

政策组合视角下政府研发补贴政策评估

——基于40个国家的模糊集定性比较分析

Evaluation of Government R&D Subsidy from the Perspective of Policy Mix:
Fuzzy-set Qualitative Comparative Analysis Based on 40 Countries

马海涛 韦焯剑

MA Hai-tao WEI Ye-jian

[摘要] 笔者采用40个经合组织成员国和合作伙伴经济体2013—2017年的数据,运用模糊集定性比较分析方法,评估了不同国家政府研发补贴政策组合对本国企业研发投入的影响,并对5种实现高企业研发强度的政策“配方”进行了横向案例比较分析。研究结果表明:虽然多半高企业研发强度国家实行的是“高直接资助、高税收优惠”策略,但一些实施低直接资助或低税收优惠政策的国家同样能够实现高企业研发强度,表明没有最优的政策组合,只有最适合的政策组合。政府根据本国创新战略或科技政策,适当地资助高等教育研发或政府研发,也有助于激励企业提高研发强度,表明公共部门研发和私人研发是互补的。人均GDP相对较低的国家,企业研发投入强度通常也较低;企业研发投入强度相对较高的国家,人均GDP通常也较高。以上结果显示,中国应当加强科技制度供给侧结构性改革,完善政府研发补贴政策体系,通过综合施策、靶向治疗,支持产学研等各类主体融通创新,切实把我国科技制度优势转化为治理效能。

[关键词] 研发补贴 政策组合 研发投入 模糊集定性比较分析

[中图分类号] F811 F812 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0003-12

Abstract: Based on the data of 40 OECD member countries and partner economies from 2013 to 2017, this paper uses the method of fuzzy-set qualitative comparative analysis to evaluate the impact of different government R&D subsidy policy mix on the R&D investment of domestic enterprises, and makes a horizontal case comparative analysis of five policy “formulas” to achieve high R&D intensity of enterprises. The results show that although most countries with high R&D intensity implement the strategy of “high direct subsidy and tax incentives”, some other countries with low direct subsidy or low tax incentives can also achieve high R&D intensity, which indicates that there is no optimal policy mix but suitable policy mix. According to the innovation strategy or science and technology policy, the government’s appropriate funding for Higher Education R&D or government R&D will also help to encourage enterprises to improve the R&D intensity, which shows that public sector R&D and private R&D are complementary. In countries with relatively low per capita GDP, the R&D investment intensity of enterprises is generally low; in countries with relatively high R&D investment intensity, the per capita GDP is generally high. The above results indicate that China should strengthen supply-side structural reform of the science and technology system, improve the R&D subsidy policy of the government, and promote collaborative innovation by various subjects such as industries, universities and research institutions through comprehensive and special policy implementation, in order to effectively transform the advantages of Chinese science and technology system into governance efficiency.

Key words: R&D subsidy Policy mix R&D investment Fuzzy-set qualitative comparative analysis

[收稿日期] 2021-01-08

[作者简介] 马海涛,男,1966年5月生,中央财经大学财政税务学院教授、博士生导师,研究方向为财税理论与政策;韦焯剑,男,1987年3月生,中央财经大学财政税务学院博士研究生,研究方向为财税理论与政策。本文通讯作者为韦焯剑,联系方式为 weiyechuan870328@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“实质性减税降费与经济高质量发展”(项目编号:192DA070)。

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

党的十九大报告指出,创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑。现代经济增长理论表明,技术进步和知识积累是决定经济增长的重要因素(Romer, 1990^[1]),而技术进步的根源是技术创新(柳卸林, 1993^[2]),技术创新的源泉是研究与试验开发(R&D, 以下简称研发),企业在技术创新中发挥着主体作用。由于创新技术具有公共产品的溢出性、成果的非排他性以及收益的非独占性等特征,导致企业从事技术创新活动的私人收益率低于社会收益率,企业技术创新不可避免地会遇到市场失灵和投资不足等问题(Tassey, 2004^[3])。这为政府干预企业技术创新活动提供了恰当的理由。

工业经济体中的大多数政府都试图通过研发补贴政策,包括直接资助(如赠款、贷款和资本注入)和税收优惠等,来引导企业从事技术创新活动。按照世界贸易组织《补贴与反补贴措施协定》第四部分第8条的规定,政府研发补贴与贫困地区补贴、环境保护补贴一样,是符合特定要求的专项性补贴,属于不可诉补贴,又称“绿色补贴”(石广生, 2011^[4])。2008年以来,尽管世界经济遭受金融危机的严重冲

击,但是大多数工业国家和新兴工业国家依然加大了政府研发补贴力度。如图1所示,2007年至2017年,在36个经合组织成员国与4个金砖国家中^①,26个国家的政府研发补贴总额占GDP的比重增加,其中13个国家的增幅超过100%,中国的补贴强度增长25.6%。

同时,可以清楚地看到,各国政府在研发补贴政策的选择和组合上也存在较大差异。部分国家为企业研发提供了丰厚的直接资助和慷慨的税收优惠,如法国、韩国、英国、奥地利等。另一些国家则在直接资助方面提供的支持很少,主要通过税收激励措施,如荷兰、澳大利亚、意大利、日本等,其税收优惠占政府研发补贴总额的80%以上。还有一些研发密集型国家的政府研发补贴相对较少,主要依赖,甚至仅依赖直接资助,如瑞士、芬兰、丹麦、德国等。中国则好似秉持着“中庸之道”,无论是补贴总额还是单项补贴力度都居于40个国家的中等水平,直接资助和税收优惠基本呈现五五开。各国政府研发补贴的慷慨程度和政策组合的差异性表明,政策制定者在政府研发补贴的最优强度和各政策工具的有效性等问题上存在认识分歧。

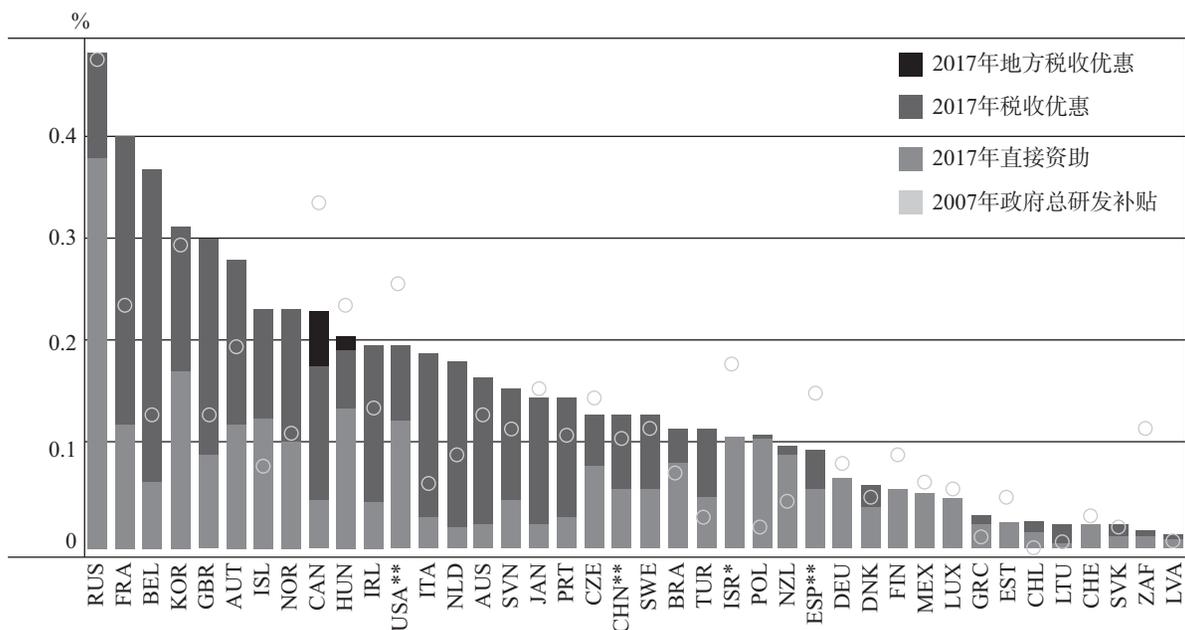


图1 2017年和2007年经合组织成员国与金砖国家政府研发补贴总额占GDP的百分比

注: *缺少税收优惠数据; **缺少地方税收优惠数据。

数据来源: OECD, R&D Tax Incentives Database, <https://oe.cd/rdtax>, 2020年4月。

① 因数据缺失,不包含印度。

与政策制定者一样,学术界对政府研发补贴政策工具的有效性问题也存在不同认识。尽管在大多数国家,企业可以获得直接资助和税收优惠,但是迄今为止,对政府研发补贴政策的研究,大都聚焦于对个别政策工具的有效性分析上(Busom等,2015^[5]; Guerzoni和Raiteri,2015^[6])。在不控制其他可用工具的情况下,估算单一政策工具可能会导致隐藏的处理偏差。同时,近年的实证分析研究结果表明,不同学者对直接资助或税收优惠的有效性存在不同的看法(Dimos和Pugh,2016^[7]; Castellacci和Lie,2015^[8])。总体上看,研究结果的异质性不仅是计量方法和数据采用引起的,还与行业或国家背景以及政策工具的具体设计和实施有关(Montmartin等,2018^[9])。Castellacci和Lie(2015)^[8]在其结论中指出,大多数研究分别评估直接资助和税收优惠的影响,未来的研究应评估政策组合的有效性。

本文通过统筹考虑各类政府研发补贴政策工具,采用模糊集定性比较分析(Fuzzy-Set Qualitative Comparative Analysis, fsQCA)方法,评估了40个国家的政府研发补贴政策组合对本国企业研发投入的影响。定性比较分析(QCA)自20世纪80年代美国社会学家Ragin(1987)^[10]首次提出以来,在社会科学研究中越来越受欢迎(马克斯等,2015^[11]),特别是在创新研究中(Seny Kan等,2016^[12]),因为这种方法相对于基于回归的方法具有特殊优势(Woodside,2013^[13])。作为一种组态比较分析技术,fsQCA方法适用于中小样本的宏观研究,允许探索复杂的、非对称的因果关系,可以分析不同的前因条件(本文中是政府研发补贴政策工具)如何组合以实现特定的目标结果(本文中是高企业研发强度),以及前因条件的多种组合是否导致相同的结果(Ragin,2000^[14]),这些都是传统回归分析技术所不“擅长”的。本文使用fsQCA方法对40个国家的政府研发补贴政策组合进行系统评估和横向比较,目的就是想通过引入一种新的实证分析方法,克服当前政府研发补贴政策研究使用净效应分析的局限性,寻找各国政府研发补贴政策实践差异和实证研究结果异质性的内在原因,发现实现高水平企业研发投入的政府研发补贴政策组合类型,为我国借鉴国际有益经验,立足实际动态调整政府研发补贴政策体系,助力实现科技高水平自立自强提供启示。

二、文献综述

为填补政府研发补贴政策组合研究领域的空白,消除单一政策工具研究中隐藏的估计偏差,为政策制定者科学决策提供理论支持,国外部分学者对这一问题展开了初步研究并取得了富有成效的进展。一些微观计量研究认为,政府研发补贴政策工具之间是互补的。Hægeland和Møen(2007)^[15]是最早使用企业级数据评估直接资助和税收优惠之间相互作用的人之一。他们的结果表明,挪威政府研发补贴政策工具之间是互为补充的。此后,Corchuelo和Martínez-Ros(2009)^[16]、Bérubé和Mohnen(2009)^[17]、Duguet(2012)^[18]、Czarnitzki和Lopes-Bento(2014)^[19]等分别利用西班牙、加拿大、法国、德国等国家的企业数据进行实证研究,同样发现政府研发补贴政策工具之间存在互补效应。与此同时,另一些研究表明,政府研发补贴政策工具之间存在替代效应,即通过引入另一种工具可以减少一种工具的影响。Marino等(2016)^[20]利用双重差分和匹配估计等方法,运用法国企业样本分析了存在或不存在研发税收抵免制度的情况下直接资助的政策效果。他们表明,在存在研发税收抵免制度时,中高水平直接资助的挤出效应似乎更为明显。Dumont(2017)^[21]采用固定效应面板回归,对比利时企业数据进行分析发现,当企业同时从不同的研发补贴政策工具中受益时,补贴的有效性会降低,特别是当企业将直接资助与多种税收优惠结合起来时。值得注意的是,得出替代效应结论的微观计量研究,主要基于法国、比利时等高强度政府研发补贴国家。

虽然受有效数据和样本数量等限制文献相对较少,但是宏观计量研究也有助于分析政府研发补贴政策组合。Guellec和Van Pottelsberghe(2003)^[22]利用17个经合组织国家数据研究提出,直接资助和税收优惠可以有效增加企业研发投入,但增加一种政策工具的支持会降低另一种政策工具支持的效果。Montmartin(2013)^[23]采用偏差矫正LSDV法,利用25个经合组织国家数据研究表明,只有税收优惠才会显著影响企业资助的研发强度。如果在一个国家内的直接资助和税收优惠之间出现替代效应,则这些政策与其他国家实施的政策之间会出现一定的互补性。Montmartin和Herrera(2015)^[24]引入空间动态面板模型,利用25个经合组织国家数据研究发现,政府研发补

贴政策与企业研发投入之间存在非线性关系, 国家内实施的政府研发补贴政策工具之间, 以及国与国政府研发补贴政策之间都存在替代效应。Montmartin 等 (2018)^[9] 基于研发投资模型的空间扩展, 对法国的地区数据进行分析发现, 国家资助是唯一能够产生重大挤入效应的政策工具, 相反, 税收抵免、地方资助、欧盟资助等其他政策工具的补贴设计、规模和空间分配, 似乎使它们在法国背景下成为以邻为壑的政策。

国内学者也对政府研发补贴政策组合做了部分研究。朱平芳和徐伟民 (2003)^[25]、徐伟民 (2009)^[26] 利用上海市高新技术企业数据, 研究了政府直接资助和税收优惠这两个政策工具间的交互作用, 前者发现两个政策工具互为补充, 后者发现两个政策工具间可能存在“系统失灵”问题。还有一些学者利用我国各省区市数据进行了研究, 戴晨和刘怡 (2008)^[27] 表示税收优惠比直接资助对企业研发投入具有更强的激励作用, 梁彤缨等 (2012)^[28] 发现两个政策工具都对企业研发投入具有积极引导作用, 赵凯和王鸿源 (2018)^[29] 认为“低直接资助、低税收优惠”策略更有利于提高企业创新收益。

诚如前文所述, 国内外实证分析研究基于不同的国家背景、不同的政策环境、不同的计量工具, 形成了不同的分析结论。哪类政策工具作用更优, 哪种政策组合效果更好, 什么补贴力度更适当, 学者们看法不一而足, 可谓“仁者见仁, 智者见智”。其中, 国内研究大都停留在采用简单的研发投资模型, 引入直接资助和税收优惠交互项, 进行回归分析的范式上, 既没有对政府研发补贴的内生性和选择性偏误等问题进行处理, 也没有考虑空间效应影响, 而这些都会产生有偏估计。国外研究虽然已经普遍认识到样本选择性偏误和变量间内生性等问题, 并采用工具变量、匹配估计、双重差分等方法对这些问题进行了处理, 但是各类方法都有已知的优点以及一些限制, 比如因果推理依赖于条件独立性假设或可观察性假设等 (Dumont, 2017^[21])。此外, 运用净效应分析建立因果关系的其他局限性, 比如自变量相互独立、因果对称性、单项线性关系等 (里豪克斯和拉金, 2017^[30]), 同样阻碍了对政府研发补贴政策组合效果的评估。研究结论的异质性和分析方法的局限性, 要求我们尝试摆脱固有思维, 引入新的技术和方法, 进一步深化对政府研发补贴政策组合问题的探讨

和研究。

三、研究设计

(一) 研究样本

本文使用的数据来源于经合组织 2020 年 4 月发布的“经合组织研发税收激励数据库”(OECD RDTAX database)。该数据库旨在为政策制定者和研究人员提供可用的数据基础设施, 以研究经合组织成员国和合作伙伴经济体中研发税收激励措施的使用与影响 (Appelt 等, 2019^[31])。该数据库包括 36 个经合组织成员国和 11 个非成员经济体政府对商业企业研发支出 (BERD) 的税收优惠和直接资助的时间序列数据。我们选取其中 2013—2017 年的数据, 将这些数据与经合组织 2020 年 2 月发布的“经合组织主要科学技术指标数据库”(OECD MSTI database) 中的商业企业研发支出、高等教育研发支出 (HERD)、政府研发支出 (GOVERD) 等数据, 以及 2019 年 12 月发布的国内生产总值 (GDP) 数据, 按照国家英文名称简称进行合并, 剔除数据存在严重缺失的国家样本, 并参照 Lederman 和 Maloney (2003)^[32]、Falk (2006)^[33] 的做法, 使用 5 年平均值数据进行分析, 最终获取了共 40 个国家样本 (包括 35 个经合组织成员国和 5 个非成员经济体) 的横截面数据。

(二) 研究方法

为了克服传统回归分析技术的局限性, 本文选择 QCA 方法研究政府研发补贴政策组合问题。第一, QCA 方法是一种组态比较分析技术。传统政府研发补贴政策研究大多聚焦于对某一种或几种政策工具有效性的净效应分析, 即每单位政府研发补贴诱导或者挤出了多少单位的企业研发投入, 并通过比较不同政策工具影响的弹性系数来评判政策优劣。这类研究遵循物理学范式和边际分析技术, 却忽略了自变量间可能存在的“化学反应”和相互依赖性 (杜运周和贾良定, 2017^[34])。QCA 方法关注多重并发因果关系, 采取整体视角和组合思维, 将不同政府研发补贴政策工具等前因条件看成潜在合作者而非竞争对手进行组态分析, 从而帮助我们发现产生高企业研发强度这一确定性结果的不同前因“配方”, 并可以从中探寻更经济、更有效、更适宜的政策组合。第二, QCA 方法是一种集合分析方法。与基于相关分析的传统计量研究方法相较, QCA 方法综合了案例导向和变量导向方法的优点 (Ragin, 1987^[10](168)), 运用集合论和布

尔代数对必要和充分条件关系进行分析,第一次让理论和实践语言匹配起来(拉金,2019^[35])。不同于具有对称性的相关关系,集合关系是非对称的,更适合用于分析像政府研发补贴和企业研发投入等现实世界中广泛存在的非对称性关系(夏鑫等,2014^[36])。第三,QCA方法适用于中小样本的宏观比较分析。由于有效数据的可得性和样本数量的有限性等原因,国内外学者对政府研发补贴政策的实证研究,通常偏好基于企业层面的微观计量研究(任国良等,2013^[37])。QCA方法突破了传统回归分析对样本数量的限制,不仅适用于大样本研究,同时还适用于中小样本研究,已被广泛应用于宏观、中观、微观等各层面的实证研究当中。事实上,QCA方法最初就是作为一种“宏观比较”的分析方法被广泛接受的(里豪克斯和拉金,2017^{[30](3)})。

Ragin于1987年开发了QCA,并在他的《比较方法》(Ragin,1987^[10])一书中对其进行了首次描述。但是,当时的QCA方法只能处理二分变量,即变量只能取值0或1。因此,研究人员必须简化其数据,而这可能会导致变量信息的丢失。为了克服这一障碍,Ragin于2000年将模糊集合引入QCA,创建了fsQCA(Ragin,2000^{[14](15)})。fsQCA方法可以通过校准程序,为变量分配0到1之间的任何值,从而在一定程度上将变量的“质性”维度和“量化”维度结合起来。QCA特别是fsQCA开发以来,在社会科学领域获得了广泛的应用,但在财税领域仍然是一个新鲜事物,提及fsQCA方法的国内学术论文仅有4篇,分别是王菁等(2016)^[38]、徐家良等(2019)^[39]、李华和张瑜娟(2020)^[40]、司晓悦和马一铭(2020)^[41]。要应用fsQCA方法,研究人员可以从国际COMPASS网站^①发布的各种软件包中进行选择。本文采用由Ragin和Davey共同开发的独立软件“fs/QCA v3.0”(Ragin和Davey,2017^[42]),以及Cronqvist开发的Excel加载项“QCA Add-In v1.1”(Cronqvist,2019^[43])进行fsQCA研究。

(三) 研究变量

既有研究表明,企业研发投入受政府研发投入的影响,既包括受政府对商业企业研发支出的直接资助

或税收优惠等研发补贴的直接影响,也包括受政府资助的高等教育研发支出或政府研发支出的间接影响。为综合分析政府各类研发投入的影响,本文的结果变量和条件变量采用Guellec和Van Pottelsberghe(2003)^[22]、Falk(2006)^[33]所建模型的修改版来指定:

$$BUSBERD_i = f(DF_i, TS_i, GOVHERD_i, GOVGOVERD_i, GDPPCAP_i)$$

如表1所示,*BUSBERD*表示企业出资的商业企业研发支出占GDP的百分比,用于衡量政府研发补贴政策组合效果。*DF*和*TS*分别表示政府对商业企业研发支出的直接资助和税收支持(含地方税收支持)占GDP的百分比,用于衡量两类政府研发补贴强度。*GOVHERD*和*GOVGOVERD*分别表示政府资助的高等教育研发支出和政府研发支出占GDP的百分比,用于衡量其他政府研发支出强度。*GDPPCAP*表示人均GDP(按2015年购买力平价美元计算),用于衡量宏观层面的经济形势,经济形势的好坏会影响政府直接资助和税收优惠强度,以及商业企业研发强度。

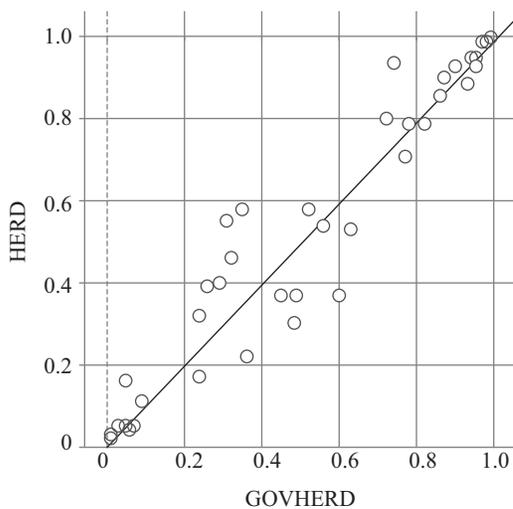
与Guellec和Van Pottelsberghe(2003)^[22]、Falk(2006)^[33]模型不同,本文借鉴Appelt等(2019)^[31]的做法,采用*BUSBERD*替代*BERD*作为结果变量,主要是为了避免直接资助和*BERD*的内生性(Appelt等,2019)^[31];采用*GOVHERD*和*GOVGOVERD*替代*HERD*和*GOVERD*作为条件变量,主要是为了紧密围绕政府研发补贴政策组合这个研究主题,探寻政府研发支出(包括对*BERD*、*HERD*和*GOVERD*的资助)的最优“配方”。事实上,采用*GOVHERD*和*GOVGOVERD*作为条件变量与采用*HERD*和*GOVERD*作为条件变量,其fsQCA分析结果是一致的^②。正如图2所示,*GOVHERD*是*HERD*的充分必要条件,*GOVGOVERD*是*GOVERD*的充分必要条件,*GOVHERD*与*HERD*以及*GOVGOVERD*与*GOVERD*显著正相关。此外,鉴于对中等样本的条件变量最好是4~7个(李华和张瑜娟,2020^[40]),本文共选择了5个关键的条件变量。

① <http://compass.org/>。

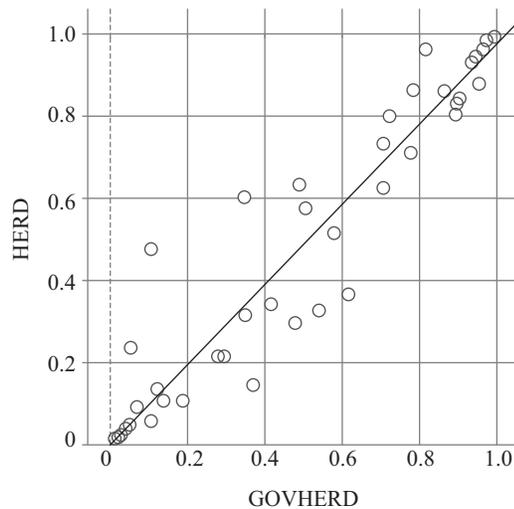
② 尽管其一致性和覆盖度只有0.01左右的差异。

表1 研究变量的设定

变量类型	变量名称	变量定义	数据来源
结果变量	<i>BUSBERD</i>	企业出资的商业企业研发支出占 GDP 的百分比	OECD
条件变量	<i>DF</i>	政府对商业企业研发支出的直接资助占 GDP 的百分比	OECD
	<i>TS</i>	政府对商业企业研发支出的税收支持占 GDP 的百分比	OECD
	<i>GOVHERD</i>	政府资助的高等教育研发支出占 GDP 的百分比	OECD
	<i>GOVGOVERD</i>	政府资助的政府研发支出占 GDP 的百分比	OECD
	<i>GDPPCAP</i>	人均 GDP (按 2015 年购买力平价美元计算)	OECD



Consistency($GOVHERD_i \leq HERD_i$)=0.927 119
Consistency($GOVHERD_i \geq HERD_i$)=0.921 636



Consistency($GOVGOVERD_i \leq GOVERD_i$)=0.913 647
Consistency($GOVGOVERD_i \geq GOVERD_i$)=0.927 456

图2 *GOVHERD* 与 *HERD* 及 *GOVGOVERD* 与 *GOVERD* 充分必要条件的模糊集分析

注: 1. 本图使用的数据已经模糊集校准。2. 当 $\text{Consistency}(X_i \leq Y_i) \geq 0.9$ 且 $\text{Consistency}(X_i \geq Y_i) \geq 0.9$ 时, 可以认为 X 是 Y 的充分必要条件。

数据来源: OECD, MSTI database, <https://oe.cd/msti>, 2020年2月。

四、数据分析与结果

(一) 校准

在 fsQCA 中, 每一个变量都被认为是一个模糊集, 即被定义为具有不同隶属度的集合 (Ragin, 2000^{[14](154)})。因此, 在进行 fsQCA 分析之前, 首先要使用“校准”(calibrate) 程序将每个研究变量转换为模糊集。校准依赖于研究者的实质和理论知识, 并且可以通过两种方式完成: 直接法 (使用“完全隶属阈值”“完全不隶属阈值”“交叉点”等 3 个定性锚点来进行结构化校准) 或间接法 (根据案例在目标集中的隶属度进行广泛的分组) (拉金, 2019^{[35](60-67)})。当使用李克特量表和指标进行定量数据分析时, 建议使用直接校准程序, 方法是根据量表 (或指标) 的值确定隶属关系的 3 个定性锚点 (Ortiz

De Guinea 和 Raymond, 2020^[44])。因此, 与常规程序一致, 本文使用了 fs/QCA v3.0 中的直接校准程序。

在校准研究变量时, 我们遵循 fsQCA 文献中的建议, 为每个变量确定了 3 个定性锚点。例如, 对于李克特七点量表, 一些研究使用值 6 表示完全隶属阈值, 用 2 表示完全不隶属阈值, 将 4 用作交叉点 (Pappas 等, 2016^[45])。其他研究则使用百分位数 (Plewa 等, 2016^[46]) 或四分位数 (Ortiz de Guinea 和 Raymond, 2020^[44]) 校准测量值。本文采用百分位数校准测量值, 使用案例中的第 90 百分位数作为完全隶属阈值, 第 10 百分位数作为完全不隶属阈值, 中位数作为交叉点。校准后各变量的锚点及其统计性描述见表 2。确定 3 个定性锚点后, 我们使用嵌入在 fs/QCA v3.0 软件中的非线性逐步逻辑函数将所有变量的数据转化为模糊集隶属分数。

表 2 研究变量的校准和描述性统计

变量名称	模糊集校准			均值	标准差	最高值	最低值
	完全隶属	交叉点	完全不隶属				
<i>BUSBERD</i>	1.823 5	0.617 6	0.154 7	0.903 7	0.721 5	3.164 0	0.050 2
<i>DF</i>	0.133 1	0.053 0	0.015 0	0.070 6	0.067 0	0.390 1	0.004 0
<i>TS</i>	0.180 9	0.051 2	0.000 5	0.074 1	0.082 5	0.288 6	0.000 0
<i>GOVHERD</i>	0.600 6	0.240 8	0.115 1	0.311 7	0.189 2	0.778 3	0.038 8
<i>GOVGOVERD</i>	0.288 0	0.141 2	0.062 0	0.165 0	0.093 3	0.460 4	0.028 1
<i>GDPPCAP</i>	56 875.602 7	37 245.212 0	21 777.883 4	38 657.764 4	16 654.118 2	103 213.379 9	13 287.262 2

(二) 必要条件分析

必要条件的模糊集分析通常是 fsQCA 分析的第一步 (Ragin, 2000^{[14](106)})。在模糊集分析中,当结果实例构成条件实例的子集,一个必要条件就存在了。任何通过必要条件检测,并且一致性 (Consistency) 得分,即 $Consistency(Y_i \leq X_i) = \sum(\min(X_i, Y_i)) / \sum(Y_i)$, 高于 0.9 的条件,我们可以认为是定性结果的必要条件。例如,我们使用本文 40 个国家样本的 *BUSBERD* 数据和总研发支出 (*GERD*) 数据进行必要条件分析, *BUSBERD* 和 *GERD* 分别作为条件变量和结果变量,经模糊集校准和必要条件检测,一致性得分为 0.960 060,覆盖度得分为 0.938 965,可以认为 *BUSBERD* 是 *GERD* 的必要条件,这为我们在前文中所说的“企业在技术创新中发挥着主体作用”提供了支撑。我们需要将必要条件从真值表分析程序中剔除,因为真值表分析在本质上是充分性分析 (里豪克斯和拉金, 2017^{[30](95)})。本文中的必要条件分析结果见表 3,一致性得分最高为 *GDPPCAP* 的 0.788 086,因此,5 个条件变量均不需要从真值表分析程序中剔除。

(三) 构建真值表

对因果复杂性进行系统分析的关键工具是真值表 (Ragin, 1987^{[10](87)})。构建真值表,核心任务是设定模糊集评价的频数阈值和一致性阈值。频数阈值是

指前因条件组合中隶属分数大于 0.5 的最少案例数。本文共有 40 个案例和 32 个条件组合,在这种研究情境下,合理的频数阈值是每个组合至少有一个案例的隶属分数大于 0.5,缺乏实质案例的条件组合被视为“逻辑余项”。一致性阈值用于识别哪些前因条件组合通过了模糊集合理论的一致性,一致性分数超过一致性阈值的前因条件组合被指定为结果的模糊子集并编码为 [1],否则视为不构成模糊子集并编码为 [0] (里豪克斯和拉金, 2017^{[30](94)})。一致性阈值一般不低于 0.75,本文根据案例隶属分数情况,设定一致性阈值为 0.87。如表 4 所示,本次分析共产生了 21 种组态,即 21 种与高企业研发强度这一既定结果相关的前因条件组合。其中,前 15 种组态的一致性分数高于 0.87,其 *BUSBERD* 编码为 [1],后 6 种组态 *BUSBERD* 编码为 [0]。

表 3 必要条件的模糊集分析

结果变量: <i>BUSBERD</i>		
检测条件:		
	一致性	覆盖度
<i>DF</i>	0.724 121	0.762 468
<i>TS</i>	0.676 270	0.767 313
<i>GOVHERD</i>	0.786 133	0.798 215
<i>GOVGOVERD</i>	0.687 500	0.698 759
<i>GDPPCAP</i>	0.788 086	0.844 584

表 4 真值表

国家	<i>DF</i>	<i>TS</i>	<i>GOVHERD</i>	<i>GOVGOVERD</i>	<i>GDPPCAP</i>	案例数	一致性
瑞典 (SWE)	1	0	1	0	1	1	0.997 817
美国 (USA)	1	1	0	1	1	1	0.997 722
奥地利 (AUT)、比利时 (BEL)、 英国 (GBR)、冰岛 (ISL)	1	1	1	0	1	4	0.990 689
法国 (FRA)、韩国 (KOR)、挪威 (NOR)	1	1	1	1	1	3	0.984 071
澳大利亚 (AUS)	0	1	1	1	1	1	0.980 561

续前表

国家	DF	TS	GOVHERD	GOVGOVERD	GDPPCAP	案例数	一致性
捷克 (CZE)	1	1	1	1	0	1	0.98000
日本 (JAN)	0	1	0	1	1	1	0.975610
德国 (DEU)、芬兰 (FIN)	1	0	1	1	1	2	0.974708
意大利 (ITA)	0	1	1	1	0	1	0.966197
加拿大 (CAN)、荷兰 (NLD)	0	1	1	0	1	2	0.961847
瑞士 (CHE)、丹麦 (DNK)	0	0	1	0	1	2	0.958984
爱尔兰 (IRL)	0	1	0	0	1	1	0.955027
匈牙利 (HUN)	1	1	0	0	0	1	0.933498
卢森堡 (LUX)	0	0	0	1	1	1	0.897436
中国 (CHN)、俄罗斯 (RUS)、斯洛文尼亚 (SVN)	1	1	0	1	0	3	0.879252
葡萄牙 (PRT)	0	1	1	0	0	1	0.865882
西班牙 (ESP)、新西兰 (NZL)	1	0	0	1	0	1	0.842437
墨西哥 (MEX)、波兰 (POL)	1	0	0	0	0	2	0.775943
爱沙尼亚 (EST)	0	0	1	0	0	1	0.774510
阿根廷 (ARG)、希腊 (GRC)、斯洛伐克 (SVK)、南非 (ZAF)	0	0	0	1	0	4	0.578947
智利 (CHL)、立陶宛 (LTU)、拉脱维亚 (LVA)、罗马尼亚 (ROU)、土耳其 (TUR)	0	0	0	0	0	5	0.418204

(四) 高企业研发强度的条件组合

条件组合分析是指,在单一条件不构成特定结果必要条件的前提下,通过真值表分析产生特定结果的条件组合。本文使用 fs/QCA v3.0 中的“标准分析”(Standard Analyses)程序对真值表进行条件组合分析,自动获得复杂解(不包括“逻辑余项”)、简约

解(包括“逻辑余项”但不对其合理性进行评价)和中间解(包括有合理依据的“逻辑余项”)。本文导出的中间解与复杂解一致,虽然较简约解更复杂一些,但对案例具有更完整的解释力。因此,本文选用中间解进行条件组合分析,这也是 fsQCA 分析的一般做法。

表 5

中间解

条件组合	原始覆盖度	唯一覆盖度	一致性	案例
$DF \times GOVHERD \times GDPPCAP$	0.525879	0.082520	0.948063	AUT (0.88, 0.90), ISL (0.86, 0.56), SWE (0.85, 0.96), NOR (0.80, 0.64), BEL (0.72, 0.90), FRA (0.64, 0.80), DEU (0.62, 0.95), FIN (0.60, 0.92), KOR (0.53, 1.00), GBR (0.52, 0.59)
$GOVHERD \times \sim GOVGOVERD \times GDPPCAP$	0.479981	0.074219	0.943378	CHE (0.98, 0.98), DNK (0.86, 0.95), ISL (0.86, 0.56), SWE (0.81, 0.96), BEL (0.65, 0.90), CAN (0.63, 0.55), AUT (0.52, 0.90), GBR (0.52, 0.59), NLD (0.51, 0.67)
$DF \times TS \times GOVGOVERD$	0.408203	0.045410	0.901834	KOR (0.95, 1.00), FRA (0.87, 0.80), SVN (0.79, 0.85), RUS (0.75, 0.08), NOR (0.72, 0.64), USA (0.60, 0.93), CHN (0.57, 0.91), CZE (0.51, 0.46)
$\sim DF \times TS \times GDPPCAP$	0.301270	0.055176	0.906021	NLD (0.88, 0.67), AUS (0.82, 0.71), CAN (0.70, 0.55), JAN (0.62, 0.99), IRL (0.53, 0.48)
$DF \times TS \times \sim GOVHERD \times \sim GDPPCAP$	0.274902	0.006836	0.819505	HUN (0.88, 0.47), RUS (0.75, 0.08), SVN (0.74, 0.85), CHN (0.57, 0.91)
解的覆盖度: 0.861816				
解的一致性: 0.868602				

如表5所示,中间解给出了5个实现高 *BUSBERD* 的条件组合,以及各组合的原始覆盖度、唯一覆盖度、一致性和案例。其中,原始覆盖度测量了各条件组合对高 *BUSBERD* 这一结果集合的“解释力”。唯一覆盖度测量了仅由各条件组合本身所解释的结果隶属度的比例。一致性测量了各条件组合的案例在解释高 *BUSBERD* 方面的一致程度。5个条件组合总的一致性高达0.87,显著大于拉金(2019)^[35] 建议的0.75水平,同时总的覆盖度为0.86,解释程度较好。

组合一:高 *DF*、高 *GOVHERD*、高 *GDPPCAP* 这3个条件可以产生高 *BUSBERD*。在这一组合中,德国、瑞典、奥地利等10个国家具有高隶属度。该组合的原始覆盖度、唯一覆盖度和一致性都是最高的,说明高收入国家政府对商业企业研发和高等教育研发提供高水平的资助,最能够积极诱导企业加大研发投入。这印证了Falk(2006)^[33] 提出的“大学进行的

研发支出与企业部门研发支出显著正相关”“直接资助与企业部门研发强度显著正相关”的结论。

组合二:高 *GOVHERD*、低 *GOVGOVERD*、高 *GDPPCAP* 这3个条件可以产生高 *BUSBERD*。在这一组合中,丹麦、瑞士、英国等9个国家具有高隶属度。该组合的原始覆盖度、唯一覆盖度和一致性都是次高的,反映了在高收入国家,政府对高等教育研发而非政府自身研发提供高水平的资助,同样可以诱导企业加大研发投入。值得一提的是,丹麦和瑞士属于典型的“低直接资助、低税收优惠”国家,但诚如图3所示,其高等教育研发强度和政府对高等教育研发的资助强度在40个国家中乃至全球都是最高的。且自2011年以来,瑞士每年都位列“全球创新指数”(Global Innovation Index, GII)榜首,丹麦则位列前十。这为赵凯和王鸿源(2018)^[29] 提出的“低直接资助、低税收优惠”政府研发补贴策略提供了宏观层面的现实案例。

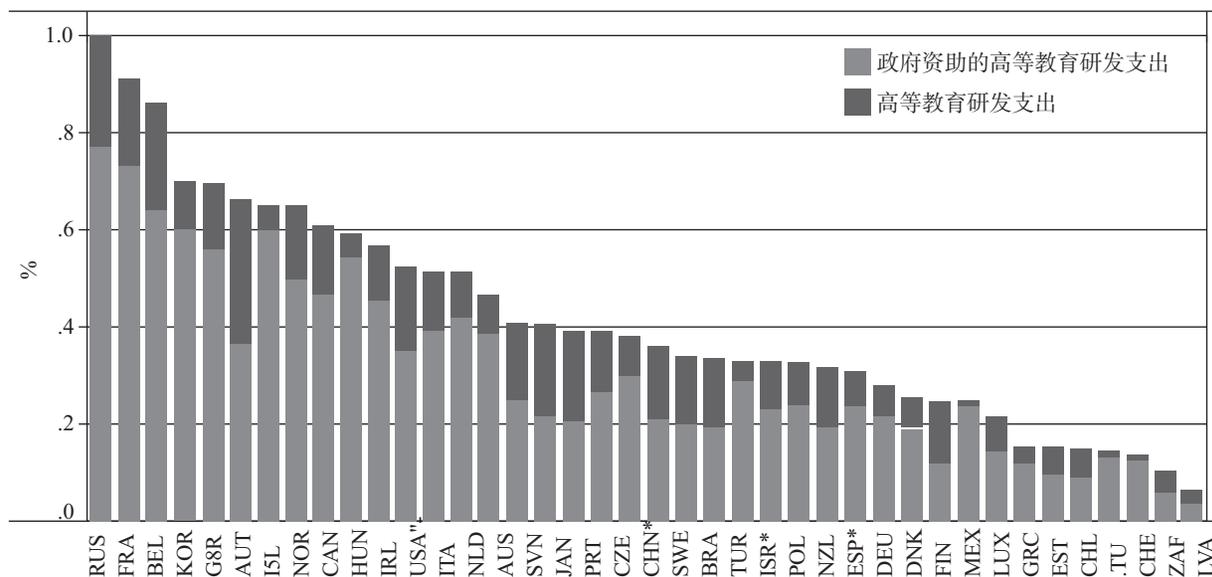


图3 40国高等教育研发支出 (HERD) 和政府资助的高等教育研发支出 (GOVHERD) 占 GDP 的百分比 (2013—2017 年均值)

数据来源: OECD, MSTI database, <https://oe.cd/msti>, 2020年2月。

组合三:高 *DF*、高 *TS*、高 *GOVGOVERD* 这3个条件可以产生高 *BUSBERD*。在这一组合中,美国、法国、韩国等8个国家具有高隶属度。与实施“低直接资助、低税收优惠”策略的丹麦和瑞士不同,过半的高 *BUSBERD* 国家实行的是“高直接资助、高税收优惠”策略。其中,又有一半以上国家的政府还向政府研发提供了高额资助。这些国家大都制定有使命导向型的科技政策,比如美国的《国家创新战略》、法国的《未来工业计划》、韩国的《2025年构

想》等,用于推动被视为“国家优先事项”的关键核心技术攻关。

组合四:低 *DF*、高 *TS*、高 *GDPPCAP* 这3个条件可以产生高 *BUSBERD*。在这一组合中,日本、澳大利亚等5个国家具有高隶属度。在以往的实证研究中,部分学者认为税收优惠对企业研发支出的激励效果要好于直接资助(唐清泉等,2008^[47],王俊,2011^[48],Montmartin,2013^[23])。但从本文分析来看,“低直接资助、高税收优惠”策略仅被个别工业

国家有效采用,而且其覆盖度和一致性相对较低。同时,这些国家的政府还对高等教育研发或政府研发提供有高额资助。这为我们辩证地认识直接资助和税收优惠的优劣势提供了有益参考。

组合五:高 *DF*、高 *TS*、低 *GOVHERD*、低 *GDP-PCAP* 这 4 个条件可以产生高 *BUSBERD*。在这一组合中,中国、斯洛文尼亚等 4 个国家具有高隶属度。总体上来说,人均 *GDP* 相对较低的国家,企业研发投入强度也相对较低。与其他人均 *GDP* 相对较低的国家相比,中国和斯洛文尼亚能够产生较高的 *BUSBERD*,或得益于其实施“高直接资助、高税收优惠”策略,它们还都对政府研发提供了较为丰沃的资助。该组合的一致性较低,则与俄罗斯和匈牙利有关。这两个国家的政府为商业企业研发支出提供了慷慨的直接资助和税收优惠,但两国企业在研发投入方面却十分吝啬。这或许是由于两国政府设计并执行了相对于其发展水平而言过于激进的赶超政策导致的(林毅夫,2014^[49])。

五、研究结论与启示

本文运用 fsQCA 方法,对 40 个国家的政府研发补贴政策组合进行了研究,分析了影响企业研发强度的各类政策工具,并对不同政策“配方”的实践效果进行了比较。有意义的发现归结如下:第一,与大多数传统回归分析得出的结论不同,我们通过 fsQCA 分析发现,实现高企业研发强度的政府研发补贴政策组合并不是单一的,而是多样的。虽然多半高企业研发强度国家实行的是“高直接资助、高税收优惠”策略,但也有像德国、瑞典这样的“高直接资助、低税收优惠”国家,日本、澳大利亚这样的“低直接资助、高税收优惠”国家,以及丹麦、瑞士等个别“低直接资助、低税收优惠”国家。在 fsQCA 方法中,评估政策组合的效能取决于覆盖度和一致性,与案例的多寡无关。因此,案例数较多的“双高”策略并不必然优于其他 3 种策略,创新型国家采用更多的直接补贴也不必然优于税收优惠。在不同国家、不同创新生态下,不同政府研发补贴政策组合产生了相似的政策效果,不同政府研发补贴政策工具发挥了各自的促进作用。这表明没有一种“普世”的最优政策组合,只有最适合特定国家或地区的政策组合。第二,各国政府根据本国的创新战略或科技政策,在选择直接资助或税收优惠政策工具的同时,还选择对高等教育研发或政府研发提供资金支持。其中,北欧

诸国对高等教育研发提供了高强度的政府资助,并取得了显著的政策效果。通过“全球创新指数”可以发现,这些国家普遍具有较高的“校企研究合作(university/industry research collaboration)”得分。美日韩等具有使命导向型科技政策的国家,则对政府自身研发提供了高额的政府资助,主要用于推进单靠市场本身不能产生令人满意结果的研发领域。西欧各国大多对高等教育研发和政府研发都提供慷慨的政府资助,力图打造政产学研深度融合的国家创新系统。第三,人均 *GDP* 相对较低的国家,企业研发投入强度通常也较低;企业研发投入强度相对较高的国家,人均 *GDP* 通常也较高。

本文的政策启示如下:创新特别是企业创新,是推动经济社会发展的重要动力,是提高综合国力的战略支撑,是塑造全球竞争优势的关键变量。面对中华民族伟大复兴战略全局和世界百年未有之大变局,我国要加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,全面重塑国际合作和竞争新优势,奋力跨过中等收入陷阱和修昔底德陷阱,进而实现第二个百年奋斗目标,关键在于抓住新一轮科技革命和产业变革的重大历史机遇,加强自主创新能力建设,立足自身实现科技的高水平自立自强。实现科技自立自强,需要更强有力的科技投入、更活跃的创新主体和更完备的制度保障。如何借鉴国际有益经验,有针对性地改革完善我国政府研发补贴制度机制,充分利用世界第二规模的补贴资金,更好更智慧地撬动企业研发投入,提升企业创新能力,是摆在我们面前的重大课题。直接资助和税收优惠各有特点、各有利弊,“一招鲜”“三板斧”是解决不了所有问题的,需要结合不同创新情境和发展目标综合施策、靶向治疗。老牌工业经济体,历经长时间的发展,已经形成了相对成熟稳定、适应本国产业结构和比较优势的政府研发补贴制度机制。而当前我国正处于产业结构优化升级、比较优势动态转换的重要窗口期,基础研究短板突出、原始创新能力不强、核心关键技术被“卡脖子”等问题日益凸显,现有的政府研发补贴政策已不能完全适应新发展阶段的需要。为此,要持续加强制度供给侧结构性改革,重塑财政科技计划形成和组织实施机制,健全完善多元化的政府研发补贴政策体系,着力提高科技创新治理能力,进一步发挥各类政府研发补贴政策工具的“诱导作用”“促进作用”,努力把我国的科技制度优势更好转化为治理效能。比如,对面向国家重大需求的关键核心技术,

可以借鉴美国、法国等国家的实践经验,加强前瞻布局,加大补贴力度,集成优势力量、资源加快重点突破,走出一条在市场经济条件下用好举国体制的新路子。对面向经济主战场的新技术新业态新应用,可以借鉴日本、澳大利亚等国家的实践经验,更多运用税收优惠等“功能性”补贴政策而非“选择性”补贴政策,建立健全技术创新的市场导向机制和政府引导机制,促进企业成为技术创新决策、投入、组织和转化的主体。对面向世界科技前沿的自由探索类基础研究,可以借鉴丹麦、瑞士等国家的实践经验,加大对科研院所和高等院校等创新主体的资助,更好发挥其源头创新主力军作用。对面向人民生命健康的目标导向类技术研发,可以借鉴德国、瑞典等国家的实践经验,加大对企业和高等院校等直接资助,强化创新链和产业链有机衔接,形成产学研用协同创新的良好格局。总之,针对不同类型的技术创新,要分类施策、

因势利导。只有立足实际,守正创新,推动我国政府研发补贴政策优化向纵深发展,才能更好地为建设科技强国提供有力制度保障。

本文研究克服了传统计量研究的一些局限性,但并不是对传统计量研究的替代,而是为政府研发补贴政策研究提供了新的思路和有益补充。同时,本文自身还存在一些局限性。一方面,受案例数量的限制,本文仅对5个前因条件进行了定性比较分析,未将专利保护指数、全球清廉指数、长期名义利率、高科技产品出口份额等影响因素纳入研究。另一方面,本文的研究目的是通过案例比较来探寻更经济的政府研发补贴政策组合,但尚未对每个国家进行深入的分析,发掘影响各政策组合效果的动态机制。今后的研究需要下更大功夫去探寻各政策组合“化学反应”的机理,为我国制定更加科学的研发补贴政策提供更有力的理论支撑。

参考文献

- [1] Romer P M. Endogenous Technological Change [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5): 71-102.
- [2] 柳卸林. 技术创新经济学 [M]. 第2版. 北京: 清华大学出版社, 1993: 2.
- [3] Tassef G. Policy Issues for R&D Investment in a Knowledge-based Economy [J]. *The Journal of Technology Transfer*, 2004, 29 (2): 153-185.
- [4] 石广生. 世界贸易组织基本知识 [M]. 北京: 人民出版社, 2011: 129.
- [5] Busom I, Corchuelo B, Martínez-Ros E. Dynamics of Firm Participation in R&D Tax Credit and Subsidy Programs [Z]. 2015: 2.
- [6] Guerzoni M, Raiteri E. Demand-side Vs. Supply-side Technology Policies: Hidden Treatment and New Empirical Evidence on the Policy Mix [J]. *Research Policy*, 2015, 44 (3): 726-747.
- [7] Dimos C, Pugh G. The Effectiveness of R&D Subsidies: A Meta-regression Analysis of the Evaluation Literature [J]. *Research Policy*, 2016, 45 (4): 797-815.
- [8] Castellacci F, Lie C M. Do the Effects of R&D Tax Credits Vary Across Industries? A Meta-regression Analysis [J]. *Research Policy*, 2015, 44 (4): 819-832.
- [9] Montmartin B, Herrera M, Massard N. The Impact of the French Policy Mix on Business R&D: How Geography Matters [J]. *Research Policy*, 2018, 47 (10): 2010-2027.
- [10] Ragin C C. *The Comparative Method: Moving Beyond Qualitative and Quantitative Strategies* [M]. Berkeley: University of California Press, 1987: 84.
- [11] 阿克塞尔·马克斯, 贝努瓦·里候科斯, 查尔斯·拉金, 等. 社会科学研究中的定性比较分析法——近25年的发展及应用评估 [J]. *国外社会科学*, 2015 (6): 105-112.
- [12] Seny Kan A K, Adegbite E, El Omari S, et al. On the Use of Qualitative Comparative Analysis in Management [J]. *Journal of Business Research*, 2016, 69 (4): 1458-1463.
- [13] Woodside A G. Moving Beyond Multiple Regression Analysis to Algorithms: Calling for Adoption of a Paradigm Shift from Symmetric to Asymmetric Thinking in Data Analysis and Crafting Theory [J]. *Journal of Business Research*, 2013, 66 (4): 463-472.
- [14] Ragin C C. *Fuzzy-set Social Science* [M]. Chicago: University of Chicago Press, 2000: 13-14.
- [15] Hægeland T, Møen J. The Relationship between the Norwegian R&D Tax Credit Scheme and Other Innovation Policy Instruments [R/OL]. (2007-12-03) [2020-03-28]. <https://www.ssb.no/en/virksomheter-foretak-og-regnskap/artikler-og-publikasjoner/the-relationship-between-the-norwegian-r-d-tax-credit-scheme-and-other-innovation-policy-instruments?fane=om>.
- [16] Corchuelo B, Martínez-Ros E. The Effects of Fiscal Incentives for R&D in Spain [Z/OL]. (2009-03-01) [2020-03-28]. <https://e-archivo.uc3m.es/bitstream/handle/10016/3870/wb092302.pdf>?
- [17] Bérubé C, Mohnen P. Are Firms That Receive R&D Subsidies More Innovative? [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2009, 42 (1): 206-225.

- [18] Duguet E. The Effect of the Incremental R&D Tax Credit on the Private Funding of R&D An Econometric Evaluation on French Firm Level Data [J]. *Revue D'économie Politique*, 2012, 122 (3): 405-435.
- [19] Czarnitzki D, Lopes-bento C. Innovation Subsidies: Does the Funding Source Matter for Innovation Intensity and Performance? Empirical Evidence from Germany [J]. *Industry and Innovation*, 2014, 21 (5): 380-409.
- [20] Marino M, Lhuillery S, Parrotta P, et al. Additionality or Crowding-out? An Overall Evaluation of Public R&D Subsidy on Private R&D Expenditure [J]. *Research Policy*, 2016, 45 (9): 1715-1730.
- [21] Dumont M. Assessing the Policy Mix of Public Support to Business R&D [J]. *Research Policy*, 2017, 46 (10): 1851-1862.
- [22] Guellec D, Van Pottelsberghe de la Potterie B. The Impact of Public R&D Expenditure on Business R&D [J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 2003, 12 (3): 225-243.
- [23] Montmartin B. Intensité de l'Investissement Privé en R&D Dans Les Pays de l' OCDE: Impact et Complémentarité des Aides Financières à la R&D [J]. *Revue Économique*, 2013, 64 (3): 541-550.
- [24] Montmartin B, Herrera M. Internal and External Effects of R&D Subsidies and Fiscal Incentives: Empirical Evidence Using Spatial Dynamic Panel Models [J]. *Research Policy*, 2015, 44 (5): 1065-1079.
- [25] 朱平芳, 徐伟民. 政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究 [J]. *经济研究*, 2003 (6): 45-53.
- [26] 徐伟民. 科技政策与高新技术企业的 R&D 投入决策——来自上海的微观实证分析 [J]. *上海经济研究*, 2009 (5): 55-64.
- [27] 戴晨, 刘怡. 税收优惠与财政补贴对企业 R&D 影响的比较分析 [J]. *经济科学*, 2008 (3): 58-71.
- [28] 梁彤纓, 冯莉, 陈修德. 税式支出、财政补贴对研发投入的影响研究 [J]. *软科学*, 2012 (5): 32-35.
- [29] 赵凯, 王鸿源. 政府 R&D 补贴政策与企业创新决策间双向动态耦合与非线性关系 [J]. *经济理论与经济管理*, 2018 (5): 43-56.
- [30] 伯努瓦·里豪克斯, 拉金 查尔斯 C. QCA 设计原理与应用: 超越定性与定量研究的新方法 [M]. 杜运周, 李永发, 译. 北京: 机械工业出版社, 2017.
- [31] Appelt S, Galindo-Rueda F, Cabral A C G. Measuring R&D Tax Support: Findings from the New OECD R&D Tax Incentives Database [EB/OL]. (2019-10-15) [2020-11-18]. <https://dx.doi.org/10.1787/d16e6072-en>.
- [32] Lederman L, Maloney W. R&D and Development [Z/OL]. (2003-04-01) [2019-03-18]. https://www.researchgate.net/publication/4817465_RD_and_Development.
- [33] Falk M. What Drives Business Research and Development (R&D) Intensity Across Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) Countries? [J]. *Applied Economics*, 2006, 38 (5): 533-547.
- [34] 杜运周, 贾良定. 组态视角与定性比较分析 (QCA): 管理学研究的一条新道路 [J]. *管理世界*, 2017 (6): 155-167.
- [35] 查尔斯 C. 拉金. 重新设计社会科学研究 [M]. 杜运周等, 译. 北京: 机械工业出版社, 2019: IX.
- [36] 夏鑫, 何建民, 刘嘉毅. 定性比较分析的研究逻辑——兼论其对经济管理学的启示 [J]. *财经研究*, 2014 (10): 97-107.
- [37] 任国良, 蔡宏波, 郭界秀. 政府 R&D 政策评价研究的实证沿革与最新进展——综述与评价 [J]. *世界经济文汇*, 2013 (6): 55-88.
- [38] 王菁, 徐小琴, 孙元欣. 政府补贴体现了“竞争中立”吗——基于模糊集的定性比较分析 [J]. *当代经济科学*, 2016 (2): 49-60.
- [39] 徐家良, 程坤鹏, 苏钰欢. 公共价值视域下政府购买公共服务市场竞争度研究——基于 S 市的定性比较分析 (QCA) [J]. *上海行政学院学报*, 2019 (5): 24-34.
- [40] 李华, 张瑜娟. 税收分权影响因素及其形成路径研究——基于模糊集的定性比较分析 [J]. *山东大学学报 (哲学社会科学版)*, 2020 (1): 92-101.
- [41] 司晓悦, 马一铭. 区域科技创新的财政支持政策工具研究——基于清晰集定性比较分析方法 [J]. *上海行政学院学报*, 2020 (3): 85-95.
- [42] Ragin C, Davey S. fs/QCA [Version 3.0] [EB/OL]. (2017-12-01) [2020-04-19]. <http://www.socsci.uci.edu/~cragin/fsQCA/software.shtml>.
- [43] Cronqvist L. QCA Add-In [Version 1.1] [EB/OL]. (2019-03-26) [2021-04-19]. <https://www.qca-addin.net>.
- [44] Ortiz de Guinea A, Raymond L. Enabling Innovation in the Face of Uncertainty Through IT Ambidexterity: A Fuzzy Set Qualitative Comparative Analysis of Industrial Service SMEs [J]. *International Journal of Information Management*, 2020, 50: 244-260.
- [45] Pappas I O, Kourouthanassis P E, Giannakos M N, et al. Explaining Online Shopping Behavior with fsQCA: The Role of Cognitive and Affective Perceptions [J]. *Journal of Business Research*, 2016, 69 (2): 794-803.
- [46] Plewa C, Ho J, Conduit J, et al. Reputation in Higher Education: A Fuzzy Set Analysis of Resource Configurations [J]. *Journal of Business Research*, 2016, 69 (8): 3087-3095.
- [47] 唐清泉, 卢珊珊, 李懿东. 企业成为创新主体与 R&D 补贴的政府角色定位 [J]. *中国软科学*, 2008 (6): 88-98.
- [48] 王俊. 我国政府 R&D 税收优惠强度的测算及影响效应检验 [J]. *科研管理*, 2011 (9): 157-164.
- [49] 林毅夫. 新结构经济学: 反思经济发展与政策的理论框架 [M]. 增订版. 苏剑, 译. 北京: 北京大学出版社, 2014: 192.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

企业职工基本养老保险全国统筹： “渐进式”改革的困境与对策

The Dilemma and Countermeasures of Gradual Reform of National Pooling
of Basic Pension Insurance System for Enterprise Employees

孙 维

SUN Wei

[摘要] 随着人口老龄化程度不断加深,企业职工基本养老保险制度的可持续性受到极大挑战,部分省份陆续出现累计结余赤字。提高养老保险制度可持续性,也就是要在尽量长的时间内让基金收入可以覆盖支出。从制度设计角度来看,实现全国统筹可以在全国范围内调节基金收支是现阶段提高养老保险制度可持续性的根本办法,而推进省级统筹、建立中央调剂制度、划转部分国有资本充实社保基金是推动养老保险制度实现全国统筹的重要“渐进式”改革措施,笔者在客观评价分析上述改革措施实施进展和存在问题的基础上,提出进一步完善的政策建议和配套改革措施,包括合理划分政府间基本养老保险中事权与支出责任、健全省以下基金收支责任考核、加强划转后国有资本投资运营等。

[关键词] 养老保险全国统筹 省级统筹 中央调剂制度 划转部分国有资本充实社保基金

[中图分类号] F810 F840.67 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0015-11

Abstract: With the deepening of the aging of the population, the sustainability of the basic pension insurance system for enterprise employees is greatly challenged, and some provinces have accumulated surplus deficits. To improve the sustainability of the basic pension insurance system means to make the fund income cover the expenditure as long as possible. From the perspective of system design, the national pooling of basic pension insurance system can adjust the fund revenue and expenditure nationwide, which is the fundamental way to improve the sustainability of the endowment insurance system at this stage. It is an important “gradual” reform measure for the national pooling of basic pension insurance system to promote the provincial overall planning, establish the central adjustment system and transfer part of the state-owned capital to enrich the social security fund. On the basis of objective evaluation and analysis of the implementation progress and problems of the above reform measures, the author puts forward further perfecting policy suggestions and supporting reform measures, including reasonable division of powers and expenditure responsibilities of basic pension insurance between central and local government, improve examination of income and expenditure responsibilities of funds below the provincial level, and strengthen the investment and operation of state-owned capital after transfer.

