

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
范子英 上海财经大学
林 曙 香港中文大学
陆方文 中国人民大学
陆 毅 清华大学
潘文卿 清华大学
施新政 清华大学
汤 珂 清华大学
田 轩 清华大学

王鹏飞 北京大学
翁 翕 北京大学
徐现祥 中山大学
许志伟 上海交通大学
杨汝岱 北京大学
尹志超 首都经济贸易大学
郑江淮 南京大学
朱英姿 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
白聚山 南开大学金融学院
蔡 昉 中国社会科学院
蔡洪滨 香港大学经济及工商管理学院
蔡继明 清华大学社会科学学院
曹泉伟 美国宾夕法尼亚州立大学、清华大学
陈学彬 复旦大学金融研究院
甘 犁 西南财经大学经济与管理研究院
何 平 清华大学经济管理学院
赖德胜 北京师范大学经济与管理学院
李稻葵 清华大学经济管理学院
李 奇 首都经济贸易大学国际经济管理学院
刘玉珍 北京大学光华管理学院
裴长洪 中国社会科学院经济研究所
邱东晓 香港大学商学院
任保平 西北大学经济管理学院
任若恩 北京航空航天大学经济管理学院
沈坤荣 南京大学经济学院
史晋川 浙江大学经济学院
孙祁祥 北京大学经济学院
陶志刚 香港大学商学院
田国强 上海财经大学经济学院

汪昌云 中国人民大学财政金融学院
王广谦 中央财经大学
王 能 上海财经大学金融学院
王一江 长江商学院
魏尚进 美国哥伦比亚大学
吴冲锋 上海交通大学安泰经济与管理学院
谢丹阳 武汉大学经济与管理学院、香港科技大学
徐立新 世界银行
徐信忠 中山大学岭南学院
许成钢 香港大学、长江商学院
杨瑞龙 中国人民大学经济学院
袁志刚 复旦大学经济学院
张 春 上海交通大学高级金融学院
张俊森 香港中文大学
张维迎 北京大学国家发展研究院
张宗益 西南财经大学金融学院
赵耀辉 北京大学国家发展研究院
周 林 上海交通大学安泰经济与管理学院
朱 天 中欧国际工商学院
朱武祥 清华大学经济管理学院
朱晓冬 加拿大多伦多大学

编辑部主任

王 红 钱飒飒

《经济学报》(Jingji Xuebao) 季刊 第10卷第3期(总第39期) 2023年9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 3 期(总第 39 期) 2023 年 9 月

中国对外援助促进数字经济的发展? 新兴市场国家的经验	
..... 彭钢 周榆钧 钱军 黄毅/1	
商业银行跨区域经营和企业异地并购	李嫦 胡一川 杜巨澜/31
商业银行流动性: 风险测度、影响因素和对策研究	郭立仑 周升起/59
债券的信息敏感性和金融风险	
——来自信贷资产证券化市场的证据	幸丽霞 王雅炯/84
炫耀型消费与流动人口: 来自汽车按揭贷款的证据	
..... 孔东民 刘宸昊 朱玲/112	
R&D 税费减免对中国企业生产率激励效应的非线性研究	
..... 宋建 王怡静/153	
消费升级引领战略性新兴产业全球价值链攀升	
——理论逻辑与中国经验	吴金龙 傅康生 白俊红 钱非非/195
官员视察的环境治理效应研究: 压力与能力的双重机制检验	
..... 毛晖 周红星 黄送钦/241	
我国城镇居民就业结构变迁与收入差距研究	李冰冰 吴斌珍/270
何时应该杜绝“搞变通”	
——一个非正式授权理论解释	李石强/311
混合分班还是分层教学	
——基于同群效应视角的理论研究	张蕊 宋信息/334
大型体育赛事与城市经济活力	
——马拉松“跑热”城市经济了吗?	詹新宇 成显 张榕芳/377

China Journal of Economics

CONTENTS

Volume 10, Number 3, September 2023

China's Foreign Aid to Boost Digital Economy? Evidence from Emerging Markets	Gang Peng Yujun Zhou Jun Qian Yi Huang/1
Geographic Diversification of Commercial Banks and Inter-region M&As	Chang Li Yichuan Hu Julan Du/31
Bank Liquidity: Risk Measurement, Influencing Factors and Countermeasures	Lilun Guo Shengqi Zhou/59
Information Sensitivity of Bonds and the Financial Risk: Evidence from Credit Asset Securitization Market	Lixia Xing Yajiong Wang/84
Conspicuous Consumption and Migrants: Evidence from Auto Mortgage Loan	Dongmin Kong Chenhao Liu Ling Zhu/112
A Nonlinear Study on the Incentive Effect of R&D Tax Credit on Chinese Enterprise Productivity	Jian Song Yijing Wang/153
Consumption Upgrading Leads the Global Value Chain of Strategic Emerging Industries to Rise: Theoretical Logic and Chinese Experience	Jinlong Wu Kangsheng Fu Junhong Bai Feifei Qian/195
A Study of the Environmental Governance Effects of Officials' Inspections: A Dual Mechanism Test of Pressure and Capacity	Hui Mao Hongxing Zhou Songqin Huang/241
Employment Structure Change and Wage Inequality in Urban China	Bingbing Li Binzhen Wu/270
When to Forbid Flexible Adaptation—An Explanation from An Informal Delegation Model	Shiqiang LI/311
Mixing or Ability-based Grouping—A Theoretical Analysis from the Perspective of Peer Effects	Rui Zhang Xinxi Song/334
Large-scale Sports Events and Urban Economy Development: Can Holding Marathons “Boost” Urban Economy?	Xinyu Zhang Xian Cheng Rongfang Zhang/377

中国对外援助促进数字经济的发展? 新兴市场国家的经验¹

彭钢² 周榆钧³ 钱军⁴ 黄毅⁵

摘要 本文利用中国对外援助和各国数字经济发展水平的相关数据,实证检验了中国与数字经济相关的对外援助对当地数字经济发展水平的影响。本文发现,中国在数字经济方面的对外援助能够显著促进当地数字经济发展。在子样本分析、倾向得分匹配、工具变量法等一系列稳健性检验中,该结论依然成立。异质性检验表明,对于那些被中国援助的累积金额相对较高、经济发展水平相对较高、贫困程度相对较低、服务业发展水平相对较差、初始数字经济发展水平相对较低的国家而言,中国援助对数字经济的促进效应更显著。在同一国家内部,中国对外援助能促进男性、25岁及以上、受教育水平相对较高、相对富有和就业人群更多参与数字经济交易。进一步的机制分析结果表明,中国与数字经济相关的对外援助主要通过提高当地互联网普及率来推动数字经济的发展。最后,中国在数字经济方面的援助能够降低当地的收入不平等程度,这对于改善收入不平等这一全球治理问题具有重要意义。

关键词 数字经济;对外援助;收入不平等

0 引言

官方对外援助为当地提供了低成本的资金,可以帮助当地展开基础设施建设、弥补政府赤字、改善政府或机构运作效率等活动,是富国帮助穷国促进经济发展、改善人民福祉的重要政策工具之一。然而,关于官方对外援助的讨论喜忧参半。一些研究发现,官方对外援助会导致暴力冲突的增加(Crost et al., 2014; Zürcher, 2017),不能切实匹配被援助国家的需求(Alesina and Dollar,

¹ 本文为作者学术思考,不代表所在单位观点。

² 彭钢,中国建设银行研修中心高级经济师,E-mail:penggang.zh@ccb.com。

³ 周榆钧(通讯作者),复旦大学泛海国际金融学院研究助理,E-mail:zhouyujun_2002@163.com。

⁴ 钱军,复旦大学泛海国际金融学院教授,E-mail:qianj@fudan.edu.cn。

⁵ 黄毅,复旦大学泛海国际金融学院教授,E-mail:huang_y@fudan.edu.cn。

2000; Qian, 2015), 不利于受援国立法和司法机构的问责(Ping et al., 2022)。与此同时, 一些研究发现官方对外援助有助于促进经济发展(Civelli et al., 2018)、不会促使和平地区的暴力冲突增加(Bluhm et al., 2021)。自1950年起, 中国在力所能及的范围内展开对外援助, 受到受援国和国际社会的普遍欢迎和好评(杨鸿玺和陈开明, 2010)。随着中国跃升为世界第二大经济体, 中国对外援助的规模也不断扩大, 由此也引发了国内外学者的密切关注。一方面, 一些研究对中国援助持批判态度。例如, Dreher et al. (2019) 认为中国偏向于向亚洲新上台领导人的出生地提供援助, 具有政治动机。Brazys and Vadlamannati (2021) 发现中国援助阻碍当地经济改革。然而, 也有不少观点为中国援助站队, 提供了积极的证据。例如, Dreher et al. (2021a) 发现中国援助有助于促进当地短期经济增长。Isaksson (2020) 发现中国援助能够提升被援助地区的民族认同感。关于中国对外援助的争议可能缘于未能区分中国的官方发展援助(ODA)和其他以商业为导向的援助(Dreher et al., 2018)。中国不同类型的对外援助亦可能存在差异(Guillon and Mathonnat, 2020)。本文聚焦于分析中国与电信基础设施和能源供给相关的对外援助对当地数字经济发展的影响, 以期能够为中国对外援助的利弊分析提供一个新的观点。

在过去, 人们更加关心投资、就业这些传统的经济问题。对中国对外援助领域的研究也集中于关注中国援助对当地经济发展、投资、就业等方面的影响(e.g., Dreher et al., 2021a; 孙楚仁等, 2021; Guo et al., 2022)。然而, 正如习近平总书记指出, 在互联网经济时代, 数据是新的生产要素, 是基础性资源和战略性资源, 也是重要生产力。大数据等新一代信息和通信技术催生了数字经济并推动其迅速发展, 在促进经济发展、拉动就业等方面发挥了重要作用(许恒等, 2020)。随着各国数字经济的发展以及数字贸易的出现, 全球数据价值链成为全球化收益增加的新维度, 世界经济亦有向数字经济全球化转型的趋势。在数字化背景下, 价值链的变化指日可待, 但其布局变化存在不确定性(黄鹏和陈靛, 2021)。在这一过程中, 处于政治经济弱势地位的非洲、亚洲等地区的新兴国家可能难以跟紧数字经济全球化的趋势, 从而再一次被迫处于链条末端。因此, 探讨中国与数字经济相关的对外援助对当地数字经济的影响不仅有助于从新的角度理解中国对外援助的实际效果, 也有助于考察中国在带动落后发展中国家和推动数字经济全球化方面的作用。

本文利用世界银行的Global Findex Database、AidData 中国对外援助数据库和CSMAR数据库相关数据, 考察中国与数字经济相关的援助对当地数字经济的影响。为了克服潜在的内生性问题, 本文在稳健性检验中采用工具变量法和系统GMM来识别因果效应。实证结果表明: 第一, 总体而言, 中国的数字经济援助显著提高了当地的数字经济发展水平, 而这一效应主要通过提高当地的互

联网普及率来实现。经过一系列稳健性检验,该结果依然成立。第二,异质性检验结果表明,以国家属性划分,不同经济发展水平和数字经济初始发展水平的国家对中国数字经济援助的反应存在差异。以人群属性划分,年长的男性、受教育水平相对较高、富有和就业人群对中国数字经济援助有更显著的反应。以数字经济类型划分,与收款相比,中国与数字经济相关的对外援助促使当地居民更多地参与了采用电子手段付款的经济活动。以区域类型划分,与拉丁美洲相比,中国在亚洲的援助对数字经济有更显著的促进效应。最后,拓展分析表明,中国对相对贫困国家的数字经济援助能够缓解当地的收入不平等问题。

本文对已有的研究具有一定的边际贡献。首先,本文从数字经济角度考察中国援助对当地的影响,丰富了援助效应的研究。当前,关于中国援助如何影响当地经济的研究主要集中于研究总体经济发展水平(Civelli et al., 2018; Dreher et al., 2021a, b; 严兵等, 2021)、就业水平(Guo et al., 2022)、经济不平等(Bluhm et al., 2020)、投资(董艳和樊此君, 2016; 孙楚仁等, 2021)等,而鲜有文献探讨中国援助对当地数字经济的影响。其次,本文从中国视角探讨了一个国家在推动数字经济全球化方面发挥的作用,为数字经济相关的研究提供了一个新的观点。最后,本文还丰富了收入不平等的相关文献。关于收入不平等影响因素的研究颇多,而关于跨国经济活动如何影响收入不平等的研究亦不少(e.g., Meschi and Vivarelli, 2019),但鲜有文献探讨中国援助如何影响当地收入不平等。本文从数字经济的角度,探讨中国与数字经济相关的对外援助对当地收入不平等问题的影响,能够丰富人们对中国援助效应的认识。

后文内容结构安排如下:第1部分为文献综述和研究假设,第2部分介绍数据、变量和模型设定,第3部分为实证结果分析,包括基准回归、稳健性检验、异质性检验、机制检验,以及收入不平等相关的拓展分析,最后一部分为文章结论。

1 文献综述和研究假设

本文主要和三方面的研究相关。

本文与中国援助相关的研究紧密关联。中国援助的研究可以分为两类,一类探讨援助的动机,另一类探讨援助的效果。援助往往被认为受援助国自身的利益和被援助国的需求两方面因素驱动(Hoeffler and Outram, 2011)。在与中国援助相关的研究中,中国自身的利益成为许多研究的批评对象。Oh(2016)提出中国出于人道主义、商业和战略利益的多方面动机提供对外援助。Dreher et al. (2018)将中国援助分为官方援助和其他以商业为导向的援助,发现官方援助主要受外交政策驱动,而其他以商业为导向的援助则反映了低利率资金的流动。Dreher et al. (2019)更是批判性地提出中国援助是选举竞争的结果。但

这些研究缺乏对比分析,而是专注于“攻击”中国援助非独有的缺陷。例如,Dreher and Fuchs (2015)发现,与西方的援助相比,中国援助并没有更多关注政治,且独立于受援助国家的自然禀赋和制度特征。刘爱兰等(2018)提出中国和欧盟对非援助均有促进贸易方面的考虑,援助的贸易促进动机并非中国所独有的特点,也不是中国对非援助的唯一动机。其次,不同援助项目可能存在异质性。例如,Guillon and Mathonnat(2020)发现中国在基础设施和服务领域的官方援助虽然也受到外交政策和获取自然资源的经济利益所驱动,但也能够响应被援助国家的需求。因此,分析中国援助的动机时既要看到中国的政治动机,也要看到被援助国家的经济需求。

第二类研究的讨论更为广泛,观点亦是针锋相对。其一,在政治方面,Askarov and Doucouliagos(2015)发现中国援助对当地民主化有积极影响,而对当地整体治理情况没有影响。但Isaksson and Kotsadam(2018)却指出中国对外援助项目地点周围的地区具有更加普遍的腐败性,这种腐败可能不是经济活动增加所致,而是援助所致。Anaxagorou et al. (2020)提出非洲领导人将中国的援助转移到政治支持者高度集中的地区,这说明中国的援助更容易被操纵。Ping et al. (2022)发现与中国资源相关的对外援助项目不利于受援国立法和司法机构的问责,但是对选举竞争没有影响。不过,李嘉楠等(2021)提出,中国援助通过提高受援助国家的基础设施建设和工业就业率,提高了参与冲突的“机会成本”,从而减少受援国的冲突。其二,在经济方面,中国对外援助通过降低政治风险,提高受援国监管质量、法治水平等政府治理能力等途径促进中国企业对当地的投资(董艳和樊此君,2016; Morgan and Zheng, 2019; 孙楚仁等,2021),促进了当地就业率的提升(Guo and Jiang, 2022),促进了经济增长(e. g., Civelli et al., 2018; 朱丹丹和黄梅波,2018),降低了经济不平等(Bluhm et al., 2020)。同时,Dreher et al. (2021b)发现接受中国援助能够改善当地经济发展成果,且中国向受援国领导人所在地区分配援助时的政治偏袒也不会降低援助的有效性。总的来说,中国援助对经济具有多方面的积极影响。与此同时,可以看到,鲜有文献关注中国援助对数据这一新兴生产要素以及数字经济的影响。

本文与数字经济相关的研究亦具有一定联系。在2016年的G20峰会上,数字经济被定义为以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动。数字经济的发展依赖于技术革新,尤其是大数据和信息技术的发展(刘航等,2019)。自20世纪90年代起,信息通信技术迅速发展(Clarke and Wallsten, 2006),从而为数字经济的发展奠定了良好的技术基础。时至今日,数字经济对经济的影响已不容忽视。从数字经济的具体表现来看,在消费方面,互联网电子交易量的增加通过降低人们的购物成本、在竞

争过程中带来的效率提升、提供更多种类的产品来提高福利水平 (Brown and Goolsbee, 2002; Brynjolfsson et al., 2003)。在生产方面,数字经济降低了经济活动中的搜索成本、复制成本、运输成本、跟踪成本和核查成本 (Goldfarb and Tucker, 2019),促进就业率的提升 (Hjort and Poulsen, 2019) 和提高就业质量 (戚聿东等, 2020; 王文, 2020),与生产率存在紧密关联 (Basant et al., 2006; Czernich et al., 2011; 杨慧梅和江璐, 2021)。但通信技术的使用也会带来一些负面影响,如降低了工人和工厂经理的自主性 (Bloom et al., 2014)。在金融投资方面,互联网技术降低了生产金融服务的固定成本和边际成本 (Barber and Odean, 2001)。在定价效率方面,数字经济的发展能够显著降低市场的价格差异 (Jensen, 2007; Aker, 2010; 柏培文和喻理, 2021),改善资源配置效率。总体而言,数字经济的发展有利有弊,但在更多维度中,利要大于弊。虽然数字经济的发展具有诸多好处,但是在数字全球化的背景下,数字经济的发展程度存在区域异质性。随着国家的人力资本和经济生产力越来越依赖于互联网,人们开始寻求各种方法来提高互联网的使用率,减少国与国之间的差距,如鼓励互联网的内容创作、建设更好的电话基础设施 (Viard and Economides, 2015)。本文将利用国家层面的数据,讨论中国在数字经济方面的援助能否对当地的数字经济产生影响,希冀能够为关于如何推动全球数字经济发展的研究提供新的观点。

本文将从互联网普及率这一较为直观的角度来探究中国的数字经济援助对当地数字经济发展的影响机制。从数字经济的内涵来看,数字经济的发展既有赖于数字网络和光缆等电信基础设施的建设 (逢健和朱欣民, 2013),也离不开居民的数字交易行为 (刘军等, 2020)。互联网普及率的提高有助于更多的居民参与数字交易行为,推动数字经济的发展 (Xu and Ci, 2023)。中国在数字经济方面的援助若能够促进当地电信基础设施的建设及运营,则有可能提高互联网的普及率,从而推动数字经济的发展。基于此,本文提出以下两条研究假说。

H1: 中国与数字经济相关的对外援助推动当地数字经济的发展。

H2: 中国与数字经济相关的对外援助通过提高互联网普及率来推动当地数字经济的发展。

最后,本文与收入不平等相关的研究具有一定联系。早在 19 世纪末,收入不平等問題便已引起重视 (e. g., Dowrick and Quiggin, 1997; Korzeniewicz and Moran, 1997)。学者们探究了收入不平等与各种社会经济活动之间的关系,如金融发展水平、银行自由化、政府政策、跨国贸易 (e. g., Agnello et al., 2012; Delis et al., 2014; de Haan and Sturm, 2017; Meschi and Vivarelli, 2019)。近几年来,随着数字经济的迅速发展,一些研究开始关注数字经济如何影响收入不

平等,尤其是收入不平等较严重的新兴国家。Asongu and Odhiambo(2019)发现,在非洲地区,数字技术能够改善收入不平等。在东南亚地区亦存在这一积极效应(Ningsih and Choi, 2018)。陈胤默等(2022)利用跨国数据,发现全球数字经济发展有助于缓解收入不平等。如果中国与数字经济有关的对外援助能够推动当地数字经济的发展,那么本文预期其能够进一步改善当地的收入不平等。基于此,本提出第三条研究假说。

H3: 中国与数字经济相关的对外援助能够降低当地的收入不平等程度。

2 数据、变量以及模型设定

2.1 数据

为了考察中国与数字经济相关的援助对被援助国家/地区数字经济发展的影响,本文从多个数据来源收集数据并进行整合。其一,本文从世界银行的 Global Findex Database 得到 2014、2017 和 2021 年世界各个国家/地区与数字经济发展相关的指标。其二,本文从 AidData 数据库收集了自 2000 年到 2017 年期间中国向世界各个国家/地区援助相关的数据。在这一数据库中,本文筛选出与电信基础设施建设相关的援助项目。由于数字经济相关基础设施的运作依赖于能源供给,故本文也筛选出与能源供给相关的援助项目。本文也从 Horn et al. (2021)整理的数据集中筛选出并非来自 AidData 数据库且与电信基础设施建设相关的援助项目,并将其作为补充性的数据加入到本文的数据集中。因此,本文所定义的数字经济相关的中国对外援助包含了电信基础设施建设和能源供给两方面的援助项目。其三,本文从世界银行和 CSMAR 数据库中导出了各个国家/地区的宏观经济变量作为控制变量。本文将上述数据集进行合并,最后获得的样本时间段包括 2014、2017 和 2021 年^①。本文的最终样本一共涵盖了 155 个国家/地区共 409 个数据。

2.2 变量

1) 中国对外援助

本文根据 AidData 数据库以及 Horn et al. (2021)公开的数据,整合得到自 2010 年至 2017 年期间,中国对世界各个国家/地区电信基础设施建设或能源相关的援助项目及金额。参考 Guo et al. (2022),本文要求援助项目在该数据库

^① 由后文的模型设定可知,在考虑援助项目影响滞后性的情况下,本文所定义的中国对外援助指标为国家/地区当年之前是否受过中国对外援助的虚拟变量。因此,虽然中国对外援助的数据仅截止到 2017 年,但是这不会影响数据的合并。此外,在稳健性检验中,本文剔除 2021 年样本的估计结果后仍然稳健。

中的标签为“ODA-like”。本文整理得到在 2000 至 2017 年期间,中国与数字经济相关的对外援助项目共 606 个,其中非洲和亚洲各有 363 和 163 个,各占 59% 和 27%(表 1)。

表 1 中国对外援助项目的区域分布

区域	数量
非洲	363
亚洲	163
美洲	36
欧洲	14
大洋洲	30

2) 数字经济

本文主要以各个国家/地区使用电子手段支付或接收款项的人数比例来衡量各个国家/地区的总体数字经济发展水平。图 1 绘制了 2014—2021 年五大洲及拉丁美洲数字经济平均水平的发展趋势。整体而言,大洋洲的数字经济平均水平遥遥领先,欧美地区也处于较高的水平,而亚非地区和拉丁美洲的数字经济平均水平则相对落后。

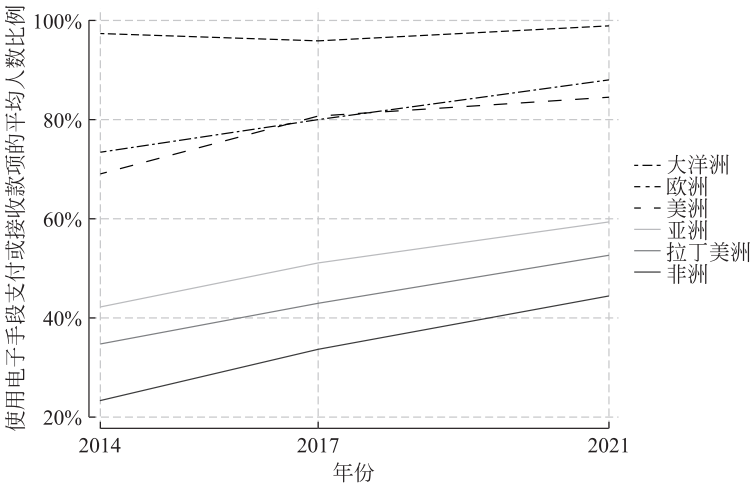


图 1 五大洲及拉丁美洲数字经济平均水平的发展趋势

3) 控制变量

本文控制了一系列国家/地区层面的控制变量,包括人均 GDP 增速,以不变价计算的交通、仓储与邮电通信业的国内生产总值增速(后文简称为“通信业 GDP 增速”),交通、仓储与邮电通信业的国内生产总值占比(后文简称为“通信业 GDP 占比”),城市人口年增长率和消费价格指数。对于邮电通信业相关指

标在 2021 年的缺失值,本文采用历史均值进行插补。

4) 关键变量描述性统计

表 2 报告了本文中关键变量的统计描述。

表 2 关键变量描述性统计

变量	(1) 观测值	(2) 均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 最大值
总体数字经济	408	0.541	0.300	0.042	1
付款型数字经济	408	0.473	0.309	0.007	0.999
收款型数字经济	408	0.404	0.257	0.024	0.933
中国对外援助(之前接受过中国在数字经济方面的对外援助取 1)	409	0.479	0.500	0	1
中国对外援助累积金额	385	1.545	4.837	0	55.052
人均 GDP 增速/%	393	2.933	3.635	-18.578	30.709
通信业 GDP 增速/%	398	0.230	0.225	-0.684	2.297
通信业 GDP 占比/%	398	9.206	2.731	2.470	24.430
城市人口年增长率/%	397	1.879	1.635	-4.170	6.253
消费价格指数/%	373	5.375	14.252	-1.537	187.852
通信及电脑设备进口金额(对数)	344	38.212	17.104	1.992	85.141
高等教育毛入学率/%	215	46.811	28.147	0.838	136.603
服务业 GDP 占比/%	194	55.782	13.629	27.166	96.205
固定宽带订阅(对数)	1,572	14.185	14.461	0	78.524
贫困程度	286	3.137	5.583	0.300	32.800
前 10% 收入群体的收入份额/%	283	30.884	5.606	19.900	50.500
前 20% 收入群体的收入份额/%	283	46.610	5.961	34	68.200
前 20%~40% 收入群体的收入份额/%	283	10.599	1.822	4.800	15.100
前 40%~60% 收入群体收入份额/%	283	15.157	1.799	8.200	19
前 60%~70% 收入群体收入份额/%	283	21.818	1.417	16.500	24.800
后 20% 收入群体收入份额/%	283	5.820	1.575	2.400	9.600
后 10% 收入群体收入份额/%	283	2.140	0.759	0.700	4.200

注:该表展示了关键变量的描述性统计结果,变量含义如正文所述。中国对外援助累积金额以亿为单位,固定宽带订阅和通信及电脑设备的进口金额为对数形式。

2.3 模型设定

为了考察中国对外援助对被援助国家/地区数字经济的影响,我们设定了如下面板固定效应模型:

$$\text{digital\_level}_{it} = \alpha + \beta_1 * d_{it} + \gamma X_{it} + \theta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示国家/地区, t 表示年份。 $\text{digital\_level}_{it}$ 表示国家/地区的数字经济发

展情况,采用总体数字经济(使用电子手段支付或接收款项的人数比例)来衡量。 d_{it} 为本文的核心解释变量,表示中国对外援助。本文定义其为虚拟变量,当国家/地区 i 在第 t 年之前接受过中国在电信基础设施建设或能源方面的援助时取 1,反之取 0。 X_{it} 为一系列国家/地区层面的控制变量。 θ_t 为年份虚拟变量, μ_i 为国家/地区固定效应。本文将标准误聚类在国家/地区层面。

3 实证结果分析

3.1 基准回归

首先,本文考察了中国与数字经济相关的对外援助对当地总体数字经济发展水平的影响,结果如表 3 所示。由于中国是否施加电信基础设施或能源相关的援助与当地的经济发展水平有关,尤其是邮电通信业的发展水平,故本文在第(2)列控制了国家/地区的人均 GDP 增速,通信业 GDP 增速和通信业 GDP 占比。城市人口相比农村人口更有可能接触到电子交易的经济活动,故本文控制了城市人口年增长率。此外,本文也控制了消费价格指数,这可能与居民的交易意愿有关。由第(2)列的估计结果可知,与未受到中国援助的国家/地区相比,中国在电信基础设施建设或能源方面的援助能够使被援助国家/地区使用电子手段支付或接收款项的人数比例发生更大幅度的提升。从规模来看,平均而言,相比于没有受到中国援助的国家/地区,受到中国援助的国家/地区采用电子手段支付或收取款项的人数比例在援助后额外提升了大约 11.3%。这一结论与预期一致,假说 H1 得到初步验证。

表 3 基准回归

	总体数字经济			
	(1)	(2)	(3)	(4)
中国对外援助	0.098 *** (0.001)	0.113 *** (0.000)	0.093 *** (0.010)	0.106 *** (0.003)
中国对外援助×援助累积金额			0.021 ** (0.014)	0.020 ** (0.034)
人均 GDP 增速		-0.002 (0.464)		-0.001 (0.767)
通信业 GDP 增速		-0.159 (0.959)		-0.536 (0.872)
通信业 GDP 占比		0.001 (0.826)		-0.001 (0.802)

续表

	总体数字经济			
	(1)	(2)	(3)	(4)
消费价格指数		-0.001 (0.112)		-0.001* (0.062)
城市人口年增长率		0.011 (0.194)		0.010 (0.208)
国家/地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
adj. R ²	0.943	0.951	0.946	0.953
N	392	346	368	329

注：该表前两列汇报了中国对外援助对当地数字经济发展水平的影响，后两列汇报了中国对外援助对当地数字经济发展水平的影响如何随着累计援助金额而变化。表中所有回归都控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。标准误聚类在国家/地区层面，*，**，*** 分别表示在 1%，5%，10% 水平上显著，后表同此。

进一步地，本文考虑了每个国家/地区在被援助金额上的异质性，在数字经济方面被援助金额越大的国家/地区可能在数字经济的发展上有更出色的表现。为此，本文估计了每个国家/地区在数字经济方面被中国援助的累积金额。由于不同年份的项目援助金额不具有直接可加性，因此本文先采取 2017 年美元不变价来衡量每个项目的援助金额，而后在国家 and 年份层面进行加总，从而得到每个国家在每个年份之前被中国援助的累积金额（以亿为单位）。本文将 其与中国对外援助指标相乘，加入到基准回归模型中。加入控制变量的估计结果如表 3 第（4）列所示，中国与数字经济相关的援助对当地总体数字经济发展水平存在显著的促进效应，而这一效应随着援助累积金额的增加而提升。从规模来看，中国在电信基础设施建设或能源方面的援助金额每增加 1 亿美元，当地使用电子手段支付或接收款项的人数比例会额外提升 2%。在本文的样本中，中国单个数字经济相关援助项目的平均援助金额为 0.8 亿美元。由此可知，中国与数字经济相关的对外援助对当地数字经济的影响规模是显著的。

最后，本文绘制了受援助国和未受援助国在数字经济发展上的表现差异（图 2）。由于本文的样本期包含了 2014、2017 和 2021 年，故本文首先计算了那些在 2014 年至 2016 年期间受到中国援助的国家在 2014、2017 和 2021 年的数字经济平均发展水平。其次，本文将在这一期间内未受到中国援助的国家作为对照组，并计算了对照组在这三年的数字经济平均发展水平。最后，本文计算并绘制了 2014、2017 和 2021 年受援助国家和对照组在数字经济平均发展水平上的差异，如图 2 所示。在 2014 年，平均而言，受中国援助的国家与未受中国援助的国家在使用电子手段支付或收取款项的人数比例上相差近 40%，而这一差距在 2017 年缩小至 30%。这说明中国对外援助提高了受援助国家在数字经济上的发展速度，并使其缩小了与其他国家的差距。

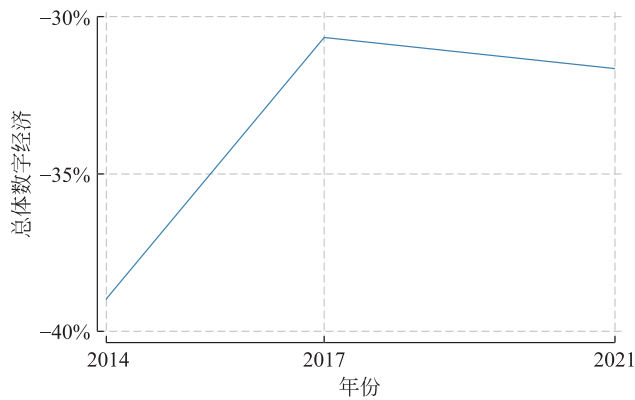


图 2 数字经济发展差异

3.2 稳健性检验

为检验基准结果的稳健性,本文从多个角度展开稳健性检验。

3.2.1 子样本分析

本文的样本中包含了中国对世界各国/地区电信基础设施建设或能源项目相关的援助,而与电信基础设施建设相关的援助与当地数字经济的发展具有更紧密的联系。因此,在表 4 第(1)列中,本文筛选出只与电信基础设施建设相关的援助项目作为研究对象。结果显示,在剔除了能源相关的援助项目之后,中国对外援助仍然对被援助国家的数字经济发展水平有显著的促进作用,而系数规模比表 3 第(2)列中的估计结果高 2.4 个百分点。这与本文的预期相符,即与电信基础设施建设相关的援助对当地数字经济发展的影响更直接,而与能源相关的援助项目则起到了间接的保障作用。

表 4 子样本分析

	剔除能源援助项目 (1)	剔除高收入国家 (2)
中国对外援助	0.137 *** (0.000)	0.087 *** (0.006)
人均 GDP 增速	-0.001 (0.542)	-0.001 (0.615)
通信业 GDP 增速	-0.181 (0.953)	-0.134 (0.973)
通信业 GDP 占比	0.001 (0.656)	0.000 (0.925)

续表

	剔除能源援助项目	剔除高收入国家
	(1)	(2)
消费价格指数	-0.001 (0.118)	-0.001* (0.069)
城市人口年增长率	0.011 (0.172)	0.014 (0.291)
国家/地区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
adj. R ²	0.951	0.885
N	343	224

注：该表汇报了在子样本中估计基准模型的结果。第(1)列的样本剔除了中国与能源相关的对外援助项目。第(2)列的样本剔除了高收入国家。各列均控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。

其次,中国对外援助的主要对象是一些中低收入国家。为比较在中低收入国家之间,受中国援助的国家与未受中国援助的国家是否因中国援助而在数字经济发展上存在差异,本文将高收入国家从样本中剔除。估计结果如表 4 第(2)列所示,在中低收入国家中,中国援助促使受援助国的数字经济更快地发展。这一结果不仅支持了结果的稳健性,还表明了中国援助使受援助国在数字经济方面的发展要快于其他中低收入国家。

3.2.2 增加控制变量

由于在教育水平更发达的地区,人们更乐于接收新型的交易方式,故本文在表 5 中额外控制了国家/地区的高等教育毛入学率。同时,国家/地区进口通信、电脑设施的金额越大,则该地在数字经济方面的发展可能就越迅速。因此,本文也进一步控制了国家/地区通信及电脑设备的进口金额。之所以并未在基准结果中控制这些变量,主要是因为这些变量存在大量缺失值。在添加了额外的控制变量后,中国对外援助的估计系数仍然显著为正。

表 5 增加控制变量

	总体数字经济
中国对外援助	0.138*** (0.000)
人均 GDP 增速	-0.000 (0.993)
通信业 GDP 增速	-1.720 (0.676)

续表

	总体数字经济
通信业 GDP 占比	0.004 (0.623)
消费价格指数	0.000 (0.994)
城市人口年增长率	-0.013 (0.224)
高等教育毛入学率	-0.001 (0.562)
通信及电脑设备进口金额	-0.003 (0.106)
国家/地区固定效应	是
年份固定效应	是
adj. R^2	0.957
N	172

注:该表汇报了增加额外控制变量的估计结果。除基准模型中的控制变量以外,该表额外增加了高等教育毛入学率和通信及电脑设备进口金额作为控制变量。各列均控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。

3.2.3 剔除新冠疫情的影响

新冠疫情期间,线下消费处处受限。这一时期内,各国数字经济得到迅速发展。为了避免本文的结果受到新冠疫情的干扰,本文将 2021 年的样本剔除并重新估计了基准回归结果。表 6 的估计结果仍然支持了基准结果的稳健性,表明本文结果不受新冠疫情的干扰。

表 6 剔除新冠疫情子样本分析

	总体数字经济
中国对外援助	0.083 *** (0.000)
控制变量	是
国家/地区固定效应	是
年份固定效应	是
adj. R^2	0.957
N	264

注:该表汇报了剔除新冠疫情后的估计结果,以检验新冠疫情是否影响本文估计结果的稳健性。控制变量与基准模型保持一致,并控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。

3.2.4 倾向得分匹配法

本文的基准模型实质上是一个渐进的 DID 模型,将受中国援助的国家/地区作为处理组,未受援助的国家/地区作为控制组。为了尽可能消除样本选择偏误问题,本文选取可能会影响国家/地区是否受中国援助的因素作为倾向得分匹配的协变量:商品进出口贸易额占国内生产总值的份额、总外汇储备和人均 GDP 增长率。本文为每个处理组 1:1 匹配一个控制组,并利用倾向得分匹配后的样本重新估计了基准模型。结果如表 7 所示,仍然支持基准结果。

表 7 倾向得分匹配

	总体数字经济
中国对外援助	0.135^{***} (0.000)
控制变量	是
国家/地区固定效应	是
年份固定效应	是
adj. R^2	0.962
N	294

注:该表汇报了利用倾向得分匹配子样本的估计结果。控制变量与基准模型保持一致,并控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。

3.2.5 安慰剂检验

本文的研究结果会面临一个质疑,即中国援助对当地数字经济的影响究竟是由中国援助所致,还是由随机的时间变化所致。为此,本文采取安慰剂测试的方法来消除这一潜在疑虑。对于每个国家/地区,本文随机抽取 2014、2017、2021 年和 2022 年中的一个年份,并视其在该年份之前接受过中国在数字经济方面的援助。虽然本文的样本区间为 2014、2017 和 2021 年,但是考虑到并非所有国家/地区都必然在 2021 年之前接受过中国在数字经济方面的援助。因此,本文在随机抽取的数字中添加了 2022 年。若随机抽取的年份为 2022 年,则视该国/地区在本文的样本期间内未受中国援助。安慰剂估计结果如表 8 所示,随机抽样后,中国对外援助对数字经济的影响不显著。这说明本文的基准结果并非由随机的时间变化所致。

表 8 安慰剂检验

	总体数字经济
中国对外援助	0.016 (0.309)

续表

	总体数字经济
控制变量	是
国家/地区固定效应	是
年份固定效应	是
adj. R^2	0.948
N	346

注:该表汇报了安慰剂检验的估计结果。控制变量与基准模型保持一致,并控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。

3.2.6 工具变量法

为解决潜在内生性问题,本文尝试利用工具变量法来估计中国援助对当地数字经济的因果效应。参考 Dreher et al. (2021a),本文调整了基准模型设定,并构建如下 2SLS 回归模型:

$$\text{amount}_{it} = \alpha_2 + \phi_1 \times \text{material}_{t-1} \times p_i + \phi_2 \times \text{reserve}_{t-1} \times p_i + \gamma_2 X_{it} + \theta_i + \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

$$\text{digital\_level}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \times \text{amount}_{it} + \gamma_1 X_{it} + \theta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i 表示国家/地区, t 表示年份。模型 (2) 为第一阶段回归, amount_{it} 表示国家/地区 i 在第 t 年之前接受中国对外援助的累积金额(以 2017 年为基期计算的美元不变价,以亿为单位)。在 2SLS 回归中使用该变量来衡量中国对外援助有两方面原因。其一,参考 Dreher et al. (2021a) 构造的两个工具变量对基准模型 (1) 中的 d_{it} 而言是弱工具变量。其二,使用该变量的模型设定与 Dreher et al. (2021a) 具有一致性,能够考虑到援助的规模。 material_{t-1} 为中国在第 $t-1$ 年六个对数形式、去时间趋势后的生产要素投入主成分分析后得到的第一个主成分因子。 reserve_{t-1} 为中国在第 $t-1$ 年外汇储备净额的变动(以 2010 年美元不变价表示),同样进行了去时间趋势的处理。 p_i 是中国在数字经济方面对国家 i 进行援助的概率。最后,本文将 $\text{material}_{t-1} \times p_i$ 标记为工具变量 1,将 $\text{reserve}_{t-1} \times p_i$ 标记为工具变量 2。模型 (3) 为第二阶段回归, $\text{digital\_level}_{it}$ 表示国家/地区的数字经济发展情况,仍采用总体数字经济来衡量。 X 为控制变量。 θ_i 为年份虚拟变量, μ_i 为国家/地区固定效应。本文将标准误聚类在国家/地区层面。

表 9 展示了两阶段回归的结果。第 (1) 列为第一阶段回归。第 (2) 列为采用总体数字经济来衡量国家/地区的数字经济发展情况的第二阶段回归结果。Kleibergen-Paap F 为 13.059,说明应该不存在弱工具变量问题。由估计结果可知,在消除了潜在的内生性问题后,中国对当地在电信基础设施建设或能源方面的援助金额每增加 1 亿美元,当地使用电子手段支付或接收款项的人数比例

会额外提升 4%。

表 9 2SLS 回归

	中国对外援助累积金额 (1)	总体数字经济 (2)
中国对外援助累积金额		0.041** (0.014)
工具变量 1	5.738*** (0.000)	
工具变量 2	-64.594*** (0.000)	
控制变量	是	是
国家/地区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
adj. R^2	0.987	—
Kleibergen-Paap F	—	13.059
N	331	329

注：该表汇报了 2SLS 的估计结果。控制变量与基准模型保持一致，并控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。

3.2.7 广义矩估计

参考 Askarov and Doucouliagos(2015), 本文还考虑了当地滞后一期的数字经济对本期数字经济的影响, 故使用系统广义矩估计的方法来估计动态面板模型。由表 10 展示的估计结果可知, 系统 GMM 的估计结果仍然支持了前文的结论, 即中国援助对当地数字经济发展有显著的正向影响。

表 10 广义矩估计

	总体数字经济 (1)
中国对外援助	0.139*** (0.000)
控制变量	是
国家/地区固定效应	是
年份固定效应	是
Sargan p-value	0.169
Hansen p-value	1.000
adj. R^2	0.948
N	346

注：该表汇报了系统 GMM 的估计结果。控制变量与基准模型保持一致，并控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。模型选择了 FOD 变换。

3.3 异质性检验

3.3.1 国家异质性

中国对外援助对当地数字经济的影响可能在不同国家/地区之间存在明显的异质性。因此,本节进行了一些国家/地区层面的异质性分析。

首先,本文定义虚拟变量 I (高/中高收入),当国家/地区为高收入或者中高收入国家时取 1,反之取 0。其次,本文以世界银行数据库公开的贫困线以下收入或消费的平均差额来衡量国家/地区的贫困程度。本文分别将这两个指标与中国对外援助相乘,并加入到模型中。估计结果如表 11 第(1)列和第(2)列所示,与经济发展水平相对较差的国家/地区相比,经济发展水平相对较好的国家/地区受中国援助后能够在数字经济方面有更大幅度的提升。而与贫困差距相对较大的国家/地区相比,中国对贫困差距相对较小的国家/地区的援助能够更大幅度地促进当地数字经济的发展。根据未报告的估计结果,这一效应仅在收款型数字经济方面显著存在。

表 11 国家异质性

	总体数字经济			
	(1)	(2)	(3)	(4)
中国对外援助	0.048 ** (0.016)	0.128 *** (0.000)	0.702 *** (0.001)	0.168 ** (0.010)
中国对外援助× I (高/中高收入)	0.114 *** (0.001)			
中国对外援助×贫困程度		-0.012 (0.125)		
中国对外援助×服务业发展水平			-0.011 *** (0.002)	
中国对外援助×初始数字经济发展水平				-0.199 (0.219)
控制变量	是	是	是	是
国家/地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
adj. R^2	0.952	0.963	0.963	0.950
N	346	118	118	340

注:该表汇报了中国对外援助对不同国家/地区数字经济发展水平的异质性影响。表中所有回归都控制了国家/地区固定效应和年份固定效应,所有列的控制变量都与基准回归模型保持一致。

服务业的发展水平与数字经济紧密关联。在服务业较发达的国家中,线上支付或利用手机等电子工具进行线下消费能够提升服务业消费的便捷性,因而可能有更高的数字经济发展水平。因此,本文以2013年为基期,根据服务业国内生产总值占总GDP的比例来衡量服务业发展水平,并将其作为区分国家/地区的指标。由于服务业发展水平更高的国家本身就有较高的数字经济发展水平,因而在受中国援助后得到的边际提升可能较低。反之,本身缺乏数字经济发展契机的国家可能能够在受到中国援助后更为迅速地发展数字经济。表11第(3)列的实证分析结果证实了这一观点。

以2014年为基期,本文以2014年的总体数字经济发展水平来衡量各个国家/地区的初始数字经济发展水平,并分析不同初始数字经济发展水平的国家/地区在中国对外援助后的表现差异。由表11第(4)列可知,虽然交互项的估计结果并不显著,但是从系数方向来看,受援国家的初始数字经济发展水平越低,则当地使用电子手段支付或收取款项的人数比例在受中国援助后会发生更大幅度的提升。这与第(3)列的结果相一致。

3.3.2 人群异质性

上文基于国家层面的宏观经济指标分析国家之间的异质性,接下来,本文根据国家内部的指标来分析不同人群对中国对外援助反应的异质性。具体而言,本文考察了中国对外援助对不同性别、不同年龄段、不同受教育水平、不同收入水平和不同就业情况人群影响的异质性。估计结果如表12所示。在第(1)列中,本文分析了中国对外援助对当地使用电子手段接收或支付款项的女性人数比例的影响。在第(2)列中,本文分析了中国对外援助对当地使用电子手段接收或支付款项的男性人数比例的影响。由对比可知,与女性相比,中国对外援助会使当地男性使用电子手段接收或支付款项的人数比例发生更大幅度的提升。第(3)列和第(4)则分别估计了中国对外援助对当地15~24岁人群和25岁及以上人群数字支付或收款手段使用情况的影响。由估计结果可知,与15~24岁人群相比,中国对外援助对当地25岁及以上的人群有更显著的影响。

