

地方政府债务对城市经济高质量发展的影响研究

The Impact of Local Government Debt on Urban Economic High-quality Development

李桂君 田宗博 宋砚秋

LI Gui-jun TIAN Zong-bo SONG Yan-qiu

[摘要] 地方政府债务是连接财政与金融政策的重要工具,研究其对高质量发展的影响具有重要意义。笔者基于五大发展理念构建了经济高质量发展的指标体系,通过采用熵权 TOPSIS 法测算得到的中国 2006—2019 年 279 个城市的经济高质量发展水平与利用收支相抵法估算得到的中国地市级政府性债务数据进行实证检验。研究发现:第一,地方政府举债融资有利于城市经济高质量发展,并且该结论通过了稳健性检验。第二,地方政府债务对于城市经济高质量发展的影响存在区域和阶段上的异质性。第三,机制分析发现,地方政府债务扩张能够显著提升产业结构高度化的量,但未能增强产业结构高度化的质,且不利于产业结构合理化和产业结构转换。第四,不同债务存量规模下,税收征管和地方举债对经济高质量发展具有非线性影响,进一步明确了债务存量规模的“适度区间”。研究结论对探索我国地方政府投融资体制改革和推动经济高质量发展提供了政策启示。

[关键词] 地方政府债务 产业结构 经济高质量发展

[中图分类号] F810.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0003-12

Abstract: Local government debt is an important tool linking fiscal and financial policies, so it is of great practical significance to study its impact on high-quality development. This paper constructs an index system of high-quality economic development based on five development concepts, and conducts an empirical test by using the Entropy TOPSIS method to estimate the high-quality economic development level of 279 cities in China from 2006 to 2019 and the government debt data in China estimated by the balance of payments method. The findings are as follows: First, local government debt financing is conducive to the high-quality development of urban economy, and this conclusion passes the robustness test. Second, the impact of local government debt on the high-quality development of urban economy is heterogeneous in different regions and stages. Third, mechanism analysis shows that the expansion of local government debt can significantly improve the amount of industrial structure upgrading, but it fails to enhance the quality of industrial structure upgrading, and is not conducive to the rationalization of industrial structure. Fourth, under different debt stock sizes, taxation and borrowing have nonlinear effects on high-quality economic development. The conclusions provide policy implications for exploring the reform of investment and financing circulation system and promoting the development of high-quality economy.

Key words: Local government debt Industrial structure High-quality economic development

[收稿日期] 2022-08-09

[作者简介] 李桂君,男,1973年4月生,河北经贸大学教授,中央财经大学全球经济与可持续发展研究中心主任,博士生导师,研究方向为基础设施投融资;田宗博,男,1994年11月生,中央财经大学管理科学与工程学院博士研究生,研究方向为基础设施投融资。宋砚秋,女,1980年9月生,中央财经大学管理科学与工程学院副教授,研究方向为创新投资决策。本文通讯作者为李桂君,联系方式为 ligj@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“创新生态系统协同演化机制及实证研究”(项目编号:71872197)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言与文献综述

财政与金融作为经济社会发展的两大支柱,承担着资源配置、收入分配和宏观调控三大职能,是实现国家治理现代化的重要抓手和构建新发展格局的重要保障。在我国经济进入高质量发展的新阶段的同时,作为国家宏观调控两大政策抓手的财政与金融政策也应着力于国家发展的质量和效益,而如何将财政与金融领域的体制改革统一于社会经济高质量发展之中成为一项重要的研究课题。从政策层面看,地方政府债务是连接财政与金融政策的重要工具,兼具财政和金融的属性(毛捷等,2019^[1];李桂君等,2022^[2])。根据财政部公布的数据,截至2021年年底全国地方政府性债务余额为30.47万亿元^①。地方政府债务问题越来越成为影响财政稳定和经济安全的关键因素(楼继伟,2021^[3])。科学定位和合理研判地方政府债务与经济高质量发展的关系,理清地方政府债务对经济高质量发展的作用机理和着力点,对破解“减税、增支和控债”的财政困境、防范化解重大金融风险以及进一步提高国家治理效率具有重要的现实意义。

有关地方政府债务与经济增长方面的研究,早期研究主要认为过高的政府债务会损害经济增长规模(Reinhart和Rogoff,2010^[4];程宇丹和龚六堂,2015^[5];钟辉勇和陆铭,2015^[6])。Reinhart和Rogoff(2010)^[4]指出地方政府具有很强的发展本地经济,扩大支出的动机(De Mello,2000^[7]),这不仅导致地方政府公共支出结构扭曲(郭庆旺和贾俊雪,2009^[8]),还产生了大量债务,不利于经济长期向好发展。也有部分学者肯定了地方政府债务对经济发展的积极作用。如范剑勇和莫家伟(2014)^[9]指出地方政府债务在转化为政府投资拉动增长的同时还会通过工业用地进行跨地区引资(杨继东和杨其静,2016^[10]),对经济发展起到杠杆作用。

随着地方政府债务形成机制研究的深入,部分学者发现地方政府债务是柄“双刃剑”,对经济增长存在非线性关系和区域差异(吕健,2015^[11];毛捷和黄春元,2018^[12];Bai等,2016^[13])。Eberhardt和Presbitero(2015)^[14]以118个国家为研究样本,验证了政府债务规模与经济增长之间的非线性关系,

发现高负债国家的政府债务对经济增长的促进作用较低。张莉等(2018)^[15]发现,中国地方政府债务往往与土地市场相关联,在促进融资带来短期经济提升的同时,也放大了地方经济的脆弱性和区域间增长差异(彭冲和陆铭,2019^[16];黄春元和刘瑞,2020^[17])。

为化解债务风险和优化经济结构,我国提出了深化供给侧改革和推进经济高质量发展的新发展要求,有关地方政府债务对资源配置和经济发展质量的研究受到了广泛的关注。一方面,地方政府债务影响资源配置。Huang等(2020)^[18]发现,地方政府债务的快速上升会挤占私营部门的信贷资金,具有政府担保的地方国企更容易获取贷款(Huang和Du,2018^[19]),国有企业和私营企业的杠杆率分化加剧(Wen和Wu,2019^[20];谭小芬和张文婧,2021^[21])。地方政府举债融资在提高国企全要素生产率(吴敏等,2022^[22])的同时,也挤出了私营企业信贷资本和劳动雇佣(余明桂和王空,2022^[23])。长此以往,很可能导致金融资源配置效率下降(Cong等,2019^[24])和地方政府承担的风险上升(易纲,2020^[25]),进一步影响经济发展质量。另一方面,地方政府债务影响地区产业结构。产业结构优化升级是实现经济高质量发展的关键(孙学涛和张广胜,2020^[26];刘志彪和凌永辉,2020^[27])。司海平等(2017)^[28]指出,地方政府债务是地方政府调节产业结构的财政手段,通过适当的规范和引导可以对产业结构形成积极的影响。由此可知,地方政府债务既可以作为财政手段调控实体经济,又可以作为融资工具影响金融市场。

纵观现有文献,学者们对地方政府债务与经济增长的关系进行了大量有益探索,但关于地方政府债务对经济高质量发展影响的研究较为匮乏且尚无定论。如冀云阳和钟世虎(2022)^[29]认为地方政府债务不利于经济高质量发展,而张曾莲和方娜(2021)^[30]却认为两者存在非线性关系,即适度规模的债务可以促进地区经济高质量发展。

区别于现有研究,本文的边际贡献有以下三个方面:第一,经济高质量发展指标的构建与测量。经济高质量发展指标的设定与测度是实证研究的关键。现有研究通常以地区全要素生产率代理经济高质量发展

① 这一数据仅为地方政府公开发行政券的债务余额,根据《中华人民共和国2021年第四条磋商工作人员报告》估计,预算内广义政府债务为53.4万亿,若考虑“有可能被确认的地方政府融资平台额外债务”和“与专项建设基金和政府指导基金相关的额外债务”政府债务规模将超过100万亿,笔者估算的数据与后者较为接近。

指标,但是这一指标未能充分考察资源配置的影响,甚至会低估资本积累的重要性(储德银等,2020^[31])。本文从“五大发展理念”出发,综合创新、协调、绿色、开放、共享五大方面,构建经济高质量发展指标体系。第二,以地级市为研究样本展开分析。多数文献基于国家或者省级层面数据对地方政府债务的经济效益进行检验,现有使用地级市层面政府债务数据的研究比较匮乏。地级市政府是举借和使用债务的主体,也是社会经济事务的具体承担者,其重要性日益凸显^①,因此从地级市层面进行分析能够更准确地把握地方政府债务的经济增长效应。第三,对税收、债务与经济高质量发展关系的探究。财政税收和地方政府债务都是地方政府投资支出的重要资金来源,两者的替代或协同关系对经济高质量发展具有重要的影响,但是现有文献并未对这一关系进行深入分析。本文基于门槛模型,探究地方举债、税收征管对高质量发展非线性关系以及债务的“适度区间”。

二、理论分析与研究假设

上述文献分析支持了这样的观点:我国地方政府债务与经济增长具有密切的关系。不论这些地方政府债务以何种具体形式影响经济,政府对经济发展的影响都是确定存在的,尤其是中国进入新发展阶段后,推动质量和效益的提升是经济发展的核心要求。因此,地方政府债务影响经济高质量发展的方向,需要结合新经济增长理论与中国地方举债融资的实践展开深入分析。我们认为至少存在三个方面的效应,可以帮助我们形成分析的理论假设。

第一个是直接融资效应。地方政府债务是公共投资的重要资金来源。首先,地方政府通过举债扩大公共投资支撑了总需求的扩张,面临经济下行压力的宏观经济态势,其对经济增长和稳定经济波动具有积极意义。2008年国际金融危机和2019年新冠肺炎疫情深度冲击全国经济时,地方政府通过举债融资缓解了财政困境,保障了积极财政政策的实施,扩张了总需求,有效刺激经济恢复。其次,从债务用途上来看,地方政府债务投向了基础设施建设等公共服务领域。根据新兴古典经济学理论,包括交通基础设施的公共服务设施能够有效降低企业的交易成本,提升其

交易效率,为分工经济的发展提供有利条件。稳定的基础设施投资是推动经济动能转换和高质量发展的重要保障。最后,从中国的实践层面看,在以分权为特征的财政体制改革过程中,财政资源在各级政府间进行了划分,地方政府获得了一定的财政自主权。在地方政府的财政收入难以满足日益增长的支出需求时,地方政府债务作为一种自主可控的财力弥补了地方财政事权与支出责任之间的不适应,在保障财政体制改革顺利进行的同时实现了地方经济增长。由此推断,地方政府债务扩张有促进经济高质量发展的正向作用。

第二个是产业整合效应。地方政府债务对于经济结构转型存在正负两个方面的影响。一方面,地方政府债务作为自主程度较高的财政手段可以引导产业发展。实业投资具有连续性、复杂性和不可逆性,私营部门难以全面地负担投资成本,因此地方经济的发展需要地方政府的深度参与。政府在帮助企业进入复杂度较高的行业过程中,资金供给是影响产业发展和结构调整最直接的因素,用于旧城改造,保障性住房以及水利、交通和电力基础设施建设的债务资金带动了建筑业、房地产业和交通运输业的发展(司海平等,2017^[28]),有力推动了城镇化与工业化进程,促进了产业结构高度化。现代化工业具有规模经济效应和产业集聚效应,在带来扩大再生产利润的同时还会产生知识和技术的外溢,这都有助于实现经济高质量发展。另一方面,由于新兴制造业在地理上的集聚效应很强,生产集约化可以节约原材料和中间品的运输成本,而且同行业集聚所产生的同群效应更加有利于知识和技术的外溢。产业集群一旦形成,会通过增长极不断吸引周边地区投资,自身经济优势得到不断强化。地方政府出于晋升锦标赛和政府间竞争的激励,为最大化本地经济优势会竞相模仿其他地区并采取策略性的举债融资。由此产生地方保护倾向的公共支出行为,导致区域间市场分割和产业同构现象加剧(陆铭,2017^[32]),使本地产业偏离自身比较优势。此外,我国人口分布并非符合齐夫法则(Jiang, 2020^[33]),即人口集聚与经济集聚相背离,人口集聚地的产业结构不足以承载庞大的人口,因此需要地方举债融资以提供足够的公共服务,而发达城市需要更

① 《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》国办发〔2022〕20号明确指出,省以下财政体制是政府间财政关系制度的组成部分,对于建立健全科学的财税体制、优化资源配置、维护市场统一、促进社会公平、实现国家长治久安具有重要作用。

多的劳动力承载服务业（钟粤俊等，2020^[34]），但是由于市场分割，要素流动受阻，限制了产业结构进一步优化空间。由此推断，地方政府债务能够促进产业结构转型升级，但是其积极作用随地方政府债务的扩张逐步减弱。

第三个是税债协同与替代效应。征税与借债都是地方政府筹措资金的重要形式，对于促进经济高质量发展均具有重要影响，两者共同作用机制可分为替代效应和协同效应。首先，从替代效应来看，等价定理认为，提高征税和发行公债对于理性人的经济影响是相同的，政府公债还本付息的最终来源是税收收入（Barro，1979^[35]），因此公债相当于一种延迟的税收。若地方政府通过提高税收降低债务则可以增加自身财政收入水平，降低对中央转移支付和非规范性收入的依赖，营造良好的经济发展环境（储德银等，2020^[31]）；若通过举借债务补充财政资金则可以降低地方政府的税收努力，较低的税率有利于吸引投资和增强企业活力。因此，地方政府的征税和借债对于经济高质量发展的影响存在替代效应。从协同效应看，地方政府债务由于其公债属性，以政府信用为担保，在资本市场存在刚性兑付的信用优势，能够吸引到更多的投资。地方政府通过充分发挥债务的杠杆作用扩大公共投资优化产业结构，既发展了地方经济也获取了可用于偿还债务的税收收入。因此，地方政府举借债务后，偿债压力和再融资需求使其有动力提高税收（曹婧等，2019^[36]），以便拓展继续发债的空间。此时，征税与借债对经济高质量发展的影响为协同效应。但是当地方政府债务规模不断扩张，超过其经济承载力的阈值时，以“借新还旧”的方式继续发债会增加地方政府的偿还压力；若再增加税收则会抑制微观企业的生产积极性，造成税源流失，进一步加剧地方财政风险，甚至影响经济的平稳运行。由此推断，地方政府举债融资与税收努力对经济高质量发展的影响存在协同和替代效应，并且存在债务规模的“适度区间”。

基于上述分析，本文提出以下假设有待严格的实证检验：

假设一：地方政府债务扩张有助于经济高质量发展。

假设二：地方政府债务通过引导产业结构优化升级促进高质量发展，但是其积极效应递减。

假设三：地方政府债务存量规模与经济高质量发展

展存在“适度区间”，在区间内税收和债务发挥协同作用，在区间外发挥替代作用。

三、研究设计

（一）计量模型

为考察地方政府债务对经济高质量发展的影响，本文首先构建如下的基准模型（1）：

$$EHD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Debt_{i,t} + \alpha_c X'_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

同时，考虑到经济的高质量发展存在产业结构优化升级路径。为检验地方政府债务对经济高质量发展的影响机制，构建如下模型（2）：

$$IND_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Debt_{i,t} + \alpha_c X'_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中：下标 i, t 分别表示地级市和年份。 $EHD_{i,t}$ 表示地级市的高质量发展水平， $IND_{i,t}$ 表示地级市的产业结构。核心解释变量 $Debt_{i,t}$ 为地级市每年新增人均地方债的规模； $X'_{i,t}$ 为一组控制变量，包括地区经济发展水平、人口规模、人力资本、物质资本、信息化水平以及居民消费水平等。 μ_i 为地级市固定效应，用来控制不随时间变化的地区特征。 λ_t 为年份固定效应，用来控制不随地区变化的宏观冲击。

进一步地，为检验征税融资与举债融资对地区经济高质量发展的非线性影响，本文利用 Hansen（1999）^[37] 提出的面板门槛模型进行实证检验，构建如下模型（3）：

$$\begin{aligned} EHD_{i,t} = & \beta_1 M_{i,t} \times I(\text{leverage}_{i,t} \leq \gamma_1) \\ & + \beta_2 M_{i,t} \times I(\gamma_1 < \text{leverage}_{i,t} \leq \gamma_2) + \dots \\ & + \beta_{n+1} M_{i,t} \times I(\text{leverage}_{i,t} > \gamma_n) + \alpha_1 X'_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中： $I(\cdot)$ 为门槛示性函数，括号内为门槛变量， $M_{i,t}$ 为机制依赖变量。本文将地方政府负债率设为门槛变量，税负努力程度和新增人均地方债设为机制依赖变量。以此反映在地方政府债务累积程度不同的情况下，税收征管和举债融资对经济高质量发展的影响。

（二）变量设置

1. 高质量发展指标测度。

本文立足创新、协调、绿色、开放和共享“五大发展理念”，构建经济高质量发展指标体系。为充分考察经济高质量发展的多维特征，本文借鉴相关研究（储德银等，2020^[31]；孙学涛，2021^[38]；郭健等，2021^[39]），以紧扣高质量发展主题、指标选取代表性

强为原则，最终选择了 5 个一级指标、18 个二级指标，指标体系如表 1 所示。

本文采用熵权 TOPSIS 法测度 2006—2019 年中国 279 个地级市的经济高质量发展水平，相比于其他方法，熵权 TOPSIS 法可避免由于主观赋权造成的权重臆断，使测算结果更加客观、有效。

表 1 城市经济高质量发展指标体系

一级指标	二级指标	衡量方式	属性
创新	研发要素投入	R&D 人员数量/第二产业从业人员	+
	研发资本投入	R&D 技术支出/财政支出比重	+
	专利授权水平	专利授权数/年末常住人口	+
协调	人均 GDP 协调	地区人均 GDP/全国人均 GDP	+
	居民消费水平	地区居民消费水平/全国人均消费水平	+
	城乡收入差距	城镇人均居民收入/农村人均居民收入	-
	城镇化率	地区城镇化率	+
绿色	环境规制强度	地级市政府报告环保词频	+
	城市废弃排放	工业二氧化硫排放量/地区 GDP	-
	城市废水排放	工业废水排放量/地区 GDP	-
	城市固体废物排放	固体废物排放量/地区 GDP	-
	单位产出耗能	总耗能折算标准煤总量/地区 GDP	-
开放	贸易依存度	贸易业商品销售总额/地区 GDP	+
	外商投资率	外商实际投资额/地区 GDP	+
共享	收入水平	平均在岗职工工资	+
	社会保障	财政总支出/地区 GDP	+
	卫生健康	医疗卫生机构床位数/年末常住人口	+
	教育水平	高等学校数量/年末常住人口	+

2. 地方政府债务。

关于地方政府债务测算，本文参考梁若冰和王群群（2021）^{〔40〕}将收支相抵法拓展到地级市层面，并对地级市的地方政府债务进行估算，具体的测算过程分为两步。

第一步，基于地方政府投资现金平衡等式，分别估算出地方政府在市政领域的投资支出和可用的财政收入，然后根据支出与收入的缺口估计出每一年的新增地方政府债务。第二步，通过 2014 年各地公布的《政府性债务审计结果》对 2013 年的地方政府债务余额进行校正。再利用第一步得到的新增地方政府债务，推导 2006—2019 年地级市地方政府债务余额数据。具体的测算步骤与指标选取，梁若冰和王群群（2021）^{〔40〕}进行了详细的说明，本文不再赘述。

需要注意的是，2014 年国务院发布了《关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发〔2014〕43

号）》提出积极推广政府和社会资本合作（PPP）模式。然而在实际运作过程中，不同的 PPP 项目具有较大的差异，既存在优质、合规的国家示范项目，也存在“明股实债”、政府变相兜底等产生政府隐性债务的不合规项目。《财政部关于推进政府和社会资本合作规范发展的实施意见》（财金〔2019〕10 号）》明确指出，不合规 PPP 项目形成的政府支出责任属于隐性债务。因此，在地方政府性债务的估算中还需要剔除未形成隐性债务的 PPP 项目，即在第一步中剔除财政部公布的前四批 PPP 国家示范项目。

3. 产业结构。

经济高质量发展需要产业结构持续优化升级，合理的产业结构有助于要素资源配置，加速新旧动能转换，带动经济发展质量提升。因此，本文分别从产业结构高度化、产业结构合理化和产业结构转换三个维度检验地方政府债务对产业结构的影响。

产业结构高度化是产业结构升级的重要维度。根据配第-克拉克定律,可以将产业结构高度化界定为,经济活动从农业逐渐向非农产业转移。然而,现有研究在度量产业结构高度化指标时,更多考察产业结构量的增加而忽视了产业结构质的提升。因此,本文参考袁航和朱承亮(2018)^[41]的做法,采用产业结构高度化的量(*ais1*)和产业结构高度化的质(*ais2*)来度量产业结构高度化水平,具体计算公式如下:

$$ais1_{i,t} = \sum_{m=1}^3 ind_{i,m,t} \times m, m=1,2,3 \quad (4)$$

$$ais2_{i,t} = \sum_{m=1}^3 ind_{i,m,t} \times lp_{i,m,t}, m=1,2,3 \quad (5)$$

式(4)中, $ind_{i,m,t}$ 表示*i*地区*m*产业在*t*时期占地区生产总值的比重,*ais1*越高表明我国的产业活动优势越倾向第二、第三产业。式(5)中, $ind_{i,m,t}$ 含义同式(4), $lp_{i,m,t}$ 表示*i*地区*m*产业在*t*时期的劳动生产率,采用*m*产业的增加值与就业人员之比进行测度,*ais2*越高表明该地区产业活动的质量越高。

产业结构合理化(*theil*)体现不同产业间资源配置的合理性,通常以要素投入结构和产出结构的耦合程度来度量。本文借鉴韩永辉等(2017)^[42]的做法,通过各产业产值占比对产业结构偏离度进行加权计算得到:

$$theil_{i,t} = - \sum_{m=1}^3 (ind_{i,m,t}) | ind_{i,m,t} / l_{i,m,t} - 1 |, m=1,2,3 \quad (6)$$

式(6)中, $ind_{i,m,t}$ 同式(4), $l_{i,m,t}$ 表示*i*地区*m*产业在*t*时期从业人员占总就业人员的比重。*theil*指数越小,资源在产业间的配置结构越不合理,经济越偏离均衡状态;反之,*theil*指数越大,产业结构越合理。

经济增长伴随着大量的资源消耗,而地区的资源是有限的,因此仅依靠增加投入获得的增长是不可持续的。但是通过加快要素在不同产业或生产部门之间的流动,盘活存量资产,加快经济结构转换,则可以通过结构调整带来的结构软化效应提升经济增长质量(刘志彪和凌永辉,2020^[27])。因此,本文参考刘志彪和凌永辉(2020)^[27]构建产业结构的转化程度指标

(*STR*),具体计算公式为:

$$STR_{i,t} = \frac{\sum_{m=1}^3 ind_{i,m,t} ind_{i,m,t+1}}{\sqrt{\sum_{m=1}^3 (ind_{i,m,t}^2)} \sqrt{\sum_{m=1}^3 (ind_{i,m,t+1}^2)}} \quad (7)$$

式(7)中, $ind_{i,m,t}$ 同式(4), $ind_{i,m,t+1}$ 表示*i*地区*m*产业在*t+1*时期所占比重。*STR*值体现的是经济系统内各产业所占份额在不同时期的整体变动情况,*STR*值越高,表明经济系统内的生产要素在产业间流动更快,经济结构的转换程度更高。

4. 税收征管强度。

现有研究普遍采用税收努力指标来衡量税收征管强度,主要依据“税柄法”,并采用IMF在20世纪60年代提出的税收努力模型进行测度。本文沿用该模型对税收努力程度(*Teffort*)进行测度。具体计算公式为:

$$Teffort = \frac{Tax/GDP}{Tax^*/GDP} = \frac{Tax}{Tax^*} \quad (8)$$

式(8)中, Tax^* 表示预期税收收入, Tax 表示实际税收收入^①。本文参考储德银等(2020)^[31]的做法,选取税源变量构建固定效应模型来测算各地区的税收能力 Tax^* ^②。

5. 其他控制变量。

为了尽可能详尽地控制影响城市经济高质量发展的因素,本文参考相关文献(吴敏等,2022^[23];孙学涛和张广胜,2020^[26]),选取如下控制变量:(1)经济发展水平(*PGDP*),用地级市的人均实际GDP表示。(2)人口规模(*Density*),用地级市人口密度表示。(3)人力资本(*HC*),用每万人高等院校在校生人数表示。(4)物质资本(*Stock*),用地级市固定资产存量表示。(5)信息化发展水平(*Internet*),用每万人互联网用户数表示。(6)居民消费水平(*Consume*):用人均实际消费额表示。

(三) 数据说明

本文涉及的所有变量原始数据均来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国国土资源统计年鉴》、地级市政府工作报告、CSMAR数据库、

① 选取中口径的宏观税负即地方财政收入占GDP比重来衡量地级市税负水平。

② 税源变量的构建与测算,储德银等(2020)^[31]已进行了较为详尽的表述,在此不再赘述。

Wind 数据库和各省份历年统计年鉴等。在后续实证分析中，为减轻异方差对估计结果的影响，本文对所有以货币名义价值统计的变量均采用居民消费价格指数（以 2006 为基期）换算为实际值^①，并在此基础

上将以绝对数值度量的变量进行对数化处理。基于数据的可得性和完整性考虑，本文的实证样本为 279 个城市，时间跨度为 2006—2019 年，主要变量的描述性统计见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>EHD</i>	3 906	0.135	0.085	0.043	0.706
$\ln(Debt)$	3 906	8.176	1.103	4.502	11.307
<i>leverage</i>	3 906	0.944	1.143	0.008	14.950
$\ln(PGDP)$	3 906	10.200	0.662	7.926	12.850
<i>HC</i>	3 906	171.200	231.000	0.000	1 311.000
$\ln(Stock)$	3 906	17.090	1.069	14.100	19.860
$\ln(Density)$	3 906	5.721	0.914	1.547	7.923
$\ln(Internet)$	3 906	7.037	0.937	3.695	9.897
$\ln(Consume)$	3 906	9.137	0.802	5.870	11.690
<i>Teffort</i>	3 906	1.009	0.381	0.284	3.300
<i>ais1</i>	3 906	5.418	0.063	5.134	5.844
<i>ais2</i>	3 906	18.390	1.042	15.290	23.560
<i>theil</i>	3 906	-4.259	13.710	-420.600	-0.014
<i>STR</i>	3 906	-0.002	0.006	-0.127	0.000

四、实证检验与结果分析

（一）基准回归结果

表 3 报告了基于计量模型的检验结果。列（1）是只包含单一解释变量 $\ln(Debt)$ 的检验结果， $\ln(Debt)$ 的估计系数在 1% 的水平上显著为正，与预期一致。列（2）~列（4）是在加入了控制变量后，分别加入城市固定效应和年份固定效应的检验结果，解释变量 $\ln(Debt)$ 的系数有所降低，说明在城市层面一些不随时间变化的特征是影响经济高质量发展的遗漏变量。在控制了这些内生性之后，关键解释变量 $\ln(Debt)$ 的系数为 0.032 依旧显著为正，意味着人均地方政府债务每增加 1%，经济高质量发展水平会增加 0.032%。

表 3 基准回归检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln(EHD)$	$\ln(EHD)$	$\ln(EHD)$	$\ln(EHD)$
$\ln(Debt)$	0.183 *** (0.019)	0.084 *** (0.013)	0.015 (0.022)	0.032 ** (0.012)
$\ln(PGDP)$		-0.172 *** (0.040)	-0.022 (0.058)	-0.010 (0.041)
$\ln(HC)$		-0.001 (0.004)	0.023 (0.014)	-0.001 (0.003)
$\ln(Stock)$		0.064 ** (0.032)	0.058 ** (0.028)	0.085 ** (0.043)
$\ln(Density)$		-0.275 ** (0.136)	-0.043 ** (0.019)	-0.197 (0.135)

① 物质资本变量采用固定资产投资价格指数换算为实际值（以 2006 年为基期）。

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln(EHD)$	$\ln(EHD)$	$\ln(EHD)$	$\ln(EHD)$
$\ln(Internet)$		0.017 (0.014)	0.250*** (0.031)	0.028** (0.013)
$\ln(Consume)$		0.083** (0.034)	0.278*** (0.049)	0.086* (0.045)
Constant	-3.637*** (0.149)	-0.999 (0.814)	-6.623*** (0.413)	-3.065** (1.191)
City	No	Yes	No	Yes
Year	No	No	Yes	Yes
Observation	3 906	3 906	3 906	3 906
Adj R ²	0.163	0.882	0.613	0.902
N(Cities)	279	279	279	279

注：*、**和***分别为10%、5%和1%的显著性水平；括号中报告的是聚类至城市的稳健标准误。下同。

(二) 内生性问题

经济系统庞大复杂，难以穷举全部影响因素，从而可能因遗漏变量而使得估计结果产生偏误。为缓解可能存在的内生性问题，本文借鉴吴敏等（2022）^[23]的做法，构造全国层面的人均新增地方债与地级市经济增长目标的交互项，作为地级市人均新增地方债的工具变量，并采用两阶段最小二乘法进行分析。

表4列（1）报告的第一阶段回归结果显示，全国层面的人均新增地方债与地级市经济增长目标的交互项对地级市人均新增地方债具有显著的正向影响。表4列（2）报告的第二阶段估计结果显示，地级市人均新增地方债对经济高质量发展具有显著的增长影响，与基准回归结果一致，表明本文回归结果较为稳健。

表4 内生性检验

	(1)	(2)
	工具变量 第一阶段回归 $\ln(Debt)$	工具变量 第二阶段回归 $\ln(EHD)$
$pdebt_target$	3.294*** (0.349)	
$\ln(Debt)$		0.043** (0.022)
Controls	Yes	Yes
City	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM 值	97.037	—

续前表

	(1)	(2)
	工具变量 第一阶段回归 $\ln(Debt)$	工具变量 第二阶段回归 $\ln(EHD)$
Cragg-Donald Wald F 值	1 687.844	—
Observation	3 906	3 906
N(Cities)	279	279

注：限于篇幅，表中仅汇报核心解释变量估计系数，下同。

(三) 稳健性检验

1. 考察滞后一期。

考虑地方政府债务对经济高质量水平的影响具有时滞性，本文在表5列（1）中将核心变量改为滞后一期的人均新增地方债。估计结果显示，滞后一期的人均新增地方债对地级市经济高质量发展水平具有显著的正向影响，较好地支持了本文的主要结论，说明基准回归的结果是稳健的。

2. 变换样本。

与地级市相比，副省级城市的行政级别较高，省会城市所面临的融资约束相对较小。此外，省会城市发行的部分地方政府债券用途是覆盖全省的。因此，本文在表5列（2）中剔除了省会和副省级城市样本。估计结果显示，核心解释变量的系数依旧显著为正，且系数大小与基准回归的估计结果较为接近，说明基准回归的结果是稳健的。

3. 考虑地方政府负债率。

负债率表示某一地区政府债务余额相对于其经济承载力的情况，也是度量地方政府债务扩张的重要维度，因此，本文将人均新增地方债指标替换为负债率进行估计。表5列（3）报告的估计结果显示，地方政府负债率的增加会显著提高地级市经济高质量发展水平，说明基准回归结果是稳健的。

表5 稳健性检验

	(1) 滞后1期	(2) 剔除省会与副省级	(3) 负债率
L. $\ln(Debt)$	0.020* (0.012)		
$\ln(Debt)$		0.037** (0.015)	
leverage			0.020* (0.011)
Controls	Yes	Yes	Yes

续前表

	(1) 滞后 1 期	(2) 剔除省会与副省级	(3) 负债率
City	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Observation	3 627	3 472	3 906
Adj R ²	0. 904	0. 851	0. 902
N(Cities)	279	248	279

(四) 异质性分析

1. 地区异质性分析。

我国幅员辽阔，各地区之间资源禀赋和经济环境都具有较大差异。基于此，本文将样本按照中国四大经济区域和城市群城市进行划分。

表 6 列 (1)~列 (4) 报告的分经济区域回归结果显示，东北地区和中部地区的人均新增地方债对经济高质量发展具有显著的正向作用；东部地区和西部地区的人均新增地方债对经济高质量发展的作用并不显著。我国东部地区发展较早，经济发展水平较高，需要创新和技术驱动经济发展质量的提升，而非传统投资拉动型经济，此时地方政府的债务融资行为会挤占企业的信贷资金，增加了企业的创新成本。中部地区处于经济发展的中期阶段，东部地区和沿海地区的产业逐渐向中部地区转移，需要大量的基础设施和政府投资引导工业化进程，因此中部地区的地方债规模增加有助于当地经济高质量发展。相比于中部地区，东北部地区人均新增地方债估计系数较小，且显著性较低，西部地区的估计系数更小且不显著，这可能是

因为东北地区和西部地区更多通过债务展期和中央政府的救助来维持地方经济发展质量，且没有相适应的产业结构进行支撑。

表 6 列 (5) 和列 (6) 报告的分城市群回归结果显示，城市群城市与非城市群城市的地方政府债务估计系数分别为 0. 048 和 0. 029，均显著为正。这说明地方政府举债融资对城市群城市和非城市群城市的经济高质量发展都具有促进作用，而且因为城市群城市之间的经济联系和要素流动更加频繁，市场分割和产业同构程度较低，城市群城市地方政府债务的积极作用更加明显。

2. 阶段异质性分析。

2014 年我国出台了《中华人民共和国预算法》(新预算法)，同年国务院发布了《关于加强地方政府性债务管理的意见(国发〔2014〕43 号)》等一系列政策对地方政府的举债行为进行了规范。由此可知，在 2014 年我国地方政府的举债行为受到约束，债务结构也发生了明显变化。基于此，本文将实证分析的样本以 2014 年为界进行划分。

表 6 列 (7) 和列 (8) 报告的结果显示，新预算法和地方债务管理政策出台前，人均新增地方债对地级市高质量发展水平的影响系数为负，且不显著；而相关法案和政策出台后，人均新增地方债对地级市高质量发展水平的影响显著为正，且估计系数略高于基准回归系数。这说明地方债务相关管理政策的出台有助于规范地方政府的举债行为和提升地方政府债务的使用绩效，提高了地区经济高质量发展水平。

表 6 地区异质性分析：地区异质性与阶段异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东部地区	东北地区	中部地区	西部地区	城市群城市	非城市群	新预算法前	新预算法后
ln(Debt)	-0. 029 (0. 018)	0. 072 * (0. 042)	0. 107 *** (0. 026)	0. 022 (0. 028)	0. 048 ** (0. 021)	0. 029 * (0. 016)	-0. 014 (0. 018)	0. 035 ** (0. 017)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	1 176	462	1 120	1 148	2 002	1 904	2 232	1 674
Adj R ²	0. 932	0. 805	0. 890	0. 890	0. 933	0. 837	0. 928	0. 924
N(Cities)	84	33	80	82	143	136	279	279

五、机制分析

(一) 产业结构效应

前文的基准回归结果显示, 地方政府债务的扩张对地区经济高质量发展具有显著的正向作用, 根据理论分析的内容, 产业结构可能是其中的重要机制。为了全面检验此机制的影响, 本文测算了产业结构高度化的量、产业结构高度化的质、产业结构合理化以及产业结构转换程度四项指标。从表 7 的估计结果看, 列 (1) 结果表明人均新增地方债显著提高了产业结构高度化的量; 列 (2) 结果表明人均新增地方债对产业高度化的质没有显著性影响; 列 (3) 结果表明, 人均新增地方债对产业结构合理化的影响显著为负, 即降低产业结构合理化水平; 列 (4) 结果表明人均新增地方债对产业结构转换的影响显著为负。这说明, 地方政府在举债融资促进经济高质量发展的过程中, 更多地关注经济量的增加, 而忽视了产业结构合理性和资源配置有效性等质的提升。由于地方债务扩张降低了各产业间要素投入与产出的耦合度, 使得结构转换程度降低, 因此其对高质量发展的影响很可能是递减的。

表 7 产业结构效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ais1</i>	<i>ais2</i>	<i>theil</i>	<i>STR</i>
<i>ln_debt</i>	0.006 *** (0.002)	0.054 (0.039)	-1.302 *** (0.485)	-0.001 * (0.000)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observation</i>	3 906	3 906	3 906	3 906
<i>Adj R²</i>	0.899	0.821	0.311	0.114
<i>N(Cities)</i>	279	279	279	279

(二) 税收征管与举债融资的非线性检验

随着地区债务规模的累积, 地方政府面临的偿债压力和再融资需求都会增加, 这使得地方政府有动力增加税收收入和债务展期以缓解债务压力。根据前文理论分析, 税收努力和举债融资对于地区经济高质量发展的影响是非线性的。为检验这一影响机制, 本文采用面板门槛模型进行分析。表 8 报告了以税收努力和人均新增地方债分别为机制依赖变量, 地方政府负债率作为门槛变量的门槛效应检验。结果表明, 两组估计结果均在 1% 的显著性水平上通过了单门槛和双门槛检验, 而均未能通过三门槛的显著性检验。

表 8 门槛效应的显著性检验

Teffort	估计值			临界值		
	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	BS 次数	10%	5%	1%
单一门槛	83.07	0.000	300	10.001	11.753	16.449
双重门槛	35.59	0.000	300	9.376	10.545	16.298
三重门槛	4.98	0.810	300	24.743	17.029	28.041
ln(<i>Debt</i>)	估计值			临界值		
	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	BS 次数	10%	5%	1%
单一门槛	92.81	0.000	300	10.169	11.646	17.775
双重门槛	31.78	0.000	300	9.197	10.686	12.926
三重门槛	10.31	0.637	300	21.769	25.731	31.838

基于此, 本文采用面板双门槛模型对税收努力和举债融资对高质量发展的非线性关系进行检验。表 9 列 (1)、列 (2) 分别汇报了税收努力和人均新增地方债的双门槛回归结果。估计结果显示, 对应变量在估计系数大小及其显著性水平上均存在明显差异。

从税收努力指标来看, 当负债率小于 0.066 1 时, 税收努力的估计系数为 0.344 0, 显著为正; 当负债率处于 [0.066 1, 0.186 5] 区间内时, 估计系

数为 0.130 0, 显著为正; 而当负债率大于 0.186 5 时, 估计系数明显降低, 虽然仍为正值, 但是其显著性未通过统计学水平检验。

从人均新增地方债指标来看, 当负债率小于 0.066 1 时, 人均新增地方债的估计系数为 0.110 3, 显著为正; 当负债率处于 [0.066 1, 0.186 5] 区间内时, 估计系数为 0.090, 显著为正; 当负债率大于 0.186 5 时, 估计系数为 0.077 0, 同样显著为正。

综上所述,税收征管和举债融资对经济高质量发展增长存在显著的双门槛效应,且存在举债规模的“适度区间”。当地区负债率处于 $[0, 0.1865]$ 区间内,地方政府举债融资和税收征管具有协同效应,均会促进经济高质量发展;当地区负债率大于0.1865时,加强税收征管获取财政收入已不再能够促进高质量发展,而举债融资仍然可以显著提升高质量发展水平。因此,在推进经济高质量发展的过程中,需要以债务规模的“适度空间”为参考,因地制宜地采用财政工具^①。

表9 门槛效应的估计结果

变量	(1)	(2)
	$\ln(EHD)$	$\ln(EHD)$
$Teffort(leverage \leq 0.0661)$	0.344 *** (0.053)	
$Teffort(0.0661 < leverage \leq 0.1865)$	0.130 *** (0.031)	
$Teffort(leverage > 0.1865)$	0.011 (0.022)	
$\ln(Debt)(leverage \leq 0.0661)$		0.110 *** (0.013)
$\ln(Debt)(0.0661 < leverage \leq 0.1865)$		0.090 *** (0.012)
$\ln(Debt)(leverage > 0.1865)$		0.077 *** (0.012)

六、结论与建议

如何防范地方政府债务风险,促进经济高质量发展,是近年来社会各界关注的重点问题。本文根据2006—2019年中国地级市样本数据,实证检验了地方政府债务增长对经济高质量发展的影响。研究发现:(1)整体来看,地方政府举债融资促进了地级市经济高质量发展;分区域看,地方政府举债融资能够提升中部地区和东北部地区的高质量发展水平,但是对东部地区和西部地区并无特定影响;分阶段看,2014年我国对地方政府举债行为进行规范,强化了地方政府债务对经济高质量发展的正向绩效。(2)从经济结构来看,地方政府的借债增支行为具有地方

保护动机,由此造成的市场分割不利于要素与产业的合理化配置,导致结构转换减弱。地方政府举债融资只能促进产业结构高度化水平在量上的提升,并不能使产业结构高度化的质获得改善。(3)从非线性机制来看,地方政府债务规模存在促进经济高质量发展的“适度区间”,在区间内加强税收征管和新增地方政府债都会促进经济高质量发展;超过阈值后新增地方政府债的促进作用明显减弱,而加强税收征管则不再具有促进作用。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,科学运用债务规模的“适度区间”,引导地区实现高质量发展。一方面,在地方政府债务负债率低的地区,适当减少举债,增加税收,充分发挥地方政府的信息优势与治理能力,通过税债协同效应激发地方经济高质量发展的活力;另一方面,在地方政府负债率高的地区,应以债务空间换发展空间,不应再增加征税强度,要加强顶层设计,实施精准化专项转移支付,促进当地具有比较优势的产业发展,增强高质量发展的动力。

第二,完善地方政府债务绩效管理,增强地方政府债务服务实体经济的能力。一是优化债务资金的投向,将债务资金多用于调结构、补短板、增后劲的重点项目上,提高基础设施与产业结构的配套程度,营造有利于高质量发展的经济环境。二是打破市场分割,充分发挥市场在配置资源中的决定性作用,严禁将债务资金用于地方保护倾向的建设项目,避免地区间重复建设和产业结构失衡,破除阻碍高质量发展的制度桎梏。

第三,因地制宜,因城施策,提高债务资金配置效率。对于东部地区,地方政府债务应投向于有效改善民生的公共服务领域和有助于创新发展的基础设施领域,以创新驱动、高质量供给引领和创造新需求;对于中部和东北部地区,要加强对地方政府债务绩效考核,关注举债经营的长效机制,在避免挤出私人部门信贷的同时,积极扩大社会有效投资;对于西部地区,要进一步推进地方债务管理体制改革的,严格落实属地管理责任,防范化解地方政府债务风险。

① 以2019年为例,负债率最高的前20个城市为:铜川市,丽江市,六盘水市,辽源市,安顺市,攀枝花市,防城港市,乌海市,白山市,西宁市,七台河市,张家界市,嘉峪关市,莱芜市,雅安市,三亚市,临沧市,贵阳市,玉溪市,金昌市。其中,西部地区城市占比高达70%。

参考文献

- [1] 毛捷, 刘潘, 吕冰洋. 地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角 [J]. 中国社会科学, 2019 (9): 45-67, 205.
- [2] 李桂君, 田宗博, 白彦锋. 财政分权与金融分权的协同性及其对地方政府举债行为的影响研究 [J]. 财政研究, 2022 (2): 91-105.
- [3] 楼继伟. 面向 2035 的财政改革与发展 [J]. 财政研究, 2021 (1): 3-9.
- [4] Reinhart C M, Rogoff K S. Growth in a Time of Debt [J]. American Economic Review, 2010, 100 (2): 573-578.
- [5] 程宇丹, 龚六堂. 财政分权下的政府债务与经济增长 [J]. 世界经济, 2015 (11): 3-28.
- [6] 钟辉勇, 陆铭. 财政转移支付如何影响了地方政府债务? [J]. 金融研究, 2015 (9): 1-16.
- [7] De Mello L R. Fiscal Decentralization and Intergovernmental Fiscal Relations: A Cross-Country Analysis [J]. World Development, 2000, 28 (2): 365-380.
- [8] 郭庆旺, 贾俊雪. 地方政府间策略互动行为、财政支出竞争与地区经济增长 [J]. 管理世界, 2009 (10): 17-27, 187.
- [9] 范剑勇, 莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长 [J]. 经济研究, 2014 (1): 41-55.
- [10] 杨继东, 杨其静. 保增长压力、刺激计划与工业用地出让 [J]. 经济研究, 2016 (1): 99-113.
- [11] 吕健. 地方债务对经济增长的影响分析——基于流动性的视角 [J]. 中国工业经济, 2015 (11): 16-31.
- [12] 毛捷, 黄春元. 地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证 [J]. 金融研究, 2018 (5): 1-19.
- [13] Bai C E, Hsieh C T, Song (Michael) Z. The Long Shadow of China's Fiscal Expansion [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2016, 2016 (2): 129-181.
- [14] Eberhardt M, Presbitero A F. Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-linearity [J]. Journal of International Economics, 2015, 97 (1): 45-58.
- [15] 张莉, 年永威, 刘京军. 土地市场波动与地方债——以城投债为例 [J]. 经济学 (季刊), 2018 (3): 1103-1126.
- [16] 彭冲, 陆铭. 从新城看治理: 增长目标短期化下的建城热潮及后果 [J]. 管理世界, 2019 (8): 44-57, 190-191.
- [17] 黄春元, 刘瑞. 地方政府债务、区域差异与空间溢出效应——基于空间计量模型的研究 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (4): 3-14.
- [18] Huang Y, Pagano M, Panizza U. Local Crowding-out in China [J]. The Journal of Finance, 2020, 75 (6): 2855-2898.
- [19] Huang Z, Du X. Holding the Market under the Stimulus Plan: Local Government Financing Vehicles' Land Purchasing Behavior in China [J]. China Economic Review, 2018, 50: 85-100.
- [20] Wen Y, Wu J. Withstanding the Great Recession Like China [J]. The Manchester School, 2019, 87 (2): 138-182.
- [21] 谭小芬, 张文婧. 财政分权、地方政府行为与企业杠杆率分化 [J]. 经济研究, 2021 (6): 76-92.
- [22] 吴敏, 曹婧, 毛捷. 地方公共债务与企业全要素生产率: 效应与机制 [J]. 经济研究, 2022 (1): 107-121.
- [23] 余明桂, 王空. 地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣 [J]. 经济研究, 2022 (2): 58-72.
- [24] Cong L W, Gao H, Ponticelli J. Credit Allocation Under Economic Stimulus: Evidence from China [J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32 (9): 3412-3460.
- [25] 易纲. 再论中国金融资产结构及政策含义 [J]. 经济研究, 2020 (3): 4-17.
- [26] 孙学涛, 张广胜. 技术进步偏向对城市经济高质量发展的影响——基于结构红利的视角 [J]. 管理科学, 2020 (6): 36-47.
- [27] 刘志彪, 凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展 [J]. 管理世界, 2020 (7): 15-29.
- [28] 司海平, 刘小鸽, 范玉波. 地方债务发行与产业结构效应 [J]. 经济评论, 2017 (1): 15-27.
- [29] 冀云阳, 钟世虎. 地方政府债务对全要素生产率的影响研究 [J]. 财政研究, 2022 (4): 87-99.
- [30] 张曾莲, 方娜. 地方政府债务对经济高质量发展影响的空间网络与门槛效应研究 [J]. 国际金融研究, 2021 (10): 14-25.
- [31] 储德银, 费昌盛, 黄暄. 地方政府竞争、税收努力与经济高质量发展 [J]. 财政研究, 2020 (8): 55-69.
- [32] 陆铭. 城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (4): 1499-1532.
- [33] Jiang Y. Spatial Dynamics and Driving Forces of Asian Cities [J]. ADB Economics Working Paper Series, 2020.
- [34] 钟粤俊, 陆铭, 奚锡灿. 集聚与服务发展——基于人口空间分布的视角 [J]. 管理世界, 2020 (11): 35-49.
- [35] Barro R J. On the Determination of the Public Debt [J]. Journal of Political Economy, 1979, 87 (5): 940-971.
- [36] 曹婧, 毛捷, 薛熠. 城投债为何持续增长: 基于新口径的实证分析 [J]. 财贸经济, 2019 (5): 5-22.
- [37] Hansen B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93 (2): 345-368.
- [38] 孙学涛. 产业结构变迁对城市经济高质量发展的影响研究 [J]. 中国科技论坛, 2021 (7): 86-96.
- [39] 郭健, 张明媛, 于倩. 财政分权与高质量发展——兼论分权的“适度区间” [J]. 财政研究, 2021 (11): 86-101.
- [40] 梁若冰, 王群群. 地方债管理体制与企业融资困境缓解 [J]. 经济研究, 2021 (4): 60-76.
- [41] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗 [J]. 中国工业经济, 2018 (8): 60-77.
- [42] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗? ——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验 [J]. 经济研究, 2017 (8): 33-48.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响研究

——基于税收征管环境的调节效应

The Impact of Tax-paying Credit Management System on Corporate Tax Compliance
Based on the Regulatory Effect of Tax Enforcement Environment

韩凤芹 张志强

HAN Feng-qin ZHANG Zhi-qiang

[摘要] 建立健全以纳税信用为基础的新型监管机制,对于提升税收治理效能和促进企业诚信纳税具有重要意义。笔者以 2015—2019 年中国 A 股上市公司数据为研究对象,运用 PSM 方法,检验了纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响。研究发现:(1) 纳税信用管理制度显著提高纳税信用非 A 级企业税收遵从度。(2) 纳税信用管理制度通过降低外源性融资和企业绩效两条路径提高纳税信用非 A 级企业税收遵从度。(3) 纳税信用管理制度显著提高位于诚信水平较差地区、金融发展水平较低地区和政府干预程度较高地区的纳税信用非 A 级企业税收遵从度,表明纳税信用管理制度和优化税收征管环境在提高企业税收遵从度方面存在替代效应。

[关键词] 纳税信用管理制度 税收遵从 外源性融资 企业绩效 税收征管环境

[中图分类号] F275.5 F812.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0015-11

Abstract: It is of great significance to establish and perfect the new supervision mechanism based on tax-paying credit for improving the efficiency of tax administration and promoting enterprises to pay taxes in good faith. The authors take the data of China's A-share listed companies from 2015 to 2019 as the research object and uses PSM method to explore the impact of tax-paying credit management system on corporate tax compliance. The research findings are as follows: (1) The tax-paying credit management system significantly improves the tax compliance of tax-paying credit non-A-level enterprises. (2) The tax-paying credit management system improves the tax compliance of tax-paying credit non-A-level enterprises by reducing exogenous financing and enterprise performance. (3) The tax-paying credit management system significantly improves the tax compliance of tax-paying credit non-A-level enterprises in areas with poor integrity level and in areas with low financial development and in areas with the high degree of government intervention, indicating that tax-paying credit management system and optimizing the tax enforcement environment have substitution effects on improving enterprise tax compliance.

Key words: Tax-paying credit management system Tax compliance Exogenous financing Enterprise performance Tax enforcement environment

[收稿日期] 2022-05-06

[作者简介] 韩凤芹,女,1969 年 7 月生,中国财政科学研究院教科文研究中心研究员,博士生导师,研究方向为财政理论与政策;张志强,男,1990 年 7 月生,中国财政科学研究院博士研究生,研究方向为财政理论与政策。本文通讯作者为张志强,联系方式为 792933481@qq.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

当前我国企业税收不遵从问题仍比较突出,《中国税务稽查年鉴(2010—2018)》统计结果显示,2009—2017年我国税务稽查机构查补收入呈上升趋势,2017年查补收入高达1 921.97亿元,每年查补收入占全国税收收入比例均在1%以上,并成为一种延续态势。2021年3月24日,中共中央办公厅、国务院办公厅发布《关于进一步深化税收征管改革的意见》明确提出:“健全守信激励和失信惩戒制度,充分发挥纳税信用在社会信用体系中的基础性作用。”2022年4月10日,中共中央、国务院发布《关于加快建设全国统一大市场的意见》明确提出:“建立企业信用状况综合评价体系,以信用风险为导向优化配置监管资源,依法依规编制出台全国失信惩戒措施基础清单。”为提高企业税收遵从度,自2014年起国家税务总局联合相关部门实施纳税信用管理制度改革,颁布了一系列政策文件^①,按照守信激励和失信惩戒原则,对不同纳税信用评级企业实施分类管理,纳税信用A级企业(以下简称“A级企业”)享受联合激励措施,纳税信用非A级企业(以下简称“非A级企业”)面临不同程度联合惩戒措施,持续构建以纳税信用为基础的新型税收征管方式。^②那么,实施多年的纳税信用管理制度是否达到预期效果呢?基于此,本文探讨纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响。

关于纳税信用管理制度的研究中,在企业外源性融资方面,孙雪娇和翟淑萍等(2019)^[1]、杨龙见等(2021)^[2]、张勇(2020)^[3]研究发现,相较于非A级企业,纳税信用管理制度显著提高A级企业银行贷款数量、银行信用贷款数量和降低银行贷款成本,但是未探讨纳税信用管理制度、外源性融资和企业税收遵从度之间关系。在企业绩效方面,孙红莉和雷根强(2019)^[4]研究发现,相较于非A级企业,纳税信用管理制度显著提高A级企业经营绩效和盈利能力,但是未探讨纳税信用管理制度、企业绩效和企业税收遵从度之间关系;李林木和于海峰等(2020)^[5]研究发现,纳税信用管理制度通过提高A级企业税收遵

从度进而提高企业绩效,但是对于非A级企业而言,未探讨三者之间关系,并且因仅涉及单个省份数据无法探讨税收征管环境的调节效应。国家建立和完善纳税信用管理制度的初衷是提高企业税收遵从度。因此,应该重点关注纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响。虽然有部分学者探讨了纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响,但是目前尚未得出一致性结论:李建军和范源源(2020)^[6]、姜朋和张崇元(2020)^[7]研究发现,相较于非A级企业,纳税信用管理制度显著提高A级企业税收遵从度;而陶东杰等(2019)^[8]、李林木和于海峰等(2020)^[5]研究发现,纳税信用管理制度显著提高非A级企业税收遵从度。那么,纳税信用管理制度对企业税收遵从度到底产生何种影响?纳税信用管理制度能否通过外源性融资和企业绩效路径对企业税收遵从度产生影响?

此外,税收征管环境也是影响企业税收遵从度的重要因素,Hashimzade等(2013)^[9]、田彬彬和刑思敏(2017)^[10]、韩晓琴(2018)^[11]研究发现,地区诚信水平显著提高企业税收遵从度;刘行和叶康涛(2014)^[12]、程玲等(2019)^[13]研究发现,地区金融发展水平显著提高企业税收遵从度;李延喜等(2012)^[14]、金鑫和俞俊利(2015)^[15]研究发现,在政府干预程度较高的地区,企业税收遵从度较低。那么,税收征管环境如何调节纳税信用管理制度和企业税收遵从度之间关系?

基于此,本文以2015—2019年中国A股上市公司数据为研究对象,运用PSM方法,探讨纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响。本文创新点和贡献主要体现在以下两个方面:第一,在证明纳税信用管理制度显著提高非A级企业税收遵从度的基础上,引入外源性融资和企业绩效两条影响路径,丰富了纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响路径研究。第二,深入分析税收征管环境、纳税信用管理制度和企业税收遵从度之间关系,证明纳税信用管理制度和优化税收征管环境在提高企业税收遵从度方面存在替代效应。

① 《纳税信用管理办法(试行)》(国税发〔2014〕40号)、《关于对重大税收违法案件当事人实施联合惩戒措施的合作备忘录》(发改财金〔2014〕3062号)、《关于对纳税信用A级纳税人实施联合激励措施的合作备忘录》(发改财金〔2016〕1467号)、《关于纳税信用修复有关事项的公告》(国税发〔2019〕37号)、《关于深化增值税改革有关政策的公告》(财税〔2019〕39号)、《关于进一步加大增值税期末留抵退税政策实施力度的公告》(财税〔2022〕14号)等。

② 企业纳税信用评级分为A、B、M、C、D五级,M级为2018年新增的且其相关财务数据不全,本文不考虑M级企业。目前国家税务总局只对外公布A级企业名单,只能将A级企业 and 非A级企业进行比较分析。

二、理论分析和研究假设

(一) 纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响

现代市场经济是信用经济,信用作为一种有价值的无形资产和社会资源,越来越成为企业在市场经济活动中的通行证,对企业生产经营活动产生重要影响。税务机关充分认识和挖掘信用的价值,建立健全纳税信用管理制度,发挥其在提高企业税收遵从度方面的作用。第一,声誉机制提高企业税收遵从度。税务机关依据评价年度内企业的税务内部信息和工商、质检、银行等部门的外部评价信息确定企业纳税信用评级,企业纳税信用评级是反映企业信用水平比较有说服力的综合性指标,并且国家税务总局主动对外公告A级企业名单,具有很高的权威性和认可性,极大地提高A级企业声誉,而非A级企业向市场传递其较高的信用风险的消极信号,对其造成严重的声誉损害,降低市场主体对非A级企业的信任程度和合作意愿,迫使非A级企业通过提高税收遵从度来挽回自身声誉和重新获得市场主体的信任。第二,从严征管提高企业税收遵从度。考虑到税务机关有限的人力、物力和精力等可投入成本限制,开展大规模和高密度的税收征管,将耗费大量的时间和资源,提高税收征管成本,降低税收征管效率。因此,税务机关往往会重点对高避税动机企业开展税收征管。在企业纳税信用评级披露以后,相较于A级企业,非A级企业税收遵从可能性相对较低,税务机关会充分利用企业纳税信用评级结果,加大对非A级企业税收征管力度,提高税收检查频次和税收违规处罚幅度、严格审核出口退税、缩短纳税评估周期等,使非A级企业开展避税活动被发现的概率、避税风险和避税成本上升,迫使非A级企业规范自身纳税行为和提高税收遵从度。第三,联合奖惩提高企业税收遵从度。按照守信激励和失信惩戒原则,税务机关联合相关部门对不同纳税信用评级企业实施分类管理,A级企业在项目审批、融资授信、财政资金使用、政府采购等众多领域享受联合激励措施,而非A级企业不仅无法像A级企业那样享受联合激励措施,还会在融资授信、政府性资金支持、政府采购等众多领域面临不同程度联合惩戒措施,这些联合奖惩措施和企业生产经营活动紧密相关,如此广泛的联合奖惩措施极大地提高诚信纳税收益和失信纳税成本,使非A级企业处处受限,在行业竞争中处于劣势地位。为避免处于劣

势地位和享受诚信纳税带来的红利,非A级企业会增强对诚信纳税的认同感而提高税收遵从度。基于上述分析,提出本文研究假设1:

H1: 限定其他条件不变,相较于A级企业,纳税信用管理制度显著提高非A级企业税收遵从度。

(二) 纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响路径

1. 纳税信用管理制度通过外源性融资路径提高企业税收遵从度。

外源性融资是企业发展的重要资金来源。相较于A级企业,非A级企业在融资授信、发行债券等方面受到限制,对非A级企业外源性融资产生不利影响。第一,在信用贷款方面,信用贷款基于企业信用发放的贷款,不需要提供任何担保物,银行需要承担较大的信贷风险,银行在信用贷款决策时对企业信用风险具有高度敏感性(张勇,2020^[3])。企业财务信息是信用贷款决策的重要依据,企业财务信息在纳税信用评级中占有很高比例,税务机关披露的企业纳税信用评级对企业财务信息鉴定具有很高的权威性,向银行传递企业的信用风险水平(孙雪娇和翟淑萍等,2019^[1])。非A级企业向银行传递官方认证的“坏消息”信号,意味着其具有较低的财务信息质量和较高的信用风险,银行在信用贷款决策时会严格审核和降低审核通过率,导致非A级企业信用贷款数量下降。第二,在贷款成本和贷款期限上,声誉损害、债务违约风险和代理问题会提高贷款成本和降低贷款期限。在声誉机制上,税务机关联合相关部门确定企业纳税信用评级,意味着非A级企业的失信行为得到政府相关部门的权威认证,非A级企业的“坏消息”暴露在阳光之下,无疑对其造成严重的声誉损害,银行会提高贷款成本和降低贷款期限(李建军和范源源,2020^[6];Menz,2010^[16])。在债务违约风险上,银行通常会评估企业债务违约风险确定贷款成本和贷款期限,非A级企业具有较高的财务风险和信用风险,加上税务机关对其提高税收检查频次,可能会揭露更多隐藏的“坏消息”,事先隐藏的风险被急剧释放会加剧债务违约风险,银行会提高贷款成本和降低贷款期限弥补风险溢价。在代理问题上,非A级企业更可能发生避税活动,信息透明度较低和监管难度较大,为管理者谋取私利的机会主义行为提供便利,加剧股东和债权人的代理成本而损害债权人利益,降低银行收回贷款本金和利息的概率,银行会相应提高

贷款成本和降低贷款期限保障资金安全（刘忠和李殷，2019^[17]）。第三，在贷款总量上，当前我国金融市场不完备的背景下，银行贷款是我国企业外源性融资的主要方式，且银行贷款成本相对较低。非A级企业在信用贷款、发行债券等方面的限制或禁止，使其外源性融资渠道受到很大限制，迫使其通过抵押贷款、质押贷款等方式获得银行贷款，导致非A级企业贷款总量上升。为提高银行、外部投资者信任程度和获取更多外源性融资，非A级企业会规范自身纳税行为和提高税收遵从度。

2. 纳税信用管理制度通过企业绩效路径提高企业税收遵从度。

相较于A级企业，非A级企业难以享受联合激励、面临声誉损害和在税收征管、外源性融资、政府采购等众多领域受到限制，对企业绩效产生负面影响。第一，较高的税收遵从成本降低企业绩效。一方面，较高的税务检查频次和税收违规处罚幅度给非A级企业带来较大心理压力，促使其投入较多精力和资源应对税务检查，造成企业资源配置扭曲，降低企业绩效；另一方面，限量供应发票领用、严格审核纳税评估材料等提高非A级企业办理涉税事项的时间成本、交易成本和享受税收优惠难度，降低企业绩效（于文超等，2018^[18]）。第二，较低的产品认可度降低企业绩效。企业品牌形象影响消费者对企业产品的认可度。诚信能够反映企业的整体特征，是企业品牌形象的重要影响因素。纳税活动和经营活动、财务活动紧密相关，企业在纳税行为上发生失信行为，很可能在经营活动和财务活动上存在失信行为（耿艳丽和鲁桂华，2018^[19]）。税务机关依据企业的纳税申报、税款缴纳等税务内部信息和工商、质检、食品药品监管、环保、银行和金融监管等外部信息确定企业纳税信用评级，非A级企业向市场传递其较低的信用水平和产品质量等消极信号，降低政府的采购意愿、经销商的合作意愿和消费者的购买意愿，从而降低企业绩效（孙雪莉和雷根强，2019^[4]）。第三，创新能力不足降低企业绩效。创新是提高企业绩效的重要源泉。创新活动具有高投入、高风险和长周期的特征，资金充裕是企业开展创新活动的关键。企业内源性融资难以满足企业创新活动需要，外源性融资越来越成为支撑企业创新活动不可或缺的资金来源。除较高的税收遵从成本压缩企业内源性融资外，非A级企业在银行贷款、发行债券等外源性融资方面的限制，

导致企业研发投入不足和科技成果转化率低，不利于产品的知识和技术含量提升，难以实现产品高级化，产品市场竞争力不足，从而降低企业绩效（杨浩昌和李廉水，2019^[20]）。企业经营活动主要目标是提高企业绩效，纳税信用管理制度降低非A级企业绩效，作为“理性的经济人”，非A级企业会提高税收遵从度。

基于上述分析，提出本文研究假设2：

H2：限定其他条件不变，纳税信用管理制度通过降低外源性融资和降低企业绩效两条路径促使非A级企业提高税收遵从度，其中，外源性融资路径表现为其信用贷款数量下降，贷款成本、短期贷款和贷款总量上升；企业绩效路径表现为其经营绩效、盈利能力和偿债能力下降。

（三）税收征管环境、纳税信用管理制度和企业税收遵从度

1. 地区诚信水平、纳税信用管理制度和企业税收遵从度。

诚信是经济社会运行的重要润滑剂，企业作为人格化的经济主体，具有自然人的利己观和道德观，地区诚信水平对企业税收遵从度产生重要影响（高跃和李金凯，2020^[21]）。第一，纳税环境感知提高企业税收遵从度。社会认可并遵循某类规范的组织越多，单个组织遵循此类规范的激励越高（Akerlof，1980^[22]）。对于企业而言，其周围企业是否按时准确登记、及时足额缴纳税款等纳税行为构成纳税环境，这些纳税环境对企业的纳税感知和税收遵从度产生重要影响。诚信具有明显的正外部性，在诚信水平较高的地区，周围企业普遍诚信纳税，激励企业追随周围企业的纳税行为而提高企业税收遵从度（韩晓琴，2018^[11]）。第二，内在激励提高企业税收遵从度。在诚信水平较高的地区，诚信作为一种普遍认同的行为，使个体产生合群的感觉并提高对诚信水平的自我评价。诚信纳税会内化而成管理者心中的一道道德防线，根植于管理者对税收的基本认知和态度之中，逃税会使管理者产生罪恶感、羞耻感等负面情绪，提高管理者的税收道德成本，降低管理者的整体效应，增加管理者选择诚信纳税的心理激励，有利于提高企业税收遵从度（田彬彬和刑思敏，2017^[10]）。第三，较高的失信成本提高企业税收遵从度。在诚信水平较高的地区，诚信作为社会普遍认同的规范，受到强大的社会力量支持，企业受到更加完善的诚信价值体系的影响和约束，企业失信会被社会普遍排斥而遭受较高的惩罚成

本, 给企业造成较大的外部压力, 促使企业提高税收遵从度。第四, 缓解融资约束提高企业税收遵从度。在诚信水平较高的地区, 社会成员之间具有较高的信任程度和合作意愿, 促进社会网络发展和社会资本积累, 为企业发展提供资金支持, 有效缓解企业融资约束, 降低企业避税动机。因此, 在诚信水平较高的地区, 企业税收遵从度较高。纳税信用管理制度能够弥补诚信水平较低的地区在提高企业税收遵从度方面的不足。

2. 地区金融发展水平、纳税信用管理制度和企业税收遵从度。

我国各地区金融发展水平呈现明显的非均衡发展态势, 不同地区的企业信贷融资难度、投资效率和面临的金融监管水平存在显著性差异, 对企业税收遵从度产生重要影响。第一, 金融发展缓解企业融资约束。融资约束扭曲激励企业通过避税活动取得节税收益。金融发展水平决定企业信贷融资难度进而影响企业融资约束程度。在金融发展水平较高的地区, 金融机构汇聚大量的资金, 金融机构运行效率较高, 提高储蓄转化为投资的效率, 为企业提供充裕的信贷资金, 有效缓解企业融资约束, 弱化企业避税动机(李延喜和曾伟强等, 2015^[23])。第二, 金融发展提高企业投资效率。一方面, 在金融发展水平较高的地区, 金融机构资金充裕, 依靠专业化信息搜集和处理能力, 甄别出优质的投资项目, 为发展前景较好的企业提供资金支持, 避免企业因融资约束而导致投资不足(沈红波等, 2010^[24]); 另一方面, 在金融发展水平较高的地区, 金融机构往往更加积极履行监督职责, 密切关注企业的投资活动, 及时矫正管理者谋取私利的过度投资行为, 提高企业投资效率。企业投资效率的提高是企业内源性融资的重要保障, 金融发展提高企业投资效率, 改善企业内源性融资, 弱化企业避税动机。第三, 金融发展有效地发挥治理效应。在金融发展水平较高的地区, 金融机构具有更加出色的专业知识、搜集和处理信息能力以及风险控制能力, 在贷前审查时能够有效地识别贷款风险, 使信贷市场呈现“优胜劣汰”效果, 通过收集的信息深入地掌握企业经营状况和有效地监督企业贷后资金使用情况, 有效地发挥对管理者的监督和约束作用, 抑制管理者机会主义避税行为。为获得金融机构的信任和支持, 企业会主动提高风险控制能力, 提高税收遵从度。因此, 在金融发展水平较高的地区, 企业税收遵从度较高。纳税信用管理制度能够弥补金融发展水平

