

# 经济学报

## China Journal of Economics

### 主 编

钱颖一 清华大学经济管理学院

### 副主编 (按姓名汉语拼音排序)

陈 钊	复旦大学	王鹏飞	北京大学
范子英	上海财经大学	翁 翕	北京大学
林 曙	香港中文大学	徐现祥	中山大学
陆方文	中国人民大学	许志伟	上海交通大学
陆 毅	清华大学	杨汝岱	北京大学
潘文卿	清华大学	尹志超	首都经济贸易大学
施新政	清华大学	郑江淮	南京大学
汤 珂	清华大学	朱英姿	清华大学
田 轩	清华大学		

### 编委会 (按姓名汉语拼音排序)

艾春荣	中国人民大学统计与大数据研究院	汪昌云	中国人民大学财政金融学院
白聚山	南开大学金融学院	王广谦	中央财经大学
蔡 昉	中国社会科学院	王 能	上海财经大学金融学院
蔡洪滨	香港大学经济及工商管理学院	王一江	长江商学院
蔡继明	清华大学社会科学学院	魏尚进	美国哥伦比亚大学
曹泉彬	美国宾夕法尼亚州立大学、清华大学	吴冲锋	上海交通大学安泰经济与管理学院
陈学彬	复旦大学金融研究院	谢丹阳	武汉大学经济与管理学院、香港科技大学
甘 犁	西南财经大学经济与管理研究院	徐立新	世界银行
何 平	清华大学经济管理学院	徐信忠	中山大学岭南学院
赖德胜	北京师范大学经济与工商管理学院	许成钢	香港大学、长江商学院
李稻葵	清华大学经济管理学院	杨瑞龙	中国人民大学经济学院
李 奇	首都经济贸易大学国际经济管理学院	袁志刚	复旦大学经济学院
刘玉珍	北京大学光华管理学院	张 春	上海交通大学高级金融学院
裴长洪	中国社会科学院经济研究所	张俊森	香港中文大学
邱东晓	香港大学商学院	张维迎	北京大学国家发展研究院
任保平	西北大学经济管理学院	张宗益	西南财经大学金融学院
任若恩	北京航空航天大学经济管理学院	赵耀辉	北京大学国家发展研究院
沈坤荣	南京大学经济学院	周 林	上海交通大学安泰经济与管理学院
史晋川	浙江大学经济学院	朱 天	中欧国际工商学院
孙祁祥	北京大学经济学院	朱武祥	清华大学经济管理学院
陶志刚	香港大学商学院	朱晓冬	加拿大多伦多大学
田国强	上海财经大学经济学院		

### 编辑部主任

王 红 钱飒飒

《经济学报》(Jingji Xuebao) 季刊 第10卷第4期(总第40期) 2023年12月

中文社会科学引文索引(CSSCI)来源期刊(2023—2024);“复印报刊资料”重要转载来源期刊;中国科技核心期刊

主管单位	中华人民共和国教育部	出版单位	清华大学出版社有限公司
主办单位	清华大学	责任编辑	刘 洋
主 编	钱颖一	地 址	北京市海淀区清华大学学研大厦B座期刊中心 100084
编辑单位	《经济学报》编辑部	电 话	(010) 62788108-809
电话传真	(010) 62797503	印刷单位	北京中献拓方科技发展有限公司
投稿网址	www.cje.sem.tsinghua.edu.cn	邮发代号	82-177
定 价	68.00 元	订 阅 处	(010) 62778347-0506

# 经济学报

## 目 次

第 10 卷 第 4 期(总第 40 期) 2023 年 12 月

中国制造业上市公司无形资产核算与动态变迁 .....	戴严科 邱旋 顾研/1
创新补贴、内生增长与产业结构转型:理论与实证 .....	王高望 李芳慧/30
注册制的效用 ——基于承销商声誉与债券违约 .....	张上冉 朱玉杰 罗玫/65
高管人才选拔观与全要素生产率:内部晋级还是外部引进 .....	胡志亮 郑明贵 尤碧莹/91
政策不确定性与企业负债:基于金融生态环境视角 .....	宫汝凯/125
会计诚信、审计质量与公司价值 ——基于中国沪深 A 股上市公司的经验证据 .....	卜美文/163
宗教信仰、时间偏好与金融素养 .....	张晓云/198
交通基础设施升级与旅游经济高质量发展 ——基于高铁开通的实证研究 .....	田坤 行伟波 黄坤/227
地方政府间合作有利于提高企业全要素生产率吗 ——来自长三角城市群的经验证据 .....	杨建坤 曾龙 陈淑云/252
产业政策与企业生产率 ——来自《中国制造 2025》颁布的准自然实验 .....	潘凌云/284
异质性要素替代弹性、有偏技术进步与中国结构转型 .....	卓玛草/305
初中生交友的溢出效应:学习成绩、认知与非认知能力 .....	倪晨旭 王震/337

# China Journal of Economics

## CONTENTS

Volume 10, Number 4, December 2023

---

Accounting and Dynamic Adjustment of Intangible Capital of Chinese Listed Manufacturing Firms .....	Yanke Dai Xuan Qiu Yan Gu/1
Innovation Subsidy, Endogenous Growth, and Industrial Structural Transformations: Theory and Evidence .....	Gaowang Wang Fanghui Li/30
Bond Defaults and Reputation of Underwriters under Different Issuing Mechanisms .....	Shangran Zhang Yujie Zhu Mei Luo/65
The Concept of Executive Talent Selection and Total Factor Productivity: Internal Promotion or External Introduction .....	Zhiliang Hu Minggui Zheng Biying You/91
Policy Uncertainty and Corporate Leverage: Based on Financial Ecological Environment Perspectives .....	Rukai Gong/125
Accounting Integrity, Audit Quality, and Corporate Value—Based on the Empirical Evidence of Chinese A-share Listed Companies in Shanghai and Shenzhen .....	Meiwen Bu/163
Religious Beliefs, Time Preference, and Financial Literacy ...	Xiaoyun Zhang/198
Transportation Infrastructure Upgrading and High-quality Development of Tourism Economy: An Empirical Study Based on the Opening of High-speed Railway .....	Kun Tian Weibo Xing Kun Huang/227
Is Intermunicipal Cooperation Conducive to Improving Total Factor Productivity of Firms—Empirical Evidence from the Yangtze River Delta Urban Agglomeration .....	Jiankun Yang Long Zeng Shuyun Chen/252
The “Made in China 2025” Plan and Firm Productivity .....	Lingyun Pan/284
Heterogeneous Elasticity of Factor Substitution, Biased Technical Change, and China’s Structural Transformation .....	Zhuoma Cao/305
Spillover Effects of Friendships among Middle School Students: Academic Performance, Cognitive, and Non-cognitive Abilities .....	Chenxu Ni Zhen Wang/337

# 中国制造业上市公司无形资本核算与动态变迁<sup>1</sup>

戴严科<sup>2</sup> 邱旋<sup>3</sup> 顾研<sup>4</sup>

**摘要** 基于 Kieso et al. (2010)、Peters and Taylor (2017) 等的前沿方法,结合我国制度背景和企业特征,本文首次在企业层面核算了2007—2019年我国制造业上市公司的无形资本存量,并考察了企业无形资本强度的动态变迁及原因。结果显示:①2007年以来,我国制造业上市公司的无形资本存量增长迅速,控制规模影响后的企业无形资本强度总体上也呈上升趋势,但2015年之后明显放缓甚至有所下降,组织资本强度下降是主要原因;②不同类型企业中,非国有、高科技和东部地区企业的无形资本积累表现相对更好;③分解无形资本强度变迁原因,企业间配置效应的作用最为突出,进入退出效应的影响近年则逐渐显现。

**关键词** 无形资本;知识资本;组织资本;动态变迁

## 0 引言

当前无形资本在宏观经济增长和企业生产经营中的作用愈加重要。根据田侃等(2016)的测算,无形资本对我国经济增长的贡献率达到30%,且对推动我国结构转型升级、全球价值链攀升的作用日益突显。特别是在东南沿海地区,无形资本已经超越物质资本成为我国经济增长的主要动能(Li and Wu, 2018;郑世林和杨梦俊,2020)。在企业生产经营方面,无形资本与企业的创新能力和组织效率密不可分。一方面,企业的研发活动会积累无形资本,无形资本决定了企业的创新能力,是新经济发展的基本动能(Peters and Taylor, 2017; Belo et al., 2022);另一方面,企业的无形资本越高,往往意味着其组织效率越高,这是因为企业在员工培训、分销系统升级等过程中会积累无形资本(Hulten and Hao, 2008; Eisfeldt and Papanikolaou, 2014)。2021年《政府工作报告》指出,

1 作者感谢上海市哲学社会科学规划青年课题“知识产权质押融资与企业创新质量研究:对上海强化科技创新策源功能的启示”(项目编号:2020EJB005)的资助。

2 戴严科,上海对外经贸大学国际经贸学院讲师,E-mail:dyk@suibe.edu.cn。

3 邱旋,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生,E-mail:qiuxuan1996@163.com。

4 顾研(通讯作者),复旦大学泛海国际金融学院助理研究员,E-mail:gyapple2006@126.com。

“十四五”时期我国经济社会发展的主要目标和重大任务之一就是“坚持创新驱动发展,加快发展现代产业体系”。因此,我们应该重视无形资产的重要作用,科学合理地讨论和分析无形资产对企业经营和经济发展的影响,这对实现“十四五”规划目标具有重要现实意义。

尽管无形资产已是一个被广泛关注和讨论的热点(Falato et al., 2022; Peters and Taylor, 2017; Belo et al., 2022),但目前鲜有文献从企业层面研究我国的无形资产问题,关键原因在于缺少对我国企业无形资产的定量核算。考虑到无形资产的“无形性”特征,Kieso et al. (2010)将企业的无形资产分为外部购买和内部创造两种类型,而且相比能够直接基于财务报表得到的外部购买无形资产,Kieso et al. (2010)重点强调了较难从企业财务报表中直接识别的内部创造无形资产,包括通过研发投入(R&D)储备知识资本、通过广告发展品牌资本、通过员工培训提升人力资本等。在此基础上,Peters and Taylor(2017)提出,将内部创造无形资产进一步分为知识资本和组织资本,前者指企业研发创新带来的知识积累,后者包括广告、员工培训等实现的组织能力提升,基于研发投入、SG&A费用支出等相关会计科目,可以实现对两者的核算。

借鉴上述企业无形资产核算思路,本文对2007—2019年我国制造业上市公司的无形资产进行了核算,并探讨了企业无形资产强度的动态变迁及原因。首先,本文将企业无形资产分为外部购买和内部创造两部分,分别进行核算。外部购买无形资产对应资产负债表中的商誉和无形资产净额,直接从财务报表中获得。内部创造无形资产包括知识资本和组织资本:企业通过研发投入(R&D)积累知识资本,将研发投入视为知识资本投资,使用永续盘存法推算企业每年的知识资本存量;企业通过员工培训、广告支出、分销系统改进等积累组织资本,参考Hulten and Hao(2008)、Eisfeldt and Papanikolaou(2014)、Peters and Taylor(2017)等做法,将部分SG&A支出视为组织资本投资,使用永续盘存法推算企业每年的组织资本存量。将上述几类无形资产加总,就得到我国制造业上市公司的无形资产存量。

在此基础上,本文接着探讨我国制造业上市公司无形资产强度的动态变迁,其中,企业层面的无形资产强度采用无形资产/(固定资产净额+无形资产)定义,宏观上的无形资产强度由企业无形资产强度基于增加值加权加总。总体上看,2007年以来,我国制造业上市公司的无形资产强度整体呈上升趋势,但此趋势在2015年后明显放缓甚至略有下降。随后,基于Melitz and Polanec(2015)提出的动态OP方法,我们进一步分解企业无形资产强度变化的原因,结果发现,近年我国制造业上市公司无形资产强度上升主要是由于企业间配置效应,即无形资产强度大的企业占据了更高的市场份额。而随着无形资产强度的不断提升,企业间配置效应所起作用逐渐降低,进入退出效应的作用近年逐渐显

现,主要是新上市企业往往具有更高的无形资产强度。此外,2015年以后的企业无形资产强度增长放缓乃至出现下降,企业间配置效应和进入退出效应也同样发挥了重要作用。

本文的贡献主要体现以下两个方面。第一,本文首次从企业层面核算了我国制造业上市公司的无形资产存量,为后续开展相关研究提供了基础性铺垫。目前,对我国无形资产的核算仅在区域、产业等宏观层面(田侃等,2016;Li and Wu,2018;郑世林和杨梦俊,2020),缺少企业层面的核算。本文借鉴Kieso et al.(2010)、Peters and Taylor(2017)等的无形资产前沿方法,结合我国制度背景和企业行为特征,对我国制造业上市公司的无形资产进行了全面核算。尽管关于无形资产的定义、覆盖范围等问题目前尚无一致标准,但本文仍为我国企业无形资产研究提供了重要思路。

第二,本文详细分析了我国制造业上市公司无形资产强度的变化趋势及原因,结论对支持我国企业创新、推动企业平衡发展等具有理论价值和政策含义。当前我国经济社会正处于高速增长转向高质量增长的重要阶段,提升企业的科技创新能力、组织管理效率等软实力在这一阶段尤为关键。本文探讨2007—2019年我国制造业上市公司无形资产强度变化趋势及原因的结果显示,我国制造业上市公司无形资产强度整体上升的主要原因在于,无形资产强度大的企业占据了更高的市场份额,这凸显出无形资产对我国企业生存和发展的重要性。考虑到面临融资约束的中小企业更难以投资可抵押性较弱的无形资产(Sun and Xiaolan,2019),政策上还需重点加强对中小企业无形资产积累的鼓励和支持。

## 1 我国制造业上市公司无形资产的核算方法与结果

### 1.1 企业无形资产的分类与核算方法

目前国际上关于企业无形资产的定义、覆盖范围以及核算方法等尚无一致范式。在会计领域,根据2006年颁布的《企业会计准则第6号——无形资产》,无形资产指企业拥有或者控制的没有实物形态的可辨认非货币性资产,包括专利权、非专利技术、商标权、著作权、土地使用权、特许权等。从来源上,它们可以分为外部购买的无形资产和内部创造的无形资产两类,后者特指由企业内部研究开发项目在开发阶段的支出形成的无形资产。

经济学上定义的无形资产则泛指并非满足即时消费、预期可在未来产生持续现金流,且没有实物形态的经济资源(Corrado et al., 2005;郑世林和杨梦俊,2020)。在企业层面,前沿文献(如Kieso et al., 2010;Peters and Taylor, 2017等)同样按来源将其分为外部购买和内部创造两类,但它们相比于我国会计准则上

的划分都涵盖了更多的要素。对于外部购买的部分,如果所获非实物形态且期望可产生收益的资本不可辨认,经济学上将其划入无形资产,而根据我国会计准则企业将其计为商誉。对于内部创造的部分,经济学上涵盖了由企业研发转换而成的无形资产、反映企业创新能力的知识资本和体现企业组织能力的组织资本,而我国会计准则中只包含第一项<sup>①</sup>。

本文将采用相对更为广义的无形资产的经济定义。第一,随着并购的增加,商誉已成为企业的重要资产,无论拥有商誉的上市公司占比还是公司商誉总额都快速增加(魏志华和朱彩云,2019),因此我们在研究中将商誉计入外部购买的无形资产。第二,由于知识资本积累已成为一国成为创新领导型国家的关键动力(程惠芳和陈超,2017),在当前我国实施创新驱动发展战略的背景下,有效核算企业层面的知识资本十分必要,故此我们将其计入内部创造无形资产。第三,组织资本调整是经济波动的重要来源,大约可以解释我国经济波动的25%(许志伟和吴化斌,2012),因此我们也将其纳入内部创造无形资产进行核算。

基于上述考虑,本文具体核算方式如下。

(1) 外部购买无形资产。当一家企业从外部购买无形资产时(例如收购另一家企业),该企业通常会将资产负债表中的资产资本化为无形资产。其中,如果所获资产资本可以单独识别,如专利、软件、客户列表等,则被记入无形资产净额。如果所获资产资本不能单独识别,如人力资本、并购溢价等,则被记入商誉。因此,外部购买无形资产可以直接从资产负债表中的无形资产净额和商誉净额得到,等于商誉净额与无形资产净额的总和<sup>②</sup>。

(2) 内部创造无形资产。除了外部购买行为,企业的生产经营活动也会创造无形资产。例如,企业通过创新活动获得知识,通过广告提升品牌影响力,通过员工培训提高员工工作能力,这些都会带来无形资产的积累,但很难直接在财务报表中反映。参考 Eisfeldt and Papanikolaou (2014)、Peters and Taylor (2017)、Belo et al. (2022)等前期研究,这里我们将内部创造无形资产进一步分为知识资本和组织资本。

企业通过研发活动可以积累知识资本。我们将企业研发支出(R&D)视为

---

<sup>①</sup>《企业会计准则第6号——无形资产》第九条指出,企业研发中只有开发阶段的支出才能转化为无形资产,且转化必须同时满足下列五个条件:(一)完成该无形资产以使其能够使用或出售在技术上具有可行性;(二)具有完成该无形资产并使用或出售的意图;(三)无形资产产生经济利益的方式,包括能够证明运用该无形资产生产的产品存在市场或无形资产自身存在市场,无形资产将在内部使用的,应当证明其有用性;(四)有足够的技术、财务资源和其他资源支持,以完成该无形资产的开发,并有能力使用或出售该无形资产;(五)归属于该无形资产开发阶段的支出能够可靠地计量。

<sup>②</sup>如前文所述,企业内部研发确认为无形资产的条件十分严格,资产负债表中计入的无形资产以外部购买为主。因此,我们仍按照文献(如 Kieso et al., 2010; Peters and Taylor, 2017等)将计入资产负债表中的无形资产都归入外部购买的无形资产,尽管其中可能包含少量内部购买的无形资产。

对知识资本的投资<sup>①</sup>,使用永续盘存法估算企业的知识资本存量,具体公式如下:

$$G_{it} = (1 - \delta_{R\&D}) G_{it-1} + \frac{R\&D_{it}}{CPI_t} \quad (1)$$

其中, $G_{it}$ 为*i*企业*t*年的知识资本存量,R&D为研发支出, $\delta$ 为R&D折旧率,CPI为当年消费者价格指数,用以剔除通胀影响。

R&D折旧率 $\delta$ 是模型(1)的关键参数,不少文献已对其作了重点讨论,但仍存在一定分歧,比如Mead(2007)测算显示,商业部门的R&D折旧率总体上在12%~29%之间,OECD(2013)研究显示,纳入中小企业的全产业部门平均R&D折旧率应在8%左右。对此,美国BEA对已有研究得到的不同R&D折旧率进行变通处理,得到运输行业18%、计算机和电子行业16.5%、化学行业11%、其他行业15%的R&D折旧率设定结果(王孟欣,2011)。同时,已有关于我国R&D折旧率的测算研究更多是基于宏观视角(比如田侃等,2016;郑世林和杨梦俊,2020),仅有赵雨涵和宋旭光(2017)从微观企业层面进行了R&D折旧率的测算,但其对我国分地区大中型工业企业R&D折旧率的测算结果中,辽宁省的R&D折旧率高达100%,这一结果明显高估<sup>②</sup>。综合已有研究,我们认为R&D折旧率主要会在不同行业表现出较大差异,同一行业往往表现出较高一致性,而本文样本为制造业上市公司,根据已有研究普遍做法,我们将R&D折旧率设为15%<sup>③</sup>。

此外,使用模型(1)估计每年的知识资本存量,要先确定基期的知识资本存量 $G_{i0}$ ,这里我们以样本开始的2007年为基期,计算公式如下:

$$G_{i0} = \frac{R\&D_{i0}}{g_i^c + \delta_{R\&D}} \quad (2)$$

其中, $g_i^c$ 为*i*企业R&D的年平均增长率。

企业的组织资本投资,包括广告、销售系统支出、员工培训以及战略顾问工资等,基本进入了企业的SG&A费用。因此,参考Eisfeldt and Papanikolaou(2014)、Peters and Taylor(2017)等已有研究,我们将一部分SG&A支出视为企

① 根据《企业会计准则第6号——无形资产》,研发支出包含费用化支出和资本化支出两部分,研究阶段的支出全部费用化,开发阶段的支出在一定条件下可以资本化。企业有动机进行灵活处理,如更多的费用化可以降低税收成本,而资本化可以为后续转换为无形资产做准备。我们的数据则显示,大部分研发支出都被费用化处理,研发支出大于0样本中仅有约20%资本化支出大于0,且资本化支出大于0的样本中资本化研发支出占总研发支出比重平均仅为5.7%。因此,我们难以区分两类研发支出对知识资本积累的贡献,在核算时将两者加总后按统一标准处理。

② 作者在文中也指出这一结果很可能是因为所选样本期较短,导致模型无法捕捉研发活动在样本期外的盈利能力所致。

③ 进一步讨论中我们也参考美国BEA的分行业设定,将制造业中的计算机和电子相关制造业设为16.5%,化学化工相关制造业设为11%,研究结论保持不变。

业的组织资本投资,使用永续盘存法对企业组织资本进行核算,具体公式如下:

$$O_{it} = (1 - \delta_{SG\&A}) O_{it-1} + \theta \frac{SG\&A_{it}}{CPI_t} \quad (3)$$

其中, $O_{it}$ 为*i*企业*t*年的组织资本存量,SG&A为销售管理一般费用,也就是销售费用与管理费用的总和, $\theta$ 为SG&A中投资到组织资本的比例, $\delta$ 为SG&A折旧率,CPI为当年消费者价格指数。

SG&A投资到组织资本的比例 $\theta$ 和SG&A折旧率 $\delta$ 是模型(3)的两个关键参数,我们重点讨论它们的设定问题。首先,关于SG&A投资到组织资本的比例 $\theta$ ,Lev and Radhakrishnan(2005)强调,组织资本的大部分支出,包括IT支出、员工培训成本、品牌增强活动、向系统和战略顾问支付以及建立和维护互联网供应和分销渠道等,这些支出都包含在SG&A费用中,但SG&A费用还包含了大量的维护销售、运营等活动的基础行政开支。因此,相比杨俊仙和周洁(2016)、许自坚和王辉(2019)等将全部SG&A费用都视为对组织资本投资,本文选择沿袭Hulten and Hao(2008)、Eisfeldt and Papanikolaou(2013, 2014)、Peters and Taylor(2017)、Ewens et al.(2019)等的研究,仅将30%视作对组织资本的投资,其他70%用作产生当期利润。其次,关于SG&A折旧率 $\delta$ ,不少研究采用了与R&D折旧率相同的折旧率(比如Eisfeldt and Papanikolaou,2013;杨俊仙和周洁,2016;许自坚和王辉,2019),但12%~15%的R&D折旧率有可能低估组织资本折旧率,毕竟组织资本损耗率应当高于以积累创新资本为目的的研发投入损耗率,Eisfeldt and Papanikolaou(2013)甚至采用了10%~50%的广泛区间进行稳健性检验,本文选择沿袭Hulten and Hao(2008)、Eisfeldt and Papanikolaou(2014)、Peters and Taylor(2017)等的研究,采用0.20的组织资本折旧率设定<sup>①</sup>。

同样,使用模型(3)估计每年的组织资本存量,也要先确定基期的组织资本存量 $O_{i0}$ ,我们以2007年为基期,计算公式如下:

$$O_{i0} = \frac{\theta \times SG\&A_0}{g_i^0 + \delta} \quad (4)$$

其中, $g_i^0$ 为*i*企业SG&A的年平均增长率。

## 1.2 样本选择和数据来源

本文初始样本为2007—2019年沪、深两市所有制造业A股上市公司,公司财务数据来自CSMAR数据库和WIND数据库。首先,选择2007年作为本文样

<sup>①</sup> 基于20%折旧率得到的核算结果显示,组织资本已经是所有无形资产中存量最大的类型,若采用更低的12%或15%折旧率,得到的组织资本核算结果还会更高。此外,进一步讨论中,我们还参考郑世林和杨梦俊(2020)的宏观折旧率(43%~65%)重新进行了核算,所得结论也基本保持不变。

本初始年份是因为2007年1月1日我国开始实行新的企业会计准则,增设了关键的“研发支出”科目,这也是本文核算企业无形资产的一个关键变量;而考虑到2020年新冠疫情的影响,本文样本期间截止到2019年。其次,无形资产在不同行业之间存在很大差异,而相比服务业,无形资产在制造业企业中的作用更容易被忽视,因此本文基于制造业样本展开研究,这一样本也便于进行纵向比较。最后,参考已有研究,我们剔除了ST公司以及主营业务收入为负等基础指标异常的样本,最终得到2441家企业共18652个企业-年度观测值。此外,为了缓解异常值对研究的影响,本文也对所有企业层面连续变量做了上下1%的Winsor缩尾处理。

### 1.3 企业无形资产存量的核算结果

根据上述方法,我们核算了我国制造业上市公司的不同类型无形资产存量,表1报告了分年度统计结果。从结构上看,内部创造无形资产占比始终远大于50%,说明只考虑外部购买无形资产会极大地低估企业的无形资产积累。组织资本是内部创造无形资产中最主要的组成部分,占比始终在90%以上,这与对其他国家企业核算的结果基本一致(如Eisfeldt and Papanikolaou, 2014; Peters and Taylor, 2017)。知识资本占比相对较小。对比2007和2019年,知识资本、组织资本和外部购买无形资产的比例排序保持不变,但组织资本占比从超过73%下降到了约55%,知识资本和外部购买无形资产占比均有明显提高,前者从不到2%上升到接近4%,后者从24%上升到41%。

表1 2007—2019年我国制造业上市公司无形资产存量(单位:百亿元)

年份	知识资本	组织资本	内部创造无形资产	外部购买无形资产	总无形资产
2007	0.70	25.95	26.65	8.61	35.26
2008	0.90	32.97	33.87	13.48	47.35
2009	1.23	40.68	41.91	18.98	60.89
2010	1.63	49.77	51.40	23.76	75.16
2011	2.19	59.86	62.05	31.38	93.43
2012	3.00	68.08	71.08	39.85	110.93
2013	3.78	77.54	81.32	46.78	128.10
2014	4.68	88.26	92.94	56.23	149.17
2015	5.67	99.03	104.70	71.98	176.68
2016	7.24	114.79	122.03	93.05	215.08
2017	8.62	138.87	147.49	110.61	258.10
2018	10.05	151.54	161.59	116.56	278.15
2019	11.09	159.09	170.18	118.79	288.97

从趋势上看,2007—2019年我国制造业上市公司无形资产存量增长迅速。

总无形资产存量从不到 3500 亿元增长到接近 3 万亿元,年均增长率超过 19%。外部购买无形资产的增速略高于内部创造无形资产,前者年均增长率接近 24%,后者约为 17%。在内部创造无形资产中,知识资本存量很少,但增速较高,年均增长率接近 26%;组织资本积累相对慢些,但年均增长率也达到 16%。由此可见,样本期间我国制造业上市公司三类无形资产均保持了快速增长,结构变动只是因为初始存量较少的知识资本和外部购买无形资产的加速追赶,而非组织资本积累的停滞。

总之,上述分析结果表明,内部创造无形资产在企业无形资产中占据重要地位,忽视会严重低估企业的无形资产规模;同时,2007 年以来我国制造业上市公司的各类无形资产都在快速积累,无形资产已经成为我国企业重要的资本类型。不过,总量的增长并不能直接反映无形资产对企业的作用,接下来我们就对此进行详细的实证讨论。

## 2 我国制造业上市公司无形资产强度的动态变迁

表 1 结果显示,我国制造业上市公司无形资产总量在 2007—2019 年的样本期间快速增长。考虑到同期伴随的企业规模扩张,我们进一步构建企业无形资产强度指标,通过控制规模影响以更准确地刻画企业无形资产投资表现。度量指标参考 Eisfeldt and Papanikolaou(2013)和 Peters and Taylor(2017),无形资产强度=无形资产/(固定资产净额+总无形资产)。其中,等式右边分子的无形资产包括组织资本、知识资本、外部购买无形资产和总无形资产等不同类型。在此基础上,类似于生产率文献(鲁晓东和连玉君,2012;杨汝岱,2015),我们以增加值为权重将不同企业的无形资产强度加总到宏观层面,增加值借鉴收入法 GDP 的核算思路,以劳动报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余之和来度量(李永友和严岑,2018;苏桂芳等,2021)。

### 2.1 全样本变迁趋势

图 1 报告了 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本的无形资产强度变迁趋势。从中可以看到,2007—2015 年,我国制造业上市公司无形资产强度呈快速上升趋势,2015 年之后趋于平缓<sup>①</sup>。区分无形资产不同类型,规模占比最

<sup>①</sup>2015 年开始实施的“三去一降一补”政策可能是关键原因之一。一方面,受到“三去一降一补”政策的影响,企业除了直接压降生产,也要缩减一些相对不必要的开支,而组织资本由于短期内最不容易体现价值,成为 2015 年之后唯一强度下降的无形资产类型(图 1b),进而驱动整体无形资产强度增长趋缓。另一方面,考虑到去产能主要针对煤炭、钢铁、房地产等重资产行业,我们将样本分为重资产行业和非重资产行业进行比较,结果显示,仅重资产行业样本的无形资产强度和组织资本强度在 2015 年后出现了明显的减缓和下滑,非重资产行业样本无这一明显的趋势性变化,进一步验证了我们的分析预期。

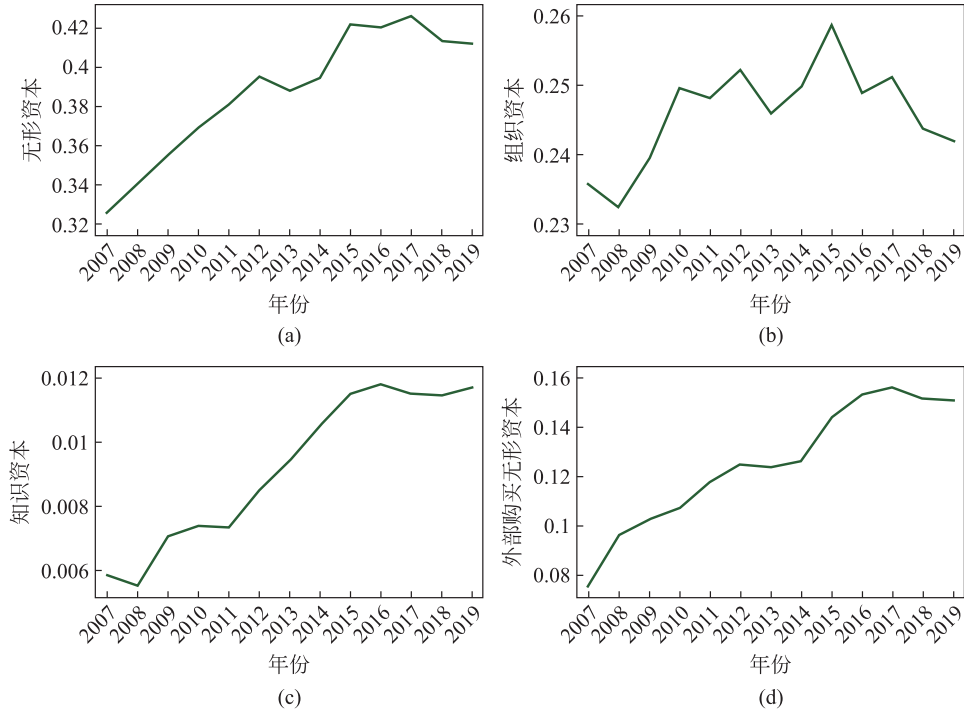


图 1 2007—2019 年我国制造业上市公司无形资产强度变迁趋势

高的组织资本强度 2015 年之前基本保持增长,但 2015 年之后明显下滑。相比之下,知识资本强度和外部购买无形资产强度基本总体保持增长趋势,样本期内增长约 1 倍,远高于组织资本强度的约 10%。鉴于专利权和非专利技术是外部购买无形资产的重要组成部分,知识资本积累也主要来源于企业的研发行为,两者的快速增长体现了我国制造业上市公司对研发创新重视程度的持续提升。但与此同时,企业一定程度上相对忽视了对组织资本的积累,表现为作为比重最高的无形资产,组织资本强度 2015 年之后下降明显。考虑到无形资产在企业生产经营中的积极作用,未来我国上市公司要更加重视无形资产投资,尤其是组织资本这一近年来一定程度上被忽视的无形资产。

## 2.2 分样本变迁趋势与比较

### 2.2.1 国有与非国有企业

由于不同的外部融资环境、内部治理结构等,我国国有与非国有企业在行为决策上往往存在较大差异(Allen et al., 2005)。这里我们根据企业控制人性,将样本企业分为国有和非国有企业,分别描述和比较两类企业的无形资产强度变迁趋势,图 2 报告了结果。从中可以看到,样本期内非国有企业的无形

资本强度一直高于国有企业,趋势上国有企业与全样本一致,2015年之前快速上升,2015年之后趋于平缓且有一定程度下滑,非国有企业基本保持平稳。区分无形资产不同类型,国有企业的组织资本强度变迁趋势与全样本一致,2015年之前基本保持增长,2015年之后明显下滑,而非国有企业的组织资本强度样本期内基本呈下降趋势。相比之下,国有和非国有企业的知识资本强度和外部购买无形资产强度在样本期内总体保持稳步增长趋势,不过国有企业的知识资本强度和国有非国有企业的外部购买无形资产强度都在2016年之后出现一些下滑。

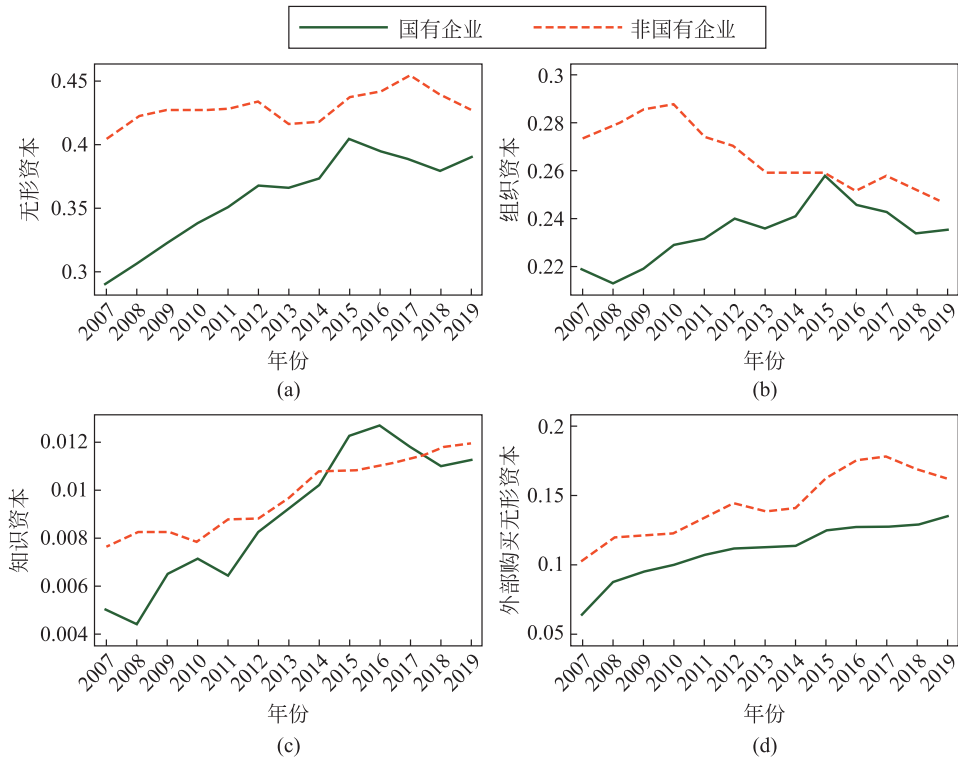


图2 2007—2019年我国制造业上市公司无形资产强度变迁趋势:国有与非国有企业

### 2.2.2 高科技与非高科技企业

无形资产往往对强调创新增长的高科技企业意义重大,参考 Peters and Taylor(2017)等研究,我们将样本企业分为高科技和非高科技企业,分类标准根据国家统计局颁布的《高技术产业(制造业)分类(2017)》并结合中国证券监督管理委员会发布的《上市公司行业分类指引(2012年修订)》。图3报告了两类企业的无形资产强度变迁趋势,从中可以看到,样本期内高科技企业的无形资产强度一直高于非高科技企业,趋势上两类企业都与全样本基本一致,2015年之前

快速上升,2015年之后趋于平缓且有一定程度下滑。区分无形资产不同类型,非高科技企业的组织资本强度变迁趋势与全样本一致,2015年之前基本保持增长,2015年之后明显下滑,而高科技企业的组织资本强度样本期内基本呈下降趋势。相比之下,高科技和非高科技企业的知识资本强度和外部购买无形资产强度在样本期内总体保持稳步增长趋势,但在2016年之后大多趋于平缓甚至出现一些下滑。

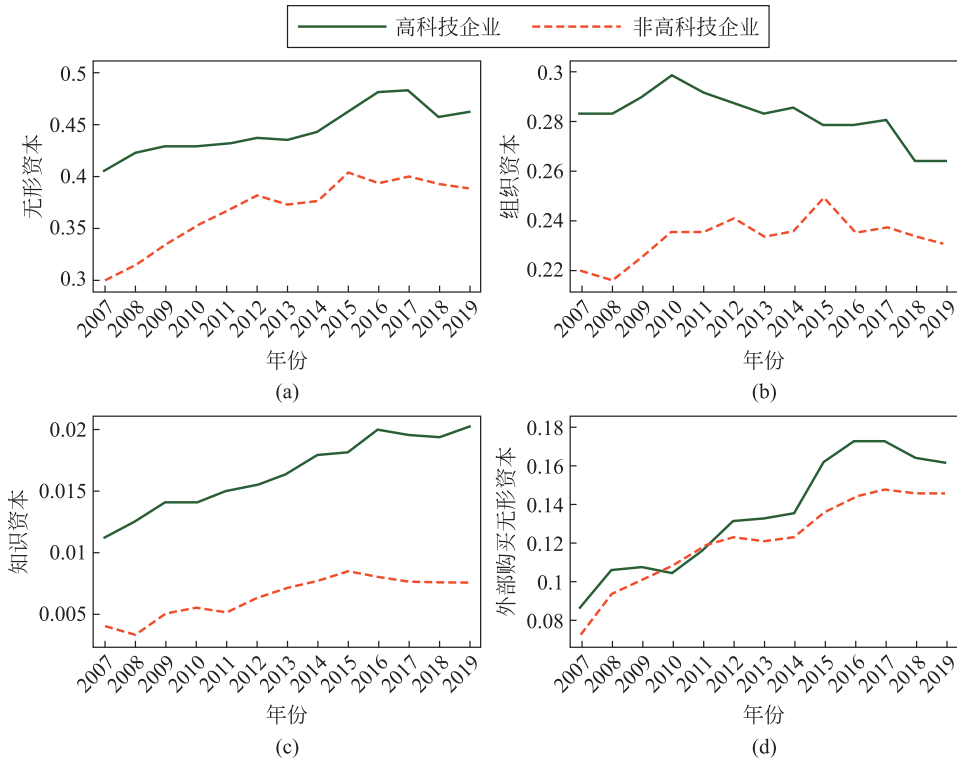


图3 2007—2019年我国制造业上市公司无形资产强度变迁趋势:高科技与非高科技企业

### 2.2.3 东部与非东部地区企业变迁趋势及比较

已有研究表明,我国无形资产存量分布存在明显的区域不平衡,且无形资产在对经济的贡献在东部地区尤为突出(Li and Wu, 2018; 郑世林和杨梦俊, 2020)。因此,我们将样本企业按照办公所在地分为东部地区企业和非东部地区企业<sup>①</sup>,图4报告了东部与非东部地区企业的无形资产强度变迁趋势结果。从中可以看到,样本期内东部地区企业的无形资产强度一直高于非东部地区企业,且趋势上两类企业都与全样本基本一致,2015年之前处于上升趋势,2015

<sup>①</sup> 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南。

年之后趋于平缓并有所下降。区分无形资产不同类型,非东部地区企业的组织资本强度变迁趋势与全样本一致,2015年之前基本保持增长,2015年之后明显下滑,而东部地区企业的组织资本强度样本期内基本呈现平稳下降的趋势。相比之下,东部和非东部地区企业的知识资本强度和外部购买无形资产强度在样本期内总体保持稳步增长趋势,但在2016年之后也都趋于平缓甚至出现一些下滑。

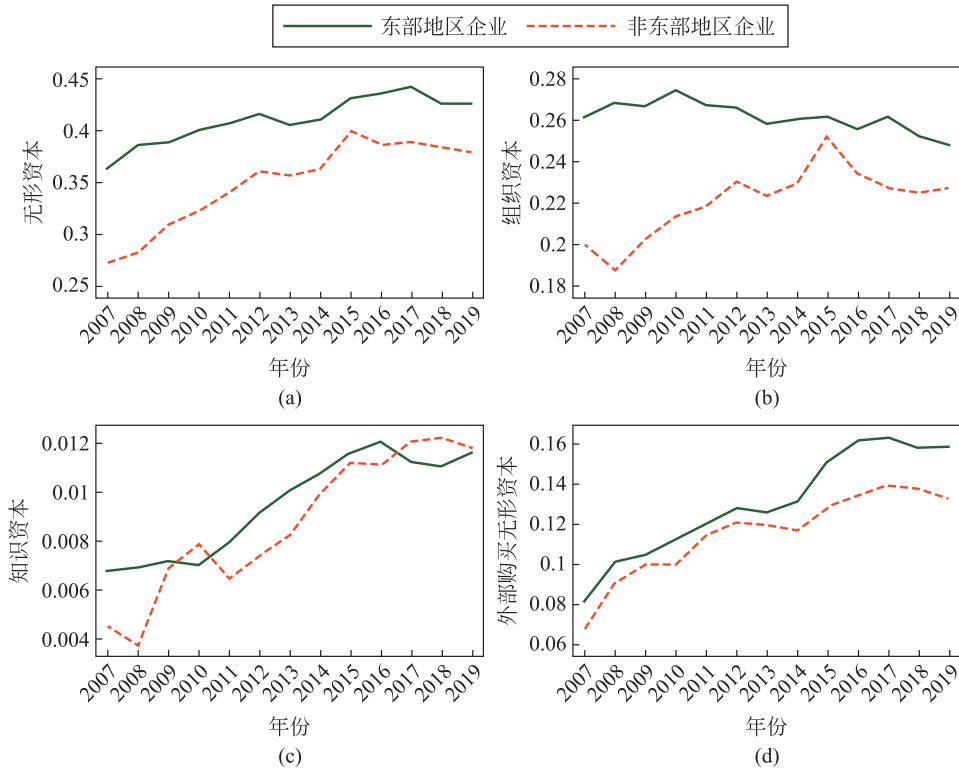


图4 2007—2019年我国制造业上市公司无形资产强度变迁趋势:东部与非东部地区企业

### 3 我国制造业上市公司无形资产强度变迁的原因分解

类似于 Melitz and Polanec (2015) 对加总之后的生产率变动的分解,市场整体无形资产强度变迁一般会通过三种方式实现,企业自身成长效应、企业间配置效应和进入退出效应。其中,企业自身成长效应指企业自身无形资产强度的增加(或减少)带来的市场整体无形资产强度增加(或减少);企业间配置效应指无形资产强度更大的企业占据了更大(更小)的市场份额,导致市场整体无形资产强度增加(或减少);进入退出效应指新进企业的无形资产强度高于(或低于)在位企业,市场整体无形资产强度会增加(或减少),退出企业的无形资产强

度高于(或低于)在位企业,市场整体无形资产强度会减少(或增加)。为了识别和度量以上三种原因,我们要对无形资产强度变迁进行分解。

### 3.1 无形资产强度变迁的分解方法

我们参考 Melitz and Polanec(2015)在 Olley and Pakes(1996)基础上发展的“动态 OP 分解”方法分解无形资产强度变迁。该方法被广泛运用于分解加总后企业经济指标的变动趋势,如杨汝岱(2015)剖析了中国制造业上市公司全要素生产率的动态变迁,Autor et al.(2020)探究了美国企业劳动份额的下降原因。具体分解公式如下:

$$\Delta P = P_2 - P_1 = \Delta \bar{P}_s + \Delta \text{cov}_s + s_{e,2}(P_{e,2} - P_{s,2}) + s_{x,1}(P_{s,1} - P_{x,1}) \quad (5)$$

其中, $P$ 指无形资产强度, $\Delta P$ 为无形资产强度变迁。 $\Delta \bar{P}_s$ 为企业自身成长效应带来的无形资产强度变迁,也就是在位企业平均的无形资产强度变迁, $\Delta \bar{P}_s = \overline{P_{s,2}} - \overline{P_{s,1}}$ ;  $\Delta \text{cov}_s$ 为企业间配置效应带来的无形资产强度变迁,指由于在位企业市场份额变动导致的无形资产强度变迁, $\Delta \text{cov}_s = \left[ \sum (s_{i2} - \bar{s}_2)(P_{i2} - \bar{P}_2) \right]_s - \left[ \sum (s_{i1} - \bar{s}_1)(P_{i1} - \bar{P}_1) \right]_s$ ;  $s_{e,2}(P_{e,2} - P_{s,2})$ 为企业进入(上市)带来的无形资产强度变迁, $s_{e,2}$ 和  $P_{e,2}$ 分别为进入企业进入时( $t=2$ )的市场份额和无形资产强度, $P_{s,2}$ 为在位企业在进入企业进入时( $t=2$ )的市场份额; $s_{x,1}(P_{s,1} - P_{x,1})$ 为企业退出(退市)带来的无形资产强度变迁, $s_{x,1}$ 和  $P_{x,1}$ 分别为退出企业退出前( $t=1$ )的市场份额和无形资产强度, $P_{s,1}$ 为在位企业在退出企业退出前( $t=1$ )的市场份额。显然,进入退出的净效应就是  $s_{e,2}(P_{e,2} - P_{s,2}) + s_{x,1}(P_{s,1} - P_{x,1})$ 。

### 3.2 无形资产强度变迁的分解结果

根据前文介绍,使用动态 OP 方法对无形资产强度变迁进行分解时需将所有企业分为在位企业、进入企业和退出企业三类。由于资本积累属于长期行为,且前文可以发现无形资产强度的变化趋势在 2015 年有所变化,我们将 2007—2019 年的全样本期间分为 2007—2011、2011—2015、2015—2019 年的三个子期间,分别对制造业上市公司的无形资产强度变迁进行分析。以 2007—2011 年为例,在位企业指 2007—2011 年始终在样本中的企业;进入企业指 2007 年不在而 2011 年在样本中的企业;退出企业指 2007 年在而 2011 年不在样本中的企业。这里我们定义进入为企业上市(包括借壳上市),定义退出为企业退市(包括被借壳)。表 2 报告了 2007—2019 年我国制造业上市公司在不同期间的各类企业数量变化情况。

表2 2007—2019年我国制造业上市公司在不同期间的各类企业数量变化情况

期间	在位企业	进入企业	退出企业
2007—2011年	603	695	65
2011—2015年	1197	404	101
2015—2019年	1441	733	160

### 3.2.1 总无形资本强度变迁的分解结果

首先,我们对我国制造业上市公司全样本的总无形资本强度变迁进行分解,分解结果详见图5。从中可以看到,我国制造业上市公司总体的无形资本强度在2007—2015年间呈上升趋势<sup>①</sup>,但之后出现下降。其中,企业间配置效应是决定无形资本强度变迁的主要因素,无论是样本早期的无形资本强度增加,还是近期的无形资本强度下降,企业间配置效应都起到了主导作用。同时,进入退出效应也一直与无形资本强度变迁保持方向一致,相比之下,企业自身成长效应尽管在个别期间也能保持方向一致且作用明显,比如2007—2015年,但总体而言不能充分保持与无形资本强度变迁方向一致。考虑到近年来我国资本市场不断试点推进注册制改革、修订证券法,企业上市退市的标准更加规范,这意味着进入退出效应很可能对整个市场的无形资本强度变迁产生越来越重要的影响。

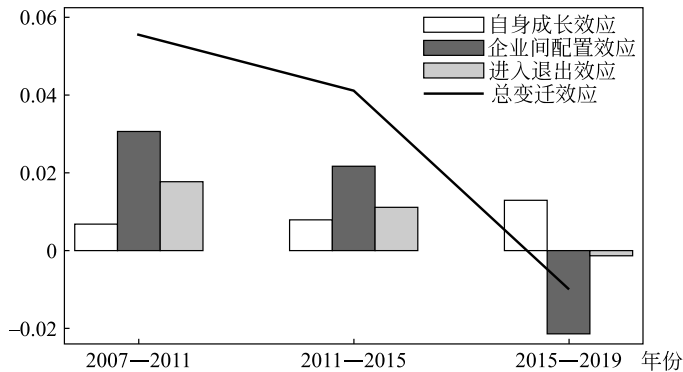


图5 2007—2019年我国制造业上市公司无形资本强度变迁分解

### 3.2.2 不同类型无形资本强度变迁的分解结果

组织资本是我国制造业上市公司无形资本中比重最高的部分,图6报告了2007—2019年我国制造业上市公司全样本组织资本强度变迁的分解结果。从中可

<sup>①</sup>2007—2011年和2011—2015年的总变迁效应都为正,说明企业这一时期的无形资本强度呈现上升趋势。

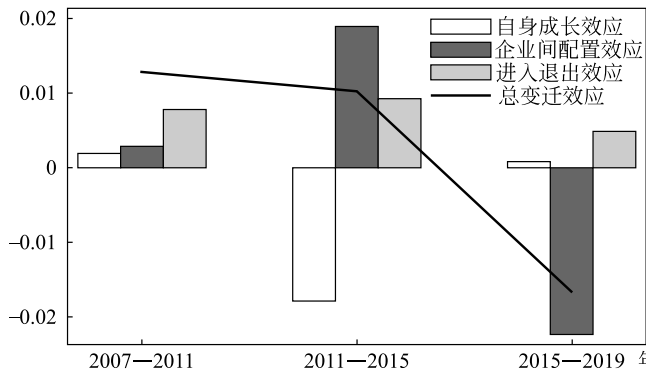


图6 2007—2019年我国制造业上市公司全样本组织资本强度变迁分解

以看到,2007—2015年我国制造业上市公司的组织资本强度明显上升,但2015年以后严重下滑。驱动因素方面,企业间配置效应一直都起到决定性作用<sup>①</sup>。组织资本可以反映出企业的经营管理能力,分解结果也表明我国制造业上市公司存在两极分化的现象,即大企业相比小企业更加重视对像组织资本这种有利于企业长期经营发展能力的无形资产投资,而小企业可能会把短期经营利益看得更重要。

知识资本是我国制造业上市公司无形资产中增长最快的部分,图7报告了2007—2019年我国制造业上市公司全样本知识资本强度变迁的分解结果。从中可以看到,我国制造业上市公司的知识资本强度2015年之前呈上升趋势,2015年之后出总体变化不明显。驱动因素方面,企业的自身成长效应和企业间配置效应发挥了关键的作用,两者的作用方向始终与知识资本强度变迁方向一致。而进入退出效应始终为负,且与知识资本强度变迁方向相反,说明我国亟须进一步完善上市和退市的规则、标准等,更好地促进我国企业的科技创新能力。

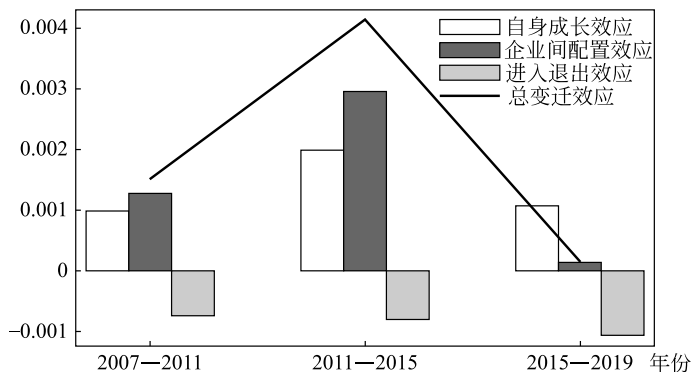


图7 2007—2019年我国制造业上市公司全样本知识资本强度变迁分解

<sup>①</sup> 由于强度指标的构造特点,加之自身成长效应的简单平均计算方法,自身成长效应为负并不意味着这一时期企业无形资产规模下降,甚至不能主导整体强度的变迁方向。

外部购买无形资产在我国制造业上市公司无形资产中增长仅次于知识资本,图8报告了2007—2019年我国制造业上市公司全样本外部购买无形资产强度变迁的分解结果。从中可以看到,我国制造业上市公司的外部购买无形资产强度在整个样本期间都呈上升趋势,但2015年之后上升趋势趋缓。驱动因素方面,企业自身成长效应对前期增长作用明显,进入退出效应则对近期上升趋势的趋缓影响较大,企业间配置效应的作用程度从2011年之后相对较小,不过作用方向始终与强度变迁总体方向一致。

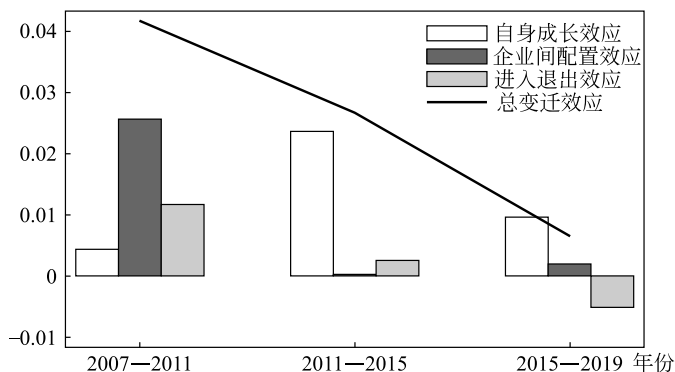


图8 2007—2019年我国制造业上市公司全样本外部购买无形资产强度变迁分解

## 4 进一步讨论

### 4.1 参数稳健性检验

本文对我国制造业上市公司无形资产进行核算时,涉及一些重要参数,其中以两个折旧率参数——R&D折旧率和组织资本折旧率最为关键,也是前期文献讨论的重点。考虑到微观企业行为特征与我国制度背景,我们分别选择了15%的R&D折旧率和20%的组织资本折旧率,这里我们进一步对这两个关键参数分别进行稳健性检验<sup>①</sup>。

首先,关于R&D折旧率,遵循大多数微观企业无形资产相关实证文献,我们在主核算模型中选择了15%的参数,尽管本文聚焦制造业,但制造业的不同细分行业仍会存在一些差异。对此,这里我们调整为美国BEA提出的R&D折旧率设定结果,将计算机和电子相关制造行业设为16.5%、化学相关制造行业设为11%,其余行业仍为15%,重新对我国制造业上市公司无形资产进行核算,对应的稳健性检验结果见附录A。从中可以看到,不同类型无形资产的存量规

<sup>①</sup> 我们也尝试了同时对两个参数进行稳健性检验,所得结论也仍然保持稳健。

模及趋势、强度趋势和变迁分解结论都保持不变。

其次,关于组织资本折旧率,同样遵循微观企业无形资产主要相关实证文献,我们在主核算模型中选择了20%的参数。前期文献中,郑世林和杨梦俊(2020)在对我国不同地区无形资产核算时采用了相对更高的组织资本折旧率,考虑到郑世林和杨梦俊(2020)是在宏观维度进行无形资产核算,而本文是在微观层面直接对企业进行无形资产核算,参照微观企业无形资产相关实证文献的参数应当更为准确。但鉴于郑世林和杨梦俊(2020)是近期我国无形资产核算领域的重要文献,这里我们采用其组织资本折旧率进行稳健性检验。对照郑世林和杨梦俊(2020)的研究,我们将2011年及以前由销售费用转换的无形资产折旧率设为43%、由管理费用转换的无形资产折旧率设为63%,2011年之后由销售费用转换的无形资产折旧率设为45%、由管理费用转换的无形资产折旧率设为65%,重新对我国制造业上市公司无形资产进行核算,对应的稳健性检验结果见附录B。从中可以看到,由于采用了更高的组织资本折旧率,得到的组织资本存量规模相对要小些,但总体上的不同类型无形资产的存量规模趋势、强度趋势和变迁分解结论基本保持不变。

## 4.2 无形资产对企业的意义

至此,我们已经比较全面地核算了我国制造业上市公司的无形资产,并展示了其动态变迁的基本特征。然而,核算企业无形资产对于企业发展有何意仍然有待研究。本文最后将基于前面的核算结果,并参考既有文献(Peters and Taylor, 2017; 郑世林和杨梦俊, 2020)的思路,分别从影响企业产出和投资机会评估两个方面初步考察考察无形资产对企业发展的作用,既凸显全面核算无形资产的重要性,也为以后的相关研究提供思路。

### 4.2.1 无形资产对产出的贡献

宏观测算结果显示,无形资产对我国经济增长贡献巨大(田侃等, 2016),这里我们进一步从微观上考察无形资产对企业产出的影响。借鉴Corrado et al. (2005)、郑世林和杨梦俊(2020)的策略,我们将无形资产纳入C-D生产函数中,由此估计无形资产对产出的贡献。具体来说,生产函数设定如下:

$$Y = AK^\alpha X^\beta L^\gamma \quad (6)$$

其中, $Y$ 为产出(用经济增加值度量), $A$ 为全要素生产率(TFP), $K$ 、 $X$ 和 $L$ 分别表示实物资本、无形资产和劳动投入, $\alpha$ 、 $\beta$ 和 $\gamma$ 分别为实物资本、无形资产和劳动投入对产出的贡献, $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 。

对上述式(6)两边取自然对数,得到:

$$\ln Y = \alpha \ln K + \beta \ln X + \gamma \ln L + u \quad (7)$$

式(7)两边同时减去  $\text{Ln}L$ , 整理可得:

$$\text{Ln}(Y/L) = \alpha \text{Ln}(K/L) + \beta \text{Ln}(X/L) + u \quad (8)$$

根据模型(8)我们检验无形资本对制造业上市公司产出的影响。为了减少潜在反向因果问题对回归结果的干扰,所有解释变量均取滞后一期。为了一定程度上避免遗漏变量带来的内生性问题,我们参考郑世林和杨梦俊(2020)使用固定效应模型进行回归。表3报告了回归结果。列(1)加入了企业和年份固定效应。可以看到,无形资本对产出的贡献显著为正,且数值(0.217)大于实物资本的贡献(0.086)。为了排除行业和区域层面的经济冲击对回归结果的干扰,列(2)和(3)在列(1)的基础上分别加入了行业-年份和省份-年份固定效应。无形资本的贡献均约为0.219,与列(1)几乎没有差异。列(4)同时加入了行业-年份和省份-年份固定效应,无形资本的贡献依然显著为正且数值几乎不变,即对无形资本贡献的估计不会受到行业和区域层面遗漏变量的影响。此外,我们进一步使用 Oster(2019)的方法评估了潜在遗漏变量问题的影响,同样发现其对回归结果干扰不大<sup>①</sup>。

表3 无形资本对我国企业产出的贡献

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\text{Ln}(K/L)$	0.085*** (7.208)	0.090*** (7.547)	0.080*** (6.886)	0.085*** (7.235)
$\text{Ln}(X/L)$	0.218*** (16.336)	0.219*** (16.618)	0.219*** (16.723)	0.220*** (16.835)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	No	No	No
行业-年份固定效应	No	Yes	No	Yes
省份-年份固定效应	No	No	Yes	Yes
Within $R^2$	0.061	0.064	0.060	0.063
$N$	15629	15621	15619	15611

注:括号内为标准误差类到企业层面的  $t$  值,\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

总之,上述结果说明无形资本对我国制造业上市公司产出具有重要的正向影响。因此,在讨论我国制造业上市公司发展时,需要重视无形资产的作用,否

<sup>①</sup> Oster(2019)检验步骤如下:首先,我们分别以  $\text{Ln}(Y/L)$  和  $\text{Ln}(X/L)$  为被解释变量对企业固定效应、行业-年份固定效应和省份-年份固定效应回归,得到两者的残差项。其次,我们以  $\text{Ln}(Y/L)$  的残差为被解释变量、以滞后一期的  $\text{Ln}(X/L)$  的残差和  $\text{Ln}(K/L)$  为解释变量做回归,得到判定系数  $R^2 = 0.052$ 。接下来,按照 Oster(2019)的建议,假设加入遗漏变量之后回归的判定系数 ( $R_{\max}$ ) 等于  $1.3 \times R^2$ ,可以得到在假设调整偏误后的关键系数  $\beta$  等于 0 时得到可观测变量与不可观测变量的关联程度  $\delta$  等于 1.204,大于 Oster(2019)推荐的临界值 1,说明潜在的遗漏变量问题对回归结果影响不大。

则很可能对企业的经营状况、发展潜力等产生误判。

#### 4.2.2 无形资产与企业投资机会

投资决策是企业最重要的决策之一,为了充分理解和准确预测企业投资行为,代表投资机会的托宾 Q 被视为是核心变量之一。根据定义,托宾 Q 等于企业的市场价值除以重置成本,但传统的托宾 Q 测度指标由于只考虑到有形资本的重置 (Peters and Taylor, 2017), 导致对投资与托宾 Q 的关系存在一些争议 (Blundell et al., 1992; 丁守海, 2006 等)。这里我们借鉴 Peters and Taylor (2017) 的研究思路,把无形资产也纳入重置成本计算托宾 Q,比较考虑无形资产与否对企业投资-投资机会关系的影响。

首先,被解释变量为企业投资率,我们定义包括固定资产投资率 ( $\rho_u^{phy}$ )、无形资产投资率 ( $\rho_u^{int}$ ) 和总投资率 ( $\rho_u^{tot}$ ) 等不同的投资率指标,计算公式分别如下:

$$\rho_u^{phy} = \frac{I_u^{phy}}{K_{i,t-1}^{tot}} \quad \rho_u^{int} = \frac{I_u^{int}}{K_{i,t-1}^{tot}} \quad \rho_u^{tot} = \rho_u^{phy} + \rho_u^{int} \quad (9)$$

其中,  $I_u^{phy}$  为  $i$  企业  $t$  年的固定资产投资,用当期的固定资产净额减上期固定资产净额加当期固定资产折旧表示;  $I_u^{int}$  为  $i$  企业  $t$  年的无形资产投资,计算公式为  $I_u^{int} = \text{RandD}_i + 0.3 \times \text{SGandA}_i$ ;  $K_{i,t-1}^{tot}$  为  $i$  企业  $t$  年的总资产,用实物资产与新核算的无形资产总额之和定义,即  $K_{i,t-1}^{tot} = K_{i,t-1}^{phy} + K_{i,t-1}^{int}$ 。

其次,解释变量为投资机会,也就是托宾 Q,我们将不考虑无形资产的传统托宾 Q 记为  $Q_u^{old}$ ,将考虑无形资产的新托宾 Q 记为  $Q_u^{new}$ ,两者计算公式分别如下:

$$Q_u^{old} = \frac{MV_i + \text{DEBT}_i - CA_i}{K_i^{phy}} \quad (10)$$

$$Q_u^{new} = \frac{MV_i + \text{DEBT}_i - CA_i}{K_i^{phy} + K_i^{int}} \quad (11)$$

其中,  $MV_i$  为  $i$  企业  $t$  年的市场价值,  $\text{DEBT}_i$  为  $i$  企业  $t$  年的总负债,  $CA_i$  为  $i$  企业  $t$  年的流动资产,  $K_i^{phy}$  为  $i$  企业  $t$  年的实物资产,  $K_i^{int}$  为  $i$  企业  $t$  年的无形资产总额,也就是外部购买无形资产与内部创造无形资产的总和。

再次,考虑到现金流对企业投资的重要影响,模型中还加入了现金流控制变量,参考 Almeida and Campello (2007)、Erickson and Whited (2012)、Peters and Taylor (2017) 的做法,采用如下定义:

$$c_i = \frac{IB_i + \text{DP}_i + I_i^{int} * (1 - k)}{K_{i,t-1}^{phy} + K_{i,t-1}^{int}} \quad (12)$$

其中,  $IB_i$  为息前税后利润,  $\text{DP}_i$  为折旧费用,  $k$  为边际税率,取 0.3 (Peters and Taylor, 2017)。值得注意的是,相比于传统的现金流指标,我们采用 Peters and

Taylor(2017)的方法将企业的无形资产也考虑进来。具体而言,分母加入了无形资产存量  $K_{i,t-1}^m$ ,分子则考虑了无形资产投资  $I_{it}^m$ 。由于会计准则允许将无形资产投资费用化,每单位货币无形资产的有效成本仅为  $1-k$ 。

最后,由于企业的重置成本往往无法准确度量,作为解释变量的托宾  $Q$  可能存在测量误差问题,尤其是传统托宾  $Q$ <sup>①</sup>。包含测量误差的模型如方程(13)和(14)所示:

$$\rho_{it} = a_i + \beta q_{it} + \alpha z_{it} + u_{it} \quad (13)$$

$$Q_{it} = \gamma + q_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中,  $q_{it}$  为企业不可观测的真实投资机会,托宾  $Q(Q_{it})$  是可能存在测量误差问题的  $q_{it}$  的代理变量,  $z_{it}$  为其他控制变量。我们采用 Erickson et al. (2014)的高阶累积估计量(higher-order cumulant estimator)方法估计托宾  $Q$  与投资率的关系:在控制现金流和企业固定效应后,分别将固定资产投资率、无形资产投资率以及总投资率对考虑无形资产的新托宾  $Q(Q^{new})$  和考虑无形资产的传统托宾  $Q(Q^{old})$  回归。如果新托宾  $Q$  确实是投资机会更好的代理变量,它的回归系数应该大于传统托宾  $Q$  的系数,且基于新托宾  $Q$  估计的式(13)的判定系数  $\rho^2$  大于基于传统托宾  $Q$  的估计。

表4报告了回归结果。从中可以看到,考虑无形资产的新托宾  $Q(Q^{new})$  在三列中均表现出了更大回归系数,说明新托宾  $Q$  对各类投资的预测能力都更强。不仅如此,无形资产的新托宾  $Q(Q^{new})$  的  $\rho^2$  更大,进一步说明考虑无形资产的投资-投资机会模型确实可以更好地拟合企业投资行为。也就是说,新托宾  $Q$  能够更准确地反映企业投资机会。

表4 无形资产与企业投资-投资机会

	固定资产投资率	无形资产投资率	总投资率
Panel A			
$Q^{new}$	0.120 *** (0.014)	0.009 *** (0.001)	0.065 *** (0.004)
现金流	0.046 *** (0.004)	0.006 *** (0.000)	0.030 *** (0.002)
$\rho^2$	0.445	0.306	0.297
Panel B			
$Q^{old}$	0.011 *** (0.001)	0.002 *** (0.000)	0.009 *** (0.001)

① Peters and Taylor(2017)详细讨论了托宾  $Q$  的测量误差问题,以及如何通过高阶累积估计量将其修正。他们基于美国上市公司的数据发现,即使运用高阶累积估计量方法,以传统托宾  $Q$  代理投资机会相比使用新托宾  $Q$  依然面临更严重的测量误差问题。

续表

	固定资产投资率	无形资产投资率	总投资率
Panel B			
现金流	0.074 *** (0.002)	0.008 *** (0.000)	0.046 *** (0.002)
$\rho^2$	0.392	0.286	0.245
$N$	15134	15134	15134

注:括号内为企业层面的聚类标准误,\*\*\*表示在 1%的置信水平显著。

## 5 结论

无形资产近年受到学术界、实务界以及监管部门的持续关注和热烈讨论。但由于缺少对我国企业无形资产的定量核算,导致关于我国企业无形资产方面的研究比较匮乏。本文基于 Kieso et al. (2010)、Peters and Taylor(2017)等的前沿方法,结合我国的制度背景和企业特征,首次在企业层面对我国制造业上市公司的无形资产存量进行了全面核算,并探讨了我国制造业上市公司无形资产强度的动态变迁及原因。结果发现:2007 年以来,我国制造业上市公司的无形资产存量增长迅速,控制规模影响后的企业无形资产强度整体仍呈上升趋势,但 2015 年之后明显放缓甚至有所下降;不同企业中,非国有、高科技和东部地区企业的无形资产积累表现相对更好;分解无形资产强度变迁原因,企业间配置效应的作用最为突出,进入退出效应的影响近年也逐渐显现。此外,作为一种重要的投入要素,无形资产对我国企业产出的贡献明显,且有助于反映企业的投资机会。

本文的研究结论具备较强的政策参考意义。首先,尽管 2007 年以来我国企业无形资产整体呈现快速积累态势,但这一趋势在 2015 年出现明显转折,组织资本强度下降是主要原因。对此,政府不能只关注反映创新能力的知识资本积累,还要支持企业加强体现组织管理效率的组织资本积累,具体建议政府有关部门重点做好完善相关培训体系、优化劳动力市场供求匹配建设等相关措施。其次,尽管无形资产对现代企业的生存与发展日趋重要,但面临融资约束的中小企业往往难以投资可抵押性较弱的无形资产,这也体现在企业间配置效应在我国企业无形资产强度变迁趋势中长期发挥主导作用。对此,政府需要重点加强对中小企业无形资产积累的鼓励和支持,尤其是支持银行体系持续优化关于中小企业的续贷政策、供应链金融等融资支持。最后,近年来,进入退出效应对企业无形资产强度变迁的影响正在愈加凸显,这意味需要进一步提升资本市场对企业无形资产价值的反映。对此,政府部门和监管层要继续加强注册制资本市场改革,完善资本市场对无形资产的定价,健全市场本身的优胜劣汰机制,实现企业重视无形资产且无形资产提升企业竞争力的正反馈。

## 附录 A 采用 BEA 的行业 R&amp;D 折旧率

表 A.1 2007—2019 年我国制造业上市公司无形资本存量(单位:百亿元)

年份	知识资本	组织资本	内部创造无形资本	外部购买无形资本	总无形资本
2007	0.70	25.95	26.65	8.61	35.26
2008	0.90	32.97	33.87	13.48	47.35
2009	1.23	40.68	41.91	18.98	60.89
2010	1.63	49.77	51.40	23.76	75.16
2011	2.19	59.86	62.05	31.38	93.43
2012	3.00	68.08	71.08	39.85	110.93
2013	3.77	77.54	81.31	46.78	128.09
2014	4.67	88.26	92.93	56.23	149.16
2015	5.66	99.03	104.69	71.98	176.67
2016	7.22	114.79	122.01	93.05	215.06
2017	8.60	138.87	147.47	110.61	258.08
2018	10.02	151.54	161.56	116.56	278.12
2019	11.06	159.09	170.15	118.79	288.94

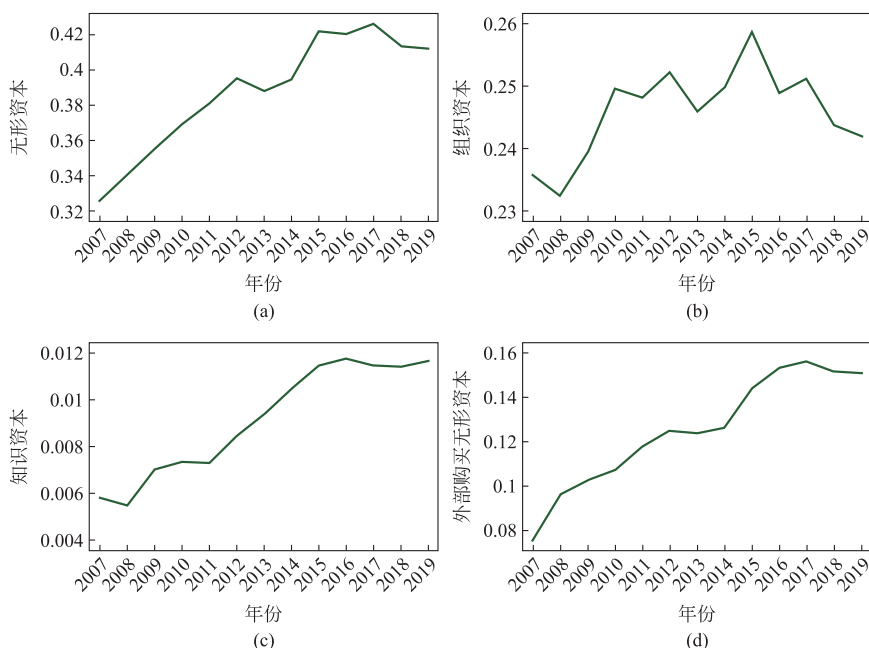


图 A.1 2007—2019 年我国制造业上市公司无形资本强度变迁趋势

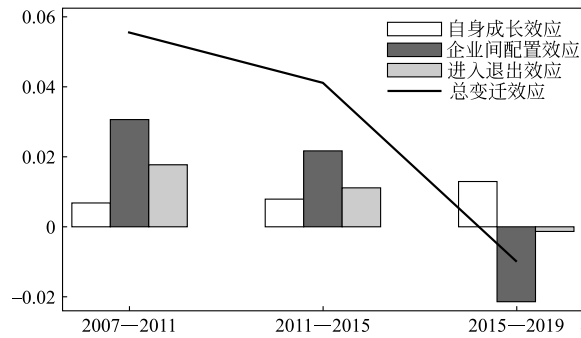


图 A.2 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本无形资产强度变迁分解

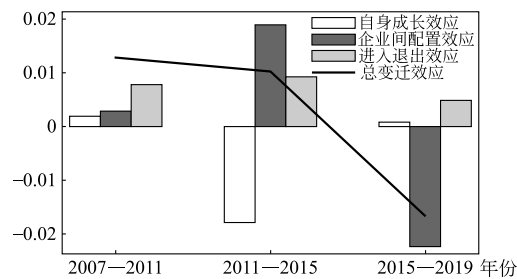


图 A.3 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本组织资本强度变迁分解

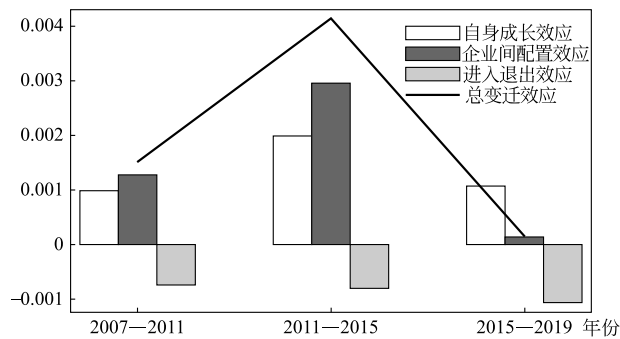


图 A.4 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本知识资本强度变迁分解

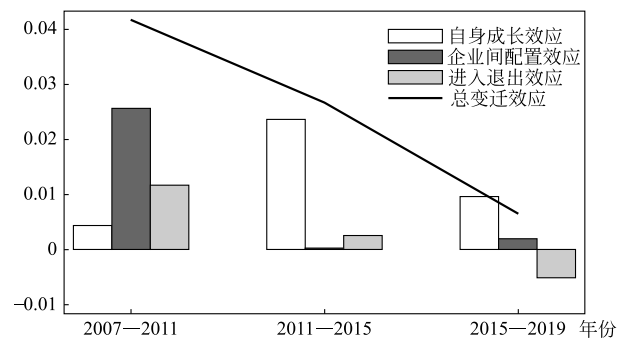


图 A.5 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本外部购买资本强度变迁分解

## 附录 B 采用郑世林和杨梦俊(2020)的组织资本折旧率

表 B.1 2007—2019 年我国制造业上市公司无形资产存量(单位:百亿元)

年份	知识资本	组织资本	内部创造无形资产	外部购买无形资产	总无形资产
2007	0.70	11.49	12.19	8.61	20.80
2008	0.90	14.69	15.59	13.48	29.07
2009	1.23	19.20	20.43	18.98	39.41
2010	1.63	24.78	26.41	23.76	50.17
2011	2.19	29.88	32.07	31.38	63.45
2012	3.00	34.39	37.39	39.85	77.24
2013	3.78	39.43	43.21	46.78	89.99
2014	4.68	44.57	49.25	56.23	105.48
2015	5.67	49.33	55.00	71.98	126.98
2016	7.24	56.49	63.73	93.05	156.78
2017	8.62	67.78	76.40	110.61	187.01
2018	10.05	71.85	81.90	116.56	198.46
2019	11.09	73.69	84.78	118.79	203.57

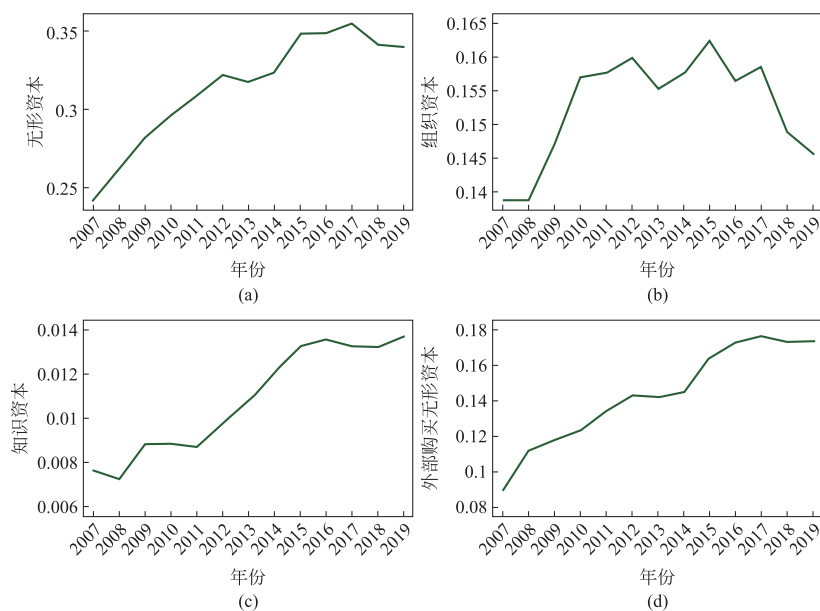


图 B.1 2007—2019 年我国制造业上市公司无形资产强度变迁趋势

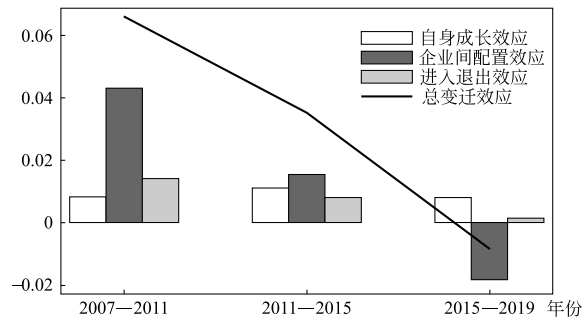


图 B.2 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本无形资产强度变迁分解

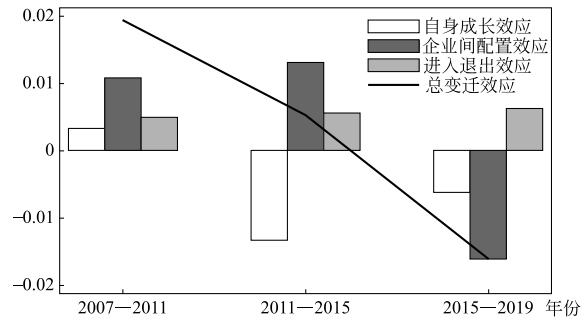


图 B.3 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本组织资本强度变迁分解

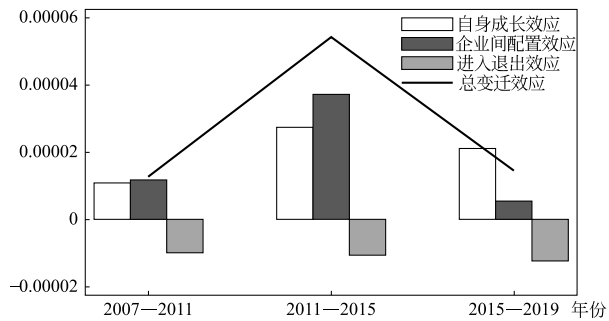


图 B.4 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本知识资本强度变迁分解

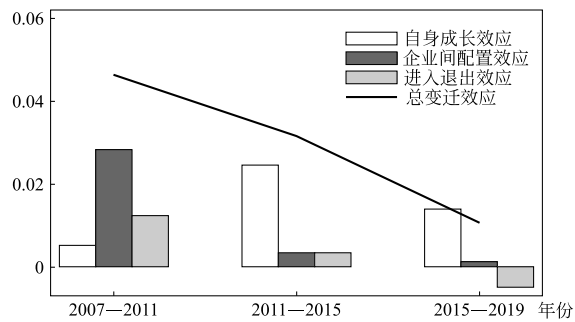


图 B.5 2007—2019 年我国制造业上市公司全样本外部购买资本强度变迁分解

## 参考文献

- 程惠芳, 陈超. 2017. 开放经济下知识资本与全要素生产率——国际经验与中国启示[J]. *经济研究*, 52(10): 21-36.
- Cheng H F, Chen C. 2017. A study on knowledge capital and total factor productivity under open economy: International evidence and implication for China [J]. *Economic Research Journal*, 52(10): 21-36. (in Chinese)
- 丁守海. 2006. 托宾 Q 值影响投资了吗? ——对我国投资理性的另一种检验[J]. *数量经济技术经济研究*, (12): 146-155.
- Ding S H. 2006. Did Tobin's Q affect investment? Another test for investment reasonability[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, (12): 146-155. (in Chinese)
- 李永友, 严岑. 2018. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗? [J]. *经济研究*, 53(4): 18-31.
- Li Y Y, Yan C. 2018. Will replacing BT with VAT for the service industry lead the manufacturing industry to upgrade? [J]. *Economic Research Journal*, 53(4): 18-31. (in Chinese)
- 鲁晓东, 连玉君. 2012. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. *经济学(季刊)*, 11(2): 541-558.
- Lu X D, Lian Y J. 2012. Estimation of total factor productivity of industrial enterprises in China: 1999—2007[J]. *China Economic Quarterly*, 11(2): 541-558. (in Chinese)
- 苏桔芳, 陈昌楠, 蓝嘉俊. 2021. “营改增”与劳动收入份额: 来自中国上市公司的证据[J]. *财贸经济*, 42(1): 44-61.
- Su Z F, Chen C N, Lan J J. 2021. Business tax replaced with VAT reform and labor share: Evidence from Chinese listed companies [J]. *Finance & Trade Economics*, 42(1): 44-61. (in Chinese)
- 田侃, 倪红福, 李罗伟. 2016. 中国无形资产测算及其作用分析[J]. *中国工业经济*, (3): 5-19.
- Tian K, Ni H F, Li L W. 2016. National measures of intangible asset and its role in growth of China economy [J]. *China Industrial Economics*, (3): 5-19. (in Chinese)
- 王孟欣. 2011. 美国 R&D 资本存量测算及对我国的启示[J]. *统计研究*, (6): 58-63.
- Wang M X. 2011. The estimate on R&D capital stock of U. S. and its enlightenment

- to China[J]. *Statistical Research*, (6): 58-63. (in Chinese)
- 魏志华, 朱彩云. 2019. 超额商誉是否成为企业经营负担——基于产品市场竞争能力视角的解释[J]. *中国工业经济*(11): 174-192.
- Wei Z H, Zhu C Y. 2019. Does excess goodwill become the burden of corporate operation—Explanation from the perspective of product market competitiveness[J]. *China Industrial Economics*, (11): 174-192. (in Chinese)
- 许自坚, 王辉. 2019. 组织资本对企业研发支出的影响研究[J]. *科研管理*, 40(9): 130-138.
- Xu Z J, Wang H. 2019. A research on the influence of organization capital on R&D expenditure of enterprises [J]. *Science Research Management*, 40(9): 130-138. (in Chinese)
- 许志伟, 吴化斌. 2012. 企业组织资本对中国宏观经济波动的影响[J]. *管理世界*, (3): 23-33.
- Xu Z W, Wu H B. 2012. Organizational capital and Chinese business cycle[J]. *Journal of Management World*, (3): 23-33. (in Chinese)
- 杨俊仙, 周洁. 2016. 组织资本、横截面收益和全要素生产率——来自中国上市公司的经验[J]. *中国管理科学*, 24(S1): 418-423.
- Yang J X, Zhou J. 2016. Organizational capital, cross-section return and TFP—Evidence from Chinese public companies [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 24(S1): 418-423. (in Chinese)
- 杨汝岱. 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. *经济研究*, 50(2): 61-74.
- Yang R D. 2015. Study on the total factor productivity of Chinese manufacturing enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 50(2): 61-74. (in Chinese)
- 赵雨涵, 宋旭光. 2017. 中国分地区大中型工业企业 R&D 资产折旧率测算[J]. *统计研究*, 34(9): 65-75.
- Zhao Y H, Song X G. 2017. Estimation of industrial enterprises R&D capital depreciation in China[J]. *Statistical Research*, 34(9): 65-75. (in Chinese)
- 郑世林, 杨梦俊. 2020. 中国省际无形资产存量估算: 2000—2016 年[J]. *管理世界*, 36(9): 67-81, 110.
- Zheng S L, Yang M J. 2020. Measuring China's provincial intangible capital stock: 2000—2016 [J]. *Journal of Management World*, 36(9): 67-81, 110. (in Chinese)
- Allen F, Qian J, Qian M. 2005. Law, finance, and economic growth in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 77(1): 57-116.
- Almeida H, Campello M. 2007. Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 20(5): 1429-1460.

- Autor D, Dorn D, Katz L F, et al. 2020. The fall of the labor share and the rise of superstar firms[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 135(2): 645-709.
- Belo F, Gala V D, Salomao J, et al. 2022. Decomposing firm value[J]. *Journal of Financial Economics*, 143(2): 619-639.
- Blundell R, Bond S, Devereux M, et al. 1992. Investment and Tobin's  $Q$ : Evidence from company panel data[J]. *Journal of Econometrics*, 51(1/2): 233-257.
- Corrado C, Hulten C, Sichel D. 2005. Measuring capital and technology: An expanded framework[M]//Corrado C, Haltiwanger J, Sichel D. *Measuring Capital in the New Economy*. Chicago: University of Chicago Press, 11-41.
- Eisfeldt A L, Papanikolaou D. 2013. Organization capital and the cross-section of expected returns[J]. *The Journal of Finance*, 68(4): 1365-1406.
- Eisfeldt A L, Papanikolaou D. 2014. The value and ownership of intangible capital[J]. *The American Economic Review*, 104(5): 189-194.
- Erickson T, Whited T M. 2012. Treating measurement error in Tobin's  $q$ [J]. *The Review of Financial Studies*, 25(4): 1286-1329.
- Erickson T, Jiang C H, Whited T M. 2014. Minimum distance estimation of the errors-in-variables model using linear cumulant equations[J]. *Journal of Econometrics*, 183(2): 211-221.
- Ewens M, Peters R H, Wang S. 2019. Measuring intangible capital with market prices[R]. NBER Working Papers, No. 25960.
- Falato A, Kadyrzhanova D, Sim J, et al. 2022. Rising intangible capital, shrinking debt capacity, and the US corporate savings glut[J]. *The Journal of Finance*, 77(5): 2799-2852.
- Hulten C R, Hao X H. 2008. What is a company really worth? Intangible capital and the "Market to Book Value" puzzle[R]. NBER Working Papers, No. 14548.
- Kieso D E, Weygant J J, Warfield T D. 2010. *Intermediate accounting*[M]. Hoboken: John Wiley and Sons.
- Lev B, Radhakrishnan S. 2005. The valuation of organization capital[M]//Corrado C, Haltiwanger J, Sichel D. *Measuring Capital in the New Economy*. Chicago: University of Chicago Press, 73-110.
- Li Q, Wu Y R. 2018. Intangible capital in Chinese regional economies: Measurement and analysis[J]. *China Economic Review*, 51: 323-341.
- Mead C. 2007. R&D depreciation rates in the 2007 R&D satellite account[R]. Bureau of Economic Analysis.
- Melitz M J, Polanec S. 2015. Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit[J]. *The RAND Journal of Economics*, 46(2): 362-375.

- OECD. 2013. Supporting investment in knowledge capital, growth and innovation[M]. Paris: OECD Publishing.
- Olley G S, Pakes A. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- Oster E, 2019. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.
- Peters R H, Taylor L A. 2017. Intangible capital and the Investment-q relation [J]. *Journal of Financial Economics*, 123(2): 251-272.
- Sun Q, Xiaolan M Z. 2019. Financing Intangible Capital [J]. *Journal of Financial Economics*, 133(3): 564-588.

## Accounting and Dynamic Adjustment of Intangible Capital of Chinese Listed Manufacturing Firms

Yanke Dai<sup>1</sup> Xuan Qiu<sup>2</sup> Yan Gu<sup>3</sup>

(1. School of Business, Shanghai University of International Business and Economics;

2. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics;

3. Fanghai International School of Finance, Fudan University)

**Abstract** Employing the approach of Kieso et al. (2010) and Peters and Taylor (2017), this paper calculates the intangible capital of listed manufacturing firms in China from 2007 to 2019 at the firm level. We also investigate the dynamic adjustment of the firm-level intangible capital intensity considering the institutional background and firm characteristics of China. We find that: ① Since 2007, the stock of intangible capital of Chinese listed manufacturing firms has grown rapidly, and the intangible capital intensity, which controls for the firm size, also shows an upward trend. However, the growth of intangible capital intensity has slowed down significantly or even been negative since 2015, which is mainly caused by the decrease of organizational capital intensity. ② Among different types of enterprises, non-state-owned, high-tech and eastern enterprises have better performance in intangible capital accumulation. ③ The decomposition of dynamic adjustment of the intangible capital intensity shows that the between-firm reallocation effect plays the most prominent role, while the effect of entry and exit becomes significant gradually in recent years.

**JEL Classification** G31, G32, G39

# 创新补贴、内生增长与产业结构转型： 理论与实证<sup>1</sup>

王高望<sup>2</sup> 李芳慧<sup>3</sup>

**摘要** 本文从理论和实证两方面分析了政府补贴创新对经济增长和结构转型的影响。在理论分析部分,通过把结构转型引入 Romer(1990)模型,在内生经济增长的分析框架下讨论了产业结构的转型升级。研究表明,当经济满足刀锋条件时,广义平衡增长路径(GBGP)存在;在GBGP上,均衡利息率和长期经济增长率为常数;补贴创新政策不仅促进了经济的长期增长,而且还加速了产业结构的转型升级。在实证分析部分,本文使用我国1997—2019年31个省(自治区、市)的实际经济数据,使用固定效应模型和随机效应模型,对政府创新补贴促进产业结构转型这一理论研究结论进行了实证检验。研究发现,政府补贴率的增加对产业结构转型具有正向影响,而且这种正向影响至少有一部分是通过促进经济增长来实现的;通过对被解释变量和核心解释变量作首尾1%的截尾和缩尾处理,以及更换回归模型中被解释变量与解释变量的代理变量,对基本回归结果进行了稳健性检验;通过将全国分为东部、中部、西部三个地区进行异质性检验,发现政府补贴率对产业结构转型的加速作用在西部地区最为显著,在东部与中部地区则不显著。

**关键词** 创新补贴;内生增长;产业结构转型

## 0 引言

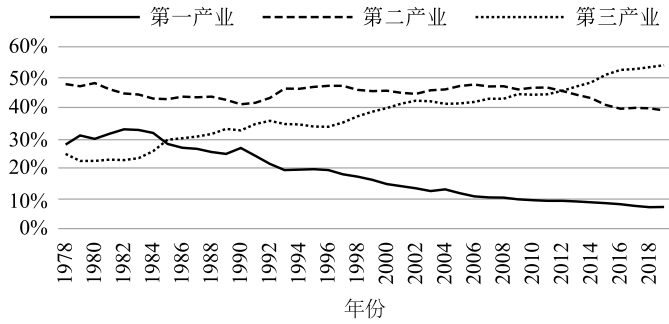
本文试图研究财政补贴对于科技创新、经济增长和结构转型的影响。研究该题目,主要是基于以下两个方面的考虑:一方面,通过观察改革开放以来的经

<sup>1</sup> 感谢两位匿名审稿人给出的宝贵修改建议。感谢张进峰、杜克锐和洪少新的有益讨论。感谢第四届(2020)清华大学中国经济研讨会和第三届(2020)制度经济学论坛与会者的有益讨论。王高望感谢山东大学齐鲁青年学者研究经费的资金支持。李芳慧感谢西南财经大学双一流提升自主创新-国家治理现代化与现代化经济体系构建——财政与金融协同机制研究(二)项目和基本科研引进人才科研启动项目的资金支持。

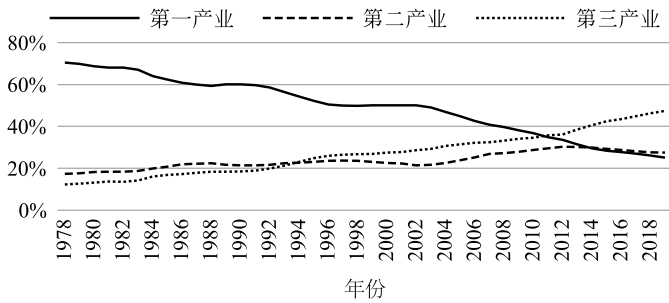
<sup>2</sup> 王高望,山东大学经济研究院教授,E-mail:gaowang.wang@sdu.edu.cn。

<sup>3</sup> 李芳慧(通讯作者),西南财经大学财政税务学院讲师,E-mail:lifh@swufe.edu.cn。

验数据,我们大体上能得到财政补贴创新促进科技进步、经济增长以及结构转型的直观认识。图 1 表明,改革开放以来,中国经济呈现出非常明显的产业结构转型现象:农业产值和就业占比都大幅度下降,工业产值占比虽有升有降而就业占比不断上升,服务业产值和就业占比都大幅度上升。图 2 表明,我国各



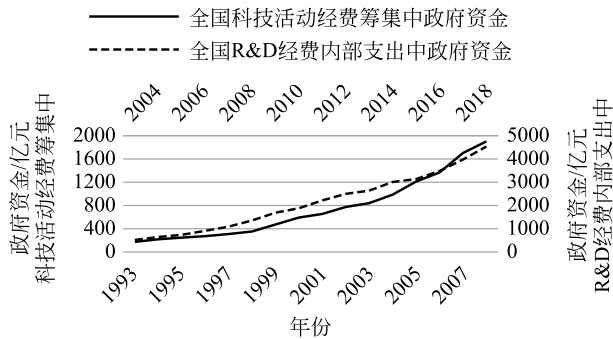
(a) 1978—2018年按三次产业分GDP构成



(b) 1978—2018年按三次产业分就业人员构成

图 1 1978—2018 年我国农业、工业和服务业 GDP (a) 及就业人员 (b) 占比变化

数据来源:《中国统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》

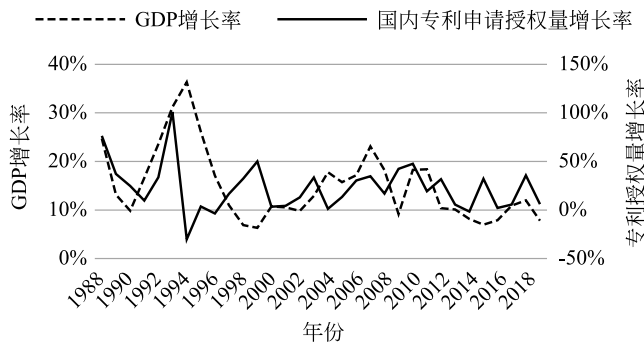


科技活动经费筹集及R&D经费内部支出中政府资金额

图 2 中国政府在科技创新方面的财政支出

数据来源:《中国科技统计年鉴》

级政府为科技创新活动提供了大量的财政补贴,而且具有快速增长的趋势。图3表明,我国国内专利授权量增长率与GDP增长率具有非常相近的变化趋势。另一方面,结构转型问题是当前理论研究和应用的热门话题。特别是2007年世界金融危机爆发、中美贸易争端不断加剧和新冠疫情暴发的大背景下,结构性经济问题的重要性也越来越凸显。“十四五”规划的一系列重要表述说明,我国政府将采取积极合理的财政政策以促进创新、增长和产业结构升级<sup>①</sup>。基于以上两点考虑,本文试图从理论和实证两方面来分析创新补贴、经济增长和结构转型之间的关系。



1988—2018年我国GDP与国内专利申请授权量增长率

图3 中国GDP和专利申请授权量增长率

数据来源:《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》

研究结构转型的文献主要从需求和供给两个角度展开研究工作。从需求角度研究转型的理论文章认为,产品需求收入弹性的差异导致了产业结构转型(即恩格尔定律),主要代表作有 Matsuyama (1992), Kongsamut et al. (2001), Foellmi and Zweimüller (2008), 陈晓光和龚六堂 (2005), 王高望等 (2018), 以及 Li et al. (2019) 等。从供给角度研究转型的文章认为,技术进步率或者要素收入比例的差异带来了经济结构转型,主要代表作有 Baumol (1967), Ngai and Pissarides (2007), Acemoglu and Guerrieri (2008), 陈体标 (2007, 2008), 徐朝阳 (2010), 徐朝阳和王韡 (2021) 等<sup>②</sup>。最近, Comin et al. (2021) 把需求和供给两方面的因素综合在一个统一的理论模型中讨论结构转型。总之,以上这些理论文献主要从经济本身的动力出发来分析结构转型,没

<sup>①</sup>“十四五”规划的相关表述有:“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”“优化提升供给结构,促进农业、制造业、服务业、能源资源等产业协调发展”“保持合理的财政支出力度和赤字率水平,完善减税降费政策,构建有利于企业扩大投资、增加研发投入、调节收入分配、减轻消费者负担的税收制度”。

<sup>②</sup>有些学者从需求方面或者供给方面的各种因素实证分析中国产业结构转型的影响因素(郭小东等,2009;沈利生,2011;郭凯明等,2017;宁丹虹,2017;颜色等,2018)。

有考虑政府政策的因素。在现代市场经济中,政府的(财政和货币)政策对结构转型的影响也是不可忽视的,但是这方面的理论和实证文献并不多。有些学者从理论上探讨财政(支出和收入)政策对结构转型的影响。通过把生产性财政支出和福利性财政支出引入结构转型模型,严成樑和徐翔(2016)发现,生产性财政支出与结构转型之间存在倒U型关系,经济中存在最优生产性财政支出规模。通过对生产性财政支出进行细分,严成樑等(2016)进一步发现,农业部门生产性财政支出、非农业部门生产性财政支出和福利性财政支出通过提高农业部门生产率、非农业部门生产率和扩大非农产品需求等渠道促进农业部门劳动力向非农业部门流动。王高望和田盛丹(2019)在两部门模型中引入生产性财政支出和福利性财政支出,使用数值方法模拟出中国经济产业结构升级的动态路径,定量考察了财政支出政策对结构转型的影响。严成樑(2017)考察了财政收入政策对结构转型的影响,研究发现,中国的资本收入税和劳动收入税都抑制了结构转型,而且资本收入税的扭曲性高于劳动收入税<sup>①</sup>。与现有理论文献不同,本文的理论分析部分较早从理论上考察财政补贴政策对结构转型的影响;而且,与上述文献在外生增长的框架下讨论转型不同,本文通过在Romer(1990)内生经济增长模型中嵌入三次产业进而讨论经济结构转型。

有些学者对财政政策与结构转型的关系进行了实证分析。石奇和孔群喜(2012)认为财政支出具有结构调整效应,财政支出不仅优化了三次产业之间的资源配置,而且改进了三次产业内部的资源配置。严成樑和徐翔(2016)利用中国省级层面数据的实证分析表明,生产性财政支出有利于促进结构转型,福利性财政支出会抑制结构转型。严成樑等(2016)利用中国地级市数据的实证分析表明,生产性财政支出和福利性财政支出都有利于经济结构转型。郭凯明和王藤桥(2019)利用理论模型量化分析了1981—2017年中国基础设施投资对结构转型的影响,研究发现,基础设施投资抑制了服务业比重上升和经济结构转型。储德银和建克成(2014)从总量与结构效应的双重视角实证考察了我国财政政策对产业结构调整的影响,在总量效应方面,税收政策有利于产业结构调整,而财政支出政策阻碍了产业结构升级;在结构效应方面,政府投资性支出和行政管理支出不利于产业结构调整,但教育支出和科技支出对产业结构调整存在正向促进作用。可见,现有的实证研究通过对财政支出结构进行细分来研究财政政策对结构转型的影响,目前还没有文章专门研究政府财政创新补贴政策对结构转型的影响。本文的实证部分就是尝试进行这方面的实证研究<sup>②</sup>。

<sup>①</sup> 本文主要从财政政策的角度研究结构转型。其实,已有彭俞超和方意(2016)等研究结构性货币政策对结构转型的影响。

<sup>②</sup> 一些学者从其他维度解释产业结构变迁。例如,金融抑制延缓产业结构变迁(王勋和Johansson, 2013),金融发展促进经济结构转型(易信和刘凤良,2018),货币政策影响产业结构变迁(张辉,2013),地方官员引领产业结构变动(宋凌云等,2012)。

通过把 Kongsamut et al. (2001) 结构转型模型嵌入 Romer (1990) 内生经济增长模型的分析框架,并引入政府的创新补贴政策,本文的理论分析部分讨论了财政补贴政策如何影响内生经济增长和产业结构转型。研究结论表明,当满足刀锋条件 (Knife-edge condition) 时,模型经济存在广义平衡增长路径 (Generalized Balanced Growth Path, 简称 GBGP); 在 GBGP 上,均衡利率和内生的长期经济增长率都是常数,而且只要经济增长率为正,经济结构就会出现转型,即农业部门不断萎缩,工业和服务业部门不断扩张;创新补贴率的永久性提高可以提高长期经济增长率;增加创新补贴不仅可以加速经济结构的转型升级,而且使得经济转型更为彻底。在实证分析部分,本文使用我国 1997—2019 年 31 个省(自治区、市)的实际经济数据,采用固定效应模型和随机效应模型两种计量分析方法,对政府创新补贴促进产业结构转型这一理论研究结论进行了实证检验。首先,基本回归结果表明,政府补贴率与非农产业产值占比的变化显著正向相关,即政府补贴率增加对加速产业结构转型具有正向影响。其次,本文通过中介效应检验发现,这种正向影响至少有一部分是通过促进经济增长来实现的。这些回归结果为本文理论部分的分析结论提供了经验证据上的支持。再次,本文还对被解释变量和核心解释变量进行首尾 1% 的截尾和缩尾处理,以及更换回归模型中被解释变量与解释变量的代理变量,对基本回归结果进行了稳健性检验,回归结果表明,基本模型的回归结果是稳健的。最后,本文将全国总样本分为东部、中部、西部三个地区进行了异质性检验,发现政府补贴率对产业结构转型的加速作用在西部地区最为显著,在东部与中部地区则不显著。

本文其余部分的安排如下:第 1 节是理论分析,第 2 节是实证分析,第 3 节是结论。

## 1 理论分析

通过把 Kongsamut et al. (2001) 结构变化模型嵌入 Romer (1990) 内生经济增长模型和在模型中引入政府财政补贴政策,本节分析了政府的财政补贴政策在提高长期经济增长率的同时,还促进了产业结构的转型升级。

### 1.1 模型结构

#### 1.1.1 生产结构

我们首先给出模型经济的生产结构。假设经济的供给方由最终产品部门、中间产品部门和研发部门等三个部门构成。首先,我们介绍最终产品部门,其包括三个子部门——农业、制造业和服务业,三个子部门分别生产农产品、工业

品和服务品。每个子部门都由完全竞争的企业所构成,它们使用原始劳动、人力资本和所有的中间产品作为生产要素进行生产。假设每个子部门都使用广义的 Cobb-Douglas 生产技术进行生产,三个子部门即农业、制造业和服务业的生产技术分别为:

$$A_t = B_A (h_t^A H_{Yt})^\alpha (N_t^A L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_t} (\phi_{jt}^A x_{jt})^{1-\alpha-\beta} dj \quad (1)$$

$$M_t + \dot{K}_t + \delta K_t = B_M (h_t^M H_{Yt})^\alpha (N_t^M L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_t} (\phi_{jt}^M x_{jt})^{1-\alpha-\beta} dj \quad (2)$$

$$S_t = B_S (h_t^S H_{Yt})^\alpha (N_t^S L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_t} (\phi_{jt}^S x_{jt})^{1-\alpha-\beta} dj \quad (3)$$

其中,  $B_i > 0, i \in \{A, M, S\}$  是三个技术参数;  $\alpha, \beta, (1-\alpha-\beta) \in (0, 1)$  为要素收入份额<sup>①</sup>;  $\delta \in (0, 1)$  为物质资本的折旧率。  $H_{Yt}$  为用于最终产品部门生产的人力资本存量,  $h_t^i$  为用于子部门  $i$  的人力资本份额, 满足  $\sum_{i \in \{A, M, S\}} h_t^i = 1$ ;  $L$  为基础劳动存量,  $N_t^i$  为用于子部门  $i$  的基础劳动份额, 满足  $\sum_{i \in \{A, M, S\}} N_t^i = 1$ ; 每个子部门都使用所有种类的中间产品进行生产,  $\phi_{jt}^i$  为子部门  $i$  对中间产品  $j$  的需求份额, 对所有  $j \in [0, \gamma_t]$ , 都有  $\sum_i \phi_{jt}^i = 1$ , 而  $\gamma_t$  表示第  $t$  期经济中的专利数目(它等于中间产品的种类数目),  $x_{jt}$  表示最终产品部门对中间产品  $j$  的总需求; 农产品产出 ( $A_t$ ) 和服务品产出 ( $S_t$ ) 仅用于经济个体的消费, 而工业品既用于消费 ( $M_t$ ) 又用于物质资本积累 ( $\dot{K}_t + \delta K_t$ ), 那么, 方程 (1) ~ (3) 既是最终产品部门三个子部门的生产函数, 又是三个子部门产品市场的出清条件; 经济在第  $t$  期的专利或者知识生产由在知识部门就业的人力资本存量 ( $H_{Yt}$ ) 和当前的知识存量 ( $\gamma_t$ ) 共同内生决定; 最后, 最终产品部门三个子部门的产品价格  $P_i, i \in \{A, M, S\}$  都是正数。

下面, 我们讨论每个子部门的利润最大化问题。由于每个子部门都是完全竞争的, 因此每个子部门中企业的利润最大化问题可以用相应的代表性厂商的利润最大化问题来代替: 把产品售价 ( $P_i$ ), 基础劳动和人力资本的工资率 ( $w_{Nt}, w_{Ht}$ ) 以及所有中间产品的价格 ( $\{p_{jt}\}, j \in [0, \gamma_t]$ ) 视为给定, 选择人力资本投入 ( $h_t^i$ )、基础劳动投入 ( $N_t^i$ ) 和所有中间产品的使用量 ( $\phi_{jt}^i$ ), 以最大化其利润。那么, 子部门  $i$  的代表性厂商的最大化问题为:

$$\max_{\{h_t^i, N_t^i, \phi_{jt}^i\}} \left\{ \begin{array}{l} P_i B_i (h_t^i H_{Yt})^\alpha (N_t^i L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_t} (\phi_{jt}^i x_{jt})^{1-\alpha-\beta} dj \\ - w_{Nt} (N_t^i L) - w_{Ht} (h_t^i H_{Yt}) - \int_{j=0}^{\gamma_t} p_{jt} (\phi_{jt}^i x_{jt}) dj \end{array} \right\} \quad (4)$$

关于  $\{h_t^i, N_t^i, \phi_{jt}^i\}$  的一阶必要条件分别为:

① 三个子部门的资本产出弹性都为  $\alpha \in (0, 1)$ , 即我们不考虑部门间资本深化对经济结构的影响。

$$P_i B_i \alpha (h_i^i H_{Y_i})^{\alpha-1} (N_i^i L)^\beta \int_{j=0}^{\gamma_i} (\phi_{ji}^i x_{ji}^i)^{1-\alpha-\beta} dj = w_{H_i} \quad (5)$$

$$P_i B_i (h_i^i H_{Y_i})^\alpha \beta (N_i^i L)^{\beta-1} \int_{j=0}^{\gamma_i} (\phi_{ji}^i x_{ji}^i)^{1-\alpha-\beta} dj = w_{N_i} \quad (6)$$

$$P_i B_i (h_i^i H_{Y_i})^\alpha (N_i^i L)^\beta (1 - \alpha - \beta) (\phi_{ji}^i x_{ji}^i)^{-\alpha-\beta} = p_{ji} \quad (7)$$

式(5)和(6)表明,对于每个子部门*i*,人力资本和基础劳动的边际产品价值等于各自的工资率,它们同时是人力资本和基础劳动在最终产品部门的三个子部门之间就业的无套利条件。式(7)表明,在任何子部门*i*,任何中间产品*j*的最优配置必须使得边际收益等于边际成本(即价格),同时,方程(7)也是每个子部门*i*对中间产品*j*的(反)需求函数。由于最终产品市场都是完全竞争的,三个子部门的最优利润都等于零。

由式(5)和(6),我们可得到:

$$\frac{h_i^i H_{Y_i}}{N_i^i L} = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{w_{N_i}}{w_{H_i}}。$$

该式表明,对于每个子部门*i* ∈ {A, M, S},人力资本与基础劳动的使用量之比都相等,且与工资比率成反比。进一步,利用  $\sum_i N_i^i = 1$  和  $\sum_i h_i^i = 1$ , 我们可推得:

$$\frac{h_i^A}{N_i^A} = \frac{h_i^M}{N_i^M} = \frac{h_i^S}{N_i^S} = 1 = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \frac{w_{N_i} L}{w_{H_i} H_{Y_i}} \quad (8)$$

式(8)是最终产品部门生产的有效性条件。它既表明每个子部门使用的原始劳动比重等于人力资本比重,又表明基础劳动得到的总收入和在最终产品部门就业的人力资本得到的总收入之比为常数( $\beta/\alpha$ )。

其次,我们介绍中间产品部门。根据 Romer(1990)的定义,知识是(中间)产品的设计方法,一单位知识被创造出来并被赋予专利之后,就可以用来生产中间产品。中间产品的种类数量由研发部门创造的知识存量来决定,中间产品的种类数目本质上就是知识存量( $\gamma_i$ )。因此,中间产品部门由  $\gamma_i$  家垄断厂商组成,每家垄断厂商生产一种中间品  $j \in [0, \gamma_i]$ 。每家中间品厂商的决策可分为两步。第一步,厂商*j*购买用于生产中间产品*j*的专利,支付价格  $P_{\gamma_i}^j$  作为生产中间品的不变成本(沉没成本)。由于专利生产受国家法律保护,因此厂商*j*成为产品*j*的垄断生产者。假设专利市场是完全竞争的,那么,垄断者购买专利*j*所花费的成本(即专利品的价格  $P_{\gamma_i}^j$ )等于其购买专利之后从事此中间品的生产活动所取得的垄断利润流的贴现和,即  $P_{\gamma_i}^j = \int_{v=t}^{\infty} \exp\left(-\int_{s=t}^v r_s ds\right) \pi_{jv} dv$ , 其中,  $r_s$  为第*s*期的净利率,  $\pi_{jv}$  为生产中间品*j*的厂商在第*v*期获得的当期利润。第二步,垄断厂商*j*在资本市场上租用物质资本作为可变成本生产中间品*j*,假设生产一单位的中间产品需要  $\eta (>0)$  单位的物质资本。

为了研究政府如何通过财政补贴政策促进经济增长和结构转型,我们假设政府为生产中间产品  $j$  的厂商提供比率为  $\omega_j \in (0, (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta))$  的财政补贴<sup>①</sup>。由于垄断厂商的垄断利润都被用于支付购买专利所花费的成本,而专利费是在研发部门从事创新活动的人力资本的收入,因此政府补贴中间产品厂商实质上即为补贴创新。基于以上设定,中间产品厂商  $j$  的利润最大化问题可写为:  $\pi_j = \max_{\{p_j, x_j\}} (1+\omega_j) p_j x_j - R_j \eta x_j$ 。把反需求函数(7)代入中间产品厂商  $j$  的目标函数,我们可得到如下等价的无约束利润最大化问题:

$$\pi_j = \max_{\{x_j\}} (1+\omega_j) [P_j B_i (h_i^i H_{Y_i})^\alpha (N_i^i L)^\beta (1-\alpha-\beta) (\phi_j^i x_j)^{-\alpha-\beta}] x_j - R_j \eta x_j \quad (9)$$

求解关于  $\{x_j\}$  的一阶条件,我们有:

$$(1+\omega_j) [P_j B_i (h_i^i H_{Y_i})^\alpha (N_i^i L)^\beta (1-\alpha-\beta)^2 (\phi_j^i x_j)^{-\alpha-\beta}] = R_j \eta \quad (10)$$

为了保持最优解的对称性,我们假设政府为每个中间产品厂商提供相同的补贴率,即对任意  $j \in [0, \gamma_t]$ , 都有  $\omega_j = \omega \in (0, (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta))$ 。联立式(7)和式(10),我们可推得:

$$p_j = \frac{R_j \eta}{(1+\omega)(1-\alpha-\beta)} \equiv p_i \quad (11)$$

其中,  $R_j \eta$  为生产一单位中间品所花费的边际成本,即完全竞争条件下中间品的价格,  $R_i = r_i + \delta$  为毛利率,  $1/((1+\omega)(1-\alpha-\beta)) (>1)$  为垄断价格加成。式(11)表明,所有垄断者为其生产的产品所定的价格都将超过其生产的边际成本;同时,所有垄断者都会索取相同的垄断价格,可见,垄断定价具有对称性。由于政府补贴的存在,与 Romer (1990) 相比,垄断者索要的垄断价格更低,  $p_i < p_i^{Romer} = \frac{R_i \eta}{(1-\alpha-\beta)}$ 。根据需求函数的性质可知,垄断者生产的产量会增加。进而,我们推断,垄断利润会增加,专利价格会提高,在研发部门就业的人力资本的工资会上升,经济增长率会更高,转型速度会加快。

由式(7)和(11)可知,  $\phi_j^i x_j$  在最优条件下独立于  $j$ 。因为  $\sum_i \phi_j^i = 1 (i \in \{A, M, S\})$ , 所以  $\sum_i \phi_j^i x_j = x_j$  将独立于  $j$ , 即  $x_j \equiv x_i$ ; 进而,我们有  $\phi_j^i \equiv \phi_i^i$ , 并由式(9)可推得,

$$\pi_j = (1+\omega) p_i x_i - R_i \eta x_i = (\alpha+\beta)(1+\omega) p_i x_i \equiv \pi_i \quad (12)$$

由式(12)可知,在最优条件下,所有中间产品厂商的最优利润都相同,即  $\pi_j$  独立于  $j$ 。我们可进一步推出专利价格  $P_j^i$  独立于厂商  $j$ , 也就是说,所有专利具有

<sup>①</sup> 我们假设补贴率有上界  $(\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta)$ 。如果  $\omega > (\alpha+\beta)/(1-\alpha-\beta)$ , 垄断者索取的最优价格可能低会于边际成本,在下面的讨论中我们会发现这一点。

相同的均衡价格,

$$P_{\gamma t}^j \equiv P_{\gamma t} = \int_{v=t}^{\infty} e^{-\int_{s=t}^v r_s ds} \pi_v dv \quad (13)$$

因此,我们可以重写最终产品部门的一阶条件(即式(5)~(7)):

$$\begin{aligned} P_t B_i \alpha (h_t^i H_{\gamma t})^{\alpha-1} (N_t^i L)^{\beta} (\phi_t^i x_t)^{1-\alpha-\beta} \gamma_t &= w_{H_t} \\ P_t B_i (h_t^i H_{\gamma t})^{\alpha} \beta (N_t^i L)^{\beta-1} (\phi_t^i x_t)^{1-\alpha-\beta} \gamma_t &= w_{N_t} \\ P_t B_i (h_t^i H_{\gamma t})^{\alpha} (N_t^i L)^{\beta} (1-\alpha-\beta) (\phi_t^i x_t)^{-\alpha-\beta} &= p_t \end{aligned} \quad (14)$$

于是,对于任意  $i \in \{A, M, S\}$ , 有  $\frac{\phi_t^i x_t}{N_t^i} = \frac{1-\alpha-\beta}{\beta} \cdot \frac{w_{N_t} L}{p_t \gamma_t}$ 。与推导式(8)的方法类似,可得到最终产品部门生产的另一个有效性条件:

$$\frac{\phi_t^A}{N_t^A} = \frac{\phi_t^M}{N_t^M} = \frac{\phi_t^S}{N_t^S} = 1 = \frac{1-\alpha-\beta}{\beta} \cdot \frac{w_{N_t} L}{p_t x_t \gamma_t} \quad (15)$$

联立两个效率条件式(8)和(15),对每个  $i \in \{A, M, S\}$ , 有

$$h_t^i = N_t^i = \phi_t^i \quad (16)$$

式(16)表明,对于最终产品部门的每个子部门来说,人力资本、基础劳动与所有中间产品的最优使用份额都相等。把式(16)代入式(14),我们有:

$$P_A B_A = P_M B_M = P_S B_S \quad (17)$$

根据一般均衡理论的结论,我们把工业制造品的价格  $P_M$  标准化为 1,进而可推知农产品与服务品的价格分别为  $P_A = B_M/B_A$  和  $P_S = B_M/B_S$ 。

最后,我们讨论研发部门。研发部门生产专利并在竞争性的专利市场上把专利产品出售给中间产品部门。每个新专利将为经济引入一个新的垄断厂商来生产一种新的中间品。为了简化分析,我们假设经济中知识或者专利的积累方程为:

$$\dot{\gamma}_t = \xi \gamma_t H_{\gamma t} \quad (18)$$

其中,  $\xi$  为一个正的技术参数,  $\gamma_t$  为现有的知识存量,  $H_{\gamma t}$  为用于研发活动的人力资本存量。式(18)表明,经济中现有的知识存量越高,用于研发的人力资本存量越多,知识增长得就越快。式(18)可以看成知识的生产函数,可见,知识的产量关于两种投入要素即现有的知识存量和用于研发的人力资本存量是规模报酬递增的。

另外,由于人力资本在最终产品部门和研发部门之间可以自由流动,因此,人力资本在这两个部门就业会得到相同的收益,即

$$P_{\gamma t} \xi \gamma_t = w_{H_t} \quad (19)$$

### 1.1.2 消费者行为

假设经济中有  $L$  个同质的消费者(等于基础劳动的数量)。类似于

Kongsamut et al. (2001)、Li et al. (2019) 和王高望等(2018), 我们假设代表性消费者具有如下非位似偏好:

$$U = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \frac{[(A_t/L - \bar{A})^u (M_t/L + \bar{M})^v (S_t/L + \bar{S})^w]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} dt \quad (20)$$

其中,  $\rho \in (0, 1)$  为主观时间贴现率;  $1/\sigma \in (0, +\infty)$  为跨期替代弹性;  $\bar{A} (>0)$  为维持生存的最低消费水平,  $\bar{M} (>0)$  和  $\bar{S} (>0)$  分别为不进入市场交易的家庭工业品和家务劳动<sup>①</sup>;  $u, v, w \in (0, 1)$  分别为农产品、工业品和服务品的效用权重, 满足  $u+v+w=1$ 。

代表性消费者  $t$  期的收入由物质资本收入 ( $R_t k_t$ )、基础劳动收入 ( $w_{N_t}$ ) 和人力资本收入 ( $w_{H_t} H/L$ ) 三部分构成, 支出由投资 ( $\dot{k}_t + \delta k_t$ )、消费 ( $P_A A_t/L + P_M M_t/L + P_S S_t/L$ ) 和一次性总付税 ( $T_t/L$ ) 三部分构成。因此, 代表性消费者  $t$  期的流量预算约束 (FBC) 为:

$$\dot{k}_t + \delta k_t = R_t k_t + w_{N_t} + w_{H_t} \frac{H}{L} - \left[ \frac{B_M A_t}{B_A L} + \frac{M_t}{L} + \frac{B_M S_t}{B_S L} \right] - \frac{T_t}{L} \quad (21)$$

