0.158*** (-11.50)
<i>Mtb</i>	-0.460*** (-5.81)	-0.054 (-0.57)	-0.341*** (-4.29)	0.145 (1.54)	-0.100 (-1.25)	0.403*** (4.25)
<i>Roa</i>	1.837*** (6.14)	1.269*** (3.53)	4.322*** (14.22)	3.280*** (9.03)	5.588*** (18.22)	4.744*** (13.00)
<i>Price</i>	-0.022*** (-25.04)	-0.025*** (-24.45)	-0.026*** (-28.75)	-0.028*** (-27.65)	-0.031*** (-33.41)	-0.034*** (-32.41)
<i>Turn</i>	-0.822 (-1.57)	0.760 (1.26)	-3.309*** (-6.16)	-2.086*** (-3.36)	-3.382*** (-6.19)	-2.170*** (-3.45)
<i>Value</i>	-0.646*** (-40.91)	-0.341*** (-18.15)	-0.571*** (-35.72)	-0.234*** (-12.33)	-0.685*** (-42.34)	-0.334*** (-17.45)
<i>Constant</i>	-2.075*** (-8.63)	-4.418*** (-15.33)	-2.237*** (-9.37)	-4.520*** (-15.79)	-1.047*** (-4.36)	-3.392*** (-11.82)
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Indid FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	483 379	483 379	483 379	483 379	483 379	483 379
<i>R-squared</i>	0.037	0.023	0.030	0.016	0.034	0.018

七、结论与政策建议

市场操纵扭曲了证券价格，阻碍了价格发现并侵害了中小投资者的利益，学术界、监管机构和投资者对此投入了大量关注。本文利用手动整理的中国证监会 2014 年至 2019 年共计 6 年间披露的 235 例洗售交易案例，对比分析了受操纵股票和未受操纵股票的股票流动性差异，并进一步检验了不同类型机构投资者在其中的作用。本文研究发现洗售交易增加了交易成本，降低了股票流动性；股价波动性增加是洗售交易对股票流动性产生不利影响的关键因素，洗售交易造成股价波动性增加后，投资者为避免以不利的价格成交，增加了买卖价差，降低了股票流动性；同时机构投资者异质性分析表明，短期机构投资者和分散机构投资者增强了对倒成交对股票流动性的破坏程度；集中机构投资者降低了洗售交易对股票流动性的破坏程度。

本文是对洗售交易研究的有益补充和扩展，也为监管机构制定反市场操纵政策提供了理论借鉴。基于本文的结论，在此提出以下几个方面的建议：第一，完善市场操纵识别体系。随着计算机技术在股票市场中的运用，洗售交易呈现出越来越强的复杂性和隐蔽性，监管部门应充分协调相关部门，发挥大数据、人工智能等技术优势，对市场上一系列异常的交易账户进行监控，增强洗售交易的识别能力。第二，引导机构投资者健康发展。鉴于不同机构投资者对市场操纵抑制作用的差异，监管部门一方面应积极发展集中机构投资者，增强其市场治理的功能；另一方面应加强对短期机构投资者和分散机构投资者的引导，防范其利用自身优势地位从事违规活动。第三，加强对中小投资者的教育。我国股票市场中散户投资者占比较高，信息收集和分析能力较差，容易受到操纵者的蛊惑，因此监管部门应加强对中小投资者的教育，增强其识别市场操纵的能力，提升投资者理性。

参考文献

- [1] Khwaja A I, Mian A. Unchecked Intermediaries: Price Manipulation in an Emerging Stock Market [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 78 (1): 203-241.
- [2] 李志辉, 王近, 李梦雨. 中国股票市场操纵对市场流动性的影响研究——基于收盘价操纵行为的识别与监测 [J]. 金融研究, 2018

- (2): 135-152.
- [3] Cumming D, Johan S, Li D. Exchange Trading Rules and Stock Market Liquidity [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 99 (3): 651-671.
- [4] Imisiker S, Tas B K O. Wash Trades as a Stock Market Manipulation Tool [J]. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 2018 (20): 92-98.
- [5] Jiang G, Mahoney P G, Mei J. Market Manipulation: A Comprehensive Study of Stock Pools [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77 (1): 147-170.
- [6] Neupane S, Rhee S G, Vithanage K, Veeraraghavan M. Trade-based Manipulation: Beyond the Prosecuted Cases [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017 (42): 115-130.
- [7] Duong H N, Goyal A, Kallinterakis V, et al. Market Manipulation Rules and IPO Underpricing [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021 (67): 101846.
- [8] Comerton-Forde C, Putniņš T J. Measuring Closing Price Manipulation [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2011, 20 (2): 135-158.
- [9] Comerton-Forde C, Putniņš T J. Stock Price Manipulation: Prevalence and Determinants [J]. *Review of Finance*, 2014, 18 (1): 23-66.
- [10] Lee E J, Eom K S, Park K S. Microstructure-based Manipulation: Strategic Behavior and Performance of Spoofing Traders [J]. *Journal of Financial Markets*, 2013, 16 (2): 227-252.
- [11] Yan X, Zhang Z. Institutional Investors and Equity Returns: Are Short-term Institutions Better Informed? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22 (2): 893-924.
- [12] Kim D, Kim H D, Joe D Y, et al. Institutional Investor Heterogeneity and Market Price Dynamics: Evidence from Investment Horizon and Portfolio Concentration [J]. *Journal of Financial Markets*, 2021 (54): 100604.
- [13] Hillion P, Suominen M. The Manipulation of Closing Prices [J]. *Journal of Financial Markets*, 2004, 7 (4): 351-375.
- [14] Aitken M J, Harris F H B, Ji S. A Worldwide Examination of Exchange Market Quality: Greater Integrity Increases Market Efficiency [J]. *Journal of Business Ethics*, 2015, 132 (1): 147-170.
- [15] Kyle A S, Viswanathan S. How to Define Illegal Price Manipulation [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (2): 274-279.
- [16] Ledgerwood S D, Carpenter P R. A Framework for the Analysis of Market Manipulation [J]. *Review of Law & Economics*, 2012, 8 (1): 253-295.
- [17] Allen F, Gale D. Stock-price Manipulation [J]. *The Review of Financial Studies*, 1992, 5 (3): 503-529.
- [18] Bagnoli M, Lipman B L. Stock Price Manipulation through Takeover bids [J]. *The RAND Journal of Economics*, 1996, 27 (1): 124-147.
- [19] Van Bommel J. Rumors [J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58 (4): 1499-1520.
- [20] Aggarwal R K, Wu G. Stock Market Manipulations [J]. *The Journal of Business*, 2006, 79 (4): 1915-1953.
- [21] Putniņš T J. Market Manipulation: A Survey [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2012, 26 (5): 952-967.
- [22] 周春生, 杨云红, 王亚平. 中国股票市场交易型的价格操纵研究 [J]. *经济研究*, 2005 (10): 70-78.
- [23] 李志辉, 王博, 孙沁茹. 融资融券与市场操纵: 加剧还是抑制 [J]. *财经科学*, 2021 (6): 1-11.
- [24] Gong R, Marsden A. The Impact of the 2007 Reforms on the Level of Information Disclosure by the Chinese A-share Market [J]. *China Economic Review*, 2014 (30): 221-234.
- [25] Comerton-Forde C, Rydge J. Call Auction Algorithm Design and Market Manipulation [J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2006, 16 (2): 184-198.
- [26] 赵涛, 郑祖玄. 信息不对称与机构操纵——中国股市机构与散户的博弈分析 [J]. *经济研究*, 2002 (7): 41-48, 91.
- [27] 扈文秀, 刘小龙. 操纵者与内幕交易者合谋条件下有打压过程的市场操纵行为研究 [J]. *系统管理学报*, 2013 (2): 232-238.
- [28] Ben-David I, Franzoni F, Landier A, Moussawi R. Do Hedge Funds Manipulate Stock Prices? [J]. *The Journal of Finance*, 2013, 68 (6): 2383-2434.
- [29] 徐龙炳, 李琛, 陈倩雯. 信息型市场操纵与财富转移效应研究——基于上市公司内部人减持的视角 [J]. *财经研究*, 2021 (5): 4-18, 48.
- [30] Foucault T. Order Flow Composition and Trading Costs in a Dynamic Limit Order Market [J]. *Journal of Financial Markets*, 1999, 2 (2): 99-134.
- [31] Glosten L R, Milgrom P R. Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders [J]. *Journal of Financial Economics*, 1985, 14 (1): 71-100.
- [32] Kyle A S. Continuous Auctions and Insider Trading [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1985, 56 (3): 1315-1335.
- [33] Liu W M. Monitoring and Limit Order Submission Risks [J]. *Journal of Financial Markets*, 2009, 12 (1): 107-141.
- [34] Andersen T G. Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility [J]. *The Journal of Finance*, 1996, 51 (1): 169-204.
- [35] Xu X E, Chen P, Wu C. Time and Dynamic Volume-volatility Relation [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30 (5): 1535-1558.
- [36] Cella C, Ellul A, Giannetti M. Investors' Horizons and the Amplification of Market Shocks [J]. *The Review of Financial Studies*, 2013, 26 (7): 1607-1648.
- [37] Cremers M, Pareek A. Short-term Trading and Stock Return Anomalies: Momentum, Reversal, and Share Issuance [J]. *Review of Finance*, 2015, 19 (4): 1649-1701.
- [38] Bushee B J. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior [J]. *Accounting Review*, 1998, 73 (3): 305-333.
- [39] Bushee B J. Do Institutional Investors Prefer near-term Earnings over Long-run value? [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2001, 18 (2): 207-246.
- [40] Fu X, Kong L, Tang T, Yan X. Insider Trading and Shareholder Investment Horizons [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020 (62): 101508.
- [41] 李志辉, 邹溢. 中国股票市场操纵行为测度与影响因素研究——基于上市公司特征角度 [J]. *中央财经大学学报*, 2018 (12): 25-36.
- [42] Huang Y C, Cheng Y J. Stock Manipulation and Its Effects: Pump and Dump Versus Stabilization [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2015, 44 (4): 791-815.

会计稳健性一定降低债券融资成本吗？

——来自我国信用债市场的证据

Does Accounting Conservatism Reduce the Costs of Bond Financing?

Evidence from China's Credit Bond Market

杨尔稼 李 路 肖土盛

YANG Er-jia LI Lu XIAO Tu-sheng

[摘要] 债券市场作为多层次资本市场体系的重要组成，其持续健康发展对于优化市场资源配置功能至关重要。已有文献在研究企业会计信息质量与债务融资成本的关系时，普遍得出会计稳健性可以有效降低债务融资成本的结论。与之不同，本文以2010—2019年我国上市公司在沪深交易所及银行间市场发行的信用债为样本，实证研究发现：债券发行人的会计稳健性越高，其债券发行的信用利差也越高，意味着发债企业的会计稳健性将增加其债券融资成本。进一步研究发现，未来的债券合约重新谈判成本越高，发债企业的会计稳健性对其债券融资成本的不利影响越强，支持了债券合约的重新谈判成本是影响会计稳健性与债券融资成本之间关系的重要因素。上述研究结论深化了学术界对会计稳健性与债务融资成本之间关系的认识，亦为政府监管部门规范债券市场运行以提升会计信息质量在市场资源配置中的作用提供了政策启示。

[关键词] 会计稳健性 信用利差 协调成本 债券信用评级

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 02-0054-11

Abstract: As an important part of multi-level capital market, the sustainable and healthy development of bond market is very important to optimize the function of economic resources allocation. When studying the relationship between enterprise accounting information quality and debt financing cost, the existing literature generally concludes that accounting conservatism can effectively reduce debt financing cost. In contrast, this paper takes the credit bonds issued by China's Listed Companies in Shanghai and Shenzhen Stock Exchange and inter-bank market from 2010 to 2019 as a sample. The empirical study shows that the higher the accounting conservatism of bond issuers, the higher the credit spread of bond issuance, which means that the accounting conservatism will increase bond financing costs. Further evidence shows that the higher the ex-ante renegotiation cost of bond contracts, the stronger the adverse impact of the accounting conservatism on bond financing costs, which supports that the renegotiation cost of bond contracts is an important factor affecting the relationship between accounting conservatism and bond financing costs. The above research conclusions deepen the academic understanding of the relationship between accounting conservatism and debt financing cost, and also provide policy enlightenment for government regulators to improve the role of accounting information quality in economic resources allocation.

Key words: Conservatism Credit spread Renegotiation cost Credit rating

[收稿日期] 2020-12-04

[作者简介] 杨尔稼，男，1982年12月生，上海立信会计金融学院金融学院讲师，研究方向为公司金融；李路，男，1982年9月生，上海外国语大学国际金融贸易学院副教授，研究方向为公司财务；肖土盛，男，1987年9月生，中央财经大学会计学院副教授、中国管理会计研究与发展中心研究员，研究方向为公司治理与公司财务。本文通讯作者为李路，联系方式为lilucf@163.com。

[基金项目] 上海高校青年教师培养资助计划、中央高校基本科研业务费专项资金和中央财经大学科研创新团队支持计划；上海市哲学社会科学“十三五”规划课题（项目编号：2019BJB004）。

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

“提高直接融资比重，促进多层次资本市场健康发展”是党的十九大为我国资本市场改革发展指出的方向。截至2019年年末，我国债券市场余额超过100万亿元，已经成为全球第二大债券市场，债券市场在我国资本市场中的重要性日益凸显，债务融资已经成为企业最重要的融资方式之一，债务融资成本的高低直接关系到企业发展效率与金融体系风险水平。从此意义言之，研究影响债务融资成本高低的因素对于利率市场化改革、优化金融市场资源配置功能、做大做强实体经济都有十分重要的意义。

不同于以往文献主要关注公司整体债务融资成本（郑登津和闫天一，2016^[1]；李争光等，2017^[2]；周楷唐等，2017^[3]）或贷款融资成本（赵刚等，2014^[4]）^①，本文利用2010—2019年期间我国沪深交易所及银行间市场发行各类信用债券的上市企业为研究对象^②，重点考察了债券发行人的会计稳健性对其债券融资成本的影响。实证研究发现：债券发行人的会计稳健性越高，其债券发行的信用利差也越高，意味着发债企业的会计稳健性将增加其债券融资成本，这与以往研究文献发现会计稳健性能够降低贷款融资成本的结论截然相反。同时，本文还发现未来的债券合约重新谈判成本越高，债券发行人的会计稳健性对其债券融资成本的不利影响越强。

上述经验证据表明，企业会计稳健性对贷款和债券融资的影响机制可能不同，造成这一差异的重要原因在于两种债务合约重新谈判的成本存在显著差异。Watts（2003）^[5]指出，会计稳健性通过更及时地确认坏消息，将使得负面事件及时在企业资产负债表、利润表中体现出来，而大量的债务合约都以上述财务报表中的会计数字作为判定企业违约的条件。因此，在同等条件下，会计越稳健的企业越容易触发债务合约的违约条款，进而引发对债务合约的重新谈判过程，使得企业控制权由股东向债权人转移，本文将这一影响机制称之为会计稳健性的“控制权转移”效应。Ball（2001）^[6]则提出，稳健的会计信息通过在利润

表中更迅速地确认损失使得管理层的投资劣质项目的行为被及早发现，这一压力将鼓励他们及时出清净值为负的投资项目，维护公司价值，本文将该影响机制称之为会计稳健性的“项目筛选”效应。对于金融机构贷款，会计稳健性不仅能够事前通过“项目筛选”机制缓解债权人的逆向选择与道德风险问题，进而降低债权人的信用风险；由于贷款的债权人往往是单一或少数几家银行等金融机构，债权人之间的协调成本相对较低，因而还能事后通过“控制权转移”机制触发的债务合约重新谈判以保障债权人利益。相反，对于债券融资，一方面债券持有人可以通过在债市中抛售债券的方式来应对信用风险事件，从而缺乏对会计稳健性的强烈需求，这将削弱会计稳健性的“项目筛选”效应的发挥；另一方面，债券持有人往往数量众多，且彼此的目标、诉求、风险偏好并不一致，使得企业控制权向债券持有人转移过程中往往伴随着大量的债券持有人之间的讨价还价和相互协调，这种协调成本远大于金融机构贷款的情形，使得债券合约的重新谈判成本高昂，制约了债券持有人通过债券合约的重新谈判来保障自身利益，此时债券持有人可能要求更高的收益补偿，从而会计稳健性的“控制权转移”效应反而可能增加债券的融资成本。因此，债券持有人对会计稳健性的需求和持有人的结构特征的显著差异，使得会计稳健性对债券合约的影响可能完全不同于贷款合约。

本文的边际贡献在于：第一，本文研究了发债企业会计稳健性与其债券融资成本的关系，并得出了不同以往研究文献的结论，深化了学术界对会计稳健性与债务融资成本的认识。已有国内文献侧重于考察会计稳健性对公司整体债务融资成本（郑登津和闫天一，2016^[1]；李争光等，2017^[2]；周楷唐等，2017^[3]）或贷款融资成本的影响（赵刚等，2014^[4]），却鲜有文献关注对债券融资成本的影响（朱松，2013^[7]）^③。Watts（2003）^[5]认为会计稳健性可以保护债权人利益，促进债务合约的执行效率，帮助企业获得借款，此后大量的文献从不同侧面支持了上述推断（Ahmed等，2002^[8]；Zhang和Emanuel，2008^[9]；刘运国等，

① 债务融资最主要的形式包括贷款融资和债券融资。

② 这里的信用债包括企业债、公司债、中期票据以及私募债。因短期融资券期限通常短于1年，属于货币市场投资工具，故未包含。

③ 朱松（2013）^[7]采用债券发行利率减去同期银行贷款利率衡量债券发行信用利差，发现会计稳健性与债券发行信用利差显著负相关。然而，贷款市场和债券市场是相对独立的两个市场，此种衡量方法并不能准确反映债券的信用利差，对于信用债而言，选取同一时期相同期限国债到期收益率作为计算信用利差的基准是通行的做法。

2010^[10]；饶品贵和姜国华，2011^[11]；王艳艳等，2014^[12]；甄红线等，2019^[13]。然而，已有文献对会计稳健性与债券发行成本之间关系的研究相对较少，且研究结论并不一致（朱松，2013^[7]；Liu和Magan，2016^[14]；Aly Zaher等，2020^[15]），因此关于这一问题仍然需要更多的证据支持。此外，中国作为新兴市场国家，刚性兑付预期的存在使得违约事件发生的频率远低于发达国家市场，这使得Liu和Magan（2016）^[14]、Aly Zaher等（2020）^[15]从债券合约重新谈判成本的视角得出的研究结论在中国未必成立。本文利用中国信用债数据，直接验证了在新兴市场制度背景下债券合约与贷款合约存在明显不同，使得企业的会计稳健性对债券融资成本的影响完全不同于贷款融资成本，从而为相关争论提供了来自新兴市场的经验证据。

第二，本文发现债券合约的重新谈判成本是影响会计稳健性与债券融资成本之间关系的重要因素。Liu和Magan（2016）^[14]、Aly Zaher等（2020）^[15]虽然都发现会计稳健性与债券发行信用利差呈正相关关系，但对其背后的作用机制并未进行充分检验。本文则从债券合约重新谈判发生的概率以及主要债券持有人之间协调成本的角度刻画了债券合约重新谈判成本，并利用发债主体信用评级、主要债券持有人的数量和分散度三种不同指标检验了其会计稳健性与债券发行成本之间关系的影响。研究发现，债券相对于金融机构贷款的债权人结构更加分散，导致债权人之间的协调成本显著升高，债券合约的重新谈判成本高昂，在面临潜在的信用风险事件时，更可能通过“用脚投票”抛售债券的方式来规避风险，这不同于银行等债权人通过稳健的会计信息尽早触发控制权向债权人转移来保障自身利益的机制。

二、文献综述与研究假说

（一）会计稳健性与债务融资成本

与本文相关的文献主要包括两大类。一类文献侧重于探讨会计稳健性在债务合约中所起的作用。Ball（2001）^[6]指出会计稳健性有助于保护股东利益，降低公司代理成本，通过更及时地在会计信息中确认坏消息，将促使管理层及时放弃净现值为负但可能对管理层自身有利的投资项目，从而提升公司价值。Watts（2003）^[5]则从债务合约的角度论述了会计稳健性能够提升债务合约的效率：会计稳健性通过及时确

认损失、严格收益确认的方式系统性地压低了公司净资产与利润，而这些数字是债务合约中最为常用的监测指标，一旦公司出现负面事件，会计越稳健的公司将更容易触发债务违约条款从而导致企业面临控制权从股东向债权人转移的风险，这使得债权人可以更加及时地做出反应以保障自身利益。随后有大量研究从不同侧面印证了上述论断。例如，Ahmed等（2002）^[8]发现会计稳健性有助于降低因股利政策引致的股东与债权人之间的矛盾，从而降低公司债务成本。饶品贵和姜国华（2011）^[11]研究表明，会计稳健性有助于企业在货币紧缩时期获得信贷资源。Khan和Lo（2019）^[16]也发现了类似结果，银行在收紧信贷标准后，越依赖银行贷款融资企业的会计稳健性提升越多，并且这一结果在高风险贷款、不易违约以及对应贷款银行信贷标准更紧缩的企业中更加明显。甄红线等（2019）^[13]研究发现，对于公司债而言，债券合约中的特殊条款数量与企业会计稳健性显著正相关，且这一关系在债券评级较低的企业中更强。此外，刘运国等（2010）^[10]研究了商业银行贷款对企业会计稳健性的影响，发现债权人约束将促使企业采取更加稳健的会计政策，并且企业产权性质、贷款期限对会计稳健性有显著影响。王艳艳等（2014）^[12]指出抵押品与会计稳健性在缓解企业信用风险中存在替代性，但是这种替代关系在国有企业、国有银行贷款占比高的企业中较弱。总体来看，已有文献从不同角度对会计稳健性在缓解企业信用风险、帮助企业获取信贷融资、提升债务合约效率等方面给予积极评价。

另一类文献则直接考察了会计稳健性对债务融资成本的影响。现有研究主要关注于公司整体债务融资成本或贷款融资成本。例如，郑登津和闫天一（2016）^[1]发现会计稳健性与公司债务成本负相关；周楷唐等（2017）^[3]发现高管的学术背景与企业会计稳健性正相关，与企业债务成本负相关；Zhang和Emanuel（2008）^[9]研究发现会计稳健性与借款成本显著负相关；Moerman（2008）^[17]发现较高的会计稳健性可以降低贷款二级市场上的买卖价差；赵刚等（2014）^[4]则发现会计稳健与企业单笔贷款规模、期限正相关，与借款利率负相关。与此同时，却鲜有文献研究会计稳健性与债券融资成本的关系。最近，Liu和Magan（2016）^[14]、Aly Zaher等（2020）^[15]均发现会计稳健性越高，企业的债券融资成本也越高，该结论与对金融机构贷款融资成本的研究截然相反。

(二) 理论分析与研究假说

基于会计契约观,已有文献普遍认为会计稳健性有助于降低企业债务融资成本。Jensen 和 Meckling (1976)^[18]指出公司是一系列契约的集合,由于所有权与经营权的分离及信息不对称的存在,经理人可能采取机会主义行为最大化自身利益,损害公司其他利益相关者包括股东及债权人的利益。一方面,从事前的角度而言,稳健的会计信息使得经理人更难隐瞒坏消息,任何“坏消息”的影响都将及时体现在公司会计利润中,后者又是公司高管薪酬合约中重要的绩效依据,因而会计信息越稳健的企业,其高管的薪酬对负面信息越敏感(Ball, 2001^[6]),管理层因为这一压力更可能及时出清净现值为负的投资项目,维护公司价值。此时,稳健的会计信息发挥了事前的筛选作用,有助于抑制管理层的好大喜功,体现为“项目筛选”机制。这一机制能够有效降低委托人及代理人之间的代理成本和信息不对称,从而降低逆向选择与道德风险问题,有利于公司价值的提升。另一方面,从事后的角度来看,对于债务合约,稳健的会计信息提供了债权人事后监督债权人的机制(Ball 和 Shivakumar, 2005^[19])。会计稳健性将使得企业会计利润对坏消息的敏感度增强,而会计利润指标正是债务合约中债权人最为普遍使用的控制债务人信用风险的监测指标之一。在同等条件下,会计信息的稳健程度与净利润被低估的程度正相关,负面冲击下企业会计信息越稳健,触发债务合约违约条款的可能性越大,“控制权转移”效应被激活的概率也就越大,进而引发债务合约重新谈判(Watts, 2003^[5])。此时公司管理层将耗费巨大的精力与债权人进行债务合约的重新谈判,而谈判结果往往对债权人更有利,以保障债权人的利益,但是对公司未来的现金流和经营弹性都将造成巨大的负面影响(Dichev 和 Skinner, 2002^[20])。

因此,债权人格外珍视稳健的会计信息带来的债务合约缔约效率的提升(刘运国等, 2010^[10]; 饶品贵和姜国华, 2011^[11]; Khan 和 Lo, 2019^[16]),其不仅能够事前通过“项目筛选”机制降低因代理成本和信息不对称引致的逆向选择与道德风险问题,还能事后通过“控制权转移”机制触发债务合约重新谈判以保障债权人利益,进而降低企业债务融资成本(Ball, 2001^[6]; Watts, 2003^[5]; Zhang 和 Emanuel 等, 2008^[9]; Moerman, 2008^[17]; 赵刚等, 2014^[4]; 郑登津和闫天一, 2016^[1]; 周楷唐等, 2017^[3])。据

此,本文提出如下研究假说:

H1a: 发债企业的会计稳健性将显著降低债券融资成本。

与此同时,企业的债务契约主要包括贷款契约和债券发行契约,二者在诸多方面存在显著差异又使得会计稳健性对企业债务融资成本的影响可能不同。具体体现在以下几个方面:

第一,债券持有人缺乏对会计稳健性的强烈需求,将削弱会计稳健性的“项目筛选”效应的作用发挥。相较于贷款契约,债券发行契约在债权人对债务人的监督效率、私有信息的可获得性、破产清算时的优先顺序以及债务合约的重新协商弹性上都处于劣势(Diamond, 1984^[21], 1991^[22]; Rajan, 1992^[23]; Fama, 1985^[24]; Bhattacharya 和 Chiesa, 1995^[25]; Welch, 1997^[26]),这使得债券投资者相对于贷款持有者更加关注债务合约的价格条款而不是非价格条款(Bharath 等, 2008^[27])。会计稳健性作为债务合约中隐含的非价格条款并未受到债券投资者的足够重视,这将削弱会计稳健性作为事前筛选的“项目筛选”效应的作用发挥。例如, Basu 等(2010)^[28]发现当公司增发债券后,债券持有人并未令公司提供稳健的会计信息,他们认为这是由于债券合约与贷款合约在监督机制与合约特征等方面存在显著差异,导致债券投资人实施稳健性的可行性较差,缺乏对会计稳健性的强烈需求。Aly Zaher 等(2020)^[15]也发现对于债券投资者而言,继续持债或抛债是其遭受负面冲击时的第一选择,而不是与债券发行人就债券合约重新进行谈判,这点与贷款持有人显著不同。

第二,债券发行合约与贷款合约重新谈判的概率与重新谈判的成本存在显著差异,这可能导致会计稳健性对债券投资人产生负面作用。例如, Li (2013)^[29]的理论模型表明,债权人对稳健性的需求取决于债务合约重新谈判的概率及重新谈判的成本,当债务合约重新谈判的概率较低或者重新谈判的成本较高时,稳健的会计信息反而会降低债务合约的效率。其中,就债务合约重新谈判的概率而言,已有研究表明贷款合约的条款往往设定得比较严格,而债券发行合约的条款则相对松散,这造成贷款合约违约的概率高于债券发行合约(Dichev 和 Skinner, 2002^[20]; Begley 和 Freedman, 2004^[30])。就债务合约重新谈判的成本而言,相较于贷款,债券持有人数量众多且结构分散,且这些机构投资者的收益目标、风险偏好、内部风

控、面临的负债以及流动性约束等存在差异，在面临信用风险事件时协调一致的成本较高。众多分散的债权人只有联合起来通过债券持有人会议方能对债务人形成压力，这意味着债券持有人之间先需要协调、磨合，达成一致意见后方能表决向债务人施压，一致协调行动的难度远大于贷款持有者，这造成债券合约的重新谈判成本显著高于贷款合约（Garleanu 和 Zwiebel, 2009^[31]；Liu 和 Magan, 2016^[14]；Aly Zaher 等, 2020^[15]）。上述两方面因素均使得信用风险事件一旦发生，债券持有人很难通过债务合约的重新谈判来保障自身利益，此时理性的债券持有人可能要求更高的收益补偿，进而导致更高的债券发行成本。

这种情形在我国也是普遍存在的，当债券面临潜在的违约风险时，债权人将通过召开债券持有人大会与债务人进行谈判，这种方式与贷款金融机构直接同债权人就贷款合约重新进行谈判相比具有更高的协调成本。根据现行相关制度规定^①：第一，持有人会议的召开需满足一定条件。例如债券受托管理人可召集会议，当其不履行职责时，需单独或合计持债超过一定比例的持有人提议方能召开会议^②。第二，决议的通过需要单独或合计持债超过一定比例的持有人同意^③。第三，现行制度并未明确持有人会议能否强制要求发行人执行。

现行制度规定导致了在面临信用风险事件时，债券持有人内部首先需要取得一致意见，随后才能与债务人进行谈判。相较而言，作为贷款债权人的金融机构则不需要付出上述沟通与协调成本，能够直接与债务人进行谈判。此外，已有研究还表明贷款合约相对于债券合约在重新谈判时成功的概率更高（Piskorski 等, 2010^[32]）。我国的相关制度并未明确债券持有人会议的强制执行效力，在发行人无视持有人会议决议的情形下，持有人只能依据合同法进行法律诉讼，无法直接对发行人进行强制执行，这也增加了债务合约的执行成本^④。这些都表明债券合约的重新谈判成本远远高于贷款合约，债券持有人很难通过债务合约的重新谈判来保障自身利益。因此，当企业的会计稳健性越高，债券持有人事前预期发生违约协调成本的概

率就越大，债务合约的执行成本越高，即“控制权转移”机制触发的债券合约重新谈判成本较高，从而债券持有人要求的收益补偿也越高，这将提升企业的债券融资成本（Liu 和 Magan, 2016^[14]；Aly Zaher 等, 2020^[15]）。基于上述分析，本文提出如下研究假说：

H1b: 发债企业的会计稳健性将显著增加债券融资成本。

上述理论分析表明，债券合约的重新谈判成本是影响会计稳健性与债券融资成本之间关系的关键因素，债券合约重新谈判所引发的协调成本越高、合约执行成本越高时，债券持有人要求的收益补偿也就相应越高。在其他条件相同的情形下，债券发行人只有提高发行利率，弥补未来潜在较高的执行成本和协调成本，才能吸引投资者购买债券，这将造成债券发行成本的更大幅度推升。因此，本文预期未来的债券合约重新谈判成本的增加将加剧会计稳健性对债券融资成本的不利影响。基于上述分析，本文提出如下研究假说：

H2: 当未来的债券合约重新谈判成本越高时，发债企业的会计稳健性对其债券融资成本的不利影响就越强。

三、研究设计

（一）样本选择和数据来源

本文选取 2010—2019 年期间我国沪深交易所及银行间市场发行的企业债、公司债、中期票据及私募债，初始样本包括 19 319 只债券发行信息。鉴于大部分发债主体为非上市公司，缺乏必要的财务和股价数据，因而本文将发债主体限定为 A 股上市公司，且要求债券特征变量齐全，这使得样本数量急剧下降至 1 778 只。接下来，匹配发债主体的财务数据并计算会计稳健性指标，同时要求相关控制变量齐全，最终得到 527 个观测样本。本文所需债券发行相关数据来源于 WIND 数据库，其他财务、股价等数据主要来源于 CSMAR 数据库。

（二）主要变量定义与模型构建

1. 债券融资成本（Spread）。

本文采用债券发行时的信用利差（Spread）来衡

① 例如，2015 年出台的《公司债券发行与交易管理办法》以及 2019 年修订的《银行间债券市场非金融企业债务融资工具持有人会议规程》。

② 交易所市场要求 10% 以上，交易商协会则要求 30% 以上。

③ 对于普通事项，交易所及交易商协会要求超过总表决权数额 50% 以上；而对于特殊事项（如涉及变更“本金或利息的支付时间”），交易商协会要求超过总表决权数额 90% 以上。

④ 例如 15 东特钢 CP001 违约事件，持有人会议已通过决议，但发行人对应答复，不同意该议案、暂时无力偿付债务融资本息。

量债券融资成本，等于债券发行时的票面利率减去发行当日剩余期限相同的国债到期收益率。对于国债期限与债券期限无法完全匹配的情形，采用插值法计算得出。

2. 会计稳健性 (Cscore)。

借鉴 Khan 和 Watts (2009)^[33]的方法，本文采用 Cscore 衡量企业的会计稳健性。

3. 债券合约重新谈判成本 (Coord_Cost)。

本文将分别从三个维度来衡量未来的债券合约重新谈判成本：①债券发行人的主体评级 (Issuer_Rating)，该变量反映了事前投资人预期债券合约发生重新谈判的概率大小。债券发行人的主体评级越高，意味着信用风险越小，会计稳健性相同的情况下触发违约的概率越低，因而债券合约重新谈判的成本越低。具体地，当发行人的主体信用评级等于 AAA 级时，Issuer_Rating 取值为 1，否则为 0。②主要债券持有人 (公募基金) 的数量 (MF_Num)，等于年末持有该债券的公募基金家数加 1 取自然对数。该变量衡量了面临潜在违约时债券持有人就债券合约进行重新谈判的协调难度。当持有债券的公募基金家数越多时，协调难度越大，债券合约重新谈判的成本可能越高。③主要债券持有人 (公募基金) 的分散度，等于年末持有该债券的公募基金与发行人注册地之间地理距离的标准差。该指标数值越大，意味着主要债券持有人地理上越分散、协调难度越大，相应的债券合约重新谈判的成本越高。

4. 检验模型。

为了检验假说 1，发债企业的会计稳健性对债券融资成本的影响，本文构建如下模型：

$$Spread_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cscore_{i,t-1} + \kappa \sum BondChar_{i,t} + \theta \sum FirmChar_{i,t-1} + \lambda \sum MacroChar_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，Spread 为债券融资成本，Cscore 为基于 Khan 和 Watts (2009)^[33]方法衡量的会计稳健性。BondChar 表示债券特征变量，包括债券发行量 (Bond_Size)，即债券发行规模；债券存续期限 (Bond_Term)；债券是否含权 (Bond_Right)，含权取 1，否则取 0；债券类型 (Bond_Type)，包括企业债、公司债、中期票据

和私募债，其中企业债为基准组，当债券属于某类债券时，取值为 1，否则为 0。FirmChar 表示公司 (即发行人) 特征变量，包括发行人的资产规模 (ISIZE)，为总资产的自然对数；主体评级 (Issuer_Rating)，当评级为 AAA 时取 1，否则为 0；产权性质 (Private)，民营企业取 1，否则取 0；销售毛利率 (GMP) 和利息保障倍数 (ICR)；有形资产净值债务率 (DTAR)，为公司负债除以扣除无形资产净值后的所有者权益；独立董事比例 (IndDir) 和股权制衡度 (CR2)，其中股权制衡度为第一大股东与第二大股东持股比例之比。MacroChar 表示宏观经济层面变量，包括 GDP 同比增速 (GDP) 和货币供应同比增速 (M2)。此外，本文还在模型中控制了行业 (Industry) 和年度 (Year) 固定效应。

为考察未来的债券合约重新谈判成本对会计稳健性与债券融资成本之间关系的影响，本文构建如下模型进行检验：

$$Spread_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cscore_{i,t-1} + \beta_2 CoordCost_{i,t} + \beta_3 Cscore_{i,t-1} \times CoordCost_{i,t} + \kappa \sum BondChar_{i,t} + \theta \sum FirmChar_{i,t-1} + \lambda \sum MacroChar_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

这里，CoordCost 为债券合约重新谈判成本，分别用债券发行人的主体评级 (Issuer_Rating)、持有该债券的公募基金家数 (MF_Num) 和分散度 (MF_Dis) 衡量。其余变量定义同模型 (4)。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 1 报告了主要变量的描述性统计。本文发现，Spread 的均值为 1.903，表明从整体来看信用债的信用利差高出同期限国债利率 190BP。Cscore 的均值为 0.097，最小值和最大值分别为 -0.012 和 0.259，说明发债企业的会计稳健性差异较大。Issuer_Rating 的均值为 0.586，表明一半以上发行人的主体信用评级为最高的 AAA 级。MF_Num 的均值为 0.952，意味着持有该债券的基金数量平均约为两家^①。MF_Dis 的均值和标准差分别为 193.72 和 363.36，表明持有该

① 此处样本减少是由于公募基金持有的信用债数量较少所致。在实务中，基金的投资范围受到基金公司自身白名单、黑名单等政策的影响，从而不同的基金允许投资的债券标的存在差异。但通常来说，大多数公募基金不会投资私募债以及信用评级过低的信用债。

债券的基金在地理上较为分散。此外,从债券特征来看, *Bond_Size*、*Bond_Term* 及 *Bond_Right* 的均值分别为 16.729、4.639 和 0.674,表明平均债券发行规模约为 17 亿元、期限为 5 年,并且超过三分之二的债

券包含选择权条款。从发行人特征看, *Private* 和 *ICR* 的均值分别为 0.290 和 9.971,说明发债企业以国有企业为主,占比超过七成,这些企业的长期偿债能力较高。

表 1 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Spread</i> (%)	527	1.903	1.006	0.876	1.569	5.517
<i>Cscore</i>	527	0.097	0.083	-0.012	0.071	0.259
<i>Issuer_Rating</i>	527	0.586	0.493	0.000	1.000	1.000
<i>MF_Num</i>	127	0.952	0.385	0.693	0.693	2.079
<i>MF_Dis</i>	127	193.720	363.360	0.000	0.000	1373.300
<i>Bond_Size</i>	527	16.729	18.404	5.000	10.000	200.000
<i>Bond_Term</i>	527	4.639	1.904	3.000	5.000	15.000
<i>Bond_Right</i>	527	0.674	0.469	0.000	1.000	1.000
<i>ISIZE</i>	527	25.100	1.565	20.767	25.154	27.462
<i>Private</i>	527	0.290	0.454	0.000	0.000	1.000
<i>GPM</i>	527	0.218	0.124	0.014	0.195	0.734
<i>ICR</i>	527	9.971	43.944	-0.720	5.170	987.450
<i>DTAR</i>	527	2.853	3.484	-6.492	2.585	116.380
<i>IndDir</i>	527	0.391	0.068	0.333	0.364	0.571
<i>CR2</i>	527	8.033	15.337	0.297	2.592	114.320
<i>GDP</i> (%)	527	6.636	0.564	5.900	6.800	10.200
<i>M2</i> (%)	527	9.619	2.207	8.100	8.500	19.300

(二) 基本回归结果

表 2 报告了假说 1 的检验结果。列 (1) 为控制发行人特征变量的回归结果, *Cscore* 的系数为 1.706 (对应的 *t* 值为 2.12), 在 5% 的水平上显著为正。在此基础上, 列 (2) 进一步控制了债券特征变量, 此时 *Cscore* 的系数为 1.420 (对应的 *t* 值为 2.22), 在 5% 的水平上显著为正, 表明会计稳健性与债券融资成本显著正相关。这些结果表明, 由于未来的债券合约重新谈判成本较高, 制约了债券持有人通过债券合约的重新谈判来保障自身利益, 此时债券持有人要求更高的收益补偿, 从而会计稳健性的“控制权转移”效应反而增加了债券融资成本。从经济意义来看, 以列 (2) 结果为例, 会计稳健性每提升一个标准差, 将使得债券发行信用利差上升 12BP 左右。

从控制变量的系数来看, 回归系数的符号与理论预期基本一致。例如, *ISIZE*、*Issuer_Rating*、*GPM* 以及 *ICR* 的符号均为负且显著, 说明债券发行人的规模

越大、主体信用评级越高、盈利能力以及偿债能力越强, 则债券发行的信用利差越低。*Private*、*DTAR*、*CR2* 的符号为正且显著, 这意味着发行人是民营企业、负债水平越高、股权制衡越弱时其债券发行的信用利差越大, 企业的发债成本越高。此外, 本文发现债券特征变量的符号虽然与预期一致, 但均不显著, 这可能与本文控制了一系列债券发行人特征有关。

表 2 会计稳健性与债券融资成本

因变量: <i>Spread</i>	(1)	(2)
<i>Cscore</i>	1.706 ** (2.12)	1.420 ** (2.22)
<i>Bond_Size</i>		-0.001 (-0.87)
<i>Bond_Term</i>		-0.020 (-0.91)
<i>Bond_Right</i>		0.095 (1.39)
<i>ISIZE</i>	-0.151 *** (-2.81)	-0.103 ** (-1.97)

续前表

因变量: <i>Spread</i>	(1)	(2)
<i>Issuer_Rating</i>	-0.639*** (-3.66)	-0.558*** (-3.27)
<i>Private</i>	0.902*** (4.57)	0.841*** (4.64)
<i>GPM</i>	-0.009** (-2.47)	-0.008** (-2.44)
<i>ICR</i>	-0.001*** (-2.81)	-0.000* (-1.74)
<i>DTAR</i>	0.000** (2.43)	0.000*** (2.61)
<i>IndDir</i>	0.183 (0.21)	-0.534 (-0.72)
<i>CR2</i>	0.010*** (2.63)	0.009** (2.51)
<i>GDP</i>	0.204 (1.04)	0.273 (1.49)
<i>M2</i>	-0.048 (-0.70)	-0.018 (-0.27)
<i>Constant</i>	4.978** (1.97)	3.050 (1.28)
<i>Bond_Type</i>	NO	YES
<i>Industry</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>N</i>	527	527
<i>R²</i>	0.674	0.720

注：括号内为经公司（即债券发行人）层面聚类调整的 *t* 统计量 (Peterson, 2009)，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。下同。

表3报告了假说2的检验结果。其中，列(1)为采用发行人主体评级 (*Issuer_Rating*) 衡量债券合约重新谈判成本的回归结果，发行人主体评级越高意味着未来的债券合约重新谈判成本可能越低。本文发现，*Cscore* 的回归系数为 4.011 (对应的 *t* 值为 2.80)，仍在 1% 的水平上显著为正；而交互项 *Cscore*×*Issuer_Rating* 的系数为 -3.325 (对应的 *t* 值为 -2.43)，在 5% 的水平上显著为负。这些结果说明，债券发行人的主体信用评级越高，债券合约未来进行重新谈判的成本越低，这将削弱发行人的会计稳健性与债券发行信用利差之间的正相关关系，缓解会计稳健性对债券融资成本的不利影响，从而支持了研究假说 2。

列(2)和列(3)报告了分别采用持有债券的公募基金家数 (*MF_Num*) 和分散度 (*MF_Dis*) 衡量债券合约重新谈判成本的回归结果。债券持有基金家数越多、地理上越分散，其协调的难度越大，债券合约的重新谈判成本越高。以列(2)结果为例，*MF_*

Num 的系数在 10% 的水平上显著为负，说明债券持有基金家数越多，债券发行时的信用利差越低，这与实务较为一致；通常公募基金越多，债券的需求越强、流动性越好，发债利率自然越低。而交互项 *Cscore*×*MF_Num* 的系数在 10% 的水平上显著为正，该结果意味着债券持有基金家数越多，债券合约未来进行重新谈判的成本越高，这将制约债券持有人通过债券合约的重新谈判来保障自身利益，从而加剧了会计稳健性对债券融资成本的不利影响。从经济意义上看，对于会计稳健性为均值的发行人而言，如果持债基金家数从 1 家增加到样本最大的 7 家时，将使得其债券发行信用利差增加 13.5BP。列(3)采用持有债券的公募基金的分散度衡量债券合约重新谈判成本时得到的结果类似，交互项 *Cscore*×*MF_Dis* 的系数亦在 5% 的水平上显著为正。总体而言，表 3 的结果支持了本文的假说 2，当未来的债券合约重新谈判成本较高时，债券发行人的会计稳健性对其债券融资成本的不利影响就越强。

表 3 债券合约重新谈判成本对债券发行成本的影响

因变量: <i>Spread</i>	(1) 采用发行人主体 评级衡量 (<i>Issuer_Rating</i>)	(2) 采用持有债券的 公募基金 家数衡量 (<i>MF_Num</i>)	(3) 采用持有债券的 公募基金 分散度衡量 (<i>MF_Dis</i>)
<i>Cscore</i>	4.011*** (2.80)	-0.405 (-0.38)	0.147 (0.17)
<i>Cscore</i> × <i>Issuer_Rating</i>	-3.325** (-2.43)		
<i>MF_Num</i>		-0.167* (-1.82)	
<i>Cscore</i> × <i>MF_Num</i>		0.950* (1.84)	
<i>MF_Dis</i>			-0.000* (-1.82)
<i>Cscore</i> × <i>MF_Dis</i>			0.001** (2.20)
<i>BondChar</i>	YES	YES	YES
<i>FirmChar</i>	YES	YES	YES
<i>MacroChar</i>	YES	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES
<i>N</i>	527	127	127
<i>R²</i>	0.728	0.762	0.763

(三) 稳健性检验

为了增强研究结论的可靠性，本文还进行了以下

稳健性检验。第一,采用 Heckman 两阶段检验方法以期缓解样本选择偏差导致的内生性问题。首先利用全样本(包含发行债券和未发行债券)上市公司进行第一阶段样本选择模型回归,然后将计算而得的逆米尔斯比率(IMR)加入基本检验模型进行第二阶段回归。在第一阶段预测上市公司是否发行债券时,引入反映中国货币及金融市场形势变化的金融条件指数(FCI)作为工具变量^①。FCI为连续变量,大于0表示金融市场相对紧缩,公司发行债券较难;反之表示金融市场相对宽松,公司发行债券较容易。第二,采用 Billings 等(2018)^[34]的方法衡量会计稳健性,修正了滞后期会计盈余与当期收益率之间的非对称关系致使 Cscore 指标出现度量偏差。第三,采用债券发行当日的银行间隔夜回购利率作为无风险利率重新计算债券融资成本,主要结论均成立。

