

国有资本经营预算衔接模式与选择

The Linking Model and Selection of State-owned Capital Operation Budget

杨超 谢志华

YANG Chao XIE Zhi-hua

[摘要] 国有资本经营预算如何与其他预算进行衔接,是国有企业深化改革和公共财政转型过程中的重要问题。基于政府“国有资本所有者”和“公共服务提供者”两种不同身份属性,国有资本经营预算衔接分为“营利导向”模式和“公共导向”模式,既不能适应国有企业深化改革的方向,也无法满足建立现代财政制度的要求。笔者在探讨当前两种不同衔接模式优缺点的基础上,提出基于整合观的国有资本经营预算衔接模式内涵,并从明确预算支持的范围和规模、理顺预算间的交叉重置科目以及构建预算收支统筹协调平台等方面构建基于整合观的国有资本经营预算衔接模式,并分析其适用性,不仅为妥善处理国有资本经营预算与其他三本预算进行衔接提供了一个可选择的模式,也能够为我国当前预算体系的继续改革及完善提供相应的措施建议。

[关键词] 国有资本经营预算 衔接模式 身份属性 模式选择

[中图分类号] F812.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 01-0003-09

Abstract: How to link the state-owned capital operation budget with other budgets is an important issue in the process of deepening the reform of state-owned enterprises and the transform of public finance. Based on the two different identity attributes of the government's "state-owned capital owner" and "public service provider", the linking model of the state-owned capital operation budget is divided into "profit-oriented" model and "public-oriented" model, which cannot adapt to the reform direction of state-owned enterprises, nor can it meet the requirements for establishing a modern fiscal system. Based on the discussion of the advantages and disadvantages of the current two different linking models, this paper proposes the "integration-oriented" model of the state-owned capital operation budget from clarifying the scope and scale of support, rationalizing the cross-replacement between different budgets and build a coordinating platform, and analysis of its applicability. This paper not only provides an alternative model for properly handling the connection between the state-owned capital operation budget and the other three budgets, but also put forward corresponding measures and suggestions for the continuous reform and improvement of the current budget system in China.

Key words: State-owned capital operation budget Linking model Identity attributes Selection

[收稿日期] 2019-09-09

[作者简介] 杨超,男,1988年8月生,清华大学经济管理学院/华夏幸福产业投资有限公司博士后,研究方向为公司治理、管理会计;谢志华(通讯作者),男,1959年12月生,北京工商大学教授,经济学博士,博士生导师,研究方向为国有资产管理、管理会计。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“国家治理视角下的国有资本经营预算制度研究”(项目编号:14ZDA027);国家社会科学基金重点项目“国有资本授权关系及实现模式研究”(项目编号:14AJY005);国家社会科学基金一般项目“完善国有资本预算经营制度”(项目编号:06BJY014);北京市社科基金重大项目“国有企业混合所有制改革理论与实现路径研究”(项目编号:15ZDA51);国有资产管理协同创新中心项目(项目编号:GZ20130801);北京市教委创新团队项目(项目编号:IDHT20140503);北京市属高校创新能力提升计划项目(项目编号:TJSHS201310011003)。

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

国有资本经营预算与其他预算间的衔接模式问题,不仅关乎国有企业深化改革进程,也深刻影响着公共财政转型。2013年11月,《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》首次涉及国有资本经营预算与其他预算的统筹衔接问题,提出“划转部分国有资本充实社会保障基金,并到2020年将国有资本经营收益上缴公共财政的比例提高至30%”的目标。2015年起实施的新《预算法》,以立法形式要求国有资本经营预算“应当与一般公共预算相衔接”。2017年11月,国务院印发《划转部分国有资本充实社保基金实施方案》(国发〔2017〕49号,以下简称《实施方案》),在政策层面明确了“划转部分国有资本充实社保基金”的思路。2019年9月10日,财政部等五部门联合印发《关于全面推开划转部分国有资本充实社保基金工作的通知》(财资〔2019〕49号,以下简称《通知》),对中央层面和地方层面的划转工作提出了具体的时间要求。2019年9月25日,财政部将所持有的中国工商银行和中国农业银行股权的10%划转给社保基金会,标志着划转部分国有资本充实社保基金的工作进入全面推开阶段。

为保障划转部分国有资本充实社保基金工作的全面推进,就需要进一步明确国有资本经营预算的衔接模式问题。首先,从实践角度,国有资本经营预算衔接模式能够为划转部分国有资本充实社保基金提供重要的制度保障。一方面,虽然《实施方案》和《通知》已经正式发布并且在中央层面进行试点探索,但现阶段,《实施方案》和《通知》对国有资本划转社保基金仅起到原则性的指导作用,并未在国有资本经营预算如何与社保基金预算进行衔接等问题上做出具体规定。因此,探讨国有资本经营预算衔接模式问题不仅能够对《实施方案》和《通知》的内容进行补充,而且也可对划转部分国有资本充实社保基金奠定基础。另一方面,国有资本经营预算与其他预算间衔接模式的优化选择,是国有企业深化改革以及公共财政转型过程中所必须考虑的问题,只有分析不同衔接模式下的理论依据、设计原理和运行情况,才能够发现当前国有资本经营预算衔接模式在新形势下可能存在的缺陷和不足,并有针对性地修补其中的漏洞,以达到继续改革和持续完善我国政府预算体系的目的。

的。虽然新《预算法》强调国有资本经营预算应与其他预算间相互衔接,但是对其衔接模式的探讨却仍然面临着缺位的问题,这就可能阻碍国家财政的转型进程,甚至还会影响到有限财政资源的配置效率。其次,从理论角度,对国有资本经营预算衔接模式问题的探讨,不仅能够深入分析现有衔接模式的理论依据以及可能存在问题,而且还能够丰富国有资产管理与国家财政的理论体系。以往学者对于我国国有资产管理和国家财政问题的研究,大多只是从当前的实践现状以及存在的问题出发,提出相关的改革建议(孙继华,2011^[1];李燕和唐卓,2013^[2];刘尚希和李成威,2016^[3];周宇,2016^[4])。虽然部分学者在研究国有资本经营预算时,也涉及对其衔接问题的探讨,但多集中在法律有效性上(文宗瑜和刘微,2008^[5];李丽琴,2009^[6];杨敏等,2009^[7];吴俊培和赵斌,2015^[8];唐仲和张绘,2016^[9];杜坤,2017^[10];岳红举和单飞跃,2018^[11]),较少关注国有资本经营预算的衔接模式,从而难以实现对新形势下国有资本经营预算如何与其他预算进行衔接做出指导。

鉴于此,本文从政府“国有资本所有者”和“公共服务提供者”的双重身份属性出发,分析当前国有资本经营预算衔接模式的优缺点,在对我国当前国有资本经营预算衔接模式的理论依据、运行现状以及存在问题进行深入分析和全面评价的基础上,提出构建基于整合观的预算衔接模式,以期为我国当前预算体系的继续改革及完善提出相应的建议,并为提高国有资本经营预算的职能作用带来有益的思路。

二、政府不同属性下的国有资本经营预算衔接模式

国有资本经营预算与其他预算之间存在衔接问题的前提在于我国政府预算体系是由“四本预算”构成。在“四本预算”中,体现政府“公共服务提供者”身份属性的一般公共预算、政府性基金预算和社会保险基金预算,与体现政府“国有资本所有者”身份属性的国有资本经营预算一起构成国家财政的“两翼”(邓子基,2006^[12])。国有资本经营预算的衔接模式问题,指的就是国有资本经营预算与其他三本预算如何在政府预算体系内进行收支关系的对接(唐仲和张绘,2016^[9])。一方面,政府预算体系的逻辑性要求各本预算之间统筹调剂,在预算收支中形

成对应关系；另一方面，“四本预算”面临的“有余有缺”现实，也要求保持各本预算间的衔接，从而更为全面规范地反映政府预算的整体收入来源和资金分配情况。

在新修订的《预算法》和《企业国有资产法》等法律法规的相关规定下，根据政府的不同身份属性，现有国有资本经营预算衔接的选择可以总结为两种模式：一种是基于政府“国有资本所有者”身份属性构建的营利导向衔接模式，另一种是基于政府“公共服务提供者”身份属性构建的公共导向衔接模式。两种衔接模式基于不同的侧重点，在内涵本质、理论依据以及优缺点等方面都存在着一定的差异。

（一）“营利导向”下的国有资本经营预算衔接模式

在“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式下，国有资本经营预算由政府以“国有资本所有者”的身份属性依法取得国有企业资本经营收益，并集中解决国有企业发展过程中的体制性和机制性问题的预算系统（李燕和唐卓，2013^[2]）。从内涵上看，国有资本经营预算体现的是国有资本收益收取法律关系，在本质上突出的是财政国家性和发展性的结合。

围绕着国有资本经营预算的目标和功能定位，营利导向的国有资本经营预算衔接模式有其相应的理论依据。首先，政府“国有资本所有者”和“公共服务提供者”双重身份属性的分离是营利导向的国有资本经营预算衔接模式的核心理论依据。政府的“国有资本所有者”身份属性契合“政企分离”和“政资分离”的深刻内涵，这就决定了国有资本经营预算是以营利为导向的（杜坤，2017^[10]），从而也就决定了在“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式下，更加强调国有资本的保值增值和投资回报。其次，现代产权制度是“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式能够运行的重要制度保障。作为市场法人实体，国有企业是以竞争性市场为活动范围，并以资本所有权为经营收益分配依据。因此，国有资本经营预算的具体收支内容，也要以经营性国有资本的保值增值为基本范围，并以提高经济效益和实现资本收益最大化为根本目的和内在动力。最后，作为一般经济规律，资本的价值追求就是要在最大程度上获取剩余价值，国有资本也应符合这一规律。而剩余价值的获取在国有资本经营预算中就体现为国有资本的保值增值，因而“营利性”便是在国有资本经营预算衔接中国有资本价值追求的题中之义（吴俊培和赵斌，

2015^[8]）。

“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式对国有资本经营预算主要目标和功能定位的探讨是在“经济人”的逻辑基础上展开的。作为国有资本所有者，政府必然会从国有企业发展壮大中获得相应的经营收益。按照规定，这部分经营收益将会纳入国有资本经营预算范畴之中，其支出安排也要用于国有资本的再投入，从而体现“人民投资，人民收益”的理念。而与此同时，国有企业还要按照税法规定，向政府缴纳税收，国有企业上缴的税收纳入到公共财政预算中，体现“取之于民，用之于民”的理念。因而，国有资本经营预算体现了政府作为国有资本所有者的基本职能，并能够通过制定翔实的财政预算收支计划来促进国有资本的保值增值，最终实现国有资本的优化配置。

然而，虽然“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式具有完整的论证逻辑，但也存在较为明显的缺陷。第一，在以营利为导向的国有资本经营预算衔接过程中，虽然突出了国有资本保值增值的目标和价值追求，保障了政府作为国有资本所有者的合法权益，但仅以一般企业性质和资本逐利性规律来论证国有资本经营预算的目标和功能定位，未能对国有资本经营预算以保值增值作为主导价值追求做出深刻剖析，从而忽略了国有资本经营预算在政府预算体系中的重要作用。第二，国有资本经营预算虽然在覆盖范围、收支安排、与其他预算间的统筹以及促进国有资本市场化经营等方面有所改善，但目前国有资本经营预算所覆盖的企业及资产范围有限，从而难以保证预算的独立性和完整性，也就决定了国有资本经营预算是与其他预算相互联系的。第三，“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式还未考虑到国有企业的分类问题。根据《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》（国资发研究〔2015〕170号），国有企业分为商业类和公益类两种类型。商业类国有企业以实现国有资产保值增值为主要目标，按照要求独立进行市场化运作；公益类国有企业则以提供公共产品和服务为主要目标，不断提高公共服务效率和能力。“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式，重点突出国有资本的营利性，对商业类国有企业有着较强的适用空间，但对于公益类国有企业，则超出了实现资本最大化的功能定位。同时，由于资本性支出和间接税收优惠的存在，国有资本经营预算并不利于国有企业公

平参与市场竞争。因此,纯粹基于政府国有资本所有者的身份属性构建的“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式,并不能完全适应国有企业深化改革和公共财政转型的需要,甚至还可能造成国有企业收益分享与社会公共需要之间联系的割裂。

(二)“公共导向”下的国有资本经营预算衔接模式

在“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式下,国有资本经营预算由政府以“公共服务提供者”的身份属性,实现对国有经济布局 and 结构进行的调整,并用以保障和改善民生的预算系统(李燕和唐卓,2013^[2])。从内涵上看,国有资本经营预算体现的是政府推进国家治理过程中的统筹调节关系,在本质上突出的是财政国家性和公共性的结合。

“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式,在衔接过程中突出收支结构、程序设计和责任安排等环节的公共性,也有其相应的理论依据。一方面,根据“二元财政结构”理论,国有资本经营预算与公共财政预算一起构成国家财政的“两翼”,而公共性是财政的根本属性(杜坤,2017^[10])。新《预算法》确立的“四本预算”,也是在国家建立现代公共财政制度框架下逐步健全的,这就决定国有资本经营预算与公共财政预算的衔接要体现公共性。并且,在现代公共财政制度下,政府预算的目的是为政府职能发挥提供支持,而政府职能发挥是以满足公共需要为主要目标,作为政府预算体系重要组成部分的国有资本经营预算,也要服务于政府预算的这一目的(唐仲和张绘,2016^[9])。因此,为了实现对政府职能发挥的支持作用,在国有资本经营预算与公共财政预算的衔接过程中就要强调公共性。另一方面,社会主义的根本原则和本质要求实现“共同富裕”。“公有制占主体和共同富裕”的社会主义根本原则,以及“解放生产力,发展生产力,消灭剥削,消除两极分化,最终达到共同富裕”的社会主义本质,都强调“共同富裕”的根本追求。而与此同时,“共同富裕”不可能一蹴而就,要通过“先富带后富”来最终实现。当前“一部分人先富起来”的历史任务已经初步完成,怎样实施“先富带后富”来最终实现共同富裕,便成为现阶段新的历史任务(李燕和唐卓,2013^[2])。而通过财政手段对国有资本经营收益进行调节,突出国有资本经营预算的公共性,是实现这一任务的途径之一,这也符合社会主义的根本原则和本质。

“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式对国有资本经营预算的主要目标、功能定位和收支范围的探讨是在“社会人”的逻辑基础上展开的。国有企业不同于一般市场主体,除独立经营外,还承担着政府职能的延伸功能,这部分延伸功能的作用领域集中在教育、卫生、医疗、文化以及基础设施建设等公共性领域,体现政府“社会公共服务提供者”的身份属性。因此,从长远来看,国有资本经营预算具有公共性特征。特别需要指出的是,“社会人”的逻辑并不是要否认“经济人”逻辑下国有资本保值增值的主要目标,而是认为在市场经济条件下,国有资本经营预算的公共性是与公共财政预算进行衔接的导向。这不仅符合现代财政制度发展的方向,也兼顾了国有资本经营预算的营利性目标。

“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式在一定程度上修正了“营利导向”的国有资本经营预算衔接模式的论证缺陷,但仍存在一些较为明显的不足。第一,“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式虽然关注到在现代财政制度下国有资本经营预算所应具有公共属性,但同时将国有资本经营预算应该满足社会公共需要的理念放大,而缩小了国有资本保值增值的重要意义,这就在一定程度上弱化了现阶段国有企业深化改革的价值追求。第二,在“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式下对国有资本经营预算主要目标、功能定位、收支范围以及工作机制方面的论述仍然局限于公共财政预算体系的范围之中,这就忽略了国有资本经营预算与公共财政预算之间的差异,甚至将两者等同起来,这显然是存在偏颇的。第三,在“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式下,如果一味强调国有资本经营预算与其他预算衔接过程中的“公共性”,将会把国有企业的功能定位与政府职能混为一谈,置国有企业市场化改革于不顾。而在国有企业市场化改革进程中,正是要通过“政企分开”和“政资分开”来实现国有企业的功能定位与政府职能的真正分离。这些问题的存在表明,纯粹基于政府公共服务提供者的身份属性构建的“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式,并不能完全契合当前国有资本经营预算的功能定位,其适用范围也缺乏相应的理论基础(杜坤,2017^[10];岳红举和单飞跃,2018^[11])。

基于政府“国有资本所有者”和“公共服务提供者”的双重身份属性,“营利导向”的国有资本经

营预算衔接模式和“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式，在收益分配目的、收益分配依据的权力、支出形式以及资金流向方面存在差异，具体见表1。

表1 营利导向衔接模式与公共导向衔接模式的比较

项目	营利导向的衔接模式	公共导向的衔接模式
收入来源	国有企业经营收益	国有企业经营收益
政府属性	国有资本所有者	公共服务提供者
分配目的	实现国有资本保值增值	满足社会公共服务需要
依据权力	国有资本所有权和处置权	国家政治权和社会管理权
支出形式	资本再投资	支持政府职能
资金流向	国有企业自身	社会公共领域

三、基于整合观的国有资本经营预算衔接模式

通过前述对政府双重属性下的国有资本经营预算衔接模式的分析，可以看出，两种衔接模式在目的和功能定位上存在显著差异：“营利导向”的衔接模式侧重于国有资本保值增值的目的，属于政府是“国有资本所有者”的范畴，更加强调效率性；“公共导向”的衔接模式则侧重于完善公共财政框架的目的，属于政府是“公共服务提供者”的范畴，更加强调公平性。然而，与政府具有的双重身份属性相对应，作为国有资本经营预算主体，国有企业也具有双重属性：一方面，国有企业承袭了市场主体的经济特性，体现了企业是“一种资源配置机制”的本质；另一方面，国有企业还承担着部分政治职能，协助政府实现一定的政治、经济或社会目标。因此，对于国有资本经营预算衔接模式而言，如果过分强调“营利性”，会忽视国有企业类型和资本特性等关键因素，将导致国有资本经营预算沦为一般企业的财务预算，从而违背了国有企业能够服务社会的职能，与当前现代公共财政体制改革的总体方向相左。而如果过分强调“公共性”，则又可能导致国有资本经营预算承担过多的社会公共服务职能，难以呼应国有企业作为独立市场主体的经济属性，从而有悖于国有企业深化改革的终极目标。因此，要想勾勒出国有资本经营预算与其他预算衔接的现实图景，非常有必要考虑国有资本经营预算衔接模式的“营利导向”和“公共导向”的整合。在重新梳理国有资本预算衔接逻辑起点的基础上，本文提出基于整合观的国有资本预算衔接

模式。

(一) 基于整合观的国有资本经营预算衔接模式内涵

预算具有整合的功能（杨有红，2010^[13]；谢志华，2012^[14]；谢志华，2014^[15]），而基于整合观的国有资本经营预算衔接模式，就是在将国有资本经营预算回归到国家财政“一体两翼”和政府预算体系重要组成部分的本质基础上，对国有资本经营预算的“营利性”功能和“公共性”功能进行整合，从而能够处理好国家宏观财政效率与国有企业微观效益之间关系的一种特殊制度安排。这一衔接模式，在体现了政府“国有资本所有者”的市场主体地位，保障了国有资本经营预算追求国有资本保值增值的营利性功能的同时，也体现了政府“公共服务提供者”的身份属性，发挥了国有资本经营预算支持政府职能发挥的公共性功能。图1针对整合观的国有资本经营预算衔接模式的原理进行了说明。

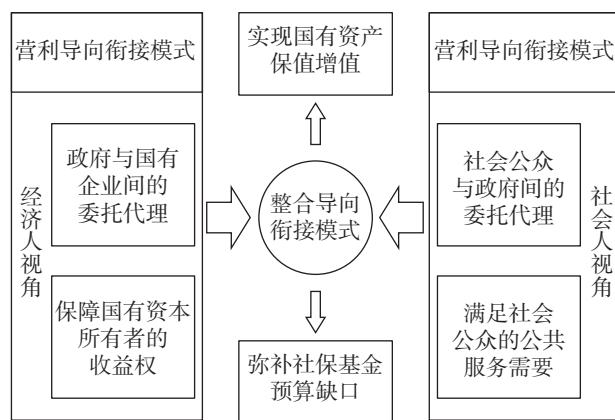


图1 基于整合观的国有资本预算经营衔接模式原理

1. 保障国有资本经营预算的营利性功能。

基于整合观的国有资本经营预算衔接模式的逻辑主线，既不同于营利导向模式的“经济人”思维，也不同于公共导向模式的“社会人”思维，而是要在深刻认识国有企业深化改革和公共财政转型的基础上，理顺国家与国有企业之间的收益分配关系。一方面，在宏观层面上，国有资本的实现形式逐渐由“政企分开”发展到“政资分开”（谢志华，2016^[16]）。政府作为国有资本所有者，在大力推进国有企业深化改革和公共财政转型过程中，对国有企业经营收益和上缴税收的分配制度日趋完善。另一方面，在微观层面上，国有企业逐步建立起现代企业制度，自身经济效益和运行效率也得到大幅度改善

(杨超等, 2016^[17])。作为独立的市场竞争主体, 国有企业的投资运营以及投资收益关系势必要得到理顺, 这样才不至于令国有资本所有者的剩余索取权沦为一纸空文, 国有资本保值增值的目标也才能得以最终实现。

在此背景下, 基于整合观的国有资本经营预算衔接模式, 正是以国有资本所有者的剩余索取权为基本逻辑起点, 能够保障国有资本经营预算的营利性功能。首先, 剩余索取权是独立市场竞争主体赖以生存的基础, 国有企业的发展壮大和法人治理体系的演进都离不开对自身的资本再投入, 这就决定了国有资本经营预算需要追逐资本的营利性(谢志华, 2016^[16]; 杨超等, 2016^[17])。其次, 政府与国有企业之间存在一种委托代理关系, 为缓解可能存在的委托代理冲突, 政府将国有企业部分经营收益纳入国有资本经营预算, 国有资本经营预算演化为厘清国有企业资本运营及收益分配关系的重要手段, 成为落实国有资本所有者剩余索取权的制度工具, 最终达到国有资本保值增值和效益最大化的目的(周宇, 2016^[4]; 杜坤, 2017^[10])。最后, 国家在通过国有资本经营预算调整国家与国有企业经营收益分配关系上, 将部分经营收益用于资本性支出和费用性支出, 既可以更好地提高国有企业经营效率, 也能够实现以增量带动存量, 促进加快国有经济结构和布局调整(李光林, 2010^[18])。当然, 在国有资本经营预算与其他预算衔接过程中, 还要正确处理好国有企业微观效益和国家宏观经济布局之间的关系, 处理好国有企业自身积累发展需求和国有资本适度集中的关系, 不能借口企业自身发展“一毛不拔”, 影响国家对宏观经济布局和结构的调整。

2. 发挥国有资本经营预算的公共性功能。

在经济社会环境变化发展的过程中, 政府由于受到经济属性嵌入和公私融合的驱动, 其职能已不再局限于社会管理职能, 开始向社会规则和公共服务方向发展, 逐渐演变为社会公共服务提供者。一方面, 随着社会经济发展过程中需求的日趋多元化, 政府财政支出的范围和领域也不断扩大, 无论是从当前的资金管理层面, 还是从未来的资金供给层面, 政府职能扩张与有限财政资源之间的矛盾日益加深, 而弥合财政资金缺口的重任便落在了国有资本收益肩上(李燕和唐卓, 2013^[2]); 另一方面, 政府在处置具有公共财产性质的国有资本经营收益时, 不仅要考虑到国有

企业的再投入, 还应当以满足和促进社会和国家公共利益的基本要求为导向, 实现社会主体公平、公正、公开地分享改革与社会发展红利(杜坤, 2017^[10])。在国有企业深化改革和现代财政转型的制度背景下, 国有资本经营预算也不能仅限于营利性功能, 需要逐渐向公共性功能演变, 以体现预算的国家治理效应(谢志华, 2017^[19])。

基于整合观的国有资本经营预算衔接模式, 正是在考虑到对政府职能作用实现支持的基础上, 能够发挥出国有资本经营预算的公共性功能。首先, 政府社会公共服务提供者的身份属性, 在一定程度上决定着政府以国有资本所有者身份属性依法取得的国有资本经营收益具有公共财产性质(杨敏等, 2009^[7]), 在公共财产性质的要求下, 国有资本经营预算的功能就需要向公共性功能扩展。其次, 国有企业作为独立市场经济主体, “经济人”本性决定了其要实现自身发展必然会追求利润最大化, 但在市场经济运行过程中, 部分行业领域也存在信息不对称和外部性等“市场失灵”问题, 这就需要国有资本经营预算收支安排在满足国有企业发展壮大再投资需要的同时, 还要对部分重点领域和行业有所倾斜, 解决其存在的“市场失灵”问题(杜坤, 2017^[10])。最后, 除了实现国有资本保值增值目标之外, 国有企业所具有的“公共性”特质决定了其应当承担相应的社会责任, 这就要求国有资本经营预算的功能要向公共性拓展。经过多年的国有企业改革, 国有企业的经营规模和实现利润得到大幅度提高, 体量庞大的国有企业利润为其承担社会责任提供了坚实的物质基础, 在这过程中就要平衡好改革与发展的关系, 不能不顾国有企业的微观情况“杀鸡取卵”, 过度强调国家的宏观需求。

(二) 基于整合观的国有资本经营预算衔接模式构建

基于整合观的国有资本经营预算衔接模式, 并非是将“营利导向”的衔接模式和“公共导向”的衔接模式进行简单相加, 而是在综合考虑政府“国有资本所有者”和“公共服务提供者”双重身份属性的基础上, 提出一种新的逻辑思路, 进而充分结合国有企业深化改革的需求和国家财政转型的目标, 同步激发国有企业改革和国家财政的动力。基于整合观的国有资本经营预算衔接模式的构建, 需要考虑并处理好预算收支的范围和规模、预算间

的交叉重置科目以及预算收支统筹调剂平台等问题。

1. 明确预算支持的范围和规模。

在当前公共财政转型的背景下，国有资本经营预算与其他三本预算之间衔接的范围和规模应该如何确定，是构建基于整合观的国有资本经营预算衔接模式首先要解决的问题。一方面，为了满足国有经济布局 and 结构实施战略性调整的需要，国有资本经营预算会承担部分缺乏投资效益的项目，这会对国有资本的保值增值目标带来一定损害。对于这部分预算支出内容，其他三本预算可以给予支持，支持的范围和规模要保持适度，以弥补国有资本经营预算因满足国有经济布局 and 结构实施战略性调整的需要承担缺乏投资效益项目而造成的亏损为准，避免国有资本经营预算因承担缺乏投资效益项目而导致损害自身效率的情况出现。另一方面，其他三本预算的最终目的是向社会公众提供公共产品和服务，但由于其安排用于保障和改善民生，涉及内容较多、范围较大、领域较广，在特定预算内容如社保基金预算上存在较大缺口。对于这部分缺口，国有资本经营预算应予以支持，其支持的范围和规模也要保持适度，以弥补其他三本预算的缺口为准，防止因支持范围和规模过大诱发国有资本经营预算的过度投资。

2. 理顺预算间的交叉重置科目。

在明确国有资本经营预算与其他三本预算相互支持的范围和规模之后，还要进一步理顺国有资本经营预算与其他三本预算之间的交叉重置科目。一方面，随着国有资本经营预算制度的不断完善以及四本预算体系的逐渐确立，政府预算体系中属于国有资本收益的部分，需要划归到国有资本经营预算的收入内容之中。这部分预算收入内容是政府以国有资本所有者身份属性取得的，要与国家凭借政治权力取得的税费收入进行区分。另一方面，国务院《关于试行国有资本经营预算的意见》（国发〔2007〕26号）中，还明确了国有资本经营预算支出包括资本性支出和费用性支出两种类型，而这两类支出在目前的政府公共预算安排中都有所涉及。因此，在构建基于整合观的国有资本经营预算衔接模式过程中，需要通过理顺国有资本经营预算收入和税费收入，以及国有资本经营预算支出中的资本性支出和费用性支出的交叉重置科目来实现相关科目的科学编制和有效对接，从而奠定统筹调剂的基础。

3. 构建预算收支统筹调剂平台。

在理顺国有资本经营预算与政府公共预算的交叉重置科目之后，还要构建相应的预算收支统筹调剂平台来实现预算间的资金互通。在预算收支统筹调剂平台的构建过程中，也要以转型时期财政功能的特殊需要为导向进行推进。由于政府是我国国有企业深化改革和公共财政转型的推动者，承担着各项改革成本，这就对财政资金这一支付载体带来较大压力。在当前阶段，国有经济布局 and 结构战略性调整是我国当前经济社会发展的重要任务之一，政府宏观调控的重要职能得到充分发挥，也需要财政资金的坚实保障。而通过预算收支统筹调剂平台，国有资本经营预算可以设置专项支出，不仅能够实现对国有企业改革和公共财政转型所发生的成本进行承接，也能够支持政府宏观调控的重要职能。

四、基于整合观的国有资本经营预算衔接模式的适用性分析

对于基于整合观的国有资本经营预算衔接模式是否具有有效性，以及功能定位是否实现了国有资本经营预算目标等适用性分析，需要将国有资本经营预算回归到其作为政府预算体系的重要组成部分这一本质的基础上按照相关规范进行评判。基于整合观的国有资本经营预算衔接模式解决了“营利导向”和“公共导向”两种衔接模式的局限性，从而能够为国有资本经营预算与政府公共预算的衔接提供一个更好的实施依据，极大地推动和保障了国有企业深化改革和国家财政转型，其适用性主要体现在以下几方面：

（一）综合考虑政府双重属性的整合

基于整合观的国有资本经营预算衔接模式，充分考虑了我国的实际情况，着眼于政府“国有资本所有者”和“公共服务提供者”双重属性的整合，从而能够满足国有企业深化改革和国家财政转型的需求。由于充分关注国有资本经营预算的“营利性”功能和“公共性”功能的整合，基于整合观的国有资本经营预算衔接模式不仅能够整体层面上对预算衔接进行描述，而且从国有企业改革和国家财政转型的角度还能够兼顾效率性和公平性——既满足了政府“国有资本所有者”应该享有的收益权，也保证了政府“公共服务提供者”向社会公众提供公共服务产品的效率和能力。

由于综合考虑政府双重属性的结合,整合观下的国有资本经营预算衔接模式在明晰国有资本经营预算与政府公共财政预算在收支范围、运作方式和主要目标上存在差异的同时,将它们回归到政府预算体系组成部分的内在本质上。在同属于财政“一体”之下,寻求统筹协调和相互支撑,以实现预算平衡。长期以来,国家对国有企业的发展给予了大力支持,国有企业法人治理体系日趋完善(杨超等,2016^[17])、董事会职能不断强化(孙玥璠等,2016^[20])、国家预算的国家治理效应逐渐凸显(谢志华,2017^[19])。因此,在基于整合观的国有资本经营预算衔接模式下,国有资本经营预算能够通过稳定增长的国有资本收益或将部分竞争性领域的国有资本变现,调剂用于弥补政府公共预算缺口、补充社会保险基金,更多用以支持统筹解决民生问题。而政府公共预算原来安排用于补贴国有企业经营损失、负担国有企业改革成本、解决国有企业历史遗留问题以及保障国有企业的资本金注入等方面的资金逐步退出。与此同时,将国有企业改革和发展所需资金全部纳入国有资本经营预算中,除弥补因满足国民经济布局战略调整的需要承担缺乏投资效益项目而造成的亏损外,政府公共预算对国有企业的资金投入要逐渐减少并最终取消,从而更加突出政府公共财政预算的“公共性”功能。

(二) 更符合政府预算管理体系内涵

新《预算法》明确规定:“政府性基金预算、国有资本经营预算、社会保险基金预算应当与一般公共预算相衔接。”《国务院关于深化预算管理制度改革的决定》(国发[2014]45号)进一步要求“加大国有资本经营预算资金调入一般公共预算的力度”。由此,对四本预算间的内容、结构及相互关系的规定和安排,即是政府预算管理体系中的重要问题(文宗瑜等,2013^[21])。基于整合观的国有资本经营预算衔接模式,对国有资本经营预算和政府公共预算之间的相互衔接关系更为关注,从而更加符合政府预算管理体系的内涵。

从政府预算管理体系的内涵来看,国有资本经营预算与其他三本预算进行衔接模式的本质,就是如何对国有企业资本经营收益进行合理分配(邓子基,2006^[12])。如果国有资本经营预算过多用于资本再投入,则难以满足社会公众对国有资本收益的期望,导致国有资本经营预算对公共财政预算支持的缺位;如

果国有资本经营预算过多用于公共服务,则又会给国有企业自身发展带来资金压力,导致国有资本经营预算功能弱化。在基于整合观的国有资本经营预算衔接模式下,国有资本经营预算与其他三本预算之间的衔接更加能够体现出政府预算管理体系的内涵。一方面,在资金流动上,预算间的统筹协调强调“双向性”,国有资本经营预算根据需要可以调入其他三本预算,其他三本预算在必要时可以支持国有资本经营预算;另一方面,在资金安排上,更加集中于各本预算的职能,对于国有资本经营预算已经安排资金的项目,应当逐步减少一般公共预算的资金安排。鉴于目前我国社会保障支出的缺口较大,国有资本经营预算对社保基金的支持便显得尤为重要。划转部分国有资本充实社保基金的全面推开,就是在新《预算法》框架内对国有资本经营预算衔接的完善,扩大社保资金来源渠道,建立社保预算收入稳定增长机制,逐步实现社保基金的收支平衡或略有节余,从而提高中国特色预算体系的总体水平与管理能力。

(三) 更能满足建立现代财政的需要

国有资本经营预算是调节国有资本经营收益分配的财政管理制度,与社会主义市场经济相适应。从本质上讲,基于整合观的国有资本经营预算衔接模式,就是使国有资本经营预算既要符合市场化需求,考虑国有企业的自身改革和发展的需要,又要满足国有经济布局和结构调整的需要,提供社会公众需要的产品和服务,因而更能满足建立现代财政的需要。

政府作为国有资本所有者,国有资本经营预算收入来源于各种国有资本收益,为满足政府行使国有资本所有者职能的需要,其支出也必须用于国有资本的再投入。政府作为公共服务的提供者,政府税收纳入公共预算加以管理和使用,在必要时统筹协调,可以提高国有资本经营效率以及满足建立现代财政制度的需要。与此同时,基于整合观的国有资本经营预算衔接模式还充分考虑到国有企业的多样性、差异性和复杂性(谢志华,2016^[16]),根据国有企业的不同分类,对于处于关系国家安全以及国民经济命脉的重要行业和关键领域、主要承担重大专项任务的部分商业类国有企业,不应拘泥于预算衔接的要求。这一部分国有企业是以保障国家安全和国民经济运行为目标,因而在经营过程中已经体现了经济效益和社会效益的

有机统一。而对于维持社会保障和公共服务的公益类国有企业,也要合理考虑预算衔接的范围和规模。这一类国有企业以保障社会民生、提供公共产品和服务为目标,对国有资本经营预算的支持应以不损害其在保障公共产品和服务方面做出更大贡献为前提,从而保障社会经济的可持续发展和社会的安定团结。

五、研究结论

国有资本经营预算衔接模式问题,既是现代企业制度下的国有企业改革亟待解决的关键问题,也是我国公共财政转型尚需关注的重点领域。本文采用理论与现实分析相结合的方法,以政府的“国有资本所有者”和“公共服务提供者”的双重身份属性为逻辑起点,对当前“营利导向”和“公共导向”的国有资本经营预算衔接模式的理论依据与优缺点进行逐一梳理与阐述,深入挖掘国有资本经营预算衔接

中的营利性功能和公共性功能,并在此基础上提出构建基于整合观的国有资本经营预算衔接模式的构想,从而为妥善处理国有资本经营预算与其他三本预算进行衔接提供了一种可选择的模式。

基于整合观的国有资本经营预算衔接模式,综合考虑了政府双重身份属性的结合,将国有资本经营预算的“营利性”和“公共性”进行有效整合,为在它们之间找到一个相互协调的动态平衡点搭建起良好的桥梁和平台,更加符合政府预算管理体系的内涵。同时,基于整合观的国有资本经营预算衔接模式,也将国有企业深化改革的需求和国家财政转型的目标充分结合,同步激发出国有资产管理体制改革、国有企业改革和国家财政转型的动力,更能满足建立现代财政的需要,从而能够为提高我国国有资本配置效率和优化国有资本布局结构做出积极贡献。

参考文献

- [1] 孙继华. 关于建立健全我国政府预算体系的研究 [J]. 财会研究, 2011 (16): 11-13.
- [2] 李燕, 唐卓. 国有企业利润分配与完善国有资本经营预算——基于公共资源收益全民共享的分析 [J]. 中央财经大学学报, 2013 (6): 7-12.
- [3] 刘尚希, 李成威. 大国财政的路径和建议 [J]. 经济研究参考, 2016 (12): 22-23.
- [4] 周宇. 全口径预算管理视角下国有资本经营预算若干基本问题辨析 [J]. 财政科学, 2016 (2): 16-24.
- [5] 文宗瑜, 刘微. 国有资本经营预算如何与公共收支预算对接 [J]. 财政研究, 2008 (1): 24-28.
- [6] 李丽琴. 公共财政: 国有资本经营预算与公共预算互补与衔接的目标导向 [J]. 金融与经济, 2009 (9): 11-14.
- [7] 杨敏, 许大华, 卞荣华, 王丹. 从法律视角分析国有资本经营预算与公共财政预算的关系 [J]. 中国财政, 2009 (21): 36-38.
- [8] 吴俊培, 赵斌. 国有资本经营预算: 概念界定, 地位作用和问题分析 [J]. 地方财政研究, 2015 (9): 38-44.
- [9] 唐仲, 张绘. 政府预算的衔接性: 理论探索、实践与反思 [J]. 地方财政研究, 2016 (5): 55-63.
- [10] 杜坤. 国有资本经营预算衔接法律机制的构建——以功能定位再思考为主线 [J]. 武汉大学学报: 哲学社会科学版, 2017 (1): 36-49.
- [11] 岳红举, 单飞跃. 政府性基金预算与一般公共预算统筹衔接的法制化路径 [J]. 财政研究, 2018 (1): 101-111.
- [12] 邓子基. 论国有资本经营预算 [J]. 经济学动态, 2006 (12): 33-36.
- [13] 杨有红. 整合预算与内控改进企业预算管理系统 [J]. 财务与会计: 理财版, 2010 (9): 11-13.
- [14] 谢志华. 整合预算: 责任、权力、利益有效配置的方式 [J]. 财务与会计: 理财版, 2012 (9): 66-69.
- [15] 谢志华. 整合预算与预算整合的融合 [J]. 财务与会计: 理财版, 2014 (1): 66-69.
- [16] 谢志华. 国有资产授权经营体系: 理论和框架 [J]. 北京工商大学学报: 社会科学版, 2016 (4): 4-13.
- [17] 杨超, 谢志华, 敖小波. 我国国有企业法人治理体系的演进与国外经验借鉴 [J]. 北京工商大学学报: 社会科学版, 2016 (3): 9-17.
- [18] 李光林. 国有资本经营预算价值取向与基本原则初探 [J]. 国有资产管理, 2010 (1): 52-55.
- [19] 谢志华. 论国家预算的国家治理效应 [J]. 北京工商大学学报: 社会科学版, 2017, 32 (5): 1-10.
- [20] 孙玥璠, 杨超, 宋迪. 国有企业董事会资本对董事会决策绩效的影响——基于外部董事进入董事会的视角 [J]. 财务研究, 2016 (3): 84-95.
- [21] 文宗瑜, 刘玉廷, 谭静. 国有资本经营预算管理的继续改革及完善 [R]. 财政部财政科学研究所研究报告, 2013.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

数字化背景下税收征管国际发展趋势研究

Research on International Development Trend of Tax Administration under the Digitalization

赵 涛

ZHAO Tao

[摘要] 数字技术的出现和信息流动性的增强正在使整个经济发生根本性、快速的变化。数字化背景下税收征管面临新的环境：以数字技术为依托的新型商业模式对传统税收征管模式带来挑战，BEPS行动计划提出以来各国政府高度重视反避税工作。在此背景下，结合对各国近年来税收实践的梳理，笔者发现目前世界范围内税收征管呈现出三大发展趋势：一是各国税务机关积极探索数字技术的使用，提高征管效率和服务水平；二是各国关注新兴商业模式带来的税收风险，进行重点防范；三是税务机关重视与三方机构的合作，发挥统筹协调作用。本文在梳理、总结数字化背景下税收征管国际发展趋势的基础上，结合我国税收征管实际，从推进适应数字化的税收征管法制建设、持续改进税收征管的顶层设计、加强互联网平台治理三个方面提出有针对性的建议。

[关键词] 数字化 税收征管 国际发展趋势

[中图分类号] F810.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 01-0012-09

Abstract: The emergence of digital technology and the enhancement of information mobility are fundamentally and rapidly changing the entire economy. Under digitization, tax administration faces a new internal and external environment. The new business model based on digital technology has brought challenges to the traditional tax administration model. Since the introduction of the BEPS action plan, international anti-tax avoidance has been continuously strengthened. In this context, combined with the review of tax practice in recent years around the world, this paper finds three major development trends in tax administration worldwide. First, tax authorities in various countries explore the use of digital technology actively to improve the efficiency and service level of tax collection and management; second, tax authorities pay high attention to the tax risks brought by emerging business models and carry out corresponding key prevention. Third, tax authorities attach importance to cooperation with the tripartite bodies and play an overall coordination role. On the basis of summarizing and analyzing international development trends of tax administration under digitization, this paper combines the practice of China's tax collection and management, puts forward targeted suggestions in three aspects: the advancement of legal system construction, the improvement of top-level design and the reinforcement of Internet platform governance in tax administration.

Key words: Digitalization Tax administration International development trend

[收稿日期] 2019-06-28

[作者简介] 赵涛，男，1976年8月生，中央财经大学财政税务学院副教授，经济学博士，主要研究方向为税收理论与政策、税收征管。

[基金项目] 北京市社会科学基金项目“北京市经济数字化税收治理模式研究”（项目编号：19JDYJB026）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言与文献述评

数字化是整个世界最重要的发展趋势,并且成为经济增长和创新的主要驱动力。普华永道全球工业4.0^[1]中提出,从2017年到2021年五年的时间里,企业的数字化水平预计将分别提高42%至74%(美国)、31%至67%(亚太地区)、41%至71%(欧洲、中东和非洲),数字技术日益成为企业价值创造过程中的关键要素,在新的商业模式中占有突出地位(De Jong等,2018^[2])。各行业数字化水平的提升预示着全球经济全新时代的开启,这使得许多政府部门开始重新思考如何在21世纪更好地开展公共服务。在此背景下,各国的税务管理机关也开始审视数字化带来的诸多变化,积极探索数字技术的应用,将税收征管模式的研究与创新置于数字化的时代背景与国家战略之下进行全方位的考察(王敏等,2018^[3])。

很多学者对当前税收征管所面临的环境进行了总结。一方面,以数字技术为依托的新兴商业模式、经济形式以及税务组织内部的革新给税收征管带来很多挑战(袁娇等,2018^[4]);另一方面,“互联网+”的迅速发展对税收增长和税收征管体制改革都带来了积极影响(叶青等,2019^[5]),数字化的发展可以从内生技术上促进纳税服务的优化和征管效率的提升,从而推进税收征管现代化发展(马敏,2019^[6])。税收征管模式正在由点状向线状再向网状发展,多元治理主体成为税收征管模式的发展趋势(马蔡琛等,2018^[7])。

对于如何使用数字技术创新税收征管模式,学界也做了很多的理论探讨。大数据技术方法可以驱动税收治理手段由传统实务方式向全智能方式转变(柳光强等,2019^[8]),区块链技术的不可篡改性、时序数据等特征可用来解决信息孤岛问题、发票虚开问题以及识别骗取出口退税等行为(张之乐,2017^[9]),商业智能软件(Business Intelligence, BI)和数据可视化工具的使用可以减少纳税人和税务机关对传统的Excel报表、多表工作簿和电子表格数据的依赖(Carrie, 2017^[10])。很多国家的税务机关也已经采纳相关数字技术以进行更好的税收征管。

对于数字技术在税务领域的应用,许多国际组织

也在召开相关讨论会议积极推进。2015年7月和11月,由俄罗斯联邦税收征管局领导的探索信息技术最新发展及应用的项目组^①在莫斯科举办了两次研讨会,召集了来自25个国家(地区)的高级经理和税收专家就最新技术发展的研究及如何将最新技术应用于税收领域展开讨论。经济合作与发展组织(OECD)在2017年发布的《税收征管报告2017》^[11]中,对数字技术带来的深入影响进行全面讨论,并介绍了各国税务机关利用数字技术进行税收征管的新举措。2019年3月底,税务管理论坛在智利召开的第12次会议也重点讨论了税务机关的数字化转型问题以及共享经济和零工经济给有效税收征管带来的系列挑战。^[12]

由此可见,不论是学术界还是各国政府,都对数字化背景下税收征管的发展非常关注。总体来看,目前的理论研究聚焦在数字技术给税收征管带来的变化上,对数字技术以及新的商业模式给传统税收征管带来的诸多挑战和机遇进行分析和总结,进一步的研究还从理论层面上对数字技术在税收征管领域应用的可能性进行了探讨。这些研究为我们从税收征管的角度理解认识数字化、探索应用数字技术提供了基础。但目前的研究多从理论方面或某一个角度展开,缺少对税收征管面临的内外部环境以及总体发展趋势的总结和判断。而对于总体环境和发展趋势的判断将有利于我们从更宏观的角度理解数字化给税收征管理念、手段和模式带来的深入影响,采取相应的方式和手段抓住数字化带来的机遇、应对新兴技术和商业模式带来的挑战。

本文从分析数字化背景下税收征管面临的新环境出发,即以数字技术为依托的新型商业模式的出现,以及国际税收环境的变化等因素,结合各国采取的税收实践,对新环境下税收征管呈现出的整体趋势进行全面的介绍与总结,最后结合我国税收征管现状提出相关建议。

二、税收征管面临的新环境

数字技术给整个社会发展带来颠覆性变革。在数字技术的依托下,一些新兴的经济形式和商业模式出现,数字技术使得跨国公司可以在全球范围内任意选择价值创造地,这在创新经济发展方式的同时也带来

^① 该小组是在2015年3月召开的税收征管论坛会议上由各委员们批准成立的。该税收征管论坛(Forum on Tax Administration, FTA)由53个国家(地区)于2002年成立,旨在建立合作机制,讨论相关议题,以加强全球税收征管。

了很多避税空间，自 OECD/G20 发布 BEPS 行动计划以来，各国在打击国际避税方面做了更多的努力。这一系列变化都给税收征管面临的环境带来很大影响。

（一）数字技术迅速发展

新技术和方法为管理部门提供了新的机会和业务管理方式，有效运用以数字技术为代表的新兴技术，可以帮助税务机关降低征管成本，提高纳税人的税收遵从度。很多国家已开始探索新兴技术在税务管理中应用的可能性，在此，本文对当下热门并且与税收征管密切相关的一些数字技术进行介绍。

大数据技术带来了信息获取量和自动化使用的巨大增长，它为税务机关从海量数据中提取有价值的信息、改善纳税人服务^①提供了机会，同时也为开发新的税收工具提供了基础。将大数据技术与高级分析技术相结合，可以更准确地预测税收流失、改进风险监测手段、开展高效审计（Gianluca, 2018^[13]）；将大数据与地理空间分析、网络分析、文本和语音分析等分析技术相结合，可以实现新的协同效应。区块链技术被认为是互联网新时代的技术基础^②，它所具有的去中心化、时序数据、安全可靠性和集体维护性等特征可用来解决增值税税收欺诈问题、实现完全透明和即时征收。这种新技术本质上是一种分布式分类账，它记录了交易发生的时间、细节以及资产和所有权的转移等。对区块链的更新必须得到整个网络中所有参与者的一致同意，这使得任何个人不能对已经创建的记录进行更改。人工智能可以利用先进的统计或计算机科学工具来模拟人类的决策，人工智能由数据挖掘技术辅助，可用于税收数据挖掘、税收风险识别、预估税收政策效果等，它可以装载诸如税法、判例法和行政规定等信息，并基于这些信息做出决策。通过人工智能及其算法的不断进化，会带来税收专业化程度的提高。

目前，已经有国家将新兴数字技术用于税收数字管理系统、电子发票系统的建设以及一些增强信任的技术（如数字收银机和可以跟踪价值链生产、销售和消费等不同阶段的设备）。随着这些技术的成熟和监管机构对其应用的开发，这些技术会快速应用到税

收征管中来。

（二）新兴经济形式和商业模式带来诸多挑战

经济数字化为商业经营提供诸多全新机会，数字技术可以使交易更加高速、资产配置更加自由、供应商与消费者之间的关系更加密切。商业模式正在由线下互动的传统商业模式向依托平台进行线上多方互动的新的商业模式转变。数字化企业的特征可以总结为三点：企业在市场国没有实体存在便可开展业务，企业在价值创造中对无形资产十分依赖，数据和用户参与发挥重要作用。

数字化企业的这些特征及商业模式给传统的税收征管带来很大的挑战，主要体现在：一是原有税收联系消失。在过去，企业在一国经营需要建立分支机构，而现在借助互联网平台可以使企业在没有任何实体存在的情况下经营，原有的与市场国的联系变得模糊甚至消失。二是数据的使用增加，数据的价值归属不明确。以数据和用户为中心的商业模式在全球企业收入中所占的份额越来越大，在商业、立法和行政决策等领域，数据的支配地位在增加，数据在价值创造中发挥了巨大的作用，它是共享经济等一些商业模式中独特的元素。而对于如何界定数据、用户和相关无形资产的价值始终没有定论。三是一些新出现的数字化产品及相关服务支付的界定也没有统一的标准。在此情况下，税务机关只有整体把握数字技术对商业模式的影响、新的要素与价值创造的关系以及商业模式的演变，才能更好地制定相关措施。

（三）各国政府高度重视反避税管理工作

在经济数字化和全球化的背景下，税基侵蚀和利润转移（BEPS, Base Erosion and Profit Shifting）愈演愈烈，引起了全球政治领袖、媒体和社会公众的高度关注。为此，2012年6月，G20财长和央行行长会议同意通过国际合作应对BEPS问题，并委托OECD开展研究。2013年6月，OECD发布《BEPS行动计划》，并于当年9月在G20圣彼得堡峰会上得到各国领导人背书。自OECD/G20发布BEPS行动计划以来，各国政府都在不断加强反避税工作。BEPS第1项行动计划便是“应对数字化的挑战”（Tax

① 从第三方来源收集大数据，并将其与税收数据结合起来，将使税务机关能够针对个人和企业纳税人的特定需求，开发和创建量身定制的电子服务。

② Simon指出，互联网正在进入第二个时代，从一个传递信息的系统向传递价值的系统演变，任何有价值的东西，如商品、服务或无形资产，都可以通过互联网转让。从技术的角度看，1972年引入的传输控制协议（Transmission Control Protocol, TCP）奠定了互联网信息时代的基础，区块链技术的出现则奠定了价值时代的基础。

Challenges Arising from Digitalisation), 将数字化作为各项计划的一个大的背景。在 2015 年发布的第 1 项行动计划的最终报告中提到“数字经济不会产生独特的 BEPS 问题, 但会加剧 BEPS 产生的风险”, 后又陆续发布了《数字经济挑战中期报告》《BEPS 项目公众咨询文件: 应对经济数字化的税收挑战》^[14]《制定共识方案以应对数字化带来的税收挑战》^[15]

等, 持续对数字化带来的税收挑战进行关注和讨论。此外, 对于其他一些行动计划 OECD 也陆续发布了相关研究成果和进度, 表 1 总结了自 2015 年发布各项计划最终报告后一些行动计划新的进展。从表 1 中可以看出, 在 OECD/G20 的推动下, 国际反避税措施不断更新, 这也是各国税务机关在进行税收征管时需要重点关注的。

表 1 BEPS 行动计划进展

行动计划名称	最新成果和进展
行动计划 2: 消除混合错配安排	2017 年 7 月 27 日发布《消除混合错配安排的影响报告 2017》, 确定了五种错配安排类型, 为修改国内法提出建议。
行动计划 4: 对用利息扣除和其他款项支付的限制	2016 年 12 月 22 日发布《对用利息扣除和其他款项支付实现的税基侵蚀予以限制 (2016)》, 对集团比率等规则的设计规则和要素进行说明与规定。
行动计划 6: 防止税收协定优惠滥用	2019 年 2 月 14 日发布《防止税收协定优惠的不当授予——防止税收滥用的同行审查报告》, 对 116 个成员国签署的税收协定的审查结果进行报告。
行动计划 7: 防止人为规避构成常设机构	2018 年 3 月 22 日发布《将利润归属于常设机构的规则指导》, 对如何将利润归属于常设机构进行指导建议。
行动计划 8~10: 确保让定价结果与价值创造相匹配	2017 年 7 月 10 日发布《OECD 跨国公司转让定价指南》, 将最新的 BEPS 成果更新到指南中。
行动计划 11: 衡量和监控 BEPS	2019 年 2 月发布《企业税收数据库》, 对 OECD 收集和统计的企业数据进行汇总。
行动计划 12: 强制披露规则	2018 年 3 月 9 日发布《CRS ^① 和离岸不透明架构的强制披露规则》, 规定了 CRS 和离岸不透明架构强制披露的相关规则。
行动计划 13: 转让定价文档与国别报告	2017 年 7 月 10 日发布《OECD 跨国企业和税务管理转让定价指南 2017》, 将 BEPS 最新成果更新到转让定价指南中。
行动计划 14: 使争议解决机制更有效	2019 年 6 月发布《相互协商协议国别文件》, 包含 BEPS 包容性框架成员国主管当局提供的相关资料、承诺的最低标准等。
行动计划 15: 开发用于修订双边税收协定的多边工具	2016 年 11 月 24 日发布《BEPS 多边公约》; 2017 年 6 月 7 日, 67 个国家 (涵盖 68 个司法管辖区) 在巴黎签署 BEPS 多边公约。

注: 本表格数据时间截至 2019 年 6 月 30 日。

资料来源: 根据 OECD 官网资料整理, <http://www.oecd.org/tax/beps/beps-actions/>。

三、税收征管最新国际发展趋势

数字化背景下税收征管最显著的变化是将数字技术引入税收征管的各个流程中, 利用新兴技术开展高级分析、改善欠税管理、建立更适合数字经济的管理系统等。虽然各国对于如何应对新兴经济形式 (如共享经济、零工经济等) 的挑战还未达成共识, 但很多国家的税务机关已经开始采取措施重点防范这些领域的税收风险, 并调整自身的组织结构, 加强与第

三方机构的合作。

(一) 运用数字技术, 提高征管效率和服务水平

1. 夯实征管基础。

有效利用数字技术的出发点是建立一个全面而强大的税务登记和识别认证系统。数字技术可以为纳税人提供直接或通过第三方 (包括政府其他部门) 新的服务方式。在税务登记方面, 澳大利亚政府建立了一个文件验证服务系统 (Document Verification Service, DVS), 该系统提供了一个快速、安全的确

① Common Reporting Standard, 简称 CRS, 为 OECD 推动的国别间信息交换机制。

认纳税人身份的途径。系统每天 24 小时工作，可以实时查找政府认证的一些资料（如驾照），在线为纳税人提供纳税证明。澳大利亚税务局还可以通过 DVS 及时获取更新的纳税人的出生日期、联系方式等内容。在识别认证方面，目前许多税务机关都使用了声纹识别认证，这是一个更加安全的途径，因为每个人的声纹都是独一无二的。数字技术可以对声纹与纳税人进行匹配和高精度的监测，还可以将每个声纹转换为“哈希”值^①（一种不可逆转的数值算法），这意味着被盗的声纹是失去作用的。许多国家还为纳税人提供独特的数字身份证。在新加坡，所有 15 岁以上的公民都可以申请在线 ID 来使用政府提供的包括税务服务在内的一些在线服务。^[11]

为了给纳税人提供更全面、便捷的服务，一些国家的税务管理部门正在努力将更多的涉税信息纳入整个税收征管系统，这样可以使很多问题在纳税人提交纳税申报表之前或期间得到识别，从而减少提交后审核的需求。在英国，税务与海关总署正在投资 13 亿英镑用于开发简便的数字税收征管系统，小型企业和个人可以使用在线数字税务账号进行越来越多的税务处理，该系统可以提供个性化和实时的用户体验，最终目的是使数字税务账户取代以往的年度纳税申报表。该数字税收征管系统的一个关键要素是企业的纳税状况可以通过在线数字记录并每季度更新。这将提高企业的税收遵从度，减少因计算等失误造成的损失，并为企业的成长和发展提供良好的环境。^[16]还有一些国家的税务机关与软件开发企业进行合作，将功能集成到第三方软件中。在新西兰，税务局于 2015 年成功完成了一个试点项目，该项目允许企业通过由两家供应商开发的会计软件进行纳税申报，这两个会计软件的市场覆盖率达 75%。在对 422 个试点参与企业的调查中，64% 表示该申报方式降低了成本，76% 表示这可以确保帮助其提交正确的信息。^[17]

2. 推进税企系统融合。

随着在线支付等数字技术的普及，很多国家税务机关将税收征管与纳税人日常业务紧密融合，通过信息系统建设推进税务机关和企业的信息直连，这就极大地提高了监管效率和服务水平。澳大利亚税务局开

发了一键式薪酬系统（Single Touch Payroll, STP），将其嵌入企业的工资支付系统中，这将要求雇主每年要向税务局报告每个员工的工资、工资预缴税额、退休金等，员工也可以访问与他们相关的报告信息，了解其个人薪酬、工资税等情况。依托数字技术将此税务管理服务嵌入雇主的支付系统中，税务机关可以自动获取数据。自 2017 年 7 月起，所有雇主都可以使用 STP 系统；自 2018 年 7 月起，大型雇主将被强制使用该系统。巴西是强制使用电子发票的国家之一，供应商和买家（或企业与企业，企业与政府）之间通过电子方式发送、接收和保存发票，这有助于建立一个全国性的数字账簿系统，使直接报告年度所得税和其他税收信息成为可能（Claire, 2017^[10]）。

3. 拓宽数据采集渠道。

数据是开展税收征管工作的核心要素。较低的存储成本，加上分析技术的进步，促使各国税务机关积极获取各种涉税数据。数字支付、电子发票和其他连接设备（如线上现金登记系统等）的使用正在为税务管理部门提供更多的数据。这些数据与销售和付款相关的数据相互补充，构成潜在的应税交易图景。大多数税务管理部门报告显示他们正在扩大数据的收集，包括从在线交易、资产租赁和增值税发票等途径获取。

越来越多的税务管理部门也正在与服务提供商合作，这对加强风险评估、进行高级分析、为税收征管和政策出台提供信息都十分有益。图 2 是 OECD 对参

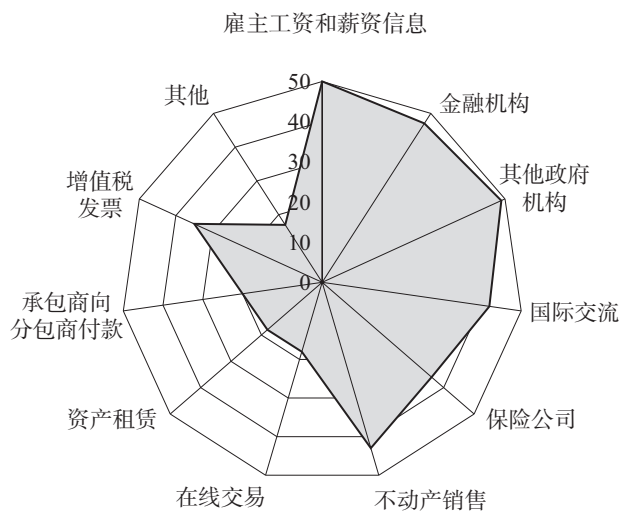


图 2 税务机关数据来源

数据来源：OECD《税收征管报告 2017》。

^① Hash，一般翻译为散列、杂凑，或音译为哈希，是把任意长度的输入通过散列算法变换成固定长度的输出，该输出就是散列值。

与调查的55个国家(地区)税务机关税收数据来源的统计图,从图中可以看出,除了雇主工资和薪资、金融机构、不动产销售、其他政府机构和与其他国家交换信息这些传统的数据获取途径外,很多税务机关开始从在线交易、资产租赁及分包合同等途径获取数据。

4. 注重数据分析利用。

“高级分析”包含一组技术,用于从数据中发现规律和问题来为决策提供信息、对政策和一些措施进行测试、识别纳税人税法遵从风险。高级分析最初在一些审计中被使用,随着数字技术的发展,高级分析应用程序数量以及可使用数据量不断增加,其应用范围逐渐扩大。税务机关逐步将高级分析技术应用到广泛的税收征管活动中,包括优化欠税管理、提高纳税申报率和质量、提供更好的纳税服务等。例如,为更好地提供纳税服务,提高纳税咨询的水平和效率,2014年开始,新加坡税务局使用文本技术分析纳税人发送的电子邮件内容。该分析可以帮助确定纳税人询问的性质,了解可能需要重点回应的内容。纳税人邮件中的文本数据被提取、清理,并通过相关模型分析。通过该方式,税务局能够发现与纳税人密切相关的常见问题,并及时采取措施,在其网站上提供更多指导,并主动向因政策调整受到影响的纳税人发起提醒。文本挖掘现已取代了传统的电子邮件查询的手动跟踪,节省了时间并提高了员工的工作效率,避免了人工跟踪中出现的解释不一致的现象。^[18]

在欠税管理中也越来越多地使用高级分析技术。过去,欠税管理领域的创新主要集中在采取何种方法更好地收回税款,例如通过冻结银行账户,增加处罚力度等传统方式。随着技术的进步和税务管理部门可使用数据工具的增加,最新的发展趋势是通过预先干预,避免欠税情况的产生,例如,在澳大利亚,税务局使用一种分析模型来确定纳税人的税款何时“不太可能被征收”,然后发出短信提醒纳税人。在2015—2016年,这种方法使得之前未按时缴纳或延迟缴纳的10亿税款得到及时缴纳(Katie, 2017^[19])。

(二) 关注新兴商业模式,防范重点领域税收风险
新兴经济形式和商业模式的出现给税收征管工作

带来很多挑战,税务机关也采取了一些措施防范重点领域的税收风险。为应对通过在线平台使供应商和客户直接联系的全球共享经济带来的税收风险,税务机关越来越多地与其他政府机构和别国税务局进行联系,以确保获得更多的交易信息。例如,澳大利亚税务局可以访问澳大利亚交易报告和分析中心的资金流量信息,这有助于税务局识别在共享经济中未注册的企业和个人。由于行业相对较新并且迅速扩张,并非所有参与共享经济的纳税人都了解其纳税义务,许多国家税务机关正在采取宣传和教育的办法,提高纳税遵从率。有的国家也开始采用数据挖掘技术来帮助识别共享经济的参与实体和个人。

数字技术也被应用到对如影子经济^①等重点税收风险领域的监管中。众所周知,影子或地下经济涵盖了广泛的经济活动,其多通过压低销售额或开出虚假发票的形式逃避纳税义务。对影子经济加强监管的第一个手段是使用电子收银机和电子发票,在线的电子设备可以直接将交易信息传输给税务机关。俄罗斯联邦税务局于2017年2月开始强制使用在线收银机,从2018年7月起,销售数据可以立刻上传到税务局数据处理中心。在线收银机生成的每张收据都有可扫描的二维码,使客户能够与税务局验证交易信息。此外,税务管理部门正积极与其他政府机构合作来防止系统性风险的发生。瑞典税务局与瑞典的出租车贸易组织于2017年5月推出了出租车行业的计税器强制传输系统来加强税收征管和保证行业公平。秘鲁税务局将从金融系统得来的数据与在税务管理部门登记的纳税人相匹配。任何在金融系统中有信用记录且没有税号的人都被识别出来,并被标记为潜在的逃税者。^[20]

(三) 优化组织机构,承担更多的社会责任

截至20世纪90年代初,很多国家的税务机关都从单纯的以税种为基础的内部组织结构转向以税收职能(包括税务登记、纳税评估和税收审计等)为基础的组织结构,虽然这种模式使税收征管流程更加标准化,但许多国家的实践经验表明,这种方法并没有优化对所有纳税人的税收征管,不能满足所有纳税人的需求。在随后的20年里,很多国家围绕纳税人重新对其组织结构进行了调整,将两种模式相结合,这

^① 影子经济(shadow economy)又称地下经济(underground economy),指国家无法实行税收征管与监控的经济市场。

种相对分散的模式，部分牺牲了将从事相同工作的工作人员安排在一起的一些功能优势，但可以更系统地了解不同纳税人群体的需要。在数字技术和税收政策变化的影响下，2010年以来，税务管理部门又开始将重点放在纳税人身上，前文已经介绍，各国税务机关正在设计更为全面的税收征管系统，该系统的设立既能统一税收征管流程，又可以满足不同纳税人的需求。

在履行社会职能方面，普遍的趋势是各国税务机关在承担传统的税收征管工作的基础上又增加了一些其他职责。图3是OECD对参与调查的55个国家（地区）税务机关承担新职责的统计结果，这些新的职责主要包括：海关管理、一些非税债务的收集（如学生贷款）、社会福利的发放、子女赡养费的收集（如非监护父母的逾期付款）和财产估值（与财产税的征收相关）等，除此之外，很多国家的税务机关还承担了一些与税收没有联系的职责，如对赌博活动的监管和人口登记。其中一些新职责与税收征管的核心工作密切相关，但越来越多的税务机关承担了更广泛的管理任务，这些任务的承担反映了税务管理机关内部存在的强大管理能力，特别是在用户注册、服务提供、企业及个人数据采集、数据管理等方面。

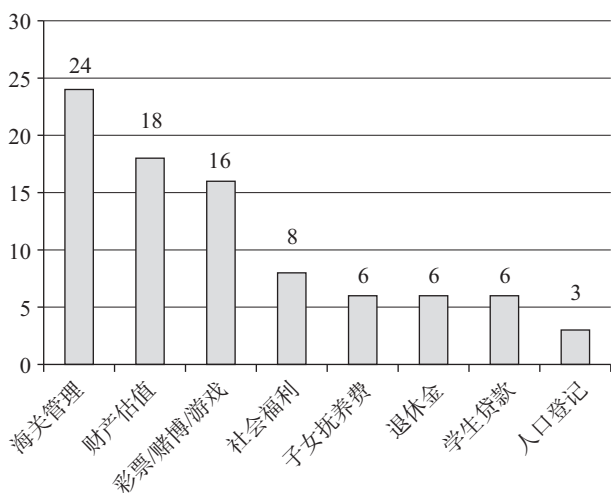


图3 税务机关承担的其他职责

数据来源：OECD《税收征管报告2017》。

（四）加强社会协作，发挥统筹协调作用

长期以来，税务中介机构在整个税收体系中发挥了重要作用。传统的税收征管中，税收中介包括记账员、会计及专业的税务顾问等，他们可以帮助纳税人

了解及履行其纳税义务。许多国家的税务机关积极与税务中介机构开展合作，这是因为税务中介机构不仅能够帮助纳税人履行纳税义务，而且还因为他们提供的服务能在一定程度上减轻税务部门的工作量。

数字技术的发展使税务中介机构提供许多新型的服务成为可能，包括线上审计和自动报税等，这给税务领域带来了新的业务模式，同时也带来了新的服务理念以及与客户互动的新模式。在过去，对一般企业而言，使用会计软件的成本比较高，新的技术和业务模式可以以较低的成本提供更好的服务（例如发票的开具和跟踪等），使得很多小企业也从中受益，这一趋势在技术普及率高的发达经济体中尤为明显。例如，丹麦税务管理局报告称，超过一半的企业在使用基于云的会计软件来管理他们的账本和税务资料。此外，税务中介机构在反馈税收征管效果、参与税收政策制定等方面也发挥着更大的作用。在荷兰，税务海关总署定期与税务中介机构的代表会面。这些会面提供了讨论税收征管发展现状的机会，包括最新的热门话题和税务系统的运作，也增进了双方相互了解和合作。