第(5)列和第(6)分别估计了中国对外援助对当地小学及以下受教育水平的人群和中学及以上受教育水平的人群的影响。估计结果表明,中国对外援助促进了当地数字经济的发展,而受教育水平相对较高的人群具有更快的适应和接受能力。第(7)列和第(8)列分别估计了中国对外援助对当地收入后40%收入群体和前60%收入群体的影响。研究结果表明,中国在数字经济方面的对外援助对收入相对较高的人群有更显著的影响。最后,第(9)列和第(10)列分别估计了中国对外援助对当地失业群体和就业群体的影响。由估计结果可知,中国在数字经济方面的对外援助对就业群体有更显著的影响。这可能是因为就业群体有更多接触电子支付的机会和能力。

表 12 人群异质性分析

	女性 (1)	男性 (2)	年轻 (3)	年长 (4)	低受教育水平 (5)
中国对外援助	0.096 *** (0.001)	0.132 *** (0.000)	0.091 ** (0.032)	0.116 *** (0.000)	0.075 ** (0.011)
控制变量	是	是	是	是	是
国家/地区固定效应	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
adj. R^2	0.955	0.939	0.905	0.948	0.922
N	346	346	346	346	346
	高受教育水平 (6)	贫穷 (7)	富有 (8)	失业 (9)	就业 (10)
中国对外援助	0.127 *** (0.000)	0.091 *** (0.000)	0.126 *** (0.000)	0.069 ** (0.035)	0.128 *** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是
国家/地区固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
adj. R^2	0.931	0.951	0.942	0.942	0.942
N	346	343	343	343	343

注:该表汇报了中国对外援助对国家/地区内不同人群数字经济发展水平的异质性影响。表中所有回归都控制了国家/地区固定效应和年份固定效应,所有列的控制变量都与基准回归模型保持一致。

3.3.3 数字经济类型异质性

在基准模型中,本文以使用电子手段接收或支付款项的人数比例来衡量国家/地区数字经济发展水平。进一步地,本文将总体数字经济指标进一步拆分为付款型数字经济(当地使用电子手段支付款项的人数比例)和收款型数字经济(当地使用电子手段接收款项的人数比例),并重新估计了基准模型。结果如表 13 所示,相比于采用电子手段收款的经济活动,与中国数字经济相关的对外援助促进当地居民更多地参与了采用电子手段付款的经济活动。这可能是因为付款与人们的日常生活有更紧密的关联。

表 13 数字经济类型异质性分析

	付款型数字经济 (1)	收款型数字经济 (2)
中国对外援助	0.096 *** (0.000)	0.075 *** (0.005)
控制变量	是	是
国家/地区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是

续表		
	付款型数字经济	收款型数字经济
	(1)	(2)
adj. R^2	0.947	0.915
N	346	346

注：该表汇报了中国对外援助对不同类型数字经济发展水平的异质性影响。表中所有回归都控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。标准误差聚类在国家/地区层面。表中所有列的控制变量都与基准回归模型保持一致。

3.3.4 区域异质性

图 3 分别展示了亚洲和拉丁美洲在 2014 年至 2016 年期间受中国援助的国家和未受中国援助的国家在数字经济表现上的差异。其中,亚洲受中国援助的国家在 2014 年使用电子手段支付或收取款项的人数比例与未受援助的国家平均而言相差 50%,但在 2017 年缩小至 30%左右。同时,在 2014 年,拉丁美洲受中国援助的国家与未受中国援助的国家在数字经济表现上几乎相近,但是在 2017 年前者比后者高 1%。由于数据限制,本文没有对非洲等其他世界区域作异质性分析。可以发现,与拉丁美洲相比,中国在亚洲的援助对数字经济有更显著的促进作用。

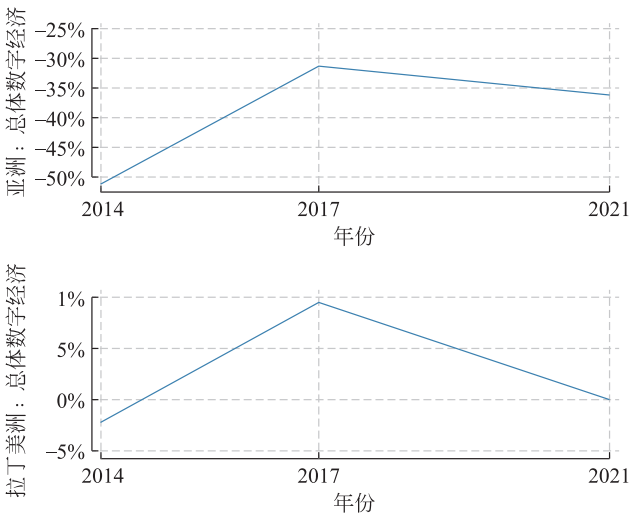


图 3 区域异质性

3.4 机制检验

数字经济的发展依赖于互联网的普及程度。前文研究发现,中国电信基础设施和能源相关的对外援助能够促进被援助国家/地区数字经济的发展。中国

与数字经济相关的援助最直接的影响对象是与当地与数字经济相关的基础设施建设,而基础设施建设的完善为当地居民提供了更便捷高效的网络和数字经济服务。因此,本文预期中国对外援助能够通过改善被援助国家/地区的互联网普及率来促进数字经济的发展。为检验这一假说,本文在表 14 中估计了中国对外援助后,被援助国家每一百人固定宽带订阅数量的变化。固定宽带订阅指的是对高速访问公共互联网(TCP/IP 连接)的固定订阅,高速的标准是指下行速度等于或大于 256kbit/s。固定宽带订阅数量的增加在一定程度上可以反映当地的互联网普及率。为避免异常值的影响以及考虑到零值的存在,本文对每一百人固定宽度订阅数量作加一后取对数处理。

表 14 固定宽带订阅

	固定宽带订阅 (1)	总体数字经济 (2)
中国对外援助	0.096 ** (0.040)	0.098 *** (0.001)
固定宽带订阅		0.092 ** (0.028)
控制变量	是	是
国家/地区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
adj. R^2	0.985	0.960
N	1303	228

注:该表汇报了中国对外援助对当地固定宽带订阅的影响以及固定宽带订阅对当地数字经济的影响。表中所有回归都控制了国家/地区固定效应和年份固定效应,所有列的控制变量都与基准回归模型保持一致。

表 14 中第(1)列的因变量为加一并取对数后的固定宽带订阅数量。由估计结果可知,与未受中国援助的国家相比,受中国援助国家的固定宽带订阅数量在受援助后得到了更大幅度的提升。同时,由第(2)列可知,固定宽带订阅数量的提升能够显著地促进当地居民使用电子手段支付或收取款项。这证实了假说 H2,即中国与数字经济相关的对外援助可以通过提高互联网普及率来促使当地数字经济的发展。

3.5 收入不平等

2015 年,联合国可持续发展峰会通过 17 个可持续发展目标,包括在全世界消除一切形式的贫困、减少国家内部和国家之间的不平等。然而,根据清华大学《2022 全球不平等报告》,截至 2021 年,全球最富有的 10% 人群拥有全球财富

的 76%,其余 90%人群拥有全球财富的 24%。尤其在新冠疫情期间,收入不平等问题愈演愈烈,贫富差距日益扩大,对全球治理形成严峻的挑战。陈胤默等(2022)发现全球数字经济发展有助于缓解收入不平等。若中国在数字经济方面的对外援助能够通过促进被援助国家数字经济的发展来改善当地的收入不平等,则说明中国对外援助在改善全球治理问题上也具有一定的积极意义。

为探究这一问题,首先,本文根据世界银行数据库公开的贫困线以下收入或消费的平均差额来衡量国家/地区的贫困程度,以此将样本一分为二,筛选出相对更加贫困的国家。在子样本中,本文估计了中国在电信基础设施或能源项目上的援助对当地收入不平等的影响。表 15 中各列的因变量分别为前 10%、前 20%、20%~40%、40%~60%、60%~80%、后 20%和后 10%收入群体的收入份额占比。由估计结果可知,中国有利于当地数字经济发展的援助能够降低高收入群体(前 20%收入群体)的收入份额,并提高中等收入群体(前 20%~60%收入群体)的收入份额,但对低收入群体的收入份额没有显著影响。这一结果表明,对于相对贫困国家而言,中国与数字经济相关的援助能够缓解中等收入群体和高收入群体之间的收入差距。之所以不能提高低收入群体的收入份额,可能是因为来自中国的援助无法惠及社会全体,而中收入群体由于掌握更多知识和信息渠道,能够相比低收入群体更迅速地接受中国援助带来的溢出效应。这一点与表 12 中异质性分析的结果相一致。这一结论意味着中国对相对贫困国家的数字经济援助能够缓解当地的收入不平等,这对于改善全球治理亦具有重要意义。

表 15 收入不平等

	前 10%	前 20%	20%~40%	40%~60%	60%~80%	后 20%	后 10%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
中国对外援助	-1.057 *	-1.034 **	0.368 **	0.398 ***	0.303	-0.037	-0.068
	(0.055)	(0.034)	(0.019)	(0.007)	(0.127)	(0.763)	(0.206)
人均 GDP 增速	-0.010	-0.013	0.004	-0.004	-0.014	0.028	0.014
	(0.839)	(0.792)	(0.794)	(0.735)	(0.175)	(0.139)	(0.146)
城市人口年增长率	-0.549	-0.704 *	0.282 **	0.109	-0.070	0.422 ***	0.237 ***
	(0.190)	(0.091)	(0.015)	(0.390)	(0.599)	(0.000)	(0.000)
国家/地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
adj. R ²	0.941	0.951	0.957	0.956	0.917	0.933	0.922
N	236	236	236	236	236	236	236

注:该表汇报了中国对外援助对相对贫困国家不同收入群体收入份额的影响。表中所有回归都控制了国家/地区固定效应和年份固定效应。

4 结论

基于世界银行的全球金融数据和 AidData 数据库中的中国对外援助数据,本文考察了中国对外援助对当地数字经济的影响,并发现中国在电信基础设施建设或能源方面的援助促进了当地数字经济的发展。具体而言,中国的援助能够使当地使用电子手段支付或接收款项的人数比例显著增加,这一效应对于那些被中国援助的累积金额相对较高、经济发展水平相对较高、贫困程度相对较低、服务业发展水平相对较差、初始数字经济发展水平相对较低的国家/地区更显著。在同一国家内部,中国对外援助对男性、25岁及以上、受教育水平相对较高、相对富有和就业人群的数字支付/收款手段使用情况有更显著的促进作用。其次,本文研究发现,中国在电信基础设施建设或能源方面的援助能够有效促进当地固定宽带订阅数量的提升,从而促进当地的数字经济发展。最后,对于相对贫困地区而言,中国援助能够降低高收入群体的收入份额,并提高中等收入群体的收入份额。这说明中国与数字经济相关的对外援助在一定程度上能够降低当地的收入不平等程度,助力解决全球治理问题。

本文的研究结论蕴含了以下三点政策含义。首先,中国政府可以进一步完善援助项目的效应评估体系,落实援助项目的信息共享和宣传工作。针对批评和反对中国援助的呼声,政府可以以科学合理的方法来评估援助项目的效应,并具体地展示对外援助项目在当地落地的具体表现和效应,让外界看到中国政府对外援助的诚意。本文的研究结果表明,中国与数字经济相关的对外援助能够提高当地的固定宽带订阅数量。基于这一结论,中国政府可以与被援助国家的政府联合统计中国所提供的电信基础设施覆盖的区域与人数,从而更为清晰地展示中国援助的普惠性。其次,政府在评估援助项目的效应时可以考虑根据援助项目的具体性质和目的加以区分。不同类型的援助项目具有不同的实现形式和经济目的,因而会对经济的不同方面产生影响。本文的研究发现,中国与电信基础设施建设和能源供应相关的对外援助对当地数字经济发展起到积极的影响,而大部分其他类型的援助项目可能难以直接对当地的数字经济发展起到积极的影响。因此,考虑项目的异质性就能够更加清晰地评估项目效应,从而实现更加科学精确的管理和规划。最后,中国政府可以规划和实施更多有利于构建人类命运共同体和改善全球治理问题的援助项目,为亚非拉地区新兴市场国家的发展注入更强劲的力量。通过本文的研究可以看到,中国在数字经济方面的对外援助能够改善当地的收入不平等,但能够改善收入不平等问题援助项目类型应不止于此。因此,更清晰地认识到这些具有全球治理意义

的项目类型并加以推行,与我国“促进共同发展的外交宗旨”相贴合,亦有助于推进全球政治经济新格局的构建。

参考文献

- 柏培文,喻理. 2021. 数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J]. 中国工业经济, (11): 59-77.
- Bai P W, Yu L. 2021. Digital economy development and firms' markup: Theoretical mechanisms and empirical facts[J]. *China Industrial Economics*, (11): 59-77. (in Chinese)
- 陈胤默,王喆,张明,等. 2022. 全球数字经济发展能降低收入不平等吗? [J]. 世界经济研究, (12): 118-132.
- Chen Y M, Wang Z, Zhang M, et al. 2022. Can the development of the global digital economy reduce income inequality? [J]. *World Economy Studies*, (12): 118-132. (in Chinese)
- 董艳,樊此君. 2016. 援助会促进投资吗——基于中国对非洲援助及直接投资的实证研究[J]. 国际贸易问题, (3): 59-69.
- Dong Y, Fan C J. 2016. Does financial aid from the Chinese government increase investment from China in Africa? A panel data study[J]. *Journal of International Trade*, (3): 59-69. (in Chinese)
- 黄鹏,陈靓. 2021. 数字经济全球化下的世界经济运行机制与规则构建:基于要素流动理论的视角[J]. 世界经济研究, (3): 3-13.
- Huang P, Chen L. 2021. World economic operating mechanism and rules building-up under the digital economic globalization: Based on the perspective of factor mobility theory[J]. *World Economy Studies*, (3): 3-13. (in Chinese)
- 李嘉楠,龙小宁,姜琪. 2021. 援助与冲突——基于中国对外援助的证据[J]. 经济学(季刊), 21(4): 1123-1146.
- Li J N, Long X N, Jiang Q. 2021. Aid and conflict—Evidence from Chinese aid [J]. *China Economic Quarterly*, 21(4): 1123-1146. (in Chinese)
- 刘爱兰,王智烜,黄梅波. 2018. 中国对非援助是“新殖民主义”吗——来自中国和欧盟对非援助贸易效应对比的经验证据[J]. 国际贸易问题, (3): 163-174.
- Liu A L, Wang Z X, Huang M B. 2018. Neocolonialism in China's aid to Africa? Empirical evidence from trade effects of China and EU aid to Africa[J]. *Journal of International Trade*, (3): 163-174. (in Chinese)
- 刘航,伏霖,李涛,等. 2019. 基于中国实践的互联网与数字经济研究——首届互

- 联网与数字经济论坛综述[J]. 经济研究, 54(3): 204-208.
- Liu H, Fu L, Li T, et al. 2019. The summary of the 1st forum for internet and digital economy[J]. *Economic Research Journal*, 54(3): 204-208. (in Chinese)
- 刘军, 杨渊璿, 张三峰. 2020. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, (6): 81-96.
- Liu J, Yang Y Y, Zhang S F. 2020. Research on the measurement and driving factors of China's digital economy[J]. *Shanghai Journal of Economics*, (6): 81-96. (in Chinese)
- 逢健, 朱欣民. 2013. 国外数字经济发展趋势与数字经济国家发展战略[J]. 科技进步与对策, 30(8): 124-128.
- Pang J, Zhu X M. 2013. Development trend of digital economy abroad and national development strategy of digital economy[J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 30(8): 124-128. (in Chinese)
- 戚聿东, 刘翠花, 丁述磊. 2020. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态, (11): 17-35.
- Qi Y D, Liu C H, Ding S L. 2020. Digital economic development, employment structure optimization and employment quality upgrading[J]. *Economic Perspectives*, (11): 17-35. (in Chinese)
- 孙楚仁, 何茹, 刘雅莹. 2021. 对非援助与中国企业对外直接投资[J]. 中国工业经济, (3): 99-117.
- Sun C R, He R, Liu Y Y. 2021. Aid to Africa and outward FDI of Chinese enterprises[J]. *China Industrial Economics*, (3): 99-117. (in Chinese)
- 王文. 2020. 数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗[J]. 经济学家, (4): 89-98.
- Wang W. 2020. Does industrial intelligence promote high-quality employment in the digital economy era[J]. *Economist*, (4): 89-98. (in Chinese)
- 许恒, 张一林, 曹雨佳. 2020. 数字经济、技术溢出与动态竞争政策[J]. 管理世界, 36(11): 63-79.
- Xu H, Zhang Y L, Cao Y J. 2020. Digital economy, technology spillover and dynamic coopetition policy[J]. *Journal of Management World*, 36(11): 63-79. (in Chinese)
- 严兵, 谢心荻, 文博. 2021. 中国对外援助与受援国经济增长: 兼论基础设施的中介效应[J]. 世界经济研究, (2): 3-18.
- Yan B, Xie X D, Wen B. 2021. China's foreign aid and economic growth of recipient countries: Analysis of the mediating effect of infrastructure[J]. *World*

- Economy Studies*, (2): 3-18. (in Chinese)
- 杨鸿玺, 陈开明. 2010. 中国对外援助: 成就、教训和良性发展[J]. 国际展望, (1): 46-56.
- Yang H X, Chen K M. 2010. China's foreign aid: Achievements, lessons and benign development[J]. *Global Review*, (1): 46-56. (in Chinese)
- 杨慧梅, 江璐. 2021. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究, 38(4): 3-15.
- Yang H M, Jiang L. 2021. Digital economy, spatial effects and total factor productivity[J]. *Statistical Research*, 38(4): 3-15. (in Chinese)
- 朱丹丹, 黄梅波. 2018. 中国对外援助能够促进受援国的经济增长吗? ——兼论“促贸援助”方式的有效性[J]. 中国经济问题, (2): 24-33.
- Zhu D D, Huang M B. 2018. Does China's foreign aid enhance recipients' economic growth: Effectiveness of “aid for trade”[J]. *China Economic Studies*, (2): 24-33. (in Chinese)
- Agnello L, Mallick S K, Sousa R M. 2012. Financial reforms and income inequality[J]. *Economics Letters*, 116(3): 583-587.
- Aker J C. 2010. Information from markets near and far: Mobile phones and agricultural markets in Niger[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3): 46-59.
- Alesina A, Dollar D. 2000. Who gives foreign aid to whom and why? [J]. *Journal of Economic Growth*, 5(1): 33-63.
- Anaxagorou C, Efthyvoulou G, Sarantides V. 2020. Electoral motives and the subnational allocation of foreign aid in sub-Saharan Africa[J]. *European Economic Review*, 127: 103430.
- Askarov Z, Doucouliagos H. 2015. Aid and institutions in transition economies[J]. *European Journal of Political Economy*, 38: 55-70.
- Asongu S A, Odhiambo N M. 2019. How enhancing information and communication technology has affected inequality in Africa for sustainable development: An empirical investigation[J]. *Sustainable Development*, 27(4): 647-656.
- Barber B M, Odean T. 2001. The internet and the investor[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 15(1): 41-54.
- Basant R, Commander S, Harrison R, et al. 2006. ICT adoption and productivity in developing countries: New firm level evidence from Brazil and India [R]. Bonn: IZA.
- Bloom N, Garicano L, Sadun R, et al. 2014. The distinct effects of information

- technology and communication technology on firm organization [J]. *Management Science*, 60(12): 2859-2885.
- Bluhm R, Dreher A, Fuchs A, et al. 2020. Connective financing: Chinese infrastructure projects and the diffusion of economic activity in developing countries [R]. Melbourne: Monash University.
- Bluhm R, Gassebner M, Langlotz S, et al. 2021. Fueling conflict? (De) escalation and bilateral aid[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 36(2): 244-261.
- Brazys S, Vadlamannati K C. 2021. Aid curse with Chinese characteristics? Chinese development flows and economic reforms[J]. *Public Choice*, 188(3): 407-430.
- Brown J R, Goolsbee A. 2002. Does the internet make markets more competitive? Evidence from the life insurance industry [J]. *Journal of Political Economy*, 110(3): 481-507.
- Brynjolfsson E, Hu Y, Smith M D. 2003. Consumer surplus in the digital economy: Estimating the value of increased product variety at online booksellers [J]. *Management Science*, 49(11): 1580-1596.
- Civelli A, Horowitz A, Teixeira A. 2018. Foreign aid and growth: A Sp P-VAR analysis using satellite sub-national data for Uganda[J]. *Journal of Development Economics*, 134: 50-67.
- Clarke G R G, Wallsten S J. 2006. Has the internet increased trade? Developed and developing country evidence[J]. *Economic Inquiry*, 44(3): 465-484.
- Crost B, Felter J, Johnston P. 2014. Aid under fire: Development projects and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 104(6): 1833-1856.
- Czernich N, Falck O, Kretschmer T, et al. 2011. Broadband infrastructure and economic growth[J]. *The Economic Journal*, 121(552): 505-532.
- de Haan J, Sturm J E. 2017. Finance and income inequality: A review and new evidence [J]. *European Journal of Political Economy*, 50: 171-195.
- Delis M D, Hasan I, Kazakis P. 2014. Bank regulations and income inequality: Empirical evidence[J]. *Review of Finance*, 18(5): 1811-1846.
- Dowrick S, Quiggin J. 1997. True measures of GDP and convergence[J]. *The American Economic Review*, 87(1): 41-64.
- Dreher A, Fuchs A. 2015. Rogue aid? An empirical analysis of China's aid allocation [J]. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D'économique*, 48(3): 988-1023.
- Dreher A, Fuchs A, Parks B, et al. 2018. Apples and dragon fruits: The determinants of aid and other forms of state financing from China to Africa [J]. *International*

- Studies Quarterly*, 62(1): 182-194.
- Dreher A, Fuchs A, Hodler R, et al. 2019. African leaders and the geography of China's foreign assistance[J]. *Journal of Development Economics*, 140: 44-71.
- Dreher A, Fuchs A, Parks B, et al. 2021a. Aid, China, and growth: Evidence from a new global development finance dataset[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(2): 135-174.
- Dreher A, Fuchs A, Hodler R, et al. 2021b. Is favoritism a threat to Chinese aid effectiveness? A subnational analysis of Chinese development projects[J]. *World Development*, 139: 105291.
- Goldfarb A, Tucker C. 2019. Digital economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 57(1): 3-43.
- Guillon M, Mathonnat J. 2020. What can we learn on Chinese aid allocation motivations from available data? A sectorial analysis of Chinese aid to African countries[J]. *China Economic Review*, 60: 101265.
- Guo S Q, Jiang H C. 2022. Chinese aid and local employment in Africa[J]. *SSRN Electronic Journal*.
- Hjort J, Poulsen J. 2019. The arrival of fast internet and employment in Africa[J]. *American Economic Review*, 109(3): 1032-1079.
- Hoeffler A, Outram V. 2011. Need, merit, or self-interest—What determines the allocation of aid? [J]. *Review of Development Economics*, 15(2): 237-250.
- Horn S, Reinhart C M, Trebesch C. 2021. China's overseas lending[J]. *Journal of International Economics*, 133: 103539.
- Isaksson A S, Kotsadam A. 2018. Chinese aid and local corruption[J]. *Journal of Public Economics*, 159: 146-159.
- Isaksson A S. 2020. Chinese aid and local ethnic identification [J]. *International Organization*, 74(4): 833-852.
- Jensen R. 2007. The digital divide: Information (technology), market performance, and welfare in the South Indian fisheries sector[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 879-924.
- Korzeniewicz R P, Moran T P. 1997. World-economic trends in the distribution of income, 1965—1992[J]. *American Journal of Sociology*, 102(4): 1000-1039.
- Meschi E, Vivarelli M. 2009. Trade and income inequality in developing countries[J]. *World Development*, 37(2): 287-302.
- Morgan P, Zheng Y. 2019. Tracing the legacy: China's historical aid and contemporary investment in Africa[J]. *International Studies Quarterly*, 63(3): 558-573.

- Ningsih C., Choi Y J. 2018. An effect of internet penetration on income inequality in Southeast Asian countries [C]//Proceedings of the 22nd ITS Biennial Conference. Seoul: International Telecommunications Society.
- Oh Y A. 2016. China's development finance to Asia: Characteristics and implications [R]. KIEP Research Paper.
- Ping S N, Wang Y T, Chang W Y. 2022. The effects of China's development projects on political accountability [J]. *British Journal of Political Science*, 52(1): 65-84.
- Qian N. 2015. Making progress on foreign aid [J]. *Annual Review of Economics*, 7: 277-308.
- Viard V B, Economides N. 2015. The effect of content on global internet adoption and the global "digital divide" [J]. *Management Science*, 61(3): 665-687.
- Xu Z H, Ci F Y. 2023. Spatial-temporal characteristics and driving factors of coupling coordination between the digital economy and low-carbon development in the Yellow River Basin [J]. *Sustainability*, 15(3): 2731.
- Zürcher C. 2017. What do we (not) know about development aid and violence? A systematic review [J]. *World Development*, 98: 506-522.

China's Foreign Aid to Boost Digital Economy? Evidence from Emerging Markets

Gang Peng¹ Yujun Zhou² Jun Qian² Yi Huang²

(1. School of China Construction Bank University;

2. Fanhai International School of Finance, Fudan University)

Abstract This paper empirically examines the impact of China's foreign aid related to the digital economy on the development of local digital economies, using data on China's foreign aid and the development level of the digital economy in various countries. The empirical results show that China's foreign aid in the digital economy can significantly promote the development of local digital economies. These conclusions still hold under a series of robustness tests, including subsample analysis, propensity score matching, and the instrumental variable method. Heterogeneity analysis reveals that for countries with a relatively higher cumulative amount of aid from China, advanced economic development, lower poverty levels, underdeveloped service industries, and initially low levels of digital economy development, the promotion effect of Chinese aid on the digital economy is more significant. Within the same country, China's foreign aid promotes greater participation in

digital economy transactions among demographic segments such as men, those aged 25 and above, highly educated individuals, wealthier citizens, and those who are employed. Further mechanism analysis indicates that China's foreign aid related to the digital economy primarily fosters digital economy growth by enhancing local internet penetration rates. Finally, this aid contributes to a reduction in income inequality, underscoring its relevance in addressing global income inequality governance.

JEL Classification F02, F35, D63

商业银行跨区域经营和企业异地并购¹

李嫦² 胡一川³ 杜巨澜⁴

摘要 本文基于商业银行异地分支机构信息和企业异地并购数据,探究银行跨区域经营对于实体投资的影响。研究表明,异地分支机构的设立对两地间并购规模和企业并购绩效均存在显著的正面效应。进一步分析发现,当主并企业面临的融资约束越大或当目标地区市场化水平较低时,商业银行跨区域经营对于并购绩效的改善作用越强。本文的研究发现为金融资本流动影响实体资本流动提供了微观研究基础,并且为我国完善金融体系、推动企业并购促进地区间资本配置效率的提高提供了理论支持。

关键词 银行分支机构;跨区域经营;企业异地并购

0 引言

在实现中国经济高速增长转向高质量增长的过程中,金融业服务实体经济的一个重要方面就是支持企业并购,推进产业跨地区转移和整合,实现产业升级和经济转型。2020年3月《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》指出要破除阻碍资金技术劳动力土地等生产要素自由流动的体制机制障碍,扩大要素市场化配置范围。当前在全球市场萎缩的外部环境下,推进金融资本和产业资本在全国范围内的自主有序流动和高效配置,对于形成全国统一大市场,发挥国内超大规模市场优势,加快形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局具有重大意义。近些年来国家陆续出台了相关政策以促进企业并购的市场化运作和推动实现高质量的企业并购投资,国内企业的异地并购已有相当规模。根据SDC数据库提供的数

1 作者感谢国家自然科学基金青年项目(71803048)“全球价值链下的企业并购研究:基于网络分析的方法”、国家自然科学基金青年项目(72203159)“全球经济变局下的跨国并购研究:基于企业高管复杂网络视角”的资助。文责自负。

2 李嫦,华东师范大学经济学院、上海并购金融研究院副教授,E-mail:cli@fem.ecnu.edu.cn。

3 胡一川(通讯作者),同济大学经济与管理学院副研究员,E-mail:huyichuan175@gmail.com。

4 杜巨澜,香港中文大学经济系副教授,E-mail:julan.du@foxmail.com。

据,2007年国内跨省并购达1227次,是省内并购次数的1.79倍,2015年跨省并购已增长至4092次,同期省内并购总次数仅为1663次。这说明国内并购,特别是异地并购已蔚然成风,成为企业相当重要的投资手段。然而,企业面临的融资约束以及主并公司和标的公司及其各自地区信息不对称问题,影响了企业并购的区位选择和并购绩效。金融市场的发展,是为实体企业提供资金支持以及减缓信息不对称的重要手段。国务院印发的《关于促进企业并购重组的意见》和《关于进一步优化企业兼并重组市场环境的意见》均强调了金融服务质量的提高对并购的推动作用。那么,作为中国金融体系最重要的组成部分,商业银行的跨区域经营能否通过其信贷供给和信息传递渠道帮助企业克服并购中遇到的障碍并影响其投资决策呢?

一般来说,主并企业并购前后的融资需求可能受到标的地区金融资源的制约。同时,由于各地政府对于商业银行的属地化监管政策以及商业银行相应的属地化经营政策,企业异地融资相当困难,即便实现异地并购,设立异地子公司后,在获取信贷方面仍面临一定障碍。此外,地方保护主义也为金融资源的跨地区流动设立了诸多有形和无形的阻碍。主并公司所在地银行在异地设立分支机构后,有可能大大便利主并公司在并购前后获取信贷以及关于标的地区和企业的信息,从而实现金融资本的跨地区流动,为实体产业资本的跨地区优化配置提供实质性支持。本文基于商业银行异地分支机构数据对此问题展开研究,为提高异地并购绩效和地区间资本配置效率、缓解中国地区发展不平衡问题提供一定的理论支持。

中国商业银行近年来不断进行市场结构调整,股份制银行、城市商业银行、农村商业银行等非国有银行在市场上的份额逐渐提升。其中,跨区域经营作为商业银行追求规模经济和控制区域风险的重要发展战略之一,受到了理论界和实务界的高度关注。但监管机构对银行跨区域经营的政策导向主要从银行经营风险的角度进行考量,较少与企业跨区域实体投资相结合。从本文收集的数据来看,银行跨区域设立分支机构的数目在近些年呈现较大的波动性。2007年全国共设立异地分支机构14914家^①,呈现井喷态势;但随着2008年金融危机的到来,这一数字骤降至2444家;而后本文观察到2009年银监会143号文显著影响了银行的经营决策,异地分支机构数目迅猛上升至14855家。一个地区金融机构的数量在一定程度上代表着该地的金融发展水平和当地企业面临的金融资源的多寡(Beck et al., 2010),银行跨区域经营作为资本流动的重要形式之一,关乎国内各区域之间金融资源的配置效率。那么,这些跨区域分支机构

^① 本文所述的分支机构包括分行、支行、营业部和营业所等,涉及的金融机构包括国有银行、城市商业银行、股份制银行、农村商业银行、农村合作银行、村镇银行等。

如果能扎根当地,能否推动企业在当地的投资规模并优化实体投资效率呢?

金融机构设立和资本的流动与实体经济发展的关系是国内外文献中长期关注的话题。Schumpeter(1969)提出金融发展对于经济增长的重要性,而后King and Levine(1993)、Levine and Zervos(1998)以及Levine et al.(2000)等一系列文献基于跨国数据实证揭示了一国金融系统的深度和广度与经济发展程度具有显著的正相关关系。更进一步地,Jayaratne and Strahan(1996)、Guiso et al.(2002)和Kendall(2012)等研究转而具体探讨一国内部的区域金融发展和实体经济的关联,指出银行业的信贷规模或是对银行设立分支机构管制的放松等可以促进当地实体企业发展和提高建立新企业的概率,如郭峰和熊瑞祥(2017)基于城商行设立的数据探究中国国内地方金融机构的设立和地区经济增长的相关性,指出城商行对于地方经济的微观作用机制主要通过发放贷款和促进企业产值的增长来实现。另一方面,文献也逐渐从动态的角度探究银行业的跨区域发展对企业决策的影响,Du et al.(2020)指出国际银行通过其国际业务降低信息和交易成本,为本国企业提供更好的金融服务从而促进实体经济发展;John et al.(2019)发现美国企业从其他州的银行贷款会显著增加该企业成为跨州并购目标方的概率。

中国监管机构对于银行设立分支机构管制的放松这一事件是学者不可多得的研究机遇,这是独立于地区经济发展之外的影响地区金融发展程度的政策冲击。因此,近些年很多国内学者将银行跨区域设立分支机构的数目这一指标引入研究。首先,针对商业银行本身,跨区域经营这一行为可以通过改善银行的收入结构和增加市场份额对银行的经营绩效产生促进作用(蔡卫星,2016)。其次,银行分支机构数目的增加在一定程度上反映了地区内部银行业竞争程度的上升,提升了贷款的质量和信贷资源的配置效率,从而影响地区整体经济的发展和微观实体企业的决策行为。在地区整体层面,贾春新等(2008)基于省级层面数据初步发现了银行分支机构数目的上升对经济增长有着显著的正面作用,吕朝凤和毛霞(2020)发现城商行的设立促进了外商直接投资(FDI)的流入。在微观层面,竞争性的银行市场使得企业融资可得性提高,提高了企业的负债水平,并且使得信贷资源流向“好”的杠杆(李志生等,2020)。信贷资源的增加一方面缓解了企业在进行研发投入时的融资约束,另一方面也加剧了企业间的竞争从而激励企业参与创新,这些都使得企业创新水平和企业间的创新资源配置得以提高和改善(蔡竞和董艳,2016;吕铁和王海成,2019;戴静等,2020)。但信贷资源的增加也可能使得企业进行过度投资,相比于国有银行,股份制银行和中小银行的信贷供给对企业创新产生更为积极的作用(蔡庆丰等,2020)。

相关研究虽然很丰富,但这些文章主要聚焦于银行分支机构设立带来的区

域金融市场深化,本文着眼于地区内部银行业结构与当地企业投融资决策的关系,而非金融资本在地区间的流动。但不可忽视,商业银行的信贷功能并不是均一提供给地区内所有的企业,已有跨国研究中发现国际银行在东道国市场的借贷行为存在母国偏好的现象。同时,银行在信贷功能之外,不可忽略的是其信息收集的功能,这与企业的跨区域投资所面临的信息不对称问题息息相关。鉴于此,本文将单边视角拓展为双边视角,考察地区双边的银行资本流动对于双边的实体投资流向的影响,研究银行跨区域经营是否会引领本地企业去分支机构所在地进行并购投资以及是否会改善同向流动的并购投资绩效。根据对文献的梳理,迄今尚未有文献从微观层面探讨银行异地分支机构的设立对企业异地并购的影响。

本文基于中国银监会提供的商业银行分支机构金融许可证信息,手动挖掘和匹配各分支机构的总行所在地,计算每年两地间的新设立异地分支机构数量(如四川的银行到湖北设立分支机构的数目),同时从SDC数据库收集并购交易数据,系统检验了银行跨区域经营对企业异地并购的影响。实证结果显示,银行跨省建立分支行会显著推动与本省企业去分支机构所在地进行并购投资,表现为在地区层面上,银行在某一省份建立的分支机构越多,其总行所在地的企业去分支机构所在地进行并购的次数和规模均显著增加。为进一步探究跨区域分支机构的设立是否能够改善实体经济中资本跨区域的配置效率,本文分析了异地分支机构数目与企业并购绩效的关系,发现银行跨区域经营可以提升相应流向实体企业并购案绩效。机制探讨显示,银行跨区域经营主要通过增加信贷供给和优化信息环境积极推动企业进行异地并购,这证实了金融资本的流动对于优化产业资本配置效率的积极作用。

本文的贡献主要有以下几个方面。第一,本文将银行跨区域分支机构的设立与企业异地并购相结合,与仅关注银行跨区域经营对银行本身绩效和风险的影响机制以及地区内部银行业结构和实体经济关系的现有文献相比,进行了较大程度的拓展和丰富,对金融资本引领产业资本跨地区流动,实现资源跨地区高效率配置,充分实现我国超大规模市场的优势,实现地区间比较优势互补,推动国内大循环为高质量发展奠定基础这一重大理论和政策问题提供了经验支持。第二,本文采用企业并购的交易层面数据,探究了地区间金融资源的流动对企业投资的微观影响机制,以具体翔实的微观数据证实了地区金融发展对于实体经济增长和效率提升的正向作用,并在一定程度上缓解了宏观文献中研究金融发展和实体经济关系时存在的内生性问题。第三,本文从金融和产业资本跨区域流动的角度入手,为金融与经济增长这一经典命题提供了来自中国内部的证据。相比既有的关于跨国银行对国际投资影响的研究,本文在探索区域间金融发展不平衡中给出了中国视角,有利于理解发展中国家的银行助力实体经

经济发展的路径和方法。本文从理论和实证上全面研究金融机构发展与公司并购行为的关系,有助于系统认识金融因素的影响机理,为在商业银行和企业并购交叉研究领域的研究积累了新的知识,也为企业构建更为全面的并购决策分析框架提供实证证据和新的理论指导。

本文余下部分的安排如下:第1部分是理论分析和研究假设;第2部分是研究设计,包括数据来源和模型设计;第3部分详细阐述本文的实证结果;第4部分是研究结论。

1 制度背景、理论分析和研究假设

1.1 企业并购背景介绍和文献回顾

企业并购不仅是微观企业提高自身竞争力的个体决策,也是促进生产要素向高效率行业和地区集聚,优化生产要素配置,推动产业转移、产业升级以及促进国民经济健康可持续发展的重要动力;特别是某一时期内区域之间的集聚性并购行为在一定程度上能够反映产业转移和产业升级的趋向和特征,并购绩效也是资源配置效率的体现。从国家政策上看,中国证券监督管理委员会、国务院国有资产监督管理委员会等相关部门颁布了一系列文件,简化审批程序,促进国内企业并购的健康发展和并购绩效的提高。因此,对企业并购的决定因素以及后续并购收益进行深入广泛的研究既具有学术意义,同时也具有极强的现实价值。

已有国内外文献对于企业并购的影响因素主要集中于两个层面的特质:国家(地区)层面和企业(包括高管)层面,前者与本文研究更为相关。文献中地区层面的因素主要是从宏观上对并购的经济成本和投资壁垒方面进行影响机制的阐述:Rossi and Volpin (2004)和Bris and Cabolis(2008)强调了投资者保护和信息披露等制度因素的重要性,指出良好的投资环境对于跨国并购具有积极作用;唐建新和陈东(2010)强调了地区投资者保护对于国内异地并购协同效应的影响;Siegel et al. (2011)和Ahern et al. (2015)的研究则发现不管在跨国并购中还是美国国内的异地并购中,并购公司所在地与目标公司所在地的文化距离越远,并购规模越小,市场绩效越差。

在与金融相关的影响因素方面,Erel et al. (2012)发现股票市场市值和汇率是跨国并购的重要决定因素,当目标国的股票市场表现较弱的时候,更容易吸引他国企业进行投资。与本文最为相关的一篇文献是Cornaggia and Li (2019),该研究强调了银行融资对于并购的重要性,利用美国各州在当年是否允许跨州开设分支机构的政策虚拟变量对企业所在州的融资难易程度进行衡

量,发现银行融资可得性可以提高该地企业作为并购目标方的吸引力,并指出这一积极作用主要通过增加并购后企业的贷款规模以及降低利息支出的微观机制来实现。与跨国并购研究相比,有关国内异地并购的研究,无论在数量还是深度方面,都存在明显不足,这与动态衡量国内各地区进行金融发展程度的难度有一定关系。

1.2 研究假设

商业银行的主要任务是融通资金,为本地区实体经济的发展提供相应的金融服务,但银行业长期受到政府严格管制,包括业务范围、利率水平以及行业准入等方面,地区间管制松紧程度的差异也会显著影响企业投资的决策(Karolyi and Taboada, 2015)。金融机构数目作为地区金融发展程度的衡量指标之一,可通过信贷渠道和信息渠道影响地区经济发展以及区域外和区域内微观企业的决策行为。Desai et al. (2004)发现不成熟的金融市场和有限的融资渠道会阻碍跨国企业来本地进行投资,Acemoglu et al. (2009)通过实证研究发现金融发展程度是企业垂直整合的重要决定因素,周守华等(2016)指出企业的外部融资能力与并购决策紧密相关,但地区金融发展水平能够降低外部融资依赖性对于企业并购的限制。

在中国目前经济发展形势下,生产要素的异地流动尚存障碍。资金作为最重要的生产要素之一,面临着信贷市场分割的问题,这主要缘于属地化监管和商业银行属地化经营。属地化监管使得各省市监管部门根据本地区特点制定监管标准,为了规避信用风险,不鼓励异地贷款、对异地授信金额加以限制等政策均制约了企业异地贷款的发展。同时,商业银行一般按照行政区划设立机构,实行属地化经营,意在便捷地获取信贷客户信息,有效降低信用风险,控制经营成本。信贷市场的地区分割对企业并购投资产生了深刻的影响,主要体现在以下几个方面。第一,在其他地区特别是金融发展较差的区域,企业即使发现了具有价值创造的投资机会或是合适的并购对象也无法从银行筹集到所需资金;第二,即使前期并购所需资金得到满足,企业并购之后,在金融资源有限的地区申请贷款也会遇到融资成本高、放款时间不能得到保障等问题,不利于并购后的日常经营和并购整合;第三,在金融机构数目有限的地区,银行间竞争较小,银行收集信息的能力弱化,无法甄别合适的借款企业,限制了部分有成长前景的企业发展。基于这些理论分析,本文认为地区金融机构的数目会显著影响企业并购的规模。

金融发展和资本流动对于一国内部异地并购的影响,与国际资本流动和跨国银行发展对跨国并购的影响在本质上具有相似性,都可以归结为金融资本流动对于实体资本流动的影响。在国际经济学领域,学者们深入探讨了一国的金

融发展对跨国投资的影响及其机制,相关研究中跨国银行经营影响实体投资主要通过两个渠道:一是信贷渠道,相较于当地银行,跨国公司在东道国依然倾向于向母国银行设立在当地的分支行进行融资,尤其是在东道国金融资源有限的情况下,跨国银行可以为本国企业提供生产和投资所需资金以帮助其持续健康成长(Du et al., 2020);二是信息传递渠道,跨国银行作为“先行者”,可以通过在当地的经营收集相关行业和企业信息,了解商业准则和制度环境,帮助本国企业在跨国投资的过程中降低信息收集成本(Poelhekke, 2015)。类似地,银行在一国内部跨区域经营也应对实体资本流动产生影响:一方面,异地分支机构在金融薄弱地区的建立,可以丰富当地金融市场,为总行所在地企业去该地进行投资提供额外的资金,也为企业分支机构扎根于所在地提高经营效率提供必要的资金支持;另一方面,异地分支机构的成功经营可以降低国内各地市场的分割性和信息不对称性,帮助总行所在地企业了解国内其他城市的市场信息和企业信息,寻找合适的并购对象和时机,从而提高并购的可能性和改善并购绩效。

基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1: 在地区层面,银行跨区域设立分支机构的数目越多,其总行所在地的企业去分支机构所在地进行并购规模越大。

假设 2: 在企业层面,银行跨区域设立分支机构的数目越多,从总行所在地去分支机构所在地进行的企业并购创造的价值越高。

2 研究设计

2.1 样本和数据

本文基于中国银行业管理监督委员会对银行机构颁发金融许可证的信息,整理商业银行分支机构的成立日期、所在地和名称信息。2006 年银监会 12 号文从政策上明确了城商行跨区域开设分支机构的流程和管理办法,因此本文选取 2007—2015 期间,新成立银行分支机构共 182387 家作为样本。因金融许可证并未提供总行名称和所在地,本文手动对分支机构所属的总行名称进行抓取,并查询其总行所在地,由此判断每一家分支机构是否属于异地分支机构。其中,102699 家分支机构属于跨省经营,约占总样本的 56.31%。本文的地区层面研究样本基于省-省的配对层面,构建了 31 省×30 省×9 年(总观察值数目为 8370)的平衡面板数据,将异地分支机构数目按照 A 省到 B 省的方向进行年度加总,计算每年地区配对层面的有流向的增量数据。

并购交易信息来自 SDC 数据库,选取 2007—2015 年中国国内并购数据。参考已有文献(Erel et al., 2012),剔除了杠杆收购、分拆、股权回购、固定价格

要约收购、交换收购、资本重组等并购事件,初始样本包括 27883 起并购。本文进一步剔除无法找到主并公司和目标公司所在地的并购交易,得到 15909 起并购研究样本。相较于以往文献,本文通过手动寻找并购双方公司所在地,囊括上市公司和非上市公司,大大扩大了研究样本。本文从 SDC 数据库中进一步收集了收购股份比例、主并方和目标方行业、主并公司与目标公司是否为上市公司等企业等数据。

企业的财务数据来自 Compustat Global 数据库,股价数据来自国泰安数据服务中心中国财经数据库(CSMAR),企业产权数据来自 CSMAR 上市公司治理结构研究数据库,地区层面控制变量数据来自 CSMAR 区域经济数据库。