五、进一步分析

(一) 违约冲击下债券市场交易行为

由于债券持有人可以事先预期债券合约的重新谈判成本,因此在面临潜在的信用风险时,为规避相应成本以及可能的风险,债券持有人很可能选择“用脚投票”卖出债券而非通过重新谈判夺取控制权这种“极端”的方式来保障自己的利益。会计稳健性越高的公司在面临不利冲击时违约的可能性越大,其发生债券合约重新谈判的概率也相应越大,此时债券持有人直接卖出债券的动机也越强烈。已有研究表明,债券违约在一级市场具有风险传染效应(张春强等,2019^[35]),在二级市场上也会导致未违约企业债券信用利差的升高。因此,债券违约事件对于未违约企业可以视作是一次潜在信用风险冲击,未违约企业的会计稳健性越高,其债券持有人更倾向于“用脚投票”立刻卖出债券,从而二级市场上债券成交金融可能越大。

考虑到我国首支债券违约是发生在2014年的“11超日债”违约事件,本文选取2014—2019年我国债券市场上发生的全部544起债券违约事件,针对每一起债券违约事件(假定违约事件日为 T),逐一计算当前债券市场中存续的未违约债券在 $[T-1, T+$

期间的平均成交金额与 $[T-60, T-10]$ 期间的平均成交金额之差作为超额成交金额($Abnormal_Vol$),对上述推断进行检验。

表4报告了违约冲击下未违约企业的会计稳健性对其债券超额成交金额的影响结果^②。列(1)结果显示,Cscore的系数为46.538(对应的 t 值为2.01),在5%的水平上显著为正。这说明当面临潜在的信用风险冲击时,债券发行人的会计稳健性越高,其债券持有人越倾向于“用脚投票”卖出债券以规避潜在风险。列(2)则报告了采用发行人主体评级($Issuer_Rating$)衡量债券合约重新谈判成本的检验结果^③。本文发现,列(2)中Cscore的系数为105.516(对应的 t 值为2.19),在5%的水平上显著为正;而 $Cscore \times Issuer_Rating$ 的系数为-85.326(对应的 t 值为-1.71),在10%的水平上显著为负,这与本文的预期一致。

总体而言,这些结果说明,在面临信用风险冲击时,未违约债券发行人的会计稳健性越高其债券持有人越可能“用脚投票”;与此同时,若债券发行人的主体信用评级较高,意味着其信用风险往往较低,那么投资者预期未来发生债券重新谈判的概率可能较低,从而将缓解债券持有人采取“用脚投票”卖出债券的动机。

表4 违约冲击下会计稳健性与债券市场交易行为

因变量: $Abnormal_Vol$	(1)	(2)
$Cscore$	46.538 ** (2.01)	105.516 ** (2.19)
$Cscore \times Issuer_Rating$		-85.326 * (-1.71)
$BondChar$	YES	YES
$FirmCharr$	YES	YES
$MacroChar$	YES	YES
$Industry$	YES	YES
$Year$	YES	YES
N	35 944	35 944
R^2	0.019	0.020

① 金融条件指数(FCI)由中国第一财经研究院为衡量中国融资条件,融资可获得性以及宏观金融综合宽松程度而创建的综合指标。

② 考虑到债券市场交易行为与债券的剩余期限密切相关,这里本文用债券剩余期限($Bond_Remain$)替换债券存续年限($Bond_Term$)作为控制变量。其中,债券剩余期限等于债券的剩余到期年限(年)。

③ 由于采用持有债券的公募基金家数(MF_Num)和分散度(MF_Dis)衡量债券合约重新谈判成本时,样本量急剧下降,因此进一步分析部分本文重点关注发行人主体评级($Issuer_Rating$)衡量债券合约重新谈判成本的检验结果。

(二) 产权性质的影响

已有研究表明,会计稳健性对民营企业的债务合约作用更大,而对国有企业作用较小(孙铮等,2006^[36];王艳艳等,2014^[12])。在此背景下,会计稳健性相同的情形下由于国有企业存在更多的隐性支持,相对民营企业而言更不容易发生违约,引发债券合约重新谈判的概率相对较低,因而本文预期会计稳健性对债券发行成本的不利影响在民营企业样本中更强。为检验该推测,本文在基本模型的基础上增加交互项进行回归检验,相应的检验结果如表5所示。其中,列(1)中 $Cscore \times Private$ 的系数为4.638(对应的 t 值为1.72),在10%水平上显著为正;列(2) $Cscore \times Issuer_Rating \times Private$ 的系数为-14.37(对应的 t 值为3.54),在1%的水平上显著为负。这些结果支持了会计稳健性及债券合约重新谈判成本对债券融资成本的影响在民营企业中更强,这与本文的预期一致。

表5 企业产权性质的影响

因变量: <i>Spread</i>	(1)	(2)
<i>Cscore</i>	1.067 (1.60)	2.710 ** (2.08)
<i>Cscore</i> × <i>Private</i>	4.638 * (1.72)	10.41 *** (3.98)
<i>Issuer_Rating</i> × <i>Private</i>		0.377 (1.03)
<i>Cscore</i> × <i>Issuer_Rating</i>		-1.951 (-1.60)
<i>Cscore</i> × <i>Issuer_Rating</i> × <i>Private</i>		-14.37 *** (-3.54)
<i>BondChar</i>	YES	YES
<i>FirmCharr</i>	YES	YES
<i>MacroChar</i>	YES	YES
<i>Industry</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>N</i>	527	527
<i>R</i> ²	0.726	0.747

六、研究结论与启示

已有文献在研究企业会计信息质量与债务融资成本的关系时,普遍得出会计稳健性可以有效降低公司整体债务融资成本或贷款融资成本的结论。与之不同,本文利用2010—2019年我国沪深交易所及银行间市场发行的信用债为研究样本,实证研究发现,债券发行人的会计稳健性越高,其债券发行的信用利差也越高,意味着发债企业的会计稳健性将增加其债券融资成本;并且债券合约重新谈判成本越高以及为民营企业,发债企业的会计稳健性对其债券融资成本的不利影响越强。进一步还发现,在面临信用风险冲击时,未违约债券发行人的会计稳健性越高其债券持有人越可能“用脚投票”立刻卖出债券,从而二级市场上债券成交金融可能越大。这些证据表明,债券合约的重新谈判成本是影响会计稳健性与债券融资成本之间关系的重要因素,由于债券合约的债权人结构更加分散,导致会计稳健性触发债券违约条款时进行重新谈判的成本高昂,制约了债券持有人通过债券合约的重新谈判来保障自身利益,此时债券持有人可能要求更高的收益补偿,从而会计稳健性的“控制权转移”效应反而可能增加债券的融资成本。

本文研究是对现有关于会计稳健性在债务合约中所起作用相关文献的深化和补充。现有文献多聚焦于会计稳健性与公司整体债务融资成本或贷款融资成本的关系,本文则指出对于债券这种直接债务融资工具而言,会计稳健性发生作用的机制可能有所不同,它取决于“控制权转移”和“项目筛选”两种不同的效应。债券市场作为多层次资本市场体系的重要组成部分,本文研究结论为政府监管部门规范债券市场运行以提升会计信息质量在市场资源配置中的作用提供政策启示。

参考文献

[1] 郑登津,闫天一. 会计稳健性、审计质量和债务成本 [J]. 审计研究, 2016 (2): 74-81.
 [2] 李争光,曹丰,赵西卜,徐凯. 机构投资者异质性、会计稳健性与债务资本成本 [J]. 当代财经, 2017 (2): 122-132.
 [3] 周楷唐,麻志明,吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本 [J]. 经济研究, 2017 (7): 169-183.
 [4] 赵刚,梁上坤,王玉涛. 会计稳健性与银行借款契约——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2014 (12): 18-24.
 [5] Watts R L. Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications [J]. Accounting Horizons, 2003, 17 (3): 207-211.
 [6] Ball A. Discovering Its Own Relevance? Reflections on the “New” Management Accounting in the Public Sector [J]. Accounting Forum, 2001, 25 (3): 283-299.

- [7] 朱松. 债券市场参与者关注会计信息质量吗 [J]. 南开管理评论, 2013 (3): 16-25.
- [8] Ahmed A S, Billings B K, Morton R M, Stanford-Harris M. The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77 (4): 867-890.
- [9] Zhang B, Emanuel D. The Provision of Non-audit Services and Earnings Conservatism [J]. *Accounting Research Journal*, 2008, 21 (2): 195-221.
- [10] 刘运国, 吴小蒙, 蒋涛. 产权性质、债务融资与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2010 (1): 43-50.
- [11] 饶品贵, 姜国华. 货币政策波动、银行信贷与会计稳健性 [J]. *金融研究*, 2011 (3): 51-71.
- [12] 王艳艳, 于李胜, 王晓珂. 会计稳健性、贷款抵押与银企所有权模式 [J]. *会计研究*, 2014 (12): 11-17.
- [13] 甄红线, 王三法, 王晓洪. 公司债特殊条款、债券评级与会计稳健性 [J]. *会计研究*, 2019 (10): 42-49.
- [14] Liu M, Magnan M. Conditional Conservatism and the Yield Spread of Corporate Bond Issues [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2016, 46 (4): 847-879.
- [15] Aly Zaher N, Mohamed E, Basuony M. The Effect of Timely Loss Recognition and Accrual Quality on Corporate Bond Spread: The Influence of Legal and Financial Institutions [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2020, 64: 101171.
- [16] Khan U, Lo A K. Bank Lending Standards and Borrower Accounting Conservatism [J]. *Management Science*, 2019, 65 (11): 5337-5359.
- [17] Moerman R. The Role of Information Asymmetry and Financial Reporting Quality in Debt Trading: Evidence from the Secondary Loan Market [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 46 (2/3): 240-260.
- [18] Jensen M, Meckling W. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4): 305-360.
- [19] Ball R, Shivakumar L. Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39 (1): 83-128.
- [20] Dichev I, Skinner D. Large-Sample Evidence on the Debt Covenant Hypothesis [J]. *Journal of Accounting Research*, 2002, 40 (4): 1091-1123.
- [21] Diamond D. Financial Intermediation and Delegated Monitoring [J]. *Review of Economic Studies*, 1984, 51 (3): 393-414.
- [22] Diamond D. Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt [J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (4): 689-721.
- [23] Rajan R G. Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm's-Length Debt [J]. *Journal of Finance*, 1992, 47 (4): 1367-1400.
- [24] Fama E. What's Different about Banks [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1985, 15 (1): 29-39.
- [25] Bhattacharya S, Chiesa G. Proprietary Information, Financial Intermediation, and Research Incentives [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 1995, 4 (4): 328-357.
- [26] Welch I. Why Is Bank Debt Senior? A Theory of Asymmetry and Claim Priority Based on Influence Costs [J]. *Review of Financial Studies*, 1997, 10 (4): 1203-1236.
- [27] Bharath S, Sunder J, Sunder S. Accounting Quality and Debt Contracting [J]. *The Accounting Review*, 2008, 83 (1): 1-28.
- [28] Basu S, Weintrop J, Wu F. Differential Impact of Public and Private Debt on Conservatism [Z]. Working Paper, Temple University, 2010.
- [29] Li J. Accounting Conservatism and Debt Contracts: Efficient Liquidation and Covenant Renegotiation [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30 (3): 1082-1098.
- [30] Begley J, Freedman R. The Changing Role of Accounting Numbers in Public Lending Agreements [J]. *Accounting Horizon*, 2004, 18 (2): 233-257.
- [31] Garleanu N, Zwiebel J. Design and Renegotiation of Debt Covenants [J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22 (2): 749-781.
- [32] Piskorski T, Seru A, Vig V. Securitization and Distressed Loan Renegotiation: Evidence from the Subprime Mortgage Crisis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97 (3): 369-397.
- [33] Khan M, Watts R L. Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48 (2): 132-150.
- [34] Billings B, Moon Jr J, Morton R. Lagged Earnings Asymmetry in a Firm-year Measure of Accounting Conservatism [J]. *Journal of Financial Reporting*, 2018, 3 (1): 23-44.
- [35] 张春强, 鲍群, 盛明泉. 公司债券违约的信用风险传染效应研究——来自同行业公司发债定价的经验证据 [J]. *经济管理*, 2019 (1): 174-190.
- [36] 孙铮, 李增泉, 王景斌. 所有权性质、会计信息与债务契约 [J]. *管理世界*, 2006 (10): 100-149.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

媒体情绪与公司风险承担关系研究

——基于媒体情绪的“掩饰”效应

The Research on the Relationship between Media Sentiment and Corporate Risk-taking: Based on the “Cover up” Effect of Media Sentiment

李倩 吴昊 郭梦婷 王嘉敏

LI Qian WU Hao GUO Meng-ting WANG Jia-min

[摘要] 已有研究表明,媒体报道作为重要的外部治理机制,可以抑制公司委托代理矛盾。然而越来越多的研究发现,媒体受多种因素干扰存在着选择性和倾向性报道即媒体情绪。本文基于2006—2017年沪深两市上市公司的研究发现,媒体情绪与公司风险承担之间显著负相关。国有企业、关系网络越丰富的上市公司,媒体情绪对公司风险承担的抑制作用越显著;良好的公司治理水平可以抑制媒体情绪对公司风险承担的负面影响。研究还发现,相比于负面情绪的监督作用,正面情绪的“掩饰”效应更为显著。同时,媒体情绪对公司风险决策的影响会随时间增加而递减。本文的研究结果证实了媒体情绪可能削弱乃至丧失媒体的外部监督职能,加剧公司委托代理冲突。研究拓展了媒体情绪对上市公司的经济影响,丰富了媒体公司治理的相关理论,对资本市场健康发展具有一定的实际意义。

[关键词] 媒体情绪 上市公司 风险承担 委托代理

[中图分类号] F832.48 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2022)02-0065-13

Abstract: Early studies have shown that media coverage, as an important external governance mechanism, can inhibit the principal-agent contradiction within companies. However, an increasing number of studies have found that media coverage is interfered by many factors, and there are selective and tendentious coverages, that is, media sentiment. Based on the data of listed companies in Shanghai and Shenzhen stock markets from 2006 to 2017, this paper finds that there is a significant negative correlation between media and corporate risk-taking. State-owned enterprises and listed companies with richer relationship networks, the more significant the inhibitory effect of media sentiment on corporate risk-taking. A good level of corporate governance can suppress the negative effects of media sentiment on the corporate risk-taking. This paper also finds that compared with the supervision effect of negative coverage, the cover up effect of positive coverage is more remarkable. Simultaneously, the impact of media sentiment on corporate risk decision-making will decrease with time. The results of this paper confirm that media sentiment may weaken or even lose the external supervision function of the media and aggravate the principal-agent conflict. The research expands the economic impact of media sentiment on listed companies, enriches the relevant theories of media corporate governance, and has certain practical significance for the healthy development of capital market.

Key words: Media sentiment Listed company Risk-taking Principal-agent

[收稿日期] 2021-06-30

[作者简介] 李倩,女,1982年3月生,西安交通大学经济与金融学院教授,博士生导师,主要研究方向为行为金融、公司金融、投资组合管理;吴昊,男,1989年6月生,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,研究方向为公司金融、行为金融;郭梦婷,女,1990年11月生,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,研究方向为公司金融;王嘉敏,女,1992年10月生,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,研究方向为公司金融、行为金融。本文通讯作者吴昊,联系方式为007-wuhao@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“大数据环境下证券市场信息型操纵的形成机理、动态特征与智能监管研究”(项目编号:18XJY024)。

感谢匿名审稿人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

财经媒体作为资本市场中重要的信息中介,通过搜集、加工和传播信息,能够加速信息扩散,减少信息摩擦(Kutsuna等,2009^[1];Fang和Peress,2009^[2]),降低市场参与者之间的信息不对称程度(DellaVigna和Pollet,2009^[3];Bushee等,2010^[4]),改善公司投融资决策(邵志浩和才国伟,2020^[5];李冬昕和宋乐,2016^[6])。同时,媒体报道作为重要的外部治理机制,能够抑制管理者的短视行为,提高公司治理水平(李培功和沈艺峰,2010)^[7]。然而,越来越多的研究发现,媒体并非能够一直保持客观和中立。在某些情况下,媒体因为利益冲突或其他动机,可能产生倾向性的媒体情绪(Mullainathan和Shleifer,2005^[8];Gentzkow和Shapiro,2006^[9];游家兴和吴静,2012^[10])。媒体情绪可能会影响信息的准确性与透明度,削弱其外部监督功能,甚至可能是管理者机会主义和短视行为的推手。研究发现,公司有主动管理媒体的动机,通过雇佣投资者公关公司(Solomon,2012^[11])、支付广告费(Reuter和Zitzewitz,2006^[12];Rinallo和Basuroy,2009^[13])、披露企业社会责任活动(Cahan等,2015^[14])影响媒体报道倾向。研究也发现公司会在一些特定事件中影响媒体情绪,例如并购、IPO、公司违规等(Ahern和Sosyura,2014^[15];Bajo和Raimondo,2017^[16];Bhattacharya等,2009^[17];Zavyalova等,2012^[18])。

风险承担是公司为了实现收入增长的风险控制目标,在权衡收益和风险因素的基础上选择高风险投资项目的行为倾向。现有文献从宏观层面、公司层面和管理者个体层面对风险承担的影响因素进行了研究,发现公司的外部融资(严若森等,2020^[19])和治理水平(Kim和Buchanan,2008^[20];Low,2009^[21];John等,2008^[22];Jiraporn和Chintrakarn,2013^[23])会对自身风险承担产生影响。已有研究发现,媒体情绪通过影响股票价格和公司信用等级,进而影响公司在股票市场和债券市场的融资能力(Cook等,2006^[24];Bhattacharya等,2009^[17];邵志浩和才国伟,2020^[5])。同时,媒体情绪也会改变媒体的外部监督功能从而影响公司治理。那么,媒体情绪能否通过影响公司外部融资和治理水平进而影响公司的风险承担呢?尽管已有少数文献对媒体报道数量与风险承担之间的关系进行了讨论,但均集中探讨媒体关注的

外部监督功能,建立在媒体公正客观的假设基础上。而媒体关注或媒体报道数量无法度量 and 反映媒体的报道立场,在前提假设不满足时,基于媒体关注的研究结果可能存在偏差。

本文以我国2006—2017年非金融类A股公司为样本,以媒体情绪可能掩饰委托代理矛盾为着眼点,聚焦分析媒体情绪对公司风险承担的影响研究。结果发现,媒体乐观情绪会降低公司风险承担水平,这种关系在国有企业、关系网络丰富的上市公司中更加显著,但良好的公司治理水平可以抑制媒体乐观情绪对公司风险承担的负面影响。本文还发现,相比于媒体负面报道的监督作用,正面报道的“掩饰”效应更为显著。当公司面对较多的媒体正面报道时,管理层和股东间的委托代理矛盾会更突出,承担风险的动机和意愿相应减少。媒体情绪对公司风险决策的影响随着时间推移而递减。

在现有文献的基础上,本文可能的贡献是:(1)将媒体情绪与公司风险承担联系在一起,丰富了有关媒体的公司治理研究。以往文献对媒体报道的公司治理作用已有较为深入的讨论,认为媒体可以通过信息挖掘和广泛传播有效监督治理公司委托代理问题(Dyck和Zingales,2002^[25];Joe等,2009^[26];罗进辉,2012^[27])。例如,部分文献从媒体报道数量的角度出发探讨了媒体的监督作用与企业风险承担之间的关系(李冬昕和宋乐,2016^[6];南楠等,2016^[28])。虽然已有研究对于媒体情绪展开了相关讨论(游家兴和吴静,2012^[10]),但对媒体情绪与公司风险承担的关系仍有待实证检验。本文在此基础上,从媒体报道数量扩展到以报道内容、基调为呈现形式的倾向性媒体情绪,研究发现,积极的媒体情绪显著抑制了上市公司的风险承担水平,媒体报道越正面,上市公司的风险承担水平越低。研究结论表明,媒体情绪可能削弱乃至丧失媒体的外部监督职能,加剧公司委托代理冲突。(2)扩展了对媒体情绪的应用研究。以往文献认为媒体情绪可以对投资者情绪和公司信息环境造成影响,从而引起股价剧烈波动(Tetlock,2007^[29];Tetlock等,2008^[30];Joseph和Parsons等,2008^[31])和资产误定价(游家兴和吴静,2012^[10])。本文则发现,媒体情绪能对公司治理产生负向影响,掩饰委托代理矛盾,为管理者短视行为创造机会与空间,降低了公司风险承担。(3)实证检验了媒体情绪影响公司风险承担的作用机制。已有文献主要从媒体关注的

声誉机制 (Dyck 和 Zingales, 2002^[25]) 和市场压力机制 (Dyck 等, 2008^[32]) 阐述媒体报道对公司的影响, 但媒体情绪影响风险承担的作用机制还需要进一步分析。本文从媒体情绪影响风险承担的委托代理、融资和管理者迎合视角展开讨论, 发现加剧委托代理矛盾是媒体报道倾向对上市公司风险承担产生负向影响的主要因素, 且国有企业、代理冲突较为严重和治理水平低的上市公司中媒体报道倾向对公司风险承担的负向效应更为显著。研究结论为相关研究提供了直接证据, 对揭示媒体情绪与公司风险承担之间的关系具有一定的理论和现实意义。

二、理论分析与研究假设

公司风险承担是管理者对投资项目的一种决策行为取向, 通过投资于高风险、高收益项目, 提升公司竞争优势 (Hilary 和 Hui, 2009^[33])、增加收益和资产 (John 等, 2008^[22])。适当的风险承担水平有助于增强股东财富, 促进公司创新和可持续发展。然而, 高风险项目蕴含的不确定性会增加管理者自身控制权收益风险, 如果项目失败, 事业及声誉都将受损。出于最大化自身利益和损失厌恶的动机, 管理者有可能违背股东利益, 放弃能够带来预期收益的高风险项目。因此, 由所有权与控制权分离产生的委托代理问题是影响公司风险承担水平的核心要素 (Jensen 和 Meckling, 1976^[34])。此外, 融资约束水平也可以对公司风险承担形成制约。本文从两个方面探讨媒体情绪对公司风险承担的影响。

一方面, 媒体乐观情绪加剧委托代理矛盾, 降低公司风险承担水平。首先, 媒体乐观情绪可能削弱其外部监督功能, 掩饰管理层机会主义和自利行为。现有文献认为, 信息有效传播是市场充分发挥资源配置功能的保障 (Cohen 等, 2008^[35]), 媒体客观公正报道事实, 就会通过提高信息质量, 减少“噪音”引发的非理性交易, 缓解管理者和股东、大股东和小股东之间的代理冲突, 实现对公司的外部监督治理 (Jensen 和 Meckling, 1976^[34]; Dyck 等, 2008^[32])。媒体与公司基于经济利益的“合谋”行为可能导致“有偿新闻”、“有偿沉默”等“偏于正面”的倾向性报道 (游家兴和吴静, 2012^[10]; 孔东民等, 2013^[36])。媒体情绪可能导致的报道偏差, 不仅不能缓解信息不对称, 反而使信息不对称更加尖锐, 进而削弱媒体的监督功能及对代理冲突的缓解能力, 激励管理层机会

主义倾向和自利行为。比如, Li 等 (2019)^[37] 基于中国数据的研究发现, 媒体报道越好的公司, 管理层更容易隐匿坏消息, 增高了公司未来股价崩盘风险。因此, 媒体乐观情绪可能会加剧委托代理矛盾, 管理者更容易因个人私利和职位关注的需要放弃高风险且高回报的投资项目, 从而降低公司风险承担水平。其次, 媒体乐观情绪会增加管理者业绩压力, 使其面临较高的声誉风险, 损失厌恶心理会降低其承担风险的意愿。研究发现, 当媒体、分析师等信息中介存在乐观或悲观情绪、造成市场信息不对称时, 会增加管理层市场压力 (He 和 Tian, 2013^[38]; 刘萌等, 2019^[39])。媒体正面报道在给公司带来良好声誉和收益的同时, 也会带来更多业绩压力和潜在声誉风险。一旦公司出现负面消息, 就容易被媒体争相报道, 造成重大声誉损失。在市场压力较大时, 管理者更可能采取短视行为 (于忠泊等, 2011^[40]; 杨道广等, 2017^[41])。Ferreira 等 (2014)^[42] 发现, 面对市场压力, 管理者会被迫选择风险较低的安全项目, 减少风险性更高的技术类资产投资。Dai 等 (2015)^[43] 也发现, 当媒体报道公司利润造成市场压力时, 公司的创新水平会随之下降。为了避免遭受媒体的负面评价, 管理层宁愿选择保守的投资策略, 放弃高风险、高利润的优质项目, 降低公司风险承担水平。根据以上分析, 本文提出如下研究假设:

H1: 媒体情绪越乐观, 公司风险承担水平越低。

然而, 另一方面, 媒体乐观情绪也能够通过缓解融资约束和增加管理层迎合投资, 提高公司风险承担水平。首先, 媒体乐观情绪缓解公司融资压力。已有研究表明, 媒体报道能够影响股票价格水平 (Tetlock, 2007^[29]; Garcia, 2013^[44]), 正面报道通过提高公司股价增强融资能力 (Cook 等, 2006^[24]; Bhattacharya 等, 2009^[17]), 能够塑造公司形象、提升公司声誉, 推高投资者对公司的积极评价和未来预期, 降低股东和债权人的风险补偿要求。邵志浩和才国伟 (2020)^[5] 发现, 媒体乐观情绪能够提高公司债券融资规模。对公司形象的塑造相当于为公司上了一层声誉保险, 提高其信用水平, 缓解融资约束 (宋婕等, 2019^[45])。融资约束的缓解, 一是能够促进公司创新投入 (严若森等, 2020^[19])。已有文献证实, 融资成本提高抑制公司创新 (江轩宇等, 2020^[46]), 而增加创新投入意味着承担风险, 表明融资约束与公司风险承担负相关。二是能够增强公司资源获取能

力。已有研究表明,公司风险承担水平受资源获取能力的制约。作为一项资源消耗性活动,风险承担具有很强的资源依赖性 (Fazzari 等, 1988^[47]; Almeida 和 Campello, 2007^[48]; 卢馨等, 2013^[49]; 张敏等, 2015^[50]), 媒体乐观情绪通过渲染投融资及税收政策、激发公司财务和信用潜力、减轻融资对 R&D 的约束、扩大社会网络等途径, 增强资源获取能力, 提高风险承担水平。其次, 媒体乐观情绪助推投资者情绪 (黄宏斌等, 2017^[51])。投资者情绪作为投资者心理预期和意志变化的集中反映, 通过“情绪的螺旋”影响管理者情绪, 激发管理层的迎合心理和过度自信, 激励其风险承担行为。公司风险承担不仅受融资约束和资源获取能力的制约, 同时受管理者风险承担意愿的影响。在投资者情绪高涨的情况下, 管理者会迎合投资者情绪投资 (Polk 和 Sapienza, 2009^[52]), 并且受媒体情绪和投资者情绪感染而出现乐观主义和过度自信, 增强风险承担。据此, 本文提出如下研究假设:

H2: 媒体情绪越乐观, 公司风险承担水平越高。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选择 2006—2017 年在沪深交易所上市的 A 股公司作为研究样本。基于研究设计的需要, 对上市公司样本进行了如下筛选: (1) 剔除金融行业上市公司, 包括银行、保险等; (2) 剔除 ST 类股票, 因为其在异常经营下存在较大风险, 负面媒体报道较多, 会存在样本偏差; (3) 剔除其他财务数据缺失的样本。最终获得 2361 家上市公司 12 年共计 17621 公司-年观测值构成的非平衡面板数据。本文使用的媒体报道数据来源于国泰安 (CSMAR) 新闻数据库, 其他财务数据取自 Wind 数据库和 CSMAR 数据库。

(二) 变量定义

1. 被解释变量: 风险承担。

本文选取行业调整后公司盈利的波动性作为公司风险承担的代理变量。 ROA_i 为公司 i 相应年度的税息折旧及摊销前利润 (EBITDA) 与当年末资产总额的比率。用公司每一年的 ROA 减去同行业平均值进行调整, 然后计算每一个观测期公司行业调整的 ROA 的标准差。根据 John 等 (2008)^[22] 和余明桂等 (2017)^[53] 的研究, 我们首先使用三年行业调整后 ROA 的标准差

计算公司的风险承担 $RiskT1$ 。具体算法为:

$$RiskT1_i = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N (ADJ_ROA_{i,n} - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N ADJ_ROA_{i,n})^2} \quad | N = 3 \quad (1)$$

$$ADJ_ROA_{i,n} = \frac{EBIT_{i,n}}{ASSETS_{i,n}} - \frac{1}{X_n} \sum_{k=1}^X \frac{EBIT_{k,n}}{ASSETS_{k,n}} \quad (2)$$

同时, 为了测试结果的稳健性, 根据 Coles 等 (2006)^[54] 的研究, 本文使用三年行业调整后的股票回报波动率即 ROE 的标准差计算公司风险承担的替代变量 $RiskT2$ 。

2. 解释变量: 媒体情绪。

本文通过文本分析 (Tetlock 等, 2008^[30]; Loughran 和 McDonald, 2011^[55]) 计算每篇新闻报道所包含的情绪。借鉴游家兴和吴静 (2012)^[10] 的研究, 本文采取三级计分法度量新闻媒体对公司的关注程度 ($Intensity$)。具体来说, 如果公司名称 (包括全称、简称和曾用名) 出现在新闻标题中或者是深度报道的主要对象, 则关注程度 ($Intensity$) 赋值为 3; 如果公司名称在正文中被提及的次数超过 3 次, 则关注程度赋值为 2; 公司名称在正文中出现次数小于等于 3 次, 则赋值为 1。据此, 可以计算在 t 年内媒体对第 i 个上市公司的平均报道情绪指数 ($Slant1_{i,t}$):

$$News_Tone_j = \frac{PositiveWords_j - NegativeWords_j}{TotalWords_j} \quad (3)$$

$$Slant1_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N News_Tone_j \times Intensity_{i,j} \quad (4)$$

式中, $News_Tone_j$ 表示第 j 篇新闻的报道情绪, $PositiveWord_j$ 为第 j 篇报道中的正面词汇数量, $NegativeWord_j$ 为负面词汇数量, $TotalWords_j$ 为该篇报道中的总词汇量。 $Intensity_{i,j}$ 表示第 j 篇新闻对 i 公司的关注程度, 采用三级计分法。 N 表示在 t 年内所有媒体对第 i 个上市公司的新闻报道数量。 $Slant1_{i,t}$ 数值越大, 表明在 t 年内第 i 个上市公司的媒体情绪越乐观。

同时, 在稳健性检验中, 本文还使用了媒体情绪的其他度量方式。借鉴 Li 等 (2019)^[37], 首先, 用一家公司年平均媒体报道情绪度量 $Slant2$ 。 $Slant2$ 越大, 媒体情绪越乐观。其次, 用一家公司正负报道数量建立 $Slant3$ 用以衡量媒体情绪, $Slant3$ 越大表示媒体情绪越乐观。

$$Slant2_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N News_Tone_j \quad (5)$$

$$Slant3_{i,t} = \frac{PositiveCoverage_{i,t} - NegativeCoverage_{i,t}}{1 + TotalCoverage_{i,t}} \quad (6)$$

式中, $News_Tone_j$ 由式 (3) 计算得到, $PositiveCoverage_{i,t}$ 和 $NegativeCoverage_{i,t}$ 分别表示在第 t 年对公司 i 的正面报道和负面报道文章的数量。正负报道用每篇报道 $News_Tone_j$ 判断, 若 $News_Tone_j$ 大于 0 则为正面报道, 否则为负面报道。 $TotalCoverage_{i,t}$ 代表媒体报道总数, 在分母上加 1 可以避免零值。

3. 控制变量。

借鉴余明桂等, 2017^[53]、Faccio 等 (2011a, b)^{[56][57]} 的研究, 本文控制了 $Coverage$ (媒体报道数量)、 $Leverage$ (杠杆率)、 Age (公司上市年限)、 $Size$ (公司规模)、 ROE (净资产收益率)、 $TobinQ$

(托宾 Q 值)、 BM (市值价值比)、 $Return$ (股票回报率)、 $Board$ (独立董事占比) 和 $Duality$ (两职合一)。此外, 文中还设置了行业虚拟变量 ($Industry$) 和年度虚拟变量 ($Year$) 作为控制变量。所有变量的定义与计算方法详见表 1。同时, 需要注意的是, 风险承担 $RiskT_{i,t}$ 用三年观测期 ROA 或者 ROE 的标准差度量。本文中的控制变量用相应观测时段第一年的期末值衡量。同时为了避免异常值对检验结果的影响, 本文对所有连续的财务变量进行了上下 1% 的 WIN-SORITIZE 的处理。此外, 本文对标准误差进行了公司层面的聚类调整, 以避免常用的面板数据估计方法对标准误差的低估 (Petersen, 2009^[58])。

表 1 变量说明表

类型	名称	符号	说明
因变量	公司风险承担	$RiskT1$	公司风险承担水平, 用行业调整后三年 ROA 的标准差衡量, 其中 $N=3$ $RiskT1_i = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N (ADJ_ROA_{i,n} - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N ADJ_ROA_{i,n})^2}$
		$RiskT2$	公司风险承担水平, 用行业调整后 ROE 的标准差衡量, 其中 $N=3$ $RiskT2_i = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N (ADJ_ROE_{i,n} - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N ADJ_ROE_{i,n})^2}$
自变量	媒体情绪	$Slant1$	媒体情绪 1, 以媒体情绪的强度作为权重来计算每家公司的媒体情绪, 即 $Slant1_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N News_Tone_j \times Intensity_{i,j}$ $News_Tone_j$ 表示第 i 篇新闻对 j 公司的报道基调, $Intensity_{i,j}$ 表示第 i 篇新闻对 j 公司的关注程度, N 表示在 t 时期内新闻报道对第 j 个上市公司新闻报道数量。 $Slant1$ 越大, 媒体情绪越乐观
		$Slant2$	媒体情绪 2, 用每家公司年平均媒体情绪度量。 $Slant2$ 越大, 媒体情绪越乐观
		$Slant3$	媒体情绪 3, 用每家公司正面、负面报道数量衡量: (正面报道数量-负面报道数量) / 总数量。 $Slant3$ 越大, 媒体情绪越乐观
控制变量	媒体报道数量	$Coverage$	媒体报道数量的自然对数
	资产负债率	$Leverage$	期末负债总额/期末资产总额
	公司年限	Age	公司上市年数的自然对数
	公司规模	$Size$	期末总资产的自然对数
	盈利能力	ROE	净资产收益率
	公司绩效	$TobinQ$	(股权市值+净债务市值)/期末总资产, 其中非流通股市值用净资产代替计算
	账面市值比	BM	公司股票市值除以权益账面价值
	特有收益率	$Return$	公司股票的平均年收益率
	独立董事占比	$Board$	独立董事人数/董事会总人数
两职合一	$Duality$	0-1 变量。如果 CEO 同时兼任董事长取值为 1, 否则为 0	
调节变量	公司所有权	SOE	0-1 变量。若公司第一大股东所持股份的性质属于国有取值为 1, 否则为 0
	公司关系网络	Fee	差旅费、业务招待费、社交应酬费、出国培训费、会议费、办公费之和
	高管持股比例	$Exeshr$	高管所持股票数量除以总流通股数量
	机构持股比例	$Inst$	机构所持股票数量除以总流通股数量

(三) 回归模型

为检验假设 1 和 2, 本文构建以下回归模型:

$$RiskT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Slant_{i,t} + \sum_j \beta_j Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中: $RiskT_{i,t}$ 为风险承担, 由行业调整后三年 ROA 的标准差 ($RiskT1_{i,t}$) 和 ROE 的标准差 ($RiskT2_{i,t}$) 度量; $Slant_{i,t}$ 为媒体情绪, 用考虑到新闻报道语气强度的平均报道情绪指数 ($Slant1_{i,t}$) 度量; $Controls_{i,t}$ 为一组由多个控制变量构成的向量, 包含了上述控制变量集; $\varepsilon_{i,t}$ 为模型随机误差项。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 展示了本文主要变量的描述性统计结果。可以发现, 公司风险承担水平 $RiskT1$ 的均值为 0.076 7, 略高于许志勇等 (2020)^[59] 统计出 2008—2016 年样本公司的风险承担水平均值 0.052 6, 可见 2017 年

我国上市公司的整体风险承担水平有所提升。同时 $RiskT1$ 最大值和最小值分别为 0.766 2 和 0.003 2, 标准差为 0.119 6, 由此可见我国上市公司的风险承担水平落差较大。 $RiskT2$ 的均值为 0.074 3, 标准差为 0.127 3, 和 $RiskT1$ 有着相似的分布。媒体情绪 ($Slant1$) 的中位数为 0.226 1, 四分位数为 0.008 5。可见, 本文样本中有至少四分之三的媒体报道为正面报道, 这与我国正面报道或乐观情绪占主导的媒体环境相符合。媒体报道数量 ($Coverage$) 的最小值为 8.000 0 篇 ($=e^{2.079 4}$), 最大值为 4 153.057 1 篇 ($=e^{8.331 6}$), 标准差为 3.449 7 篇 ($=e^{1.238 3}$)。这表明上市公司在媒体报道数量上存在较大的差异。为控制媒体报道数量对风险承担的影响对估计结果的干扰, 本文在模型中加入了媒体报道数量作为控制变量。此外, 托宾 Q ($TobinQ$) 和股票回报率 ($Return$) 的标准差分别为 1.487 7 和 0.838 8, 数值水平均相对较高, 为我国股票市场波动较大提供了证据。其他变量的结果具体见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计

变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数
$RiskT1$	17 621	0.076 7	0.119 6	0.003 2	0.766 2	0.010 8	0.038 8	0.075 2
$RiskT2$	17 621	0.074 3	0.127 3	0.002 8	0.936 7	0.010 7	0.037 0	0.076 1
$Slant1$	17 621	0.192 6	0.306 3	-0.631 6	0.818 2	0.008 5	0.226 1	0.416 2
$Coverage$	17 621	5.212 1	1.238 3	2.079 4	8.331 6	4.442 7	5.293 3	5.989 0
$Leverage$	17 621	0.481 1	0.208 9	0.062 8	1.004 8	0.322 5	0.485 7	0.636 5
Age	17 621	2.248 1	0.577 0	1.098 6	3.178 1	1.791 8	2.397 9	2.708 1
$Size$	17 621	22.123 4	1.303 1	19.256 0	25.995 7	21.233 0	21.974 9	22.876 1
ROE	17 621	0.073 3	0.128 7	0.577 7	0.438 0	0.026 9	0.071 8	0.128 0
$TobinQ$	17 621	2.192 2	1.487 7	0.924 0	9.587 8	1.269 2	1.700 2	2.522 0
BM	17 621	0.591 6	0.245 6	0.104 3	1.082 3	0.396 5	0.588 2	0.788 2
$Return$	17 621	0.357 1	0.838 8	-0.719 1	3.652 5	-0.209 0	0.115 5	0.672 7
$Board$	17 621	0.329 6	0.044 9	0.222 2	0.500 0	0.307 7	0.333 3	0.357 1
$Duality$	17 621	0.789 0	0.408 0	0.000 0	1.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

(二) 媒体情绪与公司风险承担

表 3 展示了模型 (7) 的回归结果。列 (1)、列 (2) 为不固定行业和年度效应的回归结果; 列 (3)、列 (4) 为固定了行业和年度效应的回归结果。结果表明, 列 (1)、列 (2) 中媒体情绪 ($Slant1$) 的系数分别为 -0.057 1 和 -0.090 7, 列 (3)、列 (4) 中媒体情绪 ($Slant1$) 的系数分别为 -0.067 3 和 -0.100

7。媒体情绪与公司风险承担显著负相关, 即媒体情绪越乐观, 公司的风险承担水平越低, 这证实了假设 1。结果表明, 媒体情绪每增加一个标准差, 风险承担水平 $RiskT1$ 的标准差会下降 14.62% ($= -0.057 1 \times 0.306 3 / 0.119 6$), $RiskT2$ 的标准差会下降 21.82% ($= -0.090 7 \times 0.306 3 / 0.127 3$)。该结果表明, 媒体情绪越高涨, 越有可能减弱媒体的公司治理作用, 增

加公司股东与经理之间信息的不对称，加剧管理层的委托代理矛盾，从而使公司管理层降低承担高风险并投资高价值项目的意愿。同时结果还表明，媒体报道数量 (*Coverage*) 越多，公司越倾向于承担更多的风险项目。媒体报道数量越多，媒体治理水平越高，股东和经理之间委托代理成本越低。媒体的外部监督可以加强公司治理，督促管理层承担更多增加公司价值的风险项目。此外，负债水平 (*Leverage*) 越高，风险承担水平越高。然而公司规模 (*Size*)，净资产收益率 (*ROE*) 和市值价值比 (*BM*) 越大，风险承担水平越低。此结果与之前研究结果大体一致 (余明桂等, 2017^[53]; 许志勇等, 2020^[59])。

表 3 媒体情绪与公司风险承担

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>RiskT1</i>	<i>RiskT2</i>	<i>RiskT1</i>	<i>RiskT2</i>
<i>Slant1</i>	-0.057 1 *** (-6.06)	-0.090 7 *** (-8.96)	-0.067 3 *** (-7.04)	-0.100 7 *** (-9.49)
<i>Coverage</i>	0.009 2 *** (9.05)	0.011 2 *** (10.15)	0.010 1 *** (6.83)	0.011 7 *** (7.16)
<i>Leverage</i>	0.161 9 *** (14.10)	0.166 5 *** (12.97)	0.178 8 *** (15.32)	0.188 8 *** (14.05)
<i>Age</i>	0.000 2 (0.98)	0.000 9 *** (3.54)	-0.000 0 (-0.10)	0.001 1 *** (4.17)
<i>Size</i>	-0.009 6 *** (-6.04)	-0.015 9 *** (-9.95)	-0.009 1 *** (-4.88)	-0.014 0 *** (-7.50)
<i>ROE</i>	-0.212 2 *** (-14.99)	-0.207 6 *** (-12.80)	-0.203 5 *** (-14.18)	-0.192 7 *** (-11.94)
<i>TobinQ</i>	-0.000 9 (-0.56)	-0.002 8 * (-1.82)	-0.000 2 (-0.10)	-0.003 3 ** (-2.08)
<i>BM</i>	-0.040 9 *** (-4.73)	-0.039 6 *** (-4.15)	-0.046 2 *** (-4.78)	-0.067 7 *** (-6.11)
<i>Return</i>	0.002 5 * * (2.06)	0.007 8 *** (5.97)	0.001 1 (0.65)	0.002 8 (1.59)
<i>Board</i>	-0.056 2 ** (-1.98)	-0.020 4 (-0.66)	-0.046 8 * (-1.71)	-0.002 3 (-0.08)
<i>Duality</i>	-0.005 3 * (-1.71)	-0.004 2 (-1.28)	-0.002 3 (-0.77)	-0.001 1 (-0.35)
<i>Constant</i>	0.259 9 *** (7.93)	0.373 8 *** (10.86)	0.290 5 *** (7.55)	0.402 3 *** (10.98)
行业效应	不控制	不控制	控制	控制
年度效应	不控制	不控制	控制	控制
<i>N</i>	17 621	17 621	17 621	17 621
<i>Adj R-Sq</i>	0.271 7	0.319 9	0.322 0	0.362 0

注：***、**、*表示检验在1%、5%、10%的水平上显著，括号内为各变量系数的t值。下同。

五、拓展性研究：机制检验

(一) 所有权性质的影响

媒体情绪对不同性质公司的风险承担可能存在不同程度的影响。研究发现，相对于非国有企业，国有上市公司通常具有较弱的风险偏好，缺乏主动承担风险性投资项目的积极性 (李文贵和余明桂, 2012^[60])。同时，国有公司的管理者多由政府通过行政任命而非市场化的方式决定，绩效考核也纳入行政官员考核体系，薪酬激励机制受行政管制相对僵化。因此，国有公司的管理者往往不能享受因风险承担获得的超额收益，但对风险承担的责任追究却可能影响其政治晋升。出于责任规避和职务晋升的考虑，管理者可能采取短视行为，选择低风险、低收益的投资项目，以争取职位晋升 (王曾等, 2014^[61])。因此，国有公司相比于民营企业更容易产生委托代理矛盾。同时，媒体乐观情绪带来的市场压力对国有公司及其管理层的影响也更为显著。国有公司及其管理者一直都是媒体关注的重点，投资一旦失败，管理者声誉将面临较大损失。出于对政治声誉的考虑，管理者通常会选择较为保守的投资策略，降低风险承担水平。因此，本文认为，媒体情绪对公司风险承担的负面影响在国有公司中更为显著。为了检验所有权性质的影响，本文构建以下回归模型：

$$\begin{aligned}
 RiskT_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Slant_{i,t} + \beta_2 Slant_{i,t} \times Moderator_{i,t} \\
 & + \beta_3 Moderator_{i,t} + \sum_j \beta_j Controls_{i,t} \\
 & + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (8)
 \end{aligned}$$

其中 *Moderator* 为调节变量。为了测试所有权性质的影响，本文用 *SOE* 作为调节项，度量所有权性质的影响。*SOE* 为 0~1 变量，若公司第一大股东所持股份的性质属于国有则取值 1，否则为 0。

表 4 展示了对模型 (8) 的估计结果，其中调节项用所有权性质 *SOE* 度量，检验公司所有权性质对媒体情绪和公司风险承担间关系的影响。结果显示，媒体情绪和公司风险承担显著负相关。同时，列 (1)、列 (2) 中媒体情绪与公司所有权性质的交乘项 (*Slant1* × *SOE*) 系数分别为 -0.054 8 和 -0.048 9，在 1% 和 5% 的水平上显著为负。检验结果表明，国有所有权可以增强媒体情绪与公司风险承担之间的负向关系。该结果进一步佐证了前述关于委托代理问题的分析。

