

组织文化视角下的预算绩效管理改革

Budget Performance Management Reform from the Perspective of Organizational Culture

马蔡琛 潘美丽

MA Cai-chen PAN Mei-li

[摘要] 良好的组织文化是预算绩效管理制度有效实施的前提和重要支撑。作为现代政府治理的一项重要政策工具, 绩效预算在世界范围内被广泛地使用和推行。但在实践中, 不仅发达经济体面临着绩效评价结果应用受阻的问题, 中国的预算绩效管理改革也面临着形式化、碎片化的难题。笔者以霍夫斯泰德国家文化维度作为研究的起点, 分析不同文化维度对于预算绩效管理的作用机制, 探讨文化维度之间冲突导致的预算绩效管理改革困境, 同时结合中国的组织文化特色, 提出通过强化预算绩效管理的计划与控制、推进绩效管理法治化进程、建立以绩效为核心的激励约束机制、注重组织的绩效学习与交流等一系列制度安排, 弥合文化维度之间的冲突, 实现构建全面预算绩效管理体系的现代财政制度建设目标。

[关键词] 预算绩效管理 政府预算 组织文化 不确定性规避

[中图分类号] F810.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0003-08

Abstract: Good organizational culture is the premise and important support for the effective implementation of budget performance management system. As an important policy tool of modern government governance, performance budgeting is widely used and implemented in the world. In practice, not only developed economies face the problem of blocked application of performance evaluation results, but also China's budget performance management reform faces the problem of formalization and fragmentation. This paper starts from Hofstede's national cultural dimensions, analyzes the mechanism of different cultural dimensions on budget performance management, and discusses the dilemma of budget performance management reform caused by conflicts between cultural dimensions. Combining with the characteristics of Chinese organizational culture, in order to bridge the conflict between cultural dimensions, it is necessary to strengthen the budget performance management planning and control, to promote the rule of law in performance management, to establish performance-based incentive and restraint mechanism, to pay attention to performance learning and communication. Finally achieving the goal of building a comprehensive budget performance management system of modern financial system construction.

Key words: Budget performance management Government budget Organizational culture Uncertainty avoidance

[收稿日期] 2021-08-21

[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; 潘美丽, 女, 1988年10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。本文通讯作者为马蔡琛, 联系方式为 macaichen@nankai.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新时代中国预算绩效管理改革研究”(项目编号: 19ZDA071)。

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

全面实施预算绩效管理是推进国家治理体系和治理能力现代化的要求,是优化财政资源配置、提升公共服务质量的关键举措。预算绩效管理作为当代公共财政管理改革的重要内容,半个多世纪以来,虽经历了各种形式的变化并面临诸多难题,但各国对财政资金使用绩效的追求依然热度不减。从全球公共预算改革的演进历程^①以及我国预算管理改革的制度逻辑来看,制度规则是预算绩效管理改革的核心,而任何管理制度都根植于相应的组织文化背景之中。由于组织文化的复杂性、多元性,以及各维度之间的融合与碰撞,导致不同国家预算绩效管理模式以及相关制度设计和安排各具特色。本文拟从组织文化的视角,分析不同文化维度对于预算绩效管理的作用机制,探讨由于不同文化维度之间的协调与冲突,导致预算绩效管理效果差异的深层次原因,进而为中国预算绩效管理改革提供可供参考的建议和对策。

二、组织文化影响预算绩效管理的文献回顾

关于组织文化对绩效预算影响的研究,研究者基本达成了共识,即基于不同的组织文化背景,预算绩效管理改革的效果是不尽相同的。Ho 和 Im (2015)^[2]指出,以发达经济体为主导的预算改革,受制于组织文化、政治等因素,并且这些因素与发展中国家的体制环境存在一定的冲突,从而影响了绩效预算改革的效果。其实,Godard (1997)^[3]就曾指出,民族文化、等级文化通过影响管理者的信念和价值观进而对预算行为产生影响。Shick (2014)^[4]认为,通过建立绩效文化,将绩效驱动的管理与预算结合起来,能够减少预算管理中的策略博弈。Wulandari 等 (2020)^[5]认为,组织文化作为一个调节变量,通过调节人力资源质量、预算质量和内部控制体系质量,进而对绩效预算产生影响。

从已有成果来看,不同研究者基于不同文化维度对组织文化之于预算绩效管理的作用途径和效果展开了较为细致的研究,其中探讨较多的是科层制结构 (bureaucratic structure) 对于预算绩效管理的影响。Christensen 和 Lægreid (2001)^[6]认为,不同的制度安

排、路径依赖和内部政治文化对绩效预算改革的实施和产生差距的原因均提供了某些可能的解释。Lavertu 和 Moynihan (2013)^[7]的分析表明,绩效管理改革的一个核心目的是促进中央机构对绩效信息的使用,但绩效信息的应用很大程度上取决于部门负责人所在机构的行政理念。Radin (2000)^[8]提出,在预算绩效管理改革过程中不同参与者的诉求及彼此之间的冲突增加了改革的难度。关于个体主义方法论对于绩效预算影响的研究,Andrews (2010)^[9]通过对比 38 个 OECD 国家和非 OECD 国家发现,具有一致认同文化的政府机构可能比具有个体主义文化的政府机构更能适应低水平的绩效管理。关于不确定性规避对于预算绩效管理的影响,Gul 和 Chia (1994)^[10]认为,发展中国家的不确定性水平对预算决策有重大影响,并且为提高预算参与度和绩效管理水平需要将绩效信息的处理授权给基层的管理者。Tsamenyi 和 Mills (2003)^[11]通过对加纳 89 名负有预算责任的部门经理开展问卷调查发现,感知到的环境不确定性能够影响预算绩效管理。Ueno 和 Wu (1993)^[12]通过美国和日本的对比较研究发现,个体主义可以解释预算绩效管理相关行为的某些变化,而不确定性规避却不能。

国内研究者对于组织文化与预算绩效管理之间关系的探讨尚处于起步阶段,研究成果主要集中在组织文化对于预算绩效改革的影响分析上。赵早早等 (2019)^[13]指出,既有绩效预算的理论研究主要是基于实践发展而得,但政治、社会、文化、政府能力等因素对绩效预算实践所产生的实质性影响却被有意或无意地忽视了。赵敏 (2020)^[14]认为,经合组织 (OECD) 国家推广绩效预算的主要目标是支持向基于绩效的文化和行为转变,更加关注的是公共组织文化的变革。王红梅等 (2020)^[15]认为,预算绩效管理作为一种理性的预算管理新模式,领导者对其的认知程度、实施意愿和推动能力,以及由此营造的正向激励和齐心聚力的组织文化,对于改革的成功至关重要。其实,关于组织文化与预算绩效管理的探讨,李海南 (2014)^[16]就曾指出,中国几千年的儒学传统可能与绩效预算要求的客观、公正、公平的精神并不一致。马蔡琛 (2014)^[17]则从预算管理角度,着重分析了

① 市场经济下各国的公共预算改革先后经历了分列支预算、绩效预算、计划规划预算、目标管理预算、零基预算、结果预算 (新绩效预算)。而不同预算制度改革的侧重点不同,其中分列支预算重在控制、计划规划预算重在计划、零基预算重在决策,而绩效预算和结果预算重在管理 (马蔡琛, 2018^[1])。

突击文化与年终突击花钱之间的互动关系。

三、组织文化与预算绩效管理的作用机制分析

关于组织文化维度的选择,以霍夫斯泰德跨国家文化维度的选择较为经典。虽然其后的研究者(如House等,2013^[18])对霍夫斯泰德的文化维度进行了不同程度的扩展,但其核心仍未脱离霍夫斯泰德的模型结构^①。因此,本文如下的分析以霍夫斯泰德(1991)^[19]所构建的文化维度为主体^②,并作出适当的调整,进而从市场、个体主义^③、科层制^④、不确定性规避这四个方面,对组织文化作用于预算绩效管理的机制展开分析。

(一) 市场对于预算资金使用绩效的追求

预算绩效管理的核心目标在于提高公共支出的分配和使用效率,而市场机制尤其强调对于效率的追求,这就构成了市场机制作用于预算绩效管理的理论基础。市场机制主要从价格机制、供求机制、竞争机制三个方面对预算绩效管理产生影响。价格是在市场供求关系不断变化中确定的,但公共产品因其非竞争性和非排他性的特点,很难像一般商品那样,在众多供求双方的相互作用下形成均衡价格。与众多的财政资金需求方形成鲜明对比的是,财政资金的供给一般由政府财政部门垄断,在公共产品价格标准模糊性与财政资金供给单边垄断的情况下,财政支出往往难以摆脱低效率状态。将绩效管理引入公共支出领域,通过成本-产出-效果的相对准确衡量,实现预算资金由低绩效向高绩效项目的流动,进而提高单位预算资金的分配效率和产出效果。

在市场关系中供求矛盾是一种常态,而当这种供求关系映射到财政管理中时,预算资金“供不应求”的特征则体现得较为明显,因为每个具有内在生存和扩张需求的组织都想要获得更多的资金。Auty(1998)^[23]指出,资源供给过剩往往会破坏投资效率,资源相对匮乏反而会提高投资效率。这一现象用于解

释财政资源相对匮乏的现状时,则更应重视资金使用效率的提升。Sterck和Scheers(2006)^[24]通过对澳大利亚、加拿大、荷兰等七个国家的调查发现,在经济困难时期,各国财政资金的使用效率往往相对较高。

在预算管理中引入以绩效为基础的竞争机制,可以通过竞争性招标和市场化外包等方式将市场机制引入公共产品供给领域,增加公共产品和服务的提供渠道,拓宽公众的选择范围。例如,在职业教育方面引入竞争机制,不仅能够扩大公众的选择面,还能吸引民间资本投入教育事业,拓展教育经费的来源。在预算绩效管理中,市场机制的作用形式是绩效合同。绩效合同通过引入市场化标准的绩效责任体系,明确各部门实现支出结果的责任和约束,促进考核体系更加科学,进而提高政府的行政管理效率。

(二) 个体主义对预算参与者行为的影响

如果将个体主义的内涵进行全面考量,其内容涉及哲学、经济学、政治学、宗教学、社会心理学等众多学科。本文主要是从文化差异的角度进行考察,因此在借鉴霍夫斯泰德(1991)^[19]、特里安迪斯(1995)^[25]和马克思主义哲学对于个体主义论述的基础上,拟从自我的概念和目标关系、态度和规范的相对重要性以及对关系的强调等几个方面,对个体主义之于预算参与者行为的影响展开分析。

首先,从自我的概念和目标关系出发,个体主义更加强调对于个人效用及理性的追求。一方面,个体主义强调自身效用的最大化。在预算管理中则体现为,各支出部门基于自身利益,尽可能向财政部门申请更多的资金,以实现部门预算的扩张。财政纪律的削弱,阻碍了资金从优先级较低的项目转向高优先级项目。另一方面,个体主义传承了理性主义文化精神(闫方洁,2021^[26]),集中体现了在预算绩效管理中理性主义的建构过程,即渴望在传统的预算程序中融入更多的理性因素,透过对绩效的测量,促进财政资

① 罗伯特·J·豪斯等保留了权力距离和不确定性规避,但将集体主义拆分成制度集体主义和组织内部集体主义,将男性-女性气质变成自信和性别平等主义,上述维度的划分仍以模糊的方式再现了霍夫斯泰德模型的结构。

② 在霍夫斯泰德看来,文化维度包括个体主义(市场)、权力距离、不确定性规避、男性主导等四个核心维度。其中,男性主导不是本文分析的重点,但关于社会性别与政府预算关系之问题,可以参阅马蔡琛(2009)^[20]和马蔡琛(2014)^[21]。

③ 本文在参考霍夫斯泰德(1991)^[19]的基础上,也参考了威尔达夫斯基《预算:比较理论》^[22]中“文化背景下的预算”之相关概念界定,他将个体主义与市场看作是近乎相同的概念。而本文则认为,就市场和个体主义而言,它们作用于预算绩效管理的机制是不同的,因而对于二者分别展开探讨。

④ 霍夫斯泰德认为,在高权力距离的社会中,权力集中在上级,并且这种不平等的等级制度被正式化和制度化。威尔达夫斯基认为,在等级制度文化中,顶端和底部分隔可能会不断被拉大,权力的差异会更加明显,这种观点与霍夫斯泰德关于权力距离的论述近乎一致。但等级制度在中文语境的使用多含贬义,因此,本文采用“科层制”(bureaucracy)这一更具中性色彩的表述方式。

金更加合理且科学的分配和使用。其次,在态度和规范的相对重要性上,个体主义的行为更倾向于被社会规范、任务和责任所驱使。在预算绩效管理中,更加重视正式预算制度规范的应用,通过立法及绩效合同的订立,对预算资金供求双方的权利与义务加以约束和规范。最后,在关系的强调上,个体主义对于组织的归属感相对较差,在绩效评价中更加倾向于短期评价。另外,个体主义巩固了政府中常见的“专业化”分工,立法部门、财政部门、各支出单位、社会公众之间很少跨越“专业”的界限进行有效的沟通,导致预算透明度差,预算参与度较低,难以真正实现提高财政资金使用绩效的目标。在新时代背景下,马克思主义倡导重视个体价值的集体主义(穆艳杰,2021^[27]),因此以集体主义原则为指导,将个体主义的理性化、专业化的思维渗透到公共预算过程,能够有效缓解个体主义与集体主义间权衡取舍所引致的各种矛盾冲突。

(三) 预算绩效管理组织结构的科层制特征

科层制指的是一种权力依职能进行分工和分层,以规则为管理主体的组织体系和管理方式(Weber,1947^[28])。几乎所有的政府机构都呈现出正式的科层制特征,Boyne(1998)^[29]指出,目标、控制、监督以及协调相互之间的冲突是科层制所固有的特征。而这种特征体现在预算绩效管理的运作程序上,则表现为绩效目标的设定、预算资金的分配、绩效测量、绩效监督、评价结果应用以及绩效管理各阶段的相互监督和制衡。理想的科层制组织^①通过对绩效预算相关主体角色和地位之确定,严谨的绩效评价程序之实施、健全的绩效激励措施之采用,能够促使不同层级及不同部门之间相互协作、各司其职,提高行政管理的效率。

传统科层制的权力集中在上级部门,导致权力分布不均,很少或没有下级部门参与预算决策。许多实行绩效预算的国家都采取了一种相对集中的、自上而下的管理制度,Martínez Guzmán(2019)^[31]的研究发现,这种制度往往不能有效满足各资金使用部门的需求,并且容易出现委托代理问题。但这种权力相对集中的制度安排有时候也会促成政府内部就优先事项的安排与绩效目标达成一致。例如,新西兰开展的一项

名为“中央审查”的公共管理系统调查结论显示,权力的分散反而导致中央政府很难就实现结果目标和优先事项达成一致(Radin,2003^[32])。

科层制在实际运作中并不理想,制度自身存在的缺陷会对绩效管理的实施效果产生影响。科层制并不鼓励部门管理者根据自己的判断进行决策,盲目地遵守科层制规则,会导致程序合规优先于组织目标,忽视对于财政支出总额的控制,进而影响整体战略规划及宏观政策目标的实现。

(四) 不确定性规避对于预算绩效管理改革的影响

在组织文化中,不确定性规避是指为了避免不确定性,人们试图通过严格的行为规范、法律和规则程序,以使不确定性风险降到最低(Hofstede等,2005^[33])。这种不确定性规避反映在预算绩效管理中,主要通过相关立法、制度、规章及程序的设计,以及各种评价方法和技术的应用,以减少绩效评价与管理过程中的不确定性。例如,通过严格的立法程序,将绩效管理中的各项制度及各类细节加以规范,以期约束相关主体的行为并稳定其行为预期。

预算管理中充斥着大量的不确定因素,而这种不确定性大致分为外部环境和预算体系自身的不确定性这样两个层面。一是外部环境的不确定性对于预算绩效管理产生的影响。外部环境的不确定性主要是指由于经济、政治、社会运行中的不稳定因素,对财政总额控制、分配效率和使用效益所产生的影响。例如,在宏观经济运行良好时,政府拥有充裕的财力应对各种新出现的支出事项及安排,但当财力紧张时,政府则往往无力负担这些新的支出事项,于是不得不削减其他支出事项,这就有可能影响财政资金的分配效率(艾伦·希克,2000^[34])。尤其是在当前新型冠状病毒大流行的全球背景下,公共卫生支出的大规模扩张,势必会影响其他财政支出安排。二是预算管理体系自身存在的不确定性。由于预算绩效管理涉及不同利益相关主体,涵盖经济、社会、政治、环境等不同评价维度的选择,导致绩效管理制度、评价指标体系、组织结构及人员安排等方面难以协调一致,不易形成“放之四海而皆准”的绩效评价逻辑模型,进而影响了评价结果的科学性和可比性(马蔡琛和赵青,2020^[35])。

① 理想的科层制特征:一是明确的权威等级;二是严格而缜密的规则;三是明晰的分工;四是公私关系分离;五是量才用人;六是管理权力依附于职位,而不依附于个人(王春娟,2006^[30])。

四、预算绩效管理面临的挑战： 基于组织文化维度冲突的视角

任何成功的改革都需要适当的组织文化支持，与传统预算相比，预算绩效管理改革尤其需要强化理性主义、契约精神、民主参与意识、结果导向等理念，但就当前预算绩效管理改革的实践进展而言，不同文化维度间冲突导致了绩效与公共利益之权衡取舍，绩效信息的供给与需求错配，以及短期绩效与公共产品供给稳定性的冲突。在实践中，预算绩效管理更加需要获得组织和个人层面的广泛支持，从而避免出现绩效评估失灵的问题。

（一）绩效与公共利益的权衡取舍

预算管理对于资金使用效果的追求反映了市场、个体主义组织文化维度下对于预算资金使用更加理性的不懈努力。但公共部门在行使其职能过程中存在一定的信息障碍、认识局限、管理成本等问题，这就决定了完全理性的预算决策往往是不存在的。另外，从组织文化视角来看，集体主义应该是公共决策的灵魂，贯穿于预算决策的全过程。但在实践中，由于认知、行为能力有限，投票规则和个体主义的多元目标，决定了公共部门的行为难以完全以社会公众的利益作为行动准则。因此，预算绩效管理的现实取舍应当是，确保在“有限理性”的前提下，将公共资源用于公共服务最受益的群体，并在此过程中提高公共支出的产出效果。

但在实践中，如何将市场和个体主义下的理性决策机制融入反映公共利益的预算决策程序中，成为现实预算绩效管理的难题。如果仅强调公共利益，而忽视具体公共支出项目的效率，则会造成财政资源的浪费。相反，如果完全以评价结果作为资金分配的标准，又可能导致重点领域的公共支出被强制削减。譬如，一些涉及公共利益的基础教育、医疗、环境治理等支出，即使其绩效表现不佳，也难以轻易地取消或削减。

发达国家和发展中经济体的众多实践表明，绩效评价结果往往难以真正影响预算决策。即便如此，许多国家仍然不遗余力地实施预算绩效管理改革，原因在于绩效预算能够对财政支出的绩效表现作出相对理性的判断与评价，并帮助分析绩效表现不佳的原因。譬如在智利，绩效信息并不直接影响预算拨款，而是被用来确认现有的分配，或者督促相关部门采取行动来推动支出机构提高绩效（Martínez Guzmán, 2020^[36]）。因此，从各国预算绩效管理的实践进展看，似乎可以

得出如下结论：虽然不能完全依赖绩效预算这种理性的制度安排来代替公共选择的预算决策过程，但绩效管理过程中所产生的成本、产出和结果等数据信息，可以帮助决策者在众多的政策和项目中作出更加明智的选择和判断，从而更加优质和高效地满足公众需求。

（二）绩效信息供给与需求的错配

绩效信息供给与需求的错配主要体现在两个方面。一是从绩效信息供给数量来看，主要是存在绩效信息过载的现象。例如，俄罗斯联邦的绩效报告长达500多页；法国虽然精简了部分预算绩效指标，但到2015年其数量仍有677个之多（Moynihan, 2016^[37]）。预算绩效信息的使用者（尤其是决策者）难以了解绩效提高或降低的真正原因，更不清楚应该如何提高绩效。二是从绩效信息供给质量上看，主要是绩效信息的生产部门不能有效满足信息使用方的需求。不同预算参与主体对于绩效信息的需求是不相同的。譬如，对于部门负责人来说，需要依据政策或项目的成本-产出信息来指导政策或项目的运行；对于公众来说，更关注的是绩效评价结果能否“帮助公众和消费者判断政府为他们创造的价值”。但在实践中，甚少有国家根据不同利益相关主体的绩效信息需求，具有针对性地提供评价结果信息及绩效报告。早在十多年前，一份欧盟外部援助绩效评价报告就曾指出，行政部门负责人希望提供的绩效结果信息往往是针对部门资金使用结果的简单总结或是简短的口头汇报，而不是长达200多页的评价报告（Pollitt, 2006^[38]）。

绩效信息之所以产生“供给”与“需求”上的错配，更多源于不同文化维度影响下之绩效信息透明度和预算参与度的差异。Qi和Mensah（2011）^[39]指出，个体主义相较于集体主义的预算透明度可能更高。绩效信息是预算绩效管理的重要内容，若资金的使用和绩效信息的生产过程中透明度较高，就可以形成准确、客观、真实、有用的绩效信息。这种高质量的绩效信息，一方面能够提高各预算参与主体使用绩效信息的积极性，促进评价结果的应用；另一方面可以帮助参与主体形成客观、公正的评价结论，剖析某些支出绩效表现不佳的深层原因。此外，Justice和Dülger（2009）^[40]的研究发现，高权力距离（即权力在组织结构中分配不平等的程度相对较高）会抑制公民的预算参与过程。当预算的参与程度较低时，会加剧绩效信息供需双方的沟通不畅，绩效信息的供给方难以挖掘不同参与主体对于绩效信息的潜在需求，进而导致信息需求方对绩效信息的认同度低，导致绩

绩效评价各阶段的相互脱节。

(三) 短期绩效与公共产品供给稳定性的冲突

从组织文化的视角来看,短期绩效与政府长期职能的冲突则主要源于市场机制运行中绩效合同的订立、个体主义的决策行为与政府的集体主义原则、不确定规避之间的冲突。一方面,绩效合同是预算绩效管理的核心内容及公共问责的基础。Lane (2002)^[41]指出,为了引入更多的公共产品供给主体,改变公共产品供给长期处于单边垄断的现状,绩效合同的订立普遍倾向于短期。但是,这种时间跨度较短的合同会增加交易成本,导致公共产品和服务供应的稳定性较差。而政府作为各项社会职能的履行者,必须考虑到公共服务供给的长期性和稳定性问题,这使得短期绩效合同与政府作为公共服务提供者的角色相互冲突。为了稳定公共服务的供给,那些实施绩效预算的国家就需要鼓励签订长期的绩效合同。为此,Shick (2011)^[42]指出,这种财政契约应至少覆盖中期的时间跨度(一般3~5年),并需要考虑到其在未来很长一段时间内对公共服务和产出的影响。

另一方面,行政机构和立法部门负责人对于绩效信息的认可及使用,是绩效评估系统有效运作的前提,也是形成组织内部绩效文化不可或缺的条件。但公共部门领导者基于个体主义的考量,其决策行为难免存在短期主义的倾向。Andrews (2004)^[43]发现,在美国地方政府中(特别是在那些有任期限制的州),许多政治决策更加倾向于短期,因为政客们不愿意支持一项短期内收益有限的改革。因此,当政策效果的实现周期与领导者的任期不一致时,会导致预算参与度低、绩效目标的设定难以获得认同,从而影响了评价结果的应用及预算绩效改革的效果。这种现象在中国公共服务供给效率上也不同程度存在(杨刚强等,2020^[44])。从某种程度上讲,类似浙江温岭参与式预算改革的尝试,通过在预算编审过程中植入公民有序参与环节,不失为应对上述问题的积极探索(卓越等,2020^[45])。

五、组织文化视角下我国预算绩效管理的路径选择

融入组织文化要素的绩效预算改革主要呈现以下几个特点:管理权限下放与加强外部控制相结合;广泛地引入竞争机制和使用绩效合同;重视绩效预算法律体系建设与绩效意识提升。中国传统文化是以宗法家庭为背景、以儒家思想为核心的文化价值体系(田妮和张宗益,2019^[46]),故而公共支出管理中

“人治”特征相对明显,多是以“特殊主义”(即非正式的关系)进行组织和管理,预算绩效管理改革中一度缺乏立法及相关制度的具体设计与安排,管理权限下放不足,绩效评价过程存在“人情分”“关系分”,支出管理中的绩效文化稍显滞后。因此,应当结合组织文化中注重人的社会价值、高权力距离、不确定性规避程度低以及重视矛盾协调的和谐文化特征,逐步形成外部控制与内部管理、个人价值与社会价值、法治建设与观念培养相结合的预算绩效管理改革新思路。文化具有“软性”的特征,改变它需要“硬性”的措施(陈晓萍,2009^[47])。因此,就组织文化视角的预算绩效改革路径选择而言,可以从以下几方面来加以谋划:

(一) 强化预算绩效管理的计划与控制

我国传统意义上的组织文化具有高权力距离与低不确定性等特征,而这种特征会影响组织的计划与控制过程(陈红和刘梅,2009^[48])。因此,首先,应建立以中期支出框架为支柱的财政支出方向和限额的控制系统。一是按照国家的宏观优先支出事项排序来决定未来财政资金的投向,在此基础上,由负责微观决策的部门投向成本效益相对较高的政策和项目。二是设定未来财政支出限额,提高未来财政支出的计划性、持续性、稳定性,增强政府对于未来不确定支出事项的即时反应性,提高应对风险的能力。

其次,加快推进预算绩效管理的制度化和法治化进程,从制度层面规避预算绩效管理改革的不确定风险。当前,预算绩效管理的法治化进程相对缓慢,预算绩效管理制度更多的是以部门规章、条例的形式出现。虽然在《预算法》《预算法实施条例》中,对预算绩效管理的部分细节也做出了相应的规定,但对于如何将绩效管理融入预算编审流程尚缺乏系统的制度设计和安排,并且许多不规范的预算绩效管理行为也未能及时纳入法律的框架予以约束。因此,可以借鉴其他国家的立法经验,比如澳大利亚的《公共治理、绩效和问责法》(Public Governance, Performance and Accountability Bill, 2014)^[49]规定了各部门在财政资金的申请、拨付、使用等环节的权力和责任。在未来的预算绩效管理改革中,应当通过法律的形式,系统而全面地规范预算绩效管理各个流程,明确界定相关部门的管理职责和权限,实现法律约束与制度规范的统一。

(二) 建立以绩效为核心的激励约束机制

就当前预算绩效管理激励约束机制的设计而言,

在组织层面,更倾向于使用直接的绩效激励,即奖励绩效表现良好的部门或项目以更多的预算资金,而对于绩效表现不佳的则考虑直接削减项目或部门预算;在个人层面,过度依赖惩罚性措施以形成对相关责任人的问责。但是,惩罚性措施不一定会鼓励组织和个人学习并改进绩效,反而会形成反向激励,产生策略博弈、扭曲报告和欺诈行为,损害绩效评价结果的真实性(Chan和David,2010^[50])。因此,激励机制的设计,应当更多以对组织和个人绩效奖励的形式来呈现。譬如,在丹麦,政府就通过改革公务员制度、签订绩效合同、采用绩效工资等措施来实施绩效激励(Blöndal和Ruffner,2004^[51])。就未来发展而言,一方面,财政部门可考虑同各部门负责人签订绩效合同,将资金的使用绩效与个人的绩效奖励相挂钩。绩效奖励可以是绩效工资,也可以将绩效结果作为职位晋升的重要参考。另一方面,高权力距离的文化特征不利于预算管理职权的下放,难以灵活地调度财政资源。因此,在组织层面的制度设计中,应重点关注预算资金管理权限的下放,允许资金跨年度以及在不同的项目或业务之间适当地灵活调剂,赋予各支出单位管理和使用资金的必要自由裁量权。

(三) 注重组织的绩效交流与学习,培养绩效文化

一是定期开展绩效沟通与绩效信息审查会议。建立人大、财政部门、各支出部门、社会公众之间进行绩效沟通的平台,实现部门内部、部门之间以及项目或政策绩效沟通的常态化。在绩效信息供需双方进行有效沟通的基础上,通过开展绩效信息审查会议,重点核查绩效信息是否符合各相关主体的数量及质量需求。二是重视组织的绩效培训与学习,提高相关人员的绩效管理能力和素养。可以考虑在高校设置预算绩效管理专业方向开设绩效管理、绩效评价、绩效信息等专业课程,增加绩效管理专业人才的储备;定期开展部门内部的绩效培训,将深化绩效理念、提高绩效管理与评价的专业化水平,作为培训的重点。三是注重绩效文化的养成。领导者对绩效文化的认可,是预算绩效管理能够有效推行的前提。因此,应在领导层面构建重视成本-效益分析、公共问责、公开透明和支持创新的绩效文化氛围,并将上述观念有效地贯穿于预算绩效管理改革的制度设计、流程安排、人员招聘和培训当中。在适当的时机,可以考虑将预算绩效管理知识纳入公务员选拔的考试内容。

参考文献

- [1] 马蔡琛. 政府预算 [M]. 第二版. 大连: 东北财经大学出版社, 2018: 61.
- [2] Ho A T K, Im T. Challenges in Building Effective and Competitive Government in Developing Countries: An Institutional Logics Perspective [J]. The American Review of Public Administration, 2015, 45 (3): 263-280.
- [3] Goddard A. Organizational Culture and Budget Related Behavior: A Comparative Contingency Study of Three Local Government Organizations [J]. The International Journal of Accounting, 1997, 32 (1): 79-97.
- [4] Schick A. The Metamorphoses of Performance Budgeting [J]. OECD Journal on Budgeting, 2014, 13 (2): 1-31.
- [5] Wulandari R A, Khafid M, Wahyuningrum I F S. The Role of Organizational Culture in Moderating Budget Performance Determinants [J]. Journal of Economic Education, 2020, 9 (2): 42-50.
- [6] Christensen T, Lægreid P. New Public Management: The Effects of Contractualism and Devolution on Political Control [J]. Public Management Review, 2001, 3 (1): 73-94.
- [7] Lavertu S, Moynihan D P. Agency Political Ideology and Reform Implementation: Performance Management in the Bush Administration [J]. Journal of Public Administration Research and Theory, 2013, 23 (3): 521-549.
- [8] Radin B A. The Government Performance and Results Act and the Tradition of Federal Management Reform: Square Pegs in Round Holes? [J]. Journal of Public Administration Research and Theory, 2000, 10 (1): 111-135.
- [9] Andrews M. Good Government Means Different Things in Different Countries [J]. Governance, 2010, 23 (1): 7-35.
- [10] Gul F A, Chia Y M. The Effects of Management Accounting Systems, Perceived Environmental Uncertainty and Decentralization on Managerial Performance, A Test of Three-way Interaction [J]. Accounting Organization and Society, 1994, 19 (4/5): 413-426.
- [11] Tsamenyi M, Mills J. Perceived Environmental Uncertainty, Organizational Culture, Budget Participation and Managerial Performance in Ghana [J]. Journal of Transnational Management Development, 2003, 8 (1): 17-52.
- [12] Ueno S, Wu F H. The Comparative Influence of Culture on Budget Control Practices in the United States and Japan [J]. International Journal of Accounting, 1993, 28 (1): 17-39.
- [13] 赵早早, 何达基. 绩效预算理论新发展与启示 [J]. 中国行政管理, 2019 (3): 118-125.
- [14] 赵敏. 国际绩效预算改革的新经验、新挑战与新启示 [N]. 中国财经报, 2020-02-15.

- [15] 王红梅, 李佳鹏, 曹堂哲. 中西方政府预算绩效管理体系的共性与差异——基于1990—2018年的文献考察 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (4): 15-25.
- [16] 李海南. 预算绩效管理是适应我国国情的现实选择 [J]. 财政研究, 2014 (3): 46-49.
- [17] 马蔡琛. 预算管理视野中的年终突击花钱问题——年终突击花钱的类型分布、形成机理及改革路径 [J]. 华中师范大学学报 (人文社会科学版), 2014 (6): 40-46.
- [18] House R J, et al. Strategic Leadership Across Cultures: GLOBE Study of CEO Leadership Behavior and Effectiveness in 24 Countries [M]. Washington D C: Sage Publications, 2013: 17-83.
- [19] Hofstede G H. Culture and Organizations: Software of the Mind [M]. England: McGraw-Hill, 1991: 1-27.
- [20] 马蔡琛. 社会性别预算: 理论与实践 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2009.
- [21] 马蔡琛. 中国社会性别预算改革——方法、案例及应用 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2014.
- [22] 阿伦·威尔达夫斯基. 预算: 比较理论 [M]. 荀燕楠译. 上海: 上海财经大学出版社, 2009: 273-293.
- [23] Auty R M. Resource Abundance and Economic Development [R]. Helsinki: NU/WIDER (UNU World Institute for Development Economics Research), 1998: 1-3.
- [24] Sterck M, Scheers B. Trends in Performance Budgeting in Seven OECD Countries [J]. Public Performance & Management Review, 2006, 30 (1): 47-72.
- [25] Triandis H C, et al. Multimethod Probes of Allocentrism and Idiocentrism [J]. International Journal of Psychology, 1995, 30 (4): 461-480.
- [26] 闫方洁. 新时代语境下的个人主义批判与美好生活观构建 [J]. 河南社会科学, 2021 (6): 38-45.
- [27] 穆艳杰. 个人主义思潮的特征、表现与发展趋势 [J]. 人民论坛, 2021 (3): 38-40.
- [28] Weber M. The Theory of Social and Economic Organizations [J]. Journal of Political Economy, 1947, 11 (7): 475-478.
- [29] Boyne G A. Bureaucratic Theory Meets Reality: Public Choice and Service Contracting in US Local Government [J]. Public Administration Review, 1998, 58 (6): 474-484.
- [30] 王春娟. 科层制的涵义及结构特征分析——兼评韦伯的科层制理论 [J]. 学术交流, 2006 (5): 56-60.
- [31] Martínez Guzmán J P. Can Centralized Performance Budgeting Systems Be Useful for Line Ministries? Evidence from Chile [J]. Public Budgeting & Finance, 2019, 39 (2): 23-43.
- [32] Radin B. A Comparative Approach to Performance Management: Contrasting the Experience of Australia, New Zealand and the United States [J]. International Journal of Public Administration, 2003, 26 (12): 1355-1376.
- [33] Hofstede G, Hofstede G J, Minkov M. Cultures and Organizations: Software of the Mind [M]. 2nd ed. New York: McGraw-hill, 2005: 133.
- [34] 艾伦·希克. 当代公共支出管理方法 [M]. 王卫星, 译. 北京: 经济管理出版社, 2000: 10-29.
- [35] 马蔡琛, 赵青. 预算绩效指标框架构建中的风险识别与风险控制 [J]. 理论与现代化, 2020 (5): 96-108.
- [36] Martínez Guzmán J P. The Use of Performance Information Under Performance Budgeting Systems: A Comparative Analysis of Chilean Line Ministries [J]. International Public Management Journal, 2020, 23 (4): 591-610.
- [37] Moynihan D P. In Toward Next-generation Performance Budgeting: Lessons from the Experiences of Seven Reforming Countries [R]. Washington DC: World Bank, 2016: 19-20.
- [38] Pollitt C. Performance Information for Democracy: The Missing Link? [J]. Evaluation, 2006, 12 (1): 38-55.
- [39] Qi Y, Mensah Y M. The Influence of National Culture on Government Budgeting Practices: An International Analysis [J/OL]. (2011-08-20) [2021-01-28]. <https://ssrn.com/abstract=1913421> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1913421>.
- [40] Justice J B, Dülger C. Fiscal Transparency and Authentic Citizen Participation in Public Budgeting: The Role of Third-party Intermediation [J]. Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management, 2009, 21 (2): 254-288.
- [41] Lane J E. New Public Management: An Introduction [M]. New York: Routledge, 2002: 12.
- [42] Schick A. Repairing the Budget Contract between Citizens and the State [J]. OECD Journal on Budgeting, 2011, 11 (3): 1-27.
- [43] Andrews M. Authority, Acceptance, Ability and Performance-based Budgeting Reforms [J]. International Journal of Public Sector Management, 2004, 17 (4): 332-344.
- [44] 杨刚强, 程恒祥, 吴斯. 晋升压力、官员任期与公共服务供给效率——基于中国70个城市的实证 [J]. 云南财经大学学报, 2020 (2): 89-100.
- [45] 卓越, 文倩雅, 文炳勋. 论预算参与的发展路径 [J]. 湖南财政经济学院学报, 2020 (6): 14-24.
- [46] 田妮, 张宗益. 中国文化如何影响公司治理? ——一个述评 [J]. 云南财经大学学报, 2019 (5): 12-20.
- [47] 陈晓萍. 跨文化管理 [M]. 第二版. 北京: 清华大学出版社, 2009: 52-78.
- [48] 陈红, 刘梅. 基于中国人际关系格局的组织圈层模型分析 [J]. 软科学, 2009 (7): 26-31.
- [49] Parliament of Australian. Public Governance, Performance and Accountability (Consequential Modifications of Appropriation Acts) Bill 2014 [EB/OL]. (2014-08-02) [2021-06-30]. https://www.aph.gov.au/Parliamentary_Business/Bills_Legislation/Bills_Search_Results/Result?bId=r5276.
- [50] Chan H S, David H. Four Challenges to Accountability in Contemporary Public Administration: Lessons from the United States and China [J]. Supplement, Administration & Society, 2010, 42 (1): 11-33.
- [51] Blöndal J R, Ruffner M. Budgeting in Denmark [J]. OECD Journal on Budgeting, 2004, 4 (1): 49-79.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

预算绩效管理问责要素分析与机制优化

Factors Analysis and Mechanism Optimization of Budget Performance Management Accountability

李 燕 王佳文

LI Yan WANG Jia-wen

[摘 要] 在我国财政提质增效的大背景下,随着我国预算绩效管理改革的深入推进,“花钱问效、无效问责”的理念已基本树立,但是目前我国预算绩效管理激励约束作用不强的问题仍十分突出,作为预算绩效管理重要一环的问责机制尚不完善,影响了预算绩效管理的闭环运行,使得预算绩效管理应有的效能难以充分发挥。因此,笔者聚焦优化预算绩效管理问责机制,从问责主体、问责客体、问责依据以及问责方式等基本要素出发,对其内涵与作用机理做出了较为详细的界定与分析,深入剖析了预算绩效管理问责机制现存的主要问题及原因,而后从构建多元问责主体协同机制、完善问责客体责任认定机制、全面提升绩效问责依据质量和规范预算绩效管理问责方式应用四个方面给出了我国预算绩效管理问责机制的优化路径。本文为完善我国预算绩效管理问责机制,切实强化预算绩效管理激励约束,从而为实现从“花钱要问效”到“无效要问责”提供了可供参考的思路与建议。

[关键词] 绩效问责 预算绩效管理 激励约束 问责要素

[中图分类号] F812.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0011-11

Abstract: Under the background of improving the quality and efficiency of China's finance, with the in-depth promotion of China's budget performance management reform, the concept of "spending money effectively and being accountable for inefficiency" has been basically established. However, at present, the problem of weak incentive and restraint effect of China's budget performance management is still very prominent, and the accountability mechanism as an important part of budget performance management is not perfect. It affects the closed-loop operation of budget performance management, making it difficult to give full play to the due efficiency of budget performance management. Therefore, this paper focuses on optimizing the accountability mechanism of budget performance management. Starting from the basic elements such as accountability subject, accountability object, accountability basis and accountability mode, this paper makes a more detailed definition and analysis of its connotation and action mechanism, deeply analyzes the existing main problems and reasons of the accountability mechanism of budget performance management, then gives the improvement path of China's budget performance management accountability mechanism from four aspects: constructing the coordination mechanism of multiple accountability subjects, perfecting the responsibility identification mechanism of accountability objects, comprehensively improving the quality of performance accountability basis and standardizing the application of budget performance management accountability methods. This paper provides reference ideas and suggestions for improving the accountability mechanism of budget performance management and strengthening the incentive and restraint of budget performance management, so as to realize the transition from "spending money effectively" to "being accountable for inefficiency".

Key words: Performance accountability Budget performance management Incentive constraint Accountability elements

[收稿日期] 2021-07-27

[作者简介] 李燕,女,1957年4月生,中央财经大学财政税务学院教授,博士生导师,研究方向为政府预算理论与政策;王佳文,女,1996年9月生,中央财经大学财政税务学院博士研究生,研究方向为财税理论与政策。本文通讯作者为李燕,联系方式为 liyancufe@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“深化预算管理制度改革研究”(项目编号:21ZDA043)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

近年来,我国以预算绩效管理改革为着力点,不断促进绩效与预算深度融合,预算绩效管理实践已经卓有成效,推动了财政资源使用效益的提高。然而不可否认的是,当前我国预算绩效管理的效应尚不理想,一个重要的原因在于有效的激励约束机制还未到位。从理论及制度设计上来说,预算绩效管理应该通过绩效目标管理、绩效执行监控、绩效评价结果、结果反馈与应用等流程,形成始于“花钱问效”,终于“无效问责”的管理闭环。在这一过程中,对于责任的认定与承担贯穿始终,只有将责任层层落实到位,预算绩效管理才能真正发挥激励约束作用,而这一点有赖于完善的预算绩效管理问责机制的建立。

理论上,预算绩效管理与问责机制的结合,不仅可以通过对“权与责”的明确来硬化预算绩效管理的责任承担与约束,还能通过对“责与利”的联接使相关部门及人员产生持续改进绩效的长久驱动力,很好地实现“权、责、利、效”的有机统一,从而达到激励约束的双重效果(程瑜,2014^[1])。其对于保证全面预算绩效管理的严肃性和有效性,强化预算绩效管理的激励约束效能,最终建立起权责对等、约束有力的现代预算制度起着至关重要的作用。从现有文献来看,目前国内研究多围绕“预算绩效问责”一词展开讨论,视其为预算绩效评价结果应用的一部分(曹欣和王涛,2013^[2];赵丹,2015^[3];孙欣和马海涛,2019^[4];何文盛和蔡泽山,2019^[5]),而对于预算绩效管理问责的内涵及其与预算绩效问责的区别认识不深,对预算绩效管理问责机制问题的深入探讨更是欠缺。实践方面,自2003年我国开展预算绩效评价工作开始,北京、浙江、广东等地就已开始了对绩效问责的初步探索,2011年河北和北京率先开始了较为正式的制度化建设,此后一些市县也相继出台了相关办法。然而由于理论研究不足及制度构建与协同不佳等原因,我国预算绩效管理问责的实践进展相对滞后,影响了预算绩效管理作用及预算约束效力的充分发挥。对此,2018年9月,中共中央国务院发布《关于全面实施预算绩效管理的意见》(中发〔2018〕

34号,下称《意见》)指出,我国现行预算绩效管理激励约束作用不强的问题仍十分突出,要求“建立责任约束制度,明确各方预算绩效管理职责,清晰界定权责边界。健全激励约束机制,实现绩效评价结果与预算安排和政策调整挂钩”。2020年10月通过的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划纲要》也提出深化预算制度改革的方向在于“强化预算约束和绩效管理”。2021年4月,国务院印发的《关于进一步深化预算管理制度改革的意见》(国发〔2021〕5号)则对“强化预算执行和绩效管理,增强预算约束力”做出更为详细的部署。因此,在当前背景下,深入认识预算绩效管理问责,并在此基础上探究其机制现存的问题及原因,将有助于我国摆脱预算绩效管理问责的困境,切实强化预算绩效管理激励约束机制,从而实现从“花钱要问效”到“无效要问责”的延伸与落实。

二、预算绩效管理问责内涵及作用机理

(一) 预算绩效管理问责的内涵

预算绩效管理问责作为一种激励约束机制,需要在预算绩效管理过程中回答“谁来问、向谁问、凭什么问和怎么问”等一系列问题,与之对应的便是问责主体、问责客体、问责依据、问责方式等问责基本要素的明晰。

围绕这些基本要素,预算绩效管理问责的概念可分为狭义和广义两种。狭义的可根据各地出台的预算绩效管理问责办法总结归纳,可概括为:一是问责主体。预算绩效管理问责主体主要是指具体负责预算绩效管理问责制度制定及组织实施的部门,即财政部门 and 主管部门。二是问责客体。是预算绩效管理问责实施的对象,多指下级政府、本级预算部门单位及相关责任人员。三是问责依据。可分为法律法规及政策性文件依据和材料依据。法律法规及政策性文件依据除问责办法本身外主要包括《中华人民共和国预算法》(下称《预算法》)、《中华人民共和国预算法实施条例》(下称《预算法实施条例》)、《财政违法行为处罚处分条例》以及各地推进预算绩效管理的文件等^①,材料依据是衡量预算绩效管理问责客体是否履

① 2018年以前是各地根据《财政部关于推进预算绩效管理的指导意见》(财预〔2011〕416号)发布的本地推进预算绩效管理的意见,2018年以后则是各地根据中共中央国务院发布《关于全面实施预算绩效管理的意见》(中发〔2018〕34号)发布的相关意见。

履职尽责的关键，这里指年度财政支出绩效评价的结果。四是问责方式。是问责主体判定绩效管理责任后对问责客体采取的一系列处理措施。早期的手段较为单一，比如通报批评及削减预算等，且更强调追究过失责任。因此狭义的预算绩效管理问责可表述为：“为提高财政资金使用绩效，财政及主管部门依据预算法以及预算绩效管理问责办法等相关法律法规及规范性文件，基于财政预算绩效评价结果对下级政府、本级预算部门单位及相关责任人的预算绩效过失进行的责任追究。”从这个角度来看，狭义的预算绩效管理问责无论是主客体范围、发生环节及依据等方面都更接近学界常提的“预算绩效问责”。

随着国家治理体系现代化建设及全面预算绩效管理的深入推进，预算绩效管理问责逐渐具备了更丰富的广义内涵。一是问责主体的多元，按照问责主体与党政机关的隶属关系可分为同体问责主体和异体问责主体。同体问责主体不仅包含财政及主管部门，还包括党政机关内部的党委、纪检、审计、监察部门等，异体问责主体则涵盖了人大、政协、司法、新闻媒

体、第三方机构以及社会公众等（马洪范，2015^[6]），整体呈现出典型的多元问责特点。二是问责客体的清晰，不仅包括资金使用单位及相关责任人，还涵盖拨付、管理等环节的相关部门及责任人员，比如财政部门、主管部门甚至本级政府及相关责任人等^①。三是问责依据的丰富，问责法律法规及政策性文件依据除适用财政及预算部门的制度文件外，还包括赋予其他多元问责主体问责权的法律法规及政策文件。具体详见表1。问责材料依据则不局限在预算绩效评价环节产生的预算绩效评价结果，而是包括事前绩效评估、绩效目标审核、事中绩效执行监控、事后绩效自评及评价、审计机关绩效审计、人大及公众的绩效监督专题调研等各环节产生的评价审核评估结果。四是问责方式的扩展丰富。其一是体现在方式的种类扩展与内容细化上，除通报批评和削减预算外，还包括告诫责查、影响评选先进资格、组织处分、行政处理、约谈质询等；其二是体现在从单纯惩罚性措施到赏罚并举，激励约束并行，如激励措施有通报表扬奖励、优先评选先进资格、经费奖励等。值得注意的是，很多

表 1 狭义与广义预算绩效管理问责主体及对应问责法律法规及政策性文件依据梳理

		问责主体	法律法规及政策性文件依据	
同体 问责 主体	狭 义	财政及主管部门	各地预算绩效管理问责办法；《预算法》第 88 条；《预算法实施条例》第 51、53、73、91 条；《财政违法行为处罚处分条例》；各地推进预算绩效管理的意见等	《中共中央国务院 关于全面 实施预算 绩效管理 的意见》
		审计部门	《预算法》第 89 条；《预算法实施条例》第 92 条；新修订的《中华人民共和国审计法》第 4 条；《财政违法行为处罚处分条例》；各地关于加强预算绩效管理审计监督的实施意见等	
		各级政府及各部门	《预算法》第 87、90 条；《预算法实施条例》第 41、53、72、74 条等	
	广 义	监察部门	《中华人民共和国行政监察法》《财政违法行为处罚处分条例》	
		纪检部门	《中国共产党纪律检查机关案件检查工作条例》等	
		党委…	《中国共产党纪律处分条例》等	
		人大	《预算法》第 49、79、83、84、85 条；《预算法实施条例》第 89 条；《关于人大预算审查监督重点向支出预算和政策拓展的指导意见》等	
		政协	《政协全国委员会关于政治协商、民主监督的暂行规定》第 3、5 条	
		第三方机构	《关于委托第三方机构参与预算绩效管理的指导意见》	
		社会公众	《预算法》第 14、89、91 条	
		司法机关…	《中华人民共和国刑法》等	
异体 问责 主体				

① 财政部门对于全面实施预算绩效管理的落实情况同样受到审计等部门的监督问责。比如 2021 年 4 月，河南省濮阳市人民政府出台的《关于加强预算绩效管理审计监督的实施意见》中特别指出，审计部门应重点关注财政部门将绩效目标设置范围逐步从政策和项目绩效目标扩大到部门和单位整体支出绩效目标的情况。

无法直接实施奖惩的问责主体,通过其审计查出问题整改结果报告制度、人大及社会的调研、监督等行为本身具备了要求问责客体予以解释回应的属性,这也属于广义的问责手段。因此,广义的预算绩效管理问责可概括为:“政府和相关部门以及其他依相关法律规定有权问责的主体,为不断提高财政资金使用绩效,按照设定的问责程序,以事前绩效评估、绩效目标审核、事中绩效执行监控、事后绩效自评及评价、绩效审计、人大监督专题调研等一系列环节产生的审核评估结果为依据,要求有关部门及责任人员做出回应,并以关联政府目标考核、调整预算安排、物质奖惩、行政司法处置等多种手段对其实施绩效问责的活动。”这一广义定义与狭义概念相比,突出了在全面预算绩效管理背景下从“预算绩效问责”向“全面

绩效管理问责”的概念转变。

(二) 预算绩效管理问责的作用机理

从问责作用机理上来说,预算绩效管理问责实施首先需要明确问责主体和客体,使双方在身份及权责明晰的前提下就绩效目标的实现达成一致,依据相关法律法规、规章制度或政策文件,基于事前绩效评估、事中绩效运行监控及事后绩效评价等各环节产生的绩效信息进行科学合理的绩效责任认定,在问责双方认可问责决定后,由相关部门及时有效地实施问责从而完成绩效责任的落实。整个过程呈现出“明晰责任—责任信息产生—责任认定—责任落实—责任强化”的良性循环,有利于提高预算绩效责任约束和有效激励,从而不断提高预算绩效。基于此,我们初步构建预算绩效管理问责的作用机理路线图(图1)。

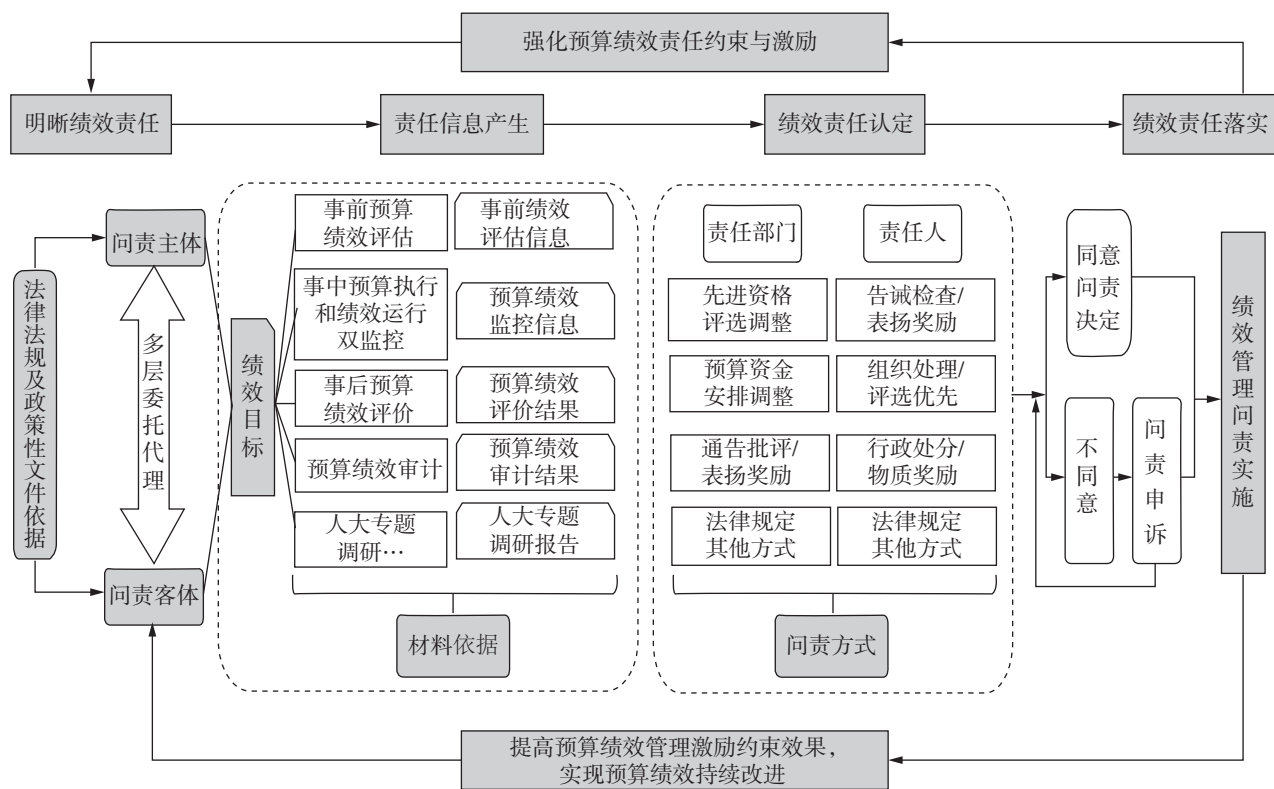


图1 预算绩效管理问责作用机理路线图

三、预算绩效管理问责存在的问题及原因

我国预算绩效管理问责制度建设和实践探索是随着预算绩效管理改革的推进而不断发展的,至今已十余年。2011年《财政部关于推进预算绩效管理的指导意见》(财预〔2011〕416号)的发布正式开启了预算绩效管理问责制度探索的大门,北京、河北等地

区率先建立起较为明确的问责制度,部分市县(区)也借鉴北京、河北模式相继颁布了试行办法,表2是近年来省市层面预算绩效管理问责相关办法的汇总。实践方面,各地对预算绩效管理问责的探索也从未停息。但从实际情况来看,目前的预算绩效管理问责无论是在问责主体、问责客体、问责依据还是问责方式的应用上均存在较多问题。

表 2 省市层面预算绩效管理问责办法汇总对比

时间	省市	文件名称及文号	预算绩效问责要素			
			问责主体	问责客体	问责材料依据①	问责方式
2011	河北省	《河北省预算绩效管理问责办法（试行）》（冀政〔2010〕138号）	各级人民政府是主体资格机构，预算绩效管理问责审核委员会负责组织实施。财政、纪检（监察）、审计、组织、人力等相关机构依照职能分工参与问责	下级政府、预算单位及其责任人	年度财政支出绩效评价结果	对预算部门： 部门评选先进资格调整； 削减预算/经费奖励； 通报批评/表扬； 绩效跟踪审计强度调整； 效能问责等 对责任人： 告诫查办/通报表扬； 组织处理/评先优先； 行政处分/物质奖励等
2011	北京市	《北京市预算绩效管理问责办法》（京财预〔2011〕2413号）	财政部门	主管部门预算单位	财政部门审核绩效目标、事前绩效评估、绩效跟踪、绩效评价的结果	不予安排预算资金； 收回年度没有执行或未按规定执行的预算，并相应减少下年度预算； 依照有关规定给予通报批评； 法律法规规定的其他方式
2016	安徽省合肥市	《合肥市预算绩效管理考核问责暂行办法》（合政办〔2016〕51号）	市政府及其授权部门。市预算绩效管理领导小组负责组织实施。组织、人社、审计、监察等部门依职能分工参与问责	市直各部门及各县（市）区、开发区政府	预算绩效管理考核情况、市直部门财政支出绩效评价结果及第三方中介机构绩效评价情况	纳入政府目标考核；市政府目标管理考核增设“预算绩效管理”考核指标，设置一定分值。 挂钩预算安排：按照管理工作考核（占50%权重）和财政支出绩效评价（占50%权重）结果计算形成综合评分并划分为4个等级与预算安排挂钩。 通报：考核结果通报与激励批评机制。 约谈：市预算绩效管理领导小组负责，要求整改并及时反馈落实情况
2020	江西萍乡市	《萍乡市财政预算绩效管理问责办法》（萍财绩〔2020〕15号）	同北京市	同北京市	同北京市	收回年度没有执行或未按规定执行的预算，并相应减少下年度预算； 依照有关规定给予通报批评； 法律法规规定的其他方式

注：作者根据各省市预算绩效管理问责办法内容整理。

（一）多元问责主体力量不均，主体间协同优势难发挥

1. 同体问责主体职能受限，异体问责主体失语缺位。

在责任政府理论下，同体问责是责任政府的重要实现机制，其本质是政府责任的自我监督和追究（张成福，2000^[7]；韩剑琴，2004^[8]）。在预算绩效管理同体问责主体中，财政及主管部门是预算绩效管理问责办法中详细规定具体职责的问责主体，也是预算绩效管理问责的主力军。然而因身处党政层级系统且直接参与预算绩效管理主要流程，使得这些部门在多层委托代理链条中往往出现“问责主体与被问责对象”的身份重叠，如财政及主管部门既

要对预算单位或项目的绩效情况进行监督评价并实施问责，同时也会因预算绩效管理组织工作不力而受到问责。在长期的预算资金管理、拨付和使用环节中各部门不可避免地形成利益关联，也会影响到其绩效问责的客观性。审计、监察等部门受人大及政府委托也参与预算绩效监督与问责，且参与程度逐渐提高。如过去审计部门对预算执行和其他财政收支情况的审计报告中基本未涉及绩效字眼，但在目前则有专门的部分涉及绩效审计内容。但是在现实中，由于审计部门与财政及其他部门的同等地位以及对财政的依赖关系使得其通过审计查出问题并深挖产生问题的原因，从而给问责提供依据的职能往往难以充分发挥。

① 此处旨在探讨各地问责办法里问责主体使用材料依据的广泛性，因此不涉及问责的法律法规及政策性文件依据。后文对问责依据的问题分析也主要以材料依据为分析对象。

近年来随着国家治理主体的多元化,异体问责日益受到重视,人大、第三方机构、公众等逐渐融入预算绩效问责行列。如很多地方建立“报告与通报”机制,将预算绩效目标、预算评价报告提交人大审阅,作为对部门单位绩效问责的依据,第三方机构对绩效评价参与度大大提升,各地财政部门也积极搭建社会公众参与绩效管理的途径和平台,自觉接受社会各界监督。但目前来看,异体问责主体仍相对缺位,如一些地方人大、政协在预算绩效管理问责方面介入的广度和深度都还不够,存在形式重于实质问题,专门对政府及部门预算绩效问题启动的询问和质询案例还不够广泛。尽管一些地方人大近年来采取听取汇报、实地检查和专题询问等多种形式监督专项资金绩效管理情况,但对绩效持续跟踪监督还比较薄弱。而第三方机构多受财政或政府部门委托,委托方、第三方机构、问责客体之间尚缺乏利益冲突回避制度,执业质量参差不齐,其独立性、专业性不够且有着强烈的获利倾向,新闻媒体和社会公众等主体更是由于欠缺畅通的绩效信息渠道和绩效预算专业知识,难以起到有力的监督问责作用。

2. 多元问责主体协同乏力,主体问责合力难以形成。

各个预算绩效管理问责主体的优劣势理论上可以通过主体间的协调配合予以弥补,从而避免绩效问责权力的滥用和闲置,对问责客体产生更强的威慑作用(周觅,2007^[9])。然而由于主体间问责协同机制匮乏,我国多元绩效问责主体在有序介入和协作配合上仍存在较大困难。从表1可知,大多数问责主体都有各自的问责法律和制度依据及考评问责体系,不同法律及考评体系间缺乏有效的整合和衔接,使得问责秩序较为混乱,重复问责或问责缺失时有发生。这不仅造成问责资源的浪费,还对各部门日常工作产生了干扰(陈巍和盛明科,2012^[10])。尤其是社会公众、新闻媒体等异体问责主体,其介入预算绩效问责程序的时机、环节、方式及途径的明确规定仍是空白,各主体间缺乏细致的问责优先次序和协调方法,多元问责名不副实。除少数地区如安徽巢湖市《预算绩效管理考核问责暂行办法》^[11]明确强调了要加强部门信息

共享、形成部门联动合力,且涉及主体问责重复时案件移交相关条款外,大部分地区的预算绩效管理问责都缺乏有效协同机制,难以形成问责合力。

(二) 问责客体绩效责任划分不清,预算绩效责任意识仍然淡薄

1. 客观层面:问责客体预算绩效责任划分不清。

问责的关键在于“有的放矢”,因此预算绩效管理问责客体的范围界定与责任厘清至关重要。近年来,随着预算绩效管理改革的推进,预算绩效管理问责范围从部门支出项目逐渐扩展到政府以及部门整体,问责对象从预算单位、领导不断细化至具体责任人,问责客体范围不断扩大的同时也暴露出许多问题,主要为:

一是我国预算绩效管理相关部门之间责任划分不清,这不仅体现在横向部门之间的责任不清,还包含纵向上下级甚至问责部门与被问责部门之间的责任不清。如涉及多部门职责的项目在事前缺乏严格的责任划分及落实机制,发生问题及落实绩效责任时横向各部门以及上下级之间往往容易相互推诿。此外,部门绩效出了问题,如何区分和追究绩效管理部门组织或监督不力的连带责任也并未在现有的问责机制中体现。二是相关部门与个人责任、部门领导与一般人员责任之间很难清晰划分。各地试行的问责办法在“问责情形、方式”部分均对预算部门触发预算绩效问责的情形及具体问责方式进行了列举,但只有河北省和借鉴河北模式的福建上杭县将责任人的问责情形与方式单独列出(除对履职不当的责任人规定了4类问责方式,并区分情节轻重提供不同的方式选择外,还对履职较好的相关责任人,规定了通报、评先以及物质等奖励形式),大部分地区仍然无法对部门与个人责任进行清晰界定与划分,使得“背锅式问责^①”“躺枪式问责^②”“问责盲点^③”等情况时有发生。这些情况极大地挫伤了问责客体对责任承担的积极性,增加了预算绩效管理问责的推进难度。

2. 主观层面:问责客体责任绩效意识有待提升。

许多预算绩效管理部门及人员习惯了以往围绕“工作努力”的考评模式,难以接受围绕“满足公共

① 比如下级为上级背责任、个人责任人为集体预算决策背责任。

② 比如部分地区追求问责数据好看,不分轻重主次,盲目扩大问责面进行机械问责。

③ 具体责任人的责任被部门吸收,奖惩措施都难以落到具体个人头上,形成问责的盲区。

利益”对公共服务质量和效益的负责；习惯了行政过失问责，难以接受“惩恶、治庸、罚劣”并行的绩效问责。目前来看，一些部门及人员不能很好地意识到自身的预算绩效受托责任，缺乏改善预算绩效的积极性和主动性，且预算绩效管理问责的实施意味着各部门工作难度和风险都大幅增加，同时由于上文提到的责任不清等原因，自身难以得到合理的奖惩，因此部门内部对预算绩效管理问责机制的推行普遍存在抵触情绪。

（三）操作以及技术层面限制较大，绩效问责依据质量难以保障

实践过程中，相比于法律法规及政策性文件依据来说，问责材料依据对于问责的科学性准确性具有更为直接的影响，而问责材料依据的质量往往受到操作层面以及技术层面的因素限制，具体如下：

1. 操作层面：预算绩效目标及指标标准体系设计影响问责材料依据质量。

一是绩效目标。预算绩效目标作为预算绩效管理的核心，是预算绩效管理问责的起点和终点，是连接问责主体与客体间的桥梁（童伟，2019^[12]）。然而，由于决定绩效目标是否科学的条件和基础环境尚不完备，使得问责的客观公正性受到挑战。首先，政府目标具有灵活性和多元性，特别是重大政策及投资项目本身实施周期长，不确定因素多，因此绩效实施风险高，追责定性难度大。其次，绩效目标填报方对自身预算投入及效益的评判能力普遍不足，且易受利益干扰，使得预算绩效目标填报不科学，不能满足评估要求的现象普遍存在。从审计署审计工作报告以及各地方绩效评价报告中可以发现，预算绩效目标设定不科学不细化的问题几乎是老生常谈，如2020年中央部门单位审计结果公告中还披露有“17个部门和245家所属单位的587个项目绩效目标不完整、未细化或脱离实际”^[13]。此外，绩效目标审核方由于审核工作量大、审核时间较短、专业人员水平参差不齐、信息不对称等原因导致审核或流于表面或过于繁复，这不仅使得绩效目标审核结果的可靠性降低，也直接干扰了后续事中监控及事后评价环节结果的

准确性和可信度。

二是预算绩效评价指标和标准体系。尽管我国目前正在推进建立分行业分领域绩效指标和标准体系，对以往实行的绩效评价共性指标框架进行调整和优化，各地也在纷纷探索构建起各自的绩效指标和标准体系^①。但目前大部分地区及行业预算绩效评价指标体系设计水平参差不齐，绩效标准难以统一，一些地区在指标数量选择、定性和定量指标配比、个性指标设计等方面能力不足，且指标体系在对外部公众的满意度及回应性、对长期可持续发展影响的关注以及指标动态管理方面尚存缺陷，这些都使得事后预算绩效评价结果的可靠性大大降低，从而影响绩效问责的有效实施。

2. 技术层面：预算绩效管理信息化建设滞后影响预算绩效信息及时获取。

本质上说，预算绩效管理问责所依据的材料其实就是整个预算绩效管理过程中产生的绩效相关信息，各环节预算绩效相关信息的收集汇总、整理分析以及运用等为判断绩效责任进而实施问责提供了前提保障。纵观国际绩效预算改革可以发现，绩效信息在预算决策和资源分配中的作用日渐强化（王泽彩，2018^[14]）。近年来，中央及地方也已逐渐意识到信息化在预算绩效管理中的重要性。2019年，财政部对预算管理一体化进行了统一部署，将绩效管理有机融入预算过程，并要求各省市自治区在2022年年底完成一体化系统建设。不过，目前的信息化建设水平对于绩效问责的信息支撑还远远不够。具体来看，云计算、大数据、人工智能等高新技术在绩效管理的应用上还不广泛；流程上也未实现绩效目标管理、绩效跟踪、绩效评价、结果应用等全过程的绩效信息资源整合；各部门预算信息共享共用仍未实现，不同层级财政系统之间标准不一、条块分割、资源分散、数据断层等问题突出，地方预算管理一体化系统也还未与中央财政实现完全对接，“信息孤岛”困局仍未有效破解；此外，信息化系统与专家库、第三方机构库以及公众之间也未形成有效衔接。这些问题给各问责主体获取全面完整、及时准确、真实有效

① 如陕西省设定了包括会议培训、政策研究、基建工程等11类共性绩效指标共计126条指标，分行业分领域项目绩效指标和标准体系则共涉及17个行业领域、96个行业类别，636个资金用途和10151条指标。吉林省绩效指标体系则收录绩效指标涉及职能637项，对应工作活动1831项，包含438个一级项目、2129个二级项目、111个专项资金项目和110个代编项目，共计23796条指标，实现了对省级预算资金的全覆盖等。

的信息带来较大困难。

(四) 绩效问责方式应用规范性不佳, 科学合理的奖惩机制难以落实

随着预算绩效管理改革的推进, 绩效问责的方式逐渐多样且从模式单一的过失追究向奖罚并举拓展。但实际操作中, 问责方式的应用往往欠缺规范性和灵活性, 使得预算绩效管理问责在最终环节流于形式, 绩效责任难以落实。从各地问责案例能发现, 地方问责办法中规定的问责方式既有惩罚性也有激励性措施, 但在实际问责中惩罚性措施采用较多, 而激励性措施应用较少; 惩罚性措施中“调减预算安排”应用较多(谭琪, 2020^[15]), 而挂钩组织人事和政绩考核程度较低, 预算绩效考评结果、绩效管理工作、绩效执行监督结果等在政府目标考核和干部政绩考核体系中权重占比过小。调减预算方面, 强势部门或有领导批示的项目预算安排往往难以被压减, 而很多弱势部门亟需追加预算才能改善绩效的项目却时常面临被压减预算的窘境。此外, 问责方式的选择与应用易受人为因素干扰, 部门领导或一把手的意见仍然可以产生重要影响, 刻意减轻问责力度或盲目响应号召加重问责都很常见。这些问题可以从立法和公开机制两方面予以解释。

1. 预算绩效管理问责依据层级低, 问责结果应用的约束力不强。

我国现有的各地方预算绩效管理问责办法均属区域性法规或文件, 缺乏对问责方式应用的威慑力。此外, 各地办法对问责方式和标准规定的详细程度不一。除江西萍乡市制定的问责办法^[16]在问责方式上非常明确地规定了预算绩效管理要纳入政府目标考核后所占分值(5分)、指标及权重, 考核结果划分4级来与预算安排挂钩、实施通报的具体部门(市绩效管理领导小组)以及约谈的具体要求(检讨并建立长效机制)外, 其他地区的办法规定均较为粗糙。总体来说, 预算绩效管理问责制度探索呈现散点式、自发性、数量少、层级低、进展慢的特点, 无论是发展速度、覆盖范围还是制度成熟度均不理想, 制度对于绩效问责实施的指导性普遍不强, 结果应用操作空间较大。

2. 预算绩效管理问责公开度低, 结果应用的外部监督力不强。

许多地区制定的问责办法里都提到要将绩效问责

结果与其他部门进行信息共享并以适当形式公开, 但目前来看预算绩效管理问责结果应用的公开范围仍十分有限, 公开程度较低。具体来说, 问责结果应用的通报往往限于政府部门内部, 审计部门和人大等则多通过被问责机构根据审计报告整改后的结果等有限途径实施问责监督, 而面向社会公开的预算绩效问责案例数量较少且来源分散, 获取渠道大多是网络资料、新闻资讯、个别地区调研报告等, 缺乏固定的绩效问责公开渠道和平台。对于公众、媒体等外部预算绩效问责主体来说, 问责结果应用仍处于半黑箱状态, 普通公众几乎没有机会在问责方式制定及应用环节质疑问责结果的合理性, 只能被动接受问责结果。问责方式应用环节公开机制的不完善使得问责实施缺失有效的外部监督, 难以实现规范化。

综上所述, 我国预算绩效管理问责在主体方面存在力量不均、缺乏协同的问题, 使得问责主体职能难以充分发挥; 在客体方面存在责任不清、意识淡薄的弊端, 使得预算绩效责任认定难以实现, 问责推进阻力重重; 在依据方面面临操作和技术瓶颈, 问责材料依据质量堪忧, 问责有失科学精准; 在方式应用方面则不够规范, 责任最终落实难以到位。这些问题共同阻碍了我国预算绩效管理问责机制激励约束功能的有效发挥, 因此应积极探索完善预算绩效管理问责机制的办法和路径。

四、完善预算绩效管理问责机制的路径

(一) 均衡多元问责主体问责力量, 推进问责主体协同机制构建

一方面, 针对问责主体力量不均的问题, 应当明确和规范多元问责主体职责与分工, 在保证同体问责的同时逐渐强化异体问责主体的职能发挥, 实现各主体间的相对独立和力量均衡。具体来说, 首先要在法律层面给予除财政部门之外其他主体的问责资格, 如在预算绩效管理问责的相关制度办法里明确将人大、审计、公众、第三方机构等主体纳入预算绩效管理问责范畴, 增加各主体问责权威性。其次, 应对现有的问责主体职能分工进行调整和优化。比如可以将绩效审计的时间和深度适度扩展以弥补财政和预算部门的问责缺陷。如法国审计法院除一般性绩效审计外还有权于事前对财政部门制定的预算绩效评价指标进行审核, 而澳大利亚则适度弱化财政部门职能, 直接依赖