Key words: National pooling of basic pension insurance system Provincial level Central adjustment Transfer of part of state-owned capital to enrich social security fund

[收稿日期] 2020-11-10

[作者简介] 孙维,女,1986年10月生,中国财政科学研究院财政与国家治理研究中心助理研究员,研究方向为财政理论与政策、社会保障,联系方式为 sunwei_1016@163.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

我国企业职工基本养老保险于1994年正式建立,其可持续性自制度建立之日就受到广泛关注,亦不乏争议,尤其是在经济增速放缓、人口老龄化加速的双重挤压下,基本养老保险基金运行更是举步维艰。20世纪90年代以来,我国老龄化进程加快,65岁及以上老年人口从1990年的6299万人增加到2019年的1.76亿人,占总人口的比重从5.6%上升至12.6%,未来一段时间老龄化程度还将持续加深,基本养老保险基金的支出压力必将不断加大;同时,在人口老龄化过程中劳动年龄人口数量持续下降,青壮年劳动力供给逐步减少,基本养老保险基金收入增速逐渐放缓甚至出现规模收窄,基金可持续性遭遇极大挑战,一些地区甚至陆续出现累计结余穿底的现象。从表面上看,企业职工基本养老保险可持续性问题是基金收支运行问题,从本质上看则是制度设计问题,全国统筹是长期以来改革的明确方向,也是从制度自身出发提高可持续性的最优方案。然而,由于各地企业职工基本养老保险在收支运行和制度设计方面都存在不少差异,地区间基金负担差异大,全国统筹难以一蹴而就。

在全国统筹真正实施前,采取养老保险省级统筹、中央调剂金制度、划转部分国有资本充实社保基金等三大渐进式改革措施可以提高基金可持续性。在制度安排上,如果把具有互济功能的养老保险基金比喻成“蓄水池”,省级统筹是将省级层面的若干个小“蓄水池”打通,这是建立中央层面大“蓄水池”的基础条件,中央调剂制度是在中央层面的大“蓄水池”尚未打通前对省级层面若干个小“蓄水池”进行调节,划转部分国有资本充实社保基金则是通过增强社保基金的保障能力在外部对“蓄水池”进行“加固”。但是在实践中,由于政府间基本养老保险的事权与支出责任划分不清、基金结余地区征缴积极性不高、国有资本划转社保基金配套制度不到位等原因导致上述政策效果不尽如人意,因此,应该研究如何从制度设计上对其进行有针对性的改进和完善,从而达到尽快实现全国统筹的目标。

二、文献综述

在养老保险基金收支和财政补贴可持续性问题上,目前基金收支矛盾大、经济增速和财政收支情况难以负担养老保险缺口、深化养老保险制度改革

等问题是学界研究的热点。贾康和杨良初(2001)^[1]较早地测算了不同经济增长水平下的财政收入水平及其对养老保险的支持能力,指出只有宏观经济保持7%、8%的增速,才能使财政补贴养老保险的能力不断增强。刘学良(2014)^[2]将2010—2050年城镇职工养老保险财政补贴折现到2010年的规模为52.3万亿元,相当于当年GDP的130%。孙开和王丹(2015)^[3]通过分析企业职工基本养老保险财政补贴数据发现,2014年基金累计结余中近六成来自2005—2014年的财政补贴,2013年后财政补贴增速加快且显著高于财政收支增速,财政负担日益加重。对于提高养老保险制度的可持续性,学者们提出鼓励生育、降低基本养老金替代率、延迟退休年龄、扩大覆盖面、加快推进全国统筹、优化投资运营机制等建议。^[4-7]

关于养老保险统筹层次,学界普遍认为在全国统筹实现前,省级统筹相对于县级统筹虽然在管理层面交易成本较高,但是有更强的调剂能力和抗御风险能力,更有利于制度的可持续发展。^[8-11]也有学者指出省级统筹会带来省级政府财政资金压力增加、市县政府缺乏征管积极性等问题,反而会增加制度风险。^[12]至于养老保险统筹层次迟迟难以提高的阻力,有学者总结为地方政府的道德风险和地方利益作祟等主观原因,^{[8][9]}有学者归纳为经济社会发展水平限制和区域不平衡等客观原因,^[13]还有学者认为是囿于各级政府权责利划分不清的体制因素。^{[14][15]}关于如何提高养老保险统筹层次的政策建议主要集中在明确政府间事权与支出责任、完善组织管理体制和机构、健全约束和绩效考核机制、加快全国统一的社保信息平台建设等方面。^[16-18]

关于划转国有资本充实社保基金的研究包括划转原因、范围、比例、层次以及划转后的效应和监管等方面,林义(1995)^[19]认为将国有资产的一定份额划作社会保险基金存在内在关联性和理论上的可行性。王延中和胡继晔(2004)^[20]在总结减持国有股来充实社保基金改革问题的基础上提出按照国内首次上市的持有国有股的上市公司、已上市且股权属于中央政府的上市公司、已上市且股权由中央和地方政府共同所有的上市公司三种情况设计划转方案更具可操作性。陆解芬(2018)^[21]回顾20余年来国有资本充实社会保障基金历程,指出划转瓶颈的政策层面因素是全国社保基金理事会、人社部门、国有资本管理部门、财

政部、证监会等五大相关利益主体的划转职责不清，仅依靠相关条例办法和部门自觉推动缓慢。匡小平等(2018)^[22]认为国有资本划转在实操中可能会遇到划转承接主体能否管理好国有资本、如何保值增值、社保基金部门缺乏资本运营方面经验等挑战。

关于中央调剂制度，有学者分别从技术和体制机制的角度分析中央调剂制度对养老保险管理、中央和地方责权安排的新要求，前者包括应参保人数核定、工资水平核定、调剂基金拨付等，后者主要是如何明晰中央调剂制度中各级政府的责任分担以及调动地方政府积极性。^[23]还有学者基于精算原理，模拟未实行中央调剂制度、只实行中央调剂制度、延迟退休与中央调剂制度结合、遵缴机构改革与中央调剂制度结合四种情况测算各省份养老保险基金运行情况，指出提高调剂金上解比例有可能增强调剂波动性，且从长期来看存在地方政府制度套利风险。^[24]

世界银行建议养老金制度由五支柱组成，一是“零支柱”非缴费养老金制度，待遇形式为国民养老金或社会养老金，提供最低水平的保障；二是“第一支柱”缴费养老金制度，与本人的收入水平不同程度地挂钩，旨在替代部分收入；三是强制性的“第二支柱”，基本属于个人储蓄账户，各国形式有所不同；四是自愿性的“第三支柱”，如完全个人缴费型、雇主资助型、缴费确定型(DC)或待遇确定型(DB)，该支柱性质上比较灵活，个人可自主决定是否参加以及缴费多少；五是非正规的保障形式，即家庭成员之间或代际之间对老年人在经济或非经济方面的援助，包括医疗和住房方面的资助。其中与我国企业职工基本养老保险制度相对应的是“第一支柱”，即缴费养老金制度，与本人的收入水平不同程度地挂钩，旨在替代部分收入，如美国的联邦退休金制度(又称作“老年、遗属和伤残养老保险”)、德国的“一般养老保险”(以全体雇员为对象)制度和“矿业从业者养老保险”(以矿业从业者对象)制度、日本的国民年金制度等。总结上述典型国家“第一支柱”发展经验可以发现，统筹层次均为全国层面，中央与地方事权和支出责任的划分是基于充分发挥地方政府信息优势与中央政府在收入再分配和宏观调控方面的优势之间进行权衡，并用法律的形式予以规范化和制度化，从而对各级政府有效地履行职责，对政府间财政关系的协调形成了稳定而有效的机制。^{[25][26]}各国基本养老保险基金的管理运营模式可

以归纳为集中管理模式、相对集中管理模式和分散管理模式，大部分国家对于基本养老保险基金的投资政策通常都采取谨慎稳妥的态度和策略，普遍通过法律法规对其投资对象的范围和比例进行了严格的限制，但有的国家也会根据经济社会发展情况进行相应调整，在防控投资运营风险方面，许多国家均制定信息披露办法，明确披露内容、披露方式、披露渠道、披露频率等，促进投资信息公开透露，同时建立投资监管信息系统和以投资绩效管理为核心的考核评价体系，科学评价基金整体、各类资产、投资组合的投资业绩，提高披露信息的真实性和准确程度。^[27-29]

纵观国内对于企业职工基本养老保险制度的研究，可持续性角度的研究测算成果颇多，也从多维度提出了若干建议，其中从制度本身出发的全国统筹导向更为笔者关注，亦是本文研究重点。全国统筹尚未实现前，加快省级统筹、划转部分国有资本充实社保基金、中央调剂金是对基本养老保险制度可持续性最有帮助也是最受学界关注的改革措施，本文旨在研究上述三项改革进展缓慢背后的深层次原因，结合最新实践提出更接近改革目标的政策建议和可行性分析。

三、企业职工基本养老保险基金运行现状及风险

企业职工基本养老保险虽然自制度建立以来基金滚存结余一直呈增长趋势，但分析基金收入结构就可以发现所谓“运行良好”高度依赖财政补贴，未来随着基金收入减少、支出增加的情况不断加剧，以及各地基金负担苦乐不均的结构性矛盾逐渐突出，养老保险基金的可持续性存在极大风险。

(一) 基金运行高度依赖财政补贴

2019年企业基本养老保险基金总收入38 174.79亿元，总支出34 719.77亿元，当期结余3 455.02亿元，累计结余51 482.67亿元，总体来看运行良好。然而从基金收入结构来看，保险费收入仅占基金总收入的78.61%，财政补贴收入5 587.76亿元，延续了多年增长趋势(如图1所示)，2019年更是达到当年盈余的1.62倍，基金的正常运行高度依赖于财政补贴，实际结余为-2 132.74亿元，也就是说如果扣除财政补贴基金则当年已出现赤字，而这种情况在2014—2016年已连续出现(如图2所示)。

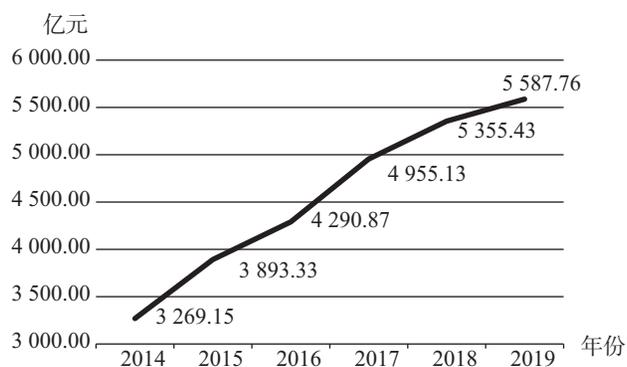


图1 2014—2019年企业职工基本养老保险基金财政补贴收入

数据来源: Wind。



图2 2014—2019年企业职工基本养老保险基金结余情况

注: 本年结余与实际结余差额即为财政补贴。

数据来源: Wind。

(二) 基金运行可持续性风险大

展望未来, 现行制度框架下的企业职工基本养老保险基金的可持续性面临极大风险, 减收增支因素叠加, 地区间负担差异较大的结构性矛盾突出。

1. 减收增支因素叠加。

人口老龄化和减税降费背景下, 企业职工基本养老保险基金面临收入减少和支出增加“两头挤压”的困境, 长此以往基金运行的可持续风险较大, 一旦累计结余消耗殆尽基金运行将难以为继。从收入角度来看, 2016年以来全国各地纷纷下调企业社保缴费

比例以缓解实体经济困难, 2019年5月起各地下调城镇职工基本养老保险单位缴费比例至16%。2020年突发新冠肺炎疫情后国内外政治经济形势更加严峻, 为企业大规模减轻社保缴费负担成为必然选择, 为推动企业复工复产有关部门出台包括全年免征中小微企业养老保险单位缴费在内的若干减免缓征政策^①, 可以预见基金收入进入下降通道。从支出角度来看, 享受养老金待遇的人数与水平双增长又导致基金支出的负担越来越重。随着我国人口老龄化程度加深, 领取基本养老金的退休人员数不断增加, 缴费人数与领取待遇人数的抚养比不断下降, 如东部地区的S省2012—2017年实际缴费人数从1201万人增加到1326万人, 仅增长10.4%, 而离退休人数从332.6万人增加到528.6万人, 增幅高达58.9%, 实际缴费人数与离退休人数之比从2012年的3.6:1下降至2017年的2.5:1, 供养能力大幅降低。同时, 为了满足人民群众对美好生活的追求, 与企业共同分享经济发展的收益, 我国2005年以来连续16年上调企业退休人员基本养老金待遇, 2020年总体上调5%左右, 基金支出刚性增长是必然趋势。

2. 结构矛盾: 基金地区间负担差异大。

基金收支在地区间苦乐不均的情况愈发突出, 虽然出现当期赤字的是部分地区, 但是在我国现行制度体系下最终还是由中央来“兜底”, 依然加剧基金运行的整体风险, 东北和中西部地区多个省份的养老金收支频频告急。2016年就已经有黑龙江、辽宁、河北、吉林、内蒙古、湖北、青海7个省份出现养老金当期收不抵支, 同时有13个地区可支付月数已不足1年, 其中最为严重的黑龙江累计结余已穿底, 赤字232亿元。2017年, 基金当期支出大于收入的省份已经增加到10余个, 若扣除财政补贴这一数字将达到20余个。

另外值得注意的是, 即使同在东部地区也并不是都如广东、北京的养老金收支情况那么乐观。笔者调研发现, 位于我国东部地区的一些省份虽然经济总量

^① 《人力资源社会保障部、财政部、税务总局关于延长阶段性减免企业社会保险费政策实施期限等问题的通知》(人社部发〔2020〕49号)规定, 各省、自治区、直辖市及新疆生产建设兵团(以下统称省)对中小微企业三项社会保险单位缴费部分免征的政策, 延长执行到2020年12月底。各省(除湖北省外)对大型企业等其他参保单位(不含机关事业单位, 下同)三项社会保险单位缴费部分减半征收的政策, 延长执行到2020年6月底。湖北省对大型企业等其他参保单位三项社会保险单位缴费部分免征的政策, 继续执行到2020年6月底。受疫情影响生产经营出现严重困难的企业, 可继续缓缴社会保险费至2020年12月底, 缓缴期间免收滞纳金。有雇工的个体工商户以单位方式参加三项社会保险的, 继续参照企业办法享受单位缴费减免和缓缴政策。以个人身份参加企业职工基本养老保险的个体工商户和各类灵活就业人员, 2020年缴纳基本养老保险费确有困难的, 可自愿暂缓缴费。2021年可继续缴费, 缴费年限累计计算; 对2020年未缴费月度, 可于2021年底前进行补缴, 缴费基数在2021年当地个人缴费基数上下限范围内自主选择。

和财政收入均在全国前列,同时也是中央调剂金制度的净贡献省份,按理说应是养老保险基金充裕、运行平稳的地区,但就是因为人口净流出严重,2017年前后也开始出现基本养老保险基金当期缺口,并且随着老龄化程度逐渐加重基金的收支缺口还在不断放大。此外,这些省份的部分县(市、区)的基金收支情况更加严峻,有的累计结余在2017年就已出现赤字,可见东部地区区域内、各省省内的基本养老保险基金负担也存在较大差异。

四、“渐进式”改革措施实施现状及存在的问题

如上所述,企业职工基本养老保险基金运行可持续性存在较大风险,一味通过增加财政补贴来维持基金运行不是长久之计。在全国统筹真正实现之前,养老保险省级统筹、中央调剂金制度、划转部分国有资本充实社保基金三项“渐进式”改革措施对提高基金运行可持续性发挥着积极作用,但需要在实践中解决一些制约问题和挑战。

(一)“渐进式”改革措施历史演进及现状

之所以称之为“渐进式”改革,是因为相对于“全国统筹”,养老保险省级统筹、中央调剂金制度、划转部分国有资本充实社保基金三项改革措施虽然不能一步到位实现改革目标,但是可以有序、渐进地对相关主体利益分配格局进行调整,可以更大程度地调动改革的积极性,赢得更广泛的支持和参与。

1. 省级统筹。

我国企业职工基本养老保险制度改革初期,各地制度不统一、统筹层次低等问题突出,20世纪90年代以来,国务院及有关主管部门多次要求将统筹层次从市县提高到省级层面,如早在1991年就提出尚未实行基本养老保险基金省级统筹的地区,要积极创造条件,由市、县统筹逐步过渡到省级统筹。^①此后在人口老龄化、就业方式多样化和城市化不断发展的背景下,推进省级统筹更是频繁被提上企业职工基本养老保险制度的改革日程,如1997年要求基本养老保险基金要逐步由县级统筹向省或省授权的地区统筹过

渡以加强宏观调控^②,2005年提出要在完善市级统筹的基础上,尽快提高统筹层次,实现省级统筹,为构建全国统一的劳动力市场和促进人员合理流动创造条件^③,2018年再次提出推进省级统筹改革,把时间表定在2020年年底。虽然2021年3月召开的“两会”宣布已实现省级统收统支,但真实进度还是令人担忧,大部分地区只是实现账面上的“统收统支”,仍存在由县市各自承担统筹责任补缺口的现象。

2. 养老保险基金中央调剂制度。

2018年7月,企业职工基本养老保险基金中央调剂制度开始实施,采取各省份上解、中央下拨的方式运行。^④制度实施当年的调剂比例为3%,规模达2400多亿元,2019年、2020年调剂力度不断加大,调剂比例分别提高至3.5%和4%,规模分别达到6303亿元和7398.3亿元(预算安排数)。^⑤以2020年的调剂情况为例,企业职工基本养老保险收入最高的广东、江苏、浙江、上海、北京均为净贡献地区,其中广东、北京净贡献力度最大,分别为645.71亿元、462.59亿元,二者相加高达全国净贡献的62.72%。中西部、老工业基地省份等近年来基金运行状况严峻的地区从中央调剂基金受惠达到1768.45亿元,其中辽宁、黑龙江是22个净受益地区中的最大受益者,净受益额分别达到555.58亿元、485.56亿元(如图3、图4所示)。可见,作为实现全国统筹的第一步,中央调剂制度具有明显的养老保险基金省级再分配效果,在一定程度上缓解了各地基金负担苦乐不均问题。

3. 划转部分国有资本充实社保基金。

我国在20世纪90年代初期改革企业养老保险制度,实行现收现付制,导致基金没有形成历史积累。当时为降低改革难度,规定对于此前已退休人员的养老金,由统筹基金支付;对于在职人员此前没有缴费的连续工龄,则采取视同缴费的办法给予认可,不再要求补缴,由此而产生了隐性的基金缺口。近年来随着人口老龄化趋势加快和待遇水平刚性增长,这一隐性缺口逐步显性化,基本养老保险基金支付压力不断加大,如东部地区的S省在2017年年底时由于视同

① 资料来源:《国务院关于企业职工养老保险制度改革的决定》(国发〔1991〕33号)。

② 资料来源:《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》(国发〔1997〕26号)。

③ 资料来源:《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》(国发〔2005〕38号)。

④ 资料来源:《国务院关于建立企业职工基本养老保险基金中央调剂制度的通知》(国发〔2018〕18号)。

⑤ 数据来源:财政部。

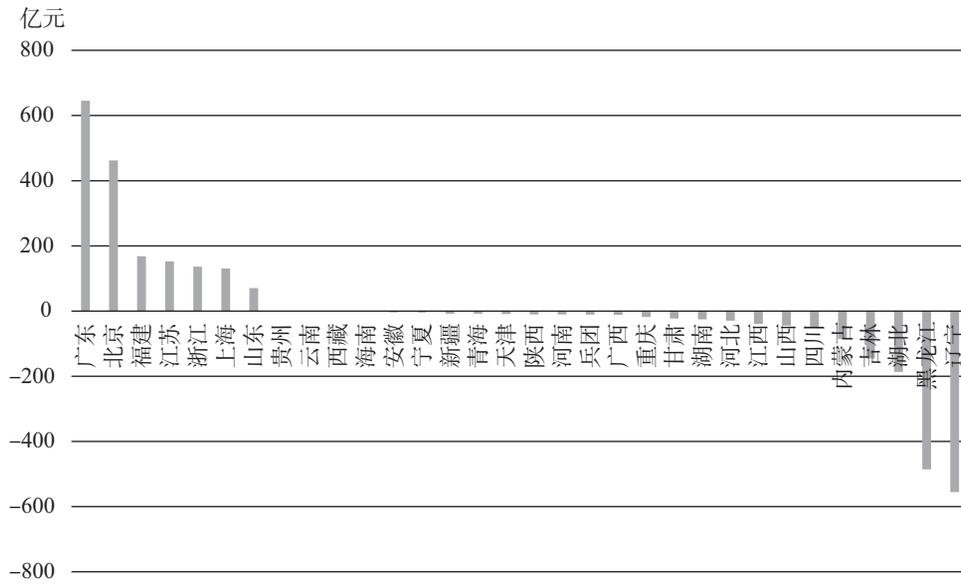


图3 2020年各地区中央调剂基金净贡献额

数据来源：财政部网站于2020年6月17日发布的《2020年中央调剂基金收入情况表》。

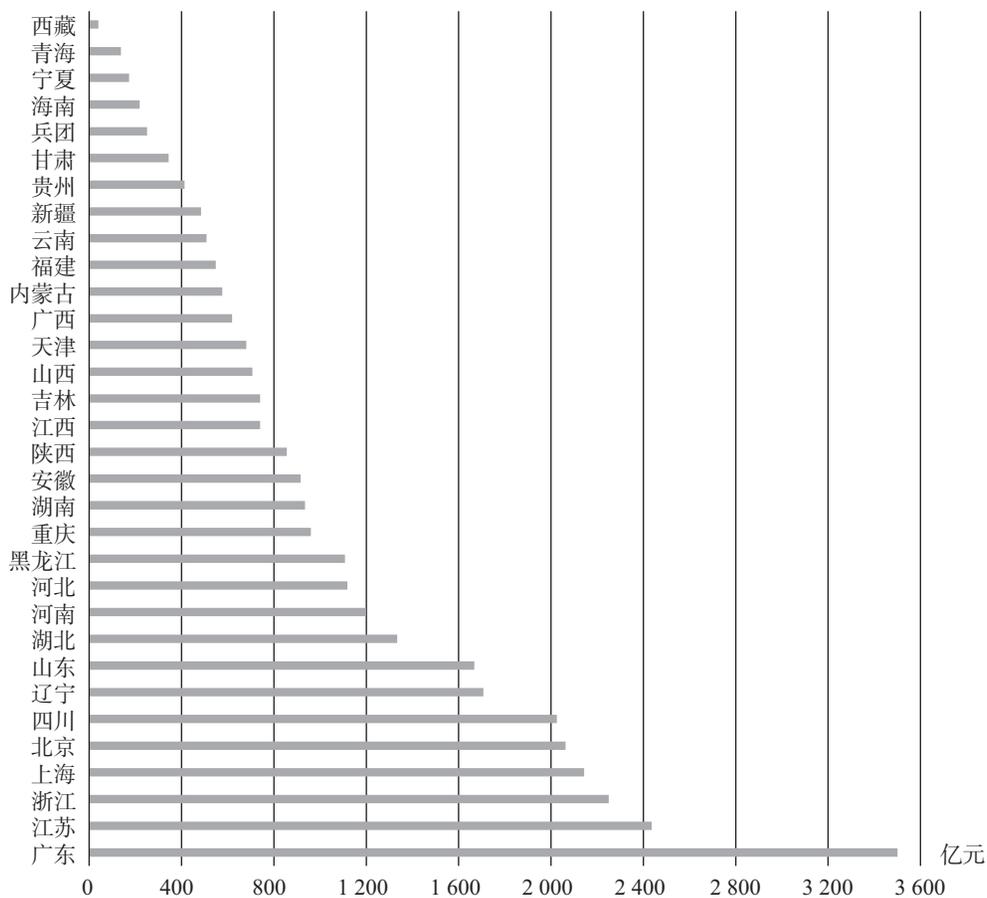


图4 2019年各地区企业职工基本养老保险基金收入

数据来源：财政部网站于2020年6月17日发布的《2020年中央调剂基金收入情况表》。

缴费产生的缺口就累计超过3 000亿元。2000年全国社保基金理事会成立，其主要职责之一就是填补社保资金缺口，国有股减持和股权划拨资产是全国社

会保障基金的重要资金来源。为弥补职工养老保险因实施视同缴费年限政策形成的基金缺口，此后十余年间，国有资本充实社保基金经历了匆匆收场的

国有股减持^①阶段和收效甚微的国有股转持^②阶段，2017年出台的划转部分国有资本充实社保基金方案^③要求将中央和地方国有及国有控股大中型企业、金融机构国有股权的10%划转充实社保基金，与前两个方案相比扩大了划转范围，增强了应对人口老龄化和增强基金的抗风险能力。截至2020年年末，中央层面将划转工作全面完成，共划转93家中央企业和中央金融机构国有资本总额1.68万亿元。^④

(二)“渐进式”改革措施存在的问题及原因

1. 基本养老保险事权与支出责任划分不清晰，省级层面没有实现真正的“统收统支”。

省级统筹一直都是养老保险制度改革追求的目标和方向，但是事实上这项改革并没有得到落地，省级层面没有实现真正意义的“统收统支”。虽然大部分所谓已经实现“省级统筹”的地区实行的是预算管理模式和省级调剂金模式，但这其实是在受各方条件限制不能实现基本养老保险制度省级统收统支时的变通形式，只是实现了名义上的“省级统筹”。从严格意义上讲，只有在省级层面实现统收统支的基本养老保险制度才是真正的省级统筹。更值得注意的是，在一些已经实现基金收支在省级层面统收统支的地区，依然是由市县各级政府实际负担基金收支缺口，只是实现账面上的“统收统支”。

省级统筹难以实现，既有省级层面缺乏改革动力和能力的因素，也有被统筹主体市县级层面的顾虑，一方面，在基金尚有结余的地区，市县政府不愿意把结余的部分上交，另一方面，在部分收支平衡难度较大的地区，省级政府又不愿或是没有足够能力承担市县级的缺口。归根结底这是基本养老保险的事权与支出责任在各级政府之间划分不清晰造成的，是制度的原因。长期以来往往是统筹提到哪一级，哪一级实际就成为最终的“出资人”和“兜底人”，因此为了“按时”完成改革任务，各地最终会通过各种名义上的或是账面上的“省级统

筹”交差，这样做的后果不仅延误了养老保险制度改革的最佳时机和整体推进进程，也加大了局部基金运行风险。

2. 基金结余地区征缴积极性不高，部分省份落实中央调剂制度面临较大压力。

中央调剂制度在具体落实执行中，有效激励省以下各统筹地区征缴积极性效果不好，部分省份落实中央调剂制度也面临较大压力。按照中央调剂制度规定，各省上解中央调剂基金数额不是根据实际参保人数和实际缴费工资核定，而是根据职工平均工资和在职应参保人数核定，这一办法相当于对各省养老保险征缴资源及征缴力度建立了内在激励机制，参保率越高、缴费基数越实，上解后地方基金收支压力越小。然而在我国大部分还没有实现省级统收统支的地区，中央调剂基金需要从基金有结余的省以下统筹地区调拨，如广东省规定中央调剂基金调拨比例=中央调剂基金净上解额÷当期有结余的地级以上市（含省本级）基金结余总额^⑤，这在一定程度上会影响养老保险基金有结余的市、县、区等基层政府征缴的积极性，产生激励不相容现象，尤其是对于尚未建立有效的省级对各统筹地区的基金收支考核和缺口责任分担机制的地区，无法将中央传导的压力切实落实到各统筹地区，从而容易导致责任上收、压力向省级转移的问题。

另外，某些净贡献省份在落实中央调剂制度过程中面临较大基金收支平衡压力，导致中央调剂的窗口期不会太长。这主要是因为在全国绝大部分地区进入快速老龄化通道的背景下，即便是一些经济较为发达地区也已经出现养老保险基金当期赤字，如东部地区某个中央调剂金制度的净贡献省份，2017年企业职工基本养老保险基金当期结余就已由正转负，精算研究预测全省累计结余也将在2022年左右全部消化。

① 《国务院关于印发减持国有股筹集社会保障资金管理暂行办法的通知》（国发〔2001〕22号）规定，凡国家拥有股份的股份有限公司（包括在境外上市的公司）向公共投资者首次发行和增发股票时，均应按融资额的10%出售国有股；股份有限公司设立未满3年的，拟出售的国有股通过划转方式转由全国社会保障基金理事会持有，并由其委托该公司在公开募股时一次或分次出售。国有股存量出售收入，全部上缴全国社会保障基金。

② 《境内证券市场转持部分国有股充实全国社会保障基金实施办法》（财企〔2009〕94号）规定，股权分置改革新老划断后，凡在境内证券市场首次公开发行股票并上市的含国有股的股份有限公司，除国务院另有规定的，均须按首次公开发行时实际发行股份数量的10%，将股份有限公司部分国有股转由社保基金会持有，国有股东持股数量少于应转持股份数量的，按实际持股数量转持。

③ 《划转部分国有资本充实社保基金实施方案》（国发〔2017〕49号）。

④ 数据来源：财政部。

⑤ 资料来源：《广东省人民政府关于贯彻落实企业职工基本养老保险基金中央调剂制度的实施意见》（粤府〔2019〕34号）。

3. 国有资本划转社保基金前期进展缓慢, 部门协调和配套制度不到位。

2017年启动的新一轮划转部分国有资本充实社保基金改革呈现前期推进缓慢、地方严重落后中央的局面。据统计截至2018年年底, 500余家中央企业中只有18家完成股权划转, 划转金额仅为750亿元^①, 省级层面只有浙江、云南两省的划转试点工作基本完成。尽管近两年划转工作有突破, 中央企业和中央金融机构划转工作已经完成, 若干省份也纷纷制定本地区划转方案并实施, 但不容忽视的是已划转部分相比于178万亿国有资本总量仍有较大差距。

国有资本划转社保基金前期进展缓慢的主要原因是人力资源和社会保障部、国务院国有资产监督管理委员会、财政部、全国社保基金理事会、证监会等划转工作相关主体存在利益博弈, 部门间协调配合程度不足, 导致划转方案在具体执行过程中还存在若干难点和问题, 如负责提出拟划转股权建议方案的国有资产监督管理机构并不掌握社保基金缺口, 从而难以确定准确的数据。同时, 在国有资本划转社保基金工作全面推开后, 划转方案的若干配套制度办法尚未出台, 以致划转标准、划转后国有资本的运作管理等具体制度安排不能明确, 省级政府层面更加难以制订可行性强的落实方案, 这也将在今后影响划转后国有资本获取收益的效率。

五、推进企业职工基本养老保险制度 “渐进式”改革的政策建议

针对前文提到的推进企业职工基本养老保险全国统筹的渐进式改革在实施中存在的问题和遇到的挑战, 笔者认为应从明确基本养老保险中央与地方的事权与支出责任, 加强省以下基金收支责任考核、动态提高中央调剂比例, 健全国有资本划转社保基金长效机制三个方面深化改革, 提高政策实施的可行性, 为基本养老保险的全国统筹打下坚实基础。

(一) 加快推动基金在省级层面实现“统收统支”

1. 统一制度参数。

省级统筹改革实质性完成的标志是企业职工基本养老保险基金在省级层面实现“统收统支”, 在省级范围内缓解基金收支不平衡的压力、提高制度抵御风险的能力, 让那些虽然省内不平衡但全省总体运行良

好地区的基金实现可持续发展。首先, 将市县级政府收取的基本养老保险基金归结至省级层面, 由省级主管部门直接管理和统一调度使用。目前仍有许多省份为完成“省级统筹”改革任务, 实行多种“变通”的省级统筹模式或是仅在基金账面体现“统收统支”, 为彻底解决上述问题, 应积极调动省级主管部门积极性, 改变过去“甩包袱”、不承担风险的做法, 充分认识到基本养老保险是中央、省、市(县)共同承担的事权与支出责任, 既不能只依赖中央补贴和调剂金, 也不能只推给基层政府“买单”。省级管理部门对于基金的收拨切忌走过场, 而是要与市县级政府部门共同承担事权与支出责任, 出现缺口时依据划分的责任按比例弥补。其次, 目前大部分省级政府已经制定统一的基本养老保险基金使用制度, 下一步在严格落实统一制度的基础上, 还要真正统一区域内的缴费基数和比例、待遇计发办法和调整政策等要素, 避免越发达的地区缴费压力越小、越不发达的地区缴费压力越大形成的执行中的费率差异, 提升基本养老保险的公平性和基金管理的严肃性。

2. 配套改革: 合理划分政府间基本养老保险中事权与支出责任。

推进基本养老保险中央与地方事权与支出责任的划分改革, 首先需要明确基本养老保险事权是中央、省级及以下地方政府的共同事权, 各级政府都应承担相应的支出责任, 并不是统筹到哪一级政府, 哪一级政府就是唯一的“兜底人”, 从而打消省级政府以及被统筹层级政府的顾虑。根据受益原则和效率原则, 建议企业职工基本养老保险中央与地方事权与支出责任进行如下划分: 在基本养老保险法律法规制定方面, 中央负责制定全国性法律法规, 地方负责出台本级执行落实的规定和细则; 在基金运行管理方面, 中央负责研究制定缴费基数、缴费标准、待遇发放标准等, 地方负责本级基本养老保险征缴稽核、领取待遇人员资格认定与档案管理、待遇发放等; 在基金投资运营方面, 中央负责研究基金投资的领域、比例、投资管理人资质等; 地方政府负责制定本级基金具体投资决策; 在基金预算编制方面, 建议在调整养老保险经办体制为省以下垂直经办的基础上, 由省级养老保险经办机构作为责任主体编写本地区养老保险基金预算, 中央编制全国的养老保险基金预算。省级政府可

^① 数据来源: 国资委。

以参照中央与地方划分的经验和做法,结合省以下财政体制厘清本地区各级政府在基本养老保险领域的事权和支出责任,将适合由更高一级政府承担的基本养老保险事权与支出责任上移,以避免过多增加基层政府支出压力,将适合由基层政府发挥信息、管理优势的职能下移,强化基层政府贯彻执行国家以及上级政府各项养老保险政策的责任。

3. 可行性分析。

从中央与地方事权划分和省级统筹改革实践来看,企业基本养老保险基金在省级层面真正实现“统收统支”的条件和可行性已具备。一是十八届三中全会以来,事权和支出责任相适应的制度改革取得了进展,将界定和划分政府间财政支出责任的直接依据划定为财政事权,降低了改革难度。2018年1月27日,国务院印发《基本公共服务领域中央与地方共同财政事权和支出责任划分改革方案》(国办发〔2018〕6号),明确了基本公共服务领域中央与地方共同财政事权范围,规范了基本公共服务领域中央与地方共同财政事权的支出责任分担方式。2018—2020年,国务院针对医疗卫生、科技、教育、交通运输、生态环境、公共文化、自然资源、应急救援,相继印发相关领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案,为基本养老保险基金领域事权与支出责任划分提供了借鉴和依据。二是国家和各省出台的基本公共服务清单已经对社会保险领域项目的具体服务对象、服务指导标准、支出责任、牵头负责单位等进行规定,通过“市、县(市)政府负责,中央和省级财政适当补助”“中央、省和市政府共同负责”“中央和地方政府分级负责”等方式在一定程度上对支出责任主体予以界定。三是转移支付制度逐步完善,转移支付结构进一步优化,一方面对革命老区、民族地区、边疆地区、贫困地区的转移支付不断增加,另一方面专项转移支付内部结构也在优化,社会保障等重点民生领域的投入力度不断加大,中央对于地方财力较差的地区还可以通过均衡性转移支付承担部分养老保险支出责任。

(二) 加强中央调剂基金力度

1. 适当提高调剂比例,建立动态调整机制。

提高中央调剂金比例有利于扩大基金互济范围,减少人口老龄化严重地区的支付风险,但需要警惕的是调剂比例不能持续提高,还应注意考虑净贡献的统筹地区之间的差异,包括基金累计结余情况、劳动力

流向变化、老龄化进程、制度的历史遗留问题等因素,这些都会影响净贡献地区的承受能力。此外,是否延迟退休、退休年龄延迟方案如何设计、最低工资水平如何增长等政策的变化也会影响中央调剂制度的实际调剂效果。因此,建议建立中央调剂制度参数与人口结构、基金累计结余及预测、延迟退休方案、工资水平、当地实际遵循缴率之间的动态反馈调整机制。

2. 配套改革:完善省以下基金收支责任考核。

中央调剂制度有可能导致基金收支管理责任上收,基层管理缺乏动力,为保证中央调剂制度顺利实施,尤其是在调剂比例不断提高的情况下,完善科学可持续的省级对各统筹地区的基金收支考核机制、合理确定并压实省以下统筹地区的管理责任就显得尤为重要。约束和激励是硬币的两面,一方面,细化分解扩面征缴、夯实缴费基数、及时足额上解调剂基金、确保养老金按时足额发放、加强基金收支管理和信息化建设等指标,并列进各市、县、区级政府的责任考核范围,对出现问题的地方和有关责任人问责并整改,强化基金预算的严肃性和硬约束,确保应收尽收,杜绝违规支出;另一方面,对征收效率高和上解调剂基金力度大的地方安排资金给予奖励。

3. 可行性分析。

近年来,社会保障信息化建设逐渐完善,中央与地方之间、部门之间信息、数据互联互通逐步实现,有利于及时掌握和规范养老保险基金的收入和支出行为、防范可能出现的各种风险,是中央调剂制度顺利实施的技术支撑。未来在健全社保登记信息数据动态管理机制的基础上,社会保险基础数据库以及全民参保和就业状态登记信息管理系统将会更加完善,做到实时更新,更加及时、准确、全面地掌握基本养老保险参保情况。

(三) 健全国有资本划转社保基金长效机制,保“量”更要提“质”

1. 稳步提高划转金额,加强划转后国有资本投资运营。

划转部分国有资本充实社会保障基金是完善养老保险制度建设的重要政策,而非临时的“堵窟窿”行为,吸取这项改革二十年的经验教训,我们认为健全国有资本划转社保基金长效机制是实现政策目标的关键,具体来说就是既要保“量”又要提“质”,其中“量”指的是划转金额,“质”则指的是划转的国

有资本是否能够保值增值，是否能够有效增强社保基金的保障能力。

划转金额直接受划转比例、划转工作推进步骤和范围等因素影响。一方面，在现行规定基础上形成科学合理的划转比例调整机制。2017年国务院出台划转方案中各类国有企业的划转比例均为国有资本的10%，低于测算的划转最优比例，建议今后定期结合劳动人口增长率、基金缺口、国有企业经营状况等指标进行测算，适度提高国有资本划转充实社保基金的比例。另一方面，地方层面划转工作可借鉴中央分级、试点相结合的经验，先选取规模大、难度小、公司化改革成效好的省属国有企业开展划转工作，以最高的效率在各级养老保险基金“蓄水池”的外部进行“加固”并争取最广泛的社会认同，同时在市县层面进行试点，总结经验后再在本地区全范围推进。

划转国有资本的保值增值依赖承接主体通过科学的资产配置、在控制风险的基础上尽可能实现收益最大化，承接主体投资运营划转国有资本的原则包括安全性、流动性、市场化、多元化等。在人口老龄化严重程度不断加剧、基金支付压力愈加加大的情况下，划转国有资本是养老保险制度可持续性的重要保障，关系到亿万群众的切身利益，安全性必须是投资运营的第一原则，同时还应保持相对流动性以保证支付，因此投资标的的选择也要配置好资产的变现性。在投资策略方面，建议承接主体借鉴各地养老保险基

金投资运营的经验，充分发挥市场机制的作用，按照市场规律对划转后的国有资本进行投资运营，另外还要开展多元化投资，防止“鸡蛋放在一个篮子里”的风险，实现投资范围、投资标的的多元化以及组合投资。

2. 配套改革：推动制定法律法规，统筹协调相关利益主体。

一是推动以立法的形式明确划转范围、对象、比例、程序以及承接主体如何对国有资本进行管理等内容。二是完善配套制度办法，尤其是国有资本在划转过程中如何规范管理的细则，涉及国有股权市场交易一系列环节的规则，划转后国有资本的运营方式、股权分红和运作收益的分配方案等，这些直接关系到划转国有资本如何更多地获取收益，提高划转工作的“质”。三是统筹协调与划转工作相关的各利益主体。国有资本划转社保基金涉及财政、人社、国资、证监、社保基金理事会等多个部门，在中央层面可以考虑由国务院国有企业改革领导小组督促上述部门各司其职（如图5所示），在地方层面可以考虑由各级政府牵头领导国有企业改革的组织（如上海市国资国企改革工作推进领导小组）进行统筹协调，尤其是各级人力资源社会保障部门协助配合国有资产监督管理部门，提供以往实施视同缴费年限等政策以及老龄化加剧等原因形成基金缺口的具体数据，研究其对基金运行产生的影响，在全面摸清底数后进一步测算、细化划转资金等。

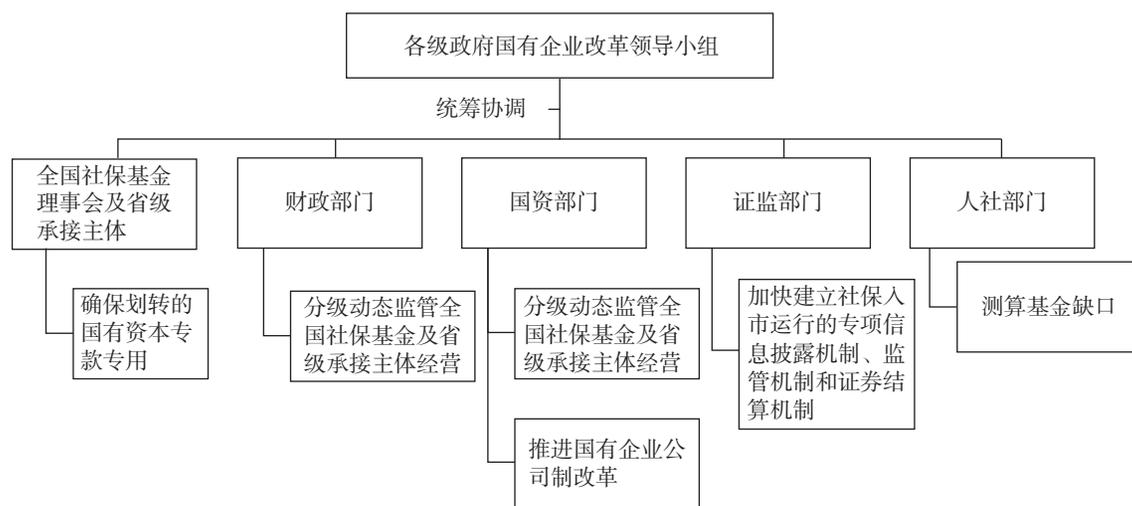


图5 划转国有资本充实社保基金的相关部门职责

3. 可行性分析。

一方面，社保基金以及各省基本养老保险基金委

托全国社保基金理事会投资运营的经验较为成熟。全国社会保障基金从2000年成立至2019年，基金年均

投资收益率 8.14%，约为同期年均通货膨胀率的三倍，其中 2019 年的投资收益率更是达到 14.06%。目前，全国大部分省、自治区、直辖市将基本养老保险基金的部分积累资金委托市场化、多元化投资经验丰富的全国社保基金理事会进行投资运营，并获得较高

的投资收益率。另一方面，“十三五”期间，我国国有企业公司制改革取得历史性突破，截至 2020 年年底，国务院国资委监管的中央企业已全面完成公司制改革，省级国资委监管的一级企业约 96% 完成公司制改革，为划转国有资本奠定了坚实基础。

参考文献

- [1] 贾康, 杨良初. 可持续养老保险体制的财政条件 [J]. 管理世界, 2001 (3): 53-60.
- [2] 刘学良. 中国养老保险的收支缺口和可持续性研究 [J]. 中国工业经济, 2014 (9): 25-37.
- [3] 孙开, 王丹. 我国基本养老保险财政负担问题的思考 [J]. 地方财政研究, 2016 (10): 65-70.
- [4] 于洪, 曾益. 退休年龄、生育政策与中国基本养老保险基金的可持续性 [J]. 财经研究, 2015 (6): 46-57, 69.
- [5] 杨华. 完善我国基本养老保险基金投资运营机制研究 [J]. 中央财经大学学报, 2012 (9): 7-11.
- [6] 李连芬, 刘德伟. 我国基本养老保险全国统筹的成本-收益分析 [J]. 社会保障研究, 2015 (5): 3-11.
- [7] 中国财政科学研究院社会发展研究中心课题组. 构建我国基本养老保险全国统筹制度的政策建议 [J]. 中国财政, 2019 (7): 59-61.
- [8] 林毓铭. 完善养老保险省级统筹管理体制的思考 [J]. 市场与人口分析, 2007 (4): 57-63.
- [9] 郑秉文. 关于加快推进省级社保统筹的建议 [J]. 中国经贸导刊, 2007 (18): 9-10.
- [10] 林治芬. 中央与地方养老保险责任划分模式设计 [J]. 财贸经济, 2006 (6): 73-77.
- [11] 郑功成. 实现全国统筹是基本养老保险制度刻不容缓的既定目标 [J]. 理论前沿, 2008 (18): 12-15.
- [12] 胡晓义. 关于逐步提高养老保险统筹层次 [J]. 中国社会保障, 2004 (1): 18-21.
- [13] 高书生. 关于社会保障的几个认识问题经济学动态 [J]. 经济学动态, 2005 (9): 9-14.
- [14] 彭宅文. 社会保障与社会公平: 地方政府治理的视角 [J]. 中国人民大学学报, 2009 (2): 12-17.
- [15] 杨燕绥, 妥宏武, 华冉. 基本养老保险全国统筹的央地事权问题研究 [J]. 中国人力资源社会保障, 2020 (9): 28-30.
- [16] 郑功成. 尽快推进城镇职工基本养老保险全国统筹 [J]. 经济纵横, 2010 (9): 29-32.
- [17] 夏珺, 李春根. 基本养老保险全国统筹: 理论依据" 实施难点与政策要点 [J]. 地方财政研究, 2016 (11): 18-25.
- [18] 中国财政科学研究院社会发展研究中心赴浙江调研组. 浙江省基本养老保险基金收支及统筹情况调研报告 [J]. 财政科学, 2018 (2): 89-95.
- [19] 林义. 论我国经济转轨时期社会保障配套改革的几个问题 [J]. 经济学家, 1995 (2): 75-80, 106.
- [20] 王延中, 胡继晔. 划拨国有股充实社保基金的几个问题 [J]. 经济学动态, 2004 (7): 56-60.
- [21] 陆解芬. 国有资本充实全国社会保障基金瓶颈分析 [J]. 财会研究, 2018 (1): 75-80.
- [22] 匡小平等. 划转国有资本进社保: 如何监管? [J]. 财政监督, 2018 (2): 41-51.
- [23] 古钺. 从中央调剂到全国统筹——兼论抓住契机提升社保管理能力 [J]. 中国社会保障, 2018 (8): 12-13.
- [24] 石晨曦, 曾益. 破解养老金支付困境: 中央调剂制度的效应分析 [J]. 财贸经济, 2019 (2): 52-65.
- [25] 夏杰长, 徐金海. 基础养老金全国统筹: 国际经验与我国之对策 [J]. 中国发展观察, 2016 (16): 38-41.
- [26] 李素素. 日本财政社会保障支出结构及对我国的启示 [J]. 当代经济, 2016 (28): 12-13.
- [27] 林义. 养老基金与资本市场互动发展的制度约束 [J]. 社会保障研究, 2005 (1): 149-158.
- [28] 李媛, 郝彬. 人口老龄化背景下养老金投资运营的国际经验与启示 [J]. 金融纵横, 2017 (2): 54-60.
- [29] 胡继晔. 养老金运营监管的国际经验对中国的启示 [J]. 清华金融评论, 2017 (3): 102-107.
- [30] 丛春霞, 于洁, 曹光源. 基础养老金统筹困境及推进全国统筹若干思考 [J]. 地方财政研究, 2016 (11): 4-10.
- [31] 齐海鹏, 杨少庆, 尹科辉. 我国基础养老金全国统筹障碍分析及方案设计 [J]. 地方财政研究, 2016 (11): 26-33.
- [32] 杨燕绥, 黄成凤. 从中央调剂到全国统筹的质变与路径 [J]. 中国人力资源社会保障, 2018 (3): 13-15.
- [33] 中国财政科学研究院社会发展研究中心课题组. 基本养老保险全国统筹与央地两级政府间支出责任划分研究——基于国际经验借鉴的视角 [R]. 北京: 中国财政科学研究院, 2018 (25): 32-44.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

健康状况影响家庭风险金融投资参与了吗？

——传导机制检验及异质性探索

Does Health Status Affect the Household Investment in Risky Financial Assets?

The Mechanism Test and Heterogeneity Exploration

沈悦 余若涵

SHEN Yue YU Ruo-han

[摘要] 利用中国家庭追踪调查 2014、2016、2018 年三期数据，考察了健康状况对家庭风险金融投资参与的影响。研究发现，健康状况显著影响家庭风险金融投资行为，健康恶化，家庭持有风险金融资产的概率和比重均显著降低，且该结果具有稳健性。机制检验结果表明，健康状况主要通过医疗负担这一渠道影响家庭风险金融投资参与，健康恶化加重家庭所承受医疗负担，进而促使家庭减少风险金融投资。异质性分析结果表明，这一影响在农村家庭和有负债家庭中更为显著，具有城乡异质性和负债异质性，即相较于城市家庭和无负债家庭，农村家庭和有负债家庭更易因健康状况恶化而减少风险金融资产持有甚至退出风险金融市场。提高家庭风险金融投资参与度，要大力推动“健康中国”建设，提升全民健康水平；持续深化医药卫生体制改革，减轻家庭医疗负担；不断完善资本市场环境，增强投资吸引力。

[关键词] 健康状况 医疗负担 风险金融投资 资产配置

[中图分类号] F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0026-14

Abstract: Based on the data of CFPS 2014, 2016 and 2018, this paper investigates the influence of health status on the household risky financial assets investment. The results show that the health status has significant impacts on household investment. If the health status deteriorate, probability and proportion of households' investment in risky financial assets will both reduce. The medical burden has a mediating effect on above relationship. The results of heterogeneity analysis show that this impact mainly exists in rural households and indebted households. Therefore, improving household participation in risky financial investment needs to promote the "Healthy China strategy", deepen reform of the medicine and healthcare system and enhance the investment attraction of capital market.

Key words: Health status Medical burden Risky financial investment Asset portfolio

[收稿日期] 2020-05-11

[作者简介] 沈悦，女，1961年5月生，西安交通大学经济与金融学院教授，研究方向为金融市场、房地产金融；余若涵，女，1994年5月生，西安交通大学经济与金融学院博士研究生，研究方向为家庭金融。本文通讯作者为余若涵，联系方式为 yrh_xjtu@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“房价冲击的主导动力机制辨识及调控政策设计研究”（项目编号：71974157）。

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

改革开放四十多年来,人民生活水平显著提高,物质财富不断积累,可支配收入大幅增加,资本市场迅速发展,但与之形成鲜明对比的是长期以来我国居民家庭资产结构的单一、金融投资种类的匮乏和预防性储蓄的高居不下。来自《中国家庭财富调查报告2019》^[1]的数据显示,我国家庭人均财产超过20万元,金融资产的分布集中于现金、活期存款和定期存款,占比高达88%,资产结构非常单一;持风险厌恶态度的居民占比较大,极度风险厌恶型投资者超六成。调查结果还指出,“应付突发事件及医疗支出”在全国家庭储蓄主要原因中位居第一,占比为48.19%,较高的预防性需求推高了储蓄比例。不难看出,突发事件和医疗支出所带来的财务负担增强了居民家庭的风险规避心理,进而导致金融资产结构的单一化和风险金融投资的“有限参与”。这不仅不利于家庭平衡资产风险,还会限制家庭的财产性收入,制约财富增长。家庭金融资产配置不仅关系到居民自身财富保值增值,还为国民经济运行和资本市场发展提供动力。改善家庭金融资产结构,鼓励家庭积极参与风险金融投资,对于家庭财富水平的提升、我国资本市场的发展和宏观经济政策的制定都有着重要意义。

无法被交易也不能通过投资组合得到有效分散的风险被称为“背景风险”(Gollier和Pratt,1996^[2]),背景风险的存在降低了投资者持有风险金融资产的意愿。作为一种典型的背景风险,健康状况是否影响家庭风险金融投资参与?“人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志”,习近平总书记在党的十九大报告中指出,要“实施健康中国战略”。在刚刚过去的“十三五”时期,我国卫生健康事业取得了重要发展:2016年10月,中共中央、国务院发布《“健康中国2030”规划纲要》,旨在推进健康中国建设,提高人民健康水平;2019年7月,国务院发布《健康中国行动(2019—2030)》发展战略,促进“以治病为中心”向“以人民健康为中心”转变;2019年12月,全国人大通过《中华人民共和国基本医疗卫生与健康促进法》,指出要“保障公民享有基本医疗卫生服务,提高公民健康水平,推进健康中国建设”。而在已经到来的“十四五”开局之年,“全面

推进健康中国建设”更是作为增进民生福祉的主要目标任务被写入2021年《政府工作报告》。这一系列工作决策的部署、规划纲要和法律法规的颁布实施,体现了国家对“把人民健康放在优先发展的战略地位”的坚持,开启了我国全民健康的新时代。近年来,“三医联动”改革不断强化,公立医院综合改革全面推开,医药卫生体制改革一路攻坚克难。2019年7月,高值医用耗材改革拉开序幕;2020年11月,首次国家组织高值医用耗材集中采购完成,冠脉支架价格从均价1.3万元左右下降至700元左右;同年12月,国家医保药品目录新增119种药品,平均降价50.64%^①,继多种癌症及罕见病等重大疾病和慢性病药物之后,新冠肺炎诊疗方案所列药品也全部被纳入医保范围。这一系列措施,体现了政府高度重视并致力于解决老百姓就医问题,却也折射出人们看病贵、重大疾病患者医疗负担沉重的客观现实。健康和医疗不仅是关系人民群众幸福生活的重大民生问题,更关乎国家的发展和民族的未来。

健康状况能否解释我国家庭投资者的风险金融投资“有限参与”之谜?医疗支出不但与投资者的健康状况密切相关,还是推高家庭预防性储蓄需求的重要原因,若健康状况影响家庭的风险金融投资参与,医疗负担是否在这一影响过程中发挥作用?又发挥着怎样的作用?基于以上问题,本文利用同时存在于中国家庭追踪调查(CFPS)2014、2016、2018年三期调查中的家庭样本构建面板数据,研究健康状况对家庭风险金融投资参与的影响,检验影响的传递机制,探索影响可能具有的异质性表现。

余文安排如下:第二部分对健康状况影响家庭风险金融投资参与的相关研究成果进行梳理、总结,指出本文的创新之处;第三部分进行理论分析并提出研究假设;第四部分介绍本文所用数据、变量和模型;第五部分为实证分析,汇报健康状况影响家庭风险金融投资参与的基准回归结果和稳健性检验结果,探讨这一影响的传导机制和异质性表现;第六部分对研究结论进行总结,提出政策建议。

二、相关文献回顾

自马科维兹于1952年提出投资组合理论^[3]之后,学界开始将目光聚焦至家庭资产配置,成果多集中于对投资者风险偏好和投资决策的研究。Gollier和

① 数据来源于国家医疗保障局。

Pratt (1996)^[2]在研究中发现,在家庭投资者进行投资决策的过程中,存在着包括健康状况在内的一部分风险不能以投资组合的形式被分散,被称为“背景风险”,其减少了家庭对于风险资产的持有。健康状况属于典型的背景风险,专门针对其与家庭风险金融投资两者关系的研究出现得较为滞后,Rosen和Wu(2004)^[4]使用美国Health & Retirement Study(HRS)数据率先展开了对家庭健康和金融资产关系的实证研究,发现健康状况较差的投资者会减少对风险金融资产的持有,转而选择较为安全的资产,但对于具体的影响机制并未得出明确结论。在此之后,相关研究陆续展开,研究成果层出不穷,大致可分为两类:一类认为健康状况能够影响家庭风险金融投资。Edwards(2008)^[5]建立了包含健康风险的生命周期资产选择模型,认为健康风险的存在会降低居民投资风险金融资产的份额;Coile和Milligan(2009)^[6]使用夫妻任何一方经历丧偶、急性事件或慢性病诊断等变量来衡量家庭受到的健康冲击,发现受到健康冲击的家庭会增加诸如存款等安全性资产配置,减少风险性金融资产投资;Goldman和Maestas(2013)^[7]以家庭医疗支出衡量家庭健康风险,指出拥有医疗保障的家庭面临的健康风险更小,持有风险性金融资产的比例更高;Cho(2016)^[8]采用主客观结合方式,选取家庭户主及配偶的自评健康状况和家庭成员疾病诊断相关指标衡量家庭健康状况,实证得出健康状况差的家庭较少投资于风险金融资产,更偏好于流动性高、安全性强的资产;Crainich等(2017)^[9]建立了健康-财富双变量效用函数的金融资产选择理论模型,推导出当健康状况恶化时,投资者会减少持有风险金融资产。还有成果在研究两者关系的同时分析了可能存在的影 响机制:Berkowitz和Qiu(2006)^[10]以家庭成员重大疾病诊断情况衡量健康水平,发现健康冲击通过减少家庭财富负向影响风险金融资产投资;Bressan等(2014)^[11]选取日常活动受限数量、慢性疾病、自评健康和心理健康四个指标衡量投资者健康状况,发现自评健康对风险金融资产的配置具有显著负向效应,这一影响可通过预防性储蓄动机、风险偏好、预期寿命和投资计划期等渠道实现。另一类成果则认为健康状况并不影响家庭风险金融投资,但此类成果数量较少。Fan和Zhao(2009)^[12]选取肢体功能、慢性病、心脏病、中风、健康约束等指标衡量家庭健康状况,研究了其与家庭财富和资产组合之间的关系,指出健康水平对家庭资产组合的影响是由投资者的个人特征

和异质性造成的,健康状况本身并不能影响家庭的资产配置决策;Cardak和Wilkins(2008)^[13]用自评健康得分衡量健康状况,研究了包括健康在内的背景风险对澳大利亚家庭资产配置的影响,认为尽管未来的健康风险可能会影响家庭的风险资产投资,但回归结果显示健康状况本身对家庭风险资产占比的影响并不显著。

国内相关研究的出现较之国外有所滞后,早期研究并未独立讨论健康状况对家庭风险金融投资参与的影响,而是将其与收入风险、流动性约束等其他背景风险置于同一模型中,分析背景风险对金融投资的影响,结论显示健康状况对居民家庭风险金融投资行为没有显著影响(李涛和郭杰,2009^[14];何兴强等,2009^[15])。随着研究深入,一些针对性较强的成果相继出现:雷晓燕和周月刚(2010)^[16]利用CHARLS数据研究了受访者及配偶的自评健康状况与家庭资产配置间的关系,发现健康状况越好的家庭持有风险金融资产的比例越高;吴卫星等(2011)^[17]以户主自评健康水平衡量家庭健康状况,发现健康状况不影响家庭风险金融市场参与,但对家庭所持有的股票等风险金融资产比重有显著影响,且这一影响可通过风险态度、保险投资计划期和遗赠动机等机制实现;刘潇等(2014)^[18]分别考察了主观自评健康状况、吸烟饮酒史和患病史等客观指标及主、客观综合指标与居民是否愿意持有风险性金融资产之间的关系,发现健康状况显著影响居民风险性金融资产持有意愿;胡振等(2015)^[19]以城市家庭为样本,实证发现受访者自评健康状况的恶化会使家庭减少对股票等风险资产的持有;吴卫星等(2020)^[20]用医疗费用占人均财富比作为健康冲击的代理变量,分析指出健康冲击显著降低了家庭参与股票投资的概率和深度。

梳理国内外文献,可以看出,大多数成果认为健康状况能够影响家庭风险金融投资参与。现有研究在两者关系的理论分析和实证研究方面均取得了明显进展,但仍有可突破空间:(1)多采用户主健康水平这一指标来衡量家庭健康状况,但户主个人健康并不能反映家庭的整体水平,指标欠缺全面性和准确性;(2)采用微观家庭调查的截面数据进行实证分析,仅反映了家庭位于调查时点上的健康水平,难以体现家庭健康状况的动态变化,而健康水平是处于动态波动中的,并非静止不变;(3)关于健康状况对风险金融投资影响的传导机制讨论较少;(4)在探讨这一影响的异质性表现时主要着眼于户主年龄和家庭收

人,视野较为局限。基于此,本文可能存在的贡献有:(1)创新变量衡量方式,以“与一年前相比健康状况变差的成员数占家庭总人数的比重”来衡量家庭健康状况,兼顾了家庭所有成员,更加全面和准确;(2)选择同时存在于CFPS 2014、2016和2018年三期调查中的家庭样本构建面板数据,涵盖了家庭健康状况和投资决策的动态变化,弥补了截面数据研究在时间维度上的缺失;(3)将家庭医疗支出纳入分析框架,对“健康状况→医疗负担→家庭风险金融投资参与”这一影响传导机制进行探讨,在机制检验方面丰富了现有研究成果;(4)从城乡差异和家庭财务状况的角度入手,将样本分为城市家庭和农村家庭、有负债家庭和无负债家庭,探讨了健康状况影响家庭风险金融投资参与的异质性表现。

三、理论分析与假设提出

财富总量和预算约束共同决定家庭的资产配置行为和投资决策,健康状况的好坏关系到个体劳动收入的多少、投资计划期的长短、遗赠动机的强弱,能够改变家庭拥有的财富规模和面临的预算约束,直接影响家庭的风险金融投资行为。

健康状况影响劳动收入。健康的身体是人们进行劳动生产的前提,是人力资本向物质资本转化的基础条件(王稳和孙晓珂,2020^[21]),健康状况的好坏与劳动效率的高低和劳动时间的长短密切相关。一方面,当健康状况出现恶化时,个体可选择的工作种类将受到限制(具有较高体力要求的工作将难以进行),与之相伴的还有劳动时间的缩短和劳动效率的下降,这都会减少个体劳动收入。另一方面,健康恶化增加了未来收入的不确定性,例如需要长期进行的工作可能因健康的不断恶化而难以为继,劳动时间也可能因改善或维持健康的需要而被迫缩减,收入波动风险加剧。收入规模的萎缩和未来收入不确定性的增强共同影响家庭投资决策,前者直接减少了家庭可用于进行风险金融投资的资产规模,后者则促使家庭在不确定性增加时加强预防性储蓄动机,减少风险金融资产持有比重,甚至退出风险金融市场。这一影响可概括为:健康状况恶化→工作类型受限、劳动效率下降、劳动时间缩短→劳动收入减少、未来收入不确定性增加→家庭投资者基于收入下降的现实和预防性储蓄动机减少风险金融投资。

健康状况影响投资计划期。健康状况的好坏直接关系到个体的生存风险和寿命长短,当健康遭受不利

冲击时,个体所面临的生存风险加大,同时,个体基于对当前身体状况和健康变化的了解形成对未来的寿命预期,健康恶化易使个体产生较为悲观的预期。投资规划期往往与生命周期相对应,在生存风险加大和寿命不确定性增强的共同作用下,个体将调低生命时间期望,投资计划期随之缩短。短期投资的收益波动性大于长期投资,加之我国投资者存在明显的短视性投资行为,投资计划期的缩短加重了短视性损失厌恶类投资者的风险规避倾向,因此,家庭投资者在进行资产配置时会偏好更为保守的投资组合,减少风险金融投资。这一影响可概括为:健康状况恶化→生存风险加大、预期寿命减少→投资计划期缩短→短期投资收益波动性和不确定性加大、短视性投资者的损失厌恶倾向加剧→投资者趋于保守,减少风险金融投资。

健康状况影响遗赠动机。对于有后代的个体,尤其是老年个体来说,在进行资产配置时会考虑在自己去世后由后代继承财富,即拥有“遗赠动机”。当处于良好的健康状态时,微观个体往往以投资回报的高低为参考进行资产配置,一旦健康状况发生恶化,甚至影响到生存和寿命长短时,个体的资产遗赠意愿将大大增强,遗赠动机将成为个体在选择投资组合时首要考虑的问题。遗赠动机会强化投资者的风险规避倾向,使其更注重资产的安全性而非收益率,进而减少风险金融资产的持有。这一影响可被概括为:健康状况恶化→个体遗赠动机产生、增强→投资者风险规避倾向强化、更为注重资产安全性→减少风险金融投资。

综上所述,健康恶化减少劳动收入、缩短投资计划期、增强遗赠动机,进而减少家庭财富规模,收紧预算约束,最终影响家庭投资者的投资决策,基于此,本文提出假设1:

假设1:健康状况影响家庭风险金融投资参与,健康恶化将促使家庭减少风险金融资产配置。

在健康状况影响家庭风险金融投资参与的过程中,家庭所承受的医疗负担扮演着重要角色。当处于较低的健康水平或健康状况发生恶化时,家庭成员将增加对医疗服务的购买需求,家庭所负担的医疗支出上升。医疗负担包含两部分:一是当个体遭遇疾病等健康冲击时,在治疗过程中相应产生的就诊费、医药费、手术费、住院费等支出;二是治疗完成后、健康状况恢复过程中相应产生的保健康复费用。健康问题与医疗负担之间存在正向关系,健康水平越低、健康问题越严重,医疗费用越高,家庭的医疗负担越重。健康状况将通过医疗负担渠道从以下四个方面影响家

庭的风险金融投资：第一，家庭财富方面，健康状况越差，医疗负担越重，家庭支出增加，财富积累下降，这直接减少了家庭可用于进行资产配置的资金，投资于股票等风险金融资产上的资金随之减少。第二，预防性储蓄动机方面，健康恶化，医疗负担加重，财务预算收紧，家庭产生预防性储蓄动机加以应对，进而减少投资、增加储蓄，将原本用于风险金融投资的资金储蓄起来，以备后续治疗之需。第三，流动性需求方面，健康恶化，医疗负担加重，一方面提高了流动性要求，家庭需持有更多的流动资产以购买医疗服务，另一方面影响家庭未来流动性预期的形成，医疗负担越重，预期流动性要求越高，家庭更易增加现金、存款等流动性较强的资产，减少风险金融投资。第四，风险态度方面，理性的投资者将根据财务状况的变化及时改变投资风险偏好，调整风险敞口，在面临因健康恶化而逐渐加重的医疗负担时，家庭投资者的风险态度会趋于保守，可能由偏好风险转为厌恶风险，更为看重投资安全性，减少高风险、高收益的风险金融投资，转而增持更为安全的金融资产。

上述影响机制可概括为：健康状况恶化→医疗支出上升，家庭医疗负担加重→家庭财富减少、预防性储蓄动机增强、流动性需求增加、风险态度趋于保守→减少风险金融投资或退出风险金融市场。基于以上分析，本文提出假设2：

假设2：健康状况通过改变医疗负担影响家庭风险金融投资参与，健康状况恶化，医疗负担加重，家庭风险金融投资参与减少。

四、数据与实证策略

(一) 数据

本文所用数据来自中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）的全国调查数据。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）负责开展的一项全国性、综合性的社会追踪调查项目，旨在通过追踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。CFPS调查问卷包括个人问卷、家庭问卷和村（居）问卷，本文相关变量主要来自个人问卷和家庭问卷。

本文研究健康状况对家庭风险金融投资参与的

影响，风险金融投资通常以家庭为单位进行决策，决策时应考虑到所有而非个别家庭成员的健康状况，因此本文在家庭层面对该问题进行研究。我们选择同时存在于2014年、2016年和2018年三期调查中的家庭，建立面板数据，在剔除极端值和相关变量缺失样本后，最终样本为6498个家庭的三期面板数据。

(二) 相关变量

1. 被解释变量。

本文所选被解释变量包含两个层次：风险金融投资参与和风险金融投资占比。CFPS调查中，针对家庭金融资产持有情况所设置的问题有：（1）“您家现在是否持有金融产品？”若受访者家庭持有股票、基金、债券、信托、期货和期权等金融产品，则为“是”，若以上产品均未持有，则为“否”。（2）“您家目前持有的金融产品总价值是多少？”受访家庭根据问题（1）中的产品类型如实记录其所持有的金融产品总价值。本文基于以上两个问题所形成的调查数据构建被解释变量：一是风险金融投资参与，衡量家庭是否参与风险金融投资，即是否持有问卷中所提及的股票、基金、外汇等风险金融资产，该变量为二值虚拟变量，持有为1，否则为0；二是风险金融投资占比，用家庭所持有的股票、基金、外汇等风险金融资产与家庭总金融资产的比值来衡量（具体计算方式见表1），反映家庭参与风险金融投资的深度，比值越大，风险金融投资的参与深度越大。其中，家庭总金融资产包括家庭所拥有的现金、活期存款、定期存款、民间借贷和股票、基金、外汇等风险金融资产^①。

2. 主要解释变量。

本文的核心解释变量为家庭的健康状况，关于这一变量的构建，CFPS问卷中包含“受访者健康状况同一年前相比如何？（更好、无变化、更差）”这一问题，我们用健康状况变得更差的成员数占家庭总人数的比重来衡量家庭健康状况，比值越大，家庭健康状况越差。需要说明的是，已有研究在衡量家庭健康状况时多采用以下方法：（1）选取户主健康水平，我们认为该衡量方法缺乏代表性与全面性，户主在进行家庭决策时，很难不考虑家庭其他成员的身体状况；（2）选取家庭所有成员健康状况平均值，我们

^① 有研究认为家庭民间借贷也属于风险资产，由于本文研究的是家庭的风险金融投资参与，民间借贷不属于家庭金融投资，故不将其纳入风险金融投资范围。

认为该方法不够理想,例如A家庭中两位成员的自评健康指数分别为1分和5分^①,B家庭中两位成员的自评健康指数均为3分,虽然两个家庭的平均健康得分均为3分,但显然A家庭包含健康状况更差的成员,其在进行金融决策时可能比B家庭更为保守。此外,无论是户主健康水平还是家庭成员健康水平均值,均是对家庭健康状况的静态衡量,反映的是处于调查时点的健康水平好坏,而本文选取的指标能够体现健康状况的动态波动。综上,我们认为本文所用指标在衡量家庭健康状况时更为合理。

为了检验健康状况对家庭风险金融投资参与的影响是否稳健,我们另选取家庭最差健康水平这一变量替代上述解释变量进行稳健性检验,即保留每个家庭的成员中自评健康得分最大值(最不健康家庭成员)以代表家庭健康状况,数值越大,健康状况越差。这是因为当存在患有重大疾病的成员时,家庭的风险金融投资决策更易受影响,可以对基准回归结果起到补充验证的作用。

3. 中介变量。

在检验健康状况影响家庭风险金融投资参与的传导机制时,选取医疗保健支出占比作为中介变量衡量

家庭医疗负担,用医疗保健支出占家庭消费总支出的比值表示,比值越大,家庭医疗负担越重。医疗保健支出体现了家庭在健康状况发生变化时所需医疗费用的变化,之所以选用其占家庭消费总支出的比值而非支出绝对值来衡量医疗负担,是因为相同的支出额对于经济状况不同的家庭而言负担大小不同,经济状况差的家庭所受影响远大于经济状况好的家庭,负担更重,而医疗保健支出占家庭消费总支出的比值这一相对指标则能够克服这一问题,较为准确地衡量家庭所面临的医疗负担。

4. 控制变量。

本文从个体层面和家庭层面选取了一系列控制变量,个体层面上,选取户主年龄及其平方项、性别、婚姻状况、受教育程度、工作状态、党员身份等作为控制变量,控制因个体特征不同产生的影响;家庭层面上,选取家庭消费水平、家庭房产拥有情况、家庭规模作为控制变量,控制因家庭经济状况不同产生的影响。需要说明的是,在衡量家庭财务水平时,本文之所以选择家庭消费支出而非家庭收入水平,是因为消费比当前收入更能反映家庭的永久收入(雷晓燕和周月刚,2010^[15])。

表1 变量定义及计算方式

变量名称	变量含义	计算方式
风险金融投资参与	家庭是否持有股票、基金等风险金融资产	0-1变量,家庭持有风险金融资产为1,否则为0
风险金融投资占比	家庭风险金融资产占总金融资产比重	家庭风险金融资产总额/(风险金融资产+无风险金融资产+家庭借出款)
健康状况	健康状况变差的成员数占比	家庭中健康状况变差的成员人数/家庭成员总人数
户主年龄	所在调查年份户主的年龄	户主年龄水平值
年龄平方	所在调查年份户主的年龄平方	(户主年龄) ²
户主性别	户主为男性或女性	0-1变量,户主男性为1,女性为0。
户主婚姻	户主是否结婚	0-1变量,户主已婚为1,其他为0。
户主高中	户主受教育程度是否达到高中水平	0-1变量,户主受教育程度达到高中水平为1,否则为0
大专及以上学历	户主受教育程度是否达到大专及以上学历	0-1变量,户主受教育程度达到大专及以上学历为1,否则为0
户主就业	户主是否有工作	0-1变量,户主在业为1,其他为0
户主党员	户主是否为中共党员	0-1变量,户主是党员为1,否则为0
家庭消费水平	家庭在食品、居住、医疗、交通等方面的总消费	对家庭消费支出总额取对数
家庭房产拥有	家庭房产拥有情况	0-1变量,家庭拥有房产为1,否则为0
家庭规模	家庭人口数	家庭总人数水平值
医疗负担	家庭医疗保健支出占比	家庭医疗保健支出/家庭总消费支出

① CFPS问卷中用“您认为自己的健康状况如何”这一问题调查受访者的自评健康状况。得分1~5依次代表非常健康、很健康、比较健康、一般、不健康,数值越大,健康状况越差。

(三) 实证模型

1. 家庭风险金融投资参与。

家庭是否参与风险金融投资为二值变量，使用 Probit 模型研究健康状况对家庭风险金融投资参与的影响。Probit 模型中存在潜变量 y^* ，当 $y^* > 0$ 时，金融风险投资参与变量的取值为 1，否则为 0。模型如下所示：

$$y_{jt}^* = \alpha_0 + \alpha_1 Health_{jt} + \sum_{n=2}^{12} \alpha_n X_{jt} + \alpha_{13} Province_j + \delta_t + \mu_{jt} \quad (1)$$

$$y_{jt} = I(y_{jt}^* > 0)$$

其中， y_{jt}^* 为潜变量， $I(\cdot)$ 为示性函数。 y_{jt} 表示 j 省 i 家庭在 t 年是否参与风险金融投资， $Health_{jt}$ 为衡量家庭健康状况的变量， X_{jt} 为一组控制变量， $Province_j$ 为省份虚拟变量，用以控制省级层面经济特征， δ_t 为控制时间趋势的虚拟变量， μ_{jt} 为随机扰动项。此外，在显著性检验时使用区（县）层面聚类标准误以克服扰动项可能存在的相关性。

2. 家庭风险金融投资占比。

由于只能观察到参与风险金融投资的家庭所持有的风险金融资产比重，还存在大量风险金融资产为 0

的未参与投资家庭，这符合截断数据的特征，因此我们选用 Tobit 模型来研究健康状况对家庭风险金融投资占比的影响。模型如下所示：

$$y_{jt}^* = \beta_0 + \beta_1 Health_{jt} + \sum_{n=2}^{12} \beta_n X_{jt} + \beta_{13} Province_j + \delta_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

$$y_{jt} = \text{Max}(0, y_{jt}^*)$$

其中， y_{jt}^* 为潜变量， y_{jt} 为家庭风险金融投资占比， ε_{jt} 为随机扰动项，其余变量含义均与模型（1）中相同，显著性检验仍采用区（县）层面聚类标准误。

五、实证分析

(一) 描述性分析

表 2 报告了相关变量的描述性统计结果，数据显示，2014 年有 4.67% 的家庭参与了风险金融资产投资，2016 年这一比例为 5.14%，2018 年上升至 5.39%，虽呈上升态势，但绝对值仍然很小，风险金融投资占比变量同样如此，说明大多数家庭并没有参与风险金融投资。这反映了我国居民家庭在进行资产配置时，存在风险金融市场“有限参与”的问题。

表 2 变量的描述性统计

	2014 年			2016 年			2018 年		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
风险金融投资参与	6 498	0.046 6	0.210 9	6 498	0.051 4	0.220 8	6 498	0.053 9	0.225 8
风险金融投资占比	6 498	0.019 8	0.111 9	6 498	0.020 9	0.110 5	6 498	0.021 9	0.115 5
健康状况	6 498	0.293 8	0.327 6	6 498	0.297 7	0.325 0	6 498	0.343 6	0.357 6
户主年龄	6 498	49.863 8	12.723 3	6 498	51.530 6	12.889 8	6 498	53.215 6	12.856 3
年龄平方	6 498	2 648.256	1 300.742	6 498	2 821.527	1 357.46	6 498	2 997.158	1 395.661
户主性别	6 498	0.533 2	0.498 9	6 498	0.530 0	0.499 1	6 498	0.541 6	0.498 3
户主婚姻	6 498	0.893 8	0.308 1	6 498	0.881 2	0.323 6	6 498	0.867 2	0.339 4
户主高中	6 498	0.202 4	0.401 8	6 498	0.209 8	0.407 2	6 498	0.225 9	0.418 2
大专及以上	6 498	0.066 8	0.249 7	6 498	0.071 4	0.257 5	6 498	0.079 4	0.270 4
户主就业	6 498	0.788 1	0.408 7	6 498	0.772 9	0.419 0	6 498	0.765 0	0.424 0
户主党员	6 498	0.096 6	0.295 5	6 498	0.103 7	0.304 9	6 498	0.117 3	0.321 8
家庭消费水平	6 498	10.315 8	0.876 5	6 498	10.432 1	0.922 7	6 498	10.585 6	0.914 6
家庭房产拥有	6 498	0.912 9	0.282 0	6 498	0.917 2	0.275 6	6 498	0.907 4	0.289 9
家庭规模	6 498	3.767 0	1.731 9	6 498	3.821 2	1.816 0	6 498	3.726 7	1.856 3
医疗负担	6 498	0.114 1	0.158 6	6 498	0.119 7	0.165 8	6 498	0.116 4	0.160 9

(二) 基准回归结果

表 3 为本文的基准回归结果，报告了分别使用 Probit 模型和 Tobit 模型估计的边际效应和相应的聚类标准误。

首先，讨论健康状况对家庭风险投资参与的影响。列 (1)~列 (3) 的被解释变量为家庭的风险金融投资参与，其中，列 (1) 仅估计健康状况对风险投资参与的影响，同时控制省份、年份效应，列 (2)、列 (3) 在此基础上依次加入个体层面和家庭层面的控制变量。结果显示，健康状况变差成员数占比对家庭风险金融投资参与具有显著负效应，说明健康状况越差，家庭参与风险金融投资的概率越小。控制了一系列相关变量后，这一负向影响仍然成立，且在 5% 的水平上显著。健康状况变差成员占比每提高 1%，家庭参与风险金融投资的概率将降低 0.77 个百分点。

再讨论健康状况对家庭风险金融投资深度的影响。列 (4)~列 (6) 的被解释变量为家庭风险金融投资占比，与家庭风险金融投资参与结果类似，在控

制了个体层面和家庭层面的一系列变量后，健康变差成员人数占比对家庭风险投资深度同样具有负向影响，且在 5% 的水平上显著，即健康状况越差的家庭所持有的风险金融资产比重越小，健康变差成员占比每提高 1%，家庭风险金融投资占比将下降 1.01 个百分点。假设 1 得到验证。