随着税收征管越来越多地受到第三方、技术和数据的影响，税务管理部门开始更多地发挥统筹者的作用，而不仅仅是作为传统的监管者。税务机关既要统筹管理并有效地赋予第三方权力，还要监管其规范性、合规性。

四、完善我国税收征管的政策建议

中国是全球领先的数字技术投资与应用大国，孕育了全世界三分之一的“独角兽”公司（市值超过10亿美元的非上市初创企业）。中国税务机关也在积极探索数字技术的应用，不断创新税收征管手段。2015年“互联网+税务”行动计划的提出与实施，迅速提升了税收征管的信息化水平；自2015年起，增值税发票管理新系统在全国范围内全面推广，在信息管税、防范风险中发挥了更大作用；2016年金税三期系统融合税收征管改革和技术创新，实现了纳税服务平台、应用软件的统一以及全国税收数据的集中。世界银行与普华永道最新发布的《2019年世界纳税报告》^[21]显示，2017年中国纳税时间缩短为142小时，远低于参与调查的190个经济体的平均纳税时间

237小时,纳税次数^①缩短为7次,税收征管服务水平显著提升。但我们也应该认识到,数字化给中国税收领域带来的变化是全面、深刻的,税务机关应该做好迎接全面数字化的准备。笔者结合我国当前数字经济发展现状及税收信息化建设所处的阶段,提出适合中国国情的政策建议。

(一) 推进适应数字化的税收征管法制建设

依法治税是税收工作的基本准则和生命线,科学完备的法律制度体系是做好税收工作的前提和基础。基于数字化税收征管的制度重建,更是有着特别的时代需求。一是新兴经济形态及其征管亟待加强立法。作为经济发展和社会治理的基础设施,规模经济、共享经济、长尾经济等蓬勃兴起。针对新兴经济形态,需要尽快完善相关法律法规并推动税收征收管理法修订,特别是在税务机关采集、使用涉税数据、保障纳税人信息安全等方面做到有法可依,为基于数字化的新兴经济形态的税收征管提供明确的法律支持。二是涉税法律体系的有机统一亟待加强。要将数字化时代对税收征管的内在要求体现在相关法律中,做到刑法、税收实体法、税收程序法以及数字经济监管与服务相关的各类规范性文件的整体协调,保持各项法律规定的衔接一致。

(二) 持续改进税收征管的顶层设计

税收征管的目标是在资源禀赋和税收制度既定的框架下,采取一定的手段实现税收的应收尽收。随着税收环境、征管手段的不断变化,税收主管部门征管改革的逻辑或模式几度变迁,20世纪80年代提出征、管、查分离改革。1997年提出了以申报纳税和优化服务为基础,以计算机网络为依托,集中征收,重点稽查的税收征管模式。2009年提出了信息管税新思路并开展税源专业化管理试点工作。2012年提出了构建以风险管理为导向,以专业化管理为基础,以重点税源管理为着力点,以信息化为支撑的现代化税收征管体系。2015年启动“互联网+税务”行动计划。2016年开展金税三期系统融合税收征管改革和技术创新。税收征管的理念、逻辑一直在随着税收环境的变化而变化,税收征管的顶层设计具有持续改进的特点。随着新科技革命特别是经济数字化的迅速发展,深刻改变了税源的结构、形式、流动性,税收征管的底层逻辑、顶层设计必须进行及时调整,

税收征管的标准、技术、方法、体系,从形式到内容都要进行革命性的重塑与创新。总的来说,要以税收业务和技术创新的深度融合为立足点,推进涉税数据采集、共享、应用的立法、制定标准、组织实施,提高税收征管的智能化和共治化程度,征管基础实现从小数据到大数据的转变,扩大信息来源,解决信息不对称问题。征管主体实现从人的经验驱动到系统算法驱动的转变,实现征管智能化。征管客体实现从管理纳税人、注重涉税事项到管理数据、注重分析的转变,减轻纳税人负担。征管模式实现从单项管理服务为主转向双向互动,以税务部门治税为主向逐步注重社会协同治理转变,实现征管共治化。

(三) 加强互联网平台治理

互联网平台是经济数字化背景下的实现交易、物流、支付等功能的新生事物,也是商业模式和共享规则的制定者、实施者,不管是国际上的优步(Uber)、爱彼迎(Airbnb),还是国内的滴滴出行、VIPKID等具有共享经济特征的互联网平台,亦或是京东、支付宝、顺丰等交易、支付、物流等互联网平台,这些平台逐渐形成行业内的独角兽企业,而且大部分行业都有独角兽企业业务量呈指数式增长并占行业较大份额的趋势。一个行业内如果有几个大的互联网平台,这几个平台会迅速聚集该行业的供给方、需求方及其衍生的其他利益主体,互联网平台比税务机关更方便地掌握供需双方的交易数据,以及其他如生产数据、支付数据、物流数据、基础或更新数据。在这种情况下,互联网平台的属性已经超出了传统的企业属性,而具备了社会治理的功能属性,其在纳税人涉税信息采集应用、信用情况、权益保护等诸多方面比政府行业主管部门更有优势,纳税人自身经营行为也严重依赖互联网平台,政府及税务主管部门应加强互联网平台治理。一是在互联网平台发展较快的领域,税务机关管理和服务对象要从以单个纳税人为主转为以互联网平台为主。二是要推动立法赋予平台更多的公共管理职责,具体包括对交易服务过程的管理、信息系统的维护管理、数据相关属性的管理、对于交易结果的管理等。三是要及时推出互联网平台的管理和服务实施办法,具体包括加强对平台的日常监管,建立打通各大交易、支付、物流等互联网平台的

^① 缴纳所有税收的次数。

信息壁垒,真正实现基于互联网涉税大数据的智能化治理和应用(赵涛,2019^[22])。

参考文献

- [1] 中文互联网数据资讯中心. 普华永道: 2018 年全球数字化运营调研报告 [EB/OL]. (2018-06-20) [2019-06-02]. <http://www.199it.com/archives/739875.html>.
- [2] De Jong S, Neuvil W, Uceda A. Dealing with Data in a Digital Economy [EB/OL]. (2018-02-07) [2019-06-02]. https://research.ibfd.org/#/doc?url=/collections/itpj/html/itpj_2018_02_int_1.html.
- [3] 王敏, 袁娇, 方铸. “互联网+”背景下税收征管模式研究: 一个理论分析框架 [J]. 财政科学, 2018 (9): 5-17.
- [4] 袁娇, 陈彦廷, 王敏. “互联网+”背景下我国税收征管的挑战与应对 [J]. 税务研究, 2018 (9): 82-88.
- [5] 叶青, 吕阳. 基于“互联网+税务”背景下的税收信息化研究 [J]. 税收经济研究, 2019 (1): 31-36.
- [6] 马敏. “互联网+税务”背景下税收征管现代化问题研究 [J]. 税务研究, 2019 (2): 109-113.
- [7] 马蔡琛, 赵笛. “互联网+”背景下的税收征管模式变革 [J]. 财政科学, 2018 (9): 18-24.
- [8] 柳光强, 周易思弘. 大数据驱动税收治理的内在机理和对策建议 [J]. 税务研究, 2019 (4): 114-119.
- [9] 张之乐. 以区块链技术促进纳税遵从的设想 [J]. 税务研究, 2017 (12): 108-111.
- [10] Claire O'Neill. Using Digital Delivery to Enhance the Integrity of Tax Systems [EB/OL]. (2017-09-29) [2019-06-02]. https://www.oecd-ilibrary.org/taxation/tax-administration-2017_tax_admin-2017-en.
- [11] OECD. Tax Administration 2017 [EB/OL]. (2017-09-29) [2019-06-02]. https://www.oecd-ilibrary.org/taxation/tax-administration-2017_tax_admin-2017-en.
- [12] OECD. 各国税务管理部门就税收确定性、税收合作及数字化转型达成共识 [EB/OL]. (2019-03-28) [2019-06-02]. <http://www.oecd.org/tax/administration/leading-global-tax-administrations-agree-collective-actions-on-tax-certainty-co-operation-and-digital-transformation.htm>.
- [13] Gianluca M. Redefining the Balance between Tax Transparency and Tax Privacy in Big Data Analytics [EB/OL]. (2018-10-24) [2019-06-02]. https://research.ibfd.org/#/doc?url=/collections/bit/html/bit_2018_11_int_3.html.
- [14] OECD. OECD 邀请公众就数字化税收挑战的可能解决方案提出意见 [EB/OL]. (2019-02-13) [2019-06-02]. <http://www.oecd.org/tax/beps/oecd-invites-public-input-on-the-possible-solutions-to-the-tax-challenges-of-digitalisation.htm>.
- [15] OECD. Programme of Work to Develop a Consensus Solution to the Tax Challenges Arising from the Digitalisation of the Economy [EB/OL]. (2019-05-31) [2019-06-02]. <http://www.oecd.org/tax/beps/programme-of-work-to-develop-a-consensus-solution-to-the-tax-challenges-arising-from-the-digitalisation-of-the-economy.htm>.
- [16] 英国税务与海关署. 税收征管报告 2017 [EB/OL]. (2017-09-29) [2019-06-02]. <https://www.gov.uk/government/organisations/hm-revenue-customs#content>.
- [17] 新西兰税务局. 税收征管报告 2017 [EB/OL]. (2017-09-29) [2019-06-02]. https://www.oecd-ilibrary.org/taxation/tax-administration-2017_tax_admin-2017-en.
- [18] 新加坡税务局. 税收征管报告 2017 [EB/OL]. (2017-09-29) [2019-06-02]. <https://www.iras.gov.sg/irashome/default.aspx>.
- [19] Katie C. Insights from innovations in tax debt management [EB/OL]. (2017-09-29) [2019-06-02]. https://www.oecd-ilibrary.org/taxation/tax-administration-2017_tax_admin-2017-en.
- [20] OECD. 开发技术工具用于防止税收侵蚀和欺诈 [EB/OL]. (2017-03-31) [2019-06-02]. www.oecd.org/tax/crime/technology-tools-to-tackle-tax-evasion-and-tax-fraud.pdf.
- [21] 普华永道. 2019 年世界纳税报告 [EB/OL]. (2018-11-20) [2019-06-02]. https://www.baidu.com/link?url=awvj-UI_m5QZHiN_iCrWZlv7X_IQzfdNYnxJd-4mP0Ia0480WbNe8j-ujGvKETU8wguMVFOsOfQQs1-D-T2W4Pa38R2jn5WDv0_JjyzkJPoPuUgx84tqCpMdHiuwPcb&wd=&eqid=cf16d0d50007eeae000000035d9b1085.
- [22] 赵涛. 共享经济税收管理的国际比较研究 [J]. 税务研究, 2019 (8): 77-82.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

存款市场约束对银行成本效率的影响研究

——来自中国商业银行微观数据的经验证据

Research on the Impact of Deposit Market Constraints on Bank Cost Efficiency:
The Empirical Evidences from Micro-data of Chinese Commercial Banks

胡建辉 岳娟丽

HU Jian-hui YUE Juan-li

[摘要] 笔者基于2008—2017年我国30家主要商业银行的面板数据,使用随机前沿分析方法(SFA)估算出银行成本效率,通过构建动态面板模型实证研究了存款市场约束对商业银行成本效率的影响。研究发现:就存款市场数量约束看,公司定期存款比重的增加对银行成本效率并无显著影响,但公司活期存款比重的上升却有利于提高银行成本效率;个人定期和活期存款占比的增加均对银行成本效率的提升产生了积极促进作用。就存款市场价格约束看,以利息支出占比为代理变量的存款市场价格约束对银行成本效率的影响异常显著,价格约束效应明显。就不同类型银行间差异看,公司类存款比重的上升对大型商业银行成本效率无明显数量约束效应,但对股份制商业银行和城市商业银行的数量约束效应相当显著;个人类存款占比的增加对股份制商业银行成本效率不存在明显数量约束效应,但对大型商业银行和城市商业银行的数量约束效应十分突出;存款市场价格约束对大型商业银行成本效率的影响不显著,但对股份制商业银行和城市商业银行却产生了显著的价格约束效应。

[关键词] 商业银行 存款市场约束 成本效率 SFA

[中图分类号] F832.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2020)01-0021-13

Abstract: Based on the panel data of 30 major commercial banks in China from 2008 to 2017, this paper uses Stochastic Frontier Analysis to estimate the cost efficiency of banks, and empirically studies the impact of deposit market constraints on the cost efficiency of commercial banks. The study finds that the increase of the proportion of time deposits in the deposit market has no significant effect on the cost efficiency of banks, but the increase of the proportion of current deposits in the deposit market is beneficial to the improvement of the cost efficiency of banks. The increase of the proportion of individual fixed-term deposits and demand deposits has played a positive role in promoting the cost efficiency of banks. From the perspective of deposit market price constraints, the effect of deposit market price constraints with interest expenditure as the proxy variable on bank cost efficiency is remarkable, and the effect of price constraints is obvious. In terms of the differences among different types of banks, the increase of the proportion of corporate deposits has no significant quantitative restraint effect on the cost efficiency of large commercial banks, but has significant quantitative restraint effect on joint-stock commercial banks and urban commercial banks. The increase in the proportion of individual deposits has no significant quantitative restraint effect on the cost efficiency of joint-stock commercial banks, but has a significant quantitative restraint effect on large commercial banks and urban commercial banks. The effect of deposit market price constraint on cost efficiency of large commercial banks is not significant, but it has significant price constraint effect on joint-stock commercial banks and urban commercial banks.

Key words: Commercial bank Deposit market constraints Cost efficiency SFA

[收稿日期] 2019-06-03

[作者简介] 胡建辉,男,1987年10月生,北京大学应用经济学博士后科研流动站与河北银行博士后科研工作站联合培养博士后,经济学博士,研究方向为金融风险管理;岳娟丽,女,1973年3月生,河北地质大学经贸学院教师,经济学博士,研究方向为金融脆弱性、金融风险管理和绿色金融。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“转型发展新阶段中国经济增长动力研究”(项目编号:14ZDB120)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

作为《巴塞尔新资本协议》的三大支柱之一,市场约束对银行审慎经营发挥的作用在《巴塞尔协议Ⅲ》中得到进一步强化,也越来越受到业界和学术界的关注。2008年全球金融危机的爆发,使得人们认识到市场约束对银行稳健经营的重要性。根据张圣平和高培道(2012)^[1]的研究,商业银行的利益相关者(股东、存款人和其他债权人)能否对银行经营形成有效约束取决于两个条件:一是利益相关者有充足动力依照银行经营情况采取相应行动;二是利益相关者的行动能够引起银行足够关注和重视。正如Hou等(2016)^[2]所指出的那样,对于中国银行业来讲,唯一普遍和可行的市场约束就是存款市场约束。具体来看,存款人会根据商业银行风险水平变化,进而调整银行存款数量或提出更高存款利息率的要求,以此影响商业银行过度的风险承担行为,并最终影响商业银行的经营效率^①。

之前,由于银行与存款者之间普遍存在信息不对称问题以及广大中小存款者的“搭便车”现象,导致存款市场约束的力度较弱。但是,随着近些年利率市场化的不断推进和商业银行信息披露的日益规范,上述问题在某种程度上已得到有效解决,存款市场约束效应不佳的局面可能已发生明显改变。鉴于此,本文选取银行绩效这一新颖视角,实证考察存款市场约束对银行成本效率的影响,着重解决以下三方面的问题:其一,我国存款市场约束对银行成本效率的提升究竟产生怎样的影响,是抑制还是促进?其二,由于存款市场约束存在数量约束和价格约束两种作用渠道,这两种作用渠道对银行成本效率的影响如何?其三,就存款市场约束影响商业银行成本效率的机制来讲,不同类型商业银行是否会呈现不同的情形?上述三方面问题的解答,不仅有助于我们对存款市场约束的有效性有一个更为清晰的认识,而且通过存款市场约束和银行成本效率之间关系的考察,能够为研究存款市场约束的机制提供新的证据。

二、文献回顾

市场约束是指银行利益相关者从自身利益出发,

依靠对银行经营情况和风险承担状况的了解,进而选择“好银行”,惩罚“坏银行”,迫使银行进行稳健审慎经营的过程(Demirgüç-Kunt和Huizinga,1999^[3])。目前,国内外学者围绕市场约束展开的研究主要集中于三个方面:一是存款保险与市场约束关系研究;二是市场约束与银行风险承担行为关系研究;三是政府监管与市场约束关系研究。

在存款保险与市场约束关系研究方面,学者们的研究重点概括起来可分为两类:一是存款保险制度实施过程中存在的问题促使市场约束新监管理念的最终确立。在这方面所做研究较具代表性的有Kane(1987)^[4]、Ergungor(2004)^[5]、潘静和熊谋林(2013)^[6]等,其中:Ergungor(2004)^[5]的研究认为,由于存款保险是银行安全经营的重要手段,对作为存款保险重要运行成本即市场约束减弱的忽视,会显著降低存款保险的运作效率。二是鉴于存款保险是市场约束的重要制度保障,对存款保险与市场约束之间关系的研究应着重考察存款保险是否减弱了市场约束。在此方面所做研究较具影响力的有Llewellyn和Jones(2003)^[7]、Imai(2006)^[8]、Distinguin等(2013)^[9]、张强和余桂荣(2009)^[10]、杨谊和陆玉(2011)^[11]、冯剑和童中文(2016)^[12]等,其中:杨谊和陆玉(2011)^[11]基于1999—2010年我国15家主要商业银行数据,使用改进Salop模型实证研究了市场约束与存款保险之间的相互关系,发现得益于隐性存款保险的存在,我国商业银行具有更强烈的放贷冲动,吸收存款力度大,储户为了较高存款利率而忽视了银行本身的经营风险,导致市场约束作用的削弱。

在市场约束与银行风险承担行为关系研究方面,学者们得出的观点主要有两种:一种观点认为市场约束能够显著抑制银行的风险承担行为。持有该类观点的学者主要有Nier和Baumann(2003)^[13]、Berger(2015)^[14]、Arnold等(2016)^[15]、黎灵芝等(2014)^[16]等,其中:Arnold等(2016)^[15]通过利用德国银行数据研究发现,存款人的市场约束效应是显著存在的,但存款市场约束对银行风险承担行为的影响会随着银行治理结构的变化而变化;黎灵芝等(2014)^[16]同样认为,存款市场约束能够依靠数量渠道约束商业银行的信用风险承担行为,依靠价格渠道约束商业银行的

① 本文所指的经营效率是X效率,即指除规模和范围影响之外的技术效率和配置效率。依照研究内容的不同,X效率又可相应分为成本效率和利润效率等,本文以成本效率为具体研究对象。

流动性风险。另一种观点认为市场约束不能对银行风险下降产生显著影响。持有该类观点的学者主要有 Shy 和 Stenbacka (2004)^[17]、Dinger 和 Von Hagen (2007)^[18]、曹廷求和张光利 (2011)^[19]、贾洪文等 (2012)^[20]、李晓庆和刘江慧 (2016)^[21] 等,其中:Dinger 和 Von Hagen (2007)^[18] 研究发现,市场约束会导致高风险银行在银行间市场支付更高的融资支付成本;贾洪文等 (2012)^[20] 研究认为市场约束中的价格渠道约束对银行风险承担的影响不显著。

在政府监管与市场约束关系研究方面,学者们的研究观点也主要有两种:一种观点认为政府监管和市场约束之间是一种替代关系。持有该种观点的学者主要有 Hosono 等 (2004)^[22]、曹廷求和张光利 (2011)^[19] 等,其中:曹廷求和张光利 (2011)^[19] 从价格机制和数量机制两方面研究了市场约束、政府干预和银行风险承担之间的关系,发现政府干预机制在一定程度上对市场约束机制具有明显的替代作用。另一种观点认为政府监管和市场约束之间为一种互补关系。持有该种观点的学者主要有 Caprio 和 Honahan (1998)^[23]、Rochet (2004)^[24]、Agoraki 等 (2011)^[25]、黄蕙 (2006)^[26]、赵珈等 (2015)^[27] 等,其中:Agoraki 等 (2006)^[26] 以中东欧银行为样本,研究发现更强的政府监管和更有力的市场约束相结合有助于信用风险和违约风险的降低;赵珈等 (2015)^[27] 以我国 16 家上市商业银行为样本实证研究了政府监管、市场约束和商业银行风险之间的关系,得出政府监管和市场约束具有互补作用,能够共同降低银行风险的结论。

综上所述,国内外学者围绕市场约束与存款保险、银行风险承担行为和政府监管之间关系开展了大量富有成效的研究,并取得了丰硕的研究成果。可是,除李晓庆等 (2018)^[28] 从银行效率视角研究了存款人市场约束的有效性之外,鲜有学者从银行绩效的角度出发,探究市场约束与银行绩效之间的关系。鉴于此,本文基于已有研究的不足,采用 2008—2017 年我国 30 家主要商业银行的面板数据,使用随机前沿分析方法对银行成本效率进行测度并将其作为银行绩效指标,通过构建动态面板模型实证研究存款市场约束对商业银行成本效率的影响,并就银行类型在存款市场约束影响银行效率过程中扮演的角色进行考察。相比已有研究,本文的研究贡献主要体现在以下几个方面:一是从存款市场约束有效性角度出发,阐释了存款市场约束对我国商业银行成本效率的作用机

理;二是在就存款市场约束影响银行成本效率进行考察时,将银行类型差异因素纳入了分析框架;三是对于存款市场约束影响银行成本效率实证模型的构建和分析,考虑了银行成本效率自身可能存在的滞后效应。

本文余下内容安排如下:第三部分是研究设计;第四部分是存款市场约束对银行成本效率影响的实证结果与分析;第五部分是基本结论与政策建议。

三、研究设计

(一) 存款市场约束对银行成本效率的作用机理

不同于股东和其他债权人,就我国商业银行的实践而言,存款是我国银行的主要负债来源,是银行最主要的利益相关主体,在市场约束中发挥着至关重要的作用。具体到存款市场约束,其内涵在于:在我国利率市场化的助力下,存款人会根据所收集到的信息,对银行的风险承担行为进行甄别和研判,通过采取相应的市场化行为措施对银行的资产负债等各项业务施加影响,进而达到选择“好银行”,惩罚“坏银行”的目的,从而对银行形成约束,促进银行稳健审慎经营,不断提高银行经营效率(张正平和何广文,2005^[29])。根据 Peria 和 Schmukler (2001)^[30] 的研究,存款市场约束可分为两种:一是数量约束(*slys*);二是价格约束(*lgys*)。数量约束是指当银行风险高企而高溢价风险补偿无法得到满足,或者银行面临的风险已超越存款人自身的风险承受能力时,存款人会相应减少或者转出在该银行的存款,也即是说明,数量约束与银行风险承担行为具有反向变动关系,与银行成本效率具有正向变动关系。价格约束也被称为利率约束,是指当存款人认为商业银行的经营风险较高时,就会向该银行索取更高的利息率以作为风险补偿,也即是说明,价格约束与银行风险承担行为具有正向变动关系,与银行成本效率具有反向变动关系。据此,本文提出如下假设:

H1: 存款市场数量约束对银行成本效率具有正向影响。

H2: 存款市场价格约束对银行成本效率具有负向影响。

众所周知,我国大型商业银行、股份制商业银行和城市商业银行在资产规模方面存在显著差异,以至于在银行业中的系统重要性上实力对比较为悬殊。以大型商业银行为例,凭借庞大的市场规模,其在资金

市场中的领导地位和市场影响力遥遥领先于其他类型银行。从“大而不能倒”的理论角度看，大型商业银行的系统重要性最强，股份制商业银行次之，城市商业银行最弱，市场对这三类银行的国家隐性担保预期也是依次递减。就我国商业银行而言，考虑到市场约束与政府干预这一矛盾综合体的现实存在，市场的政府隐性担保预期越强，存款市场约束的效应可能会越弱。换言之，存款市场约束对不同类型商业银行风险承担行为的影响可能明显不同，也即是说，存款市场约束对不同类型商业银行成本效率的影响可能存在显著差异。据此，本文提出如下假设：

H3: 存款市场约束对不同类型银行成本效率的影响可能呈现明显差异。

(二) 研究变量

1. 存款市场约束。

作为存款市场约束的两种重要表现，存款者“用脚投票”和对利息的更高要求显著影响商业银行的经营行为和风险水平。根据前文的作用机理分析，存款人根据商业银行风险水平变化所作出的调整存款数量（数量约束）和要求提高存款利息率（价格约束）的决策，都会影响商业银行的经营效率。参照 Uchida 和 Satake (2009)^[31]、李晓庆等 (2018)^[28] 的做法，本文选用公司定期存款占比 (*cfdr*)、公司活期存款占比 (*ccdr*)、个人定期存款占比 (*pfdr*) 和个人活期存款占比 (*pcdr*) 作为数量约束指标的代理变量，选用利息支出与存款总额的比值 (*ietr*) 作为价格约束指标的代理变量。

2. 银行成本效率。

银行效率反映的是商业银行实现最优投入和产出组合的能力，是银行管理能力、技术水平和资源配置能力的综合体现。作为银行效率的一种重要表现，银行成本效率衡量的是商业银行的实际成本接近最优成本的程度，对其测度需借助商业银行的前沿成本函数进行。

其一，测度方法。

目前，商业银行效率的测度方法主要有非参数法和参数法两种，其中非参数法以数据包络分析法 (DEA) 为代表，参数法以随机前沿分析法 (SFA) 的应用最为广泛。对非参数法而言，由于其在具体应用中并没有考虑测量误差和统计噪音的影响，导致所测效率值可能不准确 (Chen 等, 2012^[32])。相比于非参数法，参数法不仅考虑了价格因素对前沿效率的影响，而且能够将无效率项与随机误差项相分离，使得

所做效率评价更加符合实际 (杨文等, 2015^[33])。权衡考虑非参数法和参数法的优缺点，本文选用参数法来测度商业银行的前沿成本效率。至于参数法，随机前沿分析法 (SFA)、自由分布法 (DFA) 和厚前沿分析法 (TFA) 是其三种主要形式，由于 SFA 法测度的是某一时间截面的效率情况，而 DFA 法和 TFA 法测度是样本期内的平均效率，结合本文研究目的，我们选用 SFA 法作为商业银行前沿成本效率的测度方法。

SFA 方法最突出的特点在于引进了复合误差项，即模型的随机误差由两部分构成： v 和 u 。其中， v 为服从标准正态分布的随机扰动项， u 为服从零截断半正态分布的技术无效率项，该方法之所以能够进行前沿效率的估计，关键在于对技术无效率项的引入。众所周知，在非最佳效率下运行是企业常态，通过对行业内效率最高企业进行有效识别，以模仿、追赶甚至超越效率最佳企业，成为市场经济环境下企业持之以恒的奋斗目标，这也是 SFA 方法经常被用于商业银行前沿效率评价的优越性之所在。

其二，估算模型。

在运用 SFA 方法对商业银行效率进行测度时，必须首先确定效率前沿函数的形式。现有研究中，学者们经常使用的函数形式主要有两种：柯布-道格拉斯函数 (Cobb-Douglas Function) 和超越对数函数 (Translog Function)。相比于 Cobb-Douglas 函数，Translog 函数通过对投入要素相互影响项的引入，能够对效率函数开展二次灵活模拟，使得效率模型呈现明显柔性特征，这一特征可以在很大程度上摆脱潜在成本结构和生产结构的限制，进而与我国商业银行规模报酬可变的现实情况更加相符。

借鉴 Fungáčová 等 (2013)^[34]、申创和赵胜民 (2017)^[35] 的研究，本文通过设定单产出的超越对数函数模型对商业银行的成本效率进行测度：

$$\begin{aligned} \ln tc_u = & \alpha + \beta_1 \ln y_u + \frac{1}{2} \beta_2 \ln y_u^2 + \sum_{j=1}^2 \gamma_j \ln w_{ju} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \gamma_{jk} \ln w_{ju} \ln w_{ku} + \sum_{j=1}^2 \eta_j \ln y_u \ln w_{ju} \\ & + \phi_0 t + \frac{1}{2} \phi_1 t^2 + \phi_2 t \ln y_u \\ & + \sum_{j=1}^2 \phi_3 t \ln w_{ju} + \varepsilon_u \end{aligned} \quad (1)$$

式 (1) 中， tc 为商业银行总成本，用银行运营

成本来表示,为管理费用、利息支出和其他运营费用总和。 y 为银行产出,用银行总资产来表征。 w 为投入要素价格向量,包括 w_1 和 w_2 两部分。其中, w_1 为管理费用与总资产的比值,由于部分银行不提供职工薪酬、固定资产消耗等详细数据,而将其统一到管理费用中,因此本文选用管理费用指标作为人力成本和固定资产成本的替代变量,这样既可以反映人力资本支出,也可以反映固定资产成本支出。 w_2 为利息支出与存款总额的比值,用以反映银行资金成本。同时,为了控制商业银行技术水平的变化,我们还在模型中加入了时间变量 t 。 ε 为随机误差项,且 $\varepsilon = V_{it} + U_{it}$ 。

此外,为满足规范性要求,我们还对要素价格制定了齐次性和对称性约束,如式(2)所示:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^2 \gamma_j &= 1; \sum_{j=1}^2 \gamma_{jk} = 0 \quad k = 1, 2; \\ \sum_{j=1}^2 \eta_j &= 0; \gamma_{jk} = \gamma_{kj} \end{aligned} \quad (2)$$

根据 Battese 和 Coelli (1992)^[36] 的研究,成本效率即指不存在无效率项时的最小成本与实际成本的比值,成本效率(ce)的计算公式如式(3)所示:

$$ce = e(c_{it} | u_{it} = 0, g_{it}) / e(c_{it} | u_{it}, g_{it}) \quad (3)$$

式(3)中, c_{it} 表示银行总成本, g_{it} 表示银行成本函数中的各项参数。

商业银行成本效率测度指标释义如表1所示。

表1 商业银行成本效率测度指标

指标代码	指标名称	指标描述
tc	总成本	管理费用、利息支出和其他运营费用之和
y	总资产	银行资产总额
w_1	运营管理投入价格	人力成本与固定资产成本支出总和/银行总资产
w_2	资金价格	利息支出/存款总额
t	时间趋势	$t=1$,表示时间为2008年; $t=10$,表示时间为2017年

(三) 研究方法

考虑到银行效率一般具有连续变化特征,而且与存款市场约束尤其是价格约束之间可能存在内生性问题,因此本文借鉴申创和赵胜民(2017)^[35]的做法建立如式(4)所示的动态面板模型,模型设定如下:

$$ce_{it} = \alpha + \beta_1 ce_{i,t-1} + \beta_2 scys_{it} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \Pi_{ju} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, ce_{it} 表示第 i 家银行在第 t 期的成本效率,通过前文介绍的超越对数函数模型测算得到; $ce_{i,t-1}$ 表示银行成本效率的一阶滞后项。 $scys_{it}$ 表示市场约束变量,由数量约束($slsys_{it}$)和价格约束($sgys_{it}$)两种细分变量组成。其中, $slsys_{it}$ 表示一组刻画存款市场数量约束的特征变量,包括公司定期存款占总资产比重($cfdr_{it}$)、公司活期存款占总资产比重($ccdr_{it}$)、个人定期存款占总资产比重($pfdr_{it}$)和个人活期存款占总资产比重($pcdr_{it}$)。 $sgys_{it}$ 表示存款市场价格约束指标,由利息支出与存款总额的比值($ietr_{it}$)这一代理变量进行表征。 Π_{ju} 表示一组控制变量,用于考察“遗漏因素”对银行成本效率的影响,避免遗漏变量偏差的存在,包括未保险存款($uids_{it}$)、政府隐性担保虚拟变量($yxdb_{it}$)、信息披露程度($xxpl_{it}$)、银行资产规模(zcg_{it})。在模型回归过程中,如果商业银行第一大股东为国有,那么 $yxdb_{it} = 1$,否则取值为0。 ε_{it} 为随机误差项。

考虑到我国各商业银行发展水平间的显著差异,在存款市场约束影响银行成本效率的过程中,银行类型可能扮演着重要角色。为实现对这一情形的考察,本文在公式(4)中加入存款市场约束与银行类型变量的交乘项,模型可改写如下:

$$ce_{it} = \alpha + \beta_1 ce_{i,t-1} + \beta_2 scys_{it} + \beta_3 scys_{it} \times bigb_{it} + \beta_4 scys_{it} \times stob_{it} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \Pi_{ju} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中,如果银行 i 是大型商业银行,则 $bigb_{it} = 1$,否则为0;如果银行 i 是股份制商业银行,则 $stob_{it} = 1$,否则为0;当 $bigb_{it} = 0$ 且 $stob_{it} = 0$ 时,意味着银行 i 为城市商业银行。

文中所用相关研究变量的定义汇总如表2所示。

(四) 样本选取与数据说明

本文研究时间跨度为2008—2017年,研究所需的相关数据除银行业总资产数据来源于《中国金融年鉴》和中国人民银行网站外,其他均来自于Wind数据库和各银行年报。根据研究目的和相关数据缺失程度,最终选取了30家商业银行为样本,其中大型商业银行5家,股份制商业银行11家(由于恒丰银行部分指标数据缺失严重而从样本银行中剔除)和

城市商业银行 14 家。^①文中所用主要变量的描述性统计如表 3 所示。

表 2 变量选取与定义

变量来源	变量名称	变量代码	具体定义
银行效率	成本效率	<i>ce</i>	银行实际成本接近最优成本的程度
市场数量约束	公司定期存款占比	<i>cfdr</i>	公司定期存款/银行期末总资产
	公司活期存款占比	<i>ccdr</i>	公司活期存款/银行期末总资产
	个人定期存款占比	<i>pfdr</i>	个人定期存款/银行期末总资产
	个人活期存款占比	<i>pcdr</i>	个人活期存款/银行期末总资产
市场价格约束	利息支出占比	<i>ietr</i>	利息支出总额/期末总存款余额
其他约束	未保险存款占比	<i>uids</i>	同业和其他金融机构存放款项/银行期末总资产
	政府隐形担保	<i>yxdb</i>	如果第一大股东为国有则取值为 1, 否则为 0
	信息披露程度	<i>xxpl</i>	银行年度披露的公司公告数量
	银行资产规模	<i>zcgm</i>	银行年末总资产的自然对数

表 3 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ce</i>	300	0.952 0	0.033 9	0.783 7	0.991 0
<i>cfdr</i>	300	0.204 7	0.075 2	0.046 6	0.552 0
<i>ccdr</i>	300	0.256 5	0.077 6	0.072 1	0.506 8
<i>pfdr</i>	300	0.108 7	0.058 7	0.013 7	0.353 1
<i>pcdr</i>	300	0.069 7	0.051 3	0.005 5	0.243 3
<i>ietr</i>	300	0.030 7	0.012 1	0.009 2	0.066 6
<i>uids</i>	300	0.123 3	0.075 3	0.000 2	0.333 2
<i>yxdb</i>	300	0.766 7	0.423 7	0.000 0	1.000 0
<i>xxpl</i>	300	453.730 0	670.990 0	0.000 0	3 726.000 0
<i>zcgm</i>	300	9.249 8	1.619 7	5.780 0	12.470 0

四、实证结果分析

(一) 样本银行的成本效率估算

根据前文所述超越对数生产函数,本文使用 stata15 软件估算了商业银行的成本效率。由于受篇幅所限,本文不一一列举 30 家样本银行的成本效率。2008—2017 年间我国三类商业银行成本效率的描述性统计特征和走势情况如表 4 和图 1 所示。

表 4 按类型分银行成本效率的统计性描述

银行类型	平均值	标准差	最小值	最大值
大型商业银行	0.967	0.013	0.912	0.986
股份制商业银行	0.948	0.036	0.784	0.991
城市商业银行	0.950	0.036	0.812	0.990
样本整体	0.952	0.034	0.784	0.991

如表 4 和图 1 所示,大型商业银行的成本效率均值高于样本银行的整体平均效率,即使同股份制商业银行和城市商业银行相比,大型商业银行的成本效率表现仍较为突出。具体来看,2012 年以前,大型商业银行的成本效率虽温和波动,但一直处于一种较高水平,而股份制商业银行和城市商业银行成本效率的波动却较为剧烈。在此之后,大型商业银行的成本效率呈现一种逐年递减的变化趋势,直到 2014 年,股份制商业银行和城市商业银行同大型商业银行的这种成本效率差距缩小到了最小程度。从样本银行成本效率的总体表现来看,可能受到 2008 年全球金融危机滞后性的影响,我国商业银行的成本效率呈不断下降趋势,2010 年之后这方面的银行绩效表现才逐步复苏。

^① 本文参照银保监会年报中的划分标准,将所选商业银行样本划分为大型商业银行、股份制商业银行和城市商业银行。由于中国邮政储蓄银行 2018 年年底新近被列入大型商业银行范围,故不在本文样本银行范围之内。

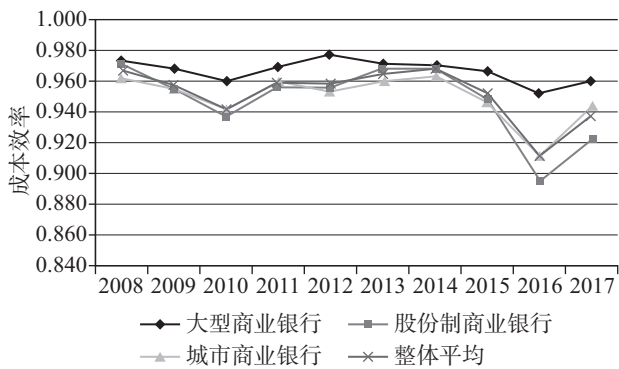


图1 按银行类型分成本效率走势情况

(二) 存款市场约束对银行成本效率的影响

1. 全样本实证回归结果。

存款市场约束对银行成本效率影响的全样本实证

表5 全部银行样本实证回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L.ce</i>	0.206*** (8.42)	0.263*** (10.05)	0.181*** (8.34)	0.207*** (11.50)	0.163*** (4.73)
<i>cfdr</i>	0.151 (1.20)				0.341 (1.46)
<i>ccdr</i>		0.386*** (7.73)			0.309*** (4.70)
<i>pfdr</i>			0.251*** (9.18)		0.395*** (5.35)
<i>pcdr</i>				0.495*** (4.76)	0.553** (2.29)
<i>ietr</i>	-1.345*** (-4.01)	-2.580*** (-3.93)	-1.767*** (-5.28)	-1.751*** (-4.60)	-2.672*** (-3.30)
<i>uids</i>	-0.324*** (-7.49)	-0.248*** (-10.65)	-0.319*** (-14.70)	-0.302*** (-12.54)	-0.122*** (-4.30)
<i>yxdb</i>	-0.024* (-1.86)	-0.028 (-1.02)	-0.035** (-2.20)	-0.021* (-1.84)	-0.094** (-2.00)
<i>xxpl</i>	0.003*** (3.42)	0.004*** (4.94)	0.003*** (9.25)	0.003*** (4.73)	0.006* (1.81)
<i>zcgm</i>	0.013*** (5.08)	0.033*** (11.72)	0.007** (2.06)	0.010 (1.47)	0.003* (1.89)
<i>_cons</i>	0.604*** (8.20)	0.288*** (5.75)	0.663*** (4.67)	0.617*** (5.57)	0.460*** (9.02)
样本量	270	270	270	270	270
AR (1)	0.026	0.035	0.028	0.030	0.015
AR (2)	0.201	0.225	0.202	0.288	0.272
Sargan 检验	27.263 (0.904)	26.336 (1.000)	25.923 (8.761)	25.558 (0.916)	21.225 (0.893)

注：以城市商业银行为基准组 (benchmark group)。***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；回归方程括号内均为 *z* 统计量。AR (1) 和 AR (2) 的原假设为扰动项不存在序列相关，系统广义矩估计要求差分方程不存在二阶序列相关，但允许存在一阶序列相关。Sargan 检验的原假设为所有工具变量均有效，如果过度识别检验的原假设成立，则表明工具变量的选择有效。下同。

对于核心解释变量而言，公司定期存款对银行成本效率的数量约束效应不显著，但公司活期存款的数

量约束对银行成本效率的影响显著。公司定期存款对银行成本效率的影响没有通过显著性检验，没有发挥

回归结果如表 5 所示。为考察银行成本效率的连续性特征，并有效解决模型存在的内生性问题和避免使用差分 GMM 所导致的样本信息损失，我们使用系统广义矩估计即系统 GMM 方法进行模型估计。从表 5 的回归结果可以看出，一阶滞后项检验 AR (1) 显著而二阶滞后项检验 AR (2) 不显著，表明回归模型不存在扰动项序列相关问题，差分方程的矩约束条件是成立的。Sargan 检验结果没有拒绝过度识别检验的原假设，表明回归模型不存在过度识别问题。滞后一期银行成本效率指标对当期银行成本效率指标的影响在 1%水平上显著为正，说明银行成本效率是一个连续调整的变量，本文动态面板数据模型 (4) 的设定是合理的。

市场约束效应。究其原因,在我国银行业的市场经营环境中,银行的公司定期存款多是在银企之间长期稳定合作关系中派生出来的,通常银行在放出一笔贷款后会要求贷款企业将部分沉淀存款保留在企业账户里,凭借此举来“稳固”银企关系。囿于与银行存在的种种“利益关系”,即使贷款企业发现银行存在着较高的风险承担行为,也不太可能像个人储户那样及时转移存款来约束银行经营决策,影响银行经营绩效。因此,考虑到我国目前金融市场环境需要进一步优化,公司定期存款还未能发挥依靠约束银行风险承担行为来提高银行经营绩效的作用。与公司定期存款不同,公司活期存款在1%显著性水平上与银行成本效率存在显著正相关关系。这说明,在利率市场化和互联网金融快速发展的背景下,企业闲置的流动资金对于收益和流动性的追求可有更多选择,除了存款于银行之外,可购买其他各种随存随取型理财产品。得益于选择方式的多样化,企业会根据银行风险承担水平的变化自由灵活地调整存款数量,以此迫使银行更加注重日常经营管理,不断提高经营绩效,防止挤兑风波等恶性事件的发生。

个人定期存款和个人活期存款均对银行成本效率产生了显著的数量约束效应。至少在5%的显著性水平上,个人定期存款和个人活期存款同银行成本效率呈显著正相关关系,也即说明,个人定期存款和个人活期存款在总资产中占比越高越有利于银行成本效率的提升。如同公司活期存款的分析一样,随着我国利率市场化的深入推进和互联网金融的蓬勃发展,个人储户对于自身财富保值增值的需求有了更多样化的选择,他们的存款行为对于银行风险承担水平的变化较为敏感,会在短时间内通过转移存款或减少存款数量来规避银行经营风险,此举将逼迫银行更加关注审慎经营,更加重视自身稳健经营形象的创建与维护,不断提高自身经营效率。

存款人的利息或利率要求对银行成本效率产生了显著的价格约束效应。在1%的显著性水平上,存款人的利息或利率要求同银行成本效率显著负相关,这与李晓庆等(2018)^[28]的研究结论相一致。也即表明,当存款者凭借所收集到的信息认为存款银行的风险承担水平过高时,会要求存款银行提高存款利率以覆盖所承受的过高风险,进而对银行的风险承担行为实施价格约束。存款者实施价格约束的结果表现最终将在银行经营绩效上得以体现,具体表现就是随着存

款者价格约束的实施,银行的投入产出效率将下降,银行绩效也随之降低,反之亦然。在当前利率市场化深入推进和互联网金融方兴未艾的背景下,我国银行业存款市场竞争日趋白热化,存款者依靠价格水平对银行日常经营施加约束的外部治理效应日益显现。

对于控制变量而言,未保险存款和政府隐性担保对银行成本效率具有显著负向影响,且几乎分别至少通过了1%和10%的显著性检验。与国外未保险存款将发挥积极市场约束效应的研究结论不同,本文之所以会出现相反的研究结论,一方面可能与本文选取同业存款作为为保险存款的代理变量有关,导致研究结论有失偏颇;从另一方面来说,在我国银行业,包括同业存款在内的普遍隐性保险多是短期货币市场工具,隔夜和七天等拆借资金占比较大,即使察觉拆借银行风险承担水平升高,被拆借银行往往选择价格约束而非数量约束来对交易方风险承担行为施加影响。政府隐性担保与银行成本效率显著负相关,表明政府隐性担保对银行成本效率的提升具有明显抑制作用,这与Nier和Baumann(2003)^[13]的研究结论相吻合。众所周知,我国银行业普遍存在着政府隐性担保,但在受保险程度方面国有性质银行与非国有性质银行存在差异,由于受到政府隐性担保因素的影响,市场主体对银行经营风险的敏感性会降低,进而无法有效发挥市场约束功能。

信息披露程度和银行规模对银行成本效率具有显著正向影响,且几乎均至少通过了10%水平的显著性检验。信息披露程度与银行成本效率显著正相关,这与Arnold等(2016)^[15]的研究结论相一致。对于这一结论的理解并不难,那些风险管控能力突出、经营状况良好、市场声誉较高的银行,往往会及时主动披露自身经营情况信息,定期或不定期的信息披露程度较高,有利于降低市场信息不对称,促使市场投资人及时充分了解市场行情并作出有效甄别,更好地发挥市场约束作用。此外,银行规模与银行成本效率显著正相关,原因可能在于商业银行的规模越大,稳定性就越好,规模经济效应促使银行资源配置效率越高,其成本效率便会越高。

2. 考虑银行类型的实证回归结果。

考虑到银行类型可能在存款市场约束影响银行成本效率的过程中发挥重要作用,本文进一步报告了模型(5)的回归结果。由于控制变量的估计系数符号与显著性同前文并无太大区别,再者受文章篇幅所

限,这里仅呈现核心变量的回归结果^①,如表6和表7所示。从表6和表7的回归结果可以看出,一阶滞后项检验AR(1)显著的同时,二阶滞后项检验AR(2)不显著,表明回归模型不存在扰动项序列相关问题,差分方程的矩约束条件也是成立的。Sargan检验结果同样没有拒绝过度识别检验的原假设,表明回归模型不存在过度识别问题。滞后一期银行成本效率指标对当期银行成本效率指标的影响至少在5%水平上显著为正,说明银行成本效率是一个连续调整的变量,本文动态面板数据模型(5)的设定也是合理的。

表6 存款市场约束对银行成本效率影响的
组间差异:公司类存款

变量	(1)	(2)	(3)
<i>L.ce</i>	0.138 *** (3.43)	0.265 *** (4.15)	0.141 ** (2.27)
<i>cfdr</i>	0.035 *** (5.33)		0.026 *** (3.86)
<i>cfdr×bigb</i>	1.150 (1.39)		-0.086 (-1.15)
<i>cfdr×stob</i>	0.192 ** (2.32)		0.179 * (1.82)
<i>ccdr</i>		0.039 *** (5.33)	0.026 *** (2.99)
<i>ccdr×bigb</i>		0.205 (1.48)	0.789 (1.17)
<i>ccdr×stob</i>		0.119 * (1.83)	0.195 ** (2.25)
<i>ietr</i>	-1.041 *** (-2.75)	-3.063 *** (-9.21)	-2.608 *** (-5.80)
<i>ietr×bigb</i>	-0.662 (-0.23)	0.058 (1.29)	-0.799 (-0.35)
<i>ietr×stob</i>	-0.417 *** (-3.08)	-0.203 ** (-1.99)	-0.835 ** (-2.21)
<i>_cons</i>	0.820 *** (4.93)	0.461 *** (3.44)	0.794 *** (6.34)
<i>control</i>	yes	yes	yes
样本量	270	270	270
AR(1)	0.019	0.031	0.032
AR(2)	0.375	0.277	0.357
Sargan 检验	23.708 (0.938)	22.583 (0.865)	24.096 (0.924)

表7 存款市场约束对银行成本效率影响的
组间差异:个人类存款

变量	(1)	(2)	(3)
<i>L.ce</i>	0.206 *** (7.20)	0.219 *** (5.16)	0.194 *** (4.57)
<i>pfdr</i>	0.174 ** (2.43)		0.035 * (1.86)
<i>pfdr×bigb</i>	0.268 *** (4.34)		0.277 *** (2.63)
<i>pfdr×stob</i>	0.026 (1.55)		0.424 (1.32)
<i>pcdr</i>		0.164 ** (2.02)	0.327 * (1.82)
<i>pcdr×bigb</i>		0.360 ** (1.94)	0.430 ** (2.15)
<i>pcdr×stob</i>		-0.597 (-1.39)	0.002 (0.43)
<i>ietr</i>	-2.491 *** (-6.62)	-1.319 *** (-4.74)	-2.562 *** (-5.72)
<i>ietr×bigb</i>	-0.102 (-1.12)	0.925 (1.09)	-0.632 (-0.53)
<i>ietr×stob</i>	-0.858 * (-1.68)	-1.129 *** (-2.77)	-0.849 * (-1.90)
<i>_cons</i>	0.681 *** (3.29)	0.674 *** (4.40)	0.615 *** (5.71)
<i>control</i>	yes	yes	yes
样本量	270	270	270
AR(1)	0.026	0.030	0.019
AR(2)	0.395	0.428	0.478
Sargan 检验	20.906 (1.000)	24.562 (0.895)	19.043 (0.906)

由表6的回归结果可知,对公司定期存款和公司活期存款而言,两个交互项的估计系数中,公司定期存款和公司活期存款与大型商业银行虚拟变量的交互项不显著,但与股份制商业银行虚拟变量的交互项至少通过了10%水平的显著性检验,表明公司定期存款和公司活期存款的数量约束对大型商业银行成本效率的影响与对股份制商业银行和城市商业银行的影响显著不同。具体来看,对于大型商业银行,公司定期存款和公司活期存款的数量约束对银行成本效率并无显著影响,但对股份制商业银行和城市商业银行来说,公司定期存款和公司活期存款在总资产中占比越

① 控制变量的回归结果已在表中省略,若读者需要可向作者索取。

高, 银行成本效率越高。究其原因不难发现, 考察期内股份制商业银行和城市商业银行公司类存款在总资产中的占比均接近 50%, 而大型商业银行公司类存款在总资产中的占比仅为 35% 左右, 差距较为明显。此外, 对比公司类存款对股份制商业银行和城市商业银行成本效率的影响时, 发现对公司类存款业务参与度最高的股份制商业银行来说, 公司类存款对其成本效率的数量约束效应更大。

由表 7 的回归结果可知, 对个人定期存款和个人活期存款而言, 两个交互项的估计系数中, 个人定期存款和个人活期存款与股份制商业银行虚拟变量的交互项不显著, 但与大型商业银行虚拟变量的交互项至少通过了 5% 水平的显著性检验, 表明个人定期存款和个人活期存款的数量约束对股份制商业银行成本效率的影响与对大型商业银行和城市商业银行的影响显著不同。具体来看, 对于股份制商业银行, 个人定期存款和个人活期存款的数量约束对银行成本效率并无显著影响, 但对大型商业银行和城市商业银行来说, 个人定期存款和个人活期存款在总资产中占比越高, 银行成本效率越高。产生这种差异的原因可能在于, 考察期内股份制商业银行个人类存款在总资产中的占比仅为 12% 左右, 而大型商业银行个人类存款在总资产中的占比高达约 36%, 城市商业银行的占比虽不突出, 但相比股份制商业银行也有近 3 个百分点的领先优势, 差距还是相当明显。此外, 对比个人类存款对大型商业银行和城市商业银行成本效率的影响时, 发现对个人类存款业务参与度最高的大型商业银行来说, 个人类存款对其成本效率的数量约束效应更大。

由表 6 和表 7 的回归结果可知, 对存款市场价格

约束而言, 两个交互项的估计系数中, 存款市场价格约束与大型商业银行虚拟变量的交互项不显著, 但与股份制商业银行虚拟变量的交互项至少通过了 10% 水平的显著性检验, 表明存款市场价格约束对大型商业银行成本效率的影响与对股份制商业银行和城市商业银行的影响显著不同。具体来看, 对于大型商业银行, 存款市场价格约束对银行成本效率并无显著影响, 但对股份制商业银行和城市商业银行来说, 利息支出在期末总存款余额中的占比越高, 银行成本效率越低, 存款市场价格约束效应越明显。这种差别可能是合理的, 就我国而言, 大型商业银行具有较强的市场势力和风险抵御能力, 对于存款者的较高利率要求反应并不敏感, 相比之下, 股份制商业银行和城市商业银行普遍规模较小、市场势力较弱、抵御风险能力较差, 对储户要求提高利率水平的行为反应较为敏感, 存款市场的价格约束效应较为明显。此外, 比较存款市场价格约束对股份制商业银行和城市商业银行的成本效率影响时, 发现对风险抵御能力最差的城市商业银行来讲, 存款市场价格约束对其成本效率的影响更大。

(三) 稳健性检验

为确保文中估计结果的稳健和可靠, 笔者除了采取变量控制和面板设定形式检验等措施之外, 还通过运用 SBM 模型对考虑非期望产出的商业银行成本效率进行了重新测度, 将其作为被解释变量以进一步检验模型估计结果的稳健性。结果 (详见表 8~表 10) 表明, 文中绝大多数解释变量无论在符号和系数方面, 还是在显著性方面均与前文所得结果非常接近, 并无较大变化, 进而说明文中所得结论是稳健和可靠的。

表 8 稳健性检验: 全部银行样本实证回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L. ce</i>	0.185*** (6.05)	0.271*** (10.28)	0.180*** (8.64)	0.219*** (11.58)	0.178*** (5.28)
<i>cfdr</i>	0.138 (1.46)				0.360 (1.29)
<i>ccdr</i>		0.413*** (8.71)			0.393*** (8.62)
<i>pfdr</i>			0.234 (1.23)		0.420*** (5.38)
<i>pcdr</i>				0.491*** (4.24)	0.478* (2.04)
<i>ietr</i>	-1.390*** (-9.86)	-2.840*** (-4.14)	-1.753*** (-3.81)	-1.772** (-2.21)	-2.835*** (-4.25)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>uids</i>	-0.318*** (-5.52)	-0.227*** (-9.79)	-0.332*** (-8.95)	-0.310** (-2.14)	-0.109*** (-4.40)
<i>yxdb</i>	-0.030** (-2.44)	-0.013 (-0.65)	0.025 (1.44)	-0.020* (-1.85)	-0.091** (-2.37)
<i>xxpl</i>	0.004*** (4.47)	0.003** (2.51)	-0.003 (0.93)	0.003*** (3.84)	0.004** (2.21)
<i>zcgm</i>	0.011*** (3.26)	0.030*** (7.56)	0.007** (2.23)	0.009*** (3.75)	0.012* (1.89)
<i>_cons</i>	0.636*** (3.63)	0.280*** (5.60)	0.673*** (5.75)	0.608*** (3.33)	0.390*** (3.45)
样本量	270	270	270	270	270
AR (1)	0.037	0.029	0.028	0.023	0.017
AR (2)	0.325	0.417	0.306	0.284	0.297
Sargan 检验	26.431 (0.884)	24.655 (0.959)	25.942 (1.000)	25.408 (0.901)	19.341 (0.836)

表 9 稳健性检验：存款市场约束对银行成本效率影响的组间差异（公司类存款）

变量	(1)	(2)	(3)
<i>L.ce</i>	0.163*** (4.34)	0.259*** (8.98)	0.162*** (2.65)
<i>cfdr</i>	0.096*** (3.43)		0.075*** (3.26)
<i>cfdr×bigb</i>	0.808 (1.21)		0.541 (0.97)
<i>cfdr×stob</i>	0.297* (1.95)		0.318** (2.29)
<i>ccdr</i>		0.016*** (5.97)	0.030** (2.48)
<i>ccdr×bigb</i>		0.237 (1.59)	0.064 (1.25)
<i>ccdr×stob</i>		0.368* (1.86)	0.276*** (3.00)
<i>ietr</i>	-1.177*** (-3.07)	-1.334*** (-3.66)	-1.707*** (-5.74)
<i>ietr×bigb</i>	-0.121 (-1.04)	0.099 (1.18)	-1.214 (-0.54)
<i>ietr×stob</i>	-0.346*** (-4.47)	-0.987*** (-2.93)	-0.274** (-2.16)
<i>_cons</i>	0.895*** (4.12)	0.449*** (3.80)	0.842*** (6.13)
<i>control</i>	yes	yes	yes
样本量	270	270	270
AR (1)	0.019	0.027	0.023
AR (2)	0.319	0.303	0.322
Sargan 检验	22.715 (0.948)	21.351 (0.874)	22.148 (0.899)

表 10 稳健性检验：存款市场约束对银行成本效率影响的组间差异（个人类存款）

变量	(1)	(2)	(3)
<i>L.ce</i>	0.218*** (7.66)	0.226*** (10.60)	0.184*** (3.83)
<i>pfdr</i>	0.132** (2.36)		0.029* (1.94)
<i>pfdr×bigb</i>	0.326** (2.29)		0.155** (2.41)
<i>pfdr×stob</i>	0.873 (1.36)		0.977 (1.16)
<i>pcdr</i>		0.168** (2.08)	0.035*** (2.92)
<i>pcdr×bigb</i>		0.582** (2.23)	0.279* (1.85)
<i>pcdr×stob</i>		0.617 (1.43)	0.333 (1.32)
<i>ietr</i>	-1.575*** (-5.47)	-1.313*** (-4.72)	-1.059*** (-5.61)
<i>ietr×bigb</i>	-0.158 (-1.15)	-0.958 (-1.32)	-0.245 (-0.21)
<i>ietr×stob</i>	-0.343** (-2.27)	-0.120*** (-2.93)	-0.039** (-2.19)
<i>_cons</i>	0.701*** (7.26)	0.669*** (4.23)	0.663*** (6.96)
<i>control</i>	yes	yes	yes
样本量	270	270	270
AR (1)	0.038	0.031	0.039
AR (2)	0.413	0.243	0.233
Sargan 检验	21.315 (0.887)	24.380 (0.858)	21.632 (0.915)

五、基本结论与政策建议

本文使用超越对数函数模型估算了2008—2017年我国30家主要商业银行的成本效率，从成本效率视角实证研究了商业银行的存款市场约束效应。本文的主要结论如下：

第一，相较于股份制商业银行和城市商业银行，大型商业银行的成本效率表现最好，大型商业银行对于成本控制等日常经营管理所做工作要更加出色和有效。

第二，从全样本回归结果看，就数量约束而言，公司定期存款在总资产中占比的变化对银行成本效率的影响不明显，但公司活期存款在总资产中比重的增加有利于提高银行成本效率；个人类存款（个人定期存款和个人活期存款）在总资产中占比的上升对银行成本效率的提升具有正向促进作用。就价格约束而言，存款人的高利率要求对银行成本效率产生了显著的价格约束效应。就控制变量的约束而言，未保险存款和政府隐性担保对银行成本效率的提升具有明显抑制作用，与之相反，信息披露程度和银行规模则对银行成本效率产生了显著正向促进作用。

第三，从考虑银行类型的回归结果看，一是公司类存款在总资产中比重的增加对大型商业银行成本效率并无明显数量约束效应，但对股份制商业银行和城市商业银行的数量约束效应相当显著。比较公司类存款对股份制商业银行和城市商业银行成本效率的影响时发现，对业务参与度最高的股份制商业银行来说，公司类存款对其成本效率的数量约束效应更大。二是个人类存款在总资产中比重的上升对股份制商业银行

成本效率不存在显著数量约束效应，但对大型商业银行和城市商业银行的数量约束效应十分明显。对比个人类存款对大型商业银行和城市商业银行成本效率的影响时发现，对业务参与度最高的大型商业银行来说，个人类存款对其成本效率的数量约束效应更大。三是存款者提高利率要求对大型商业银行成本效率的价格约束效应不显著，但对股份制商业银行和城市商业银行却产生了显著的价格约束效应。比较存款市场价格约束对股份制商业银行和城市商业银行的成本效率影响时发现，对风险抵御能力最差的城市商业银行来讲，存款市场价格约束对其成本效率的影响更大。

基于上述结论，本文的研究成果可有如下政策启示：第一，我国应进一步深化利率市场化尤其是存款利率市场化改革，对不同类型商业银行实施差异化管理，对中小银行进行重点引导，使利率差异化竞争促进存款市场良性发展，进一步强化存款市场约束效应，不断提高银行经营绩效。第二，政府监管部门要合理设计存款保险制度，由隐性存款保险制度向显性存款保险制度转变，以明确银行风险承担时的各方责任，从而加强各利益相关主体尤其是储户这类存款人对银行体系的市场约束作用。第三，我国银行业应进一步规范信息披露机制，不断加强信息披露的基础设施建设，秉持强制披露和自愿披露相结合的理念，不断提高商业银行经营透明度。第四，政府监管部门应逐步改变过分监管形象，实现政府监管与市场约束的合理分工，做到有所为、有所不为，为银行业市场创造一个公平竞争环境，为市场约束机制的发挥创造有利条件，从而降低银行风险承担，不断提高经营绩效水平。

参考文献

- [1] 张圣平, 高培道. 存款者对中国商业银行市场约束的实证分析 [J]. 金融监管研究, 2012 (9): 1-27.
- [2] Hou X, Gao Z, Wang Q. Internet Finance Development and Banking Market Discipline: Evidence from China [J]. Journal of Financial Stability, 2016 (22): 88-100.
- [3] Demirgüç-Kunt A, Huizinga H. Market Discipline and Financial Safety Net Design [J]. Social Science Electronic Publishing, 1999 (8): 1-44.
- [4] Kane E J. No Room for Weak Links in the Chain of Deposit-Insurance Reform [J]. Journal of Financial Services Research, 1987, 1 (1): 77-111.
- [5] Ergungor O E. Comment on "Bank Competition and Access to Finance: International Evidence" by Thorsten Beck, Asli Demirgüç-Kunt, and Vojislav Maksimovic [J]. Journal of Money Credit & Banking, 2004, 36 (3): 649-654.
- [6] 潘静, 熊谋林. 存款保险制度与市场约束的激励兼容机制研究 [J]. 保险研究, 2013 (8): 86-93.
- [7] Llewellyn N, Jones G. Controversies and Conceptual Development Examining Public Entrepreneurship [J]. Public Management Review, 2003, 5 (2): 245-266.
- [8] Imai M. Market Discipline and Deposit Insurance Reform in Japan [J]. Journal of Banking and Finance, 2006, 30 (12): 3412-3452.

- [9] Distinguin I, Roulet C, Tarazi A. Bank Regulatory Capital and Liquidity: Evidence from US and European Publicly Traded Banks [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (9): 3295-3317.
- [10] 张强, 余桂荣. 银行监管中的存款保险与市场约束研究综述 [J]. *经济评论*, 2009 (3): 143-150.
- [11] 杨谊, 陆玉. 存款保险、市场约束与国有商业银行对策选择 [J]. *改革*, 2011 (9): 59-65.
- [12] 冯剑, 童中文. 存款保险制度、市场约束和规模偏好——基于日本银行业 2000—2014 年数据的实证研究 [J]. *金融论坛*, 2016 (4): 45-53.
- [13] Nier E, Baumann U. Market Discipline, Disclosure and Moral Hazard in Banking [J]. *Proceedings*, 2003, 15 (3): 332-361.
- [14] Berger A N, Turk-Ariss R. Do Depositors Discipline Banks and Did Government Actions During the Recent Crisis Reduce this Discipline? An International Perspective [J]. *Journal of Financial Services Research*, 2015, 48 (2): 103-126.
- [15] Arnold E A, GrL I, Koziol P. Market Discipline Across Bank Governance Models: Empirical Evidence from German Depositors [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2016, 8 (61): 126-138.
- [16] 黎灵芝, 胡真, 邓坤. 存款竞争、市场约束与银行风险行为 [J]. *金融论坛*, 2014 (10): 56-63.
- [17] Shy O, Stenbacka R. Market Structure and Risk Taking in the Banking Industry [J]. *Journal of Economics*, 2004, 82 (3): 249-280.
- [18] Dinger V, Von Hagen J. Does Interbank Borrowing Reduce Bank Risk? [J]. *Discussion Paper Series of SFB/TR 15 Governance and the Efficiency of Economic Systems*, 2007, 41 (2/3): 491-506.
- [19] 曹廷求, 张光利. 市场约束、政府干预与城市商业银行风险承担 [J]. *金融论坛*, 2011 (2): 3-14.
- [20] 贾洪文, 颜咏华, 白媛媛. 市场约束、竞争与银行风险承担——基于中国上市银行数据的分析 [J]. *贵州财经大学学报*, 2012, 30 (5): 47-53.
- [21] 李晓庆, 刘江慧. 我国银行风险承担行为的存款市场约束效应研究——基于结构方程模型的银行风险承担度量 [J]. *山东社会科学*, 2016 (9): 128-133.
- [22] Hosono K, Iwaki H, Tsuru K. Bank Regulation and Market Discipline around the World [J]. *Discussion Papers*, 2004, 45 (1): 27-64.
- [23] Caprio G, Honohan P. Beyond Capital Ideals: Re Storing Bank Stability [R]. World Bank, 1998.
- [24] Rochet J C. Macroeconomic Shocks and Banking Supervision [J]. *Journal of Financial Stability*, 2004, 1 (1): 93-110.
- [25] Agoraki M E K, Delis M D, Pasiouras F. Regulations, Competition and Bank Risk-Taking in Transition Countries [J]. *Journal of Financial Stability*, 2011, 7 (1): 1-48.
- [26] 黄蕙. 银行市场约束与政府监管的权衡与选择研究——对我国银行外部监管效应的论证 [J]. *财经研究*, 2006, 32 (11): 76-87.
- [27] 赵珈, 王翠琳, 许菡, 张蔚然. 政府监管、市场约束对商业银行风险的影响 [J]. *财会月刊*, 2015 (5): 114-119.
- [28] 李晓庆, 王凡, 曹广喜. 存款人的市场约束对银行成本效率的影响 [J]. *财经问题研究*, 2018, 414 (5): 68-74.
- [29] 张正平, 何广文. 我国银行业市场约束力的实证研究 (1994—2003) [J]. *金融研究*, 2005 (10): 42-52.
- [30] Peria M S M, Schmukler S L. Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crises [J]. *The Journal of Finance*, 2001, 56 (3): 1029-1051.
- [31] Uchida H, Satake M. Market Discipline and Bank Efficiency [J]. *Journal of International Financial Markets Institutions & Money*, 2009, 19 (5): 792-802.
- [32] Chen K H. Incorporating Risk Input Into the Analysis of Bank Productivity: Application to the Taiwanese Banking Industry [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36 (7): 1901-1927.
- [33] 杨文, 孙蚌珠, 程相宾. 中国国有商业银行利润效率及影响因素——基于所有权结构变化视角 [J]. *经济学 (季刊)*, 2015, 14 (1): 535-556.
- [34] Fungáčová Z, Herrala R, Weill L. The Influence of Bank Ownership on Credit Supply: Evidence from the Recent Financial Crisis [J]. *Emerging Markets Review*, 2013, 15 (2): 136-147.
- [35] 申创, 赵胜民. 市场竞争度、非利息业务对商业银行效率的影响研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2017 (9): 145-161.
- [36] Battese G E, Coelli T J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 1992, 3 (2): 153-169.