进而, 代表性消费的最优化问题可以归结为: 把价格和政府行为看成给定, 满足 FBC 式 (21), 最大化终生贴现效用式 (20)。

为求解这一问题, 我们定义如下汉密尔顿函数:

$$H = \left\{ \frac{\left[ \left( \frac{A_t}{L} - \bar{A} \right)^u \left( \frac{M_t}{L} + \bar{M} \right)^v \left( \frac{S_t}{L} + \bar{S} \right)^w \right]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \lambda_t \left[ \begin{aligned} & (R_t - \delta) k_t + w_{N_t} + w_{H_t} \frac{H}{L} - \\ & \left( \frac{B_M A_t}{B_A L} + \frac{M_t}{L} + \frac{B_M S_t}{B_S L} \right) - \frac{T_t}{L} \end{aligned} \right] \right\}$$

其中,  $\lambda_t$  为当期汉密尔顿乘子, 表示物质资本的边际价值。求解一阶条件如下:

$$C_t^{1-\sigma} \frac{u}{A_t/L - \bar{A}} = \lambda_t \frac{B_M}{B_A} \quad (22)$$

$$C_t^{1-\sigma} \frac{v}{M_t/L + \bar{M}} = \lambda_t \quad (23)$$

$$C_t^{1-\sigma} \frac{w}{S_t/L + \bar{S}} = \lambda_t \frac{B_M}{B_S} \quad (24)$$

<sup>①</sup> 容易证明, 在这种非位似效用设定下, 消费者关于农产品的需求收入弹性小于 1, 关于工业品和服务品的需求收入弹性都大于 1。感兴趣的读者可向作者索要证明。

$$\lambda_t(R_t - \delta) = \rho\lambda_t - \dot{\lambda}_t \quad (25)$$

其中,  $C_t \equiv (A_t/L - \bar{A})^u (M_t/L + \bar{M})^v (S_t/L + \bar{S})^w$ 。式(22)~(24)是关于农产品、工业品和服务品等三种产品消费的最优性条件,等式(25)是欧拉方程。

对式(22)~(24)两端取对数导数,我们有

$$(1 - \sigma) \left\{ \frac{u[A_t/L - \bar{A}]}{A_t/L - \bar{A}} + \frac{v[M_t/L + \bar{M}]}{M_t/L + \bar{M}} + \frac{w[S_t/L + \bar{S}]}{S_t/L + \bar{S}} \right\} - \frac{\dot{X}_t}{X_t} = \frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t},$$

其中,  $X_t \in \{A_t/L - \bar{A}, M_t/L + \bar{M}, S_t/L + \bar{S}\}$ 。由此,可推得:

$$\frac{[A_t/L - \bar{A}]}{A_t/L - \bar{A}} = \frac{[M_t/L + \bar{M}]}{M_t/L + \bar{M}} = \frac{[S_t/L + \bar{S}]}{S_t/L + \bar{S}} = -\frac{1}{\sigma} \cdot \frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} \quad (26)$$

由式(25)可知,

$$\frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = \rho - (R_t - \delta) \equiv \rho - r_t \quad (27)$$

联立式(26)和(27),我们发现  $A_t/L - \bar{A}$ ,  $M_t/L + \bar{M}$  和  $S_t/L + \bar{S}$  具有相同的增长率  $(r_t - \rho)/\sigma$ 。

### 1.1.3 政府

假设政府为所有中间产品厂商提供财政补贴,补贴支出来自所有消费者缴纳的一次性总付税。假设政府每期都平衡预算,即  $\sum_j \omega_j p_{j_t} x_{j_t} = T_t$ 。根据假设和最优解的对称性,每个中间产品厂商获得的补贴都为  $\omega p_t x_t$ 。由式(12)可知,政府对每个中间产品厂商的补贴都为  $\omega \pi_t / [(\alpha + \beta)(1 + \omega)]$ 。因此,政府的平衡预算约束方程可写为:

$$T_t = \omega p_t x_t \gamma_t = \frac{\omega \pi_t}{(1 + \omega)(\alpha + \beta)} \gamma_t \quad (28)$$

## 1.2 均衡和广义平衡增长路径

### 1.2.1 垄断竞争均衡

由于中间产品市场是垄断竞争市场,因此分散经济的竞争均衡是垄断竞争均衡。该均衡由财政政策  $\{\omega_j, T_t\}$ , 价格向量  $\{P_A, P_M, P_S, \{p_{j_t}, P_{j_t}^j\}_{j \in [0, \gamma_t]}\}$ ,  $w_{H_t}$ ,  $w_{N_t}, r_t$  和分配向量  $\{A_t, M_t, S_t, H_{Y_t}, H_{\gamma_t}, \{N_t^i, h_t^i, \Phi_{j_t}^i, x_{j_t}^i\}_{i \in \{A, M, S\}, j \in [0, \gamma_t]}\}$  所构成。同时,它满足以下条件:

(1) 把价格向量和政府政策看成给定,代表性消费者在满足流量预算约束(21)的情况下,选择消费向量和储蓄最大化效用式(20);

(2) 在最终产品部门内部,给定生产技术和要素价格,每个子部门  $i \in \{A, M, S\}$  选择基础劳动、人力资本和所有种类中间产品的使用量以最大化利润;

(3) 对于每一种中间产品, 给定最终产品部门对其产品的需求量, 即式(7), 中间产品厂商  $j \in [0, \gamma_i]$  选择产品价格  $p_j$  最大化其利润  $\pi_j$ ;

(4) 研发(创新)部门使用人力资本  $H_{\gamma_i}$  和已有知识存量  $\gamma_i$  进行知识或专利生产;

(5) 最终产品市场出清, 即式(1)~(3)成立;

(6) 中间产品市场出清, 即对任意  $j \in [0, \gamma_i]$ ,  $\sum_i \phi_j^i x_j = x_j (i \in \{A, M, S\})$ ;

(7) 基础劳动市场出清, 即  $\sum_i N_i = 1 (i \in \{A, M, S\})$ ;

(8) 人力资本市场出清, 即  $(\sum_i h_i) H_{\gamma_i} + H_{\gamma_i} = H_{\gamma_i} + H_{\gamma_i} = H (i \in \{A, M, S\})$ ;

(9) 物质资本市场出清, 即  $\int_{j=0}^{\gamma_i} \eta x_j dj = k_i L = K_i$ ;

(10) 专利市场出清。

### 1.2.2 广义平衡增长路径(GBGP)

沿用 Kongsamut et al. (2001) 和 Li et al. (2019) 等文章的求解思路, 我们考察经济的广义平衡增长路径(GBGP)。根据定义, 在 GBGP 上, 实际利率为常数 ( $r^o$ )。于是, 由式(26)和(27), 在 GBGP 上, 我们有:

$$\frac{[A_i/L - \bar{A}]}{A_i/L - \bar{A}} = \frac{[M_i/L + \bar{M}]}{M_i/L + \bar{M}} = \frac{[S_i/L + \bar{S}]}{S_i/L + \bar{S}} = \frac{r^o - \rho}{\sigma} \equiv g^o \quad (29)$$

其中,  $g^o$  为 GBGP 上的经济增长率。由  $R_i = r_i + \delta$  和式(11)可知, 在 GBGP 上, 所有中间产品的价格也为常数 ( $p^o$ )。由式(7)可知, 每种中间产品的需求量也为常数 ( $x^o$ )。进而, 由式(12)可知, 在 GBGP 上, 每家中间产品厂商的利润也为常数, 即  $\pi^o = (\alpha + \beta)(1 + \omega)p^o x^o$ 。

在 GBGP 上, 由物质资本的出清条件可知, 物质资本存量与专利存量具有相同的增长率。由式(5)和(6)可知, 人力资本工资率、基础劳动工资率与专利的增长率相等。由政府预算约束(28)可知, 一次性总付税与专利的增长率也相等。因此, 在 GBGP 上, 有:

$$\frac{\dot{k}_i}{k_i} = \frac{\dot{K}_i}{K_i} = \frac{\dot{\gamma}_i}{\gamma_i} = \frac{\dot{w}_{N_i}}{w_{N_i}} = \frac{\dot{w}_{H_i}}{w_{H_i}} = \frac{\dot{T}_i}{T_i}。$$

与 Kongsamut et al. (2001) 和 Li et al. (2019) 等文章类似, 我们假定下述刀锋条件(Knife-edge condition)成立, 即  $\frac{\bar{A}}{B_A} = \frac{\bar{M}}{B_M} + \frac{\bar{S}}{B_S}$ 。利用刀锋条件, 我们可以重

写代表性消费者的流量预算约束(22)。进而可推得, 在 GBGP 上,

$$\begin{aligned} \frac{\dot{k}_i}{k_i} = \frac{\dot{K}_i}{K_i} = \frac{\dot{\gamma}_i}{\gamma_i} = \frac{\dot{w}_{N_i}}{w_{N_i}} = \frac{\dot{w}_{H_i}}{w_{H_i}} = \frac{\dot{T}_i}{T_i} &= \frac{[A_i/L - \bar{A}]}{A_i/L - \bar{A}} = \frac{[M_i/L + \bar{M}]}{M_i/L + \bar{M}} = \frac{[S_i/L + \bar{S}]}{S_i/L + \bar{S}} \\ &= \frac{r^o - \rho}{\sigma} \equiv g^o \end{aligned} \quad (30)$$

利用式(8)、(13)、(15)、(19)和人力资本市场出清条件可以推出,在 GBGP 上,在最终产品部门和研发部门就业的人力资本存量分别为:

$$H_Y^o = \frac{\alpha r^o}{\xi(1+\omega)(\alpha+\beta)(1-\alpha-\beta)} \equiv \frac{\Lambda r^o}{\xi(1+\omega)}$$

$$H_t^o = H - H_Y^o = H - \frac{\Lambda r^o}{\xi(1+\omega)} \quad (31)$$

其中,  $\Lambda \equiv \alpha / ((\alpha + \beta)(1 - \alpha - \beta))$ 。由式(18)可知, GBGP 上知识存量的增长率为  $\xi H_Y^o$ 。进而,利用式(30),我们可推出 GBGP 上的净利率  $r^o$  和经济增长率  $g^o$ :

$$r^o = \frac{(1+\omega)(\sigma\xi H + \rho)}{(1+\omega) + \sigma\Lambda}, \quad g^o = \frac{(1+\omega)\xi H - \rho\Lambda}{(1+\omega) + \sigma\Lambda} \quad (32)$$

利用最终产品部门中三个子部门的生产函数,可得到 GBGP 上基础劳动在农业、制造业和服务业中的就业份额分别为:  $N_t^A = \frac{A_t}{B_A H_Y^o \alpha L^\beta x^{o(1-\alpha-\beta)} \gamma_t}$ ,  $N_t^S =$

$\frac{S_t}{B_S H_Y^o \alpha L^\beta x^{o(1-\alpha-\beta)} \gamma_t}$ ,  $N_t^M = 1 - N_t^A - N_t^S$ 。对上述三个式子的两边分别求对数导数,我们有:

$$\dot{N}_t^A = -\frac{g^o}{\gamma_t} \cdot \frac{\bar{A}L}{B_A H_Y^o \alpha L^\beta x^{o(1-\alpha-\beta)}} = -\Theta \left[ \frac{\bar{A}L}{\gamma_0 B_A L^\beta} \right] < 0 \quad (33)$$

$$\dot{N}_t^S = \frac{g^o}{\gamma_t} \cdot \frac{\bar{S}L}{B_S H_Y^o \alpha L^\beta x^{o(1-\alpha-\beta)}} = \Theta \left[ \frac{\bar{M}L}{\gamma_0 B_M L^\beta} \right] > 0 \quad (34)$$

$$\dot{N}_t^M = \frac{g^o}{\gamma_t} \cdot \frac{\bar{M}L}{B_M H_Y^o \alpha L^\beta x^{o(1-\alpha-\beta)}} = \Theta \left[ \frac{\bar{S}L}{\gamma_0 B_S L^\beta} \right] > 0 \quad (35)$$

其中,  $\Theta = g^o e^{-g^o t} H_Y^{o-\alpha} x^{o-(1-\alpha-\beta)}$

基于以上模型结果,我们可得到命题1。

**命题1:** 当参数满足刀锋条件时,经济存在广义平衡增长路径(GBGP)。在 GBGP 上,均衡的利率和长期经济增长率都是常数[由式(32)给出];同时,在 GBGP 上,农业部门的就业份额不断减少,工业和服务业部门的就业份额不断增加。

命题1表明,我们可以在一个统一的模型中再现 Romer(1990)关于内生经济增长和 Kongsamut et al. (2001)关于产业结构转型的结论。在 GBGP 上,利率和长期经济增长率都是依赖于相关外生变量的常数。根据式(33)~(35)可知,由内生经济增长所驱动,经济呈现非平衡增长,即农业部门不断萎缩,制造业和

① 与 Romer(1990)和 Li et al. (2019)类似,为了保证长期经济增长率为正,此处隐含假设  $\xi H - \rho\Lambda > 0$ 。根据此假设,可以推出  $g^o > 0$ 。

服务业部门不断扩张。如果长期经济增长率等于零( $g^o = 0$ ), 就没有产业结构转型, 即  $\dot{N}_t^A = \dot{N}_t^M = \dot{N}_t^S = 0$ 。

### 1.3 比较静态和数值分析

我们考察补贴创新对经济增长的影响。假定经济的起点是原来的 GBGP, 当  $\omega$  永久性提高时, 在新的 GBGP, 虽然中间品价格( $p^o$ )下降了而毛利率( $R^o$ )上升了, 而且, 补贴后单位中间品的净收益( $(1+\omega)p^o - R^o\eta$ )是上升的, 中间品产量( $x^o$ )也是上升的, 因此, 中间品厂商的利润( $\pi^o = ((1+\omega)p^o - R^o\eta)x^o$ )是上升的。由于中间品厂商利润( $\pi^o$ )增加的正效应大于利息率( $r^o = R^o - \delta$ )上升的负效应, 因此, 根据  $P_y^o = \pi^o/r^o$  可知, 专利品的价格( $P_y^o$ )是上升的。进而, 在研发部门就业的人力资本存量增加, 知识的增长率提高, 内生经济增长率也就越高。于是, 我们有命题 2。

**命题 2:** 增加政府补贴率( $\omega$ )会提高长期经济增长率( $g^o$ )<sup>①</sup>。

政府补贴对中间部门的促进作用体现在内涵边际(Intensive Margin)和外延边际(Extensive Margin)两个方面。一方面, 补贴率的增加提高了每一种中间品的产量, 这是内涵边际; 另一方面, 补贴率的增加提高了在研发部门就业的人力资本存量, 加快了知识积累的速度, 进而增加了知识存量即中间品的种类数, 这是外延边际。

下面, 我们考察补贴创新对结构转型的影响。把式(33)~(35)关于补贴率( $\omega$ )求导数, 有

$$\frac{\partial \dot{N}_t^A}{\partial \omega} = - \left[ \frac{\bar{A}L}{\gamma_0 B_A L^\beta} \right] \cdot \frac{\partial \Theta}{\partial \omega}, \quad \frac{\partial \dot{N}_t^M}{\partial \omega} = \left[ \frac{\bar{M}L}{\gamma_0 B_M L^\beta} \right] \cdot \frac{\partial \Theta}{\partial \omega}, \quad \frac{\partial \dot{N}_t^S}{\partial \omega} = \left[ \frac{\bar{S}L}{\gamma_0 B_S L^\beta} \right] \cdot \frac{\partial \Theta}{\partial \omega}$$

其中,

$$\frac{\partial \Theta}{\partial \omega} = \left[ \frac{\Lambda(\sigma\xi H + \rho)}{(1 + \omega + \sigma\Lambda) [(1 + \omega)\xi H - \rho\Lambda]} - \frac{\phi}{\psi} - \frac{\Lambda(\sigma\xi H + \rho)}{(1 + \omega + \sigma\Lambda)^2 t} \right] \Theta$$

$$\phi \equiv \left\{ \begin{array}{l} (1 + \omega)^2 (\sigma\xi H + \rho) (1 - 2\alpha - \beta) + \\ \delta(1 + \omega + \sigma\Lambda) [(1 + \omega)(1 - 2\alpha - \beta) + (1 - \alpha - \beta)\sigma\Lambda] \end{array} \right\}$$

$$\psi \equiv (\alpha + \beta)(1 + \omega)(1 + \omega + \sigma\Lambda) [(1 + \omega)(\sigma\xi H + \rho) + \delta(1 + \omega + \sigma\Lambda)]$$

把 GBGP 上最终产品三个子部门基础劳动就业份额的渐进值关于补贴率求导, 我们有:

$$\frac{\partial N_\infty^A}{\partial \omega} = \left[ \frac{\bar{A}L}{\gamma_0 B_A L^\beta} \right] \frac{1}{H_Y^\alpha x^{o1-\alpha-\beta}} \frac{\phi}{\psi}, \quad \frac{\partial N_\infty^M}{\partial \omega} = - \left[ \frac{\bar{M}L}{\gamma_0 B_M L^\beta} \right] \frac{1}{H_Y^\alpha x^{o1-\alpha-\beta}} \frac{\phi}{\psi}$$

① 通过对  $g^o$  关于  $\omega$  求导, 我们可以直接证明命题 2,  $\frac{\partial g^o}{\partial \omega} = \frac{\Lambda(\sigma\xi H + \rho)}{[(1 + \omega) + \sigma\Lambda]^2} > 0$ 。

$$\frac{\partial N_{\infty}^S}{\partial \omega} = - \left[ \frac{\bar{S}L}{\gamma_0 B_S L^{\beta}} \right] \frac{1}{H_Y^{\alpha} x^{o1-\alpha-\beta}} \frac{\phi}{\psi}$$

因此,我们可得到下述命题3。

**命题3:** 当参数满足  $\phi < 0$  和  $t < t^{UB}$  时,提高补贴率会加速产业结构的转型升级,

即  $\frac{\partial \dot{N}_t^A}{\partial \omega} < 0$ ,  $\frac{\partial \dot{N}_t^M}{\partial \omega} > 0$ ,  $\frac{\partial \dot{N}_t^S}{\partial \omega} > 0$ ; 同时,结构转型也更彻底,即  $\frac{\partial N_{\infty}^A}{\partial \omega} < 0$ ,  $\frac{\partial N_{\infty}^M}{\partial \omega} > 0$ ,

$\frac{\partial N_{\infty}^S}{\partial \omega} > 0$ 。其中,  $t^{UB} \equiv \frac{(1+\omega+\sigma\Lambda)^2}{\Lambda(\sigma\xi H+\rho)} \left[ \frac{\Lambda(\sigma\xi H+\rho)}{(1+\omega+\sigma\Lambda)[(1+\omega)\xi H-\rho\Lambda]} - \frac{\phi}{\psi} \right]$ 。

命题1和命题2表明,当补贴率增加时,尽管中间品的价格降低了,但是单位中间品得到的净收益提高了。由于中间品的产量也是提高的,因此,中间品厂商得到的利润水平升高了;而且,这种利润升高对于专利价格的正向影响占优于利率上升对于专利价格的负向影响,所以专利价格上升了。专利价格的上涨会促使研发部门就业人力资本的收入增加,这会吸引更多的人力资本进入研发部门,进而提高知识增长率,促进经济增长率提升。由于经济增长是转型的推动力,因此,补贴率的提高由于推动了经济增长,进而加速了经济结构的转型升级。表1报告了各项参数及其取值。

表1 参数取值

消费者参数	取值	生产方参数	取值
主观时间贴现因子( $\rho$ )	0.01	农业生产技术系数( $B_A$ )	4
农产品效用比重( $u$ )	0.1	制造业生产技术系数( $B_M$ )	1
工业制造品效用比重( $v$ )	0.21	服务业生产技术系数( $B_S$ )	2.5
服务品效用比重( $w$ )	0.69	物质资本折旧率( $\delta$ )	0.05
农产品生存消费( $\bar{A}$ )	144	初始专利存量( $\gamma_0$ )	100
家庭生产工业制造品( $\bar{M}$ )	16.8	中间产品厂商生产参数( $\eta$ )	1
家庭生产服务品( $\bar{S}$ )	48	农业基础劳动初始份额( $N_0^A$ )	0.5
风险规避系数( $\sigma$ )	1	制造业基础劳动初始份额( $N_0^M$ )	0.2
人力资本总量( $H$ )	1	服务业基础劳动初始份额( $N_0^S$ )	0.3
人口总量( $L$ )	1	最终产品生产的人力资本产出份额( $\alpha$ )	0.35
		最终产品生产的基础劳动产出份额( $\beta$ )	0.35
		研发部门生产函数参数( $\xi$ )	0.1

为了更直观地说明命题2和命题3的结论,我们下面给出一些数值模拟的结果。为此,我们首先为模型参数赋值。参考 Kongsamut et al. (2001) 和王高望等(2018)等的做法,我们把农产品、工业品和服务品的效用比重分别取为  $u = 0.1$ ,  $v = 0.21$ ,  $w = 0.69$ ; 把农业、制造业与服务业的生产技术参数分别取为  $B_A =$

4,  $B_M=1, B_S=2.5$ 。这可以理解为: 用生产1单位工业品的资本和劳动, 可以生产4单位农产品或者2.5单位服务业产品。根据 Kongsamut et al. (2001)、Cheremukhin et al. (2015) 和王高望等 (2018) 的结构模型, 我们将相对风险规避系数取为  $\sigma=1$ 。根据 Cheremukhin et al. (2015)、Kongsamut et al. (2001)、吕捷和王高望 (2015)、潘珊等 (2017) 的取值方法, 我们将资本折旧率取为  $\delta=0.05$ 。根据刀锋条件, 我们把生存消费、家庭生产工业品和家务劳动等三个参数分别取为  $\bar{A}=144, \bar{M}=16.8, \bar{S}=48$ 。参考 Jaimovich and Rebelo (2017), 将中间产品厂商生产的技术参数和主观时间贴现因子分别取为  $\eta=1$  和  $\rho=0.01$ 。根据1952年我国第一、第二、第三产业的GDP占比情况, 将模型中农业、制造业、服务业基础劳动的初始份额分别取为  $N_0^A=0.5, N_0^M=0.2, N_0^S=0.3$ 。将人力资本与基础劳动要素的产出份额取为  $\alpha=\beta=0.35$ ; 人力资本与人口总量分别取为  $H=1, L=1$ ; 研发部门专利生产的技术参数取为  $\xi=0.1$ ; 知识存量的初始值取为  $\gamma_0=100$ 。

基于以上参数设定, 我们绘制出图4和图5。图4表明, 随着创新补贴率的提高, 经济的长期增长率也不断提高。大致来说, 补贴率增加0.1, 经济增长率增加约0.2个百分点。在图5中, 实线和虚线分别表示补贴率为0和0.3时农业、制造业和服务业就业份额和产值份额的动态路径。由图5可见, 提高创新补贴率对产业结构转型具有促进作用。这种促进作用体现在两个方面: 一方面, 补贴率提高加快了产业结构转型的速度, 在图中表现为, 当  $t < t^{UB} = 22.81$  时, 虚线比实线更陡峭; 另一方面, 补贴率的提高使产业结构转型更加彻底, 在图中表现为, 对于农业部门来讲, 虚线在实线的下方, 对于工业和服务业部门将来, 虚线在实线的上方。

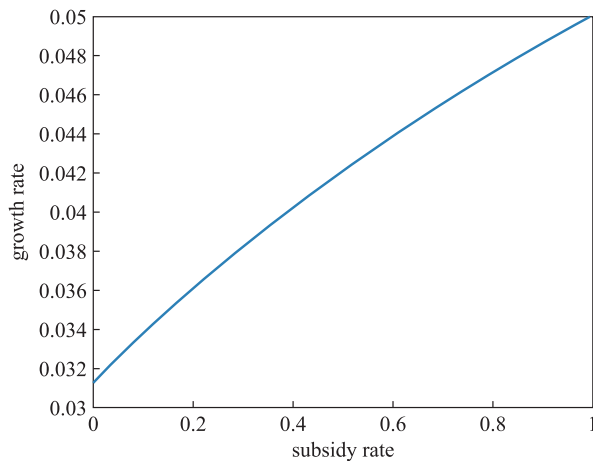


图4 补贴率与内生经济增长率

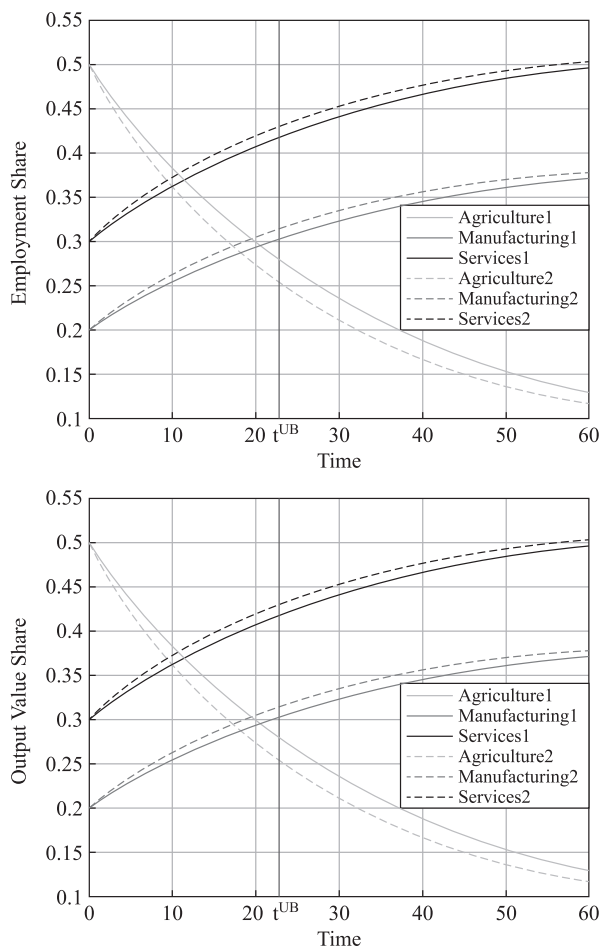


图5 农业、工业和服务业部门就业份额与产值份额的变化图

注:实线表示不存在补贴的情况,虚线表示补贴率 $\omega=0.3$ 的情况

## 2 实证分析

### 2.1 计量模型与数据来源

#### 2.1.1 回归模型

前文的理论分析表明,补贴率增加能够加速产业结构转型。为了验证这一理论结果,我们构建如下基本回归模型:

$$\text{struc\_change}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{sub}_{i,t-3} + \beta_2 \mathbf{X}_{it} + \eta_1 t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

其中,下脚标 $i$ 与 $t$ 分别表示省份与年份。被解释变量 $\text{struc\_change}_{it}$ 表示产业

结构变化,使用非农产业产值占比变化(当期与上期占比的差值)来衡量;解释变量 $sub_{it}$ 为补贴变量(简称为政府补贴率),使用科技活动经费筹集资金中政府提供资金所占的比例以及R&D经费内部支出中政府资金占比来衡量; $X_{it}$ 为一组控制变量,具体包括对外开放程度(open)、金融发展水平(fin)、宏观税负(fis\_tax)和农业扶持度(fis\_agri),分别使用进出口总额与GDP之比、金融产业增加值与GDP之比、税收总额与GDP之比和政府农业方面的支出与GDP之比来衡量。 $\eta_{it}$ 为时间趋势项; $u_i$ 表示个体固定效应; $\varepsilon_{it}$ 表示随机误差项<sup>①</sup>。

我们选择非农产业产值占比变化作为被解释变量以衡量结构转型,基于以下三个方面的原因:其一,选择非农产业(包括工业和服务业)产值占比(而不是工业或者服务业单个占比)是因为中国工业和服务业的产值占比具有地区差异性<sup>②</sup>;其二,选择非农产业产值占比(而不是非农产业就业占比)是因为中国的户籍制度可能会对实际从业人员数据的客观性产生较大影响;其三,研究中国结构转型的一些实证文献使用非农业产值占比作为被解释变量,比如,Alvarez-Cuadrado and Poschke (2011), Caselli and Coleman II (2001), 严成樑和徐翔(2016),王高望和田盛丹(2019)等。基于以上考虑,我们选择非农产业产值占比变化作为被解释变量。

表2 各变量定义与说明

变量名称	符号	定义
非农产业产值占比	—	(第二产业产值+第三产业产值)(亿元)/地区生产总值(亿元)×100%
非农产业产值占比变化	struc_change	当年非农产业产值占比/% - 上一年非农产业产值占比/%
政府补贴率	sub	科技活动经费筹集中政府资金占比;R&D经费内部支出中政府资金占比

① 在回归模型中引入时间趋势项,本文基于以下三方面的考虑:首先,经济增长和结构转型等宏观经济变量通常受技术进步的影响,具有时间趋势;其次,通过数据分析,我们发现,在很多省份,被解释变量(非农产业产值占比变化)具有一定的时间趋势;最后,有些文献(宋凌云等,2012;李任玉等,2018)在回归模型中引入了时间趋势项。同时,由于不同省份在地理、习俗和文化等各方面存在差异,这些差异可能会对解释变量产生影响,为了控制这些不随时间变化的个体异质性可能导致的内生性问题,本文引入个体(省份)固定效应。

② 除黑龙江以外,各省(自治区、市)的第一产业产值占比在1997—2019年期间都呈现稳定的下降趋势,而第二、第三产业的产值占比的变化较为复杂。第二产业产值占比在大部分省(自治区、市)呈现先上升后下降的趋势,在北京、上海、云南、浙江表现为下降趋势,在福建和西藏表现为上升趋势。第三产业产值占比在大部分省(自治区、市)呈现上升趋势,在安徽、重庆、广西、江西等地的变化趋势不明显。因此,在线性回归模型假设下,我们认为使用农业或非农业产值占比变化作为被解释变量更为合适。

续表

变量名称	符号	定义
对外开放程度	open	进出口总额(由中美汇率数据对以美元为单位的原始数据进行货币单位转换)(亿元)/地区生产总值(亿元)
金融发展水平	fin	金融行业增加值(亿元)/地区生产总值(亿元)
宏观税负	fis_tax	地区财政收入中税收总额(亿元)/地区生产总值(亿元)
农业扶持度	fis_agri	地区财政支出中农业方面的支出(1997—2002年为支援农业生产、农业综合开发、农林水利气象等部门事业费加和;2003—2006年为农业支出、林业支出、农林水利气象等部门事业费加和;2007—2019年为农林水事务支出)(亿元)/地区生产总值(亿元)

我们介绍一下解释变量的数据和滞后期选择。关于数据选择,我们选择科技活动经费筹集资金中政府资金占比和 R&D 经费内部支出中政府资金占比作为政府补贴率的代理变量。一方面,相比微观层面的企业数据,我们选择的数据包括更多研发单位(如独立研发机构、高校等)在科技研发方面受到政府补贴的情况;另一方面,与更加宏观层面的政府科技方面支出占 GDP 或财政支出比例指标相比,我们选择的数据为各省科技活动经费筹集资金与 R&D 经费内部支出中政府资金所占比例,其中的科技活动经费筹集资金与 R&D 经费内部支出能更好地刻画研发活动单位的收益情况。关于解释变量的时间选择,我们选择滞后的政府补贴率主要基于以下几点原因:其一,减少补贴政策本身的内生性。政府在规划财政预算支出目标时,可能根据当期的经济发展状况决定科技与研发活动的补贴力度;其二,财政(补贴)政策对经济的影响具有时滞性。(Devarajan et al., 1996);其三,科研活动一般周期比较长且具有不确定性,一项研究从开始着手到获得成果通常需要时间。比如,国家自然科学基金项目的研究年限一般为 3~5 年,而发明专利的申请周期平均在 3 年左右,因此本文选择将解释变量滞后三期;其四,李涛和周业安(2008),范子英和张军(2010),严成樑和徐翔(2016)等,研究财政和转型的文献一般都选择解释变量的滞后项进行回归。

### 2.1.2 数据来源与说明

我们选取中国 31 个省(自治区、市)1997—2019 年的面板数据进行回归。除了补贴变量(sub)来自《中国科技统计年鉴》以外,模型中其他变量的数据都来自《中国统计年鉴》以及各省区市统计年鉴。各变量的定义情况如表 2 所示。我们对主要解释变量(即补贴变量)做出特别说明。基于数据的可获得性,补贴变量(sub)的数据在 1997—2008 年取为科技活动经费筹集中政府资金占比,在 2009—2019 年取为 R&D 经费内部支出中政府资金占比。各地区 R&D 经费内部支出这项数据在 1999 年《中国科技统计年鉴》中就有统计,但在 2010 年的年

鉴以前并不标注其中政府资金情况。从数值上看, R&D 经费内部支出数额很大程度上低于科技活动经费筹集数额, 在某些地区是科技活动经费筹集数额的二分之一乃至三分之一。然而, 从政府资金占比来看, 使用 R&D 经费内部支出及其中政府资金计算的 2009 年政府补贴率, 与使用科技活动经费筹集数额及其中政府资金计算的 2008 年政府补贴率, 这两项比率差异并不大。因此, 我们认为可以在不同年份使用两种不同数据计算政府补贴率作为同一个回归变量 (sub) 在不同年份的取值, 通过这种处理方式延长面板数据在时间上的维度, 提高研究结果的可信度。各变量数值统计特征具体见表 3。

表 3 1997—2019 年全国 31 个省(自治区、市) 各变量数值统计特征

变量名称	样本容量	平均值	标准差	最小值	最大值
非农产业产值占比	713	86.744	7.411	62.090	99.730
非农产业产值占比变化 (struc_change)	682	0.576	0.927	-5.040	3.910
政府补贴率 (sub)	713	0.362	0.230	0.070	1.000
对外开放程度 (open)	713	0.280	0.331	0.011	1.668
金融发展水平 (fin)	713	0.052	0.031	0.007	0.196
宏观税负 (fis_tax)	713	0.070	0.029	0.029	0.200
农业扶持度 (fis_agri)	713	0.023	0.029	0.003	0.262

表 4 报告了各变量之间的相关系数, 其中政府补贴率变量 sub 对应滞后三期的数据, 与回归方程式 (36) 的设定相对应。非农产业产值变化与政府补贴率之间的相关系数表明, 二者显著正相关, 即政府补贴率对产业结构转型速度可能存在正向影响。图 6 更直观地展示了二者之间的正相关关系。根据图 6 中散点的分布情况, 我们也可以发现大部分非农产业产值占比变化数据为正, 非农产业总体呈扩张趋势。表 4 列 1 其他数据显示, 对外开放程度、金融发展水平、宏观税负、农业扶持度都与非农产业产值占比呈负相关关系。进一步地, 本文对各变量进行了多重共线性检验。检验结果表明, 各变量的方差膨胀系数 (VIF) 均小于 10, 平均 VIF 为 2.23。因此, 结合表 4 中的相关系数情况, 本文判断各变量之间不存在共线性问题。

表 4 各变量相关系数表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	struc_change	sub	open	fin	fis_tax	fis_agri
struc_change	1.000					
sub	0.257*** (0.000)	1.000				

续表

	(1) struc_change	(2) sub	(3) open	(4) fin	(5) fis_tax	(6) fis_agri
open	-0.133 *** (0.001)	-0.121 *** (0.003)	1.000			
fin	-0.231 *** (0.000)	-0.168 *** (0.000)	0.316 *** (0.000)	1.000		
fis_tax	-0.261 *** (0.000)	-0.168 *** (0.000)	0.492 *** (0.000)	0.799 *** (0.000)	1.000	
fis_agri	-0.076 ** (0.046)	0.129 *** (0.001)	-0.293 *** (0.000)	0.094 ** (0.012)	0.104 *** (0.005)	1.000

注:括号内为 $p$ 值;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

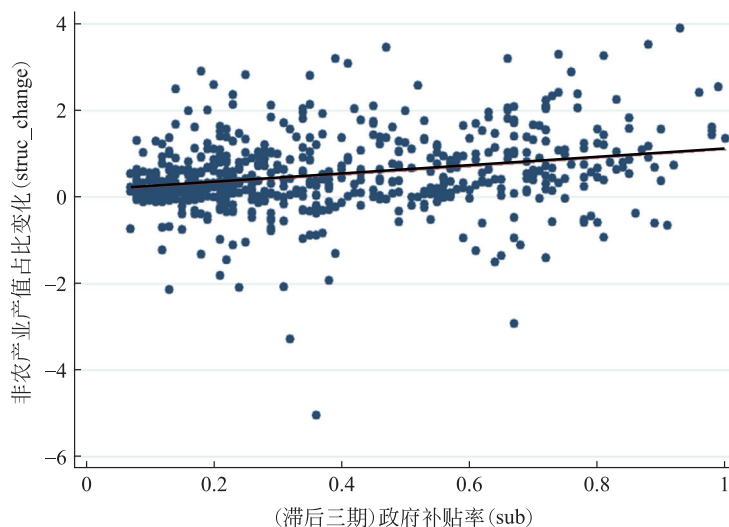


图6 1997—2019年中国31个省区市政府补贴率与非农产业产值占比变化之间的关系

## 2.2 回归结果和分析

在面板数据模型的选择上, $F$ 检验结果排除了混合估计模型,进一步地,Hausman检验与过度识别检验结果表明,应进行随机效应(RE)回归。为了便于比较说明,本文同时汇报了使用固定效应(FE)模型和随机效应(RE)模型对基本回归方程(36)估计的结果,具体如表5所示<sup>①</sup>。其中,回归方程(1)和(2)

<sup>①</sup>考虑到模型中可能存在的异方差或自相关问题,本文采用异方差-稳健标准误计算标准误并对模型进行回归。

只考虑核心解释变量政府补贴率,回归方程(3)和(4)在此基础上加入了控制变量,回归方程(2)和(4)为随机效应模型估计结果。由表5可见,回归方程(1)~(4)的估计结果显示,政府补贴率的回归系数都显著为正,这说明政府补贴率越高,非农业部门产值占比越高,农业部门产值占比越低,政府补贴创新有利于产业结构转型。这一结果与前文中理论分析的结果相一致,即政府补贴率越高,结构转型就越快。

表5 政府补贴率对我国产业结构变化(非农产业产值占比变化)的影响

非农产业产值占比变化	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	RE	FE	RE	MLE
政府补贴率	0.396 <sup>*</sup> (0.209)	0.436 <sup>**</sup> (0.187)	0.353 <sup>*</sup> (0.201)	0.448 <sup>**</sup> (0.200)	0.448 <sup>**</sup> (0.191)
对外开放程度			-0.202 (0.222)	-0.281 <sup>***</sup> (0.109)	-0.283 (0.176)
金融发展水平			2.723 (2.604)	0.268 (1.931)	0.283 (2.359)
宏观税负			-1.442 (3.300)	-2.531 (2.548)	-2.534 (2.712)
农业扶持度			-7.393 <sup>***</sup> (1.333)	-2.487 <sup>**</sup> (1.112)	-2.525 (1.765)
时间趋势项	-0.040 <sup>***</sup> (0.008)	-0.039 <sup>***</sup> (0.007)	-0.032 <sup>***</sup> (0.009)	-0.032 <sup>***</sup> (0.009)	-0.032 <sup>***</sup> (0.009)
常数项	80.973 <sup>***</sup> (15.731)	79.294 <sup>***</sup> (14.639)	65.609 <sup>***</sup> (18.638)	64.660 <sup>***</sup> (18.667)	64.618 <sup>***</sup> (18.353)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman 检验		0.91		0.05	—
观测数	620	620	620	620	620
R <sup>2</sup>	0.119	0.119	0.138	0.131	—

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

关于控制变量的显著性,对外开放程度、金融发展水平与宏观税负对产业结构变化的影响都不显著。农业扶持度的回归系数都显著为负,这说明政府加大对农业方面的财政支持会减缓产业结构转型。出现政府加大农业支持力度从反方向影响转型的结果,可能来源于中国产业结构转型的地区差异性。比如,中国东部地区农业占比非常小且对农业的依赖度低,而且农业与非农产业的发展具有协同性,政府加大农业扶持不是抑制而是加速了东部地区的结构转型;而西部地区农业占比还很高、对农业发展的依赖度高以及产业发展缺乏协同性,政府加大农业扶持会抑制西部的转型。这一点从后面的分组回归中能够

看得更清楚。根据 Hausman 检验结果,随机效应模型的估计结果更有效率。回归方程(5)给出了随机效应模型的极大似然估计(MLE)结果。估计结果显示,政府补贴率的回归系数依然显著为正,这表明了回归结果的稳健性。

前文理论分析的结果表明,政府补贴率的提高会提高经济增长率,而经济增长率的提高会加速产业结构转型。根据这一结果,我们猜测提高政府补贴率有可能通过提高经济增长进而加速产业结构的转型。因此,使用中介效应模型对这一猜测进行验证。为此,参考甄红线等(2015)、田国强和李双建(2020),我们构建如下回归模型:

$$\begin{aligned} \text{struc\_change}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \text{sub}_{i,t-3} + \beta_2 X_{it} + \eta_1 t + u_i + \varepsilon_{it} \\ g_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{sub}_{i,t-3} + \alpha_2 X_{it} + \eta_2 t + u_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (37)$$

$$\text{struc\_change}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{sub}_{i,t-3} + \gamma_2 g_{it} + \gamma_3 X_{it} + \eta_3 t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (38)$$

其中,第一个回归方程即为式(36); $g_{it}$ 为经济增长率,我们用实际人均GDP增长率来衡量;其他变量的符号和含义都与前文相同;回归系数 $\beta_1$ 反映政府补贴率对产业结构变化的总效应, $\gamma_1$ 反映政府补贴率对产业结构变化的直接效应, $\alpha_1 \gamma_2 / \beta_1$ 近似反映中介效应占总效应的比例。根据中介效应的检验步骤,如果回归系数 $\beta_1$ 、 $\alpha_1$ 、 $\gamma_2$ 皆显著,则表明存在中介效应,即政府补贴率对产业结构变化的影响有一部分是通过经济增长率来实现的。中介效应模型的回归结果见表6。由于 Hausman 检验结果表明随机效应模型相对更加有效率,因此我们使用随机效应模型对回归方程(36)~(38)进行估计,估计结果如表6所示。

表6 政府补贴率通过经济增长率影响产业结构变化(非农产业产值占比变化)的中介效应

	(1) 产业结构变化	(2) 经济增长率	(3) 产业结构变化
政府补贴率	0.448** (0.200)	0.023* (0.014)	0.412** (0.208)
经济增长率			2.029** (1.032)
对外开放程度	-0.281*** (0.109)	-0.015 (0.011)	-0.199* (0.104)
金融发展水平	0.268 (1.931)	-0.637** (0.278)	0.924 (2.360)
宏观税负	-2.531 (2.548)	0.420* (0.218)	-3.152 (2.522)
农业扶持度	-2.487** (1.112)	-0.027 (0.091)	-1.163 (0.968)

续表

	(1)	(2)	(3)
	产业结构变化	经济增长率	产业结构变化
时间趋势项	-0.032*** (0.009)	-0.002*** (0.001)	-0.028*** (0.008)
常数项	64.660*** (18.667)	5.038*** (1.898)	55.923*** (16.697)
个体效应	YES	YES	YES
观测数	620	620	620
R <sup>2</sup>	0.131	0.166	0.139

注: 括号内为标准误; \*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平显著。

表 6 回归方程(1)的估计结果与表 5 回归方程(4)的结果相同, 表明政府补贴率对产业结构转型具有加速作用。表 6 回归方程(2)的估计结果表明, 政府补贴率与经济增长率具有显著正相关关系, 这一结果验证了理论模型中政府补贴率增加促进经济增长的结论。表 6 回归方程(3)的估计结果表明, 政府补贴率和经济增长率的回归估计系数都显著为正。根据中介效应的检验步骤, 回归系数  $\beta_1$ 、 $\alpha_1$ 、 $\gamma_2$  都显著为正表明存在中介效应, 即政府补贴率能够通过促进经济增长进而推动产业结构转型升级。而且, 我们可以推知, 中介效应占总效应的比例约为 10.42%。总之, 根据表 5 和表 6 的回归结果, 我们可以验证在理论分析中得到的理论结果: 一方面, 政府补贴促进经济增长; 另一方面, 政府补贴能够通过促进增长进而加速结构转型。

### 2.3 稳健性检验

下面, 我们从三个方面对基本回归结果进行稳健性检验: (1) 使用非农就业占比变化作为被解释变量进行回归估计; (2) 使用政府科技支出占 GDP 比例作为解释变量进行回归估计; (3) 对核心解释变量(补贴变量)与被解释变量(非农产业产值占比变化)进行首尾 1% 的缩尾与截尾处理进行回归估计。三项估计结果分别列入表 7、表 8 和表 9。

表 7 政府补贴率对我国产业结构变化(非农就业占比变化)的影响

	(1)	(2)	(3)
非农就业占比变化	FE	RE	MLE
政府补贴率	0.678* (0.372)	0.590* (0.313)	0.591** (0.287)
对外开放程度	0.523 (0.426)	0.474** (0.221)	0.474* (0.248)

续表

非农就业占比变化	(1)	(2)	(3)
	FE	RE	MLE
金融发展水平	-14.906** (5.931)	-9.617*** (3.256)	-9.669*** (3.599)
宏观税负	4.879 (5.799)	1.073 (3.371)	1.119 (4.077)
农业扶持度	4.355 (5.722)	4.941*** (1.864)	4.936** (2.490)
时间趋势项	0.027 (0.017)	0.018 (0.015)	0.018 (0.014)
常数项	-53.504 (34.713)	-35.772 (30.031)	-35.932 (27.819)
个体效应	YES	YES	YES
Hausman 检验		0.19	—
观测数	610	610	610
R <sup>2</sup>	0.036	0.035	—

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

在第一项稳健性检验中,我们使用非农就业人数占总就业人员数比例<sup>①</sup>的变化代替非农产业产值占比变化作为被解释变量,解释变量与控制变量保持不变。表7中回归方程(1)和(2)分别报告了固定效应与随机效应模型的回归估计结果。结果显示,政府补贴率在两个回归结果中皆在5%的显著性水平上显著为正,即政府补贴率对非农就业占比的提升也具有促进作用。也就是说,如果从就业的角度来测度转型的程度,我们也有政府补贴率促进产业结构加速转型的结论。根据Hausman检验的结果,随机效应模型更有效率。因此。我们在表7回归方程(3)中报告了随机效应模型的MLE估计结果。结果显示,政府补贴率与非农产业就业占比变化具有显著正相关关系。

在第二项稳健性检验中,我们使用政府在科技方面的支出<sup>②</sup>占GDP比例代替科技活动经费筹集资金中政府资金占比以及R&D经费内部支出中政府资金占比作为解释变量,被解释变量依然为非农产业产值占比变化,控制变量也保持不变。表8中回归方程(1)和(2)分别报告了固定效应与随机效应模型的回归结果。由回归方程(1)和(2)的结果可见,使用科技支出占比衡量的政府补

①各地区就业人数的数据来源:1997—2008年的数据来自《新中国60年统计资料汇编》;2009—2019年的数据来自各省统计年鉴。

②科技方面的支出定义如下:1997—2006年为财政支出中科技三项费用与科学事业费之和;由于从2007年开始统计资料不再报告科技三项费用,因此,我们把2007—2019年科技方面的支出取为一般预算支出中的科学技术支出。数据均来自《中国统计年鉴》。

贴率与非农产业产值占比变化依然具有显著的正相关关系。回归方程(3)为随机效应模型的 MLE 估计结果,其显示结果与回归方程(1)和(2)的结果基本保持一致。因此,在以科技支出占比作为政府补贴率的代理变量的情况下,我们依然有政府补贴率促进产业结构转型的结论。根据以上两种稳健性分析的结论,我们发现,政府补贴率促进结构转型的回归结果是稳健的。

表 8 财政科技支出 GDP 占比对我国产业结构变化(非农产业产值占比变化)的影响

非农产业产值占比变化	(1)	(2)	(3)
	FE	RE	MLE
政府补贴率	59.248 ** (27.809)	71.719 ** (29.068)	71.632 *** (27.301)
对外开放程度	-0.009 (0.218)	-0.253 *** (0.092)	-0.253 (0.175)
金融发展水平	1.561 (2.733)	-1.141 (1.940)	-1.115 (2.467)
宏观税负	-4.510 (3.764)	-4.828 (3.140)	-4.854 * (2.789)
农业扶持度	-6.424 *** (1.341)	-1.522 (1.112)	-1.576 (1.714)
时间趋势项	-0.041 *** (0.010)	-0.046 *** (0.009)	-0.046 *** (0.008)
常数项	83.815 *** (19.934)	94.082 *** (18.082)	93.886 *** (15.749)
个体效应	YES	YES	YES
Hausman 检验		0.08	—
观测数	620	620	620
R <sup>2</sup>	0.140	0.133	—

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

在第三项稳健性检验中,我们对核心解释变量(政府补贴率)与被解释变量(非农产业产值占比变化)进行首尾1%的缩尾与截尾处理,然后进行回归估计。表9给出的回归结果显示,政府补贴率对产业结构加速转型的回归结果依然稳健的。

表 9 政府补贴率对我国产业结构变化影响(数据经首尾1%缩尾与截尾处理)

非农产业产值占比变化	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	RE	FE	RE	MLE
政府补贴率	0.358 * (0.200)	0.438 ** (0.199)	0.289 (0.207)	0.382 ** (0.191)	0.382 * (0.197)

续表

非农产业产值占比变化	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	RE	FE	RE	MLE
对外开放程度	-0.190 (0.224)	-0.281*** (0.109)	-0.227 (0.215)	-0.232** (0.107)	-0.232 (0.177)
金融发展水平	2.722 (2.603)	0.243 (1.917)	2.097 (2.843)	-0.181 (2.028)	-0.181 (2.483)
宏观税负	-1.221 (3.356)	-2.543 (2.557)	-5.106 (3.738)	-2.733 (2.397)	-2.734 (2.824)
农业扶持度	-7.479*** (1.266)	-2.463** (1.092)	-9.024** (3.634)	-1.059 (1.614)	-1.060 (1.797)
时间趋势项	-0.032*** (0.009)	-0.032*** (0.009)	-0.028** (0.010)	-0.036*** (0.010)	-0.036*** (0.009)
常数项	65.777*** (18.492)	65.115*** (18.582)	56.447** (20.736)	73.890*** (19.154)	73.889*** (19.034)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES
Hausman 检验		0.04		0.08	—
观测数	620	620	579	579	579
R <sup>2</sup>	0.139	0.131	0.139	0.131	—

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

## 2.4 异质性检验

为了研究政府科技创新补贴在不同地区对产业结构转型的影响,同时进一步检验政府补贴率对我国非农产业产值占比变化影响的稳健性,我们基于基本回归方程式(36)把全国划分为东部、中部、西部三个地区<sup>①</sup>进行分组回归。我们首先给出三个地区各变量的统计特征。表10显示出我国不同地区非农产业产值占比及其变化、政府补贴率、对外开放程度、金融发展水平、宏观税负和农业扶持度情况。关于非农产业产值占比,其平均值按东部、中部、西部地区依次递减;关于非农产业产值占比变化,其平均值则按东部、中部、西部地区依次递增;关于政府补贴率,其平均值按东部、中部、西部地区顺序依次递增;关于对外开放程度,均值是递减的;关于金融发展水平和宏观税负,东部地区最高,西部地区次之,中部地区最低;关于农业扶持度,其均值依东部、中部和西部是递减的。

<sup>①</sup>其中,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省市自治区,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省市自治区,西部地区包括广西、内蒙古、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆12个省市自治区。

表 10 1997—2019 年我国东部、中部、西部三个地区各变量数值统计特征

变量名称	地区	样本容量	平均值	标准差	最小值	最大值
非农产业产值占比	东部地区	253	90.686	8.214	62.090	99.730
	中部地区	184	85.372	5.571	71.410	95.640
	西部地区	276	84.045	6.071	62.090	93.430
非农产业产值占比变化 (struc_change)	东部地区	253	0.399	0.575	-1.450	3.270
	中部地区	184	0.600	1.171	-5.040	3.470
	西部地区	276	0.723	0.979	-2.910	3.910
政府补贴率(sub)	东部地区	253	0.311	0.221	0.070	0.920
	中部地区	184	0.322	0.200	0.090	0.810
	西部地区	276	0.435	0.239	0.120	1.000
对外开放程度(open)	东部地区	253	0.596	0.385	0.082	1.668
	中部地区	184	0.107	0.036	0.040	0.210
	西部地区	276	0.106	0.061	0.011	0.415
金融发展水平(fin)	东部地区	253	0.064	0.043	0.014	0.196
	中部地区	184	0.038	0.015	0.016	0.078
	西部地区	276	0.050	0.021	0.007	0.104
宏观税负(fis_tax)	东部地区	253	0.085	0.038	0.033	0.200
	中部地区	184	0.055	0.015	0.029	0.105
	西部地区	276	0.065	0.017	0.030	0.111
农业扶持度(fis_agri)	东部地区	253	0.011	0.009	0.003	0.050
	中部地区	184	0.018	0.011	0.005	0.065
	西部地区	276	0.039	0.040	0.005	0.262

然后,我们利用基本回归方程(36)进行分样本回归,具体估计结果如表 11 所示。回归方程(1)~(3)分别显示了我国东部、中部、西部地区的回归结果。由表 11 可见,政府补贴率变量的回归系数仅在西部地区显著为正,在东部与中部地区都不显著。回顾表 5 中回归方程(4)的总样本回归结果,发现,在西部地区回归中,政府补贴率的系数估计值增大了约一倍,而且显著性更强。这表明,政府补贴创新对产业结构转型的促进作用主要是通过西部地区来实现的。结合表 10 各地区变量统计特征,发现这些结果可能是由于以下两个原因导致的:一方面,从政府补贴率的角度来看,东部地区的政府补贴率相对较低,在产业结构变化的过程中,政府补贴率的作用可能有限;另一方面,从产业结构发展水平的角度来看,相对于其他两个地区,东部地区的非农产业产值占比已经处于较高水平,进一步提升的空间非常有限,因此政府补贴率的作用也就非常有限。关于控制变量,对外开放程度、金融发展水平与宏观税负对产业结构变化的影响在三个地区分组回归中依然显示为不显著。然而,农业扶持度的回归估计系数在不同地区则显示出较大差异:在东部地区显著为正,在中部地区显著为负,在

西部地区则不显著。产生这种结果的原因可能是由于不同地区的产业发展情况存在差异:东部地区的经济发展对农业依赖度低,农业倾向于集约化和精细化作业,而且与非农产业协同发展,扶持农业能够促进物流、运输、零售等非农产业的发展,进而对产业结构加速转型产生正向影响;中、西部地区对农业的依赖度相对较高,而且与非农产业的发展缺乏产业协同,农业扶持度增加对农业的促进作用占优于其为非农产业带来的间接促进作用,因此对该地区的产业结构转型产生负向影响。

表 11 政府补贴率对我国地区产业结构(非农产业产值占比变化)的影响

非农产业产值占比变化	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
政府补贴率	0.234 (0.206)	-0.321 (0.385)	0.831*** (0.261)
对外开放程度	0.103 (0.074)	-3.245 (3.419)	0.167 (0.436)
金融发展水平	0.744 (1.279)	-0.797 (8.419)	1.218 (2.698)
宏观税负	-4.319*** (1.638)	1.884 (7.949)	-6.492 (3.997)
农业扶持度	20.799*** (3.360)	-57.104*** (11.314)	-0.653 (0.946)
时间趋势项	-0.034*** (0.008)	0.027 (0.024)	-0.040*** (0.014)
常数项	68.426*** (16.785)	-51.897 (48.705)	80.088*** (28.318)
地区效应	YES	YES	YES
观测数	220	160	240
$R^2$	0.110	0.140	0.216

注:括号内为标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

### 3 结论

本文从理论和实证两个方面研究了政府的创新补贴政策对内生经济增长和产业结构转型的影响。在理论部分,本文构建了最终产品部门包含农业、制造业、服务业三个子部门的内生经济增长模型,在模型中引入政府的创新补贴,进而研究这一财政补贴政策对长期经济增长和产业结构转型的影响。理论研究的结论表明,当满足刀锋条件时,GBGP存在,而且,在GBGP上,随着创新补

贴率的增加,长期经济增长率会提高,结构转型会加快也更为彻底。在实证部分,使用我国1997—2019年31个省(自治区、市)的数据,采用固定效应模型和随机效应模型两种计量方法,我们对政府补贴创新促进产业结构转型这一理论分析结果进行了实证检验。首先,基本回归结果表明,政府补贴率与非农产业产值占比变化显著正相关,即政府补贴率对产业结构转型具有正向影响;通过中介效应检验,我们发现,这种正向影响至少有一部分是通过促进经济增长来实现的。其次,通过更换回归模型中被解释变量与解释变量的代理变量,以及对被解释变量和核心解释变量进行首尾1%的截尾和缩尾处理,本文对基本回归结果进行了稳健性检验;回归结果表明,基本模型的回归结果是稳健的。最后,本文将全国总样本分为东部、中部、西部三个地区进行了异质性检验,发现政府补贴率对产业结构转型的加速作用在西部地区最为显著,在东部与中部地区则不显著。

## 参考文献

- 陈体标. 2007. 经济结构变化和经济增长[J]. 经济学(季刊), 6(4): 1053-1074.
- Chen T B. 2007. Structural change and economic growth [J]. *China Economic Quarterly*, 6(4): 1053-1074. (in Chinese)
- 陈体标. 2008. 技术增长率的部门差异和经济增长率的“驼峰形”变化[J]. 经济研究, 43(11): 102-111.
- Chen T B. 2008. Sectoral difference in growth rate of technology and change in economic growth rate with hump-shape [J]. *Economic Research Journal*, 43(11): 102-111. (in Chinese)
- 陈晓光, 龚六堂. 2005. 经济结构变化与经济增长[J]. 经济学(季刊), 4(3): 583-604.
- Chen X G, Gong L T. 2005. Structural changes and economic growth [J]. *China Economic Quarterly*, 4(3): 583-604. (in Chinese)
- 储德银, 建克成. 2014. 财政政策与产业结构调整——基于总量与结构效应双重视角的实证分析[J]. 经济学家, (2): 80-91.
- Chu D Y, Jian K C. 2014. Fiscal policy and structural changes: Empirical analysis based on aggregate and structural effects [J]. *Economist*, (2): 80-91. (in Chinese)
- 范子英, 张军. 2010. 中国如何在平衡中牺牲了效率: 转移支付的视角[J]. 世界经济, 33(11): 117-138.
- Fan Z Y, Zhang J. 2010. How did China lose efficiency for equality? [J]. *The Journal of World Economy*, 33(11): 117-138. (in Chinese)

- 郭凯明, 杭静, 颜色. 2017. 中国改革开放以来产业结构转型的影响因素[J]. 经济研究, 52(3): 32-46.
- Guo K M, Hang J, Yan S. 2017. The determinants of China's structural change during the reform era [J]. *Economic Research Journal*, 52(3): 32-46. (in Chinese)
- 郭凯明, 王藤桥. 2019. 基础设施投资对产业结构转型和生产率提高的影响[J]. 世界经济, 42(11): 51-73.
- Guo K M, Wang T Q. 2019. Effects of infrastructure investment on structural change and productivity growth[J]. *The Journal of World Economy*, 42(11): 51-73. (in Chinese)
- 郭小东, 刘长生, 简玉峰. 2009. 政府支出规模、要素积累与产业结构效应[J]. 南方经济, (3): 51-61.
- GUO X, LIU C S, JIAN Y F. 2009. The scale of government expenditure, factor accumulation and their effects on industrial structure [J]. *South China Journal of Economics*, (3): 51-61. (in Chinese)
- 李任玉, 杜在超, 龚强, 等. 2018. 经济增长、结构优化与中国代际收入流动[J]. 经济学(季刊), 17(3): 995-1012.
- Li R Y, Du Z C, Gong Q, et al. 2018. Growth, structural development and intergenerational income mobility [J]. *China Economic Quarterly*, 17(3): 995-1012. (in Chinese)
- 李涛, 周业安. 2008. 财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长: 基于中国省级面板数据的经验研究[J]. 世界经济, (11): 3-15.
- Li T, Zhou Y A. 2008. Expenditure competition and economic growth in China under decentralization: An empirical study based on Chinese provincial panel data [J]. *The Journal of World Economy*, (11): 3-15. (in Chinese)
- 吕捷, 王高望. 2015. CPI与PPI“背离”的结构性解释[J]. 经济研究, 50(4): 136-149.
- Lv J, Wang G W. 2015. A structural explanation on the “divergence” between the CPI and PPI[J]. *Economic Research Journal*, 50(4): 136-149. (in Chinese)
- 宁丹虹. 2017. 中国产业结构调整的影响因素分析——基于37个细分行业的实证研究[J]. 经济学报, 4(3): 145-160.
- Ning D H. 2017. Analysis on the influencing factors of industrial structural change—An empirical study based on China's 37 industries [J]. *China Journal of Economics*, 4(3): 145-160. (in Chinese)
- 潘珊, 龚六堂, 李尚鹗. 2017. 中国经济的“双重”结构转型与非平衡增长[J]. 经济学(季刊), 16(1): 97-120.

- Pan S, Gong L T, Li S A. 2017. The “dual” structural change in China and non-balanced growth[J]. *China Economic Quarterly*, 16(1): 97-120. (in Chinese)
- 彭俞超, 方意. 2016. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J]. *经济研究*, 51(7): 29-42, 86.
- Peng Y C, Fang Y. 2016. Structural monetary policy, industrial structure upgrade and economic stability[J]. *Economic Research Journal*, 51(7): 29-42, 86. (in Chinese)
- 沈利生. 2011. 最终需求结构变动怎样影响产业结构变动——基于投入产出模型的分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 28(12): 82-95, 114.
- Shen L S. 2011. How does the change of final demand structure affect the change of industrial structure? [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 28(12): 82-95, 114. (in Chinese)
- 石奇, 孔群喜. 2012. 实施基于比较优势要素和比较优势环节的新式产业政策[J]. *中国工业经济*, (12): 70-82.
- Shi Q, Kong Q X. 2012. To fulfill the up-to-date industrial policy based on the comparative advantage of the elements and links[J]. *China Industrial Economics*, (12): 70-82. (in Chinese)
- 宋凌云, 王贤彬, 徐现祥. 2012. 地方官员引领产业结构变动[J]. *经济学(季刊)*, 12(1): 71-92.
- Song L Y, Wang X B, Xu X X. 2012. Local officials induce structural change[J]. *China Economic Quarterly*, 12(1): 71-92. (in Chinese)
- 田国强, 李双建. 2020. 经济政策不确定性与银行流动性创造: 来自中国的经验证据[J]. *经济研究*, 55(11): 19-35.
- Tian G Q, Li S J. 2020. Economic policy uncertainty and the creation of bank liquidity: Empirical evidence from China[J]. *Economic Research Journal*, 55(11): 19-35. (in Chinese)
- 王高望, 史博文, 叶海云. 2018. 中国产业结构转型特征事实的一个理论解释[J]. *经济学报*, 5(2): 43-62.
- Wang G W, Shi B W, Ye H Y. 2018. A theoretical exploration of the stylized facts of China's structural transformation[J]. *China Journal of Economics*, 5(2): 43-62. (in Chinese)
- 王高望, 田盛丹. 2019. 财政政策、资本深化与中国经济结构转型[J]. *世界经济文汇*, (4): 18-34.
- Wang G W, Tian S D. 2019. Fiscal policy, capital deepening and structural transformation of the Chinese economy[J]. *World Economic Papers*, (4): 18-34. (in Chinese)

- 王勋, Johansson A. 2013. 金融抑制与经济结构转型[J]. 经济研究, 48(1): 54-67.
- Wang X, Johansson A. 2013. Financial repression and structural transformation [J]. *Economic Research Journal*, 48(1): 54-67. (in Chinese)
- 徐朝阳. 2010. 工业化与后工业化: “倒U型”产业结构变迁[J]. 世界经济, 33(12): 67-88.
- Xu Z Y. 2010. Industrialization and post-industrialization: Industrial structure change in form of reversed U shape[J]. *The Journal of World Economy*, 33(12): 67-88. (in Chinese)
- 徐朝阳, 王韡. 2021. 部门异质性替代弹性与产业结构变迁[J]. 经济研究, 56(4): 77-92.
- Xu Z Y, Wang W. 2021. Heterogeneous sectoral elasticity of substitution and structural transformation [J]. *Economic Research Journal*, 56(4): 77-92. (in Chinese)
- 严成樑, 徐翔. 2016. 生产性财政支出与结构转型[J]. 金融研究, (9): 99-114.
- Yan C L, Xu X. 2016. Government productive expenditure and structure transformation[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 99-114. (in Chinese)
- 严成樑, 吴应军, 杨龙见. 2016. 财政支出与产业结构变迁[J]. 经济科学, (1): 5-16.
- Yan C L, Wu Y J, Yang L J. 2016. Fiscal expenditure and industrial structural transformations[J]. *Economic Science*, (1): 5-16. (in Chinese)
- 严成樑. 2017. 结构转型中税收政策的社会福利成本: 基于比较静态的分析[J]. 世界经济, 40(9): 99-122.
- Yan C L. 2017. Social welfare cost of tax policies in structural transformation: A comparative static analysis[J]. *The Journal of World Economy*, 40(9): 99-122. (in Chinese)
- 颜色, 郭凯明, 杭静. 2018. 需求结构变迁、产业结构转型和生产率提高[J]. 经济研究, 53(12): 83-96.
- Yan S, Guo K M, Hang J. 2018. Final demand structure, structural transformation and productivity growth [J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 83-96. (in Chinese)
- 易信, 刘凤良. 2018. 金融发展与产业结构转型[J]. 数量经济技术经济研究, 35(6): 21-39.
- Yi X, Liu F L. 2018. Financial development and structure transformation[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 35(6): 21-39. (in Chinese)
- 张辉. 2013. 我国货币政策传导变量对产业结构影响的实证研究[J]. 经济科学, (1): 22-35.

- Zhang H. 2013. An empirical research on structural change effects of China's monetary policy transmission variables [J]. *Economic Science*, (1): 22-35. (in Chinese)
- 甄红线, 张先治, 迟国泰. 2015. 制度环境、终极控制权对公司绩效的影响——基于代理成本的中介效应检验[J]. *金融研究*, (12): 162-177.
- Zhen H X, Zhang X Z, Chi G T. 2015. The effect of the institutional environment and ultimate control on corporate performance: Based on the test of mediator effect of agency costs [J]. *Journal of Financial Research*, (12): 162-177. (in Chinese)
- Acemoglu D, Guerrieri V. 2008. Capital deepening and nonbalanced economic growth [J]. *Journal of Political Economy*, 116(3): 467-498.
- Alvarez-Cuadrado F, Poschke M. 2011. Structural change out of agriculture: Labor push versus labor pull [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(3): 127-158.
- Baumol W J. 1967. Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis [J]. *The American Economic Review*, 57(3): 415-426.
- Caselli F, Coleman II W J. 2001. The U. S. structural transformation and regional convergence: A reinterpretation [J]. *Journal of Political Economy*, 109(3): 584-616.
- Cheremukhin A, Golosov M, Guriev S, et al. 2015. The economy of people's republic of China from 1953, NBER Working Paper No. 21397[R]. NBER.
- Comin D, Lashkari D, Mestieri M. 2021. Structural change with long-run income and price effects [J]. *Econometrica*, 89(1): 311-374.
- Devarajan S, Swaroop V, Zou H F. 1996. The composition of public expenditure and economic growth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 37(2): 313-344.
- Foellmi R, Zweimüller J. 2008. Structural change, Engel's consumption cycles and Kaldor's facts of economic growth [J]. *Journal of Monetary Economics*, 55(7): 1317-1328.
- Jaimovich N, Rebelo S. 2017. Nonlinear effects of taxation on growth [J]. *Journal of Political Economy*, 125(1): 265-291.
- Kongsamut P, Rebelo S, Xie D Y. 2001. Beyond balanced growth [J]. *The Review of Economic Studies*, 68(4): 869-882.
- Li S H, Wang G W, Wang J. 2019. Romer meets kongsamut-Rebelo-Xie in a nonbalanced growth model [J]. *Economics Letters*, 174: 100-103.
- Matsuyama K. 1992. Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth [J]. *Journal of Economic Theory*, 58(2): 317-334.
- Ngai L R, Pissarides C A. 2007. Structural change in a multisector model of growth [J].

*American Economic Review*, 97(1): 429-443.

Romer P M. 1990. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 98(5): S71-S102.

## Innovation Subsidy, Endogenous Growth, and Industrial Structural Transformations: Theory and Evidence

Gaowang Wang<sup>1</sup> Fanghui Li<sup>2</sup>

(1. *The Center for Economic Research, Shandong University;*

2. *School of Public Finance and Taxation, Southwestern University of Finance and Economics*)

**Abstract** The paper examines the effects on economic growth and structural change of the government's innovation subsidy theoretically and empirically. In the section of the theoretical analysis, by introducing structural change into the Romer (1990) model, the paper explores the upgrading of the industrial structure in an analytical framework of endogenous growth. It is shown that the GBGP exists when satisfying the knife-edge condition; the equilibrium interest rate and long-run growth rate are both constants on the GBGP; furthermore, the policy of subsidizing innovation not only enforces economic growth, but also accelerates the upgrading of the industrial structure. In the section of empirical analysis, based on China's inter-provincial panel data between 1997 and 2019, the paper utilizes both FEM and REM to test the theoretical results of government's innovation subsidy enforcing structural transformation. It is shown that increasing the rate of subsidy has positive effects on structural change, and some of them are achieved by accelerating economic growth; by changing the proxy variables of the dependent and independent variables, or trimming and winsorizing the dependent variable and the key explanatory independent variable by 1%, we show that the results of the basic regressions are robust; the regression of heterogenous test shows that this kind of positive effects are reflected on the western area of china most significantly while on the eastern and central areas insignificantly.

**JEL Classification** O14, O41

# 注册制的效用

## ——基于承销商声誉与债券违约

张上冉<sup>1</sup> 朱玉杰<sup>2</sup> 罗玫<sup>3</sup>

**摘要** 2023年2月,我国资本市场全面实行注册制,更加开放的上市制度实质上对市场“看门人”金融中介提出了更高的要求。我国债券市场中银行间和交易所双市场、核准制和注册制双发行制度并行的市场结构为研究金融中介在不同发审制度中的作用机制提供了极具研究价值的准自然实验样本,为新发行制度下我国股票市场健康有序发展提供了可参考的经验。本文从承销商的角度出发,对债券违约展开研究。研究发现,承销商声誉越高,其所承销债券的违约概率越低,承销商发挥了应有的作用。在注册制中,承销商声誉机制能够发挥更为显著的作用,但其声誉功能的发挥也需要依赖于外部治理机制和内部治理机制的约束。

**关键词** 债券违约;金融中介;注册制;核准制

当前,我国资本市场注册制制度体系建设已基本完成,金融中介发挥主观能动性的空间将进一步扩大。在更为宽松的入市门槛下,如何维护市场秩序、构建良性循环、充分发挥资本市场对实体经济的支持作用是当前亟待研究的重大问题。金融中介作为资本市场“看门人”能否承担起相应职责呢?本文以融资过程中核心中介机构承销商为代表,从已实施注册发行制度十余年的我国银行间债券市场出发,对比研究同期采用核准制的交易所债券市场,探索制度安排、外部约束以及内部治理对承销商作用机制的影响。相关经验对未来我国股票市场注册制的顺利实施极具参考价值。

我国双债券市场格局初步形成于1997年,当时为解决场外交易市场不规范以及商业银行资产结构单一、银行资金流入股票市场导致股市波动性过大等问题,央行牵头成立银行间债券市场,要求商业银行全部退出交易所债券市场。此后,银行间债券市场蓬勃发展,其债券数量和债券余额均数倍于交易所债券

1 张上冉,清华大学经济管理学院助理研究员,E-mail:zhangshr@sem.tsinghua.edu.cn。

2 朱玉杰,清华大学经济管理学院金融系教授,E-mail:zhuyj@sem.tsinghua.edu.cn。

3 罗玫,清华大学经济管理学院会计系副教授,E-mail:luomei@sem.tsinghua.edu.cn。

市场,逐步形成银行间债券市场为主、交易所债券市场为辅的格局。两个债券市场施行不同的发审机制由来已久。交易所债券市场于2007年推出公司债,按照2020年《新证券法》实施之前的规定,公司债发行采用核准制,债券发行需要通过证监会的审批。央行于2005年在银行间债券市场试点注册制,2007年牵头成立银行间交易商协会,将债券发行审批权限一并下放至该协会。银行间交易商协会于2008年正式推出以注册制发行的非金融企业债券融资工具,其中包括了一揽子债券融资品种以满足企业不同期限、公开或非公开等不同模式的融资需求。

作为到期还本付息式融资工具,债券违约是其最大风险点。纵观国际各大债券市场的发展,违约事件从无到有是债券市场市场化运行的一个必然现象。“零违约”下隐藏的“刚性兑付”危害极大,它扭曲了金融产品的定价机制,造成企业经营风险向以银行为主的金融体系内部转移,增加系统性风险。在“刚性兑付”隐含承诺下,承销商、信用评级等金融中介的功能被弱化,其“看门人”角色屡被诟病。2014年“超日债”发生实质违约打破了我国债券市场中长期存在的“零违约”现象,在我国债券市场引入实质违约风险后的6年内,共发生信用风险事件564次,债券违约逐步常态化。

承销商作为发债企业付费聘用的中介机构,在债券发行及存续的全生命周期中发挥着统筹协调的核心作用,是企业 and 市场之间沟通的桥梁。根据现有发行规则,承销商承担着双重角色:在债券存续期,承销商需要站在投资者角度,提前了解兑付资金安排;若存在重大风险事件,应主动发起持有人会议;一旦发生实质违约,承销商还应代为追偿,投资人主动指定由第三方代为追偿的除外。也就是说,承销商既要维护企业利益,以较低的融资成本发债,又要维护债券持有人权益,不同角色之间存在一定的冲突。以公司债“五洋债”违约诉讼的一审判决为例,承销商德邦证券因为存在欺诈发行、虚假陈述等失职行为被杭州中院判处对7.4亿元违约债务承担连带赔偿责任。因此,承销商是否尽职履行了其“管家”职责值得探究。

在审核发行制度下,债券能否发行、何时能够成功发行上市都受到监管部门的审核监管。事前监管比重大使得该体系下债券市场的市场化程度较弱。当市场出现违约风险后,为降低系统性风险,监管部门可能加强对债券发行的审批监管,承销商的作用可能并不能得到体现。相比于核准制,在注册制下,承销商可协助企业主动选择在较好的融资窗口期自主完成债券发行,承销商的作用和功能被进一步加强。不同发审机制下的金融中介机构可能具有不同的表现。因此,后文将在实施不同发审机制的两个债券市场中分别对假说进行检验。

本文研究发现,承销商声誉越高,其所承销债券的违约概率越低,承销商发挥了应有的作用。我国现行信用评级体系存在一定的不足,不能有效地揭示企

业的违约概率。当债券市场存在实质违约风险后,对于2014年以后的新发债券,注册制下的承销商声誉机制发挥更加重要的作用。本文进一步分析了承销商声誉降低债券违约的渠道。在实行注册制的银行间债券市场中,承销商在债券存续期对企业的偿债能力有显著的影响,高声誉的承销商所服务企业的短期偿债能力显著提高;而在市场化程度较低的交易所市场中,高声誉承销商对企业的偿债能力并没有显著的改善。也就是说,承销商并没有发挥较好的监督作用,这可能是交易所债券市场中债券违约率偏高的原因之一。不论是在注册发行制度或是核准发行制度下,承销商对企业的盈利能力以及企业的公司治理没有显著影响。

本文还对限制承销商声誉机制发挥的因素进行了分析。从外部治理角度分析,当外部治理水平较高时,能够对承销商形成较强约束,承销商声誉能够显著地降低债券违约概率。不同发审机制下承销商声誉作用存在一定的差异。具体来说,地区法制化程度受到地区行政水平的影响,交易所债券市场中的审核发行制度,已然具有一定程度的行政约束,地区法制化程度的不同对该市场中的承销商不具有显著的差异,但对市场化程度较高的银行间债券市场承销商具有显著差异。从地区金融市场化角度对不同发行制度下承销商进行分析发现,审批制度中的承销商在金融市场化程度较高的地区能够发挥更为显著的作用。在本身市场化程度较高的注册制中,承销商受地区金融市场化程度影响较弱。最后,针对承销商内部治理的研究发现,注册制下承销商的内部治理水平较高时,承销商的声誉机制能够显著发挥作用,约束承销商尽职履责,其所承销债券发生违约的概率较低,而审批制下承销商的内部治理水平不具有约束性。

本文的创新和主要贡献在于,第一,对比研究注册制和核准制,本文支持了注册制改革对我国资本市场的优化。第二,本文首次将国内对承销商声誉的研究拓展至债券违约角度。这不仅丰富了现有研究中对债券违约的认知,同时也完善了对承销商声誉机制的研究。第三,本文对比分析了不同发行制度下承销商对债券违约概率的作用机制。该研究有助于加深对注册制的理解,为我国资本市场注册制的全面推行提供经验。第四,本文从承销商的内外部治理角度对其声誉机制的调节作用展开研究。在我国证券市场中中介机构屡被诟病的背景下,该方向的研究丰富了理解承销商作用机制的维度,为深化金融市场改革提供方向。本文的研究指出,虽然在注册制中承销商声誉机制能够发挥更为显著的作用,但其声誉功能的发挥也需要依赖于外部治理机制和内部治理机制的约束,因此在推行注册制的同时,需要进一步完善相应的法律法规制度,加强对承销商的监管,引导其提升内部治理水平,充分激活承销商在企业融资环节的作用,使注册制发挥最大功效。

本文剩余内容安排如下:第1部分为相关文献与研究假说,第2部分为研

究设计;第3部分中展示了实证结果及稳健性检验;第4部分对主要结论展开进一步探讨;第5部分对本文研究进行总结。

## 1 相关文献与研究假说

承销商声誉是约束其尽职履责、实现认证功能的前提(Busaba and Chang, 2010)。其声誉的建立是一个长期过程,一旦承销商懈职,发生重大风险事件后,其声誉受损,短期无法恢复(Booth and Smith, 1986)。Fang(2005)指出,承销商声誉会影响投资者对发债企业质量的判断。承销商声誉越高,对声誉资本会更加看重,因而对所承销债券项目进行更严格的筛选。Erhemjams and Raman(2012)研究指出,高声誉的承销商专业性强,具备投入更多成本挖掘公司价值的私有信息的能力,并且会采用更为严格的标准来选择和评估将要发行新股的企业。高声誉的承销商成为企业高质量的信号,从而承销商得以帮助企业获得较低的融资成本。如果承销商存在不尽职履责,为短期收益而降低业务水准等不规范行为,其所承销的债券一旦发生实质违约,将会损害承销商的长期利益(Fang, 2005)。针对我国股票市场的研究发现承销商声誉受损后的影响是双重的,不仅降低了受处罚之后该承销商保荐上市的过会率,同样也影响其之前客户的市场表现(陈运森和宋顺林, 2018),因此高声誉的承销商应该更为尽职履责,谨慎选择企业进行承销业务。由此,本文提出假说 H1。

**H1:** 承销商声誉与其承销的债券违约概率负相关,承销商声誉越高,债券违约概率越低。

承销商通过前期尽职调研,成为企业和债券市场之间的桥梁,成为半个“内部人”。Hanson et al. (1992)指出承销商具有监管功能,可以利用自己的专业能力监督公司管理层行为,提升公司治理水平,降低企业代理成本。此外,公司的盈利能力以及偿债能力也与债券违约息息相关。高声誉也意味着该承销商有能力在证券发行后对企业持续监督(Carter et al., 1998)。

结合我国债券市场的发展历程来看,虽然我国从未出台“保证融资产品刚性兑付”的文件,但在债券市场初步发展阶段,市场的确存在“刚性兑付”这一客观事实。在这一背景下,承销商和企业之间更趋向于“一次性”的业务关系,后续管理名不副实。“刚性兑付”掩盖了企业真实经营状况(纪志宏和曹媛媛, 2017)。因此,承销商职责集中于协助企业完成债券发行,在发行过程中尽职履责的动机可能较弱。而2014年“超日债”打破刚性兑付之后,债券市场存在实质违约风险,债券持有人有一定的概率无法如期收回利息和本金。对承销商来说,一旦其所承销债券发生违约,将对声誉造成较大影响,因此债券市场存在违约风险后,承销商的尽职履责动机应得以提升。由此,本文提出假说 H2。

**H2:** 在市场发生系统性变化后,由高声誉承销商所承销债券的违约率要显著低于低声誉承销商。

我国债券市场处于不断革新发展之中,承销商的地位和作用也随之变化。我们进一步考察承销商的外部治理、内部治理对其声誉机制的调节作用。

在现行的后续管理制度下,承销商作为地位特殊的金融中介,它不仅代表企业发布信息,也须站在投资者的立场上对债券进行后续管理,是保护投资者利益的第一道防线。但这两个角色之间略有冲突。Mehran and Stulz(2007)指出金融机构中存在利益冲突时,需要依赖法律法规进行限制。监管政策会影响中介机构的风险程度水平(Chen et al., 2020)。李春涛等(2017)指出,较为完善的外部治理环境能够对企业起到约束作用,提高企业信息披露的质量。樊纲等(2011)的研究指出,当一地法制程度较高,也就是说公检法机关执法较为公正和高效时,对债券人的权益保护更为完善。法律制度的完善有助于降低企业恶意逃废债、中介机构渎职等违规行为,有助于降低违约风险。法制水平的高低也影响契约履约程度,整体来看,较高的法制水平意味着对债券持有人的保护力度较强(倪晓然, 2020)。因此,我们可以预期,承销商的声誉机制在法制程度较高的地区更为显著。

地区法制水平和金融业竞争程度是影响企业经营的重要外部因素(樊纲等, 2011)。金融市场化程度不同,金融机构的履职尽责程度也存在不同。La Porta et al. (1998)的研究认为,金融市场化程度可以提高对债券持有人权益的保护。当一地金融市场化程度较高时,金融中介一旦懈怠,其原有市场极有可能被迅速抢占。在高金融市场竞争度下,金融中介机构更为审慎,注重业务风险防范(Wu et al., 2012)。因此,我们预期承销商的声誉机制在金融行业竞争程度较高的地区将发挥更为显著的作用。

最后,本文将研究视角切入承销商的内部治理水平。Aboody et al. (2000)指出企业内部治理水平越高,信息披露治理也越高。承销商的作用之一就是通过高质量的信息生产,降低信息不对称程度。Lonka et al. (1994)认为,企业社会责任的履行及社会责任信息的披露均具有战略目的,可以视为企业的一种战略行为。主动披露企业社会责任报告是企业内部治理水平较高的体现。De Quevedo-Puente et al. (2007)研究指出企业社会责任与企业声誉是通过一个长期的过程连接在一起的。企业社会责任报告能有效传递社会责任表现的信息,企业社会责任表现能提升企业声誉。综上,本文提出假说 H3a 和 H3b。

**H3a:** 外部治理机制对承销商形成约束,外部治理较强时,承销商的声誉作用更强。

**H3b:** 内部治理机制对承销商形成约束,内部治理较强时,承销商的声誉作用更强。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选取与数据来源

本文选取 2009 年至 2019 年银行间债券市场中存续中期票据以及交易所债券市场的存续公司债为主要研究对象,剔除了财务数据缺失的样本后,我们得到银行间债券市场有效研究样本 23316 个,交易所债券市场有效研究样本 12102 个。在本文的研究中,债券违约数据、承销商信息以及其余债券信息、企业财务信息均来自 Wind 数据库以及中国货币网。为排除极端值影响,对连续变量进行两侧 1%处 winsorize 处理。

### 2.2 变量定义

#### 1) 债券违约

2014 年至 2019 年共发生违约信用事件 564 次,涉及违约主体 153 家,涉及违约债券 447 支,其中交易所债券违约 230 支,占比 51.45%;银行间市场违约债券 192 支,占总违约债券的 42.95%。本文首先以该债券是否发生实质违约事件定义债券违约变量 Def1,如果该债券发生实质违约,除非违约债务得以解决,否则在违约发生当年以及之后的存续期均记为 1,否则取 0。一般来说,在同一个时期企业名下有多支债券存续,企业名下任何一支债券发生实质违约均是会对它其余存续债券产生重大影响的风险事件,其余存续债券能否按期足额兑付本息存在极高的不确定性。因此,我们以债券发行企业名下是否有其他债券发生违约为标准,定义同企业债券违约变量 Def2。若该年同企业存在违约债券,则记为 1,否则取值为 0。

#### 2) 承销商声誉的衡量

本文基于平均单笔承销金额、承销市场份额以及承销支数构建承销商声誉的代理变量 Rep。在稳健性检验中,本文按照市场份额法的思想,对上一年度承销金额进行排序,选取前十名生成高声誉组(ur1=1)哑变量。

此外,针对交易所债券市场中承销商以证券公司为主的情况,本文采用证监会自 2009 年推出的“证券公司分类评级结果”作为承销商声誉的代理变量。该结果包含 A(AAA、AA、A)、B(BBB、BB、B)、C(CCC、CC、C)、D、E 共计 5 大类的 11 个级别。由于历年来最低评级为 CC 级,本文赋值 CC 级为 1,最高级别 AAA 级为 8,以上一年度的证券公司分类评级结果对应生成指标 urrating。

### 3) 市场化外生冲击

2014 年“超日债”打破我国债券市场“刚性兑付”现象,将实质违约风险引入债券市场,对市场造成较大冲击。此后债券违约逐步常态化,债券市场化程度提高。因此,我们引入这一外生冲击变量 Shock 来考察承销商声誉机制变化。定义 2014 年之后新发行的债券 Shock 取值为 1,对于 2014 年债券市场中已存续的债券 Shock 取值为 0。

### 4) 承销商的内部环境与外部环境

如前文所述,参考 Lonka(1994)、沈洪涛等(2011)的研究,本文选用承销商是否公布企业社会责任报告作为自我约束的代理变量 CSR。如果发布企业社会责任报告,则 CSR 取值为 1,否则取 0。

参照李春涛等(2017)的设定,我们按照王小鲁等(2020)“中国分省企业经营环境指数”设计方案,本文以金融服务水平和融资成本对地区金融行业市场化程度(FD)进行衡量。王小鲁等(2020)问卷调查中评分 3 表示中性程度,因此,当评分高于 3 时,本文定义金融市场化程度哑变量 FD 取值为 1,否则取 0。以当地司法效率、合同履行程度、利益相关方权益保障、知识产权保护角度对地区法制环境(LS)进行衡量,类似于 FD 指标的定义,当评分高于 3 分时,法制水平哑变量 LS 取值为 1,否则取 0。

### 5) 评级信息

本文对债券主体信用评级建立指标 F\_rating。参照何平和金梦(2010)、马榕和石晓军(2016)研究的做法,当评级为 AAA 类时,我们对信用评级变量 F\_rating 取值为 4;当评级为 AA+类,取值为 3;当评级为 AA 类时,取值为 2;当评级为 AA-类及以下时取值为 1。

### 6) 相关控制变量

在上述变量之外,参照前人研究,我们还在回归分析中加入了一系列反映债券特征、企业特征变量作为控制变量。相关控制变量的名称、表示符号和具体情况如表 1 所示。

表 1 控制变量定义

变量名称	变量符号	变量描述
债券期限	Duration	债券的到期期限
债券发行规模	Bsize	债券发行金额的自然对数
是否有赎回权	Option	哑变量,企业有权提前赎回取 1,无权提前赎回取 0
是否国企	SOE	哑变量,当发债企业为国有企业时取 1,否则取 0
会计师事务所类型	BIG4	哑变量,当审计机构为国际四大会计师事务所 Big4 取 1,否则取 0

续表

变量名称	变量符号	变量描述
企业上市特征	List	哑变量,当发债企业为上市公司时取1,否则取0
企业规模	Fsize	债券发行前一年总资产的自然对数
企业营收情况	Growth	债券发行前一年企业营业收入的增长率
资产收益率	ROA	债券发行前一年企业的总资产收益率
资产负债率	Leverage	债券发行前一年企业的资产负债率
企业寿命	Age	债券发行年份与企业成立年份之差
企业流动比率	CR	债券发行前一年企业的流动比率

### 2.3 模型设定

为检验假说 H1,本文设计了模型(1),其中被解释变量 $DEF_{it}$ 为债券违约哑变量 Def1 和 Def2,故采用 Logit 模型。 $Rep_{it}$ 为承销商声誉变量,考虑到过往研究揭示了其他影响因素,我们加入了债券自身特质、发债企业特质两个维度的若干控制变量,相关控制变量见表1。模型中还控制了采用年度固定效应,在不同的回归模型中,我们也分别控制公司层面固定效应、行业固定效应。此外,我们在债券层面进行了聚类(cluster)处理。具体的回归模型如下:

$$\text{prob}(DEF_{it}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Rep_{it} + \varphi Controls_{it} + \text{fixedeffect} + \varepsilon_{it}) \quad (1)$$

为检验假说 H2,观察债券市场引入实质违约风险后承销商的作用变化,本文设计了模型(2)。结合前文分析,本文引入市场化程度变量 Shock。其余模型设定同模型(1)。本文重点关注  $\beta_3$  系数。具体回归模型如下:

$$\text{prob}(DEF_{it}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Rep_{it} + \beta_2 Shock_{it} + \beta_3 Rep_{it} * Shock_{it} + \varphi Controls_{it} + \text{fixedeffect} + \varepsilon_{it}) \quad (2)$$

为检验假说 H3,本文设计了模型(3),其中 $CG_{it}$ 为承销商内外部环境指标:CSR 变量、法制水平 LS 和金融业市场化水平指标 FD。模型其余设定同模型(1)。具体的回归模型如下:

$$\text{prob}(DEF_{it}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 CG_{it} + \beta_2 Rep_{it} + \beta_3 Rep_{it} * CG_{it} + \varphi Controls_{it} + \text{fixedeffect} + \varepsilon_{it}) \quad (3)$$

表2中是对本文核心变量的描述性统计,Panel A 中展示了银行间债券市场的情况,Panel B 中展示了交易所债券市场的情况。银行间实质违约变量 Def1 的均值为 0.0037,低于交易所债券市场中的实质违约变量均值 35 个百分点。以同企业违约变量 Def2 来看,该结论同样成立。银行间债券市场中同企业违约均值为 0.000696,低于交易所债券市场中的 0.00826。承销商声誉指标贯穿本文各章节,在此不再赘述。从是否承担企业社会责任来看,银行间债券市场中主动承担企业社会责任的承销商要多于交易所债券市场的承销商。从

外部治理变量法制水平( LS)和金融市场化程度( FD)来看,银行间债券市场和交易所债券市场中的承销商面临的外部环境基本一致。在接下来的部分中,我们将通过逻辑回归方法展开研究,以探究承销商作为金融中介服务机构对债券违约的影响。

表 2 核心变量描述性统计

变量符号	N	Mean	Median	Std. Dve	Min	Max
Panel A: 银行间债券市场						
Def1	23316	0.004	0	0.061	0	1
Def2	23316	0.007	0	0.083	0	1
Rep	23316	1.990	1.754	1.001	0.408	4.549
CSR	23316	0.704	1	0.457	0	1
FD	23316	0.489	0	0.500	0	1
LS	23316	0.481	0	0.500	0	1
Panel B: 交易所债券市场						
Def1	12102	0.006	0	0.075	0	1
Def2	12102	0.008	0	0.091	0	1
Rep	12102	1.398	1.080	0.963	0.334	5.267
CSR	12102	0.462	0	0.499	0	1
FD	12102	0.484	0	0.500	0	1
LS	12102	0.477	0	0.499	0	1

### 3 实证结果分析

#### 3.1 主要回归结果

本节首先验证假说 H1。根据模型(1)进行回归,采用注册制的银行间债券市场回归结果见表 3,采用核准制的交易所债券市场见表 4。按照模型设计,本文采用债券实质违约以及债券同企业违约两个维度作为债券违约的代理变量。从表 3 列(1)可以看到,在银行间债券市场中,承销商声誉越高,该债券发生实质违约的概率越低。列(2)中采用同企业违约情况衡量债券违约概率,我们发现结论依然成立。同企业的债券有可能由其他承销商来承销商,当一个高声誉的承销商选择承销某一支债券时,对企业现存债务、企业偿还能力的分析必不可少,因此,从同企业违约债券角度进行分析也是对承销商声誉的再次验证。考虑到公司层面的不可观测因素可能对债券违约具有重要影响,在列(3)和列(4)中,我们进一步控制企业层面固定效应。可以发现,在不同债券违约衡量方式下,Rep 系数均显著为负,高声誉商誉能够降低债券违约概率。

表3 承销商声誉与债券违约(注册制银行间债券市场)

	Def1	Def2	Def1	Def2
	(1)	(2)	(3)	(4)
Rep	-0.429*** (-2.93)	-0.401*** (-3.51)	-0.428*** (-2.81)	-0.401*** (-2.51)
F_rating	-0.303* (-1.65)	-0.127 (-0.96)	-0.273* (-1.71)	-0.107 (-0.56)
Duration	-0.147* (-1.66)	-0.116* (-1.79)	-0.146 (-1.06)	-0.115* (-1.81)
Option	0.684** (-2.51)	0.810*** (-3.92)	0.673** (-2.81)	0.710*** (-3.72)
Bsize	-0.148 (-0.76)	0.043 (-0.29)	-0.136 (-0.56)	0.024 (-0.25)
List	0.057 (-0.20)	0.047 (-0.22)	0.057 (-0.22)	0.047 (-0.31)
SOE	-0.353 (-1.19)	-0.07 (-0.31)	-0.331 (-1.07)	-0.07 (-0.31)
Age	-0.017 (-1.18)	-0.030*** (-2.63)	-0.016 (-1.18)	-0.026*** (-2.73)
Big4	0.465 (-1.31)	-0.111 (-0.37)	0.435 (-1.02)	-0.109 (-0.47)
Fsize	0.278 (-1.63)	0.167 (-1.31)	0.258 (-1.43)	0.164 (-1.01)
ROA	-0.02 (-0.56)	0.047** (-1.98)	-0.02 (-0.57)	0.043** (-1.97)
Growth	0.023 (-0.08)	-0.079 (-0.36)	0.023 (-0.08)	-0.076 (-0.36)
Leverage	-0.020** (-2.14)	-0.011 (-1.51)	-0.019** (-2.15)	-0.011 (-1.51)
CR	-0.183* (-1.86)	0.016 (-0.27)	-0.142* (-1.86)	0.015 (-0.27)
Constant	-6.615*** (-4.33)	-7.710*** (-6.36)	-6.585*** (-5.33)	-7.624*** (-6.38)
N	23316	23316	23316	23316
Industry FE	YES	YES	NO	NO
Year FE	YES	YES	YES	YES
Firm FE	NO	NO	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.051	0.048	0.047	0.053

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

表 4 汇报了核准制交易所债券市场回归结果。从列(1)可以看到,在交易所债券市场中,承销商声誉越高,该债券发生实质违约的概率越低。此外,在以同企业违约情况衡量债券违约概率下,我们发现结果依然存在,见列(2)。考虑到公司层面的不可观测因素可能对债券违约具有重要影响,在列(3)和列(4)中,我们进一步控制企业层面固定效应。与银行间债券市场中结论类似,在企业 and 年份固定效应下,Rep 系数均显著为负,高声誉商誉能够降低债券违约概率。至此,假说 1 得到验证,承销商声誉机制能够发挥作用,降低了债券的违约概率。

表 4 承销商声誉与债券违约(核准制交易所债券市场)

	Def1	Def2	Def1	Def2
	(1)	(2)	(3)	(4)
Rep	-0.556 <sup>***</sup> (-2.59)	-0.241 <sup>*</sup> (-1.71)	-0.552 <sup>***</sup> (-2.64)	-0.239 <sup>*</sup> (-1.71)
F_rating	-0.166 (-0.80)	-0.231 (-0.00)	-0.166 (-0.78)	-0.224 (-0.00)
Duration	0.148 <sup>**</sup> (-2.57)	0.102 <sup>**</sup> (-2.02)	0.138 <sup>**</sup> (-2.57)	0.092 <sup>**</sup> (-2.02)
Option	-0.297 (-1.19)	-0.393 <sup>*</sup> (-1.91)	-0.254 (-1.04)	-0.307 <sup>*</sup> (-1.89)
Bsize	0.576 <sup>***</sup> (-2.86)	0.649 <sup>***</sup> (-3.89)	0.546 <sup>***</sup> (-2.96)	0.603 <sup>***</sup> (-3.84)
List	0.132 (-0.47)	-0.078 (-0.34)	0.112 (-0.66)	-0.098 (-0.63)
SOE	-0.181 (-0.67)	-0.17 (-0.76)	-0.141 (-0.57)	-0.18 (-0.63)
Age	-0.006 (-0.32)	0.002 (-0.15)	-0.013 (-0.38)	0.012 (-0.21)
Big4	-0.184 (-0.56)	0.047 (-0.18)	-0.173 (-0.46)	0.037 (-0.21)
Fsize	-0.111 (-0.64)	-0.401 <sup>***</sup> (-2.83)	-0.101 (-0.54)	-0.351 <sup>***</sup> (-2.97)
ROA	-0.046 (-1.50)	-0.031 (-1.22)	-0.046 (-1.45)	-0.030 (-1.01)
Growth	-0.001 (-0.29)	-0.000 (-0.24)	-0.001 (-0.27)	-0.000 (-0.23)
Leverage	-0.020 <sup>**</sup> (-2.21)	-0.007 (-0.87)	-0.026 <sup>**</sup> (-2.22)	-0.011 (-0.27)
CR	0.094 (-1.49)	0.086 <sup>*</sup> (-1.66)	0.083 (-1.34)	0.079 <sup>*</sup> (-1.66)

续表

	Def1	Def2	Def1	Def2
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	-6.081*** (-5.43)	-4.748*** (-5.23)	-6.131*** (-5.12)	-4.648*** (-5.28)
N	12102	12102	12102	12102
Industry FE	YES	YES	NO	NO
Year FE	YES	YES	YES	YES
Firm FE	NO	NO	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.087	0.083	0.093	0.088

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

此外我们注意到,在本节针对债券实质违约的研究中(表3和表4),信用评级F\_rating仅在银行间债券市场中对实质违约Def1在10%的置信水平上有显著的降低作用。信用评级对债券实质违约的解释能力较弱,这也与我国债券市场中的实际情况相一致。自债券市场发生实质违约以来,我国债券市场中信用评级机构评级虚高,评级购买等问题广为诟病。以本文样本为例,债券评级绝大部分为AAA级和AA+级。在债券存续期间,信用评级变化不大。往往是在债券发生实质违约后,评级机构将评级迅速调整至B级以下。此外,企业上市与否(List)以及企业产权性质(SOE)对债券违约不具有显著的影响。这与债券实际违约情况一致,在2014年发生实质违约后,2015年即发生第一起央企违约事件。虽发生违约的企业以民营企业为主,但央企也出现了小部分的违约事实,也就是说,不论企业的产权性质是否为国企,均存在违约的可能。与之类似地,在实际违约事件中,上市公司与非上市公司之比约为1:3,但基于整个市场中上市公司数量以及非上市公司数量来说,并不能简单地认为上市公司违约可能性较低。

为验证假说H2,表5列示了模型(2)的回归结果。前两列为银行间债券市场回归结果,后两列为交易所债券市场回归结果。按照模型设计,本节对比债券市场发生实质违约事件后,承销商在新发债券中的作用是否有显著的提升。列(1)中Rep与Shock交互项Rep×Shock系数在1%的置信度下显著为负,说明在市场存在实质违约风险后,银行间债券市场中的承销商更加尽职尽责,其声誉机制发挥了更加重要的作用。由于债券可能发生实质违约,承销商为了避免声誉损失,在以信息披露为核心的注册发行市场中,高声誉的承销商需要更加尽职尽责,充分挖掘企业内部信息,才能降低自己涉及违约事件的可能。列(2)中显示了以同企业违约事件这一更广的维度衡量违约的回归结果。受到外生冲击后的交互影响效果略有下降,核心结论与实质违约代理变量保持一致。

表 5 承销商声誉、市场化程度与债券违约

	Def1	Def2	Def1	Def2
	(1)	(2)	(3)	(4)
	银行间		交易所	
Rep×Shock	-1.116*** (-2.79)	-0.665** (-2.36)	5.423 (1.33)	2.613 (1.48)
Rep	-0.300* (-1.88)	-0.350*** (-2.93)	-1.895*** (-2.86)	-0.833*** (-2.71)
Shock	-2.410*** (-4.02)	-2.978*** (-5.49)	2.855 (1.49)	1.360 (1.49)
Controls	YES	YES	YES	YES
N	23316	23316	12102	12102
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.073	0.061	0.041	0.054

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为  $t$  值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

表 5 列(3)和列(4)中列示了在以核准制发行上市的交易所债券市场回归结果。列(3)和列(4)中结果均提示交互项 Rep×Shock 系数不具有统计意义上的显著性,也就是说,虽然债券市场整体环境发生转变,市场化程度提高、市场中风险因素增多,但在核准制下承销商的作用和功能依然没有得到体现。这也与前文的理论分析一致。在核准发行制度下,债券能否发行与上市需要得到证监会的批准。承销商在核准制下主要协助企业向证监会提供信息,对债券能否成功发行并不具有话语权。行政色彩弱化了承销商的主观能动性。在监管部门的绝对话语权下,承销商的尽职履责程度、专业能力被弱化。因此在该制度下,市场中实质违约风险的出现并没有促进承销商声誉机制发挥作用。相较于核准制,注册制使得金融中介能够发挥更积极的作用,降低市场风险,促进市场良性循环。至此,假说 2 得以验证。

### 3.2 内生性检验与稳健性分析

由于本文关心的核心变量为债券发行时所选承销商的声誉,被解释变量为债券存续期间实质违约事件,因此可以在一定程度上排除反向因果带来的内生性问题。高质量企业可以对承销商进行挑选以获得更专业的后续服务,高声誉的承销商也可能为了维护声誉、降低自身所承销商债券发生违约的可能性从而选择资质较好的发债企业。承销商与发债企业之间可能存在样本自选择问题。本节将采用 Heckman 结合 IV 法对上述问题进行处理。同时,以替换核心变量衡量方式进行稳健性检验。

### 3.2.1 Heckman 与工具变量两步法

参考 Daniels and Vijayakumar(2007)做法,本文使用 Heckman 两步法尝试控制潜在内生性问题。第一阶段对承销商声誉哑变量建立选择模型。第二阶段,以第一阶段因变量估计值的概率密度函数和累计分布函数的比值计算逆米尔斯比率(IMR),用于判断模型是否存在样本的选择性偏差。

对于第一阶段,本文以样本中承销商声誉 Rep 的中位数生成哑变量 RepD,高于中位数取值为 1,否则取值为 0。参照 Daniels and Vijayakumar(2007)、Fang(2005)的做法,债券层面的因素——债券规模、债券到期期限、信用评级、是否含权以及企业的规模、盈利能力将影响对承销商的选择,本文对此加以控制。此外,我国债券市场发育程度相对较低,可能存在其他不可观测影响承销商选择的因素,因此我们引入两个工具变量以控制该问题。其一,参照林晚发和刘颖斐(2019)的做法,本文选用当年同一行业内,除本债券外的其他债券承销商声誉均值作为工具变量 IV1。如果与某债券处于同一行业的其他发债方所选择的承销商声誉较高时,处于竞争环境中的该公司为了获得较低的融资成本或者作为显示企业所处市场竞争水平的信号,也会选择声誉较高的承销商来进行承销。但同时,该行业均值变量并不会直接影响到该债券的债券融资活动。其二,参照 Wang et al. (2019),我们选择承销商被处罚次数作为承销商声誉的工具变量。张学勇和张秋月(2018)指出承销商违规将造成其声誉受损,但承销商被官方处罚并不会直接影响到该债券的融资活动,因此这一变量同时满足相关性和排他性要求,是较为合适的工具变量。本文对历年承销商被监管部门处罚的次数进行处理,记为 IV2。在两个债券市场中分别进行回归后,得到银行间债券市场中逆米尔斯比率(IMR1)以及交易所债券市场中逆米尔斯比率(IMR2)。在第二阶段回归中,将逆米尔斯比率纳入控制变量。具体回归结果见表 6。

表 6 Heckman 工具变量两阶段回归结果

	RepD (1)	Def1 (2)	RepD (3)	Def1 (4)
	银行间		交易所	
	1 <sup>st</sup>	2 <sup>nd</sup>	1 <sup>st</sup>	2 <sup>nd</sup>
Rep		-0.417 *** (-5.72)		-0.363 *** (-4.81)
IV1	1.097 *** (18.77)		1.341 *** (7.36)	
IV2	-0.081 *** (-7.43)		-0.061 *** (-5.83)	

续表

	RepD		Def1	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	银行间		交易所	
	1 <sup>st</sup>	2 <sup>nd</sup>	1 <sup>st</sup>	2 <sup>nd</sup>
IMR1		-0.097 ** (-1.99)		
IMR2				-0.102 * (1.80)
Controls	YES	YES	YES	YES
N	23316	23316	12060	12060
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.167	0.069	0.071	0.098

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为  $t$  值;\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

表 6 中列(1)和列(2)为银行间债券市场回归结果。从列(1)一阶段回归模型中可以看出,工具变量的回归系数在 1%的置信度上显著,说明我们选用的工具变量满足了相关性要求。列(2)为银行间债券市场中的第二阶段回归结果。IMR1 的系数在 5%的置信水平上显著,说明存在一定的内生性问题。在控制了潜在的内生性问题后,我们的主要结论依然存在,高声誉承销商降低了债券违约概率。列(3)和列(4)为交易所债券市场回归结果。在第一阶段回归中,工具变量的回归系数在 1%的置信度上显著。列(4)结果显示 IMR2 的系数在 10%置信水平上显著,在控制了潜在的内生性问题后,采用核准制的交易所债券市场中高声誉承销商对债券违约概率的降低作用依然显著。此外,我们使用同企业违约度量指标 Def2 在银行间债券市场以及交易所债券市场再次分别进行上述 Heckman 两步工具变量回归,结论保持一致,限于篇幅,不再列出该回归结果。

### 3.2.2 其他稳健性检验

在之前小节的回归中,我们以同企业债券违约情况对债券实质违约变量进行了同步处理。因此,本节将着重于承销商声誉变量的替代。我们采用了市场份额法对承销商声誉进行衡量,定义市场份额排名前十的为高声誉组(ur1 = 1)。此外,利用证监会发布的承销商评级结果,对交易所承销商声誉进行度量(urrating)。回归结果见表 7。

从列(1)至(3)的回归结果可以看出,承销商声誉的衡量方法并不影响结果的稳健性,高声誉承销商所承销债券的违约概率较低。列(4)和列(5)中引入新的承销商声誉与市场化变革 Shock 的交叉项,结论同前文一致。当市场出现实质违约风险后,以信息披露为核心的注册发行制度下,承销商更加尽职尽责,其声誉机制发挥更大的作用,债券违约概率进一步降低。而在核准制发行

的交易所债券市场中,债券能否顺利发行的决定权在监管部门,因此,当市场存在实质违约风险后,承销商的声誉机制并没有发生显著的变化。

表7 其他稳健性检验

	Defl				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	银行间	交易所		银行间	交易所
url	-0.430** (-1.97)	-1.123*** (-2.59)		-0.035** (-2.53)	
urrating			-0.145* (-1.83)		-0.317 (-1.58)
url * Shock				-0.796** (-1.77)	
urrating * Shock					0.181 (0.83)
Shock				-1.918*** (-3.03)	-0.143 (-0.10)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
N	23316	12102	12102	23316	12102
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.071	0.072	0.062	0.064	0.077

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

## 4 进一步讨论

前文,我们的研究发现承销商声誉与债券违约概率负相关。那么,高声誉的承销商是通过哪种方式降低了债券的违约概率呢?参照Baron and Kenny (1986)提出的中介效应作用机制,本节对此展开进一步的探讨。按照相关规章制度,在债券存续期,我国承销商作为外部监管角色的基础工作之一就是对企业所募集资金使用情况进行持续监管,承销商需要对可能影响债权人权益的公司重大信息进行披露。Hanson et al. (1992)指出承销商具有监管功能,承销商可以利用自己的专业能力监督公司管理层行为,提升客户公司治理水平。因此,本文进一步从发债企业经营状态以及公司治理角度对承销商在债券存续期的作用机制展开研究。具体来说,我们考察与公司债务息息相关的企业盈利能力、资本结构以及偿债能力。我们以净利润Netprof作为企业盈利能力的代理变量,以资产负债率Leverage作为资本结构的代理变量。企业偿债能力本文选用现金流利息保障倍数CFI\_cover以及现金比率Current\_L衡量,现金流利息保

障倍数越高,企业的偿债能力越强;现金比率越高,企业筹措还款付息能力越强,按时付息保障程度越高。

由于非上市公司的公司治理数据缺失,我们对发债企业公司治理机制的研究将专注于两个债券市场中的上市公司债券。Bhojraj and Sengupta(2003)认为良好的公司治理能够降低该企业的违约风险,我们将进一步考察承销商是否通过改善企业公司治理发挥作用。我们选用以下三个指标考察公司治理情况。(1)董事会人数(BordNum)。如果董事会人数较多、规模较大,那么就公司具体事宜的讨论上较难达成一致意见,也会存在董事间“搭便车”的行为(Cheng, 2008),因此,董事会人数较多弱化了公司治理能力。(2)独立董事占比(Indrat)。独立董事是从企业外部聘任的具有较高专业能力的学者、专家担任,相对于在公司内部任职的董事来说,独立董事更能客观独立的监督企业经理人(Liu et al., 2015),因此,我们认为独立董事占比高,公司治理水平较高。(3)第一大股东占比(Fholder)。股权集中度高能够缓解股权分散带来的“搭便车”问题,股东更有动力监督公司运营状况(Shleifer and Vishny, 1997),因此,第一大股东占比高,公司治理水平较高。

参照(温忠麟等,2004)的研究方法,本文构建以下两个模型。模型(4)和(5)中 $Int_{it}$ 为上述Netprof、Leverage、CFI\_cover、Current\_L以及三个公司治理的代理变量,其余设定同模型(1)。

$$Int_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rep_{it} + \varphi Control_{it} + fixedeffect + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$prob(DEF_{it}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Int_{it} + \beta_2 Rep_{it} + \varphi Control_{it} + fixedeffect + \varepsilon_{it}) \quad (5)$$

中介效应第一步关注模型(4)中承销商声誉Rep的系数是否显著,如果承销商声誉影响 $Int_{it}$ ,则第二步对模型(5)回归,检验承销商声誉是否通过上述渠道影响债券违约概率。如果存在中介效应,在控制了这些因素后,承销商声誉的回归系数应该有所下降。

#### 4.1 企业经营能力

表8列示了承销商声誉对企业盈利能力、资本结构以及偿债能力的影响。列(1)和列(2)所列示结果表明,承销商声誉对发债企业的盈利能力以及资本结构并无影响,因此不用再进行第二步回归检验。列(3)至列(6)从企业偿债能力角度分析。列(3)的结果表明,承销商声誉越高,企业现金流利息保障倍数越高,企业偿债能力增强。对比表3列(2)中承销商声誉系数在1%的置信水平上对债券违约概率具有显著的降低作用,表8列(4)结果表明,控制现金流利息保障倍数后,承销商声誉对违约概率的降低作用下降,且仅在10%的置信区间下显著。Sobel检验的Z值在5%的置信水平上显著,说明存在部分中介效应。也就是说,承销商声誉通过影响企业的现金流利息保障倍数从而降低了企业的违约概率。本文替换偿债能力衡量方法,列(5)中的结果表明,高声誉的承销商

所服务企业现金比率较高。较高的现金比率增加了企业能够按期偿付本息的可能性,降低了企业违约概率。从列(6)中可以看到,承销商声誉指标的系数在10%的置信水平下显著为负,这一部分中介效应通过了Sobel检验。综上所述,表8列(3)至列(6)中的结果表明,承销商声誉通过监督企业的短期偿债能力降低了企业违约的可能性。

表8 承销商声誉作用机制——企业经营(银行间)

	Netprof	Leverage	CFI_cover	Defl	Current_L	Defl
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CFI_cover				-0.567*** (-5.31)		
Current_L						-0.402*** (-11.56)
Rep	0.008 (1.03)	0.004 (0.32)	0.026*** (2.93)	-0.341* (-1.87)	0.022*** (3.84)	-0.359* (-1.71)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	23316	23316	23316	23316	23316	23316
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.007	0.004	0.312	0.045	0.429	0.062

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值;\*\*\*、\*分别表示在1%、10%的置信水平显著。

同样,表9列示了对交易所债券市场承销商声誉作用机制的分析结果。可以看到,在交易所债券市场中,承销商对所服务企业的盈利能力、资本结构以及偿债能力均无显著影响,也就是说,交易所债券市场中的承销商在债券存续期间并不通过上述机制发挥作用。

表9 承销商声誉作用机制——企业经营(交易所)

	Netprof	Leverage	CFI_cover	Current_L
	(1)	(2)	(3)	(4)
Rep	-0.005 (-0.56)	-0.017 (-0.93)	0.004 (0.29)	0.021 (1.16)
Controls	YES	YES	YES	YES
N	12102	12102	12102	12102
Firm FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.022	0.010	0.021	0.022

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值。

## 4.2 企业内部治理

按照前文分析,我们进一步考察承销商是否在债券存续期通过影响发债主

体公司治理水平发挥作用。如前所述,由于非上市公司的公司治理数据可获得性低,本文以上市公司样本进行分析。表10中列(1)至列(3)为银行间债券市场回归结果,列(4)至列(6)为交易所债券市场回归结果。可以看到承销商声誉系数对公司治理指标均不存在显著影响。也就是说,不论发审机制的市场化程度如何,承销商并不通过影响债务主体的公司治理水平来发挥作用。

表10 承销商声誉作用机制——公司治理(上市公司债券)

	BordNum	Indrat	Fholder	BordNum	Indrat	Fholder
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	注册制银行间债券市场			核准制交易所债券市场		
Rep	0.167 (1.35)	-0.005 (-1.57)	0.345 (0.45)	0.112 (1.11)	0.000 (0.11)	-0.666 (-0.88)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	9.364*** (6.70)	0.414*** (8.07)	72.724*** (5.71)	9.323*** (10.08)	0.396*** (17.19)	64.977*** (4.54)
N	7828	7828	7828	6321	6321	6321
R <sup>2</sup>	0.067	0.071	0.092	0.143	0.101	0.127
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

本文关于承销商是否影响发债企业公司治理的研究与 Hanson et al. (1992)等学者的结论并不一致。这有可能是两个原因导致的:其一,朱玉杰等(2021)指出在我国债券市场中,承销商声誉在非上市公司中的作用更为显著,可能存在高声誉承销商通过提高非上市公司的内部治理水平发挥降低债券违约概率的作用。但由于非上市公司公司治理数据的获得性较低,承销商能否改善非上市公司的公司治理暂时未能证实。其二,我国债券违约历史较短,对债券违约处理的指引、规范,对承销商责任进一步明晰划分起步于2019年年末。因此,承销商的后续管理工作可能暂未深入到所服务企业的公司治理层面。正如前文的分析中指出,银行间债券市场中要求承销商建立监管池,对其所承销债券进行压力压测,至少20%入池进行重点分析。但该测试报告暂未对外公布,暂未可得知承销商对发债企业的监督重点以及风险评价情况,尤其是在目前我国债券信用评级信息含量较低,难以有效揭示企业真实违约概率的情况下,未来,引导承销商作为债券存续期的外部监管方对企业进行全方位的指导和监督有助于维护债券市场秩序。

#### 4.3 对承销商声誉的调节

在上文中,我们分析承销商声誉能够降低债券违约概率,尤其是债券市场

褪去部分行政色彩,向市场化转变后,注册制下的承销商能够发挥更加显著的作用。既然整体市场化环境转变能够提升承销商表现。那么,承销商面临的微观层面外部环境,如地区法制水平和金融业市场化水平,以及承销商的内部因素能否对其声誉机制的发挥形成约束呢?本文就此展开进一步的探讨。

我们首先引入法制水平(LS)展开讨论,按照模型(3)进行回归,回归结果见表11。列(1)至列(4)为银行间债券市场回归结果,列(5)至列(8)为交易所债券市场回归结果。对比列(1)和列(3),对银行间债券市场的承销商来说,法制程度的高低将会影响其声誉功能的发挥。也就是说当法制程度较高的时候,能够对承销商形成外部约束。从列(2)和列(4)结果可以看出,利用同企业违约指标得到的结论一致。注册制度中的承销商需要更加尽职尽责对企业调研,及时披露相关信息,才能尽力避免自己涉事违约事件。在承销商足够尽职履责、行为规范的前提下,如果债券依然发生违约,承销商在诉讼中才能免于被处罚。正如前文提到的公司债“五洋债”承销商德邦证券对违约债务承担连带赔偿责任。

表 11 承销商外部治理——法制化程度

	Def1	Def2	Def1	Def2	Def1	Def2	Def1	Def2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	注册制银行间债券市场				核准制交易所债券市场			
	法制程度高		法制程度低		法制程度高		法制程度低	
Rep	-0.690*** (-3.17)	-0.551*** (-3.51)	-0.158 (-0.76)	-0.252 (-1.51)	-0.530* (-1.88)	-0.257 (-1.40)	-0.588* (-1.70)	-0.164 (-0.82)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10116	10116	10745	10745	5842	5842	6231	6231
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.139	0.097	0.096	0.075	0.112	0.071	0.069	0.109

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值;\*\*\*、\*分别表示在1%、10%的置信水平显著。

在采用核准制的交易所债券市场中,由于债券的发行上市需要拿到监管部门的实质同意批文,监管部门实质上分担了部分风险。对比列(5)和列(7)结果可以看出,高法制化程度并未能提高核准制中承销商的尽职程度。换用同企业违约指标后[列(6)和列(8)]也同样指出,不论地区法制程度的高低,承销商对债券违约概率均不具有显著作用。可见,即使是加强了外部环境约束,但核准制度较强的行政色彩使得承销商并没有改变其行为方式,可能依然存在懒职行为。

此外,本文从金融市场化程度角度进行分析。表12列(1)至列(4)是银行间债券市场回归结果,列(5)至列(8)是交易所债券回归结果。对比列(1)和列(3),以及对列(2)和列(4)的结果可以看出,不论金融业市场化程度如何,

银行间债券承销商的声誉都能够显著的降低债券违约概率。对银行间债券市场的承销商来说,其本身的发行制度已经是最为市场化的一种方式,在该框架内,承销商的职责得以最大化。承销商通过尽职尽责挖掘信息,降低企业与投资者之间的信息不对称程度,市场对其声誉的认可,才能保障债券顺利发行。债券存续期,法律法规作为外部监管对承销商形成约束,承销商作为保护投资者的第一道防线需尽职尽责以降低自身懈怠、违规风险。

表 12 承销商外部治理——金融市场化程度

	Def1	Def2	Def1	Def2	Def1	Def2	Def1	Def2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	注册制银行间债券市场				核准制交易所债券市场			
	金融市场化程度高		金融市场化程度低		金融市场化程度高		金融市场化程度低	
Rep	-0.657*** (-2.60)	-0.486*** (-2.77)	-0.287* (-1.75)	-0.337** (-2.22)	-1.027*** (-2.66)	-0.489** (-2.16)	-0.246 (-0.91)	-0.062 (-0.34)
N	10116	10116	10745	10745	5842	5842	6231	6231
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.095	0.132	0.073	0.135	0.095	0.065	0.076	0.094

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

对采用核准制的交易所债券市场来说,其发审机制弱化了承销商在债券发行上市环节的功能。对比列(5)和列(7)可以看出,当地区金融市场化程度较高的时候,交易所债券承销商在债券存续期能够发挥更为显著的作用。也就是说,地区金融市场化程度较高有助于激发承销商尽职尽责的程度,承销商的声誉机制能够发挥更为重要的作用,显著降低债券违约概率。对比两种不同发审机制来看,地区金融市场化程度对核准制下承销商的影响更强。

最后,我们从承销商企业社会责任报告角度展开分析。正如前文分析,企业社会责任与企业声誉是通过一个长期的过程连接在一起(De Quevedo-Puente et al., 2007)。企业社会责任报告可以有效传递其社会责任表现的相关信息,企业社会责任表现良好能够提升企业声誉(沈洪涛等, 2011)。主动出具企业责任报告是承销商内部自我约束的体现。良好的自我约束促使承销商尽职尽责履行责任,充分挖掘所承销企业信息。表13列(1)至列(4)是银行间债券市场回归结果,列(5)至列(8)是交易所债券市场回归结果。对比列(1)和列(3),以及对比列(2)和列(4)的结果可以看出,对银行间债券市场的承销商来说,较高的内部自我约束水平能够约束着承销商更加尽职尽责,其声誉机制得以更好地发挥作

用。而对交易所债券市场来说,承销商内部治理情况并没有起到约束作用,内部治理较好的承销商反而对债券违约不具有显著的降低作用。这也再次说明,交易所债券市场中的承销商噪音较多,存在一些不规范现象,有可能是强监管扭曲了承销商应尽的职责。

表 13 承销商内部治理——企业社会责任报告

	Def1	Def2	Def1	Def2	Def1	Def2	Def1	Def2
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	银行间				交易所			
	无 CSR		有 CSR		无 CSR		有 CSR	
Rep	-0.285 (-0.77)	-0.263 (-1.00)	-0.383** (-2.13)	-0.411*** (-2.90)	-0.688*** (-2.76)	-0.377** (-2.30)	-0.431 (-0.86)	-0.157 (-0.47)
N	5448	5448	16176	16176	6756	6756	4830	4830
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R <sup>2</sup>	0.076	0.087	0.124	0.145	0.087	0.103	0.112	0.134

注:表中数据为各自变量的回归系数,括号中为t值;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

至此,本文的研究表明:对于本身已经在市场化程度较高的发行制度中的银行间债券市场承销商来说,外部较高的法制化水平和良好的内部治理都能对其形成约束,进一步提升声誉机制的发挥,而地区金融行业市场化程度,对其不再具有锦上添花的作用。与之相对地,交易所债券市场中采用市场化程度较低的核准制发行,法制水平和内部治理都不能改善承销商声誉机制的作用,而较高的地区金融行业市场化程度,能够激发其声誉机制的发挥。

## 5 小结

本文从承销商声誉角度出发,以债券违约概率检验承销商声誉机制是否得以发挥。首先,我们研究发现,高声誉的承销商所承销的债券违约概率较低,承销商的声誉机制发挥了相应的作用。其次,本文引入2014年“超日债”违约这一外生冲击,检验新增市场风险对承销商声誉机制的影响。本文研究发现,对采用较高市场化发行制度的银行间债券市场来说,2014年市场发生实质违约后,承销商尽职履责程度加强,其声誉机制发挥了更加显著的作用;而对采用核准制的交易所债券市场来说,整体市场环境的改变并未引起承销商承销质量的显著提升。

进一步,本文从承销商的外部治理和内部治理角度展开分析,注册制下的

承销商和核准制下的承销商表现出不同的模式。对于注册制度下的承销商,外部法制环境提升了其声誉机制的表现,当法制程度高的时候,承销商更加尽职尽责,高声誉的承销商所承销债券的违约概率显著降低;但在行政色彩浓厚的核准制中该作用并未能得以体现。从金融市场化程度来说,由于银行间债券市场中的债券发行已然具有较高的市场化水平,外部市场化程度差异并未显著的影响银行间债券市场中承销商作用的发挥。但外部的市场化程度对核准制下的承销商具有显著的影响,核准制下的承销商在地区市场化程度较高的环境中发挥了更为显著的作用。最后,我们将研究视角从外部转向承销商内部。企业社会责任报告作为企业自主披露的信息,能够体现出企业主动承担社会责任意识,是企业内部自我约束较高的体现。对注册制中的承销商来说,当承销商内部自我约束较强时,其声誉机制发挥了更为显著的作用。

本文的研究指出,在声誉机制的约束下,承销商能够通过尽职尽责降低债券的违约概率。外部环境和内部环境都对承销商声誉机制的发挥产生不同程度的影响。对比银行间债券市场和交易所债券市场可以发现,发行环节的制度安排对承销商声誉机制的发挥具有较大的影响,市场化的发行机制能够使承销商承担其相应职责,更为充分发挥其“管家”功能。承销商在整个债券生命周期的业务重点之一是承销债券,债券能够发行的前提下,对债券进行后续管理。高质量的承销离不开发行前的尽职调研,从而有助于减低债券违约概率,创造良好的融资环境,维护债券市场健康发展,因此,在未来全面推行注册制时,应注重对中介机构业务规范的监督,提高中介机构内部治理水平,促进中介机构尽职尽责,做好市场“管家”。此外,须注重法制建设,进一步压实中介机构的法律责任,加大处罚力度,对中介机构形成威慑,提升中介机构尽职程度,使得以信息披露为核心的注册制得以健康运行。

## 参考文献

- 陈运森,宋顺林. 2018. 美名胜过大财:承销商声誉受损冲击的经济后果[J]. 经济学(季刊), 17(1): 431-448.
- Chen Y S, Song S L. 2018. A good name is more desirable than great riches: The consequence of penalty shock on underwriter reputation [J]. *China Economic Quarterly*, 17(1): 431-448. (in Chinese)
- 樊纲,王小鲁,马光荣. 2011. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 46(9): 4-16.
- Fan G, Wang X L, Ma G R. 2011. Contribution of marketization to China's economic growth[J]. *Economic Research Journal*, 46(9): 4-16. (in Chinese)

- 何平, 金梦. 2010. 信用评级在中国债券市场的影响力[J]. 金融研究, (4): 15-28.
- He P, Jin M. 2010. On the impact of credit rating on bond market of China[J]. *Journal of Financial Research*, (4): 15-28. (in Chinese)
- 纪志宏, 曹媛媛. 2017. 信用风险溢价还是市场流动性溢价: 基于中国信用债定价的实证研究[J]. 金融研究, (2): 1-10.
- Ji Z H, Cao Y Y. 2017. Credit risk premium or market liquidity premium?: An empirical study on the pricing of credit bonds in China[J]. *Journal of Financial Research*, (2): 1-10. (in Chinese)
- 林晚发, 刘颖斐. 2019. 信用评级调整与企业杠杆——基于融资约束的视角[J]. 经济管理, 41(6): 176-193.
- Lin W F, Liu Y F. 2019. Credit rating adjustment and corporate leverage: Based on financing constraint perspective[J]. *Business Management Journal*, 41(6): 176-193. (in Chinese)
- 马榕, 石晓军. 2016. 中国债券信用评级结果具有甄别能力吗? ——基于盈余管理敏感性的视角[J]. 经济学(季刊), 15(1): 197-216.
- Ma R, Shi Y J. 2016. Do the credit ratings in China's bond market have the riskiness-discrimination power: An earnings management perspective[J]. *China Economic Quarterly*, 15(1): 197-216. (in Chinese)
- 倪骁然. 2020. 卖空压力、风险防范与产品市场表现: 企业利益相关者的视角[J]. 经济研究, 55(5): 183-198.
- Ni X R. 2020. Short sale price pressure, risk aversion and product market performance: Insights from firm stakeholders[J]. *Economic Research Journal*, 55(5): 183-198. (in Chinese)
- 沈洪涛, 王立彦, 万拓. 2011. 社会责任报告及鉴证能否传递有效信号? ——基于企业声誉理论的分析[J]. 审计研究, (4): 87-93.
- Shen H T, Wang L, Wan T. 2011. Can corporate social report and assurance be effective signals—An analysis based on reputation theory[J]. *Auditing Research*, (4): 87-93. (in Chinese)
- 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 2004. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 36(5): 614-620.
- Wen Z L, Zhang L, Hou J T, et al. 2004. Testing and application of the mediating effects[J]. *Acta Psychologica Sinica*, 36(5): 614-620. (in Chinese)
- 张学勇, 张秋月. 2018. 券商声誉损失与公司 IPO 市场表现——来自中国上市公司 IPO 造假的新证据[J]. 金融研究, (10): 141-157.
- Zhang X Y, Zhang Q Y. 2018. Underwriter reputation damage and post-IPO performance: Evidence from IPO fraud of Chinese listed companies[J]. *Journal of*

- Financial Research*, (10): 141-157. (in Chinese)
- Aboudy D, Kasznik R, Williams M. 2000. Purchase versus pooling in stock-for-stock acquisitions: Why do firms care? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 29(3): 261-286.
- Baron R M, Kenny D A. 1986. The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
- Bhojraj S, Sengupta P. 2003. Effect of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors[J]. *The Journal of Business*, 76(3): 455-475.
- Booth J R, Smith R L. 1986. Capital raising, underwriting and the certification hypothesis[J]. *Journal of Financial Economics*, 15(1-2): 261-281.
- Busaba W Y, Chang C. 2010. Bookbuilding vs. fixed price revisited: The effect of aftermarket trading[J]. *Journal of Corporate Finance*, 16(3): 370-381.
- Carter R B, Dark F H, Singh A K. 1998. Underwriter reputation, initial returns, and the long-run performance of IPO stocks [J]. *The Journal of Finance*, 53(1): 285-311.
- Chen X J, Higgins E, Xia H, et al. 2020. Do financial regulations shape the functioning of financial institutions' risk management in asset-backed securities investment? [J]. *The Review of Financial Studies*, 33(6): 2506-2553.
- Cheng S J. 2008. Board size and the variability of corporate performance[J]. *Journal of Financial Economics*, 87(1): 157-176.
- Daniels K N, Vijayakumar J. 2007. Does underwriter reputation matter in the municipal bond market? [J]. *Journal of Economics and Business*, 59(6): 500-519.
- De Quevedo-Puente E, De La Fuente-Sabaté J M, Delgado-García J B. 2007. Corporate social performance and corporate reputation: Two interwoven perspectives [J]. *Corporate Reputation Review*, 10(1): 60-72.
- Erdemjants O, Raman K. 2012. The role of investment bank reputation and relationships in equity private placements[J]. *Journal of Financial Research*, 35(2): 183-210.
- Fang L H. 2005. Investment bank reputation and the price and quality of underwriting services[J]. *The Journal of Finance*, 60(6): 2729-2761.
- La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. 1998. Law and finance[J]. *Journal of Political Economy*, 106(6): 1113-1155.
- Liu Y, Miletkov M K, Wei Z B, et al. 2015. Board independence and firm performance in China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 30: 223-244.
- Lonka K, Lindblom-YlÄanne S, Maury S. 1994. The effect of study strategies on learning

- from text[J]. *Learning and Instruction*, 4(3): 253-271.
- Mehran H, Stulz R M. 2007. The economics of conflicts of interest in financial institutions[J]. *Journal of Financial Economics*, 85(2): 267-296.
- Rajan R G. 1992. Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt[J]. *The Journal of Finance*, 47(4): 1367-1400.
- Shleifer A, Vishny R W. 1997. A survey of corporate governance[J]. *The Journal of Finance*, 52(2): 737-783.
- Wang X Y, Zhang L L, Chan K C, et al. 2019. Does underwriter rating matter? Evidence from seasoned equity offerings in an emerging market[J]. *International Review of Economics and Finance*, 61: 17-34.
- Wu W F, Rui O M, Wu C F. 2012. Trade credit, cash holdings, and financial deepening: Evidence from a transitional economy[J]. *Journal of Banking and Finance*, 36(11): 2868-2883.

