

地方人大预算监督的主体特征与治理绩效研究

Research on the Subject Characteristics and Governance Performance of Budget Supervision of Local People's Congress

李一花 丁文文 孙超

LI Yi-hua DING Wen-wen SUN Chao

[摘要] 提升地方人大预算监督绩效是实现国家治理体系和治理能力现代化的重要体现。笔者基于中国地级市人大常委会主任是否由市委书记兼任这一重要制度事实,采用2010—2018年272个地级市的数据和系统GMM方法,深入研究了兼任制度对人大预算监督绩效的影响。研究表明,相比人大常委会主任的专任,兼任制度强化了人大预算监督效力。在发展压力与官员晋升压力小、财政自主度强与公众受教育水平高的地区以及新《预算法》实施后尤其明显。进一步对地方预算收支结构和预算外债务的拓展研究表明,兼任制度对优化财政收支结构和防范地方债务风险发挥了积极作用,但对非标债务的监督趋于弱化。经过一系列稳健性检验后,本文的实证结论不变。本文的研究为新时期提升人大预算监督实效和推动发展型政府向服务型政府转型提供重要参考。

[关键词] 人大预算监督 治理绩效 兼任制度 审计监督

[中图分类号] F812.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0003-14

Abstract: Improving the performance of local people's congresses' budget oversight is an important manifestation of modernizing the country's governance system and capacity. We study how the concurrent leadership system (CLS) affects the effectiveness of municipal budget management in China. Using municipal data from 2010 to 2018 and system GMM, this analysis uncovers that the CLS has a significant improvement on the budget-management efficiency, especially among regions with low development pressure and officials' promotion pressure, higher financial autonomy or better education resources, and after the implementation of the new Budget Law. The CLS also has played a positive role in optimizing the structure of fiscal revenue and expenditure and reduces the local debt risk through balancing budget, but may increase the risk of non-standard debt. After a series of robustness checks, the empirical conclusions of this paper remain unchanged. This study provides an important reference for improving the effectiveness of NPC budget supervision and promoting the transformation from a developmental government to a service-oriented government in the new period.

Key words: People's Congress budget supervision Governance performance Concurrent leadership system Audit supervision

[收稿日期] 2022-07-05

[作者简介] 李一花,女,1971年9月生,山东大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为财政体制、公共预算等;丁文文,女,1996年12月生,山东大学经济学院博士研究生,研究方向为财政与税收;孙超,男,1995年3月生,山东大学经济学院博士研究生,研究方向为宏观经济管理与可持续发展。本文通讯作者为丁文文,联系方式为 sunnydingww@163.com。

[基金项目] 山东省社科基金重点项目“山东省重大风险防控研究”(项目编号:19BCJ03)。

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

2021年10月中央人大工作会议召开时,习近平总书记指出,人民代表大会制度是坚持党的领导、人民当家作主、依法治国有机统一的根本政治制度安排,是中国特色社会主义制度的重要组成部分,也是国家治理体系的重要组成部分。要更好发挥人大监督在党和国家监督体系中的重要作用,用好宪法赋予人大的监督权,实行正确监督、有效监督、依法监督。预算监督是人大监督的重要内容,2015年新《预算法》等相关法律法规的颁布实施,推动了人大预算监督的法律规范和制度规范。新时期进一步强化人大预算监督,是实现党的二十大提出的“健全现代预算制度”的重要推动力,也是应对国内外多种不确定因素挑战,实现高质量发展的重要制度保障。

从理论研究看,人大预算监督的研究已形成比较丰富的成果。围绕人大预算监督的理论依据(魏陆,2015^[1];樊丽明等,2020^[2])、预算权力配置(陈治,2018^[3])、预算监督法制化(朱大旗,2014^[4];许聪,2018^[5])、预算监督进程(任喜荣,2009^[6])、预算监督趋势(周长鲜,2021^[7])、预算监督绩效(林慕华和马骏,2012^[8];李一花等,2019^[9];马蔡琛和赵笛,2020^[10])、预算监督问责(王逸帅,2020^[11])等开展了比较全面的研究,但对人大预算监督的主体特征的研究还鲜有涉及。林尚立(2006)^[12]指出,行动者的观念、价值取向、利益结构以及权力关系,将直接影响制度的实际运行效率。完善人大制度,不能仅停留在完善文本制度上,还应该关注制度的行动者。考虑到人大官员是预算监督职权的执行者,在监督方式和强度上具有较大的自由裁量权,人大官员的主体特征必然会影响人大预算监督效果。因此,在探寻如何更好发挥人大预算监督绩效时,有必要从人大官员的主体特征拓展研究领域。就政治实践而言,党的十五大之后,省市两级地方人大常委会主任由同级党委书记兼任(以下简称兼任制度)加速推开,这一典型的政治现象为我们观察人大预算监督的主体特征和绩效提供了新视角。正如《国务院关于进一步深化预算管理制度改革的意见》(国发〔2021〕5号)指出,各级预算决算草案提请本级人大或其常委会审查批准前,应当按程序报本级党委和政府审议。地方党委和政府以及人大在预算权力分配中体现了财政决策权和监督权的分工。兼

任制度统筹了财政决策权和监督权,势必对人大预算监督绩效产生重要影响。

具体而言,本文侧重从人大兼任制度这一重要特征出发,研究地方人大“一把手”对预算监督绩效的影响。与已有研究相比,本文可能有以下边际创新:第一,以往文献研究人大(立法机构)预算监督效果时,核心是立法机构和行政机构之间的预算权力配置(Schick,2008^[13];Santiso,2005^[14]),且多是在理论层面或制度运行层面进行定性研究,对兼任制度这一具有中国特色的政治制度安排(人大主体特征)的研究比较缺乏,更缺乏相应的实证检验。本文从理论和实证两方面探讨兼任制度对预算监督绩效的影响,为深刻认识我国人大预算监督的主体特征与影响效应提供独特视角。第二,本文识别了兼任制度影响预算监督绩效的多维异质性,揭示了不同压力环境、不同地区、不同时期,兼任制度影响人大预算监督绩效的差异性,为新时期提升人大预算监督治理实效提供重要和具体的抓手。第三,本文拓展了地方官员行为经济后果的研究。从现有研究主要专注地方党政一把手对经济增长和社会发展的影响,拓展到地方人大官员对预算监督绩效的影响,丰富了相关研究。

本文以下内容安排是:第二部分是文献综述;第三部分是制度背景与理论分析;第四部分是实证设计;第五部分是实证结果;第六部分是结论与政策建议。

二、文献综述

与本文密切相关的文献有三个方面:一是地方人大预算监督绩效及其影响因素的研究,二是地方人大预算监督绩效的测度研究,三是地方官员行为的经济影响研究。

关于地方人大预算监督绩效及其影响因素的研究。预算是现代法治国家立法机构控制政府权力扩张的有效载体,审查批准政府预算《宪法》赋予人大的职责之一。林慕华和马骏(2012)^[8]认为,人大预算监督包括信息、对话与强制三个维度。基于这三个维度的全国范围的问卷调查发现,随着预算改革的推进,地方人大预算监督已经开始从原来的程序性监督迈向实质性监督,但是人大预算监督仍然面临许多挑战。樊丽明等(2022)^[15]从人大预算监督能力、预算监督行为和预算监督效能三个方面,构建了人大预

算监督的评价指标体系,并实际评价了地方人大预算监督的发展水平。周长鲜(2021)^[7]指出,党的十八大以来,人大预算监督的范围、内容、对象和目标等发生了重要转变,人大预算监督模式开始由“行政型”预算监督转向“治理型”预算监督。从制约人大预算监督绩效因素的角度,孙亦军(2012)^[16]将其概括为技术和制度两大层面。周振超和刘元贺(2013)^[17]指出,预算体系、法律规则、机构设置、人员构成是影响地方人大预算监督能力提升的四个关键要素。金灿灿(2017)^[18]通过对1995年以来105个案例的总结,发现法律法规的建立健全、公民参与的深化、人大角色定位和组织体系的改革、监督手段的多样化是影响地方人大预算监督效力的主要因素。许聪(2018)^[19]认为,我国预算监督存在理念的行政主导色彩严重、预算信息公开度低、监督来源不透明、预算监督权力和预算监督能力相互混淆的缺陷,影响了地方人大预算监督效果。陈治(2018)^[3]认为,我国的预算权力配置缺乏结果导向和存在权责失衡,影响了预算监督效果。王逸帅(2020)^[11]指出,地方人大预算监督问责的改革滞后,不利于提升预算监督实效。马蔡琛和赵笛(2020)^[10]的研究认为,在全面实施预算绩效管理中,人大绩效监督存在信息劣势和能力不足的问题。由上述文献梳理可见,大多数学者认为法律体系、机构定位、监督方式等因素制约着人大预算监督能力和效果,但尚未触及地方人大的基础制度层面,且上述研究多是理论层面或简单的案例统计分析,没有进行具体的实证检验。

关于地方人大预算监督绩效的测度研究。长期以来,学界对采取何种指标衡量人大预算监督绩效缺乏统一认识。同时,缺乏合适的衡量指标和数据来源,也制约了相关经验研究的开展。但近些年情况有所变化。借助常态化和丰富的政府预决算数据,学界对政府预算偏离的研究日益增多。预算偏离说明的是政府年初受人大审批通过后的预算与最终的执行结果出现了差异(高培勇,2008^[20])。尽管一定的预算偏离是正常和可以接受的,但如果预算偏离太大,就意味着政府的预算收支活动具有较大的不确定性,会极大影响政府公信力以及市场主体的经济决策。因此,人大加强预算审查监督的一个重要目标是减少预算偏离。那么,通过预算偏离指标反映人大预算监督绩效就具有合理性和可行性。从文献考察看,目前对政府预算偏离的研究主要分为预算偏离的成因及其经济社会影

响两方面。就前者而言,预算偏离又分为预算收入偏离和支出偏离两种情况。对预算收入偏离的成因研究认为,预测方法技术误差(Reddick,2004^[21];马蔡琛,2008^[22])、留有余地的预算编制原则(王秀芝,2009^[23])、预算透明度低(Kyobe和Danninger,2005^[24];Rose和Smith,2012^[25])、外部监督弱化(陈志刚和吕冰洋,2019^[26])等预算本身的因素,以及经济发展水平、纵向财政失衡(席毓和孙玉栋,2021^[27])、政府间收入分成(吕冰洋和陈志刚,2021^[28])等对预算收入偏离均产生重要影响。从预算支出偏离的成因看,财政分权程度、积极财政政策(王志刚和杨白冰,2019^[29];陈志刚,2020^[30])等因素对预算支出偏离存在较大影响。对于预算偏离的影响,赵文举和张曾莲(2020)^[31]指出,预算偏离的扩大助推了地方政府债务规模的膨胀,且地方官员晋升激励在其中起了推波助澜的作用。张凯强和陈志刚(2021)^[32]发现,地方预算偏离直接影响市场主体的经济活动,进而影响经济增长波动。从上述研究来看,学界对影响预算偏离的多种因素及其后果进行了较多的研究,但就预算偏离的影响因素来看,有关人大监督主体特征的影响还基本处于空白。

关于地方官员行为的经济影响研究。在国内近些年的经济研究中,将官员行为纳入研究框架成为一个热点。但已有研究主要以地方党政一把手为对象,以官员“晋升激励”为动力机制,考察官员特征对地区经济增长、环境治理和政府债务等方面的影响(周黎安,2007^[33];郭峰和石庆玲,2017^[34])。地方人大常委会作为地方人大监督的常设机构,在预算监督中发挥着关键作用。与兼职化、非专业化的人大代表参与预算监督的具体活动不同,人大常委会主任作为人大常设机关的领导,对预算监督的顶层把控有重要影响。何俊志和罗彬(2019)^[35]对1979—2017年省级人大常委会主任的身份资料和任职信息的研究,发现中国省级人大常委会主任的任职模式已经从终止型模式过渡为跳板型模式,因此,人大常委会主任同样面临任期激励的问题。在实践中党委书记兼任同级人大常委会主任的现象是一种非常重要的政治安排,这种任职模式不但对人大常委会的运行产生影响(何俊志和罗彬,2019^[35]),也会对地方经济财政产生不同的效果。例如,兼任制度统筹了地方财政的决策权和监督权,刺激了地方隐性债务的增长(吕冰洋等,2021^[36])。

三、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

审查批准预算和监督预算执行是宪法、预算法等法律赋予各级人大的重要职权。地方人大设立常委会40多年来,在发挥地方国家权力机关监督职能中取得良好进展。习近平总书记在2021年中央人大工作会议上的讲话强调,各级人大及其常委会要“成为自觉坚持中国共产党领导的政治机关、保证人民当家作主的国家权力机关、全面担负宪法法律赋予的各项职责的工作机关、始终同人民群众保持密切联系的代表机关”。“四个机关”的论断鲜明地阐述了人大及其常委会的政治属性、法定职责、工作特点。

人大机关工作队伍是各级人大及其常委会依法行使国家权力的参谋助手,而人大常委会主任作为人大预算监督的重要主体,其任职生涯模式对预算监督的实际效果具有重要影响。从省级层面来看,1992年中央在有关省(市、自治区)选举的文件中首次明确提出“如果没有合适的人选,可以提名当地省委书记作为人大主任的候选人”。党的“十五大”之后,基于依法治国和提升人大地位的需要,地方党委书记兼任人大主任的探索在实践中加速推开。在2002年开始的各省(市、自治区)换届选举中,中央作出统一要求:“各省委书记除非兼任政治局委员,一般应被推荐为本省人大主任的候选人。”党的“十六大”之后的地方人大换届,地方党委书记兼任人大主任的比例大幅度提升,且这一制度安排在得到各地肯定和认同之后逐渐从省一级向市县一级延伸。2004年9月,党的十六届四中全会明确提出“适当扩大党政领导成员交叉任职,减少领导职数”的领导机构改革新要求,为地方党委书记兼任人大常委会主任提供了进一步的政策支持(张书林,2013^[37])。对于县、乡两级,中共中央在2015年6月转发的《中共全国人大常委会党组关于加强县乡人大工作和建设的若干意见》中明确了县、乡采取“两分开”的方式,即县乡人大常委会主任实行专职配备。由此,地方党委书记任职人大常委会主任的格局就形成了“省级兼任化”“县乡专职化”“市级弹性化”三种模式。从数据上看,省一级党委书记兼任人大主任的比例较高,自2003年以来一直维持在70%以上(张书林,2013^[37]);实行兼任制度的地级市占所有地级市的比例在30%~45%(吕冰洋等,2021^[36])。

图1是根据本文的测算,在2010—2018年272个地级市中兼任制度的占比情况,根据主要纵坐标轴可以看出,市级兼任制度呈现V形变化,平均值在1/3以上。可见,人大常委会主任由党委书记兼任的现象正趋于成为我国常态化的政治模式。

从地方预算偏离来看,图1描绘了2010—2018年地级市预算偏离情况,由次要纵坐标轴看,收入预算偏离大大低于支出预算偏离;从发展趋势看,2010年后收入预算偏离呈现大幅下降趋势,2017年后又有小幅上升;从支出预算偏离看,呈现高位运行态势,但总体趋势不断下降,尤其是经过2014年短暂上升后,2015年后出现明显下降,此后趋于平稳。从图1来看,市级人大兼任制度与预算偏离(尤其是支出预算偏离)之间似乎存在比较密切的关联关系,需要进一步实证检验。

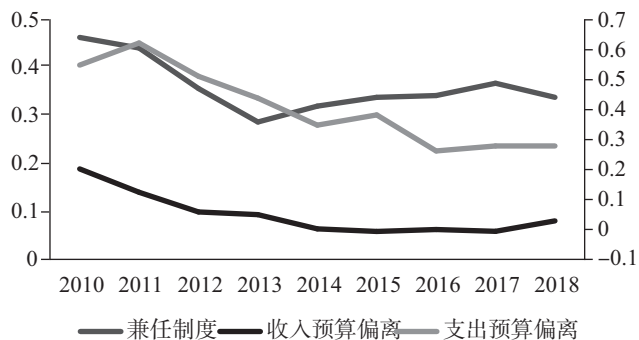


图1 市级人大兼任比例与各市预算偏离情况 (平均值)

(二) 理论分析

地方人大是地方财政的监督者,而地方党委书记作为地方的“一把手”拥有地方财政决策权,兼任制度兼顾了地方人大和党委两大政治权力,但同时也要受两种职权的相互制约,故理论上讲,兼任制度对人大预算监督绩效的影响具有两面性。

首先,兼任制度有利于提升人大预算监督效力,即存在“强化作用”。原因有以下两方面:一是兼任制度有助于协调地方国家权力机关(人大)与党的权力机关(党委)的关系,从而实现人大法定程序与党的决策的衔接。兼任制度有利于发挥地方党委总揽全局、协调各方的优势,支持人大依法履行其预算监督职能,更好发挥人大常委会的作用。同时,兼任制度也有助于地方人大常委会按照党中央关于人大工作的要求,结合地方实际,创造性地做好监督工作,更好助力经济社会发展和改革攻坚任务。二是兼任制度有利于加强人大对预算的监督力度和权威。当前政

治体制中，由于政府领导相较于专任的人大主任在同级党委中占有较大优势和较强影响力，导致地方人大在履行监督职责时处于软化和被动地位。而兼任制度提高了人大的影响力和政治权威，使得人大通过监督检查、审计查出问题以及整改等有效手段，强化实质性监督，约束预算偏离，提升监督效力。

其次，兼任制度可能不利于提升人大预算监督绩效，即存在“弱化作用”。原因在以下两方面：一是人大预算监督出现角色错位或虚位。兼任制度下的决策权和监督权的合二为一，意味着“自己监督自己”，影响了人大预算监督的独立性，会使预算监督的成效大打折扣；与此同时，决策权与监督权集于一身使得地方党委书记的权力过大，事务过多兼顾不暇，容易出现党委书记对人大工作“顾而不问、顾虚名而不务实、顾此失彼”的情况，从而弱化人大预算监督绩效。二是兼任制度搭建了人大与党委之间的桥梁，将党委书记面临的压力传导到人大身上，从而弱化预算监督，强化发展冲动。具体而言，地方党委书记面临地区竞争和自身晋升等多重压力，通过地方财政决策权干预本地财政收支活动，为发展、为晋升开绿灯的需求强烈，可能会弱化监督，扩大预算偏离。

由上述分析可知，兼任制度对人大预算监督绩效的影响存在两面性，如果“强化作用”大于“弱化作用”，则兼任制度会促进人大预算监督职能的发挥，减少预算偏离；反之则反。由此提出假设1：

假设 1a：相比人大常委会主任的专任，兼任制度有助于提升预算监督绩效，降低预算偏离。

假设 1b：相比人大常委会主任的专任，兼任制度不利于提升预算监督绩效，可能增大预算偏离。

兼任制度下，人大预算监督的权威和影响力来源于监督手段的强化。现实中地方人大及其常委会利用多种预算监督方式，如制定法律法规、规范性文件、预算集中审查，视察、询问等。随着预算监督方式的不断创新，预算联网监督、质询、专题询问等信息化手段和刚性手段也开始发挥出更大的作用。当然，值得强调的是，人大预算监督与审计部门的协同对提升预算监督绩效至关重要。2015年8月，《关于改进审计查出突出问题整改情况向全国人大常委会报告机制的意见》（以下简称《意见》）明确规定，在全国人大常委会听取和审议审计工作报告后的6个月内，国务院要向全国人大常委会作审计查出突出问题整改情

况的报告，并对落实整改责任、改进报告方式、增强监督实效等提出了具体要求。2021年，《关于建立健全审计查出问题整改长效机制的意见的通知》发布。在上述文件指导和要求下，地方人大对预算监督与审计监督的有机结合作了进一步深化和细化，如对审计查出问题配合询问、质询、特定问题调查等刚性监督方式进行跟踪调研，对审计查出问题整改情况报告进行满意度测评和加大对审计整改公开力度等。因此，随着审计监督的强化，借助专业的审计监督提升人大预算监督的质量和效果成为重要抓手。可以预期，在兼任制度下，审计监督力度越强，越有利于缩小预算偏离。由此提出假设2：

假设 2：兼任制度下，审计监督力度越大，预算偏离越小。

进一步考虑兼任制度下，各地面临的发展压力和晋升压力的环境差异，可能对预算监督效果形成不同影响。在守土有责和政府事权层层下放的体制下，地方党委书记作为本级党政的“一把手”，承担着地区发展压力和个人晋升压力等多重压力。具体来看，在我国行政下管一级和压力型体制下，上级政府向下级政府下达的经济增长指标及各项任务就演变成了地区“发展压力”（孙玉栋和席毓，2021^[38]）。而以GDP增长为核心的“晋升锦标赛”，使得地方政府官员的相对绩效越靠前就越容易实现向上晋升，越靠后则越容易被末位淘汰（周黎安，2007^[33]）。同时，在中央注重领导干部年轻化的制度安排下，越年长的官员，越希望在任期内通过增长绩效等信号显示个人政绩。兼任制度通过统筹地方财政决策权和监督权，为地方党委书记提高地方资源动员能力，实现多重目标提供了制度基础。可以预期，兼任制度下，地区发展压力越大、个人晋升压力越大，越倾向于通过增收增支扩大资源调配，缓解地区财政约束，由此可能增大预算收支的偏离程度，削弱人大预算监督效果；反之则反。

从各地财政状况以及公众参与能力来看，兼任制度对人大预算监督绩效的影响也可能存在地区差异。一方面，地方自主财力（财政自主度）越高，意味着地方政府对上级政府的依赖越小，越愿意付出更大的财政努力，提高自身财政收入水平；同时，由于地方政府支出将更多依靠自有财政收入融资，故可促进地方政府支出成本内部化，遏制地方政府的道德风险和成本转嫁行为，促使地方政府支出行为更为理性审

慎(刘勇政等, 2019^[39]), 从而通过预算偏离扩大收支规模的动力大大下降。吕冰洋和陈志刚(2021)^[28]的研究也表明, 财政收入分成的上升缓解了地方政府的财政压力, 有利于减少预算收入偏离, 且相比省级财政, 财政收入分成比例提高抑制市县预算收入偏离的作用更显著。因此, 可以预期, 兼任制度下, 地方财政自主度越高, 预算偏离度越低, 尤其通过扩大预算支出偏离, 向上级转嫁成本的激励大大减轻。另一方面, 从公众对预算监督的参与来看, 由于不同地区的公众参与公共事务的意识和能力不同, 可能导致地区间预算监督绩效的差异。相比公众受教育水平低的地区, 受教育水平高的地区的社会参与意识和监督能力更强, 由此抑制预算偏离的社会力量更大。

除了以上环境和地区异质性外, 不同时期的预算监督绩效可能也存在差异。相关研究表明, 2015年之前, 由于人大预算监督法律效力弱化, 橡皮图章的色彩较为浓厚, 影响了预算监督效果的发挥; 2015年实施的新《预算法》, 对加强人大预算监督和硬化预算约束进行了全面规定和提供了法律保障, 人大的预算约束力得到加强。因此, 可以预期, 2015年新《预算法》实施前后, 预算监督绩效存在差异。由此提出假设3:

假设3: 兼任制度下, 地方人大预算监督绩效在不同压力环境、不同地区和时期存在异质性。

四、实证设计

(一) 模型设定

为验证兼任制度对人大预算监督绩效的影响, 本文建立面板模型进行研究。考虑到预算监督(预算偏离)可能受到之前年度的影响, 模型形式设定为动态面板模型, 如式(1)所示:

$$\begin{aligned} budget_{it} = & \beta_0 + \Phi budget_{i,t-1} + \beta_1 zjr_{it} + \beta_2 zjr_violation_{it} \\ & + X\beta + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中, $budget_{it}$ 代表城市*i*在年度*t*的人大预算监督绩效, 通过一般公共预算收入偏离、一般公共预算支出偏离指标度量; zjr_{it} 表示城市*i*在*t*年的兼任制度变量, 即当年该城市市委书记同时任职该市人大常委会主任取值1, 否则取值0; 为了测度兼任制度下审计监督的作用, 模型还引入了兼任制度和审计监督的交互项($zjr_violation_{it}$); $budget_{i,t-1}$ 表示城市*i*在*t-1*年的预算监督绩效(预算偏离)。 β_1 为兼

任制度的系数, 反映兼任与专任相比, 对人大预算监督绩效(预算偏离)的影响差异, 如果 $\beta_1 < 0$, 表示兼任制度促进了人大预算监督实效的提升, 降低了预算偏离; 如果 $\beta_1 > 0$, 表示兼任制度削弱了人大预算监督实效, 增加了预算偏离。 β_2 为交互项的系数, 如果 $\beta_2 < 0$, 表示兼任制度下, 审计监督力度越大, 预算偏离越小。 Φ 是人大预算监督绩效(预算偏离)一期滞后项的系数, β_0 为常数项, μ_i 为个体效应, δ_t 为年份效应, ε_{it} 为误差项。 X 为一组缓解遗漏变量偏误的特征变量。

(二) 指标选取

1. 被解释变量。

人大预算监督绩效选取一般公共预算收入偏离(dv_rev1)、一般公共预算支出偏离(dv_exp1)两个指标进行衡量。预算偏离反映了人大对政府预算收支执行情况的监督, 偏离越小说明人大对政府资金使用的约束力越强。关于预算偏离的衡量, 借鉴大多数学者的做法, 分预算收入偏离和支出偏离两方面, 前者用决算收入减去预算收入的差额与预算收入之比来衡量, 后者用决算支出与预算支出相减的差额与预算支出之比来衡量(王华春和刘清杰, 2015^[40])。此外, 关于预算和决算的测算口径, 采用年初预算数而非预算调整数代表财政预算, 最终决算数代表财政决算。

2. 核心解释变量。

选取市级人大常委会主任由市委书记兼任衡量人大预算监督的制度特征, 对兼任制度这一虚拟变量的设定, 以当年本市市委书记同时任职本市人大常委会主任取值1, 否则取值0。为了测度兼任制度下审计监督的作用, 本文还引入了兼任制度和审计监督的交互项。其中, 审计监督采用审计查出的违规金额占地方财政支出的比例进行衡量(徐超等, 2020^[41]), 通常而言, 审计披露的违规金额越多, 表明审计机关的审计质量越高、审计范围越广, 对强化预算监督效力形成更大的威慑力, 有利于抑制预算偏离。

3. 控制变量。

影响地方预算偏离的因素有很多, 本文参考相关文献的做法, 采用经济发展水平、城市化水平、人口密度、对外开放程度、产业结构、财政自主度、政府规模以及审计监督作为控制变量。第一, 经济发展水平、城市化水平、人口密度、对外开放程度、产业结构这一组变量是从经济社会发展角度考察对预算偏离的影响。其中, 经济发展水平用人均GDP进行衡量;

城市化水平用城镇人口占地区总人口的比重来衡量；人口密度用地区总人口与行政面积的比值表示；对外开放程度用各地区进出口总额占地区 GDP 比重来衡量；产业结构用第二产业总值占 GDP 的比重进行衡量。第二，财政自主度和政府规模是考察政府财政因素对预算偏离的影响。财政自主度用地区财政收入与本地区财政支出之比衡量；政府规模使用地区财政支出占地区 GDP 的比重表示。

为降低异常值、消除异方差影响，本文对所有非虚拟变量且非负数据均采用对数化处理方式，含有负数的数据进行标准化处理；同时对数据进行 1% 的缩尾处理消除极端值对回归结果的影响。

(三) 数据来源和变量的描述性统计

本文选取 2010—2018 年 272 个城市（不包括直辖市以及直辖市下辖区县）的面板数据进行实证研究。其中，不包括样本期内“新设市”和“区改市”，剔除预算偏离数据缺失严重的民族自治州。预算偏离的数据由历年地方两会报告和《中国城市统计年鉴》整理而得。地方人大常委会主任的特征数据来自各地公开的市政府官网、市人大网等，由笔者手动收集整理而得。其他控制变量来自《中国区域经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、国泰安数据库（CSMAR）和各市统计年鉴等。各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量名称	符号	观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
一般公共预算收入偏离	<i>dv_rev1</i>	1 861	0.045	0.220	-0.594	5.127
一般公共预算支出偏离	<i>dv_exp1</i>	1 691	0.393	0.520	-0.435	10.323
兼任制度变量	<i>zrjr</i>	2 448	0.362	0.481	0	1
人均 GDP 对数值	<i>lnpgdp</i>	2 436	10.582	0.699	8.873	12.937
城镇化水平	<i>urban</i>	2 436	0.350	0.229	0.044	1
人口密度	<i>density</i>	2 436	5.718	0.895	2.884	7.188
对外开放程度	<i>open</i>	2 434	0.181	0.335	0.001	8.134
产业结构	<i>sgdp</i>	2 444	48.470	10.503	3.778	91.776
财政自主度	<i>selfsuf</i>	2 442	0.474	0.286	0.027	7.185
政府规模	<i>size</i>	2 442	0.192	0.118	0.044	2.349
审计违规金额占比	<i>violation</i>	2 441	0.307	0.443	0	10.523

五、实证结果

(一) 基准回归结果

为克服动态面板模型的内生性，采用 GMM 方法进行实证估计。GMM 方法包括差分 GMM 和系统 GMM，其中后者具有更好的估计效率和有限样本性质。为了便于对照，表 2 同时报告了采取两种方法的回归结果。表 2 列 (1) 至列 (4) 中，Arellano-Bond 差分后的 AR(1) 检验 *P* 值均小于 0.05，AR(2) 检验结果 *P* 值均大于 0.1，表明扰动项的一阶差分存在自相关，但二阶差分不存在自相关，满足 GMM 要求“扰动项无自相关”的条件；Hansen 检验 *P* 值均大于 0.1，无法拒绝所有工具变量均有效的原假设，表明 GMM 对模型的估计是有效的。从回归结果的系数来看，兼任制度和一般公共预算收入偏离、一般公共预

算支出偏离均显著负相关，且差分 GMM 和系统 GMM 的结果保持了较好的一致性，实证结果表明兼任制度对预算偏离产生较大约束作用，增强了预算监督实效，验证了假设 1a。以系统 GMM 的回归结果为例可以发现，兼任制度对预算收入偏离的影响大于预算支出偏离，意味着兼任制度对规范预算收入的效果更强。基准回归结果验证了兼任制度有利于提升人大预算监督的权威和效力的结论。兼任制度和审计监督的交互项显著为负，表明在兼任制度下，审计监督力度越强，越有利于缩小预算偏离。 Φ 显著为正，表明被解释变量的变化受自身上一期变动的同向影响，即预算偏离呈现出惯性特征。就控制变量而言，经济发展水平的系数符号显著为负，说明经济发达地区的预算监督水平更高；其他控制变量的系数在不同的模型下显著程度不同。

表2 基准回归结果

	差分 GMM		系统 GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>
<i>zrjr</i>	-0.222** (0.103)	-0.169* (0.094)	-0.562*** (0.172)	-0.289*** (0.099)
<i>zrjr_violation</i>	-0.056* (0.031)	-0.034* (0.021)	-0.124*** (0.044)	-0.102** (0.049)
Φ	0.245*** (0.081)	0.349*** (0.105)	0.221*** (0.065)	0.126 (0.182)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>city</i>	YES	YES	YES	YES
<i>time</i>	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.002	0.005	0.000	0.059
AR(2)	0.822	0.169	0.691	0.463
Hansen	0.104	0.186	0.109	0.636
<i>obs</i>	1 243	1 089	1 502	1 335

注：*city*表示城市固定效应，*time*表示年份固定效应，AR(1)、AR(2)和Hansen检验分别提供检验的*p*值，Hansen检验统计量对应的*p*值是工具变量的过度识别检验，*obs*是观测值个数。*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量指标。

基准回归中被解释变量预算偏离均采用(决算数-预算数)/预算数来衡量，采用这种衡量方式可能会导致结果出现负值，为此，对预算偏离采用其他几种方式进行调整：一是对收支预算偏离取绝对值

(*dv_rev2*和*dv_exp2*)，数据越大表明年初预算与最终决算之间的差异越大，即人大预算监督效果越弱，反之越强；二是用决算数/预算数(*dv_rev3*和*dv_exp3*)进行衡量，也可以消除负值的影响。表3的列(1)、列(2)和列(3)、列(4)分别给出了用这两种方式衡量预算偏离的实证结果，结果基本没有变化。

表3 稳健性检验回归结果

	替换核心变量指标				剔除副省级城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>dv_rev2</i>	<i>dv_exp2</i>	<i>dv_rev3</i>	<i>dv_exp3</i>	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>
<i>zrjr</i>	-0.207** (0.098)	-0.190** (0.076)	-0.040** (0.017)	-0.173*** (0.044)	-0.454*** (0.173)	-0.281*** (0.104)
<i>zrjr_violation</i>	-0.059* (0.035)	-0.038* (0.020)	-0.008* (0.005)	-0.023* (0.013)	-0.094** (0.042)	-0.098* (0.051)
Φ	0.143*** (0.037)	0.288*** (0.102)	0.231*** (0.074)	0.050 (0.080)	0.276*** (0.063)	0.129 (0.169)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>city</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>time</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.000	0.097	0.000	0.005	0.000	0.056
AR(2)	0.418	0.141	0.888	0.483	0.728	0.403
Hansen	0.177	0.276	0.129	0.126	0.119	0.750
<i>obs</i>	1 502	1 335	1 502	1 335	1 408	1 253

2. 删除副省级城市。

基准回归中的城市政府里包含 15 个副省级城市，副省级城市的市委书记、市人大常委会主任属于中央管理的干部范围，其职务任免由省委报中共中央审批；加之副省级城市经济发展水平与一般地级市存在明显差异。为避免城市政治经济特征的差异对人大预算监督效果产生影响，表 3 列 (5)、列 (6) 报告了剔除 15 个副省级城市的回归结果，可以发现兼任制度的系数符号仍显著为负，回归结果基本没有变化。

3. 排除同时期的改革影响。

在本文的样本期内，存在“省直管县”改革、“营改增”改革、教育支出事权改革等政策变化，可能会从财政收支两端提高地方财政压力，因此需要排除这些改革对本文实证结果的影响。

(1) “省直管县”改革。样本期内一些省份实施了省直管县财政改革，可能对市级政府财力产生影响，从而进一步影响到市级政府的预算偏离度（刘勇政等，2019^[39]）。为去除“省直管县”改革的影响，本文在基准回归中加入“省直管县”改革的虚拟变量，若地级市有直管县试点改革，则自改革当年及之后年份取值为 1，否则为 0。回归结果如表 4 的列 (1) 和列 (2) 所示，实证结果与基准回归结果保持一致。说明“省直管县”改革没有改变兼任制度对预算偏离的影响。

(2) “营改增”改革。2012 年启动的“营改增”改革是实施积极财政政策的重要内容，“营改增”的减税效应会给地方政府带来较大财力冲击（孙晓华等，2020^[42]），由此导致对预算偏离产生较大影响。为识别这一影响，本文在基准回归中加入“营改增”改革的虚拟变量。具体处理方法是某市“营改增”试点前取 0，之后则取 1。由于除上海以外其他各地“1+6”行业改革的时间均在 2012 年下半年，部分地区改革时间接近年底，这可能导致改革效果在改革当年无法显现，故 8 个省份的改革时间为 2013 年，其

余省份的改革时间为 2014 年。回归结果如表 4 列 (3) 和列 (4) 所示，可以发现“营改增”改革没有改变基准回归结果。

(3) 教育支出事权改革。2010 年 7 月，《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010—2020 年）》明确提出“提高国家财政性教育经费支出占国内生产总值比例，2012 年达到 4%”。由于这一约束力的“法定支出”目标的实现给地方政府带来较大的财政压力，可能对市级政府的预算偏离产生冲击。为排除教育支出事权改革的影响，借鉴席鹏辉和黄晓虹（2020）^[43]的做法，对 2010—2012 年教育支出占地区生产总值比重不足 4% 的地市，“教育支出事权”虚拟变量设为 1，其余地区为 0，在基准回归中加入“教育支出事权”虚拟变量重新回归。回归结果如表 4 列 (5) 和列 (6) 所示，可以发现估计结果与基准回归结果基本一致。

4. 安慰剂检验。

需要说明的是，本文的实证中基本不会存在内生性影响，即地方预算偏离很难反向影响地方兼任制度。这是因为，一方面，市委书记兼任市人大常委会是由省委决定；二是地方实行兼任制度的主要目的是保证人事任免的顺利通过，而非着眼于经济因素甚至财政因素的考量。因此，兼任制度对预算偏离的影响可以视为外生的。当然，考虑到实证结果可能受其他不可观测变量的影响，为了缓解这一问题，本文采用 500 次随机抽样的方式，在保持每年实施兼任制度的地级市数量不变情况下，重新选择实行兼任制度的地级市和未实行兼任制度的地级市，最终得到一个虚构的兼任制度变量进行安慰剂检验。结果发现，虚构的兼任制度变量对预算偏离没有显著影响，且 500 次随机过程中的系数估计值都分布在 0 附近。这表明，未观测到的因素对本文的估计结果影响较小，同时还可以在在一定程度上排除其他政策的影响，支持了基准回归结果的稳健性。

表 4 稳健性检验回归结果

	省直管县改革		“营改增”改革		教育支出事权改革	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>dv_rev</i>	<i>dv_exp</i>	<i>dv_rev</i>	<i>dv_exp</i>	<i>dv_rev</i>	<i>dv_exp</i>
<i>zrjr</i>	-0.546*** (0.180)	-0.303*** (0.105)	-0.563*** (0.168)	-0.287*** (0.099)	-0.550*** (0.177)	-0.284*** (0.102)

续前表

	省直管县改革		“营改增”改革		教育支出事权改革	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>dv_rev</i>	<i>dv_exp</i>	<i>dv_rev</i>	<i>dv_exp</i>	<i>dv_rev</i>	<i>dv_exp</i>
<i>zrjr_violation</i>	-0.122*** (0.046)	-0.111** (0.055)	-0.124*** (0.043)	-0.103** (0.049)	-0.123*** (0.046)	-0.098** (0.048)
Φ	0.223*** (0.065)	0.133 (0.184)	0.220*** (0.065)	0.115 (0.179)	0.224*** (0.066)	0.146 (0.182)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>city</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>time</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.000	0.056	0.000	0.056	0.000	0.050
AR(2)	0.694	0.427	0.667	0.445	0.701	0.403
Hansen	0.108	0.689	0.103	0.609	0.108	0.633
<i>obs</i>	1 502	1 335	1 502	1 335	1 502	1 335

(三) 异质性分析

1. 压力异质性。

由于各地面临的发展压力和晋升压力的环境差异，可能对预算监督效果形成不同影响。按照地区受到的压力分为高低两组进行异质性分析，地区发展压力采用各地级市年初政府工作报告中公布的经济增长速度目标与上一年实际经济增长速度的比率度量(王贤彬等，2021^[44])，该数值越大，说明发展压力

越大，对预算资金的需求越大。从官员晋升压力来看，一般认为，年龄介于55—58岁的官员面临的晋升压力较为突出(曹婧等，2019^[45])，官员晋升压力采用人大常委会主任的年龄进行衡量，在55~58岁之间记为1，否则记为0。回归结果如表5所示，与地区发展压力及个人晋升压力较高地区相比，面临压力较低时兼任制度对人大预算监督效力更为显著。

表5 压力异质性回归结果

	地区发展压力较低		地区发展压力较高		个人晋升压力较低		个人晋升压力较高	
	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>
<i>zrjr</i>	-0.518*** (0.141)	-0.083** (0.041)	-0.485* (0.293)	-0.020 (0.054)	-0.298*** (0.114)	-0.098** (0.047)	-0.222** (0.102)	-0.038 (0.068)
Φ	0.219*** (0.085)	0.373** (0.165)	0.356*** (0.107)	0.554*** (0.144)	0.255*** (0.067)	0.460** (0.215)	0.273*** (0.087)	0.459** (0.189)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>city</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>time</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.000	0.014	0.000	0.003	0.000	0.009	0.000	0.013
AR(2)	0.668	0.143	0.765	0.115	0.870	0.113	0.989	0.117
Hansen	0.231	0.620	0.139	0.975	0.159	0.359	0.598	0.720
<i>obs</i>	1 031	920	471	415	906	814	595	520

2. 地区异质性。

我国区域发展很不平衡，地区间面临经济发展水平和公众参与公共事务等方面的差异，可能导致兼任制度的效果在地区间存在差异，为此，本文按照地区财政自主度与公众受教育年限的均值分为高低两组进行异质性分析，回归结果如表6所示。相比地方财政

自主度较低的地区，地方财政自主度高的地区，预算偏离度更小，且对支出预算偏离影响更明显；从公众受教育水平看，相比公众受教育水平较低的地区，受教育水平较高的地区预算偏离度更小。由此可以看出，兼任制度强化人大预算监督效力的作用在较高财政自主度与公众受教育水平的地区更为明显。

表6 地区异质性回归结果

	财政自主度较低		财政自主度较高		受教育水平较低		受教育水平较高	
	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>	<i>dv_rev1</i>	<i>dv_exp1</i>
<i>zrjr</i>	-0.140* (0.076)	-0.094 (0.103)	-0.383*** (0.102)	-0.146*** (0.039)	0.078 (0.065)	0.039 (0.102)	-0.091* (0.049)	-0.092** (0.040)
Φ	0.320*** (0.058)	0.349*** (0.131)	0.348*** (0.093)	0.522*** (0.098)	0.284*** (0.070)	0.322** (0.142)	0.222*** (0.061)	0.504*** (0.167)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>city</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>time</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.000	0.009	0.000	0.007	0.001	0.019	0.000	0.012
AR(2)	0.743	0.147	0.410	0.281	0.708	0.113	0.993	0.192
Hansen	0.711	0.210	0.148	0.440	0.671	0.216	0.192	0.482
<i>obs</i>	688	592	814	743	585	517	917	818

3. 时期异质性。

已有研究表明新《预算法》对强化人大预算监督具有重要作用。本文对此进行实证检验。以2015年为时间节点，2015年之后取1，之前取0。时期异质性回归结果见表7，结果显示，新《预算法》实施后，兼任制度对预算收支偏离均有显著抑制，尤其是

对预算收入偏离的约束程度和显著性更强。在新《预算法》实施前，兼任制度对收入预算偏离的影响为正，表明法制约束弱化会导致预算增收明显。从预算支出偏离看，新《预算法》的实施使得预算支出偏离受约束作用更显著。

表7 时期异质性回归结果

	<i>dv_rev</i>		<i>dv_exp</i>	
	新《预算法》 实施前	新《预算法》 实施后	新《预算法》 实施前	新《预算法》 实施后
<i>zrjr</i>	0.140* (0.081)	-0.133** (0.060)	-0.261* (0.142)	-0.092** (0.038)
Φ	0.369*** (0.101)	0.346** (0.157)	0.564*** (0.089)	0.388 (0.260)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>city</i>	YES	YES	YES	YES
<i>time</i>	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.000	0.000	0.008	0.037

续前表

	<i>dv_rev</i>		<i>dv_exp</i>	
	新《预算法》 实施前	新《预算法》 实施后	新《预算法》 实施前	新《预算法》 实施后
AR(2)	0.888	0.249	0.790	0.107
Hansen	0.176	0.108	0.665	0.254
<i>obs</i>	490	838	415	769

(四) 进一步讨论

1. 兼任制度对预算收支结构的影响。

在上述兼任制度对预算偏离分析基础上, 本文进一步检验兼任制度对预算收支结构的影响。采用非税收入占比、教育支出占比、科技支出占比作为被解释变量。其中, 非税收入占比采用非税收入占一般公共预算收入的比重来衡量。非税收入存在规模过大、征收标准不合理、多头管理等不规范问题(范子英和赵仁杰, 2020^[46]), 降低非税收入规模是优化财政收入结构、增强财政收入来源稳定性的重要方面。教育支出占比、科技支出占比分别用地方财政教育事业发展

出、科学事业支出占一般公共预算支出的比例来衡量。教育和科技支出在地方经济社会发展和保障民生中占有重要地位, 增强教育和科技支出占比, 是发挥人大对财政支出结构监督的重要体现。

回归结果见表8的列(1)至列(3), 可以看出, 非税收入占比的回归系数显著为负, 教育支出占比和科技支出占比的系数显著为正, 且科技支出的回归系数大大超过教育支出的系数, 表明兼任制度有利于控制非税收入, 同时促进了教育和科技支出增加, 尤其是对增强科技投入的效果更大。实证结果表明兼任制度对优化财政收支结构发挥了积极影响。

表8 兼任制度影响预算收支结构的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	非税收入占比	教育支出占比	科技支出占比	城投债	非标债务
<i>zrjr</i>	-0.092 ** (0.037)	0.040 ** (0.020)	0.076 *** (0.025)	-0.223 *** (0.077)	0.102 ** (0.050)
Φ	0.745 *** (0.050)	0.539 *** (0.130)	0.687 *** (0.064)	0.547 *** (0.071)	0.626 *** (0.135)
Ψ				0.136 *** (0.041)	-0.087 (0.086)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>city</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>time</i>	YES	YES	YES	YES	YES
AR(1)	0.000	0.079	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.280	0.430	0.466	0.310	0.265
Hansen	0.176	0.143	0.158	0.187	0.622
<i>obs</i>	1 387	2 123	2 054	1 881	1 881

注: Ψ 表示被解释变量二阶滞后项系数。

2. 兼任制度对预算外举债的影响。

预算外债务(隐性债务)是地方政府超越《预算法》的规定, 直接或者承诺以财政资金偿还以及违法提供担保等方式的举债。兼任制度对预算外债务

可能产生两种不同影响: 一方面, 预算外债务不纳入预算管理, 人大预算监督对其缺乏约束力, 而兼任制度借助市委书记的政治权威, 对预算外资金监督约束更强, 有利于增强监督绩效; 另一方面, 市委书记面

临多重压力,倾向于借助融资平台发行债务为地方筹集资金,加之预算外举债比较隐蔽、不透明,因此,兼任制度可能使地方政府更倾向于举借预算外债务,故其对预算外债务的监督绩效较弱。究竟何种影响占优需要通过实证检验。

借鉴现有文献,本文采用地级市融资平台公司的城投债余额占GDP的比重和非标债务余额占GDP的比重来度量地方政府隐性债务规模(毛捷等,2019^[47]),同时,考虑到当期债务规模可能受前期债务水平的影响,即地方政府隐性债务规模具有动态连续性,引入被解释变量的滞后项建立动态面板模型。实证结果见表8的列(4)和列(5),可以发现,兼任制度对城投债具有显著负向影响,但对非标债务具有显著正向影响,表明兼任制度对于城投债这类透明度较高的债务可以起到较好的约束作用,而非标债务由于不透明、不规范,同时考虑到市委书记面临多重压力,地方政府利用自身优势统筹资源、满足自身发展的愿望迫切,由此导致对非标债务疏于监督。因此,在实践中尤其要关注非标债务带来的风险。

六、结论与政策建议

本文以地方人大常委会主任由同级党委书记兼任这一政治实践为切入点,采用2010—2018年272个地级市的数据和系统GMM方法,深入研究了兼任制度对人大预算监督绩效的影响,从而拓展了地方人大官员对预算监督绩效的研究。本文主要结论如下:第一,相比人大常委会主任的专任,兼任制度统筹了财政决策权和预算监督权,对减少预算偏离发挥了积极

影响,强化了人大预算监督效力。在替换被解释变量、删除副省级城市、考虑“省直管县”改革、“营改增”、教育支出事权改革等因素后结论保持不变。进一步对压力环境、地区和时期的研究发现,在发展压力与官员晋升压力小、财政自主性强与公众受教育水平高的地区,以及新《预算法》实施后尤其明显。第二,进一步对地方预算收支结构和预算外债务的拓展研究表明,兼任制度对优化财政收支结构和防范城投债风险发挥了积极作用,但对非标债务的监督趋于弱化。

根据以上研究结论,本文认为,兼任制度在地方党委和人大之间建立较为制度化的桥梁,强化了党对人大的领导,也加强了人大的权威和预算治理效能的发挥。为适应新时代要求,有效提升人大预算监督治理绩效,提出以下政策建议:首先,进一步完善市级人大常委会主任兼任制度;积极探索人大监督与审计监督有效结合的方式,强化审计监督和信息技术的应用,充分运用审计结果提高人大预算监督质量,最大限度地发挥审计监督的专业优势和人大监督的制度优势。其次,顺应新发展阶段要求,进一步完善官员政绩考核机制,更加注重经济增长质量和优化财政收支结构,尽快实现发展型政府向服务型政府的转变。最后,应进一步完善政府间事权和财权划分,适度加强中央和省级财政事权,逐步减少并规范共同事权,不断提高地方财政自主度,减轻地方财政压力。在地方举债权方面,赋予市级政府适度举债权,开前门、堵后门,严控预算外债务膨胀,强化地方政府债务监督和问责,切实提高市县公共服务保障能力。

参考文献

- [1] 魏陆. 人大预算监督效力评价和改革路径选择 [J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2015(1): 65-74.
- [2] 樊丽明, 李一花, 汤玉刚, 石绍宾等. 中国政府预算改革发展年度报告2019: 聚焦中国人大预算监督改革 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2020: 95.
- [3] 陈治. 国家治理视阈下预算权配置的反思与转型 [J]. 中国法律评论, 2018(6): 45-51.
- [4] 朱大旗. 完善人大对政府预算全方位的审查监督制度 [J]. 法学杂志, 2014(2): 13-22.
- [5] 许聪. 省级人大预算监督权力考察——以30个地方预算监督条例(决定)为基础 [J]. 财政研究, 2018(10): 92-104.
- [6] 任喜荣. 预算监督与财政民主: 人大预算监督权的成长 [J]. 华东政法大学学报, 2009(5): 101-108.
- [7] 周长鲜. 从“行政型”到“治理型”: 人大预算审查监督的转型重点、问题症结与破解对策 [J]. 人大研究, 2021(7): 28-34.
- [8] 林慕华, 马骏. 中国地方人民代表大会预算监督研究 [J]. 中国社会科学, 2012(6): 73-90, 207.
- [9] 李一花, 元艳萍, 祝婕. 人大预算监督能改善地方政府债务支出效率吗? [J]. 财政研究, 2019(11): 37-50.
- [10] 马蔡琛, 赵笛. 全面实施预算绩效管理中的人大绩效监督 [N]. 中国财经报, 2020-06-13.
- [11] 王逸帅. 参与式治理的兴起: 地方人大公共预算监督问责的模式与实践 [M]. 上海: 复旦大学出版社, 2020.
- [12] 林尚立. 行动者与制度效度: 以文本结构为中介的分析——以全国人大预算审查为研究对象 [J]. 经济社会体制比较, 2006(5): 75-82.

- [13] Schick A. The Federal Budget: Politics, Policy, Process [M]. Washington: Brookings Institution Press, 2008: 48-73.
- [14] Santiso C. Parliaments and Budgeting: Understanding the Politics of the Budget [J]. SSRN Electronic Journal, 2005, 1-39.
- [15] 樊丽明, 史晓琴, 石绍宾. 我国地方人大预算监督评价: 理论、指标及应用 [J]. 管理世界, 2022 (2): 100-115, 7.
- [16] 孙亦军. 论我国地方人大预算监督 [J]. 中央财经大学学报, 2012 (1): 21-24, 31.
- [17] 周振超, 刘元贺. 提升省级人大预算监督能力的机制和路径考察——基于 10 省的经验分析 [J]. 理论与改革, 2013 (4): 83-87.
- [18] 金灿灿. 地方人大预算监督能力影响因素探析——来自 105 个案例的发现 [J]. 地方财政研究, 2017 (5): 73-79.
- [19] 许聪. 省级人大预算监督权力考察——以 30 个地方预算监督条例 (决定) 为基础 [J]. 财政研究, 2018 (10): 92-104.
- [20] 高培勇. 关注预决算偏离度 [J]. 涉外税务, 2008 (1): 5-6.
- [21] Reddick C G. Assessing Local Government Revenue Forecasting Techniques [J]. International Journal of Public Administration, 2004, 27 (8/9): 597-613.
- [22] 马蔡琛. 市场经济国家的预算超收形成机理及其对中国的启示 [J]. 财政研究, 2008 (11): 72-75.
- [23] 王秀芝. 1994—2007: 关于我国财政收支预决算偏差的考察 [J]. 经济问题探索, 2009 (9): 164-167.
- [24] Kyobe A J, Danninger S. Revenue Forecasting: How Is It Done? Results from a Survey of Low-Income Countries [J]. IMF Working Papers, 2005 (24): 1-1.
- [25] Rose S, Smith D L. Budget Slack, Institutions, and Transparency [J]. Public Administration Review, 2012, 72 (2): 187-195.
- [26] 陈志刚, 吕冰洋. 中国政府预算偏离: 一个典型的财政现象 [J]. 财政研究, 2019 (1): 24-42.
- [27] 席毓, 孙玉栋. 经济发展、纵向财政失衡与预决算收入偏离——基于 2007—2017 年中国省级面板数据门限回归的实证分析 [J]. 财贸研究, 2021 (6): 1-11.
- [28] 吕冰洋, 陈志刚. 政府间收入分成与财政收入预算偏离 [J]. 金融研究, 2021 (5): 20-39.
- [29] 王志刚, 杨白冰. 财政分权、积极财政政策与预算支出偏离度 [J]. 宏观经济研究, 2019 (8): 15-27, 38.
- [30] 陈志刚. 财政支出分权如何影响政府支出预算偏离 [J]. 经济理论与经济管理, 2020 (11): 39-54.
- [31] 赵文举, 张曾莲. 预算偏离度推高了地方政府债务规模吗? [J]. 财经论丛, 2020 (9): 33-43.
- [32] 张凯强, 陈志刚. 政府收支、预算偏离与经济稳定 [J]. 统计与信息论坛, 2021 (7): 64-75.
- [33] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007 (7): 36-50.
- [34] 郭峰, 石庆玲. 官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善 [J]. 经济研究, 2017 (7): 155-168.
- [35] 何俊志, 罗彬. 中国省级人大常委会主任任职模式研究 (1979—2017) [J]. 中共中央党校 (国家行政学院) 学报, 2019 (1): 59-68.
- [36] 吕冰洋, 毛捷, 刘潘. 财政权力配置对地方举债的影响研究 [J]. 中国人民大学学报, 2021 (5): 56-69.
- [37] 张书林. 地方党委书记与人大主任应兼职还是分设 [J]. 中国党政干部论坛, 2013 (6): 55-57.
- [38] 孙玉栋, 席毓. 影响我国地方政府财政支出效率的因素研究——基于财政、晋升和发展压力的视角 [J]. 经济理论与经济管理, 2021 (6): 37-49.
- [39] 刘勇政, 贾俊雪, 丁思莹. 地方财政治理: 授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究 [J]. 中国社会科学, 2019 (7): 43-63, 205.
- [40] 王华春, 刘清杰. 地区财政预决算偏差与政府效率、经济增长的关系研究 [J]. 财经论丛, 2015 (11): 34-42.
- [41] 徐超, 庞雨蒙, 刘迪. 地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析 [J]. 经济研究, 2020 (6): 138-154.
- [42] 孙晓华, 张竣楠, 郑辉. “营改增”促进了制造业与服务业融合发展吗 [J]. 中国工业经济, 2020 (8): 5-23.
- [43] 席鹏辉, 黄晓虹. 财政压力与地方政府行为——基于教育事权改革的准自然实验 [J]. 财贸经济, 2020 (7): 36-50.
- [44] 王贤彬, 刘淑琳, 黄亮雄. 经济增长压力与地区创新——来自经济增长目标设定的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (4): 1147-1166.
- [45] 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.
- [46] 范子英, 赵仁杰. 以非税收入划转改革推动国家治理现代化 [J]. 学习与探索, 2020 (5): 107-115, 2.
- [47] 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.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

税制结构变迁对企业投资行为的影响研究

——基于税负转嫁视角

Research on the Impact of Tax Structure Changes on Corporate Investment Behavior
Based on the Perspective of Tax Burden Shifting

肖叶 刘小兵

XIAO Ye LIU Xiao-bing

[摘要] 在经济转型发展的背景下,企业“稳投资”对于确保经济平稳健康发展具有重要意义。笔者以2008—2016年沪深A股非金融类上市公司为研究样本,基于税负转嫁视角研究了税制结构变迁对企业固定资产投资行为的影响及其作用机制。研究发现:提升间接税比重对企业固定资产投资没有显著影响,而提升直接税比重则显著促进了企业固定资产投资。进一步的异质性分析结果表明,提升直接税比重对企业固定资产投资的影响效应主要来自大型企业、国有企业和融资约束程度低的企业。作用机制分析结果表明,直接税比重的提升在降低企业现金流水平的同时通过增加企业债务融资来促进企业固定资产投资水平的增长。本文研究为近年来固定资产投资增速快速下滑的现象提供了微观解释,为制定有助于企业实现“稳投资”目标的政策提供了参考。

[关键词] 税制结构 固定资产投资 间接税 直接税

[中图分类号] F812.42 F275.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0017-13

Abstract: Under the background of economic transformation and development, “stable investment” of enterprises is of great significance to ensure stable and healthy economic development. Based on the perspective of tax burden transfer, this paper studies the impact of tax structure change on fixed assets investment behavior of enterprises and its mechanism by taking Shanghai and Shenzhen A-share non-financial listed companies from 2008 to 2016 as research samples. It is found that increasing the proportion of indirect tax has no significant impact on the fixed assets investment of enterprises, while increasing the proportion of direct tax has significantly promoted the fixed assets investment of enterprises. Further heterogeneity analysis shows that the effect of increasing the proportion of direct tax on fixed assets investment of enterprises mainly comes from large enterprises, state-owned enterprises and enterprises with low financing constraints. The results of the mechanism analysis show that the increase of the proportion of direct tax not only reduces the cash flow level of enterprises, but also promotes the growth of the investment level of fixed assets by increasing the debt financing of enterprises. This study provides a microscopic explanation for the rapid decline in the growth rate of fixed assets investment in recent years, and provides a reference for formulating policies that are helpful for enterprises to achieve the goal of “stable investment”.

Key words: Tax system structure Investment in fixed assets Indirect tax Direct tax

[收稿日期] 2022-07-25

[作者简介] 肖叶,男,1991年6月生,上海商学院商务经济学院讲师,研究方向为财政理论与宏观财政政策;刘小兵,男,1966年8月生,上海财经大学公共经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向为财政理论与宏观财政政策。本文通讯作者为刘小兵,联系方式为 liuxiao0640@126.com。

[基金项目] 上海商学院高原学科重点专项项目“数字经济税收征管现状、经验与政策建议研究”(项目编号:SWJJ-GYZX-2021-08);上海市教委重点课程建设项目“上海商学院《国际税收》”(项目编号:沪教委高(2020)58号)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

财政作为国家治理的基础和重要支柱，在激发市场主体活力方面发挥着重要职责。在我国实施了大规模减税降费政策背景下，税制结构也呈现出快速变迁的趋势。财政部数据显示，2021年我国直接税比重为43.88%，间接税比重为56.12%^①。表明我国现行税制结构中，以增值税为主的间接税仍占主导地位。事实上，在以增值税为主体的间接税体制下，由于增值税抵扣链条尚未完全打通以及随着税收征管水平的提高（金税三期工程），企业逃税空间被压缩，减税效果大打折扣，产生了“减税难减负”的现象（张克中等，2020^[1]），导致减税红利很难精准“落袋”。与此同时，由于投资回报率的下降，我国固定资产投资增速也呈现出快速下降趋势。国家统计局数据显示，全社会固定资产投资（不含农户）和民间固定资产投资（不含农户）投资增速分别从2015年的9%、8.8%下降至2020年的2.9%、1.0%^②。众所周知，投资作为经济增长的重要动力之一，在当前经济增速逐渐放缓的背景下，固定资产投资增速的快速下降势必进一步加剧经济增长的下行压力。基于此，近年来中央始终坚持“稳字当头、稳中求进”的工作导向，提出了包括“稳投资”在内的“六稳”工作方针。因此，如何进一步优化税制结构促进企业投资水平增长，落实“用财政收入的‘减法’换取企业效益的‘加法’和市场活力的‘乘法’”的相关举措成为当下亟需破解的难题。同时，上述问题的回答对企业“稳投资”目标的实现具有重要的理论与现实意义。

随着减税降费政策的深入实施，中央在税收领域进行了一系列改革，包括“营改增”（营业税改增值税的简称）的全面实施^③，增值税税率的简并下调以及提高个人所得税免征额等。这些政策的实施旨在贯彻结构性减税的要求^④，进一步优化税制结构，改变当前以“间接税为主、直接税为辅”的税制结构格局，政策效应开始逐步显现，税制结构呈现出不断优化的迹象。为了对我国税制结构变迁有更加清晰的了解，本文绘制了2008—2019年间接税和直接税收入

占税收收入的比重情况（详见图1）。其中间接税包括增值税、营业税、消费税、关税、资源税以及城市维护建设税^⑤，其余税种为直接税，包括企业所得税、个人所得税、房产税、印花税、城镇土地使用税、土地增值税、车船税、船舶吨税、车辆购置税、耕地占用税、契税、烟叶税。从中可以看到，随着经济的快速发展，直接税和间接税税收收入规模呈现快速增长趋势。进一步从税制结构来看，虽然间接税比重整体呈现逐渐下降趋势，直接税比重呈现逐渐上升趋势，两者之间的差距逐渐缩小，但2008—2019年间接税比重均超过直接税比重。这说明当前我国税制结构仍然以间接税为主，距离构建以“直接税为主、间接税为辅”的税制结构格局仍然任重道远。

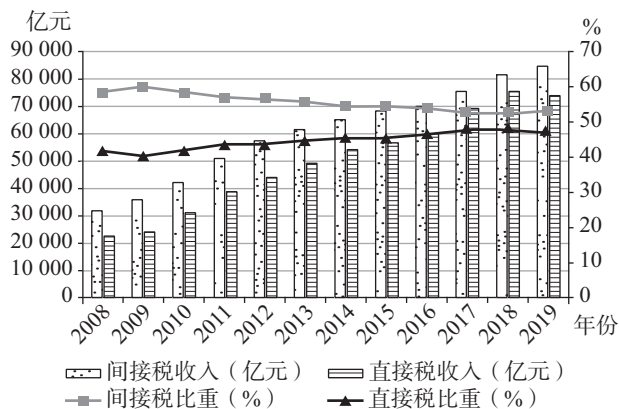


图1 2008—2019年我国税制结构变迁情况

税收政策对企业投资行为的影响一直是学术界关注的焦点，但未达成一致意见，存在较大分歧。其中第一种观点认为税收政策显著促进了企业投资。包括 Devereux (1989)^[2]、Auerbach 等 (1995)^[3]、Vergara (2010)^[4] 基于英国、瑞典以及智利的税收政策改革数据研究发现，税改对企业投资产生了不同程度促进作用。上述政策效应受经济环境（Yagan, 2015^[5]）以及现金流水平（Zwick 和 Mahon, 2017^[6]）等多种因素的影响。特别是税收政策稳定性是其中的重要影响因素。一方面，由于税收政策受外部冲击产生不确定性，导致企业投资水平迅速下降（Hassett 和 Metcalf, 1999^[7]）；另一方面，当税收政策不确定

① 数据来源：财政部官网，http://gks.mof.gov.cn/tongjishuju/202201/t20220128_3785692.htm。

② 数据来源：国家统计局官网，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

③ 由于与营业税相比，增值税不存在重复征税问题，为进一步降低企业税收负担，2012年1月1日起，在上海交通运输业和部分现代服务业开展营业税改增值税试点。

④ 结构性减税，是指“有增有减，结构性调整”的一种税制改革方案，是为了达到特定目标而针对特定群体、特定税种来削减税负水平。

⑤ 由于2016年5月1日开始全面实施“营改增”，营业税从此退出历史舞台，因此此处间接税在2016年以后不包括营业税。

程度较低时,税收政策仍然对企业投资产生激励作用(Albertus等,2022^[8])。另一种观点则认为税收政策并未对企业投资产生促进作用。Auerbach和Hassett(1992)^[9]研究发现如果税收政策内生,此时税收政策并不能刺激企业设备投资增长,上述研究结论也得到了相关经验证据的支持(Chirinko等,1999^[10];Yagan,2015^[5])。

此外,有一支文献基于我国税收政策试点改革带来的外生冲击,有效识别了增值税转型试点改革对企业投资的因果关系。其中一种观点认为增值税转型试点改革对企业投资有显著促进作用(聂辉华等,2009^[11];许伟和陈斌开,2016^[12];申广军等,2016^[13];Liu和Mao,2019^[14];Chen等,2019^[15]),进一步从影响效应大小来看,增值税有效税率降低1个百分点,将促进企业投资增加约16个百分点(许伟和陈斌开,2016^[12]),且增值税转型改革主要对企业机器设备固定资产投资产生了促进作用,对厂房建筑物投资没有显著影响(汪德华,2016^[16])。与上述研究不同,另一种观点认为增值税转型改革对企业投资的影响有限,增值税转型改革并没有显著推动企业投资的增长(陈烨等,2010^[17];Cai和Harrison,2011^[18])。

除了评估增值税转型改革政策的投资效应外,2012年1月1日率先在上海进行的“营改增”试点为识别减税政策的投资效应提供了很好的外生冲击,大量文献探讨了“营改增”改革对企业投资的影响。其中有文献研究表明“营改增”的减税效应取决于产业互联程度,而且“营改增”显著促进了企业设备类固定资产投资(范子英和鹏飞,2017^[19])。此外,研究还发现“营改增”不仅显著促进了企业投资总量的增长(刘建民等,2017^[20]),而且改善了企业投资效率(钱晓东,2018^[21])。

与前两项税收政策改革相比,固定资产加速折旧政策的导向非常明显,目的在于激发企业积极性,推动固定资产投资水平增长。有学者的研究表明加速折旧政策促进了企业投资(Maffini等,2019^[22];Fan和Liu,2020^[23])。进一步研究发现上述影响效应存在鲜明的企业异质性,在融资约束更强的企业(刘行等,2019^[24])、急需更新固定资产的企业(刘啟仁等,2019^[25])以及在民营企业、小规模企业和融资约束更高的企业中具有较大的激励效应(樊勇和管淳,2020^[26])。同时也有研究表明由于企业大规模处于亏损状态以及政策宣传力度不够导致加速折旧

政策并没有促进企业投资水平增长(Cui等,2022^[27])。

不难看出,已有文献对减税与企业投资的问题关注较多,且形成了大量极具价值的研究成果,在研究问题和研究方法方面给本文提供了重要启示。虽然当前关于减税政策对企业投资影响的研究文献较丰富,但已有文献的研究并未达成一致结论,存在较大分歧。此外,现有减税政策大多集中在增值税转型改革和“营改增”等方面,鲜有文献从税制结构变迁视角研究对企业投资的影响。考虑到间接税主要包括增值税、营业税、消费税、关税、资源税以及城建税,其中随着2016年“营改增”的结束营业税正式退出历史舞台,而消费税和关税均属于中央税,资源税和城建税属于小税种,相关数据缺失严重且较难获取;而且本文研究企业固定资产投资行为,小税种对企业固定资产投资行为影响较小,如果采用2016年以后数据则只有增值税数据质量较高且较易获取,但仅采用增值税显然不足以代表间接税。鉴于此,为了保持前后统计口径一致,本文基于税负转嫁视角,采用2008—2016年286个地级及以上城市的间接税和直接税收入数据以及中国A股非金融类上市公司样本系统考察税制结构变迁下直接税和间接税比重的提升对企业固定资产投资行为的影响。

与已有研究文献相比,本文可能存在如下边际贡献:(1)现有研究主要集中在评估单个税收改革政策(增值税转型改革、“营改增”改革、固定资产加速折旧政策等)对企业固定资产投资行为的影响,因此本文从税负转嫁视角出发,试图全面揭示税制结构变迁对企业固定资产投资行为的影响。(2)通过对现有文献的系统梳理,总结出税制结构对企业固定资产投资行为的两条作用机制:现金流水平和债务融资,并进一步就税制结构变迁如何影响企业固定资产投资行为的作用机制进行检验,以期制定企业“稳投资”的政策建议提供参考。(3)从异质性的角度分析了税制结构变迁对企业固定资产投资行为的影响,并深入分析了其中的原因,丰富了税收与企业投资的研究内容。

二、理论基础与研究假说

众所周知,税收作为企业生产成本的重要组成部分,税收负担高低对企业固定资产投资行为产生了重要影响(Hall和Jorgenson,1967^[28];马海涛和朱梦珂,2021^[29])。根据一般的税收理论,增加税收负担