强有力的绩效审计来实现绩效问责（马蔡琛和朱旭阳，2020^[17]）。此外，应着重提高异体问责主体独立性、专业性和主动性，增强异体问责力量。比如在立法机关方面要充分发挥各专业委员会和预算工委职能，同时可以组织特别小组专司预算绩效监督问责，还可借鉴英国做法定期抽取部门负责人开展交流会，以了解各部门阶段绩效及风险情况并提供帮助与建议。在社会组织方面，可通过宣传动员引导社会咨询机构、会计师事务所等社会组织中介机构以及科研院所、高等院校等积极参与问责，并从准入条件、报酬核定、全过程参与等方面不断完善专家和第三方机构库建设。另外，也应积极鼓励和培育专司预算监督问责的独立性非营利组织。如美国早在1981年就成立了无党派的非营利组织联邦预算问责委员会（Committee for a Responsible Federal Budget，简称“CRFB”），其领导层主要是由前国会预算委员会主席、前管理和预算办公室主任、主要经济学家、预算专家以及商界领袖组成。该组织通过政策简报会等形式定期与政策制定者接触并提供改善国家财政预算和经济状况的分析建议，还可协助全国各地记者了解美国的财政预算发展情况，在异体问责专业性、权威性及多主体问责互动上均具备较强优势。我国也可汇聚政商新闻等各界力量打造类似的权威性组织以充分发挥异体问责作用。而在社会公众参与方面，则应开拓多种渠道和平台增加公众问责机会。比如广东顺德区推出的参与式预算网络评议网上平台以及河南省焦作市的网络社会听证均是可参考的经验。

另一方面，针对多元问责主体协同机制匮乏的问题，应当着力构建多元问责主体协同机制，促进各问责主体协调配合和共同发力，减少问责分歧与盲点，提高问责效率。首先，要加快不同主体考评问责体系的整合与衔接。比如针对绩效审计与绩效评价指标体系不统一的问题，可以考虑以财政部门绩效评价指标体系为基础增加审计类指标供绩效审计直接使用，其他考核体系也可在此基础上参与指标的归纳融合。其次，要在制度文件中增加具体的问责优先次序和协调衔接程序的内容以缓解多元问责秩序混乱。比如在问责办法里区分不同环节和严重程度来安排多元问责主体介入次序。环节上，事前绩效评估及绩效目标编制由财政部门主导，党委、人大、政协、第三方机构、专家等积极参与，可以适当突出第三方和专家作用；

事中绩效监控环节由财政部门、审计部门与人大专门小组等穿插介入；事后绩效评价重点强调异体问责主体的广泛参与，突出人大专门委员会及人大代表的作用，问责结果实施按问责方式及严重程度有序移交人事、纪检、监察、上级部门乃至司法部门。最后，应适时建立跨主体、跨层级、跨部门的预算绩效管理问责机构或组织。比如借鉴河北省等地建立由多部门主要领导和相关专家组成的预算绩效管理问责审核委员会，或者由现有的预算绩效管理工作领导小组负责统一组织问责，以提高问责工作协调性。

（二）完善问责客体责任认定机制，提高预算绩效责任受托意识

在问责客体的责任认定方面，发达国家提供了较为先进的经验。例如在美国，总统与各部长以及部门上下级会根据1993年发布的《戈尔报告》签订绩效协议来约定负责人的自主权、绩效目标和指标、资源需求、绩效判定方法和标准以及奖惩措施等内容。而2010年颁布的《政府绩效与结果现代化法案》（Government Performance and Results Modernization Act of 2010，简称GPRA现代化法案）^[19]则要求各机构设立优先绩效目标来反映各机构最核心的绩效任务，并由该机构的首席运营官（Chief Operating Officer，简称“COO”）和绩效改进官（Performance Improvement Officer，简称“PIO”）为每个优先绩效目标指定一位目标负责人。英国和澳大利亚也有类似的公共服务协议或绩效合同制度。而我国目前，一是没有进行事前责任认定，二是没有将绩效目标与相关部门及人员的具体责任之间建立起明确衔接，因此责任难以落实。为此可借鉴国外经验，通过绩效协议制度把各部门和个人的责任逐层确立下来，同时引进部门绩效改进官制度，为每个绩效目标指定目标负责人，在预算提交审议和形成绩效评价资料时以条款形式予以明确，从而厘清客体责任，保证问责可以追根溯源。

此外，良好的行政文化氛围、绩效责任理念等意识层面建设对于提高绩效问责客体服从性起着重要的作用。比如美国通过成立国家绩效评估委员会和发布《设立顾客服务标准》（Setting Customer Service Standards）等行政命令的方式强调政府预算的“顾客至上”原则，并通过先试点再推广的方式循序渐进地推行《政府绩效与结果法案》来逐步提升政府内部

的绩效氛围和责任意识,从而有效提高了各部门对于预算绩效问责的接受度。为此,我们也应加强相关宣传和培训来提升绩效责任意识,通过学习环境的打造循序渐进地引导各部门及人员提高效率 and 落实责任。其次,制度约束也是培养绩效责任意识强有力的手段,比如通过改变公务员终身制来提升公务人员的职业价值追求。此外,运用行为经济学理论深入分析各部门及人员的行为驱动与真实诉求来优化奖惩机制,也可以有效增加问责客体正向遵从度。

(三) 加强绩效管理操作水平和技术应用,全面提升绩效问责依据质量

从国内外实践来看,加强绩效目标指标体系建设的同时增强高新信息技术在预算绩效管理中的应用,对于提高问责依据的质量功不可没。

一是预算绩效目标设定方面,英、美、澳大利亚、新西兰各国普遍引入政府战略规划并允许多部门参与设定来保证绩效目标设置的前瞻性与科学性。以美国为例,GPRA规定联邦政府各部门都必须制定战略规划提交总统管理与预算办公室,然后按照战略规划将他们的长期任务转化为年度绩效目标并在年度绩效计划中予以明确(肖鹏,2014^[20])。在制定战略规划时,各部门会安排广泛讨论并与议会及其他部门沟通,针对需要多方协作的项目,有些部门还尝试建立“跨机构工作计划制定”的机制来保证战略和目标的科学性(约翰·M·卡门斯基和杨媛,2019^[21])。因此,我国也应加强跨年度预算绩效目标与国民经济发展五年规划以及中期财政规划的有机衔接,以增强绩效目标对国家政策走向的把握,从而控制决策风险,提高绩效目标合理性。

二是预算绩效评价基础环境方面,加快支出标准及项目库建设,为绩效目标及预算绩效管理提供可靠依据;我国各地方及部门还应在加快完善分行业分领域分层次核心绩效指标和标准体系的同时,着重提高各部门个性指标设计能力,加强数学统计方法在标准体系构建中的应用。

三是预算绩效管理信息化方面,应充分借鉴陕西、云南等先进试点经验,在现有成果基础上进一步推动预算绩效问责信息共享平台一体化建设,积极引入云计算、大数据、无纸化等先进信息技术,加快预算项目全生命周期信息管理,从绩效管理流程、业务衔接、数据标准、信息资源等方面尽快实现各层级各

部门一体化乃至与全国预算管理数据汇总系统的对接。此外,还应进一步加快人大预算联网监督系统与审计、纪检等部门系统以及媒体公众等主体的信息联通,从而为各主体获得精准的预算绩效问责依据提供良好的信息基础,通过制度+技术实现绩效信息的完整充分,减少人为因素,为问责的科学性打好基础。

(四) 着力规范预算绩效问责方式应用,走好绩效责任传导最后一公里

立法的缺陷和公开机制的不完善是导致绩效问责方式应用缺乏规范性的重要原因,严重阻碍了预算绩效管理问责的最终落实。若想走好绩效问责的最后一公里,必须在加强立法并完善公开机制上下功夫。

一是立法方面,放眼国际,各国大多制定了高层级的法律法规来详细指导预算绩效管理问责的实施,比如澳大利亚的《财政管理及问责法案》、新西兰的《财政责任法案》等。我国的问题恰恰在于缺少一部全国性的预算绩效管理问责法律对预算绩效问责应用产生强有力的约束,更缺少一部实施细则来规范问责结果应用的具体细节。为此,应当适时出台涉及预算绩效管理问责的法律法规,把多元问责主体、问责客体、问责依据、情形、程序、方式以及申诉等内容进一步地明确,为广泛统一地实施预算绩效管理问责提供顶层法律支撑,同时为各地法规办法的制定提供框架性规范性的指导。

二是公开方面,良好的预算绩效问责公开机制可以强化问责监督,减少绩效问责方式选择及运用不当的情况发生。因此,我国不仅要推动绩效目标设定、预算编制、预算执行以及绩效评价等环节的信息公开,还应将绩效问责的结果及问责方式应用落实情况等予以公开,建立起闭环式的绩效问责信息公开机制以减少问责结果应用中随意性行为的发生。具体来说,各地首先可以在预算部门门户网站建立专门栏目定期发布本单位及项目问责实施情况或预算绩效问责案例供公众查阅。其次,对于问责过后实施通报与批评的部门和项目名单可以择时逐步向公众开放,以帮助公众了解绩效责任判定后的承担情况。最后,应为公众设置绩效问责反馈渠道,当其对于绩效问责结果落实表示质疑时,可以与部门进行对话,以确保绩效问责结果准确无误、不打折扣地执行。

综上,在经济转型及财政收支矛盾加剧的背景

下,预算绩效管理问责对于提高预算绩效管理激励约束、推进预算绩效管理提质增效至关重要,也反映着国家现代化治理水平及治理能力,预算绩效管理问责的完善迫在眉睫。而官方从“花钱必问效,无效必问责”到“花钱要问效,无效要问责”提法的改变也应是基于我国目前绩效问责的难点和现实。本文认为,目前我国预算绩效管理问责尚处起步阶段,就绩效问责内部来说,其实施难点体现在问责主体、客体、依据、方式等多个方面,背后又反映出相关法

律、制度、机制等的不健全;就绩效问责的实施基础环境来说,我国还存在政策的不稳定、预算支出标准体系不健全、项目库管理还不到位,中期财政规划与年度预算衔接不够等问题。所以,完善预算绩效管理问责,应当深刻认识我国国家治理体系现代化的推进以及预算绩效管理改革发展所处的阶段,在现有改革成果基础上精准把握痛点,通过进一步深化改革全面强化激励约束机制,发挥预算绩效管理问责应有之力。

参考文献

- [1] 程瑜. 激励与约束:中国预算绩效管理的制度创新路径[J]. 财政研究, 2014(9): 5-8.
- [2] 曹欣, 王涛. 绩效评价结果的应用——以财政支出绩效评价结果为例分析[J]. 中国外资, 2013(6): 96, 98.
- [3] 赵丹. 我国财政支出绩效评价结果应用的问题与对策建议[J]. 时代金融, 2015(5): 227-228.
- [4] 孙欣, 马海涛. 我国预算绩效评价结果应用:主要模式、问题及对策[J]. 经济研究参考, 2019(11): 5-17.
- [5] 何文盛, 蔡泽山. 新时期预算绩效管理中的评价结果应用:挑战与进路[J]. 财政监督, 2019(4): 21-27.
- [6] 马洪范. 政府预算绩效问责制度“三问”[N]. 中国财经报, 2015-12-01.
- [7] 张成福. 责任政府论[J]. 中国人民大学学报, 2000(2): 75-82.
- [8] 韩剑琴. 行政问责制——建立责任政府的新探索[J]. 探索与争鸣, 2004(8): 20-21.
- [9] 周冕. 从“同体问责”到“异体问责”——浅析我国行政问责制的主体[J]. 湖北行政学院学报, 2007(S2): 164-165.
- [10] 陈巍, 盛明科. 政府绩效评估与行政问责的制度整合[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2012(2): 73-76.
- [11] 巢湖市人民政府. 关于印发《巢湖市预算绩效管理考核问责暂行办法》的通知:巢政办〔2017〕4号[A/OL]. (2017-01-22)[2021-10-05]. <http://zwgk.hefei.gov.cn/public/13731/82998701.html>.
- [12] 童伟. 基于编制本位和流程再造的预算绩效激励机制构建[J]. 财政研究, 2019(6): 46-56.
- [13] 中华人民共和国审计署办公厅. 中央部门单位2020年度预算执行等情况审计结果:〔2021〕3号[A/OL]. (2021-06-11)[2021-10-05]. <http://www.audit.gov.cn/n11/n536/n537/c10003986/content.html>.
- [14] 王泽彩. 预算绩效管理:新时代全面实施绩效管理的实现路径[J]. 中国行政管理, 2018(4): 6-12.
- [15] 谭琪. 立足实际全面实施预算绩效管理——以江西省为例[J]. 审计与理财, 2020(12): 9-10.
- [16] 萍乡市财政局. 关于印发《萍乡市财政预算绩效管理问责办法(试行)》的通知:萍财绩〔2020〕15号[A/OL]. (2021-01-04)[2021-10-05]. http://www.pingxiang.gov.cn/art/2021/1/4/art_46_842913.html.
- [17] 马蔡琛, 朱旭阳. 论绩效审计与预算绩效管理的衔接机制[J]. 经济与管理研究, 2020(6): 108-118.
- [18] Gore A. From Red Tape to Results: Creating a Government that Works Better and Costs Less [R]. Report of the National Performance Review, Washington D C, 1993.
- [19] Congress. gov. S. 385 3-GPRA Modernization Act of 2010 [A/OL]. (2010)[2021-10-05]. <https://www.congress.gov/bill/111th-congress/senate-bill/3853>.
- [20] 肖鹏. 美国政府预算制度[M]. 北京: 经济科学出版社, 2014.
- [21] 约翰·M·卡门斯基, 杨媛. 美国联邦政府绩效管理的历史演进与启示[J]. 江苏师范大学学报(哲学社会科学版), 2019(3): 73-87.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

银行理财产品监管套利程度的测度 与金融风险的抑制

An Analysis on the Measurement of Regulatory Arbitrage Based on Bank Wealth Investment Products and on the Containment of Financial Risks

骆祚炎 莫贤锐

LUO Zuo-yan MO Xian-rui

[摘要] 本文以银行理财产品监管套利程度的测度为主要研究对象。以往文献对理财产品的研究较少,且这些研究侧重于定性分析,关于理财产品监管套利程度的测度等定量分析更少见,本文力求弥补相关研究的不足。本文测度结果表明,银行理财产品无论从单项产品还是从总体来看,监管套利程度都呈现上升趋势,理财产品的监管套利风险在增加。进一步的理论和实证分析表明,理财产品监管套利程度与货币政策之间存在相互影响。本文认为,应该采取“疏堵”相结合的措施进一步防范理财产品监管套利风险。第一,根据理财产品的投资期限做好分类监管,尤其要做好对短期理财产品的重点监管。第二,货币政策和宏观审慎政策相配合遏制理财产品监管套利可能引发的风险。第三,从深度上推进银行理财产品纳入监管体系。第四,将银行理财产品监管套利程度作为货币政策关注目标。此外,在适度限制银行理财产品交易的同时,要有效促进信贷资金流向实体经济特别是中小企业。

[关键词] 银行理财产品 监管套利 异常收益率 金融风险 TVP-VAR 模型

[中图分类号] F832.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0022-13

Abstract: This paper focuses on analyzing the measurement of regulatory arbitrage based on bank wealth investment products. The literature and documents on such phenomena are rare and infrequent. The empirical analysis of this paper shows that the degree of regulatory arbitrage is rising for both individual product and the products as a whole. A further analysis shows that there is relatively strong relationship between the degree of regulatory arbitrage and monetary policy. This paper proposes that the authority should take comprehensive actions to curtail the risks imposed by regulatory arbitrage based on bank wealth investment products. Firstly, we should pursue classified supervision according to the sort of bank wealth investment products, especially targeting the short-term wealth investment products. Secondly, monetary policy should be combined with macro-prudential policy to deter the risks posed by bank wealth investment products. Thirdly, we should further promote the integration of shadow bank products into the regulatory system. Finally, we should take concrete actions to supply more funds to the mid- and small-sized companies, in case the new rule of supervision on shadow bank products possibly shrinks the fund supply to the mid- and small-sized companies.

Key words: Bank wealth investment product Regulatory arbitrage Abnormal return rate Financial risks TVP-VAR model

[收稿日期] 2021-06-04

[作者简介] 骆祚炎,男,1968年11月生,广东财经大学金融学院教授,经济学博士,研究方向为金融市场理论与居民投资和消费理论;莫贤锐,男,1995年6月生,广东财经大学金融学院硕士研究生,研究方向为金融理论与政策。本文通讯作者为骆祚炎,联系方式为 lzy1631109@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“金融加速器效应顺周期性的多维测度与逆周期调控政策研究”(项目编号:71473049);国家自然科学基金面上项目“基于消费视角的居民资产财富效应测度与调控政策研究”(项目编号:71073030);广东省哲学社会科学规划项目“协同供给侧结构性改革的货币政策研究”(项目编号:GD16CYJ09)。

感谢匿名审稿人提出的修改意见,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

银行理财产品是针对特定客户设计的资管计划。2004年9月银监会批准商业银行开展理财业务，次年出台《商业银行个人理财业务管理暂行办法》和《商业银行个人理财风险管理指引》，奠定了我国银行理财业务发展的基础。在我国资本市场尚未成熟的年代，银行理财产品作为新生的投资品，申购和赎回较为灵活，同时具有一定的收益率，逐渐在一定程度上成为存款的替代品。近十几年间，我国银行理财产品规模快速增长（见图1，数据根据Wind数据库和文献^[1]整理）。其中，2004—2018年处于快速增长阶段，2019年小幅度收缩随后反弹，2020年我国银行理财产品规模达到25.86万亿元。

影子银行体系监管套利问题曾经被认为是引发次贷危机的重要原因。近年来，在监管趋严的背景下，防范和化解重大金融风险成为研究的热点问题。2020

年12月，中国银保监会发布《中国影子银行报告》，指出银行理财产品是我国影子银行的主要组成部分之一，并以套利为主要目的。本文根据穆迪公司关于我国影子银行的系列研究报告（《中国影子银行季度监测报告》）整理出我国影子银行规模图（见图2）。其中，2020年我国影子银行规模约为59.2万亿，其中理财产品与资管计划对接资产规模为24.7万亿，占我国影子银行体系的41.72%。由图2可知，2014年后银行理财产品成为我国影子银行占比最大的组成部分。

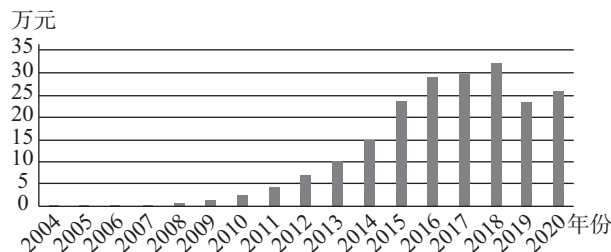


图1 2004—2020年我国银行理财产品规模图

资料来源：作者根据Wind数据库整理绘制。

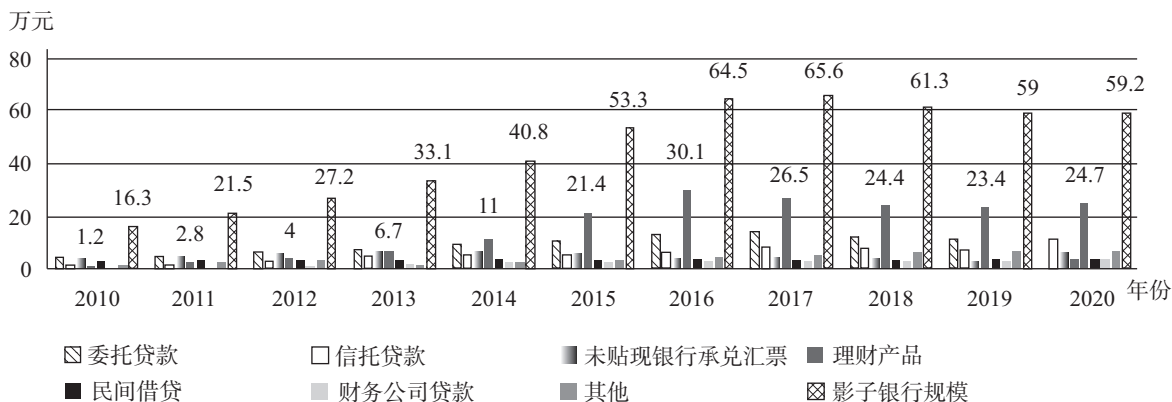


图2 2010—2020年我国影子银行规模图

资料来源：作者根据穆迪《中国影子银行季度监测报告》整理绘制。

银行理财产品种类繁多，涉及的资金规模庞大。对理财产品按照投资期限和收益类型划分，可知银行理财产品以非保本浮动收益型为主，并具有短期化的特点（见图3和图4。数据来自Wind数据库，统计区间为2014年10月—2018年5月。Wind现已停止更新）。银行理财产品是以银行为主导的影子银行业务，银行将其作为各类通道业务的桥梁来实施套利，具有嵌套性、资金错配等特点，容易引发系统性金融风险。当前在“资管新规”的过渡期内，银行理财产品仍游离在监管体系的边缘。银行理财产品监管套利程度增加意味着金融风险的增加，其监管套利程度还会影响到货币政策调控的有效性，因此必须加强对银行理财产品监管套利的研究，尤其是对其套利程度

的量化研究。

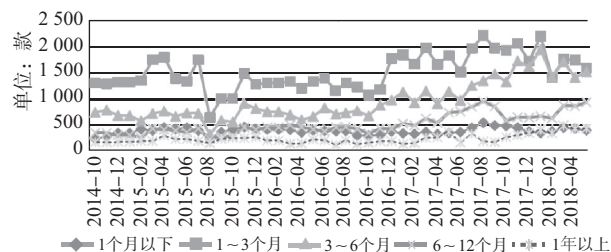


图3 各投资期限理财产品发行量

资料来源：作者根据Wind数据库整理绘制。

当前从国内外文献研究来看，银行理财产品监管套利的研究主要表现在，对影子银行及其监管套利从定性角度研究其动因、模式、市场影响和风险化解等方面。相关文献单独对商业银行理财产品研究较少，

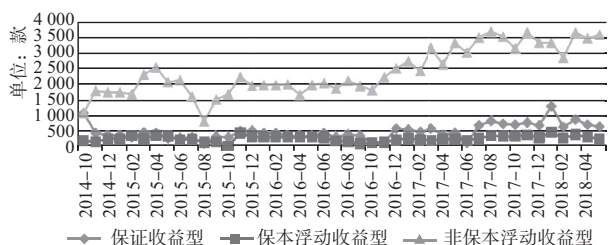


图4 各收益类型理财产品发行量

资料来源：作者根据 Wind 数据库整理绘制。

对商业银行理财产品监管套利程度的测度等定量研究则更少见，对影子银行监管套利程度的测度研究同样很少见。为弥补研究中的相关不足，本文拟以商业银行理财产品监管套利程度的测度及其风险化解为研究对象，对银行理财产品监管套利程度的测度是本文的主要创新点。

本文的研究目的是，在测度银行理财产品监管套利程度的基础上，寻找化解相关风险的对策。本文从两个方面来实现此目的。一是对银行理财产品监管套利程度进行单项和总体测度，并在此基础上提出直接针对理财产品监管套利风险的化解对策。这个对策可以看作是微观和行业层面的对策。二是进一步从宏观层面或者宏观政策尤其是货币政策的角度提出化解理财产品套利风险的对策。为此，本文将银行理财产品监管套利的程度作为变量引入货币政策规则中，实证分析其对货币政策的影响，论证理财产品监管套利程度作为货币政策关注目标的可行性。从全文最终的分析结果上看，上述目标均已实现。

二、文献综述

监管套利理论兴起于20世纪90年代初。从以往分析看，大多数文献集中于利用实证分析证明监管套利的存在，以及利用监管套利理论去解释现实经济中的问题。但是，关于监管套利程度测度的研究十分少见。

一些文献验证了监管套利的存在性。Rao等(2011)^[2]认为，企业通常将监管差异视为公司政策性的机遇，并挖掘这种监管差异使其竞争者处于劣势。Houston等(2012)^[3]认为，跨国监管差异影响国际银行资本流动，银行会转移资金去监管程度更宽松的市场。这种监管套利行为的存在，削弱了国内监管机构管控银行风险承担的能力。Carbo-valverde等(2012)^[4]检验了欧盟各国银行安全网利益的规模和特征，表明监管差异有助于解释跨境并购的监管套利

活动，各国央行需要评估伙伴国监管强弱差异所导致的后果。Karolyi和Taboada(2015)^[5]研究了银行监管的差异如何影响跨境银行收购和股价对跨境交易公告的反应，当收购方来自约束性更强的银行监管环境时，围绕交易公告的总体异常回报为正且更大。同时，不良的监管套利通常是在“监管竞次”动机下驱动的，而良性监管套利目的是为了开拓业务和多样化经营。Ferri和Pesic(2017)^[6]研究了银行的监管套利行为，得出银行监管套利是存在的，其通过操纵内部评级模型的风险权重来实现，高级别的内部评级银行在风险权重操纵方面有更大的自由度。Temesvary(2018)^[7]研究发现美国银行在其海外活动中普遍规避监管，在监管较少的国家建立分支机构，并通过跨境贷款在监管更严格的司法管辖区为借款人提供服务；外资持股比例较低的低资本银行最容易规避监管；银行在外国监管下的风险敞口与其海外活动的盈利能力之间存在着强烈的负相关关系。Buchak等(2018)^[8]指出，传统银行受到更多监管约束后市场份额会收缩，而影子银行填补了这些空隙，基于抵押贷款的定量模型分析表明监管因素导致约60%的影子银行增长。郁芸君等(2021)^[9]测算了银行真实不良贷款率，通过与其披露的不良贷款率进行对比，反映出银行隐藏不良贷款等规避监管事实。

另一些文献利用监管套利理论去解释现实经济中的现象。Carruthers和Lamoreaux(2016)^[10]把关于监管套利理论的文献归为四类，即劳动力管制、环境保护、公司治理以及银行和金融。Goyal(2010)^[11]认为监管失败会导致经济的过度波动、顺周期性和信息失灵等负面影响，审慎监管的全球协调是必要的，其普遍应用可以防止监管套利。Fung等(2011)^[12]研究了市场障碍、贸易数据违规和税收诱导下监管套利之间的关系，发现企业通过贸易将资金转移到中国内地边境，通常是香港或者离岸避税地区，再以外国直接投资形式重新进入中国以节约税收成本。Kroszner和Strahan(2011)^[13]指出监管套利推动了资产支持商业票据(ABCP)市场的爆炸式增长，而该市场存在较大的金融风险。Sherpa(2013)^[14]认为，基于影子银行的功能进行监管可以减小监管套利规模，但这可能以经济增长放缓为代价。Erel等(2014)^[15]基于监管套利理论发现，银行持有高评级证券的资本要求相对较低，与具有类似资本要求的其

他证券相比,高评级部分证券的收益率更高,使得高评级证券随着银行监管成本的增加而增加,随着银行监管审查成本的降低而减少。Boyson 等 (2016)^[16]发现,具有高特许经营价值的银行拥有低风险和高资本水平是最理想的,具有低特许经营价值的银行拥有高风险和低资本水平是最优选择。防范银行监管套利最好的方法是影响其特许经营价值。Plantin (2015)^[17]指出,影子银行的崛起很大程度上是由监管套利推动的,影子银行在监管保护伞之外重现银行业的基本要素,例如货币市场基金份额扮演存款的角色,而资产支持证券 (ABS) 扮演着长期资产的角色等。Wright 和 Rosen (2018)^[18]指出,中国监管机构内部的竞争因素结合在一起,产生一系列监管漏洞,促进了影子银行的发展。马亚明等 (2018)^[19]从监管套利视角去研究影子银行对房地产市场的影响,发现影子银行推动了房地产规模的扩张。陈国进等 (2021)^[20]从监管套利视角出发,分析银行系统性风险累积的内在机理,指出监管套利弱化资产透明度和资本监管机制对银行系统性风险承担的约束作用。周安 (2019)^[21]研究发现,影子银行规模在银行竞争下快速增大,对货币政策传导的有效性造成实质性影响。Chen 等 (2018)^[22]研究了中国货币政策与影子银行的关系,发现 2009—2015 年紧缩的货币政策导致影子银行贷款快速上升,抵消了传统银行贷款预期下降的影响,抵消了货币政策对银行信贷总量调控的有效性。王艳艳等 (2020)^[23]研究发现,银行延付薪酬虽然能改善表内的风险评价指标,但却以影子银行的方式转移了高风险贷款以实现监管规避。Holden 等 (2020)^[24]指出增加事前监管成本可能会遏制有明显有监管套利行为的公司,但此做法可能遭受公众抵制并被指责扼杀创新。陈和和陈增欢 (2020)^[25]在监管套利的模式分析上进行了实证分析,发现银行核心资本充足率偏低时,会通过票据类买入返售业务和收回同业拆借款项来规避监管。Boyer 和 Kempf (2020)^[26]研究发现监管博弈的唯一纳什均衡是一个集合契约,在监管套利的驱动下,监管机构甚至无法区分不同效率水平的银行。蒋为等 (2021)^[27]通过分析海外监管套利机制,发现中资银行的海外扩张提升了其风险资产持有水平。侯成琪和黄彤彤 (2020)^[28]研究发现,商业银行在监管套利动机下向影子银行转移资金以规避监管,弱化了银行监管的有效性。

从上述文献分析来看,定量研究监管套利程度的文献很少见,而以银行理财产品为对象的监管套利程度的定量研究则更少。虽然国内有少量文献研究银行理财产品,但是基本属于定性研究这一类,对监管套利程度进行定量的研究基本缺乏。例如,王晓倩 (2015)^[29]归纳并分析了银行理财产品监管套利的模式和种类。刘莉亚等 (2019)^[30]研究发现,商业银行在监管套利驱动下扩张表外理财业务,但提高银行透明度和理财产品透明度可以缓解影子银行过度承担风险。邵新建等 (2020)^[31]研究了理财产品崛起的机制,发现银行通过打造理财产品表外投资通道来应对越来越严格的资本金监管要求。王天奇 (2021)^[32]验证了银行理财产品参与货币政策的利率传导过程。同时,从本文引言部分的描述来看,理财产品的规模已经十分庞大,占我国影子银行体系的比例较大,其对金融风险和货币政策的影响已经不容忽视。本文以银行理财产品监管套利程度的测度为研究对象,既能够弥补相关文献研究的不足,也能给政策制定尤其是规避相关金融风险提供一定的实证依据。对银行理财产品的监管套利程度进行测度是本文主要的创新点。本文参考事件研究法的思路,构建银行理财产品监管套利程度的测度方法,对银行理财产品监管套利程度分单项和总体进行测度,并运用 TVP-VAR 模型来检验银行理财产品监管套利程度对货币政策的冲击效应。本文接下来的研究分为以下几个部分:第一,参考事件研究法的思想来设计银行理财产品监管套利程度的测度方法。第二,对银行理财产品监管套利程度分单项和总体进行测度。第三,运用 TVP-VAR 模型检验银行理财产品监管套利程度对货币政策的冲击效应。最后提出相应的政策建议。

三、监管套利程度的测算方法

银行理财产品是我国影子银行体系的重要组成部分,其部分游离在监管体系之外,具有监管套利的特性。从引发监管套利的原因来看,有效市场假说是解释包括银行理财产品在内的影子银行监管套利的重要理论基础(限于文章篇幅,本文不展开论述)。进一步来看,事件研究法的基本思想是,测度异常收益率或累积异常收益率,从而说明市场的扭曲程度或者非有效程度。从理论上来说,银行理财产品的收益率剔除不存在监管套利状态时的标准

收益率,即理财产品的异常收益率或累积异常收益率,可以在一定程度上反映监管套利程度的大小。这个思想与事件研究法中的异常收益率的测度思想是吻合的。鉴于上述理由,本文借鉴事件研究法的思路,测度银行理财产品的异常收益率和累积异常收益率并用来反映监管套利的程度。由于国内外文献中鲜有文献对包括理财产品在内的影子银行监管套利程度进行定量测度,本文借鉴事件研究法的思路使用异常收益率或者累积异常收益率来测度理财产品监管套利的程度,是一种进行量化研究的努力和尝试,是为了弥补相关研究的不足。

本文参考事件研究法的思想来设计银行理财产品监管套利程度的测度方法,并将银行理财产品分单项和总体进行测度。其测算的基本思路是首先设立事件窗口,利用股价计算出实际收益率,然后剔除事件没有发生时的正常收益率,计算得出异常收益率(Abnormal Return,下文简称AR)和累积异常收益率(Cumulative Abnormal Return,下文简称CAR),以此来测算出事件的影响程度。

$$\begin{aligned} CAR_t &= \sum_{i=1}^t AAR_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^n AR_{i,j} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^n (R_{i,j} - \hat{R}_{i,j}) \end{aligned} \quad (1)$$

其中,事件窗口为 (t_1, t_2) , CAR_t 为第 t 日的累积异常收益率, AAR_t 为事件窗内截至 t 日的平均异常收益率, $AR_{i,t}$ 为股票 i 在事件窗内截至 t 日的异常收益率,共有 n 只股票, $\hat{R}_{i,t}$ 为股票 i 在事件窗内截至 t 日的预期正常收益率。预期正常收益率的选择是事件研究法的关键步骤,可以通过市场模型法、市场调整模型法等确定。

事件研究法对于本文监管套利程度测算方法的构建具有启示作用。银行理财产品作为我国影子银行的组成部分,具有监管套利的基础。本文借鉴事件研究法,将银行理财产品的收益率剔除无监管套利状态时的标准收益率,计算得出异常收益率(AR)和累积异常收益率(CAR)来反映其监管套利程度。本文将银行理财产品按照投资期限划分为3个月、6个月和1年期三个种类,然后分别选取相应的标准收益率,测算出单项和总体产品的监管套利程度,具体的测算方法如下:

$$CAR_{i,T} = \sum_{t=1}^T AR_{i,t} = \sum_{t=1}^T (r_{i,t} - \hat{r}_{i,t}) \quad (2)$$

$$\begin{aligned} CAR_T &= \sum_{t=1}^T AR_t = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^3 \omega_{i,t} AR_{i,t} \\ &= \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^3 \omega_{i,t} (r_{i,t} - \hat{r}_{i,t}) \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $CAR_{i,T}$ 表示第 i 种理财产品在 T 月的累积异常收益率,即单项产品的监管套利程度, $i=1, 2, 3$ 分别对应3个月、6个月和1年期的理财产品; $AR_{i,t}$ 为第 i 种理财产品第 t 个月的异常收益率, $r_{i,t}$ 为第 i 种理财产品第 t 个月的年化收益率; $\hat{r}_{i,t}$ 表示与第 i 种理财产品第 t 个月对应的标准收益率,本文的标准收益率分别选取3个月、6个月和1年的定期存款利率。 AR_t 表示理财产品第 t 个月的总体异常收益率; $\omega_{i,t}$ 表示第 i 种理财产品第 t 个月的发行权重; CAR_T 表示理财产品在 T 月的总体累积异常收益率,即总体产品的监管套利程度。

四、银行理财产品监管套利程度的测度

(一) 单项理财产品监管套利程度的测度

1. 短期理财产品(投资期限3个月)。

短期理财产品的异常收益率分布见图5,短期理财产品的累积异常收益率分布见图6。由图5可以看出,短期理财产品的异常收益率散点分布在总体上呈波浪式上升,共有4个波峰和3个谷底,最高峰值出现在2018年2月,达到3.84%,2018年之后逐渐下降。由图6可以看出短期理财产品的累积异常收益率散点呈现出向右上方倾斜的近线性分布,在本文统计周期内(2010年1月—2020年12月)累积异常收益率为337.56%。短期理财产品累积异常收益率分布呈现出上述特征有以下原因:一是本文将存在监管套利状态和不存在监管套利状态的收益率进行比较并求

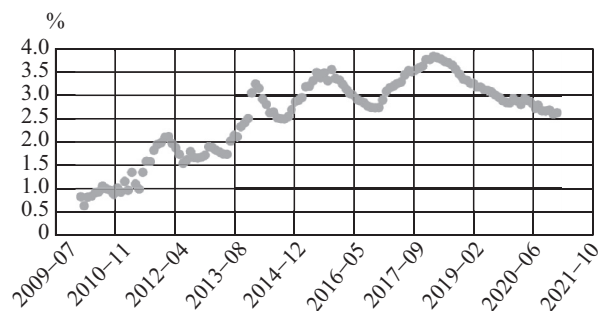


图5 短期理财产品异常收益率分布图

资料来源:作者根据测算结果绘制。

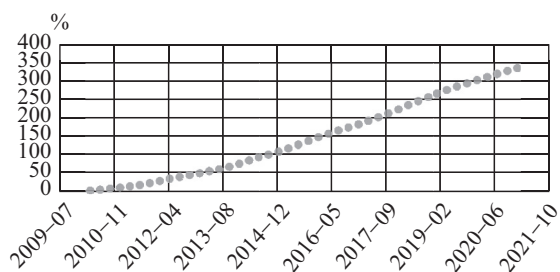


图6 短期理财产品累积异常收益率分布图

资料来源：作者根据测算结果绘制。

其差额，求出异常收益率再进行时间上的累加。二是本文选择不存在监管套利状态的标准收益率为定期存款利率，此值小于理财产品收益率并使异常收益率为正值。

2. 中期理财产品（投资期限6个月）。

中期理财产品的异常收益率情况见图7，中期理财产品的累积异常收益率情况见图8。由图7可以看出，中期理财产品的异常收益率散点分布在总体上呈波浪式上升，共有4个波峰和4个谷底，最高峰值出现在2018年2—3月，达到3.68%，2018年之后逐渐下降。从图8可以看出中期理财产品的累积异常收益率呈现出向右上方倾斜的近线性分布，在本文统计周期内（2010年1月—2020年12月）累积异常收益率为330.21%。中期理财产品累积异常收益率分布呈现出上述特征的原因，与短期理财产品相同，即与测度的方法和参照标准有关（见短期理财产品监管套利程度测度）。

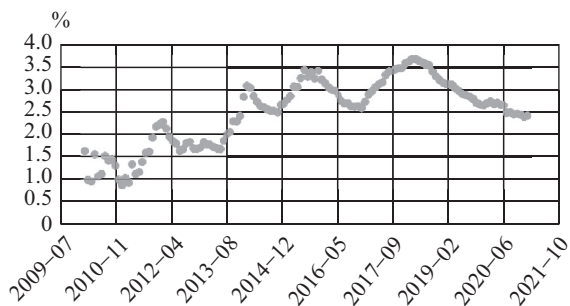


图7 中期理财产品异常收益率分布图

资料来源：作者根据测算结果绘制。

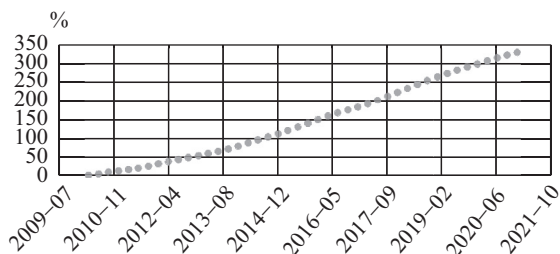


图8 中期理财产品累积异常收益率分布图

资料来源：作者根据测算结果绘制。

3. 长期理财产品（投资期限1年）。

长期理财产品的异常收益率情况见图9，长期理财产品的累积异常收益率情况见图10。由图9可以看出，长期理财产品的异常收益率散点分布在总体上呈波浪式上升，但在2013年之前散点分布的连续性较弱，分别有三个明显的波峰和谷底，最高峰值出现在2018年3月，达到3.53%，2018年之后逐渐下降。由图10可以看出长期理财产品的累积异常收益率散点呈现出向右上方倾斜的近线性分布，在本文统计周期内（2010年1月—2020年12月）累积异常收益率为339.36%。

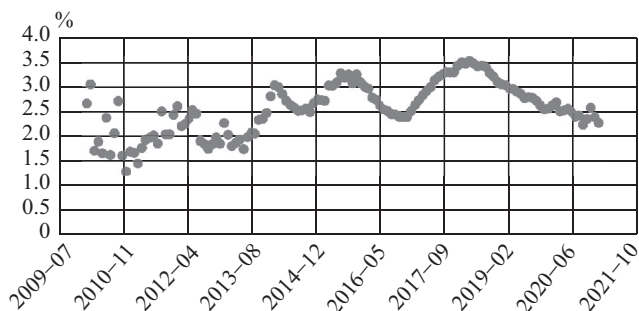


图9 长期理财产品异常收益率分布图

资料来源：作者根据测算结果绘制。

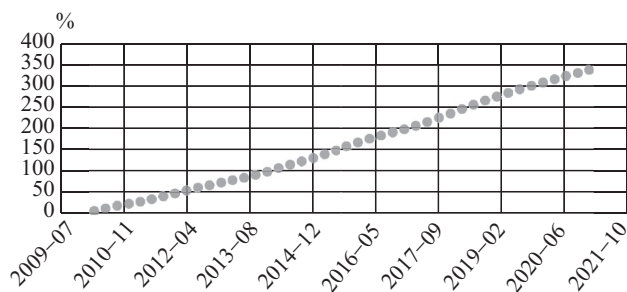


图10 长期理财产品累积异常收益率分布图

资料来源：作者根据测算结果绘制。

通过对比各单项理财产品的异常收益率和累积异常收益率可以得出，短期和长期理财产品的监管套利程度相差较小，中期理财产品的监管套利程度最低。同时可以发现，短期理财产品体量大、异常收益率峰值较高，是各单项理财产品中监管套利程度最高的品种。

（二）理财产品监管套利程度的总体测度

本文对总体理财产品监管套利程度的测度是通过各单项理财产品监管套利程度的加权平均计算出来，但由于3个月、6个月和1年期理财产品没有相应的发行量数据，本文参考另外统计口径的发行

量作为权重^①，具体的测度结果如图 11 和图 12 所示。总体理财产品的异常收益率分布见图 11，总体理财产品的累积异常收益率分布见图 12。由图 11 可以看出，总体理财产品的异常收益率散点分布在总体上呈波浪式上升，分别有 4 个顶峰和 3 个谷底，最高峰值出现在 2018 年 2 月，达到 3.76%，2018 年之后逐渐下降。由图 12 可以看出总体理财产品的累积异常收益率散点呈现出向右上方倾斜的近线性分布，在本文统计周期内（2010 年 1 月—2020 年 12 月）累积异常收益率为 334.59%。总体理财产品累积异常收益率分布呈现上述特征的原因与短期理财产品相同，即与测度的方法和参照标准有关（见短期理财产品监管套利程度测度）。

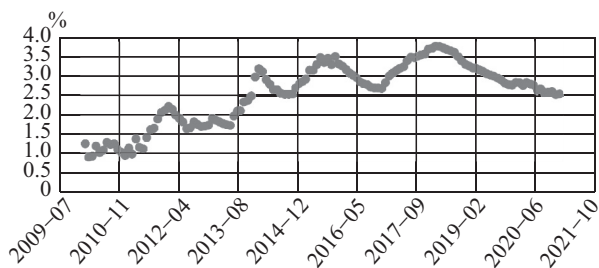


图 11 总体理财产品异常收益率分布图

资料来源：作者根据测算结果绘制。

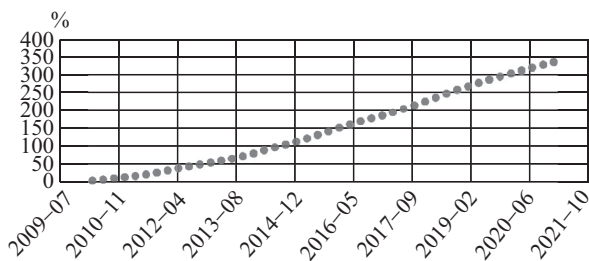


图 12 总体理财产品累积异常收益率分布图

资料来源：作者根据测算结果绘制。

上述测算结果表明，银行理财产品存在监管套利，并且监管套利程度（累积异常收益率）呈现出逐年上升的趋势。

五、银行理财产品监管套利程度 对货币政策的冲击效应

为了进一步从宏观层面提出化解银行理财产品监管套利风险的对策，本文将监管套利程度引入货币政

策规则中，实证分析监管套利程度对货币政策的冲击效应，并分析监管套利程度作为货币政策关注目标的可行性。在本部分，首先从理论上分析理财产品监管套利程度影响货币政策的作用机制，然后进行相关检验和实证结果分析。

（一）将银行理财产品监管套利程度纳入货币政策规则的依据

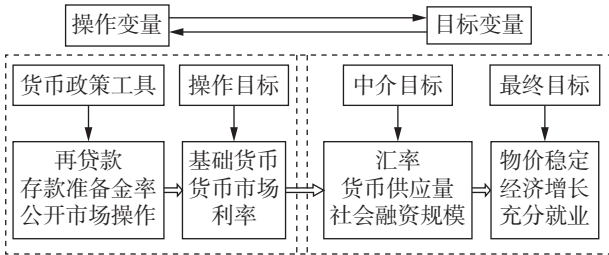
货币政策与银行理财产品监管套利程度的相互影响主要体现在两方面。一方面，银行理财产品监管套利干扰利率传导。当经济过热时，央行可以通过操作目标提高利率，流动性的收紧导致银行无法满足资金缺口，进而催生银行发行理财产品进行监管套利。银行为了满足资金缺口，提升理财产品资金端的利率以吸引投资者，这导致理财产品投资端的利率也因资金成本上升而提高。银行理财产品通常对接债券以及非标资产等，理财投资利率上升导致企业转向银行贷款满足资金需求，由此推动贷款利率上涨。反之，当央行降低利率刺激经济的时候，理财产品资金利率下降导致投资成本降低，企业转向影子银行等非正规金融渠道融资，导致银行贷款利率下降。银行理财产品的监管套利部分扭曲了货币政策操作目标向中介目标的传导。另一方面，银行理财产品监管套利直接影响中介目标，即货币供应量和社会融资规模等。以银行理财产品为代表的影子银行游离在监管的边缘，其资金利率高于正规金融渠道，因此吸引大量逐利的资金，这给货币供应量这个中介目标的调控带来较大的不确定性。同时，影子银行是我国金融体系的有效补充，在一定程度上提高了金融系统的效率。通过正规金融渠道难以获得融资的中小微企业转向影子银行以满足融资需求，由此增加了社会融资规模，进而影响到货币政策最终目标的实现。基于上述影响机制，本文认为可以将银行理财产品监管套利程度纳入货币政策的关注目标中。

（二）将监管套利程度引入泰勒规则

相机抉择和规则型货币政策是世界各国货币当局广泛实践的货币政策方式。规则型货币政策包括调控数量的麦克勒姆规则和调控价格的泰勒规则，规则型货币政策操作框架见图 13。我国自 1996 年

① 本文根据投资期限 1 个月以下、1~3 个月、3~6 个月、6~12 个月和 1 年以上的理财产品在统计周期内（2014 年 10 月—2018 年 5 月，Wind 数据库现已停更）的累积发行量占比作为权重。其中，3 个月期理财产品的权重=投资期限 1 个月以下+投资期限 1~3 个月的累积发行量占比≈0.545 1，6 个月期理财产品的权重=投资期限 3~6 个月+投资期限 6~12 个月的累积发行量占比≈0.409 7，1 年期理财产品的权重=投资期限 1 年以上的累积发行量占比≈0.045 1。

将货币供应量作为中介目标以来，货币政策以数量型调控为主。但随着金融市场的不断创新，数量型调控的效果逐渐下降。随着我国经济向高质量发展，货币政策不断由数量调控向价格调控转型。本文在分析货币政策与银行理财产品监管套利程度的相互影响机制基础上，引入理财产品监管套利程度来对泰勒规则进行拓展。



资料来源：作者整理。

Taylor (1993)^[33]提出可以通过短期利率调节产出和通货膨胀率，泰勒规则有以下形式：

$$i_t^* = r + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta \tilde{y}_t \quad (4)$$

其中， i_t^* 为短期利率， r 为长期均衡利率， π_t 为上一年的平均通货膨胀率， π^* 为目标通货膨胀率， $\tilde{y}_t$ 为产出缺口。泰勒规则后来经过了多次修正，包括对系数 α 和 β 赋值、引入预期因素、利率平滑、引入资产价格因素和劳动参与率等。本文引入银行理财产品监管套利程度对泰勒公式进行扩展，得到以下公式：

$$i_t^* = r + \pi_t + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta \tilde{y}_t + \gamma AR_t \quad (5)$$

其中， AR_t 代表银行理财产品监管套利程度。公式 (5) 为本文扩展的货币政策规则模型。

(三) 变量的选取与平稳性检验

基于本文扩展的货币政策规则模型，本文选取相应的变量来检验理财产品监管套利程度对货币政策的

冲击效应。这些变量包括银行理财产品监管套利的程度、产出缺口、通胀缺口和利率缺口。本文实证部分的变量样本时间为：2010 年 1 月—2020 年 12 月，频率为季度。

银行理财产品监管套利程度：银行理财产品监管套利的程度，由前文测算的理财产品的总体异常收益率来表示。本文在各单项产品监管套利程度基础上根据权重求得总体产品的监管套利程度。此处将前文测得的理财产品异常收益率由月度频率取平均值调整为季度，用 AR 表示。数据来自 Wind 数据库，统计周期为 2010 年 1 月—2020 年 12 月。

通胀缺口：本文采用 2000—2020 年的 CPI 数据计算通胀缺口。将原始月度 CPI 取均值调整为季度数据，作为衡量物价水平的代理变量，再用统计期内的 CPI 平均值 2.25% 作为通货膨胀目标，实际 CPI 减去目标 CPI 即为通胀缺口，用 CPI_gap 表示。数据来自国家统计局。

利率缺口：本文采用 2000—2020 年的银行间 7 天同业拆借利率数据计算利率缺口。按照每个季度内相应的月度同业拆借成交金额作为权重转换为季度数据，并减去同期 CPI 得出实际利率，再用 HP 滤波求出潜在值，实际利率减去潜在利率得到利率缺口，用 R_gap 表示。数据来自 Wind 数据库。

产出缺口：本文采用 2000—2020 年的 GDP 数据计算产出缺口。考虑到价格因素和季节因素，首先将数据除以 2000 年为基期的 CPI 调整为实际 GDP，再用 Census $\times 12$ 方法进行季节性调整，采用 HP 滤波得到潜在值，用实际 GDP 减去潜在 GDP 得出产出缺口。考虑到产出缺口数值过大，取万亿为单位，用 GDP_gap 表示。数据来自国家统计局。

平稳性检验：对各变量进行 ADF 检验，可以看出各变量经过一阶差分处理后均在 1% 的显著性水平上平稳（见表 1）。

表 1 变量的平稳性检验 (ADF)

变量	检验形式 (C, T, P)	ADF 统计量	1%临界值	显著性	检验结果
D (AR)	(C, 0, 0)	-4.036 694	-3.596 616	0.003 0	平稳
D (CPI_gap)	(C, 0, 3)	-4.760 202	-3.610 453	0.000 4	平稳
D (R_gap)	(C, 0, 0)	-5.761 293	-3.596 616	0.000 0	平稳
D (GDP_gap)	(C, 0, 3)	-2.666 827	-2.625 606	0.009 0	平稳

资料来源：作者利用 Eviews 计算得到。

(四) 实证分析模型的构建与设定

1. TVP-VAR 模型。

由于现代金融系统中存在着结构变革与宏观事件冲击, 研究者们普遍认为常参数货币政策规则的适用性在减弱。基于此, 本文采用具有时变参数的 TVP-VAR 模型来研究引入监管套利程度扩展的货币政策规则。基础的 VAR 模型为以下形式:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + F_2 y_{t-2} + \cdots + F_s y_{t-s} + \mu_t \quad t=s+1, \cdots, n \quad (6)$$

公式(6)中, y_t 为 $k \times 1$ 维可观测变量, $A, F_1, \cdots, F_s$ 为 $k \times k$ 维系数矩阵, μ_t 为 $k \times 1$ 维扰动项, $\mu_t \sim N(0, \Sigma \Sigma')$, Σ 为 $k \times k$ 维对角矩阵, A 为下三角矩阵, 即:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix}$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}$$

令 $B_i = A^{-1}F_i, i=1, \cdots, s$, 则公式(6)可整理为:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \cdots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (7)$$

将 B_i 中行向量堆叠成一个 $k^2 s \times 1$ 的列向量 β , 并定义 $X_t = I_k \otimes (y'_{t-1}, \cdots, y'_{t-s})$, 则模型可整理为:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (8)$$

公式(8)即为 SVAR 模型的一般形式, 将式中各系数向动态推广便得到 TVP-VAR 模型:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, t=s+1, \cdots, n \quad (9)$$

公式(9)中的系数 β_t, A_t 和 Σ_t 均具有时变特征。下三角矩阵 A_t 中元素的堆叠向量为 $\alpha_t = (\alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{32}, \alpha_{41}, \cdots, \alpha_{k,k-1})'$, 同时, 令 $h_t = (h_{1t}, \cdots, h_{kt})$, $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, j=1, \cdots, k, t=s+1, \cdots, n$ 。假定公式(9)的时变参数服从随机游走过程:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta t} \\ \mu_{\alpha t} \\ \mu_{h t} \end{pmatrix} \sim N \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix}$$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta t}, \alpha_{t+1} = \alpha_t + \mu_{\alpha t}, h_{t+1} = h_t + \mu_{h t} \quad t=s+1, \cdots, n$$

其中, $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0}), \alpha_{s+1} \sim N(\mu_{\alpha_0}, \Sigma_{\alpha_0}), h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ 。

2. 模型设定。

本文通过 OxMetrics6 软件构建 TVP-VAR 模型, 根据 LR、FPE 等准则确定模型最优滞后阶数为 1, 并参照 Nakajima (2011)^[34]的方法设定本文的模型参数: $(\Sigma_{\beta})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02), (\Sigma_{\alpha})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02), (\Sigma_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4, 0.02), \mu_{\beta_0} = \mu_{\alpha_0} = \mu_{h_0} = 0, \Sigma_{\beta_0} = \Sigma_{\alpha_0} = \Sigma_{h_0} = 10 \times I$ 。

运用 MCMC 算法对模型参数进行估计, 迭代 10 000 次得到有效样本, 参数估计结果见表 2。由表 2 可知, Geweke 的 CD 收敛诊断值均小于 5% 水平下的临界值 1.96, 表明 MCMC 算法抽样收敛。Inef. 值最大为 54.72, 即抽样 10 000 次得到 182 个不相关的样本, 足以支持模型的后验推断。

表 2 模型参数估计结果

Parameter	Mean	Stdev	95%L	95%U	Geweke	Inef.
sb1	0.022 8	0.002 6	0.018 3	0.028 7	0.495	2.16
sb2	0.023 3	0.002 7	0.018 7	0.029 4	0.339	3.16
sa1	0.085 7	0.038 6	0.042 2	0.186 0	0.849	34.72
sa2	0.089 7	0.044 1	0.043 0	0.206 0	0.725	32.35
sh1	0.136 1	0.077 2	0.052 1	0.343 3	0.604	54.72
sh2	0.257 1	0.153 2	0.072 6	0.656 0	0.417	51.25

资料来源: 作者利用 OxMetrics 计算得到。

(五) 结果分析

1. 等间隔脉冲响应分析。

银行理财产品监管套利程度对货币政策冲击的等间隔脉冲响应见图 14。其中, 实线、长虚线和短虚线分别表示滞后 2、4、6 期的动态响应特征。由图可以看出, 银行理财产品监管套利程度对通胀缺口、利率缺口和产出缺口的冲击, 以及利率缺口对银行理财产品监管套利程度、通胀缺口和产出缺口的冲击在等间隔的滞后期总体变化趋势基本相同, 表明模型估计结果是稳健的。

(1) 银行理财产品监管套利程度对通胀缺口、利率缺口和产出缺口冲击的等间隔脉冲响应见图 14 的第一行。由图可见, 通胀缺口受到理财产品监管套利程度一个标准差的正向冲击后, 脉冲响应曲线为负, 曲线持续下降并于 2015 年左右下降到谷底, 随后逐渐减弱, 冲击效果在不同间隔期的差别不大。利率缺口受到理财产品监管套利程度一个标准差的正向冲击后, 脉冲响应曲线为正, 曲线持续上升并于

2017 年左右到达顶峰, 随后逐渐减弱, 冲击的效果在短期较为强烈, 中长期逐渐降低。产出缺口受到理财产品监管套利程度一个标准差的正向冲击后, 脉冲响应曲线为负, 在 2015 年左右脉冲响应曲线由负转正, 冲击效果在长期内逐渐增强。

(2) 利率缺口对银行理财产品监管套利程度、通胀缺口和产出缺口冲击的等间隔脉冲响应见图 14 的第二行。由图可见, 理财产品监管套利程度受到利率缺口一个标准差的正向冲击后, 脉冲响应曲线为正, 在 2014 年左右达到峰值, 随后逐渐减弱, 冲击的效果在中长期较为强烈。通胀缺口受到利率缺口一个标准差的正向冲击后, 脉冲响应曲线为负, 滞后 2、4、6 期的脉冲响应曲线依次在 2015、2017、2018 年左右由负转正, 冲击的效果在长期逐渐增强。产出缺口受到利率缺口一个标准差的正向冲击后, 滞后 2 期和 4 期的脉冲响应曲线为正, 滞后 6 期的脉冲响应曲线由负转正, 冲击的效果在短期较为强烈, 中长期逐渐减弱。

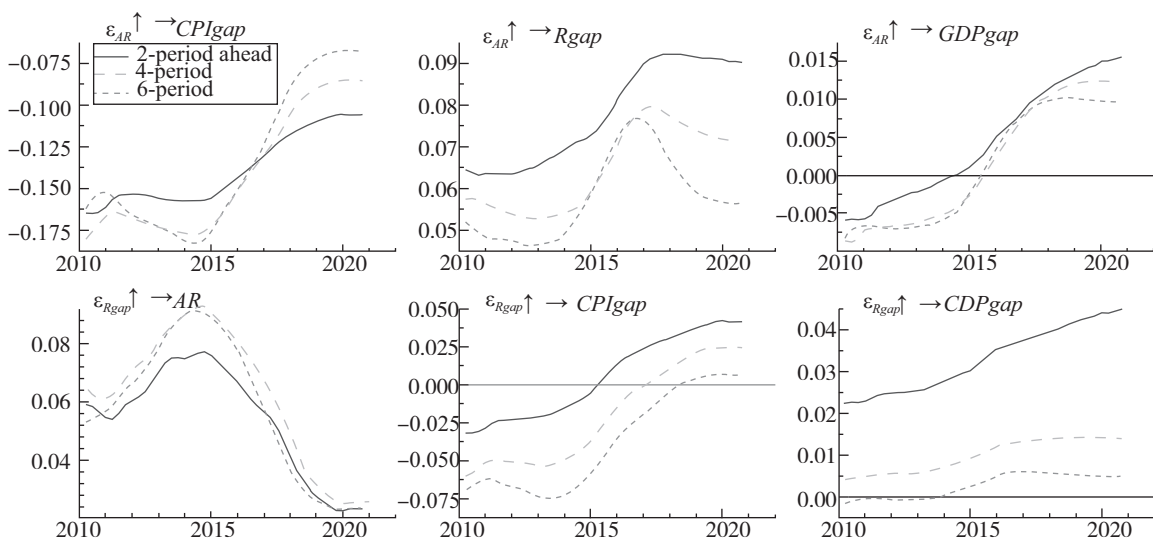


图 14 银行理财产品监管套利程度对货币政策冲击的等间隔脉冲响应图

资料来源: 作者根据实证结果绘制。

2. 时点脉冲响应分析。

银行理财产品监管套利程度对货币政策冲击的时点脉冲响应见图 15。本文以影响银行理财产品的相关政策以及对宏观经济冲击的事件作为选择时点的依据。本文第一个时点为 2015 年第四季度, 央行下调存贷款基准利率, 放开存款利率上限管制, 意味着基本放开利率管制。第二个时点为 2018 年第三季度, 银保监会发布“资管新规细则”和“理财新规”, 明确理财产品的投资范围和过渡期内的估值方法, 全面

规范银行理财业务。第三个时点为 2020 年第一季度, 重大突发公共卫生事件“新冠肺炎”大流行, 对我国经济造成较大冲击。

(1) 银行理财产品监管套利程度对通胀缺口、利率缺口和产出缺口冲击的时点脉冲响应见图 15 的第一行。通胀缺口受到理财产品监管套利程度一个标准差的正向冲击后, 脉冲响应曲线为负, 表明理财产品监管套利程度对通胀缺口产生负向的抑制作用。第一个时点的脉冲响应较为强烈, 曲线继续下降到第二

期达到谷底随后上升。第二和第三个时点的脉冲响应曲线基本重合。利率缺口受到理财产品监管套利程度一个标准差的正向冲击后,脉冲响应曲线为正,表明理财产品监管套利程度对利率缺口产生正向的促进作用。第一个时点的脉冲响应较为强烈,第二和第三个时点的脉冲响应曲线基本重合。产出缺口受到理财产品监管套利程度一个标准差的正向冲击后,脉冲响应曲线为正,表明理财产品监管套利程度对产出缺口产生正向的促进作用,总体上第二和第三个时点的脉冲响应较为强烈,第三期之后第二和第三个时点的脉冲响应曲线基本重合。

(2) 利率缺口对银行理财产品监管套利程度、通胀缺口和产出缺口冲击的脉冲响应见图 15 的第二

行。理财产品监管套利程度受到利率缺口一个标准差的正向冲击后,脉冲响应曲线为正,表明利率缺口对理财产品监管套利程度产生正向的促进作用,第一个时点的响应较为强烈,第二和第三个时点的脉冲响应曲线趋势相同并且基本重合。通胀缺口受到利率缺口一个标准差的正向冲击后,脉冲响应曲线先正后负,第一个时点的脉冲响应较为强烈,第二和第三个时点的脉冲响应曲线基本重合,分别在第二期和第四期由正转负,表明利率缺口对通胀缺口产生先促进后抑制的作用。产出缺口受到利率缺口一个标准差的正向冲击后,脉冲响应曲线为正,表明利率缺口对产出缺口产生正向的促进作用,在三个时点下的脉冲响应曲线基本重合。

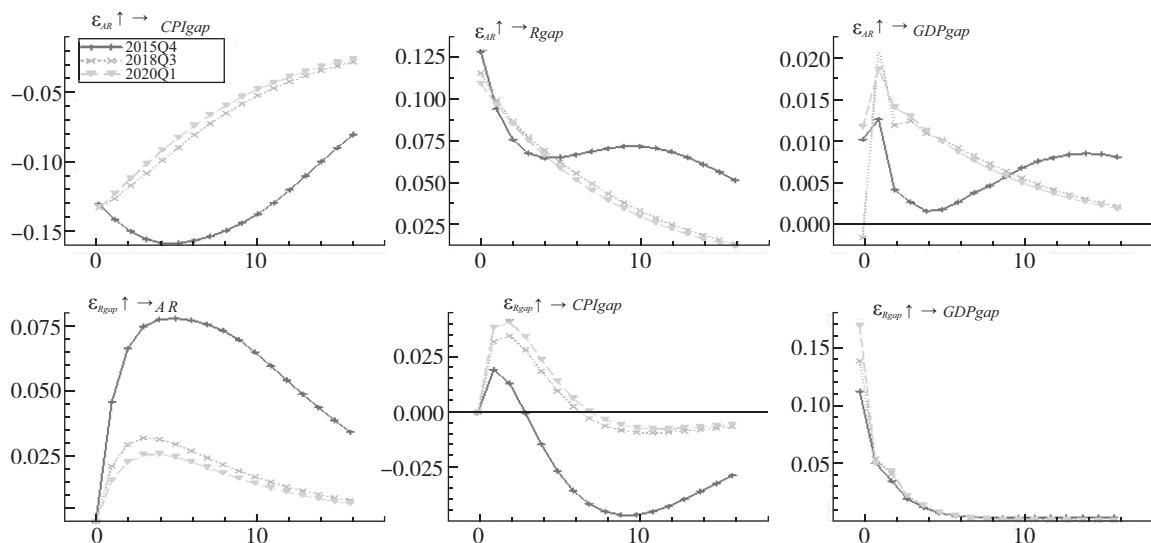


图 15 银行理财产品监管套利程度对货币政策冲击的时点脉冲响应图

资料来源:作者根据实证结果绘制。

六、主要结论与化解监管套利风险的对策

(一) 主要结论

本文对理财产品监管套利程度的测度分为单项测度和总体测度。第一,单项理财产品监管套利程度测度的结果表明,短期、中期和长期的银行理财产品异常收益率呈现出波浪式上升的趋势,从 2018 年至今处于稳中有降的阶段。累积异常收益率呈现出向右上方倾斜的近线性分布,表明近年来各单项理财产品监管套利程度逐渐加深。其中,短期理财产品监管套利程度最大,长期理财产品次之,中期理财产品监管套利程度较低。短期理财产品监管套利的程度最高,与短期理财产品流动性较强有关,与短期资金的机会成本或机会收益有关,也与短期资金市场的供求状况及

短期理财市场的监管较缺失等因素有关。这提示,从期限结构来看,应该将短期理财产品作为监管和化解风险的重点。第二,从理财产品监管套利总体程度的测度来看,银行理财产品异常收益率同样呈现出波浪式上升的趋势,从 2018 年至今处于稳定下降的阶段。累积异常收益率呈现出向右上方倾斜的近线性分布,表明银行理财产品监管套利程度从总体上看也在逐渐加深。出现这种情况的原因,一方面在于 2018 年出台“资管新规”后,理财产品市场受到一定的监管和约束,使理财产品监管套利程度从分布上看在 2018 年以后出现一定程度的下降,这说明“资管新规”有效,应该继续推进将理财产品纳入监管范围。另一方面,理财产品累积异常收益率仍在上升,说明尽管“资管新规”等监管政策产生了一定的效果,

但距离较好地遏制监管套利风险仍有一定差距。

将理财产品监管套利程度引入泰勒规则,通过 TVP-VAR 模型检验发现以下一些特征。第一,银行理财产品监管套利程度对利率缺口产生正向的促进作用,冲击在短期较为强烈,中长期依次减弱。同时,利率缺口对银行理财产品监管套利程度产生正向的促进作用,冲击在中长期较为强烈,在短期相对较小。第二,银行理财产品监管套利程度对产出缺口产生先负向后正向的作用,越往后冲击效果越强,但是波动也较大。银行理财产品监管套利对产出缺口目标的调节具有一定的不确定性。第三,银行理财产品监管套利程度对通胀缺口产生负向的抑制作用,在不同的间隔期脉冲响应曲线差别不大。从总体上看,理财产品监管套利程度主要通过对利率的作用对货币政策造成一定影响。这个实证分析表明,理财产品监管套利程度与利率有一定的正向相关,而且与利率一样对通货膨胀有一定的抑制作用,将理财产品监管套利程度纳入货币政策规则具有一定的实证依据,理财产品监管套利程度可以在一定程度上作为货币政策的关注目标,这个结论与本文在前述的机制分析是吻合的。

(二) 抑制银行理财产品引发监管套利风险的对策

第一,根据理财产品的投资期限做好分类监管,尤其要重点监管短期理财产品。从本文对各单项理财产品监管套利程度的测度结果可知,中期理财产品的监管套利程度较低,而短期和长期理财产品监管套利程度较大。这提示,在防范和化解理财产品监管套利的风险时,可以进行分类监管,并将短期理财产品作为防范和化解风险的重点。可以合理引导短期理财产品延长投资期限,同时缩短长期理财产品的运作期。同时,要打破银行理财产品的刚性兑付,使之回归到资管本质。加强对银行理财产品实行穿透式监管的力度,有效识别理财产品的最终投资者以及理财资金对接的底层资产,打破期限错配的“资产池”模式和切断层层嵌套的“通道”模式,进而有效管控银行理财业务带来的潜在信用和流动性风险等。

第二,继续推进银行理财产品纳入监管体系。本文实证分析表明,虽然理财产品的累积异常收益仍然在逐年上升,但近年来上升幅度有所下降,这是因为理财产品当期的异常收益率从“资管新规”2018年年底出台并实施以来有所下降,带动累积异常收益率上升幅度下降。这表明,“资管新规”在一定程度上

发挥了作用。在“资管新规”“理财新规”的背景下,2018年12月,银保监会发布《商业银行理财子公司管理办法》,引导银行通过设立子公司开展理财业务,理财产品市场逐渐走上正轨。当前,银行理财产品仍处于“资管新规”过渡期内,对不符合新规的“老产品”的处理思路是,从资产端处置不符合监管要求的存量资产,以及从负债端提前终止产品或使之自然到期。监管当局应可出台配套的利好政策加快理财子公司的落地,推进银行理财产品纳入监管体系,转变理财产品常常游离在监管边缘的影子银行属性。同时,需要进一步完善理财子公司业务监管以及风险评估等相关的法律法规。此外有研究表明,2018年出台资管新规后,影子银行系统的活动受到一定程度的抑制,资金虽然“脱虚”,但“向实”的程度有限(彭俞超和何山,2020)^[35]。因此,政策上需要“疏堵”结合,在适度限制包括理财产品在内的影子银行交易活动的同时,应该在信贷上进一步打通向实体经济特别是中小企业输送资金的渠道。

第三,将银行理财产品监管套利程度作为货币政策关注目标。本文理论分析表明,银行理财产品监管套利程度通过多种途径(包括利率传导和中介目标影响等多种机制)与货币政策之间存在相互影响的作用机制。本文的实证分析表明,银行理财产品监管套利程度对利率有正向的影响,对通货膨胀率有负向的影响。理财产品监管套利程度对货币政策的冲击效应的实证分析结果与理论分析取得一致。鉴于这些影响及银行理财产品的规模,可将理财产品监管套利程度作为货币政策的关注目标。

第四,货币政策和宏观审慎政策等政策配合遏制理财产品可能引发的风险。根据本文测度的结果,从总体上看,虽然银行理财产品各单项的异常收益率在2018年“资管新规”出台和实施后“稳中有降”,但是银行理财产品的累积异常收益率仍在一定程度地上升,这表明监管套利程度在提高,由监管套利引发的风险在增加,仅靠“资管新规”等单一政策手段来化解银行理财产品监管套利的风险仍然不够,需要将多种政策和对策结合起来化解相关风险。同时,银行存在为应对更加严格的资本金管理要求,通过发行理财产品将业务表外化,达到规避资本金管理的目的。因此,需要将货币政策与宏观审慎政策配合起来,以遏制影子银行引发的金融风险。当前,保持货币政策的稳定和适度中性,并配合宏观审慎政策,可能是更好的选择。

参考文献

- [1] 曾薇, 陈收, 周忠宝. 金融监管对商业银行产品创新影响——基于两阶段 DEA 模型的研究 [J]. 中国管理科学, 2016 (5): 1-7.
- [2] Rao H, Yue L, Ingram P. Laws of Attraction: Regulatory Arbitrage in the Face of Activism in Right-to-Work States [J]. American Sociological Review, 2011, 76 (3): 365-385.
- [3] Houston J, Lin C, Ma Y. Regulatory Arbitrage and International Bank Flows [J]. The Journal of Finance, 2012, 67 (5): 1845-1895.
- [4] Carbo-valverde S, Kane E, Rodriguez-fernandez F. Regulatory Arbitrage in Cross-border Banking Mergers within the EU [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2012, 44 (8): 1609-1629.
- [5] Karolyi G, Taboada A. Regulatory Arbitrage and Cross-Border Bank Acquisitions [J]. The Journal of Finance, 2015, 70 (6): 2395-2450.
- [6] Ferri G, Pesic V. Bank Regulatory Arbitrage via Risk Weighted Assets Dispersion [J]. Journal of Financial Stability, 2017, 33 (3): 331-345.
- [7] Temesvary J. The Role of Regulatory Arbitrage in U. S. Banks' International Flows: Bank-level Evidence [J]. Economic Inquiry, 2018, 56 (4): 2077-2098.
- [8] Buchak G, Matvos G, Piskorski T, Seru A. Fintech, Regulatory Arbitrage, and the Rise of Shadow Banks [J]. Journal of Financial Economics, 2018, 130 (3): 453-483.
- [9] 郁芸君, 张一林, 彭俞超. 监管规避与隐性金融风险 [J]. 经济研究, 2021 (4): 93-109.
- [10] Carruthers B, Lamoreaux N. Regulatory Races: The Effects of Jurisdictional Competition on Regulatory Standards [J]. Journal of Economic Literature, 2016, 54 (1): 52-97.
- [11] Goyal A. Regulatory Structure for Financial Stability and Development [J]. Economic and Political Weekly, 2010, 45 (39): 51-61.
- [12] Fung H, Yau J, Zhang G. Reported Trade Figure Discrepancy, Regulatory Arbitrage, and Round-tripping: Evidence from the China-Hong Kong Trade Data [J]. Journal of International Business Studies, 2011, 42 (1): 152-176.
- [13] Kroszner R, Strahan P. Financial Regulatory Reform: Challenges Ahead [J]. The American Economic Review, 2011, 101 (3): 242-246.
- [14] Sherpa D. Shadow Banking in India and China: Causes and Consequences [J]. Economic and Political Weekly, 2013, 48 (43): 113-122.
- [15] Erel I, Nadauld T, Stulz R. Why Did Holdings of Highly Rated Securitization Tranches Differ So Much across Banks? [J]. The Review of Financial Studies, 2014, 27 (2): 404-453.
- [16] Boyson N, Fahlenbrach R, Stulz R. Why Don't All Banks Practice Regulatory Arbitrage? Evidence from Usage of Trust-Preferred Securities [J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29 (7): 1821-1859.
- [17] Plantin G. Shadow Banking and Bank Capital Regulation [J]. The Review of Financial Studies, 2015, 28 (1): 146-175.
- [18] Wright L, Rosen D. Rapid Credit Growth and the Risk of Crisis [R]. Center for Strategic and International Studies, 2018: 19-42.
- [19] 马亚明, 贾月华, 侯金丹. 影子银行对我国房地产市场的影响: 基于监管套利视角 [J]. 广东财经大学学报, 2018 (1): 39-48, 71.
- [20] 陈国进, 蒋晓宇, 刘彦臻, 赵向琴. 资产透明度、监管套利与银行系统性风险 [J]. 金融研究, 2021 (3): 18-37.
- [21] 周安. 银行竞争、影子银行与货币政策有效性分析 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (11): 40-56.
- [22] Chen K, Ren J, Zha T. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China [J]. The American Economic Review, 2018, 108 (12): 3891-3936.
- [23] 王艳艳, 王成龙, 于李胜, 郑天宇. 银行高管薪酬延迟政策能抑制影子银行扩张吗? [J]. 管理世界, 2020 (12): 175-185, 211, 186-189.
- [24] Holden J, McLeod C, Edelman M. Regulatory Categorization and Arbitrage: How Daily Fantasy Sports Companies Navigated Regulatory Categories Before and After legalized gambling [J]. American Business Law Journal, 2020, 57 (1): 113-167.
- [25] 陈和, 陈增欢. 商业银行监管套利、影子银行业务与资产结构变化 [J]. 南方金融, 2020 (7): 23-33.
- [26] Boyer P, Kempf H. Regulatory Arbitrage and the Efficiency of Banking Regulation [J]. Journal of Financial Intermediation, 2020, 41 (1): 1-17.
- [27] 蒋为, 张明月, 陈星达. 银行国际化、海外监管套利与风险资产持有 [J]. 中国工业经济, 2021 (5): 76-94.
- [28] 侯成琪, 黄彤彤. 影子银行、监管套利和宏观审慎政策 [J]. 经济研究, 2020 (7): 58-75.
- [29] 王晓倩. 银行理财产品监管套利模式及监管对策研究 [J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2015 (3): 38-46.
- [30] 刘莉亚, 黄叶苞, 周敏. 监管套利、信息透明度与银行的影子——基于中国商业银行理财产品业务的角度 [J]. 经济学 (季刊), 2019 (3): 1035-1060.
- [31] 邵新建, 王兴春, 肖立晟, 覃家琦. 基础货币投放渠道变迁、资金来源竞争与银行理财产品的崛起 [J]. 中国工业经济, 2020 (7): 155-173.
- [32] 王天奇. 商业银行理财业务货币政策传导功能研究——基于利率渠道的实证分析 [J]. 金融理论与实践, 2021 (3): 63-69.
- [33] Taylor J B. Discretion Versus Policy Rules in Practice [J]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993, 39 (1): 195-214.
- [34] Nakajima J. Time-varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications [J]. Monetary and Economic Studies, 2011, 29 (November): 107-142.
- [35] 彭俞超, 何山. 资管新规、影子银行与经济高质量发展 [J]. 世界经济, 2020 (1): 47-69.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

金融冲击、银行资产配置与异质性企业产出波动

Financial Shocks, Bank Asset Allocation and Heterogeneous Enterprise Output Fluctuation

高珂 孙瑞琪 黄琨 李塘

GAO Ke SUN Rui-qi HUANG Kun LI Tang

[摘要] 伴随着我国金融领域改革不断深入和金融体系不断完善,利率市场化进程有序推进,商业银行经营业务持续扩大,传统的信贷资产和以债券为代表的证券资产正成为商业银行最主要的资产配置方向,带来银行资产结构的变化与调整。研究商业银行资产配置行为在外生冲击的传导过程中所起的作用,对于我们更好地理解金融与实体经济的关系具有一定理论价值和现实意义。本文研究了金融冲击通过银行资产配置行为影响实体企业产出的传导机制,发现以金融市场冲击和信贷政策冲击为代表的金融冲击能够带来扩散效应和非对称效应,会通过银行内生的资产配置行为扩散到两类企业生产中,对这两类企业的产出产生不同影响。此外,本文对上述传导机制进行了实证检验,研究结果说明了上述传导机制的合理性及对现实的解释能力。

[关键词] 金融冲击 银行资产配置 银行资产负债表 企业产出

[中图分类号] F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0035-16

Abstract: With the deepening financial reform and the continuous improvement of the financial system in China, the process of interest rate marketization is developing in an orderly manner, and the business of commercial banks is expanding continuously, traditional credit assets and securities assets represented by bonds are becoming the main asset allocation direction of commercial banks, bringing changes and adjustments to the bank's asset structure. The study of the balance sheet of commercial banks, especially the role of bank asset allocation in the transmission process of exogenous shocks, has certain theoretical value and practical significance for us to better understand the relationship between finance and the real economy. This paper studies the transmission mechanism of the impact of exogenous shocks on the output of real enterprises through the asset allocation behavior of banks. The results shows that financial shocks represented by financial market shocks and credit policy shocks affect the output of real enterprises through the endogenous asset allocation behavior of banks, and this effect has diffusion effect and asymmetric effect. Subsequently, this paper also conducts empirical tests on the above mechanism, and the results shows the effectiveness of it.