## Bond Defaults and Reputation of Underwriters under Different Issuing Mechanisms

Shangran Zhang Yujie Zhu Mei Luo

(School of Economics and Management, Tsinghua University)

**Abstract** The registration issuing system has been implemented in China's capital market since February 2023. The lower the entrance thresholds to a market, the higher the due diligence requests for financial intermediaries serving as market gatekeepers. The unique bond market structure in China, the registration issuing system has been used in the inter-bank bond market versus the approval issuing system was used in the exchange bond market, provides a valuable quasi-natural experimental sample for studying the mechanism of financial intermediation, which can provide referential experiences for the healthy and orderly development of China's stock market under the registration issuing system. This paper studies bond defaults from the perspective of underwriters. Our study found that the higher the reputation of the underwriter, the lower the probability of default of the bond it underwrites, the underwriter has played its due role. The underwriter reputation mechanism can perform better in the registration issuing system, however, its functionality still relies on the external governance and the internal governance.

**JEL Classification** G24, G34, D22

# 高管人才选拔观与全要素生产率： 内部晋级还是外部引进<sup>1</sup>

胡志亮<sup>2</sup> 郑明贵<sup>3</sup> 尤碧莹<sup>4</sup>

**摘要** 人才是第一资源,也是提高全要素生产率的重要因素,企业作为微观经济实体,是提高全要素生产率的关键来源。本文选取中国沪深A股上市非金融、非ST企业高管人才的履历作为研究样本,将其定义为内部晋级、半路出道和外部引进三大类,运用多元回归分析方法检验该三类高管人才选拔观对全要素生产率的影响。研究发现:重视半路出道和外部引进高管人才选拔观会降低全要素生产率,而重视内部晋级高管人才选拔观会提高全要素生产率。机制分析表明:重视内部晋级高管人才选拔观有利于企业嫁接市场资源,提升商业信用;而重视半路出道和外部引进高管人才选拔观不利于提升商业信用,同时商业信用有利于提高全要素生产率。进一步研究发现:倾向于内部晋升高管人才选拔观的企业会赋予更高的短期绩效下降“容忍度”,更注重长期绩效。此外,在非国有企业中半路出道高管人才选拔观产生了与内部晋级高管人才选拔观相同的作用,为外部引进方式选拔高管人才找到了替代渠道。本研究揭示了高管人才选拔观与全要素生产率的内在机理,该结论为企业选择何类人才以破解经济增长质量难题提供了经验证据,同时对我国实施创新驱动发展战略和人才强国战略具有一定的启示意义。

**关键词** 内部晋级;半路出道;外部引进;全要素生产率;商业信用

## 0 引言

改革开放以来,中国经济发展依靠资本、土地、劳动力等要素的高投入支撑,实现了长达四十多年的跨越式增长,年均增长率超过9%,远高于世界经济

1 作者感谢国家社会科学基金重点项目(18AGL002)、国家自然科学基金重点项目(71631006)的资助。

2 胡志亮,江西理工大学经济管理学院助理研究员,E-mail:1253095153@qq.com。

3 郑明贵(通讯作者),江西理工大学经济管理学院教授,E-mail:mgz268@sina.com。

4 尤碧莹,江西理工大学经济管理学院硕士研究生,E-mail:yby1149037752@163.com。

增长率 2.9%。然而,依赖粗放型要素驱动经济发展模式却带来了经济增长质量问题(郭庆旺和贾俊雪,2005)。在中国人口结构、劳动力成本和供需关系日益改变的背景下,主要依赖要素叠加的经济发展模式逐渐捉襟见肘,要实现经济高质量可持续发展必然要从改善全要素生产率入手(肖文和薛天航,2019)。现阶段中国全要素生产率体现在经济发展的贡献度上远未达到目标(钱雪松等,2018)。企业作为微观经济实体,是提高全要素生产率的重要来源(蔡昉,2013),扮演着“排头兵”角色,而全要素生产率所包含的新技术、管理方式、生产效率等因素均离不开高质量人才(Hsieh and Klenow,2009)。因此,高端人才往往是企业生存与发展的持续竞争力,换言之,谁能够充分挖掘和激励高端人才,形成优秀的人才选拔观,谁就可能在激烈的市场竞争中实现高质量发展,即优秀的人才选拔观将是提高企业全要素生产率的核心。

根据人力资本理论(Becker,1962)、高层阶梯理论(Hambrick,2007)和企业文化(Guiso et al.,2015)等观点,人力资本尤其高管人才是企业形成核心竞争力的关键,因此,选择何种高管团队尤为重要(谢克海,2019)。基于现有企业高管人才选拔观,本文将分为三类:一是内部晋级高管。提拔优秀的内部员工,通过长时期的业绩能力与个人品质等综合性考核合格后晋级为高管。二是半路出道高管。通过外聘方式选择外部人才,并在非高管岗位(如中层岗位)经过一段时间的业绩能力与个人品质等综合性考核合格后提拔为高管。三是外部引进高管。通过外聘等方式直接选择外部人才担任企业高管,也就是高管人才的“拿来即用”。从实际情况来看,三类高管各有优劣:与半路出道和外部引进相比,内部晋级高管的企业文化认同感高、员工威望深、个人归属感强、专用人力资本多、决策与执行效率高,能够有效地提高企业人才黏性和建立内部晋级竞争激励机制,提升凝聚力,进而提高全要素生产率;但内部晋级高管的晋升时间长,极易受内部人际关系影响,衍生“站队思想”和“山头文化”,可能不利于提高全要素生产率。此外,半路出道高管既拥有独有的个人竞争力优势,又拥有一定的与内部员工共事基础。那么,哪类高管人才选拔观更能提高全要素生产率,则需进一步的研究检验。

针对如何提高微观主体企业全要素生产率的文献已较为丰富,例如宏观政府层的产权保护(Cull and Xu,2005)、环境规制(Greenstone et al.,2012)和政府补助(Aghion et al.,2015)等角度;中观市场层的市场化改革(樊纲等,2011)、商业信用(李旭超和宋敏,2021)、市场分割(徐保昌和谢建国,2016)和市场竞争(简泽和段永瑞,2012)等角度;微观企业层的企业规模(孙晓华和王昀,2014)、企业所有制(江艇等,2018)、企业年龄(王书斌,2018)、资本密集度(杨亚平和李晶,2014)和股权制衡度(李双燕和苗进,2020)等角度。此外,还有文献提出,

全要素生产率不仅受到政府层面、市场层面和企业层面的影响,还与管理层的股权激励(盛明泉等,2021)、薪酬激励(王洪盾等,2019)等激励机制相关。

然而,全要素生产率的提高是结合企业创新技术、管理方式、生产效率等多个因素的结果,该过程所进行的各种活动均需要投入大量资源,因融资约束而被迫放弃的情况时有发生(Caggese and Cuñat,2013),且在提高全要素生产率过程所进行的创新或投资等活动具有强风险、长周期和高失败率等特点,企业高管出于职位稳定、风险成本和社会声誉等个人自利行为考虑(Bertrand and Mullainathan,1999),容易造成代理人和委托人在创新或投资行为上出现偏差,表现为高管人才在创新或投资意愿、方向和管理等做出有损委托人利益的行为(Ederer and Manso,2013)。因此,获得外部利益相关者的资源支持,缓解融资约束并减少高管自利行为,是提高全要素生产率的重要渠道。理论上,从企业文化认可度、组织凝聚力、员工配合度和外界信任度等角度看,内部晋级、半途出道和外部引进高管人才选拔观可能会形成不同的价值观、管理行为和外界评价,从而对全要素生产率产生差异化的结果。基于此,本文对企业整个高管人才选拔属性进行研究,深入研究三类高管人才选拔观对全要素生产率的影响和潜在传导路径,为企业选择有效的高管人才选拔观以提高全要素生产率提供参考和借鉴。

本文的创新主要体现在如下四个方面:第一,现有文献仅选择个别高管(如CEO)为视角进行研究,而未能考察整个高管人才选拔属性进行分类研究。本文通过识别高管人才选拔观,分析其对全要素生产率的影响及潜在机理,有效拓展了高层阶梯理论,推进了高管人才选拔观的相关理论研究。第二,首次证实了内部晋升高管人才选拔观具有市场资源嫁接的信号功能,有助于厘清高管人才选拔观与全要素生产率的作用机制。研究发现:企业越重视内部晋升高管人才选拔,则其向市场释放的积极信号越强,促进了商业信用提升,进而提高了全要素生产率;而越重视半途出道和外部引进高管人才选拔,则其向市场释放的消极信号越强,抑制了商业信用提升,进而降低了全要素生产率。第三,为外部引进方式选拔高管人才找到了替代渠道。研究发现,企业重视外部引进高管人才选拔观,不仅抑制了全要素生产率,而且视野短化放弃长远利益。同样为外来高管但多了岗位考核程序的半途出道高管在非国有企业中起到了与内部晋级高管相同的积极作用,即通过提升商业信用促进了全要素生产率,有助于帮助外部引进高管向半途出道高管转型。第四,在当前盛行“拿来即用”和“挖人墙脚”的背景下,本文的经验证据表明重视内部晋级高管人才选拔观对提高全要素生产率的重要性。这为企业选择何类高管人才选拔观提供了较好的指导建议。

本文其余部分的安排如下:第1节为文献综述和研究假说;第2节为研究

设计;第3、4、5节分别为实证分析、进一步讨论、稳健性分析;最后是研究结论与政策建议。

## 1 文献综述和研究假说

### 1.1 文献综述

高管人才选拔属性对企业的影响,最早由 Carlson(1961)提出。此后,众多学者对高管来源进行了详细探讨,但主要集中于单个高管选拔属性对企业绩效的研究(Karaevli, 2007; Georgakakis and Ruigrok, 2017)。例如, Cummings and Knott(2018)研究发现外部上任 CEO 因缺乏行业知识,不具备提升研发绩效的专业技能,会抑制企业创新绩效。类似地, Chung and Luo(2013)通过比较内部上任 CEO 与外部上任 CEO 对企业绩效提升贡献度,发现内部上任 CEO 所导致的绩效下滑程度要低于外部上任 CEO,主要表现在总资产收益率、净资产收益率、每股收益等指标上。此外,李卫宁和张祎宁(2014)研究发现与外部上任 CEO 相比,内部上任 CEO 显著提高了企业成长性,包括总资产收益率和 TobinQ,主要原因是内部上任 CEO 比外部上任 CEO 更熟悉企业经营所面临的问题、各项业务现状和相关制度规定,并已形成了一定的人力资本。综上,大部分研究认为内部上任 CEO 更能促进企业绩效,但鲜有文献探讨高管人才选拔属性对全要素生产率的影响。事实上,采用总资产收益率、TobinQ、净资产收益率和每股收益等财务指标仅仅衡量了企业在成长性 or 盈利方面的表现,而企业对社会资源配置更重要的绩效应该体现在促进社会技术进步和改善资源配置效率上,全要素生产率则能很好地刻画该方面的作用(Solow, 1957), Kumbhakar et al. (2000)将全要素生产率进一步分解为技术进步、技术效率、规模效率和资源配置效率,能更好地帮助人们深入分析企业在促进社会技术进步和改进资源配置效率等方面的绩效<sup>①</sup>。

在高管人才选拔观中,相比于外部引进,内部晋级高管在企业经历了长时间磨炼,个人业务能力、道德品行以及忠诚程度等能够有效地被员工所熟知,可以积攒一定的专用人力资源,因委托代理冲突产生的信息不对称问题也将减轻(李新春和苏晓华, 2001)。基于企业内部晋级锦标赛视角,激励机制有效程度的核心是内部晋级收益和概率,在保证晋级存在收益的前提下,晋级概率所产生的影响极为重要(Chan, 1996)。因此,当企业选择高管倾向于外部人才市场

---

<sup>①</sup>事实上,企业绩效指标与全要素生产率存在密切关系,如 Palia and Lichtenberg(1999)证实 TobinQ 与全要素生产率正相关。魏志华等(2009)认为企业绩效在很大程度上由企业的产出效率所决定,较高的生产效率往往能够带来更好的企业业绩。

时,内部人员选拔为高管的概率将会减小,为保证晋级锦标赛激励机制的长期有效性,在选拔高管的过程中赋予内部人员一定偏向或优势会是一种适当措施(张红等,2017)。从特殊高管 CEO 的选拔属性来看,相比于内部晋级,半路出道和外部引进有更少的专用人力资本,更高的职位稳定担忧程度(Tribó,2007),可能会抑制全要素生产率。对高管人才选拔方式进行拓展研究,可以印证企业在高管人才选拔属性方面的喜好,即反映高管人才选拔观。一方面,企业创造、管理和运营活动均需要员工工作、高管管控和股东决策,唯有将人力资本和有形资产有机结合,才可确保资产的保值、升值和扩张(Becker,1962)。但良好的人力资本是需要持续的投资、挖掘和选拔,才能最大限度地提升人力资本质量和存量。在企业层面,对人才的重视表现为引进、激励和培养员工,不断提升员工业务能力,改善人才结构,促进企业发展。另一方面,挖掘、激励和储备高端人才是投资人力资本的首要目标,尤其是高管人才(谢克海,2019),投资哪类人才有效反映了企业人才选拔观的喜好(Guiso et al.,2015),高管作为企业高层管理者有着天然的独特性和稀缺性,因此拥有强烈传递人才选拔观的信号作用。员工根据高管人才选拔方式的实际情况,即可以确切“捕获”企业人才重视程度,还能甄别选人偏好(Guiso et al.,2015)。此外,企业个别高管选拔属性具有一定的偶然性,从而基于个别高管选拔属性以体现整个高管人才选拔观将会缺乏一定的说服力。现有对企业高管人才选拔观的考察均为理论分析或案例讨论,缺乏客观性的指标量化及大样本的实证检验。

综上所述,相比于单一考虑个别高管人才选拔方式,通过企业整个高管人才选拔属性分析所体现的高管人才选拔观,或存在更好的理论和实践意义。从高管人才选拔属性来看,若大部分高管人才通过内部晋级方式选拔,则体现企业对内部晋级人才挖掘和激励的重视;若大部分高管人才通过半路出道或外部引进方式选拔,则反映企业内部可能未挖掘和激励出适合的高管储备资源,人才开发强度不足,需要从外部人才市场引进。因此,本文认为基于企业整个高管人才选拔属性进行研究,并分析其对全要素生产率的影响及机制,既有利于了解企业人才选拔属性反映高管人才选拔观,也能进一步拓展高层阶梯理论观点聚焦高管人才选拔属性对全要素生产率产生后果的研究。

## 1.2 研究假说

### 1.2.1 高管人才选拔观与全要素生产率的机制分析

在知识经济背景下,人力资本是企业生存和发展的关键,全要素生产率受到资源开发效率的影响,其中人力是最为重要的因素,尤其是高管人才(Young,1995)。然而差异化的高管人才选拔观在企业战略选择与管理行为上表现出较大差异,可能对全要素生产率产生不同的影响。相比于内部晋级,半路出道和

外部引进高管具备独有优势,如不被内部人事关系束缚,可以大刀阔斧地进行工作,即“外来和尚好念经”(郑志刚等,2014);可以帮助企业引进先进的核心技术和优秀的管理模式,既能减少挖掘和激励内部员工的时间及其他资源投入,又能帮助快速破解技术难题和改善管理流程(逯东等,2020)。但半路出道和外部引进高管也具有明显劣势:(1)了解和信任不足。因其与内部人员缺乏共事经历,信息不对称问题较为突出,致使融入企业存在一段过渡期(柯江林等,2007),不利于工作的顺利开展。此外,外部引进高管存在与现企业需求是否相匹配的顾虑,还存在前企业业绩斐然的高管跳槽后一无所成的案例。(2)产生抵触心理,形成内斗。引进外部高管会加深内部员工的提拔难度,对锦标赛激励机制的有效性带来反向作用(Chan,1996),引发内部员工的抵触心理、工作不配合甚至是辞职等内耗现象(柯江林等,2007),从而导致工作效率低下。(3)企业内部文化、知识和信息缺乏。引进外部高管后,其通常需要投入足够的时间和精力用来理顺企业人事及利益关系,了解内部文化、战略方向、管理及运营模式等,整合运用好人力和物力资源还存在一定难度(Daily et al.,2000),这些不确定性将会影响企业文化向心力和凝聚力,从而对全要素生产率所需资源的合理调配造成不利影响。(4)视野短化,急于求成。一般而言,半路出道和外部引进高管刚上任时较为迫切要证明个人能力,更偏向于选择时间短、见效快、成功率高的投资项目及运营策略而减少甚至是摒弃存在长远收益和投资价值的活动(刘鑫,2020)。

与半路出道和外部引进高管的明显劣势相比,内部晋级高管更有利于降低委托代理关系所产生的信息不对称问题(Daily et al.,2000)。信任积累、认可增强和沟通成本减少将有利于对致力于提高全要素生产率的高管给予“奖励”,进一步减少代理成本(Manso,2011)。即越重视内部晋级高管人才选拔越有助于减少创造和管理过程中可能产生的逆向选择和道德风险,更有效地激励高管在创造方向和管理过程中产生积极效果,从而提高全要素生产率。此外,内部晋级高管能够在晋升过程中确切地感知并认同企业价值导向,产生更强烈的责任感和使命感,更容易形成以企业为家的理念(李新春和苏晓华,2001),更不会为了赢得短期收益而放弃存在长期价值的经营活动。

综上所述,相比于外部引进和半路出道,重视内部晋级高管人才选拔的企业能够辨别和挖掘有发展潜力的人员(张京心等,2017),有利于提升内部晋级高管的感知度、激发管理人员工作热情、提高归属感和人才黏性,有利于储备人才资源、完善组织结构和人才梯队,实现“引进来、拼出来、留下来”,为企业提供充足的后备人才。因此,重视内部晋级高管人才选拔观,能够帮助企业提高全要素生产率。基于以上分析,本文提出假说H1。

**H1:** 重视内部晋级高管人才选拔观有利于提高全要素生产率。

### 1.2.2 高管人才选拔观与全要素生产率:市场资源介入的机制分析

现有研究表明,融资约束引发资本配置的效率问题是造成全要素生产率低下的重要因素(Caggese and Cuñat,2013)。除了内部资源支持,能否获得外部利益相关者的资源支持同样重要,但由于全要素生产率包含了各种复杂创造过程并具有较强的专业性,导致与外部利益相关者产生了天然的信息不对称问题(Kogan et al.,2017),因此,在获取的有限信息中,外部利益相关者对创造过程的评判把握不准,将感知到较高的投资风险,限制其对企业的资源支持,从而遭遇逆向选择和道德风险问题。为全面分析三类高管人才选拔观对全要素生产率的影响路径,本文考虑了影响全要素生产率的关键市场资源:商业信用。但关于重视何种高管人才选拔观能够帮助企业提升商业信用以致力于改善全要素生产率还需进一步检验。

现阶段,我国金融体系还不完善,采取商业信用的外源融资方式已逐渐成为企业获取市场资金支持的重要渠道(姚星等,2019)。商业信用融资是一种基于交易伙伴允诺延时付款和提前预付款等方式而得到外部资金的融资方法。然而交易伙伴处在信息劣势方,因此提供商业信用融资的核心风险仍旧是能否按期偿还“融资借款”(陈运森和王玉涛,2010)。基于此,交易伙伴向企业提供商业信用融资时通过跟踪考察和监督企业获取的信息,反馈在“信贷政策”动态调整上,有效减少了企业违约风险(郑军等,2013)。基于信号传递理论,相比于半路出道和外部引进,重视内部晋级高管人才选拔观可以从信贷偿还能力和信贷偿还信任帮助企业提升商业信用。具体表现为:一方面,重视内部晋级高管人才选拔观的企业信贷偿还能力会更强。内部晋级高管在长期任职过程中对企业实际需求、文化内涵和价值导向更为熟知,能够有效整合运用好内部人力和物力资源(Daily et al.,2000),保障企业平稳健康发展,这向交易伙伴释放了有偿还信贷能力的强烈信号(郑洁和左翎,2016)。而在有限的高管职位情况下引进外部高管,容易造成外部高管在不清楚企业战略方向情况下作出低效决策,或因缺乏自身威望降低执行效率,从而影响实施效果(Daily et al.,2000)。因此,当大部分高管为半路出道和外部引进时,会严重影响企业内部结构,从而影响盈利和发展能力,加深了交易伙伴对企业偿还能力的顾虑。此外,基于交易成本理论,当信息不对称问题较为严重导致无法对信贷承受方的盈利和发展能力作出准确判断时,为降低信贷偿付风险,交易伙伴会采取增加合同中的风险补偿条款等手段,无形中提高了双方交易成本,进而增加了商业信用融资难度和成本(王化成等,2017),同时也反映出交易伙伴对企业信贷偿还能力的怀疑。另一方面,重视内部晋级高管人才选拔观会减少信息不对称所产生的道德风险,加深交易伙伴对企业偿还贷款的信任。商业信用融资是交易伙伴根据企业披露信息完整性和准确性来决策的(黄波和王满,2018),而内部晋级高管人

才选拔观的企业意味着更低的高管人才流动性和更稳定的组织架构,长期的合作和熟悉的谈判方,进一步缓解了信息不对称问题,提高了交易伙伴对企业按期偿还信贷意愿的信任,致使交易伙伴愿意向企业提供商业信用融资(张新民等,2021)。而当企业大部分高管为交易伙伴不熟知的半路出道和外部引进高管,之前构建的基于高管自身声誉和信任的关系资源也会随之崩塌(饶品贵和徐子慧,2017),因此,交易伙伴更倾向于向重视内部晋级高管人才选拔观的企业提供商业信用融资。

综上所述,重视内部晋级高管人才选拔观向交易伙伴传递了有信贷偿还能力且值得信任的信号,从而促进了企业获取市场资源,提升商业信用。而商业信用的提升进一步减少了资源约束,提升了资本配置效率,从而提高了全要素生产率(Chen and Guariglia,2013)。

基于以上分析,本文提出假说 H2。

**H2:** 企业重视内部晋级高管人才选拔观有利于提升商业信用,进而提高全要素生产率。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择与数据来源

根据 CSMAR、Wind 数据库、企业年度财务报表、谷歌搜索等,以 2010—2017 年中国沪深 A 股上市企业(不含 \*ST、ST、金融行业以及数据严重缺失的样本企业)为研究样本。其中,企业高管人才选拔观来源于高管个人信息履历,针对个别缺失的样本,通过“姓名+企业”进行网络搜索方式(如马云阿里巴巴)进行补充。特别指出的是,本文还筛除了家族企业的董事长和总经理属于共同家族以及高管选拔属性未能识别的研究样本,以减少特殊样本对研究结论的影响,例如家族企业容易降低高管职位激励机制的有效性,形成单一的高管人才选拔观。最终获得 3480 家企业的观测样本。此外,为降低少数异常值对研究结果的影响,将样本变量在 1%分位上通过 Winsorization 方法缩尾。

### 2.2 变量定义

#### 2.2.1 被解释变量:企业全要素生产率

现有研究对全要素生产率存在多种度量方法,例如 OLS 法、OP 法和 LP 法等。但 OLS 法和 OP 法均有不足,如 OLS 法在测算时未考虑企业进入和退出,导致存在同时性和样本选择偏差问题,由此引发较大的内生性;OP 法在测算时将企业投资变量取作代理指标,规定企业投资对于生产率是固定的单调函数,

即企业投资为非零变量,但现实中很多企业投资为零,导致研究样本被迫丢失;而 LP 法则采用中间投入变量作为代理指标,解决了 OP 法存在的样本截断情况,此外企业中间投入的调节成本较低,可以有效地反映生产率的变化,计算结果也就更为精准(Levinsohn and Petrin, 2003; 鲁晓东和连玉君, 2012)。综上,本文利用 LP 法计算企业全要素生产率,记为 TFP;同时,也用 OLS 和 OP 法测算 TFP,用于稳健性检验。以上指标越大全要素生产率越高,反之则越低。

### 2.2.2 解释变量: 高管人才选拔观

根据《公司法》规定,企业高管包括总经理、副总经理、财务总监和董事会秘书等。根据高管工作履历,将其划分为内部晋级、半路出道和外部引进三大类。此外,对三大类高管还进行了如下界定:第一,来自股东(或母公司)、被并购方企业的高管界定。按照原企业聘任方式进行判断,在原企业属于何种聘任方式的高管,则界定其在现企业中也属于该聘任方式。第二,来自同一国资委管控下的高管界定。若高管来自同一国资委管控下的其他企业,通过职务调动担任现企业高管,则界定其在现企业中为外部引进高管。由此,内部晋级高管人才选拔观=高管内部晋级人数/高管总人数;半路出道高管人才选拔观=高管半路出道人数/高管总人数;外部引进高管人才选拔观=高管外部引进人数/高管总人数。该值越大,意味着企业越倾向于持有该类高管的人才选拔观,反之则越不倾向于持有该类高管的人才选拔观。

### 2.2.3 机制变量: 商业信用

现有研究一般采用应付账款占期末总资产的比值测量商业信用额度(Ge and Qiu, 2007),然而该测量方法并未覆盖商业信用的所有形式(陆正飞和杨德明, 2011)。因此,参考陆正飞和杨德明(2011)的测量方法,选取企业当期应付账款、应付票据和预收账款占期末总资产的比值测算商业信用(TC)。此外,将企业应付账款占期末总资产的比值 TCa 用于稳健性检验。以上指标越大,企业获得的商业信用越多,反之则越少。

### 2.2.4 控制变量

参考以往研究(杨亚平和李晶, 2014; 江艇等, 2018; 王书斌, 2018; 王洪盾等, 2019; 李双燕和苗进, 2020; 盛明泉等, 2021),本文控制了可能对全要素生产率产生影响的高管层面、企业层面和行业层面特征变量,见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
		TFP	通过 LP 法测得
被解释变量	企业全要素生产率	TFPA	通过 OLS 法测得,用于稳健性检
		TFPB	通过 OP 法测得,用于稳健性检

续表

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述	
解释变量	高管人才选拔观	内部晋级	NBJJ	高管内部晋级人数/高管总人数
		半路出道	BLCD	高管半路出道人数/高管总人数
		外部引进	WBYJ	高管外部引进人数/高管总人数
机制变量	市场资源	商业信用	TC TCa	(应付账款+应付票据+预收账款)/总资产 应付账款/总资产,用于稳健性检验
		企业规模	Size	年末总资产的自然对数
控制变量	控制变量	企业性质	Soe	实际控制人为国有,赋值为1,否则取0
		信息不透明程度	AbsACC	为修正 Jones 模型残差的绝对值
		总资产报酬率	Roa	息税前利润/总资产
		大股东持股	Top	第一大股东持股比例
		高管规模	Mngsize	高管总人数加1后取自然对数
		资产流动性	Ass	(流动资产-流动负债)/总资产
		高管持股	Mshare	高管持股总数/总股本
		固定杠杆	Tangibility	固定资产净值/总资产
		上市年龄	Firmage	(计算年-上市年)并加1后取自然对数
行业虚拟变量	Industry	根据证监会行业分类标准(2017),涉及18个行业,设置17个虚拟变量		
年度虚拟变量	Year	涉及8个年度,设置7个虚拟变量		

## 2.3 实证模型

### 2.3.1 直接效应检验模型

为考察高管人才选拔观(内部晋级、半路出道和外部引进)对企业全要素生产率的影响,构建下述固定效应回归模型,用于检验假说 H1:

$$TFP_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NBJJ(BLCD)(WBYJ)_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,Controls 为控制变量(详见表1), $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项, $\alpha_0$  为常数项, $\alpha_2$  为各控制变量的回归系数, $i$  为企业, $t$  为年份。考虑到可能存在的反向因果关系,因此,企业全要素生产率变量选择当期和未来一期。模型(1)中  $\alpha_1$  为高管人才选拔观与企业全要素生产率的回归系数。此外,在模型估计中进一步考虑了年度和行业的固定效应。

### 2.3.2 机制效应检验模型

参考 Chen et al. (2020) 检验思想,在模型(1)基础上建立下述回归模型,用于检验假说 H2:

$$TC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NBJJ(BLCD)(WBYJ)_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型(1) $\alpha_1$ 显著的前提下,若模型(2) $\alpha_1$ 也显著,则高管人才选拔观则通过商业信用影响企业全要素生产率;若模型(2) $\alpha_1$ 不显著,则不能通过商业信用影响企业全要素生产率。

### 3 实证分析

#### 3.1 描述性统计

如表 2 所示,样本期间内,全要素生产率(TFP)平均值为 14.95 接近于中位数的 14.84,且标准差为 1.04,表明我国上市企业全要素生产率大致呈正态分布,整体取值范围在 12.68 到 17.9 之间。内部晋级(NBJJ)、半路出道(BLCD)和外部引进(WBYJ)平均值分别为 0.68、0.09 和 0.23,以 10 人构成的企业高管团队为例,约有 7 位内部晋级高管,1 位半路出道高管,2 位外部引进高管,说明重视内部晋级高管人才选拔观的普遍性。商业信用(TC)的中位数为 0.13,表明我国大部分上市企业都使用了商业信用融资,平均值为 0.16 且高于中位数,表明部分上市企业的商业信用水平较高。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP	18445	14.95	1.04	12.68	14.84	17.9
NBJJ	18445	0.68	0.27	0	0.71	1
BLCD	18445	0.09	0.14	0	0	0.6
WBYJ	18445	0.23	0.24	0	0.17	1
TC	18445	0.16	0.12	0.01	0.13	0.56
Size	18445	22.02	1.29	19.55	21.84	25.99
Soe	18445	0.37	0.48	0	0	1
AbsACC	18445	0.06	0.05	0	0.04	0.27
Roa	18445	0.06	0.06	-0.1	0.06	0.25
Top	18445	35.63	15.02	8.8	33.84	75.25
Mngsize	18445	2.02	0.3	1.39	1.95	2.77
Ass	18445	0.25	0.26	-0.39	0.24	0.82
Mshare	18445	0.07	0.14	0	0	0.6
Tangibility	18445	0.22	0.17	0	0.18	0.72
Firmage	18445	2.75	0.38	1.39	2.83	3.4

### 3.2 相关性分析

如表3所示,NBJJ与TFP的相关系数在1%水平上显著为正,而BLCD、WBYJ与TFP的相关系数均在1%水平上显著为负,初步证实了本研究的主效应假说H1,即重视内部晋级高管人才选拔观会提高企业全要素生产率。其他各个变量间的相关系数正负性基本同以往结论一致,且系数均未超过0.6。其中NBJJ、BLCD和WBYJ相互之间的相关系数较大,但在多元回归时,NBJJ、BLCD和WBYJ作为不同的解释变量放入模型中进行检验。此外,所有变量的方差膨胀因子(VIF)都在10以内,因此,各个变量间没有多重共线性问题。

表3 主要变量相关系数

	TFP	NBJJ	BLCD	WBYJ	TC	Size	Soe
TFP	1						
NBJJ	0.181***	1					
BLCD	-0.044***	-0.501***	1				
WBYJ	-0.181***	-0.846***	-0.035***	1			
TC	0.452***	0.122***	-0.032***	-0.122***	1		
Size	0.584***	0.181***	-0.060***	-0.171***	0.228***	1	
Soe	0.294***	0.404***	-0.215***	-0.336***	0.156***	0.375***	1
AbsACC	0.053***	-0.101***	0.025***	0.102***	0.072***	-0.038***	-0.046***
Roa	0.080***	-0.020***	0.031***	0.004	-0.127***	-0.023***	-0.149***
Top	0.210***	0.107***	-0.031***	-0.105***	0.085***	0.223***	0.223***
Mngsize	0.229***	0.074***	-0.006	-0.078***	0.102***	0.285***	0.125***
Ass	-0.223***	-0.167***	0.099***	0.134***	-0.181***	-0.386***	-0.337***
Mshare	-0.234***	-0.131***	0.098***	0.093***	-0.103***	-0.308***	-0.382***
Tangibility	-0.109***	0.214***	-0.102***	-0.186***	-0.209***	0.124***	0.225***
Firmage	0.127***	0.095***	-0.084***	-0.059***	0.050***	0.165***	0.210***
	AbsACC	Roa	Top	Mngsize	Ass	Mshare	Tangibility
AbsACC	1						
Roa	0.015*	1					
Top	-0.012	0.085***	1				
Mngsize	-0.027***	-0.009	0.001	1			
Ass	0.062***	0.271***	-0.022***	-0.083***	1		
Mshare	0.004	0.122***	-0.051***	-0.012	0.329***	1	
Tangibility	-0.178***	-0.090***	0.070***	0.027***	-0.567***	-0.170***	1
Firmage	0.011	-0.088***	-0.111***	-0.037***	-0.241***	-0.237***	0.057***

注:\*\*\*、\*分别表示在1%、10%的置信水平显著。

### 3.3 主效应分析

为验证本文假说H1,对直接效应模型(1)进行回归检验。表4列(1)实证

结果显示,内部晋级高管人才选拔观对全要素生产率的影响显著为正,表明企业重视内部晋级高管人才选拔观会提高全要素生产率。表 4 列(2)和(3)实证结果显示,半路出道和外部引进高管人才选拔观对全要素生产率的影响显著为负,表明企业重视半路出道和外部引进高管人才选拔观会降低全要素生产率。由此,假说 H1 得证。

表 4 高管人才选拔观与全要素生产率

	TFP <sub><i>i,t+1</i></sub>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NBJJ	0.2154*** (0.0227)			0.0593*** (0.0117)		
BLCD		-0.1598*** (0.0592)			-0.0772*** (0.0160)	
WBYJ			-0.2642*** (0.0252)			-0.0804*** (0.0117)
Constant	0.7480*** (0.1401)	13.6019*** (0.1075)	0.9607*** (0.1422)	1.7303*** (0.1716)	13.5911*** (0.1067)	1.8357*** (0.1724)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	12535	12535	12535	12535	12535	12535
F 值	1002.89	210.6488	1008.90	693.2975	210.5943	697.2702
R <sup>2</sup>	0.6940	0.3396	0.6945	0.7027	0.3403	0.7034
调整后的 R <sup>2</sup>	0.6932	0.3381	0.6937	0.7016	0.3388	0.7024

注:括号内为标准误;\*\*\*表示在 1% 的置信水平显著。

此外,进一步借鉴孟庆斌等(2019)的研究思路,构建 Tobit 模型。先按照年度、行业和企业性质排序并取其中位数,随后根据企业年度内高管内部晋级(NBJJ)、半路出道(BLCD)和外部引进(WBYJ)是否大于对应的中位数,构建内部晋级、半路出道和外部引进的虚拟变量,如大于对应的中位数则该虚拟变量为 1,反映企业重视该高管人才选拔观,否则为 0。将模型(1)的解释变量替换为该变量,对模型(1)进行 Tobit 模型回归检验,见表 4 列(4)、(5)、(6),回归结果与模型(1)结论保持一致。

### 3.4 机制效应分析

为验证本文假说 H2,继续对模型(2)进行回归检验。模型(2)回归结果见表 5,内部晋级高管人才选拔观对商业信用的影响显著为正,半路出道和外部引进高管人才选拔观对商业信用的影响显著为负,表明越倾向于持有内部晋级高

管人才选拔观,越会促进商业信用;而越倾向于持有半路出道和外部引进高管人才选拔观,越会抑制商业信用。

表5 高管人才选拔观与商业信用

	TC		
	(1)	(2)	(3)
NBJJ	0.0373 *** (0.0034)		
BLCD		-0.0152 ** (0.0061)	
WBYJ			-0.0464 *** (0.0038)
Constant	-0.0945 *** (0.0220)	0.1278 *** (0.0111)	-0.0582 *** (0.0223)
Controls	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
观测值	14972	14972	14972
F 值	174.0527	165.5497	175.1960
R <sup>2</sup>	0.3126	0.2905	0.3140
调整后的 R <sup>2</sup>	0.3111	0.2891	0.3125

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

表4和表5的结果表明,重视内部晋级高管人才选拔观会提升商业信用,进而提高全要素生产率;重视半路出道和外部引进高管人才选拔观会降低商业信用,进而降低全要素生产率。由此,假说H2得证。

## 4 进一步讨论

### 4.1 非线性分析

高管人才选拔观与全要素生产率的相关性可能存在非线性效应。企业重视何种高管人才选拔观难以避免衍生“站队思想”和“山头主义”,容易降低高管职位开放度,不仅对现任员工形成“锁定效应”,导致工作效率和勤勉意愿低下,造成“做不好,辞不掉”的困局,而且阻绝了其他方式担任高管的人才,形成封闭型的高管人才选拔观(Lazear and Oyer, 2004)。参考孔东民等(2017)的研究方法,对内部晋级、半路出道和外部引进高管人才选拔观按行业和年份进行排序,分为比例最高的第一组(GroupA)和比例相对较低的后三组(GroupB),对模型(1)重新进行回归,结果如表6所示。

表 6 高管人才选拔观与企业全要素生产率(根据比例分组)

	TFP <sub>i,t+1</sub>		TFP <sub>i,t+1</sub>		TFP <sub>i,t+1</sub>	
	GroupB	GroupA	GroupB	GroupA	GroupB	GroupA
NBJJ	0.2150 <sup>***</sup> (0.0257)	0.9516 <sup>***</sup> (0.3217)				
BLCD			-0.7885 <sup>***</sup> (0.1645)	0.0880 (0.1450)		
WBYJ					-0.2914 <sup>***</sup> (0.0481)	-0.2450 <sup>***</sup> (0.0765)
Constant	0.6587 <sup>***</sup> (0.1500)	0.5648 (0.5669)	13.2493 <sup>***</sup> (0.1240)	14.4745 <sup>***</sup> (0.2264)	1.1348 <sup>***</sup> (0.1540)	0.2772 (0.3724)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	10998	1537	9698	2837	9770	2765
F 值	868.2824	161.7133	176.9624	45.1349	820.0117	176.6590
R <sup>2</sup>	0.6914	0.7123	0.3505	0.3426	0.6983	0.6741
调整后的 R <sup>2</sup>	0.6905	0.7071	0.3485	0.3358	0.6974	0.6704

注:括号内为标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

表 6 结果显示,内部晋级高管人才选拔观与全要素生产率的正相关关系无论在哪个组中都显著相关;外部引进高管人才选拔观与全要素生产率的负相关关系无论在哪个组中都显著相关;而半路出道高管人才选拔观与全要素生产率的负相关关系在比例最高的第一组中不具备显著性。因此,内部晋级和外部引进高管人才选拔观与全要素生产率的相关关系不存在非线性效应,但半路出道高管人才选拔观与全要素生产率的相关关系存在非线性效应,即提高半路出道高管人才选拔观的重视程度反而降低了其对全要素生产率的不利影响。

## 4.2 高管薪酬黏性分析

解决全要素生产率困境的激励机制可能是将高管业绩和其利益挂钩,在为高管提供“奖励”的同时,对可能造成的短期业绩不佳予以必要的“容忍”,进而减缓逆向选择和道德风险困境(Tian and Wang, 2014),打造“功成不必在我,功成必定有我”的企业文化,激励高管敢于尝试大胆创新。但目前高管激励机制具有鲜明的短期业绩倾向,导致部分高管为实现短期业绩目的而筛减甚至是牺牲有着长期性高收益的投资活动(Fang et al., 2014),而该现象在外部引进高管中尤为普遍(李新春和苏晓华, 2001; 刘鑫, 2020)。

现有研究表明,过度注重短期绩效的激励导向,容易降低全要素生产率激励机制的有效性(Ederer and Manso, 2013)。由此,本文推断,为充分激励高管专

注于提高全要素生产率,在高管薪酬契约上,重视内部晋级高管人才选拔观的企业会予以更大的短期绩效下滑“容忍度”,更注重长期绩效。具体表现为:短期绩效下降对内部晋级高管薪酬的影响程度更小,长期绩效下降对内部晋级高管薪酬的影响程度更大。为检验该推论,借鉴方军雄(2009)的研究思路,建立如下模型进行检验:

$$SI_{i,t} = \alpha_0 + a_1 \text{Down}_{i,t} + a_2 \text{NBjj}(\text{BLCD})(\text{WBYJ})_{i,t} + a_3 \text{Lnni}_{i,t} + a_4 \text{Down}_{i,t} \times \text{NBjj}(\text{BLCD})(\text{WBYJ})_{i,t} \times \text{Lnni}_{i,t} + a_5 \text{Down}_{i,t} \times \text{Lnni}_{i,t} + a_4 \text{Lnni}_{i,t} \times \text{NBjj}(\text{BLCD})(\text{WBYJ})_{i,t} + a_4 \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$SI_{i,t} = \alpha_0 + a_1 \text{TDown}_{i,t} + a_2 \text{NBjj}(\text{BLCD})(\text{WBYJ})_{i,t} + a_3 \text{TobinQ}_{i,t} + a_4 \text{Down}_{i,t} \times \text{NBjj}(\text{BLCD})(\text{WBYJ})_{i,t} \times \text{TobinQ}_{i,t} + a_5 \text{Down}_{i,t} \times \text{TobinQ}_{i,t} + a_4 \text{TobinQ}_{i,t} \times \text{NBjj}(\text{BLCD})(\text{WBYJ})_{i,t} + a_4 \text{Controls}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

模型(3)和(4)中,被解释变量SI为企业高管团队人均薪酬加1后取自然对数;短期绩效变量Lnni为企业净利润加1后取自然对数(剔除净利润小于0的数据);Down为Lnni的虚拟变量,若Lnni相较上一期下降,则该虚拟变量为1,否则为0;长期绩效变量TobinQ为企业成长性,TDown为TobinQ的虚拟变量,若TobinQ相较上一期下降,则该虚拟变量为1,否则为0;其他控制变量借鉴薪酬业绩敏感性模型(方军雄,2009),包括收入水平、资产负债、企业规模、独董比例、董事规模、两职合一、企业性质、BH股发行和城市区位。此外,该模型还控制了年度和行业的固定效应,回归结果见表7。

表7 高管薪酬黏性

	SI					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NBjj×Lnni×Down	-0.0053*** (0.0018)					
BLCD×Lnni×Down		0.0030 (0.0035)				
WBYJ×Lnni×Down			0.0065*** (0.0021)			
NBjj×TobinQ×TDown				0.0164*** (0.0060)		
BLCD×TobinQ×TDown					-0.0037 (0.0121)	

续表

	SI					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
WBYJ×TobinQ×TDown						-0.0209*** (0.0061)
Constant	7.3879*** (0.1836)	7.6694*** (0.1191)	7.7878*** (0.1242)	7.0357*** (0.1069)	6.9144*** (0.1062)	6.8182*** (0.1061)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	16186	16186	16186	17154	17154	17154
F 值	200.6337	198.1488	201.1650	182.9415	180.1978	181.9999
调整后的 R <sup>2</sup>	0.3580	0.3543	0.3576	0.3279	0.3234	0.3267

注: 括号内为标准误; \*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著。

表 7 结果显示,  $NBJS \times Lnni \times Down$  的相关系数显著为负,  $NBJS \times TobinQ \times TDown$  的相关系数显著为正;  $BLCD \times Lnni \times Down$ 、 $BLCD \times TobinQ \times TDown$  的相关系数均不显著;  $WBYJ \times Lnni \times Down$  的相关系数显著为正,  $WBYJ \times TobinQ \times TDown$  的相关系数显著为负。上述结果表明: 重视内部晋级高管人才选拔观的企业赋予了更高的短期绩效下滑“容忍度”, 更注重长期绩效; 而重视外部引进高管人才选拔观的企业则更注重短期绩效。

### 4.3 异质性分析

#### 4.3.1 企业性质的主效应异质性分析

相比于非国有企业, 国有企业高管辞退和跳槽的现象更少, 同时岗位竞争程度也更低, 从而赋予了国有企业高管职位的稳定性(陈冬等, 2016), 因此, 高管人才选拔观对全要素生产率的影响可能也会随企业性质差异而变化。为验证该因素的异质性影响, 对模型(1)按照国有和非国有分组进行回归检验, 结果见表 8。可以看出, 内部晋级和外部引进高管人才选拔观对全要素生产率的影响依旧同模型(1)回归结果一致; 而半路出道高管人才选拔观对全要素生产率的负显著影响在非国有企业组中变为正显著影响。

表 8 高管人才选拔观与全要素生产率(根据企业性质分组)

	TFP <sub>i,t+1</sub>	
	Soe = 1	Soe = 0
NBJJ	0.3773*** (0.0453)	0.1153*** (0.0258)
BLCD	-0.1421*** (0.0148)	0.1533** (0.0608)

续表

	TFP <sub><i>i,t+1</i></sub>					
	Soe = 1			Soe = 0		
WBYJ			-0.4646 <sup>***</sup> (0.0524)			-0.1688 <sup>***</sup> (0.0283)
Constant	0.2283 (0.2085)	13.3183 <sup>***</sup> (0.2100)	0.5714 <sup>***</sup> (0.2102)	0.9002 <sup>***</sup> (0.2219)	13.9912 <sup>***</sup> (0.1449)	1.0480 <sup>***</sup> (0.2227)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	5246	5246	5246	7289	7289	7289
F 值	553.4631	99.5428	557.2500	452.2136	106.3696	454.5730
R <sup>2</sup>	0.7040	0.3054	0.7045	0.6524	0.3387	0.6532
调整后的 R <sup>2</sup>	0.7023	0.3016	0.7028	0.6509	0.3361	0.6517

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

#### 4.3.2 企业性质的机制效应异质性分析

对模型(2)按照国有和非国有分组进行回归检验,结果见表9。实证结果显示,内部晋级和外部引进高管人才选拔观对商业信用的影响依旧同模型(2)回归结果一致,而半路出道高管人才选拔观对商业信用的负显著影响在非国有企业组中变为正显著影响。

表9 高管人才选拔观与商业信用(根据企业性质分组)

	TC					
	Soe = 1			Soe = 0		
NBJJ	0.0724 <sup>***</sup> (0.0073)			0.0177 <sup>***</sup> (0.0038)		
BLCD			-0.0657 <sup>***</sup> (0.0138)			0.0228 <sup>***</sup> (0.0068)
WBYJ				-0.0759 <sup>***</sup> (0.0088)		-0.0306 <sup>***</sup> (0.0041)
Constant	-0.0376 (0.0343)	0.1840 <sup>***</sup> (0.0214)	0.0224 (0.0350)	-0.0890 <sup>***</sup> (0.0305)	0.1724 <sup>***</sup> (0.0141)	-0.0646 <sup>**</sup> (0.0307)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	6030	6030	6030	8942	8942	8942
F 值	115.9985	112.3018	114.4328	80.2704	73.1287	81.5294
R <sup>2</sup>	0.3634	0.3490	0.3610	0.2668	0.2559	0.2697
调整后的 R <sup>2</sup>	0.3601	0.3457	0.3577	0.2643	0.2534	0.2671

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

基于企业性质的异质性分析结果表明,内部晋级和外部引进高管人才选拔观对全要素生产率的影响并未受企业性质影响,而半路出道高管人才选拔观对全要素生产率的负显著影响在非国有企业中变为了正显著影响。同时,在非国有企业中越重视半路出道高管人才选拔观越有利于提升商业信用,进而提高全要素生产率。

出现以上结果的可能原因是:半路出道高管是外部引进且经过非高管岗位考核合格后晋级为高管的,而国有企业的高管考核标准相对较松,存在流于形式的可能,同时国有企业肩负的政府和社会负担会弱化以业绩作为考核标准的评价机制(黎文靖等,2014);在非国有企业中对高管考核更看重业务能力,需经过严格的能力历练和品格考核通过后才能上任(陈冬等,2016)。更强的业务能力、更深的员工共事基础和更多的交易方沟通经历赋予了非国有企业半路出道高管既拥有内部晋级高管的优势,又褪去外部引进高管的劣势。因此,通过半路出道方式晋升为高管,会因企业性质的不同对商业信用和全要素生产率产生差异影响。

## 5 稳健性分析

### 5.1 控制企业固定效应

由于本文采用企业层面的数据进行检验,为进一步缓解遗漏变量可能带来的结果误差,尤其部分企业层面不随时间变化的固定因素干扰,本文还尝试控制了企业固定效应(孙鲲鹏等,2020;宋弘等,2021)。检验结果如表10所示,在控制企业层面固定特征后,结果与模型(1)保持一致,说明本文核心结论不受企业层面固定特征的影响。

表10 高管人才选拔观与全要素生产率

	TFP <sub><i>i,t+1</i></sub>		
	(1)	(2)	(3)
NBJJ	0.0749*** (0.0083)		
BLCD		0.0393*** (0.0037)	
WBYJ			-0.1125*** (0.0425)
Constant	2.6674*** (0.2919)	4.4914*** (0.2062)	2.7476*** (0.2959)
Controls	YES	YES	YES

续表

	TFP <sub><i>i,t+1</i></sub>		
	(1)	(2)	(3)
Firm	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
观测值	12535	12535	12535
<i>F</i> 值	121.0984	78.6039	122.0214
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.3468	0.2128	0.3467
调整后的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.3459	0.2118	0.3458

注:括号内为标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

## 5.2 更换核心变量度量方式

### 5.2.1 内部晋级重新度量

一般而言,越重视内部晋级高管人才选拔观的企业,高管在现企业的平均工龄会越长。根据这一思路,将高管在现企业的工作年限作为高管内部晋级比例的代理变量,记为 ANBJJ,该值越大,表明该高管在现企业的工作年限越久,企业越重视内部晋级高管人才选拔观。将模型(1)的解释变量更替为该代理变量,其他变量不变,再次进行模型(1)回归检验,回归结果如表 11 列(1)所示,与模型(1)结论保持一致。

表 11 高管人才选拔观重新界定与全要素生产率

	TFP <sub><i>i,t+1</i></sub>		
	(1)	(2)	(3)
ANBJJ	0.0014 ** (0.0006)		
ABLCD		-0.1526 *** (0.0282)	
AWBYJ			-0.2445 *** (0.0322)
Constant	0.7591 *** (0.1418)	0.8144 *** (0.1413)	0.8853 *** (0.1423)
Controls	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
观测值	12535	12535	12535
<i>F</i> 值	995.3793	992.5793	1001.52
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.6916	0.6923	0.6931
调整后的 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.6908	0.6915	0.6923

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

### 5.2.2 半路出道和外部引进重新度量

事实上,若外部引进高管进入企业数年后,可能已融入集体、熟悉企业文化、理顺人事关系,且得到了其他员工的信任和认可,若继续视为外部引进则易失偏颇。因此,若将外部引进高管一直界定为外部引进,容易造成实际意义上的界定误差。为破解这一问题,对外部引进进行重新界定,将现企业 5 年工作经验及以上的外部引进高管重新划分为半路出道高管。重新界定后的外部引进高管记为 AWBYJ,半路出道记为 ABLCD,将模型(1)的解释变量更替为该变量,其他变量不变,再次进行模型(1)回归检验,回归结果如表 11 列(2)、(3)所示,与模型(1)结论保持一致。

### 5.2.3 企业全要素生产率重新度量

采用 OLS 和 OP 法重新度量全要素生产率(Levinsohn and Petrin, 2003; 鲁晓东和连玉君, 2012),重复模型(1)检验,回归结果见表 12。其中列(1)、(2)、(3)为 OLS 法回归结果,列(4)、(5)、(6)为 OP 法回归结果。可以看出,全要素生产率重新度量后不影响模型(1)的回归结论,再次验证了本文研究结论的稳健性。

表 12 高管人才选拔观与全要素生产率(OLS 和 OP 法)

	TFPA <sub><i>i,t+1</i></sub>			TFPB <sub><i>i,t+1</i></sub>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NBJJ	0.0274*** (0.0105)			0.0245** (0.0121)		
BLCD		-0.0358** (0.0180)			-0.0340*** (0.0124)	
WBYJ			-0.0279** (0.0116)			-0.0283** (0.0137)
Constant	0.0324 (0.0625)	-0.1372*** (0.0329)	0.0549 (0.0632)	2.2485*** (0.0746)	5.2887*** (0.0441)	2.2338*** (0.0749)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	12511	12511	12511	12526	12526	12526
F 值	22.4127	23.3875	22.4763	237.9113	104.7844	238.4963
R <sup>2</sup>	0.0667	0.0642	0.0670	0.3555	0.2001	0.3554
调整后的 R <sup>2</sup>	0.0644	0.0620	0.0646	0.3539	0.1983	0.3538

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*分别表示在 1%、5%的置信水平显著。

### 5.2.4 商业信用重新度量

对商业信用采用 TCa(详见表 1)重新衡量(Ge and Qiu, 2007),重复模型(2)回归检验,结果如表 13 所示,实证结果保持一致,核心研究结论稳健。

表 13 高管人才选拔观、商业信用与全要素生产率

	TCa		
	(1)	(2)	(3)
TCa			
NBJJ	0.0171 *** (0.0020)		
BLCD		-0.0179 *** (0.0034)	
WBYJ			-0.0175 *** (0.0023)
Constant	-0.0039 (0.0128)	0.0684 *** (0.0066)	0.0098 (0.0131)
Controls	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
观测值	14972	14972	14972
F 值	115.2982	116.2300	114.8363
R <sup>2</sup>	0.2341	0.2191	0.2335
调整后的 R <sup>2</sup>	0.2325	0.2175	0.2319

注:括号内为标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

### 5.3 工具变量法

高管人才选拔观与全要素生产率可能存在部分的内生性,从而影响研究结果。本文参考 Giannetti et al. (2015)做法,将企业注册地出台吸引海外人才引进政策(Policy)的时间点作为工具变量。理论上,出台海外人才引进优惠政策地区能够吸引更多海外优秀人才聚集,从而可能对企业高管人才的流动性产生影响。由此,利用两阶段最小二乘法(TSLS)(Forchini and Jiang, 2019)对模型(1)重新检验,回归结果见表14。可以看出,所有系数的正负显著性与之前研究结果完全吻合,且通过了工具变量的弱相关和过度识别检验。说明剔除可能存在的部分内生性后,仍不影响本文研究结论。

表 14 TSLS 回归结果

	Stage1			Stage2		
	NBJJ (1)	BLCD (2)	WBYJ (3)	TFP <sub>i,t+1</sub> (4)	(5)	(6)
Policy	0.0869 ** (0.0420)	0.0432 ** (0.0214)	-0.0923 ** (0.0365)			

续表

	Stage1			Stage2		
	NBJJ	BLCD	WBYJ	TFP <sub><i>i,t+1</i></sub>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NBJJ				3.4792 *		
				(1.9980)		
BLCD					-3.9906 ***	
					(1.3413)	
WBYJ						-3.2746 **
						(1.5170)
Constant	0.1081 **	0.2166 ***	0.6634 ***	13.3327 ***	14.3555 ***	15.8813 ***
	(0.0536)	(0.0280)	(0.0461)	(0.4109)	(0.3673)	(0.8848)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	12535	12535	12535	12535	12535	12535
F 值	63.95	20.02	47.48			
调整后的 R <sup>2</sup>	0.1166	0.0411	0.0878	0.0941	0.0998	0.0194
Wald chi <sup>2</sup>				3535.30	49.2028	4246.41

注: 括号内为标准误; \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平显著。

### 5.4 自选择分析

由于企业特征会影响高管人才选择, 进而对全要素生产率产生影响, 从而导致高管人才选拔观指标可能存在自选择问题。因此, 通过 Heckman 两阶段回归方法控制高管人才选拔观的自选择问题 (Heckman, 1979)。首先对模型 (1) 进行 Probit 回归 (高管人才选拔观的虚拟变量的构建参考主效应分析章节), 然后求出逆米尔斯比 (inverse Mills ratio), 将其定义为 lambda, 最后在模型 (1) 的基础上引入 lambda 变量再次检验, 得到高管人才选拔观控制自选择偏差之后的结果。如表 15 所示, 结果与模型 (1) 保持一致, 说明高管人才选拔观与全要素生产率的关系不受样本自选择偏差的影响。

表 15 Heckman 第二阶段回归结果

	TFP <sub><i>i,t+1</i></sub>		
	(1)	(2)	(3)
NBJJ	0.2892 ***		
	(0.0367)		
BLCD		-0.1138 ***	
		(0.0096)	

续表

	TFP <sub><i>i,t+1</i></sub>		
	(1)	(2)	(3)
WBYJ			-0.2742 <sup>***</sup> (0.0366)
lambda	2.6606 <sup>***</sup> (0.8715)	1.8947 <sup>**</sup> (0.8850)	3.0819 <sup>***</sup> (1.0335)
Constant	-3.8481 <sup>***</sup> (1.4865)	11.3645 <sup>***</sup> (1.3133)	2.5838 <sup>***</sup> (0.5778)
Controls	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
观测值	8477	4513	7743
F值	664.0491	84.7040	629.1884
R <sup>2</sup>	0.6910	0.3807	0.6932
调整后的R <sup>2</sup>	0.6898	0.3765	0.6919

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

## 6 研究结论与政策建议

本文通过企业高管人才履历,将其区分为内部晋级、半路出道和外部引进高管,并检验了三类高管人才所体现的选拔观对全要素生产率的影响,试图解答三类高管人才选拔观谁更能够提高全要素生产率。研究发现:在高管人才选拔上,越是重视内部晋级的企业,越会提高全要素生产率;越是重视半路出道和外部引进的企业,越会降低全要素生产率。从机制上看:内部晋级高管人才选拔观的信号作用有利于企业获得市场资源,提升商业信用,进而提高全要素生产率;而半路出道和外部引进高管人才选拔观不利于提升商业信用,进而降低全要素生产率。进一步研究发现:企业过于重视内部晋级高管人才选拔观并未衍生“站队思想”和“山头主义”,并且重视内部晋级高管人才选拔观的企业给予了更高的短期绩效下滑“容忍度”,更注重长期绩效。此外,提高半路出道高管人才选拔观的重视程度反而会降低其对全要素生产率的不利影响。通过企业性质的异质性分析发现,内部晋级和外部引进高管人才选拔观对全要素生产率的影响并未受企业性质影响,而在非国有企业中半路出道高管人才选拔观起到了与内部晋级高管人才选拔观相同的积极作用,即能够通过提升商业信用促进全要素生产率。基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

(1) 对企业而言。为选拔出提高全要素生产率所需的人才团队,企业应实

施人才驱动战略,重视挖掘和选拔具有潜力的内部人员,高端企业通常是人才培养的黄埔军校。本文研究发现内部晋级高管人才选拔观对嫁接外部资源和提高全要素生产率的重要性,同时也为目前担心培养人才费时费力,进而采取“挖人墙脚,拿来主义”的企业提供了一定的参考价值。此外,在非国有企业中选择半路出道方式选拔高管人才或也能成为解决外部引进高管天然劣势的渠道,即通过加强外来人员非高管岗位考核机制强度,以缓解外来高管的不利影响。

(2) 对外部利益相关者而言。在只看重提高全要素生产率的认识上,还需注重高管人才选拔观,辨析企业是否具有良好和完备的高管人才选拔观机制。若高管大多数属于外部引进,而少有内部晋级方式选拔的优秀高管,则可能反映出企业人才储备意识不足,未来可能存在高管人才流失却无法快速递补的风险。因此,外部利益相关者可以通过该企业的高管人才选拔观视角辨析全要素生产率优良,从而作出更有利的决策。

(3) 对信息披露部门而言。市场监管部门应重视规范和披露企业高管人才选拔观信息。例如目前企业财务报告中,关于高管履历信息披露较少,潜在合作方很难对其高管人才选拔观作出合理识别,抑制资本市场对企业投资决策作出有效的价值判断。因此,资本市场监管部门应重视规范和披露高管相关信息,让企业完善与细化其高管的履历背景与选拔属性。

(4) 对政策制定者而言。应不断创新引进人才和守住人才的措施和政策,提高“挖人墙脚,拿来主义”企业的成本,同时加大对具有优秀的高管人才选拔观企业的财政补贴政策支持,充分激发企业自身持续改善全要素生产率的认识,从而加快我国经济转型升级。

此外,本文研究也具有以下局限性:(1)只关注高管人才选拔观对企业全要素生产率的影响。但实际上,挖掘和激励高管人才需要花费大量成本,且不一定完全为己所用。因此,企业通过挖掘和激励的高管人才是否对行业发展存在外溢效应,并且以何种机制产生外溢效应,或是值得思考的话题。(2)限于企业高管以外员工选拔属性数据的难获取性,无法进一步研究高管以外员工选拔属性对企业全要素生产率的影响。例如,企业中层负责人和核心技术人员的选拔属性,若完善该数据后,或可得到更丰富且有趣的结论。

## 参考文献

- 蔡昉. 2013. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, (1): 56-71.
- Cai F. 2013. How can Chinese economy achieve the transition toward total factor

- productivity growth? [J]. *Social Sciences in China*, (1): 56-71. (in Chinese)
- 陈冬, 孔墨奇, 王红建. 2016. 投我以桃, 报之以李: 经济周期与国企避税[J]. 管理世界, 32(5): 46-63.
- Chen D, Kong M Q, Wang H J. 2016. Give me a peach, reciprocate a li: The economic cycle and tax avoidance of state-owned enterprises [J]. *Journal of Management World*, 32(5): 46-63. (in Chinese)
- 陈运森, 王玉涛. 2010. 审计质量、交易成本与商业信用模式[J]. 审计研究, (6): 77-85.
- Chen Y S, Wang Y T. 2010. Audit quality, transaction cost and mode of trade credit[J]. *Auditing Research*, (6): 77-85. (in Chinese)
- 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 2011. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 46(9): 4-16.
- Fan G, Wang X L, Ma G R. 2011. Contribution of marketization to China's economic growth[J]. *Economic Research Journal*, 46(9): 4-16. (in Chinese)
- 方军雄. 2009. 我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗? [J]. 经济研究, 44(3): 110-124.
- Fang J X. 2009. Is top management compensation of Chinese public companies sticky? [J]. *Economic Research Journal*, 44(3): 110-124. (in Chinese)
- 郭庆旺, 贾俊雪. 2005. 中国全要素生产率的估算: 1979—2004[J]. 经济研究, 40(6): 51-60.
- Guo Q W, Jia J X. 2005. Estimating total factor productivity in China [J]. *Economic Research Journal*, 40(6): 51-60. (in Chinese)
- 黄波, 王满. 2018. 分析师跟踪影响了商业信用融资吗——基于我国上市公司的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 40(8): 42-55.
- Huang B, Wang M. 2018. Does analyst following affect commercial credit financing—Based on the empirical analysis of listed companies in China [J]. *Journal of Shanxi University of Finance and Economics*, 40(8): 42-55. (in Chinese)
- 简泽, 段永瑞. 2012. 企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J]. 管理世界, 28(8): 15-29.
- Jian Z, Duan Y R. 2012. Firm heterogeneity, competition and convergence of total factor productivity [J]. *Journal of Management World*, 28(8): 15-29. (in Chinese)
- 江艇, 孙鲲鹏, 聂辉华. 2018. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界, 34(3): 38-50, 77.
- Jiang T, Sun K P, Nie H H. 2018. Administrative rank, total factor productivity

- and resource misallocation in Chinese cities [J]. *Journal of Management World*, 34(3): 38-50, 77. (in Chinese)
- 柯江林, 张必武, 孙健敏. 2007. 上市公司总经理更换、高管团队重组与企业绩效改进[J]. *南开管理评论*, 10(4): 104-112.
- Ke J L, Zhang B W, Sun J M. 2007. A study on the listed companies' general manager turnover, top management team recomposition and firm performance improvement [J]. *Nankai Business Review*, 10(4): 104-112. (in Chinese)
- 孔东民, 徐茗丽, 孔高文. 2017. 企业内部薪酬差距与创新[J]. *经济研究*, 52(10): 144-157.
- Kong D M, Xu M L, Kong G W. 2017. Pay gap and firm innovation in China [J]. *Economic Research Journal*, 52(10): 144-157. (in Chinese)
- 李双燕, 苗进. 2020. 差异化股权制衡度、行业异质性与全要素生产率——基于混合所有制企业的证据[J]. *经济管理*, 42(1): 5-24.
- Li S Y, Miao J. 2020. Differentiated equity balance, industry heterogeneity and total factor productivity: Evidence from mixed ownership enterprises [J]. *Business and Management Journal*, 42(1): 5-24. (in Chinese)
- 李卫宁, 张祎宁. 2014. 新任 CEO 特征、管理团队调整与企业绩效——基于 ST 上市公司的数据实证[J]. *中国管理科学*, 22(8): 47-55.
- Li W N, Zhang Y N. 2014. Relationship among new CEO's characteristics, TMT adjustment and performance—Empirical study based on ST listed enterprises [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 22(8): 47-55. (in Chinese)
- 黎文靖, 岑永嗣, 胡玉明. 2014. 外部薪酬差距激励了高管吗——基于中国上市公司经理人市场与产权性质的经验研究[J]. *南开管理评论*, 17(4): 24-35.
- Li W J, Cen Y S, Hu Y M. 2014. Does external pay gap encourage top management? An empirical study based on managerial market and ownership type [J]. *Nankai Business Review*, 17(4): 24-35. (in Chinese)
- 李新春, 苏晓华. 2001. 总经理继任: 西方的理论和我国的实践[J]. *管理世界*, 17(4): 145-152.
- Li X X, Su X H. 2001. The succession to the general manager: The western theory and China's practice [J]. *Journal of Management World*, 17(4): 145-152. (in Chinese)
- 李旭超, 宋敏. 2021. 僵尸企业债务支付拖欠与民营企业全要素生产率[J]. *世界经济*, 44(11): 49-74.
- Li X C, Song M. 2021. Delayed payments and TFP of private firms in China [J]. *The Journal of World Economy*, 44(11): 49-74. (in Chinese)
- 刘鑫. 2020. 外来的和尚念新经? CEO 外部继任对企业创新绩效的影响[J]. *科技*

- 进步与对策, 37(9): 113-122.
- Liu X. 2020. Does outsider successor initiate innovation? An empirical research on the effect of CEO successor's origin on post-succession corporate innovation [J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 37(9): 113-122. (in Chinese)
- 逯东, 余渡, 黄丹, 等. 2020. 内部培养与外部空降: 谁更能促进企业创新[J]. *中国工业经济*, (10): 157-174.
- Lu D, Yu D, Huang D, et al. 2020. Internal training and external hiring: Who can better promote corporate innovation [J]. *China Industrial Economics*, (10): 157-174. (in Chinese)
- 鲁晓东, 连玉君. 2012. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. *经济学(季刊)*, 11(2): 541-558.
- Lu X D, Lian Y J. 2012. Estimation of total factor productivity of industrial enterprises in China: 1999—2007 [J]. *China Economic Quarterly*, 11(2): 541-558. (in Chinese)
- 陆正飞, 杨德明. 2011. 商业信用: 替代性融资, 还是买方市场? [J]. *管理世界*, 27(4): 6-14, 45.
- Lu Z F, Yang D M. 2011. The commercial credit: Alternative financing or buyers' markets? [J]. *Journal of Management World*, 27(4): 6-14, 45. (in Chinese)
- 孟庆斌, 李昕宇, 张鹏. 2019. 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*, 35(11): 209-228.
- Meng Q B, Li X Y, Zhang P. 2019. Can employee stock ownership plan promote corporate innovation? Empirical evidence from the perspective of employees [J]. *Journal of Management World*, 35(11): 209-228. (in Chinese)
- 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 2018. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. *中国工业经济*, (8): 42-59.
- Qian X S, Kang J, Tang Y L, et al. 2018. Industrial policy, efficiency of capital allocation and firm's total factor productivity—Evidence from a natural experiment in China [J]. *China Industrial Economics*, (8): 42-59. (in Chinese)
- 饶品贵, 徐子慧. 2017. 经济政策不确定性影响了企业高管变更吗? [J]. *管理世界*, 33(1): 145-157.
- Rao P G, Xu Z H. 2017. Does economic policy uncertainty affect corporate executive change? [J]. *Journal of Management World*, 33(1): 145-157. (in Chinese)
- 盛明泉, 任侨, 王文兵. 2021. 激励机制错位矫正与企业全要素生产率提升研究 [J]. *管理学报*, 18(6): 843-852.

- Sheng M Q, Ren Q, Wang W B. 2021. Research on the correction of incentive mechanism dislocation and the improvement of enterprise total factor productivity [J]. *Chinese Journal of Management*, 18(6): 843-852. (in Chinese)
- 宋弘, 封进, 杨婉彧. 2021. 社保缴费率下降对企业社保缴费与劳动力雇佣的影响 [J]. *经济研究*, 56(1): 90-104.
- Song H, Feng J, Yang W Y. 2021. The effect of a reduction of the social security contribution rate on enterprise social security participation and labor employment [J]. *Economic Research Journal*, 56(1): 90-104. (in Chinese)
- 孙鲲鹏, 王丹, 肖星. 2020. 互联网信息环境整治与社交媒体的公司治理作用 [J]. *管理世界*, 36(7): 106-132.
- Sun K P, Wang D, Xiao X. 2020. Internet scrutiny and corporate governance effect of social media [J]. *Journal of Management World*, 36(7): 106-132. (in Chinese)
- 孙晓华, 王昀. 2014. 企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究 [J]. *中国工业经济*, (5): 57-69.
- Sun X H, Wang Y. 2014. The influence of firm size on productivity and its difference—Based on the empirical test of industrial firms in China [J]. *China Industrial Economics*, (5): 57-69. (in Chinese)
- 王洪盾, 岳华, 张旭. 2019. 公司治理结构与公司绩效关系研究——基于企业全要素生产率的视角 [J]. *上海经济研究*, (4): 17-27.
- Wang H D, Yue H, Zhang X. 2019. Research on the relationship between corporate governance structure and corporate performance—A perspective based on corporate total factor productivity [J]. *Shanghai Journal of Economics*, (4): 17-27. (in Chinese)
- 王化成, 张修平, 侯粲然, 等. 2017. 企业战略差异与权益资本成本——基于经营风险和信息不对称的中介效应研究 [J]. *中国软科学*, (9): 99-113.
- Wang H C, Zhang X P, Hou C R, et al. 2017. Corporate strategic deviance and the cost of equity capital [J]. *China Soft Science*, (9): 99-113. (in Chinese)
- 王书斌. 2018. 国家扶贫开发政策对工业企业全要素生产率存在溢出效应吗? [J]. *数量经济技术经济研究*, 35(3): 21-38.
- Wang S B. 2018. Does poverty alleviation and development policy has spillover effect on industrial enterprises' TFP? [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 35(3): 21-38. (in Chinese)
- 魏志华, 王毅辉, 李常青. 2009. 股权结构、行业竞争性与公司绩效——基于产出效率角度的经验证据 [J]. *上海立信会计学院学报*, 23(3): 60-69.
- Wei Z H, Wang Y H, Li C Q. 2009. Ownership structure, industry competition and firm's performance—An empirical study based on the angle of productivity [J].

- Journal of Shanghai Lixin University of Commerce*, 23(3): 60-69. (in Chinese)
- 肖文, 薛天航. 2019. 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, 42(1): 76-94.
- Xiao W, Xue T H. 2019. Rising labour costs, financial constraints and changing TFP of enterprises in China[J]. *The Journal of World Economy*, 42(1): 76-94. (in Chinese)
- 谢克海. 2019. 谁上谁下: 清晰区分企业人才的“361体系”——基于实践层面的人力资源战略管理决策[J]. 管理世界, 35(4): 160-170, 188.
- Xie K H. 2019. The “361 system” of clearly distinguishing enterprise talent: Strategic management decision of human resource based on practical level[J]. *Journal of Management World*, 35(4): 160-170, 188. (in Chinese)
- 徐保昌, 谢建国. 2016. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济, 39(1): 95-122.
- Xu B C, Xie J G. 2016. Market segmentation and firm productivity: Evidence from Chinese manufacturing firms[J]. *The Journal of World Economy*, 39(1): 95-122. (in Chinese)
- 杨亚平, 李晶. 2014. 出口强度、资本密集度对中国出口企业自选择效应和学习效应的影响[J]. 产经评论, 5(1): 46-57.
- Yang Y P, Li J. 2014. The impacts of export intensity and capital intensity on self-selection and learning effect of Chinese export firms [J]. *Industrial Economic Review*, 5(1): 46-57. (in Chinese)
- 姚星, 杨孟恺, 李雨浓. 2019. 商业信用能促进中国制造企业创新吗? [J]. 经济科学, (3): 80-92.
- Yao X, Yang M K, Li Y N. 2019. Can commercial credit promote innovation of China's manufacturing firms? [J]. *Economic Science*, (3): 80-92. (in Chinese)
- 张红, 周黎安, 梁建章. 2017. 内部员工优势——来自企业人事数据的实证证据[J]. 管理世界, (12): 141-157.
- Zhang H, Zhou L A, Liang J Z. 2017. Insider advantage: Empirical evidence from firm's personnel data [J]. *Journal of Management World*, (12): 141-157. (in Chinese)
- 张京心, 廖子华, 谭劲松. 2017. 民营企业创始人的离任权力交接与企业成长——基于美的集团的案例研究[J]. 中国工业经济, (10): 174-192.
- Zhang J X, Liao Z H, Tan J S. 2017. Power handover of private enterprises and enterprise growth during the founder's departure—A case study of Midea Group Co., Ltd[J]. *China Industrial Economics*, (10): 174-192. (in Chinese)
- 张新民, 金瑛, 刘思义, 等. 2021. 互动式信息披露与融资环境优化[J]. 中国软科

- 学, (12): 101-113.
- Zhang X M, Jin Y, Liu S Y, et al. 2021. Interactive disclosure and optimization of financing environment[J]. *China Soft Science*, (12): 101-113. (in Chinese)
- 郑洁, 左翎. 2016. 地方政府性债务的结构风险及其治理[J]. *财经问题研究*, (7): 77-81.
- Zheng J, Zuo L. 2016. The structural risk of local government debt and its governance[J]. *Research on Financial and Economic Issues*, (7): 77-81. (in Chinese)
- 郑军, 林钟高, 彭琳. 2013. 高质量的内部控制能增加商业信用融资吗? ——基于货币政策变更视角的检验[J]. *会计研究*, (6): 62-68.
- Zheng J, Lin Z G, Peng L. 2013. Can higher quality of internal control increase trade credit financing? —Evidence from monetary policy changes[J]. *Accounting Research*, (6): 62-68. (in Chinese)
- 郑志刚, 梁昕雯, 吴新春. 2014. 经理人产生来源与企业未来绩效改善[J]. *经济研究*, 49(4): 157-171.
- Zheng Z G, Liang X W, Wu X C. 2014. The source of new CEOs and firm performance—Evidence from CEO rotations in Chinese listed firms[J]. *Economic Research Journal*, 49(4): 157-171. (in Chinese)
- Aghion P J, Cai M, Dewatripont M, et al. 2015. Industrial policy and competition[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(4): 1-32.
- Becker G S. 1962. Investment in human capital: A theoretical analysis[J]. *Journal of Political Economy*, 70(5): 9-49.
- Bertrand M, Mullainathan S. 1999. Is there discretion in wage setting? A test using takeover legislation[J]. *The Rand Journal of Economics*, 30(3): 535-554.
- Caggese A, Cuñat V. 2013. Financing constraints, firm dynamics, export decisions, and aggregate productivity[J]. *Review of Economic Dynamics*, 16(1): 177-193.
- Carlson R O. 1961. Succession and performance among school superintendents[J]. *Administrative Science Quarterly*, 6(2): 210-227.
- Chan W. 1996. External recruitment versus internal promotion[J]. *Journal of Labor Economics*, 14(4): 555-570.
- Chen M J, Guariglia A. 2013. Internal financial constraints and firm productivity in China: Do liquidity and export behavior make a difference? [J]. *Journal of Comparative Economics*, 41(4): 1123-1140.
- Chen Y, Fan Z Y, Gu X M, et al. 2020. Arrival of young talent: The send-down movement and rural education in China[J]. *American Economic Review*, 110(11): 3393-3430.

- Chung C N, Luo X R. 2013. Leadership succession and firm performance in an emerging economy: Successor origin, relational embeddedness, and legitimacy[J]. *Strategic Management Journal*, 34(3): 338-357.
- Cull R, Xu L C. 2005. Institutions, ownership, and finance: The determinants of profit reinvestment among Chinese firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 77(1): 117-146.
- Cummings T, Knott A M. 2018. Outside CEOs and innovation [J]. *Strategic Management Journal*, 39(8): 2095-2119.
- Daily C M, Certo S T, Dalton D R. 2000. International experience in the executive suite: The path to prosperity[J]. *Strategic Management Journal*, 21(4): 515-523.
- Ederer F, Manso G. 2013. Is pay for performance detrimental to innovation? [J]. *Management Science*, 59(7): 1496-1513.
- Fang V W, Tian X, Tice S. 2014. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. *The Journal of Finance*, 69(5): 2085-2125.
- Forchini G, Jiang B. 2019. The unconditional distributions of the OLS, TSLS and LIML estimators in a simple structural equations model[J]. *Econometric Reviews*, 38(2): 208-247.
- Ge Y, Qiu J P. 2007. Financial development, bank discrimination and trade credit[J]. *Journal of Banking & Finance*, 31(2): 513-530.
- Georgakakis D, Ruigrok W. 2017. CEO succession origin and firm performance: A multilevel study[J]. *Journal of Management Studies*, 54(1): 58-87.
- Giannetti M, Liao G M, Yu X Y. 2015. The brain gain of corporate boards: Evidence from China[J]. *The Journal of Finance*, 70(4): 1629-1682.
- Greenstone M, List J A, Syverson C. 2012. The effects of environmental regulation on the competitiveness of U. S. manufacturing[R]. Working Paper 18392, Cambridge: NBER.
- Guiso L, Sapienza P, Zingales L. 2015. The value of corporate culture[J]. *Journal of Financial Economics*, 117(1): 60-76.
- Hambrick D C. 2007. Upper echelons theory: An update[J]. *Academy of Management Review*, 32(2): 334-343.
- Heckman J J. 1979. Sample selection bias as a specification error[J]. *Econometrica*, 47(1): 153-161.
- Hsieh C T, Klenow P J. 2009. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.
- Karaevli A. 2007. Performance consequences of new CEO 'outsiderness': Moderating effects of pre- and post-succession contexts [J]. *Strategic Management Journal*, 28(7):

681-706.

- Kogan L, Papanikolaou D, Seru A, et al. 2017. Technological innovation, resource allocation, and growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(2): 665-712.
- Kumbhakar S C, Denny M, Fuss M. 2000. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient: A paneldata approach [J]. *Econometric Reviews*, 19(4): 312-320.
- Lazear E P, Oyer P. 2004. Internal and external labor markets: A personnel economics approach[J]. *Labour Economics*, 11(5): 527-554.
- Levinsohn J, Petrin A. 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- Manso G. 2011. Motivating innovation [J]. *The Journal of Finance*, 66(5): 1823-1860.
- Palia D, Lichtenberg F. 1999. Managerial ownership and firm performance: A re-examination using productivity measurement[J]. *Journal of Corporate Finance*, 5(4): 323-339.
- Solow R M. 1957. Technical change and the aggregate production function [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320.
- Tian X, Wang T Y. 2014. Tolerance for failure and corporate innovation[J]. *The Review of Financial Studies*, 27(1): 211-255.
- Tribó J A. 2007. Ownership structure and inventory policy[J]. *International Journal of Production Economics*, 108(1/2): 213-220.
- Young A. 1995. The tyranny of numbers: Confronting the statistical realities of the east Asian growth experience [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3): 641-680.

## **The Concept of Executive Talent Selection and Total Factor Productivity: Internal Promotion or External Introduction**

Zhiliang Hu Minggui Zheng Biying You

(The School of Economics and Management, Jiangxi University of Science and Technology)

**Abstract** Talent is the first resource and an important factor to improve total factor productivity, and enterprises are the key source of improving total factor productivity as a microeconomic entity. This paper selects the resumes of senior executives of non-financial and non-ST companies listed on Shanghai and Shenzhen A-shares as research samples, defines them as three categories of internal promotion, halfway debut and external

introduction, and uses multiple regression analysis methods to test the impact of the selection concept of executive talents on total factor productivity. The research found that attaching importance to the concept of halfway debut and external introduction of executive talent selection will reduce total factor productivity, while attaching importance to the concept of internal promotion of executive talent selection will improve total factor productivity. The mechanism analysis shows that attaching importance to the internal promotion of senior executive talent selection is conducive to enterprises grafting market resources and enhancing trade credit financing; while attaching importance to the concept of halfway debut and external introduction of executive talent selection is not conducive to improving trade credit financing, and trade credit financing will significantly improve total factor productivity. Further research found companies that attach importance to the concept of internal promotion and executive talent selection will give higher “tolerance” to short-term performance decline and pay more attention to long-term performance. In addition, the concept of executive talent selection that debuted in non-state-owned enterprises has the same effect as the concept of internal promotion of executive talent selection, and has found an alternative channel for the selection of executive talents by external introduction. This study reveals the internal mechanism of the concept of executive talent selection and total factor productivity, which provides empirical evidence for enterprises to select what kind of talents to solve the problem of economic growth quality, and has certain enlightenment significance for the implementation of China’s innovation-driven development strategy and talent power strategy.

**JEL Classification** M51, M52, O31

# 政策不确定性与企业负债： 基于金融生态环境视角<sup>1</sup>

宫汝凯<sup>2</sup>

**摘要** 随着中国经济转型改革逐渐深化,企业发展将面临越来越多的不确定性。本文基于宏观经济政策不确定性与地方政府官员变更可能引致政策不连续性的双重视角系统探讨中国工业企业负债率变化背后的逻辑。结果表明,随着经济政策不确定性指数和地区官员变更比例上升,当地工业企业的负债率均出现显著下降,且这一效应在2008年之后、东中部地区以及短期负债、非国有和规模较小企业样本中更为显著。进一步研究发现,政策不确定性指数和地方政府官员变更比例上升均对地区金融生态环境具有显著的负向影响,表明金融生态环境是双重不确定性影响企业负债融资的主要机制。本文的研究结论为深入理解近年来中国实体企业负债率变动提供了新的视角,对增强金融服务实体经济,积极推进供给侧结构性改革以及实现经济高质量发展具有重要的现实意义。

**关键词** 政策不确定性;官员变更;金融生态;企业负债

## 0 引言

随着中国经济进入“新常态”和增速放缓,债务规模出现快速扩张。国际清算银行发布的统计数据显示,在1998—2013年间,中国非金融部门的杠杆率由114.9%提高到206.6%,年均上升6个百分点。特别是在金融危机之后,杠杆率从2008年的138.4%快速升高到2016年的241.4%,年均增长12.9个百分点。潜在的风险引起中央政府的高度关注。2015年,中央工作会议将“去杠杆”列为供给侧结构性改革的五大任务之一;2016年,中央经济工作明确“要在控制总杠杆率的前提下,把降低企业杠杆率作为重中之重”;2017年,党的十九

<sup>1</sup> 作者感谢国家自然科学基金面上项目(71873028)、国家自然科学基金资助重点项目(71832001)和上海市浦江人才计划(21PJC001)的资助。

<sup>2</sup> 宫汝凯,东华大学旭日工商管理学院教授,E-mail:gong.rukai@dhu.edu.cn。

大报告将“防范化解重大风险”置于三大攻坚战之首;2018年,中央财经委员会第一次会议提出“结构性去杠杆”的思路。如何去杠杆已成为社会各界关注的焦点问题。然而,在微观层面上,中国工业企业的平均负债率则呈现出逐年下降的趋势,从1998年的65%持续下降到2013年的51%,年均下降约1个百分点(钟宁桦等,2016)。杠杆率在宏观整体与微观企业表现的不一致意味着社会资源配置出现了“偏离实体”的态势,很可能增大金融风险,加大“去杠杆”等供给侧结构性改革的政策实施难度。同时,经济要实现高质量发展需要金融部门的支持,资金“脱实向虚”的隐患值得关注,探索其背后的逻辑正是本文研究的出发点。

对照经济社会发展的现实,中国正处于逐渐从计划经济向社会主义市场经济的转型阶段,中央和地方各级政府均在这一过程中发挥着积极的作用。一方面,中央政府通过制定推动大规模的跨区域基础设施建设(如高铁)、减缓经济周期波动以及鼓励和引导新兴产业发展(如高新技术开发区)等宏观经济政策,促进国民经济的稳定和快速发展。但这可能会使企业面临着政策不确定性及相关问题:在诸多政策出台之前,企业通常很难准确地预测未来政策的形式、内容和持续时间;在政策出台之后,其执行强度和效果上往往会存在多重可能;加之政策会出现频繁地变更,这些均会使企业对未来产生不确定性预期。另一方面,在中央-地方分权制模式下,地方政府会制定促进本地区发展的经济政策,比如辖区内基础设施建设、招商引资、城市规划和建设以及工业园区整改等,在促进区域经济快速发展过程中发挥着积极的作用。此外,基于中国特定的政治制度背景,地方政府官员的变更往往伴随着既有政策的中断、调整和新政策的推行,势必导致地区经济发展政策出现不连续性和不确定性(杨海生等,2015)。以上两个方面均可能使企业在经营决策过程中面临越来越多的政策不确定性。企业的融资决策往往依赖于有关未来的预期和信息,进而会受到政策不确定性的影响(Baker et al., 2016)。一方面,政策不确定性上升会增加企业管理层对未来经济政策形势判断的难度,降低其投资意愿,减少融资需求;另一方面,政策不确定性升高会增加借贷双方之间潜在的信息不对称程度,同时造成企业未来的现金流暴露在更大的波动和违约风险之中,导致企业面临的信贷供给量下降。初步推断,在保持其他条件不变的情况下,政策不确定性上升会导致企业的债务融资下降。在这种情形下,倘若一味地实施“去杠杆”极有可能进一步恶化实体企业的融资环境,加剧信贷资金对实体经济的偏离,进而影响中国经济的转型发展。因此,深入分析实体企业负债变动背后的逻辑对科学地推动供给侧结构性改革和防控化解重大金融风险具有很强的现实意义。

本文将不确定性、金融生态环境与企业负债融资纳入同一分析框架,在文献梳理和理论分析的基础上,基于宏观层面经济政策不确定性与地区层面官员

变更潜在的政策不连续性双重视角,综合运用1998—2013年中国工业企业数据库、Baker et al. (2016)和Huang and Luk (2020)构建的政策不确定性指数以及各地区政府官员变更数据和2005—2013年地区金融生态环境评价指标,从宏观到微观涵盖“全国-地区-企业”三个层面数据,系统地实证分析政策不确定性对企业负债的影响以及其作用机制。结果表明,政策不确定性指数和官员变更比例均对企业负债具有显著的负向影响,且这一效应在2008年之后、东中部以及短期负债、非国有和规模较小企业的样本中更为显著。采用中介检验方法的机制检验估计结果显示,政策不确定性指数和官员变更比例均对地区金融生态环境指数(直接指标)和信贷资产质量(间接指标)具有显著的负向影响,进而表明金融生态环境是不确定性影响企业负债的重要机制。以上研究结论在替换关键变量和多种模型设定下均具有较强的稳健性。

与现有文献相比,本文的贡献主要体现在三个方面:第一,基于经济和政治两个维度的不确定性视角探讨中国实体企业负债率变动背后的逻辑,并采用“全国-地区-企业”三个层面的数据为双重不确定性对企业融资行为的影响提供全面和细致的经验证据,拓展了宏观经济政策与微观企业融资行为之间互动关系方面的研究;第二,从金融生态环境视角探讨双重不确定性与企业债务融资之间关系背后的内在机制,为深入理解中国实体企业负债率变化提供崭新的视角,同时对政策不确定性和金融生态环境对企业行为的影响等相关文献进行扩展;第三,细致考察了双重不确定性对企业负债影响在时空、债务期限结构和企业所有制、规模等方面的异质性,增进对不确定环境下实体企业负债率变动的认识和理解,同时为科学实施“去杠杆”供给侧结构性改革政策和增强金融服务实体经济的能力提供更具针对性的政策启示。

本文其余部分的结构安排如下:第1部分为文献综述和理论分析;第2部分为数据和变量说明;第3部分考察不确定性与企业负债之间关系;第4部分为基于金融生态环境视角的机制检验;最后是研究结论与政策启示。

## 1 文献综述和理论分析

政策不确定性和企业负债变化均引起了社会各界的广泛关注,也吸引了许多学者进行研究。这一部分首先对相关文献进行梳理,在此基础上,对政策不确定性对企业负债以及金融生态环境的影响进行理论分析,提出相应的研究假说。

### 1.1 文献综述

与本文直接相关的有两块文献:一是政策不确定性对企业融资的影响。林建浩和阮萌柯(2016)采用2003—2014年沪深A股上市公司季度数据和Baker

et al. (2016) 构建的经济政策不确定性指数研究表明,政策不确定性对企业融资具有抑制效应,并从资金供给和需求两个角度探讨其作用机制;蒋腾等(2018)以2003—2016年A股非金融类上市公司为分析样本研究发现,经济政策不确定性上升导致企业银行借款水平下降;纪洋等(2018)采用2003—2014年A股上市公司季度数据探讨经济政策不确定性对不同所有制企业杠杆率异质性的影响,结果表明,经济政策不确定性上升分别导致了国有企业杠杆率的上升和非国有企业杠杆率的下降,为解释杠杆率分化提供了新的视角;张承鹭和吴华强(2018)基于2003—2016年A股上市公司数据分析经济政策不确定性对企业资本结构的影响,结果显示,政策不确定性与企业资本结构存在显著的负相关关系,政策不确定性通过降低企业的债务融资,增加企业的股权融资,从而降低企业的资本结构;才国伟等(2018)以2003—2013年A股上市公司和31个省级政府官员变动数据为样本,采用城市市委书记或市长的变动比率作为政策不确定性的代理变量研究发现,政策不确定性显著降低了企业的债权融资,而对股权融资的影响不显著。

二是金融生态环境对企业融资决策的影响。谢德仁和陈运森(2009)利用2001—2004年上市公司债务重组数据研究表明,改善金融生态环境有助于融资性负债发挥治理效应;邓建平和曾勇(2011)以2004—2008年民营上市公司数据为样本研究发现,在金融生态环境差的地区中,银行关联有助于民营企业获得更多的长期借款增量,显著地影响企业的债务期限结构;而在金融生态环境好的地区,影响则不显著;魏志华等(2014)采用2007—2010年上市公司的数据实证研究表明,良好的金融生态环境有助于缓解企业融资约束,特别是缓解中小企业以及民营企业面临的融资约束;张红凤和汲昌霖(2015)基于山东省上市公司的数据研究发现,金融生态环境改善均有助于缓解企业的融资压力和促进企业发展,并对政治关联具有替代效应。

综上所述,一方面,现有研究主要基于上市公司样本数据来探讨政策不确定性对企业融资的影响,取得了很多有益的结论。但较少探讨政策不确定性对企业融资影响背后的机制,特别是基于金融生态环境视角提供解释。另一方面,现有研究开始关注到金融生态环境对上市公司融资行为的影响,而较少涉及导致金融生态环境变化背后的因素。此外,在样本数据方面,考虑到上市公司的数量较少、规模较大,且具有相对良好的经营绩效和多元的融资手段,可能不会反映中国实体企业融资状况的全貌。有鉴于此,本文将不确定性、金融生态环境与企业债务融资纳入同一分析框架,采用中国工业企业数据,综合基于政策不确定性指数和政府官员变更比例两个视角探讨双重政策不确定性对企业负债的影响,并在此基础上基于金融生态视角检验不确定性影响实体企业负债的作用机制。

## 1.2 理论分析

### 1.2.1 政策不确定性与企业负债

政策不确定是企业的经营过程中面临的外部系统性冲击,主要包括政策预期和执行层面的不确定性以及政府改变政策立场等多个方面(Gulen and Ion, 2016)。政策不确定性对企业融资决策的影响主要体现在如下两个方面:

首先,在资金需求方面,政策不确定性变化会影响企业管理层对未来经济政策的出台、实施和政府干预程度等方面的预期。当政策不确定性上升时,产品需求的不确定性升高,管理层对未来经济形势的判断愈加困难(Wang et al., 2014; 饶品贵等, 2017);为了规避风险,管理层的投资意愿将会降低(Julio and Yook, 2012),进而减少融资需求,致使企业负债率下降(Gulen and Ion, 2016)。此外,政策不确定性上升会促使企业面临的现金流不确定性增大,为了避免未按期偿还债务带来的破产风险,企业会降低债务融资规模(王红建等, 2014)。

其次,在资金供给方面,政策不确定性上升会破坏企业面临的外部融资环境。政策不确定性,特别是与货币或信贷政策相关的政策不确定性上升会直接促发金融市场的动荡,导致企业未来现金流大幅波动,降低企业对投资项目净现值估计的准确性,作为债权人的银行等金融机构将面临更大的违约风险。此外,政策不确定性上升将增加借款者和贷款者之间潜在的信息不对称,银行对企业的信用评价变得更加复杂且困难,导致银行不良贷款增加,迫使银行采取谨慎的信贷政策,提高贷款要求,最终使得企业的融资成本上升(Pástor and Veronesi, 2013; Francis et al., 2014)。

对照中国经济社会发展的现实,政府通过“有形之手”控制了大量的经济资源,采用多种经济调控手段频繁地干预经济运行。在这种情形下,政策不确定性对企业经营决策的影响可能更为明显。李凤羽和杨墨竹(2015)、饶品贵等(2017)以及谭小芬和张文婧(2017)均采用 Baker et al. (2016) 构建的政策不确定性指数研究发现,经济政策不确定性上升会对企业投资产生显著的抑制作用。另外,考虑到政府官员变更可能会引起经济政策不确定性(Julio and Yook, 2012),中国特定的政治制度意味着地方政府官员变更是政策不确定性较为合适的代理变量。一方面,长期以来,地方政府是促进经济发展和维护社会秩序的实际执行者,掌握着地区行政审批、土地征用、贷款担保和政策优惠等重要资源(周黎安, 2007)。另一方面,政府官员的个体特征会对任期内经济增长产生非常大的影响(张军和高远, 2007);政府官员变更往往伴随着既有政策中断和新政策实施,导致经济政策的不连续性和不确定性(杨海生等, 2015),势必会影响当地企业的经营决策。贾倩等(2013)使用官员更替作为政策不确定性的代理变量研究发现,经济政策不确定性上升会对企业投资产生显著的负向影响。

基于以上分析,本文提出如下研究假说 H1。

**H1:** 随着政策不确定性升高,企业负债率将出现下降。

### 1.2.2 不确定环境下的金融生态环境与企业负债

良好的金融环境是促进企业持续健康发展的重要保障,学者们将企业赖以发展的金融环境综合概括为金融生态环境。周小川(2009)首次将生态学理论运用于中国金融体系的分析之中,系统阐述了“金融生态”的概念。具体而言,金融生态是居民、企业和政府等部门构成的金融产品和金融服务的消费群体,以及这些金融主体在互动过程中生成、运行和发展的经济、社会、法治、文化和习俗等体制、制度和环境(李扬等,2005;刘煜辉,2007)。这意味着,金融生态的内涵不仅包括金融发展的维度,还涉及政府治理、经济基础和制度文化等要素;其中,政府治理主要衡量政府的运行效率,即政府对经济的干预质量;经济基础反映了投资效率与经济的发展水平;制度文化揭示了制度环境的完善程度和信用的发展水平(李扬和张涛,2009)。理论上,在政府干预少、经济发达、金融资源充沛、制度完善以及信用文化浓厚的金融环境中,企业更能够实现自主经营,不仅可以充分利用银行信贷资源,而且注重诚信和具有良好的法律制度作为保障,更容易获得商业授信和金融机构的融资支持。基于以上分析推断,金融生态环境改善将有助于企业获取外部融资;反之,随着金融生态环境恶化,企业外部融资将受到抑制,促使企业负债融资下降。

政策不确定性会对企业赖以发展的金融生态环境产生影响,主要体现在如下三个方面:首先,政策不确定性会抑制金融发展。当政策不确定性上升时,作为债务人的企业的投资受到抑制,主观上降低债务融资的意愿(饶品贵等,2017;谭小芬和张文婧,2017);同时,作为债权人的银行等金融机构将面临更大的违约风险,变得更为谨慎,进而采取紧缩的信贷政策,降低贷款额度、延长审批时间或提高贷款利率,进而限制了企业负债率的提高。其次,政策不确定性会模糊市场与政府之间的边界。在政治晋升和财政利益的双重激励下,地方政府具有促使企业扩大投资的冲动;同时,政府掌握着大量的经济资源,且拥有多样化的经济调控手段,但各地区的政策执行力度存在明显差异。特别是在2008年金融危机之后,政府对经济的干预以及引起的经济政策不确定性大幅升高,可能会弱化政府对经济社会的治理机制。再次,政策不确定性会影响地区经济发展的基础。为了在不确定环境下实现既定的经济和政治目标,地方政府官员倾向于采取在短期对经济增长具有促进作用的经济政策,而忽视其在长期可能产生的不利影响。这种行为可能会成为动摇经济体系稳定发展的风险点,降低经济运行效率,影响宏观经济长期稳定发展的基础。最后,政策不确定性还会影响微观个体对未来的预期,抑制居民消费和企业投资。随着政策不确定性上升,投资者的理性选择是观望和延迟投资,势必会延缓经济增长的步伐。两个

方面均会对地区经济发展的基础条件产生不利影响。

综合以上三个方面,政策不确定性上升可能会对金融发展、政府治理和经济基础产生不良的影响;并可能在长期影响到地区的信用环境和制度文化,进而对企业的融资决策产生不利影响。基于以上分析,本文提出如下研究假说 H2。

**H2:** 随着政策不确定性上升,地区金融生态环境将会趋于恶化,促使当地企业的负债率下降,即金融生态环境是不确定性影响企业债务融资的重要机制。

## 2 数据与变量

为了检验以上研究假说,本文将综合采用政策不确定性指数、地方政府官员变更比例、地区金融生态环境评价指标和经济发展以及中国工业企业等从宏观到微观并涵盖“全国-地区-企业”三个层面的数据,分别对应着政策不确定性、地区金融生态环境和经济发展以及企业特征等主要变量。

### 2.1 度量政策不确定性

政策不确定性是本文关注的关键变量。参考现有的研究,采用两种常见的度量方法:一是基于文本挖掘技术对报纸等媒体文章特定关键词搜索得到的政策不确定性指数;二是考虑政府官员对地区经济发展的潜在影响,采用地方政府官员变更比例作为政策不确定性的代理变量。

#### 2.1.1 基于文本挖掘的政策不确定性指数

在最近的研究中,Baker et al. (2013,2016)创新性地利用文本挖掘方法对《南华早报》(South China Morning Post)上的关键词进行搜索,以1995年1月为基期进行指数化构建中国经济政策不确定性的月度指数([Http://www.policyuncertainty.com/](http://www.policyuncertainty.com/),下称BBD-EPU指数),为本文的研究提供了必要的基础数据。需要说明的是,BBD-EPU指数具有较长的时间序列,且能够较为准确地反映中国宏观经济政策变动的实际情况,得到了广泛的认可和应用(李凤羽和杨墨竹,2015;Gulen and Ion, 2016;饶品贵等,2017;陈胜蓝和李占婷,2017)。但该数据来源于在香港发行的《南华早报》,更多关注与香港经济有关的信息,可能未完全反映中国大陆经济政策不确定性的状况;此外,单一报纸可能会因编辑的政策或偏好倾向而出现测量偏差。基于这些考虑,Huang and Luk (2020)采用中国大陆的10份报纸,在每份报纸的网页上搜索与不确定性等相关关键词的文章,重新构建2000年1月以来的中国经济政策不确定性月度指数([Https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/](https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/),下称HL-EPU指

数)<sup>①</sup>。在以下的实证分析中,首先采用 BBD-EPU 指数(Epu1\_x),然后基于 HL-EPU 指数(Epu2\_x)进行稳健性检验<sup>②</sup>。

鉴于本文的实证分析采用年度数据,参考李凤羽和杨墨竹(2015)以及 Gulen and Ion (2016)的处理方法,我们使用每年12月公布的政策不确定指数(Epu\_lm)作为当年政策不确定性的衡量指标。同时,采用月度政策不确定性指数的简单平均得到年度政策不确定性指数(Epu\_sa)和月份加权平均得到的年度政策不确定性指数(Epu\_wa)进行稳健性检验,其中, $Epu\_sa = \sum_{m=1}^{12} epu_m / 12$  和  $Epu\_wa = \sum_{m=1}^{12} m \times pui_m / \sum_{m=1}^{12} m$ ,  $pui_m$  表示月份  $m$  的政策不确定性指数。相应变量的描述性统计如表1所示。

表1 双重政策不确定性指标变量的描述性统计

	Mean	St. dev	Min	p25	Med	p75	Max
Epu1_lm	123.55	74.21	20.72	69.67	96.88	137.23	324.46
Epu1_sa	114.44	49.26	55.69	73.27	106.6	129.16	244.40
Epu1_wa	117.01	55.01	57.21	69.73	96.87	147.97	243.74
Epu2_lm	118.08	37.12	53.51	83.34	127.49	142.36	199.95
Epu2_sa	106.63	37.17	52.62	77.99	91.60	155.75	165.74
Epu2_wa	108.39	37.97	55.04	76.12	98.36	146.7	174.27
Chgrate_se/%	26.08	18.01	0	9.52	27.27	36.36	85.71
Chgrate_ma/%	29.97	20.66	0	11.76	27.27	45.45	90.91
Chg_rate/%	40.53	22.67	0	23.53	41.18	55.56	90.91

## 2.1.2 官员变更比例

根据以上分析,地方政府的官员更替可能会引起政策的不连续性和不确定性,可作为政策不确定性合适的代理变量。结合中国的实际情况,借鉴杨海生等(2015)和才国伟等(2018)的研究思路,构建地方政府官员变更比例指标,即在一个省内市委书记或市长的变更比例<sup>③</sup>:

<sup>①</sup> 具体而言,鉴于数据的完整性以及发行的覆盖面,Huang and Luk(2020)从慧科新闻(报纸)数据库中的114种报纸中,选取《北京青年报》《广州日报》《解放日报》《人民日报(海外版)》《上海早报》《南方都市报》《北京日报》《今晚报》《文汇报》和《羊城晚报》10种报纸。需要说明的是,其与 Bloom et al.(2007)所编制的指数相比具有以下优点:首先,HL指数编制采用了多份不同的报纸,能够客观地捕捉经济政策的不确定性;其次,HL指数能够更好地应用于宏观经济的预测和分析;最后,利用中国内地报纸进行了多种稳健性测试,结果显示指数受媒体偏差(media bias)影响轻微。

<sup>②</sup> 此外,我们进一步收集了 Davis et al. 应用 Baker et al.(2016)的测算方法和基于中国大陆的《人民日报》和《光明日报》构建的中国经济政策不确定性指数(数据来源:Http://www.policyuncertainty.com/china\_monthly.html,下称 DLS-EPU 指数),进行稳健性检验。

<sup>③</sup> 基于这一考虑,我们剔除了北京、天津、上海和重庆四个直辖市。此外,在样本期内,海南省仅有海口和三亚两个城市,数据较少以及西藏自治区的数据不全将其剔除,得到25个省级地区的样本数据。

$$\text{Chg\_rate}_{i,j,t} = \frac{\text{Change}_{i,j,t}}{N_{i,j,t}}$$

其中,  $\text{Change}_{i,j,t}$  是企业  $i$  的注册地所在省  $j$  在  $t$  年发生市委书记或者市长变更的地级市数量;  $N_{i,j,t}$  是企业  $i$  的注册地所在的省  $j$  在  $t$  年地级市行政区的总量。本文分别构建市委书记变更比例 ( $\text{Chgrate\_se}$ )、市长变更比例 ( $\text{Chgrate\_ma}$ ) 以及市委书记或市长两者之一变更比例 ( $\text{Chg\_rate}$ ) 三类指标进行实证分析, 且互为稳健性检验。数据是根据中国经济网“地方党政领导人物库”、中国共产党新闻网“中国党政领导干部资料库”和人民网公布的干部资料手工整理得到。相应变量的描述性统计如表 1 所示。

## 2.2 地区金融生态以及经济发展

金融生态是企业赖以发展的外部金融环境的综合, 是本文主要关注的机制变量。本文采用的金融生态 (Fineco) 数据来自中国社会科学院金融研究所的专题系列研究成果《中国地区金融生态环境评价》(李扬等, 2005; 刘煜辉, 2007; 李杨和张涛, 2009; 刘煜辉和陈晓升, 2011; 王国刚和冯光华, 2015)。2005 年, 中国社会科学院金融研究所针对各地区的金融生态环境进行了专题研究, 围绕中国经济的转型特征, 首次对金融生态这一概念的内涵作了系统的论述, 并进一步根据中国人民银行调查统计系统在各地区征调的金融信贷数据、企业和金融部门问卷调查数据以及统计年鉴数据构建了各地区金融生态环境评价指标体系和信贷资产质量指标。该数据从 2005 年开始统计, 陆续发布了 2005 年、2007 年、2009 年、2011 年和 2013 年的研究报告和统计数据。这一数据被涉及金融生态相关主题的研究广泛采用 (谢德仁和陈云森, 2009; 邓建平和曾勇, 2011; 魏志华等, 2014), 也为本文的研究提供了丰富和必要的数据和资料支持。

在以下的实证分析中, 本文采用前后两年的简单平均值来补充中间年份的数据<sup>①</sup>, 鉴于西藏自治区的数据不全, 将其剔除, 形成 2005—2013 年 30 个省份 (地区) 的面板数据。考虑到地区经济发展特征对企业负债的潜在影响, 选择如下变量作为控制变量, 包括人均 GDP ( $\text{Pgdp}$ )、第二产业产值占 GDP 比重 ( $\text{Second}$ )、第三产业产值占 GDP 比重 ( $\text{Third}$ )、市场化进程 ( $\text{Mkt}$ )、对外贸易开放度 ( $\text{Trade\_open}$ ) 和对外投资开放度 ( $\text{Fdi\_open}$ ) 等。其中, 采用樊纲等 (2011) 和王小鲁等 (2017) 编制的市场化指数表示市场化进程 ( $\text{Mkt}$ ); 对外贸易开放度和外资开放度分别采用各地区按经营单位所在地区货物进出口总额与地区生产总值的比值以及各地区实际利用外资总额与地区生产总值的比值来衡量。

<sup>①</sup> 另外, 我们尝试了采用前一年或后一年的数值作为替代, 得到的实证结果并未出现显著差异。

相关变量描述性统计在表2展示。

表2 地区金融生态与经济发展特征变量的描述性统计

	Mean	St. dev	Min	p25	Med	p75	Max
Fineco	59.59	14.95	11.60	46.70	60.50	70.20	92.20
Quality	59.20	29.62	10.00	33	65.90	85.90	98.30
Pgdp/元	24808.41	14682.33	2364	12551.92	22661	33781.34	75779.71
Second/%	49.373	6.047	19.74	47.01	50.35	53.88	59.05
Third/%	40.57	6.917	28.3	36.2	39.95	43.5	77.52
Mkt	8.345	2.508	0.10	6.53	8.44	10.14	14.05
Trade_open/%	59.556	47.315	3.20	14.27	54.46	94.25	172.23
Fdi_open/%	64.198	45.404	4.73	25.56	52.94	91.30	570.80

### 2.3 企业层面的数据

本文采用的企业数据来自国家统计局1998—2013年的《中国工业企业数据库》(不包括2010年数据)<sup>①</sup>。其统计调查的对象涵盖了全部国有企业以及“规模以上”(要求企业每年的主营业务收入在500万元及以上,2011年该标准改为2000万元及以上)的非国有企业。该数据库是目前国内可获得的最为庞大的微观企业数据,包括“国民经济行业分类”中的“采掘业”“制造业”和“电力、燃气及水的生产和供应业”三个门类(制造业占90%以上),包含了企业代码、行业代码、所在地代码、职工人数、企业所有制性质等基本信息以及产品销售、企业资产、负债和现金流量等相关财务信息。为了保证数据的有效性,参考杨汝岱(2015)的思路,对数据进行如下处理:剔除了生产总值小于或等于0、出口值小于0、新产品产值小于0、新产品产值大于生产总值、固定资产小于0、固定资产大于总资产、流动资产小于0、流动资产大于总资产、负债小于0的样本;为了消除极端值的影响,剔除连续型变量位于前后1%的观测值。最终得到2790986个样本,包含468051家企业的非平衡面板数据。

