

大数据时代的预算绩效指标框架建设

Construction of Budget Performance Indicator Framework in the Era of Big Data

马蔡琛 赵 笛

MA Cai-chen ZHAO Di

[摘要] 随着实施全面预算绩效管理的不断推进,预算绩效评价指标的设计成为事关改革成败的重要技术攻关命题,目前在绩效指标的设置上仍存在不够全面、指标针对性不强等问题。大数据的发展以及财政大数据的不断应用,为预算绩效指标建设的数据来源和分析技术带来了新的机遇。在构建预算绩效评价指标框架的过程中,从制度建设、数据公开、技术扩展等多方面运用大数据技术,将在一定程度上提高指标设置的科学性和合理性,并生成能够横向比较并不断优化的预算绩效指标库,进一步对指标进行归类、比较和分析使用。

[关键词] 大数据 绩效管理 绩效预算 绩效指标

[中图分类号] F810.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 12-0003-10

Abstract: With the continuous development and reform of performance budgeting, the scientific and reasonable design of budget performance evaluation index has become the core technical problem of the success or failure of performance budgeting reform. The development of big data widens data source and enriches data analysis of index design. When our government designs performance index in the future, we can use the technology of big data in system construction, data opening, technical extension and other aspects. Finally, the generation and improvement of budget performance index database will be used in further index classification, comparison and analysis.

Key words: Big data Performance management Performance budgeting Performance index

[收稿日期] 2019-07-30

[作者简介] 马蔡琛,男,1971年10月生,南开大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为公共预算与财税管理;赵笛,女,1996年2月生,南开大学经济学院博士研究生,研究方向为公共预算与财税管理。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“我国预算绩效指标框架与指标库建设研究”(项目编号:12&ZD198);审计署2019至2020年度重点科研项目“财政资金绩效审计研究”(项目编号:19SJ03001);南开大学亚洲研究中心研究课题“基于国家治理视角的预算资金绩效审计研究”(项目编号:AS1914)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

2018年9月,《中共中央国务院关于全面实施预算绩效管理的意见》正式发布,这充分彰显了建设现代财政制度的时代要求,其中明确要求预算绩效评价建设需要“创新评估评价方法,立足多维视角和多元数据,依托大数据分析技术,运用成本效益分析法、比较法等,提高绩效评估评价结果的客观性和准确性”。^[1]预算绩效评价作为对政府资金运用、项目实施以及部门整体支出的考核和分析,是建立科学规范、透明公开、约束有力的现代预算制度的重要保障。绩效指标的设置不仅构成了预算绩效评价的根据,也体现了政府管理的价值导向。随着全面实施预算绩效管理的不断推进,指标内容和指标赋权逐步得以完善,但仍存在指标不够全面、定性指标比重过高、指标针对性不强等问题,而大数据时代的渐行渐近,在一定程度上有助于从技术角度改善这些问题。

大数据作为未来数据技术与科技发展的重要基础和趋势,深刻地改变着人们的生产和生活,同样也改变了人们看待事物的方式和思维。大数据的出现,在一定程度上,使得传统统计学的随机抽样前提不再成立,可以获得关于一个事物的全样本信息;不再一味地追求精度,而是从精确思维转向容错思维;不再一味地探寻事物之间的因果关系,而是接受了大数据带来的相关关系。^[2]2019年5月,财政部发布了《关于推进财政大数据应用的实施意见》,要求各部门推进财政大数据应用,以支撑建立现代化财政制度,这也是第一次从顶层设计层面对财政大数据的应用提出要求。对于预算绩效指标来说,大数据从思维方式、技术创新、数据采集等方面,影响着预算绩效指标的设计。如何运用大数据为预算绩效管理服务,在海量数据中如何进行数据挖掘与分析,从而建立更加全面、具体、科学的预算绩效指标框架,成为当前全面实施预算绩效管理必须思考的问题。

二、基于技术进步视角的预算绩效指标设计

纵观各国预算绩效指标的发展,无论是从过程指标到结果指标的转变,还是指标原则和指标设计方法

的优化,其总体发展方向呈现出指标体系不断完善、优化并且走向统一的过程。同时,在数据分析技术不断进步的过程中,伴随着数据公开制度化和强制性的提高,预算绩效指标的数据驱动趋势日益明显,在大数据风生水起的当代世界,简单且科学全面的指标体系受到更多青睐。

(一) 预算绩效指标的全球发展历程

一方面,预算绩效评价指标体系的建设是一个逐渐丰富、量化并且走向法制化的过程。1973年,美国颁布了《联邦政府生产率测定法案》(The Federal Productivity Measurement Program),形成了较为成熟的早期绩效评价指标体系。该方案设定了按照部门分类的2500多个产出指标,涵盖了医疗卫生、财务审计、公共服务等多个部门。^[3]20年后的1993年,美国绩效评估委员会(NPR)根据《政府绩效与结果法案》(GPRA),正式从国家层面建立了一套较为完整的绩效评价指标体系。根据2010年颁布的《政府绩效与结果现代化法案》(GPRAMA)^[4],绩效指标作为衡量产出和结果的特定标准,具体包括这样几个方面:一是服务指标(customer service),是机构提供服务的满意度指标;二是效率指标(efficiency),是单位时间、单位成本或其他单位比例的量化指标;三是产出指标(output),是商品或服务产出数量的量化指标;四是结果指标(outcome),是利益相关方的结果量化指标。从GPRA法案、PART系统^①到GPRAMA法案的提出,体现了联邦和州政府对数据驱动绩效管理不断努力的过程,体现出政府绩效评价客观性的不断加强。^[5]

另一方面,预算绩效指标体系的建设也是一个不断精简、优化、统一以及指标体系愈发综合的过程。英国的绩效评估起源于20世纪80年代初的中央政府,负责公共卫生服务(NHS)的中央部门开始测量和报告下属机构(如医院)的绩效。^[6]英国的最优价值绩效指标(Best Value Performance Indicators)源自2000年的英格兰和威尔士,是政府用来评价各职能部门公共服务质量、工作效率、竞争力以及问责的重要指标。最优价值绩效指标(BVPIs)的结果可用于职能部门之间的比较,并将指标结果向社会公布。

① PART系统,全称项目评估定级工具(The Program Assessment Rating Tool),是2002年7月美国管理和预算办公室(OMB)开发的一种正式评估联邦计划有效性的工具。该工具基于问卷调查的方法,用于评估1000多个联邦项目的绩效,在评估完成后,PART审核有助于为预算决策提供信息并确定改善结果的行动。PART调查问卷分为四个部分:(1)计划目的和设计,(2)战略规划,(3)计划管理,(4)计划结果。根据每个问题的答案对项目进行打分,然后进行总体评价。评级结果共有五种:有效、中等有效、基本有效、无效、无法显示结果。

从2007/2008版本的BVPIs指标体系来看,指标按照企业健康(corporate health)、住房(housing)、交通(transport)、环境(environment)等进行分类,共设84个一级指标以及142个二级指标。2008年4月,国家指标集合(National Indicator Set)取代了最优价值绩效指标,形成了一套含有198个指标的综合指标体系,包括最优价值绩效指标(BVPIs)和绩效评估框架(PAF)。类似地,在国际援助项目预算绩效指标的设置上,也从一开始的分散指标设置,走向了由OECD/DAC发展评价网络、评价联合小组等牵头设置的相对统一且可比性较强的指标体系。其中运用最广的是OECD/DAC发展评价网络为联合国、亚洲开发银行、美洲开发银行、世界银行等多边国际组织之发展评价而设置的,以相关性、成效、效率、影响和可持续性五大维度为一级指标的绩效指标体系。

(二) 预算绩效指标的数据来源公开

数据来源是绩效指标设置的一个实用“原材料”,绩效指标的数据可以来自调研的内容、问卷调查、访谈、日志记录、量表信息和自我评估等诸多方面。^[7]收集而来的数据可能是定性的也可能是定量的,而数据的完善以及准确性对于绩效指标的设置以及之后的评价过程,都具有十分重要的影响。各国通过相关的数据开放政策来促进相应的政府数据在门户网站上的公开,从而丰富绩效评价设立过程中的数据来源。

随着《透明和开放政府》总统备忘录(2009)、《联邦大数据研究与发展战略计划》(2016)等政府计划的不断发布,美国已然将大数据技术革命带来的机遇和挑战提升到国家战略层面。2016年,由大数据高级指导小组(SSG)报告的《联邦大数据研究与发展战略计划》强调,要不断研究新兴的大数据技术,加强网络基础设施建设,使大数据服务于联邦部门的任务和工作。^[8]2017年3月发布的总统管理议程(PMA)的目标是利用数据作为战略资源,联邦政府需要一种强大的、综合的方法来使用数据。^[9]面对预算绩效指标所需要的海量数据来源,开发了公共支出信息的开放门户网站——USAspending.gov——作为“政府搜索引擎”,按照政府部门、预算功能以及资金使用目的加以分类,可以对资金和项目进行跟踪、搜索、排序、分析和对比,以获得项目资金使用情况的全过程数据。同样,英国商业创新技能部发布的2014—2016年《数据开放战略》指出,政府认识到

数据开放对公共部门以及经济发展的重要作用,保证公民和社会持有数据的质量,并逐步拓宽公民持有数据的领域。^[10]2019年“数字、文化、媒体和体育部”(DCMS)将推出数据战略计划,和亚马逊、麦肯锡等大型企业合作,培养未来的顶级技术专家并致力于制定新的国家数据战略。同时,各部门在data.gov.uk网站上设立开放数据通道,向全社会开放政府管理、机构运营以及各部门项目资金使用情况等统计数据信息。

丰富的数据来源带来了更加详细和丰富的绩效指标。2008年4月,日本官方统计门户网站“e-Stat”上线,2013年12月启动了开放数据门户网站www.data.go.jp,提供来自各个部门的13000多个数据集^[11],该网站仅2018年12月就更新了4016个相关数据。在世界银行的“开放数据”网站上,可以通过对指标、国别的搜索而得到相应的指标数据,同时可以获得各指标在不同年份以及地区的序列分析。在发展中国家中,哥伦比亚利用PPP的数据平台,公布政府开放的数据集,方便了农民更好地应对不断变化的气候。柬埔寨的开放发展数据(Opening Development Data)运用来自政府和非政府组织的数据,提供可视化的地图以及其他数据驱动的产品和工具。^[12]

各国政府门户网站或平台的建设,在提高财政透明度的同时,也使得绩效指标的数据来源更加丰富。英国政府制定的部门绩效指标设计指南中明确指出,应从网络、用户反馈、数据中心等渠道获得绩效指标的数据来源,并使用软件对数据进行筛选、处理、统计和分析,从而确保数据准确并具有统计意义。^[13]以大量数据内容和多渠道数据来源为基础,采用科学的指标设立方法,有助于形成完善的绩效评价指标体系。

三、大数据时代的预算绩效指标:有利条件

(一) 提高指标全面性的数据来源

预算绩效指标的选择,一方面取决于绩效目标的要求和基础,另一方面也与绩效数据的可获得性息息相关,如果在评价中因无法获得数据而难以对指标进行测度,绩效指标的设置也就毫无意义。目前,我国预算绩效指标的设计存在着指标不够细化、定性指标多于定量指标等问题,这主要源于指标数据的可获得性较差,数据来源不够完整。

传统预算绩效管理的数据获取方式,主要来自被评价对象自身提供的数据,如项目管理资料、总结报告等,属于内部管理数据,其客观性、准确性和完整性往往难以得到有效保障,^[14]并且此类数据只能满足部分绩效指标的设立之用,当指标涉及与其他部门关联、以往数据以及未来数据的时间序列关系等方面时,数据的可获得性就会受到严重的影响,导致指标测度难以进行。财政大数据的应用可以在更广泛的范围内获取关于绩效指标测量的更准确的数据资源。

数据的全面性和广泛性是大数据的一个主要特点,而数据获取也是大数据技术最基本的一部分。究其概念本身,大数据实际就是指那些传统数据处理应用软件不足以处理的大量数据。就像著名大数据专家舍恩伯格所指出的,大数据的出现带来了大量的数据,甚至可以获得关于某个调查对象的所有数据。^[2]同时,互联网的普及促使各级政府加快推进网上信息公开,预算绩效评价既可从评价对象内部的信息公开平台获得数据,也可以通过互联网、推送信息等开放平台获取相关绩效数据,这在相当程度上拓展了绩效指标的覆盖度。此外,大数据技术作为科学可靠的数据获取方式,所获得数据的准确性也是不可忽视的一个方面。通过财政大数据对预算资金使用的全过程进行追踪,可以在绩效评价过程中监控甚至回溯资金的具体使用情况。

根据美国 www.performance.gov 网站上报的 23 个部门绩效报告和绩效目标可以看出,随着数据可获得性的不断增加,各部门的预算绩效指标越来越丰富,指标的完善度更高。以农业部为例,2013 年美国农业部预算绩效指标有 34 个,到 2018 年指标数量发展为 60 个,包括了处理直接贷款天数等多个指标。^[15]从表 1 可以看出,从 2013 年到 2018 年,随着可获得数据的不断增加,预算绩效指标的个数不断上升。

表 1 美国商务部、农业部和劳动部的预算绩效指标数量

	2013	2014	2015	2016	2017	2018
商务部	38	45	47	50	50	50
农业部	34	43	47	52	58	60
劳动部	28	29	33	36	41	54

数据来源: www.performance.gov。

基于数据公开的预算绩效指标设计,一方面,由于可以获得关于资金下拨、执行以及使用效果的全方位数据,绩效指标可以覆盖预算绩效管理的各个方面;另一方面,传统指标中因难以测量而无法设置的

定量指标,通过大数据的应用有望得以实现,并能够提高预算绩效评价的客观性。同时,通过数据的处理和分析,可以进一步发现绩效指标设计中的数据缺口,进而促进全方位的政府数据公开。

(二) 增强指标针对性的数据分析技术

目前,预算绩效指标的设计标准存在同一化的倾向,针对性不强,效益指标、业绩指标等既可以用于省级政府,也可以用于更为基层的政府。同时,对于同一层级的不同地方政府而言,现行指标的制定忽视了地方特色,降低了指标的针对性。这种问题的出现,是因为在传统的绩效指标设计中很难对每一个评价对象进行针对性分析,而统一化的标准更加容易制定。大数据分析技术可以有效解决绩效指标设立上的技术问题,数据来源覆盖到每一个评价对象的具体信息,并通过大数据技术将杂乱的数据进行整理、分类和分析,从而使得绩效指标能更加全面并充分体现不同项目和部门的特殊性。

数据采集过程获取的数据往往是混乱且复杂的,甚至存在重复的内容或缺失必要的信息,其中还会夹杂着各种无用信息和模糊数据,呈现出明显的随机性。而从这些杂乱的数据中提取出有用的部分,再通过数据分析变成有意义的信息,恰恰是数据挖掘的主要作用。数据分析技术中,Hadoop 是最具代表性的一种处理大数据的技术工具,^[2]MapReduce 就是 2004 年由 Google 公司提出的用于并行处理和生成大数据的模型。^[16]此外,一些数据挖掘和分析技术(如决策树算法、贝叶斯算法、人工神经网络、遗传算法等)的出现,^[17]可以准确地识别各种数据所代表的绩效信息,分析评价对象的关键特征,从而设计出更加高效合理、针对性更强的预算绩效指标体系。

为体现财政大数据应用下预算绩效指标可能发生的变化,本文以 A 省《财政支出绩效评价参考指标库》中“生态城市建设”项目绩效评价指标中业务指标下的“项目效益”二级指标为例,分析大数据条件下不同指标可以如何完善和改进(参见表 2)。

通过对评价标准的考察可以发现,其中部分指标是依照绩效目标而设定的,部分指标的设置存在主观判断的情况。例如“循环经济建设目标完成率”指标通过对各环境友好项目的“通过情况”进行考核,每通过一项得 0.5 分,加总得出此指标的最终分数。这种将每个项目的通过情况加总作为“循环经济建设目标完成率”的衡量方法,存在对“通过率和完

成率”的主观判断情况。除此之外，“污染治理目标完成率”“重要生态区建设目标完成率”等指标的评价标准同样是以达标程度为衡量标准，这种衡量尺度存在较强的主观性。在大数据时代下，重新设计

“循环经济建设目标完成率”等指标时，可以将考核循环经济目标完成的各方面条件设置为相应指标，获得数据之后对各方面的完成情况进行衡量，从而通过具体指标判断循环经济建设目标的完成情况。

表 2 生态城市建设绩效评价指标——项目效益指标

一级指标	二级指标	三级指标	评价标准	分值
业务指标	项目效益指标	循环经济建设目标完成率	市级以上环境友好企业（绿色企业）、各类清洁生产审核、省级以上循环经济试点园区、工业园区生态化改造等创建工作与资源综合利用产品（项目），每通过一项得 0.5 分，最高得 4 分。	4
		污染治理目标完成率	重点区域污染防治、农业面源污染防治、规模化畜禽养殖场污染治理、小熔铸、电瓶灯行业等达到整治计划要求的得 4 分，未达标的每项扣 0.5 分。	4
		重要生态区建设目标完成率	区域或流域功能区生态保护或污染整治通过审查的，每项得 1 分；合格饮用水水源保护区通过创建验收的，每项得 1 分；最高得 4 分。	4

数据来源：A 省财政厅《A 省财政支出绩效评价参考指标库》。

（三）提高指标科学性的指标设置方法

预算绩效评价是多方面、多层次的过程，在评价指标设计中，需要采用多种设计方法来全面反映组织的绩效全貌。^[18] 预算绩效指标的设计过程包括指标选择和指标赋权。在选择指标的过程中，需要甄别出可以代表评价对象绩效水平的所有指标，主要方法有关键绩效指标法、平衡计分卡、层次分析法等。在确定指标权重的时候，需要依照每个指标对结果的影响大小加以选择，主要方法有德尔菲法、相关系数法、层次分析法等。在大数据时代，预算绩效指标的设计方法可以在此基础上运用云计算、人工智能等新型数据处理工具，一定程度上更好地剔除主观因素的影响，通过纯技术手段判断影响绩效结果的关键指标选择，在简化、优化指标设置的同时，确定更加科学、可以真正代表评价对象绩效水平的绩效指标。

例如，在 20 世纪 60 年代，美国交通部门就曾通过数据分析，选择出导致交通事故的“关键指标”来对事故产生的原因进行科学分析。随着美国 20 世纪 60 年代汽车保有量的持续增加，因交通事故死亡

的人数也不断攀升，1960—1965 年间以每年 30% 的速度增长，1966 年死亡人数突破 5 万。交通安全管理局开始在全国范围内收集交通事故的死亡记录，建立了“交通事故死亡分析报告系统”。^[19] 这个系统通过对所有数据的比对和分析，选择了导致交通事故的“关键因素”并进行治理，这与选择“关键成功因素”绩效指标的道理是相同的。

此外，大数据分析过程中不再追求因果关系，而是关注相关关系。^[2] 在传统的预算绩效指标选择中，判断影响绩效结果的关键指标往往采用因果关系的归因分析，这存在着主观判断和先入为主的思维限制。但大数据分析不追求探寻事物之间的因果关系，而是直接寻找相关关系，就可以从中发现以前没有意识到的影响绩效评价结果的关键因素，从而设计出反映绩效结果的优选指标。^①

仍以前述 A 省生态城市建设项目中的“项目效益”二级指标为例（参见表 3）。对于“可持续影响”指标的打分方式是“对社会经济和资源环境影响达到规划标准得 5 分，否则酌情扣分”，而其中对于“没有达到标准”的程度并未能进行量化评分。

① 对于大数据带来的因果关系和相关关系的讨论，不同研究者有不同的看法。美国《连线》杂志的主编德森在文章中提到“相关性取代了因果关系，即使没有连贯的模型，统一的理论，或者根本没有任何机械解释，科学也可以进步。”^[20] 同样，在迈尔·舍恩伯格的《大数据时代》一书中也提出，我们无须再紧盯事物之间的因果关系，而应该寻找事物之间的相关关系，这会给我们提供非常新颖且有价值的观点。^[2] 但对相关关系的肯定并不代表对因果关系的否定。因果关系是人类理性行为与活动的基本依据，人类理性本身不可能否定因果关系。^[21] 董春雨（2016）^[22] 认为，相关性是统计学意义上的，它关注的是大量随机事件的整体规律性；而因果性关注的方面包含单个随机事件发生的原因，并以此来揭示事物整体发展的规律。

在大数据时代下,生态城市建设对社会经济和资源环境的影响可以通过图表以及影响指数的形式加以测算,得到具体的量化指标,进而确定可持续影响指标的具体分值,从而对这一指标的测度进行量化打分。同时,大数据技术可以通过判断各个指标重要程度的历史数据来明确各个指标的权重,从而确定每个指标的分值。例如,表3中的“循环经济建设目标完成率”“污染治理目标完成率”“重要生态区建设目标

完成率”“监控能力目标完成率”“农村生态目标建设完成率”和“生态示范点创建完成率”六个指标的分值相同,但实际上,这六个指标对项目绩效结果的影响是不完全相同的。通过大数据对历史数据的总结分析,在实际操作上可以得到几个不同指标对绩效结果之具体影响的不同比重,从而细化指标的赋权数值,对以上六个指标设置不同的分值,更加科学规范地设置指标的衡量标准。

表3 生态城市建设绩效评价指标——项目效益指标(部分)

一级指标	二级指标	三级指标	评价标准	分值
业务指标	项目效益指标	循环经济建设目标完成率	市级以上环境友好企业(绿色企业)、各类清洁生产审核、省级以上循环经济试点园区、工业园区生态化改造等创建工作与资源综合利用产品(项目),每通过一项得0.5分,最高得4分。	4
		污染治理目标完成率	重点区域污染防治、农业面源污染防治、规模化畜禽养殖场污染治理、小熔铸、电瓶灯行业等达到整治计划要求的得4分,未达标的每项扣0.5分。	4
		重要生态区建设目标完成率	区域或流域功能区生态保护或污染整治通过审查的,每项得1分;合格饮用水水源保护区通过创建验收的,每项得1分;最高得4分。	4
		监控能力目标完成率	重点源在线监测安装并投入正常运行的,每套得1分;视频监控设施安装并投入正常运行的,每套得1分;最高得4分。	4
		农村生态目标建设完成率	国家级有机(绿色)食品认证,每通过一项得1分;省级有机(绿色)食品认证、农业配方施肥技术的推广、具有推广价值的农业固体废物综合利用项目,每通过一项得0.5分,最高得4分。	4
		生态示范点创建完成率	获得全国环境优美乡镇的,每项得1分;获得省级生态镇、省级绿色系列创建的,每项得0.5分;获得市级生态镇、市级绿色系列创建的,每项得0.2分;最高得4分。	4
		可持续影响	对社会经济和资源环境影响达到规划标准得5分,否则酌情扣分。	5

(四) 实现指标共享的预算绩效指标数据库

在部分领先部门建立预算绩效指标之后,指标的横向比较、共享和相互借鉴有助于后续各部门和各地区绩效指标体系的建立。针对类型繁杂且呈指数级增长各类预算绩效指标,可以选择采用关系型数据库或者非关系型数据库的方式建立绩效指标数据库,作为对海量数据进行分析的核心物理构架。传统数据库专注于对结构化的数据集合进行分析和管理的,而在大数据中既存在结构化数据也存在非结构化数据。非结构化数据是指那些数据结构不规则或不完整的数据形式,包括图片、视频、文本、音频等。大数据以非结构化数据为特点,为了适应这一数据结构的变化,很多非关系型数据库(NoSQL)随之出现。大数据及数据处理技术、数据库构建技术的发展,为预算绩效指标库的建设提供了技术基础。

目前,我国各省份的预算绩效指标及指标库建设存在指标分类、指标表述以及量纲确定上的差异,各省份之间的绩效评价指标难以进行横向比较。通过财政大数据设计出统一性、实用性更强的预算绩效指标库成为全面实施预算绩效管理中需要解决的重要问题,并通过指标使用过程中的数据分析,不断动态优化各指标的组成结构。

四、大数据时代预算绩效指标设计的主要挑战

(一) 技术发展的约束

近年来,大数据和信息技术的快速发展催生出更多的新技术、新产品和新应用。根据中国互联网络信息中心(CNNIC)的最新报告显示,截至2018年12月,中国网民规模达到8.29亿人,互联网普及率为59.6%,在线政务服务用户规模达到3.94亿,占总体网民的47.5%。^[23]我国的高新技术产业

本身起步晚、底子薄,基本处于引进模仿阶段,^[24]随着数据数量和种类的进一步增加,现有的数据分析技术可能无法处理更大规模或者新型结构的数据。就像在已有的数据进步过程中,单一的结构型数据发展为现有的视频、文本等非结构型数据,数据库技术突破了从SQL(关系型数据库)到NoSQL(非关系型数据库)的转换。相应数据技术若不能跟上数据体量和种类进步的脚步,将会限制数据的发展和使用。

在政府财政信息和互联网政务信息不断公开的基础上,可获得数据越来越多,若无法配套提升数据使用、分析和统计技术,则难以在绩效指标设计过程中有效使用大量数据,进一步限制了预算绩效指标的发展。因此,技术进步应与数据范围扩大相适应,时刻不能停止对相应大数据技术的探索与发展。在不断推进大数据技术革新的同时,对于数据共享平台的建设和完善依旧不能忽视。大数据平台作为纵向贯穿中央及地方政府,横向覆盖各地方政府的重要链接平台,可以将预算绩效评价数据进行统一归集,并进行整合和比较,对进一步形成统一协调的预算绩效管理模式具有重要的作用。

(二) 大数据的公有化趋势

大数据的出现增加了数据的体量以及数据的可获得性,随之相应的数据产品不断涌现,其方便性、快捷性也使得人们越来越容易形成产品依赖。然而,相应数据终端的私有制在当前是普遍存在的现象,人们由于对数据产品的依赖,而被迫地“被获取”个人隐私数据,形成了大公司垄断数据平台的现实。^[25]逐渐丰富的数据资源,需要政府意识到大数据所具有的某些公共产品属性,扭转大企业垄断公众数据信息谋取私利的局面,使得更多的数据信息被政府和公众有效利用,从而进一步提升有限财政资源的配置效率和使用效率。

在对于公共产品特征的描述上,经济学家斯蒂格里茨曾经提出,由公共部门提供对公共产品的监控使用是公共产品的重要特征之一,而这基本上是一个技术问题。^[26]当政府拥有对数据的监控与使用的技术和能力时,大数据才能真正成为政府服务于公众的重要工具,这在一定程度上也有助于保护公众的数据安

全。而大数据公有化的第一步,需要政府与大企业合作,获得相应数据的使用分析权限。2006年,美国OMB监督(O MB Watch)公司在整合数据的基础上,推出了民间版的政府支出开放数据平台 fedspending.org。为了使用该平台关于联邦政府财政支出的相关数据,美国政府与 OMB 监督公司达成合作协议,建立 USAspending.gov 网站,与 fedspending.org 共享数据库、应用程序接口和在线文档,这是政府在数据获得和存储上与企业的一次合作,也节约了政府大量的行政经费。^[27]政府与企业之间对于数据使用、数据平台共享以及数据分析技术的合作,有利于在低成本的情况下加强政府对大数据的充分利用,而政府对大数据这种公共产品的开发和技术投入,也将在公众层面获得更高的效益产出,是一种有效率的公共产品供给行为。

(三) 信息安全与数据真实性

随着财政大数据的不断发展,更多公共财政支出的信息不断公开,其涉及的国家安全以及个人隐私问题需要高度重视,数据开放性和安全性的统一是十分重要的。根据数据泄露来源中心的最新统计,美国信息数据泄露事件呈上升趋势,从2005年的157起上升到了2017年的1579起,提升了10倍左右,到2018年下降至1244起,其中商业类数据泄露占比最高。同时从数据泄露的方式来看,来自黑客、钓鱼网站等方面的数据泄露问题近年来增长更快,由2011年的占比26.1%增加到2017年的59.5%。^[28]可见,大数据的不断发展给网络端个人数据泄露带来了严峻的挑战。在信息化发展越来越迅速、数据泄露问题日益显著的今天,各国更加重视大数据时代下维护国家安全的重要性。在2017年12月特朗普签署的《国家安全战略报告》中继续强调了网络安全的重要性,而英国则签订了《数据保护法》,法国提出了《强化信息安全国家计划》和《网络防御与国家安全报告》。这些国家的报告和法案,从国家层面保护了网络面的信息安全,应对越来越复杂的网络环境。我国也提出“雾计算”和“财政雾”^①的概念,对财政数据尤其是敏感数据进行保护,并针对窃取、滥用财政信息的行为进行甄别、控制,进一步保障财政数据

① “雾计算”是近年来出现的针对数据安全威胁的一种新的计算模式,其核心理念是利用假信息保护真信息,并检测、追踪、诱捕信息滥用、窃取等行为。建设“财政雾”就是在财政数据存储和挖掘过程中运用“雾计算”技术保护数据安全。

安全、国家安全和公民隐私。^[17]

此外,数据的真实性也成为重要的方面,数据本身代表了事实,但数据同时也是可以被操控的。故意操纵的虚假信息、数据的“情绪分析”或者“带有意见性”的数据挖掘,都会影响数据分析的结果。当大数据进入预算绩效管理领域,虚假的数据信息、数据操控的现象也是不可避免的。从数据收集的源头到数据层层传递的过程中,对某一项数据的改变都可能带来很大的结果变化,导致预算绩效指标的错误设置,或者在评价过程中使用错误数据带来虚假的评价结果。因此,对信息安全进行分级保护,明确数据采集、传输、存储、开放等环节的安全范围边界,加强数据防范能力,是我国财政大数据发展需要同步推进的重要议题。

五、大数据时代预算绩效指标建设的制度安排与路径选择

(一) 加快财政信息化的制度建设

大数据应用于预算绩效管理的第一步,就是在绩效评价的整体操作中融入大数据思维,需要各级政府部门不局限于以往“小数据”条件下的传统思想,而是建立整体的、多样的、开放的大数据思维,利用数据挖掘技术,建立完善、科学、客观的绩效评价指标。在财政大数据的应用上,美国建立的“最小数据集”,已然从医疗部门的试点逐渐推广成为一般性概念。从财政角度来看,建立最小数据集就是以最少的数据掌握预算编制及执行、国库现金管理、债务管理、资产管理等状况,是获得部门绩效信息的有效手段。^[16]美国管理和预算办公室(OMB)在其备忘录M-16-19中提出了数据中心优化技术(DCOI),根据“联邦首席财务官法案”,机构每个季度都向OMB提交包含全部数据中心清单的数据。英国国家统计局也开始运用大数据及相关技术进行数据收集和处理。

大数据时代的预算绩效指标设计,需要财政部门建立相应的大数据思维和制度,加强预算绩效评价人员的互联网使用技能,以实现部门间的数据动态联系,从而实时获取实际预算收支、项目执行情况等信息,动态调整以完善预算编制和实现实时监管。^[29]目前,财政部已出台《关于推进财政大数据应用的实施意见》,其中对财政收入、支出运行、预算绩效管

理等11个大数据重点应用领域进行了规范和要求。同时,还应提高绩效评价本身的效率,降低评价成本,避免对不同规模与难度的项目投入相同的评价资源。在绩效指标的设计时,相比将各部门指标进行简单的加总,可以考虑“双重二八率”的划分方式,对于80%的财政支出项目采取简洁性评价方法,而对于简洁评价方法的绩效指标设计,可以考虑在综合性评价的指标数量基础上,仅保留20%的关键核心指标。^[30]

(二) 进一步推进数据公开

广泛的数据来源是预算绩效指标建设的基础,预算绩效的相关数据公开程度直接影响着绩效指标的设置。美国USAspending.gov网站详细公开了25个政府部门将近2000个联邦账户的财政资金收支和使用情况。我国中央和各省份也逐渐开放了预决算公开网络平台,中央预决算公开平台上公开了2016—2019年预算报告以及2015—2017年的财政收支决算表等资料,但在部分领域存在更新不及时的情况(如部分政府性基金之中央对地方转移支付信息)。^[31]

数据作为预算绩效指标建设的基础,如果可以利用大数据技术详细跟踪每一笔预算资金、每一个项目的具体使用流程,对每一阶段的使用情况详细记录并展开分析,就可以得到绩效指标的有效信息。2018年,共有109个中央部门公开了年度决算,公开范围从一般公共预算项目扩大到政府性基金预算项目,项目绩效自评结果、重点项目绩效评价报告等的公开范围也进一步扩大,绩效报告的内容更加详细。^[32]部分省份将部门预算的公开范围从预算主管部门进一步延伸到所属各预算单位。^[33]公开资金的每一步使用情况及其效果,合理运用相应数据进行绩效指标的设计,是财政数据公开领域需要进一步发展的方向。

在政府数据的公开方式上,也应秉承简单、快速、易懂的原则,保证数据集公开过程中的交互性。例如,在按地区分类的相关数据公开过程中,地图的形式就比表格等形式更加直观,也更吸引人。英国国家测绘局(Ordnance Survey)使用免费的OS Open Data产品,使用真实数据在“我的世界(Minecraft)”游戏上设计了虚拟的英国地图,供3300万活跃用户下载。以游戏、视频等新颖的形式开展数据公开,并以网站、公

告牌等平台为依托进行展示。政府的数据公开可以更加贴近生活,同时注重对相关数据的更新和维护,保证公众的知情权及参与权,加强政府在数据应用过程中的服务性。

(三) 构建预算绩效指标的基础性数据库

在完成了指标设计以及指标生成的工作之后,为方便指标的使用和共享,基于数据库技术、网络技术和软件开发技术,建立预算绩效指标库是非常重要的。同时,优化和升级指标库的基础运行平台是绩效指标生命周期内需要完成的重要工作。绩效指标数据库的建设应以共性指标结构为基础,按照项目支出、部门整体支出和财政预算三个方面作为大分类项。并依照评价对象类别递进展开(如医疗卫生、公共事务、社会保障等多个方面),运用 SQLServer、MYSQL、ORACLE、DB2、Sybase 等数据库语言形成系统数据库。在对指标数据进行比较和筛选的时候,应按照项目功能类别进行选择,挑选符合评价对象特点并体现绩效评价结果的绩效指标。

鉴于目前预算绩效指标库的建设尚处于起步阶段,需要在部分地区、部门试用和完善后,再扩大应用范围,直到全国联网共享。2018年,广东省财政厅将历时1年多研究并制定的《广东省财政预算绩效指标库》印发给各级财政部门和省直各业务主管部门。该指标库共计收录20个行业大类、52个子类、277个资金用途、2589个绩效指标,形成相对

完整的指标体系。^[34]广西壮族自治区推出了《广西预算绩效评价指标库——项目支出绩效指标》,以财政部印制的《预算绩效评价共性指标体系框架》为基础,从项目支出的投入—过程—产出—效果等四个逻辑环节入手进行编制。^[35]但目前各省份和部门对于“指标库”的定义和设计尚处于起步与探索阶段,所设计的指标库仅以最基础的 Excel 数据库方式呈现,未能将数据库与互联网技术以及大数据技术相结合,因此并未实现“联网”的指标筛选与使用,这也是预算绩效指标库在内容设计完成之后,在技术实现层面需要破解的重要命题。

预算绩效指标库的建设与推广是一个渐推渐进的过程,通过从个别不断推广到一般,最终形成全口径、全过程、全覆盖的预算绩效指标数据库。目前在地方预算绩效指标库的建设实践中,预算绩效指标库的联网使用已经取得了一定的进展,但全国统一的预算绩效指标库建设仍然存在一些困难。这就需要依托大数据技术,动态推进预算绩效指标的确定、分类以及指标标准、历史值、平均值等方面的计算,同时加强预算绩效评价工作人员对大数据技术的理解和使用。此外,在指标库的使用过程中,还应不断通过大数据分析技术对指标的使用进行分析,对数据库实时更新监测,不断修改问题指标,删除“僵尸”指标,加强指标体系的动态调整与测量结果的共享应用。

参考文献

- [1] 中共中央,国务院. 中共中央 国务院关于全面实施预算绩效管理的意见 [EB/OL]. (2018-09-25) [2018-09-25]. http://www.gov.cn/zhengce/2018-09/25/content_5325315.htm.
- [2] 迈尔·舍恩伯格,肯尼斯·库克耶. 大数据时代 [M]. 杭州:浙江人民出版社,2013:38-40,40-47,55-56,59-71.
- [3] Mello R, et al. Is Big Data the Next Big Thing in Performance Measurement Systems? [C]. Guan Y, Liao H. Industrial and Systems Engineering Research Conference, 2014.
- [4] U. S. Government Printing Office. Government Performance and Results Act (GPRA Modernization Act of 2010) [EB/OL]: (2011-01-04) [2018-09-25]. <https://www.congress.gov/bill/11/th-congress/house-bill/2142>.
- [5] Mahesh Kelkar, Peter Viechnicki. Data-driven Decision Making in Government [EB/OL]. (2016-09-26) [2019-07-25]. <https://www2.deloitte.com/insights/us/en/industry/public-sector/data-driven-decision-making-in-government.html>.
- [6] Colin T. Performance in Government [R/OL]. Evaluation Capacity Development. (2010-10-01) [2018-09-25]. http://siteresources.worldbank.org/INTEVACAPDEV/Resources/ecd_24.pdf.
- [7] Corporation of National and Community Service. Collecting Performance Measurement Data [EB/OL]. [2018-09-25]. http://www.volunteermine.org/shared_media/publications/old/A.5.%20Collecting_PM_Data.pdf.
- [8] Networking and Information Technology Research and Development. The Federal Big Data Research and Development Strategic Plan [Z/OL]. [2018-

- 09-25]. <https://www.nitrd.gov/PUBS/bigdatardstrategicplan.pdf>.
- [9] Hensch M. The Federal Government's Building a Data Foundation for AI, Machine Learning [EB/OL]. (2018-06-27) [2018-09-25]. <https://www.govloop.com/federal-governments-building-data-foundation-ai-machine-learning/>.
- [10] Department for Business Innovation & Skills. Open Data Strategy (2014-2016) [Z/OL]. [2018-09-25]. https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/330382/bis-14-946-open-data-strategy-2014-2016.pdf.
- [11] Frey M. Open Government Data Projects in Japan Science & Technology Office Tokyo [EB/OL]. (2015-09-11) [2018-06-10]. <https://globalstatement2015.wordpress.com/2015/09/11/big-data-in-japan/>.
- [12] Verhulst S G. Open Data in Developing Economies [R/OL]. [2018-09-05]. <http://odimpact.org/files/odimpact-developing-economies.pdf>.
- [13] Performance Analysis Community. How to Set Performance Metrics for Your Service [EB/OL]. (2017-12-05) [2018-09-05]. <https://www.gov.uk/service-manual/measuring-success/how-to-set-performance-metrics-for-your-service#find-data-sources-for-your-measurements>.
- [14] 夏凯, 何波江. 浅析大数据技术在财政支出绩效评价领域的应用 [J]. 财政监督, 2016 (18): 67-69.
- [15] United States Department of Agriculture. FY 2019 Annual Performance Plan and FY 2017 Annual Performance Report [Z/OL]. [2018-09-25]. <https://www.obpa.usda.gov/perfrpt/2019perplan2017rpt.pdf>.
- [16] Mo Z, Li Y F. Research of Big Data Based on the Views of Technology and Application [J]. American Journal of Industrial and Business Management, 2015 (5): 192-197.
- [17] 财政部国库司. 大数据时代: 推开财政数据挖掘之门 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2013: 41, 101-102.
- [18] 理查德·威廉姆斯. 组织绩效管理 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2002: 80.
- [19] 涂子沛. 大数据: 正在到来的数据革命 [M]. 桂林: 广西师范大学出版社, 2015: 63-71.
- [20] Andersons. The End of Theory: The Data Deluge Makes the Scientific Method Obsolete [EB/OL]. (2008-06-23) [2018-09-07]. <https://www.wired.com/2008/06/pb-theory/>.
- [21] 王天思. 大数据中的因果关系及其哲学内涵 [J]. 中国社会科学, 2016 (5): 22-42, 204-205.
- [22] 董春雨, 薛永红. 从经验归纳到数据归纳: 特征、机制与意义 [J]. 自然辩证法研究, 2016 (5): 9-16.
- [23] 中华人民共和国互联网信息办公室. 第43次《中国互联网络发展状况统计报告》[R/OL]. (2019-02-28) [2019-07-15]. http://www.cac.gov.cn/2019-02/28/c_1124175677.htm.
- [24] 胡阳, 王存峰. 特朗普税改对我国的影响及应对之策 [J]. 理论探索, 2018 (6): 89-95.
- [25] 马蔡琛, 赵笛. “互联网+”背景下的税收征管模式变革 [J]. 财政科学, 2018 (9): 18-24.
- [26] 安东尼·B·阿特金森, 约瑟夫·E·斯蒂格里茨. 公共经济学 [M]. 上海: 上海三联书店出版社, 1992: 619-620.
- [27] 陈潭等. 大数据时代的国家治理 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2015: 33.
- [28] ITRC. Data Breach Report [EB/OL]. [2019-07-15]. <https://www.idtheftcenter.org/data-breaches/>.
- [29] 王敏, 彭敏娇. 大数据时代全面预算绩效管理面临的机遇和挑战分析 [J]. 经济纵横, 2019 (5): 58-66, 4.
- [30] 马蔡琛. 财政支出绩效评价方兴未艾 [J]. 中国财政, 2017 (17): 1.
- [31] 中华人民共和国财政部. 中央预决算公开平台 [EB/OL]. [2019-07-15]. <http://www.mof.gov.cn/zyjyjskpt/>.
- [32] 中国青年网. 2018年中央部门决算公开: “账本”更细问效更多 [EB/OL]. (2019-07-20) [2019-07-25]. <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1639522938180634029&wfr=spider&for=pc>.
- [33] 上海市财政局. 关于上海市2017年预算执行情况和2018年预算草案的报告 [N]. 解放日报, 2018-02-01 (003).
- [34] 中华人民共和国财政部. 广东省财政厅: 具有广东特色的绩效指标库“新鲜出炉” [EB/OL]. (2018-08-28) [2018-09-01]. http://www.mof.gov.cn/xinwenlianbo/guangdongcaizhengxinxilianbo/201808/t20180828_2999032.htm.
- [35] 中华人民共和国财政部. 广西财政厅印发预算绩效管理指标库——项目支出绩效指标 [EB/OL]. [2018-09-07]. http://www.mof.gov.cn/xinwenlianbo/guangxicaizhengxinxilianbo/201310/t20131030_1005232.html.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

优化国家间税收分配的无形资产转让定价研究

——基于跨国企业专利转移的证据

The Research on Transfer Pricing of Intangible Property

Optimizing Tax Benefit Distribution among Countries:

Evidences Based on the Choice of Patent Location within Multinational Groups

米 冰

MI Bing

[摘要] 笔者利用 186 个国家和地区 2014—2018 年的跨国面板数据进行的实证检验证实了企业所得税税率对一国专利的净转移数量有着显著的负向影响, 即跨国企业为减轻税收负担, 将其所拥有的专利所有权配置于避税天堂和低税管辖区的子公司, 使得知识产权许可和转让收入以子公司注册地的较低税率纳税, 其中, 开曼群岛是我国专利的第一大净转出地。不同税率指标的个体效应检验结果进一步表明, “专利盒” 制度因其有利的税收待遇, 加剧了专利收入等流动性税基流入低税管辖区。作为目前最大的专利净转出国, 我国应加强一般反避税规则和“受控外国公司”立法在母公司的适用, 以确保低税管辖区子公司的特许权使用费收入在我国的母公司纳税。针对本地企业支付的特许权使用费, 应对收入流征收预提税。同时, 作为吸引跨境无形资产分包研发、成本分摊安排和合同营销支持的实际价值创造地, 以我国为代表的发展中国家应主张对本国企业参与开发的无形资产收入的一部分征税。根据本文的检验结果, 这些反避税措施对于遏制我国无形资产利润转移和降低有害税收实践对我国税基的侵害具有实际效果。

[关键词] 无形资产 转让定价 预提税 受控外国公司 一般反避税

[中图分类号] F812.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 12-0013-11

Abstract: Based on the panel data from 2014 to 2018 of 186 typical countries and affiliated islands in the world, this paper empirically confirms that the corporate income tax rate has a significant negative impact on the net transfer amount of a country's patents. In order to reduce the tax burden, multinational companies allocate their patent ownership to subsidiaries in tax heavens and low-tax jurisdictions, so that intellectual property license proceeds and transfer incomes are taxed at a lower tax rate where the subsidiaries are registered. For example, the Cayman Islands is the largest net transfer-out of Chinese patents. A further individual effects examination indicates that the patent box system has intensified the liquidity tax base, such as patent income into the tax preferential jurisdiction due to its favorable tax treatment. As a country with the maximum amount of net transfer-out patents, China should strengthen the utilization of general anti-tax avoidance rules and the legislation of controlled foreign companies in parent companies to ensure that the royalties of subsidiaries in low-tax jurisdictions are taxed in the parent company. For the royalties paid by local companies, the withholding taxes should be imposed on the income stream. Meanwhile, as the place of practical value creation to attract cross-border intangible assets subcontracting R&D, cost contribution arrangements and contract marketing support, developing countries represented by China should advocate taxation on the intangible assets income entitled by domestic enterprises. According to our empirical results, these anti-tax avoidance measures have significant effects on restricting the outflow of China's intangible assets and reducing the harmful tax practices on China's tax base.

Key words: Intangible property Transfer pricing Royalties withholding tax Controlled foreign companies legislation General anti-tax avoidance

[收稿日期] 2019-04-12

[作者简介] 米冰, 女, 1988年6月生, 广东财经大学财政税务学院讲师, 研究方向为税收制度与政策。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

随着全球经济一体化的发展,当前商业竞争环境已逐渐演化成以信息技术不断更新发展为本质特征,对于以无形资产为主要价值创造驱动因素的商业环境而言,现行国际税收法律体系的适用能力已大大减弱。由于无形资产跨境转移兼具跨国性和隐蔽性,跨国企业惯常利用国家间税收协定与各国税制的差异,将高价值的无形资产从多数高税收国家转出,重新配置到少数低税收国家和避税天堂岛屿。有研究发现,重新配置无形资产成为跨国公司实施利润转移和税基侵蚀的主要手段。Dischinger 和 Riedel (2011)^[1]使用欧盟 25 国 1993—2006 年拥有至少三家子公司(占 90% 以上股权)的工业子公司数据,考察子公司无形资产投资水平与税率之间的关系,研究发现,跨国公司倾向于将专利和商标在内的无形资产放置在低税收地区,制造行业和研究密集型公司最有可能使用避税天堂。Evers 和 Spengel (2015)^[2]进一步将各种知识产权税收筹划模型纳入前瞻性的有效税率措施,研究发现,无论是跨国公司向低税率子公司处置无形资产,还是集团内部许可安排,或是集团内部合同研发,通过母公司以一定程度低估无形资产的价值,均能够大幅度降低集团的平均有效税率。因此,跨国公司策略性地将知识产权的所有权转移至避税天堂和低税辖区的子公司,使得知识产权许可和转让收入以子公司注册地的较低税率甚至零税率纳税。对此, Mutti 和 Grubert (2008)^[3]指出,各国税务机关对于跨国企业将无形资产转移到低税收国家,以及相应降低其国家的公司税基表现出越来越多的担忧。然而,由于在标准公司的数据集中,通常无法获得关于知识产权所有权的信息,因此目前除轶事证据外,在系统经验框架中,研究企业税收与知识产权位置之间联系的研究很少。

基于以专利为代表的知识产权的重新配置会将相关的大量利润转移到低税收经济体,各国政府都有动力通过降低公司税率来竞争这些流动利润,以便吸引专利进入其管辖范围。以欧盟国家为代表的欧洲国家最先开始这种税收竞争行为,先后对跨国企业获得的专利相关收入实行“专利盒”,又称“创新盒”的低税率政策,其中荷兰、比利时和卢森堡对专利持有的特许权使用费收入实行极低的税率,而作为成员的英国也从 2013 年开始引入“专利盒”政策。随后,为了将企业研发和创新能力吸引到本国境内,以部分欧

洲国家、韩国和印度为代表的 18 个国家先后调整税收政策,实施“专利盒”或称“创新盒”的税率激励措施,如图 1 所示。实践中,在一些实行“专利盒”制度的国家,如荷兰、比利时、卢森堡,符合条件的特许权使用费收入的实际税率低至 0%。

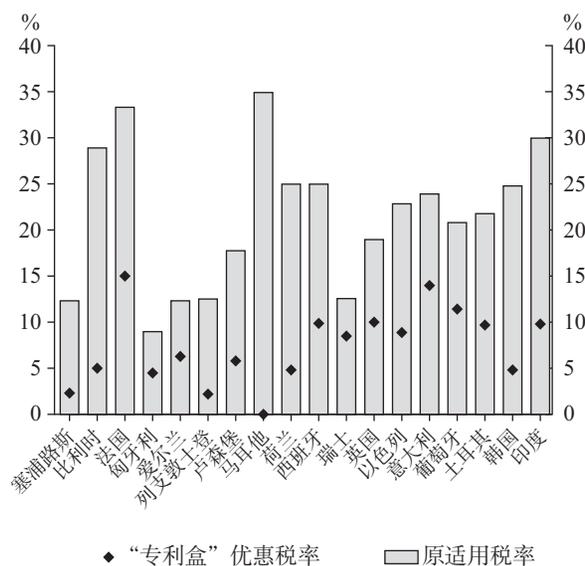


图 1 2018 年 18 个国家和地区“专利盒”
税收激励政策施行的优惠税率

数据来源: PwC. Global Research & Development Incentives
Group April 2018, PwC's Global R&D Incentives Group, April 2017.

有研究表明,上述国家为专利相关收入提供极低有效税率的做法并没有起到激励企业研发投入和产出的作用,反而吸引了以谷歌和苹果为代表的高科技跨国公司的海外利润转移,进一步加重了利润来源地国家的税收损失。Alstadsæter 和 Barrios (2018)^[4]使用全球 2000 强企业 2000—2011 年期间公司层面数据考察影响专利注册地选择的决定因素,发现“专利盒”因其有利的税收待遇对吸引专利流入具有相当大的影响。特别是对于高质量的专利,具有“宽税基”特点的“专利盒”制度影响则更加显著。对此,“专利盒”制度受到有害税收竞争的质疑,不少学者指出该制度有可能进一步成为跨国企业避税的有力工具。Merrill (2016)^[5]探究了目前实施的“专利盒”与企业研发投入、跨国企业投资和流动性税基的作用机制,指出由于目前各国的“专利盒”制度对于能够享受税收优惠的专利收入没有归属于本地的自主研发要求,不仅对本地的研发活动激励作用较弱,反而加剧了专利收入等流动性税基流入税收优惠辖区。Schwab 和 Todtenhaupt (2016)^[6]进一步考察了欧洲

“专利盒”制度的外部性，研究发现没有 Nexus 方法要求的“专利盒”制度增加了专利产品的重新配置^①，在跨国集团内部产生积极的溢出效应，并且对平均专利质量的溢出效应产生负面影响。

鉴于特定公司特许权使用费的公平交易价格难以税务机关掌握，跨国公司往往通过扭曲其转让价格，以便在所有运营的子公司和拥有无形资产的避税地子公司之间转移利润。为探究不同税率指标对跨国集团内专利位置专利作用的差异性，笔者就国家间税率差异对跨国公司将无形资产转移到低税收国家的影响效应进行研究设计与实证检验，进而就优化无形资产转让定价，促进国家间税收利益分配的合理“归属”提供对策建议。

二、研究设计

(一) 模型设定与数据来源

本文研究的目的是从国家间税收协定与各国税制的差异出发，探究国家间税率差异是否以及在多大程度上影响跨国集团内部专利地点的配置。分析的重点是找出影响子公司 i 在 t 年专利转移数量的税收因素，构建如下形式的模型：

$$Nettransf-patent_{it} = \beta_1 T_{it} + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \rho_i + E_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式中， $Nettransf-patent_{it}$ 描述了子公司 i 在 t 年的专利净转入数量，对公司税收变量 T_{it} 进行回归。 T_{it} 包含的税收变量依次为：东道国对特许权使用费收入的法定公司税率 $statutoryt-rate$ ，东道国对特许权使用费收入的实际公司税率 $effectivet-rate$ ，东道国针对特许权使用费收入的“专利盒”优惠税率 $patentbox-rate$ ，考虑东道国法定公司税率与特许权使用费收入扣缴率 $withholdingt-rate$ 的实际税率 $whtMax$ ，以及最后确认子公司受“受控外国公司”规则约束的母公司税收措施。我们预计所有这些变量都会减少由一个子公司拥有专利的数量，因此回归量的估计系数将是负的，即 $\beta_1 < 0$ 。

向量 X_{it} 包含 $Population$ 、 $GDPgrowth-rate$ 、 $GDP-perhead$ 、 $Unemploy-rate$ 等随年度变化的国家控制特征向量。纳入这些宏观控制变量是为了确保结果不受未观察到的公司税和无形资产投资之间相关性的驱动。准确地说，我们将国家人口、GDP 实际增长率、人均 GDP 水平等作为规模控制因素，以确保系数估计 β_1 反映的不仅是企业所得税对子公司规模的负向影

响的大小。而稳健性检查表明，结果对于增加无形资产投资变量是强有力的。本文还将添加子公司固定效应来控制公司特定特征的时间常数 θ_i ，并使用豪斯曼检验选择回归条件下的最优模型。除此之外，子公司作为专利地点的吸引力也可能是由子公司的特定因素决定，而这些因素是计量模型无法观察到的。为此，本文采用一整套虚拟变量 ρ_i 来捕获所有子公司共同的时间冲击， $E_{i,t}$ 描述误差项。

另外，本文将全球跨国公司的知识产权数据库 Orbis Intellectual Property 与全球企业数据库 Orbis 数据库联系起来，通过将全球跨国公司提交的专利申请与公司层面的财务和所有权数据结合，合并数据集捕捉到来自全球 200 个国家以及附属岛屿的跨国公司对专利进行重新配置的实验证据。专利净转出国家及附属岛屿有中国、英国、印度、德国、加拿大等，其中，中国是全球专利净转出数量最大的国家，仅 2017 年就有 17 999 项专利从中国转出，净流出 11 390 项专利。从专利的现实迁移路径看，中国的跨国公司将专利转移至开曼群岛、瑞士、中国香港和荷兰等国家和地区的子公司，开曼群岛作为中国专利的第一大净转出地，仅 2017 年就有 1 872 项专利从中国流入该避税天堂。位居前列的专利净转入国和地区有瑞士、荷兰、开曼群岛、卢森堡、新加坡、英属维尔京群岛、爱尔兰等，如图 2 所示。其中，美国是

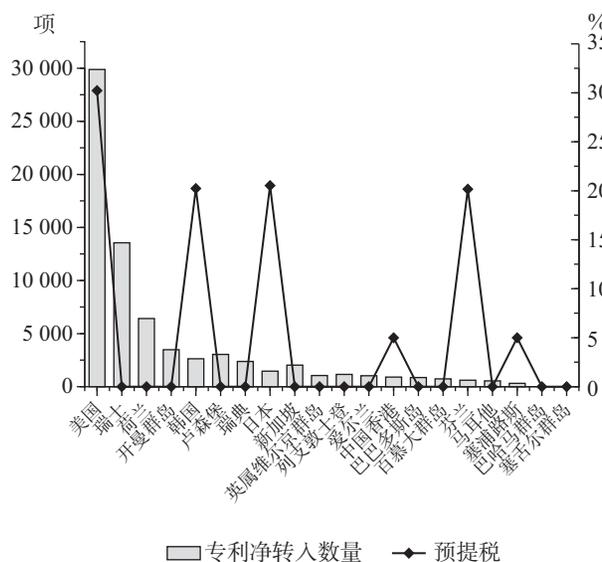


图 2 全球前 20 位国家和地区专利净转入数量与特许权使用费预提税税率

① Nexus 方法是指与发展活动直接有关的支出所占的比例，表明纳税人实际增加的价值，这样做是要求“专利盒”制度只对来自纳税人有效开展的实质性活动中获得的收入给予优惠待遇。

全球专利净转入数量最大的国家，瑞士作为著名的避税天堂位列第二。2017年有18 336项专利从其他国家迁至瑞士，净流入13 580项专利。基于上述发现，跨国公司的专利迁移路径表现为从多数高税收国家转出，重新配置到少数低税收国家和地区及避税天堂岛屿。

(二) 变量选取

本文首先考察了186个样本国家和地区2014—2018年企业所得税税制的信息。如表1所示，我们选取了子公司所在国家针对专利收入适用的法定公司税率 *statutoryt-rate*、实际公司税率 *effectivet-rate* 和“专

利盒”优惠税率 *patentbox-rate*。其中“专利盒”优惠税率增加了18个样本国家的税率数据，如图1所示^①。具体来看，在我们的样本观察中，法定税率和实际税率表现得差异较小，但二者与考虑“专利盒”优惠税率后显示出相当大的差异。对于我们样本中的公司，平均法定税率为20.44%，在0%至35%之间变化；平均实际税率为20.57%，相比于法定税率较大，在0%至37%之间变化；同时考虑到18个样本国家的“专利盒”优惠税率后，平均税率 *patentbox-rate* 仅有19.21%。

表1 变量的描述性统计结果

变量	选取指标	国家观测量	最大值	最小值
被解释变量				
<i>Nettransf-patent</i>	专利净转入数量	186	29 963	-11 390
主要解释变量				
<i>statutoryt-rate</i>	法定税率	186	35	0
<i>effectivet-rate</i>	实际税率	186	37	0
<i>patentbox-rate</i>	在法定税率的基础上增加18个样本国家的“专利盒”税率	186	35	0
<i>withholdingt-rate</i>	预提税税率	186	33.33	0
<i>whtMax</i>	子公司适用公司税法定税率和支付特许权使用费国家预提税税率的最大值	186	35	0
<i>CFC-rate</i>	受“受控外国公司”规则约束，子公司所在母公司适用的法定公司税率	186	35	0
控制变量				
<i>Population</i>	人口规模	186	1 372	0.014 909
<i>GDPperhead</i>	人均GDP	186	261 534	352
<i>GDPgrowth-rate</i>	GDP实际增长率	186	9.1	-7.9
<i>Inflation-rate</i>	通货膨胀率	186	32.5	-0.836
<i>Unemploy-rate</i>	失业率	186	50	0.22

注：人口按每百万计算，人均GDP按固定美元汇率计算。

数据来源：公司税率来自德勤会计师事务所国内税率模块发布的各国税率信息^[7]，单边特许权使用费预提税率和有关条约扣缴率来自德勤会计师事务所税务指南^[8]。人口、GDP实际增长率、人均GDP、就业率和通货膨胀率主要来自Orbis数据库的EIU Country Profile模块。

其次，我们在样本中添加了适用于特许权使用费的预提税率信息。特许权使用费扣缴税率在双边税收协定中有具体规定，如果不存在双边税收条约，各国通常会对所有非条约国家的特许权使用费征收单边税率。由于单边费率普遍高于条约费率，由此拥有良好税收协定关系的国家有望成为具有吸引力的专利位置选择。根据样本国家单边特许权使用费预提税率和有

关条约扣缴率的信息，我们构建出税收变量 *whtMax*，该变量能够捕获专利权使用费收入在有待考察的跨国子公司的实际税收负担。

实际税率 *whtMax* 是指接收收入的子公司适用的法定税率和特许权使用费收入流适用的预提税率的最大值，它的计算需要对我们样本中拥有专利的子公司所获得的特许权使用费收入流的性质进行假设。由于

① 由于个别国家的专利收入扣除制度由创新收入扣除制度取代，在这种情况下选用创新收入适用的税率指标。

专利被普遍认为是跨国公司内部的普通商品，并被多个运营关联公司作为投入要素，我们假定专利持有公司从其跨国集团内的所有关联公司，包括母公司获得特许权使用费收入。因此，如果特许权使用费从外国集团成员公司支付给特定子公司，则需要确定该集团所有国外子公司适用税率的未加权平均数。我们再一次将计算范围限于一个跨国集团的母公司或全资子公司的子公司。形式上，它表现为：

$$whtMax_{it} = \sum_j \frac{1}{N} \max(\text{statutoryt-rate}_{it}, \text{withholdingt-rate}_{i,j,t}), i \neq j \quad (2)$$

式(2)中， $\text{withholdingt-rate}_{i,j,t}$ 描述适用于国外子公司 j 支付给公司 i 的特许权使用费收入的预提税税率。

从表1的统计结果可以看出，从国外集团成员流向我们样本子公司的特许权使用费收入流的预提税税率在0%到35%之间变化，但平均税率较低，只有13.23%。因此，实际税率的计算在很大程度上取决于法定税收措施。图2表明，预提税税率通常较低，在许多情况下为零。高税率主要适用于涉及东欧和南欧成员国、美国和日本的特许权使用费支付。此外，我们样本中的跨国集团包括几家非欧盟子公司，其东道国与我们样本中的欧洲经济体没有税收条约，因此收取远高于20%的单边预提税税率。

最后，考虑到一些子公司在给定的样本年度可能受到东道国“受控外国公司”立法的约束，我们构建了“受控外国公司”变量 $CFC\text{-rate}$ 。要使“受控外国公司”规则具有约束力，除必须在子公司的母国实施这些规则，还必须满足另外三个标准，主要包括所有权门槛、征税门槛以及阈值：第一，母公司必须持有子公司足够大的所有权份额；第二，子公司的收入必须主要是被动收入；第三，子公司所在的东道国必须被其母国列为避税天堂。由于我们样本中的子公司最终归其母公司所有，而“受控外国公司”法规中的所有权门槛通常较低，大多为10%，我们可以放心地假设样本中的子公司符合所有权标准。此外，专利特许权使用费收入是子公司被动收入的一个潜在来源，因为它通常与业务的其他活动部分无关，因此我们可以同样假设被动收入标准得到满足。“受控外国公司”变量 $CFC\text{-rate}$ 的构建，基于表2对样本中重要的母公司所在国家的避税天堂标准。如表2所示，如果子公司所在的东道国在母公司所在地的黑名单上，或公司税率低于规定的阈值，则满足避税天堂标准。因此，考虑“受控外国公司”规则意味着受“受控外国公司”立法约束的子公司的专利收入按母公司的税率纳税。直观上，这使得样本子公司的平均税负轻微增加到20.795%。

表2 有关国家“受控外国公司”立法关于征税门槛的规定

国家名称	CFC 虚拟变量	对于“税收天堂”界定	国家名称	CFC 虚拟变量	对于“税收天堂”界定
丹麦	1	实际税率<丹麦公司税的75%	法国	1	实际税率<法国公司税的66%
芬兰	1	实际税率<芬兰公司税的60%	挪威	1	实际税率<挪威公司税的66%
意大利	1	黑名单	西班牙	1	实际税率<西班牙公司税的75%
德国	1	实际税率<25%	加拿大	1	始终具有约束力
英国	1	实际税率<英国公司税的75%	澳大利亚	1	黑名单
葡萄牙	1	实际税率<葡萄牙公司税的60%	巴西	1	始终具有约束力
新西兰	1	始终具有约束力	日本	1	实际税率<25%
瑞典	1	实际税率<瑞典公司税的55%	美国	1	实际税率<美国公司税的75%
以色列	1	实际税率<20%	中国	1	实际税率<12.5%

数据来源：“受控外国公司”规则标准来自各国的税务当局官网。

三、实证研究与稳健性检验

(一) 国家间企业所得税税率差异与专利净转入数量

为了判断个体效应的特征是否与解释变量有关，

分别在不同假设条件下，考虑个体固定效应模型、个体随机效应模型，并根据豪斯曼检验结果选择本条件下的最优模型。表3列(1)、列(3)表明东道国法定公司税率、实际公司税率与专利净转入数量的关系显著为负，且实际税率效应更为明显，显著性水平为

1%。列(2)、列(4)在列(1)、列(3)的基础上进一步加入国家特征变量,法定公司税率与实际公司税率分别在10%和1%的显著性水平上显著为负,这种效果依然是强有力的。此外,“专利盒”政策作为一项税收激励研发的措施,一直受到有害的税收优惠制度的质疑,本文着重检验了“专利盒”优惠税率对于吸引专利收入等流动性税基的潜力。表3列

(5)证实了东道国“专利盒”优惠税率与专利净转入数量的负相关关系,显著性水平为10%。列(6)在列(5)的基础上进一步加入国家特征变量,这种效应依然为负。回归结果表明,“专利盒”因其有利的税收待遇对吸引专利流入具有相当大的影响,证实了“专利盒”优惠税率对于吸引专利收入等流动性税基的潜力。

表3 国家间企业所得税差异与专利净转入数量

变量	法定税率		实际税率		“专利盒”优惠税率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>statutoryt-rate</i>	-2.316 388 *** (0.773 730)	-1.057 268 * (0.712 69)				
<i>effectivet-rate</i>			-3.618 828 *** (0.740 395)	-2.234 841 *** (0.669 739)		
<i>patentbox-rate</i>					-1.305 753 * (0.756 111)	-0.883 273 1 (0.715 307)
<i>Population</i>		-0.642 542 9 *** (0.046 056)		-0.629 147 4 *** (0.045 828)		-0.649 644 *** (0.045 817)
<i>GDPperhead</i>		0.000 199 (0.000 22)		0.000 125 (0.000 222)		0.000 182 (0.000 230)
<i>GDPgrowth-rate</i>		1.985 848 (1.916 53)		2.225 59 (1.895 101)		1.909 688 (1.915 899)
<i>Inflation-rate</i>		1.421 306 (1.120 315)		1.564 397 (1.087 73)		1.426 511 (1.138 181)
<i>Unemploy-rate</i>		-0.407 540 (0.921 129)		-0.549 149 (0.914 483)		-0.437 782 (0.922 207)
Year dummies	是	是	是	是	是	是
# observation	37 242	37 242	37 233	37 233	37 215	37 215
# firms	6 498	6 498	6 498	6 498	6 498	6 498
Model	RE OLS	FE OLS	RE OLS	FE OLS	RE OLS	FE OLS
Adjusted R ²	0.014 8	0.278 7	0.041 4	0.290 8	0.003 7	0.277 8
Hausman-Test	1.000 0	0.124 8	0.741 4	0.159 1	0.988 3	0.151 3

注:括号内为公司聚类调整的异方差性的稳健标准误差,*、**、***表示10%、5%、1%的显著水平,下表同。

从豪斯曼检验结果看,表3列(1)的豪斯曼检验 p 值为1.000 0,所以强烈接受原假设“H3: u_i 与解释变量不相关”,认为应该使用随机效应模型,而不是固定效应模型。同理,列(3)、列(5)的豪斯曼检验 p 值依次为0.741 4、0.988 3,也建议使用随机效应模型。列(2)、列(4)和列(6)的豪斯曼检验 p 值依次为0.124 8、0.159 1、0.151 3,建议选择固定效应模型。总的来看,如果只使用法定税率、实际税率、专利盒等税率变量时,应该选择随机效应

模型。如果使用税率变量和控制变量,则应该选择固定效应模型。

(二) 现行反避税措施与跨国公司间专利转移

按照模型设定,考虑特许权使用费支付方所在国家适用的预提税和东道国实施“受控外国公司”立法对跨国公司间专利转移的影响。表4的列(1)与列(2)对构建的预提税措施 $whitMax$ 与专利净转入数量进行回归。列(1)和列(2)的结果表明,构建的有效税收措施对子公司的专利净转入数量产生了

显著的负向影响。列(2)在列(1)的基础上进一步加入国家特征变量,实际公司税率依然在5%的显著性水平上显著为负,这种效果依然是强有力的。同时,我们用税收变量 *CFC-rate* 重新估计模型。如表4列(3)和列(4)所示,公司税率在1%的显著性水平上显著为负。列(4)在列(3)的基础上进一步加

入国家特征变量,公司税率依然在10%的显著性水平上显著为负。研究表明,预提税和“受控外国公司”立法作为两项应对跨国公司利润转移至低税国家和避税天堂的措施,针对子公司所获得的特许权使用费收入流预先征收税款,对于遏制高税收国家税基外流具有实际效果。

表4 预提税和“受控外国公司”立法与跨国公司间专利转移

变量	特许权使用费预提税		“受控外国公司”立法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>whtMax</i>	-3.001 136 *** (0.849 200)	-1.862 525 ** (0.793 615)		
<i>CFC-rate</i>			-2.551 367 *** (0.645 073)	-0.815 942 * (0.542 872)
<i>Population</i>		-0.640 482 *** (0.045 821)		-0.612 991 *** (0.034 502)
<i>GDPgrowth-rate</i>		2.319 727 (1.918 524)		0.021 947 (1.443 519)
<i>GDPperhead</i>		0.000 133 (0.000 226)		0.000 504 *** (0.000 173)
<i>Inflation-rate</i>		1.686 565 (1.119 176)		-0.121 733 (0.849 520)
<i>Unemploy-rate</i>		-0.457 759 (0.918 561)		-0.579 160 (0.696 783)
Year dummies	是	是	是	是
# observation	37 242	37 242	37 214	37 214
# firms	6 498	6 498	6 251	6 251
Model	RE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
Adjusted R ²	0.021 2	0.283 2	0.028 6	0.417 5
Hausman-Test	0.993 1	0.126 8	0.198 7	0.136 0

从豪斯曼检验结果看,表4列(1)的豪斯曼检验 *p* 值为0.993 1,建议选择随机效应模型。列(3)的豪斯曼检验 *p* 值为0.198 7,所以拒绝原假设“H3: u_i 与解释变量不相关”,认为应该使用固定效应模型。此处注意区别,表3的此类情况使用随机效应。同理,列(2)、列(4)的豪斯曼检验 *p* 值依次为0.126 8、0.136 0,也建议使用固定效应模型。

(三) 稳健性检验

为进一步深入评估不同税率指标对跨国集团内专利位置转移的影响,我们在分析中增加了两组稳健性检验。首先,我们的基准回归是从拥有大量专利申请的公司中抽象出来的,以避免由异常值影响检验结

果。表5重新评估了所有跨国子公司的基准模型,包括在我们的基准分析中被忽略的异常值公司,其中一些公司的年度专利数量超过2 000项。如表5中的列(1)和列(2)所示,在定性和定量上的回归结果与我们的基准结果吻合。

在第二组稳健性检验,通过增加附属子公司规模控制变量,我们根据子公司无形资产投资量来估计专利的持有量,利用无形资产投资检验公司税效应是否具有稳健性。考虑到基准回归确定的公司税率与专利净转入数量负相关关系,可能受到公司税与子公司无形资产规模之间潜在负相关关系的影响,我们将子公司的无形资产投资作为控制变量,通过估计方程的一

阶差分来控制时间常数的附属效应,并使用内生变量的滞后水平来考虑内生变量差分值(这里为无形资产)。由于专利很可能决定附属子公司的无形资产投资额,为规避引起反向因果关系问题,我们采用Anderson和Hsiao(1982)^[9]提出的水平估计方法,使用两阶段工具变量方法(2SLS)来估计以下模型:

$$\Delta Nettransf-patent_{it} = \beta_1 \Delta T_{it} + \beta_2 \Delta X_{it} + \Delta a_{it} + \Delta \theta_i + \Delta \rho_t + \Delta E_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中, $Nettransf-patent_{it}$ 、 T_{it} 、 X_{it} 和 $E_{i,t}$ 对应于上文定义的变量,而 a_{it} 代表子公司 i 在时间 t 的无形资产投资。此外, Δ 表示一阶差分算子。我们的结果将报告回归模型第一阶段工具变量的相关性 F 统计量和对有效性的过度识别限制进行测试的Sargan/Hansen检验结果,即误差项 $\Delta E_{i,t}$ 的外生性。

为解释无形资产投资水平和专利水平的潜在反向因果关系,我们使用无形资产的滞后水平作为无形资产的一阶差分。首先比较一阶差分固定效应模型的系数估计,并使用一阶差分重新估计模型,结果显示在表5列(3)。由于法定税率对专利净转入数量的

定性影响保持不变,一阶差分法的系数估计值-0.76小于固定效应结果,定性结果与所采用的模型无关,子公司样本未观察到的异质性是回归检验面临的主要问题。我们认为对一阶差分模型的系数估计值进行定性和定量解释是有效的,并可以作为下限值。其次,添加子公司无形资产水平作为规模控制变量,并将该变量视为与误差项相关的外生变量,并且增加这个控制变量并不会显著改变我们对税收变量的系数估计值。表5列(4)结果显示,无形资产的系数估计值是正数,具有统计显著性,这表明较大的子公司倾向于持有更多的专利。对估算模型的这一修正略微增大了税收措施的系数估计,不仅解决了内生性问题,并得到无形资产与变量滞后水平的一阶差分,而且对无形资产投资的调整消除了关联企业规模对专利持有的积极影响,这表明专利持有数量与关联企业规模无关。表5列(5)的检验结果表明,估计系数是有效的,因为第一阶段的 F 检验非常显著,表明我们的工具变量是相关的。此外,Sargan/Hansen检验的零假设被接受,表明它与误差项不相关,也是有效的。

表5 稳健性检验结果

变量	含异常值公司样本		无形资产投资规模		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>statutoryt-rate</i>	-0.478 919 5*** (1.014 953)	-0.833 342 8** (1.228 599)	-0.769 638 9*** (0.795 923)	-0.665 368 6** (0.976 623)	-0.742 597* (0.367 68)
<i>Population</i>		3.039 793*** (1.121 83)	3.021 594*** (1.138 994)	3.013 579*** (1.140 077)	3.024 505*** (1.138 638)
<i>GDPgrowth-rate</i>		0.092 002 2 (0.535 901 7)	0.108 743 4 (0.610 991)	-0.111 416 7 (0.611 412)	0.101 179 7 (0.610 794)
<i>GDPperhead</i>		-0.000 233 9 (0.000 394 1)	-0.000 207 (0.000 629)	-0.000 178 (0.000 629)	-0.000 179 (0.000 628)
<i>Inflation-rate</i>		-0.218 083 9 (0.505 193 3)	-0.166 929 (0.535 982)	-0.181 069 (0.535 951)	-0.211 589 (0.533 083)
<i>Unemploy-rate</i>		-0.051 093 4 (0.952 417 2)	-0.035 005 (1.010 359)	-0.052 158 (1.010 515)	-0.049 502 (1.009 745)
<i>Intangible assets</i>				0.505 658*** (0.029 915)	-0.038 802 (0.187 645)
Year dummies	是	是	是	是	是
# observation	37 242	37 242	37 242	37 242	25 659
# firms	6 498	6 498	6 498	6 498	6 498
Model	RE OLS	FE OLS	FD OLS	FD OLS	FD IV
<i>R-squared</i>	0.000 3	0.026 5	0.023 1	0.286 1	0.273 2
1st-stage <i>F</i> -statistic					47.35
Sargan/Hansen-Test					0.341 8

四、以中国为代表的专利净转出国家分析

基于美国、日本、德国等大国的跨国公司数量所占比例较大、专利数量多，在分析过程中暂不考虑这几个发达国家，着重分析中国、印度、德国、加拿大和英国等专利净转出国家。选取第一大专利净转出中国为讨论对象，以2016—2018年间中国的专利净转出数量与转入国家的法定税率、实际税率进行回归检验，结果如表6所示。列(1)和列(3)表明中

国专利转出国家的公司税率对专利转出数量产生了显著的负向影响。同样，列(2)和列(4)包含国家控制变量后，该负向结果被证明是强有力的。从专利的现实迁移路径看，中国的跨国公司专利转移至开曼群岛、瑞士、中国香港特别行政区和荷兰等国家和地区的子公司，开曼群岛作为中国专利的第一大净转出地，仅2017年就有1 872项专利从中国流入该避税天堂。

表6 中国法定税率、实际税率与专利净转出数量

变量	法定税率		实际税率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>statutoryt-rate</i>	-11.507 34*** (4.481 98)	-9.905 822** (4.932 994)		
<i>effectivet-rate</i>			-11.169 54*** (4.293 28)	-9.682 609** (4.694 888)
<i>Population</i>		0.007 101 (0.271 416 1)		0.035 568 2 (0.272 717 8)
<i>GDPgrowth-rate</i>		-4.669 249 (18.067 35)		-5.084 318 (18.012 99)
<i>GDPperhead</i>		0.000 473 2 (0.001 494 7)		0.000 536 7 (0.001 486 4)
<i>Inflation-rate</i>		-7.669 247 (15.897 75)		-8.542 445 (15.784 02)
<i>Unemploy-rate</i>		-9.561 195 (9.562 47)		-9.165 878 (9.550 205)
Year dummies	是	是	是	是
# observation	3 232	3 232	3 232	3 232
# firms	742	742	742	742
Model	RE OLS	FE OLS	RE OLS	FE OLS
<i>R-squared</i>	0.097 5	0.127 3	0.099 9	0.130 5

除此之外，我们利用专利净转入国家有关“专利盒”优惠税率和特许权使用费适用的预提税税率变量重新估计模型。如表7所示，列(1)和列(3)显示不仅专利流入国家的“专利盒”优惠税率对专利转入数量存在着显著的负向影响，在特许权使用费支付方对子公司征收预提税后，实际税率仍

对专利数量产生显著的负向影响。这表明，母公司设于中国的跨国公司为减轻税收负担，会将其所拥有的专利配置于开曼群岛、瑞士、中国香港和荷兰等避税天堂和低税国的子公司。同样，列(2)和列(4)包含国家控制变量后，该负向影响仍是强有力的。

表7 中国“专利盒”优惠税率、预提税与跨国公司间专利转移

变量	“专利盒”优惠税率		特许权使用费预提税	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>patentbox-rate</i>	-9.457 138 ** (4.115 75)	-8.277 609 * (4.539 791)		
<i>whtMax</i>			-11.325 59 *** (4.483 452)	-9.711 662 ** (4.924 799)
<i>Population</i>		-0.103 019 5 (0.272 500 9)		0.004 825 6 (0.271 670 8)
<i>GDPgrowth-rate</i>		-9.571 116 (18.112 88)		-4.737 916 (18.088 46)
<i>GDPperhead</i>		0.000 26 (0.001 532 9)		0.000 465 5 (0.001 497 9)
<i>Inflation-rate</i>		-7.795 91 (16.033 05)		-8.097 705 (15.886 67)
<i>Unemploy-rate</i>		-10.262 73 (9.619 603)		-9.620 363 (9.573 47)
Year dummies	是	是	是	是
# observation	3 232	3 232	3 232	3 232
# firms	742	742	742	742
Model	RE OLS	FE OLS	RE OLS	FE OLS
<i>R-squared</i>	0.079 7	0.116 8	0.094 7	0.125 2

五、结论与启示

研究结果表明,跨国企业为减轻税收负担,将其所拥有的专利配置于低税国和避税岛屿的子公司,确认了跨国公司的利润转移活动与知识产权所有权之间的联系。基于上述专利的重新配置可能会将相关的大量利润转移到低税收经济体,各国政府试图通过降低公司税率来竞争这些流动利润,以吸引跨国专利进入其管辖范围。全球目前正在经历这种有害税收竞争,据 OECD 公司税率数据库显示,自 2000 年至 2018 年间,税率在 20% 以上、30% 以下的司法管辖区从 22 个增加到 39 个,而税率在 10% 以上、20% 以下的司法管辖区由 6 个增加到 23 个。特别是一些司法管辖区如英属维尔京群岛、根西岛、泽西岛和马恩岛等,在将标准公司税率降为零之前,这些管辖区都实行了广泛适用的特殊制度,导致有效的公司税率非常

低^[10]。这反过来给拥有大规模研发活动的高税收经济体带来压力,这些国家必须通过对外税收改革的政策选择来降低有害税收实践对本国税基的侵害,中国作为目前最大的专利净转出国尤为紧迫。对此,以我国为代表的各国应采取限制无形资产外流的有效措施。

第一,应加强一般反避税规则在本国所有母公司的适用。由于知识产权的独特性和相应的估值困难,税务机关将公平交易原则应用于知识产权类型的交易存在实际困难。将避税安排或交易定义为整个计划将有助于为反避税案件形成更坚实的基础,跨国公司人为压低特许权使用费并在低税管辖区设立空壳公司,除降低母公司的所得税外,该安排没有任何实质性的商业目的,由此确定纳税人存在避税安排。即使纳税人能够确定他们的安排具有实质性的商业目的,利用避税天堂和空壳公司的结果,也使公司难以证明避税不是该安排的目的或效果之一。其结果是母公司必须

为其所有收入缴纳所得税,并在此基础上加收滞纳金。对于应用公平交易原则后重大利润仍将留在海外不受税务机关管辖的无形资产交易,税务机关可根据一般反避税规则提出诉讼。第二,应进一步收紧“受控外国公司”立法,使得国外的特许权使用费收入在所属本国母公司纳税。“受控外国公司”规则不仅应保护母公司所在国家的税基,还应扩展到跨国集团对子公司所在国的利润剥离问题,这对中国在内的发展中国家尤为重要。然而,当前我国在内的18个国家正在施行的“受控外国公司”规则的执行标准过于薄弱,间接导致利润来源国竞相降低税率,进一步加剧了跨国企业对企业所得税的竞争。因此,为使“受控外国公司”立法更有效实施,该规则应适用于任何被认为受益于非法税收优惠的收入,例如混合错配安排或有害税收实践。在此基础上,推动OECD在广泛且全面纳入的基础上制定强有力的“受控外国公司”规则,并由拥有跨国公司常驻母公司的所有国家所采用。第三,针对本地企业支付的特许权使用费,税务机关应对收入流征收特许权使用费预提税。该规则旨在防止跨国公司将收入转移到低税管辖区或避税天堂的子公司,降低对本国税基的侵害。根据本文的研究结果,这些反避税措施对于遏制跨国间无形

资产利润转移和减少国家之间的有害税收竞争具有实际效果。

总之,无形资产在国家间的税基划分不仅面临无形资产缺少物理存在、易转移、难以寻找可比对象和相应估值困难的技术问题,更面临着来源国与居民国对所得税课税基础与判定规则的差异、发达国家与发展中国家之间的利益协调等一系列的难题。作为吸引跨境无形资产分包研发、成本分摊安排和合同营销支持的实际价值创造地,以中国为代表的发展中国家本地关联企业对于无形资产的开发、价值提升、维护和利用,以及从事的大量市场推广、渠道建设、策划、广告和营销等活动,或发展独立于境外关联方的营销渠道、网络和重大关键客户关系等做出的持续性贡献,实质上形成了非常有价值的无形资产,却无法享有相应的资产所有权和税收回报。因此,针对发展中国家本地企业做出的价值贡献,应主张OECD修订“OECD无形资产准则”草案,规定满足特定“实质性活动”标准的情形则认为具有实质性存在,来源地国据此享有优先征税权,允许税务机关对于本国企业参与开发的无形资产收入的一部分征税,即使这种资产被转移至国外。

参考文献

- [1] Dischinger M, Riedel N. Corporate Taxes and the Location of Intangible Assets within Multinational Firms [J]. *Journal of Public Economics*, 2011, 95 (7): 691-707.
- [2] Evers L, Miller H, Spengel C. Intellectual Property Box Regimes: Effective Tax Rates and Tax Policy Considerations [J]. *International Tax and Public Finance*, 2015, 22 (1): 502-530.
- [3] Mutti J, Grubert H. The Effect of Taxes on Royalties and the Migration of Intangible Assets Abroad [C]. *Nber Chapters*, 2009, 34 (5): 3892-3894.
- [4] Alstadsæter A, Barrios S, Nicodeme G, Skonieczna A, Vezzani A. Patent Boxes Design, Patents Location and Local R&D [J]. *Economic Policy*, 2018, 33 (93): 133-177.
- [5] Merrill P. Innovation Boxes: BEPS and Beyond [J]. *National Tax Journal*, 2016, 69 (4): 847-862.
- [6] Schwab T, Todtenhaupt M. Spillover from the Haven: Cross-border Externalities of Patent Box Regimes within Multinational Firms [J]. *ZEW Discussion Papers*, 2016.
- [7] Deloitte. Corporate Tax Rates [EB/OL]. (2018-02-01)[2018-12-23]. <https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/global/Documents/Tax/dttl-tax-corporate-tax-rates-2014-2018.pdf>.
- [8] Deloitte. Withholding Tax rates [EB/OL]. (2018-02-01)[2018-12-23]. <https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/global/Documents/Tax/dttl-tax-withholding-tax-rates.pdf>.
- [9] Anderson T W, Hsiao C. Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data [J]. *Journal of Econometrics*, 1982, 18 (1): 47-82.
- [10] OECD. Corporate Tax Statistics Database-statutory Corporate Tax Rates [EB/OL]. (2018-11-27)[2018-12-23]. <http://www.oecd.org/tax/beps/corporate-tax-statistics-database.htm>.