(责任编辑: 韩 娜 张安平)

利率市场化改革背景下影子银行发展及其风险效应

——基于商业银行风险承担的分析视角

Shadow Banking Development and Its Risk Effect under
the Background of Interest Rate Liberalization Reform:
From the Perspective of Risk-taking of Commercial Banks

胡利琴 陈思齐

HU Li-qin CHEN Si-qi

[摘要] 笔者运用非线性自回归分布滞后 (NARDL) 模型和动态面板门限模型, 详细探究了利率市场化背景下影子银行的行为特征变化及其对商业银行风险承担的动态影响。实证结果表明: 利率市场化对影子银行发展的影响在长期和短期均存在非对称效应, 且从长期来看, 低利率市场化阶段利率市场化水平的变动对影子银行的影响要大于高利率市场化阶段, 这是影子银行行为机制改变所导致的。而进一步研究则表明, 影子银行作为一种金融创新, 能够在一定程度上降低商业银行的风险承担倾向, 但这种作用会随着利率市场化程度的提高而被削弱。因此在“双轨合一”的利率市场化最后阶段, 需注意对影子银行进行合理引导, 使其与金融机构之间形成良性互动, 从而更好地服务于实体经济。

[关键词] 利率市场化改革 影子银行 风险承担

[中图分类号] F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 01-0034-11

Abstract: In this paper, the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model and the dynamic panel threshold model are used to explore the changes in the behavior characteristics of shadow banking and its dynamic impact on commercial banks' risk-taking level under the background of interest rate liberalization reform. The empirical results show that the impact of interest rate liberalization on the development of shadow banking has asymmetric effects in both long-term and short-term. And in the long run, the impact of changes in interest rate marketization on the stage of low interest rate marketization is greater than that of high interest rate marketization, which is caused by changes in the behavioral mechanism of shadow banking. Further research shows that shadow banking, as a kind of financial innovation, can reduce the risk-taking level of commercial banks to a certain extent, but this effect will be weakened as the degree of interest rate marketization increases. Therefore, in the final stage of the “double-track integration” of interest rate marketization, it is necessary to pay attention to the reasonable guidance of shadow banking, so that it can form a positive interaction with financial institutions and serve the real economy better.

Key words: Interest rate liberalization reform Shadow banking Risk-taking

[收稿日期] 2019-03-08

[作者简介] 胡利琴, 女, 1979年6月生, 武汉大学经济与管理学院金融系副教授, 硕士生导师, 研究方向为风险管理; 陈思齐, 女, 1995年8月生, 武汉大学经济与管理学院金融系硕士研究生, 研究方向为风险管理。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“常规与非常规货币政策下影子银行扩张与信贷传导: 作用机理和宏观效应”(项目编号: 71603192)。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,伴随我国经济进入换挡转型期,风险正在缺乏实体经济支撑的金融体系内不断累积。习近平总书记指出,唯有改革才能更好地防范化解金融风险。而逐步推进利率市场化是我国加强宏观调控、深化金融改革的重点方向之一。利率市场化是指在中央银行拟定的基础利率上,存贷款利率的形成主要由金融市场各类参与者对资金的供给与需求来决定,以期实现资金的最优配置。从1996年提出利率市场化改革以来,我国逐步放松对利率的管制,接连采取了一系列措施,包括开放银行间同业拆借利率及债券回购利率、确立上海银行间同业拆借利率作为短期利率市场的参照、取消存贷款利率管制、推出大额存单、颁布存款保险制度等。在经历二十多年探索后,目前我国利率市场化改革进程已进入“双轨合一”的最后阶段。

随着利率市场化进程的推进,金融机构的自主定价能力提高,金融格局也在悄然发生变化。在利率未进行市场化改革之前,商业银行存贷款利率有着严格的限制,正规市场利率长期处于较低的水平。一方面,过低的资金成本刺激了企业贷款需求,使得资金供不应求;另一方面,过低的存款利率使得人们不断寻求更高回报的投资机会。在这种情况下,正规金融市场无法满足资金供需双方的需求,影子银行应运而生。不同于以资产证券化为主的国外影子银行体系,我国影子银行依附于传统商业银行,是商业银行表外业务的衍生。影子银行能够绕开监管,为资金短缺企业提供贷款的同时也为投资者提供了新的投资渠道,部分承担了传统商业银行的信用中介职能。然而随着利率管制逐步放开,影子银行的生存空间正在被压缩,其行为特征也发生了改变。由于其中介优势不再,部分影子银行由于收益降低而开始剥离存贷理财业务,转向资本证券化,与商业银行的关联关系亦发生了相应的变化。

影子银行与商业银行的高度关联性决定了其行为必然影响商业银行的风险承担水平。一方面,影子银行可以通过资产证券化的方式提高商业银行资产的流动性,且将部分信贷风险转移给投资者,从而降低了商业银行的风险承担(Gorton和Souleles, 2006^[1]);且影子银行在客观上能够提升资源配置效率,促进银行体系的协同发展(Wang等, 2018^[2];巴曙松,

2013^[3])。另一方面,影子银行具有高杠杆性、期限错配以及不透明性的特征,本身风险较高,其风险溢出会增加商业银行的风险承担,需加强监管(Irani等, 2018^[4];周小川, 2017^[5])。那么在双重效应叠加下影子银行对于商业银行风险承担究竟显示出怎样的影响?以及随着利率市场化渐进式推进,这种影响是否存在阶段性特征?

有鉴于此,本文基于我国16家上市商业银行2010—2017年的数据,分别从宏微观的角度探究利率市场化背景下影子银行的非线性行为特征,以及其对商业银行风险承担水平影响的动态效应,以期为监管政策的制定和实施提供理论参考。本文创新点主要在于:第一,整体上考虑了我国影子银行的阶段性演变特征,在利率市场化背景下,利用NARDL模型对影子银行的非线性利率传导机制进行了分析。第二,立足于影子银行和商业银行业务关联关系,利用动态面板门限模型分析了商业银行风险承担的影子银行作用渠道。

本文剩余部分安排如下:第二部分为文献综述,梳理已有的相关研究成果;第三部分使用NARDL模型,研究利率市场化对影子银行行为的非对称作用机制;第四部分使用动态面板门限模型,探究利率市场化进程中影子银行对商业银行风险承担行为影响的门限效应;第五部分对全文进行总结并提出相应的政策建议。

二、文献综述

如同大多数正常企业一样,商业银行需通过承担风险获取利润和维持经营。但由于银行在金融体系中占据重要地位,其风险承担水平影响到金融稳定乃至整个国民经济的运行,因此历来是中外学者关注的焦点。Borio和Zhu(2012)^[6]首次提出银行风险承担的利率渠道,认为利率主要通过估值效应、收益追逐、保险效应三个渠道影响银行的风险感知或风险容忍度。Dell'Ariccia等(2013)^[7]从理论的角度证实了银行关于其投资组合的整体风险决策及其资本结构可能会受到利率环境的影响,即存在货币政策的银行风险承担渠道。王晋斌和李博(2017)^[8]、Matthys等(2018)^[9]等分别结合商业银行微观特征进行了相应拓展,发现利率对于银行风险承担的影响与资产规模、资本状况、盈利能力等银行综合实力有关,具有异质性。

此外,相关研究同时表明,利率决定机制亦是影响商业银行风险承担的显著因素。在利率市场化改革进程中,利率由政府管制转向市场决定,在此过程中商业银行自主定价能力的提升必然引起其风险承担水平的改变。现有文献关于利率市场化对商业银行风险承担水平影响多从竞争的角度来解释,即利率市场化最直接的后果是加剧了银行间的竞争。一方面,激烈的竞争会侵蚀银行特许权价值,导致银行利润受损从而愿意承担更多风险以谋求收益(Cubillas和González,2014^[10];王耀青和金洪飞,2014^[11];冯传奇和洪正,2018^[12]);另一方面,贷款竞争导致银行压低借款利率,减轻了企业还款压力,降低贷款违约率,反过来降低了银行的风险承担水平(Martinez-Miera和Repulló,2010^[13];吴国平等,2016^[14])。也有学者试图从其他角度解释这一问题,如Fang等(2011)^[15]使用DID模型实证检验了包括利率市场化在内的一系列金融机构改革对于商业银行风险承担的影响,结果表明利率市场化使得银行发展更为自由,能够给银行创造更多更稳定收益的机会,从而降低银行的破产风险,这与Laeven和Levine(2009)^[16]的研究基本一致。缪海斌(2015)^[17]从结构冲击的视角,指出利率市场化会引起产业结构的调整,经济结构性减速会增加银行的风险承担;同时,利率市场化会影响社会融资结构的调整,刺激银行表外业务的扩张,提升银行风险承担水平。陈敏和孔庆华(2017)^[18]则从银行股权结构这一微观特征出发,实证证明了利率市场化带来的优胜劣汰机制会增强银行股东风险管理意识,从而改善不合理股权结构对商业银行风险承担的正向影响。

从上述文献来看,虽有学者对利率市场化过程中商业银行风险承担行为做出了有益探究,但忽视了影子银行关联可能带来的重要作用。正如前文所述,我国影子银行是利率管制下金融创新的产物,利率市场化程度的加深势必影响影子银行的发展,进而影响到商业银行的风险承担水平。但是目前关于利率市场化如何影响银行发展的文献尚不多见,多偏重于定性分析。封思贤和张瑶(2015)^[19]指出影子银行通过金融创新,推动了利率市场化改革进程,这一观点得到了张嘉明等(2017)^[20]的支持。Funke等(2015)^[21]使用DSGE模型,通过比较不同程度利率市场化情境下货币政策传导及影子银行动态调整,发现利率市场化会推高商业银行利率,吸引资金重回商业银行体系,

从而抑制影子银行的发展。Wang等(2018)^[2]构建了中国信贷系统的市场均衡模型,从理论上证明影子银行通过为私企提供融资减少资本闲置,带来帕累托改进。完全的利率市场化导致影子银行体系内资金重回商业银行体系,在信贷错配的情况下资金流向低效率的国有企业,从而并未能带来额外的帕累托改善。

综合来说,现有研究基本支持利率市场化会带来影子银行行为特征的变化,且会进一步影响到商业银行的风险承担,但是关于影响的机理及效应并没有形成统一意见。特别地,我国利率市场化改革呈现出典型的阶段化特征,大致按照货币市场、债券市场、外币、人民币的顺序逐步放松利率管制,逐步提高利率市场化水平。利率市场化的阶段性变化又会如何影响影子银行和商业银行的行为特征?关于这方面的研究较少。戴国强和方鹏飞(2014)^[22]从影子银行和互联网金融的角度出发,通过理论模型分析和数值模拟的方法,对利率市场化过程中商业银行风险的变化进行了探究。他们指出,在利率市场化进程中,互联网金融会增加商业银行风险,而影子银行对商业银行风险的影响则存在阈值效应。Luo(2017)^[23]从中国商业银行的风险承担出发,认为影子银行业务能够增强商业银行业务的多样性和盈利能力,从而降低其利率市场化过程中的风险承担。这些研究虽有涉及利率市场化、影子银行与商业银行风险承担三者的关系,但对于利率市场化阶段性影响探究尚不够深入,这也是本文讨论的焦点所在。

三、利率市场化对影子银行行为的非对称作用机制

(一) 模型介绍

本文首先从宏观的整体层面上对影子银行在不同利率市场化阶段下的行为特征进行刻画。根据前文分析,我国影子银行产生的重要原因之一就是利率管制,而利率市场化改革是一个渐进的过程。在短期内利率市场化程度仍会处于一个较低的水平,虽然存贷款利率表面上放开,但由于窗口指导等隐性约束,体制内外资金价格“价差”仍然存在,影子银行虽受到一定影响,但仍能作为信用中介继续套利生存。然而从长期来看,利率市场化程度不断提升可能会日益压缩影子银行生存空间。这是因为,一方面金融市场基准利率体系形成,所有市场利率实现统一,套利机会消失;另一方面长期被压低的资金利率在经历市场化改革后必然上升,这将吸引资金回到商业银行体系

内部,使得影子银行失去资金来源。

图1显示了2010年以来我国利率市场化程度与影子银行增速^①的变动。图中显示我国利率市场化程度在2015年急剧上升,这是由于当年央行全面放开存款利率管制,大大推升了利率市场化水平;而在2017年受到金融去杠杆的影响,利率市场化节奏放缓甚至出现一定程度的后撤,随后货币市场逐渐稳定,利率市场化水平也逐渐回升。与此同时,影子银行规模增速亦随着利率市场化水平的变动而发生改变。在利率市场化水平较低的阶段,尤其在2010年,影子银行出现爆发式增长,最高增幅达到14%,此后增速虽有下降,但依旧保持正增速。2015年后利率市场化程度显著提升,影子银行规模有明显的收缩迹象,但并未像低利率市场化阶段那样变动剧烈。这些都表明利率市场化进程的阶段性特征决定了我国利率市场化与影子银行扩张之间存在非线性关系,一般的线性模型难以刻画。基于此,本文拟采用非线性自回归分布滞后(NARDL)模型进行分析,该模型能同时考察变量间的长短期以及非对称关系,更加适合于本文的分析目标。

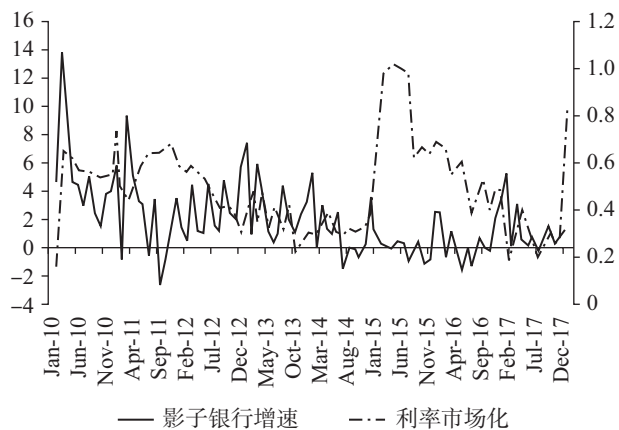


图1 影子银行增速与利率市场化程度

根据Shin等(2014)^[24]的研究,NARDL模型的基本形式如下:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_t^+ + \theta^- x_t^- + \sum_{j=1}^{q-1} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中: $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$, x_t^+ 是 x_t 正向累计增量, x_t^- 是 x_t

$$\text{负向累计增量, } x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0), x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0).$$

对于 x_t 每一单位正向或者负向冲击, y_t 的累积脉冲效应函数分别为:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^+}, m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^-}, h = 0, 1, 2, \dots$$

可以证明,当 $h \rightarrow \infty$ 时, $m_h^+ \rightarrow -\frac{\hat{\theta}^+}{\hat{\rho}}, m_h^- \rightarrow -\frac{\hat{\theta}^-}{\hat{\rho}}$ 。因此, $-\frac{\hat{\theta}^+}{\hat{\rho}}$ 和 $-\frac{\hat{\theta}^-}{\hat{\rho}}$ 依次表示 x_t 与 y_t 之间的不对称长期均衡关系,本文将这两个变量记为 $\hat{\beta}^+$ 和 $\hat{\beta}^-$ 。

具体地,将方程(1)的参数施加不同的约束,可得到如下四种可能的情况:

其一,长期和短期对称模型,即同时引入长期对称约束和短期对称约束: $\theta^+ = \theta^- = \theta$ 且 (i) $\pi_i^+ = \pi_i^-$ 或 (ii) $\sum_i \pi_i^+ = \sum_i \pi_i^- (i = 0, \dots, q-1)$ 。

其二,长期对称和短期非对称模型,即引入长期对称约束: $\theta^+ = \theta^- = \theta$ 。

其三,长期非对称和短期对称模型,即引入短期对称约束: $\pi_i^+ = \pi_i^- (i = 0, \dots, q-1)$ 或 $\sum_i \pi_i^+ = \sum_i \pi_i^-$ 。

其四,长期和短期非对称模型,即无约束模型。

(二) 实证分析

1. 变量选取。

根据前文,本文选取影子银行规模作为被解释变量,利率市场化程度作为核心解释变量。同时考虑到我国影子银行的发展与宏观经济状况和资产价格波动密切相关,本文同时选取了GDP增速和房价增速作为控制变量。数据时间跨度为2011年6月至2017年12月,频率为月度数据。

关于影子银行规模(*shadow*)的测算,目前理论界和实务界还没有形成统一共识,考虑到数据的可得性,本文采用最常用的也是最具代表性的测度方法进行测算,即取委托贷款、信托贷款与未贴现银行承兑汇票三项加总作为影子银行规模的代理变量,并进行对数处理。数据来源于中国人民银行官方网站及国家统计局。

① 影子银行规模与利率市场化程度度量详见下文变量选取。

而关于利率市场化 (IRL), 目前也缺乏统一的量化标准。归纳来看, 主要有三类测量方式, 一是综合不同类金融产品利率构建利率市场化指数 (彭建刚等, 2016^[25]; 李成等, 2015^[26]); 二是直接采用单一市场化利率来反映利率市场化高低 (李建伟和李树生, 2015^[27]; 万荃和孙彬, 2015^[28]); 三是通过不同类市场利率的差异度来衡量利率市场化程度 (封思贤和张瑶, 2015^[29]; 许月丽等, 2017^[30])。考虑到我国利率市场化改革已经进行到利率并轨的最后阶段, 以及利率走廊在稳定短期市场利率中发挥着重要作用, 本文采用第三种方式来衡量利率市场化程度, 即使用利率走廊宽度作为利率市场化水平的衡量变量。由于我国从 2014 年才开始公布利率走廊上限 SLF 利率, 并且公布数据密度较稀导致数据样本较少, 这将对实证结果的有效性造成较大影响。参考 Martin 和 Monnet (2011)^[31]、牛慕鸿等 (2017)^[32] 的研究结果, 最佳的货币政策实施方案为利率走廊制度与公开市场操作 (OMO) 相互配合以达到取长补短的目的。因此, 本文最终采用 7 天逆回购利率与超额存款准备金率之差来替代利率走廊宽度, 并取其倒数作为利率市场化程度 IRL 的代理变量。即 IRL 越大, 利率走廊宽度越小, 利率市场化程度越高。数据来源

于 Wind 数据库。

在控制变量方面需要注意的是, 影子银行的发展与宏观经济波动有密切联系, 其中在经济繁荣时中小企业旺盛的投资需求为影子银行信用中介业务的扩张提供了动力; 而经济下行时实体经济收益的下降会促使资金流向收益更高的影子银行体系, 催生以同业套利为主的影子银行业务。基于此, 本文选取较为常用的 GDP 增速 (GDP) 和房价增速 (House) 来代表宏观经济的影响。而由于 GDP 月度数据不可得, 故选择占 GDP 绝对比重的工业增加值增速作为 GDP 增速的替代变量; 房地产指标则选择住宅平均价格增速为替代变量。数据均来源于 Wind 数据库。

2. 模型设定与实证结果。

根据上述变量选取, 具体模型设定如下:

$$Shadow_t = \alpha + \delta(Shadow_{t-1}) + \beta IRL_t + \theta_g GDP_t + \theta_h House_t + \mu_t \quad (2)$$

对变量进行单位根检验, 发现所有变量均在 10% 的显著性水平上为 0 阶或 1 阶单整, 符合 NARDL 模型的使用前提。表 1 根据前述四类 NARDL 模型, 分别验证了各种形式下我国利率市场化程度与影子银行发展的长短期关系。

表 1 利率市场化与影子银行发展的长短期非对称效应

变量	模型 (1)		模型 (2)		模型 (3)		模型 (4)	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
ρ	-0.040***	0.000	-0.033***	0.000	-0.051***	0.005	-0.060***	0.001
β	-0.047***	0.000	-0.048***	0.000				
$\beta+$					-0.048***	0.000	-0.052***	0.000
$\beta-$					-0.054***	0.001	-0.068***	0.000
θ_g	0.000	0.525	0.000	0.845	0.000	0.655	0.000	0.862
θ_h	0.000	0.394	0.000	0.667	0.000	0.266	-0.001*	0.051
Adj. R ²	0.371		0.454		0.367		0.442	
AIC	-5.451		-5.544		-5.432		-5.539	
SIC	-5.137		-5.130		-5.087		-5.128	
F _{pss}	19.634***	0.000	16.177***	0.000	13.167***	0.000	11.396***	0.000
W _{LR}					0.920	0.361	3.416***	0.001
W _{SR}			0.717	0.476			1.875*	0.066

注: (1) 模型 (1)~模型 (4) 分别表示长期和短期均对称模型、长期对称短期非对称模型、长期非对称短期对称模型、长期和短期均非对称模型, 具体定义见前文关于 NARDL 模型的介绍。(2) F_{pss} 统计量检验长期影响的存在性; W_{LR} 和 W_{SR} 为 Wald 检验统计量, 分别用来检验长短期的非对称效应。(3) *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平上统计显著, 下同。

综合考虑信息准则大小、调整的 R^2 及系数的显著性，模型（4）为最优选择，且通过了长短期非对称性的Wald检验，即利率市场化对影子银行发展的影响在长期和短期均存在非对称效应。从表1的模型（4）中长期系数 β 的估计结果可以看出，在利率严管阶段（ β^- ）利率市场化程度下降1%会引起影子银行规模扩张0.068%，而在高利率市场化阶段（ β^+ ）利率市场化程度上升1%会引起影子银行规模收缩0.052%，且从绝对值上来看，负向冲击的影响要大于正向冲击。这一结论与我国影子银行发展特征相吻合。我国影子银行产生于长期金融抑制下，一方面长期的低利率环境使得商业银行不断创新表外业务以获取高收益，另一方面低利率刺激了企业对资金的信贷需求和投资者对高收益投资产品的需求，影子银行作为资金供需双方的中介，本就是收益追逐的产物，因此利率管制趋严会使其呈现爆发式增长。而当步入高利率市场化阶段，利率由管制转向市场定价，这将推升利率水平，使得影子银行失去发展的“温床”，压缩了影子银行的生存空间。但随着时间的推移，影子银行会改变其发展模式，如发展资产证券化等业务。因此，在高利率市场化阶段，利率市场化水平的提升会引起影子银行规模的收缩，但此影响要稍弱于利率严管阶段。

在控制变量方面，GDP增速对影子银行发展的影响并不显著，而房价变量系数显著为负（-0.001097），即资产价格与影子银行的发展呈现负相关关系。可能的原因在于，我国影子银行是对传统商业银行的替代和补充，当作为抵押品的资产价格下跌时，部分中小企业难以达到房贷标准，从而使得商业银行向其贷款意愿降低，信贷歧视加剧。企业在正规金融市场无法获得融资，被迫转向非正规金融市场，这就促进了影子银行的发展，这也从侧面反映了我国影子银行是发展于金融抑制环境下的金融补充。

图2给出了在长短期非对称约束下利率市场化对影子银行在72期累积影响乘数大小。从该图形可以看出，在约3期左右利率市场化冲击对影子银行规模的影响开始显现，且负向冲击带来的影响大于正向冲击，这进一步验证了正负利率市场化冲击在长期内对影子银行的影响是非对称的。从长期均衡的调整速度来看，利率市场化的正负冲击在约36期后使得影子银行规模恢复到均衡状态。这些结果表明利率市场化进程的改变会在相当一段时间内使得影子银行规模与

利率市场化之间的关系发生偏离，即相比于短期，影子银行行为随着利率市场化改革的推进，其利率传导机制更为复杂，具有更强的非线性化特征，与胡利琴等（2016）^[33]的观点基本一致。

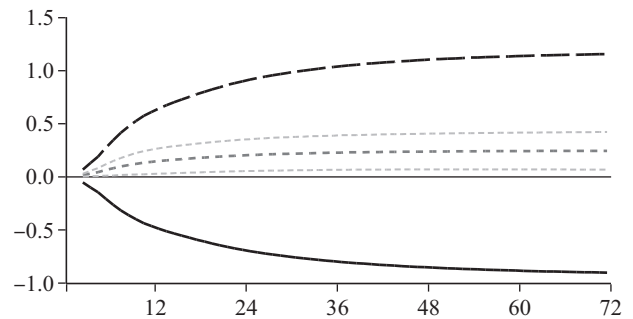


图2 影子银行对利率市场化变量的累积脉冲响应乘数

注：图中黑色实线和虚线分别表示正向和负向冲击带来的累积影响乘数，灰色虚线表示正向和负向非对称性累积影响之差及相应的置信区间。

四、利率市场化改革与影子银行的风险效应

前文从宏观视角分析了影子银行具有非线性的利率传导机制，那么这种行为会带来何种风险效应呢？由于我国影子银行的存在依附于商业银行，且占据了商业银行业务的重要地位，那么影子银行的首要风险效应之一就是会改变商业银行的风险特征。下面借助这种关联性着重从商业银行风险承担的视角分析影子银行的风险行为。由于各个商业银行参与影子业务的程度各有不同，单一利用影子银行总量数据难以具体反映影子银行行为的影响机制，因此本部分影子银行的统计口径将调整为各个商业银行实际从事影子银行的规模。

（一）数据来源及变量说明

1. 数据来源。

考虑到数据的连续性和可得性，本部分选取的样本为我国16家上市银行，使用2010年至2017年各指标的年度数据。其中，银行财务数据及宏观经济数据来自Wind数据库，各银行参与影子银行规模数据根据银行年报手工整理得到。

2. 变量说明。

（1）商业银行风险承担（Zscore）。国内外学者在度量风险承担时，根据度量主体和目的的不同会采用不同的指标，常用的指标为Z值、不良贷款率、预期回报率和风险加权资产比例（Diallo和Al-Mansour, 2017^[34]；赵尚梅等, 2017^[35]；项后军和闫玉,

2017^[36]；周再清等，2017^[37]；庞晓波和钱锟，2018^[38]。由于Z值能够综合评价银行的盈利能力、偿债能力及经营的稳定性，因此本文采用Z值作为商业银行风险承担的代理变量，其定义如下：

$$ZROA_{it} = (ROA_{it} + CAR_{it}) / \sigma_{it}(ROA)$$

其中，ROA为总资产回报率，CAR为资本充足率， σ (ROA)为总资产回报率的三年期滚动标准差。Z值度量了商业银行破产风险的大小，Z值越高意味着银行风险水平越低，银行破产风险越小。在进行实证分析时，对Z值进行对数处理，这样一方面可以缩小各变量间数据的差异，另一方面可以消除异方差问题。

(2) 影子银行业务 (Shadow)。从现有文献来看，目前对于单个银行的影子业务规模进行测算相对较少，且缺乏数据披露。大多数学者基于影子银行业务种类进行加总，但划分略有不同。涂晓枫和李政(2016)^[39]分析了银行资产负债表，认为影子银行业务可能涉及的会计科目包括存放同业、拆出资金、买入返售金融资产、应收款项类投资、可供出售金融资产、交易性金融资产等，并按照明细加总作为影子银行业务规模的估计，这与赫国胜和陈芙(2015)^[40]的做法类似；高蓓等(2016)^[41]则认为理财产品是中国影子银行最重要的组成部分，使用理财产品发行规模占商业银行资产的比重来度量影子银行规模大小。然而影子银行业务错综复杂，在会计处理方式上尚未达成一致，上述测算方法易产生指标重叠问题。本文拟参照郭晔和赵静(2017)^[42]的做法，从影子银行主要运作模式的角度出发对其规模进行度量。具体来讲，影子银行资金主要流向两方面：一是表内资产表外化，如信托贷款、委托贷款业务等；二是信贷资产伪装为非信贷资产，主要包括同业代付、买入返售金融资产中的票据和信托及其他受益权、应收款项类投资中的信托受益权和资产管理计划。本文在实证中使用

上述两部分之和并取其对数 (Shadow1) 作为影子银行的代理变量。

(3) 利率市场化指标 (IRL)。从微观层面考虑利率市场化进程的文献较少。考虑到当前我国利率市场化表现之一是会推升存款利率，压缩银行存贷利差(左峥等，2014^[43]；项后军等，2016^[44])，故本部分采用目前较为普遍使用的银行净利差的倒数作为微观层面的利率市场化程度的衡量指标，其计算公式如下：

$$IRL_{it} = 1 / (LIR_{it} - DIR_{it})$$

其中，LIR为实际贷款利率，由银行的利息收入除以总生息资产得到；DIR为实际存款利率，由利息支出除以存款与短期借款之和得到。

(4) 控制变量 (Control)。本文选择银行规模 (size)、业务结构 (structure) 和流动性 (liquidity) 作为银行经营层面的控制变量，其中规模 (size) 的代理变量选择银行总资产的对数，业务结构 (structure) 采用非息收入占总收入的比重来衡量，流动性 (liquidity) 则是贷款与存款之比。宏观经济环境层面，加入国内生产总值增长率 (GDP) 进行控制。政策层面，考虑到我国金融监管环境对于银行风险行为的影响，依据我国宏观审慎评估体系 (MPA) 中对于商业银行广义信贷增速的高权重赋值，本文采用广义信贷增速与广义货币增速之差 (Supervise) 来代表我国金融监管的强度。其差值越小，说明监管强度越大。

3. 描述性统计。

样本数据的描述性统计如表2所示。从商业银行风险承担数据来看，Z值取对数后最小值为3.383，最大值为8.856，表明不同银行风险承担状况有较大差异。而观察影子银行规模的统计特征，可以看出无论是shadow1还是shadow2的标准差都较大，即商业银行参与影子业务的程度各异。

表2 统计数据概况

统计量	均值	最大值	最小值	标准差	样本个数
Zscore	5.467	8.856	3.383	0.760	128
Shadow1	12.677	14.845	8.462	1.297	128
Shadow2	6.610	9.530	2.303	1.153	128
IRL	0.443	0.758	0.310	0.076	128

续前表

统计量	均值	最大值	最小值	标准差	样本个数
Size	15.114	17.077	12.308	1.151	128
Structure	22.446	40.300	7.022	7.968	128
Liquidity	71.276	105.157	47.430	8.998	128
GDP	7.950	10.600	6.700	1.311	128
Supervise	0.162	0.745	-0.843	0.477	128

(二) 实证结果及分析

1. 模型设定。

由于在不同利率市场化阶段下影子银行呈现出不同的发展特征，同时考虑商业银行风险承担行为的持续性，本文借鉴 Kremer 等 (2013)^[45] 的动态面板门限模型进行实证分析：

$$Zscore_{it} = \alpha_i + \mu_t + Zscore_{it-1} + \beta_1 Shadow_{it} I(IRL_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Shadow_{it} I(IRL_{it} > \gamma) + \theta Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中：下标 i 表示银行个体；而 t 代表观测年份； α_i 和 μ_t 分别表示银行个体效应和时间效应； $I(\cdot)$ 为示性函数，即条件满足时取值为 1，反之取 0。

式 (2) 中将 IRL 设置为门限变量， γ 为待估阈值， $IRL_{it} \leq \gamma$ 和 $IRL_{it} > \gamma$ 分别代表低利率市场化阶段和高利率市场化阶段，所对应的影响大小分别为 β_1 和 β_2 ，两者的差异代表了不同利率市场化阶段下商业银行参与影子业务对其风险承担的不同影响。 $Control_{it}$ 包括了银行经营层面、宏观经济层面和金融监管层面的控制变量，详细变量说明参见前文。

2. 实证结果。

为了验证模型的适用性以及各控制变量影响的差异性，本文进行了不同形式模型的比较，其中模型 (1) 代表线性动态面板模型，模型 (2)、模型 (3) 和模型 (4) 则是依次加入银行层面、宏观经济层面、金融监管层面控制变量的动态面板门限模型 (具体见表 3)。其中对于动态面板门限模型的估计，使用格点搜寻法内生选择最优门限值，同时使用 bootstrap 程序进行 1 000 次重复抽样来计算门限值 95% 的置信区间，并对门限变量系数 β_1 和 β_2 进行 wald 检验来验证门限效应是否存在。此外，本文使用 AR (2) 检验扰动项是否存在自相关，并使用 sargan 检验来确定工具变量的有效性。同时为排除时间的影响，选取我国利率市场化关键时间点 2013 年

(央行放开金融机构贷款利率管制) 及 2015 年 (央行对金融机构不再设置存款利率浮动上限) 设置虚拟变量以控制时间效应。模型估计结果如表 3 所示。

表 3 列出了相应的检验 P 值，结果表明扰动项不存在二阶相关，工具变量是有效的，因此 GMM 估计结果是合理的。对比模型 (1)~模型 (4) 可以看到，影子银行对于商业银行风险承担的影响均在 1% 水平上显著为正，即银行参与影子业务会提高 Z 值，降低其风险承担水平。这从侧面说明了我国影子银行的发展具有一定的积极作用。事实上，我国影子银行在产生之初对于缓解中小企业融资困境起到了不可忽视的作用，这对于维持经济的稳定增长、促进银行体系的协同发展具有重要意义。另一方面，影子银行本质上提供了更加创新和多样化的投资渠道，这能提高金融体系的资源配置效率，促进金融发展。此外，商业银行本身参与影子银行业务能够将表内资产表外化，借此将自身承担的风险转移出表，提高资本充足率，降低了自身的风险承担水平。

再从模型 (2)、模型 (3) 和模型 (4) 的门限检验来看，三个模型均通过门限效应检验，证明不同阶段的利率市场化背景下，影子银行对银行风险承担的这种影响具有非对称性。对比这三个模型可以看到，高利率市场化阶段的影响 (β_2) 基本略小于低利率市场化阶段的影响 (β_1)，即低利率市场化阶段时影子银行降低风险承担的效应更加显著。正如前文分析，利率市场化的推进会带来影子银行规模下降，这会进一步降低影子银行对于银行风险承担的稳定作用。此外，金融监管的影响系数为负，即严格的金融监管能够有效地降低银行风险承担，这与近年来在宏观审慎框架推出、金融监管趋严的背景下，银行经营更加谨慎的现实相吻合。

表 3 动态面板门限模型估计结果

	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
门限值估计				
γ^*		0.529	0.455	0.425
<i>Lower</i> γ (5%)		0.383	0.385	0.383
<i>Upper</i> γ (95%)		0.529	0.461	0.529
门限效应				
β	0.907**			
β_1		1.142***	0.664***	0.894***
β_2		1.389***	0.591***	0.832***
$\beta_1 = \beta_2$ (<i>p</i> -values)		0.002	0.000	0.015
控制变量				
<i>Zscore</i> _{<i>t</i>-1}	0.169	0.829***	-0.140	0.236*
<i>Size</i>	-1.500***	-0.533**	0.563*	-0.962
<i>Structure</i>	0.051*	-0.060**	-0.023	0.060**
<i>Liquidity</i>	0.005	-0.048**	0.012	-0.006
<i>GDP</i>	-0.413***		0.127	-0.072
<i>Supervise</i>	-1.496***			-1.146***
时间效应	Control	Control	Control	Control
AR(2) test (<i>p</i> -value)	0.188	0.824	0.248	0.985
Sargan test (<i>p</i> -value)	0.266	0.902	0.045	0.320

注：(1) 模型 (1)~模型 (4) 分别表示线性动态面板模型和加入不同控制变量的动态面板门限模型，具体定义见前文模型设定。(2) γ^* 为最优门限值，*Lower* γ 和 *Upper* γ 构成其置信区间。

3. 稳健性检验。

为保证实证结果的可靠性，本文对被解释变量和核心解释变量进行调整重新进行模型估计。对于被解释变量，借鉴项后军等 (2017)^[36]、方意等 (2015)^[46] 的做法，分别使用不良贷款率和风险加权资产比例替换 *Zscore* 作为银行风险承担的代理变量，其中不良贷款率为银行不良贷款占总贷款余额的比重，而风险加权资产比率为风险加权资产 (权益值/资本充足率) 与总资产之比，分别对应表 4 中模型 (5) 和模型 (6)。对于影子银行的指标选取，由于影子银行资金主要来源于银行发行的理财产品，且“国办 107 号”文明确指出影子银行仅包含部分理财业务，本文采用银行发行的非保本型理财产品数量作为影子银行业务规模的代表，对应表 4 中模型 (7)。

表 4 稳健性检验

	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)
门限值估计			
γ^*	0.425	0.418	0.418
<i>Lower</i> γ (5%)	0.383	0.383	0.395
<i>Upper</i> γ (95%)	0.510	0.495	0.500
门限效应			
β_1	0.276***	0.044**	0.899***
β_2	0.258***	0.048**	0.778**
$\beta_1 = \beta_2$ (<i>p</i> -values)	0.000	0.063	0.002
控制变量			
<i>Zscore</i> _{<i>t</i>-1}	0.944***	0.597**	0.140
<i>Size</i>	-0.098	0.008	-0.417***
<i>Structure</i>	0.001	-0.001	-0.006

续前表

	模型 (5)	模型 (6)	模型 (7)
控制变量			
<i>Liquidity</i>	0.003	0.002***	0.001
<i>GDP</i>	0.042	0.052*	-0.542***
<i>Supervise</i>	0.312***	0.018	-1.061**
时间效应	Control	Control	Control
AR(2) test (<i>p</i> -value)	0.345	0.969	0.391
Sargan test (<i>p</i> -value)	0.006	0.457	0.012

通过对比实证分析的结果不难发现,各估计系数的符号基本与前文保持一致,证实了本文分析结果的稳健性。

五、结论和建议

我国影子银行产生于利率管制的背景之下,利率市场化改革的动态演进特征决定了影子银行的发展呈现出明显的阶段性特征。本文的研究证实,由于利率市场化程度的提高会压缩影子银行的生存空间,因此

利率市场化改革进程会改变影子银行的行为机制,其中低利率市场化阶段利率市场化水平的变动对影子银行的影响要大于高利率市场化阶段。而影子银行与商业银行之间的依附关系,也会同时改变商业银行的风险承担特征,表现为高利率市场化阶段影子银行虽然会降低商业银行的风险承担水平,但是不如低利率市场化阶段显著。

当前我国利率市场化改革正向纵深化发展,同时日益激烈的市场竞争加上一系列金融改革的持续推进,商业银行经营的环境更加多变,利润空间极大地受到压缩。影子银行的高杠杆、高关联性、期限错配等特征使得其具有天然的金融脆弱性,但是同时它作为有效降低商业银行风险承担的一种金融创新形式,可以缓解企业融资困境,在某种程度上可降低银行的风险承担倾向,因此若配以充分信息披露以及宏观审慎监管,对其加以合理引导,则可以更好地促进影子银行与各金融机构之间良性互动,提高金融服务质量,达到服务于实体经济的目的。

参考文献

- [1] Gorton G B, Souleles N S. Special Purpose Vehicles and Securitization [M]. Chicago: University of Chicago, 2006.
- [2] Wang H, Wang H, Wang L, Zhou H. Shadow Banking: China's Dual-Track Interest Rate Liberalization [R]. (2019-10-07)[2019-10-09]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2606081.
- [3] 巴曙松. 应从金融结构演进角度客观评估影子银行 [J]. 经济纵横, 2013 (4): 27-30.
- [4] Irani R M, Iyer R, Meisenzahl R R. The Rise of Shadow Banking: Evidence from Capital Regulation [R]. (2019-07-29)[2019-10-09]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3166219.
- [5] 周小川. 警惕并防控影子银行、房地产市场泡沫等风险 [Z/OL]. (2017-10-16)[2019-03-01]. http://www.cs.com.cn/syln/topnews/201710/t20171016_5514816.html.
- [6] Borio C, Zhu H B. Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism? [J]. Journal of Financial Stability, 2012, 8 (4): 236-251.
- [7] Dell'Ariccia G, Marquez R. Interest Rates and the Bank Risk-Taking Channel [J]. Annual Review of Financial Economics, 2013, 5 (1): 123-141.
- [8] 王晋斌, 李博. 中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究 [J]. 世界经济, 2017 (1): 27-45.
- [9] Matthys T, Meuleman E, Vander Vennet R. Unconventional Monetary Policy and Bank Risk Taking [R]. (2019-11-09)[2019-11-09]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3211165.
- [10] Cubillas E, González F. Financial Liberalization and Bank Risk-taking: International Evidence [J]. Journal of Financial Stability, 2014, 11 (1): 32-48.
- [11] 王耀青, 金洪飞. 利率市场化、价格竞争与银行风险承担 [J]. 经济管理, 2014 (5): 93-103.
- [12] 冯传奇, 洪正. 利率市场化、银行微观特征与风险承担 [J]. 商业研究, 2018 (1): 62-70.
- [13] Martinez-Miera D, Repullo R. Does Competition Reduce the Risk of Bank Failure? [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23 (10): 3638-3664.
- [14] 吴国平, 谷慎, 郭品. 利率市场化、市场势力与银行风险承担 [J]. 山西财经大学学报, 2016 (5): 33-42.
- [15] Fang Y, Hasan I, Marton K. Market Reforms, Legal Changes and Bank Risk-Taking—Evidence from Transition Economies [J]. Bank of Finland Research Discussion Paper, 2011 (7).
- [16] Laeven L, Levine R. Bank Governance, Regulation and Risk Taking [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93 (2): 259-275.

- [17] 缪海斌. 利率市场化与银行风险承担——基于结构冲击的视角 [J]. 金融监管研究, 2015 (5): 1-15.
- [18] 陈敏, 孔庆华. 利率市场化、股权结构与银行风险承担行为 [J]. 金融发展研究, 2017 (12): 54-59.
- [19] 封思贤, 张瑶. 我国影子银行发展与利率市场化改革的关系——基于金融创新的视角 [J]. 当代经济研究, 2015 (5): 82-91.
- [20] 张嘉明, 王焱, 李宝伟, 张云. 货币政策、利率市场化与影子银行: 来自宏观和微观两个层面的经验证据 [J]. 金融经济研究, 2017 (5): 5-18.
- [21] Funke, M, Mihaylovski P, Zhu H B. Monetary Policy Transmission in China: A DSGE Model with Parallel Shadow Banking and Interest Rate Control [J]. Bank of Finland, 2015, 5 (9): 12-26.
- [22] 戴国强, 方鹏飞. 利率市场化与银行风险——基于影子银行与互联网金融视角的研究 [J]. 金融论坛, 2014 (8): 13-19.
- [23] Luo J. Shadow Banking, Interest Rate Marketization and Bank Risk-Taking: An Empirical Study of the 40 Commercial Banks in China [J]. Journal of Financial Risk Management, 2017, 6 (1): 27-36.
- [24] Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework [M]. Social Science Electronic Publishing, 2014: 281-314.
- [25] 彭建刚, 王舒军, 关天宇. 利率市场化导致商业银行利差缩窄吗? ——来自中国银行业的经验证据 [J]. 金融研究, 2016 (7): 48-63.
- [26] 李成, 杨礼, 高智贤. 利率市场化对商业银行风险承担的影响研究——基于非平衡面板数据的实证分析 [J]. 金融经济研究, 2015 (5): 55-71.
- [27] 李建伟, 李树生. 影子银行、利率市场化与实体经济景气程度——基于 SVAR 模型的实证研究 [J]. 中南财经政法大学学报, 2015 (3): 56-62.
- [28] 万荃, 孙彬. 制度环境结构质量对利率市场化改革的影响 [J]. 国际金融研究, 2015, 339 (4): 52-63.
- [29] 封思贤, 张瑶. 我国影子银行发展与利率市场化改革的关系——基于金融创新的视角 [J]. 当代经济研究, 2015 (5): 82-91.
- [30] 许月丽, 李文, 肖奎喜. 渐进利率市场化改革是否打破了“利率限制铁律”? ——来自中国农户田野调查的证据 [J]. 金融研究, 2017 (6): 54-67.
- [31] Martin A, Monnet C. Monetary Policy Implementation Frameworks: A Comparative Analysis [J]. Macroeconomic Dynamics, 2011, 15 (S1): 145-189.
- [32] 牛慕鸿, 张黎娜, 张翔. 利率走廊、利率稳定性和调控成本 [J]. 金融研究, 2017 (7): 16-28.
- [33] 胡利琴, 陈锐, 班若愚. 货币政策、影子银行发展与风险承担渠道的非对称效应分析 [J]. 金融研究, 2016 (2): 154-162.
- [34] Diallo B, Al-Mansour A. Shadow Banking, Insurance and Financial Sector Stability [J]. Research in International Business and Finance, 2017 (42): 224-232.
- [35] 赵尚梅, 刘娜, 等. 存款保险限额研究——银行风险承担视角 [J]. 管理评论, 2017, 29 (10): 9-20.
- [36] 项后军, 闫玉. 理财产品发展、利率市场化与银行风险承担问题研究 [J]. 金融研究, 2017 (10): 103-118.
- [37] 周再清, 甘易, 胡月. 商业银行同业资产特性与风险承担行为——基于中国银行业动态面板系统 GMM 的实证分析 [J]. 国际金融研究, 2017, 363 (7): 66-75.
- [38] 庞晓波, 钱锬. 货币政策、流动性监管与银行风险承担 [J]. 金融论坛, 2018 (1): 27-38.
- [39] 涂晓枫, 李政. 银行的影子: 风险分担还是风险传染 [J]. 当代经济科学, 2016, 38 (2): 20-29.
- [40] 赫国胜, 陈芙. 中国商业银行影子银行业务发展及其对银行盈利能力影响分析 [J]. 辽宁大学学报 (哲学社会科学版), 2015, 43 (2): 56-61.
- [41] 高蓓, 张明, 邹晓梅. 影子银行对中国商业银行经营稳定性的影响——以中国 14 家上市商业银行理财产品为例 [J]. 经济管理, 2016 (6): 138-147.
- [42] 郭晔, 赵静. 存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2017 (6): 81-94.
- [43] 左峥, 唐兴国, 刘艺哲. 存款利率市场化是否会提高银行风险——基于存贷利差收窄的一个视角 [J]. 财经科学, 2014 (2): 20-29.
- [44] 项后军, 项伟康, 陈昕鹏. 利率市场化视角下的货币政策风险承担渠道问题研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2016, 36 (10): 70-83.
- [45] Kremer, Stephanie, Nautz, et al. Inflation and Growth: New Evidence from a Dynamic Panel Threshold Analysis [J]. Empirical Economics, 2013, 44 (2): 861-878.
- [46] 方意. 货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析 [J]. 世界经济, 2015 (7): 73-98.

金融监管者籍贯来源、金融发展与地方主政官员晋升

——基于我国省级面板数据的研究

Finance Regulators' Birthplace, Finance Development
and Promotion of Local Officials:
A Study Based on Provincial Panel Data in China

尹海员 陈佰翻

YIN Hai-yuan CHEN Bai-fan

[摘要] 笔者将2001—2017年中国金融监管部门中副部级以上官员按籍贯来源进行了划分,同时手工收集整理了中国省级领导人职务变迁数据,考察金融监管者籍贯来源是否会促进籍贯所在地的区域金融发展水平提升,进而影响地方主政官员的晋升。实证显示,金融监管者能够显著促进其籍贯所在省份的金融发展,金融监管者籍贯来源更集中的省份,金融发展水平越高,官员的乡土情节和身份认同效应可能会促使其在配置金融资源时更偏好其籍贯所在地区。同时,在控制了其他变量后,官员晋升仍然与金融发展呈现显著正向回归关系。进一步看,金融监管者籍贯来源对地方官员晋升既存在直接影响也存在间接影响,前者会通过金融发展这一中介路径对官员晋升产生正向推动作用。研究结论丰富了官员晋升机制中的经济绩效动因的研究范畴,也为分析区域金融发展与金融监管者的社会关系是否有关联性提供了新的研究视角。

[关键词] 金融监管者 籍贯来源 金融发展 官员晋升

[中图分类号] F830.91 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 01-0045-13

Abstract: The paper collects the data of the birthplace of finance regulators in China from 2001 to 2017, whose administrative level is above deputy ministerial, also collects the data of provincial governors to examine whether the finance regulators will promote their birthplace finance development and affect the promotion of local chief officials. Empirical evidence shows that finance regulators can significantly promote finance development in the provinces of their birthplace. The province has a higher level of finance development, accompanying a higher concentration of finance regulators' birthplace. This may be because finance regulators prefer their birthplace when allocating financial resources. After controlling for other variables, there is also an important positive relationship between official promotion and finance development. Further, the finance regulators have both direct and indirect effects on regional officials' promotion of their birthplace. Finance regulators will positively enhance the opportunities for the promotion of chief officials through the intermediary path of finance development. These conclusions enrich theory of the economic performance motivation for the official promotion mechanism, also provide a new perspective on whether the regional financial development and the social relationship of financial regulators are related.

Key words: Finance regulators Birthplace Financial development Official promotion

[收稿日期] 2017-07-26

[作者简介] 尹海员,男,1979年12月生,陕西师范大学国际商学院副教授,经济学博士,研究方向为行为金融与证券市场微观结构理论;陈佰翻,男,1994年11月生,陕西师范大学国际商学院硕士研究生,研究方向为资本市场运行与监管。

[基金项目] 教育部人文社会科学基金项目“股票流动性对投资者情绪波动的响应机制研究”(项目编号:16YJA790061);陕西省社会科学基金项目“陕西省县级政府投融资平台公司融资研究:现状、风险测度及发展路径”(项目编号:2017D041);国家社会科学基金项目“基于第三方回购机制的我国银行间债券市场制度创新及适用性研究”(项目编号:17BJY201)。

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

改革开放以来中国经济经历了高速增长,对中国经济发展成因的解释也众说纷纭,“官员作用论”是其中非常具有代表性的解释之一。“官员作用论”认为在区域经济社会政策的执行和运行中,政府官员是一个极为重要的角色,对地方经济社会发展起着重要作用。相比其他发展中国家和新兴市场国家,中国地方政府在经济增长中所做的贡献十分巨大(Frye和Shleifer, 2007^[1])。地方经济增长是地方官员的主要考核指标之一,中国的确存在一个以经济增长为主要考核内容的官员晋升锦标赛机制(乔坤元, 2013^[2])。在这种晋升激励导向下,政府官员会极尽所能地调动各类资源促进辖区的经济增长(王贤彬等, 2009^[3])。金融监管者有能力影响金融资源配置,并进一步促进地区金融发展水平和经济增长(Qazi和Dolgopolova, 2011^[4])。这给我们提供了有价值的思考方向:金融监管者是否可以通过影响金融资源配置,进而影响地方金融发展?而金融资源配置的优化、地方金融水平的提升是否会对地方经济的增长产生影响并促进地方主政官员的晋升?

Akerlof和Kranton(2010)^[5]提出了“身份认同经济学”,他们认为人的身份是一种社会规范,进而影响人的决策和行为。身份认同是一个人对自己归属群体的认知,其包含文化、种族、角色、职业和地域等多种身份的认同,家乡身份认同作为地域身份认同之一,必然会对人的行为产生影响。在这一观点下,本文利用2001—2017年我国省级层面的面板数据,探讨了金融监管者籍贯来源、金融发展和官员晋升之间的关系。以区域金融发展水平为切入点,主要研究以下三个问题:

第一,金融监管者籍贯来源对其所在省份的金融发展是否存在影响。虽然我国市场化改革取得了很大成就,但金融监管部门在资源配置方面的影响不容小觑。金融监管者不仅是金融政策的制定者,还在具体金融资源配置方面,比如资本市场上市融资、银行信贷资源配置等方面具有直接影响。尤其在近年来严控金融资源的背景下,监管者对金融资源分配具有举足轻重的话语权。中国社会又是一个非常注重乡土人情关系的社会,这种乡土人情关系会对监管者行为产生重要影响。那么他们是否会影

响籍贯所在地的金融发展?这是一个值得深入探讨的问题。

第二,地方金融发展对地方官员晋升是否有促进作用。金融发展对一个地区经济社会发展有直接的推动作用,而辖区社会经济发展又是地方官员晋升激励的重要推动力,因而地方官员有积极性促进地方金融发展,最终通过金融资源配置水平的提升推动经济增长,获得晋升机会。因此,金融发展水平与官员晋升之间的关系也是本文关注的一个重要内容。

第三,金融监管者籍贯来源是否会影响其所在地的主政官员晋升,以及金融发展在其中起到的中介作用。地方官员在寻求晋升机会的驱动下有动力获取和调动更多资源,金融资源作为一种重要资源,势必会对官员晋升存在影响。我们有理由相信金融监管者能够对地方金融发展产生影响,进而影响当地主政官员的升迁。因此,本文尝试从地方金融发展的角度来考察金融监管者籍贯来源对地方主政官员晋升的影响。

与已有研究相比,本文可能的边际贡献在以下三个方面:首先,考察了金融监管者籍贯来源与其籍贯所在省份的金融发展水平之间的关系,这对我国金融体系官员任命机制具有一定参考意义。其次,揭示了地方金融发展水平和地方官员晋升之间的关系,这为我国地方政府为何重视地方金融发展这一问题提供了全新的解释思路。再次,从金融发展路径分析了金融监管者籍贯来源对地方官员晋升的影响,证实了金融发展变量在金融监管者籍贯来源和地方官员晋升的中介作用。

二、文献回顾与研究假设

(一) 金融监管者籍贯来源与经济金融发展

已经有国内外研究者探讨了官员对其籍贯来源地经济发展的影响,例如:张平等(2012)^[6]利用中国1985—2007年的数据,实证发现中央官员能够通过投资作用显著地促进其籍贯所在省份的经济发展。Hodler和Raschky(2014)^[7]发现官员对家乡的偏爱是一种全球性现象,他们利用1992—2009年126个国家38427个地区夜间灯光卫星数据,发现国家领导人对其出生地存在“地区偏爱”(regional favoritism),主要表现为在任期间的家乡夜间灯光亮度明显增强,说明经济活跃程度要高于其他地区。李书娟和徐现

祥(2016)^[8]从籍贯视角把省级官员的家乡身份与地级市相匹配,识别中国在任省级官员的家乡身份认同对家乡经济增长的影响及其在家乡身份和职务身份之间的选择,发现平均而言,省级官员的家乡身份认同在2001—2010年促进了家乡经济增长约0.6个百分点;但当其职务身份与家乡身份在空间上重合时,省级官员将选择职务身份,其家乡身份认同效应消失。

金融监管部门的官员直接掌握对金融资源配置的权力。尽管关注官员和经济增长关系的文献众多,却鲜有研究直接探讨金融监管者籍贯来源对籍贯所在地金融发展的影响。国外很早就开始了对监管者行为的研究,例如:Stigler(1971)^[9]指出,在美国被监管者和监管者之间存在利益交换行为,被监管机构经常通过多种行为向监管者输送利益,例如游说监管部门,然后他们会按照自身利益需要向监管者要求修改监管内容,这一现象被称为“监管俘获”(Regulatory Capture)。Beatty和Liao(2014)^[10]发现监管者手握裁决权,在监管行为上会做出有利于其私人利益的行为。国内有学者研究了金融监管者对城商行信贷投放行为的影响,例如:刘冲和郭峰(2017)^[11]将省级银监局局长、地级市市委书记以及城市商业银行进行匹配,研究地级市市委书记和省级银监局局长的任期对城市商业银行信贷风险的影响,发现地级市市长任期对城商行的次级贷款率有正向影响,而省级银监局局长任期和次级贷款率呈现负相关。刘冲等(2017)^[12]探索在政治激励下省级银监局局长是否有动力影响城市商业银行的信贷投放,实证结果表明,监管绩效对省级银监局局长的晋升有显著的作用,省级银监局局长在晋升激励的作用下会促进城市商业银行提高其资本充足率,从而抑制了城市商业银行的信贷投放量。

还有学者研究了地方主政官员对地方银行信贷的影响,例如:李维安和钱先航(2012)^[13]利用2006—2009年的数据考察了市委书记类型和城商行信贷之间的关系,结果显示不同类型的市委书记对城商行的信贷影响存在显著差异。纪志宏等(2014)^[14]利用我国地级市城商行数据,从官员晋升角度研究了地级市的市委书记、市长对城商行信贷的影响,发现地级市的主官在晋升激励下有动力扩张经济,进而导致城商行信贷扩张和信贷风险上升。张树忠和朱一鸣(2015)^[15]搜集了我国1990—2012年的省级

官员任职信息,考察具有金融背景和履历的主政官员对所任职地区的金融发展是否具有推动作用,结果发现具有金融背景的官员的确能显著地促进地区金融发展水平。

通过文献回顾可以看出,官员对籍贯所在地的经济发展有促进作用,进一步看,我国地方金融监管官员(主要为省级监管部门官员)、地方主官对所在区域的信贷投放(特别是地区性商业银行的信贷投放)存在显著影响。地方经济与地方金融发展密切相关,如果在官员主导下,政府在经济发展的要素配置和产出激励等方面有特定性偏好,那么金融监管官员对其籍贯所在地的金融发展也可能有正向影响。据此提出假设1。

假设1:金融监管者对其籍贯来源所在省份的金融发展水平存在正向推动作用。

(二) 官员晋升与经济绩效

现有文献对官员晋升和经济发展之间关系的研究大体遵循两条主线展开:第一是官员个人特征以及官员管理体制对经济绩效的影响,第二是经济绩效对官员晋升的影响。

第一条主线方面,研究者主要关注官员个人特征以及官员管理体制对经济绩效的影响。比如:徐现祥等(2007)^[16]以省长(书记)的跨省交流为关注点,发现省长(书记)的跨省交流能够使流入地的经济增长速度提高1个百分点左右。徐现祥和王贤彬(2010)^[17]发现中国地方官员对政治激励做出有利于辖区经济增长的反应会受到诸多因素影响,官员年龄越大,政治激励对经济增长发挥的作用越小;官员任期适度延长,有利于这种激励作用的发挥。李捷和余东华(2016)^[18]分析了省级官员更替频率对经济增长和工业产能利用率的影响,结果发现省级官员的更替频率升高,其辖区内人均GDP升高,而辖区经济增长率、工业产能利用率,无论是长期还是短期都是降低的。余泳泽和杨晓章(2017)^[19]发现相对于市长,市委书记对辖区经济增长目标制定有更大的影响,年龄越大的市委书记趋向于制定经济增长的目标较低,同时还发现在任期内的市委书记对经济增长目标及完成情况的影响呈倒U型关系。

第二条研究主线,也即在经济绩效对官员晋升的影响方面,现有研究普遍认为,尽管影响地方官员晋升的因素众多,有经济政治、自然环境和社会等,但经济因素一直以来都是重要的因素之一,而且多数文

献认为辖区经济绩效对官员晋升有正向推动作用。Chen等(2005)^[20]以相邻省份的经济绩效和本省份前任官员的经济绩效为基准,探讨相对绩效评估在省级官员职务变迁中的作用,结果表明,与前任相比,省级领导的职务变迁取决于相邻省份的经济绩效,且省级官员晋升和他们所创造的经济绩效正相关。Choi和Kyong(2012)^[21]搜集了我国1989年至2009年省委书记和省长职务变动资料,考察政治派系和辖区经济绩效对其晋升的影响,发现政治派系和经济绩效对省委书记晋升都存在影响,但对省长而言,只有经济表现才对其晋升起到重要作用。杨海生等(2014)^[22]利用我国1999—2013年地级市官员变更数据,发现经济增长促进官员晋升,但经济增长风险却与官员晋升呈现负相关。当然也有学者认为辖区经济增长促进官员晋升这一结论存疑,例如:陶然等(2010)^[23]在逻辑上对“官员晋升锦标赛理论”提出多个疑问,其认为改革开放后,从中央到地方都不存在官员晋升和经济绩效相挂钩的考核体系。周晓慧和邹肇芸(2014)^[24]利用我国1994—2012年期间31个省份的数据进行的实证研究表明,单纯以经济绩效考核为基础的政治晋升理论并不严谨,在很多情况下不能很好地解释官员行为。

总之,目前主流的研究观点认为地方主政官员的晋升和地方经济发展之间存在密切关系。进一步看,地方经济社会发展的一个重要推动力是金融资源的支持,地方金融发展会通过加大资本要素投入,增强金融要素聚集,推动地方经济发展,从而促进地方官员的晋升。据此提出假设2。

假设2:区域内金融发展水平越高,由此获得越多经济社会发展方面的绩效,使得主政官员越容易获得晋升机会。

(三) 金融监管者籍贯来源、金融发展和官员晋升

如引言所述,在身份认同及身份选择假说的逻辑下,官员对其家乡所在地的经济增长有促进作用。金融监管者作为金融资源的行政管理者,在很大程度上控制着金融资源调配、上市公司审核、金融机构设立审批等。而金融发展理论认为金融资源配置对经济的增长具有重要的影响,例如:Felix和Neven(2004)^[25]搜集了74个国家的面板数据,实证发现无论是发达国家还是欠发达国家,金融发展对经济产出有显著的正向影响,而欠发达国家的金融发展水平对产出的影响主要通过影响资本积聚来实现。Moyo等

(2018)^[26]发现代表股票市场发展的金融发展指标与经济增长正相关。国内学者武志(2010)^[27]采用戈氏指数衡量我国金融发展真实水平,同时对金融发展和经济增长之间的关系进行实证分析,结果发现金融发展能促进经济增长。李青原等(2013)^[28]从实体经济运行的角度探讨了金融发展能否促进我国地区实体经济资本配置效率的提升,借助资本配置效率估算模型构建了衡量金融发展程度的指标,研究表明,金融发展对中国地区实体经济资本配置效率的提高有积极作用,并进一步发现地方政府干预会影响这种积极作用的发挥。安强身和姜占英(2015)^[29]利用我国2003—2013年的区域经济发展数据计算了中国金融资源配置效率,结果发现中国金融资源在不同区域存在配置失衡现象,并且这种失衡对全要素生产率的提升存在抑制效应,进而对经济增长产生消极影响。

在我国现行的官员晋升考核机制下,辖区的经济绩效作为官员晋升的重要影响因素,与官员的晋升存在密切关系。Li和Zhou(2005)^[30]整理了我国1979年至1995年省级领导干部数据,发现我国省级领导干部晋升的可能性随着经济绩效的提高而增加。冯芸和吴冲锋(2013)^[31]利用1978—2008年31个省份的省级正副官员职位变动数据,发现经济绩效对官员晋升的促进作用非常明显。罗党论等(2015)^[32]搜集了我国335个地级市混合截面数据,发现相较前任官员所创造的经济绩效,当期官员在任期内的经济增长速度越高,越容易晋升。

结合前述分析,我们有理由相信,由于金融监管者控制金融资源配置,金融资源配置和地方金融发展水平息息相关,而金融发展能够促进经济增长,经济增长和官员晋升又具有正向的关系,所以金融监管者能促进其籍贯所在地金融发展,进而对地方官员的晋升产生影响。据此提出假设3。

假设3:金融监管者籍贯来源能通过金融发展水平的中介作用对地方主政官员的晋升起到促进作用。

总的来说,我国金融监管者不仅是金融政策制定者,还在具体金融资源配置方面起到重要作用。考虑到中国是一个非常注重乡土人情关系的社会形态,毋庸置疑,这种乡土人情关系会通过身份认同感对官员行为产生影响。由此,本文试图利用我国省级区域的经济社会和金融发展数据、主政官员资料,分析金融监管者籍贯来源是否可以推动地方金融发展,进而提高地方主政官员晋升概率。

三、研究设计

(一) 数据来源和变量构建

1. 数据来源。

考虑到数据的可得性和可靠性，研究样本时间段设定为2001—2017年，观测值包括行政级别为副部级以上金融监管者籍贯资料、区域社会融资水平数据、除港澳台地区外的省委书记（含直辖市市委书记、自治区区委书记）和省长（含直辖市市长、自治区区长）更替资料等。在样本筛选时剔除以下三类数据：2001年6月之前职位发生变更的数据；官员在任上因犯罪而被免职；在职时间不超过1年而发生调任。涉及的金融监管者、主政官员的数据来源于历年《中国金融年鉴》《中华人民共和国职官志》、人民网及新华网的地方党政资料库，通过作者手工收集整理所得；地区经济、社会和金融发展数据均来自于《中国统计年鉴》和万德资讯（WIND）数据库。

2. 变量选取及说明。

(1) 金融监管者籍贯来源 (*from*)。本文选取的金融监管者级别为副部级以上，具体来说，即2018年4月金融监管体制改革前的“一行三会”历任主席、副主席和主席助理，并将历年金融监管者按其籍贯所在省份进行分组。考虑金融监管者职务变动情况，本文对金融监管者在当年6月份之前职位变动算作上一年度，在当年6月份之后职位变动算作本年年度。同时，给不同级别的金融监管者赋分，级别越高则赋分值越高。考虑到金融监管者有可能具有中央委员会委员、候补委员和中共中央政治局委员的身份，本文对金融监管者的赋分等于行政职级赋分与党内身份赋分之和，具体规则见表1。

(2) 地区金融发展 (*finance*)。地区金融发展用地区社会融资规模指标表示，指一定时期内一个地区的实体经济（即非金融企业和个人）从金融体系获得的资金总额。社会融资规模的定义及统计口径参照中国人民银行发布的《社会融资规模构成指标的说明》（2014）。其中，2013年之前的地区社会融资规模根据上述统计口径测算得到，具体为：

$$\begin{aligned} \text{社会融资规模} = & \text{人民币贷款} + \text{外币贷款(折合人民币)} \\ & + \text{委托贷款} + \text{信托贷款} \\ & + \text{未贴现的银行承兑汇票} + \text{企业债券} \\ & + \text{非金融企业境内股票融资} \\ & + \text{保险公司赔偿} + \text{投资性房地产} + \text{其他}。 \end{aligned}$$

表1 金融监管者籍贯来源的赋分规则

行政职级	党内身份	赋分
副部级 (1)	非党中央委员 (0)	非党中央委员 (0)+副部级行政职级 (1): 1分
	中央候补委员 (0.5)	中央候补委员身份 (0.5)+副部级行政职级 (1): 1.5分
	中央委员 (1)	中央委员身份 (1)+副部级行政职级 (1): 2分
正部级 (2)	非党中央委员 (0)	非党中央委员 (0)+正部级行政职级 (2): 2分
	中央候补委员 (0.5)	中央候补委员身份 (0.5)+正部级行政职级 (2): 2.5分
	中央委员 (1)	中央委员身份 (1)+正部级行政职级 (2): 3分
	政治局委员 (1.5)	政治局委员身份 (1)+正部级行政职级 (2): 3.5分
副国级 (3.5)	非政治局委员 (0)	非政治局委员 (0)+副国级行政职级 (3.5): 3.5分
	政治局委员 (1.5)	政治局委员身份 (1.5)+副国级行政职级 (3.5): 5分

2013年中央银行向社会发布了地区社会融资规模的数据，所以2013年（含）之后的相关数据来源于中国人民银行及各地区统计年鉴。

(3) 官员晋升 (*promotion*)。本文对于省长的晋升定义为担任本省或其他省的省委书记，或进入中央和国务院担任正部级以上行政级别的职位；平调定义为调入中央担任正部级行政职务，或调任他省省长、人大主任和政协主席；降职定义为进入中央和地方担任副部级及以下的职位，或退休。具体而言，官员离任后，若晋升，赋值为2；平调为1；其他情况为0。

(4) 控制变量。影响地方主政官员晋升的因素比较多，区域经济发展绩效、社会发展指标、区位的特殊性，以及官员自身的个体特质都会对其造成显著影响，这些因素必须加以控制。参考蒋德权等（2015）^[33]、詹新宇和刘文彬（2018）^[34]的研究，本文从区域经济绩效、社会发展、产业发展、特殊性以及官员自身特征等多个维度选取控制变量。具体包括：

I. 地区经济绩效综合指标 (*economics*)。地区经济绩效综合指标由以下二级指标通过主成分分析获得，具体包括：一是市场化程度：表示为非国有工业总产值占工业总产值的百分比。二是人均GDP：使用经物价调整后的地区人均GDP的对数形式来刻画。三是地区经济增长率：用地区生产总值年增长率的百分比表示。四是上缴中央财政支出：用各省份每年上

缴中央的税收支出表示。五是地区储蓄率：地区储蓄率=(地区生产总值-地方居民总支出-地方政府总支出)/地区生产总值×100。地区居民包括辖区内的住户和各类型的企事业单位。六是地区投资率：用地区年投资率百分比表示。

II. 地区社会发展综合指标 (*social*)。地区社会发展类指标综合反映地区的社会发展水平，由以下二级指标通过主成分分析获得，具体包括：一是地区开放程度：地区开放程度用地区进出口总额/地区 GDP×100 来衡量。二是城镇化率：城镇化率以地区城镇人口总数/地区年末常住人口总数×100 表示。三是高等教育普及率：高等教育普及率=地区普通高等学校在校学生数/地区常住人口总数×100。四是环保支持力度：环保支持力度=地区环境污染治理投资/各地区当年价 GDP×100。

III. 人口规模 (*population*)。人口规模用辖区内常住人口数的对数来度量，它刻画一个地区的人口因素，人口资源越丰富，可能对地方经济表现以及官员的晋升产生影响。

IV. 区域特殊性 (*special*)。我国幅员辽阔，各地区经济社会状况存在较大差异，决定了各省份在区域

政治格局中地位具有很大的差异。相比于普通省份而言，直辖市和自治区在中国的区域政治格局中较为特殊。因此本文引入区域特殊性 (*special*) 二值变量，若辖区是直辖市或自治区则赋值为 1，否则为 0。