就控制变量而言，个体层面上，户主年龄对家庭风险金融投资参与和投资深度均具有显著的倒 U 型影响，即随着户主年龄的增长，家庭参与风险金融投资的概率和深度呈现先上升后下降的变化。相较于男性户主家庭而言，户主为女性的家庭参与风险投资的概率更大。户主受教育程度、户主为党员对家庭风险投资参与均具有显著正向影响，户主受教育程度越高、户主为党员，家庭参与风险金融投资的概率和深度越大。家庭层面上，消费水平对家庭风险金融投资参与具有显著正向影响，由于消费更能反映家庭的永久收入，可以看出，高收入家庭更偏好风险金融投资。家庭规模对风险投资参与具有显著负向影响，成员越多，家庭参与风险金融投资的意愿越低。

表 3 基准回归结果

	风险金融投资参与			风险金融投资占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
健康状况	-0.020 0*** (0.005 0)	-0.007 6* (0.004 0)	-0.007 7** (0.003 9)	-0.025 7*** (0.006 3)	-0.010 2** (0.005 0)	-0.010 1** (0.004 7)
户主年龄		0.007 2*** (0.001 2)	0.006 5*** (0.001 1)		0.009 0*** (0.001 5)	0.007 8*** (0.001 3)
年龄平方		-0.000 1*** (0.000 0)	-0.000 1*** (0.000 0)		-0.000 1*** (0.000 0)	-0.000 1*** (0.000 0)
户主性别		-0.007 7** (0.003 8)	-0.004 1 (0.003 5)		-0.011 4** (0.004 8)	-0.006 7 (0.004 5)
户主婚姻		-0.002 1 (0.005 9)	-0.004 0 (0.005 8)		-0.006 5 (0.007 6)	-0.008 6 (0.007 1)
户主高中		0.056 6*** (0.005 7)	0.044 8*** (0.004 9)		0.072 2*** (0.005 8)	0.055 8*** (0.005 3)
大专及以上		0.045 8*** (0.006 3)	0.034 2*** (0.005 7)		0.053 9*** (0.007 3)	0.038 5*** (0.006 8)
户主就业		-0.028 3*** (0.004 3)	-0.022 3*** (0.004 1)		-0.034 8*** (0.004 9)	-0.026 7*** (0.004 7)
户主党员		0.026 8*** (0.005 2)	0.021 0*** (0.005 1)		0.031 9*** (0.006 4)	0.024 0*** (0.006 1)
家庭消费水平			0.031 8*** (0.002 9)			0.039 2*** (0.003 2)
家庭房产拥有			0.009 2 (0.006 5)			0.010 8 (0.007 9)

续前表

	风险金融投资参与			风险金融投资占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭规模			-0.009 7*** (0.001 6)			-0.012 0*** (0.001 8)
控制年份效应	是	是	是	是	是	是
控制地区效应	是	是	是	是	是	是
观测值	19 494	19 494	19 494	19 494	19 494	19 494
Pseudo R ²	0.128 9	0.273 5	0.312 7	0.123 4	0.256 6	0.294 5

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号内数字为标准误。下同。

(三) 相关性问题的

在基准回归模型估计中，本文使用了区（县）层面的聚类标准误以克服可能存在的相关性问题。此处进一步聚类到个体家庭，处理家庭层面可能存在的相关性问题，结果如表4所示。

结果显示，在聚类到个体家庭后，健康状况对家庭风险金融投资的影响仍显著存在，健康恶化，家庭参与风险金融投资的概率和占比均显著减少。即在对家庭层面可能存在的相关性进行处理后，基准回归结果稳健。

表4 相关性处理结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	风险投资参与			风险投资占比		
健康变化	-0.020 0*** (0.005 3)	-0.007 6 (0.004 9)	-0.007 7* (0.004 6)	-0.025 7*** (0.006 9)	-0.010 2* (0.006 1)	-0.010 1* (0.005 7)
户主年龄		0.007 2*** (0.001 1)	0.006 5*** (0.001 0)		0.009 0*** (0.001 4)	0.007 8*** (0.001 3)
年龄平方		-0.000 1*** (0.000 0)	-0.000 1*** (0.000 0)		-0.000 1*** (0.000 0)	-0.000 1*** (0.000 0)
户主性别		-0.007 7** (0.003 8)	-0.004 1 (0.003 6)		-0.011 4** (0.004 8)	-0.006 7 (0.004 5)
户主婚姻		-0.002 1 (0.005 9)	-0.004 0 (0.005 8)		-0.006 5 (0.007 6)	-0.008 6 (0.007 2)
户主高中		0.056 6*** (0.004 7)	0.044 8*** (0.004 4)		0.072 2*** (0.005 7)	0.055 8*** (0.005 4)
大专及以上学历		0.045 8*** (0.005 7)	0.034 1*** (0.005 3)		0.053 9*** (0.006 7)	0.038 5*** (0.006 2)
户主就业		-0.028 3*** (0.004 0)	-0.022 3*** (0.004 0)		-0.034 8*** (0.004 9)	-0.026 7*** (0.004 9)
户主党员		0.026 8*** (0.005 3)	0.021 0*** (0.005 1)		0.031 9*** (0.006 4)	0.024 0*** (0.006 1)
家庭消费水平			0.031 8*** (0.002 3)			0.039 2*** (0.002 7)
家庭房产拥有			0.009 2 (0.005 6)			0.010 8 (0.006 9)
家庭规模			-0.009 7*** (0.001 4)			-0.012 0*** (0.001 8)
控制年份效应	是	是	是	是	是	是
控制省份效应	是	是	是	是	是	是
观测值	19 494	19 494	19 494	19 494	19 494	19 494
Pseudo R ²	0.128 9	0.273 5	0.312 7	0.123 4	0.256 6	0.294 5

(四) 内生性处理

健康状况和家庭风险金融投资参与之间可能存在内生性。首先,某些家庭可能通过投资风险金融资产获得资金回报,用于增加医疗保健支出,提高健康水平,因此两者之间可能存在反向因果关系;其次,可能存在某些难以衡量却又共同影响健康状况和家庭风险金融投资的变量,即遗漏变量问题。本文采取工具变量法解决上述可能存在的内生性问题。

工具变量的选择需要满足外生性和相关性两个条件,工具变量应外生于被解释变量,同时应与解释变量相关。本文选择区(县)整体健康状况作为工具变量,用区(县)范围内健康状况变差人数占总人数比重来衡量。就相关性而言,一个区域内健康状况变差的人数占比越高,区域整体健康状况越差,这往往能够反映出该区域的医疗设施较为欠缺、医疗水平较为低下,自然环境(空气、绿化、水质等)可能不利于身体健康,这一变量与该区域内的家庭的健康状况正相关;就外生性而言,区域整体健康状况并不

影响单个家庭的风险金融投资参与。因此,这一变量满足工具变量所需条件。

表5的Panel A部分汇报了使用IV Probit和IV Tobit模型的极大似然估计结果(变量系数均为边际效应)。列(1)~列(3)回归的被解释变量为家庭风险金融投资参与,列(4)~列(6)为家庭风险金融投资占比。结果显示,不论对于家庭参与风险金融投资的概率还是占比,区(县)整体健康状况的回归系数均为负,且在1%的水平上显著,使用工具变量所得结果与基准回归结果一致,健康状况恶化抑制了家庭风险金融投资参与。为了排除可能存在的弱工具变量问题,Panel B部分汇报了两步法估计的一阶段结果,可以看出,区(县)整体健康状况和家庭健康状况显著正相关,同时一阶段F值远大于10,不存在弱工具变量问题。因此,使用工具变量后,基准回归显示的健康状况对家庭风险金融投资的影响仍然显著存在,假设1再次得到验证。

表5 内生性处理结果

Panel A: MLE 估计结果						
	风险金融投资参与			风险金融投资占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
区(县)整体健康状况	-0.143 7*** (0.034 2)	-0.084 1*** (0.026 9)	-0.070 0*** (0.024 2)	-0.164 7*** (0.032 9)	-0.098 4*** (0.028 6)	-0.080 2*** (0.026 6)
户主年龄		0.007 8*** (0.001 0)	0.006 9*** (0.000 9)		0.009 3*** (0.001 1)	0.008 1*** (0.001 0)
年龄平方		-0.000 1*** (0.000 0)	-0.000 1*** (0.000 0)		-0.000 1*** (0.000 0)	-0.000 1*** (0.000 0)
户主性别		-0.008 4** (0.003 4)	-0.004 3 (0.003 2)		-0.011 9*** (0.004 0)	-0.006 9* (0.003 8)
户主婚姻		-0.003 3 (0.004 9)	-0.003 8 (0.004 8)		-0.008 0 (0.006 0)	-0.008 3 (0.005 7)
户主高中		0.060 2*** (0.004 4)	0.046 3*** (0.003 7)		0.073 2*** (0.004 3)	0.055 9*** (0.004 2)
大专及以上学历		0.051 6*** (0.005 7)	0.037 4*** (0.004 9)		0.057 9*** (0.005 6)	0.040 9*** (0.005 2)
户主就业		-0.031 6*** (0.004 2)	-0.024 2*** (0.003 9)		-0.036 9*** (0.004 4)	-0.027 9*** (0.004 4)
户主党员		0.027 4*** (0.004 5)	0.020 8*** (0.004 2)		0.031 0*** (0.005 1)	0.023 0*** (0.004 8)
家庭消费水平			0.033 6*** (0.002 3)			0.040 1*** (0.002 2)
家庭房产拥有			0.009 4* (0.005 4)			0.010 6 (0.006 5)
家庭规模			-0.011 2*** (0.001 4)			-0.013 3*** (0.001 5)

续前表

Panel A: MLE 估计结果						
	风险金融投资参与			风险金融投资占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制年份效应	是	是	是	是	是	是
控制地区效应	是	是	是	是	是	是
观测值	19 494	19 494	19 494	19 494	19 494	19 494
PanelB: 两步法一阶段估计结果						
区(县)整体健康状况	1.006 7*** (0.032 3)	0.936 8*** (0.031 7)	0.924 7*** (0.031 6)	1.006 6*** (0.032 3)	0.936 8*** (0.031 7)	0.924 7*** (0.031 6)
一阶段 F 值	46.84	65.43	62.88	46.84	65.43	62.88
一阶段工具变量 t 值	31.16	29.57	29.22	31.16	29.57	29.22

(五) 稳健性检验

前文探讨了健康状况对家庭风险金融投资参与的影响,在变量选择上,采用健康状况变差的成员数占比对家庭健康状况进行了动态衡量。为了考察这一影响是否具有稳健性,我们将解释变量替换为家庭成员最差健康水平,静态衡量家庭健康状况。

替换解释变量的回归结果^①显示,在引入相关控制变量并控制了年份效应和地区效应后,健康状况对家庭风险金融投资行为的影响仍然存在。家庭成员最差健康水平变量对家庭风险金融投资参与的影响系数为-0.002 6,在10%的水平上显著;对家庭风险金融投资占比的影响系数为-0.003 7,在5%的水平上显著。其他控制变量的系数情况也均与基准回归结果一致。说明健康状况越差的,其参与风险金融投资的概率和深度越小,这一负向影响的大小分别为0.26和0.37个百分点。因此,健康状况对家庭风险金融投资参与的影响具有稳健性。

(六) 影响机制分析:医疗负担的中介作用

如前所述,基于Probit模型和Tobit模型的估计结果均为本文提出的假设1提供了支持,即健康状况对家庭风险金融投资参与具有显著影响,健康状况恶化会降低家庭参与风险金融投资的概率和深度,且这一影响具有稳健性。在此基础上,本文将对这一影响的传导机制进行分析。

健康状况恶化带来医疗支出成本的提升,医疗支出的增加会加重家庭的医疗负担,使其减少甚至放弃风险金融投资,转而持有更为安全的资产,来应对健

康状况的变化,以备不时之需。机制检验分为两步,第一步考察健康状况与家庭医疗负担之间的关系,第二步将家庭医疗负担纳入基础回归模型,考察其对家庭风险金融投资的影响。

首先,建立模型(3),检验健康状况对家庭的医疗负担是否存在影响。

$$Med_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 Health_{jt} + \sum_{n=2}^{12} \gamma_n X_{jt} + \gamma_{13} Province_j + \delta_i + v_{jt} \quad (3)$$

其中, Med_{jt} 为医疗负担变量,用医疗保健支出在家庭消费总支出中的占比衡量, X_{jt} 为一系列控制变量, v_{jt} 为随机扰动项。

回归结果如表6列(1)所示,健康状况估计系数为0.073 4,在1%的水平上通过显著性检验,说明健康状况恶化显著增加了家庭的医疗保健支出占比,加重了家庭医疗负担。假设2的前半部分得到验证。

其次,在模型(1)和模型(2)的基础上分别加入 Med_{jt} ,建立模型(4)和模型(5),分别考察其对家庭风险金融投资参与和投资深度的影响。

$$y_{jt}^* = \lambda_0 + \lambda_1 Health_{jt} + \lambda_2 Med_{jt} + \sum_{n=3}^{13} \lambda_n X_{jt} + \lambda_{14} Province_j + \delta_i + v_{jt} \quad (4)$$

$$y_{jt} = I(y_{jt}^* > 0)$$

$$y_{jt}^* = z_0 + z_1 Health_{jt} + z_2 Med_{jt} + \sum_{n=3}^{13} z_n X_{jt} + z_{14} Province_j + \delta_i + \zeta_{jt} \quad (5)$$

^① 受篇幅限制,文中无法列出替换解释变量的稳健性检验结果表格,感兴趣的读者可向作者索取。

$$y_{ju} = \text{Max}(0, y_{ju}^*)$$

表6列(2)汇报了Probit模型的估计结果,医疗负担的估计系数为-0.0638,且在1%的水平上显著,健康状况对家庭风险金融投资虽然仍有负向影响,但已不具备统计学意义上的显著性,说明健康状况恶化会通过加重家庭所承受的医疗负担来影响家庭

风险金融投资参与。列(3)的Tobit模型估计也呈现了同样结果,即该机制对于健康状况影响风险金融投资深度而言同样成立。健康状况恶化加重医疗负担,进而降低了家庭参与风险金融投资的概率和深度,使其转而配置安全性更高的资产。假设2的后半部分得到验证,医疗负担这一影响机制成立。

表6 机制分析结果

	(1)	(2)	(3)
	医疗保健支出占比	风险金融投资参与	风险金融投资占比
健康状况	0.0734*** (0.0034)	-0.0043 (0.0037)	-0.0061 (0.0045)
医疗负担		-0.0638*** (0.0116)	-0.0750*** (0.0148)
户主年龄	-0.0046*** (0.0006)	0.0062*** (0.0011)	0.0075*** (0.0013)
年龄平方	0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
户主性别	-0.0035 (0.0023)	-0.0041 (0.0035)	-0.0067 (0.0045)
户主婚姻	0.0056 (0.0036)	-0.0044 (0.0058)	-0.0090 (0.0071)
户主高中	-0.0218*** (0.0033)	0.0435*** (0.0048)	0.0540*** (0.0053)
大专及以上学历	-0.0023 (0.0052)	0.0340*** (0.0057)	0.0384*** (0.0067)
户主就业	-0.0169*** (0.0030)	-0.0235*** (0.0040)	-0.0279*** (0.0046)
户主党员	-0.0097** (0.0038)	0.0209*** (0.0051)	0.0238*** (0.0061)
家庭消费水平	0.0087*** (0.0014)	0.0319*** (0.0029)	0.0393*** (0.0032)
家庭房产拥有	0.0114*** (0.0040)	0.0102 (0.0064)	0.0120 (0.0078)
家庭规模	-0.0018** (0.0007)	-0.0097*** (0.0016)	-0.0120*** (0.0018)
控制年份效应	是	是	是
控制地区效应	是	是	是
观测值	19494	19494	19494
Pseudo R ²	0.1121	0.3171	0.2983

(七) 进一步探讨:健康状况影响家庭风险金融投资参与的异质性表现

健康状况能够显著影响家庭风险金融投资参与,健康状况恶化,家庭参与风险金融投资的概率和深度均显著降低,同时,医疗负担是健康状况影响家庭风

险金融投资参与的重要渠道。对于这一影响是否存在异质性表现,在此进行进一步探讨。

1. 城乡异质性。

我国存在较为明显的城乡二元结构,城市和农村经济发展存在较大差距。从医疗水平来看,城乡医疗

服务水平相差较大(马超等, 2019^[22]), 城市的医疗资源更为丰富, 相较于农村居民而言, 城市居民享有更好的医疗护理条件, 在健康状况恶化时更容易得到专业的医疗护理。从风险金融市场发展来看, 农村金融的发展远远落后于城市, 农村居民对风险金融投资的参与度也更低。为了检验健康状况对家庭风险金融投资参与是否存在城乡异质性表现, 将样本划分为城市家庭和农村家庭, 利用 Probit 模型对其进行估计。

分样本估计结果^①显示, 城市家庭健康状况变量系数为-0.006 0, 但不具备统计学意义上的显著性, 农村家庭健康状况变量系数为-0.004 7, 在 10% 的水平上显著。相较于城市家庭, 农村家庭风险金融投资参与对健康状况的变化更为敏感。这或是因为不同于城市家庭, 农村家庭所享有的医疗条件较为落后, 一旦家庭成员健康恶化, 家庭获得医疗服务的难度更大、成本更高, 更容易从风险金融市场退出, 转而持有安全性更高的金融资产, 以为应对后续所需医疗救治做好充足准备。

2. 负债异质性。

是否拥有负债在一定程度上反映了家庭财务状况良好与否, 相较于有负债家庭, 无负债家庭具有较为宽松的预算约束, 在资产配置上可能较为偏好风险-收益相对较高的投资组合。利用 Probit 模型进行分样本估计, 检验健康状况对家庭风险金融投资参与的影响在有负债家庭和无负债家庭之间是否存在差异。

结果显示, 有负债家庭的健康状况变量系数为-0.010 7, 在 10% 的水平上显著; 而无负债家庭的健康状况变量系数为-0.003 5, 不再具备统计学意义上的显著性。这说明相较于无负债家庭, 有负债家庭的风险金融投资参与对健康状况的变化更为敏感。这或是因为有负债家庭的财务状况更差, 一旦健康状况发生恶化, 其预算约束将收紧, 流动性偏好和风险规避心理更强, 驱使其增加安全资产配置, 减少风险金融投资参与, 甚至退出风险金融市场。

六、结论与政策建议

(一) 研究结论

本文以同时存在于 CFPS 2014、2016、2018 年三期调查中的家庭样本构建面板数据, 研究了健康状况对家庭风险金融投资参与的影响, 检验了医疗负担这

一传递机制, 同时基于我国城乡发展不平衡这一现实探索了健康状况影响家庭风险金融投资参与的城乡异质性表现, 基于负债对家庭财务状况存在的约束限制讨论了这一影响的负债异质性表现。研究结论如下:

第一, 健康状况对家庭风险金融投资参与和风险金融投资占比均具有显著影响。健康状况恶化, 家庭参与风险金融投资的概率降低, 持有风险金融资产的比重减少。

第二, 健康状况对家庭风险金融投资参与的影响通过改变家庭医疗负担这一机制传递。健康状况恶化, 医疗支出成本增加, 家庭医疗负担加重, 这导致家庭财富减少、预防性储蓄动机增强、流动性需求增加、风险态度趋于保守, 家庭风险金融投资的意愿和深度均显著降低。

第三, 健康状况对家庭风险金融投资参与的影响存在城乡异质性和负债异质性表现。相较于城市家庭, 健康状况恶化对农村家庭风险金融投资参与的影响更为显著。换言之, 当健康状况恶化时, 农村家庭表现得更为敏感, 更容易退出风险金融市场。这源于我国城乡发展不平衡, 农村医疗设施的完善性和专业性欠缺, 就医难度大、成本高, 风险金融市场发展较为落后的客观现实。相较于无负债家庭, 健康状况恶化对有负债家庭风险金融投资参与的影响更为显著, 即当健康状况恶化时, 有负债家庭更易降低其风险金融投资参与意愿。这是因为债务制约了家庭财务状况, 一旦出现因健康恶化引起的医疗负担加重, 有负债家庭将面临更紧的预算约束和更强的预防性储蓄需求。

(二) 政策建议

基于以上结论, 本文提出如下建议:

第一, 大力推动“健康中国”建设, 强化人民健康意识, 提升全民健康水平。要加强健康教育, 普及健康知识, 发展健康文化, 引导形成健康行为; 增加社区健身场所和城市健身中心覆盖, 丰富健身活动的开展, 为人民群众创造便利、良好的健身环境; 完善健康产业, 提供健康咨询、健康体检, 鼓励居民积极参与家庭医生签约等健康管理服务, 加快推动“以治病为中心”向“以人民健康为中心”转变。

第二, 持续深化医药卫生体制改革, 降低患者就医门槛, 减轻家庭医疗负担。要加大医疗投入, 推动

^① 受篇幅所限, 回归结果未在文中列出, 感兴趣的读者可向作者索取。

医疗资源合理布局,尤其重视医疗资源欠缺地区的发展,加强贫困地区、农村地区的医疗设施建设,缓解“就医难”问题;深化现有高值医用耗材改革,完善国家药品价格谈判机制,积极扩大医保药品目录,以降低医疗器械、药品(尤其是癌症等重大疾病和慢性病相关药品)的购买难度和购买成本,降低医疗支出成本,减轻家庭医疗负担,缓解“看病贵”问题。

第三,不断完善资本市场发展,创新风险金融产品,增强金融投资吸引力。要创新医疗健康领域相关金融产品的设计开发,丰富金融产品种类,增加投资者选择种类;强化金融产品风险控制,完善相关制度保障,着力推动发展农村金融市场,以提升风险金融市场投资吸引力,促使更多家庭(尤其是农村家庭)积极参与风险金融投资、配置风险金融资产。

参考文献

- [1] 经济日报社中国经济趋势研究院家庭财富调查组. 房产占比居高不下 投资预期有待转变 [N]. 经济日报, 2019-10-30.
- [2] Gollier C, Pratt J W. Risk Vulnerability and the Tempering Effect of Background Risk [J]. *Econometrica*, 1996, 64 (5): 1109-1123.
- [3] Markowitz H. Portfolio Selection [J]. *Journal of Finance*, 1952, 7 (1): 77-91.
- [4] Rosen H S, Wu S. Portfolio Choice and Health Status [J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 72 (3): 457-484.
- [5] Edwards R D. Health Risk and Portfolio Choice [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2008, 26 (4): 472-485.
- [6] Coile C, Milligan K. How Household Portfolios Evolve after Retirement: The Effect of Aging and Health Shocks [J]. *Review of Income and Wealth*, 2009, 55 (2): 226-248.
- [7] Goldman D, Maestas N. Medical Expenditure Risk and Household Portfolio Choice [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2013, 28 (4): 527-550.
- [8] Cho I. Health and Households' Portfolio Choices in Europe [J]. *Review of European Studies*, 2016, 8 (4): 183-209.
- [9] Crainich D, Eeckhoudt L, Courtois O L. Health and Portfolio Choices: A Diffidence Approach [J]. *European Journal of Operational Research*, 2017, 259 (1): 273-279.
- [10] Berkowitz M K, Qiu J. A Further Look at Household Portfolio Choice and Health Status [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30 (4): 1201-1217.
- [11] Bressan S, Pace N, Pelizzon L. Health Status and Portfolio Choice: Is their Relationship Economically Relevant? [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2014, 32 (3): 109-122.
- [12] Fan E, Zhao R. Health Status and Portfolio Choice: Causality or Heterogeneity? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33 (6): 1079-1088.
- [13] Cardak B A, Wilkins R. The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and Other Factors [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2008, 33 (5): 850-860.
- [14] 李涛, 郭杰. 风险态度与股票投资 [J]. *经济研究*, 2009 (2): 56-67.
- [15] 何兴强, 史卫, 周开国. 背景风险与居民风险金融资产投资 [J]. *经济研究*, 2009 (12): 119-130.
- [16] 雷晓燕, 周月刚. 中国家庭的资产组合选择: 健康状况与风险偏好 [J]. *金融研究*, 2010 (1): 31-45.
- [17] 吴卫星, 荣苹果, 徐芊. 健康与家庭资产选择 [J]. *经济研究*, 2011 (S1): 43-54.
- [18] 刘潇, 程志强, 张琼. 居民健康与金融投资偏好 [J]. *经济研究*, 2014 (S1): 77-88.
- [19] 胡振, 何婧, 臧日宏. 健康对城市家庭金融资产配置的影响——中国的微观证据 [J]. *东北大学学报(社会科学版)*, 2015 (2): 148-154.
- [20] 吴卫星, 沈涛, 李鲲鹏, 刘语. 健康、异质性家庭投资者与资产配置 [J]. *管理科学学报*, 2020 (1): 1-14.
- [21] 王稳, 孙晓珂. 医疗保险、健康资本与家庭金融资产配置研究 [J]. *保险研究*, 2020 (1): 87-101.
- [22] 马超, 顾海, 宋泽. 补偿原则下的城乡医疗服务利用机会不平等 [J]. *经济学(季刊)*, 2017 (4): 1261-1288.

(责任编辑:李 晟 张安平)

民营企业在贷款融资中更受歧视吗？

——基于土地抵押贷款微观数据的再探讨

Are Private Enterprises More Discriminated Against in Loan Financing?

Re-discussion Based on the Micro-data of Land Mortgage Loans

王志锋 谭 昕

WANG Zhi-feng TAN Xin

[摘要] 民营企业融资难、融资贵是一个长期性的问题，疫情冲击下的民营企业更是面临产业链断裂和企业破产的危机。本文从银企间信息不对称角度出发，建立了企业信息影响贷款决定的理论框架和有抵押物的银行贷款定价模型。本文以2000年到2014年间全国84个重点城市的土地抵押贷款微观数据为始，通过爬虫方式匹配了土地抵押企业的详细数据。以非上市公司和中小微企业为主体的数据为基础，本文改进了以往文献对于民营企业的识别方案，在控制了企业自主决策可能性、企业内、外部因素后，实证检验了民营企业在融资贷款中的融资约束。研究发现相比国有企业，民营企业贷款所得的抵押率和贷款期限显著更低，受到了更强的融资约束。从内部看，企业规模上升能有效缓解融资约束；从外部看，处于高新技术行业和受产业政策扶持的民营企业在贷款中更有优势，表现为抵押率显著上升。此外，当地的高市场化程度和强政治关联也能帮助企业降低融资约束。

[关键词] 民营企业 融资约束 抵押贷款

[中图分类号] F830.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0040-13

Abstract: It is a long-term problem that financing for private enterprises is more difficult and costly. Especially under the Covid-19 epidemic, private enterprises are facing an extra crisis of industrial chain's break and bankruptcy. In this article, a theoretical framework describing how enterprises' information affecting banks' loan decisions and a mathematics model reflecting collateralized loan pricing strategy is established. We use the micro-data of land mortgage loans in 84 key cities from 2000 to 2014, and matches the detailed companies' data by crawling. Based on the major data of non-listed companies and micro, small and medium-sized enterprises, we improve the identification methods of private enterprises. After controlling the possibility of enterprises' independent decision-making, and a series of internal and external enterprises' factors, we empirically test the financing constraints of private enterprises in financing loans. Our conclusions are that, compared to the state-owned enterprises, private enterprises are subject to a stronger financing constraint. From the internal aspects, the increase of the private enterprises' size can effectively ease the financing constraints. From the external aspects, private enterprises in high-tech industries and policies-supported industries enjoy a benefit when getting bank loans. A higher degree of marketization of the region where enterprises locate in and stronger links with the government also help to ease the financing constraints.

Key words: Private enterprise Financing constraint Mortgage loan

[收稿日期] 2021-01-14

[作者简介] 王志锋，男，1971年9月生，中央财经大学管理科学与工程学院教授，经济学博士，研究方向为区域投融资与区域经济；谭昕，女，1995年4月生，中央财经大学管理科学与工程学院博士研究生，研究方向为区域经济与企业创新。本文通讯作者为谭昕，联系方式为2018110136@email.cufe.edu.cn。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

在我国,民营企业“贡献了50%以上的税收,60%以上的国内生产总值,70%以上的技术创新成果,80%以上的城镇劳动就业,90%以上的企业数量”^①,但与之相对的,是长期以来民营企业面临的融资难和融资贵的问题。特别是在目前经济下行压力加大的背景下,民营企业普遍面临外部需求萎缩和资金流短缺的问题,融资难、融资贵的现象更为突出。《中国金融年鉴》中对我国金融机构在境内对企业的贷款统计显示,金融机构对民营企业的贷款余额占比低于国有企业,两者间的差距自2013年起有加大的趋势(图1),一些学者将这一差距归因于以银行为主的金融机构在贷款融资中对民营企业的“所有制歧视”。

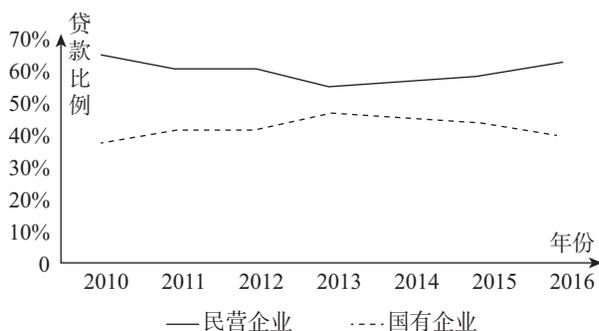


图1 2010—2016年不同类型企业贷款比例

资料来源:《中国金融年鉴》。

根据中国企业创新创业调查(ESIEC)的调查,民营企业没有获得融资的原因主要集中在贷款条件苛刻、手续复杂、成本太高等其他原因。在金融机构对国有和民营企业贷款这一差异之下,一些民营企业只能转向其他非标金融机构融资渠道,这也间接造成融资成本的上升(刘尚希等,2018^[1])。2015—2017年,国有企业融资成本为4.4%~4.7%左右,民营企业融资成本为6.1%~6.8%左右,而ESIEC调查中的民营企业在2016年的融资成本均值高达8.67%。高融资成本不仅制约了企业的生产决策和发展规划,致使企业违约概率上升,甚至会将风险传染至银行体系,引发系统性金融风险。同时,自2020年新冠肺炎疫情暴发后,各地企业一度难以保证正常的生产经营,受到融资约束的民营企业面临着产业链中断和企业破产的危机增大,特别是交通运输、批发零售、文化娱乐、住宿餐饮等行业的民营企业(李辉文等,2020^[2])。在这一背景下,探讨研究民营企业,

特别是非上市的民营企业所受融资约束的形成原因及其在不同行业下的差异性,更具有重要现实意义。因此,区别于以往文献,本文利用84个重点城市中以非上市的中小微企业为主体的土地微观数据,从更贴近实际和深入的角度实证检验了民营企业的融资约束问题,并通过与国有企业分样本检验的对比,深入探讨了融资约束的内外部成因。

针对我国银行贷款中的“所有制歧视”问题,已有不少文献进行了检验,并分析了其成因和解决方法。林毅夫和李永军(2006)^[3]最早探讨了我国融资困难问题,指出我国以大银行为主的高度集中的金融体制是这一问题的根本原因。胡旭阳(2006)^[4]以2004年浙江省的民营百强企业为研究对象,发现民营企业家的政治身份能为民营企业的融资带来便利。邓可斌和曾海舰(2014)^[5]使用动态模型方法估计上市公司的WW融资约束指数后进行实证检验,结果表明,企业的融资约束成因很可能是政府对经济的干预。但一些学者也开始对“所有制歧视”的存在性提出了质疑和再检验,部分文献认为,民营企业的身份并不会对企业融资贷款有显著影响,影响企业融资的原因来自所有制以外的其他因素。方军雄(2010)^[6]基于上市公司数据分析了不同所有制企业上市前后的融资情况,研究发现上市后民营企业的贷款金额和期限结构均显著下降,这可能是民营企业上市后在经营绩效目标下自主决策的结果。苟琴等(2014)^[7]利用世界银行对中国企业投融资环境的宏观调查数据进行了实证研究,分析表明,融资约束无关于企业的所有制,而是与企业自身禀赋和宏观金融环境有更为密切的联系。

美中不足的是,尚未有文献能够在控制企业自主决策、企业内部因素和所处行业、地区的外部因素的前提下,对民营企业在贷款融资中是否受到歧视的问题给出更为准确的检验结果。同时,以往文献通常从宏观或微观视角来检验“所有制歧视”,但宏观层面的分析无法深入考察其具体成因,只能从整体视角反映问题;微观层面的分析大多采用上市民营企业数据,上市民营企业通常为民营企业中的优质企业,检验样本本身存在一定偏差。而本文的数据则更为细化,为84个重点城市的土地抵押贷款微观数据。陈金至和范志勇(2020)^[8]分析了商业银行不同类型的

① 习近平:在民营企业座谈会上的讲话,2018年11月1日。

贷款,发现抵押贷款是银行发放贷款的主要手段,而土地及其地上建筑物作为企业特别是民营企业的重要资产,自然会成为其主要的抵押来源。因此,企业的土地抵押贷款具有一定的代表性,可以有效反映在向银行申请贷款时,企业受到的融资约束情况。

最后,本文所使用的微观数据无差别覆盖了多种类型的企业,并全面涉及多个行业,更符合实际经济中的企业结构和行业结构。一方面,从企业结构来看,对全国企业、上市企业和本文数据中的民营企业与国有企业^①的数量进行分析,结果如图2所示。可以发现,本文数据的民营企业和国有企业的数量比值(2010—2014年均值为7.97)更接近于全国企业的比值(2010—2014年均值为13.33),而上市企业中民营企业和国有企业的数量比值则明显要低得多(2010—2014年均值为0.72)。在比重相差如此大的情况下,以上市企业为样本分析必然产生选择性偏差。另一方面,从行业结构来看,按照国民经济的20个行业分类进行划分后,本文企业所属行业覆盖了其中的18个行业。根据中华全国工商业联合会的《2020中国民营企业500强调研分析报告》^[9],2015—2019年只有约50%的民营企业是制造业企业,其余则主要分布在房地产业、建筑业和批发零售业三大行业。本文数据中制造业企业占比为28.96%,房地产业、批发业和建筑零售业的企业共占比52.02%,其余14个行业中企业共占比19.02%。相较于单一的工业企业微观数据,本文数据中企业的行

业分布更接近实际中的企业行业结构。

因此,本文可能的创新之处在于:(1)本文基于民营企业融资约束的根本问题,即银企间信息不对称角度,建立了银行贷款定价模型和企业信息影响企业融资贷款的框架,为理解民营企业的融资约束提供了一个新的视角,为政府、银行和企业解决融资难问题提供了一定的理论依据。(2)使用了包括84个重点城市^②自2000年到2014年间^③31873条企业土地抵押贷款的微观数据作为研究样本,以中小微非上市企业为主要对象进行分析,打破以往文献存在的“选择性偏差”,全面反映民营企业的融资问题。(3)本文排除了企业自主选择贷款期限和贷款金额的可能性,分析了非主观意愿下民营企业从银行获得贷款的情况,并采用不同的民营企业划分方式进行了稳健性检验。从总体回归结果来看,在控制企业自主决策和一系列内、外部因素的情况下,民营企业无论是抵押率还是贷款期限,都要显著低于国有企业,这说明民营企业在贷款融资中确实存在融资约束。(4)在实证方法上,本文通过总体检验和对比检验从企业的内、外部出发,对“融资难”可能的成因进行了深入研究。研究结果表明相较于其他中小微民营企业,上市企业、新三板挂牌企业和民营500强企业的融资约束较低,建立政治关联和受到政策扶持的企业也能缓解自身融资约束,且位于高新技术行业和市场发展程度较高地区的民营企业在融资中也有一定优惠。

本文后续部分结构如下:第二部分为理论框架与模型,回顾相关理论并建立银行贷款定价模型;第三部分为数据与变量设置,介绍实证设计;第四部分为实证检验结果和分析;第五部分为研究结论与建议。

二、理论模型

(一) 信息不对称理论下的融资约束

1. 信息不对称与“所有制歧视”。

融资约束反映了企业融资无法满足企业投资需求的困境,会对企业的生存和发展产生重要影响。学术

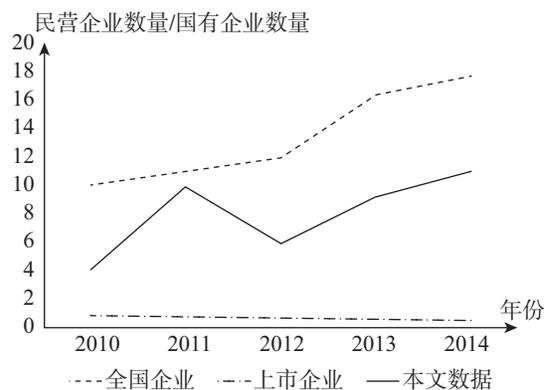


图2 2010—2014年民营企业与国有企业比例

资料来源:《中国金融年鉴》。

- ① 国有企业包括了国有控股企业,行政机关、事业单位控股企业,中央及地方机构控股企业。民营企业包括国内自然人控股企业和民营企业控股企业。
- ② 84个重点城市包括我国各直辖市、计划单列市和省、自治区人民政府所在地的市、人口在50万以上的城市,是依照《土地管理法》和《报国务院批准的建设用地审查办法》规定,需报国务院批准建设用地的城市。
- ③ 由于2013年11月20日国务院常务会议决定建立不动产统一登记制度,要求所有城市对土地、房屋、草原、林地、海域等不动产进行统一登记,即2014年以后不再单独要求84个重点城市上报土地抵押登记数据,因此本文使用的数据截止年份为2014年。

界认为融资约束可以分为内部融资约束和外部融资约束,即从内部、外部角度来划分企业的融资约束。内部融资约束通常是由于企业本身经营管理不善、资产利用效率低下等因素引起的企业内部融资挖潜困难;而外部融资约束主要是由于企业的信用特征差、政治关联不强等因素造成的企业在外部的信用融资约束(魏浩等,2019^[10])。本文探讨的融资约束均为企业外部融资约束,为行文方便,在不影响理解的前提下,下文对“外部融资约束”与“融资约束”两种表述不做区分。

根据信息不对称理论,融资约束发生的根本原因是融资双方之间存在信息不对称,从而对融资的信息成本和交易成本产生影响。在这一理论下,银行需要付出高额成本以获取企业的全部信息,因此在利益最大化驱动下的银行会选择具有客观优势和良好声誉的企业发放贷款。这也解释了为何作为我国经济增长的重要组成部分,民营企业获得的贷款数量却不及国有企业,即在信贷配置中的“所有制歧视”问题。国有企业的隐形政府背景,有助于缓解企业与银行间的信息不对称问题,而民营企业在融资中则容易受到这种信息不对称问题带来的负面影响。除此之外,我国的金融资产大部分由中央政府控制,银行体系存在政府干预问题。在这种高度集中的制度性约束下,国有企业由于拥有更强的政治关系,更容易获得银行贷款(Porta和Shleifer,2002^[11]),而民营企业与国有企业相比,规模较小、风险相对较高,更难获得金融资源。

但最近也有一些研究从企业作用和企业禀赋角度,对民营企业是否真的面临“所有制歧视”提出了质疑。一方面,在贷款的发放过程中,企业并不是只能被动接受银行决策,企业的自主决策同样对贷款的发放、贷款金额和期限结构产生影响,尤其是当流动性过剩时,银行间的放贷竞争推使企业居于主导地位,企业决策对融资贷款的影响更强(文远华,2005^[12])。按照这个观点,民营企业所得到的贷款金额更低、期限结构更短可能并不是“所有制歧视”下的结果,而是民营企业基于经营绩效考虑下的自主决策(方军雄,2010^[6])。另一方面,仅从信贷配给中贷款是否发放角度来看,所有制可能并不是影响企业贷款获得的决定性因素,民营企业本身信息透明度、财务数据可靠程度和抵押担保不足等缺陷造成的信息不对称,也会导致民营企业在信贷配给中处于弱势地位(苟琴等,2005^[7];白俊和连立帅,

2012^[13])。但是由于数据的限制,这些文献在检验中还存在一定的不足,仅对民营上市企业的贷款情况或贷款是否发放进行了检验。而在实际经济中,大部分民营企业都是小微非上市企业,民营上市企业无法反映真实状况,且贷款可获得性上不存在“所有制歧视”不代表在贷款其他方面上也不存在歧视。

2. 影响企业融资的内、外部因素。

因此,想要全面深入考察“所有制歧视”问题的存在性,应当在减少企业自主决策可能性和控制企业内、外部可能影响因素的条件下,以中小非上市企业为主体来展开研究。根据现有文献,影响企业融资贷款的变量大概可以分为企业的内、外部因素,但究其本质,都是通过改变银企间信息不对称状况和企业的信息风险来影响企业的融资约束。首先,企业的内部因素主要包括与企业自身禀赋相关的一系列因素,如规模、资产、融资结构、内部管理体制、信用等级等。小规模企业由于信用风险高、财务信息可靠性相对较差,在融资时面临更严重的融资约束(Beck等,2008^[14];Bergan等,2005^[15])。而上市公司和“新三板”的挂牌公司本身体量较大,信用风险较低,且高额的贷款金额和长期的贷款期限可以为银行带来更多的其他金融业务,因而容易得到银行的信贷支持(文远华,2005^[12];齐寅峰等,2005^[16])。在企业自身禀赋存在差异的情况下,银行在发放贷款时关注的重点也有所不同。根据贷款发放依据的企业信息不同,可以把银行贷款分为交易型贷款和关系型贷款,前者关注企业的财务信息和信用评分,后者关注企业财务信息和公开信息以外的其他信息(徐忠和邹传伟,2010^[17])。已有文献表明,规模较小的企业贷款一般为关系型贷款(Berger和Udell,2010^[18])。规模较小的民营企业在向银行申请贷款时,银行为解决信息不对称的问题,会更多关注企业规模、银企关系和企业年龄等因素,而非过多考察企业的财务信息(Brau,2002^[19];Cole等,2004^[20])。

其次,外部因素可以划分为地区特征和非地区特征。从地区特征来看,地区的市场化程度和行业集中化程度都会影响企业融资,但其效果均存在一定争议。市场化程度高的地区中,多样化的金融资源降低了企业与外界信息不对称程度,缓解了企业的融资约束(邓建平和曾勇,2011^[21];罗党论和唐清泉,2009^[22]);但政府对企业的干预也会减少,企业无法利用与政府的密切关系为其借款提供“隐形担保”,企业的债务期限结构反而可能降低(孙铮等,

2005^[23])。而在一定地区内,行业集中度过低,企业处于高度竞争市场,融资资源极易被其他企业挤占;行业集中度过高,企业处于垄断市场,垄断企业占据市场金融资源,其他企业融资门槛高,也会增强融资约束。非地区特征包括企业的政治关联因素和相关政策因素。企业政治关联的作用主要反映在贷款金额、贷款成本和贷款期限上(Houston等,2014^[24]; Claessens等,2008^[25]; Fan等,2014^[26])。民营企业不像国有企业天然地具有政治关联,因此政治关联对于民营企业的作用相对更为显著(Guariglia等,2008^[27])。民营企业家在社会中的政治身份可以缓解融资双方信息不对称问题,增强企业从外部获取资源的能力,降低民营企业进入金融业的壁垒,便利民营企业的融资(胡旭阳,2006^[4];于蔚等,2012^[28])。在相关政策上,我国经济发展中以“五年规划”为代表的一系列产业政策对企业的融资有着重要的影响。与企业相关的产业扶持政策不仅能帮助企业在生产中获得更多便利,还能帮助企业与政府建立联系,能提前根据政策变化动态调整企业战略(Houston等,2014^[29])。在我国的实际经济中,各大国有银行会根据“五年规划”等产业政策制定相应的信贷政策指引目录,为被扶持产业中的企业提供优惠贷款(钟宁桦等,2014^[30])。受到国家产业扶持政策扶持的企业相较于其他企业,能享受更低的融资成本,获得更多的融资贷款(Chen等,2017^[31])。

(二) 模型设置和理论框架

1. 贷款决定中的银行决策。

按照上述文献中的相关理论,我们提出企业的内、外因素通过影响信息不对称状况,最终改变企业的融资贷款约束,这与现实情况中银行的贷款申请和审批流程也是相符合的。在实际的贷款中,企业提交贷款申请后,银行会根据企业信息来判断企业的违约风险,以此决定是否发放贷款,以及发放贷款时的具体条款安排(方军雄,2010^[6]),因此本文建立有抵押物的银行贷款定价模型,从银行的贷款决策角度出发进行说明。

假设在一个风险中性的完全竞争经济中,存在大量银行和企业。银行的收入全部来自贷款利息,银行资本包括股东权益资本和储蓄存款。其中股东权益资本在总资本中比重为 $\lambda(0<\lambda<1)$,权益资本对银行的要求回报率为 δ 。为简化模型,假设银行中的储蓄存款均为核心存款,利率为0。银行贷款利率为 r ,按照单利率计算利息。

企业以抵押担保形式向银行申请贷款,抵押物价值为 G ,并提供有关企业信息。银行基于企业提供的信息,对企业的违约概率做出预期 $p^E(0<p^E<1)$ 。银行根据预期违约概率 p^E 和抵押物价值 G ,决策得出该企业的贷款金额 D 和贷款期限 T ,其中 D/G 为抵押率 $S(0<S<1)$ 。假设贷款金额 D 中权益资本和储蓄存款的比重,与银行总资产中权益资本和储蓄存款的比重 λ 一致。

因此,考虑企业预期违约概率 $p^E(0<p^E<1)$ 后, T 期银行预期收入为:

$$E^M = (1-p^E) \times [(1+r \times T) \times D] + p^E \times G \quad (1)$$

偿还储蓄存款、权益资本和权益资本要求的回报后,银行期望净收益为:

$$E^R = (1-p^E) \times [(1+r \times T) \times D] + p^E \times G - (1-\lambda) \times D - \lambda \times D \times (1+\delta) \quad (2)$$

在完全竞争市场中,如果 $E^R \neq 0$,即市场未出清,此时银行会增加贷款规模或拒绝贷款。因此 $E^R = 0$,且股东要求回报应当不超过银行利息收入,即 $\delta \times \lambda \leq r \times T$ 。可得:

$$S = \frac{D}{G} = \frac{p^E}{\delta \times \lambda - r \times T - p^E(1+r \times T)} \quad (3)$$

$$T = \frac{1}{(r+p^E \times r)} \times \left(\delta \times \lambda - p^E - \frac{p^E}{S} \right) \quad (4)$$

预期违约概率 p^E 对贷款金额 D 和贷款期限 t 的影响可以通过对式(3)、式(4)求导获得。

$$\frac{\partial S}{\partial p^E} = \frac{\delta \times \lambda - r \times T}{[\delta \times \lambda - r \times T - p^E(1+r \times T)]^2} \leq 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial T}{\partial p^E} = \frac{-1 - \frac{1}{S} - \delta \times \lambda}{r \times (1-p^E)^2} < 0 \quad (6)$$

从一阶偏导数可以发现,抵押率 S 和贷款期限 T 均与预期违约概率 p^E 负相关。按照上面的假设,抵押率是贷款金额与抵押物价值的比值,抵押率和贷款期限随着预期违约概率的增加而减少是非常合乎情理的,这两个指标也能反映出银行对企业信息判断后的预期程度。因此本文假设在银行决策角度中,企业的内部、外部因素会影响银行对于企业预期违约概率的判断,进而决定企业可获得的抵押率与贷款期限。

2. 贷款决定中的企业自主决策。

最终决定企业的贷款金额和期限的因素不仅只有

银行决策，还有企业的自主决策。为充分应用 84 个重点城市土地抵押贷款的微观数据，研究企业受到的融资约束，在模型框架和后续分析中必须剔除企业自主决策的部分。通过对一些银行及其从业人员的调研和访谈，我们将实际中银行对企业的贷款操作梳理如下。

在现有银行的操作流程中，银行对抵押贷款的审批和发放通常有两种形式：直接发放贷款和设定贷款额度。这两种形式分别对应着企业的被动决策和自主决策。直接发放贷款的形式反映了企业的被动决策，这种形式较为常见，表现为银行对企业各类信息进行审核并判断出企业的预期违约风险后，给予企业一次性的贷款发放，企业被动接受银行设定的贷款金额和贷款期限后，到期还款。设定贷款额度的形式则反映了企业的自主决策，是银行为企业设定贷款额度，企业可以根据自身需要，在额度范围内来自由选择贷款的额度和期限。这种形式下，通常表现出同一企业、同一地块在短时间内多次少量贷款的特征。因此在设定贷款额度的贷款方式中，每次贷款记录都是企业对贷款额度和贷款期限进行自主决策的结果。

通过筛去数据中有反复抵押贷款记录的部分，基本可以排除企业自主决策可能性，保留的数据部分即为企业被动决策的贷款记录。此时的贷款额度和期限完全由银行设定，因此能充分展现银行对企业的判断和贷款发放倾向。这时分析企业的内、外部信息与贷款的抵押率和贷款期限间的关联，可以更为准确地检验在非企业自主意愿下，银行对民营企业是否存在歧视的问题。

3. 企业信息影响贷款决定的理论框架。

综上，在剔除企业自主决策的可能性后，结合本部分文献综述和上述有抵押物的银行贷款定价模型，本文提出企业信息影响贷款决定的理论框架（图 3）。在银行对企业信息掌握不全面的情况下，企业需要通过向银行提交包含企业内部信息的抵押贷款申请，以缓解银企间的信息不对称。在一系列包括行业竞争情况、政策支持情况、政府关联程度和所处地区状况的企业外部环境因素的影响下，银行根据所有制、企业年龄和规模等内部因素，对企业的违约概率可能性（ p^E ）做出预期，这一基于企业信息的预期值不仅会影响贷款是否发放，还会对所发放贷款的抵押率（ S ）和贷款期限（ T ）产生影响。在受到外界负向冲

击时，银行对于企业的预期违约概率 p^E 将作出更高的估计，尤其是对于中小型的民营企业，融资约束进一步增强，企业资金链断裂可能性加大。

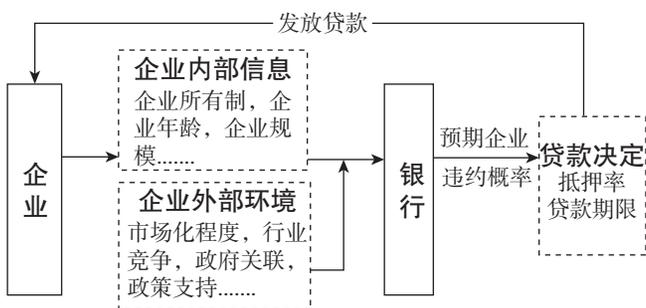


图 3 企业信息影响贷款决定的理论框架图

三、数据与变量设置

（一）变量设置与模型

企业的民营身份是否会对企业的融资贷款产生影响，这是本文研究的焦点。由于已有研究民营企业的文献主要以民营上市企业作为研究对象，因此，如何恰当地界定企业的所有制也是重点所在。本文参考沈红波等（2010）^[32]的做法，使用企业的最终控制人作为区分民营企业 and 国有企业的的关键变量。在总体回归分析整体情况之后，本文通过民营企业与国有企业的对比研究，探索研究了影响民营企业融资贷款的因素。最后，本文使用了抵押时企业登记的国有、民营企业类别进行划分，以作为最终控制人的替代变量来进行稳健性检验。本文聚焦于民营企业中的非上市公司，试图关注真正融资难的企业。按照第二部分（一）中的文献综述，我们分别构建了一系列衡量企业的内部因素和外部因素的指标^①，并构建了下列 OLS 多元回归的基准模型：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times X_i + \beta_2 \times I_{it} + \beta_3 \times O_{it} + D_c + D_t + D_h + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

在上式中，因变量 Y_{it} 表示 i 企业在第 t 年的融资状况，在后文中用各个企业抵押贷款数据的抵押率和抵押期限来度量，即第二部分（二）中贷款金额 D 与抵押物价值 G 的比值 S 和贷款期限 T 。核心解释变量 X_i 用来识别 i 企业是否为民营企业，变量 I_{it} 和变量 O_{it} 分别反映了 i 企业在第 t 年的内部因素特征变量和外部因素特征变量。 D_c 表示地区固定效应，从城市层面控制不随时间变化的因素对融资的影响。 D_t 表示年份固定效应，剔除时间趋势的影响。 D_h 表示

① 本文微观数据中绝大部分企业为非上市企业，这在一定程度上限制了指标的全面性。

行业固定效应，控制行业的固定影响因素。估计式中 β_1 是本文关心的回归系数，它衡量了民营企业 and 国有企业在抵押率和抵押期限上的平均差异，按照第二部分（二）中对文献的梳理，我们预期 β_1 应当小于 0，即民营企业的身份会降低企业的抵押率和抵押期限。此外，在本文的实证检验中，企业除了所有制以外的其他内、外部因素对评估也可能会产生潜在影

响，从而导致估计偏误。对此，本文按照企业的内外部因素控制了以下变量：企业内部的相关变量包括上市、新三板、民企 500 强、注册资本和企业年龄；企业外部的变量包括行业集中度、虚拟经济行业、高新技术企业、五年规划、政府关联、人大代表和市场化程度。本文相关变量设置及其定义和来源见表 1。

表 1 变量设置表

变量名称	变量定义	数据来源
因变量		
抵押率 (%)	实际融资金额/评估金额	2000—2014 年全国 84 个重点城市企业土地抵押微观数据
抵押期限 (天)	抵押贷款的发放天数	
民营和国有企业区分变量		
最终控制人	若企业的最终控制人为政府、公立学校，为 0；若企业的最终控制人为个人、工会、私立学校，为 1	根据企业工商信息和公开控股信息进行手工收集
企业性质	按照抵押时登记的国有、民营企业类别进行划分，民营企业为 1，国有企业为 0	2000—2014 年全国 84 个重点城市企业土地抵押微观数据
内部因素特征变量		
上市	若企业为上市公司，为 1；否则为 0	Wind 数据库
新三板	若企业为新三板上市公司，为 1；否则为 0	
民企 500 强	若贷款前一年，企业或企业的母公司进入全国民营企业 500 强，则赋值为 (500-排名+1)	根据全国工商联《全国民营企业 500 强》手工编制
注册资本 (万元)	企业的注册资本	企业工商信息
企业年龄 (天)	贷款当年的企业年龄	
外部因素特征变量		
行业集中度	贷款当年，同行业上市企业总市值的集中度 HHI	Wind 数据库
虚拟经济行业	若企业所处行业为房地产业或金融业，为 1；否则为 0	企业工商信息
高新技术企业	若企业经营范围处于高新技术范畴，为 1；否则为 0	根据企业工商信息中的经营范围手工编制
五年规划	若企业贷款当年所处行业为当期五年规划中的重点行业，为 1；否则为 0	根据“十五”规划、“十一五”规划、“十二五”规划进行手工编制
政府关联	国有企业最终控股的政府层级×最终控股的政府股份所占比例	企业工商信息
人大代表	若企业法定代表人为现任或前任的人大代表，则按照人大代表的四个层级（全国、省/直辖市、市、县）分别赋值为 4、3、2、1	手工收集政府公报和公开新闻编制
市场化程度	贷款当年，企业所处省份的市场化程度	2000—2014 年王小鲁和樊纲编著的《中国市场化指数报告》

（二）数据来源

本文选取 2000—2014 年全国 84 个重点城市的企业土地抵押贷款的微观数据，根据企业名称匹配出每家企业的工商信息后得到初始研究样本。我们执行了以下筛选程序：（1）剔除已经吊销、注销、停业等不正常状态的企业，这类企业可能存在长期性的经营

风险，其融资约束程度与其他企业不具有可比性；（2）剔除存在重复抵押情况的地块的所有贷款记录，尽可能消除企业自主选择贷款金额的可能性，更为准确地反映银行的主观意愿；（3）参考《中华人民共和国贷款通则》中对于企业抵押期限的规定，剔除抵押期限不足 3 个月（90 天）和超出 10 年（3 650

天)的异常记录。最后,本文获得了84个重点城市13 852家企业15年间共31 873条贷款记录。

本文使用的数据来源如下:土地抵押贷款数据来源于相关部门;企业的工商信息数据基于国家企业信用信息公示系统,以贷款数据中的企业名称为依据,采用爬虫技术收集,部分缺失数据通过查阅天眼查网站手工补足。最后,我们使用搜索引擎查找各政府网站中公布的人大代表名单,并逐一手工排除同名同姓的误差数据,最终确定各企业的法定代表人是否为大代表以及人大代表的层级^①。企业内、外部信息的变量爬虫逻辑图如图4所示。

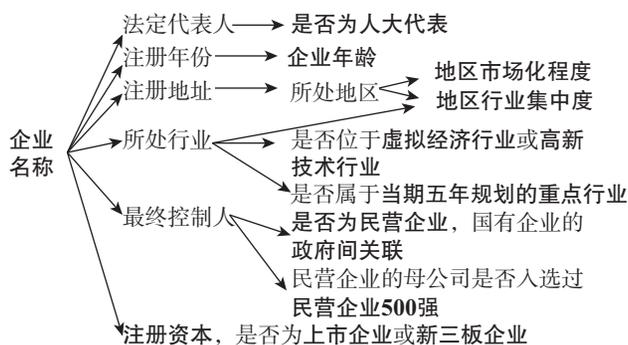


图4 变量爬虫逻辑图

四、实证检验

(一) 描述性统计

表2为研究样本的描述性统计。从统计结果可以发现,民营企业在贷款中的抵押率和贷款期限均低于国有企业,说明融资中很有可能存在“所有制歧视”问题,但这一差异是否显著,有待通过回归分析来检验。同时,样本数据内的上市企业中,国有企业的比例更高,而新三板中挂牌的民营企业比例更大,可以认为国有企业的平均规模相对民营企业更大。这一差异在注册资本指标中表现得更为明显,国有企业的平均注册资本为82 352.21元,民营企业则仅有7 656.407元。从行业分布来看,样本数据中民营企业处于高新技术行业的比重比国有企业更大一些(民营企业均值为0.068,国有企业均值为0.049),处于虚拟经济行业的比重则更小一些(民营企业均值为0.301,国有企业均值为0.421)。最后,国有企业主要设立在市场化程度较高的地区,而民营企业所属地区市场化程度略低于国有企业。

表2 描述性统计结果

	民营企业 公司数量: 12 620; 贷款笔数: 28 701				国有企业 公司数量: 1 232; 贷款笔数: 3 172			
	均值	最小值	最大值	标准差	均值	最小值	最大值	标准差
抵押率	64.301	0.010	100.000	27.012	64.923	0.200	100.000	26.663
抵押期限	849.783	90.000	3 650	583.605	1 042.891	90.000	3 650.000	692.999
上市	0.006	0.000	1.000	0.761	0.010	0.000	1.000	0.984
新三板	0.009	0.000	1.000	0.964	0.005	0.000	1.000	0.075
民企500强	3.558	0.000	495.000	32.065	—	—	—	—
虚拟经济行业	0.301	0.000	1.000	0.458	0.421	0.000	1.000	0.494
高新技术企业	0.068	0.000	1.000	0.251	0.049	0.000	1.000	0.216
行业集中度	0.028	0.002	1.000	0.033	0.045	0.002	0.283	0.030
政府关联	—	—	—	—	2.226	1.000	5.000	1.066
人大代表	0.101	0.000	4.000	0.489	0.126	0.000	4.000	0.628
五年规划	0.230	0.000	1.000	0.421	0.135	0.000	1.000	0.342
市场化程度	8.821	0.380	11.800	2.062	9.087	3.250	11.800	2.017
注册资本	7 656.407	1.000	2 000 000	34 188.060	82 352.210	10.000	1 950 000	193 601
企业年龄	3 776.160	6.000	23 756	2 315.752	3 562.102	30.000	24 101	2 893.485

① 人大代表作为一种政治身份与社会身份,需要一个长期过程来建立政治关联,因此本文在建立“人大代表”变量时,不对人大代表的担任期限做出限制。

(二) 总体回归

表3列示的是对总体样本的回归结果。我们发现,在控制了城市、时间和行业固定效应之后,最终控制人变量对银行贷款决定存在显著负向影响。具体而言,民营企业所获得的贷款具有显著更低的抵押率和更短的抵押期限,符号与前文预期一致。

在内部控制变量对融资约束的影响方面,上市企业和新三板企业比其他非上市、非挂牌企业的抵押率更高、抵押期限更长^①,且上市企业比新三板企业在融资上更具优势。从行业来看,行业集中度的影响不明显,而虚拟经济行业的融资约束更强,高新技术企

业的融资约束更弱。这与我国实际的政策导向相关,尽管学术界一直认为我国金融市场存在“脱实向虚”的问题,但从表3中来看,这一问题表现得并不明显,银行在贷款中还是更倾向于给予高新技术企业更多便利。企业受到相关的产业扶持也会显著缓解企业的融资约束,这也表明了五年规划中的政策落地成效明显。最后,市场化程度的系数均为显著的正值(系数分别为5.076和53.028),也就是说地区的市场化程度越高,企业受到的融资约束越低,抵押率和抵押期限越高。

表3 总体回归分析结果

	抵押率		抵押期限	
	系数	t 值	系数	t 值
最终控制人	-1.548***	(-3.220)	-119.588***	(-10.111)
上市	4.546***	(2.783)	115.387***	(2.870)
新三板	2.582*	(1.861)	86.470**	(2.532)
虚拟经济行业	-2.673*	(-1.812)	19.529	(0.538)
高新技术企业	2.317***	(4.218)	-17.247	(-1.276)
行业集中度	4.144	(0.391)	156.440	(0.600)
人大代表	0.418*	(1.651)	26.529***	(4.260)
五年规划	2.358***	(4.969)	5.124	(0.439)
市场化程度	5.076***	(8.581)	53.028***	(3.643)
注册资本	-0.000	(-1.389)	0.000	(0.791)
企业年龄	-0.000***	(-7.361)	0.002	(1.133)
Constant	-42.052*	(-1.837)	228.623	(0.406)
城市地区固定效应	控制		控制	
时间固定效应	控制		控制	
行业固定效应	控制		控制	
Adjusted-R ²	0.338		0.183	
观测值	30 993		31 019	

注:括号内为t统计结果;*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。后同。

(三) 民营企业和国有企业样本的检验

表4分别给出了民营企业和国有企业样本的融资约束原因的回归结果。

以民营企业的样本为基础的回归结果为模型(1)、模型(2)。可以发现,民营企业如果可以上市或在新三板挂牌,都能对其贷款的抵押率和期限起到

显著的提升作用,但新三板挂牌的企业在贷款上的优势稍差于上市企业,这也与实际经济情况相符。此外,如果企业或企业的母公司是民企500强,也会缓解企业的融资约束,但其作用弱于上市企业和新三板企业。民营企业法定代表人的人大代表身份也能一定程度上帮助企业贷款,但主要是提升企业的抵押期

① 抵押率是贷款金额和抵押物价值(土地价值)的比值,反映了企业从银行贷款时受到的约束程度。抵押率越低,融资约束越强;抵押率越高,融资约束越低。

限，企业的抵押率没有明显变化。

从企业的外部因素来看，企业所处的行业特征表现出明显的影响。银行更愿意为高新技术企业提供更高抵押率的贷款，而虚拟经济行业的民营企业则在贷款中融资约束更强，抵押率更低。受到五年规划扶持的行业中的企业也确实在贷款中享受了一定优惠，抵押率比未受扶持的企业高 2.358%。市场化程度指标的检验结果与总体回归（表 3）的检验结果相似，且市场化程度对抵押率和抵押期限的作用（系数分别为 4.467 和 61.924）强于政治关联的作用（系数分别为 0.047 和 12.819），这与邓建平和曾勇（2011）^[21]的研究结论相近，地区市场化程度比政治关联更能有效缓解民营企业的融资约束。

以国有企业的样本为基础的回归结果为模型（3）、模型（4）。结果表明，国有上市企业只能在抵押期限上得到一定提升，其抵押率没有明显变化；而新三板挂牌企业相对于其他企业并不能得到贷款上的优惠。这可能是由于国有企业本身财务信息更为可靠，且有政府的“隐形担保”，因此上市或在新三板挂牌对国有企业的作用不如对民营企业显著。这一点在政府关联指标中也得到了验证，国有企业与政府的关联越强，抵押率的提升越高，而国有企业法定代表

人的人大代表身份相比于政府关联，不能明显改善国有企业的融资约束。

除此之外，表中显示虚拟经济行业中的国有企业能得到更高的抵押率和贷款期限（系数分别为 16.310 和 706.328），显著高于高新技术行业中的国有企业（系数分别为 -1.335 和 -169.192）和虚拟经济行业中的民营企业（系数分别为 -3.653 和 4.002）。可能的原因是，我国的金融机构和银行主要为国有，虚拟经济行业的国有企业天然具有极强的金融关联，能为企业的声誉和信誉提供潜在的担保机制（Guariglia 等，2008^[27]），这也会在一定程度上挤占其他行业和同行业其他企业的金融资源。从行业集中度的检验结果来看，行业集中度越高，行业的垄断程度越高，对企业的抵押率会有较大的负向影响（系数为 -57.950），但显著程度不高（*t* 值为 -1.685）。相关的“五年规划”产业扶持政策对国有企业的贷款融资具有显著的正效应，模型（3）中系数为 4.166，高于模型（1）的五年规划指标系数（为 2.111）。这与 Chen 等（2017）^[31]的研究结论相符，产业扶持政策对国有企业融资约束的缓解比民营企业更为明显，但市场化程度对国有企业的作用弱于对民营企业的作用，地区市场化程度只在一定程度上提高了国有企业的抵押率（系数为 10.971，*t* 值为 2.447）。

表 4 民营、国有企业样本回归分析结果

	最终控制人=1		最终控制人=0	
	抵押率	抵押期限	抵押率	抵押期限
	(1)	(2)	(3)	(4)
上市	5.750 *** (3.298)	114.793 *** (2.727)	1.307 (0.264)	273.303 ** (1.972)
新三板	2.443 * (1.747)	76.780 ** (2.274)	-4.257 (-0.417)	-299.766 (-1.047)
民企 500 强	0.021 *** (5.101)	0.197 ** (1.997)	—	—
虚拟经济行业	-3.653 ** (-2.413)	4.002 (0.109)	16.310 ** (2.433)	706.328 *** (3.759)
高新技术企业	2.637 *** (4.641)	0.698 (0.051)	-1.335 (-0.583)	-169.192 *** (-2.634)
行业集中度	7.662 (0.676)	39.937 (0.146)	-57.950 * (-1.685)	1 320.880 (1.370)
政府关联	—	—	1.130 ** (1.995)	9.053 (0.570)
人大代表	0.047 (0.173)	12.819 * (1.957)	-1.241 (-1.325)	4.781 (0.182)

续前表

	最终控制人=1		最终控制人=0	
	抵押率	抵押期限	抵押率	抵押期限
	(1)	(2)	(3)	(4)
五年规划	2.111*** (4.333)	2.078 (0.177)	4.166* (1.944)	24.241 (0.404)
市场化程度	4.467*** (7.444)	61.924*** (4.273)	10.971** (2.447)	35.089 (0.279)
注册资本	-0.000 (-1.375)	-0.000*** (-3.251)	-0.000 (-0.653)	0.000 (1.142)
企业年龄	-0.000*** (-7.114)	0.003* (1.886)	-0.000*** (-2.783)	-0.010** (-2.069)
<i>Constant</i>	-39.197* (-1.720)	70.351 (0.128)	-16.481 (-0.304)	2434.213 (1.602)
城市地区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Adjusted-R²</i>	0.348	0.188	0.323	0.225
观测值	28086	28109	2906	2909

(四) 稳健性检验

在本节中,我们使用了企业申请抵押贷款时登记的企业性质来划分企业的所有制类型,以作为最终控制人的替代变量来进行总体和分样本分析的稳健性检验。具体划分方式与最终控制人变量相类似,若企业

性质为民营企业,则变量赋值为1,反之为0。结果如表5所示。从表5中对总体回归的稳健性检验结果来看,按照不同方式划分企业的所有制性质进行回归后,回归结果与表3不存在明显差别,研究结果稳健。

表5 总体回归稳健性检验结果

	抵押率		抵押期限	
	系数	t 值	系数	t 值
企业性质	-1.224**	(-2.051)	-151.434***	(-10.300)
上市	4.556***	(2.814)	109.177***	(2.735)
新三板	2.828**	(2.069)	94.765***	(2.813)
虚拟经济行业	-2.627*	(-1.789)	26.516	(0.733)
高新技术企业	2.273***	(4.145)	-14.515	(-1.074)
行业集中度	3.285	(0.310)	151.151	(0.578)
人大代表	0.482*	(1.915)	24.969***	(4.024)
五年规划	2.897***	(6.160)	21.748*	(1.877)
市场化程度	5.059***	(8.503)	42.084***	(2.869)
注册资本	-0.000	(-0.605)	0.000***	(2.840)
企业年龄	-0.000***	(-7.162)	0.001	(0.753)
<i>Constant</i>	-42.015*	(-1.833)	326.771	(0.578)
城市地区固定效应	控制		控制	
时间固定效应	控制		控制	

续前表

	抵押率		抵押期限	
	系数	t 值	系数	t 值
行业固定效应	控制		控制	
Adjusted-R ²	0.339		0.186	
观测值	31 174		31 200	

按照相似的方法，我们以民营企业和国有企业为基础样本分别进行回归稳健性检验。按照企业性质回归后，尽管回归结果^①与表4存在一定差异，例如新三板民营企业抵押期限的系数略大于上市民营企业的系数，但考虑到上市民营企业的抵押率的系数仍比新三板民营企业的抵押率系数更大且更为显著，因此仍能得出与本部分（三）相似的结论。稳健性回归结果可以支撑前文的分析结论，表明稳健性检验通过，计量结果可靠。

五、结论与建议

民营企业是我国经济发展重要的组成部分，但不可否认的是，民营企业的规模相对较小，信息可靠性较差，因此在贷款融资中容易受到歧视，但一些文献认为民营企业的贷款获得率低、期限更短并不是由于所有制，而是源于民营企业的自主决策和本身较低的企业禀赋。本文以现有文献和银行贷款定价模型为基础建立了企业信息影响贷款决定的理论框架，检验了民营企业在融资贷款中是否更受歧视这一问题，并进一步通过民营企业与国有企业分样本的对比检验，剖析了影响民营企业贷款融资的内、外部因素。我们以我国84个重点城市2000—2014年间的土地抵押贷款的微观数据为样本，对以中小民营企业为主的数据进行了检验分析，改善了以往文献难以深入研究中民营企业状况的缺陷。在控制了企业自主决策可能性和一系列企业禀赋和其他外部影响因素后，我们以企业的最终控制人来划分国有企业和民营企业。实证检验结果发现，民营企业的抵押率和贷款期限比国有企业显著更低，这说明在实际的经济中，民营企业在贷款融资中确实受到了银行的“所有制歧视”。除此之外，在总体样本的回归分析中，我们发现一系列企业禀赋和外部因素的控制变量确实会对企业的融资约束产生影响，因此我们做了对比检验以详细分析这些变量的作用，并在最后使用企业性质作为最终控制人的

替代变量进行了稳健性检验，以保证结果的可靠性。

在对比检验中，我们发现上市、新三板挂牌和民营企业500强的身份能有效缓解民营企业的融资约束，抵押率和抵押期限都得到了显著提升；而对于国有企业而言，除了上市企业能享受更高的抵押期限，新三板挂牌企业并没有明显优势。从企业外部环境来看，高新技术行业和受到“五年规划”政策扶持的行业中的民营企业也能在贷款融资中享受更多优惠。值得一提的是，由于我国虚拟经济行业中的国有企业具有天然的金融关联，因此虚拟经济行业中的国有企业在贷款时能得到更高的抵押率和贷款期限，这也会在一定程度上挤占高新技术行业中国有企业和虚拟经济行业中民营企业的资源。企业的政治关联对于缓解融资约束也有一定帮助，民营企业法定代表人的人大代表身份能提高民营企业的贷款期限，而国有企业的政府关联也能提高国有企业的抵押率。而行业集中度对民营企业的效果并不明显，主要对国有企业有负向影响。

基于本文的研究结果，我们提出如下政策建议：第一，目前贷款融资中对民营企业确实存在歧视。从短期来看，政府应当积极通过各类政策支持为民营企业“松绑”，帮助民营企业打实地基，避免再次遇到负向冲击时，出现产业链断裂的情况；从长期来看，政府应该抓住问题产生的根源，进一步完善对民营企业贷款融资的保障制度和征信系统，提升各个地区的市场化程度，为民营企业融资贷款搭建一个良性平台。第二，银行应通过多方信息渠道减少银企间的信息不对称，更准确地判定贷方的违约概率，引导贷款流向优质、融资需求强烈的企业，放松对民营企业的融资约束。第三，目前融资状况下，企业在融资贷款中可以抵押闲置的资产或者应收账款等来提升信誉度。同时企业还应当从源头出发，通过改变自身禀赋来消除借贷双方的信息不对称，比如提升自身信誉，加强企业运营管理，增强企业的核心竞争力，进而缓解融资约束问题。

① 受篇幅所限，回归结果未在文中列出，感兴趣的读者可向作者索取。

参考文献

- [1] 刘尚希, 王志刚, 程瑜, 许文. 降成本: 2018年的调查与分析 [J]. 财政研究, 2018 (10): 2-24.
- [2] 李辉文, 金泉, 李玮. 两千五中小微民企: 15%考虑裁员 [J/OL]. (2020-03-01) [2020-07-31]. https://mp.weixin.qq.com/s/Nz_wLRH5t6TFBp1td1NBw.
- [3] 林毅夫, 李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资 [J]. 经济研究, 2001 (1): 10-18.
- [4] 胡旭阳. 民营企业家的政治身份与民营企业的融资便利——以浙江省民营百强企业为例 [J]. 管理世界, 2006 (5): 107-113.
- [5] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验 [J]. 经济研究, 2014 (2): 47-60.
- [6] 方军雄. 民营上市公司, 真的面临银行贷款歧视吗? [J]. 管理世界, 2010 (11): 123-131.
- [7] 苟琴, 黄益平, 刘晓光. 银行信贷配置真的存在所有制歧视吗? [J]. 管理世界, 2014 (1): 16-26.
- [8] 陈金至, 范志勇. 低地价引资增加了工业产值吗——基于土地抵押贷款视角 [J]. 经济理论与经济管理, 2020 (6): 58-71.
- [9] 全国工商联经济部. 2020中国民营企业500强调研分析报告 [R]. 2020: 21-22.
- [10] 魏浩, 白明浩, 郭也. 融资约束与中国企业的进口行为 [J]. 金融研究, 2019 (2): 98-116.
- [11] Porta R L, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Government Ownership of Banks [J]. Journal of Finance, 2002, 57 (1): 265-302.
- [12] 文远华. 中国经济转型时期信贷配给问题研究 [M]. 上海人民出版社, 2005.
- [13] 白俊, 连立帅. 信贷资金配置差异: 所有制歧视抑或禀赋差异? [J]. 管理世界, 2012 (6): 30-42.
- [14] Beck T, Demirguc-Kunt A, Laeven L, Levine R. Finance, Firm Size, and Growth [J]. Journal of Money Credit and Banking, 2008, 40 (7): 1379-1405.
- [15] Berger A N, Udell G F. Credit Scoring and the Availability, Price, and Risk of Small Business Credit [J]. Journal of Money Credit and Banking, 2005, 37 (2): 191-222.
- [16] 齐寅峰, 王曼舒, 黄福广, 等. 中国企业投融资行为研究——基于问卷调查结果的分析 [J]. 管理世界, 2005 (3): 94-114.
- [17] 徐忠, 邹传伟. 硬信息和软信息框架下银行内部贷款审批权分配和激励机制设计——对中小企业融资问题的启示 [J]. 金融研究, 2010 (8): 1-15.
- [18] Berger A N, Udell G F. A More Complete Conceptual Framework for SME Finance [J]. Journal of Banking and Finance, 2006, 30 (11): 2945-2966.
- [19] Brau J C. Do Banks Price Owner-manager Agency Costs? An Examination of Small Business Borrowing [J]. Journal of Small Business Management, 2002, 40 (4): 273-286.
- [20] Cole R A, Goldberg L G, White L J. Cookie Cutter Vs. Character: The Micro Structure of Small Business Lending by Large and Small Banks [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2004, 39 (2): 227-251.
- [21] 邓建平, 曾勇. 金融关联能否缓解民营企业的融资约束 [J]. 金融研究, 2011 (8): 78-92.
- [22] 罗党论, 唐清泉. 中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究 [J]. 经济研究, 2009 (2): 106-118.
- [23] 孙铮, 刘凤委, 李增泉. 市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据 [J]. 经济研究, 2005 (5): 52-63.
- [24] Houston J F, Jiang L, Lin C, Ma Y. Political Connections and the Cost of Bank Loans [J]. Journal of Accounting Research, 2014, 52 (1): 193-243.
- [25] Claessens S, Feijen E, Laeven L. Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88 (3): 554-580.
- [26] Fan J P H, Wong T J, Zhang T. Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms [J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2014, 26 (3): 85-95.
- [27] Guariglia A, Liu X, Song L. Internal Finance and Growth: Micro-econometric Evidence on Chinese Firms [J]. Journal of Development Economics, 2008, 96 (1): 79-94.
- [28] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应 [J]. 经济研究, 2012 (9): 125-139.
- [29] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗? ——基于中国经济政策不确定指数的实证研究 [J]. 金融研究, 2015 (4): 115-129.
- [30] 钟宁桦, 温日光, 刘学悦. “五年规划”与中国企业跨境并购 [J]. 经济研究, 2019 (4): 149-164.
- [31] Chen D, Li O Z, Xin F. Five-year Plans, China Finance and Their Consequences [J]. China Journal of Accounting Research, 2017 (3): 189-226.
- [32] 沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2010 (6): 55-64.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

政府会计准则的执行框架构建研究

The Research on the Construction of the Framework of the Implementation of Government Accounting Standards

周曙光 陈志斌

ZHOU Shu-guang CHEN Zhi-bin

[摘要] 构建一个能够推动相关政府会计主体有效执行政府会计准则的指导性框架,有助于确保政府会计准则的执行质量,进而促使政府会计准则的预期目标得以实现。本文沿循“理论解析—现实环境—框架构建”的逻辑思路,首先系统地解析了政府会计准则完备程度、政府会计主体认知水平、政府会计主体执行能力以及政府财务报告审计等因素对政府会计准则执行行为的影响机理,并基于这四方面的影响因素进一步梳理出现实环境对政府会计准则执行所可能产生的促进或制约作用,在此基础上构建了由制度保障机制、认知驱动机制、执行控制机制、执行反馈机制、人员与技术支持机制、审计协同机制等模块组成的政府会计准则执行框架。本文的研究成果预期能够为我国政府会计准则的有效执行提供理论指导和实践支持。

[关键词] 政府会计准则 执行框架 认知水平 行为能力

[中图分类号] F235.1 F810.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0053-09

Abstract: The construction of a framework that can guide the subjects of government accounting and their accountants to implement the government accounting standards, will help to ensure the quality of the implementation of the government accounting standards, so as to promote the realization of the objectives of the government accounting standards. This paper follows the logical thinking of theoretical analysis - realistic environment- implementation framework. First of all, we interpret that such factors impact on the implementation of government accounting standards, it concludes standard level, the cognitive of government accounting entity, the executive ability of government accounting entity and the audit of government financial reports. Secondly we analyze the environment may produce possible promotion or restriction effect on the implementation of government accounting standards. Based on this, we build the implementation framework of government accounting standard that including the institutional guarantee mechanism, the cognitive of drive mechanism, the executive of control mechanism, the executive of feedback mechanism, the personnel and technical support guarantee mechanism and the audit coordination mechanism. The results of this paper are expected to provide theoretical guidance and practical support for the effective implementation of government accounting standards.