较低的地区在提高企业税收遵从度方面的不足。

3. 政府干预程度、纳税信用管理制度和企业税收遵从度。

我国目前正处于经济转轨时期, 市场机制尚未健全和完善, 各地区政府干预程度不同, 对企业税收遵从度产生重要影响。政治晋升利益始终是我国地方政府官员的核心利益, 以经济增长为核心考核指标的地方官员晋升锦标赛治理模式, 加剧地方政府之间激烈的经济竞争。现行财税体制安排决定我国地方政府实现政治晋升利益的财税策略选择。自分税制改革以来, 中央政府和地方政府之间关系调整为事权下放和财权上收, 地方政府承担提供公共服务和发展地方经济等更多事权和支出责任, 但是税收分权契约持续调整等因素使地方政府财政收入持续下滑。地方政府的事权和财权不匹配, 极大地压缩地方政府的高支出竞争策略空间, 促使地方政府选择低税负策略开展竞争(贾俊雪和应世为, 2016^[25])。在我国税收立法权归中央政府统一管理背景下, 地方政府可以采用税收优惠和税收征管两种方式开展税收竞争。税收优惠面临诸多限制性条件, 滥用税收优惠政策承担较高的风险, 一旦败露造成声誉损失、行政处罚甚至刑事处罚。税收征管在实际操作中具有灵活性和隐蔽性特点, 为地方政府调节税收征管强度开展税收竞争创造有利条件(许敬轩和王小龙等, 2019^[26]; 刘忠和李殷, 2019^[17])。在国税局和地税局合并前, 地税局的管理权限归地方政府, 地方政府能够干预地税局的税收征管活动。虽然国税局实行垂直管理体制, 但是国税局的日常工作需要地方政府支持, 国税局负责征收的共享税是地方财政收入的组成部分, 国税局干部考核受地方政府领导影响, 使地方政府能够干预国税局的税收征管活动(周黎安和刘冲, 2011^[27])。因此, 税收征管成为地方政府开展税收竞争较为青睐的手段。在政府干预程度较高的地区, 地方政府官员出于政治晋升利益需要, 有强烈的动机干预税收征管活动, 通过降低税收征管强度减轻企业税负, 吸引流动性要素和税基, 推动地方经济发展。因此, 在政府干预程度较高的地区, 企业税收遵从度较低。纳税信用管理制度能够弥补政府干预较高的地区在提高企业税收遵从度方面的不足。

基于上述分析, 提出本文研究假设3:

H3: 限定其他条件不变, 相较于税收征管环境较好的地区, 纳税信用管理制度显著提高位于税收征

管环境较差地区的非 A 级企业税收遵从度,具体表现为纳税信用管理制度显著提高位于诚信水平较低地区、金融发展水平较低地区以及政府干预程度较高地区的非 A 级企业税收遵从度。

三、研究设计

(一) 模型设计

借鉴郑玉 (2020)^[28]做法,为解决样本选择性偏差等内生性问题对估计结果造成的偏误,本文以核匹配的倾向得分匹配方法为基准构建回归模型 (1) 进行实证分析,探讨纳税信用管理制度对非 A 级企业税收遵从度的净效应。

$$ATT = E[DDBTD_{it} | p, NA_{it} = 1] - E[DDBTD_{it} | p, NA_{it} = 0] \quad (1)$$

其中, $DDBTD_{it}$ 表示企业税收遵从度; NA_{it} 表示处理组和对照组变量; p 表示倾向得分概率,采用 logit 模型估计倾向得分概率 (p); 选择企业规模 ($SIZE$)、固定资产密集度 ($GDZC$)、无形资产密集度 ($WXZC$)、第一大股东持股比例 ($HOLD$)、企业年龄 (AGE)、账面市值比 (MB) 作为协变量。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。

用扣除应计利润影响后的会计-税收差异 ($DD-BTD$) 指标衡量企业税收遵从度,该指标取值越小,企业税收遵从度越高。根据模型 (2) 计算扣除应计利润影响后的会计-税收差异 ($DDBTD$) 指标:

$$BTD_{it} = \alpha \times TACC_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在模型 (2) 中,未扣除应计利润影响的会计-税收差异 (BTD_{it}) 等于利润总额减去应纳税所得额后的差额与期末总资产的比例;总应计利润 ($TACC_{it}$) 等于净利润减去经营活动产生的现金流量净额后的差额与期末总资产的比例; μ_i 表示企业 i 在样本期间内的残差均值; ε_{it} 表示企业 i 在 t 年的个体残差; $DDBTD_{it}$ 等于两项残差 (μ_i 与 ε_{it}) 之和,表示 BTD_{it} 中不能被总应计利润 ($TACC_{it}$) 解释的部分。

2. 解释变量。

企业纳税信用评级 (NA_{it}), 处理组为非 A 级企业, NA_{it} 赋值为 1; 对照组为 A 级企业, NA_{it} 赋值为 0。

3. 协变量。

借鉴李建军和范源源 (2020)^[6]的做法,在模型 (1) 中加入一组协变量: (1) 企业规模 ($SIZE$),

用企业年末总资产取自然对数衡量。(2) 固定资产密集度 ($GDZC$), 用企业年末固定资产净值和总资产比例衡量。(3) 无形资产密集度 ($WXZC$), 用企业年末无形资产净值和总资产比例衡量。(4) 第一大股东持股比例 ($HOLD$), 用企业第一大股东持股数量和总股数比例衡量。(5) 企业年龄 (AGE), 用企业观测年份 t 减去企业注册年份加上 1 年衡量。(6) 账面市值比 (MB), 用企业年末总资产和股票总市值比例衡量。

4. 中介变量。

一是外源性融资。具体包括四个指标: (1) 信用借款 ($XYJK$), 用银行信用借款和银行借款总额比例衡量。(2) 融资成本 ($COST$), 借鉴潘越等 (2013)^[29]的做法, 用企业财务管理费用和总负债比例衡量。(3) 银行短期借款 ($DQJK$), 用银行短期借款和总资产比例衡量。(4) 银行借款总额 ($JKZE$), 用银行借款总额和总资产比例衡量。二是企业绩效。具体包括三个指标: (1) 经营绩效 ($JYJX$), 借鉴孙红莉和雷根强 (2019)^[4]的做法, 用期末营业总收入取自然对数衡量。(2) 盈利能力 (ROA), 用资产收益率衡量, 资产收益率等于企业期末总利润和总资产比例。(3) 偿债能力 ($CZNL$), 借鉴李林木和于海峰等 (2020)^[5]的做法, 用资产负债率衡量, 资产负债率等于企业期末总负债和总资产比例。

5. 调节变量。

一是地区诚信水平 ($TRUST$)。用王国刚和冯光华 (2015) 编著的《中国地区金融生态环境综合评价 (2013—2014)》关于 2013 年中国各省份“制度与诚信文化”评价得分衡量, 根据其均值划分为高、低两组。当地区诚信水平高于均值时, $TRUST$ 赋值为 1; 否则, $TRUST$ 赋值为 0。二是地区金融发展水平 ($FINANCE$)。用王小鲁和樊纲等 (2019) 编著的《中国分省份市场化指数报告 (2018)》关于 2016 年中国各省份“金融业的商业化水平”评价得分衡量, 根据其均值划分为高、低两组。当地区金融发展水平高于均值时, $FINANCE$ 赋值为 1; 否则, $FINANCE$ 赋值为 0。三是政府干预程度 ($GOVERN$)。用王小鲁和樊纲等 (2019) 编著的《中国分省份市场化指数报告 (2018)》关于 2016 年中国各省份“市场化总指数评分”衡量, 将市场化指数三分位数划分。当市场化指数位于前 1/3 分位数时, $GOVERN$ 赋值为 0; 否则, $GOVERN$ 赋值为 1。

(三) 数据处理和数据来源

1. 数据处理。

考虑到 2015 年开始对外披露企业纳税信用评级，本文选取 2015—2019 年中国 A 股上市公司数据作为研究对象。根据研究需要，对原始数据依次进行如下处理：（1）剔除样本期间内 ST、*ST 等状态异常和金融保险行业企业样本；（2）剔除所得税费用、名义所得税率、总资产、营业收入、固定资产密集度、无形资产密集度和账面市值比的缺失值和零值企业样本；（3）西藏自治区没有地区诚信水平数据，剔除西藏自治区企业样本；（4）为构造平衡面板数据，剔除 2015—2019 年非连续性企业样本。最终得到 1 960 家上市公司 9 800 个样本观测数据。为减轻极端值对估计结果可能造成偏误，对所有连续变量分别在 1% 和 99% 百分位上进行 Winsorize 缩尾处理。

2. 数据来源。

（1）企业纳税信用评级通过纯手工方式检索获

取，以企业年度名称为检索依据，将其和国家税务总局发布的企业纳税信用评级是否为 A 级匹配；（2）地区诚信水平来源于王国刚和冯光华（2015）编著的《中国地区金融生态环境综合评价（2013—2014 年）》；（3）地区金融发展水平和政府干预程度来源于王小鲁和樊纲等（2019）编著的《中国分省份市场化指数报告（2018）》；（4）其他数据来源于国泰安数据库，企业财务指标数据用合并报表数据。

四、实证分析

（一）描述性统计分析

由表 1 描述性统计结果发现：非 A 级企业税收遵从度衡量指标（DDBTD）的均值、中位数均小于 A 级企业，初步表明非 A 级企业税收遵从度总体相对较高。处理组和对照组的各协变量均值、中位数、标准差、最小值和最大值总体上在样本期间内差异较大。

表 1 描述性统计

Variable	处理组：非 A 级企业						对照组：A 级企业					
	N	mean	median	sd	min	max	N	mean	median	sd	min	max
DDBTD	4 091	-0.002	0.003	0.047	-0.356	0.213	5 709	0.000	0.004	0.041	-0.314	0.199
SIZE	4 091	22.440	22.260	1.306	20.070	26.370	5 709	22.420	22.260	1.232	20.070	26.370
GDZC	4 091	0.202	0.165	0.162	0.002	0.666	5 709	0.215	0.186	0.150	0.002	0.666
WXZC	4 091	0.050	0.035	0.055	0.000	0.321	5 709	0.046	0.036	0.045	0.000	0.321
HOLD	4 091	0.339	0.319	0.141	0.093	0.713	5 709	0.339	0.320	0.140	0.093	0.713
AGE	4 091	20.090	20.000	5.407	9.000	33.000	5 709	19.140	19.000	5.195	9.000	33.000
MB	4 091	0.603	0.586	0.263	0.115	1.173	5 709	0.604	0.587	0.254	0.115	1.173

（二）平衡性检验

由表 2 平衡性检验结果发现：在倾向得分匹配后，处理组和对照组的各协变量偏差明显下降，偏差

绝对值均小于 5%，由 t 值可知匹配后处理组和对照组的各协变量均值在 1% 的显著性水平上不存在显著性差异，说明匹配效果较好。

表 2 平衡性检验

协变量	未匹配 U/匹配 M	处理组均值	对照组均值	%偏差	%偏差下降幅度	t 值	p 值
SIZE	U	22.439	22.416	1.8	83.8	0.88	0.377
	M	22.438	22.434	0.3		0.13	0.895
GDZC	U	0.202	0.215	-8.7	83.7	-4.25	0.000
	M	0.202	0.204	-1.4		-0.65	0.517
WXZC	U	0.050	0.046	6.9	56.9	3.42	0.001
	M	0.049	0.048	3.0		1.32	0.187
HOLD	U	0.339	0.339	-0.4	95.6	-0.20	0.844
	M	0.339	0.339	0.0		-0.01	0.994
AGE	U	20.093	19.135	18.1	82.4	8.85	0.000
	M	20.080	19.911	3.2		1.45	0.147
MB	U	0.603	0.604	-0.3	84.2	-0.14	0.892
	M	0.603	0.603	0.0		0.02	0.984

(三) 实证结果

1. 纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响。

由表 (3) 纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响发现: 一是由模型 (1) 核匹配的倾向得分匹配方法 $ATT = -0.002$, t 值为 -2.32 且其绝对值大于 1.96 可知, 纳税信用管理制度显著提高非 A 级企业税收遵从度。因此, 本文研究假设 H1 得到证明。二是由模型 (2)~模型 (14) 依次为 1 对 2 近邻匹配、

1 对 3 近邻匹配、1 对 4 近邻匹配、卡尺内 1 对 2 匹配、卡尺内 1 对 4 匹配、半卡尺匹配、局部线性回归匹配、样条匹配、删除 HOLD 变量、删除 MB 变量、同时删除 HOLD 和 MB 变量、删除“北上广深”四个一线城市样本、用会计-税收差异 (BTD) 指标替代被解释变量进行稳健性检验, ATT 值均为负数, t 值绝对值均大于 1.96, 故研究结论保持不变。

表 3 纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响

变量名称	ATT	$S.E.$	t 值	$N(T)$	$N(UT)$	N
(1)	-0.002	0.001	-2.32	4 086	5 709	9 795
(2)	-0.002	0.001	-2.14	4 086	5 709	9 795
(3)	-0.003	0.001	-2.56	4 086	5 709	9 795
(4)	-0.003	0.001	-2.59	4 086	5 709	9 795
(5)	-0.002	0.001	-2.19	4 082	5 709	9 791
(6)	-0.003	0.001	-2.64	4 082	5 709	9 791
(7)	-0.002	0.001	-2.61	4 082	5 709	9 791
(8)	-0.003	0.001	-2.10	4 086	5 709	9 795
(9)	-0.002	0.001	-2.37	4 091	5 709	9 800
(10)	-0.002	0.001	-2.30	4 086	5 709	9 795
(11)	-0.002	0.001	-2.16	4 085	5 709	9 794
(12)	-0.002	0.001	-2.14	4 084	5 709	9 793
(13)	-0.003	0.001	-2.69	2 842	4 350	7 192
(14)	-0.004	0.001	-3.36	4 086	5 709	9 795

注: ATT 表示平均处理效应, $N(T)$ 和 $N(UT)$ 分别表示处理组样本数量和对照组样本数量, N 表示样本总量。以下表 4、表 6、表 8 同。

2. 纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响路径。

(1) 纳税信用管理制度、外源性融资和企业税收遵从度。由表 4 纳税信用管理制度对企业外源性融资的影响和表 5 外源性融资中介效应检验发现: 一是由信用贷款 ($XYJK$) 变量的 ATT 值为负值, t 值为负值且其绝对值大于 1.96 可知, 纳税信用管理制度显著降低非 A 级企业信用贷款数量; 在中介效应检验中, 由信用贷款变量间接效应 95% 置信区间不含零值可知, 信用贷款变量存在中介效应, 表明纳税信用管理制度通过降低非 A 级企业信用贷款数量促使

其提高税收遵从度。二是由短期贷款 ($DQJK$)、贷款成本 ($COST$) 和贷款总量 ($JKZL$) 变量的 ATT 值均为正值, t 值均为正值且大于 1.96 可知, 纳税信用管理制度显著提高非 A 级企业贷款成本、短期贷款和贷款总量; 在中介效应检验中, 由贷款成本、短期贷款和贷款总量变量间接效应 95% 置信区间均不含零值可知, 三个变量均存在中介效应, 表明纳税信用管理制度通过提高非 A 级企业贷款成本、短期贷款和贷款总量促使其提高税收遵从度。因此, 本文研究假设 H2 得到证明。

表 4 纳税信用管理制度对企业外源性融资的影响

变量名称	ATT	$S.E.$	t 值	$N(T)$	$N(UT)$	N
$XYJK$	-0.036	0.008	-4.48	3 549	4 808	8 357
$DQJK$	0.005	0.002	2.44	3 550	4 808	8 358
$COST$	0.003	0.001	5.4	4 086	5 709	9 795
$JKZE$	0.022	0.003	7.31	3 550	4 808	8 358

表 5 外源性融资中介效应检验

变量名称		Coef.	Std. Err.	z 值	P 值	[95%Conf. Interval]
XYJK	_bs_1	-0.000 2	0.000 6	-2.93	0.003	(-0.000 30, -0.000 06)
	_bs_2	-0.002 0	0.001 0	-2.09	0.037	(-0.004 00, -0.000 13)
COST	_bs_1	-0.000 5	0.000 0	-4.98	0.000	(-0.001 00, -0.000 32)
	_bs_2	-0.001 6	0.001 0	-1.89	0.058	(-0.003 00, 0.000 06)
DQJK	_bs_1	-0.000 4	0.000 2	-2.48	0.013	(-0.000 73, -0.000 10)
	_bs_2	-0.001 9	0.001 0	-1.90	0.057	(-0.004 00, 0.000 60)
JKZE	_bs_1	-0.001 3	0.000 2	-6.65	0.000	(-0.002 00, -0.001 00)
	_bs_2	-0.001 0	0.001 0	-0.99	0.320	(-0.003 00, 0.001 00)

注：500 次 Bootstrap 中介效应检验，_bs_1 表示间接效应，_bs_2 表示直接效应。表 7 同。

(2) 纳税信用管理制度、企业绩效和企业税收遵从度。由表 6 纳税信用管理制度对企业绩效的影响和表 7 企业绩效中介效应检验发现：由经营绩效 (JYJX) 和盈利能力 (ROA) 变量的 *ATT* 值均为负值，*t* 值均为负值且其绝对值大于 1.96，偿债能力 (CZNL) 变量的 *ATT* 值为正值，*t* 值为正值且大于 1.96 可知，纳税信用管理制度显著降低非 A 级企业

经营绩效、盈利能力和偿债能力；在中介效应检验中，由经营绩效、盈利能力和偿债能力变量间接效应 95%置信区间均不含零值可知，三个变量均存在中介效应，表明纳税信用管理制度通过降低非 A 级企业经营绩效、盈利能力和偿债能力促使其提高税收遵从度。因此，本文研究假设 H2 得到证明。

表 6 纳税信用管理制度对企业绩效的影响

变量名称	<i>ATT</i>	S. E.	<i>t</i> 值	<i>N</i> (<i>T</i>)	<i>N</i> (<i>UT</i>)	<i>N</i>
JYJX	-0.161	0.030	-5.44	4 086	5 709	9 795
ROA	-0.014	0.002	-9.28	4 086	5 709	9 795
CZNL	0.039	0.004	9.04	4 086	5 709	9 795

表 7 企业绩效中介效应检验

变量名称		Coef.	Std. Err.	z 值	P 值	[95%Conf. Interval]
JYJX	_bs_1	-0.000 63	0.000 13	-4.76	0.000	(-0.000 88, -0.000 37)
	_bs_2	-0.001 50	0.000 92	-1.68	0.093	(-0.003 3, 0.000 26)
ROA	_bs_1	-0.004 00	0.000 50	-8.80	0.000	(-0.005, -0.003)
	_bs_2	0.002 00	0.001 00	2.91	0.004	(0.000 7, 0.004)
CZNL	_bs_1	-0.002 00	0.000 22	-8.46	0.000	(-0.002, -0.001)
	_bs_2	-0.000 26	0.001 00	-0.28	0.777	(-0.002, 0.002)

3. 税收征管环境、纳税信用管理制度和企业税收遵从度。

由表 8 税收征管环境、纳税信用管理制度和企业税收遵从度发现：一是在地区诚信水平方面，当 *TRUST*=0 时，*ATT* 值为-0.004，*t* 值为-2.56 且其绝对值大于 1.96；当 *TRUST*=1 时，*ATT* 值为-0.001，*t* 值为-0.99 且其绝对值小于 1.96。这表明相较于诚信水平较高的地区，纳税信用管理制度显著提高位于

诚信水平较低地区的非 A 级企业税收遵从度。二是在地区金融发展水平方面，当 *FINANCE*=0 时，*ATT* 值为-0.003，*t* 值为-2.16 且其绝对值大于 1.96；当 *FINANCE*=1 时，*ATT* 值为-0.001，*t* 值为-1.16 且其绝对值小于 1.96。这表明相较于金融发展水平较高的地区，纳税信用管理制度显著提高位于金融发展水平较低地区的非 A 级企业税收遵从度。三是在政府干预程度方面，当 *GOVERN*=0 时，*ATT* 值为-0.001，

t 值为-1.18 且其绝对值小于 1.96; 当 $GOVERN = 1$ 时, ATT 值为-0.004, t 值为-2.51 且其绝对值大于 1.96。这表明相较于政府干预程度较低的地区, 纳税信用管理制度显著提高位于政府干预程度较高地区的非 A 级企业税收遵从度。因此, 本文研究假设 H3 得到证明。

表 8 税收征管环境、纳税信用管理制度和企业税收遵从度

变量名称	ATT	$S.E.$	t 值	$N(T)$	$N(UT)$	N
$TRUST = 0$	-0.004	0.002	-2.56	1 379	1 610	2 989
$TRUST = 1$	-0.001	0.001	-0.99	2 709	4 099	6 808
$FINANCE = 0$	-0.003	0.002	-2.16	1 416	1 556	2 972
$FINANCE = 1$	-0.001	0.001	-1.16	2 667	4 153	6 820
$GOVERN = 0$	-0.001	0.001	-1.18	2 748	4 034	6 782
$GOVERN = 1$	-0.004	0.002	-2.51	1 341	1 675	3 016

五、结论与启示

纳税信用管理制度从 2014 年推出至今有 9 年时间, 对其实施效果进行分析尤为必要。本文运用 PSM 方法分析了纳税信用管理制度对企业税收遵从度的影响, 结果发现: 一是纳税信用管理制度显著提高非 A 级企业税收遵从度。二是纳税信用管理制度通过降低外源性融资和企业绩效两条路径显著提高非 A 级企业税收遵从度。三是纳税信用管理制度显著提高位于诚信水平较低地区、金融发展水平较低地区和政府干预程度较高地区的非 A 级企业税收遵从度, 表明优化税收征管环境能够提高企业税收遵从度, 纳税信用管理制度能够弥补较差的税收征管环境在提高企业税收遵从度方面的不足。

基于上述研究结论, 本文提出如下政策建议: 一是充分挖掘纳税信用价值, 构建以纳税信用为基础的新型监管机制。依托金税三期系统加强部门之间的涉税信息共享, 运用大数据、云计算、人工智能等信息技术收集更加全面、准确的企业涉税信息确定企业纳税信用评级结果, 提高企业纳税信用评级结果的准确性和认可度。在公开 A 级企业名单基础上, 逐步向社会公开其他纳税信用评级企业名单并及时动态调整企业纳税信用评级结果, 更好地发挥纳税信用的声誉机制在提高企业税收遵从度方面的作用。税务机关应充分利用企业纳税信用评级结果, 适度放松对诚信纳税企业的税收检查、监管力度, 加大对失信纳税企业的税收检查、监管力度, 提高税收征管效率, 降低税收征管成本。税务机关应继续深化和其他政府部门、银行之间的合作, 拓宽纳税信用评级结果应用范围, 在税收优惠、融资授信、政府采购、科技创新、人才

引进等更多领域实施联合奖惩措施, 提高税收遵从收益和税收违规成本, 让诚信纳税成为企业最正确选择, 实现政府和企业“双赢”战略。二是加强社会诚信建设, 营造诚信文化氛围。政府应重视社会诚信建设, 积极构建弘扬诚信的社会理念, 加大诚信宣传力度, 丰富诚信宣传形式, 广泛开展诚信教育, 培育人们的诚信意识, 树立正确的诚信价值观。社会诚信建设离不开人们的广泛参与, 鼓励和引导人们积极参加诚信实践活动, 树立诚信典型, 监督失信行为, 使人们在实际生活中体验到诚信价值, 引发人们对诚信观念的自我认知、自我评价和自我反思, 使人们内心笃定诚信价值原则, 将诚信价值观内化为个人品德, 强化人们践行诚信的意愿, 推动形成崇尚和践行诚信的社会风尚。三是提高金融发展水平, 提升金融监管能力。我国各地区应加快推进金融市场化改革, 提高金融市场运行效率, 促进金融资源丰富化, 调整和优化金融结构, 确保金融服务实体经济, 拓宽企业融资渠道, 为企业发展提供充裕资金。金融机构要提高自身的专业能力, 包括专业知识、信息搜集和处理能力以及风险防控能力等, 认真履行监督职责, 严格进行信贷审批, 密切关注企业资金使用情况, 有效防范化解金融风险。四是完善政治晋升激励机制, 合理划分财权和事权, 减少政府过度干预行为。制定更加科学合理的地方官员政治晋升考核指标体系, 由相对单一的经济考核指标向更具综合性的考核指标转变, 把创新能力、民生福祉、生态环境等作为重要考核内容。合理划分中央政府和地方政府之间财权和事权, 适度上收事权和下放财权, 形成事权和财权更匹配的分权格局, 促使地方政府转变税收竞争策略, 将重心放到提高创新能力、改

善民生福祉、优化生态环境等高水平竞争。加快推进市场化进程,明确政府权力边界,限制地方政府对税收征管的过度干预行为,使税务机关独立规范

开展税收征管活动,严厉打击税收违法行为,营造更加公平的税收环境,促使企业提高税收遵从度,助力中国经济走向高质量发展。

参考文献

- [1] 孙雪娇,翟淑萍,于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J]. 中国工业经济, 2019(3): 81-99.
- [2] 杨龙见,吴斌珍,李世刚,彭凡嘉. “以税增信”是否有助于小微企业贷款?——来自“银税互动”政策的证据[J]. 经济研究, 2021(7): 96-112.
- [3] 张勇. 企业纳税与银行信贷资源配置: 诚信纳税能为企业带来“真金白银”吗?[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2020(7): 54-70.
- [4] 孙红莉,雷根强. 纳税信用评级制度对企业技术创新的影响[J]. 财政研究, 2019(12): 87-101.
- [5] 李林木,于海峰,汪冲,付宇. 奖惩机制、税收遵从与企业绩效——基于纳税信用管理制度的研究[J]. 经济研究, 2020(6): 89-104.
- [6] 李建军,范源源. 光环之下: 纳税声誉能否提高企业税收遵从[J]. 当代财经, 2020(8): 28-40.
- [7] 姜朋,张崇元. 纳税信用评级披露制度对企业税收遵从的影响研究[J]. 商业研究, 2020(4): 69-82.
- [8] 陶东杰,李成,蔡红英. 纳税信用评级披露与企业税收遵从——来自上市公司的证据[J]. 税务研究, 2019(9): 101-108.
- [9] Hashimzade N, Myles G D, Tran-Nam B. Applications of Behavioural Economics to Tax Evasion[J]. Journal of Economic Surveys, 2013, 27(5): 941-977.
- [10] 田彬彬,刑思敏. 税收道德对中国企业避税的影响——来自世界价值观调查(WVS)的经验证据[J]. 税务研究, 2017(10): 84-89.
- [11] 韩晓琴. 企业纳税人纳税遵从影响因素的实证分析——基于广东某市税收征管与调查数据的实证研究[J]. 税务与经济, 2018(4): 79-87.
- [12] 刘行,叶康涛. 金融发展、产权与企业税负[J]. 管理世界, 2014(3): 41-52.
- [13] 程玲,汪顺,刘晴. 融资约束与企业研发操纵的经济学分析[J]. 财贸经济, 2019(8): 67-82.
- [14] 李延喜,陈克兢,姚宏,刘伶. 基于地区差异视角的外部治理环境与盈余管理关系研究[J]. 南开管理评论, 2012(4): 89-100.
- [15] 金鑫,俞俊利. 政府治理、终极控制与上市公司税收激进行为[J]. 中南财经大学学报, 2015(5): 117-125, 134.
- [16] Menz K. Corporate Social Responsibility: Is It Rewarded by the Corporate Bond Market? A Critical Note[J]. Journal of Business Ethics, 2010, 96(1): 117-134.
- [17] 刘忠,李殷. 税收征管、企业避税与企业全要素生产率——基于2002年企业所得税分享改革的自然实验[J]. 财贸经济, 2019(7): 5-19.
- [18] 于文超,殷华,梁平汉. 税收征管,财政压力与企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2018(1): 100-118.
- [19] 耿艳丽,鲁桂华. 企业诚信影响审计收费吗?——基于纳税诚信的经验研究[J]. 审计研究, 2018(1): 68-77.
- [20] 杨浩昌,李廉永. 政府支持与中国高技术产业研发效率[J]. 科学学研究, 2019(1): 70-76, 111.
- [21] 高跃,李金凯. 税收道德对纳税信用具有非线性影响吗?——基于法治环境的视角[J]. 财经问题研究, 2020(3): 86-93.
- [22] Akerlof G A. A Theory of Social Customs, of Which Unemployment May Be One Consequence[J]. Quarterly Journal of Economics, 1980, 94(4): 749-775.
- [23] 李延喜,曾伟强,马壮,陈克兢. 外部治理环境、产权性质与上市公司投资效率[J]. 南开管理评论, 2015(1): 25-36.
- [24] 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.
- [25] 贾俊雪,应世为. 财政分权与企业税收激励——基于地方政府竞争视角的分析[J]. 中国工业经济, 2016(10): 23-39.
- [26] 许敬轩,王小龙,何振. 多维绩效考核、中国式政府竞争与地方税收征管[J]. 经济研究, 2019(4): 33-48.
- [27] 周黎安,刘冲,厉行. 税收努力、征税机构和税收增长之谜[J]. 经济学(季刊), 2011(1): 1-18.
- [28] 郑玉. 高新技术企业认定、外部融资激励与企业绩效——基于倾向得分匹配法(PSM)的实证研究[J]. 研究与发展管理, 2020(12): 91-102.
- [29] 潘越,王宇光,戴亦一. 税收征管、政企关系与上市公司债务融资[J]. 中国工业经济, 2013(8): 109-121.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

多子女与家庭商业保险：利他抑或投资？

The Number of Children and Household Commercial Insurance Purchases: Altruism or Investment?

张 浩 李文彬 周 利 来 特

ZHANG Hao LI Wen-bin ZHOU Li LAI Te

[摘 要] 本文基于 2015 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据, 探讨了家庭子女数量对家庭商业保险参与行为的影响。结果发现, 子女数量对于家庭商业保险参与具有显著的促进作用, 家庭养育子女存在较强的利他动机。机制分析发现, 子女数量增多会造成家庭经济脆弱性的增加, 进而提升了家庭对于商业保险的需求。异质性分析结果表明, 相较于商业健康保险, 子女数量对于家庭购买人寿保险的促进作用更明显; 此外, 对于工作在“体制外”的家庭、不与老人同住以及社会资本低的家庭, 由于这类家庭相对面临的家庭经济脆弱性更大, 因此子女数量对于其参与商业保险的促进作用更明显; 而对于父母“利他动机”较强的家庭, 子女数量对于这些家庭参与商业保险的促进作用更明显。最后, 通过采用 Heckman 二阶段模型和外生冲击模型进行稳健性检验后, 本文结论依然成立。

[关键词] 家庭经济学 家庭子女数量 家庭生育决策 商业保险

[中图分类号] F840.62 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0026-13

Abstract: Based on the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2015 and 2017, this paper discusses the impact of the number of children on household commercial insurance purchase. The result shows that the number of children has a positive effect on the household commercial insurance purchase, which means that there is a strong altruistic motive for family parenting. The mechanism analysis shows that the possible mechanism includes the household financial vulnerability. According to the heterogeneity analysis, compared with commercial health insurance, the number of children has a stronger effect on the family's purchase of life insurance. In addition, for families with non-public jobs, those who don't live with the elderly, and those with low social capital, the number of children plays a stronger role in promoting their participation in commercial insurance because such families face greater financial vulnerability. The results are still robust with substituting key explanatory variables, adapting Heckman two-stage model and exogenous shock model.

Key words: Family finance Number of children Fertility decision Commercial insurance

[收稿日期] 2022-08-17

[作者简介] 张浩, 男, 1983 年 1 月生, 广东外语外贸大学金融学院教授, 博士生导师, 广东外语外贸大学金融开放与资产管理研究中心、广州华南财富管理中心研究基地研究员, 研究方向为家庭金融和金融市场; 李文彬, 男, 1996 年 9 月生, 广东外语外贸大学金融学院硕士研究生, 研究方向为家庭金融; 周利, 女, 1988 年 6 月生, 广东外语外贸大学金融学院副教授, 研究方向为家庭经济学; 来特, 女, 1981 年 5 月生, 广东外语外贸大学金融学院副教授, 研究方向为家庭经济学。本文通讯作者为来特, 联系方式为 econlai02@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金重大项目“微观大数据计量建模研究”(项目编号: 71991474); 广东省基础与应用基础研究基金联合基金青年项目“家庭债务杠杆与居民边际消费倾向: 基于流动性约束的视角”(项目编号: 2020A1515110400)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

改革开放以来,随着我国经济社会的快速发展,我国保险业实现了跨越式发展,保险业保费总收入从1994年的376亿元,增长到2020年的4.52万亿元^①,增长了120倍。尽管我国保险业发展取得了良好的成绩,但目前我国商业保险参与仍然存在较大缺口,2020年我国保险密度和保险深度分别为3206元和4.45%,与同期世界水平的809美元和7.4%相比^②,仍然存在较大差距。魏华林和杨霞(2007)^[1]指出我国保险市场中存在居民对产品认知偏差、信任缺失等问题,这严重限制了商业保险在居民家庭中的风险保障及财富管理功能,阻碍了我国保险业的健康发展,不利于我国进一步完善公平有效的社会保障体系。党的十九届五中全会通过《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》(“十四五”规划),明确指出要“积极发展商业医疗保险”和“规范发展第三支柱养老保险”,这表明商业保险今后将在我国社会保障体系中发挥越来越重要的作用。因此,了解我国家庭商业保险需求,探讨分析影响家庭参与商业保险的因素,有助于洞悉我国家庭商业保险需求,对于促进我国保险业健康发展和建设多层次社会保障体系具有重要的意义。

与此同时,为缓解我国日益严重的人口老龄化问题,我国开始调整生育政策并鼓励家庭生育。2013年全国人大常委会通过《关于调整完善生育政策的决议》,决定实施“单独二孩”政策,即夫妻其中一方为独生子女允许生育二孩。2015年,又进一步推进实施“全面二孩”生育政策。2021年8月20日,全国人大常委会会议表决通过了关于修改《中华人民共和国人口与计划生育法》的决定:国家提倡适龄婚育、优生优育,一对夫妻可以生育三个子女。从人口出生率来看,在我国“单独二孩”“全面二孩”生育政策调整后,我国在2014年和2016年实现近年来人口出生率的相对峰值,分别为1.38%和1.36%;我国社会少儿抚养比也呈现上升趋势,由2013年我国开始放开生育政策时的22.2%增长到2020年的26.2%。但随着生育家庭的抚养压力逐渐增大,家庭

在健康、医疗、养老、住房等生活保障方面产生了新的需求。商业保险作为我国社会保障体系的有益补充,在维持我国居民生活稳定中发挥着重要作用,随着我国生育政策逐渐放开,我国居民家庭子女数量逐渐增加,这对于家庭商业保险需求将会产生怎样的影响?影响的机制是什么?这是本文主要关注的问题。

作为家庭人口结构的重要特征,子女数量是家庭进行经济决策时需要考虑的重要因素之一。过往学者对子女数量影响家庭经济决策的研究主要集中在家庭消费水平(汪伟等,2020^[2];王军和詹韵秋,2021^[3])、家庭投资决策(Grinstein-Weiss等,2008^[4];Calvet和Sodini,2014^[5];贾男等,2021^[6])、家庭负债及储蓄(Love,2010^[7];邓鑫,2021^[8])等方面。目前关于家庭子女数量对家庭商业保险影响的相关研究较少,且没有得到一个统一的结论。Ferber和Lee(1980)^[9]考察了年轻夫妇的保险参与情况,抚养孩子的责任会让夫妻有更大的经济保障需求,因此家庭可能会持有更多的保险;Li等(2021)^[10]基于2015年中国家庭金融调查(CHFS)的研究也得到了类似结论。尹志超等(2022)^[11]研究发现,抚养未成年子女不仅促进父母为自身购买商业保险,同时也提高了他们为子女购买保险的概率。而张雷和顾天竹(2020)^[12]则发现家庭子女数量的增加抑制了家庭参与商业保险,他们认为子女数量提高了家庭的代际转移,从而导致家庭商业保险需求降低。

本文使用中国家庭金融调查(CHFS)2015年和2017年数据,考察子女数量对家庭商业保险参与的影响,结果发现子女数量增加显著提高了家庭参与商业保险的可能性和参与程度,验证了父母对子女具有较强的“利他动机”。机制分析发现,子女数量增加会造成家庭经济脆弱性的提升,进而提升了家庭对于商业保险的需求。异质性分析结果表明,相较于商业健康保险,子女数量对于家庭购买人寿保险的促进作用更明显;同时,对于工作在“体制外”的家庭、不与老人同住以及社会资本低的家庭,由于这类家庭相对面临的家庭经济脆弱性更大,因此子女数量对于其参与商业保险的促进作用更明显;而对于父母“利他动机”较强的家庭,子女数量对于这些家庭参与商业保险的促进作用更明显。此外,本文还通过替

① 数据来源于国家统计局,国家统计局中没有公布关于1994年前保险保费收入的相关数据。

② 数据来源于《中国金融稳定报告(2021)》。

换解释变量、采用 Heckman 二阶段模型和以“全面二孩”为外生冲击等多种方式进行了稳健性检验,验证了本文结论的稳健性。

本文可能的贡献有以下两个方面:第一,本文从家庭人口结构的角度,考察家庭子女数量对于家庭商业保险参与的影响,验证了父母对子女具有较强的“利他动机”,丰富了家庭商业保险需求方面的相关文献。第二,本文通过实证分析考察子女数量影响家庭商业保险需求的内在机制,从家庭经济脆弱性的角度探讨了家庭子女数量对家庭商业保险参与行为的影响机理。第三,在模型的识别中,本文一方面通过引入 Heckman 两阶段模型来缓解由家庭子女数量或家庭生育决策导致的自选择偏差问题;另一方面通过引入 2016 年“全面二孩”政策以及构建不同城市的“多孩出生率”等方式进行模型识别,从而弥补以往相关研究中较少考虑的内生性问题。

本文余下的结构安排如下:第二部分为本文研究假设;第三部分为相关数据处理和模型设定;第四部分为基准回归结果和影响机制分析;第五部分为异质性分析及稳健性检验;第六部分为本文的总结。

二、研究假设

子女数量与家庭经济行为之间的关系往往与父母的生育动机紧密联系(刘永平和陆铭,2008^[13];汪伟,2017^[14]),当子女数量增加时,父母对于子女不同的养育动机可能会导致家庭不同的经济行为决策。现有家庭经济学理论认为,父母养育子女的动机主要有以下两方面:一方面,子女对于父母来说是一种消费耐用品,养育子女能为父母带来满足和效用,因而父母对子女存在一种“利他动机”(Becker 和 Lewis, 1973^[15]);另一方面,父母对子女的养育存在“投资动机”,父母对子女的投资是为了自己在年老时能获得养老照顾以及情感上的满足(Ehrlich 和 Lui, 1991^[16])。袁扬舟(2021)^[17]认为,父母与子女之间的感情关系是复杂的,既存在望子成龙的利他动机,也存在作为保障的投资动机。即当家庭孩子数量增加时,父母会在这种“双重动机”下进行经济决策。

那么,基于不同生育动机,子女数量对家庭商业保险参与会产生怎样的影响呢?从“利他动机”的角度来看,当家庭子女数量增加时,家庭预期支出提高,为了保障家庭未来的正常支出水平,父母购买商业保险的可能性会增加(Lewis, 1989^[18]; Chang,

2004^[19]);樊纲治和王宏扬(2015)^[20]也发现家庭少儿占比促进了家庭参与商业人身保险,这是由于父母担心自己遭遇疾病或者意外,他们希望通过购买商业保险为子女的生活和教育提供保障。此外,随着子女数量的增加,养育子女的责任感可能会提高父母的风险规避程度,家庭可能更偏向选择安全保守的资产组合,家庭可能更有意愿参与商业保险。Calvet 和 Sodini (2014)^[5]发现,孩子数量与家庭风险资产持有存在负相关关系,也就是说,随着子女数量增加,家庭更倾向于选择保守的投资组合;卢亚娟等(2019)^[21]考察了家庭内部各代际成员的数量对于家庭金融资产选择的影响,他们发现,随着未成年子女数量的增加,家庭在经济决策中表现得更谨慎。基于“利他动机”,父母努力满足子女的生活支出需求,并希望为子女提供更多的经济保障,同时,养育的责任感导致父母对于潜在风险的敏感程度增加。因此,随着家庭子女数量的增加,他们可能更有意愿通过购买商业保险进行外部风险转移。

而从“投资动机”的角度来看,父母希望未来的养老、医疗和生活保障主要由子女负责提供,这种非正式保险机制可能会抑制家庭通过购买商业保险来提供养老保障的意愿。王军和詹韵秋(2021)^[3]认为,子女是父母晚年生活的重要保障,当家庭子女数量增加时,父母会降低家庭用于养老和医疗的预防性储蓄。郑路和徐旻霞(2021)^[22]从文化观念的视角考察了“养儿防老”等文化传统观念对于家庭商业养老保险参与的影响,他们发现,“养儿防老”传统文化观念显著抑制了居民参与商业养老保险。因此,从父母“投资动机”来说,子女数量对于家庭商业保险参与可能会产生抑制作用。

综上所述,在不同生育动机下,随着家庭子女数量增加,家庭可能会表现出不同的保险购买行为。当父母对子女体现为“投资动机”时,子女数量可能会抑制家庭的商业保险参与;相反,当父母主要表现为“利他动机”时,家庭参与商业保险的意愿可能会增加。因此,本文提出假设 1 和假设 2:

H1: 随着子女数量增加,家庭购买商业保险可能性和商业保险保费支出占比增大。

H2: 随着子女数量增加,家庭购买商业保险可能性和商业保险保费支出占比减小。

此外,随着家庭子女数量的增加,家庭照顾子女所需花费的时间和精力随之增加,这会对家庭的劳动

参与情况造成影响。已有文献普遍认为家庭生育行为对父母劳动供给产生较大的影响 (Bailey, 2006^[23]; 张川川, 2011^[24]; 熊瑞祥和李辉文, 2017^[25]), 由于家庭子女的照料时间可能会挤出父母劳动工作时间, 当家庭子女数量增加时, 养育子女对于家庭成员特别是已婚女性的劳动就业具有显著的负向影响 (杨慧, 2017^[26])。此外, 生育会拉大家庭成员之间的劳动收入差距。许琪 (2021)^[27] 基于 1989—2015 年 CHNS 数据发现, 生育行为造成了男女之间的工资差距也在逐渐拉大。

当家庭成员的劳动参与时间减少时, 家庭获得劳动收入减少, 健康风险等外部负向冲击更容易造成家庭的财务困境或家庭的经济脆弱性问题 (岳崴等, 2021^[28])。商业保险是缓解家庭经济脆弱问题的重要手段。张冀等 (2016)^[29] 认为, 当家庭面临经济脆弱性问题时, 商业保险提供的保障作用能有效缓解由死亡风险导致家庭消费水平下降的负向影响; 景鹏等 (2019)^[30] 也指出, 保险是帮助家庭摆脱贫穷风险的有效机制, 能有效缓解家庭贫穷脆弱性问题。因此, 家庭经济脆弱问题是促使家庭参与商业保险的重要因素。通常来说, 随着家庭经济脆弱程度加深, 家庭成员的劳动性收入损失容易造成家庭财务困境, 家庭决策者往往更愿意通过购买商业保险, 为家人提供外部经济保障。Lin 和 Grace (2007)^[31] 基于美国消费者金融调查数据发现, 商业人寿保险和商业养老保险的持有量与家庭经济脆弱程度存在正相关关系, 他们认为, 随着家庭经济脆弱问题增加, 家庭对于经济保障的需求水平也随之增大。孙祁祥和王向楠 (2013)^[32] 通过改进家庭经济脆弱性衡量指标发现, 随着家庭财务相对脆弱程度增加, 家庭持有商业人寿保险的可能性也会增加。本文推测, 由于照顾子女的时间可能与家庭成员工作时间存在冲突, 子女数量会对父母的工作参与表现产生负向影响, 部分家庭成员的工资报酬减少甚至失去工作; 家庭劳动性收入集中

在少数家庭成员身上可能会导致家庭经济脆弱程度加剧, 家庭抵御风险能力减弱, 因而家庭对于商业保险的保障作用需求增大。基于此, 本文提出假设 3:

H3: 家庭经济脆弱性是子女数量影响家庭商业保险参与的作用机制, 子女数量通过放大家庭经济脆弱性程度, 进而影响了家庭商业保险需求。

三、数据处理与模型设定

(一) 数据来源与变量定义

本文使用的数据主要来源于中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey, CHFS) 2015 年和 2017 年数据。CHFS 数据收集了家庭资产、消费、负债、保险、社会保障、人口特征等方面的微观层面信息, 为本文的研究提供了真实可靠的数据来源。

本文的被解释变量主要有两个: (1) 家庭是否持有商业保险, 该变量为二值虚拟变量。根据 CHFS 问卷中的问题“有下列哪些商业保险?” 选择回答“都没有”的个体设定为未持有商业保险, 其余情况设定为持有商业保险, 当家庭成员中全部个体都未持有商业保险, 该变量取值为 0, 其余情况取值为 1。(2) 家庭商业保险参与程度, 该变量设定为一年内家庭成员中各类保险的总保费支出占家庭一年收入的比重。

本文的主要解释变量为家庭中未成年子女的数量。本文将同一家庭中 16 岁以下的受访者数量视为家庭抚养的未成年子女数量。^① 此外, 参考樊纲治和王宏扬 (2015)^[20] 的研究方法, 本文以家庭少儿占比 (家庭 16 岁以下人口数量与家庭总人口的比值) 替换主要解释变量进行稳健性检验。

本文的控制变量主要包括家庭人口特征变量和户主个人特征变量。家庭人口特征变量包括家庭规模、是否为城镇家庭、家庭老人占比、家庭总资产、家庭总收入、家庭是否有社会保障^②; 户主个人特征变量包括户主是否为男性、年龄、年龄平方、是否在婚、受教育年限、健康状况^③、是否有工作、是否风险规避^④。

① 我国法律规定十六周岁以上不满十八周岁的公民, 以自己的劳动收入为主要生活来源的, 视为完全民事行为能力人。也就是说, 十六周岁以上的未成年人通过以劳动收入作为自身生活来源, 这与本文“子女为父母所抚养”的设定不符。为避免这类群体对本文结果造成影响, 本文选择家庭中十六周岁以下的子女总数作为家庭所需抚养的子女数量。

② 该变量表示家庭是否持有社会医疗保险、社会养老保险及失业保险。当家庭所有成员都未拥有以上三种保险, 该变量取值为 0, 其余情况取值为 1。

③ 根据 CHFS 问卷“与同龄人相比, 现在的身体状况如何?” 进行赋值, 若受访者回答“非常不好”, 取值为 1; 若回答“不好”, 取值为 2; 若回答“一般”, 取值为 3; 若回答“好”, 取值为 4; 若回答“非常好”, 取值为 5。

④ 根据 CHFS 调查问卷中“如果现在有两张彩票供您选择, 若选第一张, 您有 100% 的机会获得 4 000 元; 若选第二张, 您有 50% 的机会获得 10 000 元, 50% 的机会什么也没有, 您愿意选哪张?” 本文将选择“第一张”的家庭视为“具有风险规避倾向”的家庭, 该变量取值为 1, 其余情况取值为 0。

在数据处理上, 本文剔除了家庭总收入小于 0、家庭净资产小于 0、户主年龄小于 18 岁的家庭, 此外, 由于本文的研究涉及家庭的生育决策问题, 因而本文还剔除了不符合正常生育年龄的户主家庭 (即年龄大于 50 岁的女性户主和配偶年龄大于 50 岁的男性户主样本), 最终保留了 35 766 户家庭样本。表 1 报告了本文相关变量的描述性统计。

表 1 相关变量的描述性统计

变量	观测数	均值	方差	最小值	最大值
被解释变量					
是否购买商业保险	35 766	0. 211	0. 408	0. 000	1. 000
商业保险支出占比	35 766	0. 016	0. 066	0. 000	1. 000
主要解释变量					
家庭子女数量	35 766	0. 624	0. 790	0. 000	8. 000
家庭少儿占比	35 766	0. 146	0. 171	0. 000	0. 778
户主特征变量					
男性	35 766	0. 829	0. 376	0. 000	1. 000
年龄	35 766	45. 120	11. 140	18. 000	80. 000
年龄平方	35 766	21. 600	10. 920	3. 240	64. 000
是否在婚	35 766	0. 838	0. 368	0. 000	1. 000
受教育年限	35 766	10. 380	4. 064	0. 000	22. 000
健康状况	35 766	3. 584	0. 930	1. 000	5. 000
是否工作	35 766	0. 827	0. 378	0. 000	1. 000
风险规避	35 766	0. 687	0. 464	0. 000	1. 000
家庭特征变量					
家庭规模	35 766	3. 621	1. 533	1. 000	19. 000
是否为城镇家庭	35 766	0. 718	0. 450	0. 000	1. 000
家庭老人占比	35 766	0. 085	0. 193	0. 000	1. 000
家庭总资产 (取对数)	35 766	12. 820	1. 726	0. 693	17. 220
家庭总收入 (取对数)	35 766	10. 720	1. 506	0. 161	15. 430
家庭社会保障	35 766	0. 986	0. 116	0. 000	1. 000

(二) 实证模型的构建

本文通过 Probit 模型分析子女数量对于家庭商业保险参与决策的影响, 模型设定如下:

$$Probit(insurance_{it} = 1 | x_i) = \beta_0 + \beta_1 Childnum_{it} + \beta_2 x_{it} + Prov + Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中, $insurance_{it}$ 为家庭 i 在过去一年内是否有商业保险的二值虚拟变量, $Childnum_{it}$ 表示家庭 i 中的未成年子女数量, x_{it} 表示家庭 i 中其他控制变量, $Prov$ 表示省份虚拟变量, $Year$ 表示年份虚拟变量。

然后, 本文通过 Tobit 模型分析子女数量对于家

庭商业保险参与程度的影响, 模型如下:

$$Insurance_ratio_{it} = \beta_0 + \beta_1 Childnum_{it} + \beta_2 x_{it} + Prov + Year + \varepsilon_{it} \\ = \max(0, Insurance_ratio_{it}) \quad (2)$$

式 (2) 中, $Insurance_ratio_{it}$ 为家庭 i 在过去一年内商业保险保费支出占家庭总收入的比重, 解释变量 $Childnum_{it}$ 、其他控制变量 x_{it} 、省份虚拟变量 $Prov$ 和年份虚拟变量 $Year$ 与式 (1) 相同。

四、基准结果与影响机制分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了家庭子女数量影响商业保险参与的基

准回归结果。其中列（1）~列（3）以家庭是否持有商业保险为被解释变量，列（4）~列（6）以家庭商业保险支出占比为被解释变量，列（1）、列（4）没有控制其他变量，列（3）、列（6）通过构建两期数据的平衡面板数据后进行面板固定效应回归。

从家庭商业保险参与可能性的角度而言，列（1）~列（3）中家庭子女数量的回归系数均为正值，且都在 1% 的水平上显著，这表明随着子女数量的增加，家庭购买商业保险的可能性也会提升。其中，列（2）结果显示子女数量回归系数的估计结果为 0.027，表明子女数量显著提高了家庭参与商业保险的概率，家庭子女数量每增加 1 位，该家庭选择持有

商业保险的概率增加 2.7%。从家庭商业保险参与程度来看，列（4）~列（6）中子女数量的回归系数都为正值，且在 1% 的水平上显著，这表明子女数量对于家庭商业保险参与程度具有显著的正向影响。其中，列（5）显示子女数量对于家庭商业保险参与程度的回归系数为 0.005，这表明，当家庭增加 1 名子女时，家庭在商业保险中的支出占比将增加 0.5%。按 2017 年 CHFS 数据中家庭平均总收入来算，家庭子女数量每增加一位，家庭在商业保险中的支出将增加 444.5 元。以上结果表明，子女数量对于家庭参与商业保险的可能性和参与程度都具有显著的正向影响，这一结果支持了本文的研究假设 H1。

表 2 基准模型回归结果

	是否持有商业保险			家庭商业保险支出占比		
	(1) Probit	(2) Probit	(3) FE 面板	(4) Tobit	(5) Tobit	(6) FE 面板
家庭子女数量	0.020 *** (0.003)	0.027 *** (0.003)	0.024 ** (0.010)	0.001 *** (0.000)	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.002)
是否为男性		-0.013 ** (0.006)	0.024 * (0.013)		-0.002 ** (0.001)	0.002 (0.002)
年龄		0.012 *** (0.001)	-0.001 (0.004)		0.002 *** (0.000)	0.001 (0.001)
年龄平方		-0.012 *** (0.002)	0.000 (0.004)		-0.002 *** (0.000)	-0.001 (0.001)
是否在婚		0.008 (0.007)	-0.017 (0.017)		0.003 ** (0.001)	0.000 (0.003)
受教育年限		0.007 *** (0.001)	-0.001 (0.002)		0.001 *** (0.000)	0.000 (0.000)
健康状况		-0.004 * (0.002)	-0.005 (0.005)		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)
是否工作		0.002 (0.006)	0.000 (0.011)		-0.001 (0.001)	-0.003 (0.002)
家庭规模		-0.005 *** (0.002)	0.006 (0.005)		-0.001 *** (0.000)	-0.000 (0.001)
是否为城镇家庭		0.025 *** (0.006)	-0.051 (0.046)		0.006 *** (0.001)	-0.003 (0.008)
家庭老人占比		-0.025 * (0.015)	-0.017 (0.037)		-0.008 *** (0.002)	-0.011 (0.007)
家庭总资产		0.033 *** (0.002)	0.010 *** (0.004)		0.006 *** (0.000)	0.001 (0.001)
家庭总收入		0.042 *** (0.002)	0.023 *** (0.003)		0.003 *** (0.000)	-0.005 *** (0.001)
家庭社会保障		0.046 ** (0.022)	-0.024 (0.038)		0.004 (0.004)	-0.012 * (0.007)
风险规避		-0.000 (0.004)	0.011 (0.460)		-0.000 (0.001)	-0.001 (0.083)
是否控制年份	否	是	是	否	是	是
是否控制省份	否	是	—	否	是	—
观测数	35 766	35 766	18 858	35 766	35 766	18 858

注：表中报告的是各变量边际效应值，括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。

(二) 影响机制分析——家庭经济脆弱性

通过以上分析可知,子女数量的增加促进了家庭商业保险参与,那家庭子女数量是如何影响家庭商业保险需求呢?本文进一步探讨家庭子女数量影响商业保险需求的作用机制。

为了验证家庭经济脆弱性这一作用机制,本文将利用以下三类指标考察子女数量是否扩大了家庭的经济脆弱程度。

1. 家庭经济脆弱性指标 HFVI。

孙祁祥和王向楠(2013)^[32]指出,家庭经济脆弱性表现为由家庭收入较高者死亡带来的劳动性收入损失对于家庭生活水平的影响,本文参考孙祁祥和王向楠(2013)^[32]的研究方法,通过构造 HFVI 指标以衡量家庭经济脆弱性。

2. 家庭夫妻工资收入差距情况。

Becker(1976)^[33]指出,家庭的劳动供给决策与合作分工主要取决于家庭夫妻的比较优势。家庭中收入较高者能提供更高的经济支持以维持家庭正常生活水平,当夫妻收入差距较大时,若家庭收入较高者遭遇意外被迫退出劳动力市场时,该家庭的生活水平将受到较大的负向影响,因此,当夫妻双方劳动收入相差较大时,家庭经济脆弱程度较高。因此,本文还以家庭夫妻工资收入差距的情况反映家庭经济脆弱性。

3. 家庭就业情况。

樊潇彦等(2007)^[34]认为,家庭中有稳定工作的人数越多,家庭面临的收入风险越小,从而拥有较强应对外部风险的能力。相反,当家庭工作人数较少时,家庭在主观上更缺乏安全感(Shower 和 Shotick, 1994^[35]),他们对于家庭经济保障有更高的需求。樊纲治和王宏扬(2015)^[20]指出,随着家庭参与工作人数占比的减小,家庭参与商业保险的意愿会增加。当家庭工作人数较少时,家庭劳动收入主要集中在个别家庭成员身上,若由于身体疾病或发生意外导致家庭劳动收入者退出劳动力市场,家庭的消费、收入将受到较大的负向冲击,此时父母更有意愿通过购买商业保险为家庭提供经济保障。因此,本文也以家庭就业情况反映家庭经济脆弱性。

表3为家庭经济脆弱性机制的检验结果。回归结果表明,随着家庭子女数量的增加,家庭经济脆弱程度增大;此外,家庭子女数量对家庭有工作人数和有工作人数占比都产生了显著的负向影响。随着家庭劳动参与人数减少、家庭夫妻间的劳动收入差距拉大,家庭劳动性收入集中在个别成员身上,此时家庭经济脆弱程度较大,当面临外部负向冲击时,家庭更容易陷入财务困境。而此时则需要通过商业保险为家庭提供保障。因此,当子女数量增加时,家庭经济脆弱程度会增大,进而推动了家庭对于商业保险需求的增加,研究假设 H3 得到验证。

表 3 影响机制——家庭经济脆弱性

变量	家庭经济脆弱程度	夫妻工资收入差距情况		家庭就业情况	
	(1) HFVI	(2) 夫妻工资收入占比差 ^① 的平方	(3) 夫妻工资收入差的平方	(4) 家庭就业人数	(5) 家庭就业人数比重
家庭子女数量	0.107 *** (0.023)	0.213 * (0.130)	0.384 *** (0.095)	-0.405 *** (0.008)	-0.073 *** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是	是
是否控制年份	是	是	是	是	是
是否控制省份	是	是	是	是	是
观测数	10 548	10 548	10 548	33 382	33 382

五、进一步分析——异质性分析与稳健性检验

(一) 异质性分析

前文论证了家庭子女数量对于商业保险参与的影

响及其作用机制,同时,考虑到在不同类型的家庭特征下,子女数量对于家庭的商业保险购买行为可能会产生差异性影响。本文将从以下几个层面展开异质性分析。

① 丈夫/妻子的工资收入占比为丈夫/妻子的工资收入在夫妻总工资收入中的比重。

1. 家人重视度差异。

前文结果表明，基于父母对子女的“利他动机”，子女数量显著促进了家庭商业保险参与。为进一步探讨父母“利他动机”程度的影响作用，本文根据CHFS调查问卷中的问题“您认为家庭在您生活中的重要程度是？”将回答“非常重要”的家庭设定为“家庭重视程度高”组，其余家庭设定为“家庭重视程度低”组，表4为户主家庭重视度的异质性回归结果。

家庭重视度分组的回归结果显示，对于家人重视度高和家人重视度低的家庭，子女数量对于家庭参与商业保险都产生了显著的促进作用，但与家庭重视度较低的群体相比，家庭重视度较高群体的商业保险参与行为受到子女数量影响更明显。这可能是因为，当父母重视家人尤其是子女时，父母对子女的“利他动机”更强，他们更希望通过购买商业保险为家人提供经济保障，因此，对于重视家庭的父母，子女数量对其商业保险参与的促进作用更强。

表 4 异质性分析——家庭重视度

变量：	是否购买商业保险		商业保险保费支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	重视度低 Probit	重视度高 Probit	重视度低 Tobit	重视度高 Tobit
家庭子女数量	0.019*** (0.006)	0.037*** (0.005)	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是
是否控制年份	是	是	是	是
是否控制省份	是	是	是	是
观测数	8 482	20 749	8 482	20 749

2. 商业保险种类。

家庭对于各种类商业保险的购买动机是不同的，当子女数量变化时，家庭对于不同种类的商业保险需求情况可能产生差异。为进一步了解这种差异，本文根据CHFS问卷中的商业保险种类划分，分别探讨子女数量对于家庭购买商业人寿保险和商业健康保险的影响。表5结果表明，子女数量对于家庭参与商业人寿保险和健康保险都具有显著的正向影响。而子女数量对于家庭购买商业人寿保险的边际影响更大，这说明，与健康保险相比，随着抚养子女数量增加，家庭对于商业人寿保险的需求更大，该结果与尹志超等(2022)^[11]的研究相同。从不同种类商业保险的购买

动机而言，健康保险的保险标的是被保险人的健康，目的在于补偿被保险人疾病治疗费用，减轻病人医疗支出负担。而人寿保险以被保险人的寿命为保险标的，当被保险人发生死亡、年老、伤残等情况时，其家庭能够获得一定的经济帮助，增强抵御外部风险的能力。随着家庭子女数量增加，为了应对经济脆弱性风险，避免发生财务危机，父母更倾向选择购买商业人寿保险，这样当自身由于意外丧失工作劳动能力时，人寿保险补偿金就能为家庭提供经济保障。因此，与商业健康保险相比，子女数量对于家庭购买人寿保险的边际影响更大。

表 5 异质性分析——商业保险种类

变量：	是否购买商业保险		商业保险保费支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	人寿保险 Probit	健康保险 Probit	人寿保险 Tobit	健康保险 Tobit
家庭子女数量	0.014*** (0.003)	0.010*** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是
是否控制年份	是	是	是	是
是否控制省份	是	是	是	是
观测数	35 766	35 766	35 766	35 766

3. 工作性质差异。

由于我国不同工作性质间的员工社会福利保障、收入波动等存在差异，不同工作性质的职工家庭经济脆弱性程度也有较大差异，因而在不同工作性质的家庭中，子女数量对于家庭商业保险参与的影响可能会存在异质性。本文保留了户主有工作的家庭，然后将户主工作单位是“政府部门、事业单位和国有企业”的家庭设定为“体制内”组，其余工作单位的家庭为“体制外”组，表6为户主工作性质的异质性回归结果。

工作性质的异质性回归结果表明，与“体制内”家庭相比，子女数量对于“体制外”家庭商业保险参与产生了更显著的促进作用。在我国，“体制内”的工作社会保障体系较完善，劳动法实施效果基本得到保证（吴愈晓等，2015^[36]），即使由于疾病等意外导致个人无法参与劳动，其家庭能得到相应的经济补偿作为生活保障。而对于“体制外”的职工家庭，其工作社会保障不全面、收入波动较大（汪伟等，

2020^[2]),特别是对于小型企业职工,他们的职工权益可能没有得到保障,体制外劳动者通常会承受较大的收入波动风险(刘志国和 Ma, 2016^[37])。因此,当家庭子女数量增加时,相对于“体制内”家庭,“体制外”家庭更容易产生经济脆弱问题,诱发家庭财务危机,因而他们对于家庭经济保障的需求相对更大,也更有意愿通过购买商业保险进行外部风险转移。

表6 异质性分析——户主工作性质

变量:	是否购买商业保险		商业保险保费支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	体制外 Probit	体制内 Probit	体制外 Tobit	体制内 Tobit
家庭子女数量	0.033 *** (0.004)	0.022 ** (0.011)	0.006 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是
是否控制年份	是	是	是	是
是否控制省份	是	是	是	是
观测数	22 990	6 606	22 990	6 606

4. 家庭是否与老人同住差异。

“祖辈帮忙照顾孙辈”的隔代抚养现象是我国家庭中较普遍的子女养育方式,家庭中的老年人能代替父母照顾子女,减少了父母养育子女需要投入的时间,照料子女对家庭父母参与劳动力市场的负向冲击减弱,家庭的经济脆弱风险得到一定程度的缓解(段志民, 2016^[38]; 于也雯和龚六堂, 2021^[39])。因而家庭是否与老人同住对于子女数量影响家庭商业保险需求可能存在异质性。本文根据家庭成员中是否有老年人(65岁以上),将样本划分为“与老人同住”和“不与老人同住”组,表7为家庭是否有老人的异质性分析结果。回归结果表明,对于不与老人同住的家庭,随着家庭子女数量的增加,家庭参与商业保险的可能性增大,同时家庭在商业保险保费中的支出比例也会提高,而对于与老人同住的家庭,家庭子女数量对于其商业保险参与的促进作用相对较弱。这可能是因为当与老人同住时,老人可以帮忙照顾家庭未成年子女,从而减少了父母照顾子女所花费的时间。这时,家庭父母的工作劳动报酬受影响较小,家庭经济脆弱程度较低,对于外部经济保障需求较低,因而子女数量对于其商业保险参与的促进作用相对较小。而对于没有老人帮忙照顾孩子的家

庭,父母需要牺牲个人工作时间照料子女,其家庭经济脆弱性更大,因而他们对于家庭经济保障的需求也更高。因此,对于不与老人同住的家庭,子女数量对于家庭商业保险参与行为的影响相对更大。

表7 异质性分析——是否与老人同住

变量:	是否购买商业保险		商业保险保费支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	不与老人 同住 Probit	与老人 同住 Probit	不与老人 同住 Tobit	与老人 同住 Tobit
家庭子女数量	0.031 *** (0.004)	0.010 * (0.006)	0.006 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是
是否控制年份	是	是	是	是
是否控制省份	是	是	是	是
观测数	27 362	8 404	27 362	8 404

5. 社会资本差异。

家庭社会资本在一定程度上能够缓解家庭经济脆弱性风险,周利等(2022)^[40]指出,当发生收入负向冲击导致家庭遭遇财务困境时,亲戚、朋友等能够施以援手,发挥社会资本互助作用共同抵御外部风险。因而在拥有不同社会资本的家庭中,子女数量增加可能会导致不同的家庭保险参与行为。为了检验家庭社会资本的异质性影响,参考张博等(2015)^[41]、周利等(2022)^[40]的研究方法,采用家庭转移收入法衡量社会资本,选择家庭过去一年除父母和岳父母外其他亲属和非亲属的转移性收入占家庭总收入比重作为家庭社会资本代理变量。根据该变量的中位数将样本家庭分为“低转移收入”组和“高转移收入”组,表8为家庭社会资本的异质性分析结果。回归结果表明,从家庭参与商业保险广度来看,相对于高社会资本家庭来说,子女数量对于低社会资本家庭购买商业保险的促进作用更强烈,从商业保险参与深度来看,两类家庭参保行为受到的影响并无较大差别。这可能是因为当子女数量增加引发家庭经济脆弱性风险时,高社会资本的家庭能够从社交网络中获得较多经济帮助,从而顺利度过经济难关;而对于低社会资本家庭来说,他们无法依靠亲友的经济帮助缓解自身经济困境,因此他们对于外部经济保障的需求更高,也更有意愿购买商业保险。

表 8 异质性分析——社会资本差异

变量：	是否购买商业保险		商业保险保费支出占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	低转移收入 Probit	高转移收入 Probit	低转移收入 Tobit	高转移收入 Tobit
家庭子女数量	0.042 *** (0.008)	0.023 *** (0.007)	0.006 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是
是否控制年份	是	是	是	是
是否控制省份	是	是	是	是
观测数	8 460	8 460	8 460	8 460

(二) 稳健性检验

家庭子女数量是家庭内部一个内生决策变量，家庭生育决策可能受到家庭社会地位、家庭经济状况、父母生育偏好或地区文化传统等因素的影响，基准回归模型中可能会存在解释变量自选择偏差问题。此外，家庭生育子女数量也可能受到商业保险参与的影响，这会导致基准回归模型中存在被解释变量与解释变量互为因果关系的问题。为保证本文估计结果的稳健性，本文将通过替换解释变量、Heckman 二阶段模型以及以“全面二孩”政策作为外生冲击进行稳健性检验。

1. 替换解释变量。

参考樊纲治和王宏扬（2015）^[20]的研究方法，本

文将回归模型中主要解释变量替换为家庭少儿占比，表 9 中列（1）、列（2）为家庭少儿占比影响家庭商业保险参与的回归结果，从家庭少儿占比的角度来看，少儿占比对家庭商业保险参与的可能性和支出占比都具有显著的正向促进作用。进一步，本文只保留了有孩子的家庭样本，进一步考察二孩生育决策对家庭商业保险参与的影响，表 9 中列（3）、列（4）为二孩生育决策影响家庭商业保险持有的回归结果。结果表明，生育二孩对家庭参与商业保险具有显著的正向影响，生育二孩的家庭更愿意通过持有商业保险为自己和家人提供经济保障。

表 9 稳健性检验——替换解释变量

	家庭少儿占比		家庭是否生育二孩	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否持有商业保险 Probit	家庭商业保险支出占比 Tobit	是否持有家庭商业保险 Probit	家庭商业保险支出占比 Tobit
少儿占比	0.138 *** (0.014)	0.026 *** (0.002)		
是否生育二孩			0.023 *** (0.008)	0.005 *** (0.001)
其他控制变量	是	是	是	是
是否控制年份	是	是	是	是
是否控制省份	是	是	是	是
观测数	35 766	35 766	16 694	16 694

2. Heckman 两阶段模型。

为缓解由家庭子女数量或家庭生育决策导致的自选择偏差问题，参考张川川（2011）^[24]、段志民（2016）^[38]的研究方法，本文通过 Heckman 两阶段模型进行检验。Qian（2009）^[42]指出，中国等东亚国

家普遍存在男孩偏好，没有男孩的家庭往往更愿意生育更多孩子，因此，本文选择家庭一孩性别、户主性别、年龄、婚姻状况、受教育年限、健康状况、是否就业、户口状况、收入情况和是否有房等因素对家庭是否生育两个以上孩子的内生决策问题

进行修正并得到逆米尔斯系数 λ ，然后将 λ 作为控制变量加入本文的回归方程中，得到修正后的估计结果。

经过 Heckman 两阶段模型修正家庭生育决策问题后，本文的结论保持稳健，即子女数量促进了家庭的商业保险参与^①。

3. 外生冲击模型检验。

为缓解我国社会老龄化、少子化问题，2016 年我国正式实施“全面二孩”政策，鼓励符合条件的家庭生育子女。参考汪伟等（2020）^[2]、贾男等（2021）^[6]的研究方法，本文选择“全面二孩”政策实施作为一种影响家庭子女数量的外生冲击，并通过以下两种方法识别“全面二孩”政策的冲击：

第一，由于 2014 年我国“单独二孩”政策开始实施，独生家庭（夫妻其中一方为独生子女的家庭）被允许生育二孩，因而“全面二孩”政策实施造成冲击的目标家庭是非独生家庭，参考汪伟等（2020）^[2]的研究方法，本文设定政策实施目标变量 $Post_i$ ，当家庭 i 是为非独生家庭取值为 1，其余家庭取值为 0。 $Time_i$ 表示政策实施时间变量，设定 2017 年的家庭该变量取值为 1，2015 年则取值为 0。本文主要考察 $Post_i$ 与 $Time_i$ 的交互项对于家庭商业保险参

与的影响结果。

第二，参考 Li 和 Zhang（2016）^[43]、贾男等（2021）^[6]的研究方法，本文构建不同城市的“多孩出生率”（ EFR ）^②，它表示各城市中当年生育二孩或多孩的家庭占有小孩家庭的比重，它能反映出“全面二孩”政策在不同城市的实施效果，本文主要考察 EFR_j 与 $Time_i$ 的交互项对于家庭商业保险参与的影响结果。

表 10 为外生冲击模型的检验结果，该结果与基准回归结果保持一致。其中，列（1）、列（2）为第一种识别方法的检验结果，结果表明，“全面二孩”政策实施对目标家庭参与商业保险具有显著的提升作用。具体而言，“全面二孩”政策实施后，政策目标家庭购买商业保险的概率提升了 2.5%，家庭商业保险保费支出占比提高了 0.5%。列（3）、列（4）为第二种识别方法的回归结果，结果显示，交互项变量 $EFR \times Time$ 对家庭商业保险参与决策和支出占比的回归系数显著为正，“全面二孩”政策的实施对于家庭购买商业保险的可能性和参与程度都有显著的正向促进作用。由此可以看出，经过外生冲击模型检验后，本文结果保持稳健，即子女数量显著促进了家庭的商业保险参与。

表 10 稳健性检验——外生冲击模型

	(1) 是否购买商业保险 Probit	(2) 家庭商业保险支出占比 Tobit	(3) 是否购买商业保险 Probit	(4) 家庭商业保险支出占比 Tobit
$Post \times Time$	0.025 ** (0.010)	0.005 *** (0.002)		
$Post$	-0.006 (0.006)	-0.000 (0.001)		
$EFR \times Time$			0.447 * (0.240)	0.076 ** (0.038)
EFR			-0.267 (0.196)	-0.045 (0.032)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
是否控制年份	Yes	Yes	Yes	Yes
是否控制省份	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	35 766	35 766	35 766	35 766

① 受篇幅所限，文中未列出 Heckman 两阶段的回归结果，感兴趣的读者可联系作者索取。

② EFR 的构建方法如下： $EFR_j = \frac{\sum_i (Birth_{ij} \times 1(NSC_{ij} \geq 2))}{\sum_i 1(NSC_{ij} \geq 1) - \sum_i (Birth_{ij} \times 1(NSC_{ij} = 1))}$ 。 EFR_j 表示城市 j 当年的“多孩出生率”， NSC_{ij} 表示城市 j 家庭 i 中幸存的子女数量， $Birth_{ij}$ 表示城市 j 家庭 i 当年是否有新生子女。

六、结论与启示

家庭子女数量对于家庭经济行为有着密切影响,特别是在当下80后独生子女一代与“二孩”“三孩”生育政策的相互影响背景下,家庭对于保障需求的行为决策也受到一定程度的影响。为探讨家庭子女数量增多后家庭生活保障需求的变化,本文基于2015年和2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据,对子女数量影响家庭商业保险参与及其作用机制进行探讨,并通过Heckman两阶段模型和外生冲击模型进行稳健性检验,本文研究发现:随着子女数量的增加,家庭对于生活保障的需求增大,家庭购买商业保险的概率和保费支出占比会增加,家庭养育子女存在较强的利他动机;进一步通过机制分析发现,家庭子女数量的增加会导致家庭经济脆弱程度的提升,进而提升家庭对商业保障需求的增加。异质性分析结果表明,对于家庭成员重视程度高、“体制外”工作、不与老人同住以及家庭社会资本较低的家庭来说,子女数量对其家庭商业保险参与程度有更加明显的促进作用。此外,相较于商业健康保险,子女数量对于家庭购买人寿保险的促进作用更明显。本文的结论一方面体现了当代家庭养育子女具有较强的利他动机,子女数量增

多会更有利于促进家庭商业保险的参与和购买,对于家人关注度更高的家庭,当子女数量增加时会有更强的保险购买意愿;另一方面也发现了家庭经济脆弱性作为一个重要机制,会影响到家庭保险决策的制定,相对而言,“体制外”工作、没有老人帮忙持家以及社会资本较低的家庭,子女增加后引起其家庭经济脆弱性会更大,因此具有更强烈的保险参与动机。

在当代生育政策逐渐放开以及我国保险市场不断发展、商业保险制度不断完善的大背景下,居民家庭子女数量增加将提高家庭的风险分散和经济保障需求。政府需要同步完善社会生育配套设施及公共少儿托管服务;并鼓励居民参与商业保险以缓解家庭尤其是家庭经济脆弱性较高的家庭应对养老、医疗以及突发事件所带来的风险和潜在影响。同时,进一步提升居民对于商业保险的作用和参与途径的认识,逐步建立依靠商业保险市场防病、养老、抗大灾,避免由于突发事件引起的返贫。此外,随着我国生育政策的调整,政府应进一步改善我国保险市场发展,积极发挥商业保险在多层次社会保障体系中的重要作用,在人口结构逐渐变化的背景下更好地满足我国居民的生活保障需求。

参考文献

- [1] 魏华林,杨霞.家庭金融资产与保险消费需求相关问题研究[J].金融研究,2007(10):70-81.
- [2] 汪伟,杨嘉豪,吴坤,徐乐.二孩政策对家庭二孩生育与消费的影响研究——基于CFPS数据的考察[J].财经研究,2020(12):79-93.
- [3] 王军,詹韵秋.子女数量与家庭消费行为:影响效应及作用机制[J].财贸研究,2021(1):1-13.
- [4] Grinstein-Weiss M, Yeo Y H, Zhan M. Asset Holding and Net Worth among Households with Children: Differences by Household Type [J]. Children and Youth Services Review, 2008, 30 (1): 62-78.
- [5] Calvet L E, Sodini P. Twin Picks: Disentangling the Determinants of Risk-taking in Household Portfolios [J]. The Journal of Finance, 2014, 69 (2): 867-906.
- [6] 贾男,周颖,杨天池.二孩生育对家庭金融资产配置有何影响——数量效应与政策效应评估[J].财经科学,2021(1):16-28.
- [7] Love D A. The Effects of Marital Status and Children on savings and Portfolio Choice [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (1): 385-432.
- [8] 邓鑫.子女数量、生育政策与家庭负债:来自CHFS的证据[J].中央财经大学学报,2021(5):80-93.
- [9] Ferber R, Lee L C. Acquisition and Accumulation of Life Insurance in Early Married Life [J]. Journal of Risk and Insurance, 1980, 47 (4): 713-734.
- [10] Li G, Li Z, Lv X. The Ageing Population, Dependency Burdens and Household Commercial Insurance Purchase: Evidence from China [J]. Applied Economics Letters, 2021, 28 (4): 294-298.
- [11] 尹志超,张紫璇,严雨.抚育子女对家庭保险需求的影响[J].金融论坛,2022(4):60-69.
- [12] 张雷,顾天竹.子女增加会减少父母对商业保险的需求吗?——基于中国综合社会调查的实证分析[J].南方金融,2020(5):63-72.
- [13] 刘永平,陆铭.从家庭养老角度看老龄化的中国经济能否持续增长[J].世界经济,2008(1):65-77.
- [14] 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(1):67-96.
- [15] Becker G S, Lewis H G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children [J]. Journal of Political Economy, 1973, 81 (2): 279-288.
- [16] Ehrlich I, Lui F T. Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth [J]. Journal of Political Economy, 1991, 99 (5): 1029-1059.