表 4 公司股权结构的调节作用

	(1)	(2)
	<i>RiskT1</i>	<i>RiskT2</i>
<i>Slant1</i>	-0.042 4*** (-2.95)	-0.080 3*** (-4.95)
<i>SOE</i>	-0.002 8 (-0.54)	0.001 0 (0.16)
<i>Slant1</i> × <i>SOE</i>	-0.054 8*** (-2.86)	-0.048 9** (-2.20)
<i>Constant</i>	0.212 0*** (5.73)	0.330 2*** (9.28)
控制变量	控制	控制
行业效应	控制	控制
年度效应	控制	控制
<i>N</i>	17 621	17 621
<i>Adj R-Sq</i>	0.312 2	0.352 5

(二) 公司关系网络的影响

除了所有权性质的影响，公司与媒体间的关系网络也是反映委托代理情况的重要形式。本文认为，公司关系网络越多越广泛，网络交际费用越多，意味着网络交际的代理成本越大，从而加剧委托代理冲突。鉴于我国企业的业务招待费、社交应酬费等公关类费用科目一定程度上可以作为公司网络交际成本的代理变量，能够表现关系网络交际消费变量衡量媒体情绪与公司之间潜在存在的关系程度。借鉴孔东民等(2013)^[36]的研究，从上市公司的财务报表中找出最可能用于记录企业的关系网络交际支出的6个科目：差旅费、业务招待费、社交应酬费、出国培训费、会议费、办公费，并以合计数作为公司的实际交际费用。同时借鉴陈冬华等(2005)^[62]的研究方法，通过在年报附注中“支付的其他与经营活动有关的现金流量”项目收集差旅费、业务招待费等隶属于管理费用的明细科目。本文用*Fee*代表上述网络交际消费变量，将其作为调节变量加入模型(8)中。

表5展示了模型(8)的回归结果。可以看出，列(1)、列(2)中媒体情绪(*Slant1*)与公司关系网络(*Fee*)的交乘项(*Slant1*×*Fee*)系数分别为-0.534 7和-0.130 3，在5%和1%水平上显著为负，说明公司的关系网络交际费用越多，媒体情绪对公司风险承担的抑制作用越显著。即关系网络交际费用越多，委托代理冲突越严重，媒体情绪越可以抑制公司

的风险承担水平，从而在一定程度上证明了媒体情绪的“掩饰效应”。

表 5 公司关系网络的调节作用

	(1)	(2)
	<i>RiskT1</i>	<i>RiskT2</i>
<i>Fee</i>	0.214 3 (1.32)	0.018 4 (1.41)
<i>Slant1</i>	-0.008 0 (-0.37)	-0.010 2 (-1.02)
<i>Slant1</i> × <i>Fee</i>	-0.534 7** (-2.11)	-0.130 3*** (-2.82)
<i>Constant</i>	0.142 1*** (3.80)	1.266 2*** (19.93)
控制变量	控制	控制
行业效应	控制	控制
年度效应	控制	控制
<i>N</i>	17 621	17 621
<i>Adj R-Sq</i>	0.046 0	0.553 0

(三) 公司治理的影响

根据前文所述，媒体情绪由于弱化了公司的外部监督，加剧了公司委托代理矛盾，从而对公司风险承担水平产生负向影响。而好的公司治理会抑制委托代理矛盾，降低管理层的机会主义行为(Xie等, 2003^[63]; Andreou等, 2016^[64])。据此本文认为，在公司治理水平提高时，媒体情绪对公司风险承担的负面作用将会减弱。当管理层持股水平较高时，管理层个人利益与股东利益趋于一致，更容易放弃短视行为，为公司争取长期竞争力和利润最大化(鲁桐和党印, 2014^[65])。也有研究表明，在其他条件不变情况下，机构投资者能够强化公司的外部监督功能，降低管理者投机行为(Mitra和Cready, 2005^[66])。管理层或机构投资者持股水平越高，公司治理越好。本文使用模型(8)测试公司治理效应。用*Exeshr*和*Inst*作为调节变量检验公司治理水平的影响。*Exeshr*为高管持股比例，用高管所持股票数量除以总流通股数量度量。*Inst*为机构持股比例，用机构所持股票数量除以总流通股数量度量。

表6同样展示了对模型(8)的估计结果，其中调节项用高管持股比例(*Exeshr*)和机构持股比例(*Inst*)度量，检验公司治理对媒体情绪和公司风险承担间关系的影响。列(1)、列(2)的结果显示媒

体情绪与高管持股比例的交乘项系数 ($Slant1 \times Exeshr$) 分别为 0.112 3 和 0.142 4, 在 1% 的水平上显著为正。(3)、(4) 列的结果显示媒体情绪与机构持股比例的交乘项系数 ($Slant1 \times Inst$) 分别为 0.101 9 和 0.159 9, 在 1% 的水平上显著为正。同时, 媒体情绪和公司风险承担显著负相关。此结果表明, 高管持股比例 ($Exeshr$) 越高或者机构持股比例 ($Inst$) 越高, 媒体情绪和公司风险承担间负向关系越弱, 即好的公司治理可以减弱正面媒体情绪对公司风险承担的负向作用。

表 6 公司治理的调节作用

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$RiskT1$	$RiskT2$	$RiskT1$	$RiskT2$
$Slant1$	-0.080 2*** (-7.38)	-0.117 9*** (-9.35)	-0.110 9*** (-5.36)	-0.169 7*** (-7.95)
$Exeshr$	-0.007 1 (-0.54)	-0.014 0 (-1.07)		
$Inst$			-0.049 1*** (-5.33)	-0.057 5*** (-5.84)
$Slant1 \times Exeshr$	0.112 3*** (2.58)	0.142 4*** (3.25)		
$Slant1 \times Inst$			0.101 9*** (2.68)	0.159 9*** (3.96)
$Constant$	0.217 5*** (5.69)	0.332 9*** (9.09)	0.159 2*** (4.17)	0.274 9*** (7.72)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制
N	17 621	17 621	17 621	17 621
$Adj R-Sq$	0.309 4	0.352 6	0.314 8	0.358 9

六、进一步分析

(一) 异质性媒体与公司风险承担

媒体情绪的计算中使用了正面情绪与负面情绪的不平衡程度来度量, 而乐观情绪的增加存在两种可能。一方面, 正面媒体报道可以掩盖管理层的自利行为, 降低外部监督, 加大委托代理矛盾; 另一方面, 负面媒体报道可以揭示公司经营上存在的问题, 加大外部监管作用, 从而降低管理层的自利行为。考虑到正面报道与负面报道对风险承担的影响可能存在不对

称性, 本节将样本按照 $Slant1$ 拆分为正面情绪样本和负面情绪样本分别检验。表 7 展示了分样本回归结果, 列 (1)、列 (2) 的结果显示, 对应风险承担 $RiskT1$ 和 $RiskT2$ 的媒体情绪 ($Slant1$) 的系数分别为 -0.075 6 和 -0.098 3, 均在 1% 的水平上显著。说明对于年平均情绪为正的公司, 媒体正面情绪越高, 公司风险承担水平越低。然而列 (3)、列 (4) 的结果显示, 对于年平均媒体情绪为负的公司, 媒体情绪与公司风险承担水平的关系较为模糊, 只在用 $RiskT2$ 度量风险承担水平时, 媒体情绪 ($Slant1$) 的系数为 0.188 2, 在 5% 的水平上显著为正。由此可见, 相比于媒体负面情绪的监督作用, 正面情绪的“掩饰”效应更为明显。当公司面对较多的正面报道时, 管理层和股东间的委托代理矛盾更为尖锐, 管理层更不愿意承担风险, 投资有利于长期价值增值的项目。

表 7 正面与负面媒体情绪对风险承担的影响

	正面情绪		负面情绪	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$RiskT1$	$RiskT2$	$RiskT1$	$RiskT2$
$Slant1$	-0.075 6*** (-7.81)	-0.098 3*** (-9.50)	-0.081 1 (-0.85)	0.1882 ** (2.03)
$Constant$	0.284 1*** (7.23)	0.407 1*** (10.55)	0.047 7 (0.24)	0.191 2 (0.81)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制
N	16 814	16 814	807	807
$Adj R-Sq$	0.276 4	0.320 7	0.354 1	0.278 6

(二) 媒体情绪对公司风险承担的中长期影响

公司金融理论中, 风险承担往往作为公司中长期投资的衡量指标之一。因此, 本节检验媒体情绪对公司风险承担水平的中长期影响。具体来说, 将风险承担水平超前 1、2、3 期, 检验媒体情绪与公司中长期风险承担水平之间的关系。结果见表 8。可以看到, 列 (1)~列 (3) 和列 (4)~列 (6) 中媒体情绪 ($Slant1$ 、 $Slant2$) 的系数均为负并且绝对值基本呈现递减趋势, 这在一定程度上说明随着超前期数的增加, 媒体情绪对公司风险承担的负相关关系呈现“衰减”趋势。由此判断, 媒体情绪对公司风险承担的影响, 会随时间增加而递减。

表 8 滞后媒体情绪与风险承担

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$RiskT1_{t+1}$	$RiskT1_{t+2}$	$RiskT1_{t+3}$	$RiskT2_{t+1}$	$RiskT2_{t+2}$	$RiskT2_{t+3}$
$Slant1_t$	-0.031 *** (-7.12)	-0.026 *** (-5.11)	-0.023 *** (-3.98)			
$Slant2_t$				-0.043 *** (-7.52)	-0.035 *** (-5.33)	-0.032 *** (-4.18)
Constant	0.270 3 *** (6.01)	0.388 2 *** (8.70)	0.284 2 *** (6.46)	0.404 1 *** (9.07)	0.291 5 *** (5.72)	0.416 5 *** (8.52)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	14 235	12 435	10 672	14 235	12 435	10 648
Adj R-Sq	0.168 5	0.138 2	0.172 9	0.169 3	0.138 8	0.173 0

七、稳健性检验

第一，使用固定效应模型排除公司异质性等遗漏变量对基准回归的干扰。结果如表 9 所示。媒体情绪 ($Slant1$) 的系数仍然在 1% 的水平上显著为负，说明回归结果依然显著。因此，我们认为，本文的研究结论较为稳健。

第二，使用工具变量法处理内生性问题。基于 Ghoul 等 (2011)^[67] 和 Li 等 (2019)^[37]，本文使用每年公司所处行业的平均媒体情绪水平 ($Slant1_industry$ 和 $Slant2_industry$) 作为媒体情绪的工具变量，进行两阶段 OLS 回归，检验基准结果稳健性。结果见表 10。第一阶段的回归中， $Slant1_industry$ 和 $Slant2_industry$ 与 $Slant1$ 和 $Slant2$ 在 1% 的水平上显著，说明两个工具变量均非弱工具变量；第二阶段的

回归中， $Slant1_industry$ 与 $RiskT1$ 和 $RiskT2$ 仍在 1% 的水平上显著为负， $Slant2_industry$ 与 $RiskT1$ 和 $RiskT2$ 分别在 1% 和 5% 的水平显著，说明主回归结果稳健。

表 9 固定效应模型

	(1)	(2)
	$RiskT1$	$RiskT2$
$Slant1$	-0.044 9 *** (-4.12)	-0.066 2 *** (-5.81)
Constant	0.181 3 ** (2.07)	0.487 8 *** (4.99)
控制变量	控制	控制
公司效应	控制	控制
行业效应	控制	控制
年度效应	控制	控制
N	17 621	17 621
Adj R-Sq	0.136 2	0.138 4

表 10 工具变量法

	First Stage	Second Stage		First Stage	Second Stage	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Slant1$	$RiskT1$	$RiskT2$	$Slant2$	$RiskT1$	$RiskT2$
$Slant1_industry$	0.842 7 *** (15.77)	-0.593 3 *** (-6.24)	-0.273 2 *** (-3.05)			
$Slant2_industry$				0.830 1 *** (15.78)	-1.053 0 *** (-4.50)	-0.512 0 ** (-2.11)
Constant	-0.075 9 *** (-11.13)	0.186 6 *** (7.03)	0.322 0 *** (11.87)	-0.656 5 *** (-14.91)	0.241 8 *** (10.19)	0.346 8 *** (13.66)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	17 621	17 621	17 621	17 621	17 621	17 621
Adj R-Sq	0.146 6	0.118 4	0.234 9	0.162 5	0.200 8	0.238 3

八、结论与启示

本文在研究媒体与公司治理已有文献的基础上,以公司投资中的风险承担为切入点,聚焦于媒体情绪影响公司风险承担的作用机制展开讨论,通过对2006—2017年我国2 361家上市公司共计17 621家公司-年观测值构成的面板数据的实证检验,发现媒体情绪与公司风险承担之间呈现显著的负相关关系,证明媒体情绪的“掩饰”效应客观存在。相对于非国有上市公司而言,媒体情绪对公司风险承担的负向影响在国有上市公司中更显著;有效的公司治理能够抑制媒体情绪对公司风险承担的负向影响;公司关系网络越丰富,媒体情绪对公司风险承担的抑制作用越显著。进一步的研究发现,相比于负面情绪的监督作用,正面情绪的“掩饰”效应更为显著;媒体情绪对公司风险承担的影响随着时间的增加而衰减。

本文的启示意义在于:其一,为充分发挥媒体报

道在公司投资行为中的信息传播和社会监督功能提供理论依据。深入揭示媒体情绪对公司投资行为的传导机制,能够为政府监管机构健全法治、完善市场制度提供政策依据。本文的研究有助于深化对媒体及其经济效应的理解,为政府监管机构完善对媒体及上市公司的监督与支持、制定切实有效的法律制度、优化媒体和公司投资环境、提供政策依据。其二,对上市公司全面认识媒体情绪对公司投资行为的影响,正确处理与媒体的关系提供实践指南。研究结果既形成对已有文献的补充,又能为上市公司提高投资决策水平、缓解委托代理问题提供思路,进而为采取正确措施处理同媒体的关系提供实践指南。其三,为投资者和利益相关者提供决策依据。本研究对媒体情绪与公司风险承担行为关系的揭示能够为投资者及利益相关者的决策提供启迪与借鉴,为投资者理性分析上市公司的相关媒体报道信息和公司的投资行为提供决策依据,进而对保护投资者利益起引导作用。

参考文献

- [1] Kutsuna K, Smith J K, Smith R L. Public Information, IPO Price Formation, and Long-Run Returns: Japanese Evidence [J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64 (1): 505-546.
- [2] Fang L, Peress J. Media Coverage and The cross-section of Stock Returns [J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64 (5): 2023-2052.
- [3] DellaVigna S, Pollet J. Investor Inattention and Friday Earnings Announcements [J]. *Journal of Finance*, 2009, 64: 709-749.
- [4] Bushee B J, Core J E, Guay W, Hamm S W. The Role of the Business Press as an Information Intermediary [J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48 (1): 1-19.
- [5] 邵志浩, 才国伟. 媒体报道的信息中介作用: 来自我国银行授信的证据 [J]. *国际金融研究*, 2020 (1) 86-96.
- [6] 李冬昕, 宋乐. 媒体的治理效应、投资者保护与公司风险承担 [J]. *审计与经济研究*, 2016 (3): 83-91.
- [7] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据 [J]. *经济研究*, 2010 (4) 14-27.
- [8] Mullainathan S, Shleifer A L. The Market for News [J]. *American Economic Review*, 2005, 95 (4): 1005-1030.
- [9] Gentzkow M, Shapiro J M. Media Bias and Reputation [J]. *Journal of Political Economy*, 2006, 114 (2): 280-316.
- [10] 游家兴, 吴静. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价 [J]. *经济研究*, 2012 (7) 141-152.
- [11] Solomon D H. Selective Publicity and Stock Prices [J]. *Journal of Finance*, 2012, 67 (2): 599-638.
- [12] Reuter J, Zitzewitz E. Do Ads Influence Editors? Advertising and Bias in the Financial Media [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (1): 197-227.
- [13] Rinaldo D, Basuroy S. Does Advertising Spending Influence Media Coverage of the Advertiser? [J]. *Journal of Market*, 2009, 73 (6): 33-46.
- [14] Cahan S F, Chen C, Chen L, et al. Corporate social responsibility and media coverage [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 59: 409-422.
- [15] Ahern K R, Sosyura D. Who Writes the News? Corporate Press Releases During Merger Negotiations [J]. *Journal of Finance*, 2014 (1): 241-291.
- [16] Bajo E, Raimondo C. Media Sentiment and IPO Underpricing [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 46: 139-153.
- [17] Bhattacharya U, Galpin N, Ray R, Yu X. The role of the media in the internet IPO bubble [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44 (3): 657-682.
- [18] Zavyalova A, Pfarrer M D, Reger R K, Shapiro D L. Managing the Message: The Effects of Firm Actions and Industry Spillovers on Media Coverage Following Wrongdoing [J]. *Academy of Management Journal*, 2012, 55, 1079-1101.
- [19] 严若森, 陈静, 李浩. 基于融资约束与公司风险承担中介效应的政府补贴对公司创新投入的影响研究 [J]. *管理学报*, 2020 (8): 1188-1198.
- [20] Kim K H, Buchanan R. CEO Duality Leadership and Firm Risk-taking Propensity [J]. *Journal of Applied Business Research*, 2008, 24 (1): 27-41.
- [21] Low A. Managerial Risk-taking Behavior and Equity Based Compensation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 92 (2009): 470-490.

- [22] John K, Litov L, Yeung B. Corporate Governance and Risk-taking [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63 (4): 1679-1728.
- [23] Jiraporn P, Chintrakarn P. How Do Powerful CEOs View Corporate Social Responsibility (CSR)? An Empirical Note [J]. *Economics Letters*, 2013, 119: 344-347.
- [24] Cook D O, Kieschnick R, Van Ness R A. On the Marketing of IPOs [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 82 (1): 35-61.
- [25] Dyck A, Zingales L. The Corporate Governance Role of the Media [C]. *The Right to Tell: The Role of Mass Media in Development*, Washington, The World Bank, 2002.
- [26] Joe J R, Louis H, Robinson D. Managers' and Investors' Responses to Media Exposure of Board Ineffectiveness [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2009, 44 (3): 579-605.
- [27] 罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角 [J]. *金融研究*, 2012 (10): 153-166.
- [28] 南楠, 陈程, 袁晓星. 媒体报道、风险承担与公司创新——来自中国上市公司的经验证据 [J]. *社会科学家*, 2016 (11): 98-101.
- [29] Tetlock P C. Giving Content to Investor Sentiment: the Role of Media in the Stock Market [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62 (3): 1139-1168.
- [30] Tetlock P C, Saar-Tsechansky M, Macskassy S. More than Words: Quantifying Language to Measure Firms' Fundamentals [J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63 (3): 1437-1467.
- [31] Joseph E, Parsons C A. The Causal Impact of Media in Financial Markets [J]. *Journal of Finance*, 2011, 66 (1): 67-97.
- [32] Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63 (3): 1093-1135.
- [33] Hilary G, Hui W. Does Religion Matter in Corporate Decision Making in America? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93 (3): 455-473.
- [34] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Capital Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4): 305-360.
- [35] Cohen L, Frazzini A, Malloy C. The Small World of Investing: Board Connections and Mutual Fund Returns [J]. *Journal of Political Economy*, 2008, 116 (5): 951-979.
- [36] 孔东民, 刘莎莎, 应千伟. 公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜? [J]. *管理世界*, 2013 (7): 145-162.
- [37] Li Q, Wang J, Bao L. Media Tone, Bias, and Stock Price Crash Risk: Evidence from China [J]. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 2019, 1-35.
- [38] He J J, Tian X. The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3): 856-878.
- [39] 刘萌, 史晋川, 罗德明. 媒体关注与公司研发投入 [J]. *经济理论与经济管理*, 2019 (3): 18-32.
- [40] 于忠泊, 田高良, 齐堡垒, 张皓. 媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察 [J]. *管理世界*, 2011 (9): 127-140.
- [41] 杨道广, 陈汉文, 刘启亮. 媒体压力与公司创新 [J]. *经济研究*, 2017 (8): 125-139.
- [42] Ferreira D, Manso G, Silva A. Incentives to Innovate and the Decision to Go Public or Private [J]. *Review of Financial Studies*, 2014, 27 (1): 256-300.
- [43] Dai L, Shen R, Zhang B. The Dark Side of News Coverage: Evidence from Corporate Innovation [Z/OL]. (2015) [2021-03-21]. <https://ssrn.com/abstract=2564718>.
- [44] Garcia D. Sentiment during Recessions [J]. *The Journal of Finance*, 2013, 68 (3): 1267-1300.
- [45] 宋婕, 张俊民, 李会云. 媒体报道能缓解公司融资约束吗? 基于商业信用融资视角 [J]. *北京工商大学学报 (社会科学版)*, 2019 (4): 60-73.
- [46] 江轩宇, 陈玥, 于上尧. 股价暴跌风险与企业创新 [J]. *南开管理评论*, 2020 (3): 200-211.
- [47] Fazzari S, Hubbard R G, Petersen B. Investment, Financing Decisions, and tax Policy [J]. *The American Economic Review*, 1988, 78 (2): 200-205.
- [48] Almeida H, Campello M. Financial Constraints, Asset Tangibility, and Corporate Investment [J]. *The Review of Financial Studies*, 2007, 20 (5): 1429-1460.
- [49] 卢馨, 郑阳飞, 李建明. 融资约束与企业 R&D 投资的影响研究——来自中国高新技术上市公司的经验证据 [J]. *会计研究*, 2013 (5): 51-58.
- [50] 张敏, 童丽静, 许浩然. 社会网络与企业风险承担 [J]. *管理世界*, 2015 (11): 161-175.
- [51] 黄宏斌, 刘树海, 赵富强. 媒体情绪能够影响投资者情绪吗——基于新兴市场门槛效应的研究 [J]. *山西财经大学学报*, 2017 (12): 29-44.
- [52] Polk C, Sapienza P. The Stock Market and Corporate Investment: A Test of Catering Theory [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22 (1): 187-217.
- [53] 余明桂, 钟慧杰, 范蕊. 分析师关注与公司创新——来自中国资本市场的经验证据 [J]. *经济管理*, 2017 (3): 175-192.
- [54] Coles J L, Daniel N D, Naveen L. Managerial Incentives and Risk-Taking [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (2): 431-468.
- [55] Loughran T, McDonald B. When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks [J]. *Journal of Finance*, 2011, 66: 35-65.
- [56] Faccio M, Marchica M T, Mura R. CEO Gender, Corporate Risk-taking, and the Efficiency of Capital Allocation [R]. SSRN Working Paper

- No. 1969782, 2011a.
- [57] Faccio M, Marchica M T, Mura R. Large Shareholder Diversification and Corporate Risk-taking [J]. *The Review of Financial Studies*, 2011b, 24 (11): 3601-3641.
- [58] Petersen M A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22 (1), 435-480.
- [59] 许志勇, 胡伟, 邓青, 邓超. 公司金融化、市场化进程与风险承担 [J]. *中国软科学*, 2020 (10) 165-174.
- [60] 李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程与公司风险承担 [J]. *中国工业经济*, 2012 (12): 115-127.
- [61] 王曾, 符国群, 黄丹阳. 国有公司 CEO “政治晋升”与“在职消费”关系研究 [J]. *管理世界*, 2014 (5): 157-171.
- [62] Xie C, Zhang J S, Zhou H L, et al. Serine/Threonine Kinase Activity in the Putative Histidine Kinase-like Ethylene Receptor NTHK1 from Tobacco [J]. *The Plant Journal*, 2003, 33, : 385-393.
- [63] Andreou P C, Louca C, Petrou A P. Organization All Earning and Corporate Diversification Performance [J]. *Journal of Business Research*, 2016, 69 (9): 3270-3284.
- [64] 鲁桐, 党印. 中国中小上市公司治理与绩效关系研究 [J]. *金融评论*, 2014 (4) 1-17, 123.
- [65] Mitra S, Cready M. Institutional Stock Ownership, Accrual Management and Information Environment [J]. *Journal of Accounting, Auditing, and Finance* 2005, 20: 257-286.
- [66] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费 [J]. *经济研究*, 2005 (2): 91-101.
- [67] Ghoul S E, Guedhami O, Kwok C, et al. Does Corporate Social Responsibility Affect the Cost of Capital? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35 (9): 2388-2406.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

(上接第 40 页)

- [13] Chen H, Sun T. Tail Risk Networks of Insurers Around the Globe: An Empirical Examination of Systemic Risk for G-SIIs vs Non G-SIIs [J]. *Journal of Risk and Insurance*, 2020, 87 (2): 285-318.
- [14] 黄金老. 论金融脆弱性 [J]. *金融研究*, 2010 (3): 41-49.
- [15] 陶玲, 朱迎. 系统性金融风险的监测和度量——基于中国金融体系的研究 [J]. *金融研究*, 2016 (6): 18-36.
- [16] Bhattacharya S, Goodhart C A E, Tsomocos D P, Vardoulakis A P. A Reconsideration of Minsky's Financial Instability Hypothesis [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2015, 47 (5): 931-973.
- [17] 魏华林. 保险的本质、发展与监管 [J]. *金融监管研究*, 2018 (8): 1-20.
- [18] 杨磊. 我国寿险市场退保影响因素分析及政策建议 [D]. 大连: 东北财经大学硕士学位论文, 2015: 10-11.
- [19] Acharya V V, Yorulmazer T. Too Many to Fail—an Analysis of Time-Inconsistency in Bank Closure Policies [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2007, 16 (1): 1-31.
- [20] Farhie E, Tirole J. Collective Moral Hazard, Maturity Mismatch and Systemic Bailouts [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (1): 60-93.
- [21] 方蕾. 我国保险业系统性风险的形成机制及对策 [D]. 上海财经大学博士学位论文, 2017: 9-10.
- [22] Financial Stability Board. Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations [R]. Basel, Switzerland, 2009.
- [23] Weiss G N F, Muhlnickel J. Why Do Some Insurers Become Systemically Relevant? [J]. *Journal of Financial Stability*, 2014, 13 (8): 95-117.
- [24] Chang C W, Li X, Lin E, Yu M. Systemic Risk, Interconnectedness, and Non-core Activities in Taiwan Insurance Industry [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2018, 55 (5): 273-284.
- [25] 徐华, 魏孟欣, 陈析. 中国保险业系统性风险评估及影响因素研究 [J]. *保险研究*, 2016 (11): 3-15.
- [26] 完颜瑞云, 锁凌燕. 保险公司与系统性风险的中国视角: 理论与实证 [J]. *保险研究*, 2018 (11): 3-16.
- [27] 朱衡, 卓志. 保险公司系统重要性识别及其影响因素研究——基于系统性风险敞口与贡献的视角 [J]. *保险研究*, 2019 (3): 3-16.
- [28] 方意, 郑子文. 系统性风险在银行间的传染路径研究——基于持有共同资产网络模型 [J]. *国际金融研究*, 2016 (6): 61-72.
- [29] Cai J, Eidam F, Saunders A, Steffen S. Syndication, Interconnectedness, and Systemic Risk [J]. *Journal of Financial Stability*, 2018, 34: 105-120.
- [30] 周志华. 机器学习 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2016: 225-246.
- [31] Dagum C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio [J]. *Empirical Economics*, 1997, 22 (4): 515-531.
- [32] 梁琪, 余峰燕. 金融危机、国有股权与资本投资 [J]. *经济研究*, 2014 (4): 47-61.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

声誉控制信贷资产证券化道德风险的理论研究

Theoretical Research on Reputation Controlling Moral Hazard of Credit Asset-backed Securities

郭建鸾 宋菁菁 刘国超

GUO Jian-luan SONG Jing-jing LIU Guo-chao

[摘要] 信贷资产支持证券为结构性金融产品，投资人难以穿透观察底层基础资产，且交易主体间存在多重委托代理关系，为实现各自利益，会做出损害利益相关方的道德风险行为。声誉理论为解决此问题提供了良策，本文根据信贷资产证券化交易结构首先构建了声誉共同体模型解释声誉控制道德风险的机理，其次采用序贯博弈推导出信贷资产支持证券声誉模型中的“主导者”为发起人，最后重点分析发起人声誉模型，根据声誉动态、期间贴现因子、误报的发起人收益区分最低成本分离均衡、完全分离均衡、部分混同均衡和完全混同均衡，研究声誉如何帮助投资人区分发起人类型及甄别其道德风险行为。本文得出声誉共同体的声誉价值即为其道德风险行为获益的机会成本，防范信贷资产证券化道德风险的重点在于控制发起人道德风险，风险自留减少可以成为其声誉提高的信号这三项结论。本研究对分析结构性金融产品交易主体的声誉机制有一定参考意义，对声誉实证研究也有一定启发。

[关键词] 声誉 道德风险 风险自留 序贯博弈 信贷资产证券化

[中图分类号] F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 02-0078-13

Abstract: Since credit asset-backed securities are the structured financial product, investors cannot penetrate and observe the underlying assets. Meanwhile there are multiple principal-agent relationships between transaction subjects. In order to realize their own interests, they will make moral hazards that harm stakeholders. The reputation theory provides a good strategy for solving this problem. Based on the transaction structure of credit asset-backed securities, a reputation community model is firstly built to explain how reputation controls moral hazard. Secondly, the “leader” (the originator) is derived by using sequential game in the credit asset-backed securities reputation model. Finally the originator’s reputation model is the focus of research. According to reputation dynamics, inter-period discount factors, and payoff gain from misreporting, least cost separating equilibrium, separating equilibrium, partial pooling equilibrium, and pooling equilibrium are distinguished to study how reputation can help investors know originator’s types and identify their moral hazard behaviors. This article has concluded that reputation value of a reputation community is the opportunity cost of its moral hazard behavior. And the key to preventing moral hazard of credit asset-backed securities lies in controlling the originator’s moral hazard. As well as the reduction of risk retention can be a signal for improving its reputation. This research has some reference significance for analyzing the reputation mechanism of structured financial product trading subjects, and it also inspires for empirical research on reputation.

Key words: Reputation Moral hazard Risk retention Sequential game Credit asset-backed securities

[收稿日期] 2021-07-27

[作者简介] 郭建鸾，男，1962年6月生，中央财经大学商学院教授，博士生导师，研究方向为公司金融；宋菁菁，女，1987年1月生，中央财经大学商学院博士研究生，研究方向为公司金融；刘国超，男，1993年1月生，中央财经大学商学院博士研究生，研究方向为公司金融。本文通讯作者为宋菁菁，联系方式为 songjj@cufe.edu.cn。

[基金项目] 教育部人文社会科学研究一般项目“绩效管理视域下基于心理契约修正模型的并购文化整合路径研究”（项目编号：19YJA630022）；山东省自然科学基金青年项目“新旧动能转换视角下山东省国有资本经营预算的实施效果与制度完善研究”（项目编号：ZR2020QG033）。

感谢匿名评审人提出的修改意见，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

信贷资产证券化是发起人把不同期限的债务合同捆绑后出售给发行人，发行人对其信用评级之后以证券化形式出售给投资人（Kendall 和 Fishman, 2000^[1]），并以未来信贷资产现金流实现成本补偿（扈企平, 2007^[2]）的结构性融资活动。其有利于增强资本市场流动性（DeMarzo, 2005^[3]）、扩大直接融资规模（扈企平, 2007^[2]）以及提高发起人资本充足率，对推动金融市场纵深发展有重要意义。

然而，资产证券化中道德风险导致的贷款准则降低是 2008 年次贷危机的诱因之一（Demyank 和 Hemert, 2011^[4]；Hanson 和 Sunderam, 2013^[5]；Shin, 2009^[6]），此后美国证券化市场迅速缩水，中国政府也暂停了资产证券化试点。随着美国次贷危机逐步解决，特别是中国第一阶段试点的效果得到验证，2011 年中国政府重启试点（沈炳熙, 2013^[7]），同时采取了一系列监管措施，比如鼓励“双评级”机制（《关于进一步扩大信贷资产证券化试点有关事项的通知》（银发〔2012〕127 号））、规定风险自留比例（《关于进一步规范信贷资产证券化发起机构风险自留行为的公告》（中国人民银行、中国银行业监督管理委员会公告〔2013〕21 号））、实施信息登记制度（《关于银行业金融机构信贷资产证券化信息登记有关事项的通知》（银保监办发〔2020〕99 号））以强化资产支持证券的风险揭示。但随着发行规模变大，信贷资产证券化基础资产的违约单数仍在增加，如图 1 所示。

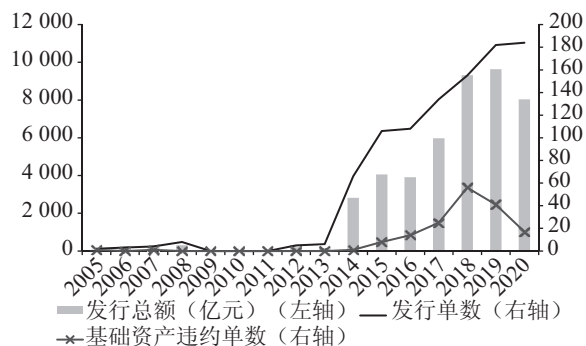


图 1 信贷资产支持证券历年发行规模及基础资产违约单数

(作者根据中国债券信息网、wind 数据库整理制作)。

究其原因，在结构化包装下，投资人难以穿透观察基础资产质量，加之证券化交易供给方懈怠资产管理、尽职调查不力、误报信息等道德风险行为，进一步纵容了违约发生。这里，信贷资产证券化交易方为

发起人、发行人、第三方服务机构和投资人，其中银行业金融机构为发起人，特殊目的载体（Special Purpose Vehicle，以下简称 SPV）为发行人，信用评级机构、主承销商等为第三方服务机构。投资人对证券化产品的认可，除了关注产品的信用评级外，重要的是关注发起人、发行人及主承销商的介绍，但信用评级机构并不在证券交易结构之内（沈炳熙, 2013^[7](20,43-44)），所以本文将侧重分析发起人、发行人及主承销商引发的道德风险。

道德风险为出现利益冲突时，交易一方将风险转嫁给他人、损害他人利益，以实现自身效用最大化（McKinnon 和 Pill, 1997^[8]）的现象。即在信息不对称的条件下，各交易方目标不一致，为满足各自目标而采取的行为，会对利益相关方的效用产生损害。从交易结构看，随着借款人—发起人—发行人—主承销商—投资人结构链条的增加，投资人难以识别多重委托代理产生的道德风险。

从发起人角度，发起人为节约成本，降低对借款人的筛选标准，将贷款出借给信用较差的借款人，最终导致大量的贷款违约，引发道德风险（Keys 等, 2010^[9]；Nadault 和 Sherlund, 2013^[10]）；另外，贷款通过证券化从发起人资产负债表上剥离并被销售给投资人，其收益和风险也相应转移给投资人，为此发起人没有动力尽职监督借款人的行为（Berndt 和 Gupta, 2009^[11]；Gorton 和 Metrick, 2012^[12]），由于投资人无法观察发起人行为，发起人会减弱对已转移资产的监督力度（Drucker 和 Puri, 2009^[13]），Griffin 和 Maturana（2016）^[14]甚至挖掘出发起人误报证券化贷款信息的证据；而且在中国信贷资产证券化实践中，发起人扮演着市场主导者的角色，易操纵证券化引发道德风险（王岩岫, 2013^[15]）。从发行人角度，发行人为获得更多的佣金，不断地创造出复杂的衍生产品，由于其设计过程不透明，投资人难以估计资产支持证券的真实价值（Duffie 等, 2008^[16]；Berndt 和 Gupta, 2009^[11]；刘玄, 2011^[17]）；在中国因发起人主导证券化交易，发行人为了自身利益，与发起人合谋将风险高的证券化产品出售给投资人（吕凯, 2013^[18]）。从主承销商角度，主承销商可能未对资产池尽职调查就直接承销相关产品（陈凌白, 2014^[19]）；Griffin 和 Maturana（2016）^[14]也发现承销商默许证券发行信息误报的证据。

综上所述，发起人引发的道德风险为作为原始权益人降低贷款筛选标准行为，作为资产证券化“主

导者”控制发行人行为；作为贷款服务机构因“资产出表”而产生懈怠管理行为。发行人引发的道德风险为在证券结构化过程中故意复杂设计，以及与发起人、主承销商的合谋问题。主承销商引发的道德风险为对资产池尽职调查不充分或者与发行人合谋向投资人隐瞒不良信息问题（如图2）。

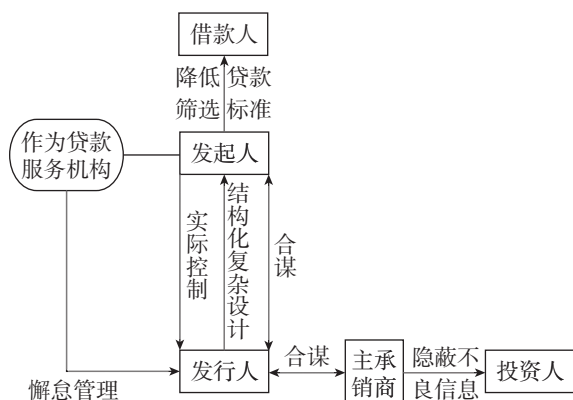


图2 信贷资产证券化主要交易方道德风险行为

如何控制道德风险呢？声誉是一个良策。本文其余部分将对声誉控制信贷资产证券化道德风险进行理论研究。第二部分是对资产支持证券声誉机制的文献综述；第三部分是资产证券化声誉模型的构建、求解与分析；第四部分为主要结论和研究启示。

二、文献评述

Kreps等（1982）^[20]将声誉理解为对博弈方类型的认知与判断，用声誉去解释重复博弈中的合作行为；Tadelis（1999）^[21]、Mailath和Samuelson（2001）^[22]等指出声誉包含历史信息，具备信号显示功能，为可交易资产，有利于减少信息扭曲、强化承诺力度从而提高市场交易效率；此外，Fama（1980）^[23]、Holmstrom（1999）^[24]认为声誉作为一种隐性契约方式，可以激励代理人为获得未来收益而保持承诺和高努力水平，以抑制代理人道德风险行为，从理论上支持了声誉控制道德风险的可行性。但是资产支持证券是结构性金融产品，拥有复杂的交易结构，多交易主体的声誉集合如何控制道德风险、其声誉机制的特殊性也是值得关注的问题。

（一）多主体声誉集合

张琥（2008）^[25]认为当社会公众无法区分个体属性时，将只能依据其拥有的共同标识判断个体，而拥有共同标识的个体，却可能分属于不同类型，比如名牌大学毕业生并非都是高质量人才，由多个个体共享的共同标识在经济理论中成为集体声誉。在难以实现

团队内部监督的条件下，来自外部集体声誉与内部组织设计（即分享规则）共同作用，才能缓解团队生产中道德风险问题（李金波等，2010^[26]）。可见集体声誉的概念并不适用于资产支持证券多交易主体的声誉集合。李焰和王琳（2013）^[27]提出声誉共同体概念，通过建立声誉受损成本模型，以声誉受损成本在共同体成员间的传递来解释声誉机制的作用机理。符加林（2014）^[28]基于古诺博弈模型的扩展分析证明，不考虑声誉时，联盟中的企业具有很强的道德风险行为倾向，联盟伙伴之间的博弈会陷入囚徒困境并走向解体，相反，重复博弈时声誉能有效约束联盟中的企业道德风险行为。薛伟贤和左力（2021）^[29]指出对于声誉联合体而言，随着声誉建设带来的借款者违约概率可识别性、社会平均贴现系数、道德风险行为被发现的概率及惩罚力度逐渐增加，服务费率及声誉建设成本逐渐降低，道德风险策略的效用增量由高变低，而声誉建设的效用增量则由低变高，声誉建设策略将逐渐取代道德风险策略。

（二）资产支持证券声誉机制

作为发起人，银行在出售贷款后可能没有监管的动机（Winton和Yerramilli，2015^[30]），市场参与者关于银行声誉的信念取决于最近业绩记录中违约的数量（Dellarocas，2005^[31]；Winton和Yerramilli，2015^[30]），因而关注声誉有利于保持监管动机。Albertazzi等（2015）^[32]通过研究意大利资产证券化贷款层面数据及证券化契约特征，发现银行借助信号机制（如自留权益级资产）出售信息不够透明的贷款，在建立银行声誉的同时也不会破坏原有的借贷准则，该研究证明了银行会非常注重建立好声誉，以重复进入资产证券化市场获取融资。Kawai（2015）^[33]指出发行人拥有私人信息，及时准确披露信息，可创建发行人声誉，减少道德风险的影响。

然而，Griffin等（2014）^[34]却发现高声誉承销商有动机开发表现不佳的复杂资产：对于复杂资产，投资人很少能够获得所有详细的质量数据，而对于公司债等简单资产，投资人可用会计信息辨别承销商是否虚假陈述。他们发现策略型承销商，包括高声誉承销商，可能会在证券即将崩盘前将其推向市场，由于一旦发生经济衰退，之前开发的不良证券暴露出来，其高声誉会丧失。Titman和Tsyplakov（2010）^[35]的研究结果与之相似，商业抵押贷款发放机构在上一季度的股票回报率为负之后，打包了更糟糕的抵押品。可见高声誉交易主体也会出现道德风险行为，Hartman-

Glaser (2017)^[36]的研究解释了该问题:首先,如果交易收益足够高,对未来声誉的担忧会导致机会型发行人如实报告。当贴现率较高或者交易收益较低时,发行人仅在声誉较低时才自留部分资产。其次,当发行人声誉较高时,投资人认为发行人诚实的可能性较大,即使投资人预计机会型发行人将低质量与高质量资产混同,这也会提高高质量报告的资产价格。最后,当声誉太低而不能维持完全混同均衡时,对声誉的关注可能使机会型发行人在如实报告和虚假陈述之间漠不关心,从而获得部分混同均衡,即当发行人报告资产是高质量时,发行人保留部分资产,但不如他声誉为零时多。正如 Chari 等 (2014)^[37]的贷款销售声誉模型中发现声誉效应会导致部分混同均衡。

此外,声誉机制通过惩罚银行的违约来发挥作用。Green 和 Porter (1984)^[38]、Abreu (1986)^[39]发现存在以随机惩罚为特征的触发策略均衡,在随机惩罚均衡下,银行要么有声誉,要么没有声誉,即在银行不监管的信念下市场为贷款定价。而 Winton 和 Yerramilli (2015)^[30]认为声誉机制纯粹是通过惩罚表现不佳的威胁来运作的,允许多种声誉状态及更微妙的行为:随着银行声誉的提高,监管的可能性提高;目前低声誉如果后续违约更少,则声誉得以改善,且低声誉银行可能维持一定强度的监管,尽管低于高声誉银行。

综上所述得出声誉机制发生作用的条件为:一是重复博弈是前提条件。多次交易中,博弈参与方将有动力维护良好声誉,以便从未来交易获利 (Kreps 等, 1982^[20])。二是信息有效传递是过程条件。包含准确性、时效性与充分性三个维度,即传递信息准确无误、快速及时、各利益相关方均已送达。三是对道德风险行为实施具体惩罚是结果条件。即可置信的威胁,包括通过市场机制自发实施,例如利益相关方终止交易等,以及依据相关法律规章进行处罚等。

(三) 文献评价与本文创新点

Kreps 等模型 (1982)^[20]、Tadelis (1999)^[21]、Mailath 和 Samuelson (2001)^[22]、Fama (1980)^[23]、Holmstrom (1999)^[24]阐述了声誉的信号功能、资产属性和激励功能,是研究声誉控制道德风险的理论基础。李焰和王琳 (2013)^[27]、符加林 (2014)^[28]、薛伟贤和左力 (2021)^[29]等进一步分析了声誉对声誉共同体、声誉联盟道德风险的约束作用,为研究信贷资产证券化声誉机制提供新的思路,但是对声誉共同体及声誉联盟内部成员之间博弈的研究尚显不足。另

外,目前信贷资产证券化声誉机制研究中,主要为单一交易主体声誉机制研究,缺乏对发起人委托发行人证券化、发行人委托发起人管理贷款、发行人委托第三方服务机构提供专业服务等多重委托代理关系所产生的道德风险治理的声誉机制研究,本文将对此深入分析。

考虑到资产证券化的复杂性,本文使用三个模型逐层深究声誉控制信贷资产证券化道德风险的机理。首先构建声誉共同体模型,借鉴薛伟贤和左力 (2021)^[29]从用户声誉评价角度分析道德风险的研究,与之不同,本文模型不涉及担保的代偿成本,增加了借款人向共同体贷款缴纳的平均服务费率大于其日常运营成本这一约束条件,另外不涉及无限次重复交易的情形,因为本文假设借款人和投资人一旦发现共同体的道德风险行为,将终止交易。其次构建占优策略者的序贯博弈模型,参考王美玲和姜竹 (2019)^[40]的研究,找出声誉共同体的主导者为发起人,与之不同,本文进一步地分析了均衡路径,明确序贯博弈过程及结果。再次构建发起人声誉模型,是对 Winton 和 Yerramilli (2015)^[30]、Hartman-Glaser (2017)^[36]模型的扩展。Winton 和 Yerramilli (2015)^[30]发现在发起人声誉提高时风险自留变少,发起人风险自留解决了事前道德风险问题,良好行为随声誉单调增加,与之不同,本文认为此效果为非单调,因风险自留作为声誉水平信号克服逆向选择问题,与 Chari 等 (2014)^[37]和 Hartman-Glaser (2017)^[36]的观点一致,声誉效应会导致部分混同均衡。最后本文在 Hartman-Glaser (2017)^[36]模型的基础上根据声誉动态、期间贴现因子、误报的发起人收益区分了四种均衡,即最低成本分离均衡、完全分离均衡、部分混同均衡和完全混同均衡,研究声誉如何帮助投资人识别发起人类别及甄别其道德风险行为,从而提高配置效率。

本文创新点在于:一是构建声誉共同体模型分析多重委托代理关系导致的道德风险控制问题;二是增加了基于利益相关方声誉评价角度分析道德风险的约束条件;三是采用序贯博弈求解复杂交易的主导者,丰富了占优策略者的序贯博弈模型研究;四是扩展了交易主体声誉模型,根据声誉动态、贴现因子、交易主体道德风险收益实施分离均衡,提出辨别交易主体类型的方法。