Key words: Government accounting standard Implementation framework Cognitive level Capacity for act

[收稿日期] 2020-07-06

[作者简介] 周曙光,男,1985年4月生,东南大学经济管理学院博士研究生,重庆三峡学院财经学院副教授,研究方向为政府会计与公共治理;陈志斌,1965年1月生,东南大学经济管理学院教授,博士生导师,研究方向为政府会计。本文通讯作者为周曙光,联系方式为230159681@seu.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“政府会计国家治理功能实现的机理、路径与策略研究”(项目编号:71672034);教育部人文社科西部青年项目“新时代国家治理视域下政府财务报告审计机制构建与实施研究”(项目编号:18XJC790022);重庆市教委人文社科一般项目“全面实施预算绩效管理情境下政府成本会计制度研究”(项目编号:21SKGH191)。

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

建立权责发生制的政府综合财务报告是十八届三中全会关于深化财税体制改革的一项重要内容。为了贯彻落实党的十八届三中全会精神，2014年12月国务院批转财政部制定的《权责发生制政府综合财务报告制度改革方案》，提出“力争在2020年前建立具有中国特色的政府会计准则体系和权责发生制政府综合财务报告制度”。权责发生制政府综合财务报告制度改革是基于政府会计规则的重大变革（尹启华，2019^[1]），建立健全的政府会计准则体系并确保其得以有效实施，是推进权责发生制政府综合财务报告制度改革的基础。当前，《政府会计准则——基本准则》以及《存货》《投资》《固定资产》等十项具体准则已经发布，并从2017年1月1日起开始陆续实施。制度之所以被设计就在于其预期能够发挥有利的功效，而制度执行则是促使制度预期功效得以实现的关键。显然，作为一种制度安排，政府会计准则能否得到有效执行，是决定政府会计准则所设定的预期目标、乃至权责发生制政府综合财务报告制度改革目标能否实现的关键一环。因此，政府会计准则执行问题是政府会计准则制定的逻辑延伸，探讨如何构建一个能够推动相关政府会计主体有效执行政府会计准则的指导性框架，以确保政府会计准则的执行质量，进而促使政府会计准则的预期目标得以实现是一个值得研究的问题。

相对来说，澳大利亚、美国、英国等西方国家的政府会计改革起步较早，已经逐步建立了相对健全的政府会计准则体系，在一系列政府会计准则制定并发布之后，国外学者开始关注政府会计准则的执行问题，并取得了较为丰富的研究成果。总体而言，政府会计准则执行是政府会计主体在权衡组织内外部因素后所做出的行为选择（李建发等，2017^[2]），政府会计主体执行准则的行为受多重因素的综合影响。现有研究发现：会计职业团体和政府机构能够提高政府会计主体遵循公认会计原则（GAAP），减少会计准则执行过程中的选择性行为（Carpenter和Feroz，2001^[3]）；透明的信息披露机制有助于弱化官员操作市政盈余的动机，进而提升政府会计准则执行质量（Lent，2012^[4]）；政府规模、市民教育水平、地方人均收入水平、外部审计力度等因素能够对政府会计准则执行质量产生正向影响（Ada和Christiaens，

2013^[5]）；另外，政府会计主体对权责发生制政府会计改革的认识与倾向也会影响政府会计准则执行质量（Oulasvirta，2014^[6]）。国外关于政府会计准则执行的理论研究与实践经验对推进我国政府会计准则有效实施具有一定的借鉴意义。然而，我国包含政治、经济等在内的制度环境与国外存在较大差异（路军伟，2014^[7]），例如：债券市场对政府会计信息的需求在美国州和地方政府会计改革中发挥了重要作用（路军伟和田五星，2014^[8]），而我国债券市场对政府会计改革的驱动效应尚不明显，政府会计改革主要体现为自上而下的行政主导模式；在政府会计准则制定方面，美国州和地方政府会计准则委员会（GASB）属于非政府机构，并没有法律权力要求州和地方政府执行其准则，我国则由财政部负责政府会计准则制定工作，财政部较高的权威性更有助于推进政府会计准则的全面实施。这些差异势必导致国外政府会计准则的执行理论与经验并不完全适用于我国，因此我们应当立足于我国实际情况来探讨政府会计准则执行问题。

严格意义上讲，目前我国尚未建立完善的政府会计准则体系，因此长期以来政府会计理论界将政府会计准则的制定方式和内容设计放在研究的首位，客观上造成了对如何有效执行政府会计准则这一问题缺乏必要关注。随着我国政府会计基本准则以及部分具体准则的颁布与实施，一些学者开始尝试专门针对政府会计准则执行问题展开探讨，他们主要从准则执行的驱动机制（陈志斌和刘子怡，2016^[9]）、准则执行的策略选择（刘子怡，2017^[10]）、制度理论视角的准则执行（李建发等，2017^[2]）、契约理论视角的准则执行（路军伟等，2019^[11]）、执行准则所可能产生的预期效应（周曙光和陈志斌，2017^[12]）与非预期效应（刘子怡等，2019^[13]）、准则执行的行为分析与能力培养（周曙光和陈志斌，2018^[14]）等方面展开研究，夯实了该领域研究的基础，对于我们进一步开展政府会计准则执行问题的研究具有借鉴价值。然而，现有研究对于如何有效执行政府会计准则尚未形成系统的指导性框架，也并未得出相对一致的研究结论，诸如影响政府会计准则执行的潜在因素有哪些、这些影响因素的现实状况如何、如何基于这些影响因素的现实状况来构建政府会计准则的执行框架等问题还有待于深入探讨。鉴于此，本文沿循“理论解析—现实环境—框架构建”的逻辑思路，首先对影响政府会计

准则执行的潜在因素进行理论解析与现实环境剖析,在此基础上尝试构建政府会计准则的执行框架,期望能够为我国政府会计准则的有效执行提供理论指导和实践支持。

二、政府会计准则执行的理论解析

会计准则是指对会计信息的加工、提供等具有约束作用的规则(刘峰,1996^[15]),从这层意义上讲,政府会计信息是执行政府会计准则的最直接成果。按照这一逻辑,我们可以将政府会计准则从发布到生成政府会计信息的过程视为政府会计准则的执行过程。从行为学角度来看,政府会计准则执行是一个系统的行动过程,最终需要落脚到政府会计准则执行主体所实施的行为,相关政府会计主体及其会计人员基于政府会计准则的规定,将政府经济业务或事项转化为政府会计信息过程中所实施的一系列行为,在实质上就是政府会计准则的执行过程。显然,在政府会计准则执行过程中,相关因素对政府会计准则执行主体行为的影响,必然会最终影响政府会计准则的执行质量。

从政府会计准则执行主体的角度来看,政府会计准则执行质量不仅受政府会计准则执行主体自身认知水平与执行能力等内部因素的影响,同时还受政府会计准则规范性与可操作性以及审计监督等外部因素的影响。总体而言,影响政府会计准则执行主体行为的因素,至少包括以下方面:政府会计准则本身的完备程度、政府会计主体的认知水平、政府会计主体的执行能力以及政府财务报告审计监督,这四方面的因素从“事前(准则制定)一事中(认知与实施)一事中(审计监督)”等层面共同作用,进而形成影响政府会计准则执行的合力,并最终决定了政府会计准则执行质量的高低。基于此,本部分综合运用制度变迁理论、认知理论、行为理论和协同理论,力求系统地解析各个因素对政府会计准则执行主体行为的影响机理,从而为政府会计准则执行框架的构建提供理论支持。

(一) 准则完备程度对政府会计准则执行行为的影响

根据制度变迁理论,当环境发生变化时,原有的制度可能会产生负面效应,因而需要对制度进行调整(柯武刚和史漫飞,2000^[16])。公共环境的变化是促使政府会计制度不断变迁的重要外部因素,当传统的政府会计核算与报告制度不能适应公共环境变化时,

意味着原有的制度均衡状态被打破,故而要在该领域进行突破性制度变革。实质上,政府会计制度变迁是对公共环境变化所作出的回应,也即是为了适应公共环境的变化相关政府部门主动或被动地在政府会计领域所实施的一系列制度改革。然而,作为一种制度安排,政府会计准则在一定时期内是相对稳定的,再加之政府会计理论发展往往滞后于公共环境的变化与政府会计实务的发展,由此导致政府会计准则具有内在的不完备性。

制度界定并限制了行为人的选择,制度一旦形成就会对行为主体产生约束力,这里的行为不仅包括个人行为,也包括组织行为(如政府行为、企业行为)。会计准则是一种关于会计行为的规则,政府会计主体及其会计人员的行为活动必须在政府会计准则规定的范围内实施。建立健全完备的政府会计准则体系,一方面,有助于规范政府会计准则执行主体的行为,减少政府会计准则执行主体的选择性空间;另一方面,有助于提高政府会计准则本身的可操作性,降低政府会计主体执行会计准则的成本。因此,在既定的准则遵循度下,(政府)会计准则的完备程度越高,在(政府)会计准则执行过程中对会计行为的规范能力和效果也就越好(刘明辉和张宜霞,2005^[17]),进而政府会计准则的执行质量也就越高。可见,政府会计准则本身的完备程度是影响准则能否得以有效执行的最根本因素,这也客观上决定了基于政府会计准则执行所生成的政府会计信息质量。

(二) 政府会计主体认知水平对政府会计准则执行行为的影响

认知是行为主体获得知识和运用知识的信息处理过程,它涉及信息的搜寻、获取、加工与运用(黑尔里格尔等,2001^[18])。政府会计准则的制定与执行相对分离,在政府会计准则发布之后,相关政府会计主体及其会计人员等准则执行主体必然要经过一个学习与认知政府会计准则的过程,以准确把握政府会计准则的内容与实质(周曙光和陈志斌,2018^[14])。由于政府会计准则执行主体在信息获取能力、信息解读能力与专业知识储备等方面的不同,可能会导致不同的执行主体对政府会计准则的认知具有非一致性,甚至可能会产生认知偏差。如果政府会计准则执行主体对准则的认知与准则目标不相吻合,就难以达到政府会计准则所设定的预期目标,甚至还有可能会产生负面效应。

根据认知发展理论,政府会计主体及其会计人员等准则执行主体对政府会计准则认知水平的提升是渐进而非突变的,原有政府会计模式与理念的潜在干扰往往会造成认识上的“路径依赖”,再加之不同政府会计人员的认知水平有所差异,最终可能导致政府会计准则的执行效果呈现出总体遵循、个体差异的局面。总之,政府会计主体对政府会计准则的认知水平在一定程度上决定了政府会计准则执行质量的高低,只有在对政府会计准则的内容和实质充分认知的前提下,政府会计主体才能准确把握准则所设定的目标,进而促使政府会计准则得以有效执行。

(三) 政府会计主体执行能力对政府会计准则执行行为的影响

人类行为是人的内在特征与外部环境相互作用的结果。在哈耶克看来,人是追求目的的动物,也是遵循规则的动物,而遵循规则是人的一种理性行为(易杏花和卢现祥,2007^[19])。一般来说,规则的遵循程度越高,规则的执行质量就越高。政府会计准则是引导与规范政府会计主体及其会计人员的行为规则,涉及确认、计量和报告等行为;反过来,政府会计主体的执行能力则是影响准则执行质量及其实施效果的关键因素。从行为理论来看,政府会计准则执行的关键在于“人”,政府会计主体的执行能力则会通过影响政府会计准则的遵循程度进而对政府会计准则执行质量产生影响。

具体来说,政府会计主体的执行能力,受会计主体的执行意愿与专业业务水平的影响。一方面,行为是受思想支配而体现的外在活动,政府会计主体的执行意愿很可能成为政府会计准则实施的推动力量或阻碍因素。如果政府会计主体的态度是积极、主动的,将会推动政府会计准则的有效实施;否则,将会难以实现政府会计准则的预期目标。另一方面,政府会计准则的执行质量还受政府会计人员自身执业行为能力(如业务判断、账务处理、报告编制等)的影响。如果政府会计人员具有较高的专业业务水平,将有助于提升政府会计准则的执行效率;否则,将有可能导致其在执行政府会计准则过程中出现偏差甚至错误,进而影响政府会计准则的执行质量。

(四) 政府财务报告审计对政府会计准则执行行为的影响

协同论最先由德国学者哈肯提出,用以反映系统之间的协调合作关系。协同理论认为各个系统间存在

着相互影响而又相互合作的关系(邱国栋和白景坤,2007^[20]),两个或两个以上系统之间的互动关系,将会产生各个独立系统所不能产生的结果或整体效应,即为协同效应(王红等,2013^[21])。协同效应的大小,不仅取决于各个系统本身的功能,而且还依赖于各个系统之间的关联性。一般来说,系统之间的联系越紧密、协同引力越大、协同要素越多,所产生的协同效应也就越大。

从协同论的角度来看,政府财务报告审计与政府会计准则之间的协作不仅能够促使两种制度各自的功能得以发挥,而且还能够产生单一系统所无法实现的协同效应。具体来说,政府财务报告是政府会计准则执行的最终结果,良好的政府会计核算和政府财务报告体系需要通过有效的政府财务报告审计监督机制发挥保障作用。提供鉴证信息和纠正失范行为是审计的固有功能,具体体现在以下方面:第一,政府财务报告审计是不可或缺的外部监督机制,借助于政府财务报告审计将会对政府会计主体产生威慑与制约作用,增加政府会计主体不执行会计准则或错误执行会计准则的行为成本。第二,政府财务报告审计可以发现政府会计准则在执行过程中存在的问题,督促被审计单位及时改进,进而保障政府会计准则的有效执行。第三,政府财务报告审计可以识别政府会计准则本身所存在的问题与缺陷,并将信息及时反馈到准则制定机构,从而有助于促进政府会计准则体系的持续完善。从美国政府综合财务报告审计的实践来看,政府综合财务报告审计能够促进政府采取行动以解决审计报告所涉及的问题,进而成为完善政府会计准则、促进政府会计准则有效执行的推动者(戚艳霞,2015^[22])。

三、政府会计准则执行的现实环境

基于上述对政府会计准则执行的理论解析,本部分进一步从政府会计准则完备程度、政府会计主体的认知水平、政府会计主体的执行能力以及政府财务报告审计四个方面来剖析政府会计准则执行的现实环境,尝试梳理出现实环境对政府会计准则执行所可能产生的促进作用或制约作用,以找准政府会计准则执行的关键处,进而为政府会计准则执行框架的构建提供线索。

(一) 政府会计准则完备程度的现实环境分析

1. 政府会计准则制定进入“快车道”。

在我国,作为政府意志体现的政府会计准则具有

公共物品的属性,这就意味着政府会计准则的制定问题必须由政府来解决。在实际操作中,由财政部负责政府会计准则的制定和解释工作。目前,我国政府会计基本准则以及《存货》《投资》等十项政府会计具体准则已经发布,其他具体准则也在制定当中,说明我国政府会计准则体系建设工作已经进入“快车道”,初步显示出政府主导会计准则制定的优势。

2. 政府会计准则体系的完备程度较低。

我国政府会计准则体系的完备程度还比较低,相应的具体准则(如收入准则、费用准则、特殊业务类准则等)、应用指南以及配套的解释还未出台,预期将会制约政府会计准则的执行效率。实际上,政府会计基本准则只是对政府会计的构成要素、核算基础和报告内容等作出了原则性的规范,相关制度安排的明晰性还比较低;并且,政府会计准则的适用范围较广,尤其是高等学校、医院以及公共基础设施管理部门等单位的核算业务具有特殊性,亟需相关应用指南以及配套指引的出台。比如,对于高等学校而言,如果某教授既从事教学、科研工作,同时也兼任本单位的行政管理工作,那么就涉及对该教师的工资在业务活动费用与单位管理费用之间进行分摊的问题,然而由于缺乏明确的核算细则与分摊标准,在实践中难以将其工资分别计入“业务活动费用”“单位管理费用”科目。再如,虽然《政府会计准则第5号——公共基础设施》要求对公共基础设施计提折旧或摊销,但由于缺乏公共基础设施计提折旧或摊销的具体操作指南,导致在实践中公共基础设施计提折旧或摊销的年限、计提方法难以统一,甚至部分公共基础设施的会计主体并没有按照准则要求计提折旧或摊销。总体而言,政府会计准则体系的建设与完善工作还“任重道远”。

(二) 政府会计主体认知水平的现实环境分析

1. 政府会计主体具有一定的知识储备。

世纪之交,我国会计理论界开始在政府会计改革领域展开探索。2003年,财政部成立政府会计改革领导小组,进一步加大了对政府会计理论研究的指导与支持力度,一些高校、科研机构也建立了政府会计研究所或政府会计研究中心,至今已经形成了一系列代表性的研究成果。在政府会计实践方面,海南省政府会计改革试点、事业单位会计准则改革、权责发生制政府综合财务报告试编的经验等,为政府会计准则的有效实施夯实了实践基础。总之,经过多年的理论

研究与实践探索,相关政府会计主体及其会计人员等政府会计准则执行主体对“双基础、双系统、双报告”的政府会计模式已经具有一定的知识储备,有助于其对政府会计准则形成准确的认知。

2. 政府会计主体对准则的认知具有路径依赖性。

传统的政府会计模式(即政府预算会计)以服务于政府预算管理为核心,主要将财政资金的拨付、使用与结转结余情况作为会计核算与报告的重点,在一定程度上忽视了对财政资金所形成的实物资产(如固定资产、公共基础设施、政府储备物资等)进行价值管理,导致政府会计业务处理较为简单。政府会计基本准则引入了“政府财务会计与政府预算会计”并轨运行的核算模式,实现了政府财务管理与政府预算管理的并重,政府会计准则执行主体受长期累积经验的影响可能会对准则形成认知上的路径依赖效应,其固有观念和思维方式在较短时期内难以完全转变,势必会影响政府会计准则的执行效果。比如,我们在对东部某省的政府会计准则制度执行情况进行调研时发现:一些政府部门或单位并未严格按照权责发生制原则对收入或费用事项进行财务会计账务处理,仍然按照传统的收付实现制原则在实际收到或支付款项时才进行账务处理,因此普遍存在提前或延后确认收入与费用情况,反映出政府会计主体对权责发生制的会计核算理念并没有认识到位。

(三) 政府会计主体执行能力的现实环境分析

1. 政府会计准则具有强制性执行特征。

在我国,政府会计准则具有行政法规的性质,一旦发布对相关政府会计适用主体就具有约束力。从这层意义上讲,为了完成执行政府会计准则这一硬性“任务”,政府会计主体及其会计人员具有较强的意愿去执行政府会计准则。事实上,强制执行一直是会计准则的主要执行方式,这就意味着相关政府会计适用主体务必要严格按照规定来实施政府会计准则,从而可以促进各级政府及其部门统一开展政府会计准则执行工作,同时也便于不同政府会计主体之间执行成效的横向比较,以助于识别并解决政府会计准则执行过程中存在的问题。

2. 政府会计主体的综合能力亟需提升。

从总体上看,与企业会计人员相比,政府会计人员的能力问题尚未得到应有的重视(邵瑞庆等,2018^[23]),这里既有会计教育侧重于企业会计的事实,也有原本的政府会计业务处理较为简单的因素。

政府会计准则以原则为导向,强调对政府经济业务或事项的实质进行判断,要求政府会计人员必须具备与之相适应的综合能力。但是由于多数政府会计人员缺乏应用权责发生制政府财务会计的知识储备和技能训练,有可能导致其对政府财务会计业务处理的盲目性、非统一性,使政府会计准则的执行效率大打折扣。在实践中,我们在对东部某省的政府会计准则制度执行情况进行调研时发现:少数单位仍未按照新旧政府会计制度衔接处理规定将基建账并入单位会计大账当中,导致单位会计账中的“在建工程”数据不完整,其理由是单位的基建项目较多,基建账合并到单位大账之后,将不利于办理竣工决算,因此“不愿意”进行基建并账;部分政府部门或单位并没有将固定资产改建、扩建、修缮支出进行资本化处理,而是直接计入到当期费用科目,其理由是难以区分资本化与费用化的界限。不难看出,由于政府会计主体存在“不愿意”或“缺乏专业业务能力”等情况,导致政府会计准则在执行过程中存在偏差。

3. 政府会计准则执行的辅助系统有待改进。

政府预算会计与政府财务会计“并轨”运行的政府会计体系,将会涉及大量的数据转换与合并工作,其中信息技术的支持就显得尤为重要。然而,各级政府及其部门等政府会计主体现有的政府会计信息系统是以政府预算会计为基础设计而成,难以满足实施政府财务管理和资产价值管理的需求,更无法实现“双轨制”运行的内在要求,信息系统的“短板”势必会制约政府会计准则的执行效率。比如,财政部会计司调研组(2019)^[24]发现:部分单位软件系统的功能不足,导致无法自动实现财务会计和预算会计“平行记账”,进而影响会计核算工作效率。由此可见,政府会计主体有必要对现有的政府会计信息系统进行升级或改造,以适应政府会计准则的需求。

(四) 政府财务报告审计的现实环境分析

1. 政府财务报告审计的法定性。

2014年12月,国务院批转财政部制定的《权责发生制政府综合财务报告制度改革方案》(以下简称《方案》)明确要求:政府综合财务报告和部门财务报告要按规定接受审计。《方案》在法规层面上确定了政府财务报告审计的地位,从而使政府审计与政府会计的协同具有强制性和稳固性;同时,《方案》指

出要在2020年前制定并发布政府财务报告审计制度,这一明确规定有助于倒逼相关政府部门和理论界加大对政府财务报告审计理论与实践探索的力度,促进政府财务报告审计理论与实务的发展。

2. 政府财务报告审计制度尚不健全。

政府财务报告审计是政府审计的新兴领域,建立健全政府财务报告审计制度是《方案》的任务之一。然而,我国政府财务审计主要侧重于决算执行审计、决算(草案)审计、财政收支审计等方面,严格意义上的政府财务报告审计尚未开展(周曙光和陈志斌,2020^[25])。当前,我国政府财务报告审计的理论发展与制度建设还相对滞后,政府财务报告审计的相关标准缺乏,诸如谁来审计、审计什么、如何审计、审计经费如何保障等问题尚不明确,势必会影响政府财务报告审计工作的顺利开展,进而制约政府财务报告审计对政府会计准则执行的促进作用。

四、政府会计准则执行框架的构建

一切制度的核心在于执行。只有建立恰当的执行机制才能在一定程度上确保政府会计准则的执行效果(Chan, 2016^[26]),进而促进政府会计准则的预期目标得以实现。基于对政府会计准则执行的理论解析与现实环境梳理,笔者尝试构建由制度保障机制、认知驱动机制、执行控制机制、执行反馈机制、人员与技术支持机制、审计协同机制等模块构成的政府会计准则执行框架,期望能够为政府会计准则的有效执行提供指导。构建这一执行框架的内在逻辑是:从准则完备角度构建制度保障机制,从政府会计主体认知角度构建认知驱动机制,从政府会计主体执行能力角度构建执行控制机制、执行反馈机制、人员与技术支持机制,从政府财务报告审计角度构建审计协同机制。总之,本文也正是沿循“理论解析—现实环境—执行框架”的逻辑思路展开,如图1所示。

(一) 政府会计准则执行的制度保障机制

建立健全的政府会计准则体系,是促使政府会计准则得以有效执行的基础。财政部、相关政府部门和学术界应当协同合作,共同致力于政府会计准则体系的持续完善。一方面,财政部及其政府会计准则委员会应当在政府会计基本准则的统领下,适时出台具体准则、应用指南以及解释公告,落实相关配套制度,并做好政府会计准则执行过程中的政策指导、答疑解释等工作,不断增强政府会计准则的可操作性;另一

方面，学术界应当加强政府会计理论研究，深入探索政府预算会计与政府财务会计“并轨”运行的模式

与路径，为政府会计准则体系的持续完善提供理论指导。

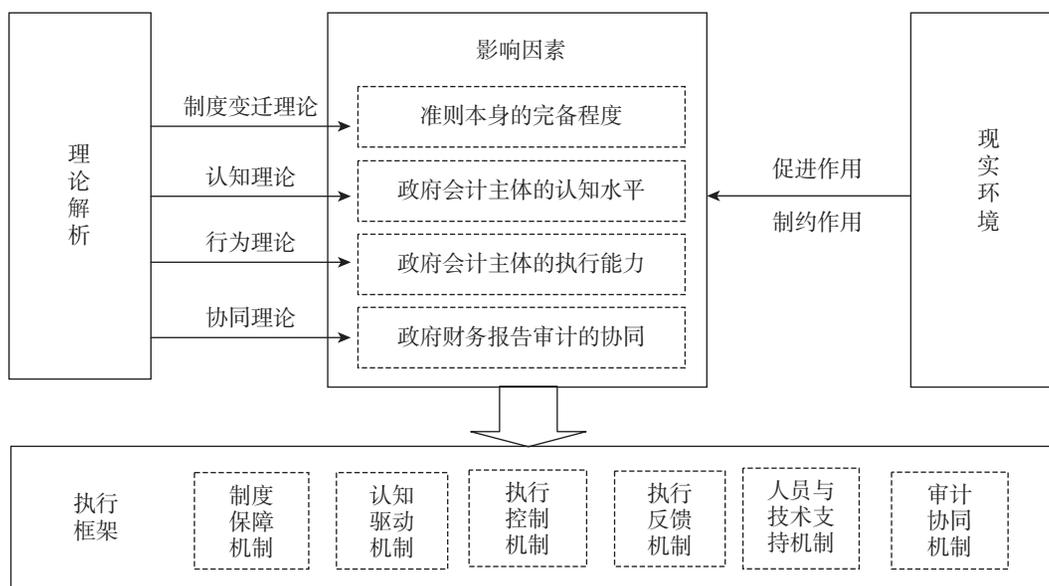


图1 政府会计准则的执行框架

(二) 政府会计准则执行的认知驱动机制

一般来说，理论宣传可以深化政府会计准则执行主体对准则的认知程度，业务指导能够提高政府会计人员的执行能力，理论宣传与业务指导相结合有助于共同推动政府会计准则的顺利实施。因此，各级政府及其财政部门应当注重理论宣传，引导政府会计准则执行主体逐步转变核算理念和思维方式，使他们能够准确把握政府会计准则的内涵和实质；同时，各级政府及其财政部门还应当加强业务指导，着重提高政府会计人员的综合能力，从而提升政府会计准则执行的效率。此外，根据议程设置理论，新闻媒体能够影响受众群体对某一事件或问题的认知，从而形成一种强大的舆论力场。新闻媒体通过对政府会计准则进行正确的宣传与引导，能够强化政府会计准则执行主体对准则的认知。

(三) 政府会计准则执行的执行控制机制

任何制度设计都是建立在人的行为假设基础之上，制度的功能在于规范、协调人类行为。然而，从政府的行为视角来看，再完备的制度安排也只是规定了政府行为准则，要使制度得到有效执行还必须由政府内部控制来保驾护航（张庆龙和聂兴凯，2011^[27]）。会计与内部控制相生相随，作为一种内部治理机制，保证会计信息的真实可靠是内部控制的基本目标之一，有效的内部控制能够最大限度地避免会计信息加工过程中的“信息丢失”和“外界扰动”（杨兴龙

等，2013^[28]），实质上会计信息的加工过程就是会计准则的执行过程，因此健全的内部控制体系能够对会计准则执行的准确性予以保障。

财政部颁布的《行政事业单位内部控制规范（试行）》（财会〔2012〕21号）已于2014年起在全国范围内执行，有利于为政府会计准则的有效执行营造良好的环境。因此，相关政府会计主体应当按照《行政事业单位内部控制规范（试行）》《关于全面推进行政事业单位内部控制建设的指导意见》等文件的规定，不断加强自身的内部控制体系建设，以强化对政府会计准则执行行为的过程监督与动态跟踪，及时发现并纠正政府会计准则执行过程中存在的问题；同时，还要做好对政府会计准则执行效果的评价工作，并根据准则执行情况对相关政府会计主体及其会计人员做出相应的奖励或惩罚，以形成事前规范、事中监督、事后评价的控制体系，进而夯实政府会计准则执行的内部控制环境。

(四) 政府会计准则执行的反馈机制

反馈是系统论和控制论中的重要概念，人们在执行计划时要追踪或监督系统，以查明行动是否对准指标（时雨等，2012^[29]）。反馈机制是以系统活动的结果来调整系统活动的方式，其特点在于根据过去的结果去调整未来的行为。进一步地，所谓政府会计准则执行的反馈机制，是指根据准则执行情况来强化执行绩效、调整执行方式、改进执行策略以及对准则的内

容进行持续完善的自我调节机制,其实质是对政府会计准则执行信息的传递与运用,以实现政府对会计准则执行行为的调整和修正。一般来说,反馈过程中的信息越丰富,越有利于客观呈现政府会计准则执行的真实状态,进而为政府会计准则执行行为的调整与修正提供信息支持,以促进政府会计准则执行质量的持续提升。

因此,在政府会计准则的执行者、准则制定者与监督者等不同主体之间应当建立起准则执行的反馈机制,以形成通畅的信息反馈渠道,实现政府会计准则执行信息的及时传递与共享。具体来说:其一,财政部门可以通过问卷调查、实地访谈、意见反馈以及借助审计监督等方式来掌握政府会计准则的执行情况及实施成效,并进一步对政府会计准则执行中存在的问题进行持续追踪,以确保相关问题得到及时、有效的解决。其二,政府会计准则执行主体应当对准则执行过程中存在的问题、遇到的困难以及政府会计准则本身存在的缺陷向财政部门反馈,以便为政府会计准则的补充、修订与完善提供信息支持。其三,审计监督者应当就审计过程中发现的准则执行问题及时与被审计单位进行沟通并提出改进建议,以缩小政府会计准则的执行偏差,提高政府会计准则的执行效率。

(五) 政府会计准则执行的人员与技术支持机制

1. 人员保障。

从短期来看,亟需提升政府会计人员的认知水平和执行能力,具体可以从以下方面展开:第一,财政部门应当组织政府会计的理论专家和实务精英对政府会计人员进行指导和培训,使他们能够具备执行政府会计准则所要求的基本技能。第二,在条件允许的情况下,政府部门可以考虑吸收企业会计人员和会计师事务所审计人员,以快速充实政府会计人员队伍。

从长期来看,政府会计人才储备与可持续发展至关重要。高等学校应当注重对“潜在”的政府会计人员进行培养,在会计专业课程设置中适当增加与政府会计相关的课程比重,着重引导有兴趣的学生向政府会计方向发展;同时,增加硕士、博士阶段政府会计研究方向的研究生比重,以壮大政府会计的理论研究队伍。

2. 技术保障。

在信息系统建设方面,政府应当加大对软件研发与运用的支持力度,积极与软件研发企业、科研机构或高等院校等开展合作,结合政府预算管理与财务管

理的需求,构建能够满足政府预算会计与政府财务会计“并轨”运行的政府会计信息系统。在信息技术的支持下,实现政府预算会计信息与政府财务会计信息的分离与转换,进而生成不同的政府会计报告(即决算报告和政府财务报告)。同时,政府部门应当将政府会计、政府预算、政府资产管理以及政府绩效评价等信息系统整合到统一的信息平台,从而形成一个功能强大的信息网络,为政府会计准则的有效执行提供信息支持。

当然,由于人员培养与技术支持需要相应的经费支撑,但对于收支规模较小的单位来说,这些经费开支可能会带来较大的资金压力。因此,我们建议:对于人员培养与技术支持所需的经费,可以由本级财政部门直接承担,或者由本级财政部门通过预算方式在政府部门预算中予以安排。

(六) 政府会计准则执行的政府财务报告审计协同机制

从理论上讲,政府财务报告审计与政府会计的协作程度越好,越能够促进两者协同效应的发挥,进而提升政府会计准则的执行质量。总体来看,政府财务报告审计应当从制度建设、引入会计师事务所审计等方面加强自身建设,以提升与政府会计的协作程度。

1. 健全政府财务报告审计制度。

在《方案》的倒逼下,政府财务报告审计制度建设必须及时跟进。审计署应当联合财政部及时制定《政府财务报告审计准则》,对政府财务报告审计的目标、对象、程序以及审计报告的内容等设定具体标准,以规范政府财务报告审计行为,从而为顺利推进政府财务报告审计工作提供标准和依据。

2. 会计师事务所审计的适度引入。

从理论上讲,政府财务报告审计应当依托政府审计机构来实施。但是,由于现阶段我国政府审计机构的审计力量与审计资源有限,还难以实现对所有的政府部门开展政府财务报告审计工作,因此可以考虑适度引入会计师事务所来实施政府财务报告审计工作。但会计师事务所从事政府财务报告审计的资格必须要得到政府审计机构的许可,并且参与政府财务报告审计的人员应当具备相应的专业技能;同时,为了确保政府财务报告审计质量,政府审计机构还应当加强对会计师事务所审计质量的核查。

五、结语

政府会计准则的制定与执行是一个问题的两个方

面：准则的制定是前提，准则的执行是关键。因此，构建能够指导政府会计准则有效执行的理论体系和实施框架显得尤为重要。本文综合运用制度变迁理论、认知理论、行为理论和协同理论，系统地解析了政府会计准则本身的完备程度、政府会计主体的认知水平、政府会计主体的执行能力以及政府财务报告审计等因素对政府会计准则执行行为的影响机理，并基于

这四方面的影响因素进一步梳理出现实环境对政府会计准则执行所可能产生的促进作用或制约作用，在此基础上构建了由制度保障机制、认知驱动机制、执行控制机制、执行反馈机制、人员与技术支持机制、审计协同机制等组成的政府会计准则执行框架，期望能够有助于指导政府会计主体高效地执行政府会计准则，进而促使政府会计准则预期目标的实现。

参考文献

- [1] 尹启华. 国家治理视域下我国政府会计制度的变迁与研究逻辑 [J]. 四川师范大学学报 (社会科学版), 2019 (1): 46-53.
- [2] 李建发, 张津津, 张国清, 赵军营. 基于制度理论政府会计准则执行研究 [J]. 会计研究, 2017 (2): 3-13.
- [3] Carpenter V L, Feroz E H. Institutional Theory and Accounting Rule Choice: An Analysis of Four US State Governments' Decisions to Adopt Generally Accepted Accounting Principles [J]. Accounting, organizations and society, 2001, 26 (7/8): 565-596.
- [4] Lent V L. Discussion of the Influence of Elections on the Accounting Choices of Governmental Entities [J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50 (2): 477-500.
- [5] Ada S S, Christiaens J. Local Governmental Accounting Reform: The Case of Turkey [R]. Ghent University, Faculty of Economics and Business Administration, 2013.
- [6] Oulasvirta L. Governmental Financial Accounting and European Harmonisation: Case Study of Finland [J]. Accounting, Economics, and Law: A Convivium, 2014, 4 (3): 237-263.
- [7] 路军伟. 制度环境、信息需求与政府财务报告 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2014 (5): 15-22.
- [8] 路军伟, 田五星. 政府会计改革: 驱动因素与变革效率 [J]. 会计研究, 2014 (2): 20-26.
- [9] 陈志斌, 刘子怡. 政府会计准则执行的驱动研究 [J]. 会计研究, 2016 (6): 8-14.
- [10] 刘子怡. 中国情境下政府会计准则执行策略的理论框架构建 [J]. 会计与经济研究, 2017 (5): 29-37.
- [11] 路军伟, 卜小霞, 刘慧芳. 政府会计规则执行机制问题研究 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2019 (1): 72-80.
- [12] 周曙光, 陈志斌. 实施政府会计准则的预期效应研究 [J]. 财政研究, 2017 (9): 40-46.
- [13] 刘子怡, 凌华, 刘静. 政府会计准则实施的非预期效应的分析框架构建 [J]. 会计研究, 2019 (11): 92-97.
- [14] 周曙光, 陈志斌. 政府会计准则执行的行为分析、能力需求与培养路径 [J]. 会计与经济研究, 2018 (4): 3-11.
- [15] 刘峰. 会计准则研究 [M]. 大连: 东北财经大学出版社, 1996: 2.
- [16] 柯武刚, 史漫飞. 制度经济学: 社会秩序与公共政策 [M]. 北京: 商务印书馆, 2000: 464.
- [17] 刘明辉, 张宜霞. 会计准则的有效性与不完备性研究 [J]. 会计之友, 2005 (5): 4-6.
- [18] 黑尔里格, 斯洛克姆, 伍德曼. 组织行为学 [M]. 岳进, 等译. 北京: 中国社会科学出版社, 2001: 95.
- [19] 易杏花, 卢现祥. 论人类行为与制度的关系 [J]. 福建论坛·人文社会科学版, 2007 (7): 9-13.
- [20] 邱国栋, 白景坤. 价值生成分析: 一个协同效应的理论框架 [J]. 中国工业经济, 2007 (6): 88-95.
- [21] 王红, 齐建国, 刘建翠. 循环经济协同效应: 背景、内涵及作用机理 [J]. 数量经济技术经济研究, 2013 (4): 138-149.
- [22] 戚艳霞. 美国政府财务报告审计的特点、成效及对我国的启示 [J]. 中国审计评论, 2015 (2): 57-68.
- [23] 邵瑞庆, 李颖琦, 叶婷婷. 政府会计人员能力框架与培养模式及其促进体系研究 [J]. 会计与经济研究, 2018 (1): 40-50.
- [24] 财政部会计司调研组. 关于政府会计准则制度实施情况的调研报告 [J]. 财务与会计, 2019 (21): 25-28.
- [25] 周曙光, 陈志斌. 政府财务报告审计与企业财务报表审计比较研究 [J]. 财务与会计, 2020 (3): 41-44.
- [26] Chan J L. Government Accounting with Chinese Characteristics and Challenges [J]. Public Money & Management, 2016, 36 (3): 201-208.
- [27] 张庆龙, 聂兴凯. 政府部门内部控制研究述评与改革建议 [J]. 会计研究, 2011 (6): 50-56.
- [28] 杨兴龙, 孙芳城, 陈丽蓉. 内部控制与免疫系统: 基于功能分析法的思考 [J]. 会计研究, 2013 (3): 65-71.
- [29] 时雨, 张宏云, 范红霞, 时勤. 360度反馈评价结构和方法的研究 [J]. 科研管理, 2002 (9): 124-129.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

混合所有制程度与公司内部薪酬差距

Mixed Ownership and Internal Pay Gap

耿艳丽 徐灿宇 张文婷

GENG Yan-li XU Can-yu ZHANG Wen-ting

[摘要] 发展混合所有制经济是我国深化国有企业改革的重要举措,完善高管的激励和约束机制是改革进程中的关键目标。本文以我国2007—2016年A股国有上市公司为研究样本,研究了混合所有制程度对公司内部薪酬差距的影响。研究发现,国企的混合所有制融合度和混合所有制多元化对公司内部薪酬差距存在正向影响。进一步分析发现,混合所有制程度对公司内部薪酬差距的促进作用主要体现于处在竞争性行业以及高市场化程度中的公司。本文为国有企业进一步深化混合所有制改革,完善相应的激励机制提供了经验证据。

[关键词] 混合所有制 国有企业 内部薪酬差距 行业竞争 市场化程度

[中图分类号] F23 F27 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0062-12

Abstract: The development of a mixed-ownership economy is an important measure for China to deepen the reform of state-owned enterprises. Improving the incentive and restraint mechanism for executives is a key goal in the reform process. This paper uses China's A-share state-owned listed companies from 2007 to 2016 as a research sample to study the impact of mixed ownership on the company's internal pay gap. The study found that the degree of integration of mixed ownership and the diversification of mixed ownership of state-owned enterprises have a positive impact on the company's internal pay gap. Further analysis found that the promotion of the degree of mixed ownership to the company's internal pay gap is mainly reflected in companies in competitive industries and high marketization. This paper provides empirical evidence for the state-owned enterprises to further deepen the mixed ownership reform and improve the corresponding incentive mechanism.

Key words: Mixed-ownership State-owned enterprises Internal pay gap Industry competition Degree of marketization

[收稿日期] 2020-04-25

[作者简介] 耿艳丽,女,1985年12月生,山东工商学院讲师,上海财经大学博士后,研究方向为公司治理、纳税信用;徐灿宇,女,1994年1月生,华东理工大学商学院博士后,主要研究方向为公司治理;张文婷,女,1997年11月生,中央财经大学会计学院博士研究生,主要研究方向为公司治理。本文通讯作者为徐灿宇,联系方式为 lucky_0124@126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“中国企业成本粘性的动因和后果研究:基于地区分权竞争视角的探索”(项目编号:71872196);北京市社会科学基金青年项目“高管激励创新与费用粘性:针对北京市制造业企业的考察和研究”(项目编号:15JGC176)。

感谢匿名评审人提出的修改意见,笔者已做出了相应修改,本文文责自负。

一、引言

合理有效的薪酬契约是现代公司在所有权和经营权分离的背景下,缓解委托代理问题,激励高管努力工作的重要方式,目前学界对高管薪酬的相关研究已经从薪酬水平延伸到了公司内部薪酬差距(刘春和孙亮,2010^[1];周权雄和朱卫平,2010^[2];吴昊旻等,2018^[3];梁上坤等,2019^[4])。已有研究证实合理的内部薪酬差距能够产生积极作用,有助于提升公司的绩效水平(Main等,1993^[5];Eriksson,1999^[6];刘春和孙亮,2010^[1];周权雄和朱卫平,2010^[2];缪毅和胡奕明,2014^[7]),因此展开对公司内部薪酬差距的研究十分必要。已有探究公司内部薪酬差距影响因素的文章大多基于管理者权力理论进行讨论,将公司内部薪酬差距视为高管利用额外的控制权自定薪酬的结果(Bebchuk等,2002^[8];权小锋等,2010^[9]),鲜有文献考虑到制度背景的影响,譬如从国有企业混合所有制的角度展开研究。

发展混合所有制是现阶段我国国有企业改革的重要内容,引入非国有资本与市场经济进一步结合,对提升国有企业竞争力和实现国有资本保值增值有着至关重要的意义。已有研究对混合所有制的成效进行了探索(陈林和唐杨柳,2014^[10];卢建词和姜广省,2018^[11];蔡贵龙等,2018^[12];朱磊等,2019^[13];方明月和孙鲲鹏,2019^[14];梁上坤等,2020^[15]),但是尚未有研究探讨混合所有制程度对薪酬差距的影响。在国企高管限薪的背景下,发展混合所有制,引入非国有股东,使国有企业的经营管理以及高管的薪酬契约设计更加市场化,由此是否对国企高管的薪酬水平产生影响,从而影响公司内部薪酬差距是本文的主要研究问题。

一直以来,国有企业都存在“所有者缺位”和“内部人控制”的问题,并且由于其承担着诸多政策性任务,使得对公司业绩的评估存在噪音,难以区分业绩变动中的经营管理部分和政策性负担部分,无法设计出合理有效的高管薪酬激励方案,因此对代理人的激励和监督机制的不完善使得国企的代理问题尤为严重。在发展混合所有制后,非国有股东的加入可以使公司更多地以经济绩效为目标,引入市场化的高管薪酬激励机制,更好地发挥出激励作用(Meggison和Netter,2001^[16];Gupta,2005^[17])。已有研究指出,非国有股东向国有企业委派高管有利于改善国企

高管的薪酬业绩敏感性,对提高公司的经营效率有重要的影响作用(蔡贵龙等,2018^[12];马连福等,2015^[18])。本文认为,对公司的高管实行更加市场化的薪酬激励机制后,公司高管的薪酬会有所提升,因此会拉大公司内部薪酬差距。随着混合所有制程度的增加、公司市场化水平的提升,适当增加的公司内部薪酬差距可以视为给予了更有效率的激励。因此,研究混合所有制对公司内部薪酬差距的影响至关重要。

以我国2007—2016年A股国有上市公司为研究样本,本文研究发现随着国企的混合所有制融合度和混合多元化程度的提升,公司内部薪酬差距趋于增加。进一步分析发现,对处在行业竞争度较高,市场化程度高的环境中的公司,上述混合所有制程度对公司内部薪酬差距的正向关系表现得更加明显。

本文的研究贡献:首先,已有大量学者对混合所有制的经济后果进行了研究,但是并没有得到一致的结论。部分学者揭示了混合所有制对公司带来的积极影响(白重恩等,2006^[19];李文贵和余明桂,2015^[20];许召元和张文魁,2015^[21];张辉等,2016^[22]),但也有部分学者发现了混合所有制对公司的负面作用(林毅夫和刘培林,2001^[23];涂国前和刘峰,2010^[24]),在此基础上,本文考察了混合所有制程度对公司内部薪酬差距的影响,为混合所有制经济后果的研究提供了新的证据。其次,目前关于公司内部薪酬差距的研究多以管理者权力理论为基础进行探讨,而本文在研究公司内部薪酬差距成因时考虑了制度背景的影响,为薪酬差距影响因素的相关文献提供了新的研究视角。最后,我国的混合所有制实践进程已经到了重要阶段,本文为进一步发展混合所有制提供了相关借鉴作用,即在实践过程中应考虑到对公司内部薪酬差距的影响,将公司内部薪酬差距控制在合理的范围内,从而对提升国企的绩效起到积极的作用。

本文其他内容:第二部分是文献回顾、理论分析与假设发展;第三部分为研究设计;第四部分是实证结果与分析;第五部分为进一步分析;第六部分是结论。

二、制度背景、文献回顾和理论分析

(一) 制度背景

1. 国有企业薪酬制度改革。

我国国有企业薪酬制度的改革经历了两个重要阶

段,第一个阶段始于2003年国资委发布《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》,实现高管薪酬与业绩挂钩,拉大薪酬差距发挥激励效应,但是也由此导致部分高管薪酬过高,接连曝光的“天价”薪酬引起外界广泛争议。为了进一步完善国有企业的激励和约束机制,2009年人社部发布《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》,表明国企的薪酬制度改革进入了第二个阶段,开始对高管高额薪酬进行约束。“指导意见”对国企高管的薪酬水平给予了一定限制,目的是在保障有效激励的同时,将公司内部薪酬差距的水平控制在合理的范围内,防止产生过大的薪酬差距从而降低普通员工的工作积极性。

2. 国有企业混合所有制。

1997年,党的十五大会议首次正式提出“混合所有制经济”的概念。从宏观层面上看,混合所有制经济指一个经济体中同时存在多种所有制经济;从微观上看,则是指国有资本、集体资本和非公有资本等混合参股的企业形式。除此之外,要深化国有企业人事制度改革,积极探索市场化的选人用人机制,建立健全国企高管的激励和约束机制。此后,中共中央委员会于2003年发布的《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》以及2013年发布的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,进一步强调了要大力发展混合所有制经济,并且在坚持党管干部原则的基础上,合理增加市场化选聘人才比例。需要指出的是,我国的混合所有制改革不同于“私有化”。私有化指的是公司的所有权由政府向私人转移,而在我国混合所有制的实践过程中,虽然在引入非国有资本的同时会相应降低国有资本的持股比例,甚至可能会使其失去控股地位,但是国有企业仍在国民经济中占有主导地位,放大国有资本的影响力才是改革的关键(蔡好东等,2017^[25])。

2015年国务院发布《关于国有企业发展混合所有制经济的意见》,表示在发展混合所有制的过程中要继续推行职业经理人制度,建立市场导向的激励约束机制,按照市场化的原则决定经理人的薪酬。可以发现,完善公司对高管和普通员工的激励机制是混合所有制推进过程中的重要内容,而公司内部薪酬差距在激励机制中发挥着不可忽视的作用,因此,本文以国有企业的混合所有制实践为背景研究其对公司内部薪酬差距的影响。

(二) 文献回顾与理论分析

1. 混合所有制。

国有企业发展混合所有制的目的是适应市场化的经济形势,促进各种所有制资本共同发展,提升国有经济的影响力。国企混合所有制实践在我国的经济活动中发挥了重要作用,也吸引了学术界的广泛关注。大多数研究发现混合所有制对国有企业存在积极影响。陈林和唐杨柳(2014)^[10]认为国企发展混合所有制能够通过纯化经营目标、吸收资本消化冗余雇员来降低政策性负担。张辉等(2016)^[22]发现混合所有制能够通过减少政策负担和战略性负担促进国有企业经营绩效的提升。赵放和刘雅君(2016)^[26]指出混合所有制有助于国有企业创新研发效率的提升。郝阳和龚六堂(2017)^[27]发现国有企业进行混合所有制改革后高管的薪酬业绩敏感性更强,从而对公司业绩起到积极作用。杨兴全和尹兴强(2018)^[28]发现混合所有制能够对公司的治理结构和融资约束产生影响,从而优化公司的现金持有行为,对公司的价值提升起到促进作用。梁上坤等(2020)^[15]认为混合所有制能够改善公司的治理水平,发现混合所有制程度越高,公司的违规倾向越低,违规行为越少。但是,亦有部分学者发现混合所有制对国有企业存在负面的影响,如加剧民营股东的掏空行为(涂国前和刘峰,2010)^[24],当国有企业的非国有比例超过一定水平后,会对公司业绩起到负向的影响(马连福等,2015^[18])。

2. 公司内部薪酬差距。

已有关于公司内部薪酬差距的研究主要关注薪酬差距的激励效应,较少有研究考察薪酬差距的影响因素。Faleye等(2013)^[29]认为影响公司内部薪酬差距的主要因素是高管和员工各自的议价能力,其中高管的议价能力受到公司规模、公司业绩和高管权力等方面的影响。Bebchuk等(2002)^[8]指出董事会对高管的薪酬契约没有绝对的控制权,高管的权力越大,越有能力影响自己的薪酬。方军雄(2011)^[30]从薪酬变动的非对称性角度探究了公司内部薪酬差异逐年扩大的原因,研究发现高管能够通过自身权力影响薪酬的变动,当公司增加薪酬时高管增加得更多,而减少薪酬时减少得更少,从而拉大与普通员工之间的薪酬差距。吴昊旻等(2018)^[3]认为采用进攻型战略的公司高管的议价能力更强,公司内部薪酬差距也更大。

以上研究大多基于管理者权力理论进行讨论,

将公司内部薪酬差距视为高管利用额外的控制权自定薪酬的结果 (Bebchuk 等, 2002^[8]; 权小锋等, 2010^[9]), 鲜有文献考虑到制度背景的影响, 而国有企业混合所有制作为现阶段国企改革的重要内容, 对企业的影响不可忽视。本文认为混合所有制通过引入非国有股东, 使国有企业的经营管理以及高管的薪酬契约设计更加市场化, 由此可能对国企高管的薪酬水平产生影响, 从而影响公司内部薪酬差距。

(三) 理论分析与假设发展

完善对于高管的激励和约束机制是国企在发展混合所有制的实践中的重点, 而薪酬激励是激励机制中的重要内容。混合所有制程度对公司内部薪酬差距的影响可以使用薪酬激励的重要理论——最优契约理论和管理层权力理论进行解释。

最优契约理论认为有效的契约安排可以激励管理者最大化股东利益 (Jensen 和 Meckling, 1976^[31])。基于最优契约理论, 本文认为混合所有制程度越高, 高管的业绩考量会更多以经济绩效为目标, 并且引入市场化的选聘和激励机制, 从而对公司内部薪酬差距产生影响。在传统的国有企业中, 尽管目前已将高管的薪酬和公司绩效挂钩, 但是由于国企在实现经济目标的同时还承担着许多政策性负担, 使得公司绩效包含较多噪音, 并且给了管理者通过盈余管理等方式操纵业绩, 或者利用政府补助伪装业绩从而获得超额薪酬的机会 (步丹璐和王晓艳, 2014^[32])。除此之外, 政府对国有企业高管的薪酬进行限制, 一定程度上缩小了高管和员工的薪酬差距, 但是也降低了高管努力工作的积极性。然而, 随着混合所有制程度的提高, 非国有股东的加入使公司更多地以经济绩效为目标, 减轻政策性负担 (陈林和唐杨柳, 2014^[10]), 引入市场化的高管选聘机制和薪酬激励机制, 激励高管更加勤勉地工作。市场化的薪酬激励方式会在一定程度上提升高管的薪酬水平, 由此拉大高管和员工之间的薪酬差距。

管理者权力理论则认为, 管理者权力是管理者所拥有的实际权力大于合约赋予其在特定范围内的权力, 在薪酬方面则表现为其拥有自定薪酬的额外权力, 使得薪酬激励难以发挥出应有的效果 (Bebchuk 等, 2002^[8])。基于管理者权力理论, 国有企业发展混合所有制可以成为高管利用自身权力进行薪酬辩护的借口, 从而影响公司内部薪酬差距。高管有动

机和能力为自己牟取更多的利益, 通过自己的影响力获得更有利于自己的薪酬契约, 从而获得高额薪酬。然而, 高管过高的薪酬一旦向大众公布后, 会引起外界的质疑, 因此为了使自己所获的薪酬合理化, 缓解外部人的“愤怒成本”, 高管会采取一系列行为进行薪酬辩护, 国企的混合所有制实践就可以作为其所能利用的借口之一。在企业发展混合所有制后, 高管可以将所获高额薪酬解释为来自随着混合所有制程度提高而带来的业绩快速增长, 是股东财富增长的结果, 而不是掠夺股东财富所得, 以此对所得薪酬进行有力辩护。当高管利用权力为自己争取较高薪酬的同时, 普通员工的薪酬不会得到提升, 甚至会由于高管的资源挤占有所减少 (卢锐, 2007^[33]), 由此扩大公司内部薪酬差距。综合以上分析, 本文提出如下假设:

H1: 混合所有制程度越高, 公司内部薪酬差距越大。

三、研究设计

(一) 模型构建与变量定义

借鉴步丹璐和王晓艳 (2014)^[32]、马连福等 (2015)^[18]、杨志强等 (2016)^[34]、朱磊等 (2019)^[13]、杨兴全和尹兴强 (2018)^[28]、梁上坤 (2018)^[35]的做法构建回归模型 (1), 检验本文的研究假设。模型 (1) 如下:

$$Gap = \alpha + \beta Mixrate(Mixdiv) + \sum Control_Var + \varepsilon \quad (1)$$

模型 (1) 包含的变量具体如下:

1. 被解释变量。

Gap 表示公司内部薪酬差距 (高管-员工薪酬差距), 为公司高管平均薪酬与普通员工平均薪酬之比的自然对数。其中, 公司高管平均薪酬为高管领取的现金薪酬除以高管人数, 高管指公司年度 CEO/CFO/董事会秘书等高级管理人员 (不包括董事和监事)。普通员工平均薪酬的度量则借鉴黎文靖和胡玉明 (2012)^[36]的做法, 用现金流量表中“支付给职工以及为职工所支付的现金”减去公司年报披露的高管薪酬总额作为普通员工薪酬总额, 再除以普通员工人数。

2. 解释变量。

参考马连福等 (2015)^[18]、杨兴全和尹兴强 (2018)^[28]的做法, 本文将前十大股东分为国有股东、民营股东、外资股东、机构投资者和自然人五种类

型。*Mixrate* 表示混合所有制融合度，为非国有股所占比例与国有股所占比例之比，该值越大，说明国企的国有资本与非国有资本融合程度越高，制衡作用越明显。*Mixdiv* 表示混合所有制多元化，为 1 减去不同类型股东所占比例的平方和。该值越大，说明国企混合所有制改革中股东类别越多元、混合程度越高。具体计算公式为 $Mixdiv = 1 - \sum k_i^2$ ， k_i 表示前十大股东中第 i 类性质股东所占比例。

3. 控制变量。

本文分别从公司财务特征、治理结构两方面控制了可能会影响公司内部薪酬差距的变量。其中，公司财务特征变量包括：公司规模 (*Size*)，即公司年末

资产总额的自然对数；成长性 (*Growth*)，公司当年营业收入相比上年的增长率；盈利水平 (*Roa*)，公司年末息税前利润与总资产的比值；财务杠杆 (*Lev*)，公司年末有息负债与总资产的比值。公司治理结构变量包括：董事会规模 (*Boardsize*)，公司年末董事会人数的自然对数；第一大股东持股水平 (*Top1*)，第一大股东持有公司股权比例；第二大股东持股水平 (*Top2*)，若第二大股东持股比例不低于 5% 取 1，否则取 0；两职兼任 (*Duality*)，若公司董事长兼任总经理取 1，否则取 0。独立董事比例 (*Indep*)，独立董事人数占董事会总人数的比率。

表 1 是本文主要变量的定义和说明。

表 1 主要变量的定义和说明

变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量		
内部薪酬差距	<i>Gap</i>	公司高管平均薪酬与普通员工平均薪酬之比的自然对数
解释变量		
混合所有制融合度	<i>Mixrate</i>	非国有股所占比例与国有股所占比例之比
混合所有制多元化	<i>Mixdiv</i>	1 减去不同类型股东所占比例的平方和
控制变量		
公司规模	<i>Size</i>	公司年末资产总额的自然对数
成长性	<i>Growth</i>	公司当年营业收入相比上年的增长率
盈利水平	<i>Roa</i>	公司年末息税前利润与总资产的比值
财务杠杆	<i>Lev</i>	公司年末有息负债与总资产的比值
董事会规模	<i>Boardsize</i>	公司年末董事会人数的自然对数
第一大股东持股水平	<i>Top1</i>	公司年末第一大股东持股数与公司总股数的比值
第二大股东持股水平	<i>Top2</i>	虚拟变量，若第二大股东持股比例不低于 5% 取 1，否则取 0
两职兼任	<i>Duality</i>	虚拟变量，若公司董事长兼任总经理取 1，否则取 0
独立董事比例	<i>Indep</i>	公司年末独立董事人数与董事会总人数的比值

(二) 样本选取

本文以 2007—2016 年 A 股国有上市公司为初始样本。根据本文研究的需要，对样本进行了筛选：剔除金融行业上市公司；剔除样本期间曾被 ST 的公司。为消除极端值的影响，本文还对所有连续变量进行了上下 1% 缩尾处理。最终获得 6 898 个观测用于实证分析。

本文手工收集和整理金融界官网及 CSMAR 数据库中披露的前十大股东数据，并逐一判断及确认每个国企前十大股东的性质与持股比例。其余数据均来自

CSMAR 数据库。

四、实证分析和结果

(一) 描述性统计和变量的相关性分析

表 2 显示，高管-员工薪酬差距 (*Gap*) 的均值为 1.362，下四分位数为 0.922，上四分位数为 1.844，标准差为 0.804，表明不同公司的高管-员工间薪酬差距存在较大的差异，这些统计值均与陈红等 (2018)^[37] 的发现接近。从混合所有制程度的变量来看，混合所有制融合度 (*Mixrate*) 的均值为 0.201，

中位数为 0.111, 表明我国国企股权结构中国有与非国有的融合程度普遍不高; 混合所有制多元化 (*Mixdiv*) 的均值为 0.734, 说明国有企业引入非国有股东规模较大。此外, 样本公司的盈利水平均值为

5.1%, 财务杠杆的均值为 52.2%, 两职合一的公司占比 10.5%, 独立董事占比 36.7%, 第一大股东持股水平的均值为 39.6%, 这些变量的统计值与前人研究的结果类似。

表 2 变量的描述性统计

Variable	N	Mean	Sd	Min	P25	P50	P75	Max
<i>Gap</i>	6 898	1.362	0.804	-2.293	0.922	1.363	1.844	3.535
<i>Mixrate</i>	6 898	0.201	0.228	0.000	0.045	0.111	0.269	0.997
<i>Mixdiv</i>	6 898	0.734	0.167	0.150	0.643	0.765	0.864	0.975
<i>Size</i>	6 898	22.445	1.390	19.581	21.479	22.242	23.308	27.146
<i>Lev</i>	6 898	0.522	0.196	0.065	0.378	0.538	0.674	0.940
<i>Growth</i>	6 898	0.185	0.547	-0.558	-0.037	0.094	0.251	5.587
<i>Roa</i>	6 898	0.051	0.054	-0.210	0.027	0.046	0.074	0.312
<i>Boardsize</i>	6 898	2.218	0.199	1.609	2.197	2.197	2.398	2.708
<i>Top1</i>	6 898	0.396	0.154	0.102	0.273	0.393	0.505	0.795
<i>Top2</i>	6 898	0.469	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Indep</i>	6 898	0.367	0.053	0.250	0.333	0.333	0.375	0.600
<i>Duality</i>	6 898	0.105	0.306	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