Key words: Financial shock Bank assets allocation Bank balance sheet Enterprise output

[收稿日期] 2021-06-02

[作者简介] 高珂, 1987年5月生, 北京大学经济学院博士后, 国家税务总局副研究员, 研究方向为财政金融理论与政策; 孙瑞琪, 1990年9月生, 山东大学经济研究院特别资助博士后, 研究方向为资本市场; 黄琨, 1990年7月生, 就职于中国工商银行总行, 研究方向为金融风险、经济增长; 李塘, 2000年2月生, 山东财经大学会计学院本科生, 研究方向为金融审计。本文通讯作者为孙瑞琪, 联系方式为 ruiqi_sun@126.com。

[基金项目] 中国职业技术教育学会——新时代中国职业教育研究院项目“建党百年: 产业经济学视角下中国工业发展历史与贡献研究”(项目编号: SZ21D003), “增加人力资本投入与提高职业教育贡献率研究”(项目编号: SZ21D004); 2020年度山东省社科规划重大理论和现实问题协同创新研究专项“财政金融助推经济高质量发展研究”(项目编号: 20CCXJ24); 2021年山东省人文社会科学课题“习近平新时代中国特色社会主义思想研究”(项目编号: 2021-ZXXX-04)。

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

银行资产和负债市场的金融一体化使得资产负债表约束高度相关,导致金融和宏观经济高度相互依存(Dedola等,2013^[1])。随着商业银行经营业务的扩大和利率市场化进程的推进,信贷资产和证券资产正在成为商业银行最主要的资产配置方向,银行的资产结构也在发生较大变化。这两类资产具有不同的收益率特征和投向领域,在收益率特征方面,两类资产的收益率均值和外生扰动来源不同,银行信贷一般受贷款基准利率或LPR利率影响,债券等证券资产的收益率则与金融市场的波动密切相关,受到市场流动性、供求关系的影响较大;在资金的投向领域方面,两类资产的最终投向行业具有不同的资本密集程度。银行贷款除了要考虑自身盈利以外,还要受到监管部门的信贷政策引导。在这种情况下,银行就至少会受到来自金融体系的两类冲击,一种是资产价格带来的冲击,另外一种则是外部货币或监管政策变化带来的冲击。当外部冲击发生时,银行将会如何调整资产结构?这种调整对实体经济会带来何种影响?又会对不同类型的企业的产出带来什么样的作用?本文针对这些进行了探索和研究。

我们利用DSGE模型对金融冲击——银行资产配置——异质性企业产出进行建模,研究结果显示,当外生的信贷政策冲击使信贷资产收益率下降时,冲击会通过银行资产配置行为对实体企业的产出造成影响。具体而言,来自金融市场的波动冲击,首先会影响证券资产的收益率,进而通过银行内生的资产配置行为影响证券资产和信贷资产的持有比例,最终对两类生产企业的生产规模都产生影响。本文在已有文献和研究的基础上做出如下探索:第一,在Gertler和Karadi(2011)^[2]的模型基础上,根据我国银行资产的特有性质,将其分为两类具有不同收益率特征的资产,即信贷和证券资产。信贷利率受政府的隐性约束,商业银行无法对贷款自由定价,只能围绕贷款基准利率做上下微调,因此,信贷收益率的变动主要来自信贷政策调整贷款基准利率。相比之下,证券资产可以在银行间市场自由交易,证券资产收益率随金融市场的供求而定。对银行资产的扩展和丰富,不仅可以使本文模型捕捉到金融中介对外生冲击所产生的放大效应,还能捕捉到银行资产配置行为对外生冲击所产生的扩散效应。第二,将利用银行资产融资的企业

细分为两类。这两类企业具有不同的属性,一类是劳动密集型,另一类是资本密集型。这种设定方式在一定程度上也符合我国的实际情况,使模型可以更好地用来解释国内宏观经济波动。第三,在实证检验金融因素与实体经济的关系时,已有文献大多是从社会融资规模、总贷款等角度考察对经济总产出的影响,本文进一步将金融因素细分为银行信贷和证券资产,将GDP分为资本密集型行业产出和劳动密集型行业产出,从而更加细致地考察不同资产的收益率如何影响不同金融资产的规模和企业产出。

二、文献综述

2008年金融危机的出现使研究者更为重视金融因素对实体经济的影响,并从理论分析和实证检验两个角度研究了金融变化对实体经济带来的影响。金融冲击能够对经济产出产生影响(Gilchrist和Zakrajšek,2012^[3];刘金全等,2017^[4]),Nolan和Thoenissen(2009)^[5]、Jermann和Quadrini(2012)^[6]研究发现,美国45%左右的产出波动可以用金融冲击来解释。Christiano等(2014)^[7]在分析框架中引入投资价格冲击、投资效率冲击、金融财富冲击和风险冲击等四种“金融冲击”,发现在金融中介的传导下成为驱动美国与欧元区经济波动的主要力量。Caldara等(2016)^[8]通过在DSGE模型中加入金融摩擦与金融冲击,认为金融冲击对产出波动的影响极大。金融冲击也是驱动我国经济周期波动的主要因素之一(鄢莉莉和王一鸣,2012^[9];王培辉和康书生,2018^[10]),来自金融市场的各种外生冲击和金融摩擦已经成为影响中国产出和宏观经济波动的重要因素(刘晓星和姚登宝,2016^[11];曹金飞,2019^[12])。在王国静和田国强(2014)^[13]的研究中,将金融部门对企业借贷能力的扰动定义为金融冲击,它能够解释我国近80%的产出增长波动,金融冲击会使产出、消费、投资和就业出现大幅下降。

伴随着金融因素在宏观经济波动研究中受重视的程度上升,为了更加深入地分析和解释金融冲击对产出影响的内在机制,银行作为金融体系的重要组成部分,逐步被作为一个独立部门纳入理论分析框架中。虽然当前金融体系越来越完善,但银行贷款依然是企业最重要的资金来源,当外部环境发生变化时,银行行为是对经济产生影响的重要环节,银行杠杆的调整是货币传导机制的关键,货币传导机制通过风险承担

的波动发挥作用 (Bruno 和 Shin, 2015^[14])。根据建模策略的不同,包含金融因素的 DSGE 模型可以分为四大类:包含金融加速器机制的模型、包含抵押物约束机制的模型、包含银行资本机制的模型和包含银行利差机制的模型 (马勇, 2013^[15])。通过对文献的梳理,可以发现银行对经济产出造成影响的因素主要为银行资本变动、银行竞争结构、银行异质性等因素。相较于对其他因素的研究,银行资本变动在该领域得到了最多关注。如 Meh 和 Moran (2010)^[16] 建立了一个包含银行资本状况的动态随机一般均衡模型,发现在银行资本状况能够影响银行自身吸引可贷资金能力的情况下,银行资本冲击将导致产出和投资大幅下降,除此之外,银行资本的变动还能够放大技术冲击对产出、投资和通货膨胀的影响,加剧经济波动; Dell'Ariccia 等 (2014)^[17] 发现当银行可以调整自身资本结构时,实际利率的降低会导致任何向下倾斜的贷款需求函数产生更大的杠杆作用和更高的风险; Angeloni 和 Faia (2013)^[18] 在 Jermann 和 Quadrini (2012)^[6]、Guerron-Quintana 等 (2011)^[19] 的研究基础上将银行业纳入宏观模型中,外部生产率或货币政策变化带来的冲击能够影响银行杠杆率和经营风险,银行的顺周期资本要求 (类似于巴塞尔 II 资本协议中的要求) 将放大产出和通胀对其他冲击的反应,增加产出和通胀的波动性,并降低全社会福利。

银行资产变动之所以会影响实体经济产出,主要是有以下几个机制在发挥作用。一是银行会受到外部金融体系的冲击,在外部金融冲击出现时,银行作为重要的金融中介,将面临多种风险。出于对风险规避以及自身利益的考虑,银行会调整自身的资产结构,导致资产价格变化,对实体经济产生影响。Gerali 等 (2010)^[20] 通过在一个含有金融摩擦的 DSGE 模型中引入不完全竞争的银行部门,研究了当出现货币和技术冲击时银行资本变动对实体经济的影响和传导路径,发现银行资本出现突然下降的情况时,由于银行需要去杠杆化,将引发贷款保证金的增加和信贷量的收缩,继而严重影响企业投资和总消费,对经济产出产生重大的负面影响。Angeloni 等 (2015)^[21] 研究了货币政策对银行风险的影响,发现货币扩张会增加银行杠杆率和风险,较高的银行风险放大了资产价格波动,降低了均衡产出。李天宇等 (2017)^[22] 在传统的商业银行资产负债表中引入银行的内生破产机制,发

现未来可能出现的资本损失和破产风险将会影响银行资产负债表的动态平衡与资本积累。Gertler 和 Kiyotaki (2015)^[23]、Gertler 等 (2016)^[24] 受金融危机中影子银行的演变机制启发,建立了含影子银行展期风险的 DSGE 模型,认为外部变化能够带来银行资产的甩卖,致使资产价值下降,增加金融部门的资产负债约束,对产出造成影响。Gertler 和 Kiyotaki (2015)^[23] 在该模型中还说明了金融部门的放大效应,即一个微小的外部冲击,经由影子银行放大后,也可能引起一场大的经济危机。二是外部金融体系的冲击会影响银行的融资能力,导致实体经济受到影响。Elenev 等 (2021)^[25] 认为银行的高杠杆率远远超过了企业,公司违约会给银行带来损失,会将原本适度的信贷损失放大为金融灾难。当违约发生时,金融中介机构筹集新债务和新股本的能力受到限制,银行会削减企业贷款,导致金融中介的规模持续萎缩,致使信贷供给减少影响实体经济,抑制投资和产出。王擎和田娇 (2016)^[26] 基于银行资本的角度,建立包含异质性银行部门的模型,从而内生化了银行间市场的违约概率,研究发现提高资本监管要求的幅度会对宏观经济波动产生不同影响,不超过各类银行资本充足平均水平的小幅度提升监管要求,有助于抑制系统性风险传递;若监管要求超出原有资本不足类型银行资本充足的平均水平,经济波动会增大;若继续提高至超过各类型银行的平均水平,经济波动的变化方向变得混沌不清。三是人们情绪的波动尤其是恐慌情绪的出现可能会引发挤兑,导致银行资产不足,在巨大外部冲击的情况下,经济危机也可能发生。Gertler 等 (2020)^[27] 将银行和银行恐慌纳入传统的宏观经济框架,他们发现当经济接近稳定状态时,即使存在一定的外部冲击,因为银行拥有足够强大的资产负债表,经济危机不会发生。然而,在经济衰退中,银行的资产负债表较为脆弱,尤其是人们情绪的变化会带来杠杆率上升,从而增加经济的脆弱性,小规模或偶然出现的冲击都可能产生对实体经济具有毁灭性后果的挤兑。四是银行可能会放大其他领域存在的风险。熊琛和金昊 (2018)^[28] 建立的 DSGE 模型中包含一个持有企业资产和地方政府债券的金融部门,地方政府债券具有违约风险,银行面临杠杆率约束风险,结果发现两者之间的风险可以相互传导和放大,致使经济产生较大波动。康立和龚六堂 (2014)^[29] 将银行资产负债表引入开放经济的 DSGE 模型,将企业分成异质性

的出口企业而非出口企业,从而研究了国际经济危机如何从影响一国的出口需求,进而引起到该国银行资产损失,并最终加速传导给该国的非出口贸易部门。

以往关于银行资本对经济波动或产出影响的研究主要关注的是对经济危机的解释,研究宏观政策如何可以更加有效地缓解经济波动,使经济运行更加平稳健康,建模思想也相应地主要集中在外部风险和金融中介部门上,对企业异质性以及银行自身行为关注较少。实际上,在现实经济社会中,企业具有多种融资模式并在生产经营上具有较大异质性,另外随着我国融资体系和相关制度的不断发展和完善,我国商业银行允许参与经营的业务也在不断扩大,银行资产端产品不断丰富,商业银行不断增加债券、同业等证券资产的持有比重,从收益率特征和资金最终的使用领域来看,这些资产各具特点,并不完全相同。当金融体系出现外部冲击时,银行在自主持有这些不同资产的情况下,给不同企业产出带来的影响可能有较大差异,出现的结果也可能与传统预期有所差异。鉴于此,我们在过去大量研究的基础上,将资本的异质性和企业的异质性纳入到DSGE模型中,研究金融冲击对产出的影响和传导机制,并利用2007年1月到2018年12月的月度金融和宏观数据进行进一步探讨。

三、基准模型的构建

本部分将通过理论建模的方式,分析来自金融体系的外生冲击如何影响银行资产的配置行为,最终影响异质性企业的产出。由于本研究主要想揭示的是金融冲击出现时银行在调整资产配置以实现自身效用最大化过程中对异质性企业产出的影响,因此为了聚焦我们的研究内容,更为清楚地解释银行资产配置对两种企业产出的影响,我们在考虑现实情况和过去研究的基础上,对现实世界进行了一定简化与抽象。本部分建立的理论模型主要包含以下三个假设:

一是金融部门(银行)持有信贷和证券两类资产。考虑到当前企业主要使用的融资方法,参考王国静和田国强(2014)^[13]、Ferrante(2019)^[30]使用的简化方法,假设企业仅存在两种融资方式,一种是通过发行债券进行融资,另外一种为贷款融资。图1反映了近十年来社会融资的变化情况。社会融资规模是指一定时期内实体经济从金融体系获得的资金总额,是增量概念,通过对2011年到2020年人民币贷款、企业债券、非金融企业境内股票这三者的社会融资规

模变化可以发现,除了在2017年,我国企业的融资方式主要为银行贷款和债券融资,股权融资尚未成为我国企业的主要融资方式,因此这种假设符合我国当前大部分企业借贷的实际情况。

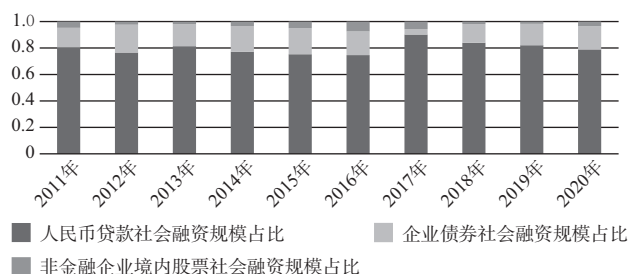


图1 2011—2020年主要社会融资方式占比

数据来源:国家统计局网站。

二是假设企业主要分为依赖债券融资的企业和贷款融资的企业。虽然企业的分类方式有很多种,但是从银行资产配置的角度出发,银行资产主要为债券和借贷,从企业融资的方式来说,主要依靠借贷和发放债券,综合这两点,将企业分为主要依赖债券融资的企业和信贷融资的企业。信贷资产和证券资产的收益率不同,而且收益率受到的外生冲击也不同。信贷资产收益率受信贷政策冲击的影响,而证券资产受金融市场冲击的影响,从我国来看,直接影响债券市场的金融市场冲击可以看作是流动性风险和信用风险,这两种变化都会直接影响证券价格尤其是企业债券价格的波动(高强和邹恒甫,2015^[31]),另外金融创新、宏观行业变化等多种因素也可能带来债市的波动,短期内(六个月内)互联网理财创新会引起传统债市收益率的波动增大(庄雷等,2015^[32];赵静和方兆本,2011^[33])。

三是假设依赖债券融资的企业为资本密集型企业,依赖贷款融资的企业为劳动密集型企业。考虑到我们在建立模型的过程中,将两类企业从融资的角度分为依赖债券融资的企业和依赖信贷融资的企业,需要说明的是,这是为了更加清晰地阐述金融冲击对异质性企业产出的影响而对现实世界进行的合理简化,现实世界中企业的融资方式可能与这种分类有一定差异,比如能够依靠债券融资的企业往往也可以依靠信贷融资。现实中利用银行信贷融资的企业既有资本密集型,也有劳动密集型,综合来看,信贷融资企业的资本产出弹性应该低于证券融资企业的资本产出弹性,而资本密集型企业往往更容易受到资本因素的影响,这就为模型中两类企业的划分和现实中两种企业

的划分提供了联系。这种分类方式也类似于文献中经常出现的国有和非国有企业划分,例如陈晓光和张宇麟(2010)^[34]、王去非等(2015)^[35]。在参数校准时,信贷融资企业的资本产出弹性低于证券融资企业的资本产出弹性。

模型以 Gertler 和 Karadi (2011)^[2]、Iacoviello (2005)^[36]的研究为基础,进行了扩展设定。家庭向中间品生产商提供劳动,向银行部门提供储蓄。银行再将储蓄存款和净资本配置给两类中间品生产商,即 A 类生产性企业和 B 类生产性企业。A 类企业主要集中于资本密集型行业,以信用评级高,信息透明度高的中大型企业为主,或有政府背书的国有企业。这类企业可以在金融市场上以发债方式来进行直接融资。B 类企业则依靠银行贷款融资。相对于 A 类企业, B 类企业属于劳动密集型企业。两类企业融资后进行生产,将产品卖给包装商,包装商将商品进行打包后卖给零售商,零售商生产的商品为最终品。引入零售商的目的是为了引入价格黏性。零售商将最终产品卖给家庭等用于消费、卖给资本品生产商用于生产投资品。^①

(一) 家庭

假设有 $[0, 1]$ 无数个同质家庭,每一个家庭都进行消费、储蓄和提供劳动。每一个家庭内部由两类人组成:工作者和银行家。工作者提供劳动,为家庭赚取劳动工资;银行家管理着金融中介机构(银行),因此家庭是银行的所有者,赚取的利润也返还给家庭。在代表性家庭内部,银行家所占比例为 f ,工作者所占比例为 $1-f$ 。

特别地,银行家在每一期都面临着一个小于 1 的生存概率 σ 。也就是说,在每一期的期末时,银行有 σ 的概率能够进入下一期的生产经营中。每一期有 $(1-\sigma)f$ 的银行家退出金融中介活动,转为劳动工作者。 σ 独立于历史分布,银行家能否进入下一期和他已经生存了多少期无关。通过这个假设,银行家的平均生存时间为 $1/(1-\sigma)$ 。之所以引入银行家的有限期生存假设,是为了防止银行家通过积累足够的利润,使得利用自有资金就可以完全满足生产性企业融资资金需求。为了保持银行家和工作者的比例不变,我们假设每一期有同样多的劳动工作者变为

银行家,家庭会提供给新银行家开展金融中介活动所需的启动资金。在引入金融中介时,我们会介绍这一点。

代表性家庭的最优化问题为:

$$\begin{aligned} \text{Max} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i & \left[\ln \left(C_{t+i} - h C_{t+i-1} - \frac{\chi}{1+\varphi} L_{t+i}^{1+\varphi} \right) \right] \\ \text{s.t. } P_t C_t &= W_t L_t + \Pi_t^H + T_t + R_t D_{t-1} - D_t \end{aligned} \quad (1)$$

其中,在目标函数中, C_t 表示家庭实际消费, L_t 表示家庭的劳动供给, β 是家庭的跨期折现因子, h 是决定消费惯性的参数, φ 是 Frisch 劳动供给弹性的倒数, χ 表示劳动所带来的效用的权重。在代表性家庭的预算约束等式中, P_t 是价格水平, W_t 是家庭提供劳动的名义工资, Π_t^H 是家庭从金融中介和非金融企业所有权中所获得的利润^②, T_t 是一次性总量税, D_t 是家庭在 t 期期初时决定存入银行的存款总额, R_t 是从 $t-1$ 期期初到 t 期期初所对应的存款 D_{t-1} 的名义总收益率, $R_t D_{t-1}$ 是家庭上一期存款在当期所收获的总收益。 $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$, 表示通货膨胀率。对 C_t , L_t , D_t 求导,得到家庭最优化问题的一阶条件:

$$\begin{aligned} P_t \lambda_t^h &= [(C_t - h C_{t-1})^{-1} - \beta h E_t (C_{t+1} - h C_t)^{-1}] \\ \lambda_t^h W_t &= \chi L_t^\varphi \\ E_t (\Lambda_{t,t+1} R_{t+1}) &= 1, \text{ 其中 } \Lambda_{t,t+1} = \frac{\lambda_{t+1}^h}{\lambda_t^h} \beta \end{aligned} \quad (2)$$

(二) 金融部门

1. 银行的资产负债表。

在金融市场上,商业银行担负着资金融通的作用,在资金供需者之间起媒介或桥梁作用。一方面,银行可以从两种渠道获得资金:一是自身的留存收益,另一个是家庭的存款。这也是银行资产负债表中构成负债端的两类资金。另一方面,银行可以通过两种方式进行投资:一种是信贷资产,一种是证券资产。在 t 期期初时,银行向企业投放期限为一次的信贷 b_t , 等贷款到期时 ($t+1$ 期期初),收取 R_{bt+1} 的名义总收益率,而且,银行向企业发放的贷款受到企业可抵押资产价值的影响。类似地,银行购买企业发行的证券资产数目为 s_t , 价格为 Q_t 。与信贷资产有所不

① 由于篇幅所限,模型的具体推导过程可向作者索取。

② 根据下文的设定, Π_t^H 的表达式为: $\Pi_t^H = Q_t [(1-\delta)K_t^A + A(I_t, I_{t-1})] - Q_t(1-\delta)K_t^A - P_t I_t + (1-\sigma) \{ [(R_{bt} - R_t) + (R_{bt} - R_t)x_{t-1}] \psi_{t-1} + R_t \} N_{t-1} - \omega^e (Q_t + x_{t-1} Q_{t-1}) S_{t-1}$ 。

同的是, 证券资产的收益率 R_{kt+1} 是波动的, 取决于企业经营或者金融市场的表现。总之, 银行的资产负债表可以看作如下等式关系:

$$Q_t s_t + b_t = n_t + d_t \quad (3)$$

2. 银行净价值 n_t 的演化过程。

随着时间推移, 银行权益资本 n_t 的变化取决于资产端的收益与负债端的利息支出之间的差额:

$$n_t = R_{kt} Q_{t-1} s_{t-1} + R_{bt} b_{t-1} - R_t d_{t-1} \quad (4)$$

3. 道德风险问题。

鉴于银行家面临融资约束, 他有动机将所有的盈利保存下来, 直到他退出中介服务。当他退出时, 将其积累的所有资金消费掉。因此, 银行家的目标是最大化其未来最终股息的预期贴现值:

$$V_t = E_t \left(\sum_{i=0}^{\infty} (1-\sigma) \sigma^{i-1} A_{t,t+i} n_{t+i} \right) \quad (5)$$

因为银行家通过融资所获取的收益率 R_{kt} 和 R_{bt} , 高于从家庭吸收存款时支付给储户的利率 R_t , 所以, 银行家有动机无限地从家庭吸收存款, 扩大资产规模。为了限制银行家无限制扩大资产规模的能力, 我们引入一个道德风险问题: 当银行家获得存款以后, 他可以将自己管理资金的 θ 比例挪作私人用途。当家庭意识到这一点时, 家庭就不会无限制地将钱存入中介机构。银行将存款挪作他用的代价是, 储户可以强制要求银行进行破产清算, 从而获得银行剩余的 $(1-\theta)$ 部分的净价值。

若要家庭愿意将钱存入中介机构, 银行正常经营所获得的净价值必须大于其将存款挪作私人用途所获得的价值, 即如下激励相容约束:

$$V_t \geq \theta(x_t) (Q_t s_t + b_t) \quad (6)$$

值得注意的是, 我们假设银行家能够挪用的资金比例 θ 是 x_t 的函数, $\theta(x_t) = \theta(\eta x_t + \kappa)$ 。信贷资产的收益率相对固定, 家庭更容易监督信贷的到期付款和违约情况。但是, 证券资产存在很大程度的不确定性, 银行家可以较为容易地在金融市场上以私人目的来交易证券, 从而将证券资产出现的损失归因于金融市场风险。所以, 当 x_t 越大, 信贷资产所占比例越高, 银行家能够挪用的资金比例 θ 越低, 即 $\eta < 0$ 。将 x_t 和 $\theta(x_t)$ 的表达式代入, 约束条件变为:

$$V_t \geq \theta(\eta x_t + \kappa) (1+x_t) Q_t s_t \quad (7)$$

4. 银行的最优化问题。

银行的最优化问题可以表述如下:

$$\begin{aligned} V_t(s_t, x_t, n_t) &= E_t A_{t,t+1} \{ (1-\sigma) n_{t+1} + \sigma \max_{s_{t+1}, x_{t+1}} [V_{t+1}(s_{t+1}, x_{t+1}, n_{t+1})] \} \\ \text{s.t. } n_t &= [(R_{kt} - R_t) + (R_{bt} - R_t) x_{t-1}] Q_{t-1} s_{t-1} + R_t n_{t-1} \\ V_t &\geq \theta(\eta x_t + \kappa) (1+x_t) Q_t s_t \end{aligned} \quad (8)$$

5. 银行总价值 N_t 的运动方程。

在 t 期时, 银行的总价值 N_t 等于成功从上一期生存下来的银行和当期新进入银行的净价值之和, 即:

$$N_t = N_{ot} + N_{et} \quad (9)$$

其中, N_{ot} 是成功从上一期生存下来的银行的净价值, 等于生存概率 σ 乘以其净价值; N_{et} 是当期新进入的银行的净价值, 等于退出的银行资产乘以新银行从退出者继承的资产比例 $\omega^e / (1-\sigma)$ 。两者的表达式分别为:

$$\begin{aligned} N_{ot} &= \sigma \{ [(R_{kt} - R_t) + (R_{bt} - R_t) x_{t-1}] \psi_{t-1} N_{t-1} + R_t N_{t-1} \} \\ N_{et} &= \frac{\omega^e}{(1-\sigma)} (1-\sigma) (Q_t s_{t-1} + b_{t-1}) \end{aligned} \quad (10)$$

(三) A 类中间品生产商: 资本密集型企业

假设有 $[0, 1]$ 连续多个生产企业。每一个企业都是同质的, 采用 CES 的柯布-道格拉斯生产技术, 以资本 K_t^A 和劳动 L_t^A 作为生产要素, 生产出的产品 Y_t^A 作为整个经济体的中间品。因为每个企业都是同质的, 所以我们可以将各个生产要素直接进行加总, 得到该部门的总量生产函数:

$$Y_t^A = A_t^k (K_t^A)^\alpha (L_t^A)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (11)$$

其中, A_t^k 是该类型企业面临的外生供给冲击, 服从一个平稳的 Markov 过程。

在介绍银行时, 我们认为该类企业通过发行证券资产得到的资本数量为 S_t , 进一步地, 我们假设 S_t 是在 t 期由银行融资所得, 为 $t+1$ 期的生产做准备的资本, 记为“准备资本 S_t ”。准备资本 S_t 是当期投资和未折旧的原有生产资本之和, 即:

$$S_t = I_t + (1-\delta) K_t^A \quad (12)$$

在受到 $t+1$ 期的资产质量冲击 ξ_{t+1} 后, 准备资本 S_t 转化为当期可以投入生产的生产资本 K_{t+1}^A :

$$K_{t+1}^A = \xi_{t+1} S_t \quad (13)$$

资产质量冲击的引入, 使得证券资产价格有了外

生的变动来源,从而资本的价格内生于模型动态。根据本文的假定,证券资产指的是债券等可以在银行间市场上交易的证券。因此,本文的资产质量冲击又可以视为金融市场冲击,代表外来的金融市场波动。

假设该部门的产品价格为 P_t^A , 借鉴 Miao (2014)^[37] 对企业股权融资的处理方式,资本密集型的企业大多是国有企业或大型企业。企业的法人治理结构使得该类企业的目标是最大化股东权益,即:

$$\begin{aligned} \text{Max} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \frac{\lambda_{t+i}^h}{\lambda_t^h} \text{div}_{t+i} \\ \text{div}_t = P_t^A Y_t^A - W_t^A L_t^A - R_{kt} Q_{t-1} s_{t-1} + (1-\delta) Q_t \xi_t s_{t-1} \end{aligned} \quad (14)$$

对上述最优化问题求解,可以得到劳动需求函数和每单位资本的利润率分别为:

$$\begin{aligned} P_t^A (1-\alpha) \frac{Y_t^A}{L_t^A} &= W_t^A \\ Z_t^A &= \frac{P_t^A Y_t^A - W_t^A L_t^A}{K_t^A} = P_t^A \alpha A_t^k (L_t^A / K_t^A)^{1-\alpha} \end{aligned} \quad (15)$$

根据 Z_t^A 的表达式,可以进一步地得出每单位资本的收益率 R_{kt+1} 为:

$$R_{kt+1} = \frac{[Z_{t+1}^A + (1-\delta) Q_{t+1}]}{Q_t} \xi_{t+1} \quad (16)$$

(四) B类中间品生产商:劳动密集型企业

该类生产商采用 Iacoviello (2005)^[36] 中企业家的假定,具体而言,企业通过选择消费 C_t^B 、劳动 L_t^B 、信贷融资数量(贷款) B_t 、生产数量 Y_t^B 来最大化如下问题:

$$\begin{aligned} \text{Max} E_t \sum_{i=0}^{\infty} [\beta^{Bt+i} \ln(C_{t+i}^B - h C_{t+i+1}^B)] \\ \text{s.t. } Y_t^B &= A_t^b \bar{h}_t^v (L_t^B)^{1-v} \\ P_t^B Y_t^B + B_t + Q_t \bar{h}_{t-1} &= P_t C_t^B + W_t^B L_t^B + R_{bt} B_{t-1} + Q_t \bar{h}_t \\ B_t &\leq m E_t (Q_{t+1}^B \bar{h}_t / R_{bt+1}) \end{aligned} \quad (17)$$

其中, β_t^B 是企业的贴现因子。为了保证在稳态时该类企业是资金的净借入方,需要 $\beta_t^B < \beta_t$ 。第一个约束等式表示企业的生产函数,类似 A 类生产企业,投入要素是劳动 L_t^B 和资本 $\bar{h}_t$, 产出品是 Y_t^B , v 是资本的产出份额。第二个等式表示企业的预算约束,等号左边是当期的总收入,右侧是当期的总支出, Q_t^B 是信贷融资企业的抵押资产价格, W_t^B 是劳动工人的名

义工资, R_{bt} 是贷款资金的利率。第三个等式是企业的抵押约束,表示企业可以获得的贷款金额 B_t 受到可以抵押的资产的预期价值的影响。作为债务人,如果企业不能按时履约还贷,贷款者可以收回 $(1-m)$ 比例的借款者抵押资产。

将生产函数代入预算约束,消去 Y_t^B 。再令 λ_t^B 为借贷约束所对应的拉氏乘子, λ_t^B 为预算约束对应的拉氏乘子。对 B_t 、 L_t^B 、 C_t^B 、 $\bar{h}_t$ 求导的一阶条件和约束等式构成了最终的动力系统中的一部分。

由于 B 类企业采用信贷融资,因此贷款利率是影响该类企业生产规模的重要因素。2015 年以前中国的存贷款利率是受到政府严格管制的,在 2015 年以后,虽然名义上政府取消了对存贷款利率的管制,但是银行间普遍还存在政府对存贷款利率的窗口指导,如市场利率定价自律机制。借鉴陈晓光和张宇麟 (2010)^[34] 的设定,本文假定在企业融资成本和银行的资金成本之间存在一个固定的成本加成 Δ , Δ 可以解释为央行设定的存贷利差。存贷利差保护机制使得银行贷款有稳定的收益来源。在我国利率市场化尚未完全、市场利率定价和传导机制尚未完善时,央行为银行设定信贷利率基准是保证金融市场稳定的一种重要方式。

$$R_{bt} = R_t (1+\Delta) + e_t^l \quad (18)$$

其中, e_t^l 是外生的信贷政策冲击,来自央行对信贷利率定价的指导。当 e_t^l 为负值时,信贷政策导向是宽松,信贷利率 R_t^B 随之下降,政府试图扩大信贷规模,刺激经济扩张。

(五) 资本生产商

在每期期初,资本生产商从中间品生产商处购买使用过的“旧资产”,从最终品生产商处购买最终产品用作生产资本品。从生产商处购得 $x_{k,t} = (1-\delta) K_t^A$ 的旧资产,一比一地转化为新资产,所以购买价为 Q_t ; 从最终产品生产商处购买 $A(I_t, I_{t-1})$ 的最终品用于投资,购买价格为 P_t 。其最大化问题为:

$$\begin{aligned} \text{Max} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i}^h \{ Q_{t+i} [x_{k,t+i} + A(I_{t+i}, I_{t+i-1})] \\ - Q_{t+i} x_{k,t+i} - P_{t+i} I_{t+i} \} \end{aligned} \quad (19)$$

可以得到资本的运动方程为:

$$K_{t+1}^A = \xi_{t+1} (1-\delta) K_t^A + A(I_t, I_{t-1}) \quad (20)$$

(六) 包装商和零售商

1. 包装商。

包装商从市场上收购以上两类生产型企业的产品 Y_t^A 和 Y_t^B , 使用 CES 生产技术生产组合商品 y_t , 并将其出售给零售商, 出售的组合商品的价格为 P_t 。生产的利润最大化问题为:

$$\begin{aligned} \max_{Y_t^A, Y_t^B} & \bar{P}_t y_t - P_t^A Y_t^A - P_t^B Y_t^B \\ \text{s.t. } y_t = & \left[\omega_y^{1/\varepsilon_y} (Y_t^A)^{(\varepsilon_y-1)/\varepsilon_y} + (1-\omega_y)^{1/\varepsilon_y} (Y_t^B)^{(\varepsilon_y-1)/\varepsilon_y} \right]^{\varepsilon_y/(\varepsilon_y-1)} \end{aligned} \quad (21)$$

由于包装商是完全竞争的, 最后获得的利润为 0, 即:

$$\bar{P}_t y_t = P_t^A Y_t^A - P_t^B Y_t^B = 0 \quad (22)$$

由此得:

$$\bar{P}_t = [(P_t^A)^{1-\varepsilon_y} \omega_y + (P_t^B)^{1-\varepsilon_y} (1-\omega_y)]^{1/(1-\varepsilon_y)} \quad (23)$$

2. 零售商。

假设有 $[0, 1]$ 无穷多的垄断竞争零售商, 零售商 f 从包装商手中购买商品 y_t , 采用 1:1 的生产技术, 将其转化为 Y_{ft} 。价格黏性是新凯恩斯框架下进行货币政策分析的重要组成部分 (王文甫, 2010^[38]), 零售商的引入将使价格黏性体现在我们的模型中。最后的消费品为众多零售品的加总:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{ft}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} df \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (24)$$

从最终品使用者的成本最小化问题可以推出:

$$Y_{ft} = (P_{ft}/P_t)^{-\varepsilon} Y_t, P_t = \left[\int_0^1 P_{ft}^{1-\varepsilon} df \right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (25)$$

综上所述, 零售商的定价问题为:

$$\begin{aligned} \max_{(P_t^*)} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \beta^i \frac{\lambda_{t+i}^{hn}}{\lambda_t^{hn}} \left[\frac{P_t^*}{P_{t+i}} \prod_{k=1}^i (1+\pi_{t+k-1})^{\gamma_P} - \bar{P}_{t+i} \right] Y_{ft+i} \\ \text{s.t. } Y_{ft} = (P_{ft}/P_t)^{-\varepsilon} Y_t \end{aligned} \quad (26)$$

一阶条件^①为:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \beta^i \frac{\lambda_{t+i}^{hn}}{\lambda_t^{hn}} \left[\frac{P_t^*}{P_{t+i}} \prod_{k=1}^i (1+\pi_{t+k-1})^{\gamma_P} - \mu \bar{P}_{t+i} \right] Y_{ft+i} = 0 \quad (27)$$

(七) 中央银行

中央银行的货币政策服从以下泰勒规则:

$$R_t = (R_{t-1})^{\kappa_r} (\Pi_t^{1+\kappa_\pi} (Y_t/Y)^{\kappa_y} \bar{r})^{1-\kappa_r} e_t^r \quad (28)$$

其中, R_t 为市场基础利率 (居民和储户的存款利率), 货币政策盯住利率 R_{t-1} 、通货膨胀率 Π_t 和产出缺口 $Y_t/\bar{Y}$, 其中 $\bar{r}$ 为利率政策目标, κ_π 、 κ_y 分别为政策利率关于通胀和产出的反应弹性, e_t^r 为货币政策冲击。

(八) 外生扰动小结

本部分建立的模型所包含的外生扰动冲击如下所示。

金融市场冲击:

$$Q_t = \rho_q \times Q_{t-1} + e_t^q \quad (29)$$

信贷政策冲击:

$$R_{bt} = R_t (1+\Delta) + e_t^l \quad (30)$$

供给冲击 A:

$$A_t^k = \rho_k \times A_{t-1}^k + e_t^k \quad (31)$$

供给冲击 B:

$$A_t^b = \rho_b \times A_{t-1}^b + e_t^b \quad (32)$$

货币政策冲击:

$$R_t = (R_{t-1})^{\kappa_r} (\Pi_t^{1+\kappa_\pi} (Y_t/Y)^{\kappa_y} \bar{r})^{1-\kappa_r} e_t^r \quad (33)$$

(九) 市场出清条件

商品市场和劳动力市场的出清条件如下:

$$\begin{aligned} L_t^A + L_t^B &= L_t \\ \omega^L W_t^A + (1-\omega^L) W_t^B &= W \\ C_t^A + C_t^B + A(I_t, I_{t-1}) &= Y_t \end{aligned} \quad (34)$$

四、参数校准与估计

(一) 参数校准

经过归纳汇总, 再将模型中的名义变量转化为实际变量, 然后对数线性化后, 上述理论模型一共 41 个方程, 41 个内生变量。对于模型的部分参数, 采用直接校准和间接校准的方式进行赋值, 对于本部分模型其余的参数, 采用贝叶斯的方法进行参数估计。

首先是对参数的直接校准。根据裘翔和周强龙 (2014)^[39] 的参数校准结果, 家庭跨期折现因子 β 设定为 0.994。参考庄子罐等 (2012)^[40] 的研究结果,

① 在下示的一阶条件中, $\mu = 1/(1-1/\varepsilon)$ 。

消费惯性参数 h 设定为 0.63, 劳动对效用的权重参数 χ 设定为 3.409。根据 Gertler 和 Karadi (2011)^[2]、Angeloni 等 (2011)^[41] 的参数校准结果, 银行的生存概率 σ 设定为 0.972, 银行家挪用资金比例 θ 设定为 0.381。依据梅东州和龚六堂 (2011)^[42] 的估计结果, Frisch 劳动供给弹性的倒数 φ 设定为 0.3。大部分文献对中国资本产出弹性的估值都位于 0.4~0.6 之间, 比如杜清源和龚六堂 (2005)^[43]、吕朝凤和黄海波 (2011)^[44]。除此之外, 由于 B 类企业包含更多的中小企业, 而中小企业的资本占产出比重更低, 所以 v 应该略小于 α 。借鉴陈晓光和张宇麟 (2010)^[34] 的设定, 两类生产企业的资本产出弹性 α 和 v 分别设定为 0.55 和 0.35。实物资本的折旧率 δ 在国内文献中一般比较统一, 约为 10% (单豪杰, 2008^[45])。因此, 本文将资本折旧率 δ 设定为 0.025。根据人民银行关于住房抵押贷款首付比例的规定, 企业借贷抵押率 m 设定为 0.7。借鉴陈晓光和张宇麟 (2010)^[34] 的模型设定结果, 组合商品中直接融资企业产品份额比例、两类企业商品替代弹性和两类劳动的组合比例分别设定为 0.4、2 和 0.5。价格黏性 γ 和零售品替代弹性 ε 均遵循常规设定, 分别校准为 0.75 和 4.167。因为央行从未公布过政策利率目标, 我们也就无法准确得知泰勒规则中的政策利率目标值。在本文的模型设定中, 我们假设 R_t 是居民在银行储蓄时的存款利率, R_t^b 是银行从事贷款业务时的贷款基准利率。所以, 我们根据存贷款基准利率的值校准 Δ 值。根据 Wind 统计数据显示, 随着我国利率市场化的不断推进, 我国存贷款的利差呈不断扩大的趋势, 近几年来, 我国的存款基准利率 (6 个月) 大约是贷款基准利率 (6 个月) 的 2.5 倍, 因此, 本文取信贷利率加成比例 Δ 为 1.5。考虑到我国货币政策对于产出的变化反应敏感, 但是对通胀的反应较弱 (中国人民银行营业管理部课题组, 2009^[46]; 刘金全和张小宇, 2012^[47]), 因此借鉴陈鑫等 (2017)^[48] 的研究结果, 将 Taylor 规则中对产出反应系数 κ_Y 和对通胀的反应系数 κ_π 分别设定为 1.87 和 1.216。

其次是对银行家道德风险系数 η 和 κ , 以及退出银行所保留资产比例 ω^e 三个参数的间接校准。通过设定这三个参数的值, 达到以下三个目标: 第一, 稳态时的 x 值 (信贷资产与证券资产的比例) 为 3; 第

二, 稳态时的 $R_b - R_k$ 值 (两类资产收益率之差) 为 60 个 BP, 即 0.6%; 第三, 稳态时的 ψ 值 (证券资产与银行净资产的比例) 为 3。之所以如此设置, 主要是以下三个原因: 第一, 我国银行业持有的贷款与证券资产的比值大约维持在 3:1。第二, 由前文的逻辑框架可知, 本文之所以认为部分实体企业通过除贷款以外的其他渠道获得资金, 是因为传统贷款利率存在管制, 监管机构设定的贷款利率较高, 而有政府背书的国有企业、评级较好、信息透明的大型企业可以凭借自身的优势在直接融资市场获得成本更加低廉的资金, 所以, 企业才会选择到利率更加自由浮动的金融市场直接融资。因此, 我们设定稳态时的 R_b 大于 R_k , 并将两者的差值维持在 0.6%。第三, 监管要求商业银行的资本充足率大于 8%, 所以, 我们将银行资本与证券资产的比值设定为 3。

(二) 贝叶斯估计

本文采用贝叶斯方法来估计剩余的参数。这些参数主要是外生冲击的一阶自相关系数和扰动项的方差。为了避免出现随机奇异性的问题, 观测变量的数目不能超过外生冲击和观测误差的总和。本文的外生冲击总共五个, 所以, 贝叶斯估计所采用的数据为: 资本密集型行业产值 Y^A 、劳动密集型行业产值 Y^B 、金融机构信贷资产与证券资产的规模比例 x 、贷款基准利率 R_b 和上海银行间同业拆放利率 R_k 。数据长度为 2010 年 1 月到 2017 年 12 月, 数据来源为 Chang 等 (2016)^[49] 的中国宏观经济数据库、国家统计局网站和 Wind 数据库。数据经过对数差分、季节调整后, 采用 HP 滤波去除趋势, 得到周期性波动数据, 最后代入模型进行贝叶斯估计。本文采用马尔科夫蒙特卡洛模拟方法 (MCMC), 使用 Metropolis-Hastings 算法抽样 100 万次得到^①。

五、模型表现

(一) 脉冲响应分析——金融市场波动冲击

本部分模拟了金融市场波动对宏观经济的影响。为了更加清晰地描述外生冲击的传导路径和机制, 我们分别考察金融变量和实体经济变量对外生扰动的响应, 即图 2 和图 3。

负向的金融市场冲击会立即导致证券资产价格 Q_t 下跌。价格的下跌意味着资产的风险增大、收益

① 由于篇幅所限, 贝叶斯参数估计结果未在文中列出, 感兴趣的读者可向作者索取。

率 R_k 上升。虽然金融市场的衰退会导致包括基准利率在内的各种利率指标同时上升,但是与金融市场联系最为密切的证券资产收益率反应更加强烈。因此信贷资产收益率与证券资产收益率的差值 $R_b - R_k$ 会在冲击发生时有明显的缩小。

利差 $R_b - R_k$ 的缩小会对银行的资产配置产生影响。证券价格的下降本身会使得证券资产总规模 $Q_t s_t$ 下降。根据模型假设,由无数多个 A 类生产企业组

成的完全竞争市场使得生产企业为价格接受者。证券资产收益率 R_k 的上升使得 A 类生产企业的融资成本上升,在完全市场和边际报酬递减的生产函数假定下,企业出于利润最大化原则,会主动缩小生产规模,将资本的投入缩小到资本的边际回报率等于融资成本的点。因此,企业的利润最大化行为导致融资 s_t 和生产规模缩小。证券资产总价值的骤减也使得信贷与证券资产比例 x_t 在冲击当期有明显上升。

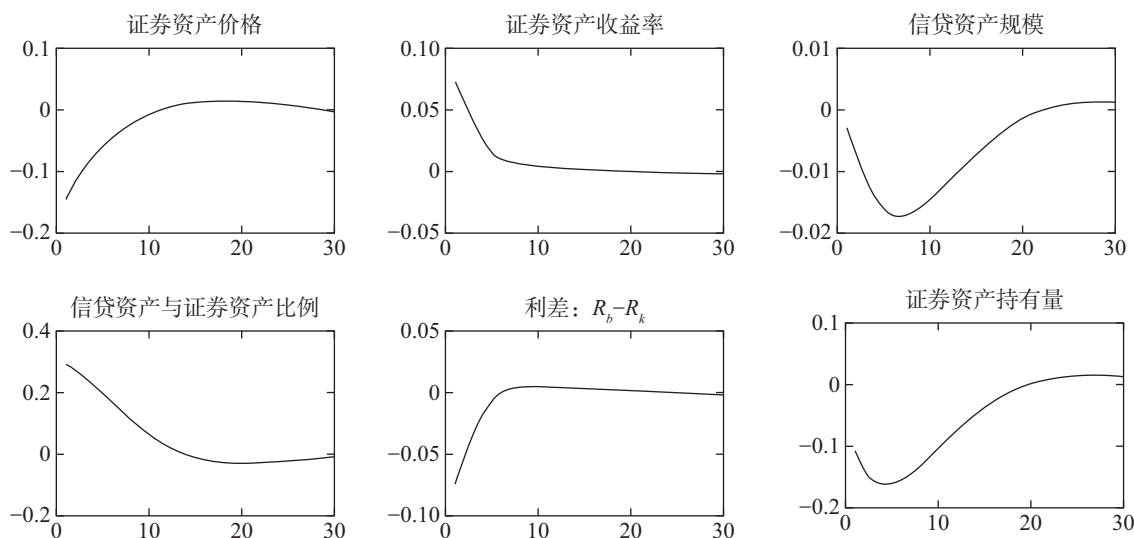


图2 金融市场冲击对金融部门的影响

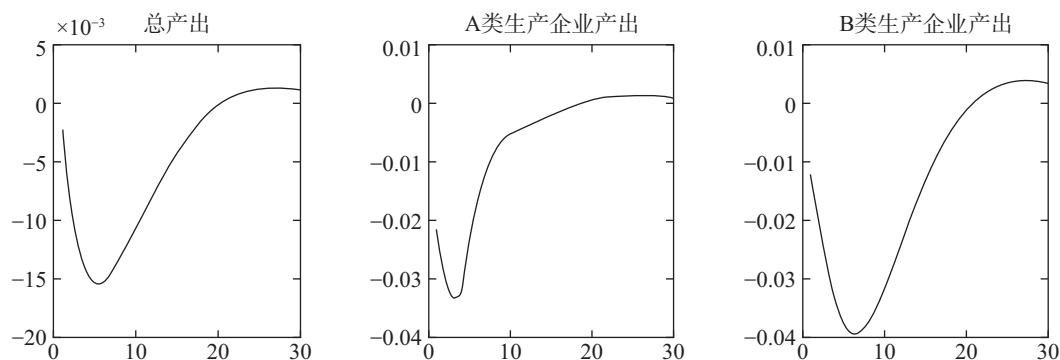


图3 金融市场冲击对实体经济变量的影响

随后,相比于信贷资产,收益率上升的证券资产对银行的吸引力越来越大,出于股东价值最大化的考虑,银行等金融机构将主动缩减信贷资产规模 b_t ,将资金不断地配置到证券资产。因此,在银行的资产配置行为下,信贷规模会出现下降的过程。伴随着信贷资产规模的降低和证券资产的不断累积,信贷与证券资产比例 x_t 也逐渐回归稳态水平。

受到外生金融市场冲击的影响,证券资产规模和信贷资产规模出现明显萎缩,银行净资本价值 n_t 受到侵蚀。在冲击发生后,随着银行不断最优化自身股

东价值和高于稳态值的资产收益率,银行的经营利润不断累积,净资本逐渐回复到均衡水平。因为证券资产恶化对银行资本产生侵蚀,所以银行杠杆率会降低,表现出顺经济周期的特征。

图3描述了负向金融市场冲击对实体经济变量的影响。本文关注的是异质性企业的产出情况。A类生产企业是通过在金融市场发行债券等方式筹集资金,B类生产企业是通过银行信贷来融资的,金融市场的波动会对两类企业的生产规模造成直接和间接的影响。一方面,证券资产收益率的上升直接导致A类

企业融资成本上升,进而导致生产规模 Y^A 下降。另一方面,证券资产收益率的上升会通过银行资产配置行为重新调整两类资产的比例。利差 R_b-R_k 的扩大会导致银行降低信贷资产规模,增加证券资产所占比重。这使得依赖信贷资产融资的B类企业的生产规模降低,进而产出降低。可以发现,虽然负向金融市场冲击会带来资产规模整体的下降,短期内受金融市场冲击直接影响的A类企业的产出下降得更加剧烈,但是A类企业产出的脉冲响应变化幅度小于B类企业,之所以会出现这种情况可能是因为,我们假设的金融冲击只直接作用于证券资产价格,证券资产价格的下跌意味着证券资产面临的风险增加,在这种情况下,证券资产收益率需要得到相应的提高,只有使风险和收益相匹配,这样银行才会购买证券类资产,A类企业才能筹措到资金。这样一来,证券资产收益率会出现上升且较大幅度高于信贷资产收益率。对于以利益最大化为目标的银行来说,利差微小的变化都将带来银行资金投入的巨大变化,银行在这一时期会快速增加对证券资产的得到持有量,这有助于A类企业的资本需求在短期内缓解,产出波动下降,但由于银行资本总量是有限的,银行资本流入A企业的同时,B类企业能够获得的资本规模将下降,且在利差恢复到稳态水平之前,B类企业的信贷需求将难以被满足。因此,B类企业受到的影响的幅度和持续的时间均高于A类企业。综上所述,来自金融市场的波动冲击,首先会影响证券资产的收益率,进而通过银行内生的资产配置行为影响证券资产和信贷资产的持有比例,从而对两类生产企业的生产规模都产生影

响。值得一提的是,金融市场冲击虽然对两类企业的产出都带来负向效应,但是这种负效应的程度是不同的。在外生冲击发生时,受金融市场冲击直接影响的A类企业的产出下降得更为剧烈。

(二) 脉冲响应分析——信贷政策冲击

当出现外生的正向信贷政策冲击时,即贷款利率降低时,金融部门和宏观经济各变量的响应情况如图4和图5所示。当外生的信贷政策冲击使得信贷资产收益率下降时,冲击会通过银行资产配置行为对两类实体企业的产出都造成影响。一方面,在冲击发生的当期,依靠信贷融资的企业发现融资成本下降,会增加自身的融资需求,从而导致产出 Y_t^B 上升;另一方面,在外生冲击发生以后,贷款基准利率的下降使得利差 R_b-R_k 缩小,对于银行来说,信贷收益不像以前那么有吸引力,银行会调整资金配置,将部分信贷资金转移到证券资产上,从而使得证券资产供给增加。证券资产供给的增加驱使证券资产收益率下降,依赖证券资产融资的企业发现融资成本下降,从而扩大生产规模,产出 Y_t^A 上升。银行从信贷和证券资产扩张中获得的利润增加导致银行净资本也不断增加,资本充足率得到提升,即银行的杠杆率得到改善。总之,得益于信贷政策的利好,金融部门的资产规模实现了扩张。

信贷政策利好促进了金融部门的扩张,金融部门的繁荣进一步带来了实体经济的繁荣。由图5可以看到,得益于融资成本的下降,两类生产型企业都实现了生产规模的扩大,只是扩张的幅度有些不同。具体地,受到信贷政策利好直接影响的B类生产性企业

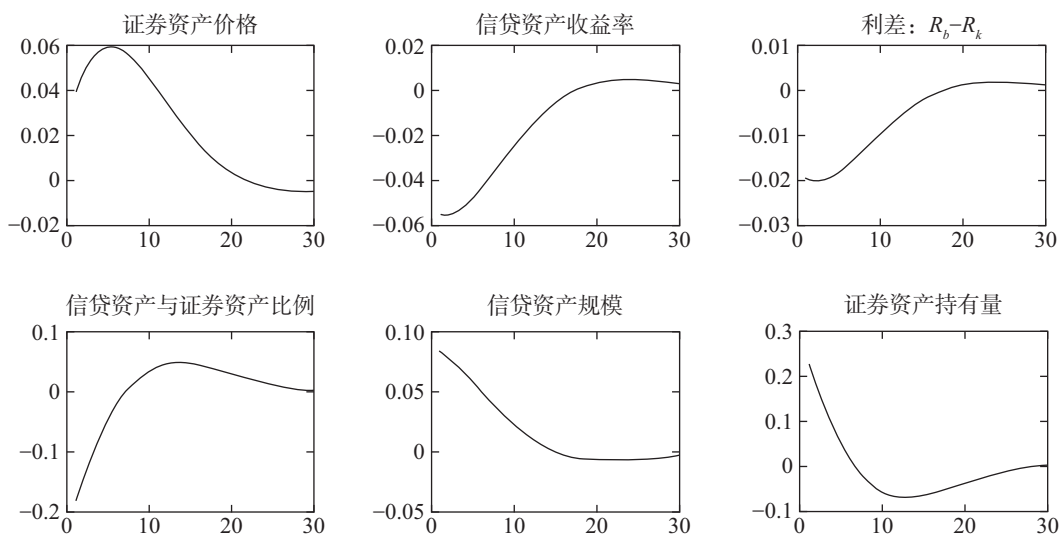


图4 信贷政策冲击对金融部门的影响

产出 Y^B 扩大了 0.16%，而间接受到信贷政策影响的 A 类生产性企业产出 Y^A 扩大了不到 0.02%。总体而

言，信贷资产收益率的提高带来的是总产出的扩大和劳动需求的增加。

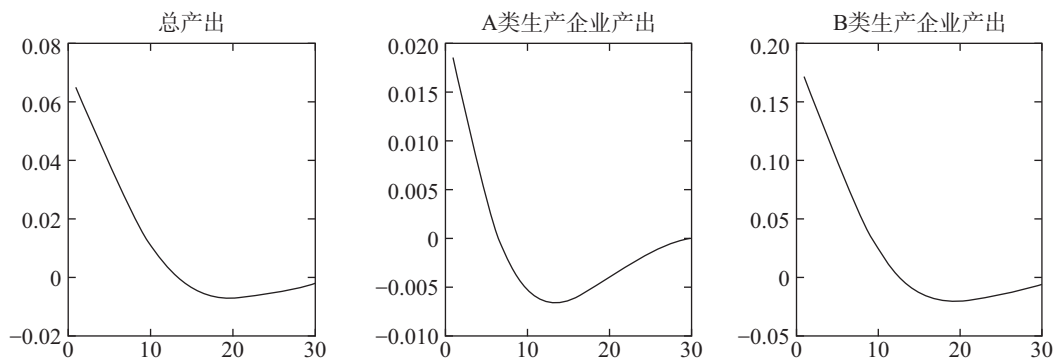


图5 信贷政策冲击对实体经济的影响

六、实证研究

上一部分的 DSGE 模型刻画了“金融冲击—银行资产配置—异质性企业产出”的传导机制。其中，模型最关注的是来自金融体系的冲击，即金融市场冲击和信贷政策冲击。金融市场冲击表示银行间市场的外生波动，该冲击直接影响银行持有的证券资产的价格和收益率；信贷政策冲击表示央行调整信贷政策导向，该冲击直接影响贷款基准利率。通过参数校准和估计，脉冲响应图给出了外生扰动发生时，银行资产、异质性企业产出等经济变量的动态响应路径。无论冲击来自银行间市场还是信贷政策变化，外生冲击都会通过商业银行的资产负债表和资产配置行为产生扩散效应和非对称效应，最终影响到异质性企业的产出。

本部分将银行间市场利率的波动视作金融市场冲击，将贷款基准利率的波动视为信贷政策冲击，对上述“金融冲击—银行资产配置—异质性企业产出”

的传导机制进行实证研究，检验上述传导机制在现实经济中的存在性和有效性。

(一) 样本与数据处理

1. 研究样本。

本部分研究的是金融冲击对银行资产配置行为和异质性企业产出的影响。本部分采用 2007 年 1 月到 2018 年 12 月的月度金融和宏观数据，选取该样本区间的原因是，中国人民银行公布的金融机构信贷收支表在 2007 年才有完整的月度数据。在 2007 年以前，央行只公布金融机构信贷收支的季度统计数据。数据来自国家统计局官网、中国人民银行公布的金融机构信贷收支表和 Chang 等 (2016)^[49] 计算的中国宏观经济数据库。

2. 变量及数据处理。

本部分选取的研究变量包括四类，分别代表外生冲击、银行资产配置、企业产出和控制变量。每一类中包含的具体变量见表 1。

表 1 变量定义及其数据来源

变量类别	变量名称	变量定义	变量名缩写
金融冲击	证券资产收益率	中债登发布的银行间市场同业拆借利率 (7 天)	Shibor
	信贷资产收益率	央行公布的贷款基准利率 (一年期)	Lendingrate
银行资产变量	信贷资产	央行每个月公布的商业银行资金运用科目中的“中长期贷款”	Credit
	证券资产	央行每个月公布的商业银行资金运用科目中的“有价证券及投资”	Financial
企业产出变量	资本密集型企业的产值	根据 Chang 等 (2016) ^[49] 计算的各行业的资本密集度，按照从高到低的顺序，取前 19 个行业，然后加总其产值	Capital
	劳动密集型企业的产值	根据 Chang 等 (2016) ^[49] 计算的各行业的资本密集度，按照从高到低的顺序，取后 20 个行业，然后加总其产值	Labor
控制变量	货币供应量	Chang 等 (2016) ^[49] 计算的货币供应量月度数据	M2
	财政支出	Wind 数据库中的公共财政支出	Public
	通货膨胀率	Chang 等 (2016) ^[49] 计算的消费价格指数月度数据	CPI

本文借鉴 Chang 等 (2016)^[49] 和 Chen 等 (2011)^[50] 的研究结果, 将行业部门按照资本密集度排名分为劳动密集型和资本密集型。Chang 等 (2016)^[49] 分行业计算了 1999、2006 和 2011 年的资本劳动比, 并按照由高到低的顺序对 39 个工业行业进行了排名。结果显示, 这 39 个工业行业的排名变化并不大, 而且两两之间的相关系数都不低于 0.93。最后, 根据将各个行业的产值进行加总, 得到资本密集型和劳动密集型行业的月度产出增加值。

确定研究变量以后, 下一步是对数据的预处理。首先, 受到我国春节的影响, 国家统计局每年将 1 月份和 2 月份的工业产值合并公布。在这里, 我们借鉴 Fernald 等 (2014)^[51] 处理春节效应的方法, 将 1 月份和 2 月份的总产值进行拆分, 使得上年 12 月份至今年 1 月份的产值增长率等于今年 1 月份至 2 月份的产值增长率。这一方法虽然解决了数据缺失问题, 但在一定程度上也导致我们无法从这两个月中获得任何有效信息。其次, 对数据进行 $X-12$ 季节调整。

3. 先验分布的选择。

已有文献中所采用的先验分布各不相同, 这些不同主要源自三个方面: 第一, 使用该先验分布能否得到后验分布和预测密度函数的解析结果; 第二, 该先验分布是否需要 MCMC 方法实施贝叶斯估计; 第三, 该先验分布对于标准无约束 VAR 模型的各种拓展形式, 如时变参数、随机波动率等, 是否具有良好的适用性。自然共轭分布是指先验分布、极大似然函数和后验分布来自同一个分布族。如此一来, 自然共轭分布能得到解析结果, 这对于后验推断和预测有巨大的优势。借鉴 Koop 和 Korobilis (2009)^[52] 的研究, 本文将系数和扰动项^①的标准差设定为:

$$\begin{aligned} \alpha | \Sigma &\sim N(\underline{\alpha}, \Sigma \otimes \underline{V}) \\ \Sigma^{-1} &\sim W(\underline{S}^{-1}, \underline{v}) \end{aligned} \quad (44)$$

其中 $\underline{\alpha} 0_{km \times 1}$, $\underline{V} = 100I_{k \times k}$, $\underline{v} = 0$ 和 $\underline{S} = 0_{m \times m}$ 。^②

4. 脉冲响应分析。

图 6 描述了一个单位证券资产收益率的正向波动对其他经济变量的影响。这对应于银行间市场出现负向冲击, 导致证券资产价格下降、证券资产收益率下降时的情况。图中的实线表示本部分模型的脉冲响应

曲线; 图中的虚线表示上一部分理论模型模拟的脉冲响应曲线。在变量的脉冲响应方向上, 本部分 BVAR 模型和上一部分的 DSGE 模型结果相同。这在一定程度上说明, 上一部分 DSGE 模型刻画金融冲击影响实体企业产出的传导机制是存在的。具体地, 一单位证券资产收益率的正向波动, 意味着银行间市场上的债券等证券资产的价格在当期出现下降。这将产生两方面的影响: 一方面, 债券等证券资产的收益率上升直接导致企业融资成本上升, 资本密集型企业的融资规模和产出随之下降; 另一方面, 通过银行内生的资产配置行为, 证券资产收益率的上升带动信贷资产收益率上升, 导致信贷资产规模和依赖信贷融资的企业产出随之出现下降。总之, 来自证券资产的波动, 通过银行部门的传导, 最终会扩散到两类企业的产出。除此之外, 证券资产收益率的波动对两类企业的产出影响幅度是不同的。依赖证券资产融资的 A 类企业的产出波动, 明显大于 B 类企业的产出波动。

图 7 展示了一单位信贷资产收益率的正向波动对其他经济变量的影响, 这对应于信贷政策收紧, 央行提高贷款基准利率时的情况。图中的实线表示本部分模型的脉冲响应曲线; 图中的虚线表示上一部分理论模型模拟的脉冲响应曲线。在变量的脉冲响应方向上, 本部分 BVAR 模型和上一部分的 DSGE 模型结果相同。这说明 DSGE 模型中刻画的金融冲击影响实体企业产出的传导机制是存在的。具体地, 一单位正向信贷资产收益率的提高, 意味着信贷政策收紧, 贷款基准利率上升。这将产生两方面的影响: 一方面, 这直接导致商业银行信贷资产规模收缩, 依靠信贷资产融资的劳动密集型企业产出下降; 另一方面, 通过银行资产配置行为, 信贷资产收益率的上升带动证券资产收益率的上升和证券资产规模的下降, 这间接导致依靠证券资产融资的资本密集型行业的产出下降。由此, 源自紧缩型信贷政策冲击最终传导至资本密集和劳动密集两类生产性企业。除此之外, 我们还能发现, 资本密集型企业产出下降的幅度并没有劳动密集型企业产出下降的幅度大。换句话说, 信贷政策冲击对两类行业的产出影响是非对称的。出现这种非对称现象的原因之一是两类企业对资本产出弹性存在差异, 当资本规模出现差异时, 资本密集型企业的弹性

① 假设扰动性服从威沙特分布。

② 本文也考虑采用了明尼苏达分布和独立正态威沙特分布作为先验分布, 得到的脉冲响应结果在方向上大体一致。

更大；当资本规模变化相同时，资本密集型企业受到的冲击更大。除此之外，银行基于自身利益对于两种资产的配置做出调整，当信贷资产收益率上升时，银行更倾向扩大信贷资产规模，而降低证券资产的规

模，进一步放大了资本密集型企业波动。因此，即使信贷资产收益率的正向波动同时带来两类企业各自资产规模的下降，但是由于利差和资本产出弹性的存在，两类波动依然存在较大差异。

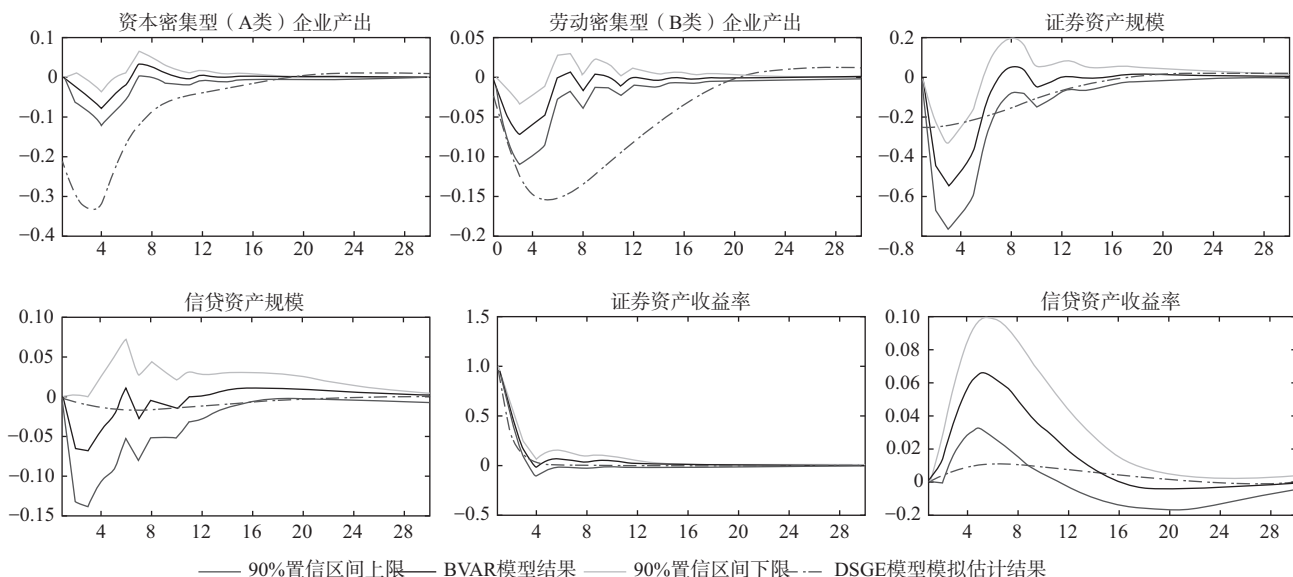


图6 证券资产收益率冲击对经济变量的影响

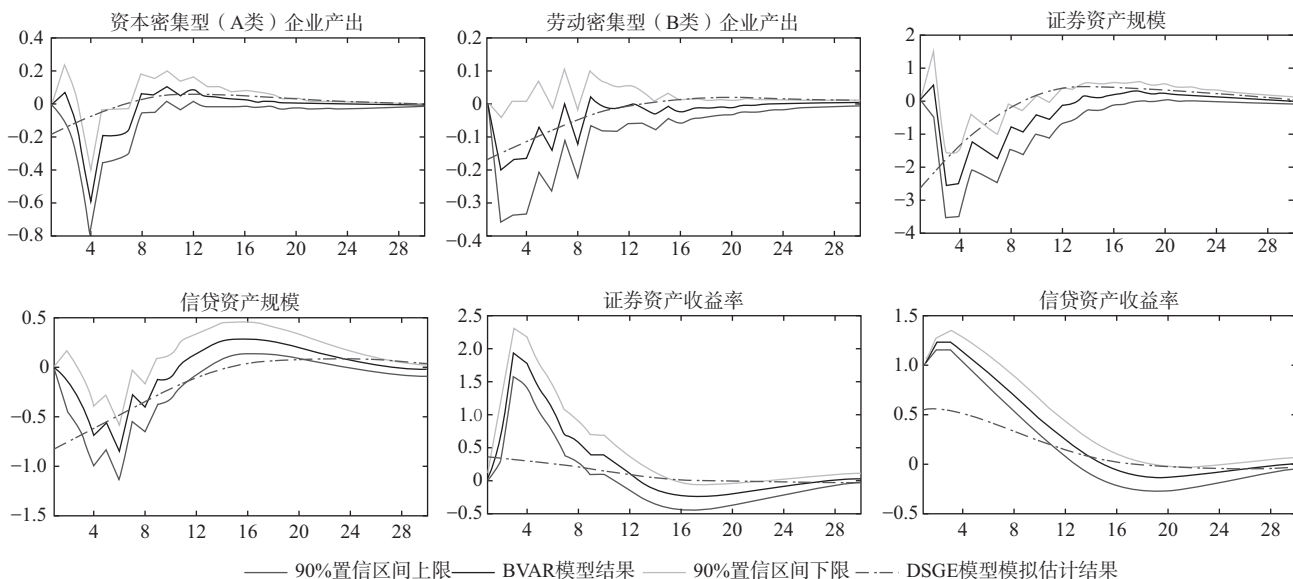


图7 信贷资产收益率冲击对各个变量的影响

七、结论与建议

本文研究了金融冲击通过银行资产配置行为影响实体企业产出的传导机制，即“外生冲击—银行资产配置—异质性企业产出”。通过参数校准和估计，

本文发现以金融市场冲击和信贷政策冲击为代表的外生冲击，会通过银行的资产配置行为，影响到实体企业产出，而且这种影响具有扩散效应^①和非对称效应。出现这种现象的原因在于两类企业的资本产出弹性存在较大差别，如当资本规模出现差异时，资本密

① 扩散效应是指，信贷政策冲击不仅会直接影响信贷资产规模和对应的劳动密集型行业的产出，还会通过银行资产负债渠道间接地影响证券资产规模和资本密集型行业的产出。

集型企业的弹性更大;当资本规模变化相同时,资本密集型企业受到的冲击更大;当两类资产收益率出现变化时,在银行基于自身利益对于两种资产的配置做出调整的过程中,进一步放大了资本密集型企业的波动。金融市场波动冲击不仅会直接影响证券资产规模和对应的资本密集型行业的产出,还会通过银行资产负债表渠道间接地影响信贷资产规模和劳动密集型行业的产出。

基于研究结论提出如下政策建议:第一,银行调整资产的行为可能使整个经济的产出受到影响,在扩大银行经营范围和自主性的同时,要加强对银行资本调整行为的监管,坚持银行表外资金归表的政策,监测银行资产端各类主要资产的质量与配比。通过对银行资本结构的调整约束与指导,减小银行可能对经济危机的传导和放大效应。第二,企业融资异质性的存在决定了金融体系出现的冲击会对不同的企业产生非对称影响,在这种情况下,为了使调控宏观经济的政策更为精准有效,就有必要统筹考虑,采取综合性的宏观调控政策,货币政策和宏观审慎的金

融政策并行,根据经济发展所处的阶段,积极利用这种非对称影响,更好地调控产业和经济发展。第三,实施更加审慎的金融政策,银行系统使金融体系出现的风险扩散到全社会,主要影响信贷融资企业的外部冲击或政策变化会使经济波动传导到债券融资企业,甚至出现依靠债券融资企业受到的影响高于依靠信贷融资企业的情况,这就需要在调整和实施金融政策时,更为小心谨慎,避免小调整带来较大的经济波动。

最后需要说明的是受限于我们所讨论的问题,我们并未将企业股权融资纳入DSGE模型中,这主要是因为当前来看,我国的股权融资市场发展尚不健全,企业进行股权融资受到的约束较大,但随着深交所、上交所和北交所的进一步发展,我国的股权交易也将变得更为完善,股权融资的重要性也将上升,因此在未来的研究中,需要将股权融资也纳入模型中做出进一步分析。除此之外,正如我们在文章中所说的,企业存在有诸多分类方式,对于企业异质性的研究也需要进一步被拓展。

参考文献

- [1] Dedola L, Karadi P, Lombardo G. Global Implications of National Unconventional Policies [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60 (1): 66-85.
- [2] Gertler M, Karadi P. A Model of Unconventional Monetary Policy [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2011, 58 (1): 17-34.
- [3] Gilchrist S, Zakrajšek E. Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (4): 1692-1720.
- [4] 刘金全,王俏茹,王译兴.金融冲击对实际产出影响的时变特征研究[J].*上海金融*, 2017 (7): 21-27.
- [5] Nolan C, Thoenissen C. Financial Shocks and the US Business Cycle [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56 (4): 596-604.
- [6] Jermann U, Quadrini V. Macroeconomic Effects of Financial Shocks [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (1): 238-71.
- [7] Christiano L J, Motto R, Rostagno M. Risk shocks [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (1): 27-65.
- [8] Caldara D, Fuentes-Albero C, Gilchrist S, E Zakrajšek. The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks [J]. *European Economic Review*, 2016, 88: 185-207.
- [9] 鄢莉莉,王一鸣.金融发展、金融市场冲击与经济波动——基于动态随机一般均衡模型的分析[J].*金融研究*, 2012 (12): 82-95.
- [10] 王培辉,康书生.外部金融冲击、宏观经济波动与金融内在脆弱性——中国宏观金融风险驱动因素分解[J].*国际金融研究*, 2018 (4): 12-21.
- [11] 刘晓星,姚登宝.金融脱媒、资产价格与经济波动:基于DNK-DSGE模型分析[J].*世界经济*, 2016 (6): 29-53.
- [12] 曹金飞.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[J].*中央财经大学学报*, 2019 (9): 35-45.
- [13] 王国静,田国强.金融冲击和中国经济波动[J].*经济研究*, 2014 (3): 20-34.
- [14] Bruno V, Shin H S. Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2015, 71 (4): 119-132.
- [15] 马勇.植入金融因素的DSGE模型研究新进展[J].*经济学动态*, 2013 (8): 127-136.
- [16] Meh C A, Moran K. The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks [J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2010, 34 (3): 555-576.
- [17] Dell'Ariccia G, Laeven L, Marquez R. Real Interest Rates, leverage, and Bank Risk-Taking [J]. *Journal of Economic Theory*, 2014, 149 (1): 65-99.
- [18] Angeloni I, Faia E. Capital Regulation and Monetary Policy with Fragile Banks [J]. *Journal of Monetary Policy*, 2013, 60 (3): 311-385.
- [19] Guerron-Quintana P, Rubio-Ramirez J F, Fernández-illaverde J, Uribe M. Risk Matters: the Real Effects of Volatility Shocks [J]. *American Economic Review*, 2011, 101: 2530-2561.