(责任编辑:孙亦军 张安平)

卖空制度、公司管理层行为与股价信息效率

——基于微观传导机制的研究

Short-Selling, Corporate Managers' Behavior and Information Efficiency of Stock Prices: A Study Based on the Micro-Transmission Mechanism

王碧澄 韩豫峰 韩复龄

WANG Bi-cheng HAN Yu-feng HAN Fu-ling

[摘要] 笔者以我国卖空制度标的股票的分步扩容作为自然实验事件,将卖空制度、公司管理层行为与股价信息效率有机地联系在一起,分析了卖空制度对股价信息效率影响的微观传导机制。研究运用工具变量法与处理效应模型法控制了模型内生性偏误后,实证结果更具有稳健性。研究发现,卖空机制不仅能够约束公司的过度投资与盈余管理,而且卖空提高股价信息效率的一个重要微观传导机制在于其能够通过约束管理层在投资决策与会计操纵上的机会主义行为,促进股价信息效率提高。尽管由于融资融券不均衡发展、政策缺陷与其他市场限制,我国卖空制度的价格发现的直接机制尚存缺陷,但此传导机制却能在一定程度上修复这一缺陷,从公司渠道使信息更加透明地传递到投资者层面。因此,我国卖空制度不仅不是增加股市崩盘风险的洪水猛兽,反而能帮助股市回归内在价值与风险管理。研究结论对于“后股灾”时代我国卖空类金融创新的制度建设与公司治理的改善具有重要的政策意义。

[关键词] 卖空制度 资本性投资 盈余管理 机会主义行为 股价信息效率

[中图分类号] F830.91 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 12-0024-17

Abstract: This study takes the gradual expansion of the target stocks in China's Short-Selling mechanism as a natural experimental event, organically ties together the short-selling system, corporate managers' behavior and stock prices, and analyzes the micro-transmission mechanisms of the impact of short-selling on the information efficiency of stock prices. The study utilizes the Instrumental Variable Method and Treatment Effect Model to control for the endogeneity bias, and as a result the empirical results are less biased and much more robust. We find that short selling mechanism can decrease the company's excessive capital expenditure and discretionary accruals. Furthermore, we find that an important micro-transmission mechanism for short selling to improve the information efficiency of stock prices is by constraining the managers' opportunistic behavior in investment decision-making and accounting manipulation. Although the direct mechanism of short-selling's price discovery function may not work well due to the unbalanced development of margin-trading and short-selling, policy defects and other market restrictions, through this corporate channel, this transmission mechanism makes the information transmission to investors more transparent. Therefore, China's short-selling system is by no means a scourge which increases the risk of the stock market crashes. On the contrary, it can help the stock market to return to its intrinsic value and manage the risks. This study's conclusion has great policy implications in the institutional construction of financial innovation in credit exchange and the improvement of corporate governance in this "Post-Stock-Crisis" era of China.

Key words: Short-selling mechanism Capital expenditure Discretionary accrual Opportunistic behavior Information efficiency of stock price

[收稿日期] 2019-06-25

[作者简介] 王碧澄,女,1992年4月生,中央财经大学金融学院博士研究生,研究方向为股票市场与公司金融;韩豫峰(通讯作者),男,1972年8月生,美国北卡罗莱纳大学夏洛特分校贝尔克商学院(University of North Carolina at Charlotte, Belk College of Business)教授,博士生导师,金融学博士,研究方向为实证资产定价与计量经济学等;韩复龄,男,1964年10月生,中央财经大学金融学院教授,博士生导师,金融学博士,研究方向为股票市场、公司金融与企业投融资等。

[基金项目] 国家留学基金管理委员会(CSC)资助项目“2017年国家建设高水平大学公派研究生项目”(项目编号:留金发[2017]3109)。

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

2010年3月我国正式启动了融资融券业务的市場操作,其中,融资融券业务中的融券业务,或称卖空业务(后文统称为卖空)首次引入中国证券市场,其作为一种金融创新,结束了我国股市成立以来没有卖空的“单边”市场;然而2015年的股市异常波动使得卖空类信用交易机制受到前所未有的质疑与批判,导致卖空业务在2015年后也基本停止扩容。那么卖空制度到底是造成股市噪音的元凶,还是其实具有使股市价值回归、防范管理风险的功能?大部分文献对此研究了卖空制度与股票定价效率的关系,尚未得到统一的论断。为了从根本上探寻这个谜题,研究者们开始探索卖空制度影响定价效率的传导机制在于何处。李志生等(2015)^[1]、肖浩和孔爱国(2014)^[2]认为市场投资者行为是改变股票定价效率的主要机制,但本研究认为我国卖空制度初步实施背景下的卖空交易力量十分弱小^①;而对于撼动股价更有力量的公司管理层行为作为整个股票市场“生产信息的第一站”(Massa等,2015^[3]),却被研究者们长期忽略;并且由于我国公司治理的薄弱性,公司管理层行为对于卖空机制的引入非常敏感。

尽管Massa等(2015)^[3]提出了公司管理层行为对于股市价格效率的重要性,肖浩和孔爱国(2014)^[2]也对卖空影响盈余管理提高股价效率做了实证尝试,但二者均没有将此问题上升到公司管理层行为被改善从而影响股价的高度;因此公司传导机制是否作为卖空制度影响股价效率的重要机制缺乏明确的界定与证明,在我国股市更缺乏该机制的检验证明。进一步根据我国卖空机制与公司治理的特点,相对市场交易层面行为,公司行为更可能作为卖空影响股价的传导机制。而对于公司传导机制的研究,将有助于理解卖空在股市中进行信息改善的深层原因与传导路径,从而深入揭示我国卖空制度究竟是否具有帮助股市价值回归与风险管理的效用。

本研究通过对A股市场卖空制度的引入与扩容的自然实验进行实证分析,发现卖空制度不仅能够减少标的股票所属公司的过度资本性投资与盈余管理,还能通过约束它们来提高股价信息效率。相较于以往

的研究文献,本文的边际贡献在于以下三点:其一,本研究发现并证实了卖空机制提高股价信息效率的微观公司传导机制,研究将卖空制度、公司管理层行为和股价效率三者有机地联系起来,揭示了我国卖空制度提高股市资源配置能力的深层路径与原因,在检验卖空机制价值效应的途径和范式上拓展了研究视角,并且以中国A股市场的实证证据为卖空综合价值模型、委托代理理论与公司治理相关理论提供了理论支持与贡献。其二,我国卖空机制的特殊性在于,由于政策与市场限制,卖空在价格发现的直接机制上存在缺陷,但是公司管理层传导机制又一定程度修复了其价格发现能力,说明了我国卖空制度具有间接帮助股市回归内在价值的功能;也从外部政策角度证明了良好的公司治理对于保护市场投资者的重要性,这在“后股灾”时代对于我国资本市场制度构建具有重要的政策启示意义。此外,不同于发达国家的卖空通过倾向反映公司私有信息发挥效应,由于弱有效市场特点,我国卖空制度能够通过倾向反映会计稳健风险、财务风险与系统性风险的公共信息来发挥约束效应。其三,本文的研究结果具有更强的解释力与稳健性。不同于美国卖空政策标的的随机性,我国融资融券标的股票的选择标准造成样本存在“自选择”性问题,使得模型具有内生性,但是目前研究我国的文献常用普通面板数据(OLS)来研究卖空制度的政策效应,而OLS估计会存在偏误。肖浩和孔爱国(2014)^[2]以OLS研究了卖空通过制约盈余管理提高股价信息效率,但认为该机制只具有瞬时效应并且扩容后效应不显著,得出卖空对盈余管理的影响对信息披露不重要的结论。本文通过工具变量法(IV)与处理效应模型纠正了内生性偏误,发现该机制具有显著的瞬时与持续效应,并且扩容后效应依然显著。

本文余下部分内容安排如下:第二部分为文献综述与研究假设;第三部分为变量界定、数据描述和模型设计;第四部分为实证分析;第五部分为稳健性检验;第六部分为结论。

二、文献回顾与研究假设

(一) 卖空制度对公司管理层行为的影响综述
在卖空制度与公司投资领域,最早由Morek等

^① 肖浩和孔爱国(2014)^[2]也对盈余管理做了分析,但认为其所产生效果不够显著,不具有持久性,因而不是主要的传导机制,该结论受到样本选择期间与研究方法的限制。

(1990)^[4]总结了股票价格可能会通过管理层迎合机制(股价压力机制)、融资成本机制和信号机制影响公司的投资行为。Gilchrist等(2005)^[5]从融资机制的角度展开,证明了当股价超过基本面值产生过高估值时,将导致公司投资成本减小,引起公司投资行为的显著增加(Overvaluation Hypothesis, 过度估值假说)。Goldstein和Guemhel(2008)^[6]则发现公司在面对恶意卖空而使股价有利于自身的投资者威胁下则会减少价值增加型投资项目(Bear Raiders Hypothesis, 大量卖空者假说)。Grullon等(2015)^[7]基于Gilchrist等(2005)^[5]、Goldstein和Guemhel(2008)^[6]的理论假说,实证证明了放松卖空限制的公司显著减少了资本投资,并且那些受到更高价格冲击的股票所导致的资本投资约束行为更显著,符合上述两大假说。

不同于卖空制度与公司投资的研究认为对卖空制度施加影响的关键是价格渠道,认为卖空制度能够制约公司财务操纵的最为重要的理论基石则是委托代理理论。Jensen和Meckling(1976)^[8]提出了在契约框架内股东与管理层存在委托代理关系,管理层通常出于私有利益,在公司的经营与决策中经常表现出道德风险行为,其中盈余管理作为能为管理层带来更高薪酬(王克敏和王志超,2007^[9])或免于处罚(陆建桥,1999^[10])的财务指标,成为这其中最容易被扭曲的信号之一。基于上述理论,Massa等(2015)^[3]提出“约束假说”,认为由于卖空的运用能使股价更快地融入坏消息(Hirshleifer,2011^[11];Karpoff和Lou,2010^[12]),或者更有“可能性”(probability)融入坏消息,促使公司大股东对管理层实施有效监督,缓解股东与管理层的代理问题,使高管操纵利润的动机削弱,并且用实证证明了“约束假说”。自此之后,委托代理理论与“约束假说”成为后续的卖空制度改善公司治理,进而改善公司管理层行为的思想源头,如顾乃康和周艳利(2017)^[13]发现卖空对公司外部融资、财务杠杆的治理效应,权小峰和尹洪英(2017)^[14]证明的卖空提高公司创新效率,均与“约束假说”异曲同工。甚至在投资方面,靳庆鲁等(2015)^[15]发现卖空机制会在公司投资机会较差时督促管理层尽快缩减投资,结论更加符合“约束假说”的思想而非基于价格层面的“过度估值假说”。

结合我国2010—2015年A股市场受到新政策的影响,当时股市处于长期牛市,“政策市”特征显

著,流动性过剩且市场处于过度投资的狂热氛围中;进一步根据Wang等(2009)^[16]的观点,由于A股市场中股票特质信息含量较少,因而公司投资行为难以对股价变动产生反馈。可以得到在股价噪音信息较大的中国市场,卖空难以通过价格机制影响公司投资,而是会通过“威胁性”(即具有向股价融入坏消息的可能性),使坏消息倾向地融进股价,带来负面消息的传播与股价下跌压力,股东面临这些压力会尤其害怕由于资本过度扩张被卖空者攻击遭受更大的崩盘风险,因而促使他们给管理层施加压力,使其缩减经济过热时的过度投资,并且缩减在投资机会较差时的盲目投资。基于上述分析提出假说1和假说2。

假说1:卖空制度的实施能够减少2010—2015年经济过热时公司的资本性投资。

假说2:卖空制度的实施能够减少公司管理层尤其是在投资机会变差时的资本性投资。

同样地,当卖空引入,虽然真实交易量较小,但是卖空的“威胁性”已经足以引起坏消息传播与股价下跌压力,股东面临这些压力时会尤其害怕财务舞弊的坏消息被嗅觉灵敏的知情卖空者败露出来,因而促使他们给管理层施加压力,制约管理层对利润的操控,即盈余管理程度会减小。基于上述分析提出假说3。

假说3:卖空制度的实施能够减少公司管理层的盈余管理程度。

(二) 卖空制度、公司治理与股票定价效率的综述

1. 卖空制度与股价定价效率。

Miller(1977)^[17]提出了“股价高估理论假说”,即由于卖空约束的存在使得悲观投资者离开市场,因此股价只能反映乐观投资者的看法,使得股价高估。在此之后,大部分研究者逐渐地或以理论或以实证研究间接地向这个结论靠拢。但是股票定价效率在早期研究中尚未产生综合能力强的指标体系,定价效率本身的界定也充满了模糊性,直到Saffi和Sigurdsson(2011)^[18]首次界定了股价的定价效率意义为股价对所有可得到的信息的反应速度和准确程度。在此前后学者们也从不同维度建立了各项直接反映股价效率的指标,如Bris等(2007)^[19]的同步性指标与Saffi和Sigurdsson(2011)^[18]采用的价格滞后指标等。然而,Li等(2014)^[20]认为这些综合指标同时受公司特质性信息和市场信息的影响;Roll和Richard(1988)^[21]则发现市场和产业层面的信息其实只能解释个股股价小

部分的波动,而未解释的部分由公司特质信息和噪音造成。目前,一系列研究表明股价特质性波动指标(Idiosyncratic Volatility, 以下或简称Ivol)可能作为股价中公司特质信息含量的可行测度(Ivol的信息假说),同时也是噪音交易(Rajgopal和Venkatachalam, 2011^[22])等非信息效率因素的测度指标(Ivol的噪音假说),可见Ivol指标用来衡量股价(非)信息效率是较为客观的指标。肖浩和孔爱国(2014)^[2]通过研究卖空制度与Ivol的关系证明了该指标用于衡量股票噪音信息的稳健性。Li等(2014)^[20]也通过理论模型与实证分析验证了当控制市场波动与个股Beta的影响之后,Ivol体现为噪音效应,而非信息效应。中国目前文献中实证检验均表现为Ivol呈现出噪音效应。

此外,大部分发达资本市场对于信用交易机制的关注集中在卖空制度上。然而我国融资、融券的发展极不均衡,受到投资者传统投资观念与市场制度约束,融券交易占融资交易比例极小,因此我国融资融券制度的研究更为复杂。尽管李志生等(2015)^[1]认为融资融券机制显著提高了股价效率,但褚剑和于传荣(2016)^[23]认为整体上融资融券制度的实施加大了股市崩盘风险,李政等(2016)^[24]认为融资加杠杆是造成2015年股市异常波动的主要原因。Chang等(2014)^[25]甚至发现只有融券交易能够提高定价效率,融资则不具备预测股价能力。

2. 卖空制度、公司治理与股价定价效率。

现有研究较少探究股价改变信息效率所基于的传导机制。李志生等(2015)^[1]、肖浩和孔爱国(2014)^[2]主要认为市场投资者行为的改善,如买卖价差、噪音交易程度与信息传递速度等是造成我国股票定价效率提高的主要机制。然而,由于新兴市场与政策的特点,我国卖空交易尤其受到交易门槛与成本的限制,卖空投资者的交易力量十分有限,因而市场交易渠道对股价的影响可能并不稳健,这也可能是中国卖空提高股价效率的文献充满争议的原因之一。但与此同时,我国公司管理层行为对卖空机制的引入十分敏感。除了投资者层面,公司管理层层面也是决定股价信息效率的重要机制,却经常受到忽视。如Massa等(2015)^[3]就指出,“人们总喜欢研究卖空制度对股价效率的影响,这是由于大家信奉卖空制度只影响

股价对信息的吸收速度,往往忽略了卖空会对‘生产信息的第一站’——公司管理层产生直接影响。”由于大部分实证文献证明卖空在治理水平越差、公司越不透明与垄断性越高的环境对公司治理的约束越强(如权小峰和尹洪英, 2017^[14]; 顾乃康和周艳丽, 2017^[13]),因而本研究认为,在我国公司治理水平与发达国家相比相对薄弱,特别是在2010—2016年治理水平下滑尤其严重的背景下^①,卖空对管理层行为的约束在我国会更为显著,公司管理层行为相对市场投资者层面更具有影响信息传递的力量,更可能作为我国卖空影响股价效率的传导机制。尽管Massa等(2015)^[3]提出了公司管理层行为的重要性,肖浩和孔爱国(2014)^[2]也对盈余管理机制做了实证尝试,但二者均没有将公司管理层行为作为一项微观传导机制来分析。

公司传导机制的思想其实能够体现在治理机制影响公司信息透明度的理论中,即有效的微观治理能够让公司股东更有动机监督管理层机会主义行为,让外部投资者利益更受保护,投资者更有动力提高知情交易概率,从而提高公司信息透明度(高雷和宋顺林, 2007^[26]; Grossman和Stiglitz, 1980^[27])。本研究重点关注的公司管理层行为中的盈余管理行为与投资决策行为在狭义上并不属于公司治理,但是都属于与公司治理最密切相关的管理层战略行为,并且由于卖空使管理层减少了过度投资与粉饰会计信息的倾向,在公司治理层面制约了管理层的权力,因此本质依然属于公司治理问题范畴。所以,当过度投资的机会主义倾向受到约束时,投资者们将从财务信息上获知公司投资水平不再虚高,了解公司此时真正的成长能力,从而及时调整自身的证券投资策略,提高股价效率;当盈余管理的机会主义倾向受到约束时,投资者们将从财务信息上获知公司真实盈利水平,从而及时调整自身投资策略,提高股价效率。也即,当这二者机会主义行为受到约束后,公司信息透明度提高,而这些信息的质量会引导股价的形成。基于上述综合分析,本研究提出假说4。

假说4: 卖空制度的实施能够分别通过改善公司的过度投资行为与制约公司的盈余管理行为来提高公司股价的信息效率。

^① 参考亚洲公司治理协会(ACGA)发布的《2016年公司治理观察》。

三、数据描述、变量与模型设计

(一) 上市企业财务数据与样本选取

本文的数据均来自于 CSMAR 数据库，初始样本为沪深两市所有 A 股上市公司，观测区间选择 2003 年第一季度到 2015 年第四季度。由于卖空制度从 2010 年 3 月即开始实施，样本中第一次卖空事件之后的区间则从 2010 年到 2015 年总共将近 6 年，并且这六年包含了最为重要的融资融券股票标的一次开通与四次扩容时间点^①，为了得到双重差分更稳健的效应，选取 2003 年到 2009 年作为事件发生前的信息区间。本文的样本点选择观测区间的季度数据。

对于样本数据按照以下标准进行筛选：第一，剔除相关变量缺失的样本；第二，剔除金融行业的样本；第三，剔除特别处理 (ST) 的样本；第四，剔除净资产为负的样本。并且根据以往文献，本文在回归分析中对该模型涉及的连续变量进行了上下各 1% 标准的 Winsorize 处理。

(二) 重要变量的度量与说明

公司投资决策方面，采用资本性投资/支出 (CapitalExpenditure) 作为研究对象，本研究采取 Biddle 等 (2009)^[28] 的方法衡量，即：

$$\text{投资水平} = \frac{\text{购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} - \text{处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额}}{\text{前期固定资产净额} + \text{无形资产净额}}$$

盈余管理的程度则采用可操纵性应计利润 (Discretionary Accruals, 简称为 DA) 来代表。由于非可操纵性应计利润取决于公司的经济基本面，而可操纵性应计利润能够显示出管理层对于报告出来的盈利的操纵程度。本研究基于 Jones 修正模型 (Dechow 等, 1995^[29]) 方法，并参考 Kothari 等 (2005)^[30] 采用控制公司上年业绩 (ROA) 的 Jones 修正模型来计算可操纵性应计利润。

$$\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1a)$$

$$DA = \frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} - \left(\tilde{\alpha}_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \tilde{\alpha}_2 \frac{\Delta REV_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \tilde{\alpha}_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} \right) \quad (1b)$$

其中： $TA_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 季度的总应计利润总额，为营业利润减去经营活动现金净流量； $Asset_{i,t-1}$ 为公司 i 在上一季度的资产总额； $\Delta REV_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 季度的营业收入变动额； $\Delta AR_{i,t}$ 表示 i 公司在 t 季度的应收账款变动额， $PPE_{i,t}$ 表示 i 公司在 t 季度的固定资产原值。对 (1a) 进行分行业分季度回归，随后将回归系数代入 (1b)，得到可操纵应计利润 DA 。 DA 越大，说明盈余管理激进程度越大。

股价定价效率，或称信息含量的衡量指标，选用异质性波动率 $Ivol$ 。本研究 $Ivol$ 内涵基于噪音假说，当 $Ivol$ 越高，则股价的非信息效率越高，信息效率越低。根据 $Ivol$ 的涵义以及方便起见，下文统称 $Ivol$ 所衡量的为股价信息效率。计算方式参考肖浩和孔爱国 (2014)^[2] 的计算方式：

$$r_{i,t} - r_t = \beta_{i,1} MKT_t + \beta_{i,2} SMB_t + \beta_{i,3} HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中： $r_{i,t}$ 为公司 i 在 t 日考虑现金红利再投资的日个股回报率， r_t 为当年无风险利率 (用日银行定期存款利率来代表)； $\varepsilon_{i,t}$ 为回归所得残差。首先计算出 A 股市场每日的 Fama-French 三因子 MKT_t 、 SMB_t 和 HML_t ，然后使用模型 (2) 进行按季度回归。对所得的回归残差值按季度求标准差则得公司 i 在该季度的股价特质性波动率。

本文各主要控制变量的基本定义如表 1 所示。

(三) 统计性检验与模型设计

1. 卖空机制对公司效率影响的实证设计。

针对本部分模型所用到变量的样本选择与数据筛选，得到样本数 59 438 个。主要变量的描述性统计如表 2 所示 (其中流通市值做了 log 处理简称为 $Lnmv$, $Illiquidity$ 由于数值过小，方便起见，放大 10×10 倍，简称为 $Illiqde_{10}$)。

① 双重差分第一次为 2010 年 3 月 31 日，上交所融资融券标的股票范围为上证 50 指数的所有成分股，深交所为深成指的所有 40 只成分股；第二次为 2011 年 12 月 5 日，上交所融资融券标的股票范围为上证 180 指数所有成分股，深交所为深证 100 指数中的 98 只成分股，其中新加入的标的股票 189 只，被剔除的标的股票 1 只；第三次为 2013 年 1 月 31 日，沪深股市融资融券标的股票数量增至 500 只，其中新加入的标的股票 276 只，被剔除的标的股票 56 只；第四次为 2013 年 9 月 16 日，融资融券标的股票数量由 500 只增加到 700 只，其间 6 只股票被剔除标的，206 只股票被加入标的；第五次为 2014 年 9 月 22 日，融资融券标的股票数量由 700 只增加到 900 只。

表 1 其他主要控制变量定义

变量	定义
SS	能否卖空虚拟变量, 该股票若在当前季度可以卖空取值为 1, 否则取值为 0
Growth	公司营业收入季度增长率, 衡量公司投资机会的好坏
DGrowth	虚拟变量, 其在公司营业收入季度增长率小于 0 时取值为 1, 其他取值为 0
Turnover	股票换手率 (采用月换手率的季度均值)
Cash	公司现金水平, 定义为公司现金本季度持有额/上季末总资产
Leverage	公司资产负债率, 衡量公司的负债水平
Illiquidity	非流动性指标, 衡量股票的流动性水平, (日非流动指标=日绝对收益率与成交金额的比值, 采用日度指标的季度均值)
Volatility	股票的波动率, 定义为公司股票日回报率对市场日回报率回归残差项的季度标准差
Beta_1	公司系统性风险 1 (根据资本资产定价模型, 运用最近 1 年的数据估计 ^①)
Beta_2	公司系统性风险 2 (根据资本资产定价模型, 运用最近 4 年的数据估计)
Lnmv	A 股流通市值的自然对数, 衡量公司规模
Lnlistlong	(上市年数+1) 的自然对数, 衡量公司的上市年龄
Firstholding	公司的股权集中度, 定义为第一大股东持股比例
LnTA	公司总资产的自然对数
Investopportunity	投资机会=(总资产-所有者权益+所有者权益的市场价值)/总资产, 用来衡量公司投资机会
ROA	资产收益率, 采用当季营业利润/上季度总资产计算, 衡量公司盈利能力
VROA	当期以及过去四季度资产收益率的标准差
stdOCF	经营活动现金流标准差, 根据公司当季度与前四季度的数值进行计算
stdSGRW	销售增长率标准差, 根据公司当季度与前四季度的数值进行计算
stdSALE	主营业务收入标准差, 根据公司当季度与前四季度的数值进行计算
ACC	总应计项目=(营业利润-经营活动现金流量净额)/期初总资产
Bear	虚拟变量, 股票处于熊市时取值为 1, 其他取值为 0
BM	公司账面市值比=股东权益/公司市值
Time _{Fixed_effect}	控制时间固定效应的虚拟变量
Firm _{Fixed_effect}	控制公司固定效应的公司虚拟变量

表 2 模型 (3) 主要变量描述性统计

variable	N	mean	sd	p25	p50	p75
SS	59 438	0.160	0.370	0.000	0.000	0.000
CapitalExpenditure	59 438	0.070	0.130	0.010	0.030	0.080
Growth	59 438	0.160	0.770	-0.150	0.030	0.240
Lnmv	59 438	22.300	0.980	21.600	22.170	22.870
Leverage	59 438	0.470	0.230	0.300	0.470	0.630
Cash	59 438	0.160	0.130	0.070	0.120	0.210
Firstholding	59 438	36.080	15.310	23.810	34.240	47.280
Beta_1	59 438	1.090	0.260	0.940	1.100	1.260
Illiqde_10	59 438	103.100	229.300	22.740	47.170	98.800
Turnover	59 438	0.560	0.440	0.240	0.430	0.750
Volatility	59 438	0.030	0.010	0.020	0.020	0.030
Lnlistlong	59 438	2.770	0.400	2.480	2.890	3.090

资料来源: 作者运用 Stata 软件整理, 下同。

① 其中, 股票的收益率采用“考虑现金红利再投资日个股回报率”, 市场组合的收益率采用“考虑现金红利再投资的日市场回报率(流通市值加权平均法)”, 无风险利率采用“日度化无风险利率”。

从表2可以看出,公司股票能否卖空的虚拟变量SS均值为0.16,表明在样本当中,16%的样本允许卖空标的。接着,对2008—2015年可卖空与不可卖空股票的重要控制变量指标进行t检验与z检验对比分析(出于篇幅考虑不展示),发现可卖空公司的规模、上市时间与Beta系数显著更高,个股波动性与非流动性显著更低。这说明具有这些特性的公司更容易被证监会选入可融资融券名单,与现实中融资融券选择标准的政策相符合。如深圳证券交易所与上海证券交易所于2010年后融资融券标的的三次重要扩容中先后采取过加权评价指标的计算方式:

$$\text{加权评价指标} = 2 \times \frac{\text{一定期间内该股票平均流通市值}}{\text{一定期间内深市A股平均流通市值}} + \frac{\text{一定期间内该股票平均成交金额}}{\text{一定期间内深市A股平均成交金额}}$$

深交所也在几次扩容中“重点考虑较大的市值、较活跃的成交、较广泛的板块覆盖和较稳定的市场表现等因素,按照加权评价指标公式计算并排序得出标的股票名单”^①。这些政策规定均说明股票进入融资融券名单确实需要具有更大的流通市值、更强的流动性、更大的市场影响力与更强的稳定性等特征,从而导致能否卖空指标SS很可能具有“自选择”性,造成模型的内生性问题,然而大部分文献均没有对此内生性进行处理。本部分在模型基础上借鉴Grullon等(2015)^[7]、靳庆鲁等(2015)^[15]的实验设计,以基于控制季度与公司固定效应面板数据的双重差分(DID)模型为基础;进一步,本研究还采用工具变量法以控制SS的内生性问题,设计模型(3),在回归过程中考虑了公司层面聚类效应以及异方差稳健问题。

$$\begin{aligned} \text{CapitalExpenditure}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{SS}_{i,t}^{\text{Estimated}} + \beta_2 \text{SD}_{i,t}^{\text{Estimated}} \\ & + \delta \text{Controls}_{i,t} + \text{Time}_{\text{fixed_effect}} \\ & + \text{Firm}_{\text{fixed_effect}} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3a)$$

$$\begin{aligned} \text{SS}_{i,t} = & \alpha_1 + \beta_3 \text{IV}_{i,t} + \beta_4 \text{IV}_{i,t} \times \text{Dgrowth}_{i,t} + \delta_1 \text{Controls}_{i,t} \\ & + \text{Time}_{\text{fixed_effect}} + \text{Firm}_{\text{fixed_effect}} + \varepsilon'_{i,t} \end{aligned} \quad (3b)$$

$$\begin{aligned} \text{SD}_{i,t} = & \alpha_2 + \beta'_3 \text{IV}_{i,t} + \beta'_4 \text{IV}_{i,t} \times \text{Dgrowth}_{i,t} + \delta_2 \text{Controls}_{i,t} \\ & + \text{Time}_{\text{fixed_effect}} + \text{Firm}_{\text{fixed_effect}} + \varepsilon''_{i,t} \end{aligned} \quad (3c)$$

其中: $\text{CapitalExpenditure}_{i,t}$ 为公司*i*在*t*季度的资本性投资。 $\text{SS}_{i,t}$ 若在当季度可以卖空取值为1,否则取值

为0。借鉴Biddle等(2009)^[28]的变量选取,用营业收入增长率(*Growth*)来衡量公司潜在投资机会的好坏; $\text{SD}_{i,t}$ 为能否卖空变量 $\text{SS}_{i,t}$ 与公司投资机会 $\text{Dgrowth}_{i,t}$ 交乘项的简写。 $\text{Controls}_{i,t}$ 为主要控制变量; $\text{Time}_{\text{fixed_effect}}$ 与 $\text{Firm}_{\text{fixed_effect}}$ 分别代表时间固定效应与个体固定效应。该工具变量模型中,由于SS变量具有内生性,交乘项SD也同样具有内生性,因此在第一阶段回归中真正的工具变量其实包含了SS原本工具变量IV与IV和Dgrowth的交乘项 $\text{IV} \times \text{Dgrowth}$ 作为SS与SD所共有的全部工具变量。式(3b)与式(3c)为工具变量法第一阶段回归模型,式(3a)为第二阶段模型。式(3a)中的 $\text{SS}^{\text{Estimated}}$ 与 $\text{SD}^{\text{Estimated}}$ 代表了内生变量经过(3b)-(3c)第二阶段回归后的拟合值,则 β_1 衡量了卖空制度的引入对资本性支出的影响, β_2 衡量了放开卖空约束能否在公司面对较差投资机会时约束管理层投资扩张的冲动。

综合经济背景考虑与工具变量的选择标准分析,首先,可卖空名单倾向选择更强的流动性、更大的市场影响力与更强的稳定性,则分别对照了非流动性指标、Beta系数与波动性指标,这些指标是形成SS的主要原因,将满足工具变量“相关性约束”(inclusion restriction);其次,考虑到这些性质需要一定的时间来形成,并且综合“排他性约束”(exclusion restriction)考量,筛选出最合适工具变量为 Volatility_{t-3} , $\text{Beta}_{2,t-3}$ 与 Illiquidity_{t-3} (因为波动性、Beta系数与流动性尽管当期与系统密切相关,但滞后三期则与当期投资水平不相关)。为了保障工具变量在理论分析的筛选后具有上述合理性,本文采用两方面的检验。一是采用Kleibergen-Paap rk LM统计量来检验工具变量使用的识别不足问题(under identification),即工具变量与内生变量之间的相关性是否足够强,若拒绝原假设,则表明模型满足相关性约束。二是采用Hansen's J统计量检验模型中的过度识别问题(over identification),该统计量的原假设是工具变量是合理的,即工具变量与干扰项不相关,如果无法拒绝原假设,则工具符合排他性约束。

2. 卖空机制对公司盈余管理影响的实证设计。

同样经过样本选择与数据筛选,针对本部分模型(4)得到样本数30 028个。模型中主要变量的描述性统计如表3所示。

① 加权平均指标与优先选择标准参见2010—2015年扩容时期颁布的《上海证券交易所实施细则》与《深圳证券交易所实施细则》。

表3 模型(4) 主要变量描述性统计

variable	N	mean	sd	p25	p50	p75
DA	30 028	0.00	0.04	-0.02	0.00	0.02
SS	30 028	0.16	0.36	0.00	0.00	0.00
LnTA	30 028	21.85	1.30	20.96	21.71	22.59
leverage	30 028	0.47	0.24	0.30	0.47	0.63
Betayear	30 028	1.09	0.26	0.94	1.10	1.26
Cash	30 028	0.16	0.13	0.07	0.12	0.21
Firstholding	30 028	36.18	15.28	23.98	34.33	47.38
Investopportunity	30 028	2.65	1.95	1.45	2.04	3.09
Lnlistlong	30 028	2.77	0.40	2.48	2.89	3.09
ROA	30 028	0.01	0.02	0.00	0.01	0.02
stdOCF	30 028	2.50E+08	7.10E+08	3.20E+07	7.30E+07	1.90E+08
stdSGRW	30 028	1.30E+07	3.00E+07	1.20E+06	3.50E+06	9.90E+06
stdSALE	30 028	2.80E+08	6.00E+08	2.90E+07	7.50E+07	2.20E+08

接着同样进行2008—2015年可卖空与不可卖空股票的重要控制变量指标对比,发现有着与第一部分实证统计性检验同样的特点,从而本部分的模型设计的基本思想与上部分相同。通过借鉴Massa等(2015)^[3]、陈晖丽和刘峰(2014)^[31]的实验设计,以控制季度与公司固定效应的模型为基础;为控制内生性,本研究进一步设计工具变量模型(4),模型设计考虑到公司层面聚类效应以及异方差稳健问题。

$$DA_{i,t} = \alpha + \beta_1 SS_{i,t}^{Estimated} + \delta Controls_{i,t} + Time_{fixed_effect} + Firm_{fixed_effect} + \varepsilon_{i,t} \quad (4a)$$

$$SS_{i,t} = \alpha^1 + \alpha_1 IV_{i,t} + \delta^1 Controls_{i,t} + Time_{fixed_effect} + Firm_{fixed_effect} + \varepsilon_{i,t} \quad (4b)$$

模型(4)各变量定义同模型(3)。式(4b)为工具变量法第一阶段回归模型,式(4a)则为第二阶段模型;式(4a)中的 $SS_{i,t}^{Estimated}$ 代表了内生变量经过式(4b)第二阶段回归后的拟合值, β_1 衡量了卖空制度的引入对盈余管理的影响。同上部分,综合SS被决定的经济学意义与工具变量的选择标准,采用 $Beta_{2,t-3}$ 、 $LnTA_{t-3}$ 、 $Volatility_{t-3}$ 、 $stdSALE_{t-3}$ 、 $stdOCF_{t-3}$ 与 $Leverage_{t-3}$ 作为工具变量IV,在设计中使其满足工具变量的“排他性约束”与“相关性约束”,之后同样对模型进行识别不足检验与过度识别检验。

3. 卖空机制、公司管理层行为与股价信息效率的实证设计。

由于本部分实证所运用变量与模型(3)、(4)

类似,统计性检验呈现相似的特点,因而不再展示。在研究卖空制度、公司效率与股票价格效率之间的影响关系实证方面,本研究主要借鉴了Massa等(2015)^[3]对子样本分析与交乘项的巧妙运用来证明卖空机制对股价效率的微观传导路径的实证方法。

本研究首先对模型(3)与模型(4)进行进一步子样本分析。基于已有文献的实证基础与经济学原理,可以自然地得到模型(3)、(4)中,卖空对于资本性投资与盈余管理的影响程度很有可能在各个维度上并不保持均衡。当分别对模型(3)与模型(4)进行子样本分析时,尝试针对公司特征变量进行分高低分位或者正负两组(高于中位值或低于中位值,或者大于零或小于零)进行分析,发现某些变量高位组与低位组中SS发挥效应并不均等。为了达到更精准的效果,找到特定的两组变量同时处于特定分位时SS效应发挥更强的(如M变量与N变量都处于高分位组时SS发挥效应显著强于M、N变量其他分位组合,也显著强于其他A、B、C等变量分组回归时的不均衡效果)。假设研究发现M高分位组与N高分位组时SS尤其显著减少了CapitalExpenditure;P高分位组与Q高分位组时SS尤其显著减少了DA(Discretionary Accruals);设定虚拟变量 $X_H(X_L)$,该变量高于(低于)中位数时取值为1,低于(高于)中位数时则取值为0,则诞生四个虚拟变量 M_H 、 N_H 、 P_H 与 Q_H 。

$$SS_{i,t}^{Impact_CapExp} = M_H \times N_H, SS_{i,t}^{Impact_DA} = P_H \times Q_H$$

此时卖空制度的引入在 M 变量处于 H 组与 N 变量同时处于 H 组时对投资水平冲击最大, 设定虚拟变量 $SS_{i,t}^{Impact_CapExp}$ 在 M 处于 H 组且 N 处于 L 组时取值为 1, 其他情况都取值为 0, 则该虚拟变量能够代表卖空机制 SS 对资本性投资约束的潜在程度。同理, 同样的机理下设定 $SS_{i,t}^{Impact_DA}$ 代表 SS 对盈余管理约束的潜在程度。接下来, 在基于固定效应面板数据模型的基础上使用工具变量法构建模型 (5):

$$Ivol_{i,t} = \alpha + \beta_1 SS_{i,t}^{Estimated} + \beta_2 SMN_{i,t}^{Estimated} + \beta_3 SPQ_{i,t}^{Estimated} + \delta Controls_{i,t} + Time_{fixed_effect} + Firm_{fixed_effect} + \varepsilon_{i,t} \quad (5a)$$

$$SS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IV_{i,t} + \alpha_2 IV_{i,t} \times SS_{i,t}^{Impact_CapExp} + \alpha_3 IV_{i,t} \times SS_{i,t}^{Impact_DA} + \delta_1 Controls_{i,t} + Time_{fixed_effect} + Firm_{fixed_effect} + \varepsilon'_{i,t} \quad (5b)$$

$$SMN_{i,t} = \alpha'_0 + \alpha'_1 IV_{i,t} + \alpha'_2 IV_{i,t} \times SS_{i,t}^{Impact_CapExp} + \alpha'_3 IV_{i,t} \times SS_{i,t}^{Impact_DA} + \delta'_1 Controls_{i,t} + Time_{fixed_effect} + Firm_{fixed_effect} + \varepsilon''_{i,t} \quad (5c)$$

$$SPQ_{i,t} = \alpha''_0 + \alpha''_1 IV_{i,t} + \alpha''_2 IV_{i,t} \times SS_{i,t}^{Impact_CapExp} + \alpha''_3 IV_{i,t} \times SS_{i,t}^{Impact_DA} + \delta''_1 Controls_{i,t} + Time_{fixed_effect} + Firm_{fixed_effect} + \varepsilon'''_{i,t} \quad (5d)$$

其中, $Ivol_{i,t}$ 是衡量股票定价效率的指标; 令 $SMN_{i,t}$ 与 $SPQ_{i,t}$ 分别代表可卖空虚拟变量 SS 与 $SS_{i,t}^{Impact_CapExp}$ 和 $SS_{i,t}^{Impact_DA}$ 交乘得到的交乘项。同模型 (3), 该工具变量模型中, 由于 SS 变量具有内生性, 交乘项 SMN 与 SPQ 也同样具有内生性, 因此第一阶段回归中真正的工具变量其实包含了 SS 原本工具变量 IV 与 IV 和 $SS_{i,t}^{Impact_CapExp}$ 的交乘项 $IV \times SS_{i,t}^{Impact_CapExp}$ 、 IV 和 $SS_{i,t}^{Impact_DA}$ 的交乘项 $IV \times SS_{i,t}^{Impact_DA}$ 作为 SS 、 SMN 与 SPQ 所共有的全部工具变量。式 (5b)、式 (5c) 与式 (5d) 为工具变量法第一阶段回归模型, 式 (5a) 为第二阶段模型。式 (5a) 中的 $SS_{i,t}^{Estimated}$ 、 $SMN_{i,t}^{Estimated}$ 与 $SPQ_{i,t}^{Estimated}$ 为模型中内生变量经过 (5b)~(5d) 第二阶段回归后的拟合值, 则 β_1 衡量了卖空制度对股价信息效率的影响, β_2 与 β_3 代表 SS 能否通过影响资本性投资与盈余管理使股价信息效率加强, 是衡量卖空机制影响股价信息效率的微观传导路径所在。同样, 根据卖空制度经济背景与工具变量的选择标准, 最终筛选出 $Beta_{2,t-4}$ 、 $Volatility_{t-4}$ 与 $Cash_{t-4}$ 作为 IV , 在理论设计上令其同时满足了“排他性约束”与“相关性约束”, 并对模型进行识别不足检验与过度识别检验。

四、实证结果

(一) 卖空制度对公司投资水平影响的实证分析

从表 4 看出, 首先通过 Davidson-MacKinnon test (DM 检验) 发现, 在 SS 当期与滞后一期时, DM 统计量为显著的 2.96 与 5.35, 高度拒绝原假设, 原 OLS 模型确实存在比较显著的内生性偏误。因此, 采用模型 (3) 工具变量法, 以 $Volatility_{i,t-3}$ 、 $Beta_{2,t-3}$ 、 $Illiquidity_{i,t-3}$ 、 $Volatility_{i,t-3} \times Dgrowth_{i,t}$ 、 $Beta_{2,t-3} \times Dgrowth_{i,t}$ 、 $Illiquidity_{i,t-3} \times Dgrowth_{i,t}$ 为方程中内生性变量 $SS_{i,t}$ 与 $SD_{i,t}$ 的工具变量进行估计 (当检验 $SS_{i,t}$ 滞后一期情况, $SD_{i,t}$ 变量也滞后一期, 因此如表格中此时工具变量中交乘的 $Dgrowth$ 变量也需滞后一期)。其中, LM 统计量分别为显著的 73.81 与 90.1, 高度拒绝原假设, 说明工具变量高度通过可识别检验, 满足工具变量相关性约束; Hansen J 统计量分别为不显著的 5.13 与 5.882, 无法拒绝原假设, 说明工具变量满足排他性约束。

IV 模型 (3) 第一阶段的实证结果 (见表 4) 显示, 内生变量 SS 与 SD 在对工具变量与其他外生变量回归时, 工具变量近乎全部显著, 符号合理 (基于篇幅不予展示), 也印证了工具变量选择具有合理性; 其他外生变量 t 值均显著, 最终第一阶段回归的 F 统计量也显著, 从而印证了 SS 与 SD 对于整个系统确实具有较强的内生性。在使用 IV 法控制了内生性偏误后, 第一阶段的结果能够发现卖空机制能够显著制约公司的资本性投资行为, 系数为显著的 -0.1 ; 当选择令 SS 与 SD 变量都滞后一期时发现卖空机制不仅能够总体上制约资本性投资, 还能进一步增强公司投资与投资机会的敏感性, 其中 SD_{t-1} 的系数为显著的 -0.013 。这说明卖空机制能够帮助公司识别较差投资环境, 但是公司做出投资决策可能需要一定的反应期, 并且卖空制度不仅具有瞬时的还有一定程度持续的政策效应。该结果符合了假说 1 与假说 2。虽然与靳庆鲁等 (2015)^[15] 得到类似的结论, 但是靳庆鲁等 (2015)^[15] 并没有控制内生性, 从 OLS 结果来看, 不控制内生性则使得 SS 变量的倾向不显著, 从而使靳庆鲁等 (2015)^[15] 得到卖空机制本身不能减少公司资本性投资行为这一偏误结论。结合我国 2010—2015 年 A 股市场的经济背景, 卖空的引入使得股价信息更可能被融进坏消息, 从而削弱公司管理层在投资加杠杆浪潮中的机会主义过度投资行为, 结论更加趋同“约束假说”的思想而非“过度估值假说”。

表 4 卖空制度影响公司投资水平的普通 OLS 模型与工具变量法模型

Variable	OLS 模型	IV 模型 (3) 2 nd Stage		IV 模型 (3) 1 st Stage (SS 当期)	
		CapitalExpenditure			SS
Dependent Variable	SS 当期	SS 当期	SS 滞后一期		
Instrumented Variables	/	/	/	联合显著	联合显著
SS	-0.005 (-1.443)	-0.107*** (-2.353)	/	/	/
SD	0 (0.105)	0.011 (0.803)	/	/	/
SS _{t-1}	/	/	-0.092*** (-2.162)	/	/
SD _{t-1}	/	/	-0.013** (-1.809)	/	/
Growth	0.001 (0.50)	0.013*** (7.979)	0.014*** (8.232)	-0.002 (0.914)	-0.003* (-1.966)
Dgrowth	-0.005*** (4.324)	0.004 (1.309)	0.006*** (4.013)	0.011 (0.682)	0.607*** (42.253)
Turnover	0.001 (0.555)	0 (-0.042)	-0.002 (-0.512)	0.067*** (13.02)	0.032*** (7.052)
Cash	0.106*** (8.728)	0.026*** (2.027)	0.03*** (2.435)	-0.162*** (8.889)	-0.059*** (-3.691)
Leverage	-0.035*** (4.48)	-0.008 (-1.031)	-0.009 (-1.2)	0.107*** (9.561)	0.034*** (3.538)
Volatility	-0.497*** (5.408)	-0.664*** (-3.701)	-0.675*** (-3.784)	-3.382*** (17.16)	-1.445*** (-8.414)
Beta_1	-0.009*** (2.345)	0.006 (0.93)	0.005 (0.892)	0.122*** (16.463)	0.061*** (9.442)
Lnmv	0.031*** (11.533)	0.046*** (13.451)	0.044*** (16.353)	0.067*** (18.333)	0.02*** (6.378)
Firstholding	0.001*** (3.123)	0 (-0.939)	0 (-0.817)	-0.003*** (14.615)	-0.001*** (-7.113)
Time Fixed	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm Fixed	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Instrumented Variables (IV)	/	Volatility _{t-3} , Beta_2 _{t-3} , Illiquidity _{t-3} , Volatility _{t-3} ×Dgrowth _t , Beta_2 _{t-3} ×Dgrowth _t , Illiquidity _{t-3} ×Dgrowth _t	Volatility _{t-3} , Beta_2 _{t-3} , Illiquidity _{t-3} , Volatility _{t-3} ×Dgrowth _{t-1} , Beta_2 _{t-3} ×Dgrowth _{t-1} , Illiquidity _{t-3} ×Dgrowth _{t-1}	/	/
R-Square	0.05	0.02	0.02	0.38	0.24
Davidson-MacKinnon test	/	2.96**	5.35***	/	/
Kleibergen-Paap rk LM statistic	/	73.81***	90.1***	/	/
Hansen J statistic	/	5.13	5.882	/	/

(二) 卖空制度对公司盈余管理影响的实证分析
 通过表 5 发现, Davidson-MacKinnon test (DM 检验) 证明原 OLS 模型存在比较显著的内生性偏误, DM 值为显著的 4.60, SS 滞后一期为显著的 4.37, 因此采用工具变量法, 以 $Beta_{2,t-3}$ 、 $LnTA_{t-3}$ 、 $Volatility_{t-3}$ 、 $stdSALE_{t-3}$ 、 $stdOCF_{t-3}$ 、 $Leverage_{t-3}$ 为方程中内

生性变量 $SS_{i,t}$ 的工具变量进行估计。从表 6 中的 LM 统计量与 Hansen J 统计量来看, LM 值为显著的 104.22 与 114.95, 说明工具变量高度满足工具变量相关性约束; 而 Hansen 值则为不显著的 4.26 与 4.68, 说明工具变量满足排他性约束, IV 选择合理。

表 5 卖空制度影响公司盈余管理影响的普通固定效应模型与工具变量法模型

Variables	OLS 模型	IV 模型 (4) 2 nd Stage		IV 模型 (4) 1st stage
Dependent Variable	DA			SS
	SS 当期	SS 当期	SS 滞后一期	
Instrumented Variables	/	/	/	联合显著
SS	0.000 3 (-0.319)	-0.03 *** (2.147)	/	/
SS_{t-1}	/	/	-0.028 *** (2.029)	/
$LnTA$	0.004 *** (5.148)	0.009 *** (4.406)	0.008 *** (4.419)	0.021 *** (1.834)
$Leverage$	-0.013 *** (-5.316)	-0.012 *** (2.863)	-0.012 *** -2.791	-0.028 -0.941
$Beta_{1,t}$	-0.004 *** (-2.747)	-0.005 (-1.462)	-0.005 *** (-1.729)	0.11 *** (7.28)
$Cash$	-0.044 *** (-13.185)	-0.064 *** (-8.771)	-0.062 *** (-8.785)	-0.149 *** (-4.015)
$Firstholding$	-0.000 1 *** (-1.858)	-0.000 3 *** (-2.932)	-0.000 3 *** (-2.831)	-0.004 *** (-8.828)
$Investo$	0.001 *** (3.559)	0.001 *** (2.317)	0.001 *** (2.048)	0.01 *** (3.585)
ROA	-0.003 (-0.21)	-0.022 (-0.743)	-0.021 (-0.71)	-0.73 *** -5.063
$stdOCF$	0 (-1.724)	0 (0.704)	0 (0.696)	0 *** (2.341)
$stdSGRW$	0 (-0.839)	0 (1.15)	0 (0.998)	0 *** (7.739)
$stdSALE$	0 (-1.291)	0 (0.102)	0 (-0.137)	0 *** (2.648)
Time Fixed	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm Fixed	Yes	Yes	Yes	Yes
Instrumented Variables (IV)	/	$Beta_{2,t-3}$ 、 $LnTA_{t-3}$ 、 $Volatility_{t-3}$ 、 $stdSALE_{t-3}$ 、 $stdOCF_{t-3}$ 、 $Leverage_{t-3}$	$Beta_{2,t-3}$ 、 $LnTA_{t-3}$ 、 $Volatility_{t-3}$ 、 $stdSALE_{t-3}$ 、 $stdOCF_{t-3}$ 、 $Leverage_{t-3}$	/
R -Square	0.02	0.004	0.004	0.36
Davidson-MacKinnon test	/	4.60 **	4.37 ***	/
Kleibergen-Paap rk LM statistic	/	104.22 ***	114.95 ***	/
Hansen J statistic	/	4.26	4.68	/

IV 模型 (4) 第一阶段的实证结果显示, 内生变量 *SS* 在对工具变量与其他外生变量回归时, 工具变量近乎全部显著, 符号合理 (基于篇幅不予展示), 工具变量选择具有合理性; 其他外生变量 *t* 值均显著, 最终第一阶段回归的 *F* 统计量也显著, 印证了 *SS* 对于整个系统确实具有较强的内生性。从 IV 模型 (4) 第二阶段看来, 内生性控制的纠正, 使得可卖空变量 *SS* 对盈余管理的影响显著为 -0.03, 滞后一期同样显著, 系数为 -0.028, 说明政策具有持续性; 而没有经过工具变量法的 OLS 模型的系数却不显著, 说明 OLS 模型存在系数偏误。该实证结果支持了假说 3, 卖空制度的引入制约了盈余管理, 依然符合“约束假说”, 即卖空机制直接约束了公司管理层的财务操纵行为。

(三) 卖空制度影响股票信息效率微观传导机制的实证分析

从上两步实证结果看来, 卖空制度对公司管理

层缩减过度投资与制约盈余管理的结论均符合“约束假说”, 公司管理层对卖空机制反应很显著, 这为本部分研究提供了强有力的基础。按照模型 (5) 的实验设计, 考虑模型 (3) 与 (4) 的子样本分析。首先分析模型 (4) 的子样本情况。尝试考虑代表财务困境风险的账面市值比因素 *BM* (Fama 和 French, 1993^[32]) 的高低水平作为分组依据, 同时也将盈余管理水平 *DA* 依据正负分组进行分析, 最终得到表 6。从表 6 结果可以看出, 当盈余管理水平 *DA* 处于激进的正向盈余管理情况, 以及账面市值比 *BM* 处于较高水平时, 卖空机制的引入对于公司盈余管理的制约尤其显著强于其他情况。该结果符合理论预期, 因为正向盈余管理中财务操纵情况与机会主义倾向尤其严重, 因而卖空制度的约束效应更强; 而账面市值比更高的分位组代表公司基本面更加薄弱、财务风险较高, 其信息更倾向被反映到股价中。

表 6 基于 *BM* 与 *DA* 分组的卖空制度对公司盈余管理影响的子样本分析^①

Variables	<i>DA</i> >= 0		<i>DA</i> < 0	
	高 <i>BM</i>	低 <i>BM</i>	高 <i>BM</i>	低 <i>BM</i>
<i>SS</i>	-0.057*** (2.979)	-0.016 (-0.871)	-0.012 (-0.388)	0.045 (1.008)
Firm Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Time Fixed	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm Fixed	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted <i>R-Square</i>	0.01	0.09	0.04	0.07
Kleibergen-Paap rk LM statistic	31.27***	38.50***	11.05***	24.35***
Hansen J statistic	6.95	6.74	12.37*	10.48

类似地, 针对模型 (3) 卖空机制对资本性支出的影响, 尝试对账面市值比 *BM* 与系统性风险 *Beta_1* 进行分组子样本分析, 最终得到表 7。从表 7 可以看出, 账面市值比处于较高水平以及系统性风险处于较高水平时, 卖空机制的引入对于公司资本性投资行为的制约显著强于其他情况。该结果也符合预期, 因为账面市值比更高的分组公司财务风险更高, 同样 *Beta_1* 更高分位的公司系统性风险更高, 因而信息更倾向被反映到股价中。

表 6 和表 7 结果与 Massa 等 (2014)^[3] 的子样本分析结论不同, 本研究针对大、小规模公司的子样本回归发现二者没有显著区别; Massa 发现小规模公司效应更强是由于小规模公司的公共信息相对较少, 而卖空制度本质其实是增加了股价对私有信息反应的速度与可能性 (Diamond 和 Verrecchia, 1987^[33]), 而我国股票市场尚处于弱式有效市场, 因此卖空约束放开使得股价不仅倾向于加快反映私有信息, 也倾向反映公共信息, 因而账面市值比与 *Beta* 系数能够作为

① 表 6 是基于 *BM* 高低与 *DA* 正负分组进行的子样本分析结果。其中, 盈余管理水平 *DA* 基于大于或者小于零分为正负两组, 而账面市值比 *BM* 基于当季度同行业的中位数值为划分, 分为高低两组。四组回归均基于原模型 (4) 的工具变量模型回归。四组回归基本都通过了工具变量法的两大检验, 模型设定合理。

分组子样本研究的依据。综合表6和表7分析,与发达市场相比,我国卖空制度能够通过倾向反映会计稳健风险、财务风险与系统性风险类的公共信息来发挥对过度投资与盈余管理的机会主义约束的效应。

表7 基于BM与Beta_1分组的卖空制度对公司资本性支出的子样本分析^①

Variables	高 BM		低 BM	
	高 Beta	低 Beta	高 Beta	低 Beta
SS	-0.09*** (1.689)	0.796 (1.277)	0.061 (0.351)	-0.135 (-0.925)
Firm Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Time Fixed	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm Fixed	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R-Square	0.01	0.003	0.007	0.03
Kleibergen-Paap rk LM statistic	46***	3.03	31.95***	14.57***
Hansen J statistic	8.18	4.83	7.79	5.58

自此,得到卖空约束盈余管理潜在程度指标与卖空约束资本性投资指标 SS^{Impact_CapExp} 与 SS^{Impact_DA} 如下:虚拟量 DA_p 为大于等于0的取值为1,其他取值为0; BM_H 大于同季度同行业中位值的取值为1,其他取值为0; $Beta_{1H}$ 大于同季度同行业中位值的取值为1,其他取值为0。设计SS与此二者的交乘项 $SBD_{i,t}$ 与 $SBB_{i,t}$ 作为卖空影响股票价格效率的传导机制来衡量虚拟变量,接着进行对模型(5)的实证分析。

$$SS^{Impact_CapExp}_{i,t} = BM_H \times Beta_{1H}$$

$$SS^{Impact_DA}_{i,t} = DA_p \times BM_H$$

通过回归结果表8可以看出,Davidson-MacKinnon test(DM检验)统计量为显著的2.10。OLS模型存在显著的内生性偏误,因此采用工具变量法,以 $Beta_{2_{t-4}}$ 、 $Volatility_{t-4}$ 、 $Cash_{t-4}$ 、 $Beta_{2_{t-4}} \times SS^{Impact_CapExp}$ 、 $Volatility_{t-4} \times SS^{Impact_CapExp}$ 、 $Cash_{t-4} \times SS^{Impact_CapExp}$ 、 $Beta_{2_{t-4}} \times SS^{Impact_DA}$ 、 $Volatility_{t-4} \times SS^{Impact_DA}$ 、 $Cash_{t-4} \times SS^{Impact_DA}$ 作为方程中内生性变量 $SS_{i,t}$ 、 $SBD_{i,t}$ 与 $SBB_{i,t}$ 的工具变量进行估计。从表8中给出的LM统计量与Hansen J统计量来看,LM值为显著的119.7,而Hansen值则为不显著的9.33,二者保证了工具变量的合理性。

表8 卖空制度、公司效率与股价信息效率

Variable	OLS	IV(5)第二阶段	IV(5)第一阶段		
			SS	SBD	SBB
Dependent variables		<i>Ivol</i>	SS	SBD	SBB
Instrumented variables	/	/	联合显著	联合显著	联合显著
SS	0.001 (0.344)	0.042 (1.507)	/	/	/
$SBD(=SS \times SS^{Impact_DA})$	0.001 (0.338)	-0.017* (1.643)	/	/	/
$SBB(=SS \times SS^{Impact_CapExp})$	-0.003 (1.362)	-0.018* (1.627)	/	/	/
SS^{Impact_CapExp}	-0.003*** (3.508)	-0.002 (0.694)	0.053*** (2.026)	-0.076*** (-3.952)	0.755*** (38.177)

① 表7是基于BM高低与Beta_1分组的子样本分析结果。其中,账面市值比BM基于当季度同行业的中位数值来划分,分为高低两组;Beta_1值也基于当季度同行业的中位数值来划分,分为高低两组。四组回归均基于原模型(3)的工具变量模型回归。四组回归都基本通过了工具变量法的两大检验,模型设定合理。

续前表

Variable	OLS	IV (5) 第二阶段	IV (5) 第一阶段		
Dependent variables	<i>Ivol</i>		<i>SS</i>	<i>SBD</i>	<i>SBB</i>
<i>SS^{Impact_DA}</i>	0 (0.211)	0.004 (1.536)	0 (0.015)	0.69*** (39.98)	-0.107*** (-6.028)
<i>Ln<i>mv</i></i>	0 (0.33)	-0.007** (-1.966)	0.112*** (23.805)	0.005 (1.448)	0.001 (0.32)
<i>BM</i>	-0.032*** (9.381)	-0.045*** (-5.019)	0.314*** (21.792)	0.071*** (6.639)	0.125*** (11.336)
<i>Leverage</i>	0.008*** (2.343)	0.004 (0.874)	0.051*** (3.808)	0 (0.015)	0.015 (1.515)
<i>Turnover</i>	-0.006*** (5.408)	-0.012*** (-6.442)	0.04*** (7.616)	0.014*** (3.551)	0.019*** (4.689)
<i>ROA</i>	-0.089*** (4.454)	-0.032 (-1.016)	-0.799*** (-9.86)	-0.207*** (-3.443)	-0.312*** (-5.038)
<i>VROA</i>	0.059*** (3.011)	0.028 (1.056)	-0.57*** (-7.23)	-0.189*** (-3.228)	-0.064 (-1.058)
<i>bear</i>	-0.063*** (25.904)	-0.058*** (-20.852)	-0.016 (-1.613)	0.016*** (2.27)	-0.017*** (-2.301)
<i>DA</i>	-0.034*** (2.68)	-0.049*** (-3.208)	0.139*** (2.689)	-0.069** (-1.786)	-0.008 (-0.198)
<i>Cash</i>	-0.01*** (2.265)	0.001 (0.17)	-0.004 (-6.762)	-0.054*** (-3.289)	-0.058*** (-3.452)
<i>WACC</i>	0.023*** (2.604)	0.037*** (3.459)	-0.132*** (-3.708)	-0.052** (-1.968)	-0.026 (-0.95)
<i>Dgrowth</i>	0.001 (1.184)	-0.001 (1.141)	0.006** (2.051)	0.001 (0.462)	0.002 (1.022)
<i>Firstholding</i>	0 (3.695)	0 (0.651)	-0.004*** (-15.166)	-0.001*** (-6.264)	-0.001*** (-7.028)
<i>Time Fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm Fixed</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Instrumented Variables	/	<i>Beta_{2,t-4}</i> , <i>Volatility_{t-4}</i> , <i>Cash_{t-4}</i> , <i>Beta_{2,t-4} × SS^{Impact_CapExp}</i> , <i>Volatility_{t-4} × SS^{Impact_CapExp}</i> , <i>Cash_{t-4} × SS^{Impact_CapExp}</i> , <i>Beta_{2,t-4} × SS^{Impact_DA}</i> , <i>Volatility_{t-4} × SS^{Impact_DA}</i> , <i>Cash_{t-4} × SS^{Impact_DA}</i>	/	/	/
<i>R-Square</i>	0.94	0.95	0.34	0.27	0.3
Davidson-MacKinnon test	/	2.10*	/	/	/
Kleibergen-Paap rk LM statistic	/	119.70***	/	/	/
Hansen J statistic	/	9.33	/	/	/

IV 模型 (5) 第一阶段的实证结果显示, 内生变量 SS 与交乘项 SBD 、 SBB 在对工具变量与其他外生变量回归时, 工具变量几乎全部显著, 符号合理, 工具变量选择具有合理性; 其他外生变量 t 值均显著, 最终第一阶段回归的 F 统计量也显著, 印证了 SS 与两项交乘项对于整个系统具有较强的内生性。从表 8 的回归结果能够看出, SBD 与 SBB 两个重要交乘项系数分别为显著的 -0.017 与 -0.018 , 说明当卖空机制对盈余管理制约与过度投资制约的效果更为显著时, 股价噪音含量将会减少, 也即卖空机制能够通过约束公司管理层的过度投资与盈余管理使股价信息效率得到提高。结果符合假说 4, 证明了卖空制度、公司管理层行为和股价信息效率其实是有机的一体, 我国卖空提高股市效率的一个重要微观传导机制在于公司管理层行为的优化。

(四) 卖空制度与股价效率进一步分析

对表 4、表 5 与表 8 综合来看, 有意思的是, 尽管卖空机制能够显著地改善公司管理层行为, 并通过改善公司管理层行为来提高价格效率, 可是 SS 变量本身却表现出不显著。其原因在于, 首先, 中国融资制度与融券制度同时执行, SS 作为“能否卖空”虚拟变量, 其实包含了“能否买空”^① 的含义, 而融资与融券发展极度不均衡, 但在模型 (3) ~ 模型 (5) 的交乘项中买空的含义可以忽略; 其次, 卖空投资者的交易力量相对过于渺小。其中, 2010 年至 2015 年间在长期牛市与万众创新浪潮下, 融资制度受到投资者非理性情绪的操纵, 对 A 股市场的非理性融资加杠杆行为助推了股市泡沫, 间接导致了 2015 年股市非正常波动, 可以说融资在较长一段时间增加了股价的噪音因素。基于上述分析, 有必要将融资制度与融券制度分离开再次进行实证检验: 分别选用每股的融资余额与流通市值之比 $Finance_r$ 、融券余额与流通市值之比 SS_r 作为两种制度真实交易水平的代理变量。通过表 9 得到, 滞后一期的融资余额推高了当期的 $Ivol$ 水平, 说明融资加杠杆确实是融资融券制度整体中加剧股价非信息效率的主要原因; 但是分离后, 融券余额的系数依然不显著, 表 8 和表 9 综合说明卖空机制改变股价效率难以通过直接市场交易层面奏

效。而结合表 4、表 5 与表 8 的实证结果, 卖空发挥作用的渠道主要通过对公司管理层产生的威胁效应带来的行为优化, 从而间接影响股价效率。

表 9 融资与融券真实交易对股价信息效率的影响

<i>Ivol</i>	<i>Coef.</i>	<i>t-value</i>	<i>p</i>
<i>Finance_r</i> _{<i>t-1</i>}	0.046	1.84	0.066
<i>SS_r</i> _{<i>t-1</i>}	-6.001	-0.99	0.322
Controls	Yes	Yes	Yes
Time fixed Effect	Yes	/	/
Firm fixed effect	Yes	/	/
<i>R-square</i>	0.94	Prob>F	0

五、稳健性检验

首先, 运用处理效应模型针对模型 (3)、(4) 进行稳健性检验, 处理效应模型同样是针对具有内生性问题的解决方式, 并且内生变量 SS 作为虚拟变量, 处理效应模型第一阶段的 probit 估计可以更有效地证明模型 (3)、(4) 的稳健性。由于模型 (5) 重点在于交乘项, 难以使用处理效应模型, 将选用其他方式进行稳健性检验; 模型 (3) 中的交乘项与相应的工具变量也先祛除, 用来进行处理效应模型检验。最后得到处理效应模型检验的实证结果与第四部分得到的结论相同, 卖空机制能够制约过度投资与盈余管理; 二者的 $Lambda$ 系数均显著, 也说明了卖空变量 SS 内生性所导致的方程偏误的存在, 处理效应模型设立具有必要性与合理性, 则第四部分工具变量法得到的实证结论具有稳健性。

其次, 通过人为更改每只股票卖空机制开通时间来检验模型 (3) ~ 模型 (5) 的稳健性。将卖空开通时间向后调整 1~3 期时结果均依然显著 (如第四部分实证包含向后一期), 这主要是由于公司决策需要对政策具有一定的反应时间以及政策具有一定的持续性效果。本研究重点考察可卖空时点向前调整 2 期及以上, 均发现其使得估计结果的显著性消失, 这说明先前的双重差分模型所估计的公司效率与股价信息效

① 之所以在模型 (3)、(4) 中 SS 内涵中能否买空效应发挥很小, 是因为融资机制对于制约公司投资效率与盈余管理行为几乎没有传导途径, 因此 SS 在模型 (3)、(4) 中表现为能否卖空属性; 但是融资机制对于改变股价信息效率则具有较强的影响力, 因此这一部分单独分析。

率的改善确实由卖空机制开通所致。

最后,按照模型(5)设计交乘项的思路,类似地进行比较粗略的子样本分析能够得到,SS在BM高分位与DA为正分别对资本性投资水平与盈余管理影响更为显著,因此令 BM_H 与 DA_p 充当原 SS^{Impact_CapExp} 与 SS^{Impact_DA} 的角色,即作为卖空引入对投资效率与盈余管理制约的潜在程度指标。设计SS与 BM_H 交乘项、SS与 DA_p 交乘项,替代原交乘项运用原模型(5)进行回归,依然发现这两项交乘项显著为负,说明卖空机制的引入确实能够通过改善公司投资效率与财务信息质量来提高股价信息效率。

六、结论

在融资融券制度试点之初,证监会预期融资融券制度会对我国资本市场建设发挥四大基本功能:价格发现功能、市场稳定功能、流动性增强功能、风险管理功能^①。本研究令辟蹊径,不同于以往研究仅单纯直接分析其中的传统功能,而是从公司管理层行为切入,发现卖空的价格发现功能蕴含并且得益于其对公司的风险管理功能。研究发现:(1)在运用工具变量法与处理效应模型法更有效地控制了内生性问题后,卖空机制不仅能够帮助公司缩减过度投资、识别好的投资机会以及约束盈余管理,还能通过约束过度投资与盈余管理提高股价信息效率。(2)融资融券制度整体上的价格发现功能依然存在缺陷,其原因主要在于融资机制在投资者非理性情绪下推高了股价的非信息效率,以及卖空交易力量过于弱小。(3)不同于发达国家卖空制度通过倾向反映私有信息来发挥约束效

应,在我国弱有效市场中卖空制度能够通过倾向反映会计稳健风险、财务风险与系统性风险类的公共信息来发挥效应。

本研究结论具有重要的政策启示意义:第一,卖空制度能显著作用于“信息生产第一站”公司管理层,促使每个“信息生产单元”产生真实行动,主动约束管理层在过度投资与会计操纵行为中的机会主义行为,促进股价信息效率提高。卖空制度作为外部政策却能够帮助公司内部形成更好的公司治理,督促股东更好地监督管理层,促进公司信息更透明地传递到投资者层面。这从外部政策角度证明了良好的公司治理有助于引导高信息效率的股价产生,并且优良的外部政策能够引导督促公司形成更好的治理。决策者应加强我国公司治理的完善,保护中小股东利益;并且注重外部政策的配合与监督。第二,由于卖空制度的政策缺陷与我国股市的特点,卖空制度提高股市效率难以通过直接市场交易机制,但是其产生的“威胁性”却能从公司渠道调控潜在隐藏或者扭曲的信息,从而修复卖空的价格发现功能。对于“后股灾”时代的A股市场,证明卖空制度真正具有价格发现与风险管理的功能,则打破了曾经大部分媒体对卖空机制的高度怀疑与批判,这对于我国卖空类金融创新制度建设具有十分重要的启示意义。决策者应继续完善卖空机制的制度建设、市场扩容与金融创新,如降低担保比例,加大引入不同种期货、期权等多种卖空机制,推进多层次卖空机制建造,这将对我国上市公司与资本市场的风险控制与价值回归具有重要的战略意义。

参考文献

- [1] 李志生,陈晨,林秉旋.卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据[J].经济研究,2015(4):165-177.
- [2] 肖浩,孔爱国.融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的检验[J].管理世界,2014(8):30-43.
- [3] Massa M, Zhang B, Zhang H. The Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Manipulation? [J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(6): 1701-1736.
- [4] Morck R, Shleifer A, Vishny R W. The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1990, 21(2): 157-216.
- [5] Gilchrist S, Himmelberg C, Huberman G. Do Stock Price Bubbles Influence Corporate Investment? [J]. Journal of Monetary Economics, 2005, 52(4): 805-827.
- [6] Goldstein I, Guemhel A. Manipulation and the Allocational Role of Prices [J]. Review of Financial Studies, 2008, 75(1): 133-164.