表 3 报告了本文变量的 Pearson 相关系数矩阵。可以发现, 混合所有制多元化 (*Mixdiv*)、混合所有

制融合度 (*Mixrate*) 分别和内部薪酬差距 (*Gap*) 存在显著的正相关关系。

表 3 变量的相关系数

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)	(I)	(J)	(K)	(L)
(A) <i>Gap</i>	1.000											
(B) <i>Mixrate</i>	0.140***	1.000										
(C) <i>Mixdiv</i>	0.074***	0.396***	1.000									
(D) <i>Size</i>	0.155***	-0.091***	-0.412***	1.000								
(E) <i>Lev</i>	-0.010	-0.070***	-0.047***	0.356***	1.000							
(F) <i>Growth</i>	-0.030**	-0.012	-0.029**	0.042***	0.059***	1.000						
(G) <i>Roa</i>	0.145***	0.059***	-0.076***	0.064***	-0.261***	0.167***	1.000					
(H) <i>Boardsize</i>	0.054***	0.021*	-0.099***	0.187***	0.069***	-0.009	0.041***	1.000				
(I) <i>Top1</i>	-0.124***	-0.415***	-0.735***	0.271***	0.018	0.042***	0.098***	0.016	1.000			
(J) <i>Top2</i>	0.089***	0.242***	-0.163***	0.078***	-0.011	0.026**	-0.002	0.097***	-0.288***	1.000		
(K) <i>Indep</i>	0.019	0.009	-0.062***	0.168***	0.058***	0.017	-0.041***	-0.344***	0.057***	-0.004	1.000	
(L) <i>Duality</i>	0.069***	0.035***	0.093***	-0.049***	0.000	-0.004	0.025**	-0.088***	-0.105***	-0.002	0.056***	1.000

注: *、**和***分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(二) 研究假设检验

表 4 报告了研究假设 1 的回归结果。表 4 列 (1) 中解释变量为混合所有制融合度 (*Mixrate*), 结果显示, 混合所有制融合度 (*Mixrate*) 的系数为正, 并且在 1%的水平上显著, 表明公司高管-员工薪酬差距与混合所有制融合度呈正相关关系。列 (2) 中解释变量为混合所有制多元化 (*Mixdiv*), 结果显示,

混合所有制多元化 (*Mixdiv*) 的系数为正, 并且在 1%的水平上显著, 表明公司的高管-员工薪酬差距随混合所有制多元化的变化而同向变化。此外, 公司规模 (*Size*) 越大、盈利水平 (*Roa*) 越高, 高管-员工薪酬差距 (*Gap*) 越大, 与步丹璐和王晓艳 (2014)^[32] 的研究发现一致。以上结果表明, 随着国企的混合所有制融合度和混合所有制多元化的提升, 公司内部薪

酬差距趋于增加。表4的发现支持了研究假设1。

表4 混合所有制程度和薪酬差距

变量	(1) <i>Gap</i>	(2) <i>Gap</i>
<i>Mixrate</i>	0.217*** (2.64)	
<i>Mixdiv</i>		0.366** (2.49)
<i>Size</i>	0.139*** (7.18)	0.147*** (7.41)
<i>Lev</i>	-0.102 (-0.96)	-0.123 (-1.16)
<i>Growth</i>	-0.076*** (-3.33)	-0.078*** (-3.45)
<i>Roa</i>	2.193*** (7.53)	2.258*** (7.76)
<i>Boardsize</i>	0.122 (1.12)	0.136 (1.25)
<i>Top1</i>	-0.679*** (-4.04)	-0.482** (-2.35)
<i>Top2</i>	0.046 (1.16)	0.106** (2.43)
<i>Indep</i>	0.073 (0.23)	0.105 (0.33)
<i>Duality</i>	0.149*** (2.88)	0.148*** (2.88)
<i>Constant</i>	-1.993*** (-4.31)	-2.513*** (-4.79)
<i>Year & Industry</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	6 898	6 898
<i>R-squared</i>	0.134	0.133

注：括号中为公司层面聚类并经异方差调整的 *t* 值，*、**和***分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，下同。

(三) 稳健性测试

1. 内生性问题讨论。

(1) 工具变量。本文参考已有相关文献的做法(Kusnadi等, 2015^[38]; 杨兴全和尹兴强, 2018^[28]), 采用混合所有制融合度和混合所有制多元化的年度行业均值作为各自的工具变量(IV)。表5中Panel A的列(1)报告了第一阶段回归结果, 被解释变量为混合所有制变量, 结果显示工具变量(*meanMixrate*、*meanMixdiv*)与混合所有制变量显著正相关; 列(2)报告了第二阶段回归结果, 结果显示采用工具变量控制内生性后, 混合所有制融合度(*Mixrate*)和混合所有制多元化(*Mixdiv*)依然对高管-员工薪酬差距(*Gap*)产生正向的影响作用, 与文章的结论保持一致。

(2) 被解释变量滞后一期。为了排除反向因果关系的影响, 本文将被解释变量(*Gap*)滞后一期, 表5中Panel A的列(3)报告了相应的回归结果,

结果显示混合所有制融合度(*Mixrate*)和混合所有制多元化(*Mixdiv*)对高管-员工薪酬差距(*Gap*)的作用不受反向因果关系的影响, 进一步验证了本文的研究结论。

(3) 公司固定效应。为了进一步避免混合所有制程度与高管薪酬之间可能存在内生性问题, 本部分控制了公司层面的固定效应, 以缓解因遗漏公司固定特征因素所导致的内生性问题。表5中Panel A的列(4)报告了回归结果, 结果显示控制了公司固定效应后, 混合所有制融合度(*Mixrate*)和混合所有制多元化(*Mixdiv*)对高管-员工薪酬差距(*Gap*)的影响依旧存在, 支持了前文的结论。

2. 改变关键变量的度量方式。

(1) 更换解释变量的度量方式。本文的结论可能受到混合所有制指标衡量的重要影响, 因此在这一部分用其他三种不同的解释变量的度量方式进行稳健性检验。一是混合所有制多样性(*Mixnum*), 参考马连福等(2015)^[18]的做法, 如果公司前十大股东只包括一种股权性质取值为1, 两种取值为2, 以此类推, 有5种不同性质的股东则取值为5。通常而言, 公司拥有股权性质种类越多, 其混合所有制程度越高。二是混合主体深入性(*Mix_deep*), 为前十大股东中民营股东和外资股东持股比例之和。三是混合主体制衡度(*Mix_balance*), 为前十大股东中民营股东和外资股东持股比例之和超过国有股的部分。表5中Panel B的列(1)报告了相应的回归结果, 结果显示混合所有制多样性(*Mixnum*)、混合主体深入性(*Mix_deep*)和混合主体制衡度(*Mix_balance*)均对高管-员工薪酬差距(*Gap*)产生正向的影响作用, 以上发现进一步支持了文章的主要结论。

(2) 更换被解释变量的度量方式。参考步丹璐和王晓艳(2014)^[32]、马连福等(2015)^[18]等的做法, 本文进一步使用其他三种被解释变量的度量方式进行了检验。一是高管-员工薪酬绝对差距1(*Gap1_abs*), 为高级管理人员平均薪酬与普通员工平均薪酬之差的自然对数; 二是高管-员工薪酬绝对差距2(*Gap2_abs*), 为前三名高级管理人员平均薪酬与普通员工平均薪酬之差的自然对数; 三是高管-员工薪酬相对差距2(*Gap2_ratio*), 为前三名高级管理人员平均薪酬与普通员工平均薪酬之比的自然对数。表5中Panel B的列(2)~列(4)报告了以上结果, 与前文的主要结论一致。

表5 稳健性测试结果

Panel A: 内生性问题讨论									
变量	(1) 第一阶段		(2) 第二阶段		(3) 被解释变量滞后一期		(4) 公司固定效应		
<i>Mixrate</i>	0.748^{***} (21.48)		1.180^{***} (6.38)		0.223^{**} (2.53)		0.114^{***} (2.65)		
<i>Mixdiv</i>		0.293^{***} (15.70)		2.713^{***} (5.38)		0.394^{**} (2.43)		-0.095 (-0.72)	
<i>Size</i>	0.006 ^{***} (2.66)	-0.019 ^{***} (-16.02)	0.138 ^{***} (15.71)	0.201 ^{***} (13.78)	0.133 ^{***} (6.45)	0.142 ^{***} (6.69)	0.151 ^{***} (8.45)	0.148 ^{***} (4.49)	
<i>Lev</i>	-0.047 ^{***} (-3.20)	0.028 ^{***} (3.83)	-0.061 (-1.05)	-0.196 ^{***} (-3.22)	-0.088 (-0.79)	-0.108 (-0.98)	-0.063 (-0.87)	-0.066 (-0.61)	
<i>Growth</i>	-0.004 (-0.96)	0.004 [*] (1.91)	-0.073 ^{***} (-4.11)	-0.091 ^{***} (-5.04)	-0.022 (-0.91)	-0.025 (-1.07)	-0.066 ^{***} (-5.27)	-0.065 ^{***} (-3.70)	
<i>Roa</i>	0.340 ^{***} (7.09)	0.071 ^{***} (2.92)	1.763 ^{***} (8.53)	2.050 ^{***} (10.38)	2.436 ^{***} (8.04)	2.504 ^{***} (8.25)	1.044 ^{***} (6.59)	1.064 ^{***} (4.45)	
<i>Boardsize</i>	0.055 ^{***} (4.11)	0.001 (0.13)	0.070 (1.30)	0.148 ^{***} (2.74)	0.077 (0.69)	0.092 (0.82)	0.013 (0.18)	0.020 (0.18)	
<i>Top1</i>	-0.502 ^{***} (-28.54)	-0.828 ^{***} (-89.79)	-0.147 (-1.19)	1.552 ^{***} (3.51)	-0.641 ^{***} (-3.61)	-0.425 ^{**} (-1.97)	-0.136 (-1.13)	-0.235 (-1.17)	
<i>Top2</i>	0.055 ^{***} (10.86)	-0.126 ^{***} (-48.29)	-0.012 (-0.53)	0.409 ^{***} (6.00)	0.074 [*] (1.74)	0.139 ^{***} (2.97)	-0.023 (-0.97)	-0.020 (-0.55)	
<i>Indep</i>	0.168 ^{***} (3.41)	0.028 (1.11)	-0.126 (-0.63)	0.022 (0.11)	0.225 (0.69)	0.253 (0.77)	0.261 (1.29)	0.270 (0.89)	
<i>Duality</i>	-0.010 (-1.27)	-0.002 (-0.45)	0.155 ^{***} (5.01)	0.152 ^{***} (4.84)	0.130 ^{**} (2.30)	0.128 ^{**} (2.29)	0.052 [*] (1.79)	0.052 (1.27)	
<i>Constant</i>	-0.120 ^{**} (-2.11)	1.294 ^{***} (36.11)	-1.916 ^{***} (-8.61)	-6.160 ^{***} (-7.19)	-1.479 ^{***} (-3.34)	-2.070 ^{***} (-3.81)	-2.209 ^{***} (-5.16)	-2.029 ^{**} (-2.46)	
<i>Year & Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>Observations</i>	6 898	6 898	6 898	6 898	5 658	5 658	6 898	6 898	
<i>R-squared</i>	—	—	0.076	0.047	0.143	0.142	0.039	0.038	
Panel B: 改变关键变量的度量方式									
变量	(1) 更换解释变量的度量方式			(2) <i>Gap1_abs</i>		(3) <i>Gap2_ratio</i>		(4) <i>Gap2_abs</i>	
<i>Mixnum</i>	0.027^{**} (2.31)								
<i>Mix_deep</i>		0.443^{***} (3.08)							
<i>Mix_balance</i>			0.282^{***} (3.31)						
<i>Mixrate</i>				0.892^{**} (2.29)		0.206^{**} (2.44)		0.261^{***} (3.50)	
<i>Mixdiv</i>				0.453 (0.68)		0.346^{**} (2.29)		0.180 (1.37)	
<i>Size</i>	0.140 ^{***} (15.64)	0.160 ^{***} (6.54)	0.172 ^{***} (7.10)	0.479 ^{***} (5.26)	0.490 ^{***} (5.27)	0.157 ^{***} (8.01)	0.165 ^{***} (8.15)	0.293 ^{***} (15.75)	0.297 ^{***} (15.40)
<i>Lev</i>	-0.112 ^{**} (-1.96)	-0.187 (-1.49)	-0.197 (-1.57)	-0.930 (-1.48)	-0.982 (-1.57)	-0.066 (-0.62)	-0.086 (-0.80)	-0.433 ^{***} (-3.80)	-0.450 ^{***} (-3.93)
<i>Growth</i>	-0.076 ^{***} (-3.46)	-0.094 ^{***} (-3.50)	-0.116 ^{***} (-4.05)	-0.502 ^{***} (-2.68)	-0.507 ^{***} (-2.70)	-0.049 ^{**} (-2.25)	-0.052 ^{**} (-2.37)	-0.048 ^{**} (-2.12)	-0.050 ^{**} (-2.21)
<i>Roa</i>	2.289 ^{***} (11.42)	2.173 ^{***} (6.00)	2.183 ^{***} (5.90)	5.042 ^{***} (2.67)	5.400 ^{***} (2.83)	2.148 ^{***} (7.27)	2.209 ^{***} (7.47)	3.486 ^{***} (11.02)	3.584 ^{***} (11.30)

续前表

Panel B: 改变关键变量的度量方式									
变量	(1) 更换解释变量的度量方式			(2) <i>Gap1_abs</i>		(3) <i>Gap2_ratio</i>		(4) <i>Gap2_abs</i>	
<i>Boardsize</i>	0.135 ** (2.57)	0.123 (0.95)	0.029 (0.22)	0.652 (1.12)	0.703 (1.21)	0.093 (0.84)	0.106 (0.97)	0.096 (0.91)	0.112 (1.06)
<i>Top1</i>	-0.793 *** (-10.86)	-0.801 *** (-4.16)	-0.543 *** (-2.69)	-0.940 (-0.94)	-1.041 (-0.86)	-0.735 *** (-4.30)	-0.549 *** (-2.64)	-0.395 *** (-2.69)	-0.384 ** (-2.14)
<i>Top2</i>	0.057 *** (2.83)	0.028 (0.58)	0.059 (1.21)	0.037 (0.16)	0.150 (0.56)	0.061 (1.52)	0.118 *** (2.67)	0.095 ** (2.55)	0.134 *** (3.37)
<i>Indep</i>	0.111 (0.61)	0.034 (0.09)	-0.038 (-0.10)	-0.316 (-0.17)	-0.148 (-0.08)	0.002 (0.00)	0.032 (0.10)	-0.350 (-1.09)	-0.300 (-0.94)
<i>Duality</i>	0.148 *** (4.94)	0.165 *** (2.89)	0.143 ** (2.44)	0.232 (0.76)	0.227 (0.74)	0.177 *** (3.38)	0.176 *** (3.39)	0.150 *** (2.67)	0.149 *** (2.68)
<i>Constant</i>	-2.059 *** (-9.22)	-2.266 *** (-3.88)	-2.233 *** (-4.38)	-1.433 (-0.52)	-1.960 (-0.67)	-2.206 *** (-4.80)	-2.697 *** (-5.13)	6.009 *** (12.72)	5.776 *** (10.85)
<i>Year & Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	6 898	4 497	4 017	6 898	6 898	6 898	6 898	6 674	6 674
<i>R-squared</i>	0.132	0.150	0.162	0.067	0.066	0.152	0.151	0.366	0.363

五、进一步分析

(一) 混合所有制、行业竞争程度与公司内部薪酬差距

从行业竞争程度来看,国有企业分为垄断性行业的国有企业和竞争性行业的国有企业。从垄断性行业来看,由于非国有资本很难进入垄断性行业,因此处在垄断性行业的国有企业可能更容易受到非国有资本的青睐。但是处在垄断性行业的国有企业通常会在一定程度上受到政府的控制,承担一定的社会职能(夏立军和陈信元,2007)^[39]。因此,即使能够通过混合所有制改革进入垄断性行业,非国有资本对国有企业很难实现有效的控制和监督,难以形成市场化的激励和约束机制。从竞争性行业来看,这些行业竞争性程度较高,政府对这些行业中的国有企业的控制程度较低,非国有资本更容易进入,能够更加深入地参与国有企业的经营管理决策,从而能够

实现对国有企业市场化控制和监督,进而扩大公司内部薪酬差距。因此,本文认为处于竞争激烈行业中的公司,混合所有制程度对公司内部薪酬差距的影响更明显。

参照蔡贵龙等(2018)^[12]的做法,本文将能源、运输、烟草、信息传输等行业划分为垄断行业,其他行业为竞争行业。表6报告了回归结果。结果显示,列(1)垄断性行业公司组,混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为正,但不显著。列(2)竞争性行业公司组,混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为正,且在1%的水平上显著。列(3)垄断性行业公司组,混合所有制多元化(*Mixdiv*)的系数为正,但不显著。列(4)竞争性行业公司组,混合所有制多元化(*Mixdiv*)的系数为正,且在1%的水平上显著。这一结果表明,混合所有制程度对公司内部薪酬差距的促进作用主要体现于处在竞争性行业环境中的公司。

表6 混合所有制、行业竞争程度与公司内部薪酬差距

变量	(1) 垄断性行业	(2) 竞争性行业	(3) 垄断性行业	(4) 竞争性行业
<i>Mixrate</i>	0.054 (0.25)	0.230 *** (2.67)		
<i>Mixdiv</i>			0.138 (0.59)	0.227 ** (2.17)
<i>Size</i>	0.032 (1.06)	0.168 *** (7.66)	0.037 (1.08)	0.172 *** (16.71)
<i>Lev</i>	-0.119 (-0.52)	-0.118 (-1.02)	-0.115 (-0.52)	-0.134 ** (-2.17)

续前表

变量	(1) 垄断性行业	(2) 竞争性行业	(3) 垄断性行业	(4) 竞争性行业
<i>Growth</i>	-0.093 * (-1.74)	-0.077 *** (-3.11)	-0.091 * (-1.66)	-0.078 *** (-3.26)
<i>Roa</i>	1.549 * (1.82)	2.113 *** (6.80)	1.503 * (1.83)	2.202 *** (10.20)
<i>Boardsize</i>	0.051 (0.23)	0.129 (1.07)	0.087 (0.38)	0.139 ** (2.36)
<i>Top1</i>	-0.741 ** (-2.55)	-0.617 *** (-3.34)	-0.675 * (-1.74)	-0.553 *** (-4.47)
<i>Top2</i>	-0.193 * (-1.91)	0.097 ** (2.31)	-0.171 (-1.45)	0.138 *** (5.36)
<i>Indep</i>	-0.020 (-0.02)	-0.060 (-0.18)	0.056 (0.07)	-0.020 (-0.10)
<i>Duality</i>	0.021 (0.23)	0.157 *** (2.84)	0.035 (0.38)	0.155 *** (4.84)
<i>Constant</i>	1.023 (1.15)	-2.280 *** (-4.63)	0.662 (0.63)	-2.559 *** (-8.90)
<i>Year & Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	949	5 949	949	5 949
<i>R-squared</i>	0.063	0.144	0.063	0.142

(二) 混合所有制、市场化程度与公司内部薪酬差距

市场化程度越高，非国有股东参与国有企业经营的程度越高，同时非国有股东更有可能委派董监高进入国有企业，对公司内部薪酬差距产生促进作用。因此，本文认为在市场化程度较高的环境中的公司，混合所有制程度对公司内部薪酬差距的影响更强烈。参考王小鲁等(2017)^[40]，本文将市场化指数根据年度中位数生成划分高低组，重新回归。

表7报告了基于市场化程度的回归结果。结果显示，列(1)市场化程度高的公司组，混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为正，且在1%的水平上显著。列(2)市场化程度低的公司组，混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为正，但不显著。列(3)全样本公

司组，混合所有制融合度(*Mixrate*)的系数为正，但不显著；交乘项(*Index×Mixrate*)的系数为正，且在1%的水平上显著。列(4)市场化程度高的公司组，混合所有制多元化(*Mixdiv*)的系数为正，且在1%的水平上显著。列(5)市场化程度低的公司组，混合所有制多元化(*Mixdiv*)的系数为正，但不显著。列(6)全样本公司组，混合所有制多元化(*Mixdiv*)的系数为正，但不显著；交乘项(*Index×Mixdiv*)的系数为正，但不显著。这一结果表明，混合所有制程度对公司内部薪酬差距的促进作用主要体现于处在高市场化环境中的公司。表7的结果显示市场化程度对于混合所有制改革与公司高管-员工薪酬差距的关系具有显著的调节影响，这一发现支持了以上推论。

表7 混合所有制、市场化程度与公司内部薪酬差距

变量	(1) 市场化高	(2) 市场化低	(3) 全样本	(4) 市场化高	(5) 市场化低	(6) 全样本
<i>Mixrate</i>	0.376 *** (3.18)	0.032 (0.31)	0.061 (0.57)			
<i>Mixdiv</i>				0.639 *** (2.94)	0.008 (0.04)	0.207 (1.21)
<i>Index×Mix</i>			0.296 ** (2.04)			0.321 (1.44)
<i>Index</i>			-0.021 (-0.40)			-0.194 (-1.17)

续前表

变量	(1) 市场化高	(2) 市场化低	(3) 全样本	(4) 市场化高	(5) 市场化低	(6) 全样本
<i>Size</i>	0.136*** (4.74)	0.126*** (5.11)	0.137*** (7.08)	0.155*** (5.12)	0.126*** (5.08)	0.146*** (7.30)
<i>Lev</i>	-0.062 (-0.39)	-0.143 (-1.01)	-0.093 (-0.87)	-0.102 (-0.64)	-0.144 (-1.02)	-0.103 (-0.96)
<i>Growth</i>	-0.067** (-2.03)	-0.082*** (-2.71)	-0.076*** (-3.36)	-0.075** (-2.25)	-0.082*** (-2.71)	-0.086*** (-3.68)
<i>Roa</i>	2.386*** (5.50)	1.801*** (4.96)	2.168*** (7.51)	2.548*** (5.87)	1.811*** (4.99)	2.343*** (7.93)
<i>Boardsize</i>	0.212 (1.30)	0.104 (0.76)	0.128 (1.17)	0.233 (1.46)	0.106 (0.78)	0.142 (1.31)
<i>Top1</i>	-0.707*** (-2.70)	-0.631*** (-3.26)	-0.687*** (-4.10)	-0.377 (-1.20)	-0.641*** (-2.77)	-0.495** (-2.44)
<i>Top2</i>	0.022 (0.37)	0.056 (1.13)	0.043 (1.10)	0.131** (2.00)	0.058 (1.08)	0.106** (2.45)
<i>Indep</i>	-0.632 (-1.20)	0.843** (2.24)	0.119 (0.37)	-0.568 (-1.09)	0.850** (2.26)	0.150 (0.47)
<i>Duality</i>	0.125* (1.84)	0.144* (1.85)	0.148*** (2.85)	0.119* (1.77)	0.144* (1.85)	0.149*** (2.90)
<i>Constant</i>	-2.482*** (-3.46)	-1.557** (-2.33)	-1.973*** (-4.27)	-3.494*** (-4.08)	-1.552** (-2.14)	-2.437*** (-4.70)
<i>Year & Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	3 494	3 404	6 898	3 494	3 404	6 898
<i>R-squared</i>	0.171	0.143	0.136	0.170	0.143	0.136

六、本文结论

完善国企高管和员工的激励机制是混合所有制改革进程中的重要部分,本文以我国2007—2016年国有上市公司为研究样本,研究了混合所有制程度对公司内部薪酬差距的影响。研究发现,国企的混合所有制融合度和混合所有制多元化对公司内部薪酬差距有显著正向影响作用。进一步分析发现,混合所有制程度对公司内部薪酬差距的促进作用主要体现于处在竞争性行业以及高市场化环境中的公司。采用工具变量、公司固定效应、滞后一期被解释变量等一系列稳健性测试后,本文的结果依然稳定。

本文的研究不但具有理论价值,也具有一定的

现实意义。在全面深化混合所有制改革之际,探究了其对公司内部薪酬差距的影响,丰富了混合所有制改革成效的相关研究,也为薪酬差距产生原因的文献提供了补充。混合所有制改革是国有企业改革的重要内容,本文的研究也为国有企业混合所有制改革政策提供有价值的信息。本文的研究显示,国有企业混合所有制改革能够对内部薪酬差距产生显著的正向影响,这个结果表明在国有企业混合所有制改革的过程中,不仅需要关注混合所有制改革本身的问题,还需要注意其对公司治理的影响,尤其需要关注其对公司内部薪酬差距的影响,避免由于混合所有制改革导致内部薪酬差距过大,进而影响公司绩效。

参考文献

- [1] 刘春,孙亮.薪酬差距与企业绩效:来自国企上市公司的经验证据[J].南开管理评论,2010(2):30-39,51.
- [2] 周权雄,朱卫平.国企锦标赛激励效应与制约因素研究[J].经济学(季刊),2010(2):571-596.
- [3] 吴昊旻,墨沈微,孟庆玺.公司战略可以解释高管与员工的薪酬差距吗?[J].管理科学学报,2018(9):105-117.
- [4] 梁上坤,张宇,王彦超.内部薪酬差距与公司价值——基于生命周期理论的新探索[J].金融研究,2019(4):188-206.

- [5] Main B G M, O'Reilly III C A, Wade J. Top Executive Pay: Tournament or Teamwork? [J]. *Journal of Labor Economics*, 1993, 11 (4): 606-628.
- [6] Eriksson T. Executive Compensation and Tournament Theory: Empirical Tests on Danish Data [J]. *Journal of Labor Economics*, 1999, 17 (2): 262-280.
- [7] 缪毅, 胡奕明. 产权性质、薪酬差距与晋升激励 [J]. *南开管理评论*, 2014 (4): 4-12.
- [8] Bebchuk L A, Fried J M, Walker D I. Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation [J]. *University of Chicago Law Review*, 2002, 69: 751-846.
- [9] 权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵 [J]. *经济研究*, 2010 (11): 73-87.
- [10] 陈林, 唐杨柳. 混合所有制改革与国有企业政策性负担——基于早期国企产权改革大数据的实证研究 [J]. *经济学家*, 2014 (11): 13-23.
- [11] 卢建词, 姜广省. 混合所有制与国有企业现金股利分配 [J]. *经济管理*, 2018 (2): 5-20.
- [12] 蔡贵龙, 柳建华, 马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励 [J]. *管理世界*, 2018 (5): 137-149.
- [13] 朱磊, 陈曦, 王春燕. 国有企业混合所有制改革对企业创新的影响 [J]. *经济管理*, 2019 (11): 72-91.
- [14] 方明月, 孙鲲鹏. 国企混合所有制能治疗僵尸企业吗? ——一个混合所有制类序逻辑 [J]. *金融研究*, 2019 (1): 91-110.
- [15] 梁上坤, 徐灿宇, 司映雪. 混合所有制程度与公司违规行为 [J]. *经济管理*, 2020 (8): 138-154.
- [16] Megginson W L, Netter J M. From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization [J]. *Journal of Economic Literature*, 2001, 39 (2): 321-389.
- [17] Gupta N. Partial Privatization and Firm Performance [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60 (2): 987-1015.
- [18] 马连福, 王丽丽, 张琦. 混合所有制的优序选择: 市场的逻辑 [J]. *中国工业经济*, 2015 (7): 5-20.
- [19] 白重恩, 路江涌, 陶志刚. 国有企业改制效果的实证研究 [J]. *经济研究*, 2006 (8): 4-13, 69.
- [20] 李文贵, 余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新 [J]. *管理世界*, 2015 (4): 112-125.
- [21] 许召元, 张文魁. 国企改革对经济增速的提振效应研究 [J]. *经济研究*, 2015 (4): 122-135.
- [22] 张辉, 黄昊, 闫强明. 混合所有制改革、政策性负担与国有企业绩效——基于1999—2007年工业企业数据库的实证研究 [J]. *经济学家*, 2016 (9): 32-41.
- [23] 林毅夫, 刘培林. 自生能力和国企改革 [J]. *经济研究*, 2001 (9): 60-70.
- [24] 涂国前, 刘峰. 制衡股东性质与制衡效果——来自中国民营化上市公司的经验证据 [J]. *管理世界*, 2010 (11): 132-142, 188.
- [25] 綦好东, 郭骏超, 朱炜. 国有企业混合所有制改革: 动力、阻力与实现路径 [J]. *管理世界*, 2017 (10): 8-19.
- [26] 赵放, 刘雅君. 混合所有制改革对国有企业创新效率影响的政策效果分析——基于双重差分法的实证研究 [J]. *山东大学学报 (哲学社会科学版)*, 2016 (6): 67-73.
- [27] 郝阳, 龚六堂. 国有、民营混合参股与公司绩效改进 [J]. *经济研究*, 2017 (3): 122-135.
- [28] 杨兴全, 尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有? [J]. *管理世界*, 2018 (11): 93-107.
- [29] Faleye O, Reis E, Venkateswaran A. The Determinants and Effects of CEO-Employee Pay Ratios [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013, 37 (8): 3258-3272.
- [30] 方军雄. 高管权力与企业薪酬变动的非对称性 [J]. *经济研究*, 2011 (4): 107-120.
- [31] Jensen M, Meckling W. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976 (4): 305-360.
- [32] 步丹璐, 王晓艳. 政府补助、软约束与薪酬差距 [J]. *南开管理评论*, 2014 (2): 23-33.
- [33] 卢锐. 管理层权力、薪酬差距与绩效 [J]. *南方经济*, 2007 (7): 60-70.
- [34] 杨志强, 石水平, 石本仁, 曹鑫雨. 混合所有制、股权激励与融资决策中的防御行为——基于动态权衡理论的证据 [J]. *财经研究*, 2016 (8): 108-120.
- [35] 梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗? [J]. *管理世界*, 2018 (12): 133-148.
- [36] 黎文靖, 胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁? [J]. *经济研究*, 2012 (12): 125-136.
- [37] 陈红, 胡耀丹, 纳超洪. 党组织参与公司治理、管理者权力与薪酬差距 [J]. *山西财经大学学报*, 2018 (2): 84-97.
- [38] Kusnadi Y, Yang Z, Zhou Y. Institutional Development, State Ownership and Corporate Cash Holdings: Evidence from China [J]. *Journal of Business Research*, 2015, 68 (2): 351-359.
- [39] 夏立军, 陈信元. 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定 [J]. *经济研究*, 2007 (7): 82-95, 136.
- [40] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

延迟退休对居民消费的影响

——一个包含遗赠动机的模型

The Impact of Postponed Retirement on Residents' Consumption:

A Model with Bequest Motivation

张 艳 杨德才

ZHANG Yan YANG De-cai

[摘要] 促进居民消费是畅通国内大循环,推动经济高质量发展的关键之举。但已有研究表明我国人口老龄化的加剧、退休人员数量的攀升将对居民消费产生一定程度的负向冲击。在此背景下,本文结合我国居民具有普遍的遗赠动机这一现实特征,构建包含遗赠动机的拓展的 OLG 模型,采用理论分析和数值模拟相结合的方法考察延迟退休政策对居民消费的长期影响。研究表明:影响结果取决于经济中的资本产出弹性。如果资本产出弹性较高,那么延迟退休将同时降低居民年轻时期和年老时期的消费;反之,延迟退休将降低居民年轻时期的消费,并提高其年老时期的消费和一生中的总消费。数值模拟结果显示,使延迟退休政策效果发生改变的资本产出弹性的阈值介于 0.5 和 0.6 之间。以上研究结论为在实施延迟退休政策的同时制定相关配套政策措施以促进居民消费提供了方向和思路。

[关键词] 延迟退休 遗赠动机 资本存量 消费

[中图分类号] F126 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0074-11

Abstract: Promoting residents' consumption is the key to smooth the domestic circulation and promote high-quality economic development. However, some studies have shown that the aggravation of population aging and the rising number of retirees will have a certain degree of negative impact on residents' consumption. In this context, combined with the fact that Chinese residents have universal bequest motivation, this paper constructs an extended OLG model including bequest motivation, and uses the method of theoretical analysis and numerical simulation to investigate the long-term impact of postponed retirement policy on residents' consumption. It shows that: the result depends on the elasticity of capital output in the economy. If the elasticity of capital output is high, then postponed retirement will reduce the consumption of both young and old residents; on the contrary, postponed retirement will reduce the consumption of residents in their youth, and increase the consumption in their old age and the total consumption in their lifetime. The numerical simulation results show that the threshold value of capital output elasticity which changes the effect of postponed retirement policy is between 0.5 and 0.6. The above conclusions provide direction and ideas for the development of relevant supporting policies and measures to promote the consumption of residents while implementing the postponed retirement policy.

Key words: Postponed retirement Bequest motivation Capital stock Consumption

[收稿日期] 2021-03-09

[作者简介] 张艳,女,1990年5月生,南京大学商学院博士研究生,研究方向为人口经济学、消费经济学;杨德才,男,1965年11月生,南京大学商学院教授,博士生导师,研究方向为宏观经济发展、制度经济学、中国经济史研究。本文通讯作者为张艳,联系方式为 zyan@smail.nju.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金后期资助项目“中国高质量发展理论框架与经验问题研究”(项目编号:20FJLB020)。

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

“十四五”时期是我国经济由高速增长转入高质量发展攻关期，迫切需要以加快形成强大国内市场为核心畅通国内大循环，推动构建新发展格局。形成强大国内市场要求从民众最终需求角度出发拓展内需潜力。2020年5月14日，中共中央政治局常委会会议首次提出要“充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力，构建国内国际双循环相互促进的新发展格局”。2021年“两会”政府工作报告中再次强调，“建立扩大内需的有效制度，全面促进消费，拓展投资空间，加快培育完整内需体系”以“形成强大国内市场，构建新发展格局”。居民消费是内需的基础，是社会总产品价值实现的关键环节，维系着社会总产品生产和再生产的顺利进行（付敏杰和张杰，2015^[1]）。对此，促进居民消费是畅通国内大循环进而实现经济高质量发展的关键之举。

我国拥有14亿人口、4亿以上中等收入群体，并且长期以来居民消费不足（盖骁敏和耿君，2014^[2]），这为进一步释放居民消费潜力以畅通国内大循环奠定了基础、提供了空间。但是，现阶段促进居民消费面临一个新情况：我国人口老龄化持续加剧，临近退休人员数量不断攀升。尤其是20世纪50、60年代“婴儿潮”时期出生的居民已开始步入退休阶段，导致退休人员基数庞大。根据大量相关研究，人口老龄化将降低居民消费（王金营和付秀彬，2006^[3]；毛中根等，2013^[4]；田成诗和马嘉彧，2020^[5]），老年抚养比提高和劳动力供给下降是导致这一结果的重要原因（毛中根等，2013^[4]；田成诗和马嘉彧，2020^[5]）。另一方面，退休也将对居民消费产生一定程度的负向冲击（Smith，2006^[6]；刘子兰和宋泽，2013^[7]；陈冲，2013^[8]）。因此，如果实际退休年龄不发生改变，那么未来我国居民消费很可能面临下滑风险。事实上，党的十九届五中全会已正式提出“实施渐进式延迟法定退休年龄”，其政策出台的初衷主要是应对劳动力供给减少和增强社保制度的可持续性，但客观上延迟退休将降低家庭的养老负担并增加劳动力的跨期投入，因而直观感觉是可能化解老龄化和退休人员数量攀升对居民消费的不利影响。那么这一效果能否达到，又需要怎样的配套政策措施？对其展开深入分析具有重要的现实意义。

分析我国居民消费问题还需重点关注一个现实特

征：居民具有普遍的遗赠动机。贾俊雪等（2011）^[9]的研究表明，受传统儒家文化影响，我国家庭内的遗赠行为明显。日本大阪大学经济研究院和社会经济研究所2009年的一项微观调研数据显示，在所调研的中国居民总样本中，超过85%的被调研者具有遗赠动机（转引自Yin，2012^[10]）。遗赠动机一方面直接影响了收入在当期消费和在代际转移间的分配；另一方面改变了居民的储蓄行为和生育决策并产生“引致性”影响，体现为储蓄是社会物质资本形成的重要来源，而生育的变化将通过稀释作用（Delusion Effect）对社会平均资本存量产生影响，进而通过工资收入等渠道影响居民消费。由于遗赠动机是收入的增函数（Menchik和David，1983^[11]；袁志刚和朱国林，2002^[12]），在我国居民收入水平不断提高的背景下，其对居民消费的影响也愈发显著。

基于以上分析，本文拟构建一个包含遗赠动机的拓展的OLG模型，并结合我国生育管制持续松动的政策背景将生育率内生，采用理论分析和数值模拟相结合的方法评估延迟退休政策对居民消费的长期影响。具体而言，拟重点解决两个问题：一是评估延迟退休政策对居民不同时期消费和一生总消费的影响；二是理清延迟退休政策影响居民消费的传导机制，从而为制定并实施相关配套政策措施以促进居民消费提供方向和思路。

本文余下部分架构如下：第二部分为相关文献回顾；第三部分为理论模型构建；第四部分为模型均衡求解；第五部分为模型参数校准和政策效果模拟；第六部分为文章的结论和建议。

二、相关文献回顾

居民消费与微观经济学中个体效用以及宏观经济学中社会总需求等均相关，学界已对其展开了大量的研究。从20世纪30年代中期开始，消费有关理论的演进大致可分为确定性条件下和不确定性条件下的消费理论，自50年代开始对居民消费决策的研究由即期拓展到了跨期。与此同时，对居民消费影响因素的分析也在不断深入，除收入外，社会保障、信贷条件、消费行为和文化等因素成为研究的热点。随着全球人口老龄化的加剧，多国实施了延迟退休政策，其对居民消费的影响也已进入研究视野。Flavin（1981）^[13]以永久收入假说为理论基础，研究发现延迟退休使得预期持久收入增加，从而个体表现

出消费的“过度敏感性”，最终导致消费增长。这与 Hall 和 Mishkin (1982)^[14] 的研究结论相一致。Peng 和 Mai (2013)^[15] 在建立动态 CEG 模型的基础上模拟了退休年龄提高对中国宏观经济的影响，发现提高退休年龄对劳动产出、真实 GDP 和居民消费等均具有显著的正向影响。与之不同，Davies (1981)^[16] 通过建立生命周期模型进行研究，发现预期寿命不确定性和延迟退休年龄都将降低家庭的当期消费。可以看出，国外关于延迟退休对居民消费影响的研究尚未得出一致结论。

近年来，随着我国人口老龄化加剧，对延迟退休政策效应的评估成了学界的热点问题。现有文献主要集中于探讨是否应该实行延迟退休政策以及如何调整退休年龄等，研究角度主要为分析延迟退休能否缓解养老金压力（阳义南等，2014^[17]；田月红和赵湘莲，2016^[18]）、提升个体福利（王天宇等，2016^[19]；宁磊和郑春荣，2016^[20]）以及其将对就业产生怎样的冲击（张川川和赵耀辉，2015^[21]；张熠等，2017^[22]）等。延迟退休对居民消费影响的研究也开始涌现，但总体较少。康传坤（2012）^[23] 基于拓展的 OLG 模型考察了延迟退休对居民消费的影响，发现延迟退休将降低居民年轻时期的消费并提高年老时期的消费。严成樑（2016）^[24] 在拓展的 OLG 模型基础上将生育率内生生化进行研究，发现延迟退休对居民年轻时期的消费具有抑制作用，对年老时期的消费具有促进作用。韦江等（2018）^[25] 通过建立连续时间的人口经济模型来考察老龄化下人口政策的经济效应，发现长期来看延迟退休将提高经济中的总产出并增加居民在整个生命周期中的消费。与以上研究不同，殷红（2019）^[26] 通过建立包含消费效用、休闲效用和遗赠效用的生命周期模型考察了延迟退休对居民福利的影响，发现延迟退休 5 年将提高居民生命周期消费的 6.7% 左右。其研究中引入了“遗赠”因素，具有一定的开创性。

总体来看，已有研究基于不同模型、采用不同方法考察了延迟退休对居民消费的影响。但就掌握的文献来看，同时结合我国生育政策松动和居民具有遗赠动机这两个现实背景展开分析的文献还很少，这可能导致研究结论与实际政策效果的较大偏差。有鉴于此，本文拟构建内生生化生育率并包含遗赠动机的拓展的 OLG 模型以研究延迟退休对居民消费的影响，其可能的边际贡献在于：一是将生育率内生生化以评估延迟退休的政策效应。党的十八届五中全会以后国家已

全面放开二孩生育，2021 年 5 月 31 日中共中央政治局会议进一步指出实施一对夫妻可以生育三个子女政策。在此背景下，居民选择生育数量的自主权提高、基于效用最大化的理性决策得以实现，将生育率在模型中内生生化体现了这一现实。二是在研究中引入遗赠动机因素。这一方面契合了我国居民具有普遍的遗赠动机这一特征，使研究结论更加可靠；另一方面也丰富了关于居民消费影响因素的文献研究。三是对延迟退休影响居民消费的传导机制进行深入分析，为制定配套政策措施以促进居民消费提供了思路。

三、模型框架

（一）居民

遵从 OLG 模型的基本假设：所有居民都是同质的，我们用代表性个体进行研究。居民的经济决策时期包括年轻和年老时期，每一时期的时间禀赋标准化为 1。年轻时期的全部时间用于工作；年老时期的部分时间用于工作，部分时间享受闲暇，其中退休时点外生给定。年轻时期的收入来源于工作所得和来自上一辈的遗赠，用于当期的消费、储蓄、养育子女和缴纳社会保障费用；年老时期的收入来源于年轻时期储蓄的本息、年老时期的工作收入和社保收入，用于当期的消费和对下一辈的遗赠。由此得到：

$$C_t^y + S_t + \nu W_t n_t = W_t(1-\tau) + \frac{B_t}{n_{t-1}} \quad (1)$$

$$C_{t+1}^o + B_{t+1} = S_t(1+r_{t+1}) + xW_{t+1}(1-\tau) + (1-x)P_{t+1} \quad (2)$$

式（1）和（2）分别表示居民在年轻时期和年老时期的预算约束条件。其中： ν 表示每个子女的养育成本占工资的比例； τ 表示社保缴费率； x 表示年老时期的工作时间，由退休政策外生决定； C_t^y 和 C_{t+1}^o 分别表示居民年轻时期和年老时期的消费； n_t 表示生育子女的数量； W_t 和 S_t 分别表示第 t 期的工资和储蓄； r_{t+1} 和 P_{t+1} 分别表示第 $t+1$ 期的利率和单位时间内居民获得的社保收入。居民年轻时期获得的遗赠收入取决于父母的遗赠数量（ B_t ）和子女数量（ n_{t-1} ）。由于模型假设所有个体都是同质的，所以代表性居民获得的遗赠收入为 B_t/n_{t-1} 。

居民福利由消费效用、养育子女的效用和遗赠效用三部分组成。其中：消费效用取决于年轻时期和年老时期的消费；养育子女的效用取决于子女数量，此时子女具有消费品性质，可直接进入个人效用函

数,这一设定方法与严成樑(2018)^[27]、耿志祥和孙祁祥(2020)^[28]等的研究相一致。需要说明的是,遗赠产生效用是由于当父母留有一定量的财富给子女时,其会因为子女福利水平提高等而感到满足,由此带来效用增加。这得到了已有文献的支持: Davies(1981)^[16]建立自我中心主义模型分析发现,父母可以从给予子女财产支持或尽可能多地给予子女留下财产这一行为中获得快乐和满足感。用效用函数来表示,即父母给子女遗赠的财产越多,其来自遗赠行为的效用也就越高; Kopczuk和Lupton(2007)^[29]的研究发现,父母的遗赠来源于利己主义动机,给予子女遗赠能增加其自身的效用。Sheshinski和Weiss(1981)^[30]、Dalgaard和Jensen(2009)^[31]、张熠和卞世博(2015)^[32]以及殷红(2019)^[26]在研究中也把遗赠效用引入了个人的效用函数。而遗赠效用的具体函数形式与遗赠成因有关,现有文献中关于遗赠成因的分析主要有三种观点:给予的快乐(Abel和Andrew, 1986^[33]; Dalgaard和Jensen, 2009^[31])、战略性遗赠(Bernheim等, 1985^[34]; Ihori, 1994^[35])以及王朝的利他主义(Acemoglu和Johnson, 2007^[36]; Tomes, 1981^[37])。其中,“给予的快乐”这一遗赠动机着重强调父母对子女福利的无私关注,在这一动机下遗赠效用取决于遗赠数量(Abel和Andrew, 1986^[33]; Dalgaard和Jensen, 2009^[31])。根据现有经验研究,随着社会保险体系的发展,我国代际遗赠行为没有减少的迹象(张熠和卞世博, 2015^[32]),这间接否定了战略性遗赠,即为获取子女赡养而遗赠的观点。此外,受我国传统儒家文化影响,父母关注子女幸福,往往通过省吃俭用给子女留下更多遗产(袁志刚和朱国林, 2002^[12])。2007年在湖北省和辽宁省进行的一项调研显示,71.14%的被调研者希望给子女留下尽可能多的遗产(转引自Yin, 2010^[38])。基于此,我们认为我国居民的遗赠成因更符合“给予的快乐”这一观点,因而其遗赠效用取决于遗赠数量,这与Abel和Andrew(1986)^[33]、Dalgaard和Jensen(2009)^[31]以及蔡桂全和张季风(2020)^[39]对遗赠效用的设定形式相一致。于是,居民一生中的总福利为:

$$U(C_t^y, C_{t+1}^o, n_t, B_{t+1}) = \ln C_t^y + \beta \ln C_{t+1}^o + \gamma \ln n_t + \eta \ln B_{t+1} \quad (3)$$

其中: β 表示居民的主观贴现因子; γ 表示居民对子女数量的重视程度,该值越大,表示生育意愿越强; η 衡量了居民的遗赠动机强度,该值越大,表示对子女福利的重视程度越高。

居民在式(1)和(2)的预算约束下,通过选择储蓄水平 S_t 、生育子女数量 n_t 和遗赠水平 B_{t+1} ,最大化式(1)所示的一生福利水平。

(二) 企业

假设在完全竞争市场上,所有企业都是同质的,并按照Cobb-Douglas生产函数进行生产。于是,代表性企业的生产函数为:

$$Y_t = AK_t^\alpha (N_t + xN_{t-1})^{1-\alpha} \quad (4)$$

其中: Y_t 、 K_t 分别表示第 t 期的总产出和总资本; $xN_{t-1} + N_t$ 表示第 t 期总的劳动供给,由年轻劳动力 N_t 和老年劳动力 xN_{t-1} 两部分构成; A 表示全要素生产率; α 表示资本产出弹性,是介于0到1之间的常数。

参照Fanti和Gori(2012)^[40]的做法,假设每一期资本均全部折旧。企业最大化如下利润函数:

$$\pi(K_t, N_t + xN_{t-1}) = AK_t^\alpha (N_t + xN_{t-1})^{1-\alpha} - (1+r_t)K_t - W_t(N_t + xN_{t-1}) \quad (5)$$

定义劳均资本 $k_t = \frac{K_t}{N_t + xN_{t-1}}$,通过求解企业利润最大化问题得到:^①

$$r_t = \alpha Ak_t^{\alpha-1} - 1 \quad (6)$$

$$W_t = (1-\alpha) Ak_t^\alpha \quad (7)$$

(三) 政府

目前我国的社会保障制度主要为现收现付制(Pay-As-You-Go, PAYG),在这里我们仅对这一制度进行讨论。假定政府的决策依据是实现每一期社保账户的收支平衡。参照Miyazaki(2014)^[41]的分析思路,退休的老年人获取的社保收入等于当期工作人员缴纳的社保基金:

$$(1-x)P_{t+1}N_t = \tau W_{t+1}N_{t+1} + x\tau W_{t+1}N_t \quad (8)$$

等式两边同除以第 $t+1$ 期的退休老年人口 N_t ,并结合 $t+1$ 期年轻人口和老年人口满足的数量关系 $N_{t+1}/$

① 由于篇幅所限,本文第三部分和第四部分的所有推导过程备索。

$N_t = n_t$, 可以得到:

$$(1-x)P_{t+1} = \tau W_{t+1} n_t + x\tau W_{t+1} = (n_t + x)\tau W_{t+1} \quad (9)$$

四、均衡求解

(一) 局部均衡求解

在局部均衡分析中, 我们不考虑生产要素价格等的内生变化, 将其视为外生。在式 (1) 和式 (2) 的预算约束下求解居民的最优化决策, 可以得到储蓄水平 S_t 、子女数量 n_t 和遗赠水平 B_{t+1} 的一阶条件分别为:

$$\frac{1}{W_t(1-\tau) + \frac{B_t}{n_{t-1}} - S_t - \nu W_t n_t} = \beta \frac{1+r_{t+1}}{S_t(1+r_{t+1}) + xW_{t+1}(1-\tau) + (1-x)P_{t+1} - B_{t+1}} \quad (10)$$

$$\frac{\nu W_t}{W_t(1-\tau) + \frac{B_t}{n_{t-1}} - S_t - \nu W_t n_t} = \frac{\gamma}{n_t} \quad (11)$$

$$\frac{\beta}{S_t(1+r_{t+1}) + xW_{t+1}(1-\tau) + (1-x)P_{t+1} - B_{t+1}} = \frac{\eta}{B_{t+1}} \quad (12)$$

式 (10)、(11) 和 (12) 的经济含义为当居民实现最优决策时, 储蓄、生育子女以及遗赠的边际成本分别与其边际收益相等。其中, 式 (10) 的左边表示储蓄的边际成本, 即储蓄导致当前消费下降而带来的效用损失; 右边表示储蓄的边际收益, 即储蓄使得下一期消费提高而带来的效用增加。与之类似, 式 (11) 和 (12) 的左边分别表示生育和遗赠的边际成本, 即因养育子女和将收入留给子女所导致的消费下降而带来的效用损失; 右边分别表示生育和遗赠的边际收益, 即居民关心子女数量和从遗赠数量上获得满足感。

(二) 市场出清和一般均衡

与局部均衡相对, 在一般均衡分析中工资、利率等生产要素的价格受要素市场供求关系影响。当经济运行于一般均衡状态时, 居民、企业和要素市场需满足如下条件:

a. 居民: 在要素价格 $\{W_t, r_t\}$ 、退休时点 x 和单位时间内的社保收入 P_{t+1} 给定的条件下, 通过选择 $\{S_t, n_t, B_{t+1}\}$ 实现自身效用的极大化;

b. 企业: 在要素价格 $\{W_t, r_t\}$ 给定的条件下,

通过选择 $\{K_t, N_t + xN_{t-1}\}$ 实现利润的极大化;

c. 劳动力市场: 市场均衡, 居民的劳动力供给等于企业的劳动力需求;

d. 资本市场: 市场均衡, 居民储蓄等于企业投资。在现收现付的社保制度下, 经济中的资本积累全部来源于居民储蓄, 即 $K_{t+1} = S_t N_t$, 将方程两边同除以第 $t+1$ 期的劳动力总量 $N_{t+1} + xN_t$, 得到当期的劳均资本存量:

$$k_{t+1} = \frac{S_t}{n_t + x} \quad (13)$$

将一般均衡时需满足的要素价格表达式 (6) 和 (7), 社会保障收支平衡条件式 (9) 以及资本市场出清条件式 (13) 代入局部均衡解式 (10)、(11) 和 (12) 中, 得到现收现付制社保制度下 k_t 和 n_t 的动态方程为:

$$(1-\alpha)\gamma(1-\tau-\nu n_t)n_{t-1}A + \frac{\gamma\eta}{\beta+\eta}A[(\alpha+\tau-\alpha\tau)n_{t-1} + x] - \gamma(n_t+x)n_{t-1}k_{t+1}k_t^{-\alpha} = \nu(1-\alpha)n_t n_{t-1}A \quad (14)$$

$$\frac{1}{\gamma}\alpha(1-\alpha)\nu A n_t k_t^\alpha k_{t+1}^{-1} = \frac{1}{\beta+\eta}[(\alpha+\tau-\alpha\tau)n_t + x] \quad (15)$$

由于本文设定为新古典生产函数, 不考虑技术进步, 因而经济中存在稳态增长路径, 此时满足 $k_{t+1} = k_t = k^*$, $n_t = n_{t-1} = n^*$, 将此条件代入式 (14) 和 (15) 整理可得:

$$k^* = \left[\frac{\alpha(\beta+\eta)\nu(1-\alpha)n^*A}{\gamma(\alpha+\tau-\alpha\tau)n^* + \gamma x} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (16)$$

$$(1-\alpha)\gamma(1-\tau-\nu n^*)n^*[(\alpha+\tau-\alpha\tau)n^* + x] + \frac{\gamma\eta}{\beta+\eta}[(\alpha+\tau-\alpha\tau)n^* + x]^2 - \alpha(\beta+\eta)\nu(1-\alpha)(n^* + x)(n^*)^2 = \nu(1-\alpha)(n^*)^2[(\alpha+\tau-\alpha\tau)n^* + x] \quad (17)$$

由此可以得到稳态均衡时居民的遗赠量及各期消费分别为:

$$B^* = \frac{\eta}{\beta+\eta}A(k^*)^\alpha[(\alpha+\tau-\alpha\tau)n^* + x] \quad (18)$$

$$C^y = (1-\alpha)A(k^*)^\alpha(1-\tau-\nu n^*) + \frac{\eta}{\beta+\eta}A(k^*)^\alpha \left(\alpha+\tau-\alpha\tau + \frac{x}{n^*} \right) - (n^* + x)k^* \quad (19)$$

$$C^o = \frac{\beta}{\eta+\beta}A(k^*)^\alpha[(\alpha+\tau-\alpha\tau)n^* + x] \quad (20)$$

由于劳均资本存量 k^* 和子女数量 n^* 表达式的复杂性, 很难通过比较静态分析直接判断延迟退休对居民消费的确定影响。对此, 我们将在校准相关参数的基础上通过数值模拟评估延迟退休的政策效应。

五、参数校准与数值模拟

(一) 参数校准

设定每一期为 30 年, 我们将延迟退休年份由 0 年逐步提高至 10 年, 测算不同退休年份下居民各期消费的变化。模型中的待定参数有 $\{A, \alpha, \beta, \nu, \tau, \gamma, \eta\}$ 。对于模型中的常见参数, 我们借鉴相关文献的设定; 对于本文模型中特有的参数, 我们拟基于中国现实经济情况进行数据拟合, 以使模型更加贴近实际。

首先, 关于全要素生产率 A 、资本产出弹性 α 、贴现因子 β 、养育成本参数 ν 和社保缴费率 τ , 我们参考现有文献中的相关数据或实证研究后进行赋值。在全要素生产率方面, 实际上很难准确量化延迟退休对其产生的影响。对此, 我们借鉴现有研究中的通常做法 (王天宇等, 2016^[19]; 景鹏和郑伟, 2020^[42]), 将其标准化为 1。由式 (16) 和 (17) 可知, A 的不同取值不会使研究结论产生实质性变化。关于资本产出弹性, 王小鲁和樊纲 (2000)^[43] 测算出的资本产出弹性为 0.6, 张军 (2002)^[44] 估计我国的资本产出弹性为 0.5, 林忠晶和龚六堂 (2007)^[45] 设定的资本产出弹性为 0.65, 严成樑 (2016)^[24] 设定的资本产出弹性为 0.3, 而汪伟 (2016)^[46] 在研究中将资本产出弹性设定为 0.4, 这也是现有文献中对发展中国家资本产出弹性的通常取值。我们取基准模型中的 α 为 0.4, 同时分别检验 α 为 0.3、0.5、0.6 和 0.65 时研究结论的稳健性。在贴现因子方面, 严成樑 (2018)^[27] 在研究中将其设定为 0.6, 这与 Yew 和 Zhang (2009)^[47] 的设定标准一致。贺菊煌 (2002)^[48] 采用索洛对折现率的取值, 认为一年主观折现率大致在 0.01~0.02 之间。对此我们取基准模型中的 β 为

0.6, 同时取年主观折现率为 0.01 和 0.02, 即 $\beta \approx 0.55$ 和 0.74, 进行稳健性检验。关于养育成本参数, Liao (2013)^[49] 的研究发现养育成本占工资的比例为 0.2, Miyazaki (2013)^[50] 和严成樑 (2018)^[51] 在研究中将其设定为 0.25, 郭凯明等 (2021)^[52] 在研究中将其取值为 0.35。对此我们取基准模型中 $\nu=0.25$, 同时分别取 0.2 和 0.35 进行稳健性检验。在社保缴费率方面, Fanti 和 Gori (2012)^[40] 在研究中将其设定为 0.16, 严成樑 (2017)^[53] 在研究中的取值 0.3, 对此我们取中间值 0.25, 同时分别取 0.16 和 0.3 进行稳健性检验。

其次, γ 和 η 为决定居民偏好的参数。为确定其取值, 我们将根据现实经济情况利用数据进行拟合。拟合借助于以下数据实现: 第一, 我国的生育率约为 1.5^①, 取基准模型下 $n^*=1.5$ 。第二, 在现有关于我国家庭储蓄率的研究方面, 甘犁等 (2018)^[56] 分别使用中国家庭金融调查 (CHFS) 2017 年、中国家庭追踪调查 (CFPS) 2014 年和中国家庭收入调查 (CHIP) 2013 年的微观调研数据测算了我国家庭的储蓄率, 其结果分别为 0.291、0.189 和 0.273; 杨天宇和荣雨菲 (2015)^[57] 使用 CFPS 2012 年的调研数据测算出家庭储蓄率为 0.173; 苏华山等 (2016)^[58] 使用 CFPS 2010、2012 和 2014 年的调研数据测算出家庭储蓄率为 0.106。由于调研样本等不同, 对于我国家庭储蓄率的探讨尚未形成一致结论。对此, 我们取中间值 $s^*=S^*/[W^*(1-\tau)+B^*/n^*]=20\%$,^② 这与郭凯明和龚六堂 (2012)^[59] 以及童健和武康平 (2016)^[60] 研究中的取值一致。同时, 考虑到这一取值可能偏高或偏低, 我们分别取 $s^*=10\%$ 和 $s^*=25\%$ 进行稳健性检验。令延迟退休年份 $x=0$, 并将 S^* 、 W^* 和 B^* 等的表达式代入 $n^*=1.5$ 和 $s^*=20\%$, 借助 MATLAB 软件可求得基准模型中 $\eta=0.12$, $\gamma=1.09$, 这与汪伟 (2017)^[61] 研究中子女偏好参数为 1 的设定比较接近。所有参数的基准取值见表 1。

① 目前, 对于我国生育率的探讨尚未形成一致结论。根据国家统计局的数据, 2000 年第五次人口普查的生育率为 1.22, 2010 年第六次人口普查的生育率为 1.18。但是学者们普遍认为, 受“计划生育一票否决制”和瞒报、漏报等因素影响, 我国的生育率被低估了。比如: 郭志刚 (2009)^[54] 对 2006 年人口和计划生育调查结果公布的数据进行了校正, 认为按保守估计我国的生育率也应当在 1.497 以下; 崔红艳 (2013)^[55] 等认为, 综合考虑瞒报、漏报等问题, 2010 年我国的生育率应当在 1.5 左右。总的来看, 1.5 为学界普遍接受的水平。

② 本文也使用中国综合社会调查 (CGSS) 2017 年的微观调研数据对我国家庭储蓄率进行了测算, 根据“家庭储蓄率=(家庭可支配收入-家庭总支出)/家庭可支配收入”这一计算公式, 并对计算结果中前后 5% 的储蓄率进行缩尾处理后, 得出我国家庭储蓄率均值为 18.03%, 与杨天宇和荣雨菲 (2015)^[57] 的测算结果比较接近。相关数据留存备索。

表1 基准模型中的参数校准

参数	表示意义	取值
A	全要素生产率	1
α	资本产出弹性	0.4
β	贴现因子	0.6
ν	养育成本占工资比例	0.25
τ	社保缴费率	0.25
γ	居民对子女数量的重视程度	1.09
η	居民的遗赠动机强度	0.12

(二) 数值模拟

1. 基准模型下延迟退休对居民消费的影响。

基准模型参数取值下,根据式(17)可解得各延迟退休年份下均衡的人口出生率 n^* ,将其代入式(16)得到劳均资本存量 k^* ,再结合式(18)和(19)可解得居民的各期消费。^①图1给出了稳态均衡时延迟退休和居民消费的关系。

结论:在基准参数取值下延迟退休将降低居民年轻时期的消费,并提高年老时期的消费和一生中的总消费。比如,延迟退休5年将使居民年轻时期的消费降低6.88%,使年老时期的消费提高9.98%,使一生总消费提高6.94%(这一结果与殷红(2019)^[26]研究中6.7%的结论接近)。

基于影响机制的分析。对于年轻时期的消费而言,延迟退休具有正负两方面影响。正向影响方面:首先,延迟退休使得年老时期的收入增加。为平滑一生的消费,居民倾向于降低年轻时期的储蓄、提高消

费;其次,延迟退休使得年轻时期的遗赠收入增加。年轻时期的遗赠收入取决于其父代的遗赠量和生育子女数量。一方面,延迟退休增加了居民年老时期的收入,因而均衡的遗赠量倾向于增加;另一方面,延迟退休提高了均衡时生育子女的数量^②。根据图2,延迟退休通过增加遗赠量带来的正向影响更大,因而净效应为增加居民的遗赠收入,这倾向于提高年轻时期的消费。负向影响方面:延迟退休带来的劳动力的跨期投入以及储蓄的降低使得劳均资本存量下降。同时,生育数量的提高进一步加剧了这一结果,在图2中表现为劳均资本存量随着延迟退休年份的提高而降低。对此,均衡的工资水平降低,这倾向于减少年轻时期的消费。综合来看,在基准参数取值下,延迟退休通过减少储蓄和增加遗赠收入这两个渠道带来的正向影响相对较小,因而净效应为降低年轻时期的消费。

对于年老时期的消费而言,延迟退休也存在正负两方面影响。正向影响方面:延迟退休使得年老时期的收入增加,消费倾向于提高。居民年老时期的收入来源于储蓄、工资和社保三部分。储蓄收入方面:年轻时期的储蓄下降,但由于劳均资本存量下降,均衡的利率水平提高,且根据图2,利率提高带来的正向影响更大。于是,储蓄收入增加。工资收入方面:劳均资本存量下降使得工资水平降低,但延迟退休使得工作时间延长。从净效应来看,延迟退休使得年老时期的工资收入增加。社保收入方面:延迟退休提高了社保收入水平并减少了领取社保收入的时间。其中,对社保收入水平的影响主要通过三个渠道实现:一是

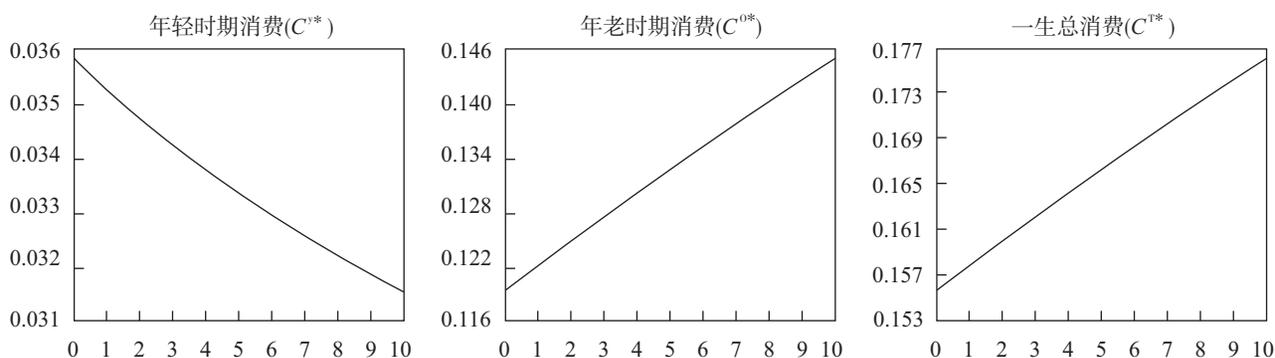


图1 延迟退休对居民各期消费的影响

① 借助于 MATLAB 软件对 n^* 求解的结果显示, n^* 存在唯一正解。与之对应, 稳态均衡时的劳均资本存量 k^* 也是唯一的。

② 延迟退休主要通过两个渠道影响生育数量: 一方面延迟退休使得居民年老时期的收入增加, 年轻时期储蓄压力减小、预算约束放宽, 因而其倾向于增加生育数量; 另一方面, 延迟退休使得劳均资本存量下降、工资水平降低, 于是居民年轻时期的工作收入下降, 因而其倾向于减少生育数量。根据图2, 延迟退休的正向影响更强, 净效应为提高生育数量。

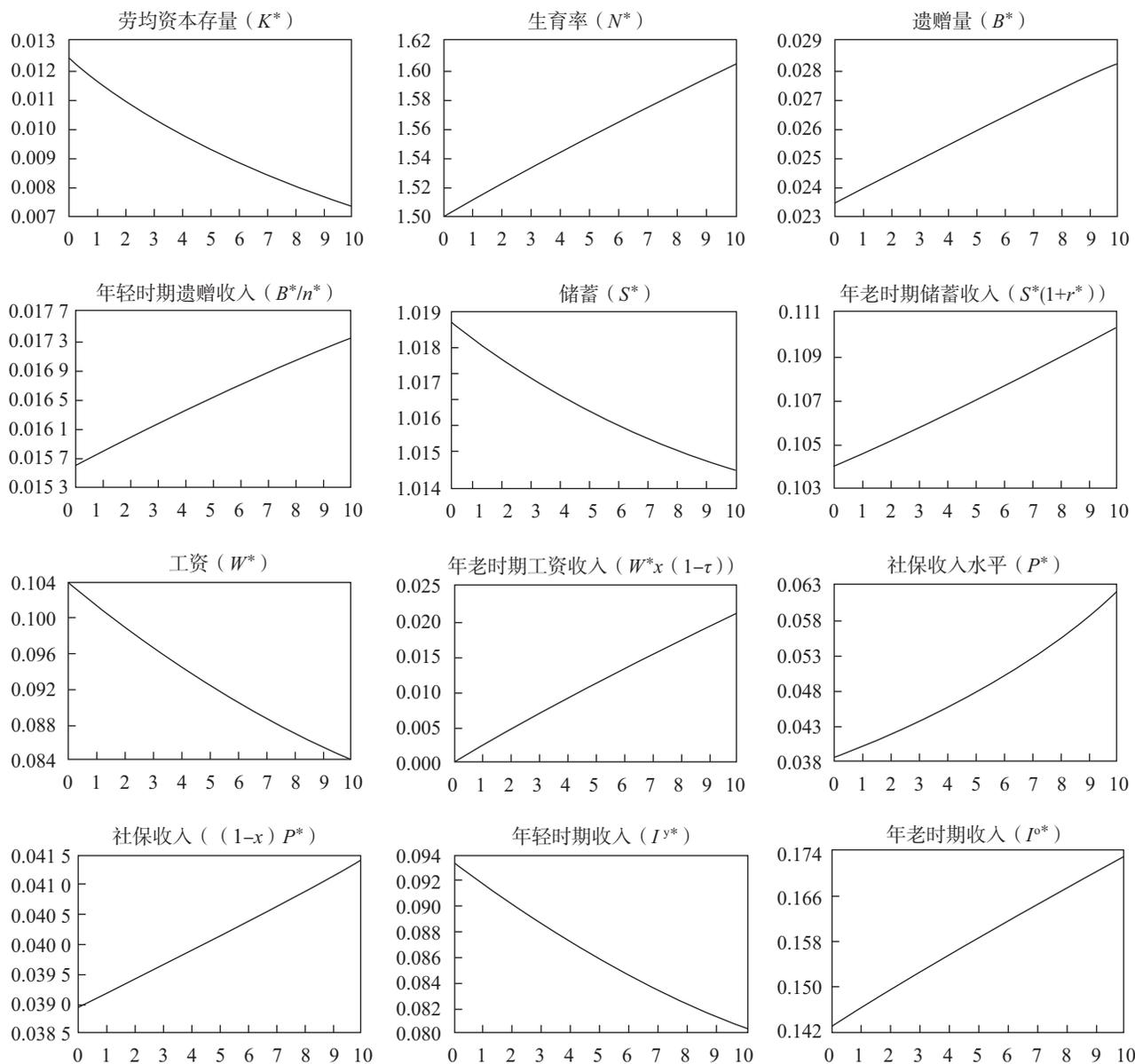


图2 延迟退休对内生变量的影响

退休时间越晚，社保账户缴纳越多，领取社保时间越短，社保收入水平倾向于提高；二是延迟退休使得生育数量提高，于是社保缴费人数增加，社保基金收入增加，社保收入水平倾向于提高；三是延迟退休使得工资水平下降，社保缴费水平降低，社保收入水平倾向于降低。根据图2，延迟退休的净效应为提高社保收入水平，且这一影响超过了领取社保收入时间减少所带来的负向影响，于是年老时期的社保收入增加。根据以上三方面，延迟退休将增加年老时期的收入，从而当期消费倾向于提高。负向影响方面：延迟退休提高了年老时期的遗赠水平，更多的收入被赠予下一代，自身消费倾向于减少。综合来看，在基准参数取

值下，延迟退休通过增加收入渠道带来的正向影响更大，因而净效应为提高年老时期的消费。此外，根据图1，延迟退休对年老时期消费的正向影响要大于对年轻时期消费的负向影响，从而将提高居民一生中的总消费。

2. 延迟退休影响居民消费的稳健性检验。

延迟退休对居民消费的影响可能与基准参数取值有关。为此，我们结合现有文献中 s^* 、 α 、 β 、 ν 和 τ 的通常取值，对该影响进行稳健性检验。为使结果具有可比性，在每一次调整基准参数取值时，我们将重新拟合 γ 和 η 的取值，确保 $x=0$ 时有 n^* 和 s^* 满足基准取值。表2为稳健性检验结果。

表2 延迟退休影响居民消费的稳健性检验

x	1/15	1/5	1/3	1/15	1/5	1/3
	$s^* = 10\%$			$s^* = 25\%$		
C^y^*	0.011 1	0.009 9	0.008 9	0.053 0	0.051 3	0.050 0
C^o^*	0.092 3	0.095 0	0.097 1	0.131 5	0.144 4	0.156 2
C^T^*	0.103 4	0.104 9	0.106 0	0.184 5	0.195 7	0.206 2
	$\alpha = 0.3$			$\alpha = 0.5$		
C^y^*	0.094 9	0.093 5	0.092 8	0.009 1	0.008 3	0.007 7
C^o^*	0.206 0	0.235 1	0.260 2	0.050 0	0.051 4	0.052 7
C^T^*	0.300 9	0.328 6	0.353 0	0.059 1	0.059 7	0.060 4
	$\alpha = 0.6$			$\alpha = 0.65$		
C^y^*	0.001 1	0.001 0	0.000 9	0.000 26	0.000 22	0.000 19
C^o^*	0.009 5	0.009 2	0.008 9	0.002 70	0.002 52	0.002 37
C^T^*	0.010 6	0.010 2	0.009 8	0.002 96	0.002 74	0.002 56
	$\beta = 0.55$			$\beta = 0.74$		
C^y^*	0.038 6	0.036 8	0.035 5	0.026 5	0.024 8	0.023 5
C^o^*	0.122 6	0.133 1	0.142 6	0.128 9	0.137 9	0.146 2
C^T^*	0.161 2	0.169 9	0.178 1	0.155 4	0.162 7	0.169 7
	$\nu = 0.2$			$\nu = 0.35$		
C^y^*	0.032 3	0.030 2	0.028 5	0.036 5	0.035 3	0.034 4
C^o^*	0.129 3	0.138 1	0.146 2	0.111 4	0.122 3	0.132 2
C^T^*	0.161 6	0.168 3	0.174 7	0.147 9	0.157 6	0.166 6
	$\tau = 0.16$			$\tau = 0.3$		
C^y^*	0.034 3	0.031 9	0.030 0	0.034 9	0.033 5	0.032 3
C^o^*	0.124 6	0.133 9	0.142 4	0.125 1	0.135 6	0.145 3
C^T^*	0.158 9	0.165 8	0.172 4	0.160 0	0.169 1	0.177 6

可以看到,延迟退休对居民消费的影响与资本产出弹性 α 有关。现有取值中,当 $\alpha \leq 0.5$ 时,延迟退休将降低年轻时期的消费,并提高年老时期的消费和一生中的总消费,这与基准模型中的结果相一致。而当 $\alpha \geq 0.6$ 时,延迟退休将同时降低年轻时期和年老时期的消费。出现这一结果的主要原因在于:随着资本产出弹性的提高,延迟退休导致的劳均资本存量下降所带来的工资水平下降幅度增大。根据我们的数值模拟结果,当 α 由0.3提高至0.65时,延迟退休10年导致的工资水平下降幅度将由13.6%提高至37.3%^①。工资水平下降幅度的提高又将通过以下渠道降低年老时期的消费:一是年轻时期工资收入下降幅度增大,储蓄减少程度提高;二是既定延迟退休年份下,年老时期的工资收入下降;三是社保缴费水平降低,导致年老时期的社保收入下降。由于工资水平

的下降幅度随着 α 的提高而增大,因而当 α 超过某一阈值时,延迟退休对年老时期继而一生总消费的影响将由正转负。数值模拟结果显示:这一阈值介于0.5和0.6之间。

此外,当调整主观贴现因子 β 、养育成本参数 ν 、社保缴费率 τ 以及基准储蓄率 s^* 的取值时,延迟退休对居民各期消费的影响程度不同,但影响方向不变,即延迟退休均将降低居民年轻时期的消费、提高年老时期的消费和一生中的总消费。这与基准模型中的结论相一致,因而调整 β 、 ν 、 τ 和 s^* 的取值时延迟退休的政策效果是稳健的。

六、结论与政策启示

消费是未来国内大循环发展的主要潜力。本文在我国人口老龄化加剧和退休人员数量攀升的背景下,

^① 受篇幅限制,相关工资数据未在文中列出,留存备案。

构建内生生育率并包含遗赠动机的拓展的 OLG 模型,采用理论分析和数值模拟相结合的方法,考察了延迟退休政策对居民消费的长期影响。研究表明:影响结果取决于经济中的资本产出弹性。如果资本产出弹性较高,那么延迟退休将同时降低居民年轻时期和年老时期的消费;反之,延迟退休将降低居民年轻时期的消费,并提高其年老时期的消费和一生中的总消费。根据数值模拟结果,使延迟退休政策效果发生改变的资本产出弹性的阈值介于 0.5 和 0.6 之间。当经济向更高阶段演进时,资本产出弹性会逐渐走低(袁富华等,2013^[62];吴国培等,2015^[63]),从这一角度来看延迟退休提高居民一生中的总消费是必然趋势。

围绕上述研究结论,结合对延迟退休影响居民消费的传导机制的分析,可以得到以下政策启示:其一,“内外”兼顾,增加经济中的资本积累。由文中影响机制的分析可知,延迟退休通过减少储蓄等降低了劳均资本存量,进而经由工资等渠道对居民消费产生负向影响。对此,在实施延迟退休政策的同时要增加经济中的资本积累。具体而言,对内可通过减税降费和财政补贴等方式增强本土企业的资本积累能力;

对外可通过进一步拓展投资空间、缩减外资准入负面清单和加强外资企业合法权益保护等方式吸引外资流入。当经济中的资本产出弹性较高时,以上措施的实施更为重要。其二,建立有助于提高年轻人消费的政策机制。延迟退休对年轻人消费和老年人消费的影响差别较大。根据本文的数值模拟结果,延迟退休在各种情形下都将降低年轻人消费。对此,可以考虑在年轻人和老年人之间建立收入分配协调机制或是设定最低消费保障机制,避免延迟退休对年轻人消费的负面冲击过大。

最后要指出的是,本文在包含遗赠动机的 OLG 模型中研究了延迟退休对居民消费的影响,但模型在描述和刻画现实经济方面还存在有待拓展之处:一是延迟退休可能通过影响家庭的教育投入等对经济中的人力资本积累产生影响,进而通过收入等渠道影响居民消费,对此可以做更深入的研究;二是现实经济中,隔代抚养在我国较为普遍,延迟退休将挤出父辈的隔代抚养时间,从而影响家庭的生育决策和资源配置等,这一机制也会影响居民的消费,这也是我们下一步的研究方向。

参考文献

- [1] 付敏杰,张杰.新常态下促进消费扩大和升级的税收政策[J].税务研究,2015(3):11-16.
- [2] 盖晓敏,耿君.消费水平、消费选择与人口年龄结构触动[J].改革,2014(12):127-134.
- [3] 王金营,付秀彬.考虑人口年龄结构变动的中国消费函数计量分析——兼论中国人口老龄化对消费的影响[J].人口研究,2006(1):29-36.
- [4] 毛中根,孙武福,洪涛.中国人口年龄结构与居民消费关系的比较分析[J].人口研究,2013(3):82-92.
- [5] 田成诗,马嘉彧.人口老龄化对中国宏观经济的影响——基于消费可能性边界的研究[J].人口与经济,2020(1):63-74.
- [6] Smith S. The Retirement Consumption Puzzle and Involuntary Early Retirement: Evidence from the British Household Panel Survey [J]. The Economic Journal, 2006, 116 (510): 130-148.
- [7] 刘子兰,宋泽.中国城市居民退休消费困境研究[J].中国人口科学,2013(3):94-103,128.
- [8] 陈冲.中国人口老龄化的消费效应分析——基于生命周期假说理论[J].中央财经大学学报,2013(6):50-57.
- [9] 贾俊雪,郭庆旺,宁静.传统文化信念、社会保障与经济增长[J].世界经济,2011(8):3-18.
- [10] Yin T. The 'Will' to Save in China: The Impact of Bequest Motives on the Saving Behavior of Older Household [J]. Japanese Economy, 2012, 39 (3): 99-135.
- [11] Menchik P L, David M. Income Distribution, Lifetime Saving and Bequests [J]. America Economic Review, 1983, 73 (4): 672-690.
- [12] 袁志刚,朱国林.消费理论中的收入分配与总消费——及对中国消费不振的分析[J].中国社会科学,2002(2):69-76.
- [13] Flavin M A. The Adjustment of Consumption to Changing Expectation about Future Income [J]. Journal of Political Economy, 1981, 89 (5): 974-1009.
- [14] Hall R E, Mishkin F S. The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households [J]. Econometrica, 1982, 50 (2): 461-481.
- [15] Peng X, Mai Y. Population Aging, Retirement Age Extension and Economic Growth in China: A Dynamic General Equilibrium Analysis [Z]. Centre of Policy Studies/IMPACT Centre Working Paper, 2013.
- [16] Davies J B. Uncertain Lifetime, Consumption and Dissaving in Retirement [J]. Journal of Political Economy, 1981, 89 (3): 561-577.
- [17] 阳义南,曾燕,瞿婷婷.推迟退休会减少职工个人的养老金财富吗?[J].金融研究,2014(1):58-70.
- [18] 田月红,赵湘莲.人口老龄化、延迟退休与基础养老金财务可持续性研究[J].人口与经济,2016(1):39-49.
- [19] 王天宇,邱牧远,杨澄宇.延迟退休、就业与福利[J].世界经济,2016(8):69-93.