- [20] Gerali A, Neri S, Sessa L, Signoretti F M. Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2010, 42 (s1): 107-141.
- [21] Angeloni I, Faia E, Lo Duca M. Monetary Policy and Risk Taking [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2015, 52: 285-307.
- [22] 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 (10): 20-35.
- [23] Gertler M, Kiyotaki N. Banking, Liquidity, and Bank Runs in an Infinite Horizon Economy [J]. American Economic Review, 2015, 105 (7): 2011-2043.
- [24] Gertler M, Kiyotaki N, Prestipino A. Chapter 16-Wholesale Banking and Bank Runs in Macroeconomic Modeling of Financial Crises [M]. Handbook of Macroeconomics, 2016, 2: 1345-1425.
- [25] Elenev V, Landvoigt T, Van Nieuwerburgh S. A macroeconomic model with financially constrained producers and intermediaries [J]. Econometrica, 2021, 89 (3): 1361-1418.
- [26] 王擎, 田娇. 银行资本监管与系统性金融风险传递——基于 DSGE 模型的分析 [J]. 中国社会科学, 2016 (3): 99-122.
- [27] Gertler M, Kiyotaki N, Prestipino A. A Macroeconomic Model with Financial Panics [J]. The Review of Economic Studies, 2020, 87 (1): 240-288.
- [28] 熊琛, 金昊. 地方政府债务风险与金融部门风险的“双螺旋”结构——基于非线性 DSGE 模型的分析 [J]. 中国工业经济, 2018 (12): 23-41.
- [29] 康立, 龚六堂. 金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析 [J]. 经济研究, 2014 (5): 147-159.
- [30] Ferrante F. Risky Lending, Bank Leverage and Unconventional Monetary Policy [J]. Journal of Monetary Economics, 2019, 101: 100-127.
- [31] 高强, 邹恒甫. 企业债与公司债二级市场定价比较研究 [J]. 金融研究, 2015 (1): 84-100.
- [32] 庄雷, 姚登宝, 周勤. 互联网理财创新、债市波动与风险传染 [J]. 经济与管理研究, 2015 (12): 56-61.
- [33] 赵静, 方兆本. 中国公司债信用利差决定因素——基于结构化理论的实证研究 [J]. 经济管理, 2011 (11): 138-148.
- [34] 陈晓光, 张宇麟. 信贷约束、政府消费与中国实际经济周期 [J]. 经济研究, 2010 (12): 48-59.
- [35] 王去非, 易振华, 陈一稀, 等. 我国货币政策非对称效应下调控工具的选择与搭配 [J]. 金融研究, 2015 (6): 30-47.
- [36] Iacoviello M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle [J]. American Economic Review, 2005, 95 (3): 739-764.
- [37] Miao J. Introduction to Economic Theory of Bubbles [J]. Journal of Mathematical Economics, 2014, 53: 130-136.
- [38] 王文甫. 价格粘性、流动性约束与中国财政政策的宏观效应——动态新凯恩斯主义视角 [J]. 管理世界, 2010 (9): 11-25.
- [39] 裘翔, 周强龙. 影子银行与货币政策传导 [J]. 经济研究, 2014 (5): 91-105.
- [40] 庄子罐, 崔小勇, 龚六堂, 邹恒甫. 预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗? [J]. 经济研究, 2012 (6): 46-59.
- [41] Angeloni I, Faia E, Duca M L. Monetary Policy and Risk Taking [J]. Safe Working Paper, 2011.
- [42] 梅冬州, 龚六堂. 新兴市场经济国家的汇率制度选择 [J]. 经济研究, 2011 (11): 73-88.
- [43] 杜清源, 龚六堂. 带“金融加速器”的 RBC 模型 [J]. 金融研究, 2005 (4): 16-30.
- [44] 吕朝凤, 黄梅波. 习惯形成、借贷约束与中国经济周期特征——基于 RBC 模型的实证分析 [J]. 金融研究, 2011 (9): 1-13.
- [45] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008 (10): 18-32.
- [46] 中国人民银行营业管理部课题组. 非线性泰勒规则在我国货币政策操作中的实证研究 [J]. 金融研究, 2009 (12): 30-44.
- [47] 刘金全, 张小宇. 时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究 [J]. 管理世界, 2012 (7): 20-28.
- [48] 陈鑫, 王华明, 彭俞超. 社会融资规模波动成因及其对宏观经济的反映——基于 DSGE 模型及其方差分解分析 [J]. 投资研究, 2017 (3): 36-51.
- [49] Chang C, Chen K, Waggoner D F, Zhad T. Trends and Cycles in China's Macroeconomy [J]. Social Science Electronic Publishing, 2016, 30 (1): 1-84.
- [50] Chen S, Jefferson G H, Zhang J. Structural Change, Productivity Growth and Industrial Transformation in China [J]. China Economic Review, 2011, 22 (1): 133-150.
- [51] Fernald J G, Spiegel M M, Swanson E T. Monetary Policy Effectiveness in China: Evidence from a FAVAR Model [J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 49: 83-103.
- [52] Koop G, Korobilis D. Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics [M]. Now Publishers Inc., 2010.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

中国式 IPO 定价：一个文献综述

IPO Pricing in China: A Survey

宋顺林

SONG Shun-lin

[摘要] 本文首先整理了国外 IPO 定价的重要理论，并探讨了这些理论对中国 IPO 定价现象的解释力；其次梳理了中国 IPO 定价领域的新近文献，并讨论了现有文献的不足；最后总结并展望了注册制下未来的研究方向。文章的主要观点如下：第一，由于制度背景的差异，基于美国市场的新股定价理论并不能完全照搬到中国市场；第二，现有文献表明，政府管制、社会关系和投资者行为等理论对中国新股定价现象有重要解释力；第三，IPO 定价领域的研究存在很多结论不一致的情况，主要源于核心概念界定不清晰、变量度量不准确以及制度背景考虑不足三方面原因；第四，展望未来，研究注册制下的“四新”问题（新问题、新场景、新数据和新视角），具有重要的理论和现实意义。

[关键词] 中国 IPO 定价 注册制 文献综述

[中图分类号] F830.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0051-13

Abstract: This paper firstly sorts out the important IPO pricing theories based on the US market and evaluates the relevant importance of theories on IPO pricing based on the institutional difference of IPO market between China and America. Secondly, it combs the recent literature on China's IPO pricing and discusses the shortcomings of the existing literature and improvement directions. Finally, it concludes and discusses future direction for IPO research under registration system. Our perspective is summarized as follows: Firstly, due to different institutional backgrounds, the importance of the new share pricing theory based on the US market is different in China. Secondly, the existing literature shows that theories of government regulation, investor behavior and relationships have important explanatory powers for China's new share pricing phenomenon. Thirdly, there are many inconsistent conclusions in the existing literature, mainly due to the unclear definition of IPO underpricing, inaccurate measurement of variables and insufficient consideration of institutional background. Fourthly, it is worth looking forward to exploring new problems, new data, new settings and new perspectives under registration system.

Key words: China IPO pricing Registration system Literature review

[收稿日期] 2019-09-20

[作者简介] 宋顺林，男，1983年3月生，中央财经大学会计学院教授，研究方向为IPO（首次公开发行）与资本市场问题，联系方式为 songsl@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“IPO定价管制与信息披露机制的有效性”（项目编号：71502183）。

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

IPO定价是国外公司财务领域的经典话题,迄今已经积累了非常丰富的理论和实证文献。该主题对于目前中国资本市场的发展仍然极具现实意义,原因主要体现在两个方面。一方面,新股定价是注册制的关键环节,IPO定价的研究可以为提升新股定价效率提供参考。注册制的本质是市场化,实际上是由市场、投资者来决定发行(陈见丽,2019^[1];曹凤岐,2020^[2])。注册制下,投资者的定价能力变得更为重要。注册制必将对新股定价提出新的挑战,也对IPO定价的研究产生了新的需求。另一方面,IPO抑价一直是很多重要研究的检验场景,IPO定价的研究可以为准确界定和度量IPO抑价提供参考。而中国普遍存在的新股二级市场定价高估增加了IPO抑价的度量难度^①。对IPO抑价的准确界定和度量都需要深化基于中国制度背景的IPO定价研究。

鉴于IPO定价问题的重要性,国外已有多篇研究对相关领域的文献进行了综述^②。但是,中国新股定价的制度背景与美国存在较大差异,这些差异不仅表现在新股定价的正式制度上,包括定价管制(王冰辉,2013^[3])和新股配售权,而且表现在新股定价所处的制度环境(非正式制度)上,包括关系文化和投机氛围。这些差异导致中国的IPO定价现象与美国大相径庭,本文称之为中国式IPO定价,考虑中国特色制度背景的研究则称之为中国式IPO定价研究。近几年来,国内的学者在IPO定价领域进行了不少探索。但是,在梳理相关研究时,我们发现如下几个问题:第一,现有文献虽然经常借鉴国外的相关理论,但由于对中国的制度背景考虑不足,对国外理论的重要性(解释力度)认识不够、对某些研究问题的重视不够。第二,基于中国制度背景的IPO定价研究取得了一些成果,但缺乏对这些成果的系统梳理。第三,现有文献经常存在对同一结果的解释不

一致或研究结论不一致的情况,主要源于概念界定不清晰、变量度量不准确和制度背景考虑不充分。

有鉴于此,笔者认为,在科创板、创业板注册制相继实施之际,有必要回顾中国式IPO定价的相关文献。本文系统地梳理了国外IPO定价的重要理论,并回顾了我国IPO定价的重要文献。具体而言,本文首先整理了基于美国市场的IPO定价相关理论,并基于与美国的对比,梳理了中国IPO定价的制度背景,在此基础上讨论了国外定价理论在中国的重要性。其次回顾了中国IPO定价领域的新近文献^③,主要包括中介机构声誉与IPO定价效率的关系,以及政府管制、社会关系、投资者行为与IPO定价效率的关系,在文献回顾的基础上,本文还讨论了现有文献的不足和改进方向。最后总结全文并展望了IPO定价的未来研究方向。

与国外以往综述相比,本文的创新之处是考虑了中国的制度背景,聚集于中国特色的IPO定价相关研究。本文的研究贡献主要体现在以下四个方面:第一,梳理了IPO定价相关理论,并基于中国的制度背景讨论了其在中国的适用性,以促进现有研究更好地使用这些理论;第二,整理和回顾了中国式IPO定价相关文献,以便于政策制定者更好地利用这些研究成果;第三,指出了现有文献的不足和改进方向,以使未来的研究更具准确性和实务相关性;第四,展望了注册制下IPO定价的研究方向,以为后续的研究提供启示。

本文余下部分安排如下:第一部分梳理国外IPO定价的相关理论;第二部分介绍中国新股定价的制度背景;第三部分回顾中国式IPO定价的新近文献,最后为结论及展望。

二、国外新股定价理论

IPO文献有三个经典命题:新股短期抑价、新股长期表现欠佳和热销市场。其中,最受关注的还是

① 介绍IPO定价相关的理论和文献之前,有必要说明的是,国外文献通常将IPO首日回报率(IPO initial return)等同于IPO抑价(IPO underpricing),两个概念可交替使用,其前提是新股二级市场定价较为理性。这一前提在中国并不适用,但大部分研究仍将IPO首日回报率用于度量IPO抑价,仅少部分研究将IPO首日回报率划分为IPO抑价(一级市场发行定价低估部分)和IPO溢价(二级市场首日定价高估部分)两部分。

② 较具代表性的有两篇,一是IPO领域资深学者Jay Ritter及其合作者2002年对新股上市动机、定价和分配研究的综述,二是IPO领域青年学者Alexander Ljungqvist 2007年对IPO抑价研究的综述。

③ 由于篇幅限制,本文并没有试图整理所有IPO定价相关文献,而是主要基于以下两个标准选择文献:(1)主要梳理2010年以后国内外会计与财务重要期刊的IPO定价相关研究;(2)根据文章的讨论需要,重点关注具有中国特色的IPO定价研究。文献来源于平时对重要期刊相关论文的关注和积累,并以Google学术和知网的搜索作为补充,最后根据论文讨论的需要进行分类整理。

IPO 抑价问题。最早关注 IPO 抑价这一现象的先驱包括 Stoll、Curle、Logue、Ibbotson 等^[4-6]。Ibbotson (1975)^[6]针对 IPO 抑价提出了多种可能的解释,随后学者们建立了很多正式的模型解释 IPO 抑价。由于相关的理论较多,在使用时难免出现误用,尤其是在中国的制度背景下。为此,我们系统地梳理解释 IPO 抑价的重要理论(参见表 1)。我们认为,这些

理论按是否假设参与人理性主要可分为信息不对称理论和行为金融理论。信息不对称理论按信息不对称产生的来源,又可以进一步分为“赢者诅咒”理论、信号传递理论、信息显示理论和代理理论。行为金融理论,按不完全理性产生的来源,又可以进一步分为前景理论、不完全调整理论和异质信念理论等。后文简要介绍这些理论的主要观点。

表 1 IPO 抑价相关理论

理论名称	理性假设	代表文献	主要观点
“赢者诅咒”理论	是	Rock (1986) ^[7]	投资者之间存在信息不对称,为弥补非知情投资者的信息风险,新股需要抑价发行
信号传递理论	是	Booth 和 Smith (1986) ^[8]	发行人比投资者拥有更多企业价值的信息,为传递高质量的信号,需要聘请高声誉的承销商 ^①
信息显示理论	是	Benveniste 和 Spindt (1989) ^[9]	投资者拥有比发行人更多股票需求的信息,为了吸引投资者显示信息,需要抑价发行
代理理论	是	Baron (1982) ^[10]	承销商比发行人拥有更多新股市场需求的信息,需要授权承销商处理定价事宜并抑价发行
价格稳定假说	是	Ruud (1993) ^[11]	IPO 抑价并不一定是发行人有意抑价,也可能是承销商价格维稳后的结果
权衡假说	是	Tinic (1988) ^[12]	抑价发行有其他诸多好处,如吸引资本市场关注、减少诉讼风险等
前景理论	否	Loughran 和 Ritter (2002) ^[13]	发行人考虑到首日价格上涨带来的收益,并不会因 IPO 抑价而不满
不完全调整理论	否	Hanley (1993) ^[14]	由于承销商不完全理性,往往询价阶段对新信息调整不充分
异质信念理论	否	Miller (1977) ^[15]	异质信念和卖空限制下,新股的股份更能反映乐观投资者的意见
博彩偏好理论	否	Green 和 Hwang (2012) ^[16]	博彩偏好导致投资者对新股定价过高
有限注意理论	否	Da 等 (2011) ^[17]	新股吸引了投资者短期的注意力,导致短期定价过高、长期价格反转

(一) 基于完全理性假设的理论:信息不对称理论及其他

新股发行中主要参与方包括发行人、承销商和投资者,信息不对称理论假设其中的一方比另一方拥有更多的信息,或者一类投资者比另一类投资者拥有更多的信息。信息不对称产生的信息摩擦使得均衡状态下需要抑价发行,并可能导致承销商故意抑价发行新股。

1. 投资者之间的信息不对称:“赢者诅咒”理论。

Rock (1986)^[7]的模型假定知情投资者比非知情投资者都更有信息优势。当新股发行价较低时,知情投资者踊跃认购,非知情投资者能认购到的新股较少;而当新股发行价较高时,知情投资者选择不参与认购,非知情投资者能认购到的新股较多,这就是

“赢者诅咒”现象。非知情投资者因其信息劣势面临额外风险,为了弥补其信息风险,发行人必须给予新股一定的折扣,以吸引他们申购新股。Beatty 和 Ritter (1986)^[18]基于 Rock (1986)^[7]模型同样的逻辑,论证了新股的价值不确定性与 IPO 抑价正相关。

2. 发行人与投资者之间的信息不对称:信号传递理论。

由于发行人对自身经营状况及发展前景等信息更了解,从而比投资者更清楚公司的内在价值,投资者面临经典的“柠檬问题”。解决“柠檬问题”的一种方式,是发行人通过聘请高声誉的承销商或审计师等方式传递信号(Booth 和 Spindt, 1986^[8]; Cater 和 Manaster, 1990^[19]; Titman 和 Trueman, 1986^[20]),降低公司的

① 理论上,承销商负责证券承销,而保荐人负责保荐,但 A 股企业 IPO 时,一般由保荐机构担任主承销商。本文主要用承销商一词代表保荐机构(主承销商)。

价值不确定或投资者之间的信息不对称^①。另一种方式是,发行人上市时抑价发行传递高质量的信号,上市后通过再融资等其他方式收回信号传递成本(Welch, 1989^[21]; Allen 和 Faulhaber, 1989^[22])。

3. 承销商与投资者之间的信息不对称:信息显示理论。

该理论假设投资者(作为一个整体)比承销商知道更多股票价格或需求的信息(Benveniste 和 Spindt, 1989^[9])。承销商可以通过自主分配权诱导投资者显示关于股票需求的信息。为了诱使投资者说真话,承销商需要一定程度上抑价发行,否则投资者说真话就无利可图了(激励不相容)。

4. 发行人与承销商之间的信息不对称:代理问题。

Baron (1982)^[10]认为,发行人与承销商存在利益冲突,作为风险厌恶者的承销商有动机减少努力程度,并利用其信息优势抑价发行。在信息劣势的情况下,发行人的最优策略仍然是授权承销商定价并接受一定程度的抑价。承销商的代理问题还可能表现为,将高抑价的新股分配给关联机构投资者或关联上市公司高管以获取佣金业务收入或潜在的投行业务收入(Loughran 和 Ritter, 2002^[13])。

5. 其他基于理性的理论。

除了信息不对称理论之外,其他基于理性的理论还有:第一,价格稳定假说。该假说认为,由于法律上允许承销商在新股上市后采取价格稳定措施,导致我们实际观察到的新股跌破发行价的情况较少,表现为IPO抑价(Ruud, 1993^[11])。第二,权衡假说。该假说认为,承销商或发行人有意降低IPO抑价是为了规避潜在的诉讼风险(Tinie, 1988^[12], Hughes 和 Thakor, 1992^[23])、节省营销支出(Habib 和 Ljungqvist, 2001^[24])、提高分配新股的自由度以获得控制权收益或监督收益(Brennan 和 Franks, 1997^[25]; Stoughton 和 Zechner, 1998^[26])、吸引资本市场投资者的关注和产品市场消费者的关注(Chemmanur, 1993^[27]; Demers 和 Lewellen, 2003^[28])等目的。

(二) 基于不完全理性假设的理论:行为金融理论
IPO 首日回报率代表的不一定是一级市场抑价

(IPO 抑价),也有可能是二级市场高估(IPO 溢价)。例如, Purnanandam 和 Swaminathan (2004)^[29]的研究表明, IPO 公司发行价平均被高估 14%~50% (根据不同的配对标准)。根据行为金融理论,发行人、承销商和投资者都可能不完全理性。发行人或承销商的不完全理性导致他们能够接受抑价发行,而投资者的不完全理性导致新股上市后的短期定价过高。

1. 发行人不完全理性:前景理论。

根据前景理论,同幅度的损失带来的负效用比获利带来的正效用大(Kahneman 和 Tversky, 1979^[30])。Loughran 和 Ritter (2002)^[13]认为,在 IPO 的情境下,获利还是损失取决于发行人锚定的参照点,不完全理性的发行人的参照点应该是初始的发行价格区间的中位数。发行人倾向于将首日上漲导致的损失(相对于发行价)和收益(相对于参照点)进行加总,由于总的收益是正的,发行人并不会因 IPO 抑价而不满。

2. 承销商不完全理性:不完全调整理论。

根据不完全调整理论,由于承销商不完全理性,询价阶段的价格调整对新信息(如整体市场的公共信息)反映不充分,导致 IPO 抑价,并且询价阶段的价格调整幅度往往与 IPO 首日回报率显著正相关(Hanley, 1993^[31]; Bradley 等, 2001^[32])。

3. 投资者不完全理性:投资者行为理论。

第一,投资者信念差异:投资者情绪或投机。Miller (1977)^[15]较早地利用异质信念理论解释 IPO 抑价问题。该理论认为,投资者对新股的意见分歧较大,在卖空限制下,新股的股价往往更能反映乐观投资者的意见或情绪,股价因此被高估。近期的研究表明,投资者情绪可能是影响二级市场 IPO 溢价的重要因素(Ritter 和 Welch, 2002^[33]; Dorn, 2009^[34]; Cornelli 等, 2006^[35])。进一步地, Ljungqvist 等 (2006)^[36]、Derrie (2005)^[37]分别建立模型阐述了投资者情绪对一级市场新股定价的影响机理。除了投资者情绪外,投资者信念差异还会通过作用于投机行为影响新股定价。Scheinkman 和 Xiong (2003)^[38]的理论模型可以用来解释投资者为何偏好新股投机。新股的价值不确

① Booth 和 Smith (1986)^[8]和 Carter 和 Manaster (1990)^[19]的模型和实证都得出了类似的结论,但他们的理论分析过程是有差异的。Booth 和 Smith (1986)^[8]认为,发行人可以聘请高声誉承销商对发行价格进行鉴证,保证发行价格与公司质量对等,以降低发行人和投资者之间的信息不对称,最终降低 IPO 抑价。而 Carter 和 Manaster (1990)^[19]认为,低风险发行人(价值不确定性低)可以通过聘请高声誉承销商显示低风险信号(公司质量鉴证),从而降低投资者之间的信息不对称(因为这个信号是所有投资者都能看见的),最终降低 IPO 抑价。

定性大,投资者对新股的意见分歧往往较大,投机者越有机会将新股以更高的价格卖给更傻的投资者。第二,投资者偏好差异:博彩偏好。博彩偏好,即投资者偏好具有博彩性质的股票,高估那些有较低概率获得高收益的股票的价值。Barberis 和 Huang (2008)^[39]利用博彩理论解释股价现象。他们的分析暗示,在一个拥有博彩偏好投资者的市场,IPO 上市时股价可能会被高估并获得较低的长期回报。原因是,IPO 公司通常是新兴公司,他们的很大一部分市场定价来自未来高增长预期。第三,有限理性:投资者注意力理论。该理论认为,投资者注意力是稀缺资源,能够影响股票的价格。Da 等 (2011)^[17]利用搜索量指标度量投资者的注意力,研究发现,搜索量指标可以用来解释新股的短期抑价和长期表现低迷的现象。

三、中国新股定价的制度背景

过去十年来,美国式询价制(Book-building)在全球范围内的新股定价中变得越来越流行,而拍卖制逐渐被各国市场抛弃(Sherman, 2005^[40])。美国上市公司的发行定价一般流程是:发行人和承销商确定发行价格区间——通过路演向机构投资者搜集新股需求信息——确定最终发行价。在此过程中,券商有较强的自主定价权^①。2004 年以后,中国证监会借鉴美国等成熟市场的经验,开始使用询价制进行新股定价。询价制下,新股定价的一般流程是初步询价——累积投标(中小板和创业板可以不进行)——最终定价。初步询价阶段,承销商向机构投资者询价获得新股需求信息;最终定价阶段,发行人和承销商参照询价对象的报价结果确定发行价格^②。在此过程中,券商的定价权相对有限。虽然中国式询价制与美国式询价制看起来类似,但本质上仍存在较大差异,这些差异不仅表现在新股定价的正式制度上,包括定价管制和新股配售权,而且表现在新股定价所处的制度环境(非正式制度)上,包括投机氛围和关系文化。这些差异也会导致基于美国的 IPO 定价理论的解释力在中国有所不同。与此同时,随着中国资本市场注册制改革的推进,一些理论的重要性也将发生变化。具体说明如下:

第一,与美国式询价制相比,中国式询价制对新股发行价有较严格的管制。如图 1 所示,中国自 2004 年实施询价制后,新股一级市场定价总体上经历了管制——市场化——管制——市场化和管制并行四个阶段。在询价制实施之初,虽然证监会在正式的文件中没有对发行价格设定上限,但是在实际操作中 A 股主板市场却很少有公司发行市盈率超过 30 倍的股票,政府对新股定价实施了窗口指导(一种温和的、劝谕式、非强制性的管制方式)(王冰辉, 2013^[3])。询价制第一阶段改革(2009 年 6 月)淡化了行政指导,实现了真正意义上的新股定价市场化。但是,由于新股大面积“破发”(跌破发行价)和创业板的“三高”(高发行价、高市盈率和高超募)问题的突出,在市场舆论的压力下,证监会在询价制第三阶段改革(2012 年 4 月)加强了定价管制。2014 年 3 月后,新股定价彻底重回管制时代,监管层规定新股发行市盈率不能超过 23 倍,绝大多数公司都选择在 23 倍的“监管红线”上发行。自此,中国的询价制本质上是一种固定市盈率定价。2019 年 7 后,科创板、创业板相继实施注册制,新股定价进入市场化与管制并行的时代。

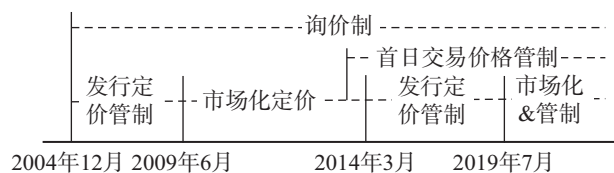


图 1 询价制时代重要新股定价制度变化

此外,近年来,监管层开始加强对新股首日交易价格的监管,尤其是 2013 年 12 月开始的新股“首日涨停板”制度对新股上市后的定价产生了重要影响。该制度规定新股首日有效申报价格不得高于发行价格的 144%,导致新股首日交易暗淡,新股上市后连续涨停板(市场称之为连板)。在定价管制的情况下,询价的重要性大大降低,信息不对称理论的解释力度也会相应大大减弱。与此同时,定价管制理论对中国的新股定价有重要解释力。但是,随着注册制的推行,新股定价越来越市场化,信息不对称理论对 IPO 抑价的解释力将再次变得重要。

① 以微软(MSFT)为例,承销商最初确定的发行价格区间是 16~19 美元,路演后的价格被提升到 21 美元(同时发行股份也增加了 14.8%),上市首日股价涨到了 27.75 美元,首日回报率达到了 32%。

② 以森马服饰(002563)为例,初步询价阶段,机构投资者报价加权平均值为 59.8 元,承销商最终确定的发行价为 67 元(上调近 7 元),首日收盘价为 62.11 元,IPO 首日回报率为-7.3%。

第二,与美国式询价制相比,中国式询价制下承销商没有新股配售权。根据 Sherman (2005)^[40]等的研究,IPO 询价制区别于 IPO 拍卖制的核心特征是承销商拥有新股配售权力,即承销投行可以决定新股的分配对象和分配数量。但是,根据监管要求,中国的承销商并没有真正的新股配售权,只能对有效报价者进行同比例配售或随机抽签配售。因此,即使是市场化定价阶段(2009—2013年),中国的询价制本质上是一种报价高者得之的 IPO 拍卖定价制(邵新建等,2013^[41])。由于制度背景不同,一些基于美国市场的理论不再适用于中国市场。例如,由于中国的承销商没有新股配售权,信息显示理论不再成立、承销商刻意降低发行价的代理问题较弱。值得指出的是,科创板注册制创新性地推出了券商跟投制度,这使得券商有动机压低发行价,发行人和承销商之间的代理问题将对新股定价产生影响。

第三,与美国市场相比,中国的新股定价中,关系发挥着不一样的作用。美国是契约型社会,承销商和机构投资者保持长期关系主要是为了合作共赢,即承销商获得定价信息、机构投资者获得优先配售机会。中国是关系型社会,关系在各种交易中占居重要地位(Wong, 2016^[42])。新股定价中,各主要参与方主要是利用关系获取短期利益,如承销商利用与机构投资者的关系获得高价发行机会、机构投资者利用与承销商的关系获得新股定价信息以提高中签概率。无论新股定价制度如何改变,预计关系等非正式制度仍将对中国新股定价现象有较强解释力。

第四,虽然美国市场也有“炒新”行为,但中国市场的新股炒作更为严重。中国 A 股市场投资者结构不合理,市场交易的参与主体仍然以个人投资者为主。据上交所披露,机构投资者交易占上交所比重仅为 12%,自然人交易占 86%。与投资结构相关联的是,A 股市场价值投资并不普遍,投机氛围较浓(宋顺林等,2015^[43])。中国股票市场历来有“炒新”(新股)和“炒小”(小市值)的传统(韩立岩和伍燕然,2007^[44])。很多新股同时兼备“新和小”两大特征,迎合了个人投资者的炒作需求。个人投资者的行为对新股二级市场的定价有重要影响,而新股二级市场的新股定价一定程度上能够向一级市场传导(宋顺林和唐斯圆,2016^[45])。短时间内,中国资本市场还难以改变以个人投资者主导的局面,预计行为金融理论仍将对新股定价有很强的解释力。

值得指出的是,上述提及的中国式询价制的四个特点并不是割裂的。由于投资者不成熟,政府出于“父爱主义”对新股定价进行管制,而在政府的庇护下,市场缺乏对新股进行合理定价的能力,导致一旦政府放开定价管制,新股定价就会出现各种乱象。这一逻辑很大程度上决定了中国新股定价制度的演变。此外,由于关系文化盛行,监管层不敢放开承销商新股配售权,这又会导致我国的新股定价并非是完全市场化的方式(宋顺林,2019^[46])。

四、中国式 IPO 定价文献综述

在 IPO 定价领域,国内已经积累了非常丰富的文献,但缺乏整理。这部分内容主要梳理中国 IPO 定价的相关研究,尤其关注具有中国特色的 IPO 定价研究。我们将现有文献划分为四类:第一类主要借鉴国外的信息不对称理论,检验中国制度背景下的中介机构对 IPO 抑价(或 IPO 首日回报率)的影响;第二类主要研究中国的正式制度(管制)如何影响 IPO 定价;第三类研究非正式制度(关系)如何影响 IPO 定价;第四类借鉴国外的行为金融理论,考察中国制度背景下投资者行为对 IPO 溢价(或 IPO 首日回报率)的影响。

(一) 信息不对称理论与新股定价效率

这部分研究主要借鉴国外的信息不对称理论,分析中国的中介机构在降低信息不对称和传递积极信号中的作用,早期的研究主要关注审计师和承销商的信号传递作用,最近一些研究则较为关注风险投资的信号作用和媒体的信息中介作用。

1. 审计师的信号作用。

根据信息不对称理论,高声誉的审计师能够向外部投资者传递高质量发行公司的信号,从而降低 IPO 抑价。但是,我国的一些研究发现,价格管制和国有股权都会降低审计师声誉的发挥(陈俊和陈汉文,2011^[47];王成方和刘慧龙,2014^[48])。甚至,胡丹和冯巧根(2013)^[49]基于询价制度市场化改革后(2009—2011)的数据发现,高声誉的审计师反而提高了 IPO 抑价。

2. 承销商声誉的信号作用。

根据承销商声誉的信号传递假说,高声誉的承销商能够向外部投资者传递高质量发行公司的信号,从而降低 IPO 抑价(Beatty 和 Ritter, 1986^[18])。然而,来自中国的证据发现,承销商声誉对 IPO 定价都没

有显著影响,并没有支持承销商的信号传递假说(郭泓和赵震宇,2006^[50];郭海星等,2011^[51])。并且,邵新建等(2013)^[41]研究发现,市场化定价阶段,承销商声誉提高了而不是降低了IPO抑价。最近,郑建明等(2018)^[52]研究发现,外资参股承销商所承销IPO的抑价率显著小于境内承销商。

3. 风险投资的信号作用。

根据风险投资的信号假说,风险投资能够传递发行公司质量的信号,有助于降低IPO抑价。中国一些学者研究了风险投资的信号传递功能,但是大部分研究没有发现风险投资降低IPO抑价的证据,甚至风险投资提高了IPO抑价(杨其静等,2015^[53];陈工孟等,2011^[54];蒋健等,2011^[55])。不过,张学勇和廖理(张学勇和廖理,2011^[56])研究发现,外资和混合型背景风险投资支持的公司IPO抑价率较低。

4. 媒体的信息发现和情绪传递功能。

媒体的报道可能通过两个途径影响IPO首日回报率:一是媒体报道通过信息传递功能降低发行人和投资者的信息不对称,从而降低IPO抑价;二是媒体报道通过影响投资者情绪,影响新股二级市场的交易价格,从而提高IPO抑价。汪昌云等(2015)^[57]、汪昌云和武佳薇(2015)^[58]研究发现,媒体报道或媒体负面报道降低了IPO抑价,但是,黄俊和陈信元(2013)^[59]、权小锋等(2015)^[60]的研究发现,媒体报道显著提高了短期的IPO抑价,但降低了IPO长期表现。熊艳等(2014)^[61]研究发现,媒体报道提高了一级市场定价效率(降低IPO抑价),但降低了二级市场定价效率(首日换手率)。

(二) 政府管制与新股定价效率

定价管制对新股定价有直接的影响。早期的研究均发现,政府的管制措施(主要是价格管制)提高了IPO首日回报率、降低了IPO定价效率(刘煜辉和熊鹏,2005^[62];Cheung等2009^[63];Tian,2011^[64]),而放松定价管制能够降低IPO首日回报率、提高新股发行效率(刘志远等,2011^[65];张峥和欧阳珊,2012^[66];田利辉等,2013^[67])。并且,定价市场化改革后,新股发行价与反映公司质量的财务特征变量的相关度增强(刘志远等,2011^[65])。

但是,最近的研究表明,放开管制也会引发一些新的问题。俞红海等(2013)^[68]研究发现,询价制度改革后,由于制度安排不合理,使得参与询价的机构投资者之间过度竞争,导致IPO定价过高,并产生

了IPO“三高”问题(高发行市盈率、高发行价、高超募)。并且,在承销商没有新股配售权且承销商的承销费与募集资金挂钩的制度安排下,承销商有较强的动机提高发行价,他们可能在最终定价阶段调高发行价,导致新股发行价格显著高于询价阶段的机构报价水平,新股定价过高(邵新建等,2013^[41];宋顺林和唐斯圆,2016^[45];宋顺林,2019^[46])。

此外,现有研究还发现,对发行定价的管制还会导致新股的价值不确定性得不到有效释放,助长了投资者对新股的投机行为(宋顺林和唐斯圆,2017^[69])。尤其是,在发行定价管制和首日交易价格双重管制的背景下,新股投机十分严重,表现为首日回报率超高、上市后短期内的换手率和波动率都显著较高(魏志华等,2019^[70];宋顺林和唐斯圆,2019^[71];唐斯圆和宋顺林,2020^[72])。此外,新股投机导致的股价泡沫还会影响新股解禁时的市场反应,进而加剧市场波动风险(张劲帆等,2020^[73])。

(三) 关系文化与新股定价效率

中国是关系型社会,利益相关者的关系对新股定价有重要影响,尤其是在市场化定价的背景下。新股定价过程中,不仅承销商的社会关系对定价有影响,发行人的社会关系,以及中介机构的社会关系,甚至投资者之间的社会关系都对定价有影响。

1. 承销商的政治联系或社会关系。

Chen等(2017)^[74]研究发现,有政治关联的承销商能够提高发审委的通过率,但是会损害公司的长期市场表现,对短期IPO抑价无影响。Rumokoy等(2017)^[75]发现,处于网络中心的承销商能吸引更多机构投资者参与,并且倾向于抑价发行新股。该结果说明,网络中心代表的可能是承销商声誉,而非政治联系。邵新建等(2018)^[76]研究了承销商和其他承销商分析之间的关系如何影响新股定价。他们发现,与承销商关系密切的分析师通过选择发布高估值报告,能够有效煽动个体投资者的过度乐观情绪,使情绪泡沫进入新股价格。

2. 承销商和机构投资者之间的社会关系。

Luo等(2015)^[77]研究发现,与承销商关系密切的机构投资者更可能参与询价,并且报价更为乐观,提高了新股定价水平,表明承销商可能利用自己的关系网络提高新股发行价。同时,承销商可以将发行定价的敏感信息泄漏给机构投资者,帮助他们重点参与收益率较高的新股发行项目(孙淑伟等,2015^[78])。

陈信元等 (2016)^[79] 则从更积极的角度解释承销商和机构投资者之间的关系, 认为他们的社会联系具有互惠性, 促进了公司 IPO 过程中的信息传递, 机构投资者得以投资优质企业, 承销商也因此获得高额的承销收入。

3. 询价机构投资者之间的社会关系。

俞红海等 (2013)^[68] 研究发现, 询价机构之间过度竞争导致发行价过高。而郑凯等 (2017)^[80] 研究发现, 询价对象整体关联程度越高, IPO 定价越低, 表明询价对象也可能利用自己的关系网络联合起来降低新股发行价。

4. 发行人的政治联系或社会关系。

Francis 等 (2009)^[81] 和 Li 和 Zhou (2015)^[82] 的研究均发现, 发行人的政治联系 (高管或其投资人的关系) 有助于民营企业提高发行价格。但是, Chen 等 (2015)^[83] 发现, 国有企业比民营企业 IPO 抑价更高, 尤其是中央控制的企业。该结果说明, 国有企业的政治联系更可能是政府干预。而于富生和王成方 (2012)^[84] 研究发现, 产权性质与 IPO 抑价之间的关系受定价管制影响。在定价管制下, 国有股权较高的企业更可能通过政治联系突破定价管制的限制, 以较高的价格发行。此外, Sun 等 (2018)^[85] 研究了高管与保荐代表人社会关系的影响, 实证结果表明, 如果保荐代表人与 IPO 公司高管存在社会关系, 那么该公司的抑价率显著更低, 上市后 3 年内的市场业绩表现得更好。高管和承销商的关系似乎发挥了积极的鉴证作用。

5. 审计师的社会关系。

陈运森等 (2014)^[86] 研究发现, 拥有审计师发审委社会关系与 IPO 短期抑价显著正相关, 他们认为这是由于发审委关系欺骗了二级市场的投资者, 导致新股上市后估值过高。而 Du 和 Lai (2017)^[87] 发现中介机构 (审计师或律师) 与发审委的关系与 IPO 抑价显著负相关。他们把这一结果解释为一级市场的投资者不认可发审委关系, 认为这种关系是传递了公司质量的不良信号。

(四) 投资者行为与 IPO 定价效率

近年来, 很多研究借鉴国外的行为金融理论解释中国超高的 IPO 溢价, 本文按理论最早用于解释 IPO 现象的先后顺序进行介绍。

1. 投资者信念差异: 投资者情绪或投机。

首先, 一些研究基于意见分歧 (Diverge of opinion)

理论, 从投资者情绪或投机角度解释中国的 IPO 首日回报率。Zhu 等 (2015)^[88]、俞红海等 (2015)^[89]、宋顺林和王彦超 (2016)^[90] 均发现, 投资者情绪或投机对 IPO 首日回报率 (或 IPO 溢价) 有显著影响, 并且新股价值不确定性越大, 投资者情绪对 IPO 首日回报率的影响越强。不过, 俞红海等 (2015)^[89]、宋顺林和王彦超 (2016)^[90] 认为意见分歧代表的是公司价值的不确定性, 而 Zhu 等 (2015)^[88] 认为意见分歧代表的是公司的信息环境。其次, 宋顺林和唐斯圆 (2016)^[45] 利用机构投资者报价的独特数据, 研究了投资者情绪对一级市场新股定价的影响, 研究发现, 投资者情绪与 IPO 溢价和 IPO 首日回报率均显著正相关, 与以往研究一致。但是, 投资者情绪越高时, 询价阶段的机构投资者报价越高, 投资者情绪与 IPO 抑价显著负相关。说明投资者情绪不仅能够影响二级市场的定价, 也能影响一级市场机构投资者的报价行为。

最后, 最近一些研究借助中国特有的报价数据研究了询价过程中机构投资者意见分歧对新股定价的影响。李冬昕等 (2014)^[91] 研究发现, 中国询价机构的报价存在较大差异性, 表明机构报价过程中意见分歧较为严重。进一步研究表明, 询价机构报价差异性越大、意见分歧越严重, 一级市场 IPO 定价过高问题就越突出, 但是机构报价差异性与 IPO 首日收益呈显著负相关, 表明投资者意见分歧已通过询价机构报价的方式提前反映到 IPO 定价中。但是, Cao 等 (2015)^[92] 以类似的样本发现了完全相反的结论, 即机构投资者询价阶段报价的分歧越大, 首日回报率越高。原因可能是意见分歧对新股上市后的价格影响更大。

2. 投资者偏好差异: 博彩偏好。

最近一些研究利用博彩理论解释中国的 IPO 定价之谜。汤伟和徐立恒 (2016)^[93] 的研究发现, 博彩特征每增加一个标准差, 首日涨幅显著提高 5.5%。但从长期来看, 博彩特征越强的公司, 长期表现更差。Wang 等 (2018)^[94] 同时考虑了投资者的博彩特征 (预期收益右偏分布) 和损失规避 (预期收益左偏分布), 研究发现, 预期收益左偏和右偏分布均能影响 IPO 首日回报率, 甚至左偏分布的影响更大, 说明损失规避行为对 IPO 定价有重要影响。

3. 有限理性: 投资者注意力理论。

最近也有一些研究利用投资者注意力理论解释中国的 IPO 定价之谜。宋双杰等 (2011)^[95] 的研究发现, IPO 前个股网络搜索量对于市场热销程度、首日

超额收益和长期表现有较好的解释力和预测力,它可以解释首日超额收益的23%,长期累积收益率的10%以上。罗琦和伍敬侗(2017)^[96]发现,一级市场的投资者关注能够提高发行价,而二级市场的投资者关注能够提高首日交易价格。

除了借鉴国外的行为金融理论研究IPO定价问题外,最近有不少文献评估投资者行为在解释中国新股定价现象的重要性。即使在成熟市场,新股首日价格都可能被高估(Purnanandam和Swaminathan, 2004^[29]; Ritter和Welch, 2002^[33])。在投机氛围浓厚、个人投资者占主导的中国市场,投资者行为的解释力理应更强。较早的研究已经意识到了行为解释对中国IPO首日回报率的重要性(韩立岩和伍燕然, 2007^[44]; 江洪波, 2007^[97])。最近,一些研究采用随机前沿分析法,尝试评估中国的IPO首日回报率的构成到底是由一级市场发行价过低(IPO抑价)还是二级市场定价过高所致(IPO溢价)。他们的发现一致表明,在中国, IPO溢价占IPO首日回报率的主要部分(刘煜辉和沈可挺, 2011^[98]; 邹高峰等, 2012^[99]; 黄顺武等, 2017^[100])。Song等(2014)^[101]则利用可比公司法和分析师预测价格度量内在价值,同样发现,中国的IPO首日回报率中IPO溢价占主要部分。具体而言,样本期间,首日回报率为66%时, IPO抑价和IPO溢价各占14%~22%和44%~53%。上述结果表明,要解释中国超高的IPO首日回报率,更需要从基于不完全理性的投资者行为理论入手。

尽管行为理论对于解释中国的IPO首日回报率之谜非常重要,但很少有研究探究如何约束投资者的非理性行为。一个例外是,宋顺林和肖土盛(2014)^[102]的研究发现,新股上市后的价格往往远远高于分析师对新股的预测价格,以分析师预测价格法估计的IPO溢价越高, IPO后长期市场表现更差,意味着投资者并没有听从分析师的估值建议,没有证据表明分析师的定价预测能够限制投资者的非理性情绪。

(五) 现有文献的不足

通过上述文献梳理发现,关于投资者行为和政府管制对IPO首日回报率的影响,现有研究的结论较为一致。相对而言,关于承销商、风险投资和新闻媒体等中介机构在IPO定价中的作用,大多并未取得一致结论。关于社会关系在IPO定价中的作用,部分研究也未取得一致结论。原因可能是研究中介机构在IPO抑价中的作用时,需要准确界定IPO抑价的概念、精

确度量IPO抑价以及考虑中国的制度背景,而部分现有研究在这些方面还有不足,具体讨论如下。

1. 重要概念界定模糊的问题。

国外的文献通常以IPO首日回报率度量IPO抑价,并且经常在论文中交替使用这两个概念,国内的文献也基本上沿袭了这个做法。但是, IPO首日回报率与IPO抑价两者在内涵上有很大不同。IPO首日回报率是新股上市首日的收益率,而IPO抑价顾名思义是指发行人或承销商有意抑制发行价,使新股发行价低于新股的内在价值。很显然,两者等价的前提是新股首日的交易价格等于新股的内在价值。在美国,二级市场投资者较为理性,将IPO抑价等同于IPO首日回报率相对合理。但是,在中国,新股首日的价格往往大幅高于公司的内在价值,再将IPO首日回报率等同于IPO抑价就不再合理。在中国, IPO首日回报率可以分解为两部分, IPO抑价和IPO溢价, IPO抑价是指一级市场发行价格低于公司合理价格的部分,而IPO溢价是指二级市场首日收盘价高于公司合理价格的部分。

由于很多变量同时影响新股发行价和新股上市后的股价,区分IPO首日回报率和IPO抑价的差异将有助于更好地研究和解释中国的IPO定价问题。以文献中的三个例子说明。第一,一些文章发现,信息不对称与IPO首日回报率显著正相关,一种可能是信息不对称导致公司抑价发行,另一种可能是信息不对称高意味着更高的价值不确定,进而导致新股上市后的价格更高。第二,政治联系与IPO首日回报率显著正相关,一种可能是政治联系意味着风险,导致公司抑价发行,另一种可能是有政治联系的公司更容易受二级市场追捧,导致新股上市后股价更高。第三,研究媒体报道对IPO首日回报率的影响时,媒体报道影响IPO抑价和IPO溢价的逻辑和方向都不同,如果不区分IPO抑价或IPO溢价,就难以厘清媒体报道对首日回报率的影响逻辑,也不能正确评估媒体关注对新股发行价的影响。

2. 关键变量度量不准的问题。

上述讨论已经说明,在中国, IPO抑价并不能等同于IPO首日回报率。如何解决IPO抑价度量不准的问题?根据本文的梳理,现有文献有三种解决方案:第一,可比公司法。此方法用已上市的可比公司的市盈率估计新股的合理价格,根据估计出的合理价格计算出IPO抑价(Purnanandam和Swaminathan,

2004^[29])。第二, 分析师预测法。此方法以分析师对新股的预测价格度量合理价格计算 IPO 抑价 (Song 等, 2014^[101])。第三, 随机前沿法。此方法利用随机前沿方法估计出最大可能的发行价, 以实际发行价和估计的最大可能发行价差度量 IPO 抑价 (刘煜辉和沈可挺, 2011^[98]; 邹高峰等, 2012^[99]; 黄顺武等, 2017^[100])。这三种方法各有优势点, 可比公司法、随机前沿法和分析师预测法三种方法的缺点分别是不能找到合适的可比公司、不能确定哪些变量该进入模型作为自变量和分析师的利益冲突。Song 等 (2014)^[101]认为, 分析师预测法优于可比公司法, 因为分析师不仅考虑了可比公司的估值, 还参考了个股的具体信息。他们的研究发现, 以分析师预测法估计的 IPO 溢价比以可比公司法估计的 IPO 溢价更能预测新股上市后的市场表现。并且, 分析师预测法较为简单, 容易执行。此外, 文献中也有使用其他方法处理 IPO 抑价度量不准的问题: 第一, 用绝对估值模型估计公司的内在价值 (郭海星等, 2011^[51]), 进而估计出 IPO 抑价, 其缺点是绝对估值模型没有考虑到当时的市场形势。第二, 加入影响 IPO 溢价的变量 (如投资者情绪) 作为控制变量, 其缺点是模型可能存在遗漏变量问题。第三, 用发行市盈率度量新股发行价格的高低 (李冬昕等, 2014^[91]), 其缺点是不同公司的发行市盈率不具可比性。

3. 制度背景考虑不足的问题。

中国新股发行定价方面的管制较多, 且相关制度变化较频繁, 研究 IPO 定价问题时如果对这些制度考虑不足, 可能导致理论分析的逻辑不适用或研究设计不准确。例如, 如果发行价格受到严格管制, 用信息不对称理论解释 IPO 首日回报率就不合适, 且以 IPO 首日回报率度量 IPO 抑价不准确。此外, 发行价格受到管制时, 承销商声誉的信号作用也比较难检验; 并且, 定价管制放开后新股的发行价普遍较高, 承销商声誉的主要作用体现在降低新股发行价, 而不是传递信号。最后, 定价管制放开后, 发行价不完全由询价结果决定, 承销商和发行人有一定的自主定价权, 发行人和承销商可能基于某些动机拔高发行价 (邵新建等, 2013^[41]; 宋顺林和唐斯圆, 2016^[45])。因而, 计算 IPO 抑价时使用投资者的申购报价优于发行价。鉴于上述提到的问题, 在研究 IPO 定价相关问题的时候, 无论是理论分析还是研究设计, 都需要充分考虑与中国发行定价相关的制度背景。

五、结论及未来研究展望

本文评述了国外新股定价理论和中国新股定价的新近文献。主要观点总结如下: 第一, 基于美国市场的定价理论考虑中国新股定价问题时, 其重要性排序有所不同。虽然信息不对称理论对美国公司的 IPO 首日回报率有最强的解释力, 但在定价管制成为常态的中国, 该理论的重要性有所减弱。现有文献发现, 在中国的制度背景下, 定价管制、关系文化和投资者行为等理论更能解释中国公司的新股定价现象。值得注意的是, 随着注册制改革的推进, 制度环境的变化需要重新审视各个理论的解释力。第二, 现有文献还存在一些不足和改进空间。虽然已有一些文献指出 IPO 首日回报率包含 IPO 抑价和 IPO 溢价两部分, 并证明 IPO 溢价在 IPO 首日回报率中占主导, 但很多文献通常并不区分 IPO 首日回报率和 IPO 抑价两个概念, 并且仍习惯以 IPO 首日回报率度量 IPO 抑价, 导致研究结论不可靠或对结论的解释不甚合理。并且, 中国新股发行定价方面的管制较多、相关制度变化较频繁, 一些研究对这些独特制度考虑不足, 导致理论分析的逻辑不适用或研究设计不准确。

基于对现有理论和文献的梳理和思考, 本文最后对未来研究作些展望。鉴于注册制改革对于当前资本市场发展的重要性, 我们重点讨论与注册制相关的 IPO 定价新问题、新场景、新数据和新视角。具体如下: 第一, 注册制试点出现了很多新股定价的新问题。例如, 科创板创新性地推出了跟投制度 (券商跟投和员工跟投), 这些制度将如何影响新股定价; 科创板放松了对企业盈利的要求, 允许一些未盈利的企业上市, 这些企业的价值评估不能遵循传统的估值方式, 将如何影响新股的定价。第二, 分步实施的注册制, 导致不同板块间新股定价制度存在较大差异, 为检验新股定价问题提供了新的场景。例如, 一级市场定价市场化改革如何影响新股定价、二级市场交易制度改革如何影响投资者“炒新”等问题。第三, 科创板、创业板相继实施注册制提供了很多独特的数据, 如机构询价和配售数据、新股的融资融券数据。这些新的数据可以用来研究券商和机构在新股定价中的行为以及卖空对新股二级市场定价的影响。第四, 本文主要聚焦于从“IPO 定价的影响因素”的角度评述相关理论和文献。但是, 理解 IPO 定价的经济后果也非常重要, 目前这方面的研究还比较少, 仅

少量文献研究了IPO定价制度对企业其他决策的影响(如上市决策、公司治理和盈余管理)(王冰辉, 2013^[3]; Chen等, 2018^[103]; He等, 2019^[104])。从新的视角研究IPO定价问题, 值得未来研究关注。最后, 中国的投资者结构不合理、关系文化盛行, 这些制度背景如何影响市场化定价下的效率和公

平, 仍是注册制改革后面临的重要议题。值得指出的是, 新股一级市场和二级市场的定价不是割裂存在的, 投资者结构不仅影响新股二级市场的定价, 还会影响新股一级市场的定价。研究新股定价需要考虑一级市场与二级市场的联动, 这方面的研究目前十分稀缺。

参考文献

- [1] 陈见丽. 基于注册制视角的上市公司退市制度改革研究 [J]. 学术交流, 2019 (3): 108-119.
- [2] 曹凤岐. 从审核制到注册制: 新《证券法》的核心与进步 [J]. 金融论坛, 2020 (4): 3-6.
- [3] 王冰辉. 价格管制与IPO时机选择 [J]. 经济学 (季刊), 2013 (2): 407-428.
- [4] Stoll H R, Curley A J. Small Business and the New Issues Market for Equities [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1970, 5 (3): 309-322.
- [5] Logue D E. On the Pricing of Unseasoned Equity Issues: 1965—1969 [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1973, 8 (1): 91-103.
- [6] Ibbotson R G. Price Performance of Common Stock New Issues [J]. Journal of Financial Economics, 1975, 2 (3): 235-272.
- [7] Rock K. Why New Issues Are Underpriced [J]. Journal of Financial Economics, 1986, 15 (1): 187-212.
- [8] Booth J R, Smith R L. Capital Raising, Underwriting and the Certification Hypothesis [J]. Journal of Financial Economics, 1986, 15 (1/2): 261-281.
- [9] Benveniste L M, Spindt P A. How Investment Bankers Determine the Offer Price and Allocation of New Issues [J]. Journal of Financial Economics, 1989, 24 (2): 343-361.
- [10] Baron D P. A Model of the Demand for Investment Banking Advisement and Distribution Services for New Issues [J]. Journal of Finance, 1982, 37 (4): 955-976.
- [11] Ruud J S. Underwriter Price Support and the IPO Underpricing Puzzle [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 34 (2): 135-151.
- [12] Tinic S M. Anatomy of Initial Public Offerings of Common Stock [J]. The Journal of Finance, 1988, 43 (4): 789-822.
- [13] Loughran T, Ritter J R. Why Don't Issuers Get Upset about Leaving Money on the Table in IPOs? [J]. Review of Financial Studies, 2002, 15 (2): 413-444.
- [14] Hanley K W. The Underpricing of Initial Public Offerings and the Partial Adjustment Phenomenon [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 34 (2): 231-250.
- [15] Miller E M. Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion [J]. The Journal of Finance, 1977, 32 (4): 1151-1168.
- [16] Green C, Hwang B. Initial Public Offerings as Lotteries: Skewness Preference and First-day Return [J]. Management Science, 2012, 58 (2): 432-444.
- [17] Da Z, Engelberg J, Gao P. In Search of Attention [J]. The Journal of Finance, 2011, 66 (5): 1461-1499.
- [18] Beatty R P, Ritter J R. Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings [J]. Journal of Financial Economics, 1986, 15 (1): 213-232.
- [19] Carter R, Manaster S. Initial Public Offerings and Underwriter Reputation [J]. The Journal of Finance, 1990, 45 (4): 1045-1067.
- [20] Titman S, Trueman B. Information Quality and the Valuation of New Issues [J]. Journal of Accounting and Economics, 1986, 8 (2): 159-172.
- [21] Welch I. Seasoned Offerings, Imitation Costs, and the Underpricing of Initial Public Offerings [J]. The Journal of Finance, 1989, 44 (2): 421-449.
- [22] Allen F, Faulhaber G R. Signaling by Underpricing in the IPO Market [J]. Journal of Financial Economics, 1989, 23 (2): 303-323.
- [23] Hughes P J, Thakor A V. Litigation Risk, Intermediation, and the Underpricing of Initial Public Offerings [J]. Review of Financial Studies, 1992, 5 (4): 709-742.
- [24] Habib M A, Ljungqvist A P. Underpricing and Entrepreneurial Wealth Losses in IPOs: Theory and Evidence [J]. The Review of Financial Studies, 2001, 14 (2): 433-458.
- [25] Brennan M J, Franks J. Underpricing, Ownership and Control in Initial Public Offerings of Equity Securities in the UK [J]. Journal of Financial Economics, 1997, 45 (3): 391-413.
- [26] Stoughton N M, Zechner J. IPO-mechanisms, Monitoring and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1998, 49 (1): 45-77.
- [27] Chemmanur T J. The Pricing of Initial Public Offerings: A Dynamic Model with Information Production [J]. The Journal of Finance, 1993, 48 (1): 285-304.
- [28] Demers E, Lewellen K. The Marketing Role of IPOs: Evidence from Internet Stocks [J]. Journal of Financial Economics, 2003, 68 (3):

413-437.

- [29] Purnanandam A K, Swaminathan B. Are IPOs Really Underpriced? [J]. The Review of Financial Studies, 2004, 17 (3): 811-848.
- [30] Kahneman D, Tversky A. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1979, 47 (9): 263-291.
- [31] Hanley K W. The Underpricing of Initial Public Offerings and the Partial Adjustment Phenomenon [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 34 (2): 231-250.
- [32] Bradley D J, Jordan B D, Yi H C, Roten I C. Venture Capital and IPO Lockup Expiration: An Empirical Analysis [J]. Journal of Financial Research, 2001, 24 (4): 465-493.
- [33] Ritter J R, Welch I. A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations [J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (4): 1795-1828.
- [34] Dorn D. Does Sentiment Drive the Retail Demand for IPOs? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2009, 44 (1): 85-108.
- [35] Cornelli F, Goldreich D, Ljungqvist A. Investor Sentiment and Pre-IPO Markets [J]. The Journal of Finance, 2006, 61 (3): 1187-1216.
- [36] Ljungqvist A, Nanda V, Singh R. Hot Markets, Investor Sentiment, and IPO Pricing [J]. The Journal of Business, 2006, 79 (4): 1667-1702.
- [37] Derrien F. IPO Pricing in "Hot" Market Conditions: Who Leaves Money on the Table? [J]. The Journal of Finance, 2005, 60 (1): 487-521.
- [38] Scheinkman J A, Xiong W. Overconfidence and Speculative Bubbles [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111 (6): 1183-1220.
- [39] Barberis N, Huang M. Stocks as Lotteries: The Implications of Probability Weighting for Security Prices [J]. The American Economic Review, 2008, 98 (5): 2066-2100.
- [40] Sherman A E. Global Trends in IPO Methods: Book Building Versus Auctions with Endogenous Entry [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 78 (3): 615-649.
- [41] 邵新建, 薛熠, 江萍, 赵映雪, 郑文才. 投资者情绪、承销商定价与 IPO 新股回报率 [J]. 金融研究, 2013 (4): 127-141.
- [42] Wong T J. Corporate Governance Research on Listed Firms in China: Institutions, Governance and Accountability [J]. Foundations and Trends © in Accounting, 2016, 9 (4): 259-326.
- [43] 宋顺林, 易阳, 谭劲松. AH 股溢价合理吗——市场情绪、个股投机性与 AH 股溢价 [J]. 南开管理评论, 2015 (2): 92-102.
- [44] 韩立岩, 伍燕然. 投资者情绪与 IPOs 之谜——抑价或者溢价 [J]. 管理世界, 2007 (3): 51-61.
- [45] 宋顺林, 唐斯圆. 投资者情绪、承销商行为与 IPO 定价——基于网下机构询价数据的实证分析 [J]. 会计研究, 2016 (2): 66-72.
- [46] 宋顺林. 平衡的艺术: 承销商定高价行为的理论解释和实证检验 [J]. 中国会计评论, 2019 (2): 263-288.
- [47] 陈俊, 陈汉文. IPO 价格上限管制的激励效应与中介机构的声誉价值——来自中国新股发行市场化改革初期的经验证据 (2001—2004) [J]. 会计研究, 2011 (12): 41-48.
- [48] 王成方, 刘慧龙. 国有股权与公司 IPO 中的审计师选择行为及动机 [J]. 会计研究, 2014 (6): 89-95.
- [49] 胡丹, 冯巧根. 信息环境、审计质量与 IPO 抑价——以 A 股市场 2009—2011 年上市的公司为例 [J]. 会计研究, 2013 (2): 78-85.
- [50] 郭泓, 赵震宇. 承销商声誉对 IPO 公司定价、初始和长期回报影响实证研究 [J]. 管理世界, 2006 (3): 122-128.
- [51] 郭海星, 万迪昉, 吴祖光. 承销商值得信任吗——来自创业板的证据 [J]. 南开管理评论, 2011 (3): 101-109.
- [52] 郑建明, 白霄, 赵文耀. “制度绑定”还是“技术溢出”? ——外资参股承销商与 IPO 定价效率 [J]. 会计研究, 2018 (6): 62-69.
- [53] 杨其静, 程商政, 朱玉. VC 真在努力甄选和培育优质创业型企业吗? ——基于深圳创业板上市公司的研究 [J]. 金融研究, 2015 (4): 192-206.
- [54] 陈工孟, 俞欣, 寇祥河. 风险投资参与对中资企业首次公开发行折价的影响——不同证券市场的比较 [J]. 经济研究, 2011 (5): 74-85.
- [55] 蒋健, 刘智毅, 姚长辉. IPO 初始回报与创业投资参与——来自中小企业板的实证研究 [J]. 经济科学, 2011 (1): 81-92.
- [56] 张学勇, 廖理. 风险投资背景与公司 IPO: 市场表现与内在机理 [J]. 经济研究, 2011 (6): 118-132.
- [57] 汪昌云, 武佳薇, 孙艳梅, 甘顺利. 公司的媒体信息管理行为与 IPO 定价效率 [J]. 管理世界, 2015 (1): 118-128.
- [58] 汪昌云, 武佳薇. 媒体语气、投资者情绪与 IPO 定价 [J]. 金融研究, 2015 (9): 174-189.
- [59] 黄俊, 陈信元. 媒体报道与 IPO 抑价——来自创业板的经验证据 [J]. 管理科学学报, 2013 (2): 83-94.
- [60] 权小锋, 尹洪英, 吴红军. 媒体报道对 IPO 股价表现的非对称影响研究——来自创业板上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2015 (6): 56-63.
- [61] 熊艳, 李常青, 魏志华. 媒体报道与 IPO 定价效率: 基于信息不对称与行为金融视角 [J]. 世界经济, 2014 (5): 135-160.
- [62] 刘煜辉, 熊鹏. 股权分置、政府管制和中国 IPO 抑价 [J]. 经济研究, 2005 (5): 85-95.
- [63] Cheung Y, Ouyang Z, Tan W. How Regulatory Changes Affect IPO Underpricing in China [J]. China Economic Review, 2009 (4): 692-702.
- [64] Tian L. Regulatory Underpricing: Determinants of Chinese Extreme IPO Returns [J]. Journal of Empirical Finance, 2011, 18 (1): 78-90.
- [65] 刘志远, 郑凯, 何亚南. 询价制度第一阶段改革有效吗 [J]. 金融研究, 2011 (4): 158-173.
- [66] 张峥, 欧阳珊. 发行定价制度与 IPO 折价 [J]. 经济科学, 2012 (1): 73-85.
- [67] 田利辉, 张伟, 王冠英. 新股发行: 渐进式市场化改革是否可行 [J]. 南开管理评论, 2013 (2): 116-132.
- [68] 俞红海, 刘烨, 李心丹. 询价制度改革与中国股市 IPO “三高”问题——基于网下机构投资者报价视角的研究 [J]. 金融研究, 2013

- (10): 167-180.
- [69] 宋顺林, 唐斯圆. IPO 定价管制, 价值不确定性与投资者“炒新”[J]. 会计研究, 2017 (1): 61-67.
- [70] 魏志华, 曾爱民, 吴育辉, 李常青. IPO 首日限价政策能否抑制投资者“炒新”[J]. 管理世界, 2019 (1): 192-210.
- [71] 宋顺林, 唐斯圆. 首日价格管制与新股投机: 抑制还是助长?[J]. 管理世界, 2019 (1): 211-224.
- [72] 唐斯圆, 宋顺林. 首日涨停板制度与 IPO 解禁效应——基于投机泡沫视角的分析[J]. 金融研究, 2020 (4): 186-206.
- [73] 张劲帆, 李丹丹, 杜浥程. IPO 限价发行与新股二级市场价格泡沫——论股票市场“弹簧效应”[J]. 金融研究, 2020 (1): 190-206.
- [74] Chen D, Guan Y, Zhang T, Zhao G. Political Connection of Financial Intermediaries: Evidence from China's IPO Market [J]. Journal of Banking & Finance, 2017, 76: 15-31.
- [75] Rumokoy L J, Neupane S, Chung R Y, Vithanagea K. Underwriter Network Structure and Political Connections in the Chinese IPO Market [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2017, 54: 199-214.
- [76] 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 (6): 82-96.
- [77] Zhang L. Friends Can Help: The Effects of Relationships in the Chinese Book-building Process [Z]. Working paper, Peking University, 2015.
- [78] 孙淑伟, 肖土盛, 付宇翔, 陈信元. IPO 配售中的利益联盟——基于基金公司与其保荐机构的证据[J]. 财经研究, 2015 (5): 90-101.
- [79] 陈信元, 颜恩点, 黄俊. 关系网络, 信息传递与 IPO 利益联盟——基于承销商和机构投资者的实证研究[J]. 中国会计评论, 2016 (2): 249-270.
- [80] 郑凯, 阮永平, 何雨晴. 询价对象间关系网络的 IPO 定价后果研究[J]. 管理科学学报, 2017 (7): 57-67.
- [81] Francis B B, Hasan I, Sun X. Political Connections and the Process of Going Public: Evidence from China [J]. Journal of International Money and Finance, 2009, 28 (4): 696-719.
- [82] Li G, Zhou H. Political Connections and Access to IPO Markets in China [J]. China Economic Review, 2015, 33: 76-93.
- [83] Chen Y, Wang S S, Li W, Sun Q, Tong H S. Institutional Environment, Firm Ownership, and IPO First-day Returns: Evidence from China [J]. Journal of Corporate Finance, 2015, 32: 150-168.
- [84] 于富生, 王成方. 国有股权与 IPO 抑价——政府定价管制视角[J]. 金融研究, 2012 (9): 155-167.
- [85] Sun S, He X, Hu X. Social Connections between Investment Bankers and Issuer Executives, IPO Underpricing, and Post-IPO Performance: Evidence from China [J]. China Accounting and Finance Review, 2018, 20 (2): 1-37.
- [86] 陈运森, 郑登津, 李路. 民营企业发审委社会关系、IPO 资格与上市后表现[J]. 会计研究, 2014 (2): 12-19.
- [87] Du X, Lai S. Issuance Examination Committee Connections and IPO Underpricing: Evidence from China [J]. China Accounting and Finance Review, 2017, 19 (3): 1-41.
- [88] Zhu H, Zhang C, Li H, Chen S. Information Environment, Market-wide Sentiment and IPO Initial Returns: Evidence from Analyst Forecasts before Listing [J]. China Journal of Accounting Research, 2015, 8 (3): 193-211.
- [89] 俞红海, 李心丹, 耿子扬. 投资者情绪、意见分歧与中国股市 IPO 之谜[J]. 管理科学学报, 2015 (3): 78-89.
- [90] 宋顺林, 王彦超. 投资者情绪如何影响股票定价? ——基于 IPO 公司的实证研究[J]. 管理科学学报, 2016 (5): 41-55.
- [91] 李冬昕, 李心丹, 俞红海, 朱伟骅. 询价机构报价中的意见分歧与 IPO 定价机制研究[J]. 经济研究, 2014 (7): 151-164.
- [92] Cao J, Leng T, Liu B, Megginson W. Institutional Bidding in IPO Allocation: Evidence from China [Z]. Working Paper, 2015.
- [93] 汤伟, 徐立恒. 股票还是彩票: 博彩偏好与 IPO 之谜[J]. 投资研究, 2016 (4): 37-56.
- [94] Wang Z, Su B, Coakley J, Shen Z. Prospect Theory and IPO Returns in China [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 48: 726-751.
- [95] 宋双杰, 曹晖, 杨坤. 投资者关注与 IPO 异象——来自网络搜索量的经验证据[J]. 经济研究, 2011 (S1): 145-155.
- [96] 罗琦, 伍敬侗. 投资者关注与 IPO 首日超额收益——基于双边随机前沿分析的新视角[J]. 管理科学学报, 2017 (9): 46-60.
- [97] 江洪波. 基于非有效市场的 A 股 IPO 价格行为分析[J]. 金融研究, 2007 (8): 90-102.
- [98] 刘焯辉, 沈可挺. 是一级市场抑价, 还是二级市场溢价——关于中国新股高抑价的一种检验和一个解释[J]. 金融研究, 2011 (11): 183-196.
- [99] 邹高峰, 张维, 徐晓婉. 中国 IPO 抑价的构成及影响因素研究[J]. 管理科学学报, 2012 (4): 12-22.
- [100] 黄顺武, 贾捷, 汪文隽. 基于双边随机边界模型的 IPO 抑价分解研究——来自中国创业板的证据[J]. 中国管理科学, 2017 (2): 21-29.
- [101] Song S, Tan J, Yi Y. IPO Initial Returns in China: Underpricing or Overvaluation? [J]. China Journal of Accounting Research, 2014, 7 (1): 31-49.
- [102] 宋顺林, 肖土盛. 投资者该听从分析师的意见吗——基于新股定位的经验证据[J]. 中国会计评论, 2014 (Z1): 313-336.
- [103] Chen J, Ke B, Wu D, Yang Z. The Consequences of Shifting the IPO Offer Pricing Power from Securities Regulators to Market Participants in Weak Institutional Environments: Evidence from China [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 50: 349-370.
- [104] He P, Ma L, Wang K, Xiao X. IPO Pricing Deregulation and Corporate Governance: Theory and Evidence from Chinese Public Firms [J]. Journal of Banking & Finance, 2019, 107: 105-126.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

“时移势迁”下的分析师盈余预测

——基于地方官员变更的经验分析

Will Analysts' Earnings Forecasts Change When Time Has Changed?