① 证监会有关部门负责人就证券公司融资融券业务试点答记者问, <http://www.sse.com.cn/aboutus/innovation/margin/news/c/137.shtml>。

- [7] Grullon G, Michenaud S, Weaton J. The Real Effects of Short-Selling Constraints [J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28 (6): 1737-1767.
- [8] Jensen M C, Meckling W. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4): 305-360.
- [9] 王克敏, 王志超. 高管控制权, 报酬与盈余管理——基于中国上市公司的实证研究 [J]. *管理世界*, 2007 (7): 111-119.
- [10] 陆建桥. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究 [J]. *会计研究*, 1999 (9): 25-35.
- [11] Hirshleifer D, Teoh S H, Yu J J. Short Arbitrage, Return Asymmetry, and the Accrual Anomaly [J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24 (7): 2429-2461.
- [12] Karpoff J M, Lou. Short Sellers and Financial Misconduct [J]. *Journal of Finance*, 2010, 65 (5): 1879-1913.
- [13] 顾乃康, 周艳丽. 卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验 [J]. *管理世界*, 2017 (2): 120-134.
- [14] 权小锋, 尹洪英. 中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验 [J]. *管理世界*, 2017 (1): 128-144.
- [15] 靳庆鲁, 候青川, 李刚, 谢亚茜. 放松卖空管制、公司投资决策与期权价值 [J]. *经济研究*, 2015 (10): 76-88.
- [16] Wang Y, Wu L, Yang Y. Does the Stock Market Affect Firm Investment in China? A price informativeness perspective [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2009, 33 (1): 53-62.
- [17] Miller E. Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion [J]. *Journal of Finance*, 1977, 32 (4): 1151-1168.
- [18] Saffi P A, Sigurdason K. Price Efficiency and Short-Selling [J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24 (3): 821-852.
- [19] Bris A, Goetzmann W N, Zhu N. Efficiency and the Bear: Short Sales and Markets around the World [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62 (3): 1029-1079.
- [20] Li B, Rajgopal S, Venkatachalam M. R2 and idiosyncratic risk are not interchangeable [J]. *The Accounting Review*, 2014, 89 (6): 2261-2295.
- [21] Roll R. R2 [J]. *Journal of Finance*. 1988, 43 (3): 541-566.
- [22] Rajgopal S, Venkatachalam M. Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Return Volatility [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 51 (1-2): 1-20.
- [23] 褚剑, 于传荣. 中国式融资融券制度安排, 改善了股价信息含量吗? [J]. *会计评论*, 2016 (1): 26-47.
- [24] 李政, 梁琪, 涂晓枫. 融资交易、杠杆牛市与股灾危机 [J]. *统计研究*, 2016 (11): 42-48.
- [25] Chang E C, Luo Y, Ren J. Short-selling, Margin-trading, and Price Efficiency: Evidence from the Chinese Market [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2014, 48: 411-424.
- [26] 高雷, 宋顺林. 公司治理与公司透明度 [J]. *金融研究*, 2007 (11): 28-44.
- [27] Grossman S J, Stiglitz J E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets [J]. *American Economic Review*, 1980, 70 (3): 393-408.
- [28] Biddle G, Hilary G, Verdi R S. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency [J]. *Accounting and Economics*, 2009, 48 (2-3): 121-131.
- [29] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting Earnings Management [J]. *Accounting Review*, 1995, 70 (2): 193-225.
- [30] Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance Matched Discretionary Accrual Measures [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39 (1): 163-197.
- [31] 陈晖丽, 刘峰. 融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角 [J]. *会计研究*, 2014 (9): 45-52.
- [32] Fama E F, French K R. Common Risk Factors in The Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33 (1): 3-56.
- [33] Diamond D W, Verrecchia R E. Constraints on Short-selling and Asset Price Adjustment to Private Information [J]. *Journal of Financial Economics*, 1987, 18 (2): 277-311.

(责任编辑: 韩 嫻 张安平)

我国的资产价格调控与货币政策选择

——基于有向无环图的分析

Asset Price Regulation and Choice of Monetary Policy in China:
An Analysis Based on Directed Acyclic Graph

邓 创 徐 曼

DENG Chuang XU Man

[摘要] 笔者采用基于有向无环图(DAG)的预测方差分解方法,在识别变量之间同期因果关系的基础上,系统探究了不同货币政策对股价、汇率和房价等资产价格的调控效果,并以此作为不同资产价格调控的货币政策选择依据。研究表明:股价、汇率和房价等资产价格波动均主要受到自身惯性的推动;货币政策对股票价格的调控效果十分有限,对汇率波动而言需要充分发挥不同货币政策的组合调控效果,而利率政策应是现阶段平抑房地产价格波动的主要货币政策;与货币供给和信贷相比,利率政策在资产价格调控方面具有独立性更强的优势。在积极推进货币政策调控框架由数量型为主向以价格型为主转变的同时,还应进一步疏通货币政策在资产价格调控中的传导渠道、针对不同资产价格的具体特点制定并采取结构性货币政策,并充分发挥不同货币政策的组合使用以及货币政策与宏观审慎政策的协调配合在平抑资产价格波动方面的积极作用。

[关键词] 资产价格 货币政策 预测方差分解 有向无环图

[中图分类号] F820 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2019)12-0041-09

Abstract: In this paper, We use the method of predictive variance decomposition based on DAG to identify the causal relationship between variables in the same period, and systematically explore the regulatory effect of different monetary policies on asset prices such as stock price, exchange rate and house price, which is the basis for the choice of monetary policy for different asset prices. The results show that: asset price volatility such as stock prices, exchange rates and house prices are mainly driven by their own inertia; the effect of monetary policy on stock price is very limited, and the regulation of exchange rate requires the combination and coordination of different monetary policy, while interest rate should be the main monetary policy tool to control the fluctuation of real estate price; compared with other regulatory tools, interest rate has an independent advantage in asset price regulation. While actively promoting the transformation of the monetary policy regulatory framework from a quantitative-based one to a price-based one, we should further unblock the transmission channels of monetary policy in asset price regulation, adopt structural monetary policies according to the specific characteristics of asset prices, and give full play to the positive role of the combination of different monetary policy and the coordination of monetary policy and macroprudential policy in stabilizing asset price fluctuations.

Key words: Asset price Monetary policy Forecast variance decomposition Directed acyclic graph

[收稿日期] 2019-06-10

[作者简介] 邓创,男,1979年7月生,吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院教授,博士生导师,数量经济学博士,理论经济学博士后,研究方向为宏观经济计量分析与预测;徐曼,女,1992年10月生,吉林大学商学院博士研究生,研究方向为宏观经济计量分析。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“中国金融周期的波动特征、形成机理及其与经济周期的动态关联机制研究”(项目编号:71873056);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“资本市场的系统性风险测度与防范体系构建研究”(项目编号:17JZD016);中央高校青年学术领袖培育计划“宏观经济不确定性下中国的金融周期波动与系统性风险防范”(项目编号:2019FRLX12)。

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

20世纪90年代,以新西兰、美国和加拿大为代表的一些西方国家开始将物价稳定作为货币政策调控的重要目标甚至唯一目标,这种盯住通货膨胀目标的货币政策调控模式,在全球范围内盛行并取得了空前成功。然而金融危机的爆发,不仅使得以资产价格变动为主要代表的金融波动问题备受关注,同时也引发学术界关于货币政策目标框架构建与调控政策选择的新一轮思考。事实上,正是各国货币当局长期以来对物价稳定的充分重视以及对资产价格的普遍忽视,导致日益加剧的资产价格波动被掩盖于稳定的一般消费品价格下,从而为金融风险积聚甚至金融危机的爆发埋下了隐患;并且伴随着资产价格剧烈震荡的经济衰退又往往比其他类型的经济衰退更严重且持续时间更长(Claessens等,2012^[1];Borio等,2016^[2])。因此,系统考察不同货币政策对各类资产价格的调控效果,不仅有助于为资产价格调控的货币政策选择提供经验依据,而且对于进一步构建兼顾经济与金融双重稳定的货币政策调控框架、实现经济金融协调稳定发展同样具有重要的理论价值和现实意义。

学术界围绕货币政策是否应该对资产价格波动进行积极干预展开的探讨由来已久,现有研究可用“不直接反应”和“直接反应”两种观点来概括。以Bernanke和Gertler(2001)^[3]为代表的“不直接反应”论认为通货膨胀目标制包含内生的资产价格稳定机制,主张货币政策不必像盯住通货膨胀一样对资产价格加以特别关注,只有当资产价格变动能够改变对未来产出缺口和通货膨胀预期时才需做出反应;而以Cecchetti等(2000)^[4]为代表的“直接反应”论则充分考虑到资产价格剧烈波动给金融体系和实体经济带来的沉重后果,主张货币当局应像关注通货膨胀一样盯住资产价格,并对其采取直接的逆风向货币政策操作。事实上,全球金融危机的爆发充分证实,物价稳定并不一定意味着资产价格的稳定,仅仅关注货币政策对通货膨胀的调控效果,极易忽略被掩盖于稳定的宏观基本面数据之下的资产价格剧烈波动和金融失衡,进而诱发金融危机。因此,尽管上述两种观点关于货币政策是否应将资产价格作为如通货膨胀一般地盯住目标尚存争议,但有一点双方均持认同观点,即货币政策应保持对资产价格波动的密切关注,并在其可能影响宏观经济平稳运行时予以适时调控

(Bordo和Jeanne,2002^[5];王曦等,2017^[6])。

由于金融危机爆发后,学术界对积极运用货币政策调控资产价格的必要性持普遍认同观点(庞晓波和钱锟,2014^[7];Angeloni和Faia,2013^[8]),近年来学者们关注的焦点也逐渐转向货币政策对资产价格的调控效果。在股票价格方面,传统金融理论认为货币政策通过改变企业的筹资成本和利润实现对股票价格的调控,立足上述理论,现有研究不仅在实证方面充分肯定了货币政策对股票价格的显著影响(Ioannidis和Kontonikas,2008^[9];陈浪南和刘劲松,2018^[10]),而且还进一步对价格型和数量型货币政策对股票价格作用的大小进行了对比分析(胡援成和程建伟,2003^[11]),并就两种类型货币政策对股票价格作用时间的长短加以探讨(肖洋等,2012^[12])。在汇率市场方面,陈创练和杨子晖(2012)^[13]指出,人民币短期汇率波动主要取决于货币市场冲击,价格型货币政策的作用十分有限且不具持久性;贾俊雪等(2014)^[14]同样认为20世纪90年代以来,相比于利率政策,货币供给对人民币实际汇率波动的反应更强。在房地产价格方面,尽管现有研究对于货币政策能够显著影响房地产价格的结论持普遍认同观点(Iacoviello,2005^[15];徐淑一等,2015^[16]),但关于不同货币政策对房地产价格的调控作用孰强孰弱尚存争议(郭娜和李政,2013^[17];张清源等,2018^[18]),且对于长期和短期内何种货币政策对房地产价格的调控效果更佳也有不同见解(邓富民和王刚,2012^[19];张中华等,2013^[20])。

综合来看,相关文献普遍认同货币政策应该充分关注资产价格并对其波动做出适当反应,也充分证实货币政策对资产价格能够起到一定程度的调控作用。但是,现有研究在不同货币政策对资产价格调控效果的差异比较方面进行的探究明显尚不充分,对于何种货币政策对特定资产价格的调控更为有效的研究在结论上也存在较大争议,更是缺乏针对各类不同资产价格调控在货币政策选择方面系统的政策建议。上述问题出现的原因,一方面在于现有研究在方法上大多采用结构向量自回归模型、向量误差修正模型以及传统的预测方差分解等方法(王曦和邹文理,2011^[21];赵文胜和张屹山,2012^[22];谭政勋和王聪,2015^[23]),此类方法在应用方面的关键技术问题是如何正确合理地识别扰动项之间的同期因果关系,而现有研究恰恰对这一重要环节有所忽略,往往采用依据前期研究成

果、参照各类经济理论，甚至直接假设存在递归的同期因果关系等方法，对模型扰动项的同期因果关系进行主观设定，从而使研究结果的可靠性大大降低，并在很大程度上导致不同文献对于相同问题的探究得出不同甚至截然相反的结论；另一方面，现有研究大多相对割裂地考察货币政策对单一资产价格（如股票价格、房地产价格等）的调控效果，从而得出的政策启示自然也是针对单一资产价格调控，难以为不同类型资产价格调控的货币政策选择提供系统的政策建议。

作为尝试和对现有研究的有益补充，本文首先采用有向无环图（DAG）方法判断货币政策变量与资产价格变量之间的同期因果关系，并将其作为约束条件用于结构向量自回归模型的构建与识别、DAG方法是一种基于数据的客观分析方法，能够有效克服传统方法在设定向量自回归模型扰动项结构关系时过于主观的弊端。进一步地，基于DAG分析结果，本文对包含不同货币政策以及股价、汇率和房价等资产价格变量在内的SVAR模型进行预测方差分解，以期在相对统一的研究框架下系统考察不同货币政策对各类资产价格的调控效果，从而为资产价格调控的货币政策选择提供经验依据和政策建议。最后，采用递归预测方差分解方法对文中结果进行稳健性检验，以确保研究结论的可靠性和政策建议的适用性。

二、研究方法 with 样本数据

（一）基于有向无环图（DAG）的预测方差分解方法

为在相对统一的研究框架下，系统考察不同货币政策对股价、汇率和房价等资产价格的调控效果，本文拟构建如下模型：

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + e_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中， Y_t 为内生变量列向量， μ 为截距列向量， Φ_i 为待估系数矩阵， p 为模型滞后阶数， e_t 为不与自身滞后项及等式右侧变量相关的扰动列向量。由于扰动项 e_t 往往存在同期相关，采用 Amisano 和 Giannini (1997)^[24] 提出的如式 (2) 所示的 AB 模型作为约束

对模型进行结构识别，不失为一种有效的解决方法。

$$Ae_t = v_t = Bu_t, u_t \sim N(0, I_k) \quad (2)$$

其中， A 和 B 均为 k 阶方阵， u_t 为结构扰动项。矩阵 B 的约束形式一般为对角矩阵，矩阵 A 表示变量间的同期因果关系，通常依据经济理论、前期研究成果及主观判断等进行识别。然而，上述约束方式均带有一定主观色彩，基于此构建 SVAR 模型进行结构方差分解的科学性和可靠性也随之大打折扣（Swanson 和 Granger, 1997^[25]；杨子晖, 2008^[26]）。在此背景下，Pearl (1995)^[27]、Spirtes 等 (2000)^[28] 提出的有向无环图（DAG）成为解决上述问题的一种有效途径。该方法对于变量间同期因果关系的识别主要依靠扰动项的相关系数矩阵，其优势在于识别过程基于数据，无需任何主观判断或理论假设，从而能够有效避免主观性较强的问题。

有向无环图是由代表变量的节点及连接节点的有向边构成的图形。节点间的有向边反映变量间同期因果关系的指向：“ $X \rightarrow Y$ ”表示存在由 X 到 Y 的单向因果关系；“ $X \leftrightarrow Y$ ”表示变量间存在双向因果关系；“ $X - Y$ ”表示变量间存在同期因果关系但方向不明；“ $X \perp Y$ ”则表示变量间不存在同期因果关系。由相关系数矩阵得到有向无环图的整个过程，可由 PC 算法实现：该算法从所有变量两两相连的无向完全图出发，依次检验每两个变量间的无条件相关系数，若为 0 则移除该连线；无条件相关系数分析完成后，对剩余连线进行 1 阶偏相关系数分析，同样若为 0 则移除。以此类推，对于 N 个变量，该算法将持续分析至 $N-2$ 阶偏相关系数。在因果关系的识别方面，该算法主要基于以下判别准则：当 X 与 Y 相邻^①， Y 与 Z 相邻，且 X 与 Z 不相邻，即 $X-Y-Z$ ，若已知 Y 不属于 X 与 Z 的隔离集^②，则可推断三者间的同期因果关系为 $X \rightarrow Y \leftarrow Z$ ；若已知 $X \rightarrow Y$ ， Y 与 Z 相邻， X 与 Z 不相邻，且 Y 与 Z 之间的有向边并无指向 Y ，则可推断 Y 与 Z 间的同期因果关系为 $Y \rightarrow Z$ 。此外，Spirtes 等 (2000)^[28] 还指出在小样本情形下，提高显著性水平能够有效防止 DAG 分析可能存在的“低估”现象，从而改善分析效果^③。

① 在无向完全图中，若两节点之间有边相连，则称这两个节点相邻。

② 若 $\rho(X, Y|K) = 0$ ，则称 K 为 X 与 Y 的隔离集。

③ 篇幅所限，本文仅对 DAG 原理进行介绍，关于该方法的具体细节可参阅 Pearl (1995)^[27]、Spirtes 等 (2000)^[28]、Bessler 和 Yang (2003)^[29]。

(二) 样本数据

本文参照刘金全和解瑶姝 (2016)^[30] 选取银行间同业拆借加权平均利率作为价格型货币政策的代理变量, 参照杨子暉 (2008)^[26] 分别选取广义货币供给和金融机构人民币各项贷款余额作为数量型货币政策“货币渠道”和“信贷渠道”传导途径的代理变量^①; 分别选取上证综合收盘指数 (李成等, 2010^[32]) 作为股票价格的代理变量, 选取实际有效汇率 (苗文龙, 2013^[33]) 作为汇率指标的代理变量, 选取国房景气指数 (王朝明和朱睿博, 2016^[34]) 作为房地产价格的代理变量。其中, 银行间同业拆借加权平均利率经过季节调整; 为统一量纲, 国房景气指数做减 100 再除以

100 的处理; 其余指标均在用定基 CPI 计算实际值后, 参照文献中常用处理方法进行对数差分处理。处理后的利率、货币供给、信贷、股价、汇率和房价指标序列分别记为 *RATE*、*M2*、*CREDIT*、*SP*、*REER* 和 *HP*。样本区间为 1996 年 1 月至 2018 年 2 月, 原始数据来源于中经网统计数据库及 Wind 数据库。

三、实证分析

(一) 模型构建与同期因果关系识别

首先对模型中各变量进行平稳性检验, 最优滞后阶数根据 SIC 准则自动选择。表 1 显示, 各变量在 1% 的显著性水平上均拒绝了原假设。

表 1 平稳性检验结果

变量	滞后期	截距	ADF 值	临界值		
				1%	5%	10%
<i>RATE</i>	4	有	-4.966 6	-3.455 1	-2.872 3	-2.572 6
<i>M2</i>	3	有	-4.495 6	-3.454 2	-2.871 9	-2.572 4
<i>CREDIT</i>	5	有	-4.615 4	-3.454 4	-2.872 0	-2.572 4
<i>SP</i>	4	有	-6.199 7	-3.454 2	-2.871 9	-2.572 4
<i>REER</i>	0	有	-12.410 5	-3.453 8	-2.871 8	-2.572 3
<i>HP</i>	4	无	-2.746 6	-2.573 4	-1.942 0	-1.615 9

在各变量均平稳的基础上建立 VAR 模型, 滞后阶数根据 AIC、SC 和 FPE 准则选为 5, 得到如下扰动相关系数矩阵:

$$corr = \begin{pmatrix} 1 & & & & & & \\ -0.115 6 & 1 & & & & & \\ -0.062 6 & 0.277 8 & 1 & & & & \\ -0.064 7 & 0.021 3 & 0.029 2 & 1 & & & \\ -0.022 3 & 0.073 2 & 0.064 3 & 0.052 2 & 1 & & \\ 0.095 6 & -0.161 9 & -0.088 0 & -0.062 2 & -0.058 0 & 1 & \end{pmatrix} \quad (3)$$

变量间的同期因果关系, 既是识别结构向量自回归模型的依据, 也是立足模型估计结果开展后续分析的重要基础。我们首先参照卜林等 (2015)^[35] 的研究, 选择 20% 的显著性水平, 利用 PC 算法, 从如图 1 (a)

所示的无向完全图出发, 以上述相关系数矩阵为依据, 确定各变量间是否存在以及存在何种方向的同期因果关系。具体地, 由无条件相关系数可知, 利率 (*RATE*) 和信贷 (*CREDIT*) 的相关系数为 -0.062 6 ($p=0.314 1$)、利率 (*RATE*) 和股价 (*SP*) 的相关系数为 -0.064 7 ($p=0.297 6$)、利率 (*RATE*) 和汇率 (*REER*) 的相关系数为 -0.022 3 ($p=0.719 7$)、货币供给 (*M2*) 和股价 (*SP*) 的相关系数为 0.021 3 ($p=0.732 3$)、货币供给 (*M2*) 和汇率 (*REER*) 的相关系数为 0.073 2 ($p=0.238 7$)、信贷 (*CREDIT*) 和股价 (*SP*) 的相关系数为 0.029 2 ($p=0.638 3$)、信贷 (*CREDIT*) 和汇率 (*REER*) 的相关系数为 0.064 3 ($p=0.301 0$)、股价 (*SP*) 和汇率 (*REER*) 的相关系数为 0.052 2 ($p=0.401 3$)、股价 (*SP*) 和房价

① 中央银行在执行货币政策时, 实施的政策工具首先影响同业拆借利率、货币供给和信贷余额等中介目标 (袁越和胡文杰, 2017^[31]), 并通过中介目标的变动间接影响产出、就业、物价和国际收支等最终目标。货币政策的中介目标不仅能够作为多种货币政策工具初步实施效果的综合信号, 而且具有指标数量适宜、样本区间较长且统计数据权威等优势, 因而作为货币政策代理变量在文献中得到了广泛使用。

(HP) 的相关系数为-0.062 2 ($p=0.3168$)、汇率 (REER) 和房价 (HP) 的相关系数为-0.058 0 ($p=0.3507$), 在 20% 的显著性水平上, 上述变量扰动项的关系为同期独立, 可将其间的连线移去。进一步分析偏相关系数可知, 信贷 (CREDIT) 和房价 (HP) 的偏相关系数 $\rho(CREDIT, HP | M2) = -0.0454$ ($p=0.4658$), 利率 (RATE) 和房价 (HP) 的偏相关系数 $\rho(RATE, HP | M2, CREDIT) = 0.0771$ ($p=0.2160$), 即上述变量扰动项的关系为条件同期独立,

其连线也可移去。至此, 图 1 (a) 的完全无向图变为图 1 (b) 无箭头时的形式。最后, 根据 PC 算法可将变量之间同期因果关系的指向判定为 $RATE \rightarrow M2 \rightarrow HP$ 、 $CREDIT \rightarrow M2 \rightarrow HP$, 即三种货币政策只对房价有同期影响, 而与股价、汇率之间不存在同期相互影响, 这意味着与股价和汇率相比, 房价对货币政策的调控更加敏感且反应时滞更短, 在当期即会显现调控效果。本文的 DAG 分析在 TETRAD 软件中完成。

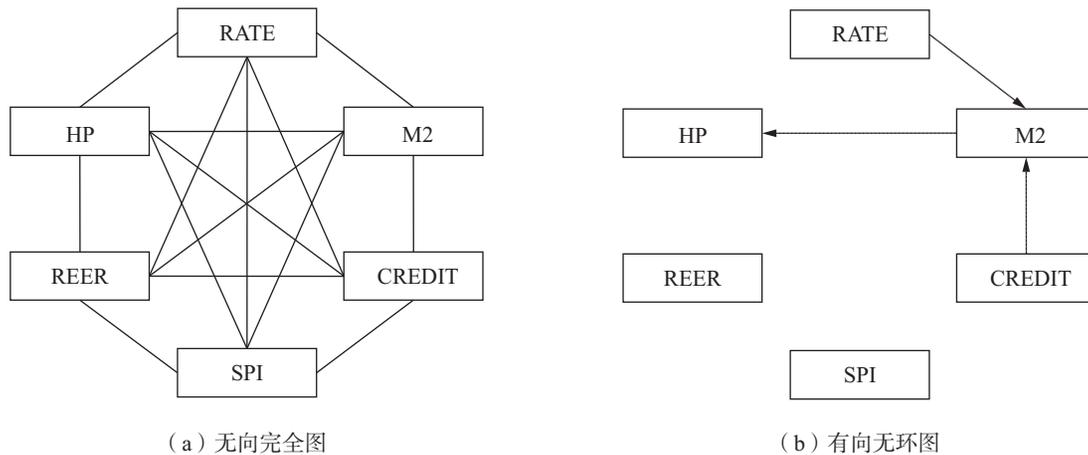


图 1 同期因果关系的 DAG 分析

为验证以 DAG 分析结果为基础的同时期因果关系约束的合理性, 我们进一步采取似然比检验 (Sims, 1986^[36]), 结果显示在 5% 的显著性水平上无法拒绝“过度约束为真”的原假设, 即基于 DAG 分析结果的约束具有合理性。

(二) 基于 DAG 的预测方差分解
进一步地, 我们以 DAG 分析结果显示的变量间的同时期因果关系为约束, 构建结构向量自回归模型并进行预测方差分解, 以考察不同货币政策对各类资产价格的调控效果, 分解结果如表 2 所示。

表 2 基于 DAG 的预测方差分解 (%)

期数	利率						股价					
	利率	货币供给	信贷	股价	汇率	房价	利率	货币供给	信贷	股价	汇率	房价
1	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	100.000	0.000	0.000
6	99.566	0.015	0.029	0.065	0.153	0.172	0.070	2.627	0.020	96.383	0.778	0.122
12	95.079	0.447	0.122	1.796	0.369	2.188	0.822	4.505	0.780	92.499	1.106	0.288
18	87.256	2.802	0.216	6.833	0.448	2.444	1.149	4.562	0.809	91.807	1.120	0.554
24	82.166	4.874	0.684	9.842	0.439	1.995	1.071	4.403	0.823	91.962	1.128	0.613
期数	货币供给						汇率					
	利率	货币供给	信贷	股价	汇率	房价	利率	货币供给	信贷	股价	汇率	房价
1	0.976	91.623	7.401	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	100.000	0.000
6	16.655	46.557	32.436	1.572	2.698	0.083	1.264	1.509	2.555	0.295	93.163	1.215
12	16.310	37.592	30.197	11.936	2.791	1.175	4.123	1.570	3.996	0.574	87.953	1.785
18	14.808	33.768	27.095	19.468	2.538	2.323	4.431	1.563	4.272	1.003	86.742	1.988
24	14.414	33.004	26.364	20.152	2.505	3.561	4.525	1.698	4.250	1.789	85.712	2.026

期数	信贷						房价					
	利率	货币供给	信贷	股价	汇率	房价	利率	货币供给	信贷	股价	汇率	房价
1	0.000	0.000	100.000	0.000	0.000	0.000	0.026	2.394	0.193	0.000	0.000	97.387
6	1.880	0.020	90.776	0.022	6.857	0.446	0.034	0.643	1.795	0.035	0.216	97.277
12	3.401	0.679	77.880	9.297	8.159	0.583	0.745	0.445	0.881	1.712	0.132	96.085
18	3.124	0.938	68.866	19.170	7.258	0.644	10.732	0.961	1.590	3.063	0.190	83.463
24	3.240	1.051	67.360	20.047	7.121	1.181	21.299	0.927	2.349	2.855	0.411	72.160

预测方差分解结果显示, 股价波动的大部分可由自身冲击来解释, 其在总解释比例中的占比始终保持在90%以上; 而三种货币政策中, 利率和信贷对股价波动的解释程度均仅有1%左右, 相比而言货币供给对股价波动的解释能力稍强, 但也未能达到5%。由此可见, 我国股价波动在很大程度上受到自身惯性的影响, 尽管货币供给对股价波动的解释能力较利率和信贷而言稍强一些且时滞更短, 但总体来看三种货币政策对股票市场的调控效果均十分有限。事实上, 升值预期和投机行为是导致我国股票价格波动主要受其自身惯性影响的重要原因, 股价持续上涨将强化股民的升值预期和投机行为从而引发股价继续上涨, 而股价的大幅下跌引发的恐慌性抛售同样将导致股价的进一步下跌(赵胜民等, 2011^[37])。鉴于货币政策对股票价格的调控效果有限, 现阶段仅仅依靠货币政策可能并不足以将股价波动控制在合理区间, 因此从长远来看进一步发展和完善股票市场、疏通货币政策传导渠道, 进而提高货币政策对股价的调控效果固然极为重要, 但目前我国股价调控的权宜之计和当务之急还在于, 建立并完善股指期货和融资融券制度以抑制股价的单边上涨或下跌, 同时加强对投机行为的监管和立法, 严格防范股票价格剧烈波动的发生。

汇率波动与股价类似, 也主要受到自身惯性的影响, 由自身冲击解释的比例占到85%以上。三种货币政策中, 货币供给对汇率波动的解释程度不到2%, 相比之下利率和信贷的解释能力稍强, 均接近5%。事实上, 随着汇率制度改革的实施以及要求人民币升值的外部压力持续增大, 近年来人民币汇率的走高, 不仅引起升值预期固化, 而且导致国际热钱大量涌入(贾俊雪等, 2014^[14])。由此可见, 汇率稳定作为货币政策的重要调控目标之一, 能够有效避免资本流动对金融稳定造成威胁, 其重要性不言而喻。鉴于利率和信贷对汇率波动的解释能力尽管强于货币供给且时滞较短, 但整体来看各类货币政策对汇率的调控作用均不够显著, 未来在对汇率波动的调控方面,

应努力克服单一货币政策功能的有限性, 更加重视货币政策的组合使用, 通过利率、信贷和货币供给等政策的协调配合, 增加调控力度、改善调控效果, 进而尽早实现调控目标。

尽管房价波动同样主要受到自身惯性的推动, 有超过70%的波动由自身来解释, 但货币政策对房价的解释能力却与股价和汇率呈现出显著不同的规律。具体来看, 房价在货币供给和信贷政策的刺激下, 要么产生一个较小的即时响应并迅速衰减, 要么围绕一个较低的响应水平上下波动, 而利率政策对房价的调控效果则十分显著, 其对房价波动的解释比例甚至能够超过20%。事实上, 受到住房刚性需求以及多次调控未果对房地产价格升值预期的固化, 房价仍在很大程度上受自身惯性影响, 其持续快速上涨在增加居民负担的同时, 还制约着产业结构升级, 最为严重的是高房价会大大提高房地产崩盘的风险(徐淑一等, 2015^[16]), 选用最有效的货币政策提高对房地产市场的调控效果意义重大。结合三种货币政策对房价的解释能力可知, 较货币供给和信贷而言, 利率政策对房价的调控作用时滞更短且效果明显更好, 因此利率应是现阶段我国房地产价格调控的主要货币政策。

此外, 与货币供给和信贷相比, 利率对资产价格调控的优势还在于其更高水平的外生性(独立性)。三种货币政策的预测方差分解结果显示: 利率的绝大部分波动可由自身来解释, 其占比在第12期仍超过95%, 在第24期仍占到82%以上; 相比之下, 信贷和货币供给由其自身冲击解释的比例则明显较低, 且随着时间的推移大幅衰减, 在第24期分别仅为67%和33%; 不仅如此, 货币供给波动还在很大程度上受到利率和信贷的影响, 两者对货币供给变动的解释占比分别高达14%和26%。由此可见, 以利率为代表的价格型货币政策的外生性较强, 具有更高的独立性, 而数量型货币政策, 尤其是货币供给则在很大程度上受到包括利率和信贷在内的其他因素的影响, 独立性明显较低。从这一角度来看, 价格型货币政策在资产

价格调控方面更具优越性。

综合上述分析可知,不同金融子市场都有其各自的特点,不同货币政策对各类资产价格的调控效果也存在显著差异,根据不同资产价格的具体特征制定有针对性的调控措施极为必要。具体体现在:在股价方面,受到大部分投资者非理性追涨杀跌的影响,我国股票价格波动主要受到自身惯性的影响,货币政策对股价的调控效果十分有限,未来应进一步完善货币政策传导机制以增强货币政策对股价的调控效果,与此同时还应积极加强对投资者的理性投资教育、建立健全针对投机行为的相关制度、切实增强对投机行为的立法与监管。在汇率方面,在有管理的浮动汇率制度与人民币升值外部压力的双重作用下,人民币汇率升值预期不断固化,在引发国际热钱涌入的同时,也加重了国内流动性过剩问题,因此合理利用利率和信贷政策对汇率进行组合调控,对于克服单一货币政策调控手段功能的有限性、提高对汇率稳定目标的调控效果、避免资本流动威胁金融稳定意义重大。而在房价方面,针对由城镇化进程加快拉动的住房刚性需求与房地产金融属性日益突出引发的投机行为所共同导致的房价高企且久调不降,政策当局应利用现阶段购房者对利率变动敏感性较高而房地产商对利率调整不太敏感的客观差异(任木荣和苏国强,2012^[38]),充分发挥利率政策对房价的显著调控作用,同时还应坚持优先满足城镇化进程加快等拉动的住房刚性需求、积极引导房子回归住房本质并逐渐剥离房地产金融属性、严格规范房地产市场秩序以遏制投机炒房。除调控效果更为明显外,利率政策在资产价格调控方面还具备外生性(独立性)优势。因此,继续深化利率市场化改革、积极推动货币政策调控框架由数量型为主向价格型为主转型、完善货币政策的资产价格调控

机制、实现对不同类型资产价格的针对性精调,对于三期叠加时期防范和化解资产价格剧烈波动的风险、营造平稳健康的经济金融环境、充分发挥货币政策的结构调整作用意义重大。

(三) 稳健性检验

为检验基于有向无环图的预测方差分解方法的计算结果是否稳健,同时验证前文研究结论是否自中国经济进入新常态以来便具有普适性,本文进一步基于DAG分析结果进行递归预测方差分解分析。具体地,我们以1996年1月至2012年1月为基期,基于DAG分析得到的同期因果关系建立SVAR模型进行第一次方差分解,然后以1996年1月至2012年2月为第二期进行第二次方差分解,依次类推至整个样本区间。每次分解的第24期分解结果如图2^①所示,其中三种货币政策对各类资产价格波动的解释比例见左坐标,自身冲击的解释占比见右坐标。

递归预测方差分解结果显示:自经济发展进入新常态以来的整个递归期内,各类资产价格的波动均主要由自身冲击来解释,即资产价格的波动在很大程度上受到自身惯性的影响。在货币政策对不同资产价格的影响方面,图2(a)表明尽管货币供给在整个递归期内对股价变动的解释占比均高于利率和信贷,但整体来看三种货币政策对股票价格的调控效果均不够明显且呈现下降态势;由图2(b)可知整个递归期内利率对汇率变动的解释占比均高于货币供给和信贷,且近年来利率与信贷对汇市的调控效果基本持平;图2(c)则显示利率对房价波动的解释占比,在整个递归期内均远远高于其他货币政策且上升趋势明显,利率政策调控房价的有效性优势愈加凸显。由此可见,递归预测方差分解结果与前文分析相比并未发生明显变化,从而证实了本文研究结果的稳健性。

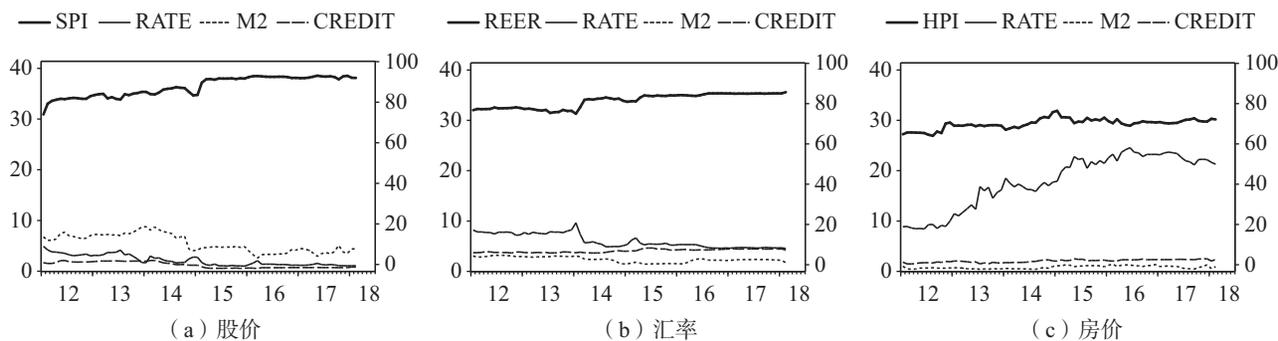


图2 递归预测方差分解

① 鉴于本文重点考察不同类型的货币政策对金融市场的调控效果,同时限于篇幅,正文中仅列示了各金融市场对不同货币政策及其自身冲击的递归预测方差分解结果,对于未列示的其他预测方差分解结果,感兴趣的读者可向作者索取。

四、结论

本文采用基于有向无环图(DAG)的预测方差分解方法,在相对统一的研究框架下系统考察了不同货币政策对股价、汇率和房价等资产价格的调控效果。DAG分析结果显示,存在“利率、信贷到货币供给再到房价”的同期因果关系,以此作为约束和识别条件构建结构向量自回归模型并进行预测方差分解分析,得到的主要结论如下:一是各类资产价格波动均在很大程度上受到自身惯性的影响,货币政策对资产价格的调控效果尚存在较大的可提升空间。二是货币政策对各类资产价格的调控效果存在显著差异。从股票价格来看,各类货币政策对股价的调控效果均十分有限,仅仅依靠货币政策难以实现对股价波动的有效调控;在汇率市场方面,各类货币政策均能够发挥一定的调控作用,但效果均不是十分明显,汇率波动的调控需要不同货币政策的组合使用和协调配合;而就房地产价格而言,利率仍应是现阶段最重要的房价调控政策。三是与货币供给和信贷相比,利率政策在资产价格调控方面还具有独立性更强的优势。

基于上述研究结论,本文针对平抑资产价格波动、促进资产价格稳定的货币政策选择和框架构建提出如下政策建议:第一,尽管价格型货币政策在独立性方面比数量型货币政策更具优越性,但单一货币政策对资产价格波动的调控效果仍较为有限,因此未来在积极稳妥推进货币政策调控框架由数量型为主向价格型为主转变的同时,也应充分发挥数量型货币政策工具(如法定存款准备金率、公开市场操作和再贴现再贷款等)与价格型货币政策工具(如存贷款基准利率等)的协调运用在平抑资产价格波动方面的积极作用。第二,由于各类货币政策对不同资产价格的调控效果存在显著差异,在资产价格的货币政策调

控实践中,除选取最为有效的货币政策工具,实现对不同资产价格波动的倾向性调控外,还应针对不同金融子市场的具体特征,采用差别利率、定向准备金率等差别化、精细化的政策工具,并探索创设新型结构性货币政策工具,积极推动统一货币政策向结构性货币政策的转变。第三,鉴于现阶段各类资产价格波动中自身冲击的影响均占据主导地位,数量型和价格型货币政策对资产价格波动的调控效果均不够理想,未来在进一步推进金融市场健康发展的基础上,不仅要继续畅通货币政策传导渠道、完善货币政策传导机制,还应强化金融风险监管与预期管理、实施全口径宏观审慎管理,完善以货币政策与宏观审慎政策相结合的双支柱金融调控政策框架,以增强对资产价格波动的调控效果。

目前,我国正处于升级优化经济结构、培育经济增长新动力和深化金融体系改革的关键时期,外部环境与内部矛盾的错综交织在严重威胁着我国资产价格稳定的同时,也显著增加了货币政策在资产价格调控方面的应用难度,继续推进金融体系的发展和完善、防范资产价格的剧烈波动以及针对资产价格调控制定成熟的政策制度和系统的货币政策选择方案仍任重道远。尽管本文的研究尚存不够完善之处,但这一尝试性研究仍在克服现有同期因果关系设定方法的局限性、提高相关研究结论的可靠性以及在统一研究框架下系统探究资产价格调控的货币政策选择问题等方面有所突破,并得到一系列关于资产价格调控和货币政策调控框架转型的有益研究结论和政策启示。我们认为,在进一步明确资产价格稳定机制的基础上,继续探究资产价格在货币政策调控目标体系中的存在形式,进而构建兼顾资产价格稳定的货币政策调控框架意义重大,因而是未来值得深入研究的重要课题。

参考文献

- [1] Claessens S, Kose M A, Terrones M E. How Do Business and Financial Cycles Interact? [J]. Journal of International Economics, 2012, 87 (1): 178-190.
- [2] Borio C, Disyatat P, Juselius M. Rethinking Potential Output: Embedding Information about the Financial Cycle [J]. Oxford Economic Papers, 2016, 69 (3): 655-677.
- [3] Bernanke B S, Gertler M. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? [J]. American Economic Review, 2001, 91 (2): 253-257.
- [4] Cecchetti S G, Genberg H, Lipsky J, et al. Asset Prices and Central Bank Policy [M]. Centre for Economic Policy Research, 2000.
- [5] Bordo M D, Jeanne O. Monetary Policy and Asset Prices: Does 'Benign Neglect' Make Sense? [J]. International Finance, 2002, 5 (2): 139-164.
- [6] 王曦, 朱立挺, 王凯立. 我国货币政策是否关注资产价格? ——基于马尔科夫区制转换 BEKK 多元 GARCH 模型 [J]. 金融研究, 2017

- (11): 1-17.
- [7] 庞晓波, 钱锟. 货币搜寻理论框架下货币政策与资产价格关系的实证研究 [J]. 数量经济研究, 2014, 5 (2): 100-110.
- [8] Angeloni I, Faia E. Capital Regulation and Monetary Policy with Fragile Banks [J]. Journal of Monetary Economics, 2013, 60 (3): 311-324.
- [9] Ioannidis C, Kontonikas A. The Impact of Monetary Policy on Stock Prices [J]. Journal of Policy Modeling, 2008, 30 (1): 33-53.
- [10] 陈浪南, 刘劲松. 货币政策冲击对股票市场价格泡沫影响的时变分析 [J]. 统计研究, 2018, 35 (8): 39-47.
- [11] 胡援成, 程建伟. 中国资本市场货币政策传导机制的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2003 (5): 15-18.
- [12] 肖洋, 倪玉娟, 方舟. 股票价格、实体经济与货币政策研究——基于我国 1997—2011 年的经验证据 [J]. 经济评论, 2012 (2): 97-104.
- [13] 陈创练, 杨子晖. “泰勒规则”、资本流动与汇率波动研究 [J]. 金融研究, 2012 (11): 60-73.
- [14] 贾俊雪, 秦聪, 张静. 财政政策、货币政策与资产价格稳定 [J]. 世界经济, 2014, 37 (12): 3-26.
- [15] Iacoviello M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle [J]. American Economic Review, 2005, 95 (3): 739-764.
- [16] 徐淑一, 殷明明, 陈平. 央行货币政策工具调控房地产价格的可行性 [J]. 国际金融研究, 2015 (2): 35-44.
- [17] 郭娜, 李政. 我国货币政策工具对房地产市场调控的有效性研究——基于有向无环图的分析 [J]. 财贸经济, 2013 (9): 130-137, 111.
- [18] 张清源, 梁若冰, 朱峰. 货币政策加剧城市房价的冷热不均吗 [J]. 统计研究, 2018, 35 (5): 75-87.
- [19] 邓富民, 王刚. 货币政策对房地产价格与投资影响的实证分析 [J]. 管理世界, 2012 (6): 177-179.
- [20] 张中华, 林众, 雷鹏. 货币政策对房价动态冲击效果研究——基于供求关系视角 [J]. 经济问题, 2013 (2): 4-8.
- [21] 王曦, 邹文理. 货币政策对股票市场的冲击 [J]. 统计研究, 2011, 28 (12): 55-65.
- [22] 赵文胜, 张屹山. 货币政策冲击与人民币汇率动态 [J]. 金融研究, 2012 (8): 1-15.
- [23] 谭政勋, 王聪. 房价波动、货币政策立场识别及其反应研究 [J]. 经济研究, 2015, 50 (1): 67-83.
- [24] Amisano G, Giannini C. Topics in Structural VAR Econometrics [M]. Springer-Verlag Berlin Heidelberg Press, 1997.
- [25] Swanson N R, Granger C W J. Impulse Response Functions Based on a Causal Approach to Residual Orthogonalization in Vector Autoregressions [J]. Journal of the American Statistical Association, 1997, 92 (437): 357-367.
- [26] 杨子晖. 财政政策与货币政策对私人投资的影响研究——基于有向无环图的应用分析 [J]. 经济研究, 2008 (5): 81-93.
- [27] Pearl J. Causal Diagrams for Empirical Research [J]. Biometrika, 1995, 82 (4): 669-688.
- [28] Spirtes P, Glymour C N, Scheines R. Causation, Prediction, and Search [M]. MIT Press, 2000.
- [29] Bessler D A, Yang J. The Structure of Interdependence in International Stock Markets [J]. Journal of International Money and Finance, 2003, 22 (2): 261-287.
- [30] 刘金全, 解瑶姝. “新常态”时期货币政策时变反应特征与调控模式选择 [J]. 金融研究, 2016 (9): 1-17.
- [31] 袁越, 胡文杰. 紧缩性货币政策能否抑制股市泡沫? [J]. 经济研究, 2017, 52 (10): 82-97.
- [32] 李成, 马文涛, 王彬. 我国金融市场间溢出效应研究——基于四元 VAR-GARCH (1, 1) -BEKK 模型的分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27 (6): 3-19.
- [33] 苗文龙. 金融危机与金融市场间风险传染效应——以中、美、德三国为例 [J]. 中国经济问题, 2013 (3): 89-99.
- [34] 王朝明, 朱睿博. 产业结构升级中的货币政策与金融市场效应——基于 BVAR 模型与门限回归模型的分析 [J]. 财经科学, 2016 (12): 23-34.
- [35] 卜林, 李政, 张馨月. 短期国际资本流动、人民币汇率和资产价格——基于有向无环图的分析 [J]. 经济评论, 2015 (1): 140-151.
- [36] Sims C A. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? [J]. Quarterly Review, 1986, 10 (1): 2-16.
- [37] 赵胜民, 方意, 王道平. 金融信贷是否中国房地产、股票价格泡沫和波动的原因——基于有向无环图的分析 [J]. 金融研究, 2011 (12): 62-76.
- [38] 任木荣, 苏国强. 货币政策工具调控房地产价格的传导机制分析 [J]. 中央财经大学学报, 2012 (4): 23-29.

(责任编辑: 韩 媛 张安平)

出具并购重组估值报告的动因研究

——来自调查问卷的证据

Motivation for Valuation Reports in Mergers and Acquisitions:
Evidence from Questionnaires

李小荣 王新然 田粟源

LI Xiao-rong WANG Xin-ran TIAN Su-yuan

[摘要] 2014年年底证监会颁布第109号令对《上市公司重大资产重组管理办法》进行了修订,正式将估值报告引入并购重组市场,这一制度变迁必然对资本市场产生重要影响。本文利用调查问卷调研并购重组中出具估值报告的动因。研究发现:(1)对于评估机构而言,程序与法规受限因素是影响评估机构出具估值报告的主要动因。项目因素、机构因素、报告差异形式和监管因素也会影响评估机构选择出具估值报告;(2)对于非评估机构而言,机构因素和监管因素会影响非评估机构出具估值报告;(3)评估机构和非评估机构评估从业人员出具估值报告动因存在一定差异。此外,本文还调研了评估机构由于程序与法规受限因素而出具估值报告的具体情形以及其他特殊情况。进一步研究表明,工作年限和评估师身份对评估从业人员出具估值报告具有重要影响。本文在研究的基础上提出了估值报告发展、估值执业和行业监管的建议。本文丰富了金融中介判断、监管套利和并购重组领域的研究,对估值市场健康发展和行业监管具有重要意义。

[关键词] 估值报告 并购重组 评估机构

[中图分类号] F271.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2019)12-0050-13

Abstract: By the end of 2014, the Chinese Securities Regulatory Commission issued Decree No. 109 and revised the “management measures of major asset restructuring of listed companies” to introduce valuation reports into the M&A market, which would have an important impact on the capital market. The paper uses questionnaires to assess the motivation of appraisal reports in the M&A market. Through the study, the paper finds: (1) For the appraisal agencies, the restriction of procedures and regulations is the main reason that affects the issuance of valuation reports. Project factors, institutional factors, reporting variances and regulatory factors also affect the selection of valuation reports by appraisal agencies. (2) For the evaluation agencies, project factors and regulatory factors also affect the selection of valuation reports. (3) The reasons of valuation reports issued by appraisal agencies and non-appraisal agencies are different. Furthermore, the paper gains specific forms of restrictions on procedures and regulations and other special forms. What's more, the length of service and the identity of the assessor have an important impact on the valuation report. Based on the study, the paper provides some suggestions on the development of valuation reports, valuation operation, and the industry supervision. The paper enriches the research in the field of financial intermediary judgment, regulatory arbitrage and merger and reorganization, which is of great significance to maintain the stability of financial market and the healthy development of valuation market.

Key words: Valuation report M&A Appraisal agency

[收稿日期] 2018-10-02

[作者简介] 李小荣,男,1984年9月生,中央财经大学财政税务学院副教授,博士生导师,中财-中证鹏元地方财政投融资研究所成员,管理学博士,研究方向为资产评估、政企关系与国企治理、公司财务与资本市场等;王新然,女,1996年1月生,就职于华为技术有限公司,研究方向为资产评估;田粟源(通信作者),男,1989年10月生,山东财经大学会计学院讲师,财政学博士,研究方向为资产评估、公司财务等。

[基金项目] 中国资产评估协会项目“上市公司并购重组估值研究”(项目编号:16CAS001);国家自然科学基金面上项目“利率市场化与企业劳动力投资:影响、作用机制与综合效果”(项目编号:71972192);国家自然科学基金青年项目“同行公司股价崩盘风险的传染效应与溢出效应研究”(项目编号:71503283);教育部霍英东教育基金会资助项目“CEO权力、股价崩盘风险与股价同步性”(项目编号:161077)。

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

在上市公司并购重组中,定价是资本市场衡量标的资产价值的有效手段,也是企业实现最优价值的重要方式。因此,并购重组定价一直是学术界与实务界关注的重要问题。在并购重组定价领域,已涌现出一些探讨并购重组定价合理性(王竞达和瞿卫菁,2012^[1];程凤朝等,2013^[2])、并购重组定价方式(岳修奎等,2018^[3])以及并购重组定价影响因素(马海涛等,2017^[4])的文献。如今,有部分文献开始探讨评估从业人员以及分析师在定价中的作用。例如,受雇于机构的分析师更可能因为自身特征和外部环境等因素,其研究报告的独立性受到影响(邵新建等,2018^[5]);评估专业人员的自身经验影响其评估判断(张志红等,2015^[6])。

可见,并购重组定价过程受到评估或估值专业人员自身认知以及外部环境的影响。2014年证监会颁布《上市公司重大资产重组管理办法》,规定并购重组业务在价值评估环节,可以选择资产评估机构出具的评估报告,也可以聘请估值机构出具估值报告。对于估值机构的范围,证监会在2014年7月的新闻发布会上指出,“估值机构”可以是评估机构,也可以是独立财务顾问、会计师事务所,提供估值服务不要求必须具有评估资质。在此背景下,有部分文献开始研究估值报告。例如,研究估值报告在并购重组中的信息披露要求以及估值报告与评估报告的差异(李小荣和薛艾珂,2017^[7])。然而,现有文献对于估值报告的研究主要集中于估值报告的政策解读与报告格式差异,并未体现评估或估值专业人员对估值报告使用的专业判断。基于此,本文通过对评估或估值专业人员进行问卷调查,以此探究并购重组定价中何种情况下评估或估值专业人员会选择出具估值报告。本文主要从两个角度展开:其一,在评估机构能出具估值报告和评估报告的情况下,评估专业人员在何种情况下出具估值报告;其二,在非评估机构(财务顾问、会计事务所等估值机构)只能出具估值报告的情况下,估值专业人员对估值报告的专业判断。

基于以上分析,本文以我们在2017年开展的估值报告出具动因调查问卷结果为样本,系统考察了专业人员出具估值报告的动因。研究发现:(1)对于评估机构而言,程序与法规受限因素是主要影响评估机构出具估值报告的动因。项目因素、机构因素、报告

差异形式和监管因素也会影响评估机构选择出具估值报告;(2)对于非评估机构而言,机构因素和监管因素会影响非评估机构选择出具估值报告;(3)评估机构和非评估机构评估从业人员出具估值报告动因存在一定差异。此外,我们还调研了评估机构由于程序与法规受限因素而出具估值报告的具体情形以及其他特殊情况。进一步分析发现,工作年限和评估师身份对评估从业人员出具估值报告具有重要影响。

本文的理论贡献主要体现在以下三个方面:第一,丰富了金融中介判断方面的研究。现有文献对于金融中介行为判断的研究主要从审计判断角度进行。关于审计判断的研究较多,已成为当今世界范围内审计研究中最具活力的领域之一(张继勋,2002^[8]),但是资产评估机构,作为资本市场中的另一种重要金融中介机构,对其判断行为的研究则鲜见。本文从评估或估值人员对出具估值报告方面的判断行为角度丰富了金融中介行为判断方面的研究,对后续开展资产评估判断方面的研究有启示作用。第二,从资产评估或估值角度发现了监管套利现象的存在,为监管套利方面的理论提供了经验证据,对市场监管方面的研究有一定的贡献。自Donahoo和Shaffer(1991)^[9]、Partnoy(1997)^[10]等提出监管套利理论以来,相关学者对该理论进行了丰富,也提供了一些经验证据,但是并没有从资产评估或估值方面提供检验证据。本文利用估值报告这一新近出现的接近“监管真空”的金融政策,发现资产评估或估值人员存在监管套利的现象,从而丰富了此领域的相关研究。第三,拓展了并购重组领域的研究。关于并购重组方面的研究汗牛充栋,但据我们所知,并购重组领域并未涉及估值报告出具动因方面的研究,为此,本文提供了一个新的视角,有助于丰富并购重组方面的文献。

文章剩余部分安排如下:第二部分为文献回顾;第三部分为研究设计;第四部分为数据分析;第五部分为结论与政策建议。

二、文献回顾

估值报告引入资本市场的时间较短,因此目前相关的研究文献还比较少,现有文献几乎把估值与评估二者通用。少量文献对资产评估机构从事的评估业务与财务顾问从事的估值业务进行了对比分析。朱军等(2013)^[11]从资产评估与财务估值的理论基础、常用方法、方法应用差异因素方面进行研究,认为资产评

估与财务顾问估值具有相同的理论基础,在结果方面的差异是由于资产评估受到时效性的约束,调整空间较小,致力于反映基准日时点的资产价值,而财务估值对于估值的时效性约束较小,在估值调整方面操作更灵活。

并购重组中的价值评估与一般经济行为下的价值评估有一定的差异,并购重组中的价值评估主要是为交易定价服务,有学者对并购重组中的评估行为进行了研究。Frykman 和 Tolleryd (2003)^[12]认为并购重组中规模小的项目更可能由评估机构进行评估,而规模大的项目由财务顾问等机构辅助评估机构完成评估任务。Koller 等 (2010)^[13]认为标的的评估价值应由标的的内在价值与协同价值构成。Damodaran (2001)^[14]认为管理层股票期权激励对公司价值具有影响。马海涛等 (2017)^[4]研究了资产评估机构声誉对并购重组定价的影响,发现资产评估机构的声誉越好,其评估值越会被作为并购重组定价的依据,表现为并购重组成交价与评估值差异越小。109 号令颁布以后,在企业并购重组中的价值评估环节,评估机构与估值机构同时执业并购重组估值业务的情形下,估值报告与评估报告之间差异的对比研究变得尤为重要。李小荣和薛艾珂 (2017)^[7]根据沪深两市 1 001 宗并购交易的两种不同定价依据,从具体内容、价值类型、评估方法、结论形式、报告功能等方面分别对估值报告与评估报告进行分析,认为评估报告应该适当提高投资价值、市场法的使用比例,引进合理性分析、敏感性分析等分析方法;估值报告应当尽量以数值形式表达,报告内容和格式需进一步提高规范性;监管机构应当加强监管,提高评估机构专业性;财务顾问应当回归定价职能,在辅助定价环节发挥更大作用。

通过对现有文献的梳理发现:在学术界,估值与评估通常被认为是基于相同含义、具有相通的原理和方法,很少有学者对其加以详细区分;上市企业的并购重组与一般经济行为下的价值评估相比具有一定的差异性,主要表现在价值类型、评估方法、估值效率要求等方面;也有学者对并购重组中的评估报告进行统计研究,由于估值报告出现时间晚,只有少量文献对评估报告与估值报告进行了对比研究,但是在评估报告与估值报告通存的情况下,对于估值报告的选择动因研究十分缺乏。本文即在调查问卷基础上,对评估机构出具估值报告的动因等方面进行研究。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据来自我们在 2017 年开展的估值报告出具动因调查问卷的结果,共收到评估机构人员作答的有效问卷 1 258 份,非评估机构人员作答的有效问卷 44 份。在调研过程中,主要采取的是发放网络问卷的形式,首先进行了小范围的试发放,根据受访者提供的反馈意见,从实务工作层面对问卷问题设置进行了修正。然后将修正后的问卷委托各省资产评估协会向资产评估机构从业人员或非评估机构的估值人员发放。本调研问卷分值为 1~5 分,分值越高,表明变量的影响越大。参与调研的专业人员的机构背景、年龄与评估师身份见表 1。参与调研的专业人员隶属于十大评估机构的比例是 32%,而非十大评估机构的比例是 68%。被调研的专业人员执业年限为 5 年及以下的比例为 31%,6~10 年的比例为 24%,11~15 年的比例为 18%,16~20 年的比例为 18%,21~25 年的比例为 8%,26~30 年的比例为 1%。参与调研的评估专业人员是评估师身份的比例为 55%,非评估师身份的评估专业人员的比例为 45%。样本中评估专业人员的机构背景、年龄分布以及评估师身份较为均匀。样本具有广泛性、代表性以及有效性,能够体现专业人员对估值报告的认知现状。

表 1 样本评估或估值专业人员的背景情况

问题	分类指标	人数	比例
十大评估机构	是	403	32%
	否	855	68%
年龄	5 年及以下	390	31%
	6~10 年	302	24%
	11~15 年	226	18%
	16~20 年	226	18%
	21~25 年	101	8%
	26~30 年	13	1%
评估师身份	是	692	55%
	否	566	45%

(二) 问卷设计

本文主要从评估机构与非评估机构两个角度调研评估或估值专业人员对于估值报告出具的认知。根据

相关理论和评估实践，在评估机构方面，我们设计项目因素、机构因素、报表格式差异因素、程序与法规受限因素和监管因素五个模块，分为十一个问题进行调研；在非评估机构方面，我们设计项目因素和项目监管两个模块，分为五个问题进行调研。具体因素见表2。

表2 机构出具估值报告动因表

机构类型	模块	分类指标
评估机构	项目因素	项目风险
		项目所处行业
	机构因素	规避风险
		机构意愿
	报告格式差异因素	结论形式
		价值类型
		信息披露要求
	程序与法规受限因素	评估程序受限且对结论有重大影响
		法律法规规定和客观条件受限
	监管因素	监管“套利”
监管“追责”		
非评估机构	项目因素	项目风险
		项目所处行业
		项目来源
	监管因素	监管“套利”
		监管“追责”

1. 评估机构中评估专业人员出具估值报告动因问卷设计。

(1) 项目因素。主要从项目风险和项目所处的行业进行问卷设计。相较于连续服务的委托方，机构更可能派遣执业经验少的人员服务新委托方（李爽和吴溪，2009^[15]）；而且具有丰富经验的事务所更倾向于对高审计风险的客户出具非标准意见（韩维芳，2017^[16]）。由此看出，风险是事务所关注的重要焦点。在面对风险较大的项目时，评估专业人员从项目风险角度考虑，评估专业人员选择出具监管宽松的估值报告。不同行业的项目所需要的评估方法或者估值方法不同，被评估项目处在不同行业，选择更适合项目本身的评估方法或者估值方法，因此项目所处行业是评估机构选择出具估值报告的又一动因。

(2) 机构因素。主要从规避风险和机构意愿进行问卷设计。评估机构在出具估值报告时，由于监管部门对于估值报告监管缺位，评估机构承担执业风险

更低。此种情况下，违规行为被查处可能会影响事务所的执业意见（宋衍衡和何玉润，2008^[17]）。在承受风险更低时，事务所并没有很强的动力去提供高质量的服务（宋衍衡和肖星，2012^[18]），因此评估机构会促使评估专业人员出具风险更小的估值报告。

(3) 报告格式差异因素。主要从结论形式、价值类型以及信息披露要求进行问卷设计。估值报告和评估报告外在形式的区别主要在于估值结论的差异，评估报告结论形式主要为具体值，其原因在于资产评估报告要求使用具体值，实践中，评估报告也形成了沿用具体值的习惯，而估值报告更可能在结论形式上有具体值、合理判断和区间值的表达形式。从现有研究来看，在价值类型方面，估值报告更倾向于运用投资价值（李小荣和薛艾珂，2017^[7]）。评估报告具有明确的信息披露要求，在109号令中，估值报告只是对被评估标的的估值方法、参数及其他影响估值结果的指标和因素进行披露，规定并未详细列出披露要求。在《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第26号——上市公司重大资产重组》（以下简称26号令）中，虽然对估值报告的披露事项做了一些规定，但是相对于评估报告的法律和条例约束比较宽松。因此，在其他条件相同的情况下，评估专业人员更可能选择信息披露质量要求低的估值报告。

(4) 程序与法规受限因素。监管套利是金融机构利用监管部门制订的各项法规以及制度之间存在的分歧或真空开展一系列的经营活 动，以实现规避监管、降低成本，获得超额利润的目的。尽管监管套利有很大的危害，但是监管“套利”具有合法性的外衣（鲁篱和潘静，2014^[19]）。在评估机构出具评估报告时，当存在评估报告程序限制和法律法规限制情况而不能出具评估报告时，评估机构出具估值报告可以规避评估报告的要求。关于评估报告限制主要从以下两个方面进行调研：第一个问题是出具评估报告所需的评估程序受限，是否影响评估机构出具估值报告；第二个问题是评估报告受法律法规规定和客观条件限制时，其是否为出具估值报告的重要影响因素。

(5) 监管因素。估值报告尚未有明确的监管机构进行监管，估值报告的无监管“套利”可能导致并购重组中估值市场出现“劣币驱逐良币”的情况。尽管监管套利有很大的危害，但是监管“套利”具有合法的外衣，而且监管真空更可能发生监管套利行为（马轶群和崔伦刚，2016^[20]）。监管冲突和监管空

白使得被监管者有了监管套利的可能，监管套利的条件是存在监管制度差异。那么，估值报告在无监管且能“套利”的情况下，评估机构是否使评估专业人员选择出具估值报告？随着金融监管加强，国家出具一系列监管措施来抑制金融风险，估值报告未来也会被相应的监管机构监管，那么评估专业人员也可能因为未来追责的风险放弃出具估值报告。

2. 非评估机构中估值专业人员对估值报告认知问卷设计。

在对非评估机构的估值专业人员调研时，由于非评估机构只能出具估值报告而不能出具评估报告，因此本文针对非评估机构估值专业人员调研其对估值项目的认知。具体问题如下：

(1) 项目因素。非评估机构只能出具估值报告，而从现在的执业情况来看，109号令之后，估值报告引入并购重组市场，非评估机构合法进入并购重组估值市场。相对于评估机构而言，非评估机构在估值领域的监管机构监管较少。在此种情况下，非评估机构可以承接风险更高的估值项目。从行业层面来看，非评估机构主要为券商，券商对于高增长的行业更为了解，高增长行业更适合用非评估机构的方法进行评估。而且，非评估机构更可能利用投资价值作为价值的价值类型，从而更适合高增长行业的发展。从目前非评估机构的执业情况来看，大多数的非评估机构为券商，而且券商之间存在互相担任估值机构的情况。因此，从项目来源角度考虑，非评估机构承担的估值项目更可能是直接由财务顾问介绍而来。

(2) 监管因素。由于监管方面的空缺，非评估机构在进行估值业务时面临的风险更小。在风险方面，非评估机构相对评估机构具有更大的优势争取评估项目，从而承接更多的估值项目。因此，本问卷调研非评估机构是否所面对的执业风险更低。监管方面的空缺很容易滋生监管套利行为，随着金融监管的加强，估值报告未来也会被相应的监管机构监管，那么估值报告可能因未来追责对非评估机构放弃出具估值报告有影响。

四、数据分析与进一步研究

(一) 数据分析

1. 评估机构中评估专业人员出具估值报告动因问卷数据分析。

首先检验项目因素对评估机构出具估值报告的影响，问卷调查结果见表3。其中：在项目风险对评估机构出具估值报告的影响方面，19%的评估专业人员选择5分，19%的评估专业人员选择4分，35%的评估专业人员选择3分，14%的评估专业人员选择2分，13%的评估专业人员选择1分。38%的评估专业人员选择4分和5分，认为出具估值报告的项目存在更高的风险；27%的评估专业人员选择1分和2分，认为出具估值报告的项目并不存在更高的风险。在项目所处行业对评估机构出具估值报告的影响方面，21%的评估专业人员选择5分，24%的评估专业人员选择4分，32%的评估专业人员选择3分，13%的评估专业人员选择2分，10%的评估专业人员选择1分。45%的评估专业人员选择4分和5分，认为评估机构出具估值报告更可能受到项目所处行业的影响。以上调研结果说明，项目因素是评估机构出具估值报告的重要因素，在面对风险较大的项目时，资产评估专业人员从项目风险的角度考虑，选择出具监管宽松的估值报告。由于行业特点不同，评估专业人员选择估值报告来满足特定行业项目的需求，支持了前文的理论分析。

表3 项目因素对于评估机构出具估值报告的影响

问题	分类指标	人数	比例	4分以上的比例
项目风险	1	164	13%	38%
	2	176	14%	
	3	440	35%	
	4	239	19%	
	5	239	19%	
项目所处行业	1	126	10%	45%
	2	164	13%	
	3	403	32%	
	4	302	24%	
	5	264	21%	

机构因素对评估机构出具估值报告影响的问卷调查结果见表4。其中：在规避风险对评估机构出具估值报告的影响方面，25%的评估专业人员选择5分，22%的评估专业人员选择4分，31%的评估专业人员选择3分，10%的评估专业人员选择2分，12%的评估专业人员选择1分。47%的评估专业人员选择4分和5分，其认为评估机构更可能因为规避风险出具估值报告。在机构意愿对评估机构出具估值报告的影响方面，26%的评估专业人员选择5分，23%的评估专

业人员选择4分,29%的评估专业人员选择3分,10%的评估专业人员选择2分,12%的评估专业人员选择1分。49%的评估专业人员认为评估机构在两种报告都可以出具的时候,更可能出具估值报告。由以上调研结果来看,机构因素是评估机构出具估值报告的重要因素。评估机构在出具估值报告时,由于监管部门对于估值报告监管缺位,导致评估机构承担执业风险更低,评估机构并没有很强的动力去提供高质量的服务,从而选择出具估值报告,支持了前文的理论分析。

表4 机构因素对于评估机构出具估值报告的影响

问题	分类指标	人数	比例	4分以上的比例
规避风险	1	151	12%	47%
	2	126	10%	
	3	390	31%	
	4	277	22%	
	5	315	25%	
机构意愿	1	151	12%	49%
	2	126	10%	
	3	365	29%	
	4	289	23%	
	5	327	26%	

报告格式差异因素对评估机构出具估值报告影响的调查结果见表5。报告格式差异因素分为结论形式、价值类型和信息披露要求三个问题。其中:在结论形式对评估机构出具估值报告的影响方面,30%的评估专业人员选择5分,24%的评估专业人员选择4分,27%的评估专业人员选择3分,8%的评估专业人员选择2分,11%的评估专业人员选择1分。54%的评估专业人员选择了4分和5分。评估机构选择出具估值报告有可能是因为评估报告的评估值为一个确定的值,而估值报告的估值为合理性判断、区间值或者确定值,结论形式差异对评估机构出具估值报告具有影响。在价值类型对评估机构出具估值报告的影响方面,30%的评估专业人员选择5分,24%的评估专业人员选择4分,27%的评估专业人员选择3分,10%的评估专业人员选择2分,10%的评估专业人员选择1分。54%的评估专业人员选择4分和5分。调研结果表明价值类型是影响评估机构出具估值报告的原因。在信息披露要求对评估机构出具估值报告的影

响方面,30%的评估专业人员选择5分,24%的评估专业人员选择4分,25%的评估专业人员选择3分,12%的评估专业人员选择2分,9%的评估专业人员选择1分。54%的评估专业人员选择4分和5分,其认为信息披露要求对于评估机构选择出具估值报告有重要影响。由以上调研结果来看,报告格式差异因素、价值类型和信息披露要求是评估机构出具估值报告的重要影响因素,支持了前文的理论分析。

表5 报告格式差异因素对于出具估值报告的影响

问题	分类指标	人数	比例	4分以上的比例
结论形式	1	138	11%	54%
	2	101	8%	
	3	340	27%	
	4	302	24%	
	5	377	30%	
价值类型	1	126	10%	53%
	2	126	10%	
	3	340	27%	
	4	289	23%	
	5	377	30%	
信息披露要求	1	113	9%	54%
	2	151	12%	
	3	315	25%	
	4	302	24%	
	5	377	30%	

检验程序与法规受限因素对评估机构出具估值报告影响的调查结果见表6。程序与法规受限因素分为评估程序受限且对结论有重大影响与法律法规规定和客观条件受限两个问题。其中:在程序与法规受限因素对评估机构出具估值报告的影响方面,40%的评估专业人员选择5分,26%的评估专业人员选择4分,21%的评估专业人员选择3分,8%的评估专业人员选择2分,2%的评估专业人员选择1分。66%的评估专业人员认为“评估程序受限且对结论有重大影响”这一因素对评估机构选择出具估值报告有重大影响。在法律法规规定和客观条件受限对评估机构出具估值报告的影响方面,39%的评估专业人员选择5分,30%的评估专业人员选择4分,21%的评估专业

人员选择3分,6%的评估专业人员选择2分,4%的评估专业人员选择1分。69%的评估专业人员认为法律法规规定和客观条件受限对评估机构选择估值报告有重大影响。由以上调研结果来看,程序与法规受限因素是评估机构出具估值报告的重要因素,当程序与法规受限时,评估专业人员选择估值报告进行估值。估值报告可以作为评估报告的补充手段,满足委托方的需求,支持了前文的理论分析。

表6 程序与法规受限因素对出具估值报告的影响

问题	分类指标	人数	比例	4分以上的比例
评估程序受限且对结论有重大影响	1	25	2%	66%
	2	101	8%	
	3	264	21%	
	4	327	26%	
	5	503	40%	
法律法规规定和客观条件受限	1	50	4%	69%
	2	75	6%	
	3	264	21%	
	4	377	30%	
	5	491	39%	