2.2 模型和变量

2.2.1 跨区域经营和企业异地并购规模

为了对研究假设 1 进行检验,本文首先在控制主并方和目标方所在地主要经济变量的条件下,构建以下模型进行估计。

$$\begin{aligned} \text{MAratio}_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \text{pairsetupratio}_{ijt} + \beta_2 \text{withinMA}_{it} + \beta_3 \text{withinMA}_{jt} + \\ & \beta_4 \text{dif\_GDPgrowth}_{ijt} + \beta_5 \text{dif\_GDPpc}_{ijt} + \beta_6 \text{dif\_fixinvestment}_{ijt} + \\ & \beta_7 \text{dif\_fiscalexp}_{ijt} + \beta_8 \text{dif\_outputHHI}_{ijt} + \beta_9 \text{dif\_popu}_{ijt} + \\ & \beta_{10} \text{dif\_finance}_{ijt} + \theta_{ij} + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i, j 和 t 分别代表主并公司所在地、目标公司所在地以及年份。被解释变量是企业异地并购量,参考已有文献(Erel et al., 2012; Cornaggia and Li, 2019),这里用 t 年 i 省企业前往 j 省进行并购的次数除以 j 省企业作为目标企业的总并购次数,采用比值而不是绝对数来衡量并购频率是为了避免观察值之间出现巨大差异以及减少因宏观经济环境变化带来的并购量波动;同时本文也采用并购金额的比值作为被解释变量进行模型回归的稳健性检验,即 t 年 i 省企业去 j 省进行收购的总金额除以 j 省企业作为目标企业的总并购金额。核心解释变量是跨省新成立银行分支机构数目 $\text{pairsetupratio}_{ijt}$,具有主并省份-目标省份-时间三个维度,与被解释变量类似,这里采用 i 省银行去 j 省建立分支机构数目除以 j 省内异地分支机构总数的方法进行计算。

本文在模型(1)中包含了一系列控制变量。 withinMA_{it} 和 withinMA_{jt} 分别是主并企业所在地和目标企业所在地省内并购次数的对数值,用以控制两地潜在的可供收购目标公司的数量。同时,本文在模型(1)中加入了一系列地区特征的差值(目标企业所在地减去主并企业所在地),包括 GDP 增长率(dif_GDPgrowth)、人均 GDP(dif_GDPpc)、固定资产投资(dif_fixinvestment)、财政支出(dif_fiscalexp)、各产业产出的集中度(dif_outputHHI)、人口(dif_popu)以及金融

行业产出(dif_finance),其中固定投资和财政支出以 GDP 进行平减,各产业产出集中度以 HHI(赫芬达尔指数)进行计算,人口计以对数。在回归中,本文也加入了省-省的地区配对固定效应以控制两省之间不随时间变化的因素,包括两省之间的距离、地形、文化以及原本固有存在的经济联系强度等可能影响企业并购的因素,同时加入时间固定效应用以控制因宏观经济因素变动所带来的投资机会变动等时间相关因素。

2.2.2 跨区域经营和企业异地并购绩效

本文进一步探讨银行异地建立分支机构对于实体企业投资的效率是否有所改善,为了检验假设 2,本文采用主并公司的短期市场绩效和长期经营绩效作为并购绩效的衡量指标。在控制了模型(1)中宏观经济变量的基础上,加入了可能对企业并购绩效产生影响的企业层面变量,进行如下模型的回归。

$$\begin{aligned} performance_{fijt} = & \beta_0 + \beta_1 pairsetupratio_{ijt} + \beta_2 tobinq_{f,t-1} + \beta_3 size_{f,t-1} + \beta_4 tangi_{f,t-1} + \\ & \beta_5 profitability_{f,t-1} + \beta_6 withinMA_{it} + \beta_7 withinMA_{jt} + \\ & \beta_8 dif\_GDPgrowth_{ijt} + \beta_9 dif\_GDPpc_{ijt} + \beta_{10} dif\_fixinvestment_{ijt} + \\ & \beta_{11} dif\_fiscalexp_{ijt} + \beta_{12} dif\_outputHHI_{ijt} + \beta_{13} dif\_popu_{ijt} + \\ & \beta_{14} dif\_finance_{ijt} + \theta_{ij} + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, f 代表主并企业,被解释变量是主并方的并购宣告效应,采用累计超额收益率(CAR)进行衡量。CAR按照市场模型计算并购宣告日前后窗口期的累计超额收益,即 $R_{it} = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_{it}$,其中 R_{it} 和 R_{mt} 分别为 t 日个股日收益率和市场日收益率,参数的估计区间为并购公告日前 200 个交易日至前 20 个交易日。参照文献中事件研究法的常用做法,本文以 $[-5, 5]$ 作为窗口期计算并购事件的超额累计收益率,也就是用窗口期日收益率减去通过市场模型估计的日收益率,即 $\sum_{t=-5}^{t=5} R_{it} - \widehat{R_{it}}$ 。文章中还控制了以下变量:企业规模(size)是总资产的对数,托宾 Q(tobinq),企业有形资产比率(tangi),以及盈利能力(profitability),这些变量均滞后一年。此外,模型(2)在控制模型(1)中地区配对和时间固定效应的同时,还纳入了行业固定效应。根据假设 2,本文认为银行异地分支机构越多,相应的企业并购绩效越好,回归系数 β_1 预期为正。

为了进一步探究银行资本流动的微观影响机制,本文在模型(2)中加入交乘项,以考察融资约束和目标地区制度环境所带来银行异地分支机构设立的积极影响的异质性。

2.2.3 描述性统计

在展开具体的实证分析之前,本文以图 1 绘制了异地并购量最大的 10 组省级配对以及其对应的异地分支机构设立情况,以建立对于两者相关性的直观

认识。图中省级名称字体的大小对应的是在该省发生的异地并购次数或是设立在该省的分支机构数目,而箭头指向则是实体资本和金融资本的流向,箭头的粗细分别代表从 A 省到 B 省异地并购的次数以及设立分支机构的数目。可以初步看出,银行资本的流动和实体资本的流动在区域分布上存在较强的趋同性。

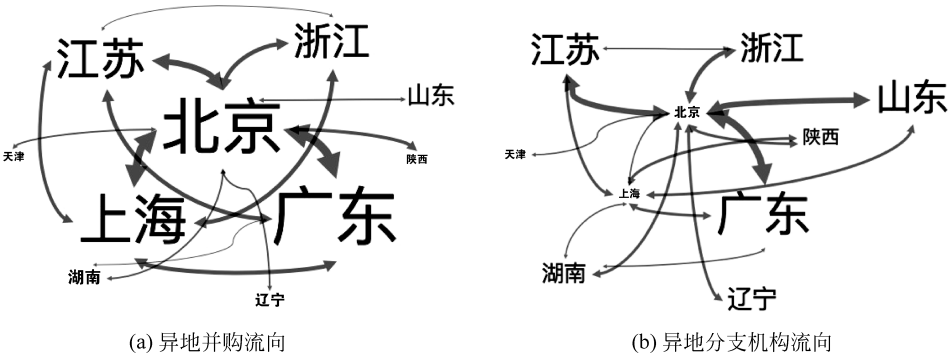


图 1 排名前十的省-省配对:异地并购流向和异地分支机构流向

注:作者根据 2007—2015 年 SDC 数据库并购数据和金融许可证信息整理和计算所得。字体大小代表该省份接受并购和设立分支机构数目的多寡,箭头粗细代表两地之间异地并购规模和异地分支机构数目的大小。如若两省间流动数目太少,为简明图示,予以省略。

表 1 报告了主要研究变量的描述性统计结果。Panel A 报告的是本文构建的省-省-年份的数据结构中相应变量的描述性统计结果,用以研究地区层面上银行设立异地分支机构对企业异地并购规模的影响。在样本期间内,省-省年均异地并购次数为 0.95 次,年均并购金额为 6444 万美元,而省-省设立银行异地分支机构数目的年度均值是 12.25 家。Panel B 展示的是以并购交易为数据结构的描述性统计结果。企业并购的短期累计超额收益率(CAR)的均值为 0.06,说明股票市场投资者对异地并购持较为积极的态度,一定程度上显示了企业并购在推动实体资本产业转移和地区转移中的积极作用。

表 1 描述性统计

Panel A:省-省层面数据结构						
变量名	变量解释	N	mean	sd	p25	p75
ma number	省-省异地并购次数	8370	0.950	2.994	0	1
ma value	省-省异地并购金额	8370	64.44	400.7	0	2.945
pair setup	省-省异地分支机构数目	8370	12.25	75.85	0	0
number ratio	省-省并购次数/目标公司所在地发生并购的次数	8340	0.015	0.041	0	0.010
value ratio	省-省并购金额/目标公司所在地发生并购的金额	8310	0.016	0.070	0	0.001

续表

Panel A:省-省层面数据结构						
变量名	变量解释	N	mean	sd	p25	p75
pair setup ratio	省-省异地分支机构数目/分支机构所在地机构总数	8370	0.010	0.068	0	0
within acquirer prov ma	主并公司所在省份省内并购次数	8370	34.34	102.5	0	28
within target prov ma	目标公司所在省份省内并购次数	8370	27.00	69.92	0	24
High speed rail	目标省份与主并省份之间是否通高铁	8370	0.047	0.212	0	0
Fangang index difference	樊纲指数(目标省份-主并省份)	8370	0	3.784	-2.333	2.333
Official native connection	省委常委籍贯地是否在另一省	8370	0.401	0.490	0	1
Official past working experience	省委常委曾经工作地是否在另一省	8370	0.332	0.471	0	1
GDP growth T-A	GDP 增长率(目标省份-主并省份)	8370	0	0.048	-0.030	0.030
GDP per capita T-A	人均 GDP(目标省份-主并省份)	8370	0	2.612	-1.360	1.360
fixed investment T-A	固定资产投资/GDP(目标省份-主并省份)	8370	0	0.258	-0.151	0.151
fiscal expenditure T-A	财政支出/GDP(目标省份-主并省份)	8370	0	0.271	-0.081	0.081
industry output HHI T-A	各产业产出的 HHI(目标省份-主并省份)	8370	0	0.073	-0.035	0.035
population T-A	总人口的对数(目标省份-主并省份)	8370	0	1.222	-0.735	0.735
finance ind output T-A	金融业产出(目标省份-主并省份)	8370	0	1300	-488.6	488.6
Panel B:并购交易层面数据						
变量名	变量解释	N	mean	sd	p25	p75
deal value	交易金额	5976	81.54	388.8	3.095	45.55
CAR(-5,5)	并购宣告期累计超额收益	6888	0.0612	0.411	-0.0420	0.101
size	主并公司总资产对数	6888	7.943	1.236	7.100	8.610
profitability	总资产收益率	6888	0.0335	0.660	0.0222	0.0768
tangible ratio	有形资产/总资产	6888	0.299	0.201	0.143	0.426
market-to-book ratio	市值/账面价值	6888	0.863	1.121	0.312	0.991
tobin Q	Tobin Q 指标	6888	2.386	11.88	0.968	2.750

3 实证结果和分析

3.1 银行跨区域经营和并购规模

本文首先检验假设 1,考察银行设立异地分支机构数目对总行所在地企业去银行分支机构所在地进行并购数量和规模的影响。回归模型如模型(1)所

示,回归方法采用 OLS 估计,回归结果报告在表 2 中。第(1)列回归的被解释变量是省-省-年份层面的企业异地并购次数,关键解释变量是从主并企业所在省向目标企业所在省设立银行分支机构的数目,这两个变量均采用目标企业所在地当年的总并购次数和异地银行分支机构总数进行标准化,该列回归未包括任何控制变量。结果显示,跨省银行分支机构数目的估计系数为正,且在 1%的水平下显著,这说明商业银行跨区域经营显著推动了企业开展异地并购,这与假设 1 的预测保持一致。第(2)列回归将并购金额作为被解释变量,以并购目标地的当年总并购金额进行标准化,发现关键解释变量的估计系数在 1%水平下仍然显著为正。综上所述,银行跨区域设立分支机构的数目越多,其总行所在地的企业去分支机构所在地进行并购的次数越多,并购金额也越大^①。

表 2 商业银行跨区域经营与企业并购规模

	number ratio	value ratio	number ratio	value ratio	number ratio	value ratio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
pair setup ratio	0.0296 *** (0.0029)	0.1236 *** (0.0056)	0.0297 *** (0.0041)	0.1236 *** (0.0074)	0.0301 *** (0.0040)	0.1242 *** (0.0083)
ln_withinap			0.0004 ** (0.0002)	0.0001 (0.0006)	0.0004 * (0.0002)	0.0001 (0.0006)
ln_withintp			-0.0003 * (0.0001)	-0.0001 (0.0002)	-0.0003 * (0.0001)	-0.0001 (0.0002)
GDP growth T-A			0.0012 (0.0083)	-0.0094 (0.0144)	0.0013 (0.0083)	-0.0094 (0.0143)
GDP per capita T-A			0.0003 (0.0010)	0.0001 (0.0020)	0.0004 (0.0009)	0.0001 (0.0022)
fixed investment T-A			-0.0037 (0.0037)	0.0031 (0.0067)	-0.0034 (0.0037)	0.0030 (0.0070)
fiscal expenditure T-A			0.0121 (0.0115)	0.0329 ** (0.0126)	0.0095 (0.0109)	0.0335 ** (0.0146)
industry output HHI T-A			0.0164 (0.0281)	0.0613 (0.0606)	0.0165 (0.0280)	0.0608 (0.0606)
population T-A			0.0088 (0.0109)	-0.0013 (0.0165)	0.0106 (0.0126)	-0.0022 (0.0195)
finance ind output T-A			-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)

①考虑到并购规模以及银行分支机构数量同两地间经济、文化联系等因素密切相关,本文在模型(1)中控制了主并省份×目标省份的固定效应,即省-省配对的固定效应。如果将主并省份固定效应和目标省份固定效应分别加入回归模型或是控制省份×年份的固定效应,异地分支机构的建立仍保持对企业异地并购规模的显著推动作用。

续表						
	number ratio (1)	value ratio (2)	number ratio (3)	value ratio (4)	number ratio (5)	value ratio (6)
High speed rail					0.0027 (0.0016)	0.0028 (0.0050)
Fangang index difference					0.0004 (0.0006)	-0.0001 (0.0011)
Official Native Connection					-0.0008 (0.0013)	-0.0015 (0.0013)
Official Past Working Experience					0.0005 (0.0009)	0.0011 (0.0021)
Prov-pair FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8340	8310	8340	8310	8340	8310
adj. R-sq	0.486	0.288	0.487	0.288	0.487	0.288

注：(1)***、**、* 分别代表 1%、5%和 10%的统计显著性水平；(2)括号内为在省份层面聚类的稳健标准误。下表同。

在第(3)和(4)列回归中,本文进一步加入了两省之间特征差值的控制变量,以控制两省之间随时间变化的一系列因素,包括人均 GDP、GDP 增长率、固定资产投资、财政支出、行业产出 HHI、人口等;为了准确估计银行资本流动对企业异地并购的影响,本文在回归模型中还加入了两地的省内并购案的数量。回归结果显示,银行异地分支机构数目比值这一解释变量与并购次数和并购金额在 1%的显著性水平下依然保持正相关。在控制变量中,主并企业所在地的省内并购次数显著为正,而目标企业所在地的省内并购次数显著为负,这说明对潜在的目标公司而言,省内企业和省外企业作为主并方存在一定的替代性。此外,企业比较偏向于去 GDP 增长率较高或是财政支出较大的地区进行并购,可能因为这些地区的企业具有较高的成长潜力。此外,考虑到省-省配对的固定效应无法控制市场环境的双边改善、地域政治联系和商贸壁垒的下降等随着时间变化的双边因素,本文在第(5)列和第(6)列中新加入四个控制变量,包括两地之间是否开通高铁、主并省份和目标省份市场化环境的差异、省级常委的籍贯联系和省级常委的过往工作经验联系^①。结果显示,这些双边变量并未对两地间的异地并购产生显著影响,并且在控制了这些因素后,银行跨区域经营仍

①感谢匿名审稿人的宝贵建议。作者手动收集了所有省份每一年省委常委的个人信息,包括历任工作地和籍贯地,共涉及 1029 位省级领导人,构建了两个双边政治联系变量:(1) Official Native Connection,当年主并省份的省委常委籍贯地为目标省份或目标省份省委常委的籍贯地是主并省份时,该虚拟变量取值 1;(2) Official Past Working Experience,当年主并省份的省委常委曾在目标省份任职或是目标省份的省委常委曾在主并省份任职时,该虚拟变量取值 1。主并省份和目标省份的市场化环境差异以各年份樊纲指数的差值进行衡量。

显著提高了异地并购规模。表 2 的结果总体揭示了商业银行跨区域经营是影响企业异地并购规模的重要因素,验证了本文的假设 1。

3.2 稳健性检验

上文通过实证检验发现,两地间银行异地分支机构设立的数目越多,企业异地并购的次数和规模越大。本部分将对该实证结果进行七种稳健性检验,包括替换被解释变量和关键解释变量的衡量指标、子样本检验、重采样检验和剔除替代性解释等。

3.2.1 异地并购和银行跨区域经营的替代指标

本文在基准回归中采用目标企业所在省份的总并购量对两地间并购规模进行调整,以避免观察值之间出现巨大差异以及减少因宏观经济环境变化带来的并购量波动,但未将主并企业所在地的企业数量纳入考量。一个地区企业数量越多,发起并购的概率和规模越大。因此,本节采用 CSMAR 数据库分省份统计数据中每年各省份的企业总数对两地间并购规模进行调整,构建被解释变量的替代指标 `number_firm`,即省-省并购金额除以主并公司所在地的企业数目,重新对模型(1)进行估计,回归结果列于表 3 的列(1)中。可以看到,考虑了主并省份的企业数量之后,银行跨区域经营仍显著地推动企业进行异地并购。同理,两地间异地分支机构的设立数目同样受到各地银行总数的影响,本文基于 CNRDS 数据库提供的商业银行列表,计算各省份银行机构的总数,并构建银行跨区域经营的替代指标 `pair setup ratio_bank`,即省-省异地分支机构数目除以主并省份的银行机构总数。列(2)结果显示,将主并地区银行业状况纳入分析框架后,本文的基准回归结果依然成立。

表 3 稳健性检验

	主并省份 企业数量调整 (<code>number_firm</code>)	主并省份 银行数目 调整	剔除 五大行	剔除 北上广	分支机构 滞后一期	并购滞 后一期	推力还 是拉力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<code>pair setup ratio</code>	0.0016*** (0.0004)		0.0139* (0.0077)	0.0284*** (0.0043)			
<code>pair setup ratio_ bank</code>		0.0002** (0.0001)					
<code>pair setup ratio_ lag1</code>					0.0142*** (0.0044)		
<code>pair setup ratio_ post1</code>						0.0395 (0.0363)	

续表

	主并省份 企业数量调整 (number_firm)	主并省份 银行数目 调整	剔除 五大行	剔除 北上广	分支机构 滞后一期	并购滞 后一期	推力还 是拉力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
local_setupratio_ ap							0.0014 (0.0031)
local_setup_ratio_ tp							0.0047 (0.0030)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prov-pair FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8340	8340	8340	7028	7410	7410	8340
adj. R-sq	0.181	0.485	0.486	0.508	0.482	0.473	0.485

3.2.2 剔除五大国有银行

在我国商业银行中,五大国有商业银行(中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行和交通银行)持有全国性牌照,受到银行监管机构对于分支机构设立的管制较少,在全国范围内设立分支机构所受羁绊也相对较少。城商行、农商行等地区性银行大多致力于耕耘本地市场,与本地企业的银企关系更为深厚(蔡卫星,2019),一般情况下,这些银行受到的经营地域限制规管较多。因此,有一种顾虑是本文发现由这些大型国有商业银行大规模地建立分支机构所主导。比如,本文样本数据显示,五大行开设的总行所在地以外的异地分支机构占据全部新设立分支机构数目的 30.17%,这一比例有可能会对基准回归结果造成重大影响,引起偏差估计。因此,本文将五大银行的分支机构从原始样本中剔除,重新计算每年省到省层面新成立分支机构的增量,对回归模型(1)进行估计,回归结果列示于表 3 第(3)列。结果显示,银行跨区域经营对企业进行异地并购仍保持显著的推动作用,系数相比基准回归略有降低,表明五大行相比地区性银行设立的分支机构对企业并购的支持作用更强^①。

3.2.3 剔除北上广

银行分支机构数目和企业并购交易数目在各地分布有着很大的差异。广

①感谢匿名审稿人的建议。作者认为这一稳健性检验的估计系数相比基准回归降低具有其合理性,五大行在全国各地具有丰富的经营经验,可收集和拥有更多的地区、行业层面的信息。地方性银行虽与总行所在的地方政府绑定较深,但与新设分支机构所在地政府打交道并无明显优势,五大行则可从总行层面进行全国范围内的信息收集、整理和传递工作,与各地政府更易保持政治联系,能为客户提供更为有效的市场信息;同时,五大行的流动性相比城商行、农商行更高,也可在全国范围内进行信贷资源调配,为并购提供的贷款资源可能更为充沛。

东设有最多的异地分支机构,而北京、上海、广东三地的企业参与了近半数企业的并购交易。同时,北京、上海和广东由于政治、经济以及区位上的独特因素,相较于其他省份享有更多金融资源和投资政策上的优势。因此,为了排除回归结果主要受这几个省级行政区可能享受的额外政策优势的影响的可能性,本文采用剔除北京、上海和广东之后的样本数据进行重新估计,回归结果显示于表3第(4)列。估计结果显示,在剔除北上广之后,本文的基准回归结果依然成立。

3.2.4 逆向因果关系

尽管表2的基准回归模型结果展示了银行跨区域经营和企业异地并购存在显著的正相关关系,但这一结果存在潜在的逆向因果问题,即企业异地并购决策会影响主并企业所在地银行的经营决策,而非银行资本的流动带动实体资本的流动。一般来说,在实践中银行跨省开设分支机构的区域选择主要出于自身经营发展考虑,较难被单个企业的跨省并购行为所影响。但为验证研究现象的稳健性,本文首先采取滞后一期的银行分支机构数据,重新进行回归估计,这一滞后变量同样保持统计显著性,见表3第(5)列。进一步地,本文将企业异地并购数据进行滞后一期处理,见表3第(6)列。如逆向因果成立,先有跨区域实体投资,再有金融资本流动,应观察到滞后的企业异地并购与当期银行跨区域经营指标间保持显著正相关关系,但实证结果与之相反,回归系数的显著性消失。这些检测说明了逆向因果关系并不成立。

3.2.5 重采样检验(permutation test)

尽管在回归模型中已经考虑了地区和时间固定效应以及一系列随时间变化的宏观因素,上述实证结果仍有可能面临遗漏变量问题,即存在某种因素同时影响两地间分支机构设立和企业并购行为。本文参照 Cornaggia and Li (2019)一文中的重采样检验来排除这种可能。这个检验基于真实银行分支机构设立的分布数据,模拟打乱各省每年新设立银行分支机构的个数,并保持每年新设立机构总数和到样本结束时各省存在的跨省银行分支机构个数与真实数据一致。例如,A-B、B-C、C-D三组地区配对在当年分别新增银行分支机构数为10、20、30。重采样的过程为模拟假设该三组当年新增数分别为15、25、20。简单来说,每一年内新设立的银行分支机构数目对每一省-省组别进行随机分配,但保持全国范围内每年增速和真实情况一致。这个过程维持了省-省之间所有其他因素以及全国范围内新增银行分支机构的趋势,仅改变每个省-省组合的银行分支机构设立数量在不同年份之间的分配量。本文根据这个模拟的数量重新计算 $\text{pairsetupratio}_{i,j,t}$ 估计模型(1)。在进行了1000次模拟之后,本文发现模型(1)的 β_1 系数为正且在1%水平下显著的情况仅有229次,无法得到持续性的正相关估计结果。换言之,若保持其他所有变量不变,只改变省-省层

面的异地分支机构数量分布,模型对企业异地并购行为的解释力显著下降,这进一步加强了基准回归结果的稳健性。

3.2.6 推力作用、拉力作用或双边作用

已有文献(Asquith and Rock, 2011; Almeida et al., 2011; Greene, 2017等)指出,企业并购可以从金融资源的相对优势中获取收益:一部分文献强调主并企业所在地的金融资源优势,发现主并企业可以利用该优势去并购缺乏金融资源的企业以获取更好的整合优势;另一部分文献则强调目标企业所在地的金融资源优势,指出企业会被目标地丰富的金融资源所吸引而进行并购。本文研究不同于这部分文献的是强调双边作用,银行跨区域设立分支机构既影响总行所在地,也影响分支机构所在地,从而影响两地间的实体投资流向。为了确认对于企业异地并购的影响来自双边作用,而非单独的主并公司所在省份的推力作用或目标公司所在省份的拉力作用。本文分别计算主并省份和目表省份新设立银行分支机构数目比值 $\text{local setupratio\_ap}$ 和 $\text{local setup ratio\_tp}$,以此作为两地金融发展程度的衡量指标,重新估计模型(1)。回归结果在表3第(7)列中展示。可以看到,无论是主并公司所在地异地分支机构数量,抑或目标公司所在地异地分支机构数量,均不能解释两地间的企业并购规模。这意味着单纯从一个地区金融发展水平角度出发,不能解释企业并购行为的方向性。因此,异地分支机构的设立,既非提高总行所在地推力,也非增加分支机构所在地的吸引力,更多的是作为一个资金提供和信息传递的使者,把分支机构所在地市场的相应信息与总行所在地企业进行交流,或是将总行的金融资源分配至分支行所在地,它发挥的并购促进作用具有方向性和双边性。

3.2.7 替代性解释:目标地区企业吸引力

若一个地区企业整体经营效率高、盈利水平高,一方面会促使银行前去设立分支机构吸引优质客户,另一方面当地绩效良好的企业也会成为并购市场上具有吸引力的目标方,从而呈现银行跨区域经营和企业异地并购的同向流动。针对这一可能的替代性解释,本文基于上市公司的面板数据展开检验。对每一家上市公司,我们分别计算了其总部所在省份当年新设立的异地分支机构数量和从2007年起累计增加的异地分支机构数量,考察这两者与当地企业的盈利水平和销售规模的关联。表4列示了回归结果。在控制了公司的资产规模、杠杆率以及自由现金流水平,同时加入公司固定效应以及年份固定效应后,银行分支机构数目的增加与当地企业的盈利能力和销售水平均不存在显著联系。这说明没有明显证据支持目标地区企业的吸引力共同驱动了银行分支机构的设立和企业并购。上述替代性解释并不成立。

表 4 替代性解释:地区银行业竞争和目标地区企业吸引力

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROA	ROA	Sales	Sales
Number of branches	0.784 (1.780)		0.050 (1.900)	
Number of branches (accumulated)		0.799 (0.596)		0.721 (0.648)
Log Asset	0.007 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)
Leverage	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
Cash Flow	0.071 *** (0.005)	0.072 *** (0.005)	0.058 *** (0.005)	0.058 *** (0.005)
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	25781	25781	25557	25557
adj. R-sq	0.435	0.435	0.419	0.419

3.3 银行跨区域经营和异地并购绩效

上述分析表明企业倾向于去本地区银行设立分支机构的所在地进行并购,即金融资本的流动带动实体资本的同向流动,但这一实证结果仅展示了银行跨区域经营所带来的数量效应,并未显示出这些并购能否带来资本配置效率的提高。因此,本小节将并购宣告窗口的累计超额收益(CAR)作为被解释变量,对模型(2)进行估计,回归结果列示于表 5。列(1)显示,银行异地分支机构数目比值的回归系数显著为正,表明两地间银行异地分支机构设立越多,其对应流向的企业异地并购创造的价值越大。回归结果展示了金融资本流动不仅可以带来并购的数量效应,同时也会产生质量效应,这一结论支持本文的理论假设 2。进一步地,本文基于并购交易金额将样本划分为大额交易和小额交易,发现当并购案金额大于样本中位数时,银行跨区域经营的质量效应更为明显。由此说明,相较于资金量需求较小和风险较低的并购案,市场投资者认为企业进行大额并购时更加依赖于银行的金融中介功能,并从中创造更多的并购价值。简言之,银行异地分支机构的增加有助于改善相应流向的企业异地并购的表现。在并购目标公司所在地设立的异地分支机构越多,银行为来自总行所在地的主并公司提供的信贷资源和信息资源越多,市场参与者就更加认同这一具有风险性的异地投资。

表 5 商业银行跨区域经营与企业并购绩效

	CAR(-5, 5)			Heckman 两步法
	Full sample	Large	Small	pair setup ratio
	(1)	(2)	(3)	(4)
pair setup ratio	0.193 ** (0.073)	0.3783 ** (0.1849)	-0.0091 (0.0382)	
Lagged CAR(-5,5)				-0.0017 (0.0016)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Prov-pair FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3282	1846	1256	1253
adj. R-sq	0.105	0.080	0.016	0.497

必须注意的是,银行异地建立分支机构与企业并购绩效也可能存在反向因果的问题。若某两个省份的企业并购绩效更高,可能会反向促进银行建立异地分支机构以拓展业务。但是,并购决策的复杂性和对资金的大量需求限制了微观企业进行并购的次数,当地企业进行异地并购需求或是银行服务优质并购企业这一因素很难成为银行在该地建立分支机构的决定性因素,特别是银保监会对于分支机构设立的审批机制也使得逆向因果这一问题进一步减弱。为了增强回归结果的可靠性,我们针对并购绩效可能存在的内生性问题进行两种稳健性检验。

第一,计算主并省份-目标省份配组中每年的平均并购绩效,即 CAR 均值,并以其作为解释变量,考察是否对下一年的银行异地分支机构数目产生影响。由于某些年份的省份配组没有发生并购,不存在平均并购绩效这一衡量指标,本文采用 Heckman 两步回归方法,即第一步以省-省之间是否发生企业并购这一虚拟变量作为被解释变量进行 Probit 回归。表 5 第(4)列汇报了 Heckman 两步法的回归结果。可以看到,并购绩效并未对银行异地分支机构的建立产生显著影响,这极大地缓解了逆向因果问题。第二,与并购规模的实证分析类似,采用重采样检验。具体来说,基于真实的银行分支机构设立分布数据,对省-省之间银行分支机构设立数量在不同年份的分配量进行随机模拟,并保持每年新设立机构总数和到样本结束期时各省存在的跨省银行分支机构个数与真实数据一致,根据模拟的数量重新计算 $pairsetupratio_{i,j,t}$ 对模型(2)进行估计。在进行了 1000 次模拟之后,本文发现,银行分支机构系数为正且 1% 水平下显著的情况仅有 78 次,无法得到持续性的正相关估计结果。

3.4 机制探讨

既然银行异地分支机构的设立可以显著地推动企业异地并购并改善其绩效,那么背后的作用机制是什么?基于理论分析部分的梳理,本小节对银行跨区域经营影响实体企业投资的两个潜在渠道进行检验。

其一,信贷供给功能。银行可为主并企业提供并购所需资金,并且为并购后企业的日常经营所需流动资金提供一定的信贷支持。并购作为企业最大规模和最具风险性的投资之一,对资金的需求程度相当高,在本文的研究样本中,并购交易金额的中位数达1104万美元,其中约1/3并购案采用全额现金支付,28.34%的交易欲收购目标方100%的股份。在并购份额达到100%的交易中,并购金额中位数高达3035万美元。商业银行最基本的功能是接受存款和发放贷款,而相当数额的贷款是用于企业并购重组(Ivashina and Scharfstein, 2010)。因此,本文认为信贷渠道是银行跨区域经营对企业并购形成推动力的重要机制,银行提供资金的充足与否从根本上影响了企业并购的可能性及其规模。若银行跨区域经营通过信贷功能对于企业并购产生影响,那么异地分支机构的增多主要在于增加投资目的地的金融要素禀赋,特别是为企业的异地子公司提供融资便利,并通过行业竞争性的提高以增强银行服务实体企业的能力,提高企业金融资源的可得性。

本节分别从并购规模和并购绩效这两个层面对两地间银行分支机构的增加是否会缓解企业在并购时面临的融资约束进行检验。在对并购规模的机制探讨中,本节基于目标省份的金融资源丰富程度和并购支付手段进行异质性分析。在并购过程中,企业可以选择以现金、股票或者两者混合的方式进行收购,但采用现金支付的并购交易对企业流动性和外资融资依赖度更高;例如, von Beschwitz (2018)采用一项税制改革作为外生性冲击,发现企业流动性增加时会更倾向于发起以现金支付的并购。具体到本文分析,如果银行分支机构数目上升提高了市场流动性,缓解了主并企业在并购时面临的融资约束,那么企业应该更倾向于采用现金支付的方式进行收购。本节将并购样本划分为现金支付并购和非现金支付并购两个子样本,分别加总到省-省-年份层面,对模型(1)进行估计。表6的列(1)和(2)汇报了回归结果。结果显示,银行异地分支机构数目的变化对以现金支付的并购交易均存在显著的推动效应,但对非现金支付的并购交易影响微弱。这表明,新成立的银行分支机构可以增加企业债务融资的可得性,从而惠及需要大量资金投入的并购交易^①。此外,本节参考贾春新等

^①为进一步说明分样本之间存在差别,本节对组间系数的差异性采用基于似无相关模型的检验(SUEST检验),系数差异检验的经验 p 值列于表6中。结果显示,各分样本系数均在1%的显著性水平上存在差别。

(2008) 计算了每年目标省份的存量银行分支机构数量,以该指标对地区金融资源多寡进行衡量。若信贷供给机制成立,则新设立的异地分支机构对异地并购的推动作用应更为明显地体现在目标地区金融资源匮乏的样本中。表 6 的列(3)和列(4)汇报了分样本回归结果,当目标省份的存量银行机构较多时,银行跨区域经营对异地并购的推动作用极其有限,而当目标身份的存量银行机构较少时,银行跨区域经营保持其显著的积极效应,这一对比揭示了银行跨区域经营的作用体现于主并企业所需金融资源可得性的提高。

表 6 并购规模的机制探讨

	并购支付手段		存量银行机构数目		市场化水平	
	现金支付	非现金支付	多	少	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
pair setup ratio	0.0272 *** (0.0026)	0.0024 (0.0026)	-0.0037 (0.0038)	0.1093 *** (0.0182)	0.0109 (0.0129)	0.1458 *** (0.0240)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prov-pair FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8340	8340	4140	4080	3670	4140
adj. R-sq	0.474	0.067	0.680	0.368	0.767	0.494
组间系数检验 chi-sq		55.34		28.62		69.87
组间系数检验 p-value		0.000		0.000		0.000

为进一步提供信贷供给功能的微观证据,本节参考现有文献选择外部融资依赖度作为企业融资约束的衡量指标(Cornaggia et al., 2015; Desbordes and Wei, 2017; Ding et al., 2018),即资本支出减去企业经营现金流占资本支出的比率,对并购绩效的影响机制进行深入探讨。当信贷供给机制成立,银行分支机构的设立可通过增加信贷资源缓解企业的投资不足问题(Myers and Majluf, 1984),尤其是惠及融资约束较强但拥有潜在投资机会的企业。本文在模型(2)中加入异地分支机构数目比值与企业外部融资依赖度(external finance dependence)的交乘项,以检验其对并购绩效产生的积极作用是否会因为企业融资约束的大小而产生差异,回归结果列于表 7 第(1)列。结果显示,交互项的估计系数显著为正,且并未改变异地分支机构单独项的统计显著性;这意味着,企业在金融市场上的摩擦度越高,银行跨区域经营对企业并购绩效的正向促进作用更强。简言之,地区层面和交易层面的实证结果均显示信贷渠道是银行跨区域经营对企业异地并购的重要作用机制。

其二,优化信息环境功能。银行跨区域经营可以缓解并购双方的信息不对称问题,降低因投资目的地制度环境较差所产生的信息收集成本。企业在进行异地投资时,往往会综合考量当地的金融资源和其他制度环境因素,如产权保护、生产要素的市场化程度、契约执行难度等方面,而这些因素也会显著影响并购的价值创造。若异地分支机构可通过银行的信息传递功能对企业并购产生影响,那么当并购过程中收集信息的难度越高,银行资本流动带来的积极作用就越明显。投资目的地的制度环境显著影响企业并购的难度,市场化程度低下所带来的市场规则缺失使得企业在了解当地投资程序、投资政策或是潜在目标公司信息时存在障碍。

表 7 并购绩效的机制探讨

	CAR(−5, 5)		
	(1)	(2)	(3)
pair setup ratio	0.1301 ** (0.0628)	1.5473 *** (0.3469)	1.6167 *** (0.3648)
pair setup ratio×external finance dependence	0.0892 ** (0.0330)		0.1066 *** (0.0289)
pair setup ratio×marketization		−0.1031 *** (0.0281)	−0.1142 *** (0.0292)
Controls	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Prov-pair FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	3252	3282	3252
adj. R-sq	0.106	0.105	0.106

为检验优化信息环境机制,本节选取樊纲市场化指数对目标地区的信息环境进行衡量,根据样本中位数将并购样本进行划分为低市场化和高市场化的两个分样本。表 6 第(5)列和第(6)列汇报了并购规模的分样本回归结果:银行分支机构变量的回归系数仅在市场化程度低的样本中显著为正,在市场化程度较高的样本中未能保持统计显著性,且低市场化的样本回归系数远远大于高市场化样本的回归系数(0.1458 和 0.0109),这都表示银行跨区域经营可通过降低异地并购中的信息收集成本而推动企业异地并购。

在并购绩效的分析中,与信贷供给机制类似,本节在模型(2)中加入了樊纲市场化指数和银行分支机构变量的交乘项,探究信息壁垒在银行跨区域经营之于并购绩效的积极效应中所扮演的角色。表 7 第(2)列的回归结果证实了这一推测。市场化水平与银行异地分支机构数目的交互项系数在 1%的水平下显著

为负,意味着在市场化水平高的省份,银行在异地设立分支机构对相应流向的并购绩效的正向促进作用较小。在市场化程度较低的地区,企业可能倾向于发展私人渠道去解决信息不对称问题,若本地银行去潜在目标地设立机构,则为企业提供了额外的信息收集渠道,这一作用反映于并购绩效的变化中。表7第(3)列中同时加入了企业融资约束和地区市场化指数与银行分支机构的交乘项,以检验信贷供给机制和信息传递机制的有效性。可以看到这两者的回归系数均在1%的水平上保持显著,说明银行跨区域经营一方面为企业的并购和后续经营提供更多的金融资源,另一方面也帮助企业在营商环境较差的地区降低信息收集成本。这两个机制共同促进了银行资本流动的积极效应。

4 结论

跨区域经营作为商业银行追求规模经济和控制区域风险的重要发展战略之一,近些年一直是银行业界和学术界关注的焦点问题,同时监管层对于设立分支机构的政策也有所反复。以往文献多从跨区域经营对银行绩效和风险的影响的角度进行研究,鲜有将其与实体投资相结合进行考察。本文通过计算两地间商业银行设立分支机构数目,度量国内区域间银行资本流动情况,并结合基于企业异地并购的规模和绩效数据,规范且系统地实证检验了银行跨区域经营与企业异地实体投资决策之间的因果关系及其影响机制。

本文研究表明,首先,商业银行的跨区域经营在宏观层面对于企业异地并购的数量和规模具有显著的正面影响,这一结果在使用滞后期变量、重采样模拟检验、剔除北上广、剔除五大行等检验后依然保持稳健。其次,跨区域经营可以在微观层面上改善企业并购绩效。基于商业银行提供信贷和信息传递的功能,本文发现银行跨区域经营对于企业并购的影响存在一些异质性特征:从企业特征来看,跨区域经营的推动作用主要体现在受到融资约束较大的企业;从并购目标公司所在地特征来看,该积极影响在金融资源较为匮乏或市场化程度较低的地区更加明显,这些发现为银行资本流动对实体投资的影响机制提供了微观层面的证据。

本文的研究为中国企业的异地并购决策和收益提供了一个基于金融资本流动的视角,同时也为金融和实体经济增长这一经典命题提供了来自“中国内部”的地区层面和交易层面的证据。此外,中国近年来企业并购发展迅速,本文所述银行跨区域经营对并购整合的正面作用为企业在并购实践中的决策提供了一定参考。本文的研究发现同样具有一些政策启示。地方商业银行进行跨区域经营,不仅可以在银行集团内部合理调配金融资源,而且可以促使金融资

源在地区间进行有效配置;进一步地,银行的金融资源跨地区流动带动了产业资本的相应流动,促进了资源流入地的实体投资增长,可以促进当地的经济发展。从而实现金融资本和产业资本等要素在全国范围内的跨地区高效自主的配置,促进生产资源的国内大循环。这些均须银行监管机构在制定相关政策时纳入考量。本文的视角和发现为金融业更好地服务实体经济、促进企业并购重组和地区间资本配置效率的提高提供了微观研究基础和理论支持。

参考文献

- 蔡竞,董艳. 2016. 银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究,(11): 96-106.
- Cai J, Dong Y. 2016. Banking competition and firms' innovation: Empirical evidence from Chinese industrial enterprises database [J]. *Journal of Financial Research*, (11): 96-106. (in Chinese)
- 蔡庆丰,陈熠辉,林焜. 2020. 信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据[J]. 经济研究,(10): 124-140.
- Cai Q F, Chen Y H, Lin K. 2020. Does access to credit availability encourage corporate innovation? Evidence from the geographic network of banks in China[J]. *Economic Research Journal*, 55(10): 124-140. (in Chinese)
- 蔡卫星. 2016. 分支机构市场准入放松、跨区域经营与银行绩效[J]. 金融研究,(6): 127-141.
- Cai W X. 2016. Deregulation of branching restriction, geographic diversification and bank performance[J]. *Journal of Financial Research*, (6): 127-141. (in Chinese)
- 蔡卫星. 2019. 银行业市场结构对企业生产率的影响——来自工业企业的经验证据[J]. 金融研究,(4): 39-55.
- Cai W X. 2019. The impact of banking market structure on productivity: Evidence from industrial enterprises[J]. *Journal of Financial Research*, (4): 39-55. (in Chinese)
- 戴静,杨笋,刘贯春,等. 2020. 银行业竞争、创新资源配置和企业创新产出[J]. 金融研究,(2): 51-69.
- Dai J, Yang Z, Liu G C, et al. 2020. Bank competition, innovation resource allocation, and firm innovation output: Empirical evidence from the China industry census database[J]. *Journal of Financial Research*, (2): 51-70. (in Chinese)
- 郭峰,熊瑞祥. 2017. 地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J]. 经济学(季刊),(1): 221-246.

- Guo F, Xiong R X. 2017. Local financial institutions and regional economic growth: A quasi-natural experiment of city commercial banks in China[J]. *China Economic Quarterly*, 17(1): 221-246. (in Chinese)
- 贾春新, 夏武勇, 黄张凯. 2008. 银行分支机构、国有银行 竞争与经济增长[J]. 管理世界, (2): 7-14.
- Jia C X, Xia W Y, Huang Z K. 2008. The competition between bank branches and between state-owned banks, and their influence on economic growth[J]. *Journal of Management World*, (2): 7-14. (in Chinese)
- 李志生, 金凌, 孔东民. 2020. 分支机构空间分布、银行竞争与企业债务决策[J]. 经济研究, (10): 141-158.
- Li Z S, Jin L, Kong D M. 2020. Branch geographical distribution, bank competition and firm leverage[J]. *Economic Research Journal*, 55(10): 141-158. (in Chinese)
- 吕朝凤, 毛霞. 2020. 地方金融发展能够影响 FDI 的区位选择吗? ——一个基于城市商业银行设立的准自然实验[J]. 金融研究, (3): 58-76.
- Lyu C F, Mao X. 2020. Can local financial development affect the location selection of FDI? A quasi-natural experiment based on city commercial banks[J]. *Journal of Financial Research*, (3): 58-76. (in Chinese)
- 吕铁, 王海成. 2019. 放松银行准入管制与企业创新——来自股份制商业银行在县域设立分支机构的准自然试验[J]. 经济学(季刊), (4): 1443-1464.
- Lyu T, Wang H C. 2019. The effect of bank deregulation on firms' innovation—A quasi-natural experiment from shareholding commercial banks' branches established in county territory [J]. *China Economic Quarterly*, 18(4): 1443-1464. (in Chinese)
- 唐建新, 陈冬. 2010. 地区投资者保护, 企业性质与异地并购的协同效应[J]. 管理世界, (8): 102-116.
- Tang J X, Chen D. 2010. The protection of local investors, the nature of companies, and the synergistic effect of the cross-province M&A[J]. *Management World*, (8): 102-116. (in Chinese)
- 周守华, 吴春雷, 赵立彬. 2016. 金融发展, 外部融资依赖性与企业并购[J]. 经济经纬, (2): 90-95.
- Zhou S H, Wu C L, Zhao L B. 2016. Financial development, dependence on external financing and M&A[J]. *Economic Survey*, 33(2): 90-95. (in Chinese)
- Acemoglu D, Johnson S, Mitton T. 2009. Determinants of vertical integration: Financial development and contracting costs[J]. *The Journal of Finance*, 64(3): 1251-1290.

- Ahern K R, Daminelli D, Fracassi C. 2015. Lost in Translation? The effect of cultural values on mergers around the world[J]. *Journal of Financial Economics*, 117(1): 165-189.
- Almeida H, Campello M, Hackbarth D. 2011. Liquidity mergers [J]. *Journal of Financial Economics*, 102(3): 526-558.
- Asquith P, Rock K F. 2011. A test of IPO theories using reverse mergers. Working Paper.
- Beck T, Demirgüç-Kunt A, Levine R. 2010. Financial institutions and markets across countries and over time[J]. *World Bank Economic Review*, 24(1): 77-92.
- Bris A, Cabolis C. 2008. The Value of Investor Protection: Firm Evidence from Cross-border Mergers[J]. *The Review of Financial Studies*, 21(2): 605-648.
- Cornaggia J, Li J Y. 2019. The value of access to finance: Evidence from M&As[J]. *Journal of Financial Economics*, 131: 232-250.
- Cornaggia J, Mao Y, Tian X, et al. 2015. Does banking competition affect innovation? [J]. *Journal of Financial Economics*, 115: 189-209.
- Desai M A, Foley C F, Hines Jr, J R. 2004. A multinational perspective on capital structure choice and internal capital markets[J]. *The Journal of Finance*, 59(6): 2451-2487.
- Desbordes, R, Wei S J. 2017. The effects of financial development on foreign direct investment[J]. *Journal of Development Economics*, 127: 153-168.
- Ding H, Fan H, Lin S. 2018. Connect to trade[J]. *Journal of International Economics*, 110: 50-62.
- Du J, Hsieh C S, Li C, et al. 2020. International banking integration and real sector integration: A perspective from the cross-border firm mergers and acquisitions[R]. Working Paper.
- Erel I, Liao R, Weisbach M. 2012. Determinants of cross-border mergers and acquisitions[J]. *The Journal of Finance*, 67(3): 1045-1082.
- Greene D. 2017. Valuations in corporate takeovers and financial constraints on private targets[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52: 1343-1373.
- Guiso L, Sapienza P, Zingales L. 2002. Does local financial development matter? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(3): 929-969.
- Ivashina V, Scharfstein D. 2010. Bank lending during the financial crisis of 2008[J]. *Journal of Financial Economics*, 97(3): 319-338.
- Jayaratne J, Strahan P E. 1996. The finance-growth nexus: Evidence from bank branch deregulation[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(3): 639-670.