The Empirical Analysis Based on Local Officials' Turnover

李 挺 位豪强 朱红军

LI Ting WEI Hao-qiang ZHU Hong-jun

[摘 要] 本文手工收集了 2006—2016 年我国各地级市市委书记变更数据, 实证检验了地方官员变更对分析师盈余预测的影响以及作用机制。研究发现, 市委书记变更会显著降低分析师对当地上市公司盈余预测的准确性, 而且, 相对于本地升迁, 外地调任的市委书记对于分析师预测准确性的影响更大。进一步分析显示, 地方官员变更对分析师盈余预测准确性的影响对于处在市场化程度较低地区、国有企业和政府管制行业的上市公司更加明显。路径分析表明, 官员变更加大了企业的经营不确定性, 进而降低了分析师的盈余预测准确性。最后, 我们考察发现在官员变更去向为晋升时对分析师盈余预测的影响更显著。

[关键词] 官员变更 经济政策不确定性 分析师盈余预测

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0064-10

Abstract: In this paper, we collect the turnover events of municipal party committee secretaries in China from 2006 to 2016, and empirically test the impact of local officials' turnover on analysts' earnings forecasts and the mechanism during the sample period of China's A share listed companies. Our research find that the turnover of party secretaries will significantly reduce the accuracy of analysts' earnings forecast, and this impact will be different due to different types of officials' turnover. Further analysis shows that the impacts of local officials' turnover are more obvious in areas of low degree of marketization, and for state-owned enterprises and listed companies controlled by the government. In addition, we find that officials' turnover increases the firms' operational uncertainty, thus reducing the accuracy of analysts' earnings forecast. Finally, the expansive analysis shows that the impact of local officials' turnover on analysts' earnings forecasts is more significant when officials got a promotion.

Key words: Officials' turnover Economic policy uncertainty Analysts' earnings forecast

[收稿日期] 2021-01-13

[作者简介] 李挺, 男, 1990 年 3 月生, 上海对外经贸大学会计学院讲师, 研究方向为公司治理与金融中介机构; 位豪强, 男, 1990 年 9 月生, 上海国家会计学院讲师, 研究方向为会计与资本市场、公司治理; 朱红军, 1976 年 1 月生, 安徽财经大学教授, 研究方向为资本市场中的财务与会计问题。本文通讯作者为位豪强, 联系方式为 weihaoqiang@snai.edu。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“我国非营利公益组织会计、治理及其监管研究”(项目编号: 71572101); 教育部人文社会科学青年基金项目“政策不确定性与基金投资行为研究: 理论分析与经验证据”(项目编号: 19YJC790066); 上海市浦江人才计划项目“政策不确定性与金融中介机构: 理论分析与经验证据”(项目编号: 18PJJC064); 安徽高校协同创新项目“新发展理念下中国企业 ESG 问题研究”(项目编号: GXXT-2021-078); 上海国家会计学院“人工智能时代会计硕士教育创新项目”专项资金(项目编号: SNAIJS193002)。

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

证券分析师的盈余预测信息对投资者决策和资本市场的资源配置效率具有重要影响 (Yu, 2008^[1]; Crawford 等, 2012^[2]; 朱红军等, 2007^[3]; 郭建鸾和简晓彤, 2021^[4]; 刘维奇和武翰章, 2021^[5])。随着我国金融市场的快速发展, 分析师的盈余预测行为越来越成为学术界关注的热点。当前已有诸多研究对影响分析师盈余预测的因素进行了探讨, 然而已有文献大都是基于微观层面的分析, 鲜有研究探讨宏观政策因素对于分析师行为的影响。在当前处于转轨期的中国, 地方官员及政策变动频繁, 官员变更所产生的政策不确定性会传导至微观企业 (陈艳艳和罗党论, 2012^[6]; 潘越等, 2015^[7]), 在企业层面产生经营的不确定性, 并最终影响企业的经营风险 (罗党论等, 2016^[8])。企业经营风险的增加会加剧分析师面临的信息环境复杂度, 进而提高分析师盈余预测难度 (Hodder 等, 2008^[9]; 吴锡皓和胡国柳, 2015^[10]), 从而影响其盈余预测的准确性。此外, 与西方国家不同, 我国政府官员变更的特殊性在于, 除了定期的党代会与人民代表大会, 我国党政领导干部交流制度也要求以轮换、调任等形式, 对党政机关、企事业单位的工作岗位进行交流, 这使得我国地方政府官员变更已成为一种常态。因此, 若在研究分析师盈余预测行为时不考虑这种“时移势迁”的宏观环境影响, 将会使分析师盈余预测“准确性”的研究结论“不准确”。

基于此, 本文以 2006—2016 年中国 A 股上市公司为研究对象, 手工搜集了样本期间我国地级市市委书记变更数据, 以检验地方官员变更对分析师盈余预测的影响。结果发现, 市委书记的变更显著降低了分析师对当地上市公司盈余预测的准确性, 而且, 相对于本地升迁, 外地调任的市委书记对于分析师预测准确性的影响更大。进一步研究显示, 官员变更对分析师盈余预测准确性的影响对处在市场化程度较低地区、国有企业和管制行业的上市公司更加显著。我们还就官员变更对分析师盈余预测的影响路径进行了测试, 分析表明, 官员变更加大了企业的经营不确定性, 进而降低了分析师的盈余预测准确性。进一步的考察发现, 官员变更期间分析师盈余预测准确性的下降并不是由信息披露质量所引起, 从而排除了公司信息披露这一可能的替代性解释。拓展分析表明, 相对于降级和平级调任, 官员变更对分析师盈余预测的影响在调离官员为晋升时更显著。

本文的研究贡献主要体现在两个方面。第一, 当前关于分析师盈余预测准确性影响因素的研究众多, 但基于中国特色的政治制度环境对分析师行为影响的研究仍然是匮乏的。尽管有个别文献从政策不确定性的角度研究了其对分析师盈余预测的影响 (如 Baloria 和 Mamo, 2017^[11]; 钟覃琳和刘媛媛, 2020^[12]), 但既有研究存在两个问题: 一是一些文献的研究背景是基于发达国家的国家总统大选, 并非是地方官员变更事件, 且发达国家的政治制度与我国存在本质区别, 其研究结论在我国的制度环境下是否仍然适用并未得到充分的实证检验。二是许多研究中使用经济政策不确定性指数这一抽象的指标衡量不确定性, 并不特指某一事件或现象, 因而不能准确厘清官员变更这一特殊的、常态化的事件对分析师盈余预测的影响, 同时也缺少对这一影响背后的作用机理及影响渠道的深入探讨。本文利用地方市委书记变更这一“准自然实验”的外生事件, 并结合我国特有的政府及官员治理背景, 从实证上探讨并证实了地方官员变更对分析师盈余预测的影响, 拓展了宏观政治因素与分析师行为领域的理论成果。

第二, 有别于以往以企业为个体的研究, 主要集中在公司的投融资决策、财务报告决策、经营风险等 (Julio 和 Yook, 2012^[13]; 陈艳艳和罗党论, 2012^[6]; 徐业坤等, 2013^[14]; 潘越等, 2015^[7]; 罗党论等, 2016^[8]), 本文选取证券分析师作为考察对象, 从地方官员变更的角度对分析师盈余预测行为的影响进行了较为全面、深入的分析, 将对现有政策不确定性的研究拓展至资本市场中的信息中介机构, 从分析师盈余预测的视角增加了我们对政策不确定性经济后果的认知, 丰富和补充了相关领域的研究。

二、文献综述与研究假说

(一) 文献综述

1. 分析师盈余预测相关研究。

关于分析师盈余预测的研究, 当前的文献多集中于影响分析师盈余预测准确性的因素, 如公司规模、公司盈余变异性、公司受关注度、企业信息质量等 (Brown 等, 1987^[15]; Kross 等, 1990^[16]; Lang 和 Lundholm, 1996^[17])。此外, 分析师的个人特征 (如性别)、个人利益也会影响盈余预测的准确性 (Kumar, 2010^[18]; Firth 等, 2013^[19])。另外, 企业的政治关联及其所处的制度环境对分析师盈余预测也有重要影响。如 Chen 等 (2010)^[20] 发现企业的政治关联增加

了分析师的预测难度。李丹和贾宁(2009)^[21]的研究表明,法律制度和市场环境较好的地区,分析师的盈余预测准确度更高。可以看出,已有文献多是从微观的公司层面对分析师盈余预测进行研究,尽管有少数研究从宏观的制度环境或经济环境做了分析(如陈胜蓝和李占婷,2017^[22]),但并未涉及官员变更这一特殊事件的深入探讨。

2. 政策不确定性与分析师盈余预测关系研究。

Baloria 和 Mamo (2017)^[11]研究了国家总统选举带来的政策不确定性对分析师盈余预测的影响,发现总统选举期间分析师盈余预测准确性显著降低。但该研究并未检验和厘清这一影响背后的作用机理,且研究结论在我国的制度环境下是否仍然适用,有待进一步研究。钟覃琳和刘媛媛(2020)^[12]指出,政策不确定性是政府在制定政策过程中不可避免的副产品,他们发现在经济政策不确定时期分析师预测准确度更高,这与大部分不确定性与分析师盈余预测的相关研究的结论不同,他们的结论支持了分析师的相对宏观信息优势假说。需要指出的是,他们研究的并不专指官员变更对分析师预测的影响,而是基于 Baker 等(2016)^[23]构建的中国经济政策不确定性指数衡量经济政策不确定性,该指数是基于主流媒体中发表的关于中国经济政策不确定性的文章数量计算得出。可见,该指数并不单一衡量政策不确定性,也无法准确描述官员变更产生的影响。此外,也有其他学者研究了经济政策不确定性对分析师盈余预测的影响(如陈胜蓝和李占婷,2017^[22];戴泽伟和杨兵,2020^[24]),但使用的多是经济政策不确定性指数,不能准确反映官员变更这种特殊却又常态化的事件对分析师盈余预测的影响。从上述文献梳理可知,直接研究政策不确定性与分析师盈余预测关系的文献相对较少,而其中关于官员变更对分析师盈余预测影响的相关研究在当下仍然是缺失的。

(二) 研究假说

在我国当前行政和财政分权相结合的体制下,官场中的“时移势迁”会引起经济政策的不确定性(罗党论和余国满,2015^[25])。首先,地方官员对地方企业尤其是国企的经营管理具有监督职权,也具有一定的行政审批权,从而有较大的权力去自主制定地方经济政策(周黎安,2007^[26])。考虑到不同官员在任职经历、教育背景及个人偏好等方面的差异,官员任期内制定的经济政策往往具有异质性。其次,根据周黎安(2004)^[27]提出的官员“晋升锦标赛”理论,

经济增长是中央考核地方官员的重要标准,为获得政治晋升,新上任的官员有强烈动机去制定与前任不同的经济政策以显出新的政绩(王贤彬等,2009^[28])。最后,地方新任官员对新的工作岗位需要一段时间适应,而且新政策实施之前还需要有一个提出、推广的过程,因此其在施政当年政策导向往往不够明确,从而产生政策的不确定性(王贤彬等,2009^[28])。

政府制定的经济政策能直接或间接影响企业的经营环境,若政府未来的政策不明朗,则容易引发经济风险(李凤羽和杨墨竹,2015^[29])。与政策“本身”(如货币政策、财政政策、税收政策等)相比,政策的变更对宏观经济的冲击更大(杨海等,2014^[30])。官员变更所产生的政策不确定性还会直接传导至微观企业,如影响企业投资(陈艳艳和罗党论,2012^[6])、企业高管变更(潘越等,2015^[7])等,从而使企业面临的经营风险增加(罗党论等,2016^[8]),在企业层面产生不确定性。

对于分析师而言,其发布的盈余预测依赖于企业所面临的宏观与微观信息环境,其中,不确定性是影响其预测行为的重要因素(Zhang, 2006^[31];张志红等,2020^[32])。随着企业不确定因素的增多,会计要素估值空间增大,对应企业的盈余可报告范围也会扩大,这会提高分析师的盈余预测难度(吴锡皓和胡国柳,2015^[10])。同理也可以推广到其他会计要素(如负债、收入、成本等)估值的不确定情形。例如,公司税收制度等方面的政策变更增加了预测成本的难度,而关于政府支出和贸易政策的不确定性则增加了预测收入的难度。因而,由地方官员变更所产生的经济政策不确定性会使得分析师面临的信息环境更加复杂,从而不利于预测准确性的提高(Hodder 等,2008^[9])。

另外,分析师在进行盈余预测时需要评估官员变更引起的政策不确定性对公司经营风险的影响,如公司的投融资决策、管理层人员变动等是如何受上述不确定性的影响,获取这些信息不再仅仅依赖于公司的财务报告,更多地需要分析师进行外部取证,包括对公司资金提供者、竞争者、供应商、顾客等地走访考察,这也会增加分析师盈余预测难度。

综上所述,官员变更所产生的政策不确定性会传导至微观企业,在企业层面产生经营的不确定性,并最终影响企业的经营稳定性,这会加剧分析师面临的信息环境复杂度,进而提高分析师盈余预测难度,降低其盈余预测准确性。基于此,我们预期地方官员变更会降低分析师对当地上市公司的盈余预测准确性,

据此,我们提出本文的研究假说 H1a。

H1a: 地方官员变更会降低分析师对当地上市公司的盈余预测准确性。

尽管上述从多角度论述了官员变更对分析师盈余预测准确性的负向影响,但仍然存在其他可能影响分析师盈余预测准确性的因素。其中,主要的影响因素来自官员变更的“空档期”、企业对官员变更的应对与分析师声誉。从“空档期”角度来看,在官员换届之际,对于一位即将离任的官员而言,由于去向已定,缺乏因晋升需要干预企业投资或经营以实现经济增长的动机;而新任官员上任之时,则忙于组建新的领导班子,适应新的领导职位,其对地方资源的配置需要一个过渡时间。这使得官员更替发生时,政府官员对企业施加影响的动机不如在任时强烈(曹春方,2013^[33])。这一由官员变更产生的政治“空档期”有利于企业真实的信息披露,并增加企业的信息透明度(杨超和山立威,2016^[34]),从而降低分析师对当地企业的信息收集成本,提高盈余预测的准确性。其次,已有研究发现,官员变更产生的政策不确定性会提高企业的融资成本(Pastor 和 Veronesi, 2013^[35]),企业管理层为了应对官员变更给其资本成本带来的不利影响,会增加企业自愿性信息的披露数量和质量(Nagar 等,2019^[36]; Boone 等,2020^[37]),这有利于分析师对当地企业的信息搜集,从而提高盈余预测的准确性。最后,就分析师自身声誉而言,有研究发现,当盈余变异性越高时,分析师努力收集公司信息的动机越大(Kross 等,1990^[16]),同时,分析师在政策不确定期间可能投入更多的时间和精力从而使自己的预测不受宏观环境影响(Chen 等,2018^[38])。基于此,我们提出竞争性假说 H1b。

H1b: 地方官员变更与分析师对当地上市公司盈余预测准确性显著正相关或不相关。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2006—2016年我国A股上市公司作为初始样本,并按以下标准进行样本筛选:第一,我们仅保留分析师在某一年度内对某一公司进行预测的最后一份预测报告的样本;第二,剔除了盈余预测报告的预测时间超过1年的样本;第三,考虑到金融行业公司与其他行业公司在财务报表结构、上市要求等方面

存在差异,故剔除金融业公司;同时,本文也剔除了资产负债率大于1的样本和相关数据缺失的样本,最后得到94 247个样本观测值。

数据来源方面,地方官员变更数据来自人民网、择城网等网站,并通过手工搜集整理而成;地区市场化指数来源于王小鲁等(2019)^[39]编制的《中国分省份市场化指数报告(2018)》,其他数据则均来自国泰安(CSMAR)数据库和万得(Wind)数据终端。

(二) 模型设定与变量定义

为考察地方官员变更对分析师盈余预测准确性的影响,我们构造了如下回归模型:

$$\begin{aligned} Accuracy = & \beta_0 + \beta_1 PGT + \beta_2 Horizon + \beta_3 Follow \\ & + \beta_4 Group + \beta_5 Star + \beta_6 Cover + \beta_7 Experience \\ & + \beta_8 Degree + \beta_9 First + \beta_{10} SIZE + \beta_{11} ROE \\ & + \beta_{12} LEV + \beta_{13} Growth + \beta_{14} Age \\ & + \sum Firm + \sum Season + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中,被解释变量 *Accuracy* 为分析师盈余预测准确性变量;解释变量 *PGT* 为市委书记变更变量;同时,借鉴已有文献(Crawford 等,2012^[2]),我们在上述回归模型中还控制了分析师层面和公司层面的特征变量,以及公司(*Firm*)和季度(*Season*)固定效应。具体变量定义见表1。此外,我们对模型中所有连续变量进行了上下1%的Winsorize处理。

(三) 描述性统计

市委书记变更的分年度统计结果^①显示,2006—2016年期间,平均每年有26.36%的地区发生了市委书记的变更,其中,最低变更比例为2010年的11.48%,最高为2013年的39.26%。这一结果与王贤彬等(2009)^[28]的发现一致,即我国地级市官员变更已是一种常态,不仅每年会发生,而且每年发生的频率不尽相同。此外,从换届类型方面来看,样本期间市委书记本地升迁的比例为11.25%,外地调任的比例为15.11%,除了2008和2009年外,外地调任的比例都要高于本地升迁的比例。

表2报告了主要变量的描述性统计。表中显示,分析师盈余预测准确性(*Accuracy*)的均值为0.721,最小值为0,最大值为32,标准差为2.415,说明分析师的盈余预测准确性差异较大。从控制变量的统计来看,其统计值均处于正常范围。

① 限于篇幅,统计结果未予列示,备存待索。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量符号	变量定义
被解释变量	<i>Accuracy</i>	分析师盈余预测准确性，用分析师对公司每股收益预测值与公司实际每股收益的差额除以公司实际每股收益后取绝对值来衡量，反映了分析师盈余预测误差， <i>Accuracy</i> 值越大，盈余预测准确性越低。
解释变量	<i>PGT</i>	市委书记变更变量，若 6 月 30 日前地区发生市委书记变更，则当年取值为 1；若变更发生在下半年，则下一年取值为 1，其他年份取值 0。若在同一年中发生两次市委书记变更的，则以后一个变更作为赋值依据。
控制变量	<i>Horizon</i>	预测时间跨度，等于分析师预测报告发布日与公司年报公布日的间隔天数的自然对数值。
	<i>Follow</i>	分析师关注度，等于某年度跟踪某公司的分析师数量的自然对数值。
	<i>Group</i>	分析师是否为团队，若发布预测的分析师为两人或两人以上取值为 1，否则为 0。
	<i>Star</i>	分析师声誉，若分析师为明星分析师取值为 1，否则为 0。
	<i>Cover</i>	分析师跟踪公司数量，等于某年度某一分析师跟踪公司的数量的自然对数值。
	<i>Experience</i>	分析师从业经验，等于分析师从业年数的自然对数值。
	<i>Degree</i>	分析师学历，若分析师拥有硕士及以上学历取值为 1，否则取值为 0。
	<i>First</i>	公司第一大股东持股比例。
	<i>SIZE</i>	公司规模，等于公司市值的自然对数值。
	<i>ROE</i>	公司净资产收益率，等于公司净利润与净资产之比。
	<i>LEV</i>	公司资产负债率，等于公司总负债与总资产之比。
	<i>Growth</i>	公司成长性，等于公司营业收入的增长率。
	<i>Age</i>	公司上市年限，等于公司上市年数的自然对数值。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Accuracy</i>	94 247	0.721	0.173	2.415	0.000	32.000
<i>Horizon</i>	94 247	5.411	5.425	0.432	4.382	6.109
<i>Follow</i>	94 247	2.831	2.944	0.687	0.000	4.394
<i>Group</i>	94 247	0.207	0.000	0.405	0.000	1.000
<i>Star</i>	94 247	0.067	0.000	0.251	0.000	1.000
<i>Cover</i>	94 247	2.568	2.639	0.828	0.000	3.714
<i>Experience</i>	94 247	1.110	1.053	0.556	0.025	2.249
<i>Degree</i>	94 247	0.922	1.000	0.269	0.000	1.000
<i>First</i>	94 247	38.308	37.380	15.618	8.790	75.820
<i>SIZE</i>	94 247	23.006	22.846	1.126	19.966	25.512
<i>ROE</i>	94 247	0.119	0.111	0.093	-1.033	0.669
<i>LEV</i>	94 247	0.437	0.428	0.227	0.048	0.988
<i>Growth</i>	94 247	0.246	0.221	0.402	-0.698	4.655
<i>Age</i>	94 247	1.770	1.946	0.935	0.000	3.258

四、实证结果与分析

（一）地方官员变更与分析师盈余预测准确性

表 3 列（1）报告了回归模型（1）的实证结果。其中显示，*PGT* 的回归系数在 5% 的水平上显著为正。该结果验证了本文的假说 H1a，即地方官员变更降低了分析师对当地上市公司的盈余预测准确性。其

逻辑是政府官员变更引起了所管辖区内的政策不确定性，增加了分析师面临的信息收集环境的复杂性，从而降低了分析师发布的盈余预测准确性。

一个更深入的问题是，这种影响是否会因官员来源的不同而存在差异？通常而言，新上任官员的来源可以分为外地调任与本地升迁两类。相对于本地升迁官员，投资者对外地调任官员信息掌握更少，同时，

异地官员上任初期将面临陌生的执政环境与执政团队(王贤彬等, 2009^[28]), 这可能加剧经济政策的不连续性与不稳定性。因此, 在官员发生变更年份, 相对于本地升迁, 外地调任的官员将带来更大的政策不确定性。基于此, 我们以新任市委书记来源为依据构造了两个虚拟变量, 其中, *PGT_dummy1* 定义为, 若发生市委书记变更且为本地升迁取值为 1, 否则为 0; *PGT_dummy2* 定义为, 若发生市委书记变更且为外地调任取值为 1, 否则为 0。将新定义的变量替代模型(1)中的 *PGT*, 重新回归的结果在表 3 列(2)中列示。可以看到, *PGT_dummy2* 显著为正, 表明相对于本地升迁, 外地调任的市委书记对于分析师预测准确性的影响更大。

表 3 地方官员变更与分析师盈余预测准确性的回归结果

变量	全样本 (1)	官员变更类型 (2)
<i>PGT</i>	0.027 ** (0.012)	
<i>PGT_dummy1</i>		-0.025 (0.026)
<i>PGT_dummy2</i>		0.074 *** (0.027)
<i>Horizon</i>	0.487 *** (0.046)	0.488 *** (0.046)
<i>Follow</i>	-0.180 *** (0.028)	-0.179 *** (0.028)
<i>Group</i>	-0.021 (0.020)	-0.021 (0.020)
<i>Star</i>	0.031 (0.033)	0.032 (0.033)
<i>Cover</i>	-0.021 * (0.011)	-0.021 * (0.011)
<i>Experience</i>	-0.006 (0.015)	-0.006 (0.015)
<i>Degree</i>	0.015 (0.030)	0.015 (0.030)
<i>First</i>	-0.017 *** (0.003)	-0.017 *** (0.004)
<i>SIZE</i>	-0.220 *** (0.032)	-0.222 *** (0.032)
<i>ROE</i>	-3.390 *** (0.266)	-3.388 *** (0.266)
<i>LEV</i>	0.915 *** (0.122)	0.918 *** (0.122)
<i>Growth</i>	-0.447 *** (0.029)	-0.447 *** (0.029)
<i>Age</i>	0.450 *** (0.029)	0.450 *** (0.029)
<i>Constant</i>	3.297 *** (0.877)	3.319 *** (0.878)

续前表

变量	全样本 (1)	官员变更类型 (2)
<i>Firm</i>	控制	控制
<i>Season</i>	控制	控制
<i>N</i>	94 247	94 247
<i>Adj. R²</i>	0.246	0.246

注: 为控制潜在的异方差和样本观测值年度相关性, 本文对分析师层面进行了 cluster 处理, 括号内为稳健性标准误; **、* 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下同。

(二) 市场化程度、产权性质、行业性质的影响分析

1. 地区市场化进程。

一般来说, 市场化程度低的地区, 企业发展所需要的稀缺资源会更多地依赖地方政府(戴亦一等, 2014^[40]), 因此, 政府与企业的关系可能更密切。一旦发生官员更替, 原有较为稳定的政商生态被打破, 会给企业带来较大影响与冲击。基于此, 我们预期, 在市场化程度低的地区, 分析师受到官员变更的影响更大, 从而对当地上市公司发布的盈余预测准确性更低。

为验证上述推论, 我们在回归模型(1)中纳入地区市场化进程变量 *Market* 与地方官员变更变量 *PGT* 的交乘项。其中, *Market* 为王小鲁等所编制的《中国分省份市场化指数报告(2018)》^[39] 中的市场化进程总得分, 该得分越高, 表明该地区市场化程度越高。需要说明的是, 本文的样本期为 2006—2016 年, 而王小鲁等(2019)^[39] 只提供了 2008—2016 年各省份市场化指数的数据。因此, 我们对于 2006 和 2007 年各省份的市场化指数用下一年指数减去后三年指数增加值的平均数来衡量。表 4 列(1)报告了回归结果, 可以看到, 交乘项 *Market*×*PGT* 的系数显著为负, 说明官员变更对分析师盈余预测准确性的影响对于处在市场化程度较低地区的上市公司更明显。

2. 公司产权性质。

通常来说, 国有企业与地方官员之间存在的联系会更强, 因而地方官员更替对于国有企业的影响会高于民营企业(Julio 和 Yook, 2012^[13])。潘越等(2015)^[7] 的研究表明, 政府官员更替会导致地方国有企业高管的非正常变更, 从而增加国有企业经营风险。徐业坤等(2013)^[14] 的研究亦表明, 与政府关系密切的国企原来获得的各种资源优势很可能随着官员变更而被削弱, 甚至不复存在。可见, 政府官员变更

对国有企业的影响可能更大,进而对分析师预测的准确性影响也会更大。

基于以上分析,本文对官员变更、公司产权性质与分析师盈余预测准确性的关系进行了实证检验。我们定义公司产权性质变量为 *SOE*,若公司最终控制人为国有法人取值为1,否则为0。表4列(2)报告了相关回归结果,其中显示,交乘项 *SOE*×*PGT* 的回归系数显著为正,说明官员变更对分析师盈余预测准确性的影响对国有上市公司更明显。

表4 地区市场化进程、公司产权性质和
行业性质调节效应的回归结果

变量	地区市场化进程 (1)	公司产权性质 (2)	行业性质 (3)
<i>PGT</i>	0.072 ** (0.030)	0.001 (0.023)	0.002 (0.014)
<i>Market</i> × <i>PGT</i>	-0.010 * (0.006)		
<i>Market</i>	-0.039 (0.028)		
<i>SOE</i> × <i>PGT</i>		0.044 * (0.025)	
<i>SOE</i>		-0.410 *** (0.092)	
<i>Regulation</i> × <i>PGT</i>			0.067 ** (0.027)
<i>Regulation</i>			-0.284 ** (0.112)
控制变量	控制	控制	控制
<i>Firm</i>	控制	控制	控制
<i>Season</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	94 247	94 247	94 247
<i>Adj. R²</i>	0.246	0.247	0.247
<i>F Test</i>	<i>PGT</i> + <i>Market</i> × <i>PGT</i> <i>Prob>F</i> =0.014	<i>PGT</i> + <i>SOE</i> × <i>PGT</i> <i>Prob>F</i> =0.050	<i>PGT</i> + <i>Regulation</i> × <i>PGT</i> <i>Prob>F</i> =0.004

3. 行业性质。

最后,我们考察公司所在行业性质对本文结论的影响。研究表明,拥有一定行业进入管制权的地方政府有动机通过投资项目审批、稀缺原材料采购限制等方式对企业经营施加影响,以实现财政收入的增加和政绩的提升(汪伟和史晋川,2005^[41])。因此,对于

政府管制行业企业,其生产经营活动会在更大程度上受到政府政策的影响(夏立军和陈信元,2007^[42])。当官员变更时,其会对原有关系紧密的政治生态产生影响,使得管制行业面临的不确定性增大,因此会进一步影响分析师的预测行为。

我们在回归模型中纳入行业性质 *Regulation* 和官员变更 *PGT* 的交乘项。其中, *Regulation* 定义为管制行业企业变量,参照夏立军和陈信元(2007)^[42]的做法,若公司所在行业属于政府管制行业取值为1,否则为0。从表4列(3)中可以看到,交乘项 *Regulation*×*PGT* 的回归系数显著为正,说明官员变更对分析师盈余预测准确性的影响对处在管制行业的上市公司更明显。

(三) 影响路径分析

1. 公司盈余波动性的中介效应。

如前所述,地方政府官员变更引起的政策不确定性会最终影响企业的经营风险(刘海洋等,2017^[43];罗党论等,2016^[8]),进而影响到分析师的盈余预测准确性。为了验证地方官员变更对分析师盈余预测影响是否通过影响企业经营风险这一中介路径实现,我们采用公司的盈余波动性(*Volatility*)作为经营风险的代理指标进行分析。首先,将地方官员变动指标对盈余波动性(*Volatility*)进行回归。参照Lang和Lundholm(1996)^[17]的做法,我们定义公司盈余波动性 *Volatility* 为 $\sigma(ROA)$,其中, *ROA* 为对应年份第一季度至第四季度的季度息税前利润(*EBIT*)与该季度末资产总额的比率。为了剔除行业因素对企业 *ROA* 的影响,我们先将企业每一季度的 *ROA* 减去该季度企业所在行业的平均值,然后计算企业在每一年度内经行业调整的 *ROA* 的标准差。参考相关研究,控制变量包括公司规模、净资产收益率、资产负债率、营业收入增长率、公司上市年限。此外,我们还控制了行业和年度固定效应。具体结果见表5的列(1),结果显示,市委书记的变更与盈余波动性的关系显著为正,说明地方官员变更加剧了企业的不确定性。进一步地,为验证企业不确定性这一中介效应,我们在地方官员变动对分析师盈余预测回归检验的基础上,加入了盈余波动性(*Volatility*)指标,从表5列(2)可以看到, *Volatility* 的回归系数为5.211,且在1%的水平上显著,同时, *PGT* 的系数依然显著为正。这说明地方政府官员变更降低了分析师对当地上市公司的盈余预测准确性,主要通过影响企业风险这一中间机制来实现。

表5 影响路径分析的回归结果

变量	Volatility	Accuracy	Score	Accuracy
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PGT</i>	0.001 * (0.000)	0.029 ** (0.013)	0.047 (0.058)	0.033 4 ** (0.015)
<i>Volatility</i>		5.211 *** (0.499)		
<i>Score</i>				-0.386 *** (0.064)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>IND</i>	控制	未控制	控制	未控制
<i>YEAR</i>	控制	未控制	控制	未控制
<i>Firm</i>	未控制	控制	未控制	控制
<i>Season</i>	未控制	控制	未控制	控制
<i>N</i>	21 887	90 521	7 069	55 380
<i>Adj. /Pseudo R²</i>	0.386	0.255	0.080	0.254

2. 排除公司信息披露的替代性解释。

上述研究表明,地方官员变更增加了企业的经营不确定性,进而降低了分析师对当地上市公司盈余预测的准确性。然而,分析师盈余预测准确性下降的另一个可能的解释是,企业在官员更替期间由于面临较大的政策以及经营不确定性,会减少自愿性披露信息,降低信息披露质量。信息源的减少导致分析师盈余预测准确性下降。为了排除这一替代性解释,本文检验了官员变更期间公司信息披露质量的变化情况,并在主回归中控制这一潜在的影响因素。

我们参考肖土盛等(2017)^[44]的做法,采用深交所对上市公司的年度信息披露考评作为信息披露质量的代理指标。深交所的最终考评结果分为优秀、良好、合格与不合格四个等级。我们构造公司信息披露质量变量 *Score*,若考评结果为优秀或良好,取值为1,表明公司信息披露质量较高;若考评结果为合格或不合格,取值为0,表明公司信息披露质量较低。表5列(3)考察了官员变更与公司信息披露质量间的关系,可以看到,*PGT*的系数并不显著,表明官员变更期间企业的信息披露质量并没有明显变化。进一步地,将信息披露质量指标 *Score* 纳入模型(1)后,表5列(4)的结果显示,*PGT*仍显著为正。以上结果说明,官员变更期间分析师盈余预测准确性下降并不是由于信息源减少而引起,从而排除了公司信息披露这一可能的替代性解释。

(四) 拓展性分析

地方政府官员有晋升、平级调动和降级三个去向。在中国的制度环境下,不同去向的官员存在行为

动机差异。已有研究表明,地方官员对政治激励做出有利于辖区经济增长的行为是有条件的,会因年龄、任期、晋升机会等因素而异(Julio和Yook,2012^[13])。陈艳艳和罗党论(2012)^[6]考察发现,官员变更能够影响辖区内的企业投资支出与投资波动率,且在升迁动机更强时这种影响更为显著。为此,我们构造了*PGT_dummy3*和*PGT_dummy4*两个哑变量以检验官员不同的去向对分析师盈余预测的影响。具体地,*PGT_dummy3*定义为若发生官员变更且官员变更去向为降级或平级调动时,取值为1,否则为0;*PGT_dummy4*定义为若发生官员变更且官员变更去向为晋升时,取值为1,否则为0。对模型(1)重新回归后的结果在表6中列示。可以看到,官员变更去向为晋升时对分析师盈余预测准确性的影响更大。其中的解释是,晋升机会大的官员更有动机对企业经营施加影响,从而使得当地企业面临了更大不确定性,进而影响到分析师的盈余预测。

表6 地方官员变更去向与分析师盈余预测准确性的回归结果

变量	(1)
<i>PGT_dummy3</i>	-0.008 (0.029)
<i>PGT_dummy4</i>	0.110 *** (0.025)
控制变量	控制
<i>Firm</i>	控制
<i>Season</i>	控制
<i>N</i>	94 247
<i>Adj. R²</i>	0.247

(五) 稳健性检验

1. PSM-DID 分析。

为进一步验证本文研究结论的稳健性,参考陈德球和陈运森(2018)^[45]的做法,我们使用了双重差分模型(DID)进行检验。首先,我们规定实验组样本公司(treat group)为所在城市发生了市委书记变更,且每一个实验样本中的公司样本区间为3年,即市委书记变更前后1年,并剔除了连续年份发生市委书记变更的样本。我们以在实验组样本公司对应期间所在地没有发生市委书记变更的公司作为控制组样本(control group)。接下来,我们基于Logit模型,以样本公司所在地是否发生市委书记变更*PGT*为被解释变量,以公司第一大股东持股比例(*First*)、公司规模(*SIZE*)、公司净资产收益率(*ROE*)、公司资产负债率(*LEV*)、公司成长性(*Growth*)、公司上市年

限 (Age) 为解释变量, 估计各公司的倾向得分。最后, 根据最近邻匹配方法 (Nearest Neighbor Matching Approach) 和倾向得分, 从控制组样本公司中为实验组的样本公司进行 1:1 匹配。在此基础上, 我们构造了哑变量 *Treat* 和 *Post*。具体地, *Treat* 定义为若公司属于实验组, 则取值为 1; 若属于控制组, 则取值为 0。*Post* 定义为若公司处于市委书记变更后 1 年, 取值为 1; 若处于市委书记变更前 1 年, 则取值为 0。我们重点需要关注的是 *Treat* 与 *Post* 交乘项 *Treat*×*Post* 的回归系数。回归结果^①显示, *Treat*×*Post* 的系数显著为正, 说明地方官员变更显著降低了分析师对当地上市公司的盈余预测准确性, 从而验证了本文的研究结论。

2. 更换研究变量。

第一, 市长变更。市长作为地方行政机关的首脑, 主要负责全市的财政资金使用、经济政策的制定与实施。市长的变更同样也会对当地的经济政策产生影响。因此, 我们用市长变更变量 *MGT* 替代市委书记变更变量 *PCT*, 对本文的结果重新进行考察。回归后的结果^②显示, 本文的结论仍然存在。第二, 分析师盈余预测准确性。为了确保结果的稳健性, 我们借鉴 Behn 等 (2008)^[46] 的做法, 用盈余预测绝对准确性指标 *Accuracy1* 替代前文中的 *Accuracy*, 具体地, *Accuracy1* 等于分析师对公司每股收益预测值与公司实际每股收益差额的绝对值除以公司年初的开盘价。对模型 (1) 重新回归后的结果^③显示, 本文的主要结果没有发生实质性的变化。

五、结论与启示

本文以 2006—2016 年沪深股市 A 股上市公司为研究对象, 检验了地方官员变更对分析师盈余预测的影响。实证结果表明, 市委书记或市长的变更显著降低了分析师对上市公司盈余预测的准确性, 且相对于本地升迁, 外地调任的官员变更对于分析师预测准确性的影响更大。随后, 本文从市场化程度、公司产权

性质和所在行业性质三个角度做进一步考察, 结果发现, 地方官员变更对分析师盈余预测准确性的影响对处在市场化程度较低地区、国有企业和政府管制行业的上市公司更加明显。影响路径分析发现, 官员变更更加大了企业的盈余波动性, 进而降低了分析师的盈余预测准确性。此外, 我们考察发现, 官员变更期间分析师盈余预测准确性下降并不是由公司信息披露质量的降低所引起, 从而排除了公司信息披露这一可能的替代性解释。拓展性分析中, 我们的考察也发现, 相对于降级和平级调任, 官员变更对分析师盈余预测的影响在官员变更去向为晋升时更显著。最后, 本文进行了更换研究设计和研究变量的稳健性检验, 结论依然成立。

上述结论的启示是, 官员变更导致政策的不确定性会影响微观企业的行为, 进而传导到资本市场, 因此在当前宏观政策变动频繁的背景下, 为了保证企业的健康发展, 促进资本市场稳定, 维护金融安全, 中央在推行官员交流制度之时, 需要尽量保证政策的稳定性和持续性, 使得企业能够对经济政策形成合理预期, 从而合理制定经营计划, 这在客观上也有助于保证投资者利益, 促进资本市场健康发展。

需要指出的是, 尽管本文证明官员变更降低了分析师盈余预测准确性, 但并不意味着官员变更必然带来负面效应。官员变更制度是“进一步优化领导班子结构, 提高领导干部的素质和能力, 加强党风廉政建设, 促进经济社会发展”的必要举措。需要认识到世界上并没有完美无缺的制度, 任何制度的施行都可能产生正反两方面的结果。正因如此, 更需要研究制度施行对经济和社会产生的方方面面影响, 由此了解规律, 最大程度降低负面效应。分析师盈余预测是我们尝试的一个新的角度, 尽管这只是中国整个政治经济体制中的一个方面, 但仍然对理解中国政治体制与经济体制之间的联系具有启发作用, 也希望本文的研究结论能为进一步完善中国的政治经济体制提供有益的借鉴。

参考文献

- [1] Yu F. Analyst Coverage and Earnings Management [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88 (2): 245-271.
- [2] Crawford S, Roulstone D T, So E C. Analyst Initiations of Coverage and Stock Return Synchronicity [J]. The Accounting Review, 2012, 87 (5): 1527-1553.
- [3] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗? ——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据 [J]. 金融研究, 2007 (2): 10-121.

①②③ 限于篇幅, 检验结果未予列示, 备存待索。

- [4] 郭建鸾, 简晓彤. 分析师的外部监督效应——来自企业高管在职消费的证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (2): 73-88.
- [5] 刘维奇, 武翰章. 分析师改善了市场信息环境吗?——来自公司特质风险的证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (1): 43-53.
- [6] 陈艳艳, 罗党论. 地方官员更替与企业投资 [J]. 经济研究, 2012 (2): 18-30.
- [7] 潘越, 宁博, 肖金利. 地方政治权力转移与政企关系重建——来自地方官员更替与高管变更的证据 [J]. 中国工业经济, 2015 (6): 135-147.
- [8] 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.
- [9] Hodder L, Hopkins P, Wood D. The Effects of Financial Statement and Informational Complexity on Analysts' Cash Flow Forecasts [J]. The Accounting Review, 2008, 83 (4): 915-956.
- [10] 吴锡皓, 胡国柳. 不确定性、会计稳健性与分析师盈余预测 [J]. 会计研究, 2015 (9): 27-34.
- [11] Baloria V P, Mamo K. Policy Uncertainty Analyst Performance [J]. Working Paper, 2017.
- [12] 钟覃琳, 刘媛媛. 分析师报告在经济政策不确定时期具有更高的信息含量吗?——基于投资者需求和分析师供给的双重视角 [J]. 会计研究, 2020 (3): 34-45.
- [13] Julio B, Yook Y. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles [J]. Journal of Finance, 2012, 67 (1): 45-83.
- [14] 徐业坤, 钱先航, 李维安. 政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据 [J]. 管理世界, 2013 (5): 116-130.
- [15] Brown L D, Hagerman R, Griffin P A, Zmijewski M. Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-series Models in Forecasting Quarterly Earnings [J]. Journal of Accounting and Economics, 1987, 9 (1): 61-87.
- [16] Kross W, Ro B, Schroeder D. Earnings Expectations: The Analysts' Information Advantage [J]. The Accounting Review, 1990, 65 (2): 461-476.
- [17] Lang M H, Lundholm R J. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior [J]. The Accounting Review, 1996, 71 (4): 467-492.
- [18] Kumar A. Self-selection and the Forecasting Abilities of Female Equity Analysts [J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48 (2): 393-435.
- [19] Firth M, Lin C, Liu P, Xuan Y. The Client Is King: Do Mutual Fund Relationships Bias Analyst Recommendations? [J]. Journal of Accounting Research, 2013, 51 (1): 165-200.
- [20] Chen C J P, Ding Y, Kim C. High-level Politically Connected Firms, Corruption, and Analyst Forecast Accuracy Around the World [J]. Journal of International Business Studies, 2010, 41 (9): 1505-1524.
- [21] 李丹, 贾宁. 盈余质量、制度环境与分析师预测 [J]. 中国会计评论, 2009 (4): 351-370.
- [22] 陈胜蓝, 李占婷. 经济政策不确定性与分析师盈余预测修正 [J]. 世界经济, 2017 (7): 169-192.
- [23] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [24] 戴泽伟, 杨兵. 宏观经济政策不确定性对证券分析师预测效果影响研究 [J]. 中国软科学, 2020 (1): 171-183.
- [25] 罗党论, 余国满. 地方官员变更与地方债发行 [J]. 经济研究, 2015 (6): 131-146.
- [26] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007 (7): 36-50.
- [27] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因 [J]. 经济研究, 2004 (6): 33-40.
- [28] 王贤彬, 徐现祥, 李郁. 地方官员更替与经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2009 (4): 1301-1328.
- [29] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究 [J]. 金融研究, 2015 (4): 115-129.
- [30] 杨海, 陈少, 罗党论, 余国满. 政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据 [J]. 管理世界, 2014 (9): 13-28.
- [31] Zhang X Y. Information Uncertainty and Analyst Forecast Behavior [J]. Contemporary Accounting Research, 2006, 23 (2): 565-590.
- [32] 张志红, 王露露, 李静. 股价、未来收益不确定性与评估师盈利预测——基于评估师信心的中介作用 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (4): 65-74.
- [33] 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.
- [34] 杨超, 山立威. 官员变更与股价同步性 [J]. 投资研究, 2016 (5): 41-59.
- [35] Pastor L, Veronesi P. Political Uncertainty and Risk Premia [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110 (3): 520-545.
- [36] Nagar V, Schoenfeld J, Wellman L. The Effect of Economic Policy Uncertainty on Investor Information Asymmetry and Management Disclosures [J]. Journal of Accounting and Economics, 2019, 67 (1): 36-57.
- [37] Boone A L, Kim A, White J T. Local Policy Uncertainty and Firm Disclosure [Z]. Vanderbilt Owen Graduate School of Management Research Paper, 2020.
- [38] Chen Y, Chen D, Wang W, Zheng D. Political Uncertainty and Firm's Information Environment: Evidence from China [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2018, 37 (1): 39-64.
- [39] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [40] 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.
- [41] 汪伟, 史晋川. 进入壁垒与民营企业的成长——吉利集团案例研究 [J]. 管理世界, 2005 (4): 132-140.
- [42] 夏立军, 陈信元. 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定 [J]. 经济研究, 2007 (7): 82-95.
- [43] 刘海洋, 林令涛, 黄顺武. 地方官员变更与企业兴衰——来自地级市层面的证据 [J]. 中国工业经济, 2017 (1): 64-82.
- [44] 肖土盛, 宋顺林, 李路. 信息披露质量与股价崩盘风险: 分析师预测的中介作用. 财经研究, 2017 (2): 110-121.
- [45] 陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理 [J]. 经济研究, 2018 (6): 97-111.
- [46] Behn B, Choi J H, Kang T. Audit Quality and the Properties of Analysts' Earnings Forecasts [J]. The Accounting Review, 2008, 83 (2): 327-349.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

“文明城市”评选与地方城投债规模的扩张： 一个基于评比表彰机制的分析

“National Civilized City” Policy and Expansion of Municipal Investment Debt Size:
An Analysis from “Rating & Praise” Scheme

王磊 王兰兰

WANG Lei WANG Lan-lan

[摘要] 本文以入选“文明城市”作为一项准自然实验，构建了评比表彰理论模型，并采用2003—2017年232个地级市数据和多期PSM-DID方法实证分析了“文明城市”评选对地方城投债发行的影响。这一研究考察了在政绩观转型的政策背景下政府债务的扩张机制，弥补了对地方政府举债动因相关研究的空白，也有助于完善官员激励机制的相关理论，给“评比表彰”这一政策的激励效果提供了新的理论和实证补充。研究发现：（1）入选“全国文明城市”能显著提高地方城投债规模，该结果经过异质性分析和稳健性检验依然成立；（2）机制分析表明，财政分权激励对“创文”引发的债务扩张存在正向中介效应，而晋升压力、政绩压力则对政治激励有调节效应；（3）官员在不同任期下将表现出不同的策略性行为，长任期能显著降低官员以债融资偏好。

[关键词] 全国文明城市 城投债 多期PSM-DID 中介效应 调节效应

[中图分类号] F812 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0074-15

Abstract: In the paper, we take “National Civilized Cities” policy as a quasi-natural experiment to construct a theoretical model of “Rating & Praise”, and to empirically analyze whether, to what degree and how this policy had expanded municipal investment debt by using 232 city-level panel data from 2003 to 2017 and PSM-DID method. We argue that “Rating & Praise” is a unique scheme that is different from traditional tournament model to shape financial as well as political incentives of local government officials. The research therefore adds new institutional channel and mechanisms to the existing studies to help us understand the expansion of government debt. The study reveals that: (1) being selected as a “National Civilized City” can significantly increase the scale of municipal investment debt. This result holds true after heterogeneity analysis and robustness test; (2) mechanism analysis shows that fiscal incentives play positive intermediary effect, while promotion pressure and performance pressure born by local government officials have a moderating effect on political incentive; (3) officials tend to take different strategic behaviors under different term length. The longer term can significantly reduce officials’ preferences on debt financing.

Key words: National civilized city Municipal investment debt Time-varying PSM-DID Mediation effect Moderating effect

[收稿日期] 2021-06-29

[作者简介] 王磊，男，1998年1月生，中央财经大学中国公共财政与政策研究院硕士研究生，研究方向为财税理论与政策；王兰兰，女，1971年11月生，中央财经大学中国公共财政与政策研究院长聘副教授，研究方向为城市和区域经济。本文通讯作者为王磊，联系方式为 ankingwanglei@email.cufe.edu.cn。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

中国近几十年经济增长和社会稳定之下的政府治理逻辑吸引了众多学者的兴趣,形成了诸如财政联邦主义(Lin和Tan, 1999^[1]; Qian和Weingast, 1997^[2])、晋升锦标赛(周黎安, 2007^[3]; Li和Zhou, 2005^[4])、官员激励(文雁兵, 2015^[5]; 王贤彬和徐现祥, 2008^[6])等核心概念或解释框架,各自从不同角度对中央和地方政府决策的行为逻辑进行了阐释。尤其把官员的激励和行为纳入区域经济的分析框架之中后,以经济增长为主要标尺的政绩考核锦标赛成为理解区域发展中诸多问题(包括基础设施的投资、土地利用、GDP增长等)的一个独特视角(龚锋等, 2018^[7])。但随着中国国家治理体系逐步完善,对官员的考核标准也走向多元化、复杂化,以经济增长为考核标准的晋升锦标赛理论可能正逐渐失去其现实解释力。

这一趋势似乎也存在于对我国地方政府债务问题的解读上。在地方债务研究方面,以往的文献较多在“晋升锦标赛”的框架下进行解释和分析,如陆长平和胡俊(2015)^[8]认为政绩考核下的政治激励,尤其是当GDP作为考核指标时,会显著促进地方官员的举债冲动;卢进勇和李思静(2020)^[9]发现中国经济存在严重的“刺激依赖”,地方政府在稳增长约束下不断加码财政刺激,使得城投债规模走向膨胀。这些研究的共同内核是政府债务是政府追求经济增长的产物,首要推动因素是地方基建融资需求和引资竞争。但单一的经济增长绩效在解释地方政府债务问题上已逐渐力不从心。近年来,中央更多地提出要将人民群众的获得感、幸福感、安全感作为评判领导干部推动高质量发展政绩的重要标准^①。不断改革的政绩考核环境下政府债务成因和对策需要新的理论阐释。其中以“为和谐而竞争”的观点最具代表性,部分学者认为中国地方政府的政绩评价已从过去的“为增长而竞争”转向“为和谐而竞争”(陈钊和徐彤, 2011^[10]; 邓晓兰等, 2019^[11])。但是,“和谐”是一个比“增长”更难以量化的指标,再加之“和谐”或“和谐”这一概念里面更具体的评判项目(如生态建设等)的获取可能是以牺牲经济为代价的,如果我们把难以量化的或可能以经济增长为代价的评价

指标落实到实际的地方债务管理中的话,那么“和谐”等评判指标所带来的更倾向于非经济领域的府际竞争会如何塑造地方政府的行为及其对地方负债的影响又会如何?这是本文希望回答的问题。我们将以“全国文明城市”评选作为准自然实验,实证分析“和谐”“善政、良治”的治理体系对地方债务的影响(袁方成和姜煜威, 2020^[12])。本文的意图即在于说明和检验以“全国文明城市”评选为代表的评比表彰是否有助于地方政府摆脱举债发展的老路、减缓债务风险、优化债务治理;同时在越来越多地把非经济目标纳入地方政府的管理和评判之时,我们也希望这一研究能有助于完善官员激励机制相关理论,填补评比表彰政策影响的研究空白。

本文的边际贡献在于:一是在理论上构建了评比表彰模型,并理论和实证分析了政治激励和财政分权激励如何在非经济领域的府际竞争中推高地方债务;二是通过“全国文明城市”评选这一视角,考察了在政绩观转型的政策背景下政府债务的扩张机制,弥补了对地方政府举债动因相关研究的空白。在方法上,我们将“文明城市”评选作为准自然实验,运用倾向匹配、多期双重差分方法对“创文”的债务扩张效应进行识别,并为政治激励、财政分权激励在其中所起到的中介效应、调节效应提供了经验上的证据,拓展了以往以锦标赛机制为基石的债务研究。

下文的结构安排如下:在第二部分,我们将简述城投债和“全国文明城市”的制度背景;第三部分提出理论模型和假设;第四部分就数据和模型设定做了说明;第五部分使用多期PSM-DID模型评估了入选“全国文明城市”对地方债务的影响,并对结果做了系列稳健性检验和异质性分析;第六部分对“创文”与地方债关系的作用机制进行了实证探索;第七部分给出本文的结论。

二、城投债和“全国文明城市”的制度背景

地方政府作为一个决策主体,会面临一系列的约束(包括政策约束、预算约束、资源约束等),并力图在这些约束下最大化其自身目标。就预算约束而言,我国旧《预算法》禁止地方政府作为主体在市场上进行债券融资。城投债在1994年分税制改革之后逐渐演变为地方政府借助融资平台绕过这一约束、

① 2020年10月中共中央组织部印发《关于改进推动高质量发展的政绩考核的通知》。

自主筹资以满足地方施政需求的资金“暗渠”；2008年的次贷危机促使中央推出“四万亿”投资计划提振经济，面向城市公共基础设施融资的城投债也借此快速膨胀；为了控制融资平台逐渐暴露的债务风险，中央出台了系列政策（如2014年的国务院43号文、2015年的新《预算法》等），力求剥离平台公司的政府融资职能，取缔政府信用背书；但通过企业等主体（主要是融资平台）变相举债的行为没有消减（吉富星，2018^[13]）、政府兜底形成的刚性兑付预期也难以在短期内打破（张广婷等，2021^[14]）。

现有的文献已对城投债做了细致的政策和实证研究（徐军伟等，2020^[15]；邹瑾等，2020^[16]）。但鲜有研究从地方政府参与评比表彰这一角度去探讨地方政府的行为对地方债务可能产生的影响。“评比表彰”是近年来日益涌现的一种政策实施方式，以激励地方政府在非经济领域展开竞争，获得公共服务更均衡、环境更持续的发展。就城市治理而言，这些评比包括如“国家历史文化名城”“国家卫生城市”“国家森林城市”等。其中，“全国文明城市”作为规格最高、分量最重、入选难度最大的一项城市综合考核，是反映中国大陆城市整体文明水平的最高荣誉称号。目前，“全国文明城市”由中央精神文明建设指导委员会负责评选工作，所使用的测评指标基本不涉及经济领域（刘思宇，2019^[17]）。自2005年首批“文明城市”入选以来，每三年进行评选表彰和对以前批次城市资格复审确认，现已举办六届，表彰数量持续增加，竞争不断加强。

与“晋升锦标赛”或“政治达标赛/资格赛”不同的是：评比表彰项目的参与者完全是基于自愿的原则，若主政官员认为本地区现状与“创文”标准相距甚远或成本过于高昂，可以选择不参与，甚至中途退出（李振，2014^[18]）。这与以经济增长为考核目标、具有强制性的晋升锦标赛有着很大的差别。在晋升锦标赛下，地方政府对教育、民生等非经济领域投入缺乏激励，而评比表彰则为中央政府推动实现多任务的执政目标提供了解决方案。在具体操作中，中央政府通过差额选拔、末位淘汰和追踪考核营造浓厚的竞争氛围，使得地方政府持续为评比表彰目标的达成而付出努力。因此学者们在实践中更倾向于在新框架下分析评比表彰体系，新的论点包括政治达标赛

（王哲，2018^[19]）、行政竞标赛（刘松瑞等，2020^[20]）和多任务竞逐（文宏和林彬，2020^[21]）等。学者们发现评比表彰有助于为中央政府选拔官员提供一种多元化的识别和筛选机制，为在经济发展方面不具备比较优势的地方政府提供在生态文明建设等非经济政策领域“弯道超车”的机会；而主导参评的主政官员则能藉此展现其施政理念（刘松瑞等，2020^[20]）；张天舒和王子怡（2020）^[22]则将“文明城市”一类城市荣誉称号视作传递地方官员治理绩效信息的信号，因“创文”难度大而具有较高的区分度和可信度，他们发现在地级市层面，荣誉称号的信息效力甚至较经济绩效、任职经历等更能解释官员晋升（徐换歌，2020^[23]；龚锋等，2018^[7]）。

从政策意图上，“文明城市”等一系列荣誉称号拓展了地级市官员政绩评价的维度，摆脱了唯GDP论的单一体系，是竞争模式的创新，一定程度上代表着从“为增长而竞争”向“为和谐而竞争”转变的趋势；但在政府间竞争的框架下，由于“文明城市”测评体系对如环境保护投资、人均教育经费支出等明确了量化要求^①，难免出现应对考核评比的策略性行为（王哲，2018^[19]；李振，2014^[18]），通过扩张政府债务以推动地方形象工程建设等是较为突出的问题之一。目前对评比表彰如何作用于政府债务政策的文献还较少，仅贾俊雪等（2017）^[24]基于宏观经济模型的数值模拟得出在多元的晋升激励下，若中央政府倾向提高民生性公共服务晋升激励在考核中的权重，则会促使地方政府增加债务规模。本文以“全国文明城市”这一典型的评比表彰体系为入手点，试图从理论和实证层面上分析这一地方政府行为对城投债的影响。

三、理论分析与假说提出

（一）理论分析

本文基于Lazear等（1981）^[25]、Gibbons（1992）^[26]的工作竞赛模型建立了一个博弈模型，来说明在评比表彰下中央政府的激励机制设计如何影响地方政府的财政配置与债务决策。

假设中央政府 G 为委托人，地方政府 M 、 N 为受托代理人， M 、 N 面临的初始禀赋相似，都拥有 ϕ_0 的财政预算约束。但两地拥有差异化的竞争环境，体

① 资料来源：《中国精神文明建设年鉴（2012）》附录第697至793页，《全国文明城市测评体系（2011年版）》。

现为公共产品的投入-产出效率不同。地方政府 M 、 N 可以选择将财政预算 ϕ_0 用于投资两种地方公共产品，即 A 和 B ， A 促进地区经济发展， B 为社区带来良好治理。投资配置满足 $\phi_A + \phi_B = \phi_0 + D$ ， D 为地方政府债务。

地方政府主政者效用来自两方面：一是经济发展的锦标赛，此类锦标赛中中央政府依靠地区生产总值、失业率等量化指标进行考核；二是良好治理的评比表彰，在评比表彰中，指标体系更多样化、也更难以量化考核，政绩产出不完全是投入的函数，也有可能受随机扰动的影响。

假定中央政府 G 为向地方政府 M 、 N 提供在评比中优胜的激励，设定了两级考核奖励，其能够带给地方政府的激励效用分别为 v_H 和 v_L ，且 $v_H > v_L$ ，设 Δv 为高激励效用和低激励效用的差值。 $v = P + C$ ， P 为政治激励， C 为财政分权激励。而决定能否在评比中优胜的依据是中央政府观察到的政绩产出 O ， O 取决于 ϕ_B 和随机扰动 ε ：

$$O = \phi_B + \varepsilon$$

以地方政府 M 作为研究对象，期望效用参考冯·诺依曼-摩根斯坦期望效用函数形式设定为：

$$\begin{aligned} E_M(u_M) &= \log(\phi_{M,A}) + \psi_M [v_H \cdot P\{O(\phi_{M,B}) > O(\phi_{N,B})\} \\ &\quad + v_L \cdot P\{O(\phi_{M,B}) \leq O(\phi_{N,B})\}] - d(D_M) \\ &= \log(\phi_0 + B_M - \phi_{M,B}) + \psi_M [\Delta v \cdot P\{O(\phi_{M,B}) > \\ &\quad O(\phi_{N,B})\} + v_L] - d(D_M) \end{aligned}$$

为使债务扩张对效用函数体现厌恶品特性，避免债务无限扩张的解出现，设 $d(D_M)$ 为递增的凸函数， $d'(D_M) > 0$ ， $d''(D_M) > 0$ 。 ψ_M 既可以表示地方政府对评比表彰提供激励的偏好程度，也可以是公共产品 B 生产的比较优势。

效用最大化一阶条件 F.O.C 满足：

$$\left\{ \begin{aligned} \frac{\partial E_M(u_M)}{\partial D_M} &= \frac{1}{\phi_0 + D_M - \phi_{M,B}} + \psi_M \cdot \Delta v \\ &\quad \cdot \frac{\partial P\{O(\phi_{M,B}) > O(\phi_{N,B})\}}{\partial D_M} - d'(D_M) = 0 \\ \frac{\partial E_M(u_M)}{\partial \phi_{M,B}} &= -\frac{1}{\phi_0 + D_M - \phi_{M,B}} + \psi_M \cdot \Delta v \\ &\quad \cdot \frac{\partial P\{O(\phi_{M,B}) > O(\phi_{N,B})\}}{\partial \phi_{M,B}} = 0 \end{aligned} \right.$$

化简后得到关于决策变量 $\phi_{M,B}$ 、 D_M 的联立方程。依据贝叶斯定理：

$$\begin{aligned} P\{\phi_{M,B} + \varepsilon_M > \phi_{N,B} + \varepsilon_N\} &= \int_{\varepsilon_N} P\{\varepsilon_M > \phi_{N,B} + \varepsilon_N - \phi_{M,B} | \varepsilon_N\} \\ &\quad \cdot f(\varepsilon_N) d\varepsilon_N \\ &= \int_{\varepsilon_N} [1 - F(\phi^* + \varepsilon_N - \phi_{M,B}) | \varepsilon_N] \\ &\quad \cdot f(\varepsilon_N) d\varepsilon_N \end{aligned}$$

假设中央政府的意图使所有地方政府均参与到良好治理的竞争而不希望地方政府决策者在评比开始就选择退出而将财政资源投入经济发展，则在博弈的纳什均衡点应为对称解，即满足 $\phi_{M,B} = \phi_{N,B} = \phi^*$ ，此时 $P\{\phi_{M,B} > \phi_{N,B}\} = P\{\phi_{M,B} \leq \phi_{N,B}\} = 1/2$ ①。

不妨令 $d(D_M)$ 为幂函数， $d(D_M) = D_M^\theta$ 。

在纳什均衡处可求得地方政府 M 的最优策略组合：

$$\begin{aligned} D_M &= \left[\frac{\psi_M \cdot \Delta v}{\theta} \int_{\varepsilon} f^2(\varepsilon) d\varepsilon \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (\text{最优债务条件}) \\ \phi_0 + D_M - \phi_{M,B} &= \phi_{M,A} \\ &= \frac{1}{\psi_M \cdot \Delta v \cdot \int_{\varepsilon} f^2(\varepsilon) d\varepsilon} \quad (\text{最优财政配置条件}) \end{aligned}$$

逆向归纳纳什均衡为对称解的条件。中央政府关心的是激励机制设计是否足以使所有地方政府都能积极参与评比而非选择退出策略，那么至少在纳什均衡处参与者的期望收益不低于将全部财政预算安排用于公共产品 A 供给所能获得的保留效用。不等式如下：

$$\frac{1}{2}v_H + \frac{1}{2}v_L + \log(\phi_{M,A}^*) - d(D_M^*) \geq \log(\phi_{M,A}) - d(\overline{D_M})$$

上式 $\phi_{M,A}^*$ 、 $\overline{D_M}$ 均为地方政府 M 在选择退出策略下的决策，显然，若评比一方主动退出锦标赛，则博弈过程简化为个体效用最大化的计算，退出方效用不再受竞争者影响，这里不再给出具体过程。

因此，就地方政府债务规模而言，博弈模型可以推出：

1. 政治激励、财政分权激励。

中央政府在评比表彰中优胜者提供的额外激励

① 连续随机变量概率处处为 0，因此不考虑特定随机变量 ε 取值使地方政府评比锦标赛恰好平局的可能。

Δv 对债务规模 D_M 有正向影响。提供给评比优胜者的财政分权激励、政治激励越高,越能促使官员为评比进行举债。

2. 晋升压力。

对评比表彰的偏好程度 ψ_M 对债务规模 D_M 有正向影响。这反映了地方官员对评比表彰重视程度对债务扩张的影响,若官员对未来晋升空间期待较大,也就越愿意通过评比优胜来争取政治资本,向中央政府传递治理能力信号。

3. 政绩压力。

地方政府对负债的厌恶程度 θ 对债务规模 D_M 有负向影响,当面临较大的政绩压力时,官员若强行举债,容易带来政治风险且有被同级人大甚至上级政府问责的可能,从而纠正了过度的债务依赖偏好。

4. 评比标准设计。

政绩产出的不确定性 $\int_{\varepsilon} f^2(\varepsilon) d\varepsilon$ 对债务规模 D_M 有正向影响。这表明当评价体系中含有更多非量化、有自由裁量空间的“软指标”时,会促使地方政府为赢得竞赛在“硬指标”上下功夫以确保优胜,从而被迫扩大债务;而“文明城市”测评中正包含大量如干部教育、社会诚信、思想道德建设等“软指标”,促使官员不得不在“硬指标”上付出尽可能多的努力来确保入选。

(二) 假说提出

1. “文明城市”评选对地方政府债务的影响。

基于以上理论模型和对现有文献和资料的解读,我们认为评比表彰有着激励官员为政治目标而努力完成中央政府政策的功能。具体到地方债务,地方政府倾向于以债务扩张来支持自己参与到非经济领域的府际竞赛中,提高自己“胜过同级”以积累政治资本的概率(刘松瑞等,2020^[20];张天舒和王子怡,2020^[22];刘思宇,2019^[17])。

就“全国文明城市”评价的设计而言,客观上也为地方政府债务扩张提供了条件。例如,在《全国文明城市测评体系》(地级城市2011版)的国民教育子项目中,地方人均教育经费支出高于420元则评级为A,未达A级但支出高于165元评级为B,否则评级为C,这样明确而具体的财政支出要求无疑会给地方政府以更大的支出责任,尤其是对于财政对转移支付依赖程度较高的不发达或欠发达地区,将更多的财政资金投入到非经济领域加剧了预算失衡,而这也是地方政府为“创文”而扩大债务筹资的动因^①。

基于此,提出假说H1:

H1:“全国文明城市”评选对地方政府融资平台发行的城投债规模具有正向作用。

2. “文明城市”评选对地方政府债务的影响的中介效应分析。

创建“全国文明城市”不仅可以作为地方政府主政官员谋求政治晋升的手段,也是地方政府借机“分权”,解决政策执行过程中“责权利不对等”问题的契机。刘思宇(2019)^[17]认为地方政府可以借“创文”为由向上级政府要求在财政和行政方面更大的“分权”。他们也有动机将“创文”的运动式治理日常化,从而维持在公共事务方面的管理权力,以便于他们在经济发展、社会管理方面制定和执行更加进取有为的政策。而分权程度在一方面使得地方政府更容易利用债务工具、突破债务限额为项目建设进行融资,另一方面也放松了财政的监管权,在预算软约束下为达到甚至超额完成中央的评比要求而引发一系列偏离规范的行为(张晖和金利娟,2019^[27];张文君,2020^[28])^②。

基于此,提出假说H2:

H2:“全国文明城市”评选通过财政分权激励导

① 现实案例:2020年11月2日,《工人日报》刊文指出,山西省太原市作为全国最后四个没有获得“全国文明城市”荣誉称号的省会城市,在“三年创建周期的最后一年,太原举全市之力冲刺”,近两年来“创文”财政投入已达144亿元,而2020年全年太原市一般公共预算收入也仅378亿元。这给太原这样的经济发展不全面、不均衡的中部城市的财政必然造成一定压力。从负债情况看,从2019年到2020年,政府债务率已从46.2%上升至57.1%,政府债务余额687.74亿元已经逼近省财政核定债务余额限额687.93亿元的安全红线,剩余发债空间已经见底,债务风险程度较高(资料来源:太原市财政局政府预决算信息公开平台,2021年、2020年、2019年太原市财政局就全市和市本级预算执行情况的报告,网址:<http://czxx.taiyuan.gov.cn/fzlm/gkmlpt/zdgg/index.shtml?chan=5701>;《工人日报》2020年11月2日第三版刊载的《“创建文明城市固然要冲刺,还要看长跑、靠耐力”》一文)。

② 现实案例:2020年河北省财政厅持续加大财政投入力度,全力配合和保障“三城同创”,省级财政将文明城市创建对下转移支付资金全部提前下达,并明确市县可根据本地区“创文”工作实际加以运用。省政府下拨“创文”专项转移支付提高了参评城市的财政能力,是“创文”政策背景下的财政分权(资料来源:河北省财政厅-河北财政信息网,《河北省财政厅突出重点全力支持“三创四建”》,网址http://czt.hebei.gov.cn/xwdt/gzdt/202006/t20200616_1241885.html)。

致债务扩张,中介效应显著。

3. “文明城市”评选对地方政府债务的影响的调节效应分析。

调节效应主要关注政策对官员行为的影响。同样的政策对不同官员的影响力度可能是不同的。大量研究表明,官员个人特征、所执政区域的社会经济条件都可能会影响官员的政策行动(程仲鸣等,2020^[29];曾海洲等,2020^[30]),债务决策也不例外。

基于此,提出假说 H3:

H3:“文明城市”评选对债务扩张的作用因官员个体特征而异,调节效应显著。

四、模型设定、变量选取与数据说明

本文在实证部分采用 232 个地级市 2003 年至 2017 年跨度为 15 年的面板数据,考虑到 2018 年国家加强城投债监管,提出城投平台在融资时与政府信用脱钩和隔离(发改办财金第 194 号文、财第 23 号文),对城投债发行造成较大冲击,故分析期间限定在 2018 年前。在 2005 年到 2017 年期间,全国共评选出四批共 76 个“全国文明城市”(包含直辖市的区、县级市)。考虑到行政级别对地方政府发债能力、财政自主都有较大影响,故剔除了全部直辖市和县级市,只保留地级市进行回归分析;同时还剔除了部分统计数据缺失较为严重的地级市。本文最终以在 2005 年、2009 年、2011 年、2015 年“全国文明城市”评选中胜出的四批、共 66 个城市作为实验组,其余未入选城市作为控制组,构建准自然实验。

为对“文明城市”评选的债务扩张效应进行准确评估,本文运用多期 DID 方法进行研究,双向固定效应回归模型设定为:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \beta_1 \cdot PostCIV_{it} + \sum \beta \cdot X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中, i 表示城市, t 表示年份; D_{it} 为政策交互项,若地区 i_0 在 t_0 年接受政策处理,即入选“文明城市”,则任意 $i=i_0$ 、 $t \geq t_0$ 的 $D_{it}=1$,否则 $D_{it}=0$; X_{it}

为可能影响地方政府债务规模的控制变量,包括区域经济、财政状况等因素; Y_{it} 为债务规模相关的被解释变量; u_i 为城市固定效应; λ_t 为时期固定效应。

为解决样本选择偏误可能导致 DID 的估计偏误(Heckman, 1976^[31]),本文采取逐年匹配的 PSM-DID 方法以获取更准确的“全国文明城市”评选对地方政府债务的政策效应。基本思路是找出与实验组地区最为接近的匹配个体,也就是最有可能入选“文明城市”而未能入选的地区作为控制组,从而规避了由于样本地区自身具有的统计特性或政府决策行动造成的选择偏误。国外研究利用多期 PSM-DID 处理政策内生性问题较为普遍,其中逐年匹配技术最为成熟,如 Greenaway 和 Gullstrand 等(2005)^[32]利用瑞典微观制造业数据,匹配出口和非出口商样本,认为出口对企业生产力增长并无助益;Heyman 和 Tingvall(2006)^[33]同样利用此技术验证了在瑞典私营部门并不存在劳动力的外资所有权溢价。国内相关实证研究近年来发展较快,如何凌云和马青山(2021)^[34]对智慧城市试点与企业创新的研究、孙克竞和王芷婷(2021)^[35]对政府绩效管理改革与财政支出绩效的研究等,均采用了逐年匹配的 PSM-DID 技术。

PSM 籍以匹配的基础是运用 Logit 模型获得倾向得分,相应的二值选择回归模型如下:

$$PostCIV_{it} = \alpha_i + \sum \beta_i \cdot Covar_i + \varepsilon_{it}$$

式中 $Covar_i$ 为决定城市是否能够入选“文明城市”的匹配变量集合。

表 1 为主要变量的解释及全样本、实验组、控制组的描述性统计值。可以发现,实验组不仅在经济民生、城市治理方面相对控制组更优秀,总量和人均意义上的债券发行规模也更高,但实际地方政府城投债务与入选“文明城市”间的关联还需要计量模型作进一步验证。

表 1 主要变量解释及全样本、实验组描述性统计值

变量	变量解释	全样本		实验组	
		均值	标准误差	均值	标准误差
被解释变量					
债券发行规模（亿元）	地级市年实际发行债券规模	19.32	59.26	45.08	93.98
人均债券发行规模（万元）	债券发行规模/第二三产业从业人数	0.50	1.19	0.70	1.50
债券发行频次	地级市当年发行债券的次数	2.02	6.34	4.63	10.14

续前表

变量	变量解释	全样本		实验组	
		均值	标准误差	均值	标准误差
控制变量及匹配变量					
区域经济					
人均 GDP (万元/人)	人均地区生产总值/第二产业从业人数	5.06	11.39	7.35	4.35
城市建设用地占比 (%)	城市建设用地面积/城市市辖区面积	9.47	9.87	12.68	11.18
社会消费 (%)	社会消费品零售总额/地区生产总值	40.93	15.25	38.63	13.84
固定资产投资 (%)	固定资产实际投资额/地区生产总值	65.01	29.50	59.42	23.17
外商投资 (%)	外商实际投资额/地区生产总值	0.51	2.68	0.58	0.96
产业结构 (%)	第二产业生产总值/地区生产总值	51.77	11.66	54.01	11.41
工业企业利润 (%)	规模以上工业企业利税总额/地区生产总值	8.45	13.41	10.20	8.81
高等教育普及 (每万人)	普通本专科在校学生数/第二产业从业人数	23.69	18.44	25.61	16.84
居民消费价格 (点)	居民家庭所购买的生活消费品和服务项目价格相对上年的变动趋势	102.55	1.75	102.50	1.71
是否为东部城市	地级市为东部城市取 1, 否则取 0	0.34	0.47	0.52	0.50
工资水平 (万元)	单位就业人员在一定时期内平均每人所得的货币工资额	3.68	2.08	4.19	2.04
城镇失业率 (%)	城镇登记失业人员数/ (城镇单位从业人员数+城镇私营和个体从业人员数)	3.64	3.35	2.85	2.07
城市发展					
交通基础设施: 道路 (m ² /人)	城市人口人均占用的铺装道路面积	10.99	6.94	14.75	8.89
交通基础设施: 公交 (辆/万人)	每万人拥有的公共汽车数量	8.01	7.50	11.76	11.17
城市生态治理 (%)	城市建成区绿化覆盖面积占建成区面积的百分比	37.92	14.30	41.63	22.60
科教文化事业 (册/人)	人均公共图书馆馆藏图书数量	130.71	264.96	305.68	424.45
卫生医疗建设 (万人)	取得执业或助理医师执业证书且实际从事临床工作的人数	0.44	0.50	0.80	0.72
基础教育质量	每百名中小学在读学生配置的在任教师数量	6.40	2.08	6.25	1.17
财政状况					
政府规模 (%)	市级一般公共预算收入/地区生产总值 (李筱乐, 2014 ^[36])	38.58	35.54	21.13	13.43
财政分权 (%)	市级财政收入/ (中央财政收入+省级财政收入), (贾俊雪和应世为, 2016 ^[37])	0.25	0.34	0.54	0.50
财政赤字 (%)	(市级一般公共预算支出-市级一般公共预算收入)/市级一般公共预算收入	140.41	133.57	54.31	74.00
债务违约风险	当年已到期城投债数	0.83	2.92	2.09	4.78
主政官员特征					
市委书记任期 (年)	市委书记在任期间的年数	4.36	1.83	4.55	2.04
市长任期 (年)	市长在任期间的年数	4.05	1.61	4.41	1.86
市委书记任职年龄 (岁)	市委书记在任当年的周岁年龄 (吴敏和周黎安, 2018 ^[38] ; 耿曙等, 2016 ^[39])	52.70	3.60	52.78	3.80
市长任职年龄 (岁)	市长在任当年的周岁年龄	50.40	3.91	51.38	4.07
政绩压力指数	基于地区经济增长、企业发展和财政盈余的综合性指标 (程仲鸣等, 2020 ^[29])	1.50	0.95	1.08	0.80

注: 被解释变量数据来源于东方财富 Choice 以及 WIND 数据库提供的城投债数据; 区域经济、城市发展、财政状况等统计变量来自历年《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》, 为与城投债发行主体级别相对应, 优先采用市辖区口径; 主政官员特征数据来自于国泰安 CSMAR 数据库。

五、实证结果与分析

(一) 面板固定效应模型估计结果

1. 平行趋势检验。

DID 模型评估政策效应时需要满足平行趋势假

设, 即在政策干预期前实验组城市与控制组城市的地方城投债规模有共同的变化趋势。我们用事件研究法对多期 DID 平行趋势进行检验时 (王立勇和祝灵秀, 2019^[40]; Beck 等, 2010^[41]), 发现入选城市存在“自选择”的偏误。本文采用倾向得分匹配技术在控

制组中寻找与实验组城市对应的相似个体，以缓解内生性问题。在匹配变量选择方面，本文从“文明城市”指标体系涉及的经济、社会、生态等方面出发，认为城市的经济环境、科教文卫环境、基础设施环境、生态环境对能否入选“文明城市”有重要影响，用于倾向匹配得分估计较为合理；面板 Logit 模型的

分析从实证角度支持以上结论。

表 2 显示了用核函数倾向得分匹配后平衡性检验的结果，显示实验组与控制组在 95% 显著性水平上不存在系统性差异，原样本中存在的自选择偏误也因此得到了明显改善。

表 2 核函数倾向得分匹配平衡性检验表

变量	样本	均值		%bias	%bias 降低程度	T 检验	
		实验组	控制组			T 统计量	显著性水平
ln(人均 GDP)	Unmatched	11.04	10.36	104.50	99.40	26.92	0.00***
	Matched	10.94	10.93	0.70		0.14	0.89
城镇失业率	Unmatched	2.85	3.95	-37.00	98.10	-8.89	0.00***
	Matched	2.99	3.01	-0.70		-0.18	0.86
工资水平	Unmatched	4.19	3.47	35.00	93.70	9.30	0.00***
	Matched	4.08	4.03	2.20		0.43	0.67
ln(科教文化事业)	Unmatched	0.98	0.11	44.60	96.90	11.86	0.00***
	Matched	0.78	0.81	-1.40		-0.28	0.78
ln(卫生医疗建设)	Unmatched	8.61	7.75	109.20	95.50	31.04	0.00***
	Matched	8.44	8.48	-4.90		-0.86	0.39
ln(交通基础设施：道路)	Unmatched	2.55	2.11	81.50	93.20	21.50	0.00***
	Matched	2.48	2.45	5.60		1.23	0.22
城市生态治理	Unmatched	41.63	36.44	30.30	92.20	9.80	0.00***
	Matched	39.81	39.40	2.40		1.31	0.19
基础教育质量	Unmatched	6.25	6.46	-11.40	74.30	-2.70	0.01***
	Matched	6.31	6.26	2.90		0.83	0.41
是否为东部城市	Unmatched	0.52	0.27	51.60	83.50	14.09	0.00***
	Matched	0.47	0.43	8.50		1.59	0.11

注：本文也尝试使用卡尺匹配、半径匹配、K 近邻匹配方法进行处理，在所有匹配方法中核匹配在确保平衡性条件满足前提下样本损失率较小。显著性水平分别为 *** $p<0.01$ ，** $p<0.05$ ，* $p<0.10$ ，下同。

我们也检测了匹配后的样本数据是否满足平行趋势假设。图 1 直观反映了匹配后样本受到“全国文明城市”评选这一政策冲击前后年度的动态效应，其中政策实施前一年为基准组。经过匹配处理，在政策前期实验组与控制组间不存在政策效应上的显著差异，平行趋势得以满足。

2. 多期 PSM-DID 模型估计与结果分析。

表 3 报告了经过 PSM-DID 回归的结果。为确保系数估计结果的可靠性，参考 Li 等（2016）^[42] 的做法引入了时间趋势项。表四显示（以模型 3 为例），入选“全国文明城市”会激励地方政府扩大城投债券融资规模，使得债券发行规模提高 42.3%、人均债券发行规模提高 67.4%、债券发行频次提高

23.2%。假说 H1 得到了实证支持。

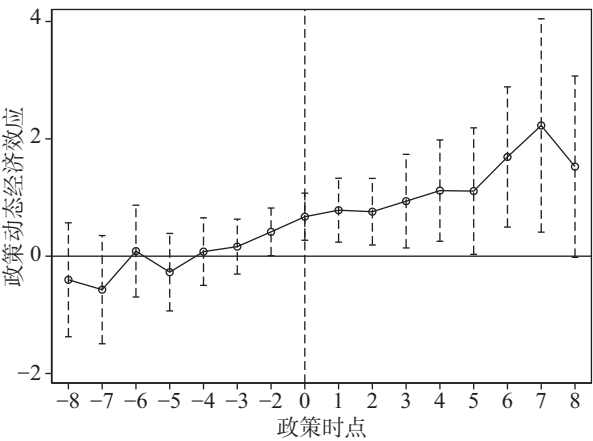


图 1 核匹配后多期 PSM-DID 模型动态性检验及 95% 置信区间误差线

表3 多期 PSM-DID 模型估计结果

被解释变量	ln(债券发行规模)				ln(人均债券发行规模)				ln(债券发行频次)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PostCIV</i>	1.059 *** (0.000)	0.626 *** (0.000)	0.423 *** (0.009)	0.448 *** (0.004)	1.377 *** (0.000)	0.884 ** (0.018)	0.674 * (0.097)	0.688 * (0.084)	0.682 *** (0.000)	0.352 *** (0.000)	0.232 *** (0.006)	0.243 *** (0.002)
城市控制变量		Y	Y	Y		Y	Y	Y		Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时期固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
$X_{it} \times YearDummy$			Y				Y				Y	
$X_{it} \times T$				Y				Y				Y
$X_{it} \times T^2$				Y				Y				Y
<i>Adj. R-sq</i>	0.517	0.591	0.694	0.640	0.471	0.494	0.616	0.539	0.528	0.698	0.760	0.734
<i>Within R-sq</i>	0.515	0.587	0.672	0.634	0.468	0.489	0.588	0.532	0.526	0.695	0.743	0.730
城市数量	232	232	232	232	232	232	232	232	232	232	232	232
样本数量	2 892	2 892	2 892	2 892	2 892	2 892	2 892	2 892	2 892	2 892	2 892	2 892

注：括号内为回归系数在地级市层面聚类的异方差稳健标准误对应的显著性水平，下同。城市控制变量包括人均 GDP、产业结构、工业企业利润、城市建设用地占比、高等教育普及、固定资产投资、社会消费额、外商投资额、政府收入规模、财政赤字、债务违约风险、居民消费价格指数。下文各表估计结果如未特别说明，变量的选择与本表注释保持一致，后续的回归也以模型 3 为基准。我们也采用了模型 4 做了后续的回归分析，其结果和模型 3 一致。

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。

本文采用地区安慰剂和时间安慰剂两种形式进行检验。

地区安慰剂检验通过假设虚假的“全国文明城市”入选城市来进行检验。本文根据不同批次入选

城市的数量，随机分配每年的“全国文明城市”，在迭代 500 次后，给出安慰剂检验估计系数和核密度图及对应的显著性 P 值（见图 2）。结果显示，假想的“全国文明城市”对被解释变量均未产生显著的政策效应，估计系数分布在 0 附近，且偏度不大，多期 PSM-DID 模型的稳健性得以支持。

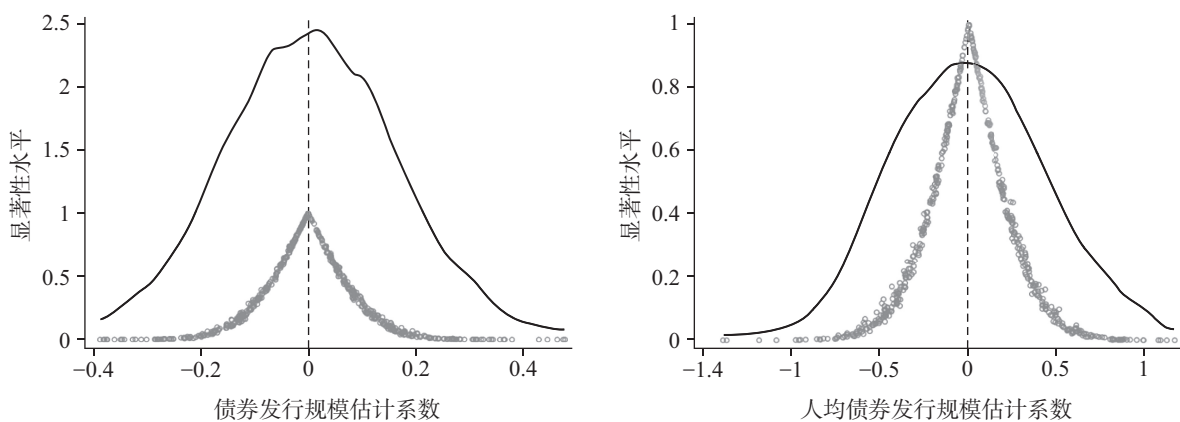


图2 地区安慰剂检验的估计系数核密度图及显著性水平

时间安慰剂检验思路同地区安慰剂检验基本一致，即假想政策处理时间以估计政策处理效应。本文将所有处理组城市政策时期滞后一到三期检验是否存在安慰剂效应。

表 4 展示了不同被解释变量设定下安慰剂检验的结果。我们发现无论滞后期数为何，系数估计值均不能在 0.10 的置信水平上拒绝异于 0 的假设，即假想的政策处理对于地方债务发行不存在显著的作用。

表 4 时间安慰剂检验的估计结果

被解释变量	ln(债券发行规模)			ln(人均债券发行规模)		
	滞后一期	滞后两期	滞后三期	滞后一期	滞后两期	滞后三期
<i>PostCIV</i>	0. 159 (0. 111)	0. 088 (0. 391)	0. 111 (0. 313)	0. 225 (0. 380)	0. 049 (0. 854)	0. 281 (0. 334)
城市控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时期固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
$X_{it} \times YearDummy$	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Adj. R-sq</i>	0. 670	0. 669	0. 669	0. 587	0. 587	0. 587
<i>Within R-sq</i>	0. 692	0. 692	0. 692	0. 615	0. 615	0. 615

2. 缩小样本范围。

城市行政级别是影响官员行动和政府能力的主要因素。副省级城市往往经济和政治动员能力更强，在城市建设上更可能得到省级财政更多的财政倾斜和偏向，因此对于高行政级别的城市政府而言，入选“文明城市”导致的债务扩张可能不如普通的地级市明显；同时，副省级城市主政官员地位、资历、政治资源上都与地级市有较大区别，在晋升锦标赛中并非处于同一“赛道”。为了确保实证分析的结论不受政府间转移支付和官员自身因素的影响，本文给出了在剔除副省级城市样本之后的实证分析结果，见表 5。

3. 替换倾向得分匹配方法。

基准回归中，倾向得分匹配使用核函数方法选择合适的样本配对，此外本文还使用卡尺匹配、 k 最近邻匹配等方法处理政策内生性问题；在各种方法中，核函数实验组样本损失最少、平衡性检验结果最好，故用之。为确保估计结果在不同匹配模型设定下有充分的稳健性，同时采用性质较好的卡尺匹配方法（容忍度设为 0. 05）进行检验。动态性检验表明样本满足 DID 的平衡性前提。表 5 包括了卡尺匹配下多期 PSM-DID 模型的估计结果，与基准回归相比系数较为接近，可以认为前文估计结果稳健。

表 5 替换样本和倾向匹配方法的多期 PSM-DID 模型估计结果

被解释变量	ln(债券发行规模)		ln(人均债券发行规模)	
	地级市 [†]	卡尺匹配	地级市 [†]	卡尺匹配
<i>PostCIV</i>	0. 451 ** (0. 016)	0. 475 *** (0. 003)	0. 947 ** (0. 045)	0. 738 * (0. 074)
城市控制变量	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
$X_{it} \times YearDummy$	Y	Y	Y	Y
<i>Adj. R-sq</i>	0. 636	0. 649	0. 583	0. 561
<i>Within R-sq</i>	0. 664	0. 670	0. 615	0. 588
城市数量	201	232	201	232
样本数量	2 549	3 218	2 549	3 218

注：† “地级市” 的样本中未包括副省级城市。

（三）异质性分析

基准回归得出入选文明城市会使得地方城投债规模扩张的结论，但这种扩张效应是否对不同特质的城市影响不同？为此本文从经济体量和基础设施

两个角度对样本城市进行划分，考察地方债务在不同经济体量城市 and 不同基础设施建设水平城市间的扩张情况。

经济体量异质性：基于各城市地区生产总值划

分,我们将前25%的城市视为大城市,其他城市为中小城市,再次对“全国文明城市”评选的债务扩张效应进行分组回归,以分析前文结论在不同经济规模的城市间的表现形式和作用大小是否存在差异。

基础设施建设水平异质性:城投债发行主要是为地方基建进行融资,从而提升科教文卫“软实力”,因此还需考虑基础设施水平给债务扩张造成的影响。由于基础设施涉及多个行业,参考张鹏飞(2018)^[43]、刘晓光等(2015)^[44]的研究,我们从代表性的交通行业基础设施建设情况出发进行异质性讨论。本文用人

均铺装道路面积、每万人公共汽车数量来衡量基建水平,将前50%的城市视为拥有高水平基建的地区。

表6的结果显示经济体量和基建水平对“文明城市”的债务扩张效应存在异质性影响,而且这种影响在中小城市和基础设施水平较低的城市中更为明显。这可能是中小城市或基础设施比较低的城市,其财政能力相对更弱,如果要赢得“创文”的竞争,它们可能比那些经济条件和基础设施条件更好的城市需要付出更多的努力以筹集更多的资金去做“创文”的工作。

表6 城市经济体量和基础设施异质性的分组回归估计结果

被解释变量	ln(债券发行规模)					
	经济体量		基础设施:道路		基础设施:公交	
	大城市	中小城市	高水平	低水平	高水平	低水平
PostCIV	-0.126 (0.617)	0.500 ** (0.032)	0.174 (0.242)	0.859 *** (0.000)	0.201 (0.294)	0.700 *** (0.005)
城市控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
$X_{it} \times YearDummy$	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Adj. R-sq	0.900	0.636	0.741	0.622	0.743	0.569
Within R-sq	0.903	0.647	0.775	0.674	0.776	0.628
城市数量	69	184	163	166	171	163
样本数量	654	2 238	1 491	1 401	1 494	1 398

注:同时也采用人均债券发行规模作为因变量进行回归,结论保持一致。

六、机制分析与经济解释

1. 财政分权激励对债务扩张的中介效应。

在前文的理论分析中,我们提出,财政分权激励是地方政府在“创文”工作中扩张债务规模的中介效应。本文采用逐步回归法分析该效应,其模型为:

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \delta \cdot D_{it} + \sum \beta \cdot X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$FinDec_{it} = \alpha + \mu \cdot D_{it} + \sum \beta \cdot X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$\ln(Y_{it}) = \alpha + \delta' \cdot D_{it} + \varphi \cdot FinDec_{it} + \sum \beta \cdot X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

表7显示“全国文明城市”评选显著地提升了地方政府财政分权程度,提高幅度为3.9%。同时,我们也看到“财政收入分权”和“全国文明城市”评选对地方政府城投债的发行有显著的促进效应,表明“创文”确实有通过更高层次的财政分权这一中介路径影响着地方政府的债务。

表7 财政分权激励的中介效应估计结果

被解释变量	财政收入分权	ln(债券发行规模)	ln(人均债券发行规模)	ln(债券发行频次)
财政收入分权		2.924 *** (0.000)	3.969 *** (0.006)	1.849 *** (0.000)
PostCIV	0.039 *** (0.001)	0.503 *** (0.003)	0.686 * (0.071)	0.321 *** (0.001)
城市控制变量	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y

续前表

被解释变量	财政收入分权	ln(债券发行规模)	ln(人均债券发行规模)	ln(债券发行频次)
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
$X_{it} \times YearDummy$	Y	Y	Y	Y
Adj. R-sq	0.431	0.574	0.496	0.625
Within R-sq	0.461	0.597	0.523	0.644

注：城市控制变量包括人均GDP、产业结构、工业企业利润、城市建设用地占比、高等教育普及、固定资产投资、社会消费额、外商投资额、居民消费价格指数。

我们进一步采用 Preacher 和 Hays (2004)^[45] 的 Bootstrap 方法，以检验中介效应的稳健性。其思路是对面板数据进行 1 000 次抽样，每次抽样比 80%，以最终系数 $\hat{\mu} \cdot \hat{\varphi}$ 的样本均值乘积作为点估计结果，并报告系数乘积的基本统计量情况^①。

2. 晋升压力、政绩压力的调节效应。

为验证“文明城市”评选可以通过政治激励对地方债务规模产生直接影响，本文进一步就晋升压力、政绩压力的调节效应做了验证。

在指标设定上，晋升压力变量为指示市委书记和市长年龄是否低于 55 岁的虚拟变量。当市长或市委书记年龄低于 55 岁时，对晋升有较高的心理预期，更倾向通过扩张债务的形式巩固和强化全国文明城市，以增加个人仕途的正向信号（吴敏和周黎安，2018^[38]；耿曙等，2016^[39]）。而政绩压力，更侧重

于当年城市相比同省同级政府的相对经济表现，这也符合在政绩锦标赛的晋升模式下，政绩评价遵循“相对绩效”和“可比地区”原则的学术认知（Li 和 Zhou，2005^[41]）。本文参考程仲鸣等（2020）^[29] 地方官员晋升压力指标构建方法，采用地区经济增长率、工业企业利润、财政盈余率与本省份平均水平的比值作为代理变量衡量官员政绩压力。若比值大于 1，赋分为 0，否则赋分为 1，再将各项赋分加总后即得政绩激励指数。政绩激励指数的取值范围因此为 [0, 3]，赋分越高，说明本地区与本省份其他地市治理水平存在差距越大，主政官员的政绩压力也越强。

本文通过设置交互项检验调节效应。表 8 为加入晋升压力交互项的回归结果：当市委书记年龄低于 55 岁，“文明城市”评选所引致的债务规模便要提升 54.5%^②。

表 8 晋升压力的调节效应检验

被解释变量	ln(债券发行规模)	ln(人均债券发行规模)	ln(债券发行频次)
调节效应			
$PostCIV \times$ 市委书记晋升压力	0.509 *** (0.002)	1.422 *** (0.005)	0.230 *** (0.002)
主效应			
$PostCIV$	0.439 *** (0.006)	0.726 * (0.071)	0.239 *** (0.004)
市委书记晋升压力	-0.196 *** (0.000)	-0.403 *** (0.008)	-0.090 *** (0.000)
城市控制变量	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y
$X_{it} \times YearDummy$	Y	Y	Y
Adj. R-sq	0.673	0.590	0.744
Within R-sq	0.696	0.618	0.761

注：为避免潜在的多重共线性问题，此处交互项变量经过中心化处理。下同。

① 受篇幅所限，文中未列出中介效应路径系数的描述性统计表，感兴趣的读者可向作者索取。

② 对市长晋升压力的回归系数未通过 0.10 显著性检验，故未呈现在表中。

表9加入政绩压力交互项,结果显示,当地方政府每多一项经济指标低于本省份城市平均水平,便会减小“全国文明城市”评选造成的债务规模扩张的20.7%。

假说H3得到验证,即晋升压力对“文明城市”评选的债务扩张效应体现出正向的调节效应,而政绩压力的调节效应为负向。

3. 任期长度与官员的策略性行为。

任期的长短对于官员政策行动存在显著的影响。

耿曙等(2016)^[39]认为地方干部“试用期”的规则迫使“新官上任三把火”,追求短期速成而非为长远考量;余泳泽和杨晓章(2017)^[46]、马亮(2013)^[47]提出官员任期对经济增长目标制定的作用存在倒U型变化趋势。对于官员任期的一般认识是:官员任期短直接导致地方官员在政策制定上的激进主义和短视,更希望通过“短、平、快”的项目获得政绩,进而诱发财政机会主义行为;而借债成本转移给继任者的难度和风险又相对低,从而降低了自身的借债惩罚成本。

表9 政绩压力的调节效应检验

被解释变量	ln(债券发行规模)	ln(人均债券发行规模)	ln(债券发行频次)
调节效应			
<i>PostCIV</i> ×政绩压力	-0.207 ** (0.049)	-0.613 ** (0.037)	-0.093 * (0.077)
主效应			
<i>PostCIV</i>	0.369 ** (0.028)	0.514 (0.241)	0.208 ** (0.014)
市委书记 晋升压力	0.078 *** (0.008)	0.235 *** (0.008)	0.031 ** (0.018)
城市控制变量	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y
$X_{it} \times YearDummy$	Y	Y	Y
Adj. R-sq	0.675	0.590	0.745
Within R-sq	0.697	0.618	0.763

目前城投债偿付期限显著长于地方主政官员任期,很有可能存在债务运行周期与地方政府官员任期的错配,即“债务递延”或“前任推后任”(罗党论和余国满,2015^[48])。任期较短的官员更倾向于在任期间将“全国文明城市”的荣誉称号转化为个人晋升的政治资本,推进“创文”运动和形象工程建设;

而任期较长的官员可能会因晋升希望更小,倾向于更消极地处理地方事务,“全国文明城市”评选的债务扩张效应也因此可能更弱。

表10为将样本按官员任期长短划分后进行分组回归的结果,其中短任期指任期在4年及以下,长任期指任期在4年以上。

表10 不同官员任期下入选“文明城市”的债务扩张效应

被解释变量	ln(债券发行规模)		ln(人均债券发行规模)		ln(债券发行频次)	
	任期短	任期长	任期短	任期长	任期短	任期长
<i>PostCIV</i>	0.616 *** (0.004)	0.185 (0.357)	0.966 * (0.055)	0.315 (0.598)	0.347 *** (0.002)	0.057 (0.528)
城市控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
$X_{it} \times YearDummy$	Y	Y	Y	Y	Y	Y

续前表

被解释变量	ln(债券发行规模)		ln(人均债券发行规模)		ln(债券发行频次)	
	任期短	任期长	任期短	任期长	任期短	任期长
<i>Adj. R-sq</i>	0. 613	0. 744	0. 518	0. 640	0. 701	0. 839
<i>Within R-sq</i>	0. 659	0. 784	0. 574	0. 696	0. 736	0. 864
城市数量	1 660	1 232	1 660	1 232	1 660	1 232
样本数量	222	192	222	192	222	192

假说 H3 得到验证,即官员会在不同任期条件下表现出债务决策的策略性行为,任期短的官员更倾向通过债务融资取得短期政绩的提升。

七、结论与讨论

本文以前四批入选的 66 个“全国文明城市”作为实验组,其他 166 个未入选城市作为控制组,构建了 2003 年到 2017 年跨度 15 年的面板数据,运用多期 PSM-DID 方法评估了入选“全国文明城市”对城投债扩张的政策效应。研究结果表明:“创文”成功会使得地方债务规模出现较为明显上升,从影响机制而言,一是作为中介路径的财政分权激励,“创文”成功会促使地方政府在财政上分权程度更高,在允许地方以更大空间执行政策的同时也提升了债务竞争的强度;二是作为直接路径的政治激励,官员出于政治晋升的考虑,会通过不断投入财政支持“创文”来强化“全国文明城市”评选的信号,从而促使债务

扩张,晋升压力对这一作用存在正向的调节效应,而政绩激励则体现为负向。此外,“全国文明城市”评选的债务扩张效应还会受到城市所在区域和经济规模的影响,这也为验证“创文”成功的政策效应提供了更多实证策略和信息支持。

本文的研究提供了以下政策建议:其一,“创文”指标体系要反映政府工作的投入产出。目前“文明城市”的评价体系还高度依赖于结果导向的“创建”成效,忽视了“创文”过程及为此付出的成本,在“文明城市”评价中考虑财政因素有助于进一步提高资金效率,更好地发挥荣誉称号的引导和激励作用。其二,明确评比表彰的目的是鼓励和引导政府强化社会治理能力,在多赛道开展竞争。建立多层次、多目标、因地制宜的干部任期考核制度,鼓励地方政府根据本地实际情况开展“创建”工作,防止评比表彰制度对官员激励的扭曲,从而为地方行政和财政、债务释放压力。

参考文献

[1] Lin J Y, Tan G. Policy Burdens, Accountability and the Soft Budget Constraint [J]. American Economic Review, 1999, 89 (2): 426-431.

[2] Qian Y Y, Weingast B R. Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives [J]. Journal of Economic Perspectives, 1997, 11 (4): 83-92.

[3] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007, 471 (7): 36-50.

[4] Li H B, Zhou L A. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China [J]. Journal of Public Economics, 2005, 89 (9): 1743-1762.

[5] 文雁兵. “土地财政”被误解了吗——基于扩张原因与福利结果的重新考察 [J]. 经济理论与经济管理, 2015 (11): 38-53.

[6] 王贤彬, 徐现祥. 地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据 [J]. 管理世界, 2008 (3): 16-26.

[7] 龚锋, 李博峰, 卢洪友. 文明城市的民生效应分析——来自地级市的准自然实验证据 [J]. 云南财经大学学报, 2018 (12): 3-17.

[8] 陆长平, 胡俊. 政绩考核与地方政府债务关系研究——基于中部省际面板数据分析 [J]. 江西财经大学学报, 2015 (6): 34-42.

[9] 卢进勇, 李思静. 经济效率、刺激依赖与城投债规模 [J]. 经济与管理评论, 2020 (6): 28-35.

[10] 陈钊, 徐彤. 走向“为和谐而竞争”: 晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁 [J]. 世界经济, 2011 (9): 3-18.

[11] 邓晓兰, 刘若鸿, 许晏君. “为增长而竞争”与“为和谐而竞争”对地方债务规模的影响效应——基于投资冲动的中介机制 [J]. 经济社会体制比较, 2019 (4): 55-67.

[12] 袁方成, 姜煜威. “晋升锦标赛”依然有效? ——以生态环境治理为讨论场域 [J]. 公共管理与政策评论, 2020 (3): 62-73.

[13] 吉富星. 地方政府隐性债务的实质、规模与风险研究 [J]. 财政研究, 2018 (11): 62-70.

[14] 张广婷, 金晨, 沈红波. 地方政府隐性债务风险与信用评级的有效性 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (4): 38-48.

- [15] 徐军伟,毛捷,管星华.地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角[J].管理世界,2020,36(9):37-59.
- [16] 邹瑾,崔传涛,顾辛迪.救助预期与地方政府隐性债务风险——基于城投债利差的证据[J].财经科学,2020(9):93-107.
- [17] 刘思宇.“评比表彰”的激励逻辑——基于创建全国文明城市的考察[J].中国行政管理,2019(2):72-78.
- [18] 李振.作为锦标赛动员官员的评比表彰模式——以“创建卫生城市”运动为例[J].上海交通大学学报(哲学社会科学版),2014(5):54-62.
- [19] 王哲.作为政治达标赛的评比表彰:理论意义与演进逻辑——基于A省“省级园林县城”计划的案例研究[J].公共管理学报,2018(3):16-26,154-155.
- [20] 刘松瑞,王赫,席天扬.行政竞标制、治理绩效和官员激励——基于国家卫生城市评比的研究[J].公共管理学报,2020(4):10-20,164.
- [21] 文宏,林彬.“多任务竞逐”:中国地方政府间竞争激励的整体性解释[J].社会科学文摘,2020(2):61-63.
- [22] 张天舒,王子怡.荣誉称号影响官员晋升的信号机制研究——来自全国文明城市评比的证据[J].中国行政管理,2020(9):121-127.
- [23] 徐换歌.评比表彰何以促进污染治理?——来自文明城市评比的经验证据[J].公共行政评论,2020(6):151-169,213.
- [24] 贾俊雪,张晓颖,宁静.多维晋升激励对地方政府举债行为的影响[J].中国工业经济,2017(7):5-23.
- [25] Lazear, Edward P, Rosen S. Rank-order Tournaments as Optimum Labor Contracts [J]. Journal of Political Economy, 1981 (5): 841-864.
- [26] Gibbons R. Primer in Game Theory [M]. Birmingham: Harvester Wheatsheaf, 1992.
- [27] 张晖,金利娟.财政分权是影响地方政府债务风险的主要成因吗?——基于KMV和空间面板杜宾模型的实证研究[J].会计与经济研究,2019,33(1):116-128.
- [28] 张文君.财政分权与行政发包:地方政府隐性债务的形成合力[J].当代经济管理,2020,42(10):77-83.
- [29] 程仲鸣,虞涛,潘晶晶,等.地方官员晋升激励、绩效考核制度和企业技术创新[J].南开管理评论,2020,23(6):64-75.
- [30] 曾海洲,赵梓彤,林细细.财政透明度、融资成本与地方债务风险异质性效应——国家治理的市场反应[J].中国经济问题,2020,323(6):31-43.
- [31] Heckman J J. The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models [J]. Annals of Economics and Social Measurement, 1976, 5 (4): 475-492.
- [32] Greenaway D, Gullstrand J, Kneller R. Exporting May Not Always Boost Firm Productivity [J]. Review of World Economics, 2005, 141 (4): 561-582.
- [33] Heyman F, Tingvall P G, Sjöholm F. Is There Really a Foreign Ownership Wage Premium? Evidence from Matched Employer-Employee Data. Research Institute of Industrial Economics, 2006.
- [34] 何凌云,马青山.智慧城市试点能否提升城市创新水平?——基于多期DID的经验证据[J].财贸研究,2021(3):28-40.
- [35] 孙克竞,王芷婷.地方政府预算绩效管理改革提升了财政支出绩效吗?[J].财政科学,2021(5):84-98.
- [36] 李筱乐.政府规模、生产性服务业与经济增长——基于我国206个城市的面板数据分析[J].国际贸易问题,2014(5):105-112.
- [37] 贾俊雪,应世为.财政分权与企业税收激励——基于地方政府竞争视角的分析[J].中国工业经济,2016(10):23-39.
- [38] 吴敏,周黎安.晋升激励与城市建设:公共品可视性的视角[J].经济研究,2018(12):97-111.
- [39] 耿曙,庞保庆,钟灵娜.中国地方领导任期与政府行为模式:官员任期的政治经济学[J].经济学(季刊),2016(3):893-916.
- [40] 王立勇,祝灵秀.贸易开放与财政支出周期性——来自PSM-DID自然实验的证据[J].经济学动态,2019(8):40-55.
- [41] Beck T H L, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1 637-1 667.
- [42] Li Pei, Lu Yi, Wang Jin. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2016: 18-37.
- [43] 张鹏飞.基础设施建设对“一带一路”亚洲国家双边贸易影响研究:基于引力模型扩展的分析[J].世界经济研究,2018(6):70-82,136.
- [44] 刘晓光,张勋,方文全.基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角[J].世界经济,2015(3):145-170.
- [45] Preacher K J, Hayes A F. SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models [J]. Behavior Research Methods Instruments & Computers, 2004, 36 (4): 717-731.
- [46] 余泳泽,杨晓章.官员任期、官员特征与经济增长目标制定——来自230个地级市的经验证据[J].经济学动态,2017(6):51-65.
- [47] 马亮.官员晋升激励与政府绩效目标设置——中国省级面板数据的实证研究[J].公共管理学报,2013(2):28-39,138.
- [48] 罗党论,余国满.地方官员变更与地方债发行[J].经济研究,2015(6):131-146.

(责任编辑:李 晨 张安平)

垂直结构、管理授权与产能过剩

Vertical Structure, Managerial Delegation, and Overcapacity

皮建才 李淑宁

PI Jian-cai LI Shu-ning

[摘要] 本文通过建立博弈论模型,在垂直结构下分析了上游垄断国有企业的管理授权对下游古诺竞争的民营企业的产能过剩和体制性产能过剩产生的影响。研究表明:(1)在垂直结构中,当上游国有企业对经理人实行管理授权时,经理人的产量激励越强,下游民营企业的产能过剩越严重;反之,产能过剩就越轻微。(2)考虑地方政府对当地民营企业进行补贴,国有企业对经理人的产量激励越强,体制性产能过剩就越严重;反之,体制性产能过剩就越轻微。(3)垂直结构中的管理授权是一种有效的市场组织形式,有助于化解产能过剩并提升整体社会福利。上游国有企业的管理授权不仅仅是上游国有企业自身的事情,它还会影响到下游民营企业的产能过剩和体制性产能过剩。

[关键词] 垂直结构 管理授权 产能过剩 体制性产能过剩

[中图分类号] F061.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0089-10

Abstract: Through building game theoretical models, this paper analyzes how managerial delegation in the upstream state-owned enterprise affects overcapacity and institutional overcapacity in downstream private firms under the vertical structure. The main findings are as follows. First, under the vertical structure, when the upstream state-owned enterprise adopts managerial delegation, if the managerial quantity incentive of the state-owned enterprise becomes stronger (respectively weaker), overcapacity in downstream private firms will be more severe (respectively slight). Second, considering that local governments subsidize local private firms, if the managerial quantity incentive of the state-owned enterprise becomes stronger (respectively weaker), institutional overcapacity in private firms will be more severe (respectively slight). Third, managerial delegation under the vertical structure is an effective market organizational form to reduce overcapacity and improve social welfare. Managerial delegation in the upstream state-owned enterprise is not only an individual thing, it can influence overcapacity and institutional overcapacity in downstream private firms.

Key words: Vertical structure Managerial delegation Overcapacity Institutional overcapacity

[收稿日期] 2021-06-29

[作者简介] 皮建才,男,1977年3月生,南京大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为组织经济学和发展经济学;李淑宁,女,1997年10月生,南京大学经济学院硕士研究生,研究方向为组织经济学和发展经济学。本文通讯作者为皮建才,联系方式为 pi2008@nju.edu.cn。

[基金项目] 江苏省第五期“333工程”科研资助项目“体制性产能过剩的机制、测度和对策研究”(项目编号: BRA2019041)。

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

产能过剩一直是经济学中的研究热点。自2012年以来,我国经济增速放缓,经济发展进入新常态。如何提质增效,在新时期调整产业结构,培育产业新动能是我国经济工作的重中之重。其中,产能过剩作为长期困扰我国产业发展的一个“痛点”,集中反映了我国发展方式粗放、体制机制不完善等问题。一方面,产能过剩会拉低企业经济效益,造成开工不足或企业倒闭,引发失业问题;另一方面,产能过剩会导致行业创新投入不足,资源错配,并最终体现为生产无效率和行业竞争力不足,阻碍我国经济可持续高质量发展。因此,从作用机理和传导机制上探索产能过剩在当下具有重要的现实意义和理论意义。

产能过剩主要出现在混合寡头市场。周其仁(2005)^[1]指出,“产能过剩问题,不会出现在完全垄断行业,不会出现在完全竞争行业,只会出现在多种所有制一起上,垄断与竞争并存的行业。”同时值得注意的是,我国的一个基本国情是存在着中国式上下游市场结构,这种结构呈现出“上游垄断,下游竞争”的特征,即上游是处于垄断状态的国有企业,下游是处于竞争状态的民营企业。这种垂直结构一般被认为不利于社会福利的提升(刘瑞明和石磊,2011^[2]),影响下游企业的产品质量(王永进和施炳展,2014^[3]),并且会造成资本错配问题(陈小亮和陈伟泽,2017^[4])。因此,本文选择将产能过剩问题置于垂直结构下进行研究。

朱希伟等(2017)^[5]发现,在本轮产能过剩中,“落后产能企业主要集中在民营企业,其突出特征是严重污染环境、浪费资源、产品质量低下、安全生产无保障;‘僵尸企业’则以国有企业为主,其突出特点是竞争力低下、管理落后、历史包袱过多、债务负担沉重。”因此,为化解产能过剩,国有企业应在管理体制上加以创新,而民营企业则应在产品质量和产能选择上予以提升。随着国有企业改革的不断深入,管理授权的应用愈加广泛,即在国有企业经营权与所有权分离的背景下,通过与经理人签订激励合同来约束并引导经理人决策。然而,上述发现没有考虑到存在上下游市场的垂直结构。我们需要回答:在存在垂直结构的市场中,上游垄断国有企业管理授权契约将如何影响下游民营企业的产能过剩与体制性产能过

剩?国有企业的管理授权合同又该如何制定?本文将建立博弈模型对上述问题逐一考察,以期服务于我国产业结构转型升级时期的经济社会实践。

二、文献综述

总体来看,对产能过剩进行研究的文献比较多,分析视角也比较广。现有关于我国产能过剩研究主要分为“市场失灵”派和“体制扭曲”两派。“市场失灵”派认为,由于我国市场发育不完善,市场信息不对称,市场结构、进出壁垒、行业投资预期等因素会导致产能过剩问题(林毅夫等,2010^[6];徐朝阳和周念利,2015^[7];皮建才和卜京,2019^[8];皮建才和张鹏清,2020^[9])。“体制扭曲”派认为,由于地方政府干预,预算软约束、产权结构扭曲等因素会导致体制性产能过剩(张维迎和马捷,1999^[10];皮建才,2008^[11];江飞涛等,2012^[12];皮建才等,2015^[13])。为了更好地聚焦于本文所分析的问题,我们重点关注两个视角下的产能过剩文献:第一个视角是垂直结构视角,第二个视角是管理授权视角。

在垂直结构视角下研究产能过剩的文献主要探究上游企业特征如何影响下游企业行为。张龙鹏和周立群(2016)^[14]发现良好的上下游关系有助于企业提高产能利用率和降低产能过剩。皮建才和赵润之(2018)^[15]分析了上游国有企业混合所有制改革对下游民营企业产能过剩的影响。刘玉斌等(2019)^[16]考察了上游企业产能过剩对下游企业绩效的抑制效应。皮建才和张鹏清(2020)^[17]研究了在垂直结构下环境管制对产能过剩的影响。王自力等(2020)^[18]分析了上游产业管制对下游企业产能利用率的抑制效应。但是,管理授权作为现代公司治理的重要实践,尚未被纳入垂直结构框架进行分析。当下垂直结构视角下的文献忽视了管理授权对产能过剩的作用,因此本文将管理授权与垂直结构相结合,弥补了该领域的研究空白。

在管理授权视角下研究产能过剩的文献主要从国有企业改革和混合寡头市场角度进行研究。向洪金(2015)^[19]发现管理授权会引起国有企业的产能过剩和民营企业的产能不足。陈俊龙和汤吉军(2016)^[20]发现在国有企业管理授权下存在最优的国有股比例,在该比例下国有企业和民营企业都存在产能过剩。李陈华等(2017)^[21]发现国有企业的管理授权会对民营

企业的产能过剩产生影响,通过调整国有企业的管理授权能在一定程度上缓解民营企业的产能过剩问题。但是,现有文献仅仅考虑了混合寡头市场下的管理授权对产能过剩的影响,忽视了垂直结构对产能过剩的作用。因此本文将管理授权与垂直结构相结合,也可以丰富管理授权与产能过剩的相关研究。

本文的贡献在于把垂直结构和管理授权整合在了关于产能过剩和体制性产能过剩的统一分析框架之内,这样做既有利于我们考虑到中国式上下游关系的国情,也有利于我们考虑到国有企业管理授权的实际情况,并同时兼顾“市场失灵”与“体制扭曲”两派观点。通过构建序贯博弈模型,我们的分析结果表明:第一,在垂直结构中,当上游国有企业对经理人实行管理授权时,经理人的产量激励越强,下游民营企业的产能过剩越严重;反之,产能过剩就越轻微。第二,当考虑到地方政府的补贴行为,国有企业对经理人的产量激励越强,体制性产能过剩就越严重;反之,体制性产能过剩就越轻微。第三,对上游垄断国有企业实行管理授权是一种有效的市场组织形式,有助于化解过剩产能并提升整体社会福利。

三、基本模型

这一部分分成了两个小部分。第一小部分是基本模型的设定,第二小部分是基本模型的求解。

(一) 基本模型的设定

我们考虑这样一个存在上下游关系的市场。上游市场是一个垄断的国有企业,它生产下游企业所需要的中间产品。下游市场是 N 个进行古诺竞争的民营企业,它们使用国有企业生产的中间品来生产同质的最终消费品。当 N 趋于无穷大时,下游民营企业构成完全竞争市场。假设中间品的价格为 m ,且1单位中间品投入可以生产1单位最终消费品。

参考 Lu 和 Poddar (2005, 2006)^{[22][23]}等相关文献,我们把民营企业 i ($i=1, 2, \dots, N$) 的生产成本设定为:

$$C_i(q_i, x_i) = mq_i + (x_i - q_i)^2 \quad (1)$$

其中, $C_i(q_i, x_i)$ 是民营企业 i 的生产成本, q_i 是企业 i 最终消费品的产量, x_i 是企业 i 的产能投入。由式(1)可知,当产量与产能越不匹配时,民营企业的生产成本就越高。当 $x_i = q_i$ 时,平均成本最低,此时的产能投入是有效率的;当 $x_i > q_i$ 时,我们称为产

能过剩;当 $x_i < q_i$ 时,我们称为产能不足。显然,产能过剩与产能不足都会提高生产成本。

下游市场的反需求函数为 $p = a - Q$,其中 Q 是市场总产量($Q = \sum_{i=1}^N q_i$), p 是市场价格, a 是市场规模。为方便后续分析,我们假设市场规模 a 足够大。此时,下游民营企业 i ($i=1, 2, \dots, N$) 的利润函数可以表示为:

$$\pi_i = pq_i - C_i(x_i, q_i) \quad (2)$$

上游垄断国有企业的边际成本为 c 。若中间品市场出清,则上游国有企业的中间品供给等于下游民营企业的中间品需求。此时,国有企业的利润函数可以表示为:

$$\pi_0 = (m - c)Q \quad (3)$$

在式(3)中,本文没有考虑上游国有企业的产能过剩问题。这一方面可以理解为,国有企业会得到固定补贴以抵消产能过剩带来的成本上升问题,另一方面也可以认为国有企业通过削减中间品产量,提高中间品价格,将产能不匹配的成本转嫁到下游民营企业。

同时,由于国有企业在我国社会经济环境下也需承担一定社会责任,其经营目标不能简单以利润刻画。本文假定国有企业股东一方面关注企业利润,另一方面也重视消费者福利。因此,本文将国有企业目标函数设定为社会福利最大化,社会福利可以表示为消费者剩余和生产者剩余的加总:

$$W = CS + \sum_{i=0}^N \pi_i \quad (4)$$

其中, CS 表示经济体的消费者剩余,由下面的式(5)给出:

$$CS = \frac{1}{2}Q^2 \quad (5)$$

民营企业在进行古诺竞争时追求利润最大化。考虑到现代国有企业由于存在所有权和经营权分离的情况,此时国有企业的实际决策由职业经理人决定,因此国有企业经理人对自身效用追求会影响国有企业实际产量决策。本文假设国有企业与经理人签订管理授权合同,经理人的效用函数为利润与产量的线性组合,其目标函数可以表示为:

$$U_0 = \beta \pi_0 + (1 - \beta) Q \quad (6)$$

其中, $\beta \in (0, 1)$ 衡量了利润和产量在国有企业经理人效用函数中的相对激励权重。 β 越大, 说明经理人的利润激励越强; β 越小, 则说明经理人的产量激励越强。 β 可以看成是利润激励或者利润提成。 $1 - \beta$ 可以看成是产量激励或者产量提成。这样的设定跟向洪金 (2015)^[19]、陈俊龙和汤吉军 (2016)^[20]、李陈华等 (2017)^[21] 是一致的。这种类型的管理授权模型在主流经济学文献中被称为 FJSV 合同 (Fershtman 和 Judd, 1987^[24]; Sklivas, 1987^[25]; Vickers, 1985^[26])。

基于以上假定, 上游国有企业和下游民营企业进行如下的四阶段动态博弈:

第一阶段, 国有企业股东决定 FJSV 管理授权合同参数, 以最大化社会福利。

第二阶段, 上游国有企业经理人决定中间品产量 Q , 以最大化经理人自身效用函数。

第三阶段, 下游民营企业同时进行产能决策, 决定产能投入 x_i , 以最大化自身利润。

第四阶段, 下游民营企业同时进行产量决策, 决定产量 q_i , 以最大化自身利润。

(二) 基本模型的求解

我们采用逆向归纳法求解上述模型的子博弈完美纳什均衡, 首先关注下游市场第四阶段的产量博弈。此时, 企业 i 利润最大化的一阶条件为:

$$a - m - 3q_i - \sum_{j=1}^N q_j + 2x_i = 0 \quad (7)$$

将 N 个一阶条件联立求解, 我们可以得到子博弈纳什均衡的民营企业产量:

$$q_i = \frac{1}{3} \left[\frac{3(a - m) - 2 \sum_{j=1}^N x_j}{3 + N} + 2x_i \right] \quad (8)$$

在第三阶段, 下游民营企业同时决定产能投入以最大化利润, 将式 (8) 代入式 (2), 此时一阶条件为:

$$2(q_i - x_i) + \frac{2(N-1)q_i}{3(N+3)} = 0 \quad (9)$$

由于各企业产能的一阶条件相同, 利用其对称性, 对式 (9) 求解得到下游企业在第二阶段博弈的均衡产能:

$$x_i = \frac{4(a-m)(2+N)}{11+N(10+3N)} \quad (10)$$

同样的道理, 下游民营企业的产量决策也是对称的。将式 (10) 代入式 (8), 可以将均衡产量表示为下述形式:

$$q_i = \frac{3(a-m)(3+N)}{11+N(10+3N)} \quad (11)$$

我们将产能过剩记为 Δ , 根据定义, 有 $\Delta = x_i - q_i$ 。根据式 (10) 和式 (11), 我们可以得到民营企业的产能过剩:

$$\Delta = x_i - q_i = \frac{(a-m)(N-1)}{11+N(10+3N)} > 0 \quad (12)$$

$$\text{对式 (11) 进行变换可得 } m = a - \frac{[11+N(10+3N)] q_i}{3(3+N)}.$$

由于 $Q = Nq_i$, 可得中间品市场的反需求函数为:

$$m = a - \frac{[11+N(10+3N)] M}{3N(3+N)} \quad (13)$$

其中, M 表示中间品的数量。当中间品市场出清时, 有 $M = Q$ 。

根据式 (12), 我们可以总结出命题 1。

命题 1: 在存在上下游关系的市场中, 多个下游民营企业进行古诺竞争时, 总是会出现产能过剩。

接下来我们考虑第二阶段的国有企业经理人的产量决策。国有企业经理人通过决定产出水平最大化自身效用函数, 对其一阶条件求解得到国有企业的最优产量和中间品价格:

$$Q^* = \frac{3N(3+N)[1+(a-c-1)\beta]}{2\beta[11+N(10+3N)]} \quad (14)$$

$$m^* = \frac{(1+a+c)\beta-1}{2\beta} \quad (15)$$

由式 (14), 我们可以得到国有企业最优产量对管理授权参数求偏导的表达式, $\frac{\partial Q^*}{\partial \beta} = -\frac{3N(3+N)}{2[11+N(10+3N)]\beta^2} < 0$ 。

这表明, 上游国有垄断企业的经营者利润激励越强, 国有企业产量越低。类似地, 经理人产量激励越强, 国有企业产量越大。

将式 (15) 代入式 (10) 和式 (11), 我们可以得到下游民营企业的均衡产能和产量水平:

$$x_i^* = \frac{2(2+N)[1+(a-c-1)\beta]}{[11+N(10+3N)]\beta} \quad (16)$$

$$q_i^* = \frac{3(3+N)[1+(a-c-1)\beta]}{2[11+N(10+3N)]\beta} \quad (17)$$

此时,下游民营企业的产能过剩为:

$$\Delta_i^* = \frac{(N-1)[1+(a-c-1)\beta]}{2[11+N(10+3N)]\beta} > 0 \quad (18)$$

由式(18),我们可以得到:

$$\frac{\partial \Delta_i^*}{\partial \beta} = -\frac{N-1}{2[11+N(10+3N)]\beta^2} < 0 \quad (19)$$

由式(19)可知, $\frac{\partial \Delta_i^*}{\partial (1-\beta)} > 0$ 。由此,我们可以得到命题2。

命题2: 在存在上下游关系的市场中,当上游国有企业对经理人实行管理授权时,经理人的产量激励越强,下游民营企业的产能过剩越严重;反之,产能过剩就越轻微。

命题2背后的经济学直觉很明显。国有企业经理人的产量激励越强,国有企业就会选择更高的产量水平,从而投放更多中间品给下游企业。中间品市场的扩大将刺激下游民营企业扩大生产规模,从而加剧产能过剩。

最后,我们考虑第一阶段博弈中管理授权合同参数内生决定的情况。FJSV合同中的利润参数由国有企业股东决定,由于国有企业在经济社会中的特殊地位,国有企业股东着眼于实现社会福利的最大化,即

$Max_{\beta} W$, 需满足 $\frac{\partial W}{\partial \beta} = 0$ 。对该一阶条件求解可得:

$$\beta^* = \frac{(2+N)[1+N(38+9N)]}{(2+N)[1+N(38+9N)] + (a-c)[196+N[169+N(58+9N)]]} \quad (20)$$

由此,我们可以得到命题3。

命题3: 管理授权是促进社会福利的有效组织方式。当上游国有企业对经理人实行管理授权时,存在最优管理授权利润提成参数 β^* , 使得社会福利最大化。当 $\beta < \beta^*$ 时, 社会福利随利润提成增加而增加; 当 $\beta > \beta^*$ 时, 社会福利随利润提成增加而减少。

把式(14)代入式(5), 得到子博弈纳什均衡下的消费者剩余表达式, 将其对 β 求偏导, 得到消费者剩余随 β 变动的关系表达式:

$$\frac{\partial CS}{\partial \beta} = -\frac{9N^2(3+N)^2[1+(a-c-1)\beta]}{4[11+N(10+3N)]^2\beta^3} < 0 \quad (21)$$

由式(21), 我们可以得到命题4。

命题4: 在存在上下游关系的市场中, 当上游国有企业对经理人实行管理授权时, 消费者剩余随产量提成增加而增加, 随利润提成增加而减少。

命题3与命题4刻画了在存在上下游关系的混合寡头市场中, 上游国有企业的管理授权契约对社会福利和消费者剩余的影响。当经理人的产量提成比例提高时, 经理人有动力生产更多中间品, 中间品产量的扩大拉低了中间品的价格, 从而提高了下游民营企业生产的边际收益。因此, 逐利的下游民营企业会选择更高的产量水平, 以获得更高的利润, 消费者剩余也随着下游产量的扩大而增加; 当经理人的利润提成比例提高时, 经理人会通过削减产量的方式提高中间品价格, 从而提高国有企业的经济效益。此时, 下游民营企业的边际成本增加, 产量减少, 导致消费者剩余下降。

社会福利的分析更为复杂。当国有企业经理人追求产量最大化时, 实际是以牺牲利润为代价的。因此, 当产量提成比例过大时, 整体社会福利水平较低。此时, 如果提高国有企业经理人的利润提成比例, 那么国有企业的经济效益会增加, 同时下游市场与消费者剩余依然维持在较优水平, 因此整体社会福利水平也随之增加。然而, 当利润提成比例提高到阈值时, 国有企业的利润增速放缓, 此时若继续追求国有企业经济效益, 则必须以牺牲下游市场利益和消费者剩余为代价。当利润提成比例进一步增加时, 国有企业经理人将通过上游垄断削减产量来抬高中间品价格, 藉此得到下游企业利润与消费者剩余, 因此社会福利随利润提成比例进一步增长而持续下降。社会福利随国有企业经理人利润提成比例增加而先上升后下降的态势充分体现了上游市场与下游市场、国有企业与民营企业之间的策略互动特征。

四、扩展模型

(一) 扩展模型的设定

在扩展模型中, 我们加入地方政府这一决策者, 考虑地方政府对于本地区企业给予补贴的情况。假设共有 i 个地区 ($i=1, 2, \dots, N$), 每个地区存在1个地方政府和1家代表性民营企业。各地区产品可以自由流通, 即下游民营企业生产的最终消费品可以在本地区和其他地区进行销售, 不存在区域市场壁垒。

各地区地方政府为实现自身目标会对本地区内的民营企业进行补贴, 设地方政府 i 对企业 i 的产量补贴率为 s_i , 此时企业 i 的成本函数为:

$$C_i(q_i, s_i, x_i) = mq_i - s_i q_i + (x_i - q_i)^2, i = 1, 2, \dots, N \quad (22)$$

式 (22) 中除了 s_i 以外的其他符号的含义与式 (1) 中的一致。

与基本模型一致, 下游市场的反需求函数为 $p = a - Q$, 其中 $Q = \sum_{i=1}^N q_i$ 。于是, 各地区民营企业 i ($i = 1, 2, \dots, N$) 的目标函数为:

$$\pi_i = pq_i - C_i(x_i, s_i, q_i) \quad (23)$$

参考皮建才等 (2015)^[13]、皮建才和赵润之 (2018)^[15] 的做法, 我们把地方政府 i ($i = 1, 2, \dots, N$) 的目标函数设定为:

$$u_i = \pi_i - s_i q_i \quad (24)$$

地方政府追求扣除企业补贴后的本地区净利润最大化, 这符合“市场效率”导向型地方政府的特征。同时, 这也意味着政府补贴的目的是提高本地区企业的真正盈利能力, 从而提高本地区民营企业的实际竞争力。由于本文关注国有企业的管理授权合同对地方政府补贴行为的影响, 所以市场效率导向型地方政府在不失一般性的情况下有助于简化我们的分析。本文设定上游国有企业隶属于中央政府, 所以其决策不受地方政府的影响。

此时, 考虑到地方政府的补贴支出, 社会福利表达式为:

$$W^S = CS + \pi_0 + \sum_{i=1}^N \pi_i - \sum_{i=1}^N s_i q_i \quad (25)$$

根据以上分析, 扩展模型的博弈分为五个阶段:

第一阶段, 中央政府 (比如通过国资委) 决定国有企业经理人 FJSV 管理授权合同参数, 最大化社会福利。

第二阶段, 上游国有企业经理人决定中间品的产量, 以最大化自身效用函数。

第三阶段, 市场效率导向型地方政府决定地方企业补贴率 s_i , 以最大化地方政府效用。

第四阶段, 各地区下游民营企业决定产能投入 x_i , 以最大化自身利润。

第五阶段, 各地区下游民营企业决定产出水平 q_i , 以最大化自身利润。

(二) 扩展模型的求解

在博弈的第五阶段, 下游民营企业进行古诺竞争, 与基本模型类似, 将 N 个一阶条件联立求解得到民营企业的均衡产量:

$$q_i^s = \frac{1}{3} \left[\frac{3(a-m) - 2 \sum_{j=1}^N x_j - \sum_{j=1}^N s_j}{3+N} + 2x_i + s_i \right] \quad (26)$$

其中, 上标 s 代表存在政府补贴。

在第四阶段, 下游民营企业进行产能决策, 将式 (26) 代入目标函数, 与第五阶段类似, 对一阶条件求解得到均衡产能水平:

$$x_i^s = \frac{4(2+N) \left\{ (11+N)(a-m) + [11+N(10+3N)]s_i - 3(3+N) \sum_{j=1}^N s_j \right\}}{(11+N)[11+N(10+3N)]} \quad (27)$$

将式 (27) 代入式 (26), 我们可以得到均衡产量:

$$q_i^s = \frac{3(3+N) \left\{ (11+N)(a-m) + [11+N(10+3N)]s_i - 3(3+N) \sum_{j=1}^N s_j \right\}}{(11+N)[11+N(10+3N)]} \quad (28)$$

此时, 产能过剩为:

$$\Delta_i^s = \frac{(N-1) \left\{ (11+N)(a-m) + [11+N(10+3N)]s_i - 3(3+N) \sum_{j=1}^N s_j \right\}}{(11+N)[11+N(10+3N)]} \quad (29)$$

根据式 (29), 将产能过剩表达式分别对本地区补贴率以及其他地区补贴率之和求导, 可得:

$$\frac{\partial \Delta_i^s}{\partial s_i} = \frac{(N-1)(2+N)(1+3N)}{(11+N)[11+N(10+3N)]} > 0$$

$$\frac{\partial \Delta_i^s}{\partial \sum_{j \neq i} s_j} = -\frac{3(N-1)(3+N)}{(11+N)[11+N(10+3N)]} < 0$$

根据上面的分析, 我们可以得到命题 5。

命题 5: 考虑地方政府对当地民营企业进行补贴, 下游民营企业的产能过剩程度与各地区补贴率有关。具体而言, 本地区补贴率越高, 其余地区补贴率越低,

产能过剩就越严重；反之，产能过剩就越轻微。

命题5表明当地政府的政策性补贴会带来产能过剩，这种类型的产能过剩被称为体制性产能过剩。这背后的逻辑是，地方政府的补贴在一定程度上放松了企业面临的实际成本约束，从而使得企业有动力扩大生产以占领更多市场份额。因此，随着地方政府补贴率的上升，被补贴的本地区企业产能过剩程度也会随之增加。当其他地区的补贴率上升时，其他地区的企业倾向于增加生产能力以抢占市场份额，下游市场竞争就会愈加激烈，这会倒逼本地区企业提高产能利用率来缩减生产成本，提高生产效率，进而缓解产能过剩。

在博弈的第三阶段，各地方政府选择各自的企业补贴率使自身效用最大化，将式(27)和式(28)代入式(24)，利用对称性，对其一阶条件进行求解，我们可以得到各地方政府的企业补贴率：

$$s_i = \frac{(a-m)(N-1)\{697+N[601+N(139+3N)]\}}{895+843N+810N^2+650N^3+231N^4+27N^5} \quad (30)$$

此时，各地区下游民营企业的产能过剩程度为：

$$\Delta_i^s = \frac{3(a-m)(N-1)(2+N)(3+N)(1+3N)}{895+843N+810N^2+650N^3+231N^4+27N^5} \quad (31)$$

由式(31)易知， $\frac{\partial \Delta_i}{\partial m} < 0$ ，即中间品价格越低，产能过剩程度越高。这背后的经济学直觉是，下游民营企业可以以更低的成本进行生产，盈利空间增大，企业倾向于扩大生产，从而加剧产能过剩。

将式(30)代入式(28)，并进行整理，我们可以得到中间品市场出清时的中间品反需求函数：

$$m = a - \frac{(895+843N+810N^2+650N^3+231N^4+27N^5)Q}{9N(2+N)(3+N)^2(1+3N)} \quad (32)$$

在博弈的第二阶段，国有企业经理人通过产量决策来最大化自身效用，将式(32)代入式(6)，对其一阶条件求解，可以得到中间品的均衡产量：

$$Q^s = \frac{9N(2+N)(3+N)^2(1+3N)[1+(a-c-1)\beta]}{2\beta(895+843N+810N^2+650N^3+231N^4+27N^5)} \quad (33)$$

此时，中间品的均衡价格为：

$$m^s = \frac{(1+a-c)\beta-1}{2\beta} \quad (34)$$

将式(34)代入式(31)，我们可以得到最终的各地区下游民营企业的产能过剩：

$$\Delta_i^s = \frac{3(N-1)(2+N)(3+N)(1+3N)[1+(a-c-1)\beta]}{2\beta(895+843N+810N^2+650N^3+231N^4+27N^5)} > 0 \quad (35)$$

由式(35)，我们可以得到：

$$\frac{\partial \Delta_i^s}{\partial \beta} = -\frac{3(N-1)(2+N)(3+N)(1+3N)}{2(895+843N+810N^2+650N^3+231N^4+27N^5)\beta^2} < 0, \text{ 进一步得到 } \frac{\partial \Delta_i^s}{\partial (1-\beta)} > 0.$$

由此，我们可以得到命题6。

命题6：考虑地方政府对当地民营企业进行补贴，下游民营企业总是存在产能过剩。国有企业对经理人的产量激励越强，产能过剩就越严重；反之，产能过剩就越轻微。

命题6的经济解释与命题2类似，这说明本文的结论具有稳健性。当国有企业经理人产量激励更强时，经理人将提高国有企业的中间品产量。相应地，中间品市场的供给增加将导致下游市场生产扩大，从而加剧产能过剩。

在博弈的第一阶段，中央政府（比如通过国资委）通过决定经理人的FJSV契约实现社会福利最大化。将上述均衡结果代入式(25)，对其一阶条件 $\frac{\partial W^s}{\partial \beta} = 0$ 求解得到最优FJSV参数^①：

$$\beta^s \approx \frac{(2+N)^3[1+N(3+N)]^2(4+N)N}{A} \quad (36)$$

其中 $A = (1+a-c)(396+1991N+3185N^2+2919N^3+2040N^4+1150N^5+466N^6+118N^7+16N^8+N^9)$ 。

由此，我们可以得到命题7和命题8。

命题7：考虑地方政府对当地下游民营企业进行补贴，实行管理授权依然是促进社会福利有效的组织形式。当上游国有企业对经理人实行管理授权时，存在最优管理授权利润提成参数 β^* ，使社会福利最大化。当 $\beta < \beta^*$ 时，社会福利随利润提成增加而增加；

① 由于结果过于复杂，本文做了适当简化。

当 $\beta > \beta^*$ 时, 社会福利随利润提成增加而减少。

命题 8: 在存在上下游关系的市场中, 考虑地方政府对当地下游民营企业进行补贴, 消费者剩余随上游国有企业经理人管理授权契约中的产量提成增加而增加, 随利润提成增加而减少。

命题 7 与命题 8 同基本模型中的命题 3 与命题 4 相似, 这说明在地方政府给予补贴的情况下, 我们的结论依然是稳健的。地方政府补贴仅仅在地方层面放松了下游民营企业的预算约束, 改善了当地经济效益与消费者剩余, 但下游民营企业依然受制于上游国有企业的垄断。随着国有企业经理人利润提成的增加, 下游民营企业的利润空间和消费者剩余必然被不断压缩。这种压缩在利润提成比例较小时不太明显, 因为此时国有企业忙于扭亏为盈, 且下游市场得到地方政府较大力度扶持, 所以社会福利可以随利润提成增加而增加; 但当国有企业经理人利润提成进一步增加时, 中间品价格随中间品产量缩减而升高, 导致地方政府补贴力度下降 $\left(\frac{\partial s_i}{\partial m} < 0\right)$, 下游市场规模大幅缩减, 下游民营企业利润与消费者剩余急剧下降, 此时社会福利随着利润提成增加而减少。这种压缩在利润提成比例为 1 时达到最大化。这一点也与基本模型一致。