V. 地区产业发展综合指标 (*industry*)。地区产业发展综合指标综合反映了地区第二、第三产业发展程度，具体由以下二级指标通过主成分分析获得，包括：一是工业产值比：工业产值比=地区工业产出总值/地区生产总值×100。它用来衡量地区工业发展水平。二是服务业产值比：服务业产值比=地区服务业产出总值/地区生产总值×100，用来衡量地区服务业发展水平。

VI. 官员个人特征指标。官员个人特征指标包括：一是官员学历 (*education*)：该变量用最高学历表示，若官员是博士毕业赋值为 3，若硕士毕业赋值为 2，若本科毕业赋值为 1，否则赋值为 0。二是官员年龄 (*age*)：年龄为哑变量，若省长的年龄超过年龄中位数则取值为 0，否则为 1。三是官员任期 (*tenure*)：官员现职的赴任日期至离职日期的时长，具体精确到月份。

本文所有变量及说明如下表 2 所示。

表 2 变量汇总与说明

变量名称	变量符号	变量说明
金融监管者籍贯来源	<i>from</i>	具体定义见上文变量选取及说明
社会融资规模	<i>finance</i>	社会融资规模取对数数值
官员晋升	<i>promotion</i>	升迁赋值为 2，平调或留任赋值为 1，其余为 0
地区经济绩效综合指标	<i>economics</i>	通过主成分分析，提取综合反映各地区经济绩效的指标
地区社会发展综合指标	<i>social</i>	通过主成分分析，提取综合反映各地区社会发展的指标
地区人口规模	<i>population</i>	地区的常住人口数量取自然对数
地区区域特殊性	<i>special</i>	是否为自治区、直辖市，若是，则赋值为 1，反之则为 0
地区产业发展综合指标	<i>industry</i>	综合反映地区产业发展情况
学历	<i>education</i>	地方官员最高学历为博士赋值 3、硕士赋值 2、本科赋值 1、本科以下取赋值 0
年龄	<i>age</i>	地方官员年龄大于年龄的中位数则取值 0，否则取值为 1
任期	<i>tenure</i>	地方官员自担任现职起到考察年时期的时长

(二) 模型设定

1. 金融监管者籍贯来源与籍贯所在地区金融发展水平。

本模型主要考察籍贯来源于不同省份的金融监管者是否对其籍贯所在地的金融发展水平存在显著影

响，具体如下：

$$\hat{finance}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 from_{i,t} + \alpha_2 x_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中： i 和 t 分别代表省份和年份； $finance$ 表示地区社会融资规模； $from$ 代表金融监管者籍贯来源得分，按照官员籍贯来源进行分类并按不同级别给官员赋

分; x 代表控制变量集合, 具体的 $x = \{ economics\ social\ population\ special\ industry \}$; η_i 代表省区固定效应; μ_t 代表时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。

2. 官员晋升与地区金融发展水平。

本模型主要考察地方金融发展与地方官员晋升之间的关系, 具体如下:

$$promotion_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 finance_{i,t} + \beta_2 g_{i,t} + \tau_i + \omega_t + \nu_{i,t} \quad (2)$$

其中, i 和 t 分别代表省份和年份, $promotion$ 表示官员晋升, $finance$ 表示地区社会融资规模, g 表示控制变量集合。控制变量分为两类: 一类是官员自身因素, 包括官员学历、官员年龄和官员任期; 另一类是外在因素, 包括经济绩效综合指标、社会发展综合指标、人口规模、区域的特殊性和产业发展综合指标。 τ_i 代表省区固定效应, ω_t 代表时间固定效应, $\nu_{i,t}$ 代表随机扰动项。

3. 金融监管者籍贯来源、金融发展和官员晋升。

本模型主要检验金融发展水平在监管者籍贯来源对地方主政官员晋升的影响中是否存在中介效应作用。中介效应的检验借鉴温忠麟和叶宝娟 (2014)^[35] 的方法, 使用模型 (1) 和以下两个模型:

$$promotion_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 from_{i,t} + \rho_2 g_{i,t} + \chi_i + \varphi_t + \xi_{i,t} \quad (3)$$

$$promotion_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 from_{i,t} + \delta_2 finance_{i,t} + \delta_3 g_{i,t} + \gamma_i + \lambda_t + \sigma_{i,t} \quad (4)$$

其中, i 和 t 分别代表省份和年份, $promotion$ 表示官员晋升, $from$ 代表金融监管者籍贯来源, $finance$ 表示地区社会融资规模, g 表示控制变量集合, χ_i 和 γ_i 代表省份固定效应, φ_t 和 λ_t 代表时间固定效应, $\xi_{i,t}$ 和 $\sigma_{i,t}$ 代表随机扰动项。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 3 列示了主要变量的描述性统计结果。从中可以看出, 地区经济绩效综合指标的均值为 -0.045 8, 标准差为 5.247 58, 表明我国区域间的经济差距较大; 同样, 金融监管者籍贯来源、地区社会发展综合指标和地区产业发展综合指标这三个变量也存在较明显的区域差异性。全样本观测值中, 省长学历的均值为 1.74, 学历平均水平高于本科, 接近于硕士; 有 55.83% 的省长的年龄小于中位数; 省长平均任期为 2.97 年, 表明平均而言, 省长任期在接近 3 年时极可能发生职务调整。

表 3 主要变量的全样本描述性统计

变量说明	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
金融监管者籍贯来源	523	1.191 2	1.625 6	10.000 0	0.000 0
社会融资规模	523	7.250 7	1.370 2	10.002 9	2.388 8
官员晋升	523	1.063 1	0.461 0	2.000 0	0.000 0
地区经济绩效综合指标	523	-0.045 8	5.247 6	9.912 0	-16.037 0
地区社会发展综合指标	523	0.024 6	0.618 0	1.963 0	-1.308 0
人口规模	523	8.076 9	0.864 4	9.320 9	5.572 2
区域的特殊性	523	0.290 6	0.454 5	1.000 0	0.000 0
地区产业发展综合指标	523	0.001 5	1.003 3	1.662 7	-4.171 6
学历	523	1.741 9	0.750 7	3.000 0	0.000 0
年龄	523	0.558 3	0.497 1	1.000 0	0.000 0
任期	523	2.966 3	1.967 5	10.830 0	0.167 0

(二) 金融监管者籍贯来源对所在地区金融发展水平的影响

利用模型 (1) 进行回归, 表 4 给出了监管者籍贯来源对地区金融发展水平影响的回归结果, 除了核

心解释变量金融监管者籍贯来源外, 还分别加入了反映经济、社会、人口、区域特征以及产业发展等的多个控制变量。列 (I) 是基准回归结果, 可以发现, 金融监管者籍贯来源 ($from$) 和地方金融发展水平具

有显著的正向关系,这说明金融监管者对其籍贯来源省份的金融发展水平具有促进作用。为了减缓模型的内生性偏差,在列(II)~列(IV)中分别将金融监管者籍贯来源的1期(*from_lag1*)、2期(*from_lag2*)和3期(*from_lag3*)滞后项加入模型进行回归,结果显示和列(I)一致,金融监管者籍贯来源与地方金融发展具有显著的正向关系。假设1得到证明。

表4 金融监管者籍贯来源对地区金融发展水平的影响

解释变量	因变量: <i>finance</i>			
	(I)	(II)	(III)	(IV)
<i>c</i>	-1.867 0*** (0.332 3)	-1.813 8*** (0.333 0)	-1.792 5*** (0.347 1)	-1.838 0*** (0.368 1)
<i>from</i>	0.046 6*** (0.015 6)	—	—	—
<i>from_lag1</i>	—	0.031 2** (0.016 1)	—	—
<i>from_lag2</i>	—	—	0.031 5** (0.017 2)	—
<i>from_lag3</i>	—	—	—	0.025 7* (0.018 8)
<i>economics</i>	0.012 1*** (0.000 6)	0.011 8*** (0.000 6)	0.011 6*** (0.000 6)	0.011 7*** (0.000 7)
<i>social</i>	0.053 7*** (0.006 0)	0.049 2*** (0.006 0)	0.047 7*** (0.006 3)	0.048 5*** (0.006 7)
<i>population</i>	0.886 3*** (0.033 3)	0.877 2*** (0.033 6)	0.872 6*** (0.035 2)	0.875 6*** (0.037 4)
<i>special</i>	-0.232 4*** (0.063 0)	-0.233 0*** (0.063 5)	-0.230 6*** (0.066 5)	-0.252 4*** (0.070 6)
<i>industry</i>	0.049 7*** (0.003 4)	0.050 9*** (0.003 4)	0.051 5*** (0.003 5)	0.052 3*** (0.003 7)
时间效应	控制	控制	控制	控制
截面效应	控制	控制	控制	控制
Huasmann Test	66.988 6***	64.914 5***	67.899 0***	89.942 8***
F-statistic	559.042 9	504.139 4	426.145 4	358.530 7
Ad. R ²	0.464 5	0.459 4	0.496 4	0.432 3

注:括号内为标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。下同。

观察表4,同时可以发现其他变量与金融发展也具有显著关系,比如,地区经济绩效综合指标系数、地区社会发展类指标(*social*)系数都显著为正,这表明地区经济绩效、社会发展指标和金融发展存在显著的正相关关系。地区人口规模的系数显著为正,这表明地区人口规模越大越能促进地区金融产业的集聚和发展。区域特殊性显著为负,这也许是因为除了四

个直辖市外,自治区的区域多处于西部不发达地区,经济和金融发展水平不高。产业发展综合指标显著为正,这表明地方产业发展水平越高越能促进地区金融发展。

(三) 金融发展水平对地方官员晋升的影响

利用模型(2)进行回归,表5列示了地方金融发展水平对地方官员晋升影响的回归结果。列(I)是基准回归结果;列(II)中加入了经济绩效和社会发展、区域特殊性、地区人口规模和产业发展等控制变量;列(III)在列(II)的基础上加入省长个人特征变量,包括学历(*education*)、年龄(*age*)和任期(*tenure*)。结果显示,各列中金融发展水平的系数均显著为正,这表明金融发展水平越高越能促进地方官员晋升,这一结果与前文假设2相吻合,同时这也可能用来解释地方主政官员为何越来越重视地方金融发展。

表5 官员晋升、地方金融发展和金融监管者籍贯来源

解释变量	因变量: <i>promotion_sz</i>		
	(I)	(II)	(III)
<i>c</i>	1.002 6*** (0.237 4)	1.308 9*** (0.242 7)	1.102 6*** (0.264 7)
<i>finance</i>	0.049 5** (0.020 3)	0.023 5** (0.012 1)	0.015 8* (0.008 5)
<i>economics</i>	—	0.047 2* (0.027 1)	0.020 4* (0.011 7)
<i>social</i>	—	0.032 9** (0.015 6)	0.012 2* (0.007 6)
<i>population</i>	—	0.026 7* (0.014 4)	0.095 9** (0.044 2)
<i>special</i>	—	-0.155 7 (0.195 3)	-0.113 5 (0.158 1)
<i>industry</i>	—	0.004 3* (0.002 7)	0.005 1* (0.002 8)
<i>education_sz</i>	—	—	0.059 7* (0.030 5)
<i>age_sz</i>	—	—	0.077 0* (0.044 4)
<i>tenure_sz</i>	—	—	-0.023 7** (0.011 0)
时间效应	控制	控制	控制
截面效应	控制	控制	控制
Huasmann Test	3.918 0**	13.765 2*	16.911 1**
F-statistic	29.073 1	29.110 3	36.280 3
Ad. R ²	0.271 8	0.389 8	0.460 2

观察列(II)和列(III)其他变量的回归结果,经济绩效综合指标、社会发展综合指标、人口规模和产业发展综合指标显著为正,这表明良好的经济社会发展指标会推动主政官员的晋升。区域的特殊性系数不显著,省长、直辖市市长以及自治区主席在晋升机会上并没有显著的差别。学历的系数显著为正,这表明官员的学历越高越容易晋升。年龄的系数显著为正,这说明相对于年龄大于中位数的官员来说,年龄较小的官员晋升的可能性更大。任期的系数显著为负,这表明省长在职时间越长晋升的可能性越小,一种可能的解释是,任职时间越长,年龄越接近晋升上线,晋升空间越小。

(四) 金融发展水平的中介效应检验

借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[35]的中介效应检验方法,本文中介效应检验利用模型(1)、模型(3)和模型(4)进行,具体步骤如下:

步骤一:检验金融监管者籍贯来源对省级官员晋升的影响是否显著,即检验模型(3)中变量 *from* 系数 ρ_1 是否显著,若不显著则不存在中介效应,若显著则进行下面的检验。

步骤二:检验模型(1)中变量 *from* 的系数 α_1 和模型(4)中变量 *finance* 的系数 δ_2 是否显著,若二者都显著则转到步骤四的检验,若二者至少有一个不显著则进行步骤三检验。

步骤三:此步是 Bootstrap 检验,即检验 $H_0: \alpha_1 \times \delta_2 = 0$ 是否显著,若通过检验则进行步骤四的检验,否则不存在中介效应。

步骤四:此步检验是检验部分中介效应还是完全中介效应,若模型(4)中变量 *from* 的系数 δ_1 显著,则说明是部分中介效应,否则是完全中介效应。

步骤五:检验 δ_1 和 $\alpha_1 \times \delta_2$ 是否同号,若同号报告部分中介效应 $(\alpha_1 \times \delta_2) / \rho_1$,若异号报告部分遮掩效应 $|\alpha_1 \times \delta_2| / \rho_1$ 。

中介检验结果汇总如表6所示。

在表6中可以发现,模型(3)中变量 *from* 的系数 ρ_1 、模型(1)中变量 *from* 的系数 α_1 和模型(4)中变量 *finance* 的系数 δ_2 以及变量 *from* 的系数 δ_1 显著为正,这说明金融监管者籍贯来源对地方官员晋升的影响既存在直接效应也存在中介效应,中介效应的传导变量是地方金融发展。金融监管者能够促进其籍贯所在地的金融发展,进而通过地方金融发展促进地方官员晋升,这一结论表明假设3是成立的。

表6 金融发展的中介效应检验结果

	模型(1)	模型(3)	模型(4)
	因变量: <i>finance</i>	因变量: <i>promotion_sz</i>	因变量: <i>promotion_sz</i>
<i>from</i>	0.046 6*** (0.015 6)	0.026 4** (0.014 6)	0.026 1** (0.014 9)
<i>finance</i>	—	—	0.015 3** (0.005 7)
其他变量	控制	控制	控制
<i>Ad. R</i> ²	0.864 5	0.431 8	0.460 2

五、内生性探讨与稳健性检验

(一) 内生性探讨

金融监管者籍贯来源和官员晋升之间可能因变量测度偏差或双向因果关系导致内生性:首先,金融监管者籍贯来源和官员晋升数据通过赋分得到,可能存在测度偏差;其次,本文考察的地方官员是省级主官,其晋升成功后又有很大可能会对相关金融监管官员的任命产生影响,因此金融监管者籍贯来源和官员晋升可能存在交互影响关系。为了解决可能存在的内生性问题,本文应用工具变量法和动态面板数据法,构造工具变量外商投资水平(*foreign*)和金融从业人员占比(*practitioners*)。外商投资水平(*foreign*)和金融从业人员占比(*practitioners*)与金融监管者籍贯来源(*from*)密切相关,主要原因是外商投资水平、金融从业人员占比越高的省份可能金融发展水平、居民金融素养和金融教育水平更高,金融知识普及范围更广,从而该省份可能向金融监管层输送更多高级金融人才乃至金融部门的监管官员。

表7列示了内生性检验结果。列(I)和列(II)列示了工具变量法回归结果:列(I)列示了第一阶段回归结果,可以看出外商投资水平和金融从业人员占比与金融监管者籍贯来源有显著的正向相关关系;列(II)列示了第二阶段回归结果,在列(II)中加入工具变量和第一阶段得到的金融监管者籍贯来源拟合值进行回归,结果显示金融监管者籍贯来源系数值仍然显著且符号不变。列(III)和列(IV)列示了动态面板数据法检验结果,列(III)加入了因变量的一阶滞后项,列(IV)加入了因变量的一阶、二阶滞后项。结果都显示 *Sargan-p* 值 > 0.1,这说明在 10% 显著性水平上不拒绝原假设,因此选取官员晋升的滞后项作为工具变量是合适的,同时可

以发现金融监管者籍贯来源的系数显著为正。通过上文实证结论是稳健的。上述两种方法对前述实证模型进行的内生性探讨表明前

表 7 内生性检验结果

	工具变量法		动态面板数据法	
	(I) 第一阶段	(II) 第二阶段	(III)	(IV)
	因变量: <i>from</i>	因变量: <i>promotion</i>	因变量: <i>promotion</i>	因变量: <i>promotion</i>
<i>practitioners</i>	0.436 1*** (0.174 4)	0.105 4 (1.032 1)	—	—
<i>foreign</i>	0.363 4** (0.174 6)	0.082 8 (2.983 3)	—	—
<i>from</i>	—	0.197 8** (0.082 4)	0.237 6** (0.113 8)	0.190 9** (0.096 4)
<i>promotion_lag1</i>	—	—	0.322 8*** (0.035 6)	0.344 7*** (0.031 4)
<i>promotion_lag2</i>	—	—	—	0.253 4*** (0.031 4)
其他变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
截面效应	控制	控制	控制	控制
<i>F</i> -statistic	18.979 6	14.083 8	—	—
<i>p</i>	0.000 0	0.042 2	—	—
<i>J</i> -statistic	—	—	27.103 4	26.235 0
Sargan- <i>p</i>	—	—	0.167 5	0.158 2

(二) 稳健性检验

1. 金融发展水平度量的转换。

参照谢罗奇等(2018)^[36]的研究,用地区金融机构年末存贷款余额/*GDP*(*dep-loa*)表示金融发展水平,检验金融监管者籍贯来源是否会促进金融发展。变量转换后的回归结果如表 8 所示,在变换变量后主要实证

结论没有发生变化,金融监管者籍贯来源以及其 1 期、2 期和 3 期滞后的系数显著为正,控制变量的系数符号没有发生变化且都通过了 10%的显著性检验。这说明上文有关金融监管者籍贯来源与地区金融发展水平之间的结论仍然成立,假设 1 的结论是稳健的。

表 8 金融监管者籍贯来源对地方金融发展促进作用的稳健性检验

变量	因变量: <i>dep-loa</i>			
	(I)	(II)	(III)	(IV)
<i>c</i>	1.722 4*** (0.106 8)	1.730 6*** (0.110 7)	1.748 1*** (0.115 1)	1.760 9*** (0.119 3)
<i>from</i>	0.011 2** (0.006 1)	—	—	—
<i>from_log1</i>	—	0.010 8* (0.006 4)	—	—
<i>from_log2</i>	—	—	0.009 1* (0.006 8)	—
<i>from_log3</i>	—	—	—	0.009 3* (0.005 3)
其他变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制

续前表

变量	因变量: <i>dep-loa</i>			
	(I)	(II)	(III)	(IV)
截面效应	控制	控制	控制	控制
Huasman Test	31. 582 2	27. 203 5	28. 288 9	38. 248 1
F-statistic	140. 316 7	133. 081 1	126. 119 7	122. 188 3
Ad. R ²	0. 614 2	0. 616 0	0. 618 5	0. 627 3

2. 地方主政官员的转换。

参照詹新宇和刘文彬 (2018)^[34]的研究, 将研究对象由省长转换成省委书记。对于省委书记晋升定义为行政级别的上升, 即行政职务上升为国级, 比如担任中央政治局常委、中央政治局委员、国务委员、全国政协副主席和全国人大常委会副委员长等; 平调定义为调入中央正部级职位, 或者继续调入他省担任省委书记的职位; 降职定义为进入中央担任副部级和副部级以下职位。晋升赋值为 2, 平调或留任为 1, 其他为 0。对于省委书记个人特征变量 (学历、年龄、任期等) 的定义与省长一致。

在表 9 列 (I) 和列 (II) 中, 只将社会融资规模变换为金融机构年末存贷款余额/GDP, 发现变量 *dep-loa* 的系数仍然显著为正, 同时其他变量符号

未发生变化。在列 (III) ~ 列 (V) 中将研究对象由省长转换成省委书记, 同时替换金融发展变量。列 (III) 和列 (IV) 结果显示主要变量系数的符号和显著性未改变, 表明假设 2 的结论是稳健的。

进一步地, 从列 (III) 和列 (IV) 还可以发现, 将研究对象由省长转换成省委书记后, 经济绩效指标和产业发展指标的系数不再显著, 这说明和省长的晋升相比较, 省委书记晋升受辖区经济和产业的影响较小。这一结论与现实是相符的, 省委书记作为省级区域的“一把手”, 其作用更侧重于政治作用, 其晋升受经济和产业因素的影响相对较小。将表 9 和表 5 进行比较还可以发现, 区域特殊性的系数变为正数且显著, 这说明相比普通省份的省委书记, 直辖市的市委书记和自治区区委书记更易获得晋升。

表 9 金融监管者籍贯来源、地方金融发展和官员晋升的稳健性检验

变量	因变量: <i>promotion_sz</i>		因变量: <i>promotion_sj</i>		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
<i>c</i>	1. 278 7*** (0. 319 4)	1. 293 8*** (0. 321 8)	0. 541 9** (0. 239 5)	0. 523 9** (0. 260 9)	0. 462 6* (0. 265 4)
<i>from</i>	—	0. 025 9* (0. 014 6)	0. 027 1** (0. 013 0)	—	0. 019 6* (0. 013 0)
<i>dep-loa</i>	0. 102 2** (0. 042 8)	0. 102 4* (0. 053 4)	—	0. 053 5* (0. 030 2)	0. 051 1* (0. 030 3)
<i>economics</i>	0. 020 1*** (0. 005 6)	0. 037 7*** (0. 006 6)	0. 000 7 (0. 000 5)	0. 000 6 (0. 000 5)	0. 000 7 (0. 000 5)
<i>industry</i>	0. 006 1** (0. 002 9)	0. 065 9** (0. 022 8)	0. 000 8 (0. 002 2)	0. 002 3 (0. 002 8)	0. 002 0 (0. 002 8)
<i>special</i>	-0. 121 9 (0. 158 7)	-0. 106 0 (0. 156 2)	0. 062 8* (0. 040 3)	0. 071 5* (0. 053 4)	0. 067 2** (0. 033 7)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
截面效应	控制	控制	控制	控制	控制
F-statistic	21. 069 2	27. 145 0	26. 632 2	25. 287 89	34. 002 8
Ad. R ²	0. 333 9	0. 421 8	0. 374 5	0. 372 4	0. 473 6

3. 中介效应的稳健性检验。

在检验金融监管者籍贯来源、金融发展水平和官员晋升之间关系的稳健性时,首先,将社会融资规模变换为金融机构年末存贷款余额/GDP,检验结果如表10的列(I)~列(III)所示,可以看出,将中介变量的金融发展变量由社会融资规模变换到金融机

构年末存贷款余额/GDP后,中介效应仍然显著。其次,将 $finance$ 变换为 $dep-loa$,同时官员考察对象由省长转换到省委书记,检验结果如表10的列(IV)~(VI)所示,可以发现在同时变换中介变量和被解释变量后,主要结论不发生变化,中介效应仍然显著。这说明有关假设3的结论是稳健的。

表10 中介效应的稳健性检验

	$dep-loa$	$promotion_sz$	$promotion_sz$	$dep-loa$	$promotion_sj$	$promotion_sj$
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
$from$	0.011 2* (0.006 1)	0.026 4** (0.014 6)	0.025 9* (0.014 6)	0.011 2* (0.006 1)	0.027 1** (0.013 0)	0.019 6* (0.013 0)
$dep-loa$	—	—	0.102 4* (0.053 4)	—	—	0.051 1* (0.030 3)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Ad. R^2$	0.614 2	0.431 8	0.421 8	0.614 2	0.374 5	0.473 6

六、结论和启示

现有研究对官员晋升影响因素的探索主要涉及两个方面:一是外在因素,例如辖区经济、社会等表现;二是内在因素,比如官员个人的学历、年龄等。本文在控制了前人文献所涉及的因素的基础上,探究金融监管者籍贯来源是否会推动地区的金融发展水平,以及提高主政官员晋升机会。利用2001—2017年的省级面板数据,本文构建固定效应模型和中介效应模型的实证研究表明:第一,金融监管者能够促进其籍贯所在省份的金融发展,金融监管者籍贯来源越集中的省份金融发展水平越高,官员的乡土情结和身份认同效应可能会促使其在配置金融资源时,更偏好籍贯所在地地区。第二,从省级区域来看,即使在控制了其他变量后,官员晋升仍然与金融发展呈现显著正向回归关系,地方金融发展水平越高越能促进地方主政官员的晋升。第三,进一步看,金融监管者籍贯来源会通过金融发展这一中介路径对官员晋升产生正向的影响。在经过一系列稳健性检验后,上述结论仍

然成立。

很多研究已经表明,中国社会中的乡土人情关系会对官员的决策行为产生重要影响。虽然中国市场化改革取得了很大成就,但政府在资源配置方面的影响仍然不容小觑。本文研究结论证实了身份认同经济学在我国金融监管领域的存在性,也即金融监管者的家乡身份认同效应确实对地区金融资源配置产生影响,后者对其籍贯所在地区金融发展水平有显著的提升作用,进而提高了所在地区主政官员的晋升机会。本文结论可以提供如下启示:首先,金融监管者能够促进其籍贯所在省份的金融发展,这一结论有力地支持了“官员作用论”,也为官员“身份认同”理论提供了有益补充。其次,研究发现金融发展和金融监管者籍贯来源能够影响省级官员晋升,拓展了“官员晋升锦标赛”理论。最后,研究发现经济和产业因素对省长和省委书记晋升的影响存在差异性,省委书记的晋升受经济和产业发展因素的影响相对较小,这进一步深化了对我国省级官员晋升考核机制的认识。

参考文献

- [1] Frye T, Shleifer A. The Invisible Hand and the Grabbing Hand [R]. Nber Working Papers, 2007, 87 (2): 354-358.
- [2] 乔坤元. 我国官员晋升锦标赛机制:理论与证据 [J]. 经济科学, 2013 (1): 88-98.
- [3] 王贤彬, 徐现祥, 李娜. 地方官员更替与经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2009, 8 (4): 1301-1328.
- [4] Qazi M A H, Dolgoplova I. Economics, finance and development in China [J]. Chinese Management Studies, 2011, 5 (3): 311-324.
- [5] Akerlof G A, Kranton R E. Identity Economics: How Our Identities Shape Our Work, Wages, and Well-being [J]. Social Science Journal, 2010,

- 48 (2): 414-415.
- [6] 张平, 赵国昌, 罗知. 中央官员来源与地方经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (2): 613-634.
- [7] Hodler R, Raschky P A. Economic Shocks and Civil Conflict at the Regional level [J]. Economics Letters, 2014, 124 (3): 530-533.
- [8] 李书娟, 徐现祥. 身份认同与经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2016, 15 (3): 941-962.
- [9] Stigler G J. The Theory of Economic Regulation [J]. Bell Journal of Economics, 1971, 2 (1): 3-21.
- [10] Beatty A, Liao S. Financial Accounting in the Banking Industry: A Review of the Empirical Literature [J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 58 (10): 339-383.
- [11] 刘冲, 郭峰. 官员任期、中央金融监管与地方银行信贷风险 [J]. 财贸经济, 2017, 38 (4): 86-100.
- [12] 刘冲, 郭峰, 傅家范, 周强龙. 政治激励、资本监管与地方银行信贷投放 [J]. 管理世界, 2017 (10): 36-50.
- [13] 李维安, 钱先航. 地方官员治理与城市商业银行的信贷投放 [J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (4): 1239-1260.
- [14] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 赵鹰妍. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据 [J]. 金融研究, 2014 (1): 1-15.
- [15] 张树忠, 朱一鸣. 地方官员的金融背景与辖区金融发展——来自中国省级官员的证据 [J]. 金融理论与实践, 2015 (5): 16-22.
- [16] 徐现祥, 王贤彬, 舒元. 地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据 [J]. 经济研究, 2007 (9): 18-31.
- [17] 徐现祥, 王贤彬. 晋升激励与经济增长: 来自中国省级官员的证据 [J]. 世界经济, 2010, 33 (2): 15-36.
- [18] 李捷, 余东华. 官员更替频率、经济增长与工业产能利用率——以中国地方省级官员为例 [J]. 软科学, 2016, 30 (5): 31-34+39.
- [19] 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 (2): 51-65.
- [20] Chen Y, Li H, Zhou L A. Relative Performance Evaluation and the Turnover of Provincial Leaders in China [J]. Economics Letters, 2005, 88 (3): 1-425.
- [21] Choi K E. Patronage and Performance: Factors in the Political Mobility of Provincial Leaders in Post-Deng China [J]. The China Quarterly, 2012 (212): 965-981.
- [22] 杨海生, 陈少凌, 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, 187-188.
- [23] 陶然, 苏福兵, 陆曦, 朱昱铭. 经济增长能够带来晋升吗? ——对晋升锦标赛理论的逻辑挑战与省级实证重估 [J]. 管理世界, 2010 (12): 13-26.
- [24] 周晓慧, 邹肇芸. 经济增长、政府财政收支与地方官员任期——来自省级的经验证据 [J]. 经济社会体制比较, 2014 (6): 112-125.
- [25] Rioja F, Valev N. Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development [J]. Economic Inquiry, 2004, 42 (1): 127-140.
- [26] Moyo C, Khobai H, Kolisi N, et al. Financial Development and Economic Growth in Brazil: A Non-linear ARDL Approach [R]. MPRA paper 85252, University Library of Munich, Germany, 2018.
- [27] 武志. 金融发展与经济增长: 来自中国的经验分析 [J]. 金融研究, 2010 (5): 58-68.
- [28] 李青原, 李江冰, 江春, 等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2013, 12 (2): 527-548.
- [29] 安强身, 姜占英. 金融资源配置效率、TFP 变动与经济增长——来自中国的证据 (2003—2013) [J]. 金融经济研究, 2015, 30 (3): 14-23.
- [30] Li H, Zhou L A. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China [J]. 2005, 89 (9-10): 1743-1762.
- [31] 冯芸, 吴冲锋. 中国官员晋升中的经济因素重要吗? [J]. 管理科学学报, 2013, 16 (11): 55-68.
- [32] 罗党论, 余国满, 陈杰. 经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视——新理论和基于地级市数据的新证据 [J]. 经济学 (季刊), 2015, 14 (3): 1145-1172.
- [33] 蒋德权, 姜国华, 陈冬华. 地方官员晋升与经济效率: 基于政绩考核观和官员异质性视角的实证考察 [J]. 中国工业经济, 2015 (10): 21-36.
- [34] 詹新宇, 刘文彬. 地方官员来源的经济增长质量效应研究 [J]. 中央财经大学学报, 2018 (4): 78-89.
- [35] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.
- [36] 谢罗奇, 龚玲, 赵纯凯. 官员晋升、金融发展与环境污染——来自市长变更的证据 [J]. 山西财经大学学报, 2018, 40 (8): 15-26.

(责任编辑: 韩 媛 张安平)

公司多元化经营与会计信息价值相关性

——来自中国证券市场的经验证据

Corporate Diversification and the Value Relevance of Accounting Information:
Empirical Evidences from China Securities Market

郭照蕊 黄俊

GUO Zhao-ru HUANG Jun

[摘要] 针对公司多元化经营的考察,多年来聚焦于其是创造价值还是毁灭价值的争论,而对其是否影响诸如会计信息价值相关性等还鲜有涉及。采用中国A股市场2007—2016年上市公司数据为样本,本文实证检验了公司多元化经营对会计信息价值相关性的影响。我们发现,公司多元化经营显著降低了会计信息的价值相关性,即公司涉及的行业门类越多,其会计信息的价值相关性越低。进一步的分析显示,对于国有上市公司,会计信息价值相关性受多元化经营影响而显著下降;而且,对于产权保护程度较高地区的上市公司,多元化经营对会计信息价值相关性的负向影响更为显著。最后,我们对公司多元化经营进行细分,发现公司相关多元化经营非但没有降低会计信息价值相关性,反而使之有所提高;公司非相关多元化经营才是降低公司会计信息价值相关性的原因。

[关键词] 多元化经营 价值相关性 企业性质 产权保护

[中图分类号] F230 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 01-0058-12

Abstract: This paper investigates the influence of diversification on value relevance of accounting information by the data of listed companies from 2007 to 2016. Our research indicates that diversification significantly reduces the value relevance of accounting information, in other words, the more the company involved in the industry, the lower the value relevance of accounting information. Further analysis shows that the value relevance of accounting information is significantly decreased by the effect of diversification if the company is owned by state; meanwhile, the negative influence of diversification on accounting information value relevance is more significant if the company locates in low property right protection area. Finally, based on category of diversification, our research finds that related diversification improves the value relevance of accounting information; non-related diversification is the source of reducing the value relevance of accounting information.

Key words: Diversification Value relevance Firm ownership Property right protection

[收稿日期] 2018-11-02

[作者简介] 郭照蕊,男,1980年7月生,上海师范大学商学院副教授,硕士生导师,管理学博士,研究方向为资本市场会计与公司治理;黄俊,男,1979年6月生,上海财经大学会计学院教授,博士生导师,管理学博士,研究方向为资本市场会计与公司治理。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“我国上市公司透明度空间分布的非均衡性及其‘传染性’问题研究”(项目编号:71573178);高等学校学科创新引智计划“会计改革与发展学科创新引智基地”(项目编号:B18033)。

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

会计信息价值相关性指的是会计信息是否有助于信息使用者决策,它是基于会计信息提供给使用者后信息使用者的反应来衡量的。^[1] Ball 和 Brown (1968)^[2]率先对会计信息价值相关性进行了开拓性研究,将公司会计信息和市场股票价格联系起来。此后,有关会计信息价值相关性的研究成果陆续涌现。发展至今,会计信息价值相关性已经成为衡量公司会计信息质量的重要指标之一。^[3-5]

多元化经营又称多角化经营,是企业重要的战略选择。尽管诸如巨人集团、“德隆系”、太阳神等企业因多元化经营导致失败的案例不断涌现,但我国企业对多元化经营的热度持续不减,多元化现象不胜枚举。基于公司多元化经营的实践,学术上的一个重要争论是多元化经营是创造还是毁灭公司价值,迄今尚未有一个统一结论。这一方面说明,多元化经营对公司价值的影响可能受到诸多因素的制约,另一方面也表明,需要对公司多元化经营给予更多的关注与深入的研究。

基于此,本文采用中国A股市场2007—2016年上市公司数据为样本,实证检验了公司多元化经营对会计信息价值相关性的影响。我们发现,公司多元化经营显著降低了会计信息的价值相关性,且这一现象主要存在于国有上市公司和产权保护程度较高地区的上市公司中。进一步分析表明,非相关多元化经营是造成公司会计信息价值相关性降低的主要原因,反之,相关多元化经营提高了公司会计信息的价值相关性。

本文的研究加深了我们对公司多元化经营的认识,从会计信息质量视角考察了多元化经营对公司的影响。其次,我们的分析也深化了对会计信息价值相关性影响因素的考察,丰富了已有的研究文献。最后,本文也具有重要的政策启示,政策制定者和监管者应规范上市公司多元化信息的披露,增强多元化信息的可理解性,增进投资者对公司经营行为的了解。

后文整体安排如下:第二部分进行文献回顾,回顾并简要评述了有关会计信息价值相关性研究及多元化经营研究的国内外成果;第三部分基于理论逻辑演绎提出本文的研究假说;第四部分阐述了本文的研究设计;第五部分为实证分析,报告了多元化经营影响会计信息价值相关性的实证结果;第五部分在前文

基础上,将多元化经营进行分类研究,考察对会计信息价值相关性的影响;第六部分对全文进行了总结。

二、文献回顾

(一) 价值相关性研究

Ball 和 Brown (1968)^[2]是会计信息价值相关性研究的最早文献,该文首开实证会计先河,证实了会计收益数据对公司资本市场表现的正向作用,即当会计收益高于预期时,其公司股票前后1年的超额回报率显著为正。以此为开端,会计信息价值相关性研究得到越来越多学者的关注和研究,涉及的深度和广度亦不断加强。

Ohlson (1995)^[3]提出了著名的 Ohlson 模型,认为,除了收益信息,公司账面价值信息也能够提升股票价格。后续的研究发现,会计收益信息的价值相关性有明显的逐年降低之势,这是由于会计收益信息无法如实反映出诸如无形资产、服务质量等企业愈发依赖的因素所导致。^[6-8]但 Collins 等 (1997)^[4]的研究结论显然并不支持这一观点,他们用超过40年跨度的研究区间样本验证了无论是会计盈余的价值相关性还是净资产账面价值的价值相关性均是不断增强的,并没有出现降低的趋向;后续的研究也支持了这一论点。^[9]更进一步,Barth 等 (1998)^[5]通过考察资产定价中会计信息扮演的角色后发现,对投资者来说,资产负债表和利润表分别提供不同的信息,其中公司后续发展能力信息由利润表的收益信息提供,而公司清算价值信息则是由资产负债表中的账面资产信息提供。作为新兴资本市场典型代表,有关中国的研究亦发现,我国上市公司的会计信息同样具有价值相关性。^{[10][11]}除了会计盈余信息具有价值相关性外,Haw 等 (2001)^[12]、赵春光 (2004)^[13]分析还发现,现金流信息也同样具有价值相关性,但在影响程度上显著弱于会计盈余信息。

在证实了会计信息的价值相关性后,后续的研究开始考虑不同环境或因素对会计信息价值相关性的影响,以期对会计价值相关性研究有更深入和细致的认识。

Collins 等 (1999)^[14]、Asthon 等 (2003)^[15]研究发现,净资产账面值、会计盈余与权益市值的关系受公司层面特征影响,如盈余的正负、公司融资能力、盈余与账面值的相对水平等。姜国华和张然

(2007)^[16]分析认为,在现行会计准则中适当引入公允价值计量有利于提高会计盈余的价值相关性。刘永泽和孙嵩(2011)^[1]、薛爽等(2008)^[17]的经验研究对此予以了证实。但张先治和季侃(2012)^[18]的实证考察却表明,新会计准则的施行并未使会计信息的价值相关性得到显著提高,得到类似结论的还有朱凯等(2009)^[19]。欧盟国家的研究结论与中国大致相同,Devalle等(2010)^[20]研究发现,采用国际会计准则后,英法两国的价值相关性提高,而德国、意大利和西班牙的价值相关性下降。整体而言,欧盟国家的会计信息价值相关性并未显著提高。此外,还有文献考察了因投资者保护程度的差异,不同政体下会计信息价值相关性是否有区别,但未得到一致结论。^{[21][22]}

Balachandran和Mohanram(2011)^[23]考察了会计稳健性与会计信息价值相关性间的关系,没有发现会计稳健性降低了会计信息价值相关性。Aleksanyan和Karim(2013)^[24]的实证研究显示,在公司股票折价交易时,权益账面对权益市值的影响显著高于会计盈余对权益市值的影响。叶康涛等(2014)^[25]研究指出,企业战略能够显著影响会计信息价值相关性,企业战略与同行业的常规战略差异越大,净资产账面价值的价值相关性越高,而会计盈余信息的价值相关性降低。黄霖华和曲晓辉(2014)^[26]对净资产进行了细分,分析发现长期股权投资重分类为可供出售金融资产的公允价值确认具有显著的价值相关性,且其对股价的解释力度强于净资产的其他项目。

(二) 多元化经营研究

多元化经营又称为多角化经营,是企业重要的战略选择。尽管国内外不乏辉煌一时的企业因多元化经营而“落寞”,甚至走向消亡的案例,但这并不能阻挡企业对多元化经营的持久热情,众多企业对多元化经营仍“乐此不疲”。因此,多元化经营的研究很早就已纳入学者们的视野,主要就两方面展开深入探讨:其一,企业进行多元化的原因;其二,多元化经营究竟是创造价值还是毁灭价值,即多元化经营的经济后果。

公司为何开展多元化经营?理论上三种不同的解释:委托代理观、市场势力观和资源配置观。^[27]其中,Jensen和Meckling(1976)^[28]提出的委托代理理论是解释企业多元化的重要理论。该观点认为,作为代理人的管理者不会总是按照委托人利益最大化原则行事,基于自身就业风险和个人报酬的考虑,管理者

热衷多元化经营,且管理者权力越大,公司的多元化程度越高。Gribbin(1976)^[29]认为,只有各种产品在相应行业中均具有竞争优势从而形成市场势力时,企业才能获得竞争优势,其中蕴含的前提就是企业的多元化经营。Teece(1982)^[30]指出,在企业内部有效配置剩余资源是企业多元化经营的动因。结合后续的研究成果,曾亚敏(2005)^[31]梳理出八种可能引致企业多元化的因素,具体包括提升经营效率和竞争能力、增加负债能力和成长机会、减少融资约束和交易成本等。

另一类研究考察了公司多元化经营的经济后果,其中,多元化经营是创造价值还是毁灭价值成为经济后果研究的重要议题。面对这一问题,理论界进行了持续争论。多元化经营创造价值的观点认为,多元化经营为获得“联合企业势力”提供了有效途径,产品的市场竞争能力得以提高,进而为进入更高盈利能力的行业奠定了基础;多元化经营带来范围经济效益和规模优势,并通过企业内部复制外部资本市场的资源配置功能,提高资源使用效率;同时,因为分散经营而降低风险导致公司资本成本降低。^[32]然而,多元化毁灭价值的观点认为,由于内部官僚体制和层级的增加,公司内部各经营单元之间存在跨部门交叉补贴的现象及各分部经理有意识的寻租活动,大大降低了公司内部资本市场资源配置的效率;与此同时,多元化经营使得代理问题更趋严重,多元化经营可能成为管理者过度投资、帝国构建、在职消费及规避职业风险的形式和途径,进而销蚀公司价值;而且,由于规模的扩大,多元化经营提高了信息不对称程度,从而导致更高的融资成本。^{[33][34]}

以上陈述的多元化经济后果分析仅是规范的理论研究,是否符合企业实践则需要通过实证分析进行验证。然而,遗憾的是,无论是具备成熟资本市场的美国还是成为新兴资本市场典型代表的中国,多元化经营究竟是毁灭价值还是创造价值迄今尚未取得一致结论。Lang和Stulz(1994)^[35]对此问题进行了开创性研究,发现了“多元化折价”现象,即多元化经营的公司价值更低。后续的研究也得出类似的结论。^{[36][37]}到了20世纪末,“多元化折价”的观点受到一些学者的驳斥,他们甚至发现了多元化溢价的经验证据。^[38-40]Villalonga(2004)^[40]分析认为,多元化经营与公司价值之间可能并非简单的线性关系,而是要综合考虑诸多前提条件、调节因素和中间因素的作

用。近期的研究也证实了这一点。Santalo 和 Becerra (2008)^[41]发现,多元化经营的后果是异质的,在某些行业可能会创造价值,但在另一些行业则会毁灭价值。Anderson 等 (2015)^[42]针对 69 家房地产投资信托 (REIT) 的实证研究得出,多元化经营与 ROA、ROE、Tobin's Q 均存在显著的正相关关系。Hovakimian (2011)^[43]考察发现,当外部资本市场相对低效和企业集团各业务单元均资金紧张时,多元化经营会提高效率,增加公司价值。Kuppusswamy 和 Villalonga (2016)^[44]分析指出,在金融危机期间的 2007—2009 年间多元化公司的相对价值显著增加。Holder 和 Zhao (2015)^[45]研究发现,低于行业平均业绩的公司涉足多个行业后,探索了新的发展机会,增加了公司价值。

立足于中国资本市场,我国学者也就此问题进行了广泛研究,但结论不尽一致。尹义省 (1999)^[46]研究表明,中国企业多元化经营程度与绩效之间并无显著的相关性。姚俊等 (2004)^[47]考察发现,多元化经营程度与总资产回报率指标呈负相关性,与净资产回报率指标则没有显著的关联性。覃志刚 (2005)^[48]分析指出,多元化经营现象在上市公司中普遍存在,多元化程度与经营绩效呈相反的变化态势;但是,相关多元化在经营绩效的表现上要明显好于非相关多元化。得到类似结论的还有林晓辉和吴世农 (2008)^[49]、李雪峰 (2011)^[50]和刘云芬等 (2014)^[51]。但也有不同的研究发现,苏冬蔚 (2006)^[52]考察表明,中国上市公司存在多元化溢价现象,且溢价率在 0.09 至 0.16 之间。

由上述文献可以看出,会计信息价值相关性的研究是关系到会计决策有用性和资本市场发展的重要议题。如今,对会计信息自身价值相关性的研究结论较为一致,发掘和探析更多的不同环境或因素对会计信息价值相关性的影响显得尤为必要。针对公司多元化经营的考察,多年来聚焦于其是创造价值还是毁灭价值的争论,而对其是否影响诸如会计信息价值相关性等还鲜有涉及。基于此,本文利用中国上市公司数据,就公司多元化经营与会计信息价值相关性间关系进行了分析。

三、假说的提出

企业是一系列契约的联结,会计信息是契约各方与资本市场联系的桥梁和纽带。尽管资本市场的信息

来源渠道众多,但会计信息价值相关性保证了会计信息仍是资本市场重要的信息来源。价值相关性能够就“不偏不倚”反映和决策有用等会计信息质量特征进行合并考察,因此,是一个客观衡量会计信息质量的综合指标。

那么,多元化经营能否对会计信息价值相关性产生影响呢?我们认为,以下两个方面决定了多元化经营可能对会计信息价值相关性产生负面影响。其一,多元化经营企业涉足多个行业领域的生产,随着涉足行业的增多,其业务复杂性势必将提高;而业务复杂性的提高使得外部投资者很难找到与之横向比较的公司,进而也难以对公司业绩做出合理且正确的评价。^[53]这一经营特征可谓多元化经营的“先天”特征,它决定了多元化经营企业即便进行与专业化公司同等程度的信息披露,其提供信息的可识别和可理解性也会大打折扣,导致信息不对称性提高,信息透明度降低,进而降低投资者对会计信息的利用。其二,多元化经营促使内部官僚体制和层级的增加,为了企业整体的综合绩效,企业内部经营单位之间的跨部门交叉补贴现象难以避免,进而影响企业内部资源配置效率;^{[33][34]}更甚者,如 Bushman 等 (2004)^[54]所说,业务复杂性的提高还会引发大股东和管理层的机会主义行为。这些情况在市场有效时无疑会降低投资者决策对会计信息的依赖程度,进而使多元化经营对会计信息价值相关性的负面影响更趋严重,大大降低了会计信息价值相关性。基于此,我们提出研究假说 1。

假说 1: 企业多元化经营降低了会计信息的价值相关性。

同西方拥有成熟资本市场的国家相比,我国资本市场的一大特点是国有企业从数量上占据“半壁江山”,从市值上更是超过四分之三。大量的实证文献表明,过高的控股权易为侵占提供“土壤”,进而控股股东从上市公司中获得更多的私利,并最终表现为更低的企业绩效、更高的盈余管理程度、更频繁的掠夺型关联方交易。^[55-59]还有一点不容忽视,国有企业的委托代理关系较民营企业更为复杂,致使委托代理链条起始端的委托人缺乏监督的积极性,终端的代理人也缺乏工作的积极性;此外,相比于民营企业,存在先天不足的委托代理关系也使得国有企业代理成本更高。^{[60][61]}因此,国有企业的多元化经营更可能是代理问题的一个结果,随着国有企业因代理问题严重

而涉足多个行业的经营,将对公司会计信息价值相关性产生负面影响。基于此,我们提出研究假说2。

假说2:相比非国有企业,国有企业的多元化经营对会计信息价值相关性的降低作用更明显。

产权是所有制的核心,产权保护是市场经济的重要制度基础。^[62]大量的研究表明,产权保护激励和监督了公司管理层做出基于公司特有信息投资决策,避免了盲目的跟从,降低了公司层面的投资同步性,提高了企业的存续时间,改善了公司治理状况。^[63-65]总之,产权保护能够有效抑制公司内部管理层和大股东的控制权私利,约束公司的行为,对公司治理和经营绩效产生一系列的积极作用。此外,产权保护也会对会计信息质量产生积极影响。Leuz等(2003)^[66]基于31个国家的对比研究发现,产权保护程度越高的国家,公司的盈余管理程度越低。

具体到中国,由于面积广袤、历史迥异、开放程度不一,各地区经济、文化、教育等发展程度参差不齐,导致不同地区的产权保护程度也存在巨大差异。在产权保护程度较低的地区,投资者的法律保护意识较为薄弱,控股股东攫取私利的机会主义行为更为猖獗。受此影响,上市公司的会计信息质量普遍偏低。此时,理性的投资者在投资决策时会相应地降低对会计信息的信赖程度,进而表现出更低的会计信息价值相关性。对会计信息尚且如此,考虑到成本收益原则,投资者更是无暇顾及也没有能力顾及诸如多元化经营等纷繁复杂的非财务信息,导致多元化经营对会计信息价值相关性的影响程度降低。而在产权保护程度较高地区,会计信息质量较高,投资者越发依赖会计信息进行投资决策,表现出更高的价值相关性。因此,当多元化经营提高了公司业务的复杂性时,将降低会计信息的价值相关性。综上所述,我们提出研究假说3。

假说3:多元化经营对会计信息价值相关性的影响主要体现在产权保护程度较高地区的上市公司中。

四、研究设计

(一) 样本与数据

根据娄芳等(2010)^[67]、刘启亮等(2011)^[68]的研究,2007年我国会计准则实现了与国际会计准则趋同,使得公司会计的计量方法和公司行为发生实质性转变,故样本的时间区间自2007年始,截至2016年。初始样本包括所有A股上市公司,先后剔除金融类上市公司和相关信息缺失公司,最终选取11475

个有效样本观测值。

有关数据来源,除多元化经营数据根据上市公司年报信息手工搜集整理外,包括公司财务数据和公司治理数据在内的其他信息均来源于WIND数据库和CSMAR数据库。

(二) 变量定义

1. 多元化经营 (Segment)。

基于已有文献,我们以企业经营的行业数刻画公司的多元化经营。具体地,首先以中国证券监督管理委员会颁布的《上市公司行业分类指引》为依据,整理上市公司经营所跨行业,其中,由于制造业公司众多,故采用二级分类;其次,根据上市公司披露的分部报告判断每个行业收入是否超过上市公司主营业务收入的10%,不足者予以剔除;最后,统计各上市公司经营所涉及行业数量并以此作为多元化经营的度量指标 (Segment)。

2. 会计信息价值相关性。

根据Ohlson(1995)^[3]的研究,价值相关性模型分为水平(Horizontal)模型和变化(Change)模型两种方法。其中,研究目的在于考察企业价值的影响因素时,采用水平模型,而研究目的在于探讨会计信息是否及时融入企业股票价值时,则采用变化模型。^[69]本文旨在考察多元化经营对会计信息估值权重的影响,故采用水平模型。

(三) 模型设定

为检验公司多元化经营对会计信息价值相关性的影响,我们构建了如下模型:

$$\begin{aligned} Price = & \beta_0 + \beta_1 \times EPS + \beta_2 \times BVPS + \beta_3 \times Segment \\ & + \beta_4 \times Segment \times EPS + \beta_5 \times Segment \\ & \times BVPS + \beta \times Others + \sum Industry \\ & + \sum Year + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中,Price为股票价格变量,EPS是每股盈余,BVPS是每股净资产。本文主要考察的是多元化经营对会计信息价值相关性的影响,因此我们主要关注的是Segment与EPS交乘项及Segment与BVPS交乘项的估计系数。Others代表各控制变量,参考已有的文献,控制了其他可能影响会计信息价值相关性的因素,具体包括公司上市年龄(Age)、企业性质(SOE)、股票交易额(Trade)、成长机会(Growth)、企业规模(Lnsize)、流通股占比(Curratio)及行业(Industry)和年度(Year)变量,具体变量定义见表1。

表 1 主要变量定义

变量名	符号	变量定义
股票价格	<i>Price</i>	用下一年四月份最后一个交易日的股票收盘价度量
每股盈余	<i>EPS</i>	采用公司净利润除以发行在外的总股本数量
每股净资产	<i>BVPS</i>	等于账面所有者权益除以发行在外的总股本
多元化经营变量	<i>Segment</i>	等于公司经营的行业数
上市年龄	<i>Age</i>	公司 IPO 至样本研究年度的时间跨度 (单位: 年)
企业性质	<i>SOE</i>	以终极控制人性质确认; 终极控制人为国家 SOE=1, 否则 SOE=0
股票流动性	<i>Trade</i>	上市公司当年度 5 月初至次年 4 月末的月平均交易额除以年末在外流通股股数
公司成长机会	<i>Growth</i>	公司营业收入的年增长率
公司规模	<i>Lnsiz</i>	公司总资产的自然对数值
流通股占比	<i>Curratio</i>	等于当年度流通股股本除以当年度总股本
行业	<i>Industry</i>	哑变量, 其中, 制造业取两位代码, 其他行业取一位代码
年度	<i>Year</i>	哑变量

五、实证分析

(一) 描述性统计

主要变量的描述性统计如表 2。可以看出, 股票价格的均值为 13.30, 最小值为 1.88, 最大值为 234.99, 标准差为 11.40, 表现出很好的离散型。每股盈余和每股净资产的均值分别为 0.33 和 3.58, 最小值

分别为 -21.86 和 -24.18, 最大值分别为 12.82 和 32.89。多元化经营 (*Segment*) 的中位数为 2, 表明超过一半的上市公司采取了多元化经营战略, 上市公司平均涉足 2.361 个行业, 最多的涉足高达 8 个行业。这些数据特征反映了多元化经营在中国上市公司中普遍存在, 且多元化程度较高。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值	分位数		
						25%	中位数	75%
<i>Price</i>	11 475	13.303	11.401	1.880	234.990	6.940	10.140	15.810
<i>EPS</i>	11 475	0.330	0.611	-21.860	12.820	0.070	0.248	0.510
<i>BVPS</i>	11 475	3.584	2.550	-24.180	32.894	2.040	3.140	4.590
<i>Segment</i>	11 475	2.361	1.300	1.000	8.000	1.000	2.000	3.000
<i>Age</i>	11 475	9.174	5.334	0.000	22.000	5.000	10.000	13.000
<i>SOE</i>	11 475	0.553	0.497	0.000	1.000	0.000	1.000	1.000
<i>Trade</i>	11 475	6.986	7.178	0.200	40.319	2.251	4.849	9.004
<i>Growth</i>	11 475	0.232	0.636	-0.692	4.860	-0.015	0.137	0.310
<i>Lnsiz</i>	11 475	21.726	1.324	10.842	28.405	20.860	21.590	22.450
<i>Curratio</i>	11 475	0.703	0.270	0.058	1.000	0.484	0.723	1.000

(二) 基本回归结果

表 3 报告了多元化经营对会计信息价值相关性影响的回归结果。其中, 第 (1) 栏的回归未纳入控制变量, 第 (2) 栏加入了除行业和年度变量以外的控制变量, 第 (3) 栏进一步加入所有控制变量。可以看出, 无论是第 (1) 栏、第 (2) 栏还是第 (3) 栏,

Segment 与 *EPS* 交乘项的估计系数及 *Segment* 与 *BVPS* 交乘项的估计系数均为负, 且在 1% 水平上显著。这说明, 随着公司多元化经营程度的提高, 公司盈利、账面价值与公司市场价值的相关性降低, 即企业的多元化经营降低了会计信息的价值相关性, 从而验证了本文的研究假说 1。

表3 多元化经营影响会计信息价值相关性的回归结果

变量名	(1)		(2)		(3)	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>Intercept</i>	9.637***	12.75	15.182***	9.60	12.877***	7.49
<i>EPS</i>	7.859***	20.84	8.227***	22.68	7.957***	22.59
<i>BVPS</i>	1.892***	21.74	1.276***	14.71	1.339***	15.62
<i>Segment</i>	0.387***	3.33	0.525***	4.76	0.374***	3.44
<i>Segment</i> × <i>EPS</i>	-0.610***	-3.94	-0.570***	-3.82	-0.661***	-4.58
<i>Segment</i> × <i>BVPS</i>	-0.219***	-6.13	-0.177***	-5.15	-0.151***	-4.51
<i>Age</i>			-0.045**	-2.37	-0.018	-0.93
<i>SOE</i>			1.221***	6.88	0.928***	5.13
<i>Trade</i>			0.514***	41.04	0.435***	33.02
<i>Growth</i>			-0.001	-0.30	-0.001	-0.12
<i>Lnsiz</i>			-0.658***	-8.92	-0.465***	-6.16
<i>Curratio</i>			2.609***	7.10	2.073***	5.43
<i>Industry</i>	No		No		Yes	
<i>Year</i>	No		No		Yes	
<i>Adj R-Sq</i>	0.489		0.525		0.556	
<i>N</i>	11 475		11 475		11 475	

注：为控制样本观测年度相关性，采用了以公司为单位的 cluster 回归；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平显著。下同。

进一步地，按照所有权性质的不同将所有样本分为两组。表4分别报告了国有企业组多元化经营对会计信息价值相关性影响及非国有企业组多元化经营对会计信息价值相关性影响。在国有企业样本组，*Segment*与*EPS*交乘项的估计系数及*Segment*与*BVPS*交乘项的估计系数均在1%水平上显著为负；而在非国有企业样本组，尽管*Segment*与*EPS*交乘项的估计系数仍为负，但无论是其绝对值大小（0.414，国有企业组中为0.770）还是显著性水平（10%）均有大幅度降低，而*Segment*与*BVPS*交乘项的估计系数则不显著。这说明，多元化经营对会计信息价值相关性的影响主要存在于国有上市公司中，与我们的研究假说2一致，即国有企业的多元化经营对会计信息价值相关性的降低作用更明显。

表5列示了不同产权保护程度地区的公司多元化经营对会计信息价值相关性影响的回归结果。这里，我们依据王小鲁等（2017）^[70]构建的“政府与市场的关系”^①指标作为产权保护的衡量变量。如果上市公司所处地区的产权保护程度高于全国的平均水平，设为高产权保护地区组，否则为低产权保护地区组。

表4 按企业性质分组的回归结果

变量名	国有企业		非国有企业	
	系数	T 值	系数	T 值
<i>Intercept</i>	13.110***	5.55	12.223***	4.70
<i>EPS</i>	10.690***	21.27	4.364***	8.69
<i>BVPS</i>	1.489***	10.70	1.111***	10.47
<i>Segment</i>	0.957***	6.23	-0.436***	-2.79
<i>Segment</i> × <i>EPS</i>	-0.770***	-4.07	-0.414*	-1.90
<i>Segment</i> × <i>BVPS</i>	-0.284***	-5.81	0.027	0.59
<i>Age</i>	-0.049*	-1.89	-0.000	-0.01
<i>Trade</i>	0.555***	25.12	0.386***	24.45
<i>Growth</i>	0.001	0.24	0.001	0.62
<i>Lnsiz</i>	-0.601***	-6.18	-0.244**	-2.03
<i>Curratio</i>	1.642***	3.09	1.496***	2.80
<i>Industry</i>	Yes		Yes	
<i>Year</i>	Yes		Yes	
<i>Adj R-Sq</i>	0.599		0.557	
<i>N</i>	6 351		5 124	

① 构建这一指标时，樊纲等综合了“市场分配经济资源的比重”“减轻农民的税费负担”“减少政府对企业的干预”“减轻企业的税外负担”以及“缩小政府规模”5个方面的因素，能够较好地反映政府对个体经济行为的影响。

表 5 按产权保护高低分组的回归结果

变量名	高产权保护地区		低产权保护地区	
	系数	T 值	系数	T 值
<i>Intercept</i>	17.553 ***	8.64	12.574 ***	4.77
<i>EPS</i>	10.708 ***	21.67	5.995 ***	11.77
<i>BVPS</i>	1.517 ***	14.92	0.565 ***	4.41
<i>Segment</i>	0.770 ***	6.01	-0.348	-1.12
<i>Segment</i> × <i>EPS</i>	-0.374 ***	-2.90	-0.117	-0.58
<i>Segment</i> × <i>BVPS</i>	-0.310 ***	-7.93	-0.115	-1.26
<i>Age</i>	-0.002	-0.09	-0.048	-1.58
<i>SOE</i>	1.038 ***	4.81	0.837 ***	3.20
<i>Trade</i>	0.397 ***	25.55	0.474 ***	22.85
<i>Growth</i>	0.002	1.57	0.003	1.32
<i>lnsize</i>	-0.777 ***	-8.88	-0.356 ***	-2.99
<i>Curratio</i>	2.177 ***	4.86	2.641 ***	4.59
<i>Industry</i>	Yes		Yes	
<i>Year</i>	Yes		Yes	
<i>Adj R-Sq</i>	0.620		0.560	
<i>N</i>	7 440		4 035	

从表 5 回归结果中看出，处在高产权保护地区组的上市公司，其 *Segment* 与 *EPS* 交乘项的估计系数及 *Segment* 与 *BVPS* 交乘项的估计系数均在 1% 水平上显著为负，而处在低产权保护地区组的上市公司，其无论是 *Segment* 与 *EPS* 交乘项的估计系数还是 *Segment* 与 *BVPS* 交乘项的估计系数均不显著。这说明，多元化经营对会计信息价值相关性的影响主要表现在高产权

保护地区的上市公司中，验证了我们的研究假说 3。除此之外，*EPS*、*BVPS* 及 *Segment* 的估计系数在不同样本组中亦存在显著差异。在高产权保护地区组，*EPS* 和 *BVPS* 的估计系数值均显著大于低产权保护地区组的对应值；*Segment* 的估计系数，在高产权保护地区组中为 1% 水平的正向显著，而在低产权保护地区组则不显著。以上的回归结果表明，上市公司所处地区的产权保护程度越低，投资者对公司会计信息的依赖程度也就越低，具体表现为其披露的会计信息价值相关性显著降低。

(三) 稳健性分析

为了提高研究结论的可靠性，除了以上的基本实证检验外，我们还进行了如下一系列的稳健性分析检验。第一，用公司年报披露日的股票收盘价度量企业价值。第二，尽管已有的研究表明，我们采用的 Cluster 回归方法好于 OLS、混合 OLS、随机效应及固定效应的面板回归，但为了避免源于遗漏公司个体变量可能造成的不良后果，我们仍采用固定效应回归方法对各研究假说进行了检验。^[71] 第三，用变化模型对研究假说进行再检验，具体操作过程为：采用公司股票回报率 (*Return*) 作为因变量，所有自变量亦以年度变化值度量。经过以上稳健性检验，其结论与基本回归结果相比，均未发生实质性变化。因篇幅所限，仅列示了用公司年报披露日的股票收盘价度量企业价值的回归结果（见表 6），其他稳健性分析的相关表格备存待索。

表 6 用公司年报披露日的股票收盘价度量企业价值的回归结果

变量名	全样本	按企业性质分组		按产权保护高低分组	
		国有企业	非国有企业	高产权保护地区	低产权保护地区
<i>Intercept</i>	12.645 *** (6.96)	14.214 *** (4.54)	17.646 *** (6.68)	18.821 *** (9.31)	6.023 * (1.93)
<i>EPS</i>	7.875 *** (20.35)	10.785 *** (22.02)	6.299 *** (6.95)	12.423 *** (27.49)	4.390 *** (7.83)
<i>BVPS</i>	1.340 *** (14.34)	1.508 *** (9.55)	0.847 *** (7.95)	1.100 *** (10.62)	0.966 *** (6.45)
<i>Segment</i>	0.340 *** (3.53)	0.979 *** (5.87)	-0.296 * (-1.90)	0.483 *** (3.77)	-0.091 (-0.47)
<i>Segment</i> × <i>EPS</i>	-0.677 *** (-4.62)	-0.677 *** (-3.82)	-0.454 (-1.57)	-1.107 *** (-6.31)	-0.250 (-1.04)
<i>Segment</i> × <i>BVPS</i>	-0.154 *** (-3.54)	-0.292 *** (-5.65)	0.055 (1.24)	-0.145 *** (-3.68)	-0.003 (-0.04)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续前表

变量名	全样本	按企业性质分组		按产权保护高低分组	
		国有企业	非国有企业	高产权保护地区	低产权保护地区
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj R-Sq</i>	0.505	0.548	0.455	0.628	0.473
<i>N</i>	11 475	6 351	5 124	7 440	4 035

注：括号内为 *T* 值。

六、进一步的分析

我们进一步将多元化经营进行分类，考察了不同类型的多元化经营对会计信息价值相关性的影响是否存在显著差异。按照公司新进入行业与原来经营的业务是否相关可将多元化经营细分为相关多元化经营与非相关多元化经营。如果公司新进入行业与原来经营的业务具有关联性，则为相关多元化经营；否则，则为非相关多元化经营。由此，一个后续的研究问题是，相关与非相关多元化经营在对会计信息价值相关性的影响方面是否存在差异，我们下面对此进行分析。

我们借鉴 Fan 和 Lang (2011)^[72] 的方法，运用投入产出表 (IO 表) 构建如下两个指标衡量公司多元化经营的相关度，即垂直整合度 (*Vertical*) 和业务互补度 (*Complement*)^①。无论是行业的垂直整合还是业务互补，都体现了多元化经营公司的行业相关性，因此，一个公司的垂直整合度或业务互补度越大，表明该公司的相关多元化经营程度越高。针对多元化经营的上市公司，我们将这两个指标 (*Vertical*

和 *Complement*) 替代 *Segment* 代入模型 (1)，然后重新进行了回归。

表 7 报告了相应的回归结果^②。其中，第 (1) 栏的回归考察了垂直整合度的影响，第 (2) 栏考察了业务互补度的影响，第 (3) 栏则同时考察了垂直整合度和业务互补度的影响。结果显示，*Vertical* 与 *EPS* 交乘项的估计系数在 1% 水平上显著为正；同样，*Complement* 与 *EPS* 交乘项的估计系数亦在 1% 水平上显著为正。与之相区别的是，*Vertical* 与 *BVPS* 交乘项的估计系数^③、*Complement* 与 *BVPS* 交乘项的估计系数则不显著异于零。以上的回归结果表明，相关多元化经营提高而非降低了会计信息的价值相关性，且这一影响仅表现在对会计盈余的价值相关性方面。换句话说，对于相关多元化经营公司，投资者更依赖于会计盈余信息来对公司进行估值。结合我们前述研究结论，尽管整体而言多元化经营降低了会计信息的价值相关性，但这一负面影响仅存在于非相关多元化经营公司中，相关多元化经营反而有助于提高会计信息价值相关性。

表 7 垂直整合和业务互补的回归结果

变量名	(1)		(2)		(3)	
	系数	<i>T</i> 值	系数	<i>T</i> 值	系数	<i>T</i> 值
<i>Intercept</i>	10.002 ***	5.52	10.553 ***	5.88	10.740 ***	5.97
<i>EPS</i>	3.657 ***	19.04	2.059 ***	7.64	2.035 ***	7.54
<i>BVPS</i>	1.048 ***	18.47	1.024 ***	12.64	1.027 ***	12.56
<i>Vertical</i>	2.119	0.72			1.814	0.61

① Fan 和 Lang (2000)^[72] 开创性地运用了投入产出表 (IO Table) 来衡量企业的垂直整合和业务互补程度。他们分别用行业的垂直整合关系和业务互补关系计算出了公司主业与副业间的垂直整合度和业务互补度。这种方法的优点是，不仅使大样本的计算成为可能，而且也避免了已有一些方法的主观判断。然而，只关注主业与副业间的垂直整合关系和业务互补关系，而未考虑副业之间的垂直整合和业务互补，对一个企业整体来说是不全面的。为此，我们对他们的方法进行了改进，计算了企业所有经营业务间的垂直整合关系和业务互补关系。由于计算过程较为复杂、步骤也较为繁琐，故本文中未予详细介绍，但备存待索。

② 在进行垂直整合度和业务互补度的计算时，需要用到上市公司的分行业信息。但是，我国上市公司的分部信息并非全部以行业标准进行披露，而是分地区信息披露与分行业信息披露并存，致使样本有所减少。

③ 在第 (1) 栏中，*Vertical* 与 *BVPS* 交乘项的估计系数在 1% 水平上显著为负，仅以此而言，看似垂直多元化降低了净资产账面价值的价值相关性，但是，当同时考察垂直整合度和业务互补度的影响时，这一显著性关系消失。根据计量经济学的知识，加入更多的解释变量能够有效缓解遗漏变量对结果可能造成的偏差，更能够反映出客观事实。基于此，我们的分析以第 (3) 栏为准。

续前表

变量名	(1)		(2)		(3)	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
<i>Vertical</i> × <i>EPS</i>	17.738 ***	5.47			7.693 **	2.24
<i>Vertical</i> × <i>BVPS</i>	-2.124 ***	-2.39			-1.076	-1.17
<i>Complement</i>			-2.014 ***	-2.73	-2.182 ***	-2.88
<i>Complement</i> × <i>EPS</i>			7.813 ***	9.82	7.123 ***	8.37
<i>Complement</i> × <i>BVPS</i>			-0.285	-1.36	-0.189	-0.87
<i>Age</i>	-0.032	-1.60	-0.040 **	-2.02	-0.038 **	-1.93
<i>SOE</i>	0.856 ***	4.67	0.842 ***	4.62	0.841 ***	4.61
<i>Trade</i>	0.526 ***	33.88	0.524 ***	33.94	0.524 ***	33.91
<i>Growth</i>	0.006	1.54	0.006	1.61	0.006	1.59
<i>Lnsiz</i>	-0.329 ***	-4.11	-0.338 ***	-4.25	-0.341 ***	-4.28
<i>Curratio</i>	1.709 ***	4.22	1.764 ***	4.40	1.726 ***	4.30
<i>Industry</i>	Yes		Yes		Yes	
<i>Year</i>	Yes		Yes		Yes	
<i>Adj R-Sq</i>	0.541		0.548		0.560	
<i>N</i>	7 821		7 821		7 821	

七、结论与启示

作为企业重要战略选择的多元化经营在许多公司中普遍存在，利用 2007—2016 年上市公司样本数据，本文实证检验了多元化经营是否能够影响会计信息价值相关性。研究表明，公司多元化经营显著降低了会计信息的价值相关性，且这一现象主要存在于国有上市公司和产权保护程度高地区的上市公司中；对于非国有上市公司，多元化经营对会计信息价值相关性的影响减弱，而对于弱产权保护地区的上市公司，则不存在多元化经营降低会计信息价值相关性的现象。最后，我们将多元化经营进行了细分，研究发现，相关多元化经营显著增强了会计信息价值相关性，因此，多元化经营对会计信息价值相关性的负面影响主要由非相关多元化经营引起。

本文的研究启示主要有两点。第一，作为各国公司普遍存在的多元化经营现象，仅探究其是创造还是毁灭价值显然是不够的，这仅是多元化经营经济后果的一个方面，而非全部，而且，可能受到地区制度环境的影响。本文考察多元化经营对会计信息价值相关性的影响是一个有益的拓展，后续的研究可就公司多元化经营经济后果的其他方面进行探析。第二，习近平总书记提出的“我国经济步入新常态”这一重要论断已在我国经济社会形成共识，为了适应这一新常态，增强公司抗风险能力和盈利能力，多元化经营仍是一个可能的选择。我们的研究表明，对待公司多元化经营战略不应是“一刀切”的否定或肯定，而应具体情况具体分析，譬如，相关多元化经营可能是有利的，其提高了公司会计信息的价值相关性。

参考文献

- [1] 刘永泽, 孙嵩. 我国上市公司公允价值信息的价值相关性——基于企业会计准则国际趋同背景的经验研究 [J]. 会计研究, 2011 (2): 16-22.
- [2] Ball R, Brown P. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers [J]. Journal of Accounting Research, 1968, 6 (2): 159-178.
- [3] Ohlson J. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation [J]. Contemporary Accounting Research, 1995 (spring): 661-687.
- [4] Collins D W, Maydew E L, Weiss I S. Change in the Value-relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years [J]. Journal of Accounting and Economics, 1997, 24 (1): 39-67.
- [5] Barth M E, Beaver W H, Landsman W R. Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health [J].