对企业投资行为产生了收入效应和替代效应（谭光荣等，2013^[30]）。其中，收入效应表现为当税收负担增加时，由于征税减少了企业收入水平，此时企业（尤其是大型企业）为了维持原有收入水平而增加投资的现象。替代效应则表现为当税收负担增加时，由于税负增加了企业投资的机会成本，挫伤了企业投资的积极性，进而选择用其他方式来替代投资的现象，最终引发企业减少投资。由于征税产生的收入效应促进企业投资，而替代效应则对企业投资产生抑制作用，因此征税对企业投资行为的影响最终取决于收入效应和替代效应的大小（魏天保，2018^[31]）。如果征税的收入效应大于替代效应，即收入效应占主导时，征税对企业投资行为产生促进作用；如果征税的收入效应小于替代效应，即替代效应占主导时，征税则对企业投资行为产生抑制作用。

通常而言，根据税负能否转嫁可以将税收分为直接税和间接税，其中由于间接税税负可以转嫁，税收负担的最终承担者为消费者，征收间接税并不构成企业的真实税收负担。一方面增值税作为间接税的主要税种，采用税款抵扣（销项税-进项税）模式，当抵扣环节顺畅时，企业缴纳的增值税不会给企业增加负担，增值税负担可以实现完全转嫁，故增值税对企业经营决策不会产生影响（刘怡等，2017^[32]）。另一方面，增值税税负转嫁取决于企业议价能力（童锦治等，2015^[33]），对于议价能力强的企业，特别是大型企业（上市公司）的议价能力强，增值税负担可以进行转嫁，增值税负担较轻，因此征收间接税对企业投资行为可能没有显著影响。相反，直接税由于针对所得或财产征税，例如企业所得税直接影响企业税后利润，税收负担不能转嫁，征收企业所得税减少了企业现金流水平和净利润（马海涛和朱梦珂，2021^[29]），增加了企业税收负担，降低了企业收入水平。一方面，为了维持原来的收入水平，企业不得不通过增加投资获取更多的收入，此时征收直接税表现为收入效应，提高直接税比重促进企业投资水平的增长。另一方面，直接税由于税负不能转嫁，征收直接税可能产生替代效应，此时提升直接税比重抑制了企业投资。根据上述逻辑，本文提出如下假说：

H1: 提升间接税比重对企业投资行为没有显著影响，当征税的收入效应占主导时，提升直接税比重显著促进了企业投资。

H2: 提升间接税比重对企业投资行为没有显著

影响，当征税的替代效应占主导时，提升直接税比重则显著抑制了企业投资。

征税对企业现金流水平产生了重要影响，而企业现金流水平又与企业投资行为有密切联系（Liu 和 Mao，2019^[14]）。表现为较高的现金流水平能为企业提供充足的投资资金，有效激发企业投资积极性，而较低的现金流水平则减少了企业投资资金，抑制了企业投资积极性。一方面，现金流水平与税负高低有关（李林木和汪冲，2017^[34]）。较高的税收负担降低了企业现金流水平，导致企业投资资金不足，不利于激发企业投资积极性；相反，较低的税收负担对企业现金流水平影响较小，企业投资所需资金不会因税收负担受到影响，企业投资资金能够得到保障，从而有效激发企业投资积极性。另一方面，税负水平又与税制结构密切相关。与直接税税负不能转嫁不同，间接税税负由于能够转嫁，税负最终承担者为消费者，因此征收间接税对企业现金流水平的影响受其他因素影响（马海涛和朱梦珂，2021^[29]）。相反，由于直接税税负不能转嫁，纳税人为最终的税负承担者，征收直接税增加了企业税收负担，加之企业所得税属于直接税的重要组成部分，征收企业所得税减少了企业税后利润，即通过减少企业净利润的方式影响企业现金流（樊勇等，2018^[35]）。征收直接税减少了企业现金流水平，导致企业投资所需的资金急剧减少，严重挫伤了企业投资的积极性。此时对于受融资约束较强的企业（中小型企业）而言，由于融资渠道较窄，融资较困难，企业此时可能被迫减少投资（王海等，2020^[36]）；对于受融资约束较弱的企业（大型企业）而言，由于融资渠道较宽，融资较容易，企业为了维持以往收入水平可能通过举债的方式进行融资，以此提高企业投资所需的资金，最终对企业投资产生促进作用。基于上述逻辑，本文进一步提出如下假说：

H3: 提升直接税比重在减少企业现金流的同时通过债务融资促进企业投资水平的增长。

三、研究设计

（一）模型构建

根据前文的阐述，税制结构变迁可能通过收入效应和替代效应对企业固定资产投资产生影响。为有效识别税制结构变迁对企业固定资产投资行为的因果关系，构建如下基准回归模型：

$$Invest_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Indirect_{jt} + \alpha_2 Control_{ijt} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$Invest_{it} = \beta_0 + \beta_1 Direct_{jt} + \beta_2 Control_{ijt} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中： i 代表企业， j 表示城市， t 代表年份； $Invest_{it}$ 为被解释变量，表示 i 企业第 t 年的固定资产投资； $Indirect_{jt}$ 、 $Direct_{jt}$ 为本文的核心解释变量，分别表示 j 城市第 t 年的间接税收入占税收收入的比重和直接税收入占税收收入的比重； $Control_{ijt}$ 为控制变量集合； α_0 、 β_0 为截距项； α_1 、 β_1 为间接税和直接税比重估计系数； α_2 、 β_2 为控制变量估计系数； μ_i 、 δ_t 分别表示企业固定效应、年份固定效应，控制企业层面不随时间变化的因素影响以及随着时间变化的宏观因素影响； ε_{ijt} 为随机误差项。考虑到误差项可能存在序列相关，本文将标准误差聚类到企业层面。此外，在模型（1）、模型（2）中本文主要关心 α_1 和 β_1 的估计系数，其分别刻画了提升间接税比重和直接税比重对企业固定资产投资的影响。结合本文提出的研究假说，预期 α_1 不显著，当征税的收入效应占主导时， β_1 则显著大于0；当征税的替代效应占主导时， β_1 则显著小于0。

（二）变量选择

1. 被解释变量。

本文的被解释变量为企业固定资产投资，借鉴饶品贵等（2017）^[37]的做法，选取沪深A股非金融类上市公司中购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付现金之和占企业总资产的比重（ $Invest$ ）作为企业固定资产投资的衡量指标。

2. 核心解释变量。

本文的核心解释变量为税制结构，为精确刻画税制结构变迁过程，根据税负能否转嫁将税收分为直接税和间接税，其中间接税主要指流转税，包括增值税、营业税和消费税，直接税主要指所得税和财产税。由于沪深A股上市公司中的税收数据均为应交税收，缺乏实际缴纳的税收数据，故不能准确衡量企业真实税负水平。因此，本文借鉴刘胜和冯海波（2016）^[38]的做法，选取地级及以上城市层面的间接税和直接税占税收收入比重作为税制结构变迁的衡量指标。考虑到消费税为中央税，增值税为共享税（中央与地方五五分成），营业税为地方税，因此选取增值税收入和营业税收入之和占税收收入比重

（ $Indirect$ ）作为间接税比重的衡量指标。此外，由于地级市层面财产税数据缺失较多，数据获取较困难，因此本文的直接税仅指所得税，包括企业所得税和个人所得税，并采用所得税收入占税收收入比重（ $Direct$ ）作为直接税比重的衡量指标。

3. 控制变量。

考虑到影响企业固定资产投资行为的因素众多，虽然采用双向固定效应模型能在一定程度上缓解遗漏变量造成的影响，但为了得到更加精确的估计结果，在参考已有文献的基础上进一步控制如下企业层面的变量：（1）企业规模（ $Size$ ），采用企业总资产自然对数表示。（2）总资产收益率（ ROA ），采用净利润占企业总资产的比重表示。（3）资产负债率（ $Leverage$ ），采用企业总负债与企业总资产的比重表示。（4）现金流量（ $Cash$ ），采用企业经营活动产生的现金流量净额占营业收入的比重表示。（5）企业成长性（ $Tobin-Q$ ），采用托宾Q值表示，即采用企业市场价值与资本重置成本之比表示。

此外，由于本文的税制结构数据为城市层面数据，为进一步控制城市层面因素的影响，进一步纳入如下城市层面变量：（1）地区经济发展水平（ $PGDP$ ），采用地区人均国内生产总值的自然对数表示。（2）对外开放水平（ $Open$ ），采用进出口总额占地区GDP的比重表示^①。（3）金融机构贷款规模（ $Loan$ ），采用国内金融机构年末贷款余额占地区GDP的比重表示。

（三）数据来源与描述性统计

首先，税制结构数据方面。本文采用2008—2016年286个地级及以上城市的间接税和直接税收入分别占税收收入的比重作为税制结构变迁的衡量指标，相关数据来源于CEIC中国经济数据库。其次，企业层面数据方面。本文企业层面的样本为2008—2016年沪深A股非金融类上市公司，其中企业固定资产投资、托宾Q数据来源于国泰安数据库（CSMAR），其余企业层面的控制变量数据来源于万德数据库（Wind）。最后，城市层面的控制变量数据来源于EPS数据库以及各城市统计年鉴。

为使本文的估计结果更加精确，本文对上市公司数据进行如下处理：（1）考虑到企业固定资产投资

① 由于此处进出口总额的单位为万美元，因此根据国家外汇管理局官网公布的历年《国家外汇管理局年报》中人民币对美元汇率年平均值将万美元换算成万元。

主要来自非金融企业，故剔除了金融行业的上市公司。(2) 剔除样本期间处于 ST 和 * ST 状态的公司。(3) 为排除极端值的影响，对所有变量进行上下 1%

的缩尾处理 (Winsorise)。相关变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 变量的描述性统计结果

变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Invest</i>	企业固定资产投资	12 407	0.056 5	0.054 2	0.000 0	0.602 8
<i>Indirect</i>	间接税比重	9 290	0.465 8	0.060 9	0.305 0	0.644 9
<i>Direct</i>	直接税比重	9 290	0.182 0	0.060 1	0.071 0	0.328 8
<i>Size</i>	企业规模	12 410	21.883 6	1.213 3	19.311 2	25.283 0
<i>ROA</i>	总资产收益率	12 410	0.040 2	0.052 9	-0.180 4	0.190 5
<i>Leverage</i>	资产负债率 (%)	12 411	44.065 0	22.144 3	4.646 3	97.323 1
<i>Cash</i>	现金流量 (%)	12 400	8.437 5	19.900 9	-81.070 0	70.985 0
<i>Tobin-Q</i>	托宾 Q 值	12 411	2.149 3	1.428 7	0.942 9	9.614 1
<i>PGDP</i>	人均 GDP	12 361	11.056 1	0.561 7	9.585 6	12.028 2
<i>Open</i>	对外开放水平	8 928	0.540 9	0.694 5	0.011 0	2.669 5
<i>Loan</i>	金融机构贷款规模	11 708	1.343 1	0.617 4	0.353 6	3.144 2

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果分析

为了准确识别税制结构变迁对企业固定资产投资行为的因果关系，首先对基准回归模型 (1)、(2) 进行估计，表 2 报告了相关的估计结果。其中列 (1)、(3)、(5) 为间接税的估计结果；列 (2)、(4)、(6) 为直接税的估计结果。从中可以看到，无论是否加入企业层面控制变量或是城市层面控制变

量，间接税比重估计系数虽然为负，但均不显著；直接税比重估计系数则均显著为正，且均通过了 1% 的显著性水平检验。这说明提高间接税比重对企业固定资产投资没有显著影响，提高直接税比重则显著促进了企业固定资产投资水平的增长，表明征收直接税主要产生了收入效应，企业为了维持原有收入水平不得不增加固定资产投资，从而促进了固定资产投资水平的增长，验证了前文提出的假说 H1。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Indirect</i>	-0.012 5 (0.015 8)		-0.012 7 (0.015 6)		-0.003 0 (0.018 5)	
<i>Direct</i>		0.096 9*** (0.030 0)		0.091 4*** (0.029 3)		0.103 9*** (0.035 3)
<i>Size</i>			0.007 8*** (0.002 7)	0.007 6*** (0.002 6)	0.011 4*** (0.003 3)	0.011 3*** (0.003 3)
<i>ROA</i>			0.081 5*** (0.016 2)	0.081 3*** (0.016 2)	0.065 4*** (0.017 1)	0.065 6*** (0.017 1)
<i>Leverage</i>			-0.000 0 (0.000 1)	-0.000 0 (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)
<i>Cash</i>			0.000 1* (0.000 0)	0.000 1** (0.000 0)	0.000 1* (0.000 0)	0.000 1* (0.000 0)
<i>Tobin-Q</i>			0.001 5* (0.000 8)	0.001 5* (0.000 8)	0.002 7*** (0.001 0)	0.002 6*** (0.001 0)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PGDP</i>					-0.001 5 (0.009 4)	-0.004 9 (0.009 5)
<i>Open</i>					-0.000 9 (0.006 9)	-0.002 1 (0.006 8)
<i>Loan</i>					-0.003 9 (0.005 2)	-0.003 5 (0.005 2)
常数项	0.065 6*** (0.007 4)	0.042 2*** (0.005 5)	-0.110 5* (0.057 0)	-0.129 0** (0.057 3)	-0.168 8 (0.121 0)	-0.149 2 (0.120 4)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	9 225	9 225	9 216	9 216	7 900	7 900
<i>R</i> ²	0.545 0	0.545 8	0.550 3	0.551 0	0.573 3	0.574 0

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上通过了系数显著性检验，括号内数值为聚类稳健性标准误。下同。

(二) 稳健性分析

1. 替换变量。

首先，替换被解释变量。前文所有估计均采用企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金占企业总资产的比重 (*Invest*) 作为企业固定资产投资的衡量指标。为验证估计结果的稳健性，借鉴许伟和陈斌开 (2016)^[12] 的做法，进一步采用企业净投资，即企业购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金扣除处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额占企业总资产的比重 (*Invest_2*) 作为企业固定资产投资的替代指标进行稳健性检验，相关估计结果见表3列(1)、列(2)。从中不难发现，间接税比重估计系数不显著，直接税比重估计系数显著为正，与基准估计结果一致，说明估计结果稳健。其次，替换核心解释变量。与前文估计采用比重不同，为验证估计结果稳健性，进一步采用间接税和直接税负担作为衡量指标，即分别采用增值税和

营业税之和 (取对数) (*Indirect_2*)、企业所得税和个人所得税之和 (取对数) (*Direct_2*) 作为间接税和直接税负担的衡量指标，相关估计结果见表3列(3)、列(4)。可以看到，估计系数与基准估计结果一致，说明即便采用税收负担作为衡量指标，估计结果依然稳健。

2. 更换时间窗口。

考虑到2013年以后地级市层面税收数据缺失较多，加之2013年开启了“金税三期工程”试点^①、2014年进行了固定资产加速折旧税收优惠政策试点以及2016年5月1日全面推行“营改增”，为尽量避免上述税收改革政策对估计结果的影响，本文将时间窗口锁定在2008—2012年，相关结果见表3中列(5)、列(6)。其中间接税比重估计系数不显著，直接税比重估计系数则依然显著为正，说明本文的研究结论没有受上述税收政策影响。

表3 稳健性检验估计结果 (一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Invest_2</i>	<i>Invest_2</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>Indirect</i>	-0.011 1 (0.025 2)				-0.001 2 (0.019 8)	
<i>Direct</i>		0.091 7** (0.037 3)				0.078 1* (0.041 5)

① 金税工程是经国务院批准的国家级电子政务工程，是国家电子政务“十二金”工程之一，是税收管理信息系统的总称。在金税一期和二期基础上，2013年在广东、山东、河南、山西、内蒙古、重庆6个省份进行金税三期试点。

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Invest_2</i>	<i>Invest_2</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>Indirect_2</i>			-0.000 3 (0.006 1)			
<i>Direct_2</i>				0.009 6* (0.004 9)		
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	7 835	7 835	7 900	7 900	5 812	5 812
R^2	0.562 9	0.563 6	0.573 3	0.573 7	0.621 6	0.621 9

3. 更换估计样本。

考虑到企业固定资产投资主要来自制造业企业，为检验估计结果的稳健性，此处只保留制造业企业样本进行估计，相关估计结果见表4中列(1)、列(2)。从中可以看到，即便只采用制造业企业样本进行估计，间接税比重估计系数依旧不显著，而直接税比重估计系数则显著为正，再次表明估计结果稳健。

4. 加入行业-年份交互固定效应。

虽然前文的估计结果均控制了年份固定效应和企业固定效应，可以在一定程度上缓解遗漏变量问题，但考虑到行业层面可能存在随着时间变动的不可观测因素同时对税制结构和企业固定资产投资产生影响，从而产生“伪回归”问题。因此为消除行业层面随时间变动的不可观测因素的影响，进一步在控制年份固定效应和企业固定效应的基础上加入行业-年份交互固定效应进行估计，估计结果见表4列(3)、列(4)。从中可以发现，加入行业-年份交互固定效应后间接税比重估计系数依旧不显著，而直接税比重估

计系数则显著为正，说明本文的估计结果稳健，研究结论没有受到行业层面周期性波动因素的影响。

5. 考虑内生性问题。

虽然本文税制结构采用城市层面数据，固定资产投资采用企业层面数据，能缓解双向因果问题，但仍不能完全消除内生性。为更加精准地识别税制结构变迁对企业固定资产投资的因果关系，本文选用滞后一期的直接税比重和滞后一期的间接税比重作为工具变量，并采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计，相关估计结果见表4列(5)、列(6)。从中可以看出，考虑内生性问题后本文的研究结论依然成立。此外，本文还采用多种检验来验证工具变量的有效性。首先，在1%的显著性水平上Kleibergen-Paap rk LM统计量显著，说明不存在“工具变量识别不足”的问题；其次，Kleibergen-Paap rk Wald F统计量显示不存在“工具变量弱识别”的问题。上述检验结果充分说明工具变量有效，不存在工具变量识别不足与工具变量弱识别问题，估计结果准确可靠。

表4 稳健性检验估计结果(二)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
<i>Indirect</i>	-0.007 0 (0.025 1)		-0.006 8 (0.018 5)		0.028 5 (0.140 4)	
<i>Direct</i>		0.103 5** (0.044 2)		0.096 2*** (0.034 9)		0.297 0* (0.175 2)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>	<i>Invest</i>
行业-年份固定效应	N	N	Y	Y	N	N
Kleibergen-Paap rk LM 统计量					46.172 *** [0.000]	51.692 *** [0.000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量					37.572 {16.38}	51.972 {16.38}
观测值	4 738	4 738	7 886	7 886	6 199	6 199
R^2	0.542 8	0.543 7	0.584 4	0.585 0	0.032 8	0.038 1

注：小括号内数值为聚类稳健标准误，中括号内数值为 P 值，大括号内数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上临界值。

(三) 异质性分析

1. 企业规模异质性分析。

考虑到不同规模大小的企业在融资难易程度方面存在差异，通常而言大型企业抵抗风险能力较强，获取投资所需资金的难度较低，而中小型企业由于抵抗风险能力较弱，融资较为困难，大型企业投资机会成本小于中小型企业，因此对大型企业和中小型企业征税产生的影响效应可能也存在明显差别。为考察不同规模企业对估计结果的影响，将样本分为大型企业和中小型企业两组分别进行估计。表 5 报告了相关估计结果，从中可以发现，间接税比重估计系数在大型企业和中小型企业中均不显著，直接税比重估计系数在大型企业中显著为正，在中小型企业则不显著。这说明提升间接税比重对企业固定资产投资没有显著影响，与基准回归结果一致，而提升直接税比重显著促进了大型企业固定资产投资水平增长，但对中小型企业没有显著影响，表明征收直接税在大型企业中产生了收入效应。正如前文所述，由于大型企业在抵抗风险能力方面明显强于中小型企业，使得其获取资金的难易程度明显低于中小型企业（Beck 和 Demircukunt, 2006^[39]），因此大型企业投资机会成本小，征收直接税主要产生了收入效应。

表 5 企业规模异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	大型企业	大型企业	中小型企业	中小型企业
<i>Indirect</i>	0.022 0 (0.019 5)		-0.055 5 (0.048 1)	
<i>Direct</i>		0.133 0 *** (0.037 5)		-0.047 4 (0.081 7)
控制变量	Y	Y	Y	Y

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	大型企业	大型企业	中小型企业	中小型企业
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	6 775	6 775	1 035	1 035
R^2	0.577 4	0.578 5	0.597 3	0.591 4

2. 所有制异质性分析。

考虑到国有企业和民营企业在融资难易程度、享受税收优惠政策等方面存在明显差异，本文进一步将样本分为国有企业和民营企业两组分别进行估计，相关估计结果见表 6。从中不难发现，间接税比重估计系数无论在国有企业还是民营企业均不显著，直接税比重估计系数在国有企业显著为正，但在民营企业则没有显著影响，说明提升直接税比重显著促进了国有企业固定资产投资。可能是由于国有企业享受的优惠政策（财政补贴、税收返还等）较多，虽然征收直接税减少了企业收入水平，但与民营企业相比，国有企业融资渠道较宽，而且有国有金融机构支持，银行信贷资金向国有企业倾斜，使得国有企业受到的融资约束程度较弱（Lin 和 Tan, 1999^[40]），因此企业投资的机会成本小，故对国有企业征收直接税主要表现为收入效应，提高直接税比重显著促进了国有企业固定资产投资。相反，民营企业通常规模较小，企业融资渠道较窄，加上民营企业呈现出“融资难、融资贵”的特征（梅冬州等, 2021^[41]），较难获得投资所需资金，因此民营企业投资机会成本高，使得其更倾向于通过其他方式来替代投资，故提高直接税比重对民营企业固定资产投资没有显著影响。

表6 所有制异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	国有企业	民营企业	民营企业
<i>Indirect</i>	0.037 1 (0.024 5)		-0.028 8 (0.030 6)	
<i>Direct</i>		0.159 5*** (0.047 0)		0.063 7 (0.061 1)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	3 689	3 689	3 398	3 398
R^2	0.561 5	0.563 3	0.585 0	0.585 0

3. 融资约束程度异质性分析。

通常而言,企业融资约束程度的差异对企业固定资产投资行为有重要影响。当企业融资约束程度较低时,企业更多依靠自有经营活动来满足自身的融资需求;当企业融资约束程度较高时,企业需要借助外部力量进行融资。因此为考察融资约束程度差异对估计结果的影响,进一步构造融资约束程度指标进行估计。由于当前关于融资约束程度的指标缺乏统一标准,借鉴张杰等(2012)^[42]的做法,构建企业现金流指标来衡量企业的融资约束程度,具体指标如下:

$$Finance_{it} = (Profit_{it} + Depreciation_{it}) / Asset_{it} \quad (3)$$

其中: $Profit_{it}$ 表示*i*企业第*t*年的利润总额, $Depreciation_{it}$ 表示*i*企业第*t*年的折旧总额, $Asset_{it}$ 表示*i*企业第*t*年的总资产。如果 $Finance_{it}$ 的值越高,表示企业现金流水平较高,面临的融资约束程度较低;相反,如果 $Finance_{it}$ 的值越低,则表示面临的融资约束程度较高。

根据构建的融资约束指标的中位数(0.067 2),将中位数及以上企业划分为低融资约束组,将中位数以下企业划分为高融资约束组分别进行估计,其中表7列(1)、列(2)为融资约束程度较高样本组的估计结果,列(3)、列(4)为融资约束程度较低样本组的估计结果。通过列(1)、列(3)的估计结果可知,间接税比重估计系数均不显著,说明提升间接税比重对企业固定资产投资行为的影响与企业融资约束程度无关。进一步观察列(2)、列(4)的估计结果可以发现,直接税比重的估计系数均显著为正,且在融资约束程度较低的企业,提升直接税比重对企业固定资产投资行为有更强的促进作用。可能是由于融资

约束程度低的企业,现金流水平较高,融资渠道较宽,较易获取投资所需资金,征税产生的投资机会成本小,因此在融资约束程度较低的企业征收直接税产生的促进效应更大(付文林和赵永辉,2014^[43])。相反,融资约束程度较高的企业,现金流相对不足,融资渠道较窄,较难获取投资所需资金,征税产生的投资机会成本高,企业可能选择其他方式来替代投资,因而征收直接税对企业固定资产投资的促进效应小。

表7 融资约束程度异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	融资约束程度高	融资约束程度高	融资约束程度低	融资约束程度低
<i>Indirect</i>	-0.023 2 (0.027 6)		0.016 1 (0.026 4)	
<i>Direct</i>		0.137 9*** (0.048 0)		0.222 4*** (0.049 7)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	3 640	3 640	3 847	3 847
R^2	0.585 5	0.587 0	0.600 0	0.603 5

五、作用机制检验

(一) 模型构建

通过前文的实证分析发现提高直接税比重显著促进了企业固定资产投资水平的增长,而提高间接税比重则对企业固定资产投资没有显著影响。基于前文提出的假说H3,本文认为由于间接税税负可以转嫁,征收间接税对企业现金流水平的影响较小,因此对企业固定资产投资没有显著影响;相反,由于直接税税负不能转嫁,征收直接税减少了企业现金流水平,因此降低了企业收入,为了保持收入水平不变,企业不得不通过增加固定资产投资获取更多收入,表现为提高直接税比重显著促进了企业固定资产投资增长。此外,企业征税减少了现金流水平,此时企业可能通过债务融资来满足投资所需资金,因而促进了企业固定资产投资水平的增长。为了验证上文提出的假说H3,进一步构建如下回归模型:

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Direct_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: M_{it} 为中间机制变量,分别选取现金流量和债务融资两个变量,其中现金流量采用企业经营活动产

生的现金流量净额占营业收入的比重 (*Cash*) 作为衡量指标; 债务融资变量选取企业短期借款和长期借款之和占期末总资产的比重 (*Debt*) 作为衡量指标, 其余变量含义与基准回归模型 (1)、模型 (2) 相同, 此处不再赘述。

(二) 估计结果分析

表 8 报告了作用机制检验的估计结果。其中列 (1)、列 (2) 分别为提升间接税和直接税比重对企业现金流水平的估计结果, 列 (3)、列 (4) 分别为提升间接税和直接税比重对债务融资的估计结果。从中不难发现, 间接税比重估计系数均不显著, 表明提升间接税比重对企业现金流水平和债务融资没有产生显著影响, 而直接税比重估计系数则分别显著为负和显著为正, 表明提升直接税比重显著抑制了企业现金流水平, 同时显著促进了债务融资水平的增加, 说明征收直接税减少了企业现金流, 现金流水平的降低激发企业通过债务融资的方式为固定资产投资融资, 从而促进了固定资产投资水平增长, 验证了前文提出的假说 H3。

表 8 作用机制检验的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Cash</i>	<i>Cash</i>	<i>Debt</i>	<i>Debt</i>
<i>Indirect</i>	5.399 8 (5.523 2)		-0.010 8 (0.039 4)	
<i>Direct</i>		-23.076 0* (12.194 0)		0.135 5* (0.077 6)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	9 027	9 027	4 797	4 797
<i>R</i> ²	0.481 0	0.481 2	0.835 7	0.836 0

六、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文利用 2008—2016 年沪深 A 股非金融类上市公司作为研究样本, 基于税负转嫁视角探讨了税制结构变迁对企业固定资产投资的影响, 并进行了一系列的稳健性检验和作用机制分析, 得到以下主要研究结论:

第一, 提升间接税比重对企业固定资产投资没有显著影响, 而提升直接税比重则显著促进了企业固定

资产投资。本文在考虑更换变量、变换时间窗口、更换估计样本、加入行业-年份交互固定效应以及内生性问题情况下, 该研究结论依然成立。

第二, 通过企业规模异质性分析发现, 提升直接税比重对企业固定投资的促进作用主要来自大型企业, 其可能原因是大型企业抗风险能力和融资渠道较宽, 投资机会成本小。通过所有制异质性分析发现, 直接税比重的提升显著促进了国有企业固定资产投资, 其可能原因是国有企业享受的优惠政策较多, 与民营企业相比融资成本较低, 加上信贷资源向国有企业倾斜, 使得国有企业投资机会成本小, 从而在国有企业中产生了收入效应。通过融资约束程度异质性分析发现, 提升直接税比重对企业固定资产投资的促进作用主要来自融资约束程度较低的企业。其可能原因是融资约束程度较低的企业现金流水平高, 企业有较多投资所需资金, 因而征税主要产生了收入效应。

第三, 作用机制检验的分析结果表明, 提升直接税比重可以通过企业现金流水平和债务融资作用于企业固定资产投资。表现为直接税比重的提升降低了企业现金流水平, 同时通过增加债务融资来满足企业投资所需资金, 进而促进企业固定资产投资的增长。

(二) 政策建议

本文的研究结论对于决策制定者制定相关政策具有一定的参考价值, 结合本文的理论分析和实证研究结果得到如下三点政策建议:

第一, 简并增值税税率档次, 加大个人所得税征管力度和税法宣传力度, 进一步优化当前税制结构。长期以来, 我国税制结构呈现出“间接税为主、直接税为辅”的格局, 虽然间接税为主的税制结构有利于筹集财政收入, 但一方面间接税容易扭曲价格, 不利于提高资源配置效率, 另一方面本文的研究结论显示, 提升间接税比重不能有效促进企业固定资产投资增长。因此, 在当前结构性减税的背景下, 应进一步优化税制结构。在确保所有行业税负“只降不升”的前提下可以考虑适当简并增值税税率档次, 将高档税率与低档税率合并, 向三档税率并两档税率的目标迈进, 以此降低间接税比重。同时, 加大直接税, 特别是个人所得税偷逃税行为的打击力度, 依托信息化手段 (金税三期工程) 加强对个人所得税的源泉管控, 并在此基础上制定完善的偷逃税处罚措施, 减少个人所得税偷逃税行为。此外, 加大个人所得税法宣传力度, 推进税法宣传常态化, 让民众对税法政策有

更加深入的了解和认识,提高民众纳税意识和纳税遵从度,以此提高直接税比重,从而构建一套有利于企业“稳投资”的税制结构体系。

第二,降低民营企业贷款利率,建立民营金融机构并适当放宽再贷款条件,解决民营企业“融资难、融资贵”问题。如何有效解决民营企业“融资难、融资贵”问题直接关乎企业“稳投资”目标的实现。民营企业在融资来源方面受到诸多限制,当前国有商业银行的金融服务对民营企业“包容性不足”,得到的融资便利政策较少,相关政策更多倾向国有企业。因此,下一步应加大国有商业银行对民营企业的信贷支持力度,进一步优化信贷结构,在此基础上降低民营企业贷款利率,解决民营企业“融资贵”的问题。同时,可以考虑建立民营金融机构,加大对民营金融机构的政策和资金扶持力度,并适当放宽再贷款条件,简化信贷审批权限和审批程序,拓宽民营企业融资渠道,解决民营企业“融资难”的问题,助推企业实现“稳投资”的目标。

第三,全面推行股票发行注册制,大力发展债券市场和多层次资本市场,提高直接融资规模比例。直接融资是我国企业融资的重要渠道,当前我国资本市场尚不发达,直接融资和间接融资比例关系不尽合理。在直接融资规模比例较低的情况下,应全面推行股票发行注册制,提高企业上市效率和信息披露质

量,加大信息披露违法行为处罚力度,让更多的优质企业能够获得融资机会,进一步拓宽直接融资渠道。同时推进债券市场发展,包括推动债券产品市场多样化建设,适度降低债券市场融资门槛,完善企业债券融资环境,提高企业债券融资规模,丰富直接融资工具。此外,大力发展多层次资本市场,尽快完善创业板市场、小额资本市场和风险资本市场,增强企业融资便利性,进一步提高直接融资规模比例,增加企业固定资产投资所需资金,有效激发企业投资积极性,实现经济平稳健康发展。

(三) 局限与展望

企业固定资产投资问题一直是学术界关注的焦点,由于影响企业固定资产投资行为的因素众多,不可避免地存在遗漏变量问题,为本文准确识别税制结构变迁对企业固定资产投资行为的因果关系带来挑战。结合本文的研究还有如下两方面问题需要进一步扩展:一是寻找外生冲击政策,借助外生冲击政策识别税制结构变迁对企业固定资产投资行为的影响,从而有效解决模型中可能存在的内生性问题。二是现有税制结构研究大多使用省市等地区层面数据,在确保数据质量的情况下未来可以考虑使用企业微观层面数据,通过使用微观数据从企业层面进一步解释税制结构变迁如何影响企业固定资产投资行为的内在机制。

参考文献

- [1] 张克中,欧阳洁,李文健. 缘何“减税难降负”:信息技术、征税能力与企业逃税[J]. 经济研究, 2020(3): 116-132.
- [2] Devereux M. Tax Asymmetries, the Cost of Capital and Investment: Some Evidence from United Kingdom Panel Data [J]. The Economic Journal, 1989, 99(395): 103-112.
- [3] Auerbach A J, Hassett K, Sodersten J. Taxation and Corporate Investment: The Impact of the 1991 Swedish Tax Reform [J]. Swedish Economic Policy Review, 1995, 2(2): 361-383.
- [4] Vergara R. Taxation and Private Investment: Evidence for Chile [J]. Applied Economics, 2010, 42(6): 717-725.
- [5] Yagan D. Capital Tax Reform and the Real Economy: The Effects of the 2003 Dividend Tax Cut [J]. The American Economic Review, 2015, 105(12): 3531-3563.
- [6] Zwick E, Mahon J. Tax Policy and Heterogeneous Investment Behavior [J]. The American Economic Review, 2017, 107(1): 217-248.
- [7] Hassett K A, Metcalf G E. Investment with Uncertain Tax Policy: Does Random Tax Policy Discourage Investment [J]. The Economic Journal, 1999, 109(457): 372-393.
- [8] Albertus J F, Glover B, Levine O. Foreign Investment of US Multinationals: The Effect of Tax Policy and Agency Conflicts [J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144(1): 298-327.
- [9] Auerbach A J, Hassett K. Tax Policy and Business Fixed Investment in the United States [J]. Journal of Public Economics, 1992, 47(2): 141-170.
- [10] Chirinko R S, Fazzari S M, Meyer A P. How Responsive Is Business Capital Formation to Its User Cost? An Exploration with Micro Data [J]. Journal of Public Economics, 1999, 74(1): 53-80.
- [11] 聂辉华,方明月,李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J]. 管理世界, 2009(5): 17-24, 35.
- [12] 许伟,陈斌开. 税收激励和企业投资——基于2004—2009年增值税转型的自然实验[J]. 管理世界, 2016(5): 9-17.

- [13] 申广军, 陈斌开, 杨汝岱. 减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究 [J]. 经济研究, 2016 (11): 70-82.
- [14] Liu Y, Jie M. How Do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-level Evidence from China [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2019, 11 (3): 261-291.
- [15] Chen Z, Jiang X, Liu Z, Serrato J C S, Xu D. Tax Policy and Lumpy Investment Behavior: Evidence from China's VAT Reform [R]. NBER Working Paper, No. 26336, 2019.
- [16] 汪德华. 差异化间接税投资抵扣能改善企业投资结构吗? ——来自中国 2009 年增值税转型改革的经验证据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016 (11): 41-58.
- [17] 陈焯, 张欣, 寇恩惠, 刘明. 增值税转型对就业负面影响的 CGE 模拟分析 [J]. 经济研究, 2010 (9): 29-42.
- [18] Cai J, Harrison A. The Value-added Tax Reform Puzzle [R]. NBER Working Paper, No. 17532, 2011.
- [19] 范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角 [J]. 经济研究, 2017 (2): 82-95.
- [20] 刘建民, 唐红李, 吴金光. 营改增全面实施对企业盈利能力、投资与专业化分工的影响效应——基于湖南省上市公司 PSM-DID 模型的分析 [J]. 财政研究, 2017 (12): 75-88.
- [21] 钱晓东. 基于融资约束视角的“营改增”政策与企业投资效率分析 [J]. 商业研究, 2018 (9): 36-44.
- [22] Maffini G, Xing J, Devereux M P. The Impact of Investment Incentives: Evidence from UK Corporation Tax Returns [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2019, 11 (3): 361-389.
- [23] Fan Z, Liu Y. Tax Compliance and Investment Incentives: Firm Responses to Accelerated Depreciation in China [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2020, 176: 1-17.
- [24] 刘行, 叶康涛, 陆正飞. 加速折旧政策与企业投资——基于“准自然实验”的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2019 (1): 213-234.
- [25] 刘敏仁, 赵灿, 黄建忠. 税收优惠、供给侧改革与企业投资 [J]. 管理世界, 2019 (1): 78-96, 114.
- [26] 樊勇, 管淳. 加速折旧税收优惠政策对企业投资的激励效应 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (8): 3-13.
- [27] Cui W, Hicks J, Xing J. Cash on the Table? Imperfect Take-up of Tax Incentives and Firm Investment Behavior [J]. Journal of Public Economics, 2022, 208: 104632.
- [28] Hall R E, Jorgenson D W. Tax Policy and Investment Behavior [J]. The American Economic Review, 1967, 57 (3): 391-414.
- [29] 马海涛, 朱梦珂. 税收负担对企业固定资产投资的影响——基于税种差异视角的研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2021 (11): 4-22.
- [30] 谭光荣, 曹燕萍, 唐明. 税收学 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2013: 55.
- [31] 魏天保. 税收负担、税负结构与企业投资 [J]. 财经论丛, 2018 (12): 28-37.
- [32] 刘怡, 侯思捷, 耿纯. 增值税还是企业所得税促进了固定资产投资——基于东北三省税收政策的研究 [J]. 财贸经济, 2017 (6): 5-16, 114.
- [33] 童锦治, 苏国灿, 魏志华. “营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究 [J]. 财贸经济, 2015 (11): 14-26.
- [34] 李林木, 汪冲. 税费负担、创新能力与企业升级——来自“新三板”挂牌公司的经验证据 [J]. 经济研究, 2017 (11): 119-134.
- [35] 樊勇, 李昊楠, 蒋玉杰. 企业税负、税收凸显性与企业固定资产投资 [J]. 财贸经济, 2018 (12): 49-61.
- [36] 王海, 吴梦萱, 尹俊雅. 地区金融机构与僵尸企业——基于城商行设立的准自然实验 [J]. 统计研究, 2021 (3): 58-70.
- [37] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究 [J]. 世界经济, 2017 (2): 27-51.
- [38] 刘胜, 冯海波. 税制结构与消费外溢: 跨国证据 [J]. 中国工业经济, 2016 (6): 22-38.
- [39] Beck T, Demircuc-Kunt A. Small and Medium-Size Enterprises: Access to Finance as a Growth Constraint [J]. Journal of Banking & Finance, 2006, 30 (11): 2931-2943.
- [40] Lin J Y, Tan G. Policy Burdens, Accountability, and the Soft Budget Constraint [J]. The American Economic Review, 1999, 89 (2): 426-431.
- [41] 梅冬州, 温兴春, 吴婭. 财政扩张、信用违约和民营企业融资困境 [J]. 经济研究, 2021 (3): 116-131.
- [42] 张杰, 芦哲, 郑文平, 陈志远. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入 [J]. 世界经济, 2012 (10): 66-90.
- [43] 付文林, 赵永辉. 税收激励、现金流与企业投资结构偏向 [J]. 经济研究, 2014 (5): 19-33.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

中国央行沟通稳定外汇市场的效果研究

——基于语义相似度的分析

A Study on the Effectiveness of PBOC's Communication in Stabilizing the Foreign Exchange Market: An Analysis Based on Semantic Similarity

郭豫媚 董芳园 郭俊杰 苗珊

GUO Yu-mei DONG Fang-yuan GUO Jun-jie MIAO Shan

[摘要] 中国的央行沟通不仅用于引导货币政策预期和宏观经济预期,还发挥着稳定汇率的作用。然而,相比于央行沟通影响利率和股价的研究,针对汇率的研究仍然较少。本文使用 EGARCH 模型研究了中国人民银行货币政策执行报告语义相似度对汇率波动的影响,试图检验央行沟通在稳定汇率方面的成效。本文实证研究表明,央行沟通语义相似度的提高会加剧汇率波动。这是因为,央行沟通语义相似度越高,央行释放的新信息就越少,从而会阻碍预期引导、加剧市场分歧,最终引起市场波动。分主题文本语义相似度研究得到了类似的结论。进一步地,本文还发现了央行沟通语义相似度对汇率稳定的影响存在非线性特征,即当期或上一期语义相似度越高,语义相似度的提高对汇率波动的影响会越大。异质性分析表明,央行沟通语义相似度对汇率的影响在汇率升贬值以及近期是否实施过货币政策操作的情况下均表现出显著的异质性。最后,本文对如何完善和实践央行沟通提出了政策建议。

[关键词] 央行沟通 语义相似度 汇率波动 货币政策工具

[中图分类号] F822.2 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0030-11

Abstract: The People's Bank of China's communications are not only used to guide monetary policy expectations and macroeconomic expectations, but also play a role in stabilizing the exchange rate. However, the existing literature on central bank communication has focused more on interest rates and stock markets and less on exchange rates. This paper investigates the impact of semantic similarity of PBOC's monetary policy implementation report on the foreign exchange market using the EGARCH model and tries to answer whether central bank communication can be a new tool for monetary policy in China. It is found that an increase in semantic similarity of central bank communication exacerbates exchange rate volatility. This is because the higher the semantic similarity of central bank communication, the less new information is released by the central bank, which will hinder expectation guidance, intensify market disagreement, and ultimately cause market volatility. A sub-topic study of textual semantic similarity yields similar findings. Further, the paper also finds nonlinear and heterogeneous effects of semantic similarity of central bank communication. The higher the semantic similarity in the current or previous period, the greater the impact of increased semantic similarity on exchange rate volatility. Heterogeneity analysis shows that the impact of semantic similarity of central bank communication on exchange rates shows significant heterogeneity both in terms of exchange rate appreciation and depreciation and whether monetary policy has changed recently. Finally, the paper provides policy recommendations on how to improve and practice central bank communication.

Key words: Central bank communication Semantic similarity Exchange rate volatility Monetary policy tool

[收稿日期] 2022-05-20

[作者简介] 郭豫媚,女,1989年4月生,中央财经大学金融学院副教授,研究方向为预期管理、宏观金融;董芳园,女,1998年5月生,中国人民大学应用经济学院硕士研究生,研究方向为宏观经济政策;郭俊杰,男,1992年8月生,中央财经大学金融学院讲师,研究方向为货币政策、宏观金融;苗珊,女,1993年3月生,北京工商大学经济学院讲师,研究方向为国际金融。本文通讯作者为郭俊杰,联系方式为 junjiao@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“中国货币政策预期管理效果的定量评估:模型仿真与指标体系构建”(项目编号:72273159);国家自然科学基金项目“中国财政政策空间对财政政策有效性的影响:实证分析与模型仿真”(项目编号:72103216);中央高校基本科研业务费专项资金和中央财经大学科研创新团队支持计划;北京工商大学青年教师科研启动基金资助项目(项目编号:QNJJ2021-44)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

中国的央行沟通并不局限于引导货币政策预期和宏观经济预期，还在汇率稳定中发挥着重要的作用。2003年第一季度《中国货币政策执行报告》指出，要“深入分析汇率决定因素，通过公开市场操作等措施维护人民币汇率的基本稳定，同时对外发布有关信息，引导市场预期。”近年来，中国人民银行又多次重申了央行沟通在稳定汇率方面的重要性。2018年第二季度《中国货币政策执行报告》指出，中国人民银行“及时主动发声，引导市场预期。通过多种方式加强与市场沟通，6月19日和7月3日，在股市、汇市出现较大波动时，主动发声稳定市场预期。”2021年第二季度《中国货币政策执行报告》指出，要“以我为主，把握好内部均衡和外部均衡的平衡。深化汇率市场化改革，增强人民币汇率弹性，加强预期管理，发挥汇率调节宏观经济和国际收支自动稳定器作用。”易纲（2022）^[1]在党的二十大报告辅导读本中发表《建设现代中央银行制度》一文，再次强调“完善以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度，有效管理和引导市场预期。”

然而，已有的央行沟通文献更加关注对利率和股票市场的研究（张强和胡荣尚，2014^[2]；吴国培和潘再见，2014^[3]；王博和刘翀，2016^[4]；邹文理等，2020^[5]；姜富伟等，2021^[6]），对汇率的研究相对较少。结合中国外汇市场的特点有必要针对央行沟通对汇率的影响进行单独的研究。一方面，由于资本管制和外汇市场干预，人民币汇率仍然偏离利率平价所描述的均衡状态（金中夏和陈浩，2012^[7]；肖立晟和刘永余，2016^[8]；谭小芬和高志鹏，2017^[9]）。基于此，利率和汇率之间并没有形成完全的联动，央行沟通对利率和股票产生的影响并不能简单地推演到对汇率的影响。另一方面，在多目标的货币政策体系下，为了更高效地实现多重目标，需要协调运用多种货币政策工具，这就要求首先明确货币政策工具对不同金融变量、不同市场和不同目标产生的潜在影响。因此，研究央行沟通对外汇市场的影响不仅有助于弥补已有文献的不足，而且对于完善货币政策调控具有现实意义。

本文通过研究中国央行沟通语义相似度对汇率波动的影响，试图检验央行沟通在稳定汇率方面的成效，并在此基础上为改善央行沟通提供政策建议。本

文使用2006年第三季度至2018年第四季度中国人民银行货币政策执行报告，构建了语义相似度指标度量当期货币政策执行报告与前一期报告的相似性，并运用EGARCH方法检验了语义相似度对汇率波动的影响。已有研究通常会同时考虑中国人民银行所有沟通方式，而本文仅考虑了中国人民银行货币政策执行报告。这样做的理由在于，货币政策执行报告是目前中国人民银行的沟通中最受市场关注的沟通，也是执行频率最高和内容最丰富、全面的沟通之一。因此，货币政策执行报告是否是一种有效的沟通方式和合适的货币政策工具，在很大程度上就决定了央行沟通是否应当作为中国货币政策的工具。

本文主要考察央行沟通对外汇市场的波动而非水平值的影响，其原因主要有三点。一是，货币金融政策的重要功能之一是熨平波动，而中国人民银行在外汇市场的目标主要是保持汇率稳定，而非促进人民币升值或贬值。例如，2015年第四季度《货币政策执行报告》中指出，下一阶段的货币政策调控思路包括“保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定”。二是，中国人民银行历来重视通过央行沟通实现汇率稳定。例如，2018年第三季度《中国货币政策执行报告》指出，“为稳定市场预期，维护外汇市场平稳运行，中国人民银行采取了一系列有针对性的措施，包括加强与市场沟通、重启远期售汇风险准备金政策等。”三是，由于可信度和央行信誉的缘故，央行沟通更适合用于稳定市场波动。传统货币政策工具中的公开市场操作具有高度灵活性，央行可以随时依据市场情况买入或卖出，甚至可以通过灵活的买卖来纠正政策力度。与此不同的是，央行沟通能够起作用的前提是央行具有良好的信誉，市场认为央行沟通是可信的。因此，央行沟通不能像传统货币政策那样任意调转方向，否则可能损害央行的信誉。基于上述特征，央行沟通不适合像传统货币政策工具那样以单方向的改变市场为操作目标，更适合作为降低波动、稳定市场的一种手段。正因如此，央行沟通和传统货币政策工具各有所长，具有明显的互补性，也是央行沟通有理由被纳入货币政策工具箱的重要原因。

本文研究发现，央行沟通语义相似度的提高会显著加剧汇率波动。通过加入文本语调、货币政策操作、宏观经济数据的新闻发布、汇率改革、美联储货币政策和美国宏观经济数据发布等控制变量后，结果依然成立，表明信息机制在中国央行沟通中起着重要的作用。央行沟通语义相似度可能通过信息机制和不

确定性机制起作用。信息机制之下，语义相似度越低，说明央行发布的文本内容与之之前文本差异较大，提供的新信息较多。因此，央行提供的新信息将作为公共信息影响市场决策，进而起到引导市场预期、降低分歧的作用，从而减少市场波动。不确定性机制之下，语义相似度越低，代表经济和政策的变化较大、不确定性较高，从而引发市场波动。进一步地，本文考察了国际经济环境、国内宏观经济和货币金融环境三类主题文本语义相似度的影响，结果与全部文本的结果一致。接着，本文探究了央行沟通的非线性影响。结果表明，上一期或当期文本语义相似度的提高都会加剧当期文本语义相似度的影响。这表明，一方面，央行沟通的内容应当注重提供新信息，从而提高沟通的效率。另一方面，央行沟通不能孤立地进行，要考虑央行沟通之间的跨期交互影响，动态调整沟通策略。最后，本文探究了央行沟通的异质性影响。结果表明，相比汇率升值和近期实施过货币政策操作的情形，汇率贬值和近期未实施货币政策操作时央行沟通语义相似度的信息机制会相对更强。

本文的贡献包括以下两个方面。第一，本文提出了央行沟通可能产生的不确定性机制和信息机制，并证明了信息机制在中国央行沟通中起到的主导性作用。已有文献对央行沟通展开了一系列研究，但对于央行沟通的具体机制缺少详细的分析。本文提出了不确定性机制和信息机制两条传导渠道，并通过实证分析证实了信息机制在中国央行沟通中的主导效应。第二，本文研究为支持将央行沟通作为中国货币政策工具提供了新的实证证据。本文从语义相似度视角检验了央行沟通在稳定汇率方面的有效作用，从文本信息的角度为央行如何控制沟通的影响提供了实证证据和相应的政策建议。

二、文献综述

（一）央行沟通有效性的研究

已有的研究央行沟通有效性的文献中，一支文献是通过考察央行沟通对通货膨胀预期的影响展开分析（熊海芳和王志强，2012^[10]；李云峰，2012^[11]；卞志村和张义，2012^[12]等），另一支文献则通过对资产价格的影响进行研究。由于资产价格数据具有较好的可得性和高频特征，越来越多的研究选择采用资产价格数据进行检验。例如，冀志斌和周先平（2011）^[13]基于中国金融市场数据，认为沟通可以作为我国货币政策一种新的工具，其与传统的工具配合使用有利于

提高货币政策的有效性。张成思和陈紫琳（2015）^[14]使用债券市场和股票市场价格数据研究了央行公告的长短期效应，并指出央行公告对资产价格有显著效果就代表能够实现货币政策沟通的目的。姜富伟等（2021）^[6]检验了央行沟通对股票市场的影响，从文本大数据分析角度证明了我国央行沟通的有效性。Campbell等（2012）^[15]作为美联储内部较早对前瞻性指引效果进行研究的论文，在检验前瞻性指引这一央行沟通工具的有效性时，考察了债券市场和股票市场资产价格对央行沟通的反应。Swanson（2021）^[16]利用类似的事件研究法，通过对2009年至2015年期间国债收益率、企业债券收益率、股票价格和汇率对前瞻指引政策的反应，证实了央行沟通的有效性。

（二）央行沟通对汇率波动的影响研究

在央行沟通对汇率波动的影响方面，研究者的结论具有差异性。一些研究者认为央行沟通能够平稳汇率波动。譬如，Beine等（2009）^[17]通过分析美联储、欧洲中央银行的沟通数据，发现适当的演讲或声明能够降低汇率的波动程度。Eichler和Littke（2018）^[18]使用62种货币的面板数据验证了央行沟通能降低汇率的波动性，并发现这种影响在商品价格灵活性较低、央行保守主义水平较低以及货币需求的利率敏感性较高的国家中更为明显。陈华（2013）^[19]发现央行沟通对汇率波动的影响存在U型效应，且在2005年汇改之后的大部分时期中央银行沟通促进了人民币汇率的均衡。相反地，一些研究者则认为央行沟通会加剧汇率波动。譬如，Dewachter等（2014）^[20]发现官员评论和口头干预有时会触发汇率突然上升，在短期内增加市场的不确定性。谷宇等（2016）^[21]认为央行沟通是基于协调渠道发挥作用的，这就意味着央行在沟通时能够重述政策立场，而不一定释放新的政策信息，从而增加了汇率的波动性。王自锋等（2015）^[22]发现当货币当局拥有较高信誉或汇率波动程度较高时，央行沟通提升人民币汇率波动程度的效应更加明显。

此外，一些研究者从沟通方式、沟通内容及沟通时间等角度，就央行沟通影响汇率波动进行了拓展研究。在沟通方式方面，朱宁等（2016）^[23]对书面沟通和口头沟通的效果进行了分析，发现相比于口头沟通，书面沟通对人民币汇率波动的影响更为显著；在口头沟通中，货币政策取向沟通对人民币汇率波动的影响更为显著。在沟通内容方面，卢新生和孙欣欣（2017）^[24]将央行沟通分为负向沟通（预料之外的宽松类沟通）、正向沟通（预料之外的紧缩类沟通）和

中性沟通,发现相较于中性沟通,负向沟通对人民币汇率水平有着更为明显的影响,但不同方向的政策沟通对人民币即期和远期汇率波动无明显差异,并建议央行沟通要更加注重前瞻性引导。在沟通时间方面,Fišer和Horvath(2010)^[25]基于捷克数据的实证分析发现,央行沟通的时机较为重要,政策会议之前的沟通效果更好。任燕燕和邢晓晴(2018)^[26]发现央行沟通对汇率波动抑制作用的发挥会受到汇率市场状态的影响,在汇率平缓波动时才能发挥良好的政策效果,在高波动市场中并没有显著影响。

(三) 央行沟通的语义相似度研究

央行沟通的目的在于提供市场信息,降低公众信息的噪声,进而影响公众的预期和决策(Morris和Shin,2002^[27])。因此,越来越多的研究者开始关注央行沟通的信息内容,从央行沟通的情绪(Armelius等,2020^[28])、透明度(Tiberto等,2020^[29])、清晰度(Jansen,2011^[30])等角度深入剖析央行沟通内容的市场效应。此外,还有一些研究者采用量化同一家央行不同官员的沟通差异(Jansen和deHaan,2006^[31];Ehrmann和Fratzscher,2007^[32])、衡量央行前瞻性沟通和实际政策决定的匹配度(Berger等,2011^[33])、文本分析(王博和高青青,2020^[34])等方法测度央行沟通的一致性,以分析央行沟通的有效性。

值得注意的是,若央行频繁更换沟通用语,公众将很难推断其传达的信息,从而降低了沟通效率(Jansen和deHaan,2013^[35])。因此,一些研究者开始关注央行沟通的语义相似度。Acosta和Meade(2015)^[36]发现随着时间的推移,联邦公开市场委员会的会后声明变得越来越相似,且这一趋势在全球金融危机后更为明显。类似的趋势也出现在欧洲央行,这种相似度的提升,有利于股票市场更轻松地消化消息(Amaya和Filbien,2015^[37])。Ehrmann和Talmi(2020)^[38]发现央行报告的相似度越高,措辞的更新和观点的演变越为明显,从而降低了市场波动。

总体来看,已有研究集中于从宏观层面分析央行沟通对汇率的影响,缺乏央行沟通文本相似度对汇率波动的影响研究。因此,本文将运用文本分析的方法测度央行沟通的语义相似度,并分析其对汇率波动的影响。考虑到中国人民银行坚持保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定,本文选择外汇市场作为研究对象,探究央行沟通的语义相似度是否存在稳定汇率的作用。

三、实证方法与变量说明

(一) 样本选择

本文使用2006年10月至2018年12月的数据研究央行沟通语义相似度对外汇市场波动性的影响。选取上述样本的考虑有三方面的因素。一是,2005年中国实施了汇率改革,逐步建立以市场供求为基础,参考一篮子货币进行调节的单一、有管理的浮动汇率制。因此,为了避免汇率改革本身造成的结构性影响,本文选用2006年以后的数据进行实证分析。对于2015年汇率改革的影响,本文将在实证分析中予以控制。二是,由于报告发布的滞后性以及语义相似度计算时需要一个初始文本作为对照,因此最终实证分析起始点选为2006年10月。样本内共包含50份货币政策执行报告。三是,文本分析结果表明,2018年以后货币政策执行报告的语义相似度出现明显上升。为了保证实证结果的稳健性,避免2018年以后样本可能对实证结果产生的整体影响,本文实证分析将截止到2018年。

(二) 变量说明

本文在进行实证研究时使用文本分析方法测度了语义相似度和语气,还选取了一系列宏观经济和外汇市场的变量。除特别说明的变量外,本文数据来源为CEIC数据库。具体变量说明如下:

1. 语义相似度测度。

本文参考Acosta和Meade(2015)^[36]、Ehrmann和Talmi(2020)^[38]构建相似度指标的方式,利用余弦相似度来衡量货币政策执行报告摘要的语义相似度,以捕捉当前信息与前期相比发生了哪些变化。具体来看,主要有以下三个步骤:

首先,对原始文本进行预处理。一方面,考虑到规范性话语和客观描述性语句会提升文本相似度,但缺乏实际意义,因此本文在预处理过程中剔除了相关语句。另一方面,本文运用Python的jieba分词剔除代词、介词、标点、停留词等没有实际意义的单词,并构建自定义词典以保证特定长词不被分词(如“特别提款权”)。

随后,确定关键词,并生成词频向量。本文采用TF-IDF模型来计算文本中每个词语的词频和逆文档频率,以确定关键词,并在此基础上生成用于计算语义相似度的词频向量。

最后,计算语义相似度。本文计算方法如式(1)所示。如果两个文本的词语和词语对应的频率

完全一样,则语义相似度为1,反之,则语义相似度为0。这种方法不依赖于词语的顺序和单一文本的长度,能够更为准确地测度语义相似度。

$$Sim_{t,t-1} = \frac{\sum_{j=1}^W FR_{j,t} FR_{j,t-1}}{\left(\sum_{j=1}^W FR_{j,t}^2\right) \left(\sum_{j=1}^W FR_{j,t-1}^2\right)} \quad (1)$$

其中, $FR_{j,t}$ 和 $FR_{j,t-1}$ 分别代表第 j 个单词在第 t 期和第 $t-1$ 期货币政策执行报告摘要中出现的频次, W 是文本中的总词数。为便于表示,下文将用 Sim_t 来表示相邻两期货币政策执行报告摘要的语义相似度。

通过上述方法,本文对2006年第三季度至2018年第四季度共50份货币政策执行报告摘要的语义相似度进行测度。同时,考虑到不同主题的文本在语义相似度方面会有所不同,其对外汇市场波动的影响也可能存在差异。因此本文依据文本内容和结构,将文本划分为国际经济环境、宏观经济运行和货币金融环境三大主题,并根据不同主题对央行沟通的语义相似度进行了分类测度与分析,并将其相似度标记为 Sim_fee 、 Sim_mec 和 Sim_mfe 。

2. 语气测度。

本文参考 Ehrmann 和 Talmi (2020)^[38] 的方法,采用人工编码的方式对货币政策执行报告摘要的语气进行测度。主要步骤如下:

首先,去除文中关于本时期的货币政策实施内容、未来货币政策内容或目标和客观事实类的语句,并将剩余文本划分为宏观经济运行、国际经济环境、货币金融环境三类。原因在于:一是,本时期的货币政策实施内容在报告发布时点已经是历史信息,这部分语气更多反映客观事实而非央行态度;二是,未来的货币政策内容或目标和客观事实类的语句大都保持中立立场,语气度量结果不能较好地反映央行态度。

进一步地,将文本按照语气划分为积极、消极、中立三类。三种语气采用人工定义方法,对于每一个分句,考虑其表达的含义。宏观经济运行部分中,如果表达“向好”“增长”等含义则认定为积极;如果表达“趋缓”“下降”等含义则认定为消极;对语气不清晰的语句认定为中立。国际经济环境部分中,国际环境“复苏”“回暖”等认定为积极;“疲弱”“分化”“调整”等认定为消极,语气不明则认定为中立。

最后,基于上述不同话题、不同语气的词块进行

分词,并构建语气指标。语气指标的计算方式如式(2)所示:

$$tone_t = \frac{\sum_i wc_{i, positive, t} - wc_{i, negative, t}}{\sum_i wc_{i, positive, t} + wc_{i, neutral, t} + wc_{i, negative, t}} \quad (2)$$

其中, wc 为词数, i 为所属话题。

3. 汇率 (er_t)。

本文选取人民币与美元汇率中间价的隔日变动百分比,得到汇率的平稳序列。选用中间价的原因之一在于人民币汇率中间价的报价行主要为一些大型商业银行,这些机构对央行沟通的关注度较高。原因之二是,中国外汇交易中心于每日银行间外汇市场开盘前向所有银行间外汇市场做市商询价,而央行货币政策执行报告往往在下午或晚上发布,因此使用人民币汇率中间价能够排除很多干扰因素的影响。尽管如此,本文也将使用人民币汇率即期价格进行稳健性检验。汇率变动率为给定交易日汇率价格 (e_t) 与其上一交易日的对数差分,计算方法如式(3)所示。

$$er_t = \ln(e_t) - \ln(e_{t-1}) \quad (3)$$

4. 其他控制变量。

本文选取利率调整 (Dec_t)、新闻 ($News_CN_t$) 和汇率改革 ($Reform_t$) 作为控制变量。其中, Dec_t 是一个虚拟变量,如果央行在 t 期宣布调整存款准备金率或存贷款基准利率,则赋值为1,否则赋值为0。 $News_CN_t$ 也是一个虚拟变量,如果国家统计局在 t 期公布GDP增速或CPI数据,则赋值为1,否则赋值为0。汇率改革会对外汇市场产生影响,因此本文构造了虚拟变量 $Reform_t$, 以考察汇率改革对外汇波动的影响。2015年8月11日,央行宣布调整人民币对美元汇率中间价报价机制,这一调整使得人民币/美元汇率中间价机制进一步市场化,更加真实地反映了当期外汇市场的供求关系,因此本文构造虚拟变量 $Reform_t$, 如果交易日在2015年8月11日之后,则 $Reform_t$ 为1,否则为0。

为保证文章结果稳健,在稳健性检验中我们还控制了如下变量。 UMP_US_t 为借鉴 Kuttner (2001)^[39]、Bernanke 和 Kuttner (2005)^[40] 和姜富伟等 (2019)^[41] 计算得到的美联储未预期到的货币政策调整。 $News_US_t$ 为虚拟变量,若交易日美国发布了CPI或就业数据,则赋值为1,否则为0;若遇到数据发布日人民

币外汇市场处于非交易日，则顺延至后续第一个交易日赋值为1；数据来源于美国劳工统计局。 CPI_diff_t 根据中国CPI和美国CPI相减得到， $Yield_diff_t$ 为中美十年期国债收益率之差，美国数据来源于FRED数据库，中国数据来源于WIND数据库。本文进一步考虑了2007年、2012年和2014年单边扩大人民币每日交易波动区间的改革，构造了变量 $Reform_band_t$ ，其取值为当日所处时期政策允许的波动区间。例如，2014年3月17日我国将人民币汇率每日交易波动区间由1%扩大到2%，则该日后 $Reform_band_t$ 赋值为2。

在异质性分析部分，本文还使用到如下虚拟变量。本文构建了虚拟变量 Dev 来反映汇率是否处于贬值阶段。如果交易日前60个交易日汇率出现贬值，则将 Dev 赋值为1，否则为0。本文还引入了虚拟变量 $Dec10$ 来反映近十个交易日内是否发生过货币政策操作。如果近十个交易日内调整过存款准备金率或存贷款基准利率，则令 $Dec10$ 为1，否则为0。

(三) 计量模型

本文采用EGARCH模型分析语义相似度对人民币汇率波动的影响。依据AIC和BIC准则，本文选用EGARCH(4, 3)模型，条件均值方程和条件方差方程如下：

$$er_t = \alpha_0 + \beta'Z_t + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^4 \gamma_{1,j} \frac{u_{t-j}}{\sigma_{t-j}} + \sum_{j=1}^4 \gamma_{2,j} \left(\left| \frac{u_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \sum_{j=1}^3 \gamma_{3,j} \log(\sigma_{t-j}^2) + \theta_1 Sim_t + \psi'Z_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， er_t 表示汇率， Sim_t 表示央行沟通的文本相似

度，在实证分析中我们将分别考察全部文本的语义相似度 Sim ，以及将文本分主题后的语义相似度对汇率波动的影响。 Z_t 表示一组控制变量，本文控制的控制变量包括文本语调变化 $\Delta Tone_t$ 、汇率改革 $Reform_t$ 、货币政策操作 Dec_t 和经济数据新闻 $News_CN_t$ 等。

四、实证分析

(一) 基准分析

表1为中国人民银行货币政策执行报告语义相似度对汇率波动的影响结果，结果表明央行沟通语义相似度的提高会加剧汇率波动。表1列(1)结果为不加入控制变量时央行沟通语义相似度对汇率波动的影响。方差方程中语义相似度的系数在1%的水平上显著为正。进一步地，考虑到可能影响汇率变动的潜在因素，本文借鉴Ehrmann和Talmi(2020)^[38]、Guo等(2021)^[42]等文献的做法加入了多种控制变量进行检验。首先，考虑到文本的语调对汇率的影响，例如宽松的语调可能会导致汇率贬值，本文加入了央行沟通文本语调的变化作为控制变量。如表1列(2)结果所示，语义相似度对汇率波动的影响仍然在1%的显著性水平上为正。其次，考虑到货币政策调控对汇率波动的潜在影响，本文控制了货币政策操作。如表1列(3)所示，语义相似度对汇率波动的影响仍然在1%的显著性水平上为正。接着，考虑到经济基本面在汇率决定中的作用，本文考虑了重要宏观经济数据新闻发布所产生的影响，在回归中加入了宏观经济数据的新闻发布虚拟变量。如表1列(4)所示，结果仍然在1%水平上显著为正。再次，考虑到2015年汇率改革对汇率波动的影响，本文加入了汇率改革虚拟变量予以控制。如表1列(5)所示，本文结论依然成立。最后，将上述控制变量同时控制后，本文结论也依然成立，具体见表1列(6)。

表1 中国人民银行货币政策执行报告语义相似度对汇率波动的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sim	2.798*** (0.054)	3.159*** (0.059)	2.793*** (0.054)	2.196*** (0.073)	2.853*** (0.067)	2.003*** (0.068)
$ \Delta Tone $		-0.129 (0.082)				0.042 (0.144)
Dec			-0.172* (0.088)			0.084 (0.096)
$News_CN$				-0.607*** (0.035)		-0.717*** (0.037)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Reform</i>					1.015 *** (0.076)	0.411 *** (0.060)
<i>Observations</i>	2 979	2 934	2 979	2 979	2 979	2 934
Log Likelihood	16 125.46	16 099.25	16 129.39	16 173.88	16 221.41	16 106.38
EGARCH lag structure	4, 3	4, 3	4, 3	4, 3	4, 3	4, 3

说明：本文主要关注央行沟通对波动的影响，为了简化，仅报告方差方程结果；控制变量中除 *News_CN* 仅出现在方差方程外，其余控制变量均同时在均值方程和方差方程予以控制；本文均值方程与方差方程均包括截距项，为了简化，在表格中省略；括号中的数字为标准差，***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。

本文结论表明，中国人民银行的货币政策执行报告是一种重要的沟通工具，该报告的语义相似度会对汇率市场产生显著影响。本文认为，以下两方面的因素是产生上述影响的重要原因。第一，货币政策执行报告是中国人民银行发布的最能系统反映中国货币政策实施的文本，也是最受机构和市场关注的书面报告。货币政策执行报告发布后，几乎所有证券公司的宏观研究团队都会立即进行分析和解读。基于此，不难推断货币政策执行报告对汇率市场应当存在显著影响。第二，货币政策执行报告固定的发布频率和文本结构，也使得它的内容变化会对汇率市场产生显著影响。货币政策执行报告以季度频率发布，通常在季度结束后的第二个月中上旬发布。稳定的发布频率使得市场对该文本的发布产生“粘性效应”，提高了市场对此报告的关注度。内容结构上，货币政策执行报告包括货币信贷概况、货币政策操作、金融市场分析、宏观经济分析和货币政策趋势五个部分，且在本文研究的样本期内始终固定不变。文本的固定模式使得市场能够更容易地对比不同报告间的差异（Ehrmann 和 Talmi, 2020^[38]），更轻松地理解信息（Amaya 和 Filbien, 2015^[37]），进而导致文本语义的细微变化都可能对交易行为和资产价格产生显著影响。

本文研究还表明，中国人民银行的文本沟通具有较强的信息效应。本文研究发现，央行沟通中较高的语义相似度会加剧市场波动，这与已有研究的结论相反。例如，Ehrmann 和 Talmi（2020）^[38] 在对加拿大央行的研究中发现，语义相似度的提高会减小市场波动。本文认为，形成上述差异的原因在于央行沟通语义相似度与市场波动间存在两条相反的影响机制。