五、比较分析

将基本模型下的不存在地方政府补贴时下游民营企业产能过剩情况与扩展模型下存在地方政府补贴时的产能过剩情况进行对比, 我们得到命题 9 与命题 10。

命题 9: 在上游国有企业对经理人采用管理授权的情况下地方政府对本地区民营企业进行补贴时的产能过剩要比地方政府不对本地区民营企业进行补贴时的产能过剩更加严重, 这表明存在由地方政府补贴引起的体制性产能过剩。

证明: 由式 (18) 和式 (35), 可得:

$$\Delta_i^s - \Delta_i^{*s} = \frac{(N-1)^2(697+601N+139N^2+3N^3)[1+(a-c-1)\beta]}{2(11+10N+3N^2)(895+843N+810N^2+650N^3+231N^4+27N^5)\beta} > 0$$

这个差值代表了体制性产能过剩, 该差值越大表明体制产能过剩越严重。根据皮建才和张鹏清 (2019)^[27], 体制性产能过剩是指“存在地方政府补贴时的产能过剩减去不存在地方政府补贴时的产能过剩”。

命题 9 背后的经济学逻辑如下。地方政府补贴从两方面加剧了下游市场的产能过剩: 一方面, 与命题 5 类似, 地方政府补贴降低了企业的成本约束, 因此企业更有动力通过扩大产能来增加市场份额, 从而加剧产能过剩; 另一方面, 企业也倾向于扩大生产来获得更多的地方政府补贴, 从而强化了前面的产能过剩过程。根据命题 2 和命题 6, 产能过剩与管理授权合同中的利润激励 β 负相关, 国有企业可以通过提高管理授权合同中的 β 系数来改善产能过剩情况。

命题 10: 考虑地方政府对当地民营企业进行补贴, 国有企业对经理人的产量激励越强, 体制性产能过剩就越严重; 反之, 体制性产能过剩就越轻微。

证明: 由命题 9 的证明中得到的方程式, 我们可以得到:

$$\frac{\partial(\Delta_i^s - \Delta_i^{*s})}{\partial \beta} = \frac{(N-1)^2(697+601N+139N^2+3N^3)}{2(11+10N+3N^2)(895+843N+810N^2+650N^3+231N^4+27N^5)\beta^2} < 0$$

进一步得到:

$$\frac{\partial(\Delta_i^s - \Delta_i^{*s})}{\partial(1-\beta)} > 0$$

命题 10 表明, 在存在地方政府补贴的情况下, 产能过剩对管理授权合同中的利润激励比不存在地方政府补贴时更敏感。这是因为下游民营企业对于中间品的需求受到上游国有企业产量水平的制约。 β 越大, 经理人越倾向于削减产量来增加利润, 从而阻碍下游市场生产的扩大。由于地方政府补贴的存在, 企业会增加生产投入来抢占更多市场份额, 于是中间品的市场需求增加, 进一步放大了经理人决策对下游生产的制约作用。因此, 在存在政府补贴的情况下, 提高管理授权合同中的 β 参数可以更加有效地缓解体制性产能过剩。

将基本模型下的情况与扩展模型下的情况进行对比, 我们可以得到命题 11。

命题 11: 无论政府补贴与否, 消费者剩余与社会福利均随管理授权中利润提成的增加而减少。但当存在地方政府补贴时, 消费者剩余与社会福利整体更高。

我们将基本模型与扩展模型的全部子博弈纳什均衡结果进行比较, 并汇总在表 1 中。由表 1 可知, 地方政府补贴并没有从根本改变原有的结论, 具体表现

为，各项均衡结果与管理授权参数的关系并未发生改变。然而，由于地方政府为市场注入了新的资金，导致下游民营企业选择更高产量，扩大了下游产量。这间接增加了消费者剩余与上游市场的利润水平，使市场中各方都从中受益。因此，当存在地方政府补贴时，总产量、上下游企业利润、经理人效用、消费者剩余与整体社会福利都得到了一定程度的提升。

表 1 基本模型与拓展模型的结果对比

	大小比较	图像
下游市场总产量	$Q < Q^S$	
下游民营企业利润	$\pi_i < \pi_i^S$	
上游国有企业利润	$\pi_0 < \pi_0^S$	
国有企业经理人效用	$U_0 < U_0^S$	

续前表

	大小比较	图像
消费者剩余	$CS < CS^S$	
社会福利	$W < W^S$	
产能过剩	$\Delta_i < \Delta_i^S$	

注：上标“S”表示存在地方政府补贴的情况。

六、结语

产能过剩是一个常态性问题，现行的体制机制都会对这个问题产生影响。本文在垂直结构下分析了上游国有企业的管理授权如何影响下游民营企业的产能过剩和体制性产能过剩，找到了其中的作用机理和传导机制，以期对我国化解产能过剩的经济实践有所裨益。通过构建序贯博弈模型，本文的主要研究结论如下：第一，在垂直结构中，如果上游国有企业对经理人实行管理授权，那么经理人的产量激励越强（弱），下游民营企业的产能过剩越严重（轻微）。第二，考虑地方政府对当地民营企业进行补贴，国有企业对经理人的产量激励越强（弱），体制性产能过剩就越严重（轻微）。产能过剩问题是一个非常复杂的问题，为了便于分析，本文抽象出了一些关键变量，但是我们不能忽视该问题的复杂性和微妙性（比如，不确定性）（皮建才和卜京，2019^[8]；皮建才和张鹏

清, 2020^[9]; 武士杰和李绍荣, 2020^[28]), 本文只是提供了一个看待该问题的可行视角。

在垂直结构下, 上游国有企业的管理授权不仅仅是上游国有企业自身的事情 (比如, 通过调整管理授权来提高国有企业自身的绩效和经理人效用), 它还会影响到下游民营企业的产能过剩和体制性产能过剩。这其中的道理是由垂直结构的内在特征决定的 (皮建才和赵润之, 2019^[15]; 钱学锋等, 2019^[29])。

对于这种类型的上游国有企业而言, 推进和深化国有企业改革 (特别是国有企业经理人员激励机制改革) 必须放在产业政策的高度去理解和把握, 不能“只见树木, 不见森林”。在必要时, 中央政府可以在充分论证的基础上把上游国有企业的管理授权作为一个辅助性手段配合产业政策的相关工具一起使用, 这样的“组合拳”可能会带来“四两拨千斤”的效果。

参考文献

- [1] 周其仁. 产能过剩的原因 [J]. 招商周刊, 2005 (52): 10.
- [2] 刘瑞明, 石磊. 上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质 [J]. 经济研究, 2011 (12): 86-96.
- [3] 王永进, 施炳展. 上游垄断与中国企业产品质量升级 [J]. 经济研究, 2014 (4): 116-129.
- [4] 陈小亮, 陈伟泽. 垂直生产结构、利率管制和资本错配 [J]. 经济研究, 2017 (10): 98-112.
- [5] 朱希伟, 沈璐敏, 吴意云, 罗德明. 产能过剩异质性的形成机理 [J]. 中国工业经济, 2017 (8): 44-62.
- [6] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制 [J]. 经济研究, 2010 (10): 118-118.
- [7] 徐朝阳, 周念利. 市场结构内生变迁与产能过剩治理 [J]. 经济研究, 2015 (2): 77-89.
- [8] 皮建才, 卜京. 需求不确定, 经济下行与产能过剩 [J]. 学术研究, 2019 (8): 98-103.
- [9] 皮建才, 张鹏清. 需求冲击下的产能过剩: 一个分析框架 [J]. 中南财经政法大学学报, 2020 (4): 37-45.
- [10] 张维迎, 马捷. 恶性竞争的产权基础 [J]. 经济研究, 1999 (6): 11-20.
- [11] 皮建才. 中国地方重复建设的内在机制研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2008 (4): 61-64.
- [12] 江飞涛, 耿强, 吕大国, 李晓萍. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理 [J]. 中国工业经济, 2012 (6): 44-56.
- [13] 皮建才, 黎静, 管艺文. 政策性补贴竞争、体制性产能过剩与福利效应 [J]. 世界经济文汇, 2015 (3): 19-31.
- [14] 张龙鹏, 周立群. 企业间关系是否缓解了中国制造业的产能过剩——基于不完全契约理论的实证研究 [J]. 山西财经大学学报, 2016 (1): 1-11.
- [15] 皮建才, 赵润之. 上游国有企业混合所有制改革与下游民营企业产能过剩 [J]. 学术研究, 2018 (4): 104-111.
- [16] 刘玉斌, 葛健, 郭树龙. 上游产能过剩是否影响了下游企业绩效? ——基于中国工业企业面板数据的实证考察 [J]. 产业经济研究, 2019 (3): 63-76, 126.
- [17] 皮建才, 张鹏清. 垂直结构、环境规制与产能过剩 [J]. 社会科学战线, 2020 (8): 56-62.
- [18] 王自力, 黎绍凯, 陈林. 上游产业管制与企业产能利用率: 基于垂直供应链视角 [J]. 广东社会科学, 2020 (5): 32-40.
- [19] 向洪金. 战略授权、软预算约束与中国国有企业产能过剩——基于混合寡占竞争模型的理论研究 [J]. 广东社会科学, 2015 (1): 17-25.
- [20] 陈俊龙, 汤吉军. 管理授权、国有股最优比例与产能过剩——基于混合寡占模型的研究 [J]. 当代财经, 2016 (2): 74-84.
- [21] 李陈华, 鲍鼎, 向洪金. 国有企业管理授权、生产性补贴与产能过剩——基于混合寡占模型的研究 [J]. 山东财经大学学报, 2017 (5): 70-77.
- [22] Lu Y, Poddar S. Mixed Oligopoly and the Choice of Capacity [J]. Research in Economics, 2005, 59 (4): 365-374.
- [23] Lu Y, Poddar S. The Choice of Capacity in Mixed Duopoly under Demand Uncertainty [J]. Manchester School, 2010, 74 (3): 266-272.
- [24] Fershtman C, Judd K L. Equilibrium Incentives in Oligopoly [J]. American Economic Review, 1987, 77 (5): 927-940.
- [25] Sklivas S D. The Strategic Choice of Managerial Incentives [J]. RAND Journal of Economics, 1987, 18 (3): 452-458.
- [26] Vickers. Delegation and the Theory of the Firm [J]. Economic Journal, 1985, 95 (Supplement): 138-147.
- [27] 皮建才, 张鹏清. 外资进入背景下地方政府补贴与体制性产能过剩 [J]. 国际经贸探索, 2019 (12): 71-85.
- [28] 武士杰, 李绍荣. 市场不确定下的价格机制与产能过剩 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (9): 81-92.
- [29] 钱学锋, 张洁, 毛海涛. 垂直结构、资源误置与产业政策 [J]. 经济研究, 2019 (2): 54-67.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

优化营商环境与抑制民营企业高管职务消费实证研究

The Empirical Research on Business Environment Improvement Restraining Non-pecuniary Compensation in Private Companies

周泽将 胡梦菡 王浩然

ZHOU Ze-jiang HU Meng-han WANG Hao-ran

[摘要] 优化营商环境能够通过降低代理成本和维系良好政企关系进而有效抑制民营企业高管职务消费,这一论点尚未得到学术界的关注。笔者以2009—2019年间中国资本市场A股民营上市公司为研究样本,使用多元线性回归模型实证检验优化营商环境如何影响民营企业高管职务消费。研究结果显示:优化营商环境显著降低了民营企业高管职务消费,表明优化营商环境对民营企业高管职务消费具有抑制作用。进一步的分析表明,相较于股权激励程度较高的企业,优化营商环境对民营企业高管职务消费的抑制作用在股权激励程度较低的企业中更为显著;内部控制质量削弱了优化营商环境对民营企业高管职务消费的抑制作用。文章从民营企业高管职务消费视角考察了营商环境在微观企业中的治理效应,研究结论丰富了营商环境经济后果的相关研究,同时为如何抑制民营企业高管职务消费提供了新的参考思路。

[关键词] 营商环境 民营企业 高管职务消费 股权激励 内部控制

[中图分类号] F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0099-11

Abstract: Optimizing business environment can effectively restrain non-pecuniary compensation in private companies by reducing agency costs and maintaining good government-enterprise relations. However, this argument has not received attention from academia. This paper takes A-share private listed companies from 2009 to 2019 in Chinese capital market as samples, and to empirically test how optimizing business environment affects non-pecuniary compensation in private companies by using multivariable linear regression model. The research results indicate that optimizing business environment has reduced non-pecuniary compensation in private companies significantly, which is reflected that business environment improvement has restraining effect on non-pecuniary compensation in private companies. Further analysis shows that the restraining effect of business environment improvement on non-pecuniary compensation in private companies with lower equity incentive is more obvious than that of the private companies with higher equity incentive; there is a weakening moderating effect of internal control quality on the relationship between business environment improvement and non-pecuniary compensation in private companies. The article examines governance effects of business environment in micro-enterprises from the perspective of non-pecuniary compensation in private companies. The research conclusion enriches researches related to economic consequences of business environment and provides a new reference idea for how to restrain non-pecuniary compensation in private companies.

Key words: Business environment Private company Non-pecuniary Compensation Equity incentive Internal control

[收稿日期] 2021-09-26

[作者简介] 周泽将,男,1983年11月生,安徽大学商学院教授,管理学博士,博士生导师,主要研究方向为公司治理与财务会计理论;胡梦菡,女,1998年1月生,安徽大学商学院硕士研究生,研究方向为公司治理与财务会计理论;王浩然,男,1992年9月生,安徽大学经济学院博士研究生,研究方向为公司治理与财务会计理论。本文通讯作者为周泽将,联系方式为 ahuzzj@126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“组织权威、经济独立性与监事会治理研究:理论框架与实证检验”(项目编号:72172001);安徽省高校协同创新项目“营商环境优化的微观政策效应研究”(项目编号:GXXT-2021-042);安徽省哲学社会科学规划重点项目“营商环境优化与企业财务行为:机理分析与实证检验”(项目编号:AHSKZ2021D07)。

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

在经营发展过程中,民营企业通常面临着行业壁垒、投资限制、信贷配置的“所有制偏好”和政府业务歧视(Cull等,2015^[1];黎文靖和池勤伟,2015^[2])等诸多方面的问题,如何缓解以上问题的限制已成为理论界和实务界不得不思考的重要问题。一方面,民营企业可以利用包括高管职务消费在内的各种手段建立和维系良好的政企关系,从而争取信贷配置、政府税收和财政补贴等方面的优惠政策(Goldman等,2013^[3];Houston等,2014^[4];Kim和Zhang,2016^[5]);另一方面,近年来政府也日益重视通过优化营商环境^①改善民营企业的外部生存条件,进而为实现经济高质量发展注入活力。按照上述逻辑,优化营商环境势必可以降低民营企业在维护政企关系方面的投入,亦即营商环境对民营企业高管职务消费会呈现出抑制效应。然而遗憾的是,现有文献尚无实证检验这一论点的研究成果。

除营商环境外,企业内部治理机制也会对民营企业高管职务消费产生影响。基于激励机制视角而言,股权激励会致使高管和股东的利益趋于一致(Jensen和Meckling,1976^[6]),从而会相应减少高管从事职务消费的动机。基于约束视角而言,高质量的内部控制会降低高管的利己动机(Ge等,2020^[7]),抑制高管职务消费等机会主义行为。那么,一个显而易见的问题随之而生,依据情境决策理论,随着股权激励强度和内部控制质量的提升,营商环境对民营企业高管职务消费的作用空间将会有所减少,进而引致抑制效应减弱。换言之,在抑制民营企业高管职务消费方面,如果股权激励和内部控制等内部治理机制与营商环境这种外部治理机制之间呈现此增彼减的替代关系则将进一步证实营商环境之于民营企业高管职务消费抑制效应的存在性。

基于上述状况,笔者首先以2009—2019年间中国资本市场A股民营上市公司的研究样本有效数据,实证检验了优化营商环境能否以及如何抑制民营企业高管职务消费的情况;然后在此基础上,基于若抑制效应存在,且股权激励和内部控制与优化营商环境之

间在抑制民营企业高管职务消费方面呈现出替代效应,则将进一步证实优化营商环境在抑制民营企业高管职务消费方面具有积极作用的设想,围绕股权激励以及内部控制与优化营商环境之间关系的问题做进一步深入探讨。

二、文献综述、理论分析与研究假设

(一) 文献综述

在已有文献中,关于高管职务消费存在效率观与代理观两类截然相反的观点。效率观认为高管职务消费发挥着隐性激励的作用(Rajan和Wulf,2006^[8]),可以提升高管的工作积极性(傅颀和汪祥耀,2013^[9]),有助于企业建立良好的外部关系;代理观则认为职务消费是高管侵占股东利益的机会主义行为,应当完善相关治理机制以缓解其可能带来的代理成本问题(Jensen和Meckling,1976^[6])。

在现有文献中,研究成果大都是围绕代理观的思路而展开的^②,主要延续如何抑制高管职务消费和高管职务消费的经济后果两条主线。有学者探究发现外部监管政策可以有效降低高管职务消费(郝颖等,2018^[10]),加强高管特权披露可以显著抑制高管职务消费(Grinstein等,2017^[11]);也有人认为企业所在地儒家文化越浓厚,高管职务消费水平越低(潘越等,2020^[12])。有些研究成果显示,除宏观政策和环境外,部分高管特征和内部治理机制也会影响到高管职务消费行为。例如,董事长与总经理若拥有相同的姓氏,则高管职务消费水平相应下降(刘超等,2019^[13]);高管权力越大,其职务消费水平越高(Liu等,2015^[14]);高管学术经历有助于其形成自我约束和监督机制,进而降低了职务消费水平(张晓亮等,2020^[15]);伴随内部控制质量、独立董事本地任职占比的提升,高管职务消费均会有所下降(窦祥胜等,2017^[16];周泽将和汪帅,2020^[17])。在相关代理观之经济后果的文献中可见,学者们认为高管职务消费将有助于企业价值的实现。其中,Cai等(2011)^[18]研究发现,当公司治理机制较差时,高管职务消费更多地体现为满足高管个人私利;Xu等(2014)^[19]

① 国务院2019年10月8日颁布实施的《优化营商环境条例》和地方各级政府的优化营商环境法律法规是合适且恰当的例证。

② 目前持效率观的相关文献相对较少,其主要围绕高管职务消费能否为企业带来相应的积极经济后果展开,目的在于证实效率观之存在性。如傅颀和汪祥耀(2013)^[9]发现职务消费可以在一定程度上提升高管工作积极性,黎文靖和池勤伟(2015)^[2]发现高管职务消费有助于企业建立和维护良好的政企关系,进而获得政府补贴、税收优惠等,最终提升了企业经营业绩。

研究发现国有企业高管职务消费显著增加了股价崩盘风险; Gul 等 (2011)^[20] 的研究揭示高管职务消费降低了企业财务报告信息质量, 进而降低了股价信息含量。

由以上文献可知, 尽管当前各级政府致力于优化营商环境以降低民营企业的运营成本、提升民营经济发展质量, 但这一政策的具体效果如何目前缺少基于高管职务消费视角的实证检验。与此同时, 中国各地区之间的经济发展水平呈现出较大差异, 营商环境也存在一定的区域异质性 (李志军, 2021^[21]), 因此也有必要以横向比较的方式检验优化营商环境如何抑制高管职务消费。

(二) 理论分析与研究假设

就代理观而言, 职务消费是民营企业高管隐性薪酬的重要组成部分 (陈冬华等, 2005^[22]), 属于典型的高管侵占公司资源以牟取私利的行为, 将会损害投资者利益 (Hart, 2001^[23]), 而优化营商环境则有利于缓解民营企业代理问题, 降低民营企业建立和维系良好政企关系的需求, 进而会抑制高管职务消费。

首先, 优化营商环境有助于缓解民营企业代理问题。良好的营商环境意味着市场法制化建设较为完善, 其对于提高企业内外部治理机制的监督效率具有明显的促进作用 (全怡和姚振晔, 2015^[24]), 这将会约束民营企业高管的机会主义行为 (俞俊利和金鑫, 2015^[25]), 缓解投资者与管理层之间的代理冲突, 从而抑制民营企业高管职务消费。更深层次而言, 优化营商环境可以促进地区经理人市场成熟度的提升, 有助于民营企业选聘层次和职业素养更高的职业经理人, 这将使得高管通过职务消费损害公司利益的动机进一步降低。

其次, 优化营商环境会降低民营企业维系良好政企关系的投入。在中国, 政企关系是民营企业在经营发展和战略决策过程中需要着重考虑的重要因素 (张建君和张志学, 2005^[26])。当营商环境较差时, 政府通常会干预民营企业正常的生产经营活动, 进而会促使高管人员借助宴请、娱乐等职务消费行为以维系良好政企关系, 减少不正当的政府干预 (Tian 等, 2019^[27])。伴随着营商环境的优化, 政府对于民营企

业的不正当干预相应减少, 进而使得高管利用职务消费改善政企关系、减少政府干预的需求弱化。

由以上分析可知, 优化营商环境会降低民营企业高管职务消费。据此, 本文提出如下研究假设:

H: 限定其他条件, 优化营商环境会负向影响民营企业高管职务消费。

三、研究设计

(一) 数据来源与选取

本文选取 2009—2019 年间中国资本市场 A 股民营上市公司^①作为初始研究样本, 遵循研究惯例剔除了处于金融保险行业、ST、*ST 等异常交易状态和数据缺失的样本观测值, 最终获得 11 837 个公司-年度观测值。基于减弱极端值对研究结论可能产生不利影响的考虑, 本文对所有连续变量在 1% 分位数和 99% 分位数进行了 Winsorize 缩尾处理。数据来源方面, 营商环境数据取自《中国分省企业经营环境指数 2017 年报告》(王小鲁等, 2018^[28]) 和《中国分省份市场化指数报告 (2018)》(王小鲁等, 2019^[29]), 缺失年份的数据采用相邻年份数据进行近似替代补充, 高管职务消费数据来自 CNRDS 中国研究数据服务平台, 其余数据均取自 CSMAR 数据库, 分析软件为 Stata16.0。

(二) 模型设定和变量定义

为了验证研究假设中营商环境对民营企业高管职务消费的影响, 本文构建了如下模型:

$$\begin{aligned} PERK = & \alpha_0 + \alpha_1 BUSEN + \alpha_2 INDEP + \alpha_3 BOARD \\ & + \alpha_4 SALA + \alpha_5 DUAL + \alpha_6 FIRST + \alpha_7 SIZE \\ & + \alpha_8 LEV + \alpha_9 TOBINQ + \alpha_{10} ROA + \alpha_{11} LISTY \\ & + YEAR + INDUS + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

依据前文的理论分析和研究假设, 若营商环境 $BUSEN$ 项系数 α_1 显著小于 0, 则表明优化营商环境能够显著降低民营企业高管职务消费。详细的各研究变量定义与说明如表 1 所示。

1. 被解释变量。

$PERK$ 表示民营企业高管职务消费水平, 参考杨理强等 (2017)^[30] 的研究, 本文采用民营企业的业务招待费用与营业收入之比加以度量。

① 基于“父爱”主义角度考量, 国有企业具有天然的政企关系, 从代理观视角而言国有企业高管职务消费行为同民营企业之间存在本质差异, 因此在本文中未对这一部分样本加以考察。

2. 解释变量。

BUSEN 表示营商环境, 本文采取以下两种方法加以度量: 一是参考于文超和梁平汉 (2019)^[31] 的研究, 采用民营企业注册地所在省份的经营环境指数总体评分衡量营商环境, 命名为 *BUSEN1*, 数据取自王小鲁等编写的《中国分省企业经营环境指数 2017 年报告》^[28]。需要指出的是, 本文的研究区间为 2009—2019 年, 报告所提供的数据仅有 2008 年、2010 年、2012 年和 2016 年, 考虑到同一地区营商环境短期内不会发生明显变化, 参考江伟等 (2018)^[32] 的研究, 本文采用近似替代的方式补充缺失年份的数据。具体地, 以 2008 年的营商环境指数替代 2009 年的营商环境指数, 以 2010 年的营商环境指数替代 2011 年的营商环境指数, 以 2012 年的营商环境指数替代 2013 年、2014 年和 2015 年的营商环境指数, 以 2016 年营商环境指

数替代 2017 年、2018 年和 2019 年的营商环境指数。二是采用民营企业注册地所在省份的市场化总指数度量营商环境, 命名为 *BUSEN2*, 数据源于王小鲁等 (2019)^[29] 编写的《中国分省份市场化指数报告 (2018)》, 与上述度量方法相类似, 本文同样采用近似替代的方法对相关缺失数据加以补充。

3. 控制变量。

参考周泽将等 (2020)^[33] 的研究, 本文选取以下变量加以控制: (1) 公司治理维度, 主要包括独立董事比例 *INDEP*、董事会规模 *BOARD*、高管薪酬 *SALA*、两职合一 *DUAL*、股权集中度 *FIRST*; (2) 公司特征维度, 主要包括公司规模 *SIZE*、资产负债率 *LEV*、成长能力 *TOBINQ*、盈利能力 *ROA*、上市年限 *LISTY*; (3) 行业虚拟变量 *INDUS* 和年度虚拟变量 *YEAR*。

表 1 变量的定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	高管职务消费	<i>PERK</i>	等于业务招待费用除以营业收入
解释变量	营商环境	<i>BUSEN1</i>	民营企业注册地所在省份的经营环境指数总体评分, 数据取自《中国分省企业经营环境指数 2017 年报告》
		<i>BUSEN2</i>	民营企业注册地所在省份的市场化总指数评分, 数据取自《中国分省份市场化指数报告 (2018)》
控制变量	独立董事比例	<i>INDEP</i>	等于独立董事人数除以董事会总人数
	董事会规模	<i>BOARD</i>	等于董事会总人数的自然对数
	高管薪酬	<i>SALA</i>	等于企业前三位高管薪酬总额的自然对数
	两职合一	<i>DUAL</i>	若本年度由同一人兼任董事长和总经理职务, 则赋值为 1, 否则为 0
	股权集中度	<i>FIRST</i>	等于第一大股东持股比例
	公司规模	<i>SIZE</i>	等于期末总资产的自然对数
	资产负债率	<i>LEV</i>	等于期末负债总额除以期末总资产
	成长能力	<i>TOBINQ</i>	等于市场价值与账面价值之比
	盈利能力	<i>ROA</i>	等于净利润除以平均资产总额
	上市年限	<i>LISTY</i>	等于研究年份与上市年份之差
	行业	<i>INDUS</i>	按照中国证监会 2012 年行业分类标准, 涉及 18 个行业, 设置 17 个虚拟变量
	年份	<i>YEAR</i>	涉及 11 个年份, 设置 10 个虚拟变量

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了主要研究变量的描述性统计结果。*PERK* 最大值为 0.027 2, 最小值为 0.000 1, 表明民营企业之间高管职务消费水平存在较大的差异性。*BUSEN1* (*BUSEN2*) 最大值为 3.920 0 (10.000 0), 最小值为 2.830 0 (2.920 0), 揭示出中国不同地区

间营商环境发展的不平衡, 这为本文检验优化营商环境的经济后果提供了便利。*FIRST* 均值为 0.324 1, 表明第一大股东持股比例平均已达到 32.41%, 股权较为集中。*INDEP* 最小值为 0.333 3, 符合中国证监会要求独立董事人数占比最低不少于 1/3 的规定。*DUAL* 均值为 0.364 0, 表明民营企业中董事长和总理由同一人兼任的情况较为普遍。

表2 主要研究变量的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
PERK	11 837	0.003 3	0.004 1	0.000 1	0.001 1	0.002 1	0.003 8	0.027 2
BUSEN1	11 837	3.407 5	0.313 1	2.830 0	3.070 0	3.470 0	3.660 0	3.920 0
BUSEN2	11 837	8.284 5	1.668 6	2.920 0	7.080 0	9.140 0	9.860 0	10.000 0
INDEP	11 837	0.375 9	0.051 6	0.333 3	0.333 3	0.333 3	0.428 6	0.571 4
BOARD	11 837	2.093 7	0.184 0	1.609 4	1.945 9	2.197 2	2.197 2	2.484 9
SALA	11 837	14.264 4	0.676 2	12.447 4	13.831 9	14.245 7	14.692 7	16.199 1
DUAL	11 837	0.364 0	0.481 2	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
FIRST	11 837	0.324 1	0.137 5	0.082 1	0.217 5	0.303 8	0.413 6	0.714 4
SIZE	11 837	21.709 9	1.041 1	19.208 1	20.939 4	21.614 2	22.361 6	24.856 8
LEV	11 837	0.378 4	0.203 9	0.042 5	0.214 2	0.358 1	0.517 9	0.963 6
TOBINQ	11 837	2.128 4	1.348 4	0.941 4	1.330 6	1.689 7	2.406 7	9.544 1
ROA	11 837	0.048 5	0.067 7	-0.275 1	0.019 5	0.048 3	0.082 2	0.245 2
LISTY	11 837	7.097 9	6.543 8	0.000 0	2.000 0	5.000 0	11.000 0	28.000 0

（二）相关性分析

表3报告了主要研究变量间相关性分析结果，其中左下半角、右上半角分别列示了主要研究变量间Pearson和Spearman的相关系数。PERK与BUSEN1、BUSEN2之间的Pearson相关系数均显著为负；PERK与BUSEN1之间的Spearman相关系数显著为负，与BUSEN2之间的Spearman相关系数为负且不显著，以上结果基本上揭示出营商环境与民营企业高管职务消费显著负相关，初步支持了研究假设1。

表3 主要研究变量间相关性分析结果

	PERK	BUSEN1	BUSEN2
PERK	1	-0.028 ***	-0.013
BUSEN1	-0.067 ***	1	0.599 ***
BUSEN2	-0.082 ***	0.502 ***	1

注：左（下）、右（上）半角分别报告的是Pearson和Spearman相关系数。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，下同。

（三）多元回归结果分析

表4列示了营商环境与民营企业高管职务消费之间的OLS多元回归分析结果，对应研究模型（1）。列（1）中，BUSEN1与PERK在1%水平上显著负相关（系数=-0.000 9， t 值=-3.105 1）；列（2）中，BUSEN2与PERK也在1%水平上显著负相关（系数=-0.000 1， t 值=-4.557 8），以上数据联合表明，营商环境与民营企业高管职务消费显著负相关，即民营企业所在地区营商环境越好，高管职务消费水平越低，支持了本文的研究假设。造成上述现象的原因可能在于：当营商环境得以优化后，民营企业与政府之

间的关系相应得以改善，进而减少了民营企业通过高管职务消费以建立与维护政企关系的市场需求。与此同时，优化营商环境有助于缓解民营企业内部的代理问题，降低了高管通过提高职务消费以谋求个人私利的动机。在以上两方面因素的共同作用下，优化营商环境抑制了民营企业高管职务消费水平的提升。

控制变量方面：（1）INDEP、BOARD、SALA项系数显著为正，说明当独立董事占比越高、董事会规模越大、高管薪酬越高时，民营企业高管职务消费水平越高。FIRST项系数显著为负，表明第一大股东持股比例越高，民营企业高管职务消费水平越低。（2）SIZE、LEV、ROA项系数显著为负，反映出当民营企业规模越大、资产负债率越高、盈利能力越高，高管职务消费水平越低。（3）TOBINQ、LISTY项系数显著为正，表明当民营企业成长性越强、上市年限越长，高管职务消费水平越高。

表4 营商环境与民营企业高管职务消费

变量	(1) BUSEN1		(2) BUSEN2	
	系数	t 值	系数	t 值
C	0.024 9 ***	12.767 2	0.022 5 ***	13.997 4
BUSEN	-0.000 9 ***	-3.105 1	-0.000 1 ***	-4.557 8
INDEP	0.002 0 **	2.123 4	0.001 9 **	2.027 9
BOARD	0.000 5 *	1.942 7	0.000 4 *	1.708 6
SALA	0.000 2 **	2.395 5	0.000 2 ***	2.821 6
DUAL	-0.000 1	-1.354 5	-0.000 1	-1.195 3
FIRST	-0.001 5 ***	-6.048 2	-0.001 6 ***	-6.096 2
SIZE	-0.001 0 ***	-16.482 5	-0.001 0 ***	-16.572 1
LEV	-0.001 3 ***	-4.319 6	-0.001 3 ***	-4.275 0
TOBINQ	0.000 3 ***	5.430 2	0.000 3 ***	5.388 4

续前表

变量	(1) <i>BUSEN1</i>		(2) <i>BUSEN2</i>	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
<i>ROA</i>	-0.007 1 ***	-8.001 8	-0.007 2 ***	-8.045 9
<i>LISTY</i>	0.000 0 ***	6.213 5	0.000 0 ***	5.858 7
<i>YEAR/INDUS</i>	控制		控制	
<i>N</i>	11 837		11 837	
<i>Adj_R2</i>	0.158 3		0.159 5	

注：报告中的 *t* 值均已经过 Robust 调整，下同。

(四) 稳健性测试

1. 工具变量法。

高管职务消费水平较高的民营企业可能会主动迁址于营商环境较好的地区，进而可以改善政企关系以降低高管职务消费需求，换言之，营商环境与高管职务消费水平之间可能存在互为因果导致的内生性问题。基于此，本文进一步采用工具变量法控制内生性问题对上述研究结论可能造成的干扰（吴成颂和程茹枫，2021^[34]）。借鉴董志强等（2012）^[35]的研究设计，本文选取城市开埠通商历史作为工具变量，具体地，使用自开埠通商之日起到研究年度1月1日所经历年数的自然对数加以度量，开埠通商数据来源于吴慧编写的《中国商业通史》^[36]和严中平编写的《中国近代经济史统计资料选辑》^[37]。White 检验结果显示，*chi2* 值等于 2 058.18（*p* 值=0.000 0），在 1% 的水平上拒绝了同方差的原假设，即存在异方差，因此本文采用广义矩估计方法（GMM）进行回归分析。在表 5 列（1）中，*BUSEN1* 项回归系数在 1% 的水平上显著为负（系数=-0.000 9，*z* 值=-3.133 3）；列（2）*BUSEN2* 项回归系数在 1% 的水平上显著为负（系数=-0.000 1，*z* 值=-5.074 1）。以上数据联合表明在控制内生性问题后，优化营商环境依然抑制了民营企业高管职务消费。本文的研究假设进一步得到支持。

表 5 营商环境与民营企业高管职务消费：工具变量法

变量	(1) <i>BUSEN1</i>		(2) <i>BUSEN2</i>	
	系数	<i>z</i> 值	系数	<i>z</i> 值
<i>C</i>	0.024 9 ***	13.479 1	0.022 5 ***	14.028 5
<i>BUSEN</i>	-0.000 9 ***	-3.133 3	-0.000 1 ***	-5.074 1
<i>INDEP</i>	0.002 0 **	2.289 6	0.001 9 **	2.177 5
<i>BOARD</i>	0.000 5 *	1.958 8	0.000 4 *	1.719 2
<i>SALA</i>	0.000 2 ***	2.577 8	0.000 2 ***	3.009 0
<i>DUAL</i>	-0.000 1	-1.332 5	-0.000 1	-1.175 7
<i>FIRST</i>	-0.001 5 ***	-5.782 3	-0.001 6 ***	-5.842 7

续前表

变量	(1) <i>BUSEN1</i>		(2) <i>BUSEN2</i>	
	系数	<i>z</i> 值	系数	<i>z</i> 值
<i>SIZE</i>	-0.001 0 ***	-18.889 4	-0.001 0 ***	-18.996 0
<i>LEV</i>	-0.001 3 ***	-5.940 9	-0.001 3 ***	-5.871 7
<i>TOBINQ</i>	0.000 3 ***	8.400 6	0.000 3 ***	8.325 2
<i>ROA</i>	-0.007 1 ***	-12.077 2	-0.007 2 ***	-12.146 2
<i>LISTY</i>	0.000 0 ***	7.110 5	0.000 0 ***	6.614 9
<i>YEAR/INDUS</i>	控制		控制	
<i>N</i>	11 837		11 837	
<i>Adj_R²</i>	0.158 3		0.159 5	

2. 替换营商环境度量方式。

为了增强文章研究结论的稳健性，本文进一步采取如下方法重新度量营商环境：首先，采用《中国分省份市场化指数报告（2018）》（王小鲁等，2019^[29]）中两个细分维度政府与市场关系和非国有经济的发展度量营商环境，分别命名为 *BUSEN3* 和 *BUSEN4*，针对上述数据中存在的缺失值同样使用近似替代方法加以补充。然后，基于降低近似替代方法可能造成的度量偏差，本文进一步使用插值法补充缺失值，重新计算后的各省份经营环境指数总体评分和各省份市场化总指数评分分别命名为 *BUSEN5* 和 *BUSEN6*。替换营商环境度量方式后的回归结果列示于表 6，列（1）中 *BUSEN3* 项回归系数在 1% 的水平上显著为负（系数=-0.000 2，*t* 值=-4.868 1）；列（2）中 *BUSEN4* 项回归系数在 1% 的水平上显著为负（系数=-0.000 1，*t* 值=-2.723 9）；列（3）中 *BUSEN5* 项回归系数在 5% 的水平上显著为负（系数=-0.000 6，*t* 值=-1.963 4）；列（4）中 *BUSEN6* 项回归系数在 1% 的水平上显著为负（系数=-0.000 1，*t* 值=-5.530 8）。以上数据联合表明替换营商环境度量方式后的研究结论依然是稳健的。

表 6 营商环境与民营企业高管职务消费：
替换营商环境度量方式

变量	(1) <i>BUSEN3</i>	(2) <i>BUSEN4</i>	(3) <i>BUSEN5</i>	(4) <i>BUSEN6</i>
<i>C</i>	0.023 2 *** (14.131 6)	0.022 5 *** (13.813 9)	0.023 9 *** (12.278 8)	0.022 7 *** (14.065 7)
<i>BUSEN</i>	-0.000 2 *** (-4.868 1)	-0.000 1 *** (-2.723 9)	-0.000 6 ** (-1.963 4)	-0.000 1 *** (-5.530 8)
<i>INDEP</i>	0.001 9 ** (2.072 2)	0.002 0 ** (2.121 8)	0.002 0 ** (2.122 5)	0.001 8 ** (1.986 2)
<i>BOARD</i>	0.000 4 * (1.693 9)	0.000 5 * (1.873 0)	0.000 5 * (1.947 2)	0.000 4 (1.634 0)

续前表

变量	(1) <i>BUSEN3</i>	(2) <i>BUSEN4</i>	(3) <i>BUSEN5</i>	(4) <i>BUSEN6</i>
<i>SALA</i>	0.000 2 *** (2.712 8)	0.000 2 ** (2.348 6)	0.000 2 ** (2.295 8)	0.000 2 *** (2.976 4)
<i>DUAL</i>	-0.000 1 (-1.285 0)	-0.000 1 (-1.338 7)	-0.000 1 (-1.424 8)	-0.000 1 (-1.140 5)
<i>FIRST</i>	-0.001 5 *** (-6.058 5)	-0.001 5 *** (-6.072 5)	-0.000 0 *** (-6.113 4)	-0.000 0 *** (-6.109 1)
<i>SIZE</i>	-0.001 0 *** (-16.596 4)	-0.001 0 *** (-16.457 0)	-0.001 0 *** (-16.455 9)	-0.001 0 *** (-16.632 5)
<i>LEV</i>	-0.001 3 *** (-4.280 3)	-0.001 3 *** (-4.239 5)	-0.001 3 *** (-4.340 5)	-0.001 3 *** (-4.243 6)
<i>TOBINQ</i>	0.000 3 *** (5.362 6)	0.000 3 *** (5.453 6)	0.000 3 *** (5.464 8)	0.000 3 *** (5.355 8)
<i>ROA</i>	-0.007 2 *** (-8.074 3)	-0.007 1 *** (-8.036 0)	-0.007 1 *** (-8.021 8)	-0.007 2 *** (-8.050 6)
<i>LISTY</i>	0.000 0 *** (5.906 7)	0.000 0 *** (6.128 5)	0.000 0 *** (6.295 6)	0.000 0 *** (5.755 9)
<i>YEAR/INDUS</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	11 837	11 837	11 837	11 837
<i>Adj_R²</i>	0.159 9	0.158 4	0.157 9	0.160 3

3. 费用归类操纵检验。

利益相关者对不同费用科目的关注程度存在差异,进而致使管理层会通过操纵各项费用的科目归类以改变利益相关者的绩效评价态度(Dye, 2002^[38]),延伸至高管职务消费方面,其降低可能系民营企业将高管职务消费归类列入材料费、制造费等其他相关费用科目所致。为了排除上述费用归类操纵可能造成的噪音干扰,参考杨理强等(2017)^[30]的研究,构建如下的研究模型(2)进行费用归类操纵检验。

$$XFYD = \alpha_0 + \alpha_1 XECD + \alpha_2 INDEP + \alpha_3 BOARD + \alpha_4 SALA + \alpha_5 DUAL + \alpha_6 FIRST + \alpha_7 SIZE$$

$$+ \alpha_8 LEV + \alpha_9 TOBINQ + \alpha_{10} ROA + \alpha_{11} LISTY + YEAR + INDUS + \varepsilon \quad (2)$$

其中, *XFYD* 表示消费性现金支出、其他管理费用、销售费用、存货的改变。具体地, *XFYD1* 代表消费性现金支出的改变,若民营企业当期消费性现金支出绝对值、消费性现金支出与营业收入之比同时小于上一期的相应值,则赋值为1,否则为0; *XFYD2* 代表其他管理费用的改变, *XFYD3* 代表销售费用的改变,度量方式同上; *XFYD4* 代表存货的改变,若民营企业当期存货的绝对值和总资产标准化后的相对值同时低于上一期的相应值,则赋值为1,否则为0。 *XECD* 代表民营企业高管职务消费的改变,若当期高管职务消费绝对值、高管职务消费与营业收入之比同时低于上一期的相应值,则赋值为1,否则为0。

本文以营商环境水平中位数为界限将样本公司区分为低营商环境水平组和高营商环境水平组。按照营商环境水平高低进行分组的研究模型(2)多元回归分析结果如表7所示,在Panel A与Panel B中, *XECD* 与 *XFYD1*、*XFYD2*、*XFYD3*、*XFYD4* 均在1%的水平上显著正相关。以上结果表明,无论是在高营商环境水平组还是低营商环境水平组,民营企业高管职务消费下降与消费性现金支出、其他管理费用、销售费用、存货的改变之间均呈现显著正相关关系。此外,从影响系数大小来看,相对于低营商环境水平组,高营商环境水平组的 *XECD* 项系数更大,说明当营商环境改善后,高管职务消费下降的民营企业中当期消费性现金支出、其他管理费用、销售费用和存货等降低的可能性更高,从而排除了民营企业将高管职务消费操纵列入其他相关费用科目以降低高管职务消费披露数额的可能。

表7 营商环境、民营企业高管职务消费与企业费用

Panel A: 以 <i>BUSEN1</i> 中位数为界将样本公司区分为低营商环境水平组和高营商环境水平组								
变量	低营商环境水平组				高营商环境水平组			
	(1) <i>XFYD1</i>	(2) <i>XFYD2</i>	(3) <i>XFYD3</i>	(4) <i>XFYD4</i>	(5) <i>XFYD1</i>	(6) <i>XFYD2</i>	(7) <i>XFYD3</i>	(8) <i>XFYD4</i>
<i>C</i>	-8.094 3 *** (-8.320 3)	-10.718 3 *** (-6.395 9)	3.719 5 *** (3.584 8)	-2.384 1 ** (-2.206 7)	-6.438 7 *** (-5.9420)	-10.475 9 *** (-7.241 6)	4.065 9 *** (3.426 9)	2.459 3 ** (2.040 3)
<i>XECD</i>	0.199 0 *** (2.783 5)	1.683 7 *** (17.046 3)	0.303 0 *** (4.070 1)	0.354 0 *** (4.694 8)	0.306 5 *** (4.864 6)	1.688 3 *** (23.995 6)	0.340 0 *** (5.094 3)	0.430 6 *** (6.240 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	6 323	7 046	7 046	5 528	6 132	6 939	7 015	5 482
<i>Pseudo R²</i>	0.095 1	0.216 7	0.085 0	0.091 2	0.061 1	0.234 0	0.073 0	0.066 1

续前表

Panel B: 以 <i>BUSEN2</i> 中位数为界将样本公司区分为低营商环境水平组和高营商环境水平组								
变量	低营商环境水平组				高营商环境水平组			
	(1) <i>XFYD1</i>	(2) <i>XFYD2</i>	(3) <i>XFYD3</i>	(4) <i>XFYD4</i>	(5) <i>XFYD1</i>	(6) <i>XFYD2</i>	(7) <i>XFYD3</i>	(8) <i>XFYD4</i>
<i>C</i>	-6.481 6*** (-6.889 3)	-10.836 0*** (-6.919 3)	4.082 6*** (3.977 6)	-1.229 3 (-1.163 2)	-7.421 4*** (-6.625 3)	3.261 1* (1.697 3)	3.967 4*** (3.174 3)	0.685 9 (0.535 0)
<i>XECD</i>	0.228 4*** (3.176 6)	1.574 2*** (18.589 4)	0.270 5*** (3.666 2)	0.382 5*** (5.044 0)	0.295 1*** (4.704 4)	1.813 0*** (23.191 6)	0.378 8*** (5.652 9)	0.414 2*** (6.029 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	6 231	7 038	7 045	5 576	6 226	6 977	7 027	5 435
<i>Pseudo R</i> ²	0.085 4	0.263 1	0.088 4	0.090 3	0.070 7	0.277 0	0.067 9	0.065 9

五、进一步的分析

前文的检验已揭示优化营商环境可以抑制民营企业高管职务消费水平,进一步地,营商环境的作用发挥可能会因企业内部治理机制的情境差异而呈现出一定的异质性。在治理机制中,激励机制和约束机制是促进现代企业健康发展的重要基石(张维迎,2005^[39]),伴随着激励机制和约束机制的完善,民营企业高管职务消费会相应下降,使得优化营商环境降低民营企业高管职务消费的空间变得有限,进而可表现为抑制效应减弱。基于此,本文选择股权激励和内部控制这两类机制作为典型代表加以分析,观察营商环境同内部治理机制之间在抑制民营企业高管职务消费方面是否呈现出此增彼减的替代关系,若上述关系存在,将会进一步证实优化营商环境可以抑制民营企业高管职务消费这一研究结论。

(一) 股权激励的情境分析

股权激励可以激发民营企业高管同股东之间的利益趋于一致,进而会使得代理问题相应地弱化(姜英兵和于雅萍,2020^[40])。同时,当民营企业股权激励强度上升时,高管在改善政企关系方面可能会更多地转而使用诸如增强工作主动性、提升工作效率等不侵占公司资源的方式^①。在以上两类因素的驱动下,优化营商环境对民营企业高管职务消费抑制效应作用的发挥空间将会有所降低。为了检验不同股权激励情境下营商环境抑制民营企业高管职务消费的差异性,本文在模型(1)的基础上加入营商环境 *BUSEN* 和股权激励 *MSTOCK* 的交乘项 *BUSEN*×*MSTOCK*,构建如下的研究模型:

$$\begin{aligned}
 PERK = & \alpha_0 + \alpha_1 BUSEN + \alpha_2 BUSEN \times MSTOCK \\
 & + \alpha_3 MSTOCK + \alpha_4 INDEP + \alpha_5 BOARD \\
 & + \alpha_6 SALA + \alpha_7 DUAL + \alpha_8 FIRST + \alpha_9 SIZE \\
 & + \alpha_{10} LEV + \alpha_{11} TOBINQ + \alpha_{12} ROA \\
 & + \alpha_{13} LISTY + YEAR + INDUS + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (3)$$

其中,*MSTOCK*代表股权激励,本文采用管理层持股数与总股数的比值加以测度,其他变量定义与研究模型(1)保持一致。模型(3)的多元回归分析结果列示于表8,列(1)中交乘项 *BUSEN1*×*MSTOCK* 系数在1%的水平上显著为正(系数=0.002 0, *t*值=3.991 1);列(2)中交乘项 *BUSEN2*×*MSTOCK* 的系数在1%的水平上显著为正(系数=0.000 4, *t*值=3.653 4)。以上数据联合表明股权激励弱化了优化营商环境对民营企业高管职务消费的抑制作用,亦即股权激励与营商环境之间在抑制民营企业高管职务消费方面呈现出替代效应,进一步证实了优化营商环境有利于抑制民营企业高管职务消费的研究结论。

表8 营商环境与民营企业高管职务消费:
股权激励的情境分析

变量	(1) <i>BUSEN1</i>		(2) <i>BUSEN2</i>	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
<i>C</i>	0.026 0***	12.735 4	0.023 4***	13.709 2
<i>BUSEN</i>	-0.001 3***	-3.964 3	-0.000 2***	-5.393 2
<i>BUSEN</i> × <i>MSTOCK</i>	0.002 0***	3.991 1	0.000 4***	3.653 4
<i>MSTOCK</i>	-0.006 9***	-3.905 6	-0.003 4***	-3.399 8
<i>INDEP</i>	0.001 9**	2.020 9	0.001 7*	1.810 8
<i>BOARD</i>	0.000 4	1.583 3	0.000 3	1.307 0
<i>SALA</i>	0.000 2**	2.337 1	0.000 2**	2.529 9

① 伴随股权激励强度的提升,职务消费中高管承担的成本部分也在上升。

续前表

变量	(1) <i>BUSEN1</i>		(2) <i>BUSEN2</i>	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
<i>DUAL</i>	-0.000 1	-1.441 3	-0.000 1	-1.336 7
<i>FIRST</i>	-0.001 5***	-5.796 4	-0.001 6***	-5.946 3
<i>SIZE</i>	-0.000 9***	-15.600 6	-0.001 0***	-15.896 5
<i>LEV</i>	-0.001 5***	-4.796 4	-0.001 4***	-4.637 1
<i>TOBINQ</i>	0.000 3***	5.303 1	0.000 3***	5.284 3
<i>ROA</i>	-0.007 1***	-8.028 6	-0.007 0***	-7.970 6
<i>LISTY</i>	0.000 1***	6.165 0	0.000 0***	5.430 6
<i>YEAR/INDUS</i>	控制		控制	
<i>N</i>	11 686		11 686	
<i>Adj_R</i> ²	0.158 3		0.159 7	

(二) 内部控制的情境分析

良好的内部控制可以减少高管机会主义行为,表现为企业盈余质量的提升、管理层财务欺诈行为的发生概率下降等方面(Chen等,2017^[41];Donelson等,2017^[42])。顺延这一逻辑,内部控制同样有助于降低民营企业高管职务消费等机会主义行为,进而减小优化营商环境抑制民营企业高管职务消费的作用空间。同时,良好的内部控制会提升企业内部运行效率,使得借助职务消费改善政企关系谋取外部资源的动机下降。本文进一步构建如下的研究模型(4),通过观察交乘项*BUSEN*×*IC*的符号以判断不同内部控制情境下营商环境与民营企业高管职务消费之间关系的变化。

$$\begin{aligned} PERK = & \alpha_0 + \alpha_1 BUSEN + \alpha_2 BUSEN \times IC + \alpha_3 IC \\ & + \alpha_4 INDEP + \alpha_5 BOARD + \alpha_6 SALA \\ & + \alpha_7 DUAL + \alpha_8 FIRST + \alpha_9 SIZE + \alpha_{10} LEV \\ & + \alpha_{11} TOBINQ + \alpha_{12} ROA + \alpha_{13} LISTY \\ & + YEAR + INDUS + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

其中,*IC*表示内部控制,采用迪博内部控制指数加以度量,该指数越大,说明公司内部控制质量越好。其他变量定义与研究模型(1)保持一致。表9报告了研究模型(4)的多元回归结果,列(1)中交乘项*BUSEN1*×*IC*系数在1%的水平上显著为正(系数=0.000 8,*t*值=4.932 0);列(2)中交乘项*BUSEN2*×*IC*系数在1%的水平上显著为正(系数=0.000 1,*t*值=3.392 3)。以上数据联合表明内部控制弱化了营商环境对民营企业高管职务消费的抑制作用,当内部

控制质量趋好时,营商环境对民营企业高管职务消费的抑制作用有所下降。换言之,在抑制民营企业高管职务消费维度,内部控制和营商环境之间同样呈现出替代关系,以上替代效应的存在进一步证实优化营商环境可以抑制民营企业高管职务消费。

表9 营商环境与民营企业高管职务消费:
内部控制的情境分析

变量	(1) <i>BUSEN1</i>		(2) <i>BUSEN2</i>	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
<i>C</i>	0.041 2***	10.217 0	0.026 3***	12.250 7
<i>BUSEN</i>	-0.006 0***	-5.624 1	-0.000 6***	-3.955 1
<i>BUSEN</i> × <i>IC</i>	0.000 8***	4.932 0	0.000 1***	3.392 3
<i>IC</i>	-0.002 8***	-5.160 7	-0.000 8***	-4.108 5
<i>INDEP</i>	0.001 8*	1.847 8	0.001 5	1.554 3
<i>BOARD</i>	0.000 4	1.499 8	0.000 3	1.142 6
<i>SALA</i>	0.000 1	1.573 0	0.000 1*	1.874 3
<i>DUAL</i>	-0.000 1	-1.319 2	-0.000 1	-1.243 1
<i>FIRST</i>	-0.001 5***	-5.772 2	-0.001 6***	-5.972 7
<i>SIZE</i>	-0.000 8***	-13.452 6	-0.000 8***	-13.797 6
<i>LEV</i>	-0.001 6***	-5.187 7	-0.001 5***	-4.678 3
<i>TOBINQ</i>	0.000 3***	5.662 3	0.000 3***	5.709 9
<i>ROA</i>	-0.006 9***	-7.096 0	-0.006 9***	-7.080 8
<i>LISTY</i>	0.000 0***	5.761 9	0.000 0***	5.285 8
<i>YEAR/INDUS</i>	控制		控制	
<i>N</i>	10 550		10 550	
<i>Adj_R</i> ²	0.179 2		0.176 6	

六、研究结论与展望

(一) 研究结论

政府在中国的公司治理演进中扮演着重要角色(陈冬华等,2021^[43]),其如何通过优化营商环境以改善相应的公司治理机制安排、降低企业代理成本已引起学术界和实务界的广泛关注。本文在此背景下采用2009—2019年间中国资本市场A股民营上市公司作为研究样本,实证检验了优化营商环境对民营企业高管职务消费的影响以及股权激励和内部控制在其中发挥的情境性作用。通过研究,本文得出以下主要研究结论。

第一,优化营商环境能够显著抑制民营企业高管

职务消费。营商环境作为外部环境的重要形式,其在公司治理中发挥着何种作用值得关注。基于高管职务消费视角,本文研究表明营商环境在民营企业中发挥着积极的治理效应,一定程度上揭示出现阶段各级政府重视营商环境建设工作符合民营企业的高质量发展诉求。

第二,优化营商环境对民营企业高管职务消费的抑制作用受到股权激励的影响,这种抑制作用在股权激励程度较低的企业中更为明显,表明股权激励和优化营商环境在抑制民营企业高管职务消费方面呈现出替代效应。原因在于,股权激励能够缓解高管与股东之间的代理问题,抑制高管通过职务消费获取私人收益的需求,从而减少了优化营商环境抑制民营企业高管职务消费的发挥空间。

第三,与内部控制质量较好的企业相比,优化营商环境对民营企业高管职务消费的抑制作用在内部控制质量较差的企业中更为显著。内部控制是公司内部治理机制的重要组成部分,质量较低的内部控制会增加民营企业高管职务消费等机会主义行为,进而为营商环境这一外部治理机制提供了较大的发挥空间,使得优化营商环境对民营企业高管职务消费的抑制作用在内部控制质量较差的企业中更为明显。

(二) 管理启示

我们从上述研究结论中可以得到如下管理启示。

第一,政府应积极优化营商环境,切实减少民营企业高管职务消费等方面的负担。过度的高管职务消费会损害企业运营效率、不利于民营企业实现高质量发展。鉴于良好的营商环境可以显著降低民营企业高管职务消费等非生产性支出,各级政府部门应当持续推进营商环境优化工作,为民营企业聚

焦主业、提升经济增长质量提供更大空间。更深层次而言,政府也要积极缩小区域间营商环境的差异,唯有如此方可减少地区间的经济发展不平衡问题,促进共同富裕。

第二,关注股权激励和内部控制在优化营商环境与民营企业高管职务消费关系中的潜在影响。本文的研究揭示,在抑制民营企业高管职务消费方面,股权激励、内部控制和营商环境之间均存在替代效应。因此,于政府而言,意欲完善民营企业公司治理、促进经济高质量增长,不仅要积极优化包括营商环境在内的企业所处外部宏观环境,同时需要注意到内部治理机制与外部宏观环境之间可能存在的替代关系。于企业而言,应该充分发挥股权激励、内部控制等内部治理机制和营商环境之间的协同作用。对于所处地区营商环境水平较低的企业,更应注重完善公司内部治理机制,以弥补外部治理机制的不足。

(三) 局限与展望

限于研究主题和数据,本文尚存如下三个方面的不足,这也构成了未来进一步拓展研究的方向。首先,本文尽管从代理成本和建立政企关系需求等维度分析了优化营商环境和民营企业高管职务消费间的关系,但是具体的影响路径尚未加以研究,未来可以从政治关联、其他代理成本维度加以发掘。其次,国有企业是否也存在优化营商环境的相关需求,这一点无从得知,未来研究可以采用问卷调查、访谈等方式展开进一步分析,明晰优化营商环境的具体着力点。最后,除股权激励、内部控制等情境性因素之外,诸如审计师、股权结构、分析师关注等内外部机制也有可能是恰当的情境因素,未来可以围绕以上情境拓宽研究话题。

参考文献

- [1] Cull R, Li W, Sun B, et al. Government Connections and Financial Constraints: Evidence from a Large Representative Sample of Chinese Firms [J]. Journal of Corporate Finance, 2015, 32 (1): 271-294.
- [2] 黎文靖, 池勤伟. 高管职务消费对企业业绩影响机理研究——基于产权性质的视角 [J]. 中国工业经济, 2015 (4): 122-134.
- [3] Goldman E, Rocholl J, So J. Politically Connected Boards of Directors and the of Procurement Contracts [J]. Review of Finance, 2013, 17 (5): 1617-1648.
- [4] Houston J F, Jiang L, Lin C, et al. Political Connections and the Cost of Bank Loans [J]. Journal of Accounting Research, 2014, 52 (1): 193-243.
- [5] Kim C, Zhang L D. Corporate Political Connections and Tax Aggressiveness [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33 (1): 78-114.
- [6] 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.
- [7] Ge W, Li Z, Liu Q, et al. Internal Control over Financial Reporting and Resource Extraction: Evidence from China [J]. Contemporary Accounting

- Research, 2020, forthcoming.
- [8] Rajan R G, Wulf J. Are Perks Purely Managerial Excess? [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79 (1): 1-33.
- [9] 傅颖, 汪祥耀. 所有权性质、高管货币薪酬与在职消费——基于管理层权力的视角 [J]. 中国工业经济, 2013 (12): 104-116.
- [10] 郝颖, 谢光华, 石锐. 外部监管、在职消费与企业绩效 [J]. 会计研究, 2018 (8): 42-48.
- [11] Grinstein Y, Weinbaum D, Yehuda N. The Economic Consequences of Perk Disclosure [J]. Contemporary Accounting Research, 2017, 34 (4): 1812-1842.
- [12] 潘越, 汤旭东, 宁博. 俭以养德: 儒家文化与高管在职消费 [J]. 厦门大学学报, 2020 (1): 107-120.
- [13] 刘超, 阮永平, 刘溢华. 同姓关系对高管在职消费的影响研究 [J]. 管理学报, 2019 (12): 1781-1789.
- [14] Liu F, Peng Y, Chen X. The Effect of Managerial Power in Executive Compensation Contracts——Empirical Evidence from China's Capital Market [J]. Frontiers in Finance, 2015, 1: 9-18.
- [15] 张晓亮, 文雯, 宋建波. 学者型 CEO 更加自律吗? ——学术经历对高管在职消费的影响 [J]. 经济管理, 2020 (2): 106-126.
- [16] 窦祥胜, 王再峰, 张睿熊. 内部控制对高管薪酬和在职消费的影响 [J]. 商业研究, 2017 (5): 109-113.
- [17] 周泽将, 汪帅. 本地独立董事能否有效抑制国有企业高管在职消费? [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2020 (1): 35-49.
- [18] Cai H, Fang H, Xu L C. Eat, Drink, Firms, Government: An Investigation of Corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms [J]. The Journal of Law and Economics, 2011, 54 (1): 55-78.
- [19] Xu N, Li X, Yuan Q, et al. Excess Perks and Stock Price Crash Risk: Evidence from China [J]. Journal of Corporate Finance, 2014, 25 (1): 419-434.
- [20] Gul F A, Cheng L T W, Leung T Y. Perks and the Informativeness of Stock Prices in the Chinese Market [J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17 (5): 1410-1429.
- [21] 李志军. 2020·中国城市营商环境评价 [M]. 北京: 中国发展出版社, 2021.
- [22] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费 [J]. 经济研究, 2005 (2): 92-101.
- [23] Hart O. Financial Contracting [J]. Journal of Economic Literature, 2001, 39 (4): 1079-1100.
- [24] 全怡, 姚振晔. 法律环境、独董任职经验与企业违规 [J]. 山西财经大学学报, 2015 (9): 76-89.
- [25] 俞俊利, 金鑫. 法律制度、高管网络与外部审计监督 [J]. 重庆大学学报 (社会科学版), 2015 (5): 82-93.
- [26] 张建君, 张志学. 中国民营企业家的政治战略 [J]. 管理世界, 2005 (7): 94-105.
- [27] Tian Y, Wang Y, Xie X, et al. The Impact of Business-government Relations on Firms' Innovation: Evidence from Chinese Manufacturing Industry [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 143 (2): 1-8.
- [28] 王小鲁, 樊纲, 马光荣. 中国分省企业经营环境指数 2017 年报告 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2018.
- [29] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告 (2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [30] 杨理强, 陈爱华, 陈菡. 反腐倡廉与企业经营绩效——基于业务招待费的研究 [J]. 经济管理, 2017 (7): 45-66.
- [31] 于文超, 梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力 [J]. 中国工业经济, 2019 (11): 136-154.
- [32] 江伟, 孙源, 胡玉明. 客户集中度与成本结构决策——来自中国关系导向营商环境的经验证据 [J]. 会计研究, 2018 (11): 70-76.
- [33] 周泽将, 高雅萍, 张世国. 营商环境影响企业信贷成本吗 [J]. 财贸经济, 2020 (12): 117-131.
- [34] 吴成颂, 程茹枫. 董事网络与制造业企业高质量发展——基于金融发展门槛效应的实证分析 [J]. 安徽大学学报 (哲学社会科学版), 2021 (4): 144-156.
- [35] 董志强, 魏下海, 汤灿晴. 制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究 [J]. 管理世界, 2012 (4): 9-20.
- [36] 吴慧. 中国商业通史 [M]. 第五卷. 北京: 中国财政经济出版社, 2008.
- [37] 严中平. 中国近代经济史统计资料选辑 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2012.
- [38] Dye R A. Classifications Manipulation and Nash Accounting Standards [J]. Journal of Accounting Research, 2002, 40 (4): 1125-1162.
- [39] 张维迎. 理解公司: 产权、激励与公司治理 [M]. 上海, 上海人民出版社, 2005.
- [40] 姜英兵, 于雅萍. 核心员工股权激励能够提升企业绩效吗? [J]. 当代会计评论, 2020 (4): 77-105.
- [41] Chen H, Dong W, Han H, et al. A Comprehensive and Quantitative Internal Control Index: Construction, Validation, and Impact [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2017, 49 (2): 337-377.
- [42] Donelson D C, Ege M, Mcinnis J M. Internal Control Weaknesses and Financial Reporting Fraud [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2017, 36 (3): 45-69.
- [43] 陈冬华, 徐巍, 沈永建. 嵌入理论视角下的中国公司治理与政府行为——一个整体框架 [J]. 会计与经济研究, 2021 (3): 35-54.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

在线语音交互情境下销售说服策略的 FACI 模型研究

——基于呼叫中心非结构化数据的实证检验

FACI Sales Persuasion Model in Online Voice Interaction Situations:
Based on the Empirical Analysis of Unstructured Data of Call Centers

王 毅 鑫 颖 姚 凯 张炬远 耿 勇

WANG Yi XIN Ying YAO Kai ZHANG Ju-yuan GENG Yong

[摘 要] 继“配音演员的声音对广告效果的影响研究”(见本刊2018年12期)之后,笔者聚焦于如何对销售人员的非结构化语音销售数据进行挖掘以提升在线语音交互情境下的销售说服效率问题,作为系列研究成果的一部分形成本文。笔者基于说服理论、修辞理论、前景理论等,通过梳理在线语音交互情境下的关键说服因素,构建了包含信息框架、语音特征、说服内容、顾客参与的FACI销售说服模型,以呼叫中心的真实非结构化语音销售数据为研究样本,采用文本分析、语音数据挖掘等大数据分析技术,对研究模型进行实证检验。研究表明:在线语音交互情境下的FACI销售说服模型表现出良好的解释作用和理论效度;在销售沟通中采取恰当的信息框架是提升说服效率的关键;通过恰当的声音表达能够激发顾客的共情与认同,对销售成功率的提升有显著的作用;销售人员设计恰当的说服内容策略,通过诉诸逻辑、诉诸专业与诉诸情感等说服技巧,可以有效传递产品信息、激发顾客需求、维护客户关系,进而提升销售说服效率。本研究通过FACI销售说服模型的构建和实证检验,拓展了经典销售说服理论,丰富了销售说服策略及产品销售等学术领域的相关文献,为企业优化在线服务、提升销售说服效率等实践活动提供了理论依据。

[关键词] 销售说服 框架效应 顾客参与 文本分析 音频数据

[中图分类号] F274 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0110-11

Abstract: In the era of digital economy, how to improve the sales persuasion efficiency of enterprises under the online voice interaction situations is a hot issue that current researchers and enterprises pay attention to. Based on persuasion theory, rhetoric theory and prospect theory, this study sorts out the key persuasion factors of the online voice sales situations, constructs the FACI sales persuasion model including information framework, acoustic features, persuasion content and customer participation. Taking the real unstructured sales data of call center as the research sample, this paper empirically tests the research model by using analysis methods such as text analysis, speech data mining and machine learning. The results show that the FACI sales persuasion model of the online voice interaction scenario has good explanatory power and theoretical validity. The promotion effect of the key persuasion factors on sales efficiency is empirically supported. The appropriate information framework has a significant effect on improving sales persuasion efficiency; the voice characteristics, the persuasion contents with appealing to logic or appealing to emotion significantly affect the persuasion efficiency of salesmen. The study also confirms that persuasion efficiency of different information frameworks is moderated by customer participation. Through the construction and empirical test of the FACI sales persuasion model, this study expands the classical sales persuasion theory, enriches the relevant literature on sales persuasion strategies and product sales. Besides, our research results provides a theoretical basis for enterprises to optimize online services and improve efficiency of sales persuasion.