- John K, Qi Q, Wang J. 2019. Bank information and corporate acquisitions [J]. *Management Science*, forthcoming.
- Karolyi G A, Taboada A G. 2015. Regulatory arbitrage and cross-border bank acquisitions[J]. *The Journal of Finance*, 70(6): 2395-2450.
- Kendall J. 2012. Local financial development and growth[J]. *Journal of Banking and Finance*, 36(5): 1548-1562.
- King R G, Levine R. 1993. Finance and growth: Schumpeter might be right[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 717-737.
- Levine R, Loayza N, Beck T. 2000. Financial intermediation and growth: Causality and causes[J]. *Journal of Monetary Economics*, 46(1): 31-77.
- Levine R, Zervos S. 1998. Stock markets, banks, and economic growth[J]. *American Economic Review*, 88(3): 537-558.
- Myers S C, Majluf N S. 1984. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have [J]. *Journal of Financial Economics*, 13(2): 187-221.
- Poelhekke S. 2015. Do global banks facilitate foreign direct investment? [J]. *European Economic Review*, 76: 25-46.
- Rossi S, Volpin P F. 2004. Cross-country determinants of mergers and acquisitions[J]. *Journal of Financial Economics*, 74(2): 277-304.
- Schumpeter, Joseph A. 1969. The dynamics of competition and monopoly[M]//Hunter A ed. *Monopoly and Competition*, Londres, Penguin Books.
- Siegel J I, Licht A N, Schwartz S H. 2011. Egalitarianism and international investment [J]. *Journal of Financial Economics*, 102(3): 621-642.
- Von Beschwitz B. 2018. Cash windfalls and acquisitions [J]. *Journal of Financial Economics*, 128(2): 287-319.

Geographic Diversification of Commercial Banks and Inter-region M&As

Chang Li¹ Yichuan Hu² Julian Du³

(1. School of Economics, East China Normal University;

2. School of Economics and Management, Tongji University;

3. Department of Economics, The Chinese University of Hong Kong)

Abstract Drawing on the data of inter-province bank branches and mergers and

acquisitions (M&As), this paper explores the impact of geographic diversification of commercial banks on real investments. We find that the set-up of inter-province bank branches strongly enhances M&A performance. The positive effect on merger outcomes is more pronounced when acquirers are operated in industries with higher credit constraints, or when target regions have a low degree of marketization. Our findings provide micro evidence for the association between financial integration and real sector integration, and shed some light on how the improvement in financial system promotes M&As and enhances the allocation efficiency of capital across regions.

JEL Classification G21, G34, G38

商业银行流动性： 风险测度、影响因素和对策研究¹

郭立仑² 周升起³

摘要 2016年以来,我国金融市场“钱荒”现象频发,个别银行甚至因流动性危机破产。本文通过LMI模型,计算上市银行流动性错配指数,并以流动性错配指数体现的流动性风险状况为被解释变量,通过随机森林模型,分析流动性风险影响因素,为有效防控流动性风险提供理论依据。研究显示,同业净利差等经营环境因素,存款结构、收入结构等业务结构因素,以及业务发展、风险管理、财务管理等内部管理因素都会影响银行流动性风险。本文最后结合流动性风险影响因素,从经营环境、业务结构、内部管理3个维度提出防范化解建议,形成较为完善的银行流动性风险对策框架。

关键词 商业银行;流动性风险;流动性错配指数;随机森林模型

0 引言

近年来,金融安全成为关乎国家安全的热点问题。国家高度重视金融安全问题,把维护金融安全作为治国理政的一件大事,要求统筹做好重大金融风险防范化解工作,以经济高质量发展化解系统性金融风险。银行是我国金融的主导力量,一旦银行出现危机,将危害金融体系平稳运行,甚至危及金融安全。根据现有案例,流动性风险是引发银行破产并最终导致金融危机的重要原因之一,例如英国北岩银行、美国印地麦克银行、比利时富通银行、西班牙宝培拉银行等(郭立仑,2020)。因此,深入研究银行流动性风险意义重大。

立足新的发展阶段,我国银行面临日益复杂的经营环境。从全球看,中美贸易摩擦逐步升级,国际贸易、国际金融发展受到诸多约束;从国内看,经济结构升级空间较大,经济增长呈现中低速趋势;货币政策导向收紧,货币供给增速

¹ 作者感谢国家自然科学基金青年项目(71803122)、山东省青创科技支持计划项目(2020RWE006)的资助。

² 郭立仑,青岛大学经济学院博士研究生,E-mail:guolilun2009@126.com。

³ 周升起(通讯作者),青岛大学经济学院教授,E-mail:zhoushengqi@qdu.edu.cn。

高位回落,并呈现逐年下滑特点;监管政策全面落地,加大对同业和理财业务规范力度,并将流动性风险管理作为重要监督领域。在此背景下,银行流动性紧缺局面时有发生,流动性风险管理难度进一步加大。从宏观看,金融市场“钱荒”事件频发,例如,2017年12月下旬、2018年4月中旬、2018年12月下旬、2021年2月下旬银行间7日回购利率R007均出现快速攀升情况,表明流动性趋紧、恐慌情绪蔓延。从微观看,部分资产负债匹配程度较差、流动性状况堪忧的银行风险突出,如包商银行,其资产端违规放款导致资金无法回笼、负债端过度依赖同业造成兑付压力加大,最后破产清算。流动性风险是导致包商银行风险暴露的直接原因。

为防范化解流动性风险、维护金融安全,许多学者致力于银行流动性的研究。一方面,对于银行流动性风险如何衡量尚未形成一致看法:基本指标法、现金流量法、VaR损失法等传统工具在度量银行流动性风险时较为常见,而流动性错配指数(LMI)模型等创新工具的有效性虽然在一定范围内得到检验(Brunnermeier et al., 2012; Bai et al., 2018),但目前应用范围和深度仍有待提升。另一方面,对于银行流动性风险影响因素的研究尚不系统:有的学者指出,银行在复杂的经营环境中容易产生流动性风险(徐梅, 2010; Gertler and Kiyotaki, 2013; 刘宇和彭方平, 2016);但也另有学者指出,银行流动性风险主要来自银行自身(Acharya and Naqvi, 2012; 孙东升等, 2015; 高士英等, 2016)。那么,银行流动性风险如何精确度量?受什么因素影响?需要采取哪些举措防范化解?为统一回答这些问题,本文综合LMI模型和随机森林模型,在量化流动性风险基础上分析影响因素,并根据影响因素在经营环境、业务结构、内部管理等层面提出对策建议,指导银行有效防范化解流动性风险。

文本主要创新如下:首先,进一步完善流动性风险度量模型设置。根据我国宏观政策、金融市场和银行经营实际,对Bai et al. (2018)设计的LMI模型进行了细化、参数进行了优化,确保计算出的流动性错配指数能够更准确反映银行流动性状况。其次,将随机森林模型作为流动性风险影响因素研究工具。结合银行流动性风险影响因素体系庞大、复杂的特点,运用随机森林模型分析影响因素,并通过迭代对影响因素进行精简、对重要性进行排序。最后,探索构建较为完整的流动性风险对策框架。结合银行流动性影响因素分析,从经营环境、业务结构、内部管理3个层面提出建议,形成相对系统、全面的对策工具箱。

文本接下来的章节安排如下:第1部分为文献综述,系统梳理了当前学者在度量银行流动性风险、分析影响因素、提出对策建议等方面的研究成果,论证了运用LMI模型和随机森林模型的合理性和有效性。第2部分为模型设计,结合我国商业银行经营实际,设定LMI模型的参数,并确立随机森林模型解释变量。第3部分为实证分析,通过模型计算结果,分析我国银行流动性风险特点,

提炼流动性风险主要影响因素,并对影响因素重要程度进行排序。第4部分为进一步讨论,主要包括模型性能评价、稳健性检验、因果关系分析等内容。第5部分为对策框架研究,从经营环境、业务结构、内部管理3个层面提出对策建议,以指导银行有效防范化解流动性风险。最后是本文结论。

1 文献综述

1.1 运用LMI模型测度银行流动性风险

错配是引发银行流动性风险的根本原因,错配程度是衡量流动性风险的重要变量。Diamond and Dybvig (1983)在研究银行流动性风险时指出,银行以盈利为目的,一方面融入高流动性的存款作为资金来源,另一方面融出低流动性的贷款作为资金用途,因流动性转换导致的错配是银行发生流动性风险的内在原因。

2008年全球金融危机爆发后,学者们在传统资产负债错配研究的基础之上开始从流动性角度研究银行整体错配情况,关注银行系统流动性风险,即金融市场流动性状况对单一银行流动性安全的影响,以期寻求更加完善和合理的方式度量流动性风险。Brunnermeier et al. (2012)定义了流动性错配指数(LMI),认为流动性错配不等同于期限错配,提出在度量银行流动性风险时要考虑面临的金融市场环境,即资产的变现能力和负债的融入能力,通过流动性错配指数(LMI)来综合度量银行的流动性错配状况,进而衡量流动性风险,实证研究发现与杠杆率指标相比,流动性错配指数(LMI)作为银行风险和金融危机的预警变量更为合理。

中外学者进一步研究了流动性错配指数(LMI)模型应用效果和具体方法。王兆旭等(2013)充分借鉴流动性错配指数(LMI)构建思路,从宏观角度分析了我国金融市场流动性错配情况,实证研究发现流动性错配水平与流动性总量扩张及资产价格膨胀同步变化。裘翔(2015)运用流动性错配指数(LMI)衡量我国银行流动性风险,实证结果与银行业整体流动性变动趋势接近。Bai et al. (2018)结合美国银行内部管理实际,进一步明确了流动性错配指数(LMI)的计算过程,对银行资产负债表内外每一个细分科目赋予流动性权重,建立了涵盖全表信息的动态流动性错配指数模型,并在计算单一银行流动性错配指数(LMI)基础上,通过简单加总得到并分析整个市场流动性状况,研究结果表明金融危机爆发前美国金融市场流动性风险不断集聚。朱紫薇和张庆君(2018)认为流动性错配指数(LMI)既考虑了资产的流动性折价,也考虑了资金的融入成本,与实际经营中运用金融工具解决流动性错配场景较为接近。黄哲和邵华明(2018)、刘精山等(2019)认为与传统的基本指标法、现金流量法、VaR损失法

相比,流动性错配指数(LMI)不仅考虑了银行资产结构、负债结构、资产与负债匹配情况,还考虑了宏观金融市场对于微观金融机构流动性的影响,实证研究发现流动性错配指数(LMI)变化趋势与银行实际流动性实际状况较为一致。Silva(2019)认为流动性错配指数(LMI)不仅可以有效度量金融机构现有流动性状况,还可以通过分析其他金融机构流动性资源配置倾向预测未来流动性变化趋势。张晓明等(2021)指出与其他模型相比,流动性错配指数(LMI)之所以能够更准确反映金融机构的流动性水平,是因为其包含了金融机构全部公开数据和金融行业相关数据,实证研究发现流动性错配指数较好拟合各类银行流动性特征。Legroux et al. (2018)运用流动性错配指数(LMI)分别衡量了宏观和微观层面的流动性错配程度,并将差值作为中央银行提供流动性的衡量标准。

可见,流动性错配是银行产生流动性风险的根本原因,流动性错配指数(LMI)模型既考虑了资产负债不匹配的影响,也考虑了整个金融市场环境资产变现和资金融入能力的影响,因此成为度量流动性风险水平的有效工具。但该模型在我国银行流动性风险管理领域的研究还不够深入,应用也不够普遍,如何结合我国实际优化流动性错配指数(LMI)模型参数仍需进一步探索。

1.2 运用随机森林模型分析影响因素

Breiman(2001)将随机抽样和决策树相结合,建立随机森林模型。首先,形成决策树集合,即通过多轮随机抽取样本数量和特征;其次,以多数决策树作出的结论作为最终决策;最后,可以通过特征削减实现模型迭代,进一步提升模型预测能力。

从当前学者们研究成果看,银行流动性风险的影响因素繁多,主要集中在经营环境、业务结构、内部管理等多个层面。从研究方法看,在实证分析银行流动性风险影响因素时一般运用回归分析等传统工具,在模型设定时一般需要通过主观判断限制解释变量数量(一般不超过10个),这与银行庞大、复杂的流动性风险影响因素体系相比存在一定冲突,难以系统、真实地反映银行流动性产生机理。需要指出的是,与传统的回归模型相比,一些前沿的机器学习方法,例如随机森林模型信息运用更加充分、数据分析更加深入、预测表现更加优异,在学术研究和实践应用领域应用越来越广泛(例如,苏振兴等,2022;曹桃云,2022;王琴英等,2022),因此较为适合分析流动性风险影响因素问题。

1.3 银行流动性风险影响因素和对策

分析影响因素是提出银行流动性管理对策的前提,如上文所述,影响因素主要集中在经营环境、业务结构、内部管理等多个领域。有的学者分析宏观经

济、货币政策、市场和同业等经营环境层面因素对银行流动性风险的影响。宏观经济方面:Gertler and Kiyotaki(2013)指出宏观经济下行是激发银行流动性危机的唯一条件。货币政策方面:刘晓等(2011)指出银行流动性风险受存款准备金制度影响。刘宇和彭方平(2016)研究表明紧缩的货币政策显著加剧了流动性错配行为。张晓明等(2019)研究发现美联储加息和缩表均造成我国金融市场整体流动性收紧,显著提高了银行流动性风险水平。市场和同业方面:徐梅(2010)研究发现利率或汇率发生剧烈变动时银行业面临流动性风险可能性加大。孙国峰和蔡春春(2014)、孙东升等(2015)研究发现货币市场利率特别是同业拆借市场利率与银行流动性风险正向相关。曾嵘欣(2018)分析指出金融系统脆弱和银行业行为协同是导致流动性风险爆发的重要因素。李学彦和李泽文(2019)认为股市活跃加剧了我国上市银行流动性风险程度。

有的学者关注银行收入结构、资产与负债匹配、资产或负债结构等业务结构层面因素对银行流动性风险的影响。收入结构方面:高士英等(2016)研究显示非息收入比例增加有助于降低银行流动性风险。黄哲和邵华明(2018)发现银行非息收入对于不同规模的银行影响呈现异质性。资产与负债匹配方面:廖岷和杨元元(2008)、彭建刚等(2014)分析指出期限错配是导致我国金融市场出现资金面紧张局面,进而导致银行流动性风险上升的主要原因。资产或负债结构方面:孙东升等(2015)、高士英等(2016)研究发现存款特别是活期存款规模和结构变动对银行流动性产生较大影响。崔婕和李凯(2017)研究发现银行运行金融衍生工具会直接影响流动性风险。钱崇秀等(2018)研究发现银行资产多元化可以有效抵御流动性风险。吴成颂和张文睿(2018)分析指出影子银行业务会加剧银行流动性风险。郭晔等(2018)、钱崇秀等(2020)研究发现同业业务参与度越高产生流动性风险可能性越大。

有的学者还研究了银行业务管理、财务管理、风险管理等内部管理层面因素对流动性风险的影响。业务发展方面:钱崇秀等(2018)研究发现银行贷款规模超常规增长会导致流动性风险上升。财务管理方面:邹克(2015)、裘翔(2015)、高士英等(2016)发现银行流动性风险与利差水平反映的财务管理状况相关。风险管理方面:Acharya and Naqvi(2012)指出,资产质量管理质效与流动性风险水平相关。楼文龙(2015)建议银行加大流动性比例等指标监测力度。周凡等(2017)发现银行资本充足水平与流动性存在因果关联。

可见,银行流动性影响因素涵盖多个层面(表1),但目前多数学者仅从其中某个层面开展分析,并在此基础上提出对策,因此要系统研究银行流动性风险影响因素并提出对策框架,就必须综合当前研究成果,将研究视野拓展至银行经营管理各环节、体制机制各层面。

表1 银行流动性风险影响因素梳理

影响领域	影响因素	文献依据
经营环境	宏观经济,如国内生产总值增速等	Gertler and Kiyotaki(2013)
	货币政策,如货币供给增速等	刘宇和彭方平(2016)
	市场和同业,如利率、汇率、股价变化等	徐梅(2010)、孙国峰和蔡春春(2014)、孙东升等(2015)、李学彦和李泽文(2019)
业务结构	收入结构,如非息收入比例等	高士英等(2016)、黄哲和邵华明(2018)
	资产与负债匹配,如资产负债比、存贷比等	廖岷和杨元元(2008)、彭建刚等(2014)
	资产结构,如衍生资产、影子银行比例等	崔婕和李凯(2017)、吴成颂和张文睿(2018)
	负债结构,如同业业务比例等	郭晔等(2018)、钱崇秀等(2020)
内部管理	业务管理,如贷款增速等	钱崇秀等(2018)
	财务管理,如净利差等	袁翔(2015)、高士英等(2016)
	风险管理,如资本充足水平等	Acharya and Naqvi(2012)、楼文龙(2015)、周凡等(2017)

注:根据影响因素举例,仅列示部分文献。

2 模型设计

本文将 LMI 模型与随机森林模型相结合,运用 LMI 模型测度银行流动性风险,并以此为基础,运用随机森林模型,分析银行流动性风险影响因素及其重要程度,为构建流动性风险管理框架奠定基础。

2.1 LMI 模型设计

根据 Brunnermeier et al. (2012)、Bai et al. (2018) 的研究成果,流动性错配指数的定义式为:

$$\text{LMI}_t^i = \sum_k \lambda_{t,ak} a_{t,k}^i + \sum_{k'} \lambda_{t,lk'} l_{t,k'}^i \quad (1)$$

其中, $a_{t,k}^i$ 与 $l_{t,k'}^i$ 代表资金运用端和资金来源端的金额, $\lambda_{t,ak} > 0$, 代表各项资金运用端的流动性权重, $\lambda_{t,lk'} < 0$, 代表各项资金来源端的流动性权重。

在资产端,有:

$$\lambda_{t,ak} = \omega(1 - m_{t,k}) \quad (2)$$

其中, $0 < \omega < 1$, 是根据资产项目的期限等因素确定的流动性敏感系数, $m_{t,k}$ 是资产在回购市场上的折算比例,用来反映市场流动性状况。

在负债端,有:

$$\lambda_{t,lk'} = -e^{-\mu T_{k'}} \quad (3)$$

其中, μ 表示资金来源端所面临的融入压力,通常使用金融市场利率与无风险利率间的差额来衡量, $T_{k'}$ 表示负债项目的期限。

我国银行和国外银行面临的市场环境、制度环境有许多不同,主要表现在:一是由于金融市场发达程度较低,银行相应的金融资产折算比例数值不易获取;二是银行间资金交易是金融市场的交易主体,隔夜拆借利率具有较强代表性;三是我国存款保险制度包含全部存款,对存款安全提供坚实保障;四是我国央行同时承担金融稳定职责,对于在维护流动性安全时发挥重要作用。因此,本文在充分借鉴 Bai et al. (2018)设计的 LMI 模型前提下,紧密结合我国宏观政策、金融市场和银行经营实际,对资产负债项目分类进行了细化、对流动性参数进行了优化,确保计算出的流动性错配指数能够更准确反映银行流动性状况。

(1) 资产流动性敏感系数 ω 。本文流动性敏感系数 ω 设定与 Bai et al. (2018)设计的 LMI 模型基本一致,即现金类资产流动最好、金融资产流动性较好、贷款流动性一般、固定资产及其他流动性最差。同时,根据最新会计准则和银行实际作进一步细化:其一,对于金融资产而言,流动性由好到差依次为以公允价值计量且计入当期损益、以公允价值计量且计入综合收益、以摊余成本计量;其二,对于贷款而言,流动性由好到差依次为有第二还款来源作为补充的抵质押贷款和保证贷款、无第二还款来源的信用贷款(表 2)。

表 2 资产流动性敏感系数

大类	细项	ω 赋值
现金	现金及存款中央银行款项	1
	存放同业款项	1
	拆出资金	1
	买入返售金融资产	1
	衍生金融资产	1
金融资产	以公允价值计量且计入当期损益	1
	以公允价值计量且计入综合收益	0.75
	以摊余成本计量	0.5
贷款	抵质押贷款	0.5
	保证贷款	0.5
	信用贷款	0.25
固定资产及其他	固定资产及其他	0

(2) 资产折算比例 $m_{i,k}$ 。本文资产折算比例 $m_{i,k}$ 设定与 Bai et al. (2018)设计的 LMI 模型基本一致,即假定现金的折算比例为 0,固定资产的折算比例为 1,金融资产的折算比例取决于所对应债券折算比例(表 3)。同时,根据银行实际将各类贷款与金融资产进行对应,其中抵质押贷款参照公司债折算比例,保证贷款参照非债券类投资折算比例,投向信用程度较高企业的信用贷款参照金融机构债折算比例。

表 3 金融资产折算比例

项目	$m_{t,k}$ 赋值
国债	1-政府类标准券折算比例均值
公共实体及准政府债券	1-政府支持机构标准券折算比例均值
金融机构债	1-金融企业标准券折算比例均值
公司债	1-非金融企业标准券折算比例均值
非债券类投资	1-外资企业标准券折算比例均值

(3) 资金来源端所面临的融入压力 μ 。用隔夜 Shibor 代表金融市场利率, 用 0 天期限国债收益率代表无风险利率。

(4) 负债项目期限 $T_{k'}$ 。本文负债项目期限 T_k 与 Bai et al. (2018) 设计的 LMI 模型基本一致, 特别考虑到我国存款保险制度覆盖全部存款, 对存款期限赋值作相应扩大处理。同时, 结合银行实际作了以下调整: 其一, 充分考虑我国央行存款对于维持银行流动性稳定的重要意义, 认为其期限较长; 其二, 根据存款实际期限, 细化为 6 类, 以提升流动性计算准确性(表 4)。

表 4 负债项目的期限

大类	细项	T 赋值
向央行借款	向央行借款	10
高流动性负债	同业存款款项	0
	拆入资金	0
	卖出回购金融资产	0
	衍生金融负债	0
以公允价值计量且计入当期损益	以公允价值计量且计入当期损益	1-非债券类投资折算比例
吸收存款	即时偿还	$1/365 * 10$
	1 个月内	$1/52 * 10$
	1 个月~1 年	$1/12 * 10$
	1 年~5 年	$1 * 10$
	5 年以上	$5 * 10$
	已逾期	$10 * 10$
其他负债	应付和递延类负债	1
	预计负债	5
	其他负债	10
总 股 本	总 股 本	30
或有负债	信贷承诺	5
	资本性承诺	10
	经营租赁承诺	10
	证券承销及债券承兑承诺	5

2.2 随机森林模型设计

为研究银行流动性风险影响因素,将模型的被解释变量设定为银行流动性风险高低(即0-1变量)。根据 Brunnermeier et al. (2012)的研究成果,LMI 大于或等于0则表明银行资产端流动性足以覆盖负债端流动性,反之亦然。因此,不妨假设当LMI 大于或等于0时,银行流动性风险隐患较小,被解释变量取0;当LMI 小于0时,银行流动性风险隐患较大,被解释变量取1。

参考当前研究成果(表1),将银行流动性风险的一级影响因素设定为经营环境、业务结构、内部管理3个层面。进一步地,经营环境因素通过宏观经济、货币政策、市场和同业3个二级指标细化,业务结构因素通过收入结构、资产负债匹配、资产负债结构3个二级指标细化,内部管理因素通过财务管理、业务管理、风险管理3个二级指标细化。

其一,分解经营环境二级指标。实体经济增长情况、融资情况、定价情况分别以国内生产总值增速(X01)、社会融资额增速(X02)、居民消费价格水平(X03)描述;货币政策变化和对银行影响以央行存放利率(X04)及增速(X05)、存款准备率(X06)、货币供给增速(X07)描述(为体现个性化影响,这里央行存放利率及增速、存款准备率均采用各银行实际数值);股、债、汇市场变化和对银行影响以市盈率(X08)、同业净利差(X09)、汇兑损益增速(X010)描述(为体现个性化影响,上述指标均采用各银行实际数值),其中同业净利差用同业资产收益率与同业负债成本率差额表示。

其二,分解业务结构二级指标。收入结构以非息收入比例(X11)、中收比例(X12)、同业板块税前利润比例(X13)描述,上述收入与银行流动性密切相关;银行资产、负债、存款、贷款整体结构以资产负债比率(X14)和存贷比(X15)分别描述;对流动性影响较大的资产以金融投资业务占比(X16)、影子银行业务占比(X17)描述,对流动性影响较大的负债以同业负债(X18)、活期(X19)和储蓄存款(X110)比例描述,从而描述资产和复杂各自结构,其中影子银行业务用买入返售金融资产、应收款项类投资、理财资金加总表示。

其三,分解内部管理二级指标。财务管理水平以净息差(X21)、净资产收益率(X22)、成本收入比(X23)分别描述,反映盈利能力、净资产运作效率、投入产出关系;收入规模变化以营业收入增速(X24)、净利润增速(X25)描述,业务规模变化以资产增速(X26)、贷款增速(X27)描述,从而体现业务管理水平;流动性风险抵补能力以流动性覆盖率(X28)、资本充足水平(X29)、杠杆率(X210)描述,从而体现风险管理水平。

此外,在设计随机森林模型时,需要确立两个参数:

初始随机选取轮数。随机森林模型决策的错误概率即误分率会因随机选

取轮数上升而收敛,不妨假设初始随机选取轮数较多,比如 5000。

初始随机选取特征个数。根据实证分析,不妨假设初始随机选取的特征个数为被解释变量总数的二分之一次方,即约为 6。

3 实证分析

3.1 流动性风险测度分析

本文对 Bai et al. (2018)设计的 LMI 模型进行了优化,特别是将贷款按抵押担保模式细化为 3 类、将存款按期限细化为 6 类,结合公开数据可得性,并借鉴现有文献实证分析(裘翔,2015;刘宇和彭方平,2016;朱紫薇和张庆君,2018),度量区间为 2016—2019 年 4 个连续整年,基准日为年末,研究样本为当年在 A 股上市的银行,数据来源为银行定期报告。

根据公式(1)~(3),可以得到样本银行度量基准日的流动性错配指数(绝对值)。为消除规模影响,将流动性错配指数(绝对值)与资产规模作商,可以得到流动性错配指数(相对值)。对比具有 4 年数据的银行可知,银行之间流动性错配程度存在差异,流动性最充裕的为 2019 年的南京银行,资金盈余是资产的 23.802 倍;流动性最紧迫为 2017 年的浦发银行,资金缺口是资产的 7.020 倍。同一银行流动性错配也在变化,变化最大的为兴业银行,流动性错配指数均方差为 8.570,流动性风险状况不够稳定;变化最小的为工商银行,流动性错配指数均方差为 1.101,流动性风险状况保持稳定。

进一步地,本文用流动性错配指数为基础,展示流动性风险状况,并与银行经营实际配比,从而对计量结果准确性进行检验。为确保可比性,对比分析选取具有 4 年数据的银行。

其一,从时间层面看。根据 Bai et al. (2018)研究结论,将单一银行机构流动性错配指数(绝对值)进行加总,可以得到相应范围内银行整体流动性错配情况。将流动性错配指数(绝对值)在 2016—2019 年期间依次加总,得到上市银行为代表的银行业流动性错配指数,分别为 555 万亿元、322 万亿元、355 万亿元、1129 万亿元。可以看出,2017 年银行业流动性错配指数较 2016 年明显收窄,且 2018 年未出现明显好转,这与 2017 年以来监管部门为引导银行回归业务本源,强化资管和同业业务管控,出台流动性风险管理新规,金融市场在个别时段出现流动性趋紧的情况相一致。2019 年流动性错配指数较 2018 年大幅提升,这与包商银行被接管后,为防范恐慌情绪蔓延,人民银行扭转货币供给量货币供给增速连年下降(2015 年 13.30%、2016 年 11.30%、2017 年 8.10%、2018 年 8.10%、2019 年 8.70%),确保市场流动性合理充裕情况相一致。

其二,从银行性质层面看。上述上市银行可以分为4类,即国有银行、股份制银行、城商银行、农商银行。将流动性错配指数(绝对值)均值按银行性质进行加总,得到4类银行2016年至2019年流动性错配指数均值,分别为454万亿元、137万亿元、89万亿元、6万亿元,表现出依次降低态势。这与银行经营实际相符:在现有金融体系下,银行是货币供给的重要环节。但从银行内部结构看,受银行规模和性质等因素影响,银行流动性呈现分层特征,即与中央银行联系较为紧密的国有银行、股份制银行可以直接获得流动性支持,流动性相对充裕;而城商银行、农商银行则需要通过国有银行、股份制银行与中央银行间接产生联系,流动性相对紧缺。

其三,从银行个体实际水平看。2016年至2019年,我国大部分上市银行流动性错配指数(相对值)为正,但个别银行特别是股份制银行多次出现流动性错配指数为负的情况,说明资产端流动性不足以覆盖负债端流动性,存在发生流动性风险的可能性。分别是2017—2019年的华夏银行(-3.184、-1.321、-1.187)、2016—2018年的兴业银行(-8.946、-7.014、-2.293)、2016—2018年的招商银行(-1.078、-3.726、-4.277)、2016年和2018年的民生银行(-3.275、-0.531)、2016年和2017年的中信银行(-2.356、-2.611)、2016年和2017年的浦发银行(-1.979、-7.020)。相关银行均因同业和理财业务违规、资产负债匹配程度相对较低、风险持续暴露等原因遭到监管部门巨额处罚^①,考虑到风险暴露、监管处罚具有滞后性,这与银行经营实际相符。

其四,从银行个体波动情况看。兴业银行流动性错配指数均方差最高,为8.570,说明流动性状况变化较大,这与兴业银行经营实际较为吻合。历史上兴业银行同业和市场业务占比较高(2016年占比57.78%),近年来监管部门加大对同业和市场业务管控力度,兴业银行逐步调整业务结构(2019年同业与市场业务占比44.75%),进一步改善流动性状况。

综上所述,运用LMI模型得到的流动性错配指数能够较好地反映银行流动性风险状况。

3.2 流动性风险影响因素分析

以2016—2018年样本为训练集,以2019年样本为测试集。将训练集数据代入随机森林模型运行,通过误分率变化趋势可知,随机抽取1000轮时,模型

^① 2021年年中和年末华夏银行先后被处以9830万元、1010万元罚款;2018年和2019年兴业银行分别被处以5870万元、2250万元罚款,2020年又分别被银保监会、人民银行处以1596万元、2470万元罚款;2018年和2021年招商银行分别被处以6570万元、7170万元罚款;2020年至2022年民生银行分别被处以1.13亿元、1.15亿元、1710万元罚款;2018年至2021年中信银行分别被处以2280万元、2224万元、2020万元、2890万元罚款;2018年和2020年浦发银行分别被处以4.62亿元、2100万元罚款。

误分率最低且保持稳定(图 1)。

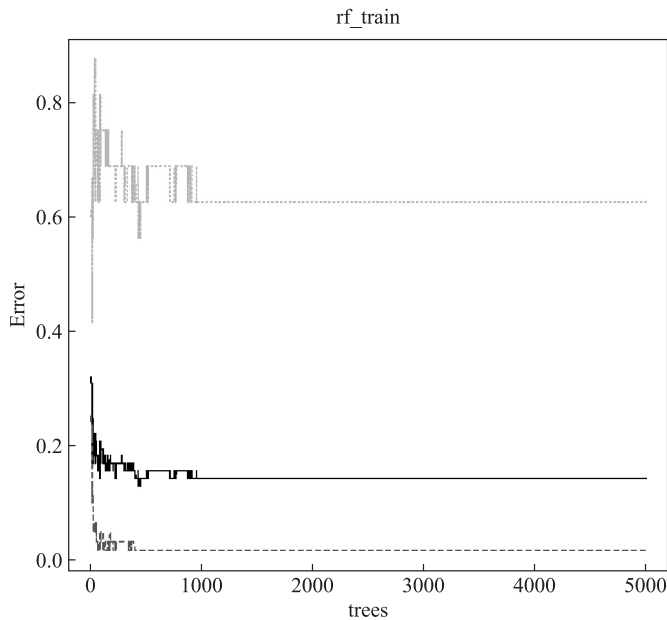


图 1 误分率走势图

(图例:图中曲线表示误分率随随机抽取轮数变化趋势,黑色曲线代表整体误分率,浅色曲线表述对于存在风险样本的误分率,深色曲线代表对于不存在风险样本的误分率)

接着,将 6 附近的整数(即 4~8)作为每次随机抽取特征个数,进行遍历运算,通过比较误分率可知,每次随机抽取 6 个特征值时,模型精确程度最高(14.29%)(表 5)。

表 5 初始模型误分率

真实值/预测值	无风险隐患	有风险隐患	分项误分率	整体误分率率
无风险隐患	55	3	5.17%	14.29%
有风险隐患	8	11	42.11%	

此时,初始随机森林模型已经确定,可以分析当前解释变量重要性排序(图 2)。

根据准确率平均递减指标分析解释变量重要性排序可知,在解释变量中 X04 影响程度最小。接下来,将 X04 进行删减,以剩余解释变量、按上文规则重新建立随机森林模型,并不断删减对模型影响最小的解释变量。通过持续迭代模型可知,当解释变量为 10 个、随机选取轮数为 5000 次、随机选取特征为 4 个时,模型误分率降至最低水平(11.69%)。通过模型迭代,随机森林模型预测能力得以进一步优化(表 6)。

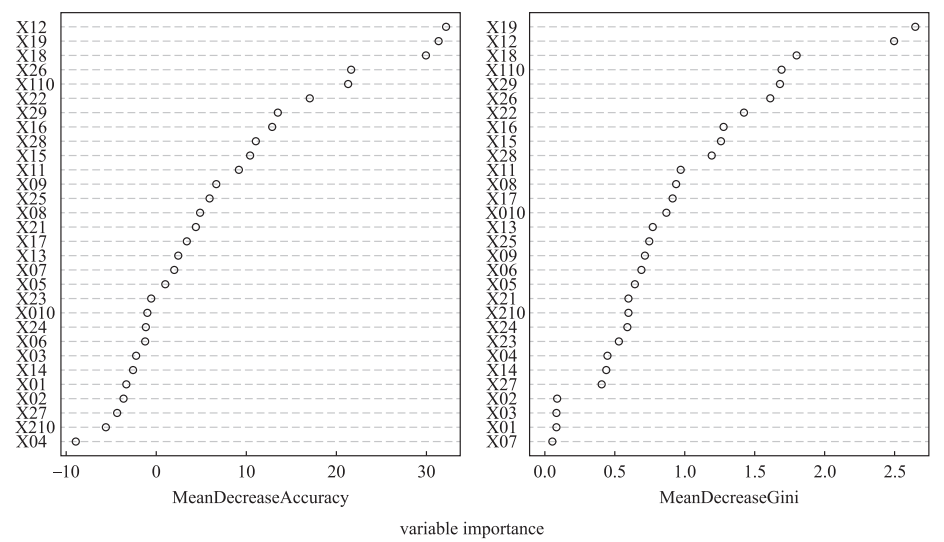


图 2 初始模型指标重要性排序

表 6 最终模型误分率

真实值/预测值	无风险隐患	有风险隐患	分项误分率	整体误分率
无风险隐患	50	2	3.86%	11.69%
有风险隐患	7	18	28%	

此时,最终随机森林模型已经确定,包含 10 个解释变量,按重要性排序分别是:活期存款比例、中收比例、同业负债比例、资产增速、储蓄存款比例、资本充足水平、金融投资比例、净资产收益率、流动性覆盖率、同业净利差(图 3)。

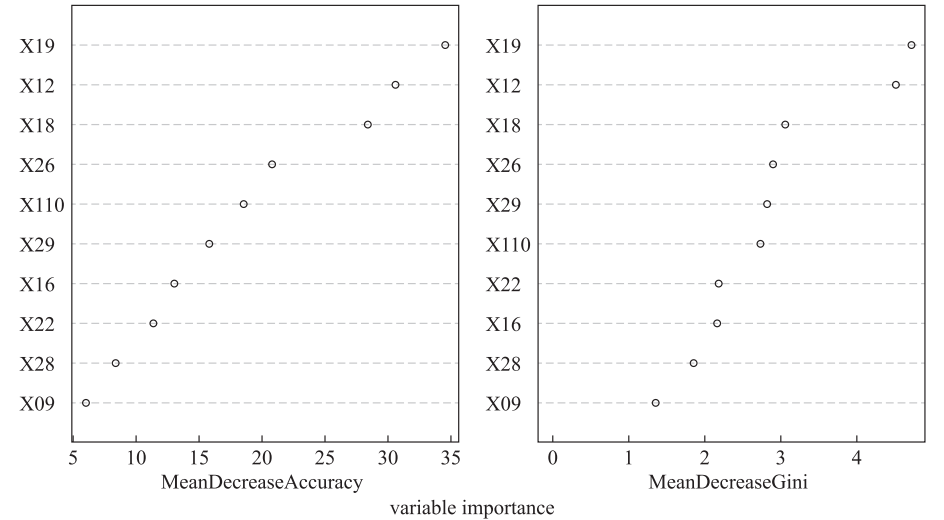


图 3 最终模型指标重要性排序

综合实证结果,可知:

其一,活期存款比例、中收比例、同业负债比例、资产增速、储蓄存款比例、资本充足水平、金融投资比例、净资产收益率、流动性覆盖率、同业净利差 10 个指标构成银行流动性风险主要影响因素,重要性依次降低,从而建立银行流动性风险的影响因素体系。

其二,影响因素体系包含了银行经营环境、业务结构、内部管理 3 个层面,即同业净利差为经营环境因素,活期存款比例、中收比例、同业负债比例、储蓄存款比例、金融投资比例为业务结构因素,资产增速、资本充足水平、净资产收益率、流动性覆盖率为内部管理因素。因而在各层面因素共同作用下,银行流动性风险暴露可能性增加。

其三,在影响因素体系中,业务结构层面指标为首要影响因素,因为相关指标个数最多且重要性排序靠前;内部管理层面指标为次要影响因素,因为相关指标个数较多且重要性排序较为靠前;而经营环境层面指标为最弱影响因素,因为仅涉及 1 个指标且重要性最小。

4 进一步讨论

4.1 模型性能评价

运用 Predict 函数,将最终确立的随机森林模型应用于测试集,通过检验预测准确性,评价模型性能。实证结果表明,基于 LMI 和随机森林模型构建的流动性风险影响因素体系预测准确率为 94.45%,其中对于流动性风险较低的银行预测准确率为 94.29%,对流动性风险较高的银行预测准确率为 100%(表 7)。

表 7 随机森林模型预测误分率

真实值/预测值	无风险	有风险	分项误分率	整体误分率
无风险	33	2	5.71%	5.55%
有风险	0	1	100%	

为进一步验证上述方法构建的随机森林模型的性能,将随机森林模型与传统 Logit 模型预测结果进行对比,发现随机森林模型在预测银行是否存在流动性错配方面,整体具有较好的表现(表 8)。

表 8 Logit 模型预测误分率

真实值/预测值	无风险	有风险	分项误分率	整体误分率
无风险	31	4	11.42%	11.11%
有风险	0	1	100%	

4.2 稳健性检验

根据 Brunnermeier et al. (2012) 的研究成果,本文假设流动性错配指数 LMI 小于 0 的银行存在较大的流动性风险隐患,但正如 Bai et al. (2018) 分析指出的,LMI 模型在部分参数设定时存在一定主观性。本文调整相关假设,并以此检验模型稳健性。不妨假设存在较大流动性风险隐患即为流动性错配指数小于 1 或-1(相关参数设为 j),分别建立随机森林模型并进行模型迭代。可以发现,活期存款比例、中收比例、同业负债比例、资产增速、储蓄存款比例、资本充足水平、金融投资比例、净资产收益率、流动性覆盖率、同业净利差等解释变量均出现在最终的随机森林模型中,重要性顺序出现微调,但对于银行流动性风险而言,上述指标仍旧是主要影响因素(表 9)。说明上述 10 个解释变量包含银行流动性风险的主要影响因素,模型具有较好的稳健性。

表 9 不同假设下银行流动性风险主要影响因素

	X19	X12	X18	X26	X110	X29	X16	X22	X28	X09
$j=0$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$j=1$	1	2	3	4	7	6	11	12	9	10
$j=-1$	1	2	4	7	3	6	11	8	9	10

4.3 因果关系分析

本文借鉴 Athey and Wager(2019)关于因果森林的构建思路,进一步分析上述随机森林模型最终确定的 10 个解释变量与被解释变量之间是否存在因果关系。因果森林实际是将因果推断与随机森林相结合,即用随机森林的方法进行因果推断,但与随机森林侧重预测不同,因果森林侧重分析某个变量是否存在对于因变量是否会产生明显的影响:如果影响明显,则存在因果关系,反之亦然。结合本文研究内容,因果森林构建步骤如下:首先,运用 rbinom 函数,生成由二项分布随机数构成的向量,即为处理变量(记作 W)。其次,将 W 与某个解释变量(例如 X19)相乘,并与初始随机森林模型确定的其他被解释变量组成新的矩阵,即为自变量(记作 X),被解释变量即为因变量(记作 Y),此时数据已随机分为实验组与对照组。再次,运用 causal_forest 函数,以 X 、 Y 、 W 为参数,构建因果森林模型,即对实验组和对照组分别构建随机森林模型。最后,运用 average_treatment_effect 函数,考察某个解释变量(例如 X19)存在与不存在时,因变量取值差额的均值,即平均处理效应(记作 ATE),并通过 ATE 的显著程度判断是否存因果关系。进一步地,将其他解释变量(例如,X12、X18、X26...)按照上述步骤依次代入因果森林模型,通过实证分析可见,随机森林模型最终确

定的 10 个解释变量对被解释变量的 ATE 估计值均显著不等于 0,说明上述解释变量与被解释变量存在因果关系(表 10)。

表 10 解释变量的平均处理效应

	X19	X12	X18	X26	X110	X29	X16	X22	X28	X09
ATE Estimate	0.3200	0.4072	1.8211	2.6970	-2.2629	1.6090	-0.8835	0.8633	-0.3213	0.5070
Std. err	0.0283	0.0623	0.0228	0.1643	0.03801	0.0386	0.0370	0.0433	0.0217	0.0426

借鉴 Athey et al. (2019)提供的思路,绘制部分依赖图,将单个解释变量对变被解释变量的影响趋势和路径进行进一步分析。需要指出的是,与传统回归模型得到的结论不同,单个解释变量对被解释变量的影响不再是线性的,而是非线性的。由部分依赖图可知:同业净利差越高,流动性风险越低,当同业净息差高于 5%时,流动性风险大幅降低;活期存款比例越高,流动性风险越低,当活期存款比例超过 60%时,流动性风险大幅下降;同业负债比例越高,流动性风险越高,当同业负债比例超过 25%时,流动性风险大幅上升;储蓄存款比例越高,流动性风险越低,当储蓄存款比例超过 55%时,流动性风险大幅下降;金融投资比例越高,流动性风险越高,当金融投资超过 20%时,流动性风险大幅上升;中收比例越高,流动性风险越低,当中收比例超过 25%时,流动性风险大幅下降;资产增速越高,流动性风险越高,当资产增速超过 8%时,流动性风险大幅上升;资本充足水平、流动性覆盖率越高,流动性风险越低,当资本充足水平大于 16%或者流动性覆盖率大于 110%时,流动性风险大幅下降;净资产收益率越高,流动性风险越低,当净资产收益率大于 15%时,流动性风险大幅下降(表 11)。

表 11 解释变量对被解释变量影响

	X19	X12	X18	X26	X110	X29	X16	X22	X28	X09
与流动性风险关系	反向	反向	正向	正向	反向	反向	正向	反向	反向	反向
关键节点	60%	25%	25%	8%	55%	16%	20%	15%	110%	5%

5 对策框架研究

对照银行流动性风险主要影响因素,本文结合银行经营管理实际,从经营环境、业务结构、内部管理 3 个层面,以及市场和同业、宏观经济和货币政策、负债结构、资产结构、收入结构、业务管理、风险管理、财务管理 8 个维度提出流动性风险管控建议,形成较为系统、全面的流动性风险对策框架,指导银行有效防范化解流动性风险。

5.1 经营环境层面管理对策

市场和同业维度。同业净利差是影响银行流动性风险的因素之一,相关指标反映了银行面临的金融市场环境。因此银行要降低流动性风险,应综合运用风险管理前沿工具,将市场风险与流动性风险通盘考虑,科学预测并有效应对金融市场环境变化,合理利用自身在货币政策传导中枢的地位和作用,不断探索金融产品和服务创新,提升资金的运用收益、降低资金的融入成本,拓宽资金“安全垫”,做大流动性“蓄水池”,从而有效应对金融市场波动对自身流动性带来的冲击。

宏观经济和货币政策维度。受经营环境变化影响,尤其是经济发展进入新常态、货币政策回归常态等,近年来银行流动性风险开始显现。因此银行要降低流动性风险,应积极应对经营环境变化,持续加大对国际、国内两个层面的宏观经济、货币政策监测强度和相关趋势研判力度,关注流动性从国际向国内,从宏观经济、货币政策向金融市场、银行同业的传导路径和作用方式,合理运用各类金融衍生工具,提前做好资产和负债布局,有效规避市场流动性趋紧可能带来的隐患。