企业负债率(Lev)由企业的总负债除以总资产计算得到。考虑到其他的企业特征变量对企业负债率的潜在影响,根据既有的研究文献,选取如下变量作为控制变量:企业规模(Firm\_size),由企业总资产取对数得到,用来控制信贷配置的规模歧视;固定资产占总资产的比重(Fixed\_asset),用来控制抵押品的价值变化;资产收益率(ROA),由利润总额除以总资产计算得到,用来控制企业的盈利能力;企业年龄及年龄的平方(Firm\_age和Firm\_age2),用来控制企业的经验

<sup>①</sup> 由于2010年的数据受到广泛的质疑,我们剔除2010年的样本,并将2009年和2011年作为连续年份处理。

和学习能力的影响;企业的市场占有率( $Pc\_sale$ ),用来控制企业的市场竞争力水平,以及行业竞争度,采用三位行业代码的 Herfindahl-Hirschman 指数(HHI)来表示;企业的所有制结构( $Ownership$ ),根据控股情况,将企业分为国有( $State\_owner$ )、民营( $Private\_owner$ )、港澳台和外资( $Foreign\_owner$ )以及其他( $Other\_owner$ )等四种类型。

企业特征变量的描述性统计在表 3 展示。在 1998—2013 年间,我国工业企业的平均负债率为 56.88%,在企业和时间跨度上存在较大差异,最小值为 0.96%,最大值为 100%。从债务期限角度来看,短期负债率( $SLev$ )的均值为 51.75%,长期负债率( $LLev$ )的均值为 5.16%,表明我国工业企业的债务以短期负债为主。固定资产占总资产比重的均值为 35.56%;企业平均资产收益率为 14.30%;企业年龄的均值为 9.4 年;在所有制结构方面,民营企业的占比最高,达到 41.3%,国有企业的占比为 15.3%。

表 3 企业特征变量的描述性统计

	Mean	St. dev	Min	p25	Med	p75	Max
Lev/%	56.88	27.00	0.96	36.73	58.38	77.55	100.00
SLev/%	51.75	26.91	0.02	30.49	51.86	72.58	100.00
LLev/%	5.16	12.30	0	0	0	2.55	100.00
Firm_size/亿元	2.18	0.14	1.66	2.08	2.18	2.28	2.70
Fixed_asset/%	35.56	21.83	0.57	17.78	32.70	50.70	92.54
Firm_age/年	9.41	9.23	0	4	7	12	50
ROA/%	14.30	22.21	-356.98	3.29	8.67	17.63	98.72
Pc_sale/%	4.67	9.53	0.04	0.58	1.54	4.30	10.30
HHI	0.008	0.008	0.001	0.002	0.005	0.01	0.05
State_owner	0.15	0.36	0	0	0	0	1
Private_owner	0.41	0.49	0	0	0	1	1
Foreign_owner	0.20	0.40	0	0	0	0	1
Other_owner	0.24	0.43	0	0	0	0	1

### 3 双重不确定性与企业负债:经验证据

#### 3.1 计量模型

为了考察政策不确定性对企业负债的影响,参考 Gulen and Ion (2016) 以及饶品贵等(2017)的研究思路,建立如下计量模型:

$$Lev_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{(j,)t-1} + \lambda' X_{j,t-1} + \lambda' Z_{i,t-1} + v_i + v_t + v_e + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中,下标  $i$ 、 $j$  和  $t$  分别表示企业、地区和年份;被解释变量  $Lev_{i,j,t}$  为企业的资

产负债率;  $EPU_{(j),t-1}$  表示政策不确定性,是本文关注的核心解释变量。考虑到缺失重要变量会带来估计偏误,加入地区特征( $X_{j,t-1}$ )和企业特征( $Z_{i,t-1}$ )两组控制变量向量。采用解释变量的一期滞后项来缓解潜在的内生性问题。此外,  $v_i$  表示企业固定效应,用于控制不随时间变化的企业特征变量对企业负债的潜在影响。由于极少数企业在观测期间内变更地址,因此,企业固定效应涵盖了地区固定效应( $v_j$ );  $v_t$  表示年份固定效应,用来控制企业负债变化的时间趋势<sup>①</sup>;  $v_e$  为三位数代码行业固定效应,用于控制企业负债在行业间的差异<sup>②</sup>;  $\varepsilon_{i,j,t}$  为随机扰动项。

### 3.2 基准回归结果 1: 双重不确定性与企业负债

#### 3.2.1 基于 BBD-EPU 指数的实证结果与分析

以下首先采用 Baker et al. (2016) 构建的政策不确定性指数实证分析不确定性对企业负债率的影响,基于面板数据固定效应模型(FE)的估计结果报告于表 4。采用逐步回归,  $Epu1\_lm$  的估计结果在列(1)和(2)展示。列(1)的结果表明,在控制了地区特征变量以及企业和三位代码行业固定效应后,  $Epu1\_lm$  的系数为-0.0317,且在 1%水平上显著。初步表明,政策不确定性与企业负债之间存在显著的负相关关系。

表 4 宏观政策不确定性(BBD-EPU 指数)与企业负债

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Epu1\_lm$	-0.0317*** (-31.512)	-0.0177*** (-12.442)				
$Epu1\_sa$			-0.0592*** (-32.156)	-0.0369*** (-14.273)		
$Epu1\_wa$					-0.0486*** (-27.800)	-0.0374*** (-14.273)
地区特征变量:						
$Pgdp$	0.0001*** (13.026)	0.0001*** (9.625)	0.0001*** (13.026)	0.0001*** (9.625)	0.0001*** (13.026)	0.0001*** (9.625)
$Second$	-0.4675*** (-24.560)	-0.3446*** (-13.566)	-0.4685*** (-25.650)	-0.3426*** (-13.566)	-0.4675*** (-24.560)	-0.3426*** (-13.566)

① 由于 BBD-EPU 指数、HL-EPU 指数均是时间序列数据,在估计相应的计量模型时不能控制年份固定效应;在如下的实证过程中,我们仅在官员变更度量的政策不确定性模型中控制了年份固定效应。感谢审稿人的建议。

② 在本文考察的样本区间内,约有 13%的企业在观测期内更换了行业代码。因此,这里控制了行业固定效应。

续表						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区特征变量:						
Third	0.0796 <sup>***</sup> (3.383)	-0.0441 (-1.436)	0.0796 <sup>***</sup> (3.383)	-0.0441 (-1.436)	0.0796 <sup>***</sup> (3.383)	-0.0441 (-1.436)
Mkt	-1.4633 <sup>***</sup> (-39.107)	0.0004 (0.008)	-1.4633 <sup>***</sup> (-39.107)	0.0004 (0.008)	-1.4633 <sup>***</sup> (-39.107)	0.0004 (0.008)
Trade_open	0.0833 <sup>***</sup> (47.208)	0.0248 <sup>***</sup> (6.983)	0.0833 <sup>***</sup> (47.208)	0.0248 <sup>***</sup> (6.983)	0.0833 <sup>***</sup> (47.208)	0.0248 <sup>***</sup> (6.983)
Fdi_open	-0.0552 <sup>***</sup> (-42.789)	-0.0590 <sup>***</sup> (-33.525)	-0.0552 <sup>***</sup> (-42.789)	-0.0590 <sup>***</sup> (-33.525)	-0.0552 <sup>***</sup> (-42.789)	-0.0590 <sup>***</sup> (-33.525)
企业特征变量:						
Firm_size		12.3820 <sup>***</sup> (41.633)		12.3820 <sup>***</sup> (41.633)		12.3820 <sup>***</sup> (41.633)
Fixed_asset		-0.2458 <sup>***</sup> (-182.408)		-0.2458 <sup>***</sup> (-182.408)		-0.2458 <sup>***</sup> (-182.408)
ROA		-0.1856 <sup>***</sup> (-54.529)		-0.1856 <sup>***</sup> (-54.529)		-0.1856 <sup>***</sup> (-54.529)
Firm_age		-0.0014 (-0.188)		-0.0014 (-0.188)		-0.0014 (-0.188)
Firm_age2		0.0047 <sup>***</sup> (26.768)		0.0047 <sup>***</sup> (26.768)		0.0047 <sup>***</sup> (26.768)
Pc_sale		-0.1058 <sup>***</sup> (-34.626)		-0.1058 <sup>***</sup> (-34.626)		-0.1058 <sup>***</sup> (-34.626)
HHI		13.0318 <sup>***</sup> (2.483)		13.0318 <sup>***</sup> (2.483)		13.0318 <sup>***</sup> (2.483)
Ownership	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm_dumy	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Indus_dumy	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	2790986	2790986	2790986	2790986	2790986	2790986
Adj-R <sup>2</sup>	0.059	0.153	0.059	0.153	0.059	0.153

注: 括号内为估计系数的稳健的  $t$  值, 均经过企业层面的 clustering 调整; \*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著。

为了缓解遗漏变量潜在的误差, 进一步加入企业特征变量作为控制变量, 列(2)的估计结果显示, Epu1\_lm 的系数为 -0.0177, 且通过了 1% 水平的显著性检验。这表明政策不确定性对企业负债具有显著的负向影响, 进而为研究假说 1 提供了初步的证据支持。控制变量的系数大多符合预期。在地区层面上, Pgdg、Second、Mkt 和 Fdi\_open 的系数均在 1% 水平下显著为负; Third 和 Trade\_open 的系数均在 1% 的水平下显著为正; 在企业层面上, Firm\_size 和 HHI 的系

数均在1%的水平下显著为正,表明公司规模和固定资产的比重越大,可抵押品价值越高,负债率越高;Fixed\_asset、ROA和Pc\_sale的系数均在1%的水平下显著为负。

为了检验以上估计结果的稳健性,进一步采用Epu1\_sa和Epu1\_wa度量的政策不确定性指数对方程(1)进行重新回归。首先,考察Epu1\_sa设定下的估计结果,如列(3)所示,在控制地区特征变量以及企业和行业固定效应后,Epu1\_sa的系数为-0.0592,且在1%水平上显著。进一步加入企业特征变量列(4)的估计结果显示,Epu1\_sa的系数为-0.0369,且通过了1%水平的显著性检验。又一次表明政策不确定性对企业负债具有显著的负向影响,为研究假说1提供了证据支持。然后,采用相同的思路,考察Epu1\_wa设定下的估计结果,如列(5)所示。在控制了地区特征变量以及企业和行业固定效应后,Epu1\_wa的系数为-0.0486,且在1%水平上显著。进一步加入企业特征变量列(6)的估计结果显示,Epu1\_wa的系数为-0.0374,且在1%水平上显著,同样表明政策不确定性对企业负债具有显著的负向影响,再一次为研究假说1提供了证据支持。企业和地区经济特征控制变量的系数并未出现较大差异。综上所述,政策不确定性对企业负债具有显著的负向影响,并且这一结果具有较强的稳健性。

### 3.2.2 基于HL-EPU指数的稳健性检验

考虑到BBD-EPU指数潜在的问题,以下将采用Huang and Luk(2020)构建的政策不确定性指数进行稳健性检验,估计结果在表5展示<sup>①</sup>。采用逐步回归,基于Epu2\_lm的估计结果在列(1)和(2)展示。列(1)的结果表明,在控制地区特征变量以及企业和行业固定效应后,Epu2\_lm的系数为-0.0234,且在1%水平上显著。初步表明,政策不确定性与企业负债之间具有显著的负相关关系。为了缓解遗漏变量潜在的误差,继续加入企业特征变量作为控制变量,列(2)的估计结果显示,Epu2\_lm的系数为-0.0130,且通过了1%水平的显著性检验。这表明政策不确定性对企业负债具有显著的负向影响,进而为研究假说1提供了初步的证据支持。

为了检验以上估计结果的稳健性,进一步采用相同的思路考察以Epu2\_sa和Epu2\_wa作为替代变量的估计结果。列(3)和(4)的回归结果表明,Epu2\_sa的系数分别为-0.0160和-0.0168,且均在1%水平上显著,又一次表明政策不确定性对企业负债具有显著的负向影响,为研究假说1提供了证据支持。列(5)和(6)的回归结果显示,Epu2\_wa的系数分别为-0.0154和-0.0160,且均

<sup>①</sup>此外,我们还采用DLS-EPU指数进行稳健性检验,实证结果并未出现显著差异,限于篇幅,在此略去,如需要可向作者索取。

在 1%水平上显著。再一次表明政策不确定性对企业负债具有显著的负向影响,进而为研究假说 1 提供了证据支持。综上所述,基于文本挖掘构建的两组政策不确定性指数的回归结果一致显示,政策不确定性对企业负债具有显著的负向影响,充分表明这一结果具有较强的稳健性。

表 5 宏观政策不确定性(HL-EPU 指数)与企业负债:稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Epu2_lm	-0.0234*** (-11.737)	-0.0130*** (-4.428)				
Epu2_sa			-0.0160*** (-7.802)	-0.0168*** (-4.428)		
Epu2_wa					-0.0154*** (-7.802)	-0.0160*** (-4.428)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	No	No	No
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2790986	2790986	2790986	2790986	2790986	2790986
Adj-R <sup>2</sup>	0.055	0.143	0.055	0.143	0.055	0.143

注:括号内为估计系数的稳健的  $t$  值,均经过企业层面的 clustering 调整;\*\*\*表示在 1%的置信水平显著。

### 3.3 基准回归结果 2: 官员变更与企业负债

根据第二部分的理论分析,政府官员变更会引发相应的政策变化,使得企业的融资决策面临政策不确定性的影响。接下来,考察以官员变更比例度量的政策不确定性与企业负债之间的关系,将其与以上基于文本挖掘的政策不确定性指数的实证结果互为稳健性检验。我们分别考察以市委书记变更比例(Chgrate\_se)、市长变更比例(Chgrate\_ma)以及两者之一变更比例(Chg\_rate)等三种度量对企业负债的影响,估计结果在表 6 展示<sup>①</sup>。

首先,采用逐步回归,列(1)、(3)和(5)的结果表明,在控制地区特征变量以及企业、年度和三位代码行业固定效应后,Chgrate\_se、Chgrate\_ma 和 Chg\_rate 的系数分别为-0.0390、-0.0390 和-0.0338,且均在 1%水平上显著。初步表明,官员变更与企业负债存在显著的负相关关系,为研究假说 H1 提供了证据支

<sup>①</sup>此外,我们也考察了市委书记和市长同时变化的情形,限于篇幅,这里未报告相应的估计结果,如有需要,请向作者索取。

持。为了缓解遗漏变量潜在的误差,进一步加入企业特征变量作为控制变量,列(2)、(4)和(6)的估计结果显示,Chgrate\_se、Chgrate\_ma和Chg\_rate的系数分别为-0.0333、-0.0159和-0.0316,且均通过了1%水平的显著性检验,再一次表明官员变更对企业负债具有显著的负向影响,进而为研究假说H1提供了证据支持。综上所述,以官员变更度量的政策不确定性亦对企业负债产生显著的负向影响,且这一结果具有较强的稳健性。

表6 地区政策不确定性(官员变更)与企业负债

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Chgrate_se	-0.0390*** (-3.780)	-0.0333*** (-19.069)				
Chgrate_ma			-0.0390*** (-3.945)	-0.0159*** (-11.195)		
Chg_rate					-0.0338*** (-23.535)	-0.0316*** (-13.086)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2459121	2459121	2459121	2459121	2459121	2459121
Adj-R <sup>2</sup>	0.065	0.161	0.065	0.161	0.065	0.161

注:括号内为估计系数的稳健的 $t$ 值,均经过企业层面的clustering调整;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

### 3.4 考虑时空异质性的再考察

#### 3.4.1 分时段

以下评估了不确定性对企业负债影响在时间上的变化,估计结果在表7展示<sup>①</sup>。列(1)、(2)和(3)报告了BBD-EPU指数的估计结果,在控制了一系列企业和地区特征变量以及企业和行业固定效应后,Epu1\_sa的系数在1998—2003年间为-0.0161,但未通过显著性检验;在2004—2007年间为-0.0206,且在1%水平上显著;在2008—2013年间为-0.0590,同样在1%水平上显著。列(4)、(5)和(6)报告了官员变更的估计结果,在控制了一系列企业和地区特征变量以及企业、年份和行业固定效应后,Chg\_rate的系数在1998—2003年样本期间

<sup>①</sup> 鉴于各种不确定性指标的系数没有出现显著差异,限于篇幅,我们只报告了Epu1\_sa和Chg\_rate的估计结果。

为-0.0070,但不显著;在2004—2007年间为-0.0102,且在1%水平上显著;在2008—2013年间样本为-0.0202,且通过了1%水平的显著性检验。以上结果表明,政策不确定性对企业负债具有显著的负向效应,这一效应主要体现在2004年,特别是在2008年之后。

表7 双重不确定性与企业负债:分时段(年)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1998—2003	2004—2007	2008—2013	1998—2003	2004—2007	2008—2013
Epu1_sa	-0.0161 (-1.235)	-0.0206*** (-4.785)	-0.0590*** (-7.280)			
Chg_rate				-0.0070 (-0.429)	-0.0102*** (-7.382)	-0.0220*** (-2.733)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	748480	1469526	572980	637858	1331270	489993
Adj-R <sup>2</sup>	0.131	0.110	0.165	0.143	0.118	0.157

注:括号内为估计系数的稳健的 $t$ 值,均经过企业层面的clustering调整;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

### 3.4.2 分地区

考虑到经济发展在各地区的潜在差异,企业负债率变动呈现出区域性的分化特征(钟宁桦等,2016),以下将分析政策不确定性对企业负债的影响在空间上的异质性<sup>①</sup>。表8分地区的估计结果表明,在控制了一系列企业、地区特征变量以及企业和行业固定效应后,Epu1\_sa的系数在东部和中部地区样本下分别为-0.0773和-0.0736,且均在1%水平上显著,而在西部地区样本下为-0.0561,仅通过了10%水平的显著性检验,表明政策不确定性对东部和中部地区企业负债均具有更为显著的负向影响;相似地,在东部和中部地区样本下,Chg\_rate的系数分别为-0.0873和-0.0347,且均通过了1%水平的显著性检验,而在西部地区样本下为-0.0086,且不显著。以上结果表明,政策不确定性对企业负债的负向效应具有显著的地区差异,主要体现在东部和中部地区。

<sup>①</sup> 将样本省份进行如下划分:东部地区包括北京、河北、天津、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南(11);中部地区包括吉林、黑龙江、河南、山西、湖北、湖南、安徽和江西(8);西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆(11)。

表8 双重不确定性与企业负债:分地区

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
Epu1_sa	-0.0773 <sup>***</sup> (-45.811)	-0.0736 <sup>***</sup> (-8.257)	-0.0561 <sup>*</sup> (-1.913)			
Chg_rate				-0.0873 <sup>***</sup> (-31.555)	-0.0347 <sup>***</sup> (-5.932)	-0.0086 (-0.982)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2105507	452111	233368	1808976	449312	200833
Adj-R <sup>2</sup>	0.139	0.204	0.131	0.149	0.204	0.132

注:括号内为估计系数的稳健的  $t$  值,均经过企业层面的 clustering 调整;\*\*\*、\* 分别表示在 1%、10% 的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

### 3.5 考虑债务结构和企业异质性的进一步分析

#### 3.5.1 分债务期限结构

在我国企业的债务中,短期债务占据着主导地位。如表3所示,短期负债率的均值为 51.75%,明显高于长期负债率的均值 5.16%。考虑到企业进行短期负债和长期负债的动机存在差异,政策不确定性对两类负债的影响可能不同。基于此,分别使用短期负债和长期负债作为被解释变量,估计结果在表9展示。列(1)、(2)和(3)为短期负债的估计结果,在控制了一系列企业、地区特征变量以及企业、年份和行业固定效应后,Epu1\_sa、Epu2\_sa 和 Chg\_rate 的系数分别为-0.0677、-0.0904、和-0.0372,且均在 1%水平上显著。列(4)、(5)和(6)为长期负债的估计结果,Epu1\_sa 和 Epu2\_sa 的系数分别为-0.0068 和 -0.0084,且在 5%水平上显著,Chg\_rate 的系数为 0.0016,但不显著。相比而言,政策不确定性对长期负债的影响仅为其对短期负债的十分之一左右。可见,政策不确定性对企业负债的负向影响主要体现在短期负债上。

表9 双重不确定性与企业负债:分期限结构

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SLev	SLev	SLev	LLev	LLev	LLev
Epu1_sa	-0.0677 <sup>***</sup> (-15.905)			-0.0068 <sup>**</sup> (-2.319)		
Epu2_sa		-0.0904 <sup>***</sup> (-15.226)			-0.0084 <sup>**</sup> (-2.214)	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SLev	SLev	SLev	LLev	LLev	LLev
Chg_rate			-0.0372*** (-15.495)			0.0016 (1.004)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	Yes	No	No	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1769940	1769940	1489998	1021046	1021046	969123
Adj-R <sup>2</sup>	0.147	0.147	0.153	0.112	0.112	0.119

注: 括号内为估计系数的稳健的  $t$  值, 均经过企业层面的 clustering 调整; \*\*\*, \*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。由于篇幅受限, 这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

### 3.5.2 分企业所有制

考虑到中国企业具有多元化的所有制结构, 不确定性对不同所有制类型企业的负债影响可能存在差异。首先, 国有企业拥有融资规模大和违约风险低等先天优势, 并且更有可能得到政策资金的扶持和获取银行贷款(方军雄, 2007); 其次, 国有企业往往更注重社会和政治目标, 承担“政策性”责任, 需要来自银行的支持和配合重大经济政策的执行。这些意味着, 相比非国有企业, 国有企业更不可能受到政策不确定性的负向影响。以下将分别考察政策不确定性对国有、民营和外资及其他等三类企业负债的影响。

表 10 的估计结果表明, 在控制了企业和地区特征变量以及企业、年份和行业固定效应后, 在国有企业样本下, 列(1)和(4)的估计结果表明, Epu1\_sa 和 Chg\_rate 的系数分别为 -0.0120 和 -0.0024, 且均不显著, 表明政策不确定性并未对国有企业负债产生显著影响; 在民营企业样本下, 列(2)和(5)的估计结果表明, Epu1\_sa 和 Chg\_rate 的系数分别为 -0.0387 和 -0.0428, 且均通过了 1% 水平的显著性检验, 表明政策不确定性对民营企业负债具有显著的负向影响; 在外资及其他企业的样本下, 如列(3)和(6)所示, Epu1\_sa 和 Chg\_rate 的系数分别为 -0.0229 和 -0.0549, 且均在 1% 水平上显著, 表明政策不确定性对外资及其他企业负债具有显著的负向影响。以上结果表明, 政策不确定性对企业负债的负向影响主要体现在民营和外资及其他等非国有企业样本上。

表 10 双重不确定性与企业负债: 分企业所有制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	民营	外资及其他	国有	民营	外资及其他
Epu1_sa	-0.0120 (-0.995)	-0.0387*** (-7.252)	-0.0229*** (-6.215)			

续表						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	民营	外资及其他	国有	民营	外资及其他
Chg_rate				-0.0024 (-0.569)	-0.0428 *** (-8.413)	-0.0549 *** (-16.034)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	672209	782668	1336109	575656	725746	1157719
Adj-R <sup>2</sup>	0.134	0.177	0.124	0.015	0.031	0.040

注:括号内为估计系数的稳健的  $t$  值,均经过企业层面的 clustering 调整;\*\*\*表示在 1% 的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

### 3.5.3 分企业规模

现有研究发现,企业规模与其负债率之间存在显著的正向关系(钟宁桦等, 2016)。首先,规模大的企业通常拥有更多的厂房和设备来充当贷款的抵押品;其次,与中小企业相比,大企业的经营风险较小,财务管理相对规范,更容易与银行等金融机构建立稳定的合作关系;最后,大企业对方经济和对财的贡献更大,更容易获得来自政府的金融支持。因此,我们预期,与中小企业相比,大企业债务融资能力更强,受政策不确定性的负向影响更小。

接下来,按照企业的资产规模将全部样本分为两组,位于前 50% 的企业定义为大企业组;反之,则为中小企业组。估计结果在表 11 展示。在控制了一系列企业和地区特征变量以及企业、年份和行业固定效应后,列(1)、(3)和(5)为大企业组样本的估计结果,Epu1\_sa 的系数为 -0.0132,且在 1% 水平上显著;Epu2\_sa 和 Chg\_rate 的系数分别为 -0.0021 和 -0.0017,但不显著。列(2)、(4)和(6)为中小企业组的估计结果,Epu1\_sa、Epu2\_sa 和 Chg\_rate 的系数分别为 -0.0778、-0.0711 和 -0.0579,且均通过了 1% 水平的显著性检验。从系数的绝对值来看,中小企业样本的估计结果均显著大于大企业样本,且通过了 1% 水平的显著性检验。因此,政策不确定性对企业负债的负向效应主要集中于中小企业样本。

表 11 双重不确定性与企业负债:分企业规模

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大企业	中小企业	大企业	中小企业	大企业	中小企业
Epu1_sa	-0.0132 *** (-3.416)	-0.0778 *** (-24.222)				
Epu2_sa			-0.0021 (-0.310)	-0.0711 *** (-15.876)		

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大企业	中小企业	大企业	中小企业	大企业	中小企业
Chg_rate					-0.0017 (-0.310)	-0.0579*** (-15.876)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	No	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1289488	1501498	1289488	1501498	1072594	1386527
Adj-R <sup>2</sup>	0.149	0.177	0.143	0.163	0.143	0.163

注: 括号内为估计系数的稳健的  $t$  值, 均经过企业层面的 clustering 调整; \*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著。由于篇幅受限, 这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

## 4 双重不确定性与企业负债: 机制检验

这一部分将基于金融生态环境视角采用中介效应方法检验双重不确定性对企业负债的影响机制。首先采用直接度量金融生态环境的金融生态指数进行实证分析, 然后采用间接度量金融生态环境的地区信贷资产质量指标进行稳健性检验。

### 4.1 计量模型和识别策略

借鉴 Baron and Kenny (1986) 以及温忠麟和叶宝娟 (2014) 的做法, 采用依次检验法 (causal steps) 进行中介效应检验, 在估计第 3 节回归方程 (1) 的基础上分如下两步展开:

首先, 考察不确定性与金融生态之间的关系, 构建如下计量模型:

$$\text{Fineco}_{j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{EPU}_{(j, \cdot)_{t-1}} + \lambda' Z_{j,t-1} + v_j + v_t + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

然后, 在计量模型 (1) 的基础上加入金融生态变量, 得到如下回归方程:

$$\text{Lev}_{i,j,t} = \eta_0 + \eta_1 \text{EPU}_{(j, \cdot)_{t-1}} + \eta_2 \text{Fineco}_{j,t-1} + \lambda' X_{j,t-1} + \lambda' Z_{i,t-1} + v_i + v_t + v_e + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

其中, 方程 (1) 已经在上文进行估计, EPU 的系数  $\beta_1$  表示政策不确定性对企业负债的总效应。回归方程 (2) 将采用分省面板数据进行估计, 如果政策不确定性上升确实能够恶化地区金融生态环境, 那么将观察到式 (2) EPU 的系数  $\gamma_1$  显著为负。式 (3) 在式 (1) 的基础上, 加入 Fineco 这一变量, 此时 EPU 的系数  $\eta_1$  表示政策不确定性对企业负债的直接效应; Fineco 的系数  $\eta_2$  表示在控制 EPU 之后地区金融生态环境对企业负债的影响。

以下将在估计方程 (2) 和 (3) 的基础上, 实施如下识别策略: 倘若式 (2)

EPU的系数 $\gamma_1$ 和式(3)中Fineco的系数 $\eta_2$ 均显著,同时,式(3)中EPU的系数 $\eta_1$ 不显著,则说明存在完全中介效应;若式(3)中EPU的系数 $\eta_1$ 仍然显著,但相比式(1)中EPU的系数 $\beta_1$ 的显著性出现明显下降,则为不完全的中介效应。此时 $\gamma_1 \times \eta_2$ 表示中介效应,其与总效应系数 $\beta_1$ 之比为中介效应比例。

## 4.2 基于金融生态指数的机制检验

### 4.2.1 双重不确定性与金融生态环境

首先,考察BBD-EPU指数和官员变更双重视角下不确定性对地区金融生态指数的影响,估计结果在表12展示。列(1)、(2)和(3)报告了BBD-EPU指数的估计结果。在控制了地区特征变量以及地区固定效应后,Epu1\_lm、Epu1\_sa和Epu1\_wa的系数均在1%水平下显著为负,表明政策不确定性对地区金融生态环境具有显著的负向影响。进一步分析官员变更的估计结果<sup>①</sup>。列(4)、(5)和(6)的回归结果表明,在控制地区特征变量以及地区和年份固定效应后,Chgrate\_se和Chg\_rate的系数均为负,且通过了5%水平的显著性检验;Chgrate\_ma的系数在10%水平下显著为负。整体来看,政策不确定性对地区金融生态环境具有显著的负向影响,为研究假说H2提供了证据支持。

表12 双重不确定性与金融生态环境

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Epu1_lm	Epu1_sa	Epu1_wa	Chgrate_se	Chgrate_ma	Chg_rate
Epu1_x	-0.0179*** (-3.827)	-0.0161*** (-3.827)	-0.0150*** (-3.827)			
Chg_rate				-0.0212** (-2.319)	-0.0136* (-1.918)	-0.0165** (-2.789)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Prov_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	270	270	270	225	225	225
Adj-R <sup>2</sup>	0.441	0.441	0.441	0.523	0.518	0.521

注:括号内为估计系数的稳健的 $t$ 值,均经过企业层面的clustering调整;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

### 4.2.2 加入金融生态环境的再考察

接下来,在模型(1)中加入金融生态环境,估计结果在表13展示。列(1)、(2)和(3)报告了Epu1\_lm、Epu1\_sa和Epu1\_wa三种政策不确定性的估计结果,在控制地区、企业特征变量以及企业和行业固定效应后,Epu1\_lm的系数为

<sup>①</sup>作为稳健性检验,我们还考察了市委书记和市长同时变化的情形,估计结果并未出现明显差异,限于篇幅,略去备索。

负,且仅通过 10% 水平的显著性检验;Epu1\_sa 和 Epu1\_wa 的系数均不显著为负;系数的绝对规模和显著性水平均较表 4 出现明显下降。这表明金融生态环境在宏观政策不确定性与企业负债之间的负向关系中具有完全的中介效应。值得注意的是,在三个方程中,Fineco 的系数均为正,且通过了 1% 水平的显著性检验,表明在控制宏观政策不确定性的情形下,金融生态对企业负债具有正向的影响。进一步地,我们可以将表 12 中 EPU 的估计系数与表 13 中 Fineco 的估计系数相乘得到中介效应,并对中介效应进行统计学意义上的检验,结果显示,Sobel 检验、Goodman 检验 1 和 Goodman 检验 2 的统计量均在 1% 水平上显著。在三类宏观政策不确定性指标下,中介效应约占政策不确定性对企业负债总效应的 3.77%。

表 13 加入金融生态环境的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Epu1_lm	Epu1_sa	Epu1_wa	Chgrate_se	Chgrate_ma	Chg_rate
Epu_x	-0.0171 * (-1.761)	-0.0008 (-0.220)	0.0004 (0.103)	0.0124 (0.463)	0.0101 (0.663)	-0.0122 (-1.274)
Fineco	0.0545 *** (22.417)	0.0659 *** (3.701)	0.0652 *** (3.415)	0.1057 ** (2.171)	0.1565 *** (4.369)	0.1474 *** (3.865)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2790986	2790986	2790986	2459121	2459121	2459121
Adj-R <sup>2</sup>	0.148	0.148	0.148	0.021	0.157	0.158
Sobel 检验	0.0352 *** [4.667]	0.0405 *** [4.292]	0.0371 *** [4.419]	0.762 *** [5.337]	0.780 *** [5.325]	0.804 *** [5.312]
Goodman 检验 1	0.0352 *** [4.658]	0.0405 *** [4.279]	0.0371 *** [4.326]	0.762 *** [5.232]	0.780 *** [5.214]	0.804 *** [5.302]
Goodman 检验 2	0.0352 *** [4.674]	0.0405 *** [4.305]	0.0371 *** [4.512]	0.762 *** [5.441]	0.780 *** [5.436]	0.804 *** [5.321]
中介效应系数	-0.0010	-0.0011	-0.0010	-0.0022	-0.0021	-0.0024
直接效应系数	-0.0171	-0.0008	0.0004	0.0124	0.0101	-0.0122
总效应系数	-0.0177	-0.0369	-0.0374	-0.0333	-0.0359	-0.0316
中介效应比例	0.0565	0.0298	0.0267	0.0673	0.0593	0.0770

注:括号内为估计系数的稳健的  $t$  值,均经过企业层面的 clustering 调整;方括号内为 Sobel 检验的  $z$  值;\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平显著。

基于相同的思路,列(4)、(5)和(6)报告了 Chgrate\_se、Chgrate\_ma 和 Chg\_rate

度量的三种政策不确定性的估计结果,在控制地区特征变量以及地区和年份固定效应后,三者的系数均未通过显著性检验,且绝对规模和显著性水平均较表6出现明显下降。同样表明,金融生态环境在地区政策不确定性与企业负债之间的负向关系中具有完全的中介效应。Fineco的系数均为正,且通过了5%水平的显著性检验,表明在控制地区政策不确定性的情形下,金融生态对企业负债具有显著的正向影响。我们进一步对中介效应进行统计学意义上的检验,结果显示,Sobel检验、Goodman检验1和Goodman检验2的统计量均在1%水平上显著。在三类地区政策不确定性指标下,中介效应约占政策不确定性对企业负债总效应的6.79%。

综合以上基于中介检验方法的实证结果表明,政策不确定性的提升促使地区金融生态指数出现显著下降,同时,金融生态与企业负债呈现显著的正向关系,这表明金融生态变化是政策不确定性影响企业负债的重要渠道变量。同时Sobel检验结果表明,中介效应均通过了1%水平的显著性检验,进而为研究假说2提供了证据支持。

#### 4.3 采用信贷资产质量的稳健性检验

接下来采用地区信贷资产质量作为金融生态环境的间接度量变量,对上述机制检验的实证结果进行稳健性检验。

##### 4.3.1 双重不确定性与信贷资产质量

首先考察BBD-EPU指数和官员变更双重视角下不确定性对地区信贷资产质量的影响,估计结果分别在表14展示。列(1)、(2)和(3)报告了BBD-EPU指数的估计结果。在控制地区特征变量以及地区固定效应后,Epu1\_lm、Epu1\_sa和Epu1\_wa的系数均在5%水平下显著为负,表明政策不确定性对地区信贷资产质量指数具有显著的负向影响。然后分析官员变更对地区信贷资产质量的估计结果。列(4)、(5)和(6)的回归结果表明,在控制地区特征变量以及地区和年份固定效应后,Chgrate\_se、Chgrate\_ma和Chg\_rate的系数均在1%水平下显著为负,表明官员变更引发的潜在政策不连续性对该地区信贷资产质量具有显著的负向影响。整体而言,政策不确定性对地区信贷资产质量具有显著的负向影响,表明以上实证结果具有很强的稳健性,为研究假说H2提供了证据支持。

表14 双重不确定性与信贷资产质量:稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Epu1_lm	Epu1_sa	Epu1_wa	Chgrate_se	Chgrate_ma	Chg_rate
Epu1_x	-0.0505** (-2.314)	-0.0210** (-2.420)	-0.0215** (-2.314)			

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Epu1_lm	Epu1_sa	Epu1_wa	Chgrate_se	Chgrate_ma	Chg_rate
Chgrate_x				-0.0060*** (-13.924)	-0.0040*** (-12.802)	-0.0030*** (-16.204)
Pgdp	0.000*** (70.788)	0.000*** (112.624)	0.000*** (108.560)	0.000*** (37.901)	0.000*** (53.797)	0.000*** (35.120)
Mkt	0.030*** (121.732)	0.032*** (130.698)	0.035*** (144.468)	0.033*** (127.275)	0.037*** (226.244)	0.034*** (132.561)
Second	0.015*** (52.837)	0.020*** (71.662)	0.023*** (84.663)	0.029*** (107.008)	0.036*** (197.860)	0.030*** (113.696)
Third	-0.068*** (-221.316)	-0.077*** (-271.614)	-0.081*** (-280.680)	-0.093*** (-337.931)	-0.104*** (-628.866)	-0.096*** (-347.975)
Open_trade	-0.001*** (-28.114)	-0.000*** (-26.520)	-0.001*** (-52.109)	-0.001*** (-31.604)	-0.001*** (-52.113)	-0.001*** (-25.792)
Open_fdi	-0.001*** (-42.148)	-0.001*** (-50.692)	-0.001*** (-48.949)	-0.002*** (-90.442)	-0.002*** (-148.424)	-0.002*** (-107.000)
Constant	-1.248*** (-15.364)	-1.697*** (-23.295)	-1.893*** (-22.598)	-1.808*** (-23.264)	-1.816 (-0.248)	-1.836*** (-25.798)
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Prov_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	330	330	330	330	330	330
Adj-R <sup>2</sup>	0.900	0.904	0.911	0.857	0.926	0.860

注: 括号内为估计系数的稳健的  $t$  值, 均经过企业层面的 clustering 调整; \*\*、\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。由于篇幅受限, 这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

#### 4.3.2 加入信贷资产质量的再考察

最后, 在计量模型(1)的基础上加入信贷资产质量, 估计结果在表 15 展示。列(1)、(2)和(3)展示了三种政策不确定性指数的估计结果, 在控制地区、企业特征变量以及企业和行业固定效应后, Epu1\_lm 和 Epu1\_sa 的系数均不显著为负; Epu1\_wa 的系数仅在 10% 水平下显著为负; 系数的绝对规模和显著性水平均较表 4 出现明显下降。这表明信贷资产质量在宏观政策不确定性与企业负债之间的负向关系中具有完全的中介效应。Quality 的系数均在 1% 水平上显著为正, 表明在控制政策不确定性的情形下, 地区信贷资产质量提高对企业负债具有正向影响。进一步地, 我们可以将表 14 中 EPU 的估计系数与表 15 中 Quality 的估计系数相乘得到中介效应, 并对中介效应进行统计学意义上的检验, 结果显示, Sobel 检验、Goodman 检验 1 和 Goodman 检验 2 的统计量均在 1% 水平上显著。在三类宏观政策不确定性指标下, 中介效应约占政策不确定性对企业负债总效应的 4.67%。

基于相同的思路, 列(4)、(5)和(6)报告了官员变更的估计结果, 在控制地区、企业特征变量以及企业、年份和行业固定效应后, Chgrate\_se 的系数不显著

为负;Chgrate\_ma 和 Chg\_rate 的系数均在 10%水平上显著为负,较表 6 相应系数的显著性均出现明显下降。同样表明信贷资产质量在宏观政策不确定性与企业负债之间的负向关系中具有完全的中介效应。Quality 的系数均为正,且通过了 1%的显著性检验,表明在控制政策不确定性的情形下,地区信贷资产质量提高对企业负债具有显著的正向影响。我们进一步对中介效应进行统计学意义上的检验,结果显示,Sobel 检验、Goodman 检验 1 和 Goodman 检验 2 的统计量均在 1%水平上显著。在三类地区政策不确定性指标下,中介效应约占政策不确定性对企业负债总效应的 4.10%。

综合表 14 和表 15 基于中介检验方法的研究结果表明,政策不确定性提升将促使地区信贷资产质量下降,同时信贷资产质量与企业负债具有显著的正向关系,这表明信贷资产质量间接度量的金融生态变化是政策不确定性影响企业负债的重要渠道变量,为研究假说 H2 提供了证据支持。

表 15 加入信贷资产质量的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Epu1_lm	Epu1_sa	Epu1_wa	Chgrate_se	Chgrate_ma	Chg_rate
Epu_x	-0.0010 (-1.193)	-0.0011 (-1.317)	-0.0022* (-1.732)	-0.0009 (-1.382)	-0.0003* (-1.842)	-0.0008* (-1.718)
Quality	0.0268*** (45.148)	0.0423*** (14.258)	0.0636*** (42.592)	0.3290*** (34.834)	0.2894*** (30.972)	0.3164*** (32.758)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2790986	2790986	2790986	2459121	2459121	2459121
Adj-R <sup>2</sup>	0.133	0.033	0.133	0.142	0.142	0.143
Sobel 检验	0.0752*** [3.966]	0.0784*** [4.388]	0.0733*** [4.066]	0.823*** [6.643]	0.834*** [6.714]	0.840*** [6.950]
Goodman 检验 1	0.0752*** [3.748]	0.0784*** [4.183]	0.0733*** [3.863]	0.823*** [6.431]	0.834*** [6.524]	0.840*** [6.753]
Goodman 检验 2	0.0752*** [4.184]	0.0784*** [4.592]	0.0733*** [4.268]	0.823*** [6.854]	0.834*** [6.904]	0.840*** [7.146]
中介效应系数	-0.0014	-0.0010	-0.0014	-0.0020	-0.0012	-0.0010
直接效应系数	-0.0010	-0.0011	-0.0022	-0.0009	-0.0003	-0.0008
总效应系数	-0.0177	-0.0369	-0.0374	-0.0333	-0.0359	-0.0316
中介效应比例	0.0764	0.0271	0.0366	0.0593	0.0322	0.0316

注:括号内为估计系数的稳健的  $t$  值,均经过企业层面的 clustering 调整;方括号内为 Sobel 检验的  $z$  值;\*\*\*、\* 分别表示在 1%、10%的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

#### 4.4 考虑异质性的机制检验

如前文所述,宏观和地区双重政策不确定性对企业负债的影响在不同时段、地区、债务期限结构、企业所有制、企业规模等方面存在明显的差异。这一部分将这一系列的异质性分析与中介效应相结合,细致考察企业负债在哪些时段、哪些地区以及具有什么特征的企业更受金融生态环境的影响<sup>①</sup>。

##### 4.4.1 分时段机制检验

在表7估计结果的基础上,我们将分时段进行中介效应检验。首先,分析政策不确定性与金融生态环境之间的关系,估计结果如表16所示。列(1)和(3)报告了2005—2007年样本的估计结果。在控制了地区特征变量和地区固定效应后,Epu1\_sa的系数为-0.0031,且通过了10%水平的显著性检验,Chg\_rate的系数不显著。列(2)和(4)报告了2008—2013年样本的估计结果,Epu1\_sa和Chg\_rate的系数分别为-0.0182和-0.0194,且均在1%水平上显著。这表明,政策不确定性对金融生态环境的负向效应主要体现在2008年之后。

表16 双重不确定性与金融生态环境:分时段

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2005—2007	2008—2013	2005—2007	2008—2013
Epu1_sa	-0.0031* (-1.746)	-0.0182*** (-4.572)		
Chg_rate			-0.0008 (-0.095)	-0.0194*** (-3.841)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Prov_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	Yes	Yes
Obs	90	180	75	150
Adj-R <sup>2</sup>	0.363	0.530	0.271	0.521

注:括号内为估计系数的稳健的*t*值,均经过企业层面的clustering调整;\*\*\*、\*分别表示在1%、10%的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

然后,在表7分时段回归方程中加入金融生态环境,估计结果在表17展示。其中,列(1)和(3)报告了2005—2007年样本的估计结果。在控制地区、企业特征变量以及企业和行业固定效应后,Epu1\_sa和Chg\_rate的系数均不显著,系数的绝对规模和显著性水平均较表7出现明显下降;Fineco的系数也不显著。列(2)和(4)展示了2008—2013年样本的估计结果。Epu1\_sa和Chg\_rate的系数均为负,且通过了5%水平的显著性检验,Fineco的系数均在1%水平下

<sup>①</sup>非常感谢评审人的建设性建议。

显著为正。这表明,金融生态环境在政策不确定性与企业负债之间关系的中介效应主要体现在2008年之后。

表 17 双重不确定性与企业负债:分时段(年)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2005—2007	2008—2013	2005—2007	2008—2013
Epu1_sa	0.0004 (0.522)	-0.0090** (-2.280)		
Chg_rate			-0.0028 (-1.485)	-0.0054** (2.252)
Fineco	0.0147 (1.551)	0.0784*** (4.572)	0.0500 (1.152)	0.1652*** (4.551)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1469526	572980	1331270	489993
Adj-R <sup>2</sup>	0.060	0.240	0.065	0.174

注:括号内为估计系数的稳健的*t*值,均经过企业层面的 clustering 调整;\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

#### 4.4.2 分地区的机制检验

在表 8 估计结果的基础上,我们将分地区进行中介效应检验。首先,分析政策不确定性与金融生态环境之间的关系,估计结果如表 18 所示。列(1)和(4)报告了东部地区样本的估计结果,在控制了地区特征变量和地区固定效应后,Epu1\_sa 和 Chg\_rate 的系数分别为-0.0284 和-0.0328,且通过了 1%水平的显著性检验;列(2)和(5)报告了中部地区样本的估计结果,在控制了地区特征变量和地区固定效应后,Epu1\_sa 和 Chg\_rate 的系数分别为-0.0150 和-0.0136,且通过了 1%水平的显著性检验;列(3)和(6)报告了西部地区样本的估计结果,Epu1\_sa 和 Chg\_rate 的系数均不显著。这表明,金融生态环境在政策不确定性与企业负债之间关系的中介效应主要体现在东部和中部样本。

表 18 双重不确定性与金融生态环境:分地区

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
Epu1_sa	-0.0284*** (-4.214)	-0.0150*** (-3.827)	-0.0020 (-1.601)			
Chg_rate				-0.0328*** (-3.596)	-0.0136*** (-2.921)	-0.0008 (-0.095)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prov_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Obs	99	72	99	63	72	90
Adj-R <sup>2</sup>	0.213	0.206	0.124	0.276	0.261	0.104

注: 括号内为估计系数的稳健的  $t$  值, 均经过企业层面的 clustering 调整; \*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著。由于篇幅受限, 这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

然后, 在表 8 分地区回归方程中加入金融生态环境, 估计结果在表 19 展示。列(1)和(4)报告了东部地区样本的估计结果, 在控制地区、企业特征变量以及企业和行业固定效应后, Epu1\_sa 的系数在 10% 水平下显著为负, Chg\_rate 的系数不显著, Fineco 的系数均为正, 且通过了 1% 水平的显著性检验; 列(2)和(5)报告了中部地区样本的估计结果, Epu1\_sa 和 Chg\_rate 的系数均不显著, Fineco 的系数均为正, 且通过了 1% 水平的显著性检验; 列(3)和(6)报告了西部地区样本的估计结果, Epu1\_sa 和 Chg\_rate 的系数均不显著, Fineco 的系数也不显著。这表明, 政策不确定性对金融生态环境的负向效应主要体现在东部和中部地区样本。

表 19 双重不确定性与企业负债: 分地区

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
Epu1_sa	-0.0044* (1.641)	-0.0028 (-1.485)	0.0006 (1.211)			
Chg_rate				-0.0014 (-0.486)	-0.0056 (-1.360)	-0.0035 (-1.357)
Fineco	0.1476*** (5.933)	0.1050*** (6.152)	0.0421 (0.816)	0.2680*** (9.827)	0.1204*** (4.594)	0.0711 (1.301)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	2105507	452111	233368	1808976	449312	200833
Adj-R <sup>2</sup>	0.215	0.174	0.062	0.193	0.151	0.038

注: 括号内为估计系数的稳健的  $t$  值, 均经过企业层面的 clustering 调整; \*\*、\* 分别表示在 1%、10% 的置信水平显著。由于篇幅受限, 这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

4.4.3 分债务期限结构和企业异质性的机制检验<sup>①</sup>

在表9区分债务期限结构的回归方程中加入金融生态环境,估计结果在表20展示。其中,列(1)、(2)和(3)报告了短期负债样本的估计结果,在控制地区、企业特征变量以及企业和行业固定效应后,Epu1\_sa和Epu2\_sa的系数均在10%水平下显著为负,系数的绝对规模和显著性水平均较表9出现明显下降,Chg\_rate的系数则不显著。在三种设定下,Fineco的系数均为正,且通过了1%水平的显著性检验。列(4)、(5)和(6)报告了长期负债样本的估计结果,Epu2\_sa的系数均在10%水平下显著为负,Epu1\_sa和Chg\_rate的系数均不显著;Fineco的系数在Epu1\_sa和Epu2\_sa设定下均为正,且仅通过了10%水平的显著性检验,在Chg\_rate设定下则不显著。这表明,金融生态环境在政策不确定性与企业负债之间关系的中介效应主要体现在短期负债样本。

表20 双重不确定性与企业负债:分期限结构

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SLev	SLev	SLev	LLev	LLev	LLev
Epu1_sa	-0.0040*			-0.0010		
	(-1.827)			(-1.405)		
Epu2_sa		-0.0032*			-0.0002*	
		(-1.7642)			(-1.669)	
Chg_rate			-0.0017			0.0004
			(1.353)			(0.603)
Fineco	0.0547***	0.0605***	0.1744***	0.0074*	0.0051*	0.0001
	(8.551)	(6.321)	(6.155)	(1.787)	(1.692)	(1.084)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	Yes	No	No	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1769940	1769940	1489998	1021046	1021046	969123
Adj-R <sup>2</sup>	0.165	0.165	0.182	0.119	0.119	0.124

注:括号内为估计系数的稳健的*t*值,均经过企业层面的clustering调整;\*\*\*、\*分别表示在1%、10%的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

在表10区分企业所有制的回归方程中加入金融生态环境,估计结果在表21展示。其中,列(1)和(4)报告了国有企业样本的估计结果,在控制地区、

<sup>①</sup>在这一部分,我们不能采用分步中介效应检验方法,我们选择直接在上文关于债务期限结构、企业所有制和企业规模等回归方程中直接加入金融生态环境指标,细致考察金融生态环境对企业负债影响的异质性。

企业特征变量以及企业和行业固定效应后,  $Epu1\_sa$  和  $Chg\_rate$  的系数均不显著,  $Fineco$  的系数也不显著; 列(2)和(5)报告了民营企业样本的估计结果,  $Epu1\_sa$  和  $Chg\_rate$  的系数分别在 10% 和 5% 水平上显著为负,  $Fineco$  的系数均为正, 且通过了 1% 水平的显著性检验; 列(3)和(6)报告了外资及其他企业样本的估计结果,  $Epu1\_sa$  的系数不显著,  $Chg\_rate$  的系数在 10% 水平上显著为负,  $Fineco$  的系数均为正, 且通过了 1% 水平的显著性检验。这表明, 金融生态环境在政策不确定性与企业负债之间关系的中介效应主要体现在民营和外资及其他非国有企业样本。

表 21 双重不确定性与企业负债:分企业所有制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有	民营	外资及其他	国有	民营	外资及其他
$Epu1\_sa$	-0.0058 (-1.010)	-0.0030* (-1.739)	-0.0122 (-1.010)			
$Chg\_rate$				-0.0001 (-1.514)	-0.0020** (-2.380)	-0.0023* (-1.667)
$Fineco$	0.0001 (1.598)	0.0682*** (7.156)	0.0434*** (6.351)	0.0034 (1.295)	0.1706*** (8.102)	0.1202*** (4.274)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	672209	782668	1336109	575656	725746	1157719
Adj-R <sup>2</sup>	0.140	0.190	0.143	0.017	0.114	0.102

注:括号内为估计系数的稳健的  $t$  值,均经过企业层面的 clustering 调整;\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

在表 11 区分企业规模的回归方程中加入金融生态环境,估计结果在表 22 展示。其中,列(1)、(3)和(5)报告了大企业样本的估计结果,在控制地区、企业特征变量以及企业和行业固定效应后,  $Epu1\_sa$ 、 $Epu2\_sa$  和  $Chg\_rate$  的系数均不显著,系数的绝对规模和显著性水平均较表 11 出现明显下降,  $Fineco$  的系数为正,且通过了 10% 的显著性检验。列(2)、(4)和(6)报告了中小企业样本的估计结果,在控制地区、企业特征变量以及企业和行业固定效应后,  $Epu1\_sa$ 、 $Epu2\_sa$  和  $Chg\_rate$  的系数均在 10% 水平上显著为负,系数的绝对规模和显著性水平均较表 11 出现明显下降,  $Fineco$  的系数为正,且通过了 1% 的显著性检验。这表明,金融生态环境在政策不确定性与企业负债之间关系所发挥的中介效应主要体现在中小规模企业样本。

表 22 双重不确定性与企业负债:分企业规模

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大企业	中小企业	大企业	中小企业	大企业	中小企业
Epu1_sa	-0.0038 (-1.242)	-0.0093* (-1.907)				
Epu2_sa			-0.0014 (-0.548)	-0.0094* (-1.912)		
Chg_rate					-0.0004 (-1.293)	-0.0104* (-1.769)
Fineco	0.0142* (1.736)	0.0745*** (3.532)	0.0097* (1.793)	0.0749*** (5.876)	0.0039* (1.780)	0.0175*** (6.139)
地区特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year_dumy	No	No	No	No	Yes	Yes
Indus_dumy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1289488	1501498	1289488	1501498	1072594	1386527
Adj-R <sup>2</sup>	0.152	0.201	0.148	0.178	0.149	0.182

注:括号内为估计系数的稳健的  $t$  值,均经过企业层面的 clustering 调整;\*\*\*、\* 分别表示在 1%、10% 的置信水平显著。由于篇幅受限,这里未具体展示描述地区和企业特征等控制变量的估计结果。

综上所述,金融生态环境在政策不确定性对企业负债之间关系所发挥的中介效应主要体现 2008 年之后、东中部以及短期负债、非国有、规模较小企业的样本上,与以上异质性实证结果相呼应,进一步为“政策不确定性→金融生态环境→企业负债”的研究假说 H2 提供细致的证据支持。

## 5 研究结论与政策启示

在中国经济进入“新常态”和亟待转型之时,宏观债务规模出现快速扩张的风险迅速上升,如何去杠杆成为社会各界关注和讨论的焦点话题。而现实数据显示,在宏观债务快速扩张的背景下,工业企业的负债率则呈现显著和持续下降的趋势,侧面反映出社会资金配置“偏离实体”的倾向,很可能增大金融风险。现有研究大多关注企业负债变化的特征事实,而较少探讨企业负债率变化背后的逻辑。考虑到中国正处于转型发展阶段,政府会通过制定和实施各种经济政策干预经济,或将引发经济政策的不确定性。随着中国经济体制改革的逐渐深入,企业将会面临越来越大的政策不确定性。政策不确定性越发成为企业面临的经营环境不确定性的重要来源,势必会对企业的负债融资产生影响。

本文将不确定性、金融生态与企业负债变化纳入同一分析框架,在文献梳

理和理论分析的基础上,基于宏观层面的政策不确定性指数与地区层面官员变更潜在的政策不连续性双重视角,综合运用1998—2013年中国工业企业数据库、Baker et al. (2016)和Huang and Luk (2020)构建的政策不确定性指数以及各地区官员变更数据和2005—2013年中国地区金融生态环境评价指标,从宏观到微观涵盖“全国-地区-企业”三个层面的数据,系统地实证检验政策不确定性对企业负债的影响及其作用机制。结果表明,政策不确定性指数和政府官员变更均对企业负债具有显著的负向影响;且这一效应在2008年之后、东中部以及短期负债、非国有、规模较小企业的样本中更为显著。采用中介检验方法的机制检验估计结果显示,政策不确定性指数和政府官员变更均会对地区金融生态指数和信贷资产质量产生显著的负向效应,进而表明金融生态环境是不确定性影响企业负债的重要机制。以上研究结论在替换关键变量和多种模型的设定下均具有较强的稳健性。

本文为理解企业负债变化提供了崭新的视角,拓展了宏观经济政策与微观企业融资行为之间互动关系方面的研究,研究结论具有直接的政策启示:首先,在实施“去杠杆”等供给侧结构性改革政策时,需要具体考察企业负债的实际变动情况及其背后的作用机制,特别是需要考虑宏观层面的经济政策或地区层面的官员变更带来的不确定性的潜在影响;其次,考虑到双重视角下不确定性对企业负债的影响具有明显的异质性特征,即不确定性对非国有和规模较小企业的债务融资的影响更为显著,这意味着降低不确定性在一定程度上将有助于缓解融资的所有制和规模歧视。结合不同所有制和规模类型生产效率的潜在差异,降低两个层面之一的不确定性将有利于国民经济向效率驱动型的发展模式转变;最后,积极鼓励和引导地方政府创建良好的金融生态环境,改善实体企业面临的融资环境,同时缓解政策不确定性对企业融资的不利影响,为企业进行科学的融资决策提供必要的制度保障,进一步增强金融服务实体经济的能力。

## 参考文献

- 才国伟,吴华强,徐信忠. 2018. 政策不确定性对公司投融资行为的影响研究[J]. 金融研究, (3): 89-104.
- Cai G W, Wu H Q, Xu X Z. 2018. Research on the effect of policy uncertainty on corporate financing and investment behavior [J]. *Journal of Financial Research*, (3): 89-104. (in Chinese)
- 陈胜蓝,李占婷. 2017. 经济政策不确定性与分析师盈余预测修正[J]. 世界经济, 40(7): 169-192.
- Chen S L, Li Z T. 2017. Economic policy uncertainty and analysts' forecast

- revisions[J]. *The Journal of World Economy*, 40(7): 169-192. (in Chinese)
- 邓建平, 曾勇. 2011. 金融生态环境、银行关联与债务融资——基于我国民营企业的实证研究[J]. *会计研究*, (12): 33-40.
- Deng J P, Zeng Y. 2011. Financial ecological environment, banking connection and debt financing: An empirical study on Chinese private enterprises [J]. *Accounting Research*, (12): 33-40. (in Chinese)
- 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 2011. 中国市场化指数——各地市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- 方军雄. 2007. 所有制、制度环境与信贷资金配置[J]. *经济研究*, 42(12): 82-92.
- Fang J X. 2007. Ownership, institutional environment and capital allocation [J]. *Economic Research Journal*, 42(12): 82-92. (in Chinese)
- 纪洋, 王旭, 谭语嫣, 等. 2018. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J]. *经济学(季刊)*, 17(2): 449-470.
- Ji Y, Wang X, Tan Y Y, et al. 2018. Economic policy uncertainty, implicit guarantee and divergence of corporate leverage rate[J]. *China Economic Quarterly*, 17(2): 449-470. (in Chinese)
- 贾倩, 孔祥, 孙铮. 2013. 政策不确定性与企业投资行为——基于省级地方官员变更的实证检验[J]. *财经研究*, 39(2): 81-91.
- Jia Q, Kong X, Sun Z. 2013. Policy uncertainty and corporate investment behavior: Empirical evidence based on the turnover of provincial officials [J]. *Journal of Finance and Economics*, 39(2): 81-91. (in Chinese)
- 蒋腾, 张永冀, 赵晓丽. 2018. 经济政策不确定性与企业债务融资[J]. *管理评论*, 30(3): 29-39.
- Jiang T, Zhang Y J, Zhao X L. 2018. Economic policy uncertainty and corporate debt financing [J]. *Management Review*, 30(3): 29-39. (in Chinese)
- 李凤羽, 杨墨竹. 2015. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗? ——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. *金融研究*(4): 115-129.
- Li F Y, Yang M Z. 2015. Can economic policy uncertainty influence corporate investment? The empirical research by using China economic policy uncertainty index [J]. *Journal of Financial Research*, (4): 115-129. (in Chinese)
- 李扬, 王国刚, 刘煜辉. 2005. 中国城市金融生态环境评价[M]. 北京: 人民出版社.
- 李扬, 张涛. 2009. 中国地区金融生态环境评价(2008—2009)[M]. 北京: 中国金融出版社.
- 林建浩, 阮萌柯. 2016. 经济政策不确定性与企业融资[J]. *金融学季刊*, 10(3): 1-21.

- Lin J H, Ruan M K. 2016. Economic policy uncertainty and enterprise financing [J]. *Quarterly Journal of Finance*, 10(3): 1-21. (in Chinese)
- 刘煜辉. 2007. 中国地区金融生态环境评价(2006—2007)[M]. 北京:中国金融出版社.
- 刘煜辉,陈晓升. 2011. 中国地区金融生态环境评价(2009—2010)[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- 饶品贵,岳衡,姜国华. 2017. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. *世界经济*, 40(2): 27-51.
- Rao P G, Yue H, Jiang G H. 2017. Economic policy uncertainty and firms' investment[J]. *The Journal of World Economy*, 40(2): 27-51. (in Chinese)
- 谭小芬,张文婧. 2017. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. *世界经济*, 40(12): 3-26.
- Tan X F, Zhang W J. 2017. The transmission mechanism analysis of the impact of economic policy uncertainty on corporate investment [J]. *The Journal of World Economy*, 40(12): 3-26. (in Chinese)
- 王国刚,冯光华. 2015. 中国地区金融生态环境评价(2013—2014)[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- 王红建,李青原,邢斐. 2014. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值[J]. *金融研究*(9): 53-68.
- Wang H J, Li Q Y, Xing F. 2014. Economic policy uncertainty, cash holdings and market value[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 53-68. (in Chinese)
- 王小鲁,樊纲,余静文. 2017. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- 魏志华,曾爱民,李博. 2014. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. *会计研究*(5): 73-80.
- Wei Z H, Zeng A M, Li B. 2014. Financial ecological environment and corporate financial constraints—Evidence from Chinese listed firms[J]. *Accounting Research*, (5): 73-80. (in Chinese)
- 温忠麟,叶宝娟. 2014. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 22(5): 731-745.
- Wen Z L, Ye B J. 2014. Analyses of mediating effects: The development of methods and models[J]. *Advances in Psychological Science*, 22(5): 731-745. (in Chinese)
- 谢德仁,陈运森. 2009. 金融生态环境、产权性质与负债的治理效应[J]. *经济研究*, 44(5): 118-129.
- Xie D R, Chen Y S. 2009. Financial ecological environment, the ownership nature

- of the ultimate controller, the governance effect of financing debts[J]. *Economic Research Journal*, 44(5): 118-129. (in Chinese)
- 杨海生, 才国伟, 李泽槟. 2015. 政策不连续性与财政效率损失——来自地方官员变更的经验证据[J]. *管理世界*, 31(12): 12-23.
- Yang H S, Cai G W, Li Z B. 2015. Policy discontinuity and fiscal efficiency loss: Empirical evidence from China's municipal official turnover [J]. *Journal of Management World*, 31(12): 12-23. (in Chinese)
- 杨汝岱. 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. *经济研究*, 50(2): 61-74.
- Yang R D. 2015. Study on the total factor productivity of Chinese manufacturing enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 50(2): 61-74. (in Chinese)
- 张承鹭, 吴华强. 2018. 政策不确定性对企业资本结构的影响研究[J]. *金融学季刊*, 12(3): 91-106.
- Zhang C J, Wu H Q. 2018. Research on the effect of economy policy uncertainty on enterprise capital structure[J]. *Quarterly Journal of Finance*, 12(3): 91-106. (in Chinese)
- 张红凤, 汲昌霖. 2015. 政治关联、金融生态环境与企业融资——基于山东省上市公司数据的实证分析[J]. *经济理论与经济管理*, 35(11): 77-86.
- Zhang H F, Ji C L. 2015. Political association, financial ecological environment and corporate finance—Based on the listing corporation data of Shandong province [J]. *Economic Theory and Business Management*, 35(11): 77-86. (in Chinese)
- 张军, 高远. 2007. 官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据[J]. *经济研究*, 42(11): 91-103.
- Zhang J, Gao Y. 2007. Term limits and rotation of Chinese governors: Do they matter to economic growth? [J]. *Economic Research Journal*, 42(11): 91-103. (in Chinese)
- 钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫, 等. 2016. 我国企业债务的结构性问题[J]. *经济研究*, 51(7): 102-117.
- Zhong N H, Liu Z K, He J X, et al. 2016. The structural problem of China's non-financial corporate debt[J]. *Economic Research Journal*, 51(7): 102-117. (in Chinese)
- 周黎安. 2007. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 42(7): 36-50.
- Zhou L A. 2007. Governing China's local officials: An analysis of promotion tournament model[J]. *Economic Research Journal*, 42(7): 36-50. (in Chinese)
- 周小川. 2009. 区域金融生态环境建设与地方融资的关系[J]. *中国金融*, (16): 8-9.

- Zhou X C. 2009. Relationship between regional financial ecological environment construction and local financing[J]. *China Finance*, (16): 8-9. (in Chinese)
- Baker S R, Bloom N, Davis S J, et al. 2013. A measure of economic policy uncertainty for China[R]. Chicago: University of Chicago.
- Baker S R, Bloom N, Davis S J. 2016. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593—1636.
- Baron R M, Kenny D A. 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173—1182.
- Bloom N, Bond S, Van Reenen J. 2007. Uncertainty and investment dynamics[J]. *The Review of Economic Studies*, 74(2): 391-415.
- Francis B B, Hasan I, Zhu Y. 2014. Political uncertainty and bank loan contracting [J]. *Journal of Empirical Finance*, 29: 281-286.
- Gulen H, Ion M. 2016. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 29(3): 523-564.
- Huang Y, Luk P. 2020. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. *China Economic Review*, 59: 101367.
- Julio B, Yook Y. 2012. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *The Journal of Finance*, 67(1): 45-83.
- Pástor L, Veronesi P. 2013. Political uncertainty and risk premia [J]. *Journal of Financial Economics*, 110(3): 520-545.
- Wang Y Z, Chen C R, Huang Y S. 2014. Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 26: 227-243.

## Policy Uncertainty and Corporate Leverage: Based on Financial Ecological Environment Perspectives

Rukai Gong

(Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University)

**Abstract** Uncertainty is a systemic impact that enterprises face in the process of investment decision-making. As China's economic system reform enters the deep-water area, enterprises will face increasing policy uncertainty; and the policy uncertainty will inevitably rise. It has an adverse impact on the external financial environment on which the company depends, which in turn affects the company's business decisions. This paper integrates policy uncertainty, financial ecology and corporate leverage into the same

framework. Based on the uncertainty of macroeconomic policy and regional policy discontinuity brought by turnovers of local officials, this paper systematically explores corporate liabilities under uncertainty. The main results show that, both policy uncertainty and official change have a significant negative impact on corporate liabilities. In addition, this effect is more pronounced after 2008 and in the Eastern and Central regions, non-state-owned and smaller companies. Furthermore, the results show that the uncertainty has a significant destructive effect on the regional financial ecology, and then the negative impact on the local corporate debt is an important mechanism that affects the change of corporate debt. This paper provides a new perspective for understanding the changes of corporate liabilities and policy insights: When implementing the “de-leverage” supply-side structural reform policy, it is necessary to specifically consider the potential impact of policy uncertainty, and then build a good financial ecological environment, which would provide necessary institutional guarantees for financing decisions of enterprises under uncertain scenarios.

**JEL Classification** E60, G32, O12

# 会计诚信、审计质量与公司价值<sup>1</sup>

## ——基于中国沪深A股上市公司的经验证据

卜美文<sup>2</sup>

**摘要** 作为上市公司价值实现的基础,会计诚信得到社会各界广泛关注。本文运用规范研究与实证研究相结合的方法,考察会计诚信的微观经济后果与机理以及审计质量在其中的影响机制,并进一步探讨融资约束影响。研究发现:在其他因素给定的条件下,会计诚信对公司价值提升起到显著促进作用;审计质量在期间起到了部分中介作用。进一步分析发现,融资约束在会计诚信与公司价值之间发挥了正向调节作用,这一调节作用通过审计质量这一中介机制实现,即融资约束通过审计质量的中介作用对会计诚信与公司价值间关系发挥正向调节作用。具体而言,融资约束程度越高,会计诚信对公司价值提升的促进作用越明显,对高质量审计需求越迫切,审计质量的中介效应更为显著。为应对目前经济下行压力和失信问题,政策制定者在建立健全正式制度的同时,更要关注对非正式制度的引导与约束。本文丰富了会计诚信领域研究,对坚定文化自信,推动以德治国具有重要的启示意义。

**关键词** 会计诚信;审计质量;公司价值;融资约束

## 0 引言

党的十九届四中全会提出,全面推进诚信建设,完善诚信建设长效机制。诚信价值观是化解发展中内外部矛盾和优化营商环境的首要原则。在新常态背景下,保护、传承与激发会计诚信已经得到政府和各界人士的普遍共识。路径依赖理论认为,主体行为决策存在路径依赖和自我强化效应,会计诚信的塑

1 作者感谢江苏省科技计划项目(创新支撑计划软科学研究)(BR2023020-3)、江苏省决策咨询研究基地课题(23SSL047)、四川省哲学社会科学基金项目(SCJJ23ND176)、四川省博士后科研项目特别资助(TB2023089)、扬州大学教学改革研究课题(YZUJX2022—C18)的资助。

2 卜美文,扬州大学商学院讲师,南昌理工学院财经学院客座教授,西南财经大学会计学院博士后, E-mail: bumeiwen@163.com。

造离不开以悠久的儒家传统文化背景。诚信具有内外两层含义,“诚”即诚实诚恳,内诚于心;“信”即信用信任,外信于人。作为经济的润滑剂,其基本含义是真诚可靠,讲求信用,往往被视为一种非正式的自我实施协议。在市场经济运行和社会主义核心价值观构建中,会计诚信价值观占据着极其重要的位置。

在经济社会中,作为资本市场健康发展的基石,会计诚信是企业诚信的重要内容和上市公司价值实现的基础。诚信的人格保障是信誉和声誉,然而,在现实中,会计诚信并没有得到部分上市公司充分的重视,仍存在财务舞弊、信息违规披露、股价操纵等失信行为,这既与部分上市公司自律不严有关,又有审计质量缺陷和相关监管部门监管不力的原因。积极营造市场诚信环境,培育会计诚信精神,优化诚信评价范式,并发挥导向作用,促进上市公司在投融资、经营等业务处理中坚守会计诚信,提高审计质量,是推动公司价值提升和保障市场健康可持续发展的重中之重。作为促进资源配置效率提升的关键力量和重要外部治理工具之一,注册会计师审计的基础性作用是为其他治理方提供依据,其他外部治理往往是通过经审计鉴证和传递的信息发挥治理功能,故高质量审计是提升整体治理水平的有力支撑。由于会计诚信存在多方信息不对称等问题,难于及时有效被识别和认可,往往存在市场中逆向选择问题,故其经济后果与对兼具鉴证功能、信号传递功能和保险价值的注册会计师审计存在千丝万缕的关系。对此学术界存在两种不同观点,其一,具备会计诚信的公司倾向于选择高质量审计以缓解信息不对称,从而使其得到广泛识别,增进公司价值。其二,会计诚信本身功能可能与高质量审计存在替代性,加之聘请高质量审计师会花费较高的审计费用,其理性选择并非通过高质量审计来提升公司价值。

本文选取2008—2020年沪深A股上市公司样本,理论分析并实证检验会计诚信这一非正式制度和理性选择对公司价值的影响,以及审计质量这一外部信息中介和治理监督因素的中介作用,同时考察融资约束影响。研究发现,会计诚信对公司价值提升起到促进作用,存在会计诚信的公司倾向于选择高质量审计服务作为信息中介和治理工具,从而审计质量在会计诚信与公司价值之间存在明显的部分中介效应。此外,在公司存在较高融资约束的情况下,会计诚信对公司价值的提升作用更为明显,审计质量的中介效应也更为明显。并采用倾向得分匹配法、工具变量法、变量滞后期、替换变量、bootstrap和Placebo安慰剂检验等增强稳健性。

本文边际创新和希冀贡献如下:第一,理论上,构建会计诚信、审计质量与公司价值理论分析框架,跳出以往大多只站在公司内部层面或交易双方角度考察会计诚信经济后果的研究框架,将兼具鉴证功能、信息传递功能和保险价值的审计质量因素纳入其中,既有公司内部层面的研究,也有外部中介和治理工具的考量,引导企业家、上市公司与审计师更好地发挥经济职能与社会职能。

第二,研究视角上,突破现有文献集中于从“物质”客体角度出发展开研究,如高管激励、债务融资、机构投资者与代理成本等,本文以会计诚信这一特殊的无形商业资产角度出发,同时区别于以往侧重诚信行为的一维性研究,本文涵盖文化范畴和行为范畴,具有系统性和多维性,并结合审计质量这一外部信息中介和治理因素,为公司价值研究提供了新视角。第三,基于中国转型经济的国情背景和经济形势下行压力,深入分析融资约束因素有中介的调节作用的影响。为应对后疫情时期经济下行风险提供可行的路径启示,为发挥会计诚信引导作用和审计质量监管提供政策参考和经验证据。

## 1 文献回顾

### 1.1 会计诚信与公司价值相关研究

现有文献集中于探讨企业诚信这一相对宽泛的领域,企业是一系列契约的集合,其诞生源于节省契约交易成本,而契约的顺利执行与交易成本的节约关键在于会计诚信这一子命题。国外研究表明,公司诚信文化有助于吸引投资,提升市场占有率(Love et al., 2017),减少契约成本(Farooq et al., 2017),提升经营管理效率,从而促进公司绩效提升(Erhard and Jensen, 2014),因此被认为是一项重要的无形生产要素。公司经营的成功需要以核心文化和价值观作为支撑,诚信经营的公司文化是经营效率和业绩提升的重要影响因素。Guiso et al. (2015)研究发现,公司文化观念不存在显著的价值提升效应,但当员工发现企业家具备高尚道德品质且值得信任时,公司绩效将得到显著提升;在公司进行并购交易中,诚信重视度较高的公司预期被收购规模相对更小,市场负面反应更低。

国内相关研究中,翟胜宝等(2015)基于公司诚信的外部效应发现,诚信文化通过提高商业信用水平从而显著缓解民营企业融资约束,并且在法律环境较差地区和融资能力较弱的情况下更能凸显诚信文化的效用。姜付秀等(2015)基于公司诚信的经济后果视角研究发现,诚信有效抑制了公司盈余操纵行为,当民营公司有再融资需求时,诚信文化影响更为显著。魏峰和朱千林(2019)基于调查问卷法研究发现,诚信显著促进中小型公司成长,伦理氛围发挥了中介作用,诚信文化提升组织创新能力且这一影响与公司声誉和规模存在一定关系。卜美文(2020)认为,公司诚信文化显著制约了管理层操纵行为,在管理层股权激励较低或法律不健全环境下,这一效应更为明显,而内部控制存在部分中介作用。

现有文献对诚信的探讨较为宽泛,针对会计诚信价值相关性的研究相对匮乏。相关宽泛研究主要涉及文化范畴和行为范畴且侧重行为范畴或采用规范

性研究、案例分析,这是因为文化范畴较为抽象,对其准确测度仍存在困难,虽有部分学者进行探索,但尚缺乏关于其经济后果的作用路径和具体机制研究,此外囿于其一维性,并未结合行为范畴展开研究,为本文留下了一定研究空间。

## 1.2 审计质量与公司价值相关研究

根据代理理论,高质量审计可以有效缓解代理问题,降低契约成本,通过监督机制提升公司治理水平,有助于公司价值提升。Watkins et al. (2004)将审计师声誉定义为市场评估或感知的审计质量。由于信息不对称,利益相关者无法直接识别审计报告质量,审计市场存在柠檬市场特征,但多期博弈行为缓解了信息不对称,凸显了审计师声誉的价值性,将其作为审计质量显式信号,得到普遍认可。这一逻辑关系的奠基者是 DeAngelo (1981),他认为审计师声誉越高,则面临可能损失的“准租”越多,审计质量越高。高声誉审计师通常会提供高质量审计,事务所综合排名是审计师声誉的直观反映。Asay et al. (2017)通过披露信息的可读性视角和投资者对外部信息价值判断的敏感性分析,考察公司绩效波动情况,发现高质量审计服务显著促进企业绩效提升,此外其对所有权集中、代理冲突严重的家族企业发挥着至关重要的监督作用,在减轻管理层与投资者之间代理冲突方面起到了黏合与监测作用。高质量审计有效缓解由管理者持股导致的道德风险,通过信号传递降低信息不对称程度,其在一定程度上扮演了大股东的角色,与公司价值存在显著的正相关关系。但另有部分学者持保留态度,认为其对公司价值的影响效果并不明显(Forst and Hettler, 2019; Almari et al., 2021)。

在国内相关研究中,武恒光和郑方松(2017)认为,高质量审计具有品牌投资和维护的动机,力图凸显其行业地位、传递高业务质量信号,在实证中采用中注协发布的各年会计师事务所综合评价排名衡量审计质量。蔡春等(2021)以审计师排名衡量审计质量,考察存在多个大股东的公司是否倾向于聘请高质量审计师,发现高质量审计是降低信息不对称的有力工具。作为审计质量的两种衡量方式,审计意见和可操纵性应计盈余对公司价值的影响尚未形成一致结论。关于审计意见的经济后果,一种观点认为,非标准审计意见反映了审计独立性,独立性是审计判断客观性和审计质量的基础和保障,在一定程度上对公司价值提升起到促进作用。王良成等(2014)指出,作为审计的灵魂,独立性是衡量审计质量的首要标准,并采用审计独立性(非标意见)作为审计质量度量指标展开研究。另一部分学者认为,审计结论蕴含了丰富的增量信息,起到了信号传递作用,即无保留审计意见有效增强投资者信心和公众对公司的信任度,促进公司价值提升(宋常和恽碧琰, 2005)。关于可操纵性应计盈余,褚剑和陈骏(2021)认为可操纵性应计盈余水平的高低与审计质量呈反向关系,但部分学者

认为可操纵性应计是在法规与准则界定的范围边界内运用自由裁量权的结果,通过缓解投资者情绪,提振市场信心,进而避免股价异常波动,促进公司价值提升。

总结现有研究成果,结论的不一致性反映了一方面这与目前中国资本市场属于弱强式有效市场相关,另一方面“经济收益观”与“信息观”地位有所变化,目前仍需另辟蹊径,在综合考虑审计市场声誉因素基础上对审计质量经济后果进行深入探讨。此外,虽然目前关于会计诚信的经济后果研究已有探索,但其作用路径和具体机制有待进一步挖掘。

## 2 理论分析与研究假说

本文基于声誉机制理论、不完全契约理论、新制度主义理论以及博弈理论,探讨会计诚信对公司价值的影响机理。基于不对称信息与审计需求相关理论以及熵增理论,探究审计质量的中介效应。

### 2.1 会计诚信与公司价值

首先,声誉机制理论侧重从声誉的市场和交易角度诠释。声誉是外界对组织的能力水平、公众表现、市场地位和社会责任的综合评价,是公司的一项特殊无形资产,会计诚信作为公司声誉的关键内容,与公司经营管理和未来发展息息相关。声誉机制理论认为声誉对公司行为存在软约束力,声誉机制依靠诚信体系来约束和治理公司行为,通过媒体和舆论途径发挥监管治理作用。声誉机制的建立与维持是一种自我实现过程,可以克服道德难以自我实现和法律滞后性而造成的局限性,会计诚信通过声誉机制完成价值实现,诚信声誉建设是促进公司价值提升的一种有效途径。在新时代背景下,培育会计诚信应充分发挥信息扩散效应、认知效应与治理效应,注重优秀会计诚信公司突出贡献与先进事迹宣传工作,把握舆论导向,营造鼓励诚信精神、尊重诚信价值、发挥会计诚信作用的社会舆论氛围,凝聚崇尚诚信的社会主义正能量,建立健全声誉机制,使其致力于生产性实践,通过声誉机制,会计诚信得到充分的价值实现。

其次,不完全契约理论侧重从道德风险与资源配置的帕累托最优角度诠释。该理论起源于交易费用理论,以契约的剩余权力最优配置为目的,契约主体的有限理性导致道德风险和逆向选择问题,而会计诚信在公司治理中发挥其隐性机制作用,具有约束功能和正外部性,公司与利益相关者之间的会计诚信会获得更多契约利益,将会计诚信建设提升到战略管理的高度,有助于稳定契约关系,实现契约剩余权力配置的帕累托最优。钟熙等(2020)认为社会契约伦理已经成为商业伦理中专门决策导向理论的重要部分,潜在的未被占用的道德自由空间、社会契约框架内的道德义务、利益相关者沟通和协商的潜在作用具有十分重要的地位。会计诚信的契约软约束功能具有正外部性,有助于建立健

全公司配套制度与激励机制,促进积极性与获得感,推动公司价值提升。

再次,新制度主义理论侧重从非正式制度角度诠释。根据整合新制度主义理论的相关观点,制度的三大基石框架分别为规制、规范与文化认知。其中规制是政府的法律法规、管制政策以及监管部门制定的规则 and 标准;规范通常是经验法则和资格认证等;文化认知代表公众对事物的认知程度,以价值观、信仰和认知框架出现。会计诚信作为新制度主义理论强调的非正式制度,其属于规范与文化认知范畴,通过为公司行为提供诚信道德行动框架,提高社会适应性,并实施激励或约束,影响公司决策过程与结果,深化各领域合作,实现公司价值提升。弘扬会计诚信精神应把道德摆在优先关注的位置,较高的道德水平可以凝聚人心,积聚力量,以德治企是实现会计诚信的重要途径,也是确保公司可持续发展和实现价值提升的关键。会计诚信不仅是道德修养的体现,也是理性主体的智慧展现,因此在重视对道德水平客观性评价的基础上,通过进一步加强道德素质教育,发挥人文伦理作用,强化道德水平,对促进微观主体价值提升以及经济可持续发展具有重要意义。

最后,博弈理论侧重从如何决策和决策均衡问题以及由以各自利益最大化为目标的策略形成的相互依存关系角度诠释。由于在重复博弈过程中,交易双方诚信识别成本是博弈次数的减函数,理性决策是参与人最优策略或行动的组合,而不是拘泥于短期利益而放弃长远合作的机会。通过建立保障公平、有序的制度与市场竞争机制,厘清政府与市场的边界,可以有效促进生产性实践,约束寻租、舞弊等非生产性行为。通过不断完善和优化会计诚信的激励约束机制,利用信用信息公示与共享平台,整合司法、税务、环保和安监等领域数据,健全会计诚信档案记录,执行守信联合激励、失信联合惩戒机制,会计诚信成为市场博弈双方的最优选择策略,实现公司可持续发展和价值提升。综上,会计诚信对公司价值影响机理如图1所示。

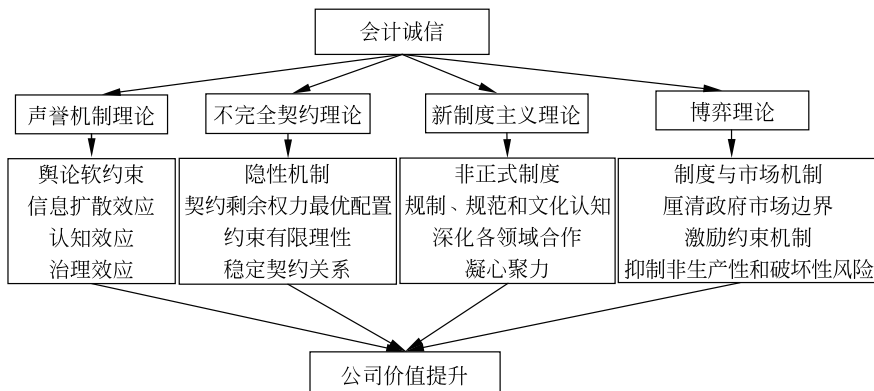


图1 会计诚信对公司价值的影响机理

鉴于此,本文提出研究假说 H1。

**H1:** 在其他条件不变的情况下,会计诚信显著促进公司价值提升。

## 2.2 审计质量中介效应的理论分析

作为公司重要外部信息中介和治理工具效率与效果的衡量标准,审计质量在会计诚信与公司价值之间发挥重要的作用,通过对会计处理的合法合规性和自由裁量权运用的合理性作出判断,并提供鉴证、信息传递和保险价值,是会计诚信促进公司价值提升的有力工具。

首先,基于不对称信息与审计需求的代理理论,具备会计诚信的公司倾向于选择高质量审计以有效缓解由于两权分离和信息不对称导致代理冲突,监督并改善治理,通过其发挥鉴证作用,降低代理成本(含监督、保证成本与剩余损失)。具备会计诚信的公司通过高质量审计增强诚信声誉信息可靠性,稳定不完全契约的契约关系,约束内部目标不一致可能存在的隐性失信倾向,对会计诚信这一非正式制度有效性加以鉴证,降低道德风险,在博弈中对会计寻租、舞弊等非生产性行为倾向产生威慑作用,是会计诚信价值实现的重要途径。

其次,基于不对称信息与审计需求的信息理论,具备会计诚信的公司倾向于选择高质量审计发挥较强的信号传递作用,以提升市场投资者关注度和利益相关者认知水平,通过传递会计诚信声誉信号,使投资者有效区分诚信与失信公司,缓解会计诚信这一非正式制度的信息不对称和不完全契约下的逆向选择问题,使具有会计诚信品质的公司在市场博弈中脱颖而出,从而实现资源的有效配置和公司价值提升。相反,丧失会计诚信品质会使得公司倾向于选择低质量审计服务以增加审计报告的灵活性来平滑收益(Hurley et al., 2021)。

再次,基于审计需求的保险理论,具备会计诚信的公司倾向于选择高质量审计发挥保险价值以增加信息可信性,降低风险。一旦公司面临经营失败或者审计师审计失败,信息使用者有权向审计师提出赔偿部分损失的要求,相当于上市公司、审计师与信息使用者利益绑定,将审计师部分自身利益置于信息风险之中。提供高质量审计服务的审计师往往具有较高的声誉,为挽救声誉损失更倾向于达成赔偿协议。在审计市场中,由于会计失信公司存在较大风险,高质量审计师往往拒绝承接其业务,故其高质量审计需求无法实现。鉴于此,高质量审计能增强不完全契约下会计诚信声誉信息和这一非正式制度信息的可信性,促进多方动态博弈最优均衡,为会计诚信得到价值认可提供保障。

最后,基于熵增理论,会计诚信作为公司价值观导向和内在品质,需要外部力量的介入与认可才能发挥价值优势,因此存在高质量审计需求。高质量审计有助于具备会计诚信的公司降低不完全契约下的融资约束,提升诚信声誉机制效率效果,减少交易成本,是会计诚信这一非正式制度提升公司价值的有力工

具。随着审计监管的力度与日俱增,通过注册会计师审计市场以及审计双方诚信博弈,提供高质量审计服务和会计诚信是博弈双方最优行为选择和双赢策略。

审计质量在会计诚信与公司价值之间的作用机理如图2所示,会计诚信存在高质量审计需求以增强其声誉信息可靠性、有效传递诚信声誉信号,并发挥保险功能。审计质量的提高有助于信息使用者判别会计诚信的存在性和水平,稳定不完全契约的契约关系,降低道德风险,避免逆向选择。高质量审计对会计诚信这一非正式制度有效性信息进行鉴证、传递和保险,有效降低代理冲突、代理成本(监督、保证成本与剩余损失)和交易成本,缓解融资约束,制约会计寻租、舞弊等非生产性行为倾向,提高资源配置有效性,从而实现博弈多方最优选择策略,是会计诚信促进公司价值提升的重要影响机制。

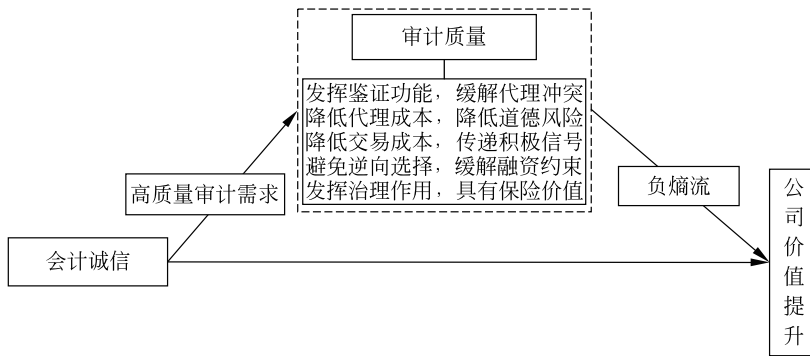


图2 审计质量在会计诚信与公司价值之间的作用机理

鉴于此,本文提出研究假说 H2a。

**H2a:** 在其他条件不变的情况下,审计质量在会计诚信与公司价值之间存在部分中介效应。

另一方面,审计质量在会计诚信与公司价值之间可能会存在遮掩效应,这是由于,现有研究发现审计质量与代理问题程度正相关(Fan and Wong, 2005)。代理成本越低则倾向选择高质量审计服务的概率越小。会计诚信自身特征所发挥的功能可能与高质量审计的经济后果存在替代性,从而其降低对高质量审计服务的需求,毕竟聘请高质量审计师会花费较高的审计费用,会为本来就具备会计诚信的公司带来较大沉没成本。因此基于会计诚信本身对资本市场、公司内部发挥的积极作用和理性选择,公司并非倾向选择高质量审计师为其服务,因而会降低高质量审计需求,在这种情况下审计质量在会计诚信与公司价值之间会存在遮掩效应。

鉴于此,提出本文的假说 H2b。

**H2b:** 在其他条件不变的情况下,审计质量在会计诚信与公司价值之间存在遮掩效应。

### 3 实证研究

#### 3.1 样本选择与数据来源

本文以2008—2020年沪深A股公司为样本,考虑到新会计准则从2007年执行,为避免准则变更导致误差,加之本文实证分析涉及数据滞后一期值,故样本选取从2008年开始。删除金融和保险公司、ST、\*ST、PT和数据缺失样本,获得16个行业3893家公司25262个观测值,并双侧1%缩尾。数据主要取自CSMAR、市场化指数报告等。

#### 3.2 变量定义

##### 1) 被解释变量

公司价值(Tobinq、Roa):本文公司价值指标包含市场价值与财务价值。市场价值采用Tobinq值衡量,以存量视角测度公司相对价值,克服了平滑收益,也囊括了市场对公司价值判断。公司财务价值采用资产收益率衡量,以流量视角测度公司价值创造,反映偿债、营运与盈利能力。

##### 2) 解释变量

会计诚信(Honest、Vhonest、Phonest):赫伯特·西蒙认为决策分为“价值判断”与“事实判断”(西蒙,2007)。因此本文将会计诚信这一理性决策选择相应分为文化价值观和行为事实视角,即从会计诚信文化范畴和会计诚信行为范畴衡量。现有文献关于企业诚信这一较为宽泛的研究亦主要涉及这两个方面,即文化范畴(左锐等,2018)和行为范畴(耿艳丽和鲁桂华,2018),且侧重于行为范畴或采用规范性研究、案例分析,这是因为文化范畴较为抽象,对其准确测度仍存在困难,虽有部分学者对此进行探索,但尚缺乏关于其经济后果的作用路径和具体机制探讨,此外囿于其一维性,并未结合行为范畴展开研究。

第一,会计诚信文化(Honest)。现有文献关于诚信文化的衡量方法包括文本分析法与问卷调查法。文本分析方法认为,公司年报公布的文化规范是会计价值观的载体,充分反映了对会计诚信价值观的重视和属性。问卷调查法通过获得利益相关者对会计诚信相关评价,检验其存在性,但会存在无法避免的主观判断误差。本文运用文本分析法度量会计诚信文化。基于《新华字典》释义,将会计诚信关联词确定为:诚实、诚恳、诚挚、竭诚、真诚、真实、道德、信誉、信任、信赖、信用、守信。通过公司年报抓取关键词,若含有“诚信”或关联词语,则

Honest 取值为 1, 否则为 0。

第二, 会计诚信行为 (Vhonest、Phonest)。探讨法规层面的会计诚信行为, 本文以公司年度会计失信违规次数取负值 (Vhonest) 和会计失信违规受罚程度取负值 (Phonest) 综合衡量。其中, 会计失信违规类型涉及虚构利润、虚列资产等 15 项; 会计失信违规受罚程度分为批评、警告、谴责等七个等级, 变量 Phonest 对应分别取值为 -1 至 -7。若年度存在多种被处罚方式, 本文取其最小值衡量。

### 3) 中介变量

审计质量 (Auditor): 本文选择审计师声誉衡量审计质量, 根据 2008—2020 年中注协发布的会计师事务所综合评价排名, 若年报审计师属于前十大所, 则 Auditor 取 1, 否则取 0。这是由于以审计师排名衡量的审计师声誉是审计质量的显式信号, 反映了市场总体认可度。

### 4) 控制变量

本文参考杜兴强等 (2011) 方法, 设置如下控制变量: 杠杆率 (Lev), 总负债与总资产之比, 反映债务风险程度; 成长性 (Growth), 营业收入增长率, 反映公司发展能力; 公司规模 (Size), 总资产取自然对数, 反映企业规模效应; 自由现金流 (Cfo), 经营净现金流量与总资产之比, 该指标越大表明现金流量越充裕; 公司年龄 (Age), 公司上市年数取自然对数衡量, 反映公司基本面水平; 股权集中度 (Top10), 前十股东持股, 反映代理成本; 两职合一 (Dual), 董事长、总经理兼任情况, 反映管理者权力; 董事会独立性 (Indp), 独董人数与董事总人数之比, 该比例反映董事会独立性程度, 与其发挥的作用呈正比; 监事会规模 (Svs), 监事会对董事会和管理层进行监督的专设机构, 虽然不直接参与企业运营, 但能够对企业产生间接影响; 委员会监管治理 (Wcbii), 委员会可以在专业领域发挥监督及治理的作用, 有助于公正及客观地对企业进行评价, 促进经营绩效提升; 管理层持股 (Mngmhldn), 作为一种激励机制, 管理层持股可以增强管理者信心; 机构投资者 (Holdp), 机构投资者参与公司治理是发挥中长期资金“压舱石”作用的重要途径, 对于提升上市公司质量具有积极意义; 独董地域一致性 (Crg), 独立董事与上市公司工作地点一致对公司治理水平存在一定影响; 产权性质 (Soe), 包括国有或非国有企业, 并设置虚拟变量控制产权差异影响; 市场化水平 (Mkt), 参考张蕊和蒋煦涵 (2019) 方法, 选取市场化指数度量, 因为数据至 2016 年, 采用滞后一至三期平均值计算后期指数; 行业 (Industry) 与年度 (Year), 控制行业、年度差异。控制变量定义具体说明详见表 1。

表 1 变量定义表

类别	名称	符号	定义
因变量	公司价值	Tobinq	市值/(资产-无形资产-商誉)
		Roa	净利润/总资产

续表

类别	名称	符号	定义
自变量	会计诚信	Honest	会计诚信文化,即会计诚信的文化层面。
		Vhonest	会计失信违规次数取负值,即会计诚信的行为层面。
		Phonest	会计失信违规受罚程度取负值,即会计诚信的行为层面。
中介变量	审计质量	Auditor	审计师声誉
控制变量	杠杆率	Lev	总负债/总资产
	成长性	Growth	营业收入增长率
	公司规模	Size	资产总额取对数
	自由现金流	Cfo	经营净现金流量/总资产
	公司年龄	Age	ln(公司上市年份-统计年份+1)
	股权集中度	Top10	前十股东持股
	两职合一	Dual	两职合一取 1,否则取 0
	董事会独立性	Indp	独立董事成员占比
	监事会规模	Svs	监事会监事数量
	管理层持股	Mngmhldn	董监高持股数量占总股数量之比
	机构投资者	Holdp	机构投资者持股比例
	独董地域一致性	Crg	独立董事与公司地点一致性,相同取 1,否则取 0
	委员会监管治理	Wcbii	委员会设立的数量
	产权性质	Soe	国有取 1,否则取 0
	市场化水平	Mkt	市场化指数
	行业	Industry	行业虚拟变量
年度	Year	年份虚拟变量	

### 3.3 模型设定

为考察会计诚信对公司价值的影响,本文分别从文化层面和行为层面,借鉴王竹泉等(2017)的研究,构建如下模型(1)对假说 H1 进行检验:

$$Tobinq_{i,t}(Roai,t) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Honest}_{i,t} (\text{Vhonest}_{i,t} / \text{Phonest}_{i,t}) + \sum \alpha_n \text{CVs}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为检验审计质量在会计诚信与公司价值之间的中介作用,分别从会计诚信文化层面和会计诚信行为层面,借鉴 Baron and Kenny(1986)和温忠麟(2004)方法,构建模型(2)~(3)对假说 H2 进行检验:

$$\text{Auditor}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Honest}_{i,t} (\text{Vhonest}_{i,t} / \text{Phonest}_{i,t}) + \sum \beta_n \text{Cvs}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Tobinq_{i,t}(Roai,t) = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Honest}_{i,t} (\text{Vhonest}_{i,t} / \text{Phonest}_{i,t}) + \gamma_2 \text{Auditor}_{i,t} + \sum \gamma_n \text{Cvs}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

中介效应检验步骤如下:首先,若模型(1)中  $\alpha_1$  不显著,则停止检验。其次,若

上述系数显著,则检验模型(2)。最后,若 $\beta_1$ 显著,则检验模型(3);若 $\gamma_1$ 与 $\gamma_2$ 显著,则存在部分中介效应;若 $\gamma_1$ 不显著、 $\gamma_2$ 显著,则存在完全中介效应,如图3所示。

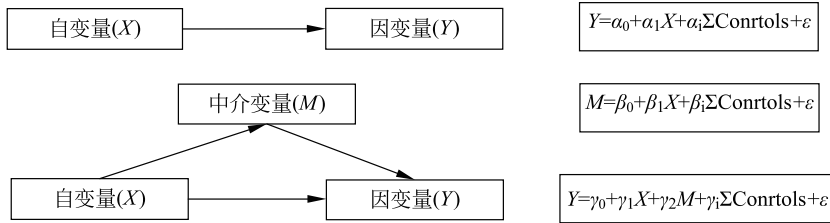


图3 中介效应检验流程图

### 3.4 描述性统计

如表2所示,Tobinq取值在0.8566至11.3130之间,均值为2.7056,标准差为1.8964。Roa取值在-0.1804至0.2296之间,均值为0.0569,标准差为0.0579。Honest均值为0.5420,即54.20%的样本公司存在会计诚信文化。Vhonest均值为-0.1768,样本公司平均失信违规行为次数远小于1,中位数为0,表明上市公司总体上是诚信的。Phonest的平均值为-0.1351,中位数为0,说明上市公司被处罚的程度集中在批评或警告。审计质量(审计师声誉)的平均值为0.5629,表明2008—2020年期间,56.29%的样本公司选择了会计师事务所综合评价排名前十的高声誉审计师,同时也表明在审计市场中“大所”的市场份额存在一定提升空间。控制变量描述性统计结果详见表2。

表2 控制变量描述性统计结果表

变量	mean	sd	min	p25	p50	p75	max	N
Tobinq	2.7056	1.8964	0.8566	1.4503	2.1063	3.2442	11.3130	25262
Roa	0.0569	0.0579	-0.1804	0.0301	0.05290	0.08350	0.2296	25262
Honest	0.5420	0.4982	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	25262
Vhonest	-0.1768	0.6075	-38.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	25262
Phonest	-0.1351	0.5894	-6.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	25262
Auditor	0.5629	0.4960	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	25262
Lev	0.4270	0.2044	0.0530	0.2629	0.4219	0.5834	0.8680	25262
Growth	0.1797	0.3832	-0.5233	-0.0088	0.1179	0.2871	2.3762	25262
Size	22.1030	1.2874	19.8620	21.1660	21.9140	22.8320	26.0969	25262
Cfo	0.0475	0.0706	-0.1590	0.0077	0.0464	0.0887	0.2455	25262
Age	2.0799	0.8244	0.0000	1.3863	2.1972	2.7726	3.2581	25262
Top10	0.5709	0.1706	0.0074	0.4656	0.5872	0.6962	0.9023	25262

续表

变量	mean	sd	min	p25	p50	p75	max	N
Dual	0.2568	0.4369	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	25262
Indp	0.3737	0.0528	0.3333	0.3333	0.3333	0.4286	0.5714	25262
Svs	3.6111	1.1335	0.0000	3.0000	3.0000	5.0000	15.0000	25262
Mngmhltn	12.4690	19.6720	0.0000	0.0001	0.1484	21.4920	100.0000	25262
Holdp	43.9210	25.3840	0.0000	22.8540	46.653	64.1620	100.0000	25262
Crg	1.5587	0.5141	0.0000	1.0000	2.0000	2.0000	3.0000	25262
Wcbii	3.9217	0.4992	0.0000	4.0000	4.0000	4.0000	9.0000	25262
Soe	0.3803	0.4855	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	25262
Mkt	8.0338	1.7378	3.1300	6.8800	8.3300	9.6800	10.0000	25262

### 3.5 多元回归结果与分析

如表 3 所示,列(1)和(4)Honest 系数分别为 0.0877 与 0.0068,在 1%水平下显著,表明控制相关因素后,以诚信文化衡量的会计诚信显著提升了公司价值。列(2)和(5)Vhonest 系数为 0.2123 与 0.0025,显著水平为 1%,即控制潜在因素后,以诚信行为衡量的会计诚信显著提升了公司价值。列(3)和(6)Phonest 系数分别为 0.1028 与 0.0045,在 1%水平下显著,说明控制其他因素后,以诚信行为衡量的会计诚信显著提升了公司价值。假说 H1 得到验证。

表 3 公司价值与会计诚信回归结果表

变量名	因变量:Tobinq			因变量:Roa		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Honest	0.0877 *** (4.4301)			0.0068 *** (10.3190)		
Vhonest		0.2123 *** (7.7551)			0.0025 *** (2.8941)	
Phonest			0.1028 *** (5.8179)			0.0045 *** (6.2762)
Lev	-1.1046 *** (-16.5694)	-1.0277 *** (-15.4822)	-1.0755 *** (-16.1302)	-0.0821 *** (-34.9910)	-0.0814 *** (-34.5630)	-0.0810 *** (-34.6406)
Growth	0.4324 *** (14.1000)	0.4334 *** (14.2308)	0.4317 *** (14.1038)	0.0288 *** (27.8975)	0.0290 *** (28.0726)	0.0289 *** (28.0178)
Size	-0.5230 *** (-40.0883)	-0.5437 *** (-42.6610)	-0.5313 *** (-40.9914)	0.0080 *** (21.6740)	0.0076 *** (20.4038)	0.0075 *** (20.4211)
Cfo	2.5740 *** (15.8911)	2.5725 *** (15.9880)	2.5904 *** (16.0402)	0.2810 *** (48.5567)	0.2830 *** (48.8946)	0.2827 *** (48.9240)

续表

变量名	因变量:Tobinq			因变量:Roa		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Age	0.0140 (0.7631)	0.0279 (1.5231)	0.0210 (1.1444)	-0.0007 (-1.1335)	-0.0003 (-0.4512)	-0.0002 (-0.3957)
Top10	0.5682 *** (5.0248)	0.5785 *** (5.1275)	0.5746 *** (5.0879)	-0.0012 (-0.3132)	-0.0011 (-0.2938)	-0.0009 (-0.2432)
Dual	0.0994 *** (4.1704)	0.0993 *** (4.1846)	0.0992 *** (4.1690)	0.0003 (0.4526)	0.0003 (0.3754)	0.0003 (0.4040)
Indp	0.9517 *** (5.2324)	1.1196 *** (6.4147)	0.9709 *** (5.3788)	-0.0263 *** (-4.4648)	-0.0247 *** (-4.1858)	-0.0257 *** (-4.3501)
Svs	0.0107 (1.4340)	0.0128 * (1.7250)	0.0107 (1.4367)	0.0002 (0.6432)	0.0002 (0.6510)	0.0002 (0.6047)
Mngmhltn	0.0058 *** (5.3986)	0.0057 *** (5.3093)	0.0057 *** (5.3649)	0.0004 *** (13.5001)	0.0004 *** (13.6436)	0.0004 *** (13.5549)
Holdp	0.0068 *** (7.9752)	0.0069 *** (8.1696)	0.0069 *** (8.0835)	0.0003 *** (11.8428)	0.0003 *** (12.2798)	0.0003 *** (12.1710)
Crg	-0.0107 (-0.5966)	-0.0031 (-0.1709)	-0.0045 (-0.2490)	-0.0002 (-0.3717)	0.0001 (0.2212)	0.0002 (0.3130)
Wcbii	-0.0402 ** (-2.0647)	-0.0376 * (-1.9331)	-0.0391 ** (-2.0081)	0.0009 (1.3868)	0.0010 (1.5775)	0.0010 (1.5346)
Soe	-0.2570 *** (-11.1537)	-0.2748 *** (-11.9129)	-0.2642 *** (-11.4378)	-0.0034 *** (-4.1935)	-0.0037 *** (-4.6140)	-0.0038 *** (-4.6692)
Mkt	0.0186 *** (2.9083)	0.0196 *** (3.0884)	0.0206 *** (3.2334)	0.0006 *** (3.1335)	0.0008 *** (3.6579)	0.0008 *** (3.8115)
Constant	12.7069 *** (44.2686)	13.0574 *** (46.0928)	12.8584 *** (44.9339)	-0.1306 *** (-14.8356)	-0.1237 *** (-13.9731)	-0.1225 *** (-13.9274)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25262	25262	25262	25262	25262	25262
Adj R <sup>2</sup>	0.4480	0.4519	0.4486	0.3398	0.3376	0.3390

注:括号内为 Robust 修正的  $t$  或  $z$  值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

表 4 报告了中介效应检验结果,列(1)Honest 系数为 0.0543,在 10%水平下显著,这表明以诚信文化衡量的会计诚信存在高质量审计需求,倾向于聘请高质量审计师;列(2)和列(3)中,Honest 系数为 0.0845 与 0.0068,在 1%水平下显著,Auditor 系数为 0.2762 与 0.0013,在 1%、5%水平下显著,这表明审计质量在以诚信文化衡量的会计诚信与公司价值之间存在部分中介效应。列(4)Vhonest 系数为 0.0585,在 5%水平下显著,这表明以诚信行为衡量的会计诚信存在高质量审计需求;列(5)和(6)Vhonest 系数分别为 0.2087 和 0.0025,在

表 4 中介效应检验结果表

变量名	Auditor (1)	Tobinq (2)	Roa (3)	Auditor (4)	Tobinq (5)	Roa (6)	Auditor (7)	Tobinq (8)	Roa (9)
Honest	0.0543* (1.8704)	0.0845*** (4.2860)	0.0068*** (10.2944)						
Vitonest				0.0585** (2.4748)	0.2087*** (7.6581)	0.0025*** (2.8779)			
Phonest							0.0642*** (2.8576)	0.0987*** (5.6063)	0.0045*** (6.2503)
Auditor		0.2762*** (15.0150)	0.0013** (2.0498)		0.2729*** (14.8991)	0.0013** (2.0849)		0.2749*** (14.9651)	0.0013** (2.0064)
Lev	-0.1493* (-1.7235)	-1.0956*** (-16.5296)	-0.0821*** (-34.9704)	-0.1289 (-1.4797)	-1.0201*** (-15.4608)	-0.0814*** (-34.5434)	-0.1303 (-1.4987)	-1.0677*** (-16.1091)	-0.0809*** (-34.6198)
Growth	-0.0460 (-1.2812)	0.4350*** (14.2646)	0.0288*** (27.9104)	-0.0449 (-1.2496)	0.4360*** (14.3912)	0.0290*** (28.0861)	-0.0465 (-1.2932)	0.4344*** (14.2691)	0.0289*** (28.0314)
Size	0.2023*** (13.6818)	-0.5354*** (-40.7949)	0.0079*** (21.3888)	0.1957*** (13.1106)	-0.5555*** (-43.3499)	0.0075*** (20.1269)	0.1970*** (13.2727)	-0.5433*** (-41.6753)	0.0075*** (20.1485)
Cfo	0.7192*** (3.5617)	2.5292*** (15.7258)	0.2808*** (48.5173)	0.7292*** (3.6137)	2.5276*** (15.8173)	0.2828*** (48.8527)	0.7293*** (3.6135)	2.5452*** (15.8705)	0.2825*** (48.8840)
Age	-0.1892*** (-7.5682)	0.0258 (1.4005)	-0.0006 (-1.0369)	-0.1842*** (-7.3669)	0.0392** (2.1379)	-0.0002 (-0.3567)	-0.1849*** (-7.3965)	0.0324* (1.7646)	-0.0002 (-0.3044)
Top10	0.0312 (0.2078)	0.5668*** (5.0317)	-0.0012 (-0.3149)	0.0338 (0.2250)	0.5769*** (5.1332)	-0.0011 (-0.2958)	0.0348 (0.2316)	0.5729*** (5.0924)	-0.0009 (-0.2452)
Dual	0.1051*** (3.1990)	0.0928*** (3.9182)	0.0003 (0.4129)	0.1050*** (3.1960)	0.0928*** (3.9347)	0.0003 (0.3350)	0.1052*** (3.1997)	0.0927*** (3.9175)	0.0003 (0.3651)

续表

变量名	Auditor (1)	Tobinq (2)	Roa (3)	Auditor (4)	Tobinq (5)	Roa (6)	Auditor (7)	Tobinq (8)	Roa (9)
Indp	0.0037 (0.0142)	0.9539*** (5.2595)	-0.0263*** (-4.4645)	0.0441 (0.1705)	1.1191*** (6.4290)	-0.0247*** (-4.1873)	0.0137 (0.0533)	0.9723*** (5.4000)	-0.0257*** (-4.3502)
Svs	0.0063 (0.4638)	0.0104 (1.3955)	0.0002 (0.6378)	0.0068 (0.4948)	0.0125* (1.6837)	0.0002 (0.6450)	0.0064 (0.4674)	0.0104 (1.3980)	0.0002 (0.5994)
Mngmhlhdn	0.0032** (2.3768)	0.0056*** (5.2220)	0.0004*** (13.4696)	0.0032** (2.3813)	0.0055*** (5.1341)	0.0004*** (13.6123)	0.0032** (2.3582)	0.0055*** (5.1910)	0.0004*** (13.5252)
Holdp	0.0041*** (3.7383)	0.0065*** (7.7003)	0.0003*** (11.8014)	0.0042*** (3.8309)	0.0067*** (7.8910)	0.0003*** (12.2368)	0.0041*** (3.7873)	0.0066*** (7.8071)	0.0003*** (12.1300)
Crg	0.0843*** (3.0991)	-0.0159 (-0.8905)	-0.0002 (-0.4119)	0.0881*** (3.2399)	-0.0084 (-0.4714)	0.0001 (0.1784)	0.0883*** (3.2478)	-0.0099 (-0.5533)	0.0002 (0.2715)
Webii	-0.0308 (-1.1298)	-0.0383** (-1.9906)	0.0009 (1.4016)	-0.0294 (-1.0806)	-0.0358* (-1.8621)	0.0010 (1.5921)	-0.0300 (-1.1020)	-0.0372* (-1.9357)	0.0010 (1.5489)
Soe	0.1222*** (3.3089)	-0.2643*** (-11.4843)	-0.0034*** (-4.2333)	0.1167*** (3.1572)	-0.2816*** (-12.2278)	-0.0038*** (-4.6522)	0.1179*** (3.1904)	-0.2711*** (-11.7562)	-0.0038*** (-4.7062)
Mkt	0.1192*** (12.7638)	0.0112* (1.7551)	0.0006*** (2.9587)	0.1200*** (12.8713)	0.0122* (1.9340)	0.0007*** (3.4773)	0.1205*** (12.9216)	0.0131** (2.0722)	0.0008*** (3.6364)
Constant	-6.2078*** (-16.7446)	12.9475*** (44.8701)	-0.1294*** (-14.6422)	-6.0927*** (-16.3634)	13.2883*** (46.6766)	-0.1226*** (-13.7848)	-6.1109*** (-16.4556)	13.0919*** (45.5136)	-0.1214*** (-13.7427)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262
Pseudo R <sup>2</sup> /Adj R <sup>2</sup>	0.0668	0.4509	0.3399	0.0669	0.4566	0.3376	0.0662	0.4514	0.3391

注:括号内为 Robust 修正的 t 或 z 值;\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

1%水平下显著, Auditor 系数为 0.2729 与 0.0013, 在 1%、5%水平下显著, 这表明审计质量在以诚信行为衡量的会计诚信与公司价值之间起到了部分中介作用。列(7) Phonest 系数为 0.0642, 在 1%水平下显著, 这表明以诚信行为衡量的会计诚信存在高质量审计需求, 倾向于聘请高质量审计师; 列(8)和(9)中, 变量 Phonest 的回归系数为 0.0987 和 0.0045, 均在 1%水平下显著, Auditor 系数为 0.2749 与 0.0013, 在 1%、5%水平下显著, 这表明审计质量在以诚信行为衡量的会计诚信与公司价值之间起到了部分中介作用, 验证了假说 H2a。

## 4 稳健性检验

### 4.1 倾向得分匹配法

本文采用 PSM 法缓解样本选择偏误等导致的内生性问题, 分别使用以文化范畴和行为范畴衡量的会计诚信是否大于平均值的虚拟变量与所有控制变量进行回归, 运用 Logit 模型进行匹配变量筛选, 采用迭代回归并充分考虑变量重要性, 选取 Lev、Cfo、Size、Growth 为 Honest 协变量, 选择 Lev、Size、Indp、Growth 为 Vhonest 协变量, 选择 Lev、Size、Indp、Growth 作为 Phonest 协变量, 按 1:1 进行匹配。为确保匹配过程合理性, 进行平衡性与同质性检验。如表 5 所示, 匹配后标准差绝对值小于 3%, 组间均值差异为 1.1%、1.4%与 0.7%。PS 值密度分布形态如图 4 至图 6 所示, 匹配过程修正了分布偏差。

表 5 平衡性假设检验结果

Panel A: 以 Honest 作为处理变量						
变量	状态	Treated	Control	SD	t 值	p 值
Lev	Unmatched	0.4135	0.4431	-14.4000	-11.4800	0.0000***
	Matched	0.4136	0.4114	1.1000	0.9000	0.3670
Cfo	Unmatched	0.0537	0.0401	19.4000	15.3300	0.0000***
	Matched	0.0536	0.0527	1.2000	1.0200	0.3060
Size	Unmatched	22.0490	22.1680	-9.2000	-7.2900	0.0000***
	Matched	22.0500	22.0260	1.9000	1.5700	0.1160
Growth	Unmatched	0.1893	0.1683	5.5000	4.3500	0.0000***
	Matched	0.1880	0.1893	-0.3000	-0.2800	0.7800
变量	状态	Pseudo R <sup>2</sup>	LR chi <sup>2</sup>	p>chi <sup>2</sup>	MeanBias	MedBias
All variables	Unmatched	0.0010	354.4300	0.0000***	12.1000	11.8000
	Matched	0.0000	3.6200	0.4600	1.1000	1.2000

续表

Panel B; 以 Vhonest 作为处理变量						
变量	状态	Treated	Control	SD	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值
Lev	Unmatched	0.4241	0.4477	-11.5000	-6.0300	0.0000***
	Matched	0.4241	0.4217	1.2000	1.2700	0.2050
Size	Unmatched	22.1210	21.9820	11.0000	5.6500	0.0000***
	Matched	22.1200	22.0970	1.9000	1.9900	0.0470**
Indp	Unmatched	0.3732	0.3772	-7.3000	-3.9600	0.0000***
	Matched	0.3732	0.3721	2.1000	2.2900	0.0220**
Growth	Unmatched	0.1829	0.1570	6.5000	3.5300	0.0000***
	Matched	0.1828	0.1810	0.4000	0.4400	0.6600
变量	状态	Pseudo $R^2$	LR $\chi^2$	$p > \chi^2$	MeanBias	MedBias
All variables	Unmatched	0.0080	160.6700	0.0000***	9.1000	9.1000
	Matched	0.0000	9.5300	0.0490**	1.4000	1.5000

Panel C; 以 Phonest 作为处理变量						
变量	状态	Treated	Control	SD	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值
Lev	Unmatched	0.4236	0.4659	-20.5000	-8.9600	0.0000***
	Matched	0.4237	0.4236	0.1000	0.0800	0.9400
Size	Unmatched	22.1160	21.9590	12.4000	5.2900	0.0000***
	Matched	22.1160	22.1060	0.7000	0.8000	0.4240
Indp	Unmatched	0.3732	0.3792	-10.6000	-4.8900	0.0000***
	Matched	0.3732	0.3723	1.7000	1.9900	0.0460**
Growth	Unmatched	0.1833	0.1381	11.2000	5.1100	0.0000***
	Matched	0.1824	0.1820	0.1000	0.1100	0.9150
变量	状态	Pseudo $R^2$	LR $\chi^2$	$p > \chi^2$	MeanBias	MedBias
All variables	Unmatched	0.0180	248.4700	0.0000***	13.7000	11.8000
	Matched	0.0000	4.7600	0.3130	0.7000	0.4000

注：\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

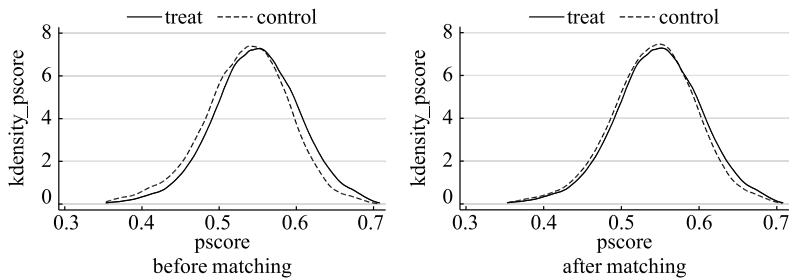


图4 匹配前后 PS 值密度分布形态对比图(以 Honest 作为处理变量)

如表 6 所示,列(1)和(4) Honest 系数为 0.0890 与 0.0082,在 1% 水平下显著,表明控制相关因素后,以诚信文化衡量的会计诚信显著提升了公司价值。

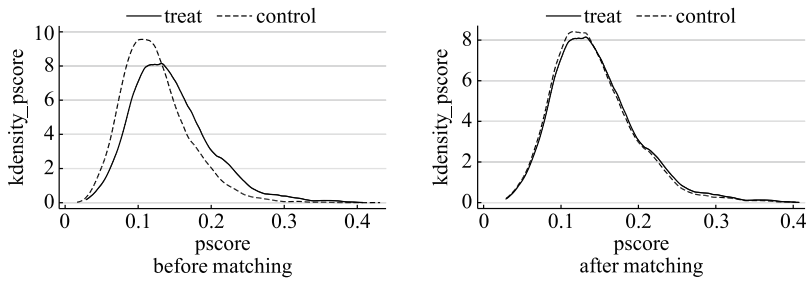


图 5 匹配前后 PS 值密度分布形态对比图(以 Vhonest 作为处理变量)

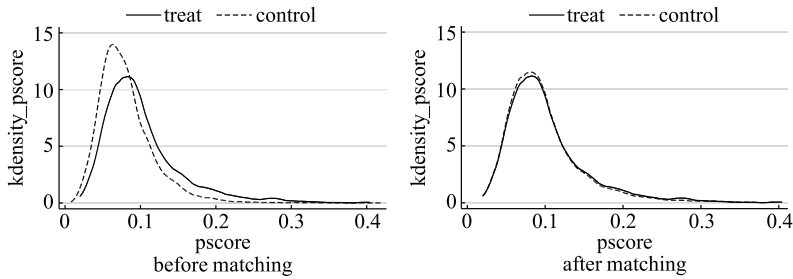


图 6 匹配前后 PS 值密度分布形态对比图(以 Phonest 作为处理变量)

列(2)和(5)Vhonest 系数分别为 0.2808 和 0.0013,显著水平为 1%、10%,即控制其他因素后,以诚信行为衡量的会计诚信显著提升了公司价值。列(3)和(6)Phonest 系数分别为 0.1030 和 0.0035,显著水平为 1%,即控制潜在因素后,以诚信行为衡量的会计诚信显著提升了公司价值。进一步验证了假说 H1。

表 6 公司价值与会计诚信影响的 PSM 回归结果表

变量名	因变量:Tobinq			因变量:Roa		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Honest	0.0890*** (3.3742)			0.0082*** (9.2576)		
Vhonest		0.2808*** (13.7969)			0.0013* (1.8039)	
Phonest			0.1030*** (5.2102)			0.0035*** (4.8817)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	13.5104*** (33.6649)	14.7805*** (26.6744)	12.8820*** (19.1924)	-0.1159*** (-10.1545)	-0.1725*** (-9.0159)	-0.1714*** (-7.0464)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13759	5735	3862	13759	5735	3862
Adj R <sup>2</sup>	0.4627	0.4251	0.3800	0.3222	0.3234	0.3013