三、模型

信贷资产证券化声誉模型由声誉共同体模型、占

优策略者的序贯博弈模型、发起人声誉模型三个模型构成，为逐层递进、逐步聚焦的逻辑关系，如图3所示。首先，由于信贷资产证券化拥有复杂的交易结构，但信贷资产证券化各交易主体实际构成声誉共同体，道德风险行为导致声誉受损事件对共同体声誉造成损害，当声誉为共同体带来效用增量大于道德风险带来的效用增量时，共同体才会积极建设声誉。其次，分析共同体内部的博弈关系，采用序贯博弈的方法推导出声誉共同体中的主导者为发起人。最后，研究发起人声誉模型，解释发起人声誉如何抑制其道德风险。

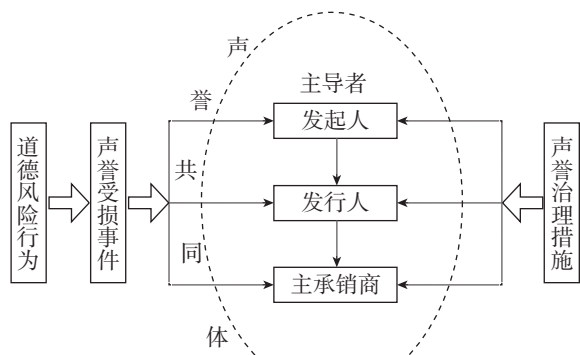


图3 信贷资产证券化声誉模型简图

(一) 声誉共同体模型

声誉共同体是由于共同事件导致各自声誉受到不同程度影响的群体组合(李焰和王琳, 2013^[27])，当出现声誉受损事件后，信贷资产证券化各交易主体的声誉均会受到不同程度影响，因此构成一个声誉共同体。声誉共同体模型是在信息不对称的条件下，分析信贷资产证券化声誉共同体与投资人、借款人之间的博弈，分析声誉共同体产生道德风险行为及建设声誉的效用增量，求解声誉抑制道德风险行为的条件。

1. 模型基本设定。

(1) 声誉共同体设定。高声誉共同体无道德风险行为，低声誉共同体有道德风险行为。假设高声誉共同体将付出声誉建设成本为 C_R ，其日常运营成本为 C_0 ，进行声誉建设的共同体平均总成本为 C_H ，有： $C_H=C_0+C_R$ ，低声誉共同体不进行声誉建设，平均总成本为 $C_L=C_0$ ，道德风险行为可能被发现，并被处罚，设被发现的概率为 P ，被罚金 δ 。令 $U(W_T)=W_T$ 为共同体的效用函数，且风险中性，则 $U(W_H)$ 为高声誉共同体的效用，以下简写为 U_H ， $U(W_L)$ 为低声誉共同体的效用，以下简写为 U_L ， $\theta(0<\theta<1)$ 为贴现因子， $\tau=1, 2, \dots, n$ 为交易期数，以上各项成本及收益均以本金的比例表示。

(2) 借款人设定。假设借款人在与高声誉共同

体交易中违约，令其违约率为 π_H ，将损失声誉价值 D_H ；假设借款人在与低声誉共同体交易中违约，令其违约率为 π_L ，将损失声誉价值 D_L ；有 $D_H>D_L$ ， $\pi_H<\pi_L$ ，即借款者违约率与声誉共同体的声誉价值负相关。高声誉共同体，严格审核借款人资产，并披露借款人信息；低声誉共同体，放松资产筛选标准，隐瞒借款人负面信息。因此，存在道德风险行为的共同体可以利用不合格借款人急于融资的心理向其收取高费用。设 f_b 为借款人向高声誉共同体缴纳的平均服务费率， $f_b>C_0$ ， βf_b 为借款人低声誉共同体缴纳的平均服务费率， $\beta>1$ ， $\beta f_b>f_b$ 。假设借款人从借款项目获得的投资收益率为 R 。 S_b 代表贷后对共同体声誉的评价，如果借款人在高声誉共同体中交易，则 $S_b>0$ ；如果借款人在低声誉共同体中交易，则 $S_b=0$ 。

(3) 投资人设定。对于投资人来说， γ_H 为购买高声誉共同体产品获得的收益； γ_L 为购买低声誉共同体产品获得的收益；因为利率事前约定，投资人并不能知道项目是否成功，所以假定 $\gamma_H=\gamma_L=\gamma$ ，以上收益率和费率均以本金的比例表示。 S_i 代表买后对共同体声誉的评价，如果投资人与高声誉共同体交易，则 $S_i>0$ ；如果投资人与低声誉共同体交易，则 $S_i=0$ ，投资人还将承担违约风险。

2. 共同体的策略分析。

(1) 一期交易中的各方效用。

① 共同体效用。

高声誉共同体效用为：

$$U_H=f_b-C_0-C_R \tag{1}$$

低声誉共同体效用为：

$$U_L=P(\beta f_b-C_0-\delta)+(1-P)(\beta f_b-C_0) \\ =\beta f_b-C_0-P\delta \tag{2}$$

式(1)-式(2)得高声誉共同体的效用增量为：

$$\Delta U_R=U_H-U_L=(f_b-C_0-C_R)-(\beta f_b-C_0-P\delta) \\ =(1-\beta)f_b-C_R+P\delta \tag{3}$$

式(2)-式(1)得低声誉共同体的效用增量为：

$$\Delta U_M=U_L-U_H=-[(1-\beta)f_b-C_R+P\delta] \tag{4}$$

定义1: 当 $(1-\beta)f_b-C_R+P\delta>0$ 时， ΔU_R 为高声誉共同体的声誉价值；当 $-[(1-\beta)f_b-C_R+P\delta]>0$ 时， ΔU_M 为低声誉共同体的道德风险。

② 投资人效用。

若共同体保证投资本金，则投资人在高声誉共同体中交易效用为：

$$U_{iH} = S_i + (1 - \pi_H)\gamma \quad (5)$$

投资人在低声誉共同体中交易的效用为:

$$U_{iL} = (1 - \pi_L)\gamma \quad (6)$$

式(5)-式(6)得:

$$\begin{aligned} \Delta U_{iR} &= U_{iH} - U_{iL} = S_i + (1 - \pi_H)\gamma - (1 - \pi_L)\gamma \\ &= S_i + (\pi_L - \pi_H)\gamma \end{aligned} \quad (7)$$

③ 借款人效用。

借款人在高声誉共同体交易的效用为:

$$U_{bH} = S_b + (1 - \pi_H)(R - \gamma) - \pi_H \cdot D_H - f_b \quad (8)$$

借款人在低声誉共同体交易的效用为:

$$U_{bL} = (1 - \pi_L)(R - \gamma) - \pi_L \cdot D_L - \beta f_b \quad (9)$$

式(8)-式(9)得:

$$\begin{aligned} \Delta U_{bR} &= U_{bH} - U_{bL} = S_b + (1 - \pi_H)(R - \gamma) - \pi_H \cdot D_H - f_b \\ &\quad - [(1 - \pi_L)(R - \gamma) - \pi_L \cdot D_L - \beta f_b] \\ &= S_b + (\pi_L - \pi_H)(R - \gamma) + \pi_L \cdot D_L - \pi_H \cdot D_H \\ &\quad + (\beta - 1)f_b \end{aligned} \quad (10)$$

由式(3)、式(7)、式(10)得到:高声誉共同体进行声誉建设所产生的声誉价值大于0,投资人和借款人的效用增量也同时大于0;低声誉共同体道德风险行为的收益大于0,投资人和借款人的效用增量却均小于0。

由此提出命题1:

命题1: 声誉共同体的声誉价值实际为其道德风险行为所得收益的机会成本。具体而言,如果道德风险行为所得收益大于声誉价值时,声誉共同体有动机产生道德风险行为,即低声誉共同体的效用增量 ΔU_M 大于高声誉共同体的效用增量 ΔU_R 时,会出现道德风险行为,反之,有动机建设声誉。

(2) 多期交易中各方效用。

在一期交易中,声誉共同体的道德风险行为可能不被发现且交易继续进行,所以考虑多期重复博弈下各博弈参与方的行为与策略。

① 声誉共同体的效用。

多期重复博弈下,总效用为各期收益净现值之和。

因此,高声誉共同体总效用为:

$$U'(W_H) = (f_b - C_0 - C_R) \times \frac{1 - \theta^n}{1 - \theta} \quad (11)$$

低声誉共同体总效用为:

$$U'(W_L) = (\beta f_b - C_0 - P\delta) \times \frac{1 - \theta^n}{1 - \theta} \quad (12)$$

多期交易中声誉价值为:

$$\begin{aligned} \Delta' U_R(W) &= U'(W_H) - U'(W_L) \\ &= [(1 - \beta)f_b - C_R + P\delta] \times \frac{1 - \theta^n}{1 - \theta} \end{aligned} \quad (13)$$

当 $[(1 - \beta)f_b - C_R + P\delta] > 0$ 时,显然有式(14),即在多期重复交易中,若声誉价值为正,声誉价值会随交易期数增加而增大,从而加大了共同体产生道德风险行为的机会成本。

$$[(1 - \beta)f_b - C_R + P\delta] \times \frac{1 - \theta^n}{1 - \theta} > [(1 - \beta)f_b - C_R + P\delta] \quad (14)$$

虽然理论上存在共同体的道德风险行为一直不被发现的可能,共同体的道德风险将持续增加,即有:

$$\begin{aligned} \Delta' U_M(W) &= U'(W_L) - U'(W_H) \\ &= -[(1 - \beta)f_b - C_R + P\delta] \times \frac{1 - \theta^n}{1 - \theta} \end{aligned} \quad (15)$$

然而,只要有一期道德风险行为被发现,其后的预期收益将变为0。道德风险行为带来的增量效用随着该行为被发现而减少。

假设第一期后道德风险行为就被发现,则共同体存在道德风险行为时的总效用为:

$$\begin{aligned} U''(W_L) &= [(\beta f_b - C_0 - P\delta) + 0 + 0 + \dots + 0] \\ &= (\beta f_b - C_0 - P\delta) \end{aligned} \quad (16)$$

此时有:

$$\begin{aligned} \Delta'' U_M(W) &= U''(W_L) - U'(W_H) \\ &= (\beta f_b - C_0 - P\delta) - (f_b - C_0 - C_R) \times \frac{1 - \theta^n}{1 - \theta} \\ &= \left(\beta - \frac{1 - \theta^n}{1 - \theta}\right) f_b + \frac{1 - \theta^n}{1 - \theta} C_R + \left(\frac{1 - \theta^n}{1 - \theta} - 1\right) C_0 - P\delta \end{aligned} \quad (17)$$

比较式(15)和式(17)得:

$$|\Delta' U_M(W)| > |\Delta'' U_M(W)| \quad (18)$$

在多期重复交易中,如果投资人在第一期投资的

① 由于篇幅所限,证明过程留存备索。

是低质量贷款项目，投资人会对共同体声誉给出低评价。而低声誉一旦形成，投资人会在很长时间内认为共同体的产品是低质量的，并放弃再次投资。

所以，促使共同体进行声誉建设的条件是声誉带来的增量效用大于一期道德风险被发现的效用： $\Delta'U_R(W) > U''(W_L)$ ，即

$$[(1-\beta)f_b - C_R + P\delta] \times \frac{1-\theta^n}{1-\theta} > (\beta f_b - C_0 - P\delta) \quad (19)$$

② 投资人的效用。

此时投资人的增量效用 $\Delta'U_{iR}$ 、 $\Delta'U_{iM}$ 分别为：

$$\Delta'U_{iR} = [S_i + (\pi_L - \pi_H)\gamma] \times \frac{1-\theta^n}{1-\theta} \quad (20)$$

$$\Delta'U_{iM} = -[(\pi_L - \pi_H)\gamma] \times \frac{1-\theta^n}{1-\theta} \quad (21)$$

③ 借款人的效用。

此时借款人的增量效用 $\Delta'U_{bR}$ 、 $\Delta'U_{bM}$ 分别为：

$$\begin{aligned} \Delta'U_{bR} = & [S_b + (\pi_L - \pi_H)(R - \gamma) + \pi_L \cdot D_L - \pi_H \cdot D_H \\ & + (\beta - 1)f_b] \times \frac{1-\theta^n}{1-\theta} \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} \Delta'U_{bM} = & -[(\pi_L - \pi_H)(R - \gamma) + \pi_L \cdot D_L - \pi_H \cdot D_H \\ & + (\beta - 1)f_b] \times \frac{1-\theta^n}{1-\theta} \end{aligned} \quad (23)$$

由式(20)-式(23)可见，当共同体进行声誉建设时，投资人效用和借款人效用进一步改善；当共同体存在道德风险行为时，投资人效用和借款人效用进一步恶化。

根据式(18)-式(23)得到命题2：

命题2：多期交易中，只要共同体有一期道德风险行为被发现，声誉建设带来的效用增量将大于道德风险行为的效用增量，即高声誉共同体增量效用 $\Delta'U_R(W)$ 大于道德风险行为被发现后低声誉共同体的总效用 $U''(W_L)$ 时，有动机建设声誉。同时道德风险行为越早被发现，越易促使共同体进行声誉建设。

(二) 占优策略者的序贯博弈

结合上述讨论，越早发现道德风险行为，声誉丧失代价越大，声誉共同体因声誉丧失威胁而建设声誉。然而声誉在共同体内部如何发挥作用？打开声誉共同体黑箱，分析交易主体间博弈过程有利于研究声誉控制道德风险的机理，本文研究发现“发起人—发行人—主承销商”之间的博弈是存在占优策略者的序贯博弈，这与符加林(2014)^{[28](60)}认为声誉联

盟中存在联盟主导企业的观点一致：共同体主导者和其他交易主体初始签约时，有关信息能被各方共同观察到，此时各方信息对称；签约后，各方无法观察其他交易主体的真实行动，只能观察其行为结果，存在信息不对称，此时，各交易主体会出现利己的道德风险行为，在重复博弈的情形下，声誉效应可以成为影响行为主体做出选择的激励机制，对联盟成员的道德风险行为产生有效约束。

本文首先通过海萨尼转换使得博弈方知晓对手类型的概率分布，将不完全信息博弈转化成完全信息博弈(李军和李韬, 2019^[41]；张维迎, 2012^[42])，再用序贯博弈进行分析。序贯博弈特有的时序合理原则意味着：一个均衡策略应在博弈树状图的每一个博弈点是最佳的，为找出满足这个原则的策略，使用反向推导来测试每一子博弈。即在子博弈精炼纳什均衡或者贝叶斯均衡的概念上，增加一个新的要求：博弈参与方的行动由先行动者选择的信念“合理化”(rationalized)(张维迎, 2012^{[42](207)})。在均衡路径上，后验信念由贝叶斯法则决定。

模型构建时参考王美玲和姜竹(2019)^[40]的研究，适用于多参与者互相影响、依次决策的情形，且参与者的决策建立在先行者的基础上，根据参与者的期望效用分析各自的最优策略；此外，进一步分析均衡路径，以求更清晰地说明参与方的博弈过程及结果。本模型参与者为信贷资产支持证券的发起人、发行人和主承销商；根据信贷资产证券化的现实流程，发起人为先行者，其策略选择集为{道德风险行为、声誉建设}，发行人的策略选择集为{合作、终止}，主承销商的策略选择集为{合作、终止}。

假设发起人存在道德风险行为的概率为 μ ，发行人与发起人合作的概率为 α ，主承销商与发行人合作的概率为 β ；反之，发起人进行声誉建设的概率为 $1-\mu$ ，发行人与发起人终止合作的概率为 $1-\alpha$ ，主承销商与发行人终止合作的概率为 $1-\beta$ 。进行声誉建设的发起人收益为 E_0 ，成本为 $C_R > 0$ ；存在道德风险的发起人收益为 E_μ ，成本假定为 0；发行人收益为 E_α ，主承销商收益为 E_β 。发起人的道德风险行为，比如作为原始权益人放松贷款筛选标准、作为贷款服务机构放松监管，导致资产支持证券违约率增加，引发投资人的问责与监管机构的处罚，会增加发行人和主承销商的管理成本，设为 C_μ 。

基于上述假设，构建信贷资产支持证券“发起人—发行人—主承销商”三方博弈树，如图4所示。

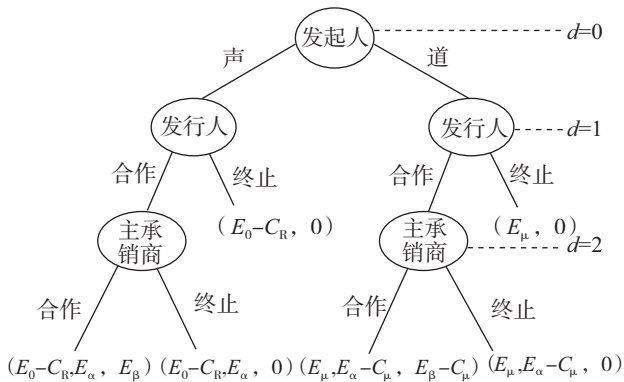


图4 信贷资产支持证券“发起人—发行人—主承销商”三方博弈树

因此，发起人期望收益为： $U_1 = \mu [\alpha\beta E_\mu + \alpha(1-\beta)E_\mu + (1-\alpha)E_\mu] + (1-\mu) [\alpha\beta(E_0 - C_R) + \alpha(1-\beta)(E_0 - C_R) + (1-\alpha)(E_0 - C_R)] = \mu E_\mu + (1-\mu)(E_0 - C_R)$

$$\text{令 } \frac{\partial U_1}{\partial \mu} = 0, \text{ 得到 } E_\mu - (E_0 - C_R) = 0 \quad (24)$$

发行人期望收益为： $U_2 = \alpha [(1-\mu)\beta E_\alpha + (1-\mu)(1-\beta)E_\alpha + \mu\beta(E_\alpha - C_\mu) + \mu(1-\beta)(E_\alpha - C_\mu)] + (1-\alpha)[(1-\mu)\times 0 + \mu\times 0] = \alpha(E_\alpha - \mu C_\mu)$

$$\text{令 } \frac{\partial U_2}{\partial \alpha} = 0, \text{ 得到 } E_\alpha - \mu C_\mu = 0 \quad (25)$$

主承销商期望收益为： $U_3 = \beta [(1-\mu)\alpha E_\beta + \mu\alpha(E_\beta - C_\mu)] + (1-\beta)[(1-\mu)\alpha\times 0 + \mu\alpha\times 0] = \beta\alpha[E_\beta - \mu C_\mu]$

$$\text{令 } \frac{\partial U_3}{\partial \beta} = 0, \text{ 得到 } \alpha(E_\beta - \mu C_\mu) = 0 \quad (26)$$

由式(24)可得发起人选择道德风险行为的概率跟道德风险行为收益和声誉建设收益之差有关：道德风险行为一旦被发现，之后的预期收益变为0，当期限足够长时，即存在贴现因子 θ ，当声誉建设收益大于道德风险行为收益时，发起人出现道德风险行为的可能性较小。由式(25)和式(26)可得发起人选择道德风险行为的概率与被发现后的惩罚成反比，惩罚越重，越不易发生道德风险行为。

接下来分析均衡策略。从博弈树高度为2的最左侧子博弈开始，从左到右依次为决策点1至4。采用反向推导求解上述三方序贯博弈的子博弈精炼纳什均衡，即从主承销商开始，找出博弈参与方的最优选择与路径，再找出发行人的最优选择，最后到达发起人，所有子博弈上的最优选择是纳什均衡。具体来说，第一步，从主承销商收益最大化角度进行选择，因为 $E_\beta > 0$ ，在决策点1和2之间选择保留1，同理在

决策点3和4之间选择保留3。第二步，从发行人收益最大化角度进行选择，因为 $E_\alpha > E_\alpha - C_\mu$ ，在决策点1和3之间选择保留1。第三步，从发起人收益最大化角度进行选择，如果博弈进行 n 期， θ 为贴现因子($0 < \theta < 1$)，假设在第一期道德风险行为被发现，之后各期的预期收益降为0，那么此博弈期间的声誉建设收益大于道德风险行为收益，式 $(E_0 - C_R) \frac{1-\theta^n}{1-\theta} > E_\mu$ 成立，即当博弈期限足够长时，发起人会选择决策点1。所以信贷资产支持证券“发起人—发行人—主承销商”三方博弈的均衡路径为：发起人选择声誉建设、发行人选择声誉建设，主承销商选择声誉建设。

综上所述，由于信贷资产证券化交易流程中发起人为序贯博弈中的先行决策者，考虑到长期交易和重复博弈的情形下，如果发起人选择声誉建设，因发行人和主承销商选择与其合作，会追随发起人也选择声誉建设。所以发起人在此博弈中为“占优决策者”，是信贷资产证券化交易结构中的“掌舵人”“主导者”，防范信贷资产证券化道德风险重中之重在于控制发起人的道德风险。

(三) 发起人声誉模型

发起人声誉如何约束其道德风险行为？信贷资产支持证券发起人可以选择努力水平，选择高努力水平时投入的成本更高，但会获得高质量资产。投资人无法观察发起人的努力水平，在一次性博弈环境中发起人的最优反应是选择低努力，放松对贷款的筛选，低质量资产流入资产池，产生道德风险问题，投资人发现后，交易终止。如果发起人长期存在于市场，上述博弈重复进行，发起人为维持声誉，会付出高努力水平，避免道德风险行为，因此声誉机制实际在权衡短期和长期利益，只有关注长期利益的发起人，声誉机制才会发挥作用(杜创, 2020^[43])。

这里声誉是投资人认为的发起人诚实类型的可能性(Kreps等, 1982^[20]; Mathis等, 2009^[44])，确定其类型的两个维度是诚实偏好与出售资产质量，可以是诚实或机会主义两种类型(Hartman-Glaser, 2017^[36])。高声誉可能导致知情卖方或中介人歪曲资产质量(Griffin等, 2014^[34])，通过模仿诚实型，如实报告资产质量，机会型的声誉可以得到改善，从而减少了出售给投资人资产的柠檬折扣(Hartman-Glaser, 2017^[36])。

在资产支持证券发起人与投资人的重复博弈中，投资人如何分辨发起人类型？如何甄别道德风险行为？声誉如何抑制发起人的道德风险行为？这是本节的研究问题。因此，本文结合Mathis等(2009)^[44]、

Griffin 等 (2014)^[34] 和 Hartman-Glaser (2017)^[36] 的研究, 并参考《信贷资产证券化基础资产池信息披露有关事项公告》(中国人民银行公告 [2007] 16号) 和《关于进一步规范信贷资产证券化发起机构风险自留行为的公告》(中国人民银行、中国银行业监督管理委员会公告 [2013] 21号) 对发起人信息披露及风险自留的要求, 构建信贷资产证券化发起人声誉模型。

1. 模型设定。

资产支持证券交易发生在无穷期的连续期间, 期初获得资产, 期末产生现金流 X , 发起人和投资人有相同的期间贴现因子 δ , 代表发起人对利润的偏好, 决定发起人声誉价值, 发起人的期内贴现因子为 $\gamma < 1$, 投资人为 1, 二者之差代表相对资产发起人对现金的偏好。高质量资产的概率为 λ , 高质量资产产生的现金流为 $1 - \delta$, 低质量资产产生的现金流为 $(1 - \delta) \cdot \ell$, $\ell \in (0, 1)$ 。发起人对证券化资产的监管成本为 C , 证券化收入函数为 R 。

每一阶段开始, 发起人向投资人出售 $q \in [0, 1]$ 部分, 同时生成一份报告, 用 $\{h, \ell\}$ 表示资产质量, 投资人可观察到发起人资产质量报告, 但无法观察资产的真实质量。

所以提出假设 1:

$$\lambda + (1 - \lambda)\ell < \gamma \tag{27}$$

对于投资人资产的无条件价值小于对于发起人高质量资产的私人价值。

发起人为两种类型: 诚实型或机会主义型。诚实型始终真实报告, 选择一定数量资产证券化, 最大化预期收益; 机会主义型同时选择报告和数量, 最大化当期收益和预期未来现金流的贴现值。令发起人诚实型概率为 ϕ , 描述发起人类型的二维结构: 一维是对诚实的偏好, 二维是资产质量。

2. 资产支持证券发起人策略与投资人信念。

令 \mathcal{H}_t 为博弈历史, 设发起人报告策略函数 π 为如实报告的概率, 发起人数量策略函数 Q 为向市场提供的数量, 资产的市场价格函数 P 为发起人获得资产的单价, 假定市场价格用高质量资产现金流 $(1 - \delta)$ 标准化, 出售 q 单位资产, 收益为 $(1 - \delta)qP$ 。

鉴于可观察的博弈历史、当前的资产质量报告和所提供的数量, 投资人对发起人类型和报告策略形成了信念, 投资人认为发起人为诚实型, 将其声誉用 ϕ 表示。投资人用函数 ϕ' 来更新这一信念, 投资人认为资产为高质量的概率用函数 μ 表示。 $V(\phi)$ 表示发

起人收到高或低质量资产时的价值函数。

令下标 $i \in \{\ell, h\}$ 表示资产质量类型, 上标 H 表示诚实型发起人、 O 表示机会型发起人, 例如 Q_i^O 表示机会型发起人出售的数量, 假定其有 i 质量的资产, 并报告为 j 质量。

因为诚实型发起人从不虚假报告, $\pi_h^H = \pi_\ell^H = 1$, 所以用 π 表示机会型发起人如实报告的概率而忽略上标。

博弈如果仅有一期, 发起人方面, 放松监管收益比尽职监管收益更大, 诱发其机会主义行为。

$$R_h(P_h) - C_h < R_\ell(P_\ell) - C_\ell \tag{28}$$

投资人方面, 期望发起人严格筛选资产与尽职监管, 保证证券化资产的高质量。

$$E(R_h(P_h) - C_h) \geq E(R_\ell(P_\ell) - C_\ell) \tag{29}$$

声誉效应使发起人关注长期收益, 选择高努力水平严格监管, 博弈重复进行, 直到发起人出现道德风险行为, 丧失声誉为止。

重复博弈收益 = 现阶段博弈收益 + 未来阶段博弈的期望收益, 所以有:

$$R_h(P_h) - C_h + \delta V_h(\phi) \geq R_\ell(P_\ell) - C_\ell + \delta V_\ell(\phi) \tag{30}$$

$$\begin{aligned} V_h(\phi) &= \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t [R_h(P_h) - C_h], V_\ell(\phi) \\ &= \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t [R_\ell(P_\ell) - C_\ell] \end{aligned}$$

即从长期来看, 因考虑到未来声誉, 发起人严格筛选资产和尽职监管证券化资产, 使得高质量资产证券化的收益大于低质量资产证券化的收益。

由于价格 P 为发起人报告、数量、行为 (q, π) 的函数, 考虑到发起人对诚实偏好的类型, 机会型发起人博弈收益为:

$$\begin{aligned} U_\ell^O(\pi, q_\ell, q_h; P) &= (1 - \delta) [\pi_\ell(q_\ell P_\ell(q_\ell) + \gamma(1 - q_\ell)\ell) \\ &\quad + (1 - \pi_\ell)(q_h P_h(q_h) + \gamma(1 - q_h)\ell)] \end{aligned} \tag{31}$$

$$\begin{aligned} U_h^O(\pi, q_\ell, q_h; P) &= (1 - \delta) [\pi_h(q_h P_h(q_h) \\ &\quad + \gamma(1 - q_h)) + (1 - \pi_h)(q_\ell P_\ell(q_\ell) \\ &\quad + \gamma(1 - q_\ell))] \end{aligned} \tag{32}$$

3. 均衡。

定义 2: 如果满足下述条件①~④, 那么, 发起人策略 (π, Q) 、投资人信念 (μ, ϕ) 、市场价格 P 的组合为马尔可夫完美均衡。

① 投资人信念仅依赖于声誉 $\phi_t = \phi'(H_t)$, 以下

简化为 ϕ_i 。

② 机会型发起人策略最优时：

$$(\pi, Q^0) \in \arg \max_{\pi, q} E \left[\sum_{i=0}^{\infty} \delta^i U^0(\tilde{\pi}, \tilde{q}; P) \right] \quad (33)$$

③ 投资人信念和发起人策略满足贝叶斯规则，即修正先验概率，尽可能减少偏差：

$$\begin{aligned} \mu_\ell(\phi, Q(\phi)) &= \frac{\lambda(1-\pi_h(\phi))(1-\phi)}{\lambda(1-\pi_h(\phi))+(1-\lambda)\pi_\ell(\phi)} \\ \mu_h(\phi, Q(\phi)) &= \frac{\lambda(\phi+(1-\phi)\pi_h(\phi))}{\lambda(\phi+(1-\phi)\pi_h(\phi))+(1-\lambda)(1-\phi)(1-\pi_\ell(\phi))} \end{aligned} \quad (34)$$

$$\begin{aligned} \textcircled{4} P_i(\phi, q) &= (1-\delta)(\mu_i(\phi, q)+(1-\mu_i(\phi, q))\ell) \\ i \in \{h, l\} \end{aligned} \quad (35)$$

资产市场均衡归因于投资人间的竞争，市场价格使得投资人根据其信念获得零利润。

定义 3： 如果存在声誉 ϕ ，数量 \tilde{Q}^* ^①，那么没有报告的阶段博弈均衡 $(\tilde{Q}, \tilde{\mu}, \tilde{P})$ 会打败 (π, Q, μ, ϕ, P) 均衡。如果不存在均衡 $(\tilde{Q}, \tilde{\mu}, \tilde{P})$ ，则均衡 (π, Q, μ, ϕ, P) 满足不败均衡改进。即发起人可在匿名市场出售证券，对于投资人信念，发起人进入匿名市场一段时间，再返回模型所设定的资本市场，不会对声誉产生任何影响。不败均衡改进的定义要求发起人在出售高质量资产时收益至少等于他在匿名市场中获得的。

此外，使用两个约束条件来改进博弈均衡：

约束条件 1： $\mu_\ell = 0$ 在均衡下，因报告显示资产是低质量的，则投资人始终认为该资产是低质量的。

约束条件 2： $\phi'(\mathcal{H}_t) = P$ (发起人是诚实的 $\{X_s, i_s\}_{s \leq t}$)，即投资人根据资产的历史表现和发起人的资产质量报告来更新发起人的声誉，而非基于历史数量。

4. 声誉动态。

引理 1： 在任何满足约束条件 1 的均衡中，机会型发起人从不误报高质量资产的质量 $\pi_h(\phi) = 1$ 。

引理 2： 在任何满足约束条件 1 和 2 的均衡中，机会型和诚实型发起人当报告为低质量时出售整个资产 $Q_{ll}^0 = Q_{ll}^h = 1$ ，当报告为高质量时出售相同数量资产 $Q_{lh}^0 = Q_{lh}^h = Q_{hh}^h$ 。

由引理 2 可见，发行数量或销售数量并不是发起人类型的可靠信号。在约束条件 2 中，投资人只有在

观察当期的资产现金流量后才更新发起人的声誉，而非当期数量。发起人误报低质量资产，不能达到均衡。如果是机会型发起人，如实报告低质量更好。

令发起人下一期的期初声誉 $\phi'(\mathcal{H}_t) = f(\phi, i, j)$ ， ϕ 为前一期声誉，采取与均衡策略一致的行动，资产现金流为 i 质量，报告该资产为 j 质量。

应用贝叶斯规则得声誉更新函数：

$$\begin{cases} f(\phi, \ell, \ell) = \frac{(1-\lambda)\mu_h}{\mu_h-\lambda}\phi \\ f(\phi, \ell, h) = 0 \\ f(\phi, h, \ell) = 0 \\ f(\phi, h, h) = \phi \end{cases} \quad (36)$$

其中， $\mu_h = \frac{\lambda}{\lambda+(1-\lambda)(1-\phi)(1-\pi_\ell^c)}$ ， π_ℓ^c 为机会型如实报告的概率。

关于声誉更新函数 f ，投资人发现资产质量与报告质量不同，则发起人声誉降为 0，因为约束条件 $\mu_\ell = 0$ ，则高质量报告后，高质量现金流量不会改变发起人的声誉。如果发起人声誉为 0，则其声誉在博弈剩余时间保持为 0。

考虑到声誉更新函数 f ，机会型和诚实型发起人总选择相同的自留策略，于是简化发起人面临的优化问题，机会型发起人给定市场价格 P 和投资人信念 μ ，令 $V^0(\phi)$ 为其价值函数， $V_\ell^0(\phi)$ 与 $V_h^0(\phi)$ 分别表示机会型发起人收到低或高质量资产时的价值函数：

$$V^0(\phi) = \lambda V_h^0(\phi) + (1-\lambda) V_\ell^0(\phi) \quad (37)$$

$$\begin{aligned} V_h^0(\phi) &= \max_{q_h} \{ (1-\delta)(q_h P_h(q; \phi)) + \gamma(1-Q) \\ &\quad + \delta V(f(\phi, h, h)) \} \end{aligned} \quad (38)$$

$$\begin{aligned} V_\ell^0(\phi) &= \max_{(\pi, q_h)} \{ \pi_\ell(1-\delta)(\ell + \delta V(f(\phi, \ell, \ell))) \\ &\quad + (1-\pi_\ell)(1-\delta)(q_h P_h(q; \phi) + \gamma(1-q_h)\ell) \\ &\quad + \delta V(0) \} \end{aligned} \quad (39)$$

声誉决定混同数量：声誉低，即投资人认为发起人机会主义可能性很大，混同数量 \tilde{Q} 更小；声誉高，即投资人认为发起人诚实可能性很大，混同数量 \tilde{Q} 更大。表述为以下命题：

命题 3： 存在满足不败均衡的均衡，具有以下特征：

① 如果发起人初始声誉 ϕ_0 低于阈值 $\underline{\phi}$ ，则发起

① 由于篇幅所限，具体定义留存备案。

人策略与投资人信念和最低成本分离均衡（详见下节内容）一致，声誉从未改善。

② 如果 $\phi < \phi_0 < \bar{\phi}$ ，那么混同数量 $\tilde{Q}(\phi)$ 随声誉上升，机会型策略 $\tilde{\pi}(\phi)$ 随声誉下降，混同数量 $>$ 出售数量 $Q_{hh}^o = Q_{hh}^h = \tilde{Q}(\phi) > \hat{q}$ 。

③ 对于所有 $\phi \geq \bar{\phi}$ ， $\tilde{Q}(\phi) = 1$ ，如果 $\delta \leq \frac{\gamma(1-l)}{1-\gamma\ell}$ ，则 $\bar{\phi}$ 是实现完美分配效率的最低可能声誉。

5. 均衡分析。

根据声誉动态水平 ϕ 、期间贴现因子 δ 、误报的发起人收益 Γ ，将均衡分为四种：

(1) 最低成本分离均衡。

命题 4：假设初始声誉 $\phi_0 = 0$ ，即发起人被认为是机会型的均衡，发起人策略存在分离均衡，且这种均衡是满足不败均衡的唯一均衡： $\pi_h = \pi_\ell = 1$ ， $Q_{\ell\ell}^o = Q_{\ell\ell}^h = 1$ ， $Q_{\phi h}^o = Q_{hh}^o = Q_{hh}^h = \hat{q}$ 。投资人信念 $u_h(q) = \begin{cases} 1, & q \leq \hat{q} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ ， $\hat{q} = \frac{(1-\gamma)l}{1-\gamma\ell}$ ， $u_\ell(q) = 0$ 。价格 $P_\ell(\phi, q) = \ell$ ， $P_h(\phi, q) = \ell(1-u_h(q)) + u_h(q)$ 。

发起人自留最小量资产，拥有低质量资产的发起人以价格 l 出售整个资产，拥有高质量资产的发起人以每单位价格出售数量 \hat{q} ，而非自留整个资产。原因在于发起人拥有低质量资产时，自留一部分资产比拥有高质量资产时成本更高。如果发起人声誉为 0，则重复博弈中唯一可能的均衡为重复的最低成本分离均衡。

(2) 完全分离均衡。

如果当 $\phi > 0$ ， $Q_{hh}^o(\phi) > \hat{q}$ ，即机会型以高质量报告出售高质量资产的数量大于 \hat{q} ；且所有 $\phi > 0$ ， $\pi_\ell(\phi) = \pi_h(\phi) = 1$ ，即机会型从不误报资产质量，则存在完全分离均衡。

资产完全分离均衡通过两种方式发生：发起人拥有高质量资产时，可自留足够资产说服投资人资产为高质量；机会型发起人因声誉丧失的威胁，导致其在报告中始终保持真实，即为讲真话均衡。

命题 5：重复的最低成本分离均衡是模型中所有声誉和参数的博弈均衡，当且仅当 $(1-\ell)(1-\delta) \leq \delta(\lambda + (1-\lambda)\ell) - \delta(\lambda(\hat{q} + \gamma(1-\hat{q})) + (1-\lambda)\ell)$ ，误报低质量资产获得的收益不大于讲真话的持续价值与最低成本分离均衡的持续价值之差时存在讲真话均衡。即

当 $\delta \geq \frac{1-\gamma\ell}{1-\gamma\ell + \lambda(1-\gamma)}$ 时，则存在 $Q_{hh}^o = Q_{hh}^h = 1$ 的讲真话均衡，而且讲真话均衡和最低成本分离均衡都满足

不败均衡。

所以，发起人必须有足够的耐心，即有较高的期间贴现因子 δ ，持续价值损失足够大到激励发起人准确报告低质量资产；或交易收益足够大，即投资人与发起人的期内折现因子差额 $(1-\gamma)$ 较大，发起人维持声誉比误报的一期收益更有价值，则存在讲真话均衡，可实现完美的分配效率。如果 δ 或 $(1-\gamma)$ 很小，不存在讲真话均衡，最有效的分离均衡是最低成本分离均衡。

(3) 部分混同均衡。

模型参数不支持讲真话均衡时，即当 $\delta < \frac{1-\gamma\ell}{1-\gamma\ell + \lambda(1-\gamma)}$ 时，满足部分混同均衡。博弈的静态版

本中，只有当资产池中低质量资产的比例足够小，才存在部分混同均衡，否则，发起人最好自留高质量资产，而非与出售低质量资产的发起人混同，高声誉意味着降低低质量资产的比例，从而促进混同。

此均衡满足命题 3 的特征③：对于所有 $\phi \geq \bar{\phi}$ 来说，具备 $Q_{\phi h}^o(\phi) = Q_{hh}^o(\phi) = Q_{hh}^h(\phi) = 1$ ， $\pi_\ell(\phi) = 0$ 的均衡时， $\bar{\phi}$ 存在。如果 $\phi > \bar{\phi}$ ，则通过比较发起人当前从误报中获益与其声誉损失，同时检查投资人信念与发起人报告策略是否一致，解得 $\pi(\tilde{\phi})$ ， $\mu_h(\tilde{Q}(\tilde{\phi}))$ ， ϕ' ， $\tilde{Q}(\tilde{\phi}) = Q_{\phi h}^o(\phi) = Q_{hh}^o(\phi)$ 。此外，可依据误报的发起人收益 Γ 和不败均衡的约束条件来确定部分混同与完全混同的区域。误报的发起人收益为：

$$\Gamma(\mu, \phi, q) = (\mu + (1-\mu)\ell)q + \gamma(1-q)\ell - \ell - \frac{\delta}{1-\delta} \left(V^o \left(\frac{(1-\lambda)}{\mu-\lambda} \phi \right) - V^o(0) \right) \quad (40)$$

投资人认为高质量资产的最低可能信念： $\underline{\mu}(\phi) = \frac{\lambda}{\lambda + (1-\lambda)(1-\phi)}$ ，而最高可能信念 $\mu = 1$ 。

不败均衡改进的定义要求发起人在出售高质量资产时收益至少等于他在匿名市场中获得的，即：

$$P_h(\phi, \tilde{Q}(\phi))\tilde{Q}(\phi) + \gamma(1-\tilde{Q}(\phi)) \geq \hat{q} + \gamma(1-\hat{q}) \quad (41)$$

在部分混同区域，存在 $\underline{\mu} < \tilde{\mu}(\phi) < 1$ ， $\tilde{Q}(\phi)$ 满足： $\Gamma(\underline{\mu}(\phi), \phi, \tilde{Q}(\phi)) = 0$ 机会型误报收益为 0，所有可能报告策略无差别。 $(\tilde{\mu}(\phi) + (1-\tilde{\mu}(\phi))\ell)\tilde{Q}(\phi) + \gamma(1-\tilde{Q}(\phi)) = \hat{q} + \gamma(1-\hat{q})$ ，投资人对混同数量的质量信念为 $\tilde{\mu}(\phi)$ 时，混同与分离无差别。

$$\text{投资人信念 } \mu_h(\phi, q) = \begin{cases} 1, & q \leq \hat{q} \\ \tilde{\mu}(\phi), & \hat{q} < q < \tilde{Q}(\phi) \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{发起人报告策略 } \pi_e(\phi) = 1 - \left(\frac{1}{1-\phi} \right) \left(\frac{\lambda}{1-\lambda} \right) \left(\frac{1-\tilde{\mu}(\phi)}{\tilde{\mu}(\phi)} \right),$$

数量策略 $\tilde{Q}=1$ ，满足定义2的条件②、③和不败均衡改进。

(4) 完全混同均衡。

模型参数不支持讲真话均衡时，即当 $\delta < \frac{1-\gamma\ell}{1-\gamma\ell+\lambda(1-\gamma)}$ 时，且当误报的发起人收益 $\Gamma(\underline{\mu}(\phi), \phi, 1) > 0$ ，无论投资人信念如何，机会型误报收益总为正。因此，机会型发起人会出售整个资产，并报告其为高质量。 $\underline{\mu}+(1-\underline{\mu})\ell \geq \hat{q}+\gamma(1-\hat{q})$ ，即使投资人认为机会型总误报，发售高质量资产的发起人也愿意与之混同。

$$\text{投资人信念 } \mu_h(\phi, q) = \begin{cases} 1, & q \leq \hat{q} \\ \underline{\mu}(\phi), & \text{其他} \end{cases}$$

发起人报告策略 $\pi_e(\phi)=0$ ，数量策略 $\tilde{Q}=1$ ，满足定义2的条件②、③和不败均衡改进。

可见，混同均衡是机会型误报收益与对诚实型混同激励之间的相互作用，关于混同均衡的长期行为可以理解为：当发起人初始声誉高时，即 $\phi_0 > \bar{\phi}$ 时，发起人可以提升声誉。当发起人声誉 $\phi \geq \bar{\phi}$ 足够高时，如实报告足够数量的低质量资产，证明是诚实型；某一日误报低质量资产，证明是机会型。

因此得出发起人必须有足够的耐心，或交易收益足够大，机会型发起人因声誉丧失威胁会如实报告，满足完全分离均衡，否则，满足混同均衡；部分混同均衡比重复的最低成本分离均衡配置效率更高。因此，仅靠声誉发挥作用的市场价格比依靠声誉和信号来克服信息不对称问题的市场更具信息性，可见声誉可以提高配置效率。

通过此发起人声誉模型还可以看出发起人可以通过自留部分资产可靠地表示资产质量，高声誉意味着降低风险自留、增加回报，相对于低声誉发起人，柠檬问题更少，即风险自留减少可以成为其声誉提高的信号，这与 Winton 和 Yerramilli (2015)^[30]、Hartman-Glaser (2017)^[36] 的观点一致。但是机会型发起人可以通过误报资产质量赢得高声誉，随着机会型发起人声誉提高，减少了充分揭示资产质量的可能性，因此研究发起人声誉时确定其诚实类型为重要前提，这与 Mathis 等 (2009)^[44]、Griffin 等 (2014)^[34]、Hartman-Glaser (2017)^[36] 的观点一致。另外，发行数量或者销售数量并不是衡量声誉的可靠指标，这与 Hartman-Glaser (2017)^[36]、陈运森和宋顺林 (2017)^[45]、张学勇和张秋月 (2018)^[46] 的观点一致，投资人不是根

据历史数量，而是基于资产历史表现以及发起人资产质量报告来更新发起人的声誉。

四、结论与启示

(一) 结论

本文在研究中国信贷资产证券化交易现状及监管政策的基础上，根据其交易结构来构建声誉模型，其中声誉共同体模型可以应用在其他金融产品领域，占优策略者的序贯博弈模型可用于合作联盟中存在主导者的博弈分析，均具有较强的通用性。相对而言，发起人声誉模型为信贷资产支持证券量身定做，考虑到风险自留规定是目前中国监管机构控制道德风险的主要措施，建模时将其纳入其中分析，最终得出以下结论：

第一，声誉共同体的声誉价值即为其道德风险行为为获益的机会成本。当道德风险行为收益大于声誉价值时，声誉共同体有动机产生道德风险行为；当声誉带来的效用增量大于道德风险行为带来的效用增量时，声誉共同体有动机建设声誉。同时道德风险行为越早被发现，越易促使共同体建设声誉。

第二，发起人是信贷资产支持证券交易结构中的“占优决策者”，为实际“掌舵人”，防范信贷资产支持证券道德风险的重点在控制发起人的道德风险。通过分析发起人声誉模型得出，声誉可以提高配置效率，仅靠声誉发挥作用的市场价格比依靠声誉和信号来克服信息不对称问题的市场更具信息性。

第三，风险自留减少可以成为其声誉提高的信号。发起人声誉模型是本文的研究重点，构建模型时，根据声誉动态、期间贴现因子、误报的发起人收益可以实现分离均衡从而区分发起人类型及甄别发起人道德风险行为，机会型发起人即存在道德风险行为，其中声誉动态水平以风险自留比例为信号，经推导得出风险自留比例与声誉负相关。

(二) 启示

本文研究了信贷资产证券化交易主体声誉控制道德风险的理论模型，对分析结构性金融产品交易主体的声誉机制有一定参考价值。关于道德风险行为导致声誉受损事件迫使声誉共同体进行声誉建设、共同体的主导者声誉控制道德风险行为有待实证检验。另外，研究证券化交易主体声誉时，应考虑其诚实类型，但诚实如何量化需要进一步研究。投资人是基于资产历史表现和发起人资产质量报告来更新其声誉，发行数量或销售数量都不是衡量声誉的可靠指标，所以目前主流的声誉衡量指标市场份额、业务量的可靠性有待进一步验证。

鉴于声誉控制道德风险的有效性,建议在监管措施中融入声誉评价,声誉评价指标的选择、考评与披露方式、声誉分级对应的奖罚措施,值得深入研究。此外,中国对风险自留的监管规定由《关于进一步扩大信贷资产证券化试点有关事项的通知》(银发[2012]127号)中的水平自留方式发展为《关于进一步规范信贷资产证券化发起机构风险自留行为的公

告》(中国人民银行、中国银行业监督管理委员会公告[2013]21号)中的灵活选择垂直、水平等多种方式,但风险自留规则较简单,没有区分资产类型,自留比例统一定为5%。在不损害发起人与投资人利益的前提下,建议针对不同类型基础资产制定详细且灵活的风险自留规则,有利于完善信息披露、增强声誉效应、提升证券化效率。

参考文献

- [1] Kendall L T, Fishman M J. A Primer on Securitization [M]. Cambridge: The MIT Press, 1998: 1.
- [2] 扈企平. 资产证券化理论和实务 [M]. 李健, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2007: 2.
- [3] DeMarzo P M. The Pooling and Tranching of Securities: A Model of Informed Intermediation [J]. Review of Financial Studies, 2005, 18 (1): 1-35.
- [4] Demyank Y, Hemert O V. Understanding the Subprime Mortgage Crisis [J]. Review of Financial Studies, 2011, 24: 1848-1880.
- [5] Hanson S G, Sunderam A. Are There Too Many Safe Securities? Securitization and the Incentives for Information Production [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108: 565-584.
- [6] Shin H S. Securitization and Financial Stability [J]. Economic Journal, 2009, 119: 309-332.
- [7] 沈炳熙. 资产证券化: 中国的实践 (第二版) [M]. 北京: 北京大学出版社, 2013: 31.
- [8] McKinnon R I, Pill H. Credible Economic Liberalizations and Overborrowing [J]. The American Economic Review, 1997, 87, (2): 189-193.
- [9] Keys B J, Mukherjee T, Seru A, Vig V. Did Securitization Lead to Lax Screening? Evidence from Subprime Loans [J]. Quarterly Journal of Economics, 2010, 125: 307-362.
- [10] Nadauld T D, Sherlund S M. The Impact of Securitization on the Expansion of Subprime Credit [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 107: 454-476.
- [11] Berndt A, Gupta A. Moral Hazard and Adverse Selection in the Originate-to-distribute Model of Bank Credit [J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56 (5): 725-743.
- [12] Gorton G, Metrick A. Securitized Banking and the Run on Repo [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104 (3): 425-451.
- [13] Drucker S, Puri M. On Loan Sales, Loan Contracting, and Lending Relationships [J]. Review of Financial Studies, 2009, 22 (7): 2635-2672.
- [14] Griffin J M, Maturana G. Who Facilitated Misreporting in Securitized Loans? [J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29 (2): 384-419.
- [15] 王岩岫. 防范信贷资产证券化风险 [J]. 中国金融, 2013 (21): 27-29.
- [16] Duffie D. Innovations in Credit Risk Transfer: Implications for Financial Stability [Z]. Working paper of Stanford University, National Bureau of Economic Research, and Bank for International Settlements, 2008.
- [17] 刘玄. 资产证券化的风险及防范 [D]. 南京大学, 2011: 75.
- [18] 吕凯. 信贷资产证券化风险自留新规的评析与改进 [J]. 证券市场导报, 2013 (7): 4-10.
- [19] 陈凌白. 我国上市商业银行信贷资产证券化微观效应实证研究 [J]. 南方金融, 2014 (6): 10-14.
- [20] Kreps D M, Milgrom P, Roberts J, Wilson R. Rational Cooperation in the Finitely Repeated Prisoners' Dilemma [J]. Journal of Economic Theory, 1982, 27 (2): 245-253.
- [21] Tadelis S. What's in a Name? Reputation as a Tradeable Asset [J]. American Economic Review, 1999, 89 (3): 548-563.
- [22] Mailath G J, Samuelson L. Who Wants a Good Reputation [J]. Review of Economic Studies, 2001, 68: 415-441.
- [23] Fama E. Agency Problems and the Theory of the Firm [J]. Journal of Political Economy, 1980, 88 (2): 288-307.
- [24] Holmstrom B. Managerial Incentive Problems: A Dynamic Perspective [J]. Review of Economic Studies, 1999, 66: 169-182.
- [25] 张琥. 集体信誉的理论分析 [J]. 经济研究, 2008 (12): 124-133, 144.
- [26] 李金波, 聂辉华, 沈吉. 团队生产、集体声誉和分享规则 [J]. 经济学 (季刊), 2010 (3): 941-960.
- [27] 李焰, 王琳. 媒体监督、声誉共同体与投资者保护 [J]. 管理世界, 2013 (11): 130-143, 188.
- [28] 符加林. 声誉效应、联盟关系与机会主义行为治理 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2014: 88.
- [29] 薛伟贤, 左力. 从捕食共生到互利共生——基于道德风险和声誉价值分析的 P2P 网贷平台生存策略研究 [J]. 管理评论, 2021 (1): 23-36.
- [30] Winton A, Yerramilli V. Lender Moral Hazard and Reputation in Originate-to-Distribute Markets [J]. Social Science Electronic Publishing, 2015.
- [31] Dellarocas C. Reputation Mechanism Design in Online Trading: Environments with Pure Moral Hazard [J]. Information Systems Research, 2005, 16: 209-230.