- [17] 袁扬舟. 生育政策与家庭微观决策及宏观经济结构 [J]. 经济研究, 2021 (4): 160-179.
- [18] Lewis F D. Dependents and the Demand for Life Insurance [J]. The American Economic Review, 1989, 79 (3): 452-467.
- [19] Chang F R. Life Insurance, Precautionary Saving and Contingent Bequest [J]. Mathematical Social Sciences, 2004, 48 (1): 55-67.
- [20] 樊纲治, 王宏扬. 家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查 (CHFS) 数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2015 (7): 170-189.
- [21] 卢亚娟, 孟丹丹, 刘澍. 农村家庭结构对金融资产选择的影响分析 [J]. 财贸研究, 2019 (6): 61-73.
- [22] 郑路, 徐旻霞. 传统家庭观念抑制了城镇居民商业养老保险参与吗? ——基于金融信任与金融素养视角的实证分析 [J]. 金融研究, 2021 (6): 133-151.
- [23] Bailey M J. More Power to the Pill: The Impact of Contraceptive Freedom on Women's Life Cycle Labor Supply [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2006, 121 (1): 289-320.
- [24] 张川川. 子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响 [J]. 人口与经济, 2011 (5): 29-35.
- [25] 熊瑞祥, 李辉文. 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (1): 393-414.
- [26] 杨慧. 全面二孩政策下生育对城镇女性就业的影响机理研究 [J]. 人口与经济, 2017 (4): 108-118.
- [27] 许琪. 从父职工资溢价到母职工资惩罚——生育对我国男女工资收入的影响及其变动趋势研究 (1989—2015) [J]. 社会学研究, 2021 (5): 1-24.
- [28] 岳崑, 王雄, 张强. 健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性 [J]. 中国工业经济, 2021 (10): 175-192.
- [29] 张冀, 祝伟, 王亚柯. 家庭经济脆弱性与风险规避 [J]. 经济研究, 2016 (6): 157-171.
- [30] 景鹏, 郑伟, 贾若, 刘子宁. 保险机制能否助推脱贫并守住脱贫成果? ——基于资产积累模型的分析 [J]. 经济科学, 2019 (2): 104-116.
- [31] Lin Y, Grace M F. Household Life Cycle Protection: Life Insurance Holdings, Financial Vulnerability, and Portfolio Implications [J]. Journal of Risk and Insurance, 2007, 74 (1): 141-173.
- [32] 孙祁祥, 王向楠. 家庭财务脆弱性、资产组合与人寿保险需求: 指标改进和两部回归分析 [J]. 保险研究, 2013 (6): 23-34.
- [33] Becker G S. The Economic Approach to Human Behavior [M], University of Chicago Press, 1976.
- [34] 樊潇彦, 袁志刚, 万广华. 收入风险对居民耐用消费品消费的影响 [J]. 经济研究, 2007 (4): 124-136.
- [35] Showers V E, Shotick J A. The Effects of Household Characteristics on Demand for Insurance: A Tobit Analysis [J], Journal of Risk and Insurance, 1994, 61 (3): 492-502.
- [36] 吴愈晓, 王鹏, 黄超. 家庭庇护、体制庇护与工作家庭冲突——中国城镇女性的就业状态与主观幸福感 [J]. 社会学研究, 2015 (6): 122-144.
- [37] 刘志国, Ma J. 劳动力市场的部门分割与体制内就业优势研究 [J]. 中国人口科学, 2016 (4): 85-95.
- [38] 段志民. 子女数量对家庭收入的影响 [J]. 统计研究, 2016 (10): 83-92.
- [39] 于也雯, 龚六堂. 生育政策、生育率与家庭养老 [J]. 中国工业经济, 2021 (5): 38-56.
- [40] 周利, 周弘, 王聪. 收入不确定与中国家庭经济脆弱性: 兼论重大突发公共事件的影响 [J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2022 (2): 67-75.
- [41] 张博, 胡金焱, 范辰辰. 社会网络、信息获取与家庭创业收入——基于中国城乡差异视角的实证研究 [J]. 经济评论, 2015 (2): 52-67.
- [42] Qian N. Quantity-Quality and the One Child Policy: The Only-child Disadvantage in School Enrollment in Rural China [R]. NBER Working Papers, 2009.
- [43] Li B, Zhang H. Does Population Control Lead to Better Child Quality? Evidence from China's One-child Policy Enforcement [J]. Journal of Comparative Economics, 2017, 45 (2): 246-260.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

垂直结构、歧视性信贷与货币政策传导有效性

——兼论我国国有企业市场化改革

Vertical Structure, Discriminatory Credit and the Effectiveness of Monetary Policy Transmission: On the Market-oriented Reform of China's State-owned Enterprises

周立马建

ZHOU Li MA Jian

[摘要] 本文基于2010—2020年度我国规模以上工业企业宏微观数据,考察了垂直结构背景下歧视性信贷对货币政策传导有效性的影响机制和作用效果。通过文献梳理和构建理论机制,提出了相关研究假说。实证检验表明:银行信贷对民营企业普遍存在歧视性行为,整体上融资不足;国有企业具备政府隐性担保优势,整体上融资过度。垂直结构背景下银行信贷歧视行为进一步抑制了我国货币政策传导有效性。在我国中东部地区,民营企业在信贷市场中处于明显劣势地位,是导致货币政策传导不畅的重要原因;西部地区此抑制现象略微减弱。经IV、GMM和DID等内生性处理方法检验,基准实证结果依旧稳健。通过微观数据进一步分析也印证了基准实证结论的可靠性。文章提出要继续深化国有企业市场化改革,推动“垂直结构”向“平行结构”发展;继续改善企业融资环境,规避民营企业信贷歧视陷阱;打通信贷政策所有制歧视传导阻滞,缓解货币政策调控实体经济体系不畅问题等对策建议,以实现我国实体经济持续高质量发展。

[关键词] 垂直结构 国企改革 信贷歧视 货币政策传导

[中图分类号] F822 F421 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0039-19

Abstract: Based on the macro and micro data of China's industrial enterprises above designated size from 2010 to 2020, this paper investigates the impact mechanism and effect of credit discrimination on the transmission effectiveness of monetary policy under the background of vertical structure. By combing the literature and constructing the theoretical mechanism, this paper puts forward relevant research hypotheses. The empirical test shows that the bank credit policy generally discriminates against private enterprises, and the overall financing is insufficient; state-owned enterprises have the advantage of implicit government guarantee and over financing as a whole. Under the background of vertical structure, bank credit discrimination further inhibits the transmission effectiveness of China's monetary policy. In the middle east of China, private enterprises are in an obvious inferior position in the credit market, which is an important reason for the poor transmission of monetary policy; in the western region, this inhibition phenomenon weakened slightly. The benchmark empirical results are still robust after being tested by endogenous treatment methods such as IV, GMM and DID. The reliability of the benchmark empirical conclusion is also confirmed by further analysis of micro data. This paper proposes to continue to deepen the market-oriented reform of state-owned enterprises and promote the development from "vertical structure" to "parallel structure"; Continue to improve the enterprise financing environment and avoid the credit discrimination trap of private enterprises; in order to realize the sustained and high-quality development of China's economy, countermeasures and suggestions are put forward, such as blocking the transmission of discrimination in ownership of communication loan policy and alleviating the problem of poor monetary policy regulation of the real economic system.

Key words: Vertical structure Reform of state-owned enterprise Credit discrimination Monetary policy transmission

[收稿日期] 2022-07-26

[作者简介] 周立,男,1982年11月生,兰州财经大学金融学院副教授,硕士生导师,研究方向为金融与经济发展理论;马建,男,1998年2月生,兰州财经大学金融学院硕士研究生,研究方向为金融与经济发展理论。本文通讯作者为马建,联系方式为834639733@qq.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“全球产业链重构对全球经济治理体系的影响及中国应对研究”(项目编号:21&ZD074);甘肃省技术创新引导计划软科学专项“甘肃金融试验改革与实体经济协同发展的路径解析”(项目编号:21CX11ZA005);甘肃省“双一流”科研重点项目“甘肃省高质量发展的统计测度、战略选择及实现路径”(项目编号:GSSYLXM-06)。

感谢匿名审稿人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

1992年以来,党中央和国务院实施“抓大放小”的国有企业改革制度。到1998年,国有企业出现大面积亏损,包括股份制改造、健全公司治理结构和明确企业经营管理职责在内的国企改革势在必行。与此同时,民营企业蓬勃发展,已成为现代企业结构的重要组成部分。截至2020年年底民营经济占总体经济的60%以上。^①十九大报告指出要继续深化国有企业改革、大力发展混合所有制经济,持续支持民营企业向优发展等政策举措,以激活市场主体活力、实现公平有序竞争和优质企业良性发展盈利、劣质企业淘汰退出。在三十余年持续的国有企业所有制混合改革进程中,国有企业逐渐从日常消费品竞争市场中退出,而在关键上游产业(如能源、钢材、金融、电信等)中处于主导甚至垄断地位,形成了国有企业垄断上游行业,民营企业主导下游的产业“垂直结构”(王勇,2017^[1])。国有企业的产品与服务具有较高垄断性,在其经营效率未明显改善时也具有较高利润率,兼之国企政府隐性担保制度,其信贷资金配给整体过度;而提供日常消费品的民营企业处于下游市场,竞争激烈、经营水平较高,但利润率较低、总体信贷配置水平不足,特别是中小民营企业始终存在融资“难和贵”的问题。

产业垂直结构应作为我国整体产业分析框架的出发点,在制定不同地区产业发展政策时应紧密把握中国企业国情(王勇,2021^[2])。垂直结构发展模式较好地促进国有企业做大做强做优,但长此以往会带来信贷严重扭曲和资金效率损失,造成我国货币政策在企业层面上传导不畅的问题。做优做大国有企业可增强政府对宏观经济的掌控力,政府有给予国有企业相对宽松发展环境和税费减免优惠的理由和动力,决定了国有企业在我国产业结构位置上处于优势地位。政府保护所形成的上游垄断明显不利于中国整体产业转型升级与技术产品创新,下游产业发展越充分和下游产品质量越高时,整体经济产业结构愈扭曲,经济效率损失愈大(王永进和施炳展,2014^[3])。国有企业在上游产业中的主导和垄断掩盖了其效率损失事实,这种由资源倾斜或行政垄断导致的国企巨额“利润”

对整体经济发展而言,无异于饮鸩止渴,既不能保证经济长期持续高质量增长(刘瑞明和石磊,2011^[4]),也不利于产品质量升级和下游产业技术创新,且随下游产业竞争加剧其负面影响会进一步强化。这就迫切要求对上游行业进行市场化改革,尽量放开上游产业市场,让行政垄断行业通过市场化竞争回归“自然”状态。

银行机构一般存在对国有企业优先分配信贷资源和对民营企业延后分配信贷资源的所有制信贷歧视现象(Rey和Stiglitz,1995^[5])。信贷歧视造成不同所有制企业杠杆率分化,导致民营企业无法获得充足外部融资,而国有企业相对获得较多信贷资金支持。信贷资源并未根据国企和民企自身产出效率与业绩水平进行相应分配,不同经济主体之间存在非最优效率信贷资源配置和杠杆率水平(周煜皓和张盛勇,2014^[6])。2020年年底我国民营企业占工业企业营收的52%,税收占比近60%,就业占比80%以上,企业法人占比高达98%,^②这一系列数据足以表明民营企业的重要性,然而民营企业不具有与其自身产出效率相匹配的融资能力,严重抑制民营企业健康成长及中国经济创新发展。垂直生产结构之下,国有企业(特别低效或亏损的国有企业)不仅凭借垄断地位挤占了民营企业在上游产业的投资空间,还有抬升中间品价格来削弱民营企业在下游产业的投资动机,出现资本明显误置现象。政府作为市场中“有形的手”需在各类企业竞争中提供一个相对公平的经济环境,帮助中小民营企业解决由信贷歧视、企业垂直结构造成的融资难融资贵现实问题,推动企业发展、市场化完善和效率提升。

货币政策宽紧也会影响不同所有制企业融资行为异化。在扩张性政策周期,国有企业财务状况将会在很大程度上得到改善且其杠杆率上升,民营企业投资将会被严重挤出且杠杆率下降(吕炜等,2016^[7]),而在紧缩性周期中政府隐性担保和长期银企合作关系等因素对民营企业融资的负面影响也较大,对国有企业融资水平的影响则较小。兼之,近年来经济形势不确定性,国企的杠杆率水平愈呈上升趋势,民企的杠杆率水平则呈逐步下滑趋势,国有企业与民营企业的杠杆差异越来越突出(纪洋等,2018^[8])。企业杠杆

① 数据来源:笔者根据国家统计局官网(<https://data.stats.gov.cn/>)整理所得。

② 数据来源:经济观察报,<http://www.eeo.com.cn/2022/0820/550354.shtml>。

率分化现象不仅体现在不同所有制企业之间,也体现在企业规模和企业所处行业位置,国企规模大,行业地位高,更易获取信贷支持(徐奇渊,2019^[9])。无论何种视角来看,我国民营企业处于银行信贷歧视环境,国有企业与民营企业在经营过程中资源-效益不匹配行为已影响到我国经济社会健康发展。那么,由此提出的问题是:国有企业垄断上游行业,民营企业主导下游的企业垂直结构背景下,银行机构信贷歧视行为是否会影响货币政策传导的有效性?

为减少银行机构信贷资金误置和降低信贷资金配置扭曲程度,更好发挥我国货币政策宏观调控的机制效果和提高我国货币政策在企业层面上的传导有效性,其关键的节点还是深入推进国有企业市场化改革,这对维护我国市场经济主体公平竞争和完善现代化市场经济制度具有重要意义。本文从企业垂直结构视角出发来分析影响货币政策传导有效性因素,可能从三个方面对既有研究做出了以下边际贡献:第一,目前多数研究企业垂直结构方面的文献,主要着眼于产业政策(潘珊和黄莉,2021^[10])及产能过剩(皮建才和李淑宁,2022^[11])问题,本文重点分析垂直结构下的企业信贷扭曲现象,提出了缓解民营企业融资“难和贵”困境的对策建议;第二,剖析了歧视性信贷影响货币政策传导失灵的原因和机制,企业信贷资金误置降低了我国货币政策传导有效性;第三,丰富了产业垂直结构方面的理论研究(王勇,2017^[1];钱学锋等,2019^[12]),为提高我国企业信贷配置效率、货币政策传导有效性和深化国有企业市场化改革提供经验证据。

二、文献梳理、研究假说与理论机制

(一) 文献梳理

银行信贷、市场融资及利率市场化程度等金融要素对企业投资至关重要,能否通过货币政策激励或约束企业经营行为是货币政策调控是否有效的关键环节,这也是货币政策工具能否有效传导至实体经济部门的关键环节,对经济运行和稳定发展有至关重要的影响(高蓓等,2020^[13])。现有文献就企业垂直结构和信贷歧视与货币政策传导机制的相关研究还不够丰富,特别是从企业垂直结构视角出发的实证文献还比较匮乏。

1. 企业垂直结构对货币政策传导有效性的影响。

(1) 企业垂直结构导致信贷资源误置。Rey 和

Verge (2004)^[14] 较早在研究银行机构金融资源配置活动时发现,银行体系更倾向于将金融资源配置到低效率的国有企业中。值得注意的是,持续存在的信贷低效配置对我国经济有着重要现实后果,银行信贷不会流向最有效率的产业项目,而效率较高的企业必须承担更高的资金成本才能扩张,进而影响一国经济真实增长率。当一国上游产业设定为垄断结构,而将下游产业设定为竞争结构时,下游市场的企业不断进入并提供竞争性产品,上游企业则利用市场势力获得利润,该种垂直生产结构和资本错配导致了要素资源误置和经济效率损失(Johansson 和 Feng, 2016^[15]; 陈小亮和陈伟泽, 2017^[16]; Luco 和 Marshall, 2020^[17])。我国国企补贴、自然垄断定价权以及民企遭受行政进入壁垒等因素导致不同所有制企业间产生了明显的资本误置,国企改革应该把控好国企改革速度和行业退出次序,降低民企进入上游产业壁垒,实现市场化的企业“平行结构”改革(王勇, 2017^[1])。如果当前企业垂直结构不能短时间内发生变化,可考虑通过采取“上游征税,下游补贴”的特定征收-转移政策,在有效促进国企利润再分配的同时来提升社会总福利(Crawford 等, 2018^[18]; 任韬等, 2020^[19])。

(2) 企业垂直结构抑制了货币政策传导有效性。不论是数量型或是价格型的宽松货币政策在企业层面都难以发挥有效传导性,甚至出现金融总量过剩和资金空转现象(周立和雷中豪, 2019^[20]),企业垂直结构生产结构严重抑制了我国货币政策传导有效性。首先,隐形担保制度影响了信贷资源分配,向当地国有企业实行了倾斜性的金融资源政策,扭曲公平竞争市场环境的同时,也造成了部分民营企业经营困境问题,货币政策传导有效性难以发挥(巴曙松等, 2005^[21]; 窦超等, 2020^[22])。其次,信贷倾斜和利率管制则是国企和非国企资本错配的另一重要原因,信贷倾斜造成民营企业市场进入壁垒,利率管制使得货币政策传导受到限制(Karim 和 Azman-Saini, 2013^[23]; 刘冲等, 2022^[24])。在垂直结构之下,民营企业的融资环境相对于国有企业来说更为苛刻,若要进一步提高我国产业技术的创新能力,就需要避免不同所有制企业经营中受到不公平待遇,尤其要去除行政进入壁垒和信贷歧视,为民营企业营造一个公平发展空间。尽管国有企业肩负政治属性和社会责任功能,并与政府具有密切关联,但这不是其受到倾斜金融政策照顾的理由(王擎和孟世超, 2020^[25]),他们

的实证研究结果还显示产业垂直结构和信贷倾斜政策背景下货币传导机制无效率,我国货币政策宏观调控在企业层面上存在严重的“中梗阻”问题(刘喜和霍振先,2022^[26])。

基于此,本文提出研究假说一:

假说一:我国现行企业垂直结构是导致货币政策在实体经济部门间传导不畅的重要因素。

2. 歧视性信贷政策对货币政策传导有效性的影响。

(1) 信贷歧视造成经济资源误置。国有企业始终存在预算软约束且与政府及国有商业银行存在利益关联,这就致使银行机构发放信贷时更愿意将更多的低息资金向资金冗余的低效国有企业倾斜,而资金稀缺的高效民营企业却往往不能获得足额信贷资源,面临严重的信贷歧视(Allen等,2005)^[27]。从中国银行信贷市场特征出发,Lu等(2012)^[28]、He等(2021)^[29]指出我国信贷市场中以商业性贷款和政策性贷款为主,这两种信贷方式大相径庭,在政府隐性担保下的国有企业通过倾斜性政策贷款获得了比民营企业更多的信贷支持。从产业上下游视角出发,汪勇等(2018)^[30]认为在信贷资源相对稀缺情况下,国有企业处于产业上游垄断优势地位兼之银行机构责任贷款行为,国有企业融资约束受限程度较民营企业小,银行机构倾向减少流向民营企业的资金量,形成企业所有制歧视性信贷分流。信贷歧视造成资源误配和效率下降。一方面,信贷歧视使国有企业以相对便利或较低利息获得贷款,相对资金规模不足的民营企业来说,国有企业存在更强烈的生产规模扩张意愿,进而导致物质资本过剩、投资范围过大及生产效率欠佳等问题(张伟和于良春,2019^[31])。另一方面,产业性质、资产规模较大和政府战略导向等因素,使国有企业通常在商业银行信贷配给中占据主导优势地位,其面临融资约束问题相对较弱(战明华等,2021^[32])。随着商业银行职能转变和系统性改革逐渐深入,政府直接干预对企业所有制信贷歧视的解释力度越来越弱,政府隐性担保已成为企业信贷歧视现象产生的主要原因(黄轲和朱莹,2020^[33];吴敏等,2022^[34])。

(2) 信贷歧视抑制了货币政策传导有效性。囿于政府隐性担保、抵押品价值和社会关系,银行更倾向于向国有企业配置优质低息信贷资源,引致国有企业预算软约束问题始终存在,难以有效保证企业层面上的货币政策传导有效性(林毅夫和孙希芳,2005^[35])。

在以国有商业银行为主体的中国金融体系中,绝大部分社会资金集聚在银行中,信贷资本仍是中国非金融企业融资最重要的来源,信贷配给不均和信贷歧视的存在,加剧了部分民营企业获取资金的难度和成本,严重影响了货币政策传导的有效性(Firth等,2008^[36])。兼之中国金融市场化程度低于世界平均水平,银行机构并没有根据企业项目的获利前景来进行信贷决策,仅仅凭借企业产权性质来决定是否发放信贷。在这种非客观选择的信贷分配方式下,只有国有企业能够以较低的成本获取大量信贷资金,而富有发展前景和活力的民营企业受信贷分配抑制影响无法依靠市场获取充裕的资金(Bai等,2021^[37])。特别在紧缩货币政策时期,我国商业银行在发放信贷时更加谨慎,在风险-效益权衡机制下更愿意将信贷资源配置给具备政府隐性担保的国有企业,民营企业普遍缺乏稳定的长期资金来源,这将会导致其产生更高的融资成本和融资困境(李胜旗和毛其淋,2017^[38])。企业所有制信贷歧视一方面影响经济健康运行,国企资金冗余引致产能过剩、逆周期调控背景下出现较大经济波动性和结构性滞胀问题(綦好东等,2015^[39])。另一方面,信贷歧视将加剧民营企业的融资约束程度和不同所有制企业杠杆分化程度,而政企关联强、隐形补贴高、行政审批效率低和地区市场化程度低等因素则会使得分化现象愈加明显(韩珣和马思超,2021^[40])。

基于此,本文提出研究假设二:

假说二:银行信贷歧视是导致中国货币政策传导非有效性另外一个重要因素。

3. 企业垂直结构下信贷歧视对货币政策传导有效性的影响。

(1) 商业银行信贷误置造成融资环境恶化。正常开展银行信贷业务应该是无偏的,是为包括民营企业在内的所有企业所公开公平服务的。但由于实际银行业结构偏离,中小企业较大企业而言受益要小,加剧了所有制信贷歧视(林毅夫和姜烨,2006^[41])。对于那些融资中享有特权的国有企业而言,为国民经济做出充分贡献的民营企业面临着更为严峻的信贷歧视和信贷分配,这阻碍了它们在不发达的金融体系中提高生产率(Li等,2017^[42])。我国国有企业相较于民营企业具有更低的融资成本,民营企业资金的大部分还是来源于股东自有资金,在产业结构和银行结构偏离状态下,民营企业融资“难和贵”的问题进

一步放大(余明桂等, 2019^[43])。我国民营企业发展速度和企业效率虽远高于国有企业,但在其发展过程中较难获得银行信贷支持,国家提供的制度性保护也较弱(Allen等, 2005^[27])。相较于国有企业,非国有企业因为体制因素更容易遭受银行的信贷歧视,所有制信贷歧视不仅会带来国有经济效率损失,而且整体经济也会受到由此产生的拖累效应(Lu等, 2012^[28];刘瑞明, 2012^[44])。我国国有企业市场化改革的下一步方向中,应该充分考虑怎样从根源上消除所有制信贷歧视带来的资源错配这一问题,企业体制改革应更多地结合金融体制同步改革来进行(黄轲和朱莹, 2020^[33])。

(2) 企业垂直结构下所有制信贷歧视加剧资源误置。企业垂直结构降低了经济资源配置效率,同时在金融机构对民营企业的信贷歧视作用机制下,企业资源配置效率还会进一步降低。就垂直结构下的国企垄断上游市场、民企下游市场自由竞争模式而言,黄昕和平新乔(2020)^[45]实证分析指出通过维持和加强国有企业和大中型企业垄断地位来获取巨额垄断利润的方式,最终会引致结构性产能过剩和社会福利损失等问题。而从我国金融制度环境出发,钱雪松等(2015)^[46]发现民营企业与国有企业享有的融资优待条件不同,民营企业融资成本长期居高不下,市场体制分割和信息不对称等体制性内外差异因素是造成货币利率机制传导不畅的主因。信贷歧视引致金融资源错置,进而导致国企产能结构性过剩,滞缓了我国产业结构和产业技术转型升级(李旭超等, 2017^[47])。歧视性信贷还阻滞企业生产率提升,国有企业外部信贷供应和内部融资对提升企业生产率的边际效应均弱于非国有企业,即使信贷歧视环境下国有企业总体效率也要低于民营企业(Li等, 2017^[42])。结合产能结构转型时期上下游企业间的非对称竞争,国有企业自身优势扭曲了资金进入的传导机制,致使行业内的生产率分布差距扩大,抑制企业间资源配置分配效应和全要素生产效率提升(康茂楠等, 2020^[48];王勇等, 2022^[49])。

(3) 企业垂直结构下所有制信贷歧视与货币政策传导有效性。垂直结构背景下的企业所有制信贷歧视进一步加剧国有企业和民营企业的杠杆率分化程度,使银行信贷资金得不到有效配置,影响货币政策机制有效发挥作用(杨笋等, 2017^[50])。无论货币政

策的松紧期,银行信贷对国有企业约束强度与非国有企业并非一样,银行机构在配置信贷资金的过程中倾向于将资金流向国有企业,而非国有企业所得甚少,这种资金分流导致货币政策不能促进总体实体投资水平显著增长,反而会导致资金空转、规模不经济,即加剧经济“脱实向虚”趋势(杨继生和向镜洁, 2020^[51])。Chen等(2019)^[52]将中美两国企业层面上的货币政策传导机制进行了对比分析,发现我国企业垂直结构背景下,国有企业具有优先融资渠道和权利,造成了我国货币政策传导非对称的结构性失衡及货币政策在企业层面的传导非有效性。企业垂直结构对我国当前经济带来严峻挑战,强调政府应该因势利导理顺企业体制关系以降低各类企业融资交易费用和融资成本,从而保障市场发挥有效配置资源的作用,提高微观层面上的货币政策传导有效性。除开确因国家发展战略需要而无法调整的垄断性上游产业国有企业,应该逐步放开市场准入门槛,增加企业主体竞争性生产行为,否则企业垂直结构始终是我国货币传导政策的一个重大掣肘(王勇, 2021^[2])。

基于此,本文提出研究假说三:

假说三:企业垂直结构下的银行信贷歧视会进一步加剧中国货币政策传导的非有效性。

(二) 理论机制

深化我国企业所有制改革,改善企业融资环境,打通信贷传导阻滞,逐步放开非国家战略性上游垄断产业进入门槛,理顺我国企业层面上的货币传导机制是继续深化我国企业所有制改革的现实课题。如何识别非战略性产业上下游结构是我国产业所有制结构改革出发点,也是至关重要的环节。王勇(2017)^[1]首次定义了企业垂直结构:国有企业垄断上游行业,民营企业主导下游的产业结构。企业垂直结构背景下所有制歧视信贷造成资源配置失灵和货币政策调控水平传导不畅,主要原因在于企业所有制不同导致信贷歧视问题,造成民营企业存在严重融资约束及出现不同所有制企业杠杆率分化等异象。为充分剖析企业垂直结构及信贷歧视作用对货币政策传导不畅影响机理,本研究认真分析了影响企业层面货币政策传导有效性的具体因素,发现在垂直结构下企业位置结构不同及所有制信贷歧视下民营企业难以获取丰裕资金为其根本原因,导致了货币政策传导有效性不足。据此绘制本文理论机制图,如图1所示。

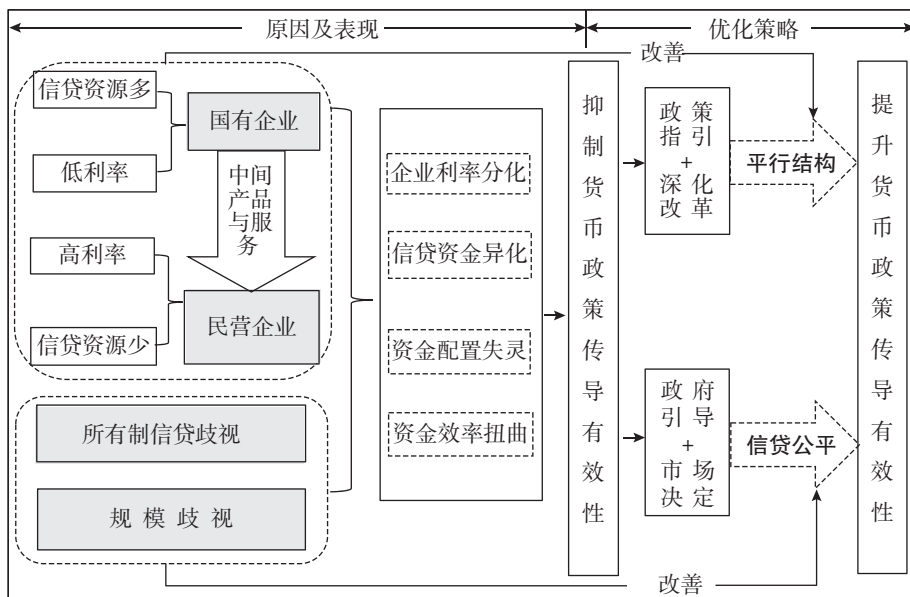


图1 垂直结构下信贷歧视对货币政策传导影响的理论机制图

我国企业层面货币政策传导的机制为“货币政策变化→货币工具调整→信贷市场资金和企业利率变化（国有企业获取较多信贷资金，民营企业争取到少量信贷资金——国有企业信贷利率较低，民营企业信贷利率过高）——不同所有制企业主体对货币政策变化敏感性不同→政策传导有效性不同”。值得注意的是：我国企业结构中下游横向的民企规模较小、数量多、产品竞争性强和信贷需求量大；而上游纵向垄断性国企企业规模较大、行业垄断性较高、企业资金冗余，引致不同所有制企业杠杆率明显分化。上游企业由于信贷资金易得、资金丰裕、综合利率较低，且其对货币调控政策均不敏感，而下游产业企业虽对数量型及价格型政策工具敏感，但其信贷综合利率较高，不易获取信贷资金支持，货币政策调控有效性传导因此也大打折扣。企业垂直结构引致的银行信贷异化严重抑制了我国货币政策在企业层面上的传导有效性。

三、数据来源、变量说明及实证设计

（一）数据收集及来源说明

本文尽可能地收集省级层面的宏观经济数据，由于西藏自治区企业层面数据缺失值较多且企业发展模式与其他省份差异较大，故从样本组中予以剔除，最终收集了2010—2020年间中国内地30个省级行政单位企业层面的经济面板数据。其中，信贷歧视数据主要来源于《中国统计年鉴》；银行机构存贷款余额

则参考于各省份每年的《国民经济和社会发展统计公报》；国有企业和民营企业资产与负债的年度数值来源于EPS数据库。其他控制变量数据均来源于国家统计局官网、中国人民银行官网和国泰安数据库，部分省份劳动就业率数据缺失，我们采用线性插值法予以补齐。^①

（二）变量类型、定义及相关说明

1. 被解释变量。

本文的被解释变量为货币政策传导有效性指标。采用地区银行业机构的年度贷款总量与存款总量比值来衡量。货币政策传导有效性很大程度上取决于银行流动性水平，银行机构的信贷调控是我国货币政策传导最重要的渠道，企业层面上流动性指标数值越大意味着货币政策传导有效性水平越低（谢超峰等，2016^[53]）。

2. 核心解释变量。

本文核心解释变量包括企业垂直结构、信贷歧视指数、企业杠杆率及企业产权性质。

（1）企业垂直结构。我们采用行业赫芬达尔指数和投入权重关系来衡量（王永进等，2014^[3]）。本文计算各工业企业层面上各行业赫芬达尔指数，以此为基础按照投入加权，计算得出各企业行业上游垄断程度，见式（1）。再按各企业总部所属地区得出各地区年度产业上游垄断度的标准误差项，以此来衡量企业垂直结构。该数值越大意味着该地区某产业上游

① 部分省份2020年度就业人口数数值缺失，作以插值补充处理。

垄断偏离度越高,表明行业分布分散、垄断程度不高,企业垂直结构现象不明显;反之,企业垂直结构现象越严重。上游企业垄断程度指标具体表现形式如下:

$$vestr_{it} = \sum_{w \in \theta_i} \gamma_{wt} \cdot hhi_{wt} \quad (1)$$

其中: i 表示行业, t 表示年份, θ_i 表示行业 i 的投入集合, $vestr_{it}$ 表征企业垂直结构程度。 $\gamma_{wt} = input_{wt} / \sum_{w \in \theta_i} input_{wt}$ ^①表示行业 w 的投入权重,用行业 w 投入行业 i 的中间投入占总中间投入的比重来衡量。 hhi_{wt} 为行业 w 在 t 期赫芬达尔-赫希曼指数,其计算方法为 $hhi_{wt} = \sum_{f \in \theta_i} (sale_{ft} / sale_{wt})^2 = \sum_{f \in \theta_i} S_{ft}^2$ 。 $sale_{ft}$ 为企业 f 在 t 期的销售额, $sale_{wt}$ 为行业 w 在 t 期的总销售额, S_{ft} 表示企业 f 在 t 期的市场占有率。

(2) 信贷歧视指数。本文参考田国强和赵旭霞(2019)^[54]的方法,采用年度国有企业资产负债率/民营企业资产负债率来衡量。其比值越高代表民企从银行机构获取的信贷额度较国有企业越少,银行机构信贷所有制歧视越严重。

(3) 企业杠杆率。采用国有企业和民营企业总负债与总资产的比值来衡量。

(4) 企业产权性质。按国有企业和民营企业产权属性分设为1和0。

3. 中间变量。

(1) 市场利率。采用上海银行间同业拆放利率 Shibor 来衡量。该指标可能存在不定期变化,本文采用各年年末数据来表征。

(2) 货币供应量。采用年度广义货币供应量 M_2

来衡量。

4. 控制变量。

本文选取了其他可能影响企业层面货币政策传导有效性的代理指标。

(1) 企业规模。采用企业年末总资产的自然对数来衡量。

(2) 信贷发展规模。采用年度地区银行机构的贷款总额与地区 GDP 比值来衡量整体金融的发展规模。GDP 数值以国家统计局公布的数据为准。

(3) 劳动就业率。采用 16 周岁及以上人口中就业人口数与总人口数取比值来衡量。

(4) 政府干预程度。采用年度地区政府财政支出与地区 GDP 的比值来衡量。

(5) 社会保障程度。采用年度地区社保保障支出与地区 GDP 的比值来衡量。

(6) 货币政策宽松度。主要参照杜立和钱雪松(2021)^[55]的做法,采用 $MP = (M2 \text{ 年度增长率} - GDP \text{ 年度增长率} - \text{年度通货膨胀率})$ 计算货币政策松紧程度。该指标越小表示货币政策越紧缩,反之,则表示货币政策越宽松。根据 MP 中位数,本文进一步将 2010 年、2011 年、2017 年、2018 年和 2019 年定义为货币政策紧缩年,并设置虚拟变量 MPD ,当该年度为货币政策紧缩年时取值为 1,否则为 0。

(7) 企业数量比:采用民营企业与国有企业的数量比来衡量。

(8) CPI:采用国家统计局公布的各地区年度消费者物价指数来衡量。

本文选取实证变量类型、变量名称、表征代码及其简要说明见表 1。

表 1 变量名称、定义及简要说明

变量类型	变量名称	变量代码	简要说明
被解释变量	银行业流动性	<i>baliq</i>	银行机构的贷款总量/存款总量
解释变量	企业垂直结构	<i>vestr</i>	地区年度上游垄断程度的自然对数
	信贷歧视指数	<i>fdis</i>	国有企业资产负债率/民营企业资产负债率
	企业杠杆率	<i>lev</i>	单个企业总负债/总资产
	产权性质	<i>soe</i>	国有企业为 1, 否则为 0
中间变量	市场利率	<i>MIR</i>	上海银行间同业拆放利率 Shibor
	货币供应量	<i>MS</i>	年度广义货币 M_2 总量

① 鉴于数据的可得性,此处的投入权重根据 2007 年《中国投入产出表》计算得到。

续前表

变量类型	变量名称	变量代码	简要说明
控制变量	企业规模	<i>size</i>	企业年度平均总资产的自然对数
	信贷发展规模	<i>fd</i>	银行机构贷款总额/GDP
	就业率	<i>lab</i>	16周岁以上人口的就业总数/人口总数
	政府干预程度	<i>gov</i>	地区政府财政支出/地区国内生产总值
	社会保障程度	<i>sosec</i>	社会保障支出/GDP
	货币政策宽松度	<i>MPD</i>	年度货币政策紧缩年取值为1, 否则为0
	企业数量比	<i>number</i>	民营企业和国有企业的数量比
	物价水平	<i>CPI</i>	地区消费者物价指数

(三) 实证模型设计

近年来各地纷纷组建本地化经营的中小商业银行,但国有商业银行主导信贷市场情形并未改变。国有大型商业银行肩负支持国有企业融资任务,中小企业融资使命则应该由本地化中小银行承担,但令人遗憾的是囿于政府出资人、隐性担保体系及信贷市场信息不对称原因,中小银行结构支持本地化企业的动力依旧不足,而大型银行则更偏向于大型国有企业(林毅夫等,2009^[56])。兼之我国利率市场化改革尚在进行中,信贷渠道仍是货币政策传导的主渠道(宋清华等,2021^[57])。为研究企业垂直结构背景下所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的影响机制,本文构造以下三个模型以分别求证研究假设一、研究假设二和研究假设三。

1. 企业垂直结构对货币政策传导有效性的影响。

参照王永进等(2014)^[3]的研究设计,本文设定回归方程(2)^①以考察垂直结构是否影响货币政策传导的有效性。

$$baliq_{it} = \beta_0 + \beta_1 vestr_{it} + \phi control_{it} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:下标*i*和*t*分别表示样本省份和样本区间;*baliq_{it}*为被解释变量,表示货币政策传导的有效性程度;*vestr_{it}*为核心解释变量以衡量地区*i*在*t*期的企业垂直结构程度; β_1 数值显著为负说明垂直结构对货币政策传导显著抑制;*controls_{it}*为控制变量,主要有企业规模(*size*)、信贷发展规模(*fd*)、就业率(*lab*)、政府干预程度(*gov*)和货币政策的紧缩性(*MPD*)等。此外,本文还控制了未观测到的个体固定效应 μ_i 和年份固定效应 ρ_t , ε_{it} 为随机误差项。国

有企业居于上游垄断地位,垄断性产品价格增大下游行业中间投入品成本,阻碍了下游企业的技术进步和产品革新,兼之丰裕的信贷资金堆积于国有企业内部环境,货币漏出效应明显及货币循环周期变长,导致货币政策传导机制不畅,表现为货币政策传导的回归系数 β_1 为负。故我们对方程(2)预设解释为企业垂直结构程度越高则货币政策传导有效性越低。

2. 所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的影响。

为了考察银行机构所有制信贷歧视是否造成货币政策传导非有效性,本文参照黄轲和朱莹(2020)^[30]的研究设计并加入政府干预(*gov*)变量,设定回归方程(3)。

$$baliq_{it} = \beta_0 + \beta_1 fidis_{it} + \phi control_{it} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中*fidis_{it}*为式(3)的核心解释变量,表示地区*i*在*t*期的企业信贷歧视程度。*fidis_{it}*值越大意味国有企业相较民营企业从银行体系获得更多信贷资金,银行机构对民营企业的信贷歧视越严重。本文加入的控制变量有企业规模(*size*)、信贷发展规模(*fd*)、就业率(*lab*)、政府干预程度(*gov*)、货币政策的紧缩性(*MPD*)和企业数量比(*number*)等。政府干预和隐性担保机制下银行资金偏向于国有企业,国企负债规模过度膨胀。与国有企业资金优势不匹配的是其经营效率、技术创新效率及偿债能力不高难以得到解决,引致整体产业全要素生产效率降低及长期经济增长率下降,还会加大货币政策在企业层面上传导掣肘,故我们对方程(3)预设解释为所有制信贷歧视水平越高则使得货币政策传导有效性越低。

① 式(2)中*i*=1, ..., *N*; *t*=1, ..., *T*。下同。

3. 企业垂直结构背景下信贷歧视对货币政策传导有效性的影响。

为联合检验企业垂直结构及所有制信贷歧视是否加剧了货币政策传导非有效性。本文设定回归方程(4)，重点是引入企业垂直结构程度变量($vestr_{it}$)与所有制信贷歧视代理变量的交互项($vestr_{it} \times fidis_{it}$)。

$$baliq_{it} = \beta_0 + \beta_1 vestr_{it} \times fidis_{it} + \beta_2 vestr_{it} + \varphi control_{it} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在回归方程(4)中，本文最感兴趣的是交互项($vestr_{it} \times fidis_{it}$)是否显著，其估计系数 β_1 刻画了企业垂直结构与所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的调节效应。为控制其他宏观层面因素对货币政策传导有效性的干扰，式(4)还加入了社会保障程度指标($sosec$)，其余控制变量与式(3)中相同。企业垂直结构和信贷歧视双重作用导致信贷资源严重分化降低了货币政策在企业层面上的传导效率。故而我们对方程(4)预设解释为企业垂直结构背景下所有制信贷

歧视水平越高，信贷资源错配现象就越明显，会进一步抑制货币政策传导有效性。

(四) 变量描述性统计

表2为本文主要变量的描述性统计。从表中可看出，本文选取表征变量和数据预处理具备较好精确度，具体表现在：(1)因变量货币政策传导有效性指标($baliq$)的均值为0.782，其中最大值和最小值分别为1.177和0.448，且标准差/均值小于1，初步反映该数据的一致性。(2)信贷歧视指数 $fidis$ 的均值和中位数分别为1.138和1.100，我国大部分民营企业受到的所有制信贷歧视要高于其均值，初步说明民营企业所处融资环境并不理想。而信贷歧视指数最大值为2.443，最小值为0.639，两者的差值较大，反映出不同类型民营企业的信贷歧视差异性较大。(3)大部分变量数据离散系数小于1，反映出总体样本变量数据较为稳定，不受极值等因素影响。另通过费雪式联合检验，发现本文采样数据具有整体平稳性。

表2 主要研究变量的描述性统计

变量	obs.	mean	P_{25}	P_{50}	P_{75}	sd	min	max	sd/mean
id	330	15.500	8.000	15.500	23.000	8.669	1.000	30.000	0.559
$baliq$	330	0.782	0.782	0.771	0.861	0.142	0.448	1.177	0.182
$vestr$	330	11.660	11.350	11.660	11.920	0.445	10.330	12.960	0.038
$fidis$	330	1.138	1.138	1.100	1.261	0.270	0.639	2.443	0.237
$levsoe$	330	0.613	0.577	0.624	0.659	0.070	0.391	1.025	0.115
$levpe$	330	0.556	0.495	0.562	0.619	0.092	0.282	0.784	0.165
$size$	330	21.770	21.270	21.830	22.280	0.859	19.130	23.850	0.039
fdl	330	1.444	1.107	1.340	1.704	0.450	0.671	2.759	0.312
lab	330	0.491	0.296	0.395	0.568	0.303	0.143	1.590	0.617
$sosec$	330	3.492	2.312	3.207	4.159	1.940	0.753	16.56	0.556
gov	330	0.262	0.189	0.235	0.319	0.114	0.113	0.758	0.435
MPD	330	0.455	0.000	0.000	1.000	0.499	0.000	1.000	1.097
$number$	330	9.900	2.872	6.680	14.080	9.655	0.537	63.980	0.975
CPI	330	102.6	101.8	102.400	103.000	1.170	100.600	106.300	0.011
$LnGDP$	330	9.732	9.272	9.793	10.340	0.898	7.042	11.615	0.092

四、实证结果与分析

(一) 垂直结构对货币政策传导有效性的实证检验

表3列示了企业垂直结构与货币政策传导有效性的基准回归结果^①。列(1)在1%的显著水平上企业垂直结构程度(*vestr*)对货币政策传导有效性的回归系数为-0.049,意味着企业垂直结构程度每增加1%,货币政策传导有效性水平降低4.9%。列(3)的估计过程中,本文控制了年份和个体双向固定效应后,发现在10%的检测水平上企业垂直结构程度对货币政策传导有效性显著为负,也说明企业垂直结构负向抑制了货币政策传导的有效性。列(2)中解释变量虽然不显著,但也对货币政策传导有效性有着抑制作用。

结合表3的实证结果,初步证实了本文研究假说一是成立的,也就是说我国现行的企业垂直结构是抑制货币政策传导有效性的重要影响因素。受商业银行信贷政策的影响,即使民营企业具有较低的杠杆率水平,也不可能获得融入充分信贷资金。而杠杆率较高的国有企业较易得到充足的信贷资源,挤占民企大量的投融资空间,造成信贷资源误置,进而对货币政策的有效传导产生了不利影响。上述实证结果还可能存在双向因果导致内生性等问题,值得我们进一步深入思考。

表4 所有制信贷歧视与货币政策传导有效性的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>fidis</i>	0.072 ** (2.43)	0.007 (0.34)	0.040 ** (2.00)		
<i>levsoe</i>				0.698 *** (5.74)	
<i>levpe</i>					0.234 *** (3.10)
<i>Constant</i>	1.391 *** (4.86)	0.516 ** (2.10)	-1.036 ** (-2.01)	1.986 *** (7.55)	2.107 *** (7.71)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes
<i>id FE</i>	no	yes	yes	no	no
<i>year FE</i>	no	no	yes	no	no
<i>Obs.</i>	330	330	330	330	330
<i>R-squared</i>	0.262	0.739	0.827	0.494	0.390
<i>N. of id</i>	30	30	30	30	30

① 受篇幅限制,文中无法列出全表,感兴趣的读者可联系作者索取,以下各表同上。

表3 垂直结构与货币政策传导有效性的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
<i>vestr</i>	-0.049 *** (-2.87)	-0.012 (-1.53)	-0.013 * (-1.70)
<i>Constant</i>	1.938 *** (5.77)	-0.469 (-1.55)	-1.495 *** (-2.85)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes
<i>id FE</i>	no	yes	yes
<i>year FE</i>	no	no	yes
<i>Obs.</i>	330	330	330
<i>R-squared</i>	0.292	0.783	0.841
<i>N. of id</i>	30	30	30

注:***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$;括号内数字代表*t*统计量。下同。

(二) 所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的实证检验

表4列示了银行所有制信贷歧视与货币政策传导有效性的基准回归结果。列(1)在5%的显著水平上所有制信贷歧视(*fidis*)对货币政策传导有效性的回归系数为0.072,意味着所有制信贷歧视程度每增加1%,货币政策传导有效性水平降低7.2%。列(3)中发现,在控制了年份和个体双向固定效应后,所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的影响同样显著为正。列(4)、列(5)分别为国有企业和民营企业杠杆率(*lev*)对货币政策传导有效性的实证结果,说明不同所有制企业杠杆率越高越抑制了货币政策传导有效性。

国有企业存在政府“隐性担保”机制，所有制信贷歧视造成国有企业信贷冗余，而民营企业信贷不足，导致信贷资金配置扭曲情形始终存在，引致货币传导政策非有效性。以上实证结果的分析，初步印证本文提出的研究假说二，当然还应考察内生性问题以识别所有制信贷歧视对货币政策传导有效性影响的可靠性。

（三）垂直结构下所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的实证检验

表5列示了垂直结构下所有制信贷歧视与货币政策传导有效性的基准回归结果。为更好地刻画双重政策壁垒的具体影响，引入垂直结构与所有制信贷歧视的交互项（ $vestr \times fidis$ ）。我们发现表5的交互项（ $vestr \times fidis$ ）估计系数和基准回归中的估计系数相差无几，而交互项具有显著的统计学意义。列（1）中企业垂直结构与所有制信贷歧视交互项在5%的检测水平上显著为正，同样在列（3）双向固定效应中，两变量仍在5%的检测水平上显著为正且系数未发生明显变化。这与表3、表4的分析大致相同，再次说

明了在垂直结构下银行机构歧视性信贷政策抑制了货币政策传导有效性水平，初步证实了本文提出的研究假说三。

列（4）、列（5）中企业垂直结构（ $vestr$ ）与货币政策传导有效性的回归系数分别在1%和10%的检验水平上显著为负，且列（4）交互项的回归系数在1%的检测水平上显著为正。这与列（1）~列（3）联合表明了，在控制其他可能影响的变量后，企业垂直结构下所有制信贷歧视抑制了货币政策传导的有效性，即对民营企业的所有制信贷歧视程度越高，货币政策传导越非有效性。控制变量方面：社会保障程度（ $sosec$ ）在固定效应回归下的系数显著为负，说明社会福利水平越高，货币政策传导有效性水平越高；就业水平（ lab ）在双固定回归下系数显著为负，说明社会就业率水平越高，则越有利于货币政策有效传导；政府干预程度（ gov ）在基准回归下的系数显著为正，意味着政府干预程度越大，则越不利于货币政策传导的有效性。^①

表5 垂直结构下信贷歧视与货币政策传导有效性的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
$vestr \times fidis$	0.005 ** (2.42)	-0.001 (-0.73)	0.004 ** (2.43)	0.005 *** (2.70)	0.0002 (0.12)	0.003 * (1.88)
$vestr$				-0.049 *** (-2.85)	-0.016 * (-1.85)	-0.008 (-1.03)
Constant	1.426 *** (5.65)	-0.660 ** (-2.40)	-1.474 *** (-2.87)	1.886 *** (5.55)	0.751 *** (2.73)	-0.910 * (-1.69)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
id FE	no	yes	yes	no	yes	yes
year FE	no	no	yes	no	no	yes
Obs.	330	330	330	330	330	330
R-squared	0.280	0.782	0.842	0.278	0.742	0.828
N. of id	30	30	30	30	30	30

结合表3、表4和表5实证结果，不同所有制企业的信贷资源配置存在显著差异，这种差异不仅来源于企业垂直结构的影响，还来源于银行机构对民营企业固有的歧视性信贷政策，在垂直结构背景下银行机

构信贷歧视会进一步加剧货币政策传导的非有效性。企业垂直结构下银行信贷资金会发生分流，资金偏向流向经营效率较低且资金冗余的国有企业，而快速发展的民营企业却面临着信贷融资不足的现实困境，这

① 受篇幅限制，文中未显示控制变量部分回归数值，相关结果备索。

种扭曲的信贷资源配置抑制了货币政策传导有效性。而地方政府又偏向于扶持国有企业,这种隐性担保有利于国有企业获得信贷资金且利率成本较低,而民营企业遭受信贷歧视所带来的融资“贵和难”困境,造成了货币政策在企业层面的传导非有效性。从宏观层面上来说,产业垂直结构和所有制信贷歧视共同作用下造成了我国总体信贷资源配置严重失衡,抑制了宏观货币政策传导有效性。

五、稳健性检验

通过基准回归分析,本文初步证实了企业垂直结构下所有制信贷歧视造成我国货币政策传导的非有效性。但上述结论对变量内生性问题检验和异质性检验讨论还不够充分。为保证前述结论的稳健性,我们在本部分主要对这两方面分别进行实证讨论。

(一) 内生性检验^①

1. 工具变量回归。

考虑到模型中可能存在解释变量与扰动项、误差项之间相互影响等原因产生的内生性问题,以及为降低可能存在的序列相关和异方差问题对估计结果的影响,提高估计结果的可靠性,本文采用最小二乘 2SLS 和两步最优 GMM 进行回归估计。为确保工具变量模型估计结果的有效性和一致性,本文从以下方面出发对模型稳健性进行检验:第一,关于模型设定和工具变量有效性的 Hansen 检验和 Endogeneity 检验均表明模型中存在内生解释变量,可使用工具变量法。第二,为剔除其他企业参与金融市场的经济行为变量,如欲获取更多信贷量和降低信贷获取成本的求利行为,以规避这些经济变量对货币政策传导有效性的影响,本文还尝试加入信贷发展规模、政府干预、社会保障程度等作为控制变量,估计结果具有较强的一致性和稳定性。第三,对样本进行 1% 和 99% 分位数 Winsor 缩尾调整,以避免异常数据值对估计结果的影响。另外,我们还尝试构建双向固定效应模型,以缓解因遗漏部分变量造成的内生性问题,结论均未发生明显的变化,均支持本文基本回归结论。

两步最优 GMM 估计的 Hansen Test (p) 值显示,所有工具变量通过外生性检验,另结合上文内生性检验可得本文工具变量选取是合适的。企业垂直结构

(*vestr*) 系数在 1% 的检测水平上显著为负,说明企业垂直结构引致货币政策传导非有效;所有制信贷歧视与货币政策传导有效性在 1% 的检测水平上显著为正,意味着所有制信贷歧视会抑制货币政策传导有效性,即民营企业面临的融资约束程度越大,货币政策调控有效性的敏感程度越低;最小二乘 2SLS 估计和两步最优 GMM 估计中,交互项 (*vestr*×*fidis*) 与因变量 (*baliq*) 均在 5% 的水平上显著为正,说明在企业垂直结构下,所有制信贷歧视是影响货币政策传导有效性的重要因素。以上实证结果再次验证了我们提出的研究假说。

2. 双重差分回归。

为进一步验证垂直结构下国有企业市场化改革对我国宏观经济政策调控效率的影响,本文参考周立与雷中豪 (2020)^[58] 的研究,从国家政策级层面出发,将国有企业市场化改革看作一项准自然实验,运用双重差分 (DID) 法来减弱遗漏变量对回归结果的影响,同时减缓内生性问题以提高本文实证结果的稳健性。双重差分法的前定条件是平行趋势假设的成立,本文以 2015 年中共中央国务院印发的《关于深化国有企业改革的指导意见》作为政策实施点,作出了文件印发前后货币政策传导有效性的平行趋势图^②,可发现在政策实施前货币政策传导变化趋势基本是平行的,故满足双重差分法的平行趋势假设。通过对平行趋势图的动态效应分析,我们发现政策存在时滞效应,文件印发后第一年并没有对货币政策传导有效性产生显著影响;在第二年系数显著为负,表明《指导意见》的印发带来货币政策明显变动,提高了货币政策传导的有效性。

本文利用总资产周转率来衡量不同所有制企业的经营效率,并对国企和民企的效率值相减得出企业效率差。为了区别控制组和实验组,我们根据效率差的中位数做出企业效率差的虚拟变量 *treated*,将效率差大于中位数的视作实验组,记为 1,反之记为 0;另外,将 *time* 作为一个时间变量,2015 年及之后年份取值为 1,之前取值为 0。具体回归模型设计见式 (5)。

$$baliq_{it} = \beta_0 + \beta_1 time + \beta_2 treated + \phi treated \times time + \phi controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

① 受篇幅所限,文中未列出内生性检验结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

② 受篇幅限制,平行趋势图不做展示,感兴趣的读者可联系作者索取。下文中《关于深化国有企业改革的指导意见》简称为《指导意见》。

通过观察实证结果发现, 无论是否加入控制变量, 双重差分系数均显著为负, 且系数大致相同, 说明《指导意见》的印发对货币政策传导具有显著的促进作用。样本期间, 国有企业与民营企业的效率差距拉大, 政策实施有助于更多信贷资金流入民营企业, 在一定程度上利于疏导货币政策的有效传导。通过按地区政府干预程度排位的 25% 以下、25~50%、50~75% 和 75% 以上分位数组的 DID 回归结果, 我们发现 Q_{0-25} 分组时, 双重差分系数不显著, 说明政府干预程度较低的地区, 《指导意见》的印发对货币政策传导有效性的影响不显著; 其余三组显著为负, 说明政府干预程度较高的地区, 政策实施对货币政策传导有着较为显著的影响。通过对比分析, 我们发现《指导意见》在一定程度上促进了货币政策传导有效性, 这对我国国有企业深化改革具有较高的参考价值, 要进一步推进国有企业改革, 特别是逐步放开上游产业链的民企进入门槛, 促进经济要素市场化

配置。

(二) 异质性检验

1. 政策时段的影响。

我们依旧按照上文提及的中共中央、国务院于 2015 年 9 月中旬印发的《指导意见》作为一个时间节点, 根据该文件发布时点前后对样本数据进行了分组, 不同政策时段上企业垂直结构、所有制信贷歧视对货币政策传导有效性影响的回归结果见表 6。列 (1)、列 (3) 估计结果表明企业垂直结构对货币政策传导有效性的影响在 2015 年《指导意见》发布前后所得到的结论都是一致的, 即企业垂直结构抑制了货币政策传导有效性。列 (2)、列 (6) 中发现《指导意见》印发后所有制信贷歧视仍对货币政策传导有抑制作用但不显著。我国货币政策在传导过程中, 主要依靠银行机构将政策意图传导至市场个体中, 囿于不同所有制企业受信贷歧视影响降低了信贷资金的配置效率, 进而抑制了我国货币政策传导的有效性水平。

表 6 垂直结构、信贷歧视与货币政策传导有效性的时段检验结果

变量	2010—2015 年				2016—2020 年			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>vestr</i>	-0.038* (-1.85)		-0.047** (-2.15)		-0.076*** (-3.18)		-0.069*** (-3.59)	
<i>fidis</i>		0.057* (1.93)		0.052* (1.75)		0.049 (1.12)		0.113** (2.40)
<i>Constant</i>	0.981*** (2.89)	0.712** (2.49)	1.212*** (3.43)	0.854*** (3.01)	3.085*** (5.40)	2.135*** (4.20)	3.187*** (6.23)	2.185*** (4.86)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>year FE</i>	no	no	yes	yes	no	no	yes	yes
<i>Obs.</i>	180	180	180	180	150	150	150	150
<i>R-squared</i>	0.253	0.251	0.280	0.269	0.340	0.295	0.447	0.429
<i>N. of id</i>	30	30	30	30	30	30	30	30

另外, 本文引入了企业垂直结构与所有制信贷歧视的交互项 ($vestr \times fidis$), 用以进一步验证在垂直结构下, 银行机构对民营企业所存信贷歧视对货币政策传导有效性的抑制影响。通过对表 7 中列 (1)、列 (3) 和列 (2)、列 (4) 的对比观察, 不难发现在 2015《指导意见》未发布之前, 企业垂直结构与所

有制信贷歧视交互项均显著为正。尤其是本文关注的变量 ($vestr \times fidis$) 与被解释变量显著为正。列 (2)、列 (4) 中企业垂直结构系数在《指导意见》印发前后未出现明显变动, 这也说明了在当前企业垂直结构下所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的抑制影响并没有因为《指导意见》的发布而减轻。也