5.2 业务结构层面管理对策

负债结构维度。活期存款比例、储蓄存款比例、同业负债比例是影响银行流动性风险的首要因素,相关指标反映了银行通过不同渠道获取负债的能力。因此银行要降低流动性风险,应适应利率市场化改革背景下竞争态势,通过搭建金融生态场景、优化内部管理流程等方式,提升金融服务能力,有效吸纳客户资金,形成活期存款、储蓄存款等低成本存款自然沉淀,并逐步降低对同业和市场资金等稳定性较差、成本率较高资金的依赖程度,从而降低流动性风险发生可能性。

资产结构维度。金融投资比例是影响银行流动性风险的重要因素,相关指标反映了流动性较高的金融资产对银行整体流动性的影响。因此银行要降低流动性风险,应合理利用金融市场投资工具,在综合金融负债规模和结构基础上,统筹配置金融投资业务规模和结构,科学规划各类金融资产的期限和利率,合理持有流动性较强的金融资产,科学评估未来可能出现的金融资产流动性恶化,确保银行在遇到流动性冲击时,可以通过资产变现获取流动性支持,从而降低流动性风险。

收入结构维度。中收比例是影响银行流动性风险的重要因素,相关指标反映了非传统类业务对银行经营业绩的贡献情况。因此银行要降低流动性风险,

应充分发挥银行在资金融通链条中的纽带作用,不断打造创新领域专业能力,全面提升金融产品和服务供给质效,持续发挥支付结算、投资银行、资产管理、财务顾问等中间业务对盈利的支撑作用,逐步调整客户和业务结构,切实改变对资产负债业务过度依赖的经营模式,确保安全性、盈利性、流动性有效平衡。

5.3 内部管理层面管理对策

业务管理维度。资产增速是影响银行流动性风险的重要因素,相关指标反映了银行在业务扩张过程中对资金的需求强度。因此银行要降低流动性风险,合理规划业务规模扩张速度,要将资产端业务扩张与负债端能力提升相匹配,既要考虑规模,也要考虑增速,既要避免在资产荒背景下业务发展跟不上资金供给水平,造成银行整体经营质效不高,也要避免为了提升短期经营绩效而盲目发展业务,造成业务过度扩张导致的资产端流动性难以覆盖负债端流动性状况。

风险管理维度。资本充足水平、流动性覆盖率是影响银行流动性风险的重要因素,相关指标反映了银行有效应对流动性风险冲击能力。因此银行要降低流动性风险,应有效提升上述指标,增强流动性风险抵补能力,一方面,合理利用政策窗口期,多渠道补充经济资本,提升银行资本实力,及时吸纳流动性风险可能造成的损失;另一方面,提升流动性管理质效,合理配置并科学预计各期限、各层级资金流入流出状况,统筹安排流动性供给,确保长短期流动性有效覆盖。

财务管理维度。净资产收益率是影响银行流动性风险的因素之一,相关指标反映了银行资金运作效率。因此银行要降低流动性风险,应立足长远发展,合理布局财务资源配置,在现有业务结构基础上,通过不断优化展业模式和经营手段,将有限的资金投入回报率相对高的行业、区域、领域,在确保资产质量相对可控的前提下,持续提升资金投入产出水平,确保形成资金沉淀和积累,从而确保银行有充足的资金实力有效抵御可能发生的流动性风险隐患。

综上所述,银行流动性对策框架涵盖经营环境、业务结构、内部管理3个层面,以及市场和同业、宏观经济和货币政策、负债结构、资产结构、收入结构、业务管理、风险管理、财务管理8个维度管理建议,涉及银行经营管理各环节、体制机制各层面(图4)。

6 研究结论

我国金融市场的“钱荒”事件,反映了在经营环境变化背景下,我国银行流动性整体趋紧,特别是以包商银行、锦州银行等为代表的少数银行因流动性错

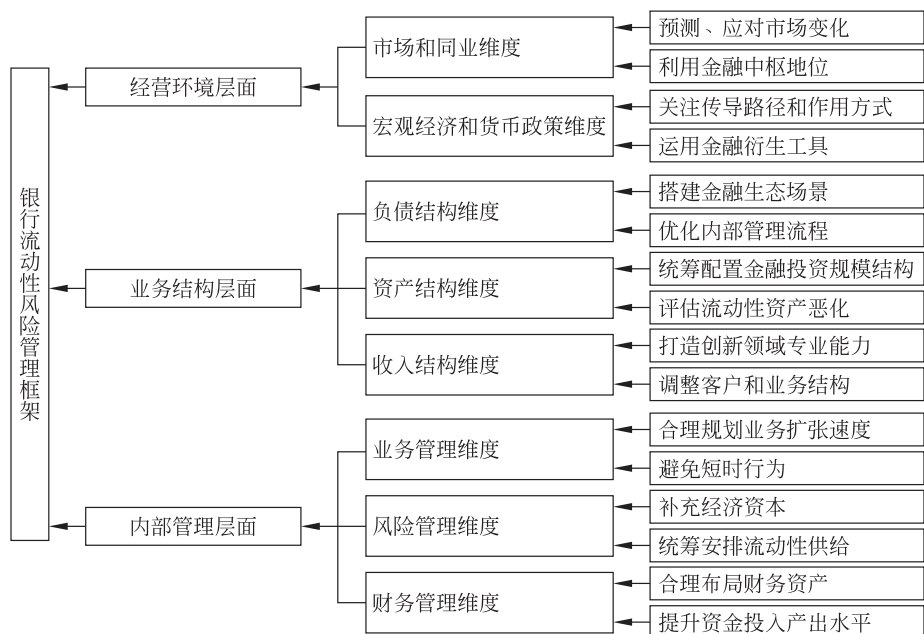


图4 银行流动性风险对策框架

配程度过大,导致风险暴露,最终被监管部门接管、被动引入纾困机构甚至破产,从而给金融市场甚至宏观经济稳定带来了一定程度的威胁。

本文运用 LMI 模型测度银行流动性风险,实证研究显示,我国银行流动性呈现以下特点:受监管政策和货币政策影响,2016 年至 2019 年银行业整体流动性水平呈现先下降后上升态势;受货币供给分层机制影响,国有银行、股份制银行、城商银行、农商银行流动性水平逐级下降;个别银行特别是股份制银行,由于业务扩张速度较快、业务结构不够合理,多次出现资产端流动性不足以覆盖负债端流动性情况,且个别对同业和市场业务依存度较高的银行流动性状况波动较大。

本文运用随机森林模型对银行流动性风险影响因素进行分析,实证研究发现,经营环境、业务结构、内部管理等层面因素都会影响银行流动性风险,其中业务结构和内部管理因素影响更为显著。一方面,同业净利差等反映的金融市场环境因素对银行流动性风险产生一定影响,市场流动性充裕成为银行维持流动性稳定的经营环境。另一方面,活期存款比例、中收比例、同业负债比例、储蓄存款比例、金融投资比例等反映的业务结构因素,以及资产增速、资本充足水平、净资产收益率、流动性覆盖率等反映的内部管理因素都对银行流动性风险产生较大影响。

本文在分析银行流动性风险主要因素基础上,研究银行流动性风险对策框

架,主要涵盖经营环境、业务结构、内部管理3个层面,以及市场和同业、宏观经济和货币政策、负债结构、资产结构、收入结构、业务管理、风险管理、财务管理8个维度的管理建议,涉及银行经营管理各环节、体制机制各层面本文形成了较为系统、全面的流动性风险对策工具箱,可以指导银行有效防范化解流动性风险。

参考文献

- 曹桃云. 2022. 基于随机森林的变量重要性研究[J]. 统计与决策, 38(4): 60-63.
- Cao T Y. 2022. Study on the importance of variables based on random forest[J]. *Statistics and Decision*, 38(4): 60-63. (in Chinese)
- 崔婕, 李凯. 2017. 上市银行表外业务存在流动性风险吗——后危机时期嵌套信用风险的 HLM 检验[J]. 宏观经济研究(12): 57-71.
- Cui J, Li K. 2017. Does the off balance sheet business of listed banks have liquidity risk? HLM test of nested credit risk in post crisis period[J]. *Macroeconomics*, (12): 57-71. (in Chinese)
- 高士英, 许青, 沈娜. 2016. 经济“新常态”下的商业银行流动性研究与压力测试[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 36(2): 77-86.
- Gao S Y, Xu Q, Shen N. 2016. Commercial banks' liquidity and stress testing under the economic new normal[J]. *Modern Finance and Economics-Journal of Tianjin University of Finance and Economics*, 36(2): 77-86. (in Chinese)
- 郭立仑. 2020. 商业银行系统性风险:类别、机制与管理[J]. 经济与管理, 34(5): 60-67.
- Guo L L. 2020. Systemic risk in commerical bank: Caterories, mechanisms and management[J]. *Economy and Management*, 34(5): 60-67. (in Chinese)
- 郭晔, 程玉伟, 黄振. 2018. 货币政策、同业业务与银行流动性创造[J]. 金融研究, 455(5): 65-81.
- Guo Y, Cheng Y W, Huang Z. 2018. Monetary policy, interbank business and bank liquidity creation[J]. *Journal of Financial Research*, 455(5): 65-81. (in Chinese)
- 黄哲, 邵华明. 2018. 商业银行非利息收入对流动性风险的影响[J]. 财经科学, (8): 44-55.
- Huang Z, Shao H M. 2018. Research on the influence of non-interest income of commercial banks on liquidity risk[J]. *Finance & Economics*, (8): 44-55. (in Chinese)
- 李学彦, 李泽文. 2019. 我国上市商业银行流动性风险外部影响因素的实证分析[J]. 经济学家, (12): 89-99.

- Li X Y, Li Z W. 2019. An empirical analysis of external influencing factors of liquidity risk of China's listed commercial banks[J]. *Economist*, (12): 89-99. (in Chinese)
- 廖岷, 杨元元. 2008. 全球商业银行流动性风险管理及监管的发展状况及其启示[J]. *金融研究*, (6): 69-79.
- Liao M, Yang Y Y. 2008. On the liquidity risk management of commercial banks and supervisory challenges[J]. *Journal of Financial Research*, (6): 69-79. (in Chinese)
- 刘精山, 赵沛, 田静. 2019. 基于时变模型的商业银行流动性风险度量研究[J]. *财经理论与实践*, 40(6): 16-23.
- Liu J S, Zhao P, Tian J. 2019. Study on measurement of liquidity risk of commercial banks based on time-varying model[J]. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 40(6): 16-23. (in Chinese)
- 刘晓, 薛红红, 赵雅雯. 2011. 法定存款准备金率调整对商业银行流动性的影响[J]. *内蒙古财经学院学报*, (6): 55-57.
- Liu X, Xue H H, Zhao Y W. 2011. The influence of the adjustment of legal deposit. reserve ratio on the liquidity of commercial banks[J]. *Journal of Inner Mongolia University of Finance and Economics*, (6): 55-57. (in Chinese)
- 刘宇, 彭方平. 2016. 宽松性货币政策是否加剧了流动性错配: 基于公司视角[J]. *广东财经大学学报*, 31(2): 57-66.
- Liu Y, Peng F P. 2016. Has loose monetary policy exacerbated liquidity mismatch: A corporate perspective[J]. *Journal of Guangdong University of Finance and Economics*, 31(2): 57-66. (in Chinese)
- 楼文龙. 2015. 利率市场化进程中的商业银行流动性管理[J]. *金融论坛*, 20(9): 3-8.
- Lou W L. 2015. The liquidity management of commercial banks in the process of the liberalization of interest rates[J]. *Finance Forum*, 20(9): 3-8. (in Chinese)
- 彭建刚, 王佳, 邹克. 2014. 宏观审慎视角下存贷期限错配流动性风险的识别与控制[J]. *财经理论与实践*, 35(4): 2-8.
- Peng J G, Wang J, Zou K. 2014. The recognition and control on liquidity risk of deposit and loan maturity mismatch from the macro-prudential perspective[J]. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 35(4): 2-8. (in Chinese)
- 钱崇秀, 宋光辉, 许林. 2018. 信贷扩张、资产多元化与商业银行流动性风险[J]. *管理评论*, 30(12): 13-22.
- Qian C X, Song G H, Xu L. 2018. Credit expansion, asset diversification and liquidity risk of commercial banks[J]. *Management Review*, 30(12): 13-22. (in Chinese)

Chinese)

- 钱崇秀, 邓凤娟, 许林. 2020. 商业银行期限错配缺口与流动性调整策略选择[J]. 国际金融研究, (8): 66-76.
- Qian C X, Deng F J, Xu L. 2020. Commercial bank maturity mismatch gap and liquidity adjustment strategy selection[J]. *Studies of International Finance*, (8): 66-76. (in Chinese)
- 裘翔. 2015. 期限错配与商业银行利差[J]. 金融研究, (5): 83-100.
- Qiu X. 2015. Maturity mismatch and bank interest margin[J]. *Journal of Financial Research*, (5): 83-100. (in Chinese)
- 苏振兴, 扈文秀, 夏元婷. 2022. 基于机器学习的地方政府隐性债务风险先导预警模型[J]. 统计与决策, 38(7): 20-25.
- Su Z X, Hu W X, Xia Y T. 2022. A leading early warning model of implicit debt risk of local government based on machine learning[J]. *Statistics and Decision*, 38(7): 20-25. (in Chinese)
- 孙东升, 谢兰, 翟颖慧. 2015. 存款结构变动与我国商业银行流动性准备——基于10家上市银行面板数据的实证分析[J]. 财经科学, (5): 11-20.
- Sun D S, Xie L, Zhai Y H. 2015. Structural changes of deposits and liquidity reserve of commercial banks in China—Based on empirical analysis of the data of 10 listed banks[J]. *Finance & Economics*, (5): 11-20. (in Chinese)
- 孙国峰, 蔡春春. 2014. 货币市场利率、流动性供求与中央银行流动性管理——对货币市场利率波动的新分析框架[J]. 经济研究, 49(12): 33-44, 59.
- Sun G F, Cai C C. 2014. Money market interest rates, liquidity supply and demand, and central bank liquidity management: New analytic framework of money market interest rates fluctuation[J]. *Economic Research Journal*, 49(12): 33-44, 59. (in Chinese)
- 王琴英, 王诗雨, 刘聪. 2022. 基于Relief F算法和随机森林模型的P2P平台风险识别[J]. 统计与决策, 38(8): 184-188.
- Wang Q Y, Wang S Y, Liu C. 2022. Risk identification of P2P platform based on Relief F algorithm and random forest model[J]. *Statistics and Decision*, 38(8): 184-188. (in Chinese)
- 王兆旭, 王媛, 楚晓光. 2013. 流动性管理的指标构建与政策工具选择[J]. 山东社会科学, (8): 65-69.
- Wang Z X, Wang Y, Chu X G. 2013. Index construction and policy tool selection of liquidity management[J]. *Shandong Social Sciences*, (8): 65-69. (in Chinese)
- 吴成颂, 张文睿. 2018. 价格竞争、影子银行业务与商业银行风险——基于利率市场化改革的视角[J]. 江南大学学报(人文社会科学版), 17(4): 51-58.

- Wu C S, Zhang W R. 2018. Price competition, shadow banking and commercial bank risk—From the perspective of interest rate liberalization [J]. *Journal of Jiangnan University (Humanities & Social Sciences)*, 17(4): 51-58. (in Chinese)
- 徐梅. 2010. 略论汇率冲击下我国银行业的货币错配和期限错配——基于银行资产负债表的分析[J]. *经济问题*, (6): 84-87.
- Xu M. 2010. Analysis on currency and maturity mismatch's effect to Chinese banks [J]. *On Economic Problems*, (6): 84-87. (in Chinese)
- 曾嵘欣. 2018. 银行系统流动性风险的冲击、传染和响应[J]. *上海金融* (10): 41-47.
- Zeng R X. 2018. Impact, contagion and response of liquidity risk in the banking system[J]. *Shanghai Finance*, (10): 41-47. (in Chinese)
- 张晓明, 隗群林, 贾江帆, 等. 2019. 美联储货币政策正常化对中国商业银行系统流动性风险的影响[J]. *金融论坛*, 24(9): 36-45.
- Zhang X M, Kui Q L, Jia J F, et al. 2019. The impacts of the normalization of the U. S. federal reserve's monetary policy on the systemic liquidity risks of China's commercial banks[J]. *Finance Forum*, 24(9): 36-45. (in Chinese)
- 张晓明, 贾江帆, 孙士猛. 2021. 货币政策与银行系统流动性风险: 基于时变流动性错配指数(LMI)的研究[J]. *财经科学*, (3): 28-42.
- Zhang X M, Jia J F, Sun S M. 2021. Monetary policy and banking system liquidity risk: Research based on time-varying LMI model[J]. *Finance & Economics*, (3): 28-42. (in Chinese)
- 周凡, 齐天翔, 周伟峰. 2017. 资本充足率会降低商业银行流动性创造吗? ——基于中国商业银行的实证研究[J]. *金融论坛*, 22(4): 42-53, 67.
- Zhou F, Qi T X, Zhou W F. 2017. Does capital adequacy ratio reduce the liquidity creation of commercial banks? —An empirical study based on Chinese commercial banks[J]. *Finance Forum*, 22(4): 42-53, 67. (in Chinese)
- 朱紫薇, 张庆君. 2018. 货币政策、企业资本结构与流动性错配——基于房地产业上市公司的数据[J]. *金融理论与实践*, (10): 7-15.
- Zhu Z W, Zhang J Q. 2018. Monetary policy, enterprise capital structure and liquidity mismatch—Based on the data of listed companies in real estate industry [J]. *Financial Theory & Practice*, (10): 7-15. (in Chinese)
- 邹克. 2015. 商业银行“安全性、盈利性、流动性”平衡状况分析[J]. *金融论坛*, 20(2): 46-53.
- Zou K. 2015. An analysis of the balance among the safety, profitability and liquidity of commercial banks[J]. *Finance Forum*, 20(2): 46-53. (in Chinese)
- Acharya V, Naqvi H. 2012. The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk

- taking over the business cycle [J]. *Journal of Financial Economics*, 106(2): 349-366.
- Athey S, Tibshirani J, Wager S. 2019. Generalized random forests [J]. *The Annals of Statistics*, 47(2): 1148-1178.
- Athey S, Wager S. 2019. Estimating treatment effects with causal forests: An application [J]. *Observational Studies*, 5(2): 37-51.
- Bai J, Krishnamurthy A, Weymuller C H. 2018. Measuring liquidity mismatch in the banking sector [J]. *The Journal of Finance*, 73(1): 51-93.
- Breiman L. 2001. Random forests [J]. *Machine Learning*, 45(1): 5-32.
- Brunnermeier M K, Gorton G, Krishnamurthy A. 2012. Risk topography [J]. *NBER Macroeconomics Annual*, 26(1): 149-176.
- Diamond D W, Dybvig P H. 1983. Bank runs, deposit insurance, and liquidity [J]. *The Journal of Political Economy*, 91(3): 401-419.
- Legroux V, Rahmouni-Rousseau I, Szczerbowicz U, et al. 2018. Stabilising virtues of central banks: (Re) matching bank liquidity [R]. Banque de France Working Paper No. 667.
- Gertler M, Kiyotaki N. 2013. Banking, liquidity and bank runs in an infinite-horizon economy [R]. National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 19129.
- Silva A F. 2019. Strategic liquidity mismatch and financial sector stability [J]. *The Review of Financial Studies*, 32(12): 4696-4733.

Bank Liquidity: Risk Measurement, Influencing Factors and Countermeasures

Lilun Guo Shengqi Zhou

(School of Economics, Qingdao University)

Abstract Since 2016, the phenomenon of “money shortage” in China’s financial market has occurred frequently, and some banks even went bankrupt due to liquidity crisis. In order to provide theoretical basis for effective prevention and control of liquidity risk, the liquidity mismatch index of listed banks is calculated through LMI model, and the influencing factors of liquidity risk are analyzed through random forest model, in which the liquidity risk situation reflected by the liquidity mismatch index is taken as the explanatory variable. The research shows that business environment factors such as inter-bank net interest margin, business structure factors such as deposit structure and income structure, as well as internal management factors such as business development, risk

management and financial management will all affect bank liquidity risk. Finally, combined with the liquidity risk factors, the paper puts forward prevention and resolution suggestions from three dimensions of business environment, business structure and internal management, then forms a relatively complete countermeasure framework of liquidity risk for commercial banks. .

JEL Classification C49, G21, M21

债券的信息敏感性和金融风险¹ ——来自信贷资产证券化市场的证据

幸丽霞² 王雅炯³

摘 要 本文通过建立信息价值模型分析了资产支持证券的信息敏感性及其风险机制,并根据中国银行间信贷资产证券化市场数据进行了实证检验。结果表明,通过结构化分级技术将贷款组合现金流切分重组后形成的资产支持证券,其信息敏感性要小于普通债券,这种信息敏感性对资产支持证券的流动性有显著影响,信息成本对此有助推作用。证券化市场的风险来自资产支持证券信息敏感性的变化,尤其是优先级偏低的高风险债券,债券的信息敏感性提高后,若投资人无法以合理的成本通过获取私有信息识别真实风险,将导致市场出现流动性枯竭,进而引发系统性金融风险。为防范金融市场风险,建议完善资产支持证券的信息披露体系,鼓励发展债券的再评级市场,丰富资产支持证券市场投资人类型,尤其是高风险债券投资人,避免政策变化、风险事件等冲击给市场带来流动性风险。

关键词 信贷资产证券化;信息敏感性;金融风险;信息价值

0 引言

资产支持证券是通过结构化技术将贷款组合证券化后形成的一种债券形态,属于结构性金融产品,具有三个特点:(1)多个合同项下的权益组成基础资产池;(2)基础资产池现金流支持下的多只分级债券;(3)通过特殊目的载体(SPV)实现发行人与基础资产之间的风险相隔离。基于这些特点,资产证券化可通过创设信息不敏感债券(如优先级资产支持证券),提高债券的流动性,其价值并不依赖于知情交易机构(Informed Agent)所掌握的信息(Gorton and

1 作者感谢中央高校基本科研业务费专项资金(2021SKGL02)的资助,感谢匿名审稿人的修改意见。文责自负。

2 幸丽霞,中国矿业大学(北京)管理学院讲师,E-mail:xlx_1985@163.com。

3 王雅炯(通讯作者),上海杉达学院胜祥商学院副教授,E-mail:poppy695@126.com。

Pennacchi, 1990)。交易机构除关注信用评级机构出具的债券评级等公开信息外,较少关注基础资产等其他私有信息,这很好地提高了证券化市场的流动性,吸引了诸多不知情交易机构。然而,较大的信息不对称也造成流动性助推的证券化市场存在一定脆弱性,降低了金融体系的稳定性。在金融市场因外部冲击等因素出现波动时,由于不知情交易机构难以合理成本获取更多私有信息,无法对债券合理估值(Duffie, 2008),更倾向于从证券化市场迅速撤离(Park, 2013),导致市场流动性迅速降低,进而引发系统性金融风险。这也是美国次债危机的重要成因之一。

中国的信贷资产证券化试点于2005年启动,受全球金融危机影响暂停后于2012年重启,2014年发行审核由审批制转为注册制后迎来了快速发展,发行主体由国有大行、股份制银行扩展至城商行、农商行,基础资产类型也日益丰富。目前,中国的信贷资产证券化市场所发行的资产支持证券类型主要是RMBS(Residential Mortgage-Backed Securities),基础资产为个人住房抵押贷款。这与美国次债危机所涉及的主要基础资产类型一致,虽然我国禁止开展CBO(Collateralized Bond Obligation)等再证券化金融衍生品交易,但复杂的结构性金融产品造成了较大的信息不对称,在金融市场的发展中形成了潜在风险,尤其是流动性风险。国际清算银行将市场流动性定义为市场在保持价格稳定的情况下达成交易的速度,其影响因素主要分为三类:产品设计、市场微观结构和参与者行为(BIS, 1999)。其中,产品设计的影响主要在于金融产品之间的替代性,市场微观结构的影响主要在于监管体系、交易制度、信息披露和交易成本,市场参与者行为的影响主要在于交易时间范围、风险偏好、市场信心和信息敏感性。根据这三类因素的作用机制,替代性较高、交易成本低、信息敏感性较低的金融产品会助推市场的流动性,交易中能最大程度上确保价格的稳定。即便在信息不对称市场中,流动性较好的债券交易也一般不会因逆向选择问题(Dang et al., 2017),造成不知情交易者(Uninformed Agent)的交易损失,具备这种特点的债券可以称为信息不敏感债券(Information-insensitive Bond),较为典型的是国债、地方政府债券、央行票据等利率债、高等级企业信用债及资产支持证券。因此,基于信贷资产证券化市场的信息不对称,研究债券的信息敏感性特征及其对流动性的影响,有助于揭示证券化市场新的风险机制,防范和化解潜在金融风险,推动证券化市场健康发展。

资产支持证券市场包含公开信息和私有信息两类信息。其中,公开信息主要来自信用评级等几乎无须支付成本直接获取的信息,除信用评级本身可反映风险信息外,对其适度分析后也可间接获取更多信息,如资产支持证券的评级调整可传递资产质量信息,但发行人的信用风险对此有对冲效果(洪祥骏和官蕾, 2019)。然而,证券化市场的信息不对称通常会导致投资人过度重视信用评

级,且市场通常存在乐观情绪(徐瑞慧和黎宁,2018),模糊了资产支持证券的质量差异,导致普遍忽视基础资产风险(Hanson and Sunderam,2013),加上信用评级机构存在较强的虚增评级动机(Downing et al.,2009),均导致了公开信息的真实信息含量有限。因此,私有信息成为公开信息的重要补充,如资产支持证券的风险自留情况可反映资产质量信息(DeMarzo,2005),但目前国内单一风险自留比例的监管要求,降低了有效信息含量(郭桂霞等,2014;幸丽霞等,2021);诸如房地产限购政策等信息也可以提供资产质量上升的积极信号,缓解市场中的信息不对称(洪祥骏和官蕾,2021)。因此,除信用评级这类公开信息外,证券化市场的有效信息更多来自私有信息,而对于信息敏感性的研究也主要针对私有信息,本文的研究也将对信息类型予以区分。

以银行为代表的金融中介存在的根本原因是“交易(Trading)”,在信息不对称市场中,为避免逆向选择风险带来的损失,倾向于创设市场普遍认同、没有价值认知差异的债务工具,以通过交易获得流动性和盈利(Gorton and Pennacchi,1990),如美国次债危机之前,交易机构主要通过交易短期债务获取流动性,且往往基于信任,而非全面尽职调查,这些债务具备信息不敏感特征(Holmström,2009)。贷款资产由于非标准化程度较高,很难直接替代债券等标准化金融产品等流动性较高的资产,而基于分割贷款资产现金流而设计的资产支持证券,具备可以被不知情机构(Uninformed Agents)独立评估风险的特征,结构化技术的运用,可以协调信贷资产交易双方的信息结构和定价模型差异(彭惠和吴雪玲,2006),所形成的优先级资产支持证券,由于获得次级证券的风险缓释保护,可通过降低信息敏感性来减少信息不确定性的影响(余超,2015)。信息不敏感特征在一定程度上减轻了市场中因信息不对称造成的交易损失,这是信息不敏感债务(Information-Insensitive Debt)产生于金融市场的原因(Gorton and Pennacchi,1990),而资产支持证券属于典型的基于债务的债务(Debt-on-Debt),具备较强的信息不敏感特征(Dang et al.,2015)。但是,在共同的贷款组合支持下,不同优先级的资产支持证券风险特征存在差异,因此在信息敏感性上应有不同,这些在以往的研究中未有深入研究。

债券的信息敏感性概念被提出后,首先用于分析美国次债危机的形成机制。研究表明,在不知情交易机构的推动下,金融市场的信息不敏感债务合约交易量大量增加,但在风险事件冲击下,信息不敏感债务易变成信息敏感债务,交易机构为避免逆向选择风险而选择储备流动性,需要获取更多信息以进行合理估值(Dang et al.,2017)。然而,由于交易机构的异质性,出于自身流动性、风险评估技术等因素角度考虑,并非都能以合理的成本及时获取信息,识别真实风险,导致大量折价(Haircut)交易需求的出现,资产价格因折价交易持续下跌。在交易机构发现通过资产交易获得的流动性普遍减少后,已无法对其合理估值

(Fender and Mitchell, 2009; Hattori and Ohashi, 2011), 更倾向持有资产, 市场出现“交易冻结”(Diamond and Rajan, 2009), 流动性持续收紧, 最终因流动性枯竭造成金融市场系统性违约。因此, 信息不对称环境中, 债券的信息敏感性与流动性极度相关, 这种相关性同时受信息成本等因素影响, 但以往这方面的研究多是结合市场现状进行逻辑推演, 缺乏有效的理论模型支撑, 特别是信息成本的影响。

除用于分析美国次债危机的形成机制外, 学者们围绕债券信息敏感性也开展了区域市场和产品市场两个维度的研究, 并且以实证研究为主: 一是将信息敏感性特征用于分析不同国家区域的金融市场稳定政策的内在机制。如将杠杆率作为信息敏感性的代理变量, 分析债券购买政策对于不同杠杆率企业所发行债券的差异化影响, 认为债券购买政策导致债券信息敏感性出现变化, 低评级债券信息敏感性在政策出台后显著增加, 而美联储所购买的债券似乎更加倾向于这些信息敏感的债券(Flanagan and Purnanandam, 2020), 这种信息敏感性特征同样在英国市场(Julliard et al., 2019)、欧洲市场(Gallagher et al., 2020)、香港市场(Charoenwong et al., 2019)得到了验证。二是将信息敏感性特征在不同金融产品市场进行验证。如Dang et al. (2021)将长期国债和标普500指数作为研究样本, 利用连续交易数据建立了信息敏感性的度量方法, 发现2015年中国股市下跌期间, “国家队”进场有效降低了所购买股票的信息敏感性。Arnold and Rhodes(2021)分析了新冠肺炎病毒暴发期间公司债券债券信息敏感性的变化, 认为低评级企业往往杠杆率较高, 面临下调评级可能性最大, 因此这些企业发行债券信息敏感性较高, 美联储宣布干预公司债券市场后, 有效降低了企业杠杆率对债券信息敏感性的影响, 债券信息敏感性同样也在大额存单市场(Pérignon et al., 2018)、回购市场(Covitz et al., 2013)等货币市场(Gallagher et al., 2020)得到了验证。虽然这些研究很好地扩展了信息敏感性研究的广度和深度, 但对资产证券化市场的实证研究几乎是空白, 而证券化市场是信息敏感性研究的来源领域, 这是本文着力解决的问题之一。

总体来看, 资产支持证券因其特殊的结构设计, 已具备较强的信息不敏感债券特征, 这种信息敏感性特征助推了证券化市场的流动性, 由于市场信息不对称掩盖了较多真实风险, 在面临冲击时, 信息敏感性的变化可能导致市场出现流动性风险。当然, 债券信息敏感性领域还存在较多值得研究的地方, 如资产支持证券相对无结构化分级债券信息差异及内在机制, 分级结构如何影响信息价值, 信息敏感性如何影响流动性, 信息成本在其中起到什么作用等。为此, 本文提出了分析信贷资产证券化市场风险机制的一个新视角, 基于信息价值模型, 论证了资产支持证券与普通债券信息敏感性差异、结构化分级技术对信息敏感性的影响, 以及信息敏感性对流动性的影响及信息成本的作用。

结果表明,资产支持证券通过结构化分级技术可以降低债券的信息敏感性,债券的信息敏感性对于流动性的作用因债券风险等级不同而存在差异。其中,低风险债券的信息敏感性提高,会降低信息债券的流动性,而高风险债券在信息成本偏低的情况下,信息敏感性的提高将有助于债券流动性的提升,但当信息成本超出投资人可承受范围后,流动性将面临枯竭的风险,信息成本的提高则对这种流动性收紧起到推波助澜作用。

本文的边际贡献主要在于:一是建立区分一级市场和二级市场的信息价值模型,并分别论证了高风险和低风险两类资产支持证券的信息敏感性最小化特点;二是分析了分级结构技术对资产支持证券信息敏感性的影响;三是建立了基于信息敏感性的资产支持证券流动性分析模型;四是提出了一种新的信息价值度量方式,并据此对所提出的理论模型进行了实证检验。

1 理论模型

1.1 信息价值模型

根据 Dang et al. (2015)提出的信息敏感性定义,可将信息价值用于衡量债券的信息敏感性。假设金融市场中三个交易机构间存在二次交易,鉴于债券的内涵价值与市场价格之间存在一定差异,信息价值可用以下两种较小值的累计分布函数衡量表示:(1)以高于内涵价值的市场价格成交而面临的损失;(2)因低于内涵价值的市场价格成交而获得的收益。在此基础上,本文同时考虑以下因素后建立信息价值模型,以分析债券的信息敏感性:(1)因交易机制不同,一级发行市场和二级交易市场的交易机构之间的信息不对称程度存在差异;(2)因风险偏好变化,交易机构对潜在损失和预期回报的接受程度可能随市场变化而变化;(3)因风险评估不同,交易中存在债券内涵价值高估情况。

债券交易过程中存在预期价格、内涵价值、市场价格三个要素,交易机构有以下两种决策:(1)若市场价格普遍低于预期价格,信息不完全的交易机构在初始阶段并不愿意出售债券,但在其掌握充分信息后,会在市场价格高于内涵价值情况下选择出售。因此,获取充分信息可帮助交易机构在低回报预期情况下出售债券,避免决策错误而出现损失;(2)若市场价格普遍高于预期价格,信息不完全的交易机构会出售债券,但其掌握充分信息后同样会在市场价格高于内涵价值时出售债券,获取充分信息可以帮助交易机构在高回报情况下出售债券,避免决策错误出现收益降低。基于这两种决策情景,以下两个要素将构成

信息价值模型的基础:低回报区域的最大损失,即图 1 中的 RL 区域;高回报区域的最大收益,即图 1 中的 RH 区域。

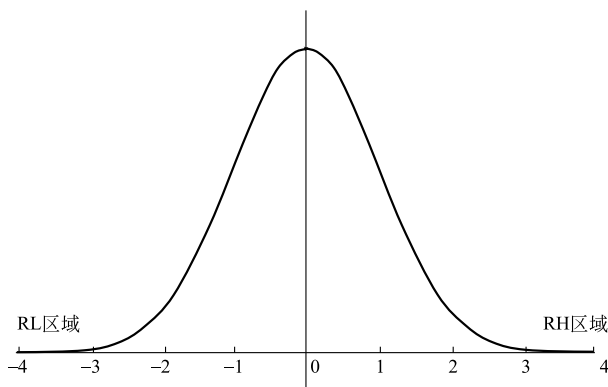


图 1 交易机构投资收益概率分布

贷款机构 A 基于其持有的贷款组合 L 发行价格为 p 的资产支持证券,该资产支持证券的现金流合计为 $w(l)$,预期回报为 $E(w(l))$, l 是累计分布函数为 $f(l)$ 的随机变量。贷款机构 A 发行资产支持证券的行为可以描述为, A 向市场中的交易机构发送了一项要素为 $(w(l), p)$ 的交易要约。对于不同风险的债券,存在以下情景:

(1) 在 RL 区域,若 $p < E(w(l))$, 交易合同价值被低估,交易机构 B 通过分析贷款组合 L, 以及获取 l 的额外信息后发现 $w(l) < p$, 则会拒绝 A 发送的交易要约,避免因购买高风险债券出现金额为 $p - w(l)$ 的损失。因此,可将低回报区域的信息价值定义为:

$$\pi_{RL}(\cdot) = \int \max(p - w(l), 0) f(l) dl$$

(2) 在 RH 区域,若 $p > E(w(l))$, 交易合同价值被高估,交易机构 B 获取充分信息后发现 $w(l) > p$, 则会通过本次交易实现金额为 $w(l) - p$ 的收益。因此,可将高回报区域的信息价值定义为:

$$\pi_{RH}(\cdot) = \int \max(w(l) - p, 0) f(l) dl$$

上述信息价值可用图 2 表示,以往文献将信息价值定义为 $\pi(\cdot) = \min(\pi_{RL}, \pi_{RH})$ (Dang et al., 2015), 是将 A 和 B 作为信息掌握程度类似的交易双方,并非资产支持证券的发行人和投资人。通常来说,贷款机构 A 作为贷款组合 L 的初始持有人,往往较 B 拥有较大的信息优势,以往研究也表明,资产支持证券的发行人有意降低信息透明度从而提高一级市场的流动性,但可能降低该资产支持证券在二级市场的流动性 (Pagano and Volpin, 2021)。因此,资产支持证券在一

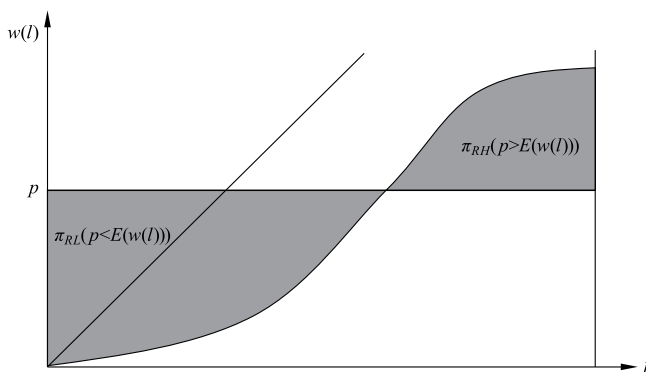


图2 信息价值

级发行市场和二级交易市场的信息机制可能有所不同。为便于分析,在上述交易基础上引入第三个交易机构 C,其与 B 之间存在资产支持证券的二级市场交易,从而将信息价值定义如下:

(1) 资产支持证券的一级市场发行中,参与者为 A 与 B,债券的信息价值更多影响的是 B 的投资决策,易受市场整体风险偏好影响,故将该阶段的信息价值定义为 $\pi(\cdot) = \alpha\pi_{RL} + \beta\pi_{RH}$ 。其中, α 和 β 分别代表 B 机构的损失承受能力及回报要求,且 $\alpha, \beta \in (0, 1)$,在仅考虑风险和收益平衡情况下, $\alpha + \beta = 1$ 。

(2) 资产支持证券的二级市场交易中, B 将出于流动性等因素,将持有的资产支持证券出售给 C,双方初始的信息获取基础较为类似。因此,沿用以往学者的信息价值定义 $\pi(\cdot) = \min(\pi_{RL}, \pi_{RH})$ 。

1.2 信息敏感性最小化

假设市场中有 n 只相同价值 V 的证券且分为两类,一类是采用结构化分级的资产支持证券;一类是以相同贷款组合为支持未进行结构化分级的普通债券,用函数表示为:

(1) 债券 1, $w_B(l) = \min(l, B)$, 其中 B 为债券的面值;

(2) 债券 2, $w_C(l)$ 为普通债券。

上述两种债券的预期回报都相同且价格均为 p , 即 $E(w_B(l)) = E(w_C(l)) = V$ 。根据信息价值衡量模型:

(1) $p < V$

债券 1 的信息价值为图 4 中的 A 区域: $\pi_{RL}^B(\cdot) = \int_{l < p} (p - l) f(l) dl$

债券 2 的信息价值为图 4 中的 A+B 区域: $\pi_{RL}^C(\cdot) = \int_{y < w_C^{-1}(p)} (p - w(l)) f(l) dl$

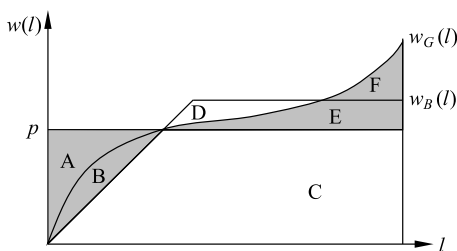


图3 高风险资产支持证券与普通债券的信息敏感性

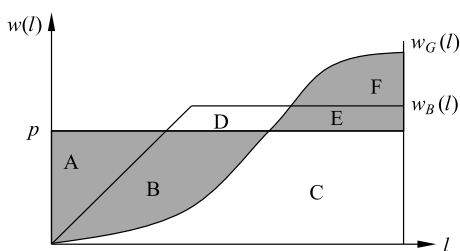


图4 低风险资产支持证券与普通债券的信息敏感性

(2) $p > V$

债券1的信息价值为图4中的D+E区域: $\pi_{RH}^B(\cdot) = \int \max(w_B(l) - p, 0) f(l) dl$

债券2的信息价值为图4中的E+F区域: $\pi_{RH}^C(\cdot) = \int \max(w_G(l) - p, 0) f(l) dl$

根据 $E(w_B(l)) = E(w_G(l)) = V$, 资产支持证券的信息价值与普通债券的信息价值差异为:

$$\pi_B - \pi_C = \min(A, D + E) - \min(A + B, E + F) = -B$$

证明: 见附录。

基于上述结论, 讨论资产支持证券和普通债券在不同收益回报曲线条件下的信息价值差异:

(1) 若 $w_G(l)$ 在 $w_G(l) < p$ 阶段, 即随着基础资产实际价值的增加, $w_G(l)$ 在短期内提高后增速减缓, 代表交易机构对于金额较小的债券选择性地忽视了基础资产情况, 而随着发行规模的增加, 则更看重基础资产本身。在此状态下, $B < 0$, $\pi_B - \pi_C > 0$, 资产支持证券并非信息价值最小, 投资人对其私有信息较为敏感, 此种特征代表资产支持证券中的高风险债券。

(2) 若 $w_G(l)$ 在 $w_G(l) > p$ 阶段, 即随着基础资产实际价值的增加, $w_G(l)$ 在短期内保持低速增长并后续增速增加, 代表交易机构时刻在关注基础资产情况, 且随着发行规模的增加, 则愿意基于基础资产本身提高购买价格。在此状态下, $B > 0$, $\pi_B - \pi_C < 0$, 资产支持证券信息价值最小, 投资人对其私有信息并不敏感, 此种特征代表资产支持证券中的低风险债券。

1.3 信息敏感性与优先级证券比例

风险与收益在金融市场中是对等的, 债券一级发行票面利率或二级交易价格均反映出交易机构对债券的违约风险判断。然而, 资产支持证券由于进行了结构化分级, 基础资产的违约风险并不完全能够反映出基于基础资产发行的各档期资产支持证券的风险, 尤其是优先级证券。因此, 优先级证券比例可能在

一定程度上反映了证券的信息价值。

假设一只优先级证券占比为 S 的资产支持证券,基础资产贷款组合为 $L(l_1, l_2 \cdots l_n)$, 证券总发行规模与贷款组合本金一致, 贷款合同的偿付平衡点为:

$$R_L(d \times \text{LGD} + (1 - d)) = S \times R_s$$

其中, d 为贷款违约率, LGD 为违约损失率为, R_L 为贷款组合的合同约定偿付现金流总额除以贷款本金的比例, R_s 为证券合同约定的兑付现金流总额除以证券本金的比例。根据上式, 偿付平衡点的优先级比例为:

$$S = (1 - (1 - \text{LGD})d) R_L / R_s$$

如果贷款违约率 d 上升, 较高的基础资产风险可能提高投资人对证券收益率的预期, 由此 R_s 也会有所提高, 为保持偿付平衡, 需要通过置换现金流较大的基础资产提高 R_L , 或者降低优先级比例 S/L , 确保对资产提供足够的资产支持。但若从信息价值角度考量, 可能有所不同。根据前述信息价值理论, 资产支持证券在低回报区域的信息价值和高回报区域的信息价值分别为:

$$\begin{cases} \pi_{RL} = d \times \text{LGD} \times L \times R_L - (1 - S) L \times R_L \\ \pi_{RH} = (1 - d) S \times L \times R_s \end{cases}$$

则资产支持证券在一级市场的信息价值为:

$$\pi = \alpha(d \times \text{LGD} \times L \times R_L - (1 - S) L) + \beta(1 - d) \times S \times L \times R_s$$

一级市场的优先级比例对信息价值的影响为, 资产支持证券的优先级证券比例越高, 信息价值越高, 具体如下:

$$\partial \pi / \partial S = \alpha L + \beta(1 - d) \times L \times R_s > 0$$

假设投资人付出成本 C 可获得私有信息, 但私有信息成本已经超出信息价值 $c > \pi$, 有效减少对投资人对资产支持证券信息敏感性的方法, 是尽量认购优先级比例较低的资产支持证券优先级证券, 在二级市场上通过出售次优级债券或购买优先级债券, 增加其持有的优先级债券。由此, 本文提出假设:

H1: 优先级证券比例对债券的信息价值产生显著的正向影响。

因此, 在既定的优先级证券比例情况下, 当市场中出现关于基础资产的负面信息, 如违约率可能提高、违约损失率可能提高等减少基础资产未来现金流的情况, 资产支持证券的敏感性将增加。在此情况下, 投资人并不倾向于提高收益率, 而是要求减少发行规模, 或者提高基础资产规模, 通过减少同等证券化发行规模中的优先级证券比例来降低债券的信息敏感性。

1.4 信息敏感性与流动性

流动性是指市场进行低成本快速交易的能力, 买卖价差是衡量流动性的重要指标 (Kyle, 1985), 买卖价差越小, 成交周期越短, 债券流动性越高。本部分将区分高风险市场和低风险市场, 引入信息成本后分析信息敏感性变化对资产

支持证券在二级市场上的流动性影响。首先,做如下假设:(a) 债券的卖方已在之前购买债券的交易中付出了信息成本 $c > 0$, 该信息成本作为沉没成本, 在再次出售债券时不将其纳入定价因素;(b) 低风险债券市场中, 市场价格普遍低于其内涵价格 $p < w(l)$, 市场处于卖方市场; 高风险债券市场中, 市场价格普遍高于其内涵价格 $p > w(l)$, 市场处于买方市场;(c) 卖方希望以债券市场价格报价出售;(d), 卖方希望以债券内涵价值报价出售, 买方付出信息成本获得私有信息, 依据信息价值模型确定价格, 再加上其付出的信息成本后报价。

(1) 低风险债券市场中, 原信息价值模型简化为: $\pi(\cdot) = \int (w(l) - p) f(l) dl$,

买卖双方的市场报价分别为 $p_{offer} = w(l)$, $p_{bid} = w(l) - \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} - c$, 买卖价差为:

$$\Delta p_{offer-bid} = |p_{bid} - p_{offer}| = \left| \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} + c \right|$$

买卖价差越大, 代表债券流动性越低, 由于 $\frac{\partial \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi} > 0$, $\frac{\partial^2 \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi \partial c} > 0$, 本文提出假设:

H2: 低风险债券的信息敏感性增加对流动性有显著的负向影响, 信息成本增加对此有助推作用。

(2) 高风险债券市场中, 原信息价值模型简化为: $\pi(\cdot) = \int (p - w(l)) f(l) dl$,

买卖双方的市场报价分别为 $p_{offer} = w(l)$, $p_{bid} = w(l) + \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} - c$, 买卖价差为:

$$\Delta p_{offer-bid} = |p_{bid} - p_{offer}| = \left| \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} - c \right|$$

在 $c < \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)}$ 情况下, $\frac{\partial \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi} < 0$; 随着信息成本增加, 当 $c > \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)}$ 时, $\frac{\partial \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi} > 0$ 。在上述两种状态下, $\frac{\partial^2 \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi \partial c} > 0$ 。由此, 本文提出假设:

H3: 信息成本偏低情况下, 高风险债券的信息敏感性增加对流动性有显著正向影响, 信息成本增加对此有助推作用。

H4: 信息成本偏高情况下, 高风险债券的信息敏感性增加对流动性有显著负向影响, 信息成本增加对此有助推作用。

证明: 见附录。

根据上述模型刻画出资产支持证券流动性变化, 如图 5 和图 6 所示。在信息成本较高情况下, 高风险和低风险资产支持证券的流动性随着信息敏感性的提高而降低, 但在信息成本较低情况下, 两者差异较大。投资人在合理的信息

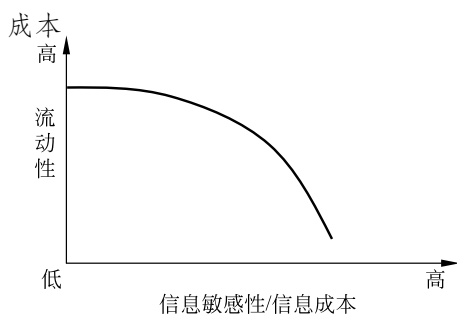


图5 低风险资产支持证券流动性变化

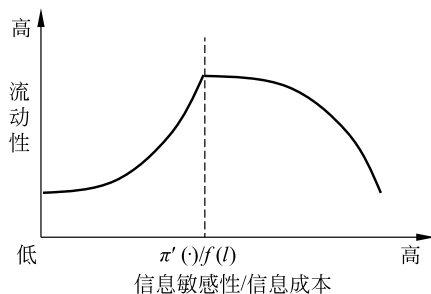


图6 高风险资产支持证券流动性变化

下收集私有信息,一定程度上可以有效识别高风险债券的真实情况,从而提高债券流动性,但若信息成本超过承受范围,则会导致债券流动性的下降。然而,对低风险债券的私有信息收集对流动性的提升并没有促进作用,反而会降低债券流动性。因此,资产支持证券市场的风险并不完全在于违约风险,更是因为债券信息敏感性提高,当投资人难以付出超出其承受能力的信息成本去通过收集私有信息识别真正的违约风险,导致大量高风险债券流动性下降。美国次债危机的重要原因就是贷款机构在市场较好的时候发行了大量信息不敏感的资产支持证券(Dang et al., 2017),而面临资产质量和信用风险冲击时,资产支持证券的信息敏感性显著提高,但投资人不具备相应的风险识别技术,或无法以合理的成本去获取私有信息、识别基础资产风险,导致该市场出现流动性枯竭。

2 实证检验

2.1 数据、变量与回归分析模型

2.1.1 数据来源

本文数据包括2005—2020年金融机构在中国银行间债券市场发行的信贷资产证券化产品及信用债数据,主要来源于Wind资讯终端的中国金融数据库及债券模块、Dealing Matrix终端的ABS模块,部分缺失数据则通过网络爬虫技术在公开披露的募集说明书中获得并手工整理。

(1) 资产支持证券一级发行市场样本为银行间市场118家发行人所发行的3517只资产支持证券,剔除未评级的劣后级($N=1135$)、关键数据缺失的债券($N=244$)后共计2138只资产支持证券,发行人类型包括13类金融机构,发行数量最高的是国有大型银行、股份制银行和城商行,占比分别为25.47%、24.30%和16.83%,合计占比66.60%。

(2) 资产支持证券二级市场交易样本为银行间市场1663只资产支持证券

发生的5002笔交易。按照如下标准剔除不符合要求的交易:成交金额偏低,单笔低于500万元($N=84$);成交价格显著偏离,加权成交价格/剩余本金低于90或高于110($N=160$);关键数据缺失或到期日在30天以内($N=15$);未评级债券的交易($N=876$),最终共计3867笔交易。

(3) 信用类债券一级发行市场样本为上述资产支持证券发行人在银行间、交易所市场发行的共计1361只信用债,按照如下标准剔除不符合要求的交易:贴现发行债券($N=57$);次级债($N=42$);关键数据缺失或异常($N=40$),最终共计1222只债券。

2.1.2 信息价值计量

信息价值难以直接通过变量指标体现,Dang et al. (2021)在信息敏感性的实证研究中,采用了政府债券和股票的每日交易数据对信息价值进行了度量,但应用到国内资产支持证券市场中时面临两个问题:(1)同一个金融机构在一级市场上发行资产支持证券不具备连续性;(2)二级市场属于低频交易,每只债券几乎没有连续交易数据。因此,无法直接使用发行价格和二级市场成交价格来度量债券的信息价值。为此,本文参照Agarwal and Hauswald(2010)的方法,也将信用评级机构对于资产支持证券的评级信息分解成市场公开信息和私有信息,相对信用类债券,私有信息包括更多的基础资产信息。同时,假设债券评级已反映了所有公开信息(包含一定的基础资产以外的私有信息),则投资人会在公开信息基础上,根据其获得的私有信息情况进行债券定价,由此私有信息可以体现信息价值。具体而言,我们基于资产支持证券和金融债的一级市场发行数据,在对发行人主体信用评级和债券信用评级赋值后,通过模型(1)(2)的验证实现两个目的:(1)通过回归残差的方式获取实际信用利差和估计信用利差的差异度量信息价值;(2)比较资产支持证券和普通信用类证券的信息敏感性差异。

$$Cs\_s = \beta_0 + \beta_1 Cr\_i + \beta_2 Cr\_s + \beta_3 M + \lambda_1 Y + \lambda_2 Z + \varepsilon \quad (1)$$

$$Cs\_b = \beta_0 + \beta_1 Cr\_i + \beta_3 M + \lambda_1 Y + \lambda_2 Z + \varepsilon \quad (2)$$

其中, Cs_s 和 Cs_b 分别为资产支持证券和信用债券的信用利差,用发行利率减去发行日前20个交易日的3个月Shibor均值表示,金融机构所发行的信用债券可视为其以账面非限制类资产为支持的普通证券,符合理论模型中有资产支持但未进行分级的普通证券的风险特征。 Cr_i 和 Cr_s 分别为发行人和债券的信用评级赋值,按信用评级由高到低分别赋值为7-1,7为AAA,6为AA+,5为AA,4为AA-,3为A+,2为A,1为A-, M 为债券的预计到期期限, Y 为年份控制变量, Z 控制变量集,包括发行人拨备前利润/平均风险加权资产、不良贷款率、拨备覆盖率、核心资本充足率。

2.1.3 证券化分级结构和信息敏感性

为验证证券化分级结构对资产支持证券信息敏感性的影响,将资产支持证券的优先级比例作为自变量,构建如下模型。资产支持证券的兑付多采用过手摊还形式,存续期间本金余额不断减少,大量提前偿付造成无法准确获取每个时点的剩余本金。受数据质量限制,在验证分级结构对信息敏感性的影响时,采用二级市场交易数据将导致结论偏差。因此,本部分的实证研究仅采用资产支持证券一级发行市场的数据。

$$\pi_{Lrisk} = \beta_0 + \beta_1 S + \lambda_1 Ti + \lambda_2 Tb + \lambda_3 Y + \lambda_4 Z + \varepsilon \quad (3)$$

$$\pi_{Hrisk} = \beta_0 + \beta_1 S + \lambda_1 Ti + \lambda_2 Tb + \lambda_3 Y + \lambda_4 Z + \varepsilon \quad (4)$$

模型(1)估计的残差的正向值和负向值进行绝对值处理后,定义 π_{Lrisk} 和 π_{Hrisk} 两个变量, π_{Lrisk} 表示残差为负的观测值取绝对值,为正的观测值取0,代表低风险高风险资产支持证券的信息价值, π_{Hrisk} 表示残差为正的观测值,为负的观测值取0,代表高风险资产支持证券的信息价值。 S 为优先级资产支持证券比例,采用本档证券发行规模占产品发行总规模(扣除优先于本档债券的发行规模)的比例表示。控制变量包括 Ti 、 Tb 、 Y 、 Z ,前三个分别是发行人类型、基础资产类型和发行年份,其中,发行人类型包括大型银行、中小银行和非银机构三类,基础资产类型包括对公贷款和零售贷款两类,控制变量 Z 为资产支持证券要素集,包括资产支持证券发行规模(取对数)、利率品种(固定利率、浮动利率)、付息方式(按月、按季、按年)。

2.1.4 信息敏感性和市场流动性

为验证信息敏感性与资产支持证券流动性之间的关系,区分低风险资产支持证券和高风险资产支持证券两类,将信息价值作为自变量,构建如下面板数据模型。债券在一级市场的流动性通常用全场认购倍数衡量,即投标认购量与计划发行量之比,由于国内信贷资产证券化市场产品发行多不披露投标认购量数据,故这部分的实证研究主要针对资产支持证券的二级市场:

$$\text{Liquid\_l}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \pi_{Lrisk-it} + \beta_2 Ti + \beta_3 Tb + \lambda X + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{Liquid\_h}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \pi_{Hrisk-it} + \beta_2 Ti + \beta_3 Tb + \lambda X + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, Liquid_l_{it} 和 Liquid_h_{it} 分别为低风险和高风险资产支持证券 i 在 t 年流动性,由于国内资产支持证券的二级市场交易属于低频交易,不具备连续交易的数据基础,且受披露限制,难以直接获取买卖价差数据,故采用非流动性指标测算(Amihud, 2002),即 $\text{Amihud} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{|r_t|}{Q_t/10^6}$, r_t 为交易收益率, Q_t 为日交易金额, N 为年交易天数, Amihud 值越小,代表资产支持证券的市场非流动性越小,即市场流动性越高。 $\pi_{Lrisk-it}$ 和 $\pi_{Hrisk-it}$ 分别代表低风险和高风险资产支持证券 i

在 t 年的二级市场信息价值,以二级市场交易数据通过模型(1)进行回归后的残差为基础,按照前文 π_{Lrisk} 和 π_{Hrisk} 的方法计算所得,同一只证券相同年度多笔交易的,采用平均值。 Ti 和 Tb 分别为资产支持证券的发行人类型和基础资产类型,用于表示投资人收集私有信息的成本,考虑到发行人规模越大,管理越规范性,信息披露程度越高,投资人在收集私有信息中所付出的成本也越低,故根据发行人类型 Ti 为大型银行、中小银行、非银机构,分别赋值为 1、2、3,代表信息收集成本由低到高;同时,考虑到零售类贷款一般单笔规模偏小,基础资产所包含的笔数也较多,风险特征上符合大数定律,投资人无须单笔穿透审核,只需根据基础资产的历史违约率、早偿率,结合借款人的区域、行业、年龄分布等特征评估风险,收集信息成本较低;对公类贷款需要逐笔穿透审查,投资人需要付出的信息成本较高,故根据基础资产类型 Tb 为对公类和零售类,分别赋值为 2 和 1,代表信息收集成本由高到低。 X 为控制变量集,包括资产支持证券发行规模(取对数)、利率品种(固定利率、浮动利率)、付息方式(按月、按季、按年)。

2.2 实证结果及分析

2.2.1 变量描述性统计

经过两端各 0.5% 缩尾处理后,对主要变量进行描述性统计。如表 1 所示,资产支持证券一级市场样本的信用利差平均为 2.088%,主体信用等级赋值平均为 6.662,债券信用等级赋值平均 6.773,优先级证券比例平均为 0.557,平均发行期限为 2.75 年;二级市场样本的信用利差平均为 2.086%,主体信用等级赋值平均为 6.762,债券信用等级赋值平均 6.924,优先级证券比例平均为 0.527,平均到期期限为 3.979 年;信用类债券样本的信用利差平均为 2.160%,主体信用等级赋值平均为 6.781,平均到期期限为 3.509 年,含回售权的债券按首次回售日作为到期日。相比一级发行市场,资产支持证券二级市场成交较多的普遍为到期期限较长、信用等级较高的证券;相比资产支持证券,信用类债券的到期期限较长,信用利差偏低且存在负利差的情况。

2.2.2 一级市场的信息敏感性

模型(1)的回归结果显示,资产支持证券一级发行市场的信用利差与发行人主体、债券的信用评级均有较强的相关性,但影响方向却不相同。较高的信用评级可以有效地降低信用利差,说明投资人在一级市场投资资产支持证券时,债券的信用等级是一项重要定价依据,资产证券化分层结构设计有效降低了信用利差(朱波和刘文震,2019)。然而,较高的发行人主体信用评级反而提高了信用利差,这与传统金融市场风险定价逻辑有所不同,可能与资产支持证券市场存在一定的逆向选择问题有关。另外,从发行期限来看,较长的债券期限提高了信用利差,说明市场投资人比较偏好短期限债券,对于期限较长的债

券需要额外的溢价补偿。利用发行资产支持证券的发行人在该期间所发行的信用类债券数据,使用模型(2)进行回归后发现,与资产支持证券不同,信用类债券的信用利差与发行人主体信用评级呈较强的负相关性,较高的信用等级可以有效地降低信用利差。

表 1 主要变量描述性统计

市场类型	指标名称	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差	中位数
资产支持证券 一级市场	Cs_s	2138	0.514	3.975	2.088	0.844	2.099
	Cr_i	2138	1.000	7.000	6.662	1.188	7.000
	Cr_s	2138	1.000	7.000	6.773	0.765	7.000
	S	2138	0.038	1.000	0.557	0.246	0.560
	M	2138	0.112	11.621	2.750	2.991	1.689
资产支持证券 二级市场	Cs_s	3846	0.506	3.947	2.086	0.831	2.065
	Cr_i	3846	1.000	7.000	6.762	1.017	7.000
	Cr_s	3846	2.000	7.000	6.924	0.476	7.000
	S	3846	0.004	1.000	0.527	0.249	0.555
	M	3846	0.281	10.991	3.979	3.440	2.360
信用类债券 一级市场	Amihud	1663	0.011	86.647	1.056	3.452	0.336
	Cs_b	1222	-0.608	5.677	1.994	0.949	1.871
	Cr_i	1222	2.000	7.000	6.841	0.551	7.000
	M	1222	1.000	30.000	4.546	2.616	5.000

表 2 信用利差与信用评级

	(1)	(2)
常数	0.056 *** (3.598)	172.797 *** -8.608
Cr_i	0.455 *** (2.904)	-0.417 *** (-8.779)
Cr_s	-0.251 *** (-10.559)	
M	0.038 *** (7.123)	0.054 *** -6.196
Y	控制	控制
Z	控制	控制
样本量	2138	1015
R ²	0.124	0.157
F 值	75.748	62.809

注:(1)括号内为 t 检验值;(2)***, ** 和 * 分别表示 t 检验的显著性水平为 1%,5%和 10%,下同。

中国信贷资产证券化试点始于2005年,后因2007年美国次债危机带来的全球金融波动暂停,在2012年重启新一轮试点后于2014年进入快速发展时期。其中,2005—2013年信贷资产证券化一级市场发行数量为45笔,发行总额为1928亿元,仅占2005—2021年5月发行总笔数、总金额的2.24%和1.43%;从二级市场交易来看,由于前期发行规模较少,加上交易政策限制,交易量扩大的主要时间段为2016年及以后,2005—2015年的二级交易总笔数为46笔、交易规模为27.6亿元,仅占2005—2021年5月交易总笔数和交易总额的0.91%和0.18%。此外,银行间市场曾经历两次冲击:(1)2016年债券市场违约风险大幅增加,加上资管新规征求意见稿出台,从投资标的和资金来源两端对整个债券市场冲击巨大;(2)2019年包商银行被托管,打破刚兑预期一度造成部分中小金融机构短期出现了流动性困难。因此,结合银行间资产支持证券的规模和数量,将资产支持证券的市场样本分为2016年及以前、2017—2019年、2020—2021年三个时间阶段,利用模型(1)的回归残差,按照模型(3)(4)中 π_{Lrisk} 和 π_{Hrisk} 的定义,分别计算这三个时期低风险资产支持证券和高风险资产支持证券的残差均值和标准差,以此对比不同风险的资产支持证券在不同时间阶段的信息价值差异。

结果如图7和图8所示,随着资产证券化市场的发展,低风险资产支持证券的信息价值及其标准差逐渐减少,而高风险资产支持证券却逐渐增加。其经济含义在于,信用评级机构在对金融机构的资产支持证券进行信用等级评定时,很难获取到金融机构的真实信息,尤其是基础资产等私有信息,这导致资产支持证券的信用等级反映更多的是公开信息。投资人在资产支持证券的投资决策中,较为依赖信用评级等公开信息,这导致对于不同风险的资产支持证券的投资出现分化:(1)对于低风险资产支持证券,投资人不太倾向于付出更多额外的成本去挖掘公开信息以外的私有信息。信息价值的标准差逐渐减少也表明,投资人之间对于低风险资产支持证券的风险评估标准也日益趋同。(2)对于高风险资产支持证券,投资人却越来越谨慎,更多倾向于挖掘私有信息来加强风险评估,但由于不同投资人为挖掘私有信息所付出的成本存在差异,且获得私有信息后最终的评估结果之间的差异性也有所增加,所以其风险评估标准也日益分化,其证据来自信息价值的标准差逐渐增加,这点在2020—2021年表现得尤为显著。

采用同样的方法,利用模型(2)的回归残差,按照模型(3)(4)中 π_{Lrisk} 和 π_{Hrisk} 的定义,分别计算三个时期低风险信用类债券和高风险信用类债券的残差均值和标准差,结果如图9和图10所示。对比不同风险债券,低风险债券中,资产支持证券和信用类债券的信息价值在三个时期的变化趋势相同;但在高风险债券中,两者的趋势并不相同,且资产支持证券的信息价值平均要高于信用类债券,特别是在后两个时期,且增长幅度显著高于信用类债券。说明投资人

对于

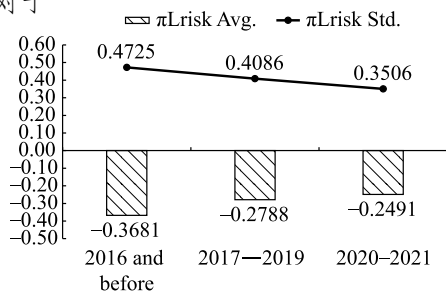


图7 低风险资产支持证券信息敏感性

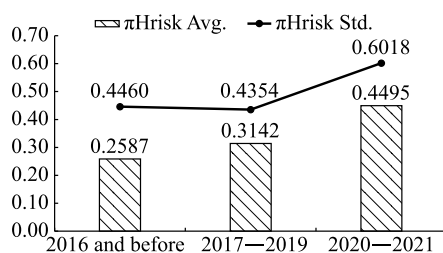


图8 高风险资产支持证券信息敏感性

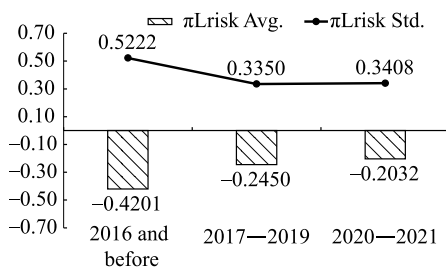


图9 低风险信用类债券信息敏感性

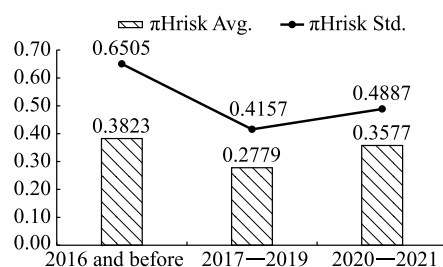


图10 高风险信用类债券信息敏感性

低风险资产支持证券私有信息的敏感性在向减弱方向变化,而对高风险资产支持证券私有信息的敏感性却日益加强。

综合以上分析,中国信贷资产证券化市场的资产支持证券中,低风险资产支持证券的信息敏感性正在减弱,逐渐成为信息不敏感证券;高风险资产支持证券则相反,信息敏感性不断增强,逐渐成为程度更高的信息敏感性证券。

表3 不同阶段的信息敏感性变化

	低风险		高风险	
	资产支持证券	信用类证券	资产支持证券	信用类证券
2017—2019年	减弱	减弱	增强	减弱
2020—2021年	减弱	减弱	增强	增强

2.2.3 一级市场的信息价值和资产支持证券分级结构

为检验信息价值的影响因素并分析其与资产支持证券的基础资产之间的关系,以模型(1)的回归残差作为信息价值的计量指标,通过建立 π_{Lrisk} 和 π_{Hrisk} 两个指标区分低风险和高风险资产支持证券的信息价值,并利用模型(2)进行回归。结果显示,低风险资产支持证券的信息价值与优先级比例呈显著正相关性,优先级证券比例越高,支持该档证券兑付的基础资产现金流也越低,投资人在评估投资风险时,会适度强化私有信息的收集,高优先级证券比例的债券较

低优先级证券比例的债券,对其信息敏感性更高,H1 得到了部分验证。相比于低风险资产支持证券,高风险资产支持证券却无该特征,证券化分级结构对于风险较高的优先级证券并不能起到很好的增信作用,对高风险资产支持证券的私有信息并不敏感。

为进一步分析证券化分级对信息价值的影响,区分发行人类型和基础资产类型,对模型(3)进行了分组回归后显示,上述特征在大型银行为发行人或基础资产为零售类资产的资产支持证券上更为显著。大型银行为发行人的资产支持证券单笔规模相对较大,基础资产分散程度高,证券化分级结构的私有信息含量更高,通过收集并分析私有信息可以更好地评估风险,这点也体现在以零售类贷款为基础资产的资产支持证券上。

表 4 信息敏感性和优先级比例

	(3)	(4)
常数	-10.254 (-1.444)	-31.785 *** (-4.644)
S	0.156 *** (4.774)	0.004 (0.126)
Ti	控制	控制
Tb	控制	控制
Y	控制	控制
Z	控制	控制
样本量	2138	2138
R ²	0.021	-0.003
F 值	11.812	-1.354

表 5 低风险资产支持证券信息敏感性和优先级比例(分组)

	中小银行	大型银行	非银机构	对公类	零售类
常数	36.681 * (1.735)	-58.909 *** (-5.961)	-3.756 (-0.210)	-49.094 *** (-4.973)	-27.260 ** (-2.118)
S	0.154 * (1.795)	0.203 *** (4.235)	0.004 (0.056)	0.077 (1.285)	0.175 *** (3.714)
Ti				控制	控制
Tb	控制	控制	控制		
Y	控制	控制	控制	控制	控制
Z	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	414	1222	540	902	1274
R ²	0.045	0.06	0.045	0.034	0.013
调整 R ²	0.038	0.058	0.039	0.031	0.011
F 值	6.449	25.896	8.344	10.656	5.673

2.2.4 二级市场的流动性和信息敏感性

按照理论模型原理,若市场中出现大量信息不敏感交易证券,因外部冲击导致投资人对于其私有信息变得敏感时,可能需要提供更多的资产支持,若资产分级结构无法调整,将导致大量资产支持比例较低的证券在交易上流动性枯竭,进而影响金融体系的流动性。需要利用资产支持证券的二级市场交易数据,通过模型(5)(6)验证信息敏感性与资产支持证券二级市场流动性的关系。

模型(5)(6)为面板数据模型,分为固定效应模型、随机效应模型和混合效应模型,首先需要寻找最优模型。通过对模型(5)进行 F 检验显示, F 统计量为 1.789, p 值为 $0 < 0.05$, 固定效应模型要优于混合效应模型;通过 Hausman 检验显示, $\chi^2(1) = 2.369$, p 值为 $0.124 > 0$, 随机效应模型要优于固定效应模型;通过对模型(6)进行 F 检验显示, F 统计量为 1.803, p 值为 $0 < 0.05$, 固定效应模型要优于混合效应模型;通过 Hausman 检验显示, $\chi^2(1) = 3.452$, p 值为 $0.102 > 0$, 随机效应模型要优于固定效应模型,因此采用固定效应模型进行面板数据回归。

结果如表 6 所示,信息价值对于流动性有显著影响。其中,低风险债券的信息敏感性越高,Amihud 值也越高,代表资产支持证券的流动性越低,交乘项系数显示,信息成本对这种流动性的降低有助推作用, H2 得到了验证。高风险债券的信息敏感性对于流动性的影响因信息成本不同有较大差异,在信息成本较高情况下,信息敏感性对流动性的影响方向与低风险债券一致,但在信息成本较低情况下,信息敏感性的提高是有助于流动性增强,这与低风险债券的作用一致,信息成本对此种影响均有助推作用, H3 和 H4 得到了验证。

表 6 信息敏感性与流动性、信息成本

	(5)	(6)-1	(6)-2
常数	-0.464 * (-1.738)	-0.556 (-1.155)	-0.631 ** (-2.240)
$\pi_{Lrisk-it}$	0.378 *** (2.695)		
$\pi_{Hrisk-it}$		-0.480 *** (-2.658)	0.530 *** (3.246)
Ti	0.237 *** (2.622)		
Tb	1.017 *** (3.517)		
$\pi_{Lrisk-it} \times Ti$	0.035 *** (2.814)		
$\pi_{Lrisk-it} \times Tb$	0.027 *** (3.269)		

续表			
	(5)	(6)-1	(6)-2
$\pi_{Hrisk-it} \times Ti$		0.083 ^{***} (2.809)	0.095 ^{***} (2.941)
$\pi_{Hrisk-it} \times Tb$		0.0462 ^{***} (2.495)	0.037 ^{***} (2.543)
Ti = 1/Tb = 1		控制	
Ti = 3/Tb = 2			控制
Y	控制	控制	控制
样本量	1663	1663	1663
R ²	0.023	0.021	0.023
F 值	37.876	38.482	42.519

为更好地对比不同年份信息敏感性变化对流动性影响,从二级市场交易开始增加的 2016 年至 2021 年,以每个年份作为时点,采用邹志庄检验(Chow Test)分析该年份前后是否存在结构性变化,结果如表 7 所示,无论是低风险还是高风险资产支持证券,模型都在 2017 年发生结构性变化。2016 年资管新规征求意见稿出台后,市场资金结构发生了很大改变,在这种政策冲击下,投资人更加注重私有信息的收集,资产支持证券市场的债券信息敏感性对流动性的影响出现了显著变化。

表 7 信息敏感性与流动性的 Chow Test

类型	时间点	残差平方和 SSE			样本量 n			k	F	df1	df2	p 值
		全部	1	2	全部	1	2					
低风险	2016 年	19348.98	929.23	18369.16	1663	145	1518	4	1.085	4	1655	0.362
	2017 年	19348.98	1240.04	17885.25	1663	378	1285	4	4.839	4	1655	0.001
	2018 年	19348.98	12363.13	6964.70	1663	694	969	4	0.453	4	1655	0.770
	2019 年	19348.98	14271.23	5050.87	1663	1071	592	4	0.576	4	1655	0.680
	2020 年	19348.98	15430.75	3867.88	1663	1406	257	4	1.079	4	1655	0.365
高风险	2016 年	19336.38	934.44	18345.66	1663	145	1518	4	1.208	4	1655	0.306
	2017 年	19336.38	1238.79	17900.95	1663	378	1285	4	4.251	4	1655	0.002
	2018 年	19336.38	12354.79	6960.22	1663	694	969	4	0.458	4	1655	0.767
	2019 年	19336.38	14248.36	5047.39	1663	1071	592	4	0.871	4	1655	0.480
	2020 年	19336.38	15403.85	3861.76	1663	1406	257	4	1.520	4	1655	0.194

2.2.5 稳健性检验

为进一步检验模型的稳健性和可靠性,本文采用以下方式进行了稳健性检验:(1)改变样本容量,采用 2018—2021 年的资产支持证券一级市场发行数据,利用模型(3)(4)验证信息价值对于优先级比例的影响;(2)改变模型验证方

法,对模型(5)(6)采用混合效应模型验证投资人对资产支持证券私有信息的敏感性对流动性的影响。通过上述检验,本文结论未发生改变。

表 8 资产支持证券信息敏感性和优先级比例(2018—2021 年)

	(3)	(4)
常数	6.099 -0.243	26.391 -1.191
S	0.128 *** -2.717	-0.033 (-0.803)
Ti	控制	控制
Tb	控制	控制
Y	控制	控制
Z	控制	控制
样本量	1142	1142
R ²	0.037	0.033
F 值	10.946	9.682

表 9 信息价值、信息成本和流动性(混合效应)

	(5)	(6)-1	(6)-2
常数	-0.581 ** (-2.218)	-0.488 (-1.071)	-0.751 *** (-2.671)
$\pi_{Lrisk-it}$	0.408 *** (2.909)		
$\pi_{Hrisk-it}$		-0.590 *** -(2.649)	0.422 *** (2.736)
Ti	0.307 *** (3.131)		
Tb	1.031 *** (3.839)		
$\pi_{Lrisk-it} \times Ti$	0.043 *** (2.858)		
$\pi_{Lrisk-it} \times Tb$	0.078 *** (2.745)		
$\pi_{Hrisk-it} \times Ti$		0.052 *** (2.596)	0.068 *** (3.439)
$\pi_{Hrisk-it} \times Tb$		0.034 *** (2.809)	0.046 *** (2.751)
Ti = 1/Tb = 1		控制	
Ti = 3/Tb = 2			控制

续表

	(5)	(6)-1	(6)-2
<i>Y</i>	控制	控制	控制
样本量	1663	1663	1663
R^2	0.023	0.022	0.024
<i>F</i> 值	12.068	15.728	14.693

3 结论与建议

本文提出了一个分析信贷资产证券化市场风险机制的新视角,基于信息价值模型,论证了资产支持证券与普通债券的信息敏感性差异、结构化分级技术对信息敏感性的影响,以及信息敏感性对流动性的影响及信息成本的作用。结果表明,资产支持证券可以降低债券的信息敏感性,结构化分级技术将资产证券化产品分为不同优先级的债券,高等级的低风险债券的信息敏感性已经类似于普通债券,但低等级的高风险债券信息敏感性却明显高于普通债券。

债券的信息敏感性对于流动性的作用因债券风险等级不同而存在差异。低风险债券的信息敏感性提高,会降低信息债券的流动性,随着信息成本的提高,这种影响会加强,说明投资人对于低风险债券并不倾向于挖掘私有信息,而是更加依赖信用评级等公开信息;而高风险债券在信息成本偏低的情况下,信息敏感性的提高将有助于债券流动性的提升,说明投资人对于高风险债券的风险评估更加依赖私有信息,在付出合理的信息成本后,可以有效识别债券风险,提高债券的成交概率,但当信息成本增加且超出投资人可承受范围后,投资人则倾向于信息忽视,但并不倾向于通过提高收益来覆盖风险,而是更加希望减少资产支持比例偏低的债券的持有比例,此类证券可能面临大量抛售而出现流动性枯竭,信息成本的提高则对这种流动性收紧起到推波助澜作用。债券的流动性是债券市场发展的核心,资产支持证券市场要获得发展,必须提高证券的流动性,基于信息敏感性角度的途径可分为两类,且对不同风险等级的债券,途径略有差异:(1)降低债券的信息敏感性,特别是对于优先级较高的低风险资产支持证券;(2)提高市场透明度,适度将私有信息转化为公开信息,降低私有信息获取成本,让投资人付出可承受的信息成本获取债券真实风险,特别是对于优先级偏低的高风险资产支持证券;(3)提高市场投资人的专业化程度,提高其对信息成本的承受能力。

为进一步促进资产证券化市场的发展,需要以防范金融风险为前提、以市场化发展为导向,从信息传递角度构建新的风险防范逻辑,在具体措施上:(1)完善资产支持证券续的信息披露体系,提高信息披露频率和质量,尤其是基

础资产层面的信息披露,通过减少信息不对称带来的交易成本,提高交易活跃度。(2)加强资产支持证券所披露信息的权威性和公正性,减少私有信息的分析和处理偏差带来的道德风险及逆向选择风险,如以官方机构或组织名义建立资产支持证券信息体系,则通过与发行人核心系统的直连方式,将原资产服务报告、年度报告等披露形式变为标准化数据,并为市场投资人提供定制化分析服务。(3)鼓励发展资产支持证券再评级市场,通过独立的第三方评级机构向投资人提供信用评级服务,提高信用评级在资产支持证券风险评估、定价中的独立性和及时性,提高信用评级的信息量。(4)丰富资产支持证券市场投资人类型,引入更多非银金融机构的专业化投资人,尤其是高风险债券投资人,通过推动资产支持证券投资研究体系的逐步完善,提高专业化投资人对于此类债券的信息敏感性,减少系统性风险的积累,避免风险冲击给信贷资产证券化市场带来的流动性风险。

附录 理论模型证明过程

1. 信息敏感性最小化

若 $p < V$, 债券 1 的信息价值为图 4 中的 A 区域, 债券 2 的信息价值为 A+B 区域。

若 $p > V$, 债券 1 的信息价值为图 4 中的 D+E 区域, 债券 2 的信息价值为 E+F 区域。

由于 $E(w_B(l)) = E(w_C(l)) = V$

$$B + C + D + E = C + E + F \Rightarrow B + D = F$$

(1) 若是一级发行市场, 债券 1 和债券 2 的信息价值分别为:

$$\begin{cases} \pi_B = \alpha A + \beta(D + E) \\ \pi_C = \alpha(A + B) + \beta(E + F) \end{cases}$$

资产支持证券的信息价值与普通债券的信息价值差异为:

$$\begin{aligned} \pi_B - \pi_C &= -\alpha B + \beta(D - F) \\ &= -(\alpha + \beta)B \end{aligned}$$

(2) 若是二级交易市场, 债券 1 和债券 2 的信息价值分别为:

$$\begin{cases} \pi_B = \min(A, D + E) \\ \pi_C = \min(A + B, E + F) \end{cases}$$

资产支持证券的信息价值与普通债券的信息价值差异为:

$$\pi_B - \pi_C = \min(A, D + E) - \min(A + B, E + F), \text{ 由于 } B + D = F$$

(1) $A > D + E$, 则 $A + B > E + F$

$$\pi_B - \pi_C = D + E - (E + F) = D - F = -B$$

(2) $A < D + E$, 则 $A + B < E + F$

$$\pi_B - \pi_C = A - (A + B) = -B$$

根据上述分析, $\pi_B - \pi_C = -B$ 。

2. H2-H4 证明过程

(1) 低风险债券市场中, 买卖价差为:

$$\Delta p_{offer-bid} = |p_{bid} - p_{offer}| = \left| \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} + c \right|$$

买卖价差对信息价值求偏导数, 并对信息成本求二阶偏导数, 根据 $\pi'(\cdot) = w(l)f(l) > 0$, $\pi''(\cdot) = f(l) > 0$:

$$\frac{\partial \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi} = \left(\frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} + c \right) \left(\frac{\pi''(\cdot)}{f(l)} \right) / \sqrt{\left(\frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} + c \right)^2} > 0$$

$$\frac{\partial^2 \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi \partial c} = \left(\frac{\pi''(\cdot)}{f(l)} \right) / \sqrt{\left(\frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} + c \right)^2} > 0$$

(2) 高风险债券市场中, 买卖价差为:

$$\Delta p_{offer-bid} = |p_{bid} - p_{offer}| = \left| \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} - c \right|$$

买卖价差对信息价值求偏导数, 根据 $\pi'(\cdot) = -w(l)f(l) < 0$, $\pi''(\cdot) = -f(l) < 0$:

$$\frac{\partial \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi} = \left(\frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} - c \right) \left(\frac{\pi''(\cdot)}{f(l)} \right) / \sqrt{\left(\frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} - c \right)^2}$$

上述模型的符号取决于 c : 在 $c < \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)}$ 情况下, $\frac{\partial \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi} < 0$; 随着信息成本

增加, 当 $c > \frac{\pi'(\cdot)}{f(l)}$ 时, $\frac{\partial \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi} > 0$ 。

对信息成本求二阶偏导数后:

$$\frac{\partial^2 \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi \partial c} = - \left(\frac{\pi''(\cdot)}{f(l)} \right) / \sqrt{\left(\frac{\pi'(\cdot)}{f(l)} - c \right)^2}$$

由于 $\pi''(\cdot) = -f(l) < 0$, 则 $\frac{\partial^2 \Delta p_{offer-bid}}{\partial \pi \partial c} > 0$ 。

参考文献

郭桂霞, 巫和懋, 魏旭, 等. 2014. 银行资产证券化的风险自留监管: 作用机制和福利效果[J]. 经济学(季刊), 13(3): 887-916.

- Guo G X, Wu H M, Wei X, et al. 2014. Risk retention regulation of bank asset securitization: Mechanism and welfare effect [J]. *China Economic Quarterly*, 13(3): 887-916. (in Chinese)
- 洪祥骏, 官蕾. 2019. 投资者会居安思危吗? ——基于资产证券化信用评级研究[J]. *投资研究*, 38(12): 114-132.
- Hong J X, Gong L. 2019. Will investors in safety be alert to danger? [J]. *Review of Investment Studies*, 38(12): 114-132. (in Chinese)
- 洪祥骏, 官蕾. 2021. 房地产限购的信息价值与信贷风险——资产证券化市场的证据[J]. *中国工业经济*, (7): 63-80.
- Hong X J, Gong L. 2021. Information value of housing purchase restriction and credit risk-evidence from asset-backed securities market [J]. *China Industrial Economics*, (7): 63-80. (in Chinese)
- 彭惠, 吴雪玲. 2006. 资产证券化的分层动力——基于估值差异观点的改进[J]. *金融研究*, (11): 53-60.
- Peng H, Wu X L. 2006. The tranching dynamics of securitization: A framework based on valuation differences [J]. *Journal of Financial Research*, (11): 53-60. (in Chinese)
- 幸丽霞, 王雅炯, 郭铭. 2021. 最低风险自留监管有利于银行资产证券化发展吗——基于发起银行最优化风险调整资本回报的视角[J]. *金融监管研究*, (12): 64-77.
- Xing L X, Wang Y J, Guo M. 2021. Is the minimum risk retention regulation conducive to the development of bank asset securitization [J]. *Financial Regulation Research*, (12): 64-77. (in Chinese)
- 徐瑞慧, 黎宁. 2018. 银行乐观情绪、信息准确度及资产证券化[R]. 中国人民银行工作论文 2018 年第 1 号.
- Xu R H, Li N. 2018. Bank optimism, information accuracy and securitization [R]. PBC Working Paper 2018-1.
- 余超. 2015. 信息不确定性与资产证券化的机制设计[J]. *金融理论与实践*, (8): 31-37.
- Yu C. 2015. Information uncertainty and the design of securitization's mechanism [J]. *Financial Theory and Practice*, (8): 31-37. (in Chinese)
- 朱波, 刘文震. 2019. 信用评级对我国资产证券化产品发行定价的影响机理[J]. *财经科学*, (9): 14-25.
- Zhu B, Liu W Z. 2019. On influencing mechanism of credit rating to the pricing of asset securitization products in China [J]. *Finance & Economics*, (9): 14-25. (in Chinese)

- Agarwal S, Hauswald R. 2010. Distance and private information in lending[J]. *The Review of Financial Studies*, 23(7): 2757-2788.
- Amihud Y. 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects[J]. *Journal of Financial Markets*, 5(1): 31-56.
- Arnold G E, Rhodes M E. 2021. Information sensitivity of corporate bonds: Evidence from the COVID-19 crisis[J]. *Finance Research Letters*, 42: 101911.
- Charoenwong B, Morck R, Wiwattanakantang Y. 2019. Asset prices and corporate responses to bank of Japan ETF purchases, Working Paper 25525[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Covitz D, Liang N, Suarez G A. 2013. The evolution of a financial crisis: Collapse of the asset-backed commercial paper market [J]. *The Journal of Finance*, 68(3): 815-848.
- Dang T V, Gorton G, Holmström B. 2015. The information sensitivity of a security[R]. Working Paper.
- Dang T V, Gorton G, Holmström B, et al. 2017. Banks as secret keepers[J]. *American Economic Review*, 107(4): 1005-1029.
- Dang T V, Li W, Wang Y Q. (2021-07-26). [2022]. The Empirical information sensitivity of treasury bonds and stocks[J/OL]. *Social Science Electronic Publishing*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3892142.
- Demarzo P M. 2005. The pooling and tranching of securities: A model of informed intermediation[J]. *The Review of Financial Studies*, 18(1): 1-35.
- Diamond D W, Rajan R G. 2009. Illiquidity and interest rate policy, Working Paper 15197[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Downing C, Jaffee D, Wallace J N. 2009. Is the market for mortgage-backed securities a market for lemons? [J]. *The Review of Financial Studies*, 22(7): 2457-2494.
- Duffie D. 2008. Innovations in credit risk transfer: Implications for financial stability, Working Papers 255[R]. Bank for International Settlements.
- Fender I, Mitchell J. (2009-10-16). Incentives and tranche retention in securitisation: A screening model[J/OL]. *Social Science Electronic Publishing*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1681488.
- Flanagan T, Purnanandam A. (2020-08-10). Corporate bond purchases after COVID-19: Who did the fed buy and how did the markets respond? [J/OL]. *Social Science Electronic Publishing*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3668342.
- Gallagher E A, Schmidt L D W, Timmermann A, et al. 2020. Investor information acquisition and money market fund risk rebalancing during the 2011—2012 Eurozone

- crisis[J]. *The Review of Financial Studies*, 33(4): 1445-1483.
- Gorton G, Pennacchi G. 1990. Financial intermediaries and liquidity creation[J]. *The Journal of Finance*, 45(1): 49-71.
- Hanson S G, Sunderam A. 2013. Are there too many safe securities? securitization and the incentives for information production[J]. *Journal of Financial Economics*, 108(3): 565-584.
- Hattori M, Ohashi K. 2011. Detrimental effects of retention regulation: Incentives of loan screening in securitization under asymmetric information [R]. IMES Discussion Paper Series 11-E-17, Institute for Monetary and Economic Studies. <https://ideas.repec.org/p/ime/imedps/11-e-17.html>.
- Holmström B. 2009. Comment on “The Panic of 2007” by Gary B. Gorton in maintaining financial stability in a changing financial system[R]. Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Julliard C, Liu Z J, Seyedan S E, et al. (2019-07-17) [2021]. What drives repo haircuts? evidence from the UK market [J/OL]. *Social Science Electronic Publishing*. <https://personal.lse.ac.uk/yuan/papers/repos.pdf>.
- Kyle A S. 1985. Continuous auctions and insider trading[J]. *Econometrica*, 53(6): 1315-1335.
- Pérignon C, Thesmar D, Vuillemeys G. 2018. Wholesale funding dry-ups [J]. *The Journal of Finance*, 73(2): 575-617.
- Pagano M, Volpin P. 2021. Securitization, transparency, and liquidity[J]. *The Review of Financial Studies*, 25(8): 2417-2453.
- Park S. 2013. The design of subprime mortgage-backed securities and information insensitivity[J]. *International Economic Journal*, 27(2): 249-284.
- BIS. 1999. Market liquidity: Research findings and selected policy implications, CGFS Papers 11[R], Bank for International Settlements.

Information Sensitivity of Bonds and the Financial Risk: Evidence from Credit Asset Securitization Market

Lixia Xing¹ Yajiong Wang²

(1. School of Management, China University of Mining and Technology-Beijing;

2. Shengxiang Business School, Sanda University)

Abstract This paper analyzes the information sensitivity and risk mechanism of asset-backed securities by establishing an information value model, furthermore, makes

an empirical test using the data of China's inter-bank credit asset securitization market. The results show that, by the restructuring of the loan portfolio's cash flow through structured technology, the information sensitivity of the asset-backed securities is less than that of the ordinary bonds. This information sensitivity has a significant impact on the liquidity of the asset-backed securities, and the information cost is boosting. Therefore, the risk of securitization market comes from the change of information sensitivity of asset-backed securities, especially the high-risk bonds with low priority. After the information sensitivity of bonds is improved, if investors cannot identify the real risk by obtaining private information at a reasonable cost, it will lead to liquidity depletion in the market, even the systemic financial risk. To prevent financial market risks, it is suggested to improve the information disclosure of asset-backed securities, encourage the development of re-ratings, enrich the types of investors in asset-backed securities market, especially risk preferred investors, and avoid liquidity shocks caused by policy changes and risk events.