Key words: Sales persuasion Message framing Customer participation Text analysis Audio data

[收稿日期] 2021-09-26

[作者简介] 王毅,男,1978年8月生,中央财经大学商学院教授,管理学博士,主要研究方向为大数据营销、消费者决策与营销战略等;鑫颖,女,1986年7月生,中央财经大学商学院博士研究生,内蒙古财经大学商学院讲师,主要研究方向为大数据营销、商务信用;姚凯,男,1986年3月生,中央财经大学商学院助理教授,管理学博士,主要研究方向为大数据营销、机器学习;张炬远,男,1996年4月生,阿里巴巴集团高级产品经理,管理学硕士,主要研究方向为大数据营销;耿勇,男,1976年12月生,中央财经大学商学院副教授,管理学博士,主要研究方向为供应链管理、数字供应链。本文通讯作者为姚凯,联系方式为 yaokai@cufe.edu.cn。

[基金项目] 教育部人文社会科学项目“品牌标识的空间特征对消费者品牌评价的影响研究——基于认知隐喻的视角”(项目编号:20YJA630067)。

本文系王毅团队“非结构化数据的商业创新”系列成果之(二)。感谢匿名评审人和责任编辑提出的宝贵意见,笔者已做了修改,本文文责自负。

一、引言

数字经济时代,互联网销售、电商直播、虚拟空间等新的营销场景不断涌现,改变了传统营销的客户互动方式和销售模式,以在线语音交互系统进行客户关系维护并展开营销活动的企业呼叫中心获得高速发展。截至2019年年底,全球呼叫中心共有2 900万座席,产业投资达到5 392亿美元,同比增长15%;在中国已有7 904家企业建立呼叫中心,呼叫中心座席总数达到275万个,投资额约为2 432亿元,年复合增长率为23.3%,销售总收入达到687.0亿元,同比增长56.5%^[1]。呼叫中心以其高附加值、低碳环保、创造就业、提升服务业水平等优点,逐渐从传统的电信、金融、保险、航空等渗透到互联网、电商、零售、旅游、汽车等五十多个行业。

在人们的传统印象中,呼叫中心承担的主要是信息咨询、售后服务、投诉处理等支撑性职能。然而,近些年随着产业转型升级和商业模式创新,呼叫中心已逐渐成为组织与客户的交互平台,企业的价值中心、利润中心以及现代制造业和服务业实现客户价值的重要产业链节点。与此同时,不同于与客户面对面对话的传统销售、服务方式,呼叫中心的销售和服务人员主要通过在线语音与客户交流,沟通手段和交互方式严重受限,对员工的沟通能力提出了很高的要求,且沟通效果难以把握。笔者通过对多家大型呼叫中心的系列调研发现:呼叫中心意识到该问题的重要性并采取多种方法试图解决,如制订标准化销售服务流程,引进销售辅助系统,并对销售人员开展包括产品知识、沟通技能、销售技巧等方面的培训,然而这些措施并没有彻底解决语音销售过程中最关键的销售说服问题。调研还发现,呼叫中心作为企业与顾客接触的前沿阵地和最后防线,每天产生海量客户交互数据和交易数据,通过对非结构化数据进行深入挖掘,能够对洞察用户需求、优化沟通策略以及提升销售业绩、消费者体验和服务运营效率起到重要的作用。

有鉴于此,本研究基于说服理论、修辞理论和前景理论,梳理在线语音交互情境下的关键说服因素,构建包含信息框架(Framework)、语音特征(Acoustic features)、说服内容(Content)、顾客参与(Involvement)的FACI销售说服模型,以呼叫中心的真实非结构化语音销售数据为研究样本,采用文本分

析、语音数据挖掘等大数据分析方法,深入探究在线语音交互情境下呼叫中心如何提升销售效率问题,旨在帮助销售人员更好地实现销售说服模式的转变。

二、文献综述与研究模型

在营销领域,销售说服一直是研究的热点,众多学者对说服模式、说服动机、说服知识展开研究(Miceli等,2006^[2];Eisend和Tarrahi,2021^[3];Isaac和Grayson,2017^[4]),并探索影响说服效果的多种因素如中断、销售语言、信任、说服对象等(Kupor和Tormala,2015^[5];Cheng和Loi,2018^[6];Bickart等,2015^[7];Eisend和Tarrahi,2021^[3])。近年来,随着信息技术与营销战略的融合越来越深入,人工智能、个性化推荐、虚拟现实等技术在销售领域得到广泛采用,数据技术的发展和应用于重构销售说服理论提供了新的契机。本研究将基于经典的亚里士多德和霍夫兰的说服理论^{[8][9]},结合新兴的ELM说服模型、信息框架模型,采用文本分析、语音数据挖掘和机器学习等大数据分析方法,重构在线语音交互情境下的销售说服理论框架。

(一) 说服理论

说服(persuasion)是指一个人的态度、意图或行为不受胁迫地受到他人沟通影响的过程,也是利用信息优势来影响他人决策的行为。^[9]关于说服的研究,最早可以追溯到亚里士多德的《修辞学》^[8],其后美国学者霍夫兰在研究传播与态度改变问题时,首次提出说服理论,成为现代说服领域研究的起点^[9]。如今,说服理论作为社会学和心理学的核心理论,在营销、管理、文化传播、法律等多个领域被深入研究。

亚里士多德认为修辞是对任何已知情况下的有用的劝说方式进行观察的能力,并指出内容、文辞、演说技巧是影响演说效果的三个因素,其中演说技巧包括演说者的诉诸人格、诉诸情感和诉诸逻辑三种策略。^[8]美国学者霍夫兰通过50多项心理实验研究了传播者、传播内容、受众三个说服关键角色,借鉴学习理论、群体认同等,提出了“态度改变—说服模型”,将被说服者态度改变的原因归结为沟通信息差异、外部情境、信息源和被说服者等要素^[9],该模型得到了众多学者的认可并进行了拓展性研究。之后,Petty和Cacioppo(1981)^[10]提出了说服效果的

精细可能性模型 (The Elaboration Likelihood Model), 认为说服过程包括中心路径与外围路径这两种通道, 中心路径是指态度的改变主要缘于论点是否能够令人信服; 外围路径是指人们会被表面因素说服, 例如说服者的魅力等。Park 和 Kim (2008)^[11] 研究发现对低专业知识的消费者的说服主要通过外围路径, 而具有高专业知识的消费者更倾向于通过 ELM 的中心路径了解信息。经典说服理论为营销说服研究提供了前期的理论基础, 指出了影响说服效果的重要因素和关键路径, 为本研究构建语音交互情境下的营销说服模型提供了逻辑基础。

(二) 信息框架

作为前景理论的重要组成部分, 框架效应在各学术领域得到深入研究。霍夫兰的说服理论指出信息结构对说服效果有着重要影响, 在说服过程中唤起被说服者的恐惧对提高说服效果有显著效果。^[9] Tversky 和 Kahneman (1981)^[12] 进一步提出了信息框架效应 (Message Framing), 认为信息框架是语言的表达策略, 对于相同的信息, 采用不同的表达方式, 对被说服者的认知参照点产生影响, 进而产生不同的认知和决策。

信息框架可以分为积极框架和消极框架, 积极框架以突出追求积极成果 (例如金钱或心理优势) 为中心, 消极框架以突出避免负面结果 (例如金钱或心理损失) 为中心。Meyerowitz 和 Chaiken (1987)^[13] 最早研究了积极和消极信息框架的说服效果, 发现收到以消极框架装帧的健康宣传手册的女性相比于收到积极框架的女性更倾向于进行手册所宣传的健康检查。Maheswaran 和 Meyers (1990)^[14] 研究表明, 在低感知效能的条件下 (不确定遵循建议是否能导致预期结果时), 被试表现出更深的信息处理水平, 此时消极框架比积极框架更有说服力; 而在高感知效能的条件下, 被试的信息处理水平较浅, 此时消极框架和积极框架具有同样的说服力。此外, 对 ELM 模型的研究也表明, 当受众依靠外围说服路径处理信息时, 其参与度水平较低, 积极框架比消极框架更加具有说服力。由此提出假设 1:

H1: 销售过程中, 使用适当的信息框架 (积极信息框架或消极信息框架) 相比于无信息框架而言能显著提升销售成功率。

(三) 语音特征

人们在通过语音交流时, 同时传递着语言和非语言两类信息。销售说服中的语言信息为说服内

容, 非语言信息是销售人员在说服中表现出的声音、表情、动作等外部线索。无论是经典修辞学, 还是现代说服理论, 均充分肯定了说服者的非语言信息对说服效果、情感表达、增进信任等方面的重要作用^[9]。

在线语音交互情境中, 非语言线索主要来源于销售人员的声音。Zuckerman 和 Miyake (1993)^[15] 认为声音中包含了众多语音参数, 其中所蕴含的信息比语言内容更能影响到听众的态度和认知。人的声音中携带着丰富的声学信息, 如发言者的生理特征、内在个性以及说话时的情感状态等。研究表明, 在广播广告中播音员采用低音会更具吸引力, 更能令人信服, 受众的广告认知和品牌态度会更加积极 (Chattopadhyay 等, 2003^[16])。语音基频较高的销售人员成功率较高, 较快的语速会被受众认为更聪明博学, 更受听众的喜爱和信任。销售人员沟通中的音调曲线有助于达到不同的说服效果, 利用下降的音调曲线可以实现更加理想的销售业绩 (Xiao 等, 2013^[17])。除此之外, 研究还表明语音共振峰、语音微扰值等能量参数对于配音演员和广告感知具有明显的影响 (王毅和刘钾, 2018^[18])。由此提出假设 2:

H2: 销售过程中, 声音特征能显著影响销售人员的销售成功率。

(四) 说服内容

亚里士多德认为演说具有伦理道德、情感与逻辑三种魅力。大多数听众都是理性的, 逻辑有助于提高说服效果; 同时他也没有忽视情感的作用, 对情感的说服作用进行了详细分析。^[8] 除此之外, 在现代商业活动中, 专业的力量也备受推崇, 在品牌传播、人员销售中所展示的传播内容的专业性对于说服效果和 sales 提升具有重要作用 (Morgan 和 Hunt, 1994^[19])。因此, 本文在构建销售说服的内容策略这一关键说服要素时, 将从诉诸逻辑、诉诸专业与诉诸情感三个部分展开分析。

1. 诉诸逻辑。

诉诸逻辑是指以逻辑推理来组织消息内容, 语言逻辑提供的真实而有条理的信息有助于说服他人。Weitz 和 Sujan (1986)^[20] 的研究指出, 使用 “如果-那么” 这样的逻辑词汇进行销售沟通, 有利于提高销售人员的销售成功率。王伟等 (2016)^[21] 指出在项目描述中使用逻辑性词汇 (如: then、because) 有利于众筹项目的成功。根据 ELM 模型, 说服的中心

路径指人们态度的改变更多受到论据逻辑的影响,如果逻辑强而有力,人们很容易被说服,并且态度改变更持久(Park和Kim, 2008^[11])。由此提出假设3:

H3: 销售语言中恰当地使用逻辑性词汇能够提升销售成功率。

2. 诉诸专业。

诉诸专业强调说服内容的专业性,专业性的信息内容有助于受众建立信任感从而提升说服效果。关于ELM模型的研究表明,信息源的专业性能够显著影响用户的风险感知与态度,买家也更愿意投向那些赢得他们信任的销售人员。销售人员的专业知识是建立长久业务关系的重要因素,有助于增强销售人员与公司的可信度。王伟等(2016)^[21]将经典说服理论用于探索众筹项目说服风格和众筹成功率之间的关系时发现,使用专家为众筹项目“背书”以及项目专业性的词语有利于众筹项目的成功。由此提出假设4:

H4: 销售语言中恰当地使用专业性词汇能够提升销售成功率。

3. 诉诸情感。

诉诸情感是指说服过程中使用感情性的言辞来感染对方。说服理论指出,态度的改变由多种因素驱动,除了说服的核心路径外,人们也很容易受到外围因素的影响,其中情感是影响态度改变的重要方式。^[9]研究发现,逢迎和鼓舞通过激发受众的热情、认同来提升对销售人员的好感,可以达到影响和改变客户态度的目的;销售人员与客户的关系导向沟通方式能够拉近情感距离,增加客户对销售人员的信任(Ci和Weiss, 1951,^[22])。在销售过程中,称呼代词对关系的感知有重要作用,通过销售称谓的改变有利于增进客户关系(Gordon等, 1993^[23])。在我国,销售人员在销售过程中经常利用称谓的替换(如:“哥”替换“先生”)来建立虚拟关系,从而降低与客户之间的距离感。李婷婷等(2016)^[24]对这种现象进行了解释,认为在大多数情况下,人们优先处理与自我相关的信息,称谓的改变通过改变客户的心理距离,可以建立信任进而达到改变态度的作用。由此提出假设5:

H5: 销售语言中恰当地使用称谓改变能够提升销售成功率。

(五) 顾客参与

顾客参与度是指顾客参与生产与服务过程的程度,顾客通过提供建议、表达看法、参与决策等行

为与企业发生互动,从而提高顾客感知服务质量、增进企业与客户关系(Farrell和Hakstian, 2001^[25])。Prahalad和Ramaswamy(2004)^[26]指出,服务主导逻辑下,顾客与企业共创消费者体验环境是企业竞争战略的重要内容。根据顾客投入的时间、精力的程度,顾客参与分为高度参与和低度参与两种类型。研究发现,在销售说服过程中,高度参与的顾客能够主动了解企业信息,积极互动,并主动激发顾客的自我说服机制(Bernritter和Van Ooijen, 2017^[27])。根据信息框架效应,当销售人员在沟通中采用了恰当的信息框架时,如果顾客高度涉入该说服过程,会在信息接受中表现出更强的积极性,产生更广泛的认知加工及积极的情感反应。由此提出假设6:

H6: 顾客参与在信息框架对说服效率的影响过程中起到调节作用。

(六) 研究模型

基于经典的说服理论、修辞理论和框架效应等,本研究对在线语音交互情境下的关键说服因素进行总结,构建出包含信息框架(F)、语音特征(A)、说服内容(C)、顾客参与(I)四要素的FACI销售说服模型,如图1所示。本研究将借鉴计算机科学、深度学习等领域的相关研究方法,对呼叫中心非结构化语音销售数据进行文本分析和声音特征抽取,结合真实的销售数据,对该模型进行实证检验。

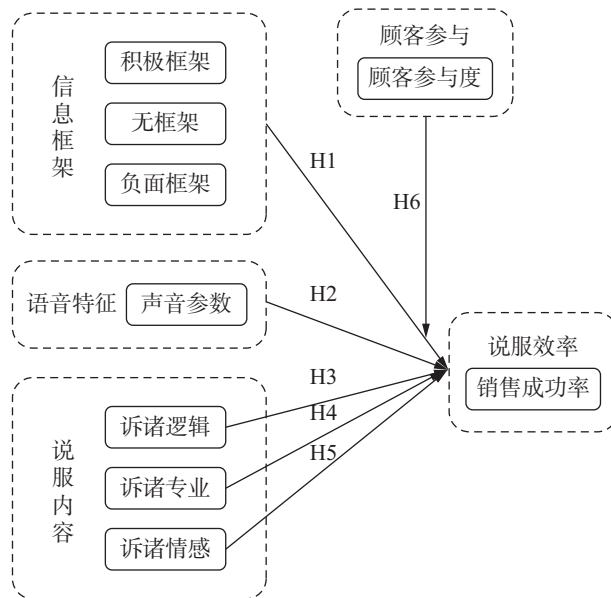


图1 在线语音交互情境下的FACI销售说服模型

三、研究设计

本研究的目的是为了探索在线语音交互情境下销

售说服的关键因素和营销效果,构建出新技术环境下的销售说服模型。为此,笔者进行了精心的研究设计,针对某保险公司呼叫中心的真实语音销售数据展开实证检验。首先,使用文本分析法,运用 TF-IDF 算法对语音数据进行关键词抽取,并进行销售说服策略分类与词频统计。第二步,提取出该中心销售人员的语音特征参数作为非语言线索进行分析验证。第三步,利用所收集的销售数据和抽取的声学特征数据进行音频数据的分析,从多个角度对销售说服效率的影响因素进行深入分析。

表 1 研究数据描述性统计

变量名称	数字	最小值	最大值	平均值	标准偏差
对话交换次数 (min)	6 452	0.06	46.80	10.33	5.003
销售说话时长 (ms)	6 452	50	4 196 130	314 548.45	438 401.372
对话总时长 (ms)	6 452	2 660	5 953 050	496 022.23	657 722.256
销售说话词数	6 452	1	30 024	1969.81	2 776.869
对话总词数	6 452	3	44 096	2 800.28	3 918.402

(二) 销售说服策略信息提取

在线语音销售数据具有信息量大、非结构化信息丰富等特点,难以提取有效信息进行量化分析,本研究采用文本分析方法挖掘销售说服关键词与词频,通过分词、清洗、提取等方法进行数据预处理,采用实体提取、主体建模、关系提取等方法分析文本,从文本数据中抽取隐含信息的方法。

1. 销售说服策略关键词获取。

对在线语音销售数据进行文本数据转化后,本研究使用 TF-IDF 算法抽取相关关键词。TF-IDF (term frequency-inverse document frequency) 算法可以有效评估重要关键词对整体文本的重要程度,进而对文本进行聚类 and 分类。TF 为词频,指某个词语在文章中出现的次数与文章词语总数之比。 $n(x)$ 指的文章中该词语出现的频数, n 为该文章词语总数, IDF 为逆文本频率指数, N 是需要进行关键词提取的文章总数, $N(x)$ 是包含该词语的文章数量。一个词语的 TF-IDF 值为词语文本矩阵中该词语 TF 与 IDF 积的总和。

$$TF(x) = n(x) / n$$

$$IDF(x) = \log \left(\frac{N}{N(x)} \right)$$

$$TF-IDF(x) = TF(x) \times IDF(x)$$

本研究使用 pythoy3 中的 jieba0.42.1 包来进行文

(一) 研究数据

本研究采用某保险公司呼叫中心在 2016 年 10 月至 2017 年 8 月期间的在线语音销售数据进行研究。剔除数据残缺的样本,共有研究数据 6 452 条,其中销售成功数量为 809 条 (12.54%),销售失败数量为 5 643 条 (87.46%),如表 1 所示。对话总时长与销售说话时长数据比较分散,波动性大;对话交换次数数据比较集中,波动较小。初步分析发现,销售人员与客户交互频繁,但销售成功率不高。

本挖掘工作,该工具被广泛用于中文文本的挖掘(周雄伟等,2018^[28])。使用 jieba 中 TF-IDF 算法的 API 接口“jieba.analysis.extract_tags()”对算法进行调用,提取 TF-IDF 值最高的前 2 000 个关键词。因为其中会混有数字、地名等停止词,因此导入哈工大停止词表对 2 000 个关键词进行筛选,最后选择 TF-IDF 最高的前 500 个词语作为销售说服策略分类的待选关键词,研究数据的处理框架如图 2 所示。

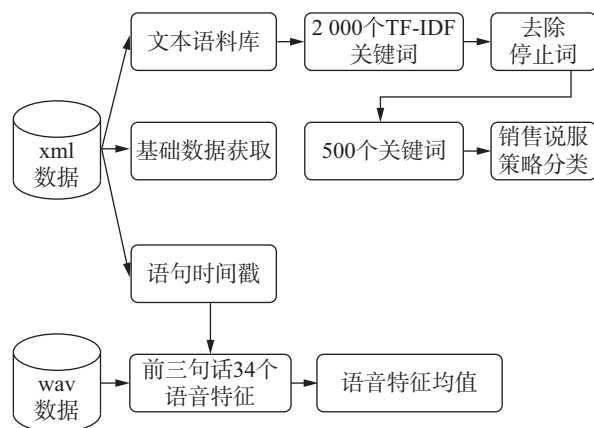


图 2 研究数据处理框架

2. 销售说服策略关键词分类。

得到 TF-IDF 关键词后,进行人工标注分类,确定初始分类词表。本研究邀请了 50 位语言能力优异的大学生对分组词汇进行销售说服策略标注,如表 2

所示。通过对问卷拟合优度检验发现词语的选择存在显著性差异，说明答题者能显著对这些词语进行区分，随后选取了归类认同率高于 50% 的关键词，并进行词频统计。

表 2 销售说服策略关键词分类

销售说服策略	关键词	χ^2
诉诸专业	总部、公司、工号、保险公司、分公司	27.581 ***
诉诸逻辑	因为、如果、首先、最后、只要、而且、但是、第二点、如果说、然后、第一个、另外、相当于、或者说、比方说、比如说、只能、应该、其实、反正	74.082 ***
诉诸情感	哥、姐、大哥、大姐	54.000 ***
负面信息	骨折、伤残、身故、大病、残疾、全残、生病、住院、疾病、损失、伤害、发生意外、意外、风险、严重、患有	149.921 ***
积极信息	赔付、理赔、保额、保障、理赔金、报销、补贴、收益、返还、津贴、受益人、优惠、服务	95.575 ***

注：* $P<0.05$ ，** $P<0.01$ ，*** $P<0.001$ 。下同。

（三）语音特征提取

呼叫中心销售人员的非语言线索都来源于销售人员的声音，本研究从预处理后的数据中提取销售人员的语音特征数据，验证非语言线索对销售成功率的影响。

1. 语音特征参数提取。

本研究使用 python 中的 pyAudioAnalysis0.2.5 包提

取语音特征参数。该工具可用于提取音频中的声音特征，训练和应用音频分类器，使用监督或无监督方法对音频流进行分段以及可视化内容关系，被广泛用于自然语言处理深度学习（NLP-Deep Learning）和语音识别算法。参考营销学、声学等领域相关研究，本研究使用 pyAudioAnalysis0.2.5 提取了 34 个声学参数以及销售人员的语速信息作为语音特征，如表 3 所示。

表 3 语音特征参数

特征编号	名称	特征描述
1	短时过零率（Zero Crossing Rate）	特定时间内语音信号变化的速率
2	短时能量（Energy）	语音信号值的平方
3	能量熵（Entropy of Energy）	语音信号突变
4	频谱中心（Spectral Centroid）	频谱的中心，值越小说明能量集中在低频范围内
5	频谱延展度（Spectral Spread）	频谱二阶中心矩
6	频谱熵（Spectral Entropy）	熵越大，语音能量（共振峰）分布越均匀
7	频谱通量（Spectral Flux）	相邻帧频谱变化情况
8	频谱滚降点（Spectral Rolloff）	频率中 90% 的幅值分布集中的频率
9~21	梅尔倒谱系数（MFCCs）	Mel 倒谱系数，用于解决基础频率感知不是线性的
22~23	12 级音阶（Chroma Vector）	代表西方音乐的 12 个音阶
34	音阶标准方差（Chroma Deviation）	22~23 语音特征的方差

2. 语音特征数据处理。

消费者行为研究表明，第一印象在销售过程中起到非常重要的作用。销售人员在进行营销接触时，需要在最初的很短时间内，通过语言或非语言线索，在客户心中建立初步的印象和认知（Wood 等，2008^[29]）。本研究使用pyAudioAnalysis抽取销售人员在电话销售

前三句话（大约 30s）的语音特征，并取其平均值。

（四）销售说服策略变量定义

至此，将研究框架中所需要的所有实验数据都进行了转化、抽取，变量定义如表 4 所示，并对这些参数的均值、标准差和最大值进行了统计分析。

表4 关键变量定义

核心变量	变量维度	变量类型	变量定义
信息框架	积极框架无框架 负面框架	三分类变量	销售中负面信息=积极信息定义为0(无框架);负面信息<积极信息定义为1(积极框架);负面信息>积极信息定义为2(负面框架)
语音特征	语速	连续性变量	对话总字数/对话时长
	34个声音特征	连续性变量	销售人员前三句话声音特征均值
说服内容	诉诸专业	连续性变量	诉诸专业关键词的语言比例
	诉诸情感	二分类变量	对话中未使用情感称谓为0,否则为1
	诉诸逻辑	连续性变量	诉诸逻辑关键词的语言比例
顾客参与	顾客参与度	二分类变量	单位时间内对话交换次数,以中位数划分为低参与度(0)与高参与度(1)
说服结果	销售成功率	二分类变量	销售成功定义为1,销售失败定义为0

四、数据分析

(一) 信息框架对说服效率的影响

对三分类变量信息框架(无框架 VS 积极框架 VS 消极框架)与销售说服结果进行卡方检验,结果表明,信息框架对于销售说服结果有显著影响($\chi^2 = 10.396$, $P < 0.001$)。相对于无框架 11.7% 的销售成功率,积极框架的销售成功率和消极框架的销售成功率均有提升($N_{积极框架} = 11.90\%$, $N_{消极框架} = 15.10\%$)。假设 H1 得到验证。

表5 框架效应的卡方检验

检验变量	Pearson 卡方值	df	Sig.
无框架、积极框架	0.042	1	0.837
无框架、消极框架	7.966	1	0.005 **
积极框架、消极框架	8.527	1	0.003 **
无框架、积极框架、消极框架	10.396	2	0.006 **

表6 声音特征参数对说服效率的影响

声音特征	B	S. E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
语速	0.006	0.001	33.638	1	0.000 ***	1.006
energy	2.047	0.687	8.867	1	0.003 **	7.742
energy_entropy	-0.496	0.187	6.998	1	0.008 **	0.609
spectral_flux	-73.617	17.601	17.494	1	0.000 ***	0.000
mfcc_2	0.110	0.038	8.402	1	0.004 **	1.116
mfcc_4	0.273	0.107	6.494	1	0.011 *	1.314
chroma_2	26.171	12.341	4.497	1	0.034 *	232 223 468 012.749

(二) 语音特征对说服效率的影响

由于声音特征参数之间存在一定的相互关系,首先检验 35 个声音参数的共线性问题。根据共线性检验中的 VIF 因子显示, *zcr*、*spectral_centroid* 等 10 个声音参数间存在多重共线性($VIF > 5$),通过逐一剔除并检测多重共线性,得到 29 个声音特征参数进入模型。

采用二元逻辑回归模型检验声音特征参数对于销售说服结果的影响。表 6 结果显示,销售人员拥有较快的语速将更有利于说服客户($B = 0.006$, $P < 0.001$);声音特征参数 *energy* 对销售说服成功亦有正向作用($B = 0.003$, $P < 0.01$),销售人员在销售过程中语音坚定有力对客户将更加具有说服力;*energy_entropy* 和 *spectral_flux* 两个声音特征参数描述的是声音的频谱特性,这两个声音特征对于销售说服有着显著的负效应(-0.496^{**} , -73.617^{***});其余的声音参数反映的是声音的倒谱和音阶特征,整体来说都对销售说服产生了显著影响作用。假设 H2 得到验证。

续前表

声音特征	<i>B</i>	<i>S. E.</i>	<i>Wald</i>	<i>df</i>	<i>Sig.</i>	<i>Exp(B)</i>
<i>chroma_5</i>	36.344	11.670	9.699	1	0.002 **	6 078 435 239 690 340.000
<i>chroma_7</i>	-53.302	17.495	9.282	1	0.002 **	0.000
<i>chroma_8</i>	31.278	14.041	4.962	1	0.026 *	38 375 703 606 163.300
常量	-2.811	0.614	20.928	1	0.000 ***	0.060

(三) 说服内容对说服效率的影响

对两个连续性变量诉诸逻辑和诉诸专业进行二元逻辑回归,以检验这两种说服策略的销售说服效率,结果如表7所示。诉诸逻辑说服策略对销售说服结果有显著的正效应($B=0.024$, $P<0.001$),销售人员说服过程中多利用逻辑性词语来连接说服内容有利于增强销售人员的说服力,提高销售人员的说服成功

率,假设H3得到验证。诉诸专业的说服策略对销售结果有显著的负效应($B=-0.055$, $P<0.05$)。分析其原因,一方面,在线语音销售中专业性语言可能导致顾客对销售人员产生刻板印象联想,激发顾客的负面情绪;另一方面,可能是本研究中代表该策略的关键词选取数量过小而导致的。假设H4没有得到检验。

表7 诉诸逻辑与诉诸专业对说服效率的影响

变量名称	<i>B</i>	<i>S. E.</i>	<i>Wald</i>	<i>df</i>	<i>Sig.</i>	<i>Exp(B)</i>
诉诸逻辑	0.024	0.007	13.563	1	0.000 ***	1.024
诉诸专业	-0.055	0.026	4.523	1	0.033 *	0.946
常量	-2.092	0.072	847.543	1	0.000 ***	0.123

对分类变量诉诸情感的说服效率进行卡方检验。数据表明,销售人员使用虚拟关系称谓的情感策略能够显著影响客户的产品购买($\chi^2=18.127$, $P<0.001$),销售人员使用诉诸情感的销售说服策略对于销售说服效率的提升达到了40% ($N_{\text{诉诸情感}}=14.29\% > N_{\text{未诉诸情感}}=10.78\%$)。假设H5得到验证。

(四) 顾客参与对说服效率的调节作用

使用卡方检验分析客户参与度是否会对销售说服效率产生影响。数据结果显示,客户参与度对于销售说服结果并没有显著影响($\chi^2=1.935$, $P=0.164$)。

利用多因素方差分析验证客户参与度对于信息框架的说服效率的调节效应,结果如表8所示。数据显示,信息框架与客户参与度的交互项对销售说服结果的影响显著($F=4.756$, $df=2$, $P<0.01$),说明客户参与度的调节作用得到验证。进一步分析表明,当销售信息为无框架时,顾客参与度的调节机制显著($\chi^2=14.491$, $P<0.001$);当销售信息为积极信息框架和消极信息框架时,顾客参与度的调节机制不显著($\chi^2=0.022$, $P=0.883$; $\chi^2=0.066$, $P=0.797$)。假设H6得到验证。

表8 客户参与的调节作用

源	III类平方和	<i>df</i>	均方	<i>F</i>	<i>Sig.</i>
校正模型	2.651	5	0.530	4.848	0.000 ***
截距	74.376	1	74.376	680.124	0.000 ***
客户参与度	0.717	1	0.717	6.559	0.010 *
信息框架	1.822	2	0.911	8.332	0.000 ***
信息框架×客户参与度	1.042	2	0.521	4.756	0.009 **
错误	704.910	6 446	0.109		
总计	809.000	6 452			
校正的总计	707.562	6 451			

注: $R^2=0.004$ (调整后的 $R^2=0.003$)。

(五) 整体模型

为了进一步验证各个销售说服关键策略对于销售说服效率的影响,以建立呼叫中心销售说服模型,本研究使用层次逻辑回归模型进行整体模型检验,结果如表9所示。模型1研究了说服内容(诉诸逻辑、诉诸专业及诉诸情感)和语音特征(声音特征参数)对销售说服的影响作用;模型2加入了信息框架与客户参与度两个关键因素的影响作用;模型3加入了信息框架与客户参与度的交互作用。通过卡方检验可以看到,随着变量的加入,模型的 χ^2 不断增大,调整后的 R^2 也在不断提高。对三个模型进行Hosmer和Lemeshow检验,显著性 $P>0.1$,说明模型对销售说服结果有着良好的预测效果和理论效度。

表9 销售说服效率的整体模型结果

变量名称	Model 1	Model 2	Model 3
语速	0.005 ***	0.005 ***	0.005 ***
energy	1.892 **	1.641 *	1.604 *
energy_entropy	-0.492 **	-0.464 *	-0.459 *
spectral_flux	-69.294 ***	-66.984 ***	-65.587 ***
mfcc_2	0.120 **	0.121 **	0.124 **
mfcc_4	0.277 *	0.269 *	0.272 *
chroma_2	24.964 *	24.291 *	24.716 *
chroma_5	36.541 **	36.044 **	37.372 **
chroma_7	-53.689 **	-54.021 **	-52.510 **
chroma_8	32.073 *	30.835 *	32.138 *
诉诸逻辑	0.015 *	0.016 *	0.016 *
诉诸专业	-0.071 *	-0.065 *	-0.064 *
诉诸情感	0.220 **	0.242 **	0.240 **
信息框架(0)			**
信息框架(1)		-0.066	0.486 *
信息框架(2)		0.155	0.690 **
客户参与度		0.159 *	0.751 ***
信息框架(0)×参与度			**
信息框架(1)×参与度			-0.740 **
信息框架(2)×参与度			-0.709 **
常数项	-2.779 ***	-2.994 ***	-3.531 ***
χ^2	129.449 ***	138.507 ***	149.911 ***
Hosmer 和 Lemeshow Sig.	0.669	0.103	0.495
Adj. R^2	0.037	0.040	0.043

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

技术环境和服务环境的剧烈变化正深刻改变现代制造业和服务业的客户互动方式和销售模式,如何利用大数据技术提升销售人员在新营销情境下的营销绩效,是当前研究者和企业关注的热点问题。有鉴于此,本研究聚焦于呼叫中心在线语音交互情境下的说服效率提升问题,构建了基于四个关键因素的FACI销售说服模型,展开实证检验,得到如下主要结论。

第一,在线语音交互情境下的FACI销售说服模型表现出良好的解释作用和理论效度,各个关键说服因素对销售效率的提升作用均得到实证支持。经典说服理论主要聚焦于说服技巧、语言修辞等传统说服要素,本研究在此基础上,结合新兴的ELM说服模型、信息框架模型和非结构化数据挖掘模型,对经典销售说服理论进行延伸和扩展,整合传统说服内容策略,创新性地加入了信息框架、语音特征等维度,并考虑顾客参与的调节作用,构建了包含四个关键因素的FACI销售说服模型,通过对呼叫中心真实的非结构化数据的挖掘,提取语音数据、文本数据和销售数据中的有效信息,使用层次逻辑回归模型进行实证检验,随着关键要素的逐步加入,模型的解释度稳步提高,展示出稳健的理论效度和良好的解释效应。

第二,在销售沟通中采取恰当的信息框架(积极框架和消极框架)是提升说服效率、提高销售成功率的关键。在本研究的保险销售情境下,消极信息框架更能够引起顾客对于产品信息的关注,激发客户安全需求,从而显著提高销售成功率;积极信息框架引导顾客追求积极成果(例如金钱或心理优势),虽然在保险产品销售中没有表现出明显优势,但是在金融理财产品的销售中会有更加优异的表现。信息框架理论在广告设计、产品促销等营销领域得到广泛应用,本研究通过对呼叫中心语音销售数据的文本分析,创新性地提取出销售说服的三种信息框架并进行实证检验,拓展了营销说服理论的技术边界,为企业的营销说服策略设计提出了新的思路。

第三,独特的个人声音特征是销售人员的秘密武器。在线语音交互情境下,通过恰当的声音传递出销售人员的专业性、逻辑性和对客户的情感关怀,能够

激发顾客的共情与认同,对销售成功率的提升有显著的作用。在营销实践中,人声的应用无处不在,在品牌传播、声音广告、人员推销等营销活动中起到重要作用,笔者采取语音数据挖掘技术,提取出呼叫中心销售人员的语音特征参数展开实证检验,发现语速、能量值、声音的频谱特征、音阶特征等语音特征参数明显影响到销售人员的说服效果和销售成功率。本研究首次通过实证研究检验了声音特征对销售人员说服效率的提升作用,在新技术环境下,为丰富营销说服模型提出新的关键要素。

第四,在线语音交互情境下,销售人员设计恰当的说服内容策略,通过诉诸逻辑、诉诸专业与诉诸情感等说服技巧,可以有效传递产品信息、激发顾客需求、维护客户关系,进而提升销售说服效率。传统的说服理论为说服内容设计提供了前期的理论基础,本研究基于文献分析并运用 TF-IDF 算法对语音销售数据进行关键词挖掘,提取关键销售说服策略信息,创新性构建说服内容策略的三种核心诉求,并通过实证检验证实了这三种核心说服内容策略的有效性。研究发现在销售语言中恰当使用诉诸逻辑、诉诸情感等说服策略能显著提高销售成功率。销售人员通过适当更换称谓,可以有效拉近与客户间的社会距离与心理距离,从而提高销售说服力。本研究通过理论分析和数据检验,梳理并构建了销售说服中的内容策略,为营销说服理论从规范到实证提供了扎实的逻辑和数据支持。

本研究采用多学科的研究视角,将营销学、社会学、计算机科学等学科的研究方法相结合,对呼叫中心的真实在线语音交互数据展开研究,解决了呼叫中心如何利用大数据分析技术改进销售人员的说服效果、提升销售效率这一备受关注的热点管理问题。首先,本研究提出了在线语音交互情境下的销售说服模

型,解决了销售人员“说什么”和“怎么说”的销售说服模式问题,为在线语音销售绩效的改进提出了明确的思路 and 办法,可以帮助企业设计精准的销售说服模式和销售辅助系统。其次,本研究建立了核心说服要素与销售成功率的实证模型,可以帮助企业辨别销售说服中的关键要点,有助于其建立严谨规范的销售人员招聘、培训及评价体系。最后,本研究基于呼叫中心真实的语音销售数据展开分析,挖掘出影响销售说服的关键要素及其数据内涵,为企业提出了在线交互音频数据、文本数据和销售数据处理、分析的技术框架,为数字经济时代企业如何利用新技术对沉淀数据资源展开挖掘,提供了可借鉴的研究思路和技术路线,还将有助于新兴行业如电商直播、虚拟空间营销等优化在线交互情境,提高销售效率。

(二) 研究展望

说服在销售、广告、促销等各种营销活动中扮演重要角色。商业环境和营销场景的改变,对企业的客户互动和销售模式提出了新的要求,本领域的研究将面临更加广阔的发展空间,在未来潜在研究方向存在以下几个方面:

第一,呼叫中心作为产业价值链的重要节点,重要性日益凸显,积累的海量非结构化数据是产业发展和企业创新的重要财富资源。未来对这些数据资源可以采用更加多元化、多维度的分析方法和技术路线,对其语音数据、文本数据、供应链数据等展开综合挖掘利用。

第二,新经济模式和疫情常态化改变了企业与客户交流方式和销售情境,直播电商、虚拟空间、元宇宙等新兴的营销模式下,对于图像、视频等新兴的非结构化数据资源展开研究,利用机器学习、智能化推荐、VR 技术塑造消费者的全方位感官体验是未来创新的方向。

参考文献

- [1] 前瞻产业研究院. 2021—2025 年中国呼叫中心行业市场前瞻与投资战略规划分析报告 [EB/OL]. (2021-06-16) [2021-10-30]. <https://xw.qianzhan.com/trends/detail/506/210616-f7412004.html>.
- [2] Miceli M, Rosis F D, Poggi I. Emotional and Non-emotional Persuasion [J]. Applied Artificial Intelligence, 2006, 20 (10): 849-879.
- [3] Eisend M, Tarrahi F. Persuasion Knowledge in the Marketplace: A Meta-Analysis [J]. Journal of Consumer Psychology, 2021.
- [4] Isaac M S, Grayson K. Beyond Skepticism: Can Accessing Persuasion Knowledge Bolster Credibility? [J]. Journal of Consumer Research, 2017, 43 (6): 895-912.
- [5] Kupor D M, Tormala Z L. Persuasion, Interrupted: The Effect of Momentary Interruptions on Message Processing and Persuasion [J]. Journal of

- Consumer Research, 2015, 42 (2): 300.
- [6] Cheng V T P, Loi M K. Handling Negative Online Customer Reviews: The Effects of Elaboration Likelihood Model and Distributive Justice [J]. Journal of Travel & Tourism Marketing, 2014, 31 (1): 1-15.
- [7] Bickart B, Morrin M, Ratneshwar S. Does It Pay to Beat Around the Bush? The Case of the Obfuscating Salesperson [J]. Journal of Consumer Psychology, 2015, 25 (4): 596-608.
- [8] 丛莱庭, 徐鲁亚. 西方修辞学 [M]. 上海外语教育出版社, 2007: 21-22.
- [9] 卡尔·霍夫兰, 欧文·贾尼斯. 传播与劝服 [M]. 哈罗德·凯莉, 张建中, 李雪晴, 曹苑, 等译. 北京: 中国人民大学出版社, 2015: 25-27.
- [10] Petty R E, Cacioppo J T, Goldman R. Personal Involvement as a Determinant of Argument-based Persuasion [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1981, 5 (41): 847-855.
- [11] Park D, Kim S. The Effects of Consumer Knowledge on Message Processing of Electronic Word-of-mouth Via Online Consumer Reviews [J]. Electronic Commerce Research and Applications, 2008, 7 (4): 399-410.
- [12] Tversky A, Kahneman D. The Framing of Decisions and the Psychology of Choice [J]. Science, 1981, 211 (4481): 453-458.
- [13] Meyerowitz B E, Chaiken S. The Effect of Message Framing on Breast Self-examination Attitudes, Intentions, and Behavior [J]. J Pers Soc Psychol, 1987, 52 (3): 500-510.
- [14] Maheswaran D, Meyers-Levy J. The Influence of Message Framing and Issue Involvement [J]. Journal of Marketing Research, 1990, 27 (3): 361-367.
- [15] Zuckerman M, Miyake K. The Attractive Voice: What Makes It So? [J]. Journal of Nonverbal Behavior, 1993, 17 (2): 119-135.
- [16] Chattopadhyay A, Dahl D W, Ritchie R J B, et al. Hearing Voices: The Impact of Announcer Speech Characteristics on Consumer Response to Broadcast Advertising [J]. Journal of Consumer Psychology, 2003, 13 (3): 198-204.
- [17] Xiao L, Kim H, Ding M. An Introduction to Audio and Visual Research and Applications in Marketing [M]. Review of Marketing Research, Emerald Group Publishing Limited, 2013: 213-253.
- [18] 王毅, 刘钾. 配音演员的声音对广告效果的影响研究——对非结构化音频数据的解读 [J]. 中央财经大学学报, 2018 (12): 99-107.
- [19] Morgan R M, Hunt S D. The Commitment-trust Theory of Relationship Marketing [J]. Journal of Marketing, 1994 (58): 20-38.
- [20] Weitz B A, Suhan H. Knowledge Motivation and Adaptive Behavior: A framework for Improving Selling Effectiveness [J]. The Journal of Marketing, 1986, 50 (4): 174-191.
- [21] 王伟, 陈伟, 祝效国, 等. 众筹融资成功率与语言风格的说服力——基于 Kickstarter 的实证研究 [J]. 管理世界, 2016 (5): 81-98.
- [22] Ci H, Weiss W. The Influence of Source Credibility on Communication Effectiveness [J]. Public Opinion Quarterly, 1951, 4 (15): 635-650.
- [23] Gordon P C, Grosz B J, Gilliom L A. Pronouns, Names, and the Centering of Attention in Discourse. [J]. Cognitive Science, 1993, 17: 311-347.
- [24] 李婷婷, 李艳军, 刘瑞涵. 心理距离情境对农户农资购买决策中初始信任的影响——信息处理模式的中介机制 [J]. 管理学报, 2016, 13 (11): 1690-1701.
- [25] Farrell S, Hakstian A R. Improving Salesforce Performance: A Meta-analytic Investigation of the Effectiveness and Utility of Personnel Selection Procedures and Training Interventions [J]. Psychology & Marketing, 2001, 18 (3): 281-316.
- [26] Prahalad C K, Ramaswamy V. Co-creation Experiences: The Next Practice in Value Creation [J]. Journal of Interactive Marketing, 2004, 18 (3): 5-14.
- [27] Bernritter S F, Van Ooijen I, Mueller B C N. Self-persuasion as Marketing Technique: The Role of Consumers' Involvement [J]. European Journal of Marketing, 2017, 51 (5/6): 1075-1090.
- [28] 周雄伟, 马新朝, 陈晓红. 价格比较广告中折扣比例对消费者积极反馈行为的影响 [J]. 管理学报, 2018 (3): 410-419.
- [29] Wood J A, Boles J S, Babin B J. The Formation of Buyer's Trust of the Seller in an Initial Sales Encounter [J]. Journal of Marketing Theory and Practice, 2008, 16: 27-39.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

论中国经济走向市场化的奠基石——“利改税”

A Review of the Transformation of State-owned Enterprise Income Tax

王文素 马腾飞

WANG Wen-su MA Teng-fei

[摘要] 我国的国有企业是国民经济的重要支柱，在其发展历程中的一次次改革，体现了作为执政党的中国共产党人在国家治理中的不断探索。中华人民共和国成立后，我国逐步形成了国营企业占主导地位的国民经济格局。20世纪80年代对国有企业进行的探索式改革，将原来国营企业全部利润上缴的分配形式改为国家首先以社会管理者的身份、按照税法将一部分企业所得以税收形式征收之后，再以生产资料所有者的身份进行分配。这一改革成功奠定了中国经济市场化的基石。它既是中国重大财税改革措施，也是中国共产党对马克思财税理论的发展和创新。以此为突破口，两步“利改税”引领了我国完整的税制体系的递进构建，适应了社会经济发展和国内外经济环境的变化。回望历史，这次改革体现了执政党在当时情境下理论和实践创新的勇气及智慧，也为今后国家继续探索中国特色的发展道路提供了参照。

[关键词] 国有企业 企业所得税 利改税 中国特色

[中图分类号] F812.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 01-0121-08

Abstract: State-owned enterprises constitute a vital pillar of national economy and are economic entities with both the general economic characteristics of enterprises and the political characteristics of national condition. The reform of state-owned enterprises reflects the exploration of the Chinese Communists in national governance. After the founding of the People's Republic of China, state-owned enterprises have gradually become the leading force of the national economic pattern. The exploratory reform of state-owned enterprises was carried out in 1980s, the original form of distribution in which all profits of state-owned enterprises are turned over to the state is first to collect part of enterprise income in the form of tax as a social manager, and then distribute it as the owner of production. The reform successfully laid the foundation for the marketization of China's economy. It was not only a major fiscal and taxation reform measure in China, but also the development and innovation of Marxist fiscal and taxation theory by the Communist Party of China. The two-step "profit to tax" has breakthrough significance: it leads the progressive construction of China's complete tax system, adapts to the social and economic development and changes in the world economic environment, and embodies the "Chinese characteristics" in the fiscal and tax reform. Look back into history, as the ruling party, the Communist Party of China has had shown the courage and wisdom to innovate in theory and practice, but also provide reference for the country to continue to explore the development path with Chinese characteristics.

Key words: State-owned enterprise Enterprises income tax Profit to tax Chinese characteristics

[收稿日期] 2021-06-02

[作者简介] 王文素，女，1959年6月生，中央财经大学财政税务学院教授，博士生导师，研究方向为中国财政史与财政学；马腾飞，男，1985年11月生，中央财经大学财政税务学院博士研究生，研究方向为中国财政史与财政学。本文通讯作者为王文素，联系方式为752480912@qq.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

财税体制改革和国有企业改革是中国经济市场化改革的两个重要突破口，而国有企业所得税制改革正是两项重大改革任务的枢纽。国营企业由不缴纳所得税到缴纳所得税的嬗变，终结了国家对国营企业不征收所得税的历史，清晰界定了国家与国营企业间的分配关系中社会管理者和生产资料所有者的两种角色，是中国共产党对马克思主义财税理论的丰富与发展。自此，国营企业从产品生产者成为独立的商品提供者，进入到市场经济的竞争平台上，他们如同安装上具有强劲动力的发动机，爆发出前所未有的活力，按照市场而非行政的需求进行生产，按照企业经营状况进行独立的经济核算，使中外各种经济成分企业之间按照市场规律进行贸易、合作及投资成为可能；企业按照国家的税法缴纳所得税后，企业出资者、管理者和劳动者就可以共同享受税后利润，“利改税”后我国也理顺了国家、企业和个人利益的分配关系，厘清了政府与企业各自的职能。因此，可以说“利改税”成为20世纪80年代末启动中国经济体制改革至关重要的“棋眼”，达到了“一子落下，全盘皆活”的效果，它的成功改革为之后我国进一步构建市场经济模式下的完整税制体系和国有资本管理体系奠定了基础。

二、改革开放之前国家与国营企业的关系

1949年之后，国家通过没收“敌伪”产业及对资本主义工商业进行社会主义改造，我国主要大中型企业都逐步改变为公有制性质的企业。国营企业作为国民经济的支柱力量，在恢复生产、振兴经济和形成国民经济完整体系的过程中都发挥了难以替代的重要作用：1978年国营工业企业数量虽然占全国工业企业数量仅为24%，但产值占到78%（详见表1）；国营企业贡献的财政收入占全国财政收入的比重在1954年至1978年，都稳定在40%至64%之间（详见表2及图1）。

表1 1978年全国工业企业数量及产值分布表

	数量（万）	占比（%）	总产值（亿元）	占比（%）
全国工业企业	34.84	100%	4 237.0	100%
国营企业	8.37	24%	3 289.2	78%
集体企业	26.47	76%	947.8	22%

数据来源：《新中国五十年统计资料汇编》^[1]。

表2 1950—1978年企业收入占全国财政收入比重表

年份	全国财政收入（亿元）	企业收入（亿元）	占比（%）
1950	62.17	8.69	14%
1951	124.96	30.54	24%
1952	173.94	57.27	33%
1953	213.24	76.69	36%
1954	245.17	99.61	41%
1955	249.27	111.94	45%
1956	280.19	134.26	48%
1957	303.20	144.18	48%
1958	379.62	189.19	50%
1959	487.12	279.10	57%
1960	572.29	365.84	64%
1961	356.06	191.31	54%
1962	313.55	146.22	47%
1963	342.25	172.68	50%
1964	399.54	212.93	53%
1965	473.32	264.27	56%
1966	558.71	333.32	60%
1967	419.36	218.47	52%
1968	361.25	166.73	46%
1969	526.76	286.74	54%
1970	662.90	378.97	57%
1971	744.73	428.40	58%
1972	766.56	445.69	58%
1973	809.67	457.02	56%
1974	783.14	407.26	52%
1975	815.61	400.20	49%
1976	766.58	338.06	44%
1977	874.46	402.35	46%
1978	1 132.26	571.99	51%

数据来源：《新中国五十年统计资料汇编》。

此时在全国范围内，国营企业无论从产值规模，还是上缴给国家的财政收入占全部财政收入的比重，都占据举足轻重的重要地位。但在计划经济体制下，国营企业由国家全面掌控，政府有关部门直接参与企

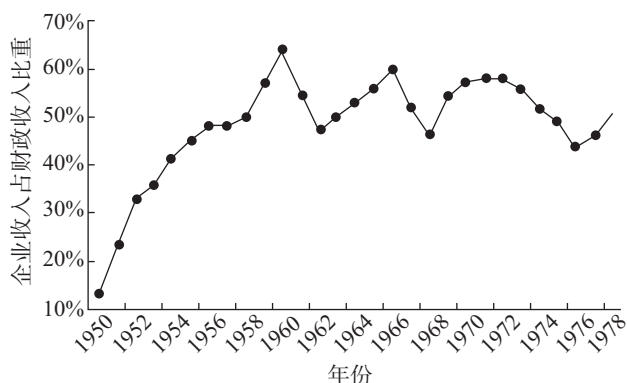


图1 1950—1978年企业收入占全国
财政收入比重的呈现区间

数据来源：《新中国五十年统计资料汇编》。

业经营管理、企业投资决策、生产规模、原材料供应、产品销售价格、销售对象及用工机制和利润分配制度等均由国家计划决定。严格说，此时的国营企业更像是按照国家各行政机关（部委局）的命令进行生产加工的车间，其财务核算单一，一切经营目标都服从国家的经济发展计划（包括政治和经济目标），有时甚至不计成本。企业和职工的一切活动目标只是完成生产任务，多劳不能多得。企业利润基本全额上缴财政、由国家统一支配，发生亏损也由国家财政补贴。在近30年的时间里，国家与国营企业之间长期实行这种高度集中统一的利润分配制度（刘佐，2009^[2]）。

从20世纪70年代至80年代初，我国在国家与国营企业分配关系和分配形式上也做了多次、多种形式的调整，曾先后实行企业基金制度、基数留成加增长分成、全额分成、递增包干、定额包干、亏损包干和减亏分成等办法。这些改革的共同点是利润的一部分留归企业安排使用，均不同程度地冲击了统收统支制度，但没有触及原有分配制度的根基，一户一率（定额）的模式使行政干预仍然起着主导作用。实际上，从国家层面考察，在计划经济体制下，国家财政收入的最主要来源和形式就是国营企业上缴利润，依靠对国营企业的绝对控制，国家能够实现从国营企业取得绝大多数利润的目的。对国家而言，利润上缴、统收统支，无论在形式上还是结果上，都是比征税更简单、直接、易于管理（行政手段）的一种分配关系（所有权关系）——每一个企业应该缴纳多少利

润，可由政府主管部门根据企业的行业状况和经营情况直接决定（虽然行业之间、企业之间负担可能不甚公平，且没有税法的硬约束）。因此，政府部门自身也没有主动改变这种分配方式的原动力（贾康和赵全厚，2008^[3]）。

但是，从社会经济发展的历史长河考察，国家对国营企业盈利采取唯一上缴方式进行分配，只能是特定时期（如：国民经济恢复时期）的特殊财政分配方式，它的弊端伴随我国经济步入稳定发展阶段后已经逐步显现出来，特别是高度集中的行政干预影响了社会整体资源配置效率和经济发展速度，制约了企业自身发展的主动性和积极性。要想在保持国家经济发展基本平稳和财政收入没有大幅度减少的基础上，理顺国家、企业和职工的经济利益关系，并使国营企业具有持续发展的动力，需要找到解决国家与国营企业间经济利益分配的新方式。

三、打破国家与国营企业间 经济利益分配关系的固有格局

1978年党的十一届三中全会提出要把全党工作重心转移到经济建设上来。特别是当国家已经决定推行改革开放的政策后，只有把占据国民经济绝大多数的国营企业积极性调动起来，改革开放才有成功的可能性。当时国家必须解决两方面的挑战：对内，充分调动国营企业和员工的积极性，激发经济发展活力，保持国家财政收入的稳定增长，为改革开放进程中的社会与经济秩序稳定保驾护航；对外，促进我国国营企业与其他国家企业进行正常贸易往来，使中国尽快融入世界经济的框架体系。为了达成这两方面的目标，必须突破计划经济体制的固有模式，开辟适合我国经济全面发展的道路，这就要尽快使在国民经济中占主导地位的国营企业摆脱行政主管部门的干预，能够与其他所有制经济成份企业一样，作为商品市场上的主体，成为自主经营、自负盈亏的企业。而在偌大的中国要想实现以上目标，踏出怎样关键的第一步才能引导国家走上改革开放的前行道路？此时，党中央、国务院不断对全国各地进行调研，决定开启对国营企业“利改税”的改革^①（刘尚希，2018^[4]）。

① 第五届全国人民代表大会第五次会议于1982年11月26日至12月10日在北京举行，批准1983年国民经济和社会发展规划。其中指出：“要把国营企业实行利改税这项重大改革抓紧抓好。”

（一）寻求对以往理论和实践格局的突破

国家选择以国营企业“利改税”作为完成从计划经济到市场经济体制转变之路的第一步，其艰难之处不仅仅在技术层面，更需要对原有格局进行从理论到实践的全面突破。

首先，马克思主义理论中没有对国营企业征收所得税的阐述。按照马克思的理论，国营企业在向国家缴纳利润的同时（尤其是缴纳全部或者大部分利润的情况下），就不应该再向国家缴纳所得税。^① 鉴于此，有部分人提出：国家向国营企业征收所得税，偏离了马克思阐述的税收理论。因此，不解决这个问题，“利改税”难以顺利推行。这一非议源于两个方面的认识：一方面，认为国营企业是国家所有制属性，企业不应该存在独立经济利益；另一方面，认为税收的产生和存在与私有制的产生和发展紧密联系在一起，不应该对生产资料公有制企业征税。徐增宏等（1981）^[5]、陈共（1983）^[6]、刘明远（1983）^[7]、刘志诚（1983）^[8]、邓子基（1983）^[9]、王丙乾（1983）^[10]都在国务院颁布由财政部拟定的《关于国营企业利改税试行办法》前后，对这些质疑进行了探讨。他们提出：第一，从国家角度考察，“利改税”不改变国家的生产资料所有制，按马克思主义原理，生产资料的所有权、支配权和使用权可以分离，在所有权仍掌握在国家手中的情况下，允许将一定的支配权和使用权下放给企业。第二，从国家与国营企业关系的角度考察，“利改税”将国家与企业之间在盈利分配中的责、权、利关系用法律形式明确、固定下来，也并未违反马克思主义财税原理，因为分配形式只是所有制形式的体现，这种分配形式的调整，不改变国营企业所有制的性质。这些探讨无疑为“利改税”的顺利推行提供了理论依据。

其次，厘清国家与国营企业之间的双重关系。何振一（1988）^[11]在评论“利改税”时曾经指出：由于我国长期混淆国家与国有企业之间存在的两种利益分配关系，使政企不分成为常态。这确实是中华人民共和国成立之后长期没有解决的国家治理难题。在公有制为主体的国家，国家既是国营企业投资者、生产资料的所有者，也是社会管理者。因此，对国营企业

征税，需要从理论上将国家履行的这两种职能范围划分清楚：一方面，国家应该以投资者的身份获取国营企业使用生产资料的补偿，以便继续完成国营企业的再生产过程及对扩大再生产的投资；另一方面，国家还应以社会管理者身份获得税收，用于无偿提供满足社会共同需要的物质基础。这两种身份在公有制为主体的国家内虽然同时并存，但在国家治理的不同阶段，应该有所侧重（哪个为主？）、有所选择（哪个为先？）：在社会发展的某些特殊阶段，比如，中华人民共和国成立初期，在经济被封锁的情况下，国家急需利用能够掌握和动员的生产资料及财力，集中完成国民经济体系（尤其是工业体系）的构建，国家此时宜强化自身的“生产资料所有者身份”，以便获取国营企业的大部分收入，完成资本的快速积累；当社会政治和经济发展进行到平稳时期，不仅政府完全依靠政治鼓动和利用行政手段促进经济发展（包括国营企业持续盈利）的效应不断递减，也需要政府从全社会管理者的角度，公平对待每一个企业和每一位国民（不以投资者身份等因素区别对待），先依据税法向应纳税法人和自然人征税，获得履行社会管理和服务职能的物质财富之后，再依据所有者（投资者）身份对国营企业的利润进行分配。即：此阶段，从国家治理的需要考虑，社会管理者身份优先，公平对待每一个企业和每一位国民，是当时解放生产力、促进经济发展的首要任务。厘清国家与国营企业之间的这两种分配关系，也进一步为“利改税”实施扫清了理论障碍（平新乔，1993^[12]）。

再次，社会主义阵营中没有征收国营企业所得税的先例。新中国的一切机构和制度的建立几乎都“师从苏联”。苏联对于国营企业只征收周转税，其全部利润或者绝大部分利润都上缴国家，构成国家预算收入的绝大部分来源。由于苏联长期对重工业产品和农产品实行低价格政策，国营企业缴纳的周转税也主要来源于轻工业和食品工业部门。对于一个工业大国和农业大国而言，来自国营企业的周转税收入与利润相比，根本微不足道。并且苏联国内普遍认为，国家财富并没有因为征税而导致所有权在国家与国营企业之间的转移，税收只是为国家积累资金的形式之

^① 马克思曾在《资本论》第1卷中指出：“如果不是私有土地的所有者，而像在亚洲那样，国家既作为土地所有者，同时又作为主权者而同直接生产者对立，那么，地租和赋税就会合为一体，或者不如说，不会再有什么同这个地租形式不同的赋税。”

一，周转税的实质也并不是税。^①同时，在整个社会主义国家阵营中，古巴1959年废除了全部税收制度，负责全国90%以上经济活动的古巴国营企业向政府上缴全部利润，由国家财政拨发经费和补贴^②；朝鲜自1974年起对本国企业和个人废除了关税以外的各种国内税收。鉴于中华人民共和国与苏联等社会主义国家阵营的特殊历史关系，这种“非税论”的观点长期影响了我国国营企业税收理论的形成与实践，也成为国家税收体系难以完善的重要原因。我国实施“利改税”也将是对以往社会主义国家对国营企业不征收所得税实践的突破。

（二）“利改税”基本内容

在不断对“利改税”理论进行探讨和论证的过程中，1979年湖北省光化县率先开始试行“利改税”制度；截至1981年年底，全国共有456个企业进行了“利改税”试点。^[13]

1983年4月24日，财政部经国务院批准颁布《关于国营企业利改税试行办法》，第一步改革在全国范围内推行。具体做法是：国营大中型企业按照55%的比例税率缴纳所得税，税后利润采取递增包干、固定比例等多种方式上缴国家，剩余部分按照国家核定的标准留给企业。国营小型企业按照八级超额累进税率缴纳所得税，税后利润原则上归企业使用。在一年多时间里，第一步“利改税”改革稳定了国家财政收入，初步理顺了国家、国营企业和职工个人之间的分配比例关系。国营企业生产经营自主权得到扩大，企业和职工的生产积极性得到提升，企业能够掌握的财权进一步扩大。

虽然第一步“利改税”打破了原有利润分配制度的壁垒，但各企业间税收负担仍存在不公平的现象：企业规模不同，适用税率则不同；不同企业仍有一部分税后利润通过多种形式（如递增包干、固定比例）在国家与企业之间进行分配。即：国家与国营企业利润分配的关系还没有能够得到彻底“固定”，国家决定尽快由“税利并存”转化到完全的“以税代利”。

1984年10月，第二步“利改税”全面实施。具体做法是：对有盈利的国营企业按照一定税率征收所

得税。其中，国营大中型企业按照55%的比例征收，小型国营企业按照新的八级超额累进税率征收。大中型企业缴纳所得税后超过合理留利部分的余利，再征收一定比例的调节税，税率根据不同企业情况核定，对于企业每年的利润增长部分，实行减征调节税的办法，利润增长越多，企业留利越多，以此激励企业改善经营、增加收入。小型国营企业的所得税后利润原则上全部留归企业。第二步“利改税”以法律的形式进一步固定了国家和国营企业的分配关系，改革的规范性和整体性都比第一步改革有很大提升。特别是把企业的利润在进一步规范地纳入税收体系（国营企业所得税、调节税和其他税种）后，照顾到企业和职工的利益，既为确保国家财政收入稳定增长打下了基础，国营企业经营自主权进一步扩大，使企业增加利润的主动性进一步提高，也使企业逐步脱离了政府的直接管控，成为市场上具有相对独立自主经营权的经济实体。

（三）从“利改税”到统一企业所得税的历程

为了适应改革开放的需要，我国早在1980年9月和1982年1月先后开征了中外合资经营企业所得税和外国企业所得税，但中外合资经营企业和外国企业占全国企业比例很小；直到1984年10月实施国营企业第二步“利改税”和1985年开征集体企业所得税之后，占全国绝大多数的企业才向国家缴纳所得税；此后国家又相继在1986年和1988年开征城乡个体工商业户所得税及私营企业所得税。自此，所得税覆盖了我国因投资主体不同而区分的全部六类企业。在这六类企业中，国营企业不仅在产值和上缴收入数额上占据绝对重要的地位（详见表1、表2及图1），在开征“难度”上也列首位。所以，“利改税”的实施无疑成为我国企业所得税统一并形成完整所得税体系的基础。

1991年国家又通过立法将涉外企业所得税合并为外商投资企业和外国企业所得税；1994年分税制改革，统一了国内外企业所得税名义税率（33%）；2007年《中华人民共和国企业所得税法》颁布实施，内外资企业所得税在法律制度层面实现了统一

① 苏联财政法中曾规定：即使把周转税称为“税”，但它实质上不是税，因为这种交纳并没有引起资金所有关系的改变。它们虽然被交入预算，但这些资金仍然是全民财产。

② 直到2013年，古巴才实行全面的税收制度，制定了自1959年古巴革命并废除全部税收制度以来的第一部全面税法。

(曹吉珍, 1998^[14])。新的企业所得税法为各类企业创造了更加公平的竞争环境, 也更加符合法律规范, 为我国从计划经济向市场经济转轨铺平了道路, 为构建在市场机制基础上的现代税制体系奠定了基础。

四、国营企业“利改税”的评价与借鉴

我国对国营企业实施两步“利改税”后, 虽然国家与国有企业之间的关系仍然存在待规范、待完善之处; 但“利改税”无疑是将中国经济体制改革引向了法治化、现代化轨道的重要举措, 是中国市场经济体制改革的重大突破口。它的重要性在于: 不仅奠定了之后40年国家改革开放的重要理论基础, 也为构建现代税收体制和国有资本管理体系奠定了基础。国营企业“利改税”是对马克思财税理论的丰富和发展, 是对“税利分流”财税理论做出的巨大贡献, 也是中国共产党执政所进行的最重要、最具理论创新的财税改革之一, 它解决了国家治理中的重大难题, 最终成为中国走向市场经济发展模式的奠基石。

(一) 改革实践丰富和发展了马克思财税理论

按照马克思传统财税理论和大多数社会主义国家财税实践, 国家作为国有企业的产权所有者、主权者, 获取了企业绝大部分收益, 就不应该再向国营企业征收所得税。因此, 向国营企业征收所得税就意味着违背了马克思的财税理论和大多数社会主义国家的财税实践。但中国市场化改革的初步实践正是充分吸取马克思著作中提出的“所有者”(生产资料所有者或投资者)和“主权者”(社会管理者)两个概念的内核, 并将两者区分开, 将“主权者”(社会管理者)置于首位, 对国营企业按照税法征收所得税后, 再依据“所有者”(生产资料所有者或投资者)身份对国营企业收益进行分配, 从此中国摆脱了社会主义国家中对国营企业收益持“非税论”观念的桎梏, 冲破了国营企业不缴纳所得税的禁区。特别是中国共产党第十二次全国代表大会报告中首次提到“市场”, 在对国营企业所有制理论的探讨中, 提出了企业的国家所有权可以与企业的经营权相分离的理论, 以实行自由进入、价格和税收合理化、成本真实化为目标, 减少各方面对企业不必要的行政干预, 建立社会主义条件下国家与企业之间的盈亏责任制, 在服从国家统一的政策法令、完成纳税义务的前提下, 赋予

企业相应的自主权, 成为激发企业活力和经济发展的成功决策案例。这些都为实现对国营企业征收所得税奠定了制度设计的理论基础, 最终使国家对国营企业征收所得税成为现实。

(二) “利改税”成为国家经济体制转型的奠基石

20世纪80、90年代, 国家提出要实现经济发展体制从计划经济向有计划的商品经济的转型, 这就要求国家管理经济的方式由直接调控为主逐步转向间接调控为主。国家要大力发展商品经济, 首先就需要将所有企业视作以盈利为目标的商品、服务提供者, 给予企业自主经营和自我发展的权利, 使他们能够按照商品经济运行规律组织生产经营活动。国营企业应当同其他经济主体(民营企业、中外合资企业、外资企业)一样, 在承担相同缴税义务的前提下, 进行独立成本核算(不是按照行政命令进行生产, 盈亏由国家包干), 接受市场的检验。开征国营企业所得税, 既能够督促国营企业提高盈利水平(税收是硬约束), 又能够使国营企业与其他所有制企业一样, 运用税后利润实现自我创新和自我发展, 引入优胜劣汰的竞争机制, 减少人为因素对客观规律的扭曲, 促进社会资源配置效率的整体提高, 完成我国经济体制的转型。无疑, 公有制企业完成“利改税”, 助推中国绝大多数企业成为市场活动的主体, 企业按照实际经营活动完成独立的成本核算, 按照市场上商品价格规律的引导, 完成人、财、物的资源配置。踏出这一步虽然很艰难——也曾经导致许多经营不善、背负大量社会责任的国营企业倒闭, 职工下岗, 引发了一系列社会问题——但没有国营企业“利改税”后的“阵痛”, 我国的经济体制就不可能完成彻底的转型——20世纪70、80年代国家对国营企业利润上缴进行“修修补补”政策的失败结果证明了这一点, 而改革开放以来我国经济高速发展所带来的巨大成果更证明了经济体制转型的正确性。

(三) “利改税”为构建完整的税制体系奠定了坚实基础

我国国营企业所得税制度改革由易到难、由点及面、循序渐进、稳步实施, 这也是中国改革能够成功的关键所在。两步“利改税”改革立足探索把国营企业上缴利润给国家的不统一、不固定、不公平的软约束形式, 改为按照负担公平、统一税法缴纳的所得税硬约束形式, 为建立社会主义市场经济体制下的现

代税收体系打破了桎梏，也引领了后续税制总体改革。

实施“利改税”也是完善现代税收体系的需要。现代税收是现代国家建立与履行职能的物质基础和重要支柱，现代税收体系是现代国家治理不可或缺的必备构件。按照现代税收理论对税种的分类，最基本的税收体系应该包括所得税类、流转税类、财产税类和行为税类等。所得税类，是典型的现代税制，自产生之日起，就被世界各国公认为最符合负担能力学理论，因其具有公平、普遍、富有弹性、不易转嫁等优点而很快成为各国税收体系中的重要税类。中华人民共和国成立之后，政务院于1950年1月30日公布《关于统一全国税政的决定》和《全国税政实施要则》，确定在全国开征14个税种（除农业税外），在《工商业税暂行条例》中包含了对非国营企业征收营业税和所得税的规定；1958年税制改革，将“工商业税”中对所得征税的规定保留下来，成为“工商所得税”种；1963年4月国家也曾经发布《关于调整工商所得税负担和改进征收办法的试行规定》，但仍然延用了原有的纳税人，即：规模较大、数量较多的国营企业不交所得税（金鑫和许毅，1995^[15]）。这就造成我国税收体系中虽然有“工商所得税”税种，但仅针对国内非国有企业征收的局面，违背了所得税基本原则，即：纳税人不具有普遍性（大部分企业不缴纳所得税），企业间税负不公平（企业所有制不同，适用税种不同），没有起到调节企业间收入差距的作用。这既阻碍了国家正常履行社会管理者职能，阻碍了调动国内各类所有制企业发展生产的积极性，也阻碍了打开国门吸引外资入境和鼓励我国企业走向世界（不能进行科学合理的成本核算）。因此，向国营企业征收所得税，不仅是通过税收的形式把国家与企业的关系，特别是分配关系固定下来，实现国有资产所有权分配机制和国家社会管理者职权分配机制二者之间有机统一的最优制度设计，也是完善我国税收体系，促使我国税收进一步法治化、现代化的重要步骤。它对构建统一的企业所得税制起到了破冰铺路的重要作用，也为我国构建完整的现代税收体系奠定了基础。

（四）“利改税”成为最终理顺国家与国有企业关系的基石

我国在实施“利改税”之前一直是国家指挥企

业所有的经营活动，国家与国营企业之间如同行政部门的上下级关系，政府和企业各自的职能边界始终没有划分清楚。但实施“利改税”前后，国内理论界经过深入探讨，厘清了国家与国有企业间的社会管理者和投资者关系，并明确了国家对国有企业要首先行使社会管理者的征税权，之后再行使投资者的红利分配权。当时的“利改税”奠定了国有企业自主经营、自负盈亏、独立核算的经济实体地位，国有企业不再是行政机关的附属品；同时也明确，国家虽然已经对国有企业征收所得税，但与所有的企业投资者角色相同，国家还拥有对国有企业分红的权利——在市场经济中，国家和国有企业的关系还是出资人与经营者之间的委托与受托关系，从而促使国家随后又进行了国有资本金管理改革，使国家从根本上不再利用行政手段干预企业具体的经营活动。自此，国家只是根据各个时期政治经济形势变化的需要，通过增持或者减持企业投资、行使出资人（股东）权利，对关系国计民生的一类企业发展规划产生影响，保持这些国有企业在国民经济发展中的重要地位，使其适时发挥出稳定国民经济发展格局的重要作用，并依法享有企业所得税和资本投资收益。

（五）“利改税”改革的实践为未来财税体制改革提供借鉴

建立和完善现代财税体制是我国未来财税改革的总方向和目标，一个阶段内的财税改革都围绕这个总方向和目标进行。

首先，现代税制体系必须符合公平、公正及降低税收成本的原则。我国税制改革走过了从产品税（弊端是重复征收，优点是征收简便）到增值税（弊端是征收成本高，优点是避免重复征税）、从收益税（弊端是不考虑纳税人成本，优点是征收简便）到所得税（弊端是要求企业核算精准，优点是合理负担）演变的历程，也正是朝着这样的目标前进。但从“利改税”改革初衷考察，国务院颁布的《关于国营企业利改税试行办法》中，开宗明义描述“利改税”的目的是：“为了有利于促进国营企业建立与健全经济责任制，进一步把经济搞活，正确处理国家、企业和职工三者利益，保证国家财政收入的稳定增长。”在改革者看来，当时国家急需实现的改革目标有两个：第一，促进经济发展；第二，保证财政收入增长。当时财税改革顶层设计还

没有考虑到完善税制体系的目标,而“利改税”只是在实践上“暗合”了构建现代税制体系的目标要求。今后我国的税制改革应该以此为鉴,在改革初衷的顶层设计上就向构建现代税制体系的目标挺进。如:逐步将增值税转型为目前世界上大多数国家征收的消费税(税基宽、征收成本低),逐步构建和完善财产税制等。

其次,改革是系统工程,必须避免“头痛医头脚痛医脚”。我们之所以对“利改税”进行研究和探讨,是基于它的实施对我国后续改革道路的选择起到奠基石的作用。虽然它本身并不完善,并在1985年至2004年间引发国有企业严重亏损,致使财政提供的企业亏损补贴最高达598.88亿元(1989年),最

低也在193.26亿元(2005年)。^[16]但风雨过后,从2006年起,国有企业似凤凰涅槃,浴火重生,再度成为国家经济发展的中流砥柱^①(刘戒骄和徐孝新,2018^[17])。这充分证明,通过“利改税”完成了国家与国有企业关系的界定,虽然它只是国家经济体制改革初期的“一小步”,但却是国家改革大戏中的一个重要起点,它引起的蝴蝶效应至今仍未结束。因此,在今后我国的财税改革中,即使是财税政策制度的微观调整,也应该考虑未来财税改革的总体目标:要有利于建立与社会主义市场经济相适应的现代财税体制;有利于在经济持续稳定发展的基础上,提高全体国民的整体福利水平;有利于推进国家治理体系和治理能力的现代化建设。

参考文献

- [1] 国家统计局. 新中国五十年统计资料汇编 [G]. 北京: 中国统计出版社, 1999: 156-161.
- [2] 刘佐. 新中国税制60年 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2009: 89.
- [3] 贾康, 赵全厚. 中国财政改革30年: 政策操作与制度演进 [J]. 改革, 2008 (5): 5-23.
- [4] 刘尚希. 财政改革四十年的深层逻辑 [N]. 经济日报, 2018-09-20.
- [5] 徐增宏, 刘镜涛, 侯作相. 关于“利改税”问题的探讨 [J]. 经济与管理科学, 1981 (4): 26-28.
- [6] 陈共. 关于利改税中的几个理论问题 [J]. 财政研究, 1983 (4): 24-31.
- [7] 刘明远. 国营企业利改税理论依据的探讨 [J]. 财经问题研究, 1983 (4): 37-41.
- [8] 刘志诚. 国营企业实行利改税的几个问题 [J]. 经济研究, 1983 (7): 51-55.
- [9] 邓子基. 国营企业实行利改税的理论与实践 [J]. 中国经济问题, 1983 (6): 12-18.
- [10] 王丙乾. 一定把国营企业利改税工作搞好 [J]. 财务与会计, 1983 (5): 1-3.
- [11] 何振一. 评利改税. [J]. 改革, 1988 (2): 87-91.
- [12] 平新乔. 对中国企业所得税改革与企业承包制的若干思考 [J]. 经济研究, 1993 (3): 41-47.
- [13] 关于国营企业实行利改税问题 财政部负责人再答记者问 [J]. 财务与会计, 1983 (5): 6-10.
- [14] 曹吉珍. 我国企业所得税的历史沿革 [J]. 上海财税, 1998 (6): 38-40.
- [15] 金鑫、许毅. 新税务大辞海 [M]. 北京: 九州图书出版社, 1995: 89-118.
- [16] 国家统计局. 中国统计年鉴2006 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2006.
- [17] 刘戒骄, 徐孝新. 改革开放40年国有企业制度创新与展望 [J]. 财经问题研究, 2018 (8): 3-11.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

① 《国务院办公厅转发国资委〈关于推进国有资本调整和国有企业重组指导意见〉的通知》(国办发〔2006〕97号)后, 国家又先后发布了《关于企业重组业务企业所得税处理若干问题的通知》《关于促进企业重组有关企业所得税处理问题的通知》《关于企业重组业务企业所得税征收管理若干问题的公告》《关于非货币性资产投资企业所得税政策问题的通知》等一系列税收政策, 即: 2006年以后, 实行国有资本调整和国有企业重组成为经济体制改革中的一项重大任务, 适应这一改革发展需要的所得税制度也在逐渐完善。