第一条是信息机制，这会导致语义相似度与市场波动间的同向变动关系。语义相似度越低，说明央行发布的文本内容与之前文本差异较大，提供的新信息

较多。因此，央行提供的新信息将作为公共信息影响市场决策，进而起到引导市场预期、降低分歧的作用（Mussa, 1981^[43]；Evans 和 Lyons, 2002^[44]；Jansen, 2011^[30]；张成思和计兴辰, 2017^[45]；郭豫媚和周璇, 2018^[46]），从而减少市场波动。例如，2011 年第二季度《中国货币政策执行报告》文本相似度的降低主要引发了信息机制。2011 年第二季度报告的主要差别在“下一阶段”之后的文本。该季度报告新提出了“继续把稳定物价总水平作为宏观调控的首要任务，坚持调控的基本取向不变，加强对国内外经济形势的观察和分析”“巩固前期调控成果，科学评估判断政策的当期和预期效果”“进一步执行好差别化住房信贷政策，督促金融机构对符合条件的保障性住房建设项目及时发放贷款，促进房地产市场健康平稳发展。加强系统性风险防范。继续加强地方融资平台公司贷款、表外资产和房地产金融的风险管理，加强对跨境资本的有效监控”等新内容。这部分内容主要展望了未来货币政策的立场和操作，其变动为市场提供了新的信息，主要通过信息机制起作用。

第二条是不确定性机制，这会导致语义相似度与市场波动间的反向变动关系。语义相似度并不必然反映央行供给新信息的多少，也可能反映的是宏观经济和货币政策不确定性的 高低。货币政策执行报告包括央行对当前和未来经济金融运行状况的描述以及货币政策实践情况的总结。尽管这些信息是已经公布过的旧信息，但是由于经济和政策情况出现变化，也会导致季度报告之间相似度的降低。因此，语义相似度越低，可能反映出经济和政策的变化越大、不确定性越高，并导致越高的市场波动，这也是已有文献所得系数为负的主要原因。本文结果表明，中国人民银行货币政策执行报告语义相似度对汇率市场的影响显著为正，表明信息机制在中国央行沟通的效应中占据主导

地位。例如，2010年第一季度《中国货币政策执行报告》文本相似度的降低主要引发了不确定性机制。一方面，2010年第一季度报告摘要“下一阶段”的文本字数相比2011年第二季度明显较少且实质性改动不大，因此关于未来的新信息较少。另一方面，2010年第一季度报告摘要的前半部分文字有较多改动，这部分文本的变化主要反映过去季度经济运行状况发生的转变。比如，CPI由“下降”变为了“上涨”，M2增速从比上年同期“高”变为“低”，存款增长从“较快”转为“有所放缓”，贷款余额增速从比上年同期“多”增变为“少”增，贷款加权平均利率由“下降”转为“上升”；也新加入了“内需保持较快增长，对外贸易加快恢复，工业生产快速回升，消费增长较快，固定资产投资增幅有所回落，价格总水平基本稳定”“保持政策的连续性和稳定性，根据新形势新情况着力提高政策的针对性和灵活性，维护金融体系健康稳定运行”“欧洲主权债问题凸显”“改善收入分配”等关于上一季度经济运行状况的内容。由此可见，这部分文本的内容已经是事实而非新信息，反映的是经济运行状况和货币政策操作的变化，因此主要通过不确定性机制产生作用。

为了保证结果的可靠性，本文进行了稳健性检验。首先，考虑到大部分运用EGARCH模型对汇率和债券收益率等资产价格进行研究的文献将ARCH项和GARCH项均设为4，因此本文也采用该模型进行检验。如表2列(1)和列(2)结果所示，方差方程中语义相似度的系数依然在1%的水平上显著为正，并且其系数大小与表1结果几乎相等。其次，本文使用人民币兑美元的即期价格替换中间价。如表2列(3)和列(4)结果所示，本文结果依然成立。

本文进一步控制了美联储货币政策、美国宏观经济数据发布、中美CPI之差、中美利率之差和人民币汇率波动区间改革的影响，结果依然成立。此外，为避免因处理方式中的主观因素造成的误差，本文使用姜富伟等(2021)^[6]针对货币政策执行报告构造的语

义相似度指标进行稳健性检验，结果与本文基准结果均一致。^①

表2 稳健性检验：模型和数据替换

	EGARCH (4, 4)		人民币汇率即期价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Sim</i>	2.799*** (0.055)	2.089*** (0.074)	0.756*** (0.061)	1.304*** (0.082)
$ \Delta Tone $		0.033 (0.160)		-0.102* (0.054)
<i>Dec</i>		0.067 (0.098)		-0.618*** (0.070)
<i>News_CN</i>		-0.714*** (0.040)		-0.319*** (0.035)
<i>Reform</i>		0.506*** (0.069)		0.200*** (0.026)
<i>Observations</i>	2 979	2 934	2 979	2 934
Log Likelihood	16 125.97	16 112.62	15 681.42	15 486.77
EGARCH lag structure	4, 4	4, 4	4, 3	4, 3

(二) 分主题的分析

本文将进一步探讨不同主题语义相似度对汇率波动的影响。中国人民银行货币政策执行报告具有较为固定的模块划分，因此本文将每期报告文本按国际经济环境、国内宏观经济和货币金融环境三部分做了分类，并单独计算每个主题的语义相似度。表3结果表明，不同主题语义相似度的提高均会加剧汇率波动，与基准结果一致。表3列(1)、列(3)和列(5)分别列出了国际经济环境、国内宏观经济和货币金融环境三类文本语义相似度对汇率波动的影响，结果均在1%的水平上显著为正。在加入文本语调变化、货币政策操作、经济数据新闻发布和汇率改革等控制变量后，上述结果依然在1%的显著性水平上成立，具体结果见表3列(2)、列(4)和列(6)。并且，不同主题文本语义相似度对汇率波动的影响基本相同，表明信息机制在不同主题文本的影响中均占据主导。

表3 不同主题语义相似度对汇率波动的影响

	国际经济环境		国内宏观经济		货币金融环境	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Sim</i>	2.138*** (0.039)	2.029*** (0.064)	2.323*** (0.039)	1.709*** (0.057)	2.299*** (0.042)	2.251*** (0.072)

① 受篇幅所限，文中未列出所有稳健性检验结果，感兴趣的读者可以联系作者索取。

续前表

	国际经济环境		国内宏观经济		货币金融环境	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ \Delta Tone $		-0.154 *** (0.050)		0.030 (0.145)		-0.252 *** (0.064)
<i>Dec</i>		-0.060 (0.082)		0.104 (0.097)		-0.025 (0.072)
<i>News_CN</i>		-0.618 *** (0.042)		-0.679 *** (0.039)		-0.660 *** (0.039)
<i>Reform</i>		0.074 *** (0.014)		0.428 *** (0.060)		0.141 *** (0.020)
<i>Observations</i>	2 979	2 934	2 979	2 934	2 979	2 934
Log Likelihood	16 174.56	16 232.48	16 131.61	16 117.39	16 109.63	16 177.83
EGARCH lag structure	4, 3	4, 3	4, 3	4, 3	4, 3	4, 3

(三) 非线性影响分析

本文将进一步研究信息机制主导下央行沟通语义相似度对汇率波动的非线性影响。在信息机制占据主导的情况下，语义相似度越高，央行信息供给越少，汇率市场波动就会加剧。那么，这种影响是否存在非线性特征？为检验非线性影响是否存在，本文引入虚拟变量 D_{Sim} 。如果当期报告的语义相似度处于全样本的上 1/3 位，则将当期 D_{Sim} 赋值为 1，否则为 0。即 D_{Sim} 为 1 代表该期文本属于相似度较高的文本，为 0 则代表相似度较低的文本。

表 4 结果表明，文本语义相似度越高，加剧汇率波动的影响也会递增，证实了非线性影响的存在。在表 4 的回归中，本文将语义相似度与语义相似度虚拟变量的交叉项加入方差方程。如表 4 列 (1) 所示，交叉项系数在 1% 的水平上显著为正。非线性影响的存在表明，当央行语义相似度足够高时，央行信息供给的减少会使市场更加渴望央行提供的新信息，此时语义相似度的提升、新信息的缺失会在更大程度上加剧汇率市场波动。

本文进一步考察了跨期的非线性影响，即上一期文本语义相似度的高低是否会造成当期文本语义相似度的影响具有非线性特征。结果显示，如果上一期语义相似度处于较高水平，那么当期语义相似度的提高对汇率波动的影响也将更大。在表 4 列 (2) 的回归中，本文将语义相似度与上一期语义相似度虚拟变量的交叉项加入方差方程。结果显示，语义相似度与上一期语义相似度虚拟变量的交叉项系数在 1% 的水平上显著为正，这表明，央行沟通文本语义相似度具有

跨期的影响，当期语义相似度对汇率波动的影响会受到上一期文本语义相似度高度的影响。若上一期央行语义相似度较高，央行信息供给减少，市场会增加对央行新信息的渴望，这种状态会持续到这一期的报告发布。在这种情况下，如果当期发布报告的语义相似度仍然很高，那么高语义相似度就会在更大程度上加剧汇率市场波动。

本文结果表明，央行沟通应当注重沟通内容的信息含量，这对于引导预期和稳定市场具有重要影响。本文实证结果显示，在中国人民银行的沟通中信息机制发挥着较大的作用。央行沟通要发挥引导预期和稳定市场的作用，必须在沟通中提供新的信息。不提供新信息的沟通不仅不能稳定市场，还会加剧市场波动。更为重要的是，由于非线性影响的存在，央行提供的信息越少、持续地提供旧信息而不提供新信息，其沟通的效率就会越来越差。换言之，央行沟通应当注重沟通的信息含量，要及时填平央行与市场间的信息鸿沟。

(四) 异质性分析

本文进一步探究了央行沟通在不同经济环境下的异质性作用。首先，本文探究了在人民币汇率升值和贬值情形下的异质性。虚拟变量 Dev 取 1 时表明汇率处于贬值阶段。表 4 列 (3) 结果表明，汇率贬值虚拟变量与相似度的交互项在 1% 的水平上显著为正。即，在汇率贬值的阶段，央行沟通语义相似度的提高会加剧波动。这意味着，在汇率贬值的阶段，央行沟通语义相似度的信息机制比汇率升值阶段更强。其原因可能在于，对人民币汇率贬值风险的厌恶使得市场

在人民币汇率贬值时期会比在升值时期更加关注央行发布的信息，从而使得信息机制的效果增强。

其次，本文探究了近期没有货币政策操作的情况下进行央行沟通的效果与有货币政策操作情况下的异质性。虚拟变量 *Dec10* 取 1 时表明近十个交易日内发生过货币政策操作。表 4 列 (4) 结果显示，交乘项系数在 1% 的水平上显著为负，表明如果近期进行过货币政策操作，其沟通的语义相似度对汇率波动的正向影响会减弱。换言之，如果央行近期未实施过货币政策操作，央行沟通语义相似度的信息机制的主

导效应会比近期实施过货币政策操作的情况下要更强。其原因在于，如果央行近期实施过货币政策操作，那么市场就或多或少能够从货币政策操作内容和方向来获知和推断央行的意图和看法，此时央行沟通的信息机制就会减弱；反之，如果央行近期没有实施过货币政策操作，那么市场的信息就是相对匮乏的，市场会更加关注央行沟通中释放的信息，信息机制较强。进一步地，该结果表明，当央行没有实施货币政策调控时，应该更加注重与市场开展新信息的沟通。

表 4 央行沟通对汇率波动的非线性和异质性影响

(1) 非线性影响：当期		(2) 非线性影响：上一期		(3) 异质性分析：汇率贬值		(4) 异质性分析： 是否进行货币政策操作	
<i>Sim</i> × <i>D_Sim</i>	0.433*** (0.025)	<i>Sim</i> × <i>D_Sim</i> (-1)	2.747*** (0.193)	<i>Sim</i> × <i>Dev</i>	0.647*** (0.030)	<i>Sim</i> × <i>Dec10</i>	-0.589*** (0.044)
<i>Sim</i>	1.851*** (0.101)	<i>Sim</i>	0.507*** (0.187)	<i>Sim</i>	1.355*** (0.098)	<i>Sim</i>	2.470*** (0.073)
Log Likelihood	16 101.95		15 684.96		16 179.11		16 095.41
EGARCH lag structure	4, 3		4, 3		4, 3		4, 3

注：受篇幅限制，本文仅汇报基准回归结果，加入控制变量后的结果依然成立，感兴趣的读者可联系作者索取。

五、结论与建议

本文以中国人民银行货币政策执行报告为研究对象，运用 EGARCH 模型分析了央行沟通语义相似度对汇率波动的影响。研究发现，央行沟通语义相似度的提高会加剧汇率市场波动。在加入控制变量和进行稳健性检验后，结果依然成立并在 1% 的水平上显著。将文本按主题划分为国际经济环境、国内宏观经济和货币金融环境后，不同主题文本语义相似度的提高均表现出加剧市场波动的特征。上述结果表明，中国央行沟通语义相似度主要通过信息渠道对市场产生影响。语义相似度越高，说明央行发布的文本提供的信息较少，不利于引导市场预期和降低市场分歧，最终会加剧市场波动。进一步的研究表明，语义相似度对汇率波动的影响具有非线性特征。当期或上一期语义相似度越高，语义相似度的提高对汇率波动的影响会越大。异质性的分析显示，央行沟通语义相似度对汇率的影响在汇率升贬值以及近期是否实施过货币政策操作的情况下均表现出显著的异质性。

本文研究对于完善中国央行沟通实践具有一定的政策启示。

第一，央行有必要重视央行沟通，充分发挥央行

沟通在政策调控中的作用。央行沟通作为政策调控工具的前提条件是其能够对市场产生影响。本文研究表明央行沟通对市场波动具有显著影响，为支持将央行沟通作为政策工具提供了新的实证证据。就汇率市场而言，央行稳定外汇市场的传统手段往往具有较高的政策成本，如外汇储备的消耗。如果能够通过央行沟通来稳定市场，其政策成本将会大大减少（郭豫媚等，2016^[47]）。鉴于此，央行应当更加坚定地保持与市场的沟通，以此引导预期和稳定市场。

第二，央行沟通的内容应注重提供新信息，从而提高沟通的效率。基于文本语义相似度的分析，本文发现信息机制是中国央行沟通影响市场的重要机制。如果当期文本与上一期内容高度相似，央行提供的新信息较少，那么央行沟通不仅不会降低市场波动，还可能会加剧波动。不仅如此，语义相似度的影响还表现出非线性影响，即央行提供新信息越少，则央行沟通可能引起更大的市场波动。因此，相比于重复发布旧信息，央行沟通应当更注重提供新信息。

第三，央行沟通不能孤立地进行，要考虑央行沟通之间的跨期交互影响，动态调整沟通策略。本文研究发现，上一期文本语义相似度的高低会导致当期文本语义相似度的影响产生非线性特征。具体而言，上

一期文本语义相似度较高,那么当期再进行语义相似度较高的沟通会更大程度上引起市场波动。这表明央行在沟通实践中要考虑前序沟通的持续性影响,进而

调整后续沟通的内容,避免连续进行语义相似度较高的沟通。换言之,央行在进行语义相似度较高的沟通后,最好进行包含较多新信息的沟通。

参考文献

- [1] 易纲. 建设现代中央银行制度. [Z]//党的二十大报告辅导读本,北京:人民出版社,2022:267-274.
- [2] 张强,胡荣尚. 中央银行沟通对利率期限结构的影响研究 [J]. 国际金融研究,2014(6):10-20.
- [3] 吴国培,潘再见. 中央银行沟通对金融资产价格的影响——基于中国的实证研究 [J]. 金融研究,2014(5):34-47.
- [4] 王博,刘翀. 央行沟通的金融市场效应——来自中国的证据 [J]. 经济学动态,2016(11):22-32.
- [5] 邹文理,王曦,谢小平. 中央银行沟通的金融市场响应——基于股票市场的事件研究 [J]. 金融研究,2020(2):34-50.
- [6] 姜富伟,胡逸驰,黄楠. 央行货币政策报告文本信息、宏观经济与股票市场 [J]. 金融研究,2021(6):95-113.
- [7] 金中夏,陈浩. 利率平价理论在中国的实现形式 [J]. 金融研究,2012(7):63-74.
- [8] 肖立晟,刘永余. 人民币非抛补利率平价为什么不成立:对4个假说的检验 [J]. 管理世界,2016(7):51-62,75,187-188.
- [9] 谭小芬,高志鹏. 中美利率平价的偏离:资本管制抑或风险因素?——基于2003—2015年月度数据的实证检验 [J]. 国际金融研究,2017(4):86-96.
- [10] 熊海芳,王志强. 货币政策意外、利率期限结构与通货膨胀预期管理 [J]. 世界经济,2012(6):30-55.
- [11] 李云峰. 中央银行沟通、实际干预与通货膨胀稳定 [J]. 国际金融研究,2012(4):15-23.
- [12] 卞志村,张义. 央行信息披露、实际干预与通胀预期管理 [J]. 经济研究,2012(12):15-28.
- [13] 冀志斌,周先平. 中央银行沟通可以作为货币政策工具吗——基于中国数据的分析 [J]. 国际金融研究,2011(2):25-34.
- [14] 张成思,陈紫琳. 中央银行公告与资产价格反应——基于双因素模型的实证分析 [J]. 金融评论,2015(1):10-21,124.
- [15] Campbell J R, Evans C L, Fisher J D M, Justiniano A, Calomiris, C W, Woodford M. Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2012: 1-80.
- [16] Swanson E T. Measuring the Effects of Federal Reserve Forward Guidance and Asset Purchases on Financial Markets [J]. Journal of Monetary Economics, 2021, 118: 32-53.
- [17] Beine M, Janssen G, Lecourt C. Should Central Bankers Talk to the Foreign Exchange Markets? [J]. Journal of International Money and Finance, 2009, 28 (5): 776-803.
- [18] Eichler S, Litke H C N. Central Bank Transparency and the Volatility of Exchange Rates [J]. Journal of International Money and Finance, 2018, 89: 23-49.
- [19] 陈华. 央行干预使得人民币汇率更加均衡了吗? [J]. 经济研究,2013(12):81-92.
- [20] Dewachter H, Erdemlioglu D, Gnabo J Y, Lecourt C. The Intra-day Impact of Communication on Euro-dollar Volatility and Jumps [J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 43: 131-154.
- [21] 谷宇,王轶群,翟羽娜. 中国央行汇率沟通的有效性及其作用渠道研究 [J]. 经济科学,2016(1):66-75.
- [22] 王自锋,白玥明,何翰. 央行汇率沟通与实际干预调节人民币汇率变动的实效与条件改进 [J]. 世界经济研究,2015(3):15-25,127.
- [23] 朱宁,许艺焯,邱光辉. 中央银行沟通对人民币汇率波动的影响 [J]. 金融研究,2016(11):32-46.
- [24] 卢新生,孙欣欣. 中央银行政策沟通的市场效应:基于人民币汇率的实证研究 [J]. 金融研究,2017(10):22-34.
- [25] Fišer R, Horvath R. Central Bank Communication and Exchange Rate Volatility: A GARCH Analysis [J]. Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies, 2010, 3 (1): 25-31.
- [26] 任燕燕,邢晓晴. 不同市场状态下中央银行汇率干预有效性分析 [J]. 财政研究,2018(5):107-119.
- [27] Morris S, Shin H S. Social Value of Public Information [J]. American Economic Review, 2002, 92 (5): 1521-1534.
- [28] Armelius H, Bertsch C, Hull I, Zhang X. Spread the Word: International Spillovers from Central Bank Communication [J]. Journal of International Money and Finance, 2020, 103: 102116.
- [29] Tiberto B P, de Moraes C O, Correa P P. Does Transparency of Central Banks Communication Affect Credit Market? Empirical Evidence for Advanced and Emerging Markets [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2020, 53: 101207.
- [30] Jansen D J. Does the Clarity of Central Bank Communication Affect Volatility in Financial Markets? Evidence from Humphrey-Hawkins Testimonies [J]. Contemporary Economic Policy, 2011, 29 (4): 494-509.

(下转第100页)

人力资本对股票收益的预测研究

The Impact of Human Capital on Stock Returns

张 燕 刘维奇 李建莹

ZHANG Yan LIU Wei-qi LI Jian-ying

[摘要] 迄今国内研究尚未系统剖析人力资本在资本市场中的价值, 本文基于中国 A 股市场考察人力资本对股票市场的影响。通过回归和投资组合分析证实存在人力资本溢价, 即人力资本水平越高的企业股票收益率越高, 人力资本是影响股票收益的风险因子。从“风险传播”“价值增长”和“信息传递”三条渠道剖析人力资本溢价内在驱动机制, 丰富了人力资本溢价理论解释机制。异质性分析发现: 相比于非国有企业, 国有企业中人力资本溢价更显著; 融资约束和披露职工信息在人力资本溢价中发挥“促进作用”; 经济政策不确定性在人力资本溢价中发挥“抑制作用”; 劳动力市场规模越大越容易削弱人力资本对股票收益的影响。本文为投资者投资决策提供了新视角, 为企业、国家重视人力资本贡献了股票市场诠释。

[关键词] 人力资本 股票收益 风险传播 价值增长 信息传递

[中图分类号] F832.5 F832.48 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0041-11

Abstract: In this paper, we analyze the impact of human capital on stock market based on China's A-share market. We find the higher level of human capital, the higher return on stocks, human capital is a risk factor. We analyze the internal driving mechanism of human capital premium from three transmission channels "risk transmission", "value growth" and "information transmission". We also find that compared with non-state-owned enterprises, human capital premium in state-owned enterprises is more significant. Financing constraints and employee information play "an incentive role" in human capital premium. Economic policy uncertainty plays "a restraining role" in human capital premium. The larger the labor market, it is easier to weaken the impact of human capital on stock returns. This paper provides a new perspective for investors' investment strategies, and new evidences for the importance of human capital.

Key words: Human capital Stock return Risk transmission Value added Information transmission

[收稿日期] 2022-09-01

[作者简介] 张燕, 女, 1986年2月生, 山西财经大学国际贸易学院讲师, 山西大学政治与公共管理学院博士后, 研究方向为公司金融与社会治理; 刘维奇, 男, 1963年9月生, 山西大学经济与管理学院教授, 博士生导师, 研究方向为公司金融; 李建莹, 女, 1994年2月生, 山西大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向公司金融。本文通讯作者为张燕, 联系方式为 zy422913397@163.com。

[基金项目] 教育部人文社会科学青年基金项目“金融科技嵌入、资本市场监管与上市公司质量提升研究”(项目编号: 22YJC790058); 山西省博士后资助项目“经济发展与社会稳定互融共促机制及实证研究”(项目编号: 104521005)。

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

逐利是资本市场永恒的追求,因此预测股票收益的研究由来已久,其中有关资本相关因素对股票收益影响的研究层出不穷,与此相比关注劳动要素的研究相对较少,特别是国内研究几乎忽略了人力资本相关信息在资本市场的价值。事实上,劳动要素在中国经济发展中做出了卓越贡献,且一直以来人力资本是解释经济增长的动力源泉,是企业保持竞争优势的秘诀(Zingales, 2000^[1])。据统计,2000年至2019年中央及地方政府出台有关人才建设的规定、规章、解释等多达5300项以上,可以说人力资本在经济发展中的重要性使其在资本市场不容忽视,正如已有研究发现人力资本对企业市场价值的平均贡献为22%(Belo等, 2022^[2])。尤其是随着我国人口老龄化的不断加剧和生育率的持续低迷,人力资本在经济发展中将拥有更多话语权,其创造价值的功能将更凸显,那么,人力资本能否在股票市场获得溢价?人力资本溢价的形成机制如何?不同环境下人力资本溢价是否存在差异?目前这些问题尚缺乏系统研究。

有关人力资本对资本市场影响的研究最早可追溯到Mayers(1972)^[3],他首次将人力资本(采用收入衡量)作为非交易性资产引入经典CAPM模型中,发现调整投资交易性资产和非交易性资产的比例一定程度上能够分散面临的风险。此后有学者继承其研究思路基于收入不同角度探索人力资本对资本市场的影响,不论是采用总劳动收入还是工资度量人力资本都发现其具有预测股票收益的能力,将基于收入度量的人力资本加入CAPM模型、三因子模型和五因子模型后能够提高模型收益预测能力并且能够消除规模效应(Jagannathan和Wang, 1996^[4]; Baxter和Jermann, 1997^[5]; Jagannathan等, 1998^[6]; Santos和Veronesi, 2006^[7]),将研究范围拓展到债券市场同样发现人力资本能够解释收益率方差30%左右(Julliard, 2011^[8]),且在Palacios(2015)^[9]基于Duffie-Epstein偏好随机均衡模型构建的包含市场、资本和人力资本的三因子模型中发现人力资本在总财富中的权重约占93%。

不论是基于总劳动收入或是工资度量人力资本的研究中都假设劳动要素同质性,但是劳动要素在年龄、教育程度、从业经历、所在公司、行业等的异质性使得人力资本在创造价值方面存在差异,因此有研

究基于劳动成本差异性、企业内部岗位差异性和行业差异性等探索劳动力或人力资本对股票市场的影响。基于劳动调整成本和工资粘性差异性的代表研究有:Belo等(2014)^[10]基于劳动力调整成本发现雇员率与股票收益负相关;Favilukis和Lin(2016)^[11]发现如果公司、行业、地区乃至国家工资刚性较严重时,其面临的风险较大,预期股票收益较高;Kuehn等(2017)^[12]基于劳动调整成本视角构建劳动紧缺度指标度量企业对劳动市场的依赖性,发现相比对劳动市场依赖性强的公司,对劳动市场依赖性低的公司能够赚取6%的超额收益;Donangelo等(2019)^[13]立足工资粘性构建劳动杠杆指标,发现劳动杠杆的存在能够放大公司经营风险,从而能正向预测股票收益。基于企业内部岗位差异的研究发现不同群体人力资本对股票市场的影响存在差异,例如:Palacios(2003)^[14]发现当股东人力资本而非综合人力资本加入CAPM模型时,模型对股票收益的预测力有所上升;Hirshleifer等(2012)^[15]发现企业CEO过度自信会导致股票收益更大的波动;Kilic(2017)^[16]基于1965年到2015年数据发现高技能和低技能年轻人雇佣组合之间的平均年化回报率差为4.6%。基于行业差异性的研究主要从劳动收入、劳动力流动、雇员率等角度出发,发现:相比于总劳动收入度量的人力资本,股票收益受行业人力资本收入的影响更显著,且基于行业的人力资本风险指标能够有效消除特质波动风险溢价(Eiling, 2013^[17]);买入劳动力流动性高行业的股票卖出劳动力流动性低行业的股票能够赚取5%的年超额收益(Donangelo, 2014^[18]);劳动技能高行业的公司其股票收益显著高于劳动技能低行业的公司的股票收益(Ochoa, 2013^[19]),进一步基于行业技能差异根据雇员率构建投资组合,发现在高技能行业中股票年回报率差为8.6%,在低技能行业中股票年回报率差为0.9%,且CAPM模型不能解释高技能行业的收益差(Belo等, 2017^[20])。

与国外研究相比,国内有关人力资本的研究主要集中在人力资本的度量、影响因素及经济后果(李海峥等, 2014^[21];李静和楠玉, 2019^[22];张勇, 2020^[23];刘伟和张立元, 2020^[24];吉生保等, 2020^[25])。根据阅读文献所及,国内有少量研究从劳动要素不同角度探索其对资本市场的影响,例如,孔东民等(2017)^[26]发现劳动投资效率正向预测股票收益;田存志等(2018)^[27]发现工资粘性能够正向预测股票收

益；刘维奇和张燕（2019）^[28]、张燕等（2020）^[29]基于劳动调整成本视角发现员工数量变化与股票收益负相关，劳动成本占比正向预测股票收益，且劳动成本占比是股票收益定价因子。

为弥补现有研究不足，本文将从以下两方面展开分析：（1）基于员工教育背景研究人力资本在股票市场的溢价能力，并探究人力资本在资产定价中的影响。现有研究主要从成本、岗位、数量方面分析人力资本对股票市场的影响，然而，人力资本的形成主要源自教育。考虑教育背景的人力资本定价研究有助于补充和丰富非财务信息视角的股票收益影响因素研究，为评估人力资本在企业发展中的作用及助力人才强国战略提供新的证据支持。（2）从风险渠道、价值增长和信息传播渠道探析人力资本影响股票收益内在机理，并剖析人力资本在内外环境影响下溢价能力的差异。现有研究在剖析人力资本影响股票收益机制方面主要基于某一方面特性，且多是基于风险视角，因此，多视角研究有助于补充和完善人力资本溢价的形成机制。

二、理论基础与研究假设

人力资本根植于劳动个体，由于个人受教育程度、从业经验等的差异使得不同劳动者被替代的成本和工资粘性存在差异，现有研究已发现相对于低技能员工，替换高技能员工面临的劳动调整成本更高，对技术水平要求更高的行业其员工工资粘性更高（Lagakos 和 Ordonez, 2011^[30]；Zhang, 2019^[31]）。一般情况下，当员工受教育程度较高时，即人力资本水平较高时，其在企业被替代的概率较低、被替代的成本较高，其工资相对比较稳定，即该群体的人力资本面临的调整成本较高、工资粘性较高。而人力资本水平较低的员工多从事的是技能水平低或者是常规性重复工作，其被替代的成本较低，而且工资受外部经济环境和企业经营状况影响较大，即该部分人力资本群体面临的劳动调整成本和工资粘性相对比较小。当企业中劳动调整成本和工资粘性高的员工较多时，即企业人力资本水平较高时，企业面对外部宏观环境变化而内部平滑现金流的能力较低，这会扩大企业面临的经营风险。进一步，本文通过模型推理证明企业风险受人力资本水平影响。

假设生产函数为：

$$Y_t = X_t F[K_t, L_t] \quad (1)$$

其中： X_t 为全要素生产率； K_t 为资本投入； L_t 为劳动投入，劳动投入包括高素质员工（人力资本） L_{t1} 和普通员工 L_{t2} ， $L_t = L_{t1} + L_{t2}$ 。

假设资本调整不发生变化，即 $K_t = K$ ，员工平均工资为 W_t ，人力资本平均工资为 W_{t1} ，普通员工平均工资为 W_{t2} ，且 $W_{t1} > W_{t2}$ ， $W_t L_t = W_{t1} L_{t1} + W_{t2} L_{t2}$ 。

企业利润为：

$$\pi_t = \max[X_t F(K, L_t) - L_t W_t] \quad (2)$$

借鉴 Tuzel 和 Zhang（2017）^[32] 有关企业风险的定义，定义利润关于全要素生产率的弹性为企业面临的风险 β ，

$$\beta = \frac{d\pi_t/dx_t}{\pi_t/x_t} = \frac{1-S\theta}{1-S},$$

$$S = \frac{L_t W_t}{Y_t}, \theta = \frac{\partial W_t X_t}{\partial X_t W_t}, 0 < \theta < 1$$

$$\text{由于 } S = \frac{L_t W_t}{Y_t} = \frac{L_{t1} W_{t1} + L_{t2} W_{t2}}{Y_t}, \text{ 令 } \delta = \frac{L_{t1}}{L_t},$$

$$\frac{d\beta}{d\delta} = \frac{\partial \beta}{\partial S} \cdot \frac{\partial S}{\partial \delta} = \frac{1-\theta}{(1-S)^2} \cdot \frac{L_t}{Y_t} [W_{t1} - W_{t2}] > 0 \quad (3)$$

根据式（3）可知：企业面临风险与人力资本水平成正比，根据风险与收益相补偿原理，可知波动性风险的补偿随着企业对人力资本的依赖而增加，即随着人力资本水平的提升，企业股票收益越高。至此提出假设 1：

H1：股票收益与人力资本水平正相关。

人力资本不仅通过成本渠道影响股票收益，且通过影响企业绩效影响股票价格。随着高学历、高技能人才的增加，企业对新思想的接纳度提高，有助于提升企业劳动生产效率、创新能力，从而助力企业转型升级以及助推其他生产要素生产效率的提升，进而对企业的经济利润、价值创造以及长期发展等发挥积极作用。由于股票价格围绕公司基本价值波动，因此公司收益越好，其股票获得的收益也越高，基于此提出假设 2：

H2：公司价值在人力资本影响股票收益中发挥中介作用。

信息在股价波动中发挥重要作用，随着信息技术的发展，投资者获取信息的渠道和内容越来越多，虽然当前企业发布的有关人力资本或者劳动者的相关信息非常有限，但有关劳动者相关变化及特征具有传递

信息的作用已被证实,如研究发现工作岗位的变化、员工对企业的评价等能够释放非财务信息(Green等,2019^[33];Elizabeth等,2020^[34];Au等,2021^[35]);人力资本质量能够向市场传递企业内部信息,缓解信息不对称性(Attig和Cleary,2014^[36])。当人力资本相关信息引起市场关注,一方面促使投资者付出更多的精力解读与此相关的信息,通过提高信息处理效率增强股价的信息含量,从而对股票价格形成正的推动作用;另一方面市场关注促使投资者更多购买此类股票,由于对此类股票持有乐观的态度,因此这类股票会被优先关注和交易,助推投资者获得超额收益。基于此提出假设3:

H3: 市场关注能够增强人力资本对股票收益的影响。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文数据来自CSMAR、Wind数据库和企业年报(手工搜集部分企业员工教育背景数据)。数据按照以下原则处理:(1)中国A股上市公司自2009年开始公布员工受教育背景,但刚开始公布时并不全面,为保证数据的完整性及可得性,首先剔除教育背景数据五年不连续的企业;(2)按照研究惯例,剔除金融股、ST以及*ST股;(3)剔除人力资本水平等于1的样本;(4)剔除控制变量数据五年不连续的企业;(5)上下进行1%缩尾处理消除极端值的影响,经过处理后样本时间段为2012—2021年。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。

人力资本溢价指人力资本水平高的企业在股票市场更容易被投资者偏爱从而获得高于市场平均回报的收益。借鉴前人(周铭山等,2017^[37];方先明和那晋领,2020^[38])的方法,采用累积超额收益率(ret)和平均月超额收益率(AR)度量人力资本溢

价。基于稳健性考虑,被解释变量还考虑了股票年收益率。

累积超额收益率:

$$ret_i = \prod_{t=1}^n (r_{i,t} + 1) - \prod_{t=1}^n (r_{m,t} + 1) \quad (4)$$

平均月超额收益率:

$$AR_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (r_{i,t} - r_{m,t}) \quad (5)$$

式(4)和式(5)中: $r_{i,t}$ 表示股票*i*第*t*月考虑现金红利再投资的月收益率; $r_{m,t}$ 表示第*t*月市场平均收益率,选用流通市值加权平均收益率,为稳健性考虑市场收益率还考虑了等权加权平均收益率和市值加权平均收益率两种^①。式(4)中 ret_i 表示公司*i*一年内累积超额收益率,式(5)中 AR_i 表示公司*i*一年内每个月的超额收益率的算术平均值, n 表示年度内交易月数。

2. 其他变量。

(1)人力资本水平基于员工教育背景度量,每年企业员工中本科及以上学历的员工人数占总员工人数的比例。

(2)中介变量:公司价值分别采用托宾*Q*、*ROA*和全要素生产率*TFP*衡量,*TFP*的计算见式(6);市场关注度分别采用分析师关注度、研报关注度以及机构投资者增持比例衡量。

(3)参照前人研究,控制变量包括企业规模(总资产)、资产负债率、流通市值、独立董事占比、两职兼任和第一大股东持股比例等。具体变量详见表1。

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \varepsilon \quad (6)$$

其中, y 为主营业务收入, x_1 为购买固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金除以资产总额, x_2 为购买商品、结构劳务支付的现金除以资产总额, x_3 为员工人数, ε 代表*TFP*。

表1 变量定义

类型	名称	符号	变量解释
被解释变量	累积超额收益率	ret	由式(4)计算
	平均超额收益率	AR	由式(5)计算率
	股票年收益率	$Yret$	股票年收益率

① 受篇幅限制,文中未列出这部分实证结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

续前表

类型	名称	符号	变量解释
解释变量	人力资本	H	本科以上学历员工占总员工之比
控制变量	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	总资产	$Asset$	总资产的自然对数
	流通市值	$Size$	流通市值的自然对数
	两职兼任	$Dual$	两职合一, 当董事长与总经理兼任时取1, 否则取0
	独立董事	Zb	独立董事占比
	第一大股东持股	Lh	第一大股东持股比例
	股东持股	Zb_{2-10}	第二到第十大股东持股比例
	换手率	$Dturn$	股票 i 的 t 年和 $t-1$ 年的平均换手率之差
	年内收益均值	$Dret$	股票 i 年内收益的均值
	无形资产	IA	无形资产/总资产
	波动率	$Sigma$	年度内股票 i 的波动率
中介变量	企业绩效	ROA	$\frac{\text{净利润}}{(\text{资产期末余额}+\text{资产期初余额})/2}$
	托宾 Q	$TobinQ$	市场价值/总资产
	全要素生产率	TFP	由式(6)计算
	分析师关注	$Analyst$	分析师关注度, 跟踪分析师数量加1的自然对数
	研报关注	$Report$	对该公司进行过跟踪分析的研报, 研报份数加1的自然对数
	增持比例	Cg	机构投资者增持比例, 数量加1的自然对数

(三) 模型构建

首先建立模型(7), 通过回归方法检验人力资本对股票收益的影响, 然后通过投资组合方法分析人力资本溢价能力。

$$RETURN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 H_{i,t-1} + \alpha control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

人力资本不仅通过成本途径影响股票收益, 且通过企业绩效和市场关注影响股票收益, 基于此建立模型(8)和模型(9)检验人力资本溢价的企业绩效机制, 建立模型(10)检验市场关注机制。

$$MQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 H_{i,t-1} + \alpha control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$RETURN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 H_{i,t-1} + \alpha_2 MQ_{i,t} + \alpha control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$RETURN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 H_{i,t-1} \times C_{i,t} + \alpha_2 H_{i,t-1} + \alpha_3 C_{i,t} + \alpha control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

模型(7)至模型(10)中: $RETURN$ 表示股票超额收益, 分别用累计超额收益、平均超额收益和股票年收益率度量; H 表示人力资本水平; MQ 表示衡

量企业绩效的变量; C 表示衡量市场关注度的变量; $control$ 表示其他控制变量; ε 表示随机干扰项。在回归时控制时间和个体固定效应。

四、实证结果

(一) 描述性统计

表2为主要变量的描述性结果, H 的均值为0.303, 最大值为0.997, 最小值为0.001, 标准差为0.201, 说明企业间人力资本水平差距较大。 ret 的均值为0.053, 标准差为0.573, 且最大值和最小值之间差异显著, AR 与此相似, 说明企业间超额收益率差距显著, 为寻找预测因素奠定基础。各变量之间的 *Spearman* 相关系数的 p 值都小于0.05^①。

表2 主要变量基本特征

变量	均值	最大值	中位数	最小值	标准差
ret	0.053	15.024	-0.076	-1.137	0.573
AR	0.005	1.099	-0.002	-0.193	0.043

① 受篇幅限制, 文中未列出相关系数表, 感兴趣的读者可联系作者索取。

续前表

变量	均值	最大值	中位数	最小值	标准差
<i>Yret</i>	0.136	15.211	0.013	-0.869	0.573
<i>H</i>	0.303	0.997	0.261	0.001	0.201
<i>Lev</i>	0.438	63.971	0.419	-0.195	0.546
<i>Asset</i>	22.169	28.637	22.011	15.979	1.354
<i>Size</i>	15.314	21.283	15.244	12.348	1.058
<i>Dual</i>	0.274	1.000	0.000	0.000	0.446
<i>Zb</i>	0.376	0.800	0.364	0.182	0.056
<i>Lh</i>	34.449	99.000	32.230	0.290	15.038
<i>Zb₂₋₁₀</i>	23.874	77.190	22.800	0.000	13.343
<i>Dturn</i>	-6.483	2 218.249	-10.063	-1 755.519	286.232
<i>Dret</i>	0.011	1.071	0.005	-0.142	0.045
<i>IA</i>	0.049	1.136	0.035	0.000	0.065
<i>Sigma</i>	0.029	0.063	0.027	0.012*	0.011

(二) 人力资本溢价存在性

1. 回归结果。

首先通过式(7)检验人力资本溢价的存在性,结果见表3^①。根据表3可知,人力资本对累计超额收益率的回归系数为0.079,在5%的水平上显著为正;对平均超额收益的回归系数为0.004,在5%的水平上显著为正;对年股票收益率的回归系数为0.047,同样在5%的水平上显著为正。这说明人力资本水平越高的企业越容易被资本市场偏爱,其股票收益越高,即人力资本能够正向预测股票收益。然后通过投资组合方法检验人力资本是否存在溢价。

表3 人力资本溢价存在性回归结果

变量	<i>ret</i>	<i>AR</i>	<i>Yret</i>
<i>H</i>	0.079** (2.64)	0.004** (2.02)	0.047** (2.79)
控制变量	YES	YES	YES
<i>Firm-time fix</i>	YES	YES	YES
调整 <i>R</i> ²	0.311	0.353	0.625
<i>Number</i>	18 249	18 249	18 249

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内*t*值为进行聚类稳健标准误后计算得到。下同。

2. 投资组合分析。

(1) 每年六月根据上一年年末人力资本水平将

所有股票从低到高排序形成五分或十分,持有期为一年,次年六月重新构建投资组合。计算出从2013年7月到2021年6月组合的月时间序列均值,检验人力资本水平最高组与最低组之间的收益差是否显著。表4报告了人力资本水平十分组和五分组的等权重和流通市值权重的月均值收益,发现不论是等权分组还是流通市值分组的五分组或十分组的最高组与最低组的组合收益差都在10%的水平上显著。分组的结果说明人力资本水平能够正向预测股票收益,即存在人力资本溢价。

表4 人力资本水平分组检验

分组	等权加权	市值加权	分组	等权加权	市值加权
1	0.017	0.016	1	0.017	0.015
2	0.016	0.015			
3	0.017	0.016	2	0.016	0.015
4	0.015	0.015			
5	0.015	0.014	3	0.016	0.015
6	0.015	0.015			
7	0.014	0.014	4	0.015	0.014
8	0.016	0.015			
9	0.021	0.019	5	0.022	0.019
10	0.022	0.020			
10-1	0.005* (1.97)	0.004* (1.86)	5-1	0.005** (2.04)	0.004* (1.85)

注:括号内为Newey-West-*t*统计量值,表5、表6同。

(2) 借助三因子和五因子模型检验人力资本风险溢价能否被解释。表5报告了人力资本结构分组的组合收益差,发现三因子模型中组合收益差截距项为0.009,显著性水平为10%,五因子模型中组合收益差截距项为0.005,显著性水平为10%,即存在三因子或五因子不能解释的风险溢价,说明人力资本溢价的稳健性。

(3) 由于人力资本有正的风险溢价,因此参照Fama和French(1993)^[39]的方法买多人力资本水平高的组合,同时卖空人力资本水平低的组合,以买多-卖空获得的套利定义人力资本风险因子(*LA*)。本着稳健性出发本文采用三种方式构建人力资本风险因子:第一,将股票从低到高排序,按照30%、40%、

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。

表 5 人力资本水平分组被三因子和五因子解释的结果

三因子	1	2	3	4	5	5-1
截距项	0.013 *** (4.42)	0.014 *** (4.72)	0.014 *** (5.54)	0.013 *** (7.08)	0.022 *** (7.5)	0.009 * (1.97)
市场因子	1.001 *** (10.76)	1.013 *** (10.08)	1.003 *** (9.54)	0.996 *** (9.6)	1.01 *** (9.29)	0.009 (0.22)
规模因子	0.716 *** (11.84)	0.741 *** (12.2)	0.676 *** (12.79)	0.648 *** (9.34)	0.669 *** (5.78)	-0.047 (-0.40)
账市比因子	-0.381 ** (-2.6)	-0.373 ** (-2.48)	-0.35 ** (-2.48)	-0.374 ** (-2.64)	-0.314 * (-2.09)	0.067 (0.51)
五因子	1	2	3	4	5	5-1
截距项	0.003 (1.72)	0.004 *** (3.77)	0.004 *** (3.92)	0.003 ** (2.77)	0.008 *** (4.25)	0.005 * (1.93)
市场因子	1.043 *** (38.66)	1.045 *** (44.57)	1.017 *** (41.99)	1.052 *** (47.92)	1.001 *** (25.69)	-0.042 (-0.40)
规模因子	0.938 *** (22.07)	0.979 *** (20.15)	0.78 *** (15.34)	0.814 *** (24.42)	0.928 *** (11.37)	-0.010 (-0.07)
账市比因子	-0.214 *** (-5.11)	-0.145 *** (-4.33)	-0.174 *** (-9.96)	-0.189 ** (-3.08)	0.099 (0.67)	0.313 (1.38)
盈利因子	0.058 (0.65)	0.076 (0.59)	-0.113 (-1.27)	0.016 (0.14)	-0.156 (-0.85)	-0.214 (-0.67)
投资因子	0.107 ** (2.62)	0.02 (0.15)	0.00 (-0.01)	-0.076 (-0.46)	-0.357 * (-2.34)	-0.464 * (-2.12)

30%分为低人力资本水平组合、中人力资本水平组合和高人力资本水平组合，买多 30%人力资本水平比较高的股票组合同时卖空 30%人力资本水平比较低的股票组合 (LA_{30-30})。第二，将股票从低到高排序，按照 40%、20%、40%分为低人力资本水平组合、中人力资本水平组合和高人力资本水平组合，买多 40%人力资本水平比较高的股票组合同时卖空 40%人力资本水平比较低的股票组合 (LA_{40-40})。第三，将

股票从低到高排序，分为低人力资本水平组合和高人力资本水平组合 (各占 50%)，买多 50%人力资本水平比较高的股票组合同时卖空 50%人力资本水平比较低的股票组合 (LA_{50-50})。检验人力资本风险因子能否被三因子或五因子解释，回归结果见表 6，发现截距项都在 10%的水平上显著，说明人力资本风险因子包含三因子或五因子之外的信息，即人力资本风险因子具有预测股票收益的能力。

表 6 人力资本结构因子被其他因子解释的情况

Panel A 人力资本风险因子被三因子解释					
LA_{30-30} 作被解释变量		LA_{40-40} 作被解释变量		LA_{50-50} 作被解释变量	
截距项	0.009 * (2.30)	截距项	0.007 * (2.27)	截距项	0.004 *** (3.74)
市场风险溢价因子	-0.016 (-0.15)	市场风险溢价因子	-0.002 (-0.03)	市场风险溢价因子	0.005 (0.1)
规模因子	-0.167 * (-2.21)	规模因子	-0.156 ** (-2.38)	规模因子	-0.113 * (-2.17)
账市比因子	-0.353 *** (-3.86)	账市比因子	-0.286 *** (-4.03)	账市比因子	-0.155 *** (-3.55)

续前表

Panel B 人力资本风险因子被五因子解释					
LA_{30-30} 作被解释变量		LA_{40-40} 作被解释变量		LA_{50-50} 作被解释变量	
截距项	0.006** (2.38)	截距项	0.005* (1.92)	截距项	0.003* (2.28)
市场风险溢价因子	0.076 (0.43)	市场风险溢价因子	0.112 (0.54)	市场风险溢价因子	0.086 (0.52)
规模因子	0.417 (1.15)	规模因子	0.493 (1.30)	规模因子	0.343 (1.07)
账市比因子	0.937 (0.7)	账市比因子	1.177 (0.83)	账市比因子	0.873 (0.81)
盈利因子	-1.195* (-2.11)	盈利因子	-0.959** (-2.38)	盈利因子	-0.578** (-2.61)
投资因子	-2.174*** (-3.62)	投资因子	-1.911*** (-3.55)	投资因子	-1.365*** (-3.99)

(4) 参照 Liu 等 (2019)^[40]、Eisdorfer 等 (2022)^[41] 的方法, 采用滚动窗口估计将股票收益率对人力资本风险因子回归 (滚动窗口 36 个月), 得到人力资本 BETA, 按照人力资本 BETA 从低到高五等分构建投资组合, 将最高组与最低组的月平均收益差 ($return_{高-低}$) 对三因子或五因子回归。检验结果^①显示, 两者截的距项都在 10% 的水平上显著为正, 说明人力资本风险因子能够捕获三因子或五因子以外部分无法解释的风险溢价, 即人力资本对股票收益有稳定的预测作用。

(三) 价值提升和信息传递机制检验

1. 价值提升机制。

使用式 (8) 和式 (9) 从企业盈利能力 (ROA)、发展潜力 (托宾 Q) 和生产效率提升 (TFP) 三方面检验人力资本价值提升机制的中介作用。基于企业盈利能力中介效应的回归中, 人力资本对 ROA 的回归系数显著为 0.015, 在 5% 的水平上显著, 人力资本和 ROA 对不同视角度量的股票收益的回归系数都显著为正, 例如人力资本对 ret 的回归系数为 0.075, 显著性水平为 5%, ROA 对 ret 的回归系数为 0.304, 显著性水平为 1%, 说明人力资本能够通过提高企业盈利能力而影响股票收益。

基于企业发展潜力中介效应的回归中, 人力资本对托宾 Q 的回归系数为 0.037, 在 10% 的水平上显著, 不同视角下人力资本对股票收益的回归系数都显著为正, 托宾 Q 对股票收益的回归系数都在 1% 的水平上显著为正, 例如人力资本对累计超额收益的回归

系数为 0.077, 显著性水平为 5%, 托宾 Q 对累计超额收益的回归系数为 0.066, 显著性水平为 1%, 说明人力资本通过影响托宾 Q 影响股票收益。

由于全要素生产率是衡量高质量发展的重要指标, 能够综合反映企业的盈利能力和发展潜力, 因此进一步采用全要素生产率作为价值提升的中介变量, 人力资本对 TFP 的回归系数为 0.385, 显著性水平为 1%, 人力资本和 TFP 对股票收益的回归系数都在 5% 的水平上显著为正, 例如人力资本对平均超额收益的回归系数为 0.011, 显著性水平为 5%, TFP 对平均超额收益的回归系数为 0.006, 显著性水平为 1%, 说明人力资本通过提高 TFP 影响股票收益。以上采用不同度量指标综合说明企业价值在人力资本影响股票收益中发挥中介作用。

2. 信息传递机制。

市场上不同群体对信息的捕捉和分析存在差异, 证券分析师专门从事股票行情分析, 其专业知识和捕捉信息的能力都占有相对优势, 因此首先采用分析师关注衡量市场对人力资本释放信息的关注; 研报由证券公司研究所发布, 主要对证券及相关产品的价值, 或者影响其市场价格的因素进行分析, 然后采用研报关注衡量市场对人力资本信息的关注; 最后, 由于机构投资者其信息挖掘能力比较强, 更能够发现人力资本背后隐含的信息, 同时机构投资者的进入会引起其他投资者的关注, 进一步强化信息传递作用, 鉴于机构投资者在市场信息搜集和传递方面的优势, 采用机构投资者增持比例分析信息传递的中介作用。每年分

^① 受篇幅所限, 后续部分实证结果未在文中展示, 感兴趣的读者可联系作者索取。

别将分析师关注度、研报关注度和机构增持比例按照中位数分组，高于中位数的赋值1，反之赋值0，回归结果见表7。 $H \times C$ 的回归系数至少在5%的水平上显著为正，例如人力资本和分析师关注度的交互项对超额收益率的回归系数为0.284，在1%的水平上显著，人力资本与研报关注交互项对超额收益率的回归

系数为0.248，在1%的水平上显著，人力资本与机构投资者增持比例交互项对超额收益率的回归系数为0.004，在1%的水平上显著，说明人力资本所包含的信息能够被市场关注，投资者可以利用信息优势获取超额收益。

表7 信息传递机制

变量	分析师关注 (1)			研报关注 (2)			机构投资者增持比例 (3)		
	ret	AR	Yret	ret	AR	Yret	ret	AR	Yret
$H \times C$	0.284*** (6.83)	0.016*** (5.79)	0.018** (2.76)	0.248*** (5.97)	0.014*** (4.89)	0.012** (2.51)	0.004*** (4.52)	0.0002*** (3.94)	0.0003** (2.58)
H	0.076** (2.07)	0.005* (1.98)	0.056** (2.69)	0.059 (1.61)	0.004 (1.50)	0.053** (2.53)	0.059 (1.35)	0.004 (1.34)	0.029 (1.20)
C	0.106*** (6.64)	0.009*** (8.04)	0.014 (1.49)	0.115*** (7.17)	0.009*** (8.45)	0.015 (1.58)	0.0002 (0.34)	0.0001 (0.53)	0.001* (1.78)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm-time fix	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
调整 R^2	0.328 6	0.370 3	0.624 6	0.327 8	0.369 3	0.624 6	0.421 3	0.444 4	0.648 9
Number	18 249	18 249	18 249	18 249	18 249	18 249	18 249	18 249	18 249

五、异质性分析

(一) 自身异质性

1. 产权性质。

已有研究发现相对于非国有企业，国有企业的工作环境相对比较稳定，国有企业的员工面临的工资粘性更高、调整成本更高，因此国有企业中人力资本更容易影响企业经营风险。此外，国有企业由于稳定的员工就业环境，员工在创造价值方面的积极性也相对比较高。因此，本文检验产权性质在人力资本溢价中的作用，将样本根据产权性质分为国企和非国企，国企设为1，非国企设为0，将企业产权性质加入回归中。人力资本与产权性质交互项的回归系数都在5%的水平上显著为正，说明相对非国有企业，国有企业中人力资本对股票收益的正向预测更显著。

2. 融资约束的影响。

企业本身并不拥有劳动要素，需要支付劳动成本，当企业面临的融资约束较大时，企业调整员工的压力会更大，此时会放大人力资本调整成本和工资粘性影响企业风险的作用。因此，检验融资约束在人力资本溢价中的作用，融资约束 (Sa) 的计算参见前人方法 (肖文和薛天航, 2019^[42])， Sa 值越大表明企业面临的融资约束越大。人力资本和融资约束交互

项的回归系数都为正，显著性水平为5%，说明人力资本水平高的企业如果同时面临的融资约束较大，融资约束会通过放大调整成本和工资粘性影响企业风险的途径而影响股票收益，即融资约束在人力资本溢价中发挥正调节作用。

3. 披露职工信息的影响。

当企业披露职工信息时，会向社会释放更多企业信息，其可能会放大人力资本通过信息传播影响股票收益的渠道，因此探索披露职工信息在人力资本溢价中的作用，将披露职工信息的企业设为1，不披露职工信息的企业设为0。人力资本和披露职工信息交互项的回归系数都在5%的水平上显著为正，说明披露职工信息在人力资本与股票收益中发挥正调节作用。

(二) 外部环境异质性

1. 经济政策不确定性。

采用经济政策不确定性 (EPU) 衡量经济环境，一方面，当经济环境不稳定较大时，员工会更加珍惜现有工作，自主离职的概率会下降，且为保住就业会更加努力工作从而有助于创造更高价值，发挥正的调节作用，即“激励作用”。另一方面，经济环境的不稳定较大时，员工离职的积极性会下降，从而企业面临的员工工资粘性会降低、劳动调整成本也会相对降低，此时会弱化工资粘性和调整成本加大企业风险的

效应,同时由于外部环境不稳定性较高,投资不确定性较高会降低投资者参与热情,减少购买动力,因此发挥负的调节作用,即“抑制作用”。结果发现,人力资本与经济政策不确定性交互项的回归系数都在5%的水平上负显著,例如人力资本与经济政策不确定性交互项对累计超额收益的回归系数为-0.001,显著性水平为1%,说明经济政策不确定性在人力资本影响股票收益中发挥负的调节作用,即“抑制作用”。

2. 劳动市场异质性。

劳动市场发育程度影响企业雇员成本、员工工作积极性等,一线城市中劳动力资源充裕,特别是高素质人才涌向一线城市,使得高素质人才之间竞争更激烈,不但企业面临的劳动调整成本和工资粘性相对较低,且人力资本工作积极性比较高,即劳动市场规模不但影响企业调整员工的频率和成本,且影响员工积极性。因此,检验劳动市场规模异质性对人力资本溢价的影响,根据新一线城市研究所对城市的分类,将位于一线城市的企业设为0(北京、上海、广州和深圳为一线城市),位于非一线城市的企业设为1。结果发现城市分类变量与人力资本的交乘项回归系数都显著为正,例如人力资本与城市分类交互项对平均超额收益的回归系数为0.0002,在5%的水平上显著为正,说明当企业处于非一线城市时,人力资本对股票收益的影响更显著。

六、结 语

本文以人力资本在股票市场表现为切入点,通过“市场表现—形成机制—内外环境差异”的逻辑,完整清晰地揭示了人力资本在股票市场中的作用。通过回归和分组检验发现在中国A股市场存在人力资本溢价,且人力资本是影响股票收益的风险因子。人力资本通过三条渠道影响股票收益:调整成本和工资粘性的差异使得人力资本水平影响企业经营风险,即人力资本通过风险渠道影响股票收益;采用ROA、托宾Q和TFP从不同角度衡量企业价值,发现人力资

本水平越高越有助于提升企业内部绩效、助力企业发展和提高TFP,即人力资本通过影响企业价值从而作用于股价;采用分析师关注、研报关注以及机构投资者增股比例衡量市场关注,发现人力资本能够引起市场关注,市场关注发挥信息传递作用,即人力资本通过释放信息引起市场投资者关注而影响股票收益。

人力资本溢价受企业内外环境影响。相对于非国有企业,国有企业中人力资本更容易通过风险渠道和价值渠道影响股票收益;融资约束会通过放大企业经营风险的途径正向调节人力资本与股票收益的关系;当企业披露职工信息时,其会放大人力资本通过信息传播影响股票收益的渠道,在人力资本影响股票收益中发挥正向调节作用。经济政策不确定性通过缓解企业经营风险、减少投资者购买动力而负向调节人力资本与股票收益;相对于一线城市,非一线城市劳动力市场规模较小,劳动力市场规模不但影响企业调整员工的频率和成本,且影响员工积极性,处于非一线城市的企业的企业其人力资本与股票收益的关系更显著。

遵循金融市场客观规律,科学合理有效利用金融市场实现资产保值增值是未来投资者必走之路,因此对投资者而言,在识别具有增长潜力的企业时除了考虑资本相关要素还需要考虑人力资本的作用,只有真正具有增长潜力的企业才能使投资者获得超额收益。此外,劳动者要树立危机意识,通过不断学习和积累增强自身竞争力,提高抵御风险能力、降低被淘汰概率。

对企业而言,要加强人力资本管理,在利用人力资本创造价值的同时要防范其引发的潜在风险。对政府而言,由于非财务信息在股价中发挥重要作用,因此监管部门要重视企业非财务信息的披露并做好严格把关,积极引导分析师挖掘劳动要素等非财务相关信息,增强市场透明度,促进股票市场健康发展。同时,政府在加大教育投入提升人力资本水平的同时要优化人才结构,充分利用人才红利,这是高质量发展落地生根的重要保障。

参考文献

- [1] Zingales L. In Search of New Foundations [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55 (4): 1623-1654.
- [2] Belo F, Gala V D, Salomao J, Vitorino M A. Decomposing Firm Value [J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 143 (2): 619-639.
- [3] Mayers D. Nonmarketable Assets and Capital Market Equilibrium Under Uncertainty [M]. *Studies in the Theory of Capital Markets* (Praeger, New York), 1972.
- [4] Jagannathan R, Wang Z. The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns [J]. *Journal of Finance*, 1996, 51 (1): 3-53.

- [5] Baxter M, Jermann U J. The International Diversification Puzzle Is Worse than You Think [J]. *American Economic Review*, 1997, 87 (1): 170-180.
- [6] Jagannathan R, Kubota K, Takehara H. Relationship between Labor Income Risk and Average Return: Empirical Evidence from the Japanese Stock Market [J]. *Journal of Business*, 1998, 71 (3): 319-347.
- [7] Santos T, Veronesi P. Labor Income and Predictable Stock Returns [J]. *The Review of Financial Studies*, 2006, 19 (1): 1-44.
- [8] Julliard C. Labor Income Risk and Asset Returns [J]. Working paper, London School of Economics, 2011.
- [9] Palacios M. Human Capital as an Asset Class Implications from a General Equilibrium Model [J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28 (4): 978-1023.
- [10] Belo F, Lin X, Bazdresch S. Labor Hiring, Investment, and Stock Return Predictability in the Cross Section [J]. *Journal of Political Economy*, 2014, 122 (1): 129-177.
- [11] Favilukis J, Lin X. Does Wage Rigidity Make Firms Riskier? Evidence from Long-horizon Return Predictability [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2016b, 78: 80-95.
- [12] Kuehn L A, Simutin M, Wang J J. A Labour Capital Asset Pricing Model [J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72 (10): 2131-2178.
- [13] Donangelo A, Gourio F, Kehrig M, Palacios M. The Cross Section of Labor Leverage and Equity Returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 132 (5): 497-518.
- [14] Palacios H I. The Robustness of the Conditional CAPM with Human Capital [J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2003, 1 (2): 272-289.
- [15] Hirshleifer D, Low A, Teon S. Are Overconfident CEOs Better Innovators? [J]. *Journal of Finance*, 2012, 72 (1): 1457-1498.
- [16] Kilic M. Asset Pricing Implications of Hiring Demographics [J]. SSRN Electronic Journal, 10.2139/ssrn.3012943, 2017.
- [17] Eiling E. Industry-specific Human Capital, Idiosyncratic Risk and the Cross-section of Expected Stock Returns [J]. *The Journal of Finance*, 2013, 68 (1): 43-84.
- [18] Donangelo A. Labor Mobility: Implications for Asset Pricing [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69 (3): 1321-1346.
- [19] Ochoa M. Volatility, Labor Heterogeneity and Asset Prices [J]. *Finance & Economics Discussion*, 10.17016/FEDS.2013.71, 2013.
- [20] Belo F, Li J, Lin X, Zhao X. Labor-force Heterogeneity and Asset Prices: The Importance of Skilled Labor [J]. *Review of Financial Studies*, 2017, 30 (10): 3669-3709.
- [21] 李海峥, 李波, 裘越芳, 郭大治, 唐棠. 中国人力资本的度量: 方法、结果及应用 [J]. *中央财经大学学报*, 2014 (5): 69-78.
- [22] 李静, 楠玉. 人力资本错配下的决策: 优先创新驱动还是优先产业升级? [J]. *经济研究*, 2019 (8): 152-166.
- [23] 张勇. 人力资本潜能和中国经济增长的可持续 [J]. *世界经济*, 2020 (4): 75-98.
- [24] 刘伟, 张立元. 经济发展潜能与人力资本质量 [J]. *管理世界*, 2020 (1): 8-24.
- [25] 吉生保, 林雄立, 崔新健. 外资研发嵌入与人力资本形成——人口迁移的作用 [J]. *中央财经大学学报*, 2020 (2): 79-95.
- [26] 孔东民, 项君怡, 代昀昊. 劳动投资效率、企业性质与资产收益率 [J]. *金融研究*, 2017 (3): 145-158.
- [27] 田存志, 容宇恩, 刘可. 劳动成本粘性与股票收益 [J]. *金融论坛*, 2018 (11): 68-80.
- [28] 刘维奇, 张燕. 资产定价与劳动成本占比 [J]. *中国管理科学*, 2020 (12): 1-11.
- [29] 张燕, 刘维奇, 谢黎旭. 员工数量变化与股票收益——基于劳动力调整成本和企业风险双视角 [J]. *投资研究*, 2019 (11): 4-20.
- [30] Lagakos D, Ordenez G. Which Makers Get Insurance within the Firm? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2011, (58): 632-645.
- [31] Zhang M B. Labor-technology Substitution: Implications for Asset Pricing [J]. *Journal of Finance*, 2019, 74 (4): 1793-1839.
- [32] Tuzel S, Zhang M B. Local Risk, Local Factors, and Asset Prices [J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72 (1): 325-369.
- [33] Green C, Huang R, Wen Q, Zhou D. Crowdsourced Employer Reviews and Stock Returns [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 134 (1): 236-251.
- [34] Elizabeth G, Lourie B, Nekrasov A, Sheelin T. Are Online Job Postings Informative to Investors? [J]. *Management Science*, 2020, 66 (7): 3133-3141.
- [35] Au S Y, Dong M, Tremblay A. Employee Flexibility, Exogenous Risk, and Firm Value [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2021, 56 (3): 853-884.
- [36] Attig N, Cleary S. Organizational Capital and Investment-cash Flow Sensitivity: The Effect of Management Quality Practices [J]. *Financial Management*, 2014, 43 (3): 473-504.
- [37] 周铭山, 张倩倩, 杨丹. 创业板上市公司创新投入与市场表现: 基于公司内外部的视角 [J]. *经济研究*, 2017 (11): 135-149.
- [38] 方先明, 那晋领. 创业板上市公司绿色创新溢酬研究 [J]. *经济研究*, 2020 (10): 106-123.
- [39] Fama E F, French K R. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33 (1): 3-56.
- [40] Liu J, Stambaugh R F, Yuan Y. Size and Value in China [J]. *Journal of financial economics*, 2019, 134 (1): 48-69.
- [41] Eisdorfer A, Froot K, Ozik G, Sadka R. Competition Links and Stock Returns [J]. *The Review of Financial Studies*, 2022, 35 (9): 4300-4340.
- [42] 肖文, 薛天航. 劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动 [J]. *世界经济*, 2019 (1): 76-94.

产品市场竞争与商业类国有企业创新

Product Market Competition and Commercial State-owned Enterprises Innovation

毛新述 于 娜

MAO Xin-shu YU Na

[摘要] 在深化国有企业改革进程中,明确外部市场机制对国有企业创新的作用,对推进我国的国有企业创新升级、建设创新型国家具有重要的现实意义。本文选取2015—2020年商业类国有企业上市公司为研究样本,从财力资源和人力资源两个维度,实证检验了产品市场竞争对商业类国有企业创新的影响。结果表明,产品市场竞争能显著促进商业类国有企业进行创新投入。通过异质性分析发现,这种促进作用主要存在于商业一类国有企业中,而在商业二类国有企业中不显著。此外,相较于地方国有企业,产品市场竞争对中央商业类国有企业创新的促进作用更强,且主要体现在人力方面的投入。本文结论有利于明确国有企业创新受阻的痛点,为推动国有企业分类改革背景下如何从外部治理机制角度提高国有企业的创新动力提供参考。

[关键词] 产品市场竞争 商业类国有企业 企业创新

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0052-11

Abstract: In the process of deepening the reform of state-owned enterprises, it is of practical significance to clarify the role of external market mechanism on the innovation in promoting the innovation of SOEs in China and building an innovative country. This paper selects listed commercial SOEs from 2015 to 2020 as research samples to empirically test the influence of product market competition on innovation of commercial SOEs from two dimensions of financial resources and human resources. The results show that product market competition can significantly promote the R&D input of commercial SOEs. Through the heterogeneity analysis, this paper finds that the promotion effect mainly exists in commercial-first-class SOEs, but is not significant in commercial-second-class SOEs. In addition, compared with local SOEs, the positive relationship is more stronger in central SOEs, which is mainly reflected in human resources. The conclusions are helpful to clarify the pain points of the blocked innovation of SOEs, and provide reference for how to improve the innovation power of SOEs from the perspective of external governance mechanism under the background of promoting the classified reform of SOEs.