注:括号内为 Robust 修正的 t 或 z 值;\*\*\*、\* 分别表示在 1%、10%的置信水平显著。

## 4.2 工具变量法

仓廩实而知礼节,实证模型可能会受到互为因果的内生性干扰。本文将当地教育水平(Edu)作为会计诚信的工具变量。这一工具变量的合理性在于,地区教育水平与会计诚信具有显著的相关性,同时,地区教育水平并不会直接影响公司价值,因此该变量满足相关性和外生性的要求。Edu数据取自国家统计局网站。由于内生解释变量是离散型变量,故采用扩展内生模型(ERM)和有限信息极大似然估计方法(LIML)。

表7中第一阶段IV变量Edu系数均在1%水平下显著为正,表明其解释力较好。在第二阶段,列(2)和(3)Honest系数为0.9804和0.1317,在5%、1%水平下显著,列(5)和(6)Vhonest系数为0.8694和0.0436,在1%水平下显著,列(8)和(9)中Phonest系数为0.8707和0.0437,显著水平为1%。K-P rk LM、C-D Wald F值表明IV变量选择合理。可见会计诚信与公司价值依然显著正相关,进一步验证了假说H1。

## 4.3 会计诚信滞后一期值

由于当期公司价值不会影响上一期会计诚信,但上一期会计诚信会影响当期公司价值,故本文采用会计诚信滞后一期重新检验。表8列(1)和(4)中,以诚信文化衡量的会计诚信滞后一期Honest<sub>*i,t-1*</sub>系数为0.0754和0.0074,在1%水平下显著,列(2)和(5)中,以诚信行为衡量的会计诚信滞后一期Vhonest<sub>*i,t-1*</sub>系数为0.0692和0.0017,显著水平为1%,列(3)和(6)以诚信行为衡量的会计诚信滞后一期Phonest<sub>*i,t-1*</sub>系数为0.0712和0.0017,显著水平为1%,增强了结论稳健性。

## 4.4 替换审计质量衡量指标

为增强结论的稳健性,本文采用截面Jones模型残差项绝对值( $|\varepsilon_{i,t}|$ )估计可操控性应计盈余,由于较高的盈余管理程度反映了较低的审计质量,故审计质量Auda<sub>*r,i,t*</sub> =  $-|\varepsilon_{i,t}|$ 。表9列(1)Honest系数为0.0016,在5%水平下显著,这表明以诚信文化衡量的会计诚信存在高质量审计需求,倾向于聘请高质量审计师;列(2)和(3)中,Honest系数为0.0696与0.0065,在1%水平下显著,变量Auda<sub>*r*</sub>的回归系数分别为0.4102和0.0174,均在5%水平下显著,这表明审计质量在以诚信文化衡量的会计诚信与公司价值之间起到了部分中介作用。列(4)中解释变量Vhonest的回归系数为0.0011,在5%水平下显著,这表明以诚信行为衡量的会计诚信存在高质量审计需求,倾向于聘请高质量审计师;列(5)和

表 7 工具变量法回归结果表

变量名	Honest	Tobinq	Roa	Vhonest	Tobinq	Roa	Phonest	Tobinq	Roa
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Edu	0.6786 <sup>***</sup> (12.3642)			1.9127 <sup>***</sup> (10.7398)			2.4582 <sup>***</sup> (14.3811)		
Honest		0.9804 <sup>**</sup> (2.5600)	0.1317 <sup>***</sup> (3.0854)						
Vhonest					0.8694 <sup>***</sup> (3.1066)	0.0436 <sup>***</sup> (4.4538)			
Phonest								0.8707 <sup>***</sup> (3.0915)	0.0437 <sup>***</sup> (4.5942)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-3.9539 <sup>***</sup> (-7.3168)	11.8120 <sup>***</sup> (27.1146)	-0.1550 <sup>***</sup> (-4.5487)	18.0807 <sup>***</sup> (15.0686)	13.9050 <sup>***</sup> (29.0434)	-0.1855 <sup>***</sup> (-10.5008)	21.4742 <sup>***</sup> (15.7611)	13.5216 <sup>***</sup> (35.1799)	-0.1662 <sup>***</sup> (-12.3550)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262
Pseudo R <sup>2</sup> /AdjR <sup>2</sup>	0.1357	0.2783	0.1625	0.1456	0.4199	0.1480	0.1206	0.4077	0.1600
K-P rk LM statistic	83.7380 <sup>***</sup>	—	—	106.9890 <sup>***</sup>	—	—	171.3190 <sup>***</sup>	—	—
C-D Wald F statistic	80.5480 <sup>***</sup>	—	—	97.6080 <sup>***</sup>	—	—	113.6310 <sup>***</sup>	—	—

注：括号内为 Robust 修正的 t 或 z 值；\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

表8 取滞后一期值回归结果表

变量名	因变量:Tobinq				因变量:Roa	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Honest <sub><i>i,t-1</i></sub>	0.0754 *** (4.9558)			0.0074 *** (15.2135)		
Vhonest <sub><i>i,t-1</i></sub>		0.0692 *** (3.9523)			0.0017 *** (3.0718)	
Phonest <sub><i>i,t-1</i></sub>			0.0712 *** (3.7786)			0.0017 *** (2.8219)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	12.1441 *** (54.9560)	12.1362 *** (54.9775)	12.1373 *** (55.0185)	-0.0865 *** (-12.9339)	-0.0815 *** (-12.0947)	-0.0814 *** (-12.0772)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	25262	25262	25262	25262	25262	25262
Adj <i>R</i> <sup>2</sup>	0.5150	0.5149	0.5149	0.3898	0.3845	0.3844

注:括号内为 Robust 修正的 *t* 或 *z* 值;\*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著。

(6)中,变量 Vhonest 的回归系数分别为 0.2102 和 0.0022,均在 1%水平下显著,变量 Auda\_r 的回归系数分别为 0.3953 和 0.0166,均在 5%水平下显著,这表明审计质量在以诚信行为衡量的会计诚信与公司价值之间起到了部分中介作用。列(7)Phonest 系数为 0.0011,在 5%水平下显著,这表明以诚信行为衡量的会计诚信存在高质量审计需求,倾向于聘请高质量审计师;列(8)和(9)中,变量 Phonest 的回归系数分别为 0.1066 和 0.0040,均在 1%水平下显著,变量 Auda\_r 的回归系数分别为 0.3840 和 0.0165,在 10%、5%水平下显著,这表明审计质量在以诚信行为衡量的会计诚信与公司价值之间起到了部分中介作用。上述检验结果进一步验证了假说 H2a。

#### 4.5 bootstrap 方法

借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)方法,本文进一步采用 95%置信区间下 bootstrap 法对“会计诚信——审计质量——公司价值”关系进行检验。若 0 不在 95%置信区间,则判定影响显著存在。表 10 报告了 bootstrap 检验结果,在第(1)行,95%置信区间为[0.1962,0.2784]和[0.0011,0.0092],95%偏差纠正置信区间分别为[0.1955,0.2777]和[0.0012,0.0092],以上区间均不包含 0,所以认为以诚信文化表征的会计诚信对公司价值的直接作用和审计质量的间接效应均显著成立,且系数为正,该结果充分证明了会计诚信对公司价值提升存在促进作用和审计质量在二者之间起到了部分中介的作用,这进一步支持了本文假说 H1 和 H2a。在第(2)行,95%置信区间为[0.0123,0.0151]和[0.0001,0.0002],95%偏差纠正置信区间分别为[0.0122,0.0151]和[0.0001,0.0002],以上区间

表 9 更换审计质量度量指标检验结果表

变量名	Auda_r (1)	Tobinq (2)	Roa (3)	Auda_r (4)	Tobinq (5)	Roa (6)	Auda_r (7)	Tobinq (8)	Roa (9)
Honest	0.0016** (2.2510)	0.0696*** (3.4973)	0.0065*** (9.8807)						
Vitonest				0.0011** (2.1914)	0.2102*** (7.5643)	0.0022*** (2.5925)			
Phonest							0.0011** (1.9796)	0.1066*** (6.0248)	0.0040*** (5.5357)
Auda_r		0.4102** (2.0386)	0.0174** (2.2280)		0.3953** (1.9738)	0.0166** (2.1078)		0.3840* (1.9093)	0.0165** (2.0981)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.0720*** (-6.6075)	13.0677*** (44.6516)	-0.1350*** (-15.1944)	-0.1069*** (-12.5778)	13.4189*** (46.6231)	-0.1285*** (-14.4043)	-0.1100*** (-12.9379)	13.2143*** (45.3688)	-0.1273*** (-14.3602)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262	25262
Adj R <sup>2</sup>	0.0778	0.4533	0.3352	0.1006	0.4575	0.3329	0.1017	0.4541	0.3342

注：括号内为 Robust 修正的 t 或 z 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

表 10 bootstrap 检验结果

	效应	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	z	P		BC	
					[95% Conf. Interval]	[95% Conf. Interval]		
(1) 因变量: Tobinq	直接效应 (Honest)	0.2363	0.0211	11.18***	0.1962	0.2784	0.1955	0.2777
	间接效应 (Auditor)	0.0050	0.0021	2.43**	0.0011	0.0092	0.0012	0.0092
(2) 因变量: Roa	直接效应 (Honest)	0.0137	0.0007	19.04***	0.0123	0.0151	0.0122	0.0151
	间接效应 (Auditor)	0.0001	0.0001	2.80***	0.0001	0.0002	0.0001	0.0002
(3) 因变量: Tobinq	直接效应 (Vhonest)	0.1044	0.0197	5.29***	0.0679	0.1453	0.0673	0.1447
	间接效应 (Auditor)	0.0042	0.0013	3.22***	0.0018	0.0069	0.0019	0.0070
(4) 因变量: Roa	直接效应 (Vhonest)	0.0087	0.0015	5.91***	0.0060	0.0115	0.0058	0.0113
	间接效应 (Auditor)	0.0001	0.0001	2.99***	0.0001	0.0002	0.0001	0.0002
(5) 因变量: Tobinq	直接效应 (Phonest)	0.0607	0.0214	2.84***	0.0191	0.1022	0.0193	0.1024
	间接效应 (Auditor)	0.0044	0.0014	3.12***	0.0018	0.0072	0.0018	0.0074
(6) 因变量: Roa	直接效应 (Phonest)	0.0099	0.0009	11.50***	0.0082	0.0116	0.0082	0.0116
	间接效应 (Auditor)	0.0001	0.0001	2.90***	0.0001	0.0002	0.0001	0.0002

注:P:百分位置信区间;BC:偏差修正置信区间;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

均不包含0,所以认为以诚信文化表征的会计诚信对公司价值的直接作用和审计质量的间接效应均显著成立,且系数为正,该结果充分证明了会计诚信对公司价值提升存在促进作用和审计质量在二者之间起到了部分中介的作用,这进一步支持了本文假说H1和H2a。在第(3)行,95%置信区间为[0.0679,0.1453]和[0.0018,0.0069],95%偏差修正置信区间分别为[0.0673,0.1447]和[0.0019,0.0070],以上区间均不包含0,所以认为以诚信行为表征的会计诚信对公司价值的直接作用和审计质量的间接效应均显著成立,且系数为正,该结果充分证明了会计诚信对公司价值提升存在促进作用和审计质量在二者之间起到了部分中介的作用,这进一步支持了本文假说H1和H2a。在第(4)行,

95%置信区间为 $[0.0060, 0.0115]$ 和 $[0.0001, 0.0002]$ , 95%偏差纠正置信区间分别为 $[0.0058, 0.0113]$ 和 $[0.0001, 0.0002]$ , 以上区间均不包含0, 所以认为以诚信行为表征的会计诚信对公司价值的直接作用和审计质量的间接效应均显著成立, 且系数为正, 该结果充分证明了会计诚信对公司价值提升存在促进作用和审计质量在二者之间起到了部分中介的作用, 这进一步支持了本文假说 H1 和 H2a。在第(5)行, 95%置信区间为 $[0.0191, 0.1022]$ 和 $[0.0018, 0.0072]$ , 95%偏差纠正置信区间分别为 $[0.0193, 0.1024]$ 和 $[0.0018, 0.0074]$ , 以上区间均不包含0, 所以认为以诚信行为表征的会计诚信对公司价值的直接作用和审计质量的间接效应均显著成立, 且系数为正, 该结果充分证明了会计诚信对公司价值提升存在促进作用和审计质量在二者之间起到了部分中介的作用, 这进一步支持了本文假说 H1 和假说 H2a。在第(6)行, 95%置信区间为 $[0.0082, 0.0116]$ 和 $[0.0001, 0.0002]$ , 95%偏差纠正置信区间分别为 $[0.0082, 0.0116]$ 和 $[0.0001, 0.0002]$ , 以上区间均不包含0, 所以认为以诚信行为表征的会计诚信对公司价值的直接作用和审计质量的间接效应均显著成立, 且系数为正, 该结果充分证明了会计诚信对公司价值提升存在促进作用和审计质量在二者之间起到了部分中介的作用, 这进一步支持了本文假说 H1 和 H2a。

#### 4.6 Placebo 安慰剂检验

为消除人为设定或遗漏变量影响, 本文采用 Placebo 安慰剂检验。若人为随机改变样本中会计诚信数据后, 其对审计质量不存在显著影响, 则说明审计质量并非由其他潜在遗漏因素导致。因此本文定义随机模拟变量  $Honest\_r$ 、 $Vhonest\_r$  和  $Phonest\_r$ , 并保持其在样本中所占比例与上文中  $Honest$ 、 $Vhonest$  和  $Phonest$  所占比例相同, 然后使其对审计质量进行回归。若审计质量是由于存在会计诚信所引起, 则随机模拟变量  $Honest\_r$ 、 $Vhonest\_r$  和  $Phonest\_r$  系数不显著。故本文进行 1000 次检验, 得到模拟变量系数的 1000 个  $z(t)$  值。

$z(t)$  值分布如图 7 至图 9 所示, 以审计质量作为因变量, 模拟自变量  $Honest\_r$ 、

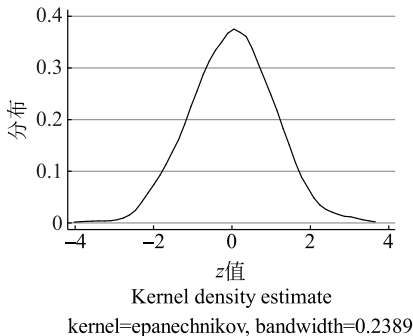


图 7 基于  $Honest$  的结果

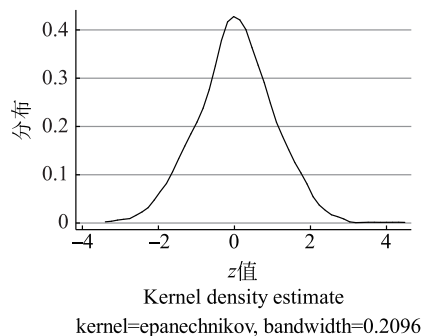


图 8 基于  $Vhonest$  的结果

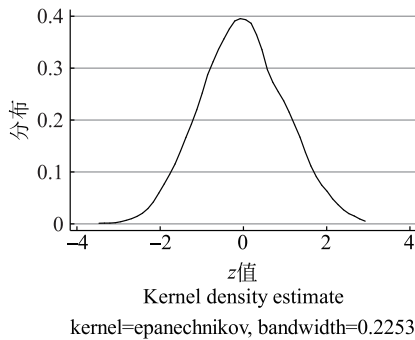


图9 基于 Phonest 的结果

Vhonest\_r 和 Phonest\_r 回归系数  $z(t)$  分布在 0 附近,即回归系数在统计上是不显著的。表明对会计诚信数据进行人为随机设定后,其对审计质量不存在显著影响,从而表明本文实证结果并非由不可观测因素所致。

## 5 进一步分析:有中介的调节效应

本文进一步针对融资约束进行分析,现代企业融资理论认为,信息不对称和代理行为是企业融资的关键。基于信号理论,在融资约束较高的企业,会计诚信有助于公司塑造良好社会形象,提高企业声誉、公众意识,吸引更多潜在投资者,促进公司价值提升。基于代理理论,会计诚信可以稳定不完全契约的契约关系,约束内部目标不一致可能存在的隐性失信倾向,减少风险和企业机会主义行为的发生,提高信用评级,有助于降低企业在融资过程中的阻力,促进公司价值提升。此外,融资约束较高的情况下作为公司对外部信息中介和治理工具,高质量审计积极经济后果更为明显。高质量的信息披露有效降低市场中融资方与投资者之间的信息不对称、提高透明度和利益相关者的参与度,为了便于市场投资者及时识别和认可,融资约束较高的情况下会计诚信更有动力迫切地向资本市场释放积极信号缓解信息不对称导致的代理冲突和逆向选择,存在更为明显的高质量审计需求,通过选择高质量审计服务增强披露信息的可读性,满足投资者的外部信息价值期望,从而帮助企业赢得利益相关者的认可和支持,缓解资金压力,因此其经济后果更为显著。

因此可以推断,融资约束在会计诚信与公司价值之间发挥了正向调节作用,这一调节作用通过审计质量这一中介机制实现,即融资约束通过审计质量的中介作用对会计诚信与公司价值间关系发挥正向调节作用。具体而言,融资约束程度越高,会计诚信对公司价值提升的促进作用越明显,对高质量审计需求越迫切,从而审计质量的中介效应更为显著。

本文参考叶宝娟和温忠麟(2013)的方法,通过构建模型(4)~(6)对融资约束

(Sa)的调节作用和有中介的调节作用进行检验。

$$\begin{aligned} \text{Tobinq}_{i,t}(\text{Roa}_{i,t}) = & \delta_0 + \delta_1 \text{Honest}_{i,t}(\text{Vhonest}_{i,t}/\text{Phonest}_{i,t}) + \\ & \delta_2 \text{Honest}_{i,t}(\text{Vhonest}_{i,t}/\text{Phonest}_{i,t}) \times \text{Sa}_{i,t} + \\ & \delta_3 \text{Sa}_{i,t} + \sum \delta_n \text{Cvs}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{Auditor}_{i,t} = & \varphi_0 + \varphi_1 \text{Honest}_{i,t}(\text{Vhonest}_{i,t}/\text{Phonest}_{i,t}) + \\ & \varphi_2 \text{Honest}_{i,t}(\text{Vhonest}_{i,t}/\text{Phonest}_{i,t}) \times \text{Sa}_{i,t} + \\ & \varphi_3 \text{Sa}_{i,t} + \sum \varphi_n \text{Cvs}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{Tobinq}_{i,t}(\text{Roa}_{i,t}) = & \eta_0 + \eta_1 \text{Honest}_{i,t}(\text{Vhonest}_{i,t}/\text{Phonest}_{i,t}) + \\ & \eta_2 \text{Honest}_{i,t}(\text{Vhonest}_{i,t}/\text{Phonest}_{i,t}) \times \text{Sa}_{i,t} + \eta_3 \text{Sa}_{i,t} + \\ & \eta_4 \text{Auditor}_{i,t} + \sum \eta_n \text{Cvs}_{i,t} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

会计诚信对公司价值提升的促进作用以及审计质量的中介效应在一定程度上受到融资约束影响。如表11所示,Panel A中列(1)和(2)的交乘项  $\text{Honest} \times \text{Sa}$  系数为 0.0382 和 0.0009,分别在 1% 和 5% 的水平下显著,说明融资约束正向调节了以诚信文化表征的会计诚信对公司价值提升的促进作用,即融资约束程度越高,会计诚信对公司价值提升的促进作用越大。列(3)的交乘项  $\text{Honest} \times \text{Sa}$  系数为 0.1950,在 10% 的水平下显著,表明融资约束在会计诚信与审计质量之间发挥了正向调节作用,即融资约束增强了会计诚信的高质量审计需求。列(4)和(5)交乘项系数为 0.0377 和 0.0009,在 1% 和 5% 水平下显著, Auditor 系数为 0.2475 和 0.0018,在 1% 水平下显著,说明融资约束在会计诚信与公司价值之间发挥有中介的调节作用,这一调节作用通过审计质量这一中介机制实现。Panel B 中列(1)和(2)的交乘项  $\text{Vhonest} \times \text{Sa}$  系数为 0.0842 和 0.0008,在 1% 和 5% 水平下显著,说明融资约束正向调节了以诚信行为表征的会计诚信对公司价值提升的促进作用,即融资约束程度越高,会计诚信对公司价值提升的促进作用越大。列(3)的交乘项  $\text{Vhonest} \times \text{Sa}$  系数为 0.0124,在 5% 的水平下显著,表明融资约束在会计诚信与审计质量之间发挥了正向调节作用,即融资约束增强了会计诚信的高质量审计需求。列(4)和(5)交乘项系数为 0.0847 和 0.0008,在 1% 和 5% 水平下显著, Auditor 系数为 0.2430 和 0.0018,在 1% 水平下显著,说明融资约束在会计诚信与公司价值之间发挥有中介的调节作用,这一调节作用通过审计质量这一中介机制实现。Panel C 中列(1)和(2)的交乘项  $\text{Phonest} \times \text{Sa}$  系数为 0.0669 和 0.0014,在 1% 的水平下显著,说明融资约束正向调节了以诚信行为表征的会计诚信对公司价值提升的促进作用,即融资约束程度越高,会计诚信对公司价值提升的促进作用越大。列(3)的交乘项  $\text{Honest} \times \text{Sa}$  系数为 0.0228,在 5% 的水平下显著,表明融资约束在会计诚信与审计质量之间发挥了正向调节作用,即融资约束增强了会计诚信的高质量审计需求。列(4)和(5)交乘项系数为 0.0663 和 0.0014,在 1% 水平下

显著, Auditor 系数为 0.2451 和 0.0018, 在 1% 水平下显著, 说明融资约束在会计诚信与公司价值之间发挥有中介的调节作用, 这一调节作用通过审计质量这一中介机制实现。

表 11 融资约束的中介调节效应

Panel A: Honest					
变量名	Tobinq (1)	Roa (2)	Auditor (3)	Tobinq (4)	Roa (5)
Honest	0.2779 <sup>***</sup> (4.2148)	0.0025 (1.0875)	0.6955 <sup>**</sup> (2.0685)	0.2723 <sup>***</sup> (4.1490)	0.0024 (1.0694)
Honest×Sa	0.0382 <sup>***</sup> (3.1433)	0.0009 <sup>**</sup> (2.0137)	0.1950 <sup>*</sup> (1.8840)	0.0377 <sup>***</sup> (3.1125)	0.0009 <sup>**</sup> (2.0227)
Sa	-2.6198 <sup>***</sup> (-22.9013)	-0.0438 <sup>***</sup> (-13.6940)	-1.5173 <sup>***</sup> (-8.0077)	-2.5470 <sup>***</sup> (-22.4885)	-0.0443 <sup>***</sup> (-13.8542)
Auditor				0.2475 <sup>***</sup> (13.7774)	0.0018 <sup>***</sup> (2.8565)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	69.6134 <sup>***</sup> (26.0733)	-1.0783 <sup>***</sup> (-14.7414)	26.4335 <sup>***</sup> (6.3176)	68.2402 <sup>***</sup> (25.8082)	-1.0882 <sup>***</sup> (-14.8802)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25262	25262	25262	25262	25262
Adj R <sup>2</sup>	0.4646	0.3448	0.0702	0.4684	0.3450
Panel B: Vhonest					
变量名	Tobinq (1)	Roa (2)	Auditor (3)	Tobinq (4)	Roa (5)
Vhonest	0.5585 <sup>***</sup> (4.1011)	-0.0011 (-0.6088)	0.1305 <sup>***</sup> (3.8028)	0.5562 <sup>***</sup> (4.0955)	-0.0011 (-0.6199)
Vhonest×Sa	0.0842 <sup>***</sup> (3.3651)	0.0008 <sup>**</sup> (2.1790)	0.0124 <sup>**</sup> (1.9799)	0.0847 <sup>***</sup> (3.3942)	0.0008 <sup>**</sup> (2.1722)
Sa	-2.8576 <sup>***</sup> (-24.3184)	-0.0446 <sup>***</sup> (-13.8231)	-1.7279 <sup>***</sup> (-10.3073)	-2.7846 <sup>***</sup> (-23.9289)	-0.0451 <sup>***</sup> (-13.9928)
Auditor				0.2430 <sup>***</sup> (13.6626)	0.0018 <sup>***</sup> (2.8840)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	76.1308 <sup>***</sup> (27.4404)	-1.1051 <sup>***</sup> (-14.9053)	31.4873 <sup>***</sup> (8.6592)	74.7370 <sup>***</sup> (27.1952)	-1.1154 <sup>***</sup> (-15.0529)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25262	25262	25262	25262	25262
Adj R <sup>2</sup>	0.4717	0.3425	0.0704	0.4754	0.3427

续表

Panel C: Phonest					
变量名	Tobinq (1)	Roa (2)	Auditor (3)	Tobinq (4)	Roa (5)
Phonest	0.4079 *** (6.0676)	0.0021 * (1.7995)	0.1732 *** (3.2956)	0.4009 *** (5.9844)	0.0021 * (1.7736)
Phonest×Sa	0.0669 *** (5.1705)	0.0014 *** (2.6842)	0.0228 ** (1.9969)	0.0663 *** (5.1292)	0.0014 *** (2.6839)
Sa	-2.7272 *** (-24.2132)	-0.0439 *** (-13.7342)	-1.7158 *** (-10.2936)	-2.6532 *** (-23.8077)	-0.0444 *** (-13.8973)
Auditor				0.2451 *** (13.6910)	0.0018 *** (2.8044)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	72.8977 *** (27.7267)	-1.0857 *** (-14.8118)	31.2157 *** (8.6345)	71.4827 *** (27.4754)	-1.0957 *** (-14.9538)
Industry & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25262	25262	25262	25262	25262
Adj R <sup>2</sup>	0.4662	0.3440	0.0704	0.4699	0.3441

注:括号内为 Robust 修正的  $t$  或  $z$  值;\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平显著。

## 6 研究结论与政策建议

### 6.1 研究结论

本文利用 2008—2020 年中国沪深 A 股上市公司数据,以诚信文化和诚信行为层面表征会计诚信,对会计诚信与公司价值的关系以及审计质量在二者之间的部分中介效应进行了理论分析与实证检验,并进一步探索了融资约束的影响。主要研究结论为:会计诚信与公司价值呈显著正相关关系,即在其他因素给定的条件下,会计诚信在一定程度上显著促进了公司价值提升;审计质量在会计诚信与公司价值之间起到了部分中介作用。进一步分析发现,融资约束在会计诚信与公司价值之间发挥了正向调节作用,这一调节作用通过审计质量这一中介机制实现,即融资约束通过审计质量的中介作用对会计诚信与公司价值间关系发挥正向调节作用。具体而言,融资约束程度越高,会计诚信与审计质量正相关显著性越强,审计质量的中介效应越明显。

### 6.2 政策建议

本文研究结论表明,会计诚信与审计质量对公司价值提升存在显著的促进作用,在资源配置方面发挥着至关重要的作用,特别是在融资约束较高的情况

下尤为重要,支持了“精神即财富”的价值理念,同时,充分肯定了注册会计师审计作为资本市场“看门人”的积极作用。基于此,本文提出如下政策建议。

(1) 营造风清气正的市场环境。营造风清气正的市场环境和会计诚信品质得以充分施展的良好氛围,净化营商环境是会计诚信迸发力量与繁荣的关键。第一,政府机关、新闻媒体、社会公众等要形成合力,营造舆论声势,深化核心价值观宣传,形成正能量的社会风气,不断优化营商环境。第二,加快推进会计诚信体系建设,通过设立专门机构,定期深入公司宣传与考核,构建失信风险预警平台,搭建会计诚信联盟,推动会计诚信落实到公司战略、经营、研发、环保等业务全流程中会计处理涉及的各个领域。第三,建立健全会计诚信激励约束机制,构建会计诚信档案与黑红名单定期公示等制度,建立长效机制,如在给予会计诚信建设专项资金的基础上,联合税务、银行等各机构,使红名单公司在税收、再融资等方面获得支持,不断提升监管规范性、公平性和简约性。

(2) 进一步厘清政府和市场的边界。应进一步疏通政企沟通渠道,削减行政管理部门自由裁量权,为会计诚信这一道德之花奠定环境沃土和基础、立足根基。首先,营造保护公司合法权益的法治环境,良好的制度环境是激发会计诚信的重要因素,进一步优化区域法治环境,激发市场活力,推动权力法定化和清单化。其次,建立公平有序的市场机制,优化法律法规,为企业融资解困纾难,消除在市场门槛、资源分配等方面的差别待遇,促进生产性实践,有效抵制寻租、协调政企关系等非生产性行为,与会计诚信形成合力充分发挥经济效能。最后,完善会计诚信制度支撑体系,为会计诚信迸发奠定制度基础。会计诚信文化繁荣是地区发展的宝贵财富,亦是企业家精神的特质和基本体现,良好的制度环境是会计诚信迸发与繁荣的重要外因,进一步推动市场化进程与混合所有制改革,完善风险保障、风险分担与担保制度,构建容错机制,更好地保护与激发会计诚信。

(3) 完善审计师声誉机制,提升审计服务质量。审计师声誉的积累直接决定了准租的大小,会计师事务所应以做大做强相关政策为依据,通过结构调整、兼并重组等方式,实现强强联合。在执业过程中审计师应重视声誉的隐性价值,保持必要的执业谨慎和独立性,注重自身职业形象,通过审计师声誉这一信号显示机制,在增加市场占有率的基础上,提升客户对审计师水平和努力程度的认可。应充分认识到客户负面消息对审计师声誉造成的影响,审慎进行客户筛选。此外,审计师应建立自身声誉评价体系并定期披露声誉信息,降低审计师声誉信息的获取成本,提高声誉机制自我实施效率。

## 参考文献

卜美文. 2020. 公司诚信文化与创新研发操纵行为[J]. 当代财经, (11): 88-99.

- Bu M W. 2020. Corporate integrity culture and innovative R&D manipulation[J]. *Contemporary Finance & Economics*, (11): 88-99. (in Chinese)
- 卜美文, 张俊民. 2021. 企业家精神、审计治理与公司价值——基于中国上市公司的经验证据[J]. *中央财经大学学报*, (3): 74-87.
- Bu M W, Zhang J M. 2021. Entrepreneurship, audit quality and corporate value: Based on the empirical evidence of listed companies in China[J]. *Journal of Central University of Finance & Economics*, (3): 74-87. (in Chinese)
- 蔡春, 朱磊, 郑倩雯, 等. 2021. 多个大股东与高质量审计需求[J]. *会计研究*, (10): 176-189.
- Cai C, Zhu L, Zheng Q W, et al. 2021. Do multiple large shareholders demand for audit quality? [J]. *Accounting Research*, (10): 176-189. (in Chinese)
- 陈文婷, 李善民, 杨继彬, 等. 2021. 盈余管理、信息披露与再次被收购[J]. *会计研究*, (3): 87-109.
- Chen W T, Li S M, Yang J B, et al. 2021. Earnings management, information disclosure and being acquired again[J]. *Accounting Research*, (3): 87-109. (in Chinese)
- 褚剑, 陈骏. 2021. 审计监督、国资监管与国有企业治理——基于审计官员国资监管背景的研究[J]. *财经研究*, 47(3): 50-64.
- Chu J, Chen J. 2021. Audit supervision, state-owned assets supervision and state-owned enterprise governance: A study based on the background of audit officials in state-owned assets supervision[J]. *Journal of Finance and Economics*, 47(3): 50-64. (in Chinese)
- 杜兴强, 曾泉, 杜颖洁. 2011. 政治联系、过度投资与公司价值——基于国有上市公司的经验证据[J]. *金融研究*(8): 93-110.
- Du X Q, Zeng Q, Du Y J. 2011. Political connections, over-investment and corporate value: Empirical evidence from state-owned public listed companies[J]. *Journal of Financial Research*, (8): 93-110. (in Chinese)
- 耿艳丽, 鲁桂华. 2018. 企业诚信影响审计收费吗? ——基于纳税诚信的经验研究[J]. *审计研究*, (1): 68-77.
- Geng Y L, Lu G H. 2018. Does enterprise integrity impact audit fees? —An empirical study based on tax integrity[J]. *Auditing Research*, (1): 68-77. (in Chinese)
- 姜付秀, 石贝贝, 李行天. 2015. “诚信”的企业诚信吗? ——基于盈余管理的经验证据[J]. *会计研究*, (8): 24-31, 96.
- Jiang F X, Shi B B, Li X T. 2015. Does integrity-oriented firms behave honestly? —Evidence from earnings management[J]. *Accounting Research*, (8):

- 24-31, 96. (in Chinese)
- 宋常, 恽碧琰. 2005. 上市公司首次披露的非标准审计意见信息含量研究[J]. 审计研究, (1): 32-40.
- Song C, Yun B Y. 2005. Research on the information content of non-standard audit opinions disclosed by listed companies for the first time [J]. *Auditing Research*, (1): 32-40. (in Chinese)
- 王良成, 董霖, 杨达理, 等. 2014. 性别差异、职业阶段与审计独立性[J]. 审计与经济研究, 29(6): 32-41.
- Wang L C, Dong L, Yang D L, et al. 2014. Gender differences, career stages, and auditor independence [J]. *Journal of Audit & Economics*, 29(6): 32-41. (in Chinese)
- 王竹泉, 段丙蕾, 王苑琢, 等. 2017. 资本错配、资产专用性与公司价值——基于营业活动重新分类的视角[J]. 中国工业经济, (3): 120-138.
- Wang Z Q, Duan B L, Wang Y Z, et al. 2017. Capital misallocation, asset specificity and firm value—Based on the perspective of reclassification of business activities[J]. *China Industrial Economics*, (3): 120-138. (in Chinese)
- 魏峰, 朱千林. 2019. CEO 诚信与中小企业成长: 组织氛围和企业规模的效用研究 [J]. 科学学与科学技术管理, 40(2): 55-67.
- Wei F, Zhu Q L. 2019. The Impact of CEOs' authenticity on firm growth in small and medium size enterprises: The roles of organizational ethical climate and size [J]. *Science of Science and Management of S. & T.*, 40(2): 55-67. (in Chinese)
- 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 2004. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 36(5): 614-620.
- Wen Z L, Zhang L, Hou J T, et al. 2004. Testing and application of the mediating effects [J]. *Acta Psychologica Sinica*, 36(5): 614-620. (in Chinese)
- 温忠麟, 叶宝娟. 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.
- Wen Z L, Ye B J. 2014. Analyses of mediating effects: The development of methods and models [J]. *Advances in Psychological Science*, 22(5): 731-745. (in Chinese)
- 武恒光, 郑方松. 2017. 审计质量、社会信任和并购支付方式 [J]. 审计研究, (3): 82-89.
- Wu H G, Zheng F S. 2017. Audit quality, social trust and payment methods in M&As [J]. *Auditing Research*, (3): 82-89. (in Chinese)
- 吴先聪, 罗鸿秀, 张健. 2020. 控股股东股权质押、审计质量与债务融资成本 [J]. 审计研究, (6): 86-96.

- Wu X C, Luo H X, Zhang J. 2020. Controlling shareholder's equity pledging, audit quality and debt financing costs[J]. *Auditing Research*, (6): 86-96. (in Chinese)
- 西蒙 H. 2007. 管理行为[M]. 北京: 机械工业出版社.
- 叶宝娟, 温忠麟. 2013. 有中介的调节模型检验方法: 甄别和整合[J]. *心理学报*, 45(9): 1050-1060.
- Ye B J, Wen Z L. 2013. A discussion on testing methods for mediated moderation models: Discrimination and integration [J]. *Acta Psychologica Sinica*, 45(9): 1050-1060. (in Chinese)
- 翟胜宝, 李行天, 徐亚琴. 2015. 企业文化与商业信用: “诚信”起作用吗[J]. *当代财经*, (6): 118-129.
- Zhai S B, Li X T, Xu Y Q. 2015. Corporate culture and business credit: Does “integrity” work? [J]. *Contemporary Finance & Economics*, (6): 118-129. (in Chinese)
- 张蕊, 蒋煦涵. 2019. 党组织治理、市场化进程与社会责任信息披露[J]. *当代财经*, (3): 130-139.
- Zhang R, Jiang X H. 2019. Party organization governance, marketization process and social responsibility information disclosure [J]. *Contemporary Finance & Economics*, (3): 130-139. (in Chinese)
- 钟熙, 王甜, 宋铁波, 等. 2020. 心理契约破裂会引致员工非伦理行为吗? ——基于道德推脱的中介作用和马基雅维利主义的调节作用[J]. *管理工程学报*, 34(6): 38-45.
- Zhong X, Wang T, Song T B, et al. 2020. Does psychological contract breach lead to unethical behavior of employees? The mediating role of moral disengagement and the moderating role of Machiavellianism [J]. *Journal of Industrial Engineering and Engineering Management*, 34(6): 38-45. (in Chinese)
- 左锐, 李玉洁, 舒伟. 2018. 企业诚信文化能抑制财务报告重述吗? [J]. *会计与经济研究*, 32(4): 27-45.
- Zuo R, Li Y J, Shu W. 2018. Does the culture of corporate integrity inhibit financial restatement? [J]. *Accounting and Economic Research*, 32(4): 27-45. (in Chinese)
- Almari M O S, Weshah S R S, Saleh M M A, et al. 2021. Earnings management, ownership structure and the firm value: An empirical analysis [J]. *Journal of Management Information and Decision Sciences*, 24(S2): 1-14.
- Asay H S, Elliott W B, Rennekamp K M. 2017. Disclosure readability and the sensitivity of investors' valuation judgments to outside information [J]. *The Accounting Review*, 92(4): 1-25.

- Baron R M, Kenny D A. 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
- DeAngelo L E. 1981. Auditor size and audit quality [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3): 183-199.
- Erhard W, Jensen M C. 2014. Putting integrity into finance: A purely positive approach [R]. Working Paper 19986.
- Fan J P H, Wong T J. 2005. Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence from East Asia [J]. *Journal of Accounting Research*, 43(1): 35-72.
- Farooq O, Rupp D E, Farooq M. 2017. The multiple pathways through which internal and external corporate social responsibility influence organizational identification and multifoci outcomes: The moderating role of cultural and social orientations [J]. *Academy of Management Journal*, 60(3): 954-985.
- Forst A, Hettler B R. 2019. Disproportionate insider control and the demand for audit quality [J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 38(1): 171-191.
- Guiso L, Sapienza P, Zingales L. 2015. The value of corporate culture [J]. *Journal of Financial Economics*, 117(1): 60-76.
- Hurley P J, Mayhew B W, Obermire K M, et al. 2021. The impact of risk and the potential for loss on managers' demand for audit quality [J]. *Contemporary Accounting Research*, 38(4): 2795-2823.
- Love E G, Lim J, Bednar M K. 2017. The Face of the firm: The influence of CEOs on corporate reputation [J]. *Academy of Management Journal*, 60(4): 1462-1481.
- Watkins A L, Hillison W, Morecroft S E. 2004. Audit quality: A synthesis of theory and empirical evidence [J]. *Journal of Accounting Literature*, 23(1): 153-193.

## Accounting Integrity, Audit Quality, and Corporate Value —Based on the Empirical Evidence of Chinese A-share Listed Companies in Shanghai and Shenzhen

Meiwen Bu<sup>1,2,3</sup>

(1. Business School, Yangzhou University;

2. School of Finance and Economics, Nanchang Institute of Technology;

3. School of Accounting, Southwestern University of Finance and Economics)

**Abstract** As the basis for the value realization of listed companies, accounting

integrity has attracted extensive attention from all walks of life. Using the method of normative and empirical research, this paper investigates the microeconomic consequences of accounting integrity and the mechanism of audit quality, and further analyzes the impact of financing constraint. It is found that under the given conditions of other factors, accounting integrity plays a significant role in promoting corporate value; Audit quality plays a partial mediating role. Further analysis shows that financing constraint plays a positive moderating role in the relationship between accounting integrity and corporate value, which is realized through the mediating mechanism of audit quality, that is, financing constraint plays a positive moderating role in the relationship between accounting integrity and corporate value through the mediating role of audit quality. Specifically, the higher the degree of financing constraint, the more obvious the role of accounting integrity in promoting corporate value, the more urgent the demand for high-quality audit, and the more significant the mediating effect of audit quality. In order to deal with the current economic downward pressure and dishonesty, policymakers should pay more attention to the guidance and restraint of informal systems while establishing and improving formal systems. This paper enriches the research in the field of accounting integrity, which is of great significance and enlightenment for strengthening cultural self-confidence and promoting the rule of virtue.

**JEL Classification** D01, M13, M42

# 宗教信仰、时间偏好与金融素养<sup>1</sup>

张晓云<sup>2</sup>

**摘要** 宗教信仰影响着个体的价值观念和行为决策,本文立足于宗教的文化属性视角,使用2013年“中国家庭金融调查”数据考察了宗教信仰对个体金融素养的影响。研究发现,宗教信仰对个体金融素养具有显著正影响,而且集中体现于佛教信仰。有宗教信仰者的金融素养比没有宗教信仰者高0.028个单位,相当于样本均值的44%。异质性分析发现,上述效应在高学历个体显著更小,究其原因在于该群体的初始金融素养水平较高。进一步的作用机制检验表明,宗教信仰对个体金融素养的影响渠道为时间偏好,使得个体的行为决策更具“长期取向”。本文发现有助于理解宗教信仰与现代经济生活之间的互动关系,对旨在提高居民金融素养的相关政策和理解“宗教热”现象具有一定启示意义。

**关键词** 宗教信仰;文化属性;时间偏好;金融素养

## 0 引言

在全球化背景下,金融科技的迅猛发展与普及增大了家庭面临的风险,因而,在现代经济生活中,金融素养已经成为一种必要的生活技能(Lusardi, 2015)。金融素养不仅影响着家庭的经济与金融福利,还影响着金融市场的稳定与宏观经济运行。自2008年金融危机以来,金融素养在经济社会发展中具有重要作用与影响已经成为学界和央行等相关政府部门的共识,受到学界和相关政府部门的日益重视。普及金融知识、提高金融素养,不仅可以提高消费者金融决策的行为理性,还可以降低其系统性行为偏差,进而有利于金融市场稳定。但是,我国消费者金融知识普遍比较欠缺、居民金融素养普遍较低(尹志超等,2015;吴卫星等,2018)。例如,近些年我国出现的民间借贷危机、非法揽储、

<sup>1</sup> 作者感谢北京大学经济学院杜丽群教授和中山大学岭南学院刘贯春副教授提出的建设性意见,感谢匿名审稿人的宝贵建议和评论。文责自负。

<sup>2</sup> 张晓云,东北财经大学经济学院、劳动就业与人力资本开发研究中心讲师,E-mail:xyzhang@dufe.edu.cn。

学生不良网络贷款、部分P2P网贷平台“跑路”等现象,在给消费者造成巨大损失的同时,也给我国金融市场的稳定带来了一定的冲击。这些现象除了经营者自身的诚信问题外,在很大程度上可以归因于消费者的金融素养不高和相关金融知识储备不足。

作为一种人力资本,金融素养不仅会受到个体特征变量和家庭背景等因素的影响(Lusardi and Mitchell, 2014),还受到文化观念等因素的影响(Brown et al., 2018; Ahunov and van Hove(2020))。宗教在经济社会发展过程中发挥着重要作用<sup>①</sup>,并已经成为一种不可忽视的社会力量。根据国务院新闻办公室2018年4月3日发表的《中国保障宗教信仰自由的政策和实践》<sup>②</sup>白皮书中的数据,中国主要有佛教、道教、伊斯兰教、天主教和基督教等宗教,信教公民近2亿人,宗教教职人员38万余人,依法登记的宗教活动场所14.4万处。理论上讲,宗教从文化属性和制度属性两个方面影响着人们的经济行为与决策(Stark and Finke, 2000)<sup>③</sup>。一方面,基于宗教的文化属性,宗教信仰会影响人们的偏好、信念和价值观等,进而影响到人们的行为决策与表现(Campante and Yanagizawa-Drott, 2015)。同时,宗教信仰会产生有利于收入增长的偏好或经济态度,进而对经济增长具有显著正影响(Barro and McCleary, 2003)。另一方面,基于宗教的制度属性,宗教组织通过有规律的宗教活动和其自身构成的组织体系,通过社会网络等途径影响到个体、家庭和企业的经济行为与绩效,其根源在于宗教信仰会影响人们的“信任”(阮荣平和王兵, 2011)。

尽管已有大量文献分析探讨了宗教信仰对经济行为决策与人力资本积累的影响,但是仍存在一定不足。首先,基于西方宗教的研究结论未必适用于中国(卢云峰, 2008),原因在于国外宗教是以制度化宗教为主,而中国文化下的宗教则是弥散性宗教(杨庆堃, 2007)。其次,已有研究更多关注宗教信仰对风险偏好、幸福感知或从社会网络的角度分析宗教信仰对人们经济行为的影响,较少从宗教信仰影响人们的“时间偏好”(time preference)或“不耐烦”(impatience)的角度分析宗教信仰对人们经济行为的影响。尽管费雪早就在其名著《利息理论》中明确指出了宗教信仰是时间偏好的重要影响因素(Fisher, 1930)。最后,已有研究大多从宗教的制度属性这一角度解释或考察宗教对经

<sup>①</sup> 宗教的社会作用具有两重性,既有积极的一面,也有消极的一面(国家宗教事务局党组理论学习中心组, 2013)。

<sup>②</sup> 来源: [http://www.gov.cn/xinwen/2018-04/03/content\\_5279419.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2018-04/03/content_5279419.htm)。

<sup>③</sup> 阮荣平和刘力(2011)在研究宗教的社会保障功能时提出,宗教具有“信仰效应”和“组织效应”。并进一步将宗教的“信仰效应”定义为“加入宗教以后,宗教组织会通过教义等重新塑造信徒的世界观、价值观”,将宗教的“组织效应”定义为“有宗教信仰者通过加入宗教组织积累了其整合性社会资本”。通过对比可知,阮荣平和刘力(2011)提出的“信仰效应”同Stark and Finke(2000)提出的“文化属性”相对应,而“组织效应”则和“制度属性”相对应,并且在一定程度上可以认为是同义的。

济绩效或经济行为的影响,较少从宗教的文化属性这一视角将宗教作为一种“偏好来源”来分析其在经济中的影响,且探讨宗教信仰影响微观个体行为决策的研究并不多,有关宗教信仰与金融素养的研究更是缺乏。

鉴于此,本文基于新制度经济学理论,使用2013年“中国家庭金融调查数据”(China Household Finance Survey, CHFS2013),考察了非正式制度中的重要组成部分——宗教对个体金融素养的影响及其作用渠道。研究发现:(1)宗教信仰对个体的金融素养具有显著正影响。相对于无宗教信仰者,有宗教信仰者的金融素养显著高0.028个单位,相当于样本均值的44.44%。(2)不同的宗教对个体金融素养的影响不同。实证分析表明,只有佛教信仰对个体金融素养具有显著正影响,相对于无宗教信仰者与其他类别的宗教信仰,佛教信仰者的金融素养显著高0.038个单位,相当于样本均值的60.32%。(3)机制分析表明,宗教信仰通过影响个体的时间偏好提高了个体金融素养。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面:(1)现有关于金融素养的文献往往关注金融素养的经济后果,而鲜有文献考察个体金融素养的来源。本文从文化经济学视角首次从实证上探讨了宗教信仰与金融素养之间的关系及其影响渠道,丰富了有关文化经济学的文献。(2)本文并未像既有文献那样关注宗教信仰的“制度属性”的经济后果,而是重点探讨宗教信仰影响金融素养的偏好因素,为进一步理解宗教的“文化属性”提供了新视角。(3)本文讨论了宗教在社会作用中积极的一面,有助于更全面地理解宗教信仰的经济后果,这也对于理解当下中国出现的“宗教热”现象和深入推进我国宗教中国化具有启示意义,是对相关研究的补充与拓展。

## 1 理论分析与研究假说的提出

个体的宗教信仰之所以会影响其金融素养,是因为宗教具有“文化属性”,影响了人们的“时间偏好”(time preference)或“不耐烦”(impatience)。时间偏好是指对于相同的消费束,经济行为主体总是偏好现在超过未来,度量了人们对未来进行贴现的程度。时间偏好因人而异,不仅影响着人们的金融行为与决策,还会影响到家庭的退休规划等长期规划(Frederick et al., 2002)。特别地,Becker and Mulligan(1997)认为,宗教信仰对时间偏好或不耐烦的影响可以解释宗教与经济增长之间的关系。一方面,时间偏好是个体金融素养的重要影响因素(Meier and Sprenger, 2013)。根据经典人力资本理论,更加“不耐”的个体更少投资于他们的未来,因而,时间偏好或不耐烦是影响人力资本积累的关键因素(Cadena and Keys, 2015)。作为一种人力资本,金融素养的提升需要花费时间与成本,甚至需要延迟消费,因而受到人们“不耐烦”的影响。相对于更具

耐心者,更加“不耐”的个体,更加不愿意耗费时间和资源来学习金融知识以提高未来收益(Jappeli and Padula,2013)。另一方面,宗教信仰,特别是“来世”信仰会影响人们的时间偏好(Benjamin et al.,2016),进而促使人们追求长期目标。Becker(1996)指出,宗教信仰通常会增加人们对未来效用的权重,尤其是当这种宗教信仰预示着一个诱人的来生。

宗教信仰之所以会影响时间偏好,是因为主要逻辑可以归结为两方面。首先,宗教信仰天堂、地狱和来生会促使人们考虑或规划更加长久的未来,甚至规划来生,以保证来生或来世的生活,促使人们“未雨绸缪”,进而使得人们对未来的效用赋予更高的权重,这意味着人们会更具耐心。其次,宗教教会要求信徒对他们的时间和资源在生产活动和宗教活动之间的分配进行权衡取舍(Campante and Yanagizawa-Drott,2015),如果某人把更大的权重放在当前选择的未来影响上,那么他很可能去从事那些能提高未来效用的活动,甚至部分地牺牲当前的效用。而宗教能够帮助人们克服“自身控制”问题(Kumar et al.,2011),宗教信仰会降低人们的过度消费或奢侈性消费,影响人们的消费习惯,促使人们更加节俭,摒弃吸烟与喝酒等不利于健康的成瘾性消费等习惯,进而使得更注重未来的人通常会养成有利于未来影响的习惯性偏好和其他偏好(Becker,1996)。另外,对来世、天堂与地狱的信仰会增加人们行为决策的承诺成本。例如,今世作恶会在来世或地狱受到惩罚,这种有成本的承诺会影响人们的时间偏好(Kumar et al.,2011)。

综上所述,从宗教的“文化属性”角度,基于时间偏好与宗教信仰之间的天然联系和时间偏好对金融素养的重要影响,本文提出如下研究假说。

**研究假说:**通过改变“时间偏好”,宗教信仰对个体金融素养具有正向影响。

## 2 研究设计

### 2.1 数据来源与样本选择

本文所用数据为西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心2013年在全国范围内开展的第二轮“中国家庭金融调查”数据(CHFS2013)。本轮调查样本覆盖全国29个省(自治区、直辖市),具有全国代表性和省级代表性。2013年“中国家庭金融调查”设计了关于利率计算、通货膨胀理解和投资风险认知的3个问题以反映受访者的金融知识水平。同时,本轮调查还询问了受访者的宗教信仰,这为考察个体的宗教信仰对其金融素养的影响提供了很好的数据支撑。

鉴于本文的研究目的,将男性样本年龄限定为22~59岁,将女性样本限定在20~54岁。一方面,我国不允许向未成年人传教(卢云峰和张春泥,2016)<sup>①</sup>。另一方面,本文将年龄限制在退休年龄以前(男性小于60岁,女性小于55岁),这就规避或消除了因退休后的精神情感需求增加(特别是对农村留守老人)而选择信仰宗教的影响,也在一定程度上降低了反向因果对估计结果的影响。并且,将样本年龄限制在退休年龄以前,人们因尚未退休或退出劳动力市场,而不得不关注“世俗”的方面。此外,剔除了金融知识和宗教信仰相关问题中存在缺失的样本。

## 2.2 模型设定

为考察个体的宗教信仰对其金融素养的影响,构造如下方程进行计量检验:

$$\text{Literacy}_{ic} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Religion}_{ic} + \gamma Z_{ic} + \lambda_c + \varepsilon_{ic} \quad (1)$$

其中, $i$ 和 $c$ 分别代表个人和城市。 $\text{Literacy}_{ic}$ 为个体的金融素养,该变量数值越大,表示个体的金融素养越高。 $\text{Religion}_{ic}$ 度量个体的宗教信仰,“有宗教信仰”取值为1,否则取值为0;当分类别考察时,若个体信仰“佛教”则取值为1,其他情况下取值为0,依此类推(宗教信仰类别包括“佛教”“道教”“伊斯兰教”“基督教”“其他”5个类别)。 $Z_{ic}$ 是可能影响个体金融素养的一些因素,包括个体的受教育年限、是否就业、健康状况、性别、年龄及其平方项、城乡、户口状况、婚姻状况、父母各自的受教育年限、父亲的户口状况、父亲是否党员<sup>②</sup>、是否汉族。 $\lambda_c$ 为城市固定效应,控制城市固定效应能够控制不同城市间的特征差异,包括城市的经济金融发展差异、文化背景和地理环境等特征因素。 $\varepsilon_{ic}$ 为随机扰动项。

## 2.3 指标选取与度量方式

### 2.3.1 核心解释变量与因变量

为度量“金融素养”(Literacy),参照尹志超等(2014)和尹志超等(2015),基于受访者对利率计算、通货膨胀理解和投资风险认知等金融知识中三个基本问题的回答情况,使用因子分析的方法构建金融知识指标度量其金融素养。该指标可以较好地度量个体的金融素养(Lusardi and Mitchell, 2014)。对宗教信仰的度量,依据受访者对问题“您的宗教信仰是”的回答,选项包括:“1. 佛教; 2. 道教; 3. 伊斯兰教; 4. 基督教; 5. 无; 6. 其他”。为考察宗教信仰对金融素养的影响,采用两种分类方式来度量个体的宗教信仰:(1)将宗教信仰区分为“有宗

<sup>①</sup> 根据《中华人民共和国民法典》“不满十八周岁的自然人为未成年人。”

<sup>②</sup> 控制母亲的户口状况和党员身份不会改变本文的基本结论,但会损失较多样本,降低估计精度。

教信仰”和“无宗教信仰”两类。根据受访者的回答,将选择“无”的定义为“无宗教信仰”,将除了选择“无”之外的均定义为“有宗教信仰”(Religion)。(2)由于不同宗教的文化属性和制度属性的强弱存在显著差异(Stark and Finke, 2000; 阮荣平和王兵, 2011),因此,不同的宗教信仰对个体金融素养的影响可能存在显著差异。进而,为考察不同宗教信仰对金融素养影响的异质性,根据受访者的回答,将有宗教信仰区分为佛教(Buddhism)、道教(Taoism)、伊斯兰教(Islam)、基督教(Protestantism)和其他宗教信仰(Else)。

如表1所示,“有宗教信仰”者在全样本中占比为10%,而农村样本和女性样本中“有宗教信仰”的占比略高于城镇样本和男性样本。具体地,有宗教信仰者中的佛教信仰者占比最高,在全样本中的占比为6.24%,其次为基督教(1.94%)和伊斯兰教(1.46%),信仰道教和其他宗教的样本占比最少。另外,不同类别的宗教信仰在城乡之间和不同性别之间的分布存在一定差异。例如,伊斯兰教信徒在城镇样本和男性样本中的占比略高于农村样本和女性样本,基督教信徒的占比在城乡之间差别不大,而女性样本中基督教信徒占比接近男性样本中基督教信徒占比的1倍。

表1 宗教信仰的描述性统计

	全样本(14270)		城镇(10117)		农村(4135)		男性(7167)		女性(7103)	
	N	占比/%	N	占比/%	N	占比/%	N	占比/%	N	占比/%
无宗教信仰	12843	90.00	9151	90.45	3692	88.90	6546	91.34	6297	88.65
有宗教信仰	1427	10.00	966	9.55	461	11.10	621	8.66	806	11.35
其中:佛教	891	6.24	588	5.81	303	7.30	387	5.40	504	7.10
道教	25	0.18	13	0.13	12	0.29	20	0.28	5	0.07
伊斯兰教	208	1.46	152	1.50	56	1.35	107	1.49	101	1.42
基督教	277	1.94	194	1.92	83	2.00	95	1.33	182	2.56
其他	26	0.18	19	0.19	7	0.17	12	0.17	14	0.20

注:括号内为样本量。

### 2.3.2 其他变量

一般而言,估计个体时间偏好的方法有两种(Frederick et al., 2002):一是从居民日常生活中所做的决策与规划来推测其时间偏好,或作为时间偏好的代理变量;二是通过询问受访者有关跨期决策的问题来估算其时间偏好。但是,实验设计或问卷中利用不同时期的货币回报等有关问题来度量时间偏好是不恰当的(Reuben et al., 2010)。根据显示偏好原理,个人或家庭的现实决策(如消费与储蓄、长期规划等)可以为其实时间偏好提供可靠的科学依据(Olson and Bailey, 1981)。

首先, Fisher(1930)指出,个人“不耐”的差别至少是由六种个人特征的差异所造成的,包括远见、自制、习惯、寿命的预期、对他人生活的关怀和习俗风尚,并进一步指出,一般而言,远见愈大,不耐愈小;反之亦然。因而,“长期规划取向”是和时间偏好有关的重要文化维度(Wang et al., 2016),因此,众多文献使用家庭的长期财务规划变量等期限变量(horizon variable)度量其时间偏好。例如, Khwaja et al. (2007)利用消费者的长期财务规划度量其时间偏好,使用是否有1年期以上的规划来度量个体的时间偏好。因此,是否具有或者是否进行长期规划也可以度量个体的时间偏好,即人们的“未来取向”和时间偏好同义(Aren and Aydemir, 2014),且“未来取向”和金融素养均受到“自律倾向”的影响(Howlett et al., 2008),而宗教信仰对人们的“自律倾向”具有重要影响。Renneboog and Spaenjers(2012)研究发现,那些有宗教信仰的家庭拥有更强的遗赠动机和长期规划倾向,因此,相对于无宗教信仰者,有宗教信仰者会更关注他们的退休规划。Jappeli and Padula(2013)认为更加不耐的消费者会更少投资于金融素养和积累更少财富。

其次,在心理状态方面,对未来收益和消费的耐心程度是时间偏好最直接的表现(姚东旻等, 2019),对未来越有耐心,则时间偏好越低。个体的时间偏好能够对其储蓄行为决策产生正向影响,当个体对未来的效用表现出更强的偏好,将会减少当前消费,增加储蓄;反之,如果更偏好于当前效用,则会减少储蓄(Warner and Pleeter, 2001)。Falk et al. (2018)分析了偏好在各国之间的差异发现,时间偏好与宗教信仰相关,并且时间偏好可用“长期取向”度量,例如节俭或储蓄决策(Epper et al., 2020)。寇宗来和石磊(2010)认为消费者的时间偏好率和消费的跨期替代弹性直接刻画了人们的节俭程度:时间偏好率越大,未来越不重要,消费者越倾向于“及时行乐”;时间偏好率越小,消费跨期替代弹性越大,人们的“节俭”程度越高。因此,给定家庭收入情况下,家庭储蓄率也是时间偏好的恰当度量指标。

综上所述,消费储蓄决策、未来规划等是时间偏好良好代理指标。鉴于数据的可得性,本文使用两类变量度量个体的时间偏好:第一类为衡量个体长期规划倾向的有关决策变量,具体包括“是否有计划过养老”(PensPlan)、“是否有移民的打算”(Immig)和“是否有送小孩出国深造的打算”(SAPChil);第二类为度量家庭消费与储蓄决策的“家庭储蓄率”的自然对数值 $[\log(\text{SaveRate})]$ 。如表2所示,样本中有计划过养老和有移民打算的样本分别占比为36.7%和2.6%,且有计划过养老和有移民打算的样本在有宗教信仰者样本中的占比较无宗教信仰者显著更高。而有移民打算的占比在有无宗教信仰之间无显著差异。但有宗教信仰者家庭的储蓄率显著更低,可能的原因在于有宗教信仰者在农村样本占比更高。

表2 时间偏好的描述性统计

	全样本/%	有宗教信仰/%	无宗教信仰/%	差异(有-无)
有计划过养老	36.70	38.95	36.46	2.49** (0.05)
有移民的打算	2.61	3.71	2.48	1.23** (0.01)
有送小孩出国深造的打算	11.04	11.10	11.04	0.06 (0.94)
储蓄率	12.70	11.05	12.88	-1.83*** (0.00)

注:括号中为 $p$ 值;\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

其他控制变量包括:性别、年龄及其平方项、民族、受教育年限、婚姻状态、户口状态、城乡等个体特征变量,家庭可支配收入、父亲和母亲的受教育年限、父亲是否党员<sup>①</sup>、父亲的户口类型等家庭背景变量,以及城市固定效应。本文没有控制母亲的党员身份和母亲的户口类别,一是因为母亲为党员的比例仅为4.4%,远低于父亲为党员的比例22.2%;二是因为母亲的户口类型同父亲的户口类型高度相关,相关系数超过0.85;三是会损失部分样本,降低估计精度。但是,即使同时控制母亲的党员身份和户口类别,其对子女金融素养的影响也未表现出统计显著性,且对其他解释变量的回归结果没有显著影响。表3汇报了主要变量的整体描述性统计。

表3 主要变量的整体描述性统计

变量名	变量含义	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
Literacy	金融素养	14270	0.063	0.498	-0.631	0.956
Religion	是否有宗教信仰(有=1;无=0)	14270	0.100	0.300	0	1
Buddhism	佛教	14270	0.062	0.242	0	1
Taoism	道教	14270	0.002	0.042	0	1
Islam	伊斯兰教	14270	0.015	0.120	0	1
Protestantism	基督教	14270	0.019	0.138	0	1
Else	其他	14270	0.002	0.043	0	1
Eduy	受教育年限	14270	10.103	4.028	0	22
Employed	是否有工作(有=1;无=0)	14270	0.774	0.419	0	1

<sup>①</sup>因宗教信仰存在代际传递效应(阮荣平等,2015),但囿于数据可得性,本文无法控制父母的宗教信仰。根据阮荣平等(2015),宗教信仰存在代际锁定效应,但教育会削弱宗教信仰的代际传递效应。并且,共产党员均为无神论者,这也和父母的宗教信仰高度相关。

续表

变量名	变量含义	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
Health	1. 健康	14270	0.499	0.500	0	1
	2. 一般	14270	0.369	0.483	0	1
	3. 不好	14270	0.132	0.338	0	1
Log(fincome)	家庭可支配收入对数值	14270	9.885	3.390	-13.816	14.914
Male	性别(男=1;女=0)	14270	0.502	0.500	0	1
Age	年龄	14270	43.203	9.154	20	59
Rural	城乡(农村=1;城镇=0)	14270	0.291	0.454	0	1
Hukou	1. 农业户口	14270	0.537	0.499	0	1
	2. 非农业户口	14270	0.432	0.495	0	1
	3. 统一居民户口	14270	0.031	0.173	0	1
Married	婚姻状态	14270	0.903	0.296	0	1
Eduy_F	父亲的受教育年限	14270	5.885	4.581	0	16
Eduy_M	母亲的受教育年限	14270	4.144	4.410	0	16
Hukou_F	父亲是否为农村户口	14270	0.651	0.477	0	1
Party_F	父亲是否为党员(是=1;否=0)	14270	0.222	0.416	0	1
Hanzu	汉族	14270	0.929	0.256	0	1

### 3 实证结果与分析

#### 3.1 基准回归结果

表4报告了用模型(1)估计的宗教信仰对金融素养影响的基准回归结果。其中,列(1)为宗教信仰变量 Religion 为“有宗教信仰”时的结果,列(2)~(6)为宗教信仰变量依次分别为“佛教”(Buddhism)、“道教”(Taoism)、“伊斯兰教”(Islam)、“基督教”(Protestantism)和“其他”(Else)时的结果,列(7)为同时控制不同宗教信仰类别时的结果。结果表明,变量 Religion 的系数显著为正,相比没有宗教信仰的个体,有宗教信仰个体的金融素养高出 0.028 个单位,相当于金融素养样本均值 0.063 的 44.44%。列(2)~(7)结果一致表明,只有当个体宗教信仰为“佛教”(Buddhism)时,宗教信仰的系数才显著为正,且相比没有宗教信仰和信仰其他宗教的个体,信仰佛教个体的金融素养高 0.038 个单位,相当于金融素养样本均值的 60.32%。此外,其他解释变量的系数也与已有文献和直觉相符合。个体的金融素养会随受教育年限和家庭收入水平的提高而提高。有工作、良好的健康状况、城镇居民、非农户口、男性和已婚均对个体金融素养具有显著正影响。而金融素养随年龄增长呈现出“倒 U 型”的变动趋势,且更好

的家庭背景,如父母的受教育水平更高、父亲的党员身份均有助于个体金融素养的提升。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Religion	0.028 ** (0.014)						
Buddhism		0.038 ** (0.017)					0.038 ** (0.017)
Taoism			0.005 (0.082)				0.009 (0.081)
Islam				0.008 (0.038)			0.012 (0.037)
Protestantism					0.008 (0.028)		0.010 (0.028)
Else						0.018 (0.075)	0.021 (0.075)
Eduy	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)
Employed	0.031 *** (0.009)	0.031 *** (0.009)	0.030 *** (0.009)	0.030 *** (0.009)	0.030 *** (0.009)	0.030 *** (0.009)	0.031 *** (0.009)
Health = 2	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)
Health = 3	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)
Log( fincome)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)
Male	0.026 *** (0.007)	0.026 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.026 *** (0.007)
Age	0.011 *** (0.004)	0.011 *** (0.003)	0.011 *** (0.004)	0.011 *** (0.003)	0.011 *** (0.004)	0.011 *** (0.004)	0.011 *** (0.004)
Age <sup>2</sup>	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)
Rural	-0.073 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.073 *** (0.012)
Hukou = 2	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)
Hukou = 3	0.088 *** (0.022)	0.087 *** (0.023)	0.088 *** (0.023)	0.088 *** (0.023)	0.088 *** (0.023)	0.088 *** (0.023)	0.087 *** (0.022)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Married	0.030** (0.013)	0.030** (0.013)	0.029** (0.013)	0.029** (0.013)	0.030** (0.013)	0.030** (0.013)	0.030** (0.013)
Eduy_F	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
Eduy_M	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
Hukou_F	-0.015 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.014 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.015 (0.011)
Party_F	0.016* (0.009)	0.016* (0.009)	0.015* (0.009)	0.015* (0.009)	0.015* (0.009)	0.015* (0.009)	0.016* (0.009)
Hanzu	0.032 (0.021)	0.024 (0.021)	0.026 (0.021)	0.027 (0.025)	0.026 (0.021)	0.026 (0.021)	0.027 (0.025)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.599*** (0.078)	-0.591*** (0.077)	-0.589*** (0.077)	-0.591*** (0.079)	-0.589*** (0.077)	-0.589*** (0.077)	-0.594*** (0.080)
Adj R <sup>2</sup>	0.326	0.326	0.326	0.326	0.326	0.326	0.326
F	143.532	143.360	141.834	142.152	141.710	141.927	117.964
N	14270	14270	14270	14270	14270	14270	14270

注:括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

### 3.2 异质性分析

由于个体的宗教信仰与金融素养在不同的受教育水平和年龄组群之间存在显著差异,并且宗教信仰会影响个体就业类型(阮荣平等,2014),故有必要考察宗教信仰对个体金融素养的影响是否因受教育水平、年龄组群和就业类型的差异而存在显著差异。为考察是否存在上述异质性:首先,根据受访者是否具有“大专及以上”学历设定哑变量 College(是取值为1,否则取值为0),通过控制宗教信仰与 College 的交互项 Religion×College、Buddhism×College 来考察其异质性。其次,根据出生年份是否在1980年后设定哑变量“80后”(出生年份为1980年及以后则取值为1,否则取值为0),通过控制宗教信仰与“80后”的交互项(Religion×1980、Buddhism×1980)来考察其影响的差异性。最后,根据受访者的工作性质<sup>①</sup>,设定哑变量“他雇”(Hired),若受访者的工作性质为“受雇于他

<sup>①</sup>工作性质选项包括:1.受雇于他人或单位;2.经营个体或私营企业;自主创业;3.在家务农;4.返聘;5.自由职业;6.其他(志愿者)。

人或单位”则取值为1,否则取值为0,通过控制宗教信仰与“他雇”的交互项(Religion×Hired、Buddhism×Hired)来考察其影响的差异性。

表5汇报了异质性检验的回归结果。首先,“有宗教信仰”对是否具有“大专及以上学历”学历个体金融素养的影响没有显著差异,但是信仰佛教对具有大专及以上学历群体个体金融素养的影响显著更小,可能的原因在于具有大学及以上学历本身就具有较高的金融素养。其次,宗教信仰和是否信仰佛教对“80后”金融素养的影响显著更小,原因在于“80后”具有大学学历的比例远高于“80前”<sup>①</sup>。最后,宗教信仰和信仰佛教对“受雇于他人或单位”的个体金融素养的影响显著更小,原因在于“他雇”者的受教育水平显著更高<sup>②</sup>。此外,表5结果还表明,宗教信仰和正规学校教育对个体金融素养的影响一定程度上存在“替代效应”,并且给定宗教信仰和受教育水平等其他因素,个体金融素养在是否“80后”或是否“受雇于他人或单位”之间并无显著差异,这进一步为宗教信仰和受教育水平等才是个体金融素养的更为“基础”的影响因素提供了佐证<sup>③</sup>。

表5 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Religion	0.037** (0.015)		0.041*** (0.014)		0.053*** (0.018)	
Buddhism		0.052*** (0.019)		0.054*** (0.017)		0.088*** (0.024)
Religion×College	-0.053 (0.035)					
Buddhism×College		-0.078* (0.045)				
College	0.038*** (0.013)	0.038*** (0.013)				
Religion×1980			-0.071** (0.027)			
Buddhism×1980				-0.087** (0.037)		
“80后”			-0.028 (0.020)	-0.029 (0.020)		

① 样本中“80后”拥有“大专及以上学历”的占比为44.55%,而“80前”样本中拥有“大专及以上学历”的仅为15.41%。

② 样本中“受雇于他人或单位”者的受教育年限均值为12.4年,而其他就业类型受访者的受教育年限均值则为8.3年。

③ 我们还考察了其他宗教信仰同上述哑变量的交互项以考察其他宗教信仰对个体金融素养影响的异质性,结果均未表现出显著性,限于篇幅未报告该结果。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Religion×Hired					-0.084 <sup>***</sup> (0.029)	
Buddhism×Hired						-0.125 <sup>***</sup> (0.035)
Hired					0.005 (0.011)	0.005 (0.011)
adj. $R^2$	0.327	0.327	0.327	0.327	0.347	0.347
$F$	127.200	107.078	128.993	108.638	113.640	95.807
$N$	14270	14270	14270	14270	11038	11038

注:括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

### 3.3 稳健性检验

#### 3.3.1 内生性问题

对于基准回归结果,宗教信仰对个体金融素养的影响可能存在潜在的内生性问题。一种可能是存在遗漏变量问题,可能遗漏了某些不可观测变量同时影响着个体的宗教信仰和金融素养。但方程(1)控制了个体特征变量、家庭背景变量和城市固定效应,以降低遗漏变量的影响,因此无须过分担心。另一种可能是本文对宗教信仰的度量可能存在低估:一是因为问卷调查时受访者在回答宗教信仰或宗教归属时不能意识到或有意避免承认自己的宗教身份(卢云峰和张春泥,2016);二是因为很多自称无宗教信仰的人并非严格意义上的无神论者。但是对宗教信仰者比例的低估,使得本文的回归结果低估宗教信仰对金融素养的影响,因此,表4中宗教信仰变量系数的估计值很可能是真实值的下限。此外,除了官方认可的五大宗教,宗教信仰还包括民间信仰,但是与制度化宗教相比,民间信仰对人们的偏好与行为的影响较小(阮荣平和王兵,2011),原因在于制度性宗教能够提供民间信仰所不能提供的独立价值观(易劳逸,2019)。

至于可能的反向因果或联立性问题,根据宗教市场理论,人们的宗教需求是相对不变的(阮荣平等,2013),并且,从时间先后角度看,宗教信仰的发生时间早于金融素养的发生时间。由于人们首次作出宗教委身决策的年龄平均在16岁或17岁(阮荣平等,2013;辛宇等,2016),本文将样本年龄限定在法定结婚年龄与法定退休年龄之间,样本平均年龄为43岁<sup>①</sup>,这在一定程度上降低了反向因果对估计结果的影响。另外,金融知识的积累和金融素养的提升本身就需要时间的积累和实践,因而可以认为反向因果关系基本可以排除。不过,本文仍使用工具变量法进行了估计,并对宗教信仰的内生性进行了统计检验。

<sup>①</sup>其中,男性平均年龄45岁,女性平均年龄为41岁。

首先,使用样本所在省份中“每万人拥有宗教活动场所数”(宗教机构数÷2012年常住人口数)<sup>①</sup>作为个人是否“有宗教信仰”(Religion)的工具变量,包括“每万人拥有的佛教寺庙数量”(NumBTem)、“每万人拥有的道观数量”(NumTTEM)、“每万人拥有的清真寺数量”(NumMosq)和“每万人拥有的教堂数量”(NumChur)。其次,使用样本所在省份“每万人拥有的佛教寺庙数量”(NumBTem)作为个人是否“信仰佛教”(Buddhism)的工具变量。需要说明的是,前文表 4 结果显示,仅有个人“信仰佛教”对其金融素养有显著正影响,因此,这里将其他类别的宗教信仰作为控制变量,而不考虑其内生性问题,其他控制变量同方程(1)。最后,由于工具变量为省级层面变量,因此,无法进一步控制城市固定效应,为尽量控制或消除地区差异因素的影响,特别是根据世俗化理论,在进行两阶段回归时控制了 2013 年(样本调查年份)省级层面的人均 GDP、城镇失业率和该省份 6 岁及以上人口的平均受教育年限。

选取“每万人拥有宗教活动场所数”作为个体“宗教信仰”的工具变量有如下理由:(1)“每万人拥有宗教活动场所数”度量了该地区的宗教活动场所密度,属于宗教的供给方面。一个地区宗教供给越多,则该地区个人有宗教信仰的可能性就越大。(2)这一变量和个人的金融素养并不直接相关,符合工具变量的要求。利用上述工具变量的回归结果见表 6。结果表明:首先,在第一阶段回归中,“每万人拥有宗教活动场所数”和宗教信仰变量显著正相关,且弱工具变量检验的  $F$  值远大于 10,说明不存在弱工具变量问题。其次,DWH 检验的  $p$  值均大于 0.1,没有拒绝“有宗教信仰”变量为外生的原假设,说明本文的核心解释变量不存在严重的内生性问题。最后,两阶段最小二乘法第二阶段的估计结果同基准结果一致,即个体“有宗教信仰”和信仰“佛教”对其金融素养具有显著的正向影响。

表 6 2SLS 估计

	一阶段结果	二阶段结果	一阶段结果	二阶段结果
	(1)	(2)	(3)	(4)
Religion		0.122 ** (0.055)	Buddhism	0.125 * (0.075)

<sup>①</sup> 其中,各省佛教寺庙数量和道教的道观数量根据国家宗教事务局官网提供的“宗教活动场所信息”整理得出;清真寺数量根据“中国伊斯兰教协会”官网 2012 年公布的全国穆斯林及清真寺情况分布统计表整理得出;各省份的教堂数量由各省份的天主教教堂、基督教教堂等加总得出。各省份教堂数量信息有三个来源:(1)各省份的天主教教堂数量来自“中国天主教爱国会”与“中国天主教主教团”主办的“中国天主教”网站上的“天主教堂数据库”;(2)基督教教堂数量来自“中国基督教三自爱国运动委员会”和“中国基督教协会”主办的“中国基督教网”中各地教会“教堂风采”和省级基督教教会官网上的公布的教堂堂点数量;(3)“福音时报”官网中列出的各省份教堂数量。我们对上述三个来源的教堂数量信息进行了手动整理,并对不同数据来源,但地址相同的教堂数量进行了甄别剔除。

续表

	一阶段结果	二阶段结果	一阶段结果	二阶段结果
	(1)	(2)	(3)	(4)
NumBTem	0.116*** (0.015)		NumBTem 0.165*** (0.010)	
NumTTem	0.106** (0.046)			
NumMosq	0.039*** (0.004)			
NumChur	0.076*** (0.011)			
Kleibergen-Paap rk LM statistic	405.767		271.559	
Cragg-Donald Wald F statistic	172.668		523.678	
一阶段 F 值	112.613		288.132	
DWH 内生性检验	2.701		1.272	
p 值	(0.1003)		(0.2594)	
adj. R <sup>2</sup>		0.302		0.303
F		411.875		347.139
N		14270		14270

注:括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

### 3.3.2 其他稳健性检验

为验证基准回归结果是否受到特定样本或者异常值的影响,本文进行了一系列稳健性检验。首先,考虑异常值的影响。一是,由于“有宗教信仰”变量中选择信仰“其他”包括了多种类别的宗教,而选择信仰“非主流”宗教的个体本身可能就具有较大的异质性,因此,剔除选择信仰“其他”的样本[表7列(1)和(6)]。二是,由于北京、上海和天津三个直辖市地区样本的金融素养显著高于其他地区,因此删除这三个地区的样本[表7列(2)和(7)]。其次,考虑样本选择问题。一是由于信仰伊斯兰教的样本集中在10个少数民族地区,且中国穆斯林大多数聚居在新疆维吾尔自治区、宁夏回族自治区、甘肃、青海、河南、云南等地,大多集中在西部地区,而我国东中西部地区之间的经济发展水平等存在显著差异,因此,删除信仰伊斯兰教的样本考察结果的稳健性[表7列(3)和(8)]。二是由于少数民族和汉族在宗教信仰上存在显著差异,因此仅使用汉族样本考察结果的稳健性[表7列(4)和(9)]。最后,剔除“在校学生”“丧失劳动力者”“不愿意工作”和“离休或退休”的样本[表7列(5)和(10)]。表7回归结果表明,宗教信仰对个体金融素养的影响表现出良好的稳健性,即个体“有宗教信仰”(Religion)对其“金融素养”(Literacy)具有显著正影响,并且这一正向作用主要体现在个体是否信仰佛教上。

表 7 其他稳健性检验

Part A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Religion	0.029** (0.014)	0.035** (0.014)	0.030** (0.015)	0.028* (0.015)	0.030** (0.014)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. $R^2$	0.326	0.313	0.326	0.323	0.332
$F$	143.551	140.043	142.973	158.449	140.012
$N$	14244	12475	14062	13263	13199
Part B	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Buddhism	0.038** (0.017)	0.039** (0.017)	0.038** (0.017)	0.039** (0.017)	0.043** (0.017)
Taoism	0.009 (0.082)	0.043 (0.070)	0.009 (0.081)	0.013 (0.081)	-0.030 (0.088)
Islam	0.012 (0.037)	0.026 (0.039)	. (.)	-0.197 (0.182)	0.017 (0.042)
Protestantism	0.011 (0.028)	0.027 (0.029)	0.010 (0.028)	0.005 (0.029)	0.008 (0.029)
Else		0.025 (0.081)	0.021 (0.075)	0.022 (0.076)	-0.011 (0.079)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. $R^2$	0.326	0.313	0.326	0.323	0.332
$F$	123.676	115.028	123.021	128.836	115.285
$N$	14244	12475	14062	13263	13199

注: 括号内为聚类到区县层面的稳健标准误; \*\*、\* 分别表示在 5%、10% 的置信水平显著。

## 4 作用机制检验与竞争性假说

### 4.1 作用机制检验

为考察个体的宗教信仰是否通过降低其时间偏好对金融素养具有正向作用, 首先, 考察宗教信仰是否影响了时间偏好。具体地, 实证检验宗教信仰是否对度量时间偏好的四个变量“是否有计划过养老”(PensPlan)、“家庭储蓄率”(log(SaveRate))、“是否有移民的打算”(Immig)和“是否有送小孩出国深造的打算”(SAPChil)具有显著影响。其次, 在方程(1)中, 进一步控制时间偏好变量, 如果宗教信仰通过时间偏好渠道影响金融素养, 那么在控制时间偏好后, 相比于基准回归, 宗教信仰对个体金融素养的影响应该显著变小或变得不显著。回归结果如表 8 所示。其中, 列(1)~(4)为“有宗教信仰”(Religion)对时间偏好影响的回归结果; 列(5)~(6)为控制时间偏好变量后, “有宗教信仰”(Religion)对个体“金融素养”(Literacy)的影响; 列(9)~(12)为不同宗教类别对时间偏好影响的回归结果; 列(13)~(14)则为进一步控制时间偏好变量后,

不同宗教类别对个体金融素养的影响。另外,列(7)、(8)、(15)和(16)为基于工具变量的两阶段最小二乘估计结果。

表8 时间偏好的影响渠道检验

	PenPlan	Log(SaveRate)	Immig	SAPChild	Literacy			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Probit	OLS	Probit	Probit	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Religion	0.058*** (0.014)	0.122* (0.066)	0.015*** (0.005)	0.021** (0.010)	0.020 (0.014)	0.015 (0.015)	0.084 (0.055)	0.080 (0.060)
PensPlan					0.058*** (0.007)	0.059*** (0.008)	0.058*** (0.007)	0.059*** (0.008)
Immig					0.112*** (0.025)	0.093*** (0.031)	0.123*** (0.022)	0.100*** (0.026)
Log(SaveRate)					0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.016*** (0.002)
SAPChild						0.060*** (0.013)		0.066*** (0.013)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.031		0.078	0.093				
Log pseudolikelihood	-9199.217		-1530.893	-3721.459				
adj. R <sup>2</sup>		0.107			0.335	0.329	0.314	0.311
F		41.808			133.608	125.247	390.498	294.782
N	14440	14069	11620	11499	13880	11530	13880	11500
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	Probit	OLS	Probit	Probit	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Buddhism	0.069*** (0.017)	0.210** (0.082)	0.016** (0.006)	0.009 (0.014)	0.029* (0.017)	0.030 (0.019)	0.094 (0.077)	0.071 (0.084)
PensPlan					0.058*** (0.007)	0.059*** (0.008)	0.059*** (0.007)	0.060*** (0.008)
Immig					0.112*** (0.025)	0.093*** (0.031)	0.125*** (0.022)	0.102*** (0.026)
Log(SaveRate)					0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.016*** (0.002)
SAPChild						0.060*** (0.013)		0.069*** (0.013)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.031		0.077	0.094				
Log pseudolikelihood	-9198.561		-1529.907	-3715.683				
adj. R <sup>2</sup>		0.107			0.335	0.329	0.315	0.312
F		36.193			113.373	108.179	323.158	248.444
N	14440	14069	11620	11499	13880	11530	13880	11500

注:列(1)、(3)、(4)、(9)、(11)和(12)的结果为Probit模型的平均边际效应。括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

表8回归结果表明:(1)宗教信仰对时间偏好变量均具有显著正影响,即“有宗教信仰”比没有宗教信仰的个体更加具有耐心,原因在于绝大多数宗教强调对欲望的约束(陈冬华等,2013),因此有利于降低人们的不耐心,即降低其时间偏好(潘黎和钟春平,2016)。(2)分宗教类别看,仅有佛教信仰对时间偏好具有显著正影响[“是否有送小孩出国深造的打算”(SAPChil)除外]。(3)在进一步控制时间偏好变量后,不论是OLS估计结果还是基于工具变量的2SLS估计结果,“有宗教信仰”(Religion)或“信仰佛教”(Buddhism)对个体金融素养的回归系数显著下降,且在统计上不再具有显著性,这说明“时间偏好”是宗教信仰提高个体金融素养的主要影响渠道。并且,不同宗教类别下,时间偏好渠道,也是佛教提升个体金融素养的主要渠道。表7结果进一步佐证了宗教信仰中的佛教信仰对个体金融素养的积极作用,这与潘黎和钟春平(2016)信仰佛教的受访者所在家庭具有更高的储蓄率和更低的借款概率,但其他宗教类别与无宗教信仰的差异不显著的结果一致。可能的原因在于:首先,佛教中的“再生”(rebirth)概念反映了人们认为当下只是个体全部存在中的一个小的时间片段,这会导致信仰佛教的个体更具耐心,即时间偏好更低(Wang et al., 2016)。其次,中国佛教徒不主张吸烟,且“不饮酒”是佛教“五戒”之一,而是否吸烟与饮酒本身就衡量了个体的时间偏好(Galor and Özak, 2016)。最后,宗教信仰,特别是宗教中的“来世”信仰会影响人们的“时间偏好”(Becker and Mulligan, 1997),促使人们追求长期目标。而相对于其他宗教而言,佛教更加强调“因果报应思想”,进而使得“来世”信仰对佛教信仰者时间偏好影响显著更大。

## 4.2 竞争性假说

前文实证结果表明,个体的宗教信仰对其金融素养的正向作用主要源于宗教信仰降低了个体的时间偏好,即相对于无宗教信仰,有宗教信仰提高了个体对未来的偏好。但是,由于宗教还具有“制度属性”,因此,本文的基本结论受到潜在竞争性假说的影响。

基于宗教的“制度属性”,宗教信仰还可能通过信任与社会网络等途径对个体金融素养产生影响。一方面,如果宗教对信任具有显著正影响(Guiso et al., 2003; 阮荣平和王兵, 2011),那么可以预期宗教信仰也会增加个体或家庭对金融市场、金融机构和金融产品的信任,进而通过更多参与金融市场获得更多金融知识。另一方面,由宗教信仰带来的社会网络和社会资本的增加(Stark and Finke, 2000; 阮荣平和刘力, 2011; 阮荣平等, 2014),可以促进金融知识在信徒与信徒之间、信徒与非信徒之间的“知识溢出”,最终影响自身的金融素养。因此,宗教信仰还可能通过宗教的制度属性发挥作用,通过增加社会信任,提高自身的社会资本,进而增加了人们对正规金融市场和金融产品的信任,通过“干中

学”渠道提升金融素养。或者宗教信仰通过拓展人们的社会网络,通过共同的社会活动带来的学习效应,进而提高了自身的金融素养。

基于此,本部分进一步考察宗教的“制度属性”是否为宗教信仰影响个体金融素养的重要渠道。首先,宗教信仰的社会网络效应或对社会资本的提升作用,使得有宗教信仰者的创业概率更大(阮荣平等,2014),而企业家与自雇者的金融素养显著更高(Lusardi and Mitchell,2014)。其次,宗教可以通过社会网络或社会互动带来的学习效应提高个体金融素养,而不论是宗教的社会网络效应,还是宗教有助于提高信徒的社会资本,其基础或根本性原因都在于宗教信仰对“信任”具有显著正影响(阮荣平和王兵,2011;Renneboog and Spaenjers,2012)。再次,有宗教信仰会导致家庭更多或更积极地参与金融市场和进行金融风险投资(王宇等,2017),因此,宗教信仰有可能通过提高受访者家庭的金融参与率,通过“干中学”渠道,对其金融素养产生积极影响。最后,由于宗教具有“社会保障”作用(阮荣平和刘力,2011),或者通过缓解进行金融风险投资的“后顾之忧”,或者通过降低购买商业保险带来的挤出效应进而增加了可用于投资的资产规模,导致家庭更多或更积极地参与金融市场和进行金融风险投资(王宇等,2017),并最终对个体金融素养产生正向作用,我们将其称为“替代效应”。

#### 4.2.1 创业

为检验创业是否因宗教的社会网络效应成为宗教信仰对个体金融素养产生正向作用的影响渠道,我们使用受访者家庭“是否从事工商业生产经营项目”来度量家庭“是否创业”(ESTP,是取值为1,否则取值为0)进行实证分析,回归结果见表9列(1)~(4)。首先,相对于无宗教信仰,有宗教信仰者家庭创业概率显著更高,这同阮荣平等(2014)的结果一致。并且,不同类别的宗教信仰对家庭创业的显著影响基本无差异,信仰“道教”和“其他”的回归系数在统计上不显著,但在经济意义上同其他宗教类别无差异,可能的原因在于这两类宗教信仰的样本规模较小。其次,从事工商业生产经营项目家庭的受访者的金融素养显著更高。最后,在控制创业变量后,“有宗教信仰”(Religion)和“信仰佛教”(Buddhism)的回归系数同基准回归结果并无显著差异,说明宗教信仰对家庭创业的影响并不是宗教信仰影响个体金融素养的重要渠道。

表9 排除宗教的制度属性渠道:创业与信任

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ESTP	Literacy	ESTP	Literacy	Trust	Literacy	Trust	Literacy
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
Religion	0.058 ***	0.025 *			0.000	0.023		
	(0.011)	(0.014)			(0.013)	(0.018)		

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ESTP	Literacy	ESTP	Literacy	Trust	Literacy	Trust	Literacy
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
Buddhism			0.059 *** (0.014)	0.035 ** (0.017)			-0.021 (0.016)	0.041 * (0.023)
Taoism			0.056 (0.083)	0.005 (0.081)			-0.086 (0.097)	0.112 (0.105)
Islam			0.062 * (0.033)	0.008 (0.038)			0.071 (0.044)	-0.003 (0.053)
Protestantism			0.054 ** (0.024)	0.007 (0.028)			0.024 (0.027)	-0.015 (0.036)
Else			0.052 (0.059)	0.017 (0.076)			0.049 (0.086)	-0.049 (0.102)
ESTP		0.057 *** (0.010)		0.057 *** (0.010)				
Trust						0.017 (0.013)		0.017 (0.014)
Pseudo $R^2$	0.077		0.077		0.039		0.040	
Log pseudolikelihood	-6277.014		-6276.983		-3058.937		-3055.591	
adj. $R^2$		0.328		0.328		0.315		0.315
$F$		140.176		116.314		77.235		68.486
$N$	14453	14270	144513	14270	8207	8116	8207	8116

注:列(1)、(3)、(5)和(7)为 Probit 模型的平均边际效应;括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

#### 4.2.2 信任

为考察宗教信仰对一般化信任的影响是否为其影响个体金融素养的重要渠道,根据受访者对问题“您对初次见面的人的信任程度如何?”<sup>①</sup>的回答构建“信任”变量(Trust),若受访者选择“比较相信”或“完全相信”则 Trust 取值为 1,否则取值为 0。回归结果见表 9 列(5)~(8)。首先,宗教信仰对“信任”变量的影响不显著,可能的原因在于宗教信仰对信任的影响存在差序格局(阮荣平和王兵,2011)。其次,对陌生人的“信任”未对个体金融素养产生显著影响。最后,在控制信任变量后,宗教信仰的回归系数基本不变,说明基于信任的社会网

<sup>①</sup> 该问题的选项包括:“1. 完全不可以相信;2. 比较不相信;3. 居于可以相信与不相信之间(包括‘有些可信,有些不可信’);4. 比较相信;5. 完全相信”。其中,本文所用样本中选择“4. 比较相信;5. 完全相信”的受访者占比 13.1%,即“信任”变量 Trust 的均值为 0.131。我们使用“完全相信”度量“信任”进行了稳健性检验,结果并无差异。

络效应或社会资本并非宗教信仰影响个体金融素养的渠道<sup>①</sup>。

#### 4.2.3 干中学

本文使用受访者家庭“是否拥有金融资产”<sup>②</sup>定义“金融市场参与”变量(PartFM,是取值为1,否则取值为0)来考察“干中学”是否为宗教信仰对个体金融素养具有正向作用的影响渠道。回归结果见表10列(1)~(4):首先,宗教信仰中,只有“佛教”对家庭参与金融市场具有显著正影响,可能的原因在于,在中国,相对于基督教,佛教信仰者的年轻人和高学历者比例更高,而文盲和半文盲的比例更低,且佛教信仰者的受教育水平和无宗教信仰者的受教育水平没有显著差异。其次,“金融市场参与”对个体金融素养具有显著正影响。最后,在控制“金融市场参与”度量的“干中学”渠道后,宗教信仰对个体金融素养影响的回归系数同基准结果无显著差异,说明“干中学”并不是宗教信仰影响个体金融素养的重要渠道。

#### 4.2.4 社会保障的“替代效应”

由于宗教信仰有助于个体之间的风险分担和提供社会保障,因而,具有社会保障作用(阮荣平和刘力,2011)。为考察该渠道,我们使用受访者“是否拥有社会养老保险”(Insur,是取值为1,否则取值为0)<sup>③</sup>考察“替代效应”可能的影响。回归结果见表10列(5)~(8):首先,宗教信仰同社会保障显著负相关,且这一负影响主要是伊斯兰教信仰的作用。其次,有社会养老保险者的金融素养显著更高。最后,在控制宗教对社会保障的“替代效应”后,宗教信仰对个体金融素养的正向作用同基准结果相同,说明“替代效应”并非宗教信仰对个体金融素养具有正向作用的影响渠道。

---

① 列(6)“有宗教信仰”的回归系数在统计上缺乏显著性,但在经济学意义上并未显著变小,可能是因为样本量大幅减小造成的。

② 金融资产类别包括“活期存款、定期存款、股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、非人民币资产和黄金”,只要样本所在家庭拥有这9类资产中的一种即视为拥有金融资产,则“金融市场参与”变量PartFM取值为1,否则取值为0。“金融市场参与”变量的样本均值为0.687,即样本中拥有金融资产的家庭占比为68.7%。家庭是否拥有金融资产往往和家庭收入有关,由于本文已经控制了家庭可支配收入,因此,这里可以视为“金融市场参与”的净影响。另外,我们还将金融资产类别限定为“定期存款、股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、非人民币资产和黄金”和“股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、非人民币资产和黄金”来定义“金融市场参与”变量对“干中学”渠道进行稳健性检验,结果并无差异。

③ 根据受访者对问题“退休/离休后领取的是下列哪种退休/离休工资或社会养老保险?”的回答定义“是否拥有社会养老保险”。该问题选项包括:“1. 公务员退休工资;2. 参公管理事业单位退休工资;3. 非参公管理事业单位退休工资;4. 城镇职工基本养老保险金(城职保);5. 城镇居民社会养老保险金(城居保);6. 新型农村社会养老保险金(新农保);7. 农村社会养老保险金(老农保);8. 城乡居民社会养老保险金;9. 离休工资;10. 都没有;11. 其他”。若受访者选择“10. 都没有”则变量“是否拥有社会养老保险”取值为0,否则取值为1。

表 10 排除“干中学”和“替代效应”

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	PartFM	Literacy	PartFM	Literacy	Insur	Literacy	Insur	Literacy
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
Religion	0.011 (0.012)	0.027** (0.014)			-0.023* (0.012)	0.030** (0.014)		
Buddhism			0.037** (0.015)	0.036** (0.017)			-0.011 (0.015)	0.040** (0.017)
Taoism			-0.101 (0.076)	0.021 (0.083)			-0.083 (0.070)	0.013 (0.081)
Islam			-0.055 (0.038)	0.013 (0.037)			-0.094*** (0.035)	0.013 (0.037)
Protestantism			-0.008 (0.025)	0.008 (0.028)			-0.020 (0.023)	0.012 (0.028)
Else			-0.089 (0.062)	0.029 (0.076)			-0.030 (0.084)	0.020 (0.073)
PartFM		0.100*** (0.008)		0.100*** (0.008)				
Insur						0.046*** (0.009)		0.046*** (0.009)
Pseudo $R^2$	0.200		0.201		0.168		0.169	
Log pseudolikelihood	-7163.962		-7158.388		-6947.138		-6944.48	
adj. $R^2$		0.334		0.334		0.328		0.328
$F$		157.607		130.322		136.108		113.160
$N$	14399	14217	14399	14217	14375	14194	14375	14194

注:括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

### 4.3 进一步讨论:为什么是佛教

前文结果表明,宗教信仰通过影响个体时间偏好对其金融素养有显著正影响,且分宗教类别看,该结论仅对佛教成立,其他宗教信仰的回归系数均不显著。这说明,真正影响个体金融素养的宗教信仰为个体是否信仰佛教,这与 Norton and Tomal(2009)、潘黎和钟春平(2016)及曾建光等(2016)的结果一致。然而,这些研究并未就为何只有佛教(佛教信仰)具有显著影响作出解释。本文试图对这一问题进行解答,整体可以归结为如下几个方面。

一方面,与基督教(包括天主教和基督新教等)相比,佛教(与道教)强调“自救”,而基督教强调“他救”。特别是在基督新教看来,一个人是否会被拯救(salvation)是前定事件,不受个人行为的影响。而佛教则是具有拯救精神的宗教,在佛教看来,个人的行为会影响到自身是否会被“拯救”(McCleary, 2007)。

高的拯救精神,则使得人们拥有更多机会纠正他们的错误行为,消除他们的过失,并获得拯救<sup>①</sup>。而低的拯救精神,则没有这种机会,但获罪会下地狱,因此,他们会尽量避免错误行为,并在一生中尽量避免犯错。因此,佛教中的高拯救精神有助于调动人们的积极性和主观能动性,这与只有佛教不将贫穷归咎于懒惰一致(Guiso et al., 2003)。

另一方面,相对于佛教和道教,天主教、基督教和伊斯兰教因其更为频繁的宗教集体活动而具有更高的组织水平(阮荣平和王兵,2011)。佛教为弥散性宗教,其信徒的宗教委身度更低(Stark and Finke, 2000; 杨庆堃, 2007; 卢云峰, 2008),因而与世俗社会更多是“促进性”的互补,而非替代。这也同Barro and McCleary(2003)的有宗教信仰同经济增长正相关,而人们投入到宗教活动上的时间同经济增长负相关的研究结论一致。并且,佛教同中国传统文化已经融为一体,成为本土宗教,而基督徒和天主教,则是外来宗教,尚未充分中国化。至于伊斯兰教的影响不显著,可能是因为伊斯兰教在中国社会文化系统中处于从属和局部的地位(牟钟鉴,2012),只在10个民族社会文化生活中起主导作用<sup>②</sup>。

最后,基于宗教制度属性的社会网络效应等并非宗教信仰对个体金融素养具有正向作用的重要影响渠道,这与仅有佛教信仰对个体金融素养具有显著正影响的结论相互印证。一方面,相对于其他宗教,佛教是非排他的、弥散性宗教,且本土化的佛教更强调宗教信仰是个体行为,而非一种组织机构(杨庆堃, 2007)。与制度性宗教的社会组织功能相对突出和易于可见不同,弥散性宗教主要通过引导信仰者的价值判断和规制信仰者的社会行为,进而促进社会价值认同和社会有序运行,隐秘而持续地发挥作用(林瑜胜,2019)。另一方面,佛教徒往往是素食者,因此,在关系经营中处于劣势地位(辛宇等,2016),也即社会网络渠道处于劣势地位。这同本文基于宗教的文化属性,认为时间偏好是宗教信仰影响个体金融素养的主要渠道的结论一致。另外,作为外来宗教,基督教等尚未充分中国化,文化属性相对更弱,其影响主要体现在制度属性方面,诸如社会网络等。这正与本文的主要结论相一致,即宗教信仰通过影响时间偏好,而非其制度属性对个体金融素养具有显著正影响。综合以上原因,这就解释了为何只有佛教信仰对个体金融素养具有显著正向作用,而其他宗教的影响不显著。

## 5 结论及启示

本文使用2013年中国家庭金融调查数据(CHFS2013),实证分析了个体的

<sup>①</sup> 如佛教俗语“放下屠刀,立地成佛。”最早出自宋代高僧释普济编撰的中国佛教禅宗史书《五灯会元》。

<sup>②</sup> 根据国家宗教事务局官网对伊斯兰教的介绍,中国有回族、维吾尔族、塔塔尔族、柯尔克孜族、哈萨克族、乌孜别克族、塔吉克族、东乡族、撒拉族、保安族等10个少数民族传统上基本信仰伊斯兰教。

宗教信仰对自身金融素养的影响。研究结果表明:第一,宗教信仰对个体金融素养具有显著正向作用。在给定个体特征、家庭背景和地区差异条件下,相对于无宗教信仰的个体,有宗教信仰者的金融素养高0.028个单位,相当于样本均值的44.44%。第二,分宗教类别看,仅当宗教信仰为佛教时,宗教信仰才对个体金融素养具有显著正影响。第三,机制分析表明,宗教信仰降低了个体的时间偏好,使得个体的行为决策更具“长期取向”,是宗教信仰提高个体金融素养的主要影响渠道。特别地,在考虑内生性问题和和其他竞争性解释后,上述结果依然成立。第四,宗教的文化属性和制度属性两个基本属性(Stark and Finke,2000)有助于解释不同宗教的异质性作用:佛教作为本土化的弥散性宗教,其影响更多体现为对个体偏好与价值观念的影响,即文化属性占主导作用;基督教和伊斯兰教的影响更多体现在社会网络效应方面,即制度属性的影响占主导作用。

本文的研究启示可能在于:第一,旨在提升居民金融素养的政策措施需要考虑到文化、宗教等非正式制度的影响,以便提高政策的有效性与效率。并且,本文研究结论还表明,深入推进我国宗教中国化,有助于发挥宗教在社会作用中积极的一面,而最大限度抑制宗教的消极作用。第二,“时间偏好”是个人金融素养这一人力资本构成要素的重要“内因”。由于相对于收入较高的群体,低收入阶层在人力资本投资决策过程中的“不耐烦”更高(Fisher,1930),故在人力资本投资等决策中可能存在“短视”行为。这意味着,降低劳动力市场之外的人力资本投资的不确定性,提高金融投资市场的包容性,降低市场竞争之外的不确定性,规范金融市场行为主体的竞争行为等对于提升个体金融素养具有重要意义。第三,提高家庭收入和受教育水平,降低个人或家庭因外在不确定性因素返贫的可能性,有利于居民家庭更好地将资源用于人力资本积累等能在长期带来宏微观“红利”的投资决策,进而更好地促进我国长期经济发展和积极应对人口老龄化。另外,由于贫困群体的“不耐烦”更高,这也为我国实施“脱贫攻坚”计划的长期有利影响提供了间接佐证。

## 参考文献

- 陈冬华,胡晓莉,梁上坤,等. 2013. 宗教传统与公司治理[J]. 经济研究, 48(9): 71-84.
- Chen D H, Hu X L, Liang S K, et al. 2013. Religious tradition and corporate governance[J]. *Economic Research Journal*, 48(9): 71-84. (in Chinese)
- 国家宗教事务局党组理论学习中心组. 2013. 中国特色社会主义宗教理论学习读本[M]. 北京: 宗教文化出版社.

- 寇宗来, 石磊. 2010. 互补研发、有限专利宽度和“节俭悖论”[J]. *经济研究*, 45(6): 120-131, 158.
- Kou Z L, Shi L. 2010. Complementary R&D, limited patent breadth and the “Paradox of Thrift”: An extended quality-improving endogenous growth model[J]. *Economic Research Journal*, 45(6): 120-131, 158. (in Chinese)
- 林瑜胜. 2019. “嵌入”与“析出”: 我国农村宗教信仰的研究进路[J]. *世界宗教文化*, (4): 67-74.
- Lin Y S. 2019. Research approach of religious belief in rural areas of China[J]. *The World Religious Cultures*, (4): 67-74. (in Chinese)
- 卢云峰. 2008. 超越基督宗教社会学——兼论宗教市场理论在华人社会的适用性问题[J]. *社会学研究*, (5): 81-97, 244.
- Lu Y F. 2008. Beyond the sociology of christianity: Probing the applicability of the religious economy model to China[J]. *Sociological Studies*, (5): 81-97, 244. (in Chinese)
- 卢云峰, 张春泥. 2016. 当代中国基督教现状管窥: 基于 CGSS 和 CFPS 调查数据[J]. *世界宗教文化*, (1): 34-46, 158.
- Lu Y F, Zhang C N. 2016. Observation in present situation of contemporary Chinese christian: Based on the survey data from CGSS and CFPS[J]. *The World Religious Cultures*, (1): 34-46, 158. (in Chinese)
- 牟钟鉴. 2012. 宗教生态论[J]. *世界宗教文化*, (1): 1-10, 113.
- Mou Z J. 2012. On religious ecology[J]. *The World Religious Cultures*, (1): 1-10, 113. (in Chinese)
- 潘黎, 钟春平. 2016. 去教堂祷告还是去银行借款? ——宗教与金融行为内在关联的微观经验证据[J]. *经济学(季刊)*, 15(1): 125-148.
- Pan L, Zhong C P. 2016. Praying in churches or borrowing from banks? Micro evidences for correlated religion and financial behaviors [J]. *China Economic Quarterly*, 15(1): 125-148. (in Chinese)
- 阮荣平, 刘力. 2011. 中国农村非正式社会保障供给研究——基于宗教社会保障功能的分析[J]. *管理世界*, (4): 46-57.
- Ruan R P, Liu L. 2011. Who supply the social security in China's rural areas? — A study on the security function in a religious society[J]. *Journal of Management World*, (4): 46-57. (in Chinese)
- 阮荣平, 王兵. 2011. 差序格局下的宗教信仰和信任——基于中国十城市的经验数据[J]. *社会*, 31(4): 195-217.
- Ruan R P, Wang B. 2011. Religious faith and trust in the differentiated model of association: The empirical evidence from 10 cities in China[J]. *Chinese Journal of*

*Sociology*, 31(4): 195-217. (in Chinese)

阮荣平, 郑风田, 刘力. 2013. 宗教信仰选择——一个西方宗教经济学的文献梳理[J]. 社会, 33(4): 193-224.

Ruan R P, Zheng F T, Liu L. 2013. Choice of religious believes: A literature review of the economics of religion[J]. *Chinese Journal of Sociology*, 33(4): 193-224. (in Chinese)

阮荣平, 郑风田, 刘力. 2014. 信仰的力量: 宗教有利于创业吗? [J]. 经济研究, 49(3): 171-184.

Ruan R P, Zheng F T, Liu L. 2014. The power of religious believing: Does religion influence entrepreneurship? [J]. *Economic Research Journal*, 49(3): 171-184. (in Chinese)

阮荣平, 郑风田, 刘力. 2015. 教育与宗教信仰的代际传递阻滞——兼论我国部分农村“宗教热”[J]. 经济学动态, (12): 43-56.

Ruan R P, Zheng F T, Liu L. 2015. The effect of education on the block of intergenerational transmission of religious beliefs[J]. *Economic Perspectives*, (12): 43-56. (in Chinese)

王宇, 王士权, 臧日宏, 等. 2017. 宗教信仰会影响家庭金融投资行为吗? [J]. 金融理论与实践, (7): 57-63.

Wang Y, Wang S Q, Zang R H, et al. 2017. Does religion belief influence family financial invest behavior? [J]. *Financial Theory & Practice*, (7): 57-63. (in Chinese)

吴卫星, 吴锬, 王璠. 2018. 金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析[J]. 经济研究, 53(1): 97-109.

Wu W X, Wu K, Wang J. 2018. Financial literacy and household debt: Empirical studies using chinese household survey data[J]. *Economic Research Journal*, 53(1): 97-109. (in Chinese)

辛宇, 李新春, 徐莉萍. 2016. 地区宗教传统与民营企业创始资金来源[J]. 经济研究, 51(4): 161-173.

Xin Y, Li X C, Xu L P. 2016. Local religious tradition and the sources of start-up capital of private firms [J]. *Economic Research Journal*, 51(4): 161-173. (in Chinese)

杨庆堃. 2007. 中国社会中的宗教: 宗教的现代社会功能与其历史因素之研究 [M]. 范丽珠, 等, 译. 上海: 上海人民出版社.

姚东旻, 许艺煊, 张鹏远. 2019. 灾难经历、时间偏好与家庭储蓄行为[J]. 世界经济, 42(1): 145-169.

Yao D M, Xu Y X, Zhang P Y. 2019. Natural disaster, time preference and saving

- decision[J]. *The Journal of World Economy*, 42(1): 145-169. (in Chinese)
- 易劳逸. 2019. 家族、土地与祖先: 近世中国四百年社会经济的常与变[M]. 苑杰, 译. 重庆: 重庆出版社.
- 尹志超, 宋全云, 吴雨. 2014. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. *经济研究*, 49(4): 62-75.
- Yin Z C, Song Q Y, Wu Y. 2014. Financial literacy, trading experience and household portfolio choice[J]. *Economic Research Journal*, 49(4): 62-75. (in Chinese)
- 尹志超, 宋全云, 吴雨, 等. 2015. 金融知识、创业决策和创业动机[J]. *管理世界*, (1): 87-98.
- Yin Z C, Song Q Y, Wu Y, et al. 2015. The financial knowledge, the decision making in starting a business, and the entrepreneurial motivation[J]. *Journal of Management World*, (1): 87-98. (in Chinese)
- 曾建光, 张英, 杨勋. 2016. 宗教信仰与高管层的个人社会责任基调——基于中国民营企业高管层个人捐赠行为的视角[J]. *管理世界*, (4): 97-110.
- Zeng J G, Zhang Y, Yang X. 2016. Religion and the “Tone at the top” on CSR: In a perspective of CEO’s donation in Chinese private enterprise [J]. *Journal of Management World*, (4): 97-110. (in Chinese)
- Ahunov M, van Hove L. 2020. National culture and financial literacy: International evidence[J]. *Applied Economics*, 52(21): 2261-2279.
- Aren S, Aydemir S D. 2014. A literature review on financial literacy[J]. *Journal of Financial Researches and Studies*, 5(11): 33-49.
- Barro R J, McCleary R M. 2003. Religion and economic growth across countries[J]. *American Sociological Review*, 68(5): 760-781.
- Becker G S. 1996. Accounting for tastes[M]. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker G S, Mulligan C B. 1997. The endogenous determination of time preference[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 112(3): 729-758.
- Benjamin D J, Choi J J, Fisher G. 2016. Religious identity and economic behavior[J]. *Review of Economics and Statistics*, 98(4): 617-637.
- Brown M, Henchoz C, Spycher T. 2018. Culture and financial literacy: Evidence from a within-country language border[J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 150: 62-85.
- Cadena B C, Keys B J. 2015. Human capital and the lifetime costs of impatience[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(3): 126-153.
- Campante F R, Yanagizawa-Drott D. 2015. Does religion affect economic growth and happiness? Evidence from ramadan[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 130(2):

615-658.

- Epper T, Fehr E, Fehr-Duda H, et al. 2020. Time discounting and wealth inequality [J]. *American Economic Review*, 110(4): 1177-1205.
- Falk A, Becker A, Dohmen T J, et al. 2018. Global evidence on economic preferences [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 133(4): 1645-1692.
- Fisher I. 1930. *The theory of interest*[M]. New York: The Macmillan Company.
- Frederick S, Loewenstein G, O'Donoghue T. 2002. Time discounting and time preference: A critical review[J]. *Journal of Economic Literature*, 40(2): 351-401.
- Galor O, Özak Ö. 2016. The agricultural origins of time preference [J]. *American Economic Review*, 106(10): 3064-3103.
- Guiso L, Sapienza P, Zingales L. 2003. People's opium? Religion and economic attitudes[J]. *Journal of Monetary Economics*, 50(1): 225-282.
- Howlett E, Kees J, Kemp E. 2008. The role of self-regulation, future orientation, and financial knowledge in long-term financial decisions [J]. *Journal of Consumer Affairs*, 42(2): 223-242.
- Jappelli T, Padula M. 2013. Investment in financial literacy and saving decisions[J]. *Journal of Banking & Finance*, 37(8): 2779-2792.
- Khwaja A, Silverman D, Sloan F. 2007. Time preference, time discounting, and smoking decisions[J]. *Journal of Health Economics*, 26(5): 927-949.
- Kumar A, Page J K, Spalt O G. 2011. Religious beliefs, gambling attitudes, and financial market outcomes[J]. *Journal of Financial Economics*, 102(3): 671-708.
- Lusardi A, Mitchell O S. 2014. The economic importance of financial literacy: Theory and evidence[J]. *Journal of Economic Literature*, 52(1): 5-44.
- Lusardi A. 2015. Financial literacy skills for the 21st Century: Evidence from PISA[J]. *Journal of Consumer Affairs*, 49(3): 639-659.
- McCleary R M. 2007. Salvation, damnation, and economic incentives[J]. *Journal of Contemporary Religion*, 22(1): 49-74.
- Meier S, Sprenger C D. 2013. Discounting financial literacy: Time preferences and participation in financial education programs[J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 95: 159-174.
- Norton S W, Tomal A. 2009. Religion and female educational attainment[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(5): 961-986.
- Olson M, Bailey M J. 1981. Positive time preference[J]. *Journal of Political Economy*, 89(1): 1-25.
- Renneboog L, Spaenjers C. 2012. Religion, economic attitudes, and household finance [J]. *Oxford Economic Papers*, 64(1): 103-127.

- Reuben E, Sapienza P, Zingales L. 2010. Time discounting for primary and monetary rewards[J]. *Economics Letters*, 106(2): 125-127.
- Stark R, Finke R. 2000. *Acts of faith: Explaining the human side of religion* [M]. Berkeley: University of California Press.
- Wang M, Rieger M O, Hens T. 2016. How time preferences differ: Evidence from 53 countries[J]. *Journal of Economic Psychology*, 52: 115-135.
- Warner J T, Pleeter S. 2001. The personal discount rate: Evidence from military downsizing programs[J]. *American Economic Review*, 91(1): 33-53.

## Religious Beliefs, Time Preference, and Financial Literacy

Xiaoyun Zhang

(School of Economics and Center of Labor Employment and Human Capital Development and Research,  
Dongbei University of Finance and Economics)

**Abstract** Religious beliefs affect individual values and behavioral decisions, this paper investigates how religious beliefs affect individual financial literacy from the perspective of cultural property by using 2013 China Household Finance Survey data. We find a positive impacts of religious beliefs on individual financial literacy, and this effect concentrates in the Buddhism faith. The financial literacy of religious believers is about 0.028 units higher than non-believers, which is equivalent to 44% of the sample average. We examine the heterogeneity effects by individual education level. If the religious believers has a college degree or above, the effects of religious belief on individual financial literacy was less if he/she had a college degree or above, and the reason is that the initial financial literacy of this group is relatively high. Furthermore, the religion makes individual behavioral decisions more “Long Term Orientation”, consistent with the time preference mechanism. Our findings are helpful to understand the interactive relationship between religious beliefs and modern economic life, and are contributive to the increasing of consumers’ financial literacy by intervention policies and the interpretation of “the craze for religion”.