JEL Classification G21, G14, G01

炫耀型消费与流动人口： 来自汽车按揭贷款的证据¹

孔东民² 刘宸昊³ 朱玲⁴

摘要 1899年,凡勃仑在《有闲阶级论》中首次用炫耀型消费刻画经济个体的行为。虽然这一理论对人类消费行为提供了直觉上的解释力,但囿于数据,相关的经验研究依然较少。本文利用上海某大型汽车公司提供的汽车按揭交易微观数据,实证检验了流动人口身份对炫耀型消费的影响。我们发现,流动人口的炫耀型消费支出显著高于本地居民,平均而言流动人口比本地居民的汽车消费支出高2.3%。利用参考人群平均收入与炫耀型消费行为的理论关系,本文验证了炫耀型消费的信号作用,即用来显性展示个人收入和资产等财富信息的社会地位的寻求机制。进一步的福利分析发现,炫耀型消费显著增加了流动人口的信贷负担,流动人口购置车辆的信贷负担的平均净现值比本地居民高2533.28元。此外,汽车市场的炫耀型消费还增加了高油耗车辆的购买,从而导致流动人口购置车型的百公里油耗增加,相当于每辆车寿命期间内二氧化碳排放量增加1.226吨。整体上,本文的发现对于理解流动人口消费行为、减少个人金融风险以及促进绿色消费具有明晰的现实含义。

关键词 炫耀型消费;流动人口;地位寻求;汽车按揭贷

“炫耀型消费贵重物品是绅士享有盛誉的一种手段。”

——《有闲阶级论》,凡勃仑(1899)

0 引言

一个世纪以前,凡勃仑在其著名的《有闲阶级论》中就提出炫耀型消费是经

1 作者感谢2021年国家社科基金重大课题“创新驱动发展战略下全面塑造发展新优势的路径研究”(21ZDA010)的资助,感谢何晓波、高彧、文乐和匿名审稿人的建设性意见。本文曾在第七届香樟经济学年会和南洋理工大学报告过。文责自负。

2 孔东民(通讯作者),华中科技大学经济学院,教授,E-mail:kongdm@mail.hust.edu.cn。

3 刘宸昊,北京大学光华管理学院博士研究生,E-mail:liuchenhao@stu.pku.edu.cn。

4 朱玲,华中科技大学经济学院博士研究生,E-mail:zhuling@hust.edu.cn。

济个体为了展示并享受社会身份地位的一种手段。一般而言,炫耀型消费是指能够将自己的经济地位信息传达给他人的消费。炫耀型消费反映了个人消费时与他人进行比较以获取主观效用的行为。汽车、珠宝首饰、服饰、婚礼葬礼的支出等都是易于被消费者身边人察觉到的炫耀型消费。虽然炫耀型消费理论得到经济学家的认同,并对人类消费行为提供了可信的解释力,但长期以来,相关的经验研究依然较少。

有关炫耀型消费的实证研究在近几年才逐渐兴起,且大多数研究都集中在种族和种姓等社会身份差异对炫耀型消费行为的影响。Charles et al. (2009)发现美国非裔和西班牙裔的炫耀型消费支出显著高于白色人种,Kaus (2013)在南非对这一结果进行了验证并得到了相似的结论。Khamis et al. (2012)则发现印度也存在类似的研究结论。

本文利用来自上海某大型汽车公司提供的全品牌汽车按揭交易的独特数据集,研究流动人口的炫耀型消费行为。在中国严格户籍制度和迅速城市化带来大规模人口流动的背景下,流动人口与本地居民的社会身份产生了巨大差异(Song, 2014)。现有文献证明了流动人口与本地居民在劳动力和享受公共物品服务等方面的差异^①,然而却几乎没有研究从行为的角度考察流动人口身份对其消费行为的影响。

相应地,基于中国场景对这一问题进行考察,并探索身份差异(流动性人口与本地居民)对炫耀型消费的影响,至少具有以下几点意义:首先,估计流动人口与本地居民在消费行为上的差异对于推进户籍制度改革和实现社会公平具有重要意义。中国建国初期严格的人口流动限制和长期实施的户籍制度,使得流动人口与本地居民产生了巨大差异(Ngai et al., 2019)。户籍制度限制造成流动人口难以与本地居民享受同等条件的教育医疗等公共服务,并且两者在收入、创业条件等劳动力市场表现方面也存在差异(Song, 2014)。消费作为获得效用的方式,是影响主观幸福感的关键因素。因此,有必要估计流动人口与本地居民的消费行为差异,并探索其潜在的影响机制,以推进流动人口与本地居民的融合。

其次,研究流动人口身份对炫耀型消费的影响,对于正在经历快速城市化的其他国家,特别是发展中国家具有重要意义。随着中国城市化的不断推进,中国的人口迁徙随着劳动密集型产业的发展而迅速增加。第七次全国人口普查结果显示,中国的流动人口从2010年的2.21亿人,增长至2020年的3.76亿

^① 现有文献探索了流动人口与本地居民在劳动力和享受公共物品等方面的差异,例如流动人口与本地居民劳动报酬的差异(Démurger et al., 2009; 万海远和李实, 2013; 章莉等, 2014);流动人口身份对创新创业的影响(宁光杰和段乐乐, 2017);流动人口身份对教育和医疗等公共服务享有的影响(Song, 2014)。

人,占全国总人口的26.62%。与此同时,全世界也同样经历着迅速的城市化,全球居住于城市的人口从2000年的46.69%增加至2019年的55.72%,而其中增长最迅速的国家分别是中国、赤道几内亚和哥斯达黎加^①。与研究人种和种姓等身份差异对炫耀型消费的影响不同,流动人口与本地居民的身份差异在那些正处于快速城市化阶段的国家普遍存在。估计这种身份差异导致的炫耀型消费行为对于发展中国家的城市化进程具有借鉴意义。而中国庞大的流动人口群体恰好为我们提供了一个研究流动人口群体与本地居民消费差异的机会。

最后,如果流动人口相对于本地居民购买更多的炫耀型消费商品,这种非理性的行为可能会对个人发展或者社会福利产生不利影响。炫耀型消费的商品往往价格高昂,从而可能挤兑用于教育和医疗等有利于提升人力资本的支出。为购买炫耀型消费商品,个人可能要进行贷款消费,从而增加了个人信贷负担和金融风险。另外,炫耀型消费品还具有许多外部影响,例如炫耀型消费的不平等可能会增加暴力犯罪(Hicks and Hicks, 2014)。这些影响都说明探索身份差异对炫耀型消费的影响,对于改善个人发展和促进社会群体融合具有重要意义。例如, Thaler and Sunstein (2008) 就指出,监管部门制定合理的政策以修正个体非理性行为可以在健康、财富与生活满意度方面显著提升社会福利。

本文基于独特的全国范围汽车按揭贷款交易微观数据验证了流动人口身份对炫耀型消费行为的影响。这一发现补充了有关流动人口身份差异影响的相关研究。现有研究探究了流动人口在劳动力市场(Démurger et al., 2009; 万海远和李实, 2013; 章莉等, 2014)和创业(宁光杰和段乐乐, 2017)中的差异。一支新兴的文献从行为经济学的角度探究了身份差异对主观幸福感(Akay et al., 2012)、对激励的反应(Afridi et al., 2015)和信任(Luo and Wang, 2020)等的影响。本文则是首个使用交易记录微观数据,探究流动人口与本地居民消费行为差异的实证研究,弥补了有关移民身份对消费影响的空白,并补充了身份对行为影响的文献。

我们利用中国数据实证检验了Veblen(1899)所述的财富信号展示机制,即身份差异通过信息展示机制影响炫耀型消费行为。我们的研究丰富了Veblen(1899)的经典理论,这一支文献已经讨论了人种身份差异(Charles et al., 2009; Kaus, 2013)和种姓身份差异(Khamis et al., 2012)对炫耀型消费行为的影响。本文利用汽车交易记录数据,验证了炫耀型消费背后的信号显示机制。除了发现炫耀型消费支出的差异外,本文还通过探索购车级别、外形和车型的差异揭示了财富信息展示机制对消费选择多方面的影响。

本文还进一步考察了身份差异导致的炫耀型消费对于个体和社会带来的

^① 世界银行数据 <https://data.worldbank.org/indicator/SP.URB.TOTL.IN.ZS>

福利影响,发现汽车市场的炫耀型消费导致了个人贷款负担的增加,并加剧了能源消耗和污染排放与碳排放等环境影响。这一发现丰富了有关炫耀型消费影响的研究。炫耀型消费行为对于个体行为具有许多不利的影响,一方面炫耀型消费品支出会教育和医疗等有助于提高人力资本的支出(Moav and Neeman, 2012),另一方面炫耀型消费的不平等加剧了暴力犯罪(Hicks and Hicks, 2014)。我们的研究从个人金融风险和社会的环境外部性两方面,丰富了有关炫耀型消费行为产生影响的研究。这也对进一步深化户籍制度改革具有一定的现实指导意义,符合 Thaler and Sunstein(2008)所提倡的政府部门应该制定合理的政策引导社会中的非理性行为以提升个人和社会福利。

本文的其余部分安排如下:第 1 节讨论研究背景,综述相关文献;第 2 节讨论本文的实证模型和数据来源;第 3 节讨论实证结果;第 4 节进行稳健性检验;第 5 节进一步讨论炫耀型消费的影响;第 6 节总结全文。

1 研究背景与文献综述

1.1 流动人口

人口流动是城市化和经济发展进程中不可或缺的重要话题。在中国背景下,人口流动的状况发生了多次巨大变迁,户籍制度和劳动力市场发展对中国人口流动产生了重要影响。在新中国成立初期的 30 年间,为了应对农业劳动生产率低下与城市工业化对农业产品需求量巨大的矛盾,农村与非农村户籍制度严格限制了城乡人口流动,当时将近 80% 的中国人居住于农村(Meng, 2012)。20 世纪 70 至 80 年代,由于农业生产效率的提升,户籍制度对人口流动的限制了农村劳动力充分就业,阻碍了农业产业化,并且由于户籍制度决定了医疗和教育等公共物品的获取,进一步影响了流动人口在城市的发展(Ngai et al., 2019)。90 年代中后期,特别是 2001 年中国加入 WTO 后,随着城市劳动密集型产业的发展,城市对非技术劳动力的需求大增。自此,中国农村劳动力迅速涌入城市,流动人口从 2000 年的 1 亿人,增长至 2014 年的 2.53 亿人,占总人口的 18.5%。

回顾中国流动人口的变迁,不难发现,中国流动人口群体数量庞大,且长期的户籍制度导致流动人口和本地居民间存在很大的身份差异。这一背景为讨论流动人口的经济影响,以及流动人口与本地居民身份差异导致的行为差异提供了一个良好的机会。

一支文献将注意力集中于户籍制度对人口流动限制造成的负面经济影响。Song(2014)综述了户籍对流动人口与本地居民身份差异的两个主要原因:第

一,流动人口与本地居民在城市生活中享受的教育、医疗和社会保障等公共物品存在显著差异;第二,中国劳动力市场存在显著的户籍歧视,农民工与城镇职工的收入差异有36%无法用禀赋解释(Démurger et al., 2009; 万海远和李实, 2013; 章莉等, 2014)。首先,在宏观方面,这种身份差异对经济产生了负面影响。Au and Henderson(2006)和 Whalley and Zhang(2007)证明户籍制度限制了农村和城市之间以及地区间的劳动力流动,影响了产业集聚和劳动生产率,造成了GDP损失和日益严重的相对不平等。其次,户籍制度带来的身份差异还限制了流动人口对于城市发展的其他积极作用。叶文平等(2018)从市场规模扩大、知识外溢性和中间投入品价格的角度,证明了流动人口对创新创业的积极作用,而户籍制度则限制了流动人口对创新创业的正效应(宁光杰和段乐乐, 2017)。余运江和高向东(2017)实证证明了市场潜能对流动人口工资具有正效应,而行政限制低技能劳动力流动会牺牲市场潜能的正外部性,造成经济效率的损失。

综上所述,由于流动人口的身份差异,尽管中国的流动人口推进了城市化发展进程,但与本地居民相比,他们从城市化中却获益较少(Combes et al., 2020)。

得益于微观数据可得性和实验经济学的发展,另一支新的文献则从偏好、风险规避等角度,揭示了中国流动人口身份认同对行为差异的影响。Akay et al. (2012)发现移民的主观幸福感取决于参照群体,其他移民的收入对其幸福感具有负面影响,而本地居民的收入则对其具有积极的信号效应。Afridi et al. (2015)发现在计件工资制度下,强调户口身份显著降低了农民工相对于本地居民在激励性任务上的表现,从而显著降低了他们在收入分配中的相对排名。Hao et al. (2016)发现与本地居民相比,在面对不确定性决策时,流动人口表现出更低的风险厌恶态度。Luo and Wang(2020)利用田野实验发现户籍的身份认同在学生群体中存在显著差异,本地身份学生表现出更高的信任度,且被试者对相同身份的同伴具有更高的信任度。

本文补充发展了有关移民身份认同与行为差异的相关文献。首先,现有文献多将注意力集中于劳动力市场,讨论人口流动、移民身份与收入等的关系。本文则将视角转移至商品市场,探究移民身份对消费行为的影响。其次,有关移民身份认同与行为的文献揭示了移民与本地居民在效用与偏好、风险规避等方面的差异。本文则考察移民身份对炫耀型消费行为的影响,从而进一步补充了移民身份差异造成影响的相关研究。最后,中国的流动人口问题具有数量庞大和户籍制度限制等特殊性的特点,但对中国移民的研究对于其他国家仍具有重要意义。移民问题是各个国家,尤其是发展中国家在城市化进程中无法逃避的环节。正确估计中国移民身份对于消费行为的影响,对于正在经历快速城市化和人口流动的国家具有借鉴意义。

1.2 炫耀型消费

本文着眼于移民身份对于炫耀型消费的影响。一百多年前, Veblen (1899) 在他著名的《有闲阶级论》中提出了炫耀型消费的概念。与传统的消费者理论不同, 消费者通过购买炫耀型消费商品发出信号, 以向他人展示自己无法被直接观测到的财富实力和经济社会地位, 从而获得他人的身份认可。这类商品主要包括珠宝首饰、汽车、婚嫁丧葬仪式等消费。

尽管炫耀型消费早在百年前就被提出, 但囿于数据可得性等原因, 有关的实证研究则较少。与本文最为相关的实证文献是考察身份对炫耀型消费影响的文献。Charles et al. (2009) 利用美国的收入调研数据进行实证研究, 发现相对于白人, 非裔和西班牙裔人群的炫耀型消费显著更多, 并证明了这种差异是为了发出显示个人收入水平信息, 而非单纯的偏好差异。然而, 少数族裔群体总体的经济状况相对于白人更加糟糕, 他们这种炫耀型消费的行为使其在婚礼葬礼、服装、汽车和珠宝等消费方面投入较多, 并进而挤出了教育和医疗等对其发展有利的消费。所以, 身份差异导致的炫耀型消费模式, 对于少数族裔的未来发展具有不利的影响, 对于种族融合也具有不利影响。这使得炫耀型消费的种族差异成为一种发展问题, 因此有必要考察身份导致的炫耀型消费行为在发展中国家是否也具有显著影响。Kaus (2013) 在南非进行研究, 进一步证明了人种的炫耀型消费差异在发展中国家也显著存在。Khamis et al. (2012) 发现在印度低等级种姓的群体在炫耀型消费的支出显著高于婆罗门等高级种姓, 并显著挤出了低等级种姓群体的教育和医疗支出。Friehe and Mechtel (2014) 将东德和西德合并作为自然实验, 实证发现东德居民的炫耀型消费的支出显著高于西德。最近, Bricker et al. (2020) 考察了汽车市场的炫耀型消费行为, 发现社区内财富水平越高的个体为了显示财富身份, 购买更高档次的汽车从而负担了更高的贷款, 但并没有探究社会身份造成的消费影响, 也没有进一步考察汽车市场炫耀型消费行为导致的社会外部性影响。

尽管在中国背景下不存在种族或种姓等社会身份差异, 但根据本节的文献综述可知中国的流动人口与本地居民的身份存在差异, 且对于收入、就业选择、幸福感等存在显著的影响。因此, 我们聚焦于汽车消费市场, 针对流动人口身份对炫耀型消费的影响提出假说 H1 和 H2:

H1: 流动人口的身份差异可能导致流动人口的炫耀型消费支出显著高于本地居民;

H2: 流动人口与本地居民在炫耀型消费的差异是由于显示财富机制驱动的, 这一差异随个体收入的增加而增加, 随群体平均收入的增加而减少。

少数文献探究了中国背景下的炫耀型消费行为。Jinkins (2016) 通过比较

研究,认为与美国相比,在中国的文化背景下,相对社会地位更容易受到炫耀型消费的影响。Brown et al. (2011)利用中国农村的消费数据实证证明了出于寻求社会地位的动机,穷人在葬礼和婚礼等炫耀型消费的支出显著增加。而 Wei and Zhang (2011)则发现性别比例失衡,造成了中国农村婚礼彩礼这类炫耀型消费的攀比行为,导致了农村的过度储蓄。可见,在中国背景下,炫耀型消费行为广泛存在。本文丰富了中国炫耀型消费行为相关的研究,试图从人口流动的视角揭示炫耀型消费的社会获取的潜在机制。

此外,炫耀型消费对经济发展存在重要的外部影响。Eaton and Eswaran (2009)通过理论模型证明了随着生产力的提高,炫耀型商品最终将在经济中占据主导地位,最终导致幸福悖论现象,即居民幸福感并未随着收入增长而提升的现象。而 Hicks and Hicks (2014)则将炫耀型消费与犯罪联系起来,实证证明了总消费的不平等对暴力犯罪并无显著影响,炫耀型消费的不平等对暴力犯罪具有显著的促进作用。炫耀型消费行为对于社会发展具有广泛的外部影响,考察其背后的机制具有深远的意义。因此,本文结合汽车信贷市场和汽车作为消费品的特点,进一步探索了炫耀型消费的福利影响,并提出了假说 H3:

H3: 在个人影响方面,炫耀型消费将增加个人金融风险 and 贷款负担;在社会外部影响方面,汽车市场炫耀型消费会导致负的环境外部性。

2 数据来源、研究设计与描述性统计

2.1 数据来源

本文基础数据集来自上海某大型汽车公司提供的全品牌汽车按揭交易数据。该数据包含了全国 31 个省、直辖市、自治区 2018 年 1 月至 8 月在该平台的汽车贷款数据。剔除车型缺失的样本后,最终获得 21333 个观测值,其中流动人口观测值为 8180 个,常住人口观测值为 13153 个。这一独特数据集包含丰富的个人贷款以及个人特征数据,这为研究炫耀型消费提供了便利。首先,分期贷款数据提供了消费者性别、年龄、学历、所从事的行业、工作所在地和家乡所在地等详细的个人信息,这为控制人口特征提供了丰富的变量。其中,样本中汽车购买者的家乡分布了 271 个地级市,整体分布均匀。其次,贷款数据集包含银行的征信的信息,这为控制消费者的永久收入提供了可能。最后,该数据还提供了消费者所购买的车型以及车贷合同信息,从而反映了消费者购车选择和所承受的个人贷款负担。

为详细探索汽车消费的特征,本文从汽车之家网^①获取了车辆的厂商建议

^① 汽车之家网 (<https://www.autohome.com.cn/>)

零售价、车型、车辆外形和性能特征。汽车之家是目前全球访问量最大的汽车网站,汽车之家产品库拥有互联网最全面准确的车型数据。

2.2 模型设计和变量定义

炫耀型消费的背后是寻求身份认同的行为,人们通过增加更易被观察到的消费以向他人发出通常无法被观察到的财富信号。Veblen(1899)对炫耀型消费行为的论述中提到,社会的低收入群体渴望高收入群体的生活水平,进而增加高收入群体相关商品的消费。而高收入群体为了区分自己和低收入群体,进一步增加炫耀型商品的消费。Veblen(1899)还推断炫耀型消费会随着社会凝聚力的下降和流动性的上升而增加。

为检验信息展示行为是炫耀型消费的内在机制,Charles et al. (2009)将身份认同纳入效用函数。根据约束条件下个体的效用最大化,可以得出以下两点结论:(1)炫耀型消费支出随着收入的增加而增加;(2)炫耀型消费支出随着参考人群人均收入的增加而减少。

第一条结论的经济含义较为直观。通过提高炫耀型消费支出,个人发出了有关潜在收入的信号,从而凸显自己更高的社会经济地位。因此,个人收入越高,则通过炫耀型消费来区分个人与其他人的动机就越强。

第二条结论说明群组人均收入降低,则炫耀型消费增加。其背后的含义是,假设一个群体不断加入更贫困的人,则每个收入水平的人都必须发出更多的信号以区分自己和那些更贫困的人。反过来说,随着群组收入水平的增加,炫耀型消费这种收入地位信息展示行为减少。

基于 Charles et al. (2009)的模型,本文利用汽车市场消费记录,探索流动人口炫耀型消费行为差异。本文的实证模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{migrant}_{it} + \beta_2 \ln(\text{credit}_{it}) + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为个体*i*在*t*月购买汽车的相关参数。为了探索炫耀型消费行为,本文参考(Bricker et al., 2020)有关汽车购买相关的研究选取指标。我们首先考察了汽车的对数交易价格 $\ln(\text{purchase price})$ 以及该车型客观的对数市场价格 $\ln(\text{market price})$ 。交易价格与市场价格可能由于购车时的内饰、天窗等选择和中间商差价等原因与市场价格存在差异,但两者都是该车价值的衡量方式。本文还选取了与车辆外形有关的变量,level为汽车车型等级的序数变量,当该车型被分类为小型车或微型车时,level等于0;当该车型被分类为紧凑型车时,level等于1;当该车型被分类为中型车时,level等于2;当该车型被分类为大型车时,level等于3,且该分类来源于厂商对该车型的定位等级。车辆级别与车型不同,例如SUV这类车型包含小型SUV、中型SUV和大型SUV等级别。车辆外形相关的变量height,width和length分别表示车辆的高度、宽度和长度,单位为mm。

另外,本文还选取了其他与炫耀型消费有关的车辆特征,SUV是运动型多用途汽车的虚拟变量,当购买的车型为SUV时取1。 model age 被定义为该车型发售日到购买日时间长度,单位为月, model age 越小的车型表示该车型在市场上越新颖。本文还根据车辆品牌定义了高档车的虚拟变量 high status car ,如车辆品牌被包含于凯利蓝皮书^①的奢侈品品牌中时,该车被认为是高档车,虚拟变量为1,否则为0。详细变量定义和数据来源可见附表1。

本文关键的解释变量为 migrant_{it} ,当消费者 i 为流动人口时,虚拟变量为1;当消费者 i 为本地居民时,虚拟变量为0。因此, β_1 衡量了流动人口相对于本地居民在汽车消费上的差异。

为了验证这种差异是由于身份造成的,Charles et al. (2009)进一步利用对数总消费 $\ln(\text{total expenditure})$ 作为个人终身收入的代理变量,以控制 $\ln(\text{permanent income})$ 对消费的影响。由于数据不可得,我们无法直接控制个人收入,但交易中的个人征信信息为我们提供了控制个人收入的可能。我们选取了银行授信额度 $\ln(\text{credit})$ 作为个人收入的衡量方式。银行对于个人的授信额度是基于个人收入、从事工作、教育水平和年龄等基本情况估计的个人可贷款额度水平,可以客观地代表个人永久收入水平。我们所选取的授信额度来源于多家银行的评估,包含以下三个变量: $\ln(\text{total credit})$ 表示银行个人授信额度的总额, $\ln(\text{credit max})$ 和 $\ln(\text{credit min})$ 表示各银行对该卖家给出授信额度的最大值和最小值。银行授信额度的回归系数 β_2 衡量了个人收入对汽车购买消费的影响,若该系数为正则验证了炫耀型消费机制的第(1)条假设。

我们还进一步控制了可能与偏好和收入有关的变量。控制变量 X_{it} 包含了购车者的个人信息: female 为性别的虚拟变量,当购车者为女性时该变量为1。 age 和 age^2 分别表示购车者的年龄和年龄的平方。 married 是表示婚姻状况的虚拟变量,当购车者已婚时,该变量为1。 educ 表示购车的受教育年限。 house 表示购车者是否拥有房产的虚拟变量,当购车者拥有房产时,该变量为1。 license 表示购车者是否拥有驾照的虚拟变量,当购车者拥有驾照时,变量为1。

本文还控制了可能影响消费行为的多种固定效应。由于消费者从事的工作所在行业可能同时影响收入和消费偏好,因此本文加入工作行业固定效应 industry FE 。由于各车型,如轿车、跑车、商务车、SUV和面包车等车辆类型可能系统性地影响汽车价格和外形参数,因此本文加入了车型控制变量 vehicle type FE 。由于汽车行业可能存在季节等周期性,本文加入了月度时间固定效应 purchase month FE 。此外,本文还控制了所在城市的固定效应 city FE 。

^① 凯利蓝皮书是有一家70年历史的汽车报刊出版社,凯利蓝皮书中的奢侈品车包含以下品牌:讴歌、阿斯顿马丁、奥迪、宾利、宝马、凯迪拉克、英菲尼迪、兰博基尼、路虎、雷克萨斯、林肯、莲花、玛莎拉蒂、迈巴赫、奔驰、保时捷、劳斯莱斯、特斯拉和沃尔沃。

为了验证身份信息发出行为是消费差异的潜在机制,还需要验证炫耀型消费机制的第(2)条假设。本文进一步地将各地级市的人均 GDP 加入回归方程中,用以表示人均收入水平,进而得到回归方程(2):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{migrant}_{it} + \beta_2 \ln(\text{credit}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{GDP per capita})_{it} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

由于购车所在城市的居民为消费者决策时的参考群体,因此在身份信号模型下, $\ln(\text{GDP per capita})$ 作为参考群体人均收入水平的衡量会影响炫耀型消费行为。由于炫耀型消费支出随着参考人群人均收入的增加而减少,如果 β_3 显著为正则验证了炫耀型消费机制的假设(2)。

2.3 描述性统计

表 1 汇报了本文所使用变量的描述性统计。我们观察到所有样本购车价格的均值为 9.59 万元,汽车市场价格的均值为 11.08 万元。中国汽车市场中高档车占比不高,在我们的样本中仅有约 1% 的高档车消费。

表 1 描述性统计

变量	样本量	均值	最小值	中位数	最大值	方差
被解释变量:汽车特征变量						
purchase price	21333	9.59	2.39	8.50	108.80	5.614
market price	21333	11.08	2.79	9.68	198.80	8.041
核心解释变量:流动人口						
migrant	21333	0.38	0.00	0.00	1.00	0.486
migrant in the province	21333	0.19	0.00	0.00	1.00	0.391
migrant from other province	21333	0.20	0.00	0.00	1.00	0.396
控制变量:个人授信额度与群体平均收入						
total credit	21333	4.98	0.00	2.20	136.35	7.687
credit max	21333	2.44	0.00	1.50	100.00	3.559
credit min	21333	0.81	0.00	0.50	42.13	1.190
GDP per capita	21333	7.86	1.27	6.69	42.43	4.562
控制变量:个人特征						
female	21333	0.11	0.00	0.00	1.00	0.310
age	21333	35.33	19.00	34.00	65.00	8.022
age2	21333	1312.50	361.00	1156.00	4225.00	617.391
married	21333	0.30	0.00	0.00	1.00	0.457
educ	21333	5.44	0.00	0.00	18.00	6.629
house	21333	0.29	0.00	0.00	1.00	0.453
license	21333	0.97	0.00	1.00	1.00	0.180

续表						
变量	样本量	均值	最小值	中位数	最大值	方差
外生变量:春运客流强度						
home city move-in intensity	21333	35.07	2.34	25.87	184.94	33.586
work city move-out intensity	21333	48.24	0.00	33.06	167.35	41.959
其他汽车参数及购车信息变量						
level	21333	1.65	0.00	2.00	3.00	0.915
height	21318	1663.43	1295.00	1679.00	2680.00	168.796
width	21320	1799.31	1400.00	1809.00	2374.00	75.811
length	21320	4600.95	2695.00	4599.00	5990.00	335.171
model age	17980	13.05	0.00	11.00	90.00	10.654
suv	21333	0.50	0.00	0.00	1.00	0.500
high status car	21333	0.02	0.00	0.00	1.00	0.130
loan amount	21333	8.54	0.00	0.12	580.00	24.200
loan balance	21,333	7.28	0.00	0.01	555.00	21.941
down pay ratio	21333	0.13	0.00	0.09	0.75	0.124
payment monthly	21333	0.27	0.07	0.25	4.00	0.137
EV	21333	0.02	0.00	0.00	1.00	0.131
displacement	21125	1.63	1.00	1.50	5.70	0.316
fuel consumption	18072	6.82	1.40	6.70	12.40	1.024

在所有购车者中,移民占总样本的 38%,其中省内移民占有所有样本的 19%,省外移民占 20%。对数移民授信额度的均值为 4.98 万元。本文所使用的购车样本中仅有 11%为女性,30%购车者的婚姻状态为已婚,29%的购车者拥有房产,购车者的平均年龄为 35 岁。

图 1 对本研究结论给出了描述性的统计。图 1(a)报告了流动人口和本地居民对数购车价格的核密度估计图,图 1(b)报告了流动人口和本地居民对数授信额度的核密度估计图,其中实线表示本地居民的分布曲线,虚线表示流动人口分布曲线。两者总体分布较为接近。但是,汽车价格的购买分布,流动人口与本地居民相比存在显著右偏,这意味着流动人口相对于本地居民的购车

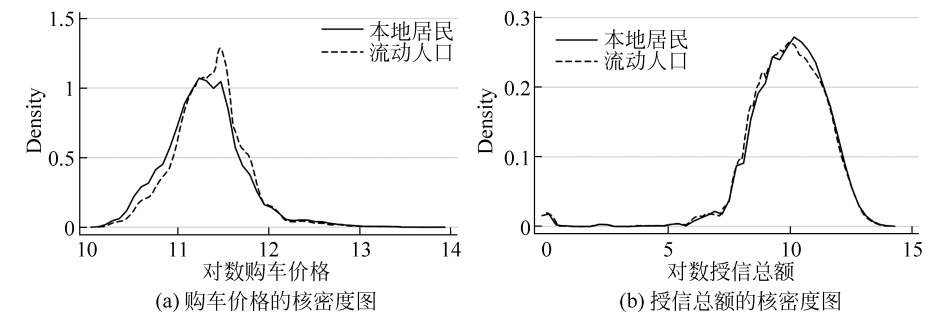


图 1 购车价格与授信额度的核密度图

价格更高。然而,从授信额度的分布曲线可以看出,流动人口与本地居民相比授信额度相对左偏,这意味着流动人口的授信额度相对较低。购车价格和授信额度的分布差异为炫耀型消费提供了描述性的证据。

3 实证结果

3.1 基准结果

表 2 汇报了流动人口与本地居民在汽车消费选择的差异,其中列(1)的被解释变量为对数实际交易价格,并控制了个人特征、购车类型、时间和城市固定效应。在基准回归结果中,migrant 的系数为 0.018,并在 5%的水平下显著。这意味着汽车作为一种炫耀型消费,流动人口在汽车消费方面的支出显著高于本地居民。

表 2 基准结果:估计流动人口与本地居民的购车选择差异(汽车价格)

	(1)	(2)	(3)
	ln(purchase price)	ln(purchase price)	ln(market price)
migrant	0.018 ** (0.007)	0.023 *** (0.007)	0.016 ** (0.008)
ln(total credit)		0.023 *** (0.006)	0.016 *** (0.006)
ln(credit max)		0.013 * (0.007)	0.016 ** (0.007)
ln(credit min)		-0.003 ** (0.002)	-0.002 (0.002)
female	0.054 *** (0.010)	0.049 *** (0.010)	0.040 *** (0.010)
age	0.004 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)
age2	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
married	-0.003 (0.009)	-0.002 (0.009)	-0.004 (0.009)
educ	0.004 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)
house	0.033 *** (0.007)	0.028 *** (0.007)	0.021 *** (0.007)
license	0.022 (0.015)	0.017 (0.015)	0.015 (0.016)

续表			
	(1)	(2)	(3)
	ln(purchase price)	ln(purchase price)	ln(market price)
constant	12. 343 (8353. 301)	12. 136 (986. 555)	2. 824 (8799. 297)
industry FE	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes
N	21333	21333	21333
R ²	0. 263	0. 277	0. 272

注:本表报告了流动人口与本地居民汽车购车选择的差异。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

列(2)相对于列(1)加入了消费者的银行授信额度变量以控制个人收入差异。Charles et al. (2009)认为个人当期收入无法充分反映个体的持久收入,因此将消费支出总额作为永久收入的代理变量。考虑到银行授信额度是对个体持久收入、工作性质等因素的客观评价,本文则使用银行授信额度作为永久收入的代理变量。加入银行授信数据后,migrant 的系数为 0. 023,且仍在 1%的水平下显著。在控制个体收入后,流动人口与本地居民在汽车消费方面的差异依然稳健。此外,对数总授信额度的系数为 0. 023,且也在 1%的水平下显著。这与 Charles et al. (2009)模型中的推断一致,个体收入的增加显著提高了炫耀型消费品支出。

我们进一步将被解释变量更换为该车型的对数市场价格,用以表示市场对车型价值的客观评价。列(3)汇报了市场价格作为被解释变量的回归结果。加入授信额度以控制个体收入差距,migrant 的系数变为 0. 016,并且在 5%的水平下显著。这意味着在个人特征和收入相同的情况下,流动人口购买车型的市场价值也显著高于本地居民,从而验证了假说 H1。

上述结果说明,流动人口在汽车消费方面的支出显著高于本地居民,购买车型的价值也显著高于本地居民。图 2 的分样本汽车消费恩格尔曲线也为流动人口与本地居民在汽车消费方面的差异提供了直观的证据。汽车恩格尔曲线是由对数汽车消费支出关于对数个人授信额度进行局部加权回归得到。其中,虚线表示流动人口的汽车消费恩格尔曲线,实线表示本地居民的汽车消费恩格尔曲线。

两组汽车恩格尔曲线都呈现上升趋势,这意味着个人持久收入越高,则购车价值越高。比较两组恩格尔曲线,在相同个人持久收入的条件下,流动人口的汽车消费支出显著高于本地居民。另外,汽车恩格尔曲线呈现凹函数的形式,表明汽车消费对于一个家庭而言是一种奢侈型消费。

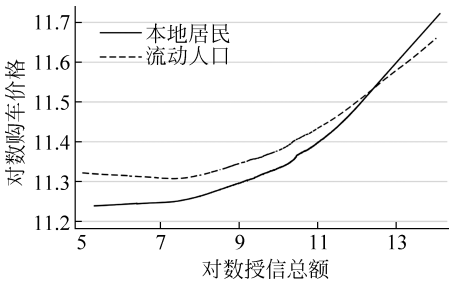


图 2 汽车消费恩格尔曲线

表 3 为流动人口与本地居民的汽车消费差异提供了进一步检验的结果。列(1)估计了车辆级别的消费差异,其中被解释变量 level 表示车辆的分级,最低级别为微型或小型车,最高级别为大型车。此时 migrant 的系数为 0.062,且在 1%的水平下显著。这意味着在其他条件相同时,流动人口相对于本地居民购车时会选择更高级别的车型。列(2)、列(3)和列(4)则分别将购买车型的高度、宽度和长度作为被解释变量,考察身份对车辆外形选择的差异。migrant 的系数在列(2)、列(3)和列(4)分别为 11.386,8.436 和 35.454,并均在 1%的水平下显著,这意味着流动人口选择购买的车型相对于本地居民在外形上显著更大。列(5)考察了购买车型的差异,migrant 的系数为 0.031,且在 1%的水平下显著为正,这表示流动人口相对于本地居民更倾向于购买 SUV 类车型。

表 3 基准结果:估计流动人口与本地居民的购车选择差异(汽车特征)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	level	height	width	length	suv	model age	high status car
migrant	0.062 *** (0.011)	11.386 *** (1.638)	8.436 *** (1.250)	35.454 *** (4.665)	0.031 *** (0.009)	-0.301 (0.214)	-0.002 (0.003)
ln(total credit)	0.011 (0.009)	-1.336 (1.308)	-0.114 (1.004)	1.039 (3.877)	-0.012 * (0.007)	-0.266 * (0.160)	0.002 (0.002)
ln(credit max)	0.012 (0.011)	4.451 *** (1.548)	3.436 *** (1.187)	8.578 * (4.602)	0.008 (0.009)	0.136 (0.189)	0.002 (0.002)
ln(credit min)	0.000 (0.002)	-0.856 ** (0.350)	-0.665 ** (0.262)	-0.969 (0.977)	0.003 (0.002)	0.018 (0.042)	-0.000 (0.001)
female	-0.021 (0.015)	-2.633 (1.892)	2.250 (1.531)	-5.393 (5.493)	0.047 *** (0.012)	-0.355 (0.275)	0.009 ** (0.004)
age	0.001 (0.004)	0.961 * (0.567)	-0.742 * (0.424)	1.217 (1.599)	0.010 *** (0.003)	0.145 * (0.075)	0.000 (0.001)
age2	0.000 (0.000)	-0.003 (0.007)	0.013 ** (0.006)	0.006 (0.021)	-0.000 ** (0.000)	-0.002 * (0.001)	0.000 (0.000)

	续表						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	level	height	width	length	suv	model age	high status car
married	0.031 ** (0.013)	2.362 (1.692)	1.703 (1.388)	8.974 * (5.069)	-0.002 (0.011)	-0.291 (0.261)	-0.005 (0.003)
educ	-0.002 (0.001)	-0.077 (0.175)	-0.005 (0.139)	-0.198 (0.513)	0.001 (0.001)	0.042 (0.026)	0.000 (0.000)
house	0.030 *** (0.010)	1.318 (1.469)	1.388 (1.135)	9.968 ** (4.222)	0.013 (0.009)	-0.159 (0.195)	0.008 *** (0.002)
license	-0.061 *** (0.023)	-3.873 (3.225)	-1.913 (2.319)	-17.056 ** (8.363)	-0.061 *** (0.019)	-0.097 (0.421)	-0.000 (0.006)
constant	1.591 (556.758)	1244.649 *** (23.605)	1797.412 *** (24.226)	4455.480 *** (81.707)	-0.147 (1437.719)	0.542 (1.964)	0.769 (263.035)
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21333	21318	21320	21320	21333	17980	21333
R ²	0.638	0.772	0.335	0.529	0.066	0.137	0.067

注:本表报告了流动人口与本地居民汽车购车选择的差异。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

列(6)考察了对于新车型的购买倾向,系数为负表示流动人口相对于本地人口更倾向于购买新发售的车型,这与 Bricker et al. (2020)的结论相符。然而该系数并不显著,这可能是由于新车型这一特征无法被直观察觉从而无法发出足够的财富信号,且 Bricker et al. (2020)研究的美国汽车市场保有更多的高端车型,这导致了我们的结果存在一定差异。列(7)汇报了购买高档车的差异,migrant 的系数为-0.002,接近于 0,且不显著。这主要是由于在我们的样本数据中,购买高档品牌车型的样本仅有 544 笔,占总样本的 1.19%,这与中国本身在汽车市场的购买力有关。样本中大部分城市没有发生高档车型的购买交易行为,90%以上的城市购买高档车的交易不超过 10 笔,购买车型超过 10 笔的城市仅有 8 个。在高档车购买方面并未观察流动人口与本地居民的显著差异。

3.2 影响机制：竞争性解释

在检验流动人口与本地居民汽车购买差异的炫耀型消费机制之前,我们首

先对一些竞争性解释进行讨论。流动人口相对本地居民购买价格更高的汽车可能由一些理性机制导致。首先,我们考察流动人口与本地居民的出行需求差异是否能完全解释我们的发现。其次,我们考虑价格歧视的可能性。

一种潜在的影响机制是,流动人口可能出于时常往返家乡的远距离出行需求,更加偏好价格更高、质量更好的车^①。一般而言,远距离出行的交通选择中,500 公里至 1000 公里高铁具有绝对优势,而 1000 公里以上飞机则占据绝对优势。在其他交通工具的替代效应下,超远距离的流动人口将不太受到这一机制的影响,因为距离过远的消费者将会选择飞机和高铁等交通工具。为了检验这一机制,我们计算流动人口家乡与工作地的距离,并将不同距离的流动人口分组加入回归中。如果这一机制成立,我们预期随着家乡与工作地距离的增加,流动人口相对于本地居民购买购车的价格差距先上升后下降。

图 3 和图 4 分别汇报了不同距离的流动人口与本地居民购车价格的差异,所有回归都加入了授信额度、其他控制变量和固定效应。图 3 的结果说明,流动人口相对于本地居民选择更高价格的汽车,这一效应首先随着距离的增加而增加,然后始终保持显著为正。即使是超过 1200 公里的距离(约为上海到北京的距离,驾车大概需要 15 小时),这一效应也没有随着其他交通工具的替代效应而下降。这说明,流动人口与本地居民购车价格差异,即使对于日常驾车往返家乡需求较低的远距离样本也仍然保持稳健,意味着远行需求效应之外还存在流动人口和本地居民差异的影响。我们进一步将购买价格替换为汽车的市场价格,发现这一效应仍然随着距离的增加保持稳健。我们还检验了汽车级别和外观的选择差异随着流动人口家乡距离增加的变化。图 4 说明流动人口相

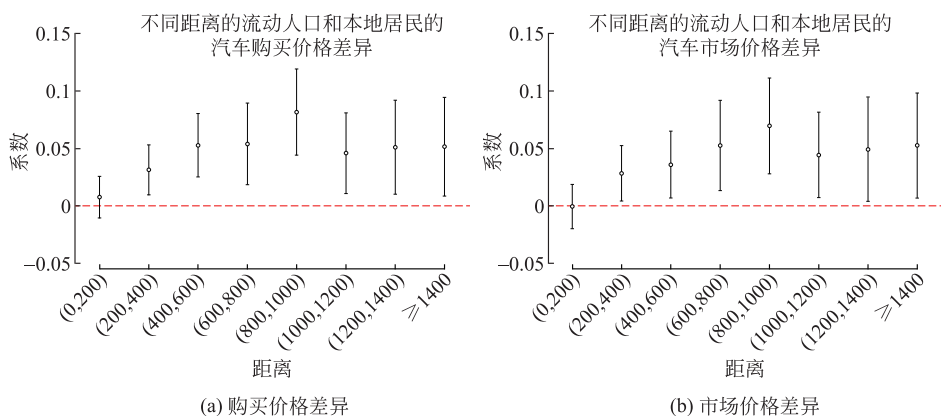


图 3 不同距离的流动人口和本地居民购车价格和市场价格差异

^① 我们的基准回归也在一定程度上缓解了这一效应。我们在基准回归中加入了车型的固定效应,那些由于远行需求较大而选择 SUV 或 MPV 而非轿车的消费者并不会影响我们的结果的解释。

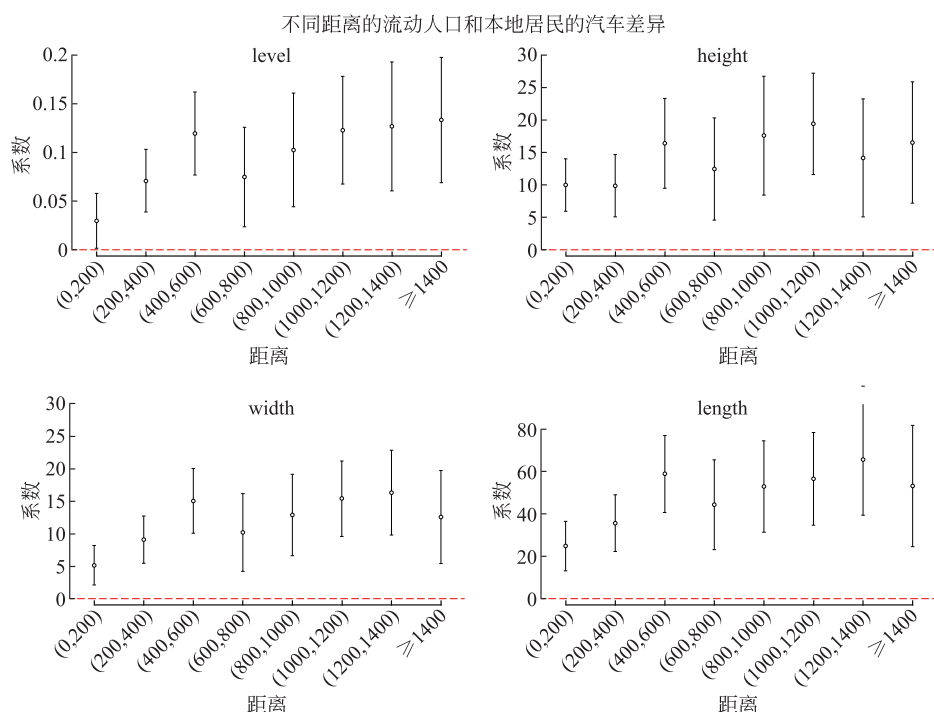


图4 不同距离的流动人口和本地居民购车选择差异

对于本地居民对级别更高、外观更大汽车的选择并没有随着距离的增加而减少,即使在高铁和飞机具有绝对优势的远行距离,流动人口与本地居民的消费差异仍然存在。

另外一种解释我们发现的机制是,流动人口由于更多日常出行的需求而购买更高质量的汽车。例如,流动人口可能因为没有个人房产而需要购买更大的车用于搬家,或者流动人口因为没有固定房产而产生更多的出行需求。如果这一机制成立,我们预期那些有房产的流动人口购车价格将因为搬家和通勤等需求减少而降低。因此,我们进一步在回归中加入流动人口和房产的交乘项以检验这一机制。

表4汇报了加入房产和流动人口交乘项后的回归结果,所有的控制变量和固定效应都已控制。所有的流动人口虚拟变量都显著为正,这意味着流动人口与本地居民购车选择差异稳健。房产与流动人口虚拟变量的交乘项相对于流动人口虚拟变量都较小并且不显著,这意味着流动人口房产减少的日常通勤需求并没有抵消两类人群购车选择的差异。这提供了证据表明搬家等日常出行需求并没有办法完全解释身份差异带来的汽车消费选择。

表 4 影响机制：房产造成的日常出行需求增加的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln(purchase price)	ln(market price)	level	height	width	length
migrant×house	0.002 (0.015)	-0.006 (0.015)	-0.000 (0.021)	-2.813 (3.031)	-2.488 (2.303)	-12.235 (8.509)
migrant	0.023 *** (0.008)	0.017 ** (0.009)	0.062 *** (0.012)	12.100 *** (1.788)	9.067 *** (1.366)	38.557 *** (5.110)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21333	21333	21333	21318	21320	21320
R ²	0.277	0.272	0.638	0.772	0.335	0.529

注：本表报告了房产对于流动人口购买选择影响的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

最后，我们考虑商家的价格歧视和购车讨价还价造成的流动人口与本地居民购车价格的差异。本地居民可能相对于流动人口拥有更多的购买渠道而得到价格优惠。在与供应商讨价还价的过程中，本地居民也可能更容易获得优惠。为了检验这一效应，我们已经在之前的回归中都使用了车辆的市场价格，即该车在网络上的平均报价，作为被解释变量，发现结果仍然是稳健的。我们进一步计算了该笔消费的购买价格和市场价格之差用以衡量价格歧视和讨价还价。