Key words: Product market competition Commercial state-owned enterprise Corporate innovation

[收稿日期] 2021-11-11

[作者简介] 毛新述,男,1979年10月生,北京工商大学商学院教授,博士生导师,研究方向为会计准则、公司治理、国企改革;于娜,女,1999年10月生,北京工商大学商学院硕士研究生,研究方向为公司治理。本文通讯作者为于娜,联系方式为13552753677@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“增强国有经济竞争力、创新力、控制力、影响力、抗风险能力研究”(项目编号:22ZDA044)。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

在日益激烈的市场竞争环境下,创新能力已成为国家宏观经济发展与微观企业发展的核心驱动力。作为企业的外部市场特征,产品市场竞争发挥着外部治理作用,能通过影响创新收益作用于创新(何玉润等,2015^[1]),是企业创新决策的重要影响因素。自Schumpeter(1942)^[2]首先提出创新理论以来,产品市场竞争与创新的关系一直受学术界关注,面对不同竞争环境如何制定并实施创新决策也成为企业的难题。截至目前,理论研究和实证研究均未对二者关系得出一致结论:一种观点是在激烈的产品市场竞争环境中,企业会为了获得或保持竞争优势而进行创新活动,即产品市场竞争与企业创新之间呈正相关关系;另一种观点是激烈的产品市场竞争会加剧企业间的模仿行为,从而导致进行创新活动的企业获得的额外利润减少,降低创新积极性,即产品市场竞争与企业创新之间呈负相关关系。在两个相悖观点下,有学者认为产品市场竞争对企业创新的影响存在区间效应,二者呈倒U型的非线性关系。对二者关系的研究有利于明确外部市场机制如何作用于企业创新,结论的差异性使学者不断细化研究场景,关注新型市场和转型国家背景下二者的关系,探究我国在创新型国家建设中产品市场竞争对企业创新的影响,也未得出一致结论。

产品市场竞争与企业创新的关系依赖于具体的市场条件和环境(Aghion等,2005^[3]),相较于西方发达国家,中国的市场经济形成与发展历史较短,市场竞争不够充分,产业结构也不够成熟(何玉润等,2015^[1]),这必然会导致基于中国与西方发达国家两种市场环境下的研究结果有所不同。即使同样基于中国的市场环境,国内学者的研究结论也存在较大差异,特殊的产权制度背景便是原因之一,不完善的市场经济体制和法治环境增加了二者关系的复杂性(刘胜强和刘星,2010^[4])。作为国民经济发展的中坚力量,国有企业具有良好的创新资源和政策优势,应在提升自主创新能力方面发挥表率作用,但现有结合产权性质探究二者关系的研究普遍认为,国有企业的创新动机及其对产品市场竞争的敏感性均低于民营企业。在同一市场环境下,相较于民营企业,总体上国有企业创新步履迟缓的问题更为突出,如何提高国有企业的创新水平已成为推进国家现代化、建设创新

型国家进程中亟需回答的问题。具体地,外部市场竞争机制对国有企业创新是促进还是抑制作用?作用是否得到有效发挥?又受到哪些因素的影响?对以上问题的回答有助于明确国有企业创新受阻的痛点和创新水平提升的着力点,以探寻推进国有企业在外部治理机制下创新发展的思路。

2015年,《中共中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》(下文简称“《指导意见》(2015)”)提出,将国有企业依据主营业务及核心业务范围分为公益类与商业类,推动国有企业同市场经济深度融合,并要求商业类国有企业根据市场化要求进行商业运作。相较于公益类国有企业,商业类国有企业更兼具经济性和社会性的双重属性特征,外部市场机制在其公司治理中发挥更重要的作用,企业战略与决策的制定、执行要更加考虑外部环境。因此,本文选取2015—2020年商业类国有企业上市公司为研究样本,从财力和人力两个维度,实证检验产品市场竞争对商业类国有企业创新的影响,发现产品市场竞争对商业类国有企业的创新投入具有正向效应,该结论在缓解内生性问题后依然稳健。通过异质性分析,本文发现这一正向效应仅在商业一类企业中显著;此外,产品市场竞争对中央商业类国有企业创新投入的促进作用显著强于地方国企,且该差异主要体现在人力资源维度。

本文可能的贡献有以下三点:第一,丰富了外部市场竞争机制作用及企业创新影响因素相关领域的研究。国内结合产权性质探究二者关系的研究较少,且大多集中在产品市场竞争对民营企业 and 国有企业创新的差异性上,鲜有针对某一类产权性质企业的聚焦性研究。本文针对国有企业,并聚焦国有企业分类背景下的商业类国企,丰富了中国独特的产权性质场景下对竞争与创新关系研究的经验证据。第二,区分国有企业的功能与行政层级,明确国有企业创新资源丰富但创新动力不足的痛点,对理解国有企业在双重属性间相平衡的重要性具有现实意义,为如何提高国有骨干企业的创新动力提供思路。第三,现有采用企业创新投入指标的文献,大多仅关注企业在创新领域投入金额的程度,本文结合人才强国背景下国有企业人才工作创新实践,从财力和人力两个维度观测国有企业的创新动态。

二、文献回顾与假设提出

产品市场竞争作为企业的外部治理机制,是企业

创新的重要影响因素之一。一方面,产品市场竞争对企业创新存在正面影响:第一,从“资源基础观”的角度,竞争加剧带来的资源稀缺会使企业为了存续进行创新。拥有稀缺、有价值且难以被替代的异质性资源是企业竞争优势的主要来源(Barney, 1991^[5]),企业可以通过创新活动获得异质性资源,实现产品差异化或成本大幅下降,从而实现生产率的提高和利润的增加(Nickell, 1996^[6]);第二,从代理成本的角度,激烈的市场竞争环境使公司面临更高的接管风险(Cornaggia等, 2013^[7]),管理层出于对未来职业生涯和声誉的考虑,会更加注重能使企业获得持续竞争力的创新活动。同时,所处市场环境的竞争程度越高,企业信息透明度就越高(Verrecchia和Weber, 2006^[8]),外部投资者及其他利益相关者的监督成本更低、效率更高,约束机制更强,这也会降低代理成本,抑制管理层为构建“企业帝国”或追求超额在职消费,而削减风险较高的创新投资成本(王靖宇等, 2019^[9]);第三,随着竞争程度的加大,企业会相互间形成“知识竞赛”,通过创新可以使企业在竞赛中占上风(Arrow, 1962^[10])。张宏亮和王靖宇(2018)^[11]认为企业间在竞争时存在“学习效应”,竞争的加剧会激励企业参考行业中的标杆企业来调整自身创新活动,提高创新水平。另一方面,产品市场竞争对企业创新也存在负面影响:首先,创新所需投入多,且其成功与否具有较大的不确定性。当竞争变得激烈时,市场上产品及技术更新迭代的速度变快,创新成果被模仿或替代的概率变大(Grossman和Helpman, 1991^[12]),这会导致创新企业通过创新活动获得的净收益减少。收益与风险的不对称会抑制企业的创新积极性,转而对其他企业的创新成果进行模仿甚至剽窃。第二,创新具有周期长、投入大、风险高的特性,这使一部分企业对其“望而却步”。相较于竞争环境中的企业,垄断企业的市场占有率高,融资能力强,更能承受创新所需要的高额研发投入及较强的风险承担能力(Schumpeter, 1942^[2])。

由此,理论上产品市场竞争对企业创新的影响存在两面性。那么,产品市场竞争对企业创新的正负影响是否同时存在?若同时存在,哪种影响占主导,又与什么因素有关?这决定了产品市场竞争对企业创新表现为促进作用还是抑制作用。国内外学者对二者关系展开大量的实证检验,主要结论可分为以下三类:Nickell(1996)^[6]、骆品亮(1998)^[13]、孙晓华和田

晓芳(2010)^[14]、何玉润等(2015)^[1]、陈硕和李涛(2018)^[15]及王靖宇等(2019)^[9]分别利用国内外数据,发现产品市场竞争与企业创新之间呈正相关关系;Horowitz(1962)^[16]、Blundell等(1999)^[17]、刘国新和万君康(1997)^[18]及Crepon等(1998)^[19]则发现市场集中度能促进企业进行创新活动,垄断地位的公司更有可能进行创新,即产品市场竞争与企业创新呈负相关关系。此外,还有一些学者发现,产品市场竞争与企业创新之间并非简单的线性关系,而是存在最优临界值的倒U型关系(Scherer, 1967^[20]; Levin等, 1985^[21]; Aghion等, 2005^[3]; 平新乔和周艺艺, 2007^[22]; 田原等, 2013^[23]; 李健等, 2016^[24]; 沈建叶, 2016^[25]; 徐晓萍等, 2017^[26])。

自《指导意见》(2015)提出分类推进国企改革以来,中央政府积极响应,地方各级政府也结合实际逐步划分所辖地域内国有企业类别。其中,将主要目标为保障民生、服务社会、提供公共产品和服务的国有企业界定为公益类;将按照市场化要求实行商业化运作的国有企业界定为商业类。与公益类国有企业提高公共服务效率和能力的考核重点不同,对于商业类国有企业,重点考核企业经营业绩指标、国有资产保值增值和市场竞争能力。因此,相较公益类国有企业,商业类国有企业的外部治理机制更具有不可替代性,且作用发挥更加明显。此外,国务院宣布对中央企业的经营业绩考核新增研发经费投入强度和营业收入利润率两大指标,并于2020年起实施。对国有企业创新能力的重视,更加剧了产品市场竞争对商业类国有企业创新的影响效应。

产品市场竞争对企业创新作用的发挥有赖于具体的市场条件和环境:Aghion等(2005)^[3]认为在竞争总体较弱的初始时期,企业的利润会随着竞争的加剧而减少,此时企业为改善盈利会表现出“逃离效应”,即通过创新行为获取异质性资源来逃离当前的竞争环境;当竞争过于激烈时,企业会因承担大量研发成本但创新净收益减少而降低创新投入,表现出“熊彼特效应”。在复杂多变的行业环境和企业相对竞争优势中,“熊彼特效应”和“逃离效应”会进行博弈(张杰等, 2014^[27]),不同的市场环境会导致博弈产生不同的结果。中国的市场经济形成与发展历史较西方发达国家(地区)短,产业结构尚未成熟,这导致国内的市场竞争并不十分充分(何玉润等, 2015^[1])。进一步地,相较于民营企业,本文所研究

的商业类国有企业具有一定的行政性,且部分企业由于承担特殊使命,存在所处行业进入壁垒较高甚至寡头垄断的现象,这加剧了产品市场竞争的不充分性。因此,商业类国有企业目前所处的市场环境更接近 Aghion 等 (2005)^[3] 所描述的总体竞争较弱的阶段,在这一环境下,竞争会激发企业的创新意愿,促使企业为取得异质性资源而加大创新投入,以增强自身竞争力,逃离现有竞争环境。即两个效应经过博弈后,企业的表现会更倾向于“逃离效应”。加之 2008 年我国出台《中华人民共和国专利法》并经过多次修订,知识产权制度的完善使企业自身研发成果的独有权得到更好保护,这在一定程度上缓解了企业对技术创新溢出的担忧 (赵娜和王博, 2016^[28]), 从而激发其为应对市场竞争进行创新。基于此,本文提出假说:

H1: 产品市场竞争越激烈,商业类国有企业越有动机加大创新投入。

三、研究设计

(一) 样本筛选与数据来源

中共中央、国务院于 2015 年 9 月印发《指导意见》(2015),提出将国有企业按功能分为商业类和公益类。同年 12 月,国资委、财政部、发改委根据《指导意见》(2015)有关要求,联合对外发布《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》,准确界定不同国有企业功能。鉴于数据的可得性,本文以 2015—2020 年的商业类国有企业上市公司为初始研究对象,并按以下原则对样本进行处理:(1)剔除已经退市或被暂停上市的公司;(2)剔除 ST、PT 等被特殊处理的公司;(3)剔除连续变量存在数据缺失的样本。本文使用的数据主要来自国泰安 (CSMAR) 数据库并由 iFinD 数据库作补充,部分变量数据通过手工计算而得。为避免极端值影响,本文在进行回归分析时,对样本中所有连续变量的前 1% 及后 99% 进行缩尾 (Winsorize) 处理,最终的样本包含 3 414 家公司-年观测值。

(二) 主要变量定义

1. 企业创新。

参考相关文献,本文采用企业创新投入强度反映企业的创新情况。借鉴徐晓萍等 (2017)^[26]、何欢浪和蔡琦晟 (2019)^[29] 的做法,使用研发投入与营业收入的比值测度企业当年的 R&D 金额投入强度,采用研发人员与员工人数的比值 (研发人员占比) 测度

企业的人力投入。为扩大数据的量纲,本文将这两个变量均乘以 100 倍,度量企业在财力和人力方面的创新投入强度。

国内外相关文献对于企业创新活动的衡量多采用研发投入强度和体现创新产出的专利及其激励数量,本文未采用专利数量衡量企业创新行为的原因主要有以下三点:第一,国内将专利分为实用新型、外观设计和发明专利,其中只有发明专利能为企业带来真正的竞争优势,是企业的实质性创新 (黎文靖和郑曼妮, 2016^[30])。但就目前来看,即使国内大多数企业的创新能力已有显著提升,自主创新能力仍相对于发达国家企业较弱,模仿和学习创新较为普遍,专利尤其是发明专利的数量较少。第二,采用专利数量衡量企业创新活动,忽略了企业未申请或已申请但尚未受理的非专利技术,代理变量反映不全面。对于我国企业而言,创新成果很多并不以专利的形式呈现。同时部分企业出于对技术创新溢出效应的担忧,会避免将创新成果申请专利以使创新收益为企业专门所有 (龚红和骆金箭, 2018^[31]), 故专利只能体现企业的部分创新成果。第三,现有文献多从专利的申请数量、授予量或引用次数衡量创新产出 (孟庆斌等, 2019^[32]), 但这三种衡量方式都存在一定弊端。其中,专利引用次数的数据较难获取;上市公司专利的申请数量和授予量虽然会由专利局披露,但企业从申请专利到被授予经历的时间较长,当年申请到的专利并非企业当期的创新成果——发明专利通常在两年以上,非发明专利也在一至两年——时间上的滞后及其不确定性会导致实证结果的可信度降低。

综上,本文并未采用专利数量测度创新产出来反映企业的创新活动,而采用更能体现企业创新动机及创新决策实施情况的创新投入强度,反映企业的创新动态。

2. 产品市场竞争。

本文的主要解释变量是产品市场竞争,借鉴柯东昌 (2012)^[33]、孙菁和李琳 (2018)^[34] 的做法,采用以营业收入为基础计算的赫芬达尔指数 (HHI) 衡量。HHI 越大,表明企业所处行业的产品市场具有越高的垄断程度,即产品市场竞争程度越低,故 HHI 是产品市场竞争的反指标。为方便分析,本文对 HHI 取负数作为产品市场竞争程度的代理变量。

(三) 实证模型

为了检验产品市场竞争对商业类国有企业创新的影响,本文构建基本回归模型如下:

$$RDInv = \alpha_0 + \alpha_1 Competition + \alpha_2 Size + \alpha_3 Age + \alpha_4 Lev + \alpha_5 ROA + \alpha_6 Cash + \alpha_7 Growth + \alpha_8 Fix + \alpha_9 Holdtop1 + \alpha_{10} Dual + \sum Year + v \quad (1)$$

其中： $RDInv$ 表示企业当年在财力和人力上的创新投入强度，分别用企业当年的 R&D 金额投入强度 ($RDratio$) 及研发人员占比 ($RDpersonratio$) 测度；自变量 ($Competition$) 表示产品市场竞争，采用 HHI

的负值测度；借鉴已有文献 (何玉润等, 2015)^[1]，其他控制变量包括企业规模 ($Size$)、企业设立年限 (Age)、资产负债率 (Lev)、总资产收益率 (ROA)、现金流量 ($Cash$)、成长性 ($Growth$)、固定资产占比 (Fix)、第一大股东持股占比 ($Holdtop1$) 及两职合一 ($Dual$)。此外，还包括年度哑变量 ($Year$) 以控制年度因素带来的影响。 v 表示残差项。

本文实证模型中各变量的具体定义如表 1 所示。

表 1 变量及定义

变量分类	变量名称	符号	定义
被解释变量	企业创新	$RDratio$	R&D 金额投入强度 = (研发投入/营业收入) × 100，反映企业在财力上的创新投入强度
		$RDpersonratio$	研发人员占比 = (研发人员数量/员工总数) × 100，反映企业在人力上的创新投入强度
解释变量	产品市场竞争	$Competition$	$-HHI$ ，其中 $HHI = \sum (Xi/X)^2$ ， $X = \sum Xi$ ， Xi 为产业内企业 i 的营业收入
控制变量	企业规模	$Size$	$\ln(\text{期末总资产})$
	企业设立年限	Age	$\ln(\text{企业设立年限}+1)$
	资产负债率	Lev	期末总负债/总资产
	总资产收益率	ROA	净利润/期末总资产
	现金流量	$Cash$	期末货币资金/总资产
	成长性	$Growth$	营业收入增长率 = (期末营业收入 - 期初营业收入) / 期初营业收入
	固定资产占比	Fix	期末固定资产/总资产
	第一大股东持股占比	$Holdtop1$	(第一大股东持股/总股数) × 100
	两职合一哑变量	$Dual$	若董事长与总经理兼任，则取 1；否则取 0
	年度哑变量	$Year$	控制年度因素的影响

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计与分析

表 2 是相关变量用于回归数据的描述性统计结果。其中，样本企业中 $RDratio$ 的最大值为 21.83，最小值仅为 0.01，均值为 3.379，标准差为 3.311，这表明商业类国有企业整体研发投入金额相对于营业收入不高，且存在较大差异。变量 $RDpersonratio$ 的相关值表明：样本企业中研发人员占比最大值为 60.05%，最小值为 0.08%，反映出样本中不同企业

对于创新的人力投入差距较大，除了同行业企业的创新决策差异，这也与企业的主业所处领域有关。赫芬达尔指数均值为 0.098，标准差为 0.109，变异系数达到 111.22%，离散程度较高。在控制变量方面，资产负债率最大值为 0.96，最小值为 0.074；第一大股东持股比例均值为 38.18%；成长性均值为 0.119，即商业类国有企业的营业收入增长率均值为 11.9%。此外，企业的盈利能力 (ROA)、现金流与固定资产等在样本公司间也存在较大差异。

表 2 变量描述性统计

变量符号	样本量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值
$RDratio$	3 414	3.379	3.311	2.890	21.830	0.010
$RDpersonratio$	3 414	12.750	11.270	10.350	60.050	0.080
HHI	3 414	0.098	0.109	0.064	1.000	0.015
$Size$	3 414	23.000	1.406	22.870	27.330	20.220

续前表

变量符号	样本量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值
<i>Age</i>	3 414	3.040	0.253	3.045	3.611	2.079
<i>Lev</i>	3 414	0.487	0.196	0.496	0.960	0.074
<i>ROA</i>	3 414	0.028	0.047	0.025	0.187	-0.190
<i>Cash</i>	3 414	0.048	0.062	0.047	0.250	-0.139
<i>Growth</i>	3 414	0.119	0.230	0.079	2.822	-0.522
<i>Fix</i>	3 414	0.241	0.171	0.202	0.765	0.004
<i>Holdtop1</i>	3 414	38.180	14.580	36.620	77.880	10.890
<i>Dual</i>	3 414	0.908	0.289	1.000	1.000	0.000

(二) 主检验结果

表3报告了模型(1)的回归结果。列(1)、列(2)分别列示了产品市场竞争对企业创新的财力和人力投入强度的影响。由表可知,因变量 *RDratio* 与 *RDpersonratio* 均与产品市场竞争在1%的水平上显著正相关,表明当产品市场竞争强度增大时,商业类国有企业的创新投入无论在财力还是人力上都有显著增加,该结论支持本文假设。在控制变量方面,企业的规模、设立年限、第一大股东持股比例及固定资产占比与商业类国有企业创新的财力和人力投入均显著负相关;资产负债率与R&D金额投入强度显著负相关,而与研发人员占比无显著关系。

表3 产品市场竞争与商业类国有企业创新

	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>
	(1)	(2)
<i>Competition</i>	5.219*** (6.049)	15.212*** (4.945)
<i>Size</i>	-0.270*** (-3.374)	-1.145*** (-3.849)
<i>Age</i>	-2.269*** (-4.788)	-5.088*** (-3.103)
<i>Lev</i>	-2.769*** (-4.175)	-2.944 (-1.227)
<i>ROA</i>	-4.183* (-1.910)	2.239 (0.316)
<i>Holdtop1</i>	-0.030*** (-3.983)	-0.054** (-2.143)
<i>Growth</i>	-0.165 (-0.834)	0.257 (0.437)
<i>Fix</i>	-4.013*** (-6.827)	-17.530*** (-8.271)
<i>Cash</i>	0.449 (0.368)	-3.140 (-0.698)
<i>Dual</i>	0.266 (1.114)	1.436* (1.655)

续前表

	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>
	(1)	(2)
<i>Year</i>	Yes	Yes
N	3414	3414
<i>Adj-R²</i>	0.186	0.164

注:括号内为稳健性修正后得到的t值;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;标准误差经过公司层面Cluster调整。下同。

(三) 稳健性检验

1. 滞后一期解释变量。

产品市场竞争与企业创新之间可能存在互为因果的关系,为缓解由此导致的内生性问题,参考柯东昌(2012)^[33]的研究,本文将产品市场竞争程度滞后一期的变量 *Competition_{t-1}* 代入模型进行回归。此外,为充分发挥控制变量用于减少遗漏变量的作用,同时避免仅滞后产品市场竞争程度后系数可能有偏的问题,本文在缓解互为因果导致的内生性问题上,还借鉴何玉润(2015)^[1]、龚红和骆金箭(2018)^[31]的做法,将控制变量在内的所有解释变量均滞后一期进行回归。将滞后一期的解释变量代入模型的回归结果如表4所示,结论保持不变。

表4 滞后一期解释变量的回归结果

	<i>RDratio_t</i>	<i>RDpersonratio_t</i>
	(1)	(2)
Panel A: 产品市场竞争滞后一期		
<i>Competition_{t-1}</i>	4.954*** (6.037)	14.029*** (4.800)
<i>Controls_t</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
N	3 414	3 414

续前表

	<i>RDratio_t</i>	<i>RDpersonratio_t</i>
	(1)	(2)
<i>Adj-R²</i>	0.184	0.162
Panel B: 控制变量在内的所有解释变量均滞后一期		
<i>Competition_{t-1}</i>	4.911 *** (5.546)	13.844 *** (4.330)
<i>Controls_{t-1}</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	3 095	3 095
<i>Adj-R²</i>	0.190	0.163

注：为节省篇幅，稳健性检验部分的控制变量由 *Controls* 表示。

2. 引入工具变量。

为进一步缓解模型中潜在的内生性问题，本文引入工具变量，利用两阶段最小二乘法重新回归。行业年度进口关税税率的降低减小了我国的进口贸易壁垒，会导致国外竞争对手对国内市场的渗透，引发企业竞争环境的加剧 (Valta, 2012^[35])。因此，行业年度进口关税税率的降低与企业面临的产品市场竞争程度正相关，但与企业的创新无直接关系。本文引入“行业年度进口关税税率的降低”这一外生变量 *Ctax* 作为模型检验的工具变量。表 5 列 (1) 是第一阶段工具变量对产品市场竞争的回归结果，列 (2)、列 (3) 是消除产品市场竞争的内生影响后对企业创新回归的结果，变量 *Competition* 系数仍显著为正，支持本文假设。

表 5 工具变量 2SLS 回归结果

	第一阶段	第二阶段	
	<i>Competition</i>	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Ctax</i>	0.069 *** (12.904)		
<i>Competition</i>		14.179 *** (5.626)	22.513 *** (2.685)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 410	3 410	3 410
<i>Adj-R²</i>	0.110	0.101	0.163

3. 改变关键变量的度量方式。

首先，将产品市场竞争的代理变量替换为以主营业务收入为基础计算的-HHI，对模型重新回归 (柯东昌, 2012^[33])，结果与上文以营业收入为基础计算的竞争代理变量相一致。其次，参考何玉润等 (2015)^[1] 的做法，用研发投入与总资产比值重新测度 R&D 金额投入强度，结论仍保持不变。具体的回归结果见表 6。

表 6 改变关键变量测度方式的回归结果

	改变产品市场竞争测度		改变 R&D 金额投入强度测度
	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>	<i>RDratio_c</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Competition</i>			2.864 *** (6.974)
<i>Competition_c</i>	4.073 *** (6.537)	12.763 *** (5.630)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 411	3 411	3 418
<i>Adj-R²</i>	0.184	0.165	0.221

4. 补充控制变量。

相较于非高科技企业，处于高科技行业的企业具有知识与技术密集性高、竞争性和渗透性强的特点；同时，国家对高新技术企业的优惠政策也推动着企业不断提高研发水平 (郑建明, 2016^[36])。因此，处于高科技行业的企业其产品市场竞争程度和创新能力普遍较强。另外，某些行业内企业由于原材料供应制约或储运成本过高等原因具有地域集群效应；加之存在地方保护营造人为区域壁垒，一定程度上会影响一些行业的市场集中度。同时，不同地区存在治理环境的差异，在金融发展、法律保护、政府干预等方面的差异会造成企业行为的差异 (万华林和陈信元, 2010^[37])。因此，为控制行业 and 地区的影响，本文进一步加入高科技行业变量 *Hitech* (处于高科技行业^①的企业赋值为 1，否则为 0) 和地区^②变量 *Area* (东部地区为 1，

① 参照唐清泉等 (2011) 对高科技行业的分类，本文按 2012 年行业分类标准，将“文教、工美、体育和娱乐用品制造业”“化学原料及化学制品制造业”“医药制造业”“化学纤维制造业”“计算机、通信和其他电子设备制造业”“仪器仪表制造业”“软件和信息技术服务”划为高科技行业，其余行业划为非高科技行业。
② 根据我国 1986 年“七五”计划的分类标准，将地区分为东部地区、中部地区和西部地区。

中部地区为2，西部地区为3)进行回归，结果如表7所示，结论不变。

表7 控制高科技行业变量和地区的回归结果

	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>
	(1)	(2)
<i>Competition</i>	2.548*** (3.719)	8.708*** (3.327)
<i>Hitech</i>	1.687*** (5.936)	5.395*** (5.433)
<i>Area</i>	Yes	Yes
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	3 074	3 074
<i>Adj-R²</i>	0.227	0.226

五、异质性分析

通过以上分析本文发现，商业类国有企业作为国有企业中的创新主力军，在面临产品市场竞争加剧时会增加创新投入。以往研究普遍认为，国有企业的“创新-竞争”敏感性相较民营企业更弱(何玉润等, 2015^[1]; 沈建叶, 2016^[25]; 徐晓萍等, 2017^[26])。因此，竞争对商业类国有企业创新的促进作用能否得到充分发挥，是改善国有企业创新现状的关键之一。为探究商业类国有企业内部影响产品市场竞争作用发挥的潜在因素，本文就以上实证结论进行异质性分析，以期发现商业类国有企业创新不足的痛点所在，为如何“对症下药”提升国有企业创新水平提供参考。

(一) 基于商业类国有企业功能类别的异质性分析

为推进商业类国有企业改革，《指导意见》(2015)要求进一步细分主业处于充分竞争行业和企业

(简称“商业一类”)，与主业处于关系国家安全、国民经济命脉的重要行业和重要领域、主要承担重大专项任务的企业(简称“商业二类”)两类。对于后者，由于承担特殊使命，受到国家较为严格的管制，所处行业的进入壁垒较高，相对垄断的地位可能会使企业产生自满自足的情绪(Demsetz, 1969^[38])，增强经理人的惰性(Mann和Scherer, 1971^[39])，影响企业的创新决策。同时，为保障国家安全与国民经济发展，国家对这部分企业给予更丰厚的政策优惠和财政补贴，政府的“支持之手”可能会削弱市场竞争对企业的压力和刺激(何玉润等, 2015^[1])。综上，商业二类企业本身的创新需求及外部市场竞争的治理作用都与商业一类存在明显不同。那么，竞争与创新的关系是否会受这一客观差异的影响?具体地，产品市场竞争对承担特殊使命的商业二类企业，仍发挥促进创新的外部治理作用吗?与在商业一类企业中的作用发挥是否存在显著差异?

为探究这一问题，本文根据《指导意见》(2015)中对两种商业类国有企业的界定，按2012年修订的《上市公司行业分类指引》中的门类及大类，将主业处于采矿业，电力、热力、燃气及水生产和供应业，房地产业，文化、体育和娱乐业四大门类，及制造业，建筑业，交通运输、仓储和邮政业，信息传输、软件和信息技术服务业四大门类下部分大类的企业划定为商业二类，其他企业划定为商业一类，对模型(1)分组回归。表8列示了商业一类与商业二类国有企业的异质性分析结果。可以发现，产品市场竞争变量*Competition*在列(1)、列(2)中均在1%的水平上显著为正，而在列(3)、列(4)中不显著，表明产品市场竞争对创新投入的促进作用仅在商业一类企业中显著存在。受相对垄断地位和政府“支持之手”的影响，商业二类国有企业的创新决策缺乏对外部产品市场竞争的敏感性。

表8 异质性分析：商业一类与商业二类

	商业一类		商业二类	
	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Competition</i>	9.017*** (4.854)	29.241*** (4.487)	-0.558 (-0.649)	-0.139 (-0.041)
<i>Size</i>	-0.315** (-2.405)	-1.665*** (-3.406)	-0.053 (-0.582)	-0.535 (-1.429)

续前表

	商业一类		商业二类	
	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Age</i>	-3.305 *** (-5.042)	-7.357 *** (-3.245)	-0.235 (-0.402)	0.396 (0.182)
<i>Lev</i>	-2.234 *** (-2.716)	-1.707 (-0.512)	-2.868 ** (-2.450)	-2.930 (-0.892)
<i>ROA</i>	-5.525 ** (-2.249)	0.659 (0.075)	-4.545 (-1.136)	-1.390 (-0.134)
<i>Holdtop1</i>	-0.030 *** (-2.746)	-0.061 * (-1.681)	-0.015 * (-1.850)	-0.025 (-0.827)
<i>Growth</i>	0.097 (0.348)	0.948 (1.133)	-0.554 *** (-2.650)	-0.493 (-0.691)
<i>Fix</i>	-5.368 *** (-5.858)	-24.087 *** (-7.593)	-2.060 *** (-3.239)	-10.127 *** (-3.787)
<i>Cash</i>	2.217 (1.389)	1.566 (0.273)	-2.898 ** (-2.061)	-10.592 (-1.631)
<i>Dual</i>	0.338 (1.156)	1.505 (1.361)	0.122 (0.352)	0.729 (0.663)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 200	2 200	1 214	1 214
<i>Adj-R²</i>	0.191	0.196	0.114	0.089

(二) 基于商业类国有企业行政层级的异质性分析

20世纪80年代,中国开始推行分权改革体制,逐步形成了我国地方政府(包括官员)之间围绕GDP增长率等定量指标进行的晋升锦标赛激励机制,该机制使地方官员的薪酬和晋升与地区GDP等考核指标结合在一起。企业是地方经济的主体,因此在这一机制下,地方政府及官员对辖区范围内企业经营活动的干预意愿较强,更会通过“掠夺之手”赋予所辖国企相应的政策性负担,使其有利于自身的政治目标。即地方国有企业受政府干预程度较中央企业更强,在对企业创新的影响上具体表现为:唯指标至上的地方政府官员为了表现出更好的政绩,会倾向于将投资资源配置到对当期生产提高更具明显推动力的项目,而对辖区内企业创新的补贴投入减少(陈德球等,2016^[40]),尤其在晋升前期,这种意愿更加强烈。政府对企业经营管理过多的干预也会使政府的“有形之手”影响市场“无形之手”的发挥,进而影响市场竞争机制的有效性(郑建明等,2016^[36])。为探究竞争对企业创新的

作用是否会因中央和地方在晋升锦标赛机制背景下的不同而存在差异,本文区分商业类国有企业的行政层级,将样本根据实际控制人类型分为中央国有企业和地方国有企业,对模型(1)分组回归,结果如表9所示。

变量*Competition*的列(1)、列(3)分别列示了产品市场竞争对央企和地方国企在创新财力投入方面的影响,列(2)、列(4)列示了在人力投入方面的影响。由*Competition*的系数符号及显著性可知,产品市场竞争对企业创新的促进作用在不同行政层级的国企中均存在。无论中央还是地方商业类国有企业,都会选择增加创新投入以应对外部日益加剧的竞争环境。在系数值的大小上,通过组间系数差异检验发现,产品市场竞争对中央企业在人力方面的创新投入显著大于地方国企,而在财力方面无显著差异。这一结果表明,随着产品市场竞争的加剧,中央企业会更积极地实施创新决策,主要表现在更大幅度地提高企业内研发人员的比重上;而地方国企受政府干预和影响,外部市场竞争机制在促进企业创新这一作用上的发挥相对不足。

表9 异质性分析：中央和地方

	中央商业类国企		地方商业类国企	
	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>	<i>RDratio</i>	<i>RDpersonratio</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Competition</i>	6.361*** (4.520)	23.135*** (4.140)	4.107*** (3.911)	8.793*** (2.629)
<i>Size</i>	-0.298*** (-2.803)	-1.100** (-2.519)	-0.265** (-2.230)	-1.192*** (-3.019)
<i>Age</i>	-2.040*** (-3.429)	-5.079** (-2.021)	-1.957*** (-2.628)	-2.434 (-1.176)
<i>Lev</i>	-3.636*** (-3.601)	-4.250 (-1.089)	-1.994** (-2.284)	-1.289 (-0.451)
<i>ROA</i>	-7.485** (-1.973)	6.708 (0.519)	-1.387 (-0.584)	0.962 (0.132)
<i>Holdtop1</i>	-0.021* (-1.903)	-0.033 (-0.769)	-0.036*** (-3.596)	-0.071** (-2.409)
<i>Growth</i>	0.039 (0.134)	0.029 (0.034)	-0.412* (-1.917)	0.364 (0.452)
<i>Fix</i>	-4.596*** (-5.079)	-21.846*** (-6.946)	-3.086*** (-3.992)	-12.237*** (-4.345)
<i>Cash</i>	0.255 (0.129)	-11.337 (-1.482)	0.862 (0.586)	3.852 (0.782)
<i>Dual</i>	0.214 (0.486)	1.880* (1.768)	0.113 (0.409)	0.638 (0.588)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1 417	1 417	1 997	1 997
<i>Adj-R²</i>	0.238	0.236	0.137	0.099

六、结语

产品市场竞争作为企业的外部市场特征，是企业创新的重要影响因素之一。现有文献并未就产品市场竞争与企业创新之间的关系得出一致结论，对二者关系的研究需要结合具体情境。本文利用2015—2020年我国商业类国有企业上市公司数据，实证检验了产品市场竞争对商业类国有企业创新的影响。结果表明，产品市场竞争与商业类国有企业创新总体上呈正相关关系，激烈的产品市场竞争会促进商业类国有企业加大创新投入，提高研发金额投入强度和研发人员比重。但是，这种正向效应仅存在于商业一类国有企业中。在考虑商业类国有企业的行政层级差异后本文发现，产品市场竞争对中央企业创新投入的促进作用较地方国有企业更强，且主要体现在人力投入方面，一定程度上反映了国有企业的政策性负担会影响企业创新及外部市场机制有效性的发挥。

国有企业拥有丰富的创新资源，但创新积极性和创新效率较低，探究产品市场竞争对商业类国有企业创新的影响，对整合国有企业创新资源、深化国有企

业改革并推动创新型国家的建设具有现实意义。鉴于以上研究结论，本文提出以下建议：

第一，在深化国有企业改革进程中，要注意营造开放、公平的市场竞争环境，保证国有企业创新的外部作用机制正常运行，实现“以市场竞争促企业创新，以企业创新保竞争力”的良性循环。对于商业二类企业所处的具有相对垄断地位的领域，国家应给予一定的政策支持，进一步降低行业进入壁垒，扩大行业竞争空间。第二，适当拓展地方政府和官员的考核维度，不应仅局限于GDP等短期绩效指标为考核依据，更要注重创新成果和创新绩效，加强创新与考核的黏度。第三，进一步完善政府对企业创新的补助、优惠及金融扶持政策等相关制度，避免由于政府过度干预造成政治资源诅咒效应，提高信息的公开性和透明度，降低代理成本。同时，政府应加强对受政策补助或资金补助企业的效果反馈。第四，国家应完善知识产权相关的法律法规，增强对企业创新成果的保护，减少技术创新的溢出负效应，为企业的创新边际收益提供一定保障，从而增强企业的创新意愿。

参考文献

- [1] 何玉润, 林慧婷, 王茂林. 产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 财贸经济, 2015 (2): 125-135.
- [2] Schumpeter J. Creative Destruction [J]. Capitalism, Socialism and Democracy, 1942: 825.
- [3] Aghion P, Bloom N, Blundell R, Griffith R, Howitt P. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship [J]. Quarterly Journal of Economics, 2005 (120): 701-728.
- [4] 刘胜强, 刘星. 市场结构与企业 R&D 投资研究综述 [J]. 华东经济管理, 2010 (7): 142-145.
- [5] Barney J. Firm Resources and Sustained Competitive Advantage [J]. Journal of Management, 1991, 17 (1): 99-120.
- [6] Nickell S J. Competition Corporate Performance [J]. Journal of Political Economy, 1996, 104 (4): 724-746.
- [7] Cornaggia J, Mao Y F, Tian X. Does Banking Competition Affect Innovation? [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 115 (1): 189-209.
- [8] Verrecchia R E, Weber J. Redacted Disclosure [J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44 (4): 791-814.
- [9] 王靖宇, 付嘉宁, 张宏亮. 产品市场竞争与企业创新: 一项准自然实验 [J]. 现代财经, 2019 (12): 52-66.
- [10] Arrow K J. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention [M]. New Jersey: Princeton University Press, 1962: 609-626.
- [11] 张宏亮, 王靖宇. 薪酬管制、激励溢出与国企社会成本: 一项准自然实验 [J]. 中国软科学, 2018 (8): 122-129.
- [12] Grossman G M, Helpman E. Quality Ladders in the Theory of Growth [J]. The Review of Economic Studies, 1991, 58 (1): 43-61.
- [13] 骆品亮. 市场结构内生的具有溢出效应的 R&D 竞争模型 [J]. 系统工程学报, 1998 (3): 48-54.
- [14] 孙晓华, 田晓芳. 市场力量与技术创新: 基于联立方程模型的实证研究 [J]. 研究与发展管理, 2010 (1): 26-33.
- [15] 陈硕, 李涛. 产品市场竞争、地区金融发展与企业创新 [J]. 金融理论与实践, 2018 (2): 25-29.
- [16] Horowitz I. Firm Size and Research Activity [J]. Southern Economic Journal, 1962 (28): 298-301.
- [17] Blundell R, Griffith R, Reenen J. Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms [J]. Review of Economic Studies, 1999, 66 (3): 529-554.
- [18] 刘国新, 万君康. 市场结构对技术创新的影响分析 [J]. 管理工程学报, 1997 (11): 10-14.
- [19] Crepon B, Duguet E, Mairesse J. Research, Innovation and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level [Z]. NBER Working Paper, No. 6696, 1998.
- [20] Scherer F M. Market Structure and the Employment of Scientists and Engineers [J]. American Economic Review, 1967, 57 (3): 524-531.
- [21] Levin R, Cohen M, Mowery D. R&D Appropriability Opportunity and Market Structure: New Evidence on Some Schumpeterian Hypotheses [J]. American Economic Review, 1985 (75): 20-24.
- [22] 平新乔, 周艺艺. 产品市场竞争度对企业研发的影响——基于中国制造业的实证分析 [J]. 产业经济研究, 2007 (5): 1-10.
- [23] 田原, 王宗军, 王山慧. 产品市场竞争对企业技术创新影响的实证研究——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 工业工程与管理, 2013 (2): 104-110.
- [24] 李健, 薛辉蓉, 潘镇. 制造业企业产品市场竞争、组织冗余与技术创新 [J]. 中国经济问题, 2016 (2): 112-125.
- [25] 沈建叶. 企业研发投入与产品市场竞争的关系研究 [J]. 中国集体经济, 2016 (25): 69-71.
- [26] 徐晓萍, 张顺晨, 许庆. 市场竞争下国有企业与民营企业的创新型差异研究 [J]. 财贸经济, 2017 (2): 141-155.
- [27] 张杰, 郑文平, 翟福昕. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验 [J]. 中国工业经济, 2014 (11): 56-68.
- [28] 赵娜, 王博. 知识产权保护对企业技术创新: 促进还是抑制? ——2008—2014 年我国高技术产业的经验证据 [J]. 中央财经大学学报, 2016 (5): 113-122.
- [29] 何欢浪, 蔡琦晟. 政治关联促进或抑制了中国企业的创新? [J]. 中央财经大学学报, 2019 (9): 87-96.
- [30] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响 [J]. 经济研究, 2016 (4): 60-73.
- [31] 龚红, 骆金箭. 市场竞争越激烈, 创新投入越高吗? ——知识产权保护的调节作用 [J]. 珞珈管理评论, 2018 (3): 68-83.
- [32] 孟庆斌, 李昕宇, 张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗? ——基于企业员工视角的经验证据 [J]. 管理世界, 2019, 35 (11): 209-228.
- [33] 柯东昌. 产品市场竞争与企业 R&D 投入强度: 基于中国中小板和创业板上市公司的经验证据 [J]. 现代管理科学, 2012 (12): 106-108.
- [34] 孙菁, 李琳. 混合股权、产品市场竞争与企业技术创新 [J]. 科学决策, 2018 (2): 1-21.
- [35] Valta P. Competition and the Cost of Debt [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 105 (3): 661-682.
- [36] 郑建明, 许晨曦, 李金甜. 环境规制、产品市场竞争与企业研发投入 [J]. 财务研究, 2016 (6): 25-38.
- [37] 万华林, 陈信元. 治理环境、企业寻租与交易成本——基于中国上市公司非生产性支出的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2010 (2): 553-570.
- [38] Demsetz H. Information and Efficiency: Another Viewpoint [J]. Journal of Law and Economics, 1969 (12): 1-22.
- [39] Mann H M, Scherer F M. Industrial Market Structure and Economic Performance [J]. Journal of Finance, 1971 (26): 812.
- [40] 陈德球, 金雅玲, 董志勇. 政策不确定性、政治关联与企业创新效率 [J]. 南开管理评论, 2016 (4): 27-35.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

商帮文化、正式制度与企业社会责任信息披露

Merchant Guild Culture, Formal Systems and Corporate Social Responsibility Information Disclosure

王孝钰 高琪

WANG Xiao-yu GAO Qi

[摘要] 目前我国企业社会责任信息披露数量和质量整体处于上升趋势, 但仍有很大进步空间。本文以 2008—2019 年中国沪深 A 股上市公司为研究对象, 使用企业办公地与商帮发源地之间的最小距离来衡量企业受商帮文化的影响程度, 探讨商帮文化对企业社会责任信息披露的作用。研究表明, 企业受商帮文化影响程度越大, 企业社会责任信息披露水平越高。进一步研究发现, 外部法制环境与内部公司治理这两种正式制度弱化了商帮文化与企业社会责任信息披露的正相关关系, 表明正式制度与商帮文化对企业社会责任信息披露的影响存在替代关系。通过对商帮文化的进一步细分, 发现相较于血缘为主的商帮, 地缘为主的商帮文化更有利于提升企业社会责任信息披露水平。本文研究有助于让社会认识到传承中华传统文化的必要性, 通过充分发挥文化等非正式制度的作用来促进企业承担和披露社会责任。

[关键词] 商帮文化 企业社会责任信息披露 正式制度 非正式制度

[中图分类号] F230 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0063-11

Abstract: At present, the quantity and quality of corporate social responsibility information disclosure in China are on the rise, but still needed to be improved. Using the data of A-share listed companies in China from 2008 to 2019, this article discusses the role of the merchant guild culture in corporate social responsibility information disclosure. The results show that the greater the degree of influence of the merchant guild culture, the higher the level of corporate social responsibility information disclosure. This article further finds that, the formal systems such as legal environment and corporate governance, weaken the positive correlation between the merchant guild culture and corporate social responsibility information disclosure, indicating that the formal systems and the informal systems have a substitute relationship to a certain extent. By further subdividing the merchant guild culture, it is found that compared with the blood-based merchant guild, the geography-based merchant guild culture is more conducive to improving the level of corporate social responsibility information disclosure. This study is helpful for the society to realize the necessity of inheriting traditional Chinese culture, and promote enterprises to assume and disclose social responsibility by giving full play to the role of informal institutions such as culture.

Key words: Merchant guild culture Corporate social responsibility information disclosure Formal system Informal system

[收稿日期] 2021-04-12

[作者简介] 王孝钰, 女, 1990 年 12 月生, 上海立信会计金融学院会计学院讲师, 研究方向为资本市场财务与会计问题; 高琪, 女, 1997 年 2 月生, 东华大学旭日工商管理学院硕士研究生, 研究方向为资本市场财务与会计问题。本文通讯作者为高琪, 联系方式为 qigao0228@126.com。

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年项目“数字化转型与商业信用融资: 理论机理与实证研究”(项目编号: 22YJC790017); 上海市教育发展基金会“晨光计划”项目“‘放管服’背景下的会计师事务所审计质量研究”(项目编号: 20CG67)。

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

非正式制度与正式制度一同推进着社会与经济的有序发展,尤其是对于正式制度不甚完善而传统文化浓厚的转型阶段国家,非正式制度凭借其“灵活性”特征,可能发挥着更为重要的作用。在中国,如果忽略了博大精深、代代相承的中华文化,可能无法全面理解中国企业决策行为的特征。已有关于传统文化对企业行为的影响,大多聚焦在宗教文化(陈冬华等,2013^[1];毕茜等,2015^[2])、宗族文化(潘越等,2019a^[3]、2019b^[4];吴超鹏等,2019^[5])等,而很少有学者研究与商业行为有着莫大渊源的商帮文化。商帮文化是在长期的商业实践中逐渐形成的独具地域特色的运营规范和价值观念(周黎安,2011^[6]),在几个世纪以来极为稳定(Williamson,2000^[7]),并在无形之中提供了滋养企业发展的土壤。因此,探究古代商帮文化如何影响当代企业,极具现实意义。

起源于西方责任伦理的企业社会责任提出,企业除了要保证股东权益,还必须承担对其他利益相关者的责任。我国当前的企业社会责任信息披露,实行强制披露与自愿披露双重披露制度。中欧国际商学院发布的《2021 A股上市公司企业社会责任报告研究》指出:“我国A股上市公司在社会责任信息披露数量和质量整体呈上升趋势,但企业间差异较大。例如,2019年度披露CSR报告的A股上市公司中,最少的披露页数仅为3页,最多的披露页数为183页,并且报告页数不足20页的企业占比将近一半。”这些都表明,我国企业对于社会责任信息披露正在形成广泛共识,但仍有很大提升空间。现有文献指出,企业承担社会责任并对外披露社会责任信息能够给企业带来积极的经济后果,例如可以有效缓解企业的融资约束(何贤杰等,2012^[8];钱明等,2017^[9])、促进企业的投资效率(钟马和徐光华,2017^[10];Cook等,2019^[11])、带动股票收益率并降低股价崩盘风险(Lins等,2017^[12];宋献中等,2017^[13])。企业社会责任信息披露水平不足将会极大地制约企业的发展,因此,有必要探究哪些因素有利于提高我国企业社会责任信息披露水平。但现有研究多侧重于正式制度,本文深入探究我国是否存在一些独特的非正式制度能够在无形之中提高企业的社会责任信息披露水平。

本文探讨了商帮文化是否有利于促进企业社会责任信息披露。研究结果表明,企业受商帮文化影响程

度越大,其社会责任信息披露水平越高,并且这主要是通过环境熏陶机制产生的影响。进一步探究了正式制度与商帮文化在影响企业社会责任信息披露方面的互动作用,结果发现正式制度弱化了商帮文化与企业社会责任信息披露的正相关关系,表明二者在一定程度上存在替代关系。通过对商帮文化的进一步细分,发现相较于血缘为主的商帮,地缘为主的商帮文化更有利于提升企业社会责任信息披露水平。

本文的研究存在以下贡献:首先,拓展了商帮文化的相关研究。已有关于商帮文化的研究,大多以定性化的描述性分析为主。本文基于地缘性构建商帮文化变量,利用实证研究法,分析商帮文化如何影响现代企业的经营行为。其次,从文化视角补充和丰富了企业社会责任信息披露影响因素的研究。已有文献大多从企业内部公司治理或宏观制度环境的角度,研究正式制度对企业社会责任信息披露的影响。本文则以商帮文化这一非正式制度为切入点进行研究。再次,本文为正式制度与非正式制度之间的互动作用提供了新的依据。现有文献对正式制度与非正式制度之间是替代关系还是互补关系存在不同观点。本文研究发现,在企业社会责任信息披露这一场景下,正式制度与非正式制度是替代关系。最后,本文的研究也具有一定的现实意义。我国企业社会责任信息披露整体表现一般,且企业大多因强制性规定而对社会责任信息进行披露。从中国传统商帮文化视角对企业社会责任信息披露进行探究,有助于超越正式制度的范畴,溯及企业社会责任承担及信息披露的根源,有效发挥文化等非正式制度的作用,增加正式制度执行的有效性。

二、文献回顾

(一) 社会责任信息披露的相关研究

较多文献基于企业自身微观层面和外部宏观环境层面的正式制度研究企业社会责任信息披露的影响因素。企业微观层面,总体发现良好的公司治理,如管理层持股(郑冠群等,2015^[14])、有效的股权制衡(冯照桢和宋林,2013^[15];坚瑞和戴春晓,2019^[16])、完善的内部控制(汤晓建,2016^[17];李志斌和章铁生,2017^[18])都会提高企业社会责任信息披露。外部宏观环境主要从制度环境层面着手,总体研究发现,制度环境越好,企业社会责任信息披露越好(汤晓建,2016^[17];黄雷等,2016^[19])。也有一些文献研究关系网络(Giuli等,2014^[20];秦续忠等,

2018^[21])、文化 (Mcguire 等, 2012a^[22]; 毕茜等, 2015^[2]) 等非正式制度对企业社会责任信息披露的影响因素。本文突破传统的制度理论框架, 以商帮文化这一非正式制度为切入点, 考察其对企业社会责任信息披露的影响, 丰富了相关文献。

(二) 文化影响企业行为的相关研究

早期文献通过 Hofstede (1984^[23], 2005^[24]) 的社会文化维度的衡量指标、或世界价值观调查等方式构建文化维度的数据基础, 检验各个维度或某几个维度对企业行为的影响 (Li 等, 2013^[25]; Eun 等, 2015^[26]; Ahern 等, 2015^[27])。近期学者开始研究具体的历史文化背景对于企业行为的影响。西方学者主要聚焦于宗教文化, 研究总体发现宗教信仰能够起到一定的公司治理作用, 约束企业行为 (Mcguire 等, 2012b^[28]; Callen 和 Fang, 2015^[29]; Omer 等, 2018^[30]), 降低企业融资成本 (El Ghouli 等, 2012^[31])。我国学者则聚焦于宗教文化、儒家文化和宗族文化, 同样发现宗教传统和儒家文化作为一种社会规范, 有利于缓解代理问题 (陈冬华等, 2013^[1]; 古志辉, 2015^[32]; 杜兴强等, 2016^[33]; 辛宇等, 2016^[34])。潘越等 (2019a^[3], 2019b^[4])、吴超鹏等 (2019)^[5] 研究发现, 宗族文化有利于缓解融资约束, 影响亲属参与公司治理的程度。商帮文化是在商业实践中形成, 应该更容易影响现代公司的商业行为, 但学术中却鲜有相关的实证文献。本文将探讨商帮文化对企业社会责任信息披露的影响, 为文化与财务领域研究做出有益的补充。

(三) 商帮文化的相关研究

目前关于商帮文化的研究, 描述性研究居多。较为经典的是 Greif (1989^[35], 1993^[36], 1994^[37]) 对中世纪马格里布商人与热那亚商人的研究以及蔡洪滨等 (2008)^[38] 对明清时期晋商与徽商的研究。研究表明, 不同的文化信念会导致各商帮形成不同的治理模式, 不仅如此, 文化信念与治理模式之间相互支持和相互强化, 不同的商帮因其治理模式的内在特征会走上不同的发展道路。已有研究商帮文化的实证文献较少。Du 等 (2017)^[39] 发现企业所在地区的商帮文化与委托代理成本呈现负相关关系。修宗峰和周泽将 (2018)^[40] 研究发现, 在商帮文化浓厚的地区, 企业会进行更多慈善捐赠。王孝钰等 (2022)^[41] 认为, 商帮文化强调“诚信义利”, 能够发挥无形的道德约束, 有利于企业获取商业信用, 缓解融资约束。本文基于地缘性构建商帮文化变量, 在企业微观层面上运

用实证分析, 研究商帮文化在企业社会责任信息披露方面如何影响现代企业。

三、理论分析与研究假设

(一) 商帮文化与企业社会责任信息披露

商帮是以地缘、血缘和业缘为纽带形成的商人群体 (蔡洪滨等, 2008^[38])。我国传统商帮诞生于宋朝, 在明清时期蓬勃发展。已有文献大多将其划分为十大商帮, 包括宁波商帮、龙游商帮、广东商帮、山西商帮、徽州商帮、陕西商帮、福建商帮、江右商帮、洞庭商帮、山东商帮 (Du 等, 2017^[39]; 张海鹏和张海瀛, 1993^[42]; 吴琦等, 2019^[43])。商帮的发展不仅促进了当时的经济繁荣, 对当地的社会文化也带来了颠覆性影响。长期的商业实践表明, 根植于商业活动中的文化是影响企业长远发展的重要因素, 其决定了企业的经营哲学、经营理念, 进而对企业的经营模式、经营方向产生持续的影响。商帮治理本质作为一种激励约束系统 (蔡洪滨等, 2008^[38]; Holmstrom 和 Milgrom, 1994^[44]), 其文化核心是“诚信真善, 义利并举”, 要求商人要有诚信精神、信托责任、奉献仁爱等。例如, 晋商“珍惜信誉”, 清人郭松焘说:“山陕人世守商贾之业, 惟其心朴而心实也”。江右商人讲究“贾德”, “待人以诚”。光绪《清江杨氏五修族谱》记载, 清江杨俊之, “贸易吴越闽粤诸地二十余年, 虽童叟不或欺, 遇急难不惜捐赀排解, 严取予, 敦然喏”。徽商主张“以义获利”“仁心为质”。绩溪《西关章氏族》中记载, 绩溪商人江通, 因“以义获利, 为乡所重”。嘉庆《休宁县志》记载, 清代休宁人吴鹏翔, 侨寓汉阳, 时值汉阳饥谨, “鹏翔适运川米数万石至, 计之可获利数倍”, 但吴鹏翔为救人于水火之中, “悉减值平糶, 民赖以安”。

与法律法规等国家强制性正式制度相比, 商帮文化对企业社会责任信息披露的作用, 更多的是作用于人的意识形态, 即商帮文化所蕴含的待人以诚、经商守信等核心价值观与道德伦理等, 都潜移默化地塑造了企业领导者及企业员工对自己、对企业、对社会的态度。商帮文化的稳定性、意识形态的难变更性都会使得这种正面态度在个人层面得到不断强化, 与此同时, 在人与人的不断交流中, 这种积极态度也在地区层面广为传播。一方面, 受商帮文化治理的影响, 企业更有动机通过履行社会责任来建立信任机制, 向其

他商业合作者释放“值得信赖”的信号，以缓解委托代理问题。另一方面，商帮文化强调的“义利并举”也与企业对利益相关者承担社会责任的精神一致。此外，处于商帮文化浓厚地区的公众，更可能受到商帮文化的耳濡目染，也更关注企业社会责任的履行情况，从而反向推动企业承担更多社会责任并进行披露。因此，本文认为，企业所在地区商帮文化浓厚，企业可能承担更多社会责任，同时为了降低信息不对称性，企业更可能对社会责任信息进行公开披露。基于此，提出本文的研究假说1：

H1：企业受商帮文化影响程度越大，企业社会责任信息披露水平越高。

(二) 商帮文化与正式制度在影响企业社会责任信息披露方面的互动作用

自2006年开始，我国陆续出台了一系列关于企业社会责任的律法和条规，尤其是在2008年“三鹿毒奶粉”事件曝光后，证交所更是强制要求部分上市公司披露社会责任报告，但企业违反社会责任的行为还是屡禁不止。究其本因，律法、条规等正式制度规定的只是企业社会责任承担的下限，这使得企业在承担社会责任时抱有侥幸心理，导致正式制度并不能很好地约束企业行为。非正式制度对于社会的影响力往往强于正式制度，尤其是在受传统文化影响较深的国家中尤为显著。因此，从与企业有着莫大渊源的商帮文化出发，探究其与正式制度的互动作用，或许可以为企业社会责任信息披露提供一个有效的全新解读。

陈冬华等(2013)^[1]在研究不同正式制度情形下宗教传统对公司治理的影响时，提出正式制度与非正式制度可能会由于行为人最终目标的不同而呈现出不同的作用方向，或是无关、或是一致、或是替代。具体地，如果行为人的最终目标只是为了满足正式制度的最低要求，那么，非正式制度只对正式制度起替代作用，即在正式制度薄弱时，商帮文化对企业社会责任信息披露的正向作用更为强烈。如果行为人的最终目标不仅仅是为了满足最低要求，还在披露成本与披露收益之间进行权衡，导致企业为了获得更大的潜在利益，愿意承担额外成本，那么，非正式制度与正式制度呈现互补作用，即完善的正式制度强化了商帮文化与企业社会责任信息披露的正相关关系。

本文认为企业在社会责任承担和信息披露的过程中，外部法制环境水平以及内部公司治理水平这种正

式制度与商帮文化这种非正式制度更可能存在替代效应。这是因为，目前大多数企业并不重视社会责任的履行和信息披露。中欧国际商学院发布的《2021A股上市公司企业社会责任报告研究》指出：“我国A股上市公司社会责任信息披露报告页数不足20页的企业占比将近一半。从行业分布来看，金融业公司披露水平最高，这主要还是法规监管强制披露导致的。”也就是说，企业履行社会责任并披露相关信息虽然有一部分原因是从获取竞争优势等角度出发进行的自发行为，但更多是为了满足正式制度的最低要求，如遵守安全生产、保护劳动者合法权益等。因此，基于此类行为目标，商帮文化和外部法制环境水平、公司治理水平这种正式制度对企业社会责任信息披露的影响是替代效应。此外，企业履行社会责任成本较高，在既定成本约束的前提下，正式制度会弱化商帮文化对企业社会责任信息披露的促进作用。即较高的法制环境水平、较高的公司治理水平，会弱化商帮文化的作用；而在法制环境水平较低的地区，公司治理水平较差的公司，商帮文化可以弥补正式制度的不足，在企业社会责任信息披露中发挥较大的作用。基于此，提出本文的研究假说2：

H2：商帮文化与正式制度在影响企业社会责任信息披露方面存在替代作用，具体地，外部法制环境水平与内部公司治理水平削弱了商帮文化与企业社会责任信息披露的正相关关系。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取2008—2019年披露了社会责任信息的上市公司为研究对象，并遵循以下原则对样本进行处理：(1) 剔除金融类上市公司；(2) 剔除变量存在缺值的公司；(3) 剔除ST及*ST等财务状况异常公司；(4) 对样本连续变量的上下各一分位的极端值进行缩尾处理。

数据来源：企业社会责任披露数据来自润灵环球责任评级公司(RKS)，该评级被何贤杰等(2012)^[8]、宋献中等(2017)^[13]等广泛使用。商帮发源地数据主要来源于张海鹏和张海瀛主编的《中国十大商帮》(张海鹏和张海瀛，1993^[43])一书及该书中参考的古籍。法制环境指数来自中国分省份市场化指数数据库。上市公司相关数据来自CSMAR数据库。

(二) 模型构建

本文采用模型(1)对假说1进行检验，采用模

型(2)和模型(3)对假说2进行检验:

$$CSR = \beta_0 + \beta_1 MGC + Controls + \varepsilon \quad (1)$$

$$CSR = \beta_0 + \beta_1 MGC + \beta_2 MKT + \beta_3 MGC \times MKT + Controls + \varepsilon \quad (2)$$

$$CSR = \beta_0 + \beta_1 MGC + \beta_2 GOV + \beta_3 MGC \times GOV + Controls + \varepsilon \quad (3)$$

(三) 变量定义

1. 被解释变量。

CSR (Corporate Social Responsibility) 表示企业社会责任信息披露质量,采用润灵环球责任评级公司的综合评价分数来衡量,得分越高,企业的社会责任信息披露水平越高。

2. 解释变量。

MGC (Merchant Guild Culture) 表示企业所受到的商帮文化的影响程度。参考 Du 等 (2017)^[39]、修宗峰和周泽将 (2018)^[40]、王孝钰等 (2022)^[41] 的做法,以企业与商帮文化发源地的最小距离来表示企业所受商帮文化的浓厚程度。企业与商帮文化发源地的距离计算过程如下:(1)根据《中国十大商帮》(张海鹏和张海瀛,1993^[42])、贺三宝 (2014)^[45]、方志远和黄瑞卿 (1992)^[46],获取商帮文化的发源地(如表1所示),并利用“百度地图”获取与之相匹配的经度和纬度;(2)从CSMAR数据库中获取企业办公地的经度和纬度数据;(3)根据 Du 等 (2017)^[39]所提到的企业与商帮文化发源地的距离测算公式^①,

表1 商帮文化发源地

商帮	发源地
晋商	平遥县、临汾市
徽商	歙县、休宁县、婺源县、祁门县、黟县、绩溪县
陕商	三原县、泾阳县、绥德县
宁波商帮	鄞县、奉化市、慈溪市、镇海区、定海区、象山县
鲁商	周村区
粤商	广州市、潮州市、海阳市、澄海区、饶平县、大埔县
闽商	泉州市、厦门市、漳州市
洞庭商帮	苏州市
江右商帮	南昌市、吉安市、抚州市、宜春市
龙游商帮	龙游县、常山县、衢县、开化县、江山五县

① $DISTANCE = \frac{40\,075.04}{360^\circ} \times \frac{180^\circ}{\pi} \times \left(\frac{\pi}{2} - \arctan \left(\frac{\cos \alpha}{\sqrt{1 - \cos \alpha \times \cos \alpha}} \right) \right) / 1\,000$, $\cos \alpha = \sin \omega_C \times \sin \omega_M + \cos \omega_C \times \cos \omega_M \times \cos (\lambda_C - \lambda_M)$ 。其中, π 取 3.141 6, α 是公司和商帮之间的圆心角,按第二个公式计算得到 $\cos \alpha$,将其代入第一个公式得到 $DISTANCE$ 。在第二个公式中, λ_C 和 ω_C 分别是一个公司的经度和纬度, λ_M 和 ω_M 分别是一个商帮的经度和纬度。

将企业经纬度与商帮经纬度代入,由此得出企业与每个商帮的距离;(4)以企业与商帮发源地的最小距离来表示企业所受商帮文化的影响程度。距离越小,商帮文化对企业的影响程度越大。为了使得第五部分的实证结果更易理解,对最小距离取相反数,即可得到 MGC。MGC 数值越大,企业的商帮文化越浓厚。

3. 调节变量。

参考陈冬华等 (2013)^[1] 的做法,本文采用法律制度环境指数来衡量企业外部法制环境水平。MKT 表示企业所在地区的法制环境水平,具体为市场化指数中“市场中介组织的发育和法律制度环境”这一分指标的得分。MKT 值越大,表明企业所在地区的法制环境越好。

参考何贤杰等 (2016)^[47] 的做法,本文从股权结构角度选取前五大股东持股比例,从董事会治理效率角度选取独立董事比例和董事会持股比例之和来衡量公司治理水平。前五大股东持股比例越低、独立董事比例越高、董事会持股比例越高,公司治理越好。Share1_5 表示前五大股东持股比例之和,PID 表示独立董事比例,若公司的独立董事比例大于中位数,则 PID 取 1,否则取 0。BSH 表示董事会持股比例之和。

4. 控制变量。

参考毕茜等 (2015)^[2]、李志斌和章铁生 (2017)^[18] 的做法,对公司层面和地区层面指标进行控制。公司层面,控制公司规模 (Size)、总资产收益率 (ROA)、资产负债率 (Solvency)、产权性质 (SOE)、前五大股东持股比例之和 (Share1_5)、独立董事比例 (PID) 和董事会持股比例 (BSH);地区层面,控制经济发展水平 (GDP) 和法制环境水平 (MKT)。此外,本文还控制了年份固定效应和行业固定效应。

五、实证结果及分析

(一) 描述性统计及分析

表2报告了主要变量的描述性统计结果。企业社会责任信息披露 CSR 的最高得分是 76.14 分,最低得分是 17.22 分,标准差是 12.56,说明我国不同企

业的社会责任信息披露存在很大差异。商帮文化 *MGC* 的最大值是-0.05, 最小值是-5.71, 标准差是

1.29, 说明我国不同企业所受的商帮文化影响程度存在一定差异。其他变量的详细情况如表2所示。

表2 主要变量描述性统计结果

VARIABLES	N	MEAN	MIN	P25	P50	P75	MAX	SD
<i>CSR</i>	7 012	39.22	17.22	30.35	36.66	45.92	76.14	12.56
<i>MGC</i>	7 012	-2.31	-5.71	-3.40	-2.36	-1.29	-0.05	1.29
<i>MKT</i>	7 012	9.27	1.99	7.34	9.29	11.53	14.30	3.07
<i>Share1_5</i>	7 012	55.21	19.37	43.25	55.01	66.84	92.23	16.58
<i>PID</i>	7 012	0.38	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00	0.49
<i>BSH</i>	7 012	0.06	0.00	0.00	0.00	0.01	0.60	0.14
<i>Size</i>	7 012	23.09	20.32	22.02	22.93	23.98	27.40	1.47
<i>Solvency</i>	7 012	0.49	0.07	0.337	0.50	0.64	0.90	0.20
<i>ROA</i>	7 012	0.04	-0.15	0.02	0.04	0.07	0.21	0.05
<i>SOE</i>	7 012	0.60	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00	0.49
<i>GDP</i>	7 012	10.87	9.44	10.49	10.92	11.30	11.77	0.53

(二) 主回归结果及分析

表3报告了商帮文化与企业社会责任信息披露的回归结果。*MGC* 的回归系数为0.5748, 在1%的水平上显著, 说明企业受商帮文化影响程度越大, 企业社会责任信息披露水平越高。这支持了本文的第一个研究假说, 即商帮文化有助于提高企业社会责任信息的披露。

表3 商帮文化与企业社会责任信息披露

VARIABLES	CSR
<i>MGC</i>	0.5748*** (6.018)
<i>Size</i>	4.3015*** (34.047)
<i>Solvency</i>	-5.3506*** (-6.262)
<i>ROA</i>	2.7522 (1.070)
<i>SOE</i>	1.2810*** (4.146)
<i>Share1_5</i>	0.0770*** (8.849)
<i>PID</i>	-1.0720*** (-4.225)
<i>BSH</i>	3.8356*** (3.927)
<i>GDP</i>	0.2111 (0.571)
<i>MKT</i>	0.2598*** (3.914)

续前表

VARIABLES	CSR
<i>Year</i>	Yes
<i>Ind</i>	Yes
<i>Observations</i>	7 012
<i>R-squared</i>	0.354

注: 括号内的数值是 Robust *t* 值, ***, **, * 分别表示回归结果在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

表4报告了商帮文化、正式制度与企业社会责任信息披露的回归结果。其中, 列(1)列示了法制环境水平这一外部正式制度对商帮文化与企业社会责任信息披露关系的影响。结果显示, *MGC*×*MKT* 系数为-0.0933, 在1%水平上显著为负, 这说明, 相对于外部正式制度完善的地区, 在外部正式制度薄弱的地区, 商帮文化促进企业披露社会责任信息的作用更明显。列(2)~列(4)分别列示了前五大股东持股比例之和、独立董事比例、董事会持股比例这三个层面的内部公司治理水平对商帮文化与企业社会责任信息披露关系的影响。结果显示, *MGC*×*Share1_5* 的系数为0.0198, *MGC*×*PID* 的系数为-0.5009, *MGC*×*BSH* 的系数为-1.6910, 均在1%的水平上显著。这说明, 相对于内部公司治理水平较高的企业, 商帮文化促进内部公司治理较差的企业社会责任信息披露的作用更明显。这验证了本文的第二个研究假说, 商帮文化与正式制度在影响企业社会责任信息披露方面存在替代作用。