监管因素对评估机构出具估值报告影响的调查结果见表7。监管因素主要分为监管“套利”和监管“追责”两个问题。其中:在监管“套利”对评估机构出具估值报告的影响方面,26%的评估专业人员选择5分,18%的评估专业人员选择4分,28%的评估专业人员选择3分,13%的评估专业人员选择2分,15%的评估专业人员选择1分。从以上结果来看,44%的评估专业人员选择4分和5分,其认为监管“套利”对于并购重组中评估机构选择估值报告具有重要影响。在监管“追责”对评估机构出具估值报告的影响方面,23%的评估专业人员选择5分,20%的评估专业人员选择4分,34%的评估专业人员选择3分,12%的评估专业人员选择2分,11%的评估专业人员选择1分。43%的评估专业人员认为后期监管追责对于评估机构放弃出具估值报告有影响。由以上调研结果来看,监管因素是评估机构出具估值报告的重要因素,估值报告在无监管且能“套利”的情况下,评估机构促使评估专业人员选择出具估值报告;但当估值报告被相应监管机构监管时,评估专业人员可能因为未来追责的风险放弃出具估值报告。结果支持了前文的理论分析。

表7 监管因素对于出具估值报告的影响

问题	分类指标	人数	比例	4分以上的比例
监管“套利”	1	189	15%	44%
	2	164	13%	
	3	352	28%	
	4	226	18%	
	5	327	26%	
监管“追责”	1	138	11%	43%
	2	151	12%	
	3	428	34%	
	4	252	20%	
	5	289	23%	

2. 非评估机构中估值专业人员对估值报告认知问卷数据分析。

为检验非评估机构中估值专业人员对估值项目的认知,我们分为三个因素进行调研,分别为项目风险、项目所处行业以及项目来源,问卷调查结果见表8。其中:在项目风险对非评估机构出具估值报告的影响方面,30%的非评估机构估值人员选择5分,18%的非评估机构估值人员选择4分,34%的非评估机构估值人员选择3分,7%的非评估机构估值人员选择2分,11%的非评估机构估值人员选择1分。48%的非评估机构估值人员选择4分和5分,表明出具估值报告的项目本身风险较高。在项目所处行业对非评估机构出具估值报告的影响方面,39%的非评估机构估值人员选择5分,20%的非评估机构估值人员选择4分,30%的非评估机构估值人员选择3分,2%的非评估机构估值人员选择2分,9%的非评估机构估值人员选择1分。59%的非评估机构估值人员选择4分和5分,其认为被估值对象所处的行业对于出具估值报告有重要影响。在项目来源对非评估机构出具估值报告的影响方面,23%的非评估机构估值人员选择5分,16%的非评估机构估值人员选择4分,27%的非评估机构估值人员选择3分,16%的非评估机构估值人员选择2分,18%的非评估机构估值人员选择1分。39%的非评估机构估值人员选择4分和5分,其认为估值项目来源于券商介绍;34%的非评估机构估值人员选择1分和2分,其认为估值项目来源于券商介绍的可能性小。由以上调研结果来看,非评估机构在估值领域受到监管较少。在此种情况下,非评估机构可以承接风险更高的估值项目。而且,非评估机构主要为券商,所以此类项目来自于券商的介

绍,并且特定行业的项目利用估值报告较多,支持前文的理论分析。

表8 非评估机构估值专业人员对估值项目的认知

问题	分类指标	比例	4分以上的比例
项目风险	1	11%	48%
	2	7%	
	3	34%	
	4	18%	
	5	30%	
项目所处行业	1	9%	59%
	2	2%	
	3	30%	
	4	20%	
	5	39%	
项目来源	1	18%	39%
	2	16%	
	3	27%	
	4	16%	
	5	23%	

非评估机构中估值专业人员对估值报告监管认知的调查结果见表9。监管因素主要分为监管“套利”和监管“追责”两个问题。其中:在监管“套利”对非评估机构出具估值报告的影响方面,39%的非评估机构估值人员选择5分,11%的非评估机构估值人员选择4分,20%的非评估机构估值人员选择3分,7%的非评估机构估值人员选择2分,23%的非评估机构估值人员选择1分。50%的非评估机构估值人员选择4分和5分,研究表明,非评估机构会利用估值报告进行监管“套利”。在监管“追责”方面,27%的非评估机构估值人员选择5分,25%的非评估机构估值人员选择4分,30%的非评估机构估值人员选择3分,11%的非评估机构估值人员选择2分,7%的非评估机构估值人员选择1分。52%的非评估机构评估专业人员选择4分和5分,其认为估值报告后期追责对于非评估机构而言,更可能放弃出具估值报告。由以上调研结果来看,在估值报告无监管且能“套利”的情况下,非评估机构在进行估值业务时,面临的更小;但当估值报告被监管时,非评估机构可能因为未来追责的风险放弃出具估值报告。结果支持了前文的理论分析。

3. 评估机构和非评估机构出具估值报告的差异。

为检验评估机构和非评估机构出具估值报告的差异,本文利用评估机构和非评估机构重合的问题进行统计分析,结果见表10。在评估机构和非评估机构的统计中,项目所处行业是估值机构出具估值报告的最主要动因,监管“追责”和监管“套利”的影响基本一致,而项目风险是最小的影响因素,两类机构的调研结果一致。非评估机构在项目所处行业、监管“套利”、监管“追责”和项目风险4分以上的比例(59%、52%、50%和48%)要高于评估机构对应的比例(45%、44%、43%和38%),说明非评估机构比评估机构在这些方面的认知更一致,主要原因可能在于:评估机构既能出评估报告又能出估值报告,但对评估报告相对熟悉,这影响了其对估值报告判断的一致性,而非评估机构只能出具估值报告,对这一新近出现的披露政策相对敏感,取得了更多的共识。

表9 非评估机构估值专业人员对估值报告监管的认知

问题	分类指标	比例	4分以上的比例
监管“套利”	1	23%	50%
	2	7%	
	3	20%	
	4	11%	
	5	39%	
监管“追责”	1	7%	52%
	2	11%	
	3	30%	
	4	25%	
	5	27%	

表10 评估机构和非评估机构差异

机构类型	问题	4分以上的比例
评估机构	项目所处行业	45%
	监管“套利”	44%
	监管“追责”	43%
	项目风险	38%
非评估机构	项目所处行业	59%
	监管“追责”	52%
	监管“套利”	50%
	项目风险	48%

4. 评估机构出具估值报告的具体动因。

前文是问卷客观题调研结果的分析,问卷还有两道主观题:一是在评估机构出具估值报告的问卷中的“请您列举评估程序受限情况或者列举法律法规规定

和客观条件受限的情况”；二是评估机构出具估值报告动因和非评估机构出具估值报告动因两份调查问卷中的“出具估值报告如有其他动因，请您列出”。对于评估机构由于评估报告评估程序受限且对结论有重大影响或者法律法规规定和客观条件受限而出具估值报告的动因一共收到 311 条有效答案，结果见表 11 和表 12。

表 11 程序与法规受限因素的具体动因

序号	具体动因	人数	比例
1	现场勘查困难	106	34.08%
2	被评估方不配合	50	16.08%
3	原始材料不完整	32	10.29%
4	产权状况不明晰	30	9.65%
5	涉密企业评估	19	6.11%
6	财务信息不明确	16	5.14%
7	存货盘点困难	11	3.54%
8	未来盈利预测受限	8	2.57%
9	境外并购	7	2.25%
10	资料 and 实际勘查不一致	7	2.25%
11	司法评估	6	1.93%
12	追溯性评估	5	1.61%
13	技术测定难度大	4	1.29%
14	被评估行业特殊现象	3	0.96%
15	特殊地理环境	2	0.64%

表 11 中程序与法规受限因素的具体动因主要分为现场勘查困难、被评估方不配合、原始材料不完整、产权状况不明晰、涉密企业评估、财务信息不明确、存货盘点困难、未来盈利预测受限、境外并购、资料 and 实际勘查不一致、司法评估、追溯性评估、技术测定难度大、被评估行业特殊现象和特殊地理环境。现场勘查困难是最主要的因素，占比 34.08%。现场勘查困难主要表现在资产存放地点及方式不方便评估人员查看、评估物已灭失、现场勘查程序无法进行、对于隐蔽性资产的评估（地下管网）现场勘查受限、现场勘查时因存在安全隐患（井下勘测）难以履行程序。被评估方不配合主要表现在被评估单位提供的资料不详、被评估单位不配合现场勘查、被评估企业的客户不接受中介机构的访谈和调查、被评估单位因股权持有比例较低不能全面配合评估师工作、被评估单位拒绝提供评估对象实体和权属证明等。评估所需原始材料不完整主要表现在评估机构获取的评

估资料不齐全或无法获得客观可信的评估资料、因原始资料遗失等导致的委托方无法提供原始资料。在项目初期，鉴于项目的保密性，评估机构是不能从被投资单位取得任何资料的，此时出具评估报告具有一定的风险，但可以出具估值报告。产权不明晰表现为资产权属不清，此时选择出估值报告。主要表现为：在未取得产权证书，但其他办证手续已到位的情形；客户不提供相关产权、会计账面资料；无法查找到评价对象可参照的市场价值、权属不清或存在纠纷的情况；土地使用权和矿业权即将到期；评估专业人员身份原因无法去相关部门查询产权证的真实性。涉密企业评估主要表现在：对于被评估单位业务合同的核查，有的企业考虑保密性，仅提供合同清单，无法提供合同扫描件；企业保密，不愿提供原材料名称和生产厂家；军工企业、重大国家商业机密等不能在报告中说明的涉密情况；企业重要经营数据因保密不能提供，部分重要子业务无法核实。财务信息不明确主要表现在被评估单位财务管理不当，财务资料和数据不能充分提供。被评估方未进行财务审计；由于司法原因被评估方处于停业或非正常情况、财务凭证丢失、客户财务管理体系不完善，提供的重大金额发票和申报的账面原值无法对应，金额差异大；账面值包含的内涵，客户自己不清楚，推卸原因为财务人员更换频繁。存货盘点困难主要表现在：由于企业人员变动、裁员等原因对存货无法识别，致使评估人员盘点无法进行；因为被评估企业涉密而不能对存货进行实地盘点；资产分布空间范围太大，资产分散，距离较远，致使盘点工作受限。未来盈利预测受限主要表现在：对未来预期收益的预测方面，评估报告更需要客观依据，估值报告可以更多地假设未来条件的变化；对于被评估企业所给出的未来盈利预测无法实施合理的核查程序；企业价值评估中被评估方预测未来产能大幅提升或产品毛利大幅上升的依据无法核实；新成立不久的公司，收益很好，但未来收益情况核实受限等。境外并购主要表现在：分支机构在境外导致无法履行调查程序；境外收购询证和盘点，卖方并不与国内配合；国外客户的往来账无法函证。委托方提供的资料与现场实际勘查结果不一致主要表现在：由于企业故意欺诈等行为提供虚假资料；房地产实物与提供的证书无法一一对应。司法评估受限主要表现在：涉及抵押、担保司法诉讼等情况导致资产查封而评估程序无法实施；法院项目在被执行方不配合的情况下评

估人员无法进场。追溯性评估主要表现在：项目的物灭失；追溯评估条件受限较大，无法履行评估程序。技术测定难度大具体表现在：无法对实物进行技术测定；在实际的资产清查盘点过程中发现部分对评估结果有重大影响的资产数量和现状无法通过现有的技术手段进行核实。某些被评估行业存在的特殊现象导致评估受限或违反相关的法律法规，如：经营性客车因企业经营形式产生挂靠情况；某些行业惯例导致不存在纸质合同或具有法律效力的相关合同文件；石油公司溢价收购加油站项目，实质收购的是民营加油站在那个特定地点的特许经营权，但法律法规规定特许经营权不能单独评估。特殊地理环境主要表现为：在严酷的自然条件，如在地震、雨雪道路不通、隐藏不露等情况下，评估工作无法顺利进行；在少数民族地区评估受到当地特殊地理、气候条件的限制。

其他原因主要包括迎合委托方要求、规避风险与费用问题，具体见表12。迎合委托方要求主要表现为：(1) 相对评估报告来说，估值报告限制条件较少，估值结果伸缩性大，更能满足委托方或相关利益方的主观需求；(2) 达到委托方特定目的的需求；(3) 委托方不愿意披露某些特殊情况；(4) 委托方只是处于一种价值掌握的时候，如仅需要估值结果作为投资参考，一般要求出具估值报告；(5) 委托方对时间要求很高，出具评估报告需花费的时间更多，可能委托方会简化一些程序来加快时间进度；(6) 评估报告不能采用的有关假设条件或评估参数，在估值报告中有可能采用，故估值报告更有可能达到委托方的估值需求。规避风险主要表现为：出具估值报告没有法定的责任承担程序；评估立法后监管更严，承担责任和风险更大，而出具估值报告没有法定的责任承担程序，出估值报告的风险低些；没有具体的监管要求，价值区间长度可以随意选定。费用问题主要表现为：委托人想少付费，相同的项目下，评估报告出具程序相对复杂，而估值报告相对简单，费用更低；评估项目中止，委托人为了支付并结清评估费，考虑以估值报告的形式作为付费依据，此种情况可能不必盖公章。

表 12 其他出具估值报告的动因

序号		动因	比例
1	其他原因	迎合委托方要求	58.93%
2		规避风险	33.93%
3		费用问题	7.14%

5. 调查问卷的信度和信度检验。

为了保证研究的可靠性，本文从信度和效度两个方面进行检验：

(1) α 信度检验。本文利用 α 信度来检验调查问卷中各题得分的一致性，结果详见表13。问卷的 α 信度系数为 0.781，结果表明此调查问卷通过检验。

(2) 效度检验。本文利用 KMO、Bartlett 检查问卷效度，结果详见表13。调查问卷的 KMO 值为 0.808，表明调查问卷适合用因子分析。Bartlett 的显著性小于 0.01，其表明各变量具有相关性，因子分析有效。11个项目分为3个因子，3个因子反映了评估机构出具估值报告的定义，验证了调查问卷的结构效度。

表 13 问卷信度和效度检验

α 信度检验	0.781		
KMO	0.808		
Bartlett	0.000 ***		
变量	Factor 1	Factor 2	Factor 3
项目风险	0.455		0.547
项目所处行业	0.561		0.428
规避风险	0.566		
机构意愿	0.535	-0.418	
结论形式	0.505	0.523	
价值类型	0.491		
信息披露要求	0.550		
评估程序受限	0.650		-0.406
法律等条件受限	0.656		
监管“套利”	0.577	-0.531	
监管“追责”	0.626		

(二) 进一步研究

中介机构在并购重组中的主要作用在于降低并购双方的信息不对称或者提供专业意见。经验丰富的中介机构有助于消除判断偏误（杨明增和张继勋，2010^[21]）；相较于经验少的中介机构，经验丰富的中介机构对待相同任务具有更一致的认识（张继勋和付宏琳，2008^[22]）。因此，本文利用工作年限和资产评估师资格衡量资产评估经验，进一步研究工作年龄和资产评估师身份的评估从业人员对出具估值报告的认知。具体结果如表14和表15所示。

从表14来看，本文将评估从业人员的工作年限分为10年以下和10年以上两个维度。而从排名来看，10年以下工作经验的评估从业人员认为法律

等条件受限、评估程序受限和信息披露要求是出具估值报告的前三因素，而10年以上工作经验的评估从业人员认为法律等条件受限、评估程序受限和价值类型是出具估值报告的前三因素。在评估程序受限方面，10年以上评估从业人员认为其和法律等条件受限同等重要，而10年以下评估从业人员认为评估程序受限不如法律等条件受限重要。由此说明，评估人员的工作年限一定程度上影响了其对估值报告的认知。

表 14 工作年限对于出具估值报告的影响

工作年限	问题	比例
10 年以下	法律等条件受限	67%
	评估程序受限	63%
	信息披露要求	54%
	结论形式	52%
	价值类型	48%
	规避风险	44%
	机构意愿	42%
	项目所处行业	42%
	监管“追责”	38%
	监管“套利”	38%
	项目风险	36%
	10 年以上 (包括 10 年)	法律等条件受限
评估程序受限		71%
价值类型		58%
机构意愿		57%
结论形式		57%
信息披露要求		54%
监管“套利”		51%
监管“追责”		50%
规避风险		50%
项目所处行业		48%
项目风险		41%

从表 15 来看，本文将评估专业人员的评估师身份分为资产评估师和非资产评估师两个维度。非资产评估师认为法律等条件受限、评估程序受限和结论形式是出具估值报告的前三因素，而资产评估师认为法律等条件受限、评估程序受限和价值类型是出具估值报告的前三因素。在评估程序受限方面，资产评估师认为其和法律等条件受限同等重要，而非资产评估师认为评估程序受限不如法律等条件受限重要。此研究结论与10年以上工作年限分类基本一致，说明在评

估工作中，评估程序受限和法律等条件受限都需要采取替代程序，而后评估替代程序对评估结论的影响。如若替代程序对评估结论无重大影响，项目继续执行；反之，评估机构需要放弃评估业务。因此，在评估中，程序受限和法律等条件受限具有相同作用，此类分析也与具有丰富经验和资产评估师身份的评估专业人员调研结果一致。

表 15 资产评估师身份对于出具估值报告的影响

评估师身份	问题	比例
资产评估师	法律等条件受限	70%
	评估程序受限	70%
	价值类型	59%
	机构意愿	57%
	信息披露要求	54%
	结论形式	54%
	规避风险	50%
	监管“套利”	49%
	监管“追责”	46%
	项目所处行业	45%
	项目风险	42%
	非资产评估师	法律等条件受限
评估程序受限		62%
结论形式		54%
信息披露要求		54%
价值类型		46%
项目所处行业		44%
规避风险		43%
监管“追责”		41%
机构意愿		40%
监管“套利”		38%
项目风险		34%

五、结论与政策建议

本文利用调查问卷的方法，研究评估机构中评估专业人员出具估值报告的动因以及非评估机构中估值专业人员对估值报告的认知。研究发现：(1) 对于评估机构专业从业人员而言，程序与法规受限因素是影响评估机构出具估值报告的主要动因。项目因素、机构因素、报告差异形式和监管因素也会影响评估机构选择出具估值报告。(2) 对于非评估机构的估值专业人员而言，机构因素和监管因素会影响非评估机构选择出具估值报告。(3) 评估机构和非评估机构

评估从业人员出具估值报告的动因存在一定的差异。此外,本文调研了评估专业人员由于程序与法规受限因素而出具估值报告的具体情形以及其他特殊情况,发现程序与法规受限因素以及其他特殊情况主要表现为现场勘查困难、被评估方不配合、原始材料不完整、产权状况不明晰、涉密企业评估、财务信息不明确、存货盘点困难、未来盈利预测受限、境外并购、资料 and 实际勘查不一致、司法评估、追溯性评估、技术测定难度大、被评估行业特殊现象、特殊地理环境、迎合委托方要求、规避风险以及费用问题。进一步研究还发现,工作年限和评估师身份对评估从业人员出具估值报告具有重要影响。

本文除了在丰富金融中介判断、监管套利和并购重组方面研究的学术贡献外,还具有重要的政策启示作用。在资本市场中,无论是评估报告还是估值报告都要随着市场化的需求与时俱进,在控制风险的同时,也要不断适应新市场的需求。尤其是对于新出现在资本市场中的估值报告来说,虽然短期内可能规避了并购重组中评估报告所面临的监管环境,但是其面临着很大的风险,这种潜在的“风险”不仅不利于并购重组市场的良性发展,也会导致资本市场的波动,从而加剧金融风险。因此,监管部门需要支持估值报告发展的同时,需要加强对估值报告的监管,防止监管套利产生恶劣后果。本文结合问卷调查结果提出以下政策建议:

(一) 引导估值报告的科学发展

1. 推动评估报告和估值报告的协调发展。

制定优秀评估报告的评选机制,支持评估机构出具评估报告的行为,充分发挥评估机构出具评估报告在并购重组中的引领作用。推动估值报告发展,主要在于估值报告的做精和做专,建立估值报告评价体系,加强估值报告差异化的特点,塑造评估行业内优秀估值报告的形象。从《上市公司重大资产重组管理办法》来看,相关资产不以资产评估结果作为定价依据的,可以出具估值报告。证监会通过依法确定“估值”的性质和定位,完善相关业务及监管规定。从估值行业长远发展考虑,评估机构出具估值报告应纳入中评协监管之下,而且在条件允许的情况下,在《中华人民共和国资产评估法》和相关准则中应将评估机构出具估值报告行为纳入考虑之中。

2. 加强估值报告指南和技术研究。

为贯彻落实《资产评估法》和适应行业管理改

革要求,有必要加强估值报告指南的制定工作,实现资产评估行业内执法标准和实务发展相衔接的工作。积极推进评估方法创新、投资价值等术语的配套工作。针对估值报告领域内的特定事项和难点,研究相关的技术文件,加强技术供给,并协调估值报告技术在全国内统一使用。建立实施估值报告指南动态更新机制,增强估值报告指南的时效性和实用性。对于估值报告中的可借鉴之处,应积极组织技术力量对评估准则进行讨论、吸收和修订;可着手讨论、逐步解决资产评估机构所出具估值报告的不规范性问题,从而为全面、系统解决估值报告市场的不规范性问题积累经验。建立完善并购重组估值数据库。目前与并购重组资产估值相关的主要数据库包括 Wind 资讯、国泰安(CSMAR)、锐思(Resset)等,但其主要缺陷在于数据不够全面和深入,尤其是针对评估的与工作底稿相关的数据基本未涉及,而这些数据对优化评估参数、提高评估结果合理性、改进评估执业准则和制定准则具体应用指南等方面至关重要。因此,中评协应该利用自己的监管地位和信息优势,建立有深度的并购重组估值数据库。

(二) 促进评估执业和估值执业的创新发展

1. 不断巩固评估业务,拓展评估执业专业领域,发展估值业务。

围绕国有经济战略和资本市场的发展,评估执业和估值服务应该更可能服务于供给侧改革、混合所有制改革和金融体制改革。不断延伸评估执业的领域,扩展评估执业投资价值的使用,扩展评估执业的功能。规范估值执业,监督评估执业和估值执业,发展估值执业。

2. 深入推进估值行业管理方式改革。

适应《资产评估法》要求,改革创新资产评估专业人员管理方式,秉持规范与服务并重,强化资产评估专业人员和估值从业人员信息公开机制,探索构建新型的资产评估师、资产评估专业人员和估值从业人员分类分级管理机制。改革创新资产评估机构管理方式,完善资产评估机构和评估机构评价办法,构建政府负责备案管理、协会履行日常监管的新型机构管理机制。

3. 加强评估和估值教育与后备人才培养。

整合培训资源,丰富培训方式。建立功能完整、安全便利的互联网教育平台。重点开发在评估报告受限和法律法规受限时评估报告的指导原则和课程,建

立有效的考核机制,加强对评估专业人员和估值从业人员的教育,同时加强对地方协会培训工作的指导,形成上下联动和优势互补的人才队伍建设模式。健全估值行业的管理机制,加强评估行业的师资培训,充分发挥评估专业人员和估值从业人员的主观能动性。从评估机构来看,出具估值报告弥补了评估报告不能出具的情况,而对于估值报告规范约束未颁布和监管不严的情况来说,评估机构更应积极配合监管机构完善估值指南。

(三) 强化资产评估行业估值报告自律监管

1. 完善自律监管制度体系,建立健全机制建设。

按照《资产评估法》和评估准则要求,加强估值报告的监管工作分析研究,理清责任边界、明确责任内容和要求。建立健全评估专业人员和估值从业人员出具估值报告的执业质量监督和风险控制监管机制,探索建立新的易于操作符合估值报告特点的业务

报备系统,实行执业情况实时动态管理,及时分析估值报告存在的问题并解决问题。

2. 开展估值报告监督工作。

应高度关注评估机构的估值活动,对评估机构出具的估值报告加强监管和规范。目前估值报告仅受到证监会第109号文件的约束,缺乏规范性。在准则制定方面中评协具有丰富的经验,因此监管机构可将估值报告纳入中评协的监管范围,开展估值报告监督工作。工作始终坚持以行业自律为检查核心,积极创新监管思路,健全和完善监管内控制度。一是常规检查,即抽取全国评估机构出具的估值报告的20%进行实地执业质量检查。二是专项检查,即对估值报告出现的某一突出问题进行检查。三是专题检查,针对个别执业质量差的机构进行督导检查,督促其规范执业和健全机制。

参考文献

- [1] 王竞达, 瞿卫菁. 创业板公司并购价值评估问题研究——基于我国2010、2011年创业板公司并购数据分析[J]. 会计研究, 2012(10): 26-34, 95.
- [2] 程凤朝, 刘旭, 温馨. 上市公司并购重组标的资产价值评估与交易定价关系研究[J]. 会计研究, 2013(8): 40-46, 96.
- [3] 岳修奎, 刘灿灿, 徐明瑜, 刘璐茹. 上市公司并购重组中股份定价研究[J]. 中国资产评估, 2018(5): 23-32.
- [4] 马海涛, 李小荣, 张帆. 资产评估机构声誉与公司并购重组定价[J]. 中国软科学, 2017(5): 101-118.
- [5] 邵新建, 洪俊杰, 廖静池. 中国新股发行中分析师合谋高估及其福利影响[J]. 经济研究, 2018, 53(6): 82-96.
- [6] 张志红, 田昆儒, 李香梅. 评估师经验、收益信息透明度对估值判断影响的实验研究[J]. 会计研究, 2015(4): 27-32, 95.
- [7] 李小荣, 薛艾珂. 公司并购重组估值与评估孰优孰劣?——基于估值报告与评估报告的对比研究[J]. 中央财经大学学报, 2017(9): 53-66.
- [8] 张继勋. 审计判断研究: 回顾与前瞻[J]. 审计研究, 2002(2): 17-21.
- [9] Donahoo K K, Shaffer S. Capital Requirements and the Securitization Decision [J]. Quarterly Review of Economics and Business, 1991, 31(4): 12-23.
- [10] Partnoy F. Financial Derivatives and the Costs of Regulatory Arbitrage [J]. Journal of Corporation Law, 1997, 22: 211-227.
- [11] 朱军, 贾玉, 施超. 资产评估与财务估值方法的对比分析[J]. 中国资产评估, 2013(2): 12-18.
- [12] Frykman D, Tolleryd J. Corporate Valuation: An Easy Guide to Measuring Value [M]. Comp. prog. language, 2003.
- [13] Koller T, Goedhart M, Wessels D. Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies [M]. John Wiley & Sons, 2010.
- [14] Damodaran A. The Dark Side of Valuation [M]. FTPress, 2001.
- [15] 李爽, 吴溪. 双重审计制度取消后的B股审计市场结构与审计费用: 初步分析[J]. 审计研究, 2009(1): 37-42.
- [16] 韩维芳. 审计风险、审计师个人的经验与审计质量[J]. 审计与经济研究, 2017, 32(3): 35-45.
- [17] 宋衍蘅, 何玉润. 监管压力与审计市场竞争压力: 注册会计师的权衡——以长期资产减值准备为例[J]. 管理世界, 2008(5): 144-150, 165.
- [18] 宋衍蘅, 肖星. 监管风险、事务所规模与审计质量[J]. 审计研究, 2012(3): 83-89.
- [19] 鲁篱, 潘静. 中国影子银行的监管套利与法规制研究[J]. 社会科学, 2014(2): 101-107.
- [20] 马轶群, 崔伦刚. 论国家审计对金融行业监管套利的监督——以交叉金融创新为例[J]. 审计研究, 2016(5): 27-31.
- [21] 杨明增, 张继勋. 经验、努力程度对审计判断偏误的影响研究[J]. 南开管理评论, 2010, 13(2): 151-158.
- [22] 张继勋, 付宏琳. 经验、任务性质与审计判断质量[J]. 审计研究, 2008(3): 70-75.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

慈善捐赠对业绩异质性企业价值的影响研究

——来自中国上市公司的经验证据

The Research on the Value Effect of Philanthropy from Perspective of Performance: Empirical Evidences from Chinese Listed Companies

陈建英 杜勇 张欢 于连超

CHEN Jian-ying DU Yong ZHANG Huan YU Lian-chao

[摘要] 慈善捐赠作为企业履行社会责任的重要表现形式, 受到了社会的广泛关注。现有关于慈善捐赠与企业价值之间关系的研究尚未得到一致的结论, 单纯考虑二者关系可能使所得结论有失偏颇, 本文将企业相对业绩纳入到分析框架, 重点研究了慈善捐赠对企业价值的影响在不同业绩水平下是否有所差异。本文采用 2003—2015 年中国沪深两市 A 股上市公司为研究样本, 研究了慈善捐赠对业绩异质性企业价值的影响。研究发现: 相对于业绩较好的企业, 业绩较差企业的慈善捐赠价值效应明显更弱, 这表明绩差企业的捐赠行为更多的是代理问题的体现, 而非利于企业发展的战略性行为; 考虑市场化进程和政策不确定性的影响, 该现象主要表现在市场化程度较低的地区和政策不确定性较高的地区。本文的研究有助于更好地认识慈善捐赠的经济后果, 同时也为政府监管者监督绩差企业慈善捐赠行为提供了理论依据。

[关键词] 慈善捐赠 相对业绩 企业价值 市场化进程

[中图分类号] F271.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 12-0063-13

Abstract: Philanthropic donations, important manifestations of corporate social responsibility, have received extensive attention from society. Existing researches on the relationship between philanthropic donations and corporate value have not yet reached a consistent conclusion, but simply considered the relationship between the two may make the conclusions biased. This paper includes the relative performance of the company into the analytical framework, focusing on whether there exists differences among the impacts of philanthropic donations on corporate value of different performance levels. This paper uses the 2003-2015 China Shanghai and Shenzhen A-share listed companies as research samples and studies impacts of philanthropic donations on the corporate value of heterogeneous performances. We find that the value effect of philanthropic donations of companies with poor performances is significantly weaker than those with better performances. This indicates that the donations of companies with poor performances are an expression of an agency problem instead of a strategic behavior which benefits the future development. Considering marketization process and policy uncertainty, this phenomenon is mainly manifested in areas with low marketization and areas with high policy uncertainty. This paper helps to understand the economic consequences of philanthropic donations and provides a theoretical basis for government supervisors to supervise philanthropic donations of corporates with poor performances.

Key words: Philanthropy Relative performance Enterprise value Marketing process

[收稿日期] 2018-05-28

[作者简介] 陈建英, 女, 1980 年 10 月生, 西南大学财务处高级会计师, 西南大学经济管理学院博士研究生, 研究方向为财务会计与农林经济管理; 杜勇, 男, 1977 年 10 月生, 西南大学经济管理学院教授, 博士生导师, 管理学博士, 研究方向为财务管理; 张欢, 男, 1994 年 6 月生, 厦门大学管理学院博士研究生, 研究方向为财务管理; 于连超, 男, 1991 年 12 月生, 西南大学经济管理学院博士研究生, 研究方向为环境会计与财务管理。

[基金项目] 中央高校基本科研业务费专项资金一般项目“宽松货币政策下制造业企业房地产投资对企业业绩的影响机理研究”(项目编号: XDJK2019C006); 重庆市社会科学规划项目“非金融上市公司金融化的同伴效应研究”(项目编号: 2018PY61); 西南大学人文社会科学校级研究项目重大项目培育“新常态下正式与非正式制度性因素对公司亏损逆转稳定性的影响研究”(项目编号: SWU1909031)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、问题的提出

处于经济新常态下的中国，正在积极建设和谐社会，促进社会稳定。近年来，越来越多的企业开始主动承担社会责任（Corporate Social Responsibility, CSR），根据润灵环球责任评级数据，A股上市公司披露2009年度社会责任报告的数量为471家，至2014年度，这一数据达到了701家。从社会经济学角度来看，企业的目的不应仅仅是追求利润最大化，增进社会福利、承担社会责任也应该成为其重要的目标之一，企业利润最大化目标与承担社会责任是相互促进的关系。首先，基于社会声誉机制，企业履行社会责任会提升企业的知名度，企业的产品可以被社会公众认可，从而增加企业的产品销量，这样有利于企业利润最大化目标的实现；其次，企业通过履行社会责任可以增强其与当地的关系，这可能会给企业带来融资便利（Su和He，2010^[1]）、竞争环境的改善（Porter和Kramer，2002^[2]）、公共资源配置以及税收优惠（Swanson，1995^[3]）等诸多方面的好处。

作为承担社会责任的一种重要方式，慈善捐赠似乎更受中国企业的欢迎。2016年3月16日通过的《中华人民共和国慈善法》在政策层面进一步规范和鼓励企业法人等组织开展慈善活动。根据《2013年度中国慈善捐助报告》，2013年全国接收国内外社会各界的款物捐赠总额约989.42亿元，其中，企业法人的捐赠约占我国年度捐赠总额的69.67%，充当了慈善捐赠事业的主力军。企业自愿、无偿将其合法财产用于与生产经营活动没有直接联系的公益事业正是企业主动承担社会责任的重要表现，这充分体现了中国自古以来的“乐善好施”的传统美德，同时也吻合社会经济观所认为的“盈利目标和社会责任相互促进”的论断。然而，这一论断是以企业具备可以捐赠的现金流和一定的盈利能力为前提条件的，按照资源闲置的观点，慈善捐赠很大程度上取决于企业现金流和利润（Seifert等，2004^[4]），并且根据国资发评价〔2009〕317号文件《关于加强中央企业对外捐赠管理有关事项的通知》规定，“企业应合理确定对外捐赠规模，坚持量力而行，资不抵债、经营亏损或者捐赠行为影响正常生产经营的企业，除特殊情况

外，一般不得安排对外捐赠支出。”与此相悖的是，我国的社会捐赠队伍中有相当一部分的捐赠主体是本来业绩不佳的企业^①，这便形成了“绩差企业慈善捐赠之谜”（杜勇等，2015^[5]；李四海等，2016^[6]）。

已有的文献（Godfrey，2005^[7]；Wang等，2008^[8]）关于慈善捐赠影响企业价值或绩效的研究结论并不一致，本文认为捐赠的情境特征差异是造成结论不一的重要原因，由于企业进行捐赠必须以拥有足够的现金流或具备强烈的捐赠动机为前提条件，因此，在考察慈善捐赠与企业价值之间的关系时，不能忽视企业的相对业绩水平。事实上，绩差企业由于财务状况的特殊性，很可能在实施慈善捐赠的能力和动机上都显著不同于绩优企业，其捐赠所产生的经济后果也应有所不同，基于此，本文尝试重点回答如下问题：不同业绩水平下的捐赠对企业价值的影响是否相同？此外，由于各个地区社会发展程度不同，地区市场化进程存在较大差异，对慈善捐赠行为的规范性、市场反应等方面都可能不一样，因此，我们还尝试将地区市场化进程纳入到分析框架。

针对上述问题，本文以2003—2015年中国沪深两市A股上市公司为样本，结合企业的相对业绩水平，研究了企业进行慈善捐赠对其市场价值的影响。本文的研究发现：总体上，企业进行慈善捐赠提高了市场价值，但考虑到相对业绩水平后，相比于绩优企业，绩差企业慈善捐赠的价值效应显著更弱。此外，考虑到地区市场化进程差异后，相比于市场化程度较高的地区，该现象主要表现在市场化程度较低的地区；考虑到地区政策不确定性差异后，相比于政策不确定性较低的地区，该现象主要表现在政策不确定性较高的地区。本文的研究意味着，绩差企业进行慈善捐赠更多的是基于高管自利的代理问题，而不是促进企业长远发展的战略性策略。

本文的研究贡献在于：首先，基于已有文献的研究，考虑到企业的相对业绩水平，再次检验了慈善捐赠与企业价值之间的关系，弥补了以往文献中单纯考察捐赠与企业价值之间关系的缺陷，延伸和拓展了慈善捐赠领域的研究。根据现有研究，慈善捐赠与企业价值的关系尚未形成统一的结论，可能的原因在于企业进行捐赠必须以拥有足够的现金流或具备强烈的捐

① 根据企业年度报告披露数据，例如：中航重机（600765）2015年度净利润为-539 423 592.82元，营业外支出中对外捐赠项目为169 700 724.01元，捐赠额占亏损额的比重达到31.46%；吉林化纤（000420）2014年度净利润为-1 756 305.03元，营业外支出中捐赠支出项目金额为540 000.00元，捐赠额占亏损额的比重为30.75%。

赠动机为前提条件,故而在考察慈善捐赠与企业价值之间的关系时,不能忽视企业的相对业绩水平,但现有文献对此关注不足。事实上,绩差企业由于财务状况的特殊性,很可能在实施慈善捐赠的能力和动机上都显著不同于绩优企业,其捐赠所产生的经济后果也应有不同。因此,从这个角度上说,笔者从相对业绩这一视角切入研究绩差企业的慈善捐赠的价值效应,有助于在理论上完善慈善捐赠的价值效应的相关文献,在实践中为我国进一步修订慈善捐赠主体的资格条件、规范企业的慈善捐赠行为以及完善捐赠管理的相关制度等提供理论依据和经验证据。其次,本文以官员更替所导致的政策不确定作为切入点,考察了企业相对业绩对慈善捐赠价值效应的影响是否会因政策不确定性的差异而有所不同。官员更替带来的政策的不连续性,影响到企业的经营环境的不确定性,从而加剧了其经营风险。官员的异质性使其具有不同的政策偏好。官员变更产生的不确定性,会加剧企业经营环境的不确定性程度,具体表现为:加剧企业经营的信息不对称程度,提高企业投资决策的难度,降低其投资效率;加剧企业未来持有现金流的不确定性,从而加剧绩差企业的财务困境与破产风险。最后,从研究结论来看,尽管总体上慈善捐赠有利于提高企业价值,但绩差企业捐赠的价值效应显著被削弱,所以出于保护投资者的利益,政府应该限制和规范绩差企业的慈善捐赠行为,这为我国进一步修订慈善捐赠主体的资格条件、规范企业的慈善捐赠行为以及完善捐赠管理的相关制度等提供了理论依据和经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一) 基于业绩差异视角的慈善捐赠与企业价值之间的关系

现有文献关于企业慈善捐赠动机的研究主要可以归纳为四个方面:一是利他动机。企业进行捐赠纯粹是为了利于他人和社会(Sharfman, 1994^[9])。二是战略动机。企业通过慈善捐赠,可以获得利益相关者的支持,改善竞争环境(Porter和Kramer, 2002^[2])。三是高管自利动机(Atkinson和Galaskiewicz, 1988^[10])。该观点认为进行慈善捐赠是为了企业高管获得自身效用,例如提高知名度、维护职务稳定、获得高额薪酬等。在自利动机的情形下,捐赠则可能构成企业的委托代理成本。四是制度压力动机。该观点较为强调制度因素对捐赠行为的影响(唐跃军等, 2014^[11])。然而,少有文献考虑绩差企业进行慈善捐赠的动机,针对绩差企业的慈善捐赠行为,本文认为

主要可以从以下两个方面予以解释。

其一,基于慈善捐赠的战略性动机。根据信号传递理论,企业慈善捐赠可以作为一种信号,能够预示未来良好的发展能力(Glazer和Konrad, 1996^[12]; Shapira, 2011^[13]),从而避免外部利益相关者(债权人、政府部门等)对企业未来的发展失去信心,Williams和Barrett(2000)^[14]认为,慈善捐赠可以有效降低声誉损失风险。李四海等(2016)^[6]研究发现,业绩下滑企业的慈善捐赠是一种战略性行为,可以降低利益相关者对企业业绩下滑的风险感知,抑制商业信用流失的风险,并且对会计盈余在信贷契约中的作用产生了替代效应。此外,高勇强等(2012)^[15]的研究发现,捐赠可以被看作是一种带有保险性质的防御策略,减少负面消息(业绩不佳)对企业造成的不利影响。在这种情况下,绩差企业进行慈善捐赠,有利于坚定利益相关者对企业未来发展的信心,从而改善目前现状,进而强化其价值效应。

其二,基于慈善捐赠导致的代理冲突问题(高管自利动机)。所有权与经营权的分离使得股东与管理者之间的利益不一致,导致管理者的决策偏离股东财富最大化的目标,产生委托代理成本。Wang和Coffey(1992)^[16]指出,慈善捐赠作为管理者的一种自由裁量行为,可能构成企业隐性的代理成本。王新等(2015)^[17]的研究发现,绩差企业捐赠可能成为经理人卸责的借口,尤其在业绩下滑时,由于信息不对称问题的存在,经理人积极承担社会责任,譬如进行慈善捐赠,有利于赢得利益相关者的信任与支持,减轻业绩不佳对管理者带来的不利影响,从而巩固自身职位以及维护个人声誉。在管理者的自利动机下,绩差企业慈善捐赠被内部人操纵,将有限的资源配置到便于管理者谋取私人收益,而非增加企业竞争优势的项目,同时捐赠行为的机会成本也较高,降低了资源的配置效率,显然,其最终的结果是损害了企业价值。

假设 H1-1:若绩差企业捐赠的战略效应强于代理成本效应,那么捐赠的价值效应将增强。

假设 H1-2:若绩差企业捐赠的战略效应弱于代理成本效应,那么捐赠的价值效应将削弱。

(二) 考虑市场化进程的影响

一个地区的制度环境好坏往往决定了投资者受保护的程 度,在制度环境较差的地区,投资者保护程度较弱。一方面,由于这些地区的制度尚不完善,媒体监督和经理人市场机制也不健全,导致社会道德对人们失信行为的内部约束和社会舆论对人们失信行为的

外在惩罚力度都较低(宋罡等, 2013^[18]), 最终引发企业管理层权力的过度膨胀, 加上公司内部对管理层的权力制衡机制也被弱化, 导致管理层能够很便利地出于自己的私利而做出经营决策, 这其中包括利用企业资源进行慈善捐赠的决策, 此时慈善捐赠更可能构成企业经理人隐性的代理成本。特别是当企业处于绩差状态时, 这样的慈善捐赠无疑会令绩差企业“雪上加霜”。相反, 在制度环境较好地区, 社会道德和舆论对企业管理层行为的内外监督作用将较为凸显, 形成对管理层机会主义行为的一种约束力, 这种力量会牵制着管理层为谋取私利而随意地进行慈善捐赠的行为, 从而在一定程度上保护绩差企业的价值免遭管理层的侵害。此外, 外部治理环境的改善也会提升公司内部治理的效率, 使公司决策者的行为趋于理性, 从而减弱慈善捐赠行为面临的代理冲突问题。

另一方面, 在市场化改革较为落后的地区, 经济中非市场因素还占有重要地位(樊纲, 2011^[19])。在制度环境差的地区, 企业受到地方政府“逼捐”的压力可能更大, 企业可能迫于来自政府等方面的压力而被动进行慈善捐赠(唐跃军等, 2014^[11]), 在这样的环境下, 企业慈善捐赠很可能是出于对制度压力的回应(赵琼和张应祥, 2007^[20])。根据杨团和葛道顺(2003)^[21]的调查, 无论是捐赠项目还是捐赠金额, 政府劝募下的慈善捐赠行为都占到了绝大多数, 许多学者的研究都证实了我国企业的慈善捐赠行为确实存在政府的行政摊派成分(钟宏武, 2007^[22]; 郭剑花, 2012^[23])。对于绩差企业而言, 此时的慈善捐赠更可能被视为无偿的“义举”, 其战略效应被削弱。反之, 在制度环境较好的地区, 首先是各项制度相对健全, 政府对企业捐赠行为的干预程度较低, 企业更多地遵循市场化运作规律进行慈善捐赠决策; 其次是制度环境较好的地区, 经济增长也较快, 政府掌握的可用于社会救助的资源也会更多, 因此他们更有实力也更愿意对捐赠企业进行补偿, 这在一定程度上会减弱慈善捐赠的代理冲突问题。

基于上述分析, 在市场化进程较快的地区, 绩差企业捐赠的战略效应更为明显, 而在市场化进程较慢的地区, 绩差企业捐赠的代理成本效应则更为明显, 本文提出假设 H2-1、H2-2。

假设 H2-1: 若绩差企业捐赠的战略效应强于代理成本效应(H1-1 成立), 则在市场化程度较高的地区, 绩差企业进行捐赠所带来的价值效应更强。

假设 H2-2: 若绩差企业捐赠的战略效应弱于代理成本效应(H1-2 成立), 则在市场化程度较低

地区, 绩差企业进行捐赠所带来的价值效应更弱。

(三) 考虑政策不确定性的影响

一个地区官员变更所引发的政策不确定性会影响当地企业的政治关系资源格局配置(罗党论等, 2016^[24])。当地方官员发生变更, 企业原先拥有的政治资源优势和与之相关的一系列经济资源优势随之减弱, 如信贷优势, 故企业有动机去赢得新政府的信任与好感, 构建新的政治关系以争取在政府资源博弈中赢得优势地位。慈善捐赠是企业快速有效建立良好政企关系的途径之一(戴亦一等, 2014^[25])。通过慈善捐赠, 企业可以向政府展示自身雄厚的财力, 良好的前景与社会责任感, 协助政府达成某些政治目标, 从而在新任政府官员心中留下良好的印象, 在新一轮的政府资源配置中获得优势地位。对于绩差企业而言, 其盈利能力较弱且经营状况相对较差, 面临财务困境的可能性更高, 用于慈善捐赠的物质基础不足, 这种情境下讨好政府的行为无疑会加剧经理人的委托代理冲突。相反, 官员未发生更替的地区, 既有的政企关系格局已经建立并且不会被轻易打破, 此时, 绩差企业进行慈善捐赠, 更多地会出于企业发展的战略性考虑, 坚定利益相关者的投资信心, 从而改善企业现状, 强化慈善捐赠的价值效应。

官员更替带来的政策的不连续性影响到企业的经营环境的不确定性, 从而加剧其经营风险(罗党论等, 2016^[24])。官员的异质性使其具有不同的政策偏好。官员变更产生的不确定性会加剧企业经营环境的不确定性程度(曹春方, 2013^[26]), 具体表现为: 加剧企业经营的信息不对称程度, 提高企业投资决策的难度, 降低其投资效率; 加剧企业未来持有现金流的不确定性, 从而加剧绩差企业的财务困境与破产风险。相对于绩优企业而言, 绩差企业会面临更为沉重的盈利压力, 此时绩差企业的慈善捐赠是经理人卸责的借口, 动机多是巩固自身职位, 维护个人声誉以减轻业绩不佳对其带来的不利影响, 出于自利动机谋取私人收益的慈善捐赠, 降低了企业的资源配置效率, 损害了股东与债权人的利益, 加剧了慈善捐赠的代理冲突问题。反之, 在政策环境稳定的地区, 企业的融资与投资环境相对较为稳定, 包括慈善捐赠在内的经营决策受政策变动的冲击较小, 此时绩差企业的经营决策更具有连贯性和稳定性, 慈善捐赠行为更多地出于对企业发展的战略性考虑, 削弱了慈善捐赠的代理冲突问题。

基于上述分析, 在政策不确定性较低的地区, 绩差企业捐赠的战略效应更为明显, 而在政策不确定性

较高的地区，绩差企业捐赠的代理成本效应则更为明显，本文提出假设 H3-1、H3-2。

假设 H3-1：若绩差企业捐赠的战略效应强于代理成本效应（H1-1 成立），则在政策不确定性较低的地区，绩差企业进行捐赠所带来的价值效应更强。

假设 H3-2：若绩差企业捐赠的战略效应弱于代理成本效应（H1-2 成立），则在政策不确定性较高的地区，绩差企业进行捐赠所带来的价值效应更弱。

三、研究设计

（一）样本选取和数据来源

本文选取 2003—2015 年中国沪深两市 A 股上市公司为初始样本，并按照如下标准进行筛选：剔除金融、保险类上市公司；剔除相关数据缺失的样本。最终，共得到 14 672 个公司-年度观测值。研究中企业慈善捐赠数据来自于国泰安（CSMAR）数据库中财务报表附注栏目（损益项目），并经过手工整理所得。市场化进程数据来源于樊纲等编写的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》^[19]。其他数据来自于锐思（RESSET）数据库和国泰安（CSMAR）数据库。为克服极端值对研究结论造成的影响，笔者对主要连续变量进行了在 1% 和 99% 分位上的缩尾（Winsorize）处理。

（二）模型设定与变量定义

为检验本文提出的研究假设，我们构建了回归模型（1）和模型（2）：

$$TobinQ = \alpha_0 + \alpha_1 Donate_rev + \alpha_2 Donate_rev \times Rel_perf + \alpha_3 Rel_perf + \alpha_4 Size + \alpha_5 Lev + \alpha_6 Growth + \alpha_7 Cfo + \alpha_8 Soe + \alpha_9 Board + \alpha_{10} Indep_ratio + \alpha_{11} Msh + \alpha_{12} First + \sum \alpha_i Year + \sum \alpha_j Industry + \varepsilon \quad (1)$$

$$TobinQ = \beta_0 + \beta_1 Donate_emp + \beta_2 Donate_emp \times Rel_perf + \beta_3 Rel_perf + \beta_4 Size + \beta_5 Lev + \beta_6 Growth + \beta_7 Cfo + \beta_8 Soe + \beta_9 Board + \beta_{10} Indep_ratio + \beta_{11} Msh + \beta_{12} First + \sum \beta_i Year + \sum \beta_j Industry + \varepsilon \quad (2)$$

其中，借鉴 Wang 等（2008）^[8] 的研究采用托宾 Q 值来衡量企业价值（TobinQ），等于公司股票市场价值、债务账面价值之和与总资产的比值。解释变量为企业慈善捐赠，采用两个指标来衡量，其一，参考唐跃军等（2014）^[11] 的研究，采用捐赠收入比（Donate_rev）来表示，计算公式为：（企业捐赠金额/营业收

入）×100；其二，采用人均捐赠额来表示企业捐赠水平（Donate_emp），计算公式为：（捐赠额/员工人数）/100。Rel_perf 表示企业的相对业绩，根据总资产收益率（ROA），以“年度-行业”为一个单元，将样本从小到大分为三组，最小组表示业绩相对较差的企业。由于本文重点探讨的是绩差企业，因此笔者将该组赋值为 1；位于中间部分的样本赋值为 0；最大组表示业绩相对较优的企业，赋值为 -1。在此基础上，笔者借鉴樊纲等编制的市场化指数（樊纲等，2011^[19]）作为市场化进程分组的依据，使用地方官员变更作为政策不确定性分组的依据。

本文在模型中纳入了一系列控制变量，包括：（1）企业规模（Size），等于公司总资产的自然对数；（2）资产负债率（Lev），等于期末总负债与总资产的比值；（3）成长性（Growth），采用公司主营业务收入增长率来表示；（4）现金流量（Cfo），等于经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值；（5）产权性质（Soe），若样本企业为国有性质，赋值为 1，否则为 0；（6）董事会规模（Board），等于董事会人数的自然对数；（7）独立董事比例（Indep_ratio），等于独立董事人数与董事会人数的比值；（8）管理层持股（Msh），若管理层持有公司股份，取值为 1，否则为 0；（9）股权集中度（First），采用第一大股东持股比例来衡量。此外，笔者还控制了年度（Year）和行业（Industry）固定效应，其中，按照证监会的行业分类，制造业采用二级代码为划分标准，其他行业则以一级代码为标准。

本文重点关注的是 α_2 、 β_2 的符号和显著性，根据前文的研究假设，若 α_2 、 $\beta_2 > 0$ ，则支持研究假设 H1-1；若 α_2 、 $\beta_2 < 0$ ，则支持研究假设 H1-2。

四、实证检验

（一）变量的描述性统计

表 1 报告了企业年度慈善捐赠水平，可以发现 2008 年的捐赠收入比、人均捐赠额都远大于其他年份，这可能是受到“汶川地震”的影响，企业慈善行为受到广泛的关注。由表 2 的描述性统计可知，企业托宾 Q 值（TobinQ）的平均值（中位数）为 2.379（1.863），最小值为 0.903，最大值为 9.760，说明市场价值在不同企业中差异较大。慈善捐赠总额占企业营业收入（Donate_rev）的均值（中位数）为 0.044%（0.011%），人均捐赠额（Donate_emp）的均值为 470.800（4.708×100）元。控制变量方面，资产负债率（Lev）均值为 46.9%，第一大股东持股比例

(*First*) 的均值为 36.5%，说明中国上市公司股权较为集中。

表 1 企业年度慈善捐赠水平 (均值)

年度	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年
<i>Donate_rev</i>	0.048	0.029	0.033	0.034	0.039	0.095	0.034
<i>Donate_emp</i>	3.769	3.514	3.591	4.011	5.074	10.722	3.908
年度	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	
<i>Donate_rev</i>	0.060	0.040	0.042	0.046	0.041	0.033	
<i>Donate_emp</i>	6.342	4.494	3.850	4.643	4.080	3.553	

表 2 变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>TobinQ</i>	14 672	2.379	1.588	0.903	1.863	9.760
<i>Donate_rev</i>	14 672	0.044	0.092	0.000	0.011	0.593
<i>Donate_emp</i>	14 672	4.708	12.136	0.000	0.835	85.596
<i>Size</i>	14 672	21.827	1.173	19.562	21.679	25.500
<i>Lev</i>	14 672	0.469	0.211	0.051	0.476	0.957
<i>Growth</i>	14 672	0.435	1.401	-0.760	0.115	10.550
<i>Cfo</i>	14 672	0.044	0.076	-0.190	0.044	0.251
<i>Soe</i>	14 672	0.511	0.500	0.000	1.000	1.000
<i>Board</i>	14 672	2.185	0.201	1.609	2.197	2.708
<i>Indep_ratio</i>	14 672	0.365	0.052	0.250	0.333	0.571
<i>Msh</i>	14 672	0.744	0.437	0.000	1.000	1.000
<i>First</i>	14 672	0.365	0.154	0.092	0.345	0.750

(二) 多元回归分析

表 3 列示了对研究假设 H1-1、H1-2 的检验结果。其中, *Donate_rev*、*Donate_emp* 的估计系数在 1% 的水平上显著为正 ($t=4.978$ 、 2.989), 说明慈善捐赠具有价值提升效应。本文更为关注的是慈善捐赠与相对业绩的交乘项 ($Donate_rev \times Rel_perf$ 、 $Donate_emp \times Rel_perf$), $Donate_rev \times Rel_perf$ 的估计系数为 -0.525 , 在 1% 的水平上显著 ($t=-3.199$), $Donate_emp \times Rel_perf$ 的估计系数为 -0.002 , 在 5% 的水平上通过统计检验 ($t=-2.262$)。以上结果说明随着业绩由好到差, 慈善捐赠的正向价值效应被显著削弱, 这验证了前文假设 H1-2, 即支持了代理冲突观点, 绩差企业实施慈善捐赠更多的可能是出于高管自利动机, 而不是企业价值最大化的战略动机, 捐赠的代理成本效应超过其战略效应, 额外的捐赠支出成本, 加剧了企业财务状况的恶化, 导致股东权益减少, 从而削弱了绩差企业价值, 对企业长远发展产生不利影响。从控制变量的结果来看, *Size*、*Soe* 的估计系数显著为负, *Growth*、*Cfo*、*Indep_ratio* 以及 *First* 的估计系数显著为正。

表 3 慈善捐赠、相对业绩与企业价值

变量	模型 (1)	模型 (2)
<i>Intercept</i>	13.600*** (45.792)	13.703*** (46.082)
<i>Donate_rev</i>	0.655*** (4.978)	
<i>Donate_emp</i>		0.003*** (2.989)
$Donate_rev \times Rel_perf$	-0.525 *** (-3.199)	
$Donate_emp \times Rel_perf$		-0.002 ** (-2.262)
<i>Rel_perf</i>	-0.327 *** (-20.799)	-0.338 *** (-22.266)
<i>Size</i>	-0.595 *** (-38.747)	-0.600 *** (-38.983)
<i>Lev</i>	0.075 (0.902)	0.051 (0.615)
<i>Growth</i>	0.021** (2.366)	0.021** (2.445)

续前表

变量	模型 (1)	模型 (2)
<i>Cfo</i>	1.626 *** (9.708)	1.645 *** (9.799)
<i>Soe</i>	-0.121 *** (-5.265)	-0.130 *** (-5.667)
<i>Board</i>	0.061 (1.047)	0.074 (1.288)
<i>Indep_ratio</i>	1.359 *** (6.558)	1.378 *** (6.634)
<i>Msh</i>	0.014 (0.609)	0.018 (0.749)
<i>First</i>	0.277 *** (4.031)	0.275 *** (4.002)
<i>Year fe</i>	控制	控制
<i>Industry fe</i>	控制	控制
<i>Adjusted_R²</i>	0.449	0.447
<i>N</i>	14 672	14 672

注：括号内为经过稳健标准误计算的 *T* 值；*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。被解释变量为 *TobinQ*。下同。

(三) 考虑市场化进程的影响

在转型的新兴市场中，企业的很多行为都内生于特定的制度环境。笔者结合中国特殊的制度环境，考察了企业相对业绩对慈善捐赠价值效应的影响是否会因市场化进程的差异而有所不同。表 4 报告了检验结果。

通过表 4 可知，当解释变量为捐赠收入比 (Panel A)，在模型 (1) 低市场化组，*Donate_rev*×*Rel_perf* 的估计系数为 -0.717，在 1%的水平上显著 (*t* = -3.109)；在模型 (1) 高市场化组，*Donate_rev*×*Rel_perf* 的估计系数为 -0.251，但未通过统计检验 (*t* = -1.150)。当解释变量为人均捐赠额 (Panel B)，在模型 (2) 低市场化组，*Donate_emp*×*Rel_perf* 的估计系数为 -0.005，在 1%的水平上显著 (*t* = -3.040)；但在模型 (2) 高市场化组，*Donate_emp*×*Rel_perf* 的估计系数接近于 0，未通过统计检验 (*t* = 0.276)。该结果表明在市场化进程较低的地区，绩差企业进行捐赠面临的代理冲突问题更为严重，因此其对捐赠的价值效应削弱得更明显。

表 4 考虑市场化进程的影响

变量	Panel A		变量	Panel B	
	模型 (1)			模型 (2)	
	低市场化进程	高市场化进程		低市场化进程	高市场化进程
<i>Intercept</i>	14.561 *** (35.125)	12.607 *** (28.996)	<i>Intercept</i>	14.729 *** (35.361)	12.643 *** (29.206)
<i>Donate_rev</i>	0.915 *** (4.884)	0.330 * (1.875)	<i>Donate_emp</i>	0.005 *** (3.206)	0.001 (0.793)
<i>Donate_rev</i> × <i>Rel_perf</i>	-0.717 *** (-3.109)	-0.251 (-1.150)	<i>Donate_emp</i> × <i>Rel_perf</i>	-0.005 *** (-3.040)	0.000 (0.276)
<i>Rel_perf</i>	-0.313 *** (-13.933)	-0.339 *** (-15.551)	<i>Rel_perf</i>	-0.321 *** (-14.892)	-0.351 *** (-16.511)
<i>Size</i>	-0.658 *** (-30.720)	-0.534 *** (-23.651)	<i>Size</i>	-0.667 *** (-31.016)	-0.536 *** (-23.744)
<i>Lev</i>	0.323 *** (2.791)	-0.223 * (-1.854)	<i>Lev</i>	0.304 *** (2.649)	-0.241 ** (-1.998)
<i>Growth</i>	0.036 *** (2.692)	0.006 (0.591)	<i>Growth</i>	0.036 *** (2.670)	0.007 (0.637)
<i>Cfo</i>	1.452 *** (5.958)	1.757 *** (7.685)	<i>Cfo</i>	1.484 *** (6.093)	1.751 *** (7.639)
<i>Soe</i>	-0.173 *** (-5.173)	-0.077 ** (-2.265)	<i>Soe</i>	-0.182 *** (-5.400)	-0.084 ** (-2.491)
<i>Board</i>	0.079 (1.047)	0.024 (0.269)	<i>Board</i>	0.098 (1.299)	0.028 (0.309)

续前表

Panel A			Panel B		
变量	模型 (1)		变量	模型 (2)	
	低市场化进程	高市场化进程		低市场化进程	高市场化进程
<i>Indep_ratio</i>	1.606 *** (5.460)	1.012 *** (3.463)	<i>Indep_ratio</i>	1.634 *** (5.540)	1.021 *** (3.491)
<i>Msh</i>	0.024 (0.746)	0.017 (0.506)	<i>Msh</i>	0.028 (0.867)	0.020 (0.594)
<i>First</i>	0.384 *** (3.730)	0.165 * (1.756)	<i>First</i>	0.401 *** (3.890)	0.166 * (1.761)
<i>Year fe</i>	控制	控制	<i>Year fe</i>	控制	控制
<i>Industry fe</i>	控制	控制	<i>Industry fe</i>	控制	控制
<i>Adjusted_R²</i>	0.455	0.454	<i>Adjusted_R²</i>	0.453	0.453
<i>N</i>	7 235	7 437	<i>N</i>	7 235	7 437

(四) 考虑政策不确定性的影响

为了进一步验证企业战略效应与代理效应的差异,笔者选取官员更替所导致的政策不确定作为切入点,考察了企业相对业绩对慈善捐赠价值效应的影响是否会因政策不确定性的差异而有所不同。表5报告了检验结果。

通过表5可知,当解释变量为捐赠收入比(Panel A),在模型(1)官员未变更组,*Donate_rev*×*Rel_perf*的估计系数为-0.183,但未通过统计检验($t = -1.150$);在模型(1)官员变更组,*Donate_rev*×*Rel_*

*perf*的估计系数为-0.636,在1%的水平上显著($t = -2.822$)。当解释变量为人均捐赠额(Panel B),在模型(2)官员未变更组,*Donate_emp*×*Rel_perf*的估计系数为-0.002,未通过统计检验($t = -0.695$);但在模型(2)官员变更组,*Donate_emp*×*Rel_perf*的估计系数为-0.008,在1%的水平上显著($t = -3.134$)。该结果表明当地区政策不确定性上升时,绩差企业进行捐赠面临的代理冲突问题更为严重,因此其对捐赠的价值效应削弱得更明显。

表5 考虑政策不确定性的影响

Panel A			Panel B		
变量	模型 (1)		变量	模型 (2)	
	官员未变更	官员变更		官员未变更	官员变更
<i>Intercept</i>	16.075 *** (45.176)	14.611 *** (19.094)	<i>Intercept</i>	16.145 *** (45.443)	14.803 *** (19.092)
<i>Donate_rev</i>	0.600 *** (4.006)	0.781 *** (2.822)	<i>Donate_emp</i>	0.002 ** (2.052)	0.004 (1.622)
<i>Donate_rev</i> × <i>Rel_perf</i>	-0.183 (-1.587)	-0.636 *** (-2.822)	<i>Donate_emp</i> × <i>Rel_perf</i>	-0.002 (-0.695)	-0.008 *** (-3.134)
<i>Rel_perf</i>	-0.308 *** (-17.922)	-0.397 *** (-10.527)	<i>Rel_perf</i>	-0.320 *** (-19.305)	-0.406 *** (-11.169)
<i>Size</i>	-0.602 *** (-35.521)	-0.569 *** (-15.907)	<i>Size</i>	-0.605 *** (-35.708)	-0.578 *** (-16.076)
<i>Lev</i>	-0.005 (-0.054)	0.369 * (1.893)	<i>Lev</i>	-0.030 (-0.326)	0.355 * (1.843)
<i>Growth</i>	0.020 ** (2.155)	0.016 (0.678)	<i>Growth</i>	0.021 ** (2.247)	0.017 (0.731)

续前表

Panel A			Panel B		
变量	模型 (1)		变量	模型 (2)	
	官员未变更	官员变更		官员未变更	官员变更
<i>Cfo</i>	1.517*** (8.068)	2.052*** (5.546)	<i>Cfo</i>	1.525*** (8.088)	2.085*** (5.615)
<i>Soe</i>	-0.136*** (-5.276)	-0.058 (-1.131)	<i>Soe</i>	-0.145*** (-5.630)	-0.069 (-1.340)
<i>Board</i>	0.023 (0.365)	0.224* (1.704)	<i>Board</i>	0.036 (0.558)	0.240* (1.832)
<i>Indep_ratio</i>	1.541*** (6.539)	0.784* (1.817)	<i>Indep_ratio</i>	1.565*** (6.620)	0.791* (1.838)
<i>Msh</i>	0.034 (1.314)	-0.062 (-1.158)	<i>Msh</i>	0.037 (1.420)	-0.056 (-1.043)
<i>First</i>	0.289*** (3.753)	0.264* (1.714)	<i>First</i>	0.284*** (3.683)	0.279* (1.818)
<i>Year fe</i>	控制	控制	<i>Year fe</i>	控制	控制
<i>Industry fe</i>	控制	控制	<i>Industry fe</i>	控制	控制
<i>Adjusted_R²</i>	0.460	0.416	<i>Adjusted_R²</i>	0.458	0.414
<i>N</i>	11 639	3 033	<i>N</i>	11 639	3 033

(五) 稳健性检验

为了保证研究结论的稳健性，本文进行了如下的检验：

第一，工具变量法。为了有效缓解慈善捐赠与企业价值之间的内生性问题，选取慈善捐赠行业均值（剔除企业自身的慈善捐赠水平）作为慈善捐赠的工具变量，使用二阶段最小二乘法进行回归。选取行业慈善捐赠均值作为工具变量的原因在于：一是慈善捐赠行业均值与企业慈善捐赠密切相关。企业慈善捐赠不仅受到宏观层面的制度影响，如《慈善捐赠法》、地区经济发展水平等，以及微观个体特质的影响，如高管贫困经历、战略性动机、高管自利动机等，还会受到行业慈善捐赠水平的影响。当慈善捐赠行业水平较高时，企业也会出于自身利益和企业声誉的考虑追随行业慈善捐赠水平提高自身慈善捐赠水平。因此，慈善捐赠行业均值会有效促进企业慈善捐赠水平的提高。二是行业慈善捐赠均值与随机扰动性不相关，即行业慈善捐赠均值是严格外生的。行业慈善捐赠均值并不会直接影响企业自身的价值，尤其是剔除企业自身的慈善捐赠水平后。企业自身的价值更多地由企业自身的特质决定，行业慈善捐赠均值并不会直接地影响企业自身的价值大小，因此行业慈善捐赠均值是严格外生的。具体做法为：第一步，企业捐赠收入比

(*Donate_rev*) 和人均捐赠额 (*Donate_exp*) 作为被解释变量，捐赠收入比行业均值 (*Donate_rev_ind*) 和人均捐赠额行业均值分别作为解释变量，同时加入所有的控制变量进行回归，计算企业捐赠收入比和人均捐赠额的预测值。第二步，企业价值 (*TobinQ*) 作为被解释变量，将企业捐赠收入比和人均捐赠额的预测值分别与企业相对业绩水平进行交乘，同时加入所有的控制变量进行回归，得到回归结果。

表6报告了工具变量法第一阶段的回归结果。结果显示，捐赠收入比行业均值 (*Donate_rev_ind*) 对企业捐赠收入比 (*Donate_rev*) 的回归系数为0.927，在1%的水平上显著；人均捐赠额行业均值 (*Donate_emp_ind*) 对企业人均捐赠额 (*Donate_exp*) 的回归系数为0.965，在1%的水平上显著，说明慈善捐赠行业均值显著地促进了企业慈善捐赠。表7报告了工具变量法第二阶段的回归结果。结果显示，企业捐赠收入比与相对业绩的交乘项 (*Donate_rev*×*Rel_perf*) 的回归系数为-3.878，在1%的水平上显著 ($t=-8.414$)；企业人均捐赠额与相对业绩的交乘项 (*Donate_emp*×*Rel_perf*) 的回归系数为-0.014，在1%的水平上显著 ($t=-4.260$)。以上结果说明随着业绩由好到差，慈善捐赠的正向价值效应被显著削弱。因此，使用工具变量法缓解内生性问题后，研究结论依然成立。

表6 工具变量法(第一阶段)

变量	<i>Donate_rev</i>	<i>Donate_emp</i>
	(1)	(2)
<i>Intercept</i>	0.026 (1.388)	-23.839*** (-9.332)
<i>Donate_rev_ind</i>	0.927*** (13.955)	
<i>Donate_emp_ind</i>		0.965*** (10.402)
<i>Size</i>	-0.000 (-0.004)	1.440*** (11.387)
<i>Lev</i>	-0.048*** (-10.800)	-3.972*** (-6.808)
<i>Growth</i>	0.004*** (4.525)	0.801*** (5.992)
<i>Cfo</i>	-0.016 (-1.384)	-2.173 (-1.338)
<i>Soe</i>	-0.022*** (-13.435)	-2.419*** (-10.309)
<i>Board</i>	0.006 (1.422)	-1.443** (-2.403)
<i>Indep_ratio</i>	0.016 (0.985)	-0.734 (-0.367)
<i>Msh</i>	0.003* (1.921)	0.417* (1.890)
<i>First</i>	-0.009 (-1.645)	0.191 (0.252)
<i>Year fe</i>	控制	控制
<i>Industry fe</i>	控制	控制
<i>Adjusted_R²</i>	0.099	0.102
<i>N</i>	14 672	14 672

表7 工具变量法(第二阶段)

变量	<i>TobinQ</i>	
	(1)	(2)
<i>Intercept</i>	13.369*** (43.944)	14.063*** (43.315)
<i>Donate_rev</i>	3.258*** (3.416)	
<i>Donate_emp</i>		0.021*** (3.799)
<i>Donate_rev×Rel_perf</i>	-3.878*** (-8.414)	

续前表

变量	<i>TobinQ</i>	
	(1)	(2)
<i>Donate_emp×Rel_perf</i>		-0.014*** (-4.260)
<i>Rel_perf</i>	-0.181*** (-7.674)	-0.286*** (-12.951)
<i>Size</i>	-0.595*** (-38.824)	-0.625*** (-34.810)
<i>Lev</i>	0.190* (1.932)	0.123 (1.380)
<i>Growth</i>	0.010 (1.072)	0.006 (0.608)
<i>Cfo</i>	1.643*** (9.857)	1.693*** (10.110)
<i>Soe</i>	-0.062* (-1.953)	-0.086*** (-3.175)
<i>Board</i>	0.049 (0.845)	0.103* (1.756)
<i>Indep_ratio</i>	1.327*** (6.383)	1.390*** (6.687)
<i>Msh</i>	0.000 (0.004)	0.011 (0.455)
<i>First</i>	0.298*** (4.332)	0.273*** (3.965)
<i>Year fe</i>	控制	控制
<i>Industry fe</i>	控制	控制
<i>Adjusted_R²</i>	0.450	0.448
<i>N</i>	14 672	14 672

第二, 滞后一期。为了进一步缓解慈善捐赠与企业价值之间的内生性问题, 笔者将慈善捐赠和控制变量均滞后一期, 换言之, 将企业价值设定为 $t+1$ 期。滞后一期的回归结果如表 8 所示。结果显示, 企业捐赠收入比与相对业绩的交乘项 ($Donate_rev \times Rel_perf$) 的回归系数为 -0.558 , 在 1% 的水平上显著 ($t=-3.021$); 企业人均捐赠额与相对业绩的交乘项 ($Donate_emp \times Rel_perf$) 的回归系数为 -0.003 , 在 1% 的水平上显著 ($t=-3.147$)。以上结果说明随着业绩由好到差, 慈善捐赠的正向价值效应被显著削弱。因此, 使用滞后一期方法缓解内生性问题后, 研究结论依然成立。

表 8 滞后一期

变量	TobinQ _{t+1}	
	(1)	(2)
Intercept	13.895 *** (43.562)	13.997 *** (43.765)
Donate_rev	0.698 *** (4.608)	
Donate_emp		0.001 (1.612)
Donate_rev×Rel_perf	-0.558 *** (-3.021)	
Donate_emp×Rel_perf		-0.003 *** (-3.147)
Rel_perf	-0.211 *** (-12.541)	-0.221 *** (-13.709)
Size	-0.620 *** (-38.349)	-0.624 *** (-38.423)
Lev	0.067 (0.734)	0.040 (0.435)
Growth	0.012 (1.462)	0.014 * (1.713)
Cfo	1.799 *** (10.849)	1.814 *** (10.897)
Soe	-0.113 *** (-4.631)	-0.127 *** (-5.183)
Board	0.016 (0.250)	0.029 (0.463)
Indep_ratio	1.405 *** (6.115)	1.427 *** (6.185)
Msh	0.058 ** (2.325)	0.062 ** (2.467)
First	0.324 *** (4.374)	0.320 *** (4.298)
Year fe	控制	控制
Industry fe	控制	控制
Adjusted_R ²	0.435	0.433
N	12 689	12 689

第三，更换相对业绩的衡量方法。上文中笔者按照总资产收益率（ROA）的年度-行业特征，将样本区分为三组，最低组赋值为1，中间组赋值为0，最高组赋值为-1。为了增强实证结果的稳健性，笔者按照总资产收益率（ROA）的年度-行业中位

数重新分组，若小于年度-行业中位数赋值为1，代表业绩较差，否则为0，代表业绩较好。更换相对业绩衡量方法的回归结果如表9所示。结果显示，企业捐赠收入比与相对业绩的交乘项（Donate_rev×Rel_perf）的回归系数为-0.708，在1%的水平上显著（t=-2.771）；企业人均捐赠额与相对业绩的交乘项（Donate_emp×Rel_perf）的回归系数为-0.004，在5%的水平上显著（t=-2.197）。以上结果说明随着业绩由好到差，慈善捐赠的正向价值效应被显著削弱。因此，更换相对业绩的衡量方法后，研究结论依然成立。

表 9 更换相对业绩的衡量方法

变量	TobinQ	
	(1)	(2)
Intercept	13.596 *** (45.618)	13.726 *** (46.014)
Donate_rev	1.102 *** (5.843)	
Donate_emp		0.005 *** (4.700)
Donate_rev×Rel_perf1	-0.708 *** (-2.771)	
Donate_emp×Rel_perf1		-0.004 ** (-2.197)
Rel_perf1	-0.460 *** (-19.614)	-0.470 *** (-20.769)
Size	-0.582 *** (-38.103)	-0.588 *** (-38.361)
Lev	-0.053 (-0.656)	-0.080 (-0.984)
Growth	0.024 *** (2.742)	0.024 *** (2.787)
Cfo	1.833 *** (10.910)	1.849 *** (10.985)
Soe	-0.134 *** (-5.841)	-0.144 *** (-6.254)
Board	0.074 (1.277)	0.088 (1.510)
Indep_ratio	1.368 *** (6.577)	1.383 *** (6.631)
Msh	0.018 (0.786)	0.021 (0.909)

续前表

变量	TobinQ	
	(1)	(2)
<i>First</i>	0.314 *** (4.540)	0.311 *** (4.500)
<i>Year fe</i>	控制	控制
<i>Industry fe</i>	控制	控制
<i>Adjusted_R²</i>	0.443	0.442
<i>N</i>	14 672	14 672

第四,使用公司聚类回归方法。上文中使用稳健标准误,为了进一步增强实证结果的稳健性,考虑公司层面聚类回归。使用公司聚类回归方法的回归结果如表10所示。结果显示,企业捐赠收入比与相对业绩的交乘项(*Donate_rev*×*Rel_perf*)的回归系数为-0.525,在1%的水平上显著($t=-2.629$);企业人均捐赠额与相对业绩的交乘项(*Donate_emp*×*Rel_perf*)的回归系数为-0.002,在10%的水平上显著($t=-1.839$)。以上结果说明随着业绩由好到差,慈善捐赠的正向价值效应被显著削弱。因此,使用公司聚类回归方法后,研究结论依然成立。

表10 使用公司聚类回归方法

变量	TobinQ	
	(1)	(2)
<i>Intercept</i>	13.600 *** (27.167)	13.703 *** (27.301)
<i>Donate_rev</i>	0.655 *** (3.900)	
<i>Donate_emp</i>		0.003 ** (2.228)
<i>Donate_rev</i> × <i>Rel_perf1</i>	-0.525 *** (-2.629)	
<i>Donate_emp</i> × <i>Rel_perf1</i>		-0.002 * (-1.839)
<i>Rel_perf1</i>	-0.327 *** (-15.140)	-0.337 *** (-16.184)
<i>Size</i>	-0.595 *** (-22.999)	-0.600 *** (-23.100)
<i>Lev</i>	0.075 (0.563)	0.051 (0.384)
<i>Growth</i>	0.020 ** (2.089)	0.021 ** (2.169)

续前表

变量	TobinQ	
	(1)	(2)
<i>Cfo</i>	1.626 *** (7.432)	1.645 *** (7.473)
<i>Soe</i>	-0.121 *** (-3.000)	-0.130 *** (-3.224)
<i>Board</i>	0.060 (0.624)	0.074 (0.767)
<i>Indep_ratio</i>	1.359 *** (4.427)	1.378 *** (4.462)
<i>Msh</i>	0.014 (0.376)	0.018 (0.462)
<i>First</i>	0.277 ** (2.376)	0.275 ** (2.347)
<i>Year fe</i>	控制	控制
<i>Industry fe</i>	控制	控制
<i>Adjusted_R²</i>	0.449	0.447
<i>N</i>	14 672	14 672

五、研究结论与启示

慈善捐赠往往是以企业具备可以捐赠的现金流和一定的盈利能力为前提条件的。然而,在中国现实情境下,处于绩差状态下的企业实施慈善捐赠的现象却十分普遍,那么,这些业绩不佳的企业因何动机要“慷慨捐赠”呢?绩差企业慈善捐赠是“欲取姑予”(战略效应)还是“雪上加霜”(代理冲突问题)呢?其对企业价值的影响与绩优企业相比是否有所差异?为了弄清楚这些问题,本文以2003—2015年中国上市公司为研究样本,重点考察了慈善捐赠对企业价值的影响在不同业绩状态下的差异。本文的研究发现:绩差企业慈善捐赠的价值效应更弱;考虑到地区市场化进程差异后,相比于较高的市场化程度,在较低市场化程度的地区,绩差企业的慈善捐赠价值效应更弱;考虑到地区政策不确定性差异后,相比于政策不确定性较低的地区,该现象主要表现在政策不确定性较高的地区。

本文的政策启示是:对于企业而言,要认识到慈善捐赠在给其带来社会效益的同时,也会耗费企业一定的资源,企业应该根据自身的实力和所处的发展阶段慎重考虑是否做出慈善捐赠决定以及捐赠额度的大小,而不能一味地进行捐赠;同时,要进

一步改善公司内部治理结构,引入外界媒体的监督机制,防止管理层为一己私利而任意捐赠。对于政府部门而言,应该规范绩差企业的慈善捐赠行为,

加强对外捐赠的审批管理,尽可能降低慈善捐赠给企业带来的成本效应,以保证经济效益和社会效益的“两不误”。

参考文献

- [1] Su J, He J. Does Giving Lead to Getting? Evidence From Chinese Private Enterprises [J]. *Journal of Business Ethics*, 2010, 93 (1): 73-90.
- [2] Porter M E, Kramer M R. The Competitive Advantage of Corporate Philanthropy [J]. *Harvard Business Review*, 2002, 80 (12): 56-68.
- [3] Swanson D L. Addressing a Theoretical Problem by Reorienting the Corporate Social Performance Model [J]. *Academy of Management Review*, 1995, 20 (1): 43-64.
- [4] Seifert B, Morris S A, Bartkus B R. Having, Giving, and Getting: Slack Resources, Corporate Philanthropy, and Firm Financial Performance [J]. *Business & Society*, 2004, 43 (2): 135-161.
- [5] 杜勇, 鄢波, 张欢, 步丹璐. 慈善捐赠、政府补助与扭亏绩效——基于中国亏损上市公司的经验证据 [J]. *经济科学*, 2015 (4): 81-94.
- [6] 李四海, 陈旋, 宋献中. 穷人的慷慨: 一个战略性动机的研究 [J]. *管理世界*, 2016 (5): 116-127.
- [7] Godfrey P C. The Relationship between Corporate Philanthropy and Shareholder Wealth: A Risk Management Perspective [J]. *Academy of Management Review*, 2005, 30 (4): 777-798.
- [8] Wang H, Choi J, Li J. Too Little or Too Much? Untangling the Relationship between Corporate Philanthropy and Firm Financial Performance [J]. *Organization Science*, 2008, 19 (1): 143-159.
- [9] Sharfman M. Changing Institutional Rules the Evolution of Corporate Philanthropy, 1883-1953 [J]. *Business & Society*, 1994, 33 (3): 236-269.
- [10] Atkinson L, Galaskiewicz J. Stock Ownership and Company Contributions to Charity [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1988: 82-100.
- [11] 唐跃军, 左晶晶, 李江东. 制度环境变迁对公司慈善行为的影响机制研究 [J]. *经济研究*, 2014 (2): 61-73.
- [12] Glazer A, Konrad K A. A Signaling Explanation for Charity [J]. *The American Economic Review*, 1996, 86 (4): 1019-1028.
- [13] Shapira R. Corporate Philanthropy as Signaling and Co-Optation [J]. *Fordham Law Review*, 2011, 80: 1889.
- [14] Williams R J, Barrett J D. Corporate Philanthropy, Criminal Activity, and Firm Reputation: Is there a Link? [J]. *Journal of Business Ethics*, 2000, 26 (4): 341-350.
- [15] 高勇强, 陈亚静, 张云均. “红领巾”还是“绿领巾”: 民营企业慈善捐赠动机研究 [J]. *管理世界*, 2012 (8): 106-114.
- [16] Wang J, Coffey B S. Board Composition and Corporate Philanthropy [J]. *Journal of Business Ethics*, 1992, 11 (10): 771-778.
- [17] 王新, 李彦霖, 李方舒. 企业社会责任与经理人薪酬激励有效性研究——战略性动机还是卸责借口? [J]. *会计研究*, 2015 (10): 51-58.
- [18] 宋罡, 江炎骏, 徐勇. 企业捐赠行为的影响因素: 社会资本视角下的实证研究 [J]. *财经论丛*, 2013 (2): 107-111.
- [19] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [20] 赵琼, 张应祥. 跨国公司与中国企业捐赠行为的比较研究 [J]. *社会*, 2007 (5): 144-161.
- [21] 杨团, 葛道顺. 公司与社会公益 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2003.
- [22] 钟宏武. 企业捐赠作用的综合解析 [J]. *中国工业经济*, 2007 (2): 75-83.
- [23] 郭剑花. 中国企业的捐赠: 自愿抑或摊派? ——基于中国上市公司的经验证据 [J]. *财经研究*, 2012 (8): 49-59.
- [24] 罗党论, 廖俊平, 王珏. 地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据 [J]. *经济研究*, 2016 (5): 130-142.
- [25] 戴亦一, 潘越, 冯舒. 中国企业的慈善捐赠是一种“政治献金”吗? ——来自市委书记更替的证据 [J]. *经济研究*, 2014 (2): 74-86.
- [26] 曹春方. 政治权力转移与公司投资: 中国的逻辑 [J]. *管理世界*, 2013 (1): 143-157.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

致 谢

2019年5月至2019年11月,以下学者受邀担任《中央财经大学学报》“财务与会计”栏目匿名审稿人,特此致谢!