(下转第 101 页)

生育状况、照料支持与已婚女性工资

Fertility Status, Care Support and Married Women's Wage

王亚迪

WANG Ya-di

[摘要] 基于2014—2016年中国家庭追踪调查数据,笔者考察了生育状况对已婚女性工资的影响。研究发现,幼年子女数量的增加显著降低已婚女性的工资,曾经因生育中断就业的经历显著降低已婚女性未来的工资,生育对已婚女性工资的负向影响具有长期性。幼年子女数量的增加对较高工资收入与较低工资收入已婚女性群体的负向影响程度大于对中等工资收入已婚女性群体的负向影响程度,生育中断就业对较低工资收入已婚女性群体的负向影响程度最大。幼年子女数量的增加对乡村、大专及以上、90后、80后已婚女性工资的负向影响程度更大,生育中断就业对乡村、大专及以上、80后、70后已婚女性工资的负向影响程度更大。祖辈照料孙子女、幼教机构照料子女显著弱化幼年子女数量增加对已婚女性工资的负向影响,祖辈照料孙子女显著弱化生育中断就业对已婚女性工资的负向影响。机制检验还发现,已婚女性生育通过显著降低其工作经验的积累及显著降低参加在职培训的概率进而对其工资产生负向影响。

[关键词] 幼年子女数量 生育中断就业 工资

[中图分类号] F245 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 02-0091-11

Abstract: Based on 2014 - 2016 China Family Panel Studies, this paper examines the impact of fertility status on married women's wage. The study found that the increase in the number of young children significantly reduced the wage of married women, and that the experience of interrupting employment due to childbirth significantly reduced the future wage of married women, the negative effects of childbirth on married women's wage were long-term. The increase in the number of young children had a greater negative impact on the group of married women with higher and lower wage income than on the group of married women with a median wage, and the negative impact of interrupting employment due to childbirth on the group of married women with lower wage income was greatest. The increase in the number of young children has a greater negative impact on the wage of married women in rural areas, post-90s and post-80s, and the negative impact of interrupting employment due to childbirth on the wage of married women in rural areas, post-80s and post-70s. The increase in the number of children cared by grandparents and children in early childhood institutions significantly weakened the negative effect on the wages of married women, and the negative effects of the interruption of employment on the wages of married women were significantly weakened by the care of grandchildren by grandparents. The mechanism test found that married women's fertility had a negative impact on their wage by significantly reducing the accumulation of their work experience and significantly reducing the probability of participating in on-the-job training.

Key words: The number of young children Interrupting employment due to childbirth Wage

[收稿日期] 2021-04-12

[作者简介] 王亚迪,女,1992年12月生,东北财经大学经济学院博士研究生,研究方向为女性就业,联系方式为1529127453@qq.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“就业优先、稳定和扩大就业的推动机制与政策研究”(项目编号:21ZDA099)。

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

生育和就业不仅是女性生命周期中的重要问题,而且关乎国计民生,已婚女性既是生育的主体,又是重要的人力资源,女性承担着人口再生产和社会再生产的双重责任。为缓解低生育率和人口老龄化难题,我国适时调整生育政策,2015年10月中共十八届五中全会决定全面实施二孩政策。自“全面二孩”生育政策实施以来,从出生率来看^①,人口出生率2016年有所攀升,然后连续4年下滑,许多女性选择少生育或不生育;2020年我国总和生育率为1.3,低于国际社会通常认为的1.5警戒线,已经处于较低生育水平,被认为有跌入低生育率风险的可能性。靳永爱(2014)^[1]研究认为以总和生育率等于1.5为界可以将低生育率国家分为两类,一类是总和生育率在1.5以上的国家,一类是总和生育率降到1.5以下并持续保持在这个水平以下的国家,而将一个国家从1.3或1.4的总和生育率水平提升至1.6的总和生育率水平比始终维持在1.6的总和生育率水平上要困难得多。从生育孩次来看^[2]，“二孩”占比升高,2013—2017年二孩总和生育率明显上升,二孩出生人口占比从31.1%上升至51.3%,75后较强的二孩生育意愿集中释放,但一孩总和生育率总体下滑,出生人口占比从64.3%下滑至42.0%,意味着不少年轻人选择不生育,相较于2016年,2017年二孩出生人口的增量远低于一孩出生人口的减量^②。育龄妇女规模逐年下滑和一孩生育率走低是人口出生率低的重要原因,有研究认为我国出生人口总量减少的主要原因是育龄妇女人数持续减少,2019年15~49岁育龄妇女人数比2018年减少500多万人,特别是生育旺盛期育龄妇女人数的减少,20~29岁生育旺盛期育龄妇女人数减少600多万人^[3],另外,育龄女性生育意愿较低,特别是不少年轻人连一孩都不愿意生,同样是影响出生人口减少的重要因素。长期的低生育率致使整个社会面临老龄化、少子化、劳动力短缺、养老负担加重等一系列社会问题。为进一步促进生育,2021年,我国实施“三孩”生育政策。

女性参与劳动力市场为两性平等奠定了经济基础,但同时也使女性面临家庭和工作的角色冲突,这

一冲突在子女生育问题上达到顶峰。生育不仅包括怀孕、分娩、休假与哺乳等环节,还有漫长的养育过程,养育成本与照料压力是低生育率的重要原因。家庭经济学比较优势理论认为,当家庭照料需求加大时,多数家庭往往选择由家庭中的女性牺牲劳动供给时间承担家庭生产活动,特别是孩子处于幼年时期,对家庭有很强的照料需求。现实中,女性往往在期望作母亲和实现职业抱负之间艰难抉择。有子女女性劳动人口在进行个人职业生涯投资以获得工作和职业进步时,必然面临着自己或他人照料儿童的困境,生育模式向多孩转变,必将增加女性儿童照料和家务负担。职业女性在工作和家庭领域中扮演着不同的角色,个人时间精力的有限和人们对不同角色的期待,致使不同的角色间发生冲突。受到“男主外,女主内”传统性别角色分工的影响,女性即使就业,也要承担大部分或全部的子女照料责任,时间是稀缺资源,职业女性照料孩子的时间越长,越有可能产生家庭角色对职业角色的冲突,对女性工资产生负向影响。回答“生育代价”问题,探索究竟什么原因致使我国育龄女性生育意愿较低?弄清这一问题有助于政府制定相应政策提高育龄女性的生育水平。

十九大报告明确提出:“促进生育政策和相关经济社会政策配套衔接,加强人口发展战略研究”,“要坚持就业优先战略和积极就业政策”。在“三孩”生育政策背景下,已婚适龄女性可能面临更多的生育、工作的矛盾,解决女性工作-家庭兼容性问题,是提高生育率、减少工作性别歧视、女性实现更高质量和更充分就业的重要途径。因此,探讨在生育政策背景下,生育状况对已婚女性工资的影响,并讨论隔代照料孙子女、幼教机构照料、父亲照料的调节效应,对培养健康有序的生育与就业环境有重要的理论意义和实用价值,同时也为女性生育福利和劳动供给相关政策的制定和优化提供参考。生育对已婚女性工资具有怎样的影响?影响有多大?是否具有长期性与异质性?该影响产生的理论机理是什么?如何弱化已婚女性的工资“生育代价”?回答这些问题对促进已婚女性劳动力资源的有效供给及推动国家生育政策调整目标的实现具有重要的现实意义。在以上背景下,

① 2015年人口出生率为12.07‰,2016年人口出生率为12.95‰,2017年人口出生率为12.43‰,2018年人口出生率为10.94‰,2019年人口出生率为10.48‰,2020年人口出生率8.5‰。2015—2019年数据来源于《中国统计年鉴2020》,2020年数据来源于第七次全国人口普查数据。

② 根据国家统计局公布的数据,2017年的二孩出生数量比2016年增加了162万人,但一孩出生数量比2016年减少了249万人。

引出本文研究——生育状况对已婚女性工资的影响。

二、文献回顾

以往研究发现,生育对家庭收入尤其是女性的收入具有负向影响(甘春华,2017^[4])。超过六成职场女性认为生育对职场发展影响很大,其中32.5%的女性认为生育后薪酬下降了。Viitanen(2014)^[5]通过纵向研究和配对比较的方法对比在其他各方面特征均相似的儿童母亲工资与未生育女性工资,研究发现生育对女性工资具有惩罚效应,且在女性的不同人生阶段惩罚效应是不均匀的。Livermore等(2011)^[6]利用澳大利亚家庭收入及劳动力动态数据研究发现,生育一孩女性比未生育女性工资少5%,生育两个及以上子女女性比未生育女性工资少9%。Gangl和Ziefle(2009)^[7]利用英国家庭面板调查数据和德国社会经济面板数据研究发现,生育女性工资低于未生育女性工资。基于美国、英国、芬兰、德国、西班牙等国家的数据,学者们均发现了女性“生育代价”的存在,生育孩子对女性工资有负面影响,且这一负面影响随着生育孩次的递增而递增(Korenman和Neumark,1992^[8])。Miller(2011)^[9]研究认为生育会对女性的人力资本积累产生持续的不利影响,女性当期和后期人力资本的下降是对女性工资产生负向影响的重要原因。张川川(2011)^[10]研究发现,生育数量的增加会显著降低女性工资水平。贾男等(2013)^[11]研究认为生育对女性的工资收入在生育当年有显著的高达18%的负向影响。於嘉和谢宇(2014)^[12]认为生育对工资率的负面影响在高教育程度、从事管理与职业技术工作和在国有部门工作这三类女性群体中更为显著。杨天池和周颖(2019)^[13]研究发现“两孩”政策会显著降低女性收入,并扩大性别收入差距。王兆萍和王雯丽(2020)^[14]研究认为生育使男性工资增长而使女性工资缩水。刘娜和卢玲花(2018)^[15]以城镇体制内女性为研究对象,研究发现每多生育一个孩子,城镇体制内女职工工资率将显著下降18.4%,月工资亦显著下降15.9%。张沛莹等(2019)^[16]研究认为生育数量的增加显著降低女性工资收入,且生育一孩对女性工资收入的负向边际影响比二孩更大。刘金菊(2020)^[17]基于2017年全国生育状况抽样调查数据对中国城镇女性生育代价进行了估计,研究发现中国城镇女性生育1个孩子将导致其收入损失近30万元,高等教育程度的女性生育1个孩子将导致其收入损失近50万元,生活在北京、上海特大一线

城市的女性生育1个孩子将导致其收入损失近60万元。肖洁(2017)^[18]研究发现已婚生育女性平均收入水平低于未生育女性,且生育的收入惩罚主要针对高收入与收入较低已婚女性,其中,收入较低已婚女性付出的生育代价更大。姜甜和段志民(2020)^[19]研究认为周育儿时间持续地对女性工资率产生负向影响是生育惩罚效应持续存在的根本原因,周育儿时间每增加1小时,女性当期收入平均降低0.4%,两年后的收入平均降低0.2%,但三年后的收入则不受影响,且育儿时间对女性收入的持续性影响在城镇女性、30岁以下女性和较高职业技能的女性群体中更为明显。

工资水平提高可提升个体幸福感与获得感,已婚女性的工资收入为两性平等奠定了经济基础,缩小性别工资差异具有重要的经济意义。2020年世界银行发布的报告《性别红利有多大?——衡量性别不平等的部分影响与成本》指出,假如女性的薪酬与男性的薪酬相同,则全球人力资本财富可增加约五分之一,女性的人力资本财富可增加约一半以上,通过缩小终身劳动收入方面的男女差距有望为全球带来172万亿美元的“性别红利”。张芬和何伟(2021)^[20]研究认为,随着职业性别隔离现象不断减少、男女受教育水平、教育收益率的逐步收敛,人力资本、职业和行业分布已经无法解释我国性别工资差异不断扩大的趋势,而应从家庭出发,探讨性别工资差异产生的原因,考察婚姻、家务劳动分工与子女这些典型的家庭特征因素对性别工资差异的影响,研究发现婚姻通过增加女性家务劳动时间与子女间接影响已婚女性工资,家务劳动时间与母亲的身份对女性工资率存在显著的惩罚效应。工资水平是已婚女性经济社会生活中的重要组成部分,探究如何弱化生育引起的工资代价具有重要的现实与经济意义。

国内以往关于生育状况对已婚女性工资影响的研究主要有以下几类。第一,多以幼年子女数量作为生育状况的代理指标,从静态维度研究生育状况对已婚女性工资的影响。而幼年子女数量往往反映出当期对已婚女性的照料需求,即现有研究多从照料负担的角度分析生育对已婚女性工资的影响,本文进一步从动态维度考察生育状况对已婚女性工资的影响,现有研究鲜有从动态维度探究生育状况对已婚女性工资影响的长期效应,仅有姜甜和段志民(2020)^[19]从育儿时间的持续性角度分析了生育对已婚女性工资影响的持续性,本文则实证分析生育中断就业的生育状况对已

婚女性工资的影响,从人力资本积累的角度探讨生育对已婚女性工资的影响。第二,现有研究较少涉及生育对女性劳动者工资的作用机理探讨,仅有甘春华(2017)^[4]对“生育工资惩罚”的表现及作用机理进行了研究现状梳理,但未从实证的角度进行探究,本文将从实证的角度探究生育对已婚女性工资影响的作用机制,实证分析工作经验、在职培训在生育状况对已婚女性工资影响过程中的作用机理。第三,将生育状况、隔代照料孙子女、幼教机构照料、父亲照料、工资放入同一分析框架内,探讨照料支持的调节效应,现有研究(甘春华和邹颖津,2020^[21];邹红等,2018^[22])多直接验证照料支持变量对女性劳动者劳动力市场表现的影响,而较少关注照料支持变量的调节效应。

三、理论机理分析

关于生育对女性工资影响的理论解释主要有三个方面:第一,生育对女性劳动者工作经验积累有负向影响,根据贝克尔和明塞尔的人力资本理论,工作经验会对工资产生正向影响,女性劳动者生育后可能会中断工作(熊瑞祥和李辉文,2017^[23]),这将中断儿童母亲工作经验的积累,与此同时,儿童母亲退出劳动力市场前的工作经验积累在重返劳动力市场后可能面临贬值,尤其是技术性职业(於嘉和谢宇,2014^[12]),因此,生育将通过降低已婚女性工作经验积累,进而降低其工资水平。第二,中断的工作经验积累会引致儿童母亲失去一些在职培训的机会,在职培训作为重要的人力资本投资形式,会对工资产生正向影响,因此,生育将通过降低已婚女性工作经验积累,减少其参加在职培训的机会,进而降低其工资水平。第三,儿童母亲可能由于儿童照料问题致使其生产率与工作效率低于未生育女性,贝克尔认为女性劳动者生产力和工作效率会随生育行为的发生而降低,即便女性劳动者生育后未退出劳动力市场,儿童母亲可能存在工作时担心孩子没有得到好的照料、孩子生病时请假回家照料等行为,致使儿童母亲工作不够专心,特别是对于周边相关设施较落后的家庭孩子的照料,因此,生育对已婚女性工资的负向影响存在直接效应。

四、数据、变量和模型

(一) 数据来源

本文使用2014—2016年“中国家庭追踪调查

(China Family Panel Studies, CFPS)”数据。CFPS由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施,样本覆盖25个省份,旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和公共政策分析提供数据基础,是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。利用这些丰富的数据资料,本研究可以全面检验我国20~49岁已婚育龄女性生育对其工资的影响。根据受访者的ID,本文将2014年数据与2016年数据匹配,追踪获取已婚女性是否存在生育中断就业的经历,构建变量“生育中断就业”,其余变量通过2016年数据统计获得。

(二) 变量描述

被解释变量。本文的被解释变量为已婚女性从事非农就业时的小时工资(元),小时工资可反映出由于工作时间差异导致的工资差异,由2016年每月工资除以每月工作时间获得,并按照相关文献的惯常做法,对工资取对数,即 $wage = \ln(WAGE)$,研究对象为在业获得工资的已婚女性群体样本。

核心解释变量。生育由已婚女性的幼年子女数量与生育中断就业情况衡量。幼年子女数量由2016年6岁及以下子女数量获得,由于目前我国实施“三孩”生育政策,本文剔除0~6岁子女数量超过3个数量的样本。根据受访者的ID,将2014年数据与2016年数据匹配,追踪获取已婚女性是否存在生育中断就业的经历,已婚女性于2014年存在生育行为且照料家庭,若生育、照顾小孩、做家务没有工作,则认定存在生育中断就业行为,赋值为1,否则赋值为0。

控制变量。由于已婚女性工资水平还受到其他因素的影响,本文还引入其他控制变量。照料支持变量包括隔代照料孙子女、幼教机构照料、父亲照料,孩子白天或黑夜最主要由祖辈照料、幼教机构照料、父亲照料赋值为1,否则为0;参加在职培训、使用互联网、农业户口、自评健康为健康或一般、拥有住房产权、居住在城镇赋值为1,否则为0;已婚女性年龄范围为20~49岁;学历由已完成的受教育年限衡量;工作经验年限由年龄减去受教育年限再减去6计算获得;首胎生育年龄即已婚女性生育第一个孩子时的年龄;对人情礼支出(元)和其他家庭收入(元)

取对数,即令 $j=\ln(J+1)$; 工作单位属性中,公共部门^①赋值为1,否则为0;参照吴晓刚(2007)^[24]和盛智明(2013)^[25]对职业的排序分类,本文采用职业的EGP编码(Erikson和Potocarero,1979^[26];Ganzeboom等,1992^[27]),将职业划分为半技术与无技

术工人、工头与技术工人、小业主、常规非体力工人、专业技术人员与管理者^②;将地区划分为东部、中部、西部、东北部。职业分类和地区以虚拟变量的形式参与回归。样本主要变量的描述性统计如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计

变量	变量定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
工资	小时工资的对数	1 231	2.039	1.174	1.082	5.762
幼年子女数量	0~6岁的幼年子女数量	2 216	0.833	0.663	0.000	3.000
生育中断就业	曾经因生育没有工作=1	1 774	0.194	0.395	0.000	1.000
隔代照料孙子女	祖辈照料孙子女=1	2 216	0.449	0.497	0.000	1.000
幼教机构照料	幼教机构照料子女=1	2 216	0.189	0.392	0.000	1.000
父亲照料	父亲照料子女=1	2 216	0.066	0.249	0.000	1.000
在职培训	参加在职培训=1	2 216	0.140	0.347	0.000	1.000
使用互联网	使用电脑上网=1	2 216	0.483	0.500	0.000	1.000
户口	农业户口=1	2 216	0.699	0.457	0.000	1.000
年龄	已婚女性年龄	2 216	32.852	5.875	20.000	49.000
健康状况	健康或一般=1	2 216	0.948	0.223	0.000	1.000
学历	已完成的受教育年限	2 216	10.944	3.621	0.000	19.000
住房产权	拥有住房产权=1	2 216	0.827	0.379	0.000	1.000
首胎生育年龄	已婚女性生育第一孩时的年龄	2 216	24.940	3.141	20.000	37.000
人情礼支出	人情礼支出的对数	2 216	7.662	1.865	0.000	11.513
其他家庭收入	配偶收入及家庭其他非工资收入	2 216	7.958	4.433	0.000	12.608
居住地	居住在城镇=1	2 216	0.656	0.475	0.000	1.000
工作单位属性	公共部门=1	2 216	0.278	0.448	0.000	1.000
职业分类	半技术与无技术工人=1,工头与技术工人=2,小业主=3,常规非体力工人=4,专业技术人员与管理者=5	2 216	3.332	1.562	1.000	5.000
地区	东部=1,中部=2,西部=3,东北部=4	2 216	0.088	0.284	0.000	1.000

(三) 模型设计

1. OLS 与 2SLS。

采用 OLS 和 2SLS 回归实证检验生育对已婚女性工资的影响,设定 OLS 回归模型如下:

$$wage_i = \alpha_0 + \alpha_1 fertility_i + \alpha_2 x_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中, $wage_i$ 、 $fertility_i$ 分别表示样本 i 已婚女性的工资与生育状况,生育状况包括幼年子女数量与生育中

断就业情况; x_i 表示影响样本 i 已婚女性工资的控制变量,包括隔代照料孙子女、幼教机构照料、父亲照料、在职培训、使用互联网、户口、健康状况、工作经验、工作经验的平方、住房产权、首胎生育年龄、人情礼支出、其他家庭收入、居住地、工作单位属性、职业分类、地区特征变量; α_0 是截距项, α_1 、 α_2 是对应变量的系数, ε_i 是随机误差项。我们主要关注系数 α_1 的大小、符号及显著性。

① 公共部门: 政府部门、党政机关、人民团体、事业单位、国有企业; 非公共部门: 私营企业、个体工商户、外商/港澳台商企业、其他类型企业、个人、家庭。
 ② 半技术与无技术工人: 半技术和无技术工人; 工头与技术工人: 低级技术人员和体力管理者、熟练体力工人; 小业主: 有雇员的小业主、没有雇员的小业主; 常规非体力工人: 常规非体力劳动者; 专业技术人员与管理者: 大资本家、高级专业技术人员和经理人、低级专业技术人员和经理人。

采用 2SLS 回归处理可能存在的内生性问题。生育对已婚女性工资的影响往往受到个人工资议价能力、个人情绪等的影响，这些无法直接观测的因素会使估计模型面临遗漏变量问题；由于生育孩子产生的直接成本和机会成本问题，工资水平可能反过来影响已婚女性的生育选择，使估计模型面临反向因果问题。可能存在的内生性问题会导致模型估计系数不一致，因此进一步利用工具变量法论证生育对已婚女性工资的影响。

Rosenzweig 和 Wolpin (1980)^[28]采用双胞胎作为子女数量的工具变量，Angrist 和 Evans (1996)^[29]采用前两个孩子的性别构成作为子女数量的工具变量，认为若前两个子女性别相同则父母更倾向于生育第三个小孩；张川川 (2011)^[10]采用一孩性别作为子女数量的工具变量。但是，双胞胎属于小概率事件，前两个子女性别、一孩性别无法反应生育中断就业的状况，因此，本文选择用“已婚女性个体所在区县除自己以外其他人的幼年子女数量情况、生育中断就业情况”，分别作为幼年子女数量、生育中断就业的工具变量。其合理性在于，首先，在中国社会文化背景下，已婚女性生育幼年子女数量、生育中断就业情况受当地传统文化习俗、子女社会照料资源供给水平、年轻父母照料孩子的机会成本等差异的影响，呈现出明显的地域特征，具有“同群效应”，区县除自己以外其他人的幼年子女数量情况、生育中断就业情况与单个已婚女性工资没有直接的相关性，是外生的；其次，在回归中我们控制了地区固定效应的影响，在很大程度上控制了与已婚女性工资相关的地区层面因素，而且区县除自己以外其他人的幼年子女数量情况、生育中断就业情况与特定样本的残差并不相关。

具体 2SLS 估计的第一阶段模型为：

$$fertility_i = \beta_0 + \beta_1 local\ fertility_i + \beta_2 x_i + \mu_i \quad (2)$$

其中，变量 $fertility_i$ 、 x_i 的含义与公式 (1) 相同， $local\ fertility_i$ 代表样本 i 已婚女性个体所在区县除自己以外其他人的幼年子女数量情况、生育中断就业情况， β_0 是截距项， β_1 、 β_2 是对应变量的系数， μ_i 是随机误差项。2SLS 第一阶段估计结果如表 2 所示。结果显示，区县除自己以外其他人的幼年子女数量情况与已婚女性个体幼年子女数量情况显著正相关，区县除自己以外其他人的生育中断就业情况与已婚女性个体生育中断就业情况显著正相关，生育状况在地区有“同群效应”，区县除自己以外其他人的生育状况

与单个已婚女性工资没有直接的相关性，工具变量的选取符合相关性和外生性的要求。

表 2 生育与已婚女性工资：第一阶段估计结果

变量名称	幼年子女数量	生育中断就业
区县除自己以外其他人幼年子女数量情况	0.912 *** (0.051)	
区县除自己以外其他人生育中断就业情况		0.827 *** (0.050)
其他控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
样本量	1 231	828

注：括号内数值为标准误差，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；其他控制变量包括：隔代照料孙子女、幼教机构照料、父亲照料、在职培训、使用互联网、户口、健康状况、工作经验、工作经验的平方、住房产权、首胎生育年龄、人情礼支出、其他家庭收入、居住地、工作单位属性、职业分类（以半技术与无技术工人作为参照组）；地区固定效应是指地区特征变量（以东部为参照组）。下同。

数据来源：CFPS (2014)、CFPS (2016)。

2. 分位数回归。

OLS 回归的结果是一种“均值回归”，无法考察在条件分布的不同位置中生育对已婚女性工资的影响，而分位数回归则可以选取任一分位数进行参数估计，分位数回归的优点是不易受到极端值的影响，从而可获得更为稳健的结果。

分位数回归模型如下：

$$Q_{\theta}(wage_i | X_i) = X_i \gamma_{\theta} + \epsilon_{i\theta} \quad (3)$$

其中，变量 $wage_i$ 的含义与公式 (1) 相同， $Q_{\theta}(wage_i | X_i)$ 表示给定 X_i 的情况下与分位数 θ 相对应的条件分位数，对于不同的分位数 θ ，相应的系数向量 γ 也不同； X_i 为影响样本 i 已婚女性工资的变量，包括核心解释变量和控制变量； $\epsilon_{i\theta}$ 是随机误差项。本文选取的分位数为 0.25、0.5、0.75。

五、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 3 报告了不考虑内生性和考虑内生性两种情况下的结果。结果显示，不考虑生育的内生性时，静态来看，幼年子女数量的增加对已婚女性工资产生显著负向影响；动态来看，曾经生育中断就业的经历对已婚女性工资同样产生显著负向影响，且均在统计上高度显著。利用 2SLS 处理内生性后，幼年子女数量、生育中断就业依然显著降低已婚女性工资水平。

表3 基准回归结果

	不考虑内生性		考虑内生性	
	工资	工资	工资	工资
幼年子女数量	-0.389*** (0.061)		-0.393* (0.097)	
生育中断就业		-0.718*** (0.083)		-0.840*** (0.163)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 231	828	1 231	828

数据来源：CFPS (2014)、CFPS (2016)。

(二) 分位数回归

基于分位数回归 (QR) 和工具变量的分位数回归 (IVQR), 表4报告了0.25分位数、0.50分位数和0.75分位数的系数与显著性。基本上, 幼年子女数量的增加、曾经生育中断就业的经历均对已婚女性工资产生显著负向影响, 分位数回归结果和工具变量的分位数回归结果基本保持一致。

随着工资由条件分布的低分位点向高分位点变化,

幼年子女数量对已婚女性工资的影响系数存在差异。伴随工资分位点的上升, 幼年子女数量的增加对工资条件分布两端的负向影响程度大于对中间部分的负向影响程度。可能的解释是, 对于较高工资收入的已婚女性群体, 其工资组成中的绩效奖金含量较高, 而随着幼年子女数量的增加, 该群体投入在劳动力市场中的时间与精力大幅下降, 致使绩效奖金大幅下降, 对于较低工资收入的已婚女性群体, 由于其工资基数低, 降低相同工资幅度时, 则较低工资收入已婚女性群体比中等工资收入已婚女性群体工资降低比率大。

随着工资由条件分布的低分位点向高分位点变化, 生育中断就业对已婚女性工资的影响系数存在差异。伴随工资分位点的上升, 生育中断就业对工资条件分布低端的负向影响程度最大。可能的解释是, 较低工资收入的已婚女性群体大多为低技能劳动者, 儿童母亲生育后中断工作将导致工作经验积累的中断, 且儿童母亲退出劳动力市场前的工作经验积累在重返劳动力市场后可能面临贬值, 尤其是低技能劳动者, 进而降低其工资水平。

表4 分位数回归

不考虑内生性 (QR)	$\theta=0.25$	$\theta=0.50$	$\theta=0.75$	$\theta=0.25$	$\theta=0.50$	$\theta=0.75$
	幼年子女数量	-0.348*** (0.068)	-0.301*** (0.065)	-0.360*** (0.043)		
生育中断就业				-0.768*** (0.144)	-0.399*** (0.132)	-0.289** (0.118)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 231	1 231	1 231	828	828	828
考虑内生性 (IVQR)	$\theta=0.25$	$\theta=0.50$	$\theta=0.75$	$\theta=0.25$	$\theta=0.50$	$\theta=0.75$
幼年子女数量	-0.219** (0.109)	-0.210* (0.119)	-0.226* (0.119)			
生育中断就业				-0.718*** (0.182)	-0.262 (0.168)	-0.336* (0.181)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 231	1 231	1 231	828	828	828

数据来源：CFPS (2014)、CFPS (2016)。

(三) 调节效应

表5报告了隔代照料孙子女、幼教机构照料、父亲照料的调节效应。结果显示, 在不考虑内生性时, 幼年子女数量与隔代照料孙子女、幼教机构照料的交互项系数显著为正, 祖辈照料孙子女、幼教机构照料子女显著弱化了幼年子女数量的增加对已婚女性工资的负向影响, 隔代照料孙子女、幼教机构照料发挥了显著的调节效应; 生育中断就业与隔代照料孙子女的交互项系数显著为正, 祖辈照料孙子女显著弱化生育

中断就业对已婚女性工资的负向影响, 隔代照料孙子女发挥了显著的调节效应。考虑内生性时, 幼年子女数量、生育中断就业与隔代照料孙子女的交互项系数显著为正, 祖辈照料孙子女显著弱化了幼年子女数量的增加、生育中断就业对已婚女性工资的负向影响, 隔代照料孙子女发挥了显著的调节效应。照料支持中, 隔代照料孙子女和幼教机构照料作为相应的子女照料配套措施, 可放松已婚女性的时间约束, 使其较为专注于劳动力市场, 进而提高已婚女性的工资。

表5 调节效应

变量名称	不考虑内生性			考虑内生性		
	工资	工资	工资	工资	工资	工资
幼年子女数量	-0.407*** (0.135)	-0.345*** (0.080)	-0.351*** (0.082)	-0.649*** (0.187)	-0.583*** (0.176)	-0.576*** (0.173)
幼年子女数量×隔代照料孙子女	0.385** (0.155)			0.445*** (0.115)		
幼年子女数量×幼教机构照料		0.267* (0.099)			0.123 (0.127)	
幼年子女数量×父亲照料			0.100 (0.247)			0.172 (0.152)
变量名称	工资	工资	工资	工资	工资	工资
生育中断就业	-0.705*** (0.084)	-0.700*** (0.084)	-0.707*** (0.084)	-0.933*** (0.183)	-0.950*** (0.186)	-0.947*** (0.185)
生育中断就业×隔代照料孙子女	0.002* (0.080)			0.197*** (0.067)		
生育中断就业×幼教机构照料		0.101 (0.163)			0.055 (0.117)	
生育中断就业×父亲照料			-0.150 (0.235)			-0.081 (0.143)

注：控制其他控制变量和地区固定效应的影响。

数据来源：CFPS（2014）、CFPS（2016）。

（四）稳健性检验

通过以下两种方法验证实证结果的稳健性：第一，对工资上下各1%的样本进行缩尾处理，以消除样本中可能存在的异常值对实证结果的影响。表6结果显示，缩尾处理后，幼年子女数量的增加、曾经生育中断就业的经历显著降低已婚女性工资水平。第二，匹配2010年、2016年工资^①。2016年工资大于

2010年工资，则工资浮动赋值为1；2016年工资等于2010年工资，则工资浮动赋值为0；2016年工资小于2010年工资，则工资浮动赋值为-1。实证结果显示，幼年子女数量与工资浮动呈显著负向关系，幼年子女数量增加则已婚女性工资显著向下浮动。这验证了实证结果是稳健的、可信的。

表6 扩展性回归

变量名称	上下各1%缩尾处理				2016—2010年	
	不考虑内生性		考虑内生性		不考虑内生性	考虑内生性
	工资	工资			工资浮动	工资浮动
幼年子女数量	-0.358*** (0.061)		-0.677*** (0.277)		-0.015*** (0.030)	-0.027** (0.015)
生育中断就业		-0.577*** (0.063)		-0.595*** (0.196)		
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 231	828	1 231	828	151	151

数据来源：CFPS（2010）、CFPS（2014）、CFPS（2016）。

（五）分样本实证结果及分析

在城乡不同居住地，由于幼年子女社会照料资源供给水平、年轻父母照料孩子的机会成本、生活

成本、居民的信息获取及思维方式等方面存在差异，生育对已婚女性工资的影响存在差异。受教育程度、年龄与工作经验密切相关，受教育程度是人

① 自变量生育状况由2016年0~6周岁的幼年子女数量衡量，故使用2010与2016年数据匹配获得工资浮动状况，以保证在2010与2016年的生育状况不同；工资收入根据2010年的CPI进行调整。

力资本投资的重要内容，随着年龄的增加，已婚女性健康状况、体力将发生变化，影响已婚女性工资。本文进一步对已婚女性的居住地、受教育程度、年龄进行分组，考察生育状况对已婚女性工资影响的异质性。

表7结果显示，幼年子女数量的增加、生育中断就业显著降低城镇、乡村已婚女性的工资，且对乡村已婚女性工资的负向影响程度更大。可能的解释是，一方面，乡村地区的幼年子女社会照料资源供给水平较城镇地区低，乡村地区已婚女性需花费更多精力照顾、养育幼年子女；另一方面，城镇地区就业机会较乡村地区多，城镇地区居民的信息获取较乡村居民便捷，低幼年子女社会照料资源供给水平与低就业机会使得幼年子女数量的增加、生育中断就业对乡村已婚

女性工资的负向影响程度更大。幼年子女数量的增加、生育中断就业显著降低高中及以下、大专及以上学历已婚女性的工资，且对大专及以上学历已婚女性工资的负向影响程度更大。幼年子女数量的增加显著降低90后、80后已婚女性的工资，生育中断就业显著降低80后、70后已婚女性的工资，可能的解释是，90后、80后已婚女性处于职业上升期，此时已婚女性在劳动力市场中的参与程度较高，投入在劳动力市场中的精力与时间较多，因此，相对于70后已婚女性，幼年子女数量增加所引致的家庭照顾责任的增加对其工资的负向冲击较大；相对于90后已婚女性，80后、70后已婚女性因生育中断就业后，因其学习能力与精力较90后低，重返劳动力市场后更难以适应劳动力市场的需求。

表7 生育状况对已婚女性工资的影响（分样本回归）

回归样本		不考虑内生性		考虑内生性	
		幼年子女数量	生育中断就业	幼年子女数量	生育中断就业
居住地	城镇	-0.252*** (0.061)	-0.591*** (0.092)	-0.135 (0.125)	-0.483** (0.199)
	乡村	-0.426*** (0.105)	-0.808*** (0.144)	-0.628*** (0.155)	-0.949*** (0.294)
受教育程度	高中及以下	-0.378*** (0.096)	-0.428*** (0.137)	-0.025 (0.092)	-0.409* (0.223)
	大专及以上学历	-0.455*** (0.074)	-0.743*** (0.095)	-0.812*** (0.196)	-0.971*** (0.250)
年龄	90后	-0.527** (0.228)	-0.176 (0.232)	-0.936*** (0.377)	-0.693 (0.546)
	80后	-0.388*** (0.073)	-0.737*** (0.103)	-0.632*** (0.206)	-0.969*** (0.177)
	70后	-0.174 (0.108)	-0.259* (0.145)	-0.160 (0.217)	0.489* (0.367)

注：控制其他控制变量和地区固定效应的影响。
数据来源：CFPS（2014）、CFPS（2016）。

（六）机制检验

上文实证结果表明生育对已婚女性工资有显著负向影响，那么生育影响已婚女性工资的机制是什么？为探寻“生育代价”产生的原因，基于生育影响已婚女性工资的理论机理，笔者将进一步通过实证验证生育影响已婚女性工资的作用渠道。

由上文理论机理分析可知，基于人力资本理论，生育对女性劳动者工作经验积累有负向影响，且中断的工作经验积累会引致儿童母亲失去一些在职培训的机会，女性劳动者工作经验积累的减少及在职培训参与率的降低会对工资水平产生负向影响。由表8的实证结果可知，幼年子女数量的增加、生育中断就业显著降低已婚女性工资经验的积累，显著降低已婚女性

参加在职培训的概率，而工作经验的积累及参加在职培训是人力资本投资的重要形式，有利于提高劳动者的工资水平，已婚女性生育通过显著降低其工作经验的积累及显著降低参加在职培训的概率进而对其工资产生负向影响。

表8 生育状况对工作经验、在职培训的影响

变量名称	不考虑内生性		考虑内生性	
	工作经验	工作经验	工作经验	工作经验
幼年子女数量	-4.799*** (0.203)		-7.141*** (1.130)	
生育中断就业		-2.302*** (0.402)		-3.510*** (0.769)
样本量	2 216	1 774	2 216	1 774

续前表

变量名称	不考虑内生性		考虑内生性	
	在职培训	在职培训	在职培训	在职培训
幼年子女数量	-0.008* (0.013)		-0.100** (0.042)	
生育中断就业		-0.028* (0.017)		-0.054* (0.028)
样本量	2 216	1 774	2 216	1 774

注：控制隔代照料孙子女、幼教机构照料、父亲照料、使用互联网、户口、健康状况、住房产权、首胎生育年龄、人情礼品支出、其他家庭收入、居住地、工作单位属性、职业分类（以半技术与无技术工人作为参照组）、地区特征变量（以东部为参照组）的影响。

数据来源：CFPS (2014)、CFPS (2016)。

六、结论与启示

本研究使用 2014—2016 年 CFPS 数据，实证检验了生育状况对已婚女性工资的影响。得到以下主要结论：（1）生育对已婚女性工资的负向影响具有长期性，幼年子女数量的增加对已婚女性工资存在显著负向影响，曾经生育中断就业的经历同样对已婚女性未来工资存在显著负向影响，且幼年子女数量的增加对较高工资收入与较低工资收入已婚女性群体的负向影响程度大于对中等工资收入已婚女性群体的负向影响程度，生育中断就业对较低工资收入已婚女性群体的负向影响程度最大。（2）隔代照料孙子女、幼教机构照料发挥了显著的调节效应，祖辈照料孙子女、幼教机构照料子女显著弱化了幼年子女数量的增加对已婚女性工资的负向影响，祖辈照料孙子女显著弱化了生育中断就业对已婚女性工资的负向影响，隔代照料孙子女和幼教机构照料作为相应的子女照料配套措施，可放松已婚女性的时间约束，使其较为专注于劳

动力市场，进而提高已婚女性的工资。（3）机制检验发现，幼年子女数量的增加、生育中断就业显著降低了已婚女性工作经验的积累，显著降低了已婚女性参加在职培训的概率，已婚女性生育通过显著降低其工作经验的积累及显著降低参加在职培训的概率进而对其工资产生负向影响。

基于此，本文提出建议如下：第一，增设社区幼儿照护机构满足工作母亲对幼年子女照护的需求，特别是增加提供 3 岁以下婴幼儿照护服务的幼教机构。现有 3 岁以下婴幼儿照护服务的幼教机构多为个人开设，质量良莠不齐，相应的规章制度不够完善，特别是对幼师资格获取的监管力度不足，地方政府应进一步加设 3 岁以下婴幼儿照护服务的幼教机构，并监管幼教机构育儿质量，加强监管幼师资格的获取，促进相应规章制度的完善。第二，重视隔代照料现象。将隔代照料孙子女与幼教机构照料子女有机结合，加强社区建设，为照料孙子女祖辈提供可以带领孙辈娱乐、学习的活动场所，在祖辈感到劳累时可由其他专业人员暂为照料，同时可以实施一些旨在提高隔代照料支持质量的教育和培训项目。第三，积极鼓励生育的已婚女性参加培训，为其提供就业指导和职业技能培训。当地政府可与职业技术学院合作对已婚生育女性进行周期性技术培训或岗前培训等培训，以弥补儿童母亲因生育而丧失的在职培训机会，提高儿童母亲的工资；培训的项目及技能需充分考虑到生育女性时间较为零散、技能基础薄弱等实际情况，培训后对已婚生育女性的培训绩效进行评估，以此为标准对评估优秀的职业技术学院提供培训帮扶补贴。当地政府对已婚女性育后针对性培训可有效弱化“生育代价”。

参考文献

- [1] 靳永爱. 低生育率陷阱：理论、事实与启示 [J]. 人口研究, 2014, 38 (1): 3-17.
- [2] 任泽平, 熊柴, 周哲. 中国生育报告 2019 [J]. 发展研究, 2019 (6): 20-40.
- [3] 张毅. 人口总量增速放缓 城镇化水平继续提升 [N/OL]. 中国经济网. (2020-01-19) [2021-01-05]. http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/gdxw/202001/19/t20200119_34154542.shtml.
- [4] 甘春华. “生育工资惩罚”的表现及作用机理：研究现状梳理 [J]. 劳动经济研究, 2017 (3): 120-134.
- [5] Viitanen T K. The Motherhood Wage Gap in the UK over the Life Cycle [J]. Review of Economics of the Household, 2014, 12 (2): 259-276.
- [6] Livermore T, Rodgers J R, Siminski P, et al. The Effect of Motherhood on Wage and Wage Growth: Evidence for Australia [J]. Economic Record, 2011 (1): 80-91.
- [7] Gangl M, Ziefle A. Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States [J]. Demography, 2009, 46 (2): 341-369.
- [8] Korenman S, Neumark D. Marriage, Motherhood, and Wage [J]. Journal of Human Resources, 1992, 27 (2): 233-255.
- [9] Miller R A. The Effects of Motherhood Timing on Career Path [J]. Journal of Population Economics, 2011, 24 (7): 1071-1100.
- [10] 张川川. 子女数量对已婚在业女性劳动供给和工资的影响 [J]. 人口与经济, 2011 (5): 29-35.