表 4 商帮文化、正式制度与企业社会责任信息披露

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	CSR	CSR	CSR	CSR
<i>MGC</i>	1.415 2*** (4.711)	-0.537 1* (-1.654)	0.755 7*** (6.365)	0.673 5*** (6.474)
<i>MGC</i> × <i>MKT</i>	-0.093 3*** (-2.806)			
<i>MGC</i> × <i>Share1_5</i>		0.019 8*** (3.394)		
<i>MGC</i> × <i>PID</i>			-0.500 9*** (-2.592)	
<i>MGC</i> × <i>BSH</i>				-1.691 0*** (-3.035)
<i>MKT</i>	0.040 4 (0.395)	0.255 5*** (3.857)	0.256 8*** (3.874)	0.258 8*** (3.902)
<i>Share1_5</i>	0.077 0*** (8.877)	0.121 9*** (7.388)	0.076 6*** (8.784)	0.077 4*** (8.911)
<i>PID</i>	-1.096 3*** (-4.320)	-1.069 2*** (-4.215)	-2.234 3*** (-4.256)	-1.065 1*** (-4.198)
<i>BSH</i>	3.824 3*** (3.922)	3.828 7*** (3.916)	3.935 7*** (4.017)	0.069 8 (0.044)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	7 012	7 012	7 012	7 012
<i>R-squared</i>	0.354	0.355	0.354	0.354

(三) 商帮文化对企业社会责任信息披露的影响机制检验

文化对企业行为的影响可能是家乡的纽带，通过内部的传承影响企业家的行为，即内部传承机制；也可能通过社会环境氛围潜移默化地影响人们的行为，即环境熏陶机制（吴超鹏等，2019^[5]）。本文进一步区分商帮文化对企业社会责任信息披露的影响是基于内部传承机制还是环境熏陶机制。具体地，本文检验在企业家出生地商帮文化氛围较弱的子样本中（即 *MGC_D*=0），企业所在地的商帮文化浓厚程度对企业社会责任信息披露是否有显著影响；以及在企业所在地商帮文化氛围较弱的子样本中（即 *Profound* = 0），企业家出生地的商帮文化浓厚程度对企业社会责任信息披露是否有显著影响。如果企业董事长或总经理出生地属于十大商帮地区，可以认为企业家原本受商帮文化影响较深，则 *MGC_D* 取 1；出生于其他地区可以认为企业家原本受商帮文化影响较浅，则

MGC_D 取 0。*Profound* 表示企业所在地商帮文化是否浓厚，如果企业办公地属于十大商帮地区，则认为企业所在地商帮文化氛围较浓厚，*Profound* 取 1；否则认为企业所在地商帮文化氛围较弱，*Profound* 取 0。以商帮发源地所属省份作为商帮地区，包括安徽省、浙江省、广东省、福建省、江西省、山东省、山西省、陕西省、江苏省。表 5 列（1）显示，在 *MGC_D*=0 的子样本中，*Profound* 系数为 2.018 5，在 1% 的水平上显著为正。表 5 列（2）显示，在 *Profound*=0 的子样本中，*MGC_D* 系数为 -0.483 8，并不显著。这一结果说明，企业家即使原本并未受到商帮文化较多影响，但其将企业开设到受商帮文化影响较深的地区后，会受到社会中商帮文化潜移默化的影响，披露更多的社会责任信息。而企业家出生于商帮文化较浓厚的地区，并不能够对企业社会责任信息披露产生显著影响。这在一定程度上说明商帮文化影响企业社会责任信息披露主要是社会环境氛围潜移默化地影响人们

的行为，即环境熏陶机制。

表 5 商帮文化对企业社会责任信息披露的影响机制

VARIABLES	(1)	(2)
	(MGC_D = 0)	(Profound = 0)
	CSR	CSR
Profound	2.018 5*** (2.695)	
MGC_D		-0.483 8 (-0.952)
Controls	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes
Observations	1 897	2 383
R-squared	0.405	0.437

(四) 商帮“亚文化”与企业社会责任信息披露

受宋代战争爆发及人口迁移等因素的影响，中国的宗族文化分布呈现出“南盛于北、东强于西”的特征（潘越等，2019a^[31]）。部分商帮，如徽州商帮、广东商帮、福建商帮、宁波商帮、龙游商帮的宗族聚居和宗族制度在整体上更为发达，其首要的一个特征是依托宗族势力开展商业活动。例如，傅衣凌（1956）^[48]很早就发现徽商多具有宗族合伙的特点，徽州商号的高层伙计一般由宗族子弟担任。张海鹏和张海瀛（1993）^[42]总结认为，宁波商帮、广东商帮、福建商帮都呈现依靠宗族势力经营的现象。而山西商帮、陕西商帮、洞庭商帮、江右商帮、山东商帮受宗族文化影响相对较弱，主要是以地缘关系为基础进行商业活动。例如晋商的“东伙制”“股奉制”，陕西商帮的“东西制”，以及山东商帮股东之间“先立合伙合同”等都体现了其基于地缘关系开展商业活动的特性。袁枚的《小仓山房文集》中记载，乾隆年间，曹州（古山东地名）刘姓大典当商，就曾雇用了河南虞城县人张某出任经理。

蔡洪滨等（2008）^[38]认为，各商帮受宗族文化等影响程度的不同，导致其在各商帮信任半径上存在巨大差异。以血缘为主的商帮，由于其宗族文化的强大，导致对族人的信任往往会挤出对陌生人的信任（王陈豪等，2020^[49]）；而以地缘为主的商帮，信任范围不仅限于宗亲，还扩大到乡邦，其信任范围更大，即整体信任环境水平更高。唐亮等（2018）^[50]、聂军和冉戎（2020）^[51]研究表明，在社会信任程度更

高的地区，企业更愿意遵守社会道德规范，履行社会责任。血缘为主的商帮具有“熟人社会”特征，企业往往掌握了独有的社会关系网络和社会资本；而地缘为主的商帮，企业披露社会责任信息能通过信号传递效应、声誉效应等渠道，与利益相关者建立积极、有益的关系，从而获取更多的社会资本。因此本文认为，相较于依托宗族势力开展商业活动的以血缘为主的商帮，以地缘为主的商帮的文化特征更有利于促进企业社会责任的承担和披露。

具体地，本文将我国十大商帮分为两类，一类是以地缘为主的商帮，包括山西商帮、陕西商帮、洞庭商帮、江右商帮、山东商帮；另一类是以血缘为主的商帮，包括徽州商帮、广东商帮、福建商帮、宁波商帮、龙游商帮。公司离某类商帮发源地越近，则受此类商帮文化影响越大。若公司距离最近的商帮发源地属于以地缘为主的商帮，Sub 取 1；若公司距离最近的商帮发源地属于以血缘为主的商帮，Sub 取 0。表 6 列示了商帮“亚文化”对于商帮文化影响企业社会责任信息披露的影响。结果显示，交乘项 MGC×Sub 的系数在 10%的水平上显著为正，为 0.467 2。这说明相对于血缘为主的商帮，地缘为主的商帮文化更能够显著促进企业披露社会责任信息。

表 6 商帮“亚文化”与企业社会责任信息披露

VARIABLES	CSR
MGC	-0.049 6 (-0.277)
MGC×Sub	0.467 2* (1.674)
Sub	-1.238 1* (-1.718)
Controls	Yes
Year	Yes
Ind	Yes
Observations	3 316
R-squared	0.324

(五) 商帮文化与企业社会责任信息披露关键绩效指标回归分析

参考张蕊和蒋煦涵（2019）^[52]的做法，根据不同的考察角度，依次选取四个关键绩效指标。公司经营披露方面，选取年度净利润披露情况（CSR1）；行业竞争披露方面，选取反商业贿赂信息披露情况

(CSR2); 环境责任披露方面, 选取碳减排量披露情况 (CSR3); 社会贡献与慈善披露方面, 选取公益捐赠披露情况 (CSR4)。这四个变量均为虚拟变量, 即当披露了相关信息时取值为 1, 否则为 0。表 7 报告了商帮

文化与企业社会责任信息披露关键绩效指标的回归结果。结果显示, *MGC* 的系数均显著为正。这表明, 商帮文化能够显著促进企业在经营状况、行业竞争、环境责任、社会贡献与慈善这四大方面的信息披露。

表 7 商帮文化与企业社会责任信息披露关键绩效指标

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	CSR1	CSR2	CSR3	CSR4
<i>MGC</i>	0.012 6*** (2.603)	0.011 6** (2.514)	0.004 5*** (2.697)	0.015 4*** (3.541)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	6 343	6 343	6 343	6 343
<i>R-squared</i>	0.085	0.063	0.060	0.134

(六) 内生性检验

为了缓解内生性问题, 本文采用人口密度 *PD* (Population Density) 作为工具变量进行内生性检验。吴琦等 (2019)^[43] 在探究地方宗族与明清商帮的兴起时发现, 人地矛盾尖锐程度越高的地区, 越有可能兴起商帮。因此, 参考吴琦等 (2019)^[43] 的做法, 以人口密度衡量人地矛盾的尖锐程度, 本文选取洪武二十六年的人口密度作为工具变量。选择这一工具变量是因为当土地一定时, 人口密度越高, 每单位的人口产出就越少, 在赋税严重的情形下, 弃农从商者就会增多, 因此人口密度越高的地区, 越有可能兴起商帮, 商帮文化也就越浓厚。而人口密度理论上并不会影响企业社会责任信息的披露。洪武二十六年的人口密度数据来自《中国人口史·明时期》(曹树基, 2000^[53])。由于洪武二十六年的行政区域划分与现在的行政区域划分存在明显不同, 本文手工进行一一对应, 以符合现在的省份划分。表 8 报告了两阶段回归结果。第一阶段回归结果如列 (1) 所示。列 (1) 中人口密度与商帮文化在 1% 的水平上显著正相关, 回归系数为 0.000 8, 这表明, 人口密度越高的地区, 商帮文化越浓厚。列 (2) 报告了控制内生性问题后的商帮文化与企业社会责任信息披露的回归结果。列 (2) 中, *MGC-hat* 的回归系数是 8.900 4, 在 1% 的水平上显著为正, 表明企业受商帮文化影响程度越

大, 企业社会责任信息披露越好, 进一步支持了本文的第一个研究假说。

表 8 工具变量检验

VARIABLES	(1)	(2)
	<i>MGC</i>	<i>CSR</i>
<i>PD</i>	0.000 8*** (5.322)	
<i>MGC-hat</i>		8.900 4*** (3.159)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	6 688	6 688
<i>R-squared</i>	0.077	-0.323

(七) 稳健性检验^①

1. 替换被解释变量。

何贤杰等 (2012)^[8] 在对企业社会责任信息披露变量选取衡量指标时提及, 企业社会责任报告的页数, 一定程度上反映了企业社会责任信息披露的含量, 因此, 本文采用企业社会责任报告的页数作为被解释变量进行稳健性检验, 回归结果依然存在。

2. 排除宗教文化、宗族文化的干扰。

为了排除宗教文化与宗族文化的干扰, 在回归模型中加入宗教文化因素 (*Religion*) 和宗族文化因素

① 由于篇幅所限, 本文未列示稳健性检验部分的结果, 需要者可向作者索取。

(*Clan*) 进行稳健性检验。参考 Du 等 (2014)^[54] 的做法, 利用上市公司所在地 200 千米范围内的寺庙数 (取对数) 作为宗教文化的代理变量 (*Religion*)。参考潘越等 (2019a, 2019b)^{[3][4]} 的做法, 宗族文化浓厚程度 (*Clan*) 为每百万人拥有的族谱数 (取对数), 具体计算数据使用的是明朝至 1990 年的族谱数据以及 1990 年各城市的人口数。回归结果与前文回归结果一致。

六、结论与启示

本文以 2008—2019 年中国沪深 A 股上市公司为研究对象, 探讨作为非正式制度的商帮文化对企业社会责任信息披露的作用。研究表明, 企业受商帮文化影响程度越大, 企业社会责任信息披露水平越高。并且商帮文化主要通过环境熏陶机制影响企业社会责任信息披露水平。进一步将正式制度细分为内部正式制度 (公司治理) 与外部正式制度 (法制环境水平), 探究正式制度与商帮文化在影响企业社会责

任信息披露方面的互动作用, 发现正式制度弱化了商帮文化与企业社会责任信息披露的正相关关系, 表明正式制度与商帮文化这种非正式制度在一定程度上存在替代关系。通过对商帮文化的进一步细分, 发现相较于血缘为主的商帮, 地缘为主的商帮文化更有利于提升企业社会责任信息披露水平。

本文研究具有一定的现实意义。虽然我国企业社会责任信息披露表现近几年呈现上升趋势, 但还有很多企业主要是出于强制性规定而对社会责任信息披露, 仍有很大的提升空间。从中国传统的商帮文化视角对企业社会责任信息披露进行探究, 有助于超越正式制度的范畴, 溯及企业社会责任承担及信息披露的根源。本文研究发现传统商帮文化有利于促进企业披露社会责任信息, 因此, 从国家和社会的层面来说, 有必要推动中华传统文化的传承, 充分发挥文化等非正式制度的作用, 从而达到提升正式制度执行有效性的目的。

参考文献

- [1] 陈冬华, 胡晓莉, 梁上坤, 新夫. 宗教传统与公司治理 [J]. 经济研究, 2013 (9): 71-84.
- [2] 毕茜, 顾立盟, 张济建. 传统文化、环境制度与企业环境信息披露 [J]. 会计研究, 2015 (3): 12-19, 94.
- [3] 潘越, 翁若宇, 纪翔阁, 戴亦一. 宗族文化与家族企业治理的血缘情结 [J]. 管理世界, 2019 (7): 116-135, 203-204.
- [4] 潘越, 宁博, 纪翔阁, 戴亦一. 民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据 [J]. 经济研究, 2019 (7): 94-110.
- [5] 吴超鹏, 薛南枝, 张琦, 吴世农. 家族主义文化、“去家族化”治理改革与公司绩效 [J]. 经济研究, 2019 (2): 182-198.
- [6] 周黎安. 从明清时期的商帮治理看现代民营企业发展 [J]. 中国市场, 2011 (3): 89-91.
- [7] Williamson O E. The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead [J]. Journal of Economic Literature, 2000, 38 (3): 596-613.
- [8] 何贤杰, 肖土盛, 陈信元. 企业社会责任信息披露与公司融资约束 [J]. 财经研究, 2012 (8): 60-71, 83.
- [9] 钱明, 徐光华, 沈尧, 窦笑晨. 民营企业自愿性社会责任信息披露与融资约束之动态关系研究 [J]. 管理评论, 2017 (12): 163-174.
- [10] 钟马, 徐光华. 社会责任信息披露、财务信息质量与投资效率——基于“强制披露时代”中国上市公司的证据 [J]. 管理评论, 2017 (2): 234-244.
- [11] Cook K A, Romi A M, Pope P F, et al. The Influence of Corporate Social Responsibility on Investment Efficiency and Innovation [J]. Journal of Business Financing & Accounting, 2019, 46: 494-537.
- [12] Lins K V, Servaes H, Tamayo A. Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis [J]. The Journal of Finance, 2017, 72 (4): 1785-1824.
- [13] 宋献中, 胡珺, 李四海. 社会责任信息披露与股价崩盘风险——基于信息效应与声誉保险效应的路径分析 [J]. 金融研究, 2017 (4): 161-175.
- [14] 郑冠群, 宋林, 郝渊晓. 高管层特征、策略性行为与企业社会责任信息披露质量 [J]. 经济经纬, 2015 (2): 111-116.
- [15] 冯照楨, 宋林. 异质机构、企业性质与企业社会责任信息披露 [J]. 山西财经大学学报, 2013 (12): 84-92.
- [16] 坚瑞, 戴春晓. 股权结构特征对社会责任信息披露质量的影响研究——基于我国家族上市公司的数据分析 [J]. 科学决策, 2019 (4): 41-57.
- [17] 汤晓建. 内部控制、制度环境与企业社会责任信息披露质量 [J]. 会计与经济研究, 2016 (2): 85-104.
- [18] 李志斌, 章铁生. 内部控制、产权性质与社会责任信息披露——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2017 (10): 86-92, 97.
- [19] 黄雷, 张瑛, 叶勇. 媒体报道、法律环境与社会责任信息披露 [J]. 贵州财经大学学报, 2016 (5): 71-79.

- [20] Giuli A D, Kostovetsky L. Are Red or Blue Companies More Likely to Go Green? Politics and Corporate Social Responsibility [J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111 (1): 158-180.
- [21] 秦续忠, 王宗水, 赵红. 公司治理与企业社会责任披露——基于创业板的中小企业研究 [J]. *管理评论*, 2018 (3): 188-200.
- [22] McGuire S T, Newton N J, Omer T C, et al. Does Local Religiosity Impact Corporate Social Responsibility? [J]. Available at SSRN 1926387, 2012.
- [23] Hofstede G. *Culture's Consequences: International Differences in Work-related Values* [M]. Sage, 1984.
- [24] Hofstede G, Hofstede G J, Minkov M. *Cultures and Organizations: Software of the Mind* [M]. New York: McGraw-hill, 2005.
- [25] Li K, Griffin D, Yue H, et al. How Does Culture Influence Corporate Risk-taking? [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013, 23 (4): 1-22.
- [26] Eun C S, Wang L, Xiao S C. Culture and R^2 [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115 (2): 283-303.
- [27] Ahern K R, Daminelli D, Fracassi C. Lost in Translation? The Effect of Cultural Values on Mergers Around the World [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117 (1): 165-189.
- [28] McGuire S T, Omer T C, Sharp N Y. The Impact of Religion on Financial Reporting Irregularities [J]. *The Accounting Review*, 2012, 87 (2): 645-673.
- [29] Callen J L, Fang X. Religion and Stock Price Crash Risk [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2015, 50 (1/2): 169-195.
- [30] Omer T C, Sharp N Y, Wang D. The Impact of Religion on the Going Concern Reporting Decisions of Local Audit Offices [J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 149 (4): 811-831.
- [31] El Ghoul S, Guedhami O, Ni Y, et al. Does Religion Matter to Equity Pricing? [J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 111 (4): 491-518.
- [32] 古志辉. 儒家传统与公司绩效 [J]. *制度经济学研究*, 2015 (1): 69-113.
- [33] 杜兴强, 寒薇, 曾泉, 常莹莹. 宗教影响、控股股东与过度投资: 基于中国佛教的经验证据 [J]. *会计研究*, 2016 (8): 50-57, 97.
- [34] 辛宇, 李新春, 徐莉萍. 地区宗教传统与民营企业初始资金来源 [J]. *经济研究*, 2016 (4): 161-173.
- [35] Greif A. Reputation and Coalitions in Medieval Trade: Evidence on the Maghribi Traders [J]. *The Journal of Economic History*, 1989, 49 (4): 857-882.
- [36] Greif A. Contract Enforceability and Economic Institutions in Early Trade: The Maghribi Traders' Coalition [J]. *The American Economic Review*, 1993: 525-548.
- [37] Greif A, Milgrom P, Weingast B R. Coordination, Commitment, and Enforcement: The Case of the Merchant Guild [J]. *Journal of Political Economy*, 1994, 102 (4): 745-776.
- [38] 蔡洪滨, 周黎安, 吴意云. 宗族制度、商人信仰与商帮治理: 关于明清时期徽商与晋商的比较研究 [J]. *管理世界*, 2008 (8): 87-99, 118, 188.
- [39] Du X, Weng J, Zeng Q, et al. Culture, Marketization, and Owner-manager Agency Costs: A Case of Merchant Guild Culture in China [J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 143 (2): 353-386.
- [40] 修宗峰, 周泽将. 商帮文化情境下民营上市公司业绩对慈善捐赠的影响 [J]. *管理学报*, 2018 (9): 1347-1358.
- [41] 王孝钰, 高琪, 邹汝康, 何贤杰. 商帮文化对企业融资行为的影响研究 [J]. *会计研究*, 2022 (4): 168-178.
- [42] 张海鹏, 张海瀛. *中国十大商帮* [M]. 黄山: 黄山书社, 1993.
- [43] 吴琦, 周黎安, 刘蓝予. 地方宗族与明清商帮的兴起 [J]. *中国经济史研究*, 2019 (5): 139-158.
- [44] Holmstrom B, Milgrom P. The Firm as an Incentive System [J]. *The American Economic Review*, 1994: 972-991.
- [45] 贺三宝. 江右商帮兴衰对区域经济社会影响研究 [D]. 武汉大学, 2014.
- [46] 方志远, 黄瑞卿. 江右商的社会构成及经营方式: 明清江西商人研究之一 [J]. *中国经济史研究*, 1992 (1): 91-103.
- [47] 何贤杰, 王孝钰, 赵海龙, 陈信元. 上市公司网络新媒体信息披露研究: 基于微博的实证分析 [J]. *财经研究*, 2016 (3): 16-27.
- [48] 傅衣凌. *明清时代商人及商业资本* [M]. 北京: 人民出版社, 1956.
- [49] 王陈豪, 王轶, 李红波. 宗族文化与企业并购收益 [J]. *会计研究*, 2020 (2): 101-116.
- [50] 唐亮, 林钟高, 郑军, 等. 非正式制度压力下的企业社会责任抉择研究——来自中国上市公司的经验证据 [J]. *中国软科学*, 2018 (12): 165-177.
- [51] 聂军, 冉戎. 地区社会信任与企业客户社会责任履行 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2020 (5): 137-146, 160.
- [52] 张蕊, 蒋煦涵. 党组织治理、市场化进程与社会责任信息披露 [J]. *当代财经*, 2019 (3): 130-139.
- [53] 曹树基. *中国人口史·明时期* [M]. 上海: 复旦大学出版社, 2000.
- [54] Du X, Jian W, Lai S, et al. Does Religion Mitigate Earnings Management? Evidence from China [J]. *Journal of Business Ethics*, 2014, 131 (3): 699-749.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

数据要素驱动与居民消费倾向提升： 机理研究和路径分析

Data Factor Driving and the Increase of Residents' Propensity to Consume: Mechanism and Path

缪言 曾晶 白仲林

MIAO Yan ZENG Jing BAI Zhong-lin

[摘要] 在构建新发展格局背景下,我国经济增长模式从投资拉动型向消费促进型转变成为必然。中国宏观经济面临有效需求不足的问题在疫情冲击之下更为凸显,然而,数据作为生产要素深入产业链各环节使得数字化技术得以普及,并延伸至居民生活,进而影响居民消费行为。为了厘清数据要素驱动下居民消费倾向变化的经济机理,本文将数据要素成本、数字化技术与数据质量外生冲击引入包含互联网平台主体的DSGE模型,模拟分析消费、投资、可支配收入和居民消费倾向等变量的演化路径。研究发现,数据要素成本降低加剧产品市场价格竞争,短期降低居民消费倾向,长期则通过收入效应拉动内需增长效率;数字化技术创新通过要素重组升级引致的效率变革增加消费者相对收入、提升居民消费倾向;数据质量改进短期促进投资、挤占消费,降低居民消费倾向,但长期可缓解厂商与消费者的信息不对称,提升居民消费倾向;数字化技术创新在促内需长短期效应俱佳的同时,引致的消费者福利损失最小。

[关键词] 数据要素驱动 居民消费倾向 互联网平台 动态随机一般均衡模型

[中图分类号] F063.2 F064.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)02-0074-12

Abstract: It is inevitable for China's economic growth model to change from investment-driven to consumption-driven. The problem of insufficient effective demand facing China's macro economy has become more prominent under the impact of the epidemic. However, the penetration of data as a production factor into all links of the industrial chain has enabled the popularization and application of digital technology, thereby contributing to residents' consumption behavior have an impact. In order to clarify the economic mechanism of the change of residents' consumption tendency driven by data factor, we constructs a DSGE model that incorporates the main body of the internet platform, which introduces the exogenous impact of data factor cost, digital technology and data quality. We also simulates and analyzes the evolution path of macro variables such as consumption, investment, disposable income and residents' consumption propensity. The study found that the reduction of the cost of data factor lowers the price of products under perfect competition, and the price effect reduces the propensity to consume in the short-term, but can increase the efficiency of domestic demand in the long-term. We also found that the digital technology innovation increases the relative income of consumers through efficiency changes caused by the reorganization and upgrading of factors, and enhances residents' propensity to consume. The improvement of data quality can promote investment and squeeze consumption in the short-term, and reduce the propensity to consume, but in the long run it can alleviate the information asymmetry between manufacturers and consumers and increase the propensity to consume. While digital technology innovation has good long-term and short-term effects in promoting domestic demand, it also causes minimal loss of consumer welfare.

Key words: Data-driven Residents' propensity to consume Internet platform DSGE

[收稿日期] 2022-05-08

[作者简介] 缪言,女,1981年8月生,天津师范大学经济学院副教授,研究方向为宏观经济波动及政策效应评价;曾晶,女,1996年10月生,天津财经大学统计学院博士研究生,研究方向为计量经济学理论及应用;白仲林,男,1962年9月生,天津财经大学统计学院教授,博士生导师,研究方向为数量经济学理论方法及应用。本文通讯作者为曾晶,联系方式为 zengjingxiaobaicai@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“经济高质量发展的宏观调控政策冲击识别与动态因果效应评价研究”(项目编号:19BTJ052)。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

自我国经济进入“新常态”时期以来，资本形成总额和净出口对经济增长的边际贡献逐渐下降，消费拉动成为中国经济增长模式转变的必然选择（张川川等，2021^[1]）。2019年，我国最终消费占GDP比重为57.8%，连续6年成为经济增长的主引擎^①。2020年党中央提出以国内大循环为主的“双循环”新发展格局^②，而促进国内大循环的首要任务是扩大内需，扩大内需又以扩大居民消费需求为重点（刘金山和杜林，2021^[2]）。然而，国内应对2008年金融危机的政策减缓了内需调整速度，居民消费占GDP比重仍未改变长期偏低的状态，特别地，2020年以来，中国宏观经济面临有效需求不足的问题在疫情冲击之下更为凸显。可见，释放被束缚的居民消费潜力是现阶段提振经济的务实可行之路。

同时，数据作为生产要素深入产业链各环节使得

数字化技术得以普及，并延伸至居民生活，进而对居民的消费行为和投资决策产生影响。数据要素催生互联网平台消费，截至2020年12月，我国网民规模达9.89亿，其中，自2013年起，我国已连续八年成为全球最大的网络零售市场，我国网络购物用户规模达7.82亿，占网民整体的79.1%^③。然而，如图1所示，与网络消费规模急速扩张相反，自2014年进入数字经济时代以来，社会消费品零售总额增速呈下降趋势，由12%下降至2019年的8.1%。由此，引发了学界对于数据要素驱动下居民消费变化趋势的争议。一部分学者认为数据要素驱动赋予实体经济新动能、开拓消费体验新业态，从而释放居民消费潜力、优化消费结构（黄群慧，2021^[3]；祝仲坤，2020^[4]）；也有学者提出反驳，认为数据要素驱动的新消费模式通过低价商品销售额的增长以及挤出实体零售业等途径缩减了消费规模，并且导致消费降级（石明明等，2019^[5]）。

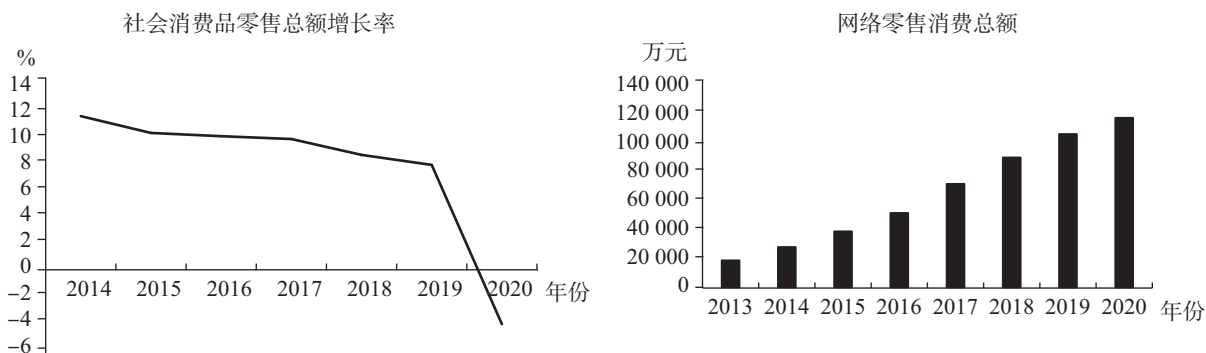


图1 社会消费品零售总额增长率与网络零售消费总额变化趋势

数据来源：统计年鉴与商务部数据库。

事实上，数据要素催生消费新模式、培育消费新业态和释放消费潜力的作用渠道与机制存在差异，重点应当关注数据要素成本降低、数据要素驱动的技术创新及数据质量改进对居民消费倾向的影响。首先，降低数据要素生产环节所需的成本，可降低厂商使用数据要素的准入门槛（王微和刘涛，2020^[6]；任保平和苗新宇，2021^[7]），提升消费品供给的多样化和定制化，促使消费者“潜在需求”转变为“现实需求”。其次，数据要素驱动的数字化技术创新通过要素重组升级引致的效率变革提升全要素生产率（龙

少波等，2021^[8]），提高资本、劳动和数据要素产出效率，经济增长带来的财富效应促进消费增长。最后，改进数据质量可将消费大数据中的精准信息提供给厂商，有效缓解供给侧厂商与需求侧消费者的信息不对称（樊轶侠和徐昊，2020^[9]；王茜，2016^[10]），促进居民消费倾向提升。可见，数据要素可通过价格效应、财富效应以及缓解信息不对称等机制影响居民消费决策，但作用效果与长短期效应不尽相同，难以依靠简化型模型的因果分析直接体现“正负”影响。因此，有必要将数据要素作用于居民消费的多种机制

① 数据来源：国家统计局发布的《2019年统计公报》。

② 由党的十九届五中全会通过的《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》提出。<https://www.12371.cn/2020/11/25/ARTI1606265351625926.shtml>。

③ 数据来源：中国互联网络信息中心（CNNIC）第47次公报，http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hlwzxbg/hlwtjbg/202102/t20210203_71361.htm。

纳入统一的结构分析框架,在理论层面深化数据要素驱动下数字化发展提升居民消费倾向的机理分析,并通过数据成本降低、数字化技术创新和数据质量改进对居民消费倾向的动态效应对比分析,为需求侧管理视域下数字经济发展提供决策参考。

二、文献综述

近年来,学者们对于数据要素驱动下居民消费决策研究的关注与日俱增。一方面,数据要素驱动生产率提升、促使交易模式与消费方式转型是该领域热点所在;另一方面,数据要素通过成本降低、技术创新与质量改进等路径影响居民消费倾向的研究不断涌现。

首先,数据是将现有生产要素进一步联系起来的桥梁型生产要素,并且,伴随经济活动的数字化转型,数据对提高生产效率呈现乘数作用(谢康等,2020^[11])。同时,互联网普及化与搜索引擎智能化等数字技术催生新型消费方式——互联网平台消费(黄群慧,2021^[3]),基于互联网平台进行交易以及资源配置是其最本质特征(张鹏,2019^[12]),并且可降低交易双方的成本(江小涓和孟丽君,2021^[13]),因此数字技术催生了消费者新的消费理念和消费行为,为新消费模式的演化提供了有利条件(许宪春和王洋,2021^[14])。

其次,降低数据要素成本、提高数字化技术创新与改进数据要素质量能够降低数据要素使用门槛、重组升级资源配置并且缓解供需双方信息不对称,从而刺激新兴消费市场发展、重塑消费结构的基本形态,进而影响居民消费倾向。降低数据要素使用成本可使消费品价格下降,打破消费的时空阻碍,从而增加居民消费选择,提升消费意愿(方福前和邢炜,2015^[15];陈冬梅等,2020^[16]);提高数字化技术创新通过要素重组升级提高全要素生产率,进而推动生产可能性曲线外移,从数量角度拓展消费空间,激发潜在消费需求(谢伏瞻等,2020^[17]);改进数据要素质量通过细分市场需求,提供定制服务,提高零售品质,丰富平台内容,扩展消费边界,从而释放居民消费潜力(肖旭和戚聿东,2019^[18])。

综上所述,学者对数据要素驱动与居民消费倾向

的理论体系已进行了深入的探索,取得了重要的成果。特别地,数据要素成本、数字化技术创新与数据要素质量对居民消费倾向的影响尤为重要。因此,厘清数据要素催生的互联网平台经济特征、揭示新主体与经典经济主体(家庭、厂商)的经济互动机理以及探究数据要素驱动与居民消费倾向提升的机制和路径,不仅是数字化研究的重要理论内容,也是经济实践中亟待探明的现实问题。鉴于此,本文基于我国经济实际,构建纳入互联网平台新主体的新凯恩斯动态随机一般均衡模型,引入数据要素成本、数字化技术创新和数据要素质量冲击,研究数据要素驱动下数字化经济发展对居民消费倾向的动态效应,以期为促进数字经济发展的政策制定和优化提供实践参考。

三、理论模型与机理分析

学者们关于数字经济发展对居民消费决策影响的实证研究获得了丰富的中国经验,为了进一步厘清数据要素成本、数字化技术创新与数据要素质量对居民消费倾向的作用机制,本节引入实现数据要素的获取、加工、存储与交易功能新型主体——互联网平台,改进了新凯恩斯 DSGE 模型,充分考虑了数据要素加工和交易主体的动态最优规划以及数据要素的供需均衡,深入分析数据要素成本、数字化技术创新与数据要素质量对厂商部门决策、居民收入变化与消费决策的影响。进一步地,本文参考 Blanchard 和 Giavazzi (2006)^[19]的做法,采用居民平均消费率作为代理指标,即消费者将可支配收入用于消费的比例,分析数据要素积累和价值的三方面随机干扰因素变化下居民消费倾向的演化路径。

(一) 厂商部门

为了刻画数据要素在生产过程中的“桥梁型”特征,并直观分析数据要素成本变化、数字化技术进步与数据质量提升的经济机理,本文遵循马歇尔“四位一体”公式的生产要素理论拓展生产函数。具体而言,设定厂商部门包含了完全竞争的最终消费品厂商和中间品厂商以及垄断竞争的零售品厂商,其中,中间产品厂商投入资本、劳动和数据要素生产中间品 $y_{j,t}$,零售商再包装中间品生产差异化的零售品 $y_{f,t}$ (Lawrence, 2005^[20])^①,最终品厂商再将连续统

① 本文设定的零售商用于实现价格粘性,仅对中间品进行打包,并未投入要素进行生产。受篇幅所限,零售商设定未在文中列出,感兴趣的读者可联系作者索取。

多的零售品以 CES 方式加总为同质最终消费品。为了体现价格黏性，参考 Gertler 和 Karadi (2011)^[21] 的设定，零售品厂商在每一期以一定的概率调整零售品定价。

1. 最终消费品厂商。

最终产品厂商从零售商处购买零售产品 $y_{f,t}$ ，通过技术加总生产最终消费品，其中的零售品由零售商打包中间品获得，即：

$$Y_t = \left(\int_0^1 y_{f,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} df \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

其中， $\varepsilon > 1$ 代表各中间产品间的替代弹性。

设 $P_{f,t}$ 和 P_t 分别表示零售品和最终消费品的价格，则最大化最终消费品厂商的利润：

$$P_t Y_t - \int_0^1 P_{f,t} y_{f,t} df \quad (2)$$

可得到最终消费品厂商对零售品的需求函数：

$$y_{f,t} = Y_t \left(\frac{P_t}{P_{f,t}} \right)^{\varepsilon} \quad (3)$$

以及价格加总公式，即最终消费品的价格：

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{f,t}^{1-\varepsilon} dj \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (4)$$

2. 中间品厂商。

数字经济的发展使得数据与资本、劳动力和技术并列成为新型生产要素，数据要素以现代信息网络为载体、借助信息技术的有效使用成为提升效率和优化经济结构的重要推动力。于是，为了揭示生产部门运用数据要素驱动生产经营活动，借鉴 Jones 和 Tonetti (2020)^[22]、白仲林等 (2022)^[23] 处理数据要素的思路，扩展传统的 Cobb-Douglas 型中间品生产函数为：

$$y_{j,t} = A_t K_{j,t}^{\alpha_1} L_{j,t}^{\alpha_2} (\xi_t D_t)^{\alpha_3} \quad (5)$$

其中， $K_{j,t}$ 、 $L_{j,t}$ 分别表示 t 期中间品厂商 j 实际投入的传统实物资本和劳动力； D_t 代表 t 时期全社会的数据要素数量； α_1 、 α_2 和 α_3 分别代表传统实物资本、劳动力和数据要素的产出弹性； ξ_t 代表数据要素的质量，因此， $\xi_t D_t$ 可以刻画 t 期内有效数据要素使用量。事实上，线上消费新群体扩展了要素供给体系，从而推动了数据市场的高频交互，消费需求的个性化、品质化、多样化成为主流。按照本文互联网平台主体设定，通过从大规模注册信息、消费数据中挖掘隐含的、有

用的信息，使企业获取可靠、准确、及时的高质量数据，做出更加精准、符合市场和客户需求的决策，有利于缓解供给侧厂商与需求侧消费者信息不对称问题， ξ_t 服从 AR (1) 过程， $\xi_t = \bar{\xi} + \rho_{\xi} \xi_{t-1} + \varepsilon_{\xi t}$ 。

在当今的数字化时代，技术创新的源动力来自于数据要素驱动的数字化变革，因此，本文与经典的 DSGE 模型差异在于 A_t 有别于新古典增长模型中的全要素生产率（如索罗余值），本文称之为数字化技术创新，它诠释了资本、劳动和数据要素共同驱动下的全要素生产率。显然，数字化技术创新通过要素重组升级、再配置引致的效率变革与产业智能化增加社会总产出，并通过经济增长的财富效应刺激居民消费增长，同样假设 A_t 服从 AR (1) 过程， $A_t = \bar{A} + \rho_A A_{t-1} + \varepsilon_{A t}$ 。当然，与传统 DSGE 模型类似，假设 A_t 的变化源于外生的创造发明和技术更新。

此外，本文也假设中间品厂商的生产关于传统要素是规模报酬不变的，即 $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ 。并且， α_3 代表数据要素的产出弹性，可见，数据要素质量与数据要素产出弹性提升对传统要素配置均产生影响，根据本文设置，亦可视为“技术内生”影响机制。即，本文模型既包含了经典 DSGE 模型中外生的技术进步冲击 A_t （本文视为数字化技术创新），又考虑了数据要素特征变化引致的效率变革。另外，考虑我国经济实践，假定数据要素的使用成本为产量的一定比率，于是，中间品厂商 j 的利润为：

$$\Pi_{j,t} = (1 - \alpha_t) mc_t A_t (K_{j,t})^{\alpha_1} (L_{j,t})^{\alpha_2} (\xi_t D_t)^{\alpha_3} - R_t^k K_{j,t} - W_t L_{j,t} \quad (6)$$

其中， mc_t 表示市场价格相较于最终价格的相对价格； α_t 表示中间品厂商使用数据要素的单位产出成本，即单位产出所承担的数据服务费用。于是，中间品厂商 j 最大化利润的一阶最优条件如下：

$$\frac{K_{j,t}}{L_{j,t}} = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{W_t}{R_t^k} \quad (7)$$

$$\frac{D_t}{K_{j,t}} = \frac{\alpha_1}{\alpha_3} \frac{R_t^k}{\alpha_t} \quad (8)$$

$$mc_t = \frac{1}{(1 - \alpha_t) A_t (\xi_t D_t)^{\alpha_3} \left(\frac{R_t^k}{\alpha_1} \right)^{\alpha_1} \left(\frac{W_t}{\alpha_2} \right)^{\alpha_2}} \quad (9)$$

显然，式 (7) 表明中间品厂商单位劳动的资本装备率取决于劳动工资率和资本收益率之比；式 (8) 表明中间品厂商单位资本的数据装备率取决于

资本收益率和数据服务费用之比；式（9）表示中间产品厂商的边际成本不仅随着工资率、资本回报率和数据服务费用的增加而上升，并且，促进数字化技术创新以及改进数据要素质量有助于降低中间产品的边际成本。

（二）互联网平台

基于中国互联网平台的发展实践，本文考虑一种新型业态经济主体——互联网平台。首先，假设互联网平台通过家庭的系统注册和线上消费等行为免费获得原始数据资源（包括但不限于消费者注册的个人信息、消费品特征信息、消费交易记录以及网络评价信息等），建立数据仓库；并且，考虑到数据要素积累 D_{t+1} 来源于家庭新增消费 C_t 和折旧后的历史数据要素 D_t 之和，因此，数据要素积累过程可设定为：

$$E_t D_{t+1} = C_t + (1 - \delta^d) D_t \tag{10}$$

其中， δ^d 为数据的折旧率。

其次，假设拥有双边市场的互联网平台将处理的数据要素用于为消费者家庭提供免费的定向数据服务，以影响家庭的消费偏好。并且，在提供过程中，互联网平台需要花费运营成本，包括数据存储、网络带宽租赁、数据处理与系统维护等费用。鉴于难以逐一刻画各项数据服务活动的价值转化过程，为了简化分析，不妨遵循成本习性原理将互联网平台运营成本设定为：

$$C_m = C_{mf} + \gamma_m D_t \tag{11}$$

其中，固定成本 C_{mf} 在短期内保持不变，可变成本 $\gamma_m D_t$ 随数据仓库储存量变化而改变。

实际上，互联网平台的数据服务功能随着数据仓库储存量增加而丰富。于是，所产生的云计算服务费、基础电信服务费和第三方技术服务费因网络平台的数据服务量而增加。并且，本文假设互联网平台是数据要素的所有者，其为消费者直接免费定向提供数据服务相当于间接地为数据要素需求者（中间品厂商）开放（出售）数据使用权，如图2所示，即提供数据服务通过影响消费者的消费预期、改变消费者的消费偏好等刺激需求的途径而拉动厂商供给。可见，本文设定的互联网平台主体实现了数据要素的获取、加工、存储与交易功能，数据要素使用权的交易额即为互联网平台的数据服务收入，假设它是中间品厂商销售收入的 α_t 倍，即租用数据要素的佣金率。

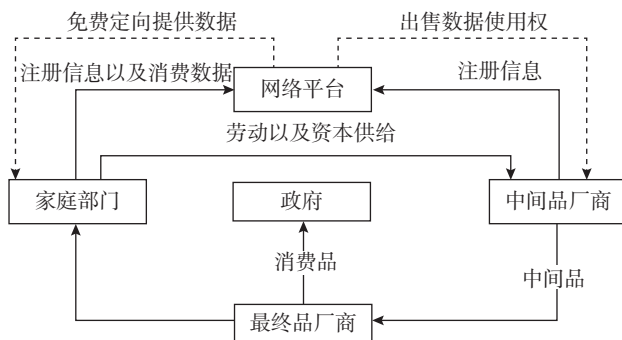


图2 纳入互联网平台主体的DSGE模型基本框架

理性互联网平台的目标也是利润最大化，即

$$\max E_0 \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \Pi_{m,t} \right\}, \text{ 其中:}$$

$$\Pi_{m,t} = [\alpha_t mc_t A_t (K_{j,t})^{\alpha_1} (L_{j,t})^{\alpha_2} (\xi_t D_t)^{\alpha_3} + G_t] - C_{m,t} \tag{12}$$

由（12）式可知，互联网平台的利润等于从中间品厂商收取的数据服务费用以及政府定向补贴之和减去其运营成本。并假设政府按照“从量补贴”原则给予网络平台成本补贴，即政府补贴支出 $G_t = g_t D_t$ ，补贴率服从有漂移项的AR(1)过程： $g_t - \bar{g} = \rho_{gt} (g_{t-1} - \bar{g}) + \varepsilon_{gt}$ ，其中， \bar{g} 代表补贴率的稳态值。

于是，求解最优化得到一阶条件：

$$\lambda_{2t} = \alpha_3 \alpha_t mc_t \frac{Y_t}{D_t} - \gamma_m + g_t + \lambda_{2,t+1} \beta (1 - \delta^d) \tag{13}$$

由（13）式可知， λ_{2t} 表示中间品厂商（即，数据要素需求方）的支付意愿。本文设定的互联网平台主体是具有寡头垄断特征的数据要素供给方，数据服务费用 α_t 应当依赖特定的拍卖规则（Easley 和 Kleinberg, 2010^[24]）确定，它本质上代表互联网平台与中间品厂商的博弈均衡。为了简化分析，本文假设投入数据要素成本与互联网平台成本有关，具体形式如下：

$$\alpha_t = \alpha_0 \gamma_m \tag{14}$$

其中， γ_m 为互联网平台可变成本加成，其随机波动必然导致互联网运营成本变化。数据要素驱动下通过降低互联网平台数据服务成本，降低供给厂商的数据要素使用门槛，从而丰富了最终消费品的供应品种和数量，消费者更容易检索到满足自己需要的商品，促使消费者更多的“潜在需求”转变成“现实需求”，提升居民消费倾向，促进消费增长机制。假定 γ_m 冲

击服从AR(1)过程, $\gamma_{it} = \bar{\gamma} + \rho_{\gamma} \gamma_{it-1} + \varepsilon_{\gamma t}$ 。可能降低互联网平台运营成本的外生冲击包括: ICT资本价格下跌以及新型信息基础设施完善; 具有导向作用的产业政策颁布与实施, 例如将电子商务开发、信息及网络应用服务列入鼓励发展产业目录中; 政府设立数字经济专项发展基金引导风投资本投向等。由此引发的数据要素成本降低使数据要素供需偏离了稳态均衡值, 进而变更了厂商的要素配置与居民的消费决策。

(三) 家庭部门

假设代表性家庭追求效用最大化, 表达如下:

$$\max E_0 \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\xi_{c,t} \frac{(C_t - \phi_c C_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{L_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right] \right\} \quad (15)$$

其中, $\beta \in (0, 1)$ 为家庭的贴现因子, ϕ_c 为消费习惯形成, C_t 和 L_t 分别表示家庭在 t 期的消费和劳动供给; σ 和 ϕ 分别表示家庭的风险规避系数和劳动供给弹性的倒数。

在互联网平台交易量急剧增长、互联网消费不断普及的时代, 基于消费者和厂商注册信息、消费品特征信息、消费交易记录等数据要素积累必然影响家庭的消费偏好, 于是, 本文假设家庭的消费偏好为:

$$\xi_{c,t} = \frac{D_t}{D_{t-1}} + \varepsilon_{c,t} \quad (16)$$

根据式(16)可知, 互联网平台向消费者提供免费的数据服务, 但可通过平台的数据要素积累影响家庭的消费偏好。另外, 设定家庭的预算约束条件为:

$$P_t C_t + P_t I_t + E_t B_{t+1} + T_t = W_t L_t + R_t^k K_t + R_t^b B_t \quad (17)$$

其中, B_t 为家庭在 t 期持有的一期期限债券, R_t^b 为 t 期债券的毛利率; I_t 表示家庭在 t 期对中间产品厂商的投资, T_t 为政府部门对家庭征收的一次性税收; W_t 、 R_t^k 和 K_t 分别表示中间产品厂商在 t 期的名义工资率、资本回报率和资本存量; 物质资本积累过程如下:

$$K_t = (1 - \delta^p) K_{t-1} + I_t \quad (18)$$

其中, δ^p 为物质资本折旧率。

于是, 在约束条件式(16)、式(17)和式(18)下, 求解代表性消费者的最优化问题式(15),

即可得到如下一阶条件^①:

$$P_t \frac{L_t^\phi}{(C_t - \phi_c C_{t-1})^{-\sigma} - \phi_c \beta (E_t C_{t+1} - \phi_c C_t)^{-\sigma}} = W_t \quad (19)$$

可见, 式(19)表明劳动的单位成本等于劳动和消费的边际替代率。

$$\begin{aligned} & \frac{\xi_{c,t} (C_t - \phi_c C_{t-1})^{-\sigma}}{P_t} - \phi_c \beta \frac{E_t \xi_{c,t+1} (E_t C_{t+1} - \phi_c C_t)^{-\sigma}}{P_t} \\ & \frac{E_t \xi_{c,t+1} (E_t C_{t+1} - \phi_c C_t)^{-\sigma}}{E_t P_{t+1}} - \phi_c \beta \frac{E_t \xi_{c,t+2} (E_t C_{t+2} - \phi_c C_{t+1})^{-\sigma}}{E_t P_{t+1}} \\ & = \frac{\beta}{P_t} [E_t P_{t+1} (1 - \delta^p) + E_t R_{t+1}^k] \end{aligned} \quad (20)$$

可见, 式(20)表明消费的边际替代率等于投资的边际收益率。

$$\begin{aligned} & \frac{(C_t - \phi_c C_{t-1})^{-\sigma}}{P_t} - \phi_c \beta \frac{E_t \xi_{c,t+1} (E_t C_{t+1} - \phi_c C_t)^{-\sigma}}{P_t} \\ & \frac{E_t \xi_{c,t+1} (E_t C_{t+1} - \phi_c C_t)^{-\sigma}}{E_t P_{t+1}} - \phi_c \beta \frac{E_t \xi_{c,t+2} (E_t C_{t+2} - \phi_c C_{t+1})^{-\sigma}}{E_t P_{t+1}} \\ & = \beta R_t^b \end{aligned} \quad (21)$$

显然, 式(21)表明消费的边际替代率等于债券的边际收益率。

(四) 货币与财政部门

参照刘金全和张龙(2018)^[25]的做法, 将中央银行货币政策规则设定为“价主量辅”的混合型规则, 即:

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\rho_r} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\kappa_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\kappa_Y} \left(\frac{M_t}{M} \right)^{k_M} \right]^{1-\rho_r} \exp(R_t^i) \quad (22)$$

其中, R_t 为央行的基准利率, R 、 π 、 Y 和 M 分别表示稳态基准利率、通胀、产出水平和名义货币数量, ρ_r 、 κ_π 、 κ_Y 和 k_M 分别表示政策连续性、通胀缺口、产出缺口和名义货币缺口的系数。并且, 借鉴Aiyagari和Gertler(1985)^[26]的做法, 设定广义的政府预算约束:

$$G_t + R_t^b B_{t-1} = T_t + B_t \quad (23)$$

式(23)表明政府收取的税收以及发行的债券一部分用于债券的还本付息, 一部分用于对网络平台

① 受篇幅所限, 详细的推导过程未在文中列出, 感兴趣的读者可联系作者索取。

的补贴。

(五) 居民消费倾向指数

消费倾向一般是指消费者将可支配收入用于消费的比例，通常会采用消费率或者居民平均消费倾向作为代理指标 (Blanchard 和 Giavazzi, 2006^[19])。

故本文构建居民消费倾向指数 CQ_t ：

$$CQ_t = \frac{P_t C_t}{W_t L_t + R_t^k K_t - T_t} \quad (24)$$

其中, C_t 表示居民的消费, $W_t L_t$ 为居民提供劳动所获得的劳动报酬, $R_t^k K_t$ 为居民投资中间产品物质资本回报, T_t 表示居民的一次性税收支出, $W_t L_t + R_t^k K_t - T_t$ 代表居民的可支配收入。

根据本文理论模型的设定, 数据要素驱动下居民消费倾向演变的经济机理体现在: 首先, 数据要素成本冲击改变互联网平台数据服务成本, 影响供给厂商的进入门槛, 更新厂商的资源配置, 进而影响劳动、数据要素以及物质资本要素的投入, 变更劳动报酬以及物质资本回报, 在价格效应和收入效应双重作用下, 居民消费决策及其消费倾向发生变化。其次, 数字化技术创新提高全要素生产率, 增进资本、劳动以及数据要素投入产出效率, 因此, 产出规模扩张引致的财富效应可提升居民消费倾向。最后, 改进数据质量影响厂商的边际成本, 对企业选择当下的最优要素配置起作用, 更进一步, 劳动生产要素的需求改变劳动力市场均衡状态时的供给水平, 劳动收入影响家庭跨期消费决策, 最终改变居民消费倾向。可见, 本文

构建的居民消费倾向指数 CQ_t 能够反映整体经济中消费、就业和相对收入水平变化, 充分体现了居民消费倾向测度的特征。

四、模型求解

(一) 参数校准

鉴于 DSGE 模型的参数较多, 下面按照经济主体分类介绍参数校准过程。

1. 家庭部门参数校准。

参考王国静和田国强 (2014)^[27] 的研究, 将居民外生消费习惯 ϕ_c 校准为 0.7, 跨期消费弹性倒数 σ 设定为 2; 对于稳态时季度口径的资本折旧率, 借鉴朱军 (2017)^[28] 的研究, 将私人资本季度折旧率 δ^p 校准 0.025; 参照江春等 (2018)^[29] 的取值, 将贴现因子 β 设为 0.99。

2. 厂商部门参数校准。

借鉴文献罗娜和程方楠 (2017)^[30] 的研究, 将中间产品间的替代弹性 ε 校准为 6; 参照蒲火元和曹宗平 (2018)^[31] 的做法, 将价格粘性参数 ψ 设为 0.75; 借鉴张少辉等 (2021)^[32] 的做法, 将 α_2 设为 0.45, 借鉴陈梦根和张鑫 (2022)^[33] 的做法; 将 α_3 设为 0.11; 根据传统要素规模报酬不变原则, 校准 α_1 为 0.55。

3. 互联网平台参数校准。

在基准模型中, 考虑到数字经济的基础设施以 ICT 资产为主, 参考陈彦斌等 (2019)^[34] 的做法, 将数据要素的折旧率也设为 0.025。具体如表 1 所示。

表 1 参数校准值

参数符号	参数说明	参数校准值	校准依据
ϕ_c	消费习惯	0.700	王国静和田国强, 2014 ^[27]
σ	消费弹性倒数	2.000	王国静和田国强, 2014 ^[27]
δ^p	私人投资折旧率	0.025	朱军, 2017 ^[28]
β	贴现因子	0.990	江春等, 2018 ^[29]
ε	中间品替代弹性	6.000	罗娜和程方楠, 2017 ^[30]
ψ	价格粘性	0.750	蒲火元和曹宗平, 2018 ^[31]
δ^d	数据要素折旧率	0.025	陈彦斌等, 2019 ^[34]
α_1	物质资本要素产出弹性	0.550	根据规模报酬不变原则计算得出
α_2	劳动要素产出弹性	0.450	张少辉等, 2021 ^[32]
α_3	数据要素产出弹性	0.110	陈梦根和张鑫, 2022 ^[33]

(二) 贝叶斯估计

为了考察数据要素成本、数字化技术创新以及数

据要素质量冲击对消费、投资、可支配收入和居民消费倾向等宏观经济变量的效应, 本文以 2007 年第一

季度至2019年第四季度我国消费、CPI、名义利率为可观测样本进行贝叶斯估计，原始数据来源于Wind数据库。首先，对原始数据进行了X12季节性调整、取对数以及HP滤波处理。然后，采用MCMC方法得到对应参数估计结果^①。

五、模拟结果分析

(一) 脉冲响应分析

在建立并求解模型的基础之上，结合我国“全面推进‘互联网+’”，打造数据要素驱动居民消费倾向的政策动向，本文重点考虑了数据要素成本、数字化技术创新以及数据要素质量冲击对消费、投资、可支配收入和居民消费倾向等宏观经济变量的动态效应。

1. 数据要素成本冲击的脉冲响应。

负向的数据要素成本冲击对主要经济变量的动态影响如图3所示。数据要素不同于传统的物质资本要

素，其效能并不因使用而损耗，关键在于对其的挖掘与应用。实质上，数据要素折旧率反映了数据处理能力，即当数字化水平较高时，数据处理能力较强，数据要素折旧率较小，反之则较大。并且，参考徐翔和赵墨非（2020）^[35]、许宪春和王洋（2021）^[14]的研究，假设数据要素季度折旧率在0.025~0.25之间，故本文将数据要素折旧率分别校准为上界和下界，图中实线代表数据要素折旧率为0.025时的政策效应，虚线代表数据要素折旧率为0.25时的政策效应（下同）。数据要素折旧率不同不改变各变量的脉冲响应方向和变动趋势，仅存在幅度差异，间接说明本文研究结果的稳健性。针对数据要素折旧率在0.025时的政策效应分析其作用机制（下同）。初期，负向的数据成本冲击下，互联网平台投入成本降低，互联网平台规模较小且厂商增加数据要素替代劳动投入，消费者劳动收入和可支配收入下降，增加消费者面临的收

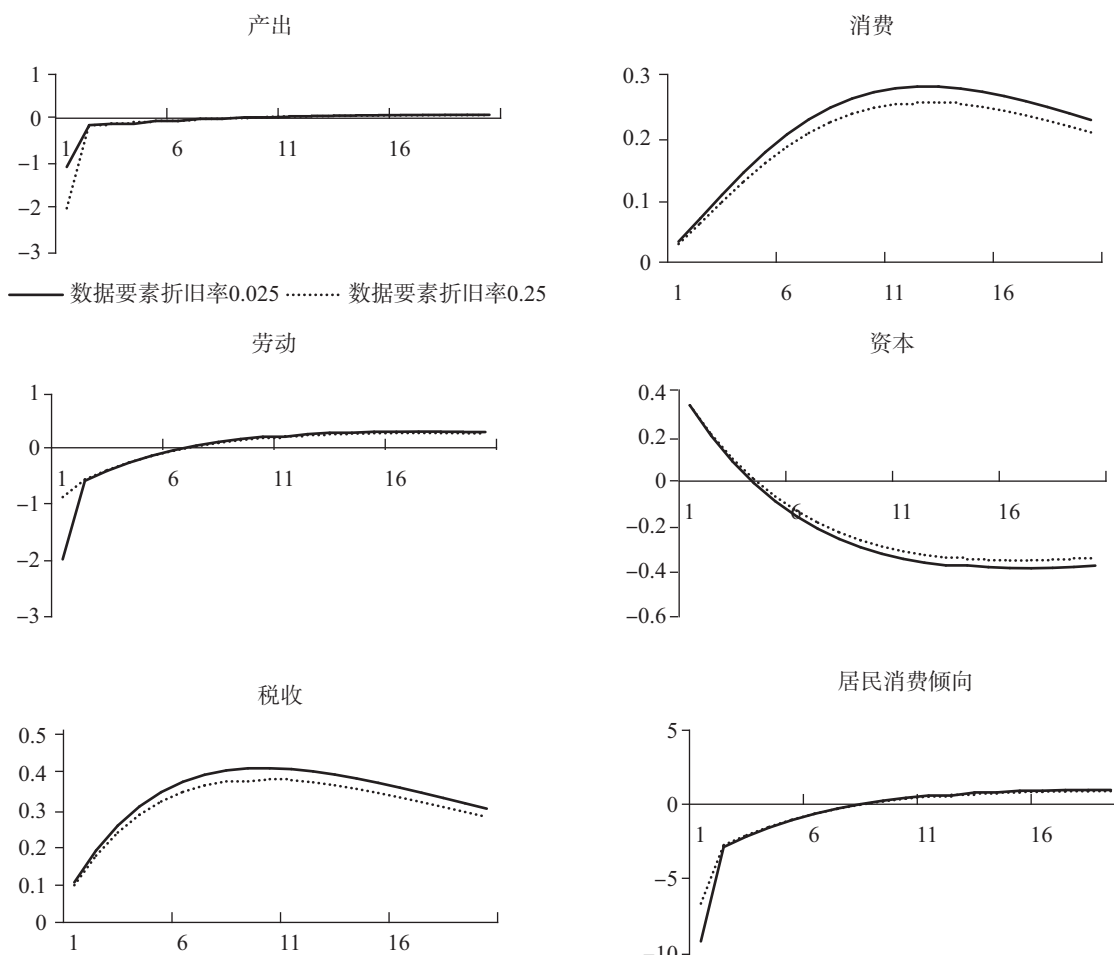


图3 数据要素成本冲击的脉冲响应函数

① 受篇幅所限，贝叶斯估计结果未在文中列出，感兴趣的读者可联系作者索取。

入不确定性，降低居民消费倾向，增加预防性储蓄防止流动性约束。中后期，数据要素资本的佣金率不断减少，降低供给厂商的进入门槛，可使消费品价格下降，打破消费的时空阻碍，从而增加居民消费选择，能够使消费者更多的“潜在需求”转变成“现实需求”，提升居民消费倾向。

2. 数字化技术创新冲击的脉冲响应。

正向的数字化技术创新冲击对主要经济变量的动态影响如图4所示。可以发现，对于给定的资本、劳动以及数据生产要素投入，数字化技术创新通过要素重组升级提高全要素生产率，数字化创新与工艺革新使产业结构升级进而推动生产可能性曲线外移，扩容

最终社会产出，为消费者带来更多可选择的产品与服务，从供给数量角度拓展了消费空间，改变家庭消费决策，提高消费者的效用水平，进而扩大消费规模。并且，消费需求改变了企业最优的产出目标，促使企业增加劳动生产要素投入，提高劳动市场的供给水平，增加消费者的相对收入，消费者在追求效用最大化的同时将实现消费者剩余的最大化（臧旭恒和邢宏建，2008^[36]），即通过财富效应提升居民消费倾向。当然，这种带动作用会随着时间推移而递减，故促进数字化技术创新可缓解我国高经济增长的“阿喀琉斯之踵”，对我国实施扩大内需战略和经济高质量发展战略都具有重要意义。

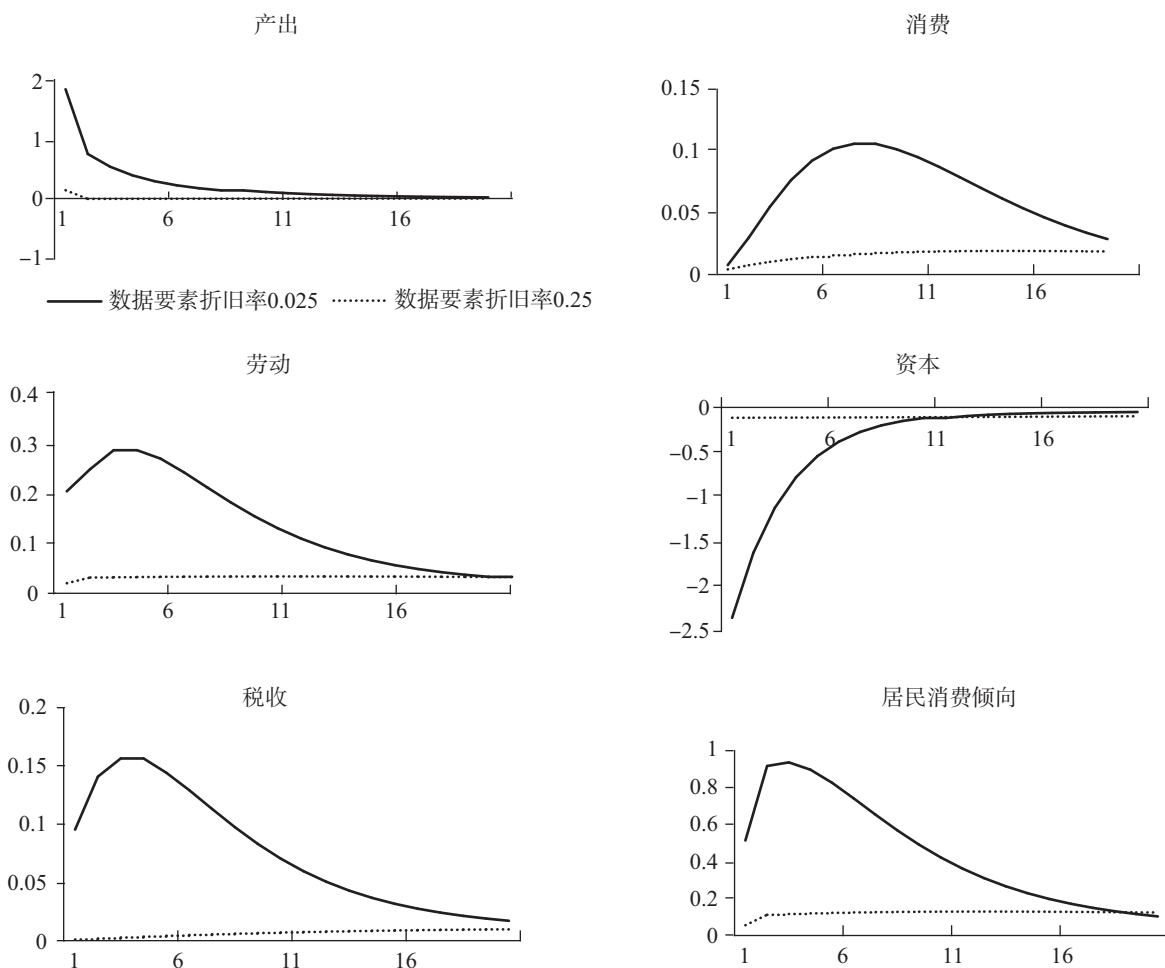


图4 数字化技术创新冲击的脉冲响应函数

3. 数据要素质量冲击的脉冲响应。

正向的数据要素质量冲击对主要经济变量的动态影响如图5所示。改进数据质量可提高数据要素的产出效率，企业从“业务驱动”转变成“数据驱动”，生产更加精准高效，必然使当期总产出增加，然而由于替代效应导致短期物质资本以及劳动需求量下降，

消费者可支配收入下降，降低消费者效用水平（陈昌盛等，2021^[37]），导致居民消费倾向下降。但是中长期，改进数据要素质量通过制定针对性的服务，有利于缓解供给侧厂商生产信息与需求侧消费者的消费需求信息不对称问题（马香品，2020^[38]），降低居民选择的不确定性，可提高零售品质、丰富平台内

容, 扩张其消费边界, 产品需求上升促使企业重新决策的最优投资规模, 增加了对劳动生产要素的需求, 进而增加了劳动市场均衡状态时的供给水平, 可支配收入增加, 促进消费。并且, 消费增加的速度

大于可支配收入上升的速度, 提升居民消费倾向, 表明数据要素质量使居民消费倾向变动转变是必然的, 当然这种促进作用并不会立竿见影, 而是呈现出一定的滞后性。

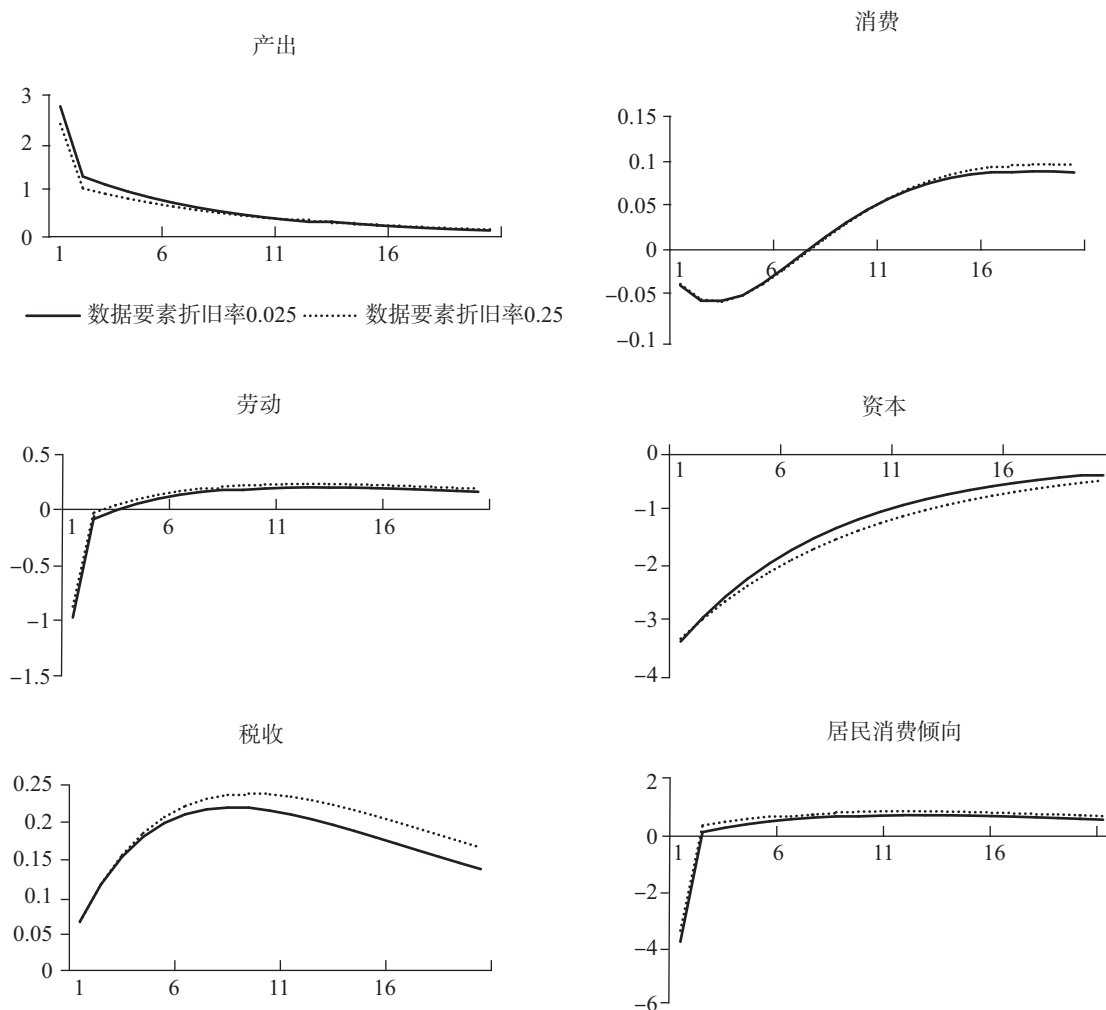


图5 数据要素质量冲击的脉冲响应函数

(二) 社会福利分析

我们坚持以人民为中心, 切实解决好人民最关心、最直接、最现实的利益问题, 更好满足人民对美好生活的向往, 才能不断提高人民群众的获得感、幸福感、安全感。^[39] 基于此, 本文参考 Galí 和 Monacelli (2005)^[40] 对福利损失函数的推导方法, 构建一个适合本文 DSGE 模型的福利损失函数, 在代表性家庭效用函数稳态值处进行泰勒二阶展开计算, 通过对数线性化方程的转化, 最终得到整个社会的福利损失函数, 并以此来分析数据要素驱动下的数据要素成本、数字化技术创新以及数据要素质量冲击带来的福利损

失情况^①。

在稳态处求解条件期望可得如下形式的平均福利损失函数:

$$Loss = \frac{1 - \phi_c - \sigma}{2(1 - \phi_c)} var(\hat{C}_t) - \frac{L^{1+\phi}}{C^{1-\sigma}(1 - \phi_c)^{-\sigma}} var(\hat{L}_t) \quad (25)$$

其中, 不加时间下标的字母 C 以及 L 代表对应的稳态值, ϕ_c 、 σ 以及 ϕ 分别是家庭部门的消费习惯、家庭的风险规避系数以及劳动供给弹性的倒数参数。计算出数据要素驱动下的数据要素成本、数字化技术创

① 由受篇幅所限, 详细的推导过程未在文中列出, 感兴趣的读者可联系作者索取。

新以及数据要素质量冲击在不同数据要素折旧率下平均福利损失函数见表2。

表2 数据要素驱动下三种冲击的福利分析

	数据成本冲击	数字化技术创新冲击	数据质量冲击
$\delta^d = 0.025$	-2.570×10^{-2}	-4.235×10^{-3}	-1.479×10^{-2}
$\delta^d = 0.25$	-2.120×10^{-2}	-8.226×10^{-3}	-1.613×10^{-2}

对比数据要素驱动下的数据要素成本、数字化技术创新以及数据要素质量冲击在不同数据要素折旧率下的平均福利损失,可以发现:首先,对比同一数据要素折旧率下,数据要素成本、数字化技术创新以及数据要素质量冲击带来的福利损失情况可知,数字化技术创新冲击带来的福利损失最小,数据成本冲击对社会福利损失最大,该研究结果与金碚(2014)^[41]、任保平(2013)^[42]和谢康等(2021)^[43]类似,进一步证实数字化技术进步催生了新型的经济模式,提高了生产要素以及社会闲置资源使用效率的特点,增进了消费者福利,并且给整个经济体带来更小的福利损失。其次,对比不同数据要素折旧率下,数据要素成本、数字化技术创新以及数据要素质量所导致的福利损失情况的差异得知,在数据成本冲击中,数据要素折旧率增大会降低福利损失,同时,在数字化技术创新和数据质量冲击中,其福利损失与数据要素折旧率呈现正相关关系。因此,根据福利损失分析结果,我国不能一味地依靠对平台经济的产业政策倾斜、直接资金支持等方式推动数字化发展,应当按照习近平^①提出的要求,大力发展数字化技术创新,提高全要素生产率,发挥数字技术对经济发展的放大、叠加、倍增作用,缓解我国高经济增长的“阿喀琉斯之踵”。

六、结论与政策启示

本文以具有中国经济特色的经济主体为研究背景和研

究对象,厘清数据要素催生的互联网平台经济特征;分析了数据要素驱动下数据要素成本降低、数字化技术创新和数据质量改进对居民消费倾向的作用机制和动态效应。基于结构模型的经济机理和动态路径分析,本文得出结论:第一,数据要素成本降低使得完全竞争条件下的产品价格走低,价格效应短期降低居民消费倾向,但长期可拉动内需增长效率。第二,数字化技术创新提高全要素生产率,并通过要素重组升级引致的效率变革增加消费者相对收入,通过财富效应提升居民消费倾向。第三,数据质量改进短期促进投资、挤占消费,降低居民消费倾向,但长期可缓解厂商与消费者的信息不对称,提升居民消费倾向。第四,数字化技术创新在促内需长短期效应俱佳的同时,引致的消费者福利损失最小。

根据上述研究结论,可通过施加政策影响数据要素积累及其价值进而提升居民消费倾向,结合现阶段政策目标及改革动向,本文获得如下政策启示:第一,谨慎地降低数据要素成本。例如,进一步加强以5G、千兆光网、工业互联网为代表的新一代信息基础设施建设,并且,实施鼓励制造业数字化、智能化升级的产业政策,但不可一味地依靠政府专项基金支持和引导社会资本投向致使平台企业无序扩张、形成垄断。第二,大力促进数字化技术创新发展。数字化技术创新提高全要素生产率,具有明确的扩内需、促增长效应,因此,可通过大力发展科技金融、精准扶持成长性强的创新项目和优质科创企业激励数字化技术创新,缓解我国高经济增长的“阿喀琉斯之踵”。第三,在监管与制度约束下改进数据质量。充分意识到数据质量改进有效缓解信息不对称、提升居民消费倾向的同时,也带来了个人、企业乃至国家信息安全问题,不可忽视对于数字经济发展的监管与治理。应当考虑从数据计划、获取、清洗、存储、应用的各个阶段进行监控,并相应地建立数据标准化制度。

参考文献

- [1] 张川川,王玥琴,杨汝岱. 刺激消费政策的动态影响研究——来自“家电下乡”的证据[J]. 经济动态, 2021(12): 110-123.
- [2] 刘金山,杜林. 论以消费动能提升为核心的国内国际双循环[J]. 消费经济, 2021(6): 21-29.
- [3] 黄群慧. 新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系——基于经济现代化的视角[J]. 经济研究, 2021(4): 4-23.