匿名审稿人名单

(按姓氏拼音排序)

- | | |
|-----|-----------------|
| 曹 强 | 中央财经大学会计学院 |
| 陈 玥 | 中央财经大学会计学院 |
| 戴 璐 | 中国人民大学商学院 |
| 江轩宇 | 中央财经大学会计学院 |
| 金宇超 | 中央财经大学会计学院 |
| 李 晓 | 中央财经大学会计学院 |
| 李小荣 | 中央财经大学财政税务学院 |
| 李 哲 | 中央财经大学会计学院 |
| 梁上坤 | 中央财经大学会计学院 |
| 刘 行 | 东北财经大学会计学院 |
| 马云飙 | 中央财经大学会计学院 |
| 沈洪涛 | 暨南大学管理学院 |
| 宋顺林 | 中央财经大学会计学院 |
| 孙 健 | 中央财经大学会计学院 |
| 童 盼 | 北京工商大学商学院 |
| 王百强 | 中央财经大学会计学院 |
| 王春飞 | 中央财经大学会计学院 |
| 王 俊 | 东北大学工商管理学院 |
| 吴 溪 | 中央财经大学会计学院 |
| 肖土盛 | 中央财经大学会计学院 |
| 许浩然 | 东北财经大学会计学院 |
| 杨德明 | 暨南大学管理学院 |
| 杨育龙 | 天津大学管理与经济学部 |
| 张 琦 | 中南财经政法大学政府会计研究所 |
| 朱 冰 | 中央财经大学会计学院 |
| 朱 梅 | 上海对外经贸大学会计学院 |

拨备计提与货币政策的配合效应

The Coordination Effect of Provision and Monetary Policy

罗大庆 胡名成

LUO Da-qing HU Ming-cheng

[摘要] 本文在新凯恩斯主义框架下构建了一个包括显性商业银行等七部门且能够反映我国基本经济特征的 DSGE 模型, 鉴于信贷市场存在摩擦, 引入静态拨备和动态拨备两种审慎监管政策, 考察在不同的外生冲击下两种拨备制度在防范金融风险、平滑经济波动等方面的效果, 并以社会福利损失函数为评价标准, 识别动态拨备计提与货币政策的最优组合。主要结论有: 第一, 当经济体受到金融冲击时, 静态拨备的引入会放大经济波动, 而动态拨备防风险、稳增长效果显著, 但是两种拨备制度在治理由技术冲击引起的经济波动时, 效果并不理想; 第二, 相对于一般的泰勒法则, 关注金融要素的增广型货币政策抑制经济波动的优势非常明显, 货币政策的制定应该充分考虑金融要素的波动; 第三, 稳健的货币政策配合宽松的动态拨备监管政策能够最大限度地降低社会福利损失。因此, 政府部门须进一步完善动态拨备制度, 适时下调计提强度, 相信此举可以助推我国经济提前走出下行期。

[关键词] 拨备计提 货币政策 经济波动 福利损失

[中图分类号] F830.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 12-0077-13

Abstract: Base on the framework of New Keynesian, we construct a DSGE model that can reflect China's basic economic characteristics. In the imperfect credit market, static provisioning and dynamic provisioning were introduced to focus on the effect of alleviating financial risks and smoothing economic fluctuations under different exogenous shocks. The social welfare loss function is used to identify the optimal combination of dynamic provisioning and monetary policy. The following conclusions are drawn: firstly, when the economy is affected by financial shocks, the introduction of static provision will amplify economic fluctuations, but the effect of dynamic provision in preventing risk and stabilizing growth is significant, however, two provision systems are not effective in managing economic fluctuations caused by technological shocks. Secondly, compared with the general Taylor rule, the advantage of augmented monetary policy focusing on financial factors in curbing economic fluctuations is obvious, monetary policy should take full account of the fluctuations of financial factors. Thirdly, prudential monetary policy that matches loosing dynamic provisioning regulatory policy can minimize social welfare losses. So government should further improve the dynamic provisioning system and reduce the amount of provision in a timely manner. We believe this can help China's economy go out of the downturn ahead of schedule.

Key words: Provision Monetary policy Economic fluctuation Welfare loss

[收稿日期] 2019-06-25

[作者简介] 罗大庆, 男, 1971年9月生, 上海财经大学经济学院副教授, 博士生导师, 研究方向为货币经济学; 胡名成 (通讯作者), 男, 1981年10月生, 上海财经大学经济学院博士研究生, 研究方向为宏观审慎政策。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“中国城市层面人力资源误配测度、传导机制与政策研究”(项目编号: 71803112)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

2008年金融危机爆发前,学术界、银行监管部门都不热衷于讨论宏观审慎政策,原因之一是基于对巴塞尔协议Ⅱ的认可,历经“大缓和”时代,人们对于主流发达国家的经济比较有信心,认为发生金融危机、经济危机的可能性不大,强化对商业银行的监管可能严重损害实体经济。次贷危机后,鉴于危机对金融体系和实体经济造成的严重破坏,对宏观审慎政策的研究和讨论从幕后走向前台。痛定思痛后,国际社会普遍认为对金融风险顺周期性累积未能及时进行监控和管理是危机发生的主要原因。从这次金融危机中也可以看出货币政策在修正信贷资源错配、防范金融风险方面的缺陷,制定逆周期的宏观审慎监管政策已得到各国监管部门的一致认可。

贷款损失拨备计提是宏观审慎监管政策的重要组成部分,也是金融机构抵御信贷风险的重要措施。与资本要求率、贷款价值比(LTV)等传统审慎工具用于防范金融机构难以预期的风险损失不同,拨备计提主要用于抵补已实现的或者能预期的风险损失。拨备计提从商业银行利润中扣除,隶属于银行的支出条款,是银行监管部门对商业银行提出的一种强制性的监管要求。一般来说,拨备计提制度分为两类:静态拨备计提和动态拨备计提。静态拨备通常只针对已实现信贷损失计提拨备。当经济处于上行期时,由于信贷质量的提高,违约率和损失下降会减少拨备的计提,导致信贷投放增加。而当经济处于下行期时,商业银行坏账增加,贷款违约率上升,银行增加拨备计提,引发信贷投放的下降,这使得静态拨备带有一定的顺周期性色彩。动态拨备作为对静态拨备的继承和发展,在对已实现信贷损失或风险计提拨备之余,融入了前瞻性、动态性及逆经济周期元素,监管部门可以根据商业银行的整体经营状况以及经济所处的发展阶段对拨备指标进行动态调整,体现了后危机时代审慎的金融监管思路。动态拨备弱化了静态拨备监管和银行信贷的顺周期性,可提高银行系统的抗风险能力,帮助商业银行实现跨经济周期稳健经营。

我国于2011年实施《中国银行业实施新监管标准指导意见》,明确规定允许商业银行根据其自身整体经营状况以及经济所处的发展阶段动态调整贷款损失拨备,但拨备覆盖率不得低于150%。我国成为少

数几个出台动态拨备监管政策的国家。基于此,本文以静态拨备和动态拨备为重点建模对象,考察两种拨备制度稳定宏观经济和金融系统的效果,分析其形成原因和传导机制,模拟货币政策融入金融要素后对各经济变量的影响,并识别拨备政策和货币政策的最优组合。

本文剩余部分安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是理论模型基本框架;第四部分是参数校准与参数估计;第五部分是数值模拟分析,考察两种拨备政策对经济的影响;第六部分是结论和政策建议。

二、文献综述

次贷危机后,宏观审慎政策被高调置于前台,经过十几年的发展,理论研究和实证分析都取得了长足的进步。审慎政策体系的内涵也不断丰富,除了逆周期的资本要求率、贷款价值比(LTV)等传统工具外,还包括拨备计提、对系统重要性金融机构强化监管等诸多措施。审慎政策工具日趋丰富,为研究制定宏观审慎政策提供了广阔的空间。国内学者对宏观审慎政策的研究主要集中在逆周期资本要求率、贷款价值比(LTV)等传统工具与货币政策的关系讨论以及如何配合两种政策,以求达到最大效应等问题上。代表性文献有王爱俭和王璟怡(2014)^[1]、马勇和陈雨露(2013)^[2]、李天宇等(2017)^[3]、范从来和高洁超(2018)^[4]。在拨备计提方面,徐明东和陈学彬(2012)^[5]研究表明,动态拨备制度抑制银行信贷增长的作用虽然有限,但能显著提高银行体系的风险抵御能力。陈超等(2015)^[6]认为当期贷款损失拨备计提与下一期不良贷款的变动存在显著的正相关性。戴德明和张珊珊(2016)^[7]研究发现,贷款损失拨备能够有效应对商业银行风险。在当期贷款质量保持不变的前提下,商业银行的贷款损失拨备越多,其未来一期的个体风险和外溢风险就越低。许友传(2017)^[8]研究发现,动态拨备是借款人的杠杆及其融资成本的增函数。高洁超等(2017)^[9]模拟发现,相比传统的后顾性拨备,具有前瞻性和逆周期特征的动态拨备可以更好地熨平经济波动。

国外学者也对拨备计提进行了深入的研究,取得了丰富的成果。Bushman等(2012)^[10]认为,银行贷款损失拨备对银行承担风险的纪律产生有利的影响,动态拨备可以有效抑制银行承担风险的冲动,有利于

银行的稳健运行。Bouvatier 和 Lepetit (2015)^[11]发现,静态拨备确实有放大信贷周期和经济周期的负作用,此外,这一因素对资本金不足的银行更加不利,而前瞻性贷款损失拨备可以有效缓和这一现象。Olszak 等(2018)^[12]利用来自 65 个国家的银行信息,并运用两步 GMM Blundell-Bond 方法,发现动态拨备比其他宏观审慎政策在平滑金融机构信贷波动方面更加有效,而且这一结论与银行自身的规模无关,结果非常稳健。

综上所述,动态拨备监管缓和银行信贷的顺周期性、帮助银行实现跨经济周期稳健经营的作用得到了学术界的普遍认可。为此,本文从以下三个方面展开研究:第一,通过不同的外生冲击,对两种拨备制度在防范金融风险、平滑经济波动等方面的效果进行对比,强化动态拨备监管的优势。第二,有关货币政策是否应该关注金融要素波动的讨论,学术界和政策制定部门均未达成一致的看法,本文通过理论模型的数值模拟对上述问题给出了基本判断。第三,如何将拨备计提制度引入现行经济体,并与已有的经济政策,特别是货币政策相互协调,形成政策合力,以便更好地服务经济社会发展,实际上是一个比较困难的问题。本文在基准模型的基础上,详细说明拨备计提政策的建模方式,并以社会福利损失函数为评价标准,考察不同政策组合对社会福利损失的影响,获取最优的政策参数和政策搭配。

三、理论模型基本框架

本部分通过建立一个标准的新凯恩斯 DSGE 模型,从理论上阐述了两种拨备制度对经济波动的影响。模型是一个包含家庭、最终品企业、中间品企业、资本品制造商、商业银行、中央银行和政府部门七部门的 DSGE 模型,既保留了传统 RBC 模型中代表性家庭在跨期预算约束条件下依赖消费和闲暇最大化其效用的假设,又具有价格黏性、垄断竞争等鲜明的新凯恩斯主义色彩。由于价格存在黏性,货币在短期内是非中性的。为了考察金融摩擦对经济波动的影响,引入静态拨备和动态拨备两种监管制度,以区别在宏观审慎政策建模过程中被广泛采用的资本要求率、贷款价值比(LTV)等监管机制。家庭选择消费、提供劳动并获得收入。商业银行是风险中性的,从家庭和中央银行获得资金,并向资本品制造商提供信贷支持,供其进行资本品生产,只有资本品制造商

和商业银行存在信贷合约关系。中间品企业租用资本品厂商的资本进行生产;零售商购买中间品来生产最终品;中央银行制定政策利率和拨备政策,以实现经济的干预和对商业银行的监管。

(一) 家庭部门

假设经济体中存在位于 $[0, 1]$ 上的连续统个家庭,代表性家庭通过选择消费 (C_t) 、劳动供给 (H_t) 、货币余额 (M_t^H) 和储蓄 (D_t) 来最大化其终身贴现效用:

$$U_t = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{C_t^{1-\zeta}}{1-\zeta} - \frac{H_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} + \log [(M_t^H)^v D_t^{1-v}] \right\}$$

其中: E 为期望算子; β 为贴现因子; ζ 为消费的跨期替代弹性的倒数; γ 表示劳动供给弹性的倒数; 家庭的货币资产由现金和储蓄组成,权重分别为 v 和 $1-v$ 。

代表性家庭的预算约束为:

$$\begin{aligned} C_t + D_t + B_t^H + M_t^H &\leq (1 + i_{t-1}^D) D_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t} \\ &+ (1 + i_{t-1}^B) B_{t-1}^H \frac{P_{t-1}}{P_t} + M_{t-1}^H \frac{P_{t-1}}{P_t} + W_t^R H_t \\ &+ \int_0^1 J_{j,t}^C dj + J_t^K + J_t^B - T_t \end{aligned} \quad (1)$$

其中: B_t^H 是家庭购买的政府债券,净收益率为 i_t^B ; $(1+i_t^D)$ 是储蓄率; W_t^R 为实际工资率; $\int_0^1 J_{j,t}^C dj$, J_t^K 、 J_t^B 分别为中间品制造商、资本品制造商和银行的利润,假设它们均归家庭所有; T_t 为总量税。

给定利率和价格,代表性家庭的一阶条件为:

$$C_t^{-\zeta} = \beta E_t \left[C_{t+1}^{-\zeta} (1 + i_t^B) \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \quad (2)$$

$$D_t C_t^\zeta = \frac{(1-v)}{i_t^B - i_t^D} (1 + i_t^B) \quad (3)$$

$$M_t^H C_t^\zeta = \frac{v}{i_t^B} (1 + i_t^B) \quad (4)$$

$$(H_t)^\gamma = W_t^R C_t^{-\zeta} \quad (5)$$

方程(2)为消费的欧拉方程,表示消费的跨期替代;方程(3)表示储蓄与储蓄率正相关,与消费、债券利率负相关;方程(4)表示实际货币余额与消费、债券利率(机会成本)负相关;方程(5)是劳动供给方程。

(二) 最终品企业部门

最终品企业部门的设置采用标准形式。代表性最终品生产商购买中间品 $Y_{j,t} (j \in (0, 1))$, 使用标准的 Dixit-Stiglitz 加成技术, 生产最终品 $Y_t = \left(\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\theta_p-1}{\theta_p}} dj \right)^{\frac{\theta_p}{\theta_p-1}}$, 其中 θ_p 为中间品之间的不变替代弹性。给定中间品价格 $p_{j,t}$ 和最终消费品的价格 p_t , 最终品制造商选择最优的中间品购买量, 优化问题得到中间品的需求函数为 $Y_{j,t} = Y_t \left(\frac{p_{j,t}}{P_t} \right)^{-\theta_p}$ 。由零利润条件可得最终消费品的价格为 $P_t = \left(\int_0^1 p_{j,t}^{1-\theta_p} dj \right)^{\frac{1}{1-\theta_p}}$ 。

(三) 中间品企业部门

假设经济体中存在位于 $[0, 1]$ 上的连续统个垄断竞争的中间品制造商, 代表性中间品制造商 j 在第 t 期从资本品制造商租用资本 $K_{j,t}$, 租金率为 r_t^K , 雇用劳动 $N_{j,t}$, 支付实际工资 W_t^R , 生产函数为:

$$Y_{j,t} = A_t N_{j,t}^{1-\alpha} K_{j,t}^\alpha \quad (6)$$

其中: A_t 为中性技术, 其对数服从一阶自回归过程; α 表示资本的产出弹性。

中间品制造商产品定价决策过程包括两个阶段。第一阶段为成本最小化阶段, 也就是在工资和资本的租金率给定的情况下, 中间品制造商解如下最优化问题:

$$\text{Min } W_t^R N_{j,t} + r_t^K K_{j,t}$$

约束条件是方程 (6), 得到资本-劳动率方程和边际成本方程:

$$\frac{K_{j,t}}{N_{j,t}} = \alpha(1-\alpha)^{-1} \frac{W_t^R}{r_t^K} \quad (7)$$

$$mc_{j,t} = (W_t^R)^{1-\alpha} (r_t^K)^\alpha / (\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} A_t) \quad (8)$$

在第二阶段, 代表性中间品制造商选择最优的价格水平以实现利润最大化。中间品厂商拥有定价的权力, 假设其按照 Calvo (1983)^[13] 的定价方式设定产品的价格, 也就是每期有 $(1-\omega_p)$ 的概率可以重新设定产品的价格。重新设定的价格 $P_{j,t}^*$ 是以下最优化问题的解:

$$\text{Max } E_t \sum_{k=0}^{\infty} \omega_p^k \Lambda_{t,t+k} \left[\frac{P_{j,t}^*}{P_{t+k}} - mc_{t+k} \right] Y_{j,t+k} \quad (9)$$

且 $\Lambda_{t,t+k} = \beta^k U_{C_{t+k}} / U_{C_t}$ 表征从第 t 期到第 $t+k$ 期的随机贴现因子, mc_t 为中间品的边际成本。

零售商重新设定的最优价格 $P_{j,t}^*$ 表达式为:

$$P_{j,t}^* = \frac{\theta_p}{\theta_p - 1} \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \omega_p^k \beta^k U_{C_{t+k}} mc_{t+k} Y_{t+k} (P_{t+k})^{\theta_p}}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} \omega_p^k \beta^k U_{C_{t+k}} Y_{t+k} (P_{t+k})^{\theta_p-1}} \quad (10)$$

不能重新定价的企业维持原有价格不变。经过计算, 可以得到重要的新凯恩斯菲利普斯曲线:

$$\beta E_t (\hat{\pi}_{t+1}) = \hat{\pi}_t - \frac{(1-\beta\omega_p)(1-\omega_p)}{\omega_p} \hat{mc}_t \quad (11)$$

(四) 资本品制造商

资本品制造商部门的建模参考 Agénor 和 Silva (2016)^[14] 的方法。资本品生产商资本存量满足如下累积方程:

$$K_{t+1} = I_t + (1-\delta_K) K_t \quad (12)$$

其中, δ_K 为资本折旧, 新的资本以 r_t^K 的价格出租给中间品生产商。假设资本品生产商无保留收益, 每期期初的投资 I_t 需要从商业银行获得信贷支持, 贷款额 $L_t^I = I_t$, 贷款利率为 $(1+i_t^I)$ 。但是资本品制造商的还款是不确定的, 存在违约的可能性, 违约概率为 J_t 。基于这样一个事实, 商业银行通过评估以企业的产出 K_t 为抵押发放贷款。所以, 在每期的期末, 资本品生产商的还款期望值为 $J_t K_{t+1} + (1-J_t)(1+i_t^I)L_t^I$ 。资本品生产商的最优化问题是在式 (12) 的约束下, 通过选择资本量, 最大化贴现利润:

$$\text{max } E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \{ r_{t+s}^K K_{t+s} - J_{t+s} K_{t+s+1} - (1-J_{t+s})(1+i_{t+s}^I) K_{t+s+1} - (1-\delta_K) K_{t+s} \}$$

一阶条件为:

$$E_t r_{t+1}^K = (1-J_t)(1+i_t^I) E_t [(1+i_{t+1}^B)] + E_t [(J_{t+1}) - (1-\delta_K)(1-J_{t+1})(1+i_{t+1}^I)] \quad (13)$$

由上式可知, 违约概率通过影响还款期望值对资本的预期回报率造成影响。

(五) 商业银行

商业银行部门的建模借鉴 Zilberman 和 Tayler (2015)^[15] 的方法。在每一期的期初, 商业银行通过吸收存款 (D_t) 和向中央银行贷款 (L_t^B) 筹集资金以满足商

业银行购买政府债券的资金需求 (B_t^B) 和资本品生产商的贷款需求 (L_t^L), 中央银行的再贴现利率为 i_t^R 。商业银行资产负债表为:

$$L_t^L + B_t^B = D_t + L_t^B + LLR_t \quad (14)$$

其中, LLR_t 为贷款损失准备金 (loan loss reserve)^①, 同时商业银行需要满足贷款损失拨备计提监管要求。同 Bouvatier 和 Lepetit (2015)^[11] 的方法一样, 设定贷款损失准备金 (LLR_t) 和贷款损失拨备计提之间的关系为:

$$LLR_t^i = (LLR_{t-1}^i)^{\rho_{LR}} (LLP_t^i)^{1-\rho_{LR}} \quad (15)$$

其中, LLP_t 是贷款损失拨备计提 (loan loss provision)。也就是说, 当期贷款损失准备金是上一期贷款损失准备金和当期贷款损失拨备计提的几何平均。 $\rho_{LR} \in (0, 1)$ 为平滑参数, $i=S, D$ 分别表示静态拨备和动态拨备。假定银行用贷款损失准备金投资政府债券, $LLR_t = B_t^B$, 获得无风险收益 i_t^B , 这样, 商业银行的资产负债表简化为:

$$L_t^B = L_t^L - D_t \quad (16)$$

商业银行不良贷款份额, 也就是企业违约概率 J_t 定义为:

$$J_t = J \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\omega_Y} \varepsilon_t^J \quad (17)$$

其中, J 表征 J_t 的稳态值, Y 表示产出的稳态值。不良贷款率关于产出缺口的弹性 $\omega_Y < 0$, ε_t^J 的上升视为负向金融冲击, 作为外生冲击, 其对数形式服从一阶自回归过程。

$$\log \varepsilon_t^J = \rho_J \log \varepsilon_{t-1}^J + \varepsilon_t^e, \quad (18)$$

$\rho_J \in (0, 1)$ 是金融冲击的一阶自相关系数, $\varepsilon_t^e \sim i. i. dN(0, \sigma_e^2)$ 。

商业银行每期通过选择存款利率和贷款利率以最大化其实际利润值:

$$E_t \Pi_{t+1} = (1-J_t)(1+i_t^L)L_t^L + J_t K_t + (1+i_t^B)LLR_t^i - (1+i_t^D)D_t - (1+i_t^R)L_t^B - LLP_t^i \quad (19)$$

给定企业违约率 and 政策利率, 关于存款利率和贷款利率的一阶条件为:

$$(1+i_t^D) = \frac{1+i_t^R}{1+\eta_{D_t}^{-1}} \quad (20)$$

$$(1+i_t^L) = \frac{(1+\eta_{L_t}^{-1})^{-1}}{1-J_t} \left[(1+i_t^R) + \frac{\partial LLP_t^i}{\partial L_t^L} - (1+i_t^B) \frac{\partial LLR_t^i}{\partial L_t^L} \right] \quad (21)$$

其中:

$$\eta_{D_t} = \frac{\partial L_t^L}{\partial (1+i_t^D)} \frac{(1+i_t^D)}{L_t^L} \quad (22)$$

$$\eta_{L_t} = \frac{\partial L_t^L}{\partial (1+i_t^L)} \frac{(1+i_t^L)}{L_t^L} \quad (23)$$

$$\frac{\partial LLR_t^i}{\partial L_t^L} = (LLR_{t-1}^i)^{\rho_{LR}} (1-\rho_{LR}) (LLP_t^i)^{-\rho_{LR}} \frac{\partial LLP_t^i}{\partial L_t^L} \quad (24)$$

(六) 中央银行部门

中央银行的资产是商业银行的贷款 L_t^B 和政府发行的债券 B_t^C , 负债是经济体中流通的货币, 所以中央银行的资产负债表为:

$$L_t^B + B_t^C = M_t^H \quad (25)$$

中央银行制定货币政策对经济进行干预, 货币政策采用锚定通胀缺口和产出缺口的 Taylor 型设定方式:

$$\frac{1+i_t^R}{1+i_t^R} = \left(\frac{1+i_{t-1}^R}{1+i_t^R} \right)^\varphi \left[\left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\varphi_Y} \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\varphi_\pi} \right]^{1-\varphi} \varepsilon_t^R \quad (26)$$

其中, φ 表示政策利率调整的平滑程度, φ_Y, φ_π 为政策利率对产出和通胀的反应参数, ε_t^R 为货币政策冲击。另外, 中央银行的利润归政府所有。

金融体系本质上是脆弱的, 其脆弱性的根源在于银行系统过度的信贷扩张。由于有限责任和存款保险制度, 商业银行有投资风险项目的激励。实施拨备计提监管, 其根本目的在于防止银行投资风险项目带来的损失殃及储蓄池, 侵蚀存款人的利益。中央银行要求商业银行每期从利润中计提贷款损失拨备, 以便充分覆盖不良信贷, 保障存款人的利益。这样可以强化金融系统的稳定性, 有效防范金融风险。

考察两种贷款损失拨备政策: 静态拨备 (LLP_t^S) 和动态拨备 (LLP_t^D)。静态拨备是针对已实现信贷损

① 按照通常的会计标准, 贷款损失准备金是对总信贷的一般准备, 隶属于商业银行的一级资本, 是商业银行资产负债表项目。贷款损失拨备计提是对不良贷款的覆盖计提, 拨备从商业银行利润中扣除, 隶属于银行的支出条款。

失或风险计提的拨备，特点是对已损失资产进行静态的即期评估。其形式为：

$$LLP_t^S = l_0 J_t L_t' \quad (27)$$

其中 l_0 表示拨备对不良贷款的覆盖份额。

动态拨备在对已实现信贷损失或风险计提拨备之余，融入前瞻性、动态性及逆经济周期元素。参考 Zilberman 等 (2015)^[15]、高洁超等 (2017)^[9] 的设定方式，其形式为：

$$LLP_t^D = l_0 J_t \left(\frac{J_t}{J} \right)^u L_t' \quad (28)$$

其中， $u < 0$ 表示拨备计提的强度。

(七) 政府部门

政府发行一期的无风险债券，向家庭征收总量税，接受中央银行的利润。因此政府部门的预算约束为：

$$T_t + i_{t-1}^R L_{t-1}^B + i_t^R L_t^B + B_t^C = (1 + i_{t-1}^B) B_{t-1}^C \frac{P_{t-1}}{P_t} \quad (29)$$

(八) 定义均衡

给定经济偏好，资源约束条件为：

$$Y_t = C_t + I_t \quad (30)$$

方程 (1) ~ 方程 (30) 30 个方程构成本文的 DSGE 模型。竞争均衡条件下，当市场达到均衡时，所有市场同时出清，家庭实现期望效用最大化，企业实现利润最大化。对上述 30 个方程在稳态值周围进行对数线性化处理，待参数赋值后可以对模型进行模拟分析。

四、参数校准与参数估计

理论模型中有待赋值的参数包括模型的结构参数、政策参数和外生冲击的自相关系数及其标准差，本文采用校准和贝叶斯估计两种方式对参数进行赋值，与模型中主要内生变量稳态值相关的参数，采用校准的办法对其进行赋值，其余参数通过贝叶斯估计方法对其进行赋值。

(一) 参数校准

模型有待校准的参数包括 β 、 ζ^{-1} 、 ν 、 θ_p 、 α 、 $(1 - \omega_p)$ 、 δ_K 、 J 、 l_0 。这些参数决定了核心内生变量的稳态值。其中，根据多数文献的做法，贴现因子 β 取值为 0.99。依据马勇和陈雨露 (2013) 的做法^[2]，

将消费的跨期替代弹性 ζ^{-1} 校准为 0.5。家庭货币资产中现金和储蓄的权重之和为 1，本文设定现金的权重为 0.4。中间品之间的替代弹性 θ_p ，采用孟宪春等 (2018)^[16] 的校准结果，设定为 6。国内多数文献对资本的产出弹性 α 的取值范围为 0.3~0.6 之间，根据李天宇等 (2017)^[3] 的校准值，取值为 0.3。厂商重新调整价格的概率 $(1 - \omega_p)$ 为 0.25 (郭豫媚等 2016^[17])，表示平均每 4 个季度调整一次价格。资本折旧 δ_K ，根据王爱俭和王璟怡 (2014)^[1] 的校准结果，取值为 0.025。商业银行不良贷款率的稳态值 J ，参考高洁超等 (2017)^[9] 以 2005—2014 年银行业整体不良贷款率为依据，将其值校准为 0.035。对于拨备计提的强度参数 u ，Taylor 等 (2016)^[18] 认为其值应在 $[-1, 0]$ 之间，本文取其中间值为 -0.5。我国于 2011 年实施的《中国银行业实施新监管标准指导意见》中明确规定商业银行拨备覆盖率不得低于 150%，所以 l_0 取为 1.5。

(二) 参数估计

由于模型考察了三种外生冲击：供给冲击、金融冲击和货币政策冲击，选取名义 GDP 总额、CPI、社会消费品零售总额、不包括家庭投资的固定资本形成总额等变量的季度时间序列数据作为考察变量。其中，以支出法计算的名义 GDP 总额表示总产出，以 CPI 环比增长率表征通货膨胀率，以社会消费品零售总额表示消费，以不包括家庭投资的固定资本形成总额表示企业投资。数据的时间跨度为 2002 年第一季度到 2018 年第四季度。所用数据均来自中国人民银行网站，国家统计局和中经网数据库。以 2005 年第三季度为基期构造 CPI 平减指数。名义 GDP 总额、社会消费品零售总额、不包括家庭投资的固定资本形成总额等名义变量除以 CPI 平减指数得到其对应的实际变量，并且通过 Eviews9.0 的 X-13 方法对其进行季节性调节，之后取自然对数，并进行单边 HP 滤波处理以获得其波动部分。估计结果如表 1 所示。

(三) 模型的拟合评价

在对参数进行校准和估计之后，本部分考察理论模型主要经济变量的一阶矩和二阶矩与样本数据对应变量相关矩条件的匹配效果，以便检验理论模型对现实经济的解析能力，为后面的数值模拟提供实证依据。

表1 未校准参数贝叶斯估计值

参数	参数描述	先验分布	后验分布		
			后验均值	90%置信区间	
γ	劳动供给弹性倒数	Beta [2.7, 0.1]	2.328 7	2.149 3	2.652 9
ρ_{LR}	贷款损失准备金平滑参数	Gamma [0.6, 0.1]	0.712 3	0.429 7	0.931 0
ω_Y	不良贷款率关于产出缺口弹性	Normal [-0.2, 0.1]	-0.375 2	-0.409 7	-0.185 5
φ	政策利率调整平滑参数	Gamma [0.7, 0.1]	0.882 9	0.769 0	0.942 8
φ_Y	政策利率关于产出缺口反应参数	Gamma [0.2, 0.1]	0.230 9	0.188 2	0.300 8
φ_π	政策利率关于通胀缺口反应参数	Gamma [1.5, 0.1]	1.480 9	1.200 8	1.689 9
ρ_a	供给冲击自相关系数	Beta [0.9, 0.1]	0.704 2	0.409 7	0.923 3
ρ_J	金融冲击自相关系数	Beta [0.9, 0.1]	0.880 6	0.622 3	0.966 1
ρ_R	货币政策冲击自相关系数	Beta [0.9, 0.1]	0.931 2	0.795 4	0.981 1
σ_a	供给冲击标准差	Inv gamma [0.1, inf]	0.033 2	0.011 7	0.068 5
σ_J	金融冲击标准差	Inv gamma [0.1, inf]	0.208 7	0.103 2	0.442 1
σ_R	货币政策冲击标准差	Inv gamma [0.1, inf]	0.044 2	0.033 9	0.073 2

从表2可以看出，在一阶矩方面，由于理论模型是一个不包括政府购买和出口的封闭经济体，导致模型中的消费和投资的相对稳态值均高于实际数据值。另外，理论模型中通胀的稳态值为1，而2002年第一季度到2018年第四季度的通胀均值为1.0103，拟合效果较好。在二阶矩方面，实际数据显示我国居民消费、投资、信贷的波动均高于产出的波动，而通胀的波动小于产出的波动。而理论模型中，消费、通胀

的波动小于产出的波动，而投资、信贷的波动大于产出的波动，这主要是由于我国居民消费受季节影响（如春节，元旦等）比较大的缘故。无论是一阶矩匹配还是二阶矩匹配，贷款额和通胀这两个变量的拟合程度都比较好，原因是这两个内生变量的现实含义和理论模型中的经济含义比较接近，而其他经济变量的现实数据与模型中经济变量的含义有一定差距。

表2 矩匹配结果

经济变量	相对标准差 σ_x/σ_Y		K-P 比率 (%)	相对稳态值	
	数据	模型		数据	模型
产出	1.000 0	1.000 0	100.00	1.00	1.00
消费	1.233 6	0.796 7	64.58	0.47	0.62
投资	3.813 1	3.203 1	84.01	0.31	0.38
贷款额	2.644 3	2.866 1	108.39	1.79	1.96
通胀	0.663 6	0.497 7	75.00	—	—

总体而言，本文构造的理论模型能够反映我国经济的基本特征，模型对现实经济具备相应的解析力，使之后进行的数值模拟的结果具备比较好的说服力和可信度，从中也可以看出模型参数赋值的科学性。

五、数值模拟分析

在对参数赋值的基础上，本部分从三个方面考

察拨备监管制度对经济变量的影响，以期能够为我国拨备制度的完善和发展提供一定的理论参考。首先，定量比较在不同外生冲击下动态拨备和静态拨备在防范金融风险、平滑经济波动方面的效果，详细说明其传导机制，分析相关变量脉冲反应的形成原因；其次，从理论模型出发，对我国现阶段货币政策是否应该关注金融变量作出基本判断；最后，

以社会福利损失函数为标准,识别货币政策和拨备制度的最优组合。

(一) 不同冲击下两种拨备制度经济效应模拟分析

图1给出了金融冲击下模型主要经济变量的脉冲路径^①。从中可以看出,当经济体受到负向金融冲击时,两种拨备制度下经济变量波动走向是一致的,但

是相对于无拨备制度的基准模型和静态拨备制度的情况,动态拨备防风险、稳增长效果显著。这也与近年来各国积极改革静态拨备监管方式,制定更具有前瞻性的动态拨备制度,并将其作为应对系统性风险的重要工具的事实相吻合。

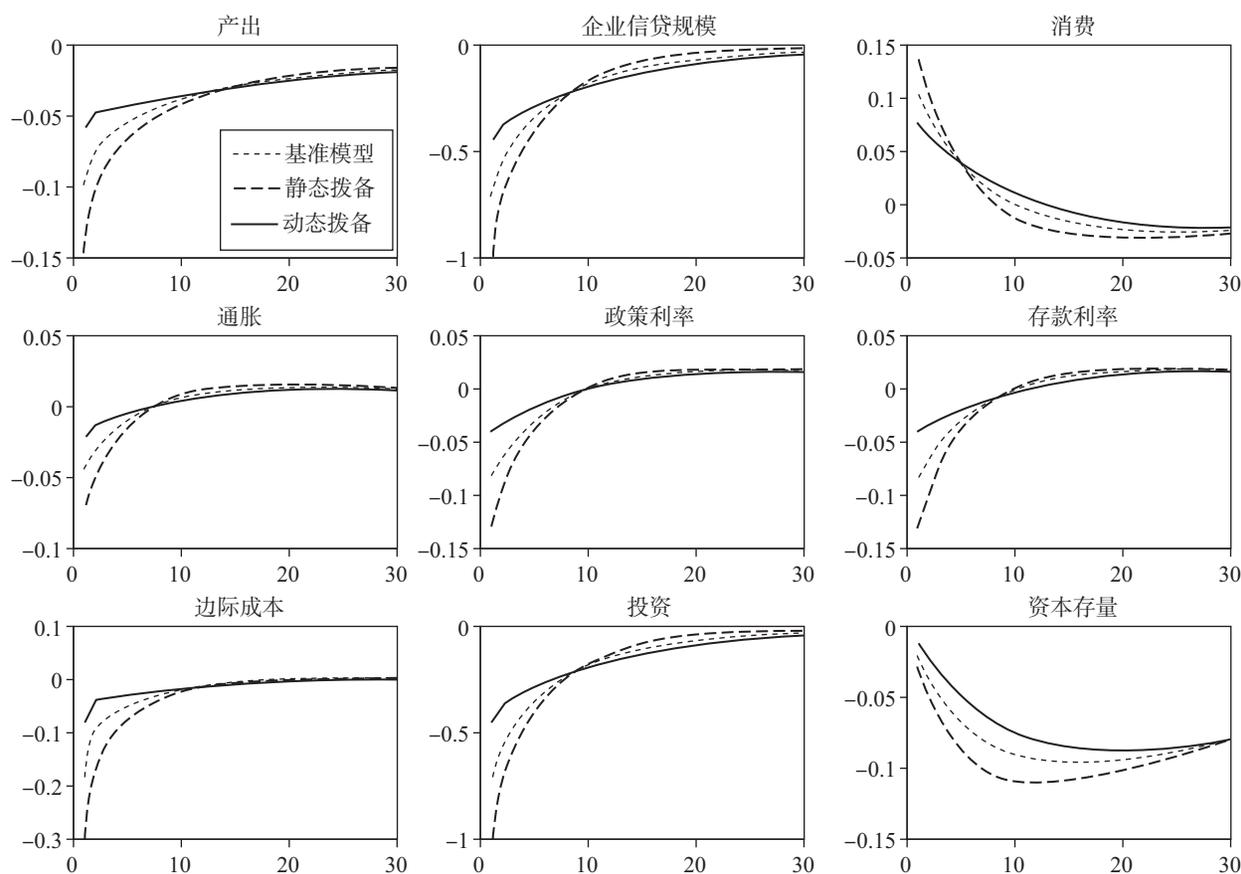


图1 负向金融冲击下三种经济制度主要内生变量脉冲图

当经济体受到负向金融冲击时,企业的不良贷款率上升,经由风险溢价渠道,商业银行的贷款利率上升,导致资本品生产商投资下降,资本存量下降,资本租金上升,生产厂商的资本使用量下降,所以产出下降。产出下降使得就业和工人的工资下降,经济进入下行期,通胀下降。以稳定物价水平为目标的货币政策通过降低政策利率提高物价水平,推动通胀上升。政策利率的下降使得商业银行从央行获得资金的成本下降,导致其对存款需求的下降,商业银行降低存款利率,根据跨期替代原则,家庭会增加当期消费。此外,根据式(17),产出下降会引起新一轮企业不良贷款率的上升,触发金融加速器机制,金融加

速器机制所形成的动态乘数效应与不良贷款率相互迭加,造成所有内生变量在期初波动最大,随着市场配置资源的作用逐渐显现出来,经济变量才逐步回归稳态。

从上面的传导机制中可以看出,当经济体受到冲击时,企业不良贷款率上升引发的金融加速器机制会起到放大经济波动的效果,必须对其进行有效管理,以达到平滑经济波动、防范金融风险的目的。当经济体受到金融冲击使企业的不良贷款率上升时,静态拨备监管要求商业银行增加拨备计提,导致银行可贷资金进一步下降,引发企业的投资、产出、就业等进一步下滑,加速经济基本面的恶化,可见静态拨备监管

^① 货币政策冲击脉冲图与金融冲击情况类似,受篇幅所限,结果未能给出,有兴趣的读者可向作者索取。

带有明显的顺周期性色彩。如图1所示,相对于无拨备制度的基准模型,静态拨备的引入放大了经济波动,这与监管当局希望其能防风险、稳增长的初心相背。而融入前瞻性、动态性及逆经济周期元素特征的动态拨备后,各主要经济变量的波动明显下降,防风险、稳增长效果显著,其主要原因是动态拨备降低了不良贷款率增加引起的企业用资成本的顺周期性,削弱了金融加速器放大经济波动的效应,缓和了用资成本波动与企业不良借款率之间正向反馈联动效应,使得整个经济体的稳定性得以提高。在经济下行期时,通过逆周期的调控,动态拨备监管要求银行降低拨备计提,增加信贷投放,企业可以获得更多流动性支持,投资、产出得以提升,各经济变量加速回归稳态,经济基本面得到改善,经济韧性增强。形成实体与金融良性发展的良好经济格局,从而更好地实现了稳增长、防风险的目标。

2008年金融危机以来,我国经济整体进入下行期,近年来我国实施供给侧结构性改革,积极转变发展方式,优化产业结构,再加上政府实施稳健中性的货币政策,经济下行压力持续加大。此外,我国商业银行利率市场化改革不断推进,利润空间持续受到挤压。在这种情况下,如果能降低拨备计提强度,一方面可以避免商业银行因利润考核而从事高风险投资,降低金融风险;另一方面可以释放更多的流动性,助推我国经济提前走出下行期。比如,2018年我国商业银行不良贷款余额约为2万亿元^①,可见商业银行未分配利润约为3万亿元,如果动态拨备降低10%的计提强度,金融机构可补充资本金0.2万亿元,按照10倍乘数计算,可增加近2万亿元的信贷投放。在现阶段我国资本市场还不发达,股权融资等直接融资方式发展相对滞后,企业融资主要还是依靠银行信贷的客观情况下,降低拨备计提可以对实体经济起到一定的促进作用,也可以避免央行单一使用降准、降息等传统货币政策增加流动性供给,弱化政策的可预期性,更有利于实体经济平稳发展。

但是,对于不同的外生冲击引发的经济波动,相对于静态拨备计提,动态拨备在防风险、稳增长方面的效果并不显著。图2给出了负向的技术进步冲击下各主要经济变量的波动走向,从中可以看出,两种拨备制度在治理由技术冲击引起的经济波动时,效果并

不理想。这与Kannan等(2012)^[19]、Angelini等(2016)^[20]的结论相同。究其原因,与金融冲击完全由金融波动引起,并不直接反映经济基本面不同,负向的技术冲击表示整个社会经济基本面的倒退和恶化。鉴于商业银行防范、控制风险的能力还不是很强,经济基本面的恶化容易造成“惜贷”情况的发生,此时如果监管当局要求商业银行增加或者减少拨备计提,并不会使得银行增加或者减少流动性的供给,所以当信贷投放的下降是由于社会经济基本面的倒退造成的,拨备制度是无能为力的。这说明拨备计提政策防范金融风险的作用与外生冲击的类型有很大关系,正确认识经济周期的形成原因,甄别经济波动的驱动因素是制定好拨备政策,并使其具备防范金融风险、维护经济稳定功能的前提。

(二) 货币政策关注金融变量经济效应模拟分析

一般来说,货币政策的目的是维持物价稳定、促进经济增长,而宏观审慎政策的定位是防范金融风险、维护金融系统的稳定。但是近年来,货币政策是否应该关注金融因素引起了学术界和政策制定者的广泛讨论。李天宇等(2017)^[3]、范从来和高洁超(2018)^[4]等均认为审慎政策搭配融入金融因素的增广型货币政策在抑制经济波动、降低社会福利损失等方面的优势十分明显。而Suh(2014, 2015)^{[21][22]}、梁璐璐等(2014)^[23]通过模拟发现,关注金融变量的增广型货币政策带有很强的宏观审慎色彩,容易和已有的审慎政策引发冲突,加剧经济波动。此外,增广型货币政策所面临的多目标任务使得货币政策负担沉重,导致政策的执行效果大打折扣,所以,目前我国遵循“加强的泰勒规则”似乎并不合时宜,传统的货币政策配合宏观审慎政策更加适用于我国现行的经济运行体制。

本部分以理论模型为基础,在动态拨备政策前提下,系统考察两种类型的货币政策对经济变量的影响,以期能够对货币政策是否应该关注金融要素这一问题作出基本判断。借鉴范从来和高洁超(2018)^[4]的做法,引入关注信贷利差这一金融变量的增广型货币政策:

$$\frac{1+i_t^R}{1+i^R} = \left(\frac{1+i_{t-1}^R}{1+i^R} \right)^\varphi \left[\left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\varphi_Y} \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\varphi_\pi} \left(\frac{(1+i_t^L)/(1+i_t^D)}{(1+i^L)/(1+i^D)} \right)^{\varphi_s} \right]^{1-\varphi} \varepsilon_t^R \quad (31)$$

① 数据来源:国家统计局。

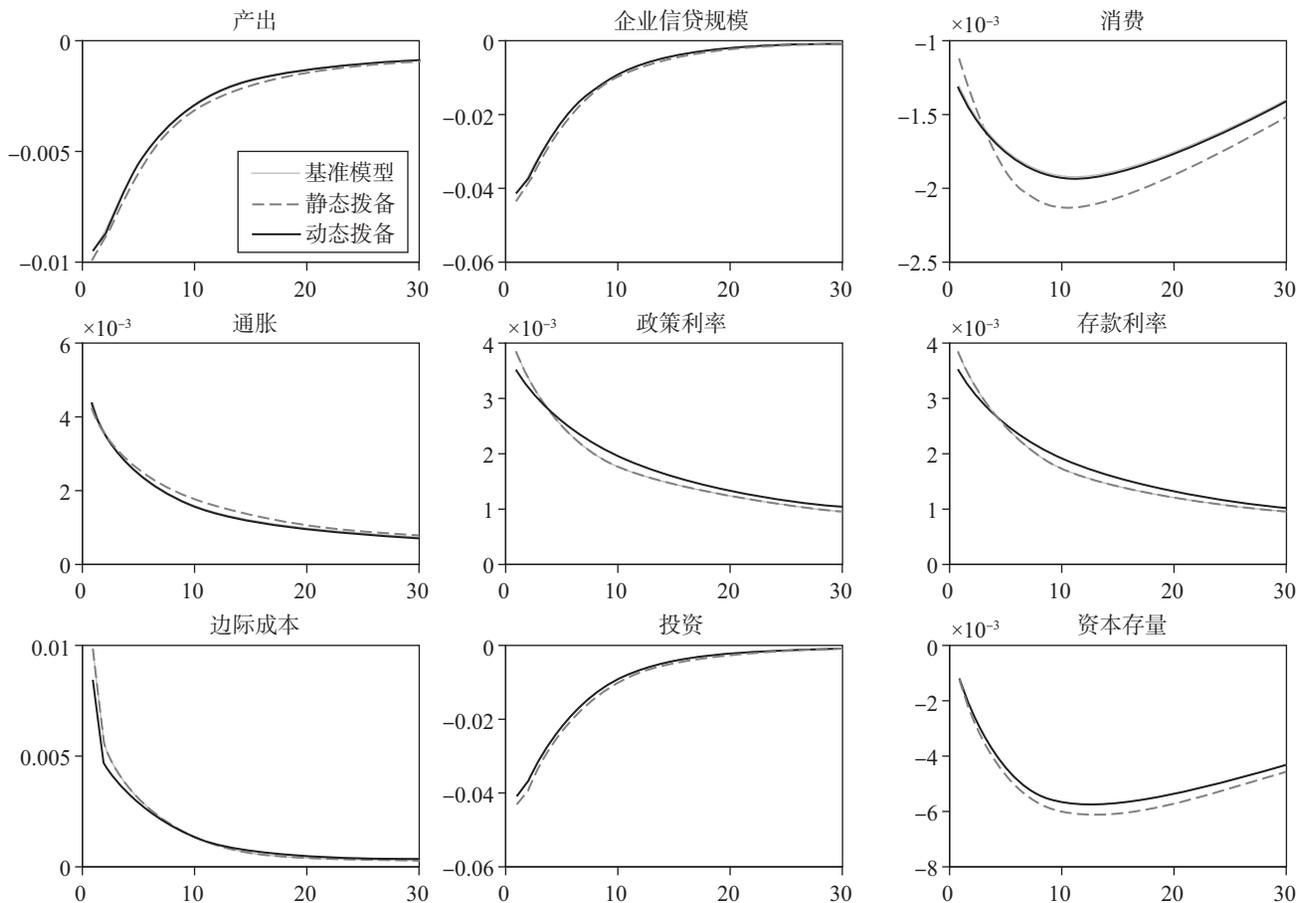


图2 负向技术冲击下三种经济制度主要内生变量脉冲图

其中， φ_s 为政策利率对信贷利差的反应程度。鉴于政策利率的主要任务是稳物价，所以参数 φ_s 的取值不宜过大。参考 Taylor 和 Zilberman (2016)^[18] 的做法，将其设定为 -0.05。从图 3 可以看出，在金融冲击下，关注金融要素的增广型货币政策抑制经济波动的优势非常明显。主要原因是负向金融冲击使得企业的不良贷款率上升，风险溢价上升导致商业银行的贷款利率上升，根据式 (31)，相对于一般的泰勒法则，增广型泰勒法则可以使政策利率下降更多，从而使得企业的用资成本下降，企业获得更多的流动性支持，投资、产出、通胀等指标波动下降并加速回归稳态，不足之处是多目标的政策利率对消费波动影响较大。但总体来说，货币政策融入金融要素确实可以更好地防范风险，熨平经济的波动。

(三) 基于社会福利视角的最优政策组合分析

从前文的模拟中可以看出，相对于其他几种政策组合，动态拨备计提搭配融入金融要素的增广型货币政策防范金融风险、平滑经济波动的效果最为显著。

本部分进一步考察这两种政策的最优组合问题，使其能够充分形成政策合力，更好地服务于宏观经济和金融系统的稳定。事实上，如何有效地促进货币政策和拨备计提政策之间的相互协调，最大程度地提高政策组合效果，避免政策冲突和政策叠加等加剧经济波动问题的出现是学术界和政策制定部门有待解决的重大问题。

在分析最优政策组合时，一般的做法是以社会福利损失函数为考察对象，因为不论实施何种经济政策，最终目的都是为了提高社会福利。Woodford (2003)^[24] 将最优政策组合问题转化为以下最优化问题：

$$\text{Min}WL_t = \kappa_\pi \text{var}(\hat{\pi}_t) + \kappa_y \text{var}(\hat{y}_t) \quad (32)$$

其中， WL_t 是社会福利损失函数。 $\text{var}(\hat{\pi}_t)$ 、 $\text{var}(\hat{y}_t)$ 是通胀缺口方差和产出缺口方差， κ_π 、 κ_y 为通胀和产出在福利损失函数中的权重。央行以社会福利损失最小为目标，通过各种工具的运用，识别货币政策与动态拨备计提政策的最优组合。

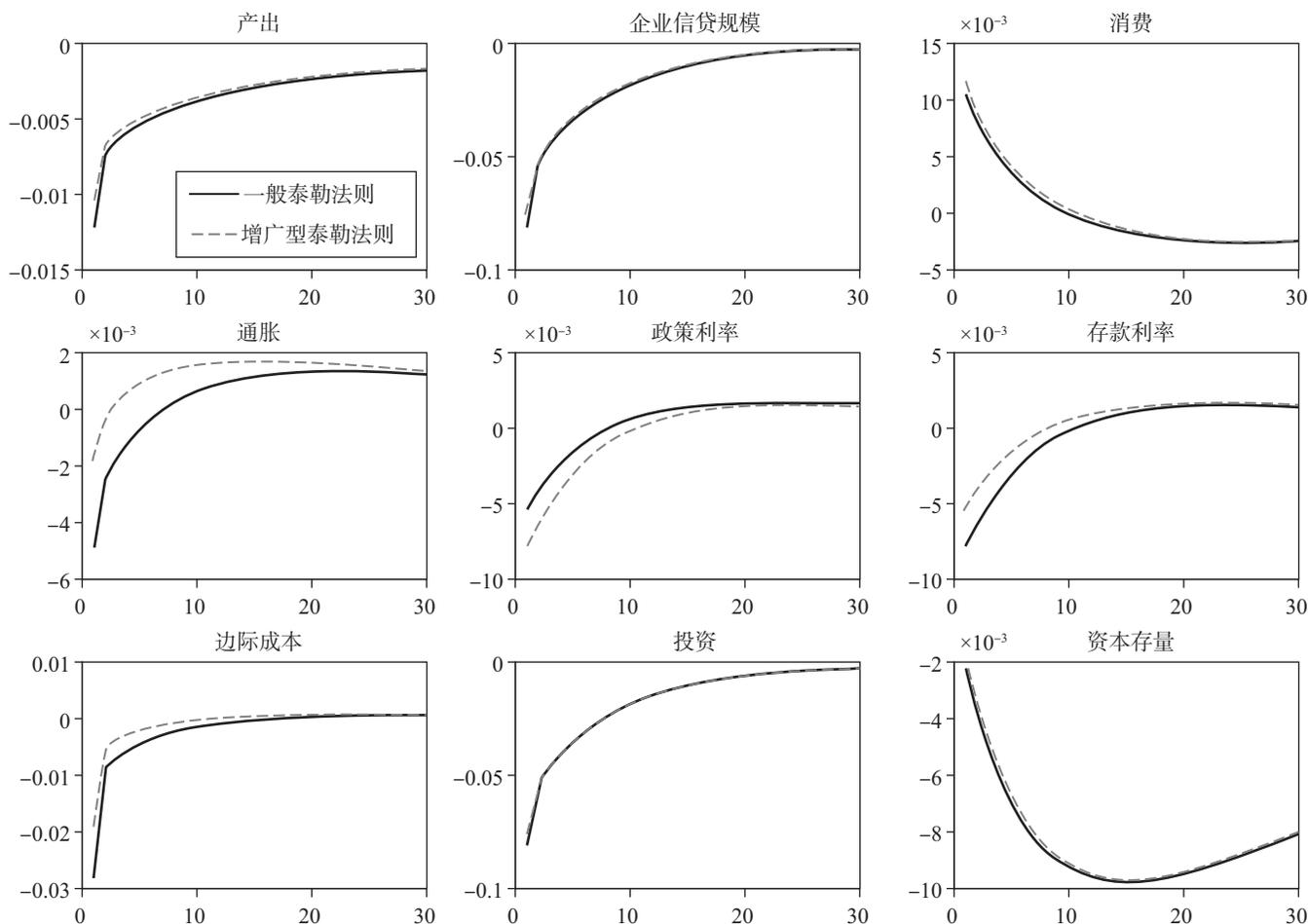


图3 动态拨备计提下负向金融冲击主要内生变量脉冲图

从式 (32) 可以看出, 该福利损失函数未能将金融风险要素纳入考量范围。2008 年金融危机之后, 我国实施过度宽松的货币政策和“4 万亿”财政强刺激计划, 过度依赖总需求管理使得我国各部门负债规模显著提升, 而产出在短期内又难以市场化出清, 导致企业违约概率和商业银行不良贷款率上升。有鉴于此, 本文重新设定福利损失函数, 除了锚定产出和通胀外, 还加入了对企业不良贷款率这一指标的关注, 使其能更加全面地反映我国经济基本面。扩展型福利损失函数为:

$$WL_t = \kappa_\pi \text{var}(\hat{\pi}_t) + \kappa_y \text{var}(\hat{y}_t) + \kappa_J \text{var}(\hat{J}_t) \quad (33)$$

其中, κ_J 为企业不良贷款率在福利损失函数中的权重。接下来对货币政策参数 Φ_π 和拨备政策参数 u 进行遍历性取值, 考察不同政策组合对社会福利损失的影响, 获取最优的政策参数和政策搭配。考虑到参数 Φ_π 的 90% 置信区间为 (1.539, 1.753 2), Zilberman 和 Tayer (2015)^[15]、高洁超等 (2017)^[9] 均认为参数

u 的取值在 $[-1, 0]$ 之间, 所以这里令参数 Φ_π 在 $[1.5, 2]$ 中取值, 参数 u 在 $[-1, -0.5]$ 中取值, 步长均设定为 0.1。

对于关注变量在福利损失函数中权重的取值, 借鉴朱军等 (2018)^[25] 的做法, 在目标方程 (33) 中编历各种权重组合, 但权重组合之和设定为 1。在金融冲击下, 不同权重组合、不同政策参数组合可以得到不同的社会福利损失函数值。模拟结果如图 4 所示, 当参数 Φ_π 的取值在 1.5 附近, 拨备参数 u 的取值在 -1 附近, 并且 $\kappa_\pi = 0.8, \kappa_y = \kappa_J = 0.1$ 时, 福利损失函数值最小, 为 0.6。可见, 当经济处于下行期时, 政策利率不宜过度下降的稳健型货币政策搭配宽松的动态拨备政策能够最大限度地降低社会福利损失, 这与范从来和高洁超 (2018)^[4] 所得到的结果相似。究其原因, 在经济处于下行期时, 如果实施过度宽松的货币政策, 大幅度降低微观主体的资金使用成本, 容易扭曲微观主体的经济决策, 造成其盲目加杠杆, 导致整个经济体债务规模快速扩张, 企业违约

概率上升,所以政策利率不宜过度下降的稳健型货币政策更加有利于经济稳定。同时,动态拨备监管要求商业银行最大限度降低拨备计提,以维持流动性的合理充裕,保证实体经济合理融资需求。所以审慎政策和货币政策采取放量与加价并举的“量价分离”的政策组合将会更加有利于宏观经济和金融系统的稳定。

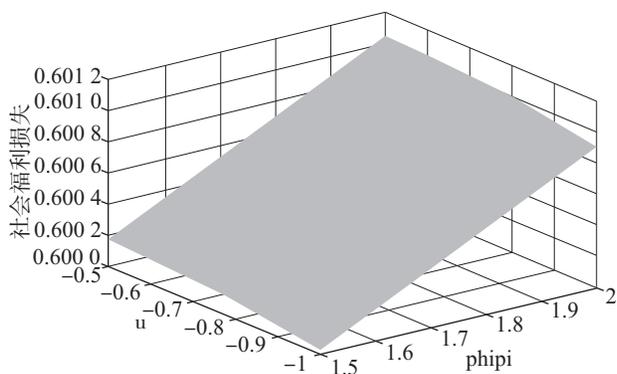


图4 不同政策组合下的社会福利损失

近年来,我国政府摒弃“大水漫灌”式强刺激方针,实施稳健中性的货币政策。央行多次通过公开市场操作上调逆回购利率和MLF利率,适度提高企业用资成本。而与此同时,央行又通过多轮降准、逆回购操作,释放大量流动性。2018年2月28日,银保监会发布《关于调整商业银行贷款损失准备监管要求的通知》,明确拨备覆盖率监管要求由150%调整至120%~150%,放量与加价并举的“量价分离”政策导向非常明显。本文的模拟结果可以为上述特征事实提供一定的理论支持。

六、结论和政策建议

本文在新凯恩斯主义宏观经济学框架下构建了一个包含商业银行和监管部门在内的七部门封闭经济DSGE模型,引入两种拨备监管制度:静态拨备监管和动态拨备监管,以区别在宏观审慎政策模型中被广泛采用的资本要求率、贷款价值比(LTV)等监管机制。研究了两种监管制度在稳定金融系统、平滑经济波动方面的效果,并考察了其于货币政策的最优组合问题。在该模型中,只有资本品制造商与商业银行存在信贷合约关系,企业借贷不存在约束,但必须提供抵押物,且其还款是不确定的,存在违约的可能性。模型较好地拟合了我国宏观经济数据和现实经济特

征,揭示了两种拨备政策在缓和金融加速器效应上存在的差异,详细考察它们的作用机制和传导路径,为制定和完善拨备制度提供了一定的理论环境。为避免政策冲突和政策叠加等加剧经济波动问题的出现,促进资源的最优配置,本文最后着重分析了拨备政策和货币政策的最优协调问题。研究发现:第一,在金融冲击下,静态拨备的引入会放大经济波动,动态拨备防风险、稳增长效果显著。但对于技术冲击,动态拨备作用并不明显。因此,正确识别引起经济波动的冲击类型对于动态拨备能否实现预期政策目标至关重要。第二,从关注了金融要素的增广型货币政策在稳定经济变量波动的效果来看,有理由认为标准的泰勒型货币政策并不适合于我国现阶段经济的发展,对金融变量的波动加以关注的增广型货币政策更加符合我国基本国情。第三,现阶段我国经济下行压力持续加大,为避免过度依赖总需求管理推动经济复苏,防止微观经济主体盲目加杠杆,企业的用资成本不宜过度降低。同时,为了维持流动性的合理充裕,保证实体经济的合理融资需求,要求实施宽松的拨备计提政策。审慎政策和货币政策采取放量与加价并举“量价分离”的政策组合更加有利于现阶段我国宏观经济和金融系统的稳定。

本文构建的模型能够反映我国的基本经济特征,基于模型的模拟结果,从防范和抑制系统性金融风险和支持实体经济发展两个角度,提出以下可供政策制定部门参考的政策建议:

一是尽快构建和完善适合我国国情的动态拨备计提监管制度,增强政策的可操作性,降低执行成本,积极探索拨备制度与现有政策的协调方式,以缓解金融系统的顺周期性,熨平经济的过度波动,增加社会福利水平。

二是我国现阶段在对贷款类型的划分过程中不严谨的现象比较突出,造成拨备计提数量的实际值与理论值存在很大偏差,导致对商业银行业绩的误判和监管的错位,加剧了金融风险的累积。因此,政府部门应出台相应的法规,强化对贷款类型和贷款质量划分过程的监管,以实现严谨、科学、合理的计提数额。

三是由于商业银行的业务种类繁多,客户群存在较大差异,信贷风险的不同引致的拨备计提强度

也应有所区别。因此,应该细化对商业银行业务种类和客户群的分类,以贷款投放的去向为依据,实行分行业、分地区、分客户群的拨备覆盖率监管措施。

参考文献

- [1] 王爱俭,王璟怡.宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究[J].经济研究,2014(4):34-45.
- [2] 马勇,陈雨露.宏观审慎政策的协调与搭配:基于中国的模拟分析[J].金融研究,2013(7):31-42.
- [3] 李天宇,张屹山,张鹤.我国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的BGG-DSGE模型[J].管理世界,2017(2):20-35.
- [4] 范从来,高洁超.银行资本监管与货币政策的最优配合:基于异质性金融冲击视角[J].管理世界,2018(1):55-78.
- [5] 徐明东,陈学彬.动态拨备模式的国际比较与中国模式探讨[J].复旦学报,2012(1):5-20.
- [6] 陈超,魏静宜,曹利.中国商业银行通过贷款损失准备计提进行盈余平滑吗[J].金融研究,2015(12):46-78.
- [7] 戴德明,张姗姗.贷款损失准备、盈余管理与商业银行风险管控[J].会计研究,2016(8):25-35.
- [8] 许友传.工业部门的信用风险及其前瞻性拨备要求——基于杠杆与融资成本的视角[J].财经研究,2017(7):107-119.
- [9] 高洁超,范从来,杨冬莞.企业动态融资与宏观审慎调控的配合效应[J].金融研究,2017(6):111-125.
- [10] Bushman R M, Christopher D, Williams C D. Accounting Discretion Loan Loss Provisioning Discipline of Banks Risk-Taking [J]. Journal of Accounting & Economics, 2012, 40 (54): 33-59.
- [11] Bouvatier V, Lepetit L. Provisioning Rules and Bank Lending. A Theoretical Model [J]. Journal of Financial Stability, 2015, 20 (1): 25-31.
- [12] Olszak M, Roszkowska M, Kowalska I. Macroprudential Policy Instruments and Procyclicality of Loan Loss Provisions-Cross-country Evidence [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 2018, 97 (54): 228-257.
- [13] Calvo G A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 143 (12): 83-98.
- [14] Agénor P R, Silva L P. Cyclically Adjusted Provisions and Financial Stability [J]. Journal of Financial Stability, 2017, 28: 143-162.
- [15] Zilberman R, Tayler W J. Financial Shocks, Loan Loss Provisions and Macroeconomic Stability [R]. Economics Working Paper Series, 32, 2015.
- [16] 孟宪春,张屹山,李天宇.有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”[J].中国工业经济,2018(6):81-97.
- [17] 郭豫媚,郭俊杰,肖争艳.利率双轨制下中国最优货币政策研究[J].经济学动态,2016(3):31-48.
- [18] Tayler W, Zilberman R. Macroprudential Regulation, Credit Spreads and the Role of Monetary Policy [J]. Journal of Financial Stability, 2016, 56 (26): 144-158.
- [19] Kannan P, Rabanal P, Scott A M. Monetary and Macroprudential Policy Rules in a Model with House Price Booms [J]. The B. E. Journal of Macroeconomics, 2012, 90 (1): 1-44.
- [20] Angelini P, Neri S, Panetta F. Monetary and Macroprudential Policies [Z]. European Central Bank Working Paper, 45, 2016.
- [21] Suh H. Dichotomy between Macroprudential Policy and Monetary Policy on Credit and Inflation [J]. Economics Letters, 2014, 67 (122): 44-49.
- [22] Suh H. Optimal Simple Rule for Monetary Policy and Macroprudential Policy in a Financial Accelerator Model [R]. Inha University, Institute of Business and Economics Research Working Paper Series, 265, 2015.
- [23] 梁璐璐,赵胜民,田昕明,罗金峰.宏观审慎政策及货币政策效果探讨:基于DSGE框架的分析[J].财经研究,2014(3):20-34.
- [24] Woodford M. Interest and Price: Foundations of a Theory of Monetary Policy [M]. Princeton University Press, 2003: 44-78.
- [25] 朱军,李建强,张淑翠.财政整顿,“双支柱”政策与最优政策选择[J].中国工业经济,2018(8):23-47.

(责任编辑:李 晟 张安平)

中国房价上涨抑制了家庭消费吗？

——房价影响消费的多渠道机制分析

How Housing Price Fluctuations Affect Household Consumption: Theoretical Mechanism and Empirical Evidence

徐妍 安磊

XU Yan AN Lei

[摘要] 本文通过构建一个代表性家庭的生命周期模型，考察了房价波动如何影响居民消费。理论分析表明，房价波动会通过“工资效应”“财富效应”和“成本效应”作用于消费，而最终的效果取决于三者合力的大小、方向。接下来，笔者基于2010、2012年中国家庭追踪调查（CFPS）两期面板数据进行了实证分析，研究表明：房价上涨对家庭消费的影响主要表现为“财富效应”和“成本效应”，房价上涨对居民消费支出具有微弱的促进作用，且这种促进作用仅存在于拥有多套房家庭中，在只有一套或多套房或没有住房的家庭中不明显；房价上涨对家庭当期工资性收入的影响并不显著，本文未得到有关房价“工资效应”存在的经验证据；从家庭消费结构上看，房价上涨显著提高了家庭居住类、交通类消费支出，对其他类消费支出影响不明显。

[关键词] 房价 消费 工资效应 财富效应 成本效应

[中图分类号] F299.23 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 12-0090-16

Abstract: By constructing a life cycle model of representative households, this paper investigates how housing price fluctuations affect household consumption. Theoretical analysis shows that housing price fluctuations affect consumption through “wage effect”, “wealth effect” and “cost effect”, and the final effect depends on the combined force and direction of those. Next, based on the 2010 and 2012 Chinese Families Panel Studies (CFPS) data to carry on the empirical analysis. Research shows that: the impact of rising prices on household consumption mainly for the “wealth effect” and “cost effect”, rising prices for consumer spending is weak. Moreover, the promotion effect was only significant in households with multiple apartments, but not in those with one or no houses. The impact of rising housing price on current wage income is not significant. From the perspective of household consumption structure, the rise in housing prices has significantly increased household spending on housing and transportation, with little impact on other types of spending.