- [11] 贾男, 甘犁, 张劼. 工资率、“生育陷阱”与不可观测类型 [J]. 经济研究, 2013 (5): 61-72.
- [12] 於嘉, 谢宇. 生育对我国女性工资的影响 [J]. 人口研究, 2014 (1): 18-29.
- [13] 杨天池, 周颖. “两孩”政策是否加剧了性别收入差距? [J]. 人口与发展, 2019 (6): 52-64.
- [14] 王兆萍, 王雯丽. 结婚、生育对工资的影响研究——基于性别工资差距角度 [J]. 人口学刊, 2020 (1): 99-112.
- [15] 刘娜, 卢玲花. 生育对城镇体制内女性工资收入的影响 [J]. 人口与经济, 2018 (5): 10-19.
- [16] 张沛莹, 冯照晴, 金俐. 生育数量对女性工资收入的边际影响——基于多值处理效应模型的实证分析 [J]. 南方金融, 2019 (1): 49-57.
- [17] 刘金菊. 中国城镇女性的生育代价有多大? [J]. 人口研究, 2020 (2): 33-43.
- [18] 肖洁. 生育的收入惩罚效应有多大——基于已婚女性收入分布的研究 [J]. 东南大学学报 (哲学社会科学版), 2017 (3): 91-99.
- [19] 姜甜, 段志民. 育儿时间对女性收入的影响持续存在吗? ——来自中国的经验证据 [J]. 人口与经济, 2020 (6): 61-77.
- [20] 张芬, 何伟. 家庭因素对性别工资差异的影响——基于 CFPS 数据的实证分析 [J]. 人口与经济, 2021 (2): 84-102.
- [21] 甘春华, 邹颖津. 全面二孩政策背景下婴幼儿照料对女性工资收入的影响研究 [J]. 中国劳动关系学院学报, 2020 (4): 58-65.
- [22] 邹红, 彭争呈, 栾炳江. 隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二孩与延迟退休悖论 [J]. 经济学动态, 2018 (7): 37-52.
- [23] 熊瑞祥, 李辉文. 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (1): 494-414.
- [24] 吴晓刚. 中国的户籍制度与代际职业流动 [J]. 社会学研究, 2007 (6): 38-65.
- [25] 盛智明. 社会流动与政治信任——基于 CGSS2006 数据的实证研究 [J]. 社会, 2013 (4): 35-59.
- [26] Erikson R, Portocarero G L. Current Research on Social Stratification | Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden [J]. British Journal of Sociology, 1979, 30 (4) Special Issue: 415-441.
- [27] Ganzeboom H B G, Treiman D J. Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations [J]. Social Science Research, 1996, 25 (3): 201-239.
- [28] Rosenzweig M R, Wolpin K I. Life-cycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences from Household Models [J]. Journal of Political Economy, 1980, 88 (2): 328-348.
- [29] Angrist J D, Evans W N. Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence From Exogenous Variation in Family Size [J]. American Economic Review, 1998, 88 (3): 450-477.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

(上接第 90 页)

- [32] Albertazzi U, Eramo G, Gambacorta L, Salleo C. Asymmetric Information in Securitization: An Empirical Assessment [J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 71: 33-49.
- [33] Kawai K. Reputation for Quality and Adverse Selection [J]. European Economic Review, 2015, 76: 47-59.
- [34] Griffin J, Lowery R, Saretto A. Complex Securities and Underwriter Reputation: Do Reputable Underwriters Produce Better Securities? [J]. Review of Financial Studies, 2014, 27, (10): 2872-2925.
- [35] Titman S, Tsyplakov S. Originator Performance, CMBS Structures, and the Risk of Commercial Mortgages [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23: 3558-3594.
- [36] Hartman-Glaser B. Reputation and Signaling in Asset Sales [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 125: 245-265.
- [37] Chari V, Shourideh A, Zetlin-Jones A. Reputation and Persistence of Adverse Selection in Secondary Loan Markets [J]. American Economic Review, 2014, 104 (12): 4027-4070.
- [38] Green E J, Porter R H. Noncooperative Collusion Under Imperfect Price Information [J]. Econometrica, 1984, 52: 87-100.
- [39] Abreu D. Extremal Equilibria of Oligopolistic Supergames [J]. Journal of Economic Theory, 1984, 39: 191-225.
- [40] 王美玲, 姜竹. 基于利益相关者多方博弈的政府财务报告审计体系优化研究 [J]. 审计研究, 2019 (5): 41-48.
- [41] 李军, 李韬. 基于贝叶斯序贯博弈模型的智能电网信息物理安全分析 [J]. 自动化学报, 2019 (1): 98-109.
- [42] 张维迎. 博弈论与信息经济学 [M]. 上海: 格致出版社, 2012: 44.
- [43] 杜创. 声誉、竞争与企业的边界 [J]. 经济研究, 2020 (8): 153-169.
- [44] Mathis J, McAndrews J, Rochet J. Rating the Raters: Are Reputation Concerns Powerful Enough to Discipline Rating Agencies? [J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56: 657-674.
- [45] 陈运森, 宋顺林. 美名胜过大财: 承销商声誉受损冲击的经济后果 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (1): 431-448.
- [46] 张学勇, 张秋月. 券商声誉损失与公司 IPO 市场表现——来自中国上市公司 IPO 造假的新证据 [J]. 金融研究, 2018 (10): 141-157.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

中国国际企业管理理论体系构架研究

——基于演化、内容、情境三维度分析

Research on the Framework of Chinese International Business Management Theory System: Three-dimensional Analysis Based on Evolution, Content and Context

崔新健 欧阳慧敏

CUI Xin-jian OUYANG Hui-min

[摘要] 研究展示中国国际企业管理理论体系构架是学者理应书写的里程碑。笔者基于中国知网期刊（1979—2021年）文献数据，采用扎根理论研究方法和CiteSpace、NVivo等定量分析工具，程序化系统性编码分析16 478个文献样本。经演化、内容、情境三个维度史海钩沉展现：中国国际企业管理理论演化历经内向管理、内向经营、外向经营和向外管理类型切换，对应起步、快速成长、成熟和完善四个阶段。研究结果表明：中国国际企业管理理论适应中国企业国际化实践需求而演化发展；跨学科融合的中国国际企业管理理论体系雏形可见；研究聚焦于中国企业实践痼疾，以知识应用破解问题为主；中国国际企业管理理论情境要素带有学科特点，情境要素的探索与明确有助提升研究的学术价值及其国际话语范围。基于研究结果我们认为，学术界要继续立足企业实践，加强国际企业管理一般规律的探理。

[关键词] 国际企业管理 演化 情境 文献研究

[中图分类号] F276.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 02-0102-14

Abstract: The research shows that the framework of China's international business management theory system is a milestone that scholars should write. This article is based on the literature data of CNKI (1979-2021), using grounded theoretical research methods and quantitative analysis tools such as CiteSpace, NVivo, and systematically coding and analyzing 16 478 literature samples. The history of the three dimensions of evolution, content, and context shows that the evolution of China's international business management theory has gone through the switch of internal management, internal operation, external operation and external management, corresponding to the four stages of initiation, rapid growth, maturity and perfection. The research results show that China's international business management theory has evolved to meet the needs of Chinese companies' internationalization practice. The embryonic form of an interdisciplinary fusion of China's international business management theory system can be seen. The research focuses on the problems in the practice of Chinese enterprises and focuses on solving problems in the application of knowledge. The context elements of international business management theory have disciplinary characteristics, and the exploration and clarification of the context elements can help enhance the academic value of research and the scope of international discourse. Based on the research results, we believe that the academia should continue to base itself on business practices and strengthen the exploration of the general laws of international business management.

Key words: International business management Evolution Context Literature study

[收稿日期] 2021-10-16

[作者简介] 崔新健，男，1962年4月生，中央财经大学商学院教授，博士生导师，经济学博士，主要研究方向为国际直接投资与国际企业管理；欧阳慧敏，女，1994年12月生，中央财经大学商学院博士研究生，研究方向为国际直接投资与国际企业管理。本文通讯作者为崔新健，联系方式为xinjiancui@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金专项项目“新时代中国特色管理学基本理论问题研究”（项目编号：19VXL11）。

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

探索中国国际企业管理理论体系对普遍提高中国企业的国际竞争力具有重大实践意义。改革开放以来,中国开创了发展中国家利用外资和对外直接投资历史的新篇章。自1993年起,中国利用外资一直位居世界国家或地区前两位、发展中国家首位;2020年外商直接投资(不含银行、证券、保险领域)新设立企业38 570家,实际使用外商直接投资14 44亿美元(国家统计局,2021^[1])。近年来,中国对外直接投资发展迅速,2020年中国对外直接投资达到1 537.1亿美元,占世界份额的20.2%,首次跃居世界第一;截至2020年年末,中国对外直接投资存量25 806.6亿美元,位居世界第三,发展中国家首位(中华人民共和国商务部等,2021^[2])。2021年《财富》500强,中国上榜企业数量达132家超过美国等发达国家,位居第一(财富中文网,2021^[3])。中国企业国际化经营和管理水平不断提升,在国际市场与发达国家跨国公司同台竞争。揭示企业国际化内在规律的国际企业管理理论,不仅有效地破解实践难题,而且有助于提高企业未来的国际化绩效。

探索中国国际企业管理理论体系对揭示中国企业国际化内在规律有重大的学术价值。中国企业国际化实践为中国理论提供了丰富的研究土壤,国际企业管理理论成为持续性的学术热点,无论是梳理挖掘中国特色的管理学理论(周轩和章小童,2018^[4];何佳讯等,2021^[5]),还是研究跨国公司一般性理论(崔新健,2001)^[6];无论探究中国国际企业管理的特色问题和理论(陈佳贵和王钦,2003^[7];崔新健和欧阳慧敏,2020^[8]),还是追踪聚焦逆向知识转移(崔新健和章东明,2020^[9])、国际企业模式(高振和江若尘,2014^[10])等前沿命题,均在为中国国际企业管理理论的发展添砖加瓦。中国学者应用马克思主义基本原理,从理论层面阐释中国国际企业管理的新问题、新概念和新原理,为中国国际企业管理理论体系构架奠定了基础。

本文旨在探索中国国际企业管理理论体系,基于国际企业管理国际学术对话普遍采用的概念框架展开研究,以1979—2021年中国知网期刊文献数据为样本,采用扎根理论研究方法和CiteSpace、NVivo等定量分析工具,从演化、内容、情境三个维度系统性史海钩沉,程序化编码分析国际企业管理领域学术

文献,初步勾勒呈现中国国际企业管理理论体系构架。

二、研究样本与方法

国际企业管理理论基本的二维概念框架为经营与管理。狭义上讲,国际企业是在一个以上的国家拥有或控制生产设备(如工厂、矿山、炼油厂、分配机构、办事处等)的企业(Dunning, 1971^[11]);广义上说,国际企业包括任何从事境外商业活动的企业。从学科发展和特点看,国际企业管理具有管理学和经济学(国际商务)交叉学科的属性。从管理学视角看,管理学理论涵盖经营与管理两部分(哈罗德·孔茨等,1987^[12])。经营是通过签订新合同,基于价格机制进行预测和运作;管理是对价格变化做出反应,重新安排其控制下的生产要素(Coase, 1937^[13])。中国学者同样认为,英文“management”包含经营与管理,如果考虑的主要是与市场有关的事情即为经营,如果考虑的主要是与现场有关的事情即为管理,经营必须考虑到管理,管理必须考虑到经营,两者是相互补充而成二位一体的(刘源张,1995^[14])。从国际商务(International Business)研究内容讲,针对国际商务著名期刊(JIBS、JWB、MIR和IBR)1965—2018年的8 095篇文献,进行大数据分析获得的图谱表明(Norder等,2021^[15]),同样分为经营方式的现象本体(Phenomenological Ontology)(出口、FDI、贸易、国际化、知识转移、进入方式、关系语境等)和管理职能的操作本体(Operational Ontology)(研发、战略、人力资源、创业、生产、财务、营销、组织、会计等)。综合考虑国际一般发展规律和中国具体情况,战略管理属于综合性领域,组织管理属于基础性领域(赵纯均,2004^[16]),将两者归属经营;其他操作本体归属管理。经营与管理二维概念框架不仅普遍适用于国际学术领域,而且深刻反映了国际企业管理学科理论体系的内在理念结构。

改革开放以来中国国际企业管理学术文献为研究提供了科学的规范样本。中国国际企业管理理论体系是新中国成立以来形成的理论,之所以选择中国知网期刊学术文献(1979—2021年)为样本,主要原因有四点:一是文献数字化适用于扎根理论的量化研究;二是文献数字化使得系统性研究大量文献具有可行性;三是近代学术成果是在前30年实践经验 and 学术基础上积累发展的,而非完全割裂的;四

是近代学术成果丰富,反映了最新的理论成果及其前沿。

根据国际企业管理交叉学科属性,全面检索覆盖该领域的研究样本。以中国知网(CNKI)为文献数据库,检索条件:(1)文献类别为管理学(C93)、会计(F23)、企业经济(F27)、农业企业经营与管理(F306)、农业企业组织与管理(F324)、工业企业组织与管理(F406)、工业企业组织和经营管理(F425);(2)文献发表时间为1979—2021年;(3)检索公式为, $TI = ('外资企业' + '外商投资企业' + '中外合作企业' + '外商独资企业' + '合资企业' + '三资企业' + '企业走出去' + '跨国公司' + '跨国企业' + '国际公司' + '国际企业' + '全球公司' + '多国公司' + '多国企业')$ OR $KY = ('外资企业' + '外商投资企业' + '中外合作企业' + '外商独资企业' + '合资企业' + '三资企业' + '企业走出去' + '跨国公司' + '跨国企业' + '国际公司' + '国际企业' + '全球公司' + '多国公司' + '多国企业')$; (4)检索时间为2021年4月12日。专业检索到18 890篇文献,删除书评、新闻报道、会议记录、领导讲话、一般讲座文章等非学术性文献,以及合并重复文献后,最终获得样本为16 478篇学术文献。

本文应用扎根理论方法探索中国国际企业管理理论体系。扎根理论基于数据资料研究发现建构新的理论(Lee, 2014^[17]),是从资料中产生理论注重发现逻辑的研究方法。通过开放的态度对一手资料进行经验概括,寻找反映主题的核心概念,最终通过概念间的联系构建起相关理论(陈向明, 1999^[18])。使用CiteSpace、NVivo 定量化分析工具进行研究。CiteSpace是广泛应用的文献分析工具,而NVivo则是有效的质性研究编码工具。按照Woods等(2015)^[19]、潘虹和唐莉(2020)^[20]提出的NVivo在社会科学领域应用的逻辑路线,经过资料三级编码-编码检验-编码分析-理论构建的程序进行中国国际企业管理理论体系构架研究。

研究采用常见的程序化扎根理论学派的开放、主轴、选择三级编码方法(郭瑞等, 2018^[21]; 孟利艳, 2017^[22]; 范培华等, 2017^[23])。首先,对10 985篇文献文本的关键词检索进行开放编码(初次编码采用16 478样本的三分之二,其他样本预留进行理论饱和度检验)。开放编码是对原始资料的整理、概念

化、范畴化,是将原始资料打碎的过程,其主要目的在于发展概念和提炼范畴(范培华等, 2017^[23])。以每篇文献的关键词为基础, NVivo 依次检索该篇文献文本中关键词词频,剔除重复、无效和不相关的关键词,选择词频前三且最准确反映主题的一个关键词对应该篇文献;确认10 985篇文献共计对应879个关键词,然后经过反复比较归纳,整合同义词(例如,本土化、本地化、当地化)或提取同类词根(例如,合资、合资企业、合资经营),最终形成531个关键词的三级编码。其次,对531个三级编码聚类分析实现主轴编码。主轴编码是对开放编码的进一步归纳,其主要任务是发现并建立三级编码之间的联系,相当于重新整合打碎资料的过程(范培华等, 2017^[23])。运用NVivo的聚类分析功能,并辅以管理学专业性判断,明确9个聚类为战略管理、进入方式、公司治理、组织管理、财务管理、营销管理、人力资源管理、生产运营管理、技术研发管理,进一步根据文献研究主题和对象(外资企业或海外企业)分为内向国际化和外向国际化(崔新健和欧阳慧敏, 2020^[24]),诸如内向战略管理和外向战略管理,确认18个二级编码以及10 985篇文献分别对应的二级编码。最后,对18个二级编码理论锁定进行选择编码。选择编码则是依据主轴编码确定核心范畴,是进一步精炼、整合、挖掘核心的过程,能将大部分研究结果囊括在一个比较宽泛的理论范围之内,构建最终模型(范培华等, 2017^[23])。以经营与管理二维概念框架对二级编码的理论性分析,确认国际企业管理的4个核心范畴(一级编码)为内向经营、外向经营、内向管理和外向管理(表1)。

编码检验表明中国国际企业管理理论体系编码结果科学有效。为确保编码的可靠性和科学性,需要检验编码的信度效度以及理论充分性,主要包括编码一致性分析与理论饱和度检验(潘虹和唐莉, 2020^[20])。选取三角检验法对编码一致性进行检验(胡雅萍等, 2019^[27]),2位研究人员分别对文献资料进行编码,运用NVivo查询模块的编码比较功能进行编码结果对比, kappa系数大于0.7(杜亚灵和孙娜, 2016^[28])。针对预留的三分之一样本(5 493篇文献)进行理论饱和度检验显示(沈玖玖等, 2019^[29]),未发现新的概念和范畴。编码结果稳定且信度效度良好,满足一致性和理论饱和度要求。

表1 中国国际企业管理理论体系编码表

二维框架	一级编码	二级编码	三级编码 (共计 531 个关键词; 下列为词频数前列, 且词频数累计覆盖度大于 70%)	三级编码 覆盖度 (%)
经营 (5873)	内向经营 (3258)	内向战略管理 (1538)	战略选择 (594); 跨文化管理 (244); 本土化战略 (161); 企业社会责任 (146)	75.73
		内向进入方式 (1136)	合资 (1214); 并购 (253); 独资 (53)	71.94
经营 (5873)	内向经营 (3258)	内向公司治理 (373)	资本 (266); 股权安排 (70); 控股 (60); 增资扩股 (10)	76.80
		内向组织管理 (211)	母公司 (167); 组织结构 (62); 子公司 (28); 内部控制 (22)	72.28
	外向经营 (2615)	外向战略管理 (1819)	战略选择 (550); 竞争优势 (288); 跨文化管理 (267); 本土化战略 (205)	70.17
		外向进入方式 (281)	并购 (127); 战略联盟 (118); 外包 (12)	86.82
		外向公司治理 (213)	股权 (125); 融资 (50); 资本 (25); 所有权 (7)	85.19
		外向组织管理 (302)	子公司 (235); 组织结构 (115); 母公司 (43)	95.39
管理 (5112)	内向管理 (2686)	内向财务管理 (882)	税收 (318); 会计 (209); 资产收益 (107); 内部控制 (37);	72.46
		内向人力资源管理 (410)	员工管理 (206); 人力资源本土化 (65); 高管 (51); 企业绩效 (30)	84.62
		内向营销管理 (191)	品牌 (112); 营销本土化 (18); 渠道 (14); 定价 (10);	78.57
		内向生产运营管理 (242)	全球价值链 (70); 生产制造 (67); 供应链管理 (39)	84.62
		内向技术研发管理 (961)	研发 (272); 研发机构 (163); 技术创新 (126); 技术转移 (83); 技术溢出 (63)	72.07
	外向管理 (2426)	外向财务管理 (837)	转移定价 (266); 风险管理 (260); 资金管理 (178)	80.92
		外向人力资源管理 (383)	员工管理 (150); 外派 (71); 跨文化管理 (44); 高管 (40)	76.83
		外向营销管理 (147)	品牌 (51); 营销策略 (49); 消费者 (8); 渠道 (5)	85.61
		外向生产运营管理 (309)	生产制造 (87); 全球价值链 (82); 供应链管理 (70)	93.00
		外向技术研发管理 (750)	研发 (340); 知识转移 (125); 技术优势 (113)	75.06

注: 1. 样本为 10 985 篇, 前三列括号内数字为文献数量。2. 三级编码共计 531 个关键词, 括号内数字为词频数, 表中仅列出词频数前列, 且词频数累计覆盖度大于 70% 的主要关键词。部分编码分别对应不同二级编码, 诸如“战略选择”, 由于其含义不同, 词频数分别统计。3. 三级编码覆盖度=表中三级编码词频数之和/同一二级编码下三级编码词频数总和×100%。4. 二级编码内涵参考 Shen 等 (2017)^[25]、中国企业管理百科全书编辑委员会和中国企业管理百科全书编辑部 (1990)^[26]。

资料来源: 根据编码结果统计。

三、中国国际企业管理理论体系的演化

中国国际企业管理理论体系从内向国际化到外向国际化逐步演化。以一级编码切换为标准, 1979—2021 年中国国际企业管理理论体系演化历经 4 个阶段 (图 1)。第一阶段: 起步阶段 (1979—1985 年), 以内向管理为主, 文献总计 57 篇, 其中 6 篇被引文献, 被引率 10.53%。内向管理为中国国际企业管理理论研究起点, 1979 年有 2 篇内向管理文献, 随后内向经营文献增加。中国国际企业管理为新的研究领域, 年均文献数量仅 8 篇, 1985 年达到阶段性高峰, 内向管理和内向经营文献均为 14 篇, 迈上一个台阶。这一阶段以利用外资的内向国际化为主, 内向管理文献占比达 40.35%, 外向经营和向外管理文献占比分别为 3.51% 和 7.02%。第二阶段: 快速成长阶段 (1986—2003 年), 文献总计 6262 篇, 其中 2 421 篇

被引文献, 被引率 38.66%。1986 年内向经营文献达到 32 篇, 远超内向管理文献数量 (15 篇), 迈入内向经营为主阶段。文献数量快速攀升, 年均 348 篇, 峰值达到 756 篇; 这一阶段前期内向经营和内向管理文献数量增速明显; 2000 年之后外向经营和向外管理文献数量进入加速期。整个阶段仍以内向国际化为主, 内向经营文献占比达到 41.58%, 外向经营和向外管理文献占比分别为 19.63% 和 14.44%。第三阶段: 成熟阶段 (2004—2007 年), 文献总计 3 612 篇, 其中 2 705 篇被引文献, 被引率 74.89%。2004 年随着内向经营文献数量回落, 外向国际化与内向国际化文献数量开始接近, 外向经营文献数量 (204 篇) 首次超过内向经营 (192 篇), 迈入外向经营为主阶段。年均文献数量整体仍在上升, 年均达到 903 篇, 2007 年达到历史最高点 1 002 篇; 2006 年文献被引率最高值达到 78.20%。2006 年外向经营文献

数量达到 249 篇峰值后回落, 内向管理呈现同样规律。这一阶段外向国际化 (占比 47.10%) 与内向国际化 (占比 52.91%) 趋于均衡, 外向经营文献数量 (占比 25.03%) 超过外向管理 (占比 22.07%)。第四阶段: 完善阶段 (2008—2021 年), 文献总计 6 547 篇, 其中 4 343 篇被引文献, 被引率 66.34%。2008 年, 外向经营文献和内向国际化文献数量继续回落, 外向管理文献数量保持上升, 超过外向经营, 迈入外向管理为主阶段。年均文献数量有所回落, 年均文献数量为 500 篇 (不包括 2021 年), 内向管理和内向经营文献数量下降速度更为明显。外向管理文献数量占比为 29.54%, 超过外向经营 (27.29%); 内向经营和内向管理占比分别回落到 20.05% 和 23.11%, 外向国际化 (占比 56.84%) 与内向国际化 (占比 43.16%) 整体上仍基本保持均衡。

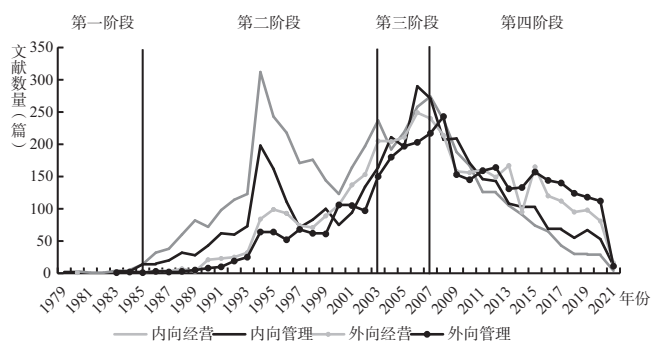


图1 中国国际企业管理理论体系类型
(一级编码)的演化阶段

注: 样本为 16 478 篇。

资料来源: 作者根据编码结果绘制。

中国国际企业管理理论体系类型维度演化不仅与中国企业实践需求相一致, 而且推动了国际企业管理理论前沿研究。中国国际企业管理理论研究与改革开放同步, 响应利用外资实践需求, 聚焦外资企业管理和经营起始, 长期关注于内向经营; 伴随中国企业走出去, 焦点由内向国际化转向外向国际化, 长期关注于外向管理。内向经营文献类型表明, 经济转轨进程中, 外资企业适应或融入中国特色社会主义市场经济环境为理论研究重点; 外向管理文献类型表明, 经济全球化趋势下, 发展中国家企业强化跨国管理追赶或超越发达国家跨国公司为理论研究重点。中国国际企业管理实践进一步检验了国际直接投资发展阶段理论所揭示的规律, 一国经济发展水平与净对外直接投资内在规律, 随着经济发展水平提高, 从吸收利用外国直接投资起步, 企业所有权优势和内部化优势逐步增强后, 该国对外直接投资增加, 最后具备发现和利用

境外区位优势的能力, 进入国际直接投资净流出时期。实践基础上演化形成的中国国际企业管理理论体系, 凸显了发展中国家国际企业管理理论的特色及其贡献。

中国国际企业管理理论体系由内向国际化到外向国际化演化集中于少数主题维度。二级编码标识文献的理论体系主题维度。首先, 从二级编码出现的时间看, 12 个二级编码出现在第一个阶段, 6 个二级编码到第二阶段才出现。18 个二级编码依次出现的时间为第一阶段的 1979 年 (内向财务管理、内向技术研发管理)、1980 年 (内向战略管理、内向进入方式、外向组织管理)、1981 年 (内向公司治理)、1983 年 (内向组织管理、外向技术研发管理)、1984 年 (外向人力资源管理、外向生产运营管理) 和 1985 年 (内向人力资源管理、外向战略管理), 以及第二阶段的 1986 年 (内向营销管理、外向公司治理、外向财务管理)、1987 年 (内向生产运营管理、外向进入方式) 和 1992 年 (外向营销管理)。总体上看, 内向国际化各个主题 (二级编码) 出现早于外向国际化。其次, 从各阶段文献占比前 5 个主题看, 第一阶段为内向进入方式 (83.60%)、内向财务管理 (28.07%)、内向技术研发 (10.53%)、内向组织管理 (7.02%) 和外向人力资源 (3.51%); 第二阶段为内向进入方式 (18.91%)、内向战略管理 (14.60%)、外向战略管理 (11.88%)、内向财务管理 (10.24%) 和内向技术研发 (6.52%); 第三阶段为外向战略管理 (18.22%)、内向战略管理 (16.00%)、内向技术研发 (13.23%)、外向技术研发 (8.00%) 和内向进入方式 (6.51%); 第四阶段为外向战略管理 (20.24%)、内向战略管理 (12.45%)、外向财务管理 (11.67%)、内向技术研发 (8.39%) 和内向进入方式 (7.77%)。此外, 统计发现外向国际化 9 个主题文献主要集中于第四阶段, 有 7 个主题第四阶段文献占比超过 44%。整体上看, 文献由内向国际化主题为主到外向国际化主题为主, 战略管理、进入方式、财务管理和技术研发始终是内外向共同的学术热点。

中国国际企业管理理论体系主题维度演化不仅反映中国企业实践需求的迫切性, 而且呈现中国国际企业管理理论体系主题维度依次添加及其理论焦点。中国创新性提出利用外资的三种方式, 中国和国际学术界面临一个新的理论问题, 内向进入方式长期成为理论焦点, 独资企业、合资企业和合作企业面临着不同

的内向战略管理的问题；从计划经济向中国特色社会主义市场经济转轨，中国从传统计划经济的会计体系向国际通行的会计体系分步推进，内向财务管理为外资企业面临的紧迫性问题；从“市场换技术”的利用外资策略到建设创新型国家表明，内向技术研发和外向技术研发始终是中国企业面临的重大挑战。主题维度从一个构面反映了中国国际企业管理理论体系的重点主题。

中国国际企业管理理论体系内容不断沉淀，累积丰富，研究焦点和演化适应实践需求不断出现、持续或切换。运用 CiteSpace 软件对四个阶段各类二级编码文献分别进行聚类 and 整合，聚类名称采用 LLR 算法从主要三级编码中提取，汇总各阶段各主题（二级编码）文献数量前列的三级编码（所选关键词主题覆盖度超过 60%），由此呈现中国国际企业管理理论体系内容的阶段性研究焦点和演化脉络特点（图 2）：第一，从关键词的出现年份看，间隔时间较长。会计（1979 年）、技术转移（1979 年）和合资（1980 年）出现最早；企业社会责任（1996 年）、并购（1997 年）、渠道（1998 年）和品牌（外向 1999 年）出现较晚。外向国际化与内向国际化对应主题的不同关键词，基本上外向国际化晚于内向国际化，诸如品牌（外向 1999 年；内向 1994 年）、高管（外向 1994 年；内向 1986 年），仅个别关键词外向国际化早于内向国际化，诸如并购（外向 1993 年；内向 1997 年）。关键词出现年份一定程度反映了当时中国企业国际化实践面临的主要挑战，虽然并购长期为国

际学术热点，但是由于外资并购政策限制，并购（内向）出现时间明显滞后于并购（外向）。第二，从关键词的数量看，数量差距明显，文献呈现较高的集中度。除了第一阶段总的文献数量较少外，其他三个阶段不同关键词文献数量仍差距悬殊，前列诸如第二阶段的合资 958 篇、战略选择（内向）527 篇；后列诸如第二阶段的渠道 6 篇、消费者 7 篇。各关键词被引率相差显著，但总体上都大于各阶段对应主题的平均引用率。文献数量代表了焦点关注度及其成熟度，考虑到此处仅分析 66 个各主题前列关键词文献数量，各主题下不同焦点研究失衡明显，甚至存在诸多间隙。第三，从 4 个阶段各主题的关键词变化看，大多数主题下关键词具有延续性和一致性，少数关键词有些变化。例如，内向生产运营管理保持较好的延续性和一致性，全球价值链和供应链管理从第二个阶段到第四个阶段一致延续，仅生产制造后两个阶段地位下降；内向财务管理则从第一、二阶段会计切换到税收。关键词延续性和一致性一定意义上意味着实践痼疾破解的难度和学术难点。第四，从内向国际化与外向国际化对应主题比较看，两类关键词类似的有生产运营管理和组织管理，关键词类似意味着关注共同的学术焦点，但并不意味着研究方向和出发点一致。两类部分差异的有营销管理、技术研发管理、战略管理、进入方式和公司治理；两类差异明显的有财务管理和人力资源管理，由此反映了中国企业国际化实践需求差异，内向国际化与外向国际化面临着不同的挑战。

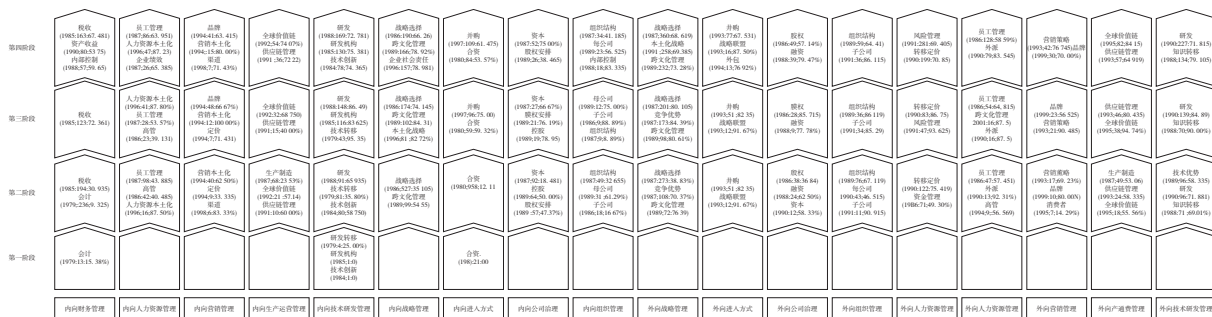


图 2 中国国际企业管理理论体系关键词（三级编码）的阶段性演化

注：1. 限于篇幅，仅列出各主题各阶段文献数量前 3 的三级编码/关键词（累积覆盖率均大于 60%）；前三列括号内数字为文献数量，共计 10 985 篇。2. 三级编码/关键词后面括号内依次为年份、文献数量、文献被引率，例如，会计（1979；13；15.38%）表示以“会计”为关键词的文献中第一次出现在 1979 年；第一阶段共计 13 篇文献；文献平均引用率为 15.38%。

资料来源：作者根据编码结果绘制。

四、中国国际企业管理理论体系的内容

中国国际企业管理理论体系雏形轮廓可见。国际

企业管理理论体系类型和主题图谱（图 3）直观地呈现理论体系构成要素及其关系，图谱圆圈大小表示关键词频次（共计 18 527）；连线表示各部分之间的关

系（共计 11 929 条），例如，“外向战略管理”关键词频次为 2 767；与其他主题有 3 060 条连线。图谱反映中国国际企业管理理论体系的内容主要特点：

第一，跨学科融合的内容构架，凸显中国改革开放实践导向特色。根据经典管理学理论概念界定（Shen 等，2017^[25]；中国企业管理百科全书编辑委员会和中国企业管理百科全书编辑部，1990^[26]），4 大类型 18 个主题构成有中国特色的国际企业管理理论体系，经营与管理涵盖管理学经典理论体系内涵；国际商务视角的内向国际化与外向国际化对应中国从“引进来”到“走出去”的实践进程。

第二，各类型主题文献数量不同，4 大类型趋向均衡，有的主题研究相对薄弱。文献数量反映了对主题的关注度。4 大类型文献数量（括号内数字分别为文献数量、关键词数量、关键词词频、被引率）依次为：内向经营（4 888；120；6 208；45.42%）、内向管理（4 029；187；4 274；55.20%）、外向经营（3 922；95；4 197；65.17%）和内向管理（3 639；129；3 848；67.77%）。从文献数量上讲，经营维度文献数量（10 405 篇）多于管理维度文献数量（8 122 篇），内向国际化文献数量（8 917 篇）多于外向国际化（7 561 篇），外向管理研究相对滞后，考虑发展阶段及其态势，4 大类型发展趋向均衡。18 个主题文献数量相差巨大，文献数量最多的主题“外向战

略管理”与最少的“外向营销管理”相差 12 倍；文献数量前两位的主题是外向战略管理和内向战略管理，两个主题并非最早一批出现的，但受到研究者高度关注；后两位的主题是内向营销管理和外向营销管理，两个主题不仅最晚出现，而且文献数量明显少于其他主题，受关注度最低。从营销管理职能的重要性及其研究领域的地位，营销管理领域研究存在严重的供给不足。

第三，各类型主题文献研究的聚焦度不同，面对实践问题的复杂性不一。关键词数量反映了研究热点丰富性和涉及范围，关键词词频反映了内容的聚焦性，在一定文献规模情况下，关键词数量越多意味着涉及范围更广；关键词词频与文献数量之差越大则内容相关性或集中性越强。考虑文献数量的情况下，内向国际化与外向国际化关键词数量大致相当，而管理维度关键词数量（316）明显多于经营维度关键词数量（215）；进一步考虑关键词词频，内向管理研究内容范围最广，外向经营研究内容相对集中，中国情境随改革开放推进的变化无疑增添了研究的复杂性。综合比较分析各主题文献数量、关键词数量和关键词词频，内向进入方式、外向战略管理、外向生产运营管理和外向组织管理研究内容相对集中；内向生产运营管理、内向财务管理、外向营销管理和内向组织管理研究内容相对分散。外向营销管理文献数量最少和内容相对分散更加表明该主题研究薄弱。整体上，外向国际化比内向国际化研究内容相对集中，基于管理学经典理论视角内向国际化的情境要素更为动态和复杂。

第四，各类型主题文献研究的成熟度存在差异，学理性研究有待继续加强。被引率反映了研究内容的学术承续性和规范性，一定程度上代表了文献的学术价值，又从一个侧面反映了实践内在规律的清晰化。4 大类型文献被引率相差明显，管理维度文献被引率（61.16%）高于经营维度（54.21%）；外向国际化文献被引率（66.42%）高于内向国际化（49.84%）。外向管理文献被引率（67.77%）达到比较高的水平，即便考虑中国学术研究规范的渐进性，也明显高于内向经营（45.42%）。从各主题文献被引率看，除了内向技术研发管理（68.84%）外，外向国际化主题文献被引率（60.50%~73.22%）均高于内向国际化主题（31.40%~57.84%），被引率前三位的分别是外向进入方式、外向技术研发管理和外向生产运营管理；后三位的分别是内向进入方式、内向财务管理和内向公司治理。内向国际化与外向国际化研究的

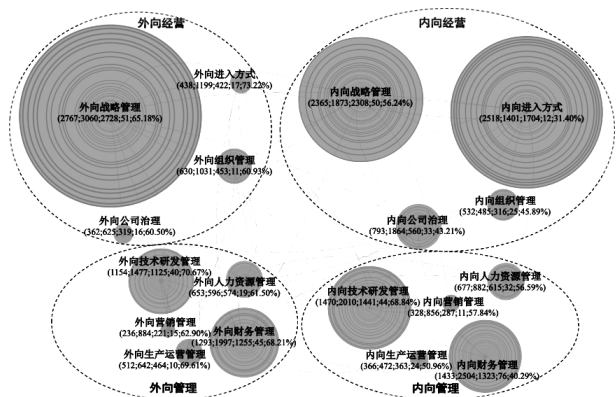


图3 中国国际企业管理理论体系类型和主题（一级、二级编码）图谱

注：1. 样本为 16 478 篇。2. 括号内数字分别是词频数、连线数、文献数量、关键词数量、被引率。3. 图中词频数共计 18 527。4. 对二级编码两两组合，运用 CiteSpace 进行关键词分析，设置时间跨度为 1979—2021，单个时间分区长度为 1（Slice Length = 1），节点类型为关键词，选择标准为 g -index ($k = 25$)，设定阈值为 (2, 2, 20) (4, 3, 20) (4, 3, 20)，经过关键词的合并和隐藏，得到各二级编码之间的连线数量，共计 11 929 条（单向统计）。

资料来源：通过 CiteSpace 软件绘制的编码结果。

理论起点、情境要素和学术需求不同,内向国际化更多响应实践政策需求,学理性研究和理论体系面临更大的挑战。

第五,各类型主题文献研究相互关联,经营管理二维支柱撑持系统化理论体系。连线反映各类型或主题之间的关联性。4大类型文献之间关联性伴随各个主题研究深化而出现,依次为内向管理与外向管理(1984年)、内向管理与内向经营(1985年)、内向经营与外向管理(1987)、内向经营与外向经营(1990年)、内向管理与外向经营(1991年)、外向经营与外向管理(1991年)。4大类型文献跨类型连线数量达8 156条(占比68.37%),内向管理与外向管理连线数量位居首位(2 166),内向经营与外向经营连线数量第二(1 614),经营、管理二维内部的关联性更强(占比31.69),远超内向、外向二维内部的关联性(占比17.09%)。从18个主题之间连线比较分析,外向战略管理分别与内向战略管理(连线数量503)、内向技术研发管理(480)和内向公司治理(416)等7个主题相互关联;内向财务管理分别与内向技术研发管理(543)、外向技术研发管理(435)和内向组织管理(302)等6个主题相互关联;内向技术研发管理分别与内向财务管理(543)、外向战略管理(480)和内向技术研发管理(246)等8个主题相互关联。与其他主题关联性最弱的三个主题分别是内向生产运营管理(472)、内向组织管理(485)和内向人力资源管理(596)。奠基于经营与管理二维支柱的4大类型18个主题文献关键词交织构筑了系统化理论体系。

第六,各个阶段各主题关键词进一步揭示了中国国际企业管理理论体系内容的重点,无论关键词相同还是相异,内向与外向的共同点在于研究都是为了中方利益,从中方视角研究中方面临的问题。基于18个主题阶段性关键词(图2),选择相应的代表性文献,对各主题内向国际化与外向国际化比较研究揭示其关键词指向的研究重点^①:(1)内向战略管理与外向战略管理均关注战略选择、跨文化管理及本土化战略,前者为三资企业战略选择类型(毛蕴诗和汪建成,2009^[30];李自杰等,2011^[31])、文化适应性(杜红和王重鸣,2001^[32])、本土化方式(卢新德,2004^[33]);后者为中国企业走出去战略选择(李

卓等,2006^[34];叶广宇等,2011^[35])和本土化策略(张竹等,2016^[36];田志龙等,2013^[37])。不同之处是前者关注企业社会责任状况(崔新健和张天桥,2008^[38]),后者关注海外竞争优势(王文超,2004^[39])。(2)内向进入方式与外向进入方式都聚焦并购,前者为在华并购现状(王菲,2018^[40];王国栋和陈丽珍,2005^[41]);后者为跨国并购方式(邓培林等,2003^[42]);张建红和周朝鸿,2010^[43])。不同之处是前者聚焦合资方式(张一等,2019^[44];侯德有,1985^[45]),后者聚焦战略联盟作用(李梅,2010^[46];王睿智等,2016^[47])和国际外包(顾磊,2013^[48])。(3)内向公司治理与外向公司治理都关切资本和股权安排,前者为中方控制权(罗正英,1999^[49])和股权地位(杨忠,2001^[50];张远等,2009^[51]);后者为海外融资(韩忠雪和朱荣林,2003^[52];张磊,2011^[53])和股权结构(朱勤,2003^[54];谢蓉莉,2004^[55];刘烨等,2021^[56])。(4)内向组织管理与外向组织管理都注重中方控制下的组织结构、母公司和子公司,前者为三资企业组织结构特点(林功实和饶美蛟,1987)^[57]及其内部控制问题(汪浩和朱国玮,2005^[58];邢彦玲,2006^[59];李自杰等,2010^[60]);后者为中国海外子公司类型(徐磊和倪大榕,2000^[61];关涛和薛求知,2012^[62];赵福厚,2004^[63])和趋势(张晓燕,2012^[64];陈福添,2006^[65])。(5)内向财务管理与外向财务管理都基于中方投资收益和内部财务控制,而关键词完全不同,前者焦点为适应会计和税收制度改革(莫启欧,1985^[66];王顺林,2001^[67])、外资企业避税问题(陈屹,2005^[68];黄炳艺等,2020^[69])及其财务内部控制(王海军,2011^[70])。后者焦点为资金管理(刘海云,1994^[71])、转移定价应用(潘向东和廖进中,2000^[72];杨遐,2001^[73])和风险管理重点(黄朴,2005^[74])。(6)内向人力资源管理与外向人力资源管理共同强调员工管理,前者为外资企业与国有企业员工管理比较(李培林,1997^[75];胡建新和莫希·巴奈,2002^[76]),后者为海外企业员工管理特点(臧振春和吴国蔚,2004^[77];林肇宏和张锐,2013^[78])。不同之处是强调人力资源本土化优势(王端旭和张小林,2003^[79];赵曙明等,2011^[80]);后者强调外派人员影响因素(邱立成和成泽宇,1999^[81];周燕华和崔新健,2012^[82])。(7)营

^① 代表性文献选择各主题被引量前5或高质量期刊补充,原则是多个阶段出现的关键词选择对应文献2篇,其余选择1篇;每个主题选择文献5篇左右。所选代表性文献被引量平均值24.68,远高于样本中9 466篇被引文献的平均值7.63。

销管理内向营销管理与外向营销管理都主要关注品牌、营销策略,不同的是前者更多倾向营销本土化、渠道和定价;后者关注消费者。前者突出营销本土化影响因素(梁西章,2007^[83])、渠道建立(薛求知和夏科家,1999^[84])及品牌策略(贾建忠和邵希娟,2006^[85];阎志军和尤宏兵,2001^[86]);后者突出消费者和营销策略的差异性(甘碧群和阎俊,2002^[87];吴晓云等,2009^[88];杨金凤,2001^[89]),以及品牌类型(范秀成和张彤宇,2003^[90])。(8)内向生产运营管理与外向生产运营管理重点都是生产制造、全球价值链和供应链管理,前者为跨国公司在华生产运营的成因(刘刚和李峰,2008^[91];邹昭晞,2003^[92];潘峰华和王缉慈,2010^[93])、发展(徐宏玲等,2010^[94])和影响(闫云凤,2020^[95]);后者为跨国公司全球生产布局的影响因素(胡颖,2001^[96];鄂立彬,2013^[97])和目的(王雷,2010^[98]);王霄宁,2008^[99];李兴厚和张红,2000^[100])。(9)内向技术研发管理与外向技术研发管理都重视研发、技术转移/知识转移,前者为外资研发中心效应(胡曙虹等,2015^[101];薛澜等,2002^[102])、技术转移途径(张莹和陈国宏,2001^[103];杜兰英和周静,2002^[104])及影响因素(崔新健和宫亮亮,2008^[105]),后者为研发技术优势来源(周伟,2006^[106];熊波和陈柳,2002^[107])及知识转移的影响因素(王清晓和杨忠,2005^[108];杜丽虹和吴先明,2013^[109])。