- [20] 宁磊, 郑春荣. 延迟退休会提高社会福利水平吗? [J]. 财经研究, 2016 (8): 27-39.
- [21] 张川川, 张耀辉. 老年人就业和年轻人就业的关系: 来自中国的经验证据 [J]. 世界经济, 2014 (5): 74-90.
- [22] 张熠, 汪伟, 刘玉飞. 延迟退休年龄、就业率与劳动力流动: 岗位占用还是创造? [J]. 经济学 (季刊), 2017 (3): 897-920.
- [23] 康传坤. 提高缴费率还是推迟退休? [J]. 统计研究, 2012 (12): 59-68.
- [24] 严成樑. 延迟退休、内生出生率与经济增长 [J]. 经济研究, 2016 (11): 28-43.
- [25] 韦江, 倪宣明, 何艾琛. 老龄化下人口政策与经济增长关系研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2018 (2): 337-350.
- [26] 殷红. 延迟退休对职工福利水平的影响——基于效用视角 [J]. 人口与经济, 2019 (1): 80-94.
- [27] 严成樑. 延迟退休、隔代教养与人口出生率 [J]. 世界经济, 2018 (6): 152-172.
- [28] 耿志祥, 孙祁祥. 延迟退休年龄、内生生育率与养老金 [J]. 金融研究, 2020 (5): 77-94.
- [29] Kopczuk W, Lupton J P. To Leave or not to Leave: The Distribution of Bequest Motives [J]. Review of Economic Studies, 2007, 96 (1), 207-235.
- [30] Sheshinski E, Weiss Y. Uncertainty and Optimal Social Security Systems [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1981, 96 (2), 189-206.
- [31] Dalgaard C, Jensen M K. Life-cycle Savings, Bequest, and a Diminishing Impact of Scale on Growth [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2009, 33 (9): 1639-1647.
- [32] 张熠, 卞世博. 遗产税、民生财政与中国经济结构转型 [J]. 财经研究, 2015 (1): 4-20.
- [33] Abel X, Andrew B. Capital Accumulation and Uncertain Lifetimes with Adverse Selection [J]. Econometric, 1986, 54 (5): 1079-1097.
- [34] Bernheim B D, Shleifer A, Summers L H. The Strategic Bequest Motive [J]. Journal of Political Economy, 1985, 93 (6): 1045-1076.
- [35] Ihori T. Intergenerational Transfers and Economic Growth with Alternative Bequest Motives [J]. Journal of the Japanese and International Economics, 1994, 8 (3): 329-342.
- [36] Acemoglu D, Johnson S. Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth [J]. Journal of Political Economy, 2007, 115 (6): 925-985.
- [37] Tomes N. The Family, Inheritance, and the Intergenerational Transmission of Inequality [J]. Journal of Political Economy, 1981, 89 (5): 928-958.
- [38] Yin T. Parent-child Co-residence and Bequest Motives in China [J]. China Economic Review, 2010, 21 (4): 521-531.
- [39] 蔡桂全, 张季风. 中国老年人家庭储蓄成因的实证分析——基于遗产动机的视角 [J]. 人口学刊, 2020 (4): 70-81.
- [40] Fanti L, Gori L. A Note on Endogenous Fertility, Child Allowances and Poverty Trap [J]. Economics Letters, 2012, 117 (3): 722-726.
- [41] Miyazaki K. The Effects of the Raising the Official Pension Age Policy in an Overlapping Generations Economy [J]. Economics Letters, 2014, 123 (3): 395-399.
- [42] 景鹏, 郑伟. 预期寿命延长、延迟退休与经济增长 [J]. 财贸经济, 2020 (2): 39-53.
- [43] 王小鲁, 樊纲. 中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2000: 75.
- [44] 张军. 资本形成、工业化与经济增长: 中国的轨迹特征 [J]. 经济研究, 2002 (6): 3-13, 93.
- [45] 林忠晶, 龚六堂. 退休年龄、教育年限与社会保障 [J]. 经济学 (季刊), 2007 (4): 211-230.
- [46] 汪伟. 人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2016 (1): 67-96.
- [47] Yew S L, Zhang J. Optimal Social Security in a Dynamic Model with Human Capital Externalities, Fertility and Endogenous Growth [J]. Journal of Public Economics, 2009, 93 (3): 605-619.
- [48] 贺菊煌. 个人生命分为三期的世代交叠模型 [J]. 数量经济技术经济研究, 2002 (4): 48-55.
- [49] Liao J. The One-child Policy: A Macroeconomic Analysis [J]. Journal of Development Economics, 2013, 101 (1): 49-62.
- [50] Miyazaki K. Pay-as-you-go Social Security and Endogenous Fertility in a Neoclassical Growth Model [J]. Journal of Population Economics, 2013, 26 (3): 1233-1250.
- [51] 严成樑. 老年照料、人口出生率与社会福利 [J]. 经济研究, 2018 (4): 122-135.
- [52] 郭凯明, 余静雯, 龚六堂. 退休年龄、隔代抚养与经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (2): 493-510.
- [53] 严成樑. 延迟退休、财政支出结构调整与养老金替代率 [J]. 金融研究, 2017 (9): 51-66.
- [54] 郭志刚. 近年生育率显著“回升”的由来——对2006年人口和计划生育调查的评价研究 [J]. 中国人口科学, 2009 (2): 2-15, 111.
- [55] 崔红艳, 徐岚, 李睿. 对2010年人口普查数据准确性的估计 [J]. 人口研究, 2013 (1): 10-21.
- [56] 甘犁, 赵乃宝, 孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率 [J]. 经济研究, 2018 (12): 34-50.
- [57] 杨天宇, 宋雨霏. 高收入会导致高储蓄率吗——来自中国的证据 [J]. 经济学家, 2015 (4): 74-81.
- [58] 苏华山, 吕文慧, 张运峰. 未婚家庭成员人数对家庭储蓄率的影响——基于CFPS面板数据的研究 [J]. 经济科学, 2016 (6): 75-88.
- [59] 郭凯明, 龚六堂. 社会保障、家庭养老与经济增长 [J]. 金融研究, 2012 (1): 78-90.
- [60] 童健, 武康平. 经济发展进程中的基础设施投资结构变迁 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016 (12): 61-77.
- [61] 汪伟. 人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (17): 67-96.
- [62] 袁富华, 张平, 刘霞辉, 等. 中国经济转型的结构性特征、风险与效率提升路径 [J]. 经济研究, 2013 (10): 4-28.
- [63] 吴国培, 王伟斌, 张习宁. 新常态下的中国经济增长潜力分析 [J]. 金融研究, 2015 (8): 46-63.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

不确定性下房地产企业的柔性决策机制

——基于动态视角的实物期权理论拓展

The Research on Investment Decision Mechanisms
of Real Estate Developers under Uncertainty

王一迪 杨 赞 黄少麟

WANG Yi-di YANG Zan HUANG Shao-lin

[摘要] 不确定性是经济以及房地产市场的固有环境。本文基于房地产市场不确定性和融资不确定性的背景，研究了房地产企业在不确定性下的多项目开发投资决策机制。本文将实物期权模型扩展到多资产层面，扩充了柔性决策的内涵；通过蒙特卡洛模拟的方法求解出企业价值函数和土地支付意愿；借助价值函数以及贝尔曼最优化原理，推导了当期最优开发行为；并实证检验了多资产柔性决策机制的现实适用性。本文发现，房地产市场不确定性越高，柔性决策的价值越高，因此企业降低当期开发投资，土地支付意愿增加；而各城市市场相关性会削弱多资产层面柔性决策的价值；融资不确定性越高，企业降低当期开发投资，同时增加高房价城市的相对开发投资。本文从新的角度，揭示了不确定性下房企投资决策机制，有助于更好地理解房地产市场供给端的行为机理，为房地产长效机制建设提供了科学依据。

[关键词] 不确定性 实物期权 房地产开发投资 柔性决策

[中图分类号] F293.30 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0085-14

Abstract: Uncertainty is an inherent environment of the economy and the housing market. Based on the background of real estate market uncertainty and financing uncertainty, this paper studies the multi-project development investment decision-making mechanism of real estate enterprises under uncertainty. This paper extends the real option model to the multi-asset level, expanding the connotation of flexible decision-making. The enterprise value function and land willingness to pay are solved by the Monte-Carlo simulation method. The current optimal development behavior is derived using the value function and Behrman optimization principle. And the practical applicability of the multi-asset flexible decision mechanism is empirically tested. We find that the higher the uncertainty of the real estate market, the higher the value of flexible decision-making. Therefore, the firm reduces the current development investment, and the willingness to pay for land increases. The market correlation of different cities will weaken the value of flexible decision-making at the multi-asset level. The higher the financing uncertainty, the lower the current development investment and the higher the relative development investment in the cities with high housing prices. This paper reveals the investment decision-making mechanism of real estate enterprises under uncertainty from a new perspective, which helps to better understand the behavior mechanism of the supply side of the real estate market, and provides a scientific basis for the construction of long-term mechanism of real estate.

Key words: Uncertainty Real option Real estate development Decision flexibility

[收稿日期] 2021-03-10

[作者简介] 王一迪，女，1996年10月生，清华大学建设管理系恒隆房地产研究中心博士研究生，研究方向为房地产经济学；杨赞，女，1968年12月生，清华大学建设管理系恒隆房地产研究中心副教授，经济学博士，研究方向为房地产经济学；黄少麟，男，1994年2月生，清华大学建设管理系恒隆房地产研究中心硕士研究生，研究方向为房地产经济学。本文通讯作者为杨赞，联系方式为 zanyang@tsinghua.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金“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）；国家自然科学基金和瑞典科研教育国际合作课题“基于城市可持续发展下的有效和公平的租房市场的研究”（项目编号：72011530136）。

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、前言

现实的、复杂的经济环境中处处充满未知，经济活动中的每一个主体都无可避免地在决策中面临不完全被知晓概率分布的不确定性（Knight, 1921^[1]），不确定性是现实经济活动的本质。在中国，房地产市场频繁受到宏观经济环境和政策不确定性的影响，同时近年来房地产市场面临的以“限购”“限价”为代表的短期范围的调控政策，以及以房地产税、租赁市场为代表的长期范围的长效机制，使其成为受不确定性影响的重要对象。在不确定性对房地产市场影响机制的研究中，房地产企业是重要的切入对象。一方面，房地产企业在房地产市场提供增量供给的主体，是调节房地产空间市场和房地产资本市场的重要变量。另一方面，房地产企业也是房地产资产的投资主体，在房地产投资的全生命周期内，房地产企业进行购置土地、项目开发、项目融资、项目退出（出售）等多方面的决策，其行为不仅仅影响着住房市场，还影响着相关联的土地市场和金融市场，比如出现“地王”、囤地、土地流拍等现象。因此，聚焦房地产企业，把握不确定性下房地产业的投资策略，是探索不确定性下房地产市场发展规律的一个重要突破口。

由于房地产投资的不可逆性、不确定性和决策柔性（Pindyck, 1991^[2]），土地的实物期权属性成为关注房地产企业的投资决策时的焦点，即土地赋予了其所有者在风险和不确定性的环境下延迟做决策的权利。不确定性增加了等待期权的价值（Rodrik, 1989^[3]），在不确定性的环境下企业存在类似于居民部门预防性储蓄的“预防性延迟”（precautionary delay）行为（Huseyin 和 Mihai, 2016^[4]），这强调了投资者能够根据后续的信息更新做出动态的决策，而非在 DCF 框架下根据初始预期进行决策（Trigeorgis, 1993^[5]）。实物期权模型通常应用于项目获取（定价）和开发决策，但其最核心的动态决策、柔性决策行为在房地产销售决策中的研究起步较晚，原因是房地产的销售决策——或者说房地产资产的最优持有期决策——在早期被视为一种外生的约束，而非内生的决策变量（Hendershot 和 Ling, 1984^[6]；Gau 和 Wang, 1994^[7]）。Baroni 等（2007）^[8]使用静态的决策模型讨论了房地产投资者何时出售房地产资产的问题，在他们的模型基础上，Barthélémy 和 Prigent

（2008）^[9]提出了一个动态的决策模型，认为房地产投资者可以在任何一个时刻根据当前的信息决定出售或继续持有资产，直到持有期达到了法律规定的上限——类似美式期权的决策过程。相比静态决策模型，动态决策模型中投资者的预期投资收益更高，同时投资收益对资产价格波动率的敏感性更低，这说明动态的、柔性的销售决策不仅能够提高投资者收益，还能够降低房价波动的风险（Barthélémy 和 Prigent, 2008^[9]）。Amédée-Manesme 等（2015）^[10]考虑了商业地产的租赁特点对商业地产出售决策的影响，模型显示：更高的租金波动率、更长的平均空置期和租户提前终止租约的选择权都会降低商业地产的最优持有期。Amédée-Manesme 等（2016）^[11]将模型推广到风险厌恶的情形。可见，无论是项目获取、开发还是销售决策，动态视角强调了不确定性下决策者可以通过柔性决策来规避甚至是利用不确定性。由于理性的投资者总能够在未来的信息下做出不劣于当期的决策，动态决策能够在不确定性下带来额外的价值，同时等待期权的存在也会使当期决策相应受到不确定性的影响。

现有研究已得到并证实了实物期权的两个关键假说：不确定性的提高会提升项目价值并延迟项目开发时机。近年来，研究逐渐扩充了实物期权在商业地产（Tzang 等, 2018^[12]）、住房租赁市场（Kim 和 Song, 2018^[13]）等多种类型房地产市场中的应用。更重要的是，近期的研究开始扩展对房地产项目的灵活性的讨论，进而丰富实物期权的应用价值，主要分为四类。第一类是拆解房地产项目过程中各个阶段，放松各阶段的决策独立性并嵌套复合实物期权，拓展了实物期权在单一房地产项目中的应用。Kemala 和 Simatupang（2020）^[14]认为开发项目中每一步骤的授权都是一次实物期权的过程，将投资和开工两个步骤分开。Cheng 等（2021）^[15]则进一步拆解了授权启动项目、支付、取得建造许可、开工四个流程，改进了经典的开发选择模型。第二类是增加开发商在每一个步骤的多样选择。Durica 等（2018）^[16]在房地产投资的期权定价模型中加入了扩大、收缩和放弃项目的多种选择，认为集成了多样化投资和市场环境的模型可以更好地阐述房地产市场的状况。第三类是放松单一目标，研究开发商在战略贡献和财务回报等多目标灵活转换下的实物期权决策（Guo 等, 2018^[17]）。第四类是讨论了房地产用途的灵活转换。Mintah 等

(2018)^[18]使用实物期权方法将期权分期应用于住宅开发和住宅用途转换,扩展了实物期权对于“开发灵活性”的价值。

实际上,“灵活性”不只体现在单一项目的开发与否、用途切换。现有研究就单一项目为研究对象,关注企业在该项目收益、风险等因素的绝对水平下如何进行决策,而忽略了房地产企业作为一个决策整体,对多项目层面取舍的影响,无法确定房地产企业的资源配置策略。对于同时布局多个项目的房地产开发商而言,一个非常重要的开发决策不仅是“向后看”的复合期权,而且是“向左右看”,即,将多项目作为一个整体进行判断,通过比较和权衡多个项目的收益、风险等因素的相对水平,进而从项目组合中对各个项目进行筛选决策。在这种多项目横向比较的加成下,开发商收益不再是开发与不开发某一单项目的“非黑即白”,而是可以基于每一项目的实物期权特性,充分发挥项目选择权的灵活性,项目整体的决策机制和决策收益将更加灵活。因此,多资产层面中企业决策的动态内涵更加丰富,即企业在有限的资金下动态决策项目的开发顺序和投入比例。尤其是在中国,各城市房地产市场环境受到差异性地方政策环境的影响,不确定性的来源多样且复杂,加剧了房地产企业经营与投资环境、投资约束等方面的复杂约束,将放大多项目层面下实物期权的作用效果。国内学者也对土地开发(朱凯等,2017^[19])和项目销售过程(王媛,2015^[20];朱恩伟等,2019^[21])中的实物期权进行了研究,认为我国房地产开发商的“捂盘”现象不能完全被实物期权理论支持,并从非理性的角度提供了解释。这也说明了,单项目视角下的实物期权存在与我国房地产市场不完全匹配的现象。

本文在理论上创新性地拓展实物期权模型,建立多资产下企业动态规划决策模型,深化了实物期权模型中柔性决策的核心内涵;并在技术上借助蒙特卡洛模拟法和贝尔曼最优化原理实现了价值函数的求解和最优决策计算,量化度量了不确定性对房地产企业投资决策的影响机制和不确定性下房地产增量供给的变动逻辑,有助于更加深入地从微观角度认识实物期权

的现实意义和价值。进一步地,本文通过实证,使用房地产市场不确定性及其与房价相关性的交叉项、融资不确定性及其与标准化房价的交叉项作为核心解释变量对企业的开发决策进行了检验,并得到了与理论一致的结果。揭示了在多资产视角下,企业基于资产的相对收益水平和相对不确定性水平进行柔性决策,进而可以通过调整资源配置比例和顺序,充分发挥实物期权价值的灵活性的决策机制。

二、房地产企业核心不确定性

结合中国房地产市场和房地产企业的具体特点,本文聚焦房地产企业面临的两种典型的不确定性:房地产市场的不确定性和企业融资的不确定性。

房地产市场的不确定性是指,房地产企业不能完全地预知未来房地产市场的需求变化和未来其他企业的供给特点,进而不能预知未来的房地产价格,导致项目投资收益存在不确定性。过去十年里,政策不确定性是房地产市场不确定性的一个重要来源。2010年4月,国务院发布的“国十条”^①拉开了以“限购”“限贷”为代表的房地产调控政策的帷幕,通过限制购房者的购房门槛以及住房贷款抑制住房需求。2014年6月,部分城市陆续开始取消限购政策,同年9月,通过修改二套房认定标准^②放松限贷,随后“去库存”成为各城市主要工作^③,政策宽松成为主基调。同期的棚改货币化安置、降低首付比例、住房贷款利率等政策大大刺激了住房需求。2016年9月,热点城市重启房地产调控政策,并在加大力度的同时提出因城施策。在频繁的政策干预下,房地产企业不能完全把握政策方向、政策力度、推出时间和政策效果等信息,也因此面临着房地产需求和房地产价格的不确定性。

企业融资的不确定性是指,房地产企业不能完全预知未来资金来源的成本与数量约束,导致投资活动的资金要素存在不确定性。房地产企业通常具有一定的土地储备,并使用有限的资金在项目之间进行周转,资金通常是相对于土地而言的紧缺要素。另外,由于房地产资产(土地、在建工程、库存商品房)的变现能力弱,房地产企业在面临现金流出压力时,

① 《国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》。

② 二套房认定标准由“认房又认贷”改为“认贷不认房”,即居民只要没有未还清的房贷,则不管是否已经拥有住房,都在申请住房贷款时适用首套房贷款利率。

③ 2015年中央经济工作会议上提出,化解房地产库存成为供给侧改革五大任务之一。

如果外部融资和内部经营性的现金来源不足以支撑现金流出,则需要承受处置非流动资产的价值折损。因

此,企业融资的不确定性是房地产企业进行投资决策时必要的考虑因素。

表1 房地产企业融资不确定性举例

融资渠道		不确定冲击举例
预售资金		2013年6月,北京市住建委提高预售许可证获得条件 ^① ,获得预售许可证时间后延。 2015年12月,北京市放松商品房预售资金监管 ^② ,提高房地产企业对预售资金的支取额度。
国内贷款		2019年中央政治局会议再次强调“房住不炒”,在此背景下要求“严控房地产开发贷”。
股权融资	公开股权	2018年10月,证监会发布“再融资33条” ^③ ,对房地产上市公司的再融资申请暂不推进审核。
	非公开股权	2019年5月,银保监会发布“23号文” ^④ ,要求银行、信托等金融机构严查通过“假股真债”等违规手段为房地产开发项目提供变相融资的行为。
债券融资		2016年10月,上交所发文对公司债施行分业监管 ^⑤ ,房地产行业属于被重点针对的行业,房地产企业公司债发行收紧。

资料来源:作者根据公开信息整理。

三、理论模型:不确定性下的多资产柔性决策模型

实物期权模型认为,在不确定性、投资的不可逆性和决策柔性三个要件下,房地产企业对于土地何时开发、如何分期开发、是否放弃开发等的自由裁量权是一种期权,期权的标的资产是开发完成后的房地产资产。在单一资产层面,实物期权模型的核心——柔性决策——主要体现在企业可以在未来根据实际情况对单一土地是否开发(等待期权)、是否进一步开发(扩张期权)、是否放弃(放弃期权)等做出动态决策。

由于土地作为实物期权,其标的资产(开发完成后的房地产资产)在当下并不存在,如果使用同一个地段的其他房地产替代,则因房地产的完全异质性而达不到完美对冲的效果,且房地产资产缺乏做空机制,因此对土地实物期权进行定价的方法不能简单复制金融衍生品的B-S公式,需要建立动态规划模型进行求解(Pindyck, 1991^[2])。投资者动态地选择最优的开发时点,实物期权的价值等于未来期望回报的净现值,即:

$$C = \max E[(S_T - X) \cdot e^{-\mu T}] \quad (1)$$

其中, C 代表期权价值, S 为标的资产在当下时点的

价格, X 是买入期权的执行价格, T 是未知的开发时点, E 是期望算子, μ 是带有风险溢价的折现率。经过动态规划求解,其解析解的形式为:

$$S^* = \frac{\beta}{\beta - 1} \cdot X \quad (2)$$

$$\beta = \frac{1}{2} \frac{\mu - \delta}{\sigma} + \sqrt{\left(\frac{1}{2} \frac{\mu - \delta}{\sigma}\right)^2 + \frac{2\mu}{\sigma^2}} \quad (3)$$

对于土地资产而言, S 对应开发完成后的房地产在当下的价值, X 对应房地产开发成本, T 取决于对土地开发时间的限制。对于开发型物业,企业仅获取物业出售的一次性收益,持有和开发土地资产期间并不获取任何的持有期间收益,即 δ 等于 0。以实物期权模型推论企业的最优开发策略是:在期权到期日之前不开发,在期权到期日($t=T$)根据房地产价值和开发成本的大小关系决定是否开发。土地价值(期权价值)随开发完成后房地产(标的资产)价格的增加而增加,随其收益率波动率的增加而增加。

当把视角扩展到多个房地产资产时,房地产企业的柔性决策不仅体现在单一土地的等待、扩张、放弃等选择权,还体现在多资产层面“开发哪个项目”“每个项目投入多少”的选择权。同时,关注企业的

① 《北京市住房和城乡建设委员会关于进一步加强本市商品房预售许可管理有关问题的通知》。

② 《关于加强本市商品房预售资金使用管理的通知》。

③ 《再融资审核财务知识问答》与《再融资审核非财务知识问答》。

④ 《关于开展“巩固治乱象成果促进合规建设”工作的通知》。

⑤ 《关于试行房地产、产能过剩行业公司债券分类监管的函》。

资金约束和融资不确定性，即：企业并非孤立地对单一项目进行开发或等待的决策，而是在资金约束和融资不确定性的背景下对多资产进行统筹决策，企业可以选择将有限的资金资源投入到一部分项目中，而延迟另一部分项目的开发。

Guthrie (2009)^[22]通过拉斯维加斯的一个公寓假设案例，计算了房地产投资的实物期权的价值。通过假设案例的研究方法，可以避免实物期权的后验经济效益难以从收益中剥离的问题，有助于实物期权价值的计算和分析。本文借鉴此思路，以两城市为例，分析多资产层面柔性决策在房地产企业投资决策中的体现。假设一个城市中所有房地产项目属于一种完全同质的资产，各城市内所有项目的总和为企业的一个资产，企业在多个城市中的投资构成了企业的多个资产组合。考虑企业在城市 A 和城市 B 内进行房地产开发投资，两个城市具有相同水平的初始房价 HP_0 ，房价走势遵循几何随机游走，即：

$$HP_{i,t+1} = HP_{i,t} \cdot (1 + u + \sigma \cdot \varepsilon_i) \quad (4)$$

其中：下标 $i=A$ 或 B ，代表土地所在城市； ε_A 和 ε_B 是两个标准正态分布，它们的相关系数为 ρ 。上式的设定中，认为 A 和 B 城市有相同的预期房价增长率和波动率。在初始 ($t=0$) 状态下，企业在 A 和 B 城市有等量的土地： $L_{A0} = L_{B0}$ ，土地的单位开发成本为常数 C ， C 显著小于 HP_0 。企业有流动资金 M ， M 小于 $C(L_{A0} + L_{B0})$ ，这意味着企业的流动资金在第 0 期只能开发一部分的库存土地，企业需要利用上一期的投资回报进行下一期的投资，符合实际现象。企业在第 t 期开发的土地 ($D_{i,t}$) 将在第 $t+1$ 期给企业带来投资收益 $HP_{i,t} \times D_{i,t}$ ，即企业在第 t 期的投资收益与第 t 期的房价正相关，但现金流入发生在第 $t+1$ 期。

假设企业要求的投资收益率高于房价预期增长率，不考虑企业融资，因此也不存在融资不确定性，为了最大化收益，企业在每一期的期末没有必要留下流动资金。在第 0 期，企业将投入所有的流动资金 M 用于开发，并在第 1 期获得 $M \cdot HP_0 / C$ 的确定性收入。在第 1 期，企业最多可以开发 $D_1 = M \cdot HP_0 / C^2$ 的土地，企业将根据两个城市的实际房价决定进行房地产开发的城市。在 HP_0 已知的条件下，城市 A 和城市 B 在第 1 期的实际房价为 $HP_0 \cdot (1 + u + \sigma \cdot \varepsilon_i)$ ，它们是期望为 $HP_0 \cdot (1 + u)$ ，标准差为 $HP_0 \cdot \sigma$ ，相关系数为 ρ 的正态分布。企业选择房价较高的城市作

为开发的的城市，这意味着企业在第 2 期获得的开发收益由 $\max(HP_{A,1}, HP_{B,1})$ 确定。Nadarajah 和 Kotz (2008)^[23]给出了两个正态分布较大值的概率密度函数和一阶、二阶矩的解析式，应用该表达式，本文计算出两个城市房价较大值的期望和标准差为：

$$\begin{aligned} & E[\max(HP_{A,1}, HP_{B,1})] \\ &= HP_0 \cdot \left(1 + u + \sigma \cdot \sqrt{1 - \frac{1 - \rho}{\pi}} \right) > HP_0 \cdot (1 + u) \\ & \sigma[\max(HP_{A,1}, HP_{B,1})] \\ &= HP_0 \cdot \sigma \cdot \sqrt{1 - \frac{1 - \rho}{\pi}} < HP_0 \cdot \sigma \end{aligned} \quad (5)$$

式 (5) 表明，采用上述的动态决策过程可以提高企业第 1 期开发的期望收益，并降低投资风险。该效应随房地产市场不确定性 σ 的上升而增强，随两个城市房价相关性 ρ 的上升而减弱，即房地产市场不确定性越高，企业在城市组合层面柔性决策的额外收益越高。由于土地的价值取决于企业最优策略下的最大收益净现值对初始禀赋数量的偏导数，因此，不确定性越大，城市间房价收益率的相关性越低，土地的价值越高。

四、数值计算与模拟

使用蒙特卡洛模拟的方法求解企业的价值函数，即城市组合与流动资金的总价值。关注企业在第 1 期期初的价值函数，记为 $V_1(L_A, L_B, M)$ ，代表企业在第 1 期期初拥有 A 城市的土地 L_A 、B 城市的土地 L_B 和可调用的流动资金 M 的情况下，实现的收益折现到第 0 期的净现值。在已知 V_1 的条件下，第 0 期的价值函数由以下最优化过程确定：

$$\begin{aligned} V_0(L_{A0}, L_{B0}, M_0) &= \max_{D_A, D_B, CF_0} V_1(L_{A0} - D_A, L_{B0} \\ & \quad - D_B, D_A \cdot HP_{A,0} + D_B \cdot HP_{B,0}) \\ \text{s. t. } CF_0 + C \cdot (D_A + D_B) &= M_0 \\ CF_0, D_A, D_B &\geq 0 \end{aligned} \quad (6)$$

上式表明，第 0 期的最优开发决策和价值函数依赖于第 1 期的价值函数 V_1 。其中， D_A 和 D_B 表示第 0 期的开发决策，现金流 CF 表示企业现有的流动资金超过了城市组合所需要的流动资金，这部分资金可以形成企业自有资金、向股东分红、用于购买土地等。企业的柔性决策体现为企业在每一期优先开发房价较高的城市，且该城市土地耗尽时开发另一个城市。当

所有土地耗尽时，富余的流动资金形成现金流 CF 。另外，如果某城市的房价小于 5 750 元，则企业在该期不对该城市的土地进行开发（行使等待期权），土

地不能无限地延迟开发，在第 5 期的期末，没有开发的土地将不能再进行开发。对 V_1 的具体计算过程见表 2。

表 2 两城市土地实物期权模型的蒙特卡洛模拟过程介绍

步骤	输入	描述	输出
随机抽样	初始房价和相关参数： HP_{A0} 、 HP_{B0} 、 u_1 、 u_2 、 σ_1 、 σ_2 、 ρ	根据式（4）生成两个城市的房价序列	房价序列： HP_{At} 、 HP_{Bt}
柔性决策	房价序列 HP_{At} 、 HP_{Bt} 和初始条件 L_A 、 L_B 、 M	根据上文的描述计算，企业在每一个随机抽样下的开发决策	开发决策： D_{At} 、 D_{Bt}
收益计算	开发决策： D_{At} 、 D_{Bt}	根据最优开发决策，计算企业在每一期的收益（ I_t ）和现金流（ CF_t ）	I_t 和 CF_t
计算 NPV	现金流 CF_t 、折现率 r	根据现金流和折现率计算单次随机抽样的 NPV	单次抽样的 NPV
计算价值	每次随机抽样的 NPV	求取算术平均	价值函数 $V_1(L_A, L_B, M)$

通过蒙特卡洛模拟得到价值函数后，用数值法求解价值函数对 L_A 、 L_B 和 M 的偏导数，并且改变参数寻找价值函数及其各个偏导数的规律。本文的基准参数设定为： $HP_{A0} = HP_{B0} = 10\ 000$ ， $u_1 = u_2 = 5\%$ ， $\sigma_1 = \sigma_2 = 15\%$ ， $\rho = 0.5$ ， $L_A = L_B = 1\ 000$ ， $M = 1\ 000\ 000$ ， $r = 15\%$ 。没有特别说明的参数取值均为基准设定，初始状态（1 000，1 000，1 000 000）称为基准状态。每一次蒙特卡洛模拟生成随机房价序列（ HP_{At} ，

HP_{Bt} ）1 000 000 次，能够有效控制价值函数的误差。

表 3 是基准设定下的价值函数（十次蒙特卡洛模拟），平均值为 7 680 801，标准差为 2 444，误差较小。为了求取 $\partial V / \partial L_A$ （以下记为 V'_A ），分别求取 $L_A = 1\ 050$ 和 950 下的价值函数，并根据下式计算价值函数在基准状态下对 L_A 的偏导数，即： $V'_A(1\ 000, 1\ 000) = [V(1\ 050, 1\ 000) - V(950, 1\ 000)] / 100$ 。

表 3 基准设定下的价值函数及 V'_A 求解

	$V(1\ 000, 1\ 000)$	$V(1\ 050, 1\ 000)$	$V(950, 1\ 000)$	$V'_A(1\ 000, 1\ 000)$
1	7 681 546	7 848 620	7 521 944	3 267
2	7 678 545	7 842 189	7 518 068	3 241
3	7 681 886	7 842 857	7 516 572	3 263
4	7 677 674	7 845 997	7 518 982	3 270
5	7 683 947	7 848 674	7 520 645	3 280
6	7 681 597	7 848 506	7 515 534	3 330
7	7 683 713	7 844 795	7 517 982	3 268
8	7 681 880	7 847 704	7 516 193	3 315
9	7 676 691	7 847 039	7 517 251	3 298
10	7 680 535	7 851 845	7 514 319	3 375
平均	7 680 801	7 846 823	7 517 749	3 291
标准差	2 444	2 935	2 319	40

数据来源：作者通过数值模拟计算。

（一）基准情形：无不确定性

当不存在房地产市场不确定性时（房价波动率等于 0），简单迭代计算上述两城市组合开发收益的 NPV 为 7 575 053，可见基准状态下不确定性带来的

增量价值约为 105 748。用数值法计算的土地边际价值为 3 291，显著低于没有资金约束下单位土地的 NPV（等于开发完成后房地产的单位价值现值减去开发成本，约等于 3 697），这是由于资金约束带来的利

润损失。用类似方法^①计算的资金边际价值 V'_M ($M=1\ 000\ 000$) 为 1.13 (标准差为 0.04), 显著大于 1。

根据经济学理论, 禀赋的边际价值通常满足边际递减的规律, 具体到该案例: 其他条件不变时, 企业

的库存土地越多, 土地的边际价值越低; 流动资金越多, 资金的边际价值越低。图 1 描绘了蒙特卡洛模拟法得出的禀赋边际价值与初始状态的关系, 均满足递减规律。

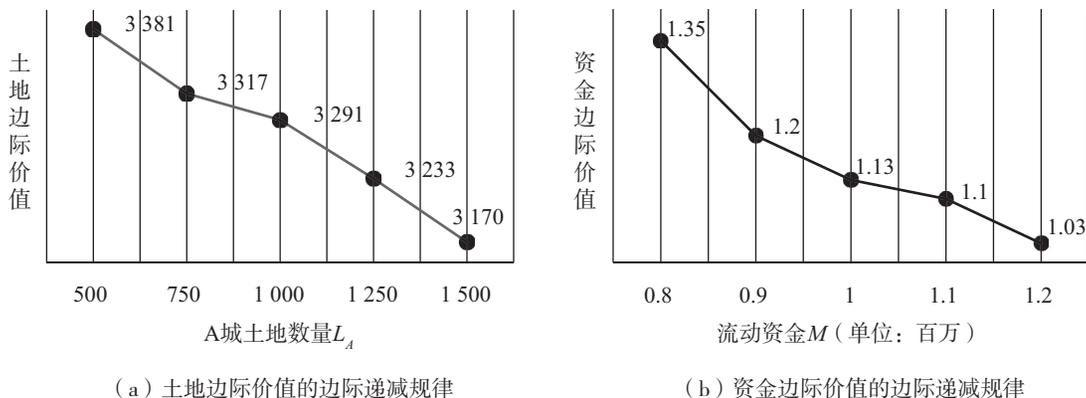


图 1 土地和资金边际价值的边际递减规律

数据来源: 作者通过数值模拟计算。

(二) 房地产市场不确定性和市场相关性

房地产市场不确定性下企业在城市组合中的柔性决策具有价值, 其主要体现为企业可以选择房价较高的城市进行优先开发, 在实现更高利润的同时在下一期获得更高的收入, 进而可以加速开发进程, 实现更快的周转。蒙特卡洛模拟的结果显示, V'_σ 在基准设定下等于 5 313 (σ 的单位取为 1%), 与上述分析相

一致。进一步考察房地产市场不确定性对土地边际价值, 即 V'_A 的影响效应, 结果见图 2。模拟结果显示 A 城市的房地产市场不确定性对 A 城市的土地边际价值具有明显的正向影响; 在城市组合层面, B 城市的房地产市场不确定性也会对 A 城市的土地边际价值有一定正向影响, 但其力度较弱, 不作为主要的影响效应考虑。

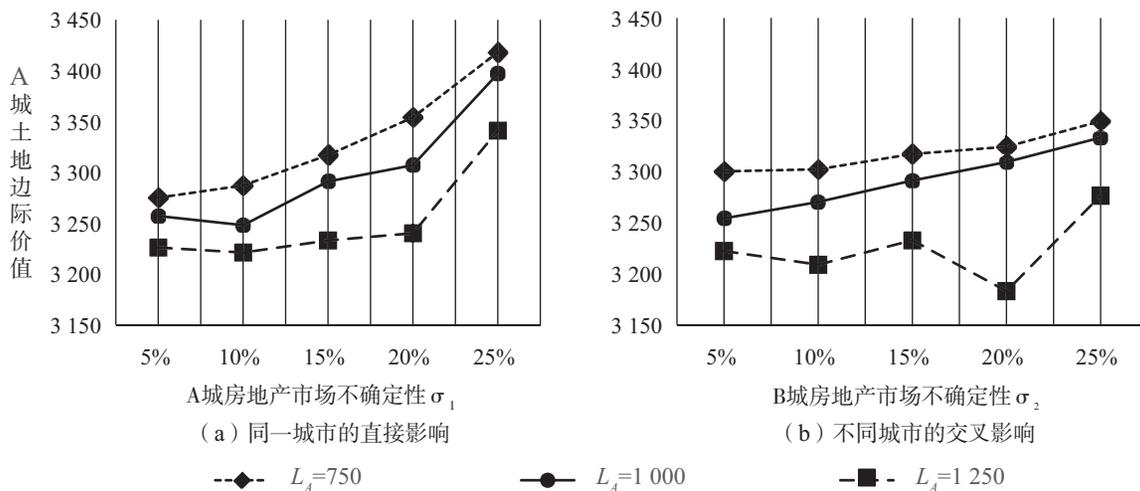


图 2 房地产市场不确定性对土地边际价值的影响

数据来源: 作者通过数值模拟计算。

城市间房价的正相关性会给价值函数带来负向影响。这是因为, 城市间房价相关性越高, 房价走势同向的概率越大, 企业“在房价更高的城市进行项目

开发”的选择权作用更弱。当相关性为 1 时, 两个城市的土地同质, 企业上述选择权的作用完全消失。蒙特卡洛模拟的结果显示, V'_ρ 在基准设定下等于

① 如无特殊说明, 数值结果均是十次蒙特卡洛模拟 (每次抽样 1 000 000 次) 的平均值。

-559 (ρ 的单位取1%)，与上述分析一致。同样，考察城市间房价相关性对 V'_A 的影响效应，结果见图3。根据蒙特卡洛模拟的结果，城市间房价相关性对土地边际价值有明显的负向影响。同时，这种影响不是线性的，在相关性超过0.75后，土地的边际价值下降尤其迅速。

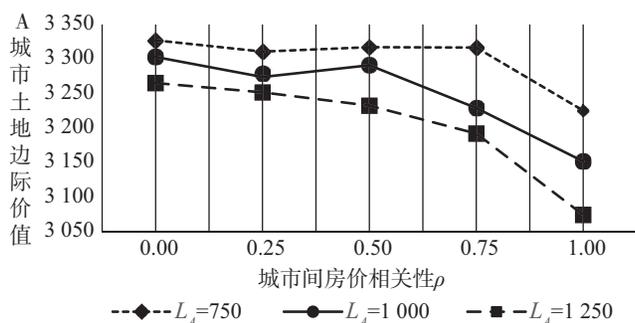


图3 城市间房价相关性对土地价值的影响

数据来源：作者通过数值模拟计算。

以上结论能够得出一个重要推论：房地产市场不确定性对土地价值的影响不仅仅取决于不确定性的本质，还取决于不确定性的本质。对于具有相同来源的不确定性，比如宏观经济不确定性、全国统一的房地产政策不确定性等，城市间房价相关性高，土地的实物期权价值相对更低，土地价值受不确定性影响较小；对于城市特有的不确定性，比如人口和户籍政策不确定性、因城施策下个别城市的房地产政策不确定性等，城市间房价相关性低，土地的实物期权价值相对更高，土地价值受不确定性影响较大。

(三) 融资不确定性和土地支付意愿

融资不确定性的影响体现于企业可调动的流动资金 M 。 M 在模型中为抽象化的状态变量，代表企业能够用于房地产开发投资的流动资金。财务柔性理论认为，财务柔性是企业应对经营环境和融资环境不确定性的重要手段，其含义是企业面临现金流出大于现金流入的压力下资金获取能力 (Heath, 1978^[24])。财务柔性分为负债、权益和现金三个层面^①，根据 Myers 和 Majluf (1984)^[26] 的融资优序理论，现金是其中柔性最高、成本最低的手段。特别是当企业面临融资不确定性的时候，债务融资和权益融资的可获取性不能够得到保证，因此现金是企业保持财务柔性的最后手段，这也意味着融资不确定性负向影响企业当

期能够用于房地产开发投资的资金。现实中企业进行连续时间下的投资决策，存在现金流出与现金流入的不匹配。当融资不确定性上升时，企业需要持有足够的现金来保持财务柔性，从而在资金数量不变的条件下可用于项目开发的流动资金 M 相应下降。因此，融资不确定性通过降低 M ，提高了资金的边际价值 V'_M 。

与土地的边际价值不同，土地的支付意愿等于土地对资金的边际替代率，即： $LP_A = V'_A/V'_M$ 。当资金作为紧缺资源时， $V'_M > 1$ ，土地的支付意愿低于土地的边际价值，这反映了资金作为紧缺资源被消耗于购买土地而得到的“惩罚”。因此，企业的购地决策（对土地的支付意愿）同时受土地和资金的边际价值的影响，企业在 A 城市的购地决策同时受到 A 城市房地产市场不确定性（影响 V'_A ）、城市间房价相关性（影响 V'_A ）和融资不确定性（影响 V'_M ）影响。

五、不确定性下房地产企业最优开发决策

假设企业在第 0 期时流动资金不会超过城市组合所需要的流动资金，即 $CF_0 = 0$ ，反映了资金在项目早期紧缺的禀赋，与蒙特卡洛模拟中算得的资金边际价值 V'_M 大于 1 的结论相符。则 D_A 和 D_B 满足约束条件 $C \cdot (D_A + D_B) = M_0$ ，式 (6) 可写成：

$$\max_{D_A} V_1 [L_{A0} - D_A, L_{B0} - \left(\frac{M_0}{C} - D_A\right), \frac{M_0}{C} \cdot HP_{B,0} + D_A \cdot (HP_{A,0} - HP_{B,0})] \quad (7)$$

对 D_A 求一阶导数：

$$V'_A = V'_B + V'_M \cdot (HP_{A,0} - HP_{B,0}) \quad (8)$$

其中 V'_A 、 V'_B 、 V'_M 分别是价值函数对各个变量偏导数在状态 $[L_{A0} - D_A, L_{B0} - (M_0/C - D_A), M_0/C \cdot HP_{B,0} + D_A \cdot (HP_{A,0} - HP_{B,0})]$ 下的取值。 V'_A 随 $L_{A0} - D_A$ 的增加而减小，因此随 D_A 的增加而增加；随 A 城市房地产市场不确定性 σ_1 的增加而增加，随城市间房价相关性 ρ 的增加而减小。 V'_B 随 $L_{B0} - (M_0/C - D_A)$ 的增加而减小，因此随 D_A 的增加而减小；随 B 城市的房地产市场不确定性 σ_2 增加而增加，随城市间房价相关性 ρ 的增加而减小。 V'_M 随初始流动资金 M_0 的增加而减小，随融资不确定性 U_m 的增加而增加。

① 例如，维持较低的杠杆水平有利于企业的负债柔性，维持持续较高的股利支付记录有利于企业的权益柔性，而持有一定的现金则有利于企业的现金柔性 (刘名旭, 2014^[25])。

在动态过程中设定企业最优决策为初状态,即式(8)取等。进一步改变部分相关参数,使得企业增减 D_A 以使式(8)重新取等,假设其他条件与参数不变,得到 D_A 与参数的关系。

(1) 房地产市场不确定性的影响:若A城的房地产市场不确定性 σ_1 增加, V'_A 受其影响而上升。式(8)的左侧大于右侧,企业应当减少 D_A 以使 V'_A 下降、 V'_B 上升,使式(8)重新取等。因此,房价不确定增加导致该城市的房地产开发投资减少,该结论与单一土地的实物期权模型一致。

(2) 城市间房价相关性的影响:若A、B城市的房价相关性 ρ 增加,则 V'_A 和 V'_B 同时受其影响而减小,其对开发行为 D_A 的直接影响不明显。但房价相关性 ρ 的增加会降低 V'_A 对不确定性 σ_1 的敏感性,从而对房地产市场不确定性的作用程度产生影响。因此,当城市间房价相关性较低甚至为负时,房地产市场不确定性对开发投资的负向影响更强;当城市间房价相关性较高时,房地产市场不确定性对开发投资的负向影响更弱。

(3) 融资不确定性的影响:若融资不确定性增加,资金的边际价值 V'_M 增加,企业的开发行为取决于A、B两城市的相对房价。如果两个城市在初始时刻具有相同的房价水平,则融资不确定性仅降低当期可调用的流动资金 M_0 ,其结果是A城市和B城市的开发投资均减少。如果两个城市在初始时刻的房价水平不相同(不妨假设A城市初始房价更高),那么融资不确定性增加还会使 V'_M 增加,式(8)的右侧大于左侧,企业应当增加 D_A 以使 V'_A 上升、 V'_B 下降。这意味着,融资不确定性的增加会导致企业可调用流动资金减少从而同时减少企业在各个城市的开发投资,但是另一方面又促使企业在初始房价高的城市增加开发投资,以便于通过项目预/销售实现更高的资金回流,加快资金周转和项目开发的速度。结合上述两个效应,房价较低的城市开发投资受融资不确定性增加的负向影响更明显,而房价较高的城市存在两种相反的效应。

六、不确定性下房地产 投资决策机制的定性讨论

本文理论部分显示,企业的价值函数随房地产市场不确定性的增加而增加,随城市间房价相关性的增加而减小,随融资不确定性增加而减小。究其原因,

是由土地投资和开工的决策机制决定的,即,当房地产市场不确定性增加时,由于房地产实物期权属性,企业的土地支付意愿减小、开工决策推迟。进一步地,企业在本文关注的多资产视角下,实物期权的柔性决策赋予了其“开发哪个项目”“每个项目投入多少”的选择权的灵活性。因此城市间房价相关性越强,企业的土地支付意愿越小,房地产市场不确定性对开工决策的负向影响越弱。同时,本文强调企业在资金约束和融资不确定性的背景下对多资产进行统筹决策,其关注点由单一项目的绝对收益风险转为城市间的相对房价水平和不确定性,因此当融资不确定性增加时,企业的土地支付意愿减小,企业在所有城市的开发行为减少,但相对会增加在高房价城市的开发行为。在此决策机制下,企业能够将有限的资金资源投入到一部分项目中,而延迟另一部分项目的开发,从而在跨期决策中达到提高投资收益、降低投资风险、管理流动性等目的。

现实中的房地产企业在多项目层面柔性决策的本质与理论模型一致,强调企业将所有的土地资产作为一个整体进行投资决策,但更加复杂的现实决策环境使得企业柔性决策的内涵更加丰富。期权模型中,房价往往被设定为几何随机游走过程,该随机过程的一个重要特点是每期的房价增长率相互独立且为恒定的常数。但是在现实中,更常见的情形是房价增长率存在均值回复的特征(图4),而均值回复背后的现实动力是市场自发以及政策主动对不合理房价的纠正行为。这意味着,企业在某期对未来房价增长率的条件预期不是一个独立的、恒定的常数,而是取决于过去的房价增长率或当下的房价水平。

在理论模型中,企业对未来房价的预期是独立且恒定的常数,未来两个城市房价增长率的条件预期保持在5%,因此企业不会以房价增长率的条件预期为决策标准;企业的决策依据是当期房价,因为在房价更高的城市进行开发投资能够加速企业实现投资收益,提高资金周转率。但是,当考虑到房价的均值回复特性,企业在未来对各个城市的开发投资决策将同时取决于对未来房价增长率的条件预期,理论模型中各城市的预期房价增长率只有在第0期时为相等的5%,在未来各期均存在不同的条件预期,这给企业的决策带来了更具有柔性的选择空间。因此企业的柔性决策满足以下规律:预期房价增长率相同时,企业选择房价更高的城市进行开发,以提高资金周转率;

房价水平相同时,企业选择预期房价增长率更低的城市进行开发,因为预期房价增长率更高的城市更具备延迟开发的價值。由于企业柔性决策的内涵被扩充

了,在现实的条件下不确定性对企业价值函数的正向作用更大,当房地产市场不确定性增加时,进行柔性决策的企业能够实现更大价值。

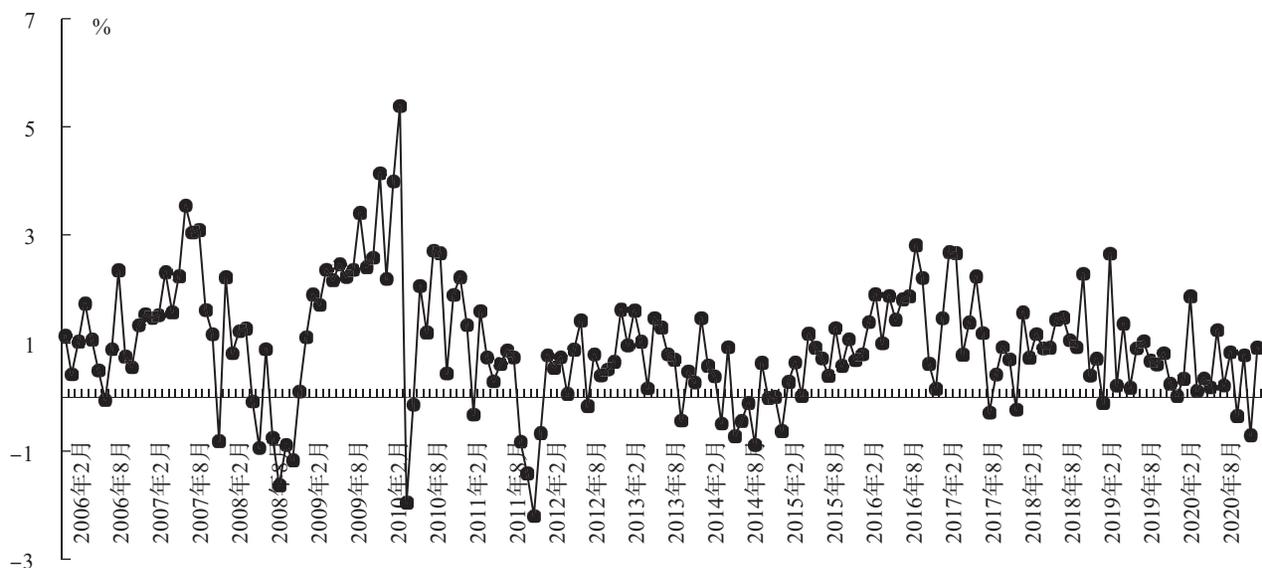


图4 40大中城市新建商品房同质化房价增长率

数据来源:清华大学恒隆房地产研究中心。

推广到更一般的情况,企业的柔性决策泛指企业根据未来的信息调整未来的投资、经营决策,从而最大化预期收益的过程,其本质为动态规划过程。未来的信息既包括房价,也包括房价增长率在未来的条件预期,还包括现实中关于政策、需求、土地供给等多层面的信息。不确定性越大,企业在未来灵活进行投资决策的行为便能带来更大的价值。不确定性的本质具有至关重要的作用,例如对于全国性、系统性的不确定性,各城市的房价相关性很高,不确定性给企业柔性决策带来的增量价值大大下降。在极端的情况下,假如各城市的房价相关性为1,即各城市面临的房地产市场不确定性均具有同一个来源,那么企业的城市组合等价于单一资产,其柔性决策范围仅仅剩下单一资产视角下的等待期权、扩张期权、放弃期权等。而由于土地往往都是深度实值(deeply in-the-money)的期权,企业在单一土地的视角下几乎不可能做出等待、放弃等决策,因此以上期权的价值非常有限。

最后,对于企业在当期的投资决策,其直接影响因素为企业价值函数的各个偏导数,本质影响因素是房价、房价预期增长率、房地产市场不确定性、城市间房价相关性、企业可调用的资金水平、融资不确定性等。综合以上分析,在考虑更加现实的房价均值回

复过程后,理论模型中关于价值函数的推论依然成立,企业在当期的开发决策将受到房价水平、房地产市场不确定性、城市间房价相关性、融资不确定性等因素的影响,甚至其受不确定性的影响程度更大。

七、不确定性下房地产企业投资决策的实证检验

为验证理论部分结论在现实推广的可靠性与适用性,增强结论的现实意义,本文进一步开展实证研究。实证主要工作在于根据理论分析得出的结论,针对以下3条假设进行实证检验:

假设1: A城市的房地产市场不确定性负向影响房地产企业在A城市的开发投资。

假设2: A城市与其他城市房地产市场的相关性越强,房地产市场不确定性对A城市开发投资的负向影响越弱。

假设3: 融资不确定性负向影响企业的开发投资;融资不确定性与A城市房价的交叉项正向影响企业在A城市的开发投资。

本文实证沿用理论研究部分的城市组合概念,即一个城市内的土地视为同一种资产,不同城市间的土地为不同资产。研究的城市范围是中国代表性的33

个大中城市^①，分布于不同的省份与城市群，涵盖东、中、西部地区和一、二、三线城市。本文选取的6个代表性房地产公司的大部分房地产项目都分布于这些城市。回归中的城市层面的数据来源于中指数据库（CREIS）宏观版和国家统计局，中指数据库提供了城市层面的年度人口、人均可支配收入等指标，国家统计局提供了城市层面的商品房销售均价。城市层面的房地产市场不确定性基于清华大学恒隆房地产研究中心的同质化住房价格指数收益率计算。

对于房地产企业在各个城市的开发投资行为，本文使用A股上市房地产公司的年度财务报表中“董事会报告”部分披露的房地产项目数据。根据其中的新开工面积统计汇总得到*i*企业在*k*城市在*t*年度下的开工面积，作为企业在城市层面开发投资行为($invest_{i,k,t}$)的表征^②。同时，本文研究对象选取若干个A股上市的全国性大型跨地区的房地产公司^③，选择标准是该公司在年末拥有超过50个房地产开发项目，且这些项目具有较好的城市分散性^④。它们拥有大量的房地产开发项目，同时较好地分散在各个城市，能够满足本文分析所依赖的城市组合视角。企业的开发投资数据由作者根据企业年报自行整理，企业层面的财务数据来源于国泰安数据库（CSMAR），覆盖A股共125个房地产上市公司^⑤从2010—2019年的年度资产负债表、利润表、现金流量表数据，以及锐思数据库（RESSET）的公司市值数据^⑥。

本文采用房价增长率的历史波动率代理房地产市场不确定性，对35个大中城市建立房地产市场不确定性的测度指标。为了准确衡量房价变动，避免由各期房屋属性变化造成的影响，本文采用清华大学恒隆房地产研究中心发布的同质化住房指数系列产品，选

用新建商品房月度价格指数作为计算房地产市场不确定性计算的数据基础。在历史波动率的计算过程中，考虑到房价可能具备与金融资产类似的波动率自相关特征，表现为波动率聚集，本文采用 $ARMA(p, q) - GARCH(m, n)$ 模型求取房价增长率的条件波动率，根据房价增长率的自相关/偏自相关图确定均值方程 $ARMA$ 模型的阶数，根据残差平方的自相关/偏自相关图对波动率过程定阶。对于40个大中城市的综合指数，阶数定为 $ARMA(1, 1) - GARCH(1, 1)$ 。对于各城市的房地产市场不确定性，本文采用相同的流程逐一计算，各个城市采用不同的 $ARMA$ 过程和 $GARCH$ 过程阶数。最后求取每年12个月的月度波动率的均方根（月度方差的均值的平方根），作为该年度不确定性的代理指标。

对于房地产企业融资不确定性，本文借鉴Bloom(2009)^[27]的做法，采用横截面的条件标准差进行代理。使用A股房地产公司每年的实际融资对公司财务指标做多元线性回归，用回归的标准误（等于均方误差的平方根，是残差标准差的一致估计）代表当年的房地产企业融资不确定性，如式（9）所示，其中 $Fin_{i,t}$ 表示*i*企业在第*t*期的融资情况，包括使用资产负债表和现金流量表分别测度的公司融资。 $X_{k,i,t}$ 表示一系列影响公司融资的控制变量，包括公司成长性、市净率、付息负债率、资产回报率、公司规模、现金持有率、有形资产、经营现金流（罗时空和龚六堂，2014^[28]；李君平和徐龙炳，2015^[29]；黄宏斌等，2016^[30]；于传荣和方军雄，2018^[31]）。

$$Fin_i = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{k,i} + \varepsilon_i \quad (9)$$

实证研究变量说明和描述性统计见表4。

- ① 它们是：北京、天津、石家庄、太原、呼和浩特、沈阳、大连、长春、哈尔滨、上海、南京、无锡、杭州、宁波、合肥、福州、厦门、南昌、青岛、郑州、武汉、长沙、广州、深圳、南宁、重庆、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川。
- ② 之所以不能使用城市层面总开工量的宏观数据，是因为宏观数据代表一个城市内所有企业决策的总和，这些企业未必是全国性的房地产企业，它们的投资行为未必具有本文强调的资产组合视角。
- ③ 它们是：万科（000002）、保利地产（600048）、金地集团（600383）、招商蛇口（001979）、新城控股（601155）、首开股份（600376）。
- ④ 选择的6个公司均满足该判定标准；其中首开股份由于在2013年及以前年度不满足该标准，该公司的数据仅采用2014—2019年的区间。另外，A股上市房地产公司中有若干个满足判定标准的公司（比如：绿地控股、华夏幸福、阳光城等）不披露项目开工数据，因此没有被纳入研究范围。
- ⑤ 关于房地产上市公司的界定，本文从中指数据库（企业版）中提取沪深两市房地产上市公司名单，然后通过万得金融终端（WIND）查看每个公司的主营业务记录，剔除掉2010—2019年间主营业务发生过变化的公司。
- ⑥ 市值采用的是年末总市值；若年末公司股票正在停牌，则采用本年度最后一个交易日的总市值；若本年度全年公司股票均处于停牌状态，则市值变量为缺失值。

表 4 实证研究变量说明

变量名称	变量简称	变量说明	平均值	标准差
开发投资	<i>invest</i>	定义为 $\ln(1+D)$ ，其中 D 为第 t 年 k 企业在 i 城市的项目新开工面积	7.343	6.358
房地产市场不确定性	<i>REunc</i>	第 t 年 i 城市的房地产市场不确定性	0.029	0.011
融资不确定性	<i>UBS</i>	融资不确定性，采用资产负债表法	0.316	0.309
	<i>UCF</i>	融资不确定性，采用现金流量表法	0.294	0.205
房价相关性	ρ	定义为 $\Phi^{-1}\left(\frac{1+corr}{2}\right)$ ， Φ^{-1} 为标准正态分布累积概率函数的反函数， $corr$ 为第 t 年 i 城市与 40 大中城市房价指数收益率的月度相关系数	0.311	0.432
不确定性-相关性交叉项	<i>REunc</i> \times ρ	房地产市场不确定性与房价相关性的交叉项	0.010	0.014
标准化房价	<i>stdprice</i>	第 t 年 i 城市的标准化商品房销售均价	-0.024	1.025
不确定性-房价交叉项	<i>UBS</i> \times <i>stdprice</i>	融资不确定性与标准化房价的交叉项，采用资产负债表法	-0.006	0.454
	<i>UCF</i> \times <i>stdprice</i>	融资不确定性与标准化房价的交叉项，采用现金流量表法	-0.006	0.368
企业融资	<i>FinBS</i>	企业融资的自然对数，采用资产负债表法	22.257	5.454
	<i>FinCF</i>	企业融资的自然对数，采用现金流量表法	24.543	0.620
总资产周转率	<i>turnover</i>	第 t 年 k 企业的营业收入除以年末总资产	0.251	0.058
现金	<i>cash</i>	第 t 年 k 企业的现金及现金等价物的自然对数	24.173	0.713
城市人口增长率	<i>pop</i>	第 t 年 i 城市的总人口增长率	0.014	0.040
城市收入增长率	<i>inc</i>	第 t 年 i 城市的人均可支配收入增长率	0.092	0.037

注：对于按资产负债表法计算的融资小于或等于零的企业，将其融资额直接定义为 1，取自然对数值。

基于待检验假设以及上述的分析，本文采用如式 (10) 所示的实证模型：

$$\begin{aligned}
 invest = & \alpha_0 + \alpha_1 REunc + \beta_1 REunc \times \rho + \alpha_2 UCF + \beta_2 UCF \\
 & \times stdprice + \alpha_3 FinCF + \alpha_4 turnover + \alpha_5 L.cash \\
 & + \alpha_6 pop + \alpha_7 inc + \varepsilon \quad (10)
 \end{aligned}$$

上式中，融资及融资不确定性均采用现金流量表法计算 (*UCF*、*FinCF*)，采用资产负债表计算的指

标 (*UBS*、*FinBS*) 也以类似的形式进行回归检验。回归系数 α_1 对应待检验假设 1，回归系数 β_1 对应待检验假设 2，回归系数 α_2 和 β_2 对应待检验假设 3。控制变量中，对现金水平 (*cash*) 变量取 1 阶滞后项，反映企业在每期初的流动资金情况，与当期融资 (*FinCF*) 的区别是，现金水平变量反映企业流动资金的存量，而融资变量反映企业流动资金的增量。分步回归结果如表 5 所示。