Key words: House price Consumption Wage effect Wealth effect Cost effect

[收稿日期] 2019-05-25

[作者简介] 徐妍，女，1988年1月生，长安大学经济与管理学院讲师，经济学博士，研究方向为货币政策、房地产金融；安磊（通讯作者），男，1991年9月生，西安交通大学经济与金融学院博士研究生，研究方向为宏观经济、公司金融。

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年基金项目“新常态下的最优货币政策框架设计与宏观经济调控效果研究”（项目编号：17YJC790179）；国家自然科学基金青年科学基金项目“地方政府行为与区域产业演化中的‘路径创造陷阱’：基于可实证空间均衡模型的多尺度交互作用研究”（项目编号：71903016）；国家自然科学基金青年项目“基于投资者复杂网络结构的证券市场系统性关联风险识别和干预”（项目编号：71803147）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

近几年,我国经济从两位数的“增长奇迹”回落到6.9%左右的“新常态”水平,实体经济疲态频现。除GDP以外其余经济指标也出现下滑,固定资产投资趋势性下滑,剔除价格因素后,实际投资下滑得更加明显;地方政府债务攀升、PPP业务投资额和落地率双双下降;受制于中美贸易战的影响,我国国际贸易可能从积极因素变为消极因素。如此“内忧外患”的背景下,投资、进出口都呈现增长动力不足的态势,因此,“扩大内需,启动消费”对于提振当前中国经济起到举足轻重的作用。然而,不难观察到,在宏观经济增速放缓的同时,房地产市场却维持高热。虽然行政手段不断收紧,房地产依然是投资者关注的热点,房价在调控中仍不断创下新高。由于房地产支出占据中国居民支出相当大的比例,我们不禁怀疑:购买房地产资产是否会挤出其他消费,阻碍中国扩大内需的改革进程呢?

房地产资产有别于其他金融资产,兼具消费品和投资品的双重属性,因此,房价变动对消费者的影响机制也颇为复杂。其不仅会通过“财富效应”影响投资者收入,增加消费;还可以通过影响住房使用成本改变消费者的可支配收入。此外,相较于其他的消费品,房屋本身价值很高,对大多数劳动力来说,短期一次性支付的压力较大。因此,各地区政策当局为了解决房价抬高“生存门槛”的问题、吸引高质量劳动力进入,纷纷出台“廉价购房政策”“人才房政策”等一系列以让渡房屋使用权或者优先购买权为代表的优惠政策,影响实际的工资收入,改变居民消费行为。以西安为例,西安市的房价一直被看作省会城市里的“价值洼地”,但从2017年开始迎来了一波猛烈的上涨,一年内均价上涨超过80%;与此同时,政策当局强力推出《西安市深化人才发展体制机制改革,打造“一带一路”人才高地若干政策措施》《西安市进一步加快人才汇聚若干措施》《西安市人才安居办法》等措施,通过“人才安居房”“人才公寓”“住房补贴”等途径降低住房门槛、吸引劳动力进入,这种补贴可以提高工资水平,改善消费能力。因此,在现实背景下,政策当局若要有效地提振消费,就需要系统地梳理房价影响居民消费的作用机制。

二、文献回顾

关于房价影响居民消费作用机制的文献,大多基

于生命周期持久收入假说这一经典理论(Modigliani和Buhlenber, 1954^[1]; Friedman, 1957^[2])。早期,很多学者从微观视角入手研究消费者行为,认为预期收入、财富变化等持久收入均是影响消费者当期、未来消费支出的重要原因,居民可以通过合理分配预期收入达到平滑终身消费的目的(Hall, 1978^[3]; Campbell和Mankiw, 1989^[4])。随后,研究者大多延续这一方向,从财务效应入手研究资产价格与居民消费联动特征,具体表现为资产价格上涨会增加投资者所拥有的财富,从而促进消费增长。首先,资产价格上涨会提高投资者抵押品的价值,从而获得更多的流动性资金,增加消费者收入,促进消费水平提高。其次,考虑到房地产资产的流动性较差,房价上涨推动房屋升值后,难以立即完全转化成现实的财富,但是会增加投资者未来的财富收入,提高消费者的消费信心,促进消费。最后,房价上升可以缓解消费者面临的流动性约束,即增加消费者在金融机构可能获得的贷款,进而扩大社会总需求(Skinner, 1989^[5]; Case, 2001^[6]; Ludwig和Sløk, 2002^[7]; Catte等, 2004^[8]; Chao等, 2011^[9]; Naggara和Bellalah, 2013^[10]; Khalifa等, 2013^[11]; Simo-Kengne等, 2013^[12]; Cristini和Sevilla, 2014^[13]; Bhatia和Mitchell, 2016^[14])。

也有文献表示,资产价格上涨更多地表现为挤出效应,挤占消费份额。首先,房价上涨会提高房价收入比,削弱居民购房支付能力,阻碍潜在需求有效地转化为实际购买力,居民为了实现购房计划,倾向于抑制当期消费,增加储蓄。同时,因为住房支出的增长而减少消费其他商品,产生替代效应。其次,房价上涨会使得消费者以租房替代买房,随着房租的上涨,消费能力受到抑制。再次,近年来房地产市场热度不减,受乐观预期的左右,消费者更倾向于减少其他消费而投资房地产(Sheiner, 1995^[15]; Ogawa和Wan, 2007^[16]; Iacoviello, 2004^[17]; Chao等, 2011^[9]; Dynan等, 2012^[18]; Scholnick, 2013^[19])。

我国学者对房价影响消费的作用机制莫衷一是,部分学者认为房地产的财富效应显著(高春亮和周晓艳, 2007^[20]; 况伟大, 2011^[21]; 贺京同和徐璐, 2011^[22]; 李勇和何德旭, 2013^[23]; 刘旭东和彭徽, 2016^[24])。但也有学者认为房地产消费对其他消费更多的是挤占效果,高涨的房价或者房租会加重居民的生活成本,占用居民大部分的储蓄,影响消费(杨汝岱和陈斌开, 2009^[25]; 唐绍祥等, 2010^[26]; 颜色和朱国钟, 2013^[27]; 李江一和李涵, 2017^[28]; 胡颖之和袁

宇菲, 2017^[29])。还有学者从我国特有的消费习惯着手, 认为受传统价值观的影响, 我国大多家庭存在强烈的遗产动机, 有意愿持续减少非房消费品的支出, 以便购买房屋留给下一代。此外, 我国居民, 特别是年龄较大有财富积累的消费者对使用房屋抵押贷款消费的习惯接纳度不高, 也导致财富效应不明显(杭斌和郭香俊, 2009^[30]; 陈彦斌和邱哲圣, 2011^[31]; 陈斌开和杨汝岱, 2013^[32])。

通过文献梳理容易看出, “财富效应”“挤出效应”是资产价格影响消费的经典传导渠道, 都发挥着重要的作用。既有文献对此的论述与检验都已较为充分, 但也存在一些不足之处。首先, 现有文献多从宏观角度检验房价影响消费的机制, 鲜有利用微观数据分析居民消费结构。本文认为, 首先, 对“财富效应”“挤出效应”的检验虽然可以从宏观层面进行, 但利用微观数据分析居民消费结构, 考察个体家庭的居住状况、现有财富能力以及房地产资产扮演的不同角色显然更具说服力。其次, 房地产资产不同于普通商品, 它兼具消费品、投资品的双重属性, 运用理论模型刻画时应分别予以考察, 甄别出不同的作用渠道, 再从整体的角度研究不同效应的合力效果, 得到更加准确的结论。再次, 研究时选用个体样本便于区分房价影响消费在异质性主体中发挥的不同作用, 使结果更加稳健。此外, 除了财富效应和挤出效应, 房价还可以通过政策变动的途径影响工资收入, 改变消费。例如, 地方政府制订的与房地产相关的人才引进政策可以抽象为对工资的直接补贴, 这类政策受房价波动影响, 政策强度随着房价变动调整。房价这种通过政策影响劳动力工资、间接作用于消费的渠道往往容易被忽视。因此, 无论从理论层面还是实证层面都需要对房价影响居民消费的内涵及外延进行拓展、完善, 本文基于上述考虑展开研究, 对现有成果形成了边际贡献。

三、理论模型与假说提出

(一) 模型描述

本文假设存在一种代表性家庭, 在 $(0, T)$ 期内生存并进行经济决策。 $t=t_0$ 时家庭拥有一套自住房产; $t=t_1$ 时家庭购买第二套房地产, 属于投资性房地产支出; $t=t_2$ 时退休, 退休后不再有劳动力收

入, 且 $t_2 > t_1$, 表明家庭在退休前有足够的财富积累投资第二套房产。

首先, 假设 $(0, t_1)$ 时家庭拥有一套自住房产, 将房产价值按照每期房屋折旧损耗等使用成本及其他机会成本进行分摊, 即按照使用成本 $(\mu P_1 h_0)$ 分摊到各期, 其中 μ 是综合考虑了房屋折旧、贷款利息等因素的参数, P_1 为房产的实际价格, h_0 为房屋面积。 $(0, t_1)$ 期间家庭收入主要来源于劳动力市场收入和资产收入, 假设劳动力收入存在参数 τ , 该参数反映各地区人才引进、住房补贴等与房地产相关的政策对劳动力工资的补贴程度, 即本文将各种与住房相关的劳动力吸引政策看成是工资的直接补贴, 记为参数 τ , 是劳动力市场扭曲的一种表现形式。地区房价的高低会影响参数 τ , 即 $\tau(P_1)$ 、 $\tau(P_2)$, 这是因为地区房价的高低直接决定劳动力的生活成本, 成为劳动者进入某一市场的“阻力”, 为了平衡这种“阻力”, 地区政策当局会提高对住房方面的补贴, 加强对人才吸引的力度。因此, 随着 P_1 、 P_2 上升, τ 也会上升。假设劳动力供给量为 1, 那么 $(0, t_1)$ 时家庭的收入为 $(1+\tau)w$, 其中 w 为不存在补贴时的劳动要素价格。资产收入 $a(t)$ 的收益率以实际利率 r 衡量, 因此, $(0, t_1)$ 期内家庭的总收入为 $(1+\tau)w+ra$ 。

其次, 假设家庭在 $t=t_1$ 时以全款 Q 购买第二套房产, 购买时家庭受到信贷约束 $a(t_1)=Q$, 即本文认为当家庭资产累积到足以支付二套房全款时, 家庭就会立即购房, 投资性房地产每期给家庭带来 $rP_2 h_1$ 的收入。此外, 假设劳动力在 t_2 后不再有劳动力收入, 即劳动力退休后不再有劳动所得。

最后, 假设家庭在 $t=T$ 时生命周期完结, 不遗留任何遗产。

(二) 模型求解

1. 家庭 (t_1, T) 期^①效用最大化求解。

在上述基本假设的情况下, 家庭通过选择消费及购房时点实现效用最大化。令家庭的效用方程 (felicity function) 为 $U(C)=\frac{C^{1-\theta}-1}{1-\theta}$, 其中 θ 为时间偏好, $\theta > 0$, $U'(C) > 0$, $U''(C) < 0$ 。这就意味着越晚获得的效用, 值越低, 符合消费者最优化模型的一般假设。此外, 我们假设, $U(C)$ 是关于 C 递增的凹函数, 人们

① 此处重点求解 (t_1, T) 期内家庭的行为方程, 这是由于 $(0, t_1)$ 期内家庭的行为方程及预算约束在 (t_1, T) 期依旧存续, $(0, t_1)$ 期内的重要结论在 (t_1, T) 期内都成立, 因此对 (t_1, T) 期求解的结论具代表性。

有动力在时间序列上平滑其消费，相较于时高时低的消费路径，理论上居户更喜欢相对均匀的消费模式 (Campbell 和 Mankiw, 1989^[4]; Carroll 等, 2011^[33]; Chamon 和 Prasad, 2010^[34]; 蔡兴, 2015^[35])。

(t_1, T) 期内，家庭面临效用最大化问题可表示为：

$$\max \int_{t_1}^T U(C_0) e^{-\rho(t-t_1)} dt \quad (1)$$

$$s. t. \dot{a}(t) = ra_0 + (1+\tau)w - C_0(t) - \mu P_1 h_0 + rP_2 h_1 \quad (2)$$

构建汉密尔顿函数：

$$J = U[C_0(t)] e^{-\rho t} + \lambda_0(t) \times [ra_0 + (1+\tau)w - C_0(t) - \mu P_1 h_0 + rP_2 h_1] \quad (3)$$

变量 $\lambda_0(t)$ 是收入的影子价格的现值，该影子价格依赖于时间，是由于每个“约束”都对一个影子价格，家庭面对连续的约束，每个瞬间都对应一个约束。因此， U 最大化一阶条件是：

$$\frac{\partial J}{\partial C_0} = 0 \Rightarrow C_0^{-\theta} e^{-\rho(t-t_1)} - \lambda_0 = 0 \quad (4)$$

$$\dot{\lambda}_0 = \frac{-\partial J}{\partial a_0} \Rightarrow \dot{\lambda}_0 = -\lambda_0(t) \times r \quad (5)$$

求解微分方程 (5)，得 $\lambda_0(t) = \beta_1 \times e^{-rt}$ ，因此， $C_0 = [\beta_1 e^{(r-\rho)t} \times e^{-\rho t}]^{-1/\theta}$ ，其中 β_1 是常数，进一步求解伯努利方程后得到：

$$a(t) = \beta_2 e^{rt} + \frac{\varphi \theta}{r(\theta-1) + \rho} e^{\frac{(r-\rho)t}{\theta}} - \frac{b}{r} \quad (6)$$

其中， β_2 是常数， $\varphi = (\beta_1 e^{-\rho t})^{-1/\theta}$ ， $b = (1+\tau)w - \mu P_1 h_0 + rP_2 h_1$ 。

家庭在退休后，不再有工资收入，因此，(t_2, T) 期的预算约束为 $\dot{a}(t) = ra(t) - C_0(t) - \mu P_1 h_0 + rP_2 h_1$ ，利用汉密尔顿函数求解，得到：

$$a(t) = \beta_3 e^{rt} + \frac{\varphi \theta}{r(\theta-1) + \rho} e^{\frac{(r-\rho)t}{\theta}} - \frac{b'}{r} \quad (7)$$

其中， β_3 为常数， $b' = -\mu P_1 h_0 + rP_2 h_1$ ，根据 $a(t_1) = Q$ ， $a(T) = 0$ ，可知：

$$a(t_1) = \alpha_1 \beta_3 + \alpha_2 \varphi - \frac{b}{r} = Q \quad (8)$$

$$a(T) = \alpha_3 \beta_3 + \alpha_4 \varphi - \frac{b'}{r} = 0 \quad (9)$$

$$\beta_3 = \beta_2 - (1+\tau)\alpha_5 \quad (10)$$

其中， $\alpha_1 = e^{rt_1}$ ， $\alpha_2 = \frac{\theta}{r(\theta-1) + \rho} e^{\frac{(r-\rho)t_1}{\theta}}$ ， $\alpha_3 = e^{rT}$ ，

$$\alpha_4 = \frac{\theta}{r(\theta-1) + \rho} e^{\frac{(r-\rho)T}{\theta}}$$

进一步，求解式 (8)、(9)、(10)，可得 $\varphi = \frac{E_1 + E_2(1+\tau)w + E_3 r P_2 h_1 + E_4 \mu P_1 h_0}{AB}$ ，其中， $A = \frac{\theta}{r(\theta-1) + \rho}$ ，

$$E_1 = -e^{-rt_1} r Q, B = r e^{\frac{(r-\rho)t_1}{\theta}} (e^{-rT} - e^{-rt_1}) < 0, E_2 = e^{-rT} - e^{-rt_1} < 0, E_3 = (e^{-rT} - e^{-rt_1}) < 0, E_4 = (e^{-rt_1} - e^{-rT}) > 0$$

因此，根据 $C_0(t) = \varphi \times e^{\frac{(r-\rho)t}{\theta}}$ ，可知：

$$C_0(t) = \frac{E_1 + E_2(1+\tau)w + E_3 r P_2 h_1 + E_4 \mu P_1 h_0}{AB} \times e^{\frac{(r-\rho)t}{\theta}} \quad (11)$$

根据式 (11) 可知， $C_0(t)$ 与 τ, h_1 的关系与 θ 相关，需要根据 θ 的大小分情况讨论，因此，需要进一步求解家庭财富消费倾向。

2. 家庭财富消费倾向求解。

在整个生命周期内考查家庭的最优消费的行为，根据汉密尔顿函数一阶条件式 (4)、(5)，求解得到关于消费选择的欧拉方程：

$$r = \rho - \left(\frac{dU'/dt}{U'} \right) = \rho - \left[\frac{U''(C) \times C}{U'(C)} \right] \times (\dot{C}/C) \quad (12)$$

当效用函数形式为 $U(C) = \frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta}$ 时，边际效用弹性 $\{[-U''(C) \times C]/[U'(C)]\}$ 是跨期替代弹性的倒数，该效用函数的替代弹性为常量 $\sigma = 1/\theta$ 。对应 C 的增加， $U'(C)$ 会成比例地下降， θ 越高，下降的速度越快，居户越不愿意偏离均匀消费的倾向。因此，得到最优化的条件为：

$$\dot{C}/C = (1/\theta) \times (r - \rho) \quad (13)$$

(0, T) 期内的预算约束为：

$$a(T) \times e^{-r(T)T} + \int_0^T C(t) \times e^{-rt} dt = a(0) + \int_0^T (1+\tau)w \times e^{-rt} dt + \int_0^T Ph \times e^{-rt} dt \quad (14)$$

其中， e^{-rt} 为折现系数， $a(T)$ 为生命周期结束时家庭持有的资产。根据前文假设以及横截条件的要求，家庭在生命周期结束时不留任何遗产。因此，当 $T \rightarrow \infty$ 时，

$$a(T) \times e^{-r(T)T} = 0. \int_0^T Ph \times e^{-rt} dt \text{ 是生命周期内家庭持有房产所带来的总收益，跨期预算约束变为：} \int_0^\infty C(t) \times e^{-rt} dt = a(0) + \int_0^\infty (1+\tau)w \times e^{-rt} dt + \int_0^\infty Ph \times e^{-rt} dt =$$

$a(0) + \tilde{w}(0) + \tilde{h}(0)$, 其中, $\tilde{w}(0)$ 、 $\tilde{h}(0)$ 为工资收入现值以及房地产资产现值, $a(0)$ 为初始总资产。

根据式(13), 可得 $C(t) = C(0) \times e^{(1/\theta) \times (r-p)t}$, 代入跨期预算约束, 可得消费函数的财富消费倾向 $\varepsilon(0)$:

$$C(0) = \varepsilon(0) \times [a(0) + \tilde{w}(0) + \tilde{h}(0)] \quad (15)$$

其中, $[1/\varepsilon(0)] = \int_0^{\infty} e^{[r(1-\theta)/\theta-p/\theta]t} dt$

根据式(15)可知, 家庭的财富、房地产价值或者工资收入变化都可能通过利率传导到消费函数, 同时产生正、负两种效应。一种效应表现为消费者倾向于增加所有阶段的消费, 另外一种效应则是家庭减少当期消费, 转移到未来。当 $\theta < 1$ 时, 家庭不太关注消费的平滑效应, 家庭减少当期消费的效应占主导作用; 而当 $\theta > 1$ 时, 消费者倾向于平滑的消费路径, $\varepsilon(0)$ 随着 r 的增加而增加, 家庭增加所有时段消费这一效应占主导作用。根据前文的假设和研究惯例, 消费者更倾向于在生命周期内平滑各阶段的消费(即 $\theta > 1$ 的情况), 因此, 此处重点考察 $\theta > 1$ 时的情况。将 $\theta > 1$ 代入式(11), 可知 $A > 0$, 据此判断当 τ 和 h_1 发生改变时对消费的影响。

具体来看, 将房地产作为消费品时, 房地产价格上升导致地区生活成本上升, 政策当局吸引劳动力进入的压力增加, 可能会加大工资性的住房补贴, 提高居民的工资收入, 改善消费水平; 而当地区房价平稳或较低时, 周边劳动力进入增多, 市场上劳动力供给充足、甚至过剩, 政策当局引入劳动力的压力减缓, 逐渐减少工资性住房补贴, 降低劳动力的消费水平。这种由房价变化通过劳动力工资作用到消费的机制, 本文称之为“工资效应”。此外, 房价上涨会提高家庭自有房屋的使用成本 ($\mu P_1 h_0$), 使用成本是持有房产的家庭每期必须支付的, 使用成本的增加会使消费者减少其他商品的消费, 削弱家庭的消费能力, 导致消费者在购房时选择更小的面积或推迟购房的时间, 减弱家庭消费能力, 这种效应被称之为“成本效应”。将房地产作为投资品时, 房价上涨会引起家庭房屋收益 ($rP_2 h_1$) 的增加, 房价下降会导致收益降低, 影响消费者实际拥有的财富总量, 作用于投资者的消费能力, 这种效应被称之为“财富效应”。

据此, 本文认为, 房价上升对消费的影响, 不是由某个单一因素所决定, 而是取决于工资效应、成本效应与财富效应“合力”的方向与大小。

四、研究设计与数据来源

(一) 房价波动影响消费的“财富效应”检验

为检验房价波动是否会通过财富效应对家庭消费支出产生影响, 参考张浩等(2017)^[36]的研究, 构建以下计量模型展开实证分析, 如式(16)所示。

$$\ln C_{it} = \alpha + \beta HP_{it} + \sum \varphi Control_{jit} + v_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

式(16)中, $\ln C_{it}$ 表示家庭 i 在时期 t 的消费水平, 以家庭消费总支出取对数表示。 HP_{it} 表示家庭 i 所持有的房地产资产在时期 t 的价格水平, 以房价的对数值代理。 $Control_{jit}$ 为模型中的控制变量, 借鉴现有研究, 本文主要引入以下控制变量: 家庭的收入水平 ($Income$)、家庭拥有的公司资产 ($lncomp$)、家庭非房地产贷款 ($lnnohd$)、家庭存款 ($lnsave$)、家庭持有的股票基金等金融资产 ($lnfina$)、债权 ($lnodebt$)、家庭规模 ($familysize$)、家庭成员平均教育水平 ($eduy_m$)、家庭成员平均健康状况 ($Health_m$)、家庭成员平均年龄 (Age) 及其平方项 (Age_2)。 v_i 为家庭层面的固定效应, 用以控制个体差异的影响; τ_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。在此基础上, 分别以食品 ($lnfood$)、衣物 ($lndress$)、居住 ($lnhouse$)、家庭设备及日用品 ($lndaily$)、医疗 ($lnmed$)、交通 ($lntrco$) 以及通信文教娱乐 ($lnceec$) 等各类消费支出作为模型(16)中的被解释变量, 用来进一步检验房价波动对家庭消费支出结构的影响。

需要说明的是, 不同于张浩等(2017)^[36]的研究, 我们在模型中控制了年份固定效应 (τ_t), 原因在于, 家庭消费可能呈现出逐年递增的趋势, 倘若计量模型不对时间趋势加以控制, 容易对基准回归结果形成干扰, 导致实证结果有偏。且控制年份固定效应能减轻仅随时间变化的不可观测因素引起的内生性问题, 得到更为稳健的估计结果。下文中的实证结果也证实了纳入年份固定效应的必要性。

(二) 房价波动影响消费的“工资效应”检验

根据理论模型部分的演绎, 房价还有可能通过“工资效应”提高家庭当期的收入水平, 进而影响家庭的消费决策。为检验“房价上涨→工资上涨→收入增加”这一传导机制是否存在, 本文进一步设定计量模型(17)加以检验。

$$\ln Income_{it} = \alpha' + \beta' HP_{it} + \sum \varphi' Control_{jit} + v_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中, $\ln Income_{it}$ 表示家庭 i 在时期 t 的收入水平, 以家

庭收入总额取对数表示。控制变量方面，家庭拥有的公司资产 (*lncomp*)、家庭存款 (*lnsave*)、家庭持有的股票基金等金融资产 (*lnfina*)、债权 (*lnodebt*) 等控制家庭非工资性收入的影响；以家庭成员数量 (*familysize*) 控制家庭规模对家庭总收入的影响；同时以家庭成员平均教育水平 (*eduy_m*)、家庭成员平均健康状况 (*Health_m*)、家庭成员平均工作经验 (*exper*) 及其平方项 (*exper_2*) 控制教育水平、健康状况和工作经验对个体工资性收入的影响；此外，模型中还控制了是否有家庭成员加入了工会 (*lunion*)、家庭户主的户籍 (*qa2*) 可能对家庭收入水平的干扰。模型 (17) 中的其他变量含义与模型 (16) 保持一致。若 β' 显著为正，则说明“房价上涨→工资上涨→收入增加”传导机制有效。

(三) 房价波动影响消费的“成本效应”检验

前文的理论模型分析表明，除了“工资效应”和“财富效应”，房价上涨还存在“成本效应”，即：房价上涨推高了无房家庭的购房成本，这无疑将对无房家庭的消费支出产生“挤出”作用。这意味着，房价对家庭消费支出的影响在不同家庭间存在明显的异质性。对于有多套房的家庭而言，房价上涨引起的“财富效应”容易转换为实质性消费支出，由此对家庭消费产生显著的正向促进作用。而对于仅拥有一套房的家庭而言，由于当前住房主要为居住属性，用于满足自身住房需求，房价上涨的“财富效应”短期难以通过房屋产权交易提高家庭收入，因而对家庭消费支出的影响可能并不显著。而对于无自有产权用房的家庭而言，房价上涨则主要表现为“成本效应”，房

价持续上涨加重了其未来的购房成本，容易促使其通过“节衣缩食”为未来购房蓄力，由此导致房价上涨对此类家庭的正向影响不显著，甚至转为负向影响。

本文通过分样本回归检验房价对家庭消费支出的影响在不同家庭间可能存在的异质性。具体而言，本文将全样本进行细分：一是基于是否有多套住房将样本细分为拥有多套房家庭和无多套房家庭；二是按是否结婚将全样本划分为已婚家庭和未婚家庭。从中国传统来看，已婚家庭大多至少拥有一套自有住房，而未婚家庭多半没有或者仅有一套自有住房。据此，通过各个子样本，分别对模型 (16) 进行估计，验证房价对不同家庭消费支出的异质影响。

(四) 数据来源与变量的描述性统计

本文选择中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 作为研究数据。中国家庭追踪调查已进行了四轮，有 2010、2012、2014 以及 2016 四年的数据，由于 2014 和 2016 年中关于家庭住房价值数据缺失较为严重，本文仅选用 2010 和 2012 年样本构建一个两期面板数据。立足于中国城乡分割的基本情景，本文根据国家统计局城乡划分标准，仅选取城市居民作为研究样本，原因在于，农村家庭房产流动性较差，财富效应式微，若包含此类样本可能对实证结果产生较大干扰。在实证过程中，2012 年家庭收入选择 CFPS 中基于 2010 年可比价计算的家庭收入，各个消费支出类指标均通过 CPI 指数调整为以 2010 年为基期的定基比数据，同时剔除数据缺失值较为严重的家庭，最终得到 8 485 个家庭-年度观测值。各类变量的定义及描述性统计分析如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计分析

类型	变量名称	符号	计算公式	均值	最大值	最小值	标注误差
被解释变量	家庭消费	lnC	家庭消费总额取对数	10.197	14.286	3.738	0.840
核心解释变量	房价	HP	log (住房市值/住房面积)	7.631	12.206	1.764	1.302
控制变量	家庭层面	income	家庭总收入取自然对数	10.242	14.914	0.000	1.178
		lncomp	log (家庭拥有的公司资产+1)	0.761	16.524	0.000	2.805
		lnnohd	log (非房地产贷款+1)	1.613	15.607	0.000	3.653
		lnsave	log (家庭存款取+1)	6.381	15.202	0.000	4.562
		lnfina	log (家庭金融资产+1)	1.137	14.509	0.000	3.243
		lnodebt	log (家庭其他债权+1)	1.126	14.346	0.000	3.081
		familysize	家庭总人数	3.488	16.000	1.000	1.560
	个人层面	eduy_m	家庭成员平均教育水平	8.246	20.000	0.000	4.138
		health_m	家庭成员平均健康状况	5.357	7.000	1.000	1.071
		Age	家庭成员平均年龄	47.015	101.000	16.000	16.531
Age_2		家庭成员平均年龄平方	2 483.683	10 201.000	256.000	1 629.517	

五、实证结果分析

(一) 实证结果

本文所有回归结果均使用以家庭为聚类变量的聚类稳健标准误,分析过程中以双向固定效应模型的回归结果为准。表2列示了逐渐加入控制变量的房价波动对家庭消费的基准回归结果,列(1)~列(3)未控制年份固定效应,列(4)~列(6)控制了年份固定效应。

关注核心解释变量 *HP* 回归结果,不难发现,在不控制年份固定效应时,房价对家庭消费支出在1%水平上有着显著的正向影响,影响系数约为0.1。张浩等(2017)^[36]的实证结果为,城镇居民房屋价值的提升会增加家庭总消费支出,影响系数为0.093,在

不控制年份效应的情况下,本文的实证结果与之较为接近。进一步分析列(4)~列(6)的回归结果,容易看出,当控制了年份固定效应时,变量 *HP* 回归系数大幅减小,由0.107减小为0.037,且显著性水平明显下降(回归系数显著性由1%下降到10%)。与此同时,列(4)~列(6)中年份虚拟变量(2012. *year*)的回归系数显著为正,这说明家庭消费支出水平确实表现出一定的时间趋势性,倘若在模型中不控制年份固定效应,很有可能高估房价上涨引起的财富效应。以上回归结果表明,对于全体样本而言,房价上涨确实存在一定的“财富效应”,对家庭消费支出有着正向影响,但不论是从影响系数,还是从显著性水平上看,这种影响均较为微弱。

表2 房价影响消费的基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnC	lnC	lnC	lnC	lnC	lnC
<i>HP</i>	0.198 *** (8.53)	0.109 *** (5.14)	0.107 *** (5.06)	0.049 ** (2.29)	0.038 * (1.84)	0.037 * (1.77)
<i>Income</i>		0.086 *** (6.03)	0.074 *** (5.24)		0.087 *** (6.39)	0.075 *** (5.58)
<i>lncomp</i>		0.023 *** (5.36)	0.021 *** (5.03)		0.012 *** (2.79)	0.010 ** (2.46)
<i>lnnohd</i>		0.027 *** (6.86)	0.025 *** (6.58)		0.021 *** (5.68)	0.020 *** (5.39)
<i>lnsave</i>		0.039 *** (15.87)	0.038 *** (15.61)		0.010 *** (3.41)	0.010 *** (3.41)
<i>lnfina</i>		0.009 * (1.80)	0.008 * (1.68)		0.009 * (1.80)	0.008 * (1.67)
<i>lnodebt</i>		0.008 ** (2.40)	0.009 ** (2.55)		0.012 *** (3.63)	0.012 *** (3.74)
<i>familysize</i>			0.104 *** (4.91)			0.098 *** (4.74)
<i>eduy_m</i>			0.014 (1.45)			0.017 * (1.80)
<i>health_m</i>			0.032 ** (2.39)			0.022 * (1.72)
<i>Age</i>			-0.010 ** (-2.32)			-0.008 ** (-2.04)
<i>Age_2</i>			0.000 ** (2.38)			0.000 * (1.87)

续前表

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnC	lnC	lnC	lnC	lnC	lnC
2012. cyear				0.381*** (24.52)	0.316*** (15.95)	0.312*** (15.77)
_cons	8.733*** (49.42)	8.175*** (38.11)	7.858*** (31.06)	9.697*** (60.70)	8.773*** (42.77)	8.488*** (34.73)
年份固定效应	NO	NO	NO	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	8 485	8 485	8 485	8 485	8 485	8 485
Adj. R-sq	0.035	0.179	0.194	0.210	0.250	0.262

注：括号中为聚类稳健标准误差下的 *t* 统计值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

表 3 列示了基于分样本回归的检验结果。列 (1) 与列 (2) 按家庭是否拥有多套房为标准来划分样本，列 (3) 和列 (4) 按户主是否婚配将全样本细分为已婚家庭和未婚家庭两个子样本。列 (1)~列 (4) 均选择双向固定效应模型展开分析。在拥有多套房家庭子样本中，变量 *HP* 回归系数为 0.235，在 1% 水平上通过显著性检验；而在至多一套房家庭子样本中，变量 *HP* 回归系数为 0.019，未通过统计检验。结合表 2 中回归结果，可以看出，房价上涨对消费支出的正向促进作用在多套房家庭中更为显著（相应 *t* 统计值为 3.77），且影响系数远高于至多一套房家庭，也明显高于基于全样本的估计系数。进一步观察基于已婚家庭和未婚家庭两个子样本的回归结果，已婚家庭子样本中，*HP* 回归系数为 0.055，在

5% 水平上通过显著性检验，而未婚家庭子样本中 *HP* 回归系数虽然依然为正，却并不显著。这说明房价上涨对家庭消费支出的正向影响在已婚家庭中表现更为明显。分样本回归结果支持了本文理论模型部分提出的“财富效应”和“成本效应”假说。房价上涨在房屋价值提升的同时，也增加了住房和购房成本，对于至多一套房或未婚家庭而言，房屋主要表现为居住属性，房价上涨带来的成本效应占据主导，导致房价上涨对消费支出的正向影响并不明显。而对于多套房家庭而言，房屋的投资品属性更强，房价上涨引致资产价值增值，房屋价值提升的“财富效应”有助于增加家庭消费支出。概而论之，房价上涨的“财富效应”主要存在于多套房家庭，在仅有一套或是无房家庭中并不明显。

表 3 房价影响家庭消费的分样本回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	多套房	至多一套房	已婚家庭	未婚家庭
<i>HP</i>	0.235*** (3.77)	0.019 (0.78)	0.055** (2.31)	0.059 (0.78)
<i>Income</i>	0.089* (1.89)	0.072*** (4.82)	0.083*** (5.09)	0.096** (2.13)
<i>lncomp</i>	-0.000 (-0.03)	0.012** (2.22)	0.015*** (3.24)	-0.005 (-0.29)
<i>lnnohd</i>	0.020* (1.75)	0.021*** (4.61)	0.021*** (4.61)	0.017 (1.47)
<i>lnsave</i>	0.007 (0.65)	0.006* (1.68)	0.007** (2.12)	0.027*** (2.59)
<i>lnfina</i>	0.016 (0.97)	0.007 (1.26)	0.010* (1.75)	-0.001 (-0.06)

续前表

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	多套房	至多一套房	已婚家庭	未婚家庭
<i>lnodebt</i>	0.002 (0.15)	0.011*** (2.60)	0.014*** (3.67)	-0.009 (-0.72)
<i>familysize</i>	0.144** (2.14)	0.093*** (3.72)	0.052** (2.01)	0.282*** (3.65)
<i>eduy_m</i>	0.018 (0.54)	0.016 (1.53)	0.012 (1.06)	0.062* (1.85)
<i>health_m</i>	0.113** (2.47)	0.025* (1.78)	0.013 (0.86)	-0.006 (-0.15)
<i>Age</i>	0.002 (0.14)	-0.008* (-1.82)	-0.009 (-0.77)	-0.029** (-2.16)
<i>Age_2</i>	-0.000 (-0.19)	0.000* (1.80)	0.000 (0.43)	0.000** (2.22)
2012. <i>cyear</i>	0.276*** (4.19)	0.331*** (13.94)	0.325*** (13.73)	0.251*** (3.70)
<i>_cons</i>	6.092*** (5.90)	8.550*** (31.05)	8.767*** (22.37)	7.473*** (8.99)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	1 317	6 989	6 693	1 792
<i>Adj. R-sq</i>	0.356	0.258	0.266	0.306

为检验房价上涨除了“财富效应”外，是否还存在工资效应，本文进一步利用模型（17）进行检验，回归结果如表4所示。其中，列（1）和列（2）以家庭总收入作为被解释变量，列（3）和列（4）以家庭工资性收入作为被解释变量，列（2）和列（4）控制了年份固定效应的影响。不难发现，在列（1）~列（4）

中，核心解释变量 *HP* 回归系数没有通过统计检验，房价波动并未对家庭当期总收入水平和工资水平产生显著影响。以上结果说明，从本文的实证结果上看，并没得到“房价上涨→工资上涨→收入增加→消费增加”传导机制的存在证据，房价对居民消费水平的影响仍主要表现为“财富效应”和“成本效应”。

表4 房价“工资效应”的检验结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Income</i>	<i>Income</i>	<i>lnwage</i>	<i>lnwage</i>
<i>HP</i>	0.032 (0.97)	0.035 (1.01)	0.112 (0.12)	-0.005 (-0.10)
<i>lncomp</i>	-0.023*** (-2.73)	-0.022*** (-2.65)	-0.001 (-0.09)	-0.014 (-1.32)
<i>lnsave</i>	0.018*** (4.80)	0.019*** (4.22)	0.053*** (9.11)	0.012* (1.76)
<i>lnfina</i>	0.004 (0.59)	0.004 (0.59)	0.006 (0.66)	0.003 (0.37)

续前表

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	Income	Income	lnwage	lnwage
lnodebt	0.024 *** (4.00)	0.023 *** (3.97)	0.007 (0.84)	0.009 (1.09)
familysize	0.174 *** (4.77)	0.174 *** (4.78)	0.037 (0.88)	0.021 (0.53)
eduy_m	0.048 *** (3.46)	0.048 *** (3.46)	0.043 ** (2.12)	0.050 ** (2.54)
health_m	0.000 (0.01)	0.001 (0.03)	0.040 (1.31)	0.032 (1.11)
exper	-0.009 (-1.57)	-0.009 (-1.58)	0.059 *** (3.67)	0.065 *** (4.20)
exper_2	0.000 (1.45)	0.000 (1.47)	-0.001 *** (-4.00)	-0.001 *** (-4.68)
lunion	-0.088 (-1.57)	-0.089 (-1.59)	-0.180 (-1.58)	-0.174 (-1.59)
qa2	0.045 (0.53)	0.049 (0.57)	0.316 *** (2.82)	0.204 * (1.85)
_cons	9.085 *** (28.13)	9.053 *** (26.96)	6.298 *** (10.81)	7.295 *** (12.87)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	NO	YES	NO	YES
N	8 980	8 980	8 980	8 980
Adj. R-sq	0.040	0.040	0.101	0.163

(二) 稳健性检验与内生性问题讨论

1. 结论的稳健性检验。

为了检验前述实证结果的稳健性，参考 Campbell 和 Cocco (2007)^[37] 与 Gan (2010)^[38] 的研究，设定文献中更为常用的差分模型 (3)，进一步展开分析。

$$\Delta \ln C_i = \alpha'' + \beta'' \Delta HP_i + \sum \varphi'' \Delta Control_{ji} + \sum \varphi Prov + \varepsilon_i \quad (18)$$

模型 (18) 中， $\Delta \ln C_i$ 表示家庭在 2012 年消费支出与 2010 年消费支出的差额， ΔHP_i 为 2010—2012 年家庭房屋资产价格变动情况， $\Delta Control_{ji}$ 为相应的控制变量，控制变量选择与前文保持一致，在此基础上，我们还在模型中控制了家庭 i 所属地区虚拟变量 $Prov$ 。回归结果如表 5 所示，其中列 (1) 为全样本回归结果，列 (2)~列 (5) 为分样本回归结果。在全样本中，核心解释变量 HP 回归系数为 0.038，在 10% 水平上通过显著性检验，与表 2 中基准回归结果

非常接近，房价上涨存在微弱的“财富效应”。在拥有多套房家庭中，变量 HP 回归系数在 5% 水平上显著为正，而在至多一套房家庭中，变量 HP 回归系数不显著且明显小于多套房家庭。同样，相较于未婚家庭，房价对已婚家庭消费支出的影响更大且更为显著。总的来说，差分模型的回归结果与基准模型的回归结果保持一致，房价上涨存在微弱的“财富效应”，且这种财富效应主要显著存在于拥有多套房的家庭中，在仅有一套房或无房家庭中并不存在。由此，证实了前述基准回归结果的稳健性。

2. 内生性问题的进一步处理。

由于家庭的消费支出有一定比例为住房支出，若家庭住房需求越高，其选择的房屋市场价值可能也越高，最终表现为消费能力越强的家庭持有房产的价格也越贵。因而，本文的核心解释变量与被解释变量之间可能存在双向因果关系，由此引发的内生性问题可能导致回归结果出现偏误。为此，本文选择家庭所处

地级市的平均房价水平作为家庭持有房产价格的工具变量；考虑到单个家庭的住房消费支出难以影响到整个地级市的房价水平，选择地级市的平均房价水平作为单个家庭房屋价格的工具变量，在保证相关性的同时能较大幅度降低因双向因果而引起的内生性问题。通过面板固定效应的工具变量法对基准模型进行估计，结果如表6所示，其中列（1）为全样本回归结果，列（2）~列（5）为分样本回归结果。控制内生性问题后，核心解释变量 *HP* 回归系数为 0.035，与基准回归结果较为接近，但显著性水平明显降低，说明整体而言，房价上涨带来的“财富效应”的确微

弱。进一步观察分样本回归结果，不难看出，房价上涨对多套房家庭消费支出的正向影响依旧显著为正，且影响系数较大，这意味着房价上涨的“财富效应”主要显著存在于多套房家庭。而在至多一套房和未婚家庭中，变量 *HP* 回归系数由正转负，虽然未通过显著性检验，但却能在一定程度上说明控制内生性问题后，房价上涨引致的“成本效应”在至多一套房家庭中表现得更为明显，与家庭消费支出间存在一定的负向关系。以上分析意味着，在控制内生性问题后，实证结果仍与理论模型的推断相符，且与基准回归结果基本保持一致。

表 5 基准回归结果的稳健性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	多套房	至多一套房	已婚家庭	未婚家庭
<i>HP</i>	0.038* (1.81)	0.131** (2.27)	0.024 (1.06)	0.045* (1.89)	0.033 (0.71)
<i>Income</i>	0.086*** (6.30)	0.106*** (2.69)	0.080*** (5.43)	0.084*** (5.32)	0.078*** (2.84)
<i>lncomp</i>	0.011*** (2.58)	0.008 (0.96)	0.010** (2.03)	0.015*** (3.11)	-0.004 (-0.44)
<i>lnnohd</i>	0.021*** (5.52)	0.016* (1.78)	0.022*** (5.11)	0.021*** (4.69)	0.023*** (3.12)
<i>lnsave</i>	0.009*** (3.01)	0.007 (0.92)	0.009** (2.54)	0.008** (2.45)	0.013* (1.91)
<i>lnfina</i>	0.008* (1.66)	0.008 (0.83)	0.005 (0.93)	0.011** (2.14)	0.001 (0.06)
<i>lnodebt</i>	0.011*** (3.36)	0.006 (0.72)	0.012*** (3.22)	0.013*** (3.40)	0.001 (0.13)
<i>familysize</i>	0.020* (1.67)	0.006 (0.20)	0.023 (1.64)	0.007 (0.53)	0.062** (2.09)
<i>eduy_m</i>	-0.013*** (-3.02)	-0.003 (-0.30)	-0.014*** (-3.01)	-0.014*** (-2.98)	-0.014 (-1.36)
<i>health_m</i>	0.010 (0.61)	-0.005 (-0.10)	0.009 (0.49)	0.003 (0.16)	0.039 (1.07)
<i>Age</i>	-0.004 (-0.78)	-0.022 (-1.41)	-0.003 (-0.59)	-0.006 (-0.69)	-0.006 (-0.63)
<i>Age_2</i>	0.000 (0.51)	0.000 (1.32)	0.000 (0.36)	0.000 (0.38)	0.000 (0.68)
<i>_cons</i>	0.149 (0.76)	0.502 (0.99)	0.167 (0.73)	0.350 (1.16)	-0.139 (-0.37)
区域效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2 649	417	2 169	2 085	564
<i>Adj. R-sq</i>	0.060	0.044	0.061	0.057	0.058

表 6 面板固定效应的工具变量法回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	多套房	至多一套房	已婚家庭	未婚家庭
<i>HP</i>	0.035 (0.58)	0.360** (2.34)	-0.060 (-0.76)	0.052 (0.77)	-0.198 (-0.94)
<i>Income</i>	0.076*** (6.26)	0.089* (1.82)	0.073*** (5.35)	0.083*** (5.70)	0.085* (1.75)
<i>lncomp</i>	0.011*** (2.68)	-0.001 (-0.09)	0.013** (2.53)	0.015*** (3.40)	-0.005 (-0.28)
<i>lnnohd</i>	0.021*** (6.45)	0.020* (1.85)	0.022*** (5.65)	0.021*** (5.61)	0.019 (1.64)
<i>lnsave</i>	0.010*** (3.36)	0.009 (0.77)	0.005 (1.44)	0.007** (2.11)	0.024** (2.01)
<i>lnfina</i>	0.008* (1.69)	0.015 (1.00)	0.008 (1.22)	0.010* (1.69)	0.002 (0.09)
<i>lnodebt</i>	0.013*** (3.57)	0.002 (0.15)	0.012*** (2.64)	0.014*** (3.42)	-0.009 (-0.61)
<i>familysize</i>	0.099*** (5.81)	0.138** (2.07)	0.092*** (4.62)	0.052** (2.51)	0.247*** (3.24)
<i>eduy_m</i>	0.018** (2.21)	0.016 (0.49)	0.018* (1.92)	0.013 (1.29)	0.068** (2.21)
<i>health_m</i>	0.021* (1.69)	0.113** (2.10)	0.025* (1.78)	0.013 (0.90)	-0.007 (-0.16)
<i>Age</i>	-0.008** (-1.96)	0.004 (0.25)	-0.007 (-1.57)	-0.009 (-0.93)	-0.038** (-2.13)
<i>Age_2</i>	0.000* (1.82)	-0.000 (-0.29)	0.000 (1.63)	0.000 (0.50)	0.000** (2.34)
<i>2012. cyear</i>	0.331*** (13.18)	0.246*** (3.30)	0.352*** (11.05)	0.325*** (11.63)	0.334*** (3.30)
<i>_cons</i>	9.001*** (19.09)	5.113*** (3.54)	9.145*** (15.35)	8.688*** (15.84)	9.757*** (4.94)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
第一阶段 <i>F</i> 值	301.42	38.58	197.61	223.97	29.80
<i>N</i>	8 485	1 317	6 989	6 693	1 792
<i>Adj. R-sq</i>	0.259	0.352	0.251	0.266	0.261

六、拓展分析：房价上涨对家庭消费支出结构的影响

房价波动如何影响家庭消费支出结构？本文进一步展开研究。中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）将消费支出细分为食品（*lnfood*）、衣物（*lndress*）、居住（*lnhouse*）、家庭设备及日用品（*lndaily*）、医疗（*lnmed*）、交通通信（*lntco*）以及

文教娱乐（*lncec*）等几大类，分别以上述各类消费作为模型（16）的被解释变量，进一步检验房价波动对家庭消费支出结构的影响，仍然采用双向固定效应模型进行回归分析，结果如表 7 列示。

在列（1）~列（7）中，核心解释变量 *HP* 虽然依旧为正，但大多都没有通过显著性检验，房价上涨仅对居住类消费支出和交通通信类消费支出产生了显

显著正向影响。这与张浩等(2017)^[36]未控制年份固定效应时的回归结果不同,他们认为房屋价值的提升对家庭多类消费支出均产生了显著影响(如衣着、医疗、交通通信以及文教娱乐等),本文则未发现房价上涨影响衣着、医疗以及文教娱乐类消费支出的经验

证据。相反,房价上涨导致家庭居住类支出显著增加(在1%水平上通过 t 检验)。我们认为,是否在固定效应模型中控制了年份效应是导致实证结果出现差异的关键。

表7 房价上涨对家庭消费支出结构影响的回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnfood	lndress	lnhouse	lndaily	lnmed	lntco	lneec
HP	0.016 (0.70)	0.038 (1.34)	0.167*** (4.41)	0.052 (1.22)	0.033 (0.79)	0.063** (2.46)	0.078 (1.54)
lnincome	0.046*** (3.00)	0.080*** (4.44)	0.015 (0.65)	0.117*** (3.99)	0.002 (0.06)	0.087*** (4.89)	-0.023 (-0.63)
lncomp	0.006 (1.16)	0.014** (2.53)	0.010 (1.24)	0.026** (2.51)	-0.006 (-0.67)	0.012** (2.32)	0.010 (1.13)
lnnohd	-0.002 (-0.64)	0.001 (0.16)	0.010 (1.54)	0.028*** (3.59)	0.032*** (4.39)	0.006 (1.31)	0.021*** (2.96)
lnsave	0.009** (2.49)	0.020*** (4.38)	0.009 (1.47)	0.024*** (3.38)	-0.002 (-0.22)	0.017*** (4.13)	0.013* (1.78)
lnfina	0.001 (0.16)	0.013** (2.04)	0.005 (0.48)	0.023** (1.97)	0.009 (0.85)	0.004 (0.82)	0.001 (0.15)
lnodebt	0.012*** (3.01)	0.007* (1.73)	-0.002 (-0.25)	0.006 (0.74)	0.014** (1.98)	0.016*** (3.40)	0.015* (1.87)
familysize	0.110*** (5.02)	0.090*** (3.17)	0.053 (1.32)	0.075* (1.91)	0.112** (2.56)	0.143*** (5.05)	0.064 (1.17)
eduy_m	0.015 (1.60)	0.022* (1.75)	-0.024 (-1.32)	0.037* (1.84)	0.029 (1.59)	0.033*** (3.04)	0.004 (0.20)
health_m	0.020 (1.41)	0.038** (2.00)	-0.048* (-1.88)	0.011 (0.42)	-0.042 (-1.44)	0.045*** (2.72)	0.123*** (3.64)
Age	-0.007 (-1.45)	0.003 (0.53)	0.002 (0.26)	0.021** (2.23)	-0.022** (-2.50)	0.004 (0.80)	-0.020** (-2.12)
Age_2	0.000 (0.95)	-0.000 (-0.95)	-0.000 (-0.50)	-0.000** (-2.23)	0.000** (2.53)	-0.000 (-1.07)	0.000** (1.97)
2012_cyear	0.389*** (17.43)	0.324*** (10.87)	0.586*** (15.48)	-0.250*** (-5.46)	0.071 (1.61)	0.031 (1.15)	0.303*** (6.19)
_cons	7.829*** (28.93)	5.059*** (15.10)	5.988*** (12.85)	4.587*** (8.68)	7.289*** (14.16)	5.291*** (16.76)	6.793*** (10.57)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	8 795	8 052	7 595	8 606	7 876	8 727	5 863
Adj. R-sq	0.216	0.185	0.220	0.031	0.022	0.076	0.105

总的看来,房价上涨对家庭消费支出结构影响的回归结果与前述的理论逻辑是一致的,对于普通家庭而言,房价上涨明显增加了其住房成本,居住类消费支出增加;且城市核心区域高昂的房价还有可能导致租房家庭为了节省居住成本,选择在较为偏远的地带租房,进而导致交通类消费支出增加。对于多套房家庭而言,房价上涨进一步强化了其房产投资需求,同样会对居住类消费支出产生正向影响。由此,我们可以得到的重要启示是,试图依靠房价上涨的“财富效应”来带动消费是不切实际的。一方面,房价上涨的“财富效应”仅在“多套房”家庭中存在,而这类家庭数量较少,消费力有限;另一方面,房价

上涨造成的“成本效应”和房产投机需求,使得房价上涨的财富效应仅体现在居住类消费支出上,不利于家庭消费升级。

为了进一步证实房价对家庭消费支出结构影响的稳健性,通过差分模型进行回归分析,与前文一致,本文在差分模型中控制了区域差异的影响,回归结果如表8所示。逐列对比表8与表7中的回归结果,不难发现,列(1)~列(7)中核心解释变量HP的回归系数在显著性水平和符号方向方面均基本保持一致,由此在一定程度上证实了房价上涨对家庭消费支出结构影响回归结果的稳健性。

表8 房价上涨对家庭消费支出结构影响的稳健性检验

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnfood	lndress	lnhouse	lndaily	lnmed	lntco	lnecc
HP	0.015 (0.64)	0.041 (1.43)	0.181*** (4.80)	0.050 (1.15)	0.009 (0.21)	0.084*** (3.20)	0.093* (1.87)
lnincome	0.056*** (3.53)	0.094*** (5.28)	0.028 (1.26)	0.131*** (4.50)	0.013 (0.47)	0.106*** (5.74)	-0.020 (-0.56)
lncomp	0.007 (1.28)	0.014*** (2.61)	0.004 (0.48)	0.021** (2.01)	-0.005 (-0.61)	0.012** (2.31)	0.010 (1.12)
lnnohd	-0.002 (-0.50)	-0.001 (-0.22)	0.004 (0.57)	0.026*** (3.36)	0.034*** (4.59)	0.008 (1.63)	0.023*** (3.11)
lnsave	0.006* (1.67)	0.018*** (3.77)	0.005 (0.84)	0.023*** (3.23)	-0.000 (-0.02)	0.017*** (4.15)	0.012 (1.56)
lnfina	0.003 (0.63)	0.014** (2.26)	0.006 (0.60)	0.021* (1.80)	0.010 (1.02)	0.005 (0.90)	0.002 (0.18)
lnodebt	0.011*** (2.74)	0.007 (1.57)	0.002 (0.23)	0.006 (0.70)	0.015** (2.09)	0.017*** (3.53)	0.015* (1.92)
familysize	0.042*** (3.06)	0.014 (0.85)	-0.032 (-1.39)	0.061** (2.57)	-0.028 (-1.09)	0.029* (1.94)	0.045 (1.40)
eduy_m	-0.022*** (-4.42)	-0.017*** (-2.74)	0.025*** (3.06)	-0.005 (-0.57)	0.002 (0.27)	0.003 (0.58)	-0.006 (-0.47)
health_m	0.015 (0.82)	-0.006 (-0.22)	-0.129*** (-4.05)	-0.012 (-0.32)	-0.064* (-1.77)	-0.012 (-0.54)	0.131*** (2.72)
Age	0.000 (0.04)	0.011 (1.57)	0.008 (0.89)	0.017 (1.64)	-0.024** (-2.28)	-0.003 (-0.43)	-0.019 (-1.54)
Age_2	-0.000 (-0.75)	-0.000* (-1.89)	-0.000 (-0.63)	-0.000** (-2.04)	0.000** (2.23)	0.000 (0.25)	0.000 (1.33)
_cons	0.142 (0.55)	-0.360 (-0.98)	0.452 (1.25)	-0.546 (-1.11)	0.835* (1.71)	-0.109 (-0.44)	0.065 (0.12)
区域效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	2 824	2 468	2 061	2 710	2 372	2 805	1 606
Adj. R-sq	0.034	0.047	0.148	0.047	0.016	0.042	0.012

七、结论与启示

自从我国经济发展进入新常态以来,实体经济走势不振,GDP增长回归至较低水平,投资、进出口等也遭遇“瓶颈”,因此“消费”成为当下提振经济发展的重要出路。与此同时,房地产行业“独挑大梁”,成为经济增长最为重要的支撑力,房价在“限购、限贷”政策的治理下,出现“且调且涨”的怪象。因此,梳理房价与消费之间的关系,有利于政策在调控房地产市场的同时,实现房价与消费的良性互动,带领我国经济走出下滑的泥淖。

本文首先构建了一个代表性家庭的生命周期模型,综合考虑了房地产作为普通消费品和投资品的不同属性,以及生命周期的各个标志性阶段里,工资收入、财富总量、使用成本等关键变量对消费行为的影响。研究发现,房价波动可能会通过“工资效应”“财富效应”和“成本效应”综合作用于消费,最终的效果取决于三者的合力大小、方向。进一步基于2010、2012年中国家庭追踪调查(CFPS)两期面板数据进行实证检验,结果显示:房价上涨对家庭消费的影响主要表现为“财富效应”和“成本效应”,房价上涨对居民消费支出具有微弱的促进作用,且这种促进作用仅显著存在于拥有多套房家庭中,在只有一套或没有住房的家庭中不明显;房价上涨对家庭当期工资性收入的影响并不显著,本文未得到有关房价

“工资效应”的存在证据;从家庭消费结构上看,房价上涨显著提高了家庭居住类、交通类消费支出,对其他类消费支出影响不明显。

以上研究结论的一个重要启示在于:试图依靠房价上涨的“财富效应”来带动消费是不切实际的。一方面,房价上涨时“财富效应”仅在多套房家庭中存在,而这类家庭数量较少,消费力有限,驱动力不足,难以依赖此类家庭消费支出拉动经济;另一方面,房价上涨造成的“成本效应”和房产投机需求,使得房价上涨的财富效应仅体现在居住类消费支出上,容易引致“房价上涨→家庭住房投资支出增加→房价上涨”的循环怪圈,这对家庭消费升级而言,可能存在不利的影响。

此外,针对高涨的房价,政策当局使用补贴政策来提高劳动力消费的“工资效应”不显著。现在多数的补贴政策都是以“房补”“人才公寓”“人才廉价租赁房”形式存在,主要是缓解年轻劳动力暂时性的住房困难,并未从根本上解决房地产市场供求不平衡的问题,实质是推迟了住房需求释放的时间。因此,即便是对工资的直接补贴,劳动力也较少用作其他商品的消费,更多的是将收入储蓄后再投向房地产领域,导致“工资效应”不显著,阻碍房价与消费之间的正向作用机制,若想通过“工资效应”提高消费,则更需要针对房地产市场供需平衡的调控政策,解决高房价所造成的消费不足的问题。

参考文献

- [1] Modigliani F, Brumberg R. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data [J]. Journal of Post Keynesian Economics, 1954.
- [2] Friedman M. A Theory of the Consumption Function [M]. Princeton University Press, 1957.
- [3] Hall R E. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence [J]. Journal of Political Economy, 1978, 86 (6): 971-987.
- [4] Campbell J Y, Mankiw N G. Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence [J]. NBER Macroeconomics Annual, 1989, 4: 185-246.
- [5] Skinner J. Housing Wealth and Aggregate Saving [J]. Regional Science & Urban Economics, 1989, 19 (2): 305-324.
- [6] Case K E, Quigley J M, Shiller R J. Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market [J]. Advances in Macroeconomics, 2001, 5 (1): 1235-1235.
- [7] Ludwig A, Sløk T. The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries [Z]. IMF Working Paper, 2002, 10 (1): 2-37.
- [8] Catta P A, Girouard N, Price R, et al. Housing Markets, Wealth and the Business Cycle [J]. Social Science Electronic Publishing, 2004, 17 (30): 514-543.
- [9] Chao C, Laffargue J P, Yu E. The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis: A Reevaluation [J]. China Economic Review, 2011, 22 (1): 108-120.

- [10] Naggara Z, Bellalah M. Is the House Price Movement Explaining the Pattern of Consumption; The Case of UK? [J]. International Journal of Academic Research in Business & Social Sciences, 2013, 3 (2): 115-130.
- [11] Khalifa S, Seck O, Tobing E. Housing Wealth Effect: Evidence From Threshold Estimation [J]. Journal of Housing Economics, 2013, 22 (1): 25-35.
- [12] Simo-Kengne B D, Gupta R, Bittencourt M. The Impact of House Prices on Consumption in South Africa: Evidence from Provincial-Level Panel VARs [J]. Housing Studies, 2013, 28 (8): 1133-1154.
- [13] Cristini A, Sevilla A. Do House Prices Affect Consumption? A Re-Assessment of the Wealth Hypothesis [J]. Economica, 2014, 81 (324): 601-625.
- [14] Bhatia K, Mitchell C. Household-Specific Housing Capital Gains and Consumption: Evidence From Canadian Microdata [J]. Regional Science & Urban Economics, 2016, 56: 19-33.
- [15] Sheiner L. Housing Prices and the Savings of Renters [J]. Journal of Urban Economics, 1995, 38 (1): 94-125.
- [16] Ogawa K, Wan J. Household Debt and Consumption: A Quantitative Analysis Based on Household Micro Data for Japan [J]. Journal of Housing Economics, 2007, 16 (2): 127-142.
- [17] Iacoviello M. Consumption, House Prices, and Collateral Constraints: A Structural Econometric Analysis [J]. Journal of Housing Economics, 2004, 13 (4): 0-320.
- [18] Dynan K, Mian A, Pence K M. Is A Household Debt Overhang Holding Back Consumption? With Comments and Discussion [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2012 (1): 299-362.
- [19] Scholnick B. Consumption Smoothing after the Final Mortgage Payment: Testing the Magnitude Hypothesis [J]. Social Science Electronic Publishing, 2013, 95 (4): 0-25.
- [20] 高春亮, 周晓艳. 34个城市的住宅财富效应: 基于 Panel Data 的实证研究 [J]. 南开经济研究, 2007 (1): 36-44.
- [21] 况伟大. 房价变动与中国城市居民消费 [J]. 世界经济, 2011 (10): 21-34.
- [22] 贺京同, 徐璐. 主体行为、预期形成与房地产市场稳定 [J]. 浙江大学学报 (人文社会科学版), 2011, 41 (5): 175-187.
- [23] 李勇, 何德旭. 房地产价格与居民消费关系实证——基于35个大中城市财富效应的分析 [J]. 中国流通经济, 2013, 27 (11): 106-111.
- [24] 刘旭东, 彭徽. 房地产价格波动对城镇居民消费的经济效应 [J]. 东北大学学报 (社会科学版), 2016, 18 (2): 143-151.
- [25] 杨汝岱, 陈斌开. 高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为 [J]. 经济研究, 2009 (8): 113-124.
- [26] 唐绍祥, 汪浩瀚, 徐建军. 流动性约束下我国居民消费行为的二元结构与地区差异 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010 (3): 81-95.
- [27] 颜色, 朱国钟. “房奴效应”还是“财富效应”? 房价上涨对国民消费影响的一个理论分析 [J]. 管理世界, 2013 (3): 34-47.
- [28] 李江一, 李涵. 消费信贷如何影响家庭消费? [J]. 经济评论, 2017 (2): 113-126.
- [29] 胡颖之, 袁宇菲. 中国住宅销售价格对居民消费的影响 [J]. 经济学: 季刊, 2017, 16 (2): 1031-1050.
- [30] 杭斌, 郭香俊. 基于习惯形成的预防性储蓄——中国城镇居民消费行为的实证分析 [J]. 统计研究, 2009, 26 (3): 38-43.
- [31] 陈彦斌, 邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等 [J]. 经济研究, 2011 (10): 25-38.
- [32] 陈斌开, 杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄 [J]. 经济研究, 2013 (1): 110-122.
- [33] Carroll C D, Otsuka M, Slacalek J. How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2011, 43 (1): 55-79.
- [34] Chamon M, Prasad E. Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising? [J]. American Economic Journal Macroeconomics, 2010, 2 (1): 93-130.
- [35] 蔡兴. 预期寿命、养老保险发展与居民消费 [J]. 经济评论, 2015 (6): 81-91.
- [36] 张浩, 易行健, 周聪. 房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性——来自微观家庭调查数据的分析 [J]. 金融研究, 2017 (8): 50-66.
- [37] Campbell J Y, Cocco J F. How Do House Prices Affect Consumption? Evidence From Micro Data [J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54 (3): 591-621.
- [38] Gan J. Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence From A Large Panel of Households [J]. The Review of Financial Studies 2010, 23 (6): 2229-2267.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

CEO 股权激励对企业研发投入强度的影响研究

——基于 2008 年金融危机的烙印效应

The Research on the Influence of CEO Equity Incentive

on the Intensity of Enterprise R&D Investment:

Based on the Imprinting Effect of the 2008 Financial Crisis

邵剑兵 陈永恒 苏涛永

SHAO Jian-bing CHEN Yong-heng SU Tao-yong

[摘要] 企业研发投入作为高风险性投资决策,一定程度上体现了 CEO 个人风险偏好特征。金融危机类重大事件经历会对 CEO 个人风险偏好特征产生烙印:增大 CEO 对宏观经济形势变化不确定性的认知、削弱 CEO 对股权激励效用的认知,使其趋于风险保守,进而削弱企业研发投入强度。笔者以 2007—2014 年我国沪深 A 股主板上市公司为研究样本进行 Tobit 实证分析,研究发现:对 CEO 实施股权激励有助于企业增加研发投入强度;2008 年金融危机经历对 CEO 产生了明显的烙印效应,并在主效应关系中起负向调节作用;这一烙印效应的显著性影响持续时间为三年。本文的研究一是探究了影响股权激励与企业研发投入强度二者关系的内在机理,有助于加深对二者关系作用路径的理解;二是以 2008 年金融危机作为烙印事件,引起学界对高管过往经历的重视,启发新的研究视角;三是为类似过往经历对个体特征显著性影响时间提供了时长参考;四是为企业及相关信息使用者的科学决策提供经验支持,同时有助于 CEO 个人对过往经历有正确的认识,并进一步提升自我。

[关键词] 研发投入强度 股权激励 烙印理论 烙印效应 金融危机

[中图分类号] F272.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 12-0106-12

Abstract: As a high-risk enterprise investment decision, R&D investment reflects the characteristics of CEO personal risk preference to a certain extent. The experience of major events such as financial crisis will imprint the characteristics of personal risk preference of CEO. It will increase CEO's cognition of the uncertainty of macroeconomic situation, weaken CEO's cognition of the effectiveness of equity incentive, and make him tend to be risk conservative, and then weaken the intensity of R&D investment. Based on the Tobit empirical analysis of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2007 to 2014, it is found that the implementation of equity incentive to CEO is helpful for enterprises to increase the intensity of R&D investment; the experience of financial crisis has an imprinting effect on CEO, and plays a negative regulatory role in the main effect relationship; the significant effect of this imprinting effect lasts for three years. The first part of this paper explores the internal mechanism that affects the relationship between equity incentive and enterprise R&D investment, which is helpful to deepen the understanding of the relationship between equity incentive and enterprise R&D investment. Secondly, this paper takes the 2008 financial crisis as the imprint event, which causes the academic circle to pay attention to the senior executives' past experience and inspire a new research perspective; thirdly, it provides a reference for the time of similar past experience to the significant influence of individual characteristics. The fourth is to provide experience support for the scientific decision-making of enterprises and related information users, and it is helpful for CEO individuals to have a correct understanding of the experience and further improve themselves.

Key words: R&D investment intensity Equity incentive Imprinting theory Imprinting effect Financial crisis

[收稿日期] 2019-05-25

[作者简介] 邵剑兵,男,1973年7月生,辽宁大学商学院教授,研究方向为公司治理与战略管理;陈永恒,男,1994年4月生,同济大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为公司治理与企业创新;苏涛永,男,1982年2月生,同济大学经济与管理学院教授,研究方向为战略管理与创新管理。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“大数据情境下国有企业高管层激励与监管动态耦合研究”(项目编号:18BGL081);国家自然科学基金资助项目“服务创新网络的形成、演化及绩效影响机制:效果推理的视角”(项目编号:71872128);国家自然科学基金资助项目“服务创新过程中外部知识共享的多层次网络机制研究:关系嵌入的视角”(项目编号:71402121);辽宁大学学术型研究生科研创新计划项目“高管股权激励与股价崩盘风险——基于盈余管理的中介效应检验”(项目编号:18GIP003)。

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

经历了自改革开放 30 多年的快速增长阶段之后,我国经济进入了“新常态”发展阶段。“大众创业、万众创新”作为新常态下的重要理念,企业研发与创新行为受到越来越广泛的重视。由于研发创新行为具有高风险、回报周期长的特性,作为企业代理人的高管人员往往倾向于风险规避而减少研发投入。为改善这一问题,股权激励作为一项重要制度安排被引入公司治理结构框架中,通过将委托人与代理人利益挂钩,使得高管站在股东利益角度考虑企业长远发展,利于企业研发投入,大量研究证实了这一制度的积极效果(田轩和孟清扬,2018^[1];王燕妮,2011^[2];唐清泉等,2011^[3])。但也有研究发现,我国股权激励存在明显的“福利效应”,成为股权持有者积累个人财富的快速路(吕长江等,2009^[4])。针对上述矛盾,有学者从股权激励强度、股权设计类型等角度展开研究,但是此类研究的假定前提是激励对象的一致性。事实上,企业高管群体存在巨大差异性,个体特征差异很大程度上影响了股权激励的真实效用。

个体特征一方面可以由性别、年龄、教育背景等可视化人口统计学特征反映,高层梯队理论的大多数研究正是基于这一视角考虑高管特征差异对企业决策行为的影响(Hambrick 和 Mason, 1984^[5])。该理论虽然在一定程度上解释了企业决策差异的内在原因,但由于人口统计学变量的直观性、笼统性,仍无法解释企业间部分决策差异问题。为对这一问题溯本求源,有学者基于“烙印理论”,从个体特征的另一方面,即心理和认知等非可视化特征视角展开研究。他们以过往重大事件作为此类特征的载体,发现过往重大经历会对个体产生“烙印”,并持续影响个体后期的行为选择及决策(Judge 和 Zapata, 2015^[6]; Marquis 和 Tilcsik, 2013^[7]; Simsek 等, 2015^[8])。如经济大萧条经历会改变 CEO 对宏观经济形势风险、资本市场作为企业融资可信性的认知(Malmendier 等, 2011^[9]);中国 20 世纪中期三年自然灾害经历增强了高管对不确定性的恐惧(沈维涛和幸晓雨, 2014^[10]),注意防范风险及保持债务偿还能力(赵民伟和晏艳阳, 2015^[11])。那么,有何其他重大事件会影响到高管研发投入决策行为或者对股权激励效用的认知呢?