**JEL Classification** Z12, G41, D14

# 交通基础设施升级与旅游经济高质量发展<sup>1</sup>

## ——基于高铁开通的实证研究

田坤<sup>2</sup> 行伟波<sup>3</sup> 黄坤<sup>4</sup>

**摘要** 旅游经济作为品质化服务业的典型代表,是“绿色转型”背景下地区经济增长的新引擎。通过高铁开通的“准自然实验”,本文选取中国264个地级市2000—2019年间的面板数据,采用双重差分法评估了交通基础设施升级对地方旅游经济高质量发展的影响。研究发现,高铁开通显著带动了地区旅游经济发展,采用“最小生成树”和“民国铁路信息”作为工具变量进行内生性问题处理,结果稳健。具体而言,高铁开通对国内旅游产值和旅游城市发展更具促进作用;东部地区取得了更多的旅游产值,而中西部地区获得了更高的旅游流量。机制研究方面,高铁开通借助提高外部交通通达性和优化内部公共服务供给水平的途径带动地区旅游经济的高质量发展。本文的发现为交通基础设施升级驱动地区旅游经济发展提供了重要的现实依据。

**关键词** 旅游经济;高铁开通;交通基础设施升级;高质量发展

## 0 引言

“后疫情”时代的经济疲软和“碳达峰”任务的迫在眉睫对实体经济的健康发展提出了严峻的挑战,加快发展方式的绿色转型、促进产业经济的高质量升级成为解决眼下发展困局的重要抓手。基于此,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》(简称“十四五”规划)明确指出,坚持生态优先、绿色发展,协同推进经济高质量发展与碳排放达峰方案的贯彻实施;加快生活性服务业品质化发展,推动旅游业等服务业的高品质和多样化升级。而旅游经济作为一种兼具“绿色产业”属性和“品质化服务业”特

1 作者感谢国家自然科学基金面上项目(72273022)、国家自然科学基金重点项目(71733003)、北京工商大学青年教师科研启动基金资助项目(19008022195)的资助。文责自负。

2 田坤,北京工商大学经济学院讲师,E-mail:tiankun@163.com。

3 行伟波,对外经济贸易大学国际经济贸易学院教授,E-mail:xingweibo@uibe.edu.com。

4 黄坤(通讯作者),武汉大学经济与管理学院博士研究生,E-mail:huangkun123huang@163.com。

征的经济增长新引擎,成为新常态下促进经济平稳复苏的重要推动力。既有研究发现,旅游产业的发展可以刺激当地经济增长(Kim et al., 2006),而旅游经济的增长又会带来产业结构升级(Lee and Chang, 2008)、基础设施建设水平提升(Po and Huang, 2008)、就业问题解决(Kadiyali and Kosová, 2013)和外汇收入增加(Lanza et al., 2003)等正向外溢效应。鉴于此,发展旅游经济成为许多发达国家产业结构绿色转型和地区经济发展的重要路径。

伴随着改革开放的不断深入,中国的旅游经济也迎来了蓬勃的发展,截至2019年年末,我国国内旅游收入达到5.72万亿元人民币,国内旅游入次数超过60.06亿人次,入境旅游收入和入次数也分别超过1313亿美元和1.45亿人次。<sup>①</sup>旅游业的发展不但促进了我国地方经济的增长,同时也产生了较大的减贫效应(赵磊和张晨, 2018)。为了充分发挥旅游产业对经济的拉动作用,中央和地方政府也联合推出了相应的促进政策。例如,推广旅游文化体制改革,通过促进文化产业和旅游产业的融合,充分带动地区旅游业的发展(刘瑞明等, 2020)。但是,也存在诸如“国家级风景名胜区”等景点评选制度由于缺乏实时考核评价机制引发景区配套公共服务落后,从而并未达到促进旅游经济发展的作用的问题(刘瑞明等, 2018)。由此可见,选择适度而恰当的外部政策,对于促进旅游产业良性健康发展有着重要的作用。而交通基础设施的便利程度作为旅游经济发展的外部先决条件,决定了当地旅游产业的发展上限。因此,分析交通基础设施升级对于旅游经济高质量发展的影响具有相当的现实意义。

高铁建设作为近十多年来我国交通基础设施升级的最典型代表,为本文研究上述问题提供了最好的样本。自2008年我国第一条高铁线路“京津城际”通车以来,我国高铁事业发展突飞猛进,截至2019年年底,已先后开通125条高铁线路,基本形成了“八横八纵”的高铁网络。高铁建设的发展极大促进了我国城市间交通的便利度,改变了原本空间距离对于居民旅游出行的阻碍作用,为旅游经济的跨越式发展扫清了障碍。因此,定量评估高铁开通对于沿线城市旅游经济发展的影响,具有重要的理论和现实意义。由于高铁开通对于地方旅游经济发展而言是明显的“外部冲击”,因此我们选取高铁开通来准确评估交通基础设施升级对旅游经济高质量发展的影响。

基于此,本文试图采用2000—2019年中国264个地级市层面的面板数据,选择双重差分法研究高铁开通对于地区旅游经济高质量发展的影响。本文发现,高铁开通有效地提高了当地旅游经济的发展水平,相比于未开通高铁的地级市,开通高铁的地级市旅游总收入增加了45.26亿元,旅游接待总入次数提升315.7万人。引入同属于交通基础设施升级的机场开通变量后,研究发现高

<sup>①</sup> 数据来源于《中华人民共和国文化和旅游部2019年文化和旅游发展统计公报》。

铁和机场开通形成了共振效应的叠加,更加促进了地区旅游经济的发展。为了避免高铁线路规划可能存在的内生性问题,本文同时构建“最小生成树”和手工查阅“民国铁路通车信息”作为工具变量识别高铁开通对于旅游经济发展的影响,结论依然成立。上述结论通过了一系列的稳健性检验。进一步的异质性分析结果表明,高铁开通更有利于国内旅游经济产值的增长,而机场开通更利于入境旅游产值的增长;旅游城市对于高铁开通的外溢效应受益更大;得益于高铁开通,东部地区取得了更多的旅游产值,而中西部地区获得了更高的旅游入次数。最后的机制检验表明,高铁开通一方面提高了所在地级市的外部交通通达性,提升了旅游便利度和游客体验性,进而增强了本地旅游吸引力;另一方面激发了地方政府提升公共服务供给的热情,刺激了旅游配套设施的快速完善,进而共同助力了地方旅游经济发展。

本文的边际贡献在于:首先,在研究视角方面,本文从高品质服务业绿色转型的概念切入,从交通基础设施升级的视角考察高铁开通对于地区旅游经济高质量发展的影响,既完善了旅游经济发展影响因素的研究体系,又拓展了交通基础设施升级方面的评估文献,为高铁线路建设和交通强国战略提供了重要的实践依据。其次,在实证方法层面,“高铁开通”作为重要的交通基础设施升级项目,对于地方旅游经济的发展是一个外生冲击,这为我们利用双重差分法科学准确地识别高铁开通对于地方旅游经济发展的净效应提供了可能;另外,本文同时选取了地理信息数据构建的“最小生成树”和历史文献数据组成的“民国铁路通车信息”作为工具变量解决了可能的内生性问题,提高了评估的精准度。最后,在政策含义方面,本文通过中介效应模型分别证明了高铁开通依靠提升外部交通通达性和内部公共服务供给进而促进旅游经济发展的机制,由此找到了带动旅游经济发展的两条政策出路:提高城市交通可及性和增强旅游配套服务水平。

本文其余内容的结构安排如下:第1部分是高铁开通的现实背景和研究假说;第2部分是实证策略与变量描述;第3部分为实证结果,包括基准回归结果、机场开通效应分析、平行趋势检验、内生性问题处理、稳健性检验和异质性分析;第4部分是机制分析;第5部分是结论。

## 1 文献梳理和研究假说

### 1.1 文献梳理

新时期以来,交通基础设施的不断完善升级极大地推动了我国地区经济增长和产业发展(张学良,2012)。高铁的建设和通车作为我国交通基础设施升

级的重要组成部分,对区域经济增长(刘勇政和李岩,2017)、就业水平提升(董艳梅和朱英明,2016)、劳动力流动(张军等,2021)、企业生产率发展(张梦婷等,2018)、贸易出口(唐宜红等,2019)和科技创新(吉赞和杨青,2020)等产生了重要的正面促进作用,甚至在一定程度上改善了城市的空气污染水平(李建明和罗能生,2020)。上述大量研究关注到了高铁开通给经济社会发展带来的一系列影响,但尚未详细剖析高铁开通对于旅游行业高质量发展影响的内在机理,而探究这一问题对于经济“绿色转型”时期现代服务业高质量发展具有重要意义。

梳理交通基础设施升级促进旅游经济发展的文献可知,以“高速铁路”为代表的交通升级通过提升游客出行便利度和改善城市区位交通因素吸引旅游客流量,从而带动相关旅游产业发展。Yin et al. (2019)以京津城际高铁开通为政策冲击,发现高铁开通以后京津两地的旅游产业结构均呈现出动态优化的趋势,旅游经济平稳向好。Zhou and Li (2018)通过双重差分法评估了高铁可达性对旅游收入的影响,发现高铁开通城市的旅游收入平均提升了12%,研究证明了高铁网络的色散效应,即欠发达地区较之发达地区而言对高铁的经济外溢性反应更敏感。Masson and Petiot (2009)以法西高铁通车为准自然实验,验证了交通运输系统升级在旅游资源集聚中的作用,研究发现高速铁路通过降低旅客运输成本刺激了游客流量的增加,带动了高铁沿线地区旅游资源的集聚。

归纳总结上述文献可知,国内外学者虽然已经意识到了高铁开通对旅游经济发展的促进作用,但研究过程中仍然存在以下问题。首先,当前研究大多集中于单条高铁线路的开通,往往采取案例分析或简单样本回归的方法对小区域内城市旅游经济的波动进行评估,无法系统分析以高铁开通为代表的交通基础设施升级给旅游经济带来的宏观影响。其次,目前研究缺乏对于高铁线路规划过程中可能存在的内生性问题的讨论,从而导致回归结果的估计偏误。最后,上述文献在探讨高铁开通影响机制的过程中更偏向于逻辑推演和现状分析,缺乏严谨的定量分析支撑。鉴于此,本文通过采取大样本实证分析的方法,利用双重差分法和工具变量法系统分析高铁开通对地区旅游经济高质量发展的影响及其传导机制。

## 1.2 研究假说

从理论层面论证,高铁能够改变区域间的空间距离,从而对经济增长和产业发展产生深远影响。具体到对旅游经济发展的影响,主要体现在促进人口流动、增加基础设施配套和产生城市虹吸效应三方面。首先,高铁开通产生的时空压缩效应迅速改变了以往地理距离鸿沟造成的时空约束条件,极大地促进了游客的流动和旅游景点信息的交换,而人流和信息流则成为地区旅游流量的主要载体,为当地旅游经济发展打下了市场基础。其次,高铁建设的资本投入作

为交通基础设施投资的重要组成部分,实质上是资本要素刺激经济增长的一种现实应用。高铁网络在方便游客出行的同时,也推进了劳动力资源的跨区域迁徙,刺激酒店、餐饮和区域内交通等旅游配套服务业的快速成长,整合小区域内第三产业布局并带动服务业二次发展。最后,高铁产生了旅游经济的聚集效应,加强了旅游城市和非旅游城市间的经济联系,通过改善城市间的可达性水平促进了游客消费需求与旅游资源供给的匹配与融合,最终改变地区旅游经济结构和聚集状态。基于此,本文提出以下假说 H1 和 H2。

**H1:** 高铁开通借助增强城市的外部交通通达性刺激地区旅游经济高质量增长。

**H2:** 高铁开通依靠带动城市的内部公共服务供给水平对旅游经济施加正向影响。

## 2 实证策略与变量描述

### 2.1 模型设定

鉴于我国高铁建设和通车分批分期分段的属性<sup>①</sup>,各地级市是否开通高铁和高铁通车的时间存在一定的差异,该差异为我们将高铁开通作为“准自然实验”进行研究提供了可能性。因此,本文使用多期双重差分法(Difference-in-Difference)来研究我国高铁开通对地区旅游经济发展的影响,通过识别地区和时间两个维度的差异捕捉地级市层面的外生冲击作用。截至2019年,本文回归样本的264个地级市中开通高铁的地级市数量为191个,所以我们将高铁通车的地级市作为处理组,而其他高铁未通车的地级市作为对照组。模型选取方面,本文选择了控制双向固定效应的双重差分模型;同时,为了排除省级政府颁布的旅游发展规划及政策对地市旅游经济的效应(Yang and Wong, 2012),本文在估计中加入了省份-时间联合固定效应,以控制各个省区随时间变化的政策影响。由此本文的基准回归模型为

$$\text{Tourism}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{HSR}_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \text{prov}_j \times \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,Tourism为被解释变量, $i$ 为地级市, $t$ 为年份,本文使用旅游总收入和旅游接待总人次(刘瑞明等,2020)来代表各地级市旅游经济发展水平。HSR为核心解释变量“高铁开通”,若地级市 $i$ 在 $t$ 年开通高铁则取值为1,否则取值为0;其系数估计值 $\beta_1$ 度量了高铁开通对该地级市旅游经济发展的净效应,若 $\beta_1 > 0$ 且显著,则说明高铁开通极大促进了地区旅游经济的发展。 $X_{it}$ 为控制变量,包括经济发展水平、基础设施投资水平、旅游配套产业发展水平、居民教育普及

<sup>①</sup>截至2019年年底,我国已先后开通125条高铁线路,开通高铁的地级市数量也达到242个。

水平和旅游资源富集程度。 $u_i$  为地级市固定效应, $v_t$  为时间固定效应, $\text{prov}_j \times \text{year}_t$  为省份和时间的联合固定效应。

## 2.2 变量解释与数据描述

### 2.2.1 被解释变量

为了评估我国高铁开通对当地旅游经济发展造成的实际影响,本文选择旅游总收入( $\text{tourincome}$ )和旅游接待总人次( $\text{tourpop}$ )作为被解释变量,并以2000年为基期利用各省份的价格指数对旅游总收入指标进行平减来消除估计结果中通货膨胀因素的干扰。

### 2.2.2 核心解释变量

依据国务院批准,发改委、交通运输部和铁路总公司发布的《中长期铁路网规划》(2016),本文构造了高铁开通(HSR)作为核心解释变量,并进行了相关的变量赋值和剔除。首先,自2000年我国实行法定节假日制度以来,每年“国庆黄金周”连同前后的“中秋小长假”共同促成了节假日旅游高峰,无论是旅游收入还是接待游客人次都在全年旅游经济规模中占据较高比例<sup>①</sup>,因而早于10月高铁通车的地区,其旅游经济规模会受到高铁通车的正向溢出效应;而晚于“国庆黄金周”通车的地区,该效应则会滞后到翌年。因此,我们将每年10月1日之前高铁通车的地级市当年赋值为1,将每年10月1日之后高铁通车的地级市当年赋值为0,第二年赋值为1。其次,考虑到直辖市、省会城市、副省级城市和计划单列市的行政活动和商务活动较多<sup>②</sup>,会对被解释变量的值产生污染进而干扰识别精度,故而将上述类型地级市数据进行剔除。最后,由于地级市之外的某些地区、自治州等行政区存在数据统计缺失问题,故而将此类样本剔除。

### 2.2.3 控制变量

本模型同时选择了一系列其他控制变量,控制其他因素对地区旅游经济发展的影响,从而保证回归结果的有效性。其中,根据Bornhorst et al. (2010)的研究,旅游消费主要由经济发展水平和基础设施投入水平决定,本文分别引入人均GDP( $\text{pgdp}$ )和人均固定资产投资( $\text{pfixinvest}$ )作为代理变量。旅游配套产业发展水平也关乎旅游经济的发展:一方面,旅游接待能力是发展地区旅游经济的基础(Getz et al., 1998),本文选择第三产业从业人数占比( $\text{pemploy3}$ )和人

<sup>①</sup> 根据中国旅游研究院和携程旅游共同发布的《国庆中秋长假旅游趋势报告与人气排行榜》,国庆中秋长假的旅游收入和接待人次分别占全年比重的14%和13%。

<sup>②</sup> 上述类型城市的行政活动和商务活动会带来非旅游目的的旅游收入和接待游客人次增加,进而影响到基准回归的识别,故而剔除。

均星级酒店数(*pstarhotel*)衡量当地旅游接待能力;另一方面,当地的交通通达性也极大影响了游客体验进而传导到旅游消费(Williams and Baláz, 2009),因此,本文采用人均公交乘坐数(*pbus*)和道路面积占比(*aroad*)表示当地交通通达性。另外,当地居民的受教育程度与游客体验也有关联(Leslie and Russell, 2006),我们选取中学在校生数占比(*pedu*)进行控制。最后,旅游资源富集程度是发展旅游经济的核心资产,我们引入了当地是否有“5A级景区”(a5A)和绿地面积占比(*agreen*)两个控制变量。

本文采用2000—2019年中国296个地级市的面板数据来估计高铁开通对地区旅游经济发展的作用,所用数据分别来自中国高铁网([www.gaotie.cn](http://www.gaotie.cn))、中国铁路客户服务中心网站([www.12306.cn](http://www.12306.cn))、EPS数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国旅游统计年鉴》和各地级市《国民经济和社会发展统计公报》。表1展示了变量含义及数据描述性统计。

表1 变量含义及数据描述性统计

变量	变量定义	样本量	均值	标准差
<i>tourincome</i>	旅游总收入/亿元	4311	192.5	291.7
<i>tourpop</i>	旅游接待总人次/万人次	4441	1976.3	2348.1
<i>HSR</i>	地级市当年是否开通高铁(开通高铁取1,否则取0)	5645	0.261	0.439
<i>pgdp</i>	人均国内生产总值/万元	5641	3.282	2.956
<i>pfixinvest</i>	人均固定资产投资/万元	5130	1.992	2.007
<i>pemploy3</i>	第三产业从业人数占比	4536	0.0725	0.0619
<i>pstarhotel</i>	人均星级酒店数	4755	0.103	0.133
<i>pbus</i>	人均公交乘坐数	5427	35.28	43.70
<i>aroad</i>	道路面积占比	4983	0.00183	0.00402
<i>pedu</i>	中学在校生数占比	5523	0.0590	0.0144
<i>a5A</i>	地级市当年是否有5A级景区(有5A级景区取1,否则取0)	5645	0.217	0.412
<i>agreen</i>	绿化面积占比	5195	0.00629	0.0171

注:人均公交乘坐数=公共交通运输人次/年末总人口;中学生在在校生数占比=中学生在在校生人数/年末总人口。

### 3 实证结果

#### 3.1 基准回归结果

表2展示了高铁开通对地级市旅游经济发展影响的基准回归结果。在加

入了控制变量、地区固定效应、时间固定效应和省份-时间联合固定效应后,结果显示开通高铁显著地促进了地区旅游经济的发展。具体来说,开通高铁显著增加了旅游总收入和旅游接待总人次,相比于未开通高铁的地级市,开通高铁的城市旅游总收入增加了45.26亿元,接待总人次提升315.7万人。

表2 高铁开通与旅游经济发展(基准回归)

变量	tourincome	tourpop
HSR	45.26 *** (15.65)	315.7 *** (95.45)
pgdp	14.76 (11.61)	11.38 (55.73)
pfixinvest	-10.37 (10.75)	-12.34 (58.34)
pemploy3	311.5 (331.8)	3883.8 ** (1819.1)
pstarhotel	274.6 ** (130.9)	617.3 (679.3)
pbus	0.589 * (0.302)	5.193 ** (2.226)
aroad	12272.1 (10377.5)	95070.9 * (57256.0)
pedu	25.60 (34.62)	138.9 (285.5)
a5A	63.46 *** (9.664)	518.5 *** (73.93)
agreeen	-270.6 (1256.9)	-3766.3 (7843.8)
地级市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
省份-时间固定效应	是	是
观测值	4311	4311
R <sup>2</sup>	0.907	0.879

注:括号中数值为回归系数地级市层面的Cluster聚类标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

### 3.2 机场开通效应分析

为了确保是高铁开通而非同期其他交通基础设施升级措施促进了地区旅游经济发展,本节对同时期其他外生的交通基础设施升级干扰进行分析。航空

出行作为与高铁出行并立且互补的旅游出行方式,会给一个地区的旅游经济发展带来长远的影响。考虑到本文的回归样本期与我国各地级市政府争相上马机场项目、开通地区航线的“火热期”相重合,为了排除航空出行对于基准回归识别的干扰,我们引入虚拟变量“该地级市是否拥有机场”(AIRPORT)作为航空出行的代理变量。变量设置方法与前文相同,即若该地级市在每年 10 月 1 日之前机场通航,则取 1;否则取 0。

回归结果如表 3 所示,在叠加机场开通效应的情况下,高铁开通变量的系数依然显著,且系数估计值较之基准回归结果偏大;同时,开通机场变量估计结果也显著。这表明机场开通非但没有对游客选择高铁出行产生“挤出效应”,反而通过增强该地级市的旅游通达性减轻了游客对于旅游出行选择中交通不便的“恐惧感”,进一步提升了该地级市的旅游吸引力。由此证明,高铁开通与机场开通形成的共振效应叠加为地方旅游经济发展做出了显著贡献。

表 3 机场开通与旅游经济发展

变量	tourincome	tourpop
HSR	45.93 *** (15.59)	323.9 *** (94.84)
AIRPORT	16.58 ** (8.42)	192.8 ** (93.06)
控制变量	是	是
地级市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
省份-时间固定效应	是	是
观测值	4308	4308
$R^2$	0.903	0.876

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误,\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

### 3.3 平行趋势检验

众所周知,采用双重差分法的必要前提是平行趋势假设成立,本节通过事件分析法对开通高铁和未开通高铁的地级市旅游经济指标的平行趋势进行检验。根据唐宜红等(2019)的做法在方程(1)中加入高铁开通前和开通后的虚拟变量:

$$\text{Tourism}_{it} = \beta_0 + \sum_{b=1}^4 \beta_b \text{OpenHSR}_{i,t-b} + \sum_{a=0}^4 \beta_a \text{OpenHSR}_{i,t+a} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \text{prov}_j \times \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,OpenHSR<sub>it</sub> 是表示地级市 *i* 在 *t* 年是否开通高铁的虚拟变量,OpenHSR<sub>*i,t-b*</sub> 为第 *b* 期的前置项,衡量高铁开通前的效应;OpenHSR<sub>*i,t+a*</sub> 为第 *a* 期的滞后项,表示高铁开通后的效应。图 1 展示了基于事件分析法的平行趋势检验结果,高

铁开通前对旅游总收入和接待游客总人次数的影响均不显著,而高铁开通后对旅游经济发展产生显著正向影响。故而排除了高铁开通可能存在的预期效应干扰,平行趋势假设成立。

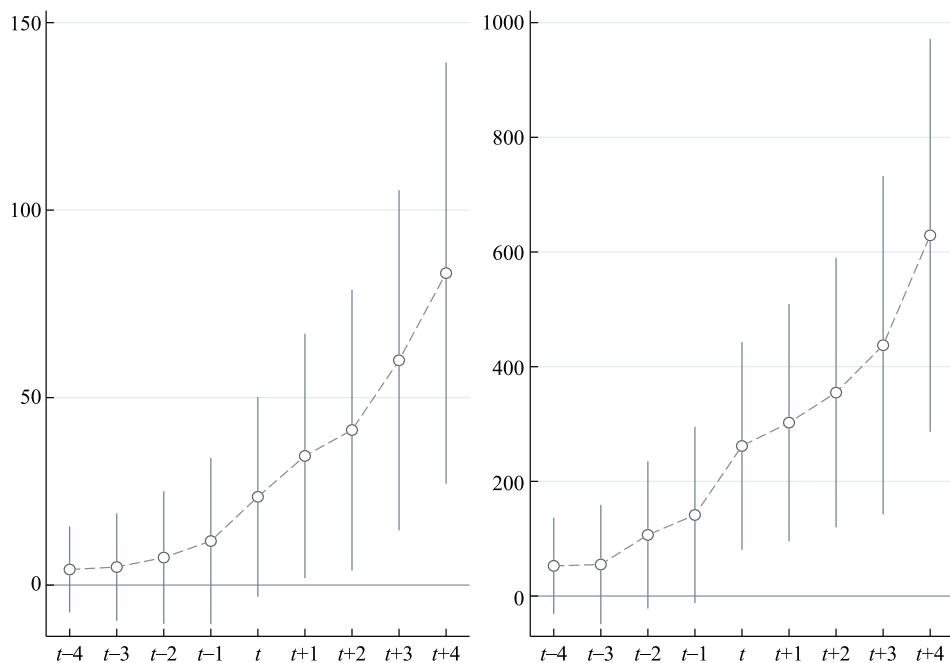


图1 高铁开通对旅游经济发展的平行趋势检验

注:图中圆圈为估计系数,竖线为估计系数95%的置信区间

### 3.4 内生性问题处理

《中长期铁路网规划》(2016)明确指出,高铁线路规划旨在连接主要城市群,基本连接省会城市和其他50万人口以上大中城市,形成以特大城市为中心覆盖全国、以省会城市为支点覆盖周边的高速铁路网。基于经济发展和行政管理的目的,规划者往往偏好在经济基础好和区位优势强的地区开通高铁,因此高铁开通的随机性和外生性假定就受到了质疑,由此产生了本文基准识别的内生性风险。鉴于此,本节选择工具变量法来处理高铁线路选择的内生性问题。

参考 Redding and Turner(2015)关于交通基础设施工具变量选取的策略总结,本文主要通过两种策略选择合适的工具变量:其一,选择“意料之外”的交通线路布局方式,既可以影响交通线的布局规划,又不会受到“规划者倾向”影响的因素;其二,以历史性线路为依据,从历史上的交通线路中寻找准随机变量。

基于此两种策略,本文的工具变量选取如下:

### 3.4.1 基于地理信息的“最小生成树”工具变量构建

本文参考 Faber(2014)构建高速公路工具变量的做法,利用地理信息模拟高铁线路的路径选择从而生成“最小生成树”作为工具变量。最小生成树的构建策略如下:第一步,将美国太空总署(NASA)和国防部国家测绘局(NIMA)联合测绘的高程数据(SRTM)导入 Arc-Gis 软件,选择空间模块分析功能从各单元格(cell size)中提取坡度信息( $slope_i$ )、地形起伏度信息( $grads_i$ )和水文信息( $water_i$ )。第二步,借鉴张梦婷等(2018)的方法通过“栅格计算器”求得地理开发成本指标:

$$cost_i = 0.4slope_i + 0.3grads_i + 0.3water_i \quad (3)$$

第三步,将所有省会城市设置为靶点城市,并结合地理开发成本指标,以“地理开发成本最低”为约束条件生成模拟最优高铁线路。第四步,导出所得的栅格数据,得到某地级市是否“应当”开通高铁的虚拟变量,若应当开通则取1,否则为0。鉴于地理信息不随时间变动的特性,本文根据李建明和罗能生(2020)的做法将其与高铁开通年份虚拟变量的交互项作为工具变量加入回归方程,采用两阶段最小二乘法进行估计。

关于“最小生成树”工具变量的有效性,我们作如下说明。首先,最小生成树立足于“排除规划过程中地区经济因素的考量,地理开发成本也是决定交通线路具体走向的重要依据”原则,基于地形地貌和水文条件构建地理开发成本指标,进而以地理开发成本指标为基础模拟最优高铁线路作为工具变量。地理开发成本指标长期内相对固定且绝对外生,符合工具变量选择的外生性假定,可以有效避免“规划者倾向”带来的内生性风险;其次,我们将最小生成树的“靶点城市”设置为省会城市,与国家铁路网规划中的目标节点城市和线路选择原则密切相关,因而最小生成树作为工具变量符合相关性假定。表4的列(1)、(2)展示了工具变量回归结果,第一阶段 Kleibergen-Paap rk Wald F 值都大于10,排除弱工具变量的可能性,且高铁开通对于旅游经济变量的估计结果都显著为正,证明基准回归结果的稳健性。

### 3.4.2 基于历史信息的工具变量构建

本文参考章元和刘修岩(2008)的工具变量选取思路,通过民国时期的铁路开通信息构建历史线路的工具变量。经过手工查阅相关历史文献<sup>①</sup>,我们构建了虚拟变量“民国二十二年(1933年)是否开通铁路”作为高铁开通的工具变

<sup>①</sup> 我们通过手工查阅《中国铁道便览》(1934)和《中国交通史》(1937)来确定本文的所有样本城市在民国二十二年是否开通铁路的信息,如果当时的铁路线路经过了本文样本城市,则取1;否则取0。

量,并将此虚拟变量与高铁开通的各年份相乘作为工具变量。在外生性方面,民国铁路的规划修建基于当时的历史环境和社会背景,与如今的旅游经济发展毫无关系,故而满足外生性假定;在相关性方面,民国铁路的修建需要考虑各种自然因素从而确保道路修建的技术可行性,设计思路与如今高铁规划思路具有较强相关性。表4的列(3)、(4)展示了回归结果,也进一步证实了基准回归结果的稳健性。

表4 工具变量的回归结果

变量	最小生成树 IV		民国铁路开通 IV	
	tourincome (1)	tourpop (2)	tourincome (3)	tourpop (4)
HSR	256.03 *** (67.34)	2762.22 *** (547.91)	342.85 *** (123.22)	2916.31 *** (842.21)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3762	3818	3774	3829
$R^2$	0.485	0.388	0.344	0.356
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验	12.71	13.68	13.45	14.76

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

### 3.5 稳健性检验

为了增强基准回归结果的可信度,本节进行相应的稳健性检验<sup>①</sup>。

#### 3.5.1 引入高铁开通强度变量

基准回归中单纯地衡量是否开通高铁对旅游经济的作用,难以捕捉各个地级市高铁开通强度差异带来的影响。我们依据刘勇政和李岩(2017)的方法,根据该地级市通行高铁线路的数量构建了高铁开通强度指标<sup>②</sup>,并以该指标替代基准模型中的 HSR 进行回归。表5列(1)、(2)的结果为正向显著,证明了高铁开通线路的增加给旅游经济的发展带来了正向溢出效应。

#### 3.5.2 被解释变量滞后一期

鉴于从高铁开通到旅游信息宣传、当地旅游配套设施完善进而传导到游客量增加、产生旅游收入需要一定的时间,高铁开通可能并非立即会对旅游经济

① 我们也尝试了将被解释变量取对数、被解释变量更换为旅游收入占 GDP 的比重,结果均显著。

② 例如,若某地级市通车的高铁线路有两条,则记高铁开通强度为2。

发展产生刺激,因而选择对被解释变量做滞后一期的处理。表5列(3)、(4)的检验结果正向显著,表明基准回归结果可靠。

表5 稳健性检验结果

变量	高铁开通强度		被解释变量滞后一期		缩短样本期		选择地级市全样本	
	tourincome (1)	tourpop (2)	lag(tourincome) (3)	lag(tourpop) (4)	tourincome (5)	tourpop (6)	tourincome (7)	tourpop (8)
HSR	62.84*** (16.36)	403.12*** (82.05)	39.44*** (13.99)	270.52*** (84.31)	33.78*** (10.22)	306.91*** (82.01)	67.46*** (15.50)	476.92*** (103.2)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	4311	4311	3682	3737	3011	3062	5064	5139
R <sup>2</sup>	0.888	0.912	0.873	0.909	0.882	0.886	0.882	0.908

注:括号中数值为回归系数地级市层面的Cluster聚类标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

### 3.5.3 缩短样本期

基准回归中本文选取的样本期为2000—2019年,但考虑到我国首条高铁线路通车于2008年,为使估计结果更为精确,我们将样本时间缩短至2008—2019年进行稳健性检验,表5列(5)、(6)也证明样本时间段的缩短未对结果有明显影响。

### 3.5.4 选择地级市全样本

在基准分析中,鉴于直辖市、省会城市、副省级城市和计划单列市的被解释变量数据存在干扰性,故而进行了样本剔除。本部分又将这些样本重新纳入回归,结果依然稳健。

### 3.5.5 采用PSM-DID方法

本节进一步根据倾向得分匹配的方法进行稳健性检验,在引入基准回归所有控制变量的基础上,分别选取k近邻匹配<sup>①</sup>和核匹配的方式找到和处理组最相似的对照组并与双重差分模型结合估计高铁开通对地区旅游经济的影响。表6的回归结果表明,无论是k近邻匹配还是核匹配,HSR的系数都显著为正,证明基准回归结果稳健。

<sup>①</sup> 本文选择1:4放回抽样最近距离的配对方法构建各个高铁开通城市的对照组。

表6 PSM-DID 回归结果

变量	k 近邻匹配		核匹配	
	tourincome (1)	tourpop (2)	tourincome (3)	tourpop (4)
HSR	43.90*** (13.45)	325.41*** (92.99)	48.08*** (11.86)	450.21*** (92.53)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	1354	1402	2696	2782
R <sup>2</sup>	0.852	0.881	0.854	0.866

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

### 3.5.6 安慰剂检验

为了进一步排除识别过程中可能存在的遗漏变量和随机误差问题,本节参考 Li et al. (2016) 的处理方法进行安慰剂检验,即通过随机模拟高铁开通城市和时间,随机生成处理组和控制组进行回归。图2为1000次蒙特卡洛模拟得到的“虚拟”估计系数分布,实线为基准回归的估计系数。图2的虚拟估计系数服从均值接近于0的正态分布,低于基准回归系数,表明由于遗漏变量或者随机误差碰巧得到基准回归结果的情况属于极小概率事件,本文所观测到的结果

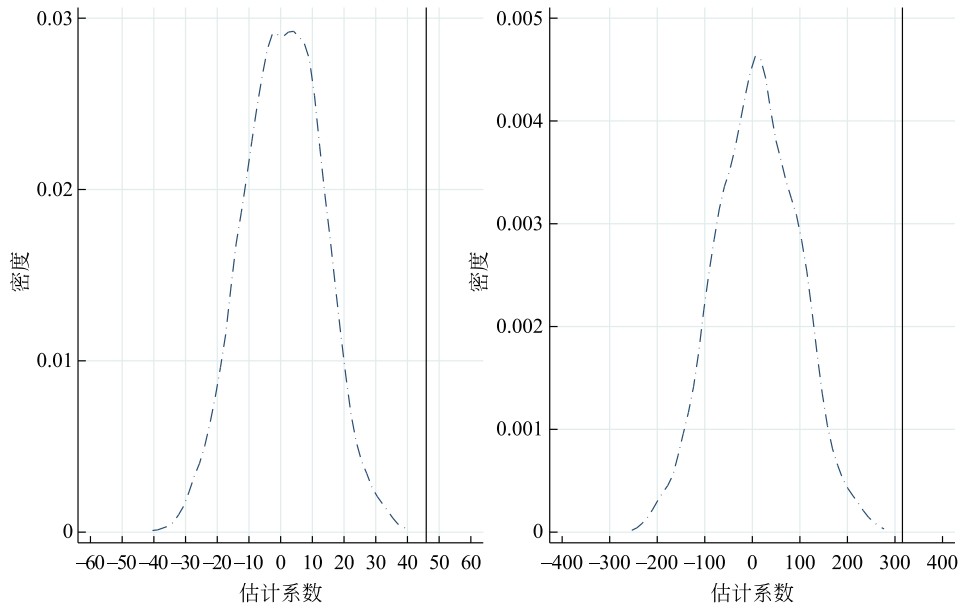


图2 安慰剂检验

确实由高铁开通所引起,进一步论证了本文结论的稳健性。

### 3.5.7 对传统多期双重差分法的修正

鉴于 Goodman-Bacon (2021) 的最新研究发现,多期双重差分法在估计过程中应满足方差加权的平行趋势为 0 和处理效应不随时间变化两条假设,但传统的多期双重差分估计方法在处理效应估计时存在偏误<sup>①</sup>。为了保证基准回归结果的稳健性,本文参考 Callaway and Sant'Anna (2021) 的估计方法,将多期双重差分法分解为两步:首先,识别地级市-时间处理效应,根据地级市首次开通高铁的时间,将处理组分为几个组别,采用结果回归、逆概率加权和双重稳健方法进行识别。其次,针对处理效应异质性不同来源问题,从被高铁开通影响时长加总、各组别不同时期效应加总和日历事件累计加总三个维度加总地级市-时间处理效应以得到更直观的参数指标。具体估计结果如表 7 所示,HSR 的系数显著为正且与基准回归结果相差不大,基准回归结果稳健。最后,基于 Callaway and Sant'Anna (2021) 估计逻辑的事件分析法结果如图 3 所示,再次证明了本文结果的有效性。

表 7 对传统多期双重差分法的修正

变量	tourincome	tourpop
HSR	35.47*** (11.26)	363.6*** (103.89)
控制变量	是	是
地级市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	4308	4308
$R^2$	0.703	0.674

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;\*\*\*表示在 1% 的置信水平显著。

## 3.6 异质性分析

### 3.6.1 旅游经济结构异质性分析

我国本国游客和海外来华游客旅游出行方式的选择存在差异性;我国游客多以居住城市为中心,选择依附铁路、公路线路进行中短途沿线型旅游;而海外来华游客多以核心旅游城市为中心,选择航空出行方式进行跳跃式旅游<sup>②</sup>。因此,高铁开通对于旅游经济结构中本国游客和海外入境游客创造的产值影响也具有差异性。本节把旅游收入和旅游接待人次依次划分为国内/国外旅游收入

<sup>①</sup> 此处感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

<sup>②</sup> 我国游客和外国游客的出行方式习惯也存在差异:中短途出行领域,我国居民更习惯铁路出行,外国居民更习惯航空出行。

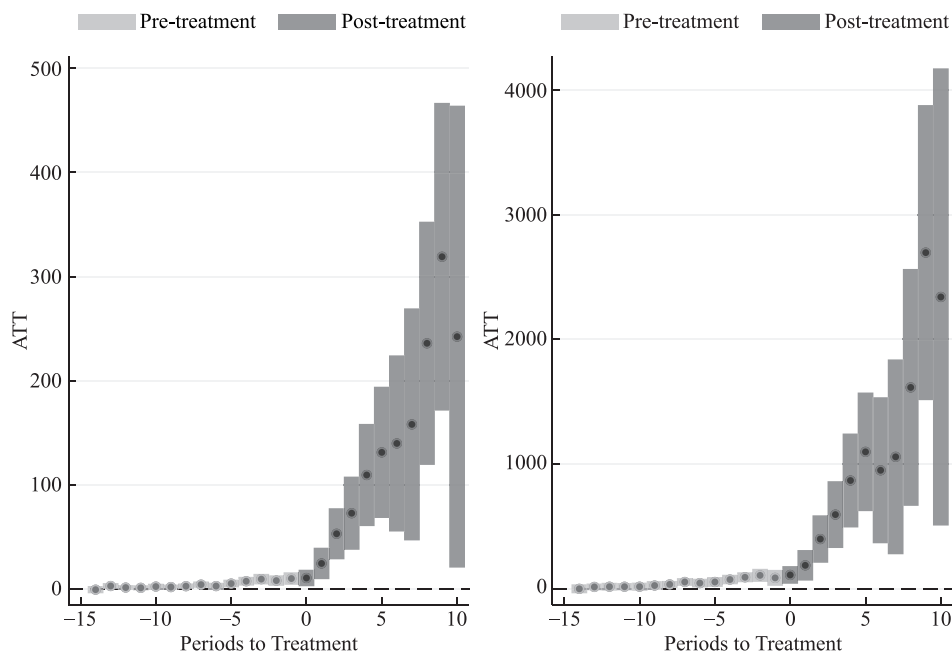


图3 基于 Callaway and Sant' Anna 估计方法的平行趋势检验

和国内/国外旅游接待人次展开异质性分析。结果显示,高铁开通显著地提升了国内旅游收入和旅游接待人次,而对国外旅游收入和接待人次的影响却不显著;但机场开通对国外旅游收入和接待人次的影响显著。这也与上文的分析所契合,即高铁开通更多地促进了本国游客接待的旅游经济发展,而机场开通更多促进了海外入境游客接待的旅游经济发展。

表8 旅游经济结构异质性分析结果

变量	国内旅游收入	国内旅游接待人次	国外旅游收入	国外旅游接待人次
HSR	45.80*** (15.39)	312.11*** (93.29)	0.249 (0.160)	1.781 (1.619)
AIRPORT	61.47*** (9.436)	518.32*** (72.15)	0.427*** (0.122)	9.687*** (2.241)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3795	3857	3860	3869
R <sup>2</sup>	0.879	0.908	0.858	0.910

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

### 3.6.2 城市异质性分析

众所周知,高铁开通促进地区旅游经济发展最终需要落地在旅游资源上,旅游资源的富集程度很大程度上决定了当地旅游经济的发展上限。鉴于此,本节参照国家旅游局的官方认定标准<sup>①</sup>设置了“旅游城市”的虚拟变量,并控制高铁开通变量与该虚拟变量的交乘项。回归结果显示,表9列(1)、(2)高铁开通变量的系数显著且大于基准回归结果,表明高铁开通对于旅游城市地区旅游经济发展的效果尤其显著;同时,列(3)、(4)高铁开通变量的系数相对较小,高铁开通对于非旅游城市的地区旅游经济发展外溢效应稍弱。

表9 城市异质性分析结果

变量	旅游城市		非旅游城市	
	tourincome (1)	tourpop (2)	tourincome (3)	tourpop (4)
HSR	51.21*** (18.16)	338.02*** (101.71)	11.70** (5.87)	113.8* (67.83)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3886	3780	3886	3780
R <sup>2</sup>	0.899	0.925	0.921	0.916

注:括号中数值为回归系数地级市层面的Cluster聚类标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

### 3.6.3 地区异质性分析

考虑到东部地区和中西部地区在区位优势、资源禀赋和基础设施建设方面具有较大差异,高铁开通对于不同地区旅游经济的发展也会存在相应异质性。本节通过引入地区层面<sup>②</sup>的虚拟变量,并控制高铁开通变量与该虚拟变量的交乘项进行异质性回归,见表10。结果显示,在旅游收入方面,高铁开通对于东部地区的外溢作用更明显,这是因为东部地区的旅游配套产业和旅游营销能力强,对游客消费能力的激发作用更明显,能够最大化利用高铁带来游客流量的消费能力,从而带动旅游收入增长。在旅游接待人次方面,高铁开通对于中西部地区的外溢作用更强,这是由于中西部地区机场和高速公路设施较之东部地区更为匮乏,旅游对于高铁这种出行方式更为依赖,因此高铁开通极大地刺激

<sup>①</sup>参照国家旅游局1998年出台的《中国优秀旅游城市检查标准(试行)》和《中国优秀旅游城市验收办法》,本文将符合“景区景点为核心、旅游产业为主体、旅游业产值超过城市GDP的7%”标准的城市定义为旅游城市;其他城市定义为非旅游城市。

<sup>②</sup>东部地区包括河北、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;其余地区为中西部地区。

了中西部地区旅游接待人次的提高。

表 10 地区异质性分析结果

变量	东部地区		中西部地区	
	tourincome (1)	tourpop (2)	tourincome (3)	tourpop (4)
HSR	166.5** (81.76)	1698.2** (683.2)	144.0*** (34.06)	2086.3*** (409.6)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3821	3891	3821	3893
$R^2$	0.650	0.550	0.512	0.479

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

## 4 机制分析

### 4.1 外部交通通达性

高铁开通作为我国当前客运交通运力升级的最主要手段,在降低出行时间和提高出行便利度方面起到了重要的作用,而出行体验的提升会直接刺激消费者的旅游热情从而带动旅游经济的发展。基于此,本节通过构建外部交通通达性这一指标探究高铁开通促进旅游经济发展的内在机制。

本节参考 Donaldson and Hornbeck(2016)的思路,构建“外部交通通达性”(HSR\_Save)指标作为高铁开通的代理变量,旨在度量高铁开通带来的出行时间节约情况。外部交通通达性的构建公式如下:

$$HSR\_Save_{it} = \sum_j^n distance_{ij} / n \times (HighSpeed_{ij} - LowSpeed_{ij}) \quad (4)$$

其中,HSR\_Save<sub>it</sub>表示在t年高铁开通给地级市i居民出行带来的平均旅行时间节约量;distance<sub>ij</sub>表示t年地级市i到地级市j的铁路线路总长,依据 Zheng and Kahn(2013)的计算结果,将地级市之间的高铁距离定义为地级市之间直线距离<sup>①</sup>的1.2倍;n为当年与地级市i开通高铁的地级市数量;而地级市i与j之间的高铁的平均速度<sup>②</sup>为HighSpeed<sub>ij</sub>,普通铁路的平均速度为LowSpeed<sub>ij</sub>。则地

① 地级市间的直线距离通过 Arc-Gis 软件利用城市的经纬度坐标数据所得。

② 地级市间点对点的高铁和普通铁路平均速度是通过手工查阅 12306 网站所有铁路客运班次运行距离与时长后,二者相除并取所有班次结果的平均值所得。

地级市  $i$  当年与全国所有其他地级市因高铁开通的平均出行节约时间即为平均旅行时间节约量。

为了进一步考察高铁开通降低游客出行时间进而促进旅游经济发展的机制,在基准回归方程(1)的基础上作如下改进:

$$\text{Tourism}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{HSR\_Save}_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \text{prov}_j \times \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

主要解释变量  $\text{HSR\_Save}_{it}$  为外部交通通达性,用高铁开通带来的平均旅行时间节约量来衡量。表 11 呈现了高铁带来的外部交通通达性提升对地方旅游经济发展的影响,估计系数显著为正,表明高铁开通提升了本地的外部交通通达性,节约了游客的出行时间,刺激了游客的潜在旅游消费热情,从而促进了当地旅游经济的发展。

表 11 外部交通通达性机制分析结果

变量	tourincome	tourpop
HSR_Save	0.178 *** (0.0626)	1.268 *** (0.385)
控制变量	是	是
地级市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
省份-时间固定效应	是	是
观测值	4308	4308
$R^2$	0.878	0.907

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;\*\*\*表示在 1% 的置信水平显著。

## 4.2 公共服务供给

一个城市的基础设施建设水平和旅游配套设施等公共服务供给水平直接决定着旅游业发展的成败(Balaguer and Cantavella-Jordá, 2002; Shaw et al., 2011)。而高铁开通作为重要的交通基础设施升级,无疑提高了城市的交通通达性和外部吸引力,对于旅游经济的发展有显著的正向溢出效应。因此,探究高铁开通是否激发了地方政府提升公共服务供给水平进而促进旅游经济发展这一机制就显得十分必要。

为了验证上述机制,本节参考刘瑞明等(2018)的思路,引入“中介效应”模型<sup>①</sup>,将高铁开通与人均固定资产投资、第三产业从业人数占比、人均星级酒店数和人均公交乘坐数等变量的交乘项引入模型,以验证高铁开通对地方旅游经济发展的作用是否依赖于上述公共服务供给指标。再将高铁开通作为解释变量,分别选取人均固定资产投资、第三产业从业人数占比、人均星级酒店数和人

<sup>①</sup> 由于中介效应模型较为通用,此处省略,如需备索。

均公交乘坐数为被解释变量,来测度高铁开通是否促进了这些公共服务供给水平的提升,从而验证高铁开通对当地旅游经济发展的影响机制。表12和表13展示了具体回归结果。

表12 公共服务供给机制分析结果

变量	tourincome				tourpop			
HSR	41.20** (20.80)	43.78** (21.02)	42.89** (20.32)	41.37** (15.93)	272.41* (140.91)	319.74** (132.12)	296.13** (130.52)	307.12*** (108.71)
HSR×pfixinvest	25.32*** (8.904)				154.92*** (53.13)			
HSR×pemploy3	90.02** (36.71)				452.31*** (163.44)			
HSR×pstarhotel	38.91** (19.62)				303.72** (132.92)			
HSR×pbus	1.112* (0.572)				7.071** (3.495)			
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3735	3735	3735	3735	3789	3789	3789	3789
R <sup>2</sup>	0.885	0.887	0.881	0.881	0.911	0.910	0.909	0.909

注:括号中数值为回归系数地级市层面的Cluster聚类标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

表12结果表明,当引入高铁开通与各个公共服务供给变量的交乘项后,高铁开通变量和交乘项的系数都显著为正。这证明了高铁开通对旅游经济发展指标的影响依赖于基础设施建设和旅游配套设施等公共服务供给水平。进一步分析,当将上述中介变量作为被解释变量以后,表12在控制了地级市固定效应、时间固定效应和省份时间联合固定效应后,高铁开通对上述指标均显示出显著正向影响。这也意味着高铁开通确实促进了与旅游经济相关的一系列公共服务供给的改善。综上所述,高铁开通带动相关公共服务供给能力提升,进而促进旅游经济发展这一机制路径成立。

表13 高铁开通对公共服务供给的回归结果

解释变量	pfixinvest (1)	pemploy3 (2)	pstarhotel (3)	pbus (4)
HSR	3.323*** (0.138)	0.0726*** (0.00444)	0.0870*** (0.00538)	31.23*** (2.391)
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

续表

解释变量	pfixinvest (1)	pemploy3 (2)	pstarhotel (3)	pbus (4)
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	4506	3994	4167	4768
$R^2$	0.833	0.881	0.742	0.694

注: 括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误; \*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著。

## 5 结论

旅游经济作为兼具“绿色经济”属性和“高品质服务业”特征的朝阳产业,是当前“绿色转型”背景下地方经济高质量发展的新引擎。本文借助高铁开通这一“准自然实验”,首次利用 2000—2019 年 264 个地级市的面板数据,通过双重差分法研究了交通基础设施升级对旅游经济高质量发展的影响。研究发现,高铁开通对地方旅游经济的发展具有显著的正向促进作用,且与同属交通基础设施升级的机场开通形成共振效应的叠加,共同推动了地方旅游业的蓬勃发展。为了解决高铁开通作为准自然实验的内生性问题,本文同时构建“最小生成树”和手工查阅“民国铁路通车信息”作为工具变量识别高铁开通对旅游经济发展的影响,回归结果与基准回归一致。进一步的异质性分析结果表明,高铁开通更有利于本国旅游经济产值的增长,而机场开通更利于入境旅游产值的增长;旅游城市对于高铁开通的受益更大;得益于高铁开通,东部地区取得了更多的旅游产值,而中西部地区获得了更高的旅游入次数。最后的机制检验发现,高铁开通通过提高城市外部交通通达性和优化当地公共服务供给水平两种途径带动旅游经济的高质量发展。

结合当前“绿色转型”“碳达峰”和“高品质服务业”的发展背景,本文的研究结论具有以下启示:第一,本文的研究为坚定不移地推进“新基建”和交通基础设施升级提供了一个重要的现实依据。以高铁为代表的交通基础设施升级一方面拉动了内需,解决了就业问题,带动了沿线城市的经济贸易和互联互通;另一方面也产生了诸如带动旅游产业发展,解决旅游城市内生困局的正向外溢作用。因此,有必要继续大力发展“新基建”和交通基础设施建设,把这种经济社会的正向外溢性惠及更多地区。第二,本文的研究结论为我国的产业“绿色转型”提供了新思路。在经历了相当长时间的“粗放式发展”后,加快发展完善现代产业体系,促进服务业发展繁荣尤为必要。旅游产业作为绿色服务产业的典型代表,不仅可以满足“碳达峰”行动方案对产业发展的要求,还可以带动城市间的人财物流动,进而促进上下游产业协同发展。第三,本文的研究结论为地方政府充分融入国家政策导向,发挥自身优势提供了典型案例。无论是交通基础设施建设,还是绿色产业发展,都是我国“十四五”规划中重点强调的发展

方向,地方政府应紧跟国家政策导向,提前布局相应的配套措施,融入新常态下改革发展的洪流,带动本地经济共同发展。

## 参考文献

- 董艳梅,朱英明. 2016. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济,(10): 92-108.
- Dong Y M, Zhu Y M. 2016. Can high-speed rail construction reshape the layout of China's economic space—Based on the perspective of regional heterogeneity of employment, wage and economic growth[J]. *China Industrial Economics*, (10): 92-108. (in Chinese)
- 吉赞,杨青. 2020. 高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究[J]. 世界经济,43(2):147-166.
- Ji Y, Yang Q. 2020. Can the high-speed rail service promote enterprise innovation? A study based on quasi-natural experiments[J]. *The Journal of World Economy*, 43(2): 147-166. (in Chinese)
- 李建明,罗能生. 2020. 高铁开通改善了城市空气污染水平吗? [J]. 经济学(季刊), 19(4): 1335-1354.
- Li J M, Luo N S. 2020. Has the opening of high-speed rail improved the level of urban air pollution? [J]. *China Economic Quarterly*, 19(4): 1335-1354. (in Chinese)
- 刘瑞明,李林,亢延锟,等. 2018. 景点评选、政府公共服务供给与地区旅游经济发展[J]. 中国工业经济,(2): 118-136.
- Liu R M, Li L, Kang Y K, et al. 2018. Selection activities of scenic spots, the supply of government public services and regional tourism economic development [J]. *China Industrial Economics*, (2): 118-136. (in Chinese)
- 刘瑞明,毛宇,亢延锟. 2020. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展——来自中国文化体制改革的证据[J]. 经济研究, 55(1): 115-131.
- Liu R M, Mao Y, Kang Y K. 2020. Deregulation, market vitality and tourism economy development: Evidence from Chinese cultural system reform[J]. *Economic Research Journal*, 55(1): 115-131. (in Chinese)
- 刘勇政,李岩. 2017. 中国的高速铁路建设与城市经济增长[J]. 金融研究,(11): 18-33.
- Liu Y Z, Li Y. 2017. High-speed rails and city economic growth in China[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 18-33. (in Chinese)
- 唐宜红,俞峰,林发勤,等. 2019. 中国高铁、贸易成本与企业出口研究[J]. 经济研究, 54(7): 158-173.

- Tang Y H, Yu F, Lin F Q, et al. 2019. China's high-speed railway, trade cost and firm export[J]. *Economic Research Journal*, 54(7): 158-173. (in Chinese)
- 张军,李睿,于鸿宝. 2021. 交通设施改善、农业劳动力转移与结构转型[J]. *中国农村经济*, (6): 28-43.
- Zhang J, Li R, Yu H B. 2021. Transportation infrastructure improvement, transfer of agricultural labor force and structural transformation[J]. *Chinese Rural Economy*, (6): 28-43. (in Chinese)
- 张梦婷,俞峰,钟昌标,等. 2018. 高铁网络、市场准入与企业生产率[J]. *中国工业经济*, (5): 137-156.
- Zhang M T, Yu F, Zhong C B, et al. 2018. High-speed railways, market access and enterprises' productivity[J]. *China Industrial Economics*, (5): 137-156. (in Chinese)
- 张学良. 2012. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. *中国社会科学*, (3): 60-77, 206.
- Zhang X L. 2012. Has transport infrastructure promoted regional economic growth? With an analysis of the spatial spillover effects of transport infrastructure[J]. *Social Sciences in China*, (3): 60-77, 206. (in Chinese)
- 章元,刘修岩. 2008. 聚集经济与经济增长: 来自中国的经验证据[J]. *世界经济*, (3): 60-70.
- Zhang Y, Liu X Y. 2008. Agglomeration economy and economic growth: Empirical evidence from China [J]. *The Journal of World Economy*, (3): 60-70. (in Chinese)
- 赵磊,张晨. 2018. 旅游减贫的门槛效应及其实证检验——基于中国西部地区省际面板数据的研究[J]. *财贸经济*, 39(5): 130-145.
- Zhao L, Zhang C. 2018. Threshold effect and empirical test of tourism on poverty alleviation—Based on provincial panel data in western China[J]. *Finance & Trade Economics*, 39(5): 130-145. (in Chinese)
- Balaguer J, Cantavella-Jordá M. 2002. Tourism as a long-run economic growth factor: The Spanish case[J]. *Applied Economics*, 34(7): 877-884.
- Bornhorst T, Ritchie J R B, Sheehan L. 2010. Determinants of tourism success for DMOs & destinations: An empirical examination of stakeholders' perspectives[J]. *Tourism Management*, 31(5): 572-589.
- Callaway B, Sant'Anna P H C. 2021. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- Donaldson D, Hornbeck R. 2016. Railroads and American economic growth: A “market access” approach[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2): 799-858.
- Faber B. 2014. Trade integration, market size, and industrialization: Evidence from China's national trunk highway system[J]. *The Review of Economic Studies*, 81(3):

- 1046-1070.
- Getz D, Anderson D, Sheehan L. 1998. Roles, issues, and strategies for convention and visitors' bureaux in destination planning and product development: A survey of Canadian bureaux[J]. *Tourism Management*, 19(4): 331-340.
- Goodman-Bacon A. 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- Kadiyali V, Kosova R. 2013. Inter-industry employment spillovers from tourism inflows [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 43(2): 272-281.
- Kim H J, Chen M H, Jang S C S. 2006. Tourism expansion and economic development: The case of Taiwan[J]. *Tourism Management*, 27(5): 925-933.
- Lanza A, Temple P, Urga G. 2003. The implications of tourism specialisation in the long run: An econometric analysis for 13 OECD economies[J]. *Tourism Management*, 24(3): 315-321.
- Lee C C, Chang C P. 2008. Tourism development and economic growth: A closer look at panels[J]. *Tourism Management*, 29(1): 180-192.
- Leslie D, Russell H. 2006. The importance of foreign language skills in the tourism sector: A comparative study of student perceptions in the UK and continental Europe [J]. *Tourism Management*, 27(6): 1397-1407.
- Li P, Lu Y, Wang J. 2016. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- Masson S, Petiot R. 2009. Can the high speed rail reinforce tourism attractiveness? The case of the high speed rail between Perpignan (France) and Barcelona (Spain) [J]. *Technovation*, 29(9): 611-617.
- Po W C, Huang B N. 2008. Tourism development and economic growth: A nonlinear approach[J]. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387(22): 5535-5542.
- Redding S J, Turner M A. 2015. Transportation costs and the spatial organization of economic activity[J]. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 5: 1339-1398.
- Shaw G, Bailey A, Williams A. 2011. Aspects of service-dominant logic and its implications for tourism management: Examples from the hotel industry[J]. *Tourism Management*, 32(2): 207-214.
- Williams A M, Balaz V. 2009. Low-cost carriers, economies of flows and regional externalities[J]. *Regional Studies*, 43(5): 677-691.
- Yang Y, Wong K K F. 2012. A spatial econometric approach to model spillover effects in tourism flows[J]. *Journal of Travel Research*, 51(6): 768-778.
- Yin P, Lin Z B, Prideaux B. 2019. The impact of high-speed railway on tourism spatial structures between two adjoining metropolitan cities in China: Beijing and Tianjin [J]. *Journal of Transport Geography*, 80: 102495.

- Zheng S Q, Kahn M E. 2013. China's bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of megacity growth [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 110(14): E1248-E1253.
- Zhou B, Li N Q. 2018. The impact of high-speed trains on regional tourism economies: Empirical evidence from China [J]. *Tourism Economics*, 24(2): 187-203.

## Transportation Infrastructure Upgrading and High-quality Development of Tourism Economy: An Empirical Study Based on the Opening of High-speed Railway

Kun Tian<sup>1</sup> Weibo Xing<sup>2</sup> Kun Huang<sup>3</sup>

(1. School of Economics, Beijing Technology and Business University;

2. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics;

3. School of Economics and Management, Wuhan University)

**Abstract** As a typical representative of quality service industry, tourism economy is a new engine of regional economic growth under the background of “green transformation”. Through the “quasi natural experiment” of the opening of high-speed railway, this paper selects the panel data of 264 prefecture level cities in China from 2000 to 2019, and uses the double difference method to evaluate the impact of transportation infrastructure upgrading on the high-quality development of local tourism economy. It is found that the opening of high-speed railway has significantly driven the development of regional tourism economy. The “least-cost path spanning tree” and “railway information of the Republic of China” are used as instrumental variables to deal with endogenous problems, and the results are stable. Specifically, the opening of high-speed rail will promote the domestic tourism output value and the development of tourism cities; The eastern region has achieved more tourism output value, while the central and western regions have achieved higher tourism flow. In terms of mechanism research, the opening of high-speed rail drives the high-quality development of regional tourism economy by improving external traffic accessibility and optimizing the supply level of internal public services. The findings of this paper provide an important practical basis for the development of tourism economy driven by transportation infrastructure.

**JEL Classification** L83, L92, L88

# 地方政府间合作有利于提高企业 全要素生产率吗<sup>1</sup> ——来自长三角城市群的经验证据

杨建坤<sup>2</sup> 曾龙<sup>3</sup> 陈淑云<sup>4</sup>

**摘要** 实现城市群经济高质量发展是中国未来经济发展的主要任务之一,而城市群地方政府间的合作是否有助于此项任务的完成具有重大的理论和现实指导意义。文章利用2003—2012年工业企业数据和203个地级市相关数据,基于2010年长三角地区六个地方政府加入长三角城市经济协调会的准自然实验,分析长三角城市群地方政府间的合作对企业全要素生产率的影响。研究发现,长三角城市群地方政府间的合作显著提高了企业的全要素生产率。利用手工搜集和整理的地方政府间合作文本数据,也证实了这一结论。这一提升主要来源于企业间资源错配的改善、地方政府对企业的财政支持力度的增加和企业融资约束的降低。私营企业、出口型企业和原位城市企业的全要素生产率从地方政府间合作中受益更多。本文的研究是对区域发展新格局和促进经济高质量增长的学术回应,也为实现全国统一大市场和畅通国内大循环提供了政策实施的依据。

**关键词** 地方政府合作;全要素生产率;资源错配

## 0 引言

2020年10月29日,中国共产党第十九届中央委员会第五次全体会议通过

1 作者感谢国家自然科学基金青年项目“区域协调发展背景下城市群对省界毗邻县经济发展的影响及机制研究”(72303002)、安徽省高等学校科学研究重点项目“全国统一大市场背景下长三角城市群建设对安徽省毗邻地区产业联动发展的影响研究:理论机制与经验证据”(2023AH050221)、上海财经大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“城市群对城市间创新差距的影响研究:效应评估、机制检验与推动路径”(2023110527)的资助;感谢匿名审稿人的宝贵建议和评论。文责自负。

2 杨建坤,安徽财经大学财政与公共管理学院、合肥高等研究院讲师,E-mail:csjjyang@163.com。

3 曾龙,湖南农业大学公共管理与法学学院讲师,E-mail:595682388@qq.com。

4 陈淑云,华中师范大学经济与工商管理学院教授,E-mail:sychen@mail.ccnu.edu.cn。

了《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》(以下简称《建议》),其中明确表示,“十四五”时期经济社会发展要以推动高质量发展为主题,在质量效益明显提升的基础上实现经济持续健康发展。这意味着经济高质量增长已成为中国今后经济建设的指导方针和主要目标。另一方面,由于快速推进的城市化和工业化,同时要素在地理上的分布呈现出集中的趋势,使得城市群在整个国家的经济发展中战略地位越来越突出(张学良等,2017)。未来中国的城市化和经济社会的进步需要凭借以城市群为主的空间发展形态(原倩,2016)。鉴于此,如何促进城市群内部地区经济高质量增长,进而使城市群成为中国经济发展的新增长极以及带动全国高质量发展的新动力源就成为当前的重要议题之一。

全要素生产率的提高被认为是经济实现高质量发展的主要标志(Hsieh and Klenow,2010)。而国民经济全要素生产率的提高又需要以微观企业生产率的提升为基础(宣烨和余永泽,2017),所以,如何提高企业全要素生产率,一直是促进中国经济结构转型和实现中国经济高质量增长的应有之义,亦是推动实现城市群高质量发展的核心内容。在中国有为政府制度背景下,地方政府这只“看得见的手”在经济发展过程中占据着主导地位。而在经济分权和政治集权的双重激励下,地方政府拥有相对独立的经济利益,对辖区内经济发展表现出极大的热情,会通过各种手段参与到地区经济发展过程中(徐现祥和王贤彬,2010)。这使中国经济出现“增长奇迹”的同时,也带来了诸多负面影响。其中,有学者认为,地方政府为实现地区经济利益和自身政治利益最大化,采取市场分割和地方保护等手段展开对稀缺资源和要素的竞争(王永钦等,2007),要素市场因此无法形成有效供给,而且造成了要素脱离了优资本相对深度,形成了资源错配,最终抑制了企业全要素生产率的提高(Restuccia and Rogerson,2017)。因此,在理解全要素生产率为何难以提升时,地方政府竞争被视为主要因素(付强和乔岳,2011;吴俊培等,2017;高琳和高伟华,2018;邓晓兰等,2019)。

为了以良好的区域发展格局和区域政府间关系提高全要素生产率进而推动实现经济高质量发展,2017年党的十九大和2018年分别将区域协调发展和长三角区域一体化上升为国家战略。而《建议》中则明确了:“推动区域协调发展,要健全区域战略统筹、市场一体化发展,区域合作互助、区域利益补偿等机制”。这为“十四五”时期如何促进区域协调发展和区域一体化指明了方向。据此,可以发现,中央政府寄希望于地方政府能够通过良性合作实现区域发展。在“顶层设计”的引导下,区域内地方政府间的关系或许将得到重构,区域政府合作在区域经济发展过程中预计会起到重要的作用。那么,地方政府间合作究竟是否会成为企业全要素生产率提升的“援助之手”呢?或者说,在国家倡导区域内政府应当积极构建合作体制的背景下,本位城市通过主动与其他城市合作,是否会对本辖区的企业发展产生积极影响?两者之间又是通过何种机制渠

道产生关联?企业全要素生产率与城市群地方政府间合作的关联性需要充分验证和科学评估,这不仅有利于正确认识区域和企业发展中地方政府的作用,探索区域一体化发展的制度体系和路径模式,为全国进一步贯彻区域协调发展和区域一体化战略提供科学依据,更重要的是为推动经济高质量发展提供科学启示。

然而,现有研究尚未对城市群内部地方政府间的合作和企业全要素生产率之间的关系予以重视,更是少有涉及两者之间的微观机制渠道。部分研究主要是基于地区层面的数据,并利用城市群扩容作为地方政府间合作的准自然实验,发现城市群内部地方政府间的合作有利于促进群内城市经济共同增长(刘乃全和吴友,2017;丁焕峰等,2020),并且这种增长的实现不以牺牲环境为代价(尤济红和陈喜强,2019)。之后,有的学者或从城市产业发展的角度(杨建坤和曾龙,2019),或从城市外商直接投资强度的角度(梁军和从振楠,2020),或从城市资源错配的角度(吴青山等,2021),均发现了地方政府间合作带来的积极效应。当把这一结论置于县域层面时,也同样成立(邓慧慧等,2021)。也有学者发现城市群地方政府间的合作实现了地区全要素生产率的提高(张跃,2020)。可以看出,现有研究多是基于地区层面的宏观数据,仅有强永昌和杨航英(2020)、邓慧慧和李慧榕(2021)利用企业层面的数据围绕这一议题展开讨论,但是他们只是分别探讨了地方政府间合作的企业出口效应和企业利润率,未涉及企业全要素生产率方面。而地方政府间合作究竟是否可以提高企业全要素生产率,值得进一步探讨。除此以外,当前研究虽然利用城市群扩容,即地方政府是否加入区域合作组织(协调会)作为地方政府间合作的准自然实验,但协调会毕竟只是一个制定合作总体规划的组织平台,而具体的合作领域和事项则需要由协调会成员自行商讨、拟定和实施,地方政府间合作的实际情况究竟如何,不得而知。换言之,当前研究缺少准确衡量地方政府间合作的指标。为此,本文通过手工搜集、整理了长三角城市群内24个核心城市间的合作文本数据,将其分别匹配到长三角企业和城市层面,从而更加客观地刻画地方政府间合作的经济效应。

本文可能的贡献在于:当前对于地方政府合作经济绩效的研究多集中于宏观层面,微观层面的实证分析依然相对不足。本文重点以2003—2012年工业企业数据为样本,利用长三角城市群内的地方政府自愿构建的制度化合作平台,即长三角城市群内不同的城市在不同时间加入长三角城市经济协调会(以下简称“协调会”)所形成的准自然实验,使用双重差分法来识别加入协调会与企业全要素生产率之间的因果效应。该方法比较了位于协调会成员城市的企业(处理组)和位于其他城市的企业(控制组)在加入协调会前后,其全要素生产率变动的差异。由于是否加入协调会较少受到企业层面的因素影响,所以对于企业而言,这一事件较为外生,有助于科学评估区域政府合作对企业全要素生产率的因果效应;其次,为弥补当前研究仅将是否加入协调会衡量地方政

府间合作的不足,本文通过手工搜集、整理了长三角地方政府间合作的精细文本数据,分别将其匹配到企业和城市层面,以进一步科学和客观地探讨地方政府间合作效应;最后,本文重点从资源错配的角度,研究了地方政府间合作影响企业、城市 TFP 的作用机制,从而更加全面地认识地方政府间合作究竟是通过何种渠道影响企业、城市 TFP 的。

后文安排如下:第1部分是文献述评;第2部分是制度背景;第3部分是研究设计;第4部分为采用双重差分法检验地方政府间合作对企业 TFP 的影响;第5部分是扩展性分析,包括利用多处理单元合成控制法实证检验地方政府合作对城市 TFP 的影响和利用地方政府间合作的文本精细数据探讨地方政府合作对企业、城市 TFP 的影响;第6部分是机制分析,包括地方政府合作影响企业 TFP 的微观作用机制和地区层面的 TFP 分解效应;最后为研究结论。

## 1 文献述评

本文按照是否直接实证检验地方政府合作在区域发展中的作用,将现有文献从以下两个角度进行分类,在此基础上进行述评。

视角一,探讨地区之间的市场分割、市场一体化或者区域一体化程度,间接讨论地方政府间合作对经济增长的重要性。这类研究主要集中在对市场分割程度的测量及其对经济发展的影响等方面。从概念上看,市场分割、市场一体化与区域一体化是相对应的概念,都是为了逐步放松行政管制,减少市场一体化的制度障碍,实现生产要素自由流动,最终达到地区经济整合状态(银温泉和才婉茹,2001)。陆铭和陈钊(2009)利用价格指数法测度了省级之间的市场分割程度,同时就其对省级经济增长的关系进行了实证检验,得出分割市场对于当地即期和未来的经济增长具有倒U型的影响。该结论得到了有关学者的进一步证实(付强和乔越,2011)。但是这些研究均是基于省级数据,未能细化到市级层面。因此,有学者不仅测量了省级层面的市场分割程度,还探讨了地级市层面的市场分割程度,得出中国的地区市场分割只存在于省级层面,并未在地级市之间发现明显的分割迹象的结论(马草原等,2021)。唐为(2021)进一步基于 Hsieh-Klenow 模型和工业企业数据库,提出区域间要素市场整合的计算方法,认为我国要素市场一体化水平在不断提高。

在探讨市场分割所带来的影响时,徐现祥和李郇(2005)在指出长三角城市经济协调会能够降低市场分割对区域一体化的阻碍作用。李雪松等(2017)采用长江经济带105个城市的面板数据,实证检验了区域一体化对城市全要素生产效率、技术效率以及技术变动的的影响。黄文和张羽瑶(2019)则利用2007—2016年中国长江经济带111个城市的面板数据,证实了区域一体化战略对中国

城市经济高质量发展的积极影响。也有学者从环境治理的角度出发,证实了长三角的区域一体化具有明显的减排效应,有利于提高城市群经济发展的整体质量(尤济红和陈喜强,2019)。然而,上述研究基本上均是將地方政府合作作为背景或者在得出结论之后论述地方政府合作的重要性,未对地方政府合作在区域经济发展中的作用进行直接的实证检验。另外,市场分割程度的降低或市场一体化和区域一体化程度的提高更可能是地方政府合作和市场化同时加强的结果,因此这类研究也可能难以分离出地方政府合作的实际影响。为弥补这类研究的不足,部分研究直接从地方政府在区域发展中的合作行为出发,探讨地方政府合作对区域经济发展的影响。

视角二,基于区域经济联盟扩容作为政府合作的准自然实验,探讨其对经济增长的影响。促进城市群内的市场一体化,重点在于建立一个可行的区域间协调机制(Ostrom et al., 1961)。区域经济联盟实际上是国家或地方政府为促进区域发展而搭建的合作平台。这类文献直接考察了地方政府间的合作对区域发展的影响。国外研究则是以“欧盟扩容”为准自然实验,探讨加入欧盟对于本国经济绩效的影响。Campos et al. (2015)的研究,将经济一体化区分为政治一体化和经济一体化,实证探讨了挪威在经济方面实现欧盟一体化而在政治方面未能融入到欧盟中的经济绩效表现,发现挪威如果完全实现与欧盟的一体化能够产生更高的经济效益。同样是基于Campos et al. (2019)的研究,其采用了合成控制法和双重差分法分析了1973、1980、1995以及2004年欧盟四轮扩容对于加入欧盟国家的经济影响。结论得出,除希腊以外的国家均能够从欧盟扩容中获得经济收益。然而,欧盟扩容是探讨一国之外的国际组织吸纳本国后对本国的整体影响,而一国之内的区域合作组织如若扩容,又会给国家内部被扩容的地区带来何种效应,国外研究则很少涉及。

对于中国而言,地方政府始终是制度变革的“第一行动者”。因此,城市群的发展必然不能忽视地方政府这一行为主体。国内在借鉴“欧盟扩容”研究的基础上,探讨了地方政府加入城市群之后对地区经济绩效的影响。刘乃全和吴友(2017)以2010年协调会扩容为准自然实验,利用合成控制法和双重差分法分别探讨了城市群扩容对整体城市、新进城市和原位城市经济增长的影响,并就背后的机制进行了探讨。之后,张学良等(2017)、张跃(2019)、杨建坤和曾龙(2020)等分别探讨了长三角地方政府间的合作对地区劳动力生产率、地区全要素生产率、地区产业结构升级的影响,均得出了正面的结论。当把这一结论推广到县域层面,也同样成立(邓慧慧等,2020)。也有学者探讨了珠三角城市群扩容对新进城市经济增长的影响(丁焕峰等,2021)。可以看出,无论是国外还是国内研究,多是以区域政府合作的宏观经济绩效为切入点。陈胜蓝等(2019)、强永昌和航英(2020)分别探讨了加入区域合作组织对地区上市公司高

管薪酬和企业出口行为的影响。与本文密切相关的两篇文献,分别是安礼伟和蒋元明(2020)、邓慧慧和李慧榕(2021)的研究。前者是将2010年长三角出台《长江三角洲地区区域规划》作为准自然实验,探讨其对先进制造业全要素生产率的影响。后者遵循传统做法,将2010年长三角城市群扩容作为准自然实验,实证分析其对企业利润的影响。这些研究为地方政府合作是否影响区域微观经济绩效提供了实证证据。

总体而言,国内外虽然存在研究范围上的区别,但基本上是对同一问题进行的探讨,即区域政府间关系对区域经济发展的影响。另外的相似性则体现在国内研究方面,相对于探讨其他区域经济发展,多数研究主要以长三角城市群为研究对象。其原因是,长三角城市群成立以及运行的协调会可以视为区域政府合作或者区域一体化的一项准自然实验,这能够科学识别区域政府间关系和区域经济发展的因果效应。另外,珠三角城市群是以省内城市群为主,而长三角城市群是由跨越省级行政界线的城市组成,相对于珠三角城市群的扩容,长三角城市群的扩容所引致的区域经济增长效应对于当前如何打破省级行政壁垒进而促进更大范围的要素自由流动更具有普遍的借鉴意义。

然而,上述研究依然存在一些不足之处,表现在:相对于探讨区域政府合作的宏观经济绩效,关于区域政府合作的微观经济绩效的研究仍然十分缺乏。陈胜蓝等(2019)、强永昌和杨航英(2020)虽然填补了这一研究的空白,但前者是以上市公司作为研究对象,由于上市公司通常是那些资质较好的公司,所以考察区域政府合作对上市公司的影响,未必能剥离出地方政府合作在区域经济发展中的实际作用。除此以外,该研究是从公司治理的角度出发,探讨加入协调会对上市公司高管薪酬激励的影响。可是,从现实情况来看,促进企业或地区经济的发展或许是区域政府间合作的首要目标,区域政府合作究竟是否会影响到高管超额薪酬值得商榷。安礼伟和蒋元明(2020)的研究样本只涉及先进制造业,同样不利于全面审视地方政府间合作的企业促进效应。另外,该研究的视角是从产业政策出发,处理组和控制组的划分也只是以企业是否为先进制造业为依据,实际上并未直接体现出地方政府合作在区域发展中的作用。邓慧慧和李慧榕(2021)的研究没有涉及企业全要素生产率方面。与此同时,以上研究均未使用地方政府间合作的文本数据进行经验分析。

基于此,本文则从实践中区域政府合作的客观目的出发,以区域经济发展的关键微观经济主体即企业作为研究对象,探讨区域政府合作对企业发展质量,即企业全要素生产率的影响,进而切实反映区域政府合作的微观经济绩效。除此以外,现有研究多是将地方政府组建的区域经济协调会视为地方政府合作的准自然实验,但是仅仅利用地方政府是否加入区域合作组织衡量地方政府合作较为粗糙,并且合作平台最多算一揽子计划,地方政府之间究竟有没有发生

合作行为也不得而知。为此,本文通过多种资料和渠道手工搜集了长三角地区政府之间的合作文本数据,将其分别匹配到长三角城市和企业层面,更加准确和客观地探讨地方政府合作对企业乃至地区经济高质量发展带来的影响。

## 2 制度背景

当前,我国各区域内部的政府合作呈现出组织类型众多,且形式多样化的特征,例如政府之间签订的行政协议、市长联席会议制度、城市政府联合体等。与其他区域的政府合作体制相比,长三角城市群的政府间在长期的博弈过程中逐渐形成了具有制度化、程序化的合作体制。纵观改革开放以后长三角跨地区政府合作的历史,长三角城市政府合作体制的构建经历了一个十分曲折的过程。

1997年,长三角地区15个城市自愿成立新的经济组织——长江三角洲城市经济协调会。2003年,台州市在协调会第四次会议上被接纳为正式成员。之后,协调会经历了“北上、南下、西进”的稳步发展(刘乃全和吴友,2017)。在2010年,协调会将合肥、马鞍山、金华、衢州、盐城和淮安6个城市吸纳为成员后,标志着长三角城市群再一次突破了省级行政区划的壁垒,走向了泛长三角时代。2019年12月,《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》将长三角城市群范围扩展至沪苏浙皖全境。经过20余年的不断扩容和持续发展,协调会不仅逐渐摆脱了中央政府的干预,而且打破了行政分割型治理模式的桎梏,走向以经济性议题为主的制度化合作模式,“一体化”和“高质量”是协调会持续关注的重点主题,推进长三角区域一体化进程进入新阶段。

虽然在1997年以后,中央政府在长三角城市政府合作体制的构建中也起到一定的作用,但往往是全局性的指导方针,现阶段长三角城市政府合作体制是各城市政府通过平等协商、自愿且自下而上建立而成的。协调会为长三角城市政府的正式合作和非正式合作提供了平台、组织基础和制度保障。在合作内容方面,协调会通过每届会议设立的专题工作涉及了经济社会的各方面,从交通、能源、通讯、物流、信息、科技创新、金融、旅游到环保、信用、社会保障、公共卫生、市场建设等。这些领域的合作均是以一体化思路和举措打破行政壁垒、提高政策协同,让各类生产要素在各类经济主体之间或更大范围内畅通流动,发挥地区比较优势,实现合理分工,促进经济高质量发展,把长三角城市群打造成强劲活跃增长极。

基于此,可以认为:协调会的成立与运行有利于城市政府之间各项合作工作的顺利展开,也是长三角区域政府合作走向深入的表现,已然演变成为促进长三角地方政府合作以及区域经济一体化的最具代表性质的机构和方式;其次,长三角城市群政府合作涉及江浙皖沪的41座城市,能够为跨行政区合作提

供积极的借鉴;最后,长三角城市群内的政府间合作是一个渐进的过程。这些特征与其他区域政府合作所不具有的。因此,以长三角城市政府加入协调会作为区域政府合作的准自然实验,进而以此评估其对企业全要素生产率的影响具有科学性。

### 3 研究设计

#### 3.1 研究方法 with 模型设定

借鉴以往研究,将长三角内部的地方政府加入协调会视为地方政府合作的准自然实验,采用双重差分法,识别长三角地方政府间合作和企业全要素生产率之间的因果效应。

基本的双重差分法的模型设定如式(1)所示:

$$tfp_{i,k,t} = \beta_0 + \beta_1 after_t \times cor_{i,k} + \beta_2 control_{i,k,t} + \delta_i + \mu_t + \sigma_f + \varepsilon_{i,k,t} \quad (1)$$

其中,下脚标  $i$  表示城市、 $k$  表示企业、 $t$  表示时间;  $tfp_{i,k,t}$  为城市  $i$  的企业  $k$  在  $t$  年的 TFP;  $after_t$  为时间虚拟变量,2010 年加入协调会之前,  $after_t = 0$ , 2010 年加入及之后,  $after_t = 1$ ;  $cor_{i,k}$  为处理组虚拟变量,当企业  $K$  位于协调会成员的城市  $i$  时(上文提及的于 2010 年加入协调会的合肥、盐城、马鞍山、衢州、淮安、盐城 6 座城市),其为处理组企业,  $cor_{i,k} = 1$ , 反之则为 0;  $control_{i,k,t}$  为一组城市层面和企业层面的控制变量;  $\delta_i$  城市固定效应,  $\mu_t$  为时间固定效应,  $\sigma_f$  为企业固定效应,  $\varepsilon_{i,k,t}$  为随机扰动项。本文重点关注的是  $after_t$  和  $cor_{i,k}$  交互项系数  $\beta_1$ , 其估计了相比于那些不位于协调会成员城市的企业,那些位于协调会成员城市的企业,其全要素生产率随所在城市加入协调会后的变化,即  $\beta_1$  代表了地方政府合作对企业全要素生产率影响的因果效应。

#### 3.2 数据处理、变量构建与定义

由于 2003 年之前城市层面的控制变量严重缺失,而本文接下来使用的多处理单元的合成控制法要求数据类型为不存在缺失值或者缺失值较少的平衡面板数据,本文就以 2003—2012 年工业企业和 203 个地级市为研究样本。具体地,本研究主要围绕 2010 年加入协调会的 6 座城市及其所辖企业展开研究<sup>①②</sup>。一

① 2010 年加入协调会的城市有合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州 6 座城市。

② 在利用双重差分法识别时,本文将 2010 年之前加入协调会的城市所辖企业视为控制组;在稳健性检验部分,本文也将其从样本中删去;在利用合成控制法识别时,为了排除 2010 年之前加入协调会的城市对估计结果造成的干预,本文也删除了 2010 年前(1997 年和 2013 年)加入协调会的城市。结果均符合预期。另外,由于本文的样本截止到 2012 年,因此 2012 年之后加入协调会的城市不会对本文的研究造成影响,所以 2010 年之后加入协调会的城市在本文研究期内一直被视为控制组。

方面,由于样本研究期间为2003—2012年,选择该6座城市是为了排除过早加入协调会的样本对识别造成的干扰。另一方面,2010年协调会吸纳合肥和马鞍山标志着的长三角从“两省一市”走向“三省一市”,跨区域政府合作实现了突破性的进展。本文主要以《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》以及中国工业企业微观数据库为数据来源。其中,工业数据库的处理,主要借鉴Cai and Liu(2009)以及聂辉华等(2012)的方法。本文具体变量的定义与构建方式如下:

(1) 因变量:企业全要素生产率(TFP)。目前针对工业企业全要素生产率的测算主要有LP法和OP法,两种方法各有优劣,在具体测算时,LP法需要企业的工业增加值、从业人数、固定资产净值以及中间投入合计等信息,而OP法需要企业的工业增加值、从业人数、固定资产净值、固定资产投资以及企业是否退出市场的虚拟变量等信息。然而,工业增加值的时间跨度仅为2003—2007、2010年,所以无论使用LP法还是OP法,都会对本文样本区间内的TFP测算造成一定挑战。相较于OP法,LP法还需要企业的中间投入品变量,可是该变量的时间跨度仅为2003—2007年,这意味着LP法将比OP法损失更多的观测值,从整体上看,OP法在有效观测值方面优于LP法。基于此,本文主要采取OP法测算2003—2012年的企业全要素生产率。对于2008—2009、2011—2012年的全要素生产率,本文主要借鉴王贵东(2018)的研究,利用工业企业数据库中的其他变量信息进行辅助测算<sup>①</sup>。其中,工业增加值的价格平减利用了各省工业出厂品价格指数,而资本的价格平减则采用各省固定资产投资价格指数。所需平减指数数据全部来自EPS数据库,并以2003年作为基期。

(2) 控制变量。对控制变量的选择,我们需要考虑的不仅是控制变量会影响城市以及企业全要素生产率,还要考虑这些变量会影响下文机制分析中作为机制变量的企业资源错配度。基于这点,借鉴相关学者的研究(刘贯春等,2017;李欣泽等,2017;黄群慧等,2019),本文选取了如下控制变量。

城市层面的控制变量,主要包括:政府干预GC,利用地方政府财政支出占地区GDP的比重表示;对外开放FDI,选取外商直接投资占地区GDP比重衡量;金融深化FD,选用金融机构贷款余额占地区GDP的比重测度;城市人口规模POP,以控制人口因素对TFP的影响;人力资本EDU,选取每万人在校大学生数衡量;交通水平TC,利用客运总量占地区总人口比重表示。企业层面的控制变量,包括:企业的规模SIZE,利用从业人数衡量;企业的年龄AGE,以企业成立至观测值所在年份的年数构建;企业的资本密集度IK,用企业单位产出资本比衡量。其中,对城市人口规模、人力资本、企业规模进行了对数处理。

<sup>①</sup> 由于篇幅所限,具体测算方法,可参考王贵东(2018)的研究。

### 3.3 变量的描述性统计

从表 1 的描述性统计来看,位于协调会成员城市的企业 TFP 均值要低于非协调会成员城市的企业。但是,根据表 2 中依据政策发生前后统计的处理组和对照组之间的 TFP 差异来看,当城市加入协调会之后,辖区内企业的 TFP 比加入之前出现了提高的现象,而且比政策发生后对照组企业的 TFP 也要高。这初步说明,政府间的合作有利于企业 TFP 的提高。

表 1 变量的描述性统计

变量	变量定义	非协调会成员城市企业					协调会成员城市企业				
		N	mean	sd	min	max	N	mean	sd	min	max
TFP	企业层面全要素生产率	358984	2.61	0.47	0.91	4.5	12520	2.55	0.43	1.32	4.31
GC	政府干预	1970	0.13	0.1	0.01	1.39	60	0.13	0.17	0.06	1.48
FDI	资本开放	1970	0.02	0.02	0	0.37	60	0.03	0.02	0.003	0.06
TC	道路交通	1970	22.59	40.28	2.78	643.3	60	24.54	16.73	5.92	66.4
FD	金融深化	1970	0.82	1.17	0.09	22.12	60	0.91	0.45	0.42	2.07
EDU	人力资本水平	1970	10.2	1.34	5.64	13.76	60	10.73	1.05	8.87	12.94
POP	城市规模	1970	5.9	0.63	3.92	8.11	60	5.97	0.59	4.82	6.71
IK	企业资本劳动比	353817	5.27	1.31	0	21.56	12520	5.22	1.18	0	11.41
SIZE	企业规模	358686	5.44	1.05	2.3	9.66	12520	5.34	0.98	2.31	9.45
AGE	企业年龄	356771	2.35	0.68	0	4.43	12520	2.24	0.69	0	4.22

表 2 政策发生前后两组企业 TFP 之间的差异

	2010 年之前	2010 年之后
处理组 TFP	2.49	2.69
对照组 TFP	2.57	2.62

## 4 实证分析

该节实证分析思路如下:(1)基于企业层面的微观数据,运用双重差分法检验区域政府合作对辖区企业的 TFP 的影响;(2)对基准回归结果进行稳健性检验;(3)根据企业属性和城市分类,进行异质性分析。

### 4.1 双重差分法实证结果

表 3 报告了长三角地方政府间合作对企业 TFP 的影响。列(1)~(3)依次

报告了未加控制变量、加入城市层面的控制变量、加入企业层面的控制变量后的回归结果。由这些结果表明,无论是否加入控制变量,区域内政府间合作的回归系数显著为正,意味着城市群内地方政府间合作有助于本辖区企业全要素生产率的提高。

表3 城市群地方政府合作对企业 TFP 的影响

	(1)	(2)	(3)
After×Coo	0.742*** (0.041)	0.734*** (0.072)	0.178*** (0.053)
GC		-0.171 (0.116)	0.306*** (0.013)
FDI		2.723 (1.789)	3.715*** (0.212)
TC		-0.004*** (0.0001)	-0.003*** (0.0007)
FD		0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
EDU		0.056*** (0.013)	0.248*** (0.022)
POP		-1.226*** (0.132)	-1.486*** (0.153)
IK			4.183*** (0.011)
SIZE			3.264*** (0.012)
AGE			0.054*** (0.012)
Year	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes
N	362740	360152	352875

注:\*\*\*表示在1%的置信水平显著,括号内为聚类在城市层面的标准误。Year、City、Firm分别表示年份固定效应、城市固定效应、企业固定效应。

## 4.2 稳健性检验

(1) 平行趋势假设检验与政策动态效应。图1是利用事件研究法得到的结果,在城市加入协调会之前,处理组企业的TFP和控制组企业的TFP具有大

致相同的路径轨迹,表明本文总体上满足平行趋势检验<sup>①</sup>。

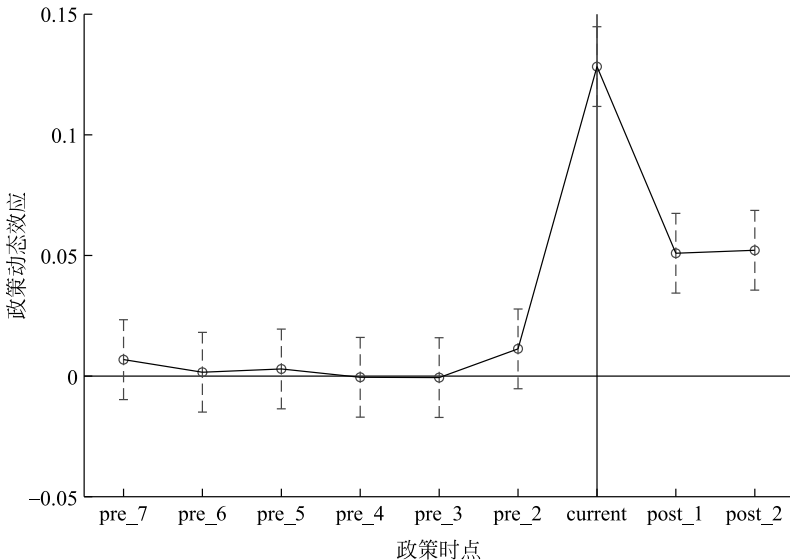


图 1 企业 TFP 平行趋势检验

(2) PSM-DID 估计。为了进一步提高估计结果的有效性,本文采取 PSM-DID 的估计方法,以缓解样本自选择所带来的偏误问题,相关结果见表 4 中的列(2)。结果表明,本文的基准回归结果依然稳健。

(3) 为了进一步缓解样本可能存在的非随机性带来的偏误问题,本文参考 Li et al. (2016) 的识别策略,即在回归中加入处理组的时间趋势项和控制变量与时间趋势的高阶交互项、处理组的时间趋势项和控制变量与时间固定效应的交互项等方法。该方法放松平行趋势假设检验,允许控制变量和处理组随时间而改变,并且控制住这些趋势,以识别因果效应。表 4 中的列(3)和列(4)给出了使用该识别策略下的结果,可见本文的结论依然稳健。

(4) 基准模型中控制的主要是同期变量,其中部分同期控制变量本身就可能受到“加入协调会”这一事件的影响,即属于“坏的控制变量”<sup>②</sup>。为此,本文重新选取发生在处理时点之前的前定变量作为控制变量,并将其与时间趋势项或时间虚拟变量进行交乘之后重新进行估计,结果如表 4 中的列(4)~(6)所示,可以发现本文的估计结果不会因控制变量的选取而发生改变。

(5) 删除 2010 年之前加入协调会的城市企业样本。为了保证 2010 年加入协调会的城市企业 TFP 的提高不受在此之前就已加入协调会的城市企业影响,

<sup>①</sup> 在稳健性检验部分,本文放松平行趋势假设,利用相关方法进行估计。

<sup>②</sup> 感谢审稿人的建议。

本文删除了位于2010年之前加入协调会城市的企业样本,估计结果见表4列(7)。系数虽然下降,但是估计结果依然显著。

表4 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
After×Coo	0.202 *** (0.002)	0.054 *** (0.012)	0.244 *** (0.022)	0.146 *** (0.052)	0.467 *** (0.033)	0.467 *** (0.033)
Control	YES	NO	NO	YES	NO	NO
Treatment trend	NO	<b>YES</b>	<b>YES</b>	NO	<b>YES</b>	<b>YES</b>
Control * T	NO	<b>YES</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO
Control * T <sup>2</sup>	NO	<b>YES</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO
Control * T <sup>3</sup>	NO	<b>YES</b>	NO	NO	<b>YES</b>	NO
Control * Year_dum	NO	NO	<b>YES</b>	NO	NO	<b>YES</b>
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry-year	NO	NO	NO	NO	NO	NO
N	255460	357490	352887	346020	346019	341484
	(7)		(8)		(9)	
	0.123 *** (0.002)		0.316 *** (0.042)		0.094 *** (0.003)	
YES			YES		YES	
NO			<b>YES</b>		NO	
NO			NO		NO	
NO			NO		NO	
NO			<b>YES</b>		NO	
YES			YES		YES	
YES			YES		YES	
YES			YES		YES	
NO			NO		<b>YES</b>	
263705			153521		357490	

注:列(1)是PSM-DID的估计结果;列(2)是加入处理组时间趋势项和同期控制变量与时间趋势的高阶交互项作为控制变量后的估计结果;列(3)是处理组时间趋势项和同期控制变量与年份固定效应的交互项作为控制变量后的估计结果;列(4)是前定变量作为控制变量的估计结果;列(5)是处理组时间趋势项和前定变量与时间趋势的高阶交互项作为控制变量后的估计结果;列(6)是处理组时间趋势项和前定变量与年份固定效应的交互项作为控制变量后的估计结果;列(7)是排除2010年之前加入协调会后的估计结果;列(8)是将样本仅限定为长三角内后的估计结果;列(9)是加入行业-年份固定效应后的估计结果;括号内为聚类在城市层面的标准误;\*\*\*表示在1%的置信水平显著。

(6)只考虑长三角城市群内的企业样本。长三角与其他地区可能在政策、

资源禀赋等方面存在不可观测的差异,这样不仅可能使本文的控制组选择过于宽泛,导致处理组和控制组不具有比较性,而且无法彻底排除其他同期事件的干扰。因此,借鉴安礼伟和蒋元明(2020)的做法,将样本局限于长三角区域。然而,另外,即使将样本局限于长三角区域,但是在 2010 年之前加入协调会的城市,其经济状况本身就比在 2010 年加入协调会的城市要好,企业发展的差异可能在这 6 个城市加入协调会之前就已经存在。综合考虑这些问题,本文在将样本局限于长三角区域的同时,加入了处理组时间趋势项和控制变量与年份固定效应的交互项,结果见表 4 列(8)。由估计结果可知,当只考虑长三角区域时,政策本身的积极效应相较于基准结果有些加强,且系数依然显著。

(7) 安慰剂检验。本文在删除事件发生前已经加入协调会的城市样本后,依据 Li et al. (2016)的研究,从剩下的 187 个城市中随机选取 6 个城市作为“伪处理组”,假设这 6 个城市加入了协调会,其他城市作为控制组,然后再逐一为这 6 个“伪处理组”随机抽取一个年份作为政策时点(“伪政策时间”)。这样的过程重复 500 次。得到的结果如图 2 所示。从图 2 中可以看出,估计系数大都集中在 $-0.02$ 到 $0.02$ 这个区间,并且集中在 0 附近,而根据表 3 列(3)的估计结果,本文的真实估计值 $0.17$ 是一个明显的异常值,这表明本文的基准估计结果受到其他干扰因素影响的可能性较低。

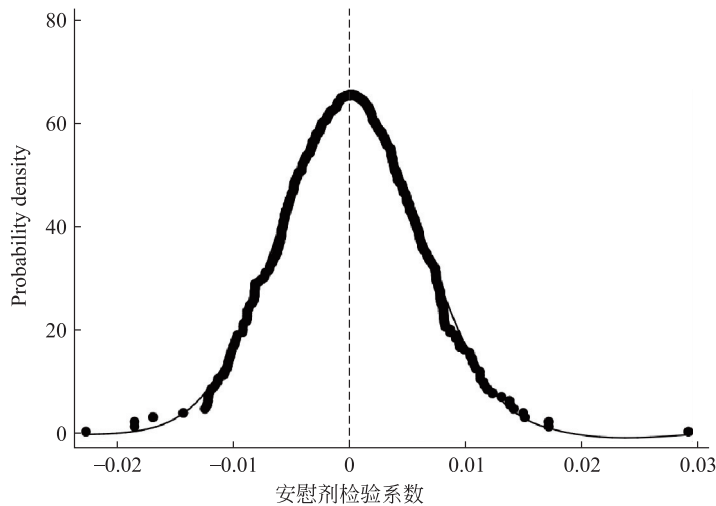


图 2 安慰剂检验

### 4.3 异质性分析

(1) 地方政府间合作对不同所有制企业 TFP 的影响。本文分别估计地方

政府间的合作对国有企业、私营企业和外资企业 TFP 的影响,结果见表 5 列(1)~(3)。结果表明,地方政府间的合作均提高了这三类企业的 TFP。进一步地,对比这三组类型的企业,地方政府间合作对私营企业 TFP 的促进作用>外资企业>国有企业。可能的原因在于:国有企业和外资企业相对于私营企业一直享受着地方政府较大的支持力度和较多的优惠措施,导致地方政府间的合作对于这两种类型的企业 TFP 的边际贡献较小。私营企业长期遭受着政策歧视,而近些年长三角城市间的合作主要围绕如何促进要素自由流动和降低市场准入门槛等方面展开,这些都为私营企业的发展提供了有利条件,进而对私营企业有着更大的积极影响。

表 5 企业异质性分析

	(1) 国有企业	(2) 私营企业	(3) 外资企业	(4) 内销型企业	(5) 出口型企业	(6) 整体城市	(7) 原位城市
After× Coo	0.002 <sup>***</sup> (0.0005)	0.256 <sup>***</sup> (0.003)	0.054 <sup>***</sup> (0.007)	0.093 <sup>***</sup> (0.001)	0.184 <sup>***</sup> (0.002)	0.207 <sup>***</sup> (0.0001)	0.268 <sup>***</sup> (0.033)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	95343	207451	54695	137718	69888	357490	357490

注:括号内为聚类在城市层面的标准误;\*\*\*表示在 1%的置信水平显著。

(2) 地方政府间合作对不同出口属性企业 TFP 的影响。表 5 列(4)和(5)分别是内销型企业与出口型企业的回归结果;地方政府间的合作对内销型和出口型企业的全要素生产率的增加都会产生显著的促进作用,但对出口型企业的影响作用更大。一方面,长三角是出口型企业的主要聚集地之一(施震凯等,2018),这些企业可以更容易享受到长三角地方政府间的合作所带来的红利。另一方面,例如长三角地方政府间在交通和信息领域等方面的合作,不仅加速了国际市场新产品、新标准、新设计等信息的传播与溢出,而且降低了出口型企业向内陆地区运销的货物运输成本。这些因素综合起来导致出口型企业受地方政府间合作的影响更为显著。

(3) 根据有关研究(刘乃全和吴友,2017),本文还从城市异质性探讨长三角地方政府间合作对整体城市和原位城市企业 TFP 的影响。表 5 列(6)和(7)结果表明,无论是原位城市还是整体城市企业的 TFP 均从 2010 年长三角政府间的合作中受益。进一步分析原位城市和整体城市的系数大小,容易发现新一轮的政府间合作对原位城市企业 TFP 的提升作用相对更大,说明政府间合作的企业 TFP 促进效应主要源于原位城市。原位城市凭借成熟的合作经验,能够快

速融入到新一轮政府间合作中去,充分享用新进城市带来的合作政策红利。此外,根据表5列(6)的结果,新进城市与长三角其他城市进行合作后,长三角政府间合作的企业TFP促进效应对整体城市企业的影响较原位城市企业有所减弱[表2中列(3)系数为0.17],但均高于新进城市,说明新一轮的政府间合作不但显著提升了新进城市企业的TFP,还提升了长三角城市群总体TFP。新进城市加入长三角一体化组织后“共享”到区域一体化合作的政策红利,进一步巩固了长三角区域一体化合作提升企业TFP的优势。

## 5 扩展性分析

本节将从以下两个方面进行拓展性分析,分别是:(1)基于城市层面的数据,利用多处理单元合成控制法识别城市群地方政府间合作和城市TFP之间的因果效应;(2)利用手工搜集、整理的地方政府间合作文本数据,将其作为衡量地方政府间合作的指标,以客观、准确衡量地方政府间合作,从而分别考察其对企业TFP和城市TFP的影响。

### 5.1 基于城市层面——合成控制法的考察

Abadie and Gardeazabal (2003)、Abadie et al. (2010)提出的合成控制法(Synthetic Control Method,简称SCM)的适用场景仅限于干预组中只有一个个体。由于共有6座城市于2010年加入了协调会,所以本文的处理组的个体不止一个。除此以外,本文主要探讨的是长三角区域政府合作对长三角企业全要素生产率的影响,而目前合成控制法的评估对象往往是一个城市、地区或国家。基于这两类问题,本文无法直接借鉴Abadie等的研究,而是利用Cavallo et al. (2013)和Galiani and Quistorff(2017)设计的多处理单元的合成控制法评估长三角区域政府合作对企业加总在城市层面的全要素生产率的影响。结果如图3所示。

图3(a)显示了城市实际与合成的TFP增长路径,其中实线代表实际TFP增长路径,虚线代表合成TFP增长路径,垂直虚线代表城市加入协调会的起始年份(2010年)。结果显示,在与其他城市合作之前,城市实际与合成的TFP增长路径几乎完全重合,说明合成分析单元较好地拟合了合作之前各城市的TFP状态。而在与区域内其他城市合作之后,城市的实线均在虚线之上,说明处理组的实际TFP增长路径均高于其合成TFP增长路径。由此可见,与区域内其他城市政府合作,能够促进城市自身TFP的增长,即区域政府合作有利于城市TFP的提高。图3(b)是稳健性检验,即在样本中放入2010年之前加入协调会的城市。可以看出,城市群地方政府合作依然促进了城市TFP的增长。

为了更具体地观测区域政府合作对城市TFP增长的影响,本研究计算了在

与其他城市合作后,城市实际与合成的TFP增长差异。整体而言,城市TFP的实际值与合成值之间的差异在逐年递减,如本位城市在2010年实际与合成TFP增长的差异为0.05,而该差异在2011年和2012年分别减少到0.04和0.03。这表明,在样本期内,区域政府合作对城市全要素生产率的促进作用呈现逐年减弱的态势。

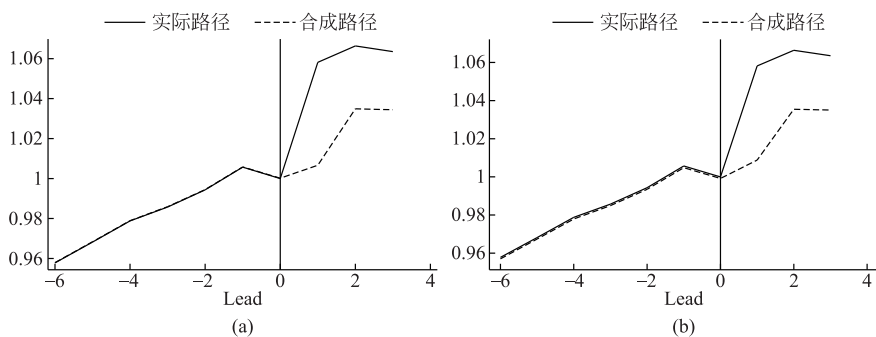


图3 实际与合成的TFP增长路径对比

## 5.2 基于地方政府间合作文本数据的考察

当前研究基本均是将长三角城市群扩容或者地方政府加入协调会作为地方政府合作的准自然实验,以此来检验地方政府合作对区域发展的影响。然而,长三角城市经济协调会仅是一个合作平台,制订的是一揽子合作计划,具体的合作计划则需要由成员城市自行协商制定和实施。因此,城市群扩容或者加入协调会只是粗略地衡量了地方政府之间的合作,现有研究没有找到合适的指标客观衡量地方政府之间的合作程度和实际情况,这可能无法科学判定地方政府合作对区域发展的影响。

本文利用城市间签订的合作协议中关于公共物品合作的信息<sup>①</sup>,在此基础上计算出某一个城市与其他地方政府的合作次数,之后将其作为衡量长三角城市群内地方政府合作的主要指标。从搜集到的文本信息来看,一份合作协议往往涉及多种公共物品的合作。因此,为了使衡量指标更加客观,本文主要以合作协议中所涉及的公共物品类型刻画地方政府间合作。另外,本文在计算长三角地方政府间的合作次数时,采用重复累计计算方式。具体的衡量方式如下:

某一年,A城市与B城市签订了合作协议,那么,该协议不仅归属于A城

<sup>①</sup>需要说明的是,公共物品合作所涉及的类型不仅包括跨越两个或两个以上行政边界的公共物品,比如跨域公路,也可以是指双方或多方在其中一方的辖区内展开的公共物品合作。

市,而且也计入B城市在该年签订的合作协议。与此同时,如果在某一年,A地方政府与B地方政府签署了 $n$ 份合作协议,并且每份协议中涉及了 $M$ 种类型的区域公共物品,那么该城市在这一年的合作次数就为 $n \times M$ ,其他城市的合作次数也是按照这种计算方式。但是这种计算方式只适合合作协议的签署主体仅涉及两个地方政府的情况,而对于两个以上的地方政府间签署的合作协议,计算方式是其他地方政府的数量乘上合作协议的数量,再将其乘上协议中涉及的公共物品类型。例如,长三角内部的南京都市圈,其由南京、镇江、扬州、淮安、马鞍山、滁州、芜湖、宣城等城市组成,这些城市共同签署了一份或多份合作协议,每份合作协议涉及多种区域公共物品。对于这种情况,本文认为,对于每一个城市而言,实际上与其他城市都构建了合作关系,也即相当于与其他地方政府分别签署了一份合作协议,只是合作协议的内容是一样的。

采用以上计算方式的理由是:首先,合作是一种行为主体间互动的行为,因此对于合作协议,不可能只归属于其中一方;其次,该计算方式也可以保证每个城市在每一年都有关于地方政府合作的数据,有利于数据的完整和样本量的增加。

由于2010年之前很难搜集到完整的文本数据,所以本部分中的样本年份为2010—2019年。另外,安徽省的铜陵市、池州市、宣城市的关于地方政府合作的信息缺失较为严重,这三个城市在2010—2019年间并不是每一年都与其他地方政府构建了合作关系,所以本文剔除了这三个城市。也即,这部分主要以长三角城市群24个核心城市为样本,包括上海市、南京、无锡、常州、苏州、南通、扬州、镇江、盐城、泰州、杭州、宁波、温州、湖州、嘉兴、绍兴、金华、舟山、台州、合肥、芜湖、马鞍山、安庆、滁州。这些城市在2019年之前都已经加入了长三角城市经济协调会,形成了比较紧密的合作关系。

关于地方政府合作的文本数据,主要来源于两个途径:第一,针对长三角24个城市政府的文本历史数据,以各城市日报、各城市年鉴、《长江三角洲城市年鉴》为主要渠道收集;第二,通过对24个城市政府的门户网站、对外合作交流等政府部门网站、城市新闻门户的网页内容进行检索。基于以上两个途径收集原始文本数据,在对原始文本数据进行清洗、筛选、甄别后,主要提取出以市级政府为主导的公共物品合作信息。这些公共物品的合作主要集中在交通、能源、旅游、跨地医疗结算、公交一卡通等方面。图4表明,长三角地方政府间的合作次数总体上呈现出增加的趋势。

经过上述步骤,得到了每一个城市每年与其他地方政府的合作次数之后,将其分别匹配到工业企业层面和地级市层面。由于起始年份是2010年,所以本文只能使用2010—2012年的工业企业微观数据库,将其与长三角2010—2012年的地方政府合作精细数据进行匹配。与此同时,本文也计算了2010—

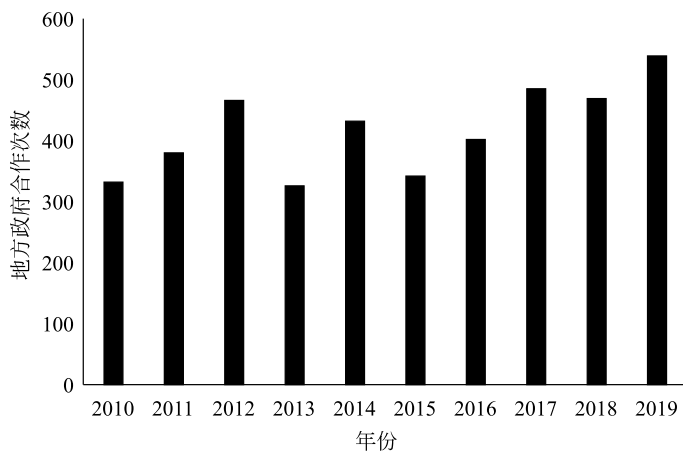


图4 长三角地方政府合作(2010—2019年)

2019年长三角城市层面的TFP,利用地方政府合作的文本数据考察地方政府合作对城市TFP的影响。为了缓解可能存在的内生性问题,本文根据地方政府竞争的相关研究(Yu et al., 2016),将同一省份内其他所有地方政府的平均合作次数作为本位地方政府合作状况的工具变量<sup>①</sup>。理由如下:由于同一省份内的地方政府官员处在同一官场上,面临着共同的政治锦标赛,地方政府可能会通过与其他地方政府加快构建合作关系以促进本地区的发展。如果省内其他地方政府合作的步伐要快于本位地方政府,那么可能会给本位地方政府带来合作的激励和压力,进而导致本位地方政府也加快构建合作关系。省内其他地方政府的合作状况不会对本位城市或者其企业发展状况产生直接的影响。

表6给出了基于地方政府合作文本数据,利用两阶段最小二乘法后的估计结果。工具变量的结果显示,同一省份其他城市构建的合作次数越多,越会激励本位城市加快合作,并且F统计量均为42,表明不存在弱工具变量的现象。与此同时,二阶段估计结果显示:无论是企业层面抑或是城市层面,长三角内地方政府间的合作对两者TFP的提高均产生了促进作用。再次证明了,地方政府

<sup>①</sup>需要说明的是,为了保证工具变量不会对本位城市、企业的TFP产生直接影响,在计算平均合作次数时,如果省内其他某个地方政府与本位地方政府构建了合作关系,那么我们将这个地方政府的合作次数与本文城市政府合作次数相减,其他地方政府如果存在这种情况,也按照同样方法进行处理,之后再构建一省之内其他所有地方政府的平均合作次数,将其作为本位地方政府合作状况的工具变量。本文还试图从以下两个方面构建工具变量:一是是否位于同一个都市圈。长三角城市群内包括南京都市圈、杭州都市圈、合肥都市圈。从合作文本信息来看,位于同一个都市圈内的城市更容易签订合作协议;二是同样根据地方政府竞争的文献(Yu et al., 2016),从地方政府间竞争的角度,将邻接城市的合作状况作为本位城市合作的工具变量。但是,这些工具变量均没有通过弱工具变量检验,可能这些变量都与企业的发展多多少少存在着直接的联系。例如,都市圈由于要素共享,会直接对企业的发展产生影响;地理上的邻接会产生溢出效应,进而直接影响企业的发展。

间的合作不仅有利于企业 TFP 的提高,还会对城市 TFP 的提高产生积极的影响。

表 6 地方政府合作与企业及城市 TFP(地方政府合作精细数据)

	企业层面 (2010—2012 年)		城市层面 (2010—2019 年)	
	(1) 地方政府合作	(2) 企业 TFP	(3) 地方政府合作	(4) 城市 TFP
地方政府合作		0.164 <sup>***</sup> (0.032)		0.232 <sup>***</sup> (0.112)
同一省份其他城市合作状况	0.323 <sup>***</sup> (0.041)		0.356 <sup>***</sup> (0.051)	
Control	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
City	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES
N	15587	15587	240	240

注:\*\*\*表示在1%的置信水平显著,括号内为聚类在城市层面的标准误。Year、City、Firm分别表示年份固定效应、城市固定效应、企业固定效应。

## 6 影响机制分析

经实证发现,长三角城市群内地方政府间的合作促进了区域内企业 TFP 的提高,那么另一个值得关注的问题是,政策冲击究竟以何种机制对企业微观行为产生影响的?本节分别从微观机制和宏观机制两个方面,对此问题进行理论和实证分析。

### 6.1 微观机制

长三角城市群扩容有利于加强区域内地区间的经济联系、有利于协调各城市之间的产业分工与布局、有益于各城市之间错位竞争和有序竞争以及统一市场,进而促进了区域的经济增长(刘乃全和吴友,2017)。也有学者认为,政府间的合作能够通过群内各个城市之间的市场整合来实现资源的优化配置和缓解城市层面的资源错配(张学良等,2017;杨建坤和曾龙,2020)。但是,这些研究并未探讨政府间合作是通过何种微观机制影响区域微观主体行为的。邓慧慧和李慧榕(2021)基于现有文献和政策梳理,认为区域一体化可以通过以下四个微观渠道促进企业的成长,分别是:产业集聚效应、投资拉动效应、财政支持效应、融资约束缓解效应。前两个渠道是凭借市场机制发挥作用,而后两个渠道侧重的是政府机制。然而,该研究依然对政府合作如何作用企业发展的微观机

制没有充分挖掘,尤其是忽略了资源错配在两者产生关联中的作用。实际上,市场机制下的产业集聚效应和投资拉动效应更像是资源实现自由流动后的结果,所以该研究在机制分析上的逻辑链条也不够完整。例如,对于产业集聚效应而言,前提是资源要素的集聚(彭洋等,2019)。无论是基于相关理论抑或基于地方政府实践,都可以发现资源错配在区域发展中的重要作用。

从理论上,企业间资源错配程度被认为是影响企业 TFP 提高的关键因素之一(Hsieh and Klenow,2009)。城市群由于涵盖多个地级市,且多数城市群跨越两个以上省份。因此,城市群经济的形成关键在于商品、劳动、资本等在城市群内部可以自由流动(唐为,2021)。然而,中国地方政府间普遍存在着引资竞争,导致生产要素无法在地区之间实现自由流动(Young,2000;周黎安,2004)。这种情形显然不利于企业的发展。Ostrom et al.(1961)认为,促进城市群内的市场一体化,重点在于建立一个可行的区域间协调机制。有研究表明,我国城市群内部要素市场一体化的程度正在不断提高,并且主要出现在长三角和珠三角地区(唐为,2021)。那么,这种现象是否可以归功于地方政府间的合作呢?或者,企业 TFP 的提高,是否因为地方政府间合作降低了资源在企业间的错配?

从实践上看,近些年来,长三角城市群内的地方政府也逐渐认识到资源共享和互补对于实现区域高质量发展的重要性,并且制定和签署了许多协议以促进要素自由流动。例如,早在2005年协调会的第六次会议上,当时与会成员共同签署了《长江三角洲地区城市合作(南通)协议》,其中就强调:推动区域内生产要素合理流动、资源互补共享。而在之后的协调会上<sup>①</sup>,均涉及了深化长三角一体化,进一步降低市场准入门槛,促进经济要素自由流动等内容。这为要素在企业间的优化配置提供了良好的政策制度环境。

基于上述理由,本文重点检验企业之间的资源错配程度,其是否是地方政府间合作促进企业 TFP 提高的又一关键影响机制。借鉴 Hsieh and Klenow(2009)的研究,本文使用企业层面的全要素生产率与行业平均全要素生产率的比值,衡量某一企业之间的资源错配程度,并将其作为因变量,检验地方政府间合作是否会对企业之间的资源错配产生影响。Hsieh and Klenow(2009)认为在不存在资源错配或者扭曲的情况下,行业内不同企业的全要素生产率应当相同,或者说不存在资源错配的情况下,生产要素在企业间的配置完全取决于企业的生产效率,因此企业全要素生产率对行业平均全要素生产率的任何偏离则是反映了企业间的资源错配程度。为了完整刻画地方政府间合作影响企业 TFP 的中介机制,本文也同时根据邓慧慧和李慧榕(2021)的研究中关于政府机

<sup>①</sup> 例如,2006年协调会第七次会议、2010年协调会第十次会议、2011年协调会第十一次会议等。

制,即财政支持效应和融资缓解约束效应对企业发展的影响<sup>①</sup>。探讨地方政府间合作是否导致企业获得了更多财政支持,以及是否降低了企业的融资成本。其中,前者用企业补贴收入占营业收入的比重衡量。后者用企业利息支出比重与行业内利息支出比重平均水平的比值衡量,数值越大说明企业可获得的外界融资越多,融资约束越小。相关结果见表7。

表7 中介微观机制检验

	(1) 企业资源错配效应	(2) 企业财政支持效应	(3) 企业融资缓解效应
After×Coo	-0.234*** (0.052)	0.046*** (0.013)	0.082** (0.031)
Control	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
City	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES
N	341268	256872	291826

注:\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著,括号内为聚类在城市层面的标准误。Year、City、Firm分别表示年份固定效应、城市固定效应、企业固定效应。

由表7的结果可知,地方政府间合作显著降低了企业之间的资源错配程度,同时显著增加了企业获得的财政和资金支持。另外,从估计的系数来看,在三种中介渠道之中,受地方政府合作影响最大的便是资源错配。这就说明,企业之间的资源错配是地方政府合作影响企业TFP提高的主要中介机制。

## 6.2 地区层面TFP的分解效应

上述结果发现,长三角城市群地方政府间的合作不仅有利于提升企业的TFP,还会对地区TFP的提高产生积极影响。有两种方法可以实现地区TFP的提高。首先,地区内现有的企业会对政策冲击作出反应,调整投入和产出,进而提高了自身的TFP,即所谓的集约边际;其次,具有较高生产率的新企业进入本地区,而具有较低生产率的企业从本地区退出,即所谓的广延边际(Bo, 2020)。因此,本文将地区层面的TFP分解为集约边际和广延边际,以考察地方政府间合作究竟是通过哪种渠道提高城市TFP的。

<sup>①</sup> 财政支持效应,例如,2004年长三角第五次城市经济协调会讨论并通过了关于协调会章程、专项资金、常设机构等方面的提案。此后,包括长三角重大科技联合攻关项目、泛长三角区域金融中心专项资金、《关于支持长三角生态绿色一体化发展示范区高质量发展的若干政策措施》等在内的项目和支持政策都为长三角城市群整体发展提供了千万元乃至上亿元的专项发展资金(邓慧慧和张慧榕,2021)。融资约束缓解效应,例如,在2006年、2008年、2010年的长三角城市经济协调会和主要领导座谈会等,都提及了要改善区域金融环境,破除地区间行业的分割壁垒,促进资金在地区间的流动,为企业融资提供更多的便利。

本文借鉴 Foster et al. (2001)、Lu et al. (2019)、Bo (2020) 等的研究,将地区层面的 TFP 按照如下公式进行了解析:

$$\Delta TFP_{it} = \sum_{i \in C} x_{ik,t-1} \Delta A_{ikt} + \sum_{i \in C} (A_{ik,t-1} - TFP_{i,t-1}) \Delta x_{ik,t-1} + \sum_{i \in C} \Delta A_{ikt} \Delta x_{ikt} + \sum_{i \in N} x_{ikt} (A_{ijt} - TFP_{i,t-1}) - \sum_{i \in E} x_{ik,t-1} (A_{ik,t-1} - TFP_{i,t-1}) \quad (2)$$

其中,  $\Delta TFP_{it}$  表示城市 TFP,  $A_{ikt}$  是城市  $i$  中企业  $k$  在  $t$  年的 TFP,  $x_{ikt}$  是企业  $k$  的就业人数占城市  $i$  总就业人数的比重。 $C$  表示存续企业,  $N$  表示新进入企业,  $E$  表示退出企业。公式(2)等号右边的前三项分别是:企业内部效应,表征企业 TFP 提高对总体 TFP 提高的贡献,以企业初始份额作为企业 TFP 增长的权重;企业间的再配置效应,刻画资源再配置对城市生产率提高的贡献;第三项为交叉项,由企业内部 TFP 上升和资源再配置两种效应的共同作用形成。这三项表示的是集约边际效应。最后两项则分别代表进入企业和退出企业的贡献,即所谓的广延边际效应。

按照上述分解思路,本文得到总效应、企业内效应、企业间效应、交互效应、进入效应、退出效应、净进入效应(进入效应和退出效应的合并)等7种效应指标<sup>①</sup>,再将其作为被解释变量,分别对地方政府间合作进行回归,以探究地方政府间合作影响城市 TFP 的具体机制,具体结果见表8。

表8 地区层面 TFP 的分解效应

	集约边际效应				广延边际效应		
	(1) 总效应	(2) 企业内效应	(3) 企业间效应	(4) 交互效应	(5) 进入效应	(6) 退出效应	(7) 净进入效应
After×Coo	0.373** (0.172)	0.124** (0.061)	0.264** (0.132)	0.009 (0.021)	0.082** (0.031)	-0.006 (0.013)	0.044** (0.022)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	2030	2030	2030	2030	2030	2030	2030

注:\*\*表示在5%的置信水平显著,括号内为聚类在城市层面的标准误。Year、City、Firm分别表示年份固定效应、城市固定效应、企业固定效应。

表8报告了城市层面上,长三角城市群地方政府间合作对于资源再配置效应的估计结果。从列(1)估计结果可以看出,长三角地方政府间的合作会导致资源再配置总效应的提高,降低了资源错配程度。列(2)~(5)是将“资源再配置总效应”进一步的分解。从估计结果来看,地方政府间合作提高城市 TFP 主要是通过企业内效应、企业间效应、进入效应和净进入效应发挥作用。进一步

<sup>①</sup> 限于篇幅,各分解项对资源配置效应的经济含义请参考陈斌开等(2015)的研究。

看,企业间效应,即地方政府间的合作促进了资源在企业间实现了优化配置,或者要素从低生产率企业向高生产率企业的流动,是地方政府合作能够提高城市TFP的最主要原因。换言之,集约边际效应发挥了最关键的作用。

## 7 结论与政策建议

准确把握地方政府合作机制对区域高质量发展的政策效果,不仅对于实现区域发展新格局和经济高质量增长具有重要的促进作用,而且对于“十四五”规划和2035年远景目标的实现具有重要的理论和现实指导意义。本文采用中国工业企业数据实证检验了地方政府间合作对于企业TFP的影响效应。结果表明,长三角城市群地方政府间的合作促进了企业TFP的提高。且该结论经过多种稳健性检验依然成立,同时私营企业和出口型企业以及原位城市的企业从地方政府间合作中获得效益最多。基于城市层面的数据和多处理单元合成控制法,地方政府间的合作也同样有利于城市TFP的提升。为了弥补当前研究无法客观衡量地方政府间合作的不足,本文进一步手工整理了长三角地方政府间合作的文本精细数据,采用工具变量法分别实证检验了重新衡量后的地方政府间合作对企业TFP和城市TFP的影响,结论依然证实了地方政府间合作对于两者的积极作用。地方政府间合作主要通过降低企业资源错配程度、增加企业财政支持效应、减少企业融资缓解约束效应以及提高城市层面的集约边际效应等渠道推动了企业、城市TFP的提高。

本文的研究结论对三类行为主体具有如下政策启示:对于企业而言,区域地方政府间合作,是改革进入关键时期之后促进企业发展的重要措施。伴随着城市群一体化逐渐成为国家发展战略的重要组成部分,企业应充分利用地方政府释放的红利,最大限度地提高自己的竞争优势。将自己的比较优势和资源优势与地方政府间的发展规划相匹配,以提升资源利用率;积极对接地方政府合作事宜,在合作中寻求发展机会。对于长三角地方政府而言,在坚持“市场决定性作用”的原则下,要充分发挥“有为政府”的服务职能,继续加强合作,进一步突破行政区划藩篱,促进要素资源流动,形成区域统一大市场,从而支撑区域企业发展和区域高质量增长,以期能够持续增加政府合作的积极效应。对于长三角以外的地方政府而言,需要打破地区间恶性竞争的场面,积极学习长三角地方政府间的合作经验,同时因地制宜,建立符合本区域实际情况的合作机制,互相开放以降低要素流动壁垒,从而促进本区域高质量发展。综上,通过地方政府间合作,形成政府之间、区域之间、政府与企业之间的衔接,逐步形成国内统一市场,从而支撑国内大循环。

## 参考文献

- 安礼伟, 蒋元明. 2020. 长三角区域规划与先进制造业企业全要素生产率——基于PSM-DID模型的经验研究[J]. 产业经济研究, (4): 45-60.
- An L W, Jiang Y M. 2020. Yangtze River Delta regional planning and total factor productivity of advanced manufacturing enterprises: An empirical study based on the PSM-DID model[J]. *Industrial Economics Research*, (4): 45-60. (in Chinese)
- 陈斌开, 金箫, 欧阳涤非. 2015. 住房价格、资源错配与中国工业企业生产率[J]. 世界经济, 38(4): 77-98.
- Chen B K, Jin X, Ouyang D F. 2015. Housing price, resource misallocation and total factor productivity of Chinese industrial firms [J]. *The Journal of World Economy*, 38(4): 77-98. (in Chinese)
- 陈胜蓝, 李璟, 尹莹. 2019. 区域协调发展政策的公司治理作用——城市经济协调会的准自然实验证据[J]. 财经研究, 45(6): 101-114, 140.
- Chen S L, Li J, Yin Y. 2019. The role of regional coordinated development policies in corporate governance: Quasi-natural experiment evidence from Urban Economic Coordination Committee[J]. *Journal of Finance and Economics*, 45(6): 101-114, 140. (in Chinese)
- 邓慧慧, 李慧榕. 2021. 区域一体化与企业成长——基于国内大循环的微观视角[J]. 经济评论, (3): 3-17.
- Deng H H, Li H R. 2021. Regional integration and enterprise growth: A micro perspective of domestic circulation[J]. *Economic Review*, (3): 3-17. (in Chinese)
- 邓慧慧, 潘雪婷, 李慧榕. 2021. 城市群扩容是否有利于产业升级——来自长三角县域的经验证据[J]. 上海财经大学学报, 23(3): 32-47.
- Deng H H, Pan X T, Li H R. 2021. Will the enlargement of city clusters boost industrial upgrading? Empirical evidence from counties in the Yangtze River Delta [J]. *Journal of Shanghai University of Finance and Economics*, 23(3): 32-47. (in Chinese)
- 邓晓兰, 刘若鸿, 许晏君. 2019. 经济分权、地方政府竞争与城市全要素生产率[J]. 财政研究, (4): 23-41.
- Deng X L, Liu R H, Xu Y J. 2019. Economic decentralization, local government competition and urban total factor productivity[J]. *Public Finance Research*, (4): 23-41. (in Chinese)
- 丁焕峰, 孙小哲, 刘小勇. 2020. 区域扩容能促进新进地区的经济增长吗? ——以珠三角城市群为例的合成控制法分析[J]. 南方经济, (6): 53-69.