就是说，在本文样本数值的研究期限内，垂直结构与所有制信贷歧视的共同影响下，我国货币政策执行过程中的有效性受到严重抑制。这再次证实了本文提出的研究假说。

表 7 垂直结构下信贷歧视与货币政策传导有效性的时段检验结果

变量	2010—2015 年		2016—2020 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
$vestr \times fidis$	0.004* (1.68)	0.003* (1.75)	0.002 (0.54)	0.001 (0.06)
$vestr$		-0.023 (-1.29)		-0.050** (-2.48)
$Constant$	0.733** (2.56)	1.076*** (3.61)	2.202*** (4.25)	2.464*** (5.49)
$Controls$	yes	yes	yes	yes
$Obs.$	180	180	150	150
$R-squared$	0.248	0.306	0.291	0.383

2. 地区经济运行的影响。

由于资源禀赋、企业组成结构、地区自身发展积极性和金融发展等存在明显差异，中国区域经济存在严重失衡状况。垂直结构、所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的影响是否同样在区域间存在差异呢？为此，我们根据国家统计局地区分类办法将样本省级行政单位按所在区域进行划分。共有东、中、西部省级地区各 11、8 和 11 个^①。具体实证结果见表 8。通过观察列（1）、列（3）、列（5）的估计结果可看出，在中东部地区企业垂直结构对货币政策传导有效性的影响系数为负且通过 1% 的显著性检验，这与表

3 结果相一致；但西部地区却出现了企业垂直结构为正且不显著的表现。列（2）、列（4）、列（6）中发现在中东部地区所有制信贷歧视对货币政策有效性的影响系数为正且通过 1% 的显著性检验；相比之下，西部地区所有制信贷歧视的系数符号发生变化，但仍在 5% 的检验水平上显著。这也就意味着企业垂直结构、所有制信贷歧视主要影响我国中东部地区货币政策传导有效性水平，对西部地区货币政策传导有效性没有显著的影响，存在这一现象主要是因为我国民营企业在中东部地区的发展程度和数量集中度远高于西部地区，无法较好传导货币政策。

表 8 垂直结构、信贷歧视与货币政策传导有效性的不同地区检验结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
$vestr$	-0.079** (-2.20)		-0.060*** (-3.01)		0.020 (1.36)	
$fidis$		0.296*** (6.00)		0.085*** (3.53)		-0.251** (-2.61)
$Constant$	4.153*** (6.10)	3.802*** (6.38)	2.439*** (4.35)	2.523*** (4.91)	1.638*** (3.52)	1.720*** (3.89)

① 根据国家统计局划分标准，东部地区包括：北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省；中部地区包括：山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省；西部地区包括：内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。本文对西藏自治区作以剔除。

续前表

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Obs.</i>	121	121	88	88	121	121
<i>R-squared</i>	0.438	0.293	0.552	0.538	0.714	0.735
<i>N. of id</i>	11	11	8	8	11	11

在企业垂直结构和所有制信贷歧视的双重作用下，出现了更为严重的资源误置现象。从表 9 中我们发现，东部地区对民营企业的所有制信贷歧视严重地抑制了货币政策传导的有效性，列（2）中交互项（ $vestr \times fidis$ ）与货币政策传导有效性在 1% 的检验水平上显著为正，即企业垂直结构下所有制信贷歧视程度越高，货币政策传导有效性水平越低；中部地区的这种影响会显著降低，即中部地区信贷歧视对货币政策传导有效性的抑制效应较东部微弱；列（6）中交互项（ $vestr \times fidis$ ）系数在 1% 的检验水平上显著为负。这也说明了我国行业地区分布不均匀，西部地区与中东部沿海地区有着较大差异，国有企业深化改革过程中也应注意到这一问题，促进东西部协调同步发展。

表 9 垂直结构下信贷歧视与货币政策传导有效性的不同地区检验结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
$vestr \times fidis$	0.024 *** (5.75)	0.017 *** (2.83)	0.006 *** (3.31)	0.008 *** (4.09)	-0.026 *** (-3.13)	-0.028 *** (-3.76)
$vestr$		0.022 (0.58)		-0.090 *** (-4.64)		-0.008 (-0.44)
<i>Constant</i>	3.894 *** (6.45)	3.046 *** (4.45)	2.677 *** (4.92)	3.243 *** (6.31)	1.580 *** (3.69)	2.282 *** (5.18)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Obs.</i>	121	121	88	88	121	121
<i>R-squared</i>	0.286	0.404	0.529	0.623	0.751	0.725

从实证结果来看，垂直结构下银行机构对中小民营企业存在着严重的信贷歧视现象，在紧缩性或扩张性货币政策下，所有制信贷歧视均对货币政策传导有效性产生影响，且影响方向一致。本文在采用了基准回归分析后，紧接着进行了内生性问题检验和异质性检验，其实证结果均有效证实了基本结论的稳健性，再次验证了三个研究假说。具体来看，国有企业获取银行信贷时具备政府隐性担保优势，通常可以以较低的成本更容易获取银行机构信贷资金。而民营企业易受银行机构的信贷歧视，不易获取信贷资金。在国有企业垄断上游行业，民营企业主导下游行业的垂直结构下，银行机构对不同所有制企业的歧视性信贷政策会对企业获取信贷资金时的公平性和有效性产生不利影响。扭曲的信贷资金配置方式将会给企业最优经济活动决策的制定造成严重影响，进而抑制了企业效率的提升。企业垂直结构下低效的信贷资源配置，无法让信贷资金有效作用到市场体系中，这种效率损失严重抑制了货币政策在企业层面传导的有效性。

六、进一步研究

（一）微观机制分析

上文通过对省级面板经济数据进行回归分析和稳

健性检验得出了与本文研究假说一致的理论预期。现从企业微观视角来进一步研究企业垂直结构下所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的影响,以避免变量口径偏误而出现实证结论有偏。本文参考马勇和陈雨露(2014)^[59]的方法设计如下三个模型:

$$\ln loan_{it} = \alpha_0 + \beta_1 rate_{it} + \tau_2 vestr_{it} + \tau_3 vestr_{it} \times rate_{it} + \phi controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln loan_{it} = \alpha_0 + \beta_1 rate_{it} + \zeta_2 ww_{it} + \zeta_3 ww_{it} \times rate_{it} + \phi controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\ln loan_{it} = \alpha_0 + \xi_1 rate_{it} + \xi_2 vestr_{it} + \xi_3 ww_{it} + \xi_4 vestr_{it} \times ww_{it} + \xi_5 vestr_{it} \times ww_{it} \times rate_{it} + \phi controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(6)~式(8)分别对应检验研究假说一、二和三。其中, $rate$ 为货币政策工具变量; ww ^① 为融资约束指标(Whited和Wu, 2006^[60]), 其数值越大则表示企业受融资约束的程度越高。控制变量中主要包括企业存货周转率、企业净利润和企业所有制等。式(6)~式(8)中, τ_1 、 ζ_1 、 ξ_1 衡量货币政策变化对企业所获信贷量的影响, τ_2 衡量企业垂直结构对企业所获信贷量的影响, τ_3 衡量了企业垂直结构对货币

政策传导有效性所产生的影响; ζ_2 衡量所有制信贷歧视对企业所获信贷量的影响, ζ_3 衡量了所有制信贷歧视对货币政策传导有效性所产生的影响; ξ_5 衡量了企业垂直结构下所有制信贷歧视对货币政策传导有效性所产生的影响, 它的预期符号为正。

(二) 企业层面数据的实证结果

表10中列示了替换变量后企业垂直结构下所有制信贷歧视与货币政策传导有效性的基准回归结果。列(2)中我们关注的核心变量企业垂直结构与货币政策利率交互项($vestr \times rate$)的系数 τ_3 显著为正, 意味着企业垂直结构程度越高, 货币政策信贷渠道传导有效性越低, 再次有力地微观层面支持了上文提出的研究假说一; 列(4)中所有制信贷歧视与货币政策工具变量的交互项系数 ζ_3 同样显著为正, 说明所有制信贷歧视程度越高越抑制货币政策的有效传导, 为研究假说二的成立提供了微观层面的支持; 列(6)中, 企业垂直结构下所有制信贷歧视与货币政策工具变量的交互项系数 ξ_5 显著为正, 与我们的预期相一致, 结论与表5实证结果同样验证了研究假说三。以上实证结果表明, 变量选择或不同层面数据的选择均不影响本文主要结论。

表 10 企业层面微观数据的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
$rate$	-0.324 *** (-6.34)	-0.223 *** (-4.64)	-0.107 *** (-7.24)	-0.111 *** (-5.24)	-0.080 ** (-2.12)	-0.036 (-0.99)
$vestr$	0.011 *** (6.76)	0.007 *** (4.03)			0.012 *** (10.76)	0.009 *** (8.16)
ww			-16.613 *** (-103.29)	-15.039 *** (-87.15)	-16.462 *** (-70.65)	-15.321 *** (-67.64)
$vestr \times rate$	0.021 *** (4.88)	0.012 *** (3.11)				
$ww \times rate$			0.054 *** (5.65)	0.040 ** (2.15)		
$vestr \times ww \times rate$					0.007 ** (2.23)	0.010 *** (3.31)

① ww 具体计算方法: $ww = -0.091CF_{it} - 0.062DIVPOS_{it} + 0.021TLTD_{it} - 0.044LNTA_{it} + 0.102ISG_{it} - 0.035SG_{it}$, 其中, CF 为企业现金流与总资产的比值, $DIVPOS$ 是企业分红时取值为1的虚拟变量, $TLTD$ 为企业长期负债与总资产的比值, $LNTA$ 为企业总资产取自然对数, ISG 为企业所处行业的销售增长率, SG 为企业的销售增长率。

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>Constant</i>	21.278 *** (293.08)	20.736 *** (305.18)	4.975 *** (29.79)	6.165 *** (35.15)	4.955 *** (20.05)	5.764 *** (24.17)
<i>Controls</i>	no	yes	no	yes	no	yes
<i>Obs.</i>	18 281	18 281	18 279	18 279	18 279	18 279
<i>R-squared</i>	0.019	0.179	0.494	0.550	0.495	0.552

七、结论及建议

(一) 本文主要结论

企业垂直结构下所有制信贷歧视造成的信贷资源误置现象日益突出，已成为企业层面上制约我国货币政策传导有效性的“中梗阻”问题。本文从国有企业改革的背景下，通过对当前我国国有企业垄断上游产业，民营企业主导下游产业的垂直结构中货币政策传导的讨论，实证检验了企业垂直结构下银行所有制信贷歧视政策对货币政策传导有效性的影响，最终得出以下结论。

第一，国有企业在市场化改革过程中，企业垂直结构是造成生产效率扭曲和抑制货币政策传导有效性的重要因素。国有企业在较具优势的产业中出现较低的生产效率，民营企业却在劣势产业中有着较高的生产效率。扭曲的生产效率使得企业在接收货币政策意图时的敏感度严重下降，无法有效传导货币政策目的。企业垂直结构抑制了货币政策传导有效性，同时也对我国企业体制市场化改革取向造成制度性掣肘。

第二，民营企业在融资过程中受到较为严重的信贷歧视，这种不均衡的信贷融资环境，致使我国货币政策传导不畅。在快速工业化和企业体制改革的进程中民营企业迅速发展壮大，为推动整体经济增长贡献了很大的力量且经营效率常常高于国有企业。在银行歧视性信贷政策下国有企业可获取大量信贷资金且成本较低，而民营企业却在融资过程中处于劣势无法获取大量信贷资金且成本较高。信贷量和信贷成本的分化加深了资源误置程度，使得货币政策无法在企业层面较好传导，进而抑制了货币政策传导有效性。

第三，囿于我国经济发展的潜力和预期，我们不能忽略货币政策传导有效水平提高对经济发展的重要性。企业垂直结构和银行机构歧视性信贷政策的双重

作用降低了资源配置效率，致使货币政策在传导过程中囿于货币漏出效应和信贷资金过度分化出现传导效率过低现象。为实现我国经济更可持续、更为安全的发展，我们应充分认识到货币政策有效传导对经济发展的促进作用，降低企业垂直结构下歧视性信贷对货币政策传导有效性的影响。

通过稳健性检验，可以确认本文的变量选取、异方差问题和内生性问题处理是较为合理的。通过异质性检验，我们发现政策时段、地区发展状况等条件的差异对货币政策传导有效性具有不一致的作用效应。另通过企业微观数据的进一步研究，我们认为在宏观层面抑或是微观层面，企业垂直结构下歧视性信贷对货币政策传导有效性的抑制影响依然存在。

(二) 相关政策建议

习近平总书记在党的十九大报告中指出要大力深化国有企业改革。国有企业在我国经济发展中处于关键位置和发挥着重要作用，但当前大部分国有企业存在经营效率低下甚至亏损现象，另外低效国企囿于政府隐性担保挤出了高效民企获取的信贷资源，这对我国宏观货币政策调整有着严重的阻滞影响。为更好地缓解垂直结构下所有制信贷歧视对货币政策传导有效性的抑制影响，提高货币政策传导有效性水平，本文提出以下政策建议。

第一，继续深化国有企业市场化改革，推动垂直结构向“平行结构”发展，增强企业层面的货币政策传导有效性。应加快国有企业深化改革步伐，通过股份制改造等形式降低国有企业在非战略上游产业的垄断程度，鼓励中小民营企业积极进入上游产业，以高效的生产方式提高整个行业经营效率，促进产业经济健康持续发展。积极探索国有企业与民营企业均可在非战略性新兴产业自由发展的“平行结构”，摆脱企业垂直结构对货币政策传导过程中的阻滞影响。

第二,继续改善企业融资环境,避免出现所有制信贷歧视现象,提高货币政策传导有效性水平。尽可能健全我国金融法律体系,保障不同所有制企业获取信贷资源时的相对公平。在制定货币政策时,应将我国企业结构以及民营企业所受到的所有制信贷歧视因素考虑在内,充分考虑货币资源不匹配对不同微观企业主体冲击的异质性,强调央行要创新直达中小民营企业的货币政策工具,鼓励银行机构开发针对中小民营企业的信贷产品,建立相关奖惩激励机制以提高各金融机构在发放信贷过程中的公平度。另外,通过政府引导等方式,促进不同所有制企业信贷的公平性,改善信贷歧视造成的资源误置,以提高货币政策传

导有效性目的。

第三,党的十九届五中全会提出“坚持和完善社会主义基本经济制度,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用,推动有效市场和有为政府更好结合”。为更好避免企业垂直结构下歧视性信贷对货币政策有效传导的影响,实现经济持续健康发展,政府可通过引导非战略、非效率国有企业逐渐退出市场,让市场决定要素分配,将各类生产要素公平有效地配置到不同企业。打通企业层面上货币传导性阻滞环节,推动货币政策在传导过程中更好作用到每个金融个体,提高货币政策传导有效性以缓解经济体系调节不畅问题。

参考文献

- [1] 王勇. “垂直结构下”的国有企业改革 [J]. 国际经济评论, 2017 (5): 9-28.
- [2] 王勇. “十四五”时期中国产业升级的新机遇与新挑战: 新结构经济学的视角 [J]. 国际经济评论, 2021 (1): 56-75.
- [3] 王永进, 施炳展. 上游垄断与中国企业产品质量升级 [J]. 经济研究, 2014 (4): 116-129.
- [4] 刘瑞明, 石磊. 上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质 [J]. 经济研究, 2011 (12): 86-96.
- [5] Rey P, Stiglitz J. The Role of Exclusive Territories in Producers' Competition [J]. The RAND Journal of Economics, 1995, 26 (3): 431-451.
- [6] 周煜皓, 张盛勇. 金融错配、资产专用性与资本结构 [J]. 会计研究, 2014 (8): 75-80.
- [7] 吕伟, 高帅雄, 周潮. 投资建设性支出还是保障性支出——去杠杆背景下的财政政策实施研究 [J]. 中国工业经济, 2016 (8): 5-22.
- [8] 纪洋, 边文龙, 黄益平. 隐性存保、显性存保与金融危机: 国际经验与中国实践 [J]. 经济研究, 2018 (8): 20-35.
- [9] 徐奇渊. 去产能政策的进展及其影响 [J]. 国际经济评论, 2018 (2): 68-81.
- [10] 潘珊, 黄莉. 垂直结构、产业政策与社会福利 [J]. 财经研究, 2021 (12): 122-135.
- [11] 皮建才, 李淑宁. 垂直结构、管理授权与产能过剩 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (1): 89-98.
- [12] 钱学锋, 张洁, 毛海涛. 垂直结构、资源误置与产业政策 [J]. 经济研究, 2019 (2): 54-67.
- [13] 高蓓, 陈晓东, 李成. 银行产权异质性、影子银行与货币政策有效性 [J]. 经济研究, 2020 (4): 53-69.
- [14] Rey P, Verge T. Bilateral Control with Vertical Contracts [J]. The RAND Journal of Economics, 2004, 35 (4): 728-746.
- [15] Johansson A C, Feng X. The State Advances, the Private Sector Retreats? Firm Effects of China's Great Stimulus Program [J]. Cambridge Journal of Economics, 2016, 40 (6): 1635-1668.
- [16] Luco F, Marshall G. The Competitive Impact of Vertical Integration by Multiproduct Firms [J]. American Economic Review, 2020, 110 (7): 2041-2064.
- [17] 陈小亮, 陈伟泽. 垂直生产结构、利率管制和资本错配 [J]. 经济研究, 2017 (10): 98-112.
- [18] Crawford G S, Lee R S, Whinston M D, et al. The Welfare Effects of Vertical Integration in Multichannel Television Markets [J]. Econometrica, 2018, 86 (3): 891-954.
- [19] 任韬, 孙潇筱, 褚晓琳. 重点行业资本配置扭曲对中国全要素生产率的影响 [J]. 经济与管理研究, 2020 (1): 63-77.
- [20] 周立, 雷中豪. 中国“金融超发展”与经济增长动态阈值效应 [J]. 金融经济研究, 2019 (1): 3-17.
- [21] 巴曙松, 刘孝红, 牛播坤. 转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究 [J]. 金融研究, 2005 (5): 25-37.
- [22] 窦超, 王乔菀, 陈晓. 政府背景客户关系能否缓解民营企业融资约束? [J]. 财经研究, 2020 (11): 49-64.
- [23] Karim Z A, Azman-Saini W N W. Firm-level Investment and Monetary Policy in Malaysia: Do the Interest Rate and Broad Credit Channels Matter? [J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2013, 18 (3): 396-412.
- [24] 刘冲, 庞元晨, 刘莉亚. 结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据 [J]. 经济研究, 2022 (1): 122-136.
- [25] 王擎, 孟世超. 中国企业杠杆率周期演变机制探析 [J]. 中国工业经济, 2020 (1): 62-80.
- [26] 刘喜和, 霍振先. 流动性分层、《资管新规》与政策利率传导 [J]. 国际金融研究, 2022 (5): 13-22.
- [27] Allen F, Qian J, Qian M. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1): 57-116.
- [28] Lu Z, Zhu J, Zhang W. Bank Discrimination, Holding Bank Ownership, and Economic Consequences: Evidence from China [J]. Journal of Bank-

- ing & Finance, 2012, 36 (2): 341-354.
- [29] He Q, Korhonen I, Qian Z. Monetary Policy Transmission with Two Exchange Rates of a Single Currency: The Chinese Experience [J]. International Review of Economics & Finance, 2021, 75 (3): 558-576.
- [30] 汪勇, 马新彬, 周俊仰. 货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角 [J]. 金融研究, 2018 (5): 47-64.
- [31] 张伟, 于良春. 创新驱动发展战略下的国有企业改革路径选择研究 [J]. 经济研究, 2019 (10): 74-88.
- [32] 战明华, 李帅, 姚耀军, 吴周恒. 投资潮涌、双重金融摩擦与货币政策传导——转型时期货币政策的结构调控功能探究 [J]. 金融研究, 2021 (3): 1-17.
- [33] 黄轲, 朱莹. 银行信贷歧视是政府干预的结果吗——来自改革进程中的经验证据 [J]. 当代财经, 2020 (3): 50-63.
- [34] 吴敏, 曹婧, 毛捷. 地方公共债务与企业全要素生产率: 效应与机制 [J]. 经济研究, 2022 (1): 107-121.
- [35] 林毅夫, 孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融资 [J]. 经济研究, 2005 (7): 35-44.
- [36] Firth M, Lin C, Liu P, et al. Inside the Black Box: Bank Credit Allocation in China's Private Sector [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33 (6): 1144-1155.
- [37] Bai M, Cai J, Qin Y. Ownership Discrimination and Private Firms Financing in China [J]. Research in International Business and Finance, 2021, 57 (1): 101406.
- [38] 李胜旗, 毛其淋. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2017 (3): 101-119.
- [39] 綦好东, 曹伟, 赵璨. 货币政策、地方政府质量与企业融资约束 [J]. 财贸经济, 2015 (4): 32-45.
- [40] 韩珣, 马思超. 货币政策适度性、银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化 [J]. 经济评论, 2021 (2): 103-118.
- [41] 林毅夫, 姜烨. 发展战略、经济结构与银行业结构: 来自中国的经验 [J]. 管理世界, 2006 (1): 29-40.
- [42] Li Y A, Liao W, Zhao C C. Credit Constraints and Firm Productivity: Microeconomic Evidence from China [J]. Research in International Business and Finance, 2017, 45 (7): 134-149.
- [43] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据 [J]. 金融研究, 2019 (4): 75-91.
- [44] 刘瑞明. 国有企业、隐性补贴与市场分割: 理论与经验证据 [J]. 管理世界, 2012 (4): 21-32.
- [45] 黄昕, 平新乔. 行政垄断还是自然垄断——国有经济在产业上游保持适当控制权的必要性再探讨 [J]. 中国工业经济, 2020 (3): 81-99.
- [46] 钱雪松, 杜立, 马文涛. 中国货币政策利率传导有效性研究: 中介效应和体制内外差异 [J]. 管理世界, 2015 (11): 11-28.
- [47] 李旭超, 罗德明, 金祥荣. 资源错置与中国企业规模分布特征 [J]. 中国社会科学, 2017 (2): 25-43.
- [48] 康茂楠, 刘灿雷, 王永进. 识别外资进入的资源配置效应——来自中国2002年外资管制政策调整的经验证据 [J]. 南开经济研究, 2020 (6): 101-121.
- [49] 王勇, 黄宇轩, 韩博昱. 生产网络与垂直结构研究进展 [J]. 经济学动态, 2022 (3): 123-138.
- [50] 杨肇, 刘放, 李茫茫. 利率市场化、非效率投资与资本配置——基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验 [J]. 金融研究, 2017 (5): 81-96.
- [51] 杨继生, 向镜洁. 货币传导异质性与实体经济流动性配置的“马太效应” [J]. 金融研究, 2020 (11): 40-57.
- [52] Chen H, Li R, Tillmann P. Pushing on a String: State-owned Enterprises and Monetary Policy Transmission in China [J]. China Economic Review, 2019, 54 (11): 26-40.
- [53] 谢超峰, 范从来. 基于货币流通速度影响因素的货币政策有效性研究 [J]. 经济学家, 2016 (12): 52-60.
- [54] 田国强, 赵旭霞. 金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角 [J]. 经济研究, 2019 (8): 4-20.
- [55] 杜立, 钱雪松. 影子银行、信贷传导与货币政策有效性——基于上市公司委托贷款微观视角的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2021 (8): 152-170.
- [56] 林毅夫, 孙希芳, 姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探 [J]. 经济研究, 2009 (8): 4-17.
- [57] 宋清华, 谢坤, 邓伟. 金融科技与货币政策有效性: 数量型与价格型工具的比较研究 [J]. 国际金融研究, 2021 (7): 24-35.
- [58] 周立, 雷中豪. 金融体制改革对地区经济增长的影响研究——基于双重差分法 (DID) 的经验证据 [J]. 财经论丛, 2020 (4): 43-54.
- [59] 马勇, 陈雨露. 经济开放度与货币政策有效性: 微观基础与实证分析 [J]. 经济研究, 2014 (3): 35-46.
- [60] Whited T M, Wu G. Financial Constraints Risk [J]. Review of Financial Studies, 2006, 19 (2): 531-559.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

融资约束文献综述：基于中国制度背景的分析

A Survey of Financial Constraint Research: An Analysis Based on China's Institutional Context

石贝贝 夏晓雪 姜付秀

SHI Bei-bei XIA Xiao-xue JIANG Fu-xiu

[摘要] 融资约束是近三十多年来经济学、金融学等领域的热门话题之一。中国作为发展中国家，其融资约束问题引起了政府、学术界和实业界的广泛关注。本文在对现有文献梳理的基础上，首先基于中国制度背景拓展了现有融资约束的理论框架，然后从影响因素、缓解方式和衡量指标等方面，对代表性文献进行了较为详尽的归纳和评述。在文献回顾的基础上，本文总结了现有研究存在的缺陷，并对未来研究方向进行了展望。本文认为未来研究要结合中国制度背景，重点关注融资约束指标的改善，企业非正常融资需求的约束、融资策略和创新工具的选择以及金融改革对融资约束的缓解作用，以及融资约束的治理效应。

[关键词] 融资约束 理论框架 影响因素 缓解方式 衡量指标

[中图分类号] F275.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0058-11

Abstract: Financial constraint is one of the hot topics in economics and finance in the past 30 years. As a developing country, financial constraints have attracted extensive attention from the government, academics and practitioners in China. Based on existing literature, this paper first expands the theoretical framework of financial constraints based on Chinese institutional background, and then reviews the representative literature in detail from the aspects of determinants, mitigation methods and measurement indicators. Finally, this paper summarizes the shortcomings of existing research, and looks forward to future research directions. This paper suggests that the future research should focus on the improvement of financial constraint measurements; the mitigation effects of the constraint of firms' abnormal financing demands, the selection of financing strategies and innovative tools, and financial reform on financial constraints; the governance effect of financial constraints.

Key words: Financial constraint Theoretical framework Determinants Mitigation methods Measurement indicator

[收稿日期] 2021-02-23

[作者简介] 石贝贝，女，1990年5月生，对外经济贸易大学国际经济贸易学院副教授，研究方向为公司治理；夏晓雪，女，1992年11月生，北京外国语大学博士后，研究方向为公司财务、公司治理；姜付秀，男，1969年6月生，中国人民大学商学院教授，博士生导师，研究方向为公司财务、公司治理、ESG。本文通讯作者为夏晓雪，联系方式为 xiaxiaoxue@bfsu.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“多个大股东的价值：基于信息中介视角的研究”（项目编号：72272144）；国家自然科学基金青年项目“语言时间编码与资本市场效率：影响、机制及后果”（项目编号：72202018）；对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目（项目编号：CXTD12-03）；中国博士后科学基金面上项目“语言时间编码与企业成本粘性：影响、机制及后果”（项目编号：2022M720496）。

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

融资约束是国内外企业在经营与发展过程中普遍遇到的难题（Beck等，2005^[1]；杜传忠和郭树龙，2012^[2]）。作为发展中国家，中国企业的融资约束问题更是表现得非常突出。近些年来，逆全球化思潮抬头，企业面临的不确定性因素进一步加大，2020年初发生的全球性新冠肺炎疫情，更是对企业的经营产生了极大冲击，从而加剧了企业面临的融资约束问题。自Fazzari等（1988）^[3]的开创性研究以来，学者们针对融资约束的成因、影响因素、缓解渠道以及度量指标等问题展开了较为深入的研究，并产生了丰富的学术成果。

然而，尽管现有文献围绕企业融资约束问题展开了较多研究，但现有研究仍存在如下问题：从理论层面看，融资约束理论是基于西方产权制度、市场经济、法律结构、金融市场情况建立的，而处于转轨与新兴阶段的中国在诸多方面迥异于西方国家，在融资约束的成因方面有其特殊性，从而使得现有融资约束理论对中国企业融资约束问题的解释力度不够，对中国企业缓解融资约束实践的指导作用也大打折扣。从实践层面看，已有文献并未从中国企业融资约束的成因和影响因素入手，有针对性地寻找缓解策略。此外，现有文献也并未就中国情境下的融资约束指标达成一致意见。

基于此，本文结合中国制度背景，对现有融资约束领域的文献进行梳理和述评。本文的研究贡献主要体现在以下几个方面：第一，基于中国制度背景，引入具有中国特色的融资约束成因，丰富和发展了融资约束理论；第二，梳理了影响中国企业融资约束的特殊因素，为进一步研究我国企业的融资约束缓解策略奠定基础；第三，梳理现有融资约束缓解路径的文献，为探索中国企业融资约束缓解路径提供启示；第四，梳理现有融资约束度量指标并进行述评，总结适合中国情境的融资约束指标；第五，总结现有研究的不足和改进方向，为后续基于中国制度背景的融资约束问题研究提供启示。

二、基于中国制度背景的融资约束成因理论框架

（一）传统的融资约束成因理论框架

经典融资约束理论认为，不完善资本市场中的信

息不对称和代理问题，是引发融资约束问题的根本原因（Fazzari等，1988^[3]；Kaplan和Zingales，1997^[4]）。借鉴Hubbard（1998）^[5]的研究，本文构建图1对此进行理论阐释。横轴为企业的资本量 K ，纵轴为资本使用成本 R 。企业资本需求曲线 D 随投资机会的增加而向右移动。在完美资本市场下，资本供给曲线 S^* 是一条实际市场利率（经过风险调整）为 r_0 的水平线，企业外部融资成本等于内部融资成本 r_0 ，最优投资水平为资本量 k^* 。在不完美资本市场条件下，信息不对称、代理问题等市场摩擦导致企业外部融资成本高于内部融资成本，资本供给曲线 S 在超过企业内部资金积累 w 点后向上倾斜，随外部融资受限程度提高而越发陡峭，企业实际投资水平为资本量 k ，低于最优投资水平 k^* 。因此，不完善资本市场下，企业投资受制于外源融资，即存在融资约束问题。

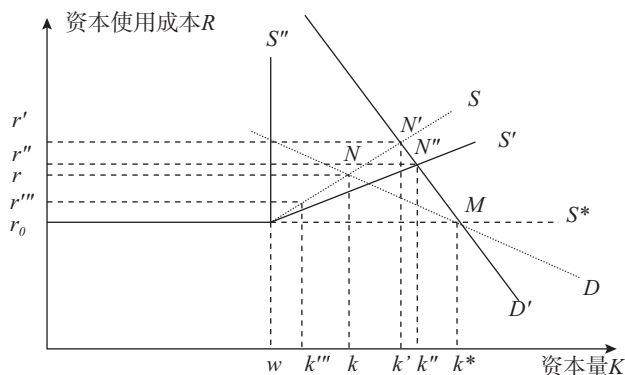


图1 融资约束成因的理论框架图

（二）基于中国制度背景的融资约束理论拓展

经典融资约束理论主要建立在西方制度基础上，而我国仍处于由计划经济到市场经济的转轨时期，在制度特征方面和西方发达国家存在差异，主要表现在政府干预和金融市场管制两方面^①。因此，本文将这两方面纳入现有理论框架，拓展和完善融资约束理论。

1. 考虑政府干预。

政府干预是我国转轨经济体独特的制度背景之一。在我国由计划经济向市场经济的过渡中，政府获得了经理管理权、财政自主权、资源分配权等权利（谭劲松等，2012^[6]）。出于晋升压力，地方政府官员有动机也有能力将政府所需承担的财政和社会目标转嫁给企业（林毅夫等，2004^[7]；周黎安，2004^[8]），

① 对融资约束产生影响的中国特殊制度背景不仅体现在这两方面，在第三部分中，本文在文献梳理基础上进行总结归纳，将更多视角纳入已有融资约束理论框架中，对其进行进一步拓展和完善。

使企业经营偏离利润最大化目标;同时,也会通过直接股权投资或间接行政命令来干预银行经营(王珏等,2015^[9]),影响外部资本供给。因此,在信息不对称和代理冲突等既定的情况下,政府干预的存在也会影响企业面临的融资约束。

基于以上分析,本文在图1中进一步引入政府干预因素,将融资约束理论框架进行拓展。首先,政府干预将作用于企业资本需求曲线 D 。由于政府干预可能使企业投资决策偏离利润最大化目标,因而会削弱企业资本需求对资本成本的敏感性,曲线更为陡峭,由 D 旋转至 D' ^①,导致实际投资由 k 增加至 k' ,实际资本成本则由 r 上升至 r' ,即所需资本量和外部融资成本均显著增加,引发更严重的融资约束问题。其次,政府干预还将作用于资本供给曲线 S 。政府也会通过干预使其所支持的企业或行业获得融资便利,资金供给曲线 S 旋转至更为平坦的曲线 S' ,进而使企业实际资本成本由 r' 下降至 r'' ,而实际投资由 k' 增加至 k'' ,降低了企业融资约束。因此,从长期来讲,政府干预最终会加剧融资约束还是缓解融资约束,取决于政府干预对资本供给线和资本需求线的共同作用。

2. 考虑金融市场管制。

不同于市场经济国家往往金融市场先于市场管制而存在,我国由于转轨前实行的是计划经济,市场管制先于金融市场而存在。比如,我国在很长一段时间内都实行较为严格的利率管制政策;债券市场发行也经历了从审批制到特批制的变化;新股发行制度经历了审批制、通道制、核准制、保荐制、注册制等一系列变迁,然而从本质上来讲,资本市场上证券的发行仍旧是受到管制的。市场管制的存在有助于维护新生市场秩序,但这些制度摩擦的存在也将扭曲资本价格或造成资本供给短缺,恶化企业融资约束。

基于以上分析,本文进一步在图1中引入金融市场管制因素,拓展已有理论框架,主要可分为以下两方面。首先,政府的利率管制。对不同企业而言,贷款利率管制^②存在两种情况。当管制利率 r'' 低于企业均衡利率 r 时,企业的资本供给曲线 S 变短,可获得的资本量降为 k'' ,无法满足企业的均衡投资额 k ,企业面临很强的融资约束;当管制利率 r'' 高于市场均衡利率 r 时,企业的融资约束不受影响。其次,政府

对股票和债券发行的管制。这些管制将造成有意愿和能力发行股票和债券的企业被拒之门外,资本供给价格弹性趋近于0,资本供给曲线 S 趋于垂直线 S'' ,企业实际投资额将极大地受限于企业内源融资额 w ^③,而使得最终投资低于企业的均衡投资 k 。

三、融资约束的影响因素

前文从理论上探讨了企业融资约束的形成机制,并基于中国特殊制度背景丰富了现有的融资约束成因的理论框架。本部分在文献梳理的基础上,进一步介绍影响企业融资约束的中国制度背景因素。

(一) 宏观环境

1. 政治因素。

正如本文在基于中国特殊背景的融资约束成因理论中指出,政府干预是中国企业融资约束的特殊成因。邓可斌和曾海舰(2014)^[10]发现中国企业的融资约束很大程度上源于政府对经济的干预,而非市场摩擦和流动性约束等市场因素。具体而言,各地方政府对于符合我国发展战略的企业的支持政策,能一定程度缓解企业融资,但也可能导致企业投资过度而加剧企业融资约束(张新民等,2017^[11])。同时,由于我国的政府支持常存在结构上的不均衡,因而可能导致一部分企业具有丰富的资源,而另一部分企业则面临严重融资约束的不均衡现象(康志勇,2013^[12];卢盛峰和陈思霞,2017^[13];宋建波等,2019^[14])。

2. 经济因素。

中国企业融资渠道有限,加之外部经济环境和政策环境变动频繁,企业的融资决策更易受到宏观供给面因素的冲击(于蔚等,2012^[15]),因此融资约束随经济周期波动尤为剧烈。具体而言,相对于经济繁荣期,当经济处于紧缩或衰退期时,由于企业本身经营状况不佳,加之银行等金融机构信贷政策收紧,导致企业难以融得资金(曾爱民等,2013^[16]),融资约束水平大幅提高(刘春红和张文君,2013^[17])。

3. 法律环境。

投资者法律保护增强了投资者的资金供给意愿,有助于缓解企业融资约束(La Porta等,1997^[18])。我国目前处于转轨经济的特殊时期,相关法律制度仍

① 此时假设政府干预并没有导致企业投资机会的变化。一般意义上,企业投资机会是由市场决定的,政府干预不会导致企业投资机会变化,但也存在一些特殊情况,例如,当政府干预使得企业可以进入管制行业时,企业投资机会发生了变化。不过,这并不是常态。

② 在中国,利率管制包括贷款和存款利率管制,我们在此以贷款利率管制为例进行探讨。

③ 如有其他融资渠道,则也应考虑进来,此处简化处理。

不健全,限制了企业外部融资渠道发展(Allen等,2005^[19])。但从动态视角看,我国法律法规也在不断建立和完善。譬如说,2007年《中华人民共和国物权法》显著提升了我国产权保护水平,降低了企业债务融资成本(钱雪松等,2019^[20]),缓解了企业融资约束(Liu等,2022^[21];祁怀锦和万滢霖,2018^[22])。

4. 金融市场环境。

资本市场的各种金融管制会导致资金供给不足,恶化企业融资约束(Dell'Ariccia和Marquez,2004^[23])。同时,由于定价机制缺陷(Benveniste和Spindt,1989^[24])等因素所导致的市场资源配置扭曲,也会加重企业融资约束。在“新兴加转轨”的中国,金融市场缺陷是引起企业融资约束极为重要的原因(Allen等,2005^[19])。除上述国内外金融市场缺陷共性外,我国金融市场至少存在几大特点(陈道富,2015^[25];吕劲松,2015^[26]):无风险利率和风险定价偏高,融资成本居高不下;金融资源配置具二元特征,国有和民营经济体系并存,正规金融与民间金融并存,民营企业 and 中小企业融资难、融资贵。这些金融体系的不完善构成了中国企业融资约束的重要根源。

(二) 企业特征

1. 所有权性质。

在中国,银行系统以国有银行为主体,受“父爱主义”影响,银行倾向于对国有企业提供信贷支持,民营企业面临着“金融歧视”(Allen等,2005^[19])。同时,在权益融资方面,国有企业也往往受到证券监管部门的“优待”(祝继高和陆正飞,2011^[27])。因此,我国国有企业面临的融资约束要小于民营企业(张纯和吕伟,2007^[28])。

2. 企业规模。

由于组织结构和公司治理水平等方面的限制,小规模企业的信息不对称程度更高;而且小规模企业经营风险更大,破产概率更高,因此,中小企业普遍受到金融歧视(Beck和Demirguc-Kunt,2006^[29])。在我国,二元结构造成了金融资源分配的失衡,中小企业面临金融排斥,难以从正规金融渠道获得足额融资,需要借助非正式金融方式融资予以补充,面临极大的融资难、融资贵问题(陈道富,2015^[25];吕劲松,2015^[26])。

3. 企业集团。

在中国,作为较弱制度保护的替代性措施,企业集团这一组织形式普遍存在(Khanna和Palepu,

1997^[30])。企业集团通过内部资本市场的建立,可以产生“共同保险”机制,增强企业的借债能力(王琨等,2014^[31]);集团的内部资本配置,也降低了集团内企业的融资成本(王化成和曾雪云,2012^[32]),缓解了融资约束。然而,内部资本市场也可能部分地被异化为向控股股东利益输送的渠道(刘星等,2010^[33]),降低外部投资者的投资意愿和内部资本市场自身效率,损害其缓解融资约束的能力(杨棉之等,2010^[34])。

(三) 公司治理

公司治理通过降低信息不对称和代理问题,从而缓解企业融资约束。然而,现有关于公司治理的研究更多是基于西方发达国家中普遍存在的第一类代理问题展开讨论,即股东与经理人之间的代理问题(Fama和Jensen,1983^[35];Shleifer和Vishny,1997^[36])。而在中国等新兴国家,股权结构表现出高度集中且“一股独大”的特点,主要的代理问题为控股股东与其他股东之间的利益冲突(La Porta等,1999^[37])。本部分基于这一制度背景差异,从股权结构、董事会和经理激励三个方面探讨中国制度背景下的公司治理机制如何影响企业融资约束。

1. 股权结构。

在中国,由于投资者保护程度较差(Allen等,2005^[19]),且上市公司的股权结构较为集中,控股股东常利用其优势地位侵蚀中小股东的利益(Shleifer和Vishny,1997^[36];La Porta等,2000^[38]),因而降低了投资者的投资意愿并减少了企业内部现金流,恶化企业面临的融资约束(Lin等,2011^[39])。而多个大股东的股权结构通过股东之间的相互监督,能降低控股股东代理问题,缓解融资约束(姜付秀等,2017^[40])。

2. 董事会。

在中国,大股东对独立董事的聘任多基于政策规定及要求,独立董事可能并不独立(支晓强和童盼,2005^[41]),对大股东的监督有限,不利于缓解融资约束。但另一方面,董事的资源作用较为突出,来自银行、政府部门以及网络中心度较高的董事,为企业带来了融资便利(苏灵等,2011^[42];余明桂和潘红波,2008^[43];王营和曹廷求,2014^[44]),缓解了企业融资约束。

3. 经理激励。

有效的经理激励,如货币薪酬激励、高管持股或股权激励,能够使经理与股东的利益趋于一致,缓解

经理自利行为引发的代理问题 (Jensen 和 Meckling, 1976^[45]; Jensen 和 Murphy, 1990^[46]), 进而缓解企业面临的融资约束问题。高管持股在产生“利益趋同效应”的同时, 也可能产生“壕沟效应” (Fama 和 Jensen, 1983^[35]), 引发代理问题, 恶化企业融资约束。就中国情境而言, 我国的经理激励主要采用货币形式, 股权激励较为有限, 高管持股比例一般较低, 同时, 我国股权集中度较高, 因此, 高管持股所产生的“壕沟效应”较为有限, 能够一定程度缓解企业的融资约束问题。

四、融资约束的缓解方式与评述

基于前文所述, 不完美资本市场中信息不对称和代理问题的存在, 是引发融资约束问题的根本原因 (Fazzari 等, 1988^[3]; Kaplan 和 Zingales, 1997^[4]), 而中国特殊制度背景下, 政府干预以及金融市场管制是我国不完美资本市场的重要体现。因此, 本部分主要围绕融资约束产生的根源, 即不完美资本市场、信息不对称和代理问题展开对融资约束缓解方式的文献梳理。此外, 本部分也简要梳理了其他视角的研究, 比如内部资本管理、关系网络构建以及融资渠道拓展等等。最后, 本部分还对相关文献进行了评述。具体思路如图 2 所示。

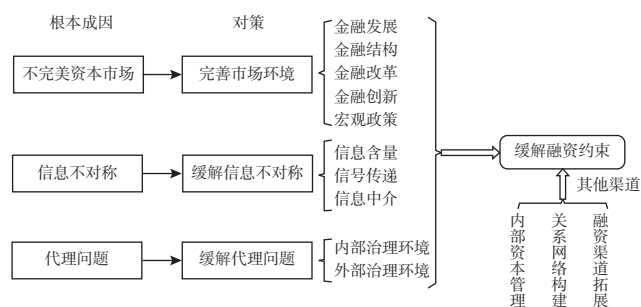


图 2 融资约束缓解渠道

(一) 完善金融市场环境

金融环境是影响企业融资约束最为直接的制度环境。尽管我国金融环境尚不发达, 但一直在持续不断地建设和发展, 涌现出了不少改革和创新举措, 这为学者基于中国情境研究金融环境改善对企业融资约束的缓解作用提供了丰富场景。

1. 金融发展。

金融发展提高了资本供给及分配效率, 能有效缓解企业融资约束 (Love, 2003^[47])。而金融生态环境, 即包含金融发展、政府治理、经济基础、制度文化等多个维度的生态体系的优化也有助于缓解企业融

资约束 (魏志华等, 2014^[48])。

2. 金融结构。

银行主导的金融体系相对于股票市场主导的金融体系能够更大程度上缓解企业融资约束 (Baum 等, 2011^[49])。从内部结构来看: 当中小银行占比较高时, 中小企业融资约束能得到较大缓解 (姚耀军和董钢锋, 2015^[50]); 当银行业竞争较高时, 一方面降低了银行市场势力, 进而缓解企业融资约束, 另一方面削弱了银行搜集公司信息的动机, 进而加剧了融资约束 (Chong 等, 2013^[51])。

3. 金融改革。

尽管我国金融市场中存在较多管制行为, 但相关管制在逐渐放松开来, 这些改革措施有助于缓解企业融资约束。譬如说, 我国持续不断的利率市场化改革对中小企业融资约束缓解带来了积极的影响 (赵平和姚耀军, 2022^[52])。又如, 我国于 2014 年开始进行沪港股票市场的交易互联互通机制试点, 是资本市场对外开放改革的一项重要举措, 缓解了企业股权融资约束 (谭小芬和邵涵, 2021^[53])。

4. 金融创新。

创新性金融工具, 如风险对冲工具、资产证券化等, 有助于缓解企业融资约束 (Campello 等, 2011^[54]; Lemmon 等, 2014^[55])。中国学者则发现短期融资券 (李科和徐龙炳, 2011^[56])、供应链金融 (宋华和卢强, 2017^[57]) 等金融创新同样可以缓解企业融资约束。尽管受限于中国金融市场的发展水平, 中国的金融创新相对有限, 但数字经济的快速发展为中国“弯道超车”, 利用金融科技手段缓解企业融资约束提供了重要契机 (赵瑞瑞等, 2021^[58])。

5. 宏观政策。

如前所述, 政府干预既是导致中国企业融资约束的部分成因, 同时也是中国企业缓解融资约束的重要来源。政府补贴、税收优惠等政府支持政策可以缓解企业融资约束 (卢盛峰和陈思霞, 2017^[13]; 任曙明和吕镒, 2014^[59]); 增值税转型和“营改增”的税收政策 (罗宏和陈丽霖, 2012^[60]) 以及柔性税收征管政策 (孙雪娇等, 2019^[61]) 等宏观经济政策也能缓解企业的融资约束。

(二) 缓解信息不对称

在中国, 由于市场体系不健全, 信息环境较差, 这成为我国企业面临融资约束的重要原因。企业信息的传递有助于缓解企业内、外部的信息不对称, 从而降低企业所面临的融资约束。

1. 信息含量。

充分的信息披露和高质量的会计信息能提升企业的信息透明度,缓解企业融资约束程度(曾颖和陆正飞,2006^[62])。

2. 信号传递。

企业可以通过信号传递方式,缓解信息不对称问题,从而降低企业所面临的融资约束。较大的公司规模(Beck等,2005^[1])、抵押担保品的使用(Menkhoff等,2012^[63])、被外商直接投资(罗长远和陈琳,2011^[64])、营销能力(顾雷等,2018^[65])等都可以作为信号传递,缓解企业融资约束。

3. 信息中介。

审计师、分析师、媒体等信息中介通过信息的鉴证、搜集、解读和传播等功能,有助于提升企业信息披露质量和降低企业与资本提供者之间的信息不对称,缓解企业融资约束(王少飞等,2009^[66];张纯和吕伟,2009^[67];夏楸和郑建明,2015^[68])。

(三) 缓解代理问题

在中国,由于投资者法律保护水平较差,且股权结构较为集中,导致较为严重的代理问题(尤其是控股股东与中小股东之间的代理问题),降低投资者的资本供给意愿。高质量的治理环境能通过缓解企业代理问题,进而降低企业的融资约束水平。

1. 内部治理环境。

多个大股东之间的相互监督能对控股股东产生约束作用,进而缓解融资约束(姜付秀等,2017^[40])。同时,外部董事虽较难发挥监督作用(支晓强和童盼,2005^[41]),但也能通过为企业提供资源支持(刘浩等,2012^[69]),缓解企业融资约束。

2. 外部治理环境。

完善的法律环境和契约环境(Beck等,2005^[1];杨畅和庞瑞芝,2017^[70])、机构投资者(张纯和吕伟,2007^[28];甄红线和王谨乐,2016^[71])以及大客户的存在(Itzkowitz,2015^[72]),都能发挥外部监督作用,进而缓解公司融资约束。

(四) 其他缓解融资约束的渠道

为应对金融市场不完善所导致的融资难、融资贵问题,中国企业还可以通过内部资本管理的方式克服外源融资的不足,或通过构建关系网络和拓展融资渠道的方式,缓解融资约束问题。

1. 内部资本管理。

企业可以通过流动性管理的方式缓解融资约束:通过持有流动性较高的资产,如现金、营运资本等,

为企业未来投资留存资金,满足和平滑企业投资需求(江静,2014^[73];连玉君等,2010^[74];鞠晓生等,2013^[75])。同时,通过发挥内部资本市场的“多钱效应”和“智钱效应”(王化成等,2011^[76]),企业也能缓解融资约束。

2. 关系网络构建。

在外部制度不完善的情况下,中国企业通过非正式制度,尤其是具有中国特色的关系网络的构建,对外部制度起到了一定替代作用,因而一定程度缓解了融资约束,主要包括银企关系、政企关系以及企业间关系等(邓建平和曾勇,2011^[77];于蔚等,2012^[78];盛丹和王永进,2014^[79];尹筑嘉等,2018^[80])。

3. 融资渠道拓展。

中国企业,尤其是民营企业和中小微企业受到正规金融体系排斥,融资渠道受限。企业可以通过积极地拓展融资渠道,缓解外部融资受限对企业产生的影响。譬如说,拓展融资方式,采用商业信用融资弥补资金不足(石晓军和张顺明,2010^[81]);拓展融资来源地,利用异地资本(刘星等,2016^[82]);拓展融资平台,如互联网金融平台(王馨,2015^[83])。

(五) 融资约束缓解方式的总体评述

从上述文献可以看出,学者们对缓解融资约束的渠道进行了全面深入的探讨,但仍然存在以下不足:

第一,公司治理对融资约束的缓解作用较少受到关注。尽管代理成本是融资约束主要成因之一的观点已经成为学者们的共识,但是,已有研究大多止步于公司治理机制对代理问题的影响,对其如何缓解融资约束的关注不够充分;并且,大都假定企业融资需求是合理的,较少考虑由于代理问题(如过度投资)所产生的不合理融资需求对融资约束问题的影响。

第二,对于外部信息中介对融资约束的缓解作用关注较少。信息不对称的存在也是引起企业融资约束的主要成因之一,目前的研究主要集中在资金的需求方即企业自身的信息披露和信号传递对于缓解信息不对称、进而缓解融资约束的作用,对于联系资金供给方和资金需求方的重要信息中介机构所发挥作用的研究却较为少见。

第三,金融改革对融资约束缓解作用的研究较为匮乏。相较于信息渠道和治理渠道,对于完善金融市场如何缓解中国企业融资约束的研究较少。

第四,较少区分不同公司特征以及不同宏观环境的影响。尽管相关机制设计可以缓解企业融资约束,但是这种缓解作用将会受到企业本身特征以及所处外

部宏观环境的影响,已有文献对该方面的研究是较为欠缺的。

五、融资约束的衡量指标与评述

尽管已有文献从诸多方面试图合理地衡量融资约束,然而,目前文献所采用的指标主要是基于西方发达资本市场情境构建,且并没有很好衡量出企业融资约束状况(Farre-Mensa和Ljungqvist,2016^[84])。这些指标在中国融资约束问题研究的应用方面存在局限

性,同时,在构建具有中国特色的融资约束指标时,也需要注意避免这些指标所存在的缺陷。基于此,本文对现有指标衡量进行介绍和评述。

(一) 融资约束的衡量指标

从已有文献看,目前关于融资约束的度量方法可以归纳为以下五个:单一指标判别法、多元变量综合指数、敏感性系数、外生冲击事件、文本分析法。融资约束的指标不一而足,本文仅选择具有代表性的指标进行列示,如表1所示。

表1 融资约束的衡量方法

指标类别	具体指标	指标内涵及应用	代表文献
单一指标判别法	股利	面临融资约束的企业会减少股利支出以增加内部资金供给	Fazzari等(1988) ^[3]
	企业规模	规模较小的公司,面临更高的信息不对称和抵押品约束,外部融资较困难	Gertler和Gilchrist(1994) ^[85]
	企业年龄	年轻企业被市场了解较少,信息不对称程度较高,面临较高融资约束	Devereux和Schiantarelli(1990) ^[86]
多元变量综合指数	KZ指数	小样本年报文本判断企业融资约束水平,序列logit回归得到企业财务信息(企业现金流、市场价值、债务、分红和现金)与融资约束之间系数关系	Kaplan和Zingales(1997) ^[4] 、Lamont等(2001) ^[87] 、魏志华等(2014) ^[48]
	WW指数	估计欧拉投资方程,建立现金流、是否分红、长期负债率、企业规模、行业增长率和企业销售收入增长率的线性组合,以计算资本的影子价格	Whited和Wu(2006) ^[88] 、邓可斌和曾海舰(2014) ^[10]
	SA指数	采用较为外生的变量(企业规模、年龄),对小样本年报文本所判断出的企业融资约束水平进行回归,并利用估计的系数构建指标	Hadlock和Pierce(2010) ^[89]
外生冲击事件	外部资本供给冲击	货币政策波动、国际原油价格剧跌、短期融资券推出、金融危机	Gertler和Gilchrist(1994) ^[85] 、Lamont等(2001) ^[87] 、李科和徐龙炳(2011) ^[56] 、Blalock等(2008) ^[90]
敏感性系数	投资-现金流敏感性	面临融资约束的企业需要依赖内源融资缓解企业融资约束对投资的抑制作用,表现出较高的投资-现金流敏感性	Fazzari等(1988) ^[3]
	现金-现金流敏感性	融资约束的企业将现金流更多地以现金方式持有,以应对未来投资需求,表现出较高的现金-现金流敏感性	Almeida等(2004) ^[91]
文本分析指标	词典法	年报文本中约束词(constraining words)的占比	Bodnaruk等(2015) ^[92]
	余弦相似度	使用正则表达式构造表示公司处于融资约束状态的短语组合,计算企业年报“管理层与讨论分析”(简称MD&A)文本向量与融资约束企业集合的文本向量的余弦相似度	Hoberg和Maksimovic(2015) ^[93] 、姜付秀等(2017) ^[40]
	有监督学习	使用朴素贝叶斯方法利用年报中MD&A文本识别融资约束企业	Buehlmaier和Whited(2018) ^[94]

(二) 融资约束衡量指标的总体评述

基于以上文献梳理可以看出,对于如何准确识别和度量企业融资约束水平,已有文献做了许多有益的尝试和探讨,然而,融资约束指标的选择仍然是学术界长期争论不休但无定论的问题。即使是被学者广泛使用的指标,也受到了诸多质疑。下面,我们针对不

同类型的指标,分别对指标的优势和劣势进行分析,并进行了总体评述。

1. 单一指标判别法。

单一指标具有简洁、直观、易操作的优点。但是,使用企业单一方面的财务表现来推断企业整体融资约束状况难免有片面、武断之嫌。此外,我国与西

方发达国家在具体制度背景的差异,也使得部分单一指标在中国的适用性较弱。例如,由于中国上市公司股利政策的连续性较差、随意性较大,股利支付意愿较低,因此使用股利支付行为来衡量中国企业的融资约束水平可能并不合适。

2. 多元变量综合指标。

使用多维度的财务指标综合反映企业融资约束水平,相较单一财务指标更具综合性、更加全面。但仍存在下列问题:(1)单一指标和多元综合指标在指标构建时所使用的财务指标往往较为内生。(2)即使所使用指标较为外生(如SA指数),但究竟是反映了融资约束水平,还是仅反映企业特征本身,存在较大争议。(3)计算得到的融资约束指标仅反映横截面差异,在时间序列上高度相关。(4)各维度指标系数依据西方发达国家企业样本计算得到,将其直接移植到中国情境,指标的适用性难以保证。

3. 外生冲击事件。

外生冲击事件的优势体现在能更好地克服指标内生性问题:使用对企业融资水平造成影响的外生冲击事件,能够较好地识别融资约束和其所带来的经济后果之间的因果关系,也避免了融资约束度量问题的困扰。但是,由于这一方法只能在特定时间和空间背景下使用,而且通常只能定性分析,无法定量刻画不同企业融资约束水平的具体大小,因此难以在现有研究中得到非常广泛的应用,适用范围小于其他类型的指标。

4. 敏感性系数。

敏感性系数依据企业经济要素之间逻辑关系,对企业融资约束水平进行间接推断,计算出的指标具备一定的经济学理论含义。同时,与单一或多元财务指标相比,敏感性系数的时间变异性较强,能更好地反映企业融资约束水平的时序差异。但是,敏感性系数的指标计算依赖于特定假定,指标是否有效取决于这些假定是否满足。在中国情境下,存在如下质疑:(1)企业较高的投资-现金流敏感性不仅反映了其面临的融资约束水平,也可能是源于代理问题所导致的过度投资(连玉君和程建,2007^[95];罗琦等,2007^[96])。(2)现金持有动机的复杂性也同样限制了现金-现金流敏感性的使用,譬如,企业内部人出于避免外部监管的动机,也会持有更多现金(章晓霞和吴冲锋,2006^[97])。

5. 文本分析指标。

总的来说,单一指标、多元综合指标、外生冲击

事件、敏感性系数等融资约束指标,存在指标片面、指标内生、指标使用范围局限、指标间接等缺陷,损害了它们对企业融资约束水平的测度效力。相较于这些指标,以文本分析方法构建的融资约束指标具有以下优势:(1)使用企业财务报告文本信息,更为直接和准确地判断企业整体融资约束水平(Hoberg和Maksimovic,2015^[93]),而不需要使用财务指标、外生事件或敏感性系数间接推断。(2)在横截面差异和时间序列差异均具有较大变异性。(3)运用计算机技术,快速和高效地处理文本数据,克服小样本局限性。因此,使用文本分析指标衡量企业融资约束在目前更受中国学者认可(姜付秀等,2017^[40])。但是,值得注意的是,各国企业的报告文本受到各国语言文化和信息披露规则的影响,因此,中国学者在使用文本分析方法构建中国企业融资约束指标时,应结合中国制度背景和语言习惯进行构建。

六、未来研究展望

本文首先基于中国制度背景对融资约束的理论分析框架进行拓展,然后就融资约束的影响因素、缓解方式和指标度量三个方面对代表性文献进行了归纳和评述。整体而言,融资约束的相关研究仍然存在不足。比如,基于中国特殊制度背景的讨论仍较为匮乏;融资约束的度量仍然是一个存在争议的问题;未区分企业正常融资需求和不合理融资需求;较少讨论到企业自身融资策略和融资创新工具的最优选择这一缓解方式;对金融改革这一缓解企业融资约束的重要根本性手段的研究不够丰富;侧重于融资约束负面经济后果的讨论,忽略了其可能存在的治理效应。因此,未来关于融资约束的研究仍然具有较大的空间。

基于现有研究的不足,本文认为未来学者可以从以下几个方面深入拓展。

第一,基于中国特殊制度背景进行相关研究。现有融资约束理论主要基于西方发达国家的制度背景,即较为成熟与规范的市场经济制度、较为发达的金融市场、比较完善的法律结构。而我国缺乏这些基本的制度性特征,呈现出不成熟、不规范、不完善的特点,表现出典型的转轨经济与新兴市场特征。因此,中国企业融资约束成因的理论,可能与西方融资约束理论存在很大不同,这一视角的研究尤为必要。

第二,克服已有指标缺陷和争议,构建可靠、易用的融资约束指标。虽然学者们进行了长期、大量研究,提出诸多融资约束衡量指标,然而,现有指标均

存在一定的局限性。目前来看,以文本分析方法构建的融资约束指标在衡量企业融资约束时更加直接、准确和全面(Hoberg和Maksimovic, 2015^[93]),但是技术难度较大,操作困难,同时也存在语义判断较为主观,或语义容易混淆的问题。因此,学者们需要在此基础上进一步探讨,达成共识。

第三,识别企业正常和不合理的融资需求,并探讨企业不合理融资需求所导致的融资约束问题的缓解方式。已有研究大都假定企业融资需求是合理的,并没有考虑由于代理问题(如过度投资)所产生的不合理融资需求对企业融资约束的影响。不合理融资需求不仅会恶化企业融资约束,同时,该部分融资约束的缓解还会导致资源的错配。因此,如何识别和区分企业正常的融资需求和不合理融资需求,是融资约束研究需要解决的重要问题。此外,由于已有研究对该问题的忽略,使其不仅高估了很多公司实际面临的融资约束水平,更重要的是,也使得已有研究并没有就这一类融资约束问题寻求根本上的解决方法。本文认为,解决企业不合理融资需求问题的关键,在于公司治理机制的合理构建。而对公司治理机制和融资约束的关系进行直接探讨的文献并不多见,因此公司治理机制对企业融资约束的影响仍然是一个待探讨的话题。同时,中国公司治理机制与其他国家相比存在较大差异,因此,该视角的研究更有其特殊价值和现实意义。

第四,研究融资约束企业的融资策略和融资创新行为,并关注融资创新产生的风险问题。譬如说,考虑不同融资策略和企业自身成本收益函数的异质性,研究企业缓解融资约束的最优融资策略选择;考虑融资创新工具和企业自身异质性,研究不同企业的最优融资创新工具选择;紧跟融资创新工具实践进行研究;关注融资创新这把“双刃剑”对企业所带来的风险;国外已有创新型融资工具在中国的适用性和风险性,也需要结合中国制度背景、资本市场和企业实际进行深入研究。

第五,研究金融改革政策对融资约束的缓解作用。从与融资需求对应的资本供给方来看,各种管制以及金融市场本身的缺陷使得企业合理融资需求不能得到很好满足,产生融资约束问题。该部分问题的解决在于金融改革。中国过去几十年在商业银行、资本市场等方面的金融改革实践,为该视角的研究提供了很好的研究素材。

第六,探讨融资约束对企业的治理效应。已有研究大多讨论的是融资约束对公司的负面效应,然而,事物都是具有两面性的,融资约束也可能在某些情况下对企业产生正面的治理效应。结合中国制度背景,研究融资约束还能在哪些方面对公司内部人尤其是控股股东的自利性行为产生约束,在何种情境下能发挥作用,是未来值得研究的话题。

参考文献

- [1] Beck T, Demirgüç Kunt A, Maksimovic V. Financial and Legal Constraints to Growth: Does Firm Size Matter? [J]. The Journal of Finance, 2005, 60 (1): 137-177.
- [2] 杜传忠,郭树龙. 经济转轨期中国企业成长的影响因素及其机理分析 [J]. 中国工业经济, 2012 (11): 97-109.
- [3] Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C. Financing Constraints and Corporate Investment [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988 (1): 141-206.
- [4] Kaplan S N, Zingales L. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112 (1): 169-215.
- [5] Hubbard R G. Capital-Market Imperfections and Investment [J]. Journal of Economic Literature, 1998, 36 (1): 193-225.
- [6] 谭劲松,简宇寅,陈颖. 政府干预与不良贷款 [J]. 管理世界, 2012 (7): 29-43.
- [7] 林毅夫,刘明兴,章奇. 政策性负担与企业的预算软约束:来自中国的实证研究 [J]. 管理世界, 2004 (8): 81-89.
- [8] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因 [J]. 经济研究, 2004 (6): 33-40.
- [9] 王珏,骆力前,郭琦. 地方政府干预是否损害信贷配置效率? [J]. 金融研究, 2015 (4): 99-114.
- [10] 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.
- [11] 张新民,张婷婷,陈德球. 产业政策、融资约束与企业投资效率 [J]. 会计研究, 2017 (4): 12-18.
- [12] 康志勇. 融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入 [J]. 南开管理评论, 2013 (5): 61-70.
- [13] 卢盛峰,陈思霞. 政府偏袒缓解了企业融资约束吗?——来自中国的准自然实验 [J]. 管理世界, 2017 (5): 51-65.
- [14] 宋建波,苏子豪,王德宏. 政府补助、投融资约束与企业僵尸化 [J]. 财贸经济, 2019 (4): 5-19.
- [15] 于蔚,金祥荣,钱彦敏. 宏观冲击、融资约束与公司资本结构动态调整 [J]. 世界经济, 2012 (3): 24-47.
- [16] 曾爱民,张纯,魏志华. 金融危机冲击、财务柔性储备与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2013 (4): 107-120.

- [17] 刘春红, 张文君. 经济周期波动与融资约束的动态调整 [J]. 中央财经大学学报, 2013 (12): 37-42.
- [18] La Porta R, Lopez De Silanes F, Shleifer A, Vishny R W. Legal Determinants of External Finance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (3): 1131-1150.
- [19] Allen F, Qian J, Qian M. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1): 57-116.
- [20] 钱雪松, 唐英伦, 方胜. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据 [J]. 金融研究, 2019 (7): 115-134.
- [21] Liu Y, Liu Y, Wei Z. Property Rights Protection, Financial Constraint, and Capital Structure Choices: Evidence from a Chinese Natural Experiment [J]. Journal of Corporate Finance, 2022, 73: 102167.
- [22] 祁怀锦, 万滢霖. 《物权法》、内部资本市场与企业融资约束 [J]. 经济学动态, 2018 (11): 88-102.
- [23] Dell'Ariccia G, Marquez R. Information and Bank Credit Allocation [J]. Journal of Financial Economics, 2004, 72 (1): 185-214.
- [24] Benveniste L M, Spindt P A. How Investment Bankers Determine the Offer Price and Allocation of New Issues [J]. Journal of Financial Economics, 1989, 24 (2): 343-361.
- [25] 陈道富. 我国融资难融资贵的机制根源探究与应对 [J]. 金融研究, 2015 (2): 45-52.
- [26] 吕劲松. 关于中小企业融资难、融资贵问题的思考 [J]. 金融研究, 2015 (11): 115-123.
- [27] 祝继高, 陆正飞. 产权性质、股权再融资与资源配置效率 [J]. 金融研究, 2011 (1): 131-148.
- [28] 张纯, 吕伟. 机构投资者、终极产权与融资约束 [J]. 管理世界, 2007 (11): 119-126.
- [29] Beck T, Demirguc-Kunt A. Small and Medium-Size Enterprises: Access to Finance as a Growth Constraint [J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30 (11): 2931-2943.
- [30] Khanna T, Palepu K. Why Focused Strategies [J]. Harvard Business Review, 1997, 75 (4): 41-51.
- [31] 王琨, 陈胜蓝, 李晓雪. 集团关联担保与公司融资约束 [J]. 金融研究, 2014 (9): 192-206.
- [32] 王化成, 曾雪云. 专业化企业集团的内部资本市场与价值创造效应——基于中国三峡集团的案例研究 [J]. 管理世界, 2012 (12): 155-168.
- [33] 刘星, 代彬, 郝颖. 掏空、支持与资本投资——来自集团内部资本市场的经验证据 [J]. 中国会计评论, 2010 (2): 201-222.
- [34] 杨棉之, 孙健, 卢闯. 企业集团内部资本市场的存在性与效率性 [J]. 会计研究, 2010 (4): 50-56.
- [35] Fama E F, Jensen M C. Separation of Ownership and Control [J]. The Journal of Law and Economics, 1983, 26 (2): 301-325.
- [36] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (2): 737-783.
- [37] La Porta R, Lopez De Silanes F, Shleifer A. Corporate Ownership Around the World [J]. The Journal of Finance, 1999, 54 (2): 471-517.
- [38] La Porta R, Lopez De Silanes F, Shleifer A, Vishny R W. Agency Problems and Dividend Policies Around the World [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (1): 1-33.
- [39] Lin C, Ma Y, Xuan Y. Ownership Structure and Financial Constraints: Evidence from a Structural Estimation [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 102 (2): 416-431.
- [40] 姜付秀, 王运通, 田园, 吴恺. 多个大股东与企业融资约束——基于文本分析的经验证据 [J]. 管理世界, 2017 (12): 61-74.
- [41] 支晓强, 童盼. 盈余管理、控制权转移与独立董事变更——兼论独立董事治理作用的发挥 [J]. 管理世界, 2005 (11): 137-144.
- [42] 苏灵, 王永海, 余明桂. 董事的银行背景、企业特征与债务融资 [J]. 管理世界, 2011 (10): 176-177.
- [43] 余明桂, 潘红波. 政治关系、制度环境与民营企业银行贷款 [J]. 管理世界, 2008 (8): 9-21.
- [44] 王营, 曹廷求. 董事网络增进企业债务融资的作用机理研究 [J]. 金融研究, 2014 (7): 189-206.
- [45] 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.
- [46] Jensen M C, Murphy K J. Performance Pay and Top-management Incentives [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98 (2): 225-264.
- [47] Love I. Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model [J]. The Review of Financial Studies, 2003, 16 (3): 765-791.
- [48] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究 [J]. 会计研究, 2014 (5): 73-80.
- [49] Baum C F, Schäfer D, Talavera O. The Impact of the Financial System's Structure on Firms' Financial Constraints [J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30 (4): 678-691.
- [50] 姚耀军, 董钢锋. 中小企业融资约束缓解: 金融发展水平重要抑或金融结构重要? ——来自中小企业板上市公司的经验证据 [J]. 金融研究, 2015 (4): 148-161.
- [51] Chong T T, Lu L, Ongena S. Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-sized Enterprises? Evidence from China [J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (9): 3412-3424.
- [52] 赵平, 姚耀军. 中国利率市场化改革对中小民营企业融资约束的影响——引入银行信贷风险定价能力作用的再考察 [J]. 财经研究, 2022 (7): 109-123.
- [53] 谭小芬, 邵涵. 资本市场对外开放与企业股权融资——来自“沪港通”的经验证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (11): 49-61.
- [54] Campello M, Lin C, Ma Y, Zou H. The Real and Financial Implications of Corporate Hedging [J]. The Journal of Finance, 2011, 66 (5): 1615-1647.
- [55] Lemmon M, Liu L X, Mao M Q, Nini G. Securitization and Capital Structure in Nonfinancial Firms: An Empirical Investigation [J]. The Journal of Finance, 2014, 69 (4): 1787-1825.