考虑到研发投入活动的高风险性、股权作为潜在

收益受股市影响的波动性以及美国经济大萧条事件的启发,笔者注意到 2008 年金融危机对全球经济的灾难性影响,因而聚焦于中国企业样本,选取 2008 年金融危机作为烙印事件,探讨该事件是否对我国企业高管人员产生了“烙印”以及产生何种具体“烙印”影响问题。由于烙印效应在群体层面上不易测量,选择高管群体的代表 CEO 作为烙印对象,研究股权激励对企业研发投入强度影响的内在机理,即是否由于 CEO 个人的金融危机经历改变了其风险偏好,使企业研发投入决策偏于保守,削弱了股权激励制度的积极效用。

本文的研究丰富了烙印理论。第一,拓展了烙印事件的研究范围,选取 2008 年金融危机作为烙印事件,检验了金融危机类宏观经济事件对 CEO 企业决策行为的影响;第二,明确了 2008 年金融危机经历对 CEO 个体风险偏好特征的显著性影响时长为三年,为类似宏观经济事件对个体特征的显著性影响时长提供了参考。本文的现实指导意义体现在:第一,为企业及相关信息使用者的科学决策提供可能的经验支持;第二,有助于 CEO 个人的自我提升,警惕个人在制定企业决策时由于过往经历导致的负面烙印影响。

二、文献回顾与研究假设

(一) CEO 股权激励对研发投入强度的影响

根据委托代理理论,股东投资的目的是获得更多的剩余收益、实现最大投资回报率,最关心的是企业能否实现长期可持续发展和价值最大化。管理层会更多地从个人利益出发,当个人利益与企业利益发生冲突时,管理者可能会放弃短期不利于企业财务状况但长期有益于企业发展的计划,如企业并购、长期投资和资产重组等,在确保企业短期收益情况下以便管理者自身获得高收入、在职消费等潜在收益。企业研发投入由于其高收益、高风险、长周期等性质,往往使得作为企业雇用人员的管理者产生风险规避倾向,相比而言,作为企业所有者的股东更愿意承担高风险以获取未来可能的高收益。如果能缓解委托代理制度所产生的委托人与代理人之间的利益不一致问题,使得代理人能从委托人的角度考虑问题并制定企业决策,将对企业长期发展大有裨益,股权激励制度应运而生。现有关于股权激励对企业研发投入强度的影响研究已有很多,结论大致可分为“正向影响论”“负向

影响论”“无影响论”“非线性影响论”。

正向影响论认为实施股权激励有利于增大企业研发投入强度。股权激励制度通过将企业价值变量引入管理者的效用函数,使得股东与管理者利益一致,协调了企业股东与管理者的利益矛盾,促使管理者从企业长期发展角度思考问题并制定决策。Jensen 和 Meckling (1976)^[12]的研究结论证实了以上观点,即对管理人员实施的股权激励程度越强,二者利益协同度越高,会削弱其偏离股东利益最大化的动机及行为。负向影响论认为实施股权激励不利于企业增大研发投入强度。将高管薪酬与股价相联系会导致高管过于关注股价的短期涨跌和企业的短期业绩,并忽视对企业的研发投入 (Coles 等, 2006^[13])。而且,我国部分企业中的股权激励方案流于形式,行权条件非常低,变相地为高管提供福利,没有起到激励作用 (吕长江等, 2009^[4])。无影响论认为在剔除企业盈余管理操纵后,股权激励对企业研发投入强度没有实质影响 (林大庞和苏冬蔚, 2011^[14])。非线性影响论认为股权激励与研发投入之间呈倒 U 型关系:在达到某一点的股权激励强度之前,二者正相关;在超过这一股权激励强度之后,二者负相关 (唐清泉等, 2011^[3])。

笔者认为对 CEO 实施股权激励有利于增加企业研发投入强度,原因有以下三点。其一,股权激励制度由于其长期收益性,可以有效激励 CEO 投入到长期创新研发工作中,同时可以增加其离任成本而留住人才 (宗文龙等, 2013^[15])。其二,通过将 CEO 个人利益与企业市值挂钩,增加其承担风险的动机,有利于企业增加研发投入 (Armstrong 和 Vashishtha, 2012^[16])。尤其是股票期权类衍生品具有更高的股价波动性,也意味着更高的价值,高管承担风险有助于增加自身财富。其三,股权激励制度将长期丰厚回报和 CEO 短期对失败的容忍相结合,大多类型的股权激励制度会在股价下跌到预定价格后保护股权所有者利益不再继续遭受损失,而且当企业研发投入产生回报后,股价上涨带来的收益是非常可观的。此外,由于我国股权激励制度改革及不断完善,当前股权激励制度能更好地发挥其积极作用的一面 (唐清泉等, 2011^[3]),并且我国 CEO 持股比例偏低,普遍未达到股权激励负面影响产生的比例拐点,故提出假设 H1。

H1: 对 CEO 股权激励强度越大,企业研发投入强度越强。

(二) 烙印效应、CEO 股权激励与研发投入强度

针对股权激励对企业研发投入强度影响的矛盾性研究结果,众多学者基于高层梯队理论,对以 CEO 为代表的高层管理团体展开了研究,试图从激励对象特征差异的视角寻求解释。研究视角包括教育背景、工作经历、工作任期、年龄、性别等可视化人口统计学特征,以及是否存在政治关联、管理者自主权大小等外在影响因素 (Nakahara 等, 1997^[17]; 苏文兵等, 2011^[18]; Jensen 和 Murphy, 1990^[19])。但此类研究的结论并不一致,即便在控制了相关变量前提下,相同受教育程度、相同年龄或者任期时间相同的管理者在企业战略决策上还是存在巨大差异,导致许多学者对高层梯队理论产生质疑。

烙印理论基于个人特征的非可视化视角对以上现象进行了解释,认为个体经历的重大外部事件会对其认知能力、经验技巧、知识结构等心理认知层面产生不同维度的烙印,并影响其后期的行为决策 (Malmendier 等, 2011^[9]; 沈维涛和幸晓雨, 2014^[10]; 赵民伟和晏艳阳, 2015^[11])。故即便个体客观人口特征等表现一致,但每个个体不同的过往经历会对其决策产生重要甚至非理性的影响。不是所有过往事件都能对个体产生烙印,烙印事件的选择需要满足以下三个条件:一是必须是大事件;二是事件的影响范围广、影响程度深;三是事件会持续一定的时间 (Malmendier 等, 2011^[9])。本文烙印事件选择的是 2008 年金融危机。在选取事件时为了不受人为主观选择性和外部随机事件的干预,借鉴自然实验的思想以极大地控制其他干扰因素,并且该事件同时满足以上三条准则,是本研究一个很好的自然事件。

2008 年金融危机对 CEO 个体特征的烙印机制是:在 CEO 成长环境发生重大经济变化的敏感期内,CEO 为了应对不容乐观的经济形势,主动培养与下行的经济形势适配的特征。其中敏感期包括个体成长发育的生理阶段和个体成长过程中环境发生重大变化的时期两个层面。本文金融危机对 CEO 产生烙印作用的敏感期属于后者,采用这一时期作为敏感期进行的研究包括:生育经历 (Dahl 等, 2012^[20])、婚姻经历 (Nicolosi 和 Yore, 2015^[21])、工作时的财务困境经历 (刘元秀等, 2016^[22])、教育经历 (Kish-Gephart 和 Campbell, 2015^[23])、初次工作经历 (Schoar 和 Zuo, 2013^[24]) 等。CEO 在金融危机期间主动培养的特征如下:一是改变对宏

观经济形势中风险的认知,使得CEO风险偏好性降低(Malmendier等,2011^[9]);二是改变对股票期权激励效用的认知。由于股价会随时受到宏观经济形势不确定性的影响,使得CEO在制定企业决策时会降低风险性行为,如减少研发投入(赵民伟和晏艳阳,2015^[11])。烙印效应会一直存在,但是会随着时间的延长影响减弱,笔者认为在金融危机后的一段时间内,这一烙印效应对CEO制定企业决策存在显著性影响,在一段时间之后烙印效应依旧存在,但是不再具有显著性。据此本文分别提出假设2和假设3。

H2: CEO金融危机经历会抑制股权激励对企业研发投入强度的正向影响。

H3: 金融危机经历对CEO产生的烙印效应显著性影响时间有限。

三、研究设计

(一) 样本与数据

由于我国2007年新的《企业会计准则》要求企业开始披露研发投入等信息,所以本文研究样本起始时间是2007年;并且本文检验2008年金融危机的烙印效应,而2015年中国股市再次发生崩盘现象,为避免两次股市危机互相影响,故选取2007—2014年全部A股上市企业为研究样本。剔除以下数据:一是银行、保险等金融业样本;二是当年被ST或*ST的样本;三是有缺失值的样本,最终共获得7963条有效数据。数据均来自国泰安CSMAR数据库,运用Stata14.0软件进行计量分析。为避免极端样本值的误差影响,对所有连续变量在前后1%的水平上进行缩尾(Winsorize)处理。

(二) 变量测度

1. 被解释变量:企业研发投入强度。

本文选取研发投入与主营业务收入比值(RD1)作为研发投入强度的衡量指标,由于研发投入与主营业务收入都是从相对规模角度进行考虑,为避免字段选取导致的差异性,使用企业研发费用的绝对数值(RD2)作为绝对规模指标。为避免取自然对数后负值的产生,所有数值都做加1后取对数处理,并在稳健性检验中验证(刘运国和刘雯,2007^[25])。借鉴Hirshleifer等(2012)^[26]、Aghion等(2013)^[27]、Cornaggia等(2015)^[28]的处理方法,对所有研发投入的缺失值取0处理。

2. 解释变量:CEO股权激励。

借鉴汤业国和徐向艺(2012)^[29]股权激励强度的衡量方法,本文CEO股权激励强度(CGBL)的衡量指标是CEO持股数量占企业股本总数的比例。由于当前企业中对于“CEO”概念的不明确,本文首先界定了“CEO”:在国泰安数据库高管个人资料“具体职务”字段中手工筛选出包含“总经理、总裁、首席执行官、执行总裁、CEO”的上市企业样本。为保证CEO的唯一性,按照如下标准进行处理:(1)由于不同企业中对于职位的定义并不一致,导致同一企业同一年份会出现多条样本数据的情况,作者对照国泰安数据库中“董事长与总经理变更文件”,依次筛选并保留“变更职位”为“总经理”的数据;筛选并保留“变更类型”为“离任”的数据。根据变更日期确定所需保留的数据,具体原则是在当年6月30日及之前进行变更的,保留变更后的CEO数据;变更日期在当年6月30日之后的,保留变更前的CEO数据。(2)对于当年未发生变更或者变更总经理与重复样本不一致的情况:通过比较重复者的其他职位大小来判断重复者权力大小,权力越大越能影响到企业的研发投入决策,剔除权力较小者数据。(3)为避免2008年金融危机后CEO变更对企业研发投入的影响,剔除2008年发生CEO变更的上市企业所有样本,以及在2008年之后年份又发生CEO变更的当年及之后年份的数据。

3. 调节变量:金融危机经历。

借鉴Malmendier等(2011)^[9]的思想,当2008年企业年末股价收盘价不足当年开盘价的50%,则认为企业CEO经历了金融危机(JRWJ),并对CEO产生了烙印效应。数据来自国泰安CSMAR数据库的个股回报率文件。

4. 控制变量。

现有研究关于企业研发投入强度的影响因素包括公司基本特征、公司治理结构、CEO特征等层面。本文拟选择以下指标作为各层面的控制变量。公司基本特征层面包括:企业规模、杠杆比率(资产负债率)、企业成长性(主营业务收入增长率)、市场评价(托宾Q值)、现金流、盈利能力(总资产净利润率)、资产结构(固定资产净额/资产总计)、企业性质(实际控制人是否为国有企业)。公司治理结构层面包括:股权集中度(第一大股东持股比例)、股权平衡度(第二至十大股东持股比例之和)、机构投资

者持股比例、独立董事比例、董事会规模、董事长与总经理是否两职合一、董事会议事频次。CEO 特征层面包括：年龄、受教育程度、性别。此外，皮永华和宝贡敏（2005）^[30]发现不同行业对于企业研发投入的需求不同，故本文进行了行业类型控制。以 2012 版证监会行业标准划分法为依据，将其设计为虚拟变

量，分别赋值。由于本文研发数据样本中没有居民服务、修理和其他服务业（O）及教育业（P），并且剔除了金融业（J）之后还剩余 16 个行业；制造业细分后样本中包含 C1、C2、C3、C4 四个子行业，最后共在模型中增添了 19 个虚拟变量。

表 1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量含义	变量取值与说明
被解释变量	<i>RD1</i>	研发投入强度相对指标	研发投入/主营业务收入
	<i>RD2</i>	研发投入强度绝对指标	研发投入加 1 后取自然对数
解释变量	<i>CGBL</i>	CEO 持股比例	CEO 持股数量/股本总数
调节变量	<i>JRWJ</i>	是否经历金融危机	2008 年企业年末股价收盘价不足当年开盘价的 50%，则认为企业经历了金融危机，取值为 1，否则为 0
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	企业总资产的自然对数
	<i>Lev</i>	杠杆比率	负债合计/总资产
	<i>Growth</i>	企业成长性	(主营业务收入-上一年度主营业务收入) / 上一年度主营业务收入
	<i>TQ</i>	市场评价	托宾 Q 值
	<i>Cash</i>	现金流	(货币资金+交易性金融资产) / 总资产
	<i>ROA</i>	盈利能力	总资产净利润率
	<i>Tangible</i>	资产结构	固定资产净额/总资产
	<i>Top1</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
	<i>Top2_10</i>	股权平衡度	第二至十大股东持股比例之和
	<i>Inst</i>	机构投资者持股比例	以基金企业持股比例之和替代
	<i>Indep</i>	独立董事比例	独立董事占董事会人数比例
	<i>Board</i>	董事会规模	董事会总人数的自然对数
	<i>Dir_CEO</i>	两职合一	董事长与总经理两职兼任则取值为 1，否则为 0
	<i>BMF</i>	董事会议事频次	一年内董事会召开次数
	<i>Age</i>	年龄	CEO 年龄
	<i>Edca</i>	教育	博士及以上的学历取值为 5，硕士学历取值为 4，本科学历取值为 3，大专学历取值为 2，大专及以下学历则取值为 1
	<i>Gender</i>	性别	CEO 性别为男取值为 1，性别为女取值为 0
<i>State</i>	企业性质	国有企业取值为 1，非国有企业取值为 0	
<i>Industry</i>	行业	以 2012 版证监会行业标准划分	

（三）模型设计

本文的主效应是 CEO 股权激励对企业研发投入强度的影响，以 2008 年我国金融危机对 CEO 的烙印效应作为二者之间的调节变量进行调节效应检验。根据调节效应的检验步骤，本文建立以下两个回归模型。

模型 1：该回归模型是直接利用被解释变量研发投入强度 R&D 对解释变量和所有控制变量进行 Tobit 回归，考察在控制企业基本特征、公司治理结构及 CEO 特征情况下，CEO 股权激励强度对企业研发投入

强度的影响。其中，R&D 包括 *RD1* 和 *RD2* 两种衡量指标。

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CGBL_{i,t} + \beta_c Control_{i,t} + \beta_2 \sum_{i=1}^{19} Industry + \beta_3 \sum_{i=1}^8 Year + \varepsilon \quad (1)$$

模型 2：该回归模型是利用被解释变量研发投入强度 R&D 对解释变量、调节变量、解释变量与调节变量乘积项 *W1* 和所有控制变量进行 Tobit 回归，检验在

控制了控制变量及相同股权激励强度的前提下, 经历过金融危机的 CEO 是否会减少企业研发投入强度。

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CGBL_{i,t} + \beta_2 JRWJ + \beta_3 W1_{i,t} + \beta_c Control_{i,t} + \beta_4 \sum_{i=1}^{19} Industry + \beta_5 \sum_{i=1}^8 Year + \varepsilon \quad (2)$$

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表 2 是所有变量的描述性统计结果, 样本共 7 963

个观测值。从表中可以看出, 我国上市企业研发投入强度相对值指标 *RD1* 均值只占主营业务收入的 2.0%, 研发投入相对不足; 研发投入最大值占企业主营业务收入的 61.3%, 最小值为 0, 标准差为 0.072, 说明不同企业之间的研发投入差异巨大。CEO 股权激励指标 *CGBL* 均值为 0.7%, 说明我国上市企业中 CEO 持股比例总体偏低; 最大值为 22.5%, 标准差为 3.1%, 说明不同企业内对 CEO 的股权激励强度差异很大。是否经历金融危机指标 *JRWJ* 均值为 87.1%, 标准差为 33.6%, 表明我国上市企业中大多数都遭受了 2008 年金融危机的影响。

表 2 全样本描述性统计

变量名	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>RD1</i>	0.020	0.000	0.072	0.000	0.613
<i>RD2</i>	6.265	0.000	8.469	0.000	20.699
<i>CGBL</i>	0.007	0.000	0.031	0.000	0.225
<i>JRWJ</i>	0.871	1.000	0.336	0.000	1.000
<i>Cash</i>	0.163	0.134	0.113	0.008	0.549
<i>Tangible</i>	0.254	0.216	0.187	0.002	0.761
<i>Size</i>	22.048	21.921	1.281	19.251	25.652
<i>Lev</i>	0.515	0.520	0.192	0.094	0.955
<i>Growth</i>	-1.029	0.106	7.455	-64.183	0.940
<i>ROA</i>	0.038	0.033	0.053	-0.170	0.200
<i>Inst</i>	0.044	0.004	0.079	0.000	0.357
<i>TQ</i>	1.823	1.333	1.676	0.183	10.179
<i>Gender</i>	0.951	1.000	0.216	0.000	1.000
<i>Age</i>	48.708	48.000	6.430	26.000	75.000
<i>Edca</i>	3.315	4.000	1.075	0.000	5.000
<i>BMF</i>	9.483	9.000	4.298	2.000	57.000
<i>Stae</i>	0.411	0.000	0.492	0.000	1.000
<i>Top1</i>	0.339	0.319	0.150	0.084	0.729
<i>Top2_10</i>	0.176	0.149	0.123	0.015	0.526
<i>Dir_CEO</i>	0.156	0.000	0.363	0.000	1.000
<i>Board</i>	2.199	2.197	0.202	1.099	2.890
<i>Indep</i>	0.365	0.333	0.050	0.286	0.556

(二) 相关性分析

运用 Stata14.0 软件, 对样本变量进行了 Pearson 相关性检验分析, 所有变量相关性系数均小于 0.6, 表

明变量之间不存在多重共线性。受文章篇幅限制, 这里只列示了主要变量之间的相关性分析, 具体见表 3。CEO 股权激励指标 *CGBL* 与企业研发投入的两个指标

$RD1/RD2$ 都在 1% 显著性水平上正相关, 即股权激励强度越大, 企业研发投入强度越大, 与之前的假设方向一致。经历金融危机 $JRWJ$ 与企业研发投入的两个指标 $RD1/RD2$ 都在 1% 显著性水平上负相关, 即经历金融危机后企业会降低研发投入强度, 与预期一致。

表 3 主要变量相关性分析

	$RD1$	$RD2$	$CGBL$	$JRWJ$
$RD1$	1.000			
$RD2$	0.405*** (0.000)	1.000		
$CGBL$	0.074*** (0.000)	0.137*** (0.000)	1.000	
$JRWJ$	-0.074*** (0.000)	-0.117*** (0.000)	0.032*** (0.005)	1.000

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

(三) 实证结果及分析

1. 主效应检验。

本节实证检验了 CEO 股权激励对企业研发投入强度的影响。在该部分检验中, 被解释变量均是企业研发投入强度相对值指标 $RD1$ 。首先对全样本数据进行了检验, 为避免异方差的影响, 在进行以下所有回归时均修正了异方差, 具体见表 4。CEO 股权激励指标 $CGBL$ 在 1% 显著性水平上与企业研发投入强度 $RD1$ 正相关, 说明 CEO 持股比例越高, 越有利于促进企业研发投入, 与宋迪等 (2018)^[31]、邵剑兵等 (2019)^[32] 研究结论一致, 假设 H1 得到验证。

表 4 全样本主效应回归检验

	Coef.	Std. Err.	Sig.
$CGBL$	0.369***	0.047	0.000
$Cash$	0.043**	0.018	0.015

表 5 分年度主效应回归检验

变量 \ 年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
$CGBL$	0.204***	0.582***	0.161	0.414***	0.398***	0.122***	0.244**	0.517***
$Cash$	0.225***	0.160***	-0.057*	0.008	0.037***	0.022	0.095*	0.165***
$Tangible$	-0.089***	0.016	-0.072***	-0.022***	-0.012*	-0.021**	-0.086***	-0.045
$Size$	-0.004***	-0.019***	-0.018***	-0.010***	-0.017***	0.001	0.032***	0.042***
Lev	0.016**	-0.072**	-0.012	-0.054***	-0.080***	-0.055***	-0.102***	-0.067**

续前表

	Coef.	Std. Err.	Sig.
$Tangible$	-0.050***	0.013	0.000
$Size$	0.008***	0.002	0.001
Lev	-0.056***	0.011	0.000
$Growth$	-0.002***	0.000	0.000
ROA	0.220***	0.042	0.000
$Inst$	-0.046*	0.027	0.088
TQ	-0.002	0.002	0.220
$Gender$	0.045***	0.008	0.000
Age	0.000	0.000	0.856
$Edca$	0.001	0.002	0.465
BMF	0.001	0.000	0.218
$Stae$	-0.018***	0.004	0.000
$Top1$	0.053***	0.015	0.000
$Top2_{-10}$	0.037**	0.016	0.021
Dir_CEO	-0.018***	0.005	0.001
$Board$	0.019*	0.010	0.055
$Indep$	0.092***	0.033	0.005
$Year$	控制		
$Industry$			
N	7 963		

为了探究金融危机烙印效应是否存在以及烙印效应的显著性影响持续时间, 本文对全样本进行了分年度检验, 受限于样本数量, 分年度回归时未控制行业。具体结果见表 5。除 2009 年份中 CEO 股权激励指标 $CGBL$ 与企业研发投入 $RD1$ 不显著相关外, 其余年份的主效应均与之显著正相关, 即 CEO 持股比例越高, 越有利于提高企业研发投入, 假设 H1 得到了部分验证。

续前表

变量 \ 年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
<i>Growth</i>	0.035***	0.018	0.012*	0.007***	0.018***	0.003	-0.002***	-0.002*
<i>ROA</i>	0.289***	0.229**	0.188***	0.097***	-0.079***	-0.058	0.077	0.085
<i>Inst</i>	0.155***	-0.093	0.024	0.086***	0.123***	-0.001	-0.321***	-0.458***
<i>TQ</i>	-0.017***	0.005	-0.004	-0.005***	-0.013***	0.000	0.017***	0.019***
<i>Gender</i>	0.521***	0.001	0.035*	0.347***	0.373***	0.021***	0.065***	0.076***
<i>Age</i>	0.001***	0.001	0.000	-0.000**	-0.000**	-0.000*	-0.001*	-0.002**
<i>Edca</i>	0.033***	0.008	0.005	0.003***	0.002***	0.000	-0.002	-0.002
<i>BMF</i>	-0.002***	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	-0.003**	-0.003**
<i>Stae</i>	-0.016***	-0.038***	-0.020***	-0.016***	-0.010***	-0.016***	-0.039***	-0.026**
<i>Top1</i>	0.227***	0.154***	0.050**	0.065***	0.074***	0.022**	-0.010	-0.110***
<i>Top2_10</i>	0.051***	0.076*	0.100***	0.114***	0.151***	0.023*	-0.035	-0.162***
<i>Dir_CEO</i>	0.043***	-0.033*	-0.068***	-0.018***	-0.026***	0.000	0.004	-0.005
<i>Board</i>	0.018***	0.138***	0.043**	0.030***	0.001	0.016*	-0.057**	-0.044
<i>Indep</i>	0.061***	0.262**	0.246***	0.121***	0.191***	0.095***	-0.116	-0.185**
<i>N</i>	705	719	964	1 032	1 036	1 178	1 299	1 030

2. 调节效应检验。

本节检验 2008 年金融危机对 CEO 烙印效应是否存在，即经历金融危机的 CEO，在相同股权激励强度前提下，是否会减少企业研发投入。首先对解释变量 CEO 股权激励 *CGBL* 和调节变量金融危机经历 *JRWJ* 进行数据中心化处理，然后计算中心化处理后的 *CGBL* 与 *JRWJ* 的乘积项 *W1*。将处理后的数据代入模型 2，具体结果见表 6。CEO 股权激励指标 *CGBL* 在 1% 显著性水平上与企业研发投入强度 *RD1* 显著相关；是否经历金融危机指标 *JRWJ* 在 1% 显著性水平上与企业研发投入强度 *RD1* 显著负相关；CEO 股权激励与金融危机 *JRWJ* 乘积项指标 *W1* 与企业研发投入强度 *RD1* 不显著相关，说明不存在调节效应，即 CEO 是否经历过金融危机对企业研发投入强度没有影响，假设 H2 未得到验证。控制变量中，现金流指标 *Cash* 与 *RD1* 由在 5% 显著性水平上正相关变为不显著相关；市场评价指标 *TQ* 与 *RD1* 由不显著相关变为在 10% 显著性水平上负相关。其他控制变量与 *RD1* 的显著性与全样本主效应检验时完全一致。

表 6 全样本调节效应回归检验

	Coef.	Std. Err.	Sig.
<i>CGBL</i>	0.669***	0.210	0.001
<i>JRWJ</i>	-0.039***	0.005	0.000
<i>W1</i>	-0.327	0.227	0.150

续前表

	Coef.	Std. Err.	Sig.
<i>Cash</i>	0.029	0.018	0.112
<i>Tangible</i>	-0.044***	0.013	0.001
<i>Size</i>	0.008***	0.002	0.001
<i>Lev</i>	-0.058***	0.011	0.000
<i>Growth</i>	-0.002***	0.000	0.000
<i>ROA</i>	0.197***	0.043	0.000
<i>Inst</i>	-0.052*	0.027	0.059
<i>TQ</i>	-0.004*	0.002	0.053
<i>Gender</i>	0.044***	0.008	0.000
<i>Age</i>	0.000	0.000	0.483
<i>Edca</i>	0.001	0.002	0.646
<i>BMF</i>	0.001	0.000	0.281
<i>Stae</i>	-0.019***	0.004	0.000
<i>Top1</i>	0.037**	0.015	0.014
<i>Top2_10</i>	0.040**	0.016	0.014
<i>Dir_CEO</i>	-0.017***	0.005	0.001
<i>Board</i>	0.016*	0.010	0.096
<i>Indep</i>	0.104***	0.033	0.001
<i>Year</i>	控制		
<i>Industry</i>			
<i>N</i>	7 963		

之后,分年度检验金融危机的调节效应是否存在,具体结果见表7。2008年至2011年的年份数据中,CEO股权激励指标 *CGBL* 与企业研发投入 *RD1* 均在1%显著性水平上正相关,并且乘积项 *W1* 与企业研发投入 *RD1* 均在1%显著性水平上负相关,即在2008年金融危机发生至2011年四年的时间中,金融危机经历对于CEO股权激励强度与企业研发投入强度之间的正相关关系起到了负向调节作用,假设H2得到了验证。2012年份中CEO股权激励强度 *CGBL* 与企业研发投入 *RD1* 不显著相关,并且金融危机 *JRWJ* 的调节效应不显著,说明2008年金融危机对于CEO烙印效应的显著性持续时间是2009至2011三年,假设H3得到了验证。三年之后样本金融危机的负向调节作用虽然不显著,但是并不认为烙印效应消

失,只是烙印效应随着时间逐渐减弱,在实证结果上不再显著。2013年份与2014年份数据中,CEO股权激励 *CGBL* 与企业研发投入 *RD1* 显著正相关,并且乘积项 *W1* 与企业研发投入 *RD1* 均在1%显著性水平上正相关,说明金融危机经历对于主效应存在正向调节作用。对于这一现象的解释是:2013年全国两会召开,同时新一届中央政府成立之后,“创新”成为国家重要议题,2014年李克强总理在夏季达沃斯论坛上正式提出“大众创业、万众创新”,引导了全国范围内双创的浪潮。在国家政策引导的契机下,加之金融危机之后CEO普遍抑制了企业创新研发投入,故从2013年开始CEO群体响应国家号召,在外部政策的强刺激下加大了研发投入强度,在实证结果上呈现显著正相关。

表7 分年度调节效应回归检验

年份 变量	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
<i>CGBL</i>	1.705 ***	5.666 ***	1.462 ***	1.641 ***	0.220	0.249 ***	0.511 **
<i>JRWJ</i>	-0.077 ***	-0.020 **	0.002	-0.029 ***	-0.009 **	-0.060 ***	-0.035 ***
<i>M1</i>	-1.393 ***	-5.816 ***	-1.146 ***	-1.422 ***	-0.095	1.020 ***	1.070 ***
<i>Cash</i>	0.045	-0.049 *	-0.007	0.010	0.020	0.090 *	0.167 ***
<i>Tangible</i>	0.020	-0.044 **	-0.025 ***	-0.005	-0.021 **	-0.081 ***	-0.040
<i>Size</i>	-0.015 ***	-0.012 ***	-0.012 ***	-0.017 ***	0.001	0.032 ***	0.042 ***
<i>Lev</i>	-0.099 ***	-0.009	-0.061 ***	-0.087 ***	-0.056 ***	-0.100 ***	-0.061 **
<i>Growth</i>	0.013	0.012 **	0.007 ***	0.019 ***	0.003	-0.002 ***	-0.002 *
<i>ROA</i>	0.156 *	0.145 **	0.052 ***	-0.166 ***	-0.061 *	0.106	0.110
<i>Inst</i>	-0.065	0.019	0.096 ***	0.136 ***	-0.006	-0.365 ***	-0.479 ***
<i>TQ</i>	-0.017 **	-0.002	-0.006 ***	-0.015 ***	0.000	0.017 ***	0.019 ***
<i>Gender</i>	-0.011	0.040 **	0.347 ***	0.340 ***	0.021 ***	0.066 ***	0.080 ***
<i>Age</i>	0.001	0.000	-0.000 ***	-0.001 ***	-0.000 *	-0.001 *	-0.002 **
<i>Edca</i>	0.000	0.004	0.002 ***	0.001	0.001	0.000	-0.001
<i>BMF</i>	0.000	0.002 **	0.000	0.000 **	-0.001	-0.003 ***	-0.003 **
<i>Stae</i>	-0.037 ***	-0.016 **	-0.018 ***	-0.007 ***	-0.016 ***	-0.035 ***	-0.024 **
<i>Top1</i>	0.091 ***	0.009	0.087 ***	0.082 ***	0.019 **	-0.039	-0.123 ***
<i>Top2_10</i>	0.056	0.111 ***	0.131 ***	0.176 ***	0.022 *	-0.040	-0.158 ***
<i>Dir_CEO</i>	-0.036 **	-0.071 ***	-0.013 ***	-0.017 ***	-0.001	0.001	-0.007
<i>Board</i>	0.079 ***	0.015	0.041 ***	0.002 *	0.016 *	-0.070 **	-0.052 *
<i>Indep</i>	0.166 **	0.223 ***	0.147 ***	0.223 ***	0.098 ***	-0.141	-0.179 *
<i>N</i>	719	964	1 032	1 036	1 178	1 299	1 030

(四) 稳健性检验

上述实证研究与回归分析中, 研发强度指标 $RD1$ 是采用研发投入与当年主营业务收入的比值, 是相对性指标。为避免该指标选取方法的局限性影响结论的普适性, 在该部分检验中选取研发强度绝对性指标 $RD2$, 即使用企业研发投入加 1 后的对数值度量。在其余变量保持一致的前提下, 将 $RD2$ 替换 $RD1$ 重新进行回归, 受限于文章篇幅, 该部分仅列示了主要变量的回归结果。

1. 主效应检验。

表 8 为全样本主效应稳健性检验结果。对比表 4 可以发现, 系数数值明显增大。CEO 股权激励指标 $CGBL$ 与企业研发投入强度 $RD2$ 在 1% 显著性水平上正相关, 与 $RD1$ 指标显著性并未发生变化, 假设 H1

得到验证。

表 8 全样本主效应稳健性检验

	Coef.	Std. Err.	Sig.
$CGBL$	45.846***	5.601	0.000
$Year$	控制		
$Industry$			
N	7 963		

表 9 为分年度主效应稳健性检验结果。对比表 5 可以发现, 2007 年份数据中 CEO 持股比例与研发投入强度由在 1% 显著性水平上正相关变为不显著负相关; 2009 年份数据中 CEO 持股比例与研发投入强度由不显著变为显著正相关。假设 H1 得到部分验证。

表 9 分年度主效应稳健性检验

Year	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
$CGBL$	-13.350	151.02***	91.134**	187.230***	186.620***	49.982***	33.650***	45.550***
N	705	719	964	1 032	1 036	1 178	1 299	1 030

2. 调节效应检验。

表 10 为全样本调节效应稳健性检验结果。对比表 6 发现: CEO 股权激励指标 $CGBL$ 、经历金融危机指标 $JRWJ$ 显著性未发生变化; 股权激励指标 $CGBL$ 与金融危机 $JRWJ$ 乘积项指标 $W1$ 由不显著相关变为在 5% 显著性水平上负相关, 即金融危机的烙印效应在主效应之间存在负向调节作用, 假设 H2 得到验证。

得到了很好的稳健性验证。再次验证了 2008 年金融危机对 CEO 烙印效应的显著性持续时间是三年, 假设 H2 得到部分验证, 假设 H3 得到了验证。

表 10 全样本调节效应稳健性检验

	Coef.	Std. Err.	Sig.
$CGBL$	104.021***	26.286	0.000
$JRWJ$	-4.314***	0.551	0.000
$W1$	-64.423**	28.234	0.023
$Year$	控制		
$Industry$			
N	7 963		

表 11 为分年度调节效应稳健性检验结果。对比表 7 发现: 在每个年份的样本数据中, CEO 股权激励指标 $CGBL$ 、金融危机指标 $JRWJ$ 、乘积项指标 $W1$ 与企业研发投入强度相关的显著性都没有变化, 说明

表 11 分年度调节效应稳健性检验

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
$CGBL$	334.893***	1 248.544***	759.076***	672.964***	60.636	33.022***	45.165***
$JRWJ$	-17.156***	-8.176**	1.255	-12.551***	-3.356***	-4.878***	-4.684***
$M1$	-214.445**	-1 216.780***	-626.911***	-554.866***	-7.874	109.789***	52.888***
N	719	964	1 032	1 036	1 178	1 299	1 030

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于 2008 年金融危机对 CEO 产生烙印效应

的视角展开研究, 探讨其对股权激励与企业研发投入强度之间的调节作用。主要研究结论有以下三点。第一, 对 CEO 实施股权激励有利于增加企业研发投入, 股权激励强度越大, 企业研发投入强度越大, 这与田

轩和孟清扬 (2018)^[1]的结论一致,验证了股权激励制度的“利益协同”假说。第二,2008年金融危机对CEO产生了烙印效应,并且在股权激励与企业研发投入强度关系中起到负向调节作用,这与Malmendier等人(2011)^[9]的结论一致,说明金融危机类宏观经济事件会对以CEO为代表的企业高管群体产生烙印效应,进而影响企业决策,支持了烙印理论。第三,2008年金融危机对CEO烙印效应的显著性影响持续时间为三年。烙印理论表明烙印效应的强度会随着时间的延长而减弱,但是并没有明确这一烙印效应对个体影响的显著性时长。本文以金融危机事件为例,为类似宏观经济事件对个体特征的显著性影响时长提供了年份参考,丰富了烙印理论。

(二) 管理启示

本文研究了宏观经济事件对微观企业个体产生的烙印效应影响,有如下管理启示:首先,为企业及相关信息使用者的科学决策提供可能的经验支持。第一,企业在选聘高管团队成员时,可以根据高管的不同经历特征,如金融危机经历、海外经历、政府任职经历等战略性地选择经历特征差异明显的高管,以避免相同或类似经历的个体由于认知、经验相似导致的企业决策趋同性行为(Fern等,2012^[33])。第二,对企业管理层金融危机经历的了解有助于企业对其实施针对性激励措施以保证激励效用的最大化,对其他重大过往经历的了解也有助于企业决策的正确制定及实施。其次,本文对以CEO为代表的高管群体具有启发:正确地认识并理解过往重大经历对自己产生的影响,在制定企业决策时有意识地对过往经历的影响保持警醒(Suddaby等,2015^[34])。同时,认识到过往经历所产生的不利烙印影响之后,要主动学习或者经历新的事件来抵消这一不利影响,走出舒适区,时

刻保持学习能力。

(三) 局限与展望

研究局限:由于我国在2007年会计政策更改之后企业才开始披露研发投入数据,而当年披露研发投入支出的企业数量有限,所以2007年度关于研发投入的样本数据会有较大误差。在2007年之后的年份数据中,也有一些企业未披露研发投入数据,本文虽然借鉴了众多学者的方法将未披露研发投入数据的企业默认取0(Hirshleifer等,2012^[26];Aghion等,2013^[27];Cornaggia等,2015^[28]),以保证研究的样本数量,但是会存在一定的误差。

笔者对相关研究展望如下。

第一,2015年我国股市再次发生崩盘现象,可以根据本文的结论检验2015年股市崩盘是否对CEO存在类似的烙印效应,即2015年之后企业研发投入是否会受到2015年股市崩盘的影响。目前可以获得的完整年份数据是截至2018年12月31日,即股灾后3年的时间样本。按照本文的结论,这三年中企业CEO会存在2015年股市崩盘的显著性烙印效应。

第二,在2018年之后年份数据可以获得的前提下,可以检验2015年股灾的显著性烙印效应持续时间是否存在变化。预期变化的结果有两种:一是持续时间变长;二是持续时间变短。持续时间变长的解释是:经历了2008年和2015年两次股市崩盘后,对于CEO个人而言的烙印再次叠加,那么这一烙印效应的显著性影响更加深刻,时间上更久。持续时间变短的解释是:经历了2008年金融危机之后的CEO对于类似经济事件的处理存在了经验认知以缓解再次股价崩盘带来的不利影响,可以快速从烙印影响中走出来。

参考文献

- [1] 田轩,孟清扬.股权激励计划能促进企业创新吗[J].南开管理评论,2018,21(3):176-190.
- [2] 王燕妮.高管激励对研发投入的影响研究——基于我国制造业上市公司的实证检验[J].科学学研究,2011,29(7):1071-1078.
- [3] 唐清泉,夏芸,徐欣.我国企业高管股权激励与研发投入——基于内生性视角的研究[J].中国会计评论,2011,9(1):21-42.
- [4] 吕长江,郑慧莲,严明珠等.上市企业股权激励制度设计:是激励还是福利?[J].管理世界,2009(9):133-147.
- [5] Hambrick D C, Mason P A. Upper Echelons: The Organization As a Reflection of Its Top Managers [J]. Academy of Management Review, 1984, 9 (2): 193-206.
- [6] Judge T A, Zapata C P. The Person-situation Debate Revisited: Effect of Situation Strength and Trait Activation on the Validity of the Big Five Personality Traits in Predicting Job Performance [J]. Academy of Management Journal, 2015, 58 (4): 1149-1179.
- [7] Marquis C, Tilcsik A. Imprinting: Toward a Multilevel Theory [J]. Academy of Management Annals, 2013, 7 (1): 195-245.

- [8] Simsek Z, Fox B C, Heavey C. "What's Past Is Prologue" A Framework, Review, and Future Directions for Organizational Research on Imprinting [J]. *Journal of Management*, 2015, 41 (1): 288-317.
- [9] Malmendier U, Tate G, Yan J. Overconfidence and Early-life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies [J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66 (5): 1687-1733.
- [10] 沈维涛, 幸晓雨. CEO 早期生活经历与企业投资行为——基于 CEO 早期经历三年困难时期的研究 [J]. *经济管理*, 2014, 36 (12): 72-82.
- [11] 赵民伟, 晏艳阳. 管理者早年大饥荒经历与企业财务政策 [J]. *南方经济*, 2015 (10): 49-63.
- [12] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4): 305-360.
- [13] Coles J L, Daniel N D, Naveen L. Managerial Incentives and Risk-taking [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (2): 431-468.
- [14] 林大庞, 苏冬蔚. 股权激励与企业业绩——基于盈余管理视角的新研究 [J]. *金融研究*, 2011, (9): 162-177.
- [15] 宗文龙, 王玉涛, 魏紫. 股权激励能留住高管吗——基于中国证券市场的经验证据 [J]. *会计研究*, 2013 (9): 58-63.
- [16] Armstrong C S, Vashishtha R. Executive Stock Options, Differential Risk-taking Incentives, and Firm Value [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104 (1): 70-88.
- [17] Nakahara H, Howard L, Thompson E W, et al. Transmembrane/Cytoplasmic Domain-mediated Membrane Type 1-matrix Metalloprotease Docking to Invadopodia Is Required for Cell Invasion [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 1997, 94 (15): 7959-7964.
- [18] 苏文兵, 徐东辉, 梁迎弟. 经理自主权、政治成本与 R&D 投入 [J]. *财贸研究*, 2011, 22 (3): 136-146.
- [19] Jensen M C, Murphy K J. Performance Pay and Top-management Incentives [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (2): 225-264.
- [20] Dahl M S, Dezsö C L, Ross D G. Fatherhood and Managerial Style: How a Male CEO's Children Affect the Wages of His Employees [J]. *Administrative Science Quarterly*, 2012, 57 (4): 669-693.
- [21] Nicolosi G, Yore A S. "I Do": Does Marital Status Affect How Much CEOs "Do"? [J]. *Financial Review*, 2015, 50 (1): 57-88.
- [22] 刘元秀, 胡援成, 吴飞. 管理者职业经历影响企业现金持有水平吗? ——来自我国沪深两市 2006—2013 年经验证据 [J]. *经济管理*, 2016 (7): 133-146.
- [23] Kish-Gephart J J, Campbell J T. You Don't Forget Your Roots: The Influence of CEO Social Class Background on Strategic Risk Taking [J]. *Academy of Management Journal*, 2015, 58 (6): 1614-1636.
- [24] Schoar A, Zuo L. Shaped by Booms and Busts: How the Economy Impacts CEO Careers and Management Styles [J]. *SSRN Electronic Journal*, 2013 (49).
- [25] 刘运国, 刘雯. 我国上市企业的高管任期与 R&D 支出 [J]. *管理世界*, 2007 (1): 128-136.
- [26] Hirshleifer D, Low A, Teoh S H. Are Overconfident CEOs Better Innovators? [J]. *The Journal of Finance*, 2012, 67 (4): 1457-1498.
- [27] Aghion P, Van Reenen J, Zingales L. Innovation and Institutional Ownership [J]. *American Economic Review*, 2013, 103 (1): 277-304.
- [28] Cornaggia J, Mao Y, Tian X, et al. Does Banking Competition Affect Innovation? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115 (1): 189-209.
- [29] 汤业国, 徐向艺. 中小上市公司股权激励与技术创新投入的关联性——基于不同终极产权性质的实证研究 [J]. *财贸研究*, 2012, 23 (2): 127-133.
- [30] 皮永华, 宝贡敏. 我国企业多角化战略与研发强度之间关系的实证研究——以浙江省为例 [J]. *科研管理*, 2005, 26 (2): 76-82.
- [31] 邵剑兵, 聂磊, 李威. 高管持股促进企业研发投资了么? ——基于套现行为视角的观察 [J]. *商业研究*, 2019 (3): 124-132.
- [32] 宋迪, 戴璐, 杨超. 股权激励合约业绩目标设置与公司创新行为 [J]. *中央财经大学学报*, 2018 (8): 49-61.
- [33] Fern M J, Cardinal L B, O'Neill H M. The Genesis of Strategy in New Ventures: Escaping the Constraints of Founder and Team Knowledge [J]. *Strategic Management Journal*, 2012, 33 (4): 427-447.
- [34] Suddaby R, Bruton G D, Si S X. Entrepreneurship Through a Qualitative Lens: Insights on the Construction and/or Discovery of Entrepreneurial Opportunity [J]. *Journal of Business Venturing*, 2015, 30 (1): 1-10.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

国际资本流入对银行风险承担的结构性影响

——基于银行复合异质性视角

The Structural Impact of International Capital Inflows on Bank Risk-taking:
Based on the Perspective of Composite Heterogeneity of Banks

张碧琼 吴美萱

ZHANG Bi-qiong WU Mei-xuan

[摘要] 国际资本流入对不同类型银行风险承担的影响存在差别,把握其基本规律的基础工作是对银行异质性的主要变量进行复合分类,然后从复合异质性视角深入探讨国际资本流入对银行风险承担的结构性影响。笔者选取2011—2017年全球43个国家中的458家具有代表性的银行为研究样本,构建了多门槛面板回归模型,并在该模型中逐个加入资本金比率、银行规模和盈利性三个门槛变量,在依次获得每个变量阈值的基础上进行三阶段嵌套内生性分组,据此研究不同复合异质性情景下银行的风险承担行为对国际资本流入的敏感性。实证研究表明,国际资本流入对银行风险承担的影响方向和程度存在差异:高资本金比率的银行,国际资本流入会提高其风险承担水平;中等资本金比率的小型银行,国际资本流入对其风险承担的影响存在盈利性门槛效应,即提高盈利水平低的银行的风险承担水平;低资本金比率的银行,国际资本流入对其风险承担的影响存在规模门槛效应,即提高大型银行的风险承担水平。主要结论的政策意义是:在较高资本金比率情况下,资本流入风险监管的重点是盈利低的银行;在低资本金比率的情况下,资本流入风险监管的重点是大型银行。

[关键词] 国际资本流入 复合异质性 银行风险承担 多门槛面板回归模型

[中图分类号] F833/837 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2019) 12-0118-16

Abstract: The impact of international capital inflows on different types of bank's risk-taking is different. The basic work to grasp its objective law is to classify the heterogeneous variables of banks in a composite way, and then to study the structural impact of international capital inflows on bank's risk-taking from the perspective of composite heterogeneity of banks. This paper selected 458 representative banks from 43 countries in the world from 2011 to 2017 as research samples to construct a multi-threshold panel regression model. In the model, the three threshold variables, namely capital ratio, scale and profitability were added one by one; on the basis of obtaining the threshold values of each variable in turn, three-stage nested endogenous grouping to study the sensitivity of risk-taking behavior of banks to international capital inflows under composite heterogeneity variables was carried out. Empirical research shows the impact of international capital inflows on bank risk-taking with different direction and degree: for banks with high capital ratios, international capital inflow will increase their risk-taking level; for small banks with medium capital ratio, the impact of international capital inflows on their risk-taking has profitability threshold effect, that is, to increase the risk-taking level of banks with low profitability; for banks with low capital ratio, the impact of international capital inflows on bank's risk-taking has scale threshold effect, that is, to increase the risk-taking level of banks with large scale. The policy implications as follows: in the cases of higher capital ratios, the regulatory focus of capital inflow risk is low-profitable banks, while in the case of low capital ratios, is large banks.

Key words: International capital inflow Composite heterogeneity Bank risk-taking Multi-threshold regression model

[收稿日期] 2019-06-16

[作者简介] 张碧琼,女,1957年11月生,中央财经大学金融学院教授,博士生导师,经济学博士,主要研究方向为国际金融;吴美萱(通讯作者),女,1990年7月生,中央财经大学金融学院博士研究生,主要研究方向为国际金融。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“中国海外投资的国家战略规划与风险防范研究”(项目编号:15BGJ037)。

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

通常,国际资本流入会导致宽松的资金环境,使银行机构的风险溢价率下降,风险承担水平上升。当一国经济体系面临外国利率上升、本国出口减少和资本流出入频繁等不利冲击时,借款者的资产负债表出现恶化,违约率便会上升。为降低风险,银行机构会加速收缩资产负债表规模,减少信贷投放,最终导致实体经济的波动,这一机制被称为经济波动的“风险承担渠道”。近年来各国的经验也表明,如果一国金融监管框架薄弱,大规模资本流入超过该国银行系统吸收能力的话,将导致银行机构不适当的贷款决定及相伴随的金融系统脆弱性。

然而,国际资本流入对银行风险承担作用方向的研究结论仍存在着截然相反的观点,即国际资本流入有可能提高银行风险承担水平也可能降低其风险承担水平。如果不同类型银行对国际资本流入表现出的风险承担水平确实存在差异,那么监管部门和银行管理者应如何采取更具针对性的风险监管和管理措施?回答这一问题的关键是探究不同异质性银行对国际资本流入敏感度的差异。关于银行异质性的已有文献,通常只考虑某一异质性变量在国际资本流入导致银行风险承担变化中所起的作用,因为单一变量的门槛效应易于判断。但是在现实中,银行机构更多的是依据自身的综合特征开展经营活动,综合考虑银行异质性变量组合将更符合银行的管理决策需要。因此,有必要对银行的主要异质性变量进行复合分类,然后从银行复合异质性视角深入探讨国际资本流入对银行风险承担的结构影响及其作用机制。

二、文献综述

关于银行异质性在国际资本流入对银行风险承担影响机制中发挥作用的研究,由于考察视角、研究方法和样本范畴的多样化,至今仍未得出一致结论。学者们普遍认为,国际资本流入对银行风险承担具有显著性影响,但存在两类截然不同的观点。第一类观点认为国际资本流入会提高银行风险承担水平。Bruno和Shin(2015)^[1]以“双层银行体系”模型为依据,指出国际资本流入通过提高东道国银行体系杠杆,降低金融市场风险溢价,导致银行风险承担水平提高。Furceri等(2012)^[2]发现国际资本流入会提高银行危

机的发生概率,且不同类型资本流入对银行危机的影响存在差异。相较于国际证券投资或FDI,债务驱动的资本流入对银行危机的影响更大。Cova和Natoli(2017)^[3]采用贝叶斯VAR模型,得出国际资本流入通过美债长期收益率、信贷息差以及VIX指数渠道降低银行风险厌恶程度,鼓励银行机构过度从事风险投资活动的结论。第二类观点认为国际资本流入对银行风险承担产生抑制作用。Stulz(1999)^[4]根据国际资产定价模型,发现国际资本自由流动有助于提高东道国资金配置效率,同时外资银行的参与可提高东道国银行监管质量和效率,从而有助于降低银行风险偏好。

关于国际资本流入对银行风险承担影响方向不同的原因的研究,主要聚焦在银行机构个体异质性。因为在面对国际资本流入冲击时,不同类型银行表现出的风险偏好程度会有所不同(DeAngelo和Stulz,2013^[5];Delis和Kouretas,2011^[6])。已有文献显示,国际资本流入分别通过规模效应(Jiménez等,2012^[7];Huang和Ratnovski,2011^[8];Ellul和Yerramilli,2013^[9])、盈利效应(Martynova等,2015^[10];Jeon等,2011^[11];Gonzalez,2005^[12])或资本效应(Delis和Kouretas,2011^[6];Baker和Wurgler,2013^[13];Markovic,2006^[14])三个异质性变量渠道对银行风险承担产生影响。

在规模渠道方面,Jiménez等(2012)^[7]发现,在资产和抵押品价值被高估、银行贷款审核标准明显下降的情况下,银行风险承担水平会因规模的不同而存在差异。相对于大型银行,小型银行风险承担水平更高;但Gabaix和Landier(2008)^[15]、Huang和Ratnovski(2011)^[8]等则认为相较于小型银行,大型银行可能面临严重的道德风险及公司治理等方面的问题,在一定程度上提高了国际资本流入对银行风险承担水平的正向作用。

在盈利性渠道方面,国内外学者主要从盈利性的动态概念——特许权价值角度(Furlong和Keeley,1989^[16];Ghosh,2009^[17])进行研究,认为特许权价值对银行风险偏好具有显著抑制作用(Cebenoyen等,1999^[18];Anderson和Fraser,2000^[19])。李燕平和韩立岩(2008)^[20]指出,在隐形存款保障下国内上市银行特许权价值与自身风险承担之间具有负向关系;Martynova等(2015)^[10]则认为,高盈利性银行通过资本累积,其所面临的资本约束以及监管当局对投资行为的限制均得以放松,导致银行对偶然性损失

的容忍度提高,刺激银行进行冒险投资。

在资本金渠道方面, Holmstrom 和 Tirole (1997)^[21]指出,相较于风险投资公司,持有较高资本缓冲的商业银行更关注对借款者的资格审查,从而降低自身风险承担水平。这与 Baker 和 Wurgler (2013)^[13]、Delis 和 Kouretas (2011)^[6]、Furlong 和 Keeley (1989)^[16]的研究结论相一致,但 Paroush 和 Schreiber (2008)^[22]、Akhigbe 等 (2012)^[23]则认为,资本水平的提高会相应降低银行的特许权价值,刺激银行从事高风险投资活动以弥补持有高资本所带来的价值损失。

在实证上,大部分研究文献主要以国家或地区的银行为总样本,并未对样本进行结构化分析,如 Baskaya 和 Giovanni (2017)^[24]、Jiménez 等 (2012)^[7]、Furlong 和 Keeley (1989)^[16]等。虽然 Dinger 等 (2015)^[25]根据分位数回归对总样本银行进行分组,考虑了国际资本流动对银行风险承担的结构影响,但将数据大小作为分组的依据很难揭示银行经营数据的内在质量。在样本选择上,由于各国资本市场开放程度不同,如果仅关注于单一国家 (Baskaya 和 Giovanni (2017)^[24]; Jiménez 等, 2012^[7]; Bruno 和 Shin, 2015^[1])或是资本市场开放程度较高的地区,如 Delis 和 Brissimis (2009)^[26]仅关注美国和欧盟地区,会降低研究结论的适用范围。

现实中,仅考虑单一银行异质性因素在国际资本流入对银行风险承担影响机制中发挥的作用,其研究结论可能与银行实际经营决策要求不相符。李琪和代斌 (2016)^[27]采用门槛回归模型和中国季度数据,分别依据银行规模、资本金比率和盈利性进行单一门槛变量分组,研究货币政策与银行风险承担之间的结构性关系及单一门槛效应。虽然他们研究的是货币政策与银行风险承担关系,但作为银行异质性变量指标选择对本研究具有借鉴性。

基于上述文献评析,本文借鉴 Kashyap 和 Stein (2000)^[28]、Fuentelaz 和 Gomez (2001)^[29]、李琪和代斌 (2016)^[27]的银行异质性指标选择和建模方法,构建多门槛面板模型,对 43 个国家中的 458 家样本银行进行三阶段嵌套内生性分组,得到 12 个银行复合异质性样本群,进而研究复合异质性变量综合作用下银行风险承担行为对国际资本流入敏感性的差异。并且,通过多门槛效应结果比较,分别从监管部门和

银行经营者角度提出降低国际资本流入风险的针对性解决方案。

三、国际资本流入对银行风险承担的影响机制分析

从上述文献梳理可见,银行规模、盈利性和资本金比率在国际资本流入对银行风险承担的影响机制中均发挥作用,因此本文选择银行规模、盈利性和资本金比率三大指标作为银行复合异质性构造的基础。在国际资本流入假设前提下,三大指标作用于银行风险承担的机制如下。

(一) 国际资本流入通过规模效应影响银行风险承担水平

国际资本流入对银行资产规模扩张有显著的促进作用。当国际资本以非居民外币存款、国际借贷资金等形式流入银行体系,银行外币负债增加,外币资产也相应增加。其规模扩张主要表现为以下三种形式:一是本国非金融部门直接在国际资本市场获得外币贷款后将其存入本国银行,造成国内银行机构外币负债和外币资产同时增加;二是国内企业通过发行外国债券的融资方式在国际资本市场上获得非居民外币存款并存放在国内银行机构,也导致国内银行资产负债表的扩张;三是非居民在进行国内资产投资时需要将存于国内银行机构的外币存款兑换成本币存款,同样造成国内银行外币资产增加。

银行规模扩张会对自身风险承担水平产生正向影响。首先,由于大型银行机构在金融市场中占据重要地位,并承担关键性金融功能,其经营活动也具有较强的外部性 (Stein, 2013^[30]),政府和相关部门一般会对大型银行提供有力的政策保障以维持金融市场稳定,而政府担保制度容易滋生大型银行道德风险问题,提高银行主动风险承担水平。其次,相较于小型银行,大型银行高风险资本市场业务的占比较高 (陈忠阳, 2013^[31]),该业务往往涉及复杂的金融市场交易,从而增加股东对经理人的控制难度,造成较为严峻的公司治理困境 (Glode 等, 2012^[32])。在这种环境下,银行高管可能会从事高风险投资以获取私人收益 (Gabaix 和 Landier, 2008^[15]; Ellul 和 Yerramilli, 2013^[9]),导致大型银行风险承担水平提高。

(二) 国际资本流入通过盈利效应影响银行风险承担水平

国际资本流入对银行盈利性的影响存在两面性。一方面,国际资本流入通过提高银行体系的流动性,

激励具有逐利动机的银行参与高收益、高风险的投资项目，如证券投资等，从而提高银行盈利性；加上以外资形式进入银行部门的战略投资者和外资银行的迅速发展，有利于本国银行向外资学习新的技术，开展本土背景下的技术创新，降低运营成本，进一步提高银行盈利性（Jeon等，2011^[11]；Giannetti和Ongena，2012^[33]）。另一方面，国际资本流入加剧竞争压力，减少银行对关系型贷款的依赖，利差缩减导致银行部分传统借贷业务利润降低；外资的引入也给本国银行带来新的挑战，包括管理机制、风险规避、客户来源等，如果银行机构不能进行有效管理，那么引进外资后的银行盈利性未必会提高（黄宪和熊福平，2005^[34]）。

银行盈利性对自身风险承担水平产生负向影响。作为银行机构主要经营目标之一，盈利性的高低是决定商业银行能否生存和持续经营的关键财务指标。Furlong和Keeley（1989）^[16]、Ghosh（2009）^[17]等将特许权价值作为银行盈利性的动态概念，代表银行获取长期稳定收益的能力。特许权价值对银行风险偏好具有自律效应（Gonzalez，2005^[12]），具体表现为银行特许权价值越高，其承担风险的机会成本，包括客户和其他市场资源、行业声誉和竞争优势等方面的损失会越大，因此银行会积极避免风险投资行为，自发抑制道德风险问题以维护特许权经营条件和优势。

（三）国际资本流入通过资本效应影响银行风险承担水平

国际资本流入与银行资本金比率之间密切相关。国际资本大规模流入造成市场流动资金充裕，刺激资产价格持续上涨。在此环境中，银行通过资产负债表规模和结构调整，提高杠杆水平（Bruno和Shin，2015^[1]；Kotrajarn，2011^[35]）。这种银行机构顺周期行为本质上体现银行内生性风险管理，即银行根据在险价值确定资本金。伴随着资产价格的持续上升，在险价值降低，银行下调风险权重，并通过提升杠杆倍数以获取更大收益（Adrian和Shin，2010^[36]），因而银行持有的资本水平下降。

银行资本金比率对自身风险承担水平产生的影响也具有两面性。一方面，提高银行资本金比率会提高银行风险承担水平。首先，相较于高负债经营的银行，高资本水平银行用以吸收风险损失的自有资本相对较高，风险抵御能力较强，所以，高资本水平银行

会降低对投资项目的筛选标准，整体风险承担水平相应提高。其次，储户出于对资金安全性考量，会倾向于将资金存放于资本水平较高的银行（Markovic，2006^[14]；Meh和Moran，2010^[37]），银行资金供给较为充裕。在充足资金保障下，银行会加大对风险项目的投入。再次，银行资本金比率较高时，意味着将面临特许权价值降低的机会成本，自身获取稳定经营收益的能力受到影响（Paroush和Schreiber，2008^[38]；Jopikii和Milne，2008^[39]）。为弥补价值损失，高资本金水平银行会追求高收益高风险的投资项目，使其风险承担水平相应提高。另一方面，银行资本金比率降低又可能引发银行的逆向选择行为，激励银行选择高风险投资项目，从而提高其风险承担水平（刘柳和屈小娥，2017^[40]）。

综上，银行规模、盈利性和资本金比率分别在国际资本流入对银行风险承担的影响机制中发挥作用。然而，商业银行风险项目投资是在统筹考虑自身多方面特征，而并非在单一异质性因素考量下做出的行为决策；并且，银行规模、盈利性和资本金比率对银行风险承担水平的作用方向也有所不同。因此，根据国际资本流入对银行风险承担影响的机制分析，我们将对银行规模、盈利性和资本金比率三大指标嵌套内生性分组，构造银行复合异质性情境，研究在复合异质性作用机制下，国际资本流入对不同异质性类型银行风险承担的作用方式是否发生改变，即解答如下问题：

1. 涵盖银行规模、盈利性和资本金比率的银行复合异质性作为门槛变量组合时，国际资本流入对银行风险承担的影响是否存在门槛效应？

2. 基于复合异质性门槛值对样本银行进行嵌套内生分组，国际资本流入对各组别银行风险承担的作用方式是否存在差异，即国际资本流入对银行风险承担是否产生结构性影响？

3. 为降低国际资本流入对银行风险承担水平的冲击，在不同复合异质性门槛区间内，银行机构需作出的经营策略是否不同？

四、研究设计：方法介绍和变量选择

（一）门槛面板回归模型介绍

研究某变量对被解释变量的差异影响时，通常采用分组检验（Dinger，2015^[25]；秦强和范瑞，2018^[41]）或是交叉项模型（潘敏和魏海瑞，2015^[42]）。其中分组检

验是根据主观设定的指标对样本进行分组,通过对各子样本进行回归,得到各区间中某变量对被解释变量的影响差异。由于最终结果主要依赖人为设定的分组指标和区间,从而降低了研究结论的客观性。而交叉项模型则忽略了回归函数的结构性变化,现实情况往往是在不同区间的样本中,各变量之间的作用方式存在差异。作为非线性计量模型的进一步发展和扩充,门槛回归模型弥补了分组检验和交叉项模型的不足,在诸多研究领域中得到广泛应用(李泽广等,2010^[43];Ho,2006^[44];Caner和Hansen,2004^[45])。

单门槛面板回归模型设定如下:

$$Y_{it} = u_i + \alpha_{it}Z + X_{it}\beta_1 \cdot I(q_{it} \leq r) + X_{it}\beta_2 \cdot I(q_{it} > r) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中下标 $i=1, 2, \dots, N$ 表示银行, $t=1, 2, \dots, T$ 表示年份; Y_{it} 为被解释变量银行风险承担水平; Z 为控制变量,包括国内生产总值 GDP 的年增长率、货币和准货币 (M_2) 占 GDP 的比例及贸易开放度; X_{it} 为核心解释变量国际资本流入量; q_{it} 为门槛变量,包括银行规模、盈利性和资本金比率; r 为待估门槛值, $I(\cdot)$ 为指示函数,若括号内条件成立则为 1, 否则为 0。假设随机扰动项 ε_{it} 服从独立的正态分布, $\varepsilon_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。式 (1) 表示仅存在一个门槛值,但很多情况下门槛值的个数大于 1,需采用多门槛面板回归模型,以双重门槛面板回归模型为例:

$$Y_{it} = u_i + \alpha_{it}Z + X_{it}\beta_1 \cdot I(q_{it} \leq r_1) + X_{it}\beta_2 \cdot I(r_1 < q_{it} \leq r_2) + X_{it}\beta_3 \cdot I(q_{it} > r_2) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(二) 门槛值估计及门槛效应检验

以双重门槛面板回归模型为例,通常情况下,对于给定的 (r_1, r_2) ,采用 OLS 估计式 (2),得到残差平方和 $S(r_1, r_2)$,满足 $S(r_1, r_2)$ 最小时对应的 (\hat{r}_1, \hat{r}_2) 即 OLS 联合估计值,但是这种方法的搜索过程耗时较长。本文采用循环估计方法可减少运算量,并且保证在模型含有结构突变点的情况下,得到参数的一致估计量(Bai,1997^[46];Gu,1994^[47])。根据“格栅搜索法”(Grid Search)给出门槛候选值,并以 0.05 作为格栅化水平对门槛值选择范围进行处理,通过循环估计方法选择满足 $S(r_1, r_2)$ 最小化的门槛估计值作为模型估计的真实值,即

$$(\hat{r}_1, \hat{r}_2) = \operatorname{argmin} \{S(\hat{r}_1, \hat{r}_2)\} \quad (3)$$

估计出门槛值后,需进一步对门槛模型的显著性进行检验,包括门槛效应存在性检验和门槛个数检验。

1. 门槛效应存在性检验。

原假设为不存在门槛效应,即 $H_0: \beta_1 = \beta_2$,备择假设 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$,采用自举抽样模拟似然比检验的渐进分布,似然比检验基于 F 统计量:

$$F = \frac{S_0 - S_1(\hat{r}_1)}{S_1(\hat{r}_1)/n(T-1)} \quad (4)$$

其中, S_0 为不存在门槛效应时对应的残差平方和, $S_1(\hat{r}_1)$ 为单门槛面板回归模型对应的残差平方和, n 为银行个数, T 为年份。

2. 门槛个数检验。

通过门槛效应存在性检验后,需要确定门槛值个数。以双重门槛面板回归模型为例,原假设 $H_0: \beta_1 \neq \beta_2 = \beta_3$;备择假设 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3$ 。检验统计量 F 表示为:

$$F = \frac{S_1(\hat{r}_1) - S_2(\hat{r}_2)}{S_2(\hat{r}_2)/n(T-1)} \quad (5)$$

其中, $S_1(\hat{r}_1)$ 为单门槛面板回归模型对应的残差平方和, $S_2(\hat{r}_2)$ 为双重门槛面板回归模型对应的残差平方和, n 为银行个数, T 为年份。重复多次自举抽样计算后,若原假设下 F 统计量的渐进 p 值小于临界值,则拒绝原假设,需对模型继续进行检验,直至无法拒绝原假设;否则就认为仅存在一个门槛值。其他多重门槛检验与双重门槛模型的情况相似,这里不做赘述。

(三) 变量选择与数据描述

本文选取 43 个国家(包括 29 个发达国家和 14 个发展中国家)的 458 家银行作为研究样本,样本国家见表 1,样本银行由于篇幅所限不在文中列示,作者将应读者要求提供。时间跨度为 2011—2017 年。

1. 银行风险承担水平变量的选择。

本文被解释变量为银行风险承担水平。度量银行风险承担的常用代理变量通常包括不良贷款率(Delis和Kouretas,2011^[6];Ghosh,2015^[48])、Z-score(Laeven和Levine,2009^[49];Boyd和Nicoló,2005^[50])、预期违约率(Altunbas等,2010^[51];Pathan,2009^[52])以及风险资产比率(Delis和Kouretas,2011^[6])。

表 1 样本国家

类别	数量	国家
发达国家	29	法国、德国、加拿大、爱尔兰、韩国、英国、日本、澳大利亚、瑞典、美国、比利时、塞浦路斯、希腊、荷兰、葡萄牙、瑞士、挪威、捷克、西班牙、斯洛文尼亚、新加坡、匈牙利、奥地利、爱沙尼亚、意大利、波兰、芬兰、冰岛、丹麦
发展中国家	14	俄罗斯、拉脱维亚、巴西、墨西哥、土耳其、乌克兰、罗马尼亚、智利、印度、南非、立陶宛、印尼、保加利亚、中国

注：国家种类选择标准参见联合国开发计划署公布的《2010年人文发展报告》。

主要经营业务不再是传统的存贷款业务的银行机构，不良贷款率已无法准确、全面地反映银行整体风险承担水平；*Z-score* 指标主要从收益率标准差角度测度银行破产风险，由于各国政府隐性担保情况存在差异，*Z* 值对银行机构破产风险的测度效果将受到影响；预期违约率的计算以市场价值为基础，具有较好的前瞻性，可提高银行风险承担测度的精准性。不足之处在于部分样本国家信用评级体系尚不完善，违约数据难以获得。风险资产比率指标能直观体现银行机构调整资产业务结构的行为和意愿（Kogan 和 Wallach, 1984^[53]；Lin 和 Zhang, 2009^[54]），体现银行主动风险承担特征的要求。考虑到样本数据的可获得性，本文选用风险资产比率衡量银行风险承担水平 *Risk*。风险资产比率 = 风险加权资产 / 总资产 × 100%。

2. 解释变量的选择。

核心解释变量为国际资本流入量（以百万美元计价），包括 FDI、国际证券投资和国际银行贷款三部分。鉴于其他变量属于存量概念，为具有可比性，本文采用国际资本流入存量占 GDP 比例表示国际资本流入量 *Capital*。控制变量包括 GDP 增长率、*M₂* 占 GDP 比例以及贸易开放度 *Trade*，其中贸易开放度采用一国进出口商品和服务总量占 GDP 比例表示。

3. 复合异质性门槛变量的构成及选择。

复合异质性门槛变量由银行规模、盈利性和资本金比率构成。银行规模采用银行总资产（以百万美元计价）的对数形式表示 *Scale*；银行盈利性选取资产回报率 *Roa* 为代理变量；银行资本金比率 *Cr* 表示为银行权益与资产的比值。数据来源、变量含义及描述性统计特征见表 2 和表 3。

表 2 变量含义及数据来源

变量	符号	衡量指标	数据来源
被解释变量	<i>Risk</i>	银行风险承担水平，采用风险资产比率（%）表示，风险资产比率 = 风险加权资产 / 总资产 × 100%。	Bankscope
核心解释变量	<i>Capital</i>	国际资本流入存量（百万美元）占 GDP 的百分比（%），国际资本流入存量包括 FDI、国际证券投资和国际银行贷款三部分。	IMF, IFS
控制变量	<i>GDP</i>	国内生产总值的年增长率（%）。	WDI
	<i>M₂</i>	货币和准货币（ <i>M₂</i> ）占 GDP 的百分比（%），其中 <i>M₂</i> 包括银行外的通货、除中央政府外的活期存款以及除中央政府外的居民定期、储蓄和外汇存款的总和。	WDI
	<i>Trade</i>	贸易开放度，采用一国进出口商品和服务总量占 GDP 百分比（%）表示。	WDI
复合异质性门槛变量	<i>Scale</i>	银行规模，采取银行总资产（百万美元）的对数形式表示。	Bankscope
	<i>Roa</i>	银行盈利性，采用资产收益率 <i>Roa</i> 表示， <i>Roa</i> = 净利润 / 平均总资产 × 100%。	Bankscope
	<i>Cr</i>	银行资本金比率 = 银行权益 / 总资产 × 100%	Bankscope

表3 变量的描述性统计特征

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Risk</i>	2 636	57.731 070	25.810 290	0.000 0	708.639 0
<i>Capital</i>	3 126	8.756 137	6.354 847	-12.432 3	14.949 9
<i>GDP</i>	3 118	2.332 886	2.593 214	-9.773 0	25.486 0
M_2	1 742	88.264 540	47.546 280	36.001 7	242.381 8
<i>Trade</i>	3 111	85.503 040	56.575 440	22.517 4	423.986 3
<i>Scale</i>	2 698	17.181 200	3.147 373	9.956 8	78.358 0
<i>Roa</i>	2 699	0.591 118	2.206 975	-73.557 0	9.973 0
<i>Cr</i>	2 699	9.366 150	5.163 498	-35.499 0	75.758 0

五、实证过程及结果分析

(一) 面板数据单位根检验

对风险承担水平、国际资本流入量、GDP 增长

率、 M_2 占 GDP 比率、贸易开放度、银行规模、盈利性和资本金比率分别进行 LLC、IPS、ADF 和 PP 检验。检验结果如表 4 所示，各变量的原始数据均拒绝存在单位根的原假设，即所有变量均是平稳的序列。

表4 单位根检验

变量	LLC 检验		IPS 检验		ADF 检验		PP 检验		平稳否
	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值	
<i>Risk</i>	-2.1e+02***	0.000	-2.159***	0.000	8 767.17***	0.000	2 005.55***	0.000	平稳
<i>Capital</i>	-1.0e+02***	0.000	-3.081***	0.000	7 606.74***	0.000	4 588.91***	0.000	平稳
<i>GDP</i>	-1.1e+02***	0.000	-1.920***	0.000	5 294.71***	0.000	2 852.35***	0.000	平稳
M_2	-12.18***	0.000	-1.931***	0.000	1.21e+04***	0.000	737.04***	0.000	平稳
<i>Open</i>	-16.97***	0.000	-0.485***	0.000	2 770.38***	0.000	1 332.55***	0.000	平稳
<i>Scale</i>	-2.3e+03***	0.000	-2.122***	0.000	6 936.97***	0.000	1 256.30***	0.000	平稳
<i>Roa</i>	-1.1e+02***	0.000	-1.997***	0.000	5 858.64***	0.000	2 602.41***	0.000	平稳
<i>Cr</i>	-1.9e+02***	0.000	-1.664***	0.000	7 905.95***	0.000	1 988.58***	0.000	平稳

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%显著水平上显著，下同。

(二) 银行异质性门槛效应检验

分别将银行规模、盈利性和资本金比率作为门槛变量，采用多门槛面板回归模型进行门槛效应检验。考虑到银行间个体差异，本文选择采用固定效应面板

回归模型，并通过 Hausman 检验证明了采用固定效应模型的合理性。分别对各变量依次进行单门槛、双重门槛和三重门槛效应检验，结果如表 5 所示。

表5 异质性变量的门槛效应检验

门槛变量	假设检验	F 值	P 值	bootstrap 次数	1%临界值	5%临界值	10%临界值
<i>Scale</i>	单门槛	11.672**	0.018	1 000	12.950	8.398	5.411
	双重门槛	360.505*	0.053	1 000	659.149	515.754	4.382
	三重门槛	-299.543	0.282	800	16.563	0.555	0.002
<i>Roa</i>	单门槛	18.971***	0.005	1 000	16.702	11.660	8.948
	双重门槛	25.548***	0.000	1 000	6.066	1.422	0.465
	三重门槛	0.000	0.194	800	0.000	0.000	0.000
<i>Cr</i>	单门槛	4.310	0.206	1 000	64.404	34.225	22.386
	双重门槛	15.480***	0.000	1 000	7.558	2.299	0.053
	三重门槛	1.578	0.201	800	52.262	24.319	14.456

在5%显著水平上, 银行规模作为门槛变量时存在单门槛效应, 银行盈利性和资本金比率作为门槛变量时均存在双重门槛效应。接下来, 选择银行资本金比率作为第一阶段分组的门槛指标。

(三) 基于银行复合异质性门槛值的嵌套内生分组

依次按照资本金比率、银行规模、盈利性进行复合异质性门槛值的嵌套内生分组。

1. 以银行资本金比率作为门槛变量的第一阶段分组。

由表5可知, 银行资本金比率的双重门槛通过了1%显著性检验, 表明银行资本金比率作为门槛变量时, 国际资本流动对银行风险承担的影响具有双重门槛效应。进一步对银行资本金比率的门槛值及置信区间进行估计, 如表6所示, 两个门槛估计

值分别为12.445和18.552, 且均处于95%置信区间内。

表6 第一阶段分组门槛变量的门槛估计值及置信区间

双重门槛模型	门槛估计值	95%置信区间
r_1	12.445	[8.143, 19.804]
r_2	18.552	[3.230, 45.040]

根据门槛估计值将458家银行划分为银行资本金比率高于18.552的28家银行、介于12.445和18.552之间的118家银行及低于12.445的312家银行。接下来, 以规模和盈利性作为门槛变量, 分别对118家中等资本金比率银行和312家低资本金比率银行进行门槛效应检验, 结果分别如表7和表8所示。其中高资本金比率银行的样本数量较少, 不再进一步分组。

表7 中等资本金比率银行组别的门槛效应检验

门槛变量	假设检验	F值	P值	bootstrap次数	1%临界值	5%临界值
Scale	单门槛	17.138***	0.003	1000	13.405	6.952
	双重门槛	11.115***	0.000	1000	-5.267	-9.422
	三重门槛	0.000	0.207	800	0.000	0.000
Roa	单门槛	9.234**	0.035	1000	15.048	7.872
	双重门槛	27.572***	0.000	1000	2.538	-1.967
	三重门槛	0.000	0.195	800	0.000	0.000

表8 低资本金比率银行组别的门槛效应检验

门槛变量	假设检验	F值	P值	bootstrap次数	1%临界值	5%临界值	10%临界值
Scale	单门槛	9.637**	0.049	1000	16.061	9.604	7.315
	双重门槛	69.527**	0.034	1000	113.592	60.215	22.978
	三重门槛	0.000	0.309	800	0.000	0.000	0.000
Roa	单门槛	35.480**	0.011	1000	35.979	27.979	21.910
	双重门槛	58.189***	0.000	1000	8.803	1.112	-0.177
	三重门槛	0.000	0.244	800	0.000	0.000	0.000

由表7和表8检验结果可看出, 无论是中等资本金比率银行组别还是低资本金比率银行组别, 以银行规模和盈利性作为门槛变量时均存在门槛效应, 且在以上两个银行组别中, 银行规模和盈利性的双重门槛效应均通过5%显著性检验。这表明银行规模和盈利性作为门槛变量时, 两个银行组别均存在双重门槛效

应。第二阶段分组选择银行规模作为门槛变量。

2. 以银行规模作为门槛变量的第二阶段嵌套分组。

分别对中等资本金比率银行组别和低资本金比率银行组别采用银行规模作为门槛变量进行分组, 双重门槛估计值及对应置信区间如表9所示。

表 9 第二阶段分组门槛变量的门槛估计值及置信区间

组别	门槛变量	双重门槛模型	门槛估计值	95%置信区间
中等资本金比率银行	Scale	r_1	18.719	[15.605, 63.651]
		r_2	17.096	[15.251, 63.651]
低资本金比率银行	Scale	r_1	18.501	[18.401, 18.782]
		r_2	18.334	[17.204, 18.782]

中等资本金比率银行以规模作为双重门槛变量时，门槛估计值分别为 17.096 和 18.719，且处于 95%置信区间内，由此将中等资本金比率银行分为 13 家大型银行（ $12.445 < Cr < 18.552$ ， $Scale > 18.719$ ）、81 家小型银行（ $12.445 < Cr < 18.552$ ， $Scale < 17.096$ ）和 24 家中等规模银行（ $12.445 < Cr < 18.552$ ， $17.096 < Scale < 18.719$ ）；低资本金比率银行以规模作为双重门槛变量时，门槛估计值分别为 18.334 和 18.501，且处于 95%置信区间内，由此将

低资本金比率银行进一步分为 109 家大型银行（ $Cr < 12.445$ ， $Scale > 18.501$ ）、196 家小型银行（ $Cr < 12.445$ ， $Scale < 18.334$ ）和 7 家中等规模银行（ $Cr < 12.445$ ， $18.334 < Scale < 18.501$ ）。接下来，本文以盈利性作为门槛变量对以上银行组别进行门槛效应检验，结果如表 10、表 11 和表 12 所示。其中 7 家低资本金比率的中等规模银行、13 家中等资本金比率的大型银行和 24 家中等资本金比率的中等规模银行因为样本个数较少，不再进行分组。

表 10 中等资本金比率的小型银行组别门槛效应检验

门槛变量	假设检验	F 值	P 值	bootstrap 次数	1%临界值	5%临界值	10%临界值
Roa	单门槛	11.154***	0.005	1 000	16.015	11.085	6.917
	双重门槛	9.109**	0.020	1 000	11.634	5.465	2.693
	三重门槛	0.000	0.292	800	0.000	0.000	0.000

表 11 低资本金比率的大型银行组别门槛效应检验

门槛变量	假设检验	F 值	P 值	bootstrap 次数	1%临界值	5%临界值	10%临界值
Roa	单门槛	12.699**	0.016	1 000	13.860	8.581	6.327
	双重门槛	81.329***	0.000	1 000	-1.102	-3.247	-5.279
	三重门槛	-0.757	0.679	800	7.629	3.507	2.378

表 12 低资本金比率的小型银行组别门槛效应检验

门槛变量	假设检验	F 值	P 值	bootstrap 次数	1%临界值	5%临界值	10%临界值
Roa	单门槛	11.179***	0.005	1 000	9.711	5.952	4.461
	双重门槛	4.069	0.107	1 000	12.180	6.393	4.524
	三重门槛	2.023	0.142	800	9.283	6.023	3.359

对于中等资本金比率的小型银行和低资本金比率的大型银行，盈利性作为双重门槛变量时均通过 5%显著性检验；对于低资本金比率的小型银行，盈利性作为单门槛变量在 1%显著水平上显著，作为双重门槛变量在 5%显著水平上不显著。因此，本文以盈利性作为双重门槛变量分别对中等资本金比率的小型银行和低资本金比率的大型银行进行分

组，以盈利性作为单门槛变量对低资本金比率的小型银行进行分组。

3. 以银行盈利性作为门槛变量的第三阶段嵌套分组。

对以上三组银行分别采用银行盈利性作为门槛变量进行分组，门槛估计值及对应置信区间如表 13 所示。

表 13 第三阶段分组门槛变量的门槛估计值及置信区间

组别	门槛变量	门槛模型	门槛估计值	95%置信区间
中等资本金比率的小型银行	Roa	r_1	2.216	[-2.361, 4.267]
		r_2	1.778	[1.280, 1.813]
低资本金比率的大型银行	Roa	r_1	1.152	[1.142, 2.252]
		r_2	1.486	[-0.302, 2.029]
低资本金比率的小型银行	Roa	r	1.312	[-0.859, 1.440]