- Ding H F, Sun X Z, Liu X Y. 2020. Can regional enlargement promote economic growth in new regions? A case study of the Pearl River Delta based on synthetic control method[J]. *South China Journal of Economics*, (6): 53-69. (in Chinese)
- 付强, 乔岳. 2011. 政府竞争如何促进了中国经济快速增长: 市场分割与经济增长关系再探讨[J]. *世界经济*, 34(7): 43-63.
- Fu Q, Qiao Y. 2011. How local governments competition accelerate economic growth in China? [J]. *The Journal of World Economy*, 34(7): 43-63. (in Chinese)
- 高琳, 高伟华. 2018. 竞争效应抑或规模效应——辖区细碎对城市长期经济增长的影响[J]. *管理世界*, 34(12): 67-80.
- Gao L, Gao W H. 2018. Competition effect versus scale effect: The impact of jurisdiction fragmentation on city's long-term economic growth [J]. *Journal of Management World*, 34(12): 67-80. (in Chinese)
- 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 2019. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. *中国工业经济*, (8): 5-23.
- Huang Q H, Yu Y Z, Zhang S L. 2019. Internet development and productivity growth in manufacturing industry: Internal mechanism and China experiences[J]. *China Industrial Economics*, (8): 5-23. (in Chinese)
- 黄文, 张羽瑶. 2019. 区域一体化战略影响了中国城市经济高质量发展吗? ——基于长江经济带城市群的实证考察[J]. *产业经济研究*, (6): 14-26.
- Huang W, Zhang Y Y. 2019. Does the strategy of regional integration affect the high-quality development of China's urban economy? An empirical study based on urban agglomeration in the Yangtze River Economic Belt[J]. *Industrial Economics Research*, (6): 14-26. (in Chinese)
- 李雪松, 张雨迪, 孙博文. 2017. 区域一体化促进了经济增长效率吗? ——基于长江经济带的实证分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 27(1): 10-19.
- Li X S, Zhang Y D, Sun B W. 2017. Does regional integration promote the efficiency of economic growth? An empirical analysis of the Yangtze River Economic Belt[J]. *China Population, Resources and Environment*, 27(1): 10-19. (in Chinese)
- 李欣泽, 纪小乐, 周灵灵. 2017. 高铁能改善企业资源配置吗? ——来自中国工业企业数据库和高铁地理数据的微观证据[J]. *经济评论*, (6): 3-21.
- Li X Z, Ji X L, Zhou L L. 2017. Can high-speed railway improve enterprises' resource allocation? Micro-evidence from the annual survey of industrial firms in China and high-speed railway geographic data[J]. *Economic Review*, (6): 3-21. (in Chinese)

- 梁军, 从振楠. 2020. 城市群扩容能否提高外商直接投资强度? ——来自长三角的准自然实验[J]. 世界经济与政治论坛, (4): 137-155.
- Liang J, Cong Z N. 2020. Can the expansion of the urban agglomeration increase the intensity of foreign direct investment: The Quasi natural experiment from Yangtze River Delta [J]. *Forum of World Economics & Politics*, (4): 137-155. (in Chinese)
- 刘贯春, 张军, 陈登科. 2017. 最低工资、企业生产率与技能溢价[J]. 统计研究, 34(1): 44-54.
- Liu G C, Zhang J, Chen D K. 2017. Minimum wage, firm's productivity and skill premium[J]. *Statistical Research*, 34(1): 44-54. (in Chinese)
- 刘乃全, 吴友. 2017. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, (6): 79-97.
- Liu N Q, Wu Y. 2017. Can the enlargement in Yangtze River Delta boost regional economic common growth [J]. *China Industrial Economics*, (6): 79-97. (in Chinese)
- 陆铭, 陈钊. 2009. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护? [J]. 经济研究, 44(3): 42-52.
- Lu M, Chen Z. 2009. Fragmented growth: Why economic opening may worsen domestic market segmentation? [J]. *Economic Research Journal*, 44(3): 42-52. (in Chinese)
- 马草原, 李廷瑞, 孙思洋. 2021. 中国地区之间的市场分割——基于“自然实验”的实证研究[J]. 经济学(季刊), 21(3): 931-950.
- Ma C Y, Li Y R, Sun S Y. 2021. Inter-regional market segmentation in China—An empirical study based on natural experiment[J]. *China Economic Quarterly*, 21(3): 931-950. (in Chinese)
- 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 2012. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 35(5): 142-158.
- Nie H H, Jiang T, Yang N D. 2012. A review on the use of Chinese industrial enterprises database [J]. *The Journal of World Economy*, 35(5): 142-158. (in Chinese)
- 彭洋, 许明, 卢娟. 2019. 区域一体化对僵尸企业的影响——以撤县设区为例[J]. 经济科学, (6): 80-91.
- Peng Y, Xu M, Lu J. 2019. The impact of regional integration on zombie enterprises: A case study of “Transforming Counties to Districts” [J]. *Economic Science*, (6): 80-91. (in Chinese)
- 强永昌, 杨航英. 2020. 长三角区域一体化扩容对企业出口影响的准自然实验研究

- [J]. 世界经济研究, (6): 44-56, 136.
- Qiang Y C, Yang H Y. 2020. A quasi-natural experiment research about the impact of regional integration enlargement of the Yangtze River Delta on enterprise export [J]. *World Economy Studies*, (6): 44-56, 136. (in Chinese)
- 施震凯, 邵军, 浦正宁. 2018. 交通基础设施改善与生产率增长: 来自铁路大提速的证据[J]. 世界经济, 41(6): 127-151.
- Shi Z K, Shao J, Pu Z N. 2018. Transportation infrastructure and productivity growth: Effects of railway speed-up on firm's TFP in China [J]. *The Journal of World Economy*, 41(6): 127-151. (in Chinese)
- 唐为. 2021. 要素市场一体化与城市群经济的发展——基于微观企业数据的分析 [J]. 经济学(季刊), 21(1): 1-22.
- Tang W. 2021. Factor market integration and the development of China's urban clusters—An analysis based on micro-firm dataset [J]. *China Economic Quarterly*, 21(1): 1-22. (in Chinese)
- 王贵东. 2018. 1996—2013年中国制造业企业TFP测算[J]. 中国经济问题, (4): 88-99.
- Wang G D. 2018. Calculation on the TFP of manufacturing enterprises in China during 1996—2013 [J]. *China Economic Studies*, (4): 88-99. (in Chinese)
- 王永钦, 张晏, 章元, 等. 2007. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失 [J]. 经济研究, 42(1): 4-16.
- Wang Y Q, Zhang Y, Zhang Y, et al. 2007. On China's development model: The costs and benefits of China's decentralization approach to transition [J]. *Economic Research Journal*, 42(1): 4-16. (in Chinese)
- 吴俊培, 艾莹莹, 龚旻. 2017. 地方财政竞争无效率的实证分析 [J]. 财政研究, (7): 89-101.
- Wu J P, Ai Y Y, Gong M. 2017. An empirical analysis on the inefficient local fiscal competition [J]. *Public Finance Research*, (7): 89-101. (in Chinese)
- 吴青山, 吴玉鸣, 郭琳. 2021. 区域一体化是否改善了劳动力错配——来自长三角扩容准自然实验的证据 [J]. 南方经济, (6): 51-67.
- Wu Q S, Wu Y M, Guo L. 2021. Does regional integration improve labor misallocation: Evidence from the quasi-natural experiment of the enlargement of the Yangtze River Delta [J]. *South China Journal of Economics*, (6): 51-67. (in Chinese)
- 徐现祥, 李郁. 2005. 市场一体化与区域协调发展 [J]. 经济研究, 40(12): 57-67.
- Xu X X, Li X. 2005. Domestic market integration and regional coordinate development [J]. *Economic Research Journal*, 40(12): 57-67. (in Chinese)

- 徐现祥,王贤彬. 2010. 晋升激励与经济增长: 来自中国省级官员的证据[J]. 世界经济, 33(2): 15-36.
- Xu X X, Wang X B. 2010. Political incentive and economic growth: Evidence from China[J]. *The Journal of World Economy*, 33(2): 15-36. (in Chinese)
- 宣烨,余泳泽. 2017. 生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自230个城市微观企业的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 34(2): 89-104.
- Xuan Y, Yu Y Z. 2017. Spatial agglomeration of producer service industry and total factor productivity of manufacturing enterprises[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 34(2): 89-104. (in Chinese)
- 杨建坤,曾龙. 2020. 地方政府合作与城市群产业结构升级——基于长三角城市经济协调会的准自然实验[J]. 中南财经政法大学学报, (6): 57-68, 159.
- Yang J K, Zeng L. 2020. Government cooperation and upgrading of industrial structure: Based on Quasi-natural experimental evidence from urban economic coordination committee[J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, (6): 57-68, 159. (in Chinese)
- 银温泉,才婉茹. 2001. 我国地方市场分割的成因和治理[J]. 经济研究, (6): 3-12, 95.
- Yin W Q, Cai W R. 2001. The genesis of regional barriers in China's local market and countermeasures [J]. *Economic Research Journal*, (6): 3-12, 95. (in Chinese)
- 尤济红,陈喜强. 2019. 区域一体化合作是否导致污染转移——来自长三角城市群扩容的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 29(6): 118-129.
- You J H, Chen X Q. 2019. Whether regional integration cooperation leads to pollution transfer: Evidence from the enlargement of the Yangtze River Delta urban cluster[J]. *China Population, Resources and Environment*, 29(6): 118-129. (in Chinese)
- 原倩. 2016. 城市群是否能够促进城市发展[J]. 世界经济, 39(9): 99-123.
- Yuan Q. 2016. Do urban clusters promote the development of cities? [J]. *The Journal of World Economy*, 39(9): 99-123. (in Chinese)
- 张学良,李培鑫,李丽霞. 2017. 政府合作,市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验[J]. 经济学(季刊), 16(4): 1563-1582.
- Zhang X L, Li P X, Li L X. 2017. Government cooperation, market integration and economic performance of city cluster: Evidence from the Yangtze River Delta urban economic coordination committee [J]. *China Economic Quarterly*, 16(4): 1563-1582. (in Chinese)

- 张跃. 2020. 政府合作与城市群全要素生产率——基于长三角城市经济协调会的准自然实验[J]. 财政研究, (4): 83-98.
- Zhang Y. 2020. Government cooperation and total factor productivity of urban agglomeration—A Quasi-natural experiment based on the Yangtze River Delta urban economic coordination commission[J]. *Public Finance Research*, (4): 83-98. (in Chinese)
- 周黎安. 2004. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 39(6): 33-40.
- Zhou L A. 2004. The incentive and cooperation of government officials in the political tournaments: An interpretation of the prolonged local protectionism and duplicative investments in China[J]. *Economic Research Journal*, 39(6): 33-40. (in Chinese)
- Abadie A, Gardeazabal J. 2003. The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country[J]. *American Economic Review*, 93(1): 113-132.
- Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. 2010. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490): 493-505.
- Bo S Y. 2020. Centralization and regional development: Evidence from a political hierarchy reform to create cities in China [J]. *Journal of Urban Economics*, 115: 103182.
- Cai H B, Liu Q. 2009. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 119(537): 764-795.
- Campos N F, Coricelli F, Moretti L. 2015. Norwegian rhapsody? The political economy benefits of regional integration[R]. IZA Working Paper, No. 9098.
- Campos N F, Coricelli F, Moretti L. 2019. Institutional integration and economic growth in Europe[J]. *Journal of Monetary Economics*, 103: 88-104.
- Cavallo E, Galiani S, Noy I, et al. 2013. Catastrophic natural disasters and economic growth[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 95(5): 1549-1561.
- Foster L, Haltiwanger J, Krizan C J. 2001. Aggregate productivity growth: Lessons from microeconomic evidence [M]//Hulten C R, Dean E R, Harper M J. *New Developments in Productivity Analysis*. Chicago: University of Chicago Press, 303-372.
- Galiani S, Quistorff B. 2017. The Synth\_Runner package: Utilities to automate synthetic control estimation using synth[J]. *The Stata Journal*, 17(4): 834-849.
- Hsieh C T, Klenow P J. 2009. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.

- Li P, Lu Y, Wang J. 2016. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- Lu Y, Wang J, Zhu L M. 2019. Place-based policies, creation, and agglomeration economies: Evidence from China's economic zone program[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3): 325-360.
- Ostrom V, Tiebout C M, Warren R. 1961. The organization of government in metropolitan areas: A theoretical inquiry[J]. *American Political Science Review*, 55(4): 831-842.
- Restuccia D, Rogerson R. 2017. The causes and costs of misallocation[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 31(3): 151-74.
- Young A. 2000. The razor's edge: Distortions and incremental reform in the People's Republic of China[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4): 1091-1135.
- Yu J H, Zhou L A, Zhu G Z. 2016. Strategic interaction in political competition: Evidence from spatial effects across Chinese cities[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 57: 23-37.

## Is Intermunicipal Cooperation Conducive to Improving Total Factor Productivity of Firms —Empirical Evidence from the Yangtze River Delta Urban Agglomeration

Jiankun Yang<sup>1</sup> Long Zeng<sup>2</sup> Shuyun Chen<sup>3</sup>

(1. *Institute of Finance and Public Management, Anhui University of Finance and Economics;*

2. *College of Public Administration and Law, Hunan Agricultural University;*

3. *School of Economics and Business Administration, Central China Normal University)*

**Abstract** This paper investigates whether intermunicipal cooperation can promote the improvement of total factor productivity of firms. Using data related to industrial enterprises and 203 prefecture-level cities from 2003—2012, the article analyzes the impact of intermunicipal cooperation in the Yangtze River Delta urban agglomeration on firms' total factor productivity around a quasi-natural experiment in which six local governments in the Yangtze River Delta region joined the Yangtze River Delta City Economic Coordination Council in 2010. It is found that intermunicipal cooperation in the Yangtze River Delta urban agglomeration significantly increases the total factor productivity of firms. This conclusion was also confirmed using manually collected and collated textual data on intermunicipal cooperation. This increase mainly comes from the improvement of resource mismatch among enterprises, the increase of financial support

from local governments to enterprises, and the reduction of financing relief constraints for enterprises. Intermunicipal cooperation in the Yangtze River Delta urban agglomeration is more conducive to the increase in TFP of private and export-oriented firms. The research in this paper is an academic response to the new pattern of regional development and the promotion of high-quality economic growth, and also provides a basis for the policy implementation of the 14th Five-Year Plan and the 2035 Vision.

**JEL Classification** J61, R21, O12

# 产业政策与企业生产率<sup>1</sup>

## ——来自《中国制造2025》颁布的准自然实验

潘凌云<sup>2</sup>

**摘要** 目前,中国经济已经进入了高质量发展的新阶段。在这一新阶段,提高企业全要素生产率无疑是实现高质量发展的重要基础。本文利用2015年颁布的《中国制造2025》作为“准自然实验”,并以2011—2018年A股制造业上市公司数据作为研究样本,考察了产业政策与企业生产率之间的因果关系。实证结果表明:《中国制造2025》有效促进了企业生产率的提高,在有效排除共同趋势、预期效应等问题后,这一结论依然稳健;在进一步对作用机制的考察中发现,《中国制造2025》主要通过资源效应(税收减免、财政补贴、信贷优惠)和竞争效应提升了企业生产率。本文的研究有助于深入理解产业政策影响企业行为的微观机理,对政府利用产业政策提振实体经济具有重要启示。

**关键词** 《中国制造2025》;生产率;资源效应;竞争效应

## 0 引言

近年来,中国作为制造业强国的崛起进程举世瞩目。在1980年,中国在全球国家制造业排名中不过位列第七,而到了2010年,中国成功取代美国,成为全球最大的制造国。现有研究指出,产业政策在制造业崛起中扮演着举足轻重的角色(Aghion et al., 2015; Alder et al., 2016)。例如,李骏等(2017)、林毅夫等(2018)的研究均表明,产业政策有效提升了企业生产率。然而,产业政策的反对者也指出,产业政策可能会通过扭曲资源配置、干预市场竞争等抑制企业生产率的提升(张莉等, 2019)。因此,在当前亟待改善经济增长质量的背景下,厘清产业政策对企业生产率的影响和作用机制,具有重要的现实意义。与以往文献主要关注“五年规划”等产业政策不同,本文主要考察《中国制造2025》对

1 作者感谢国家自然科学基金(71862017)的资助。

2 潘凌云,江西财经大学会计学院讲师, E-mail: 2465020814@qq.com。

企业生产率的影响,以期为理解产业政策对提升经济质量究竟产生何种影响做出贡献。此外,本文的研究也可以为国内空前激烈的产业政策之辩提供一定的经验证据。

在2015年5月8日,为促进企业转型升级,国务院颁布了《中国制造2025》这一纲领性文件,以重点扶持信息技术等10大领域,进而推动我国在2025年基本实现工业化。在这一纲领性文件的指导下,各级政府采取各类措施来强化这一产业政策。那么,这一政策会如何影响企业生产率?

为探究上述问题,本文将《中国制造2025》的实施视为一项“准自然实验”,以2011—2018年中国A股制造业上市企业作为研究样本,考察了产业政策对企业生产率的因果影响,实证结果表明:《中国制造2025》提升了企业生产率,在排除共同趋势、预期效应、自选择问题,和反向因果关系后,结论依然稳健;进一步对作用机制的考察中发现,《中国制造2025》主要通过资源效应(税收减免、财政补贴、信贷优惠)和竞争效应促进企业生产率的提升。

本文的贡献如下:首先,从微观角度考察了产业政策对生产率的影响。以往对于产业政策如何影响生产率的研究主要集中在宏观层面,而本文则更关注企业层面的生产率。其次,本文也具有一定的实证贡献。本文将2015年推出的《中国制造2025》视为一项“准自然实验”,采用双重差分法评估这一政策对生产率的影响;同时,为了进一步确保双重差分的适用性,我们还进行了共同趋势检验、预期效应检验、自选择问题和反向因果关系检验,因而在很大程度上保证了结论的可靠性。最后,本文的研究还具有一定的政策启示。近年来,经济下行压力加大,在此情形下,如何提升企业生产率、促进企业转型升级成为各界讨论的焦点问题。本文基于中国上市公司数据,研究发现产业政策确实可以有效提升生产率,这为政府通过产业政策提振实体经济提供了一定的经验证据。

## 1 制度背景与竞争性假说

### 1.1 制度背景

作为转型国家,中国越来越强调市场对资源配置的决定性作用,但是其产业政策依然延续了以往政府干预经济的传统(余明桂等,2016)。在2015年5月8日颁布的《中国制造2025》中,“选择性产业政策”依然是主导思想。具体而言,《中国制造2025》为中国制造业(包括信息技术、高档数控机床和机器人等10大领域)未来10年做出了顶层规划,其目的是实现中国制造向中国创造、中国速度向中国质量、中国产品向中国品牌的三大转变,进而推动我国在2025年基本实现工业化。在这一纲领性文件的指导下,各级政府同时采取税收优

惠、财政补贴、信贷优惠、放宽市场准入、进一步扩大制造业对外开放等措施来强化这一产业政策。其中,税收优惠、财政补贴、信贷优惠三项措施会降低企业的资源获取成本,而放宽市场准入、进一步扩大制造业对外开放会影响到行业内企业数量,从而改变行业内企业的竞争压力,并通过市场竞争影响生产率。

## 1.2 竞争性假说的提出

### 1.2.1 产业政策的生产率提升效应

企业生产率的提升是企业创新活动、组织变革、管理效率综合作用的结果,这一过程必然具有风险大、回报率不确定的特征,这会在很大程度上限制企业的融资能力。同时,除了融资的限制以外,生产率的提升还面临严重的激励不足问题。通过对已有文献的梳理,本文认为,《中国制造 2025》会通过资源效应(税收优惠、财政补贴、信贷优惠)和竞争效应(放宽市场准入、扩大制造业对外开放)缓解企业生产率提升过程中面临的融资约束和激励不足问题;首先,产业政策会通过资源效应提升企业生产率。为实现《中国制造 2025》的发展目标,政府会给予企业大量的税收优惠,这些税收优惠包括企业所得税减免、研发费用的加计扣除等。税收激励会在很大程度增加企业的现金流量,缓解企业面临的融资约束,进而增强了企业在不确定环境下的风险承受能力,由此提升企业生产率变革的概率。申广军等(2016)、郑宝红和张兆国(2018)的研究均表明,税收优惠促进了企业生产率的提高。同时,为响应产业政策,政府也会给予受政策扶持企业大量财政补贴。已有研究表明,政府补贴可以提升企业生产率(任曙明和吕镛,2014)。具体而言,一方面,政府补贴可以降低企业的研发成本,使本来收益较小的研发项目变得有利可图,进而使企业增加研发投入,由此促进生产率的提高;另一方面,正如前文提到的,企业生产率的提升过程面临着很高的不确定性,在缺乏外部资金扶持的情况下,具有风险规避倾向的企业经理人采取保守策略,而政府补贴可以降低企业生产率提升过程中所面临的风险,进而可能使企业主动跟进当下先进技术的发展趋势,进行技术变革与组织变革,从而提升企业生产率。此外,受政策扶持的企业更容易获得信贷优惠(余明桂等,2016;王克敏等,2017)。现有文献认为,信贷可得性在企业生产率提升过程中发挥着至关重要的作用(Gatti and Love, 2008),稳定的银行信贷能够缓解现金流不确定性对企业创新活动的冲击,进而推动生产率的进步。众多文献都直接或间接支持银行信贷对企业生产率的积极效应。例如,在 Ayyagari et al. (2010)的研究中发现,就中国企业而言,来自正规金融机构的融资显著地促进了企业生产率的提高。综上可知,《中国制造 2025》使得受政策扶持企业获得更多资源优势,并会通过资源效应对企业生产率产生积极影响。

其次,产业政策会通过竞争效应提升企业生产率。《中国制造 2025》明确

规定要放宽市场准入、进一步扩大制造业对外开放。这一措施无疑会影响到企业的竞争压力。对于企业而言,市场竞争被认为是影响企业生产率的重要因素(Vickers, 1995; Nickell, 1996)。根据 Aghion and Griffith (2008) 理论,随着行业竞争激烈程度的增强,企业想获得超额利润越来越难,为了在竞争中取胜,企业就必须通过提高技术水平,改善管理来提高生产率,从而击败竞争对手。具体而言,市场竞争环境的变化将会从以下两个方面促进企业生产率:一方面,在一个激烈竞争的环境里,企业只能获得较低的利润,甚至可能在竞争中破产。在这样的环境下,企业管理者自然有动机通过技术创新或者组织变革等措施提高企业生产率(Schmidt, 1997; 简泽和段永瑞, 2012);另一方面,Willig (1987) 的研究表明,市场竞争越激烈,产品的需求弹性就越强,此时企业管理者面临的业绩压力就非常大,在技术创新和组织改革方面稍有懈怠,就可能失去大量市场份额。综上可知,《中国制造 2025》会通过竞争效应对企业生产率产生积极影响。因此,本文提出假说 H1。

**H1:** 《中国制造 2025》提升了受扶持企业的生产率。

### 1.2.2 产业政策的生产率抑制效应

虽然《中国制造 2025》可能通过资源效应和竞争效应促进企业生产率。但是,《中国制造 2025》仍有可能通过以下三个方面抑制企业生产率的提升:首先,产业政策可能通过寻租诱导机制抑制企业生产率。在财政分权背景之下,地方政府的财权和事权都很大,对于产业政策扶持对象的选择具有极大的自由裁量权。同时,现有研究还表明,企业是否受政策扶持在很大程度上取决于企业所拥有的政治资源,而不是其真实的创新能力和发展前景(余明桂等, 2010)。在此背景之下,企业管理者会密切关注政府资源分配动向,这可能会诱导企业与政府建立寻租关系(Claessens et al., 2008),以便在争夺政府掌控的资源中能够更占优势,由此导致经理人忽视对企业生产率有极大促进作用的创新研发。

其次,产业政策可能通过过度投资激励机制抑制企业生产率。《中国制造 2025》通过税收优惠等措施为企业的短期投资创造必要的营商环境,这虽然会降低企业成本,但也会使大量企业和资金进入受政策扶持行业,同时助长了企业短期投资冲动,随着短期投资的不断积累,很可能造成企业过度投资问题。此外,《中国制造 2025》颁布以后,政府可能会建立信息披露机制,为企业提供市场需求、企业未来的投资机会、融资政策等信息,这在一定程度上降低了企业的信息搜寻成本,然而,由于这些信息能被所有受政策扶持的企业获得,这就可能导致所有企业进入同一个投资项目,由此进一步引起企业过度投资。随着短期投资的不断追加,可用于研发的资源必然减少,由此抑制了企业生产率的提升。

最后,产业政策还会影响到企业竞争战略的选择(余明桂等, 2016)。如前所述,在竞争激烈的市场中,企业要获得超额利润,就必须持续不断地创新,以

此保持竞争地位,并获得更多的市场份额。然而,受产业政策扶持的企业本来就会获得较多资源,使得企业在较低的创新水平下依然能够生存。因此,在产业政策的扶持之下,企业可能缺乏技术变革的动力,由此抑制了生产率的提升。因此,本文提出假说 H2。

**H2:** 《中国制造 2025》抑制了受扶持企业的生产率。

## 2 研究设计

### 2.1 模型设定

为了验证《中国制造 2025》这一政策性文件如何影响企业生产率,本文设定如下计量模型:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t} + \alpha_2 \sum \text{controls}_{i,t} + \mu_i + \eta_{ind} + \theta_m + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$TFP_{i,t}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的生产率,本文利用 LP 法和 ACF 法测算企业生产率。交乘项  $\text{sales}_{i,t}$  为主要解释变量。其中,  $\text{sales}_{i,t}$  为受政策扶持虚拟变量,如果制造业企业为《中国制造 2025》概念股中的 153 家公司之一,则取值为 1。其中,这 153 家公司的行业分布如下:工业互联网与机器人;5G、云计算与大数据;航天设备;海洋工程设备及高技术船舶;先进轨道交通装备;新能源汽车;电力装备;新材料;生物医药及医疗器械;农业机械装备。如果制造企业不属于这 153 家公司,则  $\text{sales}_{i,t}$  取值为 0。 $\text{sales}_{i,t}$  为时间虚拟变量,当样本区间处于政策颁布之后,则取值为 1,否则为 0。

同时,本文加入了若干控制变量,包括:企业规模( $\text{sales}_{i,t}$ ),用总资产的对数表示;企业销售业绩( $\text{sales}_{i,t}$ ),用企业营业收入除以企业总资产表示;企业管理费用( $\text{mm}_{i,t}$ ),用管理费用与营业收入的比值表示;企业经营现金流( $\text{work}_{i,t}$ )用经营活动现金流与营收之比表示;股权集中度( $\text{work}_{i,t}$ ),用第一大股东持股比例表示;企业劳动密集度( $\text{work}_{i,t}$ ),用员工数与销售额之比再乘以 10000 表示;销售额增长率( $\mu_i$ ),用当年销售额与上一年销售额之差再除以上一年销售额表示;此外,模型(1)中还加入了年份固定效应( $\mu_i$ )、行业固定效应( $\eta_{ind}$ )以及区域固定效应( $\theta_m$ )。

### 2.2 双重差分适用性的讨论

本文利用双重差分法考察《中国制造 2025》对企业生产率的影响。针对本文模型设定的一个疑问是:双重差分法假定,政策冲击仅对处理组存在,而对控制组不存在。然而,本文所使用的《中国制造 2025》这一政策可能不符合这一

假设条件。因为这一政策是对全国所有地区实行的,所有企业都受到政策的影响。但是,本研究并不依赖于高技术行业受政策扶持更大这一假设,而仅依赖于如下假设:《中国制造2025》的政策冲击效应在《中国制造2025》概念股与非概念股之间存在变异性。

对于模型设定的另外一个疑问是:利用企业是否为《中国制造2025》概念股,作为划分处理组与控制组的依据,可能面临特定的内生性问题,因为是否为《中国制造2025》概念股与生产率之间可能存在一定的相关性,由此导致反向因果问题和自选择问题。为此,在后文中,本文利用 Jiang et al. (2016)、Ramalingegowda and Yu (2012)的方法缓解可能存在的反向因果问题。同时,为了更好地解决自选择问题对本文估计结果的潜在影响,我们利用倾向得分匹配方法(PSM)重新为《中国制造2025》概念股寻找控制组。

### 2.3 数据来源

本文的制造业上市公司数据来源于国泰安数据库,并以2011—2018年的样本作为主要考察区间。本文对企业数据做了如下处理:(1)删除有数据缺失的企业;(2)删除ST、\*ST企业;(3)删除负债率大于1的企业;(4)对连续变量在1%与99%分位数进行了缩尾处理。

### 2.4 描述性统计

表1为描述性统计。由表中可知,企业生产率水平(以TFP1为例)的均值6.571。同时,标准差为1.173,表明不同企业之间的生产率水平差异较大,生产率发展水平很不平衡;treat的平均值为0.102,说明在本文的研究样本中,有10.2%的企业受这一政策的影响。这一初步统计结果意味着,在我国制造业上市公司中,受《中国制造2025》这一政策影响的企业较少。

表1 描述性统计

变量	mean	sd	min	max
TFP1	6.571	1.173	3.232	14.764
TFP2	4.248	1.064	2.017	10.452
treat	0.102	0.347	0	1
size	22.071	1.3932	19.254	26.796
sales	0.621	0.424	0.043	2.619
mm	0.102	0.110	0.008	0.699
CFO	0.382	0.251	-0.962	0.811
top	35.611	15.431	7.694	76.196
work	0.017	0.019	0.001	0.158

### 3 实证结果

#### 3.1 基准回归

表2为基准回归结果。由列(1)、(2)可知,  $treat \times post$  的系数均显著为正。回归结果初步表明, 中国情景下, 产业政策促进了企业生产率的改善, 因而该结果支持假说 H1。结合理论分析与实证结果, 本文认为, 《中国制造 2025》使得受扶持企业获得税收优惠、财政补贴以及信贷优惠, 同时通过放宽市场准入、扩大制造业对外开放影响到行业内企业数量, 从而改变行业内企业的竞争水平, 由此进一步促进了企业生产率的提升。

表2 《中国制造 2025》与企业生产率: 基准回归

变量	(1) TFP1	(2) TFP2
$treat \times post$	0.1061 *** (4.85)	0.2107 *** (6.30)
size	-0.0002 (-0.52)	-0.0003 (-0.43)
sales	0.0176 *** (14.57)	-0.0008 (-0.47)
mm	-0.1181 *** (-11.20)	-0.2861 *** (-20.24)
CFO	0.0126 *** (3.44)	0.0353 *** (7.19)
top	0.0004 (1.44)	0.0002 (1.37)
work	-0.0628 ** (-2.10)	-0.2499 *** (-6.23)
sgr	-0.0001 (-0.04)	-0.0006 (-0.23)
Constant	0.0041 (0.37)	0.0357 ** (2.43)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
$R^2$	0.169	0.380

注: 括号内的数字为  $t$  值, \*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

## 3.2 稳健性检验

### 3.2.1 共同趋势

表 2 的回归结果初步表明,《中国制造 2025》确实促进了企业生产率,然而,这一作用效果可能来源于受政策扶持企业与非受政策扶持企业的事前趋势特征。为了缓解共同趋势的干扰,本文借鉴 Moser and Voena (2010) 的方法,在基础回归的基础上控制住事前趋势项,即在表 2 的基础上,加入交乘项  $\text{treat} \times \text{time}$ , 其中,  $\text{time}$  代表时间。由表 3 中的列(1)、(2)可知,在加入交乘项后,  $\text{treat} \times \text{post}$  的系数由表 2 的 0.1061、0.2107 变为 0.0952、0.1895, 但仍在 1% 统计水平下显著为正, 表明在有效排除共同趋势的影响以后, 受政策扶持企业的生产率仍高于非政策扶持企业。为了进一步缓解共同趋势的影响, 本文借鉴刘啟仁等 (2019) 的方法, 设定如下计量模型:

$$\text{TFP}_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{2012}^{2015} \alpha_i \text{treat}_i \times \text{post}_t + \sum \alpha_2 \text{controls}_{i,t} + \mu_t + \eta_{ind} + \theta_m + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $\text{post}_t$  为相应年份的虚拟变量, 其余变量同模型(1)。表 3 列(3)、(4)用 2011 年作为基准年份, 则系数  $\alpha_{2012}$  至  $\alpha_{2015}$  反映了该年份相对于 2011 年所带来的生产率提升效应的大小。如果没有事前趋势差异, 则政策前的相应系数 (即  $\alpha_{2012}$ 、 $\alpha_{2013}$  和  $\alpha_{2014}$ ) 应该不显著。根据表 3 列(3)、(4), 交互项  $\text{treat} \times \text{post}_{2012}$ 、 $\text{treat} \times \text{post}_{2013}$  和  $\text{treat} \times \text{post}_{2014}$  的系数均不显著, 证明“共同趋势”前提条件成立。

表 3 《中国制造 2025》与企业生产率: 共同趋势效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP1	TFP2	TFP1	TFP2
$\text{treat} \times \text{time}$	0.0025 (0.59)	0.0043 (0.33)		
$\text{treat} \times \text{post}_{2012}$			0.0027 (0.98)	0.0042 (0.31)
$\text{treat} \times \text{post}_{2013}$			0.0029 (0.03)	0.0036 (0.09)
$\text{treat} \times \text{post}_{2014}$			0.0111 (0.47)	0.0210 (1.10)
$\text{treat} \times \text{post}_{2015}$	0.0952 *** (3.65)	0.1895 *** (5.31)	0.1064 *** (5.32)	0.2105 *** (6.39)
size	-0.0012 (-0.47)	-0.0005 (-0.61)	-0.0001 (-0.13)	0.0005 (0.86)

续表				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP1	TFP2	TFP1	TFP2
sales	0.0171 *** (14.61)	-0.0008 (-0.55)	0.0174 *** (15.02)	-0.0007 (-0.42)
mm	-0.1156 *** (-10.12)	-0.2549 *** (-19.34)	-0.1137 *** (-11.16)	-0.2708 *** (-19.48)
CFO	0.0118 *** (4.12)	0.0361 *** (7.22)	0.0123 *** (3.38)	0.0295 *** (5.97)
top	0.0000 (0.12)	0.0000 (0.04)	0.0000 (0.21)	-0.0000 (-0.51)
work	-0.0597 * (-1.91)	-0.2571 *** (-6.12)	-0.0543 * (-1.89)	-0.2207 *** (-5.62)
sgr	-0.0002 (-0.07)	-0.0008 (-0.27)	0.0009 (0.55)	0.0009 (0.40)
Constant	0.0041 (0.36)	0.0409 *** (3.26)	0.0016 (0.15)	0.0169 (1.15)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
区域	Yes	Yes	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.171	0.372	0.181	0.403

注:括号内的数字为  $t$  值,\*\*\*、\* 分别表示在 1%、10% 的置信水平显著。

### 3.2.2 预期效益

本文一个可能受到质疑的地方在于,《中国制造 2025》作为提升企业活力、促进企业发展的重要措施,有可能这一政策推出之前就被企业预期到,进而提前改变企业内部资源配置,影响生产率。这种预期效应也会对研究结果造成严重干扰。为了排除这一影响,本文借鉴 Cherniwchan (2017) 的方法,删除政策推行前一年(2014)的数据,由表 4 列(1)、(2)可知,  $treat \times post$  系数仍显著为正,不支持预期效应假设。

表 4 《中国制造 2025》与企业生产率:预期效应

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP2
$treat \times post$	0.1046 *** (4.10)	0.1980 *** (5.35)
size	-0.0003 (-0.59)	-0.0003 (-0.52)
sales	0.0176 *** (14.52)	-0.0008 (-0.47)

续表

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP2
mm	-0.1191 <sup>***</sup> (-11.26)	-0.2877 <sup>***</sup> (-20.28)
CFO	0.0126 <sup>***</sup> (3.44)	0.0353 <sup>***</sup> (7.16)
top	0.0000 (0.06)	-0.0000 (-0.04)
work	-0.0635 <sup>**</sup> (-2.11)	-0.2511 <sup>***</sup> (-6.23)
sgr	0.0002 (0.13)	-0.0001 (-0.03)
Constant	0.0055 (0.50)	0.0381 <sup>***</sup> (2.59)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.165	0.375

注：括号内的数字为  $t$  值，\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

### 3.2.3 反向因果关系

本文另外一个容易受到质疑之处是，如果《中国制造 2025》的颁布会受到各省区上市公司平均生产率水平的影响，那么《中国制造 2025》相对于企业生产率就是内生的，从而导致本文的研究结论存在误差。为了缓解反向因果问题的干扰，借鉴 Jiang et al. (2016)，通过以下模型估计地区层面的上市公司平均生产率是否能够预测《中国制造 2025》的推出：

$$\text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{TFP\_m}_{m,t-1} + \alpha_i \text{controls}_{m,t} + \mu_i + \theta_m + \varepsilon_{m,t} \quad (3)$$

其中， $\text{treat}_{i,t} \times \text{post}_{i,t}$  为被解释变量，各省区的生产率水平均值 ( $\text{TFP\_m}_{m,t-1}$ ) 为解释量，用两个指标衡量，分别是以 LP 方法计算的各省区上市公司生产率水平均值 ( $\text{TFP\_m1}_{m,t-1}$ ) 与以 ACF 方法计算的各省区上市公司生产率水平均值 ( $\text{TFP\_m2}_{m,t-1}$ )。控制变量包括区域经济增长率 ( $\text{gdpgr}_{m,t}$ )、区域通货膨胀率 ( $f_{m,t}$ )、区域研发投资的自然对数 ( $\text{R\&D}_{m,t}$ )、区域人口的自然对数 ( $\text{population}_{m,t}$ )，同时加入了年份虚拟变量 ( $\mu_i$ ) 和区域虚拟变量 ( $\theta_m$ )。表 5 列 (1)、(2) 的 probit 回归结果表明， $t-1$  期的生产率均值未对《中国制造 2025》的推行产生预测作用，这一结果在一定程度上排除了反向因果问题。

此外，借鉴 Ramalingegowda and Yu (2012)，在模型 (1) 中加入滞后期和未来期的  $\text{treat} \times \text{post}$ ，以直接考察《中国制造 2025》与企业生产率之间是否存在反向

因果关系。如果真的存在企业生产率影响《中国制造 2025》实施的话,那么应该观察到未来期的  $treat \times post$  与当期的企业生产率之间存在相关关系。表 5 列 (3)、(4) 的回归结果表明,当本文在模型中同时加入当期、滞后一期和未来一期的  $treat \times post$  时,只有当期的  $treat \times post$  显著为正。

表 5 《中国制造 2025》与企业生产率:排除反向因果关系

变量	(1)	(2)	变量	(3)	(4)
	$treat \times post$	$treat \times post$		TFP1	TFP2
L. TFP-m1	0.0126 (0.51)		F. $treat \times post$	0.0015 (0.71)	0.0021 (0.88)
L. TFP-m2		0.0145 (1.12)	$treat \times post$	0.1052 ** (2.37)	0.2095 ** (2.49)
gdpr	0.1139 *** (4.56)	0.1142 *** (4.73)	L. $treat \times post$	0.0022 (0.87)	0.0084 (1.25)
$f$	-0.6215 *** (-7.12)	-0.7006 *** (-7.45)	size	-0.0006 (-1.58)	-0.0009 (-1.53)
R&D	0.0092 ** (2.43)	0.0079 ** (2.37)	sales	0.0188 *** (15.87)	-0.0004 (-0.24)
population	1.1245 *** (17.87)	1.3401 *** (19.08)	mm	-0.1073 *** (-11.22)	-0.2702 *** (-20.44)
			CFO	0.0185 *** (5.49)	0.0439 *** (9.43)
			top	0.0000 (1.23)	0.0000 (0.94)
			work	-0.0192 (-0.70)	-0.1937 *** (-5.11)
			sgr	-0.0010 (-0.60)	-0.0017 (-0.79)
Constant	-0.0756 *** (-3.09)	-0.0822 *** (-3.33)	Constant	-0.0009 (-0.09)	0.0307 ** (2.13)
年份	Yes	Yes	年份	Yes	Yes
行业	No	No	行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes	区域	Yes	Yes
$R^2$	0.561	0.552	$R^2$	0.320	0.491

注:括号内的数字为  $t$  值,\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

### 3.2.4 采用倾向得分匹配法重新估计

这一部分,利用倾向得分匹配法重新选择控制组,然后再对基本假说作出检验。本文将《中国制造 2025》概念股企业与非概念股企业作为筛选样本,对《中国制造 2025》概念股企业进行匹配。具体而言,采用如下方法:首先,将样

本数据随机化,估计出一个 Logit 回归模型,当企业为《中国制造 2025》概念股企业时则取值为 1,否则为 0。其中,我们选择的匹配变量为企业规模( $sales_{i,t}$ )、企业销售业绩( $sales_{i,t}$ )、企业管理费用( $mm_{i,t}$ )、企业经营现金流( $work_{i,t}$ )、股权集中度( $work_{i,t}$ )、企业劳动密集度( $work_{i,t}$ )、销售额增长率( $sgri,t$ )等计量模型(1)中的控制变量;其次,计算出倾向分值,并使用最近比邻法寻找公司特征最匹配的非试点公司;最后,重新对基本问题做出估计,结论与基准结果保持一致。

表 6 《中国制造 2025》与企业生产率:PSM-DID 估计结果

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP2
treat×post	0.1046 *** (4.11)	0.2081 *** (5.35)
size	-0.0003 (-0.59)	-0.0003 (-0.52)
sales	0.0176 *** (14.54)	-0.0008 (-0.47)
mm	-0.1190 *** (-11.27)	-0.2876 *** (-20.30)
CFO	0.0126 *** (3.43)	0.0353 *** (7.16)
top	0.0000 (0.08)	-0.0000 (-0.03)
work	-0.0636 ** (-2.12)	-0.2512 *** (-6.24)
sgr	0.0002 (0.11)	-0.0001 (-0.05)
Constant	0.0055 (0.50)	0.0381 *** (2.77)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
$R^2$	0.165	0.375

注:括号内的数字为  $t$  值,\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

### 3.2.5 可证伪检验

本文同时进行如下检验:将样本替换为非政策扶持样本。由于《中国制造 2025》主要针对制造业,因此农业和服务业将不会受到影响,否则可能是其他因素在发挥作用。具体而言,如果某一属于农业和服务业,则  $sales_{i,t}$  取值为 1,否则取值为 0。 $sales_{i,t}$  依然为时间虚拟变量,当样本区间处于政策颁布之后,则取

值为1,否则为0。表7列(1)、(2)报告了这一文件对农业和服务业生产率的回归结果,由表中可知,treat×post的系数不显著。

表7 《中国制造2025》与企业生产率:可证伪检验

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP2
treat×post	0.0041 (0.85)	0.0102 (1.30)
size	-0.0002 (-0.52)	-0.0003 (-0.43)
sales	0.0176*** (14.57)	-0.0008 (-0.47)
mm	-0.1181*** (-11.20)	-0.2861*** (-20.24)
CFO	0.0126*** (3.44)	0.0353*** (7.19)
top	0.0000 (0.11)	0.0000 (0.01)
work	-0.0628** (-2.10)	-0.2499*** (-6.23)
sgr	-0.0001 (-0.04)	-0.0006 (-0.23)
Constant	0.0041 (0.37)	0.0357** (2.43)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
R <sup>2</sup>	0.169	0.380

注:括号内的数字为t值,\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著。

### 3.2.6 随机定义处理组与控制组

为进一步减少宏观因素的干扰,本文将样本随机分为处理组与控制组。表8报告了回归结果,可以发现treat×post的系数并不显著,表明随机指定在《中国制造2025》后企业生产率的变化并不存在显著差异。

表8 《中国制造2025》与企业生产率:随机定义处理组与控制组

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP1
treat×post	0.1014 (0.94)	0.1739 (1.44)

续表

变量	(1)	(2)
	TFP1	TFP1
size	-0.0000 (-0.07)	0.0005 (0.74)
sales	0.0184*** (16.84)	0.0054*** (2.82)
mm	-0.1519*** (-20.89)	-0.4079*** (-11.52)
CFO	0.0127*** (4.38)	0.0370*** (2.73)
top	0.0000 (0.43)	0.0000 (0.47)
work	-0.0225 (-0.99)	-0.1762*** (-2.96)
sgr	0.0012 (0.78)	0.0003 (0.15)
Constant	-0.0220 (-1.16)	-0.0639*** (-3.10)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
区域	Yes	Yes
Observations	2117	2117
R <sup>2</sup>	0.504	0.676

注：括号内的数字为  $t$  值，\*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著。

## 4 机制检验

以上分析主要论证了《中国制造 2025》与企业生产率的因果关系。接下来的疑问是，《中国制造 2025》真的通过资源效应与竞争效应两个传导机制，对企业生产率起到促进作用吗？接下来，本文将检验这两个机制。

### 4.1 对资源效应的检验

为实现《中国制造 2025》的发展目标，政府会给予企业大量资源，其中就包括税收减免、财政补贴以及信贷优惠，这些资源会在很大程度上缓解融资约束，进而缓解现金流不确定性对企业创新活动的冲击，由此推动生产率的进步。

本文从实际税率 (ETR)、财政补贴 (subsidy)、长期贷款增量 (dlt) 三个角度衡量企业获得的资源。其中，实际税率  $ETR = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) /$

(调整的税前会计利润-递延所得税费用/名义税率), 财政补贴  $\text{subsidy} = \text{政府补贴} / \text{营业收入}$ 、长期贷款增量  $\text{dlt} = (\text{当期长期贷款} - \text{上一期长期贷款}) / \text{企业总资产}$  衡量。同时, 为了更好地缓解遗漏变量以及反向因果的影响, 本文借鉴 Brogaard et al. (2017) 的方法, 只保留政策推行前后各一年的数据, 即 2014—2016 年的样本。表 9 的 panel A 列示了《中国制造 2025》对企业税率、财政补贴以及信贷优惠影响的单变量双重差分检验结果, 表中 before 表示在《中国制造 2025》实施之前, Post 表示在《中国制造 2025》实施以后。Panel A 的结果反映, 在 2015 年实施《中国制造 2025》后, 受政策扶持的企业税率显著降低, 财政补贴和信贷优惠显著增加。可见, 相较于非政策扶持的企业, 《中国制造 2025》的实施使得受政策扶持的企业获得了更大的资源优势。

表 9 《中国制造 2025》与企业生产率: 对资源效应的检验

Panel A						
变量	treat		control		DID	
	Before	After	Before	After		
ETR	0.221	0.176	0.223	0.220	-0.042***	
subsidy	0.006	0.014	0.005	0.006	0.007***	
dlt	0.006	0.011	0.006	0.007	0.004***	
Panel B						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta\text{TFP1}$	$\Delta\text{TFP2}$	$\Delta\text{TFP1}$	$\Delta\text{TFP2}$	$\Delta\text{TFP1}$	$\Delta\text{TFP2}$
$\Delta\text{ETR}$	-0.0116*** (-4.17)	-0.0208*** (-5.57)				
$\Delta\text{subsidy}$			0.0123*** (5.16)	0.0140*** (4.53)		
$\Delta\text{dlt}$					0.0030*** (4.97)	0.0033*** (4.13)
$\Delta\text{size}$	0.0008 (1.43)	0.0014** (2.13)	-0.0120*** (-31.09)	-0.0136*** (-23.44)	-0.0004 (-0.83)	-0.0005 (-0.78)
$\Delta\text{sales}$	0.0173*** (8.66)	-0.0011 (-0.72)	0.0099*** (12.38)	-0.0087*** (-7.20)	0.0180*** (14.53)	-0.0010 (-0.62)
$\Delta\text{mm}$	-0.1180*** (-5.96)	-0.2890*** (-20.98)	-0.0700*** (-9.38)	-0.2665*** (-23.83)	-0.1300*** (-12.12)	-0.3047*** (-21.10)
$\Delta\text{CFO}$	0.0090 (1.21)	0.0293*** (5.84)	-0.0025 (-0.95)	0.0033 (0.83)	0.0128*** (3.42)	0.0353*** (7.03)
$\Delta\text{top}$	-0.0000 (-0.15)	-0.0000 (-0.51)	-0.0000 (-0.33)	-0.0000 (-0.47)	0.0000 (0.05)	-0.0000 (-0.13)
$\Delta\text{work}$	-0.0668* (-1.79)	-0.2637*** (-6.68)	-0.0102 (-0.53)	-0.1670*** (-5.75)	-0.0854*** (-2.77)	-0.2909*** (-7.00)

续表

变量	Panel B					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$
$\Delta sgr$	0.0022 (1.38)	0.0024 (1.02)	0.0002 (0.16)	-0.0008 (-0.47)	0.0004 (0.22)	0.0003 (0.12)
Constant	-0.0106 (-0.82)	0.0107 (0.70)	0.0520*** (7.24)	0.0840*** (7.81)	0.0122 (1.09)	0.0459*** (3.04)
$R^2$	0.175	0.387	0.656	0.679	0.171	0.373

注:括号内的数字为  $t$  值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

接下来,本文以生产率的一阶差分作为因变量( $\Delta TFP1$ 与 $\Delta TFP2$ ),因为有效税率、财政补贴以及信贷优惠可能存在多重共线性,因此我们以三个变量的一阶差分作为自变量进行回归。此外,控制变量也取一阶差分。表 9 的 panel B 列示了企业税率( $\Delta ETR$ )、财政补贴( $\Delta subsidy$ )以及信贷优惠( $\Delta dlt$ )对生产率( $\Delta TFP1$ 与 $\Delta TFP2$ )影响的检验结果。由表中可知, $\Delta ETR$ 的系数显著为负,而 $\Delta subsidy$ 、 $\Delta dlt$ 显著为正,表明税率的提高不利于生产率的提升,而财政补贴和信贷优惠有利于生产率的提升。综合 panel A 和 panel B 的检验结果可以看出,《中国制造 2025》所带来的资源优势(更低的税率、更多的财政补贴以及更多的信贷优惠)显著促进了企业生产率的提高。

## 4.2 对竞争效应的检验

《中国制造 2025》明确进一步扩大制造业对外开放。这一措施无疑会改变行业内企业的竞争压力。一方面,在这样的环境下,企业管理者自然有动机通过技术创新或者组织变革等措施提高企业生产率(Schmidt, 1997; 简泽和段永瑞, 2012);另一方面,Willig(1987)的研究表明,市场竞争越激烈,产品的需求弹性就越强,此时企业管理者面临的业绩压力就非常大,在技术创新和组织改革方面稍有懈怠,就可能失去大量市场份额。

本文利用两个指标衡量企业面临的市场竞争,第一个指标为赫芬达尔指数(Com1),第二个指标为市场集中度比率(Com2),这两个指标越大,意味着企业的垄断地位越高。因此,这两个指标均与企业面临的竞争压力成反比。表 10 的 Panel A 列示了《中国制造 2025》对市场竞争影响的单变量双重差分检验结果。Panel A 的结果反映,在 2015 年实施《中国制造 2025》后,受政策扶持的企业垄断优势有所丧失,所面临的市场竞争压力明显加大。

接下来,本文以生产率的一阶差分作为因变量,并分别以 Com1、Com2 的一阶差分作为自变量进行回归。表 10 的 Panel B 列示了两个竞争压力指数对生产率影响的检验结果。由表中可知, $\Delta Com1$ 、 $\Delta Com2$ 均显著为负,表明企业的垄

断优势越大,越不利于生产率的提高。综合 Panel A 和 Panel B 的检验结果可以看出,《中国制造 2025》所带来的竞争效应显著促进了企业生产率的提高。

表 10 《中国制造 2025》与企业生产率:对竞争效应的检验

Panel A					
变量	treat		control		DID
	Before	After	Before	After	
Com1	0.185	0.167	0.192	0.195	-0.021***
Com2	0.703	0.609	0.821	0.793	-0.066***
Panel B					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	
	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$	$\Delta TFP1$	$\Delta TFP2$	
$\Delta Com1$	-0.0039* (-1.79)	-0.0092*** (-3.24)			
$\Delta Com2$			-0.0022*** (-2.94)	-0.0047* (-1.76)	
$\Delta size$	-0.0002 (-0.36)	-0.0001 (-0.23)	-0.0004 (-0.72)	-0.0005 (-0.86)	
$\Delta sales$	0.0175*** (8.67)	-0.0008 (-0.50)	0.0173*** (8.55)	-0.0013 (-0.80)	
$\Delta mm$	-0.1265*** (-6.33)	-0.3017*** (-21.32)	-0.1249*** (-6.15)	-0.2980*** (-21.02)	
$\Delta CFO$	0.0136* (1.89)	0.0375*** (7.53)	0.0126* (1.75)	0.0353*** (7.09)	
$\Delta top$	-0.0000 (-0.00)	-0.0000 (-0.14)	0.0000 (0.01)	-0.0000 (-0.11)	
$\Delta work$	-0.0671* (-1.73)	-0.2556*** (-6.31)	-0.0742* (-1.89)	-0.2713*** (-6.64)	
$\Delta sgr$	0.0004 (0.24)	0.0003 (0.12)	0.0003 (0.19)	0.0002 (0.07)	
Constant	0.0049 (0.39)	0.0363** (2.45)	0.0089 (0.74)	0.0451*** (2.93)	
$R^2$	0.158	0.368	0.156	0.365	

注:括号内的数字为  $t$  值,\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

## 5 结论

本文以 2015 年推行的《中国制造 2025》作为“准自然实验”,并以 2011—2018 年 A 股制造业上市公司数据作为研究样本,考察产业政策对企业生产率的因果影响。

理论而言,一方面,《中国制造2025》使得受政策扶持企业获得大量资源,其中就包括税收减免、财政补贴以及信贷优惠,这些资源会在很大程度上缓解融资约束,进而缓解现金流不确定性对企业创新活动的冲击,进而推动生产率的进步;同时,《中国制造2025》明确规定要放宽市场准入、进一步扩大制造业对外开放。这一措施无疑会使得市场竞争更加激烈,进而使得企业为了争取更大的市场份额而努力提升生产率水平。另一方面,产业政策可能会在一定程度上诱导企业与政府建立寻租关系,由此导致经理人忽视创新研发。同时,产业政策可能助长企业短期投资冲动,由此造成了企业过度投资问题,使得用于研发的资源减少,由此抑制了企业生产率的提升。因此,在产业政策的扶持之下,企业可能缺乏技术创新的激励,由此进一步抑制企业生产率。可见,《中国制造2025》对于企业生产率的影响难以直接预期,需要定量考察。本文的研究结果显示,《中国制造2025》促进了企业生产率的提升,在有效缓解共同趋势效应、预期效应、自选择问题以及反向因果关系的影响后,这一结论依然成立。进一步地,在对作用机制的考察中发现,《中国制造2025》主要通过资源效应(税收减免、财政补贴、信贷优惠)和竞争效应对企业生产率产生促进效应。本文的研究结果意味着,产业政策作为发展中国家赶超发达国家的重要干预措施在中国仍然具有很大的实施空间。

本文比较深入地探讨了《中国制造2025》对企业生产率的影响及其作用机制,证实了产业政策的实施确实会有效提升企业生产率。本文的研究有利于丰富企业生产率影响因素的相关文献,也有利于深化对产业政策经济后果的认识。不仅如此,本文的研究还具有以下政策内涵:首先,各级政府应该充分意识到产业政策在企业生产率变革中发挥的重要作用,进而有效利用产业政策推动生产率进步,由此为中国经济实现高质量发展奠定重要的微观基础;其次,本文的研究结论还表明,资源效应和竞争效应是《中国制造2025》影响企业生产率的重要机制,因此,政府应该制定差异化的产业政策,对缺乏资源以及缺乏良性竞争环境的企业给予更多倾向,由此全面激发不同企业的生产率,使产业政策的实施更有针对性,由此达到产业政策的实体经济振兴目标。当然,在具体的政策实践中,需要慎重对待本文的结论,本文的分析还具有一定局限性。首先,本文主要关注《中国制造2025》对企业生产率的影响,而其他的产业政策如何影响企业生产率还有待更深入的研究;其次,产业政策对企业行为的影响往往是多元的,例如对企业投资效率、创新研发、产能利用率等的影响。因此,有效评估《中国制造2025》的其他经济后果也是十分必要的。

## 参考文献

简泽,段永瑞. 2012. 企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J]. 管理世界,

(8): 15-29.

Jian Z, Duan Y R. 2012. Enterprise heterogeneity, competition and convergence of total factor productivity [J]. *Journal of Management World*, (8): 15-29. (in Chinese)

李骏, 刘洪伟, 万君宝. 2017. 产业政策对全要素生产率的影响研究——基于竞争性与公平性视角[J]. *产业经济研究*, (4): 115-126.

Li J, Liu H W, Wan J B. 2017. The impact of industrial policy on total factor productivity: Based on the perspective of competition and fairness [J]. *Industrial Economics Research*, (4): 115-126. (in Chinese)

林毅夫, 向为, 余森杰. 2018. 区域型产业政策与企业生产率[J]. *经济学(季刊)*, 17(2): 781-800.

Lin Y F, Xiang W, Yu M J. 2018. Place-based industrial policy and firm productivity [J]. *China Economics Quarterly*, 17(2): 781-800. (in Chinese)

刘啟仁, 赵灿, 黄建忠. 2019. 税收优惠、供给侧改革与企业投资 [J]. *管理世界*, 35(1): 78-96, 114.

Liu Q R, Zhao C, Huang J Z. 2019. Tax preference, supply side reform and enterprise investment [J]. *Journal of Management World*, 35(1): 78-96, 114. (in Chinese)

任曙明, 吕鐳. 2014. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究 [J]. *管理世界*, (11): 10-23.

Ren S M, Lv Z. 2014. The financial constraints, the government subsidies and the factor productivity: A case Study on the equipment-manufacturing enterprises in China [J]. *Journal of Management World*, (11): 10-23. (in Chinese)

申广军, 陈斌开, 杨汝岱. 2016. 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*, 51(11): 70-82.

Shen G J, Chen B K, Yang R D. 2016. Can tax-reduction boost economy in China? —An empirical study Based on China's value-added tax reform [J]. *Economic Research Journal*, 51(11): 70-82. (in Chinese)

王克敏, 刘静, 李晓溪. 2017. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究 [J]. *管理世界*, (3): 113-124, 145.

Wang K M, Liu J, Li X X. 2017. Industrial policy, government support and corporate investment efficiency [J]. *Journal of Management World*, (3): 113-124, 145. (in Chinese)

余明桂, 回雅甫, 潘红波. 2010. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性 [J]. *经济研究*, 45(3): 65-77.

Yu M G, Hui Y F, Pan H B. 2010. Political connections, rent seeking, and the

- fiscal subsidy efficiency of local governments[J]. *Economic Research Journal*, 45(3): 65-77. (in Chinese)
- 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 2016. 中国产业政策与企业技术创新[J]. *中国工业经济*, (12): 5-22.
- Yu M G, Fan R, Zhong H J. 2016. Chinese industrial policy and corporate technological innovation[J]. *China Industrial Economics*, (12): 5-22. (in Chinese)
- 张莉, 朱光顺, 李世刚, 等. 2019. 市场环境、重点产业政策与企业生产率差异[J]. *管理世界*, 35(3): 114-126.
- Zhang L, Zhu G S, Li S G, et al. 2019. Market environment, key industrial policies and enterprise productivity differences[J]. *Journal of Management World*, 35(3): 114-126. (in Chinese)
- 郑宝红, 张兆国. 2018. 企业所得税率降低会影响全要素生产率吗? ——来自我国上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, (5): 13-20.
- Zheng B H, Zhang Z G. 2018. Does decrease of enterprise income tax rate affect total factor productivity? —Empirical evidence of Chinese listed companies [J]. *Accounting Research*, (5): 13-20. (in Chinese)
- Aghion P, Griffith R. 2008. *Competition and growth: Reconciling theory and evidence* [M]. Cambridge: MIT Press.
- Aghion P, Cai J, Dewatripont M, et al. 2015. Industrial policy and competition[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(4): 1-32.
- Alder S, Shao L, Zilibotti F. 2016. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities[J]. *Journal of Economic Growth*, 21(4): 305-349.
- Ayyagari M, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. 2010. Formal versus informal finance: Evidence from China[J]. *The Review of Financial Studies*, 23(8): 3048-3097.
- Brogaard J, Li D, Xia Y. 2017. Stock Liquidity and Default Risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 124(3): 486-502.
- Cherniwchan J. 2017. Trade liberalization and the environment: Evidence from NAFTA and U. S. manufacturing[J]. *Journal of International Economics*, 105: 130-149.
- Claessens S, Feijen E, Laeven L. 2008. Political connections and preferential access to finance: The role of campaign contributions[J]. *Journal of Financial Economics*, 88(3): 554-580.
- Gatti R, Love I. 2008. Does access to credit improve productivity? Evidence from Bulgaria[J]. *The Economics of Transition*, 16(3): 445-465.
- Jiang L L, Levine R, Lin C. 2016. Competition and bank opacity[J]. *The Review of Financial Studies*, 29(7): 1911-1942.
- Moser P, Voena A. 2010. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the

- enemy act[J]. *American Economic Review*, 102(1): 396-427.
- Nickell S J. 1996. Competition and corporate performance[J]. *Journal of Political Economy*, 104(4): 724-746.
- Ramalingegowda S, Yu Y. 2012. Institutional ownership and conservatism[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 53(1/2): 98-114.
- Schmidt K M. 1997. Managerial incentives and product market competition[J]. *The Review of Economic Studies*, 64(2): 191-213.
- Vickers J. 1995. Concepts of competition[J]. *Oxford Economic Papers*, 47(1): 1-23.
- Willig R D. 1987. Corporate Governance and Market Structure[M]//Razin A, Sadka E. *Economic Policy in Theory and Practice*. London: Palgrave Macmillan.

## The “Made in China 2025” Plan and Firm Productivity

Lingyun Pan

(*School of Accounting, Jiangxi University of Finance and Economics*)

**Abstract** The report of the Nineteenth National Congress of the Party clearly pointed out that the Chinese economy has entered a new stage of high-quality development. In this new stage, improving the enterprise's total factor productivity is undoubtedly an important foundation for boosting the real economy and achieving high-quality development. This article uses “Made in China 2025” issued in 2015 as a “quasi-natural experiment”, and uses 2011—2018 A-share manufacturing listed company data as a research sample to examine the causal relationship between industrial policy and enterprise productivity. The empirical results show that: “Made in China 2025” has effectively promoted the improvement of enterprise productivity. After effectively excluding common trends, expected effects, self-selection problems, and reverse causal problems, this conclusion is still stable; “Made in China 2025” mainly improves enterprise productivity through resource effects (tax relief, financial subsidies, credit preferences) and competition effects. The research in this paper is helpful to understand the micro-mechanism of industrial policy influencing corporate behavior, and has important implications for the government to use industrial policy to boost the real economy.

**JEL Classification** E24, L25, O25

# 异质性要素替代弹性、有偏技术进步与 中国结构转型<sup>1</sup>

卓玛草<sup>2</sup>

**摘要** 本文为两部门异质性替代弹性提供了一个来自中国的研究,将有偏技术进步嵌入多部门结构转型模型,拓展AG和NP模型将“要素再平衡效应”纳入理论机制。基于中国1984年以来的数据,发现农业和非农业部门内部要素替代弹性小于1,部门间产品需求替代弹性大于1,基准模型较好地拟合了中国农业就业比重不断下降、非农业就业比重持续上升的结构转型特征。其中,相对价格效应和相对边际产出效应是决定结构变迁的主导机制,要素异质性替代弹性的影响非常有限。本研究启示是提高农业要素替代弹性是促进农业劳动向非农就业转移的关键,创新驱动增进非农业技术进步率培育增长新动能同时,需兼顾要素收入分配的方向。

**关键词** 要素替代弹性;有偏技术进步;结构转型

## 0 引言

中国经济高速增长阶段约在2014年结束且正处于结构性调整的变化中。面对新的主要矛盾和增长下行压力,从结构变化和经济增长的相互作用、相互依赖探讨中国经济增长动能和潜力已成为当前最受关注的研究领域之一。路风(2022)解释中国为什么能够增长,答案是中国工业体系的递增报酬机制,后进国家只有以领先国家的产业结构为基本参照,建立需求-供给相互诱发的工业体系,才能产生持续提高生产率的“正反馈”机制,即为中国高速增长的内生动力。朱民等(2020)提出影响中国经济潜在增长率评估的重要因素是中国工业化进程中产业结构的变化,尤其是产业间和产业内结构转型逐步成为我国未来经济增长引擎。借鉴张军等(2016)以东亚经济体为参照推测中国经济未来经济增

<sup>1</sup> 感谢国家自然科学基金西部项目(2018XSH004)的资助。感谢匿名审稿人给出的宝贵修改建议。

<sup>2</sup> 卓玛草,西北师范大学经济学院副教授,E-mail: xhzmcc123@126.com。

长潜力和结构演化研究,本文进一步归纳中国产业结构转型的特征事实<sup>①</sup>。中国产业结构转型的总体趋势符合“库兹涅茨事实”,但中国经济结构变化模式、进程具有鲜明的中国特色。一是不同于发达国家工业产值和就业占比先上升后下降“倒U型”趋势明显,而中国工业增加值份额长期稳定在40%~50%之间,未表现出显著的“倒U型”非单调变化,延缓了峰值的到达和后工业化进程。而正是这一独有特征培育的工业体系的扩张被认为是中国高增长的动力所在(路风,2022);二是不同于发达国家产业构成变化具有一致性,而中国以产值份额和就业份额衡量的产业构成变化不一致,二者缺口源于农业就业占比偏高而非农产业就业占比偏低,尤其是服务业部门。而正是这一独有的劳动供给特征蕴含的农业劳动力向非农产业转移被认为是中国未来实现经济增长的重要来源(张军等,2016)。研究中国产业结构转型,首先要识别中国产业结构变化特征,再考虑多种机制解释特征事实成因,最后预测未来经济结构演化与增长趋势,这正是本文研究思路。针对具体不同机制分解其对结构变化影响效应,本文致力于提供一种方法论基础。

本文余下部分的结构安排如下:第1部分是相关文献回顾;第2部分是模型框架与理论分析;第3部分是数据说明与参数估计;第4部分汇报了数值拟合和反事实分析结果;第5部分拓展了动态模型,进一步讨论动态一般均衡结果;第6部分为总结与政策启示。

## 1 相关文献回顾

2000年以后兴起的新一轮增长模型,在多部门动态一般均衡框架下解释Kaldor事实和Kuznets事实,形成多部门增长模型的标准研究范式。已有文献对产业结构变迁的动因及经济效应、结构变迁与经济增长理论研究、不同机制影响经济转型效应大小等研究进展进行了系统梳理(张建华和盛长文,2020;王弟海等,2021)。引起产业结构变迁的理论机制被分为效用驱动(需求视角)和技术驱动(供给视角)两类。效用驱动(Kongsamut et al., 2001)将经济结构变迁的动因归为收入变化和收入弹性异质性,形成“收入效应机制”(简称KRX模型);技术驱动(Ngai and Pissarides, 2007; Acemoglu and Guerrieri, 2008)将结构变迁动因归为相对价格变化和 product demand elasticity heterogeneity,形成“相对价格效应”。导

<sup>①</sup>虽有不同学者描述了关于中国产业结构(产值份额、就业份额)变迁的趋势特征,但对特征事实总结并未充分凝练中国独特、鲜明的特色和不同,更未揭示结构特征与经济增长来源之间的依存关系。自改革开放以来中国产业结构变迁趋势在相关文献中有描绘,在此不再重复,可参考徐朝阳和王韡(2021)图1。

致相对价格变化的技术驱动类型的成熟机制有两种:TFP 增长率差异(简称 NP 模型)和要素密集度差异(简称 AG 模型),分别形成技术进步效应和资本深化效应。在国内文献中,王高望等(2018)修正 KRX 模型,引入工业品需求弹性大于 1 和劳动力市场摩擦因子,从需求侧视角解释了中国产业结构转型的成因、路径和速度。郭凯明等(2020)讨论了资本深化对结构转型和技能溢价的影响,其基准框架建立在 AG 模型的理论机制和标准研究范式上,得到由资本深化而引起的结构变迁对技能溢价的影响方向取决于产品替代弹性的结论。徐朝阳和王韡(2021)研究的基准框架是对 NP 模型的典型拓展,仅用 Baumol 效应单一机制讨论部门 TFP 技术进步速度差异来解释中国结构变迁非单调的特征。在此研究基础上,Alvarez-Cuadrado et al. (简称 KNM 模型,2017)观察美国 1960—2010 年历史经验数据发现,不同产业部门资本-劳动比例、要素份额结构及增长率存在差异,且随产业结构变迁而变化,形成由要素替代弹性异质性作用的“要素再平衡效应”以解释上述特征事实,构成第三种“技术驱动”引起结构变迁的新机制。郭凯明(2019)基于 KNM 模型,构建一般性框架,给出了人工智能影响结构转型与劳动收入份额的具体条件及作用机制,但不足之处在于量化部分所有参数值均采用设定或校准方法,仅限演绎理论框架的作用机理。

虽然 Alvarez-Cuadrado et al. (2017)综合 AG 和 NP 模型将“要素再平衡效应”纳入理论机制,但由于中间产品技术进步表现为“外生”和“哈罗德中性”<sup>①</sup>,而未考虑不同产业非中性技术进步与 TFP 增长率差异不利于对现实经济特征的挖掘和刻画,故存在进一步拓展空间。本文的研究同有偏技术进步解释中国经济结构与要素收入分配研究相关。王林辉和袁礼(2018)强调技术进步的作用,得到有偏技术进步影响要素技术效率推动产业结构变迁,进而影响劳动收入份额的结论。郭凯明和罗敏(2021)系统考察了有偏技术进步对产业结构转型和工资收入差距的影响,虽“研究要素”与“研究视角”与本文密切相关,但其研究的主要问题在于工资收入差距而非产业结构转型本身,并且产业分类是按高低技能进行划分,与本文存在本质区别。本文的研究还与要素替代弹性参数估计、技术进步偏向识别的研究密切相关。Klump et al. (2007)构建标准化供给面系统估计方法(SUR)为要素替代弹性估计奠定了方法论基础。目前国内研究关于要素替代弹性估计仍以静态识别为主(戴天仕和徐现祥,2010;陈晓玲和连玉君,2013;雷钦礼,2013;董直庆等,2015;郑猛,2016;封永刚等,2017)。郝枫和盛卫燕(2014)指出要素替代弹性存在显著的时变特征,表层参数与深层参数的复杂关系限制了动态识别有效性估计。封永刚和蒋雨彤(2021)系统比较了要素替代弹性的估计方法,尝试窗式动态估计思路以

<sup>①</sup> 要素增强型技术进步增长函数表现为:仅存在劳动增强型技术进步且技术进步增长率为常数。

期解决替代弹性动态识别难题,并指出非线性技术下窗式估计是实现动态估计唯一、最优的方法。但此方法明显仅是分割时间长度,缩短样本周期进行移动估计,并没有体现替代弹性深层参数的内生决定性质。故存在进一步跟进的空间。

因此,本文拓展了 Alvarez-Cuadrado et al. (2017) 建立的两部门动态一般均衡分析框架,在考虑要素替代弹性异质性、产品需求替代弹性非单位值基础上嵌入有偏技术进步,推演了要素替代弹性影响结构变迁的作用机理,结合中国 1984—2017 年宏观经济数据模拟展示了结构转型的特征,反事实分析识别主导机制及效用大小,从根本上厘清决定中国结构转型方向的前提条件、形成动因及传导路径。本文创新之处和边际贡献主要包括:

第一,深化了中国产业结构转型的成因分解研究,将结构转型与经济增长纳入统一理论框架。结合需求侧和供给侧两端共同作用,考虑相对价格效应、相对边际产出效应基础上纳入要素再平衡效应新机制,分析驱动要素流动和结构变迁作用机理及传导路径,反事实分析分解了技术进步、要素密集度与要素替代弹性异质性影响结构转型变化的作用大小。进一步讨论,依据中国结构转型特征参数,用动态模型证明了存在 CGP 路径,解释了中国农业与工业化转型进程与经济长期稳定的增长趋势。

第二,准确估计了中国总量经济、农业和非农业部门的要素替代弹性,并动态识别了加总要素替代弹性的变化特征。国内相关文献在量化部分多采用参数校准或参数设定方法进行数值模拟,而未利用中国经验数据估计“真实”参数,不利于反映中国经济结构转型的现实特征。鉴于目前这一研究不足,本文所做的补充工作在于:一是修正数据处理的细节设定,结合供给面标准化系统法,更准确地估计了中国整体经济和不同部门要素替代弹性及技术参数值;二是放松 Box-Cox 框架,变换多种不同要素效率增长率的组合形式并估计相应参数,依据数值模拟的拟合效果确定不同部门要素效率增进的形式;三是从需求侧层面估计农产品与非农产品的需求替代弹性参数 (Herrendorf et al., 2013),进一步突破要素替代弹性刚性不变的静态估计,实现了要素替代弹性的动态识别及变化机制分析。

## 2 模型框架与理论分析

本文构建一个多部门动态一般均衡模型,假定经济体由最终产品生产部门和两个中间产品生产部门构成,用下标  $i \in \{1, 2\}$  区分。生产方面最终产品仅用于消费和投资,使用中间产品部门的产出作为中间投入,采用常替代弹性的 CES 生产技术进行生产:

$$Y_t = [\gamma Y_{1t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\gamma) Y_{2t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

其中,  $Y_t$  表示最终产品数量,  $Y_{1t}$ 、 $Y_{2t}$  表示中间产品投入数量。参数  $\varepsilon \in [0, \infty)$  为常数, 表示两个中间产品部门生产不同产品的需求替代弹性。分配参数  $\gamma \in (0, 1)$  为常数。

中间产品生产部门投入资本和劳动, 由代表性企业采用常替代弹性生产技术进行生产:

$$Y_{it} = [\alpha_i K_{it}^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} + (1-\alpha_i)(M_{it}L_{it})^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}}]^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}}, \quad i \in \{1, 2\} \quad (2)$$

其中,  $K_{it}$ 、 $L_{it}$  分别表示资本和劳动投入,  $M_{it}$  表示劳动增进型技术进步。 $\sigma_i \in [0, \infty)$  表示产业部门内资本和劳动要素替代弹性, 取值不等于单位值且在不同部门之间存在差异。要素分配参数  $\alpha_i \in (0, 1)$  为常数。最终产品在完全竞争市场条件下, 面临  $P_1 Y_1 + P_2 Y_2 = PY$  零利润生产约束条件(设定  $P=1$ ), 使其产出最大化得到中间产品的需求函数及相对价格分别为:

$$P_{1t} = \gamma \left( \frac{Y_{1t}}{Y_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}, \quad P_{2t} = (1-\gamma) \left( \frac{Y_{2t}}{Y_t} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (3)$$

$$\frac{P_{1t}}{P_{2t}} = \frac{\gamma}{1-\gamma} \left( \frac{Y_{1t}}{Y_{2t}} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (4)$$

求解中间产品生产部门的利润最大化问题, 可以得到资本和劳动的相对需求分别为:

$$P_{1t} \alpha_1 \left( \frac{Y_{1t}}{K_{1t}} \right)^{\frac{1}{\sigma_1}} = P_{2t} \alpha_2 \left( \frac{Y_{2t}}{K_{2t}} \right)^{\frac{1}{\sigma_2}} = r_t \quad (5)$$

$$P_{1t} (1-\alpha_1) \left( \frac{Y_{1t}}{L_{1t}} \right)^{\frac{1}{\sigma_1}} M_{1t}^{\frac{\sigma_1-1}{\sigma_1}} = P_{2t} (1-\alpha_2) \left( \frac{Y_{2t}}{L_{2t}} \right)^{\frac{1}{\sigma_2}} M_{2t}^{\frac{\sigma_2-1}{\sigma_2}} = w_t \quad (6)$$

其中,  $P_{1t}$ 、 $P_{2t}$ 、 $r_t$  和  $w_t$  分别表示两种中间产品的价格、资本租金和劳动价格。在完全竞争的市场条件下, 产品市场和要素市场以一组均衡价格  $\{P_t, P_{1t}, P_{2t}, r_t, w_t\}$  实现两种生产要素  $K$  和  $L$  在不同部门配置  $\{K_{1t}, K_{2t}, L_{1t}, L_{2t}\}$ , 满足市场出清条件为  $K_t = K_{1t} + K_{2t}$ ,  $L_t = L_{1t} + L_{2t}$ , 家庭预算约束条件方程为  $Y_t = C_t + I_t = C_t + \dot{K}_t + \delta K_t$ , 资本积累采用标准方程  $K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t$ 。定义中间产品部门 1 所使用的资本和劳动比重、资本和劳动要素产出弹性分别为:

$$\tau = \frac{K_1}{K}, \quad \lambda = \frac{L_1}{L}; \quad \theta_1 = \frac{rK_1}{P_1 Y_1}, \quad 1 - \theta_1 = \frac{wL_1}{P_1 Y_1} \quad (7)$$

其中, 变量  $\tau$ 、 $\lambda$  的变化衡量了资本、劳动生产要素在两个生产部门的再配置过程和要素密集程度, 反映了产业结构变迁的过程。不失一般性, 假设  $\sigma_2 > \sigma_1$ , 表示中间产品生产部门 2 的要素替代弹性更高。联立式(5)和式(6)变形, 可以得到:

$$CC \equiv \frac{1 - \alpha_1}{1 - \alpha_2} \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \frac{M_{1t}^{\frac{\sigma_1-1}{\sigma_1}}}{M_{2t}^{\frac{\sigma_2-1}{\sigma_2}}} k^{\frac{1}{\sigma_1} - \frac{1}{\sigma_2}} \frac{\tau^{\frac{1}{\sigma_1}}}{(1 - \tau)^{\frac{1}{\sigma_2}}} \frac{\lambda^{-\frac{1}{\sigma_1}}}{(1 - \lambda)^{-\frac{1}{\sigma_2}}} = 1 \quad (8)$$

$$LM \equiv \frac{\gamma}{1 - \gamma} \frac{1 - \alpha_1}{1 - \alpha_2} \left( \frac{Y_{1t}}{Y_{2t}} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \frac{(Y_{1t}/\lambda)^{\frac{1}{\sigma_1}}}{(Y_{2t}/(1 - \lambda))^{\frac{1}{\sigma_2}}} L^{\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\sigma_1}} \frac{M_{1t}^{\frac{\sigma_1-1}{\sigma_1}}}{M_{2t}^{\frac{\sigma_2-1}{\sigma_2}}} = 1 \quad (9)$$

给定资本、劳动和技术参数不变,式(8)和式(9)共同决定了均衡。其中,式(8)方程的左边称为“CC曲线”,表示生产最有效率的要素组合满足  $MRTS_{LK}^1 = MRTS_{LK}^2$  条件,称为生产的契约线(contract curve)。CC曲线的斜率是下凹的(斜率为正),表示资本和劳动两种要素投入呈互补性。CC曲线移动的方向与幅度取决于  $(\sigma_2 - \sigma_1)$  之间的差异,当  $\sigma_2 > \sigma_1$  时,资本深化使CC曲线向上移动。其背后的直观含义是,由于资本深化引起资本要素价格下降,调整灵活部门2倾向于使用更多的资本而减少劳动,欠灵活部门1则相应投入更多的劳动以互补平衡劳动相对成本的上升。

式(9)方程的左边称为“LM曲线”,表示要素流动实现均衡配置必须满足  $P_1 MPL_1 = P_2 MPL_2$  条件,称为劳动流动曲线(the labor mobility condition)。LM曲线的斜率正负与移动方向涉及相对价格效应与相对边际产出效应相对权衡的过程。首先,相对价格效应决定LM曲线斜率的正负,必要条件是产品替代弹性不等于1。当  $\sigma_1, \sigma_2 < \varepsilon$  时,相对边际产出效应发挥主导作用使LM曲线下凹(斜率为正);当  $\sigma_1, \sigma_2 > \varepsilon$  时,相对价格效应发挥主导作用使LM曲线下凸(斜率为负)。而相对边际产出效应决定LM曲线移动方向和幅度,必要条件是要素替代弹性、要素密集度存在部门差异。当  $\sigma_i$  越小、 $\theta_i$  越大其效应越大,意味着相对边际产出效应更偏向于要素替代弹性低而产出弹性高的部门。其次,分析影响LM曲线移动方向的作用机制。一般地,当满足  $\left(\frac{1}{\sigma_1} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_1 > \left(\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_2$  条件时,无论LM曲线斜率正负,资本深化或技术进步均使LM曲线向上移动,反之亦然。其背后的含义是,相对于部门2,部门1相对边际产出效应大于相对价格效应,导致部门1要素相对成本和产品相对价格上升,推动生产要素跨部门流入部门1而使LM曲线向上移动。

最后,分析CC曲线和LM曲线共同移动对结构变迁的影响。CC曲线移动引起部门内资本和劳动呈反方向变化,LM曲线移动使部门要素投入比重同方向变化,当资本深化使CC曲线和LM曲线均向上移动时,资本-劳动要素配置结构最终取决于两条曲线移动的相对幅度大小。当  $g_{CC} > g_{LM}$ ,部门1劳动比重增加而资本比重下降;当  $g_{CC} < g_{LM}$ ,部门1劳动和资本比重同方向增加。其中,决

定 CC 曲线和 LM 曲线移动幅度的关键在于  $(\sigma_2 - \sigma_1)$  与  $(\theta_2 - \theta_1)$  之间的相对差异, 当  $(\sigma_2 - \sigma_1)$  越大, 意味着  $(\theta_2 - \theta_1)$  更大才能使  $g_{LM} > g_{CC}$ 。背后的含义是, 两部门要素替代弹性的差异是决定资本产出弹性大小差异的门槛值。不同参数取值下的 CC 曲线和 LM 曲线, 如图 1 所示。

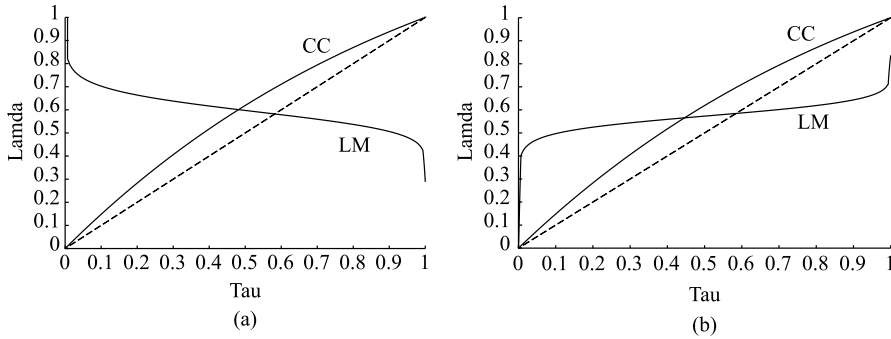


图 1 CC 曲线和 LM 曲线

注: 按 Alvarez-Cuadrado et al. (2017) 参数取值, 设  $\gamma = 0.5, \sigma_1 = 1, \sigma_2 = 1.2, \alpha_1 = 0.3, \alpha_2 = 0.4, M_1 = M_2 = 1, k = 1$ 。虚线代表 45 线。本文进一步区分了 LM 曲线的斜率, 左图为  $\epsilon < 1$  ( $\epsilon = 0.5$ ), 右图为  $\epsilon > 1$  ( $\epsilon = 1.5$ ) 情形。

### 2.1 要素再平衡效应发挥“主导机制”

为了分析异质性要素替代弹性对产业结构变迁的内在作用机制, 作出假设 1:  $\sigma_2 > \sigma_1 = 1, \alpha_2 = \alpha_1 = \alpha$  且  $\epsilon = 1$ , 提出要素流动的方向由下列命题 1 决定:

$$\frac{d \ln \tau}{d \ln k} = - \frac{d \ln \tau}{d \ln M_2} = \frac{(1 - \sigma_2)}{\sigma_2 G(\tau) \tau} < 0 \tag{10}$$

$$\frac{d \ln \lambda}{d \ln k} = - \frac{d \ln \lambda}{d \ln M_2} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{\lambda}{\tau^2} \frac{\sigma_2 - 1}{\sigma_2 G(\tau)} > 0 \tag{11}$$

$$\frac{d \ln \tau}{d \ln M_1} = \frac{d \ln \lambda}{d \ln M_1} = 0 \tag{12}$$

其中,  $G(\tau) \equiv \left[ \frac{1}{\sigma_2(1-\lambda)} + \frac{1}{\lambda} \right] \left( \frac{\lambda}{\tau} \right)^2 \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \right) + \left[ \frac{1}{\tau} + \frac{1}{\sigma_2(1-\tau)} \right]$ 。当  $\sigma_2 < \sigma_1 = 1$  时, 命题 1 的结论符号相反。

**证明:** 在假设 1 情形下, 整理式 (8) 和式 (9) 得到 CC 曲线和 LM 曲线的等价形式:

$$CC \equiv (k/M_2)^{\frac{1-\sigma_2}{\sigma_2}} = \frac{(1-\lambda)^{\frac{1}{\sigma_2}}}{\lambda} \frac{\tau}{(1-\tau)^{\frac{1}{\sigma_2}}} \tag{13}$$

$$\text{LM} \equiv \tau = (1 - \tau)^{\frac{1}{\sigma_2}} \left( \frac{\gamma}{1 - \gamma} \right) \left[ (1 - \alpha)(1 - \lambda)^{\frac{\sigma_2 - 1}{\sigma_2}} \right] (k/M_2)^{\frac{1 - \sigma_2}{\sigma_2}} + \alpha(1 - \tau)^{\frac{\sigma_2 - 1}{\sigma_2}} \quad (14)$$

将式(14)LM曲线进一步变形并代入式(13),可得部门1的就业比重为:

$$\lambda = \frac{\gamma(1 - \alpha)\tau}{\tau - \alpha\gamma} = \lambda(\tau, \gamma, \alpha) \quad (15)$$

方程式(15)表示 $\lambda$ 是 $\{\tau, \gamma, \alpha\}$ 的隐函数,此含义至关重要,意味着部门1劳动密集程度由资本密集程度和分配参数决定。因此,对 $\lambda$ 关于 $\tau$ 求偏导,可得:

$$\frac{d\lambda}{d\tau} = -\left(\frac{\lambda}{\tau}\right)^2 \frac{\alpha}{1 - \alpha} \quad (16)$$

进一步地,将式(13)两边取对时间 $t$ 求导,整理可得:

$$\begin{aligned} & \left( \frac{1 - \sigma_2}{\sigma_2} \right) \left( \frac{dk}{k} - \frac{dM_2}{M_2} \right) \\ &= \left[ \left( \frac{1}{\sigma_2} \cdot \frac{1}{1 - \lambda} + \frac{1}{\lambda} \right) \left( \frac{\lambda}{\tau} \right)^2 \frac{\alpha}{1 - \alpha} + \left( \frac{1}{\tau} + \frac{1}{\sigma_2} \cdot \frac{1}{1 - \lambda} \right) \right] d\tau \quad (17) \end{aligned}$$

$$\text{因此, } \frac{d\ln\tau}{d\ln k} = -\frac{d\ln\tau}{d\ln M_2} = \frac{1 - \sigma_2}{\sigma_2 \cdot \left[ \left( \frac{1}{\sigma_2} \cdot \frac{1}{1 - \lambda} + \frac{1}{\lambda} \right) \left( \frac{\lambda}{\tau} \right)^2 \frac{\alpha}{1 - \alpha} + \left( \frac{1}{\tau} + \frac{1}{\sigma_2} \cdot \frac{1}{1 - \lambda} \right) \right] \tau},$$

记 $G(\tau) \equiv \left[ \frac{1}{\sigma_2(1 - \lambda)} + \frac{1}{\lambda} \right] \left( \frac{\lambda}{\tau} \right)^2 \left( \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) + \left[ \frac{1}{\tau} + \frac{1}{\sigma_2(1 - \lambda)} \right]$ ,式(10)证毕。当 $\sigma_2 >$

1,可推得 $\frac{d\ln\lambda}{d\ln k} = \frac{d\ln\lambda}{d\ln\tau} \frac{d\ln\tau}{d\ln k} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{\lambda}{\tau^2} \frac{\sigma_2 - 1}{\sigma_2 G(\tau)}$ ,式(11)证毕。从式(17)微分方程可

以看出 $\{d\tau, d\lambda\}$ 与 $M_1$ 无关,因此 $\frac{d\ln\tau}{d\ln M_1} = \frac{d\ln\lambda}{d\ln M_1} = 0$ ,式(12)证毕。

命题1背后的经济含义是:要素配置与结构转型受要素再平衡效应这一新机制驱动。由于部门异质性要素替代弹性,资本深化使劳动要素相对成本上升,灵活部门2倾向于使用资本而减少劳动投入,使CC曲线向上移动,部门内要素投入结构呈反方向变化。由于参数取值满足 $\left(\frac{1}{\sigma_1} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_1 > \left(\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_2$ 条件,

具体为 $\frac{(1 - \sigma_2)}{\sigma_2}\theta_2 < 0$ 成立,使LM曲线向上移动。其内在含义是资本深化效应促使部门2生产扩张的同时,导致产品相对价格下降。当 $\sigma_2 > \varepsilon = 1$ 时,相对价格效应发挥主导作用机制促使劳动流向替代弹性较低的部门1,LM曲线斜率为负且向上移动,在此 $\alpha_2 = \alpha_1 = \alpha$ ,满足条件 $\theta_1 - \theta_2 < \frac{\sigma_2 - \sigma_1}{\varepsilon - \sigma_2}(1 - \theta_2)$ 条件,决定了CC

曲线向上移动的幅度大于 LM 曲线, 产业结构转型的最终结果是部门 1 的资本占比下降而劳动占比上升。同样, 部门 2 要素增进型技术进步发挥的作用机制与传导路径与资本深化效应一致, 但作用结果相反。

## 2.2 相对价格效应发挥“主导机制”

为了分析异质性要素产出弹性对产业结构变迁的内在作用机制, 作出假设 2:  $\sigma_2 = \sigma_1 = 1, \alpha_2 > \alpha_1$  且  $\varepsilon < 1$ , 提出要素流动的方向由下列命题 2 决定:

$$\frac{d \ln \tau}{d \ln k} = \frac{(1 - \varepsilon)(\alpha_2 - \alpha_1)(1 - \tau)}{1 + (1 - \varepsilon)(\alpha_2 - \alpha_1)(\tau - \lambda)} > 0 \quad (18)$$

$$\frac{d \ln \lambda}{d \ln k} = \frac{d \ln \tau}{d \ln k} \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{1 - \alpha_2}{1 - \alpha_1} \frac{\lambda}{\tau} > 0 \quad (19)$$

$$\frac{d \ln \tau}{d \ln M_2} = - \frac{d \ln \tau}{d \ln M_1} \frac{1 - \alpha_2}{1 - \alpha_1} = \frac{(1 - \varepsilon)(1 - \tau)(1 - \alpha_2)}{1 + (1 - \varepsilon)(\alpha_2 - \alpha_1)(\tau - \lambda)} > 0 \quad (20)$$

$$\frac{d \ln \lambda}{d \ln M_2} = - \frac{d \ln \lambda}{d \ln M_1} \frac{1 - \alpha_2}{1 - \alpha_1} = \frac{d \ln \tau}{d \ln M_2} \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{1 - \alpha_2}{1 - \alpha_1} \frac{\lambda}{\tau} > 0 \quad (21)$$

其中, 当  $\varepsilon > 1$  时, 命题 2 的结论符号相反。

**证明:** 在假设 2 情形下, 整理式 (8) 和式 (9) 得到 CC 曲线和 LM 曲线的等价形式:

$$CC \equiv \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \frac{1 - \alpha_2}{1 - \alpha_1} \frac{\lambda}{1 - \lambda} = \frac{\tau}{1 - \tau} \quad (22)$$

$$LM \equiv \left( \frac{1 - \gamma}{\gamma} \right) \left( \frac{1 - \alpha_2}{1 - \alpha_1} \right) \left[ k^{\alpha_1 - \alpha_2} \cdot \frac{M_1^{1 - \alpha_1}}{M_2^{1 - \alpha_2}} \cdot \frac{\tau^{\alpha_1}}{(1 - \tau)^{\alpha_2}} \frac{\lambda^{1 - \alpha_1}}{(1 - \lambda)^{1 - \alpha_2}} (1 - \tau) \right]^{\frac{\sigma_2 - 1}{\sigma_2}} \frac{1 - \varepsilon}{\varepsilon} \\ = \frac{1 - \lambda}{\lambda} \quad (23)$$

关于式 (22) 两边对时间  $t$  求导, 整理可得:

$$d \ln \lambda = \frac{1 - \lambda}{1 - \tau} d \ln \tau, \quad d \ln \left( \frac{1 - \lambda}{1 - \tau} \right) = \frac{\tau - \lambda}{1 - \tau} d \ln \tau \quad (24)$$

将式 (23) 中任意变量  $\frac{z^{\alpha_1}}{(1 - z)^{\alpha_2}}$  变形为  $\left( \frac{z}{1 - z} \right)^{\alpha_1} (1 - z)^{\alpha_2 - \alpha_1}$ , 式 (22) 代入式 (23) 整理可得:

$$\left( \frac{1 - \gamma}{\gamma} \right) \left( \frac{1 - \alpha_2}{1 - \alpha_1} \right) \left[ k^{\alpha_1 - \alpha_2} \cdot \frac{M_1^{1 - \alpha_1}}{M_2^{1 - \alpha_2}} \cdot \left( \frac{1 - \alpha_2}{1 - \alpha_1} \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \right)^{\alpha_1} \left( \frac{1 - \lambda}{1 - \tau} \right)^{\alpha_2 - \alpha_1} \right]^{\frac{1 - \varepsilon}{\varepsilon}} \\ = \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (25)$$

方程两端同乘幂 $\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}$ ,再关于两边对时间 $t$ 求导,整理可得:

$$\begin{aligned} & [(1-\varepsilon)(1-\tau)][(\alpha_2-\alpha_1)d\ln k-(1-\alpha_1)d\ln M_1+(1-\alpha_2)d\ln M_2] \\ & = [1+(1-\varepsilon)(\alpha_2-\alpha_1)(\tau-\lambda)]d\ln\tau \end{aligned} \quad (26)$$

其中, $d\ln\tau$ 关于 $\{d\ln k, d\ln M_1, d\ln M_2\}$ 分别求偏导,可得结论式(18)和式(20),证毕。

根据式(22)CC曲线变形及式(25)结论,推导 $\frac{d\ln\lambda}{d\ln k} = \frac{d\ln\lambda}{d\ln\tau} \frac{d\ln\tau}{d\ln k} = \frac{1-\lambda}{1-\tau} \frac{d\ln\tau}{d\ln k} = \frac{\alpha_1(1-\alpha_2)\lambda}{\alpha_2(1-\alpha_1)\tau} \frac{d\ln\tau}{d\ln k}$ ,式(19)证毕。同样的思路,可以证明式(21)结论。

命题2背后的经济含义是:要素流动与结构转型的经济机制是要素密集度差异产生的相对价格效应。由于要素替代弹性等于单位值,CC曲线因要素再平衡效应失效而固定不变。但部门间资本密集度存在差异,由于参数取值满足 $\left(\frac{1}{\sigma_1}-\frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_1 > \left(\frac{1}{\sigma_2}-\frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_2$ 条件,具体为 $\alpha_1 > \alpha_2$ ,使LM曲线斜率为负且向上移动。其内在含义是深化效应使资本产出弹性较高的部门2生产扩张快于部门1,当 $\varepsilon < 1$ 时,相对价格效应使部门发挥主导机制使部门2成为要素净流出部门,导致部门1资本和劳动占比同时上升,反之亦然。同样地,要素增进型技术进步发挥作用机制及作用结果,与资本深化效应是同方向一致的。

### 2.3 技术进步发挥“主导机制”

为了分析技术进步增长差异对产业结构变迁的内在作用机制,作出假设3: $\sigma_2 = \sigma_1 = 1, \alpha_2 = \alpha_1 = \alpha$ 且 $\varepsilon < 1$ ,存在 $\frac{\dot{M}_1}{M_1} \neq \frac{\dot{M}_2}{M_2} \neq 0$ ,提出要素流动的方向由下式决定的命题3:

$$\frac{d\ln\tau}{d\ln k} = \frac{d\ln\lambda}{d\ln k} = 0 \quad (27)$$

$$\begin{aligned} \frac{d\ln\lambda}{d\ln M_2} &= \frac{d\ln\tau}{d\ln M_2} = -\frac{d\ln\lambda}{d\ln M_1} \frac{M_2}{M_1} \\ &= -\frac{d\ln\tau}{d\ln M_1} \frac{M_2}{M_1} = \left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right)^\varepsilon (1-\alpha)(1-\varepsilon) \left(\frac{M_2}{M_1}\right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)} \lambda > 0 \end{aligned} \quad (28)$$

其中,当 $\varepsilon > 1$ 时,命题3的结论符号相反。

**证明:**在假设3情形下,整理式(8)和式(9)得到CC曲线和LM曲线的等价形式:

$$CC \equiv \frac{\lambda}{1-\lambda} = \frac{\tau}{1-\tau} \quad (29)$$

$$LM \equiv \left[ 1 + \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right)^\varepsilon \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)} \right]^{-1} = \lambda \quad (30)$$

观察 CC 曲线与 LM 曲线刻画的要素配置结构, 仅是扩展型技术进步的函数, 与资本存量无关, 故  $\frac{d\ln\tau}{d\ln k} = \frac{d\ln\lambda}{d\ln k} = 0$ 。分别关于式 (29) 和式 (30) 两边对时间  $t$  求导, 整理可得:

$$d\ln\tau = \frac{1-\tau}{1-\lambda} d\ln\lambda \quad (31)$$

$$\frac{d\ln\lambda}{dM_2} = - \frac{(1-\alpha)(\varepsilon-1) \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right)^\varepsilon \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)-1} \frac{1}{M_1}}{1 + \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right)^\varepsilon \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)}} \quad (32)$$

进一步变形式 (32) 可推得式 (28) 部分结论:

$$\begin{aligned} \frac{d\ln\lambda}{d\ln M_2} &= - \frac{(1-\alpha)(\varepsilon-1) \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right)^\varepsilon \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)-1} \frac{M_2}{M_1}}{1 + \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right)^\varepsilon \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)}} \\ &= (1-\alpha)(1-\varepsilon) \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right)^\varepsilon \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)} \lambda \end{aligned} \quad (33)$$

因为  $\sigma_2 = \sigma_1 = 1$  且  $\alpha_2 = \alpha_1 = \alpha$ , 故  $\lambda = \tau, \frac{1-\lambda}{1-\tau} = 1$ 。推导  $\frac{d\ln\tau}{d\ln M_2} = \frac{d\ln\tau}{d\ln\lambda} \frac{d\ln\lambda}{d\ln M_2} = \frac{1-\tau}{1-\lambda} \frac{d\ln\lambda}{d\ln M_2} = \frac{d\ln\lambda}{d\ln M_2}$ , 可知  $\frac{d\ln\lambda}{d\ln M_2} = (1-\alpha)(1-\varepsilon) \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} \right)^\varepsilon \left( \frac{M_2}{M_1} \right)^{(1-\alpha)(\varepsilon-1)} \lambda$ 。从式 (30)

LM 曲线观察发现,  $M_1$  与  $M_2$  作用机制具有对称性, 差异之处在于符号相反。

命题 3 背后的经济含义是: 要素流动与结构转型的经济机制是 TFP 增长率差异产生的相对价格效应。当  $\sigma_2 = \sigma_1 = 1, \alpha_2 = \alpha_1 = \alpha$  时, 要素再平衡效应失效且 CC 曲线与 45° 线重合, 各部门资本-劳动最优配比与总量经济相等。由于参数取值不满足件  $\left( \frac{1}{\sigma_1} - \frac{1}{\varepsilon} \right) \theta_1 > \left( \frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\varepsilon} \right) \theta_2$ , 具体为  $\left( \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \right) \alpha = \left( \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \right) \alpha$  左右恒等, 意味着资本深化或不同部门技术进步同比例增长均不会引起 LM 曲线移动。而仅有  $\frac{\dot{M}_2}{M_2} \neq \frac{\dot{M}_1}{M_1} \neq 0$  TFP 增速差异是引起要素流动的唯一动因。其内在含义是, 部门 2 以相对更快的要素增进型技术进步使部门 2 生产扩张, 当  $\varepsilon < 1$  时, 相对价格效应发挥主导作用机制使技术进步较快部门的资本、劳动比重下降, 使 LM 曲线斜率为负且向上移动。

## 2.4 结构转型的一般作用机理和成因逻辑

从供给侧和需求侧两个方面总结归纳结构转型的作用条件和成因逻辑的更一般形式,总结归纳命题1~命题3的相应结论,以期理顺产业结构变迁的动因、效应及内在作用机理。

**证明:**假设在 $\tau$ 不变情形下,求解资本存量增长所引起的CC曲线劳动比重 $\lambda$ 变化,式(8)两边对时间 $t$ 求导,对任意变量 $Z$ ,满足 $d\log(1-Z) = \frac{-Z}{1-Z}d\log Z$ , $g(z)$ 表示增长率,整理可得:

$$\left(\frac{1}{\sigma_1} + \frac{\lambda}{\sigma_2(1-\lambda)}\right) d\ln\lambda = \left(\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\sigma_1}\right) d\ln k \quad (34)$$

$$g(\lambda_{CC}) = \frac{\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\sigma_1}}{\frac{1}{\sigma_1} + \frac{\lambda}{\sigma_2(1-\lambda)}} g(k) \quad (35)$$

进一步求解资本存量增长所引起LM曲线劳动比重 $\lambda$ 的变化,式(9)两边对时间 $t$ 求导,利用任意部门产出 $d\log Y_s = (1-\theta_s)d\log(M_s L_s) + \theta_s d\log K_s$ ,整理可得:

$$\begin{aligned} & \left[\frac{\theta_1}{\sigma_1} + \frac{\theta_2\lambda}{\sigma_2(1-\lambda)}\right] d\ln\lambda + \frac{1}{\varepsilon} \left[(1-\theta_1) + \frac{(1-\theta_2)\lambda}{1-\lambda}\right] d\ln\lambda \\ & = \left[\left(\frac{1}{\sigma_1} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_1 - \left(\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_2\right] d\ln k \end{aligned} \quad (36)$$

进一步化简合并, $g(z)$ 表示增长率,整理可得:

$$g(\lambda_{LM}) = \frac{\left[\left(\frac{1}{\sigma_1} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_1 - \left(\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_2\right]}{\frac{\theta_1}{\sigma_1} + \frac{\theta_2\lambda}{\sigma_2(1-\lambda)} + \frac{1}{\varepsilon} \left[(1-\theta_1) + \frac{(1-\theta_2)\lambda}{1-\lambda}\right]} g(k) \quad (37)$$

由于要素异质性替代弹性条件下资本深化或技术进步引起的相对价格效应、相对边际产出效应的大小差异决定了CC曲线和LM曲线向上或向下移动及幅度。从表现形式看,异质性要素替代弹性、资本深化和技术进步共同引起的相对价格变化具有一致性,但从作用渠道来看,背后的作用机理完全不同。产业结构变迁由要素再平衡效应、相对价格效应和相对边际产出效应共同推动,经济结构变化因不同机制发挥主导作用而呈不同的特征事实。要素再平衡效应和相对边际产出效应动力大小依赖于要素替代弹性,前者偏向要素替代性,后者偏向要素互补性,决定了部门内部要素投入结构;而相对价格效应取决于产品需求替代弹性,决定了部门间要素流动的方向和要素配置结构。图2刻画了参数设定不同情形下资本深化效应所引起的资本-劳动要素配置结构变化,分别

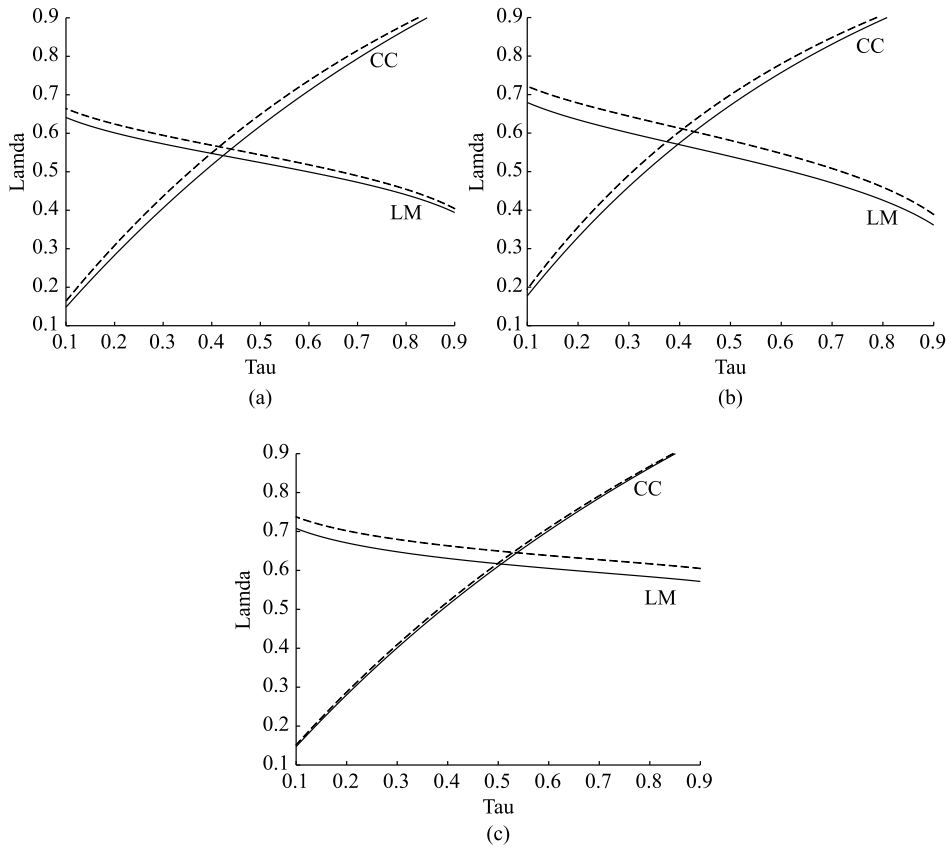


图 2 资本深化效应下资本-劳动要素配置结构变化

注：(a) 图基准模型参数取值与图 1 一致， $\gamma=0.5, \varepsilon=0.5, \sigma_1=1, \sigma_2=1.2, \alpha_1=0.3, \alpha_2=0.4, M_1=M_2=1$ ；  
 (b) 图参数差异： $\alpha_2=0.5$ ；(c) 图参数差异： $\sigma_2=1.05$ 。实线：人均资本  $k=1$ ；虚线：人均资本  $k=2$ 。

是要素再平衡效应、要素密集度效应、相对价格效应发挥主导机制时决定了要素流动和结构转型的方向。

### 3 数据说明与参数估计

#### 3.1 数据说明

本文将第一产业划分为农业，将第二产业与第三产业合并划分为非农产业，选择 1984—2017 年<sup>①</sup>为样本区间分别核算三次产业基础数据。数据来源于

<sup>①</sup> 为了与 KLEMS 数据基期保持一致，数据选取 1980 年作为起始点，但由于 1980—1982 年国民经济各行业基本建设投资中缺失“采掘业；电力、煤气及水的生产和供应业；社会服务业；卫生、体育和社会福利业；其他行业”原始数据，故样本区间从 1984 年开始。

历年《中国统计年鉴》《中国固定资产投资统计年鉴》《中国房地产统计年鉴》和 WORLD KLEMS 提供的中国 1981—2010 年历年投入产出表。

### 1) 产业增加值

本文采用生产法核算国内生产总值及其三次产业增加值构成。利用当年价 GDP 和不变价 GDP 数据计算得到 1984 年为基期的 GDP 平减指数。

### 2) 产业资本投入的估算

本文三次产业资本存量估计是建立在细分行业系统估算的基础上,分行业资本存量估算难点处理与永续盘相关细节设定说明如下:

(1) 针对 1984—1995、1999—2001 年分行业固定资产投资数据未统计的问题。参照田友春(2016)分行业资本存量估算方法,按照 1996、1997 年基本建设和更新改造投资之和占全国固定资产投资分行业比例(几何平均数),去除 1995 年细分行业基本建设与更新改造投资之和得到 1995 年分行业全社会固定资产投资,依次递推得到 1984—1994 年分行业投资数据。进一步加总各分行业投资数据与《中国固定资产投资统计年鉴》中的总量数据对比调整“高估”部分。其中,1999—2001 年中间年份缺失值依据 1998、2002 年数据按线性插值法补齐。

(2) 样本区间 1984—2017 年存在行业分类不一致问题。将 1984—2002 年 16 个细分行业(按照 GB/T 4754-94 分类)和 2004—2017 年 19 个细分行业(按照 GB/T 4754-02 分类)先调整为 2002 年行业分类,再参照 CIP 标准调整合并为统一的 14 个行业<sup>①</sup>。

(3) 永续盘存法中的投资额选取与估算方法。本文选择支出法 GDP 资本形成中的固定资本形成作为投资数据(朱天等,2017),参考孙琳琳和任若恩(2014)、许宪春(2020)分行业固定资本形成数据计算方法。先得到分行业固定资本形成第一次调整数据,进一步按照第一次调整的各行业投资结构比例拆分“高估部分”调整量,分摊到各行业为第二次调整最终结果,即为 1984—2017 各行业固定资本形成额,亦为永续盘存法中的投资额。在此,固定资产投资价格指数选取采用孙琳琳和任若恩(2014)、许宪春(2020)的方法。

(4) 异质性折旧率计算方法与细节处理。参考田友春(2016)利用投入产出表折旧估算率方法,选择 2002、2007 年相邻投入产出表和迭代公式,用 EXCEL 中的“模拟分析-单变量求解”可解得递推公式一元五次方程中的折旧率,分行业折旧率求解结果在表 1 中汇报。

### 3) 产业劳动投入

1984—2010 年三次产业就业人员数采用 WORLD KLEMS 中国分行业合并

<sup>①</sup> 农、林、牧、渔业,采矿业,制造业,电力、燃气及水的生产和供应业,建筑业,交通运输、仓储和邮政通信业,批发、零售、贸易和餐饮业,金融业,房地产业,租赁、科学、技术和商务服务业,教育、文化、体育和娱乐业,卫生和社会工作,政府机关水利、环境与其他服务业。

劳动投入数据,2011—2017 年缺失数据利用《中国统计年鉴》劳动投入增长率推算可得。

#### 4) 产业要素收入份额与要素价格

细节设定如下:

(1) 测算资本收入份额。总体思路是:利用逢 0、2、5、7 年份投入产出表和延长表中的分行业资本报酬除以分行业增加值得到分行业资本收入份额系数基础上,用插值法和外推法估算未公布年份的系数值,再利用资本收入份额系数乘以各年份行业增加值,得到 1984—2017 年资本报酬时间序列值。但是官方分行业增加值自 2004 年以后开始公布,对于 1984—2003 年分行业增加值补充来源于 WORLD KLEMS 投入产出表,并将其按照 CIP 行业分类的 37 个行业合并调整为与本文行业分类一致的 14 个行业。

(2) 测算劳动收入份额。相应的分行业劳动报酬为分行业增加值减去资本报酬,劳动收入份额为 1 减去资本收入份额。

(3) 将 14 个分行业增加值、资本报酬和劳动报酬分类加总得到三次产业数据,三次产业资本价格与劳动价格分别由平减后的资本报酬和劳动报酬除以各产业资本投入和劳动投入计算得到。

表 1 迭代法估计 14 个行业折旧率的结果

行业	农、林牧、渔业	采矿业	制造业	电气水供应业	建筑业	交通运输	金融业	房地产业
折旧率	0.0973	0.0687	0.0720	0.01317	0.0811	0.0298	0.3339	0.0478
行业	租赁和商务服务	教育	卫生社会保障	公共管理、社会保障和 组织	水利、环境和其他 服务业			
折旧率	0.02077	0.0275	0.0861	0.0278	0.0149			

### 3.2 供给侧参数估计

参照 Klump et al. (2007) 构建标准化供给面系统,采用似不相关估计 (NLSUR) 方法,对如下式(38)标准化供给面系统方程中关键参数进行估计。

$$\log\left(\frac{Y_{it}}{\bar{Y}_i}\right) = \log(\xi_i) + \frac{\sigma_i - 1}{\sigma_i} \log\left[\bar{\pi}_i \left(\frac{e^{g_{ik}(t,t_0)} K_{it}}{\bar{K}_i}\right)^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} + (1 - \bar{\pi}_i) \left(\frac{e^{g_{il}(t,t_0)} L_{it}}{\bar{L}_i}\right)^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}}\right] + \nu_{yit}$$

$$\log(r_{it}) = \log\left(\frac{\bar{\pi}_i}{1 + \mu_i} \frac{\bar{Y}_i \xi_i}{\bar{K}_i}\right) + \frac{1}{\sigma_i} \log\left(\frac{Y_{it}/\bar{Y}_i \xi_i}{K_{it}/\bar{K}_i}\right) + \frac{\sigma_i - 1}{\sigma_i} g_{ik}(t, t_0) + \nu_{kit}$$

$$\log(w_{it}) = \log\left(\frac{(1 - \bar{\pi}_i)}{1 + \mu_i} \frac{\xi_i}{\bar{L}_i}\right) + \frac{1}{\sigma_i} \log\left(\frac{Y_{it}/\bar{Y}_i \xi_i}{L_{it}/\bar{L}_i}\right) + \frac{\sigma_i - 1}{\sigma_i} g_{il}(t, t_0) + \nu_{lit} \quad (38)$$

其中,  $\mu_i$  反映市场价格加成,取  $\{\bar{Y}_i, \bar{K}_i, \bar{L}_i\}$  几何平均数设定实际产出、资本和劳动的标准化基准点值,取  $\{\bar{\pi}_i, \bar{t}\}$  算数平均数设定资本收入份额和时间基准点。

依据 Box-Cox 一般可变框架形式设定  $g_{ij}(t, t_0) = \frac{\gamma_{ij} t_0}{\lambda_{ij}} \left[ \left( \frac{t}{t_0} \right)^{\lambda_{ij}} - 1 \right]$ ,  $j = k, l$ , 参数  $\gamma_{ij}, \lambda_{ij}$  分别表示要素技术进步的增长参数和技术曲率。一般情形下,  $\gamma_{ij} \geq 0$  意味着要素技术进步是非退步的, 关键在于  $\lambda_{ij}$  取值决定不同形式的要素效率。当  $\lambda_{ij} = 1$  ( $\lambda_{ij} > 1$  或  $0 < \lambda_{ij} < 1, \lambda_{ij} = 0$ ) 时, 要素效率增长率相应转化为线性(指数递增或递减形, 对数形)不同增长形式, 由此对应的标准化技术进步表达式分别为:  $g_{ij}(t, t_0) = \gamma_{ij}(t - t_0)$ ,  $g_{ij}(t, t_0) = \frac{\gamma_{ij} t_0}{\lambda_{ij}} \left[ \left( \frac{t}{t_0} \right)^{\lambda_{ij}} - 1 \right]$ ,  $g_{ij}(t, t_0) = t_0 \gamma_{ij} \ln \left( \frac{t}{t_0} \right)$ ,  $j = k, l$ 。本文放松以往研究在 Box-Cox 可变框架形式下将要素增强型技术进步形式设为不变或指数形特定形式, 而是变换不同技术进步形式的组合并估计要素效率在不同增长形式下参数取值, 比较数值拟合情况采纳“真实”形式。表 2 汇报了最优拟合效果下的参数估计值。

表 2 标准供给面系统方法下的要素替代弹性及其他参数估计结果

	$\bar{\pi}_s$	$\mu_s$	$\xi_s$	$\sigma_s$	$\gamma_{sk}$	$\lambda_{sk}$	$\gamma_{sl}$	$\lambda_{sl}$
总体经济	0.4338*** (0.0058)	0.0041*** (0.0007)	0.9934*** (0.0080)	0.5803*** (0.0068)	-0.0260*** (0.0017)	—	0.0879*** (0.0016)	0.9384*** (0.0341)
农业	0.0796*** (0.0027)	0.0039*** (0.0014)	0.8360*** (0.0092)	0.6028*** (0.0106)	-0.5453*** (0.0668)	—	0.0503*** (0.0009)	1.7051*** (0.0699)
非农业	0.5360*** (0.0094)	-0.0363*** (0.0047)	1.0412*** (0.0113)	0.6661*** (0.0334)	0.0038 (0.0041)	0.5184 (1.8358)	0.0635*** (0.0043)	0.5279*** (0.1246)

注: 括号内报告标准误 Std. Err.; \*\*\* 表示在 1% 的置信水平显著。

分析表 2 参数估计结果。中国总体经济替代弹性为 0.5803, 反映要素之间呈互补性, 与戴天仕和徐现祥(2010)估计结果一致。中国各产业部门要素替代弹性均小于 1, 农业部门要素替代弹性为 0.6028 小于非农业部门 0.6661。进一步判断不同部门要素增进型技术进步的形式, 结果发现: 农业呈劳动指数形、资本对数形增进, 非农产业呈劳动指数形增进、资本无效率增进的形式, 整体经济技术进步更偏向劳动指数、资本线性形的技术增进形式。

### 3.3 需求侧参数估计

从需求侧将最终产品生产投入的中间品转为消费、投资最终需求, 参照 Herrendorf et al. (2021) 将式(1)扩展为不同部门构成非位似效用函数  $Y_t = \left[ \omega_a (Y_{at} + \bar{a})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \omega_n Y_{nt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ , 根据家庭预算约束条件和静态最优条件推得两部门产出的相对需求结构满足:

$$\frac{p_{at}Y_{at}}{p_{nt}Y_{nt}} = \frac{\omega_a}{\omega_n} \left( \frac{p_{at}}{p_{nt}} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{p_{at}\bar{a}}{p_{nt}Y_{nt}} \quad (39)$$