- [56] 李科, 徐龙炳. 融资约束、债务能力与公司业绩 [J]. 经济研究, 2011 (5): 61-73.
- [57] 宋华, 卢强. 基于虚拟产业集群的供应链金融模式创新: 创捷公司案例分析 [J]. 中国工业经济, 2017 (5): 172-192.
- [58] 赵瑞瑞, 张玉明, 刘嘉惠. 金融科技与企业投资行为研究——基于融资约束的影响机制 [J]. 管理评论, 2021 (11): 312-323.
- [59] 任曙明, 吕镒. 融资约束、政府补贴与全要素生产率: 来自中国装备制造企业的实证研究 [J]. 管理世界, 2014 (11): 10-23.
- [60] 罗宏, 陈丽霖. 增值税转型对企业融资约束的影响研究 [J]. 会计研究, 2012 (12): 43-49.
- [61] 孙雪娇, 翟淑萍, 于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据 [J]. 中国工业经济, 2019 (3): 81-99.
- [62] 曾颖, 陆正飞. 信息披露质量与股权融资成本 [J]. 经济研究, 2006 (2): 69-79.
- [63] Menkhoff L, Neuberger D, Rungruxsirivorn O. Collateral and Its Substitutes in Emerging Markets' Lending [J]. Journal of Banking & Finance, 2012, 36 (3): 817-834.
- [64] 罗长远, 陈琳. FDI 是否能够缓解中国企业的融资约束 [J]. 世界经济, 2011 (4): 42-61.
- [65] 顾雷雷, 郭国庆, 彭俞超. 融资约束、营销能力和企业投资 [J]. 管理评论, 2018 (7): 100-113.
- [66] 王少飞, 孙铮, 张旭. 审计意见、制度环境与融资约束——来自我国上市公司的实证分析 [J]. 审计研究, 2009 (2): 63-72.
- [67] 张纯, 吕伟. 信息环境、融资约束与现金股利 [J]. 金融研究, 2009 (7): 81-94.
- [68] 夏楸, 郑建明. 媒体报道、媒体公信力与融资约束 [J]. 中国软科学, 2015 (2): 155-165.
- [69] 刘浩, 唐松, 楼俊. 独立董事: 监督还是咨询? ——银行背景独立董事对企业信贷融资影响研究 [J]. 管理世界, 2012 (1): 141-156.
- [70] 杨畅, 庞瑞芝. 契约环境、融资约束与“信号弱化”效应——基于中国制造业企业的实证研究 [J]. 管理世界, 2017 (4): 60-69.
- [71] 甄红线, 王谨乐. 机构投资者能够缓解融资约束吗? ——基于现金价值的视角 [J]. 会计研究, 2016 (12): 51-57.
- [72] Itzkowitz J. Buyers as Stakeholders: How Relationships Affect Suppliers' Financial Constraints [J]. Journal of Corporate Finance, 2015, 31: 54-66.
- [73] 江静. 融资约束与中国企业储蓄率: 基于微观数据的考察 [J]. 管理世界, 2014 (8): 18-29.
- [74] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为 [J]. 金融研究, 2010 (10): 158-171.
- [75] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013 (1): 4-16.
- [76] 王化成, 蒋艳霞, 王珊珊, 张伟华, 邓路. 基于中国背景的内部资本市场研究: 理论框架与研究建议 [J]. 会计研究, 2011 (7): 28-37.
- [77] 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.
- [78] 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.
- [79] 盛丹, 王永进. “企业间关系”是否会缓解企业的融资约束 [J]. 世界经济, 2014 (10): 104-122.
- [80] 尹筑嘉, 曾浩, 毛晨旭. 董事网络缓解融资约束的机制: 信息效应与治理效应 [J]. 财贸经济, 2018 (11): 112-127.
- [81] 石晓军, 张顺明. 商业信用、融资约束及效率影响 [J]. 经济研究, 2010 (1): 102-114.
- [82] 刘星, 田梦可, 张超. 回归 A 股缓解了企业融资约束吗? ——基于现金-现金流敏感性的分析 [J]. 管理评论, 2016 (11): 40-54.
- [83] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究 [J]. 金融研究, 2015 (9): 128-139.
- [84] Farre-Mensa J, Ljungqvist A. Do Measures of Financial Constraints Measure Financial Constraints? [J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29 (2): 271-308.
- [85] Gertler M, Gilchrist S. Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109 (2): 309-340.
- [86] Devereux M, Schiantarelli F. Investment, Financial Factors, and Cash Flow: Evidence from UK Panel Data [A]. Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment [M]. University of Chicago Press, 1990: 279-306.
- [87] Lamont O, Polk C, Saaß-Requejo J. Financial Constraints and Stock Returns [J]. The Review of Financial Studies, 2001, 14 (2): 529-554.
- [88] Whited T M, Wu G. Financial Constraints Risk [J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19 (2): 531-559.
- [89] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (5): 1909-1940.
- [90] Blalock G, Gertler P J, Levine D I. Financial Constraints on Investment in an Emerging Market Crisis [J]. Journal of Monetary Economics, 2008, 55 (3): 568-591.
- [91] Almeida H, Campello M, Weisbach M S. The Cash Flow Sensitivity of Cash [J]. The Journal of Finance, 2004, 59 (4): 1777-1804.
- [92] Bodnaruk A, Loughran T, McDonald B. Using 10-K Text to Gauge Financial Constraints [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2015, 50 (4): 623-646.
- [93] Hoberg G, Maksimovic V. Redefining Financial Constraints: A Text-Based Analysis [J]. The Review of Financial Studies, 2015, 28 (5): 1312-1352.
- [94] Buehlmaier M, Whited T M. Are Financial Constraints Priced? Evidence from Textual Analysis [J]. The Review of Financial Studies, 2018, 31 (7): 2693-2728.
- [95] 连玉君, 程建. 投资—现金流敏感性: 融资约束还是代理成本? [J]. 财经研究, 2007 (2): 37-46.
- [96] 罗琦, 肖文翀, 夏新平. 融资约束抑或过度投资——中国上市企业投资—现金流敏感度的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2007 (9): 103-110.
- [97] 章晓霞, 吴冲锋. 融资约束影响我国上市公司的现金持有政策吗——来自现金—现金流敏感度的分析 [J]. 管理评论, 2006 (10): 59-62.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

实体企业金融化与创新投入的非线性效应研究

The Research on Nonlinear Effects of Financialization and Innovation Investment of Entity Enterprises

陈洋林 蒋旭航 张长全

CHEN Yang-lin JIANG Xu-hang ZHANG Chang-quan

[摘要] 建设高效的创新体系是实现经济高质量发展的支撑,然而实体企业金融化对企业创新投入形成严峻挑战。本文以2007—2020年非金融类上市公司为样本,考察实体企业金融化影响创新投入的效应。研究发现:第一,实体企业金融化与其创新投入之间呈现稳健的“倒U型”关系。第二,在金融化的较低阶段,企业基于预防性动机持有金融资产,金融资产的“蓄水池效应”居主导地位且有效促进了企业创新投入;但随着金融化水平提高,企业基于投机动机增持金融资产,金融资产的“财富效应”居主导地位且挤占了企业创新投入。第三,实体企业金融化与其创新投入之间的倒U型关系受到企业CEO的专业技术背景、产权属性和所在行业竞争激烈程度的调节。研究结论对于客观认识企业金融化的动机与效应,针对性地提出治理企业金融化的政策、推动经济“脱虚返实”和完善创新体系建设具有重要意义。

[关键词] 实体企业 金融化 创新投入

[中图分类号] F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0069-12

Abstract: Building an efficient innovation system is the support to achieve high-quality economic development. However, the financialization of real enterprises poses a severe challenge for the innovation investment of enterprises. This paper takes the non-financial listed companies from 2007 to 2020 as a sample to investigate the effect of the financialization of real enterprises on innovation investment. The research finds that, Firstly, there is a robust “inverted U-shaped” relationship between the financialization of real enterprises and their innovation input. Secondly, it shows that in the lower stage of financialization, enterprises hold financial assets based on precautionary motives, and the “reservoir effect” of financial assets dominates and promotes enterprise innovation investment; but with the level of financialization to improve, enterprises increase their holdings of financial assets based on speculative motives, and the “wealth effect” of financial assets dominates and squeezes enterprises’ innovation investment. Thirdly, the “inverted U-shaped” relationship between the financialization of real enterprises and their innovation investment is regulated by the CEO’s professional technical background, property rights, and the degree of competition in the industry. The research conclusions are of great significance for objectively understanding the motives and effects of corporate financialization, proposing targeted policies for corporate financialization, promoting economic “returning from the virtual to reality” and improving the construction of the innovation system.

Key words: Entity enterprise Financialization Innovation input

[收稿日期] 2022-05-04

[作者简介] 陈洋林,男,1982年6月生,安徽财经大学副教授,研究方向为金融市场;蒋旭航,女,1998年11月生,安徽财经大学金融学院硕士研究生,研究方向为金融市场;张长全,男,1971年8月生,安徽财经大学教授,研究方向为金融理论与政策。本文通讯作者为陈洋林,联系方式为 chenyanglin19826@163.com。

[基金项目] 安徽省社科基金青年项目“科技创新驱动安徽经济高质量发展的效率评价与体系构建研究”(项目编号: AHSKQ2019D103); 国家社科基金重大项目“促进经济高质量发展的税制结构优化与改革研究”(项目编号: 21&ZD096)。

感谢匿名评审人提出的修改意见,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

创新是经济增长的首要动力,党与政府高度重视企业创新。习近平总书记在党的十九届六中全会上明确指出,要坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,坚持实施创新驱动发展战略,加快攻克重要领域“卡脖子”技术,掌握更多“撒手锏”式技术。但是,创新的高风险、长周期和高沉没成本等制约了企业创新投入(Hall和Lerner, 2010^[1];鞠晓生等, 2013^[2])。在金融、房地产行业的利润骤增以及实体投资收益率持续下降的背景下,实体企业将资金配置于金融市场,进而挤压实体投资,最终导致企业金融投资收益比重日益增长,该现象被称为实体企业金融化(Stockhammer和Grafl, 2010^[3];张成思和张步昙, 2016^[4])。在新冠疫情肆虐,实体经济遭遇重创的情况下,企业金融化趋势依旧明显。紧随金融化,实体企业创新投入增长乏力接踵而至,给我国创新能力提升与经济高质量发展带来了严峻挑战。如何解决实体企业金融化,有效推动金融服务实体经济成为政府和学术界关注的热点。2020年10月,习近平总书记在党的十九届五中全会上明确提出要“深化金融体制改革,增强金融服务实体经济能力”。

金融化影响企业创新的效应是学术界关注的焦点之一,但至今仍存在企业金融化影响创新的“促进论”和“抑制论”两种截然相反的观点。前者认为企业持有金融资产,可以有效发挥其“蓄水池效应”(胡奕明等, 2017^[5]),促进企业创新投入增加。与之对应,后者认为“财富效应”诱致企业持有金融资产,其结果是主营业务发展受挫、创新动力被削弱(刘珺等, 2014^[6];李建军和韩珣, 2019^[7];胡海峰等, 2020^[8])。然而,金融资产不仅具有“蓄水池效应”而且具有“财富效应”,前者在企业应对流动性冲击时不可或缺,后者对提升企业财务绩效至关重要。因而,企业持有金融资产可能基于应对流动性冲击的预防性动机亦可能基于提高财务绩效的投机动机。一般而言,前者有利于企业增加创新投入而后者往往挤占企业创新投入。在企业金融化的不同阶段,究竟何种动机起决定性作用,现有研究并未比较,这也可能是企业金融化影响创新效应“促进论”与“抑制论”出现的原因。基于此,本文以2007—2020年A股非金融类上市公司为研究对象,分阶段考察实体企业金融化的动机以及其影响创新投入的效应。

研究发现:第一,金融化影响企业创新投入具有倒U型特征。在金融化的较低阶段,企业配置金融资产有利于提高创新投入,但随着金融化水平提高,企业配置金融资产将抑制创新投入。第二,在不同金融化阶段,金融资产的“蓄水池效应”和“财富效应”居于不同地位,对创新投入影响各异。在金融化较低阶段,企业基于预防动机持有金融资产,金融资产的“蓄水池效应”有利于提高企业创新投入。随着金融化水平进一步提高,企业基于投机动机持有金融资产,金融资产的“财富效应”将抑制创新投入。第三,实体企业CEO的专业技术背景、产权属性、所在行业竞争状况均会调节金融化影响创新投入的效应。上述研究对客观认识实体企业金融化,构建促进创新的体制机制,防范金融风险具有重要的现实意义。

本文可能的贡献在于:第一,为客观认识实体企业金融化和创新投入关系提供理论和实证证据。通过对微观数据进行分析,发现实体企业金融化和创新投入之间存在倒U型关系。第二,进一步探讨实体企业金融化影响创新投入的传导机制。从企业持有金融资产的预防动机和投机动机出发,揭示金融资产的“蓄水池效应”和“财富效应”影响创新投入的机制,挖掘企业金融化和创新投入之间呈现倒U型关系的原因。第三,通过分析企业CEO的专业技术背景、产权属性以及所属行业竞争强度在金融化影响其创新投入过程中的调节效应,明确金融化影响实体企业创新投入的结构性差异,为针对性治理实体企业金融化和完善创新体系建设提供思路。

本文余下部分的结构安排为:第二部分为理论分析与研究假设;第三部分为变量选择、数据来源与统计特征;第四部分为实体企业金融化影响创新投入的效应检验;第五部分为实体企业金融化影响创新投入的机制考察;第六部分为研究结论与政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一) 实体企业金融化与创新投入

迄今为止,企业金融化的动机和效应已成为学术界关注的两大焦点。

多数研究认为预防动机和投机动机是企业持有金融资产的原因,但没有区分企业在不同金融化阶段持有金融资产动机的差异。从预防动机来看,实体企业持有金融资产不仅可以有效降低现金流负向冲击造成

的资金链断裂风险,还可以主动应对经营风险和宏观经济不确定性带来的融资约束(肖忠意和林琳,2019^[9];杨松令等,2019^[10])。从投机动机来看,面对实体投资和金融投资收益率的严重背离,企业管理层会根据自身风险偏好与价值目标,积极调整资产结构以实现收益最大化(Stockhammer,2004^[11];杨笋等,2017^[12];彭俞超等,2018^[13])。不仅如此,已有研究亦表明金融化的效应各异。一部分学者认为,实体企业金融化会催生房地产泡沫和积聚金融风险,进而抑制企业创新和经济高质量发展(Orhangazi,2008^[14];刘惠好和焦文姝,2021^[15])。但是,另一部分研究却持与之相反的观点。他们认为实体企业金融化会缓解融资约束、降低融资成本,提高企业经营绩效,推动实体经济高质量发展(黄贤环和王翠,2021^[16];郭丽丽和徐珊,2021^[17])。然而,企业配置金融资产的动机并非泾渭分明。孤立地基于预防动机或投机动机,研究企业金融资产配置影响其创新投入的效应,得出的结论可能有失偏颇。区分在不同金融化阶段,企业持有金融资产究竟是以预防动机为主还是以投机动机为主,对客观认识金融化至关重要。

一方面,适度金融资产配置将促进实体企业创新投入。首先,适度金融资产配置有利于维持企业创新持续性(杨松令等,2019^[10])。企业创新需要持续的资金投入,即使是短期流动性冲击也会引起研发资金不足或者成本提升,延长创新时间或者中断研发过程(胡奕明等,2017^[5])。金融资产具有流动性强、变现迅速的特点,是企业流动性的蓄水池。企业基于预防动机持有金融资产可以在宏观经济面临不良冲击时,通过抛售金融资产来降低资金断裂风险,维持创新的连续性。其次,适度金融资产配置增加企业技术创新投入。金融化通过满足资金短缺企业融资缺口带动实体经济增长(王永钦等,2015^[18];Tori和Onaran,2018^[19]),进而为资金融入企业创新投入增长提供源泉。再次,实体企业持有金融资产还具有“信号效应”,通过不断向资本市场和金融机构释放信号,间接为创新融资提供支撑。

另一方面,过度金融资产配置将抑制实体企业创新投入。首先,创新的高成本性、高风险性以及收益不确定性等特征不符合商业银行经营原则,因而除非能获得资本市场融资,否则难以得到外源融资支持。在外源融资受限的情况下,金融投资过高将直接挤占企业从事实体投资资源,抑制创新投入。其次,在投

动机驱使下,企业过度配置金融资产将通过提高融入企业的资金成本而降低其经营效率,甚至可能导致资金空转(Barane和Hake,2018^[20])。最终,流动性风险加剧将抑制企业创新投入。除此之外,企业过度金融化还通过“示范效应”降低整个社会的创新氛围,削弱企业创新动力。因而,企业过度配置金融资产将抑制创新的持久性投入。综上,提出如下假设:

H1: 实体企业金融化与创新投入之间的关系呈现非线性的倒U型特征。企业在金融化的较低阶段,金融资产配置将促进创新投入,但过高金融化将抑制创新投入,因而存在促进企业创新投入的最优金融化水平。

(二) 实体企业金融化对创新投入影响的调节效应分析

由于CEO的专业技术背景、产权属性和所属行业竞争程度不同,实体企业金融化对创新投入产生的影响各异。

第一,实体企业创新投入和金融化行为同CEO的专业技术背景密切相关。基于高层梯队理论,企业CEO的专业技术背景将潜移默化影响企业投资行为。具有专业技术背景的CEO,一方面能够更加深刻意识到研发活动对企业长远发展的重要性,另一方面会进行金融投资和研发投资的优劣势比较,最终做出增加创新投入而非金融投资的决策(解维敏和方红星,2011^[21];贾俊生和刘玉婷,2021^[22])。金融化对企业技术创新投入影响较小。同时,在专业技术背景支持下,创新效率更高。但是,具有专业技术背景的CEO往往并不具备金融投资优势,不会贸然扩大金融投资。与之对应,没有专业技术背景的CEO,则更可能关注企业的短期财务绩效而相对忽视企业创新(杜勇等,2017^[23])。在近年来融资环境相对宽松和金融创新活跃的背景下,金融资产的“财富效应”尤为引人注目。但是,因经济增长相对乏力和投资风险日益凸显,企业实体投资收益率相对下降。在实体投资和金融投资收益率出现大幅背离的情况下,非专业技术背景CEO更加热衷于金融投资,金融化对企业创新投入的影响更加明显。基于此,提出如下假设:

H2: 企业CEO的专业技术背景将弱化金融化对企业创新投入的倒U型影响,且会降低企业最优金融化水平。

第二, 实体企业创新投入和金融化行为同企业产权属性不可分割。在投资偏好方面, 国有企业掌握着国民经济命脉, 且能凭借定价权优势实现利润最大化, 因而更容易依赖传统生产经营方式, 滋生创新惰性、降低创新效率。同时, 在金融市场高收益刺激下, 更易受金融资产的“财富效应”诱惑进行金融投资, 挤占创新投入(盛明泉等, 2018^[24])。与之对应, 非国有企业需要持续不断地进行技术创新以获取竞争优势, 因而创新动力较强、创新效率较高。在融资约束方面, 国有企业不仅更易获得税收优惠和财政补贴(赵芮和曹廷贵, 2021^[25]), 而且更易凭借规模优势和政府隐性担保获得更多银行信贷(Dore, 2002^[26]; 万良勇等, 2020^[27]), 因而融资约束较低。与之对应, 非国有企业融资渠道相对狭窄, 融资约束较紧。受融资优势和投资偏好差异影响, 国有企业较低的融资约束和较高的金融投资偏好将提升其最优金融化水平, 对创新投入的影响也更强。基于此, 提出如下假设:

H3: 国有企业将强化金融化对研发投入的倒 U 型影响, 且进一步提高企业最优金融化水平。

第三, 实体企业创新投入和金融化行为同企业所在行业的竞争程度密不可分。如果企业所在行业的竞争程度低, 则少量业绩稳定的头部企业仅凭规模优势和竞争优势就可以在竞争中立于不败之地, 导致这类企业忧患意识相对淡薄, 创新动力不足(王红建等, 2016^[28]; Sen 和 Dasgupta, 2018^[29])。但是, 该类企业融资渠道广泛。在宽松的融资环境中, 企业获得的金融资源将远超过其流动性需求, 宽裕的资金将游离于金融市场以寻求高额收益。与之相对, 如果企业所在行业竞争激烈, 则企业数量多、规模小。在经济结构性转型升级背景下, 这些企业唯有依靠持续的技术创新才能获得竞争优势, 因而创新动机更为强烈。但是, 该类企业面临的融资难、融资贵等问题屡见不鲜。即使是微弱的外部不良冲击也将给企业以致命打击。因此, 在较强的融资约束下, 有限的外源融资首先要满足关乎其命脉的流动性需求。此时, 如果进行金融投资, 则不仅直接挤占创新投入, 还会面临外部不良冲击导致资金链断裂风险, 因而对创新投入的抑制更强。综上, 提出如下假设:

H4: 行业竞争强度提升将强化金融化对研发投入的倒 U 型影响, 且进一步降低企业最优金融化水平。

三、变量选择、数据来源与统计特征

(一) 变量选择

1. 被解释变量。

被解释变量为企业创新投入(*Inn*), 已有文献通常采用企业财务报表及其附注披露的“研发投入”或者“研发费用”衡量。首先, 借鉴孙平(2019)^[30]的做法, 采用“研发投入”的对数测度企业创新投入。其次, 为消除企业资产规模对创新投入的影响, 将其与总资产对数相除。再次, 鉴于已有文献(吴武清等, 2020^[31])指出“企业对现行准则‘有条件资本化’的理解和对研发投入的会计处理方法千差万别, 不同数据很可能造成研究结果的严重偏误”, 参考黄千员和宋远方(2019)^[32]的做法, 进一步采用企业当年研发费用与总资产的比值替换原被解释变量进行稳健性检验。

2. 解释变量。

(1) 核心解释变量。

核心解释变量为企业金融化(*Fin*), 对该变量做三点重要说明。一是金融资产分为狭义和广义两类, 前者指货币资金、交易性金融资产、可供出售金融资产、投资性房地产、持有至到期投资、应收股利和应收股息, 后者在前者基础上加入股权投资。部分学者(戴颢等, 2018^[33]; 钟华明, 2021^[34])认为长期股权投资中包含企业出于生产性需求而持有的合营及联合公司股份, 因而持有长期股权投资不能归为金融化行为。因此, 本文仅考察狭义金融资产。二是考虑到企业金融资产、总资产和创新投入的数据特征, 若对金融资产取对数不仅减弱创新对企业金融化的敏感性, 还会降低实证结果准确性。为此, 本文参考张成思和张步昙(2016)^[4]等的做法, 以狭义金融资产占总资产比重衡量实体企业金融化。三是考虑到企业金融投资对创新投入影响具有时滞性, 也为消除金融化与企业创新投入的反向因果关系, 采用滞后一期的数据测度企业金融化。

(2) 控制变量。

借鉴王红建等(2017)^[28]、段军山和庄旭东(2021)^[35]等的研究, 本文的控制变量为企业规模(*Siz*)、企业年龄(*Age*)、财务杠杆(*Lev*)、股权集中度(*Sha*)、产权性质(*Sta*)、资本密度(*Cap*)、现金流动负债比例(*Rdf*)、速动比率(*Qr*)和财务费用(*Fer*)等, 变量具体定义见表1。

表 1 主要变量的说明

变量类型		变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量		技术创新投入	<i>Inn</i>	研发投入/总资产
解释变量	核心解释变量	企业金融化	<i>Fin</i>	狭义金融资产/企业总资产
		企业规模	<i>Siz</i>	ln（企业总资产）
		企业年龄	<i>Age</i>	ln（当年年份-公司注册年份+1）
	控制变量	财务杠杆	<i>Lev</i>	企业总资产与所有者权益的比值
		股权集中度	<i>Sha</i>	第一大股东的持股比例
		产权性质	<i>Sta</i>	国有企业取值为 1，否则为 0
		资本密度	<i>Cap</i>	固定资产/总资产
		现金流动负债比例	<i>Rdf</i>	经营活动现金流量净额/流动负债
		速动比率	<i>Qr</i>	扣除存货后的流动性资产/流动负债
		财务费用率	<i>Fer</i>	财务费用/主营业务收入

（二）数据来源与统计特征

本文数据来源于国泰安（CSMAR）数据库，对样本做了如下处理：一是本文的研究对象为实体企业，因而选取 2007—2020 年 A 股非金融类上市公司进行分析；二是为保持样本的完整性与数据的连贯性，剔除了 ST、PT 企业、连续三年主要变量数据缺失的企业以及创新投入为 0 的企业；三是为消除极端值干扰，对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。最终得到 22 600 个样本观测值。经处理后，主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Inn</i>	0.798 4	0.076 5	0.571 8	0.803 4	0.929 4
<i>Fin</i>	0.222 0	0.153 5	0.017 2	0.180 6	0.734 8
<i>Siz</i>	22.118 0	1.334 5	19.253 6	21.947 0	26.427 0
<i>Age</i>	2.822 5	0.376 9	1.609 4	2.890 4	3.465 7
<i>Lev</i>	1.248 8	1.772 0	0.018 2	0.725 0	12.500 0
<i>Sha</i>	33.214 7	14.362 7	8.630 0	30.825 0	71.420 0
<i>Sta</i>	0.335 6	0.472 2	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Cap</i>	0.209 4	0.161 0	0.001 5	0.175 6	0.687 5
<i>Rdf</i>	0.211 4	0.389 7	-0.684 1	0.130 1	2.003 6
<i>Qr</i>	1.984 3	2.464 5	0.155 6	1.197 2	16.069 1
<i>Fer</i>	0.021 5	0.052 7	-0.070 7	0.009 9	0.353 3

表 2 显示：第一，企业创新投入的平均值为

0.798 4，表明企业创新投入积极性较高。创新投入的最大值和最小值分别为 0.929 4 和 0.571 8，标准差为 0.076 5，表明我国实体企业创新投入存在明显差异，这与张秋实和张莉芳（2021）^[36]等研究结论相似。第二，解释变量企业金融化的均值为 22.20%，而滞后一阶金融化的均值为 21.88%，说明我国实体企业金融化具有一定惯性，且金融化程度可能逐年加深，与郭丽丽和徐珊（2021）^[17]等研究结论相似。第三，企业股权集中度的均值、中位数、最大值和最小值分别为 33.21%、30.83%、71.42% 和 8.53%，表明企业股权集中度较高且差异较大，CEO 的决策会对经营产生重要影响。第四，资本密集度最大值和最小值分别为 0.687 5 和 0.001 5，均值和中位数分别为 0.209 4 和 0.175 6，表明少数企业的资本密集度较低，但总体而言分布较为均匀。

四、实体企业金融化影响创新投入的效应检验

（一）模型构建

为检验金融化是否对实体企业创新投入产生显著影响，以及金融化影响企业创新投入的倒 U 型关系是否成立，建立模型（1）：

$$Inn_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{i,t-1} + \alpha_2 Fin_{i,t-1}^2 + \sum_k \alpha_k Control_{i,t,k} + Year_t + Industry_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，*i* 表示实体企业，*t* 表示时间，*Control* 表示控制变量，*Year* 表示年份固定效应，*Industry* 表示行业固定效应， ε 表示随机扰动项。Haans 等（2016）^[37]

指出已有文献在考察经济变量之间倒 U 型关系时存在不足,并提出了完善的方法。结合 Haans 等的观点与本文研究内容,检验实体企业金融化和创新之间的倒 U 型关系需要满足以下三个条件:一是金融化的二次项系数 α_2 显著为负。二是金融化的斜率必须在数据区间的两端足够陡峭,即当 Fin 取值较小(大)时,企业金融化与创新投入的斜率应当大(小)于 0。三是拐点需要落在 Fin 取值范围内。若上述三个条件均满足,则存在促进企业创新投入的最优金融化水平,方可以进行后续研究。

(二) 基准回归

实体企业金融化与技术创新投入的关系如表 3 所示。

表 3 实体企业金融化影响创新投入的基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
Fin_{t-1}	0.033 5 *** (9.012 9)	0.006 8 ** (2.036 4)	0.065 3 *** (5.351 5)	0.041 3 *** (4.035 3)
Fin_{t-1}^2			-0.050 7 *** (-2.780 8)	-0.054 2 *** (-3.601 8)
Siz		-0.033 8 *** (-88.732 3)		-0.033 8 *** (-88.770 5)
Age		-0.003 1 ** (-2.096 4)		-0.003 1 ** (-2.129 7)
Lev		-0.000 0 (-0.020 8)		0.000 1 (0.283 3)
Sha		-0.000 1 *** (-3.399 0)		-0.000 1 *** (-3.311 6)
Sta		0.004 8 *** (4.224 2)		0.004 9 *** (4.247 2)
Cap		0.015 2 *** (4.810 6)		0.016 5 *** (5.211 9)
Rdf		0.001 0 (0.704 7)		0.000 9 (0.685 2)
Qr		-0.000 4 * (-1.776 6)		-0.000 4 (-1.492 8)
Fer		0.031 9 *** (3.045 8)		0.034 3 *** (3.254 6)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
时点固定效应	控制	控制	控制	控制
N	18 381	18 381	18 381	18 381
调整后的 R^2	0.034 8	0.352 1	0.035 2	0.352 6

注: *、**和 *** 分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著,下同。

首先,金融化影响了企业创新投入。如表 3 列(1)所示, Fin_{t-1} 系数为 0.033 5,在 1%的水平上显著。列(2)显示在加入控制变量后,系数显著性不变,且方程拟合性更好,表明企业金融化确实影响了创新投入,这与孙平(2019)^[30]等的研究一致。

其次,实体企业金融化和创新投入之间呈现倒 U 型关系。表 3 列(3)显示金融化的一次项和二次项系数分别为 0.065 3 和 -0.050 7,均在 1%的水平上显著,与预期一致。表 3 列(4)显示各核心解释变量的系数虽然有所变动,但符号和显著性依然不变。 R^2 有所提高,方程拟合性更好。初步判定,实体企业金融化和企业创新投入之间存在倒 U 型关系。继而,结合 Haans(2016)^[37]等提出的严格标准进行检验,结果表明:第一,金融化的一次项系数和二次项系数均在 1%的水平上显著;第二,曲线的斜率在 Fin 取值范围的左端为 0.039 3,右端为 -0.038 2,二者均显著;第三,曲线拐点 0.381 0 在 Fin 的区间范围 [0.017 2, 0.734 8] 内。至此可以判定,实体企业金融化和企业创新投入之间存在倒 U 型关系,即适度金融资产配置会促进创新投入,而过度金融资产配置会抑制创新投入。

再次,控制变量符号和显著性与预期一致。从表 3 控制变量可以看出,企业规模和年龄越大、股权集中度越高,实体企业创新投入越低;资本密度和财务费用率越高,实体企业创新投入越高,与已有研究(万勇良等,2020)^[27]的结果基本一致。综上,假说 1 成立。

除此之外,结合企业金融化和创新投入之间的倒 U 型关系分析,发现部分企业已经处于过度金融化状态,其金融化的最大值为 0.734 8,均值为 0.222 0。过度金融化企业呈现以下特征:第一,从企业 CEO 的专业技术背景、产权属性和所在行业竞争程度来看,这些企业的 CEO 较少具有专业技术背景、多数为国有企业,所在行业的竞争程度较低。第二,其创新投入的均值为 0.798 4。可见,过度金融化抑制企业创新投入确实不容小觑。但事实是否如此,仍需进一步验证。

(三) 稳健性检验

为进一步考察企业金融化和创新投入之间关系的稳健性,分别用以下方法进行检验。

1. 变量替换法。

(1) 替换被解释变量。参考黄千员和宋远方

(2019)^[32]使用研发费用与总资产的比值替代原被解释变量,无论从数值分析,还是结合 Haans 等 (2016)^[37]的严格标准判断,表 4 列 (1) 显示基准回归结果稳健。

(2) 替换解释变量。为进一步验证倒 U 型关系的稳健性,参考胡海峰等 (2020)^[8]的研究,使用企业金融化指标 (Fin) 与拐点 (Ip) 之差的绝对值 ($|Fin-Ip|$) 作为解释变量,研究其对实体企业创新投入的影响,结果见表 4 列 (2)。变量 $|Fin-Ip|_{t-1}$ 系数显著为负,说明企业金融化水平离最优化水平的差距越大,对创新投入的影响越强。亦即在最优化水平之前,企业金融资产适当增持将促进企业创新投入。但是,当企业金融化水平跨越最优值后,金融资产配置进一步增加则会抑制实体企业创新投入,进一步表明企业金融化和创新投入之间倒 U 型关系的研究结论稳健。

2. 子样本区间法。

已有研究 (黄贤环和王翠, 2021^[16]) 指出, 2008 年金融危机对企业技术创新产生持续性影响。为避免金融危机造成的干扰,以金融危机三年后的子

样本为研究对象进行考察,相应结果见表 4 列 (3)。结果依然表明基准回归结果稳健。

(四) 内生性问题的解决

以下问题会导致企业金融化和创新投入之间的内生性:一是反向因果关系,即创新投入也会影响企业金融化。二是两者受到相同的其他变量影响,如公司战略、管理者偏好以及公司治理等因素均会同时影响企业金融化与创新投入。本文在基准回归中采用滞后一期金融化数据,大大降低了反向因果关系产生的内生性。为尽力消除遗漏变量的影响,借鉴万良勇等 (2020)^[27]、彭龙等 (2022)^[38]的研究,选择金融化滞后两期及其平方项滞后两期 ($Piv1$, $Piv2$) 作为工具变量。同时,为消除行业异方差,选择两阶段广义矩估计 (GMM),结果见表 4 列 (4)~列 (6)。根据实证结果可知,所有工具变量均通过了不可识别检验、弱工具变量检验以及过度识别检验,说明所选工具变量有效。在此基础上的第二阶段结果显示,实体企业金融化和创新投入之间的关系与基准回归一致,模型内生性问题较好地得以解决。

表 4 稳健性检验

	变量替代法		子样本区间法	工具变量法		
				第一阶段		第二阶段
				Fin_{t-1}	Fin_{t-1}^2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ Fin-Ip _{t-1}$		-0.020 5 *** (-4.127 7)				
Fin_{t-1}	0.103 2 *** (5.486 5)		0.041 6 *** (4.000 2)			0.054 1 *** (3.048 6)
Fin_{t-1}^2	-0.171 0 *** (-5.520 4)		-0.055 0 *** (-3.609 5)			-0.090 4 *** (-3.390 3)
$Piv1$				0.525 9 *** (25.502 4)	-0.068 3 *** (-4.339 3)	
$Piv2$				0.262 0 *** (7.735 2)	0.783 3 *** (27.297 6)	
F 值 (一阶段)				1 592.69	870.11	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时点固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	6 418	18 381	17 572	15 234	15 234	15 234
R ²	0.168 5	0.352 6	0.350 7	0.629 0	0.620 2	0.322 0

综上, 实体企业金融化和创新投入之间存在倒 U 型关系的研究结论稳健, 假设 1 成立。

五、进一步分析

(一) 实体企业金融化影响创新投入的机制考察

1. 传导机制检验模型。

文章第四部分已证实企业金融化与创新投入之间的倒 U 型关系, 为进一步检验企业金融资产配置是否通过“蓄水池效应”和“财富效应”影响创新投入, 参考温忠麟和叶宝娟 (2014)^[39]的研究方法, 进行以下检验。

第一步, 检验金融资产配置是否发挥“蓄水池效应”和“财富效应”。为此, 建立模型 (2):

$$Med_{i,t} = b_0 + b_1 Fin_{i,t-1} + \sum_k b_k Control_{i,t,k} + Year_t + Industry_i + \zeta_{i,t} \quad (2)$$

模型 (2) 中的 $Med_{i,t}$ 为检验“蓄水池效应”和“财富效应”的中介变量, ζ 表示随机扰动项。参考胡泽等 (2013)^[40]、彭龙等 (2022)^[38]的方法, 以企业经营性现金净流量占总资产的比重衡量流动性供给 (Ocf) 考察“蓄水池效应”; 参考陈德萍和曾智海 (2012)^[41]、段军山和庄旭东 (2021)^[35]的方法, 以净资产收益率衡量财务绩效 (Roe) 测度“财富效应”。如果企业金融资产的“蓄水池效应”和“财富效应”存在, 则模型 (2) 中金融化的系数 b_1 显著。在证实了金融资产“蓄水池效应”和“财富效应”显著之后, 方可进入第二步, 即检验金融资产是否通过“蓄水池效应”和“财富效应”影响企业创新投入。为此, 建立模型 (3):

$$Inn_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fin_{i,t-1} + \beta_2 Fin_{i,t-1}^2 + \beta_3 Med_{i,t} + \sum_k \beta_k Control_{i,t,k} + Year_t + Industry_i + \xi_{i,t} \quad (3)$$

模型 (3) 中 ξ 为随机扰动项。如果 β_3 显著, 则说明“蓄水池效应”和“财富效应”在实体企业金融化影响创新投入的过程中发挥了中介效应, 否则不存在中介效应。更进一步地, 如果 β_3 和前文的 b_1 同号, 则说明“蓄水池效应”和“财富效应”促进了企业创新投入; 反之, 则说明其抑制企业创新投入。

2. 调节效应检验模型。

为进一步检验 CEO 的专业技术背景、产权属性以及所在行业竞争强度的调节作用, 建立包含交互项的模型 (4):

$$Inn_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{i,t-1} + \alpha_2 Fin_{i,t-1}^2 + \alpha_3 Fin_{i,t-1} M_{i,t-1} + \alpha_4 Fin_{i,t-1}^2 M_{i,t-1} + \alpha_5 M_{i,t-1} + \sum_k \alpha_k Control_{i,t,k} + Year_t + Industry_i + \psi_{i,t} \quad (4)$$

模型 (4) 中 M 为调节变量, 其他变量的含义与模型 (1) 一致。参考苏文兵等 (2010)^[42]、魏志华和朱彩云 (2019)^[43]的研究, 当企业 CEO 具有专业技术背景时, 调节变量 (Fun) 取 1, 否则取 0; 当企业为国有企业时, 调节变量 (Sta) 取 1, 否则取 0; 企业所在行业竞争程度使用赫芬达尔指数 (HHI) 衡量, 以赫芬达尔指数中位数为界限, 如果企业所在行业的赫芬达尔指数大于中位数则认为该行业竞争强度较低, 调节变量 (Com) 取 1, 否则为 0。此外, 依据 Haans 等 (2016)^[37]的研究, 对调节效应的考察需分两步进行: 第一步, 考察企业最优金融化水平的变动。对方程 (4) 取金融化的一阶导数并令其为 0,

得到拐点 $\frac{-\alpha_1 - \alpha_3 M}{2\alpha_2 + 2\alpha_4 M}$ 。可见, 最优金融化水平不仅取决于 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 , 还取决于 M 。第二步, 考察调节变量是否强化了金融化对企业创新投入的效应。由方程 (4) 对金融化的一阶导数 $\alpha_1 + 2\alpha_2 Fin_{i,t-1} + \alpha_3 M_{i,t-1} + 2\alpha_4 Fin_{i,t-1} M_{i,t-1}$ 可知, α_3 和 α_4 起决定作用。

(二) 传导机制的检验

1. 金融资产通过“蓄水池效应”影响创新投入的机制检验。

企业金融资产增持是否通过“蓄水池效应”影响企业创新投入的检验结果如表 5 所示。

表 5 “蓄水池效应”影响实体企业创新投入的实证结果

	(1)	(2)	(3)
	Inn	Ocf	Inn
Ocf			0.000 5 *** (3.202 8)
Fin_{t-1}	0.041 3 *** (4.035 3)	2.630 2 *** (9.679 9)	0.042 1 *** (4.114 9)
Fin_{t-1}^2	-0.054 2 *** (-3.601 8)		-0.055 3 *** (-3.672 4)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
时点固定效应	控制	控制	控制
N	18 381	18 381	18 381
R^2	0.352 6	0.194 2	0.352 8

表 5 显示实体企业的金融资产配置通过“蓄水池效应”促进创新投入增加。第一，金融资产具有“蓄水池效应”。表 5 列（2）显示，金融化对流动性供给的影响系数为 2.630 2，在 1%的水平上显著，说明金融资产持有能显著降低企业流动风险，利于“蓄水池效应”发挥。第二，金融资产的“蓄水池效应”提高了企业创新投入。列（3）显示流动性供给对创新投入的影响系数为 0.000 5，在 1%的水平上显著，表明企业金融资产持有可有效防止流动性中断对企业创新投入产生的负面影响。

综上，企业基于预防动机持有金融资产将通过“蓄水池效应”促进创新投入，且上述结论继续支持假设 1。

2. 金融资产“财富效应”影响创新投入的机制检验。

金融资产是否通过“财富效应”影响创新投入的机制检验结果如表 6 所示。

表 6 “财富效应”影响实体企业创新投入的实证结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>Inn</i>	<i>Roe</i>	<i>Inn</i>
<i>Roe</i>			-0.014 4** (-2.466 2)
Fin_{t-1}	0.041 3*** (4.035 3)	0.070 0*** (15.312 8)	0.043 4*** (4.235 2)
Fin_{t-1}^2	-0.054 2*** (-3.601 8)		-0.055 9*** (-3.713 8)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
时点固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	18 381	18 381	18 381
<i>R</i> ²	0.352 6	0.174 8	0.353 8

表 6 显示实体企业金融资产配置会通过“财富效应”挤出创新投入。第一，企业金融资产具有“财富效应”。表 6 列（2）显示，企业金融化对财务绩效的系数为 0.070 0，在 1%的水平上显著。因而，企业金融资产具有财富效应。第二，金融资产的“财富效应”挤出了企业创新投入。表 6 列（3）显示，企业财务绩效对创新投入的影响系数为-0.014 4，在 5%的水平上显著。因而，实体企业金融资产配置会通过“财富效应”挤出创新投入，且上述结论依然支持假设 1。

综上得知，金融资产通过“蓄水池效应”和“财富效应”影响企业创新投入，表明企业同时基于预防动机和投机动机配置金融资产，但在不同阶段二者效应存在差别，支持前文关于金融资产的“蓄水池效应”和“财富效应”并非泾渭分明，企业金融资产配置动机需要结合企业金融化水平进行分析。

（三）调节效应检验

按照前文分析，CEO 的专业背景、产权属性和所在行业竞争强度的差别均会改变实体企业金融化影响技术创新投入的效应。为考察上述影响，采用调节效应模型，相应结果见表 7。

表 7 调节效应检验结果

	CEO 专业技术背景	企业产权异质性	行业竞争异质性
	(1)	(2)	(3)
Fin_{t-1}	0.056 9*** (4.710 2)	0.018 6* (1.650 7)	0.054 4*** (4.533 8)
Fin_{t-1}^2	-0.071 9*** (-4.040 3)	-0.028 2* (-1.716 1)	-0.068 7*** (-3.898 4)
$Fin_{t-1} \times Fun$	-0.052 7** (-2.509 1)		
$Fin_{t-1}^2 \times Fun$	0.059 0* (1.861 9)		
<i>Fun</i>	0.003 9 (1.459 2)		
$Fin_{t-1} \times Sta$		0.064 5*** (2.892 2)	
$Fin_{t-1}^2 \times Sta$		-0.072 7** (-2.109 9)	
<i>Sta</i>		-0.003 9 (-1.386 0)	
$Fin_{t-1} \times Com$			-0.043 3* (-1.951 7)
$Fin_{t-1}^2 \times Com$			0.056 5* (1.668 0)
<i>Com</i>			0.003 5 (0.983 1)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
时点固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	18 381	18 381	18 206
<i>R</i> ²	0.353 6	0.353 4	0.354 4

首先,CEO 的专业技术背景对金融化影响创新投入的调节效应明显。如表 7 列 (1) 显示:第一,无论 CEO 专业技术背景如何,实体企业金融化与技术创新投入之间均存在倒 U 型关系。当企业 CEO 不具有专业技术背景时,金融化的一次项和二次项系数分别为 0.056 9 和 -0.071 9;但当企业 CEO 具有专业技术背景时,金融化的一次项系数和二次项系数分别为 0.004 2 和 -0.012 9。上述各变量均显著,这表明无论企业 CEO 的专业背景如何,企业金融化和创新投入之间的倒 U 型关系均存在,再次印证假设 1^①。第二,具有专业背景 CEO 所属企业的最优金融化水平更低。根据表 7 列 (1) 的数据计算可知,具有专业技术背景 CEO 所属企业的最优金融化水平为 16.28%,低于非专业技术背景 CEO 所属企业的最优金融化水平 39.57%,即当企业金融化水平不断提升时,CEO 具有专业背景的企业创新投入首先受到冲击。第三,CEO 具有专业技术背景会弱化金融化对创新投入的影响。当 CEO 具有专业技术背景时, α_3 和 α_4 分别为 -0.052 7 和 0.059 0,二者均显著。因此,根据 Haans 等 (2016)^[37] 的测算方法得知,当 CEO 具有专业技术背景时,倒 U 型曲线更平缓,上述结果如图 1 所示。

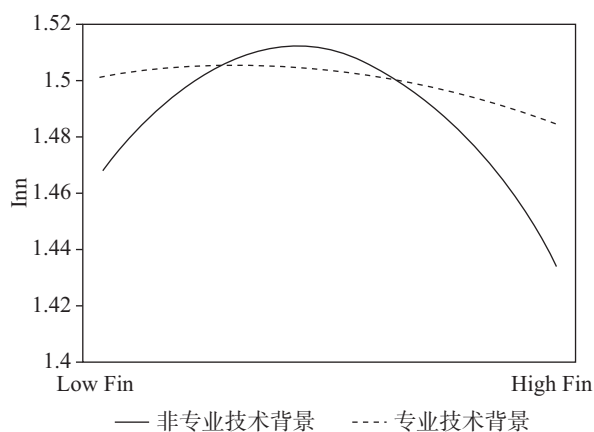


图 1 CEO 专业技术背景对实体企业金融化影响创新投入的调节效应

综上,CEO 的专业技术背景会弱化实体企业金融化对研发投入的倒 U 型影响,且进一步降低企业最优金融化水平,假设 2 得以佐证。

其次,产权性质对实体企业金融化影响创新投入的调节效应显著。如表 7 列 (2) 所示:第一,国有

企业最优金融化水平更高。依据表 7 列 (2) 数据可知,非国有企业和国有企业最优金融化水平分别为 32.98% 和 41.18%。结果表明,当企业金融化水平不断提高时,非国有企业将首先受到负面冲击。产生上述结果一方面源于非国有企业的融资约束,另一方面源于非国有企业的创新动力更强。第二,国有企业创新投入受到金融化的影响更大。表 7 显示, α_3 和 α_4 分别为 0.064 5 和 -0.072 7,二者均显著。按照 Haans 等 (2016)^[37] 的方法测算得知,国有企业金融化与研发投入的倒 U 型曲线更加陡峭,金融化对研发投入影响更强,上述结果如图 2 所示。

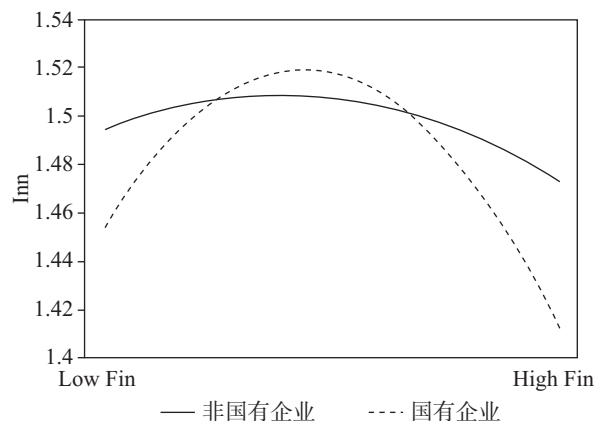


图 2 产权属性对实体企业金融化影响创新投入的调节效应

综上,企业的国有产权属性将强化金融化对研发投入的倒 U 型影响,且进一步提高企业最优金融化水平,假设 3 得以验证。

再次,企业所在行业竞争程度对金融化影响其创新投入的调节效应突出。表 7 列 (3) 显示:第一,行业竞争越激烈,企业最优金融化水平越低。企业最优金融水平在竞争程度高和竞争程度低的行业分别为 39.59% 和 45.49%,表明随着企业金融化水平不断提高,高竞争行业的企业首先受到冲击。第二,行业竞争越激烈,企业创新投入受到金融化影响越强。 α_3 和 α_4 分别为 -0.043 3 和 0.056 5,二者均显著。按照 Haans 等 (2016)^[37] 的方法测算得知,行业竞争越激烈,企业金融化对研发投入影响越显著,上述结果如图 3 所示。

综上,行业竞争水平提高将强化实体企业金融化对研发投入的倒 U 型影响,且进一步降低企业最优

① 企业的产权属性、所在行业竞争程度同样不影响企业金融化与创新投入之间的倒 U 型关系,后文不再赘述,仅考察其调节效应。

金融化水平,假说4成立。

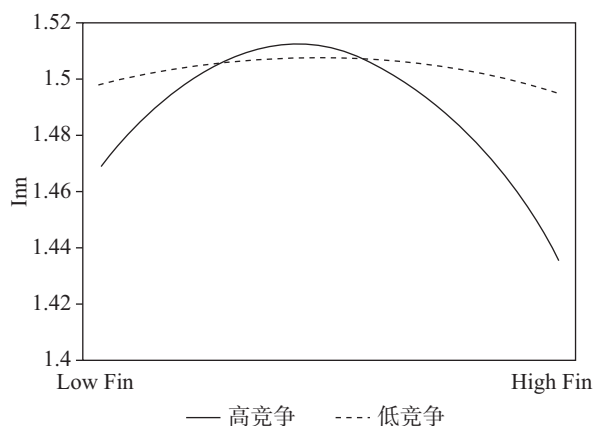


图3 行业竞争强度对实体企业金融化影响创新投入的调节效应

六、研究结论与政策建议

本文以2007—2020年A股非金融类上市公司为研究对象,探讨实体企业金融化影响创新投入的机制与效应。研究表明:(1)实体企业金融化与创新投入之间呈现倒U型关系,即适度金融资产配置将助推实体企业创新投入,而过度金融资产配置将抑制企业创新投入。(2)金融化通过“蓄水池效应”和“财富效应”影响企业创新投入。具体而言,“蓄水池效应”表明实体企业配置一定数量流动性高、变现能力强的金融资产可以有效促进企业创新投入,“财富效应”表明实体企业金融化将抑制其创新投入。(3)实体企业金融化与创新投入之间的倒U型

关系受到企业CEO专业技术背景、产权属性和所在行业竞争程度的调节。CEO具有专业技术背景、非国有企业、高竞争行业企业的最优金融化水平相对较低。随着金融化水平提升,CEO不具有专业技术背景的企业、国有企业和高竞争行业企业的创新投入受金融化水平变动的影响更强烈。

鉴于上述结论,提出以下政策建议:第一,为促进创新投入增加,企业需适当配置金融资产。企业应结合自身经营状况确定金融资产配置和长期竞争力提升的平衡点,储备适量金融资产应对流动性负面冲击对创新投入的影响。同时,也需要警惕金融资产过度配置,防止金融投资对主营业务的替代和企业长期竞争能力的抑制。第二,完善市场制度,构建公平有序的竞争环境。一是推动国有企业将管理者薪酬与企业技术创新业绩联系起来,降低管理者因短视行为给企业长期发展带来的危害。二是构建公平公正的营商环境,促进金融资源有效配置,为企业创新引入源头活水,奠定建立创新型国家的基石。三是完善并实施反垄断法,促进企业有序竞争,破除抑制企业竞争的藩篱,激发企业创新活力。第三,健全实体企业金融化的监管体制机制。通过设立科学的企业金融化监管阈值,从信贷政策、金融市场准入等方面入手治理企业过度金融化行为。第四,完善企业创新的配套体系。一方面,通过健全减税降费和政策性补贴措施,降低企业创新成本;另一方面,通过保护知识产权提高创新收益,激发企业创新活力。

参考文献

- [1] Hall B H, Lerner J. The Financing of R&D and Innovation [J]. Handbook of the Economics of Innovation, 2010 (1): 609-639.
- [2] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性 [J]. 经济研究, 2013 (1): 4-16.
- [3] Stockhammer E, Grafl L. Financial Uncertainty and Business Investment [J]. Review of Political Economy, 2010, 22 (4): 551-568.
- [4] 张成思, 张步层. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角 [J]. 经济研究, 2016 (12): 32-46.
- [5] 胡奕明, 王雪婷, 张瑾. 金融资产配置动机: “蓄水池”或“替代”? ——来自中国上市公司的证据 [J]. 经济研究, 2017 (1): 181-194.
- [6] 刘珺, 盛宏清, 马岩. 企业部门参与影子银行业务机制及社会福利损失模型分析 [J]. 金融研究, 2014 (5): 96-109.
- [7] 李建军, 韩珣. 实体企业影子银行化与经营风险 [J]. 经济研究, 2019 (8): 21-35.
- [8] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率 [J]. 世界经济, 2020 (1): 70-96.
- [9] 肖忠意, 林琳. 企业金融化、生命周期与持续性创新——基于行业分类的实证研究 [J]. 财经研究, 2019 (8): 43-57.
- [10] 杨松令, 牛登云, 刘亭立, 等. 实体企业金融化、分析师关注与内部创新驱动力 [J]. 管理科学, 2019 (2): 3-18.
- [11] Stockhammer E. Financialisation and the Slowdown of Accumulation [J]. Cambridge Journal of Economics, 2004, 28 (5): 719-741.
- [12] 杨肇, 刘放, 王红建. 企业交易性金融资产配置: 资金储备还是投机行为 [J]. 管理评论, 2017 (2): 13-25.
- [13] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化 [J]. 中国工业经济, 2018 (1): 137-155.
- [14] Orhangazi Ö. Financialisation and Capital Accumulation in the Non-financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US

- Economy: 1973—2003 [J]. Cambridge Journal of Economics, 2008, 32 (6): 863-86.
- [15] 刘惠好, 焦文姐. 银行业竞争、融资约束与企业创新投入——基于实体企业金融化的视角 [J]. 山西财经大学学报, 2021 (10): 56-67.
- [16] 黄贤环, 王翠. 实体企业影子银行化与盈余可持续性 [J]. 审计与经济研究, 2021 (4): 80-89.
- [17] 郭丽丽, 徐珊. 金融化、融资约束与企业经营绩效——基于中国实体企业的实证研究 [J]. 管理评论, 2021 (6): 53-64.
- [18] 王永钦, 刘紫寒, 李婧等. 识别中国实体企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据 [J]. 管理世界, 2015 (12): 24-40.
- [19] Tori D, Onaran O. The Effects of Financialization on Investment: Evidence from Firm-level Data for the UK [J]. Cambridge Journal of Economics, 2018, 42 (5): 1393-1416.
- [20] Barane A I, Hake E R. The Institutional Theory of Capital in the Modern Business Enterprise: Appropriation and Financialization [J]. Journal of Economic Issues, 2018, 52 (2): 430-437.
- [21] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入 [J]. 金融研究, 2011 (5): 171-183.
- [22] 贾俊生, 刘玉婷. 数字金融、高管背景与企业创新——来自中小板和创业板上市公司的经验证据 [J]. 财贸研究, 2021 (2): 65-76, 110.
- [23] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制 [J]. 中国工业经济, 2017 (12): 113-131.
- [24] 盛明泉, 汪顺, 商玉萍. 金融资产配置与实体企业全要素生产率: “产融相长”还是“脱实向虚” [J]. 财贸研究, 2018 (10): 87-97, 110.
- [25] 赵芮, 曹廷贵. 实体企业金融化与企业风险: 对冲效应抑或扩大效应 [J]. 当代财经, 2021 (6): 64-77.
- [26] Dore R. Stock Market Capitalism Vs. Welfare Capitalism-Stock Market Capitalism and Its Diffusion [J]. New Political Economy, 2002, 7 (1): 115-115.
- [27] 万良勇, 查媛媛, 饶静. 实体企业金融化与企业创新产出——有调节的中介效应 [J]. 会计研究, 2020 (11): 98-111.
- [28] 王红建, 李茫茫, 汤泰劼. 实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响 [J]. 中国工业经济, 2016 (11): 73-89.
- [29] Sen S, Dasgupta Z. Financialisation and Corporate Investments: The Indian Case [J]. Review of Keynesian Economics, 2018, 6 (1): 96-113.
- [30] 孙平. 中国非金融企业金融化对企业创新的影响 [J]. 科技进步与对策, 2019 (14): 85-92.
- [31] 吴武清, 赵越, 田雅婧, 等. 研发补助的“挤出效应”与“挤出效应”并存吗? ——基于重构研发投入数据的分位数回归分析 [J]. 会计研究, 2020 (8): 18-37.
- [32] 黄千员, 宋远方. 供应链集中度对企业研发投入强度影响的实证研究——产权性质的调节作用 [J]. 研究与发展管理, 2019 (3): 13-26.
- [33] 戴贻, 彭俞超, 马思超. 从微观视角理解经济“脱实向虚”——企业金融化相关研究述评 [J]. 外国经济与管理, 2018 (11): 31-43.
- [34] 钟华明. 企业金融化对创新投资的影响 [J]. 经济学家, 2021 (2): 92-101.
- [35] 段军山, 庄旭东. 金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据 [J]. 中国工业经济, 2021 (1): 155-173.
- [36] 张秋实, 张莉芳. 战略性新兴产业企业金融化与企业创新: 内部控制有效性的调节作用 [J]. 科学学与科学技术管理, 2021 (12): 19-34.
- [37] Haans R F J, Pieters C, He Z. Thinking about U: Theorizing and Testing U-and Inverted U-shaped Relationships in Strategy Research [J]. Strategic Management Journal, 2016, 37 (7): 1177-1195.
- [38] 彭龙, 詹惠蓉, 文文. 实体企业金融化与企业技术创新——来自非金融上市公司的经验证据 [J]. 经济学家, 2022 (4): 8-69.
- [39] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [40] 胡泽, 夏新平, 余明桂. 金融发展、流动性与商业信用: 基于全球金融危机的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2013 (3): 4-15, 68.
- [41] 陈德萍, 曾智海. 资本结构与企业绩效的互动关系研究——基于创业板上市公司的实证检验 [J]. 会计研究, 2012 (8): 66-71, 97.
- [42] 苏文兵, 李心合, 徐东辉, 等. 经理自主权与 R&D 投入的相关性检验——来自中国证券市场的经验证据 [J]. 研究与发展管理, 2010 (4): 30-38.
- [43] 魏志华, 朱彩云. 超额商誉是否成为企业经营负担——基于产品市场竞争能力视角的解释 [J]. 中国工业经济, 2019 (11): 174-192.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

如何有效获取专家建议

——基于序贯委托代理模型

How to Effectively Get Advice from Expert:
A Model Based on Sequential Principal-agent Pairs

鄢 姣 尹训东 卢远瞩

YAN Jiao YIN Xun-dong LU Yuan-zhu

[摘要] 本文构建序贯行动的两组委托代理模型,研究委托人利用专家建议进行风险决策的问题。考虑委托人依据专家代理人的信号评估决策风险,两个委托人可以互相进行交叉信息检验。当第一个委托人所得信息是私密或公开时,分别研究两个委托人对各自专家的最优激励合同。结果发现,相比于单个委托代理情形,无论第一个信号是私密或公开,第一个委托人利用交叉信息检验可以降低支付给专家的信息租金,同时他有动机隐瞒其所获得的信息。在私人信息下两个委托人是称的,而在公开信息下,第二个委托人雇用专家的条件会更加苛刻,相应地雇用后预期支付租金更高。

[关键词] 委托代理 信息租金 激励合同

[中图分类号] F062.5 F016 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0081-11

Abstract: We consider a model where there are two principal-agent pairs who move sequentially. The principals rely on the agents to gather signals and offer advice before making a business decision. Two principals can cross-check his expert's signal using the other signal. We study the principals' optimal design of incentive contracts, when the first pair's signal is public or private. We find the leader principal has incentive to hide his expert's signal in order to utilize the follower's outcome to cross-check his agent's report and that would reduce the information rent given to the first expert. The two principals are symmetric when the first expert's signal is private. When the first expert's signal is public, the condition for the second principal to hire his expert would be more strict. He would pay more information rent to the second expert.

Key words: Principle-agent Information rent Incentive contract

[收稿日期] 2022-03-12

[作者简介] 鄢姣,女,1990年2月生,首都经济贸易大学经济学院讲师,研究方向为微观理论与应用、劳动经济学;尹训东,男,1980年10月生,中央财经大学中国公共财政与政策研究院副教授,研究方向为激励理论、产业组织、博弈论;卢远瞩,男,1977年10月生,北京科技大学经济管理学院教授,研究方向为产业组织理论、博弈论应用。本文通讯作者为尹训东,联系方式为 xundongyin@foxmail.com。

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“家庭教育投资不平衡的竞争性机制研究”(项目编号:20BJL148)。

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

在不确定性环境下做决策时,信息发挥着重要作用。人们经常依赖他人提供的信息进行选择,或者交给专业人员来处理。例如,企业在进行风险投资时,通常会咨询专业人员的意见;政府在制定政策规划时,会邀请专家委员出谋划策;股东会企业交给职业经理人进行经营管理(杨瑞龙,1997^[1];冯根福,2004^[2];陈冬华等,2015^[3])。专业意见或能力有助于提供准确信息,帮助决策者应对风险。而当存在多个不同信息来源时,那么决策者应该如何处理?