^① china.cnr.cn/news/20211020/t20211020_525638122.shtml。

- [4] 祝仲坤. 互联网技能会带来农村居民的消费升级吗? ——基于 CSS2015 数据的实证分析 [J]. 统计研究, 2020 (9): 68-81.
- [5] 石明明, 江舟, 周小焱. 消费升级还是消费降级 [J]. 中国工业经济, 2019 (7): 42-60.
- [6] 王微, 刘涛. 以强大国内市场促进国内大循环的思路与举措 [J]. 改革, 2020 (9): 5-14.
- [7] 任保平, 苗新宇. 新经济背景下扩大新消费需求的路径与政策取向 [J]. 改革, 2021 (3): 14-25.
- [8] 龙少波, 张梦雪, 田浩. 产业与消费“双升级”畅通经济双循环的影响机制研究 [J]. 改革, 2021 (2): 90-105.
- [9] 樊轶侠, 徐昊. 财政助力数字经济高质量发展: 核心机理与经验启示 [J]. 改革, 2020 (8): 83-91.
- [10] 王茜. “互联网+”促进我国消费升级的效应与机制 [J]. 财经论丛, 2016 (12): 94-102.
- [11] 谢康, 夏正豪, 肖静华. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制: 产品创新视角 [J]. 中国工业经济, 2020 (5): 42-60.
- [12] 张鹏. 数字经济的本质及其发展逻辑 [J]. 经济学家, 2019 (2): 25-33.
- [13] 江小涓, 孟丽君. 内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践 [J]. 管理世界, 2021 (1): 1-19.
- [14] 许宪春, 王洋. 大数据在企业生产经营中的应用 [J]. 改革, 2021 (1): 18-35.
- [15] 方福前, 邢炜. 居民消费与电商市场规模的 U 型关系研究 [J]. 财贸经济, 2015 (11): 131-147.
- [16] 陈冬梅, 王俐珍, 陈安霓. 数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望 [J]. 管理世界, 2020 (5): 220-236, 20.
- [17] 谢伏瞻, 刘伟, 王国刚, 等. 奋进新时代开启新征程——学习贯彻党的十九届五中全会精神笔谈 (上) [J]. 经济研究, 2020 (12): 4-45.
- [18] 肖旭, 戚聿东. 产业数字化转型的价值维度与理论逻辑 [J]. 改革, 2019 (8): 61-70.
- [19] Blanchard O, Giavazzi F. Rebalancing Growth in China: A Three-Handed Approach [J]. China&World Economy, 2006, 14 (4): 1-20.
- [20] Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum and Charles Evans, Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of a Shock to Monetary Policy [J]. Journal of Political Economy, 2005.
- [21] Gertler M, Karadi P. A Model of Unconventional Monetary Policy [J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58 (1): 17-34.
- [22] Jones C I, Tonetti C. Nonrivalry and the Economics of Data [J]. American Economic Review, 2020, 110 (9): 2819-2858.
- [23] 白仲林, 曾晶, 薛雁. 数字驱动、网络平台与宏观经济政策协调 [J/OL]. 统计研究: 1-14 [2022-12-31]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.1302.C.20221228.2144.001.html>.
- [24] Easley D, Kleinberg J. Networks, Crowds, and Markets Reasoning about a Highly Connected World [M]. New York: Cambridge University Press, 2010: 12.
- [25] 刘金全, 张龙. 新常态下我国货币政策框架体系选择: 单一型规则抑或混合型规则 [J]. 改革, 2018 (9): 27-41.
- [26] Aiyagari S R, Gertler M L. The Backing of Government Debt and Monetarism [J]. Journal of Monetary Economics, 1985, 16 (1): 19-44.
- [27] 王国静, 田国强. 政府支出乘数 [J]. 经济研究, 2014 (9): 4-19.
- [28] 朱军. 技术吸收、政府推动与中国全要素生产率提升 [J]. 中国工业经济, 2017 (1): 7-26.
- [29] 江春, 向丽锦, 肖祖沔. 货币政策、收入分配及经济福利——基于 DSGE 模型的贝叶斯估计 [J]. 财贸经济, 2018 (3): 17-34.
- [30] 罗娜, 程方楠. 房价波动的宏观审慎政策与货币政策协调效应分析——基于新凯恩斯主义的 DSGE 模型 [J]. 国际金融研究, 2017 (1): 39-48.
- [31] 蒲火元, 曹宗平. 生产部门的减税政策对中国宏观经济的影响——基于 DSGE 模型的研究 [J]. 华东经济管理, 2018 (3): 89-95.
- [32] 张少辉, 李经, 余泳泽. 地方财政收入目标制定对企业劳动收入份额的影响 [J]. 经济学动态, 2021 (6): 98-112.
- [33] 陈梦根, 张鑫. 中国数字经济规模测度与生产率分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2022 (1): 3-27.
- [34] 陈彦斌, 林晨, 陈小亮. 人工智能、老龄化与经济增长 [J]. 经济研究, 2019 (7): 47-63.
- [35] 徐翔, 赵墨非. 数据资本与经济增长路径 [J]. 经济研究, 2020 (10): 38-54.
- [36] 臧旭恒, 邢宏建. 网络技术进步与旧技术平台的关闭 [J]. 中国工业经济, 2008 (7): 68-79.
- [37] 陈昌盛, 许伟, 兰宗敏, 李承健. 我国消费倾向的基本特征、发展态势与提升策略 [J]. 管理世界, 2021 (8): 46-58.
- [38] 马香品. 数字经济时代的居民消费变革: 趋势、特征、机理与模式 [J]. 财经科学, 2020 (1): 120-132.
- [39] 习近平: 全面提升平安中国建设水平 不断增强人民群众获得感幸福感安全感 [N/OL]. (2020-11-11) [2022-03-21]. <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1683035342409495222&wfr=spider&for=pc>.
- [40] Galí, Monacelli T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy [J]. The Review of Economic Studies, 2005, 72 (3): 707-734.
- [41] 金碚. 工业的使命和价值——中国产业转型升级的理论逻辑 [J]. 中国工业经济, 2014 (9): 51-64.
- [42] 任保平. 经济增长质量: 经济增长理论框架的扩展 [J]. 经济学动态, 2013 (11): 45-51.
- [43] 谢康, 廖雪华, 肖静华. 效率与公平不完全相悖: 信息化与工业化融合视角 [J]. 经济研究, 2021 (2): 190-205.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

低社会经济地位对城市儿童亲社会行为的影响研究

Research on the Influence of the Low Socio-economic Status on Prosocial Behaviors of Urban Children

崔 驰 戴 明 任天鸣

CUI Chi DAI Ming REN Tian-ming

[摘要] 社会经济地位 (Socio-economic Status, SES)^①会对儿童的亲社会行为产生影响, 而其对城市儿童亲社会行为的影响研究未得到足够的重视。本文利用就读于同一学校不同 SES 儿童作为实验样本, 通过实验研究不同 SES 对儿童亲社会行为影响。我们发现: 复杂公平观上, 高 SES 儿童具有更加明显的劳动优先主义, 而低 SES 儿童则表现出更多结果公平; 涉他偏好上, 高 SES 儿童表现得更亲社会、更愿意分享, 低 SES 儿童则表现出更多恶意行为; 竞争意愿上, 低 SES 儿童呈现出更强烈的竞争意愿, 且男生比女生更愿意竞争。上述研究表明即使享有同等质量的教育资源, 不同 SES 儿童在公平观、涉他偏好及竞争意愿上均存在明显差距, 这种差异不应被忽视, 我们需要重视对低社会经济地位儿童的关注和培育。

[关键词] 社会经济地位 亲社会行为 复杂公平观 涉他偏好 竞争意愿

[中图分类号] F016 F069.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0086-15

Abstract: Socio-economic status (SES) plays an important role in shaping children's social preferences, but there are few studies of the SES effect on children from cities. In this paper, we investigated how the socio-economic status impacts school children's prosocial behaviors with an experimental method. Subjects are educated at the same primary school in Changchun but with different socio-economic status. We find that 1) with the respect to complex fairness ideals, high SES children are more likely to be labor-preferred than the low SES, while low SES children are more likely to hold egalitarianism. 2) As for other-regarding preferences, high SES children are more prosocial and generous than the low SES, but low SES children are more spiteful than the high SES. 3) Compared with high SES children, low SES children like to have a higher level of willingness to compete more than the high SES. From above results, it illustrates that although children shared the same high-quality educating resources, children with different socio-economic status still have gaps in complex fairness views, other-regarding preferences, and the willingness to compete. We should take more importance of cares and education for low SES children to eliminate differences.

Key words: Socio-economic status Prosocial behavior Complex fairness ideal Other-regarding preference Willingness to compete

[收稿日期] 2022-07-29

[作者简介] 崔驰, 男, 1982年4月生, 东北师范大学经济与管理学院副教授, 研究方向为实验经济学、制度经济学、劳动经济学; 戴明, 男, 1993年3月生, 海德堡大学经济与社会科学院博士研究生, 研究方向为实验经济学; 任天鸣, 女, 1985年4月生, 东北师范大学附属小学教师, 东北师范大学教育学部博士研究生, 研究方向为学习与教学。本文通讯作者为戴明, 联系方式为 daiming9999@hotmail.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“社会经济地位对儿童成长的综合影响及其破解的实地实验研究”(项目编号: 22BJL082); 教育部人文社会科学青年基金项目“社会规范影响合作水平的机制研究”(项目编号: 20YJJCZH013); 教育部人文社会科学重点研究基地南京师范大学道德教育研究所《道德与法治》教学研究重点课题“小学德育课程中学生公共精神培育的实践研究”(项目编号: JDNNU 20200703)。

感谢匿名审稿专家提出宝贵的修改建议, 感谢挪威经济管理学院经济系 Alexander W. Cappelen 教授、Erik Ø Sørensen 教授及其团队为本文实验提供大量的指导和帮助, 同样非常感谢东北师范大学附属小学繁荣校区相关领导和老师对本研究顺利开展给予的帮助和支持, 感谢刘柳、胡嘉明等同学对于本实验的协助工作。本文文责自负。

① 低 SES 定义需要同时满足以下两个条件: (1) 家庭收入较低; (2) 父母受教育程度较低 (Almås 等, 2016^[1]; Falk 等, 2021^[2])。本文实验采用的艳春班样本同时满足这两个条件。

一、引言

亲社会行为是人们社会认知和情感的重要方面,它影响人们的一系列经济决策行为及其结果,比如:公共品博弈的投资行为、合同执行、政府管理等(Knack 和 Keefer, 1997^[3]; Fehr 和 Gächter, 2002^[4]; Henrich 等, 2004^[5]; Cooper 和 Kagel, 2016^[6]; Burks 等, 2016^[7]), 因此, 亲社会行为不仅仅是社会运行的重要影响因素, 也是影响人们健康、福利水平以及劳动力市场成功的重要因素(Dohmen 等, 2009^[8]; Carpenter 和 Seki, 2011^[9]; Becker 等, 2012^[10]; Algan 等, 2016^[11]; Deming, 2017^[12])。国内大部分研究主要集中在农村留守儿童认知能力、亲社会行为的差异分析, 与非留守儿童相比, 留守儿童在心理认知、自我意识、学业成绩、情绪管理及生活习惯上都表现出明显的差距(李云森等, 2019^[13]; 段欣等, 2020^[14]; 徐慧和汪斯妤, 2020^[15]; 宋月萍等, 2020^[16]; Pottinger, 2005^[17]; Maclean 等, 2019^[18])。然而, 同样作为弱势群体的城市低 SES 儿童的亲社会行为也存在类似问题, 却鲜有关注。

目前国内学者对城市低社会经济地位群体的关注和研究主要集中于收入差距和住房问题上(丁明慧, 2009^[19]; 张晓涵, 2011^[20]; 罗吉等, 2015^[21]; 田柳和周云波, 2017^[22]), 而关于城市低社会经济地位家庭儿童的亲社会行为的研究更是凤毛麟角。由于儿童成长阶段形成的亲社会行为会影响其今后的社会经济活动方式和将来取得的成就, 进而影响到社会的整体稳定, 因此, 研究社会经济地位(Socio-economic Status, 简称 SES) 差异对城市儿童的涉他偏好、复杂公平观以及竞争意愿等行为决策的影响是十分重要的。

尽管国外已有研究证明 SES 对于儿童亲社会行为产生影响, 但其影响方式并没有达成共识。有学者的研究表明 SES 越高则越亲社会(Barry 等, 1959^[23]; Kohn 等, 1990^[24]; Hoff, 2003^[25]; Henrich 等, 2005^[26]; Benenson 等, 2007^[27]; Bauer 等, 2014^[28]; Deckers 等, 2017^[29]), 而另有学者得到了相反的结论(Schwartz 和 Rubel, 2005^[30]; Kraus 等, 2010^[31]; Piff 等, 2010^[32]; Guinote 等, 2015^[33]; Cadsby 等, 2019^[34]), 因此对于 SES 的影响并没有一个统一的结

论。这可能是由于国外实验中儿童后天接受教育水平差距或样本选择性偏误因素造成的, 举例来说, 高 SES 的家庭会把孩子送到教育水平更高且师资力量更好的学校就读, 由此亲社会行为可能受到学校教育和家庭社会经济地位的双重影响。

为了消除这一影响, 本文利用同一学校且不同 SES 的自然实验样本研究 SES 差异对城市儿童亲社会行为(包括涉他偏好、复杂公平观以及竞争意愿)的影响。这个自然样本具体包括长春市某附属小学繁荣校区(简称“某附小”)原籍学生和借读于某附小的“艳春班”学生。该附小为吉林省直属优质学校, 办学规模大、教学质量高, 生源家庭收入较高、父母受教育程度较高。而对照组“艳春班”由原长春市艳春小学的学生组成。艳春小学是一所区属小规模学校, 由于教学楼危房改造的需要, 在长春市教育局的协调下, 某附小自 2016 年起至今, 向需要施工改造的“艳春小学”的儿童提供 2 个班额的学位(约 100 个学位), 占其总班额的 1/6。根据长春市教育局相关规定, 这部分儿童属于借读性质^①, 这些学生在班级编制和安排上不与其他生源班级混淆, 本研究为了方便与原某附小学生进行区别, 我们称之为“艳春班”, 那么原某附小学生称之为“非艳春班”。原艳春小学学生主要来自家庭收入较低、父母受教育程度低的家庭。然而, 原艳春小学学生在这一政策下不需要付出任何其他成本就可以去到排名更好的某附小就读。故而, 来自不同 SES 家庭的学生就读于同一小学, 享受同样的师资力量、接受同等水平教育, 排除了不同 SES 家庭所选学校不同教育水平对受试者的影响。另外, 原艳春小学 2016 级学生在一年级入学时候就已经被全部整班安排到某附小借读, 这就排除了来到某附小之前原艳春小学对艳春班学生的教育影响。

本文的研究结果表明即使享受同样的教育资源, 不同 SES 家庭儿童的亲社会行为仍存在较大差异, 低 SES 家庭儿童的亲社会行为问题一直被人们忽视。因此, 城市教育政策不仅要注重教育资源的公平分配, 政府和社会也应该注重对家庭教育的引导, 通过后天干预提高儿童的亲社会行为, 缩小不同 SES 儿童之间的亲社会行为差距。

① 虽然这些学生都是借读于某附小, 但这些学生实际上都是在某附小读完小学, 并获得某附小的毕业证书, 并未回到原艳春小学; 另一方面, 某附小校方和教师并未对艳春班的学生区别对待, 都是一视同仁, 将其视为某附小的学生。

本文主要由五部分组成：第一部分为引言；第二部分为文献综述；第三部分为实验样本和实验设计；第四部分为实验结果和数据分析；第五部分为结论与展望。

二、文献综述

亲社会行为的核心是指人们不仅关心自身的物质收益，也会关心他人的利益（Eisenberg等，1995^[35]；Fehr和Schmidt，1999^[36]；陈叶烽，2009^[37]；崔驰和路智雯，2018^[38]；戴明，2020^[39]；崔驰等，2022^[40]）。亲社会行为是人类特性中一个非常重要的方面，在人类的社会活动中扮演着重要角色。它广泛地影响着人们的经济决策和结果，如公共物品的提供、合同执行力度、政府及司法效率以及经济增长（Knack和Keefe，1997^[3]；La Porta等，1997^[41]；Fehr和Gächter，2002^[4]；Henrich等，2004^[5]；Guiso等，2009^[42]；Cooper等，2009^[43]）。近年来学者们开始关注亲社会行为的形成机制，他们发现在对亲社会行为的影响因素中，社会经济地位（Socio-economic Status, SES）的影响尤其突出（Evans，2004^[44]；Bauer等，2012^[28]；Deckers等，2017^[29]；Falk等，2021^[2]）。

一些学者认为，低SES儿童的亲社会行为更弱，而高SES儿童的亲社会行为更加明显。部分研究从SES伴随的社会实践环境和家庭沟通教育的角度，阐述了SES对儿童的亲社会行为的影响。劳动力市场的参与度会影响人们与陌生人合作的意愿（Henrich等，2005^[26]），低SES的父母参加雇用劳动的可能性更低，因此与那些父母参与劳动力市场的儿童相比，他们的孩子的社交化程度更低（Barry等，1959^[23]；Kohn等，1990^[24]）。Bauer等（2012）^[28]的研究显示低SES的父母会将自己的亲社会倾向灌输给孩子，从而造成他们的孩子更难与他人合作，亲社会行为的表现更弱。Hoff（2003）^[25]则认为相较于低SES的母亲，高SES的母亲与她们的孩子沟通交流得更多，随着孩子长大，她们也更倾向使用引导式教育的方法。而中产阶级的父母更多地让小孩表达他们的想法和感觉，这些表达会内化及强化为儿童的道德观念和亲社会行为。另外，Benenson等（2007）^[27]发现儿童的亲社会行为随着年龄的增加而更加明显，但年龄效应只在SES较高的儿童中显著，因此随着年龄的增长，不同SES儿童在亲社会行为上表现的差异会越来越大。上述研究表明，SES在儿童亲社会行为的

发展和形成过程中扮演着无法忽视的角色。而SES对儿童的影响并不是直接的，SES伴随的社会实践才是直接影响儿童健康成长的重要因素，如家庭教育、代际沟通、社会活动等。Evans（2004）^[44]认为贫穷常与社会实践中的多种负面影响联系在一起，包括更少的与陌生人之间的互动、成长环境更加暴力、父母对孩子的监护更少、父母的教育方式更加专断以及更喜欢体罚、更多有攻击性的同龄人伙伴和更加不稳定的伙伴关系以及对同龄人的依赖胜过父母。在贫困中长大的儿童社会联系更弱，对人际信任和互惠的体验更少，不注重相互帮助。

尽管多数研究结果表明高SES有助于亲社会行为的形成，但仍有一些研究结果与上述结论相左。Guinote等（2015）^[33]发现低SES的儿童反而更加亲社会，低SES的人群（如少数民族、女性）相比于高SES的人更加体贴、更加依附于社会，如更能察觉他人的情感变化。相比于本国及本地人，移民有更复杂和多样的社会群体概念（Kraus等，2010^[31]；Schwartz和Rubel，2005^[30]；Piff等，2010^[32]）。一项关于中国农村留守儿童的研究表明只有一个父亲或母亲在家与父母双方都不在家的农村留守儿童的亲社会行为对比并无显著差异，农村留守儿童的亲社会行为反而比城镇儿童更加显著（Cadsby等，2019^[34]）。至于造成这种差异的原因，Hoff和Laursen（2019）^[45]认为低SES的父母在教育孩子的过程中更加强调尊重和服从，而高SES的父母则强调自我导向。Cheng和Tracy（2013）^[46]则认为高SES父母更有可能让孩子掌握更多物质资源，这就增强了他们的社会力量，从而降低了他们关心他人需求的程度，而低SES人群则会将亲社会行为以及团体目标价值观视为规范自己的社交互动、提高声望、获得社会支持、弥补自身缺陷的一种方式。

在上述研究的基础上，有学者关注SES在复杂公平观的形成过程中发挥的作用。不同年龄阶段公平观也呈现出不同的特征。Fehr等（2008）^[47]的实验表明3~4岁儿童的偏好呈现出显著的自私倾向，而到7~8岁时，儿童已经呈现出强烈的不平等厌恶。随着年龄的增长，青少年公平观的发展变化则更加趋于复杂化（Eisenberg等，1995^[35]；Harbaugh和Krause，2001^[48]；Gummerum等，2008^[49]；戴明，2020^[39]；崔驰等，2022^[40]），他们的公平观会在努力、运气和效率等复杂社会环境的影响下，由平等主义向劳动优

先主义和自由主义转变。Almås 等 (2010)^[50] 的研究表明儿童的公平观念, 会从 8~10 岁追求绝对平等到年龄稍大后追求劳动优先。但事实上, 年龄效应只在 SES 较高的儿童中显著, 年龄的增长伴随着不同 SES 造成的差距累积。有研究者认为家庭的 SES 对儿童公平观的形成通过一些中间变量同样发挥着间接影响, 如父母的教育方式、代际沟通、亲子关系等 (McGrath 和 Brown, 2008^[51]; Hoff, 2003^[25]; Almås 等, 2017^[52]; Bauer 等, 2012^[28])。Almås 等 (2017)^[52] 研究儿童公平观和家庭背景之间的关系, 发现在低 SES 儿童中, 超过 50% 持有平等主义的公平观, 而只有 20% 的高 SES 儿童持有同样观念。而本文也发现了类似的结论: 近 90% 的低 SES 儿童是平等主义者, 10% 是劳动优先主义者, 几乎没有自由主义者; 然而, 来自高 SES 家庭的儿童则更加重视和强调个人产出 (劳动) 所占份额的重要性, 很大比例的高 SES 儿童是劳动优先主义者。Cadsby 等 (2019)^[34] 在中国利用农村留守儿童、农村非留守儿童和城市儿童样本研究留守儿童的社会偏好和决策行为, 发现城市儿童比农村留守儿童表现出更多的分享行为和更少的妒忌行为, 并且利他主义倾向更高, 同时农村留守儿童则更为诚实, 更倾向于合作与互惠。他们的研究并没有很好控制教育因素 (比如学校选择) 对儿童的影响, 本文通过利用处于同一高教学质量的高 SES 儿童和低 SES 儿童消除了这一选择性偏差的影响。

事实上, SES 对儿童亲社会行为的影响, 不仅表现在亲社会行为和复杂公平观的形成上, 同样还影响着儿童的竞争意愿。Almås 等 (2016)^[1] 的研究表明, 在男性儿童中, SES 较高的儿童比低 SES 儿童更加愿意竞争; 但 SES 造成的竞争意愿差异在女性儿童中并不明显, 低 SES 儿童的竞争意愿度的性别差距也不明显。而 Khadjavi 和 Nicklisch (2018)^[53] 的结论表明低 SES 的父母更加雄心壮志, 他们的小孩也更倾向于参与竞争, 即使赢的可能性很低; SES 对男孩竞争意愿发挥作用的机制主要在于父亲的竞争意愿度, 而此项研究并没有发现母亲的竞争度以及其他家庭特质对儿童竞争意愿度的影响。另有一些关于男女竞争意愿差距的研究表明一个人的竞争意愿度反映的是社会环境而不是天生的性别特征 (Booth 和 Nolen,

2012^[54]), 在母系社会中女性比男性更加愿意选择进入竞争环境 (Gneezy 等, 2009^[55]), 男女竞争意愿差距可由社会文化及人际互动来缩小 (Liu 和 Zuo, 2019^[56])。但另一项有趣的研究 (Cardenas 等, 2014^[57]) 表明在男女更加平等的社会中, 由于父亲花在孩子上的时间更多, 竞争意愿度的差距反而更大, 这就解释了 SES 对于男性儿童的竞争度发挥作用的机制主要在于父亲的竞争程度, 而父亲对女孩的竞争程度影响并不显著。

三、实验样本和实验设计

(一) 实验样本

本实验在吉林省长春市某附属小学繁荣校区 (简称“某附小繁荣校区”) 进行。某附小繁荣校区为吉林省直属优质学校, 办学规模较大、教学质量高, 生源家庭收入或父母受教育程度较高, 因此其子女属于高 SES 群体。而对照组“艳春班”由原长春市艳春小学的学生组成。艳春小学是一所区属小规模、师资质量差的学校, 由于教学楼危房改造的需要, 在长春市教育局的政策下, 艳春小学一年级学生于 2016 年被整班分流到附小借读, 之后每年学生沿用 2016 年的做法, 依然到某附小繁荣校区借读, 其校学生主要来自家庭收入较低且父母受教育程度低的家庭, 因此艳春班儿童属于低 SES 群体。

在日常的教育教学活动中, 艳春班与其他班级 (非艳春班) 无任何差别。在师资配备过程中, 教师也是通过抽签形式来分配班级的, 本研究中“艳春班”配属的教师均是学校名师, 无论在学校活动参与机会还是师资配比来看, 艳春班与其他班级都是一致的。除此之外, “艳春班”的学生以及其他社会群体并不了解“艳春班”独立分配的政策, 换言之, 这个班级并没有其他群体符号意识, 在教育教学活动中, 学校始终强调某附小的身份认同。

本文实验均在常规的在校时间进行, 并且取得了校方同意。我们在非艳春班和艳春班 2016 级^①四年级的学生中随机抽取样本。四年级小学生样本总数为 182 人。其中, 来自非艳春班的有 144 人, 男生占比 52.7%, 女生占比 47.3%, 平均年龄为 9.5 岁; 艳春

① 本文实验选择 2016 级四年级的学生作为研究样本主要是因为, 该年级学生是第一届从一年级入学就借读于某附小的学生, 全体都是来自艳春小学的学生, 此后的几届艳春班学生生源存在混杂现象, 因为某附小是教育示范学校, 在吉林省有相当大的影响力, 因此在后续的艳春班招生中, 有家长借助该政策将孩子伪装成艳春小学学生较容易进入某附小学习。

班有 38 人, 男生占比 55.3%, 女生占比 44.7%, 平均年龄为 9.6 岁。

在实验正式开始之前, 全部受试者需要完成一份基础信息调查问卷, 问卷的信息主要包括了受试者的年龄、性别、年级、民族等基本人口信息统计量。受试者完成问卷后, 实验人员会在不同的实验环节向受试者分发并解读相应的实验说明书。实验的每个环节搭档双方都是匿名的。为了避免受试者的经验习得和战略性动机, 所有决策都是一次性的, 且每个决策环节电脑都会将受试者重新随机匹配搭档。这样就避免了面对面的交流或与同一搭档进行重复试验时, 决策行为被个人动机影响。最后, 实验人员会根据受试者挣得的金币数额分发奖品(如表 1)。整个实验进行 40 分钟左右, 实验结束后, 我们利用线上调查问卷形式搜集了受试者详细的家庭经济社会背景信息, 该问卷主要是由其父母线上填写完成的, 该问卷主要包含了父母基本统计量、经济信息以及社会信息, 这为我们分析不同家庭群体的 SES 差异提供了数据支持。

表 1 受试者实验报酬

奖励等级	铅笔 (支)	橡皮 (个)	笔记本 (本)	中性笔 (支)	双面胶 (个)
第一等奖励	6	1	1	1	1
第二等奖励	3	1	1	1	1
第三等奖励	1	1	1	1	1

(二) 实验设计

本实验由三个实验任务组成, 第一个实验是“劳动-冲击-分配”任务, 主要目的是测量受试者在努力及不确定的运气冲击下的复杂性公平观; 第二个实验是涉他偏好测度, 根据受试者在此实验任务中的 3 个选择我们将受试者的亲社会行为进行分类^①; 第三个实验是“竞争”任务, 主要目的是测度受试者的竞争意愿。由于所有决策都是一次性的, 且每个决策环节电脑都会将受试者重新随机匹配搭档, 因此三个实验的顺序并不影响实验结果。

1. “劳动-冲击-分配”任务。

受试者在实验中首先参加“劳动-冲击-分配”

实验任务, 这个实验任务是在标准独裁者博弈实验基础上引进努力因素(劳动生产)和运气因素(坏运气冲击), 以此我们既可以观察到人们的社会补偿责任意识^②, 也可以分析群体复杂公平的异质性。在此实验任务中, 我们参考了 Cappelen 等(2007^[58]; 2010^[59]; 2013^[60])和 Almås 等(2010)^[50]的实验设计, 并在他们的实验基础上进行相应的改动(戴明, 2020^[39])。在本实验中, 受试者要经历两个阶段: 第一阶段为劳动生产阶段, 第二阶段为分配阶段。第一阶段为个人任务, 即所有被试都需要独立完成劳动生产获取劳动报酬(虚拟金币), 这个过程受试者之间被要求严禁交流, 当完成第一阶段的个人任务后, 进入第二阶段时, 所有受试者会两两匹配在一起(受试者 i 和受试者 j), 这个时候一个受试者会受到坏运气的冲击, 从而导致其劳动报酬损失一半, 而与之匹配的另一名受试者不会受到坏运气的冲击。

实验人员会向受试者解释劳动生产及分配阶段的具体过程。首先, 在劳动生产阶段, 所有受试者都会参加此阶段的劳动生产。为使劳动过程的难度适应小学生受试者以及有效激励他们积极参与本实验, 劳动生产的形式是在电脑上进行“填数字”游戏。全部受试者可以看到此游戏的电脑界面(如图 1)有四列数字及空格, 受试者的任务就是要在规定时间内(90 秒

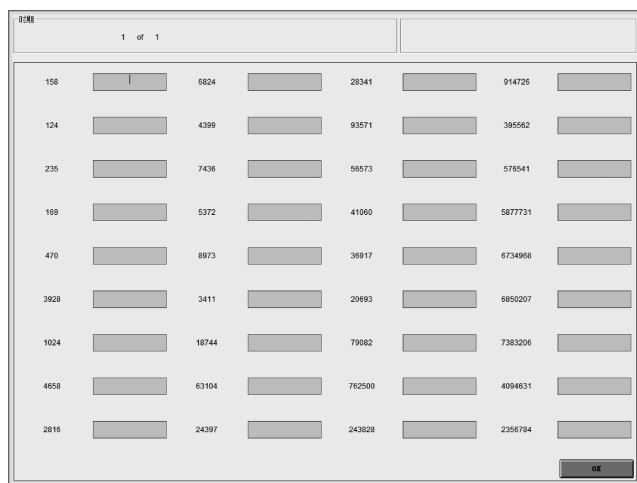


图 1 “填数字”游戏的电脑界面

- ① 实验 1 测度复杂性公平观和实验 2 亲社会行为实验中度量“平等主义”的角度有所不同。前者有社会情境, 是在经过劳动和运气冲击之后受试者再决定分配, 此时影响受试者的主要因素是自身及搭档的劳动贡献比例; 而后者是纯的独裁者博弈实验, 受试者只需在两个不同的分配决策中选择, 测度的是其本身的亲社会行为中体现的平等主义, 强调的是主观性。
- ② 社会补偿责任强调对遭受不可抗坏运气的社会成员的补偿责任, 当社会成员由于随机的坏运气而导致福利受损时, 其他社会成员应该对其进行福利补偿或帮扶, 这主要体现了社会主义国家的社会互助精神和社会责任, 这也是罗默所强调的, 社会成员之间应该加强团结合作, 共同战胜和解决面临的社会问题(戴明, 2020^[39])。

钟)尽可能多地用键盘和鼠标将左侧的数字输入进右侧的空格中。受试者每正确填写一个数字就将得到一个金币,且需在计时结束时点击“OK”键提交完成情况。

然后,受试者进入分配阶段,电脑会随机将一名受试者与另一名受试者匿名匹配在一起。受试者会被明确告知:受到运气冲击后,与之匹配的另一名受试者的金币数变为原来的一半,而受试者自己的金币数不变。随后,开始正式分配,匹配在一起的两名受试者同时进行各自的分配决策。如图2所示,受试者*i*与受试者*j*匹配在一起,受试者*i*和受试者*j*在劳动生产阶段各自获得的金币数分别为17个和12个;然而,受试者*j*遭遇的坏运气导致其金币变为原来的一半(6个金币),受试者*i*没有遭受到此坏运气,因此自己的金币数保持不变。坏运气后受试者*i*和受试者*j*的金币数总和为23个,此时,受试者*i*在知晓受试者*j*受坏运气冲击的前提下对这23个金币在自己和受试者*j*之间进行分配。受试者*i*将分配数量输入图2的空格中,然后点击“OK”键完成分配。同时受试者*j*也会做分配,只不过在受试者*j*的分配阶段中,受试者*i*成为遇到坏运气的人,而受试者*j*则作为不受坏运气冲击的独裁者。最后电脑会在二人的分配方案中随机选择一个作为该名受试者和其搭档的分配结果。因此,分配过程阶段中,所有受试者都会参与分配决策,但其分配结果是由电脑随机决定的。

努力编造的		坏运气	
自己通过工作获得的金币数	17	自己没运气而获得的	17
搭档通过工作获得的金币	12	坏运气后,搭档的金币变为	6

坏运气后,你们共有金币为 23

您来决定如何在自己和搭档之间分配坏运气后剩余的金币,您决定给对方的金币为

OK

图2 受试者*i*的分配界面

2. 涉他偏好 (Other-regarding Preferences)。

参照 Fehr 等 (2008^[47]; 2013^[61]) 的实验设计,我们采用3个简单的分配任务测度受试者的涉他偏好。此实验阶段每一个受试者都会和另一个匿名受试

者组成搭档,每个任务都会重新匹配。每个受试者都要进行分配决策,电脑会在两种分配方案中随机选择一个决定受试者和搭档的收益。

第一个任务是“亲社会”任务。受试者在分配方案(10, 10)和(10, 0)之间做选择,其中前一个数据10是分配给决策者的,后一个数据10或0是分配给搭档的。这个实验测度最基本形式的亲社会性倾向,即在不损害自身利益的前提下通过选择(10, 10)平等化两人的收益而使接受者受益,因此这一亲社会实验中决策者不涉及经济自私动机。

第二个任务是“妒忌”任务。受试者在分配方案(10, 10)和(10, 20)之间做选择,其中前一个数据10是分配给决策者的,后一个数据10或20是分配给搭档的。与第一个任务一样,受试者增加搭档的收益同样没有成本,但是对于决策者却造成了不平等。因此,如果受试者在两个实验任务中均选择(10, 10),就表明该受试者具有不平等厌恶,是平等主义者;若在第一个实验中选择(10, 10),在第二个实验中选择(10, 20),则表明该受试者是利他主义者。

第三个任务是“分享”任务。受试者在分配方案(10, 10)和(20, 0)之间做选择,其中前一个数据10或20是分配给决策者的,后一个数据10或0是分配给搭档的。在这个实验中,选择(10, 10)就会牺牲决策者自身利益,在利他的同时实现平等,此时,利他偏好和平等主义超越了自私。相反地,选择(20, 0)意味着自私,即为了实现自我利益而牺牲他人利益。

Fehr 等 (2008)^[47] 根据受试者在三个实验中的行为决策将受试者分为5类:强/弱利他主义、强/弱平等主义及恶意。基于本实验受试者的选择特征,我们合并强弱的分类,因此只有3个分类:利他、公平和恶意。表2根据受试者在3个实验中的行为决策总结了对应的分类标准。

3. 竞争任务。

最后,我们根据受试者是否选择以“对抗”模式参与游戏来度量其竞争意愿。不同于 Almås 等 (2016)^[1] 用两部分实验测量竞争意愿,本实验设计只有一个环节。受试者将在两种不同的任务模式中选择一种争取金币,第一个选择是“对抗”模式,第二个选择是“努力答题”模式。无论选择哪一种模式,时间都是90秒,且每一种模式下的任务都是计算100以内的加减法。

表2 亲社会行为类型的定义

偏好类型	“亲社会”分配任务 (10, 10) 或 (10, 0)	“妒忌”分配任务 (10, 10) 或 (10, 20)	“分享”分配任务 (10, 10) 或 (20, 0)
平等	(10, 10)	(10, 10)	(10, 10) 或 (20, 0)
利他	(10, 10)	(10, 20)	(10, 10) 或 (20, 0)
恶意	(10, 0)	(10, 10)	(20, 0)

在“对抗”模式中，电脑会随机选择另一个参与者与受试者进行比赛，比赛胜负取决于正确答题的数量。赢家可得50金币，输家只得10金币，如果平局，则各得20金币。我们把选择“对抗”模式视为选择竞争。选择“努力答题”模式则意味着选择不竞争，只需在90秒内答对至少14道题，完成合格任务就可以获得30金币。如果未完成14道题，则扣除相应的金币。假设只完成13道题，就只能获得29个金币，以此类推。

四、实验结果与数据分析

(一) 描述性统计量

1. 样本描述性统计量。

本实验主要在吉林省长春市某附属小学完成，我们的实验将受试者分为低SES组和高SES组，其中艳春班为低SES组，非艳春班为高SES组。本次实验中，低SES儿童被试38人，高SES儿童被试144人。低SES儿童的男生比例为55.3%，标准差为0.504，平均年龄为9.6岁，标准差为0.758，家庭拥有车辆数平均值为1.340，标准差为0.814。高SES儿童是某附小四年级原籍生，其中男生占比为52.7%，标准差为0.501，年龄平均值为9.5岁，标准差为0.555，家庭拥有车辆数平均值为1.780，标准差为0.785。我们对低SES和高SES家庭拥有车辆数进行 t 检验发现，高SES家庭车辆拥有数显著比低SES家庭车辆拥有数大 ($t=3.065, p=0.001$)。

2. 样本家庭的社会经济地位 (SES) 差异分析。

为了说明非艳春班和艳春班的社会经济地位 (SES) 差异，我们进一步分析了调查问卷数据。在 Almás 等 (2016)^[1] 的基础上，我们从父母教育水平、

家庭收入状况以及职业声望^①三个方面比较了艳春班和非艳春班在SES上的差异。

表3 描述性统计量

实验组	样本数	性别 (男生)	年龄平均值	家庭拥有车辆数平均值
低SES儿童	38	0.553 (0.504)	9.6 (0.758)	1.340 (0.814)
高SES儿童	144	0.527 (0.501)	9.5 (0.555)	1.780 (0.785)

注：性别为1表示男生，性别为0表示女生；家庭拥有汽车数是一个离散变量，其取值范围为0、1、2和3及以上；括号内为标准误差。

通过比较高SES父母与低SES父母的教育水平^②，我们发现高SES父母的学历分布主要集中在较高学历水平上，并且高SES父母的教育水平显著比低SES父母的更高，比如：高SES父亲的大学专科及以上学历者占比达到81.3%，高SES母亲的大学专科及以上学历者占比达73.5%，然而，低SES父亲的大学专科及以上学历者占比为61.7%，低SES母亲的大学专科及以上学历者占比为58.8%。我们进一步利用双总体 t 检验对高SES父母与低SES父母的教育水平进行检验发现，高SES父亲的平均教育水平显著比低SES父亲的平均教育水平高 ($t=2.007, p=0.048$)；同样，高SES母亲的平均教育水平比低SES母亲的平均教育水平显著高 ($t=1.890, p=0.062$)。最后，我们对父母双方的教育水平进行平均得到了核心家庭的教育水平，结果发现高SES家庭的平均教育水平显著比低SES家庭的平均教育水平高 ($t=2.187, p=0.031$)。

另一方面，收入水平^③是度量不同家庭SES差异的重要指标之一，高SES家庭平均月收入显著高于低SES家庭的平均月收入 ($t=2.288, p=0.024$)。同时，我们进一步分析了两个群体的收入水平的分布情况，发现高SES家庭月收入在20000元以上占比为40.1%，而低SES家庭相应的占比为26.5%，其中高SES家庭月收入在40000元以上占比为18.8%，而低SES家庭的占比仅为5.9%。总体说来，高SES家庭月收入明显高于低SES家庭的月收入 (Wilcoxon-ranksum test: $z=2.345, p=0.019$)。

① 在中国除了教育水平和家庭收入水平能说明其所处的社会阶层外，职业威望也是一个重要的指标来解释说明社会阶层的差异。

② 学历水平分为9个等级，分别为：没有接受教育、小学、初中、中专/技校、职业高中、普通高中、大学专科、大学本科、研究生及以上，对应的数值为1~9，随着数值的增加，学历或教育水平随之递增。

③ 父母的月收入（包括奖金）分为7个等级，分别为：6000元以下、6001元~8000元、8001元~16000元、16001元~20000元、20001元~30000元、30001元~40000元、40001元以上，对应的数值为1~7。

最后，我们分析了高 SES 父母与低 SES 父母的职业声望状况^①，发现高 SES 父母的职业主要分布在国家和社会管理者、经理人员、私营企业主、科研人员等前四类职业声望较高的职业中，其中高 SES 父亲职业在前四类职业的占比达 61.0%，高 SES 母亲职业在前四类职业的占比为 42.0%；然而，低 SES 父亲在前四类职业的占比为 32.0%，低 SES 母亲在前四类职业的占比为 38.0%。很明显，高 SES 父母的职业声望总体上高于低 SES 父母。我们进一步利用 Wilcoxon-ranksum 秩和检验对父亲职业分布和母亲职业分布进行检验，发现高 SES 父亲的职业分布显著不同于低 SES 父亲职业分布 ($z = -3.198, p = 0.001$)，说明高 SES 父亲的职业声望显著高于低 SES 父亲职业的声望；然而，我们并未发现高 SES 母亲的职业分布与低 SES 母亲的职业分布存在显著性差异 ($z = -1.329, p = 0.184$)。

(二) 复杂公平观分析

本文根据 Cappelen 等 (2007^[58], 2013^[60]) 和 Almås 等 (2010)^[50] 的分析方法和公平观分类标准对本实验“劳动-冲击-分配”数据进行分析，将受试者所持有的公平观大致分为三类：平等主义、劳动优先主义和自由主义 (戴明, 2020^[39])。如表 4 所示，假设 q_1 和 q_2 分别是个体 1 和个体 2 的劳动成果 (实

验中我们以劳动生产获得的金币数量来衡量)，而 p_1 和 p_2 是个体 1 和个体 2 遭受坏运气的冲击 (其中 $p_1 \leq 1, p_2 \leq 1$)，则冲击后的个体 1 和个体 2 的收入之和为 $p_1 \times q_1 + p_2 \times q_2$ 。平等主义公平观强调，总收入应该在个体间进行平均分配，因此，个体不对任何能影响到收入结果的因素 (包括努力因素和运气因素) 负责。平等主义者对影响收入分配的考虑因素为 Φ ，为了保持结果上的绝对公平，个体 1 和个体 2 的分配结果是完全相等的，即为 $\frac{q_1 + 0.5 \times q_2}{2}$ 。劳动优先主义者更重视劳动过程中的贡献比率，他们认为人们应该为能够影响自己收入的行为负责，因此，人们在分配的时候应该只考虑其付出努力的多少，所以劳动优先主义者会考虑双方产量 $\{q_1, q_2\}$ ，其分配结果是以劳动生产阶段所付出的努力程度 (产量) 进行分配，即个体 1 会给自己保留 $\frac{q_1}{q_1 + q_2} (p_1 \times q_1 + p_2 \times q_2)$ ，分配给个体 2 的收入为 $\frac{q_2}{q_1 + q_2} (p_1 \times q_1 + p_2 \times q_2)$ 。自由主义者认为个体应该为影响收入结果的所有因素负责，因此，他们支持收入结果保持不变，即个体 1 分配给自己的收入为 $p_1 \times q_1$ ，分配给个体 2 的收入为 $p_2 \times q_2$ 。

表 4 复杂公平观的分类

公平观类型	考虑的因素	给予自己的分配额	当 $(p_1, p_2) = (10.5)$ 时，给予自己的分配额
平等主义公平观 (Egalitarianism)	Φ	$\frac{p_1 \times q_1 + p_2 \times q_2}{2}$	$\frac{q_1 + 0.5 \times q_2}{2}$
劳动优先主义公平观 (Laborism)	$\{q_1, q_2\}$	$\frac{q_1}{q_1 + q_2} (p_1 \times q_1 + p_2 \times q_2)$	$\frac{q_1}{q_1 + q_2} (q_1 + 0.5 \times q_2)$
自由主义公平观 (Liberalism)	$\{p_1, p_2, q_1, q_2\}$	$p_1 \times q_1$	q_1

我们根据以上对公平观的分类标准，对本实验数据进行分析得到表 5 所示的回归结果。其中 λ^E 、 λ^M 和 λ^L 分别表示一个群体中平等主义者、劳动优先主义者和自由主义者的占比。从表中，我们可以看到高 SES 儿童的平等主义者比例为 46.8%，劳动优先主义者的比例为 29.7%，自由主义者的比例为 23.5%；同时，低 SES 儿童的平等主义者比例高达 89.0%，

劳动优先主义者占比为 10.9%，自由主义者占比几乎可以忽略不计。与高 SES 儿童相比，低 SES 儿童的平等主义者比例很高，他们的分配行为更强调结果公平。高 SES 儿童有更多的劳动优先主义者，说明高 SES 家庭孩子更早意识到劳动在收入分配中的重要性。

结论 1：低 SES 儿童比高 SES 儿童持有平等主义

① 职业划分为 10 类，分别为：国家和社会管理者、经理人员、科研人员/医生/教师/工程师/律师/金融业务人员/文学艺术工作者、行政办公/安全保卫和消防人员/邮政和电信业务人员、个体户工商户、商业和服务业一般职员、生产与制造业一般职员/设备操作及维修人员、农民、城市物业/失业/半失业者，对应的数值为 1~10。由此，可以看出随着数值的增大，工作职位的社会声望逐级递减。

公平观的比例高，然而高 SES 儿童中有更高比例的劳动优先主义者，同时高 SES 儿童的自由主义者占比比低 SES 儿童的比例高。

表 5 复杂公平观的分类

公平观类型	高 SES 儿童	低 SES 儿童
λ^E , 平等主义者的占比	0.468 (0.068)	0.890 (0.103)
λ^M , 劳动优先主义者的占比	0.297 (0.066)	0.109 (0.103)
λ^L , 自由主义者的占比	0.235 (0.054)	0.001 (0.005)
μ_β , $\log(\beta)$ 的平均值	3.742 (0.362)	0.641 (0.395)
σ_β , $\log(\beta)$ 的标准差	1.738 (0.246)	2.924 (0.768)
似然值的对数	-567.862	-144.106

(三) 涉他偏好 (Other-regarding Preferences)

1. 亲社会、妒忌和分享行为的分析。

综合涉他偏好的三个实验任务数据，相较于低 SES 儿童，高 SES 儿童的涉他偏好更加亲社会，说明不同 SES 家庭的儿童中亲社会行为存在显著差异。在亲社会实验中 (如图 3 所示)，相较于高 SES 群体中有 77.8% 的儿童选择亲社会，低 SES 群体中只有 63.2% 的儿童选择亲社会行为 ($\chi^2(1) = 3.403, p = 0.065$)；而在妒忌行为中，低 SES 群体 (65.8%) 与高 SES 群体 (71.5%) 的儿童之间的差异并不显著 ($\chi^2(1) = 0.474, p = 0.491$)。在选择分享中，低 SES 儿童与高 SES 儿童的差距比亲社会行为更加明显，48.6% 的高 SES 儿童选择牺牲自己的利益与他人分享，而只有 23.7% 的低 SES 儿童选择分享 ($\chi^2(1) = 7.605, p = 0.006$)。这说明低 SES 家庭的儿童和高 SES 家庭的儿童在亲社会行为、分享行为上均存在明显的差异，并且高 SES 儿童在亲社会行为、分享行为方面表现得更好，这与 Bauer 等 (2014)^[28] 的结论一致。

不同性别的高 SES 和低 SES 儿童的涉他偏好上也存在明显的差异。在高 SES 儿童中 (如表 6 所示)，男生 (78.9%) 和女生 (76.5%) 在亲社会行为上没有显著的差异 ($\chi^2(1) = 0.127, p = 0.721$)，然而，女生 (83.8%) 比男生 (60.5%) 在妒忌行为上表现更多的妒忌倾向 ($\chi^2(1) = 9.565, p = 0.002$)，男生 (56.6%) 比女生 (39.7%) 更乐意与他人分享 ($\chi^2(1) = 4.090, p = 0.043$)。在低 SES 儿童中，女生 (88.2%) 比男生 (42.9%) 在亲社

会行为方面上表现得更好 ($\chi^2(1) = 8.314, p = 0.004$)，然而，男生与女生在妒忌行为和分享行为上没有显著性的差异，这可能是由于低 SES 群体样本数有限导致的。

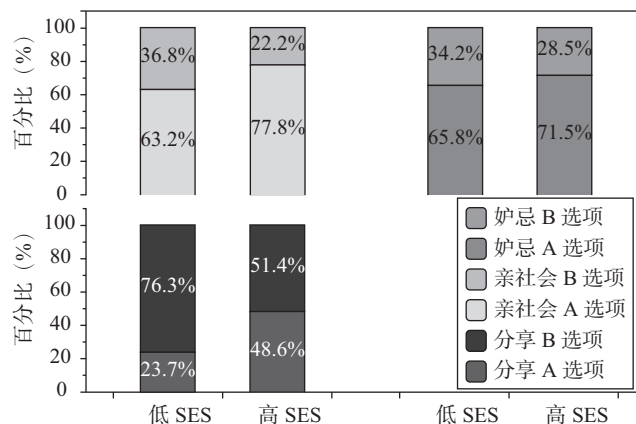


图 3 “亲社会-妒忌-分享”实验结果

表 6 艳春班和非艳春班不同性别的涉他偏好实验结果

选项	低 SES-男	低 SES-女	高 SES-男	高 SES-女
亲社会 A 选项	42.9%	88.2%	78.9%	76.5%
亲社会 B 选项	47.1%	11.8%	21.1%	23.5%
妒忌 A 选项	71.4%	58.8%	60.5%	83.8%
妒忌 B 选项	28.6%	41.2%	39.5%	16.2%
分享 A 选项	14.3%	35.3%	56.6%	39.7%
分享 B 选项	85.7%	64.7%	43.4%	60.3%

注：亲社会 A 选项为 (10, 10)，B 选项为 (10, 0)；妒忌 A 选项为 (10, 10)，B 选项为 (10, 20)；分享 A 选项为 (10, 10)，B 选项为 (20, 0)。

我们利用 Logit 二值选择模型对儿童涉他偏好的行为进行回归 (如表 7 所示)，发现 SES 和性别是影响儿童涉他偏好行为的重要因素，SES 与性别的叠加效应对儿童的涉他偏好产生重要影响。如模型 (1) 所示，与高 SES 儿童相比，低 SES 儿童有更低概率选择亲社会行为 ($b = -0.709, p = 0.065$)，在加入 SES 与性别的交互项后 (如模型 (2) 所示)，我们发现 SES 对儿童亲社会行为的显著影响消失了，而交互项对儿童的亲社会行为产生显著的负面影响 ($b = -2.446, p = 0.011$)，这主要是因为低 SES 男生在亲社会行为上表现得较差。在妒忌行为方面，与女生相比，男生表现出较少的妒忌行为 (模型 (3)： $b = -0.784, p = 0.021$)，在加入交互项后 (如模型 (4) 所示)，我们发现交互项对儿童的妒忌行为产生显著的正向影响，这说明低 SES 男生有较强的妒忌倾向 ($b = 1.777, p = 0.027$)，同时低 SES 女生比高

SES 女生有更低的概率选择妒忌行为 ($b = -1.288, p = 0.030$), 高 SES 女生的妒忌倾向比高 SES 男生的妒忌倾向显著更强 ($b = -1.218, p = 0.003$)。在分享行为方面, 与高 SES 儿童相比, 低 SES 儿童有更低的概率选择与他人分享 ($b = -1.133, p = 0.009$), 在加入交互项后, 这种影响消失了, 这主要是因为低 SES 女生与高 SES 女生在分享行为上没有显著性差别 ($b = -0.188, p = 0.739$), 但是高 SES 男生比高 SES 女生有更高概率选择与他人分享 ($b = 0.682, p = 0.045$), 而低 SES 男生表现出较差的分享行为 ($b =$

$-1.868, p = 0.033$)。综上所述, 高 SES 儿童总体上在亲社会行为、妒忌行为以及分享行为上表现得比低 SES 儿童更好, 同时高 SES 和低 SES 儿童在上述行为上存在性别差异。

结论 2: 虽然低 SES 儿童和高 SES 儿童在妒忌行为上没有显著性差异, 但是低 SES 儿童在亲社会行为、分享行为上比高 SES 儿童表现得更差; 另外, 性别对不同 SES 儿童的涉他偏好产生异质性的影响, 低 SES 男生在亲社会行为、妒忌行为以及分享行为上表现得较差。

表 7 涉他偏好的 Logit 二值回归

模型	亲社会		妒忌		分享	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
SES	-0.709* (0.385)	0.836 (0.807)	-0.256 (0.412)	-1.288** (0.594)	-1.133*** (0.432)	-0.188 (0.566)
性别	-0.407 (0.354)	0.143 (0.402)	-0.784** (0.339)	-1.218*** (0.405)	0.385 (0.313)	0.682** (0.340)
SES×性别		-2.446** (0.287)		1.777** (0.802)		-1.868** (0.875)
常数项	1.479*** (0.309)	1.179*** (0.287)	1.368*** (0.266)	1.645*** (0.330)	-0.259 (0.235)	-0.418* (0.248)
样本量	182	182	182	182	182	182

注: 被解释变量为虚拟变量, 其中 1 表示 A 选项即 (10, 10), 0 为 B 选项。SES 是虚拟变量, 其中当 SES=1 时表示低社会经济地位群体, 当 SES=0 时表示高社会经济地位群体; 性别是虚拟变量, 性别为 1 表示男性, 性别为 0 表示女性; 下同。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 下同。

2. 涉他偏好分类分析。

我们根据 Fehr 等 (2008)^[47] 以及 Cadsby 等 (2019)^[34] 的分类方法对低 SES 和高 SES 儿童进行偏好分类, 结果发现全部样本的平等偏好占比为 47.4%, 利他偏好占比为 31.2%, 恶意偏好占比为 19.5%, 而剩下 1.9% 的儿童无法分类。如图 4 我们对低 SES 和高 SES 的儿童, 发现高 SES 儿童的平等偏好占比 (52.0%) 明显高于低 SES 儿童的平等偏好占比 (30.3%), 说明高 SES 儿童的平等倾向比低 SES 儿童更加明显 ($\chi^2(1) = 4.414, p = 0.036$)。低 SES 儿童的利他偏好占比 (32.4%) 与高 SES 儿童的利他偏好占比 (30.6%) 十分接近 ($\chi^2(1) = 0.301, p = 0.583$), 然而, 低 SES 儿童的恶意偏好比例 (33.3%) 明显比高 SES 儿童的 (15.7%) 更高 ($\chi^2(1) = 2.982, p = 0.084$), 而且前者是后者的两倍。

儿童的涉他偏好不仅受到社会经济地位 (SES) 的影响, 而且还受到性别差异的影响。在平等偏好方面 (如图 5 所示), 总体来说, 女生比男生具有更强的平等偏好 ($\chi^2(1) = 7.674, p = 0.006$)。具体来说,

高 SES 女生的

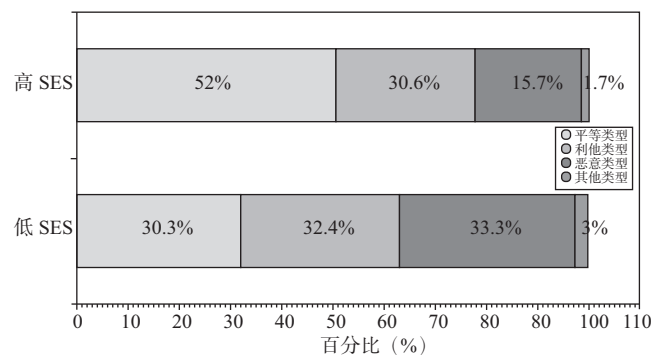


图 4 不同 SES 的涉他偏好类型分类

平等偏好占比 (60.3%) 比低 SES 女生的占比 (47.0%) 高, 但这并不显著 ($\chi^2(1) = 0.976, p = 0.323$), 然而, 高 SES 男生的平等偏好占比 (42.2%) 比低 SES 男生的占比 (19.0%) 显著高 ($\chi^2(1) = 3.748, p = 0.053$) (如图 6 所示)。在利他偏好方面, 男生 (34.0%) 比女生 (21.2%) 具有更强的利他偏好 ($\chi^2(1) = 3.705, p = 0.054$), 具体说来, 高 SES 男生的利他偏好占比 (36.8%) 比高 SES 女生的占比 (16.2%) 显著高 ($\chi^2(1) = 7.761, p = 0.005$), 然而,

虽然低 SES 女生的利他偏好占比 (41.2%) 比低 SES 男生的占比 (23.8%) 高, 但并不显著 ($\chi^2(1) = 1.311, p = 0.252$)。在恶意偏好方面, 男生和女生没有显著性差异 ($\chi^2(1) = 0.531, p = 0.466$), 但低 SES 男生的恶意偏好占比 (52.4%), 比低 SES 女生的占比 (11.8%) 和高 SES 男生的占比都显著更高 ($\chi^2(1) = 6.886, p = 0.009; \chi^2(1) = 9.919, p = 0.002$)。

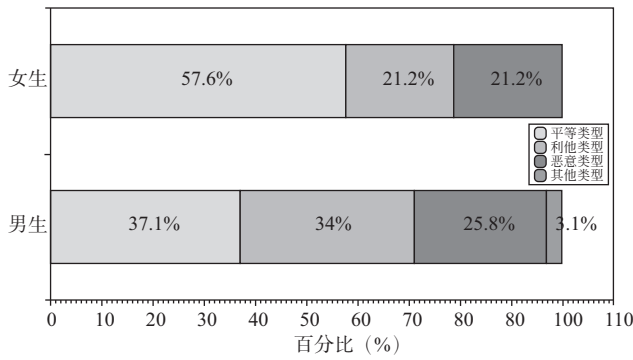


图5 不同性别的涉他偏好分类

为了更好说明 SES 和性别如何影响儿童涉他偏好类型, 我们对涉他偏好类型进行简单 OLS 回归 (如表 8 所示)。在模型 (1) 中, SES 和性别对儿童的平等偏好产生显著的负向影响, 说明高 SES 儿童比低 SES 儿童表现出更高等度的平等倾向 ($b = -0.186, p = 0.028$), 并且女生比男生有更高程度的平等偏好 ($b = -0.202, p = 0.006$)。当引入 SES 与性别的交互项后 (模型 (2)), 我们发现性别仍然对儿童平等偏好产生显著影响 ($b = -0.182, p = 0.030$), 这说明性别是影响儿童平等偏好的主要因素。在利他偏好方面, 由模型 (3) 我们可以看出高

SES 儿童和低 SES 儿童在利他偏好上没有表现出明显的区别, 然而, 男生比女生具有更高等度的利他偏好 ($b = 0.128, p = 0.055$)。当加入交互项后 (如模型 (4) 所示), 我们发现 SES 对儿童的利他偏好变显著 ($b = 0.25, p = 0.054$), 这说明控制交互项和性别后, SES 对儿童利他偏好的显著性主要是由于低 SES 女生比高 SES 女生表现得更加利他。同时, 交互项对儿童的利他偏好产生显著的负向影响 ($b = -0.380, p = 0.026$)。在恶意偏好方面, 如模型 (6) 所示, 交互项对儿童的恶意行为产生显著的正向影响, 即增加了儿童的恶意行为, 这主要是因为低 SES 男生的恶意行为比其他群体表现得更为突出。

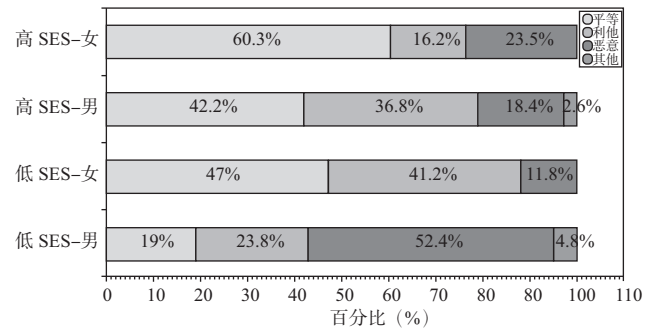


图6 不同 SES 和性别的涉他偏好类型分类

结论 3: 低 SES 儿童的平等偏好比例明显较低, 在利他偏好方面两者没有显著性差异, 但是低 SES 儿童的恶意行为明显高于高 SES 儿童; 女生在平等偏好上比例明显比男生的比例高, 但男生却表现出较多的利他偏好, 同时低 SES 男生平等偏好和利他偏好的占比较低, 而其恶意偏好占比显著较高。

表 8 涉他偏好类型的 OLS 回归

模型	平等偏好		利他偏好		恶意偏好	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
SES	-0.186** (0.084)	-0.132 (0.136)	0.042 (0.087)	0.250* (0.129)	0.133 (0.083)	-0.117 (0.094)
性别	-0.202*** (0.073)	-0.182** (0.082)	0.128* (0.066)	0.206*** (0.072)	0.044 (0.375)	-0.051 (0.068)
SES×性别		-0.098 (0.171)		-0.380** (0.169)		0.457*** (0.152)
常数项	0.613** (0.056)	0.603*** (0.059)	0.203*** (0.044)	0.162*** (0.045)	-0.185*** (0.049)	0.235*** (0.052)
样本量	182	182	182	182	182	182

(四) 竞争意愿度比较

从样本总体上比较, 男生比女生更加愿意竞争。如图 7 所示, 79.4% 男生选择竞争, 63.5% 的女生选

择竞争, 且男女生竞争意愿存在显著差异 ($\chi^2(1) = 5.644, p = 0.018$)。当我们从 SES 的角度比较男女的竞争意愿差异时, 发现造成男女整体竞争意愿差异的

原因在于高 SES 的女生更加不愿意竞争。如图 8 所示,不同 SES 的男生的竞争的意愿没有显著差别 ($\chi^2(1) = 0.040, p = 0.841$),而低 SES 的女生比高 SES 的女生更加愿意竞争 ($\chi^2(1) = 3.250, p = 0.071$)。

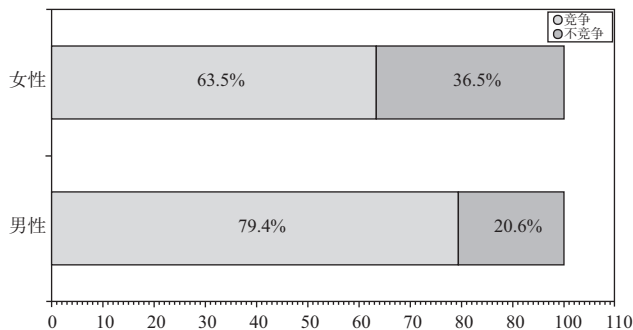


图7 男女生竞争意愿比较

同一 SES 水平的男女竞争意愿也存在差异。如图 8,在低 SES 儿童中,男生有 81%选择竞争,19%选择不竞争;女生选择竞争的占比约 82.4%,选择不竞争的比例约 17.6%。之后,我们利用卡方检验对低 SES 男生和女生的竞争意愿进行检验,发现低 SES 的男女生在竞争意愿上不存在显著性差异 ($\chi^2(1) = 0.012, p = 0.912$)。而在高 SES 儿童中,约 78.9%的男生选择竞争,21.1%选择不竞争;女生选择竞争的比例约为 58.8%,选择不竞争的比例约为 41.2%。检验发现在高 SES 儿童中,男生比女生拥有更高的竞争意愿 ($\chi^2(1) = 6.849, p = 0.009$),这说明高 SES 家庭儿童的竞争意愿存在显著的性别差异,男生比女生更愿意选择竞争。

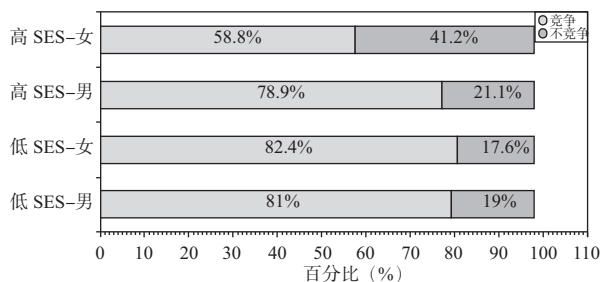


图8 不同SES不同性别竞争意愿差异比

我们对被试的竞争意愿进行 Logit 回归 (如表 9 所示),发现 SES 对被试的竞争意愿没有显著性的影响 ($b = 0.667, p = 0.145$),但是性别对被试的竞争意愿具有显著的影响 ($b = 0.793, p = 0.019$),这说明男性比女性更偏好竞争。另外,我们引入性别与 SES 的交互项后,发现 SES 对竞争意愿的影响变显著

($b = 1.184, p = 0.084$),这是因为高 SES 的男生比高 SES 女生更愿意竞争,而低 SES 男女生并不存在显著性差异。由此可见,高 SES 女生表现得很保守,不愿意竞争,而低 SES 的男生和女生都更愿意竞争,这或许因为作为低 SES 群体的艳春班学生为了获得成功而选择更为冒险的行为。

表9 竞争意愿的 Logit 二值回归

模型	被解释变量: 竞争意愿		
	模型 (1)	模型 (3)	模型 (4)
SES	0.667 (0.457)	0.666 (0.474)	1.184* (0.684)
性别		0.793** (0.341)	0.965*** (0.375)
SES×性别			-1.059 (0.926)
常数项	0.821*** (0.181)	0.433* (0.243)	0.357 (0.247)
样本量	182	182	182

注:被解释变量“竞争意愿”是虚拟变量,当竞争意愿=1时,表示被试选择了竞争选项,当竞争意愿=0时,表示被试选择了不竞争。

上述实验结果表明:总体上男生比女生更加愿意竞争,高 SES 中不同性别的竞争意愿存在显著差异,但是低 SES 儿童不同性别间的竞争意愿不存在显著差异且无论男女的竞争意愿都较高。这与 Almås 等 (2016)^[1]的研究结论不一样,他们的研究表明在低 SES 样本中男生和女生的竞争意愿都较低。造成这一现象的主要原因在于两个实验样本所处的社会环境不同,Almås 等 (2016)^[1]的实验是在北欧高福利制国家挪威进行的,即使不竞争也不会造成过大的收入差距;而在中国,参与竞争是低 SES 群体能改变自身经济社会地位的必要条件,因此,包含女生的低 SES 儿童的竞争程度都很高。

结论 4: 在竞争意愿上,男生比女生更加愿意竞争,低 SES 儿童比高 SES 儿童更愿意去竞争,同时低 SES 男女生和高 SES 男生都表现出较高程度的竞争意愿,然而高 SES 女生却表现出较低竞争意愿。

五、结论与展望

本文利用实验经济学方法研究了中国城市高 SES 儿童和低 SES 儿童在复杂公平观、涉他偏好以及竞争意愿等方面的发展状况。我们发现不同 SES 儿童在复杂公平观上具有明显的差异,具体表现为:(1)低 SES 儿童比高 SES 儿童持有平等主义公平的比例更

高,这说明低 SES 儿童的分配行为更强调结果公平;然而高 SES 儿童中有更高比例的劳动优先主义者,说明相比于低 SES 儿童,高 SES 儿童更早意识到劳动占比在收入分配上的重要性。(2)在涉他偏好上,我们发现尽管在妒忌行为上两者并没有显著性差别,但高 SES 儿童比低 SES 儿童拥有更程度的亲社会行为和分享行为。同时,对儿童的涉他偏好进行分类,我们发现低 SES 儿童的平等偏好比例明显较低,在利他偏好方面两者没有显著性差异,但是低 SES 儿童的恶意行为明显高于高 SES 儿童。总体来看,城市高 SES 儿童在涉他偏好上表现得比低 SES 儿童更好。(3)在竞争意愿上,男生比女生更加愿意竞争,低 SES 儿童比高 SES 儿童更愿意去竞争。这是因为高 SES 女生的竞争意愿较低,而不同性别的低 SES 儿童的竞争意愿不存在显著差异,且低 SES 的女生更加愿意竞争。

上述结论的启示是,在享有同样的教育教学资源情况下,低 SES 家庭儿童和高 SES 家庭儿童的复杂公平观、涉他偏好以及竞争意愿仍然存在明显差异,这种差异不仅仅是强调教育公平所能解决的。在农村留守儿童的教育以及亲社会问题引起政府和社会重视的同时,我们应该意识到类似问题在城市低 SES 家庭的儿童中同样存在,因此我们应该给予城市低 SES 人群更多的关注,重视 SES 以及家庭教育对儿童亲社会行为的塑造。事实上,目前已有研究表明后期干预对于儿童的亲社会行为存在积极作用,Falk 等(2021)^[2]的研究也表明在小学的基础年级对儿童的行为进行干预和指导,可以缩小不同 SES 背景儿童的亲社会差距,亲社会榜样以及密切的社会互动会激励亲社会行为的发展和形成。我们也将在今后的实验中完善对低 SES 儿童进行的干预实验,并将低 SES 儿童的研究范围进一步推广到全部城乡范围。

参考文献

- [1] Almås I, Cappelen A W, Salvanes K G, et al. Willingness to Compete: Family Matters [J]. *Management Science*, 2016, 62 (8): 2149-2162.
- [2] Falk A, Kosse F, Pinger P, et al. Socioeconomic Status and Inequalities in Children's IQ and Economic Preferences [J]. *Journal of Political Economy*, 2021, 129 (9): 2504-2545.
- [3] Knack S, Keefer P. Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-country Investigation [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112 (4): 1251-1288.
- [4] Fehr E, Gächter S. Altruistic Punishment in Humans [J]. *Nature*, 2002, 415 (6868): 137-140.
- [5] Henrick J R, Boyd S, Bowles C, et al. Foundations of Human Sociality: Economic Experiments and Ethnographic Evidence from Fifteen Small-scale Societies [M]. OUP Oxford, 2004.
- [6] Cooper D J, Kagel J H. Other-regarding Preferences [J]. *The Handbook of Experimental Economics*, 2016, 2: 217.
- [7] Burks S V, Nosenzo D, Anderson J, et al. Lab Measures of Other-regarding Preferences Can Predict Some Related On-the-job Behavior: Evidence from a Large Scale Field Experiment [J]. Available at SSRN 2742555, 2016.
- [8] Dohmen T, Falk A, Huffman D, et al. Homo Reciprocans: Survey Evidence on Behavioural Outcomes [J]. *The Economic Journal*, 2009, 119 (536): 592-612.
- [9] Carpenter J, Seki E. Do Social Preferences Increase Productivity? Field Experimental Evidence from Fishermen in Toyama Bay [J]. *Economic Inquiry*, 2011, 49 (2): 612-630.
- [10] Becker A, Deckers T, Dohmen T, et al. The Relationship between Economic Preferences and Psychological Personality Measures [J]. *Annual Review of Economics*, 2012, 4 (1): 453-478.
- [11] Algan Y, Beasley E, Vitaro F, et al. The Impact of Non-cognitive Skills Training on Academic and Non-academic Trajectories: From Childhood to Early Adulthood [J]. *Sciences Po Working Paper*, 2014.
- [12] Deming D J. The Growing Importance of Social Skills in the Labor Market [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132 (4): 1593-1640.
- [13] 李云森, 王军辉, 罗良. 亲子分离之殇: 父母外出与农村儿童的福利损失 [J]. *中国经济问题*, 2019 (1): 66-79.
- [14] 段硕, 刘冲, 钱留杰. 父母外出务工对农村留守儿童基础教育的影响 [J]. *世界经济文汇*, 2020 (3): 107-120.
- [15] 徐慧, 汪斯好. 留守儿童的公平感与幸福度: 来自实地实验与调查的依据 [J]. *南方经济*, 2020 (4): 40-52.
- [16] 宋月萍, 韩筱, 崔龙韬. 困境留守儿童社会排斥状况及对健康的影响 [J]. *人口研究*, 2020, 44 (2): 102-112.
- [17] Pottinger A M. Children's Experience of Loss by Parental Migration in Inner-city Jamaica [J]. *American Journal of Orthopsychiatry*, 2005, 75 (4): 485-496.
- [18] MacLean S A, Agyeman P O, Walther J, et al. Mental Health of Children Held at a United States Immigration Detention Center [J]. *Social Science & Medicine*, 2019, 230: 303-308.