表 5 不确定性下房地产企业开发投资决策的实证研究结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>REunc</i>	-66.37*** (17.97)	-55.37*** (16.85)	-60.74*** (17.02)	-76.06*** (17.76)	-60.56*** (16.62)	-67.19*** (16.76)
<i>REunc</i> \times ρ	35.76** (14.17)	50.22*** (13.38)	51.90*** (13.42)	34.36** (13.99)	49.61*** (13.20)	51.76*** (13.21)
<i>UBS</i>	-0.99* (0.56)	0.24 (0.55)	0.03 (0.56)			
<i>UBS</i> \times <i>stdprice</i>	3.29*** (0.39)	3.45*** (0.38)	3.45*** (0.38)			
<i>UCF</i>				-2.21*** (0.84)	-0.11 (0.86)	-0.31 (0.86)
<i>UCF</i> \times <i>stdprice</i>				4.62*** (0.47)	4.87*** (0.47)	4.96*** (0.47)
<i>FinBS</i>		0.01 (0.03)	0.00 (0.03)			
<i>FinCF</i>					0.77* (0.44)	0.89** (0.44)
<i>turnover</i>		7.01** (3.15)	5.99* (3.17)		9.23*** (3.21)	8.83*** (3.20)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. cash</i>		3.60*** (0.26)	3.67*** (0.26)		3.04*** (0.39)	3.05*** (0.39)
<i>pop</i>			-7.01* (4.07)			-9.37** (4.04)
<i>inc</i>			9.18** (4.68)			10.95** (4.56)
常数项	9.23*** (0.53)	-80.23*** (6.25)	-82.25*** (6.31)	9.87*** (0.57)	-85.50*** (7.35)	-89.34*** (7.53)
观测数	1 254	1 221	1 221	1 254	1 221	1 221
调整 R^2	0.072 9	0.206 5	0.209 6	0.091 3	0.224 9	0.230 7

注：括号内为系数估计的标准误；***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ 。

表 5 结果显示，所有的关键解释变量均具有与预期方向一致的回归系数，同时具有统计上的显著性。列 (3) 和列 (6) 的结果表明，当某城市与其他城市的房价相关性为零时，房地产市场不确定性每上升 1%，企业在该城市的开发投资（以开工面积的自然对数计算）将下降大约 0.6 到 0.7，假设 1 得到了验证。当该城市与其他城市的房价相关性变量增加到 1（对应相关系数为 0.68）时，每 1% 房地产市场不确定性的负向影响将下降约 0.5；若要房地产市场不确定性对开发投资的负向影响消失，则相关性变量约高于 1.2 到 1.3，对应的相关系数约为 0.77 到 0.84，即当某城市与其他城市的房价增长率相关系数达到约 0.77 到 0.84 的水平时，房地产市场不确定性增加几乎不再降低该城市的开发投资，假设 2 得到了验证。融资不确定性对企业在中等房价城市的开发投资没有显著的影响，但是它与标准化房价变量的交叉项显著为正。式 (10) 中融资不确定性的总影响系数是 $\alpha_2 + \beta_2 \text{stdprice}$ ，其中 α_2 代表 $\text{stdprice} = 0$ 条件下融资不确定性的系数，而标准化房价变量 (stdprice) 是房价在本文的研究范围内进行标准化的结果，由于本文选取的 33 个城市属于大中型城市，它们的平均房价高于全国的平均房价。那么在房价等于全国平均房价的城市有 $\text{stdprice} < 0$ ，融资不确定性变量的系数为负，即在“平均意义上”融资不确定性依然对企业的开发投资存在负向影响，只不过在本文研究的城市中，由于房价处于相对较高的水平，企业更多地表现为在融资不确定性下增加投资的决策行为，与假设 3 的核心结论一致。

八、研究结论与讨论

本文基于房地产企业的实际特点，识别了中国房地产企业面临的两种核心不确定性——房地产市场不

确定性和融资不确定性。在两种不确定性的影响下，企业在多资产层面进行动态的投资决策。研究发现，当企业以多资产作为决策对象时，房地产企业在不确定性下的柔性决策内涵得到了扩充。由于现实中房地产企业的资金是相对于土地的紧缺资源，单一资产层面的等待期权、放弃期权、扩张期权等柔性决策不再作为主导效应，而多资产层面中企业如何给各个项目分配资金资源——在有限的资金下，企业决定先开发哪些项目、每个项目各开发投入多少——的决策更为突出。在此决策机制下，企业能够通过动态调整资源配置，在跨期决策中达到提高投资收益、降低投资风险、管理流动性等目的。

目前，我国房地产市场正处于“新常态”转型的重要探索阶段，2016 年中央经济工作会议提出要“运用金融、土地、财税、投资、立法等手段，加快研究建立符合国情、适应市场规律的基础性制度和长效机制”。基于本文揭示的不确定性下房地产投资决策机制，有助于更好地理解房地产市场供给端的行为机理，从而提出以下政策建议：

(1) 在房地产调控政策的制定阶段前瞻地把握政策对市场的实际效果，充分发挥宏观政策的预期引导作用，以市场中供给与需求主体的稳定预期保障市场平稳运行，降低政策带来的市场不确定性冲击。

(2) 充分考量新政策与全国以及相关地区市场既有政策的相关性，通过不同地区市场中政策互补性和整体性的联动，在发挥政策最大效果的同时，降低对市场整体的不确定性。

(3) 关注房地产开发企业的融资行为，通过制定严查“假股真债”等以违规手段进行的变相融资行为，维护房地产供给端的健康机制，保障针对房地产市场需求端政策（如限购、限贷等）实施的有效性。

参考文献

- [1] Knight F H. Risk, Uncertainty and Profit [M]. Houghton Mifflin Company, 1921.
- [2] Pindyck R S. Irreversibility, Uncertainty, and Investment [J]. Journal of Economic Literature, 1991, 29 (3): 1110-1148.
- [3] Rodrik D. Credibility of Trade Reform—a Policy Maker's Guide [J]. World Economy, 1989, 12 (1): 1-16.
- [4] Huseyin G, Mihai I. Political Uncertainty and Corporate Investment [J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29 (3): 523-564.
- [5] Trigeorgis L. Real Options and Interactions with Financial Flexibility [J]. Financial Management, 1993, 22 (3): 202-224.
- [6] Hendershott P H, Ling D C. Prospective Changes in Tax Law and the Value of Depreciable Real Estate [J]. Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, 1984, 12 (3): 297-317.
- [7] Gau G W, Wang K. The Tax-induced Holding Periods of Real Estate Investors: Theory and Empirical Evidence [J]. Journal of Real Estate Finance & Economics, 1994, 8 (1): 71-85.
- [8] Baroni M, Barthélémy F, Mokrane M. Optimal Holding Period for a Real Estate Portfolio [J]. Journal of Property Investment and Finance, 2007, 25 (6): 603-625.
- [9] Barthélémy F, Prigent J L. Optimal Time to Sell in Real Estate Portfolio Management [J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2008, 38 (1): 59-87.
- [10] Amédée-Manesme C O, Baroni M, Barthélémy F, et al. The Impact of Lease Structures on the Optimal Holding Period for a Commercial Real Estate Portfolio [J]. Social Science Electronic Publishing, 2015, 33 (2): 121-139.
- [11] Amédée-Manesme C O, Barthélémy F, Prigent J L. Real Estate Investment: Market Volatility and Optimal Holding Period under Risk Aversion [J]. Economic Modelling, 2016, 58: 543-555.
- [12] Tzang S W, Hung C H, Chang C P, et al. Commercial Real Estate Evaluation: The Real Options Approach [C]//Barolli L, Xhafa F, Javaid N, Enokido T. Advances in Intelligent Systems and Computing. Springer, Cham, 2018: 773.
- [13] Kim K, Song J W. Managing Bubbles in the Korean Real Estate Market: A Real Options Framework [J]. Sustainability, 2018, 10 (8): 2875.
- [14] Kemala B, Simatupang T. Real Option Analysis Approach for Pharmaceutical Project Portfolio Optimization Model Considering Multi-project Dependencies [C]//2020 7th International Conference on Frontiers of Industrial Engineering (ICFIE). 2020, 9: 40-47.
- [15] Cheng Y, Clark S P, Womack K S. A Real Options Model of Real Estate Development with Entitlement Risk [J]. Real Estate Economics, 2021, 49 (1): 106-151.
- [16] Durica M, Guttenova D, Pinda L, et al. Sustainable Value of Investment in Real Estate: Real Options Approach [J]. Sustainability, 2018, 10 (12): 1-18.
- [17] Guo Y T, Wang L, Li S K, et al. Balancing Strategic Contributions and Financial Returns: A Project Portfolio Selection Model under Uncertainty [J]. Soft Computing, 2018, 22: 5547-5559.
- [18] Mintah K, Higgins D, Callanan J. A Real Option Approach for the Valuation of Switching Output Flexibility in Residential Property Investment [J]. Journal of Financial Management of Property and Construction, 2018, 23 (2): 133-151.
- [19] 朱凯, 朱菲菲, 杨云红. 土地定价机制研究: 最优开发策略选择 [J]. 经济科学, 2017 (5): 65-77.
- [20] 王媛. 预期、不确定性与房地产销售策略——来自杭州的经验证据 [J]. 中国经济问题, 2015 (4): 46-61.
- [21] 朱恩伟, 吴璟, 刘洪玉. 市场不确定性对住宅开发项目上市时机的影响 [J]. 系统工程理论与实践, 2019, 39 (2): 319-329.
- [22] Guthrie G. Evaluating Real Estate Development Using Real Options Analysis [J]. SSRN Electronic Journal, 2009.
- [23] Nadarajah S, Kotz S. Exact Distribution of the Max/Min of Two Gaussian Random Variables [J]. IEEE Transactions on Very Large Scale Integration (VLSI) Systems, 2008, 16 (2): 210-212.
- [24] Heath L C. Financial Reporting and the Evaluation of Solvency [M]. New York: American Institute of Certified Public Accountants, 1978.
- [25] 刘名旭. 企业财务柔性研究 [D]. 成都: 西南财经大学, 2014.
- [26] Myers S C, Majluf N S. Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have [J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13 (2): 187-221.
- [27] Bloom N. The Impact of Uncertainty Shocks [J]. Econometrica, 2009, 77 (3): 623-685.
- [28] 罗时空, 龚六堂. 企业融资行为具有经济周期性吗——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2014 (2): 74-83.
- [29] 李君平, 徐龙炳. 资本市场错误定价、融资约束与公司融资方式选择 [J]. 金融研究, 2015 (12): 113-129.
- [30] 黄宏斌, 翟淑萍, 陈静楠. 企业生命周期、融资方式与融资约束——基于投资者情绪调节效应的研究 [J]. 金融研究, 2016 (7): 96-112.
- [31] 于传荣, 方军雄. 经济政策不确定性与企业外部融资的萎缩 [J]. 财务研究, 2018 (4): 3-14.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

基于信任和制度的家族企业职业经理人融合 ——以中国联塑为例

Integration of Professional Managers in Family Firm Based on Trust
and Institution: A Case Study Based on CHINA LESSO Ltd

谭劲松 龙卓林 秦 帅

TAN Jin-song LONG Zhuo-lin QIN Shuai

[摘要] 本文以中国联塑成功融入职业经理人并实现企业可持续发展的案例为研究对象,探讨了信任和制度如何交互影响及其对家族企业成长的影响机制。研究表明:第一,算计性信任和制度信任的双重信任关系是消除分歧偏差及融合职业经理人的关键;第二,企业既可以通过包括激励、约束机制等在内的正式制度来固化信任,也可以通过企业文化等非正式制度与正式制度相结合,构建有效的信任机制;第三,治理结构的稳定性是家族企业和职业经理人相互信任及融合的重要基础;第四,家族拥有绝对控制权是融合职业经理人并实现企业永续经营的有效保障。本文从信任和制度的双重视角揭示了中国家族企业融入职业经理人的动态过程,对探索和构建中国特色的家族企业治理机制具有启示意义。

[关键词] 家族企业 职业经理人 算计性信任 制度信任 企业成长

[中图分类号] F276.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0099-12

Abstract: Taking the case of LESSO Ltd. successfully integrating into professional managers and realizing the sustainable development of the company as the example, this paper discusses how trust and system interact with each other and its influence mechanism on the growth of family business. The research shows that, firstly, the dual trust relationship of calculative trust and institutional trust is the key to eliminating differences and integrating professional managers; secondly, companies can not only solidify trust through formal systems including incentive and restraint mechanisms, but also build an effective trust mechanism by combining informal systems such as corporate culture with formal systems; thirdly, the stability of governance structure is an important foundation for mutual trust and integration between family business and professional managers; fourthly, the absolute control right of the family in family firm is an effective guarantee for integrating professional managers and achieving sustainable business operations. This article reveals the dynamic process of the integration of Chinese family businesses into professional managers from the dual perspectives of trust and system, which has enlightening significance for exploring and constructing family business governance mechanisms with Chinese characteristics.

Key words: Family firm Professional manager Calculative trust Institutional trust Enterprise growth

[收稿日期] 2021-05-19

[作者简介] 谭劲松,男,1965年1月生,中山大学管理学院、中山大学现代会计与财务研究中心教授,博士生导师,研究方向为会计理论、资本市场与公司治理;龙卓林,男,1980年9月生,中山大学管理学院硕士研究生,研究方向为公司治理;秦帅,男,1992年4月生,中山大学管理学院博士研究生,研究方向为会计理论、资本市场与公司治理。本文通讯作者为秦帅,联系方式为291940474@qq.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“基于国家战略的“半强制”且结合产业特点的企业扶贫行为与经济后果研究”(项目编号:71972189);国家自然科学基金重大项目“会计、审计对企业经营管理与宏观经济发展的影响研究”(项目编号:71790603);国家自然科学基金青年项目“实体经济汇总盈余对银行业系统性风险的作用机制研究”(项目编号:71902201);国家自然科学基金后期资助项目“中国董事会结构的形成机理、制度特征与动态演变”(项目编号:19FGLB048);广东省自然科学基金“CEO人生经历、风险态度与公司风险决策”(项目编号:2018A0303130328);广东省哲学社会科学基金“汇总会计信息与银行业系统性风险:宏观预测价值与作用机制研究”(项目编号:GD18CYJ09);财政部“会计名家培养工程”项目。

感谢中国联塑林德纬先生、王凌飞先生、刘杉先生等为本文写作提供的支持和帮助。感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应的修改,本文文责自负。

一、引言

家族企业是中国民营经济的重要组织形式,家族企业的出现和成长是中国改革开放以来经济奇迹的重要推动力量(储小平,2000^[1];Allen等,2005^[2])。企业成长的实质是不断有效融合社会资本的过程,家族企业成长的关键就在于能否有效融合各种社会资本(储小平和李怀祖,2003^[3])。以血缘关系为导向的权力和资源分配方式是中国家族企业独特的治理优势(潘越等,2019^[4]),但也限制了家族企业融合外部资源的能力。聘请外部职业经理人是家族企业突破管理资源瓶颈,实现可持续发展的重要途径(储小平,2002^[5];张京心等,2017^[6])。然而,家族企业与职业经理人之间存在严重的信任不足问题,家族企业在某种程度上的“隐私”经营会给企业从外部引入经理人带来风险,同时存在家族控制权转移的风险(李新春,2003^[7])。因此,如何以信任为纽带促进家族企业融合职业经理人、通过制度建设保障信任机制的有效运行,是家族企业成长的关键。

信任是重要的社会资本,能够促进国家经济增长和社会进步(张维迎和柯荣住,2002^[8])。中国人的交往和信任诞生于“差序格局”的社会结构,在差序格局中,社会关系以“己”为中心,像石子入水激起的波纹,愈推愈远,也愈推愈薄。中国人的人际关系是私人联系的增加,社会范围是一根根私人联系所构成的网络(费孝通,1999^[9])。社会的格局结构决定了中国文化下的信任结构是家族主义相关的,对于家族或家族化成员(自己人)表现出极高的信任,而对于非家族(化)成员(外人)则呈现出很低的信任或不信任(李新春,2002^[10]),这种信任结构会降低家族企业的运营效率。因此,通过信任机制建立职业经理人与家族企业间的情感联结,完成“泛家族化”过程能够促进家族企业外部融合,实现家族企业的可持续成长(储小平和李怀祖,2003^[3];何轩等,2008^[11])。

中国联塑集团控股有限公司(2128.HK,以下简称“中国联塑”)是国内大型建材家居产业集团,业务涵盖管道、建材家居、环保、现代农业、渠道与服务等板块。企业成立于1986年,2010年于香港主板上市,2020年集团营业收入达到了281亿元人民币。作为家族企业,中国联塑的发展成就与大规模引入职业经理人密切相关。中国联塑实行董事会领导下的总裁负责制,董事会目前由15名董事组成,包括10名执行董事及5名独立非执行董事,除创始人黄联禧、

其内弟左满伦、其配偶左笑萍外,其余7名执行董事均为非家族成员,而且保持稳定,高管团队基本也是由非家族成员组成。通过建立信任机制,职业经理人成功融入家族企业,实现了企业的稳健增长。

本文对中国联塑通过建立信任机制大规模引进职业经理人实现家族企业可持续发展的案例进行了考察。文章主要研究了以下两个问题:(1)从企业成长的动态视角揭示家族企业如何建立信任机制,并依据不同层级的信任机制来消除分歧偏差,对职业经理人产生融合效应。(2)以中国联塑为例,研究家族企业如何通过制度来建立、强化信任机制,从而实现职业经理人的融合。结果发现:第一,算计性信任和制度信任的双重信任关系是消除分歧偏差及融合职业经理人的关键;第二,企业既可以通过制定激励、约束机制等正式制度来固化信任,也可以通过企业文化等非正式制度与正式制度相结合,构建有效的信任机制;第三,治理结构的稳定性是体现家族企业和职业经理人相互信任及融合的重要基础;第四,家族拥有绝对控制权是融合职业经理人并实现企业永续经营的有效保障。

本文的研究存在以下几点贡献:(1)本文为信任有利于家族企业融合职业经理人并实现持续成长观点提供了现实证据。大量研究表明,信任是家族企业治理的关键问题之一,是联结家族企业与职业经理人的纽带,有利于家族企业融合外部资源(储小平和李怀祖,2003^[3];李新春,2003^[7];李新春,2002^[10])。现有研究虽然已就该观点取得了一致结论,但多限于理论分析和框架分析,缺乏足够的经验证据。本文在现有研究框架的基础上,探讨了中国联塑的正式制度和非正式制度对信任的影响,并对比了中国联塑与同行业企业的经营效果,为信任有利于家族企业融合职业经理人的观点提供了数据支持和现实证据。(2)本文的研究丰富了关于信任种类及其相互演化关系的文献。在不同的发展阶段,家族企业与职业经理人之间的信任程度和信任内容有明显区别(李新春,2003^[7])。声誉信任、算计性信任和制度信任之间可以相互转化,且必须随着家族企业的成长逐步转化。其中算计性信任向制度信任的转化程度更是决定了职业经理人融合程度和家族企业经营绩效。本文着重探讨了中国联塑如何通过正式制度和非正式制度保障算计性信任向制度信任转化的做法,丰富了关于信任类型、内容和程度的研究。(3)本文构建了一个“相对完善的制度提升信任—信任保障职业经理人融合—职业经理人促进企业持续成长”的综合分析

框架,丰富了关于信任与家族企业成长的研究。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分是文献回顾与理论分析;第三部分是研究设计与案例介绍;第四部分是案例分析与讨论;第五部分是结论与启示。

二、文献回顾与理论分析

信任是家族企业发展面临的主要瓶颈(Stacchini和Degasperi, 2015^[12];吕鸿江等, 2016^[13])。家族企业是企业、所有权和家庭三个系统的交集部分,华人家族企业遵循着“差序格局”的社会关系(徐细雄和刘星, 2012^[14]),这导致家族企业对于家族或家族化成员(自己人)表现出极高的信任,而对于非家族(化)成员(外人)则呈现出很低的信任或不信任(李新春, 2002^[10])。资源依赖理论认为,组织发展离不开外部资源的支持(Pfeffer, 1972^[15]),家族企业的发展不仅需要外部资金的支持,更需要外部人力资本的支持(储小平, 2002^[5])。如何通过信任机制去平衡家族企业各方尤其是家族成员与职业经理人的权力和利益是目前中国家族企业治理的难题(吕鸿江等, 2016^[13])。

信任来源于声誉、社会相似性和制度,家族企业的信任制度需要与企业正式制度、非正式制度和治理结构相匹配。Luhmann(1979)^[16]认为信任可以分为人际信任和制度信任。人际信任是一种基于非正式制度的信任,是对正式规章制度的补充,是一种“软性约束”或“心理约束”,可以借助道德习俗等非正式的方式来实施。制度信任则是基于法律、法规、政策等正式制度建立的信任,有助于在陌生人之间快速建立信任,有助于信任的长期存续(Baek和Jung, 2015^[17])。企业主在家族企业中拥有崇高的家族权威,这种权威不仅来自创业者的个人魅力,更来自其对家族企业的绝对控股权(徐细雄和刘星, 2012^[14])。在家族企业的初创期,企业主的家族权威能够紧密团结家族成员,他们相互间有很高的信任度。随着企业规模的扩张,社会资本和职业经理人加入家族企业将会改变企业的股权结构和治理结构,企业所有权与经营管理权的关系会愈加复杂,信任也会随之变化。

家族内部的信任关系,是基于血缘、姻缘及忠诚等存在而产生的,其本质是一种人际关系的信任,是建立在人与人之间的感情联系基础上的。信任的对象一般局限于“自家人”,是一种特殊的私人信任原

则,但这种信任资源是有限的(Uslander, 2000^[18])。家族内部基于血缘关系的特殊信任是家族成员长期共同生活,反复交流形成的高度信任和认同感,双方有共同的愿望和目标,可以促使家族内部成员牺牲个人的短期利益。

当家族企业处于创业初期,资金主要来源于企业主,此时企业规模小、业务单一,从生产到销售的可控性较强,员工主要由家族成员构成,企业所有权和管理权高度集中于创业主身上,家族信任有很大的凝聚力,保障了企业的稳定发展。当家族企业进入成长期,资本和人力资源集中于亲戚、同学、熟人等与家族企业关系密切的群体,信任也会由原来的声誉信任逐渐深化为泛家族化信任。泛家族信任,介于家族信任和制度信任之间,是信任发展的一个过渡。泛家族信任不是建立在血缘基础之上,是基于地缘、业缘、学缘和熟人缘等私人基础之上的信任,是一种“圈子信任”。“圈子信任”深刻影响着华人企业组织行为,圈子信任的形成与发展是基于双方相互了解而产生的共同目标和伦理道德规范,具有极强目的性和功利性,其信任度是不稳定的。因此,需要在企业内部建立激励约束机制固化泛家族信任。当家族企业进入成熟期,家族企业的信任机制也会进一步转化为制度信任。制度信任是一种普遍信任,是通过规章制度和法纪准则来进行治理(郑也夫和彭泗清, 2003^[19])。制度性信任能够通过契约设计将信任扩展至家族企业以外的人。

家族企业内部存在分歧偏差,这会对职业经理人的融合及家族企业成长产生负面影响(Verbeke和Kano, 2012^[20])。分歧偏差是指企业主认为家族成员是自己人,是长期、稳定的,必然会投入人力资本,而职业经理人是外人,是不可信的,也容易被替代,甚至会带有明显的“叛离”行为,因此不会投入人力资本。分歧偏差导致家族企业可能会限制职业经理人的职权,核心职位、敏感岗位往往由家族成员担任。但是,这种偏误认知会滋长家族成员的投机心理,反而导致他们不会如期投入人力资本,同时也会削弱职业经理人投入人力资本的意愿(储小平和李怀祖, 2003^[3])。分歧偏差会抑制企业长期发展,严重者会阻碍企业进入成熟期,最终导致企业走向衰退和灭亡。因此,消除分歧偏差对于建立信任并实现家族企业与职业经理人的相互融合至关重要,在企业不同的生命周期,应匹配不同类型的信任机制。家族企业由于所有权和经营权等产权状况不同而存在着多种信任关系,在不同发展阶段,企业信任机制会发生转

变。随着家族企业和职业经理人相互间分歧偏差的演变,企业的信任机制也会从以血缘、亲缘为主发展为以契约等制度为主(韩云,2006^[21])。

Williamson (1999)^[22]指出:“算计性信任,是建立在理性的假设之上,行为人通过权衡信任和不信任对应的收益和成本来决定自己的行为。”算计性信任仅仅是双方实现合作的一个保障因素,只是表面上的相互信任和被动的合作,并未实现双方真正的融合。虽然企业与职业经理人都采取了信任的态度,但是由于存在机会主义倾向,其信任程度仍然有很大的弹性。专用性资产的投入程度难以准确度量(胡浩志和吴梦娇,2013^[23]),仅仅依靠算计性信任是不够的,需要建立更高级的制度信任。注重制度信任建设的家族企业会突破家族主义的困境,更高效地融合外部资源(储小平和李怀祖,2003^[3])。家族企业可以通过设计有效的激励与约束机制来提高职业经理人的稳定性,降低其叛离行为带来的成本与风险。此时,职业经理人出于自身利益最大化考虑选择忠诚于企业,减少叛离行为,实现信任的固化(张建琦,2002^[24])。

行为人通过一系列的信号了解对方的意愿,可以弱化算计性信任(Gambetta,1988^[25])。家族企业可以通过媒体宣传、出版报纸、专题讲座等方式,传达出融合职业经理人的意愿。通过激励和晋升制度的设计,可以给予职业经理人发展的平台,建立对双方均有效的惩罚性制度,实现固化信任的效果。

通过建立制度的方式,可以规范企业和职业经理人之间的信任,能提高双方的心理契约,这是职业经理人成功融入的关键(吴兴华和杨从杰,2004^[26])。员工与企业建立可置信的心理契约,会增强其归属感,会更加积极地工作和取得良好的绩效(储小平和汪林,2008^[27])。通过企业文化体系等非正式契约,使企业所有员工具有共同的价值观和目标,形成共同的使命感和责任感,能产生更相近的社会相似性,也是强化信任最关键的方式。

通过上文分析可知,家族企业成长的关键在于构建有效的信任机制,消除双方的分歧偏差。通过建立算计性信任和制度性信任的双层信任关系,可以有效解决企业与职业经理人之间的信任问题。进一步地,在初步建立信任关系后,企业如何融合职业经理人?首先,在家族对企业拥有绝对控制权的基础上,通过优化治理结构和专业分工,实现所有权与经营权分离;然后,通过建立激励机制和约束机制来固化信任;最后,通过制定管理制度和企业文化建设等正式制度和非正式制度相结合,强化信任以及进一步增强

信任,实现双方的信任与合作,为企业的永续经营发展夯实基础。分析框架如图1。

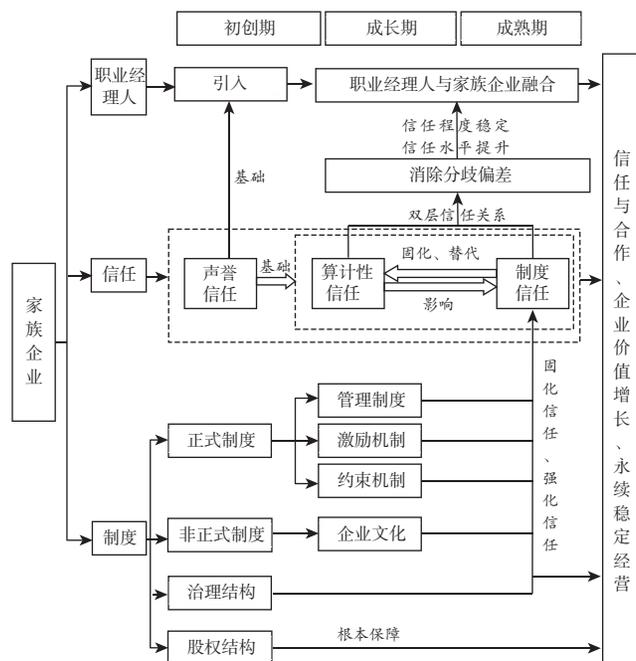


图1 基于信任和制度的家族企业职业经理人融合分析框架图

资料来源:作者自行绘制。

三、研究设计与案例介绍

(一) 研究设计

1. 目标案例选择。

本文选取中国联塑作为单案例研究对象,原因有以下三点:第一,中国联塑自1986年成立以来,一直由黄联禧、左笑萍夫妇掌握绝对控股权,未发生过较大的股权纠纷,企业政策具有良好的持续性和传承性。第二,中国联塑经过30多年的发展,已经由创立之初的家庭作坊式的五金厂发展为中国领先的大型建材家居产业集团。2010年上市以来主要产品产销量连续10年在国内市场处于领先地位,在品牌地位、知名度、研发实力和产品质量等多方面先后荣获国内外多个国家及专业机构的品质认证,以及行业多项大奖,实现了家族企业的稳健增长。第三,中国联塑家族成员负责企业采购、市场和资金的管理,是一个典型的家族企业,但自1996年开始引入非家族管理人员,后来大规模引入职业经理人,现在15名董事会成员中仅保留3席家族董事名额,其他席位均由非家族成员担任。中国联塑在实现外部融合方面具有丰富的经验积累和完善的保障机制,可以为研究者呈现家族企业外部融合的复杂过程,有助于理解信任在家族企业外部融合中的重要作用。

2. 案例数据收集与分析。

以中国联塑官网资料、上市公司公告、和讯网等权威、正规新闻报道为主要数据来源。结合公司内部高管深度访谈、公司内部资料等多渠道信息进行三角验证。参考 Pettigrew (1990)^[28] 提出的纵向研究方法, 本文首先收集了资料和数据, 梳理中国联塑的家族企业发展历史。然后分析中国联塑如何通过正式制度和非正式制度来强化信任, 消除双方的分歧偏差建立有效的信任机制, 实现职业经理人的融合, 最终实现企业的持续成长。最后总结中国联塑职业经理人基于双层信任与企业实现融合的路径, 提供了一个信任促进家族企业融合的分析框架, 探讨家族企业如何通过信任突破成长困境, 实现企业持续稳定发展。

(二) 案例介绍

1. 创业前期, 中国联塑以家族经营为主。

1986年, 中国联塑创始人黄联禧、左笑萍夫妇筹集8000元开办西溪塑料五金厂, 这就是联塑集团的前身。最初, 西溪塑料五金厂仅有5名员工, 且全部是家族成员。直到1993年才推出第一款以“西溪”命名的品牌PVC电线保护槽及护套管。西溪塑料五金厂顺应市场发展趋势, 迅速扩大生产规模及市场份额, 开始创建自己的品牌, 并于1996年正式注册“联塑”商标。在此阶段, 中国联塑的资金主要是创始人黄联禧的自有资金, 或者向有血缘、姻缘的其他家族成员借款, 该厂的管理人员以家族直系亲属或者家族关系成员为主。

2. 创业中后期, 中国联塑在重要岗位开始引入职业经理人。

1996年, 创始人黄联禧确定未来以生产塑料管道为主营业务, 并注册了“联塑”作为公司名称和产品商标, 确立了品牌化发展路线。取公司创始人黄联禧之“联”和未来产品以塑料产品为主之“塑”, 陆续正式注册“联塑”“LIANSU”商标。在生产、销售、技术等重要的管理岗位引入一些非家族成员^①, 这些职业经理人都成为中国联塑日后发展的关键人物。

3. 成长期, 中国联塑陆续引入大量技术人员和管理人员。

2001年, 中国联塑在武汉建立第一个广东省外生产基地; 2004年, 中国联塑开始向海外销售, 并在海外建厂。2001年至2009年间, 中国联塑已经在全国8个省份建立生产基地, 新增10间塑料管道及管件生产

基地, 国内市场占有率已经高达12%以上。2010年, 创始人黄联禧报读了中欧商学院, 经营与管理理念开始发生变化, 意识到家族管理的弊端, 以及这种弊端对企业发展的制约, 中国联塑开始大量引进技术人才和管理人才, 并开始新的激励和约束机制的探索。

4. 上市后, 中国联塑不断优化治理和管理机制来实现职业经理人融合。

2010年6月23日, 中国联塑在香港联合交易所主板成功上市。2011年, 中国联塑年销售额突破100亿元人民币, 并开始进军建材家居领域。2012年, 中国联塑实施母子品牌的运营模式, 启用“LESSO”商标。面对着更广阔的市场、更多资金资本和人力资本等社会资源, 黄联禧在中国联塑上市前后着手引入优秀的职业经理人, 在确保绝对控制权不变的情况下, 按照现代公司治理制度进行变革, 激励固化信任制度并重塑企业文化。

四、案例分析与讨论

从前面的介绍不难发现, 中国联塑从最初的家族经营企业, 有计划有步骤地引入职业经理人, 并逐步将生产、销售、技术专业人才培养成懂经营会管理的职业经理人, 借公开上市之契机, 构建现代公司治理和管理制度, 重塑企业文化, 不断优化机制, 实现职业经理人与家族企业的融合, 大大增加了企业价值。

(一) 立足声誉信任, 家族绝对控股, 为融合职业经理人和企业永续经营提供基础性保障

1996年始, 中国联塑率先在生产和销售部门引入职业经理人。中国联塑创始人黄联禧引入职业经理人遵循两个原则: 一是对潜在职业经理人的个人声誉进行长时间考察, 这些人与黄联禧有10年以上的交情, 黄联禧熟知这些人的能力和声誉。二是这些人都是来自顺德、佛山附近, 具经营理念和价值观的相似性和区域相近性, 大家比较容易合拍。可见在初创期, 中国联塑对职业经理人的声誉信任体现出较多的熟人社会特征, 即家族企业与职业经理人的合作是以熟识为前提的, 他们之间的关系是直接的, 不需要中介联结, 但具有信息共享的优越性(张康之, 2005^[29])。熟人社会能够使职业经理人的行为更加公开化, 使其更加谨慎地维护基于关系链的信任。

引入职业经理人一方面增加了企业的人力资源, 但同时也意味着企业剩余控制权的重新分配, 企业主

^① 目前的董事会成员中, 除了创始家族成员外, 有4名执行董事都是从这个期间陆续加入中国联塑的, 包括生产部门先后引入的赖志强与黄贵荣、销售部门的孔兆聪、技术与品管部门的陈国南。

面临着委托代理和控制权转移的风险 (Jensen 和 Meckling, 1976^[30])。为此, 中国联塑创始人黄联禧始终抓住股权结构这一企业根本制度, 始终保持家族对企业的绝对控制权。上市 10 年来, 创始人黄联禧家族持有的股份比例未曾低于 65%, 保持对联塑集团的终极控制权。这也是中国联塑敢于管理变革的保障。在我国当前尚不具备完善的投资者保护机制的环境下, 终极控制权集中发挥了投资者保护的部分替代作用, 能够降低两类代理成本, 提高上市公司的治理效率, 最终提升公司绩效 (甄红线等, 2015^[31])。

(二) 优化治理结构, 从治理制度上确定信任基础, 确立制度信任根基

1. 引进外部董事优化董事会结构, 保持董事会结构稳定。

中国联塑通过引进大量的非家族董事扩充董事会, 优化了董事会结构, 丰富了企业人力资源, 逐渐实现所有权与经营权分离, 在公司治理层面弱化家族企业的观念。

中国联塑实行董事会领导下的总裁负责制, 董事会由 15 名董事组成, 包括 10 名执行董事及 5 名独立非执行董事。10 名执行董事中, 只有 3 名家族成员, 且非家族董事从获委任至今未发生更换。董事局下设委员会的成员全部或大部分是或非家族成员各占 3 位。董事会的稳定性高是中国联塑管理改革与融入职业经理人的基础。

2. 家族创始人与其他董事分享权力, 实现专用性资产的隐性传承。

所有权与管理权的配置是家族企业治理的关键问题之一 (贺小刚等, 2011^[32])。为了突破家族企业的固有限制, 树立现代企业管理思想, 中国联塑创始人黄联禧仅保留董事局主席职务, 把日常经营及业务运营交给其内弟左满伦及其他非家族董事担任, 突破了“家长权威”, 为职业经理人的创造性活动提供了一个宽松的环境。这种控制权配置一方面明确了各自的权责边界, 形成了相互监督的内部控制制度, 同时还能够抑制管理层的机会主义行为, 提高董事会的独立性; 另一方面, 基于亲缘关系维护家族成员共同利益, 保持家族企业“纯正血统”, 降低交易成本。创始人权威分为管理权威和职能权威 (贺小刚等, 2010^[33])。黄联禧把日常经营权及业务运营交给内弟左满伦和非家族董事, 逐渐转移权力, 弱化创始人的权威在企业管理中的作用, 避免交棒产生的内部动荡, 实现创始人权威专用性资产的隐形传承。

(三) 优化管理结构, 规范管理制度, 在日常运作上固化制度信任

1. 构建职责明确、专业分工的“职位管理网络”。

中国联塑的组织架构有“十三中心、二部二院、一组一办”, 各中心由执行董事负责管理, 重要部门实行垂直线条管理模式, 每个岗位均编制了规范实用的职责说明书, 确定了每个岗位的权、责、利, 以及 KPI 考核指标, 自上而下形成专业化分工的“职位管理网络”。同时, 所有员工入职时, 必须在职责说明书中签字, 明确本人所在岗位的工作分工、职责, 及其考核内容, 从员工入职即开始培养其责任意识。

2. 建立系统性规章制度, 对职业经理人分权授权。

中国联塑有严格的职责分工。创始人黄联禧担任董事局主席, 负责董事会的管理。左满伦担任行政总裁, 对公司的整体事务负责, 各业务线条由执行董事和副总裁直接管理。另一个重要措施是建立三个“下放”的分权授权制度: 经营权下放、审批权下放、人事权下放; 打破集权管理, 充分信任职业经理人。分权授权制度以及系统性的规章制度, 为职业经理人提供了一个发挥自我才能和自我表现的平台, 实现权、责、利的真正统一, 有助于职业经理人的稳定与融入。

(四) 建立多元化激励机制和约束机制, 以制度固化算计性信任

职业经理人与包括家族股东在内的股东的利益函数并不一致, 因此设计合理的包括薪酬契约在内的激励和约束机制能够有效激励、约束职业经理人为股东利益服务 (Fama 和 Jensen, 1983^[34])。中国联塑对于职业经理人的薪酬制度, 立足长期、中期、短期激励, 将购股权计划及股权激励、分红机制和薪酬机制有机结合, 同时有效运用目标约束、制度约束等约束机制, 建立刚性和立体化的激励与约束机制, 以正式制度固化算计性信任。

1. 购股权计划及股权激励。

2010 年 5 月 14 日, 中国联塑股东大会有条件批准一项员工购股权计划, 旨在奖励员工既往贡献, 激励员工未来业绩, 从而吸纳、挽留对本集团有重要贡献的员工, 如行政总裁左满伦获得 384.2 万股, 孔兆聪和赖志强获得的认股权份数 230.8 万股, 与创始人黄联禧及其配偶左笑萍相同, 这体现了中国联塑对职业经理人的重视与信任。

2018 年 8 月 28 日, 中国联塑董事会通过股份奖励计划, 对符合资格的员工给予适当奖励。以公司出资的现金自公开市场购入不超过 7.5 亿港元股份, 并以信托形式持股该股份, 该计划自通过之日起 10 年内有

效。此外，中国联塑在上市后陆续收购非管道主业的其他公司，对于这些公司的高管均给予股权激励方案，对职业经理人给予除薪酬外的更强激励制度，从而将职业经理人利益与股东利益绑定，避免其短视行为。

2. 分红激励。

稳定、持续的股利分红有利于持股的职业经理人与家族股东保持共同利益（邓建平和曾勇，2005^[35]）。中国联塑职业经理人团队持有企业大量股权，分红也成为中国联塑激励职业经理人的重要手段。中国联塑每年均有稳定的派息方案，每年派息基本维持在盈利水平的20%~40%之间。

3. 薪酬激励。

合理的薪酬契约是缓解高管代理问题、提高企业绩效的重要激励约束机制（Jensen 和 Meckling, 1976^[30]）。薪酬契约设计的最基本原则是将高管薪酬和企业绩效挂钩，将高管薪酬和股东财富联系起来，从而约束高管的机会主义行为，提升企业价值（Jensen 和 Murphy, 1990^[36]）。中国联塑在为董事提供高额薪酬的同时，十分注重薪酬分配的公平性，各董事薪酬之间的差异不大。高额且平等化的薪酬激励对家族企业融合职业经理人有正向引导作用。

4. 制度约束与家族成员监督。

企业在建立激励机制的同时，也应当建立相应的约束机制，二者不可分割。中国联塑通过建立制度约束机制和家族成员内部监督相结合的双重约束机制来实现对职业经理人的监督。中国联塑对于职业经理人的约束制度主要有三个方面：一是目标约束，每年初给职业经理人下达经营目标和任务，签订业绩“军令状”。二是审计和监察约束，隶属董事局的内审部对集团及下属企业的人员及经营管理行为进行监察审计，定期对职业经理人的工作进行评定和监察。三是法律约束，建立反腐败与反舞弊制度。制定《反舞弊管理制度》，成立反舞弊管理小组，严防损害公司及股东利益的行为发生，并设立多种举报渠道，受理舞弊行为的投诉与举报，对于重大的腐败及舞弊行为，送公安机关处理。此外，中国联塑还保留着由分散在各职能部门任职的家族关系成员对非家族成员的工作和行为实行监察的传统做法。实行从顶层与基层“上下结合”的方式，对职业经理人施以约束与监督。^①

（五）建立系统性人才培养制度，优化人才晋升和职业发展体系，强化制度信任

1. 建立“以人为本”的人才培养机制。

中国联塑坚持以人为本的管理理念，坚持“能者上、平者让、庸者下”的用人原则，对所有员工实行同工同酬、竞聘上岗制度。不断优化人才晋升和职业发展体系，帮助员工明确职业发展目标，树立职业发展信心，充分调动员工积极性，助力员工在工作岗位上实现自我价值，为中国联塑的进一步发展储备人才。中国联塑针对不同岗位制定了五大人才培养计划，分别是：启航计划、扬帆计划、远航计划、领航计划、掌舵计划，如图2。这种以人为本的培养机制，既为职业经理人施展才能、职业晋升提供了平台，同时还有利于培养相互信任的企业文化，减少员工流失率，保持高管团队稳定性。

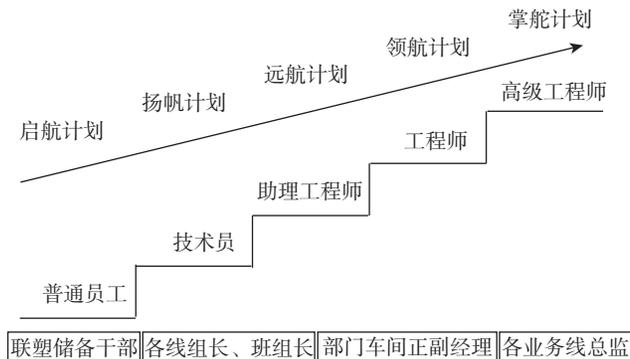


图2 联塑人才培养机制——“五大”计划

资料来源：中国联塑社会责任报告（2018，第54页）。

2. 职业经理人的晋升“双通道”和个性化培训。

中国联塑为职业经理人提供了公平、公正、透明的管理通道和技术通道作为“双通道”职业发展路径。管理人员中的职业经理人可以从“普通员工—基层管理人员—中层管理人员—高层管理人员”的路径实现晋升；专业技术人员中的职业经理人可以从“技术员—助理工程师—工程师—主任工程师—总工程师”的职业通道发展。

中国联塑内部的联塑学院针对不同类型、不同岗位的员工培训需要，开发专业知识手册和内训课程，建立“序列式”培训课程体系，提供个性化的培训方式，全面提高员工职业素养，提升员工职业竞争力，有助于员工融入企业，实现员工和企业共同成长。^②

① 访谈中，高管认为：“在组织架构上，集团的采购、市场、资金三个重要部门都是老板娘及其弟妹负责管理，从这个方面来说，联塑是一个典型的家族企业。但是，集团在企业初期就引入职业经理人，享受到了职业经理人带来的好处，因此黄联禧很早就已经开始信任职业经理人了。其他非家族成员高管，分别负责生产、技术、销售、财务和法务等。日常工作中，虽然大家的理念会有不同，专业与管理会有冲突、规划与执行也有矛盾，等等，但是公司通过建立制度，例如各职能部门线条垂直管理、建立反舞弊与反贪污小组进行监督、定期对各线条主管进行专项审计等，股东对管理层分权，管理层理解老板和公司的战略与想法，股东、董事会与管理层的权力也形成了相互制衡、相互监督。大家有共同目标，有共识，也相互监督，目前总体上是协调的。从这个角度来看，联塑是一个有先进管理理念的企业。”

② 例如，2018年，中国联塑累计开发培训课程83门，参加培训员工92894人次，培训工时共252555小时，远远领先于同行的企业。

3. 淡化“家族制”观念，减少高级管理人员流失。

在上市之初，联塑就开始淡化“家族制”管理理念，聘用更多的外部职业经理人，减少家族成员担任的高级管理岗位。目前除行政总裁左满伦和副总裁左笑萍是家族成员外，其余七位高级管理层均是非家族成员的职业经理人。

(六) 建立“亲情式”企业文化，以非正式制度强化制度信任

1. 构建植入式的企业文化体系。

中国联塑创始人黄联禧多次在不同场合提到公司文化建设的方向，上市后，中国联塑更加积极开展企业文化建设，从“企业精神、企业目标、经营方针、主题理念和品牌信仰”五个部分体现其文化内涵，并写入了企业责任报告。同时，通过联塑学院和联塑大讲堂，宣传企业理念、传播企业文化，让自身的企业文化建设不仅“可知”，还能“可视、可观、可参与”，让企业文化体现在每个人的工作细节中。

2. 实行家庭化的“亲情式”管理，以进一步增强信任。

中国联塑实行“亲情式”文化管理政策，为员工提供宿舍、上下班班车、餐厅，关注员工的职业健康和身心健康，开展中秋晚会、元旦晚会、员工运动会等系列文娱活动，提升员工的幸福感；以低于市场价的内部价格为企业员工提供商品房，为员工构筑幸福家园；积极承担社会责任，开展扶贫帮困、志愿服务等活动，也成为企业与职业经理人之间的精神纽带。^①

(七) 算计性信任与制度信任相结合，消除分歧偏差，实现职业经理人融合

1. 不同层级信任机制的演化及其融合效应。

对于家族企业来说，如何使外来职业经理人投入其专用性人力资本，并动态优化企业的资源结构，实现与职业经理人的融合至关重要。结合前文的理论分析可知，家族企业在不同成长阶段，其资源结构与信任载体具有不同的表现形式，所采用的耦合机制也不相同，进而产生了不同的融合效应。根据本案例特点，参考郑飞虎等（2015）^[37]绘制出图3。

从图3可以看出，在初创期，基于中国联塑创始人的声誉及家族信任，有利于聚集企业内部资源，产

生凝聚效应。但是，中国联塑的封闭式结构，会产生正确认知的分歧偏差，导致与职业经理人难以融合，企业资源仍各自分离且具有独占性的特征。在成长期，中国联塑开放式的结构，以及建立算计性信任和制度信任的双重信任机制，不仅消除了分歧偏差的影响，降低了相互间的冲突，而且促使家族企业和职业经理人的专用性资产高度融合，企业快速成长。

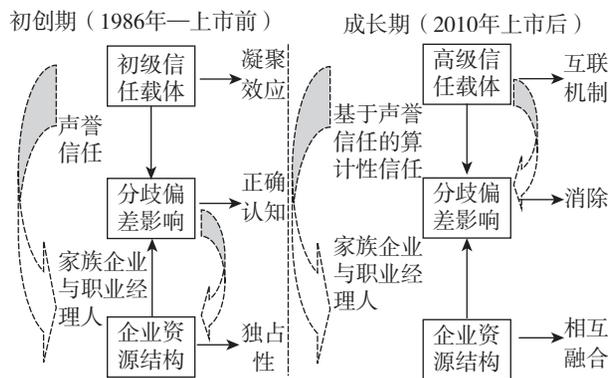


图3 中国联塑初创期与成长期的不同信任层级与职业经理人融合的效应

资料来源：参考郑飞虎等（2015）^[37]。

2. 双层信任关系的构建是消除分歧偏差及融合职业经理人的关键。

(1) 中国联塑算计性信任的固化。算计性信任是企业与职业经理人之间基于收益与成本的博弈结果。对职业经理人来说，离开联塑，意味着放弃股权激励，以及现有的薪酬和分红激励措施带来的收益，职业生涯也会受到影响；对联塑来说，职业经理人若离开，企业的核心竞争力可能会受到影响。此时，降低职业经理人“叛离”的预期行为，提高职业经理人融入企业的心理契约度，有着特别重要的意义。通过治理机制、管理机制、激励和约束机制等正式制度的有机结合，可以固化双方信任，提升信任水平，实现基于声誉信任的算计性信任与制度信任相结合的双层信任关系的相互信任。

(2) 中国联塑制度信任的强化。制度信任的实质是家族企业和职业经理人有相同的价值观，并愿意为了共同的目标而付出。相对于其他企业，家族企业容易产生权力集中和阶层差异，非家族成员的组织认同感稍低。企业文化建设的目的即在于构建企业共同的价值体系，确立相同的发展目标，统一职业经理人

^① 例如，中国联塑《企业社会责任报告》（2018）第4页提到：“我们尊重每一位为集团创造价值的员工，致力保障员工合法权益、支持员工成长、提升员工的幸福感，与员工携手共创更美好的未来。”访谈中，大家高度一致的观点是，“从近年来的情况来看，企业和职业经理人主要是通过企业文化的建设来建立的互信机制，从日常的工作和生活的细微事件实现相互间的信任。股东信任职业经理人全心全意为公司付出，创造价值；职业经理人信任股东兑现承诺，实现个人理想和个人价值追求。”

的职业需求，来强化相互间的信任及进一步增强信任，提升员工的组织认同感。所以说，构建“植入式”企业文化体系的目的，就是为了强化信任及进一步增强信任的效果。

随着企业文化体系的建立和发展，信任机制中最高层级的制度信任的范围会不断扩大，并占据主导地

位，逐渐扩展到此前仅依靠算计性信任的区域。此时，以算计性信任与制度信任相结合的双层信任关系为基础的企业和职业经理人的信任程度会日益稳定，整体信任水平会大大提升，从而实现最优的信任水平。

我们可以总结中国联塑的职业经理人融合路径如图4。

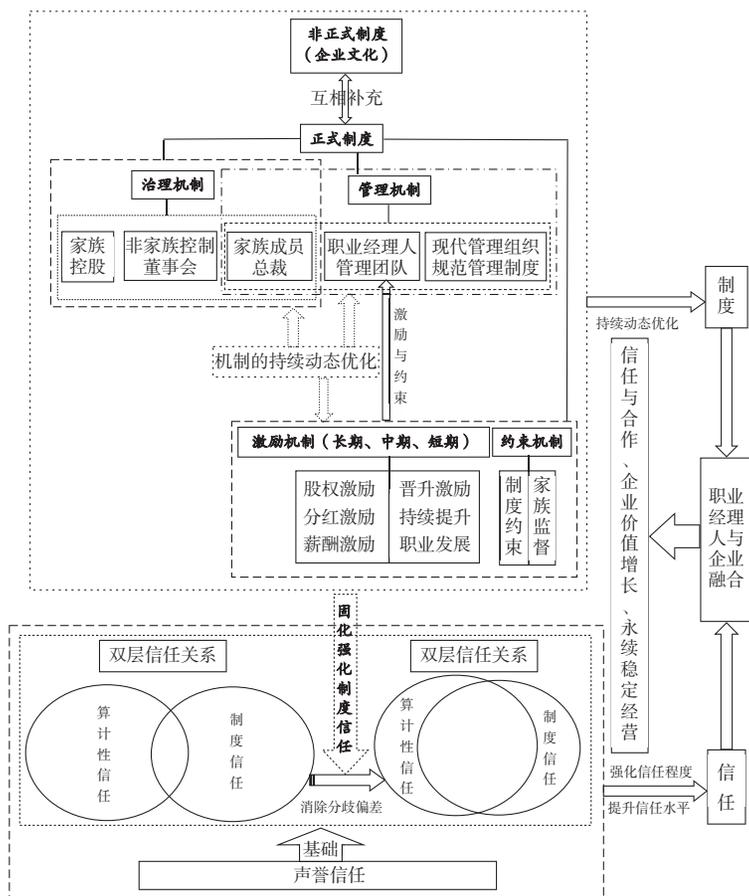


图4 中国联塑职业经理人基于双层信任实现融合路径图

资料来源：作者自行绘制。下同。

中国联塑基于双层信任机制而实现的职业经理人融合具有重要的实践价值。首先，通过正式制度建设并不断动态优化，可以固化和优化信任关系，减少双方的算计性信任；再通过文化建设强化信任，增强员工的向心力。其次，在构建制度信任的同时，也使得算计性信任得以维持。在制度信任还没有稳固之前，算计性信任只是保证了双方合作的基础，相互间仍存在一种试探的态度。通过正式制度建设和文化建设来强化信任后，则实现更好融入与合作效果^①。

(八) 职业经理人与家族企业融合的效果分析：增加企业价值，降低代理成本

我们尝试从以下几方面分析中国联塑职业经理人融合的效果。

1. 中国联塑的收入和净利润增长情况。

图5显示，2010—2020年，中国联塑的营业收入均远超同行业企业，其市场占有率较高。2010年中国联塑上市时，其营业收入为77亿元，此后年度保持持续增长，截至2020年年末，中国联塑营业收入已达280.7亿元，年均营业收入增长率达到14%。

① 根据联塑行政及人力资源中心总监介绍，“近几年，联塑高层管理人员的流失率少于2%、中层管理人员流失率不高于5%。在确保基本薪酬的基础上，公司的激励机制、人才培养机制、分权授权机制，‘亲情式’的管理文化、参与社会责任活动等，给予职业经理人的充分信任，这些因素令职业经理人在企业里有‘家’的归属感，是管理人员流失率低的主要原因。”



图5 2010—2020年中国联塑与同行上市公司收入对比

图6显示,中国联塑在上市时的净利润为11.3亿元,到2020年末净利润增加至37.6亿元,是上市时的3倍,净利润的年均增长率达到13%。



图6 2010—2020年中国联塑与同行上市公司净利润对比

2. 中国联塑市值增长情况。

从图7中可知,中国联塑市值从2010年上市时的187.8亿元,已发展到目前的607.5亿元,目前市值是上市当年市值的3倍有余。企业价值的增加,更能体现信任机制的运行效果,说明职业经理人的绩效获得了市场投资者的充分认可。

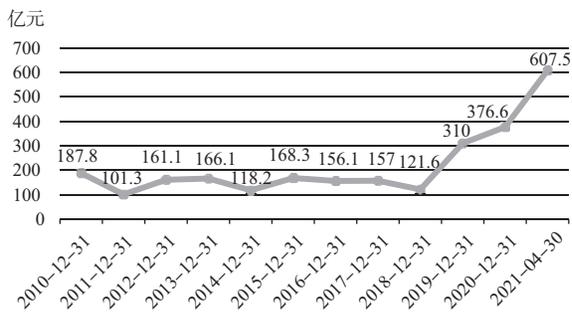


图7 2010年至今中国联塑的市值变化

3. 中国联塑管理层代理成本分析。

中国联塑通过多种信任机制,有效地促进了职业经理人融入企业,其融入效果不仅体现在企业经营绩效的增加,更体现在管理层代理成本的严格控制上。

参考罗进辉等(2017)^[38]的做法,以(管理费用+销售费用)/营业收入作为衡量管理层代理成本的变量,图8对比了2010年至2020年中国联塑与同行上市公司的管理层代理成本。结果显示,与同行业上市公司相比,中国联塑的管理层代理成本常年保持在同行业最低水平行列。

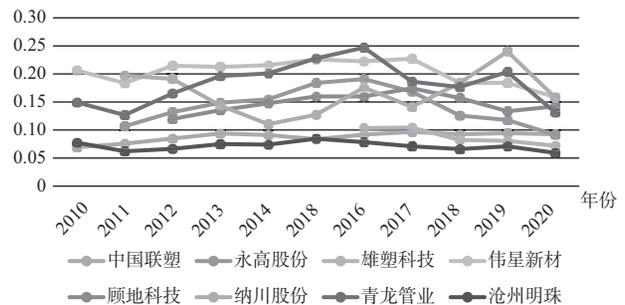


图8 2010年至今中国联塑与同行上市公司管理层代理成本的对比

4. 中国联塑管理层与企业融合协同发展。

为更加直接展现中国联塑管理层与企业实现融合协同发展的效果,我们对中国联塑的经理人员进行了多次访谈和交流反馈。他们在加入中国联塑后,成功地快速融入了企业,并助力中国联塑发展。集团人力资源中心总监表示,“我2011年4月来到联塑,因为企业的文化不同,刚开始还是有挺多不适应的。但是,大约1年左右,在了解企业文化和工作方式后,自我调整,后来明显感受得到老板、总裁和其他同事的信任,工作也慢慢能往前推进、落地。工作开展越顺利,老板和公司就越信任,越发感受到与企业的融合,逐渐地进入了一个良性的循环。”有经理人士表示,职业经理人在促进中国联塑快速发展的同时,自身也得到了极大的锻炼和成长,实现了与企业协同发展,“在工作中,我个人大局观和战略意识得到了提升,工作规划成功率更高,并取得了专业内的高级职称等。同时,我从一个专业技术人员转变为了管理人员。”“联塑多产业模式发展迅速,职业发展平台越来越大,为我创造了更大的发展空间,无论是现在,还是未来,都有越来越多的机会充分展示自己的才能。在这个平台,个人价值也能得到充分的实现,最重要的是在公司我感受到了信任、感受到了对我工作成果的尊重。”

综上所述,中国联塑通过多项制度设计,实现了信任的固化,有助于企业融合职业经理人,并建立信任关系。在保障家族对企业绝对控股的基础上,中国联塑在董事会的治理层面及经营管理层面,不断优化

治理机制,通过建立规章制度等正式制度和企业文化等非正式制度相结合,强化了双方的信任,消除了双方的分歧偏差,建立了有效的信任机制,实现了职业经理人与家族企业的协同发展。通过对其上市后数据的进一步分析,发现中国联塑近十年收入、净利润、市值不断增长,管理层代理成本被严格控制,体现了信任对中国联塑融合职业经理人、促进企业成长的关键作用。

五、研究启示与展望

家族企业应如何融合职业经理人,并实现企业持续稳健增长,是我国家族企业当前面临的重要问题。本文以单案例研究法首先考察了中国联塑如何通过治理机制、管理机制、激励和约束机制等正式制度与非正式制度相结合的方式固化和强化制度信任,并与声誉信任及算计性信任相结合,构建有效的双层信任机制,消除分歧偏差,不断稳定信任程度、提升信任水平,最终成功融合职业经理人,实现企业价值增加。本文得到以下启示:

第一,家族绝对控制权是融合职业经理人的前提保障。对于初创期的家族企业来说,完全依赖家族自主资源投入即可满足发展需求,这决定了家族完全控股的必要。随着企业规模扩大,以及职业经理人的不断引入,企业会出现不同程度的分歧偏差,相互间的算计性信任增加了家族企业管理的难度,职业经理人的机会主义动机依然存在。此时,家族绝对控股有两点好处:一方面,家族绝对控股是家族企业敢于管理变革的前提。它弱化了算计性信任的不利影响,保证了家族的“纯正血统”和话语权,避免了由于职业经理人的不当决策而导致家族企业利益损失。另一方面,家族绝对控制权有助于企业应对市场竞争与管理变革的波动,为企业永续经营提供了有效保障。

第二,董事会的稳定体现了家族企业与职业经理人之间的相互信任与融合。中国联塑实行的总裁负责制,并由执行董事或副总裁分管、垂直线条管理的管理模式,为职业经理人施展才能提供了平台。在公司业绩持续增长的基础上,非家族成员占绝大多数的稳定型董事会既是公司治理机制不断优化的表现,也是家族企业与职业经理人相互信任与融合的重要评价指标。

第三,通过建立有效的激励约束机制并持续动态优化,可以固化和强化制度信任。一方面,中国联塑为满足职业经理人的物质和精神需求,采用短期的高薪酬激励、中期的分红激励和长期的购股权计划及股权激励,来调节职业经理人与股东的目标冲突。另一方面,中国联塑为解决职业经理人的代理问题,采用经营目标约束、审计和监察约束、法律约束等约束机制与家族关系成员日常监控和信息反馈相结合的“制度约束与家族监督”的双重约束机制,来对职业经理人的行为进行控制与约束。

第四,通过现代管理组织和规范管理制度等制度建设和文化建设可以强化信任。中国联塑按现代管理理念构建管理组织,通过分权授权制度建立专业化的“职位管理网络”,强化制度信任,通过植入式的企业文化体系,以及家庭化的“亲情式”管理,为员工提供个性化的职业培训和“双通道”的职业晋升方式,提高员工对公司的理解和认可度,增加双方的相似性,固化算计性信任。与此同时,中国联塑坚持“以人为本”的培养机制,采用“能者上、平者让、庸者下”的用人原则,对所有员工实行同工同酬,平等对待来自各方面的员工和人才,增强认同感和信任度,有效建立算计性信任和制度信任相结合的双层信任关系。

第五,中国联塑大规模引入职业经理人,并通过信任机制融合职业经理人的做法有其自身渊源和文化背景,且与创始人黄联禧个人特点有莫大关系^①。创始人黄联禧在创业初期聘请的是同乡职业经理人。研究表明,同乡之间相近的文化会增加彼此的社会认同感,增进沟通和协调,有助于降低经理人的代理成本(戴亦一等,2016^[39])。在创业初期,黄联禧引入经理人都来自顺德、佛山附近的,与他都是比较合拍的,大家有共同想法。这说明,声誉信任能够有效降低创业初期聘请同乡经理人的代理成本。后来,创始人黄联禧报读了中欧商学院的EMBA,掌握了现代公司治理理论,其对家族企业的优势和弊端有了更深刻的认识,正是在这一阶段,中国联塑开始大规模引入职业经理人,整合外部资源,促进企业发展。可以认为,家族企业创始人掌握更高水平的公司治理理论有助于其完善家族企业治理机制,有助于引入、融合职业经理人。中国联塑上市后,职业经理人来自全国乃

^① 在访谈中,很多高管毫不讳言,联塑的一切与创始人黄联禧的个人特点密不可分。“首先,这个与联塑创始人黄联禧的个人魅力有关,目前公司高管都是认可、并信任黄主席,这个是相互融合的基础。”有高管认为,“这种做法与创始人的管理理念有极大关系,涉及股东对企业的有效控制力度,以及对家族企业中亲属管理方法有关,具有较强的独特性。”

至全球各地,但中国联塑的亲情式企业文化能够对其一视同仁,能够对职业经理人的工作和生活加以关怀。这种亲情式企业文化有效地增强了职业经理人群

体与家族企业的互信,推动了职业经理人融入企业,实现了职业经理人与企业协同发展。

参考文献

- [1] 储小平. 家族企业研究: 一个具有现代意义的话题 [J]. 中国社会科学, 2000 (5): 51-58.
- [2] Allen F, Qian J, Qian M. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1): 57-116.
- [3] 储小平, 李怀祖. 信任与家族企业的成长 [J]. 管理世界, 2003 (6): 98-104.
- [4] 潘越, 翁若宇, 纪翔阁, 戴亦一. 宗族文化与家族企业治理的血缘情结 [J]. 管理世界, 2019 (7): 116-135.
- [5] 储小平. 职业经理与家族企业的成长 [J]. 管理世界, 2002 (4): 100-108.
- [6] 张京心, 廖子华, 谭劲松. 民营企业创始人的离任权力交接与企业成长——基于美的集团的案例研究 [J]. 中国工业经济, 2017 (10): 174-192.
- [7] 李新春. 经理人市场失灵与家族企业治理 [J]. 管理世界, 2003 (4): 87-95.
- [8] 张维迎, 柯荣住. 信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析 [J]. 经济研究, 2002 (10): 59-70.
- [9] 费孝通. 乡土中国 [M]. 北京: 北京大学出版社, 1999.
- [10] 李新春. 信任、忠诚与家族主义困境 [J]. 管理世界, 2002 (6): 87-93.
- [11] 何轩, 陈文婷, 李新春. 赋予股权还是泛家族化——家族企业职业经理人治理的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2008 (5): 109-119.
- [12] Stacchini M, Degasperi P. Trust, Family Businesses and Financial Intermediation [J]. Journal of Corporate Finance, 2015, 33: 293-316.
- [13] 吕鸿江, 吴亮, 周应堂. 家族企业治理模式的分类比较与演进规律 [J]. 中国工业经济, 2016 (12): 123-139.
- [14] 徐细雄, 刘星. 创始人权威、控制权配置与家族企业治理转型——基于国美电器“控制权之争”的案例研究 [J]. 中国工业经济, 2012 (2): 139-148.
- [15] Pfeffer J. Size and Composition of Corporate Boards of Directors: The Organization and Its Environment [J]. Administrative Science Quarterly, 1972, 17 (2): 218-228.
- [16] Luhmann N. Trust and Power [M]. Chichester: Wiley, 1979.
- [17] Baek Y M, Jung C S. Focusing the Mediating Role of Institutional Trust: How Does Interpersonal Trust Promote Organizational Commitment? [J]. Social Science Journal, 2015, 52 (4): 481-489.
- [18] Uslaner E M. Producing and Consuming Trust [J]. Political Science Quarterly, 2000, 115 (4): 569-590.
- [19] 郑也夫, 彭泗清. 中国社会的信任 [M]. 北京: 中国城市出版社, 2003.
- [20] Verbeke A, Kano L. The Transaction Cost Economics Theory of the Family Firm: Family-Based Human Asset Specificity and the Bifurcation Bias [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2012, 36 (6): 1183-1205.
- [21] 韩云. 职业经理人机制对于家族企业信任机制转化的作用机理 [J]. 江南大学学报 (人文社会科学版), 2006 (3): 59-62.
- [22] Williamson O E. The Mechanisms of Governance [M]. OUP Catalogue, Oxford University Press, 1999.
- [23] 胡浩志, 吴梦娇. 资产专用性的度量研究 [J]. 中南财经政法大学学报, 2013 (1): 38-46.
- [24] 张建琦. 经理人“背叛”的机理与雇主的对策取向 [J]. 管理世界, 2002 (5): 104-108.
- [25] Gambetta D. Trust: Making and Breaking Cooperative Relations [M]. Oxford: Blackwell, 1988.
- [26] 吴兴华, 杨从杰. 论家族企业与职业经理人之间的心理契约 [J]. 华中科技大学学报 (社会科学版), 2004 (6): 103-106.
- [27] 储小平, 汪林. 家族企业员工的组织环境认知及对工作表现的影响 [J]. 管理世界, 2008 (3): 105-114.
- [28] Pettigrew A M. Longitudinal Field Research on Change: Theory and Practice [J]. Organization Science, 1990, 1 (3): 267-292.
- [29] 张康之. 在历史的坐标中看信任——论信任的三种历史类型 [J]. 社会科学研究, 2005 (1): 11-17.
- [30] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [31] 甄红线, 张先治, 迟国泰. 制度环境、终极控制权对公司绩效的影响——基于代理成本的中介效应检验 [J]. 金融研究, 2015 (12): 162-177.
- [32] 贺小刚, 李新春, 连燕玲. 家族成员的权力集中度与企业绩效——对家族上市公司的研究 [J]. 管理科学学报, 2011 (5): 86-96.
- [33] 贺小刚, 连燕玲, 李婧, 苗藤藤. 家族权威的配置效应分析与实证检验 [J]. 财经研究, 2010 (10): 122-132.
- [34] Fama E F, Jensen M C. Separation of Ownership and Control [J]. The Journal of Law and Economics, 1983, 26 (2): 301-325.
- [35] 邓建平, 曾勇. 上市公司家族控制与股利决策研究 [J]. 管理世界, 2005 (7): 139-147.
- [36] Jensen M C, Murphy K J. Performance Pay and Top-Management Incentives [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98 (2): 225-264.
- [37] 郑飞虎, 常磊, 葛玉良. 信任与家族企业的成长能力——基于方太的案例分析 [J]. 管理案例研究与评论, 2015 (2): 97-116.
- [38] 罗进辉, 黄泽悦, 朱军. 独立董事地理距离对公司代理成本的影响 [J]. 中国工业经济, 2017 (8): 100-119.
- [39] 戴亦一, 肖金利, 潘越. “乡音”能否降低公司代理成本? ——基于方言视角的研究 [J]. 经济研究, 2016 (12): 147-160.