- Journal of Accounting and Economics, 1998, (25): 1-34.
- [6] Amir E, Lev B. Value-relevance of Nonfinancial Information: The Wireless Communications Industry [J]. Journal of Accounting and Economics, 1996, (22): 3-30.
- [7] Aboody D, Lev B. The Value-relevance of Intangibles: the Case of Software Capitalization [J]. Journal of Accounting Research, 1998, (36): 161-191.
- [8] Lev B, Zarowin P. The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them [J]. Journal of Accounting Research, 1999, (37): 353-385.
- [9] Landsman W R, Maydew, E. L. Has the Information Content of Quarterly Earning Announcements Declined in the Past Three Decades? [J]. Journal of Accounting Research, 2002, 40 (3): 797-808.
- [10] 赵宇龙. 会计盈余披露的信息含量——来自上海股市的经验研究 [J]. 经济研究, 1998 (6): 41-49.
- [11] 陈晓, 陈小悦, 刘钊. A 股盈余报告的有用性研究——来自上海、深圳股市的实证证据 [J]. 经济研究, 1999 (6): 21-28.
- [12] Haw I M, Qi D, Wu W. The Nature of Information in Accruals and Cash Flows in an Emerging Capital Market: The Case of China [J]. The International Journal of Accounting, 2001, (36): 391-406.
- [13] 赵春光. 现金流量价值相关性的实证研究——兼论现金流表准则的实施效果 [J]. 会计研究, 2004 (2): 29-35.
- [14] Collins D W, Pincus M, Xie H. Equity Valuation and Negative Earnings: The Role of Book Value of Equity [J]. The Accounting Review, 1999, 74 (1): 29-62.
- [15] Ashton D, Cooke T, Tippett M. An Aggregation Theorem for the Valuation of Equity under Linear Information Dynamics [J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2003, 30 (3/4): 413-440.
- [16] 姜国华, 张然. 稳健性与公允价值: 基于股票价格反应的规范性分析 [J]. 会计研究, 2007 (6): 20-25.
- [17] 薛爽, 赵立新, 肖泽忠, 程绪兰. 会计准则国际趋同是否提高了会计信息的价值相关性? ——基于新老会计准则的比较研究 [J]. 财贸经济, 2008 (9): 62-67.
- [18] 张先治, 季侃. 公允价值计量与会计信息的可靠性及价值相关性 [J]. 财经问题研究, 2012 (6): 41-48.
- [19] 朱凯, 赵旭颖, 孙红. 会计准则改革、信息准确度与价值相关性——基于中国会计准则改革的经验证据 [J]. 管理世界, 2009 (5): 7-18.
- [20] Devalle A, Onali E, Magarini R. Assessing the Value Relevance of Accounting Data after the Introduction of IFRS in Europe [J]. Journal of International Financial Management and Accounting, 2010, 21 (2): 85-119.
- [21] Atanasov V, Boone A, Haushalter D. Is There Shareholder Expropriation in the United States? An Analysis of Publicly Traded Subsidiaries [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2010, 45 (1): 1-26.
- [22] Lin C, Ma Y, Malatesta P, Xuan Y. Ownership Structure and the Cost of Corporate Borrowing [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (1): 1-23.
- [23] Balachandran S, Mohanram P. Is the Decline in the Value Relevance of Accounting Driven by Increased Conservatism [J]. Review of Accounting Studies, 2011, (16): 272-301
- [24] Aleksanyan M, Karim K. Searching for Value Relevance of Book Value and Earnings: A Case of Premium Versus Discount Firms [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2013, (41): 489-511.
- [25] 叶康涛, 张姗姗, 张艺馨. 企业战略差异与会计信息的价值相关性 [J]. 会计研究, 2014 (5): 44-51.
- [26] 黄霖华, 曲晓辉. 证券分析师评级、投资者情绪与公允价值确认的价值相关性——来自中国 A 股上市公司可供出售金融资产的经验证据 [J]. 会计研究, 2014 (7): 18-26.
- [27] Montgomery C. Corporate Diversification [J]. Journal of Economic Perspectives, 1994, (8): 163-178.
- [28] Jensen M, Meckling W. Theory of the Firm; Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, (3): 305-360.
- [29] Gribbin J D. The Conglomerate Merge [J]. Applied Economics, 1976, (8): 19-35.
- [30] Teece D J. Towards an Economic Theory of the Multiproduct Firm [J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 1982, (3): 39-63.
- [31] 曾亚敏. 中国上市公司多元化动因的实证分析 [D]. 厦门大学博士学位论文, 2005.
- [32] Campa J, Kedia S. Explaining the Diversification Discount [J]. Journal of Finance, 2002, 57: 1731-1762.
- [33] Rajan R, Servaes H, Zingales L. The Cost of Diversity: The Diversification Discount and Inefficient Investment [J]. Journal of Finance, 2000, (55): 35-60.
- [34] Amihud Y, Lev B. Risk Reduction as a Managerial Motive for Conglomerate Mergers [J]. Bell Journal of Economics, 1981, 12: 605-617.
- [35] Lang L, Stulz R. Tobin's q, Corporate Diversification and Firm Performance [J]. Journal of Political Economy, 1994, 102: 1248-1280.
- [36] Berger P, Ofek E. Diversification's Effect on Firm Value [J]. Journal of Financial Economics, 1995, 37: 39-65.
- [37] Servaes H. The Value of Diversification during the Conglomerate Merger Wave [J]. Journal of Finance 1996, 51: 1201-1225.
- [38] Hyland D, Diltz J D. Why Firms Diversify: An Empirical Examination [J]. Financial Management, 2002, 31 (1): 51-81.

- [39] Lamont D, Polk V. Factors Influencing Wealth Creation from Mergers and Acquisitions: A Meta-Analysis [J]. Strategic Management Journal, 2001, (13): 67-86.
- [40] Villalonga B. Diversification Discount or Premium? New Evidence from the Business Information Tracking Series [J]. Journal of Finance, 2004, 59: 479-506.
- [41] Santalo J, Bercerra M. Competition from Specialized Firms and the Diversification-performance [J]. The Journal of Finance, 2008, 63 (2): 851-883.
- [42] Anderson R I, Benefield J D, Hurst M. E. Property-type Diversification and REIT Performance: An Analysis of Operating Performance and Abnormal Returns [J]. Journal of Economic Finance, 2015, (39): 48-74.
- [43] Hovakimian G. Financial Constraints and Investment Efficiency: Internal Capital Allocation across the Business Cycle [J]. Journal of Financial Intermediation, 2011, 20 (2): 264-283.
- [44] Kuppuswamy V, Villalonga B. Does Diversification Create Value in the Presence of External Financing Constraints? Evidence from the 2007-2009 Financial Crisis [J]. SSRN Electronic Journal, 2016, 62 (4): 905-923.
- [45] Holder M E, Zhao A. Value Exploration and Materialization in Diversification Strategies [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2015, (45): 175-213.
- [46] 尹义省. 适度多角化——企业成长与业务重组 [M]. 北京: 三联出版社, 1999.
- [47] 姚俊, 吕源, 蓝海林. 我国上市公司多元化与经济绩效关系的实证研究 [J]. 管理世界, 2004 (11): 119-126.
- [48] 覃志刚. 企业多元化经营与绩效相关性的研究 [D]. 厦门大学博士学位论文, 2005.
- [49] 林晓辉, 吴世农. 股权结构、多元化与公司绩效的研究 [J]. 证券市场导报, 2008 (1): 56-63.
- [50] 李雪峰. 多元化经营与公司绩效关系研究 [D]. 武汉: 华中科技大学博士学位论文, 2011.
- [51] 刘云芬, 陈砾, 王东红. 农业上市公司绩效与多元化研究 [J]. 开发研究, 2014 (2): 55-59.
- [52] 苏冬蔚. 多元化经营与企业价值: 我国上市公司多元化溢价的实证分析 [J]. 经济学 (季刊), 2006 (4): 135-158.
- [53] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (2): 737-783.
- [54] Bushman R, Cheng Q, Engel E, Smith A. Financial Accounting Information, Organizational Complexity and Corporate Governance Systems [J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, (37): 167-201.
- [55] 高雷, 何少华, 黄志忠. 公司治理与掏空 [J]. 经济学 (季刊), 2006 (4): 1157-1178.
- [56] 郭照蕊. 央企的公司绩效更优吗? ——来自 2007—2009 年中国证券市场的经验证据 [J]. 上海经济研究, 2011 (9): 85-96.
- [57] 李增泉, 孙铮, 王志伟. “掏空”与所有权安排——来自我国上市公司大股东资金占用的经营证据 [J]. 会计研究, 2004 (12): 3-12.
- [58] 王化成, 佟岩. 控股股东与盈余管理——基于盈余反应系数的考察 [J]. 会计研究, 2006 (2): 66-73.
- [59] Cheung Y, Rau P R, Aris S. Tunneling, Propping, and Expropriation: Evidence from Connected Party Transactions in Hong Kong [J]. Journal of Financial Economics, 2006, (82): 343-386.
- [60] 张仁德, 韩晶. 国有经济腐败的委托代理因素分析 [J]. 当代经济科学, 2003 (2): 28-32.
- [61] 张维迎. 企业的企业家——契约理论 [M]. 上海三联书店, 上海人民出版社, 1995.
- [62] 胡家勇. 论完善产权保护制度 [J]. 经济学动态, 2014 (5): 34-41.
- [63] 陈德球, 陈运森. 政府治理、终极产权与公司投资同步性 [J]. 管理评论, 2013 (1): 139-148.
- [64] 史宇鹏, 和昂达, 陈永伟. 产权保护与企业存续: 来自制造业的证据 [J]. 管理世界, 2013 (8): 118-135.
- [65] 严武, 许荣, 史清华, 汪勇祥. 产权保护和市场信息不对称: 来自中国 A-B 股的证据 [J]. 经济研究, 2012 (11): 128-141.
- [66] Leuz C, Nanda D, Wysocki P D. Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison, Earnings Management and Investor Protection [J]. Journal of Financial Economics, 2003, (69): 505-527.
- [67] 娄芳, 李玉博, 原红旗. 新会计准则对现金股利和会计盈余关系影响的研究 [J]. 管理世界, 2010 (1): 122-132.
- [68] 刘启亮, 何威风 and 罗乐. IFRS 的强制采用、新法律实施与应计及真实盈余管理 [J]. 中国会计与财务研究, 2011 (1): 57-121.
- [69] Barth M E, Cram D P, Nelson K K. Accruals and the Prediction of Future Cash Flows [J]. The Accounting Review, 2001, 76 (1): 27-58.
- [70] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. 北京: 经济科学出版社, 2017.
- [71] Petersen M A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches [J]. Review of Financial Studies, 2009, 22: 435-480.
- [72] Fan J P H, Lang L. The Measurement of Relatedness: An Application to Corporate Diversification [J]. Journal of Business, 2000, 73: 629-660.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

纵向兼任高管、产权性质与企业投资效率

Vertical Interlocks of Executives, Ownership and Investment Efficiency

张桂玲 线婷婷 王林江

ZHANG Gui-ling XIAN Ting-ting WANG Lin-jiang

[摘要] 本文以2011—2015年中国A股上市公司为样本,基于更直接的监督与支持、更多的掏空两种效应,考察了纵向兼任高管对上市公司投资效率的影响及不同产权性质下影响的差异。研究发现,存在纵向兼任高管的上市公司,投资效率较低,且这种不利影响主要发生在非国有上市公司中,在控制内生性后,研究结论不变。进一步研究发现,纵向兼任高管对投资效率的不利影响主要存在于非国有上市公司的董事长兼任、兼任高管在大股东处担任主要职务时,且兼任强度越高,投资效率越低;纵向兼任高管加重了非国有上市公司的投资不足,其作用机制在于非国有上市公司的大股东通过纵向兼任高管加强了对上市公司的控制,引发了更为严重的掏空行为。本文的研究为证监会、国资委等监管部门完善纵向兼任高管、保护中小股东权益相关政策提供了实证支持。

[关键词] 纵向兼任高管 投资效率 产权性质 代理问题

[中图分类号] F275.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 01-0070-19

Abstract: Using Chinese A-share listed companies from 2011 to 2015 as research samples, based on the more direct supervision and support, or more tunneling, this paper examines the effects of vertical interlocks of executives on the enterprise investment efficiency and the different effect in state-owned and non-state-owned enterprises. The paper finds that the investment efficiency of companies with vertical interlocks of executives is lower, and this effect mainly occurs in non-state-owned enterprises; after controlling endogeneity, the conclusions are robust. Further research indicates that the negative effect mainly exists in non-state-owned listed companies with chairman vertical interlock, or to be chairman or CEO of the top shareholder; the higher the vertical interlock intensity, the lower the investment efficiency; vertical interlocks of executive increases the under-investment of non-state-owned listed companies, and the mechanism lies in that with vertical interlocks of executives, top shareholder strengthens the controllership of the listed company, and leads to more serious tunneling. This paper provides empirical support for CSRC, SASAC and other regulatory authorities to improve policies related to vertical interlocks of executives and minority shareholders' interest protections.

Key words: Vertical interlocks of executives Investment efficiency Ownership Agency problem

[收稿日期] 2018-10-22

[作者简介] 张桂玲,女,1983年9月生,郑州航空工业管理学院商学院讲师,管理学博士,研究方向为公司治理与企业投资;线婷婷,女,1994年8月生,中南财经政法大学会计学院硕士研究生,研究方向为公司治理;王林江(通讯作者),男,1977年2月生,中南财经政法大学工商管理学院博士研究生,研究方向为公司治理与企业创新。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“货币政策传导效应中的社会资本作用机理研究”(项目编号:14BGL037);教育部人文社会科学一般项目“财税政策协同、创新资源配置与公司价值创造”(项目编号:19YJA630048)。

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

纵向兼任高管是指上市公司的董事长或总经理兼任大股东处的董事或高管以及大股东的董事或高管兼任上市公司的董事长或总经理（潘红波和韩芳芳，2016^[1]；佟爱琴和李孟洁，2018^[2]）。近年来，我国上市公司中纵向兼任高管现象十分普遍，2004—2013年间占比高达48.6%（潘红波和韩芳芳，2016^[1]）。然而，在监管上，证监会与国资委的政策却不尽相同。自1998年以来，证监会陆续出台多项政策，限制大股东与上市公司之间的高管兼任，但由于缺乏明确的惩罚措施，实际影响有限（郑杲娉，2012^[3]）；而国资委在国有企业改革过程中却持相反的观点，在国企整体上市、分拆上市时，纷纷安排集团公司高管担任上市公司董事长或总经理，以减轻内部人控制等问题（郑杲娉等，2014^[4]）。

目前纵向兼任高管已成为经济、会计、公司治理的新兴研究领域，但相关学术研究相对较少，且未得到一致的研究结论（潘红波和韩芳芳，2016^[1]；佟爱琴和李孟洁，2018^[2]）。作为供给侧结构性改革的重要支撑，“去产能”任务的完成需要减少产能过剩领域的投资，加大供给不足领域的投资；投资效率问题不仅是决定企业未来发展的关键，也是“去产能”、供给侧结构性改革实现的微观基础，代理问题是企业非效率投资行为产生的根本原因（池国华和邹威，2014^[5]）。因此，本文手工整理了2011—2015年A股上市公司纵向兼任高管相关数据，基于更直接的监督与支持、更多的掏空两种作用，研究了纵向兼任高管对上市公司投资效率的影响以及在不同产权性质下影响的差异。

本文可能的贡献在于：第一，目前国内外学者对纵向兼任高管的研究较少，本文研究发现纵向兼任高管，尤其是上市公司董事长兼任、兼任高管在大股东处任主要职务降低了上市公司投资效率，且该效应主要存在于非国有上市公司中，在一定程度上补充了纵向兼任高管经济后果研究的文献；第二，本文研究了纵向兼任高管影响投资效率的作用路径，发现纵向兼任高管加剧了大股东对上市公司尤其是非国有上市公司的掏空，进而加重了非国有上市公司投资不足问题，为抑制纵向兼任高管的不利影响、提高上市公司投资效率提供了经验支持。

二、文献综述与假设构建

（一）文献综述

1. 兼任高管经济后果的相关研究。

兼任高管源于连锁董事（Interlock Directorates），即一家公司的董事同时在其他公司的董事会任职。学者们基于不同的理论，广泛研究了连锁董事的经济后果，成果主要集中于对企业行为、资源配置效率和企业价值的影响（张祥建和郭岚，2014^[6]；马磊，2014^[7]）。但上述研究主要关注董事在平行企业之间的兼任，纵向兼任的独特之处在于大股东与上市公司之间的高管兼任，兼任单位存在控股关系，且兼任高管通常由大股东派出（Arnoldi等，2012^[8]），这决定了纵向兼任高管与连锁董事经济后果的差异。

目前关于纵向兼任高管经济后果的研究较少（潘红波和韩芳芳，2016^[1]），仅有的研究包括对企业价值（郑杲娉等，2014^[4]）、信息质量（郑杲娉等，2014^[4]；潘红波和韩芳芳，2016^[1]）、风险承担水平（佟爱琴和李孟洁，2018^[2]）、现金持有量（韩金红和支皓，2018^[9]）、智力资本价值创造（冉秋红和周宁慧，2018^[10]）等的影响，且结论不一（潘红波和韩芳芳，2016^[1]；佟爱琴和李孟洁，2018^[2]）。一方面，存在纵向兼任高管的公司，关联交易的规模、频率和信息披露违规的可能性较高，公司价值较低（如郑杲娉等，2014^[4]），现金持有量更高（韩金红和支皓，2018^[9]），智力资本价值创造效率较低（冉秋红和周宁慧，2018^[10]），一定程度上说明纵向兼任高管给上市公司带来不利的影响。然而，另一方面，研究也发现，纵向兼任高管给上市公司带来更多的监督和资源，减少了管理层短期行为，提高了企业风险承担水平（佟爱琴和李孟洁，2018^[2]），改善了会计信息质量（潘红波和韩芳芳，2016^[1]），有助于提高上市公司业绩（Arnoldi等，2013^[8]），肯定了纵向兼任高管在降低上市公司股东和管理层代理问题中的积极作用。

2. 投资效率影响因素的相关研究。

投资效率是决定公司业绩、企业价值、风险承担水平与企业未来发展的重要因素，因而，国内外众多学者研究了投资效率的影响因素，如代理问题（Jensen和Meckling，1976^[11]）、董事会治理（李莉等，2014^[12]）、融资约束（喻坤等，2014^[13]）、政府干预（白俊和连立帅，2014^[14]）等，取得了丰硕的

研究成果。当股东和管理层之间代理问题较为严重时, 管理层进行投资决策时更关注自身利益, 而非项目的可行性和盈利能力 (Jensen 和 Meckling, 1976^[11]), 不利于企业做出最优投资决策, 进而降低投资效率; 独立董事可以有效抑制管理层的过度投资行为, 但董事会规模对过度投资无显著影响 (李莉等, 2014^[12]); 非国有企业面临日益严重的融资约束, 使其投资效率持续下降 (喻坤等, 2014^[13]); 政府过多干预企业经营活动带来的政策性负担会使企业盲目扩大投资规模, 降低投资效率 (白俊和连立帅, 2014^[14])。此外, 学者们深入研究了管理层特征对投资效率的影响, 如管理层自信 (李莉等, 2014^[12])、高管网络 (蒋德权等, 2016^[15]; 陈运森和郑登津, 2017^[16])、管理层权力 (谢佩洪和汪春霞, 2017^[17])、管理层薪酬与激励 (池国华和邹威, 2014^[5]) 等, 发现管理层过度自信、董事长和总经理两职合一、管理层持股是过度投资的重要原因 (李莉等, 2014^[12]; 谢佩洪和汪春霞, 2017^[17]), 高管网络规模与企业投资效率显著正相关, 且在民营企业、政治关联少的企业中作用更加显著 (蒋德权等, 2016^[15]); 董事连锁网络及其强度与连锁公司投资趋同正相关 (陈运森和郑登津, 2017^[16]), 基于 EVA 的管理层薪酬机制通过缓解代理问题, 抑制了非效率投资 (池国华和邹威, 2014^[5])。

纵向兼任高管同时影响股东与管理层、大股东与中小股东两类代理问题, 形成的社会网络也可以影响上市公司行为, 因而预期对企业投资效率具有一定影响。目前我国上市公司中纵向兼任高管现象普遍存在, 但关于其经济后果的研究较少, 尚未见对投资效率影响的研究, 基于此, 本文研究纵向兼任高管对上市公司投资效率的影响、不同产权性质下影响的差异及其作用机制, 为证监会与国资委等监管部门完善纵向兼任高管相关政策提供理论与实证支持。

(二) 理论分析与研究假设

投资决策是公司重要战略决策, 一般管理层提出投资方案后, 提交董事会讨论、表决 (陈运森和郑登津, 2017^[16])。董事长和总经理分别作为董事会和管理层的最高领导者, 对公司投资决策与投资效率具有决定性的影响。纵向兼任高管的实质是大股东的董事或高管同时是上市公司董事长或总经理, 起源于大股东加强对上市公司控制的需

要 (郑杲娉, 2012^[3])。虽然通常而言, 上市公司董事长直接或间接由大股东委派或提名, 在一定程度上受制于大股东, 但纵向兼任高管打破了大股东与上市公司之间的层级差异, 其影响在于: 第一, 有助于大股东对管理层更直接、近似完美的监督 (La Porta 等, 2000^[18]), 缓解股东与管理层的代理问题; 第二, 纵向兼任高管使大股东能更直接地向上市公司施加压力 (Claessens 等, 2002^[19]), 实现了大股东对上市公司执行层面的直接控制 (郑杲娉, 2012^[3]), 增强了大股东掏空上市公司的能力; 第三, 有助于大股东与上市公司之间的信息沟通。当存在纵向兼任高管时, 董事长或总经理可以同时参与上市公司、大股东企业发展战略、投资决策的制定, 或直接参与日常经营管理活动等, 成为大股东和上市公司之间的纵向联结 (佟爱琴和李孟洁, 2018^[2]), 有助于缓解二者的信息不对称, 一方面可以为上市公司经营活动提供支持, 另一方面也为大股东掏空提供了便利。对投资效率的影响, 具体表现在:

1. 更直接的监督与支持。

当大股东的董事或高管同时担任上市公司的董事长或总经理时, 直接控制了上市公司执行层面, 可以直接参与上市公司的投资决策, 实现对管理层投资决策制定与实施的直接监督, 减少投资决策过程中管理层的机会主义行为, 如管理层任期相对较短, 为在职期间取得较好的业绩, 选择短期收益率高的项目, 推迟或取消研发等投入多但长期回报高的项目, 进而抑制非效率投资。同时, 作为连锁董事之一, 纵向兼任高管形成的社会网络, 是上市公司重要的社会资本与资源, 促进了上市公司与大股东之间的信息沟通与协调 (卢昌崇和陈仕华, 2009^[20]), 有助于缓解二者之间的信息不对称, 降低大股东不利行为的可能性, 进一步获取大股东的支持 (佟爱琴和李孟洁, 2018^[2]; 韩金红和支皓, 2018^[9]), 如因融资约束, 上市公司出现投资或研发支出资金不足时, 大股东基于总体发展战略, 会向上市公司提供资金支持, 或为融资提供担保, 进而有助于缓解投资不足的问题。此外, 兼任高管一般投资经验更为丰富, 对风险与收益的判断更为准确 (郑杲娉, 2012^[3]; 陈运森和郑登津, 2017^[16]), 有助于上市公司避免过度投资和投资不足, 提高投资效率。因而, 若纵向兼任高管作为大股东加强对上市公司管理层监督、缓解管理者代理问题的手段, 则有助于上市公司投资效率的提高。

在国有上市公司中, 股东与管理层的代理问题更为严重, 大股东与中小股东的代理问题较小。国有上市公司第一大股东一般为各级国资委、国务院各部委、各级地方政府和国有企业法人等, 存在多层委托代理关系, 所有权与经营权分离程度高, 所有者缺位和内部人控制问题严重, 国有股权代理机构难以有效地监管和约束管理层行为 (刘瑞明, 2013^[21]; 潘红波和韩芳芳, 2016^[1]); 国有企业高管“限薪制”的实施, 降低了高管薪酬激励的效果 (陈冬华等, 2005^[22])。所有权与经营权的高度分离、对管理层激励和约束机制的失效, 使得与非国有上市公司相比, 国有上市公司股东和管理层之间的代理问题更严重 (潘红波和韩芳芳, 2016^[1])。同时, 国有上市公司控股股东的实际控制人为各级国资委或人民政府, 没有直接收益权 (刘瑞明, 2013^[21]; 潘红波和韩芳芳, 2016^[1]), 利用控股股东地位掏空上市公司的动机较小; 在此情形下, 纵向兼任高管形成的社会网络, 主要发挥积极的信息沟通与支持作用。因而, 若纵向兼任高管通过对上市公司管理层更直接的监督与支持提高了投资效率, 那么这种有利效应将主要发生在管理者代理问题更严重的国有上市公司中。基于此, 本文提出如下假设:

H1a: 当上市公司存在纵向兼任高管时, 投资效率更高。

H1b: 纵向兼任高管对投资效率的积极影响主要发生在国有上市公司。

2. 更多的掏空。

在新兴资本市场中, 尤其是在东亚国家, 股权集中度较高、投资者保护制度不尽完善, 使得股东与管理层之间的代理问题较小, 而大股东利用控制权和信息优势侵犯中小股东利益成为主要的代理问题 (La Porta 等, 2000^[18]; Claessens 等, 2002^[19])。大股东掏空上市公司的现象在国内十分普遍也备受关注 (郑国坚等, 2013^[23]; 郑杲娉等, 2014^[4]; 潘红波和韩芳芳, 2016^[1])。

第一, 大股东可能基于进一步加强对上市公司控制、获取控制权私有收益的需要, 委派董事或高管任上市公司的董事长或总经理 (La Porta 等, 2000^[18]), 以直接参与上市公司的经营, 实现传统控制方式无法实现的目标, 例如: 绕过董事会等掏空上市公司 (郑杲娉等, 2014^[4]), 从而使得掏空能力更强 (Claessens 等, 2002^[19]); 大股东侵占上市公司

资源、资金, 使得上市公司资源、资金缺乏; 为满足大股东需要, 保留超额资金, 进而引发投资不足。第二, 为利用对上市公司的控制权实现私有收益, 大股东有动机基于自身利益, 干预上市公司投资决策 (Dyck 和 Zingales, 2004^[24]), 引发过度投资或投资不足。第三, 大股东控制权的增加, 也可能进一步刺激大股东构建商业帝国的野心, 引起过度投资, 降低上市公司投资效率 (花俊仁等, 2018^[25])。第四, 纵向兼任高管作为大股东和上市公司的纵向联结, 更便于大股东掌握上市公司的经营与投资情况, 更加易于对上市公司投资行为进行干预, 使得投资决策更符合大股东而非上市公司的利益, 进而对上市公司投资效率产生不利影响。因此, 若纵向兼任高管作为大股东增强控制权、掏空上市公司获取私有收益的手段, 则会降低上市公司的投资效率。

与国有上市公司相比, 非国有上市公司的大股东掏空问题更加严重 (潘红波和韩芳芳, 2016^[1])。原因在于, 相对于国有企业而言, 政府对民营企业的重视程度、扶持力度和监督均较弱 (毛淑珍等, 2010^[26]), 民营企业面临较为严重的融资约束问题。薄弱的监督与融资的困难, 使得非国有上市公司的大股东有较强的动机转移上市公司资源、占用上市公司资金 (郑国坚和曹雪妮, 2012^[27]; 潘红波和韩芳芳, 2016^[1]), 而薄弱的法律制度和政府监管、中小股东积极关注上市公司行为意愿的缺乏, 为大股东掏空非国有上市公司、侵占中小股东利益提供了空间 (李延喜等, 2015^[28]), 大量研究为此提供了实证支持 (潘红波和韩芳芳, 2016^[1])。同时, 纵向兼任高管形成的纵向联结, 也为大股东掏空上市公司提供了便利。因而, 若纵向兼任高管通过更多的掏空降低了上市公司投资效率, 那么这种不利效应将主要发生在大股东掏空更严重的非国有上市公司中, 据此提出如下假设:

H2a: 当上市公司存在纵向兼任高管时, 投资效率更低。

H2b: 纵向兼任高管对投资效率的不利影响主要发生在非国有上市公司。

三、实证研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2011—2015 年 A 股上市公司为初始样本, 剔除投资行为异常可能性较高的 ST、*ST 公

司、投资业务具有特殊性的金融业公司以及数据缺失公司的样本，最终获得 2 351 家上市公司、9 877 个观测值。本文数据来自于国泰安数据库，并在数据库基础上，对纵向兼任高管数据进行手工核对与整理。为减弱极端值对研究结果的影响，对所有未经对数化处理的连续变量进行上下 1% 缩尾处理。

(二) 模型设计与变量定义

借鉴郑杲娉等 (2014)^[4]、潘红波和韩芳芳 (2016)^[1]、蒋德权等 (2016)^[15] 的研究，建立模型 (1) 对假设进行检验：

$$Inve_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AM_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Inve 为企业非效率投资值，用以度量上市公司投资效率。参考 Richardson (2006)^[29] 的方法，建立模型 (2)：

$$Inve_{it} = \beta_0 + \beta_1 Growth_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Cash_{i,t-1} + \beta_4 Age_{i,t-1} + \beta_5 Size_{i,t-1} + \beta_6 Inv_{i,t-1} + \beta_7 Ret_{i,t-1} + \beta_8 Loss_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中：*Inv* 是公司当年实际投资量，为固定资产、无形资产和在建工程本期发生额与折旧之和占期初资产总额的比重；*Growth* 为营业收入增长率；*Lev* 为资产负债率；*Cash* 为期末货币资金与交易性金融资产之和占期初资产总额的比重；*Age* 为公司年龄；*Size* 为期末资产总额的自然对数；*Ret* 为股票年度收益率；

Loss 为企业亏损哑变量；所有自变量均滞后一期。使用模型 (2) 逐年分行业回归，求得回归残差 τ ，即为当年实际投资额与最优投资额的差。若残差 τ 大于 0，则为过度投资；若小于 0，则为投资不足。因过度投资和投资不足均为企业投资效率低下的表现，因对残差 τ 取绝对值，即为 *Inve*，用以度量非效率投资的程度。*Inve* 数值越大表示非效率投资值越高，投资效率越低。

AM 为纵向兼任高管哑变量。因董事长和总经理是公司战略制定与执行的关键人员，掌握了企业主要的决策权与经营权，参照郑杲娉等 (2014)^[4]、潘红波和韩芳芳 (2016)^[1]、韩金红和支皓 (2018)^[9] 的研究，将兼任高管限定在上市公司董事长和总经理中，大股东限定为第一大股东，若上市公司董事长或总经理同时是第一大股东的董事或高管，则 *AM* 取值为 1，否则为 0。

Controls 为控制变量，借鉴申慧慧等 (2012)^[30]、李延喜等 (2015)^[28]、王亮亮 (2018)^[31] 等的研究，选择自由现金流 *FCF*、资产负债率 *Lev*、营业收入增长率 *Growth*、管理费用率 *Admin*、公司亏损 *Loss*、第一大股东持股比例 *Top1*、独立董事占比 *NED*、董事长和总经理两职合一 *Duality*、总资产 *Size*、公司年龄 *Age*、控制权与现金流权的分离程度 *Seperation* 等影响上市公司投资效率的因素，*Industry* 和 *Year* 为行业和年份虚拟变量。

具体变量定义见表 1。

表 1 变量定义与度量

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	非效率投资值	<i>Inve</i>	计算过程详见模型 (2)
	大股东资金占用	<i>Tunel1</i>	其他应收款——大股东欠款占总资产的比重
	上市公司与大股东关联交易金额	<i>Tunel2</i>	上市公司与第一大股东关联交易金额占总资产的比重
解释变量	纵向兼任高管	<i>AM</i>	上市公司存在纵向兼任高管则取值为 1，否则为 0
	董事长兼任	<i>Chairman</i>	上市公司董事长在第一大股东处任董事或高管取值为 1，否则为 0
	总经理兼任	<i>CEO</i>	上市公司总经理在第一大股东处任董事或高管取值为 1，否则为 0
	兼任强度	<i>AMintense</i>	上市公司总经理兼任取值为 1；董事长兼任取值为 2；董事长和总经理同时兼任取值为 3；不存在纵向兼任高管取值为 0
	在大股东处担任主要职务	<i>AMposition1</i>	上市公司董事长或总经理在第一大股东处担任董事长、总经理、总裁等主要职务取值为 1，否则为 0
	在大股东处担任非主要职务	<i>AMposition2</i>	上市公司董事长或总经理在第一大股东处担任除董事长、总经理、总裁等职务之外的董事或高管取值为 1，否则为 0

续前表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	产权性质	<i>Owner</i>	国有上市公司取值为1, 否则为0
	自由现金流	<i>FCF</i>	(净利润+利息支出+非现金支出-资本性支出-追加的营运资本)/期末总资产
	资产负债率	<i>Lev</i>	期末负债总额占期末资产总额的比重
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	管理费用率	<i>Admin</i>	管理费用占营业收入的比重
	公司亏损	<i>Loss</i>	若上市公司净利润小于0取值为1, 否则为0
	第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	独立董事占比	<i>NED</i>	独立董事数量占董事总数的比重
	两职合一	<i>Duality</i>	若上市公司董事长和总理由同一人担任取值为1, 否则为0
	企业规模	<i>Size</i>	期末资产总额的自然对数
	公司年龄	<i>Age</i>	截至本年公司的成立年限
	控制权与现金流权的分离程度	<i>Seperation</i>	控制权与现金流权的差
	行业	<i>Industry</i>	行业虚拟变量
	年份	<i>Year</i>	年份虚拟变量

四、实证研究分析

(一) 描述性统计与相关性分析

描述性统计结果如表2所示:从Panel A可以看出,我国企业非效率投资均值为0.7604,纵向兼任高管的均值为50.43%,纵向兼任高管现象较为普遍,比2004—2013年的48.60%(潘红波和韩芳芳,2016^[1])略高;其中,上市公司董事长、总经理兼任比重分别为44.75%和15.45%^①;兼任强度平均为1.0495;平均而言,上市公司总经理或董事长在大股东处任董事长、总经理等主要职务的占总样本的27.68%,任其他非主要职务占总样本的22.75%;大股东欠款占总资产的比重为0.04%,与第一大股东的关联交易额占总资产的比重为20.74%。样本期间国有上市公司占比42.15%,平均而言,自由现金流占资产总额的比重较低,为0.17%,资产负债率为

45.13%,营业收入增长率较高,为18.43%,管理费用占营业收入的比重为10.35%,10.14%的上市公司亏损,第一大股东持股比例为35.56%,独立董事占比为37.32%,23.66%的公司董事长和总理由同一人担任。

从Panel B可以看出,国有上市公司中纵向兼任高管占比64.02%,比非国有上市公司的40.53%高出23.49个百分点,且在1%水平上显著,纵向兼任高管在国有上市公司中更为普遍。在投资效率方面,国有上市公司非效率投资均值和中位数均高于非国有上市公司,在1%水平上显著,说明国有上市公司投资效率较低。从Panel C可以看出,存在纵向兼任高管的样本,非效率投资值均值和中位数均较高,在1%水平上显著,说明当上市公司存在纵向兼任高管现象时,投资效率较低,在一定程度上支持假设H2a。

表2 主要变量描述性统计

Panel A 全样本描述性统计						
变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Inve</i>	9 877	0.760 4	3.710 8	0.000 0	0.069 9	4.007 2
<i>AM</i>	9 877	0.504 3	0.500 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>Chairman</i>	9 877	0.447 5	0.497 3	0.000 0	0.000 0	1.000 0

① 由于存在董事长和总经理两职合一、董事长和总经理同时在第一大股东处任高管或董事的情况,因而董事长兼任和总经理兼任均值之和大于纵向兼任高管的均值。

续前表

Panel A 全样本描述性统计						
变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>CEO</i>	9 877	0.154 5	0.361 4	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>AMintense</i>	9 877	1.049 5	1.110 8	0.000 0	1.000 0	3.000 0
<i>AMposition1</i>	9 877	0.276 8	0.447 4	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>AMposition2</i>	9 877	0.227 5	0.419 2	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Tunel1</i>	9 877	0.000 4	0.007 2	0.000 0	0.000 0	0.212 7
<i>Tunel2</i>	9 877	0.207 4	0.296 9	0.000 0	0.100 5	1.750 9
<i>Owner</i>	9 877	0.421 5	0.493 8	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>FCF</i>	9 877	0.001 7	0.110 1	-0.515 6	0.016 5	0.259 8
<i>Lev</i>	9 877	0.451 3	0.217 8	0.043 6	0.446 7	0.944 1
<i>Growth</i>	9 877	0.184 3	0.540 5	-0.569 0	0.091 7	3.808 2
<i>Admin</i>	9 877	0.103 5	0.090 8	0.009 5	0.081 0	0.589 3
<i>Loss</i>	9 877	0.101 4	0.301 9	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Top1</i>	9 877	35.564 5	15.127 6	8.950 0	33.630 0	75.840 0
<i>NED</i>	9 877	0.373 2	0.053 3	0.333 3	0.333 3	0.571 4
<i>Duality</i>	9 877	0.236 6	0.425 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Size</i>	9 877	22.009 0	1.251 8	19.273 9	21.857 1	25.818 3
<i>Age</i>	9 877	16.226 8	5.204 3	4.000 0	16.000 0	28.000 0
<i>Sepeartion</i>	9 877	6.278 3	8.390 1	0.000 0	0.013 5	30.781 9
Panel B 主要变量差异性检验						
变量	(1) 非国有上市公司		(2) 国有上市公司		均值 <i>T</i> 检验 (1) - (2)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值差异	<i>T</i> -stat
<i>AM</i>	0.405 3	0.000 0	0.640 2	1.000 0	-0.234 9***	-23.694 5
<i>Inve</i>	0.641 8	0.066 5	0.923 2	0.075 7	-0.281 5***	-3.724 8
Panel C 主要变量差异性检验						
变量	(1) 纵向兼任高管		(2) 非纵向兼任高管		均值 <i>T</i> 检验 (1) - (2)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值差异	<i>T</i> -stat
<i>Inve</i>	0.913 3	0.070 7	0.604 9	0.069 3	0.318 6***	4.170 4

主要变量之间的相关系数如表3所示,纵向兼任高管哑变量 *AM* 与非效率投资值 *Inve* 正相关,在1%水平上显著,即有纵向兼任高管的上市公司投资效率较低,也在一定程度上支持假设 H2a。此外表中自变

量的相关系数大都小于0.3,平均方差膨胀因子(VIF)均值为2.32,说明自变量之间不存在严重的共线性问题。

表3 主要变量相关系数

变量	<i>Inve</i>	<i>AM</i>	<i>FCF</i>	<i>Lev</i>	<i>Growth</i>	<i>Admin</i>	<i>Loss</i>	<i>Top1</i>	<i>NED</i>	<i>Duality</i>
<i>Inve</i>	1.000									
<i>AM</i>	0.042***	1.000								
<i>FCF</i>	0.011	0.008	1.000							
<i>Lev</i>	0.046***	0.160***	-0.003	1.000						
<i>Growth</i>	0.061***	-0.018*	-0.098***	0.027***	1.000					
<i>Admin</i>	0.000	-0.127***	-0.059***	-0.256***	-0.074***	1.000				

续前表

变量	<i>Inve</i>	<i>AM</i>	<i>FCF</i>	<i>Lev</i>	<i>Growth</i>	<i>Admin</i>	<i>Loss</i>	<i>Top1</i>	<i>NED</i>	<i>Duality</i>
<i>Loss</i>	-0.002	-0.002	-0.046***	0.199***	-0.146***	0.182***	1.000			
<i>Top1</i>	0.009	0.260***	0.080***	0.068***	0.001	-0.203***	-0.056***	1.000		
<i>NED</i>	-0.012	-0.041***	-0.007	-0.011	0.011	0.041***	0.009	0.047***	1.000	
<i>Duality</i>	-0.018*	-0.192***	-0.013	-0.138***	0.024**	0.081***	-0.029***	-0.062***	0.101***	1.000
<i>Size</i>	0.006	0.219***	0.037***	0.447***	0.011	-0.393***	-0.086***	0.285***	0.017*	-0.178***

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，下同。

(二) 回归分析结果

为控制可能存在的公司异质性和异方差的影响，获取更为稳健的结果，除稳健性检验中固定效应模型外，本文的回归结果均在公司层面进行聚类（CLUSTER）调整。考虑到行业、年份对投资效率的影响，在所有回归中对二者进行了控制。

为检验纵向兼任高管对投资效率的影响，对模型（1）进行回归，结果如表4列（1）所示。纵向兼任高管 *AM* 的回归系数在1%水平上显著为正，即存在纵向兼任高管的上市公司投资效率较低，假设 H2a 通过检验，说明纵向兼任高管主要作为大股东增强对上市公司控制、牟取控制权私有收益的手段，“更多的掏空”为主要影响，对上市公司管理层更直接的监督与支持为次要影响。大股东对控制权私有收益的攫取使得上市公司投资偏离最优投资水平，从而降低了投资效率。在控制变量方面，与以往研究一致，公司杠杆水平、成长性等与非效率投资水平正相关，且通过显著性检验，而独立董事占比、公司规模等与非

效率投资水平负相关，但未通过显著性检验。

为检验在不同产权性质公司中纵向兼任高管对投资效率影响的差异，根据产权性质，将样本分为国有上市公司和非国有上市公司，分别对模型（1）进行回归，结果如表4第列（2）和列（3）所示。在非国有上市公司中，纵向兼任高管 *AM* 的回归系数在1%的水平上显著为正，而在国有上市公司中，纵向兼任高管与企业非效率投资也正相关，但未通过显著性检验，说明纵向兼任高管显著降低了非国有上市公司的投资效率，但并未显著影响国有上市公司的投资效率，即纵向兼任高管对投资效率的不利影响主要发生在非国有上市公司。假设 H2b 通过检验^①。非国有上市公司控股股东多为民营企业或自然人，面临较为严重的融资约束和薄弱的监管，掏空上市公司的动机更强，其通过纵向兼任高管，进一步强化了对上市公司的控制。大股东为牟取控制权私有收益，使得上市公司投资决策偏离最优投资决策，降低了投资效率。

表4 纵向兼任高管、产权性质与企业投资效率：公司层面聚类与固定效应模型回归结果

解释变量	被解释变量： <i>Inve</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>AM</i>	0.2138*** (3.10)	0.2491*** (2.70)	0.1478 (1.31)	0.3342** (1.98)	0.4417* (1.70)	0.2519 (1.10)
<i>FCF</i>	0.3893 (1.16)	0.5238 (1.33)	0.2419 (0.39)	0.2937 (0.72)	0.3918 (0.86)	0.0305 (0.04)
<i>Lev</i>	0.5991*** (2.92)	0.5581** (1.98)	0.4671 (1.53)	-0.3423 (-0.66)	-0.1812 (-0.30)	-0.5692 (-0.54)
<i>Growth</i>	0.4029*** (3.62)	0.4404*** (3.21)	0.3574* (1.87)	0.3737*** (4.21)	0.4006*** (4.06)	0.3532** (2.06)
<i>Admin</i>	0.4885 (1.06)	0.8526 (1.32)	-0.2287 (-0.40)	0.8832 (0.88)	2.2232** (2.05)	-1.3036 (-0.57)
<i>Loss</i>	0.0414 (0.33)	-0.0328 (-0.18)	0.1334 (0.79)	-0.0954 (-0.59)	-0.3441* (-1.68)	0.0622 (0.24)

① 本文将股东扩展至前十大股东，即上市公司董事长或总经理同时在前十大股东处任董事或高管时认定为纵向兼任高管，研究结论依然存在，具体回归结果如附表1所示。

续前表

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>Top1</i>	0.000 1 (0.03)	-0.001 1 (-0.40)	0.001 0 (0.28)	0.007 5 (0.81)	0.000 3 (0.03)	0.009 4 (0.52)
<i>NED</i>	-0.565 0 (-1.00)	-1.490 6** (-2.45)	0.288 4 (0.28)	-0.676 5 (-0.48)	-2.415 4 (-1.43)	1.0183 (0.41)
<i>Duality</i>	0.001 5 (0.02)	-0.040 0 (-0.52)	0.186 9 (0.89)	0.276 3 (1.54)	0.032 2 (0.17)	0.798 1** (2.12)
<i>Size</i>	-0.027 2 (-0.81)	-0.014 8 (-0.32)	-0.065 0 (-1.32)	0.014 7 (0.10)	0.302 4* (1.77)	-0.722 1** (-2.34)
<i>Age</i>	0.008 0 (1.19)	0.007 3 (0.95)	0.013 2 (1.03)	0.024 1 (0.09)	0.069 9 (0.21)	-0.014 3 (-0.03)
<i>Seperation</i>	-0.001 8 (-0.47)	-0.003 5 (-0.63)	0.0013 (0.18)	-0.020 6 (-1.38)	-0.002 3 (-0.14)	-0.026 1 (-0.84)
<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	0.462 5 (0.64)	0.4387 (0.45)	1.091 5 (1.03)	-0.200 8 (-0.03)	-9.291 0 (-1.41)	9.370 4 (0.73)
<i>Observations</i>	9 877	5 714	4 163	9 877	5 714	4 163
<i>R-squared</i>	0.094 2	0.143 0	0.079 0	0.044 3	0.081 4	0.0426
<i>F</i>	20.91	24.14	12.34	10.86	12.06	4.569

注: 括号中为公司层面聚类 (CLUSTER) 稳健标准误 *T* 值, 下同。

(三) 稳健性检验

1. 固定效应模型^①。

为减弱遗漏变量和未观测到的公司异质性对回归结果的影响, 本文使用面板模型再次进行回归。回归之前先进行 Hausman 检验, 卡方值为 234.17, *P* 值为 0.000 0, 拒绝随机效应模型, 因而选择固定效应模型进行回归。回归结果如表 4 列 (4)~列 (6) 所示: 列 (4) 为全样本回归结果, 纵向兼任高管与上市公司非效率投资正相关, 在 5% 水平上显著; 从列 (5) 和列 (6) 的回归结果可以看出, 纵向兼任高管对投资效率的不利影响主要发生在非国有上市公司中, 表明使用固定效应模型后, 研究结论未发生实质性改变, 依然支持假设 H2a 与 H2b, 研究结论稳健。

2. 倾向得分匹配法。

上市公司是否存在纵向兼任高管并非公司随机选择, 而是受一系列因素的影响。为减弱样本自选择问

题, 借鉴潘红波和韩芳芳 (2016) 的研究^[1], 采用倾向得分匹配法进行配对, 具体配对方法为最近相邻、一对一、可放回配对, 配对变量选取公司期末资产总额 *Size*、资产负债率 *Lev*、营业收入增长率 *Growth*、管理费用率 *Admin*、公司亏损 *Loss*、第一大股东持股比例 *Top1* 以及公司年龄 *Age* 等可能影响纵向兼任高管的因素。结果如表 5 所示, 配对之前纵向兼任高管组 (处理组) 和非纵向兼任高管组 (控制组) 非效率投资值的差异为 0.283 9, 在 1% 水平上显著, 配对之后二者的差缩小至 0.252 8, 依然在 1% 水平上显著, 说明配对之后存在纵向兼任高管公司的投资效率依然较低, 本文的研究结论不因样本自选择的影响而改变。配对之后继续对模型 (1) 进行回归, 结果如表 6 所示。全样本回归中, 纵向兼任高管与非效率投资在 5% 水平上正相关, 且主要表现在非国有公司中, 结果仍然符合假设 H2a 和 H2b 的预期, 研究结论稳健。

① 为进一步减轻公司内序列相关对回归结果的影响, 本文采用公司、年度层面双重聚类方法 (CLUSTER2) 进行回归, 同时控制行业、年度效应, 主要回归结果未发生改变, 回归结果如附表 2 所示。

表 5 配对前后纵向兼任高管与非效率投资水平的关系

变量	样本	处理组	控制组	差异	标准误	T 值
<i>Inve</i>	配对前	0.865 6	0.581 7	0.283 9***	0.074 1	3.83
	ATT	0.865 7	0.612 9	0.252 8***	0.092 0	2.75

表 6 倾向得分匹配法配对后回归结果

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>		
	(1)	(2)	(3)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>AM</i>	0.266 7** (2.57)	0.300 0* (1.90)	0.081 5 (0.49)
<i>FCF</i>	-0.215 7 (-0.45)	-0.168 0 (-0.29)	-0.202 4 (-0.22)
<i>Lev</i>	0.637 5** (2.03)	0.890 4** (2.06)	0.304 2 (0.60)
<i>Growth</i>	0.323 4** (2.07)	0.255 8 (1.45)	0.531 2* (1.73)
<i>Admin</i>	1.152 5 (1.43)	1.655 6 (1.44)	0.494 2 (0.51)
<i>Loss</i>	-0.154 8 (-0.95)	-0.404 2** (-2.04)	0.102 1 (0.41)
<i>Top1</i>	-0.000 6 (-0.18)	-0.003 1 (-0.82)	0.001 3 (0.22)
<i>NED</i>	-0.206 1 (-0.23)	-1.703 5** (-2.23)	1.990 1 (1.08)
<i>Duality</i>	0.032 3 (0.31)	0.028 3 (0.24)	0.191 0 (0.67)
<i>Size</i>	-0.016 1 (-0.32)	-0.058 1 (-0.92)	-0.020 7 (-0.26)
<i>Age</i>	0.005 6 (0.57)	-0.004 7 (-0.45)	0.019 3 (0.91)
<i>Seperation</i>	-0.003 5 (-0.59)	-0.000 1 (-0.01)	-0.009 5 (-0.96)
<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	0.248 3 (0.21)	1.677 3 (1.30)	-0.467 1 (-0.24)
<i>Observations</i>	4 884	2 977	1 907
<i>R-squared</i>	0.089 2	0.123 9	0.097 1
<i>F</i>	6.025	4.579	3.702

3. 自变量滞后一期。

为缓解纵向兼任高管与非效率投资之间可能存在的交互影响,对模型(1)中除时间变量之外的自变量进行滞后一期处理,回归结果如表7所示。全样本回归中,纵向兼任高管与非效率投资在10%水平上显著正相关,且主要表现在非国有上市公司中,仍然支持H2a和H2b,研究结论稳健。

表 7 自变量滞后一期回归结果

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>		
	(1)	(2)	(3)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>L. AM</i>	0.134 2* (1.84)	0.196 9* (1.94)	0.071 9 (0.60)
<i>L. FCF</i>	0.520 0 (1.50)	0.559 1 (1.38)	0.277 3 (0.43)
<i>L. Lev</i>	0.458 4** (2.12)	0.458 0 (1.54)	0.377 6 (1.12)
<i>L. Growth</i>	0.032 2 (0.40)	0.115 2 (1.09)	-0.120 7 (-1.04)
<i>L. Admin</i>	0.079 3 (0.15)	-0.103 9 (-0.15)	0.374 4 (0.45)
<i>L. Loss</i>	0.409 7*** (2.67)	0.469 8** (2.23)	0.327 6 (1.44)
<i>L. Top</i>	-0.000 5 (-0.21)	-0.001 6 (-0.58)	0.001 0 (0.27)
<i>L. NED</i>	-0.671 6 (-1.20)	-0.765 4 (-1.10)	-0.614 4 (-0.61)
<i>L. Duality</i>	-0.048 8 (-0.66)	-0.074 7 (-0.96)	0.173 9 (0.82)
<i>L. Size</i>	-0.050 1 (-1.39)	-0.082 2 (-1.57)	-0.031 0 (-0.56)
<i>L. Age</i>	0.004 6 (0.66)	0.003 9 (0.47)	0.003 9 (0.29)
<i>L. Seperation</i>	0.002 3 (0.57)	-0.001 0 (-0.17)	0.008 7 (1.17)
<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	1.843 8** (2.47)	2.586 3** (2.36)	1.457 5 (1.28)
<i>Observations</i>	8 302	4 956	3 346
<i>R-squared</i>	0.121 2	0.122 9	0.126 2
<i>F</i>	27.50	9.710	24.11

(四) 进一步分析

1. 不同类型纵向兼任高管的影响。

(1) 上市公司董事长兼任和总经理兼任。

基于董事长和总经理对投资决策的决定性影响,本文将上市公司的兼任高管限定在董事长和总经理,但二者在提名与任命、职责与权限、委托代理关系中角色均有所不同,因而本文将纵向兼任高管细分为董事长兼任和总经理兼任,考查二者对投资效率影响的差异。首先,总经理与董事长在产生程序、职责、权

限上有较大的区别。董事长由董事会选择产生，总理由董事会选聘或委任。以董事长为决策核心的董事会主要负责公司的战略决策与日常经营中的重大事项，如投资决策、预决算方案、公司债券的发行、利润分配方案等，而总经理负责董事会决议的实施与公司日常经营管理（刘柏和梁超，2016^[32]）。具体到投资决策方面，作为董事会的最高领导者，董事长在投资决策中拥有绝对权威，总经理主要负责投资决策实施。因而，在目前中国公司治理机制下，董事长是公司决策团队中最具影响力的管理者（Arnoldi等，2013^[8]；刘柏和梁超，2016^[32]）。其次，董事长或总经理兼任对两类代理问题的影响有一定差异。从监督视角来看，董事长兼任强化了大股东对上市公司管理层的监管，缓解了第一类代理问题，而总经理兼任则使得大股东的所有权与经营权实现了统一，第一类代理问题比董事长兼任时更小；从掏空的视角看，无论是董事长兼任还是总经理兼任，均可能加重掏空问题，而由于董事长对决策的影响力更强，因而董事长

兼任时掏空能力可能更强。

为进一步检验董事长兼任与总经理兼任对投资效率影响的差异，设立 *Chairman* 和 *CEO* 两个哑变量。当上市公司董事长兼任时，*Chairman* 取值为 1，否则为 0；当总经理兼任时，*CEO* 取值为 1，否则为 0。使用 *Chairman* 和 *CEO* 表示董事长兼任、总经理兼任和不存在纵向兼任高管三种情况：当 *Chairman* 为 1、*CEO* 为 0 时，表示董事长兼任；当 *CEO* 为 1、*Chairman* 为 0 时，表示总经理兼任；当 *CEO* 和 *Chairman* 均为 0 时，表示不存在纵向兼任高管^①。并将 *Chairman* 和 *CEO* 替换模型（1）中的 *AM* 进行回归，结果如表 8 第列（1）~列（3）所示。在全样本和非国有上市公司样本中，董事长兼任与非效率投资正相关，且均在 1% 水平上显著，在国有上市公司样本中，二者关系不显著，且在全样本、国有及非国有上市公司样本中，总经理兼任均与非效率投资无显著相关关系，即纵向兼任高管对投资效率的不利影响主要表现在非国有上市公司的董事长兼任中。

表 8 不同类型纵向兼任高管与兼任强度的影响

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>Chairman</i>	0.190 6*** (2.68)	0.270 5*** (2.90)	0.088 0 (0.78)			
<i>CEO</i>	0.070 0 (0.68)	0.033 4 (0.29)	0.066 1 (0.35)			
<i>AMintense</i>				0.091 5*** (2.98)	0.114 8*** (2.94)	0.045 8 (0.85)
<i>FCF</i>	0.391 3 (1.17)	0.520 7 (1.33)	0.244 6 (0.39)	0.390 9 (1.17)	0.523 2 (1.33)	0.246 0 (0.39)
<i>Lev</i>	0.602 7*** (2.94)	0.565 5** (2.01)	0.464 7 (1.52)	0.602 8*** (2.94)	0.566 1** (2.01)	0.464 9 (1.52)
<i>Growth</i>	0.402 4*** (3.62)	0.440 1*** (3.21)	0.357 4* (1.87)	0.402 5*** (3.62)	0.440 7*** (3.21)	0.357 0* (1.87)
<i>Admin</i>	0.490 6 (1.06)	0.862 4 (1.33)	-0.245 8 (-0.43)	0.488 1 (1.06)	0.859 1 (1.33)	-0.242 4 (-0.42)
<i>Loss</i>	0.043 0 (0.34)	-0.031 8 (-0.17)	0.133 7 (0.79)	0.042 5 (0.34)	-0.034 0 (-0.18)	0.134 0 (0.79)
<i>Top1</i>	0.000 2 (0.10)	-0.001 0 (-0.37)	0.001 3 (0.35)	0.000 2 (0.10)	-0.001 0 (-0.38)	0.001 3 (0.35)
<i>NED</i>	-0.544 2 (-0.96)	-1.461 8** (-2.40)	0.304 0 (0.30)	-0.545 1 (-0.96)	-1.466 9** (-2.41)	0.303 2 (0.30)
<i>Duality</i>	-0.032 7 (-0.44)	-0.064 1 (-0.86)	0.146 2 (0.65)	-0.038 9 (-0.53)	-0.084 3 (-1.09)	0.153 4 (0.72)

① 由于存在董事长和总理由同一人担任、以及董事长和总经理同时在第一大股东处任高管或董事的情况，为排除这部分样本的影响，本文剔除上述两类样本后，回归结果不变。回归结果见附表 3。

续前表

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>Size</i>	-0.025 1 (-0.75)	-0.014 9 (-0.32)	-0.063 7 (-1.31)	-0.025 6 (-0.77)	-0.015 2 (-0.33)	-0.063 0 (-1.28)
<i>Age</i>	0.008 1 (1.21)	0.007 3 (0.95)	0.013 1 (1.02)	0.008 1 (1.21)	0.007 4 (0.96)	0.013 0 (1.02)
<i>Seperation</i>	-0.001 9 (-0.47)	-0.003 9 (-0.69)	0.001 1 (0.16)	-0.001 9 (-0.49)	-0.003 9 (-0.69)	0.001 1 (0.16)
<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	0.419 5 (0.58)	0.424 1 (0.43)	1.096 6 (1.04)	0.431 2 (0.59)	0.442 8 (0.45)	1.080 3 (1.02)
<i>Observations</i>	9 877	5 714	4 163	9 877	5 714	4 163
<i>R-squared</i>	0.094 1	0.143 3	0.078 9	0.094 1	0.143 2	0.078 9
<i>F</i>	20.48	20.44	11.87	21.13	19.75	12.24

(2) 兼任强度的影响。

为研究兼任强度对企业投资效率的影响, 设置兼任强度指标 *AMintense*。当上市公司总经理兼任时, 取值为 1; 董事长兼任时, 取值为 2; 董事长和总经理均兼任时, 取值为 3; 不存在纵向兼任高管时, 取值为 0。将 *AMintense* 替代模型 (1) 中的 *AM* 变量进行回归, 结果如表 8 列 (4)~列 (6) 所示。在全样本和非国有上市公司样本中, 兼任强度与非效率投资在 1% 水平上显著正相关; 在国有上市公司中, 二者也正相关, 但未通过显著性检验。这说明兼任强度越高, 投资效率越低, 且这种效应主要表现在非国有上市公司中。

(3) 在大股东处担任职务类型的影响。

上市公司高管在大股东处担任职务级别多种多样, 包括总经理、总裁、副总经理、董事长、董事、监事、董事会秘书等, 在大股东处所任职位的高低对大股东和上市公司决策的影响力也有所差异, 如对上市公司绩效、智力资本价值创造有不同的影响 (Arnoldi 等, 2013^[8]; 冉秋红和周宁慧, 2018^[10])。基于此, 本文将在大股东处担任职务级别进行分类, 设置哑变量 *AMposition1* 和 *AMposition2*。若兼任高管在大股东处任董事长、总裁、总经理等主要职务, *AMposition1* 取值为 1, 否则为 0; 若担任除董事长、总裁、总经理之外的高管或董事职务, *AMposition2* 取值为 1, 否则为 0。使用 *AMposition1* 和 *AMposition2* 两个哑变量代表三种情况: 当 *AMposition1* 为 1、*AMposition2* 为 0 时, 表示在大股东处担任主要职务; 当 *AMposition1* 为 0、*AMposition2* 为 1 时, 表示在大股东

处担任非主要职务; 当 *AMposition1* 和 *AMposition2* 均为 0 时, 不存在纵向兼任高管。将 *AMposition1* 和 *AMposition2* 替代模型 (1) 中的 *AM*, 回归结果如表 9 所示。在全样本和非国有上市公司样本中, 主要职务兼任与非效率投资在 1% 水平上显著为正, 在国有上市公司中未通过显著性检验, 非主要职务兼任均与非效率投资无显著相关关系, 说明纵向兼任高管对投资效率的影响主要表现在兼任高管在**大股东处任主要职务的非国有上市公司中。

2. 纵向兼任高管对非效率投资类型的影响。

上述研究表明, 纵向兼任高管与上市公司非效率投资正相关, 且主要发生在非国有上市公司, 本文进一步研究纵向兼任高管对不同类型非效率投资的影响。借鉴申慧慧等 (2012)^[30] 的研究, 根据当年实际投资额与最优投资额的差 τ , 将全样本、非国有上市公司样本、国有上市公司样本分别分为过度投资和投资不足两个子样本 (若 τ 大于 0, 则为过度投资; 若 τ 小于 0, 则为投资不足), 对模型 (1) 进行回归, 结果如表 10 所示。列 (1)~列 (6) 依次为全样本中投资不足和过度投资子样本、非国有上市公司中投资不足和过度投资子样本、国有上市公司中投资不足和过度投资子样本的回归结果, 从中可以看出, 纵向兼任高管与投资不足在 1% 水平下显著正相关, 且主要表现在非国有上市公司中, 在国有上市公司中未通过显著性检验; 纵向兼任高管与过度投资均无显著相关关系, 说明纵向兼任高管主要加重了非国有上市公司的投资不足问题。

表 9 在大股东处担任职务类型的影响

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>			解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>		
	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司		全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>AMposition1</i>	0.366 8*** (3.60)	0.491 2*** (3.19)	0.210 6 (1.49)	<i>Duality</i>	-0.038 1 (-0.46)	-0.042 7 (-0.47)	0.171 4 (0.76)
<i>AMposition2</i>	0.126 0 (1.36)	-0.004 4 (-0.04)	0.210 1 (1.35)	<i>Size</i>	-0.030 2 (-0.80)	-0.014 7 (-0.27)	-0.062 0 (-1.12)
<i>FCF</i>	0.555 7 (1.63)	0.793 4** (1.99)	0.213 4 (0.33)	<i>Age</i>	0.014 6* (1.85)	0.011 3 (1.25)	0.013 7 (0.92)
<i>Lev</i>	0.689 8*** (3.04)	0.607 9** (2.02)	0.626 1* (1.78)	<i>Seperation</i>	-0.004 8 (-1.09)	-0.000 8 (-0.13)	-0.004 7 (-0.60)
<i>Growth</i>	0.433 3*** (3.68)	0.475 6*** (3.32)	0.382 3* (1.86)	<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Admin</i>	0.934 0* (1.88)	1.175 6* (1.84)	0.567 6 (0.75)	<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Loss</i>	-0.057 7 (-0.46)	-0.024 3 (-0.13)	-0.099 4 (-0.57)	<i>Constant</i>	1.511 2* (1.79)	0.832 6 (0.74)	1.436 0 (1.13)
<i>Top1</i>	0.000 7 (0.25)	-0.001 8 (-0.56)	0.002 6 (0.61)	<i>Observations</i>	9 877	5 714	4 163
<i>NED</i>	-0.520 1 (-0.76)	-1.241 4* (-1.71)	0.651 8 (0.51)	<i>R-squared</i>	0.019 4	0.023 4	0.017 3
				<i>F</i>	6.921	4.054	4.365