- [19] 丁明慧. 我国城镇低收入家庭住房政策 [J]. 改革与开放, 2009 (10): 145-146.
- [20] 张晓涵. 解决城市低收入群体住房困难问题的对策探讨 [J]. 改革与开放, 2011 (4): 151.
- [21] 罗吉, 黄亚平, 赵丽元, 等. 城市低收入群体二元居住需求与住房供给研究——基于微观实证调查 [J]. 城市规划, 2015, 39 (3): 86-93.
- [22] 田柳, 周云波. 基于教育和年龄结构调整的中国城镇居民收入差距研究 [J]. 经济学动态, 2017 (3): 74-85.
- [23] Barry H, Child I L, Bacon M K. Relation of Child Training to Subsistence Economy [J]. *American Anthropologist*, 1959, 61 (1): 51-63.
- [24] Kohn M L, Naoi A, Schoenbach C, et al. Position in the Class Structure and Psychological Functioning in the United States, Japan, and Poland [J]. *American Journal of Sociology*, 1990, 95 (4): 964-1008.
- [25] Hoff E. The Specificity of Environmental Influence; Socioeconomic Status Affects Early Vocabulary Development via Maternal Speech [J]. *Child development*, 2003, 74 (5): 1368-1378.
- [26] Henrich J, Boyd R, Bowles S, et al. "Economic Man" in Cross-cultural Perspective; Behavioral Experiments in 15 Small-scale Societies [J]. *Behavioral and brain sciences*, 2005, 28 (6): 795-815.
- [27] Benenson J F, Pascoe J, Radmore N. Children's Altruistic Behavior in the Dictator Game [J]. *Evolution and Human Behavior*, 2007, 28 (3): 168-175.
- [28] Bauer M, Chytilová J, Pertold-Gebicka B. Parental Background and Other-regarding Preferences in Children [J]. *Experimental Economics*, 2014, 17 (1): 24-46.
- [29] Deckers T, Falk A, Kosse F, et al. Socio-economic Status and Inequalities in Children's IQ and Economic Preferences [J]. Available at SSRN 3081390, 2017.
- [30] Schwartz S H, Rubel T. Sex Differences in Value Priorities; Cross-cultural and Multimethod Studies [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2005, 89 (6): 1010.
- [31] Kraus M W, Côté S, Keltner D. Social Class, Contextualism, and Empathic Accuracy [J]. *Psychological Science*, 2010, 21 (11): 1716-1723.
- [32] Piff P K, Kraus M W, Côté S, et al. Having Less, Giving More; The Influence of Social Class on Prosocial Behavior [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2010, 99 (5): 771.
- [33] Guinote A, Cotzia I, Sandhu S, et al. Social Status Modulates Prosocial Behavior and Egalitarianism in Preschool Children and Adults [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2015, 112 (3): 731-736.
- [34] Cadsby C B, Song F, Yang X. Are "Left-behind" Children Really Left Behind? A Lab-in-field Experiment Concerning the Impact of Rural/urban Status and Parental Migration on Children's Other-regarding Preferences [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2020, 179: 715-728.
- [35] Eisenberg N, Fabes R A, Murphy B, et al. The Role of Emotionality and Regulation in Children's Social Functioning: A longitudinal Study [J]. *Child development*, 1995, 66 (5): 1360-1384.
- [36] Fehr E, Schmidt K M. A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114 (3): 817-868.
- [37] 陈叶烽. 亲社会性行为及其社会偏好的分解 [J]. 经济研究, 2009 (12): 131-144.
- [38] 崔驰, 路智雯. 禀赋来源和框架影响人们的分配行为吗——基于 Dictator game 的实验研究 [J]. 南方经济, 2018 (9): 107-122.
- [39] 戴明. 不同年龄维度的青少年公平观异质性的研究 [D]. 东北师范大学, 2020: 44.
- [40] 崔驰, 戴明, 孙可可. 中国大学生是不是精致利己主义者? ——基于显示偏好原理的独断博弈实验研究 [J]. 东北师大学报 (哲学社会科学版), 2022 (1): 88-99.
- [41] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Trust in Large Organizations [Z]. NBER Working Paper, No. 5864, 1996.
- [42] Guiso L, Sapienza P, Zingales L. Cultural Biases in Economic Exchange? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (3): 1095-1131.
- [43] Cooper S A, Smiley E, Jackson A, et al. Adults with Intellectual Disabilities; Prevalence, Incidence and Remission of Aggressive Behaviour and Related Factors [J]. *Journal of Intellectual Disability Research*, 2009, 53 (3): 217-232.
- [44] Evans G W. The Environment of Childhood Poverty [J]. *American Psychologist*, 2004, 59 (2): 77.
- [45] Hoff E, Laursen B. Socioeconomic Status and Parenting [M] // *Handbook of Parenting*. Routledge, 2019: 421-447.
- [46] Cheng J T, Tracy J L. The Impact of Wealth on Prestige and Dominance Rank Relationships [J]. *Psychological Inquiry*, 2013, 24 (2): 102-108.
- [47] Fehr E, Bernhard H, Rockenbach B. Egalitarianism in Young Children [J]. *Nature*, 2008, 454 (7208): 1079-1083.
- [48] Harbaugh W T, Krause K. Children's Altruism in Public Good and Dictator Experiments [J]. *Economic Inquiry*, 2000, 38 (1): 95-109.
- [49] Gummerum M, Keller M, Takezawa M, et al. To Give or Not to Give; Children's and Adolescents' Sharing and Moral Negotiations in Economic Decision Situations [J]. *Child Development*, 2008, 79 (3): 562-576.
- [50] Almås I, Cappelen A W, Sørensen E Ø, et al. Fairness and the Development of Inequality Acceptance [J]. *Science*, 2010, 328 (5982): 1176-1178.
- [51] McGrath M P, Brown B C. Developmental Differences in Prosocial Motives and Behavior in Children from Low-socioeconomic Status Families [J]. *The Journal of Genetic Psychology*, 2008, 169 (1): 5-20.
- [52] Almås I, Cappelen A W, Salvanes K G, et al. Fairness and Family Background [J]. *Politics, Philosophy & Economics*, 2017, 16 (2): 117-131.
- [53] Khadjavi M, Nicklisch A. Parents' Ambitions and Children's Competitiveness [J]. *Journal of Economic Psychology*, 2018, 67: 87-102.

- [54] Booth A, Nolen P. Choosing to Compete: How Different Are Girls and Boys? [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2012, 81 (2): 542-555.
- [55] Gneezy U, Leonard K L, List J A. Gender Differences in Competition: Evidence from a Matrilineal and a Patriarchal Society [J]. *Econometrica*, 2009, 77 (5): 1637-1664.
- [56] Liu E M, Zuo S X. Measuring the Impact of Interaction between Children of a Matrilineal and a Patriarchal Culture on Gender Differences in Risk Aversion [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2019, 116 (14): 6713-6719.
- [57] Cárdenas J C, Dreber A, Von Essen E, et al. Gender and Cooperation in Children; Experiments in Colombia and Sweden [J]. *Public Library of Science*, 2014, 9 (3): e90923.
- [58] Cappelen A W, Hole A D, Sørensen E Ø, et al. The Pluralism of Fairness Ideals: An Experimental Approach [J]. *American Economic Review*, 2007, 97 (3): 818-827.
- [59] Cappelen A W, Sørensen E Ø, Tungodden B. Responsibility for What? Fairness and Individual Responsibility [J]. *European Economic Review*, 2010, 54 (3): 429-441.
- [60] Cappelen A W, Konow J, Sørensen E Ø, et al. Just Luck: An Experimental Study of Risk-taking and Fairness [J]. *American Economic Review*, 2013, 103 (4): 1398-1413.
- [61] Fehr E, Glätzle-Rützler D, Sutter M. The Development of Egalitarianism, Altruism, Spite and Parochialism in Childhood and Adolescence [J]. *European Economic Review*, 2013, 64: 369-383.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

(上接第 40 页)

- [31] Jansen D J, de Haan J. Look Who's Talking: ECB Communication during the First Years of EMU [J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2006, 11 (3): 219-228.
- [32] Ehrmann M, Fratzscher M. Communication by Central Bank Committee Members: Different Strategies, Same Effectiveness? [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007, 39 (2/3): 509-541.
- [33] Berger H, de Haan J, Sturm J E. Does Money Matter in the ECB Strategy? New Evidence Based on ECB Communication [J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2011, 16 (1): 16-31.
- [34] 王博, 高青青. 中央银行沟通的一致性 [J]. *财贸经济*, 2020 (7): 51-66.
- [35] Jansen D J, de Haan J. An Assessment of the Consistency of ECB Communication [J]. *Central Bank Communication, Decision Making, and Governance: Issues, Challenges, and Case Studies*, 2013: 183.
- [36] Acosta M, Meade E E. Hanging on Every Word: Semantic Analysis of the FOMC's Postmeeting Statement [R]. Board of Governors of the Federal Reserve System (US), 2015.
- [37] Amaya D, Filbien J Y. The Similarity of ECB's Communication [J]. *Finance Research Letters*, 2015, 13: 234-242.
- [38] Ehrmann M, Talmi J. Starting from a Blank Page? Semantic Similarity in Central Bank Communication and Market Volatility [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2020, 111: 48-62.
- [39] Kuttner K N. Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market [J]. *Journal of monetary economics*, 2001, 47 (3): 523-544.
- [40] Bernanke B S, Kuttner K N. What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60 (3): 1221-1257.
- [41] 姜富伟, 郭鹏, 郭豫媚. 美联储货币政策对我国资产价格的影响 [J]. *金融研究*, 2019 (5): 37-55.
- [42] Guo J, Guo Y, Miao S, Pang X. An Investigation of Semantic Similarity in PBOC's Communication on RMB Volatility [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2021, 75: 441-455.
- [43] Mussa M. The Role of Official Intervention [M]. New York: Group of Thirty, 1981.
- [44] Evans M D D, Lyons R K. Order Flow and Exchange Rate Dynamics [J]. *Journal of Political Economy*, 2002, 110 (1): 170-180.
- [45] 张成思, 计兴辰. 前瞻性货币政策的演进逻辑 [J]. *金融评论*, 2017 (1): 34-42, 124.
- [46] 郭豫媚, 周璇. 央行沟通、适应性学习和货币政策有效性 [J]. *经济研究*, 2018 (4): 77-91.
- [47] 郭豫媚, 陈伟泽, 陈彦斌. 中国货币政策有效性下降与预期管理研究 [J]. *经济研究*, 2016 (1): 28-41, 83.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

企业绩效反馈对大股东隧道行为影响机理探究

——企业所有制性质和市场化程度的调节作用

The Impact Mechanism of Enterprise Performance Feedback on Tunneling Behavior of Major Shareholders Ownership Structure and Marketization Degree as Moderating Effect

沈 灏 辛 姜

SHEN Hao XIN Jiang

[摘要] 绩效反馈能够影响大股东隧道行为且受制于企业内部股权结构和外部市场环境的调节作用，但现有文献中缺乏探讨有关绩效反馈对大股东隧道行为影响机理方面的学术成果。笔者依据2011—2020年中国沪深A股市场中剔除了金融类等特殊类型企业后的上市公司数据，利用多元线性回归方法，实证检验绩效反馈对大股东隧道行为的影响及其过程中企业所有制性质和企业所在地区市场化程度的调节作用。结果证实：绩效反馈与大股东隧道行为之间存在显著的正U型关系；企业所有制性质和企业所在地区市场化程度对绩效反馈与大股东隧道行为之间的正U型关系具有调节作用，国有企业属性和企业所在地区市场化程度的提高会削弱两者之间的关系。本研究基于实证检验的研究结论，在一定程度上拓展了企业行为理论和代理理论的边际，丰富了绩效反馈和隧道行为方面的相关文献，为监管机构防治大股东隧道行为的具体实践提供了理论依据。

[关键词] 绩效反馈 隧道行为 企业所有制 市场化程度

[中图分类号] F272.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0101-13

Abstract: Performance feedback affects major shareholders' tunneling behavior, which is subjected to ownership and marketization. However, the existing literature lacks a discussion on the mechanism of the impact of performance feedback on major shareholders' tunneling behavior. Based on the data of enterprises excluding financial and other special types of enterprises in the Shanghai and Shenzhen A-share market from 2011 to 2020, we use multiple linear regression analysis to test the effect of performance feedback on tunneling behavior and the moderating effect of ownership and marketization. The results show that performance feedback has a U-shaped effect on major shareholders' tunneling behavior. Furthermore, we find that the ownership of state-owned and the marketization degree of region where the enterprises is located weaken the U-shaped effect. Based on the research conclusions of empirical test, this paper expands the behavioral theory of the firm and agency theory, enriches the relevant literature on performance feedback and tunneling behavior, and provides the theoretical basis for supervision organizations to prevent major shareholders' tunneling behavior.

Key words: Performance feedback Tunneling behavior Ownership structure Marketization degree

[收稿日期] 2022-05-26

[作者简介] 沈灏，男，1982年11月生，西安交通大学经济与金融学院教授，管理学博士，主要研究方向为公司战略管理；辛姜，男，1994年2月生，西安交通大学经济与金融学院博士研究生，研究方向为公司战略管理。本文通讯作者为辛姜，联系方式为125552729@qq.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“互联网商业环境下的开放式创新与跨界融合对新兴技术及商业模式创新的影响研究”（项目编号：71672138）。

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

转移公司资产以最大化自身利益的大股东隧道行为,不仅严重侵害了中小股东的合法权益,更是成为阻滞上市公司有序发展的现实桎梏(Atanasov, 2005^[1]; Jiang等, 2010^[2])。如何有效降低企业中隧道行为的发生,一直是代理理论领域的焦点议题(Du, 2014^[3]; Zhang等, 2017^[4]; 郑国坚等, 2013^[5])。虽然隧道行为是外部环境、企业内部组织框架和高管特征综合作用的结果,但其本质是大股东对攫取超额控制权收益和风险的利弊权衡,即收益-风险间的互动博弈(张学洪和章仁俊, 2011^[6]; 刘少波和马超, 2016^[7])。隧道行为研究的关键是挖掘影响大股东利弊权衡的核心要素。绩效反馈(performance feedback)是企业将实际绩效与期望绩效比较得出的绩效评价,是决策者采取战略调整时衡量收益风险的重要指标。企业行为理论认为,依据绩效反馈进行战略变革是决策者普遍遵循的决策逻辑,这就使得绩效反馈成为大股东选择隧道行为时进行利弊权衡的关键逻辑起点(王旭等, 2022^[8])。然而,已有关于绩效反馈与隧道行为的相关文献,主要集中于将绩效反馈作为组织情景因素,判断在正向或负向绩效反馈情景中其他因素,如异质机构投资者(王垒等, 2020^[9])、大股东管家意识(连燕玲等, 2012^[10])等对隧道行为的影响,缺乏将绩效反馈作为直接驱动因素,探讨不同程度的绩效反馈如何通过影响大股东对收益和风险的判定,进而影响隧道行为的学术成果。

绩效反馈影响隧道行为是一个意义建构和互动博弈的过程,该过程受到企业所有权和制度环境的形塑作用(王旭等, 2022^[8])。首先,所有权作为制度安排的潜在表征,不同类型的企业在资源获取、经营目标和监管强度方面都有很大的差异(Liang等, 2012^[11]; Solarino和Boyd, 2020^[12]; 杨洋等, 2015^[13]),进而在绩效反馈影响隧道行为的机制上也有不同。其次,作为重要的制度环境,市场化程度产生的融资约束和监管强度地区差异问题,能够对绩效反馈与大股东隧道行为的关系产生显著的影响(罗党论和唐清泉, 2007^[14])。因此,在探讨绩效反馈对大股东隧道行为的作用机理时,需要分析企业所有制性质和企业所在地区市场化程度对两者关系的调节作用。

基于上述原因,本文以中国A股上市公司的数据,利用多元线性回归方法,实证检验绩效反馈对大

股东隧道行为的影响以及企业所有制性质和市场化程度的调节效应。

二、文献综述及研究假设

(一) 绩效反馈对隧道行为的影响

绩效反馈,根据实际收益高于期望绩效或低于期望绩效,分为正向绩效反馈和负向绩效反馈,两种情景下大股东隧道行为的收益和风险存在显著差异。大股东实施隧道行为的根本动机是收益-风险间的互动博弈,当超额控制权收益高于需要付出的风险成本时,便会采取隧道行为。因此考察绩效反馈对大股东隧道行为的影响,需要从正负绩效反馈两个不同的视角,判断绩效反馈给大股东带来的收益和风险变动情况,以及收益和风险的变动是如何影响大股东隧道行为的选择。具体而言,绩效反馈对隧道行为的影响体现在以下两个方面。

正向绩效反馈下,随着实际绩效高于期望绩效程度的增加,大股东的隧道行为将增加。从收益方面看,大股东的收益来源于两个方面,一方面是正常经营下公司的剩余收益和资本利得(刘少波, 2007^[15]),另一方面是实施隧道行为的超额控制权收益(熊德平等, 2017^[16])。因绩效期望差距增大所带来的充足的现金流和冗余资源,无疑为大股东非法侵占公司资产、提供违规担保和抵押以及进行关联交易等隧道行为提供了更大的收益空间(张光荣和曾勇, 2006^[17]; 吴先聪等, 2016^[18]; 郑丽和陈志军, 2021^[19])。基于理性经济人假设,以利益最大化为优先目标的大股东,其必然会在经济人的理性驱动下滋生出进行隧道行为牟取超额控制权收益的强烈动机。从风险和成本方面看,正向绩效反馈下得到满意回报的投资者往往会因企业的优异表现放松其对企业运营的监督力度和监管强度(郑丽和陈志军, 2021^[19]; 于忠泊等, 2011^[20])。同样,监管部门在正向绩效反馈为企业树立的良好形象的影响下,增加其对企业的信任和好感程度,放松行为监管(吴先聪等, 2016^[18])。无论是投资者还是监管机构,正向绩效反馈通过放松监管力度、营造良好形象等方式,能够显著降低大股东隧道行为的识破风险和行为成本。因此,正向绩效反馈打破了大股东隧道行为收益与成本间平衡稳态,不仅扩大了大股东隧道行为的潜在利差,其还为大股东隧道行为的具体实践提供了更加宽松的操作空间。

负向绩效反馈下,随着实际绩效低于期望绩效程

度的增大,大股东的隧道行为将增加。学术界关于负向绩效反馈究竟如何影响大股东隧道行为的研究结论并未达成一致。有学者认为,虽然负向绩效反馈意味着大股东不得不承担经营收益低于预期的利润损失,但由于企业必然面临来自监管机构、外部投资者和独立董事更大力度的行为监管,且监管强度会随绩效期望差距的不断扩大而逐渐提升(吴先聪等,2016^[18];郑丽和陈志军,2021^[19]),导致更严格的外部环境、更狭小的利润空间反而成为抑制大股东隧道行为的现实约束(申明浩,2008^[21];连燕玲等,2012^[10])。当然,也有学者对此提出了质疑,并认为,当大股东陷入负向绩效反馈产生的财务危机时,受到机会主义和“及时止损”的心理暗示,大股东极易产生利用隧道行为将亏损向中小股东转嫁以减轻自身利益损失的强烈动机,故而得出了负向绩效反馈会诱发更多大股东隧道行为的研究结论(Jiang等,2010^[2];Zhang等,2017^[4])。不难发现,上述观点之所以明显对立,关键在于学者们对隧道行为的风险和成本存在认知差异。目前,我国存在资本市场不够成熟,中小投资者警惕性不足(Sya' bani, 2014^[22])、股东非理性的“冷漠”态度(孔东民等,2012^[23])和监管、惩罚措施的不到位、不完善(宋云玲等,2011^[24];杨海波和李建勇,2018^[25])等问题,这些问题的出现降低大股东隧道行为识别概率和风险成本,构成了隧道行为高收益与低成本巨大利差的现实诱因。在这种情况下,面临负向绩效反馈,大股东反而会主动选择隧道行为实现亏损转嫁而并非正常经营。

绩效反馈对大股东隧道行为的影响呈现非线性趋势。当实际绩效仅略高于或略低于期望水平时,大股东获取的信号非常嘈杂,无法确定绩效反馈的发生是由于他们之前的行为决策、其他随机因素,还是简单的运气导致的(Denrell, 2005^[26]; Kim等,2009^[27]),其行为决策相对保守,绩效反馈引起的隧道行为较弱。随着正向绩效反馈的不断增加,企业较低的外部监管和充足的冗余资源为隧道行为动机到行为的转换提供了良好的条件(郑丽和陈志军,2021^[19]),绩效反馈引起的隧道行为显著增加。当企业处于负向绩效反馈时,决策者为了规避确定的损失状态,愿意承担额外的风险采取冒险行为,且随着实际绩效不断远离期望绩效,其消极态度也会进一步增大(李璨,2019^[28]),隧道行为越严重。整体来看,当处于负向绩效反馈时,随着实际绩效逼近期望绩效,大股东隧

道行为逐渐减弱,当绩效反馈由负转正后,隧道行为随绩效反馈的增大逐渐增大。

因此,本文提出研究假设1:

H1: 绩效反馈对大股东隧道行为的作用呈现正U型关系。

(二) 企业所有制的调节效应

不同所有制企业在资源禀赋、经营目标、监管强度等因素存在差异。作为重要的组织情景因素之一,企业所有制影响了绩效反馈与大股东隧道行为之间的关系。在非国有企业中绩效反馈对大股东隧道行为的影响程度更高。

第一,由资源依赖理论可知,相比于非国有企业,国有企业占据了资源禀赋上的优势地位。那么得益于较强的政治关联,国有企业更容易获得政府补贴、担保以及税收优惠等隐形红利(纪炆等,2019^[29])。由此导致,当国有企业陷入经营困境,政府会主动介入,通过行政力量和经济手段,要求银行提供信贷支持以尽可能地帮助国有企业摆脱困境(吴国鼎,2022^[30])。与之相比,自负盈亏的非国有企业无疑会更倾向于通过并购或关联交易等隧道行为,从而尽可能地实现目标市场上的资源获取(任颀等,2015^[31])。可见,因股权结构差异而产生的对国有企业的政策倾斜和财政扶持等外力辅助,使得非国有企业对绩效反馈的敏感性更高,因而非国有企业中,绩效反馈也更易诱发转移公司资产、侵占中小股东权益的大股东隧道行为。

第二,就国有企业而言,除了正常的经营运转,特殊的股权结构还赋予了其一定的政治地位和经济任务,如保护失业、降低赤字或缩小地区贫富差距等(Stan等,2014^[32];吴国鼎,2022^[30])。不难发现,国有企业成为政府参与市场运行、调控资源分布并落实政策举措的媒介工具。那么对于国有企业的大股东而言,除了正常的经营运转,独特的政治光环和内置的社会责任不仅使其并非始终遵循着利益最大化的经营目标,国有企业的独特地位和多重身份还成为抑制大股东隧道行为的现实约束。相比之下,对于以自身利益最大化为行为主线贯穿所有经济活动的非国有企业而言,面对隧道行为的利益诱惑,非国有企业大股东进行隧道行为的内在动机明显更强。

第三,国有企业和非国有企业面临的监管强度存在差异。就国有企业而言,我国实行的是多头监管,监管主体包括国资委在内的多职能部门。尤其是

《中共中央国务院关于深化国有企业改革的指导意见》的发布以及国有企业监管体制和法律法规的进一步构建,国有企业大股东展开隧道行为的风险成本在更加严格的监管制度和更加完善的监管环境中显著提升(罗党论和唐清泉,2007^[14];吴国鼎,2022^[30])。另外,根据委托代理理论,非国有企业的管理者由董事会任命,往往代表大股东利益,容易与大股东进行合谋(吴振信和张雪峰,2009^[33])。国有企业管理者由国资委或当地行政部门任命,参与隧道行为对其声誉造成重大损失,不利于职业发展,因此与大股东合谋的动机较弱。可见,无论是出于隧道行为的违规成本,还是基于隧道行为的实施条件,国有企业大股东展开隧道行为可能性明显较低。

鉴于上述原因,本文提出假设2:

H2: 国有企业属性削弱了绩效反馈与大股东隧道行为间的正U型关系。

(三) 市场化程度的调节效应

市场环境是指企业所面临的外部制度环境,主要包括市场机会、经营环境和收益保证(孙早和刘庆岩,2006^[34])。现有文献主要以企业所在地的市场化程度来衡量市场环境对企业经营决策的影响(冯宗宪等,2011^[35];孙早等,2014^[36])。企业所在地的市场化程度越高,对投资者的保护程度就越高,大股东隧道行为成本越高。根据制度理论的观点,市场化程度会负向调节绩效反馈和隧道行为之间的关系。

第一,市场化程度越高,地区的法制化水平就越高。对于市场化水平较高的地区而言,完善的法律保护和监管体系能够为企业信息的强制性披露提供稳定的制度保障(程新生等,2011^[37])。这表明,企业所处环境的市场化程度越高,大股东隧道行为所必须承担的风险成本就越大,这一违规行为被监管机构揭露的识破概率越大(罗党论和唐清泉,2007^[14])。面临绩效反馈下的收益-风险动态博弈,当收益既定时,由高度市场化环境造成的隧道行为风险成本的显著提高,必然意味着大股东隧道行为利润空间的明显压缩,那么这一收益成本间利差的不断减少将极易驱使理性的大股东更加倾向于进行正常经营而非采取高风险下的隧道行为。

第二,市场化程度越高,公司的融资约束就越小(罗党论和唐清泉,2007^[14])。尤其是当企业的绩效反馈显著为负,相较于低市场化地区企业的融资约束而言,由高度市场化环境所带来的金融业发展和资本

市场稳定,显然能够为该地区的企业提供更强大、更充足且更优质的信贷支持。正是这一充裕的资金保障和稳健的筹资渠道,通过对市场化程度较高地区企业融资约束的有效缓解,降低大股东因陷入财务困境而引发的隧道行为的概率(郑国坚等,2013^[5])。

第三,市场化程度越高,机构投资者和外资投资者的治理效用越明显(伊志宏等,2011^[38])。当企业出现绩效反馈时,相比于话语权低、投机性强的个体投资者,机构投资者和外资投资者更注重“价值投资”和企业长期发展,更加关注隧道行为等损害企业长期发展的行为,参与公司治理的动机更强(王垒等,2020^[9])。同时,机构投资者和外资投资者有时间和能力搜集处理有关企业经营的相关信息,监督和制衡大股东隧道行为的发生(Zhang等,2017^[4];吴先聪等,2016^[18])。市场化程度提高通过增加机构投资者和外资投资者的治理效用,提高了隧道行为的发生成本。

鉴于此,本文提出假设3:

H3: 市场化程度的增加削弱了绩效反馈与大股东隧道行为间的正U型关系。

三、研究设计

(一) 研究样本与数据来源

本文选取2011—2020年在沪、深两市上市公司相关数据,探讨绩效反馈对上市公司大股东隧道行为的影响研究。参考以往相关研究的处理标准,剔除了样本中的金融保险类上市公司以及数据缺失和异常的公司样本,最终得到10年间共20154组初始观测值。社会绩效反馈和历史绩效反馈是通过国泰安数据库(CSMAR)获得的上市公司相关财务数据手工计算获得,企业所在地的人均GDP数据来自国家统计局官网,市场化程度的相关数据来自中国市场化指数数据库,其中2011—2018年数据直接获取,2019和2020年数据根据前八年数据趋势外推预测得出,其余的数据主要来自CSMAR数据库和Wind数据库。为了避免极端值对实证结果产生影响,本文对连续变量进行了1%的缩尾处理。

(二) 变量设计与测量

1. 因变量。

因变量是大股东隧道行为(*Tunneling*)。大股东的隧道行为涉及的资产相比于其他显性资产在识别和量化上更加复杂,学者们通过研究发现,中国大

陆企业间贷款行为盛行，且成为大股东隧道行为转移上市公司资产的重要途径 (Du, 2014^[3]; Zhang 等, 2017^[4])。因此，在研究上市公司隧道行为时，学者们更倾向于将其他应收款占比作为大股东隧道行为的代理变量 (Chen 等, 2018^[39]; 郑国坚等, 2013^[5]; 王垒等, 2020^[9])。基于先前的研究，本文使用了资产负债表中的其他应收款占年末总资产的比重作为大股东隧道行为 (Tunneling) 的代理变量。

2. 自变量。

自变量是绩效反馈。本研究主要考察绩效反馈对上市公司隧道行为的影响。绩效反馈是实际绩效与期望绩效的差额，其中期望绩效包括企业基于前期绩效水平做出的历史期望绩效和基于当年行业平均绩效水平所做出的行业期望绩效。因此，本文在研究过程中将绩效反馈具体划分为历史绩效反馈 (Xroa) 和社会绩效反馈 (Xsroa)，设定如下：

$$Xroa_{i,t} = Roa_{i,t} - Roa_{i,t-1} \quad (1)$$

$$Xsroa_{i,t} = Roa_{i,t} - median_{i,t} \quad (2)$$

其中， $Xroa_{i,t}$ 表示企业在 t 年的历史绩效反馈，通过 t 年的总资产回报率 $Roa_{i,t}$ 与 $t-1$ 年的总资产回报率 $Roa_{i,t-1}$ 的差值表示， $Xsroa_{i,t}$ 表示企业在 t 年的社会绩效反馈，通过 t 年的总资产回报率 $Roa_{i,t}$ 与企业所在行业的中位数绩效 $median_{i,t}$ 的差值。

3. 调节变量。

调节变量包括企业所有制 (Owner1) 和市场化程度 (Market)。

企业所有制 (Owner1) 的测量借鉴李春涛和宋敏 (2010)^[40]、杨洋等 (2015)^[13] 对企业所有制的处理方法，将所有制设为哑变量。当 Owner1=1 意味着该企业为国有企业，包括中央国有企业和地方国有企业；Owner1=0 则表示该企业为非国有企业。

市场化程度 (Market) 表示企业所在地市场化程度的高低，借鉴冯宗宪等 (2011)^[35]、王群等 (2022)^[41] 对市场化指标的选择，使用王小鲁和樊纲团队公布的市场化指数作为该变量的衡量指标。

4. 控制变量。

控制变量方面借鉴了 Chen 等 (2018)^[39]、郑国坚等 (2013)^[5]、王垒等 (2020)^[9] 的研究，选取了企业规模 (Size)、企业现金流量 (Cs)、资产负债率 (Debt)、第一大股东持股比例 (Top1)、董事会规模 (Number)、审计机构 (Da)、董事会独立性 (Dd)、

第二大股东持股比例 (Top2)、企业所在地的人均国民收入水平 (RGDP)。此外，还控制了所有制、行业、时间变量。

变量说明：(1) 企业规模 (Size)，通过企业年末资产总额的自然对数来衡量企业规模，企业规模的差距导致大股东进行隧道行为的空间存在差异 (吴先聪等, 2016^[18]; 王垒等, 2020^[9])。(2) 企业现金流量 (CS)，通过企业经营现金流与企业总资产的比重衡量，企业的现金流越充裕，大股东进行隧道掏空行为越方便。(3) 资产负债率 (Debt)，用企业年末总负债与年末总资产的比重衡量，企业负债水平反映出企业的经营现状，会影响内部谋求私有收益的动机和强度 (吴先聪等, 2016^[18]; 王垒等, 2020^[9])。另外，通过债务可以获取足量资金用于大股东进行隧道行为 (Jiang 等, 2010^[2])。(4) 第一大股东持股 (Top1)，表示大股东对企业的控制力，控股股东的控制力越强，施行隧道行为的可能性和能力越强。(5) 董事会规模 (Number)，用企业董事会人数来衡量，董事会规模越大，知识深度和专业能力越强，从而提升企业决策质量并降低隧道行为的可能性 (Shan, 2013^[42])。(6) 审计机构 (Da)，以审计师是否来自国际四大作为衡量指标，1=是，0=不是。审计机构的权威性和代表性对企业大股东发生隧道行为的可能性产生影响。(7) 董事会独立性 (Dd)，使用独立董事人数表示，独立董事代表中小投资者利益，可以通过加强监管和治理，减少大股东隧道行为 (Boateng 和 Huang, 2017^[43])。(8) 第二大股东持股比例 (Top2)，作为控股大股东的对手，衡量其他投资者对控股股东的制衡度，也有文献采用第二大股东到第五大股东的持股比例总和 (王垒等, 2020^[9])，这里假设股东间不存在一致行为，因此第二大股东就作为第一大股东的主要制约力量。(9) 区域发展要素 (RGDP)，用企业所在省份的人均 GDP 衡量，区域发展水平高的省份的公司进行隧道行为的可能性低 (Du, 2014^[3])。

(三) 模型构建

为了验证提出的假设，根据以往的研究 (Du, 2014^[3]; Chen 等, 2018^[39]; 王垒等, 2020^[9])，我们构建了如下模型：

$$Tunneling_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Xsroa_{i,t-1} + \beta_2 Xsroa_{i,t-1}^2 + \beta_3 \sum Control_{i,t-1} + \beta_4 Owner_{i,t} + \beta_5 Industry_{i,t} + \beta_6 Year_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

$$Tunneling_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Xroa_{i,t-1} + \beta_2 Xroa_{i,t-1}^2 + \beta_3 \sum Control_{i,t-1} + \beta_4 Owner_{i,t} + \beta_5 Industry_{i,t} + \beta_6 Year_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

式(3)和(4)分别用于验证企业面临社会绩效反馈和历史绩效反馈时,绩效反馈对大股东隧道行为的影响。如果系数 β_2 显著为正,则说明假设H1成立,绩效反馈与隧道行为呈正U型关系。

$$Tunneling_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Xsroa_{i,t-1} + \beta_2 Xsroa_{i,t-1}^2 + \beta_3 Xsroa_{i,t-1} \times Owner_{i,t} + \beta_4 Xsroa_{i,t-1}^2 \times Owner_{i,t} + \beta_5 \sum Control_{i,t-1} + \beta_6 Owner_{i,t} + \beta_7 Industry_{i,t} + \beta_8 Year_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

$$Tunneling_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Xsroa_{i,t-1} + \beta_2 Xsroa_{i,t-1}^2 + \beta_3 Xsroa_{i,t-1} \times Market_{i,t} + \beta_4 Xsroa_{i,t-1}^2 \times Market_{i,t} + \beta_5 Market_{i,t} + \beta_6 \sum Control_{i,t-1} + \beta_7 Owner_{i,t} + \beta_8 Industry_{i,t} + \beta_9 Year_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

如果(5)的系数 β_4 显著为正,则说明假设H2成立,国有企业属性削弱了绩效反馈与大股东隧道行为的正U型关系。

如果(6)的系数 β_4 显著为负,则说明假设H3成立,市场化程度的提高削弱了绩效反馈与大股东隧道行为的正U型关系^①。

由于绩效反馈是企业做出未来决策的依据,因此对于绩效反馈和控制变量均取滞后一期,同时减少内生性问题带来的影响。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计与相关性分析

本文对变量进行了描述性统计和相关性分析,结果如表1和表2所示。自变量及控制变量之间的Pearson相关系数均小于0.8,同时对相关变量进行了方差膨胀因子检验,结果显示,变量的方差膨胀因子均小于10,故不存在多重共线性问题。在此基础上,本文进行了进一步的回归分析。

表1 各变量的描述性统计结果

变量	样本量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Tunneling	17 956	0.036	0.021	0.045	0.000	0.266
Xsroa	17 956	0.002	0.000	0.051	-0.181	0.164
Xroa	17 956	-0.004	-0.002	0.047	-0.182	0.194
Size	17 956	22.503	22.332	1.310	19.832	26.369
Cs	17 956	-0.077	-0.050	0.294	-1.808	6.614
Debt	17 956	0.455	0.451	0.200	0.062	0.888
Top1	17 956	35.330	33.340	15.220	0.290	89.990
Number	17 956	10.450	10.000	2.754	4.000	26.000
Da	17 956	0.070	0.000	0.256	0.000	1.000
Dd	17 956	3.944	4.000	1.254	2.000	13.000
Top2	17 956	9.425	7.535	7.325	0.070	39.990
RGDP	17 956	7.488	6.795	3.340	1.880	16.490

表2 各变量的相关性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) Tunneling	1.000											
(2) Xsroa	0.078***	1.000										
(3) Xroa	0.020***	0.409***	1.000									
(4) Size	0.022***	0.068***	0.031***	1.000								

① 历史绩效反馈与社会绩效反馈采用相同的处理方法,在此不再赘述。

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(5) <i>Cs</i>	-0.017**	-0.048***	-0.018**	-0.107***	1.000							
(6) <i>Debt</i>	0.286***	-0.271***	0.005	0.487***	-0.144***	1.000						
(7) <i>Top1</i>	0.002	0.125***	-0.001	0.219***	0.015**	0.057***	1.000					
(8) <i>Number</i>	0.017**	-0.064***	0.004	0.206***	0.006	0.132***	0.010	1.000				
(9) <i>Da</i>	-0.046***	-0.048***	-0.007	-0.365***	-0.007	-0.109***	-0.149***	-0.073***	1.000			
(10) <i>Dd</i>	-0.001	-0.028***	-0.008	0.149***	-0.008	0.080***	0.011	0.765***	-0.055***	1.000		
(11) <i>Top2</i>	-0.051***	0.067***	-0.020***	0.091***	-0.045***	-0.037***	-0.167***	0.027***	-0.144***	0.033***	1.000	
(12) <i>RGDP</i>	-0.010	0.053***	-0.003	0.111***	0.022***	-0.048***	0.037***	-0.056***	-0.123***	-0.043***	0.057***	1.000

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

(二) 主效应检验

表3是验证绩效反馈与隧道行为关系的回归分析结果。列(1)可知，当企业发生社会绩效反馈时，社会绩效反馈一次项的系数为正($\beta = 1.702$)，且在5%的显著性水平上显著($p < 0.05$)，社会绩效反馈二次项的系数为正($\beta = 79.511$)，且在1%的显著性水平上显著($p < 0.01$)，对称轴 $x_{sroa}' = 0.011$ ，拐点位于绩效反馈等于0.011处，近似于在0点，可以大致认为社会绩效反馈与大股东隧道行为之间存在正U型关系，且拐点位于社会绩效反馈为0处，企业社会绩效反馈越偏离0值，隧道行为越严重(如图1所示)。由列(2)可知，当企业发生历史绩效反馈时，历史绩效反馈一次项的系数为负($\beta = -0.244$)，且不显著($p > 0.1$)，历史绩效反馈二次项的系数为正($\beta = 72.407$)，且在1%的显著性水平上显著($p < 0.01$)，进一步剔除了一次项重新回归，得到列(3)，历史绩效反馈二次项的系数为正($\beta = 72.247$)，且在1%的显著性水平上显著($p < 0.01$)，表明历史绩效反馈与大股东隧道行为间存在对称轴为y轴的正U型关系，企业历史绩效反馈越偏离0值，隧道行为越严重。假设H1得证。

表3 绩效反馈对大股东隧道行为影响的回归结果

变量	Tunneling		
	(1)	(2)	(3)
<i>Size</i>	-0.644*** (0.033)	-0.588*** (0.033)	-0.589*** (0.033)
<i>Cs</i>	0.490*** (0.091)	0.483*** (0.092)	0.479*** (0.091)
<i>Debt</i>	6.515*** (0.201)	6.049*** (0.190)	6.049*** (0.190)

续前表

变量	Tunneling		
	(1)	(2)	(3)
<i>Top1</i>	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
<i>Number</i>	0.004 (0.018)	0.016 (0.018)	0.016 (0.018)
<i>Da</i>	1.169*** (0.133)	1.167*** (0.133)	1.167*** (0.133)
<i>Dd</i>	0.090* (0.052)	0.009 (0.039)	0.009 (0.039)
<i>Top2</i>	-0.008* (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)
<i>RGDP</i>	-0.029** (0.011)	-0.028** (0.011)	-0.027** (0.011)
<i>Xroa</i>		-0.244 (0.662)	
<i>Xroa</i> ²		72.407*** (5.100)	72.247*** (5.081)
<i>Xsroa</i>	1.702** (0.665)		
<i>Xsroa</i> ²	79.511*** (5.607)		
常数项	15.292*** (2.981)	14.386*** (2.980)	14.395*** (2.980)
所有制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.157	0.157	0.157
<i>Adj-R</i> ²	0.155	0.155	0.155
<i>F Value</i>	79.33***	79.24***	81.17***
观测值	17 956	17 956	17 956

注：***、**和*分别代表1%、5%和10%显著性水平；括号内数值为回归系数对应的稳健性标准误。下同。

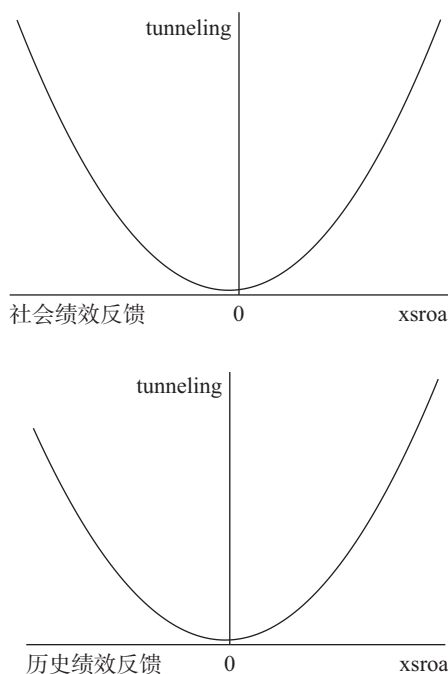


图1 绩效反馈与大股东隧道行为的关系

资料来源：作者整理。

(三) 调节效应检验

通过上述结果验证了社会绩效反馈和历史绩效反馈与大股东隧道行为之间的关系，在此基础上，进一步引入制度因素中的两个关键变量，即企业的所有制性质（区分为国有企业和非国有企业）和企业所在地的市场化程度作为调节变量，依次检验企业所有制性质、市场化程度对绩效反馈与大股东隧道行为之间关系的调节效应。在回归过程中，首先将自变量和调节变量进行了中心化处理，构造自变量与调节变量、自变量的二次项与调节变量的交互效应乘积项，再按照模型设定，将自变量、自变量与调节变量的交互性、自变量二次项与调节变量的交互项以及调节变量纳入模型中进行回归分析，回归结果如表4和表5所示。

1. 绩效反馈、企业所有制与大股东隧道行为。

表4主要汇报了企业所有制性质对绩效反馈与大股东隧道行为之间关系的调节作用的检验结果。列(1)的结果表明，社会绩效反馈的二次项与所有制性质的交互项为负 ($\beta = -44.298$)，且在1%的显著性水平上显著 ($p < 0.01$)，意味着国企属性削弱了社会绩效反馈与大股东隧道行为之间的正U型关系，即在非国有企业中，社会绩效反馈与隧道行为的关系要强于国有企业。列(2)的结果表明，历史绩效反馈的二次项与所有制性质的交互项为负 ($\beta = -55.994$)，且在1%的显著性水平上显著 ($p < 0.01$)，意味着国企

属性削弱了历史绩效反馈与大股东隧道行为之间的正U型关系，即在非国有企业中，历史绩效反馈与隧道行为的关系要强于国有企业。如图2所示，在企业未出现绩效反馈时，国有企业的隧道行为比非国有企业严重，但随着绩效期望差距逐渐增大，非国有企业的隧道行为逐渐赶超国有企业。假设H2得证。

表4 企业所有制性质对绩效反馈与大股东隧道行为之间关系的调节作用

变量	Tunneling	
	(1)	(2)
Size	-0.654*** (0.033)	-0.598*** (0.032)
Cs	0.498*** (0.091)	0.498*** (0.091)
Debt	6.552*** (0.202)	6.043*** (0.190)
Top1	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)
Number	0.008 (0.018)	0.018 (0.018)
Da	1.182*** (0.132)	1.189*** (0.132)
Dd	0.007 (0.039)	0.011 (0.039)
Top2	-0.008* (0.004)	-0.007 (0.004)
RGDP	-0.033*** (0.011)	-0.032*** (0.011)
Xroa ²		65.198*** (5.129)
Xsroa	2.135*** (0.679)	
Xsroa ²	75.479*** (5.780)	
Owner1	0.453*** (0.077)	0.436*** (0.075)
Xroa ² ×Owner1		-55.994*** (10.622)
Xsroa×Owner1	5.338*** (1.298)	
Xsroa ² ×Owner1	-44.298*** (11.952)	
常数项	15.667*** (0.704)	14.386*** (2.980)
行业	控制	控制
年份	控制	控制
R ²	0.155	0.154

续前表

变量	Tunneling	
	(1)	(2)
Adj-R ²	0.153	0.152
F Value	86.18***	90.57***
观测值	17 956	17 956

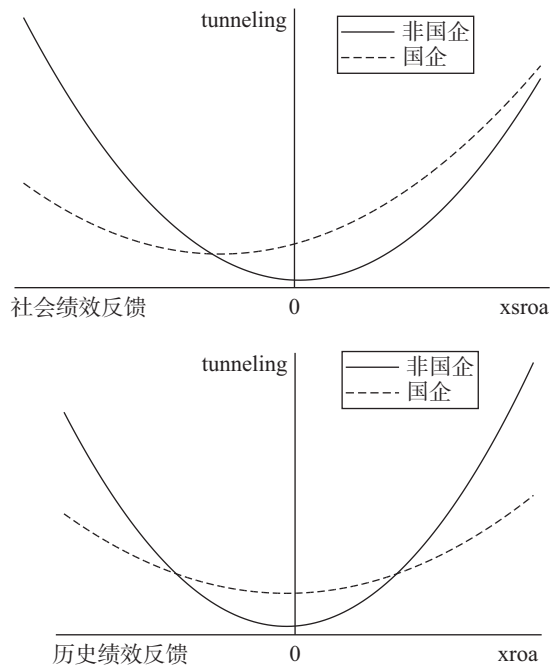


图2 企业所有制对绩效反馈与大股东隧道行为之间关系的调节作用

资料来源：作者整理。

2. 绩效反馈、市场化程度与大股东隧道行为。

表5主要汇报了企业所在地区的市场化程度对绩效反馈与大股东隧道行为之间关系的调节作用的检验结果。列(1)的结果表明,社会绩效反馈的二次项与市场化程度的交互项为负($\beta = -10.802$),且在1%的显著性水平上显著($p < 0.01$),意味着市场化程度削弱了社会绩效反馈与大股东隧道行为之间的正U型关系。列(2)的结果表明,历史绩效反馈的二次项与市场化程度的交互项为负($\beta = -13.737$),且在1%的显著性水平上显著($p < 0.01$),意味着市场化程度削弱了历史绩效反馈与大股东隧道行为之间的正U型关系。上述结果证实了市场化程度的提高削弱了绩效反馈与大股东隧道行为间的正U型关系。如图3所示,不同市场化程度下绩效反馈与大股东隧道行为的关系从高到低依次为低市场化程度、中等市场化程度和高市场化程度。假设H3得证。

表5 市场化程度对绩效反馈与大股东隧道行为之间关系的调节作用

变量	Tunneling	
	(1)	(2)
Size	-0.643*** (0.033)	-0.581*** (0.032)
Cs	0.483*** (0.091)	0.471*** (0.091)
Debt	6.444*** (0.201)	5.939*** (0.189)
Top1	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)
Number	0.005 (0.018)	0.018 (0.018)
Da	1.152*** (0.133)	1.147*** (0.133)
Dd	0.002 (0.039)	0.008 (0.039)
Top2	-0.006 (0.004)	-0.004 (0.004)
RGDP	-0.078*** (0.017)	-0.076*** (0.017)
Xroa ²		67.576*** (5.114)
Xsroa	1.996*** (0.665)	
Xsroa ²	77.043*** (5.613)	
Market	-0.201*** (0.027)	-0.192*** (0.027)
Xroa ² ×Market		-13.737*** (2.361)
Xsroa×Market	0.446 (0.302)	
Xsroa ² ×Market	-10.802*** (2.694)	
常数项	14.449*** (2.974)	13.491*** (2.972)
所有制	控制	控制
行业	控制	控制
年份	控制	控制
R ²	0.162	0.162
Adj-R ²	0.155	0.160
F Value	76.65***	80.47***
观测值	17 956	17 956

(四) 稳健性检验

为了检验实证研究得到结论的稳健性,本研究从以下几个方面进行了稳健性检验。

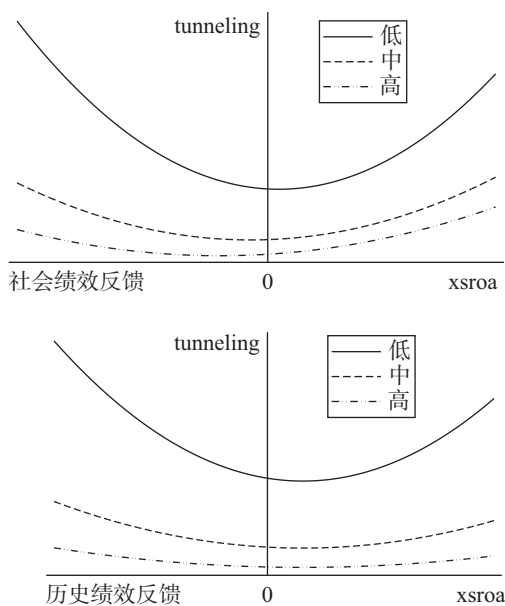


图3 市场化程度对绩效反馈与大股东隧道行为之间关系的调节作用

资料来源：作者整理。

1. 绩效反馈的替代测量。

在对绩效反馈的测量中，我们选择了总资产回报率（ROA）衡量企业的会计绩效，并将其代入到社会绩效反馈和历史绩效反馈的计算中，从而得出本文的社会绩效反馈指标（ X_{roa} ）和历史绩效反馈指标（ X_{sroa} ）。相对于ROA，ROE与股东权益的相关性更大，ROE所代表的绩效反馈结果对于大股东隧道行为以及大股东与中小股东的博弈的影响更大，因此，本文用企业的ROE重新计算了社会绩效反馈指标（ X_{roe} ）和历史绩效反馈指标（ X_{sroe} ），经过回归检验，结果与前文一致。另外，对于社会绩效反馈指标（ X_{sroa} ），也有部分学者选用企业所在行业均值进行计算，本文将均值计算的社会绩效反馈指标（ X_{sroa1} ）替换掉中位数计算的指标，经回归验证，结果与上述结论一致。如表6所示，无论是用ROE替换还是通过行业均值计算得到的结果中，绩效反馈一次项系数不显著，二次项系数显著，更验证了本文的结论，即两者之间的关系呈现出对称轴为y轴的正U型曲线。因此，绩效反馈的不同测量方式不会对本文结论造成实质性影响，本文的结果是稳健的。

2. 固定效应回归。

为了避免出现遗漏变量的问题，本文通过固定效应回归的方法检验模型的稳健性。检验结果如表7所示，社会绩效反馈和历史绩效反馈的二次项系数依然显著为正，证明绩效反馈与大股东隧道行为之间仍然

保持对称轴为y轴的U型曲线，与本文得到的结果一致，因此本文的结果是稳健的。

表6 绩效反馈替代测量稳健性回归结果

变量	Tunneling		
	(1)	(2)	(3)
控制变量	控制	控制	控制
X_{roe}		-0.231 (0.318)	
X_{roe}^2		13.282 *** (1.084)	
X_{sroe}	8.458 (1.368)		
X_{sroe}^2	67.996 * (35.533)		
X_{sroa1}			4.222 (4.373)
X_{sroa1}^2			151.575 *** (45.091)
常数项	14.390 *** (2.979)	14.793 *** (2.984)	14.762 *** (2.989)
所有制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
R^2	0.157	0.154	0.153
$Adj-R^2$	0.155	0.152	0.151
$F Value$	79.20 ***	77.79 ***	77.05 ***
观测值	17 956	17 956	17 956

表7 固定效应稳健性回归结果

变量	Tunneling	
	(1)	(2)
控制变量	控制	控制
X_{sroa}	0.581 (0.644)	
X_{sroa}^2	41.036 *** (4.947)	
X_{roa}^2		31.659 *** (4.275)
R^2	0.085	0.085
$F Value$	32.66 ***	33.64 ***
观测值	17 956	17 956

3. 内生性问题。

考虑到绩效反馈与大股东隧道行为之间可能存在反向因果带来的内生性问题，本文参考了潘爱玲等(2021)^[44]关于绩效反馈工具变量的选取，选择滞后

一期的绩效反馈作为工具变量，使用两阶段最小二乘法（2SLS）解决可能出现的内生性问题。由于主效应涉及平方项，无法进行过度识别检验，因此本文只展示第一阶段的 F 检验结果。从表 8 可知，拒绝了自变量外生的假设，即绩效反馈是内生的。从表 9 结果可知，第一阶段的 F 统计量远大于 10，证明不存在弱相关问题，第二阶段的回归结果仍然满足 U 型曲线关系，与本文的结论无显著差异。

表 8 绩效反馈的内生性检验

	$Xsroa$	$Xroa$
Durbin test	57.860 ($p=0.00$)	16.522 ($p=0.00$)
Wu-Hausman test	57.923 ($p=0.00$)	16.496 ($p=0.00$)

表 9 绩效反馈的 2SLS 检验结果

变量	2SLS 第一阶段	
	$Xsroa$	$Xroa$
工具变量	0.144	0.250
控制变量	控制	控制
F Value	1 859.86 ($p=0.00$)	3 691.18 ($p=0.00$)
样本量	15 396	15 396
R^2	0.108	0.193
	2SLS 第二阶段	
	(1)	(2)
$Xsroa2$	200.332*** (18.554)	
$Xroa2$		115.285*** (12.559)
控制变量	控制	控制
样本量	15 436	15 436
R^2	0.064	0.145

五、研究结论与展望

（一）研究结论

本文以 2011—2020 年中国 A 股上市公司的数据，实证检验绩效反馈对大股东隧道行为的影响及其过程中企业所有制性质和市场化程度的调节效应，得出如下主要研究结论。

第一，绩效反馈与大股东隧道行为之间的关系呈现显著的正 U 型。我们在实证检验中发现并获得证实：作为影响大股东隧道行为的重要因素，当企业出现正向绩效反馈且绩效期望差距逐渐扩大时，大股东进行隧道行为所能够获取的高于违规操作成本的纵向

利差便呈现出不断上升的增长趋势。在这种情况下，受到正向绩效反馈激励的大股东往往更容易采取隧道行为攫取不正当利益；当企业面临负向绩效反馈时，尽管受限于更加严格的机构监管，但现有环境下大股东仍然更倾向于利用隧道行为将经营亏损向中小投资者转嫁以便尽可能地摆脱财务危机，且这一行为动机是随着绩效期望差距的扩大而不断增强。基于这一实证研究结果得出关于绩效反馈与大股东隧道行为之间呈现显著正 U 型关系的研究结论，揭示了绩效反馈对大股东隧道行为的影响机理，从而可以为监管机构制定防范大股东隧道行为的政策和上市公司管理规程提供理论依据。

第二，国有企业属性起到削弱绩效反馈与大股东隧道行为之间 U 型关系的作用。我们研究发现：一方面，不同于国有企业，自负盈亏的经营模式和利润最大化的经营目标导致非国有企业，当发生正向绩效反馈或负向绩效反馈时，对绩效反馈的敏感度更高，大股东展开隧道行为的内在驱动力更强；另一方面，由于国有企业特殊的经济地位和社会属性，监管机构对国有企业的监管强度和监管力度往往大于非国有企业，所以非国有企业绩效反馈诱发的大股东隧道行为被揭露的风险概率和违规成本就相对较低，因此，在非国有企业中，反映绩效反馈与隧道行为之间的关系比在国有企业中更强。这样，关于企业股权结构是影响绩效反馈与大股东隧道行为关系的重要调节变量的假设得到证实，由此得到国有企业属性对绩效反馈与大股东隧道行为之间 U 型关系起到削弱作用的研究结论，拓展了制度理论应用领域的边界，能够为企业经营管理中通过增大国有资产份额以规避大股东隧道行为的实践提供理论依据。

第三，提高企业所在地区市场化程度对绩效反馈与大股东隧道行为之间的 U 型关系具有削弱作用。一般而言，企业所在地区市场化程度越高，企业内外部的监管强度就越大，融资环境也就越完善。我们的实证检验结果也证实：充裕的资金保障和稳健的筹资渠道所提供的信贷支持显著降低了大股东陷入财务困境、引发隧道行为的实际概率，显示出市场化程度越高，企业绩效反馈与大股东隧道行为之间关系越弱的迹象。这证实了市场化程度是影响绩效反馈与大股东隧道行为之间关系的重要调节变量，在此基础上得出提高市场化程度对绩效反馈与大股东隧道行为之间的 U 型关系具有削弱作用的研究结论，为进一步探讨市

场化程度、绩效反馈和大股东隧道行为之间的关系及其规律性铺平了道路。

(二) 管理启示

无疑,我们从上述主要研究结论中不难得到如下主要管理启示,并依次提出一些具有某种针对性的初浅建议。

第一,企业绩效反馈可以作为监管机构防范大股东隧道行为的重要预警和监管指标。作为影响大股东判断收益-风险博弈结果的核心因素,绩效反馈一定程度上反映了大股东隧道行为发生的时机和概率。可见,以绩效反馈作为监测指标构建大股东隧道行为的预警机制,不仅能够弥补并提升现有监管实时性滞后、准确性不足的短板,还能显著增强监管的前瞻性、针对性和有效性。

第二,将非国有企业作为监管的主要对象,合理分配不同股权结构企业间的监管资源。据研究结果可知,非国有企业的绩效反馈更容易诱发大股东的隧道行为。基于此,以出现严重绩效反馈偏离的非国有企业为监督管理的重点对象,有针对性地将监察资源在国有和非国有企业中进行合理调配,并在公司股权结构中适当引入部分国资,借助国有资产监管体系及国有资产流失惩罚的威慑作用,充分发挥国有资产在非国有企业中的正向影响和导向指引,从而尽可能地提升现有监管的弱效应,为上市公司的中小股东提供权益保障。

第三,将低市场化地区的企业作为监管的主要对象,合理配置不同市场化地区间的监管资源并进行有针对性的政策扶持。根据本文研究,可知市场化程度是影响绩效反馈和大股东隧道行为关系的调节变量,

即市场化程度越高,绩效反馈与隧道行为的关系越弱。基于此,一方面,监管部门应加大对低市场化地区存在绩效反馈企业大股东行为的监察力度和管理强度;另一方面,政府可以拓展低市场化地区企业的融资渠道,加大信贷支持,通过使发生绩效落差的企业依规得到所需资源,避免陷入财政困境的大股东为转移亏损诱发隧道行为。

(三) 局限与展望

本研究不仅探讨了绩效反馈对大股东隧道行为的影响,还识别了企业股权结构和市场化程度对该影响机制的调节效应。虽然所得结论为监管机构防治大股东隧道行为的工作实践提供了理论基础和文献依据,但研究内容和框架结构仍存在一定局限,需要在未来展开进一步探究。其一,绩效反馈的指标选择上,本研究证明了ROA计算得到的财务绩效反馈对隧道行为的影响,未来可以考虑将市场份额、CEO绩效以及多种财务指标合成计算得到的绩效反馈纳入分析框架,拓展绩效反馈对隧道行为的机制研究。其二,调节变量的选取上,尽管本文引入了企业所有制和市场化程度作为影响绩效反馈与大股东隧道行为的内外部调节变量,但仍存在诸如董事特质、董事长与CEO两职合一以及其他利益相关者行为特征等组织情景或环境因素。未来研究可将上述因素作为调节变量,进一步探讨影响机理的边界条件。其三,样本范围选择上,本文主要是以中国上市公司为研究样本的数据来源展开实证探究并得出相关结论。而不同的制度环境和文化背景也会对绩效反馈下大股东的隧道行为选择产生显著差异性影响。基于此,未来研究可利用不同国家的样本数据对该影响机理进行补充和修正。

参考文献

- [1] Atanasov V. How Much Value Can Blockholders Tunnel? Evidence from the Bulgarian Mass Privatization Auctions [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 76 (1): 191-234.
- [2] Jiang G, Lee C M C, Yue H. Tunneling through Intercorporate Loans: The China Experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98 (1): 1-20.
- [3] Du X. Does Religion Mitigate Tunneling? Evidence from Chinese Buddhism [J]. Journal of Business Ethics, 2014, 125 (2): 299-327.
- [4] Zhang X, Yang X, Strange R, et al. Informed Trading by Foreign Institutional Investors as a Constraint on Tunneling: Evidence from China [J]. Corporate Governance: An International Review, 2017, 25 (4): 222-235.
- [5] 郑国坚, 林东杰, 张飞达. 大股东财务困境、掏空与公司治理的有效性——来自大股东财务数据的证据 [J]. 管理世界, 2013 (5): 157-168.
- [6] 张学洪, 章仁俊. 大股东掏空行为监管的进化博弈分析 [J]. 经济经纬, 2011 (4): 106-110.
- [7] 刘少波, 马超. 经理人异质性与大股东掏空抑制 [J]. 经济研究, 2016 (4): 129-145.
- [8] 王旭, 张晓宁, 商亮, 张晓峰. 绩效反馈对企业环境战略的决策参照效应: 基于双重制度格局的整合边界作用 [J]. 系统工程理论与实践, 2022 (9): 2391-2407.