五、中国国际企业管理理论体系的情境

中国国际企业管理理论体系源于中国实践,文献文本嵌含中国情境要素。在Weber(1964)^[110]提出国家情境的概念基础上,Child(2000)^[111]进一步将国家情境划分为物质体系(经济因素和技术因素)、理念体系(文化宗教等各类价值观)、制度体系(政府和各种规则标准)。此处,采用文本分析法挖掘中国国际企业管理理论体系的情境要素,首先,根据中国情境定义和分类(何佳讯等,2021^[5];黄群慧,2018^[112]),确定中国情境相关搜索词;其次,对16478篇文献样本的关键词搜索筛选,获得149个情境关键词;最后,合并同义词或相似词后,共计23个情境关键词,涉及9种带有国际企业管理学科特点的情境要素,归类为政治情境、经济情境、社会文化情境、技术情境4个维度(表2)。

中国国际企业管理理论体系的情境或“中国性”越来越为研究者所重视。文献关键词包括情境关键词

表明研究清晰分析中国情境要素及其理论构面;摘要包含情境关键词表明研究意识到中国情境要素及其特殊性。统计显示,关键词包括情境关键词的文献共计4178篇(占比25.36%);关键词或摘要包含情境关键词的文献共计8015篇(占比48.64%)。若考虑文献数量的变化,两者总量都有明显增加;前者的占比总体呈现上升态势(图4),2018年占比达到44.41%,中国情境关注度不断增加。只有发现和解释“中国性”的独特之处才是新的知识(徐淑英和刘忠明,2004)^[113],情境要素纳入和分析不仅有助于国际学术前沿接轨和发声,而且更有利于中国国际企业管理理论体系的形成及其应用。针对4178篇文献文本系统性分析统计显示,中国国际企业管理理论体系的情境研究主要有以下特点:

表2 中国国际企业管理理论体系的情境汇总表

情境 (文献数量)	要素 (文献数量)	关键词
政治情境 (2079)	制度和体制(357)	社会主义;国家主权;改革;党建
	法规与政策(1722)	走出去;三资;一带一路
经济情境 (232)	经济转型(142)	外向型经济;市场化;国企改革
	经济发展(90)	国民经济;经济安全;GDP
社会文化情境 (1127)	国家文化(839)	文化差异;文化融合
	社会关系(224)	关系;劳动关系
	可持续发展(64)	生态环境;环境保护
技术情境 (740)	科技发展(637)	市场换技术;自主创新
	科技状况(103)	技术差距;科技成果

资料来源:基于Child(2000)^[111]、何佳讯等(2021)^[5];黄群慧(2018)^[112]等文献,通过16478篇文献文本分析获得。

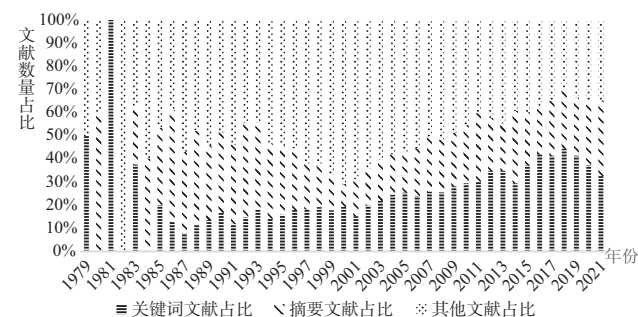


图4 中国国际企业管理文献中情境关键词呈现方式占比变化
资料来源:作者根据情境文献统计绘制。

第一,外向国际化研究更为重视中国情境,与国际学术对话中中国情境更显重要。关键词包括情境关键词的文献数量一定程度上反映了研究重视情境要素的程度。4大类型关键词包括情境关键词的文献数量(文献数量;出现年份;占比)依次为:外向经营(1439;1986;34.44%)、外向管理(1041;1983;

24.92%)、内向经营(856; 1981; 20.49%)、内向管理(842; 1979; 20.15%)。虽然从第一篇文献出现年份讲,经营晚于管理,外向国际化晚于内向国际化,但是从文献数量上看,经营多于管理;外向国际化多于内向国际化。

第二,政治情境是最为关注的情境维度,初现中国情境三维构面。情境维度按照文献数量(文献数量占比)排序依次为(表2):政治情境(49.76%)、社会文化情境(26.97%)、技术情境(17.71%)和经济情境(5.55%)。政治情境、社会文化情境和技术情境初步形成中国国际企业管理理论体系的情境三维构面。政治情境文献占比近一半,中国政治情境独特性引人关注;而经济情境文献占比非常有限,发展中国家与发达国家经济情境无疑存在着显著差异,中国经济情境个性有待引起重视。

第三,法规与政策是最为关注的情境要素,情境要素特质影响规范性学术语境的应用。情境要素按照文献数量排序依次为(表2)(出现年份;占比):法规与政策(1981; 41.22%)、国家文化(1989; 20.08%)、科技发展(1979; 15.25%)、制度和体制(1985; 8.54%)、社会关系(1990; 5.36%)、经济转型(1987; 3.40%)、科技状况(1990; 2.47%)、经济发展(1985; 2.15%)和可持续发展(1997; 1.53%)。各情境要素受关注度存在明显差异,中国情境三维构面内部情境要素亦不均衡,现有文献突出“法规与政策”而不是“经济发展”,除了“法规与政策”的情境重要性之外,其本身文本研究的便利性和规范性可能也是一个原因。不仅情境要素本身特质会影响其纳入研究框架,而且与情境要素相关学科的学术研究也直接影响其应用,情境要素规范的学术语境有助于纳入专业性研究框架。

第四,嵌含情境要素研究的文献主要集中于战略管理等少数主题,多数主题的情境要素研究有待强化。根据各情境要素文献数量按主题分布占比统计分析显示,政治情境与战略管理和财务管理相关度最高,其中,制度和体制前两位为内向财务管理(23.53%)和内向战略管理(11.48%);法规与政策前两位为外向战略管理(41.81%)和内向财务管理(17.65%)。经济情境与内向进入方式和内向战略管理相关度最高,其中,经济转型前两位为内向进入方式(26.06%)和内向战略管理(16.90%);经济发展前两位为内向战略管理(34.44%)和内向进入方式(26.67%)。社会文化情境要素与战略管理

相关度最高,除了社会关系与人力资源相关度最高,其中,国家文化前两位为外向战略管理(41.24%)和内向战略管理(38.14%);社会关系前两位为内向人力资源(20.98%)和内向战略管理(17.86%);可持续发展前两位为内向战略管理(54.69%)和内向战略管理(32.81%)。技术情境与技术研发管理相关度最高,其中,科技发展前两位为内向技术研发管理(54.47%)和内向技术研发管理(35.32%);科技状况前两位为内向技术研发管理(60.19%)和内向技术研发管理(23.30%)。总体上讲,内向国际化情境要素研究相对偏弱,存在缺口最多的是外向人力资源管理(未纳入经济转型、经济发展、可持续发展和科技状况情境要素)和内向营销管理(未纳入制度和体制、经济转型、可持续发展和科技发展情境要素)。

第五,嵌含情境要素研究的文献重点内容高度聚焦,各主题重点内容理论创新和本土化亟待加强。情境要素与关键词关联性反映了研究内容的重点和针对性。从情境要素文献数量按照531个关键词分布统计分析显示,9个情境要素分布于66个主要关键词(表1)的文献3187篇,占比76.28%;情境要素分布前两位的关键词14个(两个关键词文献数量占比大多数超过30%):合资、战略选择(外向)、战略选择(内向)、研发(内向)、研发(外向)、跨文化管理(内向)、跨文化管理(外向)、并购(内向)、员工管理(内向)、企业社会责任、会计、风险管理、技术创新、技术优势;少于5篇文献的关键词15个。情境要素关联关键词高度集中,部分研究重点尚未纳入情境要素。

通过文献文本分析表明,情境要素涉及关键词多为主题关键词研究起点或必备要素,诸如跨文化管理、战略选择、合资等。按照情境要素分布前两位的关键词分析(文献数量占比):(1)制度和体制前两位为会计(17.30%)和合资(10.38%),研究中外合资企业会计制度发展过程中政治环境的影响(栾甫贵,2008^[114]),规制型制度对合资企业战略突变的影响(李自杰等,2011^[31])。(2)法规与政策前两位为战略选择(外向)(30.96%)和风险管理(13.77%),研究走出去和一带一路背景下华商网络发展(范爱军和王建,2004^[115])、税收风险等(庞淑芬等,2017^[116])。(3)经济转型前两位为合资(17.48%)和战略选择(内向)(15.53%),研究引进外资推进国有企业改革(陈菲琼,1999^[117]),国

有企业与外资企业的制造业竞争力状况（何枫等，1999^[118]）。（4）经济发展前两位为战略选择（内向）（31.25%）和并购（内向）（18.75%），研究跨国公司投资对我国经济发展的影响（江小涓，2002^[119]），跨国公司并购与大型国有企业改革问题（陈佳贵和王钦，2003^[7]）。（5）国家文化前两位为跨文化管理（外向）（41.69%）和跨文化管理（内向）（38.55%），研究中国与一带一路沿线国家的文化差异（高臣和马成志，2015^[120]）；中外合资企业可通过文化整合解决跨文化冲突（刘璞和井润田，2006^[121]）。（6）社会关系前两位为员工管理（内向）（25.44%）和合资（8.28%），研究中国劳动者的权利保护（潘毅，2005^[122]），外商对华直接投资方式抉择的影响变量和框架（崔新健，2001^[123]）。（7）可持续发展前两位为企业社会责任（36.36%）和外向战略选择（25.45%），研究跨国公司对待环境问题的态度和行为（薛求知和高广阔，2004^[124]），跨国公司对全球生态环境与可持续发展的影响（王葆青，2002^[125]）。（8）科技发展前两位为技术创新（12.86%）和研发（外向）（13.20%），研究我国高技术产业 FDI 强度与自主创新效率（邓路和高连水，2009^[126]），中国跨国公司创新竞争力的提升问题（王勇和杜德斌，2007^[127]）。（9）科技状况前两位为研发（内向）（12.90%）和技术优势（11.29%），研究跨国公司研发投资对我国区域经济技术效率水平的影响（周春应，2009^[128]），中国企业走出去的技能偏向性技术进步（沈春苗和郑江淮，2019^[129]）。高质量嵌含情境的本土研究会丰富全球的国际企业管理知识，考虑中国管理学学科历经吸收、应用和本土化三个发展阶段，中国国际企业管理理论研究主体文献处于应用阶段，少数前沿研究开始步入本土化或创新阶段。

六、结论与展望

伴随中国改革开放进程应运而生的中国企业国际化，由始至终得到学术界的高度关注，学者们多年有益探索的结晶集成中国国际企业管理理论体系。我们首次基于演化、内容、情境三个维度系统性研究中国

国际企业管理学术文献，揭示出中国国际企业管理学术研究发展的内在规律，对已有学术文献做出比较全面的阶段性总结，史海钩沉中国国际企业管理理论体系构架。通过上述研究得到如下主要结论：

第一，中国国际企业管理理论适应中国企业国际化实践需求而演化发展，由内向国际化到外向国际化面临不同挑战。学术研究焦点、主题到类型逐层逐渐递增丰富。

第二，跨学科融合的中国国际企业管理理论体系雏形可见，体系构架元素相互关联支撑，各类型研究趋于均衡与各主题不均衡并存，存在诸多学术间隙和盲点。

第三，中国国际企业管理理论体系聚焦于中国企业实践痼疾，以知识应用破解问题为主，理论创新或本土化仍然匮乏，各主题学理性研究不均衡。

第四，中国国际企业管理理论情境要素带有学科特点，由政治情境、社会文化情境和技术情境三维构面为主，政治情境位居统领。情境要素纳入研究框架多限于主题焦点研究起点或必备要素，尚未成为理论创新或本土化的普遍基石。情境要素的探索与明确有助提升研究的学术价值及其国际话语范围。

我们从对这一课题的研究及其结论可以得到以下重要启示：中国国际企业管理理论体系建构任重道远，从理论吸收、应用到创新，应该更加注重学理性研究和基础理论研究。国际实务和学术对话平台需要通行术语，中国国际企业管理理论为世界各国所理解尤为重要，不仅要填补营销管理等薄弱主题及诸多学术间隙，而且要基于全球治理规则变化规律，重视情境要素的特殊性与普遍性研究，加强国际企业管理一般性规律探理，扩大中国企业国际舞台话语权。

展望未来研究，一方面横向拓宽，将中国国际企业管理理论体系与国际前沿理论比较分析，进一步挖掘和明确中国理论创新和特色；另一方面纵向深化，系统性研究代表性文献文本，归纳提炼观点和理论，丰富中国国际企业管理理论体系。面临当今全球治理体系大变革之际，中国企业国际化迫切需要更强有力的理论支撑，因此，既要强化现有薄弱主题学术研究，又要加强破解实践新命题的新理论。

参考文献

- [1] 国家统计局. 中华人民共和国 2020 年国民经济和社会发展统计公报 [EB/OL]. (2021-02-28) [2021-09-30]. http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202102/t20210227_1814154.html.

- [2] 中华人民共和国商务部, 国家统计局, 国际外汇管理局. 2020年度中国对外直接投资统计公报 [R]. 北京: 中国商务出版社; 2021: 7-20.
- [3] 财富中文网. 2021年《财富》世界500强排行榜 [EB/OL]. (2021-08-02) [2021-12-23]. https://www.fortunechina.com/fortune500/c/2021-08/02/content_394571.htm.
- [4] 周轩, 章小童. 中国工商管理研究的贡献、创新及愿景评价——基于《南开管理评论》刊文/投稿的文献计量与专业聚焦分析 [J]. 南开管理评论, 2018 (6): 4-11.
- [5] 何佳讯, 葛佳焯, 张凡. 中国学者管理学研究的世界贡献: 国际合作、前沿热点与贡献路径——基于世界千种管理学英文期刊论文(2013—2019年)的定量分析 [J]. 管理世界, 2021 (9): 36-67.
- [6] 崔新健. FDI微观理论: OL模型 [J]. 管理世界, 2001 (3): 147-153.
- [7] 陈佳贵, 王钦. 跨国公司并购与大型国有企业改革 [J]. 中国工业经济, 2003 (4): 30-36.
- [8] 崔新健, 欧阳慧敏. 中国培育具有全球竞争力的世界一流企业: 进展、差距和策略 [J]. 经济学动态, 2020 (5): 28-40.
- [9] 崔新健, 章东明. 跨国研发中心逆向技术流动绩效的影响因素——基于系统动力学的建模与仿真研究 [J]. 南开管理评论, 2020 (3): 109-120.
- [10] 高振, 江若尘. 跨国公司国际市场建立模式研究综述: 1980~2013 [J]. 经济管理, 2014 (7): 176-187.
- [11] Dunning J H. The Multinational Enterprise [M]. London: George Allen & Unwin Ltd, 1971.
- [12] 哈罗德·孔茨, 西里尔·奥唐奈等著. 管理学 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 1987.
- [13] Coase R H. The Nature of the Firm [J]. *Economica*, 1937, 4 (16): 386-405.
- [14] 刘源张. 关于管理科学的几点思考 [J]. 决策借鉴, 1995 (5): 2-5.
- [15] Norder K A, Sullivan D P, Emich K J, et al. Reanchoring the Ontology of International Business [J]. *Academy of Management Perspectives*, 2021, 35 (2): 314-323.
- [16] 赵纯均. 工商管理研究备要——现状、趋势和发展思路 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2004: 15-16.
- [17] Lee T W. Using Qualitative Methods in Organizational Research [M]. 北京: 北京大学出版社, 2014.
- [18] 陈向明. 扎根理论的思路和方法 [J]. 教育研究与实验, 1999 (4): 58-63.
- [19] Woods M, Paulus T, Atkins D, et al. Advancing Qualitative Research Using Qualitative Data Analysis Software (QDAS)? Reviewing Potential Versus Practice in Published Studies Using ATLAS.ti and NVivo, 1994-2013 [J]. *Social Science Computer Review*, 2015, 34 (5): 597-617.
- [20] 潘虹, 唐莉. 质性数据分析工具在中国社会科学中的应用——以 NVivo 为例 [J]. 数据分析与知识发现, 2020 (1): 51-62.
- [21] 郭瑞, 王梅, 马韶君. 专业硕士生关系的归因分析——基于 NVivo11 的质性研究 [J]. 高教探索, 2018 (9): 86-91.
- [22] 孟利艳. 青年网络混合型抗争的运作逻辑——一项基于 NVivo11.0 的扎根理论研究 [J]. 中国青年研究, 2017 (4): 65-73.
- [23] 范培华, 高丽, 侯明君. 扎根理论在中国本土管理研究中的运用现状与展望 [J]. 管理学报, 2017 (9): 1274-1282.
- [24] 崔新健, 欧阳慧敏. 第十五章国际企业管理 [M] // 黄群慧. 新中国管理学研究 70 年. 北京: 中国社会科学出版社, 2020: 542-543.
- [25] Shen Z, Puig F, Paul J. Foreign Market Entry Mode Research: A Review and Research Agenda [J]. *The International Trade Journal*, 2017, 31 (5): 429-456.
- [26] 中国企业管理百科全书编辑委员会, 中国企业管理百科全书编辑部. 中国企业管理百科全书合订本 [M]. 北京: 企业管理出版社, 1990.
- [27] 胡雅萍, 刘千里, 何菊香. 决策失误防范中的情报介入影响因素研究——基于 NVivo 11 的质性分析 [J]. 图书情报工作, 2019 (11): 80-87.
- [28] 杜亚灵, 孙娜. PPP 项目中私人部门公平感知的构念及其结构维度: 基于扎根理论的探索性研究 [J]. 科技管理研究, 2016 (16): 201-208.
- [29] 沈玖玖, 王志远, 戴家武, 等. 基于扎根理论的科研数据需求及影响因素分析 [J]. 情报杂志, 2019 (4): 175-180.
- [30] 毛蕴诗, 汪建成. 在华跨国公司战略选择与经营策略问题研究 [J]. 管理科学学报, 2009 (2): 117-125.
- [31] 李自杰, 李毅, 刘畅. 制度环境与合资企业战略突变: 基于 788 家中小中外合资企业的实证研究 [J]. 管理世界, 2011 (10): 84-93.
- [32] 杜红, 王重鸣. 外资企业跨文化适应模式分析: 结构方程建模 [J]. 心理科学, 2001 (4): 415-417.
- [33] 卢新德. 跨国公司本土化战略与我国产业安全 [J]. 世界经济与政治论坛, 2004 (3): 30-35.
- [34] 李卓, 刘杨, 陈永清. 发展中国家跨国公司的国际化战略选择: 针对中国企业实施“走出去”战略的模型分析 [J]. 世界经济, 2006 (11): 11-22.
- [35] 叶广宇, 姚化伟, 乔金晶. 资源、成长性与中国跨国公司海外非市场战略 [J]. 管理学报, 2011 (3): 380-387.
- [36] 张竹, 谢绚丽, 武常岐, 等. 本土化还是一体化: 中国跨国企业海外子公司网络嵌入的多阶段模型 [J]. 南开管理评论, 2016 (1): 16-29.
- [37] 田志龙, 熊琪, 蒋倩, 等. 跨国公司中中国员工面临的跨文化沟通挑战与应对策略 [J]. 管理学报, 2013 (7): 1000-1015.
- [38] 崔新健, 张天桥. 推进在华跨国公司社会责任前行的障碍——基于在华中外资企业社会责任现状的比较 [J]. 社会科学, 2008 (10): 56-65.
- [39] 王文超. 中国企业国际化战略研究 [J]. 经济问题探索, 2004 (2): 46-48.

- [40] 王菲. 跨国公司在华并购影响因素的实证分析 [J]. 统计与决策, 2018 (23): 185-188.
- [41] 王国栋, 陈丽珍. 跨国公司在华并购的现状分析与对策建议 [J]. 国际贸易问题, 2005 (9): 77-81.
- [42] 邓培林, 武振业, 赵淑玲. 中国跨国公司并购发展分析与对策 [J]. 财经科学, 2003 (S1): 333-335.
- [43] 张建红, 周朝鸿. 中国企业走出去的制度障碍研究——以海外收购为例 [J]. 经济研究, 2010 (6): 80-91.
- [44] 张一, 柳春, 魏响妍, 等. 制度距离如何影响 FDI 进入模式选择——来自工业企业的证据 [J]. 国际经贸探索, 2019 (8): 67-83.
- [45] 侯德有. 合资企业组织结构探讨 [J]. 经济问题探索, 1985 (11): 77.
- [46] 李梅. 企业战略联盟: 我国企业“走出去”的必然选择 [J]. 宏观经济管理, 2010 (10): 53-54.
- [47] 王睿智, 许晖, 张海军. 基于功能域和结构域双重视角的国际企业联盟网络演进机制 [J]. 管理学报, 2016 (1): 18-28.
- [48] 顾磊. 产品内贸易、市场结构与福利效应: 跨国公司海外扩张模式的解读 [J]. 国际贸易问题, 2013 (3): 104-114.
- [49] 罗正英. 论三资企业资本结构的变动 [J]. 经济科学, 1999 (1): 59-66.
- [50] 杨忠. 跨国公司控制合资企业的股权控制方式研究 [J]. 南京大学学报 (哲学·人文科学·社会科学版), 2001 (5): 136-144.
- [51] 张远, 李丹, 井润田. 中国大陆地区合资企业股权结构影响因素的实证研究 [J]. 管理学报, 2009 (4): 506-512.
- [52] 韩忠雪, 朱荣林. 跨国公司国际化经营与债务融资成本 [J]. 外国经济与管理, 2003 (11): 12-16.
- [53] 张磊. 国际税收影响跨国公司资本结构选择的理论研究 [J]. 中南财经政法大学学报, 2011 (2): 35-41.
- [54] 朱勤. 基于权衡模型的跨国公司资本结构的决定因素分析 [J]. 财经科学, 2003 (S1): 399-401.
- [55] 谢蓉莉. 对外直接投资合资企业中的股权比例及控制问题 [J]. 经济论坛, 2004 (13): 43-44.
- [56] 刘焯, 宫靖雯, 于涛, 等. 民营跨国企业治理结构对绩效的影响——基于企业经营区域市场多元化的调节作用 [J]. 东北大学学报 (自然科学版), 2021 (2): 290-299.
- [57] 林功实, 饶美蛟. 对深圳合资企业组织结构的研究 [J]. 经济管理, 1987 (3): 51-53.
- [58] 汪浩, 朱国玮. 管理控制权与学习效率——三星一科宁合资企业案例分析 [J]. 经济管理, 2005 (10): 76-84.
- [59] 邢彦玲. 跨国公司在华子公司自主权影响因素的理论探讨 [J]. 当代亚太, 2006 (11): 22-25.
- [60] 李自杰, 李毅, 曾巍, 等. 管理控制与合资企业绩效: 信任与沟通的调节作用 [J]. 经济科学, 2010 (5): 92-101.
- [61] 徐磊, 倪大榕. 信息经济时代跨国公司组织变革与发展 [J]. 南京社会科学, 2000 (11): 11-15.
- [62] 关涛, 薛求知. 中国本土跨国企业组织结构优化设计框架 [J]. 科学学研究, 2012 (6): 877-885.
- [63] 赵福厚. 跨国公司母子公司关系中自治权的确定性研究 [J]. 南开管理评论, 2004 (5): 106-111.
- [64] 张晓燕. 跨国公司子公司自主性活动研究——从有限理性角度的分析 [J]. 管理评论, 2012 (1): 26-31.
- [65] 陈福添. 跨国公司子公司定位研究——从科层范式到网络范式的演化 [J]. 中国工业经济, 2006 (1): 64-71.
- [66] 莫启欧. 中外合资企业会计制度与国营企业会计制度有何不同 [J]. 财会通讯, 1985 (11): 71-72.
- [67] 王顺林. 外商投资企业转让定价的动机分析 [J]. 世界经济文汇, 2001 (4): 71-73.
- [68] 陈屹. 中国外资企业转让定价影响因素的分析 [J]. 财经研究, 2005 (7): 91-99.
- [69] 黄炳艺, 林嘉伟, 王艳艳. 资本弱化税制与外资企业税收规避行为研究 [J]. 管理科学学报, 2020 (4): 38-54.
- [70] 王海军. 外资企业财务内部控制规范化管理评价之我见 [J]. 中国总会计师, 2011 (3): 94-95.
- [71] 刘海云. 我国跨国企业的财务战略 [J]. 国际经贸研究 (天津外贸学院学报), 1994 (2): 36-37.
- [72] 潘向东, 廖进中. 论我国跨国公司采用转让定价策略 [J]. 国际贸易问题, 2000 (10): 48-51.
- [73] 杨退. 我国跨国企业实施转移定价策略分析 [J]. 国际贸易问题, 2001 (1): 46-49.
- [74] 黄朴. 浅议企业海外经营政治风险管理——从中国企业“走出去”看海外经营政治风险规避 [J]. 经济问题探索, 2005 (1): 27-29.
- [75] 李培林. 中日企业职工劳动意识的比较研究——对北京三家不同产权企业的调查 [J]. 管理世界, 1997 (1): 197-203.
- [76] 胡建新, 莫希·巴奈. 中国国有企业和中外合资企业中的领导风格及异化: 比较与启示 [J]. 南开管理评论, 2002 (6): 9-13.
- [77] 臧振春, 吴国蔚. 国际企业人才甄选方法的研究 [J]. 管理科学, 2004 (6): 87-91.
- [78] 林肇宏, 张锐. 中国跨国企业人力资源管理模式及实践研究——基于深圳 5 家高科技企业的案例分析 [J]. 宏观经济研究, 2013 (2): 97-104.
- [79] 王端旭, 张小林. 跨国公司人力资源本地化的环境分析和模式选择 [J]. 经济管理, 2003 (4): 55-59.
- [80] 赵曙明, 高素英, 耿春杰. 战略国际人力资源管理与企业绩效关系研究——基于在华跨国企业的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2011 (1): 28-35.
- [81] 邱立成, 成泽宇. 跨国公司外派人员管理 [J]. 南开管理评论, 1999 (5): 9-13.
- [82] 周燕华, 崔新健. 员工社会网络对外派适应的影响及文化距离的调节效应——基于中国跨国公司外派人员的实证研究 [J]. 河北经贸大学学报, 2012 (5): 71-75.
- [83] 梁西章. 跨国公司全球营销策略与在华营销活动研究 [J]. 商业研究, 2007 (3): 129-133.
- [84] 薛求知, 夏科家. 跨国公司在华营销渠道策略的新理念 [J]. 国际贸易问题, 1999 (10): 31-35.
- [85] 贾建忠, 邵希娟. 跨国公司对中方品牌的“饥饿”策略及其危害 [J]. 经济管理, 2006 (13): 15-17.
- [86] 阎志军, 尤宏兵. 跨国公司对华投资的品牌策略及我国的对策 [J]. 中国软科学, 2001 (9): 27-31.

- [87] 甘碧群, 阎俊. 谈跨国公司的全球品牌战略 [J]. 财贸研究, 2002 (4): 54-57.
- [88] 吴晓云, 李海廷, 张峰. 服务型跨国公司全球营销战略差异研究——基于行业的比较 [J]. 山西财经大学学报, 2009 (12): 56-62.
- [89] 杨金凤. “先出售、后生产”, 拓展跨国经营——中美知名企业“走出去”的营销策略与理念创新 [J]. 国际贸易问题, 2001 (2): 38-42.
- [90] 范秀成, 张彤宇. 论跨国公司的联合品牌战略 [J]. 外国经济与管理, 2003 (9): 2-6.
- [91] 刘刚, 李峰. 跨国公司在华竞争战略演变驱动力及实现路径——基于供应链管理的视角 [J]. 中国工业经济, 2008 (6): 99-107.
- [92] 邹昭晞. 跨国公司生产采购基地的转移与北京市对策研究 [J]. 北京社会科学, 2003 (2): 22-27.
- [93] 潘峰华, 王缉慈. 从“被动嵌入”到供应链园区投资: 外商直接投资的新模式? [J]. 中国软科学, 2010 (3): 95-102.
- [94] 徐宏玲, 马长海, 李双海. 跨国企业本地化与非市场策略——兼论中国供应链本质 [J]. 中国工业经济, 2010 (3): 86-96.
- [95] 闫云凤. 中国内资和外资企业在全价值链中的嵌入位置与演进路径研究——基于行业数据的测度 [J]. 上海财经大学学报, 2020 (3): 3-18.
- [96] 胡颖. 跨国公司生产分布决策的影响因素分析 [J]. 国际贸易问题, 2001 (10): 47-50.
- [97] 鄂立彬. 全球价值链视角下我国企业“走出去”战略思考 [J]. 国际贸易, 2013 (5): 29-32.
- [98] 王雷. 全球价值链框架下跨国公司的“纵向控制”策略及突破路径研究——以晋江鞋业集群为例 [J]. 经济体制改革, 2010 (5): 62-66.
- [99] 王霄宁. 基于物流供应链的跨国公司模块化经营 [J]. 中央财经大学学报, 2008 (7): 78-81.
- [100] 李兴厚, 张红. 跨国公司竞争新战略——供应链管理 [J]. 商业研究, 2000 (4): 37-39.
- [101] 胡曙虹, 杜德斌, 肖刚, 等. 跨国公司在华研发对本土创新机构知识溢出效应的实证研究——基于合作创新的视角 [J]. 软科学, 2015 (10): 10-15.
- [102] 薛澜, 沈群红, 王书贵. 全球化战略下跨国公司在华研发投资布局——基于跨国公司在华独立研发机构行业分布差异的实证分析 [J]. 管理世界, 2002 (3): 33-42.
- [103] 张莹, 陈国宏. 跨国公司在华的技术转移问题及对策分析 [J]. 科技进步与对策, 2001 (3): 131-133.
- [104] 杜兰英, 周静. 论跨国公司在发展中东道国的技术溢出效应 [J]. 国际贸易问题, 2002 (7): 53-57.
- [105] 崔新健, 宫亮亮. 跨国公司在华选择高校 R&D 合作伙伴的影响因素 [J]. 中国软科学, 2008 (1): 34-40.
- [106] 周伟. 我国跨国公司技术优势的来源 [J]. 科学学研究, 2006 (2): 216-221.
- [107] 熊波, 陈柳. 跨国公司 R&D 国际化趋势及其对中国跨国公司的启示 [J]. 研究与发展管理, 2002 (3): 1-5.
- [108] 王清晓, 杨忠. 跨国公司母子公司之间的知识转移研究: 一个情境的视角 [J]. 科学学与科学技术管理, 2005 (6): 81-86.
- [109] 杜丽虹, 吴先明. 吸收能力、制度环境与跨国公司逆向知识转移——基于中国海外投资企业的问卷调研 [J]. 科学学研究, 2013 (4): 596-604.
- [110] Weber M. The Theory of Social and Economic Organization [M]. New York: Free Press, 1964.
- [111] Child J. Theorizing about Organization Cross-nationality [M]//Cheng J L, Peterson R B. Advances in International Comparative Management. Greenwich, CT: JAI Press, 2000.
- [112] 黄群慧. 改革开放四十年中国企业管理学的发展——情境、历程、经验与使命 [J]. 管理世界, 2018 (10): 86-94.
- [113] 徐淑英, 刘忠明. 中国企业管理的前沿研究 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2004.
- [114] 栾甫贵. 中外合资企业会计制度的历史贡献及其启示 [J]. 审计与经济研究, 2008 (6): 5-9.
- [115] 范爱军, 王建. 融入华商网络——我国中小企业“走出去”的一条捷径 [J]. 国际贸易问题, 2004 (1): 81-85.
- [116] 庞淑芬, 王文静, 黄静涵. “一带一路”下我国企业“走出去”的税收风险解析 [J]. 国际税收, 2017 (1): 56-61.
- [117] 陈菲琼. 引进外资改造国有企业的实证分析——浙江省两家合资企业的案例调查 [J]. 经济问题探索, 1999 (6): 34-36.
- [118] 何枫, 冯宗宪, 陈荣. 国有企业与外资企业制造业竞争力的比较研究 [J]. 中国软科学, 1999 (9): 93-96.
- [119] 江小涓. “引进来”: 跨国公司的投资及其对我国经济发展的影响 [J]. 求是, 2002 (10): 46-48.
- [120] 高臣, 马成志. “一带一路”战略下中国企业“走出去”的跨文化管理 [J]. 中国人力资源开发, 2015 (19): 14-18.
- [121] 刘璞, 井润田. 中外合资企业的跨文化冲突研究 [J]. 管理学报, 2006 (1): 113-116.
- [122] 潘毅. 全球化工厂体制与“道德理念重构”——跨国公司生产守则与中国劳动关系 [J]. 开放时代, 2005 (2): 108-125.
- [123] 崔新健. 外商对华直接投资方式的决策模型 [J]. 经济管理, 2001 (20): 65-71.
- [124] 薛求知, 高广阔. 跨国公司生态态度和绿色管理行为的实证分析——以上海部分跨国公司为案例 [J]. 管理世界, 2004 (6): 106-112.
- [125] 王葆青. 跨国公司对全球生态环境与可持续发展的影响 [J]. 理论前沿, 2002 (17): 13-15.
- [126] 邓路, 高连水. FDI 强度与自主创新效率——基于我国高技术产业的面板数据 [J]. 经济与管理研究, 2009 (4): 20-24.
- [127] 王勇, 杜德斌. 自主创新战略下的中国跨国公司崛起 [J]. 国际经济合作, 2007 (1): 22-27.
- [128] 周春应. 跨国公司 R&D 投资对技术效率的影响——基于中国省级数据的实证检验 [J]. 科技管理研究, 2009 (12): 107-109.
- [129] 沈春苗, 郑江淮. 中国企业“走出去”获得发达国家“核心技术”了吗? ——基于技能偏向性技术进步视角的分析 [J]. 金融研究, 2019 (1): 111-127.

大数据分析能力影响制造企业服务化绩效机理探究

Research on the Influence Mechanism of Big Data Analytics Capabilities on Manufacturing Firms' Servitization Performance

冯文娜 马佳琪

FENG Wen-na MA Jia-qi

[摘要] 大数据分析能力提升制造企业服务化绩效的机理在于“精益共创”，即成本降低与价值增值的同时实现。笔者使用321份制造企业问卷调查数据，在以结构方程模型检验包含大数据分析技术能力、管理能力和人才能力在内的大数据分析能力对制造企业服务化财务绩效与非财务绩效影响的基础上，进一步验证IT与业务战略匹配在此影响过程中的调节作用。研究发现，制造企业服务化财务绩效与非财务绩效均随着大数据分析技术能力、管理能力和人才能力的提高而提高；随着IT与业务战略匹配程度的加深，大数据分析能力与制造企业服务化绩效间的正向关系被加强；大数据分析能力对制造企业服务化绩效的直接作用及IT与业务战略匹配的调节作用不受制造企业IT投资优先权与IT角色定位的影响。本研究探讨了大数据分析能力影响制造企业服务化绩效的内在机理，所得结论拓展了数字经济、价值共创理论的研究边际，丰富了服务化研究的现有文献，为制造企业通过数字化促进服务化提供了理论依据。

[关键词] 大数据分析能力 服务化绩效 IT与业务战略匹配 价值共创

[中图分类号] F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 02-0116-13

Abstract: The mechanism of big data analytics capabilities improving the servitization performance of manufacturing enterprises is that the application of big data analysis capabilities can reduce the cost of value co-creation while enabling customers to obtain more value. By using questionnaire survey, 321 manufacturing enterprises selected. This research try to use SEM to verify the positive impact of big data analytics technology capability, big data analytics management capability and big data analytics talent capability on the servitization performance, and try to find the moderator effect by investigating IT-business strategic alignment. The study proves the positive impact of big data analytics capabilities on the servitization performance of manufacturing enterprises and the positive moderating effect of IT-business strategic alignment. Further heterogeneity analysis shows that the direct effect of big data analytics capabilities on the servitization performance of manufacturing enterprises and the moderator effect of IT-business strategic alignment are not affected by IT investment priorities and IT role. This research explores the mechanism of big data analytics capabilities affecting the servitization performance of manufacturing enterprises, and the conclusions drawn expand the research margins of digital economy and value co-creation theory, enrich the existing literature in the field of servitization, and provides a theoretical basis for manufacturing enterprises to promote servitization through digitalization.

Key words: Big data analytics capability Servitization performance IT-business strategic alignment Value co-creation

[收稿日期] 2021-10-29

[作者简介] 冯文娜，女，1979年3月生，山东大学管理学院副教授，管理学博士，主要研究方向为企业成长与产业组织；马佳琪，女，1996年1月生，山东大学管理学院硕士研究生，研究方向为企业成长与产业组织。本文通讯作者为冯文娜，联系方式为 feng-wenna0310@163.com。

[基金项目] 国家哲学社会科学基金重大招标课题“‘两业’融合推动中国制造业高质量发展研究”（项目编号：20&ZD083）。

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

大数据中蕴藏着制造企业提供新服务、创造新收入来源的服务化转型机会。制造企业通过开发大数据分析能力可以感知和抓住服务化转型机会,并彻底改变其服务体系(Akter等,2020^[1]),提高服务化绩效。学术界对大数据分析能力的内涵已形成基本共识,即企业利用数据基础设施、数据管理和人才对大数据进行深度分析,进而形成商业洞见能力。部分学者基于企业能力理论,探讨了大数据分析能力对制造企业绩效提升的意义。其中,Paschou等(2020)^[2]认为大数据分析能力是制造企业释放大数据信息价值与决策价值的关键;Mikalef等(2017)^[3]也认为大数据可以赋能企业价值创造的根本原因在于大数据分析能力。但是,对于大数据分析能力是如何提升制造企业服务化绩效这一具体问题尚未有定论。一方面是因为能力并不必然与绩效正相关,另一方面则是因为服务化绩效不同于一般的企业绩效,其反映了制造企业服务化转型在财务上与市场上所取得的成绩。换言之,服务化的特殊性决定了大数据分析能力对其绩效的影响机理的独特性,这一影响机理需要揭示大数据分析能力对服务化这一特定战略的价值。基于此,本文应用精益共创的理论观点,探讨大数据分析能力影响制造企业服务化绩效的机理,并通过实证分析来检验大数据分析能力影响制造企业服务化绩效之精益共创机理是否会受到IT与业务战略匹配的影响。

二、理论分析与研究假设

近年来,大数据的生成与开发已贯穿于产品服务设计、生产、交付和维护的各个环节,也改写着服务化的组织流程(Opresnik和Taisch,2015^[4]),因而企业需要培育和发展一套能够利用大数据的能力与惯例。服务化被证明是一个数据密集的过程,制造企业重构制造与服务体系需要解决能力与价值创造活动不匹配的问题,大数据分析能力会以降低成本、提升效率与价值增值的精益逻辑影响制造企业服务化价值共创的效率与效果(Coreynena等,2017^[5])。大数据分析能力(Big Data Analytics Capabilities,简称BDAC)是企业利用数据基础设施、数据管理和人才对大数据进行深度分析形成商业洞见的能力(Akter等,2016^[6])。具备大数据分析能力的制造企业不仅可以

需求响应时间以及发现新的盈利机会(Ardolino等,2018^[7]),还可以通过关键业务流程的数字化与供应链的协同管理提高产品服务的生产交付效率(Yu等,2021^[8]),甚至发现新的价值创造机会。可见,大数据分析能力赋予了制造企业降低成本、提高用户价值的力量,即大数据分析能力推动服务化绩效提升的深层原因是精益共创。精益共创(Lean Co-creation)是满足精益原则的价值共创(Shrivastava等,2018^[9]),制造企业服务化则是以客户需求为导向,通过与利益相关者共创产品和服务完成用户价值创造的战略变革。

大数据分析能力驱动服务化绩效提升是存在情景效应的。Vidgen等(2017)^[10]指出,缺乏数字基因的制造企业想要成为数据驱动型的组织不仅需要技术支持,还应使数字技术与业务战略保持一致。这就要求IT部门与业务部门彼此关联,以协同为导向通过彼此间的相互配合与相互协调来达成流程和行动上的适应与匹配,同时,IT管理人员和业务管理人员也需要对战略目标与战略执行手段达成共识(Reich和Benbasat,2000^[11])。IT战略与业务战略保持一致可以提高IT资源的使用效率(Akter等,2019^[12]),相反,二者之间的错位则可能导致资源的浪费、IT计划的失效以及不利的财务结果(Chebroly和Ness,2013^[13])。可见,IT与业务战略匹配从消除能力应用的阻碍与方向引导两方面影响着精益共创的效率与效果。

综上,大数据分析能力通过构建数字链接、改进流程效率、为价值共创提供便利等推进着制造企业以低成本、高效率对市场需求进行挖掘与快速响应,在增强决策科学性、及时性的基础上促进用户价值的提升。即精益导向的用户价值共创是大数据分析能力提升制造企业服务化绩效的内在原因。但是,制造企业服务化绩效不止取决于大数据分析能力的强弱,还与大数据分析能力应用的方向及程度有关,这就要求IT战略与业务战略的适度匹配。

(一) 大数据分析技术能力对制造企业服务化绩效的影响

借鉴Akter(2016)^[6]和Wamba等(2017)^[14]对大数据分析能力的界定,大数据分析能力由大数据分析技术能力、大数据分析管理能力以及大数据分析人才能力构成。大数据分析技术能力(Big Data Analytics Technology Capability,简称TEC)是指企业通过构建大数据分析平台等IT基础设施,对外链接用

户与供应链伙伴,对内链接各部门的能力(Hossain等,2021^[15];Arunachalam等,2018^[16])。制造企业服务化绩效的提升主要表现为盈利状况、市场占有率等财务绩效的增长,以及顾客满意度、忠诚度、市场口碑等非财务绩效的改善(Tian等,2012^[17],Storey和Kelly,2001^[18])。大数据分析技术能力通过实现精益求精来改善制造企业的服务化绩效。一方面,链接内外部的数据平台的构建为制造企业快速精准响应用户需求提供了便利,从而缩短了企业响应市场的周期,提高了资源使用效率,同时,为大数据的转售与再利用创造了可能(Opresnik和Taisch,2015^[4])。简言之,构建数据平台可以产生精益效应,有利于制造企业节省时间成本、降低资源浪费,并为之创造新的收入来源,从而对服务化绩效产生积极作用。另一方面,数字平台的链接功能使处于分离状态的企业、用户与供应商转变为频繁互动的合作者,同时,数字平台的系统协同功能使得制造企业可通过平台完成资源的接入、获取与整合。价值共创参与者在互动中对新产品服务机会的发现,以及创新资源在合作网络中的获取与整合,都得益于数据平台的搭建(Akter等,2020^[11])。因此,制造企业大数据分析技术能力越强,越可以获得可观的盈利与高市场份额(Yadegari-dehkordi等,2018^[19]),增强用户对企业的认同感与忠诚度、提高顾客保有率(Hsueh和Li,2010^[20])。基于此提出假设H1。

H1a: 大数据分析技术能力正向影响制造企业服务化财务绩效。

H1b: 大数据分析技术能力正向影响制造企业服务化非财务绩效。

(二) 大数据分析管理能力对制造企业服务化绩效的影响

大数据分析管理能力(Big Data Analytics Management Capability,简称MC)是指对包括大数据计划、大数据投资与大数据模块协调控制在内的大数据流程管理能力(Vidgen等,2017^[10])。其对服务化绩效的影响表现在投资决策、生产运营和组织协调等方面的效率、效益提升,即大数据分析管理能力通过对价值共创大数据流程的精益化改造来改善服务化绩效。首先,大数据分析管理能力对大数据资源使用的合理计划是制造企业以数据驱动业务的前提,是以科学规划提升服务化绩效的效率门槛(Akter等,2020^[11])。其次,高效的数字化投资改变了制造企业

业务流程弹性,使得业务流程高度数字化与智能化,在降低生产成本的同时实现个性化产品服务的提供(陈剑等,2020^[21])。再次,将来自用户、供应链与企业内部各部门的大数据进行跨模块的同步分析,在对各模块数据进行整合利用的基础上实现信息流、物流与资金流的优化与整合(杨善林和周开乐,2015^[22]),可以提升制造企业围绕用户需求提供解决方案的效率与效果。此外,大数据分析管理能力强的企业,更善于利用大数据对用户痛点需求进行精准靶向决策(Ferraris等,2019^[23]),进而带来顾客满意度和忠诚度的改善。基于此,提出假设H2。

H2a: 大数据分析管理能力正向影响制造企业服务化财务绩效。

H2b: 大数据分析管理能力正向影响制造企业服务化非财务绩效。

(三) 大数据分析人才能力对制造企业服务化绩效的影响

大数据分析人才能力(Big Data Analytics Talent Capability,简称TLC)是指掌握技术知识、商业知识和社会资本的专业人员对大数据进行挖掘、预测以支持组织战略的能力(Akter等,2019^[12])。专业人员是精益求精发挥作用的能动因素,其对产生于企业内外部的大数据挖掘和预测直接影响了服务化绩效的高低(Davenport等,2020^[24])。首先,专业人员对企业内部大数据的分析,可以预测生产运营过程中可能出现的突发状况,通过及时调整生产计划来降低损失、控制成本(Wang等,2018^[25])。其次,专业人员在对用户大数据进行分析的基础上,通过共创模式来提供改良的产品服务,可给企业带来盈利的改善(Zhong等,2016^[26];Rehman等,2016^[27])。同时,在不断的共创互动中,专业人员可以更便利、更精准地对具有市场前景性的产品服务创新机会进行识别,这就降低了制造企业产品服务创新的成本与风险(Lavalle等,2011^[28])。再次,共创互动中专业人员以最低的成本、最快的响应速度为个性化用户提供更优的交易体验,进而产生提升顾客满意度、增强客户黏性的结果(He等,2019^[29])。基于此,提出假设H3。