表 10 纵向兼任高管对非效率投资类型的影响

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本 $\tau < 0$	全样本 $\tau > 0$	非国有上市公司 $\tau < 0$	非国有上市公司 $\tau > 0$	国有上市公司 $\tau < 0$	国有上市公司 $\tau > 0$
<i>AM</i>	0.258 9*** (2.61)	0.007 0 (1.35)	0.329 3** (2.54)	0.010 9 (1.33)	0.153 4 (0.94)	0.002 2 (0.30)
<i>FCF</i>	0.279 0 (0.56)	-0.039 4 (-1.57)	0.591 4 (0.99)	-0.020 0 (-0.63)	-0.049 0 (-0.06)	-0.080 1* (-1.91)
<i>Lev</i>	0.768 6*** (2.75)	0.018 3 (1.23)	0.791 1** (2.11)	0.029 0 (1.45)	0.657 1 (1.50)	0.011 4 (0.53)
<i>Growth</i>	0.265 7 (1.61)	0.093 3*** (12.27)	0.319 5* (1.67)	0.088 0*** (9.68)	0.192 0 (0.64)	0.105 3*** (7.86)
<i>Admin</i>	0.504 7 (0.84)	0.110 8*** (3.00)	1.264 8 (1.49)	0.073 1** (1.99)	-0.868 7 (-1.08)	0.193 5** (2.57)
<i>Loss</i>	-0.008 9 (-0.05)	0.014 3 (1.63)	-0.173 5 (-0.67)	0.030 2** (2.29)	0.125 5 (0.52)	0.007 7 (0.67)
<i>Top1</i>	-0.001 5 (-0.45)	0.000 3* (1.73)	-0.001 6 (-0.41)	0.000 5** (2.02)	-0.002 1 (-0.38)	0.000 2 (0.85)
<i>NED</i>	-1.062 2 (-1.26)	-0.001 7 (-0.04)	-2.787 1*** (-3.15)	0.011 8 (0.21)	0.216 5 (0.14)	0.002 8 (0.04)
<i>Duality</i>	-0.035 2 (-0.33)	0.002 8 (0.47)	-0.052 4 (-0.47)	-0.000 7 (-0.10)	0.154 2 (0.50)	0.0061 (0.48)
<i>Size</i>	-0.011 9 (-0.24)	0.007 3*** (2.89)	-0.010 0 (-0.15)	0.013 2*** (3.19)	-0.042 7 (-0.59)	0.005 7 (1.59)
<i>Age</i>	0.006 7 (0.67)	-0.000 3 (-0.62)	-0.000 3 (-0.03)	-0.000 3 (-0.44)	0.011 5 (0.61)	-0.000 1 (-0.14)
<i>Seperation</i>	-0.001 4 (-0.24)	-0.000 2 (-0.75)	-0.004 1 (-0.53)	-0.000 3 (-0.75)	0.006 2 (0.55)	-0.000 7** (-2.06)
<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled

续前表

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本 $\tau < 0$	全样本 $\tau > 0$	非国有上市公司 $\tau < 0$	非国有上市公司 $\tau > 0$	国有上市公司 $\tau < 0$	国有上市公司 $\tau > 0$
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	0.627 8 (0.62)	-0.171 9*** (-3.30)	1.103 1 (0.83)	-0.288 1*** (-3.22)	1.228 4 (0.82)	-0.143 4** (-2.07)
<i>Observations</i>	6 653	3 22 4	3 842	1 872	2 811	1 352
<i>R-squared</i>	0.160 7	0.218 4	0.193 9	0.209 6	0.146 4	0.255 2
<i>F</i>	21.39	15.56	39.58	10.11	5.01	13.13

3. 纵向兼任高管对投资效率的影响机制。

前文的研究表明,纵向兼任高管加重了上市公司尤其是非国有上市公司投资不足问题,进而降低了投资效率,原因可能在于纵向兼任高管使得大股东更有动机和能力掏空上市公司。为验证该问题,本文将大股东掏空作为被解释变量,将纵向兼任高管作为解释变量,使用模型(1)中的控制变量,检验纵向兼任高管是否通过掏空影响上市公司投资效率。

大股东主要通过占用上市公司资金、关联交易等掏空上市公司(Jiang等,2010^[33])。早期的研究一般采用大股东对上市公司的非经营性占款度量掏空的程度,如其他应收大股东款项占总资产的比重;后续的研究开始关注关联交易,使用关联交易度量掏空的程度(郑国坚等,2013^[23])。本文也采用这两种方法度量大股东掏空问题。首先,设置变量 *Tunel1* 为其

他应收款——大股东欠款^①占总资产的比重。由于大量公司不存在其他应收款——大股东欠款,即解释变量为0,因而回归时采用Tobit模型。回归结果如表11列(1)~列(3)所示,纵向兼任高管与其他应收款——大股东欠款在5%水平上显著正相关,且主要发生在非国有上市公司中;在国有上市公司中,二者无显著相关关系。其次,设置变量 *Tunel2* 为上市公司与第一大股东关联交易金额占总资产的比重,用于度量大股东通过关联交易掏空上市公司的程度。回归结果如表11列(4)~列(6)所示,与大股东欠款类似,存在纵向兼任高管的公司与第一大股东的关联交易规模更大,且该效应主要发生在非国有上市公司中。以上结果表明,纵向兼任高管加剧了大股东对上市公司尤其是非国有上市公司的掏空,进而加重了上市公司,尤其是非国有上市公司的投资不足问题,降低了投资效率。

表 11 纵向兼任高管与大股东掏空

解释变量	被解释变量: <i>Tunel1</i>			被解释变量: <i>Tunel2</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>AM</i>	0.006 3** (2.46)	0.010 9* (1.82)	0.000 3 (0.11)	0.031 2*** (5.01)	0.039 1** (2.41)	0.018 0 (1.56)
<i>FCF</i>	0.006 7** (2.49)	0.008 9* (1.89)	0.000 5 (0.19)	-0.126 2*** (-3.73)	-0.158 1*** (-3.54)	-0.038 3 (-0.66)
<i>Lev</i>	-0.032 2*** (-2.96)	-0.062 5*** (-2.76)	-0.015 8 (-1.31)	0.449 7*** (21.63)	0.454 2*** (11.62)	0.354 0*** (6.01)
<i>Growth</i>	0.017 4** (2.38)	0.015 3 (0.89)	0.012 1 (1.57)	-0.003 6 (-0.52)	0.004 6 (0.56)	-0.002 6 (-0.21)

① 此处大股东欠款为持股比例在5%以上大股东的其他应收款,由于无法准确获取其他应收款——第一大股东欠款的金额,因而使用持股比例在5%以上的大股东欠款予以近似替代。

续前表

解释变量	被解释变量: <i>Tunel1</i>			被解释变量: <i>Tunel2</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>Admin</i>	0.000 6 (0.28)	-0.009 4 (-1.50)	0.005 6*** (2.58)	-0.264 5*** (-5.81)	-0.060 6 (-0.92)	-0.500 4*** (-4.15)
<i>Loss</i>	0.013 8 (0.81)	-0.008 2 (-0.20)	0.040 2** (2.22)	0.091 1*** (7.00)	0.065 1*** (3.61)	0.042 4** (2.22)
<i>Top1</i>	0.001 6 (0.35)	-0.010 7 (-0.90)	0.002 6 (0.62)	0.001 7*** (8.48)	0.000 9** (2.54)	0.001 6*** (2.81)
<i>NED</i>	0.000 2* (1.88)	-0.000 0 (-0.13)	0.000 1 (1.52)	-0.068 1 (-1.27)	0.105 8 (1.06)	-0.185 4 (-1.55)
<i>Duality</i>	-0.042 3* (-1.70)	-0.117 6* (-1.79)	-0.020 7 (-0.84)	-0.010 7* (-1.67)	-0.002 2 (-0.23)	0.004 5 (0.21)
<i>Size</i>	-0.009 3** (-2.57)	0.002 7 (0.42)	-0.014 9*** (-2.62)	-0.030 3*** (-8.62)	-0.030 3*** (-3.69)	-0.047 0*** (-5.00)
<i>Age</i>	0.002 6** (2.13)	0.005 8* (1.69)	0.000 4 (0.34)	0.004 8*** (7.55)	0.003 1** (2.44)	0.004 8** (2.41)
<i>Seperation</i>	0.000 3 (0.95)	0.000 5 (0.74)	-0.000 5 (-1.39)	0.001 7*** (4.92)	0.001 6** (2.40)	0.003 2*** (2.94)
<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	-0.130 1*** (-4.14)	-0.1969** (-2.33)	-0.0600* (-1.94)	0.4750*** (6.24)	0.405 7** (2.22)	0.981 2*** (4.66)
<i>Observations</i>	9 877	5 714	4 163	9 877	5 714	4 163
<i>R-squared</i>				0.156 3	0.205 4	0.222 5
<i>LR chi2</i>	471.90	221.32	285.22			

五、结论与建议

自1973年罗斯提出委托代理理论后,其便成为现代财务理论经久不衰的研究热点,也是公司财务实践中诸多问题的来源。连锁董事网络作为管理科学领域的重要研究主题,近年来成为公司治理领域的研究热点与新趋势。纵向兼任高管作为一类独特的连锁董事,同时影响了两类代理问题,且证监会和国资委对纵向兼任高管政策相左。基于此,本文以2011—2015年A股上市公司为样本,实证检验了新兴资本市场中纵向兼任高管对上市公司投资效率的影响。研究发现:纵向兼任高管与非效率投资正相关,即存在纵向兼任高管的公司投资效率较低;主要表现在上市公司董事长兼任、兼任高管在大股东处任主要职务时,兼任强度越高,投资效率越低,且上述影响主要发生在非国有上市公司中;纵向兼任高管加重了非国

有上市公司的投资不足问题,原因在于在制度不完善的新兴市场中,纵向兼任高管强化了大股东的控制权,使大股东更有能力和动机占用非国有上市公司资金或通过关联交易掏空非国有上市公司,加重投资不足问题,降低了投资效率。

本文提出如下建议:第一,加强对纵向兼任高管的监管力度,尤其是对非国有上市公司纵向兼任高管的监督与检查,严格监管相关公司的经济行为和信息披露,严防大股东利用控制权侵占上市公司和中小股东的利益;第二,从法律和制度方面完善中小投资者利益保护机制,引导中小股东提高对上市公司行为的关注,积极维护自身权益;第三,加强对非国有上市公司的扶持和监督,规范非国有上市公司内部治理机制,从根本上降低非国有上市公司大股东掏空上市公司的动机和空间。

附录

附表 1 董事长或总经理在前十大股东兼任回归结果

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>		
	(1)	(2)	(3)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>AM</i>	0.226 8 *** (3.46)	0.246 3 *** (2.92)	0.157 1 (1.36)
<i>FCF</i>	0.392 9 (1.17)	0.526 5 (1.34)	0.245 1 (0.39)
<i>Lev</i>	0.596 3 *** (2.90)	0.567 3 ** (2.01)	0.458 9 (1.50)
<i>Growth</i>	0.403 3 *** (3.62)	0.441 0 *** (3.21)	0.357 4 * (1.87)
<i>Admin</i>	0.518 2 (1.12)	0.901 1 (1.39)	-0.219 9 (-0.39)
<i>Loss</i>	0.042 2 (0.33)	-0.035 2 (-0.19)	0.137 2 (0.81)
<i>Top1</i>	0.000 4 (0.18)	-0.000 7 (-0.26)	0.001 3 (0.36)
<i>NED</i>	-0.603 1 (-1.07)	-1.560 9 ** (-2.56)	0.280 0 (0.27)
<i>Duality</i>	0.003 9 (0.05)	-0.037 8 (-0.49)	0.185 8 (0.88)
<i>Size</i>	-0.026 9 (-0.81)	-0.012 4 (-0.27)	-0.065 2 (-1.31)
<i>Age</i>	0.007 8 (1.16)	0.007 4 (0.95)	0.013 0 (1.01)
<i>Seperation</i>	-0.002 1 (-0.54)	-0.003 3 (-0.59)	0.000 8 (0.11)
<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	0.436 9 (0.60)	0.366 4 (0.38)	1.082 4 (1.02)
<i>Observations</i>	9 877	5 714	4 163
<i>R-squared</i>	0.094 2	0.143 1	0.079 0
<i>F</i>	20.67	18.49	11.96

附表 2 双重聚类 (CLUSTER2) 稳健标准误回归结果

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>		
	(1)	(2)	(3)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>AM</i>	0.213 8 *** (2.89)	0.249 1 *** (4.25)	0.147 8 (1.35)
<i>FCF</i>	0.389 3 * (1.67)	0.523 8 (1.50)	0.241 9 (0.64)
<i>Lev</i>	0.599 1 ** (2.35)	0.558 1 ** (1.96)	0.467 1 *** (4.04)
<i>Growth</i>	0.402 9 *** (2.80)	0.440 4 ** (2.23)	0.357 4 *** (4.08)
<i>Admin</i>	0.488 5 (0.53)	0.852 6 (0.72)	-0.228 7 (-0.87)
<i>Loss</i>	0.041 4 (0.17)	-0.032 8 (-0.24)	0.133 4 (0.37)
<i>Top1</i>	0.000 1 (0.03)	-0.001 1 (-0.76)	0.001 0 (0.19)
<i>NED</i>	-0.565 0 (-0.95)	-1.490 6 * (-1.72)	0.288 4 (0.21)
<i>Duality</i>	0.001 5 (0.02)	-0.040 0 (-0.51)	0.186 9 (0.76)
<i>Size</i>	-0.027 2 *** (-4.37)	-0.014 8 (-0.58)	-0.065 0 (0.96)
<i>Age</i>	0.008 0 ** (2.56)	0.007 3 ** (2.10)	0.013 2 * (1.79)
<i>Seperation</i>	-0.001 8 (-0.32)	-0.003 5 *** (-3.25)	0.001 3 (0.10)
<i>Industry</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	6.598 4 (1.39)	31.229 4 *** (5.90)	7.915 1 (0.89)
<i>Observations</i>	9 877	5 714	4 163
<i>R-squared</i>	0.094 2	0.143 0	0.079 0
<i>F</i>	9.876	19.92	5.489

附表 3 上市公司董事长或总经理兼任的影响

解释变量	被解释变量: <i>Inve</i>		
	(1)	(2)	(3)
	全样本	非国有上市公司	国有上市公司
<i>CEO</i>	0.157 3 (1.00)	0.012 4 (0.08)	0.299 6 (1.13)
<i>Chairman</i>	0.227 8*** (2.80)	0.284 5** (2.38)	0.174 7 (1.44)
<i>FCF</i>	0.444 5 (1.29)	0.555 0 (1.39)	0.349 2 (0.53)
<i>Lev</i>	0.630 7*** (2.94)	0.587 9** (2.01)	0.498 3 (1.57)
<i>Growth</i>	0.391 0*** (3.30)	0.412 9*** (2.78)	0.377 0* (1.94)
<i>Admin</i>	0.721 1 (1.46)	1.329 5* (1.88)	-0.278 0 (-0.46)
<i>Loss</i>	0.041 2 (0.31)	-0.066 6 (-0.32)	0.156 2 (0.88)
<i>Top1</i>	-0.000 6 (-0.26)	-0.002 3 (-0.76)	0.001 3 (0.34)
<i>NED</i>	-0.424 7 (-0.71)	-1.419 3** (-2.28)	0.529 2 (0.49)
<i>Duality</i>	-0.006 1 (-0.07)	-0.073 8 (-0.86)	0.332 5 (1.11)
<i>Size</i>	-0.017 3 (-0.51)	0.024 4 (0.48)	-0.087 9* (-1.81)
<i>Age</i>	0.009 9 (1.37)	0.009 8 (1.16)	0.016 9 (1.26)
<i>Seperation</i>	-0.004 3 (-0.99)	-0.007 4 (-1.20)	-0.000 6 (-0.08)
<i>Industry</i>	Industry	Controlled	Controlled
<i>Year</i>	Year	Controlled	Controlled
<i>Constant</i>	0.192 2 (0.26)	-0.457 2 (-0.42)	1.428 7 (1.35)
<i>Observations</i>	8 912	5 006	3 906
<i>R-squared</i>	0.097 4	0.152 1	0.082 9
<i>F</i>	17.13	23.86	11.37

参考文献

- [1] 潘红波, 韩芳芳. 纵向兼任高管、产权性质与会计信息质量 [J]. 会计研究, 2016 (7): 19-26.
- [2] 佟爱琴, 李孟洁. 产权性质、纵向兼任高管与企业风险承担 [J]. 科学学与科学技术管理, 2018 (1): 118-126.
- [3] 郑杲娉. 中国上市公司大股东兼任高管的影响因素与经济后果分析 [D]. 北京: 清华大学博士学位论文, 2012.
- [4] 郑杲娉, 薛健, 陈晓. 兼任高管与公司价值: 来自中国的经验数据 [J]. 会计研究, 2014 (11): 24-29.
- [5] 池国华, 邹威. EVA考核、管理层薪酬与非效率投资——基于沪深A股国有上市公司的经验证据 [J]. 财经问题研究, 2014 (7): 43-50.
- [6] 张祥建, 郭岚. 国外连锁董事网络研究述评与未来展望 [J]. 外国经济与管理, 2014 (5): 69-80.
- [7] 马磊. 连锁董事网: 研究回顾与反思 [J]. 社会学研究, 2014 (1): 217-246.
- [8] Arnoldi J, Chen X, Na C. Vertical Interlocks of Executives and Performance of Affiliated Firms in State Owned Chinese Business Groups [C]. Academy of Management Annual Meeting Proceedings, 2013.
- [9] 韩金红, 支皓. 纵向兼任高管、产权性质与现金持有量 [J]. 工业技术经济, 2018 (12): 37-44.
- [10] 冉秋红, 周宁慧. 纵向兼任高管、机构投资者持股与智力资本价值创造 [J]. 软科学, 2018, 32 (12): 50-54.
- [11] Jensen M B, Meckling W H, Blomberg J M, et al. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [12] 李莉, 关宇航, 顾春霞. 治理监督机制对中国上市公司过度投资行为的影响研究——论代理理论的适用性 [J]. 管理评论, 2014 (5): 139-148.
- [13] 喻坤, 李治国, 张晓蓉, 等. 企业投资效率之谜: 融资约束假说与货币政策冲击 [J]. 经济研究, 2014 (5): 106-120.
- [14] 白俊, 连立帅. 国企过度投资溯源——政府干预抑或管理层自利? [J]. 会计研究, 2014 (2): 41-48.
- [15] 蒋德权, 章贵桥, 俞俊利. 高管网络、产权性质与企业投资效率 [J]. 山西财经大学学报, 2016 (10): 75-88.
- [16] 陈运森, 郑登津. 董事网络关系、信息桥与投资趋同 [J]. 南开管理评论, 2017 (3): 159-171.
- [17] 谢佩洪, 汪春霞. 管理层权力、企业生命周期与投资效率——基于中国制造业上市公司的经验研究 [J]. 南开管理评论, 2017 (1): 57-66.
- [18] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Investor Protection and Corporate Governance [J]. Journal of Financial Economics, 2000, (58): 3-27.
- [19] Claessens S, Djankov S, Fan J P H, et al. Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings [J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (6): 2741-2771.
- [20] 卢昌崇, 陈仕华. 断裂联结重构: 连锁董事及其组织功能 [J]. 管理世界, 2009 (5): 152-165.
- [21] 刘瑞明. 中国的国有企业效率: 一个文献综述 [J]. 世界经济, 2013 (11): 136-160.
- [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] 郑国坚, 林东杰, 张飞达. 大股东财务困境、掏空与公司治理的有效性——来自大股东财务数据的证据 [J]. 管理世界, 2013 (5): 157-168.
- [24] Dyck A, Zingales L. Private Benefits of Control: An International Comparison [J]. The Journal of Finance, 2004, 59 (2): 537-600.
- [25] 花俊仁, 王国俊, 鲁墨凯. 国有企业改革影响技术创新投入吗? ——基于金字塔控股与管理层持股视角的研究 [J]. 现代经济探讨, 2018 (3): 27-43.
- [26] 毛淑珍, 刘志远, 乐国林. 投资者法律保护与终极所有权结构关系研究 [J]. 财贸研究, 2010 (6): 97-104.
- [27] 郑国坚, 曹雪妮. 集团控制是否损害上市公司价值——最终控制人和市场化进程的双重视角 [J]. 中山大学学报 (社会科学版), 2012, 52 (2): 189-199.
- [28] 李延喜, 曾伟强, 马壮, 等. 外部治理环境、产权性质与上市公司投资效率 [J]. 南开管理评论, 2015 (1): 25-36.
- [29] Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11 (2-3): 159-189.
- [30] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率 [J]. 经济研究, 2012 (7): 113-126.
- [31] 王亮亮. 控股股东“掏空”与“支持”: 企业所得税的影响 [J]. 金融研究, 2018 (8): 172-189.
- [32] 刘柏, 梁超. 管理者层级差异的过度自信对企业投资决策的影响研究 [J]. 管理学报, 2016, 13 (11): 1614-1623.
- [33] Jiang G, Lee C M C, Yue H. Tunneling through Intercorporate Loans: The China Experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98 (1): 1-20.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

中国房地产政策不确定性指数的构建

China's Real Estate Policy Uncertainty Index

杨 赞 丁立群 张昊群

YANG Zan DING Li-qun ZHANG Hao-qun

[摘要] 中国的经济政策，特别是房地产政策存在极大的不确定性，体现在政策本身的种类、出台的时间、频率和力度，以及政策产生的影响等方面。目前针对中国经济政策不确定性的研究极为有限，且缺少着眼于房地产市场的研究。本文使用文本分析方法，基于《人民日报》《环球时报》和《北京青年报》等12份中国内地最具影响力报纸中的1 314 089篇文章，构建了2000年1月至2018年3月的月度中国房地产政策不确定性指数，同时对所构建指数的稳健性和准确性进行了检验。进一步，文章通过对指数与重要房地产政策发布时间和发布频率关系的解读，展示了构建指数的现实意义以及实践价值。本文首次针对中国房地产市场政策构建了不确定性指标，不仅有助于从不确定性的角度把握中国房地产市场的特点，同时也为文本分析方法在宏观经济以及房地产市场领域的应用做出了贡献。

[关键词] 房地产政策 不确定性 指数 文本分析

[中图分类号] F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 01-0089-08

Abstract: There is a great deal of uncertainty in China's economic policies, more specifically in real estate policies such as types of policies, timing, frequency and intensity of their introduction, as well as their impact contributing to policy uncertainty. However, relative researches are very limited at present. This paper constructs monthly uncertainty index of China's real estate policy from January 2000 to March 2018 based on 1,314,089 articles from the 12 most published newspapers in mainland China (i. e. People's Daily, Global Times and Beijing Youth Daily). The robustness and accuracy of the index are tested in the paper. Moreover, the paper demonstrates the significant contribution of the index by analyzing the relationship between the constructed index and the release time and frequency of government real estate policy. This is the first paper that constructs an uncertainty index focusing on China's real estate policy. The paper captures unique characteristics of China's real estate market from the perspective of uncertainty, and contributes to the application of text analysis method in macro-economy and real estate market.

Key words: Real estate policy Uncertainty Index Text analysis

[收稿日期] 2019-07-28

[作者简介] 杨赞，女，1968年12月生，清华大学土木建管系副教授，博士生导师，研究方向为房地产经济学、城市经济学；丁立群，女，1996年2月生，清华大学土木建管系硕士研究生，研究方向为房地产经济学、城市经济学；张昊群，男，1996年1月生，美国康奈尔大学酒店管理学院硕士研究生，研究方向为房地产经济学。本文的通讯作者为杨赞，电子邮箱为 zanyang@tsinghua.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“不确定性在房地产市场中的微观传导机制和效应：基于居民住房决策的研究”（项目编号：71673154）

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

中国房地产政策出台频繁,截至2017年12月,全国政府部门(县级以上)发布房地产市场调控政策达250余次;2018年1月至2018年6月,50余个地级以上城市和10余个县市出台各自的调控政策^①。同时,房地产政策存在极大的不确定性,体现在政策本身的种类,出台的时间、频率和力度,以及政策产生的影响等方面。政府在通过宏观经济、信贷等政策调控房地产市场的同时,也不断出台针对房地产市场的限价、限购和限贷政策;即便是同一类政策,在不同的省份、城市甚至地区,发布的时间和具体力度也有所差别。例如,在北京出台了限购政策后,全国共46个城市先后出台并实施了不同标准的限购措施。

2008年金融危机以来,全球不确定性日益增强,各国国内外信贷和债务负担加剧,外汇市场利率风险上升等因素带来了经济不确定性。同时,中东等地区的政治问题,贸易保护主义和一系列政治事件等冲击带来了政治不确定性(周韩英和黄景贵,2016^[1])。在2015年世界达沃斯经济论坛上,不确定性被界定为此后几年世界经济的显著特征之一,特别是对发展中国家而言(Bloom,2014^[2]);Stock和Watson(2012)^[3]指出经济政策不确定性是美国经济在2007—2009年金融危机后难以恢复的重要原因。近年来,针对经济政策不确定性的研究越来越受到重视,学术界分别从计量方法(Julio和Yook,2012^[4])、文本分析(Baker等,2016^[5])等方面关注衡量(经济)政策不确定性的方法,其中,Baker等(2016)^[5]基于主流新闻媒体评价,使用文本分析方法建立的经济政策不确定性指数受到了学术界的广泛关注,其研究提供了一种理解信息如何传达到市场并引起公众反应的途径。

然而,针对中国的经济政策不确定性研究极为有限,目前,Baker团队和中国香港Paul团队最早建立了中国经济政策不确定性指数^{[5][6]},但其数据来源均为香港地区而非内地的媒体数据,这样的选择对于是否能够真正反映中国其他地区,尤其是内地的经济政策不确定性,以及建立的指数是否可靠均有待考证。Yun和Paul(2019)^[7]使用内地媒体数据建立了

中国经济政策不确定性指数,并建立了四类政策细化指数:中国财政政策不确定性指数、中国货币政策不确定性指数、中国贸易政策不确定性指数和中国汇率和资本账户不确定性指数,但他们也没有着眼于中国房地产市场的政策不确定性,建立房地产市场的细分指数。房地产市场是经济市场的重要组成部分,房地产政策的不确定性不仅会直接影响居民和企业的消费和投资决策,也会在很大程度上影响居民和企业的信心和预期,从而间接对整个经济市场产生影响,对于理解市场的波动和风险以及潜在的不确定性具有重要的意义。因此,构建一个能反映中国房地产市场以及政策特点的不确定性指数是非常有必要的。

本文首次针对中国房地产市场政策构建了不确定性指标,在方法层面,本文采用文本分析法,为文本分析方法在宏观经济以及房地产市场领域的应用做出了贡献;在数据层面,本文首次使用更准确反映中国实际情况的内地报刊以及更多表达不确定性的中文词汇构建指数,相比已有其他中国经济政策不确定性指数更具有合理性。该指数的建立有助于企业、消费者和政府从不确定性的角度把握中国房地产市场的特点,进一步对其进行市场评估、制定决策以及发布政策等起到指导作用。基于构建的指数,学者可以进一步研究房地产政策不确定性与房地产市场的互动关系,在宏观层面探讨房地产政策不确定性对房地产市场的影响机制,在微观层面剖析房地产政策不确定性对居民住房消费等住房决策或企业行为的作用路径。

二、政策不确定性与政策不确定性指数

(一) 政策不确定性及其度量

目前,学术界对于政策不确定性没有一个明确的定义。1921年,Knight在《风险、不确定性和利润》^[8]一书中首次引入不确定性的概念,区分了风险和不确定性的内涵。之后,专著《概率论》^[9]对不确定性的概念进行了讨论和界定,指出不确定性和概率的程度由做出判断的个人的经验或知识所决定。对政策不确定性的解读,Huseyin和Mihai(2012)^[10]认为,政策不确定性指的是企业等微观经济主体不能确定政府是否会改变,以及何时改变当前所执行的决

① 数据来源:中国指数研究院综合整理。

策。政策的不稳定性会刺激微观经济个体,如居民或企业形成政策不确定性预期,进而抑制消费和投资积累,并最终拖慢经济增长的步伐(Benhbib和Spiegel,1994^[11])。Baker和Bloom(2013)^[12]结合制度不确定性(Regime Uncertainty)的定义,明确了政策不确定性的定义,即为政府政策未来路径不确定的经济风险,涉及财政支出、税收改革、货币政策等,这些政策路径的无法确定将会引起风险溢价的增加。一般来说,以下两种方式会产生这种不确定性:一是来自外部的冲击,比如金融危机、政党选举、政府换届等;二是经济体内生政策不确定性(Baker和Bloom,2013^[12])。目前,衡量政策不确定性的方法主要集中在两个维度:第一类是使用虚拟变量(Alesina和Perotti,1993^[13]);第二类是使用如政党内部选举、政府换届和地方政府官员的变动等代理变量(贾倩等,2013^[14])。

在重点关注经济政策不确定性之前,本文对宏观经济不确定性的度量方法进行简单回顾,以探索构建本文房地产政策不确定性指数的合理方法。宏观经济不确定性主要的测度方法分为两大类:第一大类是将经济波动的指标直接作为宏观经济不确定性的代理指标,如市场回报率(Bloom,2009^[15])、债券利差(Bachmann和Bayer,2013^[16])以及预测者分歧指数(Jurado等,2010^[17])、VIX恐慌指数等;第二类是利用经济指标的标准差、方差等作为宏观经济不确定性的代理指标,如使用工人工资水平和家庭收入等微观数据的标准差、方差等来测量经济不确定性(Pistaferrri,2004^[18])。

目前,综合度量政策与经济不确定性,将二者相结合的研究较少,且大多基于Baker、Bloom和Davis三位学者构建的月度经济政策不确定性指数(Economic Policy Uncertainty Index, EPU Index)^[5]。该指数按照构建方法分为两类。其中,测度美国经济政策不确定性的指数由三部分共同构成:第一部分为新闻指数,第二部分为税法法条失效指数,第三部分为经济预测差值指数,这三部分指数加权得到了美国经济政策不确定性指数。第二类构建方法针对欧洲和中国,主要利用新闻指数来衡量。Bloom(2009)^[15]通过加权方法对Baker团队构建的指数进行进一步处理,得到季度的经济政策不确定性指数。

(二) 中国经济政策不确定性

Baker等(2016)^[5]采用《南华早报》(South

China Morning Post)为报纸样本,首次建立了中国的经济政策不确定性月度指数,但是该指数可能存在一些问题。首先是语言问题,《南华早报》(South China Morning Post)是英文报纸,在翻译过程中可能存在一些偏差,不能准确反映中文政策的真正内涵或者语意;其次,《南华早报》(South China Morning Post)为中国香港发行的报纸,是否能真实和准确地反映中国内地政策的不确定性还有待验证;再次,该指数的构建仅基于一份报纸,报纸内容会受到受众大小、偏好等影响;最后,文章没有深入阐述词汇集构建的逻辑,并且没有对构建指数的准确性与稳健性进行验证。

中国香港团队(Paul等,2016^[6])仿照Baker团队构建中国经济政策不确定性指数时,采用了更多经济类报刊,对报刊受众大小进行了相应的研究,构建的词汇集具有一定的逻辑层次,并对构建指数的稳健性与准确性进行了验证。该研究的成果在一定程度上能够反映中国经济政策的不确定性,但依然没有将中国内地的主流报纸考虑在内。

Yun和Paul(2019)^[7]选取了中国内地《北京青年报》《广州日报》《解放日报》和《人民日报(海外版)》等10份报纸,同样使用文本统计方法,编制了全新的中国经济政策不确定性指数,并对指数的稳健性和准确性进行了检验。尽管如此,该研究未着眼于中国房地产市场,针对房地产市场建立细分指数。

在中国,目前对于经济政策不确定性的定量度量及应用,大多采用Baker等(2016)^[5]构建的中国经济政策不确定性指数。已有研究将该指数用在金融领域,探讨经济政策不确定性与股票市场、股价波动、股票风险等的关系(王静姝,2018^[19])。而且,研究发现经济政策不确定性对企业行为的影响也较大,不仅会对企业投资行为产生抑制作用,还会对企业的投资决策、投资渠道、企业业绩、企业创新绩效、企业杠杆率分化、企业高管变更、商业信用供给、财务决策、债务融资和退出决策等产生影响(谭小芬和张文婧,2017^[20];陈胜蓝和刘晓玲,2018^[21])。除此之外,经济政策不确定性还会影响宏观经济判断和市场预测,并具有区域差异(芦丽静等,2016^[22])。具体到房地产市场,住房价格对经济政策不确定性具有较高的敏感度,受到经济政策不确定性影响较大(王世鹏和台玉红,2017^[23]),值得关注。

三、中国房地产政策不确定性指数的构建

(一) 构建方法

与其他衡量经济水平的指标不同,政策通常以纯文本的形式出现,难以直接用数值衡量,增加了直接构建数据指标的难度。同时,政策具有出台量大、受关注程度高、新闻媒体讨论频率高且均有所记录的特点。Baker等(2016)^[5]指出,新闻指数与综合指数具有很强的相关性,可以大体上代表经济政策不确定性。目前已有与政策相关的指数有Baker等(2016)^[5]、Paul等(2016)^[6]、Yun和Paul(2019)^[7]建立的经济政策不确定性指数,以及Chan和Zhong(2018)^[24]建立的政策变动指数(PCI),其均利用了政策作为文本的特点,使用文本统计方法建立指数。此外,Baker等(2016)^[5]的方法在一定程度上得到了实证研究的支持。因此,本文拟从文本统计的方法出发,建立中国房地产政策不确定性指数。

Baker团队建立的经济政策不确定性指数是目前国际上最受认可、应用最广泛的指数。截至2018年10月,笔者统计中国研究经济政策不确定性的文献共有31篇,其中28篇均直接使用了Baker团队建立的中国经济政策不确定性指数。在国外,该指数也被大量应用在宏观经济研究(Karnizova和Li,2014)^[25]、股票市场研究(Antonakakis等,2013^[26])和企业决策研究(Brogaard和Detzel,2015^[27])等领域。但Baker等(2016)^[5]建立的针对中国的指数存在两个问题:一是使用中国香港报刊数据(《南华早报》(South China Morning Post)),无法准确反映内地市场真实情况;二是没有聚焦到房地产市场,建立房地产政策不确定性细分指数。因此,本文拟从这两方面进行改进:一是构建指数的报刊来源采用中国内地报纸;二是聚焦到房地产市场,体现在词汇集构建上,建立中国房地产政策不确定性指数。

1. 报刊来源。

鉴于对中国内地报刊专业性、连续性、权威性、发行范围和数据可获得性的考量,本文所选择的报刊为慧科数据库(WiseneWS)评选出的中国内地最具影响力综合性报刊,包括《南方都市报(全国版)》《人民日报》《新快报》《环球时报》和《北京青年

报》等共计12份报纸。^①

2. 构建词汇集。

首先构建一级词汇集。我们主要探究中国房地产政策的不确定性,所以在一级词汇集中,根据指数构建目的,拆分出5个关键词组,分别是“中国”“经济”“政策”“不确定性”以及“房地产”。值得注意的是,在Baker团队选取词汇集的基础上,本文增加了“房地产”词汇集。若文章中内容涵盖所有关键词组,则该文将被纳入样本集合当中。

根据一级词汇集中拆分的5个关键词组,进一步挑选出二级词汇集。挑选标准为:二级词汇为一级词汇的同义词或衍生词,详见表1。考虑到房地产市场易受到金融市场的影响,对财政政策、贷款政策等较为敏感,因此在“政策”词汇集中加入了“财政”“汇率”“利率”和“储备”等二级词汇。

表1 中国房地产政策不确定性指数词汇集

一级词汇集	二级词汇集
中国	中国、政府、北京
经济	经济、金融、财政
政策	政策、措施、办法、建议、公共、财政、政府、部门、改革、税、规章、规则、条例、汇率、利率、储备
不确定性	不明确、不确定、不明朗、未名、波动、难料、难以预计、难以预测、难以估计、难以预料、不稳、波动
房地产	房地产、地产、房市、楼市

其中,样本文章的筛选标准为:(1)涵盖全部一级词汇集的关键词组;(2)涵盖每个一级词汇下任意一个二级词汇。

利用慧科新闻搜索分析数据库(WiseneWS),搜索自2000年1月1日至2018年3月31日的报纸文章。根据以上一级、二级词汇集的构建,从中筛选符合标准的样本文章。

经过搜索及统计,数据库中2000年1月1日至2018年3月31日所有文章总数为1 314 089篇,其中符合词汇集构建标准的样本文章数量共44 620篇。为了确保样本文章自动选取标准的准确性,采用抽样检验的方式人工阅读样本文章500篇,核对机器选取的文章是否符合词汇集标准,以及文章语义是否传递了中国房地产政策不确定性的信息。通过检验,有

^① 12份报纸包括:《南方都市报(全国版)》《新快报》《北京青年报》《北京晨报》《新闻晨报》《都市快报》《现代快报》《新京报》《北京晚报》《扬子晚报》《人民日报》《每日新报》。

461篇文章符合本文章筛选标准, 准确率为92.2%。因此, 可以认为该自动筛选过程选定的文章具有很高的准确性。

(二) 构建过程

基于上面的报纸和关键词, 本文的指数构建分成以下几个步骤完成:

第一步, 初步构建指数。

首先, 收集每份报纸各月份的样本文章数量, 记为 A_{it} 。其中, i 为不同的报纸, t 为不同的月份。为了避免不同报纸及不同月份总体文章数量不同可能对指数的影响, 对每份报纸各月文章总数进行规模化: $X_t = A_{it} / B_{it}$, 其中 B_{it} 为每份报纸各月份文章总数。

其次, 对 X 进行正态化, 即 $Y_{it} = X_{it} / \sigma_i$, σ_i 为 $\{X_{it}\}$ 的标准差, 从而得到全部样本报纸的平均正态化频率, 即 $Z_{it} = \sum Y_{it} / i$ 。

最后, 得到初步的中国房地产政策不确定性指数。即 $EPU = Z_{it} \times 100 / M$, 其中 M 为 $\{Z_{it}\}$ 序列平均值。

第二步, 季节调整。

受到不同月份经济形势的影响, 报纸文章的发布可能具有一定的周期性。例如, 在12月份和1月份可能会更多地出现对过去一年进行回顾、对下一年进行展望的文章, 造成指数在这两个月份有明显的变化。本文通过周期化检验与周期化调整, 对原始数据进行调整, 将指数中的周期性因素剔除, 使得所构建指数能够更加真实地反映政策所带来的不确定性。

第三步, 稳健性检验与准确性检验。

在初步完成了指数的构建后, 检验所构建指数的稳健性, 旨在验证所构建的指数不依赖于报纸样本的选取。基本方法为替换样本报纸后重新进行指数构建, 并检验新指数与原指数之间的相关性。Paul团队在该步骤的检验中得到的相关性系数为0.74, 他们认为该结果能够表明指数具有一定的稳健性 (Paul等, 2016^[6]), 因此本文同样将0.74作为判断指数是否具有足够稳健性的标准。

第四步, 通过计算本文构建的指数与Baker等(2016)^[5]、Paul等(2016)^[6]以及Yun和Paul(2019)^[7]构建的指数之间的相关性来进行准确性检验。

四、中国房地产政策不确定性指数

(一) 指数结果

对样本报纸文章进行规模化处理, 对其频率进行

正态化并进行去周期化处理, 得到最终的中国房地产政策不确定性指数, 如图1所示。

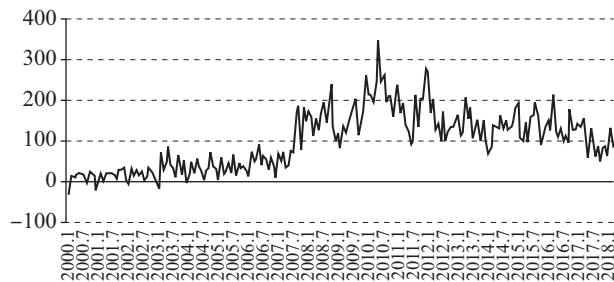


图1 中国房地产政策不确定性指数

(二) 稳健性检验与准确性检验

为了检验所构建指数是否依赖于报纸样本的选取, 我们替换构建指数所用的报纸样本, 检验不同报纸样本所构建指数之间的相关性, 以此来进行稳健性检验。若相关性较高, 则说明指数不依赖于报纸样本的选取, 稳健性较高; 否则, 则说明报纸样本选取依赖报纸样本的选择, 稳健性较低。

为了减少数据收集的工作量, 将已建立的中国房地产政策不确定性指数所用的12份报纸等分为两组, 分别利用同样的方法构建指数, 分组如表2所示。指数如图2所示。

表2 指数稳健性检验对比组报纸分类

指数	报纸
稳健性检验指数1	《南方都市报》《新快报》《北京青年报》 《北京晨报》《新闻晨报》《都市快报》
稳健性检验指数2	《现代快报》《新京报》《北京晚报》《扬子晚报》 《人民日报》《每日新报》

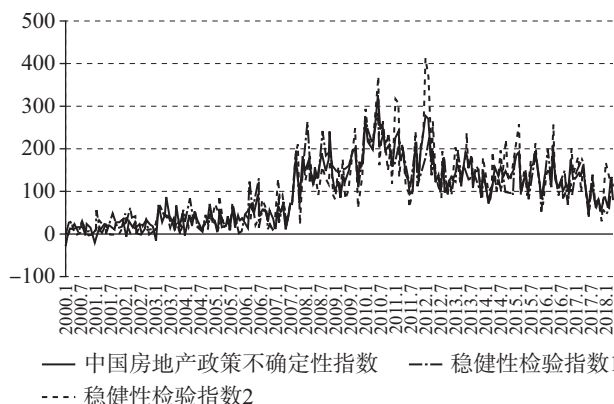


图2 稳健性检验对比组指数

对三组指数进行相关性检验, 相关系数矩阵如

表3所示。

表3 稳健性检验对比组指数相关性

	中国房地产政策不确定性指数	稳健性检验指数1	稳健性检验指数2
中国房地产政策不确定性指数	1		
稳健性检验指数1	0.925 0	1	
稳健性检验指数2	0.925 5	0.791 5	1

结果表明,本文构建的中国房地产政策不确定性指数与两个稳健性检验指数直接的相关性都较高,超过0.90。为了让两组指数所利用的报纸没有交集,选择比较稳健性检验指数1和稳健性检验指数2两组指数的相关性来判断指数稳健性。两组指数的相关性为0.7915,对比香港团队(Paul等,2016^[6])稳健性测试相关性0.74,可以认为该组指数具有较高的稳健性,指数的构建不依赖于报纸的选取。

除此之外,将新闻来源限定在财经类报纸,建立仅以财经类新闻为基础的指数,所构建指数记为中国房地产政策不确定性指数(财经类报纸^①),如图3所示。

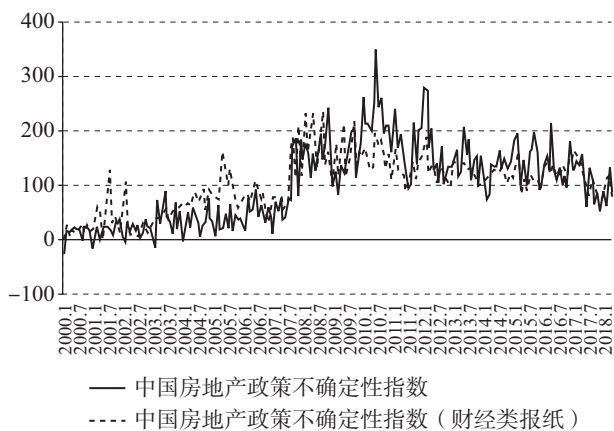


图3 综合类报纸和财经类报纸构建指数对比

经检验,中国房地产政策不确定性指数(财经类报纸)与中国房地产政策不确定性指数之间的相关性为0.80,超过0.74,这在一定程度上也可以证明本文构建的指数具有一定的稳健性。通过数据

的直观比对可以发现以财经类报纸为基础的指数具有以下特点:(1)在各自的基准上,突变和跳跃更加明显,即对于政策带来的不确定性反应更加敏感;(2)二者趋势上变化基本一致,但财经类报纸峰值稍提前。

综合认为,综合类报纸作为数据来源所构建的指数具有更高的质量,理由如下:第一,从图4中可以看出,2008年全球金融危机爆发,两个指数相比于前期均有明显突变,不同的是财经类报纸突变十分显

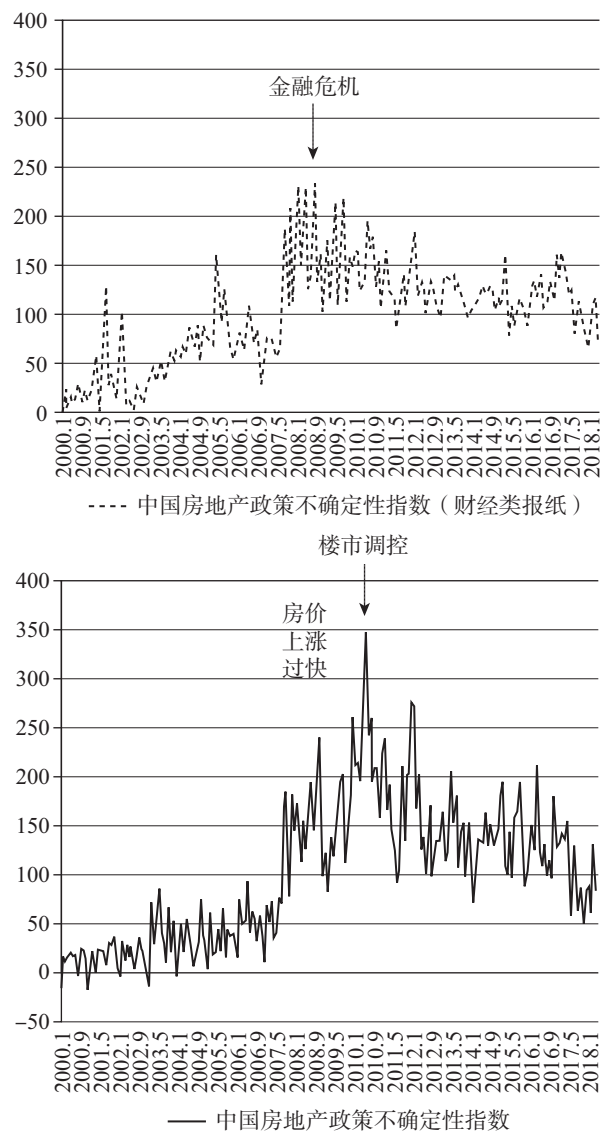


图4 综合类报纸和财经类报纸构建指数及事件示意图

① 所选择的样本为“中国大陆地区最具影响力财经类报章”,包括《经济日报》《中国经济时报》《中国企业报》《中华工商时报》《上海证券报》《中国经营报》《金融时报》《证券时报》《21世纪经济报道》《北京商报》《经济观察报》《证券日报》《每日经济新闻》《第一财经日报》《中国证券报》。为了减少数据收集的工作量,在构建以财经类报纸为基础的指数中,并未分别采集每一份报纸的数据,即将上述全部报纸作为一份报纸收集各期样本文章数量和经济类文章总数,其余步骤处理方法同综合类报纸指数。

著，指数峰值出现在这一时期；而综合类报纸则变化较小，且在阴影标注阶段呈现小幅震荡趋势，与实际相符合。第二，2010年至2012年中国房地产市场调控政策密集出台，综合类报纸衡量的不确定性指数呈现大幅上升，而财经类报纸指数则维持低位。财经类报纸对于市场的变化反应较为敏感，综合类报纸在政策出台初期的反应更加明显，因此，从政策不确定性的角度来看，综合类报纸建立的指数更加合理。

至此，通过将报刊来源分组建立指数的方式，对本文所构建的中国房地产政策不确定性指数进行了稳健性检验，结果表明本文构建的指数较稳健。

最后，选择 Baker 等 (2016)^[5]、Paul 等 (2016)^[6] 以及 Yun 和 Paul (2019)^[7] 分别构建的中国经济政策不确定性指数（以下简称 Baker 指数、Paul 指数、Yun 指数）与本文构建的中国房地产政策不确定性指数对比，进行准确性检验。

通过计算，得到三个指数之间的相关性如表 4 所示。

表 4 中国房地产政策不确定性指数、Baker 指数、Paul 指数、Yun 指数相关性

	中国房地产政策不确定性指数	Baker 指数	Paul 指数	Yun 指数
中国房地产政策不确定性指数	1			
Baker 指数	0.295 2	1		
Paul 指数	0.527 8	0.513 6	1	
Yun 指数	0.803 6	0.544 5	0.688 1	1

Baker 团队与 Paul 团队构建中国经济政策不确定性指数的过程具有较大的局限性，仅选取了一份报纸作为数据来源，报纸为中国香港地区发行而非中国内地发行，且报纸语言背景为英文。因此，Baker 指数和 Paul 指数与本文构建的指数对比结果参考意义较小。Yun 和 Paul (2019)^[7] 在报刊来源上有所优化，使用了 10 份中国内地报刊数据建立指数，因此，本文构建的中国房地产政策不确定性指数与 Yun 指数之间的相关性达到 0.803 6，远大于本文构建指数与其他团队指数之间的相关性，以及 Yun 指数与其他团队指数之间的相关性。该准确性检验的结果进一步证明了本文构建的中国房地产政策不确定性指数具有合理性。

(三) 中国房地产经济政策不确定性指数的解读
最后，对本文建立的中国房地产政策不确定性指

数进行解读，分析其与市场行为之间的关联。从图 5 可以观察到与本文建立的指数峰值点所对应的时期均为重要政策出台或政策出台频繁的时期。如：与峰值点 5 对应的时期为 2008 年 7 月至 2008 年 8 月，此时美国金融海啸席卷全球，经济的巨大波动使房地产市场受到巨大影响。与峰值点 6 对应的时期为 2010 年 4 月 17 日，国务院颁布“新国十条”遏制部分城市房价过快上涨，这一记调控重拳，给原本狂躁的土地市场注入一针镇静剂，成为楼市分水岭：之前，土地市场地王不断；之后，零成交成楼市标签，土地市场流标现象随之出现。与峰值点 7 对应的时期为 2011 年 1 月，国务院常务会议推出“新国八条”，加强房地产市场调控，提出楼市“限购令”，此后一年内，全国共有 46 个城市出台以“限购”为核心的楼市调控政策。该政策代表着限购时代的开始，且其出台无法预测，具有极大的不确定性，所带来的影响也具有不确定性。

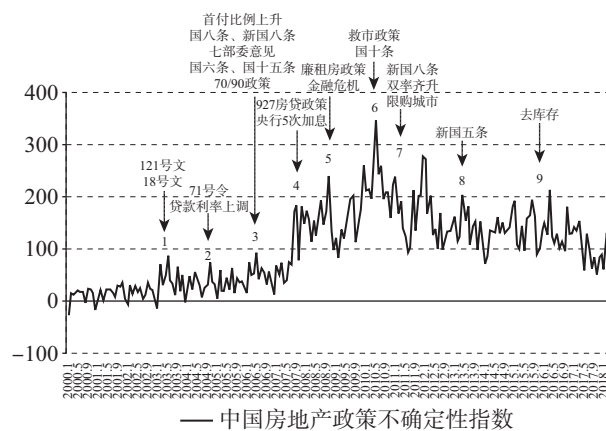


图 5 中国房地产政策不确定性指数及事件示意图

五、结论及建议

本文使用文本分析方法，利用《南方都市报》（全国版）《人民日报》《新快报》《环球时报》和《北京青年报》等 12 份中国内地最具有影响力的报纸信息，构建出 2000 年 1 月至 2018 年 3 月的月度中国房地产政策不确定性指数，并通过分组构建、与其他团队构建的指数对比的方法进行了稳健性检验和准确性检验，最后对本文构建的中国房地产政策不确定性指数进行了解读，分析其与市场行为之间的关联。结果表明，本文构建的中国房地产政策不确定性指数具有合理性，在一定程度上能够较为准确地反映中国内地房地产政策的不确定性，且综合类报

纸相比财经类报纸作为数据来源所构建的指数具有更高的质量。

本文构建的中国房地产政策不确定性指数也从一定层面反映了企业和消费者对政策是否出台,政策出台的时间、频率和力度等的预期情况,展示了政策不确定性与市场不确定性的关系。对企业和消费者来说,市场不确定性会影响其对政策作用的预期,充分

认识房地产政策带来的不确定性有利于其对市场状况进行准确评估,制定出有效和正确的决策;对政府来说,对于政策不确定性的认识和考量,有助于政府对政策是否出台,政策出台的时间、频率、涉及的范围,以及出台政策后产生的效果等进行合理和综合的决策和判断,对未来制定和出台政策具有一定的指导作用。

参考文献

- [1] 周韩英,黄景贵. 应对全球经济的不确定性——新兴经济体面临的风险及对策 [J]. 金融经济: 下半月, 2016 (1): 3-5.
- [2] Bloom N. Fluctuations in Uncertainty [J]. Journal of Economic Perspectives, 2014, 28 (2): 153-175.
- [3] Stock J H, Watson M W. Disentangling the Channels of the 2007-09 Recession [J]. NBER Working Papers, 2012 (1): 81-156.
- [4] Julio B, Yook Y. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles [J]. The Journal of Finance, 2012, 67 (1): 45-84.
- [5] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636.
- [6] Paul L, Michael C, Philip N, Ken W. Economic Policy Uncertainty Spillovers in Small Open Economies: the Case of Hong Kong [R]. Hong Kong Baptist University, 2016.
- [7] Yun H, Paul L. Measuring Economic Policy Uncertainty in China [R]. Hong Kong Baptist University, 2019.
- [8] Knight F H. Risk, Uncertainty and Profit [J]. Social Science Electronic Publishing, 1921 (4): 682-690.
- [9] Keynes J H. A Treatise on Probability [M]. New York: Dover Publications, INC, 1921: 51-52.
- [10] Huseyin G, Mihai I. Political Uncertainty and Corporate Investment [J]. SSRN Electronic Journal, 2012.
- [11] Benhabib J, Spiegel M M. The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-country Data [J]. Journal of Monetary Economics, 1994, 34 (2): 143-173.
- [12] Baker S R, Bloom N. Does Uncertainty Reduce Growth? Using Disasters As Natural Experiments [J]. Cep Discussion Papers, 2013, 3: 34.
- [13] Alesina A, Perotti R. Income Distribution, Political Instability, and Investment [J]. NBER Working Papers, 1993, 40 (6): 1203-1228.
- [14] 贾倩,孔祥,孙铮. 政策不确定性与企业投资行为——基于省级地方官员变更的实证检验 [J]. 财经研究, 2013 (2): 81-91.
- [15] Bloom N. The Impact of Uncertainty Shocks [J]. Econometrica, 2009, 77 (3): 623-685.
- [16] Bachmann R, Bayer C. 'Wait-and-See' Business Cycles? [J]. Journal of Monetary Economics, 2013, 60 (6): 704-719.
- [17] Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring Uncertainty [J]. Social Science Electronic Publishing, 2010, 2 (1): 2-7.
- [18] Pistaferri M L. Income Variance Dynamics and Heterogeneity [J]. Econometrica, 2004, 72 (1): 1-32.
- [19] 王静姝. 经济政策不确定性对我国股票市场的影响研究 [D]. 南京大学, 2018.
- [20] 谭小芬,张文婧. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析 [J]. 世界经济, 2017 (12): 5-28.
- [21] 陈胜蓝,刘晓玲. 经济政策不确定性与公司商业信用供给 [J]. 金融研究, 2018, 455 (5): 176-194.
- [22] 芦丽静,朱炎亮,单海鹏. 经济不确定性对最终消费影响的地区差异性研究——基于省级面板数据的比较分析 [J]. 财经研究, 2016 (2): 106-114.
- [23] 王世鹏,台玉红. 上海住宅房地产成交价格与经济政策不确定性的相关性研究 [J]. 投资研究, 2017 (3): 87-97.
- [24] Chan T K, Zhong W. Reading China: Predicting Policy Change with Machine Learning [J]. SSRN Electronic Journal, 2018.
- [25] Kamizova L, Li J. Economic Policy Uncertainty, Financial Markets and Probability of US Recessions [J]. Economics Letters, 2014, 125 (2): 261-265.
- [26] Antonakakis N, Chatziantoniou I, Filis G. Dynamic Co-movements of Stock Market Returns, Implied Volatility and Policy Uncertainty [J]. Economics Letters, 2013, 120 (1): 87-92.
- [27] Brogaard J, Detzel A. The Asset-Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty [J]. Management Science, 2015, 61.

(责任编辑:李 晟 张安平)

利率对私人储蓄的影响

——基于负利率环境的研究

The Impact of Interest Rate on Private Saving: An Empirical Investigation of Negative Interest Rate Policy

李杰 侯鸿昌 李博楠

LI Jie HOU Hong-chang LI Bo-nan

[摘要] 本文以2000—2016年23个主要发达国家为样本,采用面板模型研究了不同政策利率区间下实际存款利率对私人储蓄的影响。通过实证分析,发现私人储蓄与实际存款利率之间具有非线性关系。第一,当政策利率较高时(大于1%),实际存款利率对储蓄的影响以替代效应(正向)为主;第二,当政策利率降到0.5%~1%时,收入效应占据主导地位(负向),货币政策有效性降低;第三,当政策利率降到0.5%以下时,替代效应重新占据主导地位(正向),货币政策恢复有效性;第四,当政策利率真正进入负利率时代后,利率对储蓄的影响仍以替代效应为主(正向),货币政策有效性进一步加强。本文丰富了负利率政策有效性的相关研究,为判断央行利率变动如何影响经济活动提供了帮助。

[关键词] 负利率政策 私人储蓄 实际存款利率 政策利率

[中图分类号] F820 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2020)01-0097-11

Abstract: This paper takes the main developed countries from 2000 to 2016 as the samples, and uses the panel model to study the impact of real deposit interest rate on private savings under different policy rate intervals. According to the empirical analysis result, there is a nonlinear relationship between private savings and real deposit interest rate. Firstly, when the policy rate is higher ($> 1\%$), the substitution effect (positive) dominates the income effect. Secondly, when the policy interest rate fell into $0.5\% \sim 1\%$, the income effect plays the leading role (negative) and the effectiveness of monetary policy is lower. Thirdly, when the policy interest rate fell below 0.5% , the substitution effect regains dominance (positive) and the monetary policy restores the effectiveness. Fourthly, when the policy interest rate enters the era of negative, the effect of interest rate on savings is still dominated by substitution effect (positive) and the effectiveness of monetary policy is further strengthened. This paper enriches the relevant research on the effectiveness of negative interest rate policy and help to understand how central bank affects economic activities through interest rate.