- [9] 王垒, 曲晶, 赵忠超, 丁黎黎. 组织绩效期望差距与异质机构投资者行为选择: 双重委托代理视角 [J]. 管理世界, 2020 (7): 132-153.
- [10] 连燕玲, 贺小刚, 张远飞, 周兵. 危机冲击、大股东“管家角色”与企业绩效——基于中国上市公司的实证分析 [J]. 管理世界, 2012 (9): 142-155.
- [11] Liang X, Lu X, Wang L. Outward Internationalization of Private Enterprises in China: The Effect of Competitive Advantages and Disadvantages Compared to Home Market Rivals [J]. Journal of World Business, 2012, 47 (1): 134-144.
- [12] Solarino A M, Boyd B K. Are All Forms of Ownership Prone to Tunneling? A Meta-analysis [J]. Corporate Governance: An International Review, 2020, 28 (6): 488-501.
- [13] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应 [J]. 管理世界, 2015 (1): 75-86, 98, 188.
- [14] 罗党论, 唐清泉. 市场环境与控制股东“掏空”行为研究——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2007 (4): 69-74, 96.
- [15] 刘少波. 控制权收益悖论与超控制权收益——对大股东侵害小股东利益的一个新的理论解释 [J]. 经济研究, 2007 (2): 85-96.
- [16] 熊德平, 陆智强, 李红玉. 谈判优势、控制权收益与大股东初始持股比例——来自中国 865 家村镇银行的经验证据 [J]. 财贸经济, 2017 (2): 44-62.
- [17] 张光荣, 曾勇. 大股东的支撑行为与隧道行为——基于托普软件的案例研究 [J]. 管理世界, 2006 (8): 126-135, 172.
- [18] 吴先聪, 张健, 胡志颖. 机构投资者特征、终极控制人性质与大股东掏空——基于关联交易视角的研究 [J]. 外国经济与管理, 2016 (6): 3-20.
- [19] 郑丽, 陈志军. 绩优子公司创新阻力的内在机制研究 [J]. 研究与发展管理, 2021 (5): 54-66.
- [20] 于忠泊, 叶琼燕, 田高良. 外部监督与盈余管理——针对媒体关注、机构投资者与分析师的考察 [J]. 山西财经大学学报, 2011 (9): 90-99.
- [21] 申明浩. 治理结构对家族股东隧道行为的影响分析 [J]. 经济研究, 2008 (6): 135-144.
- [22] Sya'Bani A. Minority Shareholders' Protection in the Indonesian Capital Market [J]. Journal of Chongqing Institute of Technology, 2014, 4 (1): 114.
- [23] 孔东民, 刘莎莎, 黎文靖, 邢精平. 冷漠是理性的吗? 中小股东参与、公司治理与投资者保护 [J]. 经济学 (季刊), 2013 (1): 1-28.
- [24] 宋云玲, 李志文, 纪新伟. 从业绩预告违规看中国证券监管的处罚效果 [J]. 金融研究, 2011 (6): 136-149.
- [25] 杨海波, 李建勇. 问询监管的市场反应——基于深交所数据的实证分析 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2018 (2): 84-93.
- [26] Denrell J. Should We Be Impressed with High Performance? [J]. Journal of Management Inquiry, 2005, 14 (3): 292-298.
- [27] Kim J Y, Kim J Y, Miner A S. Organizational Learning from Extreme Performance Experience: The Impact of Success and Recovery Experience [J]. Organization Science, 2009, 20 (6): 958-978.
- [28] 李臻, 吕渭星, 周长辉. 绩效反馈与组织响应: 文献综述与展望 [J]. 外国经济与管理, 2019 (10): 86-108.
- [29] 纪场, 周二华, 龙立荣. 所有制和市场竞争调节作用下的 CEO 自恋与企业研发投入研究 [J]. 管理学报, 2019 (8): 1142-1152.
- [30] 吴国鼎. 大股东控制下的债务融资: 抑制还是便利了大股东掏空? [J]. 中央财经大学学报, 2022 (9): 104-117.
- [31] 任颖, 茹璟, 尹潇霖. 所有制性质、制度环境与企业跨区域市场进入战略选择 [J]. 南开管理评论, 2015 (2): 51-63.
- [32] Stan C V, Peng M W, Bruton G D. Slack and the Performance of State-owned Enterprises [J]. Asia Pacific Journal of Management, 2014, 31 (2): 473-495.
- [33] 吴振信, 张雪峰. 股权分置改革后大股东与管理者合谋的博弈分析 [J]. 经济问题, 2009 (1): 55-57.
- [34] 孙早, 刘庆岩. 市场环境、企业家能力与企业的绩效表现——转型期中国民营企业绩效表现影响因素的实证研究 [J]. 南开经济研究, 2006 (2): 92-104.
- [35] 冯宗宪, 王青, 侯晓辉. 政府投入、市场化程度与中国工业企业的技术创新效率 [J]. 数量经济技术经济研究, 2011 (4): 3-17, 33.
- [36] 孙早, 刘李华, 孙亚政. 市场化程度、地方保护主义与 R&D 的溢出效应——来自中国工业的经验证据 [J]. 管理世界, 2014 (8): 78-89.
- [37] 程新生, 谭有超, 廖梦颖. 强制披露、盈余质量与市场化进程——基于制度互补性的分析 [J]. 财经研究, 2011 (2): 60-71.
- [38] 伊志宏, 李艳丽, 高伟. 市场化进程、机构投资者与薪酬激励 [J]. 经济理论与经济管理, 2011 (10): 75-84.
- [39] Chen J, Dong W, Tong J, et al. Corporate Philanthropy and Tunneling: Evidence from China [J]. Journal of Business Ethics, 2018, 150 (1): 135-157.
- [40] 李春涛, 宋敏. 中国制造业企业的创新活动: 所有制和 CEO 激励的作用 [J]. 经济研究, 2010 (5): 55-67.
- [41] 王群, 沈丽萍, 袁蓉丽. 年报问询函对超额现金持有水平影响研究 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (5): 109-119.
- [42] Shan Y G. Can Internal Governance Mechanisms Prevent Asset Appropriation? Examination of Type I Tunneling in China [J]. Corporate Governance: An International Review, 2013, 21 (3): 225-241.
- [43] Boateng A, Huang W. Multiple Large Shareholders, Excess Leverage and Tunneling: Evidence from an Emerging Market [J]. Corporate Governance: An International Review, 2017, 25 (1): 58-74.
- [44] 潘爱玲, 张国珍, 邱金龙. 双向业绩反馈会影响重污染企业绿色并购时机吗? [J]. 经济与管理研究, 2021 (3): 64-82.

制造业企业智能化转型影响企业业绩实证研究

An Empirical Test on the Impact of Intelligent Transformation of Manufacturing Enterprises on Their Performance

岳宇君 顾 萌

YUE Yu-jun GU Meng

[摘要] 基于制造业企业实证检验证实：制造业企业智能化转型通过竞争战略对企业业绩产生影响。笔者以 2013—2019 年中国大陆沪深 A 股上市制造业企业研究样本的有效数据，在构建基准回归模型、中介效应模型的基础上，采用固定效应模型、动态面板模型及工具变量法，实证检验了制造业企业智能化转型对包含每股收益、总资产收益率在内的企业业绩的影响及竞争战略、内部控制在其中的作用。检验结果证实：制造业企业智能化转型提高了企业业绩；差异化战略、成本领先战略均中介了制造业企业智能化转型对企业业绩的正向影响；内部控制在制造业企业智能化转型通过差异化战略、成本领先战略对企业业绩的积极影响具有正向调节效应。本研究通过实证检验智能化转型如何影响制造业企业业绩，揭示了智能化转型与企业业绩内在联系的机理，所得结论拓展了现有关于智能化转型、企业业绩方面的学术探讨边际，为企业通过智能化转型提升业绩提供了理论依据。

[关键词] 智能化转型 企业业绩 差异化战略 成本领先战略 内部控制

[中图分类号] F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 02-0114-15

Abstract: Based on the empirical test of manufacturing enterprises, it is confirmed that the intelligent transformation of manufacturing enterprises has an impact on enterprise performance through competitive strategies. Based on the valid data of the research sample of manufacturing enterprises listed in Shanghai and Shenzhen A-shares in Chinese Mainland from 2013 to 2019, and on the basis of constructing the benchmark regression model and the intermediary effect model, the author empirically tests the impact of intelligent transformation of manufacturing enterprises on enterprise performance, including earnings per share and return on total assets, and the role of competitive strategy and internal control in it, using the fixed effect model, dynamic panel model and instrumental variable method. The test results confirm that the intelligent transformation of manufacturing enterprises has improved enterprise performance; differentiation strategy and cost leadership strategy both mediate the positive impact of intelligent transformation of manufacturing enterprises on enterprise performance; internal control has a positive moderating effect on enterprise performance through differentiation strategy and cost leadership strategy in the intelligent transformation of manufacturing enterprises. The study empirically examines how intelligent transformation affects the performance of manufacturing enterprises, reveals the mechanism of the internal relationship between intelligent transformation and enterprise performance, and the conclusions drawn expand the existing academic discussion margin on intelligent transformation and enterprise performance, providing a theoretical basis for enterprises to improve their performance through intelligent transformation.

Key words: Intelligent transformation Enterprise performance Differentiation strategy Cost leadership strategy Internal control

[收稿日期] 2022-08-06

[作者简介] 岳宇君，男，1980年10月生，南京邮电大学管理学院副教授，主要研究方向为企业数字化、数字经济与管理；顾萌，男，1984年2月生，南京邮电大学管理学院硕士研究生，研究方向为信息产业经济与管理。本文通讯作者为岳宇君，联系方式为541268551@qq.com。

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金项目“数智化转型、成本粘性与企业高质量发展：理论、实证与政策研究”（项目编号：22YJA790082）。

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

为了抓住以智能技术、“智能+”为主要驱动力的转型升级机遇,众多企业积极开展智能化转型:通过引入智能技术实现设计、生产、管理及销售等的智能化,提高要素配置效率,增强竞争力,实现利润增长(李婉红和王帆,2022^[1])。企业智能化转型是多维的:产品智能化可以利用用户的海量数据及时调整产品功能或形式,突破原有产品的使用范围,因而使新的智能化产品边界不再明确;服务智能化使服务具有融合性、价值可视化等,为用户提供个性化的解决方案;流程智能化有助于打破不同创新阶段之间的界限,提高运营效率和管理质量,创造新的客户体验;商业模式智能化可以增强或改进现有商业模式,以及开发新的商业模式,提高企业的灵活性和敏捷性等;组织智能化有助于促进跨职能协作,帮助组织成员形成长期和相对稳定的统一认识,提高解决复杂业务的能力(Banalieva和Dhanaraj,2019^[2])。智能化转型重塑企业的信息结构、管理模式、运营机制及生产流程等,着力实现订单、采购、库存及客户关系等管理的智能化,注重提供优质、安全的产品,创造新的消费业态,拓宽消费渠道,促进消费升级,体现着“技能有偏”的特征(邵婧婷,2019^[3];Baqae和Farhi,2019^[4])。

目前学术界对智能化转型的研究,大多着眼于智能化转型的动因及智能化转型对企业所带来的影响。企业之所以选择开展智能化转型,主要是为了降低企业开发、生产、运营、维护及管理等方面的成本,促进组织结构和生产经营流程的优化升级(王兵和王启超,2019^[5])。智能化转型对企业的明显影响是可以克服资本和劳动力限制,激励组织向高弹性的结构模式升级,完成适应性强和敏捷性要求高的复杂任务(Sussan和Acs,2017^[6];温湖炜和钟启明,2021^[7])。目前论及智能化转型与企业业绩之间关系的相关研究成果中,已有结论认为:智能化转型能够促进企业内部分工的优化、生产运营效率的提高、价值创造模式的改变及管理信息可视化的实现等(Nadkarni和Prügl,2021^[8]);通过改善创新模式、提高创新能力及降低创新风险可以影响企业业绩(邓悦和蒋琬仪,2022^[9])。当然与之不同的是,也有学者的结论认为智能化转型对企业业绩的影响存在动态性、滞后性及异质性(宣咏和张万里,2021^[10];占华等,2022^[11])。

那么,企业智能化转型与其业绩之间到底存在怎样的内在关联呢?二者相互影响的机理究竟又是什么呢?本文通过实证检验对此进行深入的探究和揭示。

二、文献综述与研究假设

(一) 企业智能化转型与其业绩之间的关系

企业智能化转型是指企业利用智能技术对其产品、服务、流程及组织等进行转型,实现部分或全部要素、环节的智能化,从而实现动态感知、交互和执行的过程(Baqae和Farhi,2019^[4])。其内涵在于,企业智能化转型促进其业务流程和生产方式的重组和转型,改变价值创造的路径,从而提升业绩。通过智能化转型,企业可以升级或开发智能产品或服务,加快产品或服务的创新,探索新的市场机会,建立竞争优势,从而提高市场份额和营业收入,为企业带来业绩回报;改造升级运营流程,构建智能决策系统和管控系统,提高决策的准确性和及时性,从而降低运营成本,提高运营效率,强化核心业务优势,驱动企业业绩提升(宣咏和张万里,2021^[10])。

智能化转型促进企业内部系统之间的信息交换,增强企业信息集成能力,使企业更容易与各利益相关者进行沟通;增强企业挖掘和整合内外部信息的能力,使企业对前瞻性技术更加敏感,并从市场、商业模式及技术等方面促进企业创新(孟凡生和赵刚,2018^[12])。智能化有助于打破企业内部不同环节、模块和部门之间的“数据孤岛”,要求企业优化内外部生态,实现更好的生态整合,提高企业成本管理、资源配置及环境响应等的效率。在创新方面,借助智能平台,创新主体的想法和成果可以以较低的成本实时共享,有助于相互激励,使企业的创新行为具有明显的正外部性(高锡荣和王兴蓉,2020^[13]);在人力方面,智能化推动先进机械设备对低端劳动力的替代,增加对高学历劳动力的就业需求,有助于优化企业的人力资本结构(Acemoglu和Restrepo,2018^[14]);在知识方面,智能化为部门之间、员工之间的交流提供了平台,促进隐性知识的外溢,并将隐性知识转化为显性知识;在协同方面,智能化催生更多的网络化协同生产模式,可以实现内部研发设计与供应链管理之间的协同,扩大内部系统之间的信息共享,促进自主创新向产业协同创新的转变(王毅和刘钾,2021^[15])。

在智能化转型下,企业价值创造模式会发生变化,产业组织形式会发生重塑。在内部,企业的经营

管理得到改善,可以使企业的组织结构更加扁平化,也可以使智能协作成为企业重要的生产组织模式(Acemoglu 和 Restrepo, 2019^[16]);企业对生产各个环节的控制得到优化,有助于减少劳动时间,提高劳动生产率,降低生产成本(顾丽敏和李嘉,2020^[17]);实时监控生产状况,及时有效地排查机器隐患,降低维修成本和时间成本,提高生产效率。在外部,企业可以更方便、低成本地获取上下游反馈信息,不仅有助于根据不同的客户需求进行差异化生产,还可以实现与上下游企业的及时沟通,加速了资源在企业间的流动,进而提高资源利用效率、减少要素冗余,降低生产成本,提高生产效率。以产品为例,企业可以及时获取客户产品的使用、退换货及售后服务等信息,更准确地计算每个客户的消费习惯和消费特征,通过智能技术挖掘和分析市场信息,构建销量预测、市场趋势模拟模型,更准确地把握市场需求(郑琼洁和王高凤,2021^[18];冯文娜和马佳琪,2022^[19])。这样,企业可以更好地了解客户对产品的真实需求及满意度,提供更好的服务,增强企业应对市场变化的能力,加快产品和技术的改进和升级,有效实现生产与需求的匹配和成本控制(倪克金和刘修岩,2021^[20])。显然,智能化转型也有助于解决个性化定制与大规模标准化生产之间的困境:企业通过大规模、多品种、个性化的智能化生产,可以满足客户不同的个性化需求,大大降低劳动力规模、产品缺陷率及人力管理成本等(Nadkarni 和 Prüggl, 2021^[8])。

综上,智能化转型可以帮助企业加强研发设计、原材料采购、产品制造及运营业务等各环节的沟通效率,实现精细化管理;把握技术创新方向,向协同创新转型,降低创新风险,提高整体的创新能力;优化生产资源的配置,以最佳的投入产出比,进行标准化生产、智能化管理,提高生产效率;改进产品市场投放,提高市场销售竞争力;对客户进行及时跟进,提升对客户的服务能力。因而,智能化转型有助于降低生产成本、管理成本及服务成本等,降低创新风险、运营风险等,进而提升企业业绩。基于此,本文提出研究假设 1:

H1: 制造业企业智能化转型正向影响企业业绩。

(二) 竞争战略的中介效应

需要进一步分析的问题是,是否存在一些因素会显著影响智能化转型与企业业绩之间的关系。本文认

为,有必要对竞争战略的中介效应进行分析,具体是考虑差异化战略、成本领先战略的中介效应。

1. 差异化战略。

智能化转型可以促进企业在生产、销售等环节使用更多的智能技术,使企业通过智能平台与客户、供应商等建立更紧密的联系(Warganegara 和 Tamara, 2014^[21]);及时认识市场,进行探索式学习,形成对产品/服务的差异理解;推动企业技术创新、商业模式创新,通过改进产品、提高产品独特性,形成不同于其他企业的竞争优势,进而获得更大的市场份额(杨德明和刘泳文,2018^[22])。也就是说,从企业整体来看,智能化转型使信息沟通更加便捷,不仅会促进技术创新,还会提高经营管理效率,形成差异化;从企业竞争来看,智能化转型有助于企业开发和生产更加多样化、更具特色的产品,提高客户对产品的忠诚度,形成持续的竞争优势(杨兴夏,2017^[23])。通过智能化转型,企业可以在智能化产品上下功夫,如在产品中嵌入智能模块,不仅使产品的功能更为强大,还可以通过产品收集数据(肖静华和李文韬,2020^[24])。当获得这些数据后,企业可以分析出更多信息,有针对性地改进产品,进一步增强竞争优势。同时,智能化转型赋予企业满足差异化的能力:一是智能化使企业与客户之间的沟通更加便捷,二是智能化使企业的研发能力更强,三是智能化有效地降低了企业的成本(王泽宇,2020^[25])。特别是第三点,由于客户需求不一样,无法实现大规模生产,企业需要付出更多的人力、物力,导致“高成本”,困扰着产品个性化的实现。通过智能化转型,企业能够及时响应市场变化,相对快速地调整企业产品/服务,满足市场需求;更能应对市场竞争,在满足个性化需求的情况下,实现规模化生产(翟胜宝等,2021^[26])。综上,在智能化转型下,企业既能够提供有别于其他企业的产品/服务,也能够针对差异化的需求,提供差异化的产品/服务,有助于品牌建设,赢得更多客户,带来竞争优势,提升企业业绩。基于此,本文提出研究假设 2a:

H2a: 差异化战略在制造业企业智能化转型对企业业绩的影响过程中发挥中介效应。

2. 成本领先战略。

智能化促进了企业内部和外部的信息交流,不仅有助于降低上下游反馈信息的获取成本,同时也降低

信息搜索和知识共享的成本（韩会朝和徐康宁，2020^[27]）；企业信息的智能采集和分析可以提高企业生产管理的效率，有助于降低市场交易成本、库存成本，例如，客户先发出采购申请，企业智能平台收到申请信息后才进行生产，可以大大降低企业成本（何小钢和朱国悦，2021^[28]）；借助智能化手段，企业可以发现成本控制的不利环节，从而优化对具体环节的控制，加强冗余资源的处理，提高资源利用率，降低成本（Bamiatzi 和 Kirchmaier，2014^[29]）；生产、加工、物流、仓储等系统的智能化，可以大规模替代企业的低端人力资本要素，提高生产与需求的匹配效率、部门的协同效率，有助于降低企业的整体成本（张远和李焕杰，2022^[30]）。综上，在智能化转型下，企业成本降低，利润相应地增加，有助于提升企业业绩。基于此，本文提出研究假设 2b：

H2b：成本领先战略在制造业企业智能化转型对企业业绩的影响过程中发挥中介效应。

（三）内部控制的调节效应

同时，本文认为，内部控制也会显著影响智能化转型与企业业绩之间的关系。这是因为企业的商业模式或竞争战略会影响内部控制，反过来，内部控制也会影响企业竞争战略的制定及其执行效果（杨德明和史亚雅，2018^[31]）。

内部控制作为企业治理机制的重要组成部分，构成企业控制风险、把握机会的核心能力，贯穿于企业发展的方方面面。内部控制具有规范性，在企业经营管理中起着过程监督和制度引导的作用（田丹等，2022^[32]）。确保经营管理目标的实现是内部控制的主要目标，提升企业业绩是内部控制的使命：一是内部控制可以有效限制管理层在会计方面的选择权，促进企业的合法合规经营；二是内部控制可以促进企业科学决策、稳定经营，增强企业可持续发展能力；三是内部控制有助于形成良好的文化和环境，更有利于内部控制目标的实现（郑莉莉和刘晨，2021^[33]）。显然，内部控制质量高意味着企业建立起权威和规范的规章制度，通过有效的权力制衡机制、严格的决策流程及内部监督制度合理配置管理层的责权利，从而使管理层能够根据企业的经营状况进行合理的规划，更加真实地预测未来的业务量，做出更加合理的经营决策（伊力奇等，2020^[34]）。

内部控制不仅可以通过预防风险来减少企业业绩

损失，还可以通过提高企业能力来提高业绩：一是内部控制质量高有助于遏制管理层机会主义行为的发生，改善股东与管理层之间的代理冲突，降低委托代理成本，提高企业业绩；二是内部控制质量高有助于调动企业员工的积极性、主动性及创造性，提高工作效率，提高企业业绩；三是内部控制质量高有助于提高企业会计信息披露质量，缓解融资约束，降低融资成本，提高企业业绩（曾建中，2022^[35]）。同时，内部控制与竞争战略有着天然的密切关系，可以保证竞争战略目标的实现：内部控制质量高可以抑制企业的低效投资，通过优化竞争战略选择，提高竞争战略实施效率；及时有效地识别竞争战略中的风险，制定企业各级风险应对策略，降低风险对企业业绩的影响；降低竞争战略目标与实施脱节的风险，提高组织结构调整的效率和效果，节约学习成本和试错成本，提高企业业绩（武恒光等，2020^[36]）。

综上，内部控制质量高可以为智能化转型提供基础保障，规范企业内部各职能部门的业务流程运作，有效约束管理层的自利行为，提高企业决策的科学性和生产经营的稳定性，降低智能化转型中的相关风险，提高决策执行的效率与效果，及时反馈决策的实际实施情况，整体上提升企业业绩。基于此，本文提出研究假设 3：

H3：内部控制在制造业企业智能化转型对企业业绩的影响过程中发挥正向调节效应。

三、研究设计

（一）样本选取及数据来源

由于 2015 年《中国制造 2025》发布，向前推两年，更能代表我国制造业企业智能化转型“从无到有”的过程，所以本文选取 2013—2019 年沪深 A 股制造业上市企业为研究样本。为了提高研究数据的质量，剔除相关财务数据缺失和模糊不清、样本期间发生重大资产重组和主营业务变动及 ST、*ST 类制造业企业。为了真实反映制造业企业的情况，保留总体样本数据的细节，最终获得 9 355 个“企业-年度”观测值（共 2 095 家样本企业）。智能化转型数据是利用 python 软件从上海证券交易所、深圳证券交易所官方网站制造业企业年报中抓取，并进行加工、整理、分析得来；财务数据、公司治理数据等主要来自 CSMAR 数据库，且将所有连续变量进行了上下 1% 的

缩尾 (winsorize) 处理。

(二) 研究变量的选择

1. 被解释变量。

企业业绩 (Performance)。选取每股收益 (EPS) 和总资产收益率 (ROA) 分别来衡量, 其中使用净利润与其已发行总股票数之比来计算每股收益, 使用净利润与总资产之比来计算总资产收益率 (李倩和焦豪, 2021^[37]; 王晓艳和温东子, 2020^[38])。在稳健型检验中, 选取净资产收益率 (ROE) 来衡量企业业绩, 并使用企业净利润与平均净资产之比来计算。

2. 解释变量。

智能化转型 (AI)。选取智能化指数 (AI_I) 来衡量制造业企业智能化转型的“量”; 选取虚拟变量智能化程度指数 (AI_D) 来衡量智能化转型的“度”, 进行稳健性检验。其中, AI_I、AI_D 数据是通过文本分析法获取的, 步骤为 (倪克金和刘修岩, 2021^[20]): 第一步, 根据《新一代人工智能发展规划》《国家新一代人工智能标准体系建设指南》《智能制造发展规划 (2016—2020 年)》等综合分析、筛选、确定 86 个智能技术类关键词 (包括人工智能、深度学习、机器感知、生物识别、情感计算、自然语言处理等) 和 28 个智能化转型关键词 (包括智能识别、智能制造、主动制造等)。第二步, 通过 python 爬虫模块, 从沪深证券交易所官网收集、整理企业年报。第三步, 识别提取每个企业每年智能化关键词、智能技术关键词的肯定表达, 并剔除非本企业的“智能化转型”关键词 (如股东、供应商、客户等简介中含有的), 生成关键词计数统计的面板数据。第四步, 使用第 i 个样本企业第 t 年的智能化关键词统计次数与第 t 年样本总体统计数的比值, 生成该企业当年的智能化指数 (AI_I)。第五步, 若企业当年智能化关键词和智能化技术关键词统计都小于当年总体样本中位数, 则 AI_D 为 0; 当关键词统计只有一个小于当年总体样本中位数时, 则 AI_D 为 1; 当关

键词统计都大于当年总体样本中位数, 则 AI_D 为 2。

3. 中介变量 (Strategy)。

差异化战略 (Difference)。参考宋玉禄和陈欣 (2020)^[39] 的研究, 选取销售毛利率 (Mlv) 和流动资产周转率 (Liq) 来分别衡量企业的差异化战略。其中, 使用企业当年毛利 (营业收入与营业成本之差) 与营业收入之比来计算销售毛利率, 使用企业当年主营业务收入净额与平均流动资产总额之比来计算流动资产周转率。销售毛利率 (Mlv)、流动资产周转率 (Liq) 的值越大, 说明制造业企业差异化战略程度越高。

成本领先战略 (Cost)。参考杨德明和刘泳文 (2018)^[22] 的研究, 选取主营营业成本与销售费用之和除以销售收入来衡量企业的成本领先战略。成本领先战略 (Cost) 的值越小, 说明制造业企业成本领先战略程度越高。

4. 调节变量。

内部控制 (IC)。参考陈红等 (2018)^[40] 的研究, 选取迪博内部控制与风险管理数据库 (DIB) 提供的内部控制指数来衡量。

5. 控制变量 (Controls)。

为了减小回归模型的误差, 参考孙健等 (2017)^[41]、张秋实和张莉芳 (2021)^[42] 的研究, 选择以下指标作为控制变量: 经济增长 (GDP)、主营业务增长 (Growth)、企业全要素生产率 (TFP)、企业规模 (Size)、产权性质 (State)、资产负债率 (Lev)、总资产周转率 (TO)、人力资本密度 (EI)、固定资产密度 (FI)、总资产密度 (Intensity)、独立董事占比 (ID)、两职合一 (Same)、管理层持股比例 (MH)、高管激励 (MP)、政府补贴 (GS)、上市年龄 (Age) 等。控制变量不仅涵盖反映制造业企业运营的重要经济变量, 还包括反映企业商业模式的重要变量, 以及影响企业内部控制的变量。

具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	每股收益	EPS	净利润/总股数
	总资产收益率	ROA	净利润/总资产
解释变量	智能化指数	AI_I	当年企业智能化关键词计数的行业占比
	智能化程度指数	AI_D	见“2. 解释变量”部分, 分别取 0、1 和 2

续前表

	变量名称	变量符号	变量定义
中介变量	销售毛利率	<i>Mbv</i>	(主营业务收入-主营业务成本)/营业收入
	流动资产周转率	<i>Liq</i>	主营业务收入/平均流动资产期末总额
	成本领先战略	<i>Cost</i>	(主营业务成本+主营销售费用)/销售收入
调节变量	内部控制	<i>IC</i>	迪博内部控制指数
控制变量	经济增长	<i>GDP</i>	企业所在城市当年相对于上年 GDP 的增长率
	主营业务增长	<i>Growth</i>	(主营业务收入-上年主营业务收入)/上年主营业务收入
	全要素生产率	<i>TFP</i>	LP 法计算企业当年全要素生产率
	企业规模	<i>Size</i>	ln(总资产)
	产权性质	<i>State</i>	虚拟变量, 若是国企取 1, 否则取 0
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	总资产周转率	<i>TO</i>	营业收入/总资产
	人力资本密度	<i>EI</i>	年末员工人数/营业收入(百万元)
	固定资产密度	<i>FI</i>	固定资产总额/营业收入
	总资产密度	<i>Intensity</i>	总资产/营业收入
	独立董事占比	<i>ID</i>	独立董事人数/董事会人数
	两职合一	<i>Same</i>	虚拟变量, 若董事长与总经理同为一人取 1, 否则取 0
	管理层持股比例	<i>MH</i>	年末管理层持股数/企业总股数
	高管激励	<i>MP</i>	ln(高管收入)
	政府补贴	<i>GS</i>	政府补贴/主营业务收入
上市年龄	<i>Age</i>	ln(当年年份-上市年份+1)	

(三) 研究模型

结合本文所提出的假设, 参考 Baron 和 Kenny (1986)^[43]、杨德明和刘泳文 (2018)^[22] 的研究, 将基准回归模型构建为:

$$Performance_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AI_{it} + \sum \beta_j Controls_{it}^j + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为检验竞争战略的中介效应, 参考温忠麟和叶宝娟 (2014)^[44] 的研究, 在模型 (1) 的基础上, 构建如下中介效应模型:

$$Strategy_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AI_{it} + \sum \beta_j Controls_{it}^j + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Performance_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AI_{it} + \alpha_2 Strategy_{it} + \sum \beta_j Controls_{it}^j + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, *i* 为企业个体, *t* 为年份, *j* 为主要控制变量个

数; *Controls^j* 为第 *j* 个控制变量, δ_t 、 μ_i 、 ε_{it} 分别为行业固定效应、年度固定效应及随机误差项。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。每股收益 (EPS) 的最大值和最小值分别为 2.420 0 和 -1.260 0, 总资产收益率 (ROA) 的最大值和最小值分别为 0.191 8 和 -0.228 2, 表明样本企业之间的盈利能力具有明显的差异, 且样本内存在一定数量的亏损企业。智能化指数 (AI_I) 的均值和中位数分别为 0.000 7、0.000 3, 智能化程度指数 (AI_D) 的均值和中位数为 1.464 1、2, 表明智能化转型已成为制造业企业的共识, 而不同制造业企业在智能化转型方面存在一定的差异。其他变量的统计结果均在合理范围内, 不再赘述。

表2 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>EPS</i>	0.325 2	0.500 3	-1.260 0	0.230 0	2.420 0
<i>ROA</i>	0.037 1	0.058 1	-0.228 2	0.034 8	0.191 8
<i>AI_I</i>	0.000 7	0.001 3	0.000 0	0.000 3	0.019 3
<i>AI_D</i>	1.464 1	0.870 2	0.000 0	2.000 0	2.000 0
<i>Mlv</i>	0.281 7	0.164 0	0.006 4	0.252 1	0.806 2
<i>Liq</i>	1.216 0	0.809 3	0.216 8	1.015 2	5.001 3
<i>Cost</i>	0.801 2	0.113 2	0.449 0	0.815 6	1.038 2
<i>GDP</i>	0.077 1	0.051 7	-0.129 8	0.083 6	0.206 8
<i>Growth</i>	0.169 0	0.408 5	-0.543 6	0.101 9	2.884 9
<i>TFP</i>	13.556 0	0.957 4	6.013 9	13.541 5	17.756 0
<i>Size</i>	9.605 9	0.503 6	8.664 8	9.541 8	11.410 4
<i>State</i>	0.307 7	0.461 6	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Lev</i>	0.401 5	0.191 4	0.060 2	0.391 8	0.895 6
<i>TO</i>	0.631 3	0.371 1	0.076 3	0.553 1	2.502 0
<i>EI</i>	1.390 4	0.921 1	0.068 1	1.205 3	5.688 8
<i>FI</i>	0.480 6	0.430 7	0.005 4	0.370 1	3.764 1
<i>Intensity</i>	2.156 1	1.475 6	0.398 5	1.807 9	13.096 3
<i>ID</i>	0.375 7	0.053 9	0.333 3	0.333 3	0.571 4
<i>Same</i>	1.714 8	0.451 5	1.000 0	2.000 0	2.000 0
<i>MH</i>	0.075 4	0.137 4	0.000 0	0.003 4	0.579 8
<i>MP</i>	6.283 1	0.292 8	5.643 4	6.267 8	7.158 1
<i>GS</i>	0.013 2	0.017 2	0.000 0	0.007 4	0.105 7
<i>Age</i>	0.953 4	0.283 7	0.477 1	0.954 2	1.431 4

(二) 企业智能化转型对其业绩影响的主回归分析

综合本文制造业企业面板数据的特点,通过F检验、B-P检验及Hausman检验,初步选择固定效应模型。以固定效应模型检验数据的序列相关和异方差问题,结果表明,不存在序列相关但存在异方差问题。由于Hausman检验的前提为不存在自相关和异方差,重新使用Bootstrap法的Hausman检验抽样1000次检验。最终,确定选择稳健标准误的双向(个体、时间)固定效应模型。使用模型(1),进行企业智能化转型对其业绩影响的主回归分析,结果如表3所示。列(1)为使用每股收益(*EPS*)量化企业业绩的回归结果,智能化指数(*AI_I*)的系数为8.9108,在5%的水平上显著;列(3)为使用总资产收益率(*ROA*)量化企业业绩的回归结果,智能化

指数(*AI_I*)的系数为1.2425,在1%的水平上显著。列(2)为模型(1)中加入每股收益一阶滞后项(*L.EPS*)的回归结果,智能化指数(*AI_I*)的系数为8.7791,在10%的水平上显著;列(4)为模型(1)中加入总资产收益率一阶滞后项(*L.ROA*)的回归结果,智能化指数(*AI_I*)的系数为1.5344,在1%的水平上显著。上述结果表明,制造业企业智能化转型正向影响企业业绩,研究假设H1得到验证。

表3 企业智能化转型对其业绩影响的主回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>EPS</i>	<i>EPS</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>AI_I</i>	8.9108** (2.06)	8.7791* (1.77)	1.2425*** (3.05)	1.5344*** (3.58)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	EPS	EPS	ROA	ROA
L. EPS		0.151 6*** (7.10)		
L. ROA				0.057 9*** (4.67)
GDP	0.111 8 (1.60)	0.113 0 (1.48)	0.003 2 (0.51)	0.006 8 (0.99)
Growth	0.066 2*** (7.13)	0.090 3*** (8.05)	0.006 6*** (7.70)	0.007 6*** (7.58)
TFP	0.264 8*** (16.36)	0.242 7*** (13.23)	0.036 3*** (18.35)	0.033 5*** (14.88)
Size	0.006 4 (0.18)	-0.038 7 (-0.90)	-0.042 9*** (-11.07)	-0.045 5*** (-9.99)
State	0.020 4 (0.62)	-0.022 1 (-0.64)	-0.000 4 (-0.14)	-0.002 0 (-0.64)
Lev	-0.180 1*** (-3.69)	-0.149 4*** (-2.61)	-0.037 4*** (-7.65)	-0.035 8*** (-6.12)
TO	0.103 8*** (3.19)	0.088 7** (2.45)	0.018 3*** (5.72)	0.019 5*** (4.99)
EI	0.038 6*** (4.63)	0.035 8*** (3.55)	0.002 6** (2.43)	0.002 3* (1.68)
FI	-0.059 0*** (-2.89)	-0.078 5*** (-3.03)	-0.002 6 (-1.22)	-0.005 2** (-2.30)
Intensity	0.000 7 (0.11)	0.006 9 (0.90)	-0.000 1 (-0.12)	0.000 3 (0.33)
ID	-0.008 8 (-0.08)	0.008 8 (0.07)	-0.015 6* (-1.82)	-0.014 9 (-1.53)
Same	0.005 8 (0.59)	-0.000 1 (-0.01)	0.001 0 (0.90)	-0.000 7 (-0.52)
MH	0.031 9 (0.75)	-0.014 2 (-0.31)	0.006 9 (1.63)	0.000 1 (0.02)
MP	0.146 0*** (4.74)	0.137 9*** (3.76)	0.012 9*** (5.16)	0.013 2*** (4.59)
GS	1.174 0*** (3.88)	1.269 6*** (3.19)	0.179 6*** (5.15)	0.206 3*** (5.06)
Age	-0.496 1*** (-12.65)	-0.317 4*** (-5.87)	-0.023 7*** (-6.15)	-0.016 0*** (-2.91)
常数项	-3.800 6*** (-12.66)	-3.233 3*** (-8.77)	-0.092 9*** (-3.59)	-0.039 3 (-1.24)
行业与年度	控制	控制	控制	控制
N	9 355	6 962	9 355	6 962
adj. R ²	0.358 3	0.380 1	0.543 7	0.541 9

注：括号内为t值；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

(三) 内生性检验和稳健性检验

1. 引入工具变量。

考虑到企业智能化转型对其业绩的影响可能会受到内生性问题的困扰，本文利用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验(徐远彬和卢福财, 2021^[45])。选择《中国电子信息产业统计年鉴》中的“信息技术服务收入”(IIC)作为工具变量，使用企业所在省份当年信息技术服务收入的全国占比来衡量信息技术服务收入(IIC)。信息技术服务收入(IIC)与智能化指数(AI_I)相关性较高(相关系数为0.105 0，在1%的水平上显著)，符合工具变量选择标准。使用两阶段最小二乘法，进行回归，结果如表4所示。列(1)为使用每股收益(EPS)量化企业业绩的回归结果，智能化指数(AI_I)的系数为79.770 4，在1%的水平上显著；列(2)为使用总资产收益率(ROA)量化企业业绩的回归结果，智能化指数(AI_I)的系数为16.863 0，在1%的水平上显著。从回归结果可以看出，研究结论是稳健的。

表4 引入工具变量的稳健性检验

	(1)	(2)
	EPS	ROA
AI_I	79.770 4*** (2.83)	16.863 0*** (5.46)
常数项	-4.061 7*** (-34.47)	-0.391 3*** (-36.38)
控制变量	控制	控制
行业与年度	控制	控制
N	9 355	9 355
adj. R ²	0.369 1	0.517 3

2. 替换解释变量。

使用虚拟变量智能化程度指数(AI_D)来衡量制造业企业智能化转型，重新进行回归，结果如表5中列(1)、列(2)所示。列(1)为使用每股收益(EPS)量化企业业绩的回归结果，智能化程度指数(AI_D)的系数为0.003 6，在10%的水平上显著；列(2)为使用总资产收益率(ROA)量化企业业绩的回归结果，智能化程度指数(AI_D)的系数为0.000 6，在10%的水平上显著。从回归结果可以看出，研究结论也是稳健的。

3. 替换被解释变量。

使用股东视角下财务指标净资产收益率(ROE)

来量化企业业绩,以规避企业盈余管理问题。重新进行回归,结果如表5中列(3)所示。智能化指数(AI_I)的系数为2.2720,在1%的水平上显著,表明研究结论依然是稳健的。

表5 替换核心变量的稳健性检验

	替换解释变量		替换被解释变量
	(1)	(2)	(3)
	EPS	ROA	ROE
AI_D	0.0036* (2.20)	0.0006* (2.43)	
AI_I			2.2720*** (3.05)
常数项	-3.7870*** (-14.12)	-0.2444*** (-8.82)	-0.2463*** (-4.12)
控制变量	控制	控制	控制
行业与年度	控制	控制	控制
N	9355	9355	9355
$adj. R^2$	0.3647	0.5492	0.5437

(四) 竞争战略的中介效应检验

1. 差异化战略。

以销售毛利率(Mlv)来衡量企业差异化战略,通过模型(1)、模型(2)和模型(3),进行中介效应检验,结果如表6所示。列(1)智能化指数

(AI_I)的系数为8.9108,在5%的水平上显著;列(2)智能化指数(AI_I)的系数为2.4066,在5%的水平上显著;列(3)销售毛利率(Mlv)的系数为0.8542,在1%的水平上显著,表明间接效应显著。而列(3)智能化指数(AI_I)的系数为6.8551,不显著,表明直接效应不显著。Bootstrap检验显示,95%置信区间不包括0,中介效应值显著为正。结果表明,以每股收益量化企业业绩下完全中介效应显著。列(4)智能化指数(AI_I)的系数为1.2425,在1%的水平上显著;列(5)智能化指数(AI_I)的系数为2.4066,在5%的水平上显著;列(6)销售毛利率(Mlv)的系数为0.1153,在1%的水平上显著,表明间接效应显著。而列(6)智能化指数(AI_I)的系数为0.9650,在5%的水平上显著,表明直接效应显著。2.4066×0.1153和0.9650同号,表明为部分中介效应,中介效应占总效应的比例为(2.4066×0.1153)/1.2425=22.33%。Bootstrap检验显示,95%置信区间不包括0,中介效应值显著为正。结果表明,以总资产收益率量化企业业绩下,为占比22.33%的部分中介效应显著。上述结果表明,差异化战略在制造业企业智能化转型对企业业绩的影响过程中发挥中介效应,研究假设H2a得到验证。

表6 差异化战略的中介效应检验(以销售毛利率衡量差异化战略)

	每股收益			总资产收益率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EPS	Mlv	EPS	ROA	Mlv	ROA
AI_I	8.9108** (2.06)	2.4066** (2.32)	6.8551 (1.50)	1.2425*** (3.05)	2.4066** (2.32)	0.9650** (2.16)
Mlv			0.8542*** (7.36)			0.1153*** (10.44)
常数项	-3.8006*** (-12.66)	-0.0137 (-0.15)	-3.7889*** (-12.41)	-0.0929*** (-3.59)	-0.0137 (-0.15)	-0.0913*** (-3.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业与年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	9355	9355	9355	9355	9355	9355
$adj. R^2$	0.3583	0.2767	0.3789	0.5437	0.2767	0.5776
Bootstrap 中介效应检验						
中介效应值	7.7472*** (1.01)			1.1586*** (0.15)		
95%置信区间	[5.6661, 9.7658]			[0.8789, 1.4419]		
抽样次数	1000			1000		

以流动资产周转率 (*Liq*) 来衡量企业差异化战略, 通过模型 (1)、模型 (2) 和模型 (3) 进行中介效应检验, 结果如表 7 所示。列 (1) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 8.910 8, 在 5% 的水平上显著; 列 (2) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 1.666 0, 在 1% 的水平上显著; 列 (3) 流动资产周转率 (*Liq*) 的系数为 0.144 5, 在 5% 的水平上显著, 表明间接效应显著。而列 (3) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 8.881 1, 在 5% 的水平上显著, 表明直接效应显著。1.666 0×0.144 5 和 8.881 1 同号, 表明为部分中介效应, 中介效应占总效应的比例为 (1.666 0×0.144 5)/8.910 8=2.7%。Bootstrap 检验显示, 95% 置信区间不包括 0, 中介效应值显著为正。结果表明, 以每股收益量化企业业绩下, 为占比 2.7% 的部分中介效应显著。列 (4) 智能化指数 (*AI_I*) 的系

数为 1.242 5, 在 1% 的水平上显著; 列 (5) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 1.666 0, 在 1% 的水平上显著; 列 (6) 流动资产周转率 (*Liq*) 的系数为 1.105 0, 在 1% 的水平上显著, 表明间接效应显著。而列 (6) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 1.239 2, 在 1% 的水平上显著, 表明直接效应显著。1.666 0×0.105 0 和 1.239 2 同号, 表明是部分中介效应, 中介效应占总效应的比例为 (1.666 0×0.105 0)/1.242 5=14%。Bootstrap 检验显示, 95% 置信区间不包括 0, 中介效应值显著为正。结果表明, 以总资产收益率量化企业业绩下, 为占比 14% 的部分中介效应显著。上述结果亦表明, 差异化战略在制造业企业智能化转型对企业业绩的影响过程中发挥中介效应, 研究假设 H2a 得到验证。

表 7 差异化战略的中介效应检验 (以流动资产周转率衡量差异化战略)

	每股收益			总资产收益率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>EPS</i>	<i>Liq</i>	<i>EPS</i>	<i>ROA</i>	<i>Liq</i>	<i>ROA</i>
<i>AI_I</i>	8.910 8** (2.06)	1.666 0*** (2.20)	8.881 1** (2.04)	1.242 5*** (3.05)	1.666 0*** (2.20)	1.239 2*** (3.03)
<i>Liq</i>			0.144 5** (2.40)			1.105 0*** (3.00)
常数项	-3.800 6*** (-12.66)	0.469 5 (0.94)	-3.779 7*** (-12.63)	-0.092 9*** (-3.59)	0.469 5 (0.94)	-0.090 6*** (-3.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业与年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 355	9 355	9 355	9 355	9 355	9 355
<i>adj. R</i> ²	0.358 3	0.546 1	0.359 7	0.543 7	0.546 1	0.545 3
Bootstrap 中介效应检验						
中介效应值	5.429 7*** (0.71)			0.441 6*** (0.84)		
95% 置信区间	[6.957 9, 4.136 6]			[0.603 3, 0.275 1]		
抽样次数	1 000			1 000		

2. 成本领先战略。

通过模型 (1)、模型 (2) 和模型 (3), 进行成本领先战略 (*Cost*) 中介效应检验, 结果如表 8 所示。列 (1) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 8.910 8, 在 5% 的水平上显著; 列 (2) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 -1.577 9, 不显著; 列 (3) 成本领先战略 (*Cost*) 的系数为 -1.126 2, 在 1% 的水平上显著, 结合 Bootstrap 检验结果, 表明间接效应显著。而列

(3) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 7.133 7, 不显著, 表明直接效应不显著。Bootstrap 检验显示, 95% 置信区间不包括 0, 中介效应值显著为正。结果表明, 以每股收益量化企业业绩下, 为完全中介效应显著。列 (4) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 1.242 5, 在 1% 的水平上显著; 列 (5) 智能化指数 (*AI_I*) 的系数为 -1.577 9, 不显著; 列 (6) 成本领先战略 (*Cost*) 的系数为 -0.153 1, 在 1% 的水平上显著, 结

合 Bootstrap 检验结果,表明间接效应显著。而列(6)智能化指数 (AI_I) 的系数为 1.001 0, 在 10% 的水平上显著,表明直接效应显著。 $(-1.577 9) \times (-0.153 1)$ 和 1.001 0 同号,表明为部分中介效应,中介效应占总效应的比例为 $(-1.577 9) \times (-0.153 1) / 1.242 5 = 19.44\%$ 。Bootstrap 检验显示,95% 置信区

间不包括 0,中介效应值显著为正。结果表明,以总资产收益率量化企业业绩下,为占比 19.44% 的部分中介效应显著。上述结果表明,成本领先战略在制造业企业智能化转型对企业业绩的影响过程中发挥中介效应,研究假设 H2b 得到验证。

表 8 成本领先战略的中介效应检验

	每股收益			总资产收益率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>EPS</i>	<i>Cost</i>	<i>EPS</i>	<i>ROA</i>	<i>Cost</i>	<i>ROA</i>
AI_I	8.910 8** (2.06)	-1.577 9 (-1.22)	7.133 7 (1.44)	1.242 5*** (3.05)	-1.577 9 (-1.22)	1.001 0* (1.90)
<i>Cost</i>			-1.126 2*** (-8.03)			-0.153 1*** (-10.39)
常数项	-3.800 6*** (-12.66)	1.081 5*** (14.51)	-2.582 7*** (-8.24)	-0.092 9*** (-3.59)	1.081 5*** (14.51)	0.072 6*** (2.60)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业与年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 355	9 355	9 355	9 355	9 355	9 355
<i>adj. R</i> ²	0.358 3	0.307 2	0.390 3	0.543 7	0.307 2	0.597 1
Bootstrap 中介效应检验						
中介效应值	13.144 5*** (1.90)			1.985 3*** (0.30)		
95% 置信区间	[9.901 9, 17.204 4]			[1.490 6, 2.624 3]		
抽样次数	1 000			1 000		

(五) 内部控制的调节效应检验

表 9 报告了内部控制在“智能化转型、差异化战略(销售毛利率)与制造业企业业绩”中的调节效应检验。列(1)智能化指数与内部控制交乘项($AI_I \times IC$)的系数为 0.919 3,不显著。列(2)和列(4)差异化战略与内部控制交乘项($Mlv \times IC$)的系数分别为 0.131 5 和 0.018 2,都在 1% 的水平上显

著。列(3)和列(5)智能化指数与内部控制交乘项($AI_I \times IC$)的系数分别为 2.209 6 和 -0.376 1,都不显著;差异化战略与内部控制交乘项($Mlv \times IC$)的系数分别为 0.130 7 和 0.018 3,都在 1% 的水平上显著。上述结果表明,内部控制显著的正向调节效应存在于差异化战略对企业业绩的影响中,研究假设 H3 得到验证。

表 9 内部控制的调节效应检验(以销售毛利率衡量差异化战略)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Mlv</i>	<i>EPS</i>	<i>EPS</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
AI_I	1.921 6* (1.67)	7.157 2*** (4.64)	5.990 5** (3.67)	1.005 6** (3.56)	1.204 2*** (4.10)
<i>IC</i>	0.000 6 (0.42)	0.014 1 (1.65)	0.012 7 (1.54)	-0.000 5 (-0.95)	-0.000 3 (-0.58)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Mlv</i>	<i>EPS</i>	<i>EPS</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>AI_I</i> × <i>IC</i>	0.919 3 (1.17)		2.209 6 (1.75)		-0.376 1 (-1.89)
<i>Mlv</i>		0.782 0*** (6.47)	0.782 0*** (6.46)	0.105 7*** (9.81)	0.105 7*** (9.82)
<i>Mlv</i> × <i>IC</i>		0.131 5*** (3.90)	0.130 7*** (3.82)	0.018 2*** (4.40)	0.018 3*** (4.44)
常数项	-0.013 5 (-0.15)	-3.804 8*** (-16.10)	-3.804 1*** (-16.08)	-0.093 4*** (-5.57)	-0.093 5*** (-5.60)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业与年度	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 355	9 355	9 355	9 355	9 355
<i>adj. R</i> ²	0.276 8	0.388 1	0.378 3	0.541 2	0.593 8

表 10 报告了内部控制在“智能化转型、差异化战略（流动资产周转率）与制造业企业业绩”中的调节效应检验。列（1）智能化指数与内部控制交乘项（*AI_I*×*IC*）的系数为 3.187 2，在 10%的水平上显著。列（2）和列（4）差异化战略与内部控制交乘项（*Liq*×*IC*）的系数分别为 0.004 8 和 0.000 8，都在 10%的水平上显著。列（3）和列（5）智能化指

数与内部控制交乘项（*AI_I*×*IC*）的系数分别为 4.186 1 和 0.112 8，分别在 5% 和 10%的水平上显著；差异化战略与内部控制交乘项（*Liq*×*IC*）的系数分别为 0.006 0 和 0.000 7，分别在 5% 和 10%的水平上显著。上述结果表明，内部控制发挥显著的正向调节效应，研究假设 H3 得到验证。

表 10 内部控制的调节效应检验（以流动资产周转率衡量差异化战略）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Liq</i>	<i>EPS</i>	<i>EPS</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>AI_I</i>	1.433 3*** (3.63)	8.855 0*** (4.63)	6.637 8** (3.16)	1.234 5** (3.41)	1.294 2** (3.28)
<i>IC</i>	0.015 5* (1.45)	0.047 8*** (4.93)	0.043 3*** (3.80)	0.004 0*** (4.68)	0.004 1*** (3.83)
<i>AI_I</i> × <i>IC</i>	3.187 2* (1.47)		4.186 1** (2.60)		0.112 8* (1.45)
<i>Liq</i>		0.048 2*** (12.47)	0.048 9*** (12.36)	0.005 5*** (-6.65)	0.005 5*** (-6.80)
<i>Liq</i> × <i>IC</i>		0.004 8* (2.05)	0.006 0** (2.26)	0.000 8* (2.39)	0.000 7* (2.18)
常数项	-1.004 2*** (-7.62)	-3.772 6*** (-15.01)	-3.769 1*** (-14.97)	-0.089 3*** (-5.18)	-0.089 4*** (-5.23)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业与年度	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 355	9 355	9 355	9 355	9 355
<i>adj. R</i> ²	0.710 1	0.486 7	0.412 6	0.412 2	0.460 2

表 11 报告了内部控制在“智能化转型、成本领先战略与制造业企业业绩”中的调节效应检验。列(1)智能化指数与内部控制交乘项($AI_I \times IC$)的系数为-0.427 3, 在 5%的水平上显著。列(2)和列(4)成本领先战略与内部控制交乘项($Cost \times IC$)的系数分别为 0.072 0 和 0.116 2, 都在 10%的水平上显著。列(3)和列(5)智能化指数与内部控制交

乘项($AI_I \times IC$)的系数分别为 0.932 9 和 0.531 6, 分别在 5%和 10%的水平上显著;成本领先战略与内部控制交乘项($Cost \times IC$)的系数分别为 0.069 1 和 0.153 8, 都在 10%的水平上显著。上述结果表明,内部控制发挥显著的正向调节效应,研究假设 H3 得到验证。

表 11 内部控制的调节效应检验(成本领先战略)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Cost</i>	<i>EPS</i>	<i>EPS</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>AI_I</i>	-1.646 4** (-2.02)	7.796 5*** (4.48)	6.286 9** (3.44)	1.379 1*** (2.26)	1.088 7*** (2.07)
<i>IC</i>	-0.002 6 (-0.44)	0.393 4** (3.92)	0.394 8* (3.71)	0.037 8* (2.34)	0.038 6* (2.51)
<i>AI_I \times IC</i>	-0.427 3** (-1.23)		0.932 9** (1.19)		0.531 6* (1.45)
<i>Cost</i>		-0.465 8* (-1.37)	-0.415 2 (-1.34)	-0.096 3* (-2.42)	-0.091 1 (-1.29)
<i>Cost \times IC</i>		0.072 0* (1.83)	0.069 1* (1.82)	0.116 2* (2.26)	0.153 8* (2.35)
常数项	1.081 3*** (39.53)	-3.085 7*** (-27.73)	-3.086 6*** (-27.71)	-0.050 6*** (-6.17)	-0.051 2*** (-6.23)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业与年度	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 355	9 355	9 355	9 355	9 355
<i>adj. R</i> ²	0.324 8	0.502 2	0.502 1	0.708 5	0.708 5

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文应用 2013—2019 年沪深 A 股上市制造业企业相关数据,实证检验了企业智能化转型通过竞争战略对其业绩的影响,并考察了内部控制对这一关系的调节效应,得到以下主要研究结论:

第一,制造业企业智能化转型能够有效提升其业绩。本研究将智能化转型作为解释变量,检验其对企业业绩的直接影响,证实智能化转型能够提升企业业绩,佐证了智能化转型符合企业高质量发展的诉求。智能化转型能够使企业在研发、采购、生产及服务等环节获得帮助,可以提高沟通效率、创新能力、生产效率、产品竞争力及客户服务能力等,降低生产成

本、管理成本及服务成本等,从而提升企业业绩。

第二,制造业企业智能化转型能够通过差异化战略、成本领先战略提升其业绩。智能化转型能够通过差异化战略推动企业业绩的提升,表明智能化转型所形成的差异化不容易被学习、模仿。智能化转型在成本方面带来的效应是明显的,智能化转型能够通过成本领先战略推动企业业绩的提升印证了这一点。显然,竞争战略的中介效应检验,为制造业企业智能化转型中选择合适的战略提供了理论依据。

第三,内部控制在竞争战略的中介效应中具有显著的正向调节效应。本研究证实,在竞争战略的中介效应中,内部控制显著的正向调节效应仅存在于差异化战略对企业业绩的影响,而在以流动资产周转率衡量差异化战略、成本领先战略中介效应中具有显著的

正向调节效应。表明内部控制会影响企业竞争战略的制定及其执行效果,内部控制质量较高的企业更能通过智能化转型提升企业业绩。

(二) 管理启示

基于制造业企业智能化转型对其业绩影响的研究结论,获得以下管理启示:

第一,制造业企业应深化智能化转型,提升整体智能化水平。企业应注重智能化转型的系统性,逐步将智能技术嵌入企业生产运营中,适时对现有资源进行智能化改造,持续对企业经营管理进行智能化转型。企业应通过竞争战略将智能化转型落到实处,并充分发挥其对企业业绩的提升效应。例如,推进智能化的同时,促进技术创新,切实地生产出更多满足不同需求的、更具竞争力的差异化产品/服务,对提升企业业绩形成长期影响;借助智能化转型,从生产、销售、管理等方面降低企业成本。

第二,制造业企业应结合智能化转型实际,选择合适的竞争战略。企业进行智能化转型时,应提前做好战略规划。兼具成本领先与差异化,是借助智能化转型更好地获得竞争优势的必要选择。企业应积极进行技术创新、效率提高等,实现差异化,形成更稳定、更长期的竞争门槛;利用智能技术的精准分析,找出各业务环节成本控制的不足之处,实现更精准的成本控制;借助智能信息平台,充分挖掘各类信息,

积极学习先进的成本控制手段与方法,缩小与行业领先企业在成本控制方面的差距。

第三,制造业企业应加强内部控制建设,为智能化转型提供支持。面对智能化转型,企业应从内部控制的主要要素入手,弥补现行内部控制体系存在的不足,加强内部控制制度建设,确保内部控制的运行效率,更好地提高内部控制水平。同时,企业应增强战略定位与管理层预期的有效性与合理性,正确把握外部环境的变化,尝试用智能化思维进行组织创新和制度创新;加强企业信息系统的整合,通过智能化转型实现决策所需数据共享,完善内部控制。

(三) 局限与展望

本研究力求在研究设计和实施过程中保持科学严谨,深入探讨了企业智能化转型对其业绩的影响,但仍存在一定的局限性。未来可以从以下两个方面进行拓展研究:第一,本文是通过文本分析法获得智能化指数、智能化程度指数来衡量智能化转型,未来可以考虑企业内部生产、运营等智能化转型程度,以及企业智能化转型的投入、速度等,完善智能化转型的衡量方式。第二,本文选择竞争战略的中介效应分析,而智能化转型与企业业绩之间可能还有其他中介变量,如商业模式创新等,未来可以对这些中介变量进行研究,进而对企业智能化转型对其业绩影响形成更全面的认知。

参考文献

- [1] 李婉红,王帆.智能化转型、成本粘性与企业绩效——基于传统制造企业的实证检验[J].科学学研究,2022(1):91-102.
- [2] Banalieva E R, Dhanaraj C. Internalization Theory for the Digital Economy [J]. Journal of International Business Studies, 2019, 50 (8): 1372-1387.
- [3] 邵婧婷.数字化、智能化技术对企业价值链的重塑研究[J].经济纵横,2019(9):95-102.
- [4] Baqaee D, Farhi E. The Macroeconomic Impact of Microeconomic Shocks: Beyond Hulten's Theorem [J]. Econometrica, 2019, 87 (4): 1155-1203.
- [5] 王兵,王启超.全要素生产率、资源错配与工业智能化战略——基于广东企业的分析[J].广东社会科学,2019(5):17-26.
- [6] Sussan F, Acs Z J. The Digital Entrepreneurial Ecosystem [J]. Small Business Economics, 2017, 49 (1): 55-73.
- [7] 温湖炜,钟启明.智能化发展对企业全要素生产率的影响——来自制造业上市公司的证据[J].中国科技论坛,2021(1):84-94.
- [8] Nadkarni S, Prügl R. Digital Transformation: A Review, Synthesis and Opportunities for Future Research [J]. Management Review Quarterly, 2021, 71 (2): 233-341.
- [9] 邓悦,蒋婉仪.智能化转型何以激发企业创新?——基于制造业劳动力多样性的解释[J].改革,2022(9):108-122.
- [10] 宣畅,张万里.智能化对企业生产绩效的微观影响机理——以产能利用率和盈利能力为例[J].科学学与科学技术管理,2021(11):96-119.
- [11] 占华,后梦婷,檀菲菲.智能化发展对中国企业绿色创新的影响——基于新能源产业上市公司的证据[J].资源科学,2022(5):984-993.
- [12] 孟凡生,赵刚.中国制造企业创新柔性 with 智能化转型关系的实证研究——基于商业模式创新和环境动态性的中介调节效应[J].预测,2018(6):1-8.
- [13] 高锡荣,王兴蓉.信息空间视域下用户创新的智能化赋能机制研究[J].技术经济,2020(12):89-99.

- [14] Acemoglu D, Restrepo P. The Race between Man and Machine; Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment [J]. The American Economic Review, 2018, 108 (6): 1488-1542.
- [15] 王毅, 刘钾. 消费者多样化寻求行为的产生、动机与发展 [J]. 中国流通经济, 2021 (1): 60-69.
- [16] Acemoglu D, Restrepo P. Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor [J]. Journal of Economic Perspectives, 2019, 33 (2): 3-30.
- [17] 顾丽敏, 李嘉. 人工智能对企业知识管理的影响研究 [J]. 学海, 2020 (6): 39-44.
- [18] 郑琼洁, 王高凤. 人工智能技术应用与中国制造业企业生产率——兼对“生产率悖论”的再检验 [J]. 学习与实践, 2021 (11): 59-69.
- [19] 冯文娜, 马佳琪. 大数据分析能力影响制造企业服务化绩效机理探究 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (2): 116-128.
- [20] 倪克金, 刘修岩. 数字化转型与企业成长: 理论逻辑与中国实践 [J]. 经济管理, 2021 (12): 79-97.
- [21] Warganegara D L, Tamara D. The Impacts of Cost Stickiness on the Profitability of Indonesian Firms [J]. International Journal of Social, Behavioral, Educational, Economic, Business and Industrial Engineering, 2014, 8 (11): 3602-3605.
- [22] 杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩 [J]. 中国工业经济, 2018 (5): 80-98.
- [23] 杨兴夏. 规模扩张、竞争战略与上市零售企业绩效 [J]. 江汉论坛, 2017 (8): 25-29.
- [24] 肖静华, 李文韬. 智能制造对企业战略变革与创新的影响——资源基础变革视角的探析 [J]. 财经问题研究, 2020 (2): 38-46.
- [25] 王泽宇. 企业人工智能技术强度与内部劳动力结构转化研究 [J]. 经济学动态, 2020 (11): 67-83.
- [26] 翟胜宝, 聂小娟, 童丽静, 程妍婷. 竞争战略、企业生命周期和企业价值 [J]. 系统工程理论与实践, 2021 (4): 846-860.
- [27] 韩会朝, 徐康宁. 智能化改造对我国企业生产率的影响研究 [J]. 南京社会科学, 2020 (4): 32-37.
- [28] 何小钢, 朱国悦. 互联网使用与企业库存决策行为: 理论机制与中国证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (12): 119-132.
- [29] Bamiatzi V C, Kirchmaier T. Strategies for Superior Performance under Adverse Conditions: A Focus on Small and Medium-sized High-growth Firms [J]. International Small Business Journal, 2014, 32 (3): 259-284.
- [30] 张远, 李焕杰. 企业智能化转型对内部劳动力结构转换的影响研究 [J]. 中国人力资源开发, 2022 (1): 98-118.
- [31] 杨德明, 史亚雅. 内部控制质量会影响企业战略行为么? ——基于互联网商业模式视角的研究 [J]. 会计研究, 2018 (2): 69-75.
- [32] 田丹, 吕文栋, 刘凯丽. 内部控制对创新风险的作用机制——基于风险缓释模型的研究 [J]. 财贸经济, 2022 (5): 129-144.
- [33] 郑莉莉, 刘晨. 新冠肺炎疫情冲击、内部控制质量与企业绩效 [J]. 审计研究, 2021 (5): 120-128.
- [34] 伊力奇, 李涛, 张婷, 李昂. 国有企业高管权力、内部控制与社会责任 [J]. 软科学, 2020 (8): 25-29.
- [35] 曾建中, 刘桂东, 庞睿. CEO 财务专长、内部控制与企业绩效——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 国际金融研究, 2022 (5): 87-96.
- [36] 武恒光, 张龙平, 马丽伟. 会计师变更、审计市场集中度与内部控制审计意见购买: 基于换“师”不换“所”的视角 [J]. 会计研究, 2020 (4): 151-182.
- [37] 李倩, 焦豪. 高管团队内薪酬差距与企业绩效——顾客需求不确定性与企业成长性的双重视角 [J]. 经济管理, 2021, 43 (6): 53-68.
- [38] 王晓艳, 温东子. 机构投资者异质性、创新投入与企业绩效——基于创业板的经验数据 [J]. 审计与经济研究, 2020 (2): 98-106.
- [39] 宋玉禄, 陈欣. 新时代企业家精神与企业价值——基于战略决策和创新效率提升视角 [J]. 华东经济管理, 2020 (4): 108-119.
- [40] 陈红, 纳超洪, 雨田木子, 等. 内部控制与研发补贴绩效研究 [J]. 管理世界, 2018 (12): 149-164.
- [41] 孙健, 袁蓉丽, 王百强. ERP 实施真的能提升企业业绩吗? [J]. 中国软科学, 2017 (8): 121-132.
- [42] 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.
- [43] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Consideration [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [44] 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.
- [45] 徐远彬, 卢福财. 互联网对制造企业价值创造的影响研究——基于价值创造环节的视角 [J]. 当代财经, 2021 (1): 3-13.

(责任编辑: 邵霖 张安平)