激励理论对于如何利用专业意见进行决策有过广泛研究。在“委托-代理”模型框架下,Demski和Sappington(1987)^[4]研究了对于专业建议的激励合同。在这种情况下,委托人和代理人之间的合同必须激励代理人收集信号,委托人基于这种信号做出合适的决策。Gromb和Martimort(2007)^[5]分析了单个委托人雇用专家收集两个信号的最优合同的情况后,研究了单个委托人雇用两个专家分别收集一个信号的最优合同。然后比较了以上两种合同的优劣,其优劣取决于两个专家之间是否存在合谋,没有合谋的情况下,后者的合同对委托人更有利,但存在合谋的时候,前者的合同对委托人更好。而Malcomson(2009)^[6]进一步分析了委托人和风险规避的代理人对决策有不同偏好的情形。围绕多个信息的处理问题,一些文献研究了寡头市场中多个委托代理的问题。每个寡头厂商(委托人)都雇用自己的代理人进行经营,委托人-代理人进行博弈会产生相应的均衡结果,这种委托代理合同会带来策略性价值(Bulow等,1985^[7];Dewatripont,1988^[8];Caillaud等,1995^[9])。另外,关于多重委托代理的实证研究也对激励合同的有效性进行了检验(王明琳和周生春,2006^[10];蒋海等,2010^[11];李春红等,2014^[12])。概括起来,委托代理激励合同的关键是同时处理道德风险和逆向选择问题,因为委托人不仅需要代理人付出努力来收集信号,还要保证代理人收集到信号之后如实地汇报给委托人。

本文将在上述文献的基础上研究专业知识提供的问题,我们考虑序贯行动的两对委托人和代理人模型。在做出决策之前,委托人需要代理人为其收集信号和提供决策建议。当第一组委托代理的信号是公开或私密时,我们研究委托人针对代理人的激励合同的最优设计。本文探讨的理论模型可以设定为跨国公司在决定是否进入一个新兴市场时面临的选择:跨国公

司需要雇用专家来研究该市场的基本情况并得到专家的报告,然后依据专家的代理人信息进行决策。同时,跨国公司之间也对彼此的调查研究结果感兴趣。

具体而言,本文研究序贯行动的两组委托代理情形下的最优合同。设定两个委托人分别考虑投资两个不同的项目,这两个项目受到相同因素的影响,比如投资环境的宏观政策的影响。现在两个委托人可以分别雇用专家通过调查研究得到这个影响因素的信息。两组委托人和代理人先后分别采取行动,第一个委托人通过雇用专家得到这一影响因素的信号,第二个委托人决定是否还要雇用一名专家,并且会根据自己能否看到前面专家的信号来决定自己最优的激励合同。假设两个项目的最终结果是公开可观察的以及可验证的,那么专家的报酬将取决于项目的结果。我们的模型在现实中有很多应用场景,比如在金融市场中,多个私募基金对于新的上市公司的调研也具有我们模型所描述的特征。我们的模型也可以应用于互联网公司的多个研发团队对同一类项目的平行开发等场景。

如果第一个委托人的专家信号是私人信息,那么每个委托人都只能根据各自代理人的信号做出投资决策。但是,委托人依然可以根据对方项目的结果来交叉检验自身代理人报告的信息。我们发现,与单个委托代理的情况相比,序贯合同会减少代理人的信息租金。

如果第一个委托人的信号是公开的,委托人1仅根据代理人1的信号做出投资决策。在这种情况下,博弈的时间序列如下:委托人1制定合同雇用专家1,给定这一合同,代理人1决定是否努力收集信号并如实汇报。基于代理人1汇报的信号,委托人1决定是否对项目投资。委托人2观察到专家1的信号,决定是否制定合同雇用专家2。如果不雇用,则博弈结束。如果雇用,委托人2则基于两份信号做出投资决策。显然,委托人2从委托人1的信号中获益。最终可以求解得到最优委托代理合同,满足道德风险、逆向选择和有限责任等激励条件约束。

本文构建的序贯委托代理模型区别于经典的单个委托代理问题的关键是存在信息的交叉检验。关于信息之间的交叉检验,文献中也有一些研究。比如,Gu和Kuhn(1998)^[13]研究工会谈判时,如何利用行业内其他工会的谈判信息。对于工会来说,他们对企业的利润、市场前景等信息并不完全清楚,但这些企业的私人信息与行业内其他企业的信息具有很强的相关性,因此工会可以将自身的谈判推迟,等观察到

所在行业其他工会的谈判结果再进行,他们的文章主要考虑的权衡关系是在目前信息匮乏的情况下谈判,还是之后在信息更充分的情况下谈判。而 Xu 等 (2019)^[14] 分析了委托人将多个任务分给代理人时,信息交叉检验有助于应对逆向选择问题。当任务分给不同的代理人时,相当于引入信息的交叉检验,而把任务打包给单个代理人时可以放松参与约束。委托人的最优选择将依赖于任务之间的相互关系。Tan 和 Wen (2020)^[15] 考虑了一个中央计划者雇用多个目标函数不一致的专家来获取信息,然后这些专家投票来决定执行哪个项目,这些专家可以序贯进行信号的收集,或者同时进行信号的收集,作者考虑了这两种情境下中央计划者的最优机制(合同)。Azrieli (2022)^[16] 考虑了一个委托人雇用多个专家的情况下,如何利用多个专家的信号互相验证来获取有用的信息,并设计最优的合约。王先甲等 (2022)^[17] 研究了委托人雇用两个代理人,代理人行为受情感因素影响和具有公平偏好下,探讨双代理人选择竞争或合作行为时的委托代理问题。

本文的主要贡献在于理论上把单组委托人和代理人之间的静态信号收集模型推广到两组委托代理人的动态序贯模型中去,并考虑了第一组得到的信号是私人的和公开的两种情形。相比静态的单组委托代理模型,本文的模型得到了新的理论结果,求解出了两组委托代理人的最优合约,并比较了委托人是否变得更好。本文是对动态契约理论中序贯行动的委托代理最优合约问题的有益补充。同时,我们的模型也有很多实际应用的场景,具有很多的现实应用价值。

余文结构安排如下:第二部分构建模型设定;第三部分分析单个委托代理的基本模型;第四部分研究第一个信号为私人信息时的情形;第五部分讨论第一个信号为公开信息的情况;第六部分进行总结。

二、模型设定

考虑如下委托代理模型:两个投资者(委托人)各自分别考虑是否投资一个风险项目,而这两个项目面临同一个风险事件的冲击。为了更好地了解该项冲击,每个投资者可以选择一名专家(代理人)进行信息收集和调查研究。根据专家报告的信息,投资者最后决定是否投资各自的风险项目。假定投资者和专家都是风险中性的。为了简化分析,假定两个项目的收益是一致的,分别存在两种可能性: $\bar{S}>0$ 表示项目成功时的收益, $\underline{S}<0$ 表示项目失败时的收益。假定事

前已知的项目成功的先验概率为 v 。

通过付出成本 Ψ 进行信息收集和调查研究,每个专家代理人会观察到一个信号 $\sigma \in \{\bar{\sigma}, \underline{\sigma}\}$, 其中 $\bar{\sigma}$ 和 $\underline{\sigma}$ 分别表示关于项目的“好消息”和“坏消息”,即观察到正面信号 $\bar{\sigma}$ 时对应于项目成功的可能性更高,观察到负面信号 $\underline{\sigma}$ 时项目失败的可能性更高。信号的精确度表示为 $Pr(\bar{\sigma} | \bar{S}) = Pr(\underline{\sigma} | \underline{S}) = \theta$, 这里 θ 满足 $0.5 < \theta \leq 1$ 。一旦投资者决定投资该项目,就能看到最终的结果;否则,如果投资者放弃投资,则无法看到最终结果。

假设信号为 σ 的概率为 $p(\sigma)$, 两个信号 σ_1 和 σ_2 的联合概率表示为 $p(\sigma_1, \sigma_2)$, 可以计算得到如下表达式:

$$p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}) = \theta^2 v + (1-\theta)^2 (1-v) \quad (1)$$

$$p(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}) = \theta(1-\theta) \quad (2)$$

$$p(\underline{\sigma}) = \theta(1-v) + (1-\theta)v \quad (3)$$

这里用 $p(\sigma_1 | \sigma_2)$ 表示给定一个信号为 σ_2 时,另一信号为 σ_1 的条件概率,相应地可以得到:

$$p(\underline{\sigma} | \bar{\sigma}) = \frac{\theta(1-\theta)}{\theta v + (1-\theta)(1-v)} \quad (4)$$

$$p(\bar{\sigma} | \bar{\sigma}) = \frac{\theta^2 v + (1-\theta)^2 (1-v)}{\theta v + (1-\theta)(1-v)} \quad (5)$$

如果在信号 σ 下项目成功的概率表示为 $v(\sigma)$, 在信号 σ_1 和 σ_2 下项目成功的概率表示为 $v(\sigma_1, \sigma_2)$, 同样可以得到:

$$v(\bar{\sigma}) = \frac{\theta v}{\theta v + (1-\theta)(1-v)} \quad (6)$$

$$v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}) = \frac{\theta^2 v}{\theta^2 v + (1-\theta)^2 (1-v)} \quad (7)$$

假设在缺少信息的情况下,投资风险项目的期望收益为负,即有 $v\bar{S} + (1-v)\underline{S} < 0$; 当有正面信号时,投资项目的期望收益为正,即有 $v(\bar{\sigma})\bar{S} + (1-v(\bar{\sigma}))\underline{S} > 0$ 。

该博弈的时间顺序如下:首先,投资者1决定是否聘请专家1进行调查分析,取决于信息收集的成本 Ψ 以及信号的准确程度 θ , 成本越低而准确度越高,则聘请专家的可能性就会越大。其次,投资者2决定是否聘请专家2,其选择将依赖于前面的投资者是否公开其获得的信息。

投资者和专家之间的委托代理合同主要取决于专家反馈的信号以及投资项目的结果。本文考虑如下两

种情形：(1) 专家1的信号是私人信息，只报告给投资者1。在这种情况下，两个委托代理合同之间没有信息泄露的问题，但是两个投资者可以通过最终结果交叉检验获得的信号。(2) 第一个信号是公开的，第二个投资者也能看到。在这种情形下，后来投资者的行为将依赖于前面的信号。由于设定两个项目面临的冲击是相同的，后来的行为人可以利用前面的信号更新自己的信念，因此可以获得信息泄露的好处。同时，第一个投资者仍然可以依据第二个投资者的结果交叉检验自己获得的信息。

三、基本模型：单一委托代理情形

首先考虑只有一组投资者和专家的单一委托代理模型的均衡特征。假定在委托代理合同下，专家调查的成本 Ψ 已经发生，成为沉没成本，此时当且仅当专家报告的信号为正面时，即 $\sigma = \bar{\sigma}$ ，投资者才会投资该项目，这种情形可以称为最优决策法则。因此，只有当调查成本 Ψ 足够小，而信号准确度 θ 足够大时，雇用专家去收集信息才是值得的。此时要求对应的净期望剩余非负：

$$p(\bar{\sigma})[v(\bar{\sigma})\bar{S} + (1-v(\bar{\sigma}))\underline{S}] - \Psi \geq 0 \quad (8)$$

在偏离上述最优的情况下，该委托代理合同面临的三个主要问题是：道德风险、逆向选择和有限责任。在道德风险下，投资者无法得知专家进行信息收集处理的努力程度；在逆向选择下，投资者无法直接观察到专家获得的信号，需要给专家如实汇报信号提供激励；而在有限责任下，投资者支付给专家的费用是非负的。有效的合同需要同时处理好这些问题。

这里考虑能够实现最优决策法则的委托代理合同。用专家获得的代理人报酬分布来表示合同，记为 $\{t_0, \bar{t}, \underline{t}\}$ ：当决定放弃项目投资时，专家的报酬为 t_0 ；当投资项目并获得成功时，报酬为 $\bar{t}$ ；当投资项目却最终失败时，报酬为 $\underline{t}$ 。为了激励专家去努力收集信息并如实汇报，讲真话的约束条件满足：

$$v(\bar{\sigma})\bar{t} \geq t_0 \quad (9)$$

$$t_0 \geq v(\underline{\sigma})\bar{t} \quad (10)$$

式(9)表明当专家收集到信号 $\bar{\sigma}$ 时真实的汇报 $\bar{\sigma}$ 而不是汇报 $\underline{\sigma}$ 。式(10)表明当专家收集到信号 $\underline{\sigma}$ 时真实的汇报 $\underline{\sigma}$ 而不是汇报 $\bar{\sigma}$ 。

在努力工作的约束下，专家不得不探知所有信息并尽可能准确地将信号报告给投资者，因此有：

$$p(\bar{\sigma})[v(\bar{\sigma})\bar{t} + (1-v(\bar{\sigma}))\underline{t}] + p(\underline{\sigma})t_0 - \Psi \geq t_0 \quad (11)$$

$$p(\bar{\sigma})[v(\bar{\sigma})\bar{t} + (1-v(\bar{\sigma}))\underline{t}] + p(\underline{\sigma})t_0 - \Psi \geq v\bar{t} \quad (12)$$

式(11)表明专家愿意付出努力去收集信号并如实地汇报信号，而不是不付出努力直接汇报 $\underline{\sigma}$ 。式(12)表明专家愿意付出努力去收集信号并如实地汇报信号，而不是不付出努力直接汇报 $\bar{\sigma}$ 。

条件(9)、(10)保证了专家在收集到信号之后如实地汇报。条件(11)、(12)保证了专家会付出努力收集信号，而不选择不努力随便报信号。

此时，投资者作为委托人，需要解决的问题是最小化期望支付的成本：

$$\min_{t_0, \bar{t}, \underline{t}} p(\bar{\sigma})[v(\bar{\sigma})\bar{t} + (1-v(\bar{\sigma}))\underline{t}] + p(\underline{\sigma})t_0 \quad (13)$$

同时使得式(9)、(10)、(11)、(12)满足，且有 $t_0 \geq 0, \bar{t} \geq 0, \underline{t} \geq 0$ 。

参照 Gromb 和 Martimort (2007)^[5] 的研究，可以得到如下引理：

引理1：在包含最优决策法则的最优激励合同下，当专家给出一个正面信号且项目成功时，他将获得奖励；当专家给出一个正面信号但项目失败时，他将得到惩罚。最优支付表示如下：

$$t_0 = v\bar{t} = \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}, \bar{t} = \frac{\Psi}{v(2\theta-1)(1-v)}, \underline{t} = 0$$

同时，专家的代理人期望租金表示为：

$$U_1^1 = \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$$

四、序贯委托代理模型：私人信号

接下来考虑序贯行动的两组委托代理的情形，首先考虑私人信号，即任何一个委托人都无法观察到另一个委托人的信号。当且仅当式(8)成立时，鼓励信息收集是最优决策法则，这与基本模型下的结论一致。然而，因为投资项目的结果是公开的，所以委托代理的合同取决于两个项目的结果和各自代理人的报告。与基本模型相比，现在的投资者多了一条检验其专家代理人报告的途径，即利用另一个项目的结果进行交叉验证。我们之后会提到，这一变化会降低代理人的信息租金。

选取 S 、 F 和 N 分别表示对方项目成功、项目失败以及项目未启动，此时只有专家报告正面信号时该项目才会启动，因此委托代理合同的专家支付可以表示为 $\{\bar{t}(\bar{\sigma}, S), \underline{t}(\bar{\sigma}, F), \underline{t}(\bar{\sigma}, N), \bar{t}(\underline{\sigma}, N), t_0(\underline{\sigma},$

$S), t_0(\underline{\sigma}, F), t_0(\underline{\sigma}, N)\}$: 当专家报告正面信息而该项目投资成功, 同时对方的另一个项目也成功时, 专家获得的支付为 $\bar{i}(\bar{\sigma}, S)$; 当专家报告正面信息而该项目投资失败, 同时另一个项目也失败时, 专家获得支付 $\bar{t}(\bar{\sigma}, F)$; 当专家报告负面信息而项目未启动, 同时另一个项目成功时, 专家获得支付 $t_0(\underline{\sigma}, S)$; 其他几项的解释类似。由于两个项目的最终状态是一样的, 因此不存在一个项目成功另一个项目失败的情况。

首先考虑逆向选择导致的激励相容约束条件。如果专家观察到信号 $\bar{\sigma}$, 此时要求他如实汇报, 而不是给出信号 $\underline{\sigma}$, 需要满足条件:

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) \\ & \geq p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, S) \\ & + p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, N) \end{aligned} \quad (14)$$

同样地, 如果观察到信号 $\underline{\sigma}$, 如实汇报需要满足条件:

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, N) \geq p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) \\ & + p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) \end{aligned} \quad (15)$$

其次, 考虑道德风险问题, 需要满足如下约束条件:

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma}, \bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, S) \\ & + p(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, N) - \Psi \geq \max\{p(\bar{\sigma})v(\bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) \\ & + p(\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) + p(\underline{\sigma})v(\underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma})(1-v(\underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N), p(\bar{\sigma})v(\bar{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, S) \\ & + p(\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) + p(\underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, N)\} \end{aligned} \quad (16)$$

上述式 (16) 的条件表明, 代理人选择努力工作去获得准确信息, 而不是敷衍行事。在这里我们主要考虑服从策略, 即当一个代理人放弃原有的均衡策略时, 他坚信另一个代理人会坚持这一均衡策略。

此时, 委托人的目标依然是最小化期望支付的成本, 即为:

$$\begin{aligned} & \min p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma}, \bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, S) \\ & + p(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, N) \end{aligned} \quad (17)$$

同时使得式 (14)、(15)、(16) 成立, 且有 $\bar{i}(\bar{\sigma}, S) \geq 0, \bar{t}(\bar{\sigma}, F) \geq 0, \bar{t}(\bar{\sigma}, N) \geq 0, \bar{i}(\bar{\sigma}, N) \geq 0, t_0(\underline{\sigma}, S) \geq 0, t_0(\underline{\sigma}, F) \geq 0, t_0(\underline{\sigma}, N) \geq 0$ 等约束条件成立。

求解最优合同可以得到如下结论:

命题 1: 在包含最优决策法则的最优合同下, 当专家给出一个正面信号且项目成功, 他将获得奖励; 当专家给出一个正面信号但项目最终失败, 他将得到惩罚。最优支付表示如下:

$$\begin{aligned} \bar{i}(\bar{\sigma}, S) &= \frac{\Psi}{\theta v(2\theta-1)}, t_0(\underline{\sigma}, F) \\ &= \frac{\Psi}{(1-\theta)(2\theta-1)(1-v)}, \bar{t}(\bar{\sigma}, F) \\ &= 0, \bar{t}(\bar{\sigma}, N) = 0, \bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ &= 0, t_0(\underline{\sigma}, S) = 0, t_0(\underline{\sigma}, N) = 0 \end{aligned}$$

同时, 专家获得的代理人期望租金为 $U_2^1 = \frac{\Psi}{2\theta-1}$ 。

证明: 由道德风险约束式 (16) 可以分解为两个约束条件, 其中第一个条件两边除以 $p(\underline{\sigma})$ 和第二个条件两边除以 $p(\bar{\sigma})$, 可以得到:

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, N) - \frac{\Psi}{p(\underline{\sigma})} \geq p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) \\ & + p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) - \frac{\Psi}{p(\bar{\sigma})} \\ & \geq p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, S) \\ & + p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t_0(\underline{\sigma}, N) \end{aligned} \quad (19)$$

由式(18)可以导出式(15),由式(19)可以导出式(14),因此,当道德风险的约束条件成立时,逆向选择对应的激励相容条件自然成立。

$$\text{显然可知} \frac{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})}{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))} > \frac{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))},$$

因此可以减少 $t(\bar{\sigma}, F)$ 并增加 $\bar{i}(\bar{\sigma}, S)$ 来保持式(19),而目标函数式(17)不变,同时也能放松式(18)的约束,因此有 $t(\bar{\sigma}, F) = 0$ 。同样地,可知

$$\frac{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}{p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma}))} < \frac{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})}{p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))}, \text{ 相同}$$

的逻辑导出 $t(\bar{\sigma}, N) = 0$ 。

$$\text{当} \frac{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})}{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))} > \frac{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))}$$

时,也能减少 $t_0(\underline{\sigma}, S)$ 并增大 $t_0(\underline{\sigma}, F)$ 来保持式(19)且维持目标函数式(17)不变,还能放松式

(18),因此有 $t_0(\underline{\sigma}, S) = 0$ 。而由 $\frac{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))}{p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})}$

$$\frac{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))}{p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})} \text{ 可知, 减少 } t_0(\underline{\sigma}, N) \text{ 并提高}$$

$t_0(\underline{\sigma}, F)$ 也有同样的效果,所以 $t_0(\underline{\sigma}, N) = 0$ 。

$$\text{由于} \frac{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}{p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})} = \frac{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})}{p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}, \text{ 委托}$$

人的目标函数可以转变为最小化总支出 $p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\underline{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) + p(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F)$, 同时满足约束条件:

$$p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) - \frac{\Psi}{p(\underline{\sigma})} \geq p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \text{ 以及 } p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})$$

$$v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) - \frac{\Psi}{p(\bar{\sigma})} \geq$$

$p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F)$, 同时 $\bar{i}(\bar{\sigma}, N)$, $\bar{i}(\bar{\sigma}, S)$ 和 $t_0(\underline{\sigma}, F)$ 都为非负值。

设定 $T = p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\underline{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N)$, 上述目标函数变为最小化 $T + p(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F)$, 两个约束条件为

$$T = \theta^2(1-v)t_0(\underline{\sigma}, F) - \frac{\theta\Psi}{1-\theta} \text{ 和 } T \geq p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))t_0(\underline{\sigma}, F) + \Psi.$$

在最优状态下,两个约束条件为

$$\text{等式, 由此可以得到 } T = \frac{\theta\Psi}{2\theta-1}, t_0(\underline{\sigma}, F) =$$

$$\frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-\theta)(1-v)}.$$

特别地,可以取 $\bar{i}(\bar{\sigma}, N) = 0$,

得到 $\bar{i}(\bar{\sigma}, S) = \frac{\Psi}{\theta v(2\theta-1)}$ 。最后代入目标函数计算得

到专家的代理人期望租金为 $U_2^1 = \frac{\Psi}{2\theta-1}$ 。证毕。

根据命题1,仅在如下两种情况下,委托人才应奖励其代理人:第一是代理人给出了正面的信号且对方的项目成功了,也就是 $\bar{i}(\bar{\sigma}, S) > 0$;第二是代理人给出了负面的信号(所以委托人放弃了此项目)且对方的项目失败了,即 $t_0(\underline{\sigma}, F) > 0$ 。在其他任何情况下,代理人所得的报酬均为0。换句话说,委托人只会对最优信息含量的信号做出奖励。将引理1和命题1进行比较可以看出,在序贯制定合同机制下,代理人获得的信息租金将减少,即: $U_2^1 < U_1^1$,直观地讲,委托人现在可以利用不同项目的结果进行交叉检验,从而降低了代理人的租金。

五、序贯委托代理模型:公开信号

下面考虑公开信号的情形,即第一组委托代理的信号是公开的,在观察到第一个信号之后,第二个项目的投资者将决定是否雇用自己的代理人。如果雇用,他将根据两个信号决定是否投资项目。考虑如下两种情形,第一是投资者1愿意等到观察到专家2的信号后再做出投资决策;第二是投资者1在观察到专家2的信号之前便做出投资决策。

同样地,当且仅当式(8)成立时,第一个投资者的最优选择法则是雇用专家去收集信号。如果第一个信号是正面的,第二个投资者可能仍然希望继续收集信息,因为额外的信号会带来更多关于冲击的信息。对于第二个投资者而言,当且仅当 $-p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})[v\bar{S} + (1-v)\underline{S}] \geq \Psi$ 时,才会雇用专家继续收集信息,不等式的右边是收集另外一个信号的成本,左边是收集信号的收益。仅当第二个信号与第一个正面信号矛盾时,第二个信号才是有价值的。若第二个投资者以概率 $p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})$ 得到一个负面信号并放弃项目,则其避免了投资项目的经济损失。事实上,信号相互矛盾时,贝叶斯更新并不改变先验概率,即 $v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}) = v$ 。若第二个投资者以概率 $p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})$ 得到一个正面信号并投资项目,这与没有第二个信号的情形一样。所以,如果第二个信号是正面的,它并不会给投资决策带来更多收益。值得一提的是,我们在本文中假设两个专家的信号具有相同的精确度,才会有上面的推理。

显然,如果第一个信号是负面的,则两个项目都

不会启动,而且第二个投资者也不会再雇用专家。

第一个投资者与专家之间的委托代理合同包含给专家的支付和是否对项目投资的决策(该决策基于专家报告的信号)。与单个委托人和代理人的基本模型比较,此时第一个投资者可以要求支付取决于第二个项目的结果,以此来交叉检验其代理人的报告。

对于第二个投资者而言,当看到第一个信号是负面时,将不再雇用专家收集信号,并直接放弃项目;只有当第一个信号是正面的,此时需要决定是否雇用专家2。如果雇用,当获得负面的信号时,则第二个投资者会放弃项目;当获得正面信号时,则会启动项目。给定专家提供正面信号时,支付给专家的报酬将依赖于项目执行的结果。注意,此时第二个投资者无法交叉检验专家提供的代理人信号,因为两个项目的结果相同,而事前已经获得了第一个专家的信号。

按照惯例,对于序贯博弈采取逆向求解的方法,首先考虑第二个投资者的委托代理问题。只有当第一个信号为正向时,第二个投资者才会考虑委托问题,因此第二个投资者的委托代理合同可以归纳为:第二个信号是负面的,投资者放弃项目,支付专家 t'_0 ;若第二个信号是正面的且项目成功,则支付为 $\bar{t}$;若第二个信号是正面的但项目失败,则支付为 $\underline{t}$;在最优合同中,有 $\underline{t}=0$ 。

如果要求专家讲真话,如实报告观察到的信号,条件为:

$$v(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})\bar{t} \geq t'_0; v(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})\bar{t} \leq t'_0 \quad (20)$$

需要注意的是,此时不需要让 t'_0 取决于第一个项目的结果,可以取两种情况的期望值,即 $t'_0 = E(\tilde{t}_0)$: 当第一个项目成功时, $\tilde{t}_0 = t'_0$; 当第一个项目失败时, $\tilde{t}_0 = t_0^2$ 。

合同还需要对专家的道德风险进行约束,激励专家努力收集信息,约束条件为:

$$p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t} + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t'_0 - \Psi \geq t'_0 \quad (21)$$

$$p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t} + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t'_0 - \Psi \geq v(\bar{\sigma})\bar{t} \quad (22)$$

式(21)表明专家更愿意付出努力并如实地汇报所收集到的信号,而不是不付出努力并汇报一个负面的信号 $\underline{\sigma}$ 。式(22)表明专家更愿意付出努力并如实地汇报所收集到的信号,而不是不付出努力并汇报一个正面的信号 $\bar{\sigma}$ 。

由上述式(21)和式(22)可以推导得到式(20)的两个约束条件。直观地讲,假设在观察到信号 $\bar{\sigma}$ 之后,代理人倾向于汇报 $\underline{\sigma}$ (即式(20)第一

个条件不成立),那么不管信号如何,代理人总会汇报 $\underline{\sigma}$ 。但是如果代理人不打算利用观察到的信号,那么他为收集信号而支付的成本将变得毫无意义(即式(21)不成立)。同理,如果式(20)的第二个条件不成立,那么不管信号如何,代理人总会汇报 $\bar{\sigma}$,在这种情况下,他为收集信号而支付的成本也将变得毫无意义。

同时,专家作为代理人的参与条件和有限责任约束为: $p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t} + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t'_0 - \Psi \geq 0$, $t'_0 > 0$, $\bar{t} > 0$, 这些约束将一直维持,接下来的分析中不再提及。

综合上述讨论,第二个投资者的问题是最小化期望支付成本:

$$\min_{\bar{t}, \underline{t}} p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t} + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t'_0 \quad (23)$$

同时使得式(21)、(22)满足。在最优合同下,两个道德风险的约束条件都将为等式约束,即式(21)和式(22)皆为等式,由此得到如下结论:

引理2: 在第二个项目的委托代理的最优合同中,专家如果不付出努力收集信号,那么专家在无信号的情况下汇报正面信号或是负面信号对他而言将无差异,即有: $v(\bar{\sigma})\bar{t} = t'_0$ 。

求解第二个投资者的最优合同,可以得到如下命题:

命题2: 第二个投资者与专家之间的最优激励合同采用最优决策法则:当专家报告正面信号且项目成功时得到奖励,如果报告正面信号而项目失败则受到惩罚。最优支付表示如下:

$$\bar{t} = \frac{\Psi[v\theta + (1-v)(1-\theta)]^2}{\theta v(1-\theta)(2\theta-1)(1-v)}$$

$$t'_0 = v(\bar{\sigma})\bar{t} = \frac{\Psi[v\theta + (1-v)(1-\theta)]}{(1-\theta)(2\theta-1)(1-v)}$$

同时,专家获得的代理人期望租金为:

$$U_2^2 = \frac{\Psi\theta[v\theta + (2-v)(1-\theta)]}{(1-\theta)(2\theta-1)(1-v)}$$

证明: 从引理2知道式(21)和式(22)为等式,其中式(22)可以得到:

$$\frac{\theta^2 v + (1-\theta)^2(1-v)}{\theta v + (1-\theta)(1-v)} \frac{\theta^2 v}{\theta^2 v + (1-\theta)^2(1-v)} \bar{t} + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t'_0 - \Psi$$

$$= \frac{\theta v}{\theta v + (1-\theta)(1-v)} \bar{t}$$

将 $v(\bar{\sigma})\bar{i}=t'_0$ 代入可得: $\bar{i}=\frac{\Psi[v\theta+(1-v)(1-\theta)]^2}{\theta v(1-\theta)(2\theta-1)(1-v)}$ 。

同时, $t'_0=v(\bar{\sigma})\bar{i}=\frac{\Psi[v\theta+(1-v)(1-\theta)]}{(1-\theta)(2\theta-1)(1-v)}$ 。

代理人期望租金为: $U_2^2=p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma},\bar{\sigma})\bar{i}+p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t'_0=\frac{\Psi\theta[v\theta+(2-v)(1-\theta)]}{(1-\theta)(2\theta-1)(1-v)}$ 。证毕。

可以证明 $U_2^2>U_1^1$, 即与单个委托代理的情况相比, 为了激励代理人 2 收集信号并如实汇报, 委托人 2 应该提高代理人 2 的租金。此时的租金比 U_1^1 更高, 因为租金是信号精确度的减函数。如果已经观测到 $\sigma_1=\bar{\sigma}$, 那么通过信号 σ_2 获得成功的信息含量就下降了, 即 $p(\bar{\sigma}|\bar{S},\bar{\sigma})-p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})<p(\bar{\sigma}|\bar{S})-p(\bar{\sigma})$ 。雇用第二个代理人收集信息的成本一定比雇用第一个代理人的成本更高。不过, 由于第二个投资者已经获得了第一个代理人的信号, 他在决定雇用第二个代理人时的要求也会更高, 如果达不到足够的条件, 他完全可以直接利用第一个信号做决策。一旦投资者 2 决定雇用, 需要提供给代理人的激励条件也会更加严格, 否则代理人 2 可能直接利用代理人 1 汇报的信息, 而这样的强激励最终导致代理成本上升。

同时也可以得到第二个投资者的决策法则: 当信号的价值高于成本 Ψ 与代理人租金之和时, 委托人 2 雇用代理人 2 收集信息。因此, 第二个投资者雇用专家的条件为: 当且仅当 $-p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})[v\bar{S}+(1-v)\underline{S}]\geq\Psi+U_2^2$ 。

另外, 由于投资者 2 完全可以免费利用第一个信号, 因此与单个委托代理或者私人信号的序贯委托比较, 此时委托人的总效用会更高。

接下来, 考虑第一个投资者的委托代理合同问题。在私人信号时, 两个投资者的信息是对称的, 而在公开信息下则处于非对称状态, 投资者 2 可以利用第一个项目已知的信息, 而投资者 1 作为先行者, 只能自己收集信息。如前所述, 存在两种情况: 情形 1, 投资者 1 看到投资者 2 的信号之后再决定是否实施该项目; 情形 2, 投资者 1 在看到投资者 2 的信号之前就决定是否实施项目, 但是可以看到第二个项目的最终结果。

在情形 1 下, 委托代理合同的支付将依赖于两个信号和项目本身的最终结果: 若两个信号都为 $\bar{\sigma}$, 且项目最终成功, 给代理人的支付为 $\bar{i}(\bar{\sigma},\bar{\sigma})$; 若信号 1 为 $\bar{\sigma}$, 信号 2 为 $\underline{\sigma}$, 因此项目未实施, 支付为 $t_0(\bar{\sigma},\underline{\sigma})$; 若两个信号都为 $\bar{\sigma}$, 但项目最终失败, 给代理人

的支付为 $\underline{t}(\bar{\sigma},\bar{\sigma})$; 若信号 1 为 $\underline{\sigma}$, 从而两个项目都没有实施, 第二个代理人也不需要收集信息, 支付为 $t(\underline{\sigma})$ 。简单起见, 记为 $\bar{i}=\bar{i}(\bar{\sigma},\bar{\sigma})$, $\underline{t}=\underline{t}(\bar{\sigma},\bar{\sigma})$ 。

在情形 2 下, 投资者 1 只能看到第二个项目的结果, 此时第一个委托代理合同的支付将依赖于信号 1 和两个项目的最终结果: 若信号 1 为 $\bar{\sigma}$, 两个项目都成功, 给代理人的支付为 $\bar{i}(\bar{\sigma},S)$; 若信号 1 为 $\bar{\sigma}$, 项目 1 成功, 而项目 2 未实施, 支付为 $\bar{i}(\bar{\sigma},N)$; 若信号 1 为 $\bar{\sigma}$, 两个项目都失败, 给代理人的支付为 $\underline{t}(\bar{\sigma},F)$; 若信号 1 为 $\bar{\sigma}$, 项目 1 失败, 项目 2 未实施, 支付为 $\underline{t}(\bar{\sigma},N)$; 若信号 1 为 $\underline{\sigma}$, 因此两个项目都未实施, 支付为 $t_0(\underline{\sigma})$ 。

显然, 投资者 1 更希望在决策前观察到第二个信号, 而不是在决策后才知道后者的结果。因此对投资者 1 来说, 第一种情形要优于第二种情形。若投资者 1 能观察到第二个信号, 当第二个信号为 $\underline{\sigma}$, 投资者 1 将放弃项目。但是在第二种情形下, 当第二个信号为 $\underline{\sigma}$, 投资者 1 也会启动项目, 与前一种情形相比, 这一决策带来的相对损失为 $p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})[v\bar{S}+(1-v)\underline{S}]$ 。

在第一种情况下, 可以得到 $\underline{t}=\underline{t}(\bar{\sigma},\bar{\sigma})=0$, 我们将主要讨论两个专家代理人之间不存在共谋的情况。当代理人 1 偏离均衡策略时, 他相信代理人 2 会遵从这一均衡策略。若代理人 1 观察到信号 $\bar{\sigma}$, 贝叶斯逆向选择的激励相容约束为:

$$p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma},\bar{\sigma})\bar{i}+p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t_0(\bar{\sigma},\underline{\sigma})\geq t(\underline{\sigma}) \quad (24)$$

该不等式意味着代理人 1 将会如实汇报信号 $\bar{\sigma}$ 。若代理人 1 观察到信号 $\underline{\sigma}$, 其如实报告信号的激励相容约束为:

$$p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma},\underline{\sigma})\bar{i}+p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})t_0(\bar{\sigma},\underline{\sigma})\leq t(\underline{\sigma}) \quad (25)$$

其中, $p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})$ 表示当专家 1 的信号为 $\underline{\sigma}$ 时, 专家 2 报告信号 $\bar{\sigma}$ 的条件概率, 而 $p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})$ 表示当专家 1 的信号为 $\underline{\sigma}$ 时, 专家 2 报告信号 $\underline{\sigma}$ 的条件概率。

此时, 专家代理人的道德风险激励约束为:

$$p(\bar{\sigma},\bar{\sigma})v(\bar{\sigma},\bar{\sigma})\bar{i}+p(\underline{\sigma},\bar{\sigma})t_0(\bar{\sigma},\underline{\sigma})+p(\underline{\sigma})t(\underline{\sigma})-\Psi\geq\max\{p(\bar{\sigma})v(\bar{\sigma})\bar{i}+p(\underline{\sigma})t_0(\bar{\sigma},\underline{\sigma}),t(\underline{\sigma})\} \quad (26)$$

这个约束条件意味着对代理人 1 来说, 努力收集信息比不收集信息要更好。当代理人 1 放弃收集信息时, 其获得支付 $\bar{i}$ 的概率为 $p(\bar{\sigma})v(\bar{\sigma})$, 其中 $p(\bar{\sigma})$ 为代

理人2的信号为 $\bar{\sigma}$ 的概率；而获得支付 $t_0(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})$ 的概率为 $p(\underline{\sigma})$ ，即为代理人2的信号为 $\underline{\sigma}$ 的概率。

为了在最低成本下实施最优决策法则，投资者1的目标是最小化期望支付：

$$\min p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t} + p(\underline{\sigma}, \bar{\sigma})t_0(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}) + p(\underline{\sigma})t(\underline{\sigma}) \quad (27)$$

同时使得约束条件(24)、(25)、(26)都满足，且各项支付不能为负。

求解得到如下命题：

命题3：在实施最优决策法则的最优激励合同下，当专家报告正面信号且项目成功时得到奖励，如果报告正面信号而项目失败则受到惩罚。最优支付表示如下：

$$\bar{t} = \frac{\Psi}{\theta v(2\theta-1)(1-v)}, t(\underline{\sigma}) = \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$$

同时，专家获得的代理人期望租金为：

$$U_2^1 = \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$$

证明：道德风险激励约束条件可以转化为如下形式：

$$t(\underline{\sigma}) \geq \frac{\Psi}{p(\underline{\sigma})} + p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{t} + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})t_0(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}) \quad (28)$$

$$t(\underline{\sigma}) + \frac{\Psi}{p(\bar{\sigma})} \leq p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t} + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})t_0(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}) \quad (29)$$

因此，由两个道德风险约束条件可以推导出逆向选择约束。同时，显然可以证明 $p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}) < p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})$ ， $p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma}) < p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})$ ，因此可以保持期望支付和式(28)不变，减少 $t_0(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})$ 放松式(29)的条件，由此得到 $t_0(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}) = 0$ 。最小化问题可以转化为： $\min p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t} + p(\underline{\sigma})t(\underline{\sigma})$ ，满足约束条件 $t(\underline{\sigma}) \geq \frac{\Psi}{p(\underline{\sigma})} + p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{t}$ 和 $t(\underline{\sigma}) + \frac{\Psi}{p(\bar{\sigma})} \leq p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t}$ 。在最优合同处，两个约束条件都为等式，即有 $\bar{t} = \frac{\Psi}{\theta v(2\theta-1)(1-v)}$ ， $t(\underline{\sigma}) =$

$\frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$ ，同时得到代理人租金为 $U_2^1 = \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$ 。证毕。

需要注意的是 $t_0(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}) = 0$ ，若代理人1报告一个正面信号，只有当项目启动且成功，代理人1才能获得奖励。与仅有一组委托人和代理人的情况相比，委托人可以利用代理人2的信号来检验代理人1给出的正面信号。

然而，条件 $U_2^1 = U_1^1$ 始终成立。在一组委托代理的情况下，代理人1获得报酬 $\bar{t}$ 的概率为 $v(\bar{\sigma})$ ，而在两组委托代理的情况下，代理人1获得相等报酬的概率下降。因为若代理人2给出一个正面信号，代理人1有 $p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})$ 的概率什么都得不到，获得报酬 $\bar{t}$ 的概率仅为 $p(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})$ 。为了解决道德风险问题，若项目执行成功，与一组委托代理下的相同结果相比，代理人将获得更多的报酬。

下面考虑第二种情形，即投资者1无法在决策前知道后面项目的信号，但是可以利用后面项目的结果来检验代理人1的信号。此时，若代理人1观察到信号 $\bar{\sigma}$ ，贝叶斯逆向选择的激励相容约束为：

$$p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, N) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) \geq t_0(\underline{\sigma}) \quad (30)$$

若代理人1观察到信号 $\underline{\sigma}$ ，对应的约束条件为：

$$p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, F) + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, N) + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) \leq t_0(\underline{\sigma}) \quad (31)$$

同时，代理人1的道德风险激励约束条件为：

$$p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, S) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, N) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) + p(\underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}) - \Psi \geq \max\{p(\bar{\sigma})v(\bar{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, S) + p(\underline{\sigma})v(\underline{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, N) + p(\underline{\sigma})(1-v(\underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N), t_0(\underline{\sigma})\} \quad (32)$$

此时，投资者1作为委托人的最优化问题为：

$$\min p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, S) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{t}(\bar{\sigma}, N) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\bar{t}(\bar{\sigma}, N) + p(\underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}) \quad (33)$$

满足式(30)、(31)、(32)等约束条件，且转移支付非负。

求解最优合同得到如下命题：

命题4：在实施最优决策法则的最优激励合同下，当专家报告正面信号且项目成功时得到奖励，如果报告正面信号而项目失败则受到惩罚。最优支付表示如下：

$$\bar{i}(\bar{\sigma}, S) = \frac{\Psi}{\theta v(2\theta-1)(1-v)}$$

$$t(\underline{\sigma}) = \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$$

同时, 专家获得的代理人期望租金为:

$$U_2^1 = \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$$

证明: 道德风险激励约束条件可以转化为如下形式:

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\underline{t}(\bar{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma}))\underline{t}(\bar{\sigma}, N) + \frac{\Psi}{p(\underline{\sigma})} \leq t_0(\underline{\sigma}) \end{aligned} \quad (34)$$

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))\underline{t}(\bar{\sigma}, F) \\ & + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \\ & + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))\underline{t}(\bar{\sigma}, N) \geq t_0(\underline{\sigma}) + \frac{\Psi}{p(\bar{\sigma})} \end{aligned} \quad (35)$$

从这两个道德风险的约束条件中可以推出逆向选择的约束条件。同时, 显然可以得到 $\frac{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))} < \frac{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})}{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma}))}$, 通过降低 $\underline{t}(\bar{\sigma}, F)$ 并提高 $\bar{i}(\bar{\sigma}, S)$ 可以保持约束条件 (35) 和目标函数不变, 并放松约束条件 (34), 由此可以得到 $\underline{t}(\bar{\sigma}, F) = 0$ 。

同样地, 可以得到 $\frac{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}{p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})(1-v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma}))} < \frac{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})}{p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})(1-v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma}))}$, 从而类似地得到 $\underline{t}(\bar{\sigma}, N) = 0$ 。

可以证明 $\frac{p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}{p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})} = \frac{p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})}{p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})}$, 因此 $\bar{i}(\bar{\sigma}, S) > 0$, $\bar{i}(\bar{\sigma}, N) > 0$ 。此时, 约束条件变为:

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}|\underline{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) \\ & + p(\underline{\sigma}|\underline{\sigma})v(\underline{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) + \frac{\Psi}{p(\underline{\sigma})} \leq t_0(\underline{\sigma}) \end{aligned} \quad (36)$$

$$\begin{aligned} & p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) \\ & + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N) \geq t_0(\underline{\sigma}) + \frac{\Psi}{p(\bar{\sigma})} \end{aligned} \quad (37)$$

令 $T = p(\bar{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \bar{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, S) + p(\underline{\sigma}|\bar{\sigma})v(\bar{\sigma}, \underline{\sigma})\bar{i}(\bar{\sigma}, N)$, 则目标函数变为最小化 $T + p(\underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma})$, 同时满足约束条件 $T \leq \frac{\theta\Psi}{1-\theta}p(\underline{\sigma})t_0(\underline{\sigma}) - \frac{\theta\Psi}{1-\theta}$, $T \geq p(\bar{\sigma})t_0(\underline{\sigma}) + \Psi$ 。在最优合同时, 两个约束条件都为等式约束, 因此有 $T = \frac{\theta\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$, $t_0(\underline{\sigma}) = \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$ 。特别地, 可以取 $\bar{i}(\bar{\sigma}, N) = 0$, 因此得到 $\bar{i}(\bar{\sigma}, S) = \frac{\Psi}{\theta v(2\theta-1)(1-v)}$ 。证毕。

比较命题 3 和命题 4 可以发现, 为了激励专家代理人收集信号并如实汇报, 在两种情形下投资者支付给代理人的信息租金是相同的。不管投资者 1 是否能够观察到项目 2 的专家报告信号, 其预计雇用专家代理人的总成本是一样的, 但是具体的合同内容和支付条款可能存在差异。当然, 第一个委托人在第一种情境下收益更高 (因为第 2 个专家的负面信号可以阻止他进行一个无利可图的项目), 但两种情境下第一个委托人制定的最优合同所支付的信息租金是相同的。因为最优合约理论中, 为了最小化租金支付, 只对最有信息含量的信号支付正的租金。而两种情境下最有信息含量的信号是一致的。

最后, 可以比较公开信息和私人信息的情况, 而分析投资者 1 是否有动机公开自己的信息。由命题

1、命题 3 和命题 4 可知, 显然 $\frac{\Psi}{2\theta-1} < \frac{\Psi}{(2\theta-1)(1-v)}$,

即在公开信息下投资者 1 支付给专家的信息租金更高, 因此投资者 1 有动机隐瞒信息从而支付较低的信息租金。通过隐瞒信息, 投资者 1 依然可以利用后面项目的结果交叉检验其代理人的信息。公共信号的情况下, 由于第二个委托人能观察到第一个专家的信号, 因此, 在观察到第一个信号是负面的情况下, 他会直接选择不执行项目。而在私人信号情况下, 由于观察不到第一个信号, 因此第二个委托人仍有可能雇用专家并且如果信号为正就会执行项目, 此时, 委托人 1 可以利用第二个委托人执行项目的结果进行交叉检验第一个专家的信号, 从而减少所支付的信息租金。因此, 私人信号下, 委托人 1 多了利用委托人 2 项目执行的结果来交叉检验自己专家的机会, 故而在私人信号下, 委托人 1 所支付的信息租金更少。

六、结束语

当我们面临不确定性的事件决策时, 采用专业人员的意见有助于更好地应对风险。本文拓展了单个委

托代理的分析框架,构建包含两组委托代理的模型,分析两组委托人和代理人可能存在的相互影响。在构建序贯委托代理模型的框架下,分别讨论了第一组委托代理的信号为私人信息和公开信息两种情况的最优决策法则下的最优合同。

本文的研究发现:(1)在私人信息情况下,两组委托代理合同之间由于可以利用彼此的最终结果进行交叉检验,与单个委托代理合同比较,可以降低委托人支付给专家代理人的期望租金。(2)在公开信息情况下,无论第一个委托人在决策时是否可以观察到第二个代理人的信号,他支付给第一个代理人的期望租金都是相同的,因为他总是可以利用最终结果进行信息的交叉检验。当然,提前观察到第二个代理人的信号有助于降低决策失误带来的损失。(3)在前面获得信息的委托人并没有动机公开自己的信息,而是会隐瞒自己的信息,同时利用后面项目的结果进行信息检验。(4)在公开信息情况下,第二个委托人雇用代理人的条件更高,一旦雇用,预期支付的代理人租金也会更高。

本文的研究为了解序贯委托代理情形下的信息收集和共享问题提供了一个有益的分析框架。当然,本研究也存在一些局限。在本文中,两组委托人和代理

人仅在信息阶段相互作用,两者在产品市场上完全不相干。因此,在之后进一步的研究中,我们可以将产品市场上的相互作用加入模型中。例如,若市场只有一家公司,则利润分别为 $\bar{S}$ 和 $\underline{S}$ 。若两家公司都进入市场,我们可以假设利润分别为 $(1+\delta)\underline{S}$ 和 $(1-\delta)\bar{S}$,其中 δ 表示其他公司带来的外部性:当市场上的两种商品为替代品时, $\delta>0$;当两种商品为互补品时, $\delta<0$;当两种商品不相关时, $\delta=0$,即为本文所分析的情形。如果 $\delta<0$,第一个委托人将公开信息,吸引后面的委托人进入市场并生产产品,其代价为支付给第一个代理人更高的信息租金。如果 $\delta>0$,除了需要支付更高的信息租金,第一个委托人公开信息还将带来两方面的影响,首先是降低了第二个委托人进入市场的利润,其次是吸引追随者进入市场。按照这样的逻辑,考虑产品市场的模型必定更加复杂,有待未来的进一步研究。本模型还有一些值得推广之处,我们在文章中考虑的两个专家的信号具有相同的精确度,如果精确度不同,比如第二个专家精确度更高,那么在第五部分的序贯模型中,即使第一个专家的信号为负,第二个委托人仍有可能雇用自己的专家收集信息。

参考文献

- [1] 杨瑞龙. 论国有经济中的多级委托代理关系 [J]. 管理世界, 1997 (1): 106-115.
- [2] 冯根福. 双重委托代理理论: 上市公司治理的另一种分析框架——兼论进一步完善中国上市公司治理的新思路 [J]. 经济研究, 2004 (12): 16-25.
- [3] 陈冬华, 范从来, 沈永建. 高管与员工: 激励有效性之比较与互动 [J]. 管理世界, 2015 (5): 160-171.
- [4] Demski J, Sappington D. Delegated Expertise [J]. Journal of Accounting Research, 1987, 25 (1): 68-89.
- [5] Gromb D, Martimort D. Collusion and the Organization of Delegated Expertise [J]. Journal of Economic Theory, 2007, 137 (1): 271-299.
- [6] Malcomson J. Principal and Expert Agent [J]. The B. E. Journal of Theoretical Economics, 2009, 9 (1): 1-36.
- [7] Bulow J, Geanakoplos J, Klemperer P. Multimarket Oligopoly: Strategic Substitutes or Complements [J]. Journal of Political Economy, 1985, 93: 488-511.
- [8] Dewatripont M. Commitment through Renegotiation-Proof Contracts with Third Parties [J]. Review of Economic Studies, 1988, 55: 377-389.
- [9] Caillaud B, Jullien B, Picard P. Competing Vertical Structures: Precommitment and Renegotiation [J]. Econometrica, 1995, 63 (3): 621-646.
- [10] 王明琳, 周生春. 控制性家族类型、双重三层委托代理问题与企业价值 [J]. 管理世界, 2006 (8): 83-93.
- [11] 蒋海, 朱滔, 李东辉. 监管、多重代理与商业银行治理的最优激励契约设计 [J]. 经济研究, 2010 (4): 40-53.
- [12] 李春红, 王苑萍, 郑志丹. 双重委托代理对上市公司过度投资的影响路径分析——基于异质性双边随机边界模型 [J]. 中国管理科学, 2014 (11): 131-139.
- [13] Gu W, Kuhn P. A Theory of Holdouts in Wage Bargaining [J]. American Economic Review, 1998, 88 (3): 428-449.
- [14] Xu M, Yin N, Li S. Multitask Assignments with Adverse Selection [J]. Economics Letters, 2019, 181: 127-132.
- [15] Tan X, Wen Q. Information Acquisition and Voting with Heterogeneous Experts [J]. The Rand Journal of Economics, 2020, 51 (4): 1063-1092.
- [16] Azrieli Y. Delegated Expertise: Implementability with Peer-monitoring [J]. Games and Economic Behavior, 2022, 132: 240-254.
- [17] 王先甲, 欧蓉, 陈佳瑜. 公平偏好下双代理人激励契约设计研究 [J]. 中国管理科学, 2022 (1): 100-110.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

电商平台上动物福利产品溢价实现机理探究

——基于京东商城交易数据的实证检验

The Research on the Mechanism of Realizing the Premium of
Animal Welfare Products on E-commerce Platform:
An Empirical Test Based on Transaction Data from JD. Mall

于爱芝 曹景晟 欧阳日辉

YU Ai-zhi CAO Jing-sheng OUYANG Ri-hui

[摘要] 动物福利产品的伦理属性和效能属性影响其溢价实现, 电商平台的信息展示功能和评价反馈功能在电商平台上动物福利产品的溢价实现中发挥调节作用。笔者基于 Lancaster 新消费理论, 先将动物福利产品的伦理属性和效能属性内生到消费者效用函数中, 数理推导电商平台的两种功能在动物福利产品溢价实现过程中的作用, 然后基于京东商城鸡蛋实际交易数据, 运用特征价格法实证检验动物福利产品的溢价实现以及电商平台的信息展示功能和评价反馈功能在其中的调节作用。结果证实: 动物福利产品溢价实现有赖其伦理属性和效能属性; 电商平台的信息展示功能和评价反馈功能在动物福利产品溢价实现中发挥正向调节作用; 与实体流通渠道相比, 电商平台上动物福利产品的溢价程度有所提高。本研究通过数理推导和实证检验所探究的电商平台上动物福利产品溢价实现机理, 拓展了产品溢价理论在动物福利产品上的应用, 丰富了 Lancaster 新消费理论学术探讨方面的现有文献, 有助于为相关厂商生产和营销动物福利产品提供理论依据。

[关键词] 动物福利产品 电商平台溢价实现 伦理属性 效能属性 信息展示 评价反馈

[中图分类号] F326.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0092-13

Abstract: The ethical attribute and efficiency attribute of animal welfare products affect the premium realization. The information display function and evaluation feedback function of e-commerce platform has a moderating effect on the premium realization of animal welfare products on e-commerce platform. Based on Lancaster's new consumption theory, the authors first internalize the ethical attribute and efficiency attribute of animal welfare products into the utility function, and mathematically deduce the role of these two functions of e-commerce platform in the premium realization process of animal welfare products. With the actual transaction data of eggs from JD. Mall, we then use the hedonic price method to empirically test the premium realization of animal welfare products and the moderating role of the information display function and evaluation feedback function of e-commerce platform. The results show that the premium realization of animal welfare products depends on their ethical attribute and efficiency attribute; the information display function and evaluation feedback function of e-commerce platform play a positive role in the premium realization of animal welfare products; compared with the physical circulation channels, the premium of animal welfare products on e-commerce platform increases. By the mathematical deduction and empirical test exploring of the premium realization mechanism of animal welfare products on e-commerce platform, this study expands the application of the premium theory in animal welfare products, enriches the existing literature on academic discussion of Lancaster's new consumption theory, and helps to provide a theoretical basis for the production and marketing of animal welfare products.

Key words: Animal welfare product E-commerce platform Premium realization Ethical attribute Efficiency attribute Information display Evaluation feedback

[收稿日期] 2022-10-16

[作者简介] 于爱芝, 女, 1974年4月生, 中央财经大学经济学院教授, 乡村振兴研究基地主任, 经济学博士, 博士研究生导师, 主要研究方向为农业政策、农产品国际贸易与跨境投资、乡村治理等; 曹景晟, 男, 1994年12月生, 中央财经大学经济学院博士研究生, 研究方向为农业技术、国际经济与贸易; 欧阳日辉, 男, 1973年8月生, 中央财经大学中国互联网经济研究院研究员, 经济学博士, 主要研究方向为数字经济、数字金融、电子商务。本文通讯作者为于爱芝, 联系方式为 yuaizhi@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“互联网平台的社会影响与治理路径”(项目编号: 21&ZD196); 国家现代农业产业技术体系资助项目“现代农业产业技术体系岗位科学家”(项目编号: CARS-40)。

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

动物福利 (Animal Welfare) 是指动物身心状况与其生存和死亡条件相关的状态 (世界动物卫生组织, 2019^[1])。良好的动物福利体现在疫病得到防范与治疗、合适的管理与饲养场所、人道的处置或屠宰。作为人类的重要食物来源之一, 农场动物的福利状况对畜禽产业的生产经营和消费者的经济效用与消费决策产生了重要影响。农场动物福利产品因贯彻动物福利理念, 强调在饲养过程中满足动物基本的自然需求并实施全程质量安全控制, 其所具有的伦理属性和效能属性, 影响了溢价实现 (Verbeke, 2009^[2]; Buller 和 Roe, 2012^[3]; 王常伟和顾海英, 2014^[4])。本文以下对动物福利产品溢价的讨论, 除特殊说明外, 均指的是农场动物福利产品。

从伦理属性上看, 动物福利产品传递的动物关怀理念符合人们的价值认知, 消费者购买动物福利产品能够激发其伦理感知, 产生情感契合并获得心理满足, 从而增加私人效用 (Rondoni 等, 2021^[5]); 就效能属性而论, 动物福利产品注重改善动物福利, 譬如降低农场动物饲养密度, 营造清洁自由的生活环境等, 能够减少动物疫病风险以及抗生素使用, 使得动物及其产品具有更高的质量安全水平 (李波和于加高, 2021^[6]), 因而激励消费者做出消费决策 (Ortega 和 Wolf, 2018^[7])。

电商平台的产生和发展, 为动物福利产品的溢价实现增添了某种程度的聚势赋能、乘势而上的效应, 探究电商平台上动物福利产品溢价实现机理, 是值得学术界关注的一个重要且有实际意义的课题。在集贸市场、超市等实体流通渠道中, 虽然动物福利产品的伦理属性和效能属性能够促进消费溢价 (Gerini 等, 2015^[8]; Kim 和 Chung, 2011^[9]; Lusk 和 Norwood, 2012^[10]; 顾海英和王常伟, 2020^[11]), 但其有时空衍生较高的交易成本。然而, 电商平台的出现却使情况发生了某种转变, 即电商平台降低了信息搜寻成本, 增加了产品的可及性并对消费产生促进作用 (Goldfarb 和 Tucker, 2019^[12]; 李三希等, 2021^[13])。Tonsor 和 Wolf (2012)^[14]认为, 电商平台以具象化信息, 如通过详实生动的图像、视频展示等非结构化信息与非接触式浏览方式, 强化消费者对产品的先验信念, 促进其消费意愿和消费行为; 陈晓红 (2022)^[15]提出消费者的购买决策除了取决于个体偏好, 还受到

其他购买者行为的影响。电商平台及时的产品信息交流和评价反馈功能 (Tonsor 和 Wolf, 2012^[14]; Lin 等, 2019^[16]), 增强消费者产品感知的可获得性 (Richards 等, 2017^[17]), 提高对产品属性的感知判断 (Shapiro, 1982^[18])。电商平台上的卖家通过累积好评能够形成声誉激励, 吸引更多消费者购买并实现溢价支付 (Lin 等, 2019^[16])。与此同时, 电商平台的信息留痕功能克服了传统市场中消费者搜寻和决策行为特征的即逝性, 使得通过网络数据的获得分析消费者信息收集、采纳及对消费行为的影响成为可能。由上述可见, 学者们对电商平台赋能产品溢价实现的讨论已达成基本一致的结论, 但现有文献中尚无涉及相关电商平台上动物福利产品溢价实现方面的研究成果。基于此, 笔者基于 Lancaster 新消费理论, 在理论模型推演的基础上, 利用京东平台实际交易数据, 实证检验动物福利产品伦理属性和效能属性的溢价实现以及电商平台的信息展示与评价反馈功能在其中的调节作用, 以揭示电商平台上动物福利产品溢价实现的机理。

二、理论模型与研究假说

(一) 动物福利产品需求实现的理论模型

假设电商平台只存在一个代表性消费者, 设定其消费动物福利产品的数量为 $\bar{x}$, 对应产品的动物福利水平为 w , 在收入约束 y 下消费者最大购买量为 x , 效用函数为 $U(x)$ 。

基于 Lancaster (1966)^[19]新消费理论, 消费者主要从产品属性中获得效用, 设计需求实现模型。本文将动物福利产品价格设为动物福利产品属性的函数, 即 $p=p(w)$, 其中, $\partial p/\partial w > 0$ 。参照王常伟 (2016)^[20]对动物福利产品属性与价格的关系设定, 为排除价格因素对消费决策的影响, 假设 $p(w)=w$, $0 \leq w \leq 1$, 令动物福利产品的属性定价与产品本身的福利水平保持相同递增幅度。

首先, 假定电商平台消费者对于动物福利产品属性认知为 0, 消费者的效用函数与可消费的产品数分别设为式 (1)、式 (2):

$$U(x) = \alpha(t) \cdot \bar{x} \quad (1)$$

$$\bar{x} = x \cdot [1 - p(w)] \quad (2)$$

$$p(w) = w, w \in [0, 1] \quad (3)$$

式 (1) 中的 t 为电商平台营销的模式选择项,

由产品属性信息的丰度来表示, $\alpha(t)$ 表示电商平台消费者进行单位动物产品消费时的边际效用, $\alpha(t) > 0$, $\partial\alpha(t)/\partial t < 0$, 其所隐含的假设为: 电商平台容纳产品属性信息越丰富, 消费者获取产品属性信息的机会成本越大, 边际消费效用随之递减。

由式 (1)、(2) 和 (3) 可得, 消费者效用最大化时的最优动物福利水平 w_1 :

$$\max U = \alpha(t) \cdot x[1-w] \quad (4)$$

求解式 (4) 得出 $w_1 = 0$, 即倘若消费者不存在对动物产品伦理与效能属性的认知, 对动物产品福利水平 w 的任何改善都不会影响消费者的效用。此时对消费者而言, 产品动物福利的最优水平是 0, 即消费者对动物福利产品无消费需求。

其次, 假设电商平台消费者对动物福利产品属性存在认知。基于动物福利产品的营销商会以需求端信息获取为目标, 来保障消费者对其产品属性的认知, 本文对其认知过程从两方面解析。

一是卖家对动物产品进行标识, 主要包括标准采用或生产模式的介绍与标记, 使其具备伦理属性标签, 如“农家”“散养”“放养”等 (Campbell 等, 2020^[21])。消费者通过电商平台信息检索可以搜索到特殊标签信息, 随后在消费转换过程中逐步加深对关联或相似产品的标签识别, 产生对关注产品的认知与信任, 强化进一步了解的意愿, 设 l_1 反映产品伦理属性的标识信息。

二是卖家会列明反映动物产品效能属性标识, 向消费者传达质量安全等信号。其一般受制于地区对于农产品质量安全监管与干预政策, 而依法对动物产品进行品质检测与生产追溯。设 e_1 反映产品效能属性的标识信息。

两方面因素先后决定了消费者对产品的情感认同和标识认知, 即决定属性认知效用 s , 并影响消费者对产品的最终效用实现。设 $s = \beta(l_1, e_1) \cdot wx$, 其中 β 为伦理和效能属性的边际效用, 其受到 l 和 e 的共同影响。

假定产品属性对电商平台消费者效用的影响是以线性形式进入效用函数的, 此时消费者的效用函数为:

$$U(x, s) = \alpha(t) \cdot \bar{x} + \beta(l_1, e_1) \cdot w\bar{x} \quad (5)$$

为求最终效用 $U(x, s)$ 的最大值, 将式 (2)、式 (3) 代入式 (5) 求导, 而后令其为 0 可得最优

动物福利水平 w_2 :

$$w_2 = \frac{\beta(l_1, e_1) - \alpha(t)}{2\beta(l_1, e_1)} \quad (6)$$

由式 (6) 可以看出, 如果 $\beta(l_1, e_1) - \alpha(t) > 0$, 即当动物福利产品伦理和效能属性的边际效用大于可以选购的动物产品数量递增的边际效用时, 电商平台消费者便产生改善动物福利的动机, 而此时:

$$\frac{\partial w_2}{\partial l_1} = \frac{1}{2} \left[\alpha\beta^{-2} \cdot \frac{\partial\beta}{\partial l_1} - \beta^{-1} \cdot \frac{\partial\alpha}{\partial l_1} \right] > 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial w_2}{\partial e_1} = \frac{1}{2} \left[\alpha\beta^{-2} \cdot \frac{\partial\beta}{\partial e_1} - \beta^{-1} \cdot \frac{\partial\alpha}{\partial e_1} \right] > 0 \quad (8)$$

由式 (7) 可知, 消费者对动物福利产品的需求将伴随伦理和效能属性的标识信息丰度提升而增大。由式 (8) 可知, 随着电商平台上卖家对友好养殖模式下的行为状态的进一步展示, 以及反映动物产品效能属性相关认证的完善, 消费者效用实现的最优动物福利水平 w_2 也在增加。二者在消费者伦理和效能属性感知的实现过程中起到彼此协同的作用。

最后, 进一步假设卖家借助电商平台信息展示与评价反馈功能的调节作用, 强化消费者对产品属性的感知。一是卖家可以运用文字、图片或者视频等形式, 对动物养殖过程中的状态进行详细描述, 并将其置于电商平台的产品详情页中 (张应语等, 2015^[22])。消费者通过电商平台浏览详细知悉动物是否受到了友好关爱与优质对待, 进而从伦理及道德理念出发加深对动物产品的情感认同, 设 l_2 反映动物福利养殖中的行为信息。二是电商平台为消费者提供了关于产品信息交流与反馈的机会, 这样保障消费者行使决策前可以充分认知卖家许诺的效能属性, 增加属性标识信息的可靠性。设 e_2 反映消费者反馈的评价信息。

为便于研究, 假定电商平台调节变量对消费者效用影响同样是以线性形式进入最终效用函数中。当动物福利产品的福利水平为 w 时, 令单位产品的消费在电商平台功能调节下给电商平台上消费者带来的效用满足为 m , 有 $m = \delta(l_2, e_2) \cdot w\bar{x}$ 。电商平台消费者的最终效用可以表示为:

$$U(x, s, m) = \alpha(t) \cdot \bar{x} + \beta(l_1, e_1) \cdot w\bar{x} + \delta(l_2, e_2) \cdot w\bar{x} \quad (9)$$

将式 (2)、式 (3) 代入式 (9) 可得最优的动物福利 w_3 为:

$$w_3 = \frac{\beta(l_1, e_1) + \delta(l_2, e_2) - \alpha(t)}{2\beta(l_1, e_1) + 2\delta(l_2, e_2)} \quad (10)$$

由式(6)与式(10)可得, $w_3 > w_2$ 。所以当引入电商平台功能的调节作用, 消费者对于动物福利产品的最优需求水平会进一步提升, 即电商平台强化了对动物福利产品的需求实现。而此时:

$$\frac{\partial w_3}{\partial l_2} = \frac{1}{2} \left[\alpha(\beta + \delta)^{-2} \cdot \frac{\partial \delta}{\partial l_2} - (\beta + \delta)^{-1} \cdot \frac{\partial \alpha}{\partial l_2} \right] > 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial w_3}{\partial e_2} = \frac{1}{2} \left[\alpha(\beta + \delta)^{-2} \cdot \frac{\partial \delta}{\partial e_2} - (\beta + \delta)^{-1} \cdot \frac{\partial \alpha}{\partial e_2} \right] > 0 \quad (12)$$

由式(11)、式(12)可知, 反映动物福利养殖

的行为信息与消费者评价反馈信息越完善, 即电商平台功能的调节越强, 与消费者效用最大时相对应的产品最优动物福利水平 w_3 也就越高。此外, 由式(10)可知, 此时只要满足 $\delta - \alpha(t) > 0$ 或者 $\beta - \alpha(t) > 0$ 的假设, 则消费者对动物福利产品效用最大时的最优动物福利水平都恒为正, 这也侧面反映在考虑电商平台功能后, 动物福利产品属性对消费决策存在更大的正向激励。

(二) 电商平台上动物福利产品属性溢价实现的机理推演与研究假说

由以上需求实现的理论模型结果, 推演动物福利产品属性对消费者需求实现并提升消费溢价的作用机理, 如图1所示。

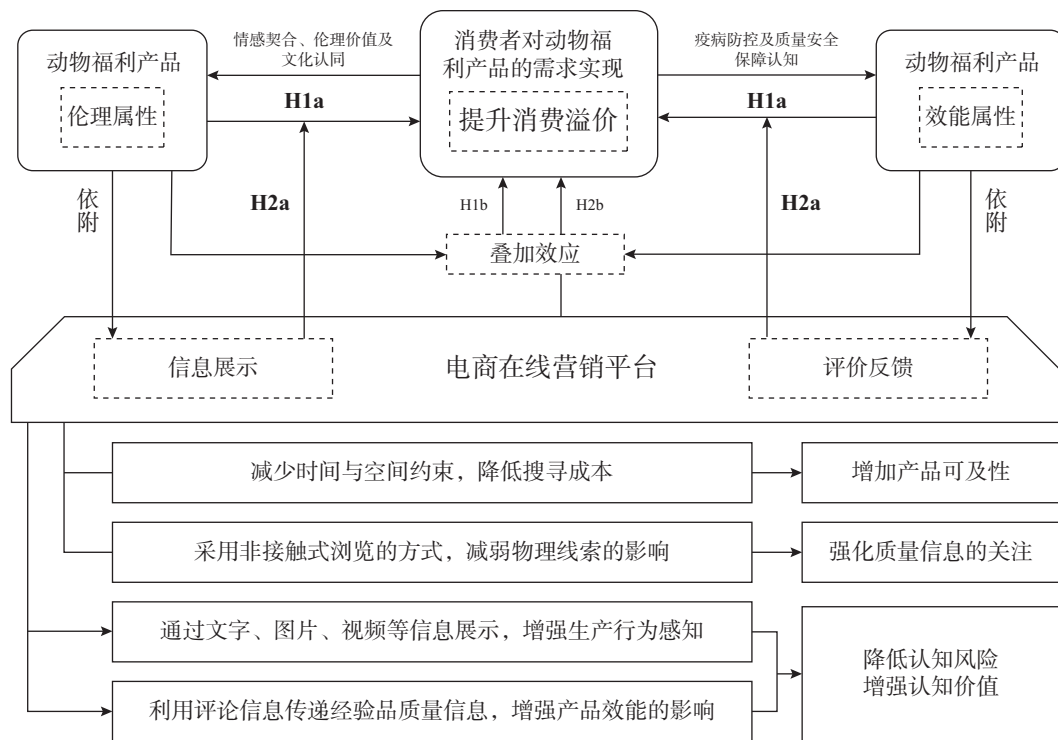


图1 电商平台上动物福利产品属性对消费溢价的作用机理

动物福利产品具有伦理属性, 消费者获取伦理属性的标识信息后, 会产生情感契合和价值认同, 有助于其私人效用提升, 产生消费溢价 (Bennett 和 Blaney, 2003^[23])。另一方面, 动物福利产品具有效能属性, 属性标识可使消费者认知到产品的疫病防控及质量安全保障等效能 (窦学娥, 2021^[24]), 对私人效用产生激励, 同样促进消费者需求实现 (Kehlbacher 等, 2012^[25])。然而单一化的属性标识叠加造成的信息过载, 弱化消费者信任, 造成消费者效用递减, 对溢价产生负面影响 (Glynn 和 Christopher, 2011^[26])。本文据此提出研究假说1:

假说 1a: 福利产品的伦理属性、效能属性对消费溢价有显著正向影响。

假说 1b: 福利产品的伦理属性与效能属性叠加效应对消费溢价有显著负向影响。

电商平台功能通过两条路径对动物福利产品属性感知与溢价实现产生调节作用: 一是信息展示功能, 其作用于伦理属性, 激发伦理感知。卖家会通过文字、图片或视频对动物的饲养过程进行展示, 降低搜寻成本与物理线索的影响 (Richards 等, 2017^[5]), 增强消费者对生产行为的感知与伦理认同。二是评价反馈功能, 其作用于效能属性, 实现效能激励。经验

消费者利用电商平台评论传递产品质量信息 (Lin 等, 2019^[16]), 促进卖家为维护声誉而改善产品效能, 也使后续消费者根据声誉确立先验信念, 提升消费者对产品效能的信任。同时, 两种功能强化了消费者对伦理属性与效能属性的了解, 增强信息质量与认知价值并降低认知风险, 协助行为视频展示作用下的伦理属性及追加好评比率作用下的效能属性共同促进产品属性的溢价实现。本文据此提出研究假说 2:

假说 2a: 电商平台的信息展示与评价反馈功能以调节效应分别促进了福利产品伦理属性与效能属性的作用发挥。

假说 2b: 电商平台的信息展示与评价反馈功能以调节效应共同促进了福利产品伦理属性与效能属性叠加效应的作用发挥。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据来自京东商城。目前, 京东生鲜占据全国生鲜市场份额已超过 25.8%, 是国内农产品的重要销售平台。在研究对象上, 笔者选择居民日常消费的鸡蛋为动物福利产品的代表性品种。首先, 鸡蛋作为商品, 与蛋鸡天然分离, 可简化动物福利特征俘获和水平测度, 仅关注蛋鸡饲养阶段的福利水平即可。其次, 鸡蛋作为物美价廉的蛋白来源, 消费群体分布广泛且受收入水平影响较小, 能有效避免样本选择偏误。最后, 近年来电商平台鸡蛋销售增长迅速 (孙从佼等, 2022^[27]), 消费者安全健康意识的增强促进了对鸡蛋多元属性的关注, 为本文提供较好的研究场景。