Key words: Negative interest rate policy Private saving Real deposit interest rate Policy interest rate

[收稿日期] 2019-05-22

[作者简介] 李杰,男,1975年9月生,中央财经大学中国金融发展研究院副教授,中央财经大学外汇储备研究中心主任,研究方向为国际金融、中国经济问题;侯鸿昌,男,1996年2月生,中央财经大学中国金融发展研究院硕士研究生,研究方向为国际金融、中国经济问题;李博楠,男,1994年4月生,中央财经大学中国金融发展研究院硕士研究生,主要研究方向为中国货币政策。本文通讯作者为李杰,联系方式为lijie@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“人民币汇率波动、融资约束对中国企业出口的影响研究”(项目编号:18BJL106);国家社会科学基金项目“人民币汇率市场化背景下资本项目开放问题研究”(项目编号:16BJY167)。

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

在传统货币政策中,央行通过降低基准利率来刺激消费和投资,进而减少当期储蓄,但在近几年金融危机及全球经济增速放缓的大背景下,特别是一些发达国家在低需求、通货紧缩、低风险资产减少、QE (Quantitative Easing, 量化宽松) 等一系列背景下,实际利率不断下降,商业银行出于安全性考虑也将更多的钱放在央行而不是用于放贷刺激经济。

在这种情况下,ZLB (Zero Lower Bound, 零利率下限,即名义利率不能低于零)制约了各国央行通过传统货币政策刺激经济的能力。一些发达国家及发达经济体央行开始采用新的手段——NIRP (Negative Interest Rate Policy, 负利率政策)来促进消费和投资以刺激经济,在持续的经济衰退、通胀预期低迷以及实际均衡利率不断下降的环境下,央行通过使用NIRP的手段来表现对于实现政策目标以及摆脱ZLB的约束进一步实施宽松政策的决心。

目前有关利率与储蓄之间关系的研究普遍认为利率对储蓄的影响包括两个方面:替代效应及收入效应。替代效应指利率与储蓄的正相关关系,即利率提高吸引人们减少当期投资消费,进行更多的储蓄;而收入效应指利率与储蓄的负相关关系,即当利率下降后,人们为了补偿利率下降造成的未来收入减少而在当期进行更多的储蓄。收入效应这一现象主要出现在:(1)老龄化社会,人们为了未来能有足够的退休收入而提前进行足够的储蓄;(2)国家缺乏足够的社会保障、失业保障制度;(3)经济低迷、未来经济存在较大不确定性;(4)一些发展中国家名义利率被管制以及高通胀率导致较低的实际利率,加上其不完善的社会保障制度。在上述情形中,收入效应可能会超过替代效应对储蓄的影响,体现出随着利率下降而不断上升的预防性储蓄需求。因此,预防性储蓄的需求动机可能会随着经济环境及政策环境的改变而发生变化。

正是基于上述背景,利率对储蓄的最终影响可能因替代效应和收入效应二者强弱而有所区别,利率自身水平及其他因素都可能对其产生影响。例如,低利率环境下收益率的下降以及最初进入低利率环境后,人们对央行未来货币政策有效性的担忧会刺激预防性储蓄的需求,导致更高的储蓄水平。研究这一问题,在短期内便于我们判断央行政策利率变动对消费和储

蓄的影响,进而判断货币政策的有效性,为未来经济出现负面冲击后央行应当选择何种货币政策手段提供相应的理论依据。从长期来看,研究利率和储蓄的关系涉及资本的累积问题,而这会决定当下的消费储蓄行为及未来长期的收入水平,因此利率与储蓄的相关关系是经济长期平稳有序发展的重要决定因素。

本文通过分析主要发达经济体政策利率的走势,对政策利率区间进行划分,利用2000—2016年主要发达国家面板数据,研究不同政策利率区间下实际存款利率对私人储蓄的影响,进而判断不同政策利率区间下预防性储蓄需求的变化,以及利率对储蓄的替代效应和收入效应的相对强度大小。

二、文献综述及假设提出

(一) 文献综述

1. 利率、不确定性与私人储蓄的相关研究。

相关的研究主要集中在私人储蓄与经济波动、不确定性之间的关系上,也有学者考虑了低利率对预防性储蓄的影响。Skinner (1987)^[1]、Zeldes (1989)^[2]以及Hansen和Sargent (2010)^[3]的研究均指出,私人部门通过储蓄来应对预期之外的收入冲击,在这一理论下,面对更高宏观经济不确定性的国家应当有更高的私人储蓄率。Mody等(2012)^[4]、Gourio (2009)^[5]指出,收入不确定性的增加和人们感知到的未来风险的上升会导致更多的预防性储蓄需求。特别地,Aizenman等(2016)^[6]发现实际利率仅在全样本及亚洲国家样本中对储蓄具有显著的替代效应,在工业及发展中国家中,只有当名义利率低于2.5%时替代效应才显著,而在亚洲新兴国家中,当名义利率低于2.5%时,收入效应显著。随后作者还发现当产出波动、老龄化程度以及金融发展程度高于某个特定阈值时,实际利率主要起收入效应,当实际利率低于1.5%时,高产出波动在发展中国家会引起更高的私人储蓄。除此之外,作者还发现老年抚养率、公共健康支出和金融发展程度对私人储蓄具有负向影响,但这一影响的绝对水平在实际利率较低时会有所减弱。沈坤荣和谢勇(2012)^[7]对中国的研究发现,不确定性收入与城镇居民储蓄率之间存在着显著的正相关关系,参加养老保险和医疗保险可以显著降低城镇居民的储蓄率。

2. 零利率下限的相关研究。

相关研究表明ZLB的存在减弱了货币政策有效

性。Plante 等 (2014)^[8] 通过在凯恩斯模型中加入 ZLB, 验证了从 2008 年开始不确定性和经济增长之间具有更强的负相关关系, 指出 ZLB 增大不确定性的原因在于其扭曲了政策利率函数。Grise 等 (2017)^[9] 根据利率期限结构的预期假说以及政策利率下限理论, 认为政策利率向长期利率的传导会随着政策利率接近其下限而减弱。马理和娄田田 (2015)^[10] 通过构建包含 ZLB 的 DSGE 模型也发现, 在受到零利率下限约束的超低利率环境中, 常规货币政策的有效性将进一步降低, 而财政政策的促进作用非常稳定。

3. 负利率政策有效性的相关研究。

货币政策的有效性指的是能否通过货币政策实现政策目标。例如, 宽松型货币政策的目标之一是鼓励消费和投资以刺激经济; 二是实现本币贬值, 抑制资本的过度流入, 以维持本币币值的稳定。除了丹麦和瑞士等少数国家的负利率政策是出于维持本币币值稳定的考虑, 其余国家的负利率政策主要是为了提振本国经济。负利率政策的实施打破了 ZLB 的约束, 有效消除了经济主体对 ZLB 的担忧, 被发现是一项有效的货币政策工具。Arteta 等 (2016)^[11] 研究了负利率政策出现的原因及影响, 认为负利率政策下货币政策的传导路径并没有出现本质的变化, 其依然可以作为央行货币政策的一项有效工具。Grise 等 (2017)^[9] 在研究了负利率政策出现后人们关于利率下限预期的变化与长期利率的关系后认为, 当政策利率下降到零以下时, 市场关于名义利率的下限预期也会移动到负值, 且其推测央行宣布实行负利率对于市场关于利率下限预期的影响不仅局限于宣布实行负利率的国家。孙国峰和何晓贝 (2017)^[12] 通过 DSGE 模型对存款利率零下限在负利率政策传导机制中的作用进行量化分析发现, 在存款利率可以顺畅通过零下限的条件下, 中央银行可以采用大幅度的负利率政策来应对通缩型衰退。

(二) 假设提出

由以上综述可以看出, 相关文献研究主要集中于预防性储蓄和不确定性之间的关系, 以及在 ZLB 约束下由于央行货币政策有效性下降而导致的不确定性的增加。当央行实施负利率政策、突破 ZLB 的约束后, 不少学者的相关研究证实负利率政策具有与传统货币政策相似的传导途径, 且对于经济同样具有一定的促进作用。

但是从现有文献来看, 在研究了负利率政策下货币政策传导路径以及负利率政策会改变市场关于名义利率的下限预期后, 还没有文献从预防性储蓄的需求变化角度进一步验证负利率政策有效性。而 Aizenman 等 (2016)^[6] 通过 1995—2014 年 135 个国家的非平衡面板数据研究发现, 名义利率下降到一定程度后, 利率与储蓄之间的收入效应会占据主导地位, 随后也并没有对名义利率进一步下降到零甚至是负利率时的情况以及这一现象在负利率相关国家中的具体表现进行探究。

基于上述问题, 本文旨在通过分析主要发达经济体政策利率的走势, 对政策利率区间进行划分, 研究政策利率下降到低利率、零利率甚至是负利率后实际存款利率对私人储蓄的影响, 进而判断不同政策利率区间下预防性储蓄的需求程度的变化以及利率对储蓄的替代效应及收入效应的相对强度。因此, 本文提出以下假设:

当政策利率处于较高区间时, 利率对储蓄的影响以替代效应 (正向) 为主; 当政策利率下降到一定程度后, 人们对未来的经济状况持消极预期, 预防性储蓄需求增加, 收入效应占据主导地位 (负向); 随着政策利率进一步下降直至出现负利率, 人们对负利率货币政策和未来的经济状况恢复信心, 预防性储蓄减少, 替代效应重新占据主导地位 (正向)。

三、理论模型

基于预防性储蓄需求的变化, 本文提出了私人储蓄与利率非线性关系的假设。现实中低利率一般伴随着更加低迷的经济状况出现, 因此在低利率时期利率的降低会引起人们对零利率下限的担忧并且激励人们进行预防性储蓄以应对未来消极的经济状况, 此时的货币政策也具有更大的不确定性, 而对货币政策的不信任又会反过来加剧人们的预防性储蓄, 从而达不到政策原有的效果。本部分将使用理论模型论证对未来经济状况的担忧将如何影响目前的消费和储蓄行为。经济主体对未来经济状况的消极预期主要有两种, 一种是对未来收入下降的担忧, 另一种则是对未来收入波动增加的担忧。参考 Leland (1968)^[13] 的研究, 居民面临的效用最大化问题为

$$\begin{aligned} & \max u(C_1) + \frac{1}{1+\rho} u(C_2) \\ & \text{s. t. } C_2 = (1+r)(K_0 + Y_1 - C_1) + Y_2 \end{aligned} \quad (1)$$

其中, C_1 、 C_2 分别是第一期和第二期的消费, K_0 是第一期具有的初始财富, Y_1 是第一期的收入, Y_2 是第二期的收入。在预算约束完全使用的情况下, 上述问题可以看作仅仅针对 C_1 取最大化, 即

$$\max_{C_1} u(C_1) + \frac{1}{1+\rho} u((1+r)(K_0 + Y_1 - C_1) + Y_2) \quad (2)$$

在做第一期消费最优化的时候仅第二期的收入是未知的, 在做最优化的时候选择的 C_1 应使得总体效用的期望最大化, 即

$$\max_{C_1} \int (u(C_1) + \frac{1}{1+\rho} u((1+r)(K_0 + Y_1 - C_1) + Y_2)) f(Y_2) dY_2 \quad (3)$$

其中 $f(Y_2)$ 为第二期收入的概率密度函数, 解上述最大化问题, 得

$$\int (u'(C_1^*) - \frac{1+r}{1+\rho} u'((1+r)(K_0 + Y_1 - C_1^*) + Y_2)) f(Y_2) dY_2 = 0 \quad (4)$$

将 $u'((1+r)(K_0 + Y_1 - C_1) + Y_2)$ 在 $C_2^0 = (1+r)(K_0 + Y_1 - C_1^*) + EY_2$ 附近进行二阶泰勒展开, 得

$$u'(C_2^0 + Y_2 - EY_2) = u'(C_2^0) + u''(C_2^0)(Y_2 - EY_2) + \frac{1}{2} u'''(C_2^0)(Y_2 - EY_2)^2 \quad (5)$$

代入最大化方程中, 可得

$$\int (u'(C_1^*) - \frac{1+r}{1+\rho} (u'(C_2^0) + u''(C_2^0)(Y_2 - EY_2) + \frac{1}{2} u'''(C_2^0)(Y_2 - EY_2)^2)) f(Y_2) dY_2 = 0 \quad (6)$$

即

$$u'(C_1^*) = \frac{1+r}{1+\rho} u'(C_2^0) + \frac{1}{2} \frac{1+r}{1+\rho} u'''(C_2^0) \sigma_{Y_2}^2 \quad (7)$$

其中, $C_2^0 = (1+r)(K_0 + Y_1 - C_1^*) + EY_2$ 。

将式 (7) 中左右两部分对第二期收入的期望值求导, 可得

$$\frac{\partial C_1^*}{\partial EY_2} = \frac{u''(C_2^0) + \frac{1}{2} \sigma_{Y_2}^2 u'''(C_2^0)}{\frac{1+\rho}{1+r} u''(C_1^*) + (1+r)u''(C_2^0) + \frac{1}{2}(1+r)u'''(C_2^0)\sigma_{Y_2}^2} \quad (8)$$

将式 (7) 中左右两部分对第二期收入的波动求导, 可得

$$\frac{\partial C_1^*}{\partial \sigma_{Y_2}^2} = \frac{\frac{1}{2} u'''(C_2^0)}{u''(C_1^*) \frac{1+\rho}{1+r} + (1+r)u''(C_2^0) + \frac{1}{2}(1+r)\sigma_{Y_2}^2 u'''(C_2^0)} \quad (9)$$

考虑到大部分论文中关于效用函数 $u(C) = \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta}$, $\theta > 0$ 的假设, 可知

$$\begin{cases} u'(\cdot) = C^{-\theta} > 0 \\ u''(\cdot) = -\theta C^{-\theta-1} < 0 \\ u'''(\cdot) = \theta(\theta+1)C^{-\theta-2} > 0 \\ u''''(\cdot) = -\theta(\theta+1)(\theta+2)C^{-\theta-3} < 0 \end{cases} \quad (10)$$

结合式 (10) 和式 (8)、式 (9) 可知

$$\frac{\partial C_1^*}{\partial EY_2} > 0, \quad \frac{\partial C_1^*}{\partial \sigma_{Y_2}^2} < 0 \quad (11)$$

因此可知, 当利率下降至接近零利率下限、人们担忧未来经济状况并且怀疑货币政策有效性时, 居民会通过降低当期消费、增加储蓄的方式进行应对, 由此产生的储蓄即为预防性储蓄。当这种预防性储蓄大于由利率下降的替代效应导致的消费增加时, 利率下降对储蓄的影响整体表现为以收入效应为主; 但当利率未接近零利率下限或者已经成功穿过零利率下限时, 在人们对货币政策的有效性没有怀疑、对未来经济状况恢复信心时, 预防性储蓄降低, 利率下降对储蓄的影响整体表现为以替代效应为主。

四、实证研究设计

(一) 样本选择及数据来源

1. 样本选择。

本文的样本区间为 23 个主要发达国家 2000—2016 年的年度数据, 包括 AUS (澳大利亚)、AUT (奥地利)、BEL (比利时)、CAN (加拿大)、DNK (丹麦)、FIN (芬兰)、FRA (法国)、DEU (德国)、GRC (希腊)、ISL (冰岛)、IRL (爱尔兰)、ITA (意大利)、JPN (日本)、MLT (马耳他)、NLD (荷兰)、NZL (新西兰)、NOR (挪威)、PRT (葡萄牙)、ESP (西班牙)、SWE (瑞典)、CHE (瑞士)、GBR (英国)、USA (美国)。

主回归中第一部分“发达国家”样本包含 21 个国家，主要是由于存款利率的缺失问题，剔除了上述 23 个发达国家中的冰岛和美国。主回归中第二部分“删除部分缺失数据国家”样本包含 19 个国家，由于加拿大和新西兰 2000—2016 年数据中有较多缺失情况，为避免这两个国家样本不完整性对结果产生的可能影响，在“发达国家”样本基础上进一步剔除这两个国家的全部年份数据。主回归中第三部分“出现负利率国家”样本包含 15 个国家，其中包括 12 个欧元区国家：奥地利、比利时、芬兰、法国、德国、希腊、爱尔兰、意大利、马耳他、荷兰、葡萄牙、西班牙及 3 个非欧元区国家：丹麦、瑞典、瑞士。日本由于在本文涉及的样本区间内仅 2016 年出现负利率情况，因此未将其纳入“出现负利率国家”样本。

2. 数据来源。

本文中私人储蓄、人均收入、金融发展程度、信贷增长率、产出波动率及人口比例数据来源为 WDI (World Development Indicator) 数据库。公共储蓄数据来源为 WEO (World Economic Outlook) 数据库。存款利率数据来源为 IFS (International Financial Statistics) 数据库或各国央行。政策利率数据来源为各地区或国家央行。金融开放度通过 Chinn-Ito index (2006, 2008) 的 KAOPEN 指标来衡量。

(二) 模型设定和变量设计

1. 模型设定。

本文实证模型主要基于 Aizenman 等 (2016)^[6] 的方法，对名义利率划分区间进一步细化，基准模型设定如下：

$$pri_{s,c,t} = \beta_1 rdr_{c,t} + \beta_2 rdrd_{low}_{c,t} + \beta_3 rdrd_{zero}_{c,t} + \beta_4 rdrd_{neg}_{c,t} + \beta_5 X_{c,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (12)$$

其中：下标 c 表示国家， t 表示年份； X 代表相关的控制变量。常数项未在上式中注明，但在回归中均进行估计。

参考 Aizenman 等 (2016)^[6] 关于政策利率区间划分方式及 2008 年金融危机后经济体政策利率走势，本文主回归中将政策利率划分为四个区间，并通过 d_{neg} (负利率二元变量)、 d_{zero} (零利率二元变量)、 d_{low} (低利率二元变量) 三个二元变量进行划分。具体定义如下： pr 指对应国家的政策利率，当 $pr < 0$ 时， $d_{neg} = 1$ ，否则为 0；仅当 $0 \leq pr < 0.5$ 时， $d_{zero} = 1$ ，否则为 0；仅当 $0.5 \leq pr \leq 1$ 时， $d_{low} = 1$ ，否则为 0。

2. 变量说明。

主要变量介绍如表 1 所示。本文被解释变量选取的是私人储蓄，即国内储蓄与公共储蓄的差值，同时也是家庭储蓄和企业储蓄之和。理论上家庭储蓄这一指标更适合本文研究，但由于家庭储蓄的数据获取途径有限且各国统计口径差异较大，并且私人储蓄中家庭储蓄及企业储蓄的界限并不清晰，因此本文选用了私人储蓄这一指标。

实际利率对储蓄的影响存在两种效应——替代效应和收入效应。一方面，利率变化对储蓄会产生替代效应，即当利率下降时，会促进消费和投资，储蓄的收益率下降，进而导致较低的储蓄率，反之亦然；另一方面，利率变化还可能对储蓄产生收入效应，即当利率下降时，储蓄的回报率随之下降，要保证未来有同等储蓄量的话，现在就必须通过多储蓄来弥补收益率下降的影响，进而导致较高的储蓄率。由于利率对储蓄的替代效应和收入效应的影响作用相反，因此实际利率对储蓄的最终影响效果取决于替代效应和收入效应的相对影响程度大小。

表 1 主要变量介绍

变量类别	变量表示	变量名称	变量处理
被解释变量	pri_s	私人储蓄	私人储蓄/GDP
核心变量	rdr	实际存款利率	$\ln[(1 + \text{名义存款利率}) / (1 + \text{通胀率})]$
	$rdrd_{low}$	实际存款利率与低利率二元变量的交互项	$rdr \times d_{low}$
	$rdrd_{zero}$	实际存款利率与零利率二元变量的交互项	$rdr \times d_{zero}$
	$rdrd_{neg}$	实际存款利率与负利率二元变量的交互项	$rdr \times d_{neg}$

续前表

变量类别	变量表示	变量名称	变量处理
控制变量	<i>pub_s</i>	公共储蓄	公共储蓄/GDP
	<i>income_capita_l</i>	人均收入	ln(人均收入)
	<i>income_capita_g</i>	人均收入增长率	—
	<i>fin_development</i>	金融发展程度	—
	<i>fin_openness</i>	金融开放度	—
	<i>credit_growth</i>	信贷增长率	—
	<i>gdp_volatility</i>	产出波动率	以10年为一个窗口滚动计算GDP增长率的标准差
	<i>old_dep</i>	老年人占比	老年人人口/劳动人口
	<i>young_dep</i>	年轻人占比	年轻人人口/劳动人口

用于构造二元变量进行区间划分的政策利率在23个主要发达国家有所区别。其中欧元区国家政策利率为 ECB deposit facility, AUS (澳大利亚) 政策利率为 cash rate, CAN (加拿大) 政策利率为 the target for the overnight rate, DNK (丹麦) 政策利率为 certificate of deposit, ISL (冰岛) 政策利率为 CBI current account rates, JPN (日本) 政策利率为 money market rate, NZL (新西兰) 政策利率为 official cash rate, NOR (挪威) 政策利率为 key rate, SWE (瑞典) 政策利率为 repo rate, CHE (瑞士) 政策利率为 middle point of target range for 3-month LIBOR, GBR (英国) 政策利率为 official bank rate, USA (美国) 为 target federal funds rate (midpoint of range)。

人均收入为人均 GNI 经过对数处理得到。人均收入增长率通过以本地货币计价人均收入的增长率来衡量。金融发展程度通过私人信贷创造占 GDP 比重来衡量。信贷增长率通过私人信贷创造占 GDP 比重

的增长率来衡量, 作为信贷增长及信贷可获得性的代理变量。产出波动率通过以向前10年为一个窗口滚动计算各窗口内GDP每年增长率的标准差得到。老年人占比计算方式为老年人人口(>64岁)/劳动人口(介于24至64岁之间), 年轻人占比计算方式为年轻人人口(<24岁)/劳动人口(介于24至64岁之间)。

(三) 主要变量描述性统计

表2为本文主回归中所用变量的描述性统计。可以看出, 删除部分缺失数据国家的样本后, 实际存款利率均值略有下降, 而在“出现负利率国家”样本中, 实际存款利率均值仅为0.3635, 明显低于另外两组样本实际存款利率的均值0.6077和0.5648。除此之外, 三个样本中公共储蓄均值均为负, 且“出现负利率国家”样本中公共储蓄赤字情况更为严重。

表2 变量描述性统计

	发达国家			删除部分缺失数据国家			出现负利率国家		
	N	均值	标准差	N	均值	标准差	N	均值	标准差
<i>pri_s</i>	356	26.898 9	5.950 0	323	27.197 3	6.137 9	255	27.627 5	6.362 1
<i>rdr</i>	351	0.607 7	1.526 5	317	0.564 8	1.442 4	249	0.363 5	1.189 1
<i>rdrd_low</i>	351	-0.073 9	0.448 5	317	-0.053 2	0.426 3	249	-0.026 2	0.334 5
<i>rdrd_zero</i>	351	0.090 0	0.741 5	317	0.100 2	0.779 5	249	0.106 3	0.845 8
<i>rdrd_neg</i>	351	0.067 9	0.402 4	317	0.075 2	0.422 9	249	0.094 0	0.474 9
<i>pub_s</i>	357	-1.735 3	4.891 1	323	-1.915 2	5.037 5	255	-2.422 3	3.904 9
<i>income_capita_l</i>	357	10.465 4	0.260 0	323	10.474 6	0.261 9	255	10.451 1	0.259 5

续前表

	发达国家			删除部分缺失数据国家			出现负利率国家		
	N	均值	标准差	N	均值	标准差	N	均值	标准差
<i>income_capita_g</i>	356	1.095 0	2.670 0	322	1.069 3	2.759 5	254	1.039 1	2.974 9
<i>fin_development</i>	343	115.873 7	36.919 5	323	114.632 7	37.080 5	255	107.609 5	34.838 0
<i>fin_openness</i>	356	2.256 2	0.471 4	323	2.244 1	0.493 4	255	2.281 3	0.484 2
<i>credit_growth</i>	322	0.016 0	0.089 2	304	0.015 1	0.080 6	240	0.013 7	0.083 1
<i>gdp_volatility</i>	355	0.019 3	0.009 8	321	0.019 6	0.010 1	253	0.021 0	0.010 5
<i>old_dep</i>	357	0.250 8	0.045 6	323	0.256 2	0.044 2	255	0.256 4	0.039 5
<i>young_dep</i>	357	0.254 6	0.034 3	323	0.251 4	0.032 3	255	0.247 4	0.030 6

数据来源：作者根据本文数据库整理所得。

表3为本文主回归中三个样本政策利率二元变量 所处区间段的样本占比情况。

表3 政策利率 (policy rate) 二元变量所处区间段样本占比

	发达国家			删除部分缺失国家			出现负利率国家		
	<i>d_neg</i> (0,0)	<i>d_zero</i> (0,0.5)	<i>d_low</i> (0.5,1)	<i>d_neg</i> (0,0)	<i>d_zero</i> (0,0.5)	<i>d_low</i> (0.5,1)	<i>d_neg</i> (0,0)	<i>d_zero</i> (0,0.5)	<i>d_low</i> (0.5,1)
样本占比	0.131 7	0.243 7	0.134 5	0.145 5	0.266 3	0.126 9	0.180 4	0.270 6	0.125 5

数据来源：作者根据本文数据库整理所得。

五、实证结果及稳健性检验

(一) 实证结果

1. 利率与储蓄相关关系初步研究。

首先，参考 Aizenman 等 (2016)^[6] 关于政策利率区间划分方式及 2008 年金融危机后经济体政策利率走势，将“发达国家”样本数据根据政策利率水平分为四部分，分别为 (1) 负利率：政策利率小于 0；(2) 零利率：政策利率介于 0~0.5 之间；(3) 低利率：政策利率介于 0.5~1 之间；(4) 其余样本。

通过每个样本内数据将私人储蓄对其自身滞后项及实际存款利率进行回归分析，对利率与储蓄之间的相关关系进行初步研究。

具体回归模型如下：

$$pri_{s,c,t} = \beta_1 L.pri_{s,c,t} + \beta_2 rdr_{c,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (13)$$

此回归未添加影响私人储蓄的相关控制变量，仅添加了私人储蓄的一阶滞后项作为控制变量。

从表 4 可以看出，在仅控制私人储蓄一阶滞后项的情况下，实际存款利率对储蓄的影响随着政策利率下降而降低，当政策利率下降到 1 以下即进入低利率样本后这一影响显著为负。而随着政策利率进一步下降进入零利率样本中时，实际存款利率对储蓄的影响再次上升，且显著为正；即随着政策利率的下降，利率对储蓄的影响会经历“下降—显著为负—上升”的过程。下文将对这一初步结果进行更为细致严谨的研究。

表4 利率与储蓄相关关系初步研究结果

	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
	负利率	零利率	低利率	其他样本		负利率	零利率	低利率	其他样本
<i>L.pri_s</i>	0.390 8*** (-0.083 7)	0.341 8** (-0.128 6)	0.255 1 (-0.409 8)	0.613 4*** (-0.114 2)	国家效应	Y	Y	Y	Y
<i>rdr</i>	0.237 2 (-0.578 5)	0.721 4** (-0.323 2)	-0.509 3** (-0.192 1)	-0.045 6 (-0.159 7)	年份效应	N	N	N	N
<i>_cons</i>	17.123 3*** (-2.491 4)	18.576 8*** (-3.687 2)	18.354 4 (-10.143 1)	10.168 2*** (-2.990 8)	N	47	86	17	181
					R ²	0.155	0.128	0.445	0.403

注：括号内为系数的聚类稳健标准差；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著。下同。

2. 不同政策利率区间下利率对储蓄影响研究。

考虑利率接近 ZLB 及 NIRP 下利率对储蓄的影响，再采用基准模型进行回归分析，结果如表 5 所示。

本部分基于 Aizenman 等 (2016)^[6] 的理论基础及实证模型，对其名义利率划分区间进一步细化，

再采用基准模型进行回归分析，结果如表 5 所示。

表 5 不同政策利率区间下利率对储蓄影响的回归结果

	发达国家		删除部分缺失数据国家		出现负利率国家	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>pri_s</i>	<i>pri_s</i>	<i>pri_s</i>	<i>pri_s</i>	<i>pri_s</i>	<i>pri_s</i>
<i>rdr</i>	0.181 3 (0.219 2)	0.184 5 (0.229 0)	0.155 0 (0.234 0)	0.196 5 (0.244 0)	-0.485 4* (0.269 0)	0.532 3** (0.222 7)
<i>rdrd_low</i>	-0.543 5** (0.244 8)	-0.588 9** (0.246 2)	-0.489 4* (0.259 4)	-0.558 6** (0.252 3)	0.132 5 (0.439 7)	-0.182 7 (0.392 7)
<i>rdrd_zero</i>	0.527 2* (0.271 8)	0.553 5* (0.269 9)	0.549 3* (0.284 3)	0.510 1* (0.282 9)	1.293 9** (0.532 7)	0.421 4 (0.302 5)
<i>rdrd_neg</i>	0.621 7*** (0.223 0)	0.781 1*** (0.208 9)	0.658 3*** (0.244 6)	0.720 5*** (0.224 2)	0.106 4 (0.743 3)	0.590 4** (0.231 0)
<i>pub_s</i>	-0.763 5*** (0.086 1)	-0.771 8*** (0.088 9)	-0.763 8*** (0.085 3)	-0.771 7*** (0.086 8)	-0.678 2*** (0.122 4)	-0.749 5*** (0.087 9)
<i>fin_development</i>	-0.035 2*** (0.013 1)	-0.040 7** (0.015 1)	-0.038 2*** (0.014 2)	-0.046 4** (0.016 4)	-0.007 6 (0.010 8)	-0.055 0*** (0.018 0)
<i>income_capita_g</i>	0.199 3*** (0.067 7)	0.153 0** (0.065 8)	0.186 7*** (0.070 1)	0.139 9** (0.065 7)	0.471 9*** (0.132 0)	0.094 8 (0.055 7)
<i>income_capita_l</i>	23.550 1*** (2.739 4)	25.040 5*** (4.378 5)	23.821 7*** (2.839 2)	23.976 9*** (4.350 7)	20.345 9*** (1.821 2)	26.150 4*** (4.713 1)
<i>fin_openness</i>	0.881 4** (0.383 5)	0.801 7* (0.403 0)	0.786 9* (0.423 3)	0.708 9 (0.413 3)	1.128 7** (0.547 8)	1.159 9** (0.467 4)
<i>credit_growth</i>	-1.146 4 (1.566 5)	-1.190 6 (1.567 9)	-2.582 4 (1.990 5)	-2.812 7 (2.000 2)	-6.359 6 (6.384 6)	-2.514 5 (1.961 0)
<i>gdp_volatility</i>	43.161 7 (49.171 6)	30.948 8 (43.334 1)	41.831 3 (48.339 2)	28.035 4 (43.195 3)	63.685 2 (69.149 9)	13.386 7 (37.911 9)
<i>old_dep</i>	-34.372 0** (15.666 0)	-22.426 1 (15.838 6)	-34.171 6** (16.936 5)	-22.726 0 (15.636 9)	-100.723 0*** (20.072 0)	-14.460 8 (35.266 3)
<i>young_dep</i>	-11.766 6 (23.054 0)	-18.726 3 (27.208 2)	-20.245 5 (26.046 1)	-29.588 9 (28.815 2)	-14.116 3 (18.478 7)	-24.190 1 (25.071 6)
国家效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份效应	N	Y	N	Y	N	Y
<i>N</i>	317	317	299	299	235	235
<i>R</i> ²	0.750	0.754	0.754	0.759	0.658	0.786

注：回归对常数项进行了估计，未在表格中展示。

首先分析四个主要变量的系数情况。第一，结果(1)中实际存款利率 (*rdr*) 自身对私人储蓄系数为 0.181 3，但不显著，根据前文的理论假设，即当政

策利率较高时 (大于 1%)，市场主体对预防性储蓄需求较弱，利率对储蓄的影响以替代效应 (正向) 为主，货币政策有效性较强。第二，实际存款利率与

低利率二元变量交互项 (*rdrd_low*) 的系数显著为负, 当政策利率下降到 0.5%~1% 的较低水平时, 实际存款利率对储蓄的影响由 0.1813 下降到 -0.3622 (利率自身系数与交互项系数之和, 即 0.1813 - 0.5435), 即当政策利率下降到这一范围时, 市场主体由于零利率下限的约束而对货币政策的成果和未来的经济状况产生怀疑, 进而增强预防性储蓄的需求, 导致收入效应占据主导地位 (负向)。第三, 实际存款利率与零利率二元变量交互项 (*rdrd_zero*) 的系数显著为正, 即当政策利率进一步下降到 0.5% 以下时, 市场主体对货币政策下限的预期普遍发生转变, 人们对负利率政策的可行性及有效性产生一致预期, 导致预防性储蓄需求随之减弱, 替代效应重新占据主导地位 (正向), 货币政策有效性再次增强。第四, 实际存款利率与负利率二元变量交互项 (*rdrd_neg*) 的系数同样显著为正, 且略大于 *rdrd_zero* 的系数, 即当政策利率真正进入负利率时代后, 利率对储蓄的影响仍以替代效应为主 (正向), 货币政策有效性进一步加强。这一回归结果除了验证负利率政策的有效性以外, 进一步说明 ZLB 并未构成对利率政策的真正约束, 当政策利率降到 0.5% 以下的“零利率”时代后, 人们对于政策利率能够进一步下降的预期已经形成, 利率对储蓄的影响在这之后均以替代效应 (正向) 为主。

结果 (2) 控制时间固定效应后以及“删除部分缺失数据国家”样本的结果 (3) 和结果 (4) 中四个主要变量的系数大小及显著性情况与结果 (1) 基本一致。而在“出现负利率国家”样本中, 当同时控制国家和年份固定效应后, 四个主要变量系数符号保持一致, 实际存款利率自身及其与负利率二元变量交互项 (*rdrd_neg*) 的系数均显著为正。

各结果中各控制变量的系数情况与前文的理论分析结果基本一致。公共储蓄系数均显著为负, 系数绝对值介于 0.68 至 0.77 之间; 除结果 (5) 外, 金融发展程度系数均显著为负, 支持金融发展程度提高通过降低预防性储蓄需求进而降低储蓄的理论; 人均收入增长率及人均收入水平基本显著为正, 符合之前的理论预期; 金融开放程度的提高引起储蓄的显著增加, 这一点在之前理论分析中未给出明确结论; 此外, 信贷增长和产出波动率的系数均不显著, 但从系数符号来看, 信贷增长的提高通过缓和融资约束而降低储蓄, 而产出波动率系数均

为正向, 符合之前关于产出波动上升引起预防性储蓄增加的理论分析; 最后关于人口结构中的老年人口占比和年轻人口占比系数均为负向, 老年人口占比在只控制国家固定效应的三个模型中显著为负, 这一结果也符合之前“生命周期假说”的理论预测。

(二) 稳健性检验

1. 考虑私人储蓄的惯性作用。

根据 Aizenman 等 (2016)^[6] 的研究, 经济体中的个体通常会平滑自身的消费, 也就会平滑自身的储蓄, 因此私人储蓄可能存在序列相关性, 即私人储蓄可能会受其过去水平的影响, 呈现出一定的惯性, 因此在这一部分将私人储蓄的一阶滞后项 (*L.pri_s*) 作为自变量放入回归模型。具体模型如下所示:

$$\begin{aligned} pri_{s_{c,t}} = & \beta_0 L.pri_{s_{c,t}} + \beta_1 rdr_{c,t} + \beta_2 rdrd_low_{c,t} \\ & + \beta_3 rdrd_zero_{c,t} + \beta_4 rdrd_neg_{c,t} \\ & + \beta_5 X_{c,t} + \varepsilon_{c,t} \end{aligned} \quad (14)$$

从回归结果 (见表 6) 可以看出, 增加私人储蓄一阶滞后项后, 滞后项与其自身的确存在很强的相关性, 三个样本中滞后项系数均显著为正。四个主要利率变量的系数符号及显著性情况与主回归结果基本一致, 低利率交互项 (*rdrd_low*) 符号依然为负, 且在前两个样本内显著; 零利率交互项 (*rdrd_zero*) 及负利率交互项 (*rdrd_neg*) 在各样本中均显著为正, 且 *rdrd_neg* 的系数略大于 *rdrd_zero* 的系数。这证明在考虑私人储蓄自身相关性影响后, 实际存款利率对私人储蓄的影响仍保持较强的稳健性。而其他控制变量的系数符号和显著性情况也基本保持一致。

2. 考虑政策利率影响的滞后效应。

由于政策利率变化后传导到存款利率需要一定时间, 这一部分将考虑政策利率影响的滞后效应。通过将政策利率的三个二元变量取一阶滞后得到 *Ld_low*、*Ld_zero* 和 *Ld_neg*, 再将其与实际存款利率相乘构建三个新的交互项: *rdrLd_low*、*rdrLd_zero* 和 *rdrLd_neg*, 将新交互项替换掉基准回归方程中的交互项即为本部分的回归方程。

回归结果如表 7 所示, 在使用政策利率滞后项构造交互项后, 前两个样本中低利率交互项 (*rdrLd_low*) 符号依然为负但不显著; 零利率交互项 (*rdrLd_zero*) 及负利率交互项 (*rdrLd_neg*) 在各样本中均显

著为正,且 $rdrLd_neg$ 的系数略大于 $rdrLd_zero$ 的系数。总体来看,主要变量及各控制变量的系数符号正负情况依然保持着一定的稳健性。

表6 增加私人储蓄滞后项的实证结果

	发达国家	删除部分 缺失国家	出现负利率国家
	(1) pri_s	(2) pri_s	(3) pri_s
L_pri_s	0.375 1*** (0.100 4)	0.370 7*** (0.104 3)	0.347 0*** (0.107 9)
rdr	0.195 1 (0.155 1)	0.193 4 (0.167 8)	0.366 6* (0.204 6)
$rdrd_low$	-0.488 4** (0.222 8)	-0.461 3* (0.229 1)	-0.259 8 (0.327 2)
$rdrd_zero$	0.534 0** (0.191 9)	0.516 0** (0.208 6)	0.492 0* (0.267 8)
$rdrd_neg$	0.728 2*** (0.173 8)	0.676 9*** (0.176 3)	0.651 4** (0.244 5)
pub_s	-0.628 0*** (0.119 0)	-0.625 0*** (0.120 9)	-0.657 7*** (0.110 0)
$fin_development$	-0.022 4** (0.010 1)	-0.025 7** (0.011 5)	-0.027 8* (0.013 1)
$income_capita_g$	0.191 8** (0.085 3)	0.188 2** (0.085 2)	0.194 6** (0.087 5)
$income_capita_l$	20.033 8*** (4.108 2)	19.323 3*** (4.073 4)	20.906 7*** (3.986 2)
$fin_openness$	0.336 4 (0.355 6)	0.303 2 (0.346 1)	0.726 0** (0.286 5)
$credit_growth$	-0.842 4 (1.241 7)	-2.136 4 (1.711 4)	-1.769 7 (1.919 9)
$gdp_volatility$	50.704 3 (34.872 8)	48.548 6 (34.009 6)	44.781 9 (31.200 0)
old_dep	-6.005 5 (11.389 6)	-5.973 3 (11.433 5)	-20.357 3 (25.535 4)
$young_dep$	-29.291 0 (20.183 8)	-34.812 4 (21.830 5)	-38.438 0** (17.351 4)
$_cons$	-178.730 2*** (40.873 5)	-169.678 8*** (39.738 9)	-181.501 3*** (38.719 9)
国家效应	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y
N	317	299	235
R^2	0.828	0.830	0.846

表7 使用政策利率滞后项构造交互项的实证结果

	发达国家	删除部分 缺失国家	出现负利率国家
	(1) pri_s	(2) pri_s	(3) pri_s
rdr	0.114 9 (0.247 2)	0.096 8 (0.255 6)	0.521 2** (0.226 8)
$rdrLd_low$	-0.203 0 (0.353 2)	-0.192 8 (0.349 5)	0.558 6 (0.352 4)
$rdrLd_zero$	0.821 7*** (0.248 4)	0.812 9*** (0.251 4)	0.646 5** (0.285 7)
$rdrLd_neg$	1.098 8*** (0.339 4)	1.061 6*** (0.331 9)	0.888 9** (0.413 2)
pub_s	-0.763 2*** (0.080 6)	-0.754 9*** (0.079 1)	-0.727 7*** (0.087 1)
$fin_development$	-0.036 5** (0.013 3)	-0.040 0** (0.013 9)	-0.053 4*** (0.015 7)
$income_capita_g$	0.108 1 (0.063 0)	0.097 9 (0.061 9)	0.049 0 (0.064 0)
$income_capita_l$	27.019 0*** (4.704 4)	26.484 0*** (4.743 0)	28.810 7*** (5.744 4)
$fin_openness$	1.034 5*** (0.327 5)	1.025 8*** (0.322 4)	1.403 1*** (0.291 8)
$credit_growth$	-1.631 0 (1.554 5)	-3.152 5 (1.907 9)	-2.126 5 (1.529 8)
$gdp_volatility$	16.400 9 (45.115 5)	9.417 2 (44.656 8)	-3.253 1 (37.591 4)
$_cons$	-248.893 7*** (48.556 8)	-243.114 1*** (48.966 4)	-265.840 0*** (58.998 7)
国家效应	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y
N	317	299	235
R^2	0.742	0.744	0.787

六、结论

本文基于 NIRP 的背景,利用 2000—2016 年主要发达国家面板数据,研究不同政策利率区间下实际存款利率对私人储蓄的影响,进而判断不同政策利率区间及宏观环境下预防性储蓄需求程度的变化以及利率对储蓄的替代效应和收入效应的相对强度大小。

通过分析实证结果,本文得出如下结论:第一,实际存款利率(rdr)自身对私人储蓄有正向影响,即当政策利率较高时(大于1%),利率对储蓄的影响以替代效应(正向)为主,市场主体对预防性储蓄需求较弱,货币政策有效性较强;第二,当政策利率下降到0.5%~1%的较低水平时,实际存款利率对储蓄的影响由正转负,即当政策利率下降到这一范围时,市场主体会由于零利率下限约束的预期而对未来的经济状况以及货币政策能否刺激经济产生怀疑,进而增强预防性储蓄的需求,导致收入效应占据主导地位(负向),人们通过增加储蓄来应对未来的不确定性;第三,当政策利率进一步下降到0.5%以下时,市场主体对货币政策下限的预期普遍发生转变,人们对负利率政策的可行性及有效性产生一致预期,对未来经济状况恢复信心,预防性储蓄需求随之减弱,替代效应重新占据主导地位(正向);第四,当政策利率真正进入负利率时代后,利率对储蓄的影响仍以替代效应为主(正向)。本文的回归结果在验证了负利

率政策的有效性以外,也进一步说明了ZLB并未构成对利率政策的真正约束,当政策利率降到0.5%以下的“零利率”时代后,人们对于政策利率能够进一步下降的预期已经形成,利率对储蓄的影响在这之后均以替代效应(正向)为主。在稳健性检验中,本文针对私人储蓄可能存在的惯性作用以及政策利率实际产生影响可能存在的滞后效应进行了逐一分析,实证结果依然保持了较好的稳健性,进一步加强了上述结论的可靠程度。

从政策意义角度来看,本文通过研究不同政策利率区间下实际存款利率对私人储蓄的影响,从预防性储蓄的角度验证了负利率政策的有效性,有利于扩展央行货币政策的工具,为未来经济出现负面冲击后央行应当选择何种货币政策手段提供相应的理论依据。从长期来看,本文对于利率和储蓄的相关关系研究涉及资本的累积问题,而这会决定当下的消费储蓄行为及未来长期的收入水平,关系到我国经济的长期平稳有序发展。

参考文献

- [1] Skinner J. Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Saving [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1987, 22 (2): 237-255.
- [2] Zeldes S P. Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1989, 104 (2): 275-298.
- [3] Hansen L P, Sargent T J. Wanting Robustness in Macroeconomics [J]. *Handbook of Monetary Economics*, 2010, 3: 1097-1157.
- [4] Mody A, Ohnsorge F, Sandri D. Precautionary Savings in the Great Recession [J]. *IMF Economic Review*, 2012, 60 (1): 114-138.
- [5] Gourio F. Disaster Risk and Business Cycles [C]. *Society for Economic Dynamics*, 2009.
- [6] Aizenman J, Cheung Y W, Ito H. The Interest Rate Effect on Private Saving: Alternative Perspectives [R]. *National Bureau of Economic Research*, 2016.
- [7] 沈坤荣, 谢勇. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究 [J]. *金融研究*, 2012 (3): 1-13.
- [8] Plante M, Richter A W, Throckmorton N A. The Zero Lower Bound and Endogenous Uncertainty [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2014.
- [9] Grisse C, Krogstrup S, Schumacher S. Lower Bound Beliefs and Long-Term Interest Rates [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2017.
- [10] 马理, 娄田田. 基于零利率下限约束的宏观政策传导研究 [J]. *经济研究*, 2015 (11): 94-105.
- [11] Arteta C, Kose M A, Stocker M, et al. Negative Interest Rate Policies: Sources and Implications [C]. *Koc University-TUSIAD Economic Research Forum*, 2016.
- [12] 孙国峰, 何晓贝. 存款利率零下限与负利率传导机制 [J]. *经济研究*, 2017 (12): 105-118.
- [13] Leland H E. Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving [J]. *Uncertainty in Economics*, 1968, 82 (3): 465-473.

(责任编辑:李 晟 张安平)

赞助匹配对企业赞助溢出效应的影响研究

——竞争匹配和赞助信念的调节作用

The Research on the Effect of Sponsor Fit on the Spillover Effect of Corporate Sponsorship:

The Moderating Role of Competitor Fit and Sponsorship Belief

陈凯 黄子窈 廖成成 杨洋

CHEN Kai HUANG Zi-yao LIAO Cheng-cheng YANG Yang

[摘要] 赞助费用逐年高涨, 赞助权益备受关注, 成为赞助成功的关键。笔者基于溢出效应理论, 通过两个情景实验研究了赞助匹配对企业赞助溢出效应的影响。研究一采用2(赞助匹配: 高 vs 低) × 2(竞争匹配: 高 vs 低)的组间实验检验了赞助匹配的直接作用和竞争匹配的调节作用。研究发现, 赞助匹配较低时消费者对竞争品牌的评价相对更好; 竞争匹配较高时较低的赞助匹配产生的溢出效应更强。研究二采用2(赞助匹配: 高 vs 低) × 2(竞争匹配: 高 vs 低) × 2(赞助信念: 积极 vs 消极)的组间实验检验了赞助信念的双重调节作用。研究发现赞助信念较积极时赞助匹配对竞争品牌溢出效应的影响更强, 赞助信念较积极时竞争匹配对企业赞助溢出效应的调节作用更强。笔者认为, 赞助品牌宜选择赞助匹配较高、竞争匹配较低的赞助对象, 而赞助匹配较低、竞争匹配较高时不宜选择消费者持积极赞助信念的赞助对象, 以降低企业赞助溢出效应, 保护赞助权益。本文从赞助匹配视角推进了企业赞助溢出效应的相关研究, 同时为降低企业赞助溢出效应、保护赞助品牌权益提供了理论借鉴。

[关键词] 企业赞助 溢出效应 赞助匹配 竞争匹配 赞助信念

[中图分类号] F279.23 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2020)01-0108-10

Abstract: With the sponsorship fees rising year by year, the sponsorship interests have attracted much attention, which has become the key to the success of sponsorship. Based on the theory of spillover effect, this paper studies the impact of sponsor fit on corporate sponsorship spillover effect through two situational experiments. In study 1, a 2 (sponsor fit: high vs low) × 2 (competitor fit: high vs low) between-subject experiment is used to test the influence of sponsor fit and the moderating effect of competitor fit. It is found that when the sponsor fit is low, consumers have a better evaluation of the competitive brands. The positive spillover effect of lower sponsor fit is stronger when competitor fit is higher. In study 2, a 2 (sponsor fit: high vs low) × 2 (competitor fit: high vs low) × 2 (sponsorship belief: positive vs negative) between-subject experiment is used to test the dual moderating effect of sponsorship belief. It is found that both the direct influence of sponsor fit on the spillover effect and the moderating effect of competitor fit on the spillover effect are stronger when the sponsorship belief is positive. Based on this, this paper concludes that sponsors should choose the objects with higher sponsor fit and lower competitor fit, and the objects with positive sponsorship belief is not a good choice when sponsor fit is low and competitor fit is high. This paper advances the research on corporate sponsorship spillover effect from the perspective of sponsor fit, and provides a theoretical basis for reducing corporate sponsorship spillover effect and protecting the sponsors' rights.

Key words: Corporate sponsorship Spillover effect Sponsor fit Competitor fit Sponsorship belief

[收稿日期] 2019-08-06

[作者简介] 陈凯, 男, 1980年2月生, 四川大学商学院博士研究生, 主要研究方向为市场营销; 黄子窈, 女, 1995年8月生, 四川大学商学院博士研究生, 主要研究方向为营销管理; 廖成成, 女, 1992年9月生, 四川大学商学院博士研究生, 主要研究方向为营销管理; 杨洋(通讯作者), 男, 1985年3月生, 四川大学旅游学院副教授, 管理学博士, 硕士研究生导师, 主要研究方向为营销管理和旅游管理。

[基金项目] 国家自然科学基金青年科学基金项目“企业赞助: 重赞助匹配, 还是重活动质量? ——基于消费者调节聚焦视角的研究”(项目编号: 71502019); 2017年度教育部人文社会科学研究项目“节事吸引力感知维度及其对参与意愿的影响研究”(项目编号: 17YJA630031); 四川大学创新火花项目“银发旅游支持研究——基于社会支持视角”(项目编号: 2018hhf-37); 2017年度四川大学人才引进科研项目“企业赞助对赛事品牌资产的影响研究——基于职业体育赛事的视角”(项目编号: 20822041A4222)。

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

赞助是指企业或者组织通过现金或者其他实物的形式,支付给某项所有者,并借此使赞助商建立与该项活动的联系,以寻求和获取可以开发的商业潜力,并获得由该项所有权带来的回报(Meenaghan, 1993^[1])。企业赞助费用逐年高涨,2018年全球企业赞助费用支出高达658亿美元(IEG, 2018^[2])。高昂的赞助费用使得赞助品牌更加重视赞助权益,排他性已成为赞助企业关注的首要问题(IEG, 2018^[2])。然而,企业赞助可能通过赞助溢出效应提升消费者对竞争品牌的评价,损害赞助品牌权益(陈凯等, 2018^[3])。赞助溢出效应是非赞助品牌未进行埋伏营销情况下企业赞助改变消费者对非赞助品牌评价的现象。例如,拉夫·劳伦为2010年温哥华冬奥会美国队提供排他性服装品牌赞助,但非赞助品牌的耐克,消费者对其的赞助意识高达52%,远高于拉夫·劳伦的26%(IEG, 2010^[4])。那么,如何降低企业赞助溢出效应进而保护赞助品牌权益?

学界对保护赞助权益已开展较多研究,现有研究主要讨论了如何限制竞争品牌埋伏营销以保障赞助品牌权益(Mishra P和Mishra S, 2011^[5];王忆, 2013^[6]),但尚未探讨如何降低企业赞助溢出效应。赞助匹配是指赞助商与赞助对象之间感知相似的程度,是赞助决策的主要影响因素(Coppetti等, 2009^[7]),研究表明,赞助匹配能促使赞助对象形象向赞助品牌转移(Gwinner和Eaton, 1999^[8])。赞助匹配较高时,赞助品牌和赞助对象之间的关联性更高(Zdravkovic和Till, 2012^[9]),赞助对象形象更容易向赞助品牌转移,溢出效应相对更低。此外,竞争匹配和赞助信念具有重要调节作用。竞争匹配是指消费者对竞争品牌与赞助对象之间感知相似的程度。竞争匹配较高时,竞争品牌容易从赞助对象处获得联想转移(Maille和Fleck, 2011^[10]),因此高竞争匹配可能促进赞助溢出效应。赞助信念是消费者对赞助活动的信念,会对消费者赞助评价产生系统性影响(Koo和Lee, 2019^[11]),进而产生调节作用。

综上,赞助匹配对赞助溢出效应的影响是重要但尚未解决的问题。本文通过分析赞助匹配对赞助溢出效应的影响、竞争匹配和赞助信念的调节作用来探索这一问题。本文结构安排如下:第二部分对赞助匹配与溢出效应之间关系的相关研究以及竞争匹配和赞助

信念的相关文献进行回顾和梳理,提出研究假设;第三部分通过两个情景实验,分别研究了赞助匹配对企业赞助溢出的影响以及竞争匹配和赞助信念的调节作用;第四部分总结本文的研究成果,并提出理论借鉴和未来研究展望。

二、文献综述与研究假设

(一) 赞助溢出效应

现有研究已经指出开展赞助营销可以提升品牌资产(Crompton, 2004^[12])、赞助品牌形象(Keller, 1993^[13]; Grohs和Reisinger, 2014^[14])以及消费者态度(Jensen等, 2015^[15]),并建立企业与顾客和其他利益相关者之间的关系(Clark等, 2003^[16])。企业赞助不仅影响赞助品牌,还可能通过溢出效应影响消费者对竞争品牌的评价,进而损害赞助品牌权益。溢出效应是指信息通过间接途径影响消费者行为的现象(Sahni, 2014^[17]),相关研究已延伸到多个领域。战略管理领域的相关研究发现,公司经验的溢出会增加公司的战略利益,从而增加品牌间盈利(Balachander和Ghose, 2003^[18])。人力资源领域的研究发现,员工工位会对员工工作表现产生“溢出效应”,即邻座同事对员工表现会产生影响(Sahni, 2017^[19])。在大众营销传播领域,相关研究已证实广告(Sahni, 2016^[20])、促销(Janakiraman和Morales, 2006^[21])、公共关系(Krishna和Rajan, 2009^[22])等领域均存在溢出效应。但在企业赞助这一营销领域,却鲜有研究涉及溢出效应。陈凯(2018)根据“可接近性和可诊断性”模型(Ahluwalia等, 2001^[23])指出,由于消费者易由赞助品牌联想到竞争品牌,因而竞争品牌与赞助品牌具有可接近性;同时,消费者也会根据赞助品牌来评价竞争品牌,因而赞助品牌对竞争品牌具有可诊断性。在赞助品牌对竞争品牌具备可接近性和可诊断性时,消费者可以根据赞助品牌推断竞争品牌,进而产生溢出效应(Sahni, 2014^[17])。因此,在企业赞助活动中同样存在溢出效应,可能损害赞助品牌权益,但如何降低企业赞助溢出效应有待深入研究。

本文梳理相关文献,发现现有研究主要关注了如何弱化埋伏营销对赞助品牌的负面影响,如Wolfsteiner等(2015)^[24]指出赞助品牌必须制定有别于竞争对手的营销策略以防范其埋伏营销;贾菁(2013)^[25]指出赞助品牌应加大宣传力度,使受众明

确无误地了解自身的官方赞助身份,降低公众对赞助品牌的误认率。尽管如此,现有研究存在两个局限:一是主要关注埋伏营销条件下的赞助品牌权益保护问题,忽视了溢出效应条件下的赞助溢出效应弱化问题;二是主要关注通过赞助沟通保护赞助品牌权益,忽视了通过赞助对象选择保护赞助品牌权益。鉴于赞助匹配是赞助品牌选择赞助对象的关键决策变量(Coppetti等,2009^[7]),本文着重研究赞助匹配对企业赞助溢出效应的影响以及竞争匹配和赞助信念的调节作用,为降低企业赞助溢出效应、保护赞助品牌权益提供理论借鉴。

(二) 赞助匹配对溢出效应的影响

赞助匹配是指赞助品牌与赞助对象之间感知相似的程度,这种相似性主要来自功能、属性、形象等关键关联因素(Coppetti等,2009^[7])。赞助匹配被认为是影响赞助效果最重要的因素之一(刘英等,2014^[26]),它的理论机制可以基于图示理论和形象转移理论来解释。图式表示的是一个对象、概念或刺激的信息,包括其属性以及属性之间的相互关系(Coppetti等,2009^[7])。当接触到赞助相关信息时,消费者会在他们的记忆中将赞助活动事件图式与品牌图式进行相互比较,以判断赞助双方之间的匹配度(Kinney等,2008^[27])。当赞助活动事件和赞助品牌之间存在显著关联且高度匹配时,消费者头脑中丰富多样的事件图式会整合集成到品牌图式,实现活动事件形象向品牌形象的转移(Gwinner和Eaton,1999^[8])。

当消费者认为赞助对象与赞助品牌具有某种一致性时,他们会体验到认知满足感,进而提升对赞助品牌的评价(Roehm和Tybout,2006^[28])。也就是,当消费者认为赞助品牌与赞助对象高度匹配时,会引发更积极的评价,因为高匹配能促进消费者情感从赞助对象到品牌的转移(Pappu和Cornwell,2014^[29])。Henderson等(2019)^[30]的研究还从赞助品牌与赞助对象视觉匹配的角度论述了颜色匹配的视觉一致性对赞助效果的积极影响。相反,低赞助匹配会加剧消费者阐述赞助与事件时的不一致情感,使得消费者更易将赞助目的归因为商业活动,导致消费者对赞助品牌的消极评价(Mazodier和Quester,2014^[31])。

赞助匹配不仅影响消费者对赞助品牌的评价,还会影响企业赞助溢出效应,影响消费者对竞争品牌的评价。社会比较理论认为,人们在客体进行评估

时,会不自觉地通过与周围相似客体的比较来获得判断(Mussweiler,2003^[32])。因此,当消费者接触赞助品牌时,可能会自发地将其与相似的竞争品牌进行比较,这种比较过程既有可能产生对比效应,即评价与比较标准背离,也有可能产生同化效应,即评价与比较标准趋同(王海忠等,2009^[33])。当赞助匹配度较低时,消费者对赞助品牌的意图感到困惑(Simmons和Becker-Olsen,2006^[34]),从而产生与比较标准相背离的赞助品牌评价;此时,更容易激活竞争品牌的记忆节点(陈凯等,2018^[3]),导致赞助对象的积极形象更容易转移到竞争品牌,从而提升消费者对竞争品牌的评价,产生企业赞助溢出效应。据此,本文提出假设1。

H1: 与赞助匹配较高时相比,赞助匹配较低时,消费者对竞争品牌的评价相对更好。

(三) 竞争匹配的调节作用

竞争匹配可能在赞助匹配影响企业赞助溢出效应过程中具有调节作用。以往对竞争匹配的研究较少,因此本文基于赞助匹配的相关概念,将竞争匹配定义为消费者对竞争品牌与赞助对象之间感知相似程度的评价(Coppetti等,2009^[7])。竞争匹配的理论机制可以用一致性理论和联想网络理论来解释。一致性理论认为,消费者在提取大脑中的记忆和信息时会受到先前经验的影响。也就是,消费者记忆深处是那些与他们原来经验相一致的信息;那些不一致的信息则需要更长时间的推敲过程才能回忆起来(Srull,1981^[35])。当消费者不能从记忆中直接提取赞助信息时,他们可以通过激发品牌与事件的感知关联回忆起两者间的联系(Wakefield和Bennett,2010^[36])。因此,当品牌与赞助事件之间匹配度较高时,获得高赞助意识的几率更大。根据联想网络理论(Collins和Loftus,1975^[37]),消费者在日常生活中接触到各类品牌信息,会将有着相似质量标准、品牌形象、广告元素的品牌连结起来形成一个记忆网络,因此品牌与其竞争品牌往往同时存在于消费者的记忆网络。企业赞助可能激活赞助品牌记忆节点,随之将激活处于品牌关联记忆网络中的竞争品牌节点,使得消费者对赞助品牌的积极评价转移到竞争品牌,产生赞助溢出效应。竞争品牌与赞助对象之间的匹配程度较高时,会使得竞争品牌分享环境信息间更多的、现实存在的、相等属性的相似性联想(Cornwell等,2006^[38]),赞助对象形象也更容易向竞争品牌转移,提升消费者对

竞争品牌的评价。同时，如果赞助匹配度较低，消费者对竞争品牌与赞助对象相似性感知会更强，赞助对象形象向竞争品牌转移的可能性更大，增强赞助溢出效应。据此，本文提出假设2。

H2: 与竞争匹配较低时相比，竞争匹配较高时，较低的赞助匹配产生的溢出效应更强。

(四) 赞助信念的调节作用

赞助信念可能调节赞助匹配和竞争匹配对企业赞助溢出效应的影响。消费者对赞助活动的信念是赞助匹配与竞争匹配发挥作用的重要条件。信念是消费者所持有的对事物的属性及其利益的认知 (Wilkie 和 Pessemier, 1973^[39])，它可以看作是态度对象与某些属性、特征、结果、目标或价值之间的联系 (Ajzen 和 Fishbein, 1975^[40])。在评价赞助效果的众多因素中，许多态度因素被认为是赞助效果的前置影响因素，其中，赞助信念被认为是影响赞助有效性的构念因素 (Alexandris 等, 2007^[41])。消费者对赞助利益的基本信念和这些信念的感知重要性有助于消费者对赞助商的态度评价。有学者指出，对企业赞助利益持支持信念并认为这些信念很重要的人，会对赞助商持更加积极的态度 (Madrigal, 2001^[42])。因此，消费者对企业赞助持积极信念时，会对赞助品牌持更加积极的态度 (Madrigal, 2001^[42])。相反，消费者怀疑赞助时，赞助带来的赞助品牌情感反应更小 (Zhang 等, 2005^[43])；因此，消费者支持赞助活动时，对赞助品牌产生的有益评价会更高 (Madrigal, 2001^[42])。也就是说，消费者的赞助信念是赞助产生作用的重要前提。因此，赞助信念较积极时，赞助对象的形象转移强度更大，从而同等水平的赞助匹配会形成更多的赞助形象转移，进而形成强度更大的企业赞助溢出效应。

由此可见，赞助信念能够调节赞助匹配对企业赞助溢出效应的影响。与赞助匹配类似，竞争匹配对企业赞助溢出效应的影响可能受到赞助信念的调节作用。赞助信念较积极时，同等水平的竞争匹配会形成更多的赞助形象转移，进而形成更强的企业赞助溢出效应。综上，赞助信念在赞助匹配和竞争匹配影响企业赞助溢出效应的过程中具有重要的调节作用。因此，本文提出假设3和假设4。

H3: 与赞助信念较消极时相比，赞助信念较积极时，赞助匹配产生的企业赞助溢出效应更强。

H4: 与赞助信念较消极时相比，赞助信念较积

极时，竞争匹配对企业赞助溢出效应的调节作用更强。

综上，赞助匹配影响企业赞助溢出效应，竞争匹配在其中具有重要的调节作用，赞助信念在其中具有双重调节作用，研究模型如图1所示。

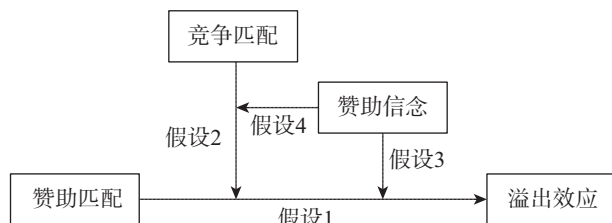


图1 研究模型

三、实证研究

(一) 研究1：赞助匹配的直接作用和竞争匹配的调节作用

1. 实验设计。

研究1采用2(赞助匹配：高 vs 低) × 2(竞争匹配：高 vs 低)的组间实验设计，检验赞助匹配对竞争品牌溢出效应的直接影响和竞争匹配的调节作用，即假设H1和H2。情景实验法能够较好地操控消费者的情景反应并能减少无关变量的干扰，因此在赛事赞助研究中被广泛采用 (刘英等, 2014^[26])。借鉴晋向东等 (2018)^[44]、王海忠和闫怡 (2018)^[45]、苏晶蕾等 (2017)^[46]等相关研究，本文以消费者初始竞争品牌态度评价为参照，评价赞助后竞争态度的差异。为避免记忆效应，实验分两次进行，间隔时间为两星期。第一次实验模拟消费者看到包含同品类竞争品牌促销广告的场景，以突出赞助品牌和竞争品牌间的竞争性，同时展示两个品牌的介绍材料，然后请被试填答问卷以测量相关变量。第二次实验模拟被试到商场现场了解并选购备选品牌产品的实验场景，阅读赞助对象材料、促销广告宣传和两个品牌介绍，以及赞助新闻信息，然后请被试填答问卷以测量相关变量。

2. 刺激物设计。

(1) 赞助对象刺激物。赛事赞助占企业赞助的70%^[2]，因此选择赛事为赞助对象。近年来，国际马拉松赛事成为热点，逐渐成为企业关注的重要赞助对象；同时，重庆国际马拉松赛作为符合中等赛事的标准地方性马拉松赛事，可以剔除赛事质量高低的干扰。

(2) 品牌刺激物。虚拟品牌可以降低赞助品牌知晓度、声誉以及赞助历史对消费者品牌喜好度的影响,防止消费者形成固化的品牌知识,从而有效地剔除赞助品牌对于消费者态度的影响。因此,本文设计两个虚拟品牌“田缘”和“家宝”分别作为赞助品牌和竞争品牌。其中,将“田缘”描述为:中国乳业20强,迄今已有20年历史,拥有3个大型乳制品加工企业,50万吨的年乳制品加工能力,立足中国西南地区,销售覆盖全国10个省市,销量连续多年以30%的速度增长,2018年西南地区消费者美誉度上升到行业第6位。将竞争品牌“家宝”描述为:中国乳业20强,迄今已有18年历史,拥有4个大型乳制品加工企业,55万吨的年乳制品加工能力,立足中国西南地区,销售覆盖全国12个省市,销量连续多年以30%的速度增长,2018年西南地区消费者美誉度上升到行业第5位。在实验中,赞助品牌和竞争品牌以卖场促销广告形式呈现给被试。

(3) 赞助匹配和竞争匹配刺激物。本文借鉴 Simmons 和 Becker-Olsen (2006)^[34] 和 Carrillat 和 D'Astous (2012)^[47] 的研究,通过赞助信息和产品描述操控赞助匹配水平和竞争匹配水平。就赞助匹配而言,低赞助匹配时,仅向消费者展示“田缘”赞助“重庆国际马拉松”的信息;高赞助匹配时,增加介绍“田缘”为赞助对象所提供的赞助方案。就竞争匹配而言,低竞争匹配时,仅提及“家宝”含有营养元素,在消费者中享有较好口碑;在高竞争匹配时,则强调“家宝”含有适量的亮氨酸,适合中长跑运动员跑后饮用,有助于运动员跑后修复,在跑友中享有较好口碑。与正式实验来自同一总体的40名被试参加前测,采用7点Likert量表(与正式实验一致)测量变量。分析结果表明,高赞助匹配刺激物组的赞助匹配评分均值显著高于低赞助匹配刺激物组 ($M_{高}=5.73, M_{低}=4.32; t(38)=-5.004, P<0.01$); 高竞争匹配刺激物组的竞争匹配评分均值显著高于低竞争匹配刺激物组 ($M_{高}=5.53, M_{低}=4.5; t(38)=-4.507, P<0.01$); 并且高竞争匹配刺激物组与低竞争匹配刺激物组的竞争品牌态度评分均值无显著差异 ($M_{高}=5.22, M_{低}=4.98; t(38)=0.901, P=0.373>0.05$), 也就是高低竞争匹配描述差异没有干扰竞争品牌态度。因此,刺激物效果较好。

3. 量表设计。

研究1主要采用成熟量表。品牌态度综合借鉴

Chanavat 等 (2009)^[48] 的量表,采用3个题项测量;赞助对象熟悉度综合借鉴 Heckler 和 Childers (1992)^[49] 的量表,采用2个题项测量。赞助接受度、赞助匹配度以及竞争匹配度综合借鉴 Olson (2010)^[50] 的量表,分别采用2个题项、3个题项以及3个题项测量;最后借鉴 Chien 等 (2011)^[51] 的量表,设置了一个甄别题项。

4. 数据分析。

共有220名本科生参加正式实验。由于学生样本同质性较高,能够最大程度地降低样本个体差异的干扰,因此被广泛地运用到赞助里有关消费者行为的研究中。删除无效问卷32份后,共得到188份有效问卷。其中,男生101名,占53.7%,女生87名,占46.3%,样本性别差异不大。

(1) 操控检验。

赞助匹配度操控成功,高赞助匹配组的匹配评价显著高于低赞助匹配组 ($M_{低}=4.37, M_{高}=5.73; t(186)=-10.901, P<0.01$); 竞争匹配度操控成功,高竞争匹配组的竞争匹配评价显著高于低竞争匹配组 ($M_{低}=4.67, M_{高}=5.44; t(186)=-6.614, P<0.01$); 竞争品牌(家宝)的赞助前品牌态度操控成功,赞助前竞争品牌态度在4个实验组之间不存在显著差异 ($M_1=5.02, M_2=5.01, M_3=5.00, M_4=5.06; F(3, 189)=0.037, P=0.991>0.05$)。同时,赞助对象熟悉度、赞助接受程度没有产生干扰,赞助对象熟悉度在4个实验组之间不存在显著差异 ($M_1=5.01, M_2=4.84, M_3=4.83, M_4=5.02; F(3, 184)=0.511, P=0.675>0.05$); 赞助接受度在4个不同实验组之间不存在显著差异 ($M_1=5.22, M_2=5.26, M_3=5.39, M_4=5.4; F(3, 184)=0.357, P=0.784>0.05$)。因此,实验操控较为成功。

(2) 量表质量。

赞助对象熟悉度、赞助接受度、赞助匹配度、竞争匹配度、品牌态度的信度依次为0.827、0.792、0.812、0.863、0.833,因此量表信度较高。由于研究1量表均参考以往研究的成熟量表,并通过效度检验,因此量表效度较高。

(3) 假设检验。

先验证假设H1。分析结果显示,低赞助匹配组竞争品牌态度的前后测差异显著高于高赞助匹配组竞争品牌态度的前后测差异 ($M_{高}=4.57, M_{低}=5.11, t(186)=4.309, P<0.01$)。因此,假设H1得到支

持, 即与赞助匹配较高时相比, 赞助匹配较低时, 消费者对竞争品牌的评价相对更好。

再检验假设 H2。分析结果显示, 赞助匹配的主效应 ($F(1, 187) = 22.483, P < 0.01$)、竞争品牌的主效应 ($F(1, 187) = 30.607, P < 0.01$) 以及二者的交互效应 ($F(3, 184) = 4.81, P = 0.03 < 0.05$) 均显著, 由此说明竞争匹配在赞助匹配影响企业赞助溢出效应的过程中起到调节作用。进一步分析显示: 当竞争匹配低时, 低赞助匹配和高赞助匹配对竞争品牌态度前后测差异的影响不存在显著差异 ($M_1 = 4.67, M_2 = 4.87, F(1, 92) = 3.052, P = 0.084 > 0.05$)。同时, 当竞争匹配低时, 低赞助匹配实验组的竞争品牌态度前后测差异 ($M_1 = -0.35 < 0, t(47) = -2.29, P = 0.026 < 0.05$) 和高赞助匹配实验组的竞争品牌态度前后测差异 ($M_2 = -0.64 < 0, t(45) = -3.711, P = 0.001 < 0.05$) 均显著为负。也就是, 当竞争匹配较低时, 不论赞助匹配高或低, 都会降低消费者对竞争品牌的评价。然而, 当竞争匹配高时, 低赞助匹配组的竞争品牌态度前后测差异显著高于高赞助匹配组 ($M_3 = 5.57, M_4 = 4.76, F(1, 92) = 25.684, P < 0.01$); 同时, 只有低赞助匹配实验组的竞争品牌态度前后测差异 ($M_3 = 0.57 > 0, t(47) = -2.29, P = 0.026 < 0.05$) 显著为正。综上, 如图 2 所示, 与竞争匹配较低时相比, 竞争匹配较高时, 较低的赞助匹配产生的溢出效应更强, 即假设 H2 得到支持。

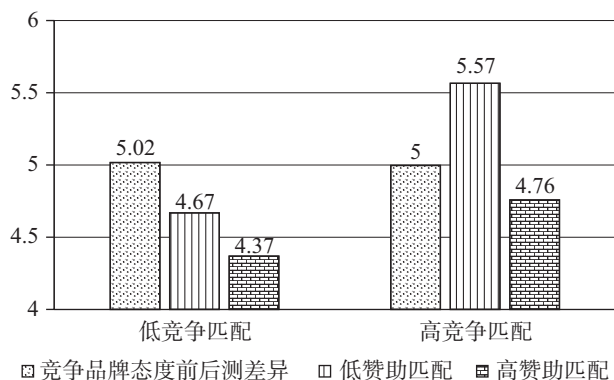


图 2 赞助匹配的直接影响和竞争匹配的调节作用

(二) 研究 2: 赞助信念对赞助溢出效应的影响

研究 2 在研究 1 的基础上, 更换刺激物品类, 增加操控消费者赞助信念, 以检验假设 H3 和假设 H4。

1. 实验设计。

研究 2 采用 2 (赞助匹配: 高 vs 低) × 2 (竞争

匹配: 高 vs 低) × 2 (赞助信念: 高 vs 低) 的组间实验重点分析赞助信念的调节作用, 实验过程与研究 1 一致。

2. 刺激物设计。

(1) 赞助对象刺激物。研究 2 选择冬奥会作为赞助对象刺激物, 主要基于以下两点: 其一, 在各类赞助对象中, 赛事赞助占比达到 70% 以上, 因此我们仍然延续研究 1 的做法选择体育赛事作为赞助对象; 其二, 研究 2 仍然选择中等质量的赞助对象以利于实验的操控。冬奥会与备受世界关注的夏季奥运会相比, 由于其举办季节以及项目的有限性, 受到的关注相对更少。而作为全球性的冰雪项目赛事, 其与亚运会、全运会等区域性赛事相比又更具有观赏性与竞赛性, 因此研究 2 选择冬奥会作为赞助对象刺激物。

(2) 品牌刺激物。研究 2 设计了两个虚拟休闲服装品牌: 一是赞助品牌“天缘”, 二是竞争品牌“佳好”。按代表性适中的品牌设计两个品牌的品牌信息。其中, 将“天缘”描述为: 国际知名休闲服饰品牌, 20 多年来一直立足于潮流休闲服饰的研发、设计和销售, 2018 年消费者美誉度上升到第 7 位, 市场份额上升到第 8 位。天缘一直以“阳光、时尚、舒适”为品牌宗旨, 立志让那些追逐潮流服饰的朋友在穿着休闲服饰的同时也能有舒适的上身体验。将竞争品牌“佳好”描述为: 国际知名休闲服饰品牌, 20 多年来一直立足于潮流休闲服饰的研发、设计和销售, 2018 年消费者美誉度上升到第 8 位, 市场份额上升到第 7 位。佳好一直以“潮流、休闲、前卫”为品牌宗旨, 致力于为每位追求潮流穿搭的年轻人提供走在时尚前端的流行服饰。

(3) 赞助匹配和竞争匹配刺激物。借鉴 Simmons (2006)^[34]、Carrillat 和 D'Astals (2012)^[47] 的研究, 研究 2 通过赞助信息和产品描述操控赞助匹配水平和竞争匹配水平。就赞助匹配而言, 高赞助匹配通过介绍赞助品牌“天缘”向“北京冬奥会”提供产品和服务加以操控 (“天缘”为本届冬奥会工作人员提供全套户外工作外套, 充分展现其“冰雪保暖”材料的技术优势)。就竞争匹配而言, 竞争匹配通过竞争品牌“佳好”的品牌产品特点加以操控。在高匹配情况下, 强调竞争品牌“佳好”的“‘自热呼吸’系列保暖羽绒夹克, 深受户外冰雪爱好者的喜爱”; 在低匹配情况下, 强调其“‘自由畅想’系列潮流夹

克,深受广大时尚青年的喜爱”。

(4) 赞助信念刺激物。借鉴 Carrillat 等 (2010)^[52]、Alexandris 等 (2007)^[41] 的研究,研究 2 通过赞助动机描述操控赞助信念。消极赞助信念组强调“赞助活动旨在增加其品牌曝光和引起消费者关注,增加其产品销量”;积极赞助信念组强调“赞助活动旨在为赛事的成功举办提供经济支持,对冬奥会推广十分必要”。

与正式实验来自同一总体的 40 名被试参加前测,采用 7 点 Likert 量表(与正式实验一致)测量变量。分析结果显示,高赞助匹配刺激物组的赞助匹配评分均值显著高于低赞助匹配刺激物组 ($M_{高} = 5.67$, $M_{低} = 3.75$; $t(38) = -4.554$, $P < 0.01$);高竞争匹配刺激物组的竞争匹配评分均值显著高于低竞争匹配刺激物组 ($M_{高} = 4.93$, $M_{低} = 3.71$; $t(38) = -2.404$, $P = 0.021 < 0.05$);高赞助信念刺激物组的赞助信念评分均值显著高于低赞助信念刺激物组 ($M_{高} = 6.13$, $M_{低} = 4.13$; $t(38) = -5.035$, $P < 0.01$);同时,高竞争匹配刺激物组与低竞争匹配刺激物组的竞争品牌态度评分均值无显著差异 ($M_{高} = 4.93$, $M_{低} = 4.73$; $t(38) = -0.425$, $P = 0.673 > 0.05$),因此高低竞争匹配的描述差异没有干扰品牌态度,刺激物效果较好。