(责任编辑: 袁 淳 张安平)

制度落差影响中国对外直接投资的不对称效应

——基于扩展引力模型的实证分析

Asymmetric Effect of Institutional Gap Influencing Chinese Foreign

Direct Investment: An Empirical Analysis Based on Extended Gravity Model

陈怀超 田晓煜 张月婷

CHEN Huai-chao TIAN Xiao-yu ZHANG Yue-ting

[摘要] 制度落差的方向属性使其在影响 FDI 上具有明显的不对称效应。现有文献尚缺乏不同方向和维度制度落差影响 FDI 的研究成果。笔者尝试区分制度逆差和制度顺差,构建制度落差和东道国(地区)投资自由度影响中国 FDI 的扩展引力模型。由此,采用 2009—2018 年中国对 78 个国家(地区)直接投资数据,运用可行广义最小二乘法(FGLS),实证检验制度落差影响中国 FDI 的不对称效应以及东道国(地区)投资自由度的调节作用。研究证实:制度逆差和制度顺差对中国 FDI 具有差异化影响,管制逆差和规范逆差对中国 FDI 有显著正向影响,而管制顺差和规范顺差对中国 FDI 有显著负向影响;东道国(地区)投资自由度发挥了调节作用,增强了管制逆差和规范逆差对 FDI 的促进作用,减弱了管制顺差和规范顺差对 FDI 的阻碍作用。本研究揭示了制度落差影响中国 FDI 的不对称效应,丰富了制度落差和 FDI 研究领域的相关文献,为相关部门从制度落差视角结合东道国(地区)投资自由度指导中国对外直接投资活动提供了理论依据。

[关键词] 制度落差 对外直接投资 投资自由度 引力模型

[中图分类号] F125 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 08-0111-18

Abstract: The influence of institutional gap on FDI has obvious asymmetric effect because of the orientation attribute of institutional gap. The existing literature lacks research achievements of the influence of different orientations and dimensions of institutional gap on FDI. We try to distinguish institutional deficit and institutional surplus, and build an extended gravity model of institutional gap and investment freedom of host country (region) influencing Chinese FDI. Therefore, we use the data of Chinese foreign direct investment of 78 countries (regions) from 2009 to 2018, empirically examine the asymmetric effect of institutional gap influencing Chinese FDI and the moderation effect of investment freedom degree of host country (region) by Feasible Generalized Least Squares (FGLS). The research confirms that institutional deficit and institutional surplus have different influences on Chinese FDI, regulative deficit and normative deficit play significant positive influences on Chinese FDI, while regulative surplus and normative surplus play significant negative influences on Chinese FDI. Investment freedom degree of host country (region) has a moderation effect, it enhances the promotion effect of regulative deficit and normative deficit on FDI, weakens the hindrance effect of regulative surplus and normative surplus on FDI. The research reveals the asymmetric effect of institutional gap influencing Chinese FDI, enriches the relevant literature on institutional gap and FDI, and provides a theoretical basis for relevant departments from the perspective of institutional gap combined with investment freedom degree of host country (region) to guide Chinese foreign direct investment activities.

Key words: Institutional gap Foreign direct investment Investment freedom degree Gravity model

[收稿日期] 2021-05-09

[作者简介] 陈怀超,男,1980年2月生,太原理工大学经济管理学院教授,管理学博士,博士生导师,主要研究方向为创新管理、国际商务管理、企业社会责任;田晓煜,女,1997年5月生,太原理工大学经济管理学院硕士研究生,主要研究方向为创新管理、国际商务管理、企业社会责任;张月婷,女,1993年12月生,太原理工大学经济管理学院博士研究生,主要研究方向为创新管理、国际商务管理、企业社会责任。本文通讯作者为陈怀超,联系方式为 chenhch04@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“制度落差对中国海外投资企业社会责任的影响研究”(项目编号:18BGL026)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

在经济全球化背景下,对外直接投资^①(FDI)已经成为中国深度参与国际分工协作、优化资源配置的重要途径(王金波,2018^[1])。《中国对外直接投资统计公报》显示,2018年中国对外直接投资流量为1430.373亿美元,位列全球第二;对外直接投资存量达19822.659亿美元,位列全球第三,分别占全球当年流量、存量的14.162%、6.399%。然而,中国在对外直接投资进程中所面临的国际环境日趋复杂(李俊久等,2020^[2]),制度环境逐渐成为影响FDI的重要因素。由于各国的制度环境不尽相同(范建红和陈怀超,2015^[3]),制度距离对中国FDI起到至关重要的作用。

有人认为距离产生“美”,也有人认为距离产生“隔阂”。在中国对外直接投资活动中,究竟是制度距离越远,吸引力越强,还是制度距离越近,越有魅力?有学者(李俊久等,2020^[2];蒋冠宏和蒋殿春,2012^[4])指出,制度距离对FDI有促进作用,利用母国与东道国之间的制度差异恰恰成为对外直接投资的动机(陈岩等,2014^[5]);也有研究表明,制度距离增加了外商投资难度(Qian,2019^[6]),对FDI表现为抑制作用(Cezar和Escobar,2015^[7];邵宇佳等,2019^[8];Li等,2020^[9])。可见,现有对制度距离与FDI之间关系的研究存在不一致的结论。一些学者(Aleksynska和Havrylychuk,2013^[10];Hernández和Nieto,2015^[11];Trajpczyński和Banalieva,2016^[12])认为,在制度距离中纳入方向属性可以明晰其影响FDI的不对称效应。事实上,既存在制度质量较高的东道国(地区),也存在制度质量较低的东道国(地区)。正是由于东道国制度质量存在高低差异,使得制度距离表现出方向属性(Trajpczyński等,2020^[13]),与母国形成了制度落差。其中,东道国(地区)制度质量高于母国为制度逆差,低于母国为制度顺差,二者对中国FDI的影响是否存在差异?制度可以用管制制度和规范制度表征(Gaur和Lu,2007^[14]),那么,管制落差和规范落差对中国FDI有着怎样的影响?作为衡量投资环境的重要指标,东道国投资自由度也会影响母国FDI行为(宋林等,2017^[15];贺娅萍和徐康宁,2018^[16])。在制度落差影

响FDI中,投资自由度是否发挥作用?

针对上述问题,本文根据制度落差构成维度和方向属性,在将制度落差分为管制逆差、规范逆差、管制顺差和规范顺差的基础上,构建制度落差和东道国(地区)投资自由度影响中国FDI的扩展引力模型,采用中国对78个国家(地区)直接投资数据,探究制度落差影响中国FDI的不对称效应以及东道国(地区)投资自由度的调节作用。

二、文献综述与研究假设

(一) 制度落差对FDI的影响

制度是社会的博弈规则,是人为设计的制约人类交互方式的准则(North,1990^[17]),可以从不同角度进行分类。根据二分法制度理论,制度可分为正式制度和非正式制度(North,1990^[17])。Scott(1995)^[18]提出了三支柱制度理论,认为制度环境是由管制支柱、规范支柱和认知支柱构成的整体。在此基础上,Kostova(1996)^[19]提出“制度距离”的概念,将其定义为国家之间在管制、规范和认知制度环境方面的差异或相似程度。进而,Xu(2001)^[20]将制度距离明确划分为管制距离、规范距离和认知距离。管制距离描绘了国家之间政府政策和法治环境的差异,规范距离体现了国家之间行为规范和标准之间的差异,认知距离反映了各国文化习俗和认知范式之间的差异(陈怀超和范建红,2014^[21])。

在后续研究中,李康宏等(2017^[22])提出了制度落差的概念,认为制度落差是在制度距离中纳入方向属性构成,不仅体现了国家之间制度的距离大小,也体现了质量高低。具体而言,若母国综合制度质量低于东道国综合制度质量,称之为制度逆差;若母国综合制度质量高于东道国综合制度质量,称之为制度顺差(李康宏等,2017^[22];林润辉等,2015^[23])。在进行制度落差维度划分时,考虑到管制距离和规范距离既具有大小之分,也表现出方向属性,而各国(地区)文化习俗和认知范式没有质量高低之分,认知距离只体现为各个国家(地区)之间的差异。而且,在实际研究中,也有部分学者(Xu等,2004^[24];Arslan和Larimo,2010^[25])采用管制距离和规范距离作为制度距离的构成维度进行研究。因此,本文将制度落差分为管制逆差、规范逆差、管制顺差和规范

① 根据《中国对外直接投资统计公报》,中国对外直接投资是指中国境内投资者在境外(国外及港澳台地区)进行的投资活动。

顺差,分别探究其对FDI的影响。

1. 制度逆差对FDI的影响。

跨国公司在对外直接投资过程中面临的关键难题是在东道国(地区)制度环境下建立并维护合法性,以得到当地利益相关者的认可和接纳。管制合法性强调遵守规章制度而获取合法性,一个依据明文规定的法律、法规和政策要求而建立的组织才具备合法性(杨亚平和杨姣,2020^[26])。处于管制逆差的东道国(地区)具备完善的制度环境,拥有较高的法治水平,其法律体系更加公开透明,有利于提高外商直接投资活动的可预测性,降低投资不确定性,从而有利于外来投资者获取管制合法性。而且,一个强有力的司法体系能够维持社会经济秩序,保证合同实施的质量,保护外来投资者的权利(李晓敏和李春梅,2017^[27]),降低违约风险和交易成本(王永钦等,2014^[28]),从而提高投资者向管制逆差国家(地区)投资的意愿。管制逆差国家(地区)较高的制度质量也意味着当地监管效率更高,能够公平、公正、合理地解决外来投资者所遇到的合同纠纷和运营冲突等问题,从而减少外商投资损失,有效维护投资者利益。可见,当投资者进入管制逆差更大的国家(地区)时,当地完善健全的管制制度对其投资活动起到更有效的保护作用,使其交易成本和投资风险更低,更愿意在当地开展投资活动。由此,本文提出假设H1。

H1: 管制逆差对FDI存在正向影响。

有别于管制制度,规范制度不是由国家以政策的形式明确规定,而是隐含于社会系统中(潘镇等,2008^[29]),主要涉及行为规范和运营准则等社会性和专业性约束。在投资者获取规范合法性后,可以学习和应用东道国(地区)本土企业的运营惯例,并与当地相关利益者建立稳固的关系,避免在当地受到歧视和不公平待遇。处于规范逆差的东道国(地区)具备公开透明的审计和报告标准以及相对成熟和稳定的惯例,一方面,保障了企业信息披露的质量,减少了信息噪音,确保外来投资者获取信息渠道的通畅,使信息能够真实地传达给外来投资者;另一方面,有利于帮助外来投资者规范自身行为,树立良好形象,提高投资效益,从而吸引外来投资者扩大投资规模。而且,规范制度较强的国家能够为外来投资者提供现成的模仿对象,产生制度示范效应(叶亚杰,2017^[30]),减少外来投资者运营过程中的不确

定性,吸引更多外商直接投资。可见,当投资者进入规范逆差更大的国家(地区)时,当地更健全的运营制度、管理规范 and 行业标准能够确保其公平竞争以及稳定运营,有利于其运营活动的顺利开展,增强其投资意愿。由此,本文提出假设H2。

H2: 规范逆差对FDI存在正向影响。

2. 制度顺差对FDI的影响。

跨国公司在东道国经营时会因外来者身份而遭受竞争劣势,即相比本土企业,跨国公司在东道国经营时会面临额外成本(Zaheer,1995^[31]),外来者劣势成为跨国公司对外直接投资过程中的重要障碍。处于管制顺差的东道国(地区)往往法制化程度较低,法治体系不健全,信息公开和透明程度较低,容易造成信息不对称问题,增加了投资者的外来者劣势。而且,东道国法治程度越低,对产权的保护越弱(祁春凌和邹超,2013^[32]),越无法有效保障和维护外来投资者合法权益,给外资流入带来不确定性和潜在风险。东道国管制制度越不完善,也意味着该国政府监管的不可预测性越高,表现为政府政策的频繁和意外变化、政府对企业的干预以及法律手段不健全(Slangen和Beugelsdijk,2010^[33]),给外来投资者带来了较大的不适应性,使其难以满足当地合法性要求,增加了投资风险。当管制顺差越大时,外来投资者在东道国(地区)遇到的法律纠纷和监管问题越多,越不容易得到当地利益相关者的认可,其面临的外来者劣势越大,影响了其投资进程和效率,从而阻碍了外来投资者对当地的直接投资。由此,本文提出假设H3。

H3: 管制顺差对FDI存在负向影响。

规范合法性缺失容易产生规范同形压力,由此带来的外来者劣势会加大对外直接投资难度(蔡灵莎等,2015^[34])。在规范顺差的东道国(地区),当地不完善的社会规范对成员的约束作用较弱,外来投资者按照各自不同的管理惯例运营,难以同当地企业进行有效沟通与交流,导致其不能嵌入当地社会网络,不容易获得当地利益相关者的认可,面临外来者劣势。外来投资者要想从生产经营活动中获得预期收益,需要充分适应东道国的市场环境和人文环境,真正理解东道国合作方的要求和意愿,最大限度地适应其商业环境(叶亚杰,2017^[30]),而这需要花费较长时间、较大精力去学习和了解当地的规范制度。东道国与母国的规范制度越相似,投资者与当地企业的交

流和合作障碍越小(叶亚杰, 2017^[30]), 惯例学习和适应的时间越短, 越能够吸引投资者进入当地开展运营活动。相反, 规范顺差越大, 二者价值观和解决问题的思维方式差异越大, 造成矛盾和冲突的可能性也越大, 这不仅提高了投资者交流成本, 而且加大了投资经营难度, 从而使得东道国(地区)对外商直接投资的吸引力降低。由此, 本文提出假设 H4。

H4: 规范顺差对 FDI 存在负向影响。

(二) 东道国(地区)投资自由度的调节作用

东道国投资环境是外来投资者在投资决策初期最为看重的因素(朱婕和任荣明, 2018^[35]), 自由开放的投资环境能够促进投资决策的产生。投资自由度是指资本自由流出或流入国境的难易程度(贺娅萍和徐康宁, 2018^[16]), 反映了一国(地区)投资环境的自由开放水平。作为外商直接投资的一种鼓励和保护机制, 东道国(地区)投资自由度能够与制度环境共同作用于外来直接投资。

1. 东道国(地区)投资自由度在制度逆差影响 FDI 中的调节作用。

投资自由度高意味着东道国(地区)对外商投资限制较少, 为外来投资者营造了自由稳定的投资环境。当投资者进入管制制度完善的国家(地区)时, 能够在当地公开透明的管制制度体系下高效运营, 与当地企业开展公平竞争, 这有助于当地政府充分发挥监管作用, 保障外来投资者利益, 使其能够在当地稳定地开展业务。王立平和肖翔(2010)^[36]指出, 开放程度越高的地区与国外的联系越密切, 被外来投资者了解的程度也越深入, 这从本质上降低了信息成本, 有利于吸引更多直接投资。在管制逆差国家(地区), 自由开放的投资环境有助于投资者熟悉当地利益相关者的需求, 更容易通过当地完善健全的管制制度获取利益相关者的制度支持和管制合法性, 发挥制度逆差对直接投资的积极作用。由此, 本文提出假设 H5。

H5: 东道国(地区)投资自由度增强了管制逆差对 FDI 的影响。

相较于显性的正式制度, 非正式制度是社会主体在交往中形成并长期存在的一些不成文的规则和约束, 具有相对隐性的特征(刘晓丹和张兵, 2019^[37])。作为一种非正式制度, 嵌于社会环境和企业内部的规范制度对于外来投资者而言也是相对隐性的。东道国(地区)投资自由度较高时, 有助于外来投资者更自

由地在当地投资和运营, 有助于投资者快速融入当地环境, 熟悉当地市场和规范制度, 保障当地成熟稳定的规范机制有效运转, 吸引更多外商直接投资。而且, 在东道国(地区)自由开放的投资环境下, 外来投资者能够与当地企业享受平等待遇并开展公平竞争, 与当地企业建立联系, 交流行业规范并分享商业理念, 从而使规范逆差的作用得到充分发挥, 这进一步提高了外来投资者的投资热情, 促使更多外资流入投资自由度高的规范逆差国家(地区)。由此, 本文提出假设 H6。

H6: 东道国(地区)投资自由度增强了规范逆差对 FDI 的影响。

2. 东道国(地区)投资自由度在制度顺差影响 FDI 中的调节作用。

高的投资自由度能够有效减弱东道国(地区)管制制度不健全给外来投资者带来的投资壁垒和风险, 有利于投资者在管制制度质量低的环境中生存和运营。宋林等(2017)^[15]也指出, 东道国的投资自由度能够显著减少母国对外直接投资的阻力, 并能够降低投资收益的不确定性。在管制顺差国家(地区), 投资自由度越高, 投资环境越开放, 外资准入限制以及对外来投资者在当地运营的限制越少, 能够使其更自由地进入东道国(地区)开展业务, 有助于其向当地企业学习和交流相关政策, 并及时调整自身投资策略, 从而有效减弱管制制度不完善带来的投资风险。此外, 东道国(地区)自由开放的投资环境能够赋予外来投资者自由选择争端解决方式的权利, 提高投资者在当地投资经营的合法性, 减少管制制度差异引起的冲突, 缓解管制顺差对直接投资的阻碍作用。由此, 本文提出假设 H7。

H7: 东道国(地区)投资自由度减弱了管制顺差对 FDI 的影响。

东道国(地区)较高的投资自由度放宽了对外商直接投资的约束, 减少了对外来投资者在当地经营活动的干预, 降低了当地社会规范体系不健全和质量不高给外来投资者带来的成本增加和运营困难的风险, 有助于投资者在当地社会系统中建立广泛关系, 在互动中形成统一的行业标准, 促进其在当地运营活动的顺利开展。而且, 东道国自由开放的投资环境创造了透明、平等的投资机会, 鼓励企业公平、透明地开展投资活动(朱婕和任荣明, 2018^[35])。在这种环境中, 外商直接投资的自由化和便利化程度较高, 外

来投资者可以更容易地融入当地市场，从而降低了规范顺差带来的外来投资者在熟悉当地市场、搜寻市场信息、保证合约履行等相关活动中的额外成本，增加了其投资收益，缓解了规范顺差对直接投资的阻碍作用。由此，本文提出假设 H8。

H8: 东道国（地区）投资自由度减弱了规范顺差对 FDI 的影响。

三、研究设计

（一）引力模型构建

经济学的引力模型借鉴于物理学的万有引力定律（杨娇辉等，2016^[38]），Tinbergen（1962）^[39]将引力模型运用到国际贸易领域，建立贸易引力模型分析了双边贸易流量问题。随后，Anderson（1979）^[40]将引力模型扩展到国际投资领域解释投资流量问题。经过学者们（Brenton 等，1999^[41]；Gopinath 和 Echeverria，2004^[42]）的不断完善和发展，引力模型已成为分析 FDI 问题时广泛使用和相对成熟的模型。原始投资引力模型认为，国际直接投资量与两国之间距离负相关，与两国经济规模正相关（高国伟，2009^[43]），其方程如式（1）所示：

$$\ln FDI_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln MES_i + \beta_2 \ln HES_j + \beta_3 \ln D_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中， FDI_{ij} 表示母国 i 与东道国（地区） j 之间的直接投资量， MES_i 为母国经济规模， HES_j 为东道国（地区）经济规模， D_{ij} 为两国（地区）之间距离， β_0 为常数项， ε_{ij} 为残差项。

一些学者（蒋冠宏和蒋殿春，2012^[4]；Li 等，2020^[9]；Shahriar 等，2019^[44]）在运用引力模型时加入了除距离和经济规模之外的其他因素，以考察这些因素对投资量的影响。本文根据研究问题的实际情况，在原始投资引力模型基础上引入制度落差、东道国（地区）投资自由度、自然资源禀赋和劳动力成本，建立扩展的投资引力模型。为了避免异方差问题，本文对部分变量进行了对数化处理。最终建立的引力模型如式（2）所示：

$$\ln FDI_{jt} = \beta_0 + \beta_1 IG_{jt} + \beta_2 \ln INF_{jt} + \beta_3 \ln CES_t + \beta_4 \ln HES_{jt} + \beta_5 \ln GD_{jt} + \beta_6 \ln NRE_{jt} + \beta_7 \ln LC_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

其中， FDI_{jt} 为第 t 年中国对东道国（地区） j 的直接投资存量， GD_{jt} 和 IG_{jt} 分别为第 t 年中国与东道国（地区） j 加入运输成本的地理距离和制度落差，制度落差包括管制逆差 RD_{jt} 、规范逆差 ND_{jt} 、管制顺差

RS_{jt} 和规范顺差 NS_{jt} ， CES_t 表示第 t 年中国经济规模， INF_{jt} 、 HES_{jt} 、 NRE_{jt} 和 LC_{jt} 分别为第 t 年东道国（地区） j 的投资自由度、经济规模、自然资源禀赋和劳动力成本， β_0 为常数项， ε_{jt} 为残差项。

（二）变量测量

1. 因变量。

中国对外直接投资（FDI）为因变量。对外直接投资规模有两种衡量方式，分别为对外直接投资存量和流量，投资存量反映的是母国对各个国家（地区）从无到有的累计投资总额，而投资流量反映的是母国对各个国家（地区）的年度投资额。根据商务部发布的统计数据，中国对外直接投资流量数据存在一些国家（地区）某些年份数值为零或负值的情况，对其取对数时会造成数据丢失；而且，对外直接投资流量数据波动性较大（胡浩等，2017^[45]），存量数据比流量数据更能反映中国 FDI 的长期效应。因此，本文选用中国对外直接投资存量作为因变量的测量指标。数据来源于商务部发布的 2009—2018 年度《中国对外直接投资统计公报》。

2. 自变量。

制度落差（IG）为自变量。对于制度的测量，学术界存在多种指标体系，这些指标体系来自全球治理指数（Li 等，2020^[9]）、《全球竞争力报告》（Xu，2001^[20]；Xu 等，2004^[24]；Chao 和 Kumar，2010^[46]）和《世界竞争力年鉴》（Gaur 和 Lu，2007^[14]）等。本文借鉴一些学者（陈怀超和范建红，2014^[21]；Chao 和 Kumar，2010^[46]；张微和卜伟，2019^[47]）的做法，同时考虑到全球竞争力指标体系的不断完善以及数据可获得性，从《全球竞争力报告》中选取司法独立性、法律框架的效率（解决纠纷）、法律框架的效率（挑战规则）、财产权利、知识产权的保护和警察服务的可靠性 6 个指标衡量管制制度；选取员工培训的广度、对专业管理的依赖性、授权的意愿、审计和报告标准的力度以及薪酬和生产率 5 个指标衡量规范制度。每个指标采取 1~7 分的计分方法，分数越高代表该项制度越完善。

确定管制制度和规范制度测量指标之后，本文参考宋渊洋和黄礼伟（2014）^[48]的做法，采用欧氏距离测算公式计算管制距离和规范距离，具体公式见式（3）和式（4）。

$$RG_{jt} = \sqrt{\sum_{m=1}^6 (I_{mjt} - I_{mt})^2}, \quad m=1,2,3,4,5,6 \quad (3)$$

其中, RG_{jt} 为第 t 年中国与东道国 (地区) j 的管制距离, I_{njt} 和 I_{nt} 分别表示第 t 年东道国 (地区) j 和中国在管制制度第 n 个指标上的得分。

$$NG_{jt} = \sqrt{\sum_{n=1}^5 (I_{njt} - I_{nt})^2}, n=1,2,3,4,5 \quad (4)$$

其中, NG_{jt} 为第 t 年中国与东道国 (地区) j 的规范距离, I_{njt} 和 I_{nt} 分别表示第 t 年东道国 (地区) j 和

国在规范制度第 n 个指标上的得分。

对于制度逆差和制度顺差的区分, 本文参考李康宏等 (2017)^[22] 的做法, 首先用因子分析法对管制和规范指标体系分别提取公因子, 再根据中国与东道国 (地区) 制度的公因子得分之差判断制度距离方向, 负值表示制度逆差, 正值表示制度顺差。管制制度和规范制度的分析结果如表 1 和表 2 所示。

表 1 因子分析适用性和各指标提取情况

维度	指标	共同度	KMO 值
管制制度	司法独立性	0.949	0.862
	法律框架的效率 (解决纠纷)	0.947	0.877
	法律框架的效率 (挑战规则)	0.954	0.958
	财产权利	0.965	0.881
	知识产权的保护	0.946	0.909
	警察服务的可靠性	0.909	0.954
	总体		0.905
Bartlett 球体检验: $\chi^2 = 7\,390.169$; $p = 0.000$			
规范制度	员工培训的广度	0.945	0.858
	对专业管理的依赖性	0.940	0.857
	授权的意愿	0.907	0.922
	审计和报告标准的力度	0.897	0.862
	薪酬和生产率	0.736	0.879
	总体		0.874
Bartlett 球体检验: $\chi^2 = 3\,743.390$; $p = 0.000$			

表 2 公因子贡献率情况

维度	成份	初始特征值			解释的总方差		
		合计	方差 (%)	累计 (%)	合计	方差 (%)	累计 (%)
管制制度	1	5.361	89.350	89.350	5.361	89.350	89.350
	2	0.242	4.040	93.390			
	3	0.167	2.780	96.170			
	4	0.108	1.810	97.970			
	5	0.074	1.230	99.210			
	6	0.048	0.790	100.000			
规范制度	1	3.947	78.950	78.950	3.947	78.950	78.950
	2	0.568	11.350	90.300			
	3	0.219	4.380	94.680			
	4	0.147	2.950	97.630			
	5	0.118	2.370	100.000			

从表1中可以看出,管制制度和规范制度的总体KMO测度值分别为0.905和0.874,均大于0.7,同时Bartlett球体检验显著($p=0.000$),表明所选择的管制制度和规范制度测量指标均适合做因子分析。而且每个指标提取的共同度都较高,因此用因子分析法提取管制和规范指标体系的公因子是合理的。从表2中可以看出,管制制度和规范制度所提取的公因子对各指标解释的总方差分别达到89.350%和78.950%,表明这两个公因子均包含了原始指标的大部分信息,能够解释其指标体系所反映的内容。

依据李康宏等(2017)^[22]的做法,提取公因子之后,再计算中国与东道国(地区)每个年度在该公因子上的相应得分,当东道国(地区)的管制/规范制度公因子得分比中国高时,表明该国(地区)管制/规范制度质量比中国高,反之则表明比中国低。将中国与东道国(地区)的管制制度公因子得分作差,值为负表示管制逆差,值为正则表示管制顺差,再用相同方法确定规范逆差和规范顺差的样本。由此,可以将样本分为管制逆差(RD)组、规范逆差(ND)组、管制顺差(RS)组和规范顺差(NS)组。

3. 调节变量。

东道国(地区)投资自由度(INF)为调节变量。投资自由度对外商投资的进入决策和进入后运营活动有着重要影响。本文参考朱婕和任荣明(2018)^[35]的研究,以经济自由度指数中的投资自由度指数表示东道国(地区)投资环境开放程度,数据来源于美国传统基金会的《经济自由度指数报告》。

4. 控制变量。

(1)中国经济规模(CES)。自身经济实力很大程度上影响本国对外直接投资能力,一国经济规模越大,其对外直接投资规模和可能性就越大。本文借鉴李俊久等(2020)^[2]的研究,用国内生产总值表示中国经济规模,数据来源于世界银行的世界发展指标数据库。

(2)东道国(地区)经济规模(HES)。根据国际生产折衷理论,东道国(地区)市场规模能够带来区位优势,对母国投资行为有重要影响。当地经济规模越大,越能提供充分的市场空间,有助于外来投资者获得更多的收益,对其吸引力也越大。本文借鉴李俊久等(2020)^[2]的研究,以东道国(地区)国内生产总值衡量其经济规模,数据来源于世界银行的世

界发展指标数据库。

(3)地理距离(GD)。地理距离衡量了中国对外投资中距离所带来的成本,以往研究大多采用两国首都(地区)之间的距离测量,但这种测量方式存在一些不足。首先,该测量方式无法体现运输成本的波动(蒋冠宏和蒋殿春,2012^[4]);其次,由于地理距离不随时间推移而改变,在运用固定效应模型时无法估计该变量(王正新和周乾,2019^[49])。为了弥补数据的不足,本文借鉴蒋冠宏和蒋殿春(2012)^[4]的做法,以地理距离和国际油价的乘积表示距离所带来的成本。其中,中国与东道国首都(地区)之间的地理距离来源于CEPII数据库,国际油价来源于美国能源信息署数据库,采用美国西得克萨斯中质原油价格表示油价水平。

(4)东道国(地区)自然资源禀赋(NRE)。东道国(地区)拥有充足的自然资源能够吸引外来投资者。本文借鉴杨娇辉等(2016)^[38]的做法,选择东道国(地区)矿石和金属以及燃料出口占商品总出口比重测量当地自然资源禀赋。该数值越大,表明当地自然资源越丰富。数据来源于世界银行的世界发展指标数据库。

(5)东道国(地区)劳动力成本(LC)。东道国(地区)劳动力成本是影响外来投资的一个重要因素。本文借鉴李阳等(2013)^[50]的做法,以人均国民收入作为东道国(地区)劳动力成本的替代变量。人均国民收入越高,说明当地工资水平越高,其劳动力成本也相对较高。数据来源于世界银行的世界发展指标数据库。

(三) 样本选取

本文从《中国对外直接投资统计公报》的经济体名单中选取2018年中国对外直接投资存量排名前100位的国家(地区)。由于某些国家(地区)统计数据在一些年份有缺失,考虑到数据连续性和完整性,本文依据严佳佳等(2019)^[51]的观点,将某一变量缺失数目3个及以上的国家(地区)予以剔除;对于个别缺失的统计数据,采用SPSS软件补全缺失值的方法进行填补。此外,剔除百慕大群岛、开曼群岛和英属维尔京群岛这3个传统避税天堂,最终保留了78个国家(地区)作为样本。从投资总量来看,样本国家(地区)占2018年年末中国对外直接投资存量总量(除去3个避税天堂)的97.01%,可以认为本文样本的选择具有合理性和代表性。样本分布特征如表3所示。

表3 样本分布特征

大洲	国家(地区)	数量(个)	比例(%)
亚洲	阿联酋、巴基斯坦、菲律宾、格鲁吉亚、哈萨克斯坦、韩国、吉尔吉斯斯坦、柬埔寨、卡塔尔、科威特、老挝、马来西亚、蒙古、孟加拉国、尼泊尔、日本、沙特阿拉伯、斯里兰卡、泰国、土耳其、新加坡、也门、伊朗、以色列、印度、印度尼西亚、越南、中国香港	28	35.898
非洲	阿尔及利亚、埃及、埃塞俄比亚、安哥拉、几内亚、加纳、津巴布韦、喀麦隆、科特迪瓦、肯尼亚、马达加斯加、毛里求斯、摩洛哥、莫桑比克、纳米比亚、南非、尼日利亚、塞舌尔、坦桑尼亚、乌干达、赞比亚	21	26.923
欧洲	爱尔兰、奥地利、波兰、德国、俄罗斯、法国、荷兰、卢森堡、挪威、瑞典、瑞士、塞浦路斯、西班牙、意大利、英国	15	19.231
北美洲	巴拿马、加拿大、美国、墨西哥、特立尼达和多巴哥、牙买加	6	7.692
南美洲	阿根廷、巴西、玻利维亚、厄瓜多尔、秘鲁、智利	6	7.692
大洋洲	澳大利亚、新西兰	2	2.564

由表3可知,样本国家(地区)分布于全球6大洲。其中,分布于亚洲的国家(地区)有28个,占比为35.898%;非洲有21个,占比为26.923%;欧洲有15个,占比为19.231%;北美洲和南美洲均有6个,占比为7.692%;大洋洲有2个,占比为2.564%。可见,样本分布特征符合中国对外直接投

资总体流向。

四、实证分析

(一) 描述性统计分析

本文对各变量进行了描述性统计分析,其均值、标准差、最小值和最大值如表4所示。

表4 变量描述性统计值

组别	变量	均值	标准差	最小值	最大值
管制逆差组	$\ln FDI$	11.945	2.270	4.913	18.516
	RD	2.909	1.209	0.271	5.156
	INF	71.555	17.958	30.000	95.000
	$\ln CES$	29.849	0.296	29.261	30.242
	$\ln HES$	26.756	1.665	22.907	30.651
	$\ln GD$	13.099	0.603	10.464	14.441
	$\ln NRE$	2.592	1.270	-1.131	4.558
规范逆差组	$\ln FDI$	12.198	2.156	4.913	18.516
	ND	1.993	0.793	0.321	4.107
	INF	70.442	19.585	15.000	95.000
	$\ln CES$	29.848	0.293	29.261	30.242
	$\ln HES$	26.996	1.449	22.687	30.651
	$\ln GD$	13.029	0.657	10.464	14.441
	$\ln NRE$	2.509	1.241	-1.131	4.536
	$\ln LC$	10.253	1.022	6.908	11.558

续前表

组别	变量	均值	标准差	最小值	最大值
管制顺差组	lnFDI	11.011	1.535	4.382	14.167
	RS	2.334	1.109	0.410	5.931
	INF	47.204	20.138	0.000	85.000
	lnCES	29.840	0.298	29.261	30.242
	lnHES	25.176	1.781	20.558	28.593
	lnGD	13.136	0.734	10.624	14.452
	lnNRE	2.707	1.734	-4.484	4.861
	lnLC	8.022	1.135	5.829	10.543
规范顺差组	lnFDI	10.897	1.562	4.382	14.167
	NS	1.743	0.798	0.148	5.840
	INF	48.622	20.383	0.000	90.000
	lnCES	29.841	0.299	29.261	30.242
	lnHES	25.091	1.775	20.558	28.665
	lnGD	13.174	0.698	10.624	14.452
	lnNRE	2.751	1.729	-4.484	4.861
	lnLC	8.135	1.227	5.829	10.879

(二) 数据分析模型选择

在对面板数据进行分析时,有3种模型可供选择,即混合估计模型、固定效应模型和随机效应模型。为了确定哪一种模型更合适,需要分别进行F检验和Hausman检验。4组样本的F检验和Hausman检验结果如表5所示。首先,通过F检验决定选用

混合模型还是固定效应模型,结果表明个体间截距项存在显著差异,固定效应模型优于混合估计模型,应当选择固定效应模型。其次,通过Hausman检验判断个体效应与其他解释变量是否相关,结果显示随机效应模型的基本假设得不到满足,应选择固定效应模型。因此,本文最终选择固定效应模型进行分析。

表5 F检验和Hausman检验结果

		管制逆差组	规范逆差组	管制顺差组	规范顺差组
F检验	F值	40.680	49.290	23.210	21.060
	p值	0.000	0.000	0.000	0.000
Hausman检验	χ^2 值	31.400	17.740	11.580	10.390
	p值	0.000	0.007	0.072	0.075

(三) 回归分析

对管制逆差组、规范逆差组、管制顺差组和规范顺差组样本分别进行异方差检验和序列相关检验,4组样本的异方差检验和序列相关检验的p值均为0,结果均显著,表明数据存在异方差和序列相关问题,这会造成估计系数及其标准误的不准确,影响估计结果稳健性。本文借鉴李双建和田国强(2020)^[52]的做法,采用可行广义最小二乘法(FGLS)进行面板数据回归,以修正异方差和序列相关问题。

本文通过层级回归法检验制度落差对FDI的直接作用和东道国(地区)投资自由度的调节作用。首

先,放入控制变量和因变量;其次,放入自变量,分别检验管制逆差、规范逆差、管制顺差和规范顺差对FDI的影响;再次,放入调节变量;最后,放入自变量与调节变量的乘积项,考察东道国(地区)投资自由度对制度落差与FDI关系的调节作用。需要说明的是,为了避免多重共线性问题,本文分别对自变量和调节变量进行了中心化处理。

1. 管制逆差组的回归结果。

管制逆差对中国FDI的影响以及东道国(地区)投资自由度调节作用的结果如表6所示。

表6 管制逆差组的回归结果

变量	lnFDI			
	模型 1-1	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4
lnCES	2.688*** (0.123)	2.979*** (0.183)	3.012*** (0.186)	2.850*** (0.186)
lnHES	0.534*** (0.032)	0.600*** (0.044)	0.626*** (0.044)	0.595*** (0.043)
lnGD	-0.667*** (0.086)	-0.486*** (0.107)	-0.470*** (0.131)	-0.494*** (0.117)
lnNRE	0.163*** (0.035)	0.206*** (0.050)	0.301*** (0.058)	0.361*** (0.047)
lnLC	0.045 (0.055)	-0.579*** (0.092)	-0.759*** (0.095)	-0.559*** (0.098)
RD		0.591*** (0.067)	0.494*** (0.073)	0.408*** (0.075)
INF			0.018*** (0.004)	0.024*** (0.004)
RD×INF				0.014*** (0.003)
Constant	-74.713*** (4.224)	-83.007*** (6.105)	-84.328*** (6.428)	-80.906*** (6.342)
Wald	1186.910***	709.480***	834.750***	933.800***

注：*表示 $p<0.1$ ，**表示 $p<0.05$ ，***表示 $p<0.01$ ；括号内数值为标准误。下同。

根据模型 1-2 的回归结果，管制逆差的回归系数为 0.591 ($p<0.01$)，说明管制逆差对 FDI 有显著正向影响，假设 H1 得到支持。可见，当中国向管制制度质量较高的东道国（地区）进行投资时，管制逆差越大，投资规模越大。模型 1-4 的结果显示，管制逆差与投资自由度乘积项的回归系数为 0.014 ($p<0.01$)，且管制逆差与 FDI 呈现显著正相关关系，说明东道国（地区）投资自由度明显增强了管

制逆差对中国 FDI 的影响，假设 H5 得以验证，即当东道国（地区）投资自由度较高时，管制逆差对中国 FDI 的促进作用更大。可见，中国投资者倾向于选择管制逆差更大且投资自由度更高的东道国（地区）。

2. 规范逆差组的回归结果。

规范逆差对中国 FDI 的影响以及东道国（地区）投资自由度调节作用的结果如表 7 所示。

表7 规范逆差组的回归结果

变量	lnFDI			
	模型 2-1	模型 2-2	模型 2-3	模型 2-4
lnCES	2.973*** (0.146)	2.763*** (0.166)	2.744*** (0.194)	2.657*** (0.181)
lnHES	0.479*** (0.032)	0.520*** (0.042)	0.593*** (0.048)	0.568*** (0.047)
lnGD	-0.531*** (0.076)	-0.574*** (0.091)	-0.471*** (0.118)	-0.462*** (0.106)
lnNRE	0.265*** (0.037)	0.232*** (0.036)	0.367*** (0.058)	0.378*** (0.048)
lnLC	0.030 (0.044)	-0.253*** (0.069)	-0.492*** (0.091)	-0.444*** (0.083)
ND		0.545*** (0.079)	0.375*** (0.110)	0.395*** (0.109)
INF			0.020*** (0.004)	0.025*** (0.004)
ND×INF				0.016*** (0.004)
Constant	-83.579*** (4.784)	-75.965*** (5.447)	-77.631*** (6.456)	-75.544*** (6.026)
Wald	825.280***	603.080***	537.400***	694.810***

根据模型 2-2 的回归结果，规范逆差的回归系数为 0.545 ($p<0.01$)，表明规范逆差对 FDI 具有促进作用，假设 H2 得到支持。可见，当中国向规范制度质量较高的东道国（地区）进行投资时，规范逆差越大，投资规模越大。模型 2-4 的结果显示，规范逆差与投资自由度乘积项的回归系数为 0.016 ($p<0.01$)，且规范逆差与 FDI 呈现显著正相关关系，说

明东道国（地区）投资自由度明显增强了规范逆差对 FDI 的正向影响，假设 H6 得以验证。可见，中国投资者会选择规范制度更完善且投资环境更开放的东道国（地区）。

本文分别绘制了反映东道国（地区）投资自由度在管制逆差和规范逆差影响中国 FDI 中发挥调节作用的图 1 和图 2。

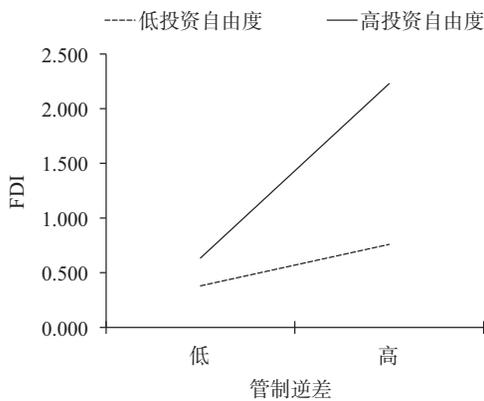


图1 东道国(地区)投资自由度在管制逆差影响中国FDI中的调节作用

由图1可知,在管制逆差情况下,高投资自由度的直线斜率大于低投资自由度的直线斜率,表明当东道国(地区)投资自由度高时,管制逆差对FDI的正向影响更显著。由图2可知,在规范逆差情况下,高投资自由度的直线斜率大于低投资自由度的直线斜率,

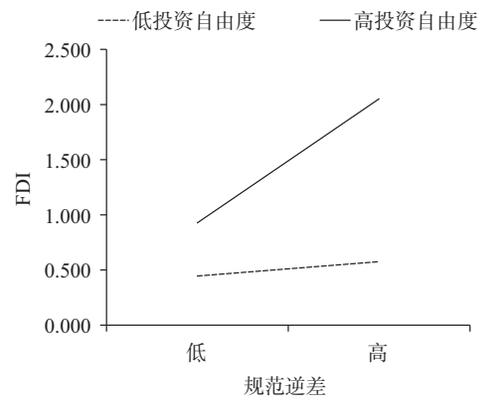


图2 东道国(地区)投资自由度在规范逆差影响中国FDI中的调节作用

说明当东道国(地区)投资自由度高时,规范逆差对FDI的促进作用更加明显。

3. 管制顺差组的回归结果。

管制顺差对中国FDI的影响以及东道国(地区)投资自由度调节作用的结果如表8所示。

表8 管制顺差组的回归结果

变量	lnFDI			
	模型 3-1	模型 3-2	模型 3-3	模型 3-4
lnCES	2.168*** (0.094)	2.139*** (0.092)	2.270*** (0.079)	2.237*** (0.078)
lnHES	0.373*** (0.024)	0.365*** (0.024)	0.326*** (0.021)	0.313*** (0.022)
lnGD	-0.670*** (0.042)	-0.646*** (0.042)	-0.564*** (0.038)	-0.561*** (0.037)
lnNRE	0.135*** (0.021)	0.153*** (0.022)	0.104*** (0.020)	0.114*** (0.020)
lnLC	-0.291*** (0.033)	-0.293*** (0.033)	-0.174*** (0.033)	-0.158*** (0.034)
RS		-0.081*** (0.030)	-0.074** (0.029)	-0.073** (0.029)
INF			-0.012*** (0.001)	-0.012*** (0.001)
RS×INF				0.004*** (0.001)
Constant	-52.236*** (2.929)	-51.337*** (2.879)	-55.553*** (2.479)	-54.441*** (2.448)
Wald	1 225.490***	1 301.430***	1 919.050***	1 901.140***

在模型3-2中,管制顺差的回归系数为-0.081 ($p < 0.01$),表明管制顺差对FDI有明显的阻碍作用,假设H3得到支持。可见,当向管制制度质量较低的东道国(地区)进行投资时,中国投资者倾向于选择与自身制度差异较小的国家(地区)。模型3-4验证了当东道国(地区)管制制度质量低于中国时,东道国(地区)投资自由度与管制顺差对中国

FDI的共同影响。二者乘积项的回归系数为0.004 ($p < 0.01$),而管制顺差与对外直接投资呈负相关关系,表明东道国(地区)投资自由度明显减弱了管制顺差对中国FDI的阻碍作用,假设H7得以验证。

4. 规范顺差组的回归结果。

规范顺差对中国FDI的影响以及东道国(地区)投资自由度调节作用的结果如表9所示。

表9 规范顺差组的回归结果

变量	lnFDI			
	模型 4-1	模型 4-2	模型 4-3	模型 4-4
lnCES	2.201*** (0.084)	2.180*** (0.078)	2.262*** (0.074)	2.324*** (0.070)
lnHES	0.381*** (0.021)	0.381*** (0.022)	0.331*** (0.020)	0.323*** (0.019)
lnGD	-0.649*** (0.042)	-0.633*** (0.042)	-0.539*** (0.036)	-0.535*** (0.031)
lnNRE	0.097*** (0.020)	0.122*** (0.021)	0.088*** (0.019)	0.102*** (0.018)

续前表

变量	lnFDI			
	模型 4-1	模型 4-2	模型 4-3	模型 4-4
lnLC	-0.352*** (0.028)	-0.341*** (0.028)	-0.208*** (0.029)	-0.193*** (0.029)
NS		-0.120*** (0.030)	-0.158*** (0.032)	-0.148*** (0.028)
INF			-0.013*** (0.001)	-0.014*** (0.001)
NS×INF				0.008*** (0.002)
Constant	-53.148*** (2.674)	-52.667*** (2.490)	-55.329*** (2.329)	-57.144*** (2.172)
Wald	1 457.730***	1 658.360***	2 281.820***	2 533.360***

在模型 4-2 中，规范顺差的回归系数为-0.120 ($p < 0.01$)，表明规范顺差对 FDI 具有显著负向影响，假设 H4 得到支持。可见，对于规范制度质量较低的东道国（地区），其与中国的规范制度差异越大时，中国对其直接投资越少。模型 4-4 验证了当东道国（地区）规范制度质量低于中国时，东道国（地区）投资自由度与规范落差对中国 FDI 的共同影响。二者乘积项的回归系数为 0.008 ($p < 0.01$)，而规范顺差与对外直接投资呈负相关关系，表明东道国（地区）投资自由度明显减弱了规范顺差对中国 FDI 的影响，假设 H8 得以验证。

本文分别绘制了反映东道国（地区）投资自由度在管制顺差和规范顺差影响中国 FDI 中发挥调节作用的图 3 和图 4。由图 3 可知，在管制顺差情况下，高投资自由度的直线斜率为正，而低投资自由度的直线斜率为负，说明当东道国（地区）投资自由度较低时，管制顺差对中国 FDI 具有负向影响，当投资自由度较高时则具有正向影响，东道国（地区）投资自由度对管制顺差与 FDI 的关系具有显著调节作用。由图 4 可知，在规范顺差情况下，高投资自由度的直线斜率为正，而低投资自由度的直线斜率为负，说明当东道国（地区）投资自由度较低时，

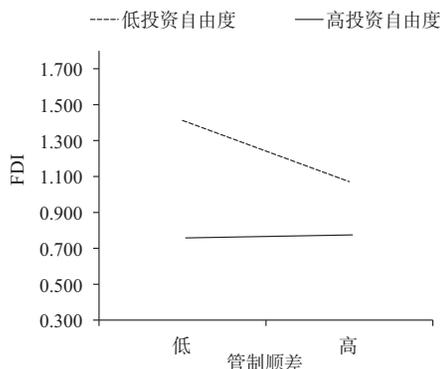


图 3 东道国（地区）投资自由度在管制顺差影响中国 FDI 中的调节作用

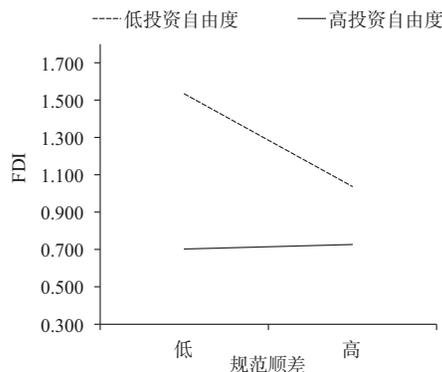


图 4 东道国（地区）投资自由度在规范顺差影响中国 FDI 中的调节作用

管制顺差对中国 FDI 具有负向影响，当投资自由度较高时则具有正向影响，即东道国（地区）投资自由度在规范顺差影响 FDI 中发挥了明显的调节作用。

(四) 稳健性检验

1. 改变制度距离测算方法的稳健性检验。

制度距离有多种测算方法，不同测算方法可以互为稳健性检验。本文对管制距离和规范距离采用 Kogut 和 Singh (1988)^[53] 提出的距离测算公式重新计算。具体公式如式 (5) 和式 (6) 所示。

$$RG_{jt} = \frac{1}{6} \sum_{m=1}^6 \left\{ \frac{(I_{mjt} - I_{mt})^2}{V_{mt}} \right\}, m = 1, 2, 3, 4, 5, 6 \quad (5)$$

其中， RG_{jt} 为第 t 年中国与东道国（地区） j 的管制距离， I_{mjt} 和 I_{mt} 分别表示第 t 年东道国（地区） j 和中国在管制制度第 m 个指标上的得分， V_{mt} 代表第 t 年所有样本国家（地区）在指标 m 上得分的方差。

$$NG_{jt} = \frac{1}{5} \sum_{n=1}^5 \left\{ \frac{(I_{njt} - I_{nt})^2}{V_{nt}} \right\}, n = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (6)$$

其中， NG_{jt} 为第 t 年中国与东道国（地区） j 的规范距离， I_{njt} 和 I_{nt} 分别表示第 t 年东道国（地区） j 和中

国在规范制度第 n 个指标上的得分, V_n 代表第 t 年所有样本国家 (地区) 在指标 n 上得分的方差。

改变制度距离测算方法后的回归结果如表 10 所示。

表 10 改变制度距离测算方法的回归结果

组别	变量	lnFDI			
		模型 5-1	模型 5-2	模型 5-3	模型 5-4
管制逆差	lnCES	2.688 ***	2.620 ***	2.699 ***	2.563 ***
	lnHES	0.534 ***	0.607 ***	0.636 ***	0.603 ***
	lnGD	-0.667 ***	-0.482 ***	-0.455 ***	-0.513 ***
	lnNRE	0.163 ***	0.198 ***	0.304 ***	0.349 ***
	lnLC	0.045	-0.523 ***	-0.703 ***	-0.503 ***
	RD		0.772 ***	0.603 ***	0.405 ***
	INF			0.018 ***	0.027 ***
	RD×INF				0.023 ***
	Constant	-74.713 ***	-72.308 ***	-75.356 ***	-72.462 ***
	Wald	1 186.910 ***	738.040 ***	795.090 ***	913.560 ***
规范逆差	lnCES	2.973 ***	2.765 ***	2.792 ***	2.730 ***
	lnHES	0.479 ***	0.514 ***	0.578 ***	0.571 ***
	lnGD	-0.531 ***	-0.573 ***	-0.473 ***	-0.470 ***
	lnNRE	0.265 ***	0.254 ***	0.372 ***	0.373 ***
	lnLC	0.030	-0.109 *	-0.395 ***	-0.374 ***
	ND		0.259 ***	0.154 *	0.121
	INF			0.022 ***	0.026 ***
	ND×INF				0.010 **
	Constant	-83.579 ***	-76.662 ***	-79.247 ***	-77.796 ***
	Wald	825.280 ***	677.070 ***	554.030 ***	599.000 ***
管制顺差	lnCES	2.168 ***	2.168 ***	2.286 ***	2.245 ***
	lnHES	0.373 ***	0.367 ***	0.326 ***	0.311 ***
	lnGD	-0.670 ***	-0.654 ***	-0.573 ***	-0.574 ***
	lnNRE	0.135 ***	0.147 ***	0.099 ***	0.105 ***
	lnLC	-0.291 ***	-0.290 ***	-0.170 ***	-0.154 ***
	RS		-0.072 *	-0.069 *	-0.049
	INF			-0.012 ***	-0.012 ***
	RS×INF				0.005 ***
	Constant	-52.236 ***	-52.293 ***	-56.040 ***	-54.631 ***
	Wald	1 225.490 ***	1 260.770 ***	1 895.180 ***	1 902.150 ***

续前表

组别	变量	lnFDI			
		模型 5-1	模型 5-2	模型 5-3	模型 5-4
规范顺差	lnCES	2.201 ***	2.198 ***	2.258 ***	2.279 ***
	lnHES	0.381 ***	0.382 ***	0.333 ***	0.327 ***
	lnGD	-0.649 ***	-0.618 ***	-0.525 ***	-0.521 ***
	lnNRE	0.097 ***	0.119 ***	0.081 ***	0.088 ***
	lnLC	-0.352 ***	-0.345 ***	-0.215 ***	-0.206 ***
	NS		-0.085 ***	-0.100 ***	-0.088 ***
	INF			-0.013 ***	-0.013 ***
	NS×INF				0.003 **
	Constant	-53.148 ***	-53.483 ***	-55.551 ***	-56.187 ***
	Wald	1 457.730 ***	1 799.470 ***	2 347.380 ***	2 384.780 ***

由表 10 可知, 改变制度距离测算方法后, 模型 5-2 中自变量以及模型 5-4 中自变量和调节变量乘积项回归系数的符号与初始检验结果一致, 且同样显著。

2. 改变样本的稳健性检验。

考虑到香港地区与中国的归属关系, 中国更倾向于向香港地区进行投资。由此, 本文去除香港地区, 对其他 77 个样本国家重新计算制度落差并进行回归分析, 回归结果如表 11 所示。

表 11 改变样本的回归结果

组别	变量	lnFDI			
		模型 6-1	模型 6-2	模型 6-3	模型 6-4
管制逆差	lnCES	2.972 ***	3.161 ***	3.042 ***	2.974 ***
	lnHES	0.600 ***	0.620 ***	0.666 ***	0.626 ***
	lnGD	-0.027	-0.195 **	-0.172 **	-0.218 ***
	lnNRE	0.189 ***	0.231 ***	0.236 ***	0.295 ***
	lnLC	-0.087	-0.499 ***	-0.525 ***	-0.433 ***
	RD		0.417 ***	0.332 ***	0.270 ***
	INF			0.011 ***	0.018 ***
	RD×INF				0.011 ***
	Constant	-92.203 ***	-93.175 ***	-91.511 ***	-89.347 ***
	Wald	939.690 ***	1 090.450 ***	1 181.870 ***	1 285.080 ***
规范逆差	lnCES	3.021 ***	3.005 ***	2.673 ***	2.694 ***
	lnHES	0.520 ***	0.544 ***	0.552 ***	0.556 ***
	lnGD	-0.135 *	-0.225 ***	-0.464 ***	-0.431 ***
	lnNRE	0.306 ***	0.212 ***	0.270 ***	0.335 ***

续前表

组别	变量	lnFDI			
		模型 6-1	模型 6-2	模型 6-3	模型 6-4
规范逆差	lnLC	-0.053	-0.337***	-0.468***	-0.452***
	ND		0.557***	0.459***	0.412***
	INF			0.015***	0.023***
	ND×INF				0.017***
	Constant	-90.623***	-87.645***	-74.482***	-76.580***
	Wald	998.860***	725.640***	1 172.100***	1 087.640***
管制顺差	lnCES	2.168***	2.139***	2.270***	2.237***
	lnHES	0.373***	0.365***	0.326***	0.313***
	lnGD	-0.670***	-0.646***	-0.564***	-0.561***
	lnNRE	0.135***	0.153***	0.104***	0.114***
	lnLC	-0.291***	-0.293***	-0.174***	-0.158***
	RS		-0.081***	-0.074**	-0.073**
	INF			-0.012***	-0.012***
	RS×INF				0.004***
	Constant	-52.236***	-51.337***	-55.553***	-54.441***
	Wald	1 225.490***	1 301.430***	1 919.050***	1 901.140***
规范顺差	lnCES	2.204***	2.179***	2.262***	2.318***
	lnHES	0.380***	0.381***	0.330***	0.323***
	lnGD	-0.648***	-0.634***	-0.539***	-0.534***
	lnNRE	0.097***	0.123***	0.089***	0.102***
	lnLC	-0.350***	-0.341***	-0.208***	-0.193***
	NS		-0.122***	-0.161***	-0.152***
	INF			-0.013***	-0.014***
	NS×INF				0.007***
	Constant	-53.233***	-52.633***	-55.325***	-56.985***
	Wald	1 456.990***	1 649.080***	2 268.760***	2 459.000***

由表 11 可以看出, 去除香港地区后, 模型 6-2 中自变量以及模型 6-4 中自变量和调节变量乘积项回归系数的符号和显著性均与初始检验结果相同。

可见, 无论是制度距离测算方法的改变, 还是样本的改变都不影响回归结果, 表明本文的研究结果是稳健的。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文依据 2009—2018 年中国对 78 个国家 (地区) 直接投资的数据, 运用扩展的引力模型, 将视角转向具有方向属性的制度落差, 在将其分为管制顺差、规范逆差、管制顺差和规范顺差的基础上, 分别

检验了制度落差对中国 FDI 的影响以及东道国（地区）投资自由度的调节作用，揭示了制度落差影响中国 FDI 的不对称效应，得出以下研究结论。

第一，制度逆差产生“美”，管制逆差和规范逆差均明显促进了中国 FDI。研究表明，中国企业进入管制制度质量较高或规范制度质量较高的东道国（地区）时，制度逆差在其直接投资道路上发挥了“铺路石”作用，制度逆差越大，越能吸引中国的直接投资。此结论从制度逆差分维度视角出发，揭示了管制逆差和规范逆差影响 FDI 的一致性，体现了制度逆差情况下 FDI 的“制度远离”导向，深化了 FDI 在制度逆差层面的学术研究。

第二，制度顺差产生“隔阂”，管制顺差和规范顺差均明显阻碍了中国 FDI。研究表明，中国企业进入管制制度质量较低或规范制度质量较低的东道国（地区）时，制度顺差在其直接投资道路上扮演了“绊脚石”角色，制度顺差越大，投资越少。此结论揭示了管制顺差和规范顺差对 FDI 具有相同影响，体现了制度顺差情况下 FDI 的“制度接近”导向，进一步深化了制度落差影响 FDI 的相关研究。

第三，东道国（地区）投资自由度调节了制度逆差和制度顺差对中国 FDI 的影响。研究发现，东道国（地区）投资自由度增强了管制逆差和规范逆差对中国 FDI 的正向影响，发挥了“放大器”效应；减弱了管制顺差和规范顺差对中国 FDI 的负向影响，起到了“缓冲器”作用。此结论揭示了东道国（地区）投资自由度强化制度逆差促进作用和弱化制度顺差抑制作用的不同表现，体现了投资自由度与制度落差之间的紧密关联性，丰富了制度落差和投资自由度在对外直接投资中的整合研究。

（二）主要建议

第一，在制度质量高的国家（地区），合理利用逆差产生的“美”。对于管制制度质量高的东道国（地区），相关部门应引导中国对外投资企业提高自身学习和应变能力，不断学习、熟悉当地管制制度，并及时调整投资策略，努力适应当地管制制度环境。同时，要优化自身管制制度环境，为中国 FDI 保驾护航，逐步增强中国在对外投资中的竞争力。在规范制度质量较高的国家（地区），应鼓励中国投资者加强与当地利益相关者在规范制度方面的交流，使其在良好的社会规范环境中汲取更多养分，规范自身行为，

树立良好形象，充分利用当地完善的行业标准体系，从而保证对外直接投资活动的顺利开展，提高对外直接投资绩效。

第二，在制度质量低的国家（地区），减少顺差产生的“隔阂”。对于管制制度质量较低的东道国（地区），相关部门要及时发现其管制制度变化风险，引导企业进行有效规避，而且要积极推进与东道国（地区）签订双边投资保护协定的进程，并及时跟进和定期完善，充分发挥相关部门在对外直接投资活动中的作用，最大程度保障投资者利益。对于规范制度质量较低的东道国（地区），要积极寻找规范制度的相似之处，在对外经济活动中与东道国（地区）加强沟通，大力发展互利共赢的合作关系，为中国企业创造与当地企业对话交流的机会，减少投资不确定性，有效降低规范顺差带来的不利影响。此外，相关部门应积极支持并推动非官方沟通机制的搭建和完善，使投资企业进一步融入当地社会，减少因规范制度差异产生的摩擦。

第三，充分考虑东道国（地区）投资环境，有效实现投资自由度与制度落差的匹配。面对处于制度逆差的国家（地区），相关部门应科学评估当地投资环境的自由开放程度，及时在数据平台发布投资指导意见，鼓励企业对投资自由度高的国家（地区）进行投资，充分发挥投资自由度的放大作用，提高制度逆差对中国 FDI 的正向影响。面对制度顺差国家（地区），要充分考察当地政府是否对外汇进行管制、是否对外来资本流动加以限制以及是否鼓励外来投资者进行公平的投资活动等，帮助企业了解投资自由度低的东道国（地区）的投资风险，发挥投资自由度的缓冲作用，有效降低制度顺差对中国 FDI 的负向影响，实现 FDI 的良好发展。此外，中国也需要优化投资环境，使内外资企业享受平等待遇，在制度落差下促进投资自由，吸引外来投资者，推动中国双向 FDI 协调发展。

（三）局限与展望

本文实证分析了制度落差对中国 FDI 的影响，但仍存在一些局限，未来可以从以下 3 个方面进行深入探讨。首先，本文从宏观角度出发，探究了制度落差以及一些国家（地区）层面因素对中国 FDI 的影响。而从微观角度来看，跨国公司是对外直接投资的主体，一些企业层面的因素在跨国公司对外直接投资过程中也会发挥作用，后续可以利用企业层面数据考察

战略动机和国际经验等因素在制度落差影响跨国公司FDI中的作用。其次,对外直接投资包括投资广度和投资深度(张海波,2017^[54]),但由于数据获取的限制,本文只考察了制度落差对于FDI深度的影响,而没有考察制度落差与FDI广度之间的关系。因此,未来需要进一步探索对外直接投资广度的测度指标,获

取数据并进行分析,以更全面、准确地明晰制度落差与中国FDI之间的关系。最后,随着时间的推移,制度距离大小和方向可能会发生变化,与此同时,中国对其投资也会有所差异,今后可以选取特定国家(地区),基于时间轴进行纵向的案例研究,以得出针对性的建议。

参考文献

- [1] 王金波. 制度距离、文化差异与中国企业对外直接投资的区位选择 [J]. 亚太经济, 2018 (6): 83-90, 148.
- [2] 李俊久, 丘俭裕, 何彬. 文化距离、制度距离与对外直接投资——基于中国对“一带一路”沿线国家OFDI的实证研究 [J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2020 (1): 120-134.
- [3] 范建红, 陈怀超. 制度距离影响跨国公司进入战略选择的机制与框架构建: 一个权变的观点 [J]. 中央财经大学学报, 2015 (2): 75-82.
- [4] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国对发展中国家的投资——东道国制度重要吗? [J]. 管理世界, 2012 (11): 45-56.
- [5] 陈岩, 翟瑞瑞, 郭牛森. 基于多元距离视角的中国对外直接投资决定因素研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2014 (11): 2760-2771.
- [6] Qian W. Institutional Distance, Bilateral Political Relations and the Success or Failure of Chinese Enterprises' Foreign Direct Investment [J]. Open Journal of Social Sciences, 2019, 7 (11): 198-214.
- [7] Cezar R, Escobar O R. Institutional Distance and Foreign Direct Investment [J]. Review of World Economics, 2015, 151 (4): 713-733.
- [8] 邵宇佳, 刘文革, 陈红. 中国OFDI区位分布的“制度异象”——基于OFDI逆向技术溢出的视角 [J]. 商业研究, 2019 (11): 100-106.
- [9] Li C C, Luo Y, Vita G D. Institutional Difference and Outward FDI: Evidence from China [J]. Empirical Economics, 2020, 58 (4): 1837-1862.
- [10] Aleksynska M, Havrylchuk O. FDI from the South: The Role of Institutional Distance and Natural Resources [J]. European Journal of Political Economy, 2013, 29: 38-53.
- [11] Hernández V, Nieto M J. The Effect of the Magnitude and Direction of Institutional Distance on the Choice of International Entry Modes [J]. Journal of World Business, 2015, 50 (1): 122-132.
- [12] Trajczyński P, Banalieva E R. Institutional Difference, Organizational Experience, and Foreign Affiliate Performance: Evidence from Polish Firms [J]. Journal of World Business, 2016, 51 (5): 826-842.
- [13] Trajczyński P, Halaszovich T F, Piaskowska D. The Role of Perceived Institutional Distance in Foreign Ownership Level Decisions of New MNEs [J]. Journal of Business Research, 2020, 108: 435-449.
- [14] Gaur A S, Lu J W. Ownership Strategies and Survival of Foreign Subsidiaries: Impacts of Institutional Distance and Experience [J]. Journal of Management, 2007, 33 (1): 84-110.
- [15] 宋林, 谢伟, 郑雯. “一带一路”战略背景下我国对外直接投资的效率研究 [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2017 (4): 45-54.
- [16] 贺娅萍, 徐康宁. “一带一路”沿线国家的经济制度对中国OFDI的影响研究 [J]. 国际贸易问题, 2018 (1): 92-100.
- [17] North D C. Institutions, Institutional Change and Economic Performance [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [18] Scott W R. Institutions and Organizations [M]. Thousand Oaks: Sage, 1995.
- [19] Kostova T. Success of the Transnational Transfer of Organizational Practices within Multinational Companies [D]. Minnesota: University of Minnesota, 1996.
- [20] Xu D. The Effect of Institutional Distance on Multinational Enterprise Strategy [D]. Ontario: York University, 2001.
- [21] 陈怀超, 范建红. 制度距离构成维度的厘定和量表开发 [J]. 管理评论, 2014 (9): 69-77, 159.
- [22] 李康宏, 林润辉, 宋泾溧, 等. 制度落差与中国跨国企业海外进入模式关系研究 [J]. 运筹与管理, 2017 (12): 189-199.
- [23] 林润辉, 宋泾溧, 李康宏, 等. 多元化战略下制度距离与股权进入模式选择的关系研究 [J]. 预测, 2015 (4): 1-7.
- [24] Xu D, Pan Y, Beamish P W. The Effect of Regulatory and Normative Distances on MNE Ownership and Expatriate Strategies [J]. Management International Review, 2004, 44 (3): 285-307.
- [25] Arslan A, Larimo J. Ownership Strategy of Multinational Enterprises and the Impacts of Regulatory and Normative Institutional Distance: Evidence from Finnish Foreign Direct Investments in Central and Eastern Europe [J]. Journal of East-West Business, 2010, 16 (3): 179-200.

- [26] 杨亚平, 杨皎. 合法性获取、组织学习和中国企业对外直接投资成功率 [J]. 暨南学报 (哲学社会科学版), 2020 (10): 95-109.
- [27] 李晓敏, 李春梅. 东道国制度质量对中国对外直接投资的影响——基于“一带一路”沿线国家的实证研究 [J]. 东南学术, 2017 (2): 119-126.
- [28] 王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋 [J]. 经济研究, 2014 (12): 126-142.
- [29] 潘镇, 殷华方, 鲁明泓. 制度距离对于外资企业绩效的影响——一项基于生存分析的实证研究 [J]. 管理世界, 2008 (7): 103-115.
- [30] 叶亚杰. 制度距离视角下中国企业对外直接投资研究 [J]. 河南社会科学, 2017 (6): 112-118.
- [31] Zaheer S. Overcoming the Liability of Foreignness [J]. *Academy of Management Journal*, 1995, 38 (2): 341-363.
- [32] 祁春凌, 邹超. 东道国制度质量、制度距离与中国的对外直接投资区位 [J]. 当代财经, 2013 (7): 100-110.
- [33] Slangen A H L, Beugelsdijk S. The Impact of Institutional Hazards on Foreign Multinational Activity: A Contingency Perspective [J]. *Journal of International Business Studies*, 2010, 41 (6): 980-995.
- [34] 蔡灵莎, 杜晓君, 史艳华, 等. 外来者劣势、组织学习与对外直接投资绩效研究 [J]. 管理科学, 2015 (4): 36-45.
- [35] 朱婕, 任荣明. 东道国制度环境、双边投资协议与中国企业跨国并购的区位选择 [J]. 世界经济研究, 2018 (3): 109-126, 136-137.
- [36] 王立平, 肖翔. 我国 FDI 区位分布条件因素的区域差异分析——基于 EBA 模型的实证研究 [J]. 经济地理, 2010 (1): 104-109.
- [37] 刘晓丹, 张兵. 非正式制度与新兴经济体企业 OFDI 学习效应: 基于 PSM-DID 的分析方法 [J]. 世界经济研究, 2019 (11): 80-93, 135-136.
- [38] 杨娇辉, 王伟, 谭娜. 破解中国对外直接投资区位分布的“制度风险偏好”之谜 [J]. 世界经济, 2016 (11): 3-27.
- [39] Tinbergen J. *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy* [M]. New York: Twentieth Century Fund, 1962.
- [40] Anderson J E. A Theoretical Foundation for the Gravity Equation [J]. *The American Economic Review*, 1979, 69 (1): 106-116.
- [41] Brenton P, Mauro F D, Lücke M. Economic Integration and FDI: An Empirical Analysis of Foreign Investment in the EU and in Central and Eastern Europe [J]. *Empirica*, 1999, 26 (2): 95-121.
- [42] Gopinath M, Echeverria R. Does Economic Development Impact the Foreign Direct Investment-trade Relationship? A Gravity-model Approach [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2004, 86 (3): 782-787.
- [43] 高国伟. 国际直接投资与引力模型 [J]. 世界经济研究, 2009 (11): 82-86, 89.
- [44] Shahriar S, Kea S, Qian L. Determinants of China's Outward Foreign Direct Investment in the Belt and Road Economies: A Gravity Model Approach [J]. *International Journal of Emerging Markets*, 2019, 15 (3): 427-445.
- [45] 胡浩, 金钊, 谢杰. 中国对外直接投资的效率估算及其影响因素分析 [J]. 世界经济研究, 2017 (10): 45-54, 136.
- [46] Chao M C H, Kumar V. The Impact of Institutional Distance on the International Diversity-performance Relationship [J]. *Journal of World Business*, 2010, 45 (1): 93-103.
- [47] 张微, 卜伟. “一带一路”下中国企业“走出去”投资模式研究——基于政治、文化和制度距离 [J]. 投资研究, 2019 (9): 146-156.
- [48] 宋渊洋, 黄礼伟. 为什么中国企业难以国内跨地区经营? [J]. 管理世界, 2014 (12): 115-133.
- [49] 王正新, 周乾. 营商环境如何影响中国企业对“一带一路”沿线国家直接投资 [J]. 财经论丛, 2019 (9): 42-52.
- [50] 李阳, 臧新, 薛漫天. 经济资源、文化制度与对外直接投资的区位选择——基于江苏省面板数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2013 (4): 148-157.
- [51] 严佳佳, 刘永福, 何怡. 中国对“一带一路”国家直接投资效率研究——基于时变随机前沿引力模型的实证检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019 (10): 3-20.
- [52] 李双建, 田国强. 银行竞争与货币政策银行风险承担渠道: 理论与实证 [J]. 管理世界, 2020 (4): 149-168.
- [53] Kogut B, Singh H. The Effect of National Culture on the Choice of Entry Mode [J]. *Journal of International Business Studies*, 1988, 19 (3): 411-432.
- [54] 张海波. 对外直接投资能促进我国制造业跨国企业生产率提升吗——基于投资广度和投资深度的实证检验 [J]. 国际贸易问题, 2017 (4): 95-106.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)