其中,非位似部分  $\bar{a}$  体现了恩格尔效应,  $\bar{a} < 0$  意味着农业部门的产品需求收入弹性小于 1。将式(39)作为需求侧偏好参数估计方程,仍选用似不相关回归(NLSUR)方法,系统估计不同部门需求替代弹性  $\varepsilon$ 、非位似偏好  $\bar{a}$  和权重参数  $\{\omega_a, \omega_n\}$ 。估计结果如表 3 所示。

表 3 需求侧模型参数估计结果

$\varepsilon = \exp(b_0)$ , $w_a = \frac{1}{1+e^{b_1}}$ , $w_n = \frac{e^{b_1}}{1+e^{b_1}}$	转化方程			需求侧模型			
	$b_0$	$b_1$	$\bar{a}$	$\varepsilon$	$w_a$	$w_n$	RMES
参数值	0.3242 ***	2.3194 ***	-1975.9700 ***	1.3819 ***	0.0895 ***	0.0911 ***	0.0148

注:\*\*\*表示在 1% 的置信水平显著;由于函数非线性采用迭代法对  $|b_0, b_1|$  进行估计,表 3 汇报的 NLSUR 似不相关估计结果为通过转化方程计算的弹性和分配参数,故在此不再汇报标准误。

### 3.4 加总要素替代弹性的估计

本文借鉴 Miyagiwa and Papageorgiou(2007)在多部门动态一般均衡框架下估计 AES 理论模型,可以证明估计要素替代弹性的参数表达式为<sup>①</sup>:

$$\sigma_t = \gamma_{0t}\varepsilon + \gamma_{1t}\sigma_1 + \gamma_{2t}\sigma_2 \quad (40)$$

其中,  $\gamma_{0t}$ 、 $\gamma_{1t}$  和  $\gamma_{2t}$  均为权数,分别为  $\gamma_{1t} = \lambda_t\theta_{1t} + \tau_t(1-\theta_{1t})$ ,  $\gamma_{2t} = (1-\lambda_t)\theta_{2t} + (1-\tau_t)(1-\theta_{2t})$ ,  $\gamma_{0t} = (\theta_{2t}-\theta_{1t})(\lambda_t-\tau_t)$ 。观察式(40)背后的经济机制:一是要素替代弹性是产品需求替代弹性与各部门要素替代弹性的加权平均,弹性参数值均是外生的;二是加总要素替代弹性与各产业部门要素配置结构及要素收入份额有关,结构参数均是内生的。利用中国宏观经济数据可得结构数据,与表 2、表 3 估计得到的弹性参数值相结合,进一步计算中国加总要素替代弹性时变参数,估计结果如图 3 所示。

如图 3 所示,中国加总要素替代弹性从 1984 年的 0.8292 呈波动下降至 2017 年的 0.7373。由于中国农业部门资本存量投入占比与资本收入份额数值

<sup>①</sup> 证明过程见附录。需要指出的是,MP 框架下动态识别实现了要素替代弹性满足深层参数估计内生性关联性,且具有一致性。但其模型推导中发现,此处要素替代弹性是希克斯中性技术进步下界定的,忽略了要素增强系数。如何在有偏技术进步视角下动态识别要素替代弹性,需对其理论模型进一步拓展研究。

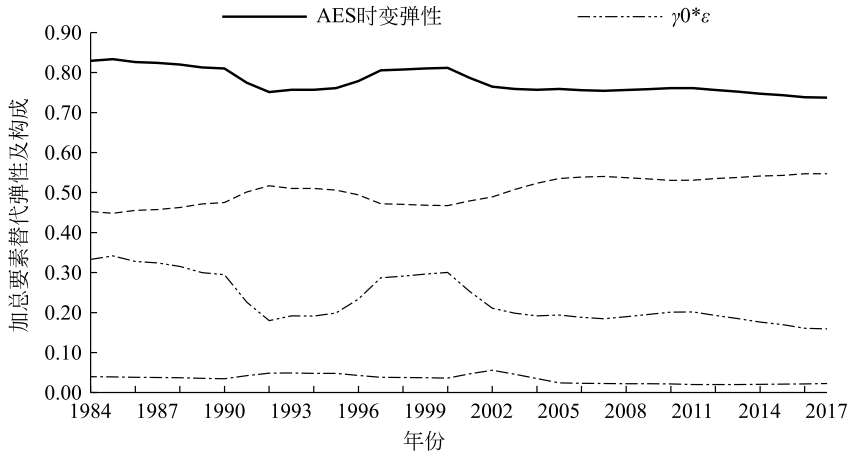


图3 加总要素替代弹性的动态估计与成因分解

非常小,加总要素替代可近似等于  $\sigma = \theta_2 \lambda \varepsilon + (1 - \lambda) \theta_2 \sigma_2$ , ( $\tau \approx 0, \theta_1 \approx 0$ )。图3进一步将加总要素弹性构成分解描绘,发现要素替代弹性变化的趋势与加权产品替代弹性一致,  $\gamma_0 \varepsilon$  是决定要素替代弹性大小变化的主要力量;而加权非农业部门要素替代弹性  $\gamma_2 \sigma_2$  整体呈上升趋势,说明要素替代弹性同资本积累、技术进步均是促进非农业部门发展的动力。与发达国家农业要素替代弹性大于1呈替代性实证结论 (Herrendorf et al., 2021) 相反,中国农业部门要素替代弹性小于1是要素替代弹性在2002年后呈下降趋势的成因。中国自2002年开始农村劳动力转移速度显著加快,但要素互补性使农业资本深化速度及要素密集度均显著低于非农业部门,使农业劳动投入占比下降未得到资本收入份额或资本密集度反向调节,导致加总要素替代弹性呈下降趋势。

## 4 数值模拟与反事实分析

### 4.1 数值模拟

参照 Herrendorf et al. (2015) 将要素增强型技术进步率设为  $A_{ik,t} = \frac{Y_{i0} e^{g_{ik}(t,t_0)}}{K_{i0}}$ ,  $A_{il,t} = \frac{Y_{i0} e^{g_{il}(t,t_0)}}{L_{i0}}$ , 最终产品生产函数可重新变形为  $Y_{it} = [\pi_{i0} (A_{ik,t} K_{it})^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} + (1 - \pi_{i0}) (A_{il,t} L_{it})^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}}]^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}}$ ,  $i \in \{a, n\}$ 。根据要素最优配置一阶条件和适当变形, 得到产业结构变迁中部门劳动投入规模如下:

$$L_{it} = \left[ \pi_{i0} \left( \frac{1 - \pi_{i0}}{\pi_{i0}} \frac{A_{il,t} r_{it}}{A_{ik,t} w_{it}} \right)^{1 - \sigma_i} + (1 - \pi_{i0}) \right]^{\frac{\sigma_i}{1 - \sigma_i}} \frac{Y_{it}}{A_{il,t}}, \quad i \in \{a, n\} \quad (41)$$

进一步利用式(41)计算整体经济、农业和非农业劳动投入规模模拟值,再计算不同部门就业比重模拟值,与实际数据结合捕捉中国产业结构变迁过程,数值模拟结果如图 4 所示。

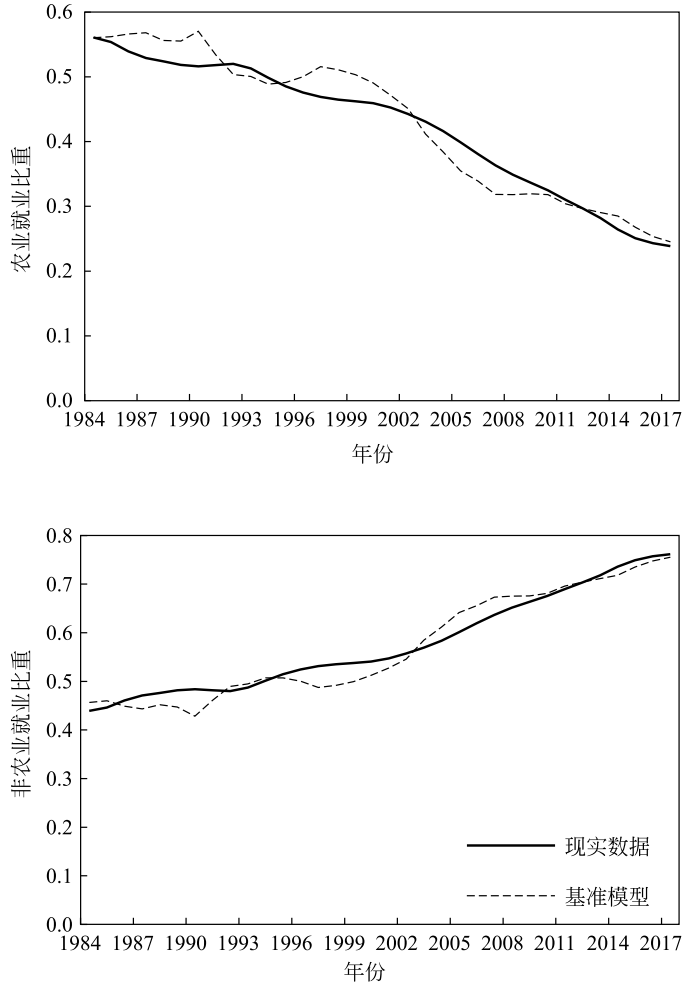


图 4 产业结构转型过程:基准模型

结合参数估计值大小量化理论模型分析中 CC 曲线和 LM 曲线生成的不同效应,寻找决定中国现实经济中产业结构转型的主导机制。首先,分析 CC 曲线的作用大小和变化幅度。由于农业和非农业部门要素替代弹性小于 1,决定 CC 曲线要素再平衡效应较小,中国工业增长资本积累引致非农业部门更密集地使用资本,在资本配置比例既定的情形下,要素再平衡效应发挥作用使农业部门 CC 曲线向上移动和劳动投入比例相对增加,但移动幅度较小;其次,分析 LM 曲线的方向、作用大小和变化幅度。在工业化发展历程中,资本积累、劳动技能和

技术进步等引起非农业部门产品相对价格下降,由于农业与非农部门之间产品替代弹性 $\varepsilon > 1$ 而要素替代弹性 $\sigma < 1$ ,意味着负向相对价格效应 $(Y_i)^{-\frac{1}{\varepsilon}}$ 的力量小于正向相对边际产出效应 $(Y_i)^{\frac{1}{\sigma}}$ ,减弱相对价格效应使相对边际产出效应成为主导机制,引致要素边际产出随产出增加而增加,最终使非农业部门成为要素流入部门;最后,分析CC曲线和LM曲线共同作用的结果。农业部门LM曲线向上倾斜,基于参数估计值比较发现条件 $\left(\frac{1}{\sigma_1} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_1 > \left(\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{\varepsilon}\right)\theta_2$ 成立,决定非农产业的供给有利因素使农业部门LM曲线会向下移动,且LM曲线向下移动的幅度大于CC曲线向上移动的幅度,共同作用导致农业部门劳动和资本要素投入均下降,最终决定农业部门成为要素净流出部门。上述效应分析解释了图4非农业部门就业比重呈持续增长的变迁过程,而农业部门就业比重呈不断下降的趋势。结合中国现实经济,受制于农业较低的要素替代弹性,促使“剩余”劳动力由农业部门向非农部门转移发挥主导作用,尤其是1992年以后户籍制度改革、城乡劳动力自由流动和劳动力市场一体化改革,使农业劳动力呈不断下降趋势。中国工业化发展和资本积累的深化过程,提高了资本密集型工业部门的产出使相对价格下降,相对价格效应、要素再平衡效应和相对边际产出效应,均有利于要素投入进一步流向非农业部门。

## 4.2 反事实分析

这里使用两类反事实模拟方法<sup>①</sup>。为了评估要素密集度的影响,模拟结果如图5所示。在要素产出弹性同质化情境下,相对于基准模型,农业就业比重平均下降12.03个百分点,非农业就业比重同比上升12.03个百分点。中国分散化小农生产方式使农业发挥劳动力“蓄水池”作用,使其劳动密集程度和劳动收入份额远高于非农业部门,农业资本密集度增加诱致农业劳动占比下降。非农业部门就业比重提升意味着资本密集程度下降使其相应增加劳动投入。相比于要素产出弹性恒定于1984年水平情境,影响方向一致但影响程度相对有限,说明产业间要素密集度差异显著大于产业内部要素密集度变化。图5的政策含义是加快农业现代化进程,释放农业劳动向非农产业转移,有助于增加劳动供给和劳动收入份额的增加。

为了评估技术进步的影响,模拟结果如图6所示。将两个部门要素效率增长率分别按整体经济和部门要素效率增长率平均值设定。可以看到,由于整体

<sup>①</sup> 第一类模拟环境设定部门要素产出弹性、要素替代弹性与整体经济经济参数取值相同,要素效率增长率与1984—2017年整体经济技术进步增速相同;第二类模拟环境将要素替代产出弹性保持在1984年水平,要素替代弹性取单位值以及要素效率增长率按两部门平均技术进步增长率设定。

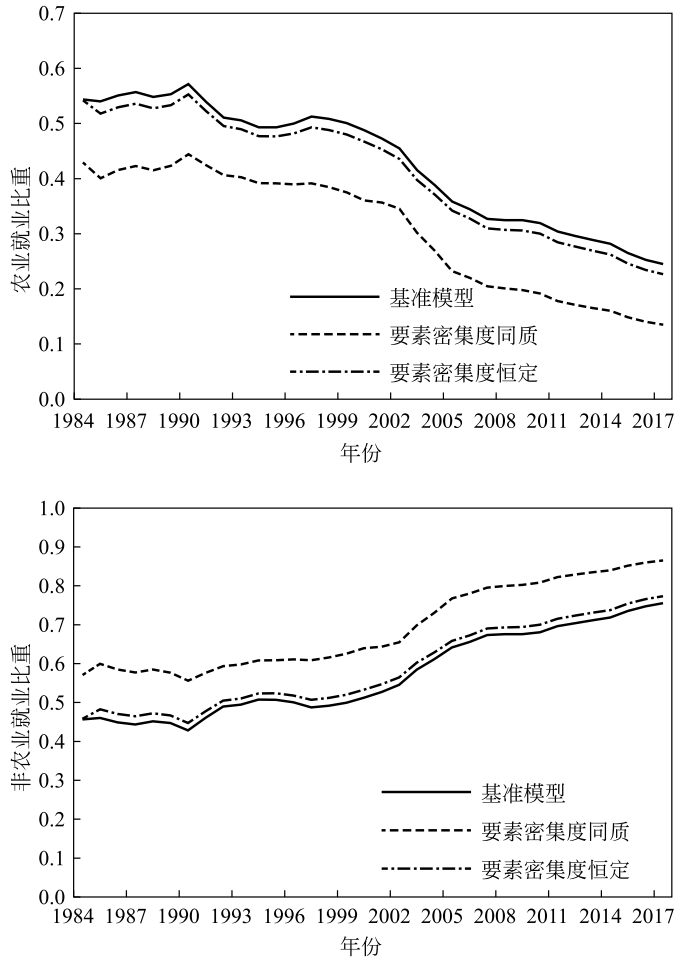


图 5 要素集中度对产业结构转型的影响:反事实模拟

经济与两个部门技术进步率均值差别不大,对两个部门就业比重的影响方向和影响程度非常接近。相比于基准模型,农业就业比重平均下降近 20 个百分点,工业就业比重变动刚好相反。农业部门技术进步率反事实上升形成有效劳动的增加而减少劳动投入,这是由于整体经济技术进步增长率显著高于农业部门,要素替代弹性较低决定农业有效劳动供给增加难以较大幅度提高农业产出,导致其有效劳动工资下降幅度大于农产品相对价格下降幅度,促使农业劳动向非农产业转移。非农业部门资本和劳动呈互补性,技术进步率反事实下降形成有效劳动减少而增加劳动投入。

为了评估要素替代弹性的影响,模拟结果如图 7 所示。将农业和非农业部门异质化要素替代弹性分别设定为同质化整体经济替代弹性与 C-D 生产函数单位弹性。结果发现,产业内要素替代弹性差异对产业结构转型影响不大,原因

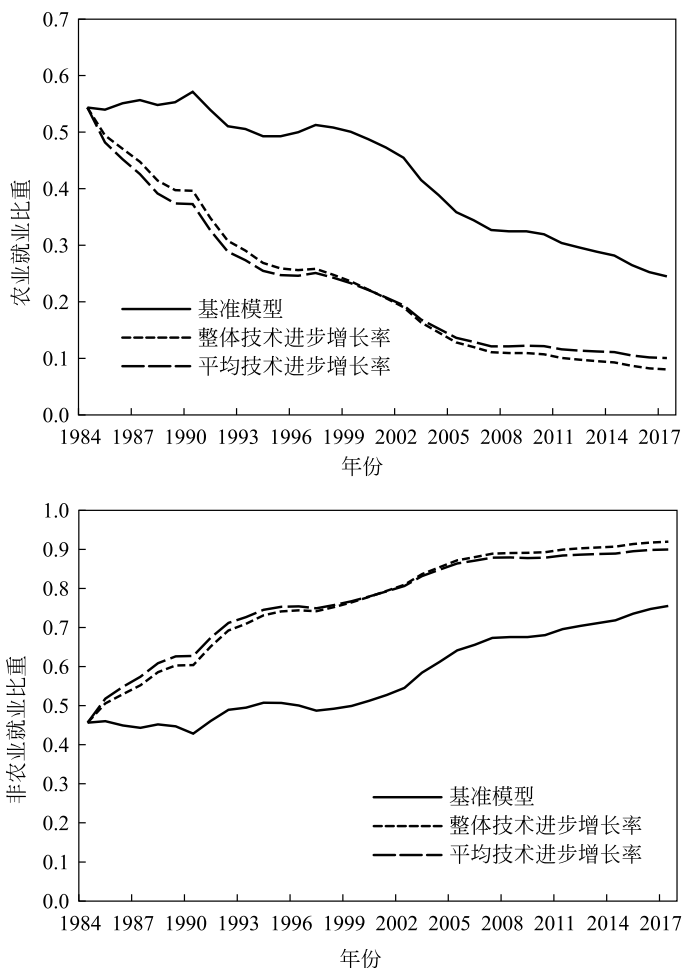


图6 技术进步对产业结构转型的影响:反事实模拟

在于整体经济与两个部门要素替代弹性均小于1且差别不大。要素替代弹性小于1在有偏技术进步决定技术进步偏向(收入分配结构)的方向时起着关键作用,但决定要素配置结构时要素再平衡效应小于相对价格效应,资本深化、技术进步的变化最终决定要素流动方向而发挥主导作用,要素替代弹性影响非常有限。

## 5 进一步讨论

根据本文三种情形基本假设,可以得到不同的结构转型过程。基于中国宏观数据经验研究发现相对价格效应是决定产业结构变迁的主导机制,而要素替代弹性影响非常有限。表明假设2、假设3更符合中国经济现实,意味着 $\sigma_1 =$

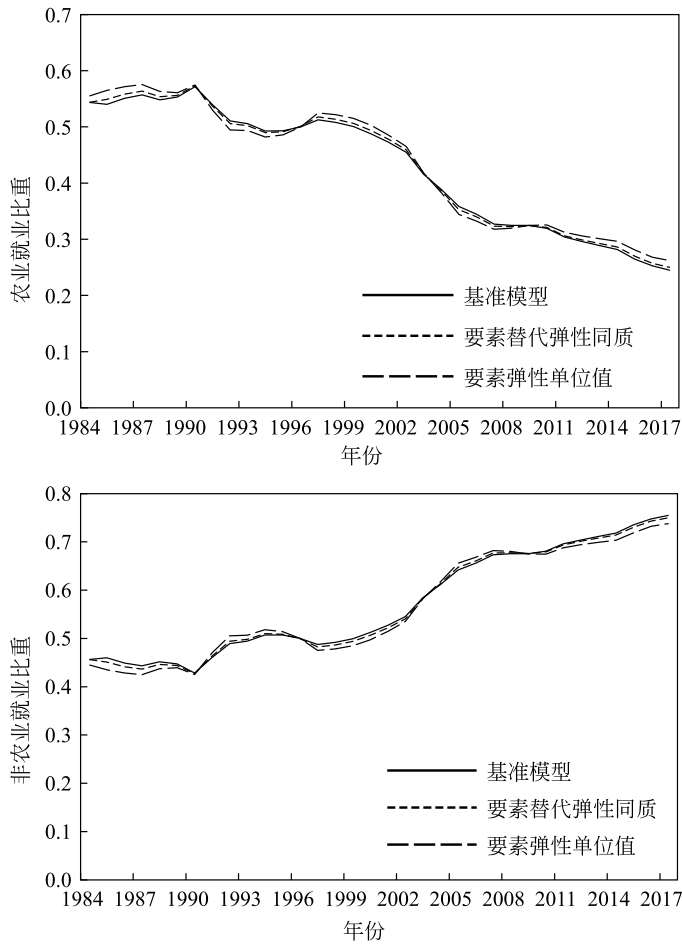


图 7 要素替代弹性对产业结构转型的影响:反事实模拟

$\sigma_2, \alpha_2 > \alpha_1, \varepsilon > 1$  且存在  $\frac{\dot{M}_1}{M_1} < \frac{\dot{M}_2}{M_2} \neq 0$  特征。在此情形下刻画出农业部门向非农业部门动态转移过程、平衡增长路径 (CGP) 和非平衡增长结构转型过程。其中, 用符号  $\hat{\cdot}$  表示动态积累率, 记  $\hat{Z} = \dot{Z}/Z$  为变量  $Z$  的增长率,  $g_{zi}$  为在  $i$  部门  $Z$  变量的增长速率,  $g_z$  为整体经济  $Z$  变量的增长速率。

首先, 分析平衡增长路径与经济结构转型的要素配置。构建动态积累方程分析农业部门和非农业部门资本、劳动要素配置结构是如何变化的, 并证明存在唯一的平衡增长路径, 在此路径上两个部门非平衡增长率决定结构转型过

程。定义变量  $\chi_i = \frac{K_i}{M_{2i}L_i}$ , 表示标准化的人均资本存量, 动态求解得其增长率  $\hat{\chi}_i =$

$$\hat{\chi}_i / \chi_i = \frac{\dot{K}_i}{K_i} - m_2 - n = \frac{sY_i}{K_i} - \delta - m_2 - n, \text{ 其中 } m_i \text{ 表示部门 } i \text{ 劳动增进型技术进}$$

步增长率。利用式(4)和式(5),整理可得 $\left(\frac{Y_{1t}}{Y_{2t}}\right)^{\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}} = \left(\frac{1-\tau_t}{\tau_t}\right) \left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) \frac{\alpha_1}{\alpha_2}$ ,在式(1)方程两端同除以 $Y_{2t}$ 变形为 $\frac{Y_t}{Y_{2t}} = \left[ \gamma \left(\frac{Y_{1t}}{Y_{2t}}\right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\gamma) \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ ,将二者相结合,可得:

$$\frac{Y_t}{Y_{2t}} = (1-\gamma)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \left[ \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \left(\frac{\tau_t}{1-\tau_t}\right) + 1 \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \equiv \eta \quad (42)$$

由此可得, $Y_t = \eta_t Y_{2t} = \eta_t (1-\lambda_t)^{(1-\alpha_2)} (1-\tau_t)^{\alpha_2} \chi_t^{\alpha_2-1} K_t$ ,代入 $\hat{\chi}_t$ 的动态增长率方程,可得:

$$\hat{\chi}_t = \dot{\chi}_t / \chi_t = S \eta_t (1-\lambda_t)^{(1-\alpha_2)} (1-\tau_t)^{\alpha_2} \chi_t^{\alpha_2-1} - (\delta + m_2 + n) \quad (43)$$

根据 $\left(\frac{Y_{1t}}{Y_{2t}}\right)^{\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}} = \left(\frac{1-\tau_t}{\tau_t}\right) \left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) \frac{\alpha_1}{\alpha_2}$ ,动态求解得 $\hat{\tau}_t = \frac{\dot{\tau}_t}{\tau_t} = -\left(\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}\right) (1-\tau_t) \left(\frac{\dot{Y}_{1t}}{Y_{2t}}\right)$ 。由于 $\frac{Y_{1t}}{Y_{2t}} = \left[ \lambda_t^{1-\alpha_1} (1-\lambda_t)^{-(1-\alpha_2)} \tau_t^{\alpha_2} \cdot (1-\tau_t)^{-\alpha_2} \chi_t^{\alpha_1-\alpha_2} \left(\frac{M_{1t}}{M_{2t}}\right)^{1-\alpha_1} \right]$ ,增长率为 $\left(\frac{\dot{Y}_{1t}}{Y_{2t}}\right) =$

$\left[ (1-\alpha_1) + \frac{(1-\alpha_2)\lambda_t}{1-\lambda_t} \right] \frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} + \alpha_1 \frac{\dot{\tau}_t}{\tau_t} + \frac{\alpha_2 \tau_t \dot{\tau}_t}{1-\tau_t} + (\alpha_1 - \alpha_2) \frac{\dot{\chi}_t}{\chi_t} + (1-\alpha_1)(m_2 - m_1)$ ,再利用 $d \ln \lambda_t = \frac{1-\lambda_t}{1-\tau_t} d \ln \tau_t$ ,进一步化简并代入 $\hat{\tau}_t$ 的动态增长率方程,可得:

$$\hat{\tau}_t = \dot{\tau}_t / \tau_t = \frac{(1-\tau_t) [(\alpha_2 - \alpha_1) \hat{\chi}_t + (1-\alpha_1)(m_2 - m_1)]}{(1-\varepsilon)^{-1} + (\alpha_2 - \alpha_1)(\tau_t - \lambda_t)} \quad (44)$$

此处, $\eta_t = (1-\gamma)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \left[ \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \left(\frac{\tau_t}{1-\tau_t}\right) + 1 \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ , $1-\lambda_t = \left[ 1 + \left(\frac{1-\tau_t}{\tau_t}\right) \left(\frac{1-\alpha_2}{1-\alpha_1}\right) \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \right]^{-1}$ 。

其次,分析鞍点稳态与经济结构转型的演进趋势。结合CGP路径上 $\hat{\chi}_t = b$ , $b$ 为常数,对式(43)关于时间求导,发现 $\partial \tau_t / \partial \chi_t =$

$$\frac{(1-\alpha_2)\tau_t(1-\tau_t)}{\chi_t \left[ \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \cdot \frac{\alpha_1(1-\tau_t)}{(\alpha_2(1-\tau_t) + \alpha_1\tau_t)\tau_t} + (1-\alpha_1)\lambda_t + \alpha_2\tau_t \right]} < 0, \text{说明随着人均有效资本存}$$

量 $\chi_t$ 的增加, $\tau_t$ 呈单调地持续下降,最终退化于 $\tau^* = 0$ 。此时, $\hat{\tau} = 0$ 与 $\hat{\chi} = 0$ 曲线相交,可得均衡点:

$$\chi^* = \left( \frac{S(1-\gamma)^{\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)}}{\delta + m_2 + n} \right)^{\frac{1}{1-\alpha_2}}, \quad \tau^* = \lambda^* = 0 \quad (45)$$

均衡点 $E(\chi^*, \tau^*)$ 是经济系统唯一的鞍点稳态,表明在给定初始状态变量 $\{\chi_0,$

$A_0 = \frac{M_{20}}{M_{10}}, \tau_0 \}$  之后经济会沿着唯一的平衡增长路径 (CGP) 收敛到均衡点, 满足动态积累方程式 (44) 和式 (45)。

最后, 分析非平衡增长与结构转型的收敛速率。在 CGP (constant growth path) 平衡增长路径上动态转移极限点是  $\tau^* = \lambda^* = 0$ , 表明长期经济增长将最终收敛于非农业部门, 但这只是极限状态, 关键在于求解农业部门和非农业部门产出、资本和劳动要素的增长速率差异。动态求解  $\left(\frac{Y_{1t}}{Y_{2t}}\right)^{\frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}} = \left(\frac{1-\tau_t}{\tau_t}\right) \left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) \frac{\alpha_1}{\alpha_2}$ , 并代入  $\left(\frac{\hat{Y}_{1t}}{\hat{Y}_{2t}}\right)$  增长率方程式, 整理可得各产业部门资本存量增长率的关系满足  $g_{K2} - g_{K1} = (\varepsilon - 1)(1 - \alpha_1)(m_2 - m_1)$ , 类比可得各部门劳动要素增长率关系为  $g_{L2} - g_{L1} = (\varepsilon - 1)(1 - \alpha_1)(m_2 - m_1)$ 。结合利用 CGP 路径上存在  $Y_t = \eta_t^* Y_{2t}$ ,  $\hat{\chi}_t = b$  (常数) 且相关变量以恒定速度增长的特征, 动态求解  $\chi_t = K/M_2 L$ ,  $Y_{2t} = (1 - \lambda_t)^{(1 - \alpha_2)} \cdot (1 - \tau_t)^{\alpha_2} \chi_t^{\alpha_2 - 1} K_t$  以及  $Y_{1t} = \lambda_t^{1 - \alpha_1} \tau_t^{\alpha_1} \chi_t^{\alpha_1 - 1} K_t \left(\frac{M_1}{M_2}\right)^{1 - \alpha_1}$ , 整理得到加总及产业部门产出、资本和劳动要素的增长率分别为:

$$\begin{aligned} g_Y^* &= g_{Y2}^* = g_{K2}^* = g_K^* = n + m_2 \\ g_{Y1}^* &= g_Y^* - (1 - \alpha_1)(m_2 - m_1), \quad g_{K1}^* = g_Y^* - (\varepsilon - 1)(1 - \alpha_1)(m_2 - m_1) \\ g_{n2}^* &= n, \quad g_{n1}^* = n - (\varepsilon - 1)(1 - \alpha_1)(m_2 - m_1) \end{aligned} \quad (46)$$

上述命题背后的含义是: 两个部门沿着 CGP 路径存在非平衡增长差异,  $g_{Yi}$  与  $g_{Ki}$  之间的大小关系依赖于技术进步差异与产品替代弹性高低。其中, TFP 增长率差异是非平衡增长的动因, 产品替代弹性决定了资本、劳动要素动态转移的方向, 共同决定中国经济结构转型的长期演进趋势。结合中国农产品与非农产品之间替代弹性为 1.3819 ( $\varepsilon > 1$ ), 且非农业部门技术进步快于农业部门 ( $m_2 > m_1$ ) 特征事实, 得到  $g_{Y1}^* < g_{Y2}^* = g_Y^*$ ,  $g_{K1}^* < g_{K2}^* = g_K^*$ ,  $g_{n1}^* < g_{n2}^* = g_n^*$  的结论。表明农业部门作为要素净流出部门, 其产出、资本和劳动增长速度均小于非农业部门, 中国结构转型的速度取决于非农业部门更快增长和农业部门要素自由流动、更快转移。

## 6 总结与政策启示

本文借鉴 Alvarez-Cuadrado et al. (2017) 构建多部门结构转型理论模型, 考察并识别要素再平衡效应、相对价格效应和相对边际产出效应影响中国结构变迁的主导机制和效应大小。研究发现: (1) 中国农业、非农业部门内部劳动和资

本是要素替代弹性小于1,并且农业部门生产要素替代弹性相对较低,表明中国农业部门“要素互补性”抑制了农业部门劳动力向非农业部门转移。(2)中国农业、非农业部门之间产品需求替代弹性大于1,使LM曲线向上倾斜减弱了由于资本深化、技术进步引致的相对价格效应,解释了非农业部门就业比重呈显著增长的结构演化趋势。(3)拓展Box-Cox转换一般框架,识别了不同部门要素增进型技术进步函数的具体形式,分别为农业呈劳动指数形、资本对数形增进,非农产业呈劳动指数形增进、资本无效率增进的形式。(4)动态模型证明存在CGP路径,由于TFP增长率差异使两部门在向稳态收敛过程中,存在非平衡增长的结构转型。

上述结论的启示在于:(1)促进农业部门劳动力流出对中国经济增长的提振作用,关键在于提升农业要素替代弹性。中国正在经历人口结构转变和人口红利的不断消失,继续加快农民非农就业对于应对劳动力成本逐步上升具有极其重要意义。张军等(2016)在推算中国经济增长潜力研究中发现,中国产业增加值衡量的经济结构变化模式与东亚经济体参照相近,但从就业人数来看,在同样的购买力水平下,中国农业人口就业比重高于日本、韩国近13个百分点。考虑中国农业就业人数仍然较高,农业劳动向非农产业转移仍是中国未来提高劳动生产率和结构转型实现增长的重要来源。因此,加大农村基础设施投资、加快实现农业现代化步伐,资本有效替代劳动有利于促进农民外出就业而实现更高质量、更充分就业。这一启示为“乡村振兴战略”政策设计提供了重要的学理依据。(2)提升非农产业部门要素增进型技术进步率培育中国经济新动能,需兼顾要素收入分配的偏向。中国非农产业部门整体呈劳动要素指数增进、要素替代弹性小于1的性质,决定了有偏技术进步呈劳动增进型、劳动偏向型特征。但由于不同行业可能存在不同技术进步形式和要素替代,在创新驱动以数字经济、人工智能为战略性技术支持,实现高质量发展的新发展格局中,有偏技术进步下更需关注技术进步的偏向和要素收入分配的方向。需各级政府在“扎实推动共同富裕”政策措施中加大普惠性人力资本投入、积极培育复合型人才,提升不同产业数字化、智能化“专业”技能,在数字经济发展可能产生“资本有偏技术、技术偏向资本”背景下实现稳步提升劳动者报酬的基本路径。

## 附录 A 关于加总替代弹性的证明

本文借鉴Miyagiwa and Papageorgiou(2007)关于加总要素替代弹性的理论模型与推导结论。首先,在原文献中缺失对要素替代弹性 $\sigma_i = (c_i c_{iwr}) / (c_{iw} c_{ir})$ 公式的推导与说明,在此补充证明。其次,对原文中式(4)和式(5)、式(7)和式(8)附以证明的推导过程;最后,简要证明谢菲尔德引理(Shephard's Lemma)。

1. 证明:  $\sigma_i = (c_i c_{iwr}) / (c_{iw} c_{ir})$ 。

因为  $c_{iw} = \partial c_i(w, r) / \partial w = L_i / X_i$ ,  $c_{ir} = \partial c_i(w, r) / \partial r = K_i / X_i$ , 可得  $c_{iw} / c_{ir} = K_i / L_i = k_i$ 。

根据弹性的定义:  $\sigma_i = \frac{\partial(K_i/L_i)/(K_i/L_i)}{\partial(w/r)/(w/r)}$ , 求偏导变形可得:

$$\sigma_i = \frac{(c_{irw} c_{iw} dw - c_{iwr} c_{ir} dw) w}{(c_{iw})^2} \cdot \frac{c_{iw}}{c_{ir}} \quad (\text{A. 1})$$

根据谢菲尔德引理可证明  $c_{irw} = -\frac{w}{r} c_{iwr}$ , 代入式(1), 整理可得:

$$\sigma_i = \frac{(c_{irw} c_{iw} dw + \frac{r}{w} c_{iwr} c_{ir} dw) w}{(c_{iw})^2 dw} \cdot \frac{c_{iw}}{c_{ir}} = \frac{\left( c_{irw} \frac{wL_i}{Y_i} + c_{iwr} \frac{rk_i}{Y_i} \right)}{c_{iw}} = \frac{c_i c_{irw}}{c_{iw} c_{ir}}$$

其中, 利用了原式(2)  $p_i = c_i$  的等价性质。证毕。

2. 证明: 原式(6)  $\hat{w} - \hat{r} = (\hat{p}_1 - \hat{p}_2) \Theta^{-1}$ 。

关于原式(4)和原式(5)采用消元法化简, 整理可得:

$$(\theta_{1w} \theta_{2r} - \theta_{2w} \theta_{1r}) \hat{r} = \theta_{2r} \hat{p}_1 - \theta_{1r} \hat{p}_2 \quad (\text{A. 2})$$

$$(\theta_{1r} \theta_{2w} - \theta_{2r} \theta_{1w}) \hat{w} = \theta_{2w} \hat{p}_1 - \theta_{1w} \hat{p}_2 \quad (\text{A. 3})$$

进一步, 将式(2)和式(3)相加得到:

$$(\theta_{1w} \theta_{2r} - \theta_{2w} \theta_{1r}) (\hat{w} - \hat{r}) = (\theta_{2r} + \theta_{2w}) \hat{p}_1 - (\theta_{1r} + \theta_{1w}) \hat{p}_2$$

利用  $\theta_{ir} + \theta_{iw} = 1$  性质, 可得  $(\theta_{1w} \theta_{2r} - \theta_{2w} \theta_{1r}) (\hat{w} - \hat{r}) = \hat{p}_1 - \hat{p}_2$ , 证得原式(6)。

其中,  $\Theta = \theta_{1w} \theta_{2r} - \theta_{2w} \theta_{1r} = \theta_{1w} - \theta_{2w} = \theta_{2r} - \theta_{1r}$ 。

3. 证明: 原文式(7)  $\lambda_{1w} (\hat{X}_1 + \hat{c}_{1w}) + \lambda_{2w} (\hat{X}_2 + \hat{c}_{2w}) = \hat{L}$ , 同样的方法类比推得原式(8)。

根据文中原式  $X_1 c_{1w}(w, r) + X_2 c_{2w}(w, r) = L$ , 将两边差分:

$$\dot{X}_1 c_{1w}(w, r) + X_1 \dot{c}_{1w}(w, r) + \dot{X}_2 c_{2w}(w, r) + X_2 \dot{c}_{2w}(w, r) = \dot{L} \quad (\text{A. 4})$$

将式(4)中的  $c_{1w} = L_1 / X_1$ ,  $c_{2w} = L_2 / X_2$  进一步展开变形:

$$\begin{aligned} & \frac{\dot{X}_1}{L} \frac{L_1}{X_1} + \frac{X_1}{L} \frac{\dot{c}_{1w}(w, r)}{c_{1w}(w, r)} \frac{L_1}{X_1} + \frac{\dot{X}_2}{L} \frac{L_2}{X_2} + \frac{X_2}{L} \frac{\dot{c}_{2w}(w, r)}{c_{2w}(w, r)} \frac{L_2}{X_2} = \frac{\dot{L}}{L} \\ \Rightarrow & \frac{\dot{X}_1}{X_1} \frac{L_1}{L} + \frac{\dot{c}_{1w}(w, r)}{c_{1w}(w, r)} \frac{L_1}{L} + \frac{\dot{X}_2}{X_2} \frac{L_2}{L} + \frac{\dot{c}_{2w}(w, r)}{c_{2w}(w, r)} \frac{L_2}{L} = \frac{\dot{L}}{L} \end{aligned} \quad (\text{A. 5})$$

最后, 根据定义  $\lambda_{1w} = L_1 / L$ ,  $\lambda_{2w} = L_2 / L$ , 可得  $\lambda_{1w} (\hat{X}_1 + \hat{c}_{1w}) + \lambda_{2w} (\hat{X}_2 + \hat{c}_{2w}) = \hat{L}$ , 证毕。

4. 证明: 谢菲尔德引理 (Shephard's Lemma)

在给定的效用水平  $u^*$  和价格  $p$ , 找到实现此效用水平的最低支出  $m$ 。谢菲尔德引理为:

$$\begin{aligned} \partial m(p, u) / \partial p_i &= x_i^* = H_i(p, u), \quad i = 1, 2, \dots, n \\ \frac{\partial m(p, u)}{\partial p_i} &= \frac{\partial [\sum p_i x_i^* - \lambda(u(x^*) - u)] m(p, u)}{\partial p_i} = x_i^*, \quad i = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (\text{A. 6})$$

事实上,  $\partial m(p, u) / \partial p_i = x_i^* + \sum_{j=1}^n p_j \frac{\partial x_j^*}{\partial p_j}, i \neq j, j = 1, 2, \dots, n$

由最优化问题的一阶条件可得:  $p_j = \lambda u_j$ , 对  $u(x) = u$  两边求导:

$$\sum_{j=1}^n u_j \frac{\partial x_j^*}{\partial p_j} = 0 \quad (\text{A. 7})$$

联立两式可得:  $\frac{1}{u} \sum_{j=1}^n p_j \frac{\partial x_j^*}{\partial p_j} = 0$  成立。

## 参考文献

- 陈晓玲, 连玉君. 2013. 资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验[J]. 经济学(季刊), 12(1): 93-118.
- Chen X L, Lian Y J. 2013. Capital-Labor elasticity of substitution and regional economic growth: An empirical investigation of the De La Grandville Hypothesis[J]. *China Economic Quarterly*, 12(1): 93-118. (in Chinese)
- 戴天仕, 徐现祥. 2010. 中国的技术进步方向[J]. 世界经济, 33(11): 54-70.
- Dai T S, Xu X X. 2010. The direction of China's technical change[J]. *The Journal of World Economy*, 33(11): 54-70. (in Chinese)
- 董直庆, 王林辉, 袁礼. 2015. 不同类型技术进步对技能劳动的冲击效应及其非对称性检验[J]. 数理统计与管理, 34(4): 696-706.
- Dong Z Q, Wang L H, Yuan L. 2015. The effect of different technological progress on the skilled labor[J]. *Journal of Applied Statistics and Management*, 34(4): 696-706. (in Chinese)
- 封永刚, 蒋雨彤, 彭珏. 2017. 中国经济增长动力分解: 有偏技术进步与要素投入增长[J]. 数量经济技术经济研究, 34(9): 39-56.
- Feng Y G, Jiang Y T, Peng J. 2017. Decomposition of economic growth's motive force in China: Biased technical progress and factor input growth[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 34(9): 39-56. (in Chinese)
- 封永刚, 蒋雨彤. 2021. 要素替代弹性估计方法的比较与改进[J]. 数量经济技术经济研究, 38(4): 139-158.
- Feng Y G, Jiang Y T. 2021. Comparison and improvement of estimating methods of

- elasticity of factor substitution [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 38(4): 139-158. (in Chinese)
- 郭凯明. 2019. 人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动[J]. *管理世界*, 35(7): 60-77.
- Guo K M. 2019. Artificial intelligence, structural transformation and labor share [J]. *Journal of Management World*, 35(7): 60-77. (in Chinese)
- 郭凯明, 杭静, 颜色. 2020. 资本深化、结构转型与技能溢价[J]. *经济研究*, 55(9): 90-105.
- Guo K M, Hang J, Yan S. 2020. Capital deepening, structural change and skill premium[J]. *Economic Research Journal*, 55(9): 90-105. (in Chinese)
- 郭凯明, 罗敏. 2021. 有偏技术进步、产业结构转型与工资收入差距[J]. *中国工业经济*, (3): 24-41.
- Guo K M, Luo M. 2021. Directed technological change, structural transformation, and wage income gap[J]. *China Industrial Economics*, (3): 24-41. (in Chinese)
- 郝枫, 盛卫燕. 2014. 中国要素替代弹性估计[J]. *统计研究*, 31(7): 12-21.
- Hao F, Sheng W Y. 2014. Elasticity estimates of factor substitution in China[J]. *Statistical Research*, 31(7): 12-21. (in Chinese)
- 雷钦礼. 2013. 偏向性技术进步的测算与分析[J]. *统计研究*, 30(4): 83-91.
- Lei Q L. 2013. The measure and analysis of biased technical progress [J]. *Statistical Research*, 30(4): 83-91. (in Chinese)
- 路风. 2022. 中国经济为什么能够增长[J]. *中国社会科学*, (1): 36-62.
- Lu F. 2022. Why was China's economy able to grow? [J]. *Social Sciences in China*, (1): 36-62. (in Chinese)
- 孙琳琳, 任若恩. 2014. 转轨时期我国行业层面资本积累的研究——资本存量和本流量的测算[J]. *经济学(季刊)*, 13(3): 837-862.
- Sun L L, Ren R E. 2014. Estimates of China's capital accumulation by Industry: Capital stock and capital service flow[J]. *China Economic Quarterly*, 13(3): 837-862. (in Chinese)
- 田友春. 2016. 中国分行业资本存量估算: 1990—2014年[J]. *数量经济技术经济研究*, 33(6): 3-21, 76.
- Tian Y C. 2016. Estimation on capital stock of sectors in China: 1990—2014[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 33(6): 3-21, 76. (in Chinese)
- 王弟海, 李夏伟, 龚六堂. 2021. 经济增长与结构变迁研究进展[J]. *经济学动态*, (1): 125-142.
- Wang D H, Li X W, Gong L T. 2021. Research progress on economic growth and

- economic structure changes [J]. *Economic Perspectives*, (1): 125-142. (in Chinese)
- 王高望, 史博文, 叶海云. 2018. 中国产业结构转型特征事实的一个理论解释[J]. *经济学报*, 5(2): 43-62.
- Wang G W, Shi B W, Ye H Y. 2018. A theoretical exploration of the stylized facts of China's structural transformation[J]. *China Journal of Economics*, 5(2): 43-62. (in Chinese)
- 王林辉, 袁礼. 2018. 有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局[J]. *经济研究*, 53(11): 115-131.
- Wang L H, Yuan L. 2018. Directed technical change, industrial structural transformation and factor shares in China[J]. *Economic Research Journal*, 53(11): 115-131. (in Chinese)
- 徐朝阳, 王韡. 2021. 部门异质性替代弹性与产业结构变迁[J]. *经济研究*, 56(4): 77-92.
- Xu Z Y, Wang W. 2021. Heterogeneous sectoral elasticity of substitution and structural transformation [J]. *Economic Research Journal*, 56(4): 77-92. (in Chinese)
- 许宪春, 张钟文, 常子豪, 等. 2020. 中国分行业全要素生产率估计与经济增长动能分析[J]. *世界经济*, 43(2): 25-48.
- Xu X C, Zhang Z W, Chang Z H, et al. 2020. Industrial productivity and economic growth drivers in China[J]. *The Journal of World Economy*, 43(2): 25-48. (in Chinese)
- 张建华, 盛长文. 2020. 产业结构变迁及其经济效应研究进展[J]. *经济学动态*, (10): 127-144.
- Zhang J H, Sheng C W. 2020. Research progress on industrial structure change and its economic effects[J]. *Economic Perspectives*, (10): 127-144. (in Chinese)
- 张军, 徐力恒, 刘芳. 2016. 鉴往知来: 推测中国经济增长潜力与结构演变[J]. *世界经济*, 39(1): 52-74.
- Zhang J, Xu L H, Liu F. 2016. Learning from the past: Speculate on China's economic growth potential and structural change [J]. *The Journal of World Economy*, 39(1): 52-74. (in Chinese)
- 郑猛. 2016. 有偏技术进步下要素替代增长效应研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 33(11): 94-110.
- Zheng M. 2016. Growth effect research of factor substitution based on biased technology progress [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 33(11): 94-110. (in Chinese)

- 朱民, 张龙梅, 彭道菊. 2020. 中国产业结构转型与潜在经济增长率[J]. 中国社会科学, (11): 149-171.
- Zhu M, Zhang L M, Peng D J. 2020. The transformation of China's industrial structure and its potential economic growth rate [J]. *Social Sciences in China*, (11): 149-171. (in Chinese)
- 朱天, 张军, 刘芳. 2017. 中国的投资数据有多准确? [J]. 经济学(季刊), 16(3): 1199-1218.
- Zhu T, Zhang J, Liu F. 2017. How accurate is China's investment statistics? [J]. *China Economic Quarterly*, 16(3): 1199-1218. (in Chinese)
- Acemoglu D, Guerrieri V. 2008. Capital deepening and nonbalanced economic growth [J]. *Journal of Political Economy*, 116(3): 467-498.
- Alvarez-Cuadrado F, Van Long N, Poschke M. 2017. Capital-Labor substitution, structural change, and growth[J]. *Theoretical Economics*, 12(3): 1229-1266.
- Herrendorf B, Rogerson R, Valentinyi Á. 2013. Two perspectives on preferences and structural transformation[J]. *American Economic Review*, 103(7): 2752-2789.
- Herrendorf B, Herrington C, Valentinyi Á. 2015. Sectoral technology and structural transformation[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(4): 104-133.
- Herrendorf B, Rogerson R, Valentinyi Á. 2021. Structural change in investment and consumption—A unified analysis [J]. *The Review of Economic Studies*, 88(3): 1311-1346.
- Klump R, McAdam P, Willman A. 2007. Factor substitution and factor-augmenting technical progress in the United States: A normalized supply-side system approach [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 89(1): 183-192.
- Kongsamut P, Rebelo S, Xie D Y. 2001. Beyond balanced growth[J]. *The Review of Economic Studies*, 68(4): 869-882.
- Miyagiwa K, Papageorgiou C. 2007. Endogenous aggregate elasticity of substitution[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(9): 2899-2919.
- Ngai L R, Pissarides C A. 2007. Structural change in a multisector model of growth[J]. *American Economic Review*, 97(1): 429-443.

# Heterogeneous Elasticity of Factor Substitution, Biased Technical Change, and China's Structural Transformation

Zhuoma Cao

*(School of Economics, Northwest Normal University)*

**Abstract** This paper provides a Chinese answer for the heterogeneous elasticity of substitution in two sectors. we develop a multi-sector model of structural change by allowing for biased technical change and factor rebalancing effect. Based on the data of China since 1984, it is found that the elasticity of factors substitution within agricultural and non-agricultural sectors is less than 1, and the elasticity of demand between sectors is greater than 1. The benchmark model well fits the structural transformation characteristics of the declining proportion of agricultural employment and the rising proportion of non-agricultural employment in China. Among them, the relative price effect and the relative marginal product effect are the dominant mechanisms determining the structural transformation, the impact of heterogeneous elasticity of factors substitution is very limited. Improving the elasticity of factor substitution is the key to promote migration from agricultural to non-agricultural sectors; accelerating technological progress to foster new drivers of growth, while taking into account the direction of income distribution of factors.

**JEL Classification** O14, O41, C82, O30

# 初中生交友的溢出效应： 学习成绩、认知与非认知能力<sup>1</sup>

倪晨旭<sup>2</sup> 王震<sup>3</sup>

**摘要** 过往的同伴效应研究多数基于假设“群体内所有个体存在同质化的互动与影响”来关注同学群体,然而现有文献指出,关系亲密的好友同伴效应会更加强烈。因此,本文聚焦学生的好友圈,以中国初中学生为对象,试图回答好友性别对学生成绩的影响与作用机制。本文发现每增多一个异性好友或同性好友都会使初中学生的语数英成绩显著下降,三科总分分别下降 11.8 分和 3.7 分。机制分析表明,成绩下降主要由时间挤出效应解释,与朋友交往并没有影响“强迫性学习”时间,“自主性学习”时间的挤出才是好友性别溢出的负面效应的真正原因。拥有更多异性好友使得恋爱可能性提高加重了这种负面效应,而与更多好友交往使学生在学校感受到友好氛围则抵消了部分影响。为全面理解初中生交友的溢出效应,本文还进一步讨论了朋友性别对学生认知与非认知能力的影响。本文推广了同伴效应的适用范围,对理解我国学生在义务教育阶段的朋友交往有重要意义。

**关键词** 同伴效应;学习成绩;非认知能力;朋友交往

## 0 引言

异性好友会影响学习成绩吗?朋友多了会不会变贪玩不爱学习?这是许多父母在考虑为他们十几岁的孩子提供什么样的教育环境时提出的一个问题。本文提供的证据表明,父母的担心可能是对的:每多一个异性好友或同性好友都显著降低了初中学生的语数英三科成绩。

自 Coleman(1968)的开创性工作以来,学者们在构造和理解教育生产函数

1 作者感谢复旦大学经济学院刘华姝的有益讨论,感谢匿名审稿专家的宝贵意见。文责自负。

2 倪晨旭(通讯作者),中国社会科学院大学经济学院硕士研究生,E-mail:nichenxu@foxmail.com。

3 王震,中国社会科学院经济研究所研究员,E-mail:wangzhen09@126.com。

方面取得了巨大进展。在早期, Bowles(1970)提出并由 Bloom(1976)修改后的教育生产函数可简化为:个体的教育成就由能力、态度、付出和接受的教育质量决定。随着对教育生产函数的深刻了解,大量学者以及教育工作者认为,同龄人的组成与其他广泛研究的教育质量因素(比如教师能力、班级规模和家长投入)一样,也应是决定学生成绩的重要因素。Harris(1998)著名的观点认为,孩子的成就完全由他身边的同龄人影响并决定,而与父母如何培养无关。这一说法显然过于极端,但也反映了学者们开始更多思考和检验同伴在教育过程中的潜在重要性。Sacerdote(2011)在回顾了此前在基础教育和高等教育中的大量经验研究后得出结论:在某些背景下的同伴效应在决定学生某些教育成果中确实发挥了重要作用。

一般来说,同伴效应是指从同伴的个人特质或当下行动中所溢出的外部性。Manski(1993)将外生效应定义为那些来自同伴个人特质的效应,而内生效应则是那些来自同伴当下行动的效应<sup>①</sup>,也是大多数研究和本文想要估计的同伴效应。对同伴效应的研究有独特而重要的意义,其意蕴在于它使得人们有可能设计和实施某些政策,通过对群体成员的重新安排,使一个特定的目标函数(比如学习成绩)最大化。例如,对教育工作者,想象一下仅通过将学生转移到不同的教室就能提高学生的平均成绩,而这丝毫不需要学校资源或教师能力的提高;作为家长,可以坚持让孩子处在一个能充分发挥潜能或者能避免负面影响的环境中(Paloyo, 2020)。比起改善学校基础设施、提高教师水平等高额的教育投入或来自家庭各方面的支持,这种政策杠杆的成本可以忽略不计。

大量经验证据已经表明同伴性别会影响学业表现,如 K12 教育阶段的幼儿园(Whitmore, 2005)、小学(Hoxby, 2000)、中学(Hu, 2015; Lu and Anderson, 2015; Gong et al., 2021)和高中(Lavy and Schlosser, 2011; Hill, 2015)。出于方便识别(如利用随机分班的自然实验)和简化模型(如使用同伴效应的线性均值)等考量(Sacerdote, 2011; Paloyo, 2020),已有文献往往关注的是教室层面群体性的同伴效应比如班级女生比例,例如 Gong et al. (2021)使用与本文相同的 CEPS 数据,利用随机分班的自然实验,发现在我国初中班级女生比例越高,学生的考试成绩和非认知结果就越好。这类文献的一个潜在假设是:群体内的同学都存在同伴效应溢出。而 Hong and Lee(2017)基于学生座位远近的研究表明,学生尤其受到他们近邻同学的影响,距离较远的同学则变得不那么重要。这意味着使用这类自然分配下的群体性的同伴效应的证据可能掩盖了真正发挥作用的“同伴”,因为不相关的同伴被包括在内导致了测量误差,这是 Ammermueller and Pischke(2009)以及 Angrist(2014)等在同伴效应文献中提出

<sup>①</sup> 这种效应也被称为“社会乘数”,同伴和自己的行为特征会相互影响(Angrist, 2014)。

的观点,也是 Jackson(2014)在网络文献中指出的。又如近来就有文献发现同伴对学生表现的影响只能归因于学生的亲密好友(Coveney and Oosterveen, 2021)。

学生除了有天然存在的班级同学关系,还发展了班级内的朋友、班级外的朋友甚至恋人,与学生关系更亲密和互相认同的好友可能发挥了与同班同学相当或者更高的同伴效应。本文正是关注了以往文献忽视的这一点,从同学圈拓展到好友圈,考察朋友性别的同伴效应。与本文最接近的一篇文献是 Hill(2015),Hill使用美国全国青少年健康纵向研究数据(Add Health)发现异性好友比例的增加导致了美国高中生成绩的下降。需要注意的是,同伴效应应该是有特定指向性的,比如在幼儿园可能存在的同伴效应就不一定存在于高等教育,同时要考虑到不同国家发展背景和教育水平不一致的情况。此外,如 Paloyo(2020)所强调的,如果同伴效应是重要的,那有最大影响的就是小学和中学教育阶段,因为在此阶段学生的自我选择是有限的,义务教育的强制性使得学生的社会互动主要集中在学校建立的社交网络。

本文基于 CEPS 这一全国代表性数据,首先回答了中国家长关于其子女在义务教育阶段过程中的朋友交往是否会影响学生成绩的疑问。工具变量估计结果表明,每增多一个异性好友或同性好友都会使学生的语数英三科成绩显著下降,具体表现为三科总分分别下降 11.8 分和 3.7 分。机制分析表明,成绩下降主要由时间挤出效应解释,特别地,本文发现与朋友交往并没有影响“强迫性学习”时间,“自主性学习”时间的挤出才应是好友性别溢出的负面效应的真正原因。拥有更多异性好友使得恋爱可能性提高加重了这种负面效应,而与更多好友交往使学生在学校感受到友好氛围则抵消了部分影响。异质性分析结果进一步增强了“自主性学习时间”挤出这一解释的可信性,分性别来看,自控力更弱的男生受异性和同性好友的时间挤出效应更大。从年级上看,朋友性别对学习成绩造成的负面溢出效应在年级上不存在显著差异。

为全面理解初中生交友的溢出效应,本文进一步讨论了朋友性别对认知与非认知能力的影响。估计结果表明,不同于学习成绩的降低,与好友交往对学生认知能力提高有显著促进作用。在非认知能力方面,我们也观察到了朋友交往带来的正面影响:多一个异性好友会显著提高学生的外倾性、宜人性和开放性;多一个同性好友,会显著提高外倾性、宜人性、尽责性,显著降低神经质。

下文结构如下:第1部分介绍研究设计,第2部分讨论经验研究结果,第3部分进一步讨论朋友性别对学生认知与非认知能力的影响,最后是结论与启示。

# 1 研究设计

## 1.1 样本数据

本文使用中国教育追踪调查(China Education Panel Survey, 下文简称 CEPS)2013—2014 学年基线调查数据。CEPS 是中国人民大学中国调查与数据中心设计与实施的、具有全国代表性的大型教育追踪调查,项目采用分层多阶段概率抽样方法,从全国随机抽取了 28 个县(区、市),在每个县分别抽取 4 所学校,再从每个学校的初一(七年级)和初三(九年级)各抽取两个班。抽中班级的所有学生、家长、班主任、主科目(语、数、英)任课教师以及学校领导构成最终调查样本,基线调查共抽取了 112 所学校 438 个班级约 2 万名学生,这为本文研究提供了充足的样本与合适的指标。

## 1.2 模型与变量

本文主要考察朋友性别对学生成绩的影响,基准模型构建如下:

$$y_{ics} = \alpha + \beta_1 OF_{ics} + \beta_2 SF_{ics} + \gamma_1 X_{ics} + \gamma_2 Z_{cs} + \gamma_3 V_s + \lambda_{county} + \delta_{num\_f} + \varepsilon_{ics} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $y_{ics}$  表示在学校  $s$  班级  $c$  中的学生个体  $i$  的标准化学习成绩,包括语文、数学、英语和总分;核心解释变量  $OF_{ics}$  和  $SF_{ics}$  分别为学生  $i$  在学校的异性好友数(opposite-gender friends)和同性好友数(same-gender friends); $X_{ics}$ 、 $Z_{cs}$  和  $V_s$  分别为学生、班级和学校层面的控制变量; $\lambda_{county}$  代表区县固定效应, $\delta_{num\_f}$  代表朋友数量固定效应; $\varepsilon_{ics}$  是随机扰动项,考虑到同校内可能存在的相关性,本文使用聚类在学校层面的稳健标准误。

标准化成绩由 CEPS 直接提供,按学校、年级分别计算,调整为均值=70,标准差=10 的得分,使得各学校的分数具有可比性,总分为这三门成绩加总。

问卷要求学生报告最多五个好朋友的信息(可以留空但不可以超出,我们将问卷中留空标记为缺失),包括性别和是否在同一所学校,因此可以计算得到学生在学校的异性好友数和同性好友数。在样本数据中,平均而言,每个学生的同校异性好友数为 0.257,同校同性好友数为 3.385。分性别来看,男生平均异性好友数为 0.274,平均同性好友数为 3.376,女生的这两项数值分别为 0.239 和 3.394,男生报告的异性好友数略高于女生,同性好友数几乎无差异。

参照 Hill(2015)、Gong et al.(2021)等,本文从学生、班级和学校层面控制了可能影响学生成绩的相关因素。学生层面的控制变量包括年级、性别、是否汉族、是否独生子女、是否本地户口、是否农村户口、父母亲的受教育程度(根据最高学历为没上过学、小学、初中、中专或高中、大学专科、大学本科、研究生及

以上分别赋值0、6、9、12、15、16、19)、家庭经济状况(五分类,非常困难为基准组,依次是比较困难、中等、比较富裕和很富裕);班级层面的控制变量包括班级人数、班主任性别、班级女生比例、班级本地户口学生比例、班级农村户口学生比例、班级在全年级的排名(五分类,以最差为基准组,依次是中下等、中等、中上等、最好);学校层面的控制变量包括学校基础教学设施情况(代理变量为是否有图书馆)、学校位置(三分类,以城区为基准组,依次是城郊、农村)、学校在本区县排名(五分类,以最差为基准组,依次是中下等、中等、中上等、最好)。

特别地,同样使用CEPS数据的研究指出,班级内女生比例等也会影响学生的学习成绩(Gong et al., 2021; 陈媛媛等, 2021)。为了更好地识别朋友性别对学生成绩的因果效应,本文还加入了班级女生比例、班级本地户口以及农村户口比例等变量来对这些可能存在的同伴效应溢出进行控制。

主要变量及描述性统计报告在表1中。

表1 主要变量及描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
语文成绩	17742	70.26	9.697	6.164	98.47
数学成绩	17742	70.17	9.825	8.422	145.1
英语成绩	17742	70.22	9.820	11.35	107.8
语数英总分	17742	210.6	25.57	55.49	293.9
异性好友数	17742	0.257	0.651	0	5
同性好友数	17742	3.385	1.536	0	5
年级为初三(0=初一)	17742	0.468	0.499	0	1
男生	17742	0.506	0.500	0	1
汉族	17742	0.916	0.278	0	1
独生子女	17742	0.437	0.496	0	1
本地户口	17742	0.821	0.384	0	1
农村户口	17742	0.548	0.498	0	1
父亲受教育程度	17742	10.33	3.134	0	19
母亲受教育程度	17742	9.563	3.552	0	19
家庭经济状况(五分类)	17742	2.815	0.599	1	5
班级人数	17742	48.42	12.72	9	88
班主任为男性	17742	0.362	0.481	0	1
班级女生比例	17742	0.485	0.0793	0.111	0.739
班级本地户口学生比例	17742	0.820	0.206	0	1
班级农村户口学生比例	17742	0.548	0.290	0	1
班级在全年级排名(五分类)	17742	3.398	0.954	1	5
学校有图书馆	17742	0.886	0.318	0	1
学校位置(三分类)	17742	1.978	0.863	1	3

续表

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
学校在区县排名(五分类)	17742	3.934	0.837	1	5
学校异性同学比例	17742	0.494	0.0538	0.245	0.755
学校平均异性好友数	17742	0.249	0.0835	0.0545	0.485
学校平均同性好友数	17742	3.288	0.348	2.192	4.092

关于报告校内好友数的一个潜在假设是“学生是真实报告而非瞒报或者不报且学生核心朋友圈不超过5人”。如果成绩好的同学家庭背景越好的同学越倾向不浪费时间或者越注重隐私而选择不填写,那么会产生非经典测量误差偏误。在此,我们将非0个好友组与0个好友、缺失(报告留空)两组分别进行了主要变量的组间均值差异检验,为了控制异方差,采用了以回归为基础的做法。如表2所示,首先看到,0个好友与缺失这两组的样本数分别为784和522,相对于非0个好友组占比较小,分别为4.6%和3.1%。其次,从列(4)、(5)可以看到总体上其在主要学生变量特征上的差异并不明显。这表明不同类型学生对好友数的填写意愿没有较大差异,填写质量相对较高,同时考虑到该部分测量偏误可以通过工具变量得到部分解决,因此我们认为在处理好友数上不会有较严重的测量误差问题。图1报告了学生在填写信息的好友中校内好友的占比,例如在填写了5个好友信息的学生中,有56.6%的学生报告的5个好友都为同校好友,而仅有3.3%的学生5个好友均为外校好友。我们采取了两种措施来减轻最多只能报告5个好友信息所带来的真实好友数量的截断问题,一是我们在模型中控制了好友数量固定效应(真实好友数分为三个等级:5个以下,5至10个,10个以上);二是我们在稳健性检验中将好友数放松到了校内外所有好友数。在采取这两种措施的前后结果中没有显著性上的差异,这表明截断问题引起的潜在偏差并不严重。

表2 非0个好友组与0个好友组、缺失组的组间均值差异检验

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	非0个好友	0个好友	(1) VS (2)	缺失	(1) VS (4)
年级为初三(0=初一)	0.469 (0.499)	0.458 (0.499)	0.011 (0.018)	0.598 (0.491)	-0.129*** (0.022)
男生	0.501 (0.500)	0.606 (0.489)	-0.105 (0.078)	0.541 (0.438)	-0.040 (0.041)
汉族	0.917 (0.277)	0.897 (0.305)	0.020* (0.011)	0.903 (0.296)	0.013 (0.013)
独生子女	0.436 (0.496)	0.448 (0.498)	-0.011 (0.018)	0.504 (0.500)	-0.068*** (0.022)

续表

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	非0个好友	0个好友	(1) VS (2)	缺失	(1) VS (4)
本地户口	0.823 (0.382)	0.767 (0.423)	0.056*** (0.015)	0.772 (0.420)	0.051 (0.049)
农村户口	0.548 (0.498)	0.533 (0.499)	0.015 (0.018)	0.481 (0.500)	0.068*** (0.022)
父亲受教育程度	10.332 (3.134)	10.390 (3.142)	-0.058 (0.115)	9.976 (3.397)	0.356** (0.152)
母亲受教育程度	9.568 (3.548)	9.473 (3.628)	0.094 (0.132)	9.376 (3.683)	0.191 (0.165)
家庭经济状况(五分类)	2.815 (0.601)	2.814 (0.557)	0.002 (0.020)	2.768 (0.644)	0.048* (0.029)
班级和学校特征	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	16958	784	17742	522	17480

注:括号中报告的是标准差,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

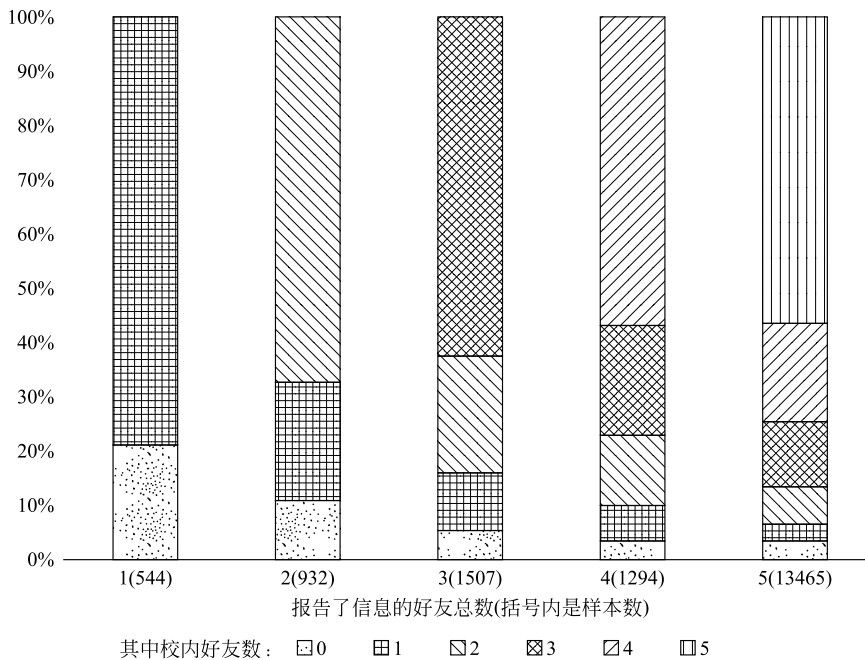


图1 校内好友数占比

### 1.3 识别策略

识别同伴效应的两个主要挑战是自选择(self-selection)和反射(reflection)

问题(Manski,1993;宗庆庆和李雪松,2018)。自选择是指同伴群体通常是内生形成的,从经验上来说,很难将同伴效应与选择效应区分开来;反射是指同伴之间存在互相影响的问题。

具体地,遗漏变量和反向因果是本文内生性问题的主要来源。首先,由于不可观测特征(如家长干涉、个人性格特质、非认知能力等),交友往往存在非随机性(Hill,2015)。例如,传统而严厉的父母可能会限制孩子与异性朋友的交往并同时学业水平上对他们提出了高要求,在这种监督和督促下这类学生可能有更少的异性好友和更高的学习成绩,或者“支持型”家长会鼓励孩子多参加校内活动从而可能结识更多的好友。其次,成绩更好的学生可能受父母关于自己交友的约束更少。此外,如果成绩相近也是学生交友的选择原则,会使得朋友学习成绩可能存在的溢出效应干扰了对性别本身作用的估计。

内生性问题的存在使得直接使用OLS回归会导致有偏结果。为了确定朋友性别对学生成绩的因果影响,我们需要一套与友谊网络形成相关但与学生成绩不直接相关的工具变量。Hill(2015)基于学生家附近同校生的性别构成是随机的,学生有更多的同校邻居更容易在校内与他们形成友谊的思路,具体使用了离学生家最近的20个同校生的性别构成的加权平均作为异性好友比例的工具变量,本文借鉴这一做法,采用学校异性同学比例、学校层面平均异性好友数和学校层面平均同性好友数作为工具变量。首先,学校异性同学比例越高,自然与异性建立友谊的可能性更高。经验证据也支持这种社交距离和潜在友谊之间的关系,比如Mouw and Entwisle(2006)发现,经常性活动范围在250m以内的人建立友谊的可能性是不建立的五倍以上。我国初中入学主要依赖于家庭所在地位置,因而学校性别比例是随机的,学生不太可能根据学校性别比来选择学校。其次,友谊是一种相互关系,正如Currarini et al.(2009)所指出,友谊网络具有同质性,即人们在所在的群体有形成相同类型友谊的倾向。换言之,在大多数人与同性或异性交朋友的学校里,学生更有可能有更多的同性或异性朋友。其他人的友谊网络除了影响自己形成友谊网络外不太可能有其他途径作用于学生成绩,在文章的稳健性检验部分我们也进一步对学校氛围等可能的途径进行了排他性约束检验,说明其他相关影响渠道不应成为工具变量外生性条件的较大担忧。在本文的样本数据中,学校平均异性同学比例为0.494,学校层面平均异性好友数为0.249,学校层面平均同性好友数为3.288。

此外,有部分学生报告的同校异性或同性好友数为0。受Hill(2015)的启发,在假定绝大多数学生都是真实报告而非瞒报的情况下,这部分报告好友数为0的学生样本恰为我们对工具变量的可靠性提供了一种绝佳的证伪检验:如果工具变量只通过交友来影响学生成绩的假设是正确的,那么对于没有学校朋友的学生来说,工具变量与结果之间就不应存在显著关系。我们使用学校朋友

数量为零的数据子集进行了这项证伪测试,结果如预期一致。

## 2 经验研究主要结果

### 2.1 朋友性别对学生成绩的影响:OLS 回归

首先,表3报告了模型(1)的OLS回归结果,列(1)~(4)的被解释变量分别对应着学生的语数英各单科成绩及总分,可以看到,异性好友数和同性好友数的系数都为正,除同性好友在数学单科上的影响不显著,其他都不同程度上显著为正。此外,男生变量的系数都显著为负,显示出初中阶段存在较明显的男女成绩差距,男生的成绩往往要比女生差。其中列(3)男生的系数绝对值明显要小于列(1)、(2)两列,说明相对于语文和英语学科,在数学学科上的这种男女成绩差距则较小。如前文所言,因为学生友谊网络的形成具有较强的内生性,OLS回归的结论并不可靠,我们进一步采用工具变量法进行回归。

表3 朋友性别对学生成绩的影响:OLS 回归

	(1) 语文	(2) 数学	(3) 英语	(4) 总分
异性好友数	0.392*** (0.134)	0.303** (0.137)	0.418*** (0.140)	1.114*** (0.372)
同性好友数	0.118* (0.061)	0.072 (0.065)	0.207*** (0.053)	0.397** (0.163)
九年级	-0.210 (0.148)	-0.092 (0.156)	-0.183 (0.175)	-0.485 (0.467)
男生	-5.694*** (0.193)	-1.005*** (0.212)	-5.546*** (0.210)	-12.245*** (0.530)
汉族	-0.166 (0.409)	-0.229 (0.413)	-0.351 (0.327)	-0.746 (0.986)
独生子女	0.272 (0.186)	0.515** (0.204)	0.573*** (0.180)	1.360*** (0.494)
本地户口	-1.394*** (0.287)	-0.969*** (0.301)	-0.584** (0.285)	-2.946*** (0.813)
农村户口	0.467** (0.196)	0.674*** (0.228)	0.138 (0.195)	1.278** (0.554)
父亲受教育程度	0.314*** (0.036)	0.288*** (0.038)	0.309*** (0.037)	0.912*** (0.100)
母亲受教育程度	0.101*** (0.035)	0.134*** (0.035)	0.149*** (0.031)	0.383*** (0.092)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	语文	数学	英语	总分
家庭经济:比较困难	1.199*** (0.409)	0.989* (0.514)	0.478 (0.384)	2.666** (1.131)
家庭经济:中等	1.113** (0.426)	1.190** (0.483)	0.760* (0.406)	3.063*** (1.140)
家庭经济:比较富裕	1.037** (0.516)	0.513 (0.583)	0.274 (0.498)	1.825 (1.391)
家庭经济:很富裕	-6.820*** (1.893)	-6.550*** (1.805)	-4.639*** (1.632)	-18.008*** (4.766)
样本数	17742	17742	17742	17742
班级和学校特征	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
好友数量固定效应	控制	控制	控制	控制

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著;括号里表示的是聚类在学校层面的稳健标准误。

## 2.2 朋友性别对学生成绩的影响:工具变量回归

表4报告了工具变量两阶段最小二乘估计(2SLS)结果。可以看到,无论是从语数英三门单科还是总分上,异性好友和同性好友数的系数都显著为负,表明异性好友和同性好友数的增多会导致学生学习成绩下降。同时,异性好友系数的绝对值要大于同性好友,表明异性好友数的影响相较于同性好友数更大。此外,对比语文和英语,异性好友数的增多对数学成绩下降影响幅度更明显。总体上,核心解释变量的2SLS估计值与OLS估计的符号相反且绝对值更大,这种OLS-IV的差异证实了在处理学生友谊网络时需要克服内生性问题的必要性。

表4 朋友性别对学生成绩的影响:工具变量2SLS回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段		第二阶段			
	异性好友数	同性好友数	语文	数学	英语	总分
学校异性同学比例	0.418*** (0.104)	-0.790*** (0.190)				
学校平均异性好友数	0.993*** (0.037)	-0.241 (0.147)				
学校平均同性好友数	-0.024* (0.014)	0.820*** (0.043)				

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段		第二阶段			
	异性好友数	同性好友数	语文	数学	英语	总分
异性好友数			-3.643*** (1.202)	-4.142*** (1.249)	-3.981*** (1.336)	-11.767*** (3.567)
同性好友数			-1.388*** (0.382)	-1.146*** (0.396)	-1.162** (0.471)	-3.696*** (1.196)
九年级	0.122*** (0.014)	-0.218*** (0.035)	-0.085 (0.190)	0.158 (0.216)	0.022 (0.237)	0.095 (0.616)
男生	0.054*** (0.012)	-0.036 (0.025)	-5.542*** (0.202)	-0.833*** (0.227)	-5.378*** (0.226)	-11.753*** (0.575)
汉族	0.044* (0.023)	0.138** (0.057)	0.225 (0.452)	0.140 (0.454)	0.038 (0.370)	0.403 (1.126)
独生子女	-0.015 (0.012)	-0.071** (0.029)	0.096 (0.207)	0.354 (0.228)	0.401** (0.199)	0.851 (0.565)
本地户口	0.054*** (0.018)	0.132*** (0.042)	-0.974*** (0.312)	-0.565* (0.319)	-0.163 (0.328)	-1.703* (0.897)
农村户口	0.005 (0.013)	0.018 (0.028)	0.520** (0.203)	0.725*** (0.235)	0.191 (0.204)	1.436** (0.578)
父亲受教育程度	0.003 (0.002)	0.004 (0.005)	0.332*** (0.039)	0.307*** (0.041)	0.328*** (0.042)	0.967*** (0.111)
母亲受教育程度	0.001 (0.002)	0.005 (0.004)	0.115*** (0.035)	0.148*** (0.037)	0.163*** (0.030)	0.426*** (0.093)
家庭经济:比较困难	-0.031 (0.029)	0.007 (0.060)	1.071** (0.417)	0.847* (0.509)	0.338 (0.386)	2.255** (1.135)
家庭经济:中等	-0.014 (0.029)	-0.017 (0.062)	1.008** (0.436)	1.084** (0.489)	0.651 (0.423)	2.743** (1.176)
家庭经济:比较富裕	0.032 (0.040)	0.048 (0.081)	1.220** (0.542)	0.693 (0.590)	0.460 (0.521)	2.374 (1.454)
家庭经济:很富裕	0.248** (0.124)	-0.169 (0.220)	-6.049*** (2.095)	-5.639*** (2.028)	-3.760** (1.827)	-15.449*** (5.450)
样本数	17742	17742	17742	17742	17742	17742
班级和学校特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
好友数量固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
弱工具变量检验			34.014	34.014	34.014	34.014
过度识别检验			0.755	0.762	0.692	0.697

注:弱工具变量检验为 Cragg-Donald Wald  $F$  统计值,过度识别检验为 Hansen  $J$  统计值  $p$  值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著;括号里表示的是聚类在学校层面的稳健标准误。

具体来说,多一个异性好友导致学生语文、数学和英语成绩分别下降 3.643 分、4.142 分、3.981 分,多一个同性好友则导致学生语文、数学和英语成绩分别下降 1.388 分、1.146 分、1.162 分。从总分上看,平均而言,多一个异性好友会使总分下降 11.767 分,相对于总分均分 210 分,下降幅度为 5.60%;多一个同性好友会使总分下降 3.696,下降幅度为 1.76%。从标准差上分析,异性好友数、同性好友数和总分的标准差分别为 0.651、1.536 和 25.57,估计系数表明异性好友数每增加 1 个标准差会使总分下降 0.300 个标准差  $((11.767 \times 0.651) / 25.57)$ ,同性好友数每增加 1 个标准差会使总分下降 0.222 个标准差  $[(3.696 \times 1.540) / 25.61]$ 。

### 2.3 稳健性检验

为使研究结果更严谨可靠,本文还进一步从以下四个方面进行了稳健性检验,结果报告在表 5 和图 2。

表 5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	语文	数学	英语	总分
面板 A:随机分班样本				
异性好友数	-3.610** (1.462)	-4.052** (1.563)	-3.724** (1.606)	-11.386** (4.383)
同性好友数	-1.841*** (0.532)	-1.366** (0.548)	-1.570** (0.637)	-4.777*** (1.671)
样本数	14368	14368	14368	14368
弱工具变量检验	23.384	23.384	23.384	23.384
过度识别检验	0.638	0.717	0.528	0.579
面板 B:加入校外好友数				
所有异性好友数	-5.495*** (1.628)	-7.548*** (1.736)	-5.531*** (1.806)	-18.573*** (4.990)
所有同性好友数	-4.016*** (1.297)	-4.540*** (1.465)	-3.518** (1.469)	-12.074*** (4.088)
样本数	17677	17677	17677	17677
弱工具变量检验	12.440	12.440	12.440	12.440
过度识别检验	0.831	0.305	0.902	0.367
面板 C:加入好友特征				
异性好友数	-2.639** (1.217)	-3.073** (1.327)	-3.062** (1.328)	-8.774** (3.652)
同性好友数	-1.164*** (0.382)	-0.759* (0.401)	-0.867* (0.477)	-2.790** (1.209)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	语文	数学	英语	总分
面板 C:加入好友特征				
样本数	17302	17302	17302	17302
好友特征	控制	控制	控制	控制
弱工具变量检验	36.616	36.616	36.616	36.616
过度识别检验	0.993	0.911	0.904	0.927
面板 D:加入学校氛围				
异性好友数	-4.010*** (1.225)	-4.461*** (1.269)	-4.431*** (1.369)	-12.903*** (3.632)
同性好友数	-1.263*** (0.408)	-1.002** (0.415)	-1.006** (0.490)	-3.270** (1.261)
样本数	17499	17499	17499	17499
弱工具变量检验	33.789	33.789	33.789	33.789
过度识别检验	0.573	0.617	0.482	0.498
控制变量	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
朋友数量固定效应	控制	控制	控制	控制

注:最后三行意为在所有面板中均进行了对控制变量、区县固定效应和朋友数量固定效应的控制;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

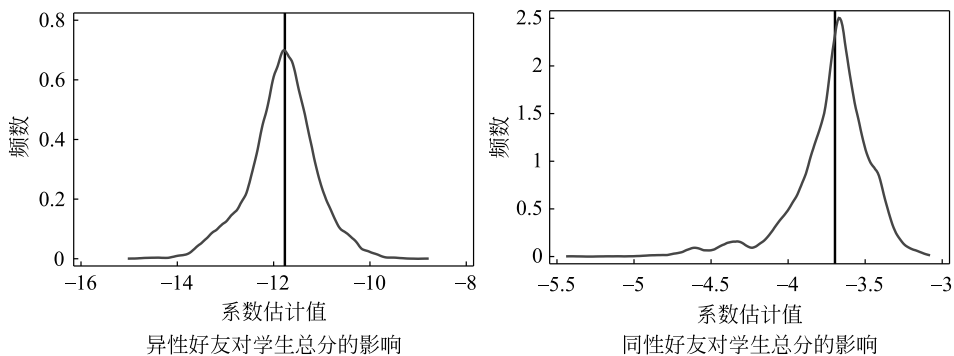


图 2 稳健性检验

注:每次从样本中删除两所学校(不重复),得到了如图所示 6216( $C_{112}^2$ )次回归的估计系数分布,左图表示的是异性好友对总分的系数估计,右图表示同性好友对总分的系数估计,竖线表示的是对应主回归估计系数值

第一,我们更改回归的全样本为随机分班的样本。在已有的使用 CEPS 做班级同伴效应的经典文献中,如 Gong et al. (2021) 等往往利用随机分班这一自然实验用严格的随机分班样本来识别班级特定学生比例对其他同学成绩的影响。为了测试样本敏感性,同时使得结论具有一定可比性,我们根据校长回答“编

排班级是随机分配”的样本来检验。面板 A 的回归结果与主回归基本保持一致,说明结论在是否随机分班学生上并无明显区别,与其他研究具有一定可比性。

第二,我们加入了校外好友数,使得核心解释变量变为了校内外所有的异性和同性好友数。本文主要关注的是学校层面好友所产生的影响,基于的理论分析是不同性别好友主要通过更频繁接触的校内网络产生因果影响。但如变量描述中所言,学生除了报告自己的校内好友,还报告了其他学校的好友。这里我们将好友数放松到了校内外所有好友数,可以看到在面板 B 的回归结果中,系数的绝对值有所增大,但方向和显著程度没有发生变化。这只能表明校外好友数的增多也可能会使学生成绩下降从而使效用累加,但也有可能是样本数略微变化导致的,主回归结论没有受到干扰。

第三,我们加入了更多好友的特征变量。在调查中,学生在报告了好友后,还被询问了“在上面提到的几个好朋友中有没有以下情况”,具体有“学习成绩优良”“学习努力刻苦”“想上大学”“逃课”“违反校规被处分”“打架”“抽样喝酒”“经常去网吧”“谈恋爱”“退学”等十个正负面特征,我们将这些特征变量加入回归,来处理好友在其他方面的溢出效应可能会干扰性别效应的影响这一担忧。面板 C 的回归结果同主回归结果一致,表明朋友性别影响学生的学业成绩,与朋友其他方面的溢出效应无明显关联。

第四,我们加入了学校氛围的控制变量。本文选用学校层面平均好友数作为个体好友数的工具变量,考虑到学校层面的平均好友情况除了会影响学生的交友结构,还可能会通过让学生感受到和睦、友爱的学校氛围(更安全、更团结),从而影响学生的成绩表现。对此我们进行了排他性约束检验,在回归中加入了每所学校学生对学校相关氛围打分的均值(学生是否对学校的人感到亲近、学生是否在学校中感到无聊),假若工具变量主要通过学校氛围来影响学生成绩表现,那么我们预期核心解释变量回归系数会发生较大变化,而在面板 D 的回归结果中,相关系数变化较小,说明学校氛围这一影响渠道不应成为工具变量外生性条件的较大担忧。

第五,我们使用不同缩减样本进行重复回归,看估计结果是否有显著变化。如果本文的结论适用于绝大多数学校,则使用缩减样本的估计不应严重偏离我们的主回归结果。我们参考 Gong et al. (2018) 和 Gong et al. (2021) 的做法,每次不重复地删除 112 所学校中的 2 个,用余下 110 个学校的学生作样本估计基准模型[表 2 列(4)],这样共操作  $6216(C_{112}^2)$  次<sup>①</sup>。图 2 绘制了这 6216 次估计

<sup>①</sup> Gong et al. (2018) 和 Gong et al. (2021) 每次从 67 所学校中随机地删除 2 个、用余下 65 个学校的学生作样本估计基准模型,这样共操作  $2211(C_{66}^2)$  次。由于是随机删除,他们的 2211 个样本中可能存在相同的。我们采用的是不重复删除,6216 个样本中不存在相同的,正好穷尽所有组合。跟 Gong et al. (2018) 和 Gong et al. (2021) 一样,我们每次删除 2 个学校的学生是为了保证样本规模。

结果分布,可以看到,不论是异性好友还是同性好友对总分的影响,所有取值都密集分布在基准估计值附近且上下限均与基线估计值处于同一方向(均在1%的水平上显著)。这表明,只因几所学校的异质性才显示出好友影响学习成绩的可能性十分小,本文的结论对我国绝大多数中学生都有普适性。

## 2.4 机制分析

基准分析表明,异性好友和同性好友数的增多会导致学生成绩下降,本文进一步去探讨产生这种性别溢出效应的潜在机制。具体来说,为什么朋友的性别会影响学生的成绩?什么是这一溢出效应的实质?与异性好友或是同性好友的交往究竟使得学生的哪些方面发生了改变,是建立和维系友谊所参与的各类活动导致了精力分散和学习时间减少,还是可能与异性好友谈恋爱影响了成绩?与朋友的交往是否也带有一定的正向效果,比如对学校有更亲近的感受?本文接下来从时间投入、活动参与、恋爱行为以及在校的感受四个方面去讨论导致朋友性别溢出效应的可能机制。

影响机制变量的描述性统计报告在表6。时间投入方面,学生报告了周一到周五以及周末平均用在做学校作业、做父母布置的作业、运动、看电视和上网的小时和分钟数,我们合并计算为每周所用的小时数。活动参与方面,兴趣爱好数为学生分别回答是否有演奏乐器、表演、书法、绘画、棋类、体育运动等6种兴趣爱好的数目加总,在外出参观游玩(如动物园等)、看电影和参加学校或班级组织的活动的频率方面,数值越大,表示活动参与越频繁。恋爱行为方面,因为学生没有直接报告自己是否在谈恋爱,我们使用了“身边的好友有没有谈恋爱”(1=没有,2=一到二个,3=很多)作为学生是否谈恋爱的代理变量,如果一个学生的朋友中有更多的人在谈恋爱,那自己更有可能效仿,如金红昊和杨钊(2021)使用CEPS发现青少年恋爱行为在好友群体中存在明显的同伴效应。在校的感受方面,学生回答了是否同意感到同学对我友好、自己易于他人相处、对学校同学亲近、在学校感到无聊、想转学等5项问题,选项依次为“完全不同意”“比较不同意”“比较同意”和“完全同意”,分别赋值为1~4。

表6 影响机制变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
时间投入/(小时/周)					
做学校作业时间	16085	16.80	9.564	0	57.50
做父母布置作业时间	16085	5.501	7.869	0	42.83
运动时间	16085	5.928	6.516	0	53
看电视时间	16085	7.437	7.939	0	73
上网时间	16085	5.376	7.710	0	75.50

续表

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
活动参与和恋爱行为					
兴趣爱好数	16085	1.512	1.101	0	6
参观游玩频率	16085	1.938	1.026	1	5
看电影频率	16085	2.296	1.271	1	5
参加学校班级活动频率	16085	2.757	1.014	1	4
谈恋爱	16085	1.237	0.491	1	3
在学校的感受					
同学对我友好	16085	3.276	0.795	1	4
易与他人相处	16085	3.175	0.834	1	4
对学校同学亲近	16085	2.943	0.923	1	4
在学校感到无聊	16085	1.669	0.867	1	4
想转学	16085	1.510	0.869	1	4

表7报告了机制分析的回归结果。

表7 机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
面板 A: 时间投入					
	学校作业	父母布置作业	运动	看电视	上网
异性好友数	0.163 (0.142)	0.140 (0.112)	0.285*** (0.077)	0.189* (0.099)	0.184* (0.094)
同性好友数	0.015 (0.051)	0.046 (0.043)	0.108*** (0.037)	0.107*** (0.038)	-0.073* (0.039)
样本数	16085	16085	16085	16085	16085
面板 B: 活动参与和恋爱行为					
	兴趣爱好	参观游玩	看电影	学校班级活动	谈恋爱
异性好友数	0.093*** (0.015)	0.019* (0.011)	0.084*** (0.015)	0.098*** (0.011)	0.052*** (0.007)
同性好友数	0.006 (0.006)	0.011** (0.005)	0.014** (0.007)	0.040*** (0.005)	-0.011*** (0.002)
样本数	16085	16085	16085	16085	16085
面板 C: 在学校的感受					
	同学友好	易与他人相处	对学校同学亲近	在学校感到无聊	想转学
异性好友数	0.069*** (0.010)	0.071*** (0.010)	0.077*** (0.011)	-0.038*** (0.011)	-0.037*** (0.010)
同性好友数	0.068*** (0.004)	0.064*** (0.005)	0.073*** (0.005)	-0.070*** (0.004)	-0.074*** (0.005)
样本数	16085	16085	16085	16085	16085
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
朋友数量固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著;括号里表示的是聚类在学校层面的稳健标准误。

在时间投入方面,异性好友或同性好友数的增多对学生在完成学校规定作业或父母布置的家庭作业上的用时并不显著,表明与朋友的交往并没有挤出完成作业这类“强迫性学习”时间。异性好友或同性好友的增多都显著增加了学生花在运动和看电视的时间,异性好友增多对上网时间也有正向影响,同性好友的这一影响虽为负但系数绝对值相对较小。建立和维系友谊需要共同参与娱乐活动等时间上的投入,这一点在此得到证实。

在活动参与方面,增加一个异性好友显著增加了学生的兴趣爱好数,同时提高了学生外出参观游玩、看电影和参加学校班级活动的频率,增加一个同性好友除对兴趣爱好的增多不显著外,其他方面保持一致。

在谈恋爱方面,拥有更多异性朋友会显著增加建立恋爱关系的可能性,具体来说,多一个异性朋友会使谈恋爱的概率提高4.2%(0.052/1.237),而同性朋友的增多会降低恋爱的可能性。

至此,朋友性别所带来的负面效应其主要途径可以用“时间挤出效应”来解释。即建立和维持友谊需要时间上的投入,例如看电视、上网和与朋友一起打球、玩游戏,以及外出游玩和参加校内外各类活动,这无疑会分散与课程学业相关的时间精力,花在学习上的时间被社交活动挤掉了,从而对学业成绩产生负面影响。进一步,我们发现,时间挤出并没有影响做作业这类“强迫性学习”时间,真正挤出的可能是没有观察到的“自主性学习”时间。初中阶段的学习和考试并不是拔高式选拔,更多侧重基础知识的熟练掌握,这一点往往能靠更多时间投入比如做更多的题目来训练,在假定校内学习和完成作业量相似(“强迫性学习”时间)的情况下,那些有更多“自主性学习”时间(比如预习、复习、“刷题”)的同学往往更容易在考试中取得高分。因此与朋友交往使得精力分散导致“自主性学习”时间的挤出可能是好友性别溢出的负面效应的真正原因。此外,如果初中生谈恋爱会导致学习成绩下降的因果联系是成立的,那与异性同学交往的增多使得恋爱可能性显著增加也应主要从时间挤出方面对学习成绩产生负面影响。

而在学生在校感受方面,我们看到,拥有更多的同性或异性好友都显著提高了学生在学校的积极体验和心理获得感。更好的在校和学习体验会抵消一部分时间挤出效应的负面影响,这也是交友正面作用上的一个体现。

## 2.5 异质性分析

前文已经证实,初中生交友无论是交同性好友还是异性好友都会对学习成绩有显著负面影响。我们自然会思考,这种负面影响是否存在异质性?例如,男女学生不同学科上是否表现出不同?高年级的学生会不会因身心更加成熟从而削弱了负面影响?因此,我们进一步考察了朋友性别对学生成绩的影响在性别和年级中可能存在的异质性,具体地我们采用了分组回归和全样本交乘

项分析结合的方式,性别上的异质性分析结果报告在表8,年级上的异质性分析结果则报告在表9。

表8 异质性分析 A:性别

	(1)	(2)	(3)	(4)
	语文	数学	英语	总分
面板 A:女生样本				
异性好友数	-2.349 <sup>*</sup> (1.305)	-4.856 <sup>***</sup> (1.527)	-3.110 <sup>**</sup> (1.406)	-10.315 <sup>***</sup> (3.727)
同性好友数	-1.221 <sup>**</sup> (0.574)	-0.629 (0.679)	-0.906 (0.569)	-2.756 <sup>*</sup> (1.606)
样本数	8773	8773	8773	8773
因变量均值	73.15	70.75	73.05	216.95
弱工具变量检验	17.798	17.798	17.798	17.798
过度识别检验	0.202	0.228	0.201	0.202
面板 B:男生样本				
异性好友数	-7.769 <sup>**</sup> (3.002)	-7.727 <sup>***</sup> (2.248)	-7.830 <sup>***</sup> (2.818)	-23.327 <sup>***</sup> (7.449)
同性好友数	-2.409 <sup>***</sup> (0.832)	-2.635 <sup>***</sup> (0.662)	-2.317 <sup>***</sup> (0.848)	-7.361 <sup>***</sup> (2.126)
样本数	8969	8969	8969	8969
因变量均值	67.42	69.61	67.45	204.48
弱工具变量检验	10.435	10.435	10.435	10.435
过度识别检验	0.118	0.136	0.147	0.140
面板 C:全样本交乘项分析				
男生×异性好友数	2.880 (2.226)	2.383 (2.230)	2.822 (2.012)	8.086 (5.195)
男生×同性好友数	-0.752 (0.780)	-1.475 <sup>**</sup> (0.624)	-2.018 <sup>***</sup> (0.761)	-4.246 <sup>**</sup> (1.896)
异性好友数	-4.625 <sup>*</sup> (2.696)	-7.835 <sup>***</sup> (2.525)	-3.764 (2.789)	-16.420 <sup>**</sup> (7.575)
同性好友数	-1.814 <sup>*</sup> (0.928)	-1.887 <sup>**</sup> (0.854)	-1.085 (0.954)	-4.794 <sup>*</sup> (2.622)
样本数	17742	17742	17742	17742
弱工具变量检验	17.003	17.003	17.003	17.003
过度识别检验	0.167	0.158	0.174	0.165
控制变量	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
朋友数量固定效应	控制	控制	控制	控制

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著;括号里表示的是聚类在学校层面的稳健标准误。

表9 异质性分析 B: 年级

	(1)	(2)	(3)	(4)
	语文	数学	英语	总分
面板 A: 初一样本				
异性好友数	-5.425*	-6.675**	-4.596	-16.696**
	(2.908)	(2.598)	(3.024)	(8.062)
同性好友数	-2.067**	-1.569*	-1.311	-4.946*
	(0.982)	(0.817)	(1.013)	(2.714)
样本数	9431	9431	9431	9431
弱工具变量检验	12.115	12.115	12.115	12.115
过度识别检验	0.516	0.756	0.638	0.777
面板 B: 初三样本				
异性好友数	-2.583*	-3.644**	-3.638**	-9.864**
	(1.431)	(1.418)	(1.547)	(4.105)
同性好友数	-1.135**	-1.306**	-1.291**	-3.731**
	(0.560)	(0.581)	(0.604)	(1.667)
样本数	8311	8311	8311	8311
弱工具变量检验	21.660	21.660	21.660	21.660
过度识别检验	0.674	0.797	0.698	0.725
面板 C: 全样本交乘项分析				
初三×异性好友数	2.135	2.157	1.713	6.005
	(1.940)	(1.863)	(2.062)	(5.718)
初三×同性好友数	0.456	0.512	0.511	1.479
	(0.554)	(0.573)	(0.559)	(1.651)
异性好友数	-4.764**	-5.601***	-4.890**	-15.255**
	(2.053)	(2.001)	(2.214)	(6.000)
同性好友数	-1.607***	-1.552***	-1.433**	-4.591***
	(0.574)	(0.559)	(0.670)	(1.749)
样本数	17742	17742	17742	17742
弱工具变量检验	15.525	15.525	15.525	15.525
过度识别检验	0.769	0.657	0.843	0.886
控制变量	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
朋友数量固定效应	控制	控制	控制	控制

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著;括号里表示的是聚类在学校层面的稳健标准误。

在表8中,女生样本的结果显示,异性好友的增多对女生语数英三科和总分均有显著负面影响,其中对数学成绩影响最大,对语文成绩影响相对要小。而同性好友增多仅显著降低了语文和总分,对数学和英语成绩没有显著影响。

男生样本的结果显示,无论是异性好友数还是同性好友数的增多,都对男生语数英三科和总分有显著负面影响,多一个异性好友对男生的影响要大于多一个同性好友的影响。在更为严谨地通过全样本交乘项分析性别异质性中,我们可以看到,异性好友带来的负面溢出效应在不同学科上不存在明显的男女生差异,而在数学、英语及总分上,同性好友对男生带来的负面影响要明显高于女生,语文上则不显著。

从样本均值上看,在初中阶段学习中,女生的语文和英语成绩要明显优于男生,在数学上几乎相平。对于女生来说,有异性好友意味着很可能有一个学习成绩较差的朋友,因为男生的表现往往比女生差。因此,即使朋友成绩溢出效应存在,若好友性别对学生成绩的因果关联很弱,则预期结果应为多一个异性好友对女生的负向影响更明显。而结果显示的男女生在同性好友负面溢出效应中不存在显著差异也有力地支撑了好友性别与学生成绩间存在的因果联系。

男生受朋友性别同伴效应影响更大,这与 Ficano(2012)关于大学生学业成绩的同伴效应相一致。由于个性特质和社交模式的差异,人们普遍观察并认识到,男孩更可能有行为和社会情感问题,例如自控力不足,因此男生对同伴效应的反应会比女生更为敏感(Gong et al., 2018)。初中男生刚进入青春期不久,受荷尔蒙等影响,同时相对幼稚的心理,使得其与更多好友交往可能会让情绪表现出更不稳定,行为上表现为更贪玩。表中显示的同性好友增多并没有显著影响女生的数学和英语成绩,对总分的影响也较弱,这可能也是同龄女生的自控能力要更高的一种体现。这一点可能会是男女生之间分数差距进一步拉大的原因,本文的发现有助于拓宽对男孩学业表现更差的来源理解。

此外,异性好友对女生在数学成绩上的负面影响明显大于语文和英语成绩这一点也与现有的发展心理学和教育经济学文献中的性别社会化效应理论一致。在传统上认为竞争更激励和男生更占优势的数学科目上,女生在有男生好友的情况下可能会回避竞争,从而在数学上表现更差(Niederle and Vesterlund, 2010)。

在表9中,从分组回归来看,无论是对初一还是初三年级学生,异性好友和同性好友均对学习成绩有显著负面影响,仅从系数看对初一学生影响要更大一些(除英语单科不显著外),但从更严谨的交乘项分析结果来看,初一和初三年级学生不存在显著异质性。

我们认为朋友性别对学习成绩造成的负面溢出效应在年级上不存在显著差异可能是多个原因造成的。初一和初三两个年级群体天然存在的差异性主要集中在两点:一是年龄和认知水平不同,二是学习阶段不同。一方面,更青年

级的学生因为身心更加成熟,自控力可能更强,同时有着多年的交友经验,可能会更好地避免朋友交往中如产生敏感情绪等带来的负面效果,因而可能会表现出初一年级受交友负面影响更大。而另一方面在学习阶段上,我们认为:初一阶段是学习新知识阶段,学生因年龄较小,主动学习的积极性不够高,大部分学生成绩主要依赖于课堂听讲和做作业,较少有学生能在完成老师和家长布置的作业要求外主动学习;而初三年级的学生往往是已经学完了初中阶段的课业,最后一年主要通过专题总结或刷题等训练来提高对知识应用的熟练度,同时随着年级升高且面临着中考升学的压力,学生们大多具备了要主动学习的意识,同样的校内投入,谁在课外下的“功夫深”,谁的成绩就会更高。所以好友性别通过减少学生“自主性学习”时间导致成绩降低的这一传导机制可能在初三年级学生上表现得更明显,从而对初三年级负面影响可能更强。因此朋友性别对成绩的负面影响在初一和初三年级学生上是否存在显著差异以及方向如何在理论上并不明确,而本文从经验上证实了这一差异并不显著。

### 3 进一步讨论:认知与非认知能力

为了更全面理解初中生交友的溢出效应,我们增加了对于学生认知能力与非认知能力维度上的讨论。我们将模型(1)中的被解释变量更换为学生的认知与非认知能力,CEPS所使用的学生认知能力测试卷为国际通用的标准化认知能力水平测试卷,该测试题的内容不涉及学校课程所教授的具体识记性知识,而是测量学生的逻辑思维与问题解决能力,并且具有国际可比性、全国标准化的特点,包括语言、图形、计算与逻辑三个维度。基于大五人格框架(Goldberg, 1981)与现有文献(王伊雯和叶晓梅,2021),本文的非认知能力包括外倾性、宜人性、神经质、开放性和尽责性,这五种非认知能力构造来自CEPS的相关测度(如表10所示),我们将其视为连续变量,加总并标准化后得到个人非认知能力得分,数值越大,表示该项非认知能力越强。

表10 基于CEPS的非认知能力得分计算

测度	题项	得分	均值	标准差
	关于学校生活,你是否同意下列说法:			
外倾性	我经常参加学校或班级组织的活动	完全不同意=0,不太同意=1, 比较同意=2,完全同意=3	2.757	1.014
	关于学校生活,你是否同意下列说法:			
宜人性	1. 班里大多数同学对我很友好	完全不同意=0,不太同意=1, 比较同意=2,完全同意=3	3.276	0.795
	2. 我所在的班级班风良好		3.142	0.871
	3. 我对这个学校的人感到亲近		2.943	0.923

续表

测度	题项	得分	均值	标准差
	在过去的七天内,你是否有以下感觉:			
神经质	1. 沮丧		2.260	0.973
	2. 抑郁		2.002	1.042
	3. 不快乐	从不=0,很少=1,有时=2, 经常=3,总是=4	2.313	1.023
	4. 生活没有意思		1.766	1.06
	5. 悲伤		2.063	1.023
	你是否同意下列对你自己的描述:			
开放性	1. 我能够很清楚地表述自己的意见		3.109	0.809
	2. 我的反应能力很迅速	完全不同意=0,不太同意=1, 比较同意=2,完全同意=3	2.992	0.782
	3. 我能够很快学会新知识		2.991	0.803
	4. 我对新鲜事物很好奇		3.504	0.778
	你是否同意下列对你自己的描述:			
尽责性	1. 就算身体有点不舒服,或者有其他理由 可以留在家里,我仍然会尽量去上学		3.306	0.859
	2. 就算是不喜欢的功课,我也会尽全力 去做	完全不同意=0,不太同意=1, 比较同意=2,完全同意=3	3.291	0.821
	3. 就算功课需要花好长时间才能做完,我 仍然会不断地尽力去做		3.358	0.806

表 11 报告了工具变量的估计结果。我们可以看到,不同于学习成绩的降低,与好友交往对学生认知能力提高有显著促进作用。在非认知能力方面,我们也观察到了朋友交往带来的正面影响:多一个异性好友会显著提高学生的外倾性、宜人性和开放性;多一个同性好友,会显著提高外倾性、宜人性和尽责性,显著降低神经质。首先,这再一次印证了本文的“时间挤出效应”。好友数量的增加可能会通过提高个人的外倾性从而参加更多的课外活动;其次,好友数量的增加有可能会通过提高自身的宜人性从而对学校生活有更多的获得感与体验感而抵消一部分“时间挤出效应”,这与我们机制分析的结论一致;再次,我们注意到不同性别好友数量的增加对于神经质有不同的影响,这可能是由于在与异性好友相处的过程中,学生的心理会更加敏感,情绪可能容易出现波动,而在与同性好友交往的过程中,学生更容易敞开心扉,彼此相互理解的程度也会更高;从次,可能由于不同性别的学生看待事物的角度不同,因此在与异性好友交往的过程中,男女双方互相交流彼此不同的观点,从而提高了开放性。最后,同性好友比异性好友更可能与自身在学习和生活上形成相互的激励,同时与同性好友相比,处于青春期的学生更倾向于在异性面前展示自己,从而同性好友的增加对尽责性的提高有显著的作用。

表11 朋友性别对认知与非认知能力的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	认知能力	外倾性	宜人性	神经质	开放性	尽责性
异性好友数	0.028*** (0.010)	0.097*** (0.010)	0.085*** (0.013)	0.025 (0.015)	0.056*** (0.012)	0.015 (0.014)
同性好友数	0.009** (0.005)	0.039*** (0.005)	0.088*** (0.005)	-0.071*** (0.006)	0.025*** (0.005)	0.036*** (0.006)
样本数	16765	16765	16765	16765	16765	16765
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
好友数量固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
弱工具变量检验	33.044	33.044	33.044	33.044	33.044	33.044
过度识别检验	0.769	0.779	0.933	0.334	0.416	0.294

注:\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的置信水平显著;括号里表示的是聚类在学校层面的稳健标准误。

因此,我们看待与好友交往会影响学习成绩的这一结论应更客观全面,一方面时间挤出影响了学生短期内对书本知识的把握,但另一方面也会提高学生的逻辑思维、问题解决等认知能力和各种非认知能力所表现出的综合素质,而这往往会在学生的长期发展中起到关键作用。

## 4 结论与启示

同伴效应是经济学中的重要议题,但已有研究往往局限于自然分配下的被迫性社交网络,本文以朋友性别对学生成绩的影响为例,证实了同伴效应在主动型社交网络中一样存在溢出,并发现主动行为的机会成本是同伴效应作用渠道的本质来源。具体来说,建立和维系友谊作为一种主动选择,每增多一个异性或同性好友都会使初中学生的语数英三科成绩显著下降,总分分别下降11.8分和3.7分。机制分析表明,成绩下降主要由时间挤出效应解释,特别地,本文发现与朋友交往并没有影响“强迫性学习”时间,“自主性学习”时间的挤出才是好友性别溢出的负面效应的真正原因。拥有更多异性好友使得恋爱可能性提高加重了这种负面效应,而与更多好友交往使学生在学校感受到友好氛围则抵消了部分影响。本文以教育经济学领域的经典问题,推广了同伴效应的适用范围和机制分析思路。

本文主要证实的是朋友性别方面特别是异性好友的同伴效应溢出会使学生学习成绩下降这一因果关系,但这绝不简单意味着朋友交往对初中学生其他方面或总体评估的影响就是负面的,如青春前期阶段良好的人际交往有助于学生非认知能力的提高(Lavy and Sand,2019)。本文也进一步讨论了朋友性别对认知与非认知能力的影响,发现与朋友交往对学生认知与非认知这类综合素质有明显的提高作用,而这往往会在学生的长期发展中起到关键作用。因此,我们更应关心的是朋友如何影响了学生的识记性知识学习,进而如何去避免这种负

面影响和发挥朋友交往带来的正面效果。如本文的机制分析讨论表明,在义务教育阶段学习过程中,要着重培养学生自主学习的意识和能力,注重青春期学生人际交往和心理方面的正确引导和调节等。

## 参考文献

- 陈媛媛,董彩婷,朱彬妍. 2021. 流动儿童和本地儿童之间的同伴效应:孰轻孰重? [J]. *经济学(季刊)*, 21(2): 511-532.
- Chen Y Y, Dong C T, Zhu B Y. 2021. Peer effects between migrant and local children: Who dominates? [J]. *China Economic Quarterly*, 21(2): 511-532. (in Chinese)
- 金红昊,杨钊. 2021. 青少年恋爱行为的同伴效应研究[J]. *北京大学教育评论*, 19(2): 64-83.
- Jin H H, Yang P. 2021. Peer effect in adolescent romantic relationships [J]. *Peking University Education Review*, 19(2): 64-83. (in Chinese)
- 王伊雯,叶晓梅. 2021. 近朱者赤,近墨者黑? 同伴对青少年非认知能力的影响——基于 CEPS 数据的实证分析[J]. *教育与经济*, 37(6): 62-70.
- Wang Y W, Ye X M. 2021. One takes the colour of one's company? Peer's influence on adolescents' non-cognitive ability—An empirical analysis based on the CEPS data [J]. *Education & Economy*, 37(6): 62-70. (in Chinese)
- 宗庆庆,李雪松. 2018. 基础教育中的同伴效应估计[J]. *财经研究*, 44(7): 4-15.
- Zong Q Q, Li X S. 2018. The evaluation of peer effects in primary education [J]. *Journal of Finance and Economics*, 46(2): 4-20. (in Chinese)
- Ammermueller A, Pischke J S. 2009. Peer effects in European primary schools: Evidence from the progress in international reading literacy study [J]. *Journal of Labor Economics*, 27(3): 315-348.
- Angrist J D. 2014. The perils of peer effects [J]. *Labour Economics*, 30: 98-108.
- Bloom B S. 1976. Human characteristics and school learning [M]. New York: McGraw-Hill.
- Bowles S. 1970. Towards an educational production function [M]//Hansen W L. Education, Income, and Human Capital. Cambridge: NBER, 11-70.
- Coleman J S. 1968. Equality of educational opportunity [J]. *Integrated Education*, 6(5): 19-28.
- Coveney M, Oosterveen M. 2021. What drives ability peer effects? [J]. *European Economic Review*, 136: 103763.
- Currarini S, Jackson M O, Pin P. 2009. An economic model of friendship: Homophily, minorities, and segregation [J]. *Econometrica*, 77(4): 1003-1045.

- Ficano C C. 2012. Peer effects in college academic outcomes-gender matters! [J]. *Economics of Education Review*, 31(6): 1102-1115.
- Goldberg L R. 1981. Language and individual differences: The search for universals in personality lexicons[M]//Wheeler L. *Review of Personality and Social Psychology*. Beverly Hills: Sage, 141-165.
- Gong J, Lu Y, Song H. 2018. The effect of teacher gender on students' academic and noncognitive outcomes[J]. *Journal of Labor Economics*, 36(3): 743-778.
- Gong J, Lu Y, Song H. 2021. Gender peer effects on students' academic and noncognitive outcomes evidence and mechanisms[J]. *Journal of Human Resources*, 56(3): 686-710.
- Harris J R. 1998. *The nurture assumption: Why children turn out the way they do*[M]. New York: The Free Press.
- Hill A J. 2015. The girl next door: The effect of opposite gender friends on high school achievement[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(3): 147-77.
- Hong S C, Lee J. 2017. Who is sitting next to you? Peer effects inside the classroom [J]. *Quantitative Economics*, 8(1): 239-275.
- Hoxby C M. 2000. The effects of class size on student achievement: New evidence from population variation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4): 1239-1285.
- Hu F. 2015. Do girl peers improve your academic performance? [J]. *Economics Letters*, 137: 54-58.
- Jackson M O. 2014. Networks in the understanding of economic behaviors[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 28(4): 3-22.
- Lavy V, Schlosser A. 2011. Mechanisms and impacts of gender peer effects at school [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(2): 1-33.
- Lavy V, Sand E. 2019. The effect of social networks on students' academic and non-cognitive behavioural outcomes: Evidence from conditional random assignment of friends in school[J]. *The Economic Journal*, 129(617): 439-480.
- Lu F W, Anderson M L. 2015. Peer effects in microenvironments: The benefits of homogeneous classroom groups[J]. *Journal of Labor Economics*, 33(1): 91-122.
- Manski C F. 1993. Identification of endogenous social effects: The reflection problem [J]. *The Review of Economic Studies*, 60(3): 531-542.
- Mouw T, Entwisle B. 2006. Residential segregation and interracial friendship in schools [J]. *American Journal of Sociology*, 112(2): 394-441.
- Niederle M, Vesterlund L. 2010. Explaining the gender gap in math test scores: The role of competition[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 24(2): 129-44.
- Paloyo A R. 2020. Peer effects in education: Recent empirical evidence[M]//Bradley S, Green C. *The Economics of Education*. Amsterdam: Elsevier, 291-305.

Sacerdote B. 2011. Peer effects in education: How might they work, how big are they and how much do we know thus far? [J]. *Handbook of the Economics of Education*, 3: 249-277.

Whitmore D. 2005. Resource and peer impacts on girls' academic achievement: Evidence from a randomized experiment[J]. *American Economic Review*, 95(2): 199-203.

## **Spillover Effects of Friendships among Middle School Students: Academic Performance, Cognitive, and Non-cognitive Abilities**

Chenxu Ni<sup>1</sup> Zhen Wang<sup>2</sup>

(1. *School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences*;

2. *Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences*)

**Abstract** Most of the previous studies on peer effects have focused on peer groups based on the assumption that “all individuals in the group have homogeneous interactions and influences,” but the existing literature suggests that the peer effect is stronger for close friends. Therefore, in this paper, we focus on students' friendship circles and attempt to answer the question of the effect of friend gender on students' achievement and the mechanism of its effect on students' performance, using Chinese middle school students. This paper finds that each additional friend of the opposite sex or the same sex significantly decreases junior high school students' scores in language, mathematics, and English by 11.8 and 3.7 points, respectively, in the total score of the three subjects. The mechanism analysis showed that the decrease in performance was mainly explained by the time crowding out effect, and that hanging out with friends did not affect “compulsive learning” time, but the crowding out of “independent learning” time was the real reason for the negative effect of gender spillover of friends. The negative effect was exacerbated by the fact that having more friends of the opposite sex increased the likelihood of falling in love, which was partially offset by the fact that having more friends made students feel friendly at school. To fully understand the spillover effects of dating among middle school students, the paper further discusses the effects of friend gender on students' cognitive and noncognitive abilities. This paper extends the applicability of the peer effect, which has important implications for understanding our students' friendships in the compulsory education stage.

**JEL Classification** I20, I21, J16

# 《经济学报》征稿简则

## 1. 征稿范围

《经济学报》涵盖经济学科的所有学科领域,发表原创性的学术研究成果以及综述和评论性的研究论文。本刊秉承学术、公正的原则,倡导独立、客观的研究,遵循严谨、规范的方法。

## 2. 投稿要求

1) 投稿论文应详细录入文章标题、摘要、关键词、JEL (Journal of Economic Literature) 分类号以及作者详细信息(包括邮寄通信地址、邮编、电话、电子邮箱、传真、作者工作单位、职称、研究方向等信息),以方便审稿人浏览和编辑部的工作。多名作者署名的论文,请标明通信作者。

2) 论文的正文格式按下面的顺序录入:中文标题→中文作者姓名(多位作者姓名间用“逗号”分隔)→中文摘要→中文关键词(关键词之间用“分号”分隔)→正文(正文中的层次用阿拉伯数字编号,从0开始,层次标题左对齐)→附录→参考文献→英文标题→英文作者姓名和工作单位→英文摘要→JEL Classification。

3) 文章中的数学公式按出现的先后顺序统一编号。数学公式的标号放入圆括号内(例如(1)),并标注在公式行的右边。表或图按在文中出现的先后顺序统一编号(例如图1、图2……)。表的标号和标题放在相应表格上方,图的标号和标题放在相应图的下方,每张图必须达到出版质量。另外,尽可能不要使用脚注或尾注。

4) 英文参考文献在文中出现标注在圆括号中,如(Wensley, 1981),如果作者名需在正文中出现,标注成Wensley (1981);多个参考文献出现的顺序按照第一作者的英文字母顺序排列,如(Donnelly, 1981; Iacobucci, 1994; Nevin, 1981);两个作者时用“and”写出,如(Little and Rubin, 1987);三个及以上作者的参考文献只需写出第一个作者,后加“et al.”如(Rust et al., 1999)。中文参考文献在文中的标注原则相同,形式如(胡晓云, 2003; 郭艳红和邓贵仕, 2008; 王海忠等, 2006)。

5) 文后参考文献条目先列中文文献,再列英文文献,接着列其他语种参考文献,如果参考文献引自中文期刊则要翻译成英文对应的条目。参考文献的作者要写全姓和名,三人以上的只列出三人即可;期刊要写明出版卷(期)。参考文献的格式及示例见表1和表2。请注意:表2中的空格、点号,全部使用西文标点。

表1 主要参考文献的格式

类别代码	文献类别	著录格式
M	专著或译著	原作者. 出版年. 译著名 [M]. 译者, 译. 出版地: 出版者: 页码.
C	文集析出	作者. 出版年. 文题 [C]//编者. 文集名. 出版地: 出版者, 起始页码-终止页码.
J	期刊析出	作者. 年. 文题 [J]. 刊名, 卷(期): 起始页码-终止页码.
D	学位论文	作者. 发布年份. 文题 [D]. 所在城市: 保存单位.
P	专利文献	申请者. 发布日期. 专利名: 国名, 专利号 [P].
S	技术标准	技术标准代号. 发布年份. 技术标准名称 [S]. 地名: 责任单位.
R	科技报告	作者. 发布年份. 文题[R]. 地名: 责任单位: 报告代码及编号.
N	报纸析出	作者. 出版日期(版次). 文题 [N]. 报纸名.
Z	其他	作者. 出版日期. 文题 [Z]. 出版地: 出版者.
OL	网络版	作者. [引证日期]. 文题 [文献类别/OL]. (上传日期) <a href="http://网址">http://网址</a> .

表2 部分参考文献的示例

蔡昉, 王德文, 曲玥. 2009. 中国产业升级的大国雁阵模型分析[J]. 经济研究, (9): 4-14.

Cai F, Wang D W, Qu Y. 2009. Flying geese within borders: How China sustains its labor-intensive industries[J]. *Economic Research Journal*, (9): 4-14. (in Chinese)

郑开青. 1987. 通讯系统模拟及软件[D]. 北京: 清华大学.

Petrowski A. 1996. A clearing procedure as a niching method for genetic algorithms [C]// Proc 3rd IEEE Conf Evolutionary Computation. Piscataway, NJ: IEEE Press, 798-803.

## 3. 特别声明

1) 作者保证论文不泄露国家秘密。若发生泄密问题,一切责任由作者承担。论文如果为涉密科研项目资助产出论文,作者须提交所在单位的保密审批意见。

2) 来稿录用与否,本刊都会通知作者。若来稿未被录用,本刊限于人力不予退稿,请作者自留底稿。

3) 投稿者如无特殊声明,稿件一经采用,一律视为编辑部拥有该稿件的印刷版、电子版和网络版的使用权。

## 4. 通信地址: 北京市海淀区清华大学经济管理学院《经济学报》编辑部

联系电话: (010) 62797503 邮政编码: 100084

电子邮件: [cje@sem.tsinghua.edu.cn](mailto:cje@sem.tsinghua.edu.cn)

网站: <http://www.cje.sem.tsinghua.edu.cn>