3. 量表设计。

研究 2 在研究 1 的基础上增加了测量赞助信念,同样采用 7 点 likert 量表。借鉴 Alexandris 等 (2007)^[41]、Madrigal (2001)^[42] 的研究,采用 3 个题项测量赞助信念。

4. 数据分析。

研究 2 共有 384 名被试参加,剔除随意填写等无效问卷 36 份后,剩余有效样本总量为 348。其中,男性 188 人,占样本总量 54%,女性 160 人,占样本总量 46%,样本性别差异不大。

(1) 操控检验。

赞助匹配度操控成功,高赞助匹配组的赞助匹配得分均值显著高于低赞助匹配组 ($M_{高} = 5.32$, $M_{低} = 3.77$; $t(346) = -9.93$, $P < 0.001$);竞争匹配度操控成功,高竞争匹配组的竞争匹配得分均值显著高于低竞争匹配组 ($M_{高} = 5.09$, $M_{低} = 3.84$; $t(346) = -8.31$, $P < 0.001$);竞争品牌(佳好)的赞助前品牌态度操控成功,竞争品牌态度在 8 个实验组之间不存在显著差异 ($M_1 = 4.91$, $M_2 = 5.09$, $M_3 = 5.09$, $M_4 = 5.07$, $M_5 = 4.93$, $M_6 = 4.90$, $M_7 = 5.03$, $M_8 =$

5.13 ; $F(3, 189) = 0.037$, $P = 0.991 > 0.05$);赞助信念操控成功,高赞助信念组的赞助信念得分均值显著高于低赞助信念组 ($M_{高} = 6.15$, $M_{低} = 3.93$; $t(346) = -16.985$, $P < 0.001$)。同时,赞助对象熟悉度在 8 个实验组之间不存在显著差异 ($M_1 = 5.28$, $M_2 = 4.98$, $M_3 = 5.18$, $M_4 = 5.07$, $M_5 = 5.15$, $M_6 = 4.81$, $M_7 = 5.3$, $M_8 = 5.28$; $F(7, 340) = 1.695$, $P = 0.109 > 0.05$),可以剔除其干扰。

(2) 量表质量。

赞助对象熟悉度、赞助信念、赞助匹配度、竞争匹配度以及品牌态度的信度依次为 0.797、0.806、0.771、0.823 以及 0.813,均大于 0.75,说明量表信度较高。同时,研究 2 的量表均参考以往研究的成熟量表,并通过效度检验,因此量表效度较高。

(3) 假设检验。

假设 H3 推测,赞助信念调节赞助匹配对竞争品牌溢出效应的影响。与赞助信念较消极时相比,赞助信念较积极时,赞助匹配产生的企业赞助溢出效应更强。假设 H4 推测,与赞助信念较消极时相比,赞助信念较积极时,竞争匹配对企业赞助溢出效应的调节作用更强。以竞争品牌态度前后测差异为因变量,赞助匹配、竞争匹配和赞助信念的三因素方差分析发现,赞助匹配和赞助信念的交互效应显著 ($F(7, 340) = 7.868$, $P = 0.005 < 0.05$),说明赞助信念在赞助匹配影响企业赞助溢出效应的过程中起调节作用;三者的交互作用显著 ($F(7, 340) = 4.34$, $P = 0.038 < 0.05$),说明竞争匹配对赞助匹配影响企业赞助溢出效应的调节作用受到赞助信念的影响。

先检验假设 H3。分析结果显示,当赞助信念较低时,高赞助匹配和低赞助匹配的竞争品牌态度前后测差异无显著差异 ($M_{高} = 4.9$, $M_{低} = 4.93$; $t(168) = 0.211$, $P = 0.833 > 0.05$);当赞助信念较高时,高赞助匹配的竞争品牌态度前后测差异显著低于低赞助匹配 ($M_{高} = 4.61$, $M_{低} = 5.22$; $t(168) = 3.741$, $P < 0.01$)。以上结果说明,与赞助信念较消极时相比,赞助信念较积极时,赞助匹配对竞争品牌溢出效应的影响更强,假设 H3 得到验证。

再检验假设 H4。分析结果显示,当赞助信念较消极时,赞助匹配和竞争匹配的交互效应不显著 ($F(7, 340) = 0.038$, $P = 0.846 > 0.05$)。此时,无论低竞争匹配 ($M_1 = 4.815$, $M_3 = 4.806$; $t(86) = 0.39$, $P = 0.969 > 0.05$) 还是高竞争匹配 ($M_5 = 5.07$, $M_7 =$

5; $t(80) = 0.341, P = 0.734 > 0.05$), 低赞助匹配和高赞助匹配的竞争品牌态度前后测差异均无显著差异。这说明, 当赞助信念较消极时, 竞争匹配对企业赞助溢出效应的调节作用不再显著。相反, 当赞助信念较积极时, 赞助匹配和竞争匹配的交互效应显著 ($F(7, 340) = 9.599, P = 0.002 < 0.05$)。此时, 在低竞争匹配条件下, 高赞助匹配的竞争品牌态度前后测差异显著低于低赞助匹配的竞争品牌态度前后测差异 ($M_2 = 4.72, M_4 = 4.56; t(89) = 0.652, P = 0.524 > 0.05$), 并且低赞助匹配 ($M_2 = -0.37, t(46) = -4.166, P < 0.01$) 和高赞助匹配 ($M_4 = -0.51, t(43) = -4.303, P < 0.01$) 的竞争品牌态度前后测差异显著为负。这说明, 在高赞助信念影响下, 当竞争匹配较低时, 不论赞助匹配高或低, 都会降低消费者对竞争品牌的评价, 从而产生负向溢出效应。在高竞争匹配条件下, 低赞助匹配与高赞助匹配的竞争品牌态度前后测差异存在显著差异 ($M_6 = 5.58, M_8 = 4.67; t(85) = 6.436, P < 0.01$), 并且低赞助匹配的竞争品牌态度前后测差异显著为正 ($M_6 = 0.88, t(41) = 5.674, P < 0.01$)。这说明, 在高赞助信念影响下, 当竞争匹配较高时, 赞助匹配越低, 越会提升消费者对竞争品牌的评价, 增强赞助正面溢出效应。综合以上结果, 如图3、图4所示, 与赞助信念较消极时相比, 赞助信念较积极时, 竞争匹配对企业赞助溢出效应的调节作用更强, 假设H4得到支持。

四、研究结论与展望

(一) 研究结论与管理启示

近年来, 赞助费用逐年高涨, 赞助品牌越来越重视赞助权益问题。然而, 企业赞助不仅影响赞助品牌, 还可能产生溢出效应, 正面影响消费者对竞争品牌评价, 有损赞助品牌权益。虽然现有研究已证实企业赞助存在溢出效应, 但主要从埋伏营销角度关注赞助品牌的权益保护问题, 尚未从赞助溢出效应角度探索赞助对象的选择。赞助匹配是影响企业赞助对象和赞助决策选择的关键因素, 为此本文着重探讨赞助匹配对企业赞助溢出效应的影响, 并检验其中重要的调节变量。本文通过两个情景实验检验研究假设并得出研究结论, 证明赞助匹配具有降低赞助溢出效应的作用, 竞争匹配和赞助信念是赞助匹配启动保护赞助权益作用的边界条件。本研究从赞助匹配角度识别出降低赞助溢出效应的方法与条件, 从学术上推进了赞助

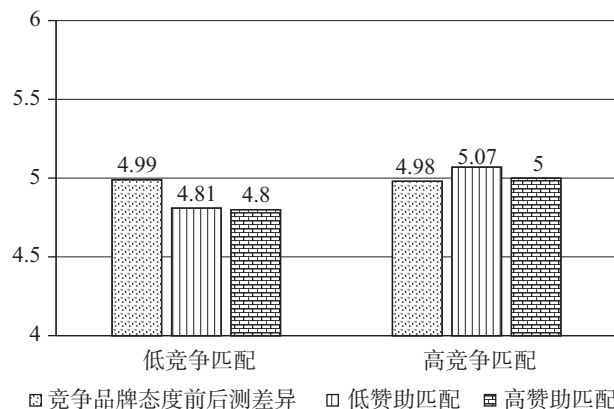


图3 赞助信念较消极时赞助匹配和竞争匹配对竞争品牌态度的影响

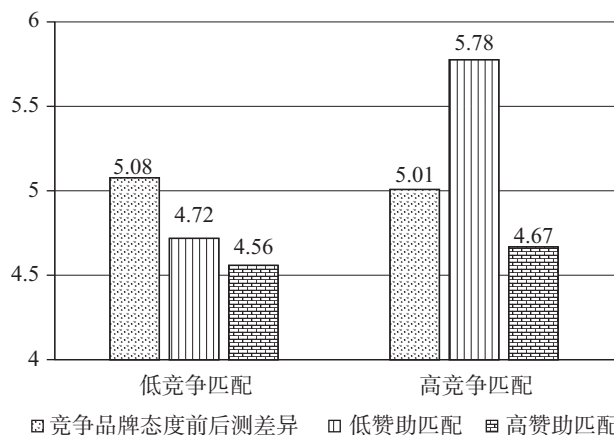


图4 赞助信念较积极时赞助匹配和竞争匹配对竞争品牌态度的影响

溢出效应研究、扩展了对赞助匹配作用的认识, 从实践上为企业降低赞助溢出效应、保护赞助品牌权益提供了理论借鉴。具体研究结论与管理启示如下。

首先, 赞助匹配显著影响企业赞助溢出效应。与赞助匹配较低时相比, 赞助匹配较高时, 消费者对竞争品牌的评价相对更低。这可能是由于高赞助匹配使得消费者头脑中的事件图示整合集成到品牌图示, 从而促进赞助形象向赞助品牌转移 (Simmons 和 Becker-Olsen, 2006^[34]), 降低向竞争品牌转移, 进而降低溢出效应。因此, 赞助匹配不仅具有提升赞助效果的作用, 还能够起到降低企业赞助溢出效应的作用。基于此, 赞助品牌开展赞助营销之前, 应重点考量自身品牌与赞助对象之间的匹配水平, 优先选择高匹配的赞助对象; 同时还可通过创造与赞助事件间的相似性与其建立长期稳定的赞助匹配关联, 以降低企业赞助溢出效应, 保护赞助品牌权益。

其次, 竞争匹配会调节赞助匹配对企业赞助溢出效应的影响。竞争匹配较高时, 较低的赞助匹配产生的正面溢出效应更强。这是因为高竞争匹配符合一致性理论, 消费者可以从记忆中直接提取赞助信息时, 获得对竞争品牌的高赞助意识, 促进赞助对象形象向竞争品牌转移, 减弱赞助品牌权益。因此, 赞助商在选择赞助对象时, 不仅要考虑其与赞助对象之间的赞助匹配, 还要考虑竞争品牌与备选赞助对象间的匹配水平, 尽量避免选择与竞争品牌之间存在高匹配可能性的赞助事件; 同时, 对于竞争品牌在营销推广中建立的竞争匹配, 赞助品牌应及时做出相应对策, 以预防竞争品牌的权益侵蚀行为。

最后, 赞助信念在赞助匹配和竞争匹配影响企业赞助溢出效应的过程中具有双重调节作用。一方面, 赞助信念较积极时, 赞助匹配产生的企业赞助溢出效应更强; 另一方面, 赞助信念较积极时, 竞争匹配对企业赞助溢出效应的调节作用更强。也就是说, 赞助信念不仅能增加企业赞助效果, 还能够放大企业赞助

溢出效应。这增进了对赞助信念在赞助营销中作用的认识。鉴于此, 赞助企业应正视赞助信念的“放大镜”作用, 在高赞助匹配下利用好赞助信念对于赞助效果的积极作用; 在低赞助匹配下, 应避免高竞争匹配的赞助行为, 减弱积极赞助信念带来的溢出效应, 维护赞助品牌权益。

(二) 局限与展望

本文通过两个情景实验证实了赞助匹配对赞助溢出效应的影响, 并识别出竞争匹配和赞助信念的调节作用, 今后还需要进一步开展研究来弥补本文的局限。首先, 本研究为了剔除消费者品牌态度的影响而采用虚拟品牌作为刺激物, 后续研究可使用真实品牌以拓展研究的外部效度。其次, 本研究选取的实验样本均为同质性较高学生样本, 虽提升了内部效度, 但仍存在缺陷。后续研究可采用非学生样本以弥补缺陷。三是没有考虑多品牌并发赞助的情况。现实中, 多个品牌会同时赞助某一事件, 品牌之间的相互作用是否对企业赞助溢出效应产生影响需要进一步研究验证。

参考文献

- [1] Meenaghan J A. Commercial Sponsorship [J]. *European Journal of Marketing*, 1993, 17 (17): 5-73.
- [2] IEG. What Sponsors Want & Where Dollars Will Go In 2018 [Z/OL]. (2018) [2019-03-26]. <http://www.sponsorship.com/>.
- [3] 陈凯, 杨洋, 王虹, 等. “排”不掉的“他”: 企业赞助溢出效应研究 [J]. *商业经济与管理*, 2018 (11): 64-73.
- [4] IEG. Top Line Results; Performance Research-Survey Sampling 2010 Olympic Viewership Study [Z/OL]. (2010) [2019-03-26]. www.performance-research.com/olympic-sponsorship-vancouver.htm.
- [5] Mishra P, Mishra S. Ambush Marketing and The Olympics [J]. *Journal of Sponsorship*, 2011, 3 (4): 245-252.
- [6] 王忆. 论国际赛事埋伏营销在我国的法律规制及其对策 [D]. 上海: 复旦大学博士毕业论文, 2013.
- [7] Coppetti C, Wentzel D, Tomczak T, et al. Improving Incongruent Sponsorships Through Articulation of The Sponsorship and Audience Participation [J]. *Journal of Marketing Communications*, 2009, 15 (1): 17-34.
- [8] Gwinner K P, Eaton J. Building Brand Image Through Event Sponsorship: The Role of Image Transfer [J]. *Journal of Advertising*, 1999, 28 (4): 47-57.
- [9] Zdravkovic S, Till B D. Enhancing Brand Image via Sponsorship [J]. *International Journal of Advertising*, 2012, 31 (1): 113-132.
- [10] Maille V, Fleck N. Perceived Congruence and Incongruence: Toward a Clarification of the Concept, Its Formation and Measure [J]. *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 2011, 26: 77-113.
- [11] Koo J, Lee Y. Sponsor-event Congruence Effects: The Moderating Role of Sport Involvement and Mediating Role of Sponsor Attitudes [J]. *Sport Management Review*, 2019, 22 (2): 222-234.
- [12] Crompton J L. Conceptualization and Alternate Operationalizations of the Measurement of Sponsorship Effectiveness in Sport [J]. *Leisure Studies*, 2004, 23 (3): 267-281.
- [13] Keller K L. Conceptualizing, Measuring and Managing Customer Based Brand Equity [J]. *Journal of Marketing*, 1993, 57 (1): 1-22.
- [14] Grohs R, Reisinger H. Sponsorship Effects on Brand Image: The Role of Exposure and Activity Involvement [J]. *Journal of Business Research*, 2014, 67 (5): 1018-1025.
- [15] Jensen J A, Walsh P, Cobbs J, et al. The Effects of Second Screen Use on Sponsor Brand Awareness: A Dual Coding Theory Perspective [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2015, 32 (2).
- [16] Clark J, Lachowetz T, Shimmel K, et al. Business-to-business Relationships and Sport: Using Sponsorship As a Critical Sales Event [J]. *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 2003, 5 (2): 129-144.

- [17] Sahni N S. Advertising Spillovers: Field-Experiment Evidence and Implications for Returns from Advertising [J]. *Journal of Marketing Research*, 2014, 53: 459-478.
- [18] Balachander S, Ghose S. Reciprocal Spillover Effects: A Strategic Benefit of Brand Extensions [J]. *Journal of Marketing*, 2003, 67 (1): 4-13.
- [19] Corsello Jason, Minor Dylan. 激励员工的方式很多, 最简单有效的是调整工位 [Z]. 哈佛商业评论, 2017.
- [20] Sahni N S. Advertising Spillovers: Evidence from Online Field Experiments and Implications for Returns on Advertising [J]. *Journal of Marketing Research*, 2016, 53 (4): 459-478.
- [21] Janakiraman N, Morales A C. Spillover Effects: How Consumers Respond to Unexpected Changes in Price and Quality [J]. *Journal of Consumer Research*, 2006, 33 (3): 361-369.
- [22] Krishna A, Rajan U. Cause Marketing: Spillover Effects of Cause-Related Products in a Product Portfolio [J]. *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 2009, 55 (9): 1469-1485.
- [23] Ahluwalia R, Unnava H R, Burnkrant R E. The Moderating Role of Commitment on the Spillover Effect of Marketing Communications [J]. *International Journal of Advertising the Review of Marketing Communications*, 2001, 38 (4): 458-470.
- [24] Wolfsteiner E, Grohs R, Wagner U. Memory Effects of Different Relational Links between Brands and Sponsored Events [J]. *Psychology & Marketing*, 2015, 32 (10): 1031-1048.
- [25] 贾菁. 体育赛事中埋伏营销问题的现状与规避策略研究 [D]. 武汉体育学院硕士毕业论文, 2013.
- [26] 刘英, 张剑渝, 杜青龙. 赞助匹配对赛事赞助品牌评价的影响研究——解释水平理论视角 [J]. *体育科学*, 2014, 34 (4): 70-77.
- [27] Kinney L, Medaniel S R, Degaris L. Demographic and Psychographic Variables Predicting NASCAR Sponsor Brand Recall [J]. *International Journal of Sports Marketing & Sponsorship*, 2008, 9 (3): 169-179.
- [28] Roehm M L, Tybout A M. When Will a Brand Scandal Spill Over, and How Should Competitors Respond? [J]. *Journal of Marketing Research*, 2006, 43 (3): 366-373.
- [29] Pappu R, Cornwell T B. Corporate Sponsorship as an Image Platform: Understanding the Roles of Relationship Fit and Sponsor—Spouse Similarity [J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2014, 42 (5): 490-510.
- [30] Henderson C M, Mazodier M, Sundar A. The Color of Support: The Effect of Sponsor—Team Visual Congruence on Sponsorship Performance [J]. *Journal of Marketing*, 2019, 83 (3): 50-71.
- [31] Mazodier M, Quester P. The Role of Sponsorship Fit for Changing Brand Effect: A Latent Growth Modeling Approach [J]. *International Journal of Research in Marketing*, 2014, 31 (1): 16-29.
- [32] Mussweiler T. Comparison Processes in Social Judgment: Mechanisms and Consequences [J]. *International Journal of Advertising the Review of Marketing Communications*, 2003, 110 (3): 472-489.
- [33] 王海忠, 陈增祥, 尹露. 公司信息的纵向与横向溢出效应: 公司品牌与产品品牌组合视角 [J]. *南开管理评论*, 2009, 12 (1): 84-89.
- [34] Simmons C J, Becker-Olsen K L. Achieving Marketing Objectives Through Social Sponsorships [J]. *Journal of Marketing*, 2006, 70 (4): 154-169.
- [35] Srull T K. Person Memory: Some Tests of Associative Storage and Retrieval Models [J]. *International Journal of Advertising the Review of Marketing Communications*, 1981, 7 (6): 440-463.
- [36] Wakefield K L, Bennett G. Affective Intensity and Sponsor Identification [J]. *Journal of Advertising*, 2010, 39 (3): 99-111.
- [37] Collins A M, Loftus E F. A Spreading Activation Theory of Semantic Processing [J]. *International Journal of Advertising the Review of Marketing Communications*, 1975, 82 (6): 407-428.
- [38] Cornwell T B, Humphreys M S, Maguire A M, et al. Sponsorship-linked Marketing: The Role of Articulation in Memory [J]. *Journal of Consumer Research*, 2006, 33 (3): 312-321.
- [39] Wilkie W L, Pessemier E A. Issues in Marketing's Use of Multi-Attribute Attitude Models [J]. *Journal of Marketing Research*, 1973, 10 (4): 428-441.
- [40] Ajzen I, Fishbein M. A Bayesian Analysis of Attribution Processes [J]. *Psychological Bulletin*, 1975, 82 (2): 261-277.
- [41] Alexandris K, Tsaousi E, James J. Predicting Sponsorship Outcomes from Attitudinal Constructs: The Case of a Professional Basketball Event [J]. *Sport Marketing Quarterly*, 2007, 16 (3): 130-139.
- [42] Madrigal R. Social Identity Effects in a Belief-Attitude-Intentions Hierarchy: Implications for Corporate Sponsorship [J]. *Psychology & Marketing*, 2001, 18 (2): 145-165.
- [43] Zhang Z, Won D Y, Pastore D L. The Effects of Attitudes Toward Commercialization on College Students' Purchasing Intentions of Sponsors' Products [J]. *Sport Marketing Quarterly*, 2005, 14 (3): 177-187.
- [44] 晋向东, 张广玲, 曹晶, 等. 强势品牌广告竞争的溢出效应 [J]. *心理学报*, 2018 (6): 100-114.
- [45] 王海忠, 闫怡. 顾客参与新产品构思对消费者自我—品牌联结的正面溢出效应: 心理模拟的中介作用 [J]. *南开管理评论*, 2018 (1): 132-145.

中国企业对外直接投资政治风险研究

——基于大型问题项目的证据

The Study on the Political Risk of Outward Foreign

Direct Investment of Chinese Enterprises:

Based on the Large-scale Troubled Transactions

张晓涛 王 淳 刘 亿

ZHANG Xiao-tao WANG Chun LIU Yi

[摘要] 政治风险是我国企业对外直接投资面临的最主要风险之一，备受业界与学界关注。笔者以2005年1月至2018年6月美国传统基金会“中国全球投资追踪”数据为基础，运用内容分析法对中国期刊全文数据库（CNKI）的中国重要报纸全文数据库以及专业权威新闻财经网站资讯文本进行编码，建立我国大型对外直接投资问题项目（Troubled Transactions）数据库，探究对外直接投资政治风险的规律与逻辑，探索中国企业国际化问题案头案例研究范式。基于“产业类别-政治风险”矩阵的分析表明，我国大型对外直接投资问题项目的政治风险主要有九类，战争与内部动乱风险和东道国政府反对风险占比最高，风险呈现明显的产业及区域特征。研究还发现，“一带一路”倡议的实施降低了对外直接投资政治风险，但需要警惕地缘政治演变带来新风险的可能性。本文为中国企业高质量海外投资提供决策依据与对策建议。

[关键词] 对外直接投资 投资风险 政治风险 一带一路

[中图分类号] F279 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 01-0118-11

Abstract: Political risk is one of the major risks of outward foreign direct investment of Chinese enterprises, which has attracted much attention from the industry and academia. Based on the heritage foundation's China global investment tracker data from January 2005 to June 2018, this study uses content analysis method to encode the information text of Chinese important newspapers full-text database which from China journal full-text database (CNKI) and the information text of professional authoritative news and finance websites, sets up the database of troubled transactions of Chinese enterprises' large-scale outward foreign direct investment, explores the paradigm of desk case study on internationalization of Chinese enterprises, and explore the law and logic of political risk of outward foreign direct investment. The industry category - political risk matrix analysis found that there are nine types of political risks in China's outward foreign direct investment in large-scale troubled transactions, the risk of war and internal unrest and the risk of host government opposition accounted for the highest proportion, the risks present apparent industry and area characteristics. The analysis also found that the implementation of "The Belt and Road" has reduced the political risk of China's outward foreign direct investment, but we should beware of new risks that may arise from geopolitical development. This paper provides decision support for high-quality overseas investment of Chinese enterprises.

Key words: Outward foreign direct investment Investment risk Political risk The Belt and Road

[收稿日期] 2019-09-18

[作者简介] 张晓涛，男，1974年2月生，中央财经大学国际经济与贸易学院教授，中央财经大学国际投资研究中心主任，中国贸促会专家委员会委员，经济学博士，博士生导师，主要研究方向为国际贸易理论与政策、国际直接投资与跨国公司管理、“一带一路”经贸合作；王淳，女，1993年10月生，中央财经大学国际投资研究中心特约研究员，北京亦庄实验中学教师，主要研究方向为国际贸易、国际投资；刘亿，男，1988年7月生，中央财经大学国际经济与贸易学院博士研究生，主要研究方向为国际贸易、国际投资。

[基金项目] 中央财经大学一流学科建设项目“建设开放型世界经济背景下中国对外贸易政策研究”（项目编号：GMYL2019019）。

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

改革开放以来,中国综合国力的提升与开放新格局的形成提高了企业外向型国际化水平,“走出去”已成为众多中国企业的选择。“一带一路”倡议提出以来,中国企业对外直接投资进入发展新阶段,大型投资项目逐渐增多,这些项目一旦遭遇风险,经济损失严重,政治影响和社会舆论影响较大。当前,受逆全球化浪潮、国际地缘政治演变的影响,中国企业海外投资环境日趋复杂,投资面临阻碍与风险日益增加。对外直接投资的政治风险具有影响力大、破坏性强、难以预测、难以控制等特点,应该成为业界和学界重点关注的领域。在对外直接投资政治风险研究领域,探索方便且相对科学的资料获得方式及由此形成的研究范式尤为重要。本文的学术意义在于,通过科学合理的方法对新闻报道文本信息筛选、解构,建立数据库,解决了海外投资案头案例研究中资料缺乏且存在选择性偏差等问题,在中国企业对外投资与国际化问题案头案例研究范式方面做出了一定的探索。本文的现实意义在于,从已有投资案例中归纳出中国企业大型对外投资项目的政治风险规律与逻辑,为防范这类风险提供决策依据,有助于企业高质量“走出去”的科学决策、精准施策。

世界银行跨国投资担保机构 MIGA (Multinational Investment Guarantee Agency) 在 2009 年的报告中指出,广义的政治风险是指跨国企业经营因东道国或母国的政治力量或事件,或因国际环境变化而中断的可能性。较为权威的政治风险评价体系来自政治风险服务集团 (Political Risk Service Group, PRS Group) 发布的国别风险指南 (International Country Risk Guide, ICRG) 中的政治风险指数,王海军 (2012)^[1]、孟醒和董有德 (2015)^[2]、张艳辉等 (2016)^[3]、赵青和张华容 (2016)^[4] 等的相关研究就运用了该评价体系。姚凯和张萍 (2012)^[5] 则借鉴了 Ferrari 和 Rolfini (2008)^[6] 提出的定量分析模型,将政治风险划分为征用风险 (没收、征用和国有化,腐败和政府效能低下,政府违约,政策变动风险)、汇兑限制风险 (外汇管制)、政治暴力风险 (战争、恐怖袭击、骚乱) 三类。孟凡臣和蒋帆 (2014)^[7] 在上述研究的基

础上,在政治风险划分中增加了对华限制风险和对华负面情绪风险。

从区域维度、产业维度研究中国企业对外投资风险的文献较多。在区域方面,涉及对非洲投资 (罗会钧和黄春景,2009^[8];刘曙光和郭宏宇,2012^[9];都伟,2016^[10])、对巴基斯坦投资 (黄河等,2017^[11])、对韩投资 (韩禧,2014^[12])、对拉美投资 (李紫莹,2011^[13]) 的风险研究。姚凯和张萍 (2012)^[5] 通过对政治风险进行量化分析,发现非洲、亚洲、拉美等发展中国家是政治风险的高发地;孟凡臣和蒋帆 (2014)^[7] 的研究发现政治风险较高的国家主要分布在非洲、中东及朝鲜半岛,以海外能源和矿产为代表的资源获取型投资面临的风险最为严重;孟醒和董有德 (2015)^[2] 发现企业在非友好国家投资时具有明显的风险规避倾向;张艳辉等 (2016)^[3] 通过对 112 个国家 2003—2011 年间我国 OFDI 流量数据分析,发现东道国的政府稳定性、拒绝腐败程度对中国对外直接投资具有显著影响。在产业方面,国内学者对资源型海外投资 (钟雪飞和陈慧芬,2008^[14];周永发,2014^[15];杨明强,2014^[16];刘孙芸,2015^[17])、农业海外投资 (李群,2012^[18])、基础设施建设海外投资 (潘晓明,2015^[19]) 等行业的研究较为充分。

对外投资是企业行为,不同企业在不同区位投资面临的政治风险具有较大的差异性,基于真实投资项目的研究更具有针对性和现实指导意义。然而,已有的研究对于政治风险的量化评价、产业及区域研究较为丰富,对企业真实案例研究较少,尤其是多案例研究更为缺乏,其原因在于微观企业案例研究资料获得难度大。通过企业调研、访谈方式取得一手原始资料固然是一种科学方法,然而受人力、物力、财力所限,这种方法不适合所有研究者,在海外投资项目案例研究上,采用这种方法更是难上加难。另外,即使有能力进行调研或者访谈,在资料获得过程中研究者的主观判断也会影响到资料的客观性与质量。

当今,信息检索技术使信息收集更为客观和便捷,为案头案例研究的科学性和可操作性提供了保障,科学合理地进行案头案例研究同样能够获得有价值的研究成果^①。基于以上考虑,本文以 2005 年 1

① 国际管理学会 (Academy of Management) 前主席、动态竞争理论创始人陈明哲教授曾与马里兰大学团队一起从美国《每日航空报》手动收集了关于航空公司竞争行为的数据,其数据覆盖 1979 年至 1986 年 8 年间的每一期报纸,这为其后期持续高水平学术研究打下了坚实的数据基础 (竞争战略与竞争优势: 鲍威尔和陈明哲, <http://www.sohu.com/>)。

月至2018年6月美国传统基金会“中国全球投资追踪”数据为基础,运用内容分析法对中国期刊全文数据库(CNKI)的中国重要报纸全文数据库以及专业权威新闻财经网站资讯文本进行编码,建立我国企业大型对外直接投资问题项目(Troubled Transactions)数据库,对其政治风险进行研究。

二、研究方案

(一) 研究对象界定、研究方法与数据来源

美国传统基金会“中国全球投资追踪”是全球唯一公开的、较为全面的中国对外直接投资数据库。该数据库收集了从2005年1月起中国企业每一笔超过1亿美元的大型投资项目详细信息,包括每笔投资的时间、中国母公司、东道国、东道国合作公司、行业、金额等。根据该数据库统计口径,本文所指大型项目是指交易金额超过1亿美元的项目。本文以2005年1月到2018年6月美国传统基金会“中国全

球投资追踪”所记录的260起问题项目(Troubled Transactions)为线索^①,以中国期刊全文数据库(CNKI)的中国重要报纸全文数据库以及专业权威新闻财经网站资讯(包括中证网、新浪财经、凤凰财经、网易财经、环球时报、中国财经时报、21世纪经济报道、商务部走出去公共服务平台、商务部经贸新闻等)为文本资料来源^②,通过用全文检索策略检索交易双方名称“××公司”、交易金额以及交易产业,收集相关新闻报道627篇(同一篇新闻报道如果原文转载并刊登在多个报刊或财经网站,则只统计为1篇),检索出有权威报道的问题项目共计156起,涉及97家中方企业。从收集到的新闻报道中抽取与项目问题产生原因相关的文本资料约2.4万字,如果所有媒体对某一项目出现投资终止或停工的原因报道一致,就将该信息视为此项目遭受风险的真实原因,由此整理获得我国大型对外直接投资问题项目数据库(数据库样例见表1)。

表1 我国大型对外直接投资问题项目数据库样例

时间	中方企业	交易对象	交易金额(亿美元)	产业	原因信息及来源
2018年5月	中国交建	加拿大Aecon公司	11.7	房地产	5月25日中国交建发布公告,决定终止收购加拿大最大建筑公司阿肯集团(Aecon)。加拿大联邦政府以“国家安全”为由,阻止中国交建子公司收购阿肯集团。阿肯集团称对政府的决定感到失望。(新浪财经、凤凰财经)

(二) 风险的分类和文本信息编码方法

本研究借鉴Miller(1992)^[20]、许晖和余娟(2007)^[21]对于风险的划分,按照风险来源将企业对外直接投资风险划分为十九类(见表2)。对外直接投资的政治风险是指投资东道国政治环境发生变化、

东道国政局不稳定、政策法规发生变化给投资企业带来经济损失的可能性,还包括投资国与东道国的政治关系、民众反对情绪等(见表2中所列的A6~A14九类风险)。

表2 风险类型与描述

风险来源	风险类型	风险描述
企业内部运营风险	交易前调查不足(A1)	企业在交易前未能对交易风险进行充分调查论证造成的风险
	交易后营运风险(A2)	在投资完成后未能妥善经营造成的风险
市场风险	竞争(A3)	由于国际市场竞争而导致的投资失败
	交易条件未达成(A4)	进行谈判磋商却没有达成交易,或投资项目存在产权、融资、估值等问题而造成的投资失败
	意外因素及其他(A5)	其他市场意外因素带来的风险

① 美国传统基金会中的问题项目(Troubled Transactions)指的是投资被终止或停工的项目。

② 在我国企业对外投资活动中,由于大型项目具有广泛影响性,主要投资进程基本上均被权威新闻媒体关注并如实“记载”,项目的相关信息可以从新闻报道文本中获取。

续前表

风险来源	风险类型	风险描述
政治风险	战争与内部动乱风险 (A6)	由于东道国国内发生战争或动乱带来的风险
	国有化风险 (A7)	由于东道国实行国有化带来的风险
	强制接管和政府救助 (A8)	由于东道国对被并购企业实施强制接管或者政府救助而造成的投资失败
	内部政治斗争风险 (A9)	由于东道国内部政治斗争带来的风险
政治风险	国际地缘政治风险 (A10)	由于国际政治斗争带来的投资风险
	政策变动风险 (A11)	由于东道国政府政策变动带来的投资风险
	东道国政府反对风险 (A12)	由于东道国政府反对投资而造成投资失败
	民众反对情绪风险 (A13)	东道国民众反对情绪造成的投资失败
	政府违约风险 (A14)	东道国政府不履行与投资者或承包商签署的合同或协议
法律风险	准入审查风险 (A15)	指投资进入阶段遭受法律程序的风险
	违反相关法律法规 (A16)	在投资进入后由于违反当地法律法规带来的投资风险
	监管 (A17)	进入后受到当地法律法规严格的监督管理产生的风险。
经济风险	经济或金融危机 (A18)	国际宏观经济环境变化带来的经济风险
	汇率或大宗商品价格波动 (A19)	

定量内容分析法可将非定量的文献材料转化为定量的数据进行研究,马东俊和张敬伟(2010)^[22]在研究汽车产业跨国公司在华活动时运用此方法,该方法的关键点在于将文本内容划分为特定类目,计算每类内容元素出现频率,描述明显的内容特征。本文文本信息编码过程就是把新闻报道中关于对企业投资项目失败原因的描述归入上述十九类风险(编码样例见表3)。在编码过程中关于风险因素的提炼和归类不

可避免地存在一定的主观性,对此问题,Wilfried和Christian(1999)^[23]认为,内容分析中的编码一致性程度在0.80以上为可接受水平,在0.90以上为较好水平。我们首先由研究团队中的某一成员对所有风险因素进行编码,然后随机抽取一定的比例(30%),由团队其他人员独立编码验证,直到一致程度超过80%,分析符合基本信度要求。

表3 编码样例

序号	导致项目产生问题的风险报道	一级编码	二级编码
1	5月25日中国交建发布公告,决定终止收购加拿大最大建筑公司阿肯集团(Aecon)。加拿大联邦政府以“国家安全”为由,阻止中国交建子公司收购阿肯集团。阿肯集团称对政府的决定感到失望。(新浪财经、凤凰财经)	政府以“国家安全”为由阻止交易	政府反对风险

156起大型对外直接投资问题项目产生的原因分别为政治风险、市场风险、法律风险、企业内部层面风险、经济风险,其中由政治风险导致的问题项目数量最多,共计43起(见图1),由此可见,政治风险是我国大型对外直接投资项目面临的最主要风险。

三、我国大型对外直接投资问题项目政治风险特征及成因

(一) 我国大型对外直接投资问题项目总体特征
我国大型对外直接投资问题项目遭遇的政治风险主要有九类,其中战争与内部动乱和政府反对风险案例数量最多,共24起,占55.81%(见图2)。

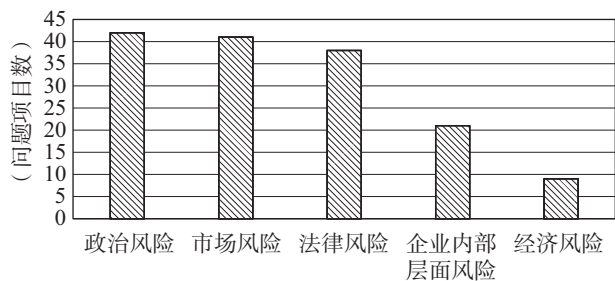


图1 2005年1月到2018年6月我国大型对外直接投资问题项目风险分布

注：有的问题项目是由多个风险因素共同导致，因此图中按风险类别加总的项目数大于156起。

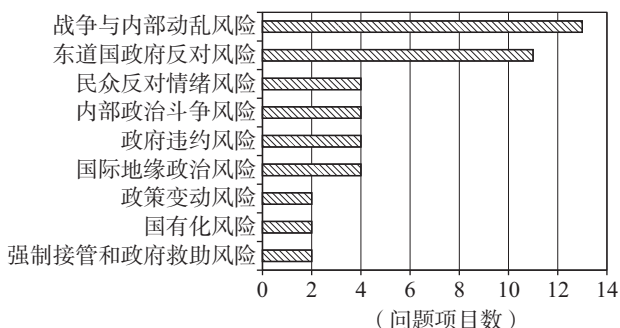


图2 2005年1月—2018年6月我国大型对外直接投资问题项目政治风险分布

注：有的问题项目是由多项风险因素共同导致，因此图中按风险类别加总的项目数大于43起。

数据来源：作者根据编码后案例整理而得。

43起问题项目的政治风险呈现出明显的产业及区域特征。以金属（包括矿产资源、钢铁）和能源（包括石油、天然气、电力等）为代表的资源获取型投资面临的政治风险最为严重。矿产资源较为丰富的东亚国家（例如越南、蒙古）、南美洲国家（例如智

利、秘鲁）以及非洲国家（例如刚果）等，油气资源较为丰富的西亚（例如伊朗、阿富汗）以及中东地区（例如利比亚、叙利亚）等政治风险较高（如图3所示）。基于“产业类别-政治风险”矩阵分析表明，资源型投资面临的政府反对风险、战争与内部动乱风险较为突出，区域相对集中。交通运输产业受政府反对、政策违约等影响较大，风险并未呈现明显区域集中的特征。金融、房地产（主要为房屋工程）则主要受局部地区战争影响。科技、旅游业等产业面临的政治风险较低，主要因为这两类投资通常会流向社会较为稳定，政治环境良好的地区（例如美国、欧洲等地区）。由于本文涉及的项目中科技、旅游业和农业相关失败案例较少，无法判断风险区域分布特征（如表4所示）。

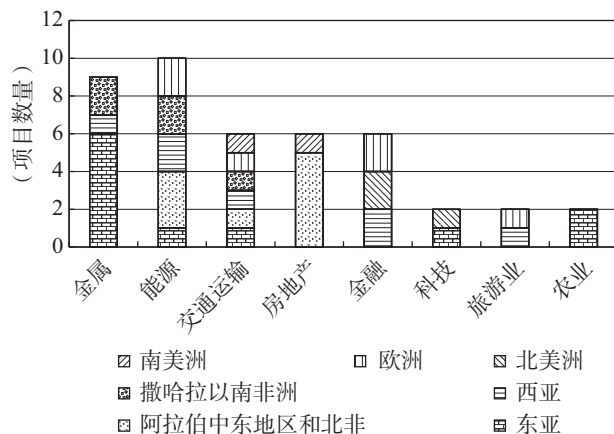


图3 我国大型对外直接投资问题项目区域分布

注：图中产业类别是根据美国传统基金会“中国全球投资追踪”数据库统计口径划分，具体如下：金属产业包括矿产资源、钢铁等，能源产业包括石油、天然气、电力等，房地产业包括房屋建设等，科技产业包括信息通信等。

表4 我国大型对外直接投资问题项目“产业类别-政治风险”矩阵

风险/产业	战争与内部动乱	东道国政府反对	民众反对情绪	政府违约	内部政治斗争	国际地缘政治	政策变动	国有化	强制接管和政府救助
金属	3	1	2	0	0	0	0	1	0
能源	3	3	1	1	1	1	2	0	0
交通运输	1	2	1	2	0	2	0	0	0
房地产	6	1	0	0	0	0	0	0	0
金融	0	2	0	0	0	0	0	1	2
科技	0	1	0	0	1	0	0	0	0
旅游业	0	1	0	1	0	1	0	0	0

续前表

风险 产业	战争与内 部动乱	东道国 政府反对	民众反 对情绪	政府违约	内部政 治斗争	国际地 缘政治	政策变动	国有化	强制接管 和政府救助
农业	0	0	0	0	2	0	0	0	0
总计	13	11	4	4	4	4	2	2	2

注：表格中数据代表问题项目数。

资料来源：根据美国传统基金会“中国全球投资追踪”数据库数据绘制。

（二）我国大型对外直接投资问题项目政治风险成因

1. 战争与内部动乱风险。

在 43 起政治风险导致的问题项目中，由于战争与内部动乱导致的共有 13 项，占比为 30.23%。该类风险主要发生在中东地区及非洲部分拥有丰富石油、矿产等资源的地区。其中，内部动乱主要包括政局不稳定、暴力及恐怖主义，多发生在埃及、埃塞俄比亚、巴基斯坦、菲律宾、柬埔寨、肯尼亚、蒙古、孟加拉国、缅甸、斯里兰卡等恐怖主义、宗教矛盾等社

会矛盾突出的地区^[24]。例如，2019 年 4 月发生在斯里兰卡的大规模恐怖主义袭击给中国在斯里兰卡的公民和企业的安全带来了巨大威胁。而内部冲突较为严重的石油资源丰富的小国发生战争的风险较大。

国有企业是遭受这类风险的主要投资主体，其中又以能源、资源类企业和工程承包企业最为突出（见表 5）。国有企业进行海外投资往往肩负一定的国家责任，冲在投资最前线，是高政治风险、资源丰富、令民营企业望而却步的国家或地区投资的主力军，在这些地区的投资多为援助性和开发性投资。

表 5 战争与内部动乱风险主要问题项目案例

战争与内乱	企业名称	企业性质	投资项目	投资金额
利比亚战争 (2011 年)	中国水电	国有企业	在建项目 6 个	17.88 亿美元
	中国机械工业集团	国有企业	房屋建设	40 亿美元
	葛洲坝集团	国有企业	承建 7 300 套住房	合同金额 55.4 亿元，累计完成工程量 16.8%
	中国中冶	国有企业	建 5 000 套住宅项目和分包项目水泥厂	合同金额约 51.31 亿元
	中国交通建设集团	国有企业	5 000 套住房项目	48 亿美元
	中国建筑	国有企业	工程承包项目	累计合同金额约 176 亿元
	中国铁建	国有企业	3 个工程总承包项目	总额 43.37 亿美元，目前未完成合同额 35.51 亿美元
叙利亚战争 (2013 年)	中石化	国有企业	石油	20 亿美元
	中石油	国有企业	石油	17.7 亿美元
阿富汗动乱 (2013 年)	中国中冶、江西铜业	国有企业 国企控股	矿产	28.7 亿美元
苏丹内部动乱 (2014 年)	中石油	国有企业	石油	2.6 亿美元

资料来源：根据美国传统基金会“中国全球投资追踪数据库”及相关新闻报道整理。

2. 东道国政府反对风险。

东道国政府反对风险是指东道国政府直接拒绝投资进入。在 43 起政治风险导致的问题项目中，由该风险导致的问题项目共有 11 项，占比为 25.58%。维护国家安全和东道国政府更迭是主要原因（见表 6）。维护经济安全是政府反对投资活动的主要原因之一。在福建阳光集团两次收购以色列 Phoenix 保险公司、天安保险收购以色列 Phoenix 保险公司案例中，以色列政府因担心公众养老金脱离以色列司法管辖会造成灾难性

后果而否决了这两项收购交易。在国家电网收购比利时 Eandis 电力公司 14% 的股份时，当地政府因担心中国企业控制电力公司后会对当地民众的用电造成危害而否决了该项交易。在北京天骄航空收购马达西奇股权的交易中，乌克兰国家安全部门认为北京天骄航空企图将乌克兰的资产转移到国外，乌克兰法院下令冻结北京天骄航空在马达西奇所持有的 41% 股权。

维护国防安全是政府反对交易活动的另一重要原因。中坤集团购买冰岛土地的交易由于该片土地延伸

到北极圈内，且周边有美国军事基地，受地缘政治影响以及国防安全考虑，被冰岛政府否决了。在华为和中兴通讯竞标与美国第三大移动运营商 Sprint 合作升级 4G 网络的交易中，美国政府以该交易将对美国公共和私人部门客户（包括军方）构成“重大风险”为由加以反对。在中国交建收购加拿大最大建筑公司 Aecon 的案例中，当地政府以 Aecon 集团承接军队项目和核项目为由反对交易。东道国政府更迭也会带来投资风险。中铝收购蒙古南戈壁资源有限公司和中铝收购永晖焦煤股份有限公司两项交易，皆因为蒙古新政府上台后不欢迎中国企业投资本土矿业公司而搁浅。

表 6 政府反对投资理由及其案例数

政府反对理由		案例数
国家安全	经济安全	4
	国防安全	3
东道国政府更迭		2
未给出明确理由		2

注：表中“国家安全”不包括美国、澳大利亚等国家通过相对独立、系统的准入审查制度这一法律手段维护国家安全，这类准入审查制度被划归为法律类风险中。

3. 民众反对情绪风险。

民众反对情绪风险是指东道国政府虽然同意投资项目，但由于当地民众的强烈反华情绪甚至是由此产生针对投资的暴力袭击事件而导致投资项目最终搁浅。在 43 起政治风险导致的问题项目中，由该风险导致的共有 4 项，占比为 9.3%，主要集中在缅甸、越南两国。主要原因是当地民众由于政治、文化、历史原因等问题对我国投资有敌意。

2008 年中铝在越南的铝土矿开发就因为越南部分民众强烈的反对最后搁浅。2014 年，越南对中国投资的抵触情绪上升为暴力冲突，发生针对我国企业和人员的打、砸、抢、烧严重暴力事件。在万宝矿产投资缅甸莱比塘铜矿项目这一案例中，受缅甸当地媒体影响，当地居民对环境保护和征地赔偿等产生强烈不满，最终导致投资项目搁浅。后来昂山素季出面调解纠纷，莱比塘铜矿才得以全面复工。而缅甸民众抗议也是中缅“皎漂-昆明”铁路工程项目搁浅的重要原因之一。在 2017 年年初，缅甸仰光也发生了针对中国企业的打砸事件。

4. 政府违约风险。

政府违约风险是指东道国政府不履行与投资者或

承包商签署的合同或协议，给投资者或承包商带来损失的风险。在 43 起政治风险导致的问题项目中，由政府违约风险导致的项目共有 4 项，占 9.3%。当商业主体与主权国家之间签署协议时，本质上存在着地位不对等，主权国家一旦违约，企业也无法运用民法中的相关准则来处理，很难通过法律途径获得合理赔偿。同时，政府违约风险通常与其他投资风险同时存在，是其他政治风险的衍生结果或者诱发其他投资风险，而曾经有过违约先例的政府再次违约的可能性也较大。

中国中铁投资墨西哥高铁项目时，中国铁建牵头的联合体原本已经获得该项目的，但墨西哥政府随后取消了中国公司的高铁投标结果，并宣布要重启投标程序，而后又宣布无限期搁置该高铁项目。2011 年斯里兰卡政府将科伦坡中航广场项目土地性质由原计划的永久产权变更为 99 年租赁产权，导致中国航空技术国际工程有限公司决定终止对该项目的投资。而在中国交通建设股份有限公司投资斯里兰卡科伦坡港口城这一项目上，斯里兰卡政府再次违约。2015 年该项目被斯里兰卡政府以涉嫌规避当地法律以及回避相关环境要求为由叫停，项目停工期间每天损失估计 38 万美元。2017 年，虽然斯里兰卡政府与中国交建重新达成合作协议，但是却将之前协议中的永久使用权变为 99 年租赁。

5. 内部政治斗争风险。

内部政治斗争风险是指东道国内政治斗争给投资者带来的风险，这种斗争还没有上升到武装冲突的层面。在 43 起政治风险导致的问题项目中，由该类风险导致的共有 4 项，占 9.3%。第一种情况表现为执政党迫于反对党的压力而干预投资项目致使投资失败。东道国反对党往往会通过批评执政党批准的投资项目、夸大投资危害、煽动舆论情绪来给执政党带来政治压力，使外资成为反对党打击执政党的砝码。2007 年菲律宾时任总统阿罗约迫于反对党的政治压力，成立了“中国项目监察专门小组”，审查所有由中国贷款资助的项目，致使中兴通讯在菲律宾的 NBN 项目搁置，而这一失败案例背后有着更深层的政治斗争因素，中兴通讯成为反对党打压政治对手的筹码。菲律宾复杂的政治形势还同时造成“吉林富华公司”和“北大荒公司项目”的无限期延迟。第二种情况表现为政权更迭后，由于与上届政府政见不和，新政府暂停上届政府通过的投资。例如，2018

年马来西亚新总理马哈蒂尔上台后接连暂停前任总统批准的中资项目。

6. 国际地缘政治风险。

在 43 起政治风险导致的问题项目中，由该类风险导致的共有 4 项，占 9.3%。除前文中坤集团购买冰岛土地项目受美国地缘政治因素影响而搁浅外，受伊朗核问题影响，2011—2012 年，美欧通过贸易禁运和切断伊朗国际金融、保险、交易结算渠道的方式，加大对伊朗单边经济制裁。受此影响，中石油作为伊朗重要的油气上游合作伙伴，面临诸如设备禁运、结算不便和贸易困难等难题，导致其无法达到伊朗南帕尔斯气田开采的工程进度要求，最终只能放弃该油田的开发。

中国与印度有多重利益冲突，而这种冲突在东南亚地区最为明显。在中国交通建设集团旗下公司投资建设的斯里兰卡科伦坡港口城这一案例中，虽然因政府违约风险项目暂停后又重新开工，但是斯里兰卡政府迫于来自印度方面的压力，撤回了先前给予中方的 20 公顷土地的永久使用权，而将其改为 99 年租赁。

在北京天骄航空收购马达西奇股权的交易中，表面上是乌克兰国家安全部门控告中方企图将乌克兰的资产转移到国外而下令冻结其股权，但实际上乌克兰是中国第二大军事技术来源国，在军事设备领域马达西奇公司与中国有着多年合作，乌克兰安全部门的相关举措可能与美国施压有关。

7. 政策变动风险。

政策变动风险是指东道国政策发生变化给企业带来的风险。在 43 起政治风险导致的问题项目中，由该类风险直接导致的共有 2 项，占 4.65%。东道国的政策变动主要有两类：一类是所谓的“开门引资，关门打狗”，即东道国政府在吸引外商投资时，普遍承诺给予一定的优惠条件，外资进入后，东道国政府可能会改变原有优惠政策，使企业盈利能力下降，甚至导致投资失败。在中石化投资乌兹别克斯坦石油项目中，2005 年乌兹别克斯坦政府大幅提高“地下资源使用税”，导致开采成本过高，致使中石化在没有进一步优惠的情况下难以维持正常生产；另一类是在投资准备阶段发生政策变动，导致投资无利可图而放弃投资。中国明阳风电集团投资保加利亚风力发电厂项目中，保加利亚能源监管局在我国企业筹资过程中大幅削减风电和太阳能的补贴率使得该项目无利可图，中国明阳集团不得不放弃投资。

8. 国有化风险。

在 43 起政治风险导致的问题项目中，由该类风险导致投资失败的共有 2 项，占 4.65%。2005 年，通化集团在朝鲜投资 70 亿人民币开采茂山铁矿，建成投产后却被朝鲜政府收为国有，造成巨大投资损失。2007 年年底，中国平安投资比利时富通集团，但受 2008 年金融危机影响，富通集团股价大跌，比利时政府对富通集团实施了国有化救助及拆解出售，令富通集团资产大大缩水，中国平安投资损失率超过 90%。一般而言，在资源较为丰富的发展中国家，政府对于石油、矿产以及基础设施等控制力较强，会颁布相关国有化法令（见表 7）。而发达国家的国有化风险主要集中在银行金融领域，当发达国家遇到金融或经济危机时，政府为了拯救金融部门，往往会将银行收归国有。

表 7 签署国有化法令的主要国家及国有化的产业

时间	国家	国有化产业
2007	委内瑞拉	石油
2009	德国	银行业
2012	玻利维亚	电信、矿产、电力
2012	阿根廷	石油
2015	阿根廷	铁路

资料来源：作者根据签署国有化法令相关新闻报道整理。

9. 强制接管和政府救助风险。

在 43 起政治风险导致的问题项目中，由该类风险导致的共有 2 项，占 4.65%。与国有化风险相类似，这类风险主要发生在国家经济或金融危机时期，政府为了拯救本国金融部门，维护本国利益，往往会强势介入投资交易，强制接管被投资主体或者直接给被投资主体融资，进而导致投资交易失败。2007 年 10 月，中信证券打算入股贝尔斯登，但是由于贝尔斯登在美国债券市场和证券市场的特殊地位，美联储决定注资救助贝尔斯登，中信证券放弃交易。与此同时，民生银行曾打算收购旧金山联合银行，但收购申请尚未获得裁决，联合银行就被美国联邦存款保险公司迅速接管。

(三) “一带一路”沿线国家政治风险特征

“一带一路”倡议是中国与沿线国家实现政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民意相通的重要顶层设计，是扩大对外开放，提升开放质量，加强与沿线国家互惠共赢的重要载体，自 2013 年倡议提出以来，中国与沿线国家开展务实合作，对“一带

一路”沿线国家大型投资项目数量与投资金额都显著增长^①（见图4）。

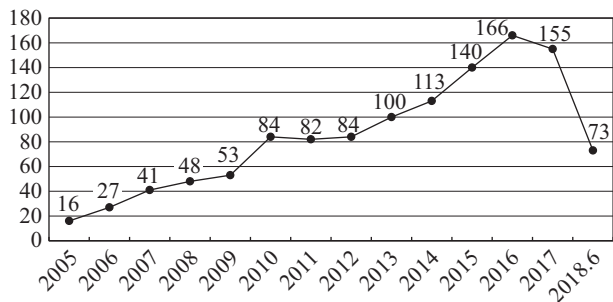


图4 2005年1月—2018年6月中国对“一带一路”沿线国家大型投资项目数量

数据来源：China Global Investment 数据库。

中国社会科学院世界经济与政治研究所发布的《中国海外投资国家风险评级报告（2019）》显示，“一带一路”沿线国家的政治风险是最大的潜在风险^{[24] (p55)}。金融危机爆发三年后，我国企业在“一带一路”沿线国家遭受的政治风险不断上升，因政治风险而导致的问题项目数也呈上升趋势（见图5）。随着“一带一路”倡议务实推进，中国企业在“一带一路”沿线国家投资遭受的政治风险有所下降，因政治风险导致的问题项目占比呈下降趋势。“一带一路”倡议扩大了中国与沿线国家的经贸合作规模，加深了中国与沿线国家的互联互通，这些都会促进中国与一带一路沿线国家关系的发展，降低受双边政治关系影响的政治风险，比如政府反对风险、民众反对情绪风险、政府违约风险等。

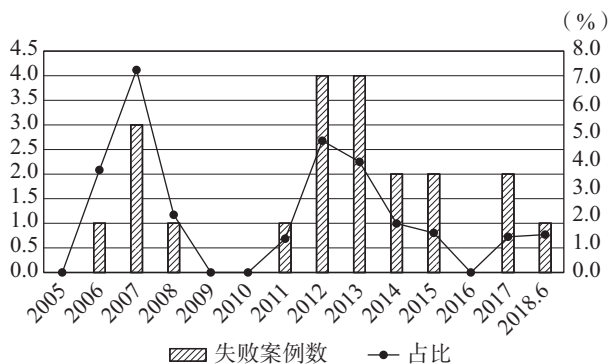


图5 “一带一路”沿线国家政治风险导致的问题项目情况

但是，“一带一路”倡议对中国与沿线国家开展投资合作的影响更为复杂而深远，“一带一路”

倡议的实施，有可能会扩大我国企业遭受由多边政治关系导致的国际地缘政治风险，尤其是与美国相关的国际地缘政治风险上升。美国主流媒体对“一带一路”倡议的报道以负面为主，对中国发起“一带一路”倡议的动机、可行性乃至行动方案的潜在影响充满质疑与担忧（韦宗友，2018^[24]），美国政府更是对中国“一带一路”倡议抱以警觉的态度。因此，美国对中国在中东地区、中东欧地区等地缘政治敏感地区和敏感行业的投资会格外关注和警惕，通过对有关国家施压来阻碍中国企业投资，这种地缘政治风险的变化需要引起我国政府和企业的高度重视。

四、研究结论与展望

（一）研究结论

1. 中国企业对外直接投资风险研究方面，通过拓展资料来源、整合数据，探索新的研究范式不但可行而且能够产生新的发现。

本文以2005年1月至2018年6月美国传统基金会“中国全球投资追踪”数据为基础，运用内容分析法对中国期刊全文数据库（CNKI）的中国重要报纸全文数据库以及专业权威新闻财经网站资讯文本进行编码，建立我国企业大型对外直接投资问题项目（Troubled Transactions）数据库，解决了对外投资案头案例研究中资料缺乏且存在选择性偏差等问题，在中国企业对外投资与国际化问题案头案例研究范式方面做出一定的探索。

2. 政治风险是我国大型对外直接投资项目面临的最主要风险。

基于“产业类别-政治风险”矩阵分析表明，我国对外投资大型问题项目的政治风险主要有九类，战争与内部动乱风险和东道国政府反对风险占比最高，风险呈现明显的产业及区域特征。43起因政治风险出现问题的项目中，战争与内部动乱和政府反对风险分别为13项、11项，其他类别政治风险情况为：民众反对情绪风险4项、政府违约风险4项、内部政治斗争风险4项、国际地缘政治风险4项、政策变动风险2项、国有化风险2项、强制接管和政府救助风险2项。

^① 投资中包含对外投资与工程承包，其中2017年中国对“一带一路”沿线国家投资数量虽然略有下降，但投资金额稳步增长。

3. “一带一路”倡议的实施降低了对外直接投资的政治风险,但需要警惕地缘政治演变带来新风险的可能性。

自2013年“一带一路”倡议提出以来,中国企业在“一带一路”沿线国家投资遭受的政治风险有所下降,因政治风险导致的失败项目占比呈下降趋势。“一带一路”倡议扩大了中国与沿线国家的经贸合作规模,加深了中国与沿线国家的互联互通,这些都会促进中国与一带一路沿线国家关系的发展,降低受双边政治关系影响的政治风险,比如政府反对风险、民众反对情绪风险、政府违约风险等。但与美国相关的国际地缘政治风险上升,需要引起我国政府和企业的的高度重视。

(二) 管理启示

1. 加强尽职调查,警惕政策变动。

企业投资前应对东道国投资环境进行充分的论证,事先调查投资项目所在行业的具体相关政策及政策变动情况,寻找是否存在因政府违约、政策变动、当地居民反对而导致投资失败的先例,深入了解东道国当地的经济、政治、文化和社会发展局势,进而做好风险评估以规避政策变动风险。在项目实施过程中,有效处理好相关利益方的诉求,坚持上层“政府路线”和下层“群众路线”两条腿走路,格外警惕发生过国内政治斗争、资源民族主义和国有化等风险的国家及地区。一般而言,在政府信用良好的发达国家和地区投资遇到的政策变动风险可能性较小,如新加坡、中国香港和瑞士等^①,这些国家和地区政策质量较高且连续性较强。

2. 寻求战略联盟,承担社会责任。

企业海外投资可尝试同东道国本地有影响力的企业合作,共同经营投资项目,从而形成利益共享、风险共担的战略联盟共同体。一方面,战略联盟会弥补我国海外投资企业不能详细了解东道国政治与社会环境的劣势,降低遭受政治风险的可能性;另一方面,一旦发生政治风险,当地有影响力的公司作为战略联

盟的一方可以充分利用其在东道国的资源和影响力,有效解决问题。此外,对外投资企业尤其应该注重自己在当地的企业形象,承担起包括基础设施建设、环保、教育、医疗等方面的社会责任,对于资源类投资而言,尤其注意不要破坏当地的自然环境,努力获得当地居民的支持和认可。

3. 关注国际关系,深化政企沟通。

政治风险受国际政治关系影响密切,例如民众反对情绪风险就受东道国与中国政府关系影响,国际地缘政治风险、战争与内部动乱风险则受地缘政治变化影响较大。我国政府在做好与投资东道国政府层面的沟通、为投资保驾护航的同时,还应该加强与企业沟通,提供国际政治局势信息,对可能产生的政治风险加强预警,同时还要对受美国影响的国际地缘政治风险的变化加强重视。

(三) 局限与展望

1. 大型问题项目风险数据库资料来源资讯文本存在一定局限。

本文采用内容分析法对中国期刊全文数据库(CNKI)的中国重要报纸全文数据库以及专业权威新闻财经网站资讯文本进行编码,没有将有关国外媒体对项目的相关报道纳入其中。一般而言,由于文中研究的问题项目涉及金额多,政治影响和社会舆论较大,国际媒体均有关注与报道,兼听则明,在未来的研究中,可以考虑将这部分资讯纳入文本,从资料佐证和方法论上将会更加严谨,有可能产生一些新的发现。

2. 应该对文中所涉及出现频度高、影响严重的政治风险展开深入的地区与国别研究。

文中比较详细分析了我国大型对外投资问题项目政治风险区域分布、产业分布以及典型的案例,未来应围绕重点地区或国别开展有关风险的系统化研究,以充足证据探究有关风险演变的逻辑,选取相关指标,建立预警体系,这样的研究能够更好地满足国家重大战略需要,具有更强的现实指导意义。

参考文献

- [1] 王海军. 政治风险与中国企业对外直接投资——基于东道国与母国两个维度的实证分析 [J]. 财贸研究, 2012 (1): 110-116.
- [2] 孟醒, 董有德. 社会政治风险与中国企业对外直接投资的区位选择 [J]. 国际贸易问题, 2015 (4): 106-115.

^① 上述国家和地区是“全球治理指数”(WGI)2015年数据中政府效率(government effectiveness)指标较高的国家和地区。

- [3] 张艳辉, 杜念茹, 李宗伟, 石泉. 国家政治风险对我国对外直接投资的影响研究——来自 112 个国家的经验证据 [J]. 投资研究, 2016 (2): 19-30.
- [4] 赵青, 张华容. 政治风险对中国企业对外直接投资的影响研究 [J]. 山西财经大学学报, 2016 (7): 1-13.
- [5] 姚凯, 张萍. 中国企业对外投资的政治风险及量化评估模型 [J]. 经济理论与经济管理, 2012 (5): 103-111.
- [6] Ferrari F, Rolfini R. Investing in a Dangerous World: A New Political Risk Index [R]. SACE Group, May 2008.
- [7] 孟凡臣, 蒋帆. 中国对外直接投资政治风险量化评价研究 [J]. 国际商务研究, 2014 (5): 87-96.
- [8] 罗会钧, 黄春景. 中国企业对非洲投资的政治风险管理 [J]. 云南财经大学学报, 2009 (4): 140-145.
- [9] 刘曙光, 郭宏宇. 对非投资的政治风险: 新动向与应对建议 [J]. 国际经济合作, 2012 (11): 14-18.
- [10] 都伟. 中国企业投资非洲面临的政治风险及应对策略 [J]. 现代经济探讨, 2016 (3): 62-66.
- [11] 黄河, 许雪莹, 陈慈钰. 中国企业在巴基斯坦投资的政治风险及管控——以中巴经济走廊为例 [J]. 国际展望, 2017 (2): 132-148.
- [12] 韩禧. 中国企业对韩国直接投资的政治风险分析 [J]. 中国外资, 2014 (2): 14-15.
- [13] 李紫莹. 中国企业在拉美投资的政治风险及其对策 [J]. 国际经济合作, 2011 (3): 20-24.
- [14] 钟雪飞, 陈惠芬. 中国石油企业海外投资面临的政治风险及评价 [J]. 产业与科技论坛, 2008 (11): 59-61.
- [15] 周永发. 资源型海外投资政治风险及其应对策略 [J]. 中国国土资源经济, 2014 (6): 60-63.
- [16] 杨明强. 中国企业资源获取型对外直接投资的政治风险及对策 [J]. 商业时代, 2014 (28): 104-105.
- [17] 刘孙芸. 资源型境外投资的政治风险因素及规避策略 [J]. 国际经济合作, 2015 (7): 68-73.
- [18] 李群. 农业对外投资政治风险的防范 [J]. 安徽农业科学, 2012 (9): 5663-5665.
- [19] 潘晓明. 从墨西哥高铁投资受阻看中国对外基础设施投资的政治风险管控 [J]. 国际经济合作, 2015 (3): 76-79.
- [20] Miller K D. A Framework for Integrated Risk Management in International Business [J]. Journal of International Business Studies, 1992, 23 (2): 311-331.
- [21] 许晖, 余娟. 企业国际化经营中关键风险的识别研究 [J]. 南开管理评论, 2007 (4): 92-97.
- [22] 马东俊, 张敬伟. 汽车产业跨国公司在华活动及其战略特征——以 2003—2007 年为例 [J]. 管理学报, 2010, 23 (2): 12-15, 47.
- [23] Wilfried B, Christian T. Content Analysis in Empirical Social Research [J]. International Journal of Educational Research, 1999, 31 (8): 659-671.
- [24] 中国社会科学院世界经济与政治研究所. 中国海外投资国家风险评级报告 (2017) [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2017: 84-85.
- [25] 韦宗友. 美国媒体对“一带一路”倡议的认知——基于美国三大主流媒体的文本分析 [J]. 国际观察, 2018 (1): 112-126.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

(上接第 117 页)

- [46] 苏晶蕾, 银成钺, 郭帅. “星二代”负面信息对“星一代”代言的负面溢出效应——基于消费者思维方式的视角 [J]. 管理评论, 2017, 29 (8): 121-135.
- [47] Carrillat F A, D'Astous A. The Sponsorship-advertising Interface: Is Less Better for Sponsors? [J]. European Journal of Marketing, 2012, 46 (3/4): 562-574.
- [48] Chanavat N, Martinet G, Ferrand A. Sponsor and Spouses Interactions: Effects on Consumers' Perceptions of Brand Image, Brand Attachment, and Purchasing Intention [J]. Journal of Sport Management, 2009, 23 (5): 644-670.
- [49] Heckler S E, Childers T L. The Role of Expectancy and Relevancy in Memory for Verbal and Visual Information: What is Incongruity? [J]. Journal of Consumer Research, 1992, 18 (3): 475-492.
- [50] Olson E L. Does Sponsorship Work in the Same Way in Different Sponsorship Contexts? [J]. European Journal of Marketing, 2010, 44 (1/2): 180-199.
- [51] Chien P M, Cornwell T B, Pappu R. Sponsorship Portfolio as a Brand-image Creation Strategy [J]. Journal of Business Research, 2011, 64 (2): 142-149.
- [52] Carrillat F A, Harris E G, Lafferty B A. Fortuitous Brand Image Transfer [J]. Journal of Advertising, 2010, 39 (2): 109-124.

(责任编辑: 邵霖 张安平)