通过 Python 设计爬虫程序, 将数据时间跨度设定为 2022 年 1 月 1 日至 3 月 31 日^①, 以“鸡蛋”作为关键词, 爬取网页上所有关联商品的文本信息, 包括店铺信息, 商品标签页、描述页与属性页的文本内容, 以及对应每件商品带有的追加评价, 对数据进行预处理: (1) 清除数据中同“鸡蛋”无关的商品; (2) 对剩余数据中的鸡蛋商品数据进行识别与保留, 剔除交易发生在观测窗口前但显示为 2022 年 1 月以后的评论; (3) 剔除重要变量的异常值、缺失值和未达成交易的观察值。 (4) 针对消费者追加评论信

息进行结巴分词处理, 去掉停用词以及多余空白; 另外清除字数在 10 字以下的无效评论。匹配处理后共取得样本数 8 172 个。

(二) 主要变量定义

1. 被解释变量。

本文重点研究电商平台中动物福利产品伦理属性与效能属性的溢价实现机理。因此, 模型因变量为鸡蛋单位价格, 借鉴蒋玉 (2021)^[28]的核算方法, 由产品标注价格扣掉折扣后的实际付款额, 除以产品净含量得到单位价格。为方便研究, 本文假定消费者每次购买仅拍下 1 单, 消费者可以使用包括无门槛优惠券、单件满减等折扣。

2. 核心解释变量。

本文选取两组鸡蛋的属性变量先后作为关键自变量。第一项为福利散养标识, 刻画鸡蛋产品的伦理属性, 立足蛋鸡养殖模式, 是否散养直接衡量了蛋鸡的行为状态是否自由, 体现人性化饲养理念。第二项为绿色有机认证, 描述鸡蛋产品的效能属性, 蛋黄大小、颜色深浅是消费者对鸡蛋绿色天然标准与蛋品质优劣评价的直观指标 (吉小凤等, 2018^[29])。本文提取产品宣传页与详情描述页所有的数据字段, 识别是否含有描述两项属性指标的关键词, 来判定是否符合对应标识与认证: 若含有福利散养标识, 记为 1, 反之为 0; 含有绿色认证标识, 记为 1, 反之为 0。

3. 调节变量。

针对电商平台信息展示与评价反馈功能分别加入对应的电商平台调节变量: 行为视频展示及追加好评比率。首先, 鸡蛋卖家通过视频动态图像向消费者详实展示散养模式下蛋鸡自由行为状态, 激发消费者伦理感知, 反映伦理属性, 因此本文采用蛋鸡行为视频展示测度电商平台信息展示功能: 含行为视频展示的记为 1, 反之为 0。其次, 作为声誉的表征, 电商平台中购买者评价反馈极大影响了消费者购买意愿及消费溢价, 而电商平台中的追加评价避免了初次评价中“刷好评”等违反交易规则的行为, 同时追评时间跨度大, 能够显示经验消费者的反馈积极性, 刻画了效能属性。因此, 本文通过追加好评比率来测度电商平台评价反馈功能: 由追加评论中的好评数占总追加评价数的比值表示。

① 因本研究主要聚焦电商赋能作用下动物福利产品的溢价机制, 故尽可能控制其余对价格的影响因素, 如夏季高温影响鸡蛋供给, 端午、中秋等节日影响鸡蛋需求。同时, 蛋鸡产蛋高峰期一般可维持 3~4 个月, 因此观测窗口跨度设置为 3 个月, 符合产蛋周期。

4. 控制变量。

控制变量主要为鸡蛋的其他特征属性,包括是否为地理标志鸡蛋、是否含有礼盒包装、是否为特定功能型鸡蛋、有无直播促销活动等。首先,地理标志产品反映了消费者对营养、口感及文化历史体验的需求,进而显著影响电商平台消费者的偏好及购买行为。特定功能型鸡蛋主要指带有特殊功效的鸡蛋产品,如含硒 DHA 鸡蛋、可生食鸡蛋等,定向满足部分人群特定需求。鸡蛋包装及直播促销等活动也是影响消费者产品感知质量的重要因素。其次,本文依据国家统计局地区划分标准将鸡蛋产区划分为东、中、西和东北地区^①以更好控制鸡蛋来源地差异,并将鸡蛋产地和数据抓取时间纳入模型以控制地区与时间的影响。此外,为控制店铺差异,本文还设置了是否为京东自营店铺的虚拟变量。

(三) 模型构建

本文采取特征价格法构建计量模型,其核心假设为消费者对动物福利产品属性的意愿支付价格就是产品的属性溢价,假设条件符合电商平台产品交易情境(Rosen, 1974^[30]; 蒋玉等, 2021^[28])。该模型常设为非线性,回归分析之前对因变量(即单位价格)作对数变换,以减弱因变量的极端值对最终估计结果的影响。设定鸡蛋的若干属性为自变量,鸡蛋单位价格的对数形式为因变量进行线性回归分析。

首先,通过稳健标准误估计的半对数回归模型进行基准回归分析,具体回归模型为:

$$\ln P_i = \beta_0 + \beta_1 Ethic_{ij} + \beta_2 Potency_{ij} + \gamma X + \xi_i \quad (13)$$

式(13)中,因变量为鸡蛋产品单位价格的对数形式($\ln P$),核心自变量为伦理属性变量($Ethic_{ij}$),效能属性变量($Potency_{ij}$), X 为控制变量,包括数据提取的时间^②,是否含礼盒包装,是否为地理标志产品等特征变量。产品属性回归系数体现了鸡蛋各属性的变动对单位价格对数形式的边际影响,可用于计算属性特征的溢价程度。

其次,为了明确伦理属性和效能属性对于电商平台消费的溢价实现机理,本文在基础回归中将反映两类属性的福利散养标识与绿色有机认证作交乘。为印证假说2,衡量电商平台功能的调节作用,将伦理属

性和效能属性变量与其各自对应的电商平台调节变量作交乘,并将交乘后所得的伦理属性(福利散养标识 $\times$ 行为视频展示)和效能属性(绿色有机认证 $\times$ 追加好评比率)再次构建交互项,以此对有无电商平台功能调节作用下动物福利产品属性的溢价实现进行异质性分析,验证本文机理部分所论述的传导路径,即:

$$\ln P_i = \beta_0 + \beta_1 Ethic_i + \beta_2 Potency_i + \gamma X + \beta_3 Ethic \cdot Potency_i + \xi_i \quad (14)$$

再次,为了深入探究不同单位价格区间内鸡蛋产品属性的溢价分化程度,同时检验结果的稳健性,对式(14)进行分位数回归,即:

$$\ln P_i^\tau = \beta_0^\tau + \beta_1^\tau Ethic_i + \beta_2^\tau Potency_i + \gamma^\tau X + \beta_3^\tau Ethic \cdot Potency_i + \xi_i, \tau \in (0, 1) \quad (15)$$

式(15)中, $\ln P_i^\tau$ 代表在价格分布的第 τ^{th} 个分位数上的(预测)单位价格的对数变换,用直接最小化残差的绝对值来估计模型系数,以显著降低由极端值引发的估计偏差。

本文采用工具变量法来缓解伦理属性变量与效能属性变量的内生性问题。选取鸡蛋产地所在区市的空气质量指数与蛋品质量安全追溯体系建设分别作为福利散养标识与绿色有机认证的工具变量,以减少内生性偏误。

依据中国空气质量指数划分方法,将空气质量指数分作六个级别,等级越低空气质量越优^③。如图2所示,不同饲养模式的生产者数量分布存在差异,散

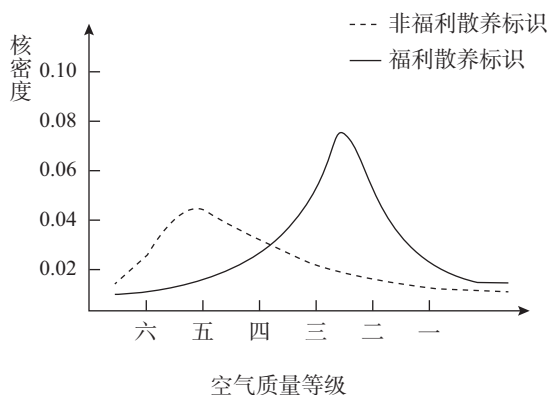


图2 空气质量等级与养殖模式分布

① 参见《东西中部和东北地区划分方法》, http://www.stats.gov.cn/ztjc/zthd/sjtjr/dejtkfr/tjqp/201106/t20110613_71947.htm。

② 在模型中加入提取时间的虚拟变量,后续计量模型同。

③ 空气质量等级划分方法,参见生态环境部《环境空气质量标准》(GB3095—2012)。

养户多分布在空气质量等级较高的区域。由于散养蛋鸡处于自然环境中，空气等环境质量因素成为生产者首要考虑，因此大多数养殖户倾向将散养鸡蛋的生产地选于空气质量优良地区，故工具变量与伦理属性变量具备相关性。而产地空气环境条件仅能通过蛋鸡是否满足福利散养来影响消费者的伦理感知，即产地的空气质量条件仅通过伦理属性影响消费溢价，工具变量满足排他性。

地区畜禽产品质量安全监管体系的建设反映了该区域畜禽产品质量安全保障绩效（许红莲和胡愈，2013^[31]）。如图 3 所示，含蛋品质量安全监管体系建

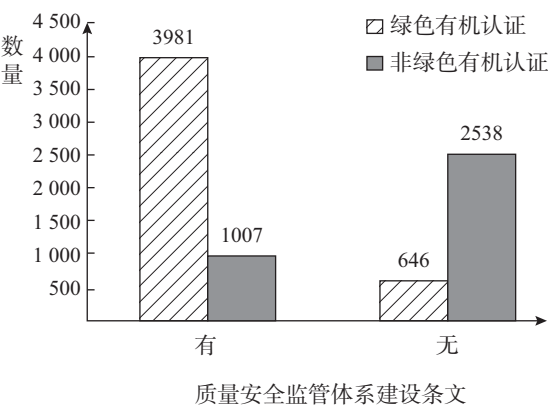


图 3 质量安全监管体系建设与绿色有机认证分布

设条文的地区，有绿色认证的卖家数量较多。对比分析，政府对蛋品质量安全追溯与监管越严格，当地鸡蛋卖家越重视对蛋品作绿色有机等质量安全方面的认证，即工具变量与效能属性变量相关。而相关监管条文不为电商平台消费者所关注，其只能通过作用于效能属性变量来影响产品的消费溢价，工具变量满足排他性。

四、实证结果分析

（一）描述性统计

表 1 展示了本文核心变量的描述性统计。鸡蛋的单位价格均值 39.64，标准差 5.22，说明电商平台销售鸡蛋存在一定的价格差异。具有伦理属性相关标注的样本占总样本的 45%，具有效能属性相关标注的样本占总样本的 57%，同时具有伦理属性与效能两种属性标注的样本占总样本的 17%，侧面验证了动物产品的这两项属性指标已成为电商平台中卖家借助电商平台信息优势重点宣传与列示的对象。具有地理标志属性的鸡蛋样本在总样本中占比高达 73%，反映了有相当比例的电商平台销售鸡蛋地域特征较强。对于区域分布情况，源自东部产区的鸡蛋样本最多，占比 48.62%。

表 1 变量描述统计表

变量名	变量赋值	均值	标准差	最小值	最大值
单位价格	减去折扣后的鸡蛋单价（单位：元/千克）	39.64	5.22	25.00	104.49
福利散养标识	有福利散养标识=1，无福利散养标识=0	0.45	0.50	0.00	1.00
行为视频展示	有行为视频展示=1，无行为视频展示=0	0.76	0.43	0.00	1.00
绿色有机认证	有绿色有机认证=1，无绿色有机认证=0	0.57	0.29	0.00	1.00
追加好评比率	追加好评数量占总体追加评价数量比例	0.44	0.30	0.00	1.00
地理标志	地理标志鸡蛋=1，非地理标志鸡蛋=0	0.73	0.50	0.00	1.00
礼盒包装	礼盒包装=1，非礼盒包装=0	0.48	0.44	0.00	1.00
特有功能	含特殊功能鸡蛋=1，非特殊功能鸡蛋=0	0.49	0.50	0.00	1.00
直播促销活动	有直播促销活动=1，无直播促销活动=0	0.72	0.45	0.00	1.00
平台自营店铺	平台自营店铺=1，非平台自营店铺=0	0.18	0.39	0.00	1.00
东部	产地为东部地区=1，产地非东部地区=0	0.48	0.50	0.00	1.00
中部	产地为中部地区=1，产地非中部地区=0	0.11	0.45	0.00	1.00
西部	产地为西部地区=1，产地非西部地区=0	0.07	0.25	0.00	1.00
东北	产地为东北地区=1，产地非东北地区=0	0.07	0.26	0.00	1.00
未标明来源地	未标明来源地=1，标明来源地=0	0.27	0.50	0.00	1.00

注：本文数据获取时段内，各时间统计数量相近，因篇幅限制，省略统计结果。

(二) 基准回归分析

为检验电商平台上动物福利产品属性的溢价实现,对式(13)进行基准回归以计算各属性变量溢价。表2报告了回归估计结果。福利散养标识与绿色有机认证变量,行为视频展示与追加好评比率变

量,以及地理标志、礼盒包装、特有功能、平台自营、产地等控制变量对于鸡蛋属性的消费溢价有显著正向影响。这说明,产品属性特征能够有效向消费者传递动物福利的价值信号,并提高产品属性的消费溢价。

表2 电商平台上鸡蛋各属性特征的溢价结果

	无控制变量			包含控制变量		
	系数	标准误	溢价(元)	系数	标准误	溢价(元)
福利散养标识	0.036***	0.002	1.037	0.088***	0.005	1.092
行为视频展示	0.024***	0.003	1.024	0.027***	0.003	1.027
绿色有机认证	0.216***	0.009	1.241	0.200***	0.009	1.221
追加好评比率	0.051***	0.003	1.052	0.051***	0.003	1.052
地理标志				0.010***	0.002	1.010
礼盒包装				0.010***	0.002	1.010
特有功能				0.004***	0.002	1.004
直播促销				-0.041***	0.002	-1.042
平台自营				0.006***	0.002	1.006
东部				0.007***	0.003	1.007
中部				-0.001	0.002	-1.001
西部				-0.057***	0.004	-1.059
东北				-0.028***	0.002	-1.028
常数项	3.597***	0.003		3.617***	0.005	
拟R ²	0.402			0.470		

注:模型回归分析中的虚拟变量,代表属性溢价金额计算方法是:exp(系数);***、**与*分别表示1%、5%与10%的显著性水平,后同;由于篇幅限制,未报告提取时间变量的估计结果。

福利散养标识的系数为0.088,即相较于没有福利散养标识的鸡蛋,电商平台消费者更易对有福利散养标识的鸡蛋表现效用满足,从而带动了1.092元的消费溢价。该结果验证了本文的研究假说1a,也与许多已有研究结论一致,标记有动物福利散养的产品,更容易激发消费者对伦理属性的感知,从而实现消费溢价。行为视频展示的系数为0.027,且在1%的水平上显著,即相比不含蛋鸡行为视频展示的鸡蛋,电商平台消费者对展示了动态行为视频的鸡蛋溢价支付了1.027元,这也进一步佐证了电商平台信息展示的效果:一方面,更易触动消费者对动物行为状态的情感直觉,最终形成个体的心理价值契合;另一

方面,通过呈现饲养的动态过程给予消费者感官体验,激发了福利友好对待动物的个体诉求,构成影响属性溢价的重要因素。

绿色有机认证的系数为0.200,即电商平台消费者更愿意对绿色有机认证的产品多支付1.221元,且溢价幅度在所有特征属性中表现最高。这验证了本文的研究假说1a,绿色产品标识制度对消费引导的有效性。随着居民收入水平提高与食物消费升级,消费者对绿色农产品的价值感知增强,影响了消费者的溢价支付意愿(秦鹏和杨景晖,2021^[32])。此外,追加好评比率的系数为0.051,且在1%的水平上显著,即不考虑其他变量影响,追加好评比率能够带来

1.052 元的消费溢价，进一步说明电商平台的评价反馈功能能够减少消费者的感知风险，卖家通过累积好评形成声誉激励，强化消费信任，显著提升了消费溢价。

由表 2 看出，加入控制变量前后，核心解释变量与调节变量的影响效果未发生显著变化，说明控制变量并不具备对模型的结构性解释，有利于独立分析核心解释变量的影响。此外，控制变量中的地理标志、平台自营、礼盒包装的系数显著为正，分别带来了 1.010、1.006、1.010 元的属性溢价。特有功能在 1% 的水平上显著，说明功能型鸡蛋满足了部分具有特殊营养需求的人群，溢价效果明显。直播活动带有促销目的，显著降低了产品定价，造成 1.042 元的负溢价。从区位影响来看，源自东部产区的鸡蛋商品溢价效果明显，中部地区次之。这与相关研究结论一致（王海娜等，2020^[33]；王七苟，2020^[34]）。一方面，

近年来东部地区注重消费分级，谋求多元化与精细化的需求定位，并精准适配相关技术赋能。另一方面，我国农村电商平台发展存在“东部—中部—东北—西部”的排序，中部、东北和西部地区的涉农电商平台体量和质量均低于东部地区，且产业融合水平较差，阻碍电商平台营销转型与产品消费溢价，多以低价促销策略开辟在线市场。

（三）电商平台上动物福利产品属性对消费溢价的作用机理检验

为了进一步分析电商平台上动物福利产品属性的溢价实现，以及对应电商平台功能变量的调节作用，本文在基础回归的基础上加入相关属性的交互项，以检验其作用机理。为排除内生性影响，在异质性分析过程中采用工具变量估计。即对式（14）进行回归，估计结果详见表 3。

表 3 电商平台上鸡蛋各属性对消费溢价的影响

	(1)	(2)	(3)		(4)	
	OLS	OLS	OLS	IV	OLS	IV
福利散养标识	0.113 *** (0.005)	-0.004 (0.006)	0.123 *** (0.005)	0.211 *** (0.049)		
行为视频展示	0.024 *** (0.003)	-0.000 (0.001)				
绿色有机认证	0.260 *** (0.011)	0.027 *** (0.009)	0.243 *** (0.012)	0.639 *** (0.195)		
追加好评比率	0.050 *** (0.003)	-0.002 (0.001)				
福利散养标识×绿色有机认证	-0.102 *** (0.016)	-0.000 (0.009)	-0.110 *** (0.016)	-0.483 *** (0.180)		
福利散养标识×行为视频展示		0.135 *** (0.002)			0.127 *** (0.002)	0.176 *** (0.038)
绿色有机认证×追加好评比率		0.518 *** (0.020)			0.551 *** (0.013)	0.498 *** (0.072)
福利散养标识×行为视频展示× 绿色有机认证×追加好评比率		0.491 *** (0.023)			0.497 *** (0.025)	0.704 *** (0.209)
拟 R ²	0.484	0.764	0.461	0.201	0.762	0.728

注：受篇幅所限，未报告控制变量的估计结果，后表同。

列（1）的结果显示，在加入伦理属性变量与效能属性变量的交互项后，主要特征属性的系数并未发生明显变化。但两种属性变量的交互项，即福利散养

标识和绿色有机认证交乘项的系数为-0.102。在有绿色有机认证的条件下，鸡蛋福利散养标识对于单位价格的边际影响，将由 0.113 下降至 0.011。反之，

绿色有机认证的边际影响也因为福利散养标识的存在,由0.260下降至0.158。此时伦理属性与效能属性的交互项对溢价实现具有负向影响,本文假说1b成立。进而说明,产品标签所含信息量相当有限,单一化标识信息过载呈现了较低的信息丰度,弱化了信息质量,使产品情感吸引力不足,同时导致消费者提取信息时的决策损失,进一步降低消费者对产品的信任(赵梦平和符刚,2009^[35])。故仅仅列示福利散养标识和绿色有机认证条件下,伦理属性与效能属性的叠加效应因消费者效用损失而下降。

引入产品属性变量与电商平台调节变量的交互项,验证电商平台信息展示与评价反馈功能的调节作用。列(2)的结果显示,福利散养标识和行为视频展示交互项的系数为0.135,且表现为1%的显著性水平,证明搭配行为视频展示的福利散养鸡蛋将显著提升产品溢价,证实了电商平台的信息展示功能对于伦理属性溢价的促进作用;同时绿色有机认证和追加好评比率交互项系数为0.518,说明随着追加好评比率的上升,绿色有机认证的边际效应也随之增大,证实了电商平台的评价反馈功能对于效能属性溢价的促进作用,假说2a得以验证。此外,行为视频展示和追加好评比率的系数为负且不显著,即调节变量仅具有辅助作用,需与对应的伦理属性和效能属性相结合才能发挥作用。

基于是否引入电商平台调节变量的前提条件,对产品属性溢价的传导机理进行异质性分析。在考虑若干特征交互项的调节作用后,与回归列(1)的结果相比,列(2)中的福利散养标识和绿色有机认证交互项系数仍为负,但并不显著,这可归因于电商平台两种功能作为调节项与之交互后,减弱了伦理和效能属性交互项的负效应。为此,将鸡蛋属性变量与电商平台调节变量结合,即福利散养标识和行为视频展示交互项可看作电商平台功能调节下的伦理属性,绿色有机认证和追加好评比率交互项可看作电商平台功能调节下的效能属性,并将二者继续交互。

列(4)的结果显示,电商平台功能调节下的伦理属性与效能属性的系数分别为0.127和0.551,说明电商平台独特的信息展示与评价反馈功能强化了动物福利产品两种属性,进而对溢价实现发挥显著的正向调节作用。其中,评价反馈功能通过构建声誉激励

确立先验信念,强化了消费者对于绿色有机这一效能属性标识的信任,溢价作用更加明显。

电商平台信息展示与评价反馈功能的叠加同样提高了溢价程度。列(4)的结果显示,电商平台功能调节下的伦理属性与效能属性交互项的系数为0.497,即电商平台两种功能叠加显著促进溢价实现。此时,电商平台调节下的伦理属性对溢价的边际影响显著为正,其随着效能属性的提升而增大,反之在电商平台调节下的效能属性对溢价的边际影响显著为正,其随着伦理属性的提升而增大。换言之,在电商平台功能的叠加调节作用下,降低了标识信息过载对消费者支付的负面影响(杨波,2015^[36]),以行为展示和评价反馈提升消费者对动物福利产品散养与绿色有机的综合信任感知(赵晓飞和高琪媛,2016^[37]),促进消费溢价,假说2b得以验证。

为检验该回归结果的稳健性,引入工具变量估计并对模型进行异质性分析。列(3)中,不考虑电商平台调节作用下,仅就福利散养标识和绿色有机认证进行交互分析,结果与列(1)估计结果相似,虽伦理属性与效能属性的系数为正,但交互项仍由于信息低质量引致的效用损失而显著为负。列(4)中,引入电商平台调节变量后,伦理属性、效能属性及其交互项的系数均显著为正,IV估计与OLS估计结果一致,且印证了列(2)的估计结果。稳健的回归结果表明,只有在电商平台功能调节作用下,动物福利产品的伦理属性与效能属性才能发挥对消费溢价的叠加促进作用,即其伦理属性与效能属性的协同传导路径成立。

(四) 稳健性检验

1. 分位数回归。

为对上述回归结果进行稳健性检验,本文对式(15)进行分位数回归,结果如图4所示,无福利散养标识、行为视频展示及较高的追加好评比率时,绿色有机认证在各个价格分位数区间内对溢价的影响方向仍为正。考虑交互项时,仅仅依靠福利散养标识与绿色有机认证等属性的列示,无法实现对产品单位价格的促进效应。而将鸡蛋属性变量与电商平台调节变量相结合后,伦理属性、效能属性及二者的交互项系数在各个价格区间内均显著为正,且系数大小随着价格分位数升高而增大。再次证明了表3中列(2)~列(4)估计结果的稳健性。

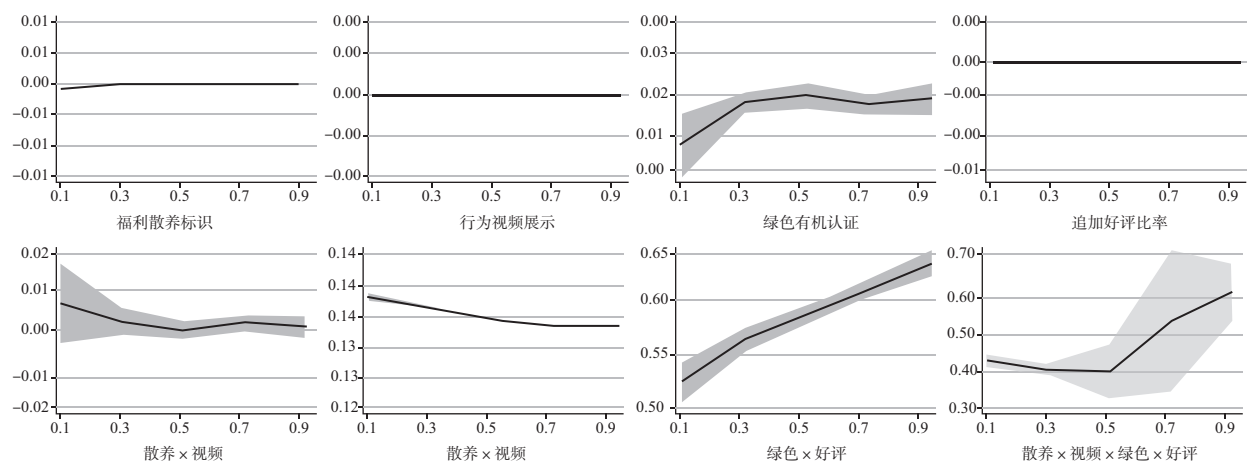


图4 稳健性检验——分位数回归结果

2. 分样本回归。

进一步的分样本回归分析结果如表4所示。对于福利散养标识的产品，行为视频展示对于产品的消费溢价有显著的正向影响，而非福利散养认证产品对应

的系数为负且不显著。对于绿色有机认证产品，追加好评比率对于产品消费溢价的影响显著为正，而对非绿色有机认证产品，相应系数为负。分样本回归结果与对式（15）回归结果显示一致，结果稳健。

表4 稳健性检验——分样本回归

	福利散养标识	无福利散养标识	绿色有机认证	非绿色有机认证
行为视频展示	0.233 *** (0.022)	-0.000 (0.001)		
追加好评比率			0.519 *** (0.020)	-0.001 (0.001)
观察值	3 681	4 491	4 627	3 545
拟 R ²	0.467	0.547	0.714	0.468

五、研究结论与展望

（一）研究结论

本研究基于 Lancaster 新消费理论，运用理论模型分析了动物福利产品伦理属性和效能属性在电商平台上的溢价实现的作用机理，利用京东平台鸡蛋交易数据，计算动物福利产品伦理属性与效能属性的消费溢价，实证检验了动物福利产品两种属性的溢价实现机理，以及电商平台信息展示与评价反馈功能对溢价实现的调节作用。通过研究，本研究得到如下结论。

第一，动物福利产品溢价实现有赖其伦理属性和效能属性。这表明消费者通过伦理属性标识信息产生情感契合与价值认同，并通过效能属性标识信息获得激励，从而促进动物福利产品溢价实现。这一结论与基于线下实体流通模式中动物福利产品属性溢价分析的研究发现基本一致。与既有研究不同的是，本文通

过进一步研究发现，在电商平台上动物福利产品伦理属性和效能属性标识信息如果仅是单纯叠加列示会降低信息丰度，弱化信息质量，并提高消费者信息搜寻成本，从而阻碍动物福利产品属性的溢价实现。

第二，电商平台的信息展示功能与评价反馈功能强化了消费者伦理属性感知与效能属性激励，正向调节了动物福利产品属性溢价，并提高了溢价程度。本研究发现，在动物福利产品伦理属性信息标识明晰的基础上，一方面，电商平台独特的动态视频展示动物行为状态和生长环境的功能，加深消费者对动物福利的理解，强化消费者伦理属性感知与价值契合；另一方面，电商平台的评价反馈功能形成消费者对动物福利产品属性的认知交流和先验信念，强化新进消费者对动物福利产品的信任，构建声誉激励。正是因为电商平台的聚势赋能效应，提高了动物福利产品属性的溢价程度。

（二）管理启示

笔者从上述研究结论中得到管理启示，相应给出建议如下。

第一，重视动物福利产品伦理属性与效能属性在溢价实现中的作用，探索并尽早建立我国动物福利产品的相关标准与评价体系，政府参与并鼓励行业协会制定动物福利产品的认证规则和标识制度。本研究发现，电商平台上消费者愿意为动物福利产品支付一定的溢价，消费者这种认同为以市场激励手段促进相关主体重视并改善动物福利提供了条件。鉴于目前中国畜禽产品的供需现实状况，还不具备推进动物福利立法条件，政府可通过参与并引导相关行业协会制订动物福利产品的行业标准和评价体系，并逐步形成具有公信力的动物福利产品认证和标识制度。此外，探索与电商平台等线上销售模式相适应的动物福利产品认证和标识实施办法，以降低消费者对动物福利产品识别成本，提升消费者对动物福利产品的信任和溢价支付意愿。

第二，发挥市场激励的作用，激发生产经营者改善动物福利的动力。随着我国畜禽养殖业的快速发展，已基本实现动物产品的供需总体平衡，这为进一步改善动物福利，防控疫病和提高食品安全水平奠定了基础。行业协会和企业应重视动物福利知识的普及和宣传，引导社会关注动物福利；为生产者提供相应的培训，使之重视动物福利改善对产品质量和食品安全的促进作用，并为生产者提供改进动物饲养方式、提高动物福利水平所需的技能及相应的设施设备，充分发挥动物福利产品生产端和消费端的市场激励作用，激发生产经营者改善动物福利的动力。

第三，完善乡村数字基础设施建设，充分发挥电商平台对动物福利产品溢价实现的作用。本研究发现，电商平台的信息展示和评价反馈能有效降低消费者在动物福利产品消费过程中的搜寻成本，并通过消费者评价反馈形成生产经营者的声誉激励，提高动物福利产品溢价程度。因此，鼓励电商平台对动物福利产品销售的嵌入是推动畜禽养殖向重视动物福利转型发展的动力，同时规范电商平台上动物福利产品的信息供给的真实性和可靠性。鼓励电商平台为动物福利产品提供可视化追溯体系，丰富消费者在电商平台上的购物体验，促进动物福利产品消费溢价。

（三）研究局限与展望

本研究聚焦电商平台交易场景中动物福利产品伦理属性和效能属性的溢价实现机理，以及电商平台信息展示和评价反馈功能在其中的调节作用。研究中仍存在一定局限，未来可在如下两个方面进行拓展研究：第一，在电商平台信息展示和评价反馈对动物福利产品溢价具有正向调节作用的条件下，平台信息的承载量对溢价实现是否存在阈值。即，当电商平台有关动物福利产品属性标识和评价反馈信息超出某一水平，是否引起溢价实现的调节作用减弱，后续研究中可以进一步考察电商平台调节动物福利产品溢价实现的信息阈值。第二，受限于研究材料可得性，本研究仅对电商平台上动物福利产品溢价实现进行研究，无法探究电商直播带货场景中动物福利产品溢价机理和直播信息展示对溢价实现可能带来的异质性调节作用。因此，收集电商直播带货数据，以对比电商平台不同销售模式对动物福利产品溢价实现的差别与调节机理的异质性，将会成为笔者的后续研究。

参考文献

- [1] 世界动物卫生组织 OIE (农业农村部畜牧兽医局组译). OIE 陆生动物卫生法典 [M]. 北京: 中国农业出版社, 2019.
- [2] Verbeke W. Stakeholder, Citizen and Consumer Interests in Farm Animal Welfare [J]. Animal Welfare, 2009, 18 (4): 325-333.
- [3] Buller H, Roe E. Commodifying Animal Welfare [J]. Animal Welfare-The UFAW Journal, 2012, 21 (1): 131.
- [4] 王常伟, 顾海英. 基于消费者层面的农场动物福利经济属性之检验: 情感感觉或肉质关联? [J]. 管理世界, 2014 (7): 67-82.
- [5] Rondoni A, Grebitus C, Millan E, Asioli D. Exploring Consumers' Perceptions of Plant-based Eggs Using Concept Mapping and Semantic Network Analysis [J]. Food Quality and Preference, 2021, 94: 104327.
- [6] 李波, 于加高. 蛋鸡无抗养殖的技术探讨 [J]. 中国畜禽种业, 2021 (12): 176-177.
- [7] Ortega D L, Wolf C A. Demand for Farm Animal Welfare and Producer Implications: Results from a Field Experiment in Michigan [J]. Food Policy, 2018, 74: 74-81.
- [8] Gerini F, Alfnes F, Schjøll A. Organic- and Animal Welfare-labelled Eggs: Competing for the Same Consumers? [J]. Journal of Agricultural Economics, 2016, 67 (2): 471-490.

- [9] Kim C, Chung C. Hedonic Analysis of Retail Egg Prices Using Store Scanner Data: An Application to the Korean Egg Market [J]. Journal of Food Distribution Research, 2011, 42: 14-27.
- [10] Lusk J L, Norwood F B. Speciesism, Altruism and the Economics of Animal Welfare [J]. European Review of Agricultural Economics, 2012, 39 (2): 189-212.
- [11] 顾海英, 王常伟. 转变生产消费方式诉求下的动物福利规制分析——基于防控新冠肺炎的思考 [J]. 农业经济问题, 2020 (3): 17-23.
- [12] Goldfarb A, Tucker C. Digital Economic [J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57 (1): 3-43.
- [13] 李三希, 王泰茗, 武珂璠. 数字经济的信息摩擦: 信息经济学视角的分析 [J]. 北京交通大学学报 (社会科学版), 2021 (4): 12-22.
- [14] Tonsor G T, Wolf C A. Effect of Video Information on Consumers: Milk Production Attributes [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2012, 94 (2): 503-508.
- [15] 陈晓红, 李杨扬, 宋丽洁, 汪阳洁. 数字经济理论体系与研究展望 [J]. 管理世界, 2022 (2): 208-224+13-16.
- [16] Lin W, Ortega D L, Caputo V. Are Ex-Ante Hypothetical Bias Calibration Methods Context Dependent? Evidence from Online Food Shoppers in China [J]. The Journal of Consumer Affairs, 2019, 53 (2): 520-544.
- [17] Richards T J, Hamilton S F, Empen J. Attribute Search in Online Retailing [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2017, 99 (1): 225-242.
- [18] Shapiro C. Consumer Information, Product Quality, and Seller Reputation [J]. The Bell Journal of Economics, 1982, 13 (1): 20-35.
- [19] Lancaster K J. A New Approach to Consumer Theory [J]. Journal of Political Economy, 1966, 74 (2): 132-157.
- [20] 王常伟, 顾海英. 动物福利认知与居民食品安全 [J]. 财经研究, 2016 (12): 16-26, 107.
- [21] Campbell D L M, Bari M S, Rault J L. Free-range Egg Production: Its Implications for Hen Welfare [J]. Animal Production Science, 2020, 61 (10): 848-855.
- [22] 张应语, 张梦佳, 王强. 基于感知收益——感知风险框架的 O2O 模式下生鲜农产品购买意愿研究 [J]. 中国软科学, 2015 (6): 128-138.
- [23] Bennett R M, Blaney R. Estimating the Benefits of Farm Animal Welfare Legislation Using the Contingent Valuation Method [J]. Agricultural Economics, 2003, 29 (1): 85-98.
- [24] 窦学娥. 实现无抗养殖的有效途径 [J]. 中国畜牧业, 2021 (24): 31-32.
- [25] Kehlbacher A, Bennett R, Balcombe K. Measuring the Consumer Benefits of Improving Farm Animal Welfare to Inform Welfare Labelling [J]. Food Policy, 2012, 37 (6): 627-633.
- [26] Glynn T T, Christopher A W. On Mandatory Labeling of Animal Welfare Attributes [J]. Food Policy, 2011, 36: 430-437.
- [27] 孙从佼, 于爱芝, 余惠灵, 杨宁. 2021 年蛋鸡产业发展情况、未来发展趋势及建议 [J]. 中国畜牧杂志, 2022 (3): 210-215.
- [28] 蒋玉, 于海龙, 丁玉莲, 莫睿. 电子商务对绿色农产品消费溢价的影响分析——基于产品展示机制和声誉激励机制 [J]. 中国农村经济, 2021 (10): 44-63.
- [29] 吉小凤, 杨华, 汪建妹. 笼养和散养对仙居鸡蛋品质及主要营养成分的影响 [J]. 中国家禽, 2018 (10): 31-34.
- [30] Rosen S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition [J]. Journal of Political Economy, 1974, 82 (1): 34-55.
- [31] 许红莲, 胡愈. 农产品质量安全问题根源及其整治路径探究 [J]. 中央财经大学学报, 2013 (12): 63-69.
- [32] 秦鹏, 杨景晖. 政策工具视角下绿色产品标识制度的构建 [J]. 南京工业大学学报 (社会科学版), 2021 (4): 11-20+109.
- [33] 王海娜, 陈旭, 杨印生, 于延良. 农产品电商发展的东西部差异研究 [J]. 统计与决策, 2020 (2): 93-96.
- [34] 王七荀. 我国农村电商与区域经济协同发展关系研究 [J]. 商业经济研究, 2020 (23): 129-132.
- [35] 赵梦平, 符刚. 信息成本对农产品销售影响的理论分析 [J]. 农村经济, 2009 (12): 50-52.
- [36] 杨波. 消费者对生态标签低信任度下绿色食品市场的运行和消费者行为选择 [J]. 经济经纬, 2015 (3): 73-78.
- [37] 赵晓飞, 高琪媛. 农产品网购意愿影响因素及作用机理研究——基于参照效应视角的分析 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2016 (3): 42-53.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

企业数字化转型中吸收能力影响组织敏捷性机理探究

——IT创新和流程创新的链式中介作用

The Research on the Influence Mechanism of Absorptive Capacity on
Organizational Agility in Enterprise Digital Transformation:
The Chain Mediation Role of IT Innovation and Process Innovation

甄杰 谢宗晓 董坤祥

ZHEN Jie XIE Zong-xiao DONG Kun-xiang

[摘要] 企业数字化转型中强化吸收能力有助于促进IT创新和流程创新,进而提升组织敏捷性。笔者基于吸收能力理论,构建了企业数字化转型中吸收能力、IT创新和流程创新影响组织敏捷性的研究模型,采用国内173家数字化转型企业的调查问卷数据,借助逐步线性回归分析方法实证验证吸收能力对组织敏捷性的影响及IT创新、流程创新在其中的作用。验证结果证实:企业数字化转型中吸收能力正向影响组织敏捷性,在此影响过程中,IT创新和流程创新发挥链式中介作用。本研究通过学术探讨企业数字化转型中吸收能力影响组织敏捷性的机理,拓展了吸收能力理论的应用范围,丰富了吸收能力如何影响组织敏捷性的相关文献,为企业在数字化转型中强化吸收能力、推进IT创新和流程创新、提升组织敏捷性等管理实践提供了理论依据。

[关键词] 企业数字化转型 吸收能力 IT创新 流程创新 组织敏捷性

[中图分类号] F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0105-10

Abstract: Strengthening absorptive capacity in enterprise digital transformation can promote IT innovation and process innovation and enhance organizational agility. However, the existing literature lacks the discussion on the influence mechanism of absorptive capacity on organizational agility. Based on the absorptive capacity theory, this study constructs a research model that absorptive capacity, IT innovation and process innovation affect organizational agility, and uses questionnaire data from 173 domestic digital transformation enterprises to empirically test the impact of absorptive capability on organizational agility and the role of IT innovation and business process innovation in it by multiple linear regression. The results show that absorptive capacity positively affects organizational agility in enterprise digital transformation, and IT innovation and process innovation play a chain mediating role in this influence process. This study extends the application of absorptive capacity theory by academically exploring the influence mechanism of absorptive capacity on organizational agility in enterprisedigital transformation, enriches the literature on how absorptive capacity affects organizational agility, and provides a theoretical basis for management practices such as strengthening absorptive capacity, promoting IT innovation and business innovation and enhancing organizational agility.

Key words: Enterprise digital transformation Absorptive capacity IT innovation Process innovation Organizational agility

[收稿日期] 2022-09-26

[作者简介] 甄杰,男,1986年10月生,重庆工商大学管理科学与工程学院副教授,管理学博士,主要研究方向为信息安全治理、企业数字化转型;谢宗晓,男,1979年2月生,中国金融认证中心高级工程师,管理学博士,主要研究方向为金融信息安全;董坤祥,男,1988年7月生,山东财经大学管理科学与工程学院副教授,管理学博士,主要研究方向为信息安全风险管理。本文通讯作者为甄杰,联系方式为 zhenjie@vip.126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“企业数字化转型中信息安全治理对组织绩效的影响机理研究”(项目编号:72102025);重庆市自然科学基金面上项目“员工信息安全违规行为研究:自我管理、组织控制与匹配机制”(项目编号:cstc2020jcyj-msxmX0820);重庆市社科规划项目“企业数字化转型中信息安全风险的治理对策与实现路径研究”(项目编号:2021NDYB083);重庆市教委科学技术研究项目“面向数字化转型的企业信息安全治理体系构建及其资源适配研究”(项目编号:KJQN202100842);重庆市教委人文社科研究项目“后疫情时代消费者国货购买行为影响机制研究”(项目编号:21SKGH123)。

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

企业数字化转型中,吸收能力对组织敏捷性的赋能部分来自IT创新和流程创新的链式中介作用。企业数字化转型,是指通过将数字技术引入现有管理架构,推动管理方式、运营机制和生产过程的重塑,实现运营管理的数字化(刘淑春等,2021^[1])。以识别、获取、消化和应用外部知识构建自身快速适应环境变化的能力为企业的吸收能力。在某种程度上,企业的组织敏捷性正是以较低成本快速适应外部市场变化能力体现出来的。从中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展与就业白皮书(2021年)》看,要素、过程和产出的数字化不失为企业数字化转型的三项基本内容。其中,要素的数字化需要以信息技术创新作为保障,即企业借助IT创新推动生产或服务运营的数字化改造(Park和Mithas,2020^[2]);过程的数字化是对企业研发、设计、生产和销售等流程的数字化改造,即企业需要流程创新作为强力支撑(Schmiedel等,2020^[3]);产出的数字化体现在产品的智能化或服务的定制化上,是要素数字化和过程数字化的结果,也是企业快速响应和敏捷应对市场变化的基础(Chan等,2019^[4])。由此可见,在企业数字化转型中,将数字技术合理运用到IT创新和流程创新上,与组织敏捷性有着必然的内在联系。或者说,企业数字化转型中吸收能力对组织敏捷性的影响关系中,IT创新和流程创新发挥着链式中介作用。

企业数字化转型中,IT创新和流程创新在吸收能力与组织敏捷性关系中所发挥的链式中介作用,是亟待学术界深入探讨的课题。数字技术的发展与应用推动了企业向敏捷化产品和服务供应转变,企业与客户间的关系正在被重构,这对企业的生存与发展产生深刻影响(陈衍泰等,2021^[5])。为此,企业需要通过数字化转型提高组织敏捷性,以实现对市场需求的快速响应(Vial,2019^[6])。学术界需要关注企业数字化转型中如何有效提高组织敏捷性,为避免数字化转型效果甚微(卢艳秋等,2021^[7])的现状提供理论依据。本文运用现有相关文献中关于吸收能力、IT创新、流程创新(Baiyere等,2020^[8])、组织敏捷性(Ashrafi等,2019^[9])以及什么是数字化转型(what)、为什么进行数字化转型(why)、如何进行数字化转型(how)(Hanelt等,2021^[10];吴江等,

2021^[11];龚雅娴,2022^[12])等基础理论、基本知识,参考学者对企业数字化转型与动态能力提升(焦豪等,2021^[13])、创新/绩效增长(池毛毛等,2020^[14];王海花等,2022^[15])、组织韧性提高(胡媛媛等,2021^[16])等研究结论,实证检验企业数字化转型中吸收能力与组织敏捷性之间的相互关系以及IT创新、流程创新在其中的作用,揭示企业数字化转型中吸收能力影响组织敏捷性的机理。

二、文献综述与研究假设

(一) 吸收能力对组织敏捷性的影响

吸收能力是指企业能够识别/获取、消化与应用知识的能力,它能够帮助企业获取外部知识来构建自身快速适应环境变化的能力(Huang等,2018^[17])。企业一旦缺乏对相应知识的吸收,其适应外部环境的内部运营管理、整合和调整难度随之增加,这不利于企业的生存与发展(Wang等,2019^[18])。吸收能力理论表明,企业不仅要重视对知识的识别与获取,而且要重视对知识的消化与利用(Tortoriello,2015^[19])。近年来,消费者多样化需求趋势愈发明显,导致企业的产品/服务创新周期大大缩短,企业有必要从数据出发分析、理解和预测市场需求,以实现对市场变化的及时响应,组织敏捷性便成为企业的追求(钱雨等,2021^[20])。组织敏捷性是指企业以较低成本快速适应外部市场变化的能力(Ashrafi等,2019^[9])。

企业在数字化转型中强化吸收能力有助于提高组织敏捷性,原因有三:第一,较高水平的吸收能力意味着企业可以识别和利用对自身发展有价值的数字技术,持续优化企业的知识积累和知识结构(Iyengar等,2015^[21]),这有助于企业及时根据技术发展制定有效的市场对策。第二,企业强化知识吸收能力可以高效获取外部知识,并在数字化转型中将这些知识和技术与企业现有的运营管理手段相融合,实现对内部运营管理各环节的数字化改造,为企业快速响应市场变化打造良好的内部运营管理环境。第三,良好的吸收能力能够帮助企业及时感知和预测市场变化,保持产品或服务的灵活性以降低市场风险(Kale等,2019^[22])。举例来说,企业借助吸收能力所识别和利用的物联网、云计算、大数据等数字技术可以开展基于用户消费行为的深度数据分析,帮助企业预测消费行为的发展趋势和演变方式,制定差异化的营销方案

和个性化的产品与服务定制,确保企业对市场需求变化的及时感知和快速响应(Mikalef等,2020^[23])。基于此,本研究提出假设1:

H1: 吸收能力对组织敏捷性有正向影响。

(二) 吸收能力对IT创新的影响

已有研究认为,只有那些具备较高水平吸收能力的企业才能充分认识到数字技术的商业价值,这能促进企业对数字技术的采纳和利用,使其转化为生产力和创造力。而那些缺乏吸收能力的企业则无法识别有效的外部技术与知识,阻碍企业对知识的学习与交流,降低企业从外部获取并利用技术的积极性,不利于企业创新(余义勇等,2020^[24])。在企业数字化转型中,高水平的吸收能力可以帮助企业打造坚实的技术和知识基础,这有利于企业推进和构建数字化转型所需的IT创新(Cegarra-Navarro等,2016^[25])。基于吸收能力所实现的数字技术应用,将会推动企业的信息化和智能化全方位发展,实现技术底座、智慧中台和业务应用的有机结合,从而完成和实现系统性的IT创新(Ashrafi等,2019^[9]; Iyengar等,2015^[21])。这一过程实质上就是由吸收能力驱动的企业IT创新。基于此,本研究提出假设2:

H2: 吸收能力对IT创新有正向影响。

(三) 吸收能力对流程创新的影响

流程是企业内部一组共同为客户创造价值的相互关联业务活动的组合,企业数字化转型中的吸收能力能够帮助流程中的各项资源和活动更具有创新性(高俊光等,2019^[26])。企业如果具备较高水平的吸收能力,那就意味着企业可以识别、发现和接触到异质性更强的数字化技术知识和商业知识,然后将其转化为新工艺和新方法融入企业流程之中,实现企业的流程创新(Wallin等,2017^[27])。数字技术和商业知识之所以对众多传统行业造成冲击和挑战,是因为数字化转型中的流程创新已经不同于以往的流程优化,它更加需要数字技术对传统业务价值链进行根本性的变革(易靖韬和曹若楠,2022^[28]),而这需要高水平吸收能力的驱动。换言之,企业只有识别出有效的数字技术及其商业应用价值,才能围绕质量、运营、内控、授权、财务等功能构建各环节的数据采集、传输、存储和分析等闭环,打通不同要素、不同环节之间的数据堵点,形成数字化的流程体系(易靖韬和曹若楠,2022^[28])。这一过程实质上就是由吸收能力驱动的企

业流程创新。基于此,本研究提出假设3:

H3: 吸收能力对流程创新有正向影响。

(四) IT创新对组织敏捷性的影响

企业内部数字技术和信息系统应用的目标是提高企业经营效率的同时持续降低成本,增强企业对外部环境变化的适应能力,即“降本、增收和提效”(Ravichandran等,2018^[29])。在数字化转型过程中,企业为了实现数字化运营管理目标,比以往任何时候都更加需要引入数字技术和改进原有的信息系统,不断探索和推进IT创新,以实现对企业生产方式、商业模式和组织方式的系统性变革(Lokuge等,2019^[30])。注重IT创新的企业,可以充分理解IT创新带来的价值和优势,能够借助数字技术所蕴含的数据分析能力感知和预测市场环境的变化,拓展数字技术的商业应用场景。进一步,IT创新较强的企业可以快速瞄准技术进步带来的市场机会,通过优化资源配置方式、调整企业发展策略来应对不断变化的市场需求,在激烈的市场竞争中持续提升组织敏捷性。据此,本研究提出假设4:

H4: IT创新对组织敏捷性有正向影响。

(五) IT创新在吸收能力影响组织敏捷性过程中的作用

在企业数字化转型中,高水平的吸收能力可以帮助企业识别和选择与未来发展相匹配的IT和配套设施,在技术消化和利用的基础上提升企业的IT创新能力和配置水平(Wang等,2019^[18])。与此同时,企业借助IT创新可以获得与拥有收集与分析数据、IT资源协调与整合,改进内外部沟通与协作的信息处理能力,这些能力能够帮助企业积极感知和应对市场变化,为用户提供更好的产品和服务(Kale等,2019^[22])。概括来讲,由企业吸收能力驱动的IT创新,不仅促进了企业快速、准确和高效的决策,而且显著提高了企业对市场变化的敏捷反应能力。据此,本研究提出假设5:

H5: IT创新在吸收能力和组织敏捷性关系中起中介作用。

(六) 流程创新对组织敏捷性的影响

现阶段,企业面临的外部市场需求持续变化且动荡性加剧,企业的流程也要根据市场需求变化及时做出创新与变革(Wu等,2015^[31])。流程创新并不是完全颠覆已有流程,而是根据数字技术的应用对传统

流程和价值链的重新思考和再次设计,以实现流程的可持续发展。在企业数字化转型中,如果业务流程依然基于陈旧过时的工作逻辑和工作模式,将会妨碍流程涉及的关键要素的数字化,降低企业对内部经营的控制能力和对外部市场的反应能力(易靖韬和曹若楠,2022^[28])。相反,有效融合数字技术的流程创新能够使企业各部门/不同业务环节间保持资源的协作和信息的同步,提高企业对外部市场的敏捷应变能力。举例来说,国内不少制造企业借助物联网对业务流程进行创新,强化产品的全生命周期服务,不仅可以及时满足客户需求变化而且可以持续跟进客户对产品或服务提出的最新要求,持续提升组织敏捷性。据此,本研究提出假设6:

H6: 流程创新对组织敏捷性有正向影响。

(七) 流程创新在吸收能力影响组织敏捷性过程中的作用

在企业数字化转型中,良好的吸收能力通过对数字知识的积累和转化,推进数字技术与业务流程的持续深度融合,实现流程创新(杨艳玲和田宇,2020^[32])。而流程创新帮助企业在业务流程的不同环节融入支持决策的数据要素,进一步将不同生产经营环节乃至整个业务流程的数据链链接起来,通过对全链条数据的有效分析最终赋能企业商业过程,以实现对市场需求的变化做出敏捷反应(钱雨等,2021^[20])。换言之,一方面,高水平的吸收能力驱动了企业业务流程的数字化改造,落实数字化运营管理所需要的数据类型、数据数量和数据节点;另一方面,融入数据要素的业务流程可以实现自主分析与优化,促进生产要素的升级迭代和更高水平的重新组合进而实现对组织敏捷性的提升(易靖韬和曹若楠,2022^[28];陈剑等,2020^[33])。据此,本研究提出假设7:

H7: 流程创新在吸收能力和组织敏捷性关系中起中介作用。

(八) IT创新对流程创新的影响

企业数字化转型是企业利用新型数字技术将整个业务流程的信息链接起来,最终赋能企业商业价值的过程(Vial,2019^[6])。企业数字化转型中的IT创新有助于流程创新的开展体现在两方面:一方面,企业开展的IT创新,有助于实现面向业务流程的数字化改造(易靖韬和曹若楠,2022^[28]),这在企业面对大

规模突发公共卫生事件时显得尤为重要。例如,企业可以借助基于云计算的在线会议和文档协作等远程办公技术,允许员工无需回到办公场所就能执行对业务流程相关要素的操作,实现企业流程的移动化和实时化。另一方面,企业在数字化转型中借助数字技术驱动的IT创新能够打造全新的流程数字化体系。例如,当企业推出数字产品和服务时,围绕数据的采集、传输、处理等不同环节构建的数字化运营管理体系,将深刻而显著地为现有和新兴业务创造更多价值(陈剑等,2020^[33])。基于此,本研究提出假设8:

H8: IT创新对流程创新有正向影响。

(九) IT创新和流程创新在吸收能力影响组织敏捷性中的作用

由上述一系列研究假设可知:企业数字化转型中吸收能力通过IT创新影响流程创新并最终提高组织敏捷性,所对应的变量关系为:吸收能力→IT创新→流程创新→组织敏捷性,即存在链式中介效应。实际上,企业数字化转型本质上是企业主动求变的创新过程,由吸收能力驱动的IT创新和流程创新所形成的创新能力,能够帮助企业面对数字技术的发展与应用时更加开放,企业能够更好地发掘和把握市场机会,从而比竞争对手更快地将新产品或服务推向市场。另外,基于数字技术所实现的流程创新可以促进企业内部不同部门或不同业务流程各环节的紧密协作,消除数据壁垒和信息不对称,帮助企业更容易地将打造新产品和新服务所需的内部资源整合起来,敏捷地响应市场需求变化(Ravichandran等,2018^[29])。基于此,本研究提出假设9:

H9: IT创新和流程创新在吸收能力与组织敏捷性关系中起链式中介作用。

综上所述,本研究提出的研究模型如图1所示。

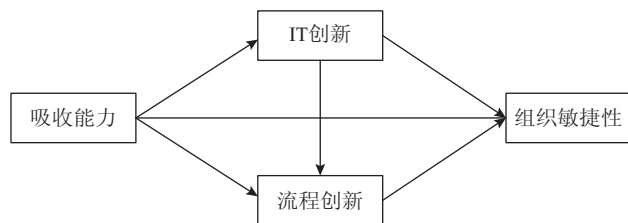


图1 研究模型

三、研究设计

(一) 样本与数据来源

本研究通过问卷调查收集数据,在相关行业协会

与第三方认证机构的帮助下,初步确定了500个左右的样本调查企业。由于我们主要探讨企业数字化转型中吸收能力对组织敏捷性的影响机理,因此需要确保样本企业符合研究情境的设定。在问卷调查之前,我们通过企业的经营管理信息化水平和信息化投入判断并筛选出信息化与数字化水平相对较高的样本企业。然后,于2019年8月至12月向样本企业发放问卷320份。同时,为了保证样本企业正在开展数字化转型相关工作,在问卷中依据数据成熟度相关要点增加筛选问题。除此之外,本次调查中的被试者主要为企业的IT部门负责人,或为分管IT部门的经理。整体来看,被试者了解或熟知所在企业的数字化转型发展阶段和实际推进情况。

本次问卷调查共回收得到有效问卷173份,问卷的有效回收率约为54%。描述性统计信息显示,在行业类型方面,金融相关的企业有87家(占比为50.3%),软件相关的企业有47家(占比为27.2%),制造相关的企业有20家(占比为11.5%),通信相关的企业有11家(占比为6.4%),电子商务相关的企业有8家(占比为4.6%)。另外,在企业规模方面,从业人员高于(含)500人的企业有37家(占比为21.4%),从业人员在100~500人的企业有111家(占比为64.2%),从业人员低于(含)100人的企业有25家(占比为14.4%)。可见,样本企业涵盖金融、软件、制造等不同行业的企业,这些行业内的企业面临着相对更为激烈的市场竞争,推动数字化转型的意愿也更为强烈。因此,样本企业特征符合企业数字化转型的情境设定与要求,具有一定代表性。

(二) 变量测量

为了保证研究量表的准确性和有效性,本文所使用的测量量表均参考现有文献中的成熟量表,并且根据企业数字化转型的研究情境进行修正。同时,我们采取了以下两个措施来确保问卷简洁易懂:第一,邀请1位企业管理研究方向的教授和2位拥有多年管理经验的企业高管对问卷内容进行审核并提出修改意见;第二,将初步修改后的问卷小范围发放给20名高校学生(包括本科生和硕士生)进行预调查。问卷采用5点李克特量表,其中1代表非常不同意,5代表非常同意。本研究涉及的量表说明如下。

1. 吸收能力。

根据高俊光等(2019)^[26]的测量量表修改得来,

他们对吸收能力的测量涉及知识的识别/获取、知识的消化/转化、知识的利用三个维度,与本文在企业数字化转型中对吸收能力的定义与分析过程是一致的。因此,我们采用数字技术的获取、数字技术的消化、数字技术的利用三个题项测量吸收能力。

2. IT创新和流程创新。

对IT创新的测量根据Lee等(2015)^[34]和Ravichandran(2018)^[29]的测量量表修改得来。其中, Lee等(2015)^[34]从IT探索和IT利用两方面来测量IT创新, Ravichandran(2018)^[29]侧重从新技术、新产品、新想法的创造来测量IT创新的应用。通过咨询信息管理研究领域的多名教授,我们从对IT技术的探索、IT技术的利用以及IT技术与业务的融合三个方面来测量企业数字化转型中的IT创新;对流程创新的测量根据Schmiedel等(2020)^[3]的测量量表修改而来,从企业对外部环境的感知、企业自身战略的调整以及业务流程的深化三个方面来测量流程创新。

3. 组织敏捷性。

根据Lu等(2011)^[35]和Liang等(2017)^[36]的测量量表修改而来。其中, Lu等(2011)^[35]从市场敏捷性和运营敏捷性两个方面来测量组织敏捷性,而Liang等(2017)^[36]从市场感知和市场反应两个方面来测量组织敏捷性。结合本文的研究情境和研究问题,我们首先参考Lu等(2011)^[35]确定主要从对外部市场的敏捷性来测量组织敏捷性,其次参考Liang等(2017)^[36]但又排除涉及竞争者内容的测量题项,最终设计了四个测量题项。由于在预调查中一个测量题项的因子载荷不能满足基本要求而将其删除,最终保留了三个测量题项。

4. 控制变量。

行业类型和企业规模。由于企业所属行业不同,往往对数字技术应用的要求和依赖程度不同,进而可能会对组织敏捷性有一定影响;企业规模与其信息资产的规模往往直接相关,企业因此对数字化运营管理的重视程度也不同。因此,本文将行业类型和企业规模作为研究模型的控制变量。

四、实证结果与分析

(一) 信度和效度分析

本文采用Smart PLS 2.0和SPSS 22.0对数据进

行信度与效度检验。具体来说,采用组合信度 (CR) 和 Cronbach's α 来检验量表的信度,通过验证性因子分析来检验量表的结构效度,用 AVE 来评价量表的聚合效度,各指标检验结果如表 1 所示。

表 1 测量量表信度和效度评价指标

变量	测量题项	因子载荷	AVE	CR	Cronbach's α
吸收能力	从外部获取数字化转型新知识	0.795	0.628	0.835	0.741
	分评/估获取的数字化转型知识	0.807			
	将数字化转型知识应用到运营管理中	0.776			
IT 创新	识别并关注新的 IT 资源	0.839	0.679	0.864	0.789
	鼓励使用新的 IT 软硬件资源	0.858			
	扩展/更新 IT 软硬件的功能	0.774			
流程创新	分析外部环境变化及时调整流程	0.774	0.618	0.829	0.735
	结合企业战略目标及时调整流程	0.762			
	更新企业流程相关的规则与标准	0.821			
组织敏捷性	对市场需求变化做出快速响应	0.818	0.708	0.878	0.822
	随市场变化趋势做出正确决策	0.847			
	持续寻求方法调整战略以对接市场	0.859			

由表 1 可知,吸收能力、IT 创新、流程创新和组织敏捷性的 CR 分别为 0.835、0.864、0.829 和 0.878,均大于 0.7 的阈值;4 个变量的 Cronbach's α 分别为 0.741、0.789、0.735 和 0.822,均大于 0.7 的阈值,综合这两项指标数值说明问卷具有良好的信度水平。另外,4 个变量的 AVE 分别为 0.628、0.679、0.618 和 0.708,均大于 0.5 的阈值,表明了

测量量表具有较高的聚合效度。另外,本文还依据潜变量 AVE 的平方根是否大于潜变量之间的相关值来检验区分效度,结果如表 2 所示。由表 2 可知,4 个变量 AVE 的平方根均大于各变量之间的相关系数,表明问卷具有较好的区分效度。综合上述所有指标,本文测量量表具有较好的信度和效度水平。

表 2 均值、标准差和 AVE 的平方根

	均值	标准差	1	2	3	4
1. 吸收能力	3.820	0.787	0.792			
2. IT 创新	3.852	0.777	0.587	0.824		
3. 流程创新	3.900	0.745	0.536	0.513	0.786	
4. 组织敏捷性	3.898	0.760	0.494	0.484	0.462	0.841

注:对角线加粗为 AVE 的平方根。

(二) 共同方法偏差和多重共线性检验

本文所采用问卷的所有观测变量均由同一被试者回答,这可能会引发共同方法偏差,夸大变量之间的相关性进而影响到研究结果。对此,本文采用 Harman 单因素测量方法对 173 份问卷进行共同方法偏差分析,得到第一个主成分因子的贡献率小于 40%,表明此次问卷调查不存在严重的共同方法偏差,从而有效减少共同方法变异对变量之间关系的影响。同时,本文通过检验方差膨胀因子 (VIF) 来排

除潜在的多重共线性问题。检验结果显示,吸收能力、IT 创新和流程创新的 VIF 值分别为 3.383、3.160 和 2.392,其中的最大值低于 5.0 的阈值 (House 和 Raja, 2020^[37])。因此,研究模型不存在严重的多重共线性问题。

(三) 假设检验

本文采用逐步层级方法并构建了 8 个回归模型对上述研究假设进行检验,回归分析结果如表 3 所示。

表 3 回归分析结果

	组织敏捷性			IT 创新	流程创新		组织敏捷性	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
控制变量								
行业类型	-0.073	-0.034	-0.016 *	-0.030	0.113 *	0.161 *	-0.050	-0.118 **
企业规模	0.012	0.006	0.038	0.01.	-0.018	-0.017	0.004	0.019
自变量								
吸收能力	0.807 ***			0.813 ***	0.716 ***		0.181 ***	0.524 ***
中介变量								
IT 创新		0.861 ***				0.694 ***	0.770 ***	
流程创新			0.779 ***					0.396 ***
R^2	0.636	0.830	0.580	0.654	0.553	0.534	0.841	0.706
调整 R^2	0.629	0.827	0.573	0.647	0.545	0.525	0.837	0.699
F 值	98.250	274.277	77.820	106.276	69.743	64.437	221.778	100.625

注：* 为 $p < 0.050$ ，** 为 $p < 0.010$ ，*** 为 $p < 0.001$ 。

由模型 1 的结果可知，吸收能力对组织敏捷性的正向影响显著 ($\beta = 0.807, p < 0.001$)，假设 H1 得到验证；由模型 2 的结果可知，IT 创新对组织敏捷性的正向影响显著 ($\beta = 0.901, p < 0.001$)，假设 H2 得到验证；由模型 3 的结果可知，流程创新对组织敏捷性的正向影响显著 ($\beta = 0.779, p < 0.001$)，假设 H3 得到验证。从直接影响效应看，IT 创新对组织敏捷性的影响大于流程创新对组织敏捷性的影响。

由模型 4 的结果可知，吸收能力对 IT 创新的正向影响显著 ($\beta = 0.813, p < 0.001$)，假设 H4 得到验证；由模型 5 的结果可知，吸收能力对流程创新的正向影响显著 ($\beta = 0.716, p < 0.001$)，假设 H5 得到验证。由模型 6 的结果可知，IT 创新对流程创新有显著正向影响 ($\beta = 0.694, p < 0.001$)，假设 H6 得到验证。

由模型 7 的结果可知，吸收能力对组织敏捷性有显著正向影响 ($\beta = 0.181, p < 0.001$)，但回归系数由模型 1 中的 0.807，下降到 0.181，说明了吸收能

力对组织敏捷性的影响减弱，表明了 IT 创新的部分中介作用显著。即吸收能力除了直接影响组织敏捷性之外，还通过 IT 创新间接影响组织敏捷性。因此，假设 H7 得到验证。

由模型 8 的结果可知，流程创新对组织敏捷性的正向影响显著 ($\beta = 0.524, p < 0.001$)，但回归系数由模型 1 中的 0.807 下降到 0.524，说明了吸收能力对组织敏捷性的影响减弱，表明了流程创新的部分中介作用显著。即吸收能力除了直接影响组织敏捷性之外，还通过流程创新间接影响组织敏捷性。因此，假设 H8 得到验证。

本文采用 SPSS 的 Process 插件进一步检验 IT 创新和流程创新的链式中介作用，基于 Taylor 等 (2008)^[38] 的方法，采用偏差校正非参数百分比 BOOTSTRAP 对吸收能力到组织敏捷性的链式中介效应模型进行验证，重复取样 1 000 次并设定 95% 的置信区间。由此得到的检验结果如表 4 所示。

表 4 链式中介效应分析

路径	间接效应估计	标准误	95% 置信区间	
			下限	上限
总计间接效应	0.689	0.083	0.547	0.872
具体间接效应分解				
吸收能力→IT 创新→敏捷性	0.547	0.074	0.423	0.721
吸收能力→流程创新→敏捷性	0.085	0.041	0.031	0.208
吸收能力→IT 创新→流程创新→敏捷性	0.057	0.019	0.024	0.106

由表4可知,由吸收能力通过IT创新和流程创新到组织敏捷性95%的置信区间分别为[0.423, 0.721]和[0.031, 0.208],不包括0,再次确认了IT创新和流程创新各自的中介作用。在此基础上,从自变量吸收能力到链式中介IT创新和流程创新再到因变量组织敏捷性的置信区间为[0.024, 0.106],不包括0,因此链式中介作用显著,假设H9得到验证。

综上所述,本文提出的研究假设的检验结果如表5所示。

表5 假设检验结果汇总

研究假设及其变量	变量关系	检验结果
H1: 吸收能力→组织敏捷性	直接作用	支持
H2: 吸收能力→IT创新	直接作用	支持
H3: 吸收能力→流程创新	直接作用	支持
H4: IT创新→组织敏捷性	直接作用	支持
H5: 吸收能力→IT创新→组织敏捷性	中介作用	支持
H6: 流程创新→组织敏捷性	直接作用	支持
H7: 吸收能力→流程创新→组织敏捷性	中介作用	支持
H8: IT创新→流程创新	直接作用	支持
H9: 吸收能力→IT创新→流程创新→组织敏捷性	链式中介作用	支持

(四) 稳健性检验

为了检验本文所构建研究模型的稳健性,从研究数据出发对134家来源于金融行业和软件行业的样本企业的研究数据单独进行回归分析,并将回归结果与上述表4的分析结果进行对比。同时,对111家从业人员在100~500人的样本企业的数据单独进行回归分析,也将回归结果与上述表4的分析结果进行对比。两次对比的结果均显示,主要模型结果在显著与否的判断上均呈现显著性结果,与表4中的分析结果完全一致,只是在具体数值大小上有所差异。因此,分样本与全样本的统计分析结果是一致的,具有良好的稳健性。由于稳健性检验部分的数据表格比较多,限于本文篇幅,不在此赘述。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本研究以中国大陆推进数字化转型的企业为样本,实证检验了吸收能力、IT创新、流程创新和组