H3a: 大数据分析人才能力正向影响制造企业服务化财务绩效。

H3b: 大数据分析人才能力正向影响制造企业服务化非财务绩效。

(四) IT 与业务战略匹配的调节作用

IT 与业务战略匹配 (IT-business Strategic Alignment, 简称 IBSA) 是指 IT 战略和业务战略彼此支持、相互关联, 及 IT 管理人员和业务管理人员对双方的目标、计划和执行手段高度契合的状态 (Reich 和 Benbasat, 2000^[11])。服务化作为一种业务战略, 与 IT 战略之间战略目标的高度协调, 可提升 IT 资源的使用效率、降低 IT 投资风险 (Akter 等, 2019^[12]), 有助于企业以明确的方向配置大数据分析能力于新产品新服务的机会识别与创新开发 (Kroh 等, 2018^[30])。业务人员和 IT 管理人员对彼此目标、使命和计划的相互理解和彼此承诺, 提高了部门间的协作性, 从而共同为服务化战略的落地提供支持, 降低部门间的协调成本 (张延林等, 2014^[31])。相反, 当 IT 与业务战略匹配程度较低时, 会使企业基于大数据分析能力所获取的数据资源与服务化目标不一致, 导致新产品新服务偏离市场需求, 价值共创受阻 (Johansson 等, 2014^[32])。同时业务人员和 IT 人员的分歧也会阻碍各部门在战略实施过程中的协同 (Homburg 等, 2012^[33]), 降低了服务化战略的执行效果, 削弱了大数据分析能力对服务化绩效的贡献。基于此, 提出假设 H4。

H4a: IT 与业务战略匹配正向调节大数据分析技术能力、大数据分析管理能力、大数据分析人才能力与服务化财务绩效之间的关系。

H4b: IT 与业务战略匹配正向调节大数据分析技

术能力、大数据分析管理能力、大数据分析人才能力与服务化非财务绩效之间的关系。

三、研究设计

(一) 样本与数据

样本筛选条件是开展服务业务至少一年的制造企业, 为保证被试对于调查内容的正确理解, 选择制造企业数据部、服务部、战略部等部门中层及以上管理者, 或总裁秘书等掌握公司运营情况的关键人物作为调查对象。调查受省级市级企业家协会、青年企业家协会、人力资源协会、大学校友会等协会支持完成, 根据会员企业信息构建了一个包括 3 253 家样本的抽样框, 采用线上个别发送的形式发放, 要求被试根据过去三年的情况回答各项问题。在正式调查之前, 随机发放了 56 份问卷进行预调查, 并根据结果对问卷进行了修改和完善。正式调查时间为 2020 年 5 月至 2020 年 9 月, 采用研究变量分次回收的数据回收方法。第一次回收自变量、控制变量与调节变量的数据, 间隔三个月后, 对控制变量、因变量的数据进行回收。对两次返回的问卷进行无响应偏差 (Non-response Bias) 检验, 结果表明两期问卷均在企业规模、行业类型等类型上无显著差异 ($p>0.1$), 说明问卷参与者与不参与者不存在显著差异, 可以认为无响应偏差对结果的内部有效性的威胁是有限的。两轮数据回收结束后, 返回的有效问卷数量为 321 份, 样本特征如表 1 所示。

表 1 样本特征

项目	项目说明	频数	频率	项目	项目说明	频数	频率
行业 设备制造业 = 0 非设备制造业 = 1	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	72	22.430%	服务创新投入	低 = 1	106	33.022%
	企业交通运输设备制造业	33	10.280%		中 = 2	157	48.910%
	规模汽车零部件制造业	61	19.003%		高 = 3	58	18.069%
	电气机械及器材制造业	41	12.773%	数字化建设投入	低 = 1	31	9.657%
	通用专用设备制造业	29	9.034%		中 = 2	260	80.997%
	金属非金属制造业	23	7.165%		高 = 3	30	9.346%
	石油化学化工制造业	15	4.673%	企业年龄	5 年以内 = 1	54	16.822%
	医药生物制品制造业	20	6.231%		6~10 年 = 2	112	34.891%
	建筑装潢材料制造业	4	1.246%		11~15 年 = 3	85	26.480%
	其他	23	7.165%		16 年以上 = 4	70	21.807%
地区 制造业发达地区 = 0 其他地区 = 1	制造业发达地区	176	54.829%	企业规模	小型企业 = 1	43	13.396%
	制造业次发达地区	93	28.972%		中型企业 = 2	165	51.402%
	制造业欠发达地区	52	16.199%		大型企业 = 3	113	35.202%

(二) 变量测量

研究所用量表主要来源于已有文献的成熟量表,个别条目的表达根据调研对象的语言习惯进行了适当改编。采用 Likert5 级量表对各个条目进行测量,1 表示非常不同意,5 表示非常同意。大数据分析能力 (BDAC) 的测量采用了 Akter 等 (2016)^[6] 和 Wamba 等 (2017)^[14] 的量表; IT 与业务匹配 (IBSA) 主要参考了 Preston 和 Karahanna (2009)^[34] 以及 Wagner

等 (2014)^[35] 的测量; 服务化绩效 (SIP) 采用了 Tian 等 (2012)^[17]、Storey 和 Kelly (2001)^[18] 以及 Hsueh 和 Li (2010)^[20] 的量表。具体条目如表 2 所示。同时,根据前人文献研究选取行业类型 (IND)、所在地区 (REG)、企业规模 (ES)、企业年龄 (AG)、数字化建设投入 (DCI) 及服务创新投入 (SII) 等作为控制变量,尽可能提高所构建模型的丰满程度。

表 2 变量测量与量表信度

因子	测量题目	载荷值
TEC ($\alpha=0.812$; AVE=0.591; CR=0.811)	公司各部门的信息系统之间不存在信息孤岛现象	0.876
	大数据分析软件在公司内可以跨多个平台调用数据并方便使用	0.714
	可重复使用的模块化软件在公司信息系统开发中被广泛应用	0.704
MC ($\alpha=0.868$; AVE=0.629; CR=0.871)	公司通过大数据分析来调整其商业计划,以适应不断变化的环境	0.771
	使用大数据分析制定公司投资决策时,公司会评估其对员工工作效率的影响	0.797
	大数据分析人员和其他部门人员定期参加跨部门会议来协调工作	0.711
	公司持续关注大数据分析结果,并给予恰当的反馈和评估	0.884
TLC ($\alpha=0.844$; AVE=0.578; CR=0.845)	公司大数据分析人员在数据管理和维护方面非常有能力	0.782
	公司大数据分析人员对技术趋势高度了解	0.801
	公司大数据分析人员了解公司的战略,也了解企业所处商业环境	0.775
	公司大数据分析人员与客户紧密合作,并保持良好的客户关系	0.676
IBSA ($\alpha=0.917$; AVE=0.647; CR=0.916)	公司信息系统规划与公司的服务业务规划相辅相成	0.784
	公司的信息系统规划与服务化战略是紧密相关的	0.887
	公司的信息系统能够有效支撑公司的服务提供	0.661
	公司的高层管理者关注信息系统的开发	0.884
	IT 主管与公司高层管理者均认为信息系统会是公司的竞争武器	0.814
	IT 主管可实时了解到公司关键的商业行动和计划	0.775
SIFP ($\alpha=0.868$; AVE=0.624; CR=0.869)	提供服务后,公司年销售收入增长幅度增大	0.788
	提供服务后,公司主营业务利润率增长加快	0.841
	提供服务后,公司盈利能力不断增强	0.764
	提供服务后,公司服务收入所占比例不断提高	0.765
SINFP ($\alpha=0.859$; AVE=0.610; CR=0.862)	提供服务后,公司客户满意度有所提高	0.874
	提供服务后,公司客户忠诚度有所提高	0.753
	提供服务后,公司的市场竞争力有所增强	0.728
	提供服务后,公司市场影响力变大、口碑更好	0.762

(三) 问卷的信度与效度

选择 Cronbach's α 进行信度检验,采用收敛效度和区分效度来反映量表效度。由表 2 可知,所有变量的 Cronbach's α 均高于 0.8,量表具有较高的内部一致性,通过信度检验。使用 MPLUS7.4 进行验证性因子分析 (CFA),各条目因子载荷值都大于 0.66,且

变量的复合信度 (CR) 均大于 0.8,平均方差提取值 (AVE) 均大于 0.5,问卷具有较好的收敛效度。由表 3 可知,六因子嵌套模型的拟合指数明显优于备选的五因子、四因子、三因子、二因子以及单因子模型,表明研究模型中的主要变量间具有良好的区分效度。

表3 验证性因子分析结果

模型	所含因子	χ^2/df	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
六因子模型	TEC, MC, TLC, IBSA, SIFP, SINFP	1.180	0.024	0.033	0.989	0.988
五因子模型	TEC, MC, TLC, IBSA, SIP	2.593	0.070	0.053	0.904	0.890
四因子模型	TEC+MC, TLC, IBSA, SIP	3.854	0.094	0.087	0.825	0.803
三因子模型	BDAC, IBSA, SIP	5.287	0.116	0.084	0.734	0.704
二因子模型	BDAC, IBSA+SIP	8.877	0.157	0.206	0.507	0.457
单因子模型	BDAC+IBSA+SIP	9.822	0.166	0.155	0.446	0.392

注：+表示将变量进行合并。

四、实证分析与假设检验

(一) 同源误差检验

采用匿名调查、题目顺序调换、变量分次回收等方法进行严格程序控制，通过削弱被试对测量目的的猜度来减小测量可能存在的同源误差。事后采用 Harman 单因素检验和单一方法潜因子的统计控制方法对同源误差的影响进行检验。结果表明，第一个主成分所解释的方差为总方差的 28.63%，低于 40% 的阈值。同时，预设研究模型的拟合度 ($\chi^2/df = 1.180$, $RMSEA = 0.024$, $SRMR = 0.033$, $CFI = 0.989$, $TLI = 0.988$) 明显优于加入单一方法潜因子之后的模型拟合度 ($\chi^2/df = 1.216$, $RMSEA = 0.026$, $SRMR =$

0.036 , $CFI = 0.988$, $TLI = 0.985$)，表明本研究不存在明显的同源误差。

(二) 变量描述性统计

由表 4 可知，本研究的主要变量大数据分析技术能力、大数据分析管理能力、大数据分析人才能力、服务化财务与非财务绩效各变量均存在显著相关关系，且各相关系数都低于平均方差提取值 (AVE) 的平方根，初步证明了研究假设的合理性。同时，调节变量 IT 与业务战略匹配与自变量不相关，与因变量正相关，说明不存在 IT 与业务战略匹配的组织内部情景与大数据分析能力互为因果的相互影响。此外，方差膨胀系数 (VIF) 为 1.268，容差 (Tolerance) 为 0.789，说明多重共线性在可接受范围内。

表4 主要变量的均值、标准差及相关系数

Var	均值	标准偏差	TEC	MC	TLC	IBSA	SIFP	SINFP
TEC	3.834	0.775	0.769					
MC	3.641	0.809	0.315***	0.793				
TLC	3.796	0.833	0.399***	0.286***	0.812			
IBSA	3.634	0.949	0.085	0.038	0.022	0.804		
SIFP	3.576	0.857	0.449***	0.407***	0.435***	0.151**	0.790	
SINFP	3.948	0.792	0.428***	0.368***	0.408***	0.169**	0.485***	0.781

注：*、**、*** 分别表示 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 、 $P < 0.001$ ，斜对角线上的数值为变量的 AVE 的平方根。

(三) 内生性检验

事前控制方面，尽可能多地采用既影响解释变量又影响被解释变量的控制变量以削弱内生性的影响，同时选用不受测量误差影响的潜变量估计模型，即结构方程 (SEM) 来进行理论模型的验证。在假设检验之前，使用 DWH 方法对内生性进行事后检验。以调节变量 IT 与业务战略匹配 (IBSA) 为被解释变量，三个解释变量 (TEC、MC、TLC) 和其他控制变量为解释变量进行回归分析，得到并保存 IT 与业务战略匹配的残差；接着，分别以服务化财务绩效 (SIFP)

和服务化非财务绩效 (SINFP) 为被解释变量，对控制变量、解释变量、调节变量和其残差进行回归。结果显示，调节变量残差的系数 ($\beta = -0.905$, $p = 0.327$; $\beta = 1.005$, $p = 0.255$) 均不显著，这说明本研究的内生性问题得到较好控制。

(四) 假设检验

1. 直接效应检验。

使用 MPLUS7.4，通过 Bootstrap 方法重复抽样 5 000 次，进行假设检验。结果如表 5 所示，模型拟合情况良好 ($\chi^2/df = 1.098$; $RMSEA = 0.017$; $SRMR =$

0.037; $CFI=0.992$; $TLI=0.991$)。其中,大数据分析技术能力对服务化财务绩效和服务化非财务绩效 ($\beta=0.335, p<0.01$; $\beta=0.303, p<0.01$) 的正向影响显著;大数据分析管理能力正向影响服务化财务绩效 ($\beta=0.245, p<0.01$) 和服务化非财务绩效 ($\beta=0.215, p<0.01$);大数据分析人才能力对服务化财务绩效 ($\beta=0.246, p<0.01$)、服务化非财务绩效 ($\beta=0.242, p<0.01$) 都具有显著的正向影响。假设 H1、H2、H3 得到验证。与此同时,控制变量数字化建设投入 ($\beta=0.179, p<0.01$)、行业类型 ($\beta=0.159, p<0.01$) 对服务化非财务绩效有显著正向影响,行业类型 ($\beta=-0.163, p<0.01$) 对服务化财务绩效有显著负向影响,所在地区、企业规模、企业年

龄和服务创新投入等控制变量对服务化绩效的影响均不显著。这说明制造企业服务化绩效的高低与行业类型有关,相对于非设备制造业,处于设备制造业的制造企业其服务化财务绩效更低、非财务绩效却更高。尽管直接效应中各路径系数有大小之分,但并不能以此判断特定解释变量的重要程度。为此,采用 Wald 系数约束性检验来证明研究模型中的不同解释变量对同一被解释变量以及同一解释变量对不同被解释变量的影响是否有区别。结果表明,直接效应中解释变量对被解释变量的影响不存在显著差异(系数差异的 χ^2 均在 0.002 到 0.779 之间, p 值均在 0.378 到 0.968 之间),说明在制造企业服务化过程中大数据分析能力的构建须全面,不可厚此薄彼。

表 5 直接效应检验

因变量	服务化财务绩效 <i>SIFP</i>			服务化非财务绩效 <i>SINFP</i>		
	估计值	标准误	95%置信区间	估计值	标准误	95%置信区间
<i>TEC</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.335 ***	0.066	[0.202, 0.461]	0.303 ***	0.072	[0.157, 0.442]
<i>MC</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.245 ***	0.059	[0.129, 0.361]	0.215 ***	0.060	[0.096, 0.329]
<i>TLC</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.246 ***	0.061	[0.122, 0.366]	0.242 ***	0.063	[0.120, 0.367]
<i>ES</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	-0.022	0.046	[-0.114, 0.070]	0.012	0.053	[-0.095, 0.114]
<i>IND</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	-0.163 ***	0.048	[-0.254, -0.068]	0.159 ***	0.053	[0.052, 0.261]
<i>AG</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.053	0.047	[-0.045, 0.141]	-0.007	0.052	[-0.107, 0.093]
<i>DCI</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.067	0.050	[-0.031, 0.165]	0.179 ***	0.050	[0.081, 0.278]
<i>SH</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.058	0.047	[-0.035, 0.147]	-0.041	0.049	[-0.141, 0.052]
<i>REG</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	-0.049	0.049	[-0.149, 0.048]	0.014	0.057	[-0.096, 0.126]

注: *、**、*** 分别表示 $p<0.1$ 、 $p<0.05$ 、 $P<0.01$,表中系数为标准化系数,下同。

2. 调节效应检验。

运用潜调节结构方程(LMS)进行调节效应检验。基准 SEM 模型拟合情况良好 ($\chi^2/df=1.080$; $RMSEA=0.016$; $SRMR=0.036$; $CFI=0.993$; $TLI=0.992$)。包含交互项的潜调节 SEM 的 AIC 值(18 791.153)和 BIC 值(19 160.754)分别比基准 SEM ($AIC=19 612.139$, $BIC=19 996.826$)下降了 820.986 和 836.072,同时潜调节 SEM 的 Log-Likelihood 值(-9 297.576)比基准 SEM ($Log-Likelihood=-9 704.069$)增大了 406.493 ($\Delta df=4, p<0.01$),说明与基准 SEM 相比,潜调节 SEM 损失了更少的信息,模型拟合得到显著改善,即调节效应有效。如表 6 所示,IT 与业务战略匹配正向调节大数据分析技术能力 ($\beta=0.148, p<0.05$)、大数据分析

管理能力 ($\beta=0.189, p<0.01$)、大数据分析人才能力 ($\beta=0.127, p<0.05$) 与服务化财务绩效的关系。同时,IT 与业务战略匹配在大数据分析技术能力 ($\beta=0.131, p<0.1$)、大数据分析管理能力 ($\beta=0.141, p<0.05$)、大数据分析人才能力 ($\beta=0.176, p<0.05$) 与服务化非财务绩效之间的调节作用也得到证实,如图 1 所示。采用 Wald 检验来验证不同路径调节效应的差异,结果表明各路径调节效应间无显著差异 (χ^2 均在 0.002 到 0.292 之间, p 值均在 0.589 到 0.965 之间)。这说明 IT 与业务战略匹配的组织情景会对制造企业在服务化中运用大数据分析能力起到显著的唤起与引导作用,提高 IT 战略与服务化业务战略的匹配度可促进组织内部激励环境的构建。

表6 调节效应检验

变量	服务化财务绩效 <i>SIFP</i>		服务化非财务绩效 <i>SINFP</i>	
	效应	标准误	效应	标准误
<i>TEC</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.330***	0.057	0.280***	0.065
<i>MC</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.242***	0.052	0.210***	0.052
<i>TLC</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.242***	0.052	0.236**	0.056
<i>IBSA</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.118**	0.048	0.140***	0.047
<i>TEC</i> × <i>IBSA</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.148**	0.064	0.131*	0.078
<i>MC</i> × <i>IBSA</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.189***	0.057	0.141**	0.051
<i>TLC</i> × <i>IBSA</i> → <i>SIFP/SINFP</i>	0.127**	0.057	0.176**	0.060

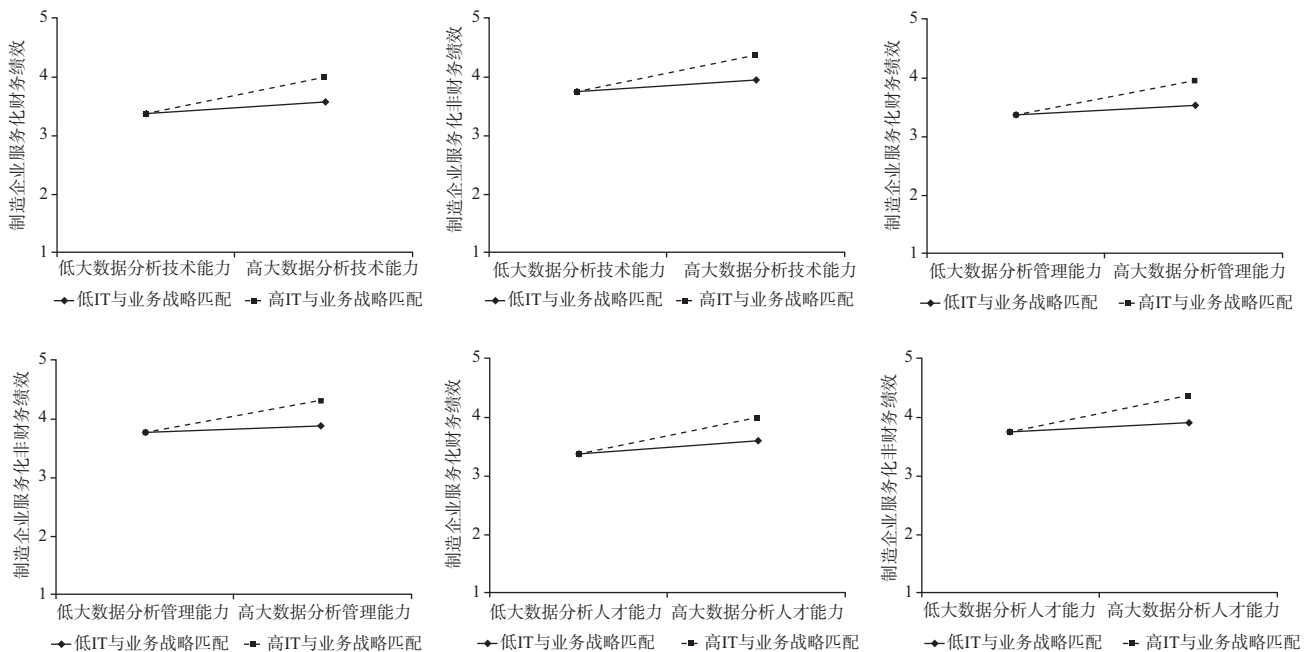


图1 IT与业务战略匹配的调节效应图

(五) 对结果的进一步讨论

根据数字化促进服务化的理论观点，由企业数字化战略上的投资与安排决定的制造企业数字化成熟度是与制造企业服务化绩效有关的外生变量 (Ai 和 Found, 2017^[36])。企业间在数字化成熟度上的差异关系到大数据分析能力、IT 与业务战略匹配对制造企业服务化绩效的作用程度。换言之，数字化成熟度高的企业更容易获得成本降低与效率提升的好处 (Lenka 等, 2017^[37])。本文使用 IT 投资优先权与 IT 战略角色定位两个指标来反映制造企业的数字化成熟度，并就两个外生变量对研究结果的异质性影响进行讨论。

1. 按 IT 投资优先权分组的跨组检验。

就 IT 投资的目标进行分类可以有效避免企业的重复性 IT 投资，合理配置有限的资源 (Ravichandran,

2017^[38])。依据 Grover 等 (1998)^[39]的研究，越低等级的 IT 投资越侧重于对现有信息系统的维护与改进，相反，越高等级的 IT 投资越侧重于企业内部决策流程的数字化改造。低等级 IT 投资以提高信息系统的业务支持价值为目标，高等级 IT 投资以提高信息系统的决策支持价值为目标 (Kleis 等, 2012^[40])。因此，IT 投资优先考虑高层信息系统建设时，基于 IT 的智能决策支撑系统越能够对公司业务战略起到支撑作用，越有利于提高 IT 与业务战略的一致性 (Liao 等, 2015^[41])。此时，大数据分析能力在服务化中的应用受到有力的环境支持。

将 IT 投资优先权 (*IT Investment Priority*) 划分为底层优先与高层优先。底层优先是指优先投资于业务支持系统对现有系统进行维护改进，高层优先则是指优先投资于决策支持系统。样本分组 ($N_{底} = 129$,

$N_{高}=192$) 通过对被解释变量的独立样本 T 检验 ($t=-4.350, p<0.001; t=-2.060, p<0.05$)。采用多组结构方程模型 (Multi-group SEM) 检验直接效应和调节效应的组间不变性。由表 7 可知, 两组基线模型的拟合情况良好 ($\chi^2/df=1.156, RMSEA=0.035, SRMR=0.065, CFI=0.950, TLI=0.944; \chi^2/df=1.239, RMSEA=0.035, SRMR=0.059, CFI=0.941, TLI=0.935$)。同时, 组态模型的结果表明, 无论被解释变量是服务化财务绩效还是非财务绩效, 组间直接效应结构路径系数无差异的零假设均被接受 ($\chi^2=2.981, df=6, p=0.811$), 且不同组别的调节效应无显著差异 ($\chi^2=8.780, df=6, p=0.186$)。

研究没有发现支持优先考虑高层信息系统建设更能增进 IT 与业务战略匹配进而增强大数据分析能力对服务化绩效正向影响的证据。换言之, 无论优先投资底层信息系统还是高层信息系统对增进 IT 与业务战略匹配没有显著差异。可能的原因是大量样本企业

尚处在数字化建设初期, 服务化战略框架下的任何数字化投资都可以弥补数字化基础薄弱的不足, 从而增进 IT 与业务战略的匹配。制造企业可同时就生产流程的柔性、价值链的横向联通等进行数字化改造, 而不需严格拘泥于特定的次序。虽然数字化的重点不是自动化而是“统一大脑”, 但是, 在数字化改造初期优先解决企业与用户的链接、改善用户交易体验对于改善服务化绩效也是可行的。事实上, 大量企业的数字化改造正是从改善企业与用户的数字交互界面开始的。但是可以预期, 随着制造企业数字化建设逐渐走入成熟期, 优先投资于底层信息系统就会落入投资边际回报递减的区间, 引发重复投资与过度投资, 对 IT 与业务战略匹配的增强效应会不断衰减。相反, 优先投资高层信息系统则可以提高 IT 流程与组织业务流程的匹配性, 放大 IT 与业务战略匹配对大数据分析能力与服务化绩效之间的正向调节作用。

表 7 按 IT 投资优先权分组的跨组检验

基线模型	χ^2/df	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
底层 IT 投资优先 $N=129$	1.156	0.035	0.065	0.950	0.944
高层 IT 投资优先 $N=192$	1.239	0.035	0.059	0.941	0.935
跨组检验	χ^2		df	Sig	
直接效应跨组不变性	2.981		6	0.811	
间接效应跨组不变性	8.615		6	0.196	

2. 按 IT 角色分组的跨组检验。

IT 角色 (IT Role) 是对 IT 在企业日常业务和潜在新业务中发挥的作用的定位 (Venkatraman, 1997^[42])。其中, 成本中心强调 IT 对运营效率的提升作用, 期望利用 IT 降低运营成本或提高利润率, 此时, 数据中心和电信网络等基础设施常作为独立于组织战略外的成本投资; 服务中心强调 IT 对组织战略的战略实施作用, 将 IT 视为竞争优势的驱动力; 投资中心则强调 IT 对于组织战略的变革先导作用, IT 被视为组织创造新商业模式、进入新市场、创造新价值的工具。所以, 当 IT 定位于成本中心时, 制造企业更加注重以数字技术来改进产品服务的生产交付效率, 而不是对业务战略的推动 (姜波, 2012^[43])。相反, 将 IT 视为服务中心或投资中心的制造企业, 会积极利用 IT 重塑其服务活动和业务流程, 推动组织发现新市场机会、创造新用户价值 (Bardhan 等, 2010^[44])。

服务中心与投资中心都是以增加新用户价值为导向的 IT 战略角色定位, 具有一定的相似性。因而将服务中心与投资中心合并为一组 ($N=210$), 与成本中心 ($N=111$) 为一组, 样本分组通过了独立样本 T 检验 ($t=-2.027, p<0.05; t=-3.056, p<0.05$)。分组后基线模型拟合均良好 ($\chi^2/df=1.183, RMSEA=0.041, SRMR=0.069, CFI=0.930, TLI=0.922; \chi^2/df=1.271, RMSEA=0.036, SRMR=0.054, CFI=0.947, TLI=0.941$), 见表 8。结构路径系数不变性检验的结果显示, 两组模型的直接效应 ($\chi^2=9.079, df=6, p=0.169$) 和调节效应 ($\chi^2=5.020, df=6, p=0.541$) 路径系数跨组不变。即不同 IT 角色下, IT 与业务战略匹配对大数据分析能力作用于服务化财务与非财务绩效的影响不存在显著差异。

研究没有发现支持 IT 角色定位于服务或投资中心更能强化正向组织情景效应的证据, 这可能与多数样本尚处在服务化转型初期有关。当前, 在制造企业

通过数字化促进服务化的过程中，不论是以数字化助力成本控制、效率提升，还是以数据化改进产品质量，抑或为用户提供创新的用户价值，都可以提升企业当前的服务化绩效。换言之，制造企业把 IT 视为成本中心，也可以通过降低成本、提高生产和交付促进服务化转型。这是因为，处于服务化转型初期的制造业企业即使是提供创新性较差的服务，即使是尚不能达到市场对一体化解决方案的需求，与生产型制造时期相比，服务的提供以及产品服务交付效

率的提升也会使用户获得的价值得到改善，产生吸引和保留用户的作用。但是，可以预见随着制造企业服务化转型渡过转型初期，制造企业工业化与信息化的融合水平显著提高，再将 IT 视为成本中心将不能带来效率的显著改善，相反会引起资源的错配与浪费，产生资源配置的不经济，出现 IT 战略落后于业务战略的局面。此时，受到抑制的 IT 与业务战略匹配，将降低大数据分析能力对服务化绩效提升的贡献。

表 8 按 IT 角色分组的跨组检验

基线模型	χ^2/df	RMSEA	SRMR	CFI	TLI
成本中心 $N=111$	1.183	0.041	0.069	0.930	0.922
服务中心+投资中心 $N=210$	1.271	0.036	0.054	0.947	0.941
跨组检验	χ^2		df	Sig	
直接效应跨组不变性	9.079		6	0.169	
间接效应跨组不变性	5.020		6	0.541	

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

1. 精益共创是大数据分析能力赋能制造企业服务化绩效提升内在机理的关键。

制造企业服务化绩效的提升不仅需要大数据这一战略性资源的投入，更需要企业具备运用大数据的能力，与 Akter 等 (2020)^[1] 结论一致，研究证明了大数据分析能力是提升制造企业服务化绩效的驱动力之一。一方面，价值共创流程的数字化改造提高了产品服务的生产交付效率与效益，数字技术对服务化流程的改写，既提高了效率又降低了成本、节省了资源。另一方面，对汇集到数据平台的多方参与者的大数据进行分析，制造企业将比用户更加了解其产品使用行为与使用场景，这就为发现新的价值创造机会、为创造更多用户价值提供了可能。与此同时，数字平台等数据基础设施为价值共创创造了更加便捷、快速、有效的合作条件。所以，具备大数据分析能力的制造企业具有更好的战略洞察力 (徐宗本等, 2014^[45])，能够迅速、及时地发现顾客自己都很难意识到的需求。通过更好地利用数据平台与顾客进行交互，制造企业可改善顾客交易体验，提升顾客满意度与忠诚度，并获得用户潜在需求的新信息。可见，数字化可以推进服务化的关键就在于大数据分析能力对低成本、高效率、高价值增值的“精益共创”的实现。

2. 制造企业 IT 战略与业务战略的协同匹配状况影响其服务化价值共创效率与效果。

IT 战略与业务战略的不匹配将抑制精益求精，制造企业服务化绩效的提升不仅与大数据分析能力的提高有关，还要求 IT 战略与业务战略的协同匹配。研究支持了胡查平 (2014)^[46] 和 Vidgen 等 (2017)^[10] 的结论，制造企业 IT 战略需要与一个明确的服务业务模式相结合，使二者保持一致。在企业从制造向服务跨界的转型过程中，IT 与业务战略匹配起到部门凝聚的作用，IT 部门与业务部门同步协作共同推进服务化战略的实施，使得制造企业在控制产品服务创新成本与质量的同时更快地响应需求变化，即增强了精益求精的敏捷性。相反，在 IT 与业务战略匹配程度较低的情景下，在服务化中应用大数据分析能力受到的唤起与引导较弱，此时，即便制造企业投入大量资源构建起大数据分析能力，也无法有效引导大数据分析能力服务于企业服务化的战略安排，进而造成资源配置错位，降低了价值共创过程的精益性。可见，IT 与业务战略匹配起到能力唤起与引导能力应用方向的作用，大数据分析能力对服务化绩效的提升作用受到 IT 与业务战略匹配的情景性影响，在 IT 与业务战略高度匹配时精益求精的敏捷性被提升。

3. 大数据分析能力对制造企业服务化绩效的驱动及 IT 与业务战略匹配的正向调节不受企业数字化

成熟度差异的影响。

制造企业可以通过改变生产柔性 with 横向打通价值链环节从降低成本、提高协同效率入手促进服务化绩效提升，也可以通过发挥大数据的战略先导作用从开发新产品进入新市场来提升服务化绩效。投资底层 IT 系统解决了数据孤岛问题，对内构建联通各个部门的信息系统，对外建立企业与用户、企业与供应商的广泛链接是提升价值共创效率的前提。制造企业服务化绩效会因为产品服务生产交付成本的下降与效率的改善而提升。与 Liao 等 (2015)^[41] 的结论不同，研究发现在制造企业数字化改造初期，企业不论是否优先投资于决策流程的数字化，都会产生促进大数据分析能力对服务化绩效正向影响的结果。同时，研究也没有发现支持 Bardhan 等 (2010)^[44] 结论的证据，相反，处于服务化初期的制造企业即使将 IT 的战略角色定位于成本中心也会促进大数据分析能力对服务化绩效的积极影响。但是，可以预见随着制造企业数字化建设进入成熟期，大量投资过度集中于底层信息系统建设会使企业陷入 IT 生产力悖论 (池毛毛等, 2020^[47])。同时，当制造企业进入服务化高级阶段，持续的成本中心定位将导致资源的错配与浪费，降低 IT 与业务战略的匹配度，进而影响到制造企业运用大数据提供创新性用户价值的绩效回报。

(二) 管理启示

第一，利用数字化技术实现制造企业从以产品为中心向以服务为中心的商业模式转变，构建可以带来精益共创的大数据分析能力是制造企业突破能力壁垒推进服务化转型的有效策略。区别于传统工业化时代的竞争模式，数字经济时代企业的核心竞争力从单一的“制造能力”转变为“制造能力+数字能力+服务能力”。数字化为服务化提供了支撑，仅有生产流程、决策流程的数字化是不够的，更重要的是产品服务研发设计的数字化，甚至产品服务形式的数字化。站在数字化与服务化相融合的时代风口之上，制造企业需要以新的战略高度审视大数据的作用，构建从精益生产到产品生命周期管理的全流程数字化，从交易产品所有权或使用权转变为交易无形服务。具体而言，制造企业首先要完善 IT 基础设施，提高数字平台的连通性、兼容性和模块化，确保数据快速流动；其次要对 IT 项目做出合理规划与正确决策，并及时跟进与反馈，以最大限度做到科学决策，降低 IT 投资的风险，提高资源使用效率；最后则要重视和培养

数据分析人员，定期组织数据分析人员、业务部门、顾客等价值共创参与者的交流沟通，以便其更好地了解商业环境并提供新的价值主张。总之，构建和发展大数据分析能力可以显著提升制造企业的服务化绩效。

第二，制造企业采用以数字化促进服务化的策略，需要在战略层面协调数字化与服务化的关系，在执行层面协同 IT 部门与业务部门的协作。大数据技术让信息不对称现象得到极大改观，使得建立在大数据分析、预测与使用基础之上的组织决策成为可能。IT 部门与业务部门对战略目标和实现路径达成高度共识，将企业利用数字技术进行价值创造与服务化战略联系起来，能够最大限度削弱服务化中的不确定性，实现制造企业服务化的提质增效。因此，为推进企业以更低的成本、更快的速度、更高的效率加速服务化战略的执行落地，提升精益共创的敏捷性，制造企业需推进 IT 部门与业务部门的彼此支持与高度契合。但是，随着数字化变革与服务化的持续推进，制造企业需适时调整 IT 投资优先权与 IT 角色定位。优先考虑投资于高层信息系统，将 IT 的战略角色定位于企业的服务中心乃至投资中心，从而提升制造企业利用大数据提供创新性用户价值的绩效回报。否则，制造企业将陷入重复投资、过度投资的 IT 生产力悖论。而处于服务化和数字化改造初期的制造企业，改变企业数字化水平的任何投资，或业务流程效率的任何改善，都可以产生有利于推进企业服务化的结果。所以，数字化时代制造企业走服务化转型道路需要解决的首要问题恰恰是数字化水平的提升。

(三) 研究展望

尽管本研究在 IT 与业务战略匹配的组织情境下实证分析了大数据分析能力影响制造企业服务化绩效的精益共创机理，且由于样本企业的产业分布与地区分布较广泛，研究结论具有较强的普适性与外部效度，但仍存在一些局限：首先，由于大量样本尚处在数字化变革和服务化转型的初期，关于 IT 生产力悖论的理论构想没有得到现实证据的支持。可以预期，随着制造企业进入数字化改造和服务化转型的高级阶段后，IT 生产力悖论有可能被来自现实的证据所验证。其次，大数据分析能力本质上是低阶的运营能力，本文在研究大数据分析能力对服务化绩效的影响中未考虑多种运营能力间的相互作用，后续研究可将

大数据分析能力与其他运营能力对服务化绩效的贡献与交互影响作为分析重点。再次,从能力理论出发,动态能力是能够产生低阶运营能力的高阶能力,本文仅对大数据分析能力这一低阶的运营能力进行了讨

论,并未揭示动态能力与大数据分析能力及服务化绩效之间的关系,因此,后续研究可从动态能力视角就数字经济时代制造企业服务化绩效的决定因素做出阐释。

参考文献

- [1] Akter S, Motamarri S, Hani U, et al. Building Dynamic Service Analytics Capabilities for the Digital Marketplace [J]. *Journal of Business Research*, 2020, 118 (9): 177-188.
- [2] Paschou T, Rapaccini M, Adrodegari F, et al. Digital Servitization in Manufacturing: A Systematic Literature Review and Research Agenda [J]. *Industrial Marketing Management*, 2020, 89 (8): 278-292.
- [3] Mikalef P, Pappas OI, Krogstie J, et al. Big Data Analytics Capabilities: A Systematic Literature Review and Research Agenda [J]. *Information Systems & E-Business Management*, 2017, 16 (2): 547-578.
- [4] Opresnik D, Taisch M. The Value of Big Data in Servitization [J]. *International Journal of Production Economics*, 2015, 165 (7): 174-184.
- [5] Coreynen W, Paul M, Bockhavenb V. Boosting Servitization Through Digitization: Pathways and Dynamic Resource Configurations for Manufacturers [J]. *Industrial Marketing Management*, 2017, 60 (1): 42-53.
- [6] Akter S, Wamba S F, Gunasekaran A, et al. How to Improve Firm Performance Using Big Data Analytics Capability and Business Strategy Alignment? [J]. *International Journal of Production Economics*, 2016, 182 (12): 113-131.
- [7] Ardolino M, Rapaccini M, Saccani N, et al. The Role of Digital Technologies for the Service Transformation of Industrial Companies [J]. *International Journal of Production Research*, 2018, 56 (6): 2116-2132.
- [8] Yu W, Wong C, Chavez R, et al. Integrating Big Data Analytics into Supply Chain Finance: The Roles of Information Processing and Data-Driven Culture [J]. *International Journal of Production Economics*, 2021, 236 (6): 108-135.
- [9] Shrivastava A, Kothari A, Acharya J, et al. Lean Co-Creation Model Analysis for Manufacturing Industries [J]. *International Journal of Manufacturing Technology and Management*, 2018, 32 (6): 580-597.
- [10] Vidgen R, Shaw S, Grant D B. Management Challenges in Creating Value from Business Analytics [J]. *European Journal of Operational Research*, 2017, 261 (2): 626-639.
- [11] Reich B H, Benbasat I. Factors That Influence the Social Dimension of Alignment Between Business and Information Technology Objectives [J]. *MIS Quarterly*, 2000, 24 (1): 81-113.
- [12] Akter S, Wamba S, Barrett M, et al. How Talent Capability Can Shape Service Analytics Capability in the Big Data Environment? [J]. *Journal of Strategic Marketing*, 2019, 27 (6): 521-539.
- [13] Chebrolu S B, Ness L. How Does Alignment of Business and IT Strategies Impact Aspects of IT Effectiveness? [J]. *International Journal of Applied Management & Technology*, 2013, 16 (4): 175-179.
- [14] Wamba S F, Gunasekaran A, Akter S, et al. Big Data Analytics and Firm Performance: Effects of Dynamic Capabilities [J]. *Journal of Business Research*, 2017, 70 (1): 356-365.
- [15] Hossain M A, Akter S, Yanamandram V, et al. Why Doesn't Our Value Creation Payoff: Unpacking Customer Analytics-Driven Value Creation Capability to Sustain Competitive Advantage [J]. *Journal of Business Research*, 2021, 131 (6): 287-296.
- [16] Arunachalam D, Kumar N, Kawalek J P. Understanding Big Data Analytics Capabilities in Supply Chain Management: Unravelling the Issues, Challenges and Implications for Practice [J]. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 2018, 114 (6): 416-436.
- [17] Tian Y, Yong J, Sun H, et al. The Moderating Effect of Service Capability on the Relationship Between Service Delivery and Business Performance of Manufacturing Companies [J]. *African Journal of Business Management*, 2012, 6 (6): 2169-2180.
- [18] Storey C, Kelly D. Measuring the Performance of New Service Development Activities [J]. *Service Industries Journal*, 2001, 21 (2): 71-90.
- [19] Yadegaridehkordi E, Hourmand M, Nilashi M, et al. Influence of Big Data Adoption on Manufacturing Companies' Performance: An Integrated DEMATEL-ANFIS Approach [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2018, 137 (12): 199-210.
- [20] Hsueh J T, Li H C. The Effects of Network Embeddedness on Service Innovation Performance [J]. *Service Industries Journal*, 2010, 30 (10): 1723-1736.
- [21] 陈剑, 黄朔, 刘运辉. 从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理 [J]. *管理世界*, 2020 (2): 117-128, 222.
- [22] 杨善林, 周开乐. 大数据中的管理问题: 基于大数据的资源观 [J]. *管理科学学报*, 2015 (5): 1-8.
- [23] Ferraris A, Mazzoleni A, Devalle A, et al. Big Data Analytics Capabilities and Knowledge Management: Impact on Firm Performance [J]. *Man-*

- agement Decision, 2019, 57 (8): 1923-1936.
- [24] Davenport T, Guha A, Grewal D, et al. How Artificial Intelligence Will Change the Future of Marketing [J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 2020, 48 (1): 24-42.
- [25] Wang Y, Kung L A, Byrd T A. Big Data Analytics: Understanding Its Capabilities and Potential Benefits for Healthcare Organizations [J]. Technological Forecasting & Social Change, 2018, 126 (2): 3-13.
- [26] Zhong R Y, Newman S T, Huang G Q, et al. Big Data for Supply Chain Management in the Service and Manufacturing Sectors: Challenges, Opportunities, and Future Perspectives [J]. Computers & Industrial Engineering, 2016, 101 (6): 572-591.
- [27] Rehman M H U, Chang V, Batool A, et al. Big Data Reduction Framework for Value Creation in Sustainable Enterprises [J]. International Journal of Information Management, 2016, 36 (6): 917-928.
- [28] Lavalle S, Lesser E, Shockley R, et al. Big Data, Analytics and the Path from Insights to Value [J]. MIT Sloan Management Review, 2011, 52 (2): 21-32.
- [29] He J, Fang X, Liu H, et al. Mobile App Recommendation: An Involvement-enhanced Approach [J]. MIS Quarterly, 2019, 43 (3): 827-849.
- [30] Kroh J, Luetjen H, Globocnik D, et al. Use and Efficacy of Information Technology in Innovation Processes: The Specific Role of Servitization [J]. Journal of Product Innovation Management, 2018, 35 (5): 720-741.
- [31] 张延林, 肖静华, 李礼, 等. 业务成功历史、CEO 信念与先验匹配: 社会维度视角下 IT 与业务匹配的中国情境案例研究 [J]. 管理科学学报, 2014 (2): 1-18.
- [32] Johansson B, Sudzina F, Pucihar A. Alignment of Business and Information Strategies and Its Impact on Business Performance [J]. Journal of Business Economics and Management, 2014, 15 (5): 886-898.
- [33] Homburg C, Artz M, Wieseke J. Marketing Performance Measurement Systems: Does Comprehensiveness Really Improve Performance? [J]. Journal of Marketing, 2012, 76 (3): 56-77.
- [34] Preston D S, Karahanna E. Antecedents of IS Strategic Alignment: A Nomological Network [J]. Information Systems Research, 2009, 20 (2): 159-179.
- [35] Wagner H T, Beimborn D, Weitzel T. How Social Capital among Information Technology and Business Units Drives Operational Alignment and Its Business Value [J]. Journal of Management Information Systems, 2014, 31 (1): 241-271.
- [36] Ai Q L, Found P. Towards Sustainability: PSS, Digital Technology and Value Co-creation [J]. Procedia CIRP, 2017, 64 (3): 79-84.
- [37] Lenka S, Parida V, Wincent J. Digitalization Capabilities as Enablers of Value Co-creation in Servitizing Firms [J]. Psychology & Marketing, 2017, 34 (1): 92-100.
- [38] Ravichandran T. Exploring the Relationships between IT Competence, Innovation Capacity and Organizational Agility [J]. The Journal of Strategic Information Systems, 2017, 27 (1): 22-42.
- [39] Grover V, Teng J T C, Fiedler K D. Is Investment Priorities in Contemporary Organizations? [J]. Communications of the ACM, 1998, 41 (2): 40-48.
- [40] Kleis L, Chwelos P, Ramirez R V, et al. Information Technology and Intangible Output: The Impact of IT Investment on Innovation Productivity [J]. Information Systems Research, 2012, 23 (1): 42-59.
- [41] Liao Y W, Wang Y M, Wang Y S, et al. Understanding the Dynamics between Organizational IT Investment Strategy and Market Performance: A System Dynamics Approach [J]. Computers in Industry, 2015, 71 (8): 46-57.
- [42] Venkatraman N. Beyond Outsourcing: Managing IT Resources as a Value Center [J]. MIT Sloan Management Review, 1997, 38 (3): 51-64.
- [43] 娄波. 战略逻辑与 IT 角色——对企业资源观的一个拓展 [J]. 经济与管理研究, 2012 (6): 86-93.
- [44] Bardhan I R, Demirkan H, Kannan P K, et al. An Interdisciplinary Perspective on IT Services Management and Service Science [J]. Journal of Management Information Systems, 2010, 26 (4): 13-64.
- [45] 徐宗本, 冯芷艳, 郭迅华等. 大数据驱动的管理与决策前沿课题 [J]. 管理世界, 2014 (11): 158-163.
- [46] 胡查平, 汪涛, 王辉. 制造业企业服务化绩效——战略一致性和社会技术能力的调节效应研究 [J]. 科学学研究, 2014 (1): 84-91.
- [47] 池毛毛, 叶丁菱, 王俊晶等. 我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角 [J]. 南开管理评论, 2020 (3): 63-75.

(责任编辑: 邵霖 张安平)