基于银行规模、资本金比率和盈利性的三重复合性门槛值估计，458家银行的最终嵌套分组结果如表 14 所示。

表 14 基于三重复合性门槛值的样本银行嵌套分组结果

组别	组内特征	门槛条件	数目	代表性银行
1	高资本金比率银行	$Cr > 18.552$	28	冰岛国民银行、拉脱维亚瑞典银行
2	中等资本金比率的大型银行	$12.445 < Cr < 18.552$ $Scale > 18.719$	13	美国花旗银行、爱尔兰联合银行
3	中等资本金比率的中等规模银行	$12.445 < Cr < 18.552$ $17.096 < Scale < 18.719$	24	捷克储蓄银行、俄罗斯农业银行
4	中等资本金比率、高盈利性的小型银行	$12.445 < Cr < 18.552$ $Roa > 2.216$ $Scale < 17.096$	32	丹麦盛宝银行、印度尼西亚金融银行
5	中等资本金比率、中等盈利性的小型银行	$12.445 < Cr < 18.552$ $1.778 < Roa < 2.216$ $Scale < 17.096$	14	俄罗斯 AK Bars Bank、印度尼西亚 Bank Mega TBK
6	中等资本金比率、低盈利性的小型银行	$12.445 < Cr < 18.552$ $Roa < 1.778$ $Scale < 17.096$	35	保加利亚联合银行、印度尼西亚宝石银行
7	低资本金比率、高盈利性的大型银行	$Cr < 12.445$ $Roa > 1.486$ $Scale > 18.501$	4	美国合众银行、巴西布拉德斯科银行
8	低资本金比率、中等盈利性的大型银行	$Cr < 12.445$ $1.152 < Roa < 1.486$ $Scale > 18.501$	10	美国富国银行、中国工商银行
9	低资本金比率、低盈利性的大型银行	$Cr < 12.445$ $Roa < 1.152$ $Scale > 18.501$	95	法国巴黎银行、中国农业银行
10	低资本金比率的中等规模银行	$Cr < 12.445$ $18.334 < Scale < 18.501$	7	土耳其担保银行、印度巴罗达银行
11	低资本金比率、高盈利性的小型银行	$Cr < 12.445$ $Roa > 1.312$ $Scale < 18.334$	57	墨西哥北方银行、韩国釜山银行
12	低资本金比率、低盈利性的小型银行	$Cr < 12.445$ $Roa < 1.312$ $Scale < 18.334$	139	加拿大宏利银行、日本千叶银行

(四) 各组样本实证回归结果分析

对各嵌套内生分组样本银行进行实证检验。根据 Hausman 检验结果, 组 3、组 8、组 9、组 11 和组 12

均采用固定效应面板模型, 其他组别则采用随机效应面板模型。检验结果如表 15 所示。

表 15 各组样本实证回归结果

变量	<i>Capital</i>	<i>GDP</i>	M_2	<i>Open</i>	<i>Constant</i>	$AdjR^2$	<i>N</i>	hausman 检验	个体固定效应	时间固定效应	<i>F</i>
组 1	0.5** (0.03)	0.5 (0.44)	0.1 (0.41)	-0.1* (0.09)	79.0** (0.00)	0.1	80	5.29 (0.38)	—	—	—
组 2	7.2 (0.20)	5.0 (0.10)	-1.0 (0.44)	-1.9 (0.26)	114.7 (0.17)	0.1	71	0.15 (0.93)	—	—	—
组 3	-0.8*** (0.00)	-0.0 (0.95)	0.0 (0.64)	-0.3*** (0.00)	101.8*** (0.00)	0.5	99	13.82 (0.02)	控制	控制	2.7 (0.04)
组 4	-6.5*** (0.00)	-0.1 (0.73)	0.0 (0.78)	-0.1* (0.07)	139.4*** (0.00)	0.5	121	6.77 (0.24)	—	—	—
组 5	0.5*** (0.00)	-2.4 (0.11)	-0.8** (0.02)	-0.2 (0.71)	137.0*** (0.00)	0.3	49	9.94 (0.08)	—	—	—
组 6	0.4*** (0.01)	-0.7 (0.24)	-0.2*** (0.00)	0.0 (0.62)	85.0*** (0.00)	0.3	95	5.94 (0.31)	—	—	—
组 7	6.6*** (0.00)	0.7 (0.63)	-0.0 (0.92)	0.1 (0.72)	-15.2 (0.43)	0.7	19	5.72 (0.13)	—	—	—
组 8	4.8*** (0.00)	2.5* (0.07)	-0.0 (0.94)	-0.1 (0.02)	0.7 (1.00)	0.3	59	23.00 (0.00)	控制	控制	4.2 (0.04)
组 9	0.3*** (0.01)	2.4** (0.05)	-0.1*** (0.00)	-0.0 (0.64)	38.8*** (0.00)	0.4	245	18.80 (0.00)	控制	控制	4.3 (0.00)
组 10	-74.8 (0.41)	33.4 (0.32)	-5.4 (0.33)	2.8 (0.50)	908.8 (0.35)	0.6	28	0.23 (0.99)	—	—	—
组 11	-7.4*** (0.00)	0.2 (0.63)	0.1*** (0.00)	-0.1*** (0.00)	-9.5 (0.38)	0.3	236	21.78 (0.00)	控制	控制	3.2 (0.00)
组 12	-1.0*** (0.00)	1.1 (0.13)	-0.1*** (0.00)	-0.1*** (0.00)	88.1*** (0.00)	0.4	411	24.81 (0.00)	控制	控制	2.5 (0.02)

注: 括号内为 p 值, 下同。

从表 15 实证结果有如下发现。

第 1 组为 28 家高资本金比率类型银行 ($Cr > 18.552$), 以冰岛国民银行、拉脱维亚瑞典银行为代表。模型中 *Capital* 的系数为 0.5, 在 5% 显著水平上显著, 表明国际资本流入会显著提高此类型银行的风险承担水平。其中的原因可能是, 高资本金比率的银行具有较高的风险抵御能力, 且拥有充足资金, 银行风险承担动机较强; 并且银行持有高比例资本导致的特许权价值损失进一步激励银行从事高风险投资业务。在这种情形下, 无论规模和盈利性如何, 国际资本流入始终对银行风险承担水平产生正向作用, GDP

增长率、 M_2 占比和贸易开放度对此类型银行风险承担水平的影响不显著。

第 2 组至第 6 组是中等资本金比率类型银行 ($12.445 < Cr < 18.552$), 以美国花旗银行、捷克储蓄银行、丹麦盛宝银行、印度尼西亚 Bank Mega TBK 和印度尼西亚宝石银行为代表。其中, 第 2 组的 13 家银行资产规模较大 ($Scale > 18.719$), 第 3 组的 24 家银行资产规模处于中等水平 ($17.096 < Scale < 18.719$), 第 4 组至第 6 组的 81 家银行资产规模较小 ($Scale < 17.096$)。具体来看, 第 2 组 *Capital* 系数不显著, 可能的原因是, 大型银行受到有力的政府担

保, 风险厌恶程度降低, 变相鼓励银行从事风险项目投资。同时, 复杂的公司治理机制, 可能导致大型银行面临较为严重的代理问题, 加强银行风险投资动机。但是, 中等资本金比率限制了资金供给, 在一定程度上将降低银行体系持有资金规模, 对银行风险投资产生抑制作用, 使得规模效应的正向影响和资本效应的负向影响两者相抵消, 最终实证结果表现为国际资本流入对第2组银行风险承担水平没有产生影响。第3组 *Capital* 的系数为-0.8, 并在1%显著水平上显著。可能的原因是, 与大型银行相比, 中等规模银行接受的政府担保力度降低, 股东监管约束增强, 规模因素对银行风险承担水平的促进作用下降, 资本效应的负向影响大于规模效应的正向影响, 因此, 国际资本流入导致第3组银行风险承担水平下降。

对第4组至第6组中等资本金比率的小型银行样本进行比较可见, 第4组的32家银行盈利性较高 ($Roa > 2.216$), 第5组的14家银行盈利性处于中等水平 ($1.778 < Roa < 2.216$), 第6组的35家银行盈利性较低 ($Roa < 1.778$)。其中, 第4组 *Capital* 的系数为-6.5, 在1%显著水平上显著。资产规模小的银行, 由于受到的政府担保力度下降, 且受到有效的股东监管, 再加上高盈利性带来的特许权价值约束, 因此国际资本流入冲击导致第4组银行风险承担水平下降。第5组、第6组 *Capital* 的系数分别为0.5和0.4, 且均在1%显著水平上显著。可能的原因是, 随着银行盈利性的降低, 预期收益低于经营成本, 银行倾向于采取冒险行为, 盈利效应对银行风险投资行为的正向影响大于资本效应和规模效应产生的负向影响, 最终实证结果表现为国际资本流入显著提高了银行风险承担水平。

第7组至第9组是低资本金比率的大型银行 ($Cr < 12.445$, $Scale > 18.501$), 分别以美国合众银行、美国富国银行和法国巴黎银行为代表。三组银行相比较, 第7组的4家银行盈利性较高 ($Roa > 1.486$), 第8组的10家银行盈利性处于中等水平 ($1.152 < Roa < 1.486$), 第9组的95家银行盈利性较低 ($Roa < 1.152$)。三组银行 *Capital* 的系数分别为6.6、4.8和0.3, 且均通过1%显著性检验。可能的原因是, 虽然低资本金比率对银行风险投资动机产生约束, 但规模因素对银行风险承担水平的促进作用占主导地位。其中, 第9组盈利性虽然最低, 但资本金比率均值远低于其他两组, 资本因素和盈利因素共同作用下的风

险约束效应最大, 第8组次之, 第7组最小。所以, 最终实证结果表现为国际资本流入对第7组银行风险承担水平的促进作用最大, 对第8组银行的促进作用居中, 对第9组银行的促进作用最小。

第10组为7家低资本金比率的中等规模银行 ($Cr < 12.445$, $18.334 < Scale < 18.501$), 以土耳其担保银行、印度巴罗达银行为代表。实证结果中 *Capital* 的系数不显著, 可能的原因是银行规模处于中等水平时, 政府担保力度降低, 股东监管约束增强, 抑制银行风险投资动机, 但规模效应对银行风险承担仍表现为正向影响, 并与资本效应的负向影响相抵, 最终实证结果表现为国际资本流入对银行风险承担水平不产生影响。

第11组和第12组均是低资本金比率的小型银行 ($Cr < 12.445$, $Scale < 18.334$), 分别以韩国釜山银行、日本千叶银行为代表。两组银行相比较, 第11组的57家银行盈利性较高 ($Roa > 1.312$), 第12组的139家银行盈利性较低 ($Roa < 1.312$), 两组 *Capital* 的系数分别为-7.4和-1.0, 且在1%显著水平上显著。小型银行由于政府担保力度较低、股东监管约束增大, 抑制了自身风险投资动机, 低资本金比率特征显示资金供给不足, 进一步造成银行风险投资水平降低, 相较于第12组, 第11组银行盈利性较高, 特许权价值对银行风险投资动机的约束效应更大。因此, 国际资本流入对第11组银行风险承担水平产生的负向作用大于第12组。

总之, 回归结果表明, 将涵盖规模、盈利性和资本金比率的银行复合异质性作为门槛变量时, 国际资本流入对银行风险承担的影响存在显著门槛效应, 解答了问题1; 依据复合异质性门槛值对样本银行进行嵌套内生分组, 国际资本流入对各组别银行风险承担水平的作用方式存在差异, 即产生结构性影响, 解答了问题2。

六、稳健性检验

为检验模型估计结果的稳健性, 本文通过修改模型设定的方式, 对计量模型进行稳健性检验。门槛回归模型在结构形式上与交叉项模型有共通之处, 但是门槛回归模型的优势在于能够考察某变量对被解释变量的结构性影响, 且能确定具体门槛值。而交叉项模型通过验证某变量对被解释变量是否产生影响, 可作为门槛回归模型的一种稳健性检验方法。在交叉项模

型设定上,假设银行复合异质性在国际资本流动对银行风险承担影响机制中发挥的作用存在拐点,国际资本流动的系数将同时包括银行规模、盈利性和资本金比率三者乘积的二次方项和一次方项。交叉项模型设定为:

$$Risk_{it} = \beta_1 (\Pi Charac_{i,t})^2 \cdot Capital_{i,t} + \beta_2 (\Pi Charac_{i,t}) \cdot Capital_{i,t} + \alpha Z_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中: $\Pi Charac_{i,t}$ 表示银行规模、盈利性和资本金比率的乘积; $Capital_{i,t}$ 表示国际资本流入量; $Z_{i,t}$ 表示控制变量,包括 GDP 增长率、 M_2 占比和贸易开放度; μ_i 表示截面的固定效应; ν_t 表示时间效应。如果 β_1 和 β_2 能同时通过显著性检验,可判定国际资本流动对银行风险承担的作用机制受到银行规模、盈利性和资本金比率的共同影响,且这种共同影响以二次项形式存在。

从模型结构形式的设定中发现,门槛回归模型和交叉项模型的作用机理是连通的:门槛回归模型通过将样本数据分成不同区制,得到各区制内变量间对应的关系,而交叉项模型则以二次项形式引入交叉项。通过比较单门槛回归模型(1)与交叉项模型(6)发现,门槛回归模型实质上是对交叉项模型中 $Capital_{i,t}$ 的系数进行了变换,分别表示为式(7)和式(8)。

$$\frac{\partial Risk_{i,t}}{\partial Capital_{i,t}} = \beta_1 I(Charac_{i,t} \leq r) + \beta_2 I(Charac_{i,t} > r) \quad (7)$$

$$\frac{\partial Risk_{i,t}}{\partial Capital_{i,t}} = \beta_1 (\Pi Charac_{i,t})^2 + \beta_2 \Pi Charac_{i,t} \quad (8)$$

虽然门槛回归模型和交叉项模型均能验证银行复合异质性在国际资本流动对银行风险承担影响机制中是否发挥作用,但两者所体现的作用机理依然存在差异。以下通过交叉项模型的固定效应面板回归,一方面验证门槛回归模型的稳健性,另一方面也给出银行复合异质性与影响机制之间的具体函数形式。回归结果见表16。

从表16回归结果可看出,交叉项模型中二次项系数和一次项系数均通过1%显著性检验,证实了银行规模、盈利性和资本金比率在国际资本流动对银行风险承担影响机制中能发挥共同作用,银行复合异质性与影响机制之间存在U型关系。为保证回归结果

的稳健性,接下来进行Wald检验,结果显示,二次项系数以0.010概率拒绝原假设,一次项系数以0.000概率拒绝原假设,证明模型是稳定的。由于面板数据结构的复杂性,变量间可能由于序列相关等因素存在内生性问题,为保证回归结果的可信度,本文采用GMM估计对交叉项模型进行稳健性检验。选取GDP增长率一期滞后项, M_2 占比的一期滞后项,贸易开放程度的一期、二期滞后项作为工具变量,实证结果如表16所示。其中二次项系数和一次项系数均通过5%显著性检验和Wald检验。为验证选择工具变量的有效性,本文通过工具变量过度识别检验,得到统计量Hansen's J $\chi^2(1) = 0.387$,伴随概率为0.534,无法拒绝工具变量均是外生,与扰动项不相关的原假设,从而判定选择的工具变量是有效的。

表16 交互项模型的固定效应面板回归和GMM估计

变量	固定效应面板回归	GMM估计
$(\Pi Charac_{i,t})^2 \cdot Capital$	2.20e-07*** (0.010)	2.13e-07** (0.017)
$(\Pi Charac_{i,t}) \cdot Capital$	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
GDP	0.809* (0.054)	1.422*** (0.003)
M_2	-0.053*** (0.000)	-0.052*** (0.000)
Trade	-0.015 (0.461)	-0.023* (0.088)
Constant	62.537*** (0.000)	62.225*** (0.000)
Adj-R ²	0.135	0.107
F	14.24	—
N	1172	910
Wald1 stat	6.681 (0.010)	5.725 (0.017)
Wald2 stat	16.200 (0.000)	26.310 (0.000)
Hansen's J $\chi^2(1)$	—	0.387 (0.534)
年份固定效应	否	—
银行固定效应	是	—

综上,根据银行复合异质性门槛值将样本分成不

同区制,在各子区制中,国际资本流动对银行风险承担的作用方式有所不同;交叉项模型设定具体的非线性函数形式,发现银行复合异质性与影响机制之间存在U型关系,验证了门槛回归模型的合理性;GMM估计进一步检验了上述回归结果的稳健性。

七、研究结论与展望

(一) 研究结论

上述研究结果显示,用银行规模、盈利性和资本金比率构成的银行复合异质性作为门槛变量时,国际资本流动对银行风险承担的影响机制存在门槛效应,并且对银行风险承担水平产生了结构性影响。基于此,我们得出如下主要研究结论。

第一,对于高资本金比率的银行,不论银行规模大小和盈利水平高低,国际资本流入均会提高银行风险承担水平。原因在于高资本金比率的银行具有较高风险抵御能力,风险容忍度较高,且持有较高比例资本导致的特许权价值损失激励银行从事更高风险投资业务。

第二,对于中等资本金比率的大型银行,国际资本流入对银行风险承担的影响不显著。大型银行有政府担保支持,其风险厌恶程度较低,会变相鼓励其从事有风险的项目投资;而中等资本金比率限制了银行资金供给,对银行风险承担产生抑制作用。最终规模效应的正向影响和资本效应的负向影响两者相抵消,使得银行风险承担水平变化不大。

第三,对于中等资本金比率的中等规模银行,国际资本流入会降低银行风险承担水平。原因是中等规模银行接受的政府担保力度降低,股东监管约束增强,规模因素对银行风险承担水平的促进作用不敌中等资本金比率的约束效应,在国际资本流入冲击下,银行风险承担水平表现下降态势。

第四,对于中等资本金比率的小型银行,国际资本流入对银行风险承担影响存在盈利门槛效应。对中等资本金比率、盈利性较高、规模小的银行,国际资本流入会降低银行风险承担水平;一旦盈利性低于门槛值,国际资本流入反而会提高银行风险承担水平。原因在于规模小而盈利性高的银行更注重风险约束,而规模小但盈利性低的银行则更注重扩展风险投资。

第五,对于低资本金比率的银行,国际资本流入对银行风险承担水平影响存在规模门槛效应。在规模因素与低资本金比率约束之间权衡中进行决策时:对

低资本金比率的大型银行,无论盈利性高低,国际资本流入都会提高银行风险承担水平;对低资本金比率的中等规模银行,国际资本流入对银行风险承担水平的影响不显著;对低资本金比率小型银行,无论盈利性高低,国际资本流入会降低银行风险承担水平。

(二) 管理启示

笔者通过对上述相关问题的深入研究获得以下一些重要的管理启示。

第一,高资本金比率的银行机构需适度控制资本金增长。面对国际资本流入可能带来的风险冲击,该类型银行应在合理调整资本结构,适当扩展规模并提升盈利能力的同时,对资本金增长速率进行适度控制。

第二,中等资本金比率的小型银行需要培育新的利润增长点。面对国际资本的持续流入,该类型银行机构应在稳定资本金比率的前提下,重视资产端新的利润增长培育,以提升盈利能力。

第三,低资本金比率的大型银行需加强资产规模及结构管理。面对国际资本的持续流入,该类型银行机构应重视资本金的积累同时,将资产规模扩张速率维持在合理区间内。

(三) 政策性建议

基于上述研究结论以及管理启示,我们对监管部门的政策建议如下。

第一,将银行风险承担指标纳入国际资本流动风险监测指标体系。通过资本流动和银行风险承担行为协调监测和预警,引导各类银行遵循自身发展规律做好风险和收益的权衡,有效监管国际资本流入可能诱导的银行体系过度风险承担行为。

第二,根据复合异质性对银行体系实施差异化监管。建议监管部门根据银行复合异质性设置差异化资本金比率要求,如对大中型银行的资本金比率可以由高到低;警惕高资本金比率银行的过度风险承担倾向;在资本金比率较高的情况下,风险监管的重点是盈利低的银行;而在资本金比率较低情况下,风险监管的重点是大型银行。

(四) 局限与展望

首先,本文虽然在一定程度上丰富了已有文献,但某些研究结果的稳定性还需要未来更进一步的跟踪研究并给予实证。此外,本文仅考虑国际资本流入的常态情形,未将国际资本在短期内大规模涌入或迅速撤离等异常情况,甚至爆发金融危机的极端情况纳入

研究范畴,这方面研究也有重要现实意义。并且,不同形式国际资本的流入渠道在影响银行风险承担的机制等方面存在差异,这方面研究也有待以后进一步拓展。

参考文献

- [1] Bruno V, Shin H S. Capital Flows and the Risk-taking Channel of Monetary Policy [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2015: 119-132.
- [2] Furceri D, Guichard S, Rusticelli E. Episodes of Large Capital Inflows and the Likelihood of Banking and Currency Crises and Sudden Stops [Z]. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 865, 2012: 1-35.
- [3] Cova P, Natoli F. International Financial Flows and the Risk-taking Channel [Z]. *Temi di Discussione Working Papers*, No. 1152, 2017: 5-26.
- [4] Stulz R M. Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital [Z]. *NYSE Working Paper*, 1999: 99-102.
- [5] DeAngelo H, Stulz R M. Liquid-Claim Production, Risk Management, and Bank Capital Structure: Why High Leverage is Optimal for Banks [Z]. *NBER Working Paper*, 2013.
- [6] Delis M D, Kouretas G P. Interest Rates and Bank Risk Taking [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35 (4): 840-855.
- [7] Jiménez G, Ongena S, Saurina J. Credit Supply and Monetary Policy: Identifying the Bank Balance-sheet Channel with Loan Applications [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (5): 2301-2326.
- [8] Huang R, Ratnovski L. The Dark Side of Bank Wholesale Funding [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2011, 20 (2): 248-263.
- [9] Ellul A, Yerramilli V. Stronger Risk Controls, Lower Risk: Evidence from US Bank Holding Companies [J]. *Journal of Finance*, 2013, 68 (5): 1757-1803.
- [10] Martynova N, Ratnovski L, Vlahu R. Bank Profitability and Risk-taking [Z]. *IMF Working Paper*, 2015: 2-34.
- [11] Jeon B N, Olivero M P, Wu J. Do Foreign Banks Increase Competition? Evidence from Emerging Asian and Latin American Banking Markets [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35: 856-875.
- [12] Gonzalez F. Bank Regulation and Risk-taking Incentives: An International Comparison of Bank, Risk [J]. *Journal of Banking and Financial*, 2005, 29 (5): 1153-1184.
- [13] Baker M, Wurgler J. Do Strict Capital Requirements Raise the Cost of Capital? Bank Regulation, Capital Structure and the Low Risk Anomaly [Z]. *NBER Working Paper*, No. 19018, 2013: 1-51.
- [14] Markovic B. Bank Capital Channels in the Monetary Transmission Mechanism [Z]. *England: Bank of England Working Paper*, No. 313, 2006.
- [15] Gabaix X, Landier A. Why Has CEO Pay Increased So Much? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (1): 49-100.
- [16] Furlong F T, Keeley M C. Capital Regulation and Bank Risk-taking: A Note [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1989 (13): 883-891.
- [17] Ghosh S. Charter Value and Risk-taking: Evidence From Indian Banks [J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2009 (3): 270-286.
- [18] Cebenoyen A S, Cooperman E S, Charles A, Register C. Ownership Structure, Charter Value, and Risk Taking Behavior for Thrifts [J]. *Financial Management*, 1999, 28 (1): 43-60.
- [19] Anderson R C, Fraser D R. Corporate Control, Bank Risk Taking, and the Health of the Banking Industry [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2000 (24): 1383-1398.
- [20] 李燕平, 韩立岩. 特许权价值、隐性保险与风险承担——中国银行业的经验分析 [J]. *金融研究*, 2008 (1): 76-87.
- [21] Holmstrom B, Tirole J. Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112: 663-691.
- [22] Paroush J, Schreiber B Z. The Relationships Between Profitability, Capital and Risk: Commercial vs Saving/Mortgage Banks [J]. *SSRN Electronic Journal*, 2008: 1-32.
- [23] Akhigbe A, Madura J, Marciniak M. Bank Capital and Exposure to the Financial Crisis [J]. *Journal of Economics and Business*, 2012, 64 (5): 377-392.
- [24] Baskaya Y S, Giovanni J D. Capital Flows and the International Credit Channel [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 108: 515-522.
- [25] Dinger V, Marcel D, Kaat T. Global Imbalances and Bank Risk-taking [J]. *University of Osnabrück*, 2015: 1-37.
- [26] Delis M D, Brissimis S N. Bank Heterogeneity and Monetary Policy Transmission [Z]. *ECB Working Paper*, No. 101, 2009.
- [27] 李琪, 代斌. 银行异质性下货币政策调控与风险承担研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2016 (12): 45-52.
- [28] Kashyap A, Stein J. What Do A Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy [J]. *American Economic Review*,

- 2000, 90 (3): 407-428.
- [29] Fuentelesaz L, Gomez J. Strategic and Queue Effects in Spanish Banking [J]. *Journal of Economics & Management Strategies*, 2001 (10): 529-563.
- [30] Stein J C. Regulating Large Financial Institutions [C]. Washington: The Rethinking Macro Policy II Conference, International Monetary Fund, 2013.
- [31] 陈忠阳. 国有大型商业银行系统性风险贡献度真的高吗? ——来自中国上市商业银行股票收益率的证据 [J]. *财贸经济*, 2013 (9): 57-66.
- [32] Glode V, Green R C, Lowery R. Financial Expertise As an Arms Race [J]. *Journal of Finance*, 2012, 67 (5): 1723-1759.
- [33] Giannetti M, Ongena S. Lending by Example: Direct and Indirect Effects of Foreign Banks in Emerging Markets [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86 (1): 167-180.
- [34] 黄宪, 熊福平. 外资银行在我国发展的经营动机和经营策略分析 [J]. *金融研究*, 2005 (2): 82-93.
- [35] Kotrajarasn P, Wiboonchutikula P, Chaivichayachat B. An Analysis of Thailand's Net Capital Inflows Surges After the 1997 Crises [J]. *Asean Economic Bulletin*, 2011 (12): 281-314.
- [36] Adrian T, Shin H S. Liquidity and Leverage [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2010, 19 (3): 418-437.
- [37] Meh C A, Moran K. The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks [J]. *Journal of Economic Dynamic & Control*, 2010, 34 (3): 555-576.
- [38] Paroush J, Schreiber B Z. The Relationships Between Profitability, Capital and Risk: Commercial vs Saving/Mortgage Banks [J]. *SSRN Electronic Journal*, 2008: 1-32.
- [39] Jopikii T, Milne A. The Cyclical Behavior of European Bank Capital Buffers [J]. *Journal of Banking & Financial*, 2008, 32 (8): 1440-1451.
- [40] 刘柳, 屈小娥. 货币政策对银行风险承担的综合效应分析——兼论化解银行风险的货币政策选择 [J]. *中央财经大学学报*, 2017 (6): 49-57.
- [41] 秦强, 范瑞. 金砖国家金融发展与收入差距的动态影响机制——基于面板分位数回归的估计 [J]. *宏观经济研究*, 2018 (10): 154-164.
- [42] 潘敏, 魏海瑞. 提升监管强度具有风险抑制效应吗? ——来自中国银行业的经验证据 [J]. *金融研究*, 2015 (12): 64-80.
- [43] 李泽广, 王群勇, 巴劲松. 分省投资与信贷关系中的“门槛效应”: 审视投资增长的新视角 [J]. *金融研究*, 2010 (5): 84-101.
- [44] Ho T W. Income Thresholds and Growth Convergence: A Panel Data Approach [J]. *The Manchester School*, 2006, 74 (2): 170-189.
- [45] Caner M, Hansen B E. Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model [J]. *Econometric Theory*, 2004, 20 (1): 813-843.
- [46] Bai J. Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models [J]. *Review of Economics & Statistics*, 1997, 79 (4): 551-563.
- [47] Gu C. Structural Multivariate Function Estimation: Some Automatic Density and Hazard Estimates [J]. *Sinica*, 1994, 8 (2): 317-335.
- [48] Ghosh A. Banking-industry Specific and Regional Economic Determinants of Non-performing Loans: Evidence from US States [J]. *Journal of Financial Stability*, 2015 (20): 93-104.
- [49] Laeven L, Levine R. Bank Governance, Regulation and Risk Taking [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2009, 23 (2): 259-275.
- [50] Boyd J H, Nicoló G D. The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60 (3): 1329-1343.
- [51] Altunbas Y, Gambacorta L, Marquesibanez D. Does Monetary Policy Affect Bank Risk-taking? [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2010, 10 (298): 95-135.
- [52] Pathan S. Strong Boards, CEO Power, and Risk-taking [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33 (7): 1340-1350.
- [53] Kogan N, Wallach M A. Risk Taking: A Study in Cognition and Personality [M]. Holt, Rinehart and Winston, 1984.
- [54] Lin X, Zhang Y. Bank Ownership Reform and Bank Performance in China [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33 (1): 20-29.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

减少全球贫困的实验性方法

——2019年诺贝尔经济学奖得主的贡献与评析

Understanding Development and Poverty Alleviation: A Review of the Contribution of the Winners of Nobel Prize for Economics in 2019

易红梅

YI Hong-mei

[中图分类号] F061.3 [文献标识码] A [文章编号] 1000-1549 (2019) 12-0134-07

一、前言

贫困是人类长期面临的社会现象。在过去30多年,全球减贫事业取得了巨大的成就。到2015年,全球贫困人口^①已经从1990年的36%下降到了10%^[1]。但直到2018年,世界上仍有超过7亿人口生活在极端贫困当中,享受不到基本的医疗教育服务,没有干净的饮用水和卫生条件^[2]。联合国可持续发展目标提出,到2030年,全球要消除所有的极端贫困。但是根据世界银行的分析,由于很多国家经济增速放缓,要如期实现这一目标面临着严峻的挑战^[1]。

如何有效消除贫困一直是发展经济学的核心议题。2019年,麻省理工学院教授阿比吉特·巴纳吉(Abhijit Banerjee)和埃丝特·迪弗洛(Esther Duflo)以及哈佛大学教授迈克尔·克雷默(Michael Kremer)荣膺诺贝尔经济学奖,以表彰他们“以实验性方法致力于减轻全球贫困”。从20世纪90年代开始,三位学者突破传统的发展经济学的研究范式,将全球贫困从一个宏观的“大问题”分解成一个个更加具体的细微的问题,深入探究贫困的本质,并引入随机干预实验(randomized controlled trial, RCT)方法以评估相关政策或者干预对解决这些细微问题的有效性,推动了政府部门和实践者以事实为基础的决策的发展,为发展经济学转型与发展全球减贫事业做出了杰出的贡献。

但是,今年的诺贝尔经济学奖一发布就引发了国内学者对于诺奖获得者的贡献价值的热烈争议,早期国内外关于RCT方法的诸多争论也再次引起关注。其中,质疑者主要持有两个观点:一是认为三位诺奖得主的研究都集中在“细小”问题,不能从根本上解决全球大范围的贫困问题^[3-5]。二是认为通过RCT得到的估计量最多只是一个无偏估计,相对于RCT的结论在外部有效性方面的局限而言,这一方法上的改进价值有限^[6]。

本文的目标是通过介绍发展经济学近年的发展、RCT方法在影响评估中的应用,以及基于科学事实的政策决策和实践活动帮助读者从更广的背景了解三位诺奖获得者的学术贡献与局限,以及这场争论的来龙去脉,从而在今后的研究中能扬长避短。文章的第五部分还将简要回顾RCT在我国的实践,最后是总结和讨论。

二、发展经济学研究选题:从“大”到“小”

经济发展是所有中低收入国家所追求的目标。发展经济学作为一个独立的学科起始于20世纪50年代,研究对象就是一个国家从不发达向发达,特别是从低收入向高收入过渡的过程。发展经济学的研究内容包括中低收入国家所特有的各类问题。但在20世纪50、60年代,发展经济学主要围绕一些宏观问题开展研究,并产生了广泛的影响。例如,1979年,阿瑟·刘易斯(Arthur Lewis)和西奥多·舒尔茨

[收稿日期] 2019-11-10

[作者简介] 易红梅,北京大学现代农学院副教授,博士生导师,北京大学中国农业政策研究中心研究员。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“我国中等职业教育质量提升政策的实施及其影响研究”(项目编号:71573246);国家自然科学基金优秀青年科学基金项目“职业教育管理与政策”(项目编号:71922001)。

特别感谢厦门大学王亚南经济研究院的饶思航同学协助作者进行文献收集和编辑工作。

① 按照每人每天不低于1.90美元的贫困标准计算。

(Theodore Schultz) 因为在经济发展方面做出了开创性研究,特别是对中低收入国家所面临问题的研究而获诺贝尔经济学奖。但之后很长一段时间,发展经济学在宏观问题上的研究陷入了一个僵局。一方面,发展经济学家为世界各国的发展开出的“药方”并没有收到预期的效果;另一方面,当时新古典经济学的演绎逻辑推理方法无法满足发展经济学研究的现实问题的需要。

这种僵局自20世纪90年代开始改变。三位诺奖得主的主要贡献之一就是发展经济学的研究视角从宏观层面转向了微观层面,将减贫这一“大问题”分解成个人或者群体层面上更微观的更容易处理的“小问题”进行研究,并通过大田实验(field experiment)来寻找解决方案。例如,三位诺奖得主认为人力资本匮乏是贫困的根本原因之一,并将如何提升中低收入国家的人力资本问题分解成具体的如何改善中低收入国家人口的教育、健康和营养等问题。其中,在研究教育问题时,他们又进一步通过RCT分别评估了一系列具体措施,例如增加投入、按照学生成绩对学生分班对改善学生学业表现的有效性^[7-9]。瑞典皇家科学院常任秘书戈兰·汉松在诺奖新闻发布会上说,“在短短20年间,他们基于实验的新方法改变了发展经济学,如今这已是一个蓬勃发展的研究领域。”通过为这些具体的“小问题”寻找答案,三位诺奖得主积累了大量的关于贫困背后的具体作用机制和有针对性的减贫措施的有效性的证据,提出了当前条件下一些小的但是一定能取得进展的政策改革建议,为政策决策者和实践者在资源有限的情况下进行政策选择提供了科学的事实依据。

但是,很多学者也担心,仅关注“小问题”可能并不能从根本上解决贫困问题。世界银行经济学家 Ravallion^[5]指出,回答“小问题”对于填补重大的知识空白和服务政府决策作用有限;并且如果存在贫困陷阱,依据对“小问题”研究得出的结论作决策可能只是让穷人陷入低水平均衡。要真正解决大多数人的贫困问题,还是需要从制度、经济发展等“大问题”着手。一个典型的例子是如何解释我国和其他国家与地区在减贫进程上的差异^{[4][5][10]}。过去30多年,尽管世界贫困人口显著减少,但是减贫进程却存在巨大的区域和国别差异。我国是世界上减贫人口最

多并率先实现联合国千年发展目标的国家^[11]。但是,在撒哈拉以南的非洲国家,贫困的发生率仍然很高,并且时有反弹^[12]。为什么有的国家成功减贫?有的国家却进展缓慢?很多经济学家都认为,我国的政治经济制度、国家治理能力,以及在1970年代末开始的改革开放带来的经济发展无疑对减贫贡献很大,但这些因素都不是三位诺奖得主关注的“小问题”的范畴。

三、影响评估与RCT方法

(一) 影响评估与RCT方法的关系

三位诺奖得主的另一个主要贡献是将实验性方法引入发展经济学。RCT是影响评估方法的一种。政策影响评估是经济分析中最受关注的核心问题。在过去20年,影响评估已经逐渐成为很多国际组织、国家政府部门、发展机构设计和执行发展类项目或政策的重要部分。Sabet和Brown^[13]对低收入和中等收入国家发展政策的影响评估研究进行了系统的回顾,他们发现在1981—2015年期间一共有4205篇公开发表的影响评估文章,其中2/3的文章是在2010—2015年期间发表的。而从国际影响评估组织(International Initiative for Impact Evaluation, 3ie)网站影响评估数据库^①的最新信息来看,目前这一数量已经超过了4800篇,其中,采用RCT方法进行的影响评估约占42%。

影响评估的目标是在控制其他因素作用的情况下,分解出哪些影响(或变化)是由于某项(组)因素干预所引起的。但是社会经济是一个有机的整体,各类因素之间相互作用,错综复杂,很多经济事件或者政策往往都是内生的。因此,在评估一个项目或者政策的影响时进行归因常面临两个难题:项目安置和项目参与都不是随机决定的。影响项目安置和项目参与(自选择)的因素可能是可观测的因素,也可能是不可观测的因素,或者两者都有。此类不可观测的因素与项目安置或者是否参与项目相关时,普通最小二乘法得到的估计量不再是无偏估计量。

现代影响评估的概念是建立在反事实分析(Counterfactual Analysis)的框架上,核心问题是归因^[14]。影响是指政策(或者干预)的作用对象与他在未接受政策(或干预)的情况下在结果上的差别。反

① 2003年,3ie创建了一个数据库(Impact Evaluation Repository)对在低收入和中等收入国家开展的发展项目的影响评估研究进行追踪和总结(Sabet和Brown,2018^[13])。

事实就是指干预的对象在没有接受干预的情况下的结果。因此,最理想化的方案是,对于同一个接受项目干预的主体,比较其在某一时点接受项目干预和不接受项目干预之间的结果差异。但这在现实中不可行,一个对象在某一时点要么接受了干预,要么没有接受干预,不可能两种状态同时存在。在这种情况下,我们通常考虑将一组接受干预的人群和一组与之(在统计意义上)类似但未接受干预的人群(反事实对照)进行对比,以此来评估项目或政策的真实影响。在没有干预的情况下,这两组人群的结果变量是相似的。

构建反事实对照通常有两个途径:第一个途径是通过统计方法构建一个“反事实对照”;第二个途径是在项目干预之前就通过改变项目的瞄准方式创建一个“反事实对照”。由此也相应地衍生出两类影响评估的方法:第一类是传统的计量经济学非实验性的或者拟实验的方法(quasi-experimental study),例如倍差法、匹配法、工具变量法、断点回归法等;第二类就是三位诺奖得主倡导的RCT的方法。RCT的方法在医学、农业领域已经有着很长的应用历史,但是作为一种影响评估的方法被引入经济学并得到推广却是开始于20世纪90年代。谈及RCT这一方法的应用和推广,我们不得不提及麻省理工学院阿卜杜勒-拉蒂夫-贾米尔(Abdul Latif Jameel)的贫困行动实验室(The Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab, J-PAL)。J-PAL由阿比吉特·巴纳吉(Abhijit Banerjee)和埃斯特·迪弗洛(Esther Duflo),以及他们当时的同事塞德希尔·穆来纳森(Sendhil Mullainathan)^①在2003年共同创建。J-PAL致力于通过设计和支持创新性的、大规模的RCT研究,进行政策倡导和开展培训项目为减贫提供基于科学依据的政策决策支持。截至2019年,J-PAL和它下属的研究人员已经在83个国家开展983个RCT,并且基于这些研究得出的结论制定的政策惠及了全球4亿多人^[15]。

(二) RCT方法简介

相对于第一类方法,RCT的一个主要突破是通过随机分配得到了因果效应(或处理效应)的无偏估计量。本文借鉴Duflo等人^[16]列举的评估教科书对学生学业表现的影响案例来说明采用RCT方法进行因果效应估计的基本原理。 Y_i 表示实际观察到的学校*i*的学生的平均成绩,用 Y_i^T 表示如果得到免费教科书,学校*i*的学生的平均成绩;用 Y_i^C 表示没有得

到免费教科书,学校*i*的学生的平均成绩。我们感兴趣的是获得免费教科书对学校*i*的影响,即 $Y_i^T - Y_i^C$ 。但是如前所述,我们并不能对同一所学校同时观察到两个结果。对总体而言,我们希望知道平均处理效应(Average Treatment Effect, ATE): $E(Y_i^T - Y_i^C)$ 。在大样本的情况下,平均处理效应将收敛于对项目参与者的平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATT),这里用 D (式1)表示。

$$\begin{aligned} D &= E[Y_i^T | \text{得到免费教科书}] \\ &\quad - E[Y_i^C | \text{没有得到免费教科书}] \\ &= E[Y_i^T | T] - E[Y_i^C | C] = E[Y_i^T | T] \\ &\quad - E[Y_i^C | T] - E[Y_i^C | C] + E[Y_i^C | T] \\ &= E[Y_i^T - Y_i^C | T] + (E[Y_i^C | T] \\ &\quad - E[Y_i^C | C]) \end{aligned} \quad (1)$$

其中,第一项 $E[Y_i^T - Y_i^C | T]$ 表示项目参与者的平均处理效应,第二项 $(E[Y_i^C | T] - E[Y_i^C | C])$ 度量了选择偏误,即干预组学校和控制组学校在不接受干预时的结果上的差异。

RCT的方法就是通过随机分配将研究对象随机分配到干预组或者控制组来减少或者消除可能的选择性偏误。常用的随机分配的方法包括过度招募后随机分配(oversubscription)、随机逐步推进项目(randomized phase-in)、组内随机(within-group randomization)和随机鼓励参与(encouragement design)等,关于这些方法的详细介绍可以参考Duflo等人的介绍^[16]。^②随机分配生成的干预组和控制组在没有干预的情况下的结果变量理论上是没有显著差异的,即式(1)中的第二项等于0。分配完成后,干预组的学校接受干预(得到免费教材),控制组的学校则不接受干预(没有免费教材)。通过比较两组在干预后均值的差异可以得到政策或者项目的因果效应的无偏估计量(式(2))。

$$\hat{D} = \hat{E}[Y_i | T] - \hat{E}[Y_i | C] \quad (2)$$

在大样本情况下, D 收敛于式(3)中的差值。如果样本为独立同分布,即个体*i*是否参与项目不影响其他任何个体的情况下,ATT=ATE。

$$D = E[Y_i^T | T] - E[Y_i^C | C] \quad (3)$$

通过公式(4)中的计量经济学回归模型也能计

^① 穆来纳森现在就职于芝加哥大学布斯商学院。

^② 这些方法的选择很大程度上取决于项目的预算和实地实施项目的可行性。

算出 D 的无偏估计量。其中, T 是一个反映随机分配结果的二元变量, 通常干预组为 1, 控制组为 0。采用普通最小二乘回归的方法就能得到估计量 $\hat{\beta}_{OLS} = \hat{E}[Y_i^T | T] - \hat{E}[Y_i^C | C]$ 。

$$Y_i = \alpha + \beta T + \varepsilon_i \quad (4)$$

相对于第一类影响评估方法而言, 通过 RCT 得到的因果效应的估计结果对于一般公众而言更直接也更容易理解。这也是 RCT 在社会经济研究中迅速崛起的原因之一。但是, 要运用 RCT 方法开展研究并不是一件简单的事情。在技术层面, 开展 RCT 研究还需要至少考虑两个问题。一个是样本量、实验设计和统计效力问题。通常要求, 如果项目有影响, 样本量至少要在给定的显著性水平下, 能够以相当的概率(统计效力)拒绝干预没有影响的假说。另一个是要对干预的依从率进行监测。依从是指研究对象服从随机分配, 即干预组对象接受干预, 控制组对象不接受干预。如果存在不依从, 需要结合工具变量的方法估计项目的局部处理效应。

(三) RCT 方法的优势与局限性

与第一类方法相比, RCT 方法具有三个方面的优势。第一个优势是估计量的内部有效性。内部有效性通常指一个统计量是否是无偏估计量和有效估计量^①。第一类方法只有在满足条件独立假定(Conditional Independence Assumption)的情况下, 才有可能得到无偏估计^[17]。而 RCT 方法只要满足弱假定——项目安置的条件外生(Conditional Exogeneity of Program Placement)就能够得到无偏估计量^[18]。因此, 相对于第一类方法, RCT 方法得到因果关系的无偏估计要求的假定条件更少, 虽不必然但通常能得到无偏的估计结果。有学者指出, 即便是完全的随机分配(或者纯随机分配), 在单次实验中, 仍然可能出现随机分配导致两个组在某些重要的因素上不平衡, 从而最后的影响可能是干预和该因素共同作用的结果^[6]。如果随机分配过程采用的是部分随机分配, 即基于一些可观测的特征进行的随机分配, 这种情况下得到的估计量可能只是一致性估计量^[18]。并且, 一个估计量是无偏估计量并不一定意味着它是有效估计量。也就是说, RCT 在进行统计推断时面临的问题并不一定比第一类方法少。但总体而言, 目前大部分学者都认为通过 RCT 方法得到的估计量的内部有效性更加可

靠, 因此被认为是政策影响评估的“黄金标准”。

此外, RCT 还具有以下两个优势: (1) 对于一般公众而言, 采用 RCT 方法估计的因果关系比采用其他方法得到的结果更容易理解。正如 Ravallion^[5]课堂上的学生所言“我采用 RCT 是因为这是我父母能理解的方法”。影响评估在近些年得到国际组织、政府部门、非政府机构和公众的认可和接受很大程度上也得益于 RCT 方法的普及。(2) 政策影响的对象是有限理性的决策人或者具有各种决策行为偏差的决策人, RCT 让研究者有机会在政策实施前通过小范围的实验检验不同政策设计的效果, 帮助完善政策设计, 提高决策质量。

但是, RCT 也具有很大的局限性。第一个局限是采用 RCT 方法得出的研究结论的外部有效性, 即研究结论是否或者在多大程度上适用于其他人群。研究结论的外部代表性主要取决于研究样本对总体的代表性。RCT 结论的外部有效性在现实中常面临很大的挑战。造成这一问题的主要原因可以归纳为四个方面: 一是相对于第一类方法可采用的样本量, RCT 的样本量通常比较小, 并且项目安置也并不是完全随机的, 本身能代表的总体有限。二是项目从小范围实验到大面积推广可能会打破原来的市场均衡, 最后在大面积推广时产生不同于 RCT 阶段的影响。三是由于“霍桑效应”(Hawthorne Effect), 参与项目这个事实可能让干预组参与者的行为发生改变, 导致 RCT 方法估计的影响可能要大于项目实地实施时的影响。四是 RCT 的“干预”通常由非政府组织或者研究者自己来实施, 其组织方式和执行能力与很多中低收入国家的政府部门差异较大, 从而导致一些 RCT 研究发现有影响的政策或项目到大范围推广时并不能产生预期的效果。例如, Mo^[19]的研究就发现, 同样的项目干预, 政府部门负责执行时产生的影响要显著降低。

RCT 方法的第二个局限在于并不是所有的问题都适合采用 RCT 的研究方法。一些宏观性的“大问题”(例如政治问题、产业政策)是没有办法开展 RCT 的。因此, 目前的 RCT 基本上是以研究和解决“小问题”为特点, 从而导致其研究对知识积累或者重大创新的贡献可能有限。同时, 由于研究伦理的要求, 一些可能会让研究对象受到损害的 RCT 研究是不被允许的。

RCT 方法还因为未能对项目或政策产生影响的

① 无偏性是指估计量抽样分布的数学期望等于总体参数的真值; 精度或者有效性是指估计量与总体参数的离散程度。

作用机制进行解释曾备受争议。早期的 RCT 主要致力于回答项目或者政策是否有影响的问题，因此，一些学者认为 RCT 得出的结论缺乏理论根基，是一个“黑匣子”^{[6][20][21]}。但是，现今很多 RCT 研究，包括三位诺奖得主的研究都是基于变化的理论（theory of change）绘制了干预与结果之间清晰的因果链，深入理解了干预是如何通过改变信息、激励或环境限制等因素影响到结果变量的作用机制^{[9][22]}。以理论为基础的因果链的建立帮助 RCT 在回答是否有影响的同时还解释了“为什么”，这也将进一步促进 RCT 的发展^[6]。

四、基于事实的政策决策

三位诺奖得主的第三个贡献是以他们为代表的一批发展经济学家采用 RCT 方法研究贫困问题，极大地促进了中低收入国家以事实为基础的政策决策和实践活动。一个旨在减少非洲儿童辍学率的项目启动前，政府部门或者投资者常常面临着很多困惑：目前的这个方案能够减少辍学吗？还有更有效的方案吗？遗憾的是，影响评估兴起之前，很少有事实能够帮助回答这些问题。但现在，随着影响评估的发展，以及以影响评估为基础的成本有效性分析和荟萃分析（meta-analysis）等研究工具的结合，研究者们已经积累了大量的事实为回答这些问题提供参考。

RCT 应用的领域也从早期仅关注教育和健康拓展到更多的发展问题。从 20 世纪 90 年代开始，三位诺奖得主采用 RCT 的方法从如何改善中低收入国家人口的教育、健康等人力资本的研究入手，逐步扩展到对行为偏误、性别与政治、信贷等领域的研究，为相关领域决策积累了丰富的经验。在这股力量的带动下，全球影响评估实践也在 2000 年之后迎来了多领域百花齐放的时期。根据 3ie 影响评估数据库的信息，1990—2015 年，健康、教育和社会保障领域的研究约占影响评估研究的 65%，农业与农村发展、私营部门发展、信息技术等领域的影响评估自 2000 年以来得到了较快的发展^[13]。

以这些研究为基础提供的事实依据具有两个显著特点：一是相关政策都不是平地而起，基本是对既有政策或制度有效性的检验，并在此基础上加以微小的改进；二是结论清晰，政策建议明确，易于操作。以三位诺奖得主在教育领域的研究为例，Kremer 和其合作者早期在肯尼亚的 RCT 发现，仅增加投入（提供免费教科书、活动挂图）可能可以提高学生的出

勤率，但是难以保证提高学生的学业成绩^{[7][8][23]}。这些研究不仅对以增加投入为主要政策工具的发展政策发出了预警，还极大地促进了研究者们将目光从关注教育对中低收入国家人口的可及性转向关注中低收入国家的教育质量。之后，三位诺奖得主通过一系列的 RCT 评估了分快慢班、改变班级规模、课外补习、计算机辅助学习、增强教师激励、改革教师聘用制度等具体政策措施对提高学生学业表现的影响^{[9][24-27]}。

我们已经看到，三位诺奖得主的很多研究成果已经转化为政策，对中低收入国家的普通民众产生了广泛的影响。例如，根据 Kremer 及其合作者关于驱虫对学生健康和学业的影响及如何有效驱虫的系列研究^{[23][28-30]}，世界卫生组织在 2017 年建议利用大规模驱虫方式改善儿童健康和营养^[31]。而 Banerjee 和 Duflo 等人对教师和学生水平匹配对学生学业表现影响的研究结论也推动教育部门改变了传统的按学生年龄分班的做法，实施将学生按照学习水平分班，目前这项政策已经覆盖了印度和非洲 6 000 万学生^{[25][32]}。根据 J-PAL 网站的信息，截至 2019 年，全球有超过 4 亿人从 J-PAL 的研究中获益^[15]。

五、RCT 方法在我国的实践

RCT 方法在我国社会经济科学中的应用最早开始于健康领域。20 世纪 90 年代初，Wang 等^[33]就在上海 21 家工厂和 6 所中学开展了一项 RCT 评估丈夫参与健康教育对降低女性怀孕和流产率的影响。但直到 2000 年代中期，我国采用随机干预试验方法开展的社会经济研究仍然都集中在健康领域。

过去 10 余年，RCT 方法的应用在我国教育领域的研究中得到了迅速发展，成为仅次于健康领域的第二大领域。截至 2019 年 11 月，3ie 网站影响评估数据库一共收录了 2 030 项采用 RCT 方法开展的影响评估研究，其中 129 项来自我国，占总数的 6%，其中涉及教育主题的研究是 51 项^[34]。51 项研究中，超过 70% 的研究都是农村教育行动计划（REAP）研究团队完成的。他们第一次将 RCT 引入对我国教育问题的研究，并在 2007—2019 年期间围绕防止学生辍学、提高初高中阶段教育质量、提高教师教学水平、儿童早期发展、营养与健康、计算机辅助学习、儿童视力保护与学生学业表现等议题开展了 70 多个 RCT，为我国政府改进和完善相关教育政策、促进教育公平和提高教育质量做出了贡献。

但总体来说,目前我国 RCT 方法的应用领域还相对比较窄。3ie 网站影响评估数据库中收录的在我国开展的 129 项 RCT 研究中,124 项研究关注的主题都是健康和教育,仅个别研究来自于农业与农村发展、保险等领域^[34]。除了对方法的认识存在局限外,RCT 在我国应用不广的一个重要原因在于开展 RCT 的实地工作量远远大于其他方法的工作量,尤其是 RCT 的“干预”除了需要大量的资金投入,更需要执行机构的支持。就像 J-PAL,如果没有像 Pratham 这样的非政府组织的支持,他们也无法开展如此大量的 RCT 研究。

六、总结与讨论

综上所述,三位诺奖得主将贫困的“大问题”分解成一个个微观的“小问题”进行研究,并将实验经济学方法引入发展经济学,不仅促进了发展经济学的转型与发展,还为世界反贫困行动提供了大量基于事实的科学依据。虽然关注“小问题”可能并不能从根本上解决贫困问题,RCT 的方法也并不是完美的,但是不可否认,三位诺奖得主打破了发展经济学早期研究范式的局限,引领了发展经济学研究的转型,推动了全球基于事实的政策决策发展,让数以亿计的中低收入国家的贫困人口因他们的研究受益,在学科发展、研究方法和反贫困事业上都做出了杰出的贡献。

没有一种研究或者方法能够解决所有的发展问题。正如 Imbens^[35]所言,我们不能因为 RCT 的不足就忽略它在实证研究方法上向前迈出的一大步。这种方法与其他研究方法相互补充,能够帮助我们回答更

多的问题^[6]。我们在研究中需要问“正确的问题”,需要根据我们的研究问题选择适合的研究方法,并正确认识每种方法的优缺点,不断改进,才能真正促进学术研究的繁荣和发展。

目前,国内对于 RCT 方法的系统性介绍不够,导致学术界、项目资助方和社会公众对 RCT 方法都存在一些误解。一个极端是认为 RCT 方法完美无缺,是解决所有问题的“万能药”,对 RCT 方法盲目推崇。尤其是这种方法很容易通过“生动的故事”让资助方观看到项目的成效,更容易受到过度的追捧。另一个极端是认为 RCT 研究的都是“显而易见的常识问题”,没有价值。然而, Banerjee 和 Duflo 在《贫穷的本质》^[36]中的论述正是围绕此类“常识问题”展开,他们通过回答为什么贫困人口并没有如我们预期的那样遵从“常识”生活,深入剖析了贫困人口的行为机制,通过政策设计的微小改变改善了贫困人口的教育与健康。

最后,RCT 方法在医学等领域应用的经验与教训也为该方法在发展经济学领域的未来发展提供了一些有价值的借鉴。一是考虑到 RCT 的资助方和研究者对“积极的干预结果”的过度追求^[37],建议采用 RCT 方法的研究最好能提前发布主要的分析计划,避免过度进行“数据挖掘”。二是要加强对社会科学中开展的 RCT 的伦理审查。从影响评估的趋势来看,未来会有更多的研究者采用 RCT 的方法对贫困等发展问题开展研究,但是目前国内很多高校等研究机构都没有相应的专业伦理审查委员会,对此的监控还有待加强。

参考文献

- [1] The World Bank. Poverty Overview [EB/OL]. (2019-10-02) [2019-11-10]. <https://www.worldbank.org/en/topic/poverty/overview>.
- [2] United Nations. Goal 1: End Poverty in All Its Forms Everywhere [EB/OL]. [2019-11-10]. <https://www.un.org/sustainabledevelopment/poverty/>.
- [3] Sen A. Health in Development, Kenote to 52nd World Health Assembly [C/OL]. World Health Organization, (1999-05-18) [2019-11-10]. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/79397>.
- [4] 林毅夫. 新结构经济学 [J]. 经济学(季刊), 2010, 10(1): 1-32.
- [5] Ravallion M. Fighting Poverty One Experiment at a Time: A Review of Abhijit Banerjee and Esther Duflo's Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty [J]. Journal of Economic literature, 2012, 50(1): 103-114.
- [6] Deaton A, Cartwright N. Understanding and Misunderstanding Randomized Controlled Trials [J]. Social Science & Medicine, 2018, 210: 2-21.
- [7] Glewwe P, Kremer M, Moulin S. Many Children Left Behind? Textbooks and Test Scores in Kenya [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2009, 1(1): 112-135.
- [8] Glewwe P, Kremer M, Moulin S, Zitzewitz E. Retrospective vs. Prospective Analyses of School Inputs: The Case of Flip Charts in Kenya [J]. Journal of Development Economics, 2004, 74(1): 251-268.
- [9] Duflo E, Dupas P, Kremer M. Peer Effects, Teacher Incentives, and the Impact of Tracking: Evidence from a Randomized Evaluation in Kenya

- [J]. *American Economic Review*, 2011, 101 (5): 1739-1774.
- [10] 张晓波. 诺贝尔经济学奖的实验方法可借鉴, 但没必要迷信 [N/OL]. 新京报, (2019-10-14) [2019-11-10]. <http://www.bjnews.com.cn/finance/2019/10/14/636373.html>.
- [11] United Nations. The Millenium Development Goals Report 2015 [R/OL]. (2015-07-01) [2019-11-10]. <https://www.un.org/millennium-goals/reports.shtml>.
- [12] World Bank. Global Monitoring Report 2015/2016: Development Goals in an Era of Demographic Change [M]. Washington, DC: World Bank, 2016.
- [13] Sabet S M, Brown A N. Is Impact Evaluation Still on the Rise? The New Trends in 2010-2015: For Submission to the Journal of Development Effectiveness [J]. *Journal of Development Effectiveness*, 2018, 10 (3): 291-304.
- [14] Rubin D B. Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies [J]. *Journal of Educational Psychology*, 1974, 66 (5): 688.
- [15] J-PAL. Release: J-PAL Co-Founders Abhijit Banerjee and Esther Duflo Awarded Nobel Memorial Prize in Economics [EB/OL]. (2019-10-15) [2019-11-10]. <https://www.povertyactionlab.org/news/release-j-pal-co-founders-abhijit-banerjee-and-esther-duflo-awarded-nobel-memorial-prize>.
- [16] Duflo E, Glennerster R, Kremer M. Using Randomization in Development Economics Research: A Toolkit [J]//Schultz T P, Strauss J A. *Handbook of Development Economics*. Amsterdam: Elsevier B. V., 2007, 4: 3895-3962.
- [17] Rosenbaum P R, Rubin D B. Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1984, 79 (387): 516-524.
- [18] Khandker S, Koolwal G B, Samad H A. *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices* [M]. Washington, DC: World Bank, 2009.
- [19] Mo D. The Impact of Government Upscaling Efforts on the Effectiveness of Computer Assisted Learning Programs in Rural China [J]. REAP working paper, 2015.
- [20] Imai K, Keele L, Tingley D, Yamamoto T. Unpacking the Black Box of Causality: Learning about Causal Mechanisms from Experimental and Observational Studies [J]. *American Political Science Review*, 2011, 105 (4): 765-789.
- [21] Cartwright N. A Philosopher's View of the Long Road from RCTs to Effectiveness [J]. *The Lancet*, 2011, 377 (9775): 1400-1401.
- [22] Bonell C, Fletcher A, Morton M, Lorenc T, Moore L. Realist Randomised Controlled trials: A New Approach to Evaluating Complex Public Health Interventions [J]. *Social Science & Medicine*, 2012, 75 (12): 2299-2306.
- [23] Miguel E, Kremer M. Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities [J]. *Econometrica*, 2004, 72 (1): 159-217.
- [24] Duflo E, Dupas P, Kremer M. School Governance, Teacher Incentives, and Pupil-teacher ratios: Experimental Evidence from Kenyan Primary Schools [J]. *Journal of Public Economics*, 2015, 123: 92-110.
- [25] Banerjee A V, Cole S, Duflo E, Linden L. Remedying Education: Evidence from Two Randomized Experiments in India [J]. *The Quarterly journal of economics*, 2007, 122 (3): 1235-1264.
- [26] Duflo E, Hanna R, Ryan S P. Incentives Work: Getting Teachers to Come to School [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (4): 1241-1278.
- [27] Glewwe P, Ilias N, Kremer M. Teacher Incentives [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2 (3): 205-227.
- [28] Kremer M, Miguel E. The Illusion of Sustainability [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122 (3): 1007-1065.
- [29] Bundy D A, Kremer M, Bleakley H, Jukes M C, Miguel E. Deworming and Development: Asking the Right Questions, Asking the Questions Right [J]. *PLoS neglected Tropical Diseases*, 2009, 3 (1): e362.
- [30] Baird S, Hicks J H, Kremer M, Miguel E. Worms at Work: Long-run Impacts of a Child Health Investment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4): 1637-1680.
- [31] 世界卫生组织. 世卫组织建议利用大规模驱虫方式改善儿童健康和营养 [EB/OL]. (2017-09-29) [2019-11-10]. <https://www.who.int/zh/news-room/detail/29-09-2017-who-recommends-large-scale-deworming-to-improve-children-s-health-and-nutrition>.
- [32] Banerjee A, Banerji R, Berry J, Duflo E, Kannan H, Mukherji S, Shotland M, Walton M. Mainstreaming an Effective Intervention: Evidence from Randomized Evaluations of "Teaching at the Right Level" in India [J]. *National Bureau of Economic Research*, 2016.
- [33] Wang C C, Vittinghoff E, Hua L S, Yun W H, Rong Z M. Reducing Pregnancy and Induced Abortion Rates in China: Family Planning with Husband Participation [J]. *American Journal of Public Health*, 1998, 88 (4): 646-648.
- [34] International Initiative for Impact Evaluation (3ie). *Impact Evaluation Repository* [EB/OL]. (2019). <https://www.3ieimpact.org/evidence-hub/impact-evaluation-repository>.
- [35] Imbens G W. Better LATE Than Nothing: Some Comments on Deaton (2009) and Heckman and Urzua (2009) [J]. *Journal of Economic literature*, 2010, 48 (2): 399-423.
- [36] Banerjee A V, Duflo E. *Poor economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty* [M]. New York: PublicAffairs, 2011.
- [37] Bothwell L E, Greene J A, Podolsky S H, Jones D S. Assessing the Gold Standard-Lessons from the History of RCTs [J]. *The New England Journal of Medicine*, 2016, 374 (22): 2175-2181.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

2019 年总目录

The Total Contents of 2019

· 财政税收 ·

零基预算改革效果评价与未来推进

——以珠海市 A 区为例 杨广勇 杨 林(1)

我国财政动态平衡问题研究 白彦锋 姜 哲(1)

地方政府投融资方式的选择与地方政府债务风险 李 升(2)

信息需求视角下政府综合财务报告分析指标体系构建研究 宋达飞 丛树海(2)

优化个人所得税税率、级次与级距的设定

——基于基尼系数的分解和组间基尼系数变动 李 铭 李 立(2)

税收优惠方式与企业研发投入

——基于双重差分模型的实证检验 韩仁月 马海涛(3)

现代财政制度建设之路

——基于 70 年财政制度变迁的比较与综合 张 强(3)

政策不确定性与地方政府研发补贴 寇恩惠 戴 敏(4)

R&D 税收激励效应评估：挤出还是挤入？ 黄惠丹 吴松彬(4)

贸易保守主义下国有资本境外运营风险实证分析

——以某大型央企为例 王远伟 郑丹青(4)

财政预决算公开的完整性与透明性分析：2008—2016 刘生旺 陈 鑫(5)

国际税收体系的现行问题与发展方向分析 戴 悦(5)

部门整体绩效管理的协同机理与实施路径

——基于预算绩效的审视 曹堂哲 罗海元(6)

预算绩效与政府治理：契合性与协同性视角 李红霞 刘天琦(6)

不同周期状态下财政政策的异质性产出和通货膨胀效应研究 周 波 张凯丽(7)

我国地方政府隐性债务边界的厘清及治理问题研究 温来成 李 婷(7)

转移支付的资源配置效应研究

——基于区域间资本错配视角 邓晓兰 金博涵 李 铮(8)

PPP 项目运营期补贴区间量化研究 马若微 王桂晨(8)

增值税进项留抵、现金流挤占与企业融资成本上升

——基于 2015 税源调查数据的实证检验 解洪涛 张建顺 王伟域(9)

企业所得税税收优惠对企业创新的影响

——基于上市公司面板数据的实证分析 梁俊娇 贾昱晞(9)

强化预算约束是否降低了财政政策波动性?	王立勇	王申令	(10)
中国地方政府债券的国际融资机制研究	王立平	申建文	(10)
地方官员变更、财政支出波动与企业系统性风险	徐玉德	杨晓璇	刘剑民(11)
出口退税率调整对产品出口的异质影响研究			
——来自北京市出口的经验证据	耿 纯		(11)
大数据时代的预算绩效指标框架建设	马蔡琛	赵 笛	(12)
优化国家间税收分配的无形资产转让定价研究			
——基于跨国企业专利转移的证据	米 冰		(12)
 · 金融保险 ·			
不对称信息下商业银行规模与贷款利率定价	曾懿亮	王亚楠	张定胜 傅 强(1)
信贷渠道在产业结构调整中的有效性分析			
——以产能过剩行业为例	吕 建	陈瑶雯	范祚军(1)
市场地位、商业信用与企业投资效率	刘 欢		(1)
城乡居民基本养老保险的精算模型及应用	杨再贵	许 燕	何 琴(2)
银保合作下涉农贷款保证保险区域发展的需求差异研究			
——以江苏省农业保险贷为例	林乐芬	何 婷	(2)
信托项目风险管理案例研究			
——以××信托有限公司为例	王 平	刘园园	(2)
家庭加杠杆的资产配置效应研究	陈洋林	张学勇	李 波(3)
新三板分层制度对创新层企业影响的实证研究	谢雪燕	朱晓阳	王连峰 彭 一(3)
互联网消费金融对中国上市商业银行风险承担的影响研究	赵保国	薛骊阳	(4)
CEO 权力影响中国上市商业银行绩效了吗?	胡德宝	尹墨天	(4)
高管金融素养是否影响企业金融排斥?			
——基于缓解中小企业融资难的视角	李建军	周叔媛	(5)
关联网络、风险溢出与重要系统性金融机构识别			
——基于市场、行业和机构的实证	郭文伟	王礼昱	(5)
金融危机下信用违约风险的宏观驱动因素及跨区域传染效应			
——基于亚洲、北美、欧洲三大区域的实证分析	蒋胜杰	傅晓媛	李俊峰(6)
宏观金融风险 and 银行风险行为关系分析			
——兼论宏观审慎政策和微观审慎监管政策的协调	赵胜民	何玉洁	(6)
货币供应与价格波动			
——兼论投资的中介作用	王智勇		(7)

寿险公司投资公司债的风险最低资本比较研究

——基于“偿二代”与市场一致性的视角 周桦 谷雨 郑苏晋(7)

基金中基金(FOF)理论研究进展 冯科 曾庆松 何小锋(8)

信息共享、债权人保护与银行贷款:来自中国境外贷款的实证研究 何重达 尹训东 李阳(8)

金融演进中的金融风险:回顾与反思 应展宇 黄春妍(9)

金融冲击对企业产出的影响研究

——基于中国上市公司面板数据 曹金飞(9)

我国系统性金融风险与“双支柱”调控有效性研究

——基于DSGE模型的分析 郭娜 彭玉婷 徐卉杉(10)

大宗交易会否影响股票价格?

——基于A股市场的实证检验 蒋彧 江涌(10)

加强金融监管能否促进企业“脱虚向实”?

——来自2006—2015年上市公司的证据 马思超 彭俞超(11)

银行竞争、影子银行与货币政策有效性分析 周安(11)

卖空制度、公司管理层行为与股价信息效率

——基于微观传导机制的研究 王碧澄 韩豫峰 韩复龄(12)

我国的资产价格调控与货币政策选择

——基于有向无环图的分析 邓创 徐曼(12)

· 财务与会计 ·

企业税收筹划影响高管薪酬契约吗? 肖土盛 孙瑞琦 岳张洋(1)

审计师性别、审计质量与股价崩盘风险 黄宏斌 尚文华(1)

行业竞争影响企业商业信用提供吗?

——来自中国A股资本市场的经验证据 张会丽 王开颜(2)

企业战略激进度与融券卖空规模 黎来芳 孙河涛(2)

财务舞弊视角下媒体关注的公司治理角色研究 吴芃 卢珊 杨楠(3)

会计信息质量低的公司被做空了吗? 张嘉兴 杨金坤 孙磊华(3)

内部控制质量对企业运营目标的影响:来自应收账款内部控制缺陷的证据

..... 邓春梅 高然 晏雨薇 陈燊(4)

股权激励影响分析师预测行为吗? 王永妍 耿卉 王国臣(4)

信贷紧缩与短期债务的流动性成本 李丹 袁淳(5)

企业战略定位影响现金持有策略吗? 翟淑萍 白冠男 白素文(5)

政府审计对年报审计市场的影响

——基于供需双方力量变化的视角 李晓慧 蒋亚含(6)

会计稳健性、管理层防御与真实盈余管理	蒋 勇 王晓亮(6)
高管薪酬水平的影响因素	
——述评与展望	纪 宇 王彦超(7)
媒体报道抑制管理层审计意见购买行为吗?	
——基于信息效应与治理效应的实证检验	张俊民 宋 婕(7)
公共治理与国有企业价值	
——基于高管隐性激励视角的研究	庄明明 李善民 史欣向(8)
审计师群体、群际互动与审计质量	
——基于客户重要性的经验证据	胡南薇 曹 强(8)
社会道德与债务融资	
——来自民营上市公司的证据	王夫乐(9)
企业家精神与管理控制系统	
——管理会计视角下一个中介模型的讨论	唐亚军 汪 丽(9)
业绩补偿承诺对信息不对称的缓解效应	
——来自中小板与创业板的经验研究	尹美群 吴 博(10)
公司财务行为的传染效应	
——基于在职消费的证据	张修平 高 鹏(10)
无形资产价值创造与法律归属不一致问题探究	
——来自专利数据的证据	黄夏岚 鲁方帆(11)
股权激励与过度投资: 激励力度的门槛效应	孙凤娥 田治威 陈丽荣(11)
出具并购重组估值报告的动因研究	
——来自调查问卷的证据	李小荣 王新然 田粟源(12)
慈善捐赠对业绩异质性企业价值的影响研究	
——来自中国上市公司的经验证据	陈建英 杜 勇 张 欢 于连超(12)
· 理论经济 ·	
为什么区域政策越来越重视“抢人”	
——基于一个拓展的线性模型研究	李文宇 陈健生 刘洪铎(1)
财富积累对身份认同影响的研究	田 帆(1)
我国劳动力流动抑制代际传承的理论逻辑与经验检验	郝 枫 郭 荷(2)
政府补贴与产能过剩	徐齐利 聂新伟 范合君(2)
矿产资源最优开采问题研究	
——环境约束、后备替代与 Hotelling 法则	仓定帮 魏晓平 曹 明(3)
外来资本竞争如何影响地区生产率?	
——基于门槛效应的经验研究	胡浩然(3)

政府补贴促进了企业盈利能力的提升吗? 赵 凯 王鸿源(4)

社会保障与流动人口二孩生育意愿

——来自基本医疗保险的经验证据 黄秀女 徐 鹏(4)

公共物品供给“志愿者困境”博弈的实验经济学研究 周志波(5)

利率的性质与成分 李建栋 邹宇春(5)

国际油价波动与中国制造业企业的成长表现 程 冬 郑文平 俞 剑(6)

收入不平等对企业创新的影响及机制分析

——基于机会不平等与努力不平等理论视角 郭 晨 张卫东(6)

政策不确定性损害了中国经济的长期增长潜力吗?

——来自企业创新行为的证据 梁权熙 谢宏基(7)

市民化水平对农民工家庭消费的影响及其机制 谢 勇 王鹏飞(7)

市场冲击与企业投资的创新效应研究

——兼论去杠杆和贸易战对“中国创造”进程的潜在影响 孙 巍 董文宇(8)

非线性定价中多维数量参数的优化设计:以递增阶梯定价为例 刘自敏 李 兴 朱朋虎(9)

政治关联促进或抑制了中国企业的创新? 何欢浪 蔡琦晟(9)

区域壁垒下的劳动力流动路径分析 杜 薇 余向华 姜 慧(10)

人工智能如何促进经济增长和社会福利提升? 黄 旭 董志强(11)

收入不平等与税收政策偏好

——基于利益相关者的视角 李子联(11)

拨备计提与货币政策的配合效应 罗大庆 胡名成(12)

中国房价上涨抑制了家庭消费吗?

——房价影响消费的多渠道机制分析 徐 妍 安 磊(12)

· 工商管理 ·

社会认知理论视角下区域刻板印象的形成机制研究

——基于深度访谈和扎根理论的数据分析 孙国辉 梁 渊 李季鹏 鲁梦宇(1)

两阶段决策视角下解释类型对在线评论感知有用性的影响 李宝库 郭婷婷(2)

风险情境下专业化经验的价值研究:广博性经验的调节作用 伦 蕊(3)

要素品牌联合紧密度对联合后主品牌评价的影响研究 王晓珍 郑 颖 施佳蓉 杨拴林(4)

基于区块链的电商信用生态治理研究 张云起 冯 漪(5)

产业结构早熟对经济增长的影响及其内生性解释

——基于互联网式创新力视角 史 丹 白骏骄(6)

独立董事本地任职抑制了大股东掏空吗? 周泽将 高 雅(7)

- 同行关切公平对双渠道供应链决策的影响研究 吴正祥(7)
- 遭遇群体性专利侵权企业的维权策略选择研究 尹志锋 郭 剑 周敏丹(8)
- 知识搜索对创新绩效的影响: 知识基础的曲线调节作用 张志鑫 梁 阜(8)
- 两权分离与企业价值: 支持效应还是掏空效应 吴国鼎(9)
- 投资时钟原理及战术资产配置在投资组合管理中的应用
——基于修正 Black-Litterman 模型 周 亮 李红权(10)
- 企业 OFDI 能促进中国经济高质量发展吗?
——基于产能治理视角的实证研究 曹献飞 裴 平(11)
- 责任型领导与员工工作偏离行为的关系:
一个被调节的中介效应模型 王艳子 李 洋(11)
- CEO 股权激励对企业研发投入强度的影响研究
——基于 2008 年金融危机的烙印效应 邵剑兵 陈永恒 苏涛永(12)
- 国际经济 ·
- 人民币汇率对房地产市场价格的多渠道影响效应研究: 基于金融动态 CGE 模型 陈 华 郑晓亚(3)
- 逆全球化视角下我国跨境资本流动监测预警指标体系构建研究 刘 场 李佳耘(6)
- 中国外向型劳动密集制造业对外直接投资区位选择研究 马光明(9)
- 国际资本流入对银行风险承担的结构影响
——基于银行复合异质性视角 张碧琼 吴美萱(12)
- 公共经济 ·
- 中国自然资源资产收益分配研究 陈 曦(5)
- 清代粮食储备体系及其问题的现实启示 龚 浩 王文素(5)
- 社会组织资产管理问题研究 谭 静(10)
- 相对收入水平与城市居民获得感研究 王积超 闫 威(10)
- 区域经济 ·
- 自贸试验区促进产业结构升级了吗?
——基于中国(上海)自贸试验区的实证分析 李世杰 赵婷茹(8)
- 中国地区人力资本不平等及其空间分布的动态演进 彭树宏(11)
- 特稿 ·
- 减少全球贫困的实验性方法
——2019 年诺贝尔经济学奖得主的贡献与评析 易红梅(12)