织敏捷性之间的关系,得出以下主要研究结论:

第一,在企业数字化转型中吸收能力正向影响组织敏捷性,IT创新和流程创新正向影响组织敏捷性。以往关注组织敏捷性的研究文献过于强调对外部市场因素的依赖(Tallon等,2019^[39]),没有足够重视企业内部因素对组织敏捷性的重要影响。本研究证实了吸收能力、IT创新、流程创新都是组织敏捷性的重要前因变量,从知识利用、技术创新和流程创新不同维度验证了组织敏捷性的影响因素,拓展了企业数字化转型中提升组织敏捷性的理论认知。同时,该结论在企业数字化转型下证实了吸收能力对组织敏捷性的积极影响,扩展了吸收能力理论的应用范畴。

第二,企业数字化转型中的IT创新、流程创新在吸收能力影响组织敏捷性过程中起部分中介作用。研究证实,吸收能力对IT创新、流程创新和组织敏捷性均有正向影响,而且IT创新、流程创新正向影响组织敏捷性。这表明企业通过IT创新和流程创新可以提高组织敏捷性,而IT创新和流程创新的开展需要有足够的知识积累才能够顺利展开。另外,该结论也说明吸收能力除了直接提高组织敏捷性之外,还会通过IT创新、流程创新间接提高组织敏捷性。该结果也符合我们在日常生活中对企业发展的认识:企业需要采纳技术以实现信息化和智能化,进而提高经营效率。

第三,在企业数字化转型中IT创新正向影响流程创新,且IT创新和流程创新在吸收能力影响组织敏捷性过程中起链式中介作用。这揭示了企业数字化转型中吸收能力影响组织敏捷性的作用机理,厘清了吸收能力、IT创新和流程创新影响组织敏捷性的内在逻辑和作用路径。换言之,在变量关系上遵循吸收能力→IT创新→流程创新→组织敏捷性的影响路径。此外,研究证实在提升组织敏捷性上,IT创新的作用大于流程创新的作用,进一步从理论上解释了企业数字化转型中推动IT创新的必要性和重要性。

(二) 管理启示

本文研究结论对企业通过强化吸收能力促进IT创新和流程创新,进而提高组织敏捷性有以下启示:

第一,企业在数字化转型中要持续培养和强化知识吸收能力。本研究发现,吸收能力有助于提升IT创新、流程创新和组织敏捷性。实践中,伴随数字化转型的推进,企业各部门均要进行数字化改造,需要

广泛落实对数字技术的认识、消化和利用,避免“形式主义”。举例来说,企业首先要保持对数字化信息和知识的敏锐度,及时识别出对企业发展有重要价值的数字化技术知识,加快企业对这些知识的消化和利用,推进企业内部创新活动的展开,提升组织敏捷性。

第二,企业数字化转型中既要重视IT创新,又要重视流程创新,还要利用好IT创新对流程创新的促进作用。本研究证实,企业开展IT创新和流程创新有助于提升组织敏捷性,而且IT创新还能够提升流程创新水平。对于开展数字化转型的企业而言,要善于采纳适用的数字技术和信息系统进行IT创新,进而借助IT创新提升内部运营管理相关流程不同环节的数字化水平,实现流程创新。最终,通过IT创新和流程创新提升组织敏捷性,以及时响应市场需求,实现企业的高质量 and 可持续发展。

第三,企业数字化转型中要注重数字技术吸收、IT创新和流程创新的联动效应,持续提升企业的市场反应能力。本研究证实,IT创新和流程创新在吸收能力影响组织敏捷性过程中起链式中介作用。这就意味着,企业对数字技术和知识的利用不是一个简单的线性过程,而是一个复杂的系统过程,需要企业内部不同部门及业务流程的不同环节进行数字化改造。

企业要避免仅仅关注少数部门或业务流程的数字化,只有以系统化视角关注数字技术吸收、IT创新和流程创新,才能帮助企业在市场中保持敏捷性。

(三) 局限与展望

本研究从企业数字化转型的要素、过程和产出出发,分析了吸收能力影响组织敏捷性的机理,厘清了IT创新和流程创新的链式中介作用,但仍存在一定局限性,未来可以在如下三个方面进行更加深入的探究。第一,随着企业数字化转型的推进,需要从更多角度考察企业的产出,以衡量数字化转型的效率。未来研究对企业数字化转型效率的研究,势必涉及人财物等多方面的投入与产出的分析与测量。第二,受限于数据可得性,本研究仅基于金融、制造等5个行业的样本数据展开研究,因此无法探究全行业范围内吸收能力影响组织敏捷性的机理。因此,未来研究可以关注更多不同行业内企业数字化转型中的组织敏捷性问题,以检验本文所涉及的吸收能力、IT创新和流程创新三个影响因素是否依旧稳健。第三,本研究对组织敏捷性的调查问卷仅由企业IT部门负责人填写,存在没有如实汇报数字化转型实际情况的可能,这在一定程度上会影响模型的有效性。因此,未来研究可以考虑在调查对象上加入第三方机构或人员以降低可能存在的误差。

参考文献

- [1] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 林汉川. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗? [J]. 管理世界, 2021 (5): 170-190.
- [2] Park Y, Mithas S. Organized Complexity of Digital Business Strategy: A Configurational Perspective [J]. MIS Quarterly, 2020, 44 (1): 85-127.
- [3] Schmiedel T, Recker J, Brocke J V. The Relation between BPM Culture, BPM Methods, and Process Performance: Evidence from Quantitative Field Studies [J]. Information & Management, 2020, 57 (2): 103175.
- [4] Chan C M L, Teoh S Y, Yeow A, et al. Agility in Responding to Disruptive Digital Innovation: Case Study of an SME [J]. Information Systems Journal, 2019, 29 (2): 436-455.
- [5] 陈衍泰, 陈劲, 程聪. 企业创新战略: 从传统情境到数字化情境, 是“酒瓶装新酒”吗? [J]. 研究与发展管理, 2021 (6): 1-4.
- [6] Vial G. Understanding Digital Transformation: A Review and Research Agenda [J]. Journal of Strategic Information Systems, 2019, 28 (2): 118-144.
- [7] 卢艳秋, 赵彬, 宋昶. 决策逻辑、失败学习与企业数字化转型绩效 [J]. 外国经济与管理, 2021 (9): 68-82.
- [8] Baiyere A, Salmela H, Tapanainen T. Digital Transformation and the New Logic of Business Process Management [J]. European Journal of Information Systems, 2020, 29 (3): 238-259.
- [9] Ashrafi A, Ravasan A A, Trkman P, et al. The Role of Business Analytics Capabilities in Bolstering Firms' Agility and Performance [J]. International Journal of Information Management, 2019, 47 (4): 1-15.
- [10] Hanelt A, Bohnsack R, Marz D, et al. A Systematic Review of the Literature on Digital Transformation: Insights and Implications for Strategy and Organizational Change [J]. Journal of Management Studies, 2021, 58 (5): 1159-1197.
- [11] 吴江, 陈婷, 龚艺巍, 杨亚璇. 企业数字化转型理论框架和研究展望 [J]. 管理学报, 2021 (12): 1871-1880.
- [12] 龚雅娟. 企业数字化转型: 文献综述与研究展望 [J]. 产经评论, 2022 (1): 40-47.
- [13] 焦豪, 杨季枫, 应瑛. 动态能力研究述评及开展中国情境化研究的建议 [J]. 管理世界, 2021 (5): 191-210.
- [14] 池毛毛, 叶丁菱, 王俊晶, 翟珊珊. 我国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角 [J]. 南开管理评论, 2020

- (3): 63-75.
- [15] 王海花, 李焱, 谭钦瀛. 基于 Meta 分析的数字化转型对企业绩效影响问题 [J]. 系统管理学报, 2022 (1): 112-123.
- [16] 胡媛媛, 陈守明, 仇方君. 企业数字化战略导向、市场竞争力与组织韧性 [J]. 中国软科学, 2021 (S1): 214-225.
- [17] Huang M, Bhattacharjee A, Wong C. Gatekeepers' Innovative Use of IT: An Absorptive Capacity Model at the Unit Level [J]. Information & Management, 2018, 55 (2): 235-244.
- [18] Wang S, Yeoh W, Richards G, et al. Harnessing Business Analytics Value through Organizational Absorptive Capacity [J]. Information & Management, 2019, 56 (7): 103152.
- [19] Tortoriello M. The Social Underpinnings of Absorptive Capacity: The Moderating Effects of Structural Holes on Innovation Generation based on External Knowledge [J]. Strategic Management Journal, 2015, 36 (4): 586-597.
- [20] 钱雨, 孙新波, 孙浩博, 杨金朋. 数字化时代敏捷组织的构成要素、研究框架及未来展望 [J]. 研究与发展管理, 2021 (6): 58-74.
- [21] Iyengar K, Sweeney J R, Montealegre R. Information Technology Use as a Learning Mechanism: The Impact of IT Use on Knowledge Transfer Effectiveness, Absorptive Capacity, and Franchisee Performance [J]. MIS Quarterly, 2015, 39 (3): 615-641.
- [22] Kale E, Aknar A, Basar O. Absorptive Capacity and Firm Performance: The Mediating Role of Strategic Agility [J]. International Journal of Hospitality Management, 2019, 78 (April): 276-283.
- [23] Mikalef P, Krogstie J, Pappas I O, et al. Exploring the Relationship between Big Data Analytics Capability and Competitive Performance: The Mediating Roles of Dynamic and Operational Capabilities [J]. Information & Management, 2020, 57 (2): 103169.
- [24] 余义勇, 杨忠, 李嘉. 领导跨界行为对团队创造力的影响机制研究 [J]. 科学学研究, 2020 (3): 515-524.
- [25] Cegarra-Navarro J, Soto-Acosta P, Wensley A K P. Structured Knowledge Process and Firm Performance: The Role of Organizational Agility [J]. Journal of Business Research, 2016, 69 (5): 1544-1549.
- [26] 高俊光, 陈劲, 孙雪薇. 创新开放度对新创小企业创新绩效影响研究 [J]. 科学学研究, 2019 (4): 729-738.
- [27] Wallin M W, Trantopoulos K, Krogh G V, et al. External Knowledge and Information Technology: Implications for Process Innovation Performance [J]. MIS Quarterly, 2017, 41 (1): 287-300.
- [28] 易靖韬, 曹若楠. 流程数字化如何影响企业创新绩效? ——基于二元学习的视角 [J]. 中国软科学, 2022 (7): 94-104.
- [29] Ravichandran T. Exploring the Relationships between IT Competence, Innovation Capacity and Organizational Agility [J]. Journal of Strategic Information Systems, 2018, 27 (1): 22-42.
- [30] Lokuge S, Sedera D, Grover V, et al. Organizational Readiness for Digital Innovation: Development and Empirical Calibration of a Construct [J]. Information & Management, 2019, 56 (3): 445-461.
- [31] Wu P S, Straub D, Liang T. How Information Technology Governance Mechanisms and Strategic Alignment Influence Organizational Performance: Insights from a Matched Survey of Business and IT Managers [J]. MIS Quarterly, 2015, 39 (2): 497-518.
- [32] 杨艳玲, 田宇. 基于互动导向的服务创新绩效影响机制研究 [J]. 科研管理, 2020 (6): 191-198.
- [33] 陈剑, 黄朔, 刘运辉. 从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理 [J]. 管理世界, 2020 (2): 117-128.
- [34] Lee O K D, Sambamurthy V, Lim K H, et al. How Does IT Ambidexterity Impact Organizational Agility? [J]. Information Systems Research, 2015, 26 (2): 398-417.
- [35] Lu Y, Ramamurthy K R. Understanding the Link between Information Technology Capability and Organizational Agility: An Empirical Examination [J]. MIS Quarterly, 2011, 35 (4): 931-954.
- [36] Liang H, Wang N, Xue Y, et al. Unraveling the Alignment Paradox: How Does Business-IT Alignment Shape Organizational Agility [J]. Information Systems Research, 2017, 28 (4): 863-879.
- [37] House D, Raja M K. Phishing: Message Appraisal and the Exploration of Fear and Self-confidence [J]. Behaviour & Information Technology, 2020, 39 (11): 1204-1224.
- [38] Taylor A B, Mackinnon D P, Tein J Y. Tests of the Three-path Mediated effect [J]. Organizational Research Methods, 2008, 11 (2): 241-269.
- [39] Tallon P P, Queiroz M, Coltman T, et al. Information Technology and the Search for Organizational Agility: A Systematic Review with Future Research Possibilities [J]. Journal of Strategic Information Systems, 2019, 28 (2): 218-237.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

土地招商竞争对污染源跨区域转移的影响

——基于重污染企业异地迁移的经验证据

The Impact of Land Transfer for Investment Attraction on Pollution Translocation Across Regions: Empirical Evidences from the Long-distance Relocation of Heavy Polluting Enterprises

王伊攀 袁月媚

WANG Yi-pan YUAN Yue-mei

[摘要] 污染源跨区域转移是深入打好污染防治攻坚战的重大障碍,对其治理需要政策间的协同配合。地方政府间土地招商竞争引发的土地错配后果得到广泛关注,但是否导致了污染源跨区域转移尚缺乏实证支持。本文采用重污染上市公司异地建立子公司的微观数据检验了土地招商竞争对重污染企业迁移策略的影响。研究发现:地方政府土地出让价格越低,越能吸引重污染企业异地迁入;土地管制越宽松,重污染企业越不会向异地迁出。这表明土地招商竞争导致了污染源“存量不减、增量增加”。当母公司位于东部、市场势力强、盈利或融资能力好时,该效应更显著;地方政府土地招商竞争会通过降低重污染企业融资难度和营业成本、增加社会资本投入等机制,吸引重污染企业异地迁移。最后利用土地储备制度和土地保障政策两种不同趋向的政策验证了土地招商竞争对治污效果的负面效应。本文为避免政策碎片化对治污效果的负面影响、强化环境规制与土地招商政策之间的协同配合提供了实证参考。

[关键词] 土地招商竞争 土地出让 企业异地迁移 异地子公司

[中图分类号] X321 F272.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 01-0115-14

Abstract: Pollution source translocation across regions is a significant impediment to deepening the fight against pollution, and its management necessitates policy collaboration. Local government competition for investment attraction by land has sparked much debate about the consequences of land mismatch, but empirical evidence on whether it leads to the translocation of pollution sources across regions is lacking. This paper investigates the impact of competition for land investment on the long-distance relocation strategies of heavy polluting listed enterprises using micro-data on the establishment of nonlocal subsidiaries of heavy polluting listed enterprises. The lower the local government's land price, the more likely it is to attract heavy polluting enterprises to long-distance relocation; the more relaxed the land control, the less likely heavy polluting enterprises will relocate to other locations. This implies that competition for land increases the number of polluters while decreasing the stock. This effect is stronger when the parent company is located in the east, has strong market power, and has good profitability or financing capacity; local government land competition attracts heavy pollution to relocate by lowering financing difficulties and operating costs and increasing social capital investment. Finally, the negative impact of land investment competition on pollution control is demonstrated through the application of two policies with opposing tendencies, namely the land reserve system, and the land security policy. This paper aims to avoid the negative impact of policy fragmentation on pollution control effectiveness, as well as provide an empirical reference for enhancing the synergy between environmental regulation and land investment policies.

Key words: Land transfer for investment attraction Land leasing Long-distance relocation of enterprise Nonlocal subsidiary

[收稿日期] 2022-04-27

[作者简介] 王伊攀,男,1988年11月生,山东工商学院金融学院副教授,经济学博士,研究方向为环境规制与企业应对;袁月媚,女,1998年3月生,山东工商学院金融学院硕士研究生,研究方向为环境规制与企业应对。本文通讯作者为王伊攀,联系方式为wangyip@yeah.net。

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“区域政策协同效应影响企业转型升级机制创新研究”(项目编号:17CJY027)。

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

党的十九届六中全会通过汇集近百年来党的斗争成果和普遍规律,提出了“生态文明建设是关乎中华民族永续发展的根本大计”的重要论断。《中华人民共和国国民经济和社会发展规划第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》也明确提出“深入打好污染防治攻坚战”的目标要求,“强化多污染物协同控制和区域协同治理”正是实现目标的重要举措。这些顶层设计和全面部署指引着我国污染治理取得了巨大成效。然而,我国的生态质量改善效果并不稳定,有反弹隐忧,其中重污染企业的跨空间转移策略行为对贯彻落实党中央部署构成了重大障碍^①。污染源跨区域转移背后的制度成因在于:区域间政策梯度差异以及区域内政策碎片化导致了政策洼地的存在,使得重污染企业在就地转型升级的选择之外,还可以选择空间迁移来拓展生存空间。在这个过程中,环境规制是促使重污染企业迁移的最初推动力,而到了迁往何处去这个决策节点,土地招商政策则成为吸引重污染企业迁移的主导因素。土地作为企业生存的空间载体和生产要素制约着重污染企业的选址决策,而地方政府垄断了土地供应,并将其作为吸引企业的重要工具(田文佳等,2020^[1])。各地宽松程度和优惠程度不同的土地招商政策形成了地方政府之间的土地招商竞争。土地招商竞争本身不具有危害性,关键在于吸引来的是何种企业。若土地招商竞争吸引的是重污染企业迁移,就破坏了环境规制试图促进重污染企业就地绿色转型的初衷,让污染治理变得更加困难(王伊攀和何圆,2021^[2])。与此相对,若较低的土地价格吸引的是清洁企业进入,则会促进当地产业清洁化发展,有利于提升治污效果。因此,地方政府间土地招商竞争对于治污效果的影响还需辩证、动态地评估。

然而,目前对于重污染企业异地迁移的研究主要集中在环境规制的推动作用,却忽视了宽松的土地招商政策对污染企业的吸引作用(王伊攀和何圆,2021^[2];谢珺和林小冲,2020^[3])。虽然有少量文献讨论了土地招商政策对污染治理效果的负面作用,但主要是从宏观层面进行了验证。例如,李斌和李拓(2015)^[4]、李拓(2016)^[5]采用省际面板数据验证了

土地财政规模扩大会造成环境污染,Huang和Du(2018)^[6]则从地级市层面证实了城市土地供应的增加会加剧环境污染程度。以上研究虽然验证了扩张性土地政策对环境污染的影响,但是缺乏更精细的企业层面微观证据。实际上,企业才是土地招商竞争的直接影响对象,也是污染排放的直接主体。打开土地招商竞争对微观企业影响机制的“黑箱”,有利于更深入地理解土地招商政策的微观效应。虽然也有少量文献从企业微观视角切入,认为压低工业用地土地价格和增加土地供应面积明显加剧了环境污染(韩峰等,2021^[7];Du和Li,2021^[8]),但忽略了企业主动迁移的策略行为,并未考虑到各城市不同土地招商政策对整体环境污染的影响,最终的研究视角也并未转向土地招商竞争与重污染企业异地迁移之间的内在联系上。基于上述思考,本文试图回答以下问题:地方政府制定的土地招商政策与重污染企业迁移决策是否存在联系?如果存在关联,那么土地招商政策通过何种机制推动了重污染企业异地迁移,呈现何种空间分布特征?如何避免企业的污染源跨区域转移?厘清上述问题可增强治理污染源跨区域转移的针对性和精准性,为污染治理的政策协同提供经验依据,实现生态保护和经济发展的双赢。

本文利用2006—2016年重污染上市公司数据,检验了政府间不同的土地招商政策对重污染企业异地迁移空间分布的影响及其机制。本文的边际贡献可能在于:第一,研究视角上,现有文献主要从宏观角度评估土地招商政策的影响,即便有少量文献从企业微观视角切入也忽略了重污染企业主动迁移的策略行为,评估环境污染整体效果时可能存在偏误。本文从企业微观视角更加直观和全面地评价了土地招商政策的整体环境效应。第二,数据刻画上,本文对土地招商竞争和重污染企业异地迁移的刻画在数据选择上更加微观和精确。将土地招商竞争划分为价格和供给管制两个维度;将重污染企业异地迁移定义为重污染企业在外市、外省、同省外市、同市和同省五个区域范围建立异地子公司的数量,这使得土地招商竞争对重污染企业异地迁移的影响范围界定更加精准,也更符合实际。因为企业整体搬迁成本高昂,会受到来自政府和公众多方面掣肘,而在异地建立子公司的相对迁

① 比如,中央第三生态环境保护督察组2021年12月13日公布对湖北省的督察通报指出,湖北省沿江化工企业布局优化调整不到位,一些地方未落实关于“严禁污染型产业、企业向长江上中游地区转移”的要求,引进了一些污染较重的化工项目。

移成本更低,可控性更强,是重污染企业更理性的选择。第三,研究框架上,从政府和企业两个维度梳理了土地招商政策与重污染企业异地迁移间的内在机制,并检验了土地储备制度和土地保障政策两种不同趋向的土地政策对重污染企业空间迁移策略的影响,打开了土地招商政策影响污染源跨区域转移的“黑箱”,为环境污染的精细化治理和政策协同提供参考。

二、理论分析与研究假设

(一) 土地招商政策和重污染企业异地迁移

日益严格的环境法规使重污染企业的生存和发展空间受到挤压,故重污染企业有强烈的污染转移策略动机。与此同时,地方政府有通过宽松的土地政策吸引重污染企业迁入的动机。土地作为招商工具在地方政府招商引资中的作用日益凸显,主要是出于以下原因:一是土地出让是促进地方经济增长的重要措施。地方政府作为土地一级市场的垄断供应者,其行为会对土地出让产生根源式影响(杨继东和杨其静,2016^[9]),进而影响重污染企业的迁移决策。政府经常通过低价出让土地吸引资本内流的方式来推动辖区经济增长(陶然等,2009^[10])。二是土地作为一种特殊的生产要素能够较快达成官员晋升激励所需要的政绩(刘佳等,2012^[11])。地方官员面临严格的政绩考核,若想在有限的任期内较快出现成效,低价将土地出让给具有一定规模、有固定资产投资的重污染企业可能是最好的选择(杨继东和杨其静,2016^[9])。三是土地出让行为能够缓解地方财政压力。分税制改革以来,地方政府面临巨大的财政缺口,出让工业用地是地方政府填补财政空缺的重要手段(郭贯成和汪勋杰,2013^[12])。因为地区内的土地资源都掌控在地方政府手中,地方政府是辖区内土地资源的实际支配者,其可以通过行政手段调控土地出让价格、利用农村土地流转等方式来解决土地供给不足的问题(罗必良,2008^[13])。地方政府在分税制中的“税收损失”越大,以地生财的动机就越强烈,因此地方政府对于土地招商政策在价格和供地规模上就会有诸多优惠(孙秀林和周飞舟,2013^[14])。综上所述,不论是出于刺激地方经济增长、官员晋升激励还是缓解财政压力的动机,最终都导致了地方政府愿意通过压低土地出让价格和放松土地供给管制为重污染企业迁移创造优厚的条件。

对于重污染企业来讲,环境规制是促使其迁移最初的、最大的推动力,而到了迁往何处去这个决策节点,土地招商政策则成为吸引重污染企业迁移的主导因素。首先,对于所有有迁移意愿的重污染企业来讲,土地招商政策都是很重要的影响因素。企业迁移必须买地建厂进行生产,而作为工业用地的需求方没有特定的区域偏好,当地政府对土地出让价格的优惠力度是企业必须考虑的关键问题,这在众多文献中得到了证实(冯志艳和黄玖立,2018^[15];张莉等,2019^[16])。黄金升等(2017)^[17]就指出以工业用地短缺及价格上涨为代表的生产成本上升是引发成本敏感型企业区域转移的重要诱因。而土地成本会受到地方政府行为的影响。地方政府出于获取更多财政支配空间、推动地方经济增长、赢得晋升机会等动机常常以土地为抓手进行行政干预(王博等,2021^[18]),即地方政府通过非市场化的供地方式降低工业用地价格以便于招商引资,促进工业企业的转移。金刚等(2022)^[19]研究发现对于污染企业而言,宽松化的土地出让政策比弱化的环境政策对其迁移更具吸引力。

其次,在同样受到土地招商政策影响的情形下,土地招商政策对于重污染企业迁移的影响更加显著。理由如下:一是重污染企业更强烈、更刚性的迁移需求,使其更容易受到土地招商政策的吸引。在经营环境不变的假设条件下,当环境规制遵从成本高于企业迁移成本时,企业异地迁移才是更为理性的选择。相较于轻污染企业与清洁企业,重污染企业的环境规制遵从成本更高,在现行环境政策压力下迁移的意愿更强烈,甚至迁移不是重污染企业的“可选项”,而是不得不迁移的“必选项”,其他企业除了迁移还有更多的选项来扩大企业盈利。因此,土地招商政策对重污染企业影响更显著。黄健柏等(2015)^[20]就发现与民营轻工业企业相比,工业用地价格扭曲对于民营重工业企业过度投资有更为显著的影响。而大多数的重污染企业属于重工业企业。这又引出第二个理由。二是重污染企业大多属于重工业企业,对土地的依赖超过其他类型企业,土地招商政策对其影响更显著。重污染企业大多需要固定的厂房对原材料进行生产加工后运出售卖。租用厂房固然是一种节约成本的方式,可是政府对工业用地出让的优惠政策以及购买土地后将其抵押给银行获得贷款的吸引力使其对购地建厂的渴求更为强烈。三是土地招商政策可以充分激励企业发挥自身能动性,重污染企业更有动机向地方政府部

门主动寻租,寻求更优惠的土地成本(黄金升等,2017^[17])。这也加剧了地方政府与重污染企业达成合谋以规避环境规制、促进污染源跨区域转移的进程。综上所述,那些地价越低廉、土地供给管制越宽松的地区,越能吸引重污染企业异地迁移。因此,提出假设1。逻辑框架如图1所示。

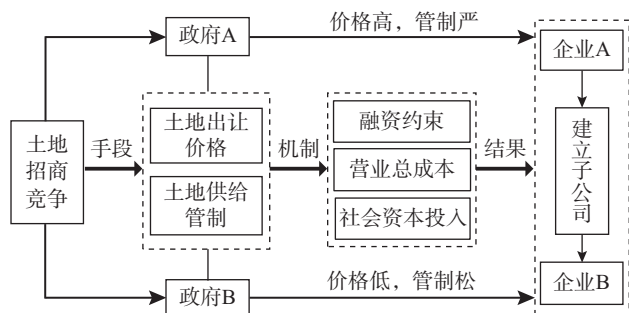


图1 土地招商政策影响重污染企业异地迁移的逻辑框架

假设1: 地方政府的土地出让价格越低、土地供给管制越宽松,越能吸引重污染企业异地迁移。

(二) 土地招商政策影响重污染企业异地迁移的内在机制

1. 重污染企业融资约束程度。

高昂的土地价格增加了企业的购地成本,使重污染企业面临较高的融资需求,促使重污染企业向外迁移。囿于工业用地出让金不接受分期或者延迟付款,一次性缴纳的支付方式让对现金流依赖严重的实体企业面临很大的流动资金压力,高昂的地价迫使重污染企业需要进行大量资金融通(黄玖立和冯志艳,2017^[21])。土地出让价格越高,重污染企业面临的现金缺口就越严重,进而增强了重污染企业向外部金融机构借款以渡过难关的动机。然而,中国金融市场发展存在着“不平衡不充分”的问题,信贷资源主要集中于国有商业银行,贷款的发放也不是以项目的获利多寡为准,而是存在典型的制度特征(黄玖立和冯志艳,2017^[21])。如果地方政府迫切需要以大规模固定资产增加当地财政收入,就会为重污染企业购地融资提供便利,解决企业购地融资面临的困境。在这样的背景下,用地成本导致的高融资需求就被缓解。那些土地优惠政策更多、地价更低廉、重污染企业能够一次性付清土地出让金或者地方政府能够解决企业购地融资困难的地区,显著吸引了异地重污染企业的迁入。因此,提出假设2。

假设2: 母公司所在地土地出让价格的增加加剧

了重污染企业的融资受限程度,促使重污染企业异地迁移。

2. 重污染企业的营业总成本。

处于土地价格相对较高地区的重污染企业面临高昂的土地使用成本,在无形中增加了其营业总成本,促使重污染企业向外迁移。在重污染企业迁移的诸多驱动因素中,利润才是重污染企业选择异地迁移的核心驱动力。对于重污染企业而言,高价土地意味着需要承担高成本,进而对新企业的潜在进入决策产生影响。直观来看,面对土地价格的持续上涨,重污染企业若想平复买地的高成本,就要努力将多付出的成本转嫁到商品价格上或通过挖潜增效予以内部化,尽快将产品出售回笼资金,否则投资项目的收益净现值将不断萎缩从而失去吸引力(冯志艳和黄玖立,2018^[15])。这便增加了重污染企业的营业总成本,当营业总成本大于总收益时,企业就会产生异地迁移的动机。由此提出假设3。

假设3: 母公司所在地土地出让价格的增加提高了重污染企业的营业总成本,促使重污染企业异地迁移。

3. 重污染企业的社会资本投入。

高昂的土地成本激发了重污染企业寻求外部生存机会的能动性,增加了社会资本投入,为企业迁移融入创造了条件,提高了异地增设子公司的可能性。具体逻辑如下:一方面,土地招商竞争在一定程度上塑造了激励创租与寻租行为的制度环境,激发了企业加大社会资本投入,以便为企业争取更多的生存发展机会。重污染企业除了面临环境规制给企业带来的经营压力外,高额的用地成本也抬升了企业的经营成本。这时的重污染企业除了就地转型升级的选择之外,还可以选择利用空间迁移来拓展生存空间。重污染企业在需要做出战略抉择时,通过加大社会资本投入主动寻求有助于自身生存外部资源的动机变得更为强烈。与此同时,地方政府“以地引资”的发展模式给企业寻租创造了条件。地方政府土地财政比重的增加恶化了市场竞争环境,而非公平的市场竞争条件激发了企业寻租活动(鲁元平等,2018^[22])。土地招商竞争越激烈,要素价格扭曲程度越高,企业的寻租空间就越大、寻租动机也越强(邹涛和李沙沙,2021^[23])。而企业寻租活动所依托的关系网络 and 高度信任,是由企业社会资本投资所获得的(曹伟等,2017^[24])。另一方面,企业社会资本的建立为企业异地迁移的融入

创造了条件,增加了企业异地设立子公司的可能性。大量证据显示,中国企业的迁移很大程度受到其社会关系,尤其是政商关系的影响(边燕杰和丘海雄,2000^[25])。企业原址的社会关系嵌入提高了产业转移的机会成本门槛(杨玲丽和万陆,2017^[26])。同时,广泛存在的市场分割导致企业在国内跨区域经营面临高昂的交易成本(范子英和周小昶,2022^[27]),严重制约了企业的异地发展(宋渊洋和黄礼伟,2014^[28];曹春方等,2015^[29])。而企业通过社会资本投入与有迁入意向地的地方政府及上下游企业建立良好关系,为顺利迁移融入创造了更好的关系环境,增加了异地迁移的可能性。因此,当企业面对高地价不能获得足够收益时,会激发企业加大社会资本投入,从而推动重污染企业异地迁移。由此提出假设4。

假设4: 母公司所在地土地出让价格的增加激发了企业加大社会资本投入,促使重污染企业异地迁移。

三、实证策略、数据来源与变量选择

(一) 实证策略

本文主要研究不同区域的土地招商政策对重污染企业异地迁移的影响,以企业子公司数量的相关指标作为被解释变量,基准模型设定如下:

$$numsub_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 lntudi + \alpha_2 Controls + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $numsub_{i,t}$ 表示企业子公司数量指标,包括外省、外市、同省外市、同市和同省共5个变量; $lntudi$ 表示土地招商政策,从土地出让价格和土地管制程度强弱两个维度衡量; $Controls$ 为本文选定的控制变量; μ_i 表示不随时间改变的固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。 α_1 、 α_2 为待估系数。模型控制了行业和年份固定效应。

为了进一步检验土地招商政策对重污染企业异地迁移影响的内在机制,在机制检验部分采用逐步中介效应分析,构建模型如下:

$$Med_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 lntudi + \beta_2 Controls + \eta_i + \theta_{i,t} \quad (2)$$

$$numsub_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 lntudi + \gamma_2 Med_{i,t} + \gamma_3 Controls + \lambda_i + \mu_{i,t} \quad (3)$$

中介效应分析包含三个步骤:第一步,式(1)检验土地招商政策对重污染企业异地迁移的影响。第二步,式(2)检验土地招商政策对以上三个中介变量的影响,中介变量 Med 分别采用融资约束(SA)、营业总成本(LI)和企业社会资本(GovInt)表示。

第三步,将中介变量添加到基准回归式(1)中构成式(3),根据中介变量系数显著性来检验中介效应是否成立。

(二) 样本选择与数据来源

本文土地出让相关数据来自《中国国土资源年鉴》和《中国城市统计年鉴》;其他数据则来自国泰安数据库和相关公开数据。子公司数据处理借鉴曹春方等(2015)^[29]的处理方式。首先,以2006—2016年A股上市公司所有子公司作为初选样本,子公司情况从上市公司年报中查询。其次,确定上市公司母、子公司的准确地址。母公司地址通过国泰安数据库中的上市公司基本信息年度表获得,子公司地址采用手工方式查找。最后,剔除母公司持有股份少于50%的子公司样本以及无法获得控股数据的样本。另外,借鉴刘运国和刘梦宁(2015)^[30]的做法,根据证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》所指定的字母代码所标注的类别将重污染行业界定为:B06、B07、B08、B09、C17、C19、C22、C25、C26、C28、C29、C30、C31、C32、D44。

(三) 主要变量指标刻画

重污染企业异地迁移的刻画。参考王伊攀和何圆(2021)^[2]的做法,以母公司所在地为基准,将子公司所在地划分为外省、外市、同省外市、同市和同省共5个变量并分别计数,以其空间分布数量作为重污染企业异地迁移的代理变量。

土地招商竞争的刻画。第一,借鉴现有文献将母公司所在地与子公司所在地的土地协议出让单价和土地招拍挂出让单价之间相互做差值(颜燕等,2013^[31]),以三种方式从价格角度刻画土地招商政策,具体刻画方式见表1中的 $price1$ 、 $price3$ 和 $price5$,差值越大,土地招商竞争的优势就越大。本文以土地协议出让单价和招拍挂出让单价分别作为当地政府土地招商竞争优势强与弱的代理变量,合理性在于:协议出让方式使地方政府可以相对容易地操控土地出让的面积和单价,并且可以选择更符合地方政府心意的购买对象,所以协议出让方式更能体现出地方政府在招商引资中的特殊地位,进而映射当地的土地优惠力度。此外,使用协议出让方式所吸引而来的产业投资大多数存在投资密度较小、产业体系成熟度较低、稳定性较差等问题,更能体现出政府土地招商的逐底竞争策略(杨其静等,2014^[32])。而招拍挂出让方式则是受到市场机制影响的结果,当地政府的可操作空间

不像协议出让方式那样宽松,这就表明当地政府的土地招商竞争优势偏弱。因此,本文采用不同区域间不同出让方式的土地价格差异来刻画母子公司所在地之间的土地招商竞争。第二,采用土地供给管制强弱程度衡量土地招商竞争。参考张路(2019)^[33]的做法,以人均建设用地面积的对数值衡量土地管制强弱程度,对数值越大,土地管制程度越弱。

控制变量的选择。本文借鉴现有研究引入了相关

控制变量(徐莉萍等,2019^[34]),其中包括公司治理特征变量:管理费用率、第一大股东持股比率、董事长与总经理是否为同一人、独立董事比例、前三名高管年收入占总资产比例和两权分离率;企业的经营特征变量:营业收入、资产总计、企业年龄、现金与总资产的比率、资产负债率、应交税费、销售收入增长率和非流动资产占总资产之比;企业所在地环境规制的强弱程度。

表1 变量定义说明与描述性统计

符号	变量说明	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnnumcwc</i>	外市子公司数量对数值	3 906	1.619	1.015	0.000	4.159
<i>lnnumcwp</i>	外省子公司数量对数值	3 906	1.258	1.036	0.000	4.060
<i>lnnumcwctp</i>	同省外市子公司数量对数值	3 898	0.711	0.845	0.000	3.091
<i>lnnumctc</i>	同市子公司数量对数值	3 906	1.321	0.805	0.000	3.219
<i>lnnumctp</i>	同省子公司数量对数值	3 906	1.654	0.843	0.000	3.497
<i>price1</i>	母公司所在地招拍挂土地出让单价-子公司所在地协议土地出让单价的加权	3 906	7.229	1.114	4.795	10.159
<i>price3</i>	母公司所在地招拍挂土地出让单价-子公司所在地招拍挂土地出让单价的加权	3 906	7.228	1.115	4.791	10.159
<i>price5</i>	子公司所在地招拍挂土地出让单价的加权-子公司所在地协议土地出让单价的加权	3 867	0.523	0.431	-0.730	1.475
<i>area</i>	母公司所在地的土地协议出让单价	3 844	6.294	1.041	3.602	8.918
<i>supply</i>	土地供给管制	3 906	0.734	0.722	-1.322	2.465
<i>SA</i>	融资约束	3 906	-3.709	0.226	-4.238	-2.888
<i>LI</i>	营业总成本	3 906	0.846	1.943	0.011	13.195
<i>GovInt</i>	企业社会资本	3 906	0.037	0.071	0.001	0.442

四、实证结果分析

(一) 土地招商政策影响重污染企业异地迁移的基准回归结果

本文从土地出让价格和土地供给管制程度两个维度解释土地招商政策对重污染企业异地迁移的影响。结果如表2所示。从土地出让价格角度来看,根据列(1)~列(3)和列(5) *price1* 和 *price3* 的视角可以看出,土地出让价格的增加在1%的显著性水平上增加了重污染企业在外省市的子公司数量,而减少了同省外市和同省的子公司数量。而 *price5* 显示的子公司角度,外地较大的土地价格优惠使同市的子公司数量显著减少,外省市的子公司数量在1%的显著性水平上增加。从土地供给管制角度来看,母公司所在地宽松的土地管制政策在1%的显著性水平上增加了同省范围

的子公司数量,而在1%的显著性水平上减少了外省范围的子公司数量。综合列(1)~列(5)基准回归结果可以看出,地方政府的土地出让价格相对越低,越能吸引重污染企业异地迁入;土地管制越宽松,重污染企业越不会向异地迁出。这表明土地招商竞争导致了污染源“存量不减、增量增加”,验证了假设1。

为了进一步证实上述结论,需要排除“重污染企业子公司数量的增加是由企业发展型扩张造成的”假设。排除该假设的理由有以下两点:一是重污染企业建立异地子公司的路径与发展型扩张“由近及远”的路径特征不同。由表2可知,重污染企业更愿意在外省多建立子公司,同时减少同省子公司的数量。但是一般而言,迁移到异地距离越远所需信息成本以及社会关系的嵌入成本就越高,所以企业发展型扩张一般遵循由近及远的路径,不会单单在外省设立子公

司。二是重污染企业建立异地子公司的选择性与发展型扩张的“普遍性”特征不同。观察表 3 的非重污染企业样本部分的结果可知,土地出让价格的增加会促使非重污染企业在外省以及同市同省范围内均增设子公司。也就是说,当土地出让价格越高时,非重污染企业因其成本优势对外扩张发展的要求就越高,

进而建立更多的子公司,并且其扩张范围不仅限于外省和外市,而是普遍性扩张。两相比较,可以部分排除扩张性转移动机在重污染企业选址决策中的影响(王伊攀和何圆,2021^[2])。这更进一步佐证了土地招商竞争导致了污染源“存量不减、增量增加”的结论,验证了假设 1。

表 2 土地招商政策对重污染企业子公司数量影响检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	外市	外省	同省外市	同市	同省
<i>price1</i>	0.079 *** (5.01)	0.150 *** (8.83)	-0.149 *** (-9.26)	0.001 (0.04)	-0.063 *** (-3.97)
观测值数	3 346	3 346	3 339	3 346	3 346
<i>price3</i>	0.079 *** (5.00)	0.150 *** (8.82)	-0.149 *** (-9.26)	0.001 (0.04)	-0.063 *** (-3.96)
观测值数	3 346	3 346	3 339	3 346	3 346
<i>price5</i>	0.467 *** (13.50)	0.424 *** (12.39)	0.123 *** (4.01)	-0.064 ** (-2.17)	0.003 (0.09)
观测值数	3 360	3 360	3 353	3 360	3 360
<i>supply</i>	-0.116 *** (-5.22)	-0.117 *** (-5.19)	0.061 *** (2.85)	0.070 *** (3.55)	0.070 *** (3.57)
观测值数	3 346	3 346	3 339	3 346	3 346
年份固定	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是

注:括号中为 *t* 统计量;***、**和*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。下同。

表 3 土地招商政策对非重污染企业子公司数量影响检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	外市	外省	同省外市	同市	同省
<i>price1</i>	0.100 *** (9.16)	0.150 *** (13.01)	-0.080 *** (-9.52)	0.059 *** (6.00)	0.025 ** (2.42)
年份固定	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是
观测值数	6 256	6 256	6 256	6 256	6 256

(二) 基于不同区域土地招商政策与企业特征的异质性检验

在区域异质性上,将全部样本分为东部地区和中西部地区两个子样本对其分别进行估计。结果如表 4 列(1)、列(2)所示,土地招商政策使处于东部地区的重污染企业更容易向外市外省迁移且在 1%的水平上正显著。在产品市场势力上,借鉴胡新华(2021)^[35]以个股勒纳指数作为产品市场势力的衡量指标。由表 4 的列(3)、列(4)可知,具有较强产品势力的企业更容易向外市外省迁移。在盈利能力

上,以利润为导向的重污染企业盈利能力越强,越有突破本地市场局限,进行异地投资的动机和能力,这对于企业扩大经营范围、提升企业影响力有利。本文以营业毛利率刻画盈利能力,结果如表 4 列(5)、列(6)所示,盈利能力强的企业更容易向外迁移。在融资能力上,本文以长期借款与负债合计之比作为企业融资能力的代理变量,若高于均值则说明企业具有较强的融资能力,反之则融资能力较差。结果如表 4 列(7)、列(8)所示,土地招商政策使融资能力较强的重污染企业更容易向外市外省迁移。

表 4 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	区域异质性		产品市场势力		盈利能力		融资能力	
	中西部	东部	势力弱	势力强	能力弱	能力强	能力弱	能力强
被解释变量：外市子公司数量								
<i>price1</i>	-0.021 (-0.61)	0.157 *** (7.99)	-0.035 (-1.25)	0.115 *** (4.26)	-0.038 (-1.66)	0.155 *** (7.07)	-0.003 (-0.09)	0.101 *** (3.36)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值数	1 491	1 855	1 096	1 110	1 587	1 759	1 000	980
经验 <i>P</i> 值	0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***		0.009 ***	
被解释变量：外省子公司数量								
<i>price1</i>	-0.512 (-1.48)	0.222 *** (10.69)	-0.019 (-0.65)	0.230 *** (8.30)	-0.001 (-0.03)	0.254 *** (11.43)	0.029 (0.98)	0.238 *** (7.30)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值数	1 491	1 855	1 096	1 110	1 587	1 759	1 000	980
经验 <i>P</i> 值	0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***		0.000 ***	

(三) 稳健性检验

1. 控制企业固定效应和城市固定效应。

为了研究土地招商竞争是否促进了重污染企业的异地迁移,本文控制了一系列企业层面的特征,如企业的公司治理特征、企业经营状况等,得出了土地招商竞争会促进重污染企业异地迁移的结论。即便如此,仍然有可能存在一些尚未控制的企业特征对回归结果产生影响。为了进一步缓解遗漏变量所带来的问

题,这里加入企业固定效应和城市固定效应来控制不随时间变化的企业和城市特征。结果见表 5 所示,在以 *price1*、*price3* 和 *price5* 为代表的相对价格的基准回归中,外市、外省的子公司数量均至少在 10% 的显著性水平上正显著;在土地供给管制的基准回归中,同市、同省的子公司数量均在 10% 的显著性水平上正显著。以上回归结果表明,在控制企业固定效应和城市固定效应后基准回归的结论依旧稳健。

表 5 控制企业固定效应和城市固定效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	外市	外省	同省外市	同市	同省
<i>price1</i>	0.030 * (2.23)	0.022 * (1.96)	0.007 (0.51)	0.045 (1.83)	0.025 (1.02)
观测值数	3 327	3 327	3 320	3 327	3 327
<i>price3</i>	0.029 * (2.20)	0.022 * (1.92)	0.007 (0.51)	0.045 (1.83)	0.025 (1.03)
观测值数	3 327	3 327	3 320	3 327	3 327
<i>price5</i>	0.077 *** (3.80)	0.061 ** (3.09)	0.015 (0.95)	-0.017 (-0.87)	-0.003 (-0.20)
观测值数	3 340	3 340	3 333	3 340	3 340
<i>supply</i>	0.006 (0.27)	-0.007 (-0.29)	0.041 ** (2.39)	0.014 * (1.91)	0.033 * (2.27)
观测值数	3 327	3 327	3 320	3 327	3 327

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	外市	外省	同省外市	同市	同省
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是

2. 替换样本和更换核心解释变量。

首先,考虑到土地招商竞争引发的重污染企业迁移具有时滞效应,因此本文在此将所有解释变量滞后两期进行回归;其次,剔除 15 个副省级城市进行回

归;最后,将核心解释变量更换为母公司所在地的土地协议出让单价。所有回归结果如表 6 所示,结果依然和基准回归结果一致。

表 6 替换样本和更换核心解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	外市	外省	同省外市	同市	同省
Plan A: 滞后两期					
<i>price1</i>	0.072 *** (3.94)	0.151 *** (7.75)	-0.170 *** (-8.97)	0.005 (0.29)	-0.066 *** (-3.61)
年份固定	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是
观测值数	2 832	2 832	2 826	2 832	2 832
Plan B: 剔除 15 个副省级城市					
<i>price1</i>	0.079 *** (5.01)	0.150 *** (8.83)	-0.149 *** (-9.26)	0.001 (0.04)	-0.063 *** (-3.97)
年份固定	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是
观测值数	3 346	3 346	3 339	3 346	3 346
Plan C: 替换核心解释变量					
<i>area</i>	0.056 *** (3.38)	0.082 *** (4.70)	-0.072 *** (-4.31)	-0.012 (-0.81)	-0.035 ** (-2.34)
年份固定	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是
观测值数	3 296	3 296	3 289	3 296	3 296

3. 内生性。

为规避土地出让价格与重污染企业迁移之间可能存在的内生性问题,本文将采用工具变量法以验证基准结论的稳健性。已有研究发现土地价格与地形因素密切相关,且地形作为自然地理特征,其本身并不会对重污染企业迁移造成直接影响,符合工具变量的外生要求(Saiz, 2010^[36])。经济增长目标作为经济发展的量化指标是各级官员要完成的政治任务。各地区的经济增长目标越高,当地政府的土地招商强度就会

越大,土地出让价格也就越低,完成目标的可能性就越高,而重污染企业的相对迁移决策并不会影响经济增长目标,满足外生性要求。所在省份用地成本平均值、土地坡度均值与城市绿化面积的交互项也满足工具变量相关性和外生性要求(严兵和贾辉辉, 2022^[37])。因此,本文分别采用各地市的土地坡度均值、经济增长目标、土地成本和土地坡度均值与城市绿化面积的交互项四个变量作为工具变量。结果如表 7 所示,土地招商竞争促进了重污染企业异地迁移。

不可识别检验的 Anderson LM 统计量均在 1% 的显著性水平上拒绝“工具变量识别不足”的原假设；弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量的值不仅全部大于经验值 10，且都大于 Stock-Yogo 弱识别检验的阈值，工具弱识别检验也通过，表明工具变量是有效的。

表 7 工具变量法

变量	土地坡度均值		经济增长目标		土地成本		土地坡度均值×城市绿化面积	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	外市	外省	外市	外省	外市	外省	外市	外省
<i>price1</i>	2.321 *** (2.70)	0.891 ** (2.00)	-0.076 (-1.59)	0.150 *** (3.04)	0.086 * (1.65)	0.040 (0.73)	0.101 *** (3.61)	0.303 *** (9.49)
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>LM</i> 值	124.676	124.676	522.906	381.036	580.010	580.010	180.764	180.764
<i>F</i> 值	138.063	138.063	635.832	602.398	1 006.840	1 006.840	256.605	256.605
观测值数	3 308	3 308	3 281	3 281	2 933	2 933	3 299	3 299

五、机制解释

(一) 基于企业缓解融资约束动机

考虑到高额用地价格可能会造成企业融资困难从而引发企业转移，故引入融资约束（SA）作为中介变量进行检验。参考李志生等（2020）^[38] 计算得出融资约束（SA）。宽松的土地招商政策能够缓解企业的融资约束，工业用地因其与实体企业投资紧密关联的特征成为精良的贷款合同标的物，当重污染企业的最终购地价格与市场价格之间的利差较大时，就可以按照市场价格将土地抵押给银行办理抵押贷款（王博等，2021^[18]）。此外，“以地引资”较为急切的地方政府为了留住企业尽快生产，也会给银行施加尽快批款的压力来缓解企业融资难的问题。反之，严格的土地政策会导致企业融资困难。表 8 列示了回归结果，由列（1）

可以看出在土地招商竞争中母公司所在地的土地出让价格越高，位于母公司所在地的重污染企业面临的融资约束越严重。这归因于企业良性发展需要可靠的现金流，但是购买土地所需的大量资金会挤占企业的备用现金资源，迫使企业寻求融资以扩充现金流。企业的资金需求越高，其面临的融资约束越紧（黄玖立和冯志艳，2017^[21]）。与此同时，重污染企业面临的融资约束越严重，通过在异地建立子公司获取政策支持和竞争优势的动机越强烈。所以，从列（2）~列（4）可见，企业融资约束越严重，重污染企业向外市外省迁移越多，并且在 1% 的显著性水平上增加，同省外市的子公司数量则在 1% 的显著性水平上明显减少。综上所述，母公司所在地土地出让价格的增加加剧了重污染企业的融资受限程度，促使重污染企业为了缓解融资约束进行异地迁移。假设 2 得到了验证。

表 8 融资约束中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	SA	外市	外省	同省外市
<i>price1</i>	0.017 *** (6.62)	0.068 *** (4.27)	0.131 *** (7.74)	-0.142 *** (-8.89)
SA		0.640 *** (4.48)	1.100 *** (7.02)	-0.445 *** (-3.20)
年份固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
观测值数	3 346	3 346	3 346	3 339

(二) 基于营业总成本的增加

企业经营过程中产生的营业总成本 (LI) 在公司的投资决策中会起到至关重要的作用, 成本若在企业可承受范围内, 那么企业就不会为了规避这些可以被忽略的成本选择远距离的迁移, 反之则会选择向地价、原料、劳动力等成本较为低廉的地区迁移, 以规避高额营业成本带来的企业经营压力。由表 9 列 (1) 可见土地招商政策的不同所带来的高用地成本在 1% 的显著性水平上增加了营业总成本, 这是因为高价的土地出让金占据了重污染企业过多的流动资

金, 企业为了快速回笼资金弥补自己高价买地的损失, 就会在销售过程中加大宣传力度或者将买地的成本转嫁至产品本身上去, 这就增加了企业的营业总成本, 当企业无法将这部分成本内部消化时就会进行迁移。从列 (2)~列 (4) 可见营业总成本的增加使子公司在外省市的数量显著增加, 同省市的子公司数量显著减少, 即推动了企业的跨区域迁移。综上, 母公司所在地土地出让价格的增加提高了重污染企业的营业总成本, 促使重污染企业异地迁移。假设 3 得到了验证。

表 9 营业总成本中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	LI	外市	外省	同省市
$price1$	0.219 *** (6.44)	0.075 *** (4.65)	0.139 *** (8.17)	-0.141 *** (-8.52)
LI		0.021 * (1.86)	0.050 *** (3.92)	-0.037 ** (-2.45)
年份固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
观测值数	3 346	3 346	3 346	3 339

(三) 基于企业社会资本投入的增加

考虑到企业社会资本在企业迁移决策中起到的关键性作用, 这里引入以管理费用刻画的企业社会资本投入 ($GovInt$) 作为中介变量, 探析土地招商竞争对重污染企业迁移的中介机制。由表 10 列 (1) 可见土地价差的增大使企业社会资本投入在 1% 的显著性水平上正显著, 这说明土地招商竞争确实激发了企业建立外部关系的主观能动性。随着环境规制越来越严格和土地成本的不断上涨, 重污染企业利润空间不断

缩小, 面临巨大的战略变革压力。在这种情形下, 土地价差的增大吸引企业投入更多的资源和精力去争取获得价差收益。从列 (2)、列 (3) 可见企业社会资本投入的增加使子公司在外省市的数量在 1% 显著性水平上显著增加。企业社会资本的投入促进了重污染企业在异地关系网络的建设, 为企业更好地融入迁入地奠定了基础, 从而增加了企业异地设立子公司的数量。假设 4 得到了验证。

表 10 企业社会资本投入中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$GovInt$	外市	外省	同省市
$price1$	0.006 *** (5.82)	0.072 *** (4.55)	0.140 *** (8.23)	-0.144 *** (-8.85)
$GovInt$		1.183 *** (3.38)	1.667 *** (3.94)	-0.884 ** (-2.03)
年份固定	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
观测值数	3 346	3 346	3 346	3 339

六、拓展分析

(一) 土地政策收紧背景下的重污染企业异地迁移——土地储备制度

土地储备制度使地方政府正式拥有了对当地土地资源在行政上的管理权,对改善土地交易中的诸多弊端发挥了积极作用。出台土地储备制度意味着土地政策具有收紧的趋向。虽然有地方政府早在2000年就提出了要强化土地储备,但是在土地储备制度建立之前,土地一级市场是处于多主体供应的竞争性状态,主要表现在:第一,土地出让权分别掌握在各企事业单位和政府手中,土地供应主体混乱,并且存在集体土地非法进入土地交易市场的乱象。第二,土地审批和管理机制混乱。虽然地方政府是土地出让的主导者,但是开发区管委会、城市建设委员会、房地产管理局等部门才是负责土地出让过程中具体事宜的部门,这就导致土地出让过程中出现的各种问题无法及时反馈并得到解决,这种情形会对地方政府调控土地交易市场的效率产生较大影响。随着土地储备制度在各城市的建立,土地出让市场的混乱状况才得到整改,政府对城市建设用地的宏观调控作用得以凸显。

土地储备制度的正式提出,也意味着土地政策逐渐趋严,土地出让价格、出让规模得到控制,从而促使重污染企业向未强调土地储备制度的地区迁移(马九杰和亓浩,2019^[39])。其内在原因是:首先,

土地储备制度通过规范土地市场的运作方式,消除了灰色土地收入,强调土地必须以挂牌交易或招标、拍卖的方式进行出让,避免了“协议出让”中的寻租行为,使政府在土地出让过程中的可操作空间萎缩。其次,政府通过使用由其直接管理的储备性土地,有效控制了当地土地市场的价格变动,将土地的价格限制在了符合当地正常市场价值规律的水平上,缓解了土地出让价格与实际价值不匹配的现象。最后,在市场机制和政府宏观调控的共同作用之下,土地出让过程逐渐规范化和程序化,地方政府吸引重污染企业异地迁移的优势减少,降低了环境污染的可能性(马九杰和亓浩,2019^[39])。

因为各城市印发《土地储备管理办法》的时间并不一致,本文采用多时点DID探究土地储备制度对重污染企业异地建立子公司的数量影响基于土地储备制度的政策DID结果如表11所示,列(2)和列(4)表明,土地储备制度使得重污染企业的外省子公司数量总占比与新建外省子公司数量总占比均至少在5%的显著性水平上增加。这佐证了基准结论,土地储备制度使土地政策收紧,抑制了土地出让的无序化,避免了当地政府官员为了使自己在晋升竞争中胜出而逐底出让土地的行为。从而压缩了重污染企业在当地土地出让方面的寻租空间,促进了重污染企业的异地迁移。

表 11 重污染企业异地建立子公司数量的 DID 结果

不同方向政策	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
		外市占比	外省占比	新建外市占比	新建外省占比
土地储备制度	<i>DID</i>	0.011 (1.07)	0.039 *** (3.29)	0.001 (0.06)	0.035 ** (2.27)
	年份固定	是	是	是	是
	行业固定	否	否	否	否
	观测值数	2 931	2 931	2 931	2 931
土地保障政策	<i>DID</i>	-0.012 (-0.56)	-0.076 *** (-3.84)	-0.022 (-0.66)	-0.049 * (-1.76)
	年份固定	是	是	是	是
	行业固定	否	否	否	否
	观测值数	2 931	2 931	2 931	2 931

(二) 土地政策放松背景下的重污染企业异地迁移——土地保障政策

土地保障政策要求地方政府要优先考虑工业用地

需求,该政策的出台呈现出土地政策逐渐放松的趋向。随着中国经济进入转型升级的特殊阶段,土地供求之间的矛盾不断加大,地方政府在土地价格上的可

操作空间不断萎缩,但是土地仍然是地方政府的重要引资手段,例如甘肃省、湖北省、安徽省、江西省等地方政府发布的政策投资文件均提到了要放宽对工业用地的土地审批(马相东等,2021^[40])。这种加强工业用地供应的政策就意味着当地政府可能会占用农业用地以满足土地供应,造成农业用地与建设用地的错配,使土地政策呈现出趋松的态势,成为吸引重污染企业异地迁移的优势(王家庭等,2021^[41])。宽松的工业用地供应政策引发的农业用地与工业用地之间的结构性失衡会削弱天然性生态系统对环境治理的净化过滤和自主调节能力,加之所吸引而来的重污染企业,共同加剧了城市的环境污染问题(李强和高楠,2016^[42])。

考虑到各个城市强调土地保障的时间各不相同,本文采用多时点 DID 对此进行实证检验。结果如表 11 所示,列(2)、列(4)表明,土地保障政策使得重污染企业的外省子公司数量总占比与新建外省子公司数量总占比均至少在 10% 的显著性水平上减少。这表明地方政府强调土地保障的这一政策举措使土地招商政策变得更加宽松,土地要素得到了较足量的供给,这种情形下重污染企业不会主动向外迁移。进一步佐证了宽松的土地政策使得重污染企业“存量不减”的结论。

七、结论与政策建议

打好污染防治攻坚战是关乎民生福祉的大事,也是实现中华民族伟大复兴的内在要求,重新审视地方政府土地招商竞争对重污染企业异地迁移的影响具有重要的理论和现实意义。本文以各区域不同的土地出让价格和管制程度为切入点,利用 2006—2016 年重污染上市公司数据实证检验了土地招商竞争对重污染企业异地迁移的影响及其机制。结果表明:土地招商中优惠程度较大的区域,显著吸引了重污染企业异地

迁移;异质性分析发现,当母公司位于东部地区、市场势力较强、本身具备良好的盈利能力或融资能力时,重污染企业更容易受到土地招商政策的吸引向外迁移;各地方政府调整土地出让价格后,会通过降低企业融资难度和营业总成本以及增加企业社会资本投入等机制吸引重污染企业异地迁移;拓展分析部分,利用土地储备制度和土地保障政策两种不同趋向的政策验证了土地招商竞争对治污效果的负面效应。

根据以上结论,可得以下政策启示:第一,强化环境规制与招商政策之间的协同配合,防止政策碎片化对治污效果的负面影响。环境规制的本意是倒逼重污染企业清洁化转型,但各级政府间相互竞争的土地招商政策以及企业自身的策略性行为诱发了重污染企业异地迁移。本文研究发现,土地储备和土地保障这两种不同趋向的土地招商政策对重污染企业异地迁移的影响十分显著。因此,各地方政府应当在土地招商政策制定上选择合适着力点,积极引入清洁型企业,并通过政策引导推动企业采纳绿色技术进行生产,在经济发展和环境规制之间达成一种动态平衡,减轻环境治理压力。第二,充分发挥土地市场交易的积极作用,加强对政府土地出让权力的制约和监督。政府应朝着市场化方向完善土地出让制度,与市场化的招标、拍卖、挂牌方式相适应,推动土地资源配置由政府主导向市场主导转变,优化土地出让结构,建立工业用地出让价格的市场机制,减少地方政府对土地出让的干预。第三,政府应减少对企业融资的不当干预,发挥市场机制的调节作用。地方政府掌握资源配置的融资机制容易异化为吸引重污染企业的工具。因此,应强化市场机制对金融资源配置效率的促进作用;不断推进信贷公平公正化,消除对民营和中小企业的信贷歧视,减轻重污染企业的融资受限程度,以促进其绿色转型而不是异地转移。

参考文献

- [1] 田文佳,张庆华,龚六堂.土地引资促进地区工业发展了吗?——基于土地、企业匹配数据的研究[J].经济学(季刊),2020(1):33-60.
- [2] 王伊攀,何圆.环境规制、重污染企业迁移与协同治理效果——基于异地设立子公司的经验证据[J].经济科学,2021(5):130-145.
- [3] 谢珺,林小冲.空气污染对污染企业投资行为的影响研究——基于“悲观预期”的视角[J].经济评论,2020(5):124-136.
- [4] 李斌,李拓.环境规制、土地财政与环境污染——基于中国式分权的博弈分析与实证检验[J].财经论丛,2015(1):99-106.
- [5] 李拓.土地财政下的环境规制“逐底竞争”存在吗?[J].中国经济问题,2016(5):42-51.
- [6] Huang Z, Du X. Urban Land Expansion and Air Pollution: Evidence from China [J]. Journal of Urban Planning and Development, 2018, 144(4): 1-10.

- [7] 韩峰, 余泳泽, 谢锐. 土地资源错配如何影响雾霾污染?——基于土地市场交易价格和 PM2.5 数据的空间计量分析 [J]. 经济科学, 2021 (4): 68-83.
- [8] Du W, Li M. The Impact of Land Resource Mismatch and Land Marketization on Pollution Emissions of Industrial Enterprises in China [J]. Journal of Environmental Management, 2021, 299 (3): 113565.
- [9] 杨继东, 杨其静. 保增长压力、刺激计划与工业用地出让 [J]. 经济研究, 2016 (1): 99-113.
- [10] 陶然, 陆曦, 苏福兵, 汪晖. 地区竞争格局演变下的中国转轨: 财政激励和发展模式反思 [J]. 经济研究, 2009 (7): 21-33.
- [11] 刘佳, 吴建南, 马亮. 地方政府官员晋升与土地财政——基于中国地市级面板数据的实证分析 [J]. 公共管理学报, 2012 (2): 11-23.
- [12] 郭贯成, 汪勋杰. 地方政府土地财政的动机、能力、约束与效应: 一个分析框架 [J]. 当代财经, 2013 (11): 25-35.
- [13] 罗必良. 农村土地制度: 变革历程与创新意义 [J]. 南方经济, 2008 (11): 3-12.
- [14] 孙秀林, 周飞舟. 土地财政与分税制: 一个实证解释 [J]. 中国社会科学, 2013 (4): 40-59.
- [15] 冯志艳, 黄玖立. 工业用地价格是否影响企业进入: 来自中国城市的微观证据 [J]. 南方经济, 2018 (4): 73-94.
- [16] 张莉, 黄亮雄, 刘京军. 土地引资与企业行为——来自购地工业企业的微观证据 [J]. 经济学动态, 2019 (9): 82-96.
- [17] 黄金升, 陈利根, 赵爱栋. 工业地价上涨、地方政府供地行为与产业转移 [J]. 上海财经大学学报, 2017 (5): 4-14.
- [18] 王博, 张耀宇, 冯淑怡. 地方政府干预、土地价格扭曲与工业企业生产率 [J]. 经济理论与经济管理, 2021 (7): 51-63.
- [19] 金刚, 沈坤荣, 李剑. “以地谋发展”模式的跨界污染后果 [J]. 中国工业经济, 2022 (3): 95-113.
- [20] 黄健柏, 徐震, 徐珊. 土地价格扭曲、企业属性与过度投资——基于中国工业企业数据和城市地价数据的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2015 (3): 57-69.
- [21] 黄玖立, 冯志艳. 用地成本对企业出口行为的影响及其作用机制 [J]. 中国工业经济, 2017 (9): 100-118.
- [22] 鲁元平, 张克中, 欧阳洁. 土地财政阻碍了区域技术创新吗?——基于 267 个地级市面板数据的实证检验 [J]. 金融研究, 2018 (5): 101-119.
- [23] 邹涛, 李沙沙. 要素价格扭曲阻碍了企业有效市场退出吗?——来自中国制造业企业的微观证据 [J]. 产业经济研究, 2021 (6): 87-100.
- [24] 曹伟, 杨德明, 赵璨, 池勤伟. 地方政治权力转移与企业社会资本投资周期——基于政企关系重构的动态研究 [J]. 财经研究, 2017 (1): 4-16.
- [25] 边燕杰, 丘海雄. 企业的社会资本及其功效 [J]. 中国社会科学, 2000 (2): 87-99.
- [26] 杨玲丽, 万陆. 关系制约产业转移吗?——“关系嵌入—信任—转移意愿”的影响研究 [J]. 管理世界, 2017 (7): 35-49.
- [27] 范子英, 周小昶. 财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究 [J]. 中国工业经济, 2022 (2): 118-136.
- [28] 宋渊源, 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.
- [29] 曹春方, 周大伟, 吴澄澄, 张婷婷. 市场分割与异地子公司分布 [J]. 管理世界, 2015 (9): 92-103.
- [30] 刘运国, 刘梦宁. 雾霾影响了重污染企业的盈余管理吗?——基于政治成本假说的考察 [J]. 会计研究, 2015 (3): 26-33.
- [31] 颜燕, 刘涛, 满燕云. 基于土地出让行为的地方政府竞争与经济增长 [J]. 城市发展研究, 2013 (3): 73-79.
- [32] 杨其静, 卓品, 杨继东. 工业用地出让与引资质量底线竞争——基于 2007—2011 年中国地级市面板数据的经验研究 [J]. 管理世界, 2014 (11): 24-34.
- [33] 张路. 土地供应结构失衡与中国城市住房价格——基于土地出让数据的分析 [J]. 经济与管理研究, 2019 (10): 30-46.
- [34] 徐莉萍, 王英卓, 刘宁, 张淑霞. 地方政府环境规制与企业迁移行为——基于中国工业企业数据库样本的成本视角 [J]. 财经理论与实践, 2019 (4): 81-87.
- [35] 胡新华. 联盟组合中资源多样性的“双刃剑”效应——以产品市场势力为中介 [J]. 财经论丛, 2021 (4): 83-93.
- [36] Saiz A. The Geographic Determinants of Housing Supply [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2010, 125 (3): 1253-1296.
- [37] 严兵, 贾辉辉. 工业用地成本、地方政府行为与外商撤资 [J]. 世界经济研究, 2022 (3): 92-108.
- [38] 李志生, 金陵, 孔东民. 分支机构空间分布、银行竞争与企业债务决策 [J]. 经济研究, 2020 (10): 141-158.
- [39] 马九杰, 亓浩. 土地一级市场垄断、土地财政的形成与动态变化——基于土地储备制度建立的准实验研究 [J]. 中国土地科学, 2019, (8): 43-52.
- [40] 马相东, 张文魁, 刘丁一. 地方政府招商引资政策的变迁历程与取向观察: 1978—2021 年 [J]. 改革, 2021 (8): 131-144.
- [41] 王家庭, 马洪福, 姜铭烽, 臧家新. 城市蔓延、土地资源错配与集聚经济 [J]. 经济问题探索, 2021 (10): 62-73.
- [42] 李强, 高楠. 城市蔓延的生态环境效应研究——基于 34 个大中城市面板数据的分析 [J]. 中国人口科学, 2016 (6): 58-67.

(责任编辑: 李 晨 张安平)