表 5 汇报了价格歧视效应的检验结果，回归中加入了所有的控制变量和固定效应。流动人口虚拟变量的结果并不显著，这意味着流动人口身份并没有显著地增加购车价格与市场价格差额。也就是说，厂商的价格歧视和消费者讨价还价这一机制都没法完全解释我们的发现。

表 5 潜在影响机制：价格歧视与讨价还价

	(1)
	ln(purchase difference)
migrant	0.128 (0.107)
controls	Yes
industry FE	Yes
vehicle type FE	Yes
purchase month FE	Yes

续表

	(1)
	ln(purchase difference)
city FE	Yes
N	21333s
R ²	0.066

注：本表报告了价格歧视和讨价还价潜在机制的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

3.3 影响机制：身份地位信号效应

上一节我们的结果说明出行需求差异和营销机制无法完全解释我们的发现,那么如何解释流动人口与本地居民在购车选择方面的差异呢?我们聚焦于考察 Veblen(1899)的炫耀型消费机制。汽车作为一种炫耀型消费品,是彰显社会地位与身份的象征,购车选择可以被视为发出象征个人收入和财富地位的信号,已达到炫耀的目的。若炫耀型消费这一财富信息展示的机制成立,那么即使完全相同的效用函数下,我们仍然能观察到消费选择的差异。

将流动人口与本地居民的财富状况相比,平均收入和家庭资产都相对较低(Liu,2005),因此,在个人收入和其他特征相同的条件下,我们预期流动人口为了发出更多其收入和经济地位相关的信号,将增加其炫耀型消费支出,这导致了两类人群在汽车消费选择的差异。

为验证财富信息展示机制,我们参考了 Charles et al. (2009)的研究,认为随着参考群体平均收入的增加,炫耀型消费支出会降低。其背后的经济直觉是,若在人群中加入更加贫穷的个体,原本的人群为了将自己与贫穷的人区分开来,则会增加炫耀型消费的支出。随着群体人均收入的提升,炫耀型消费支出将下降。对于购车者而言,购车者所在城市的群体即为其参考群体。因此,我们进一步将购车者所在城市的人均收入加入实证模型中。若人均收入的系数为负数,则可验证炫耀型消费的影响机制,即为了发出身份地位信号而增加炫耀型消费。

表 6 汇报了炫耀型消费机制检验的结果。加入人均 GDP 后,流动人口和本地居民在购车方面仍存在显著差异。对数人均 GDP 的系数为-0.717,并在 1%的水平下显著,这意味着随着参考群体即购车者所在城市的人均收入提高,汽车购买方面的炫耀型消费将减少,也即验证了炫耀型消费模型的第二条关键结论,炫耀型消费支出随着人均收入的增加而减少。进一步加入对数人均 GDP 和流动人口哑变量的交乘项,发现对数人均 GDP 的系数为-0.685,交乘项系数为-0.033,并且都在 1%的水平下显著。这表明人均收入的提高对于移民通过炫耀型消费发出财富地位信号具有调节作用,验证了移民群体存在显著的炫耀

表 6 影响机制:炫耀型消费的财富信号展示机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(purchase price)		ln(market price)	
migrant	0.023 *** (0.007)	0.391 ** (0.155)	0.016 ** (0.008)	0.290 * (0.164)
ln(GDP per capita)	-0.717 *** (0.010)	-0.685 *** (0.221)	-0.674 *** (0.235)	-0.650 *** (0.235)
ln(GDP per capita) × migrant		-0.033 ** (0.014)		-0.024 * (0.015)
ln(total credit)	0.023 *** (0.006)	0.023 *** (0.006)	0.016 *** (0.006)	0.016 *** (0.006)
ln(credit max)	0.013 * (0.007)	0.013 * (0.007)	0.016 ** (0.007)	0.016 ** (0.007)
ln(credit min)	-0.003 ** (0.002)	-0.003 ** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
female	0.049 *** (0.010)	0.049 *** (0.009)	0.040 *** (0.010)	0.040 *** (0.010)
age	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
age2	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
married	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.009)	-0.004 (0.009)	-0.004 (0.009)
educ	0.003 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)
house	0.028 *** (0.007)	0.028 *** (0.007)	0.021 *** (0.007)	0.021 *** (0.007)
license	0.017 (0.015)	0.016 (0.015)	0.015 (0.016)	0.015 (0.016)
constant	20.156 (482.364)	19.850 (9029.895)	10.308 (8798.781)	10.034 (8796.827)
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21333	21333	21333	21333
R ²	0.277	0.278	0.272	0.272

注:本表报告了炫耀型消费影响机制检验的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

型消费机制,即假说 H2。将汽车价值更换为市场价格,得到列(3)和列(4)的结果,对数人均 GDP 的系数分别为-0.674 和-0.650,均在 1%的显著水平下显著,这证明了炫耀型消费机制的稳健性。

流动人口的身份差异是其在消费时增加炫耀型消费的原因,为进一步验证这种身份的影响,我们将移民身份区分为省内移民和省外移民,省外移民对本地居民在劳动力和享受公共服务方面的差异相对于省内移民更大。尽管同样是移民,省外移民与本地居民的身份差异相对更大。因此我们预期,省外移民比省内移民进行炫耀型消费的程度更大。

表 7 汇报了将移民身份按照省内移民和省外移民进行区分后的回归结果。

Ding(2021)的实证证据表明省内移民和跨省移民由于户籍存在身份差异,在我们的研究背景下,跨省移民与省内移民的身份差异也可能会对消费行为产生影响。列(1)中,省外移民的系数为 0.037,并在 1%的水平下显著,省内移民的系数为 0.009 但不显著。列(1)汇报了省内外移民联合显著检验,F 统计量为 8.84,且在 1%的水平下显著,这意味着移民相对于本地居民在炫耀型消费的支出更高。检验省内与省外移民系数相等原假设的 F 统计量为 7.99,并在 1%的水平下显著,这意味着省外移民的炫耀型消费显著高于省内移民。进一步将汽车价值的衡量方式替换为市场价值,得到的列(2)结果依旧稳健。在汽车登记和外观方面,省内和省外移民都呈现显著为正的系数,且 F 统计量均显著为正。列(3)到列(6)的结果验证了,省际移民的身份差异是流动人口进行炫耀型消费的原因。

3.4 稳健性检验

尽管上文已估计了移民身份对于汽车市场消费行为的影响,但仍然存在一定的干扰因素。具体而言,一个潜在的机制是,在汽车购买市场的消费者中,流动人口消费者可能存在自选择问题。购车者中的流动人口可能与本地居民相比,为了完成从一个地区到另一个地区生活的转换需付出更多的努力,且在能力等无法观测的变量上存在显著差异。

为了缓解自选择问题,本文使用 Heckman 两步法进行稳健性检验。现有研究发现移民存在显著的社会网络效应(Munshi,2003;Pedersen et al.,2008;Chen et al.,2010),同乡外出打工行为对于个人外出决策具有显著的正向影响。本文选取了 2019 年百度地图提供的春运期间各城市人口流动强度作为外生变量进行 Heckman 两步法的第一阶段估计。本文选取了春运开始日 1 月 21 日(腊月十六)至 2 月 4 日(腊月三十)期间各城市人口流出和流入强度数据。

表 7 影响机制:身份与炫耀型消费的关系

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ln(purchase price)	ln(market price)	level	height	width	length	suv	model age
migrant in the province	0.009 (0.009)	-0.000 (0.009)	0.023 * (0.013)	8.392 *** (1.886)	4.019 *** (1.457)	21.012 *** (5.422)	-0.003 (0.011)	0.009 (0.009)
migrant from other province	0.037 *** (0.009)	0.031 *** (0.010)	0.101 *** (0.013)	14.282 *** (2.076)	12.709 *** (1.533)	49.424 *** (5.712)	0.064 *** (0.011)	0.037 *** (0.009)
ln(total credit)	0.023 *** (0.006)	0.016 *** (0.006)	0.012 (0.009)	-1.257 (1.309)	0.002 (1.003)	1.420 (3.875)	-0.012 (0.007)	0.023 *** (0.006)
ln(credit max)	0.013 * (0.007)	0.016 ** (0.007)	0.011 (0.011)	4.375 *** (1.548)	3.323 *** (1.186)	8.210 * (4.601)	0.007 (0.009)	0.013 * (0.007)
ln(credit min)	-0.003 ** (0.002)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.863 ** (0.350)	-0.675 *** (0.261)	-1.002 (0.975)	0.002 (0.002)	-0.003 ** (0.002)
female	0.050 *** (0.010)	0.041 *** (0.011)	-0.020 (0.015)	-2.602 (1.891)	2.295 (1.529)	-5.247 (5.490)	0.047 *** (0.012)	0.050 *** (0.010)
age	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.000 (0.004)	0.913 (0.567)	-0.813 * (0.424)	0.986 (1.597)	0.009 *** (0.003)	-0.001 (0.003)
age2	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.003 (0.007)	0.014 ** (0.006)	0.009 (0.021)	-0.000 ** (0.000)	0.000 (0.000)
married	-0.002 (0.009)	-0.004 (0.010)	0.031 ** (0.013)	2.345 (1.692)	1.678 (1.386)	8.890 * (5.066)	-0.002 (0.011)	-0.002 (0.009)
educ	0.003 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.075 (0.175)	-0.002 (0.139)	-0.186 (0.513)	0.001 (0.001)	0.003 *** (0.001)
house	0.029 *** (0.007)	0.021 *** (0.007)	0.030 *** (0.010)	1.369 (1.469)	1.463 (1.135)	10.211 ** (4.221)	0.013 (0.009)	0.029 *** (0.007)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ln(purchase price)	ln(market price)	level	height	width	length	suv	model age
license	0.016 (0.015)	0.015 (0.016)	-0.061*** (0.023)	-3.898 (3.226)	-1.951 (2.319)	-17.179** (8.370)	-0.061*** (0.019)	0.016 (0.015)
constant	12.152 (882.833)	2.853 (486.142)	1.679 (457.325)	1252.547*** (23.448)	1802.700*** (24.373)	4472.768*** (82.382)	-0.104 (10660.373)	12.152 (882.833)
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F(migrant)	8.84*** (0.000)	6.07*** (0.002)	29.43*** (0.000)	25.90*** (0.000)	34.51*** (0.000)	37.54*** (0.000)	19.06*** (0.000)	3.86*** (0.021)
p-value	7.99*** (0.004)	8.59*** (0.003)	27.61*** (0.000)	6.87*** (0.009)	27.76*** (0.000)	21.65*** (0.000)	26.95*** (0.000)	5.39*** (0.020)
N	21333	21333	21333	21318	21320	21320	21333	17980
R ²	0.278	0.272	0.638	0.772	0.336	0.529	0.068	0.137

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响的机制检验结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

表 8 汇报了 Heckman 两步法的回归结果,将逆米尔斯比率加入回归后, migrant 的系数为 0.034,且仍在 1%的水平下显著。这意味着考虑潜在的自选择问题后,流动人口在购车选择上仍然与本地居民存在显著差异。将被解释变量替换为市场价格,系数变为 0.026,并依然在 1%的水平下显著。考察移民在汽车等级、外形和车型的购买选择,在控制自选择影响后,系数仍都显著为正。这证明了移民身份对炫耀型消费支出的促进作用具有稳健性。

表 8 稳健性检验:Heckman 两步法检验

购车价格的 Heckman 两步法检验			
	(1)	(2)	(3)
	the 1st step	ln(purchase price)	ln(market price)
home city move-in intensity	-0.017 *** (0.000)		
work city move-out intensity	0.023 *** (0.000)		
migrant		0.034 *** (0.008)	0.026 *** (0.008)
ln(total credit)		0.023 *** (0.006)	0.043 *** (0.013)
ln(credit max)		0.013 * (0.007)	0.016 *** (0.006)
ln(credit min)		-0.003 ** (0.001)	0.016 ** (0.007)
female		0.049 *** (0.009)	-0.002 (0.002)
age		-0.001 (0.003)	0.040 *** (0.010)
age2		0.000 (0.000)	0.002 (0.003)
married		-0.002 (0.009)	0.000 (0.000)
educ		0.002 *** (0.001)	-0.003 (0.009)
house		0.028 *** (0.007)	0.002 ** (0.001)
license		0.016 (0.015)	0.021 *** (0.007)
IMR		0.043 *** (0.012)	0.014 (0.016)

续表

购车价格的 Heckman 两步法检验						
	(1)	(2)	(3)			
	the 1st step	ln(purchase price)	ln(market price)			
constant	-0.714 *** (0.010)	12.014 (8237.367)	2.778 (8795.965)			
industry FE	Yes	Yes	Yes			
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes			
purchase month FE	Yes	Yes	Yes			
city FE	Yes	Yes	Yes			
N	45634	21333	21333			
R ²		0.278	0.272			
车辆特征的 Heckman 两步法检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	level	height	width	length	suv	model age
migrant	0.064 *** (0.012)	11.217 *** (1.710)	9.103 *** (1.332)	37.910 *** (4.900)	0.034 *** (0.010)	-0.318 (0.231)
ln(total credit)	0.011 (0.009)	-1.337 (1.308)	-0.107 (1.004)	1.066 (3.878)	-0.012 * (0.007)	-0.266 * (0.160)
ln(credit max)	0.012 (0.010)	4.454 *** (1.548)	3.426 *** (1.187)	8.542 * (4.603)	0.008 (0.009)	0.136 (0.189)
ln(credit min)	0.000 (0.002)	-0.857 ** (0.350)	-0.662 ** (0.262)	-0.960 (0.976)	0.003 (0.002)	0.018 (0.042)
female	-0.021 (0.014)	-2.627 (1.892)	2.230 (1.531)	-5.467 (5.492)	0.047 *** (0.012)	-0.354 (0.275)
age	0.001 (0.004)	0.959 * (0.567)	-0.735 * (0.424)	1.244 (1.599)	0.010 *** (0.003)	0.145 * (0.075)
age2	0.000 (0.000)	-0.003 (0.007)	0.013 ** (0.006)	0.005 (0.021)	-0.000 ** (0.000)	-0.002 * (0.001)
married	0.031 ** (0.013)	2.358 (1.692)	1.720 (1.388)	9.037 * (5.068)	-0.002 (0.011)	-0.291 (0.261)
educ	-0.002 (0.001)	-0.077 (0.175)	-0.008 (0.139)	-0.209 (0.513)	0.001 (0.001)	0.042 (0.026)
house	0.030 *** (0.010)	1.319 (1.469)	1.386 (1.135)	9.957 ** (4.222)	0.013 (0.009)	-0.158 (0.195)
license	-0.061 *** (0.022)	-3.869 (3.225)	-1.929 (2.318)	-17.114 ** (8.366)	-0.061 *** (0.019)	-0.096 (0.421)
IMR	0.006 (0.018)	-0.689 (2.346)	2.715 (1.819)	10.003 (7.059)	0.011 (0.016)	-0.070 (0.337)
constant	1.577 (12163.676)	1249.622 *** (23.626)	1793.775 *** (24.383)	4442.076 *** (82.468)	-0.155 (1026.708)	0.622 (2.000)

续表

车辆特征的 Heckman 两步法检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	level	height	width	length	suv	model age
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21333	21318	21320	21320	21333	17980
<i>R</i> ²	0.638	0.772	0.335	0.529	0.066	0.137

注：本表报告了 Heckman 两步法检验的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

为进一步缓解潜在的内生性问题，我们使用倾向得分匹配法构造了可比的流动人口和本地居民样本。PSM 的想法是基于可观测到的样本特征计算得到处理组和对照组的相似性，从而获得相类似的处理组和对照组样本进行匹配估计。倾向得分匹配估计的结果汇报于表 9 中。对于交易价格和市场价格，移民的系数分别为 0.034 和 0.036，均在 1% 的水平下显著。这进一步证明了移民身份对炫耀型消费行为影响的显著性。

表 9 稳健性检验：倾向得分匹配 PSM 估计结果

	(1)	(2)
	ln(purchase price)	ln(market price)
migrant	0.034 *** (0.012)	0.036 *** (0.013)
ln(total credit)	-0.034 (0.023)	-0.035 * (0.021)
ln(credit max)	0.085 *** (0.028)	0.079 *** (0.026)
ln(credit min)	-0.008 ** (0.003)	-0.007 ** (0.004)
female	0.059 *** (0.021)	0.017 (0.024)
age	-0.011 (0.008)	-0.013 (0.009)
age2	0.000 * (0.000)	0.000 * (0.000)
married	-0.010 (0.019)	-0.021 (0.022)

	(1)	(2)
	ln(purchase price)	ln(market price)
educ	0.002 (0.002)	0.004 * (0.002)
house	0.092 *** (0.030)	0.055 * (0.028)
license	0.034 (0.034)	0.038 (0.040)
constant	12.448 *** (0.234)	1.417 *** (0.187)
industry FE	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes
N	15819	15818
R ²	0.371	0.335

注：本表报告了倾向得分匹配 PSM 估计的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

4 异质性分析

本节我们将考察移民身份对炫耀型消费促进作用的异质性。具体而言,我们根据移民的个人特征和所在地区进行了多组分样本回归。通过比较子样本中移民身份对消费选择的影响,对消费差异的异质性进行讨论。

4.1 异质性分析：年龄的影响

本文首先对炫耀型消费的年龄异质性进行探索,将样本划分为 30 岁以下,30 至 45 岁和 45 岁以上三组样本,分别就交易价格对移民身份进行回归。表 10 汇报了按年龄进行划分的子样本回归结果。30 岁以下组样本中,migrant 的系数为 0.016 但不显著;45 岁以上的样本中,migrant 系数为 0.026,但仍然不显著。对于 30 至 45 岁的样本,migrant 的系数为 0.027,并在 1% 的水平下显著。

表 10 异质性分析：年龄

	(1)	(2)	(3)
	age≤30	30<age≤45	age>45
migrant	0.016 (0.013)	0.027 *** (0.010)	0.026 (0.024)

续表

	(1)	(2)	(3)
	age≤30	30<age≤45	age>45
ln(total credit)	0.027 ** (0.011)	0.020 ** (0.008)	0.028 (0.018)
ln(credit max)	-0.003 (0.014)	0.021 ** (0.009)	0.009 (0.020)
ln(credit min)	-0.003 (0.003)	-0.005 ** (0.002)	0.003 (0.005)
female	0.069 *** (0.017)	0.044 *** (0.013)	0.044 (0.037)
age	-0.058 (0.039)	-0.031 * (0.017)	0.111 ** (0.045)
age2	0.001 (0.001)	0.000 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)
married	-0.015 (0.014)	0.004 (0.013)	-0.050 (0.040)
educ	0.003 ** (0.001)	0.001 (0.001)	0.013 *** (0.003)
house	0.028 ** (0.013)	0.032 *** (0.009)	0.013 (0.021)
license	0.013 (0.024)	0.035 * (0.021)	-0.124 ** (0.056)
constant	12.068 *** (0.819)	12.682 *** (0.327)	9.278 *** (1.202)
industry FE	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes
N	6753	11851	2729
R ²	0.296	0.294	0.358

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响异质性分析的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

这意味着炫耀型消费行为具有年龄效应。对于年轻个体，可能受制于收入和储蓄较低，流动人口身份对炫耀型消费并未产生显著影响。而对于年纪较大的样本，由于从炫耀型消费中获得效用的减少，移民身份也并未导致炫耀型消费方面的显著差异。这一发现与有关人种和种姓等身份差异对炫耀型消费影响的实证结果相符合 (Khamis et al., 2012; Kaus, 2013)。

4.2 异质性分析：所从事行业的影响

本文进一步对购车者所从事工作的行业进行一致性分析。我们考虑炫耀型消费的主要影响机制是通过购买炫耀型消费产品,发出有关个人收入和财富信号已获得效用的机制。第一和第二产业的从业者分别主要从事农林牧渔和工业工作。而对于从事第三产业工作的样本,他们在信息服务、金融、商业等服务行业工作将有更多的机会与他人接触,从而通过购车这种炫耀型消费行为发出信号的可能性更大。因此,我们预期第一、二产业的子样本中,身份对炫耀型消费的影响不显著,而在第三产业的样本中移民身份显著增加炫耀型消费支出。

表 11 汇报了分行业子样本回归的结果。第一、二产业子样本中,migrant 的系数分别为 0.016 和 0.018,且都不显著。而第三产业的子样本系数为 0.024,并在 1%的显著水平下显著。这意味着,由于财富信息展示这一潜在的作用机制,流动人口身份对炫耀型消费支出的促进作用对于第三产业从业者的影响更加显著,这与 Khamis et al. (2012) 利用印度消费数据发现白领工人更倾向于购买更多的炫耀型鞋类和服饰等消费品相一致。这意味着从事服务业工作的群体,身份差异导致的炫耀型消费行为更显著。

表 11 异质性分析:从事的行业

	(1)	(2)	(3)
	Primary industry	Secondary industry	Tertiary industry
migrant	0.016 (0.058)	0.018 (0.014)	0.024 *** (0.009)
ln(total credit)	0.021 (0.039)	0.030 ** (0.013)	0.019 *** (0.007)
ln(credit max)	0.004 (0.046)	0.006 (0.015)	0.017 ** (0.008)
ln(credit min)	0.001 (0.011)	-0.005 (0.003)	-0.003 (0.002)
female	-0.053 (0.058)	0.048 ** (0.023)	0.053 *** (0.011)
age	0.006 (0.014)	-0.006 (0.005)	0.001 (0.003)
age2	-0.000 (0.000)	0.000 * (0.000)	0.000 (0.000)
married	0.008 (0.053)	0.014 (0.016)	-0.009 (0.011)
educ	0.003 (0.005)	0.002 (0.001)	0.003 ** (0.001)

	(1)	(2)	(3)
	Primary industry	Secondary industry	Tertiary industry
house	-0.007 (0.036)	0.015 (0.014)	0.036*** (0.009)
license	0.087 (0.100)	0.016 (0.028)	0.016 (0.019)
constant	11.777*** (0.354)	11.999*** (0.242)	12.173*** (0.174)
industry FE	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes
N	921	5657	14755
R ²	0.544	0.300	0.282

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响异质性分析的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

4.3 异质性分析：教育水平的影响

此外，我们还根据受教育程度对炫耀型消费影响进行了异质性分析。本文将样本按照是否受到过大学教育进行划分进行回归。表 12 中的列(1)汇报了拥有大学学历购车者样本的回归结果，列(2)汇报了最高受教育程度低于大学学历的购车者的影响。migrant 的系数在两类子样本中分别为 0.042 和 0.020，且都在 5% 的水平下显著。因此，流动人口的身份差异对于不同受教育程度的人群炫耀型消费的行为均具有显著的促进作用。

表 12 异质性分析：受教育程度

	(1)	(2)
	College degree	Below college degree
migrant	0.042** (0.017)	0.020** (0.008)
ln(total credit)	0.012 (0.015)	0.024*** (0.007)
ln(credit max)	0.033* (0.018)	0.010 (0.008)
ln(credit min)	0.001 (0.003)	-0.004** (0.002)
female	0.075*** (0.016)	0.035*** (0.012)

续表		
	(1)	(2)
	College degree	Below college degree
age	-0.019 ** (0.008)	0.001 (0.003)
age2	0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)
married	-0.008 (0.017)	0.010 (0.011)
educ	0.039 *** (0.012)	-0.001 (0.001)
house	0.061 *** (0.018)	0.020 ** (0.008)
license	0.071 ** (0.035)	0.001 (0.017)
constant	10.421 *** (0.282)	11.618 *** (0.134)
industry FE	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes
N	3873	17460
R ²	0.312	0.281

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响异质性分析的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

4.4 异质性分析：区域差异

除了个人特征的异质性外,我们还对炫耀型消费的区域异质性进行了探索。我们将样本分别划分为东部省份、中部省份和西部省份进行回归分析。表 13 汇报了分区域回归的结果。

表 13 异质性分析：所在区域				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(market price)	model age	suv	high status car
东部省份				
migrant	0.018 * (0.011)	-0.221 (0.304)	0.064 *** (0.014)	0.000 (0.004)
N	9503	8007	9503	9503
R ²	0.273	0.143	0.070	0.059

	续表			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(market price)	model age	suv	high status car
中部省份				
migrant	0.013 (0.014)	0.023 (0.414)	0.015 (0.018)	-0.003 (0.005)
N	6965	5882	6965	6965
R ²	0.279	0.154	0.067	0.093
西部省份				
migrant	0.044 *** (0.017)	-0.980 ** (0.485)	-0.007 (0.020)	-0.009 (0.005)
N	3980	3377	3980	3980
R ²	0.300	0.147	0.079	0.063
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes		Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes
	(1)	(2)	(3)	(4)
	level	height	width	length
东部省份				
migrant	0.095 *** (0.017)	13.601 *** (2.419)	10.514 *** (1.877)	45.279 *** (6.798)
N	9503	9502	9502	9502
R ²	0.618	0.768	0.338	0.480
中部省份				
migrant	0.046 ** (0.021)	5.388 * (3.160)	3.957 * (2.403)	19.190 ** (8.986)
N	6965	6953	6953	6953
R ²	0.646	0.777	0.345	0.576
西部省份				
migrant	0.026 (0.022)	14.859 *** (3.588)	8.962 *** (2.651)	32.308 *** (10.328)
N	3980	3978	3980	3980
R ²	0.671	0.779	0.335	0.562
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响异质性分析的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

对比东中西部省份的分样本回归结果,我们发现移民的系数主要在西部省份和东部省份显著。西部省份中,流动人口身份对炫耀型消费具有显著影响的原因主要由于西部省份的人均收入相对较低,这与 Charles et al. (2009) 的模型相符合。而东部省份仍具有一定显著性的原因,主要由于移民身份在东部省份体现出更显著的差异性,特别是在公共服务的享有等方面。此外,群体收入的离散程度也可能影响炫耀型消费,但 Charles et al. (2009) 认为离散程度对炫耀型消费作用的方向不能确定。这也是东部省份炫耀型消费仍然显著的潜在原因。

5 福利分析:炫耀型消费的影响

炫耀型消费存在多方面的负面影响,现有文献证明了炫耀型消费的不平等显著促进了暴力犯罪 (Hicks and Hicks, 2014); 对于贫困人口而言,炫耀型消费挤兑了教育医疗等有助于人力资本积累的支出,进一步加剧了不平等,不利于消除贫困 (Moav and Neeman, 2012)。在流动人口与本地居民融合的过程中,炫耀型消费行为也对个人和社会产生了负面影响。本文从个人贷款负担和环境外部性的角度,补充了炫耀型消费产生的影响,进一步验证假说 H3。

5.1 炫耀型消费对个人贷款负担的影响

本节考察了流动人口身份导致的炫耀型消费行为对个人金融负担的影响。我们首先对流动人口和非流动人口在消费前的个人信贷状况差异进行比较,随后估计了购车这一炫耀型消费行为对流动人口产生的贷款负担。

表 14 汇报了炫耀型消费对个人贷款负担影响的结果。列(1)汇报了流动人口相对于本地居民在购车前的对数贷款总额差异, migrant 的系数为 -0.159, 且在 1% 的水平下显著。这意味着在个人特征等条件相同的情况下,流动人口在购车前的贷款负担显著低于本地居民。进一步将流动人口区分流动人口为本省流动人口和非本省流动人口,得到列(2)的结果。本省移民和非本省移民哑变量的系数分别为 -0.146 和 -0.172, 显著性水平分别低于 5% 和 1%。这意味着在购车前移民相对本地人口具有更低的贷款负担。我们还将被解释变量替换为贷款余额的对数,得到的结果依然显著为负,这为流动人口相对于本地人口信贷负担更低的结论提供了证据。

随后我们考察流动人口与本地人口在汽车消费贷款的差异。列(1)汇报了流动人口与本地居民在汽车消费贷款首付金额上的差异, migrant 的系数为 -0.004, 并在 10% 的水平下显著。这意味着在车贷方面,即使控制了授信额度和个人特

征等变量的影响,移民的首付比例仍然低于本地居民,也就是说移民在购车消费上的杠杆率更高。列(3)和列(4)则将购车贷款的月供额度作为被解释变量,分析炫耀型消费行为对月供的影响。*migrant* 的系数为 0.032,且在 1%的水平下显著。将移民区分为本省移民和非本省移民,得到的系数分别为 0.017 和 0.047,且分别在 5%和 1%的水平下显著。这说明移民身份导致的炫耀型消费行为使其个人贷款压力增加。对比购车前的信贷状况,可以认为移民在其他消费的信贷压力要低于本地居民,但由于购车的炫耀型消费行为,其承受了更高的贷款负担。

表 14 进一步研究:炫耀型消费对贷款负担的影响

	购车前的信贷状况			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(loan amount)		ln(loan balance)	
<i>migrant</i>	-0.159 *** (0.048)		-0.171 *** (0.054)	
<i>migrant in the province</i>		-0.146 ** (0.057)		-0.166 *** (0.064)
<i>migrant from other province</i>		-0.172 *** (0.059)		-0.176 *** (0.066)
<i>N</i>	10852	10852	10682	10682
<i>R</i> ²	0.247	0.247	0.234	0.234
	购车贷款的信贷状况			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	down pay ratio		ln(monthly payment)	
<i>migrant</i>	-0.004 * (0.002)		0.032 *** (0.007)	
<i>migrant in the province</i>		-0.004 (0.003)		0.017 ** (0.008)
<i>migrant from other province</i>		-0.004 (0.003)		0.047 *** (0.008)
<i>N</i>	21333	21333	21333	21333
<i>R</i> ²	0.142	0.142	0.244	0.244
controls	Yes	Yes	Yes	Yes
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes

注:本表报告了炫耀型消费对个人信贷状况影响的估计结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

图5汇报了本地居民和流动人口汽车贷款月供的“恩格尔曲线”。其中,实线表示本地居民月供情况,虚线表示流动人口的月供情况。图中两条曲线呈现上升趋势,意味着随着授信额度的增加,即个人收入水平的提高,个体购车贷款的月供金额增加。流动人口的月供恩格尔曲线显著高于本地居民,这证明在相同的个人收入水平下,流动人口相对于本地居民在购车这一消费中承担了更高的信贷负担。

我们进一步估计了炫耀型消费对移民贷款负担的净现值。样本平均的月供金额为2533.28元,平均车贷期限为30个月,并假设银行基准利率为1.5%。我们估计得到流动人口的炫耀型消费行为导致平均购车月供与本地居民差异的净现值为2388.73元。考虑到购车的均值仅为9.30万元,炫耀型消费导致的贷款负担净现值是重要的。这一显著的信贷负担对于减少不平等以及流动人口与本地居民的融合也将产生不利影响。

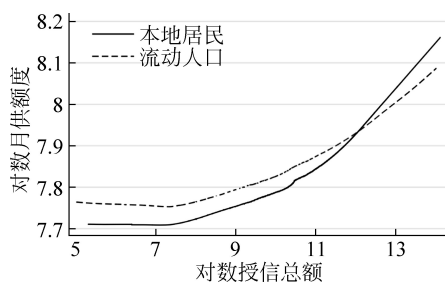


图5 汽车贷款月供的恩格尔曲线

5.2 炫耀型消费造成的环境外部性影响

现有文献及上一节大部分都估计了炫耀型消费对个人产生的影响,本节我们将从环境外部性的角度估计炫耀型消费对社会产生的外部影响。汽车消费是空气污染产生和能源消耗的关键部门,那些外形上更大、价格更高的车以及SUV等车型,往往在能效和污染排放等方面表现更加糟糕。因此,我们试图探究炫耀型消费在汽车市场导致的环境外部性。

表15报告了环境外部性影响的估计结果。列(1)和列(2)报告了流动人口和本地居民在新能源汽车购买方面的差异,这里的新能源汽车被定义为纯电动汽车(BEV)、油电混合动力汽车(HEV)以及插电式混合动力汽车(PHEV)。列(1)中,migrant的系数为-0.009,且在1%的水平下显著。这意味着相对于本地居民,流动人口购买新能源汽车的概率更低。即使进一步将流动人口区分为本省移民和外省移民得到列(2)的结果仍然稳健。列(3)和列(4)报告了消费者购买汽车在排量方面的差异,排量是衡量汽车动力强度的指标。migrant的系

数为 0.026,并在 1%的水平下显著,这表明流动人口相对于本地人口购买的汽车排量更大、动力更足。

表 15 进一步研究：环境影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EV		displacement		fuel consumption	
migrant	-0.009 *** (0.003)		0.026 *** (0.005)		0.087 *** (0.018)	
migrant in the province		-0.009 *** (0.003)		0.018 *** (0.006)		0.057 *** (0.021)
migrant from other province		-0.009 *** (0.004)		0.032 *** (0.007)		0.117 *** (0.022)
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21333	21333	21125	21125	18072	18072
R ²	0.102	0.102	0.300	0.301	0.373	0.373

注：本表报告了炫耀型消费对车辆能源效率和环境影响的估计结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

对排量差异产生关键影响的是汽车的百公里油耗。列(5)和列(6)报告了汽车消费选择导致的百公里油耗差异,migrant 的系数为 0.087,并在 1%的水平下显著。这意味着流动人口购置的车辆比本地居民在能源利用效率方面更低,具体而言每百公里将多消耗 0.087 升汽油。

图 6 报告了购置车辆的环境影响的“恩格尔曲线”。图 6(a)中购置车辆的排量随着个人收入额度的增加显著提升,并且在相同的收入水平下,流动人口相对于本地人口购置的汽车排量相对更大。图 6(b)汇报了汽车能源效率指标百公里油耗的差异,流动人口相对于本地人口购置的汽车百公里油耗更低,也就是说炫耀型消费行为下,流动人口相对于本地居民更倾向于购置能源效率更低的汽车。

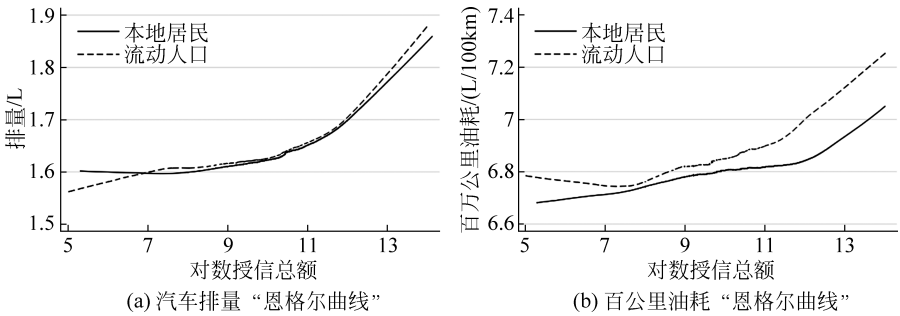


图 6 环境影响和能源效率“恩格尔曲线”

根据机动车强制报废标准规定^①,汽车满 60 万公里将引导报废。也就是说流动人口在汽车市场的炫耀型消费选择,将导致平均而言每辆汽车全生命周期油耗增加 522 升汽油。根据美国环境保护局的测算^②,乘用车每加仑汽油约产生 8.887 千克碳排放,约为 2.348 千克每升。因此,流动人口的炫耀型消费行为将导致每辆汽车在其使用寿命期内比本地居民多产生 1.226 吨的碳排放。除了温室气体排放的增加,购买高油耗的汽车还将增加氮氧化物和一氧化碳等污染物的排放。

6 结论

本文利用中国汽车市场交易数据实证检验了流动人口身份对炫耀型消费行为的影响,并验证了(Veblen, 1899)所提出的炫耀型消费的潜在机制,即财富信息展示行为。此外,本文还进一步补充了炫耀型消费行为负面影响的相关研究,发现汽车市场的炫耀型消费行为显著增加了个人的信贷负担,并且增加了温室气体排放和大气污染物排放等环境外部性。

据此,本文根据现有结论提出以下具有现实意义政策建议。首先,在流动人口与本地居民融合的背景下,应进一步推进户籍制度改革,增加流动人口保障,缩小流动人口与本地居民的差异。其次,完善户籍制度有助于减少炫耀型消费行为,从而降低个人金融风险,以促进社会公平的实现。最后,本文的发现还从侧面证明了联合国可持续发展目标(SDGs)中社会平等与气候行动的相关性,推进社会公平有助于通过减少炫耀型消费行为,引导消费者进行绿色低碳消费,这对社会发展和环境保护具有一定的启示意义。

附录

附表 1 变量定义与数据来源表

变量	变量定义	单位	数据来源
被解释变量:汽车特征变量			
purchase price	对数购车合同价格	万元	交易记录
market price	对数汽车市场价格	万元	汽车之家
核心解释变量:流动人口			
migrant	是否流动人口		交易记录
migrant in the province	是否本省流动人口		交易记录
migrant from other province	是否外省流动人口		交易记录

① 《机动车强制报废标准规定》<http://www.mofcom.gov.cn/article/b/d/201301/20130100003957.shtml>
② Greenhouse Gas Emissions from a Typical Passenger Vehicle <https://www.epa.gov/greenvehicles/greenhouse-gas-emissions-typical-passenger-vehicle>

续表

变量	变量定义	单位	数据来源
控制变量：个人授信额度与群体平均收入			
total credit	银行总授信额度	万元	交易记录
credit max	银行最高授信额度	万元	交易记录
credit min	银行最低授信额度	万元	交易记录
GDP per capita	购车者所在城市人均 GDP	万元	城市统计年鉴
控制变量：个人特征			
female	是否女性		交易记录
age	年龄		交易记录
age2	年龄平方		交易记录
married	是否已婚		交易记录
educ	教育年限		交易记录
house	是否拥有房产		交易记录
license	是否拥有驾照		交易记录
外生变量：春运客流强度			
home city move-in intensity	春运时人口流入强度		百度地图
work city move-out intensity	春运时人口流出强度		百度地图
其他汽车参数及购车信息变量			
level	车辆级别		汽车之家
height	车辆高度	mm	汽车之家
width	车辆宽度	mm	汽车之家
length	车辆长度	mm	汽车之家
model age	车型发售至购买的间隔时间	月	汽车之家
suv	是否 SUV 车型		汽车之家
high status car	是否凯利蓝皮书高档车型		汽车之家
loan amount	贷款总额	万元	汽车之家
loan balance	贷款余额	万元	汽车之家
down pay ratio	首付比例	万元	汽车之家
payment monthly	月供金额	万元	汽车之家
EV	是否新能源汽车		汽车之家
displacement	排量	升	汽车之家
fuel consumption	百公里油耗	升/公里	汽车之家

参考文献

宁光杰，段乐乐. 2017. 流动人口的创业选择与收入——户籍的作用及改革启示 [J]. 经济学(季刊), 16(2): 771-792.

Ning G J, Duan L L. Migrant's Self-employment choice and income: The role of household registration system and reform implication[J]. *China Economic Quarterly*, 2017, 16(2): 771-792. (in Chinese)

- 万海远, 李实. 2013. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究, 48(9): 43-55.
- WAN H Y, LI S. The Effects of household registration system discrimination on urban-rural income inequality in China[J]. *Economic Research Journal*, 2013, (9): 43-55. (in Chinese)
- 叶文平, 李新春, 陈强远. 2018. 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据[J]. 经济研究, 53(6): 157-170.
- Ye W P, Li X C, CHEN Q Y. How immigrant populations affect city entrepreneurship activity: Mechanisms and evidence[J]. *Economic Research Journal*, 2018, (6): 157-170. (in Chinese)
- 余运江, 高向东. 2017. 市场潜能与流动人口工资差异: 基于异质性视角的分析[J]. 世界经济, 40(12): 98-118.
- YU Y J, GAO X D. Market potential and wage disparity of floating population: An analysis from the perspective of heterogeneity[J]. *The Journal of World Economy*, 2017, (12): 98-118. (in Chinese)
- 章莉, 李实, Darity Jr W A, 等. 2014. 中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视[J]. 管理世界, 30(11): 35-46.
- Zhang L, Li S, A. Darity, W, et al. Registered residence Discrimination of Wage Income in China's Labor Market[J]. *Journal of Management World*, 2014, (11): 35-46. (in Chinese)
- Afridi F, Li S X, Ren Y F. 2015. Social identity and inequality: The impact of China's hukou system[J]. *Journal of Public Economics*, 123: 17-29.
- Akay A, Bargain O, Zimmermann K F. 2012. Relative concerns of rural-to-urban migrants in China[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 81(2): 421-441.
- Au C C, Henderson J V. 2006. How migration restrictions limit agglomeration and productivity in China[J]. *Journal of Development Economics*, 80(2): 350-388.
- Bricker J, Krimmel J, Ramcharan R. 2020. Signaling status: The impact of relative income on household consumption and financial decisions[J]. *Management Science*, 67(4): 1993-2009.
- Brown P H, Bulte E, Zhang X B. 2011. Positional spending and status seeking in rural China[J]. *Journal of Development Economics*, 96(1): 139-149.
- Charles K K, Hurst E, Roussanov N. 2009. Conspicuous consumption and race[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2): 425-467.
- Chen Y Y, Jin G Z, Yue Y. 2010. Peer migration in China[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Combes P P, Démurger S, Li S, et al. 2020. Unequal migration and urbanisation gains in China[J]. *Journal of Development Economics*, 142: 102328.
- Démurger S, Gurgand M, Li S, et al. 2009. Migrants as second-class workers in urban

- China? A decomposition analysis[J]. *Journal of Comparative Economics*, 37(4): 610-628.
- Ding X Z. 2021. College education and internal migration in China[J]. *China Economic Review*, 69: 101649.
- Eaton B C, Eswaran M. 2009. Well-being and affluence in the presence of a veblen good [J]. *The Economic Journal*, 119(539): 1088-1104.
- Friehe T, Mechtel M. 2014. Conspicuous consumption and political regimes: Evidence from East and West Germany[J]. *European Economic Review*, 67: 62-81.
- Hao L, Houser D, Mao L, et al. 2016. Migrations, risks, and uncertainty: A field experiment in China [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 131: 126-140.
- Hicks D L, Hicks J H. 2014. Jealous of the Joneses: Conspicuous consumption, inequality, and crime[J]. *Oxford Economic Papers*, 66(4): 1090-1120.
- Jenkins D. 2016. Conspicuous consumption in the United States and China[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 127: 115-132.
- Kaus W. 2013. Conspicuous consumption and “race”: Evidence from South Africa[J]. *Journal of Development Economics*, 100(1): 63-73.
- Khamis M, Prakash N, Siddique Z. 2012. Consumption and social identity: Evidence from India[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3): 353-371.
- Liu Z Q. 2005. Institution and inequality: The hukou system in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 33(1): 133-157.
- Luo J, Wang X X. 2020. Hukou identity and trust—Evidence from a framed field experiment in China[J]. *China Economic Review*, 59: 101383.
- Meng X. 2012. Labor market outcomes and reforms in China[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 26(4): 75-102.
- Moav O, Neeman Z. 2012. Saving rates and poverty: The role of conspicuous consumption and human capital[J]. *The Economic Journal*, 122(563): 933-956.
- Munshi K. 2003. Networks in the modern economy: Mexican migrants in the U. S. labor market[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(2): 549-599.
- Ngai L R, Pissarides C A, Wang J. 2019. China’s mobility barriers and employment allocations[J]. *Journal of the European Economic Association*, 17(5): 1617-1653.
- Pedersen P J, Pytlikova M, Smith N. 2008. Selection and network effects—Migration flows into OECD countries 1990—2000[J]. *European Economic Review*, 52(7): 1160-1186.
- Song Y. 2014. What should economists know about the current Chinese hukou system? [J]. *China Economic Review*, 29: 200-212.
- Thaler R H, Sunstein C R. 2008. *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*[M]. New Haven: Yale University Press.

- Veblen T. 1899. *The theory of the leisure class—An economic study of institutions* [M]. New York: Oxford University Press.
- Wei S J, Zhang X B. 2011. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China [J]. *Journal of Political Economy*, 119 (3): 511-564.
- Whalley J, Zhang S M. 2007. A numerical simulation analysis of (Hukou) labour mobility restrictions in China [J]. *Journal of Development Economics*, 83 (2): 392-410.

Conspicuous Consumption and Migrants: Evidence from Auto Mortgage Loan

Dongmin Kong¹ Chenhao Liu² Ling Zhu¹

(1. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology;

2. Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract In 1899, Veblen first used conspicuous consumption to depict the behavior of economic individuals in his *The Theory of the Leisure Class*. Although this theory provides an intuitive explanation for consumption behavior, limited by the data, the relevant empirical work is still rare. This paper uses a micro data of auto mortgage transaction provided by a large company in Shanghai to empirically test the impact of migrant identity on conspicuous consumption. We find that the conspicuous consumption expenditure of the migrants is significantly higher than that of local residents. On average, the automobile consumption expenditure of migrants is 2.3% higher than that of local residents. Using the theoretical relationship between the average income of reference group and conspicuous consumption behavior, this paper verifies the status signaling nature of conspicuous consumption, that is, the mechanism of seeking wealth social status by showing personal information, such as income and assets. Further welfare analysis shows that conspicuous consumption significantly increases the credit burden of the migrants, specifically, the average net present value of the credit burden of the migrants for purchasing automobile is 2533.28 yuan higher than that of the local residents. Furthermore, conspicuous consumption in the automobile market has also increased the purchase of gas guzzler, resulting in an increase in fuel consumption per 100 km of automobiles purchased by the migrants, which is equivalent to an increase of 1.226 tons of carbon dioxide emissions per vehicle during its lifetime. Overall, our findings have clear implication for understanding the consumption behavior of the migrants, reducing personal financial risk and promoting green consumption.

JEL Classification D12, D70, O12

R&D 税费减免对中国企业生产率 激励效应的非线性研究¹

宋建² 王怡静³

摘 要 R&D 税收激励政策是实施创新驱动战略的重要政策工具,深入理解 R&D 税费减免对创新企业生产率的激励效应与内在逻辑,是事关建设创新型国家和塑造发展新优势的重要问题。本文在归纳典型事实基础上构建了 R&D 税费减免提升企业生产率决策模型,并利用 2008—2014 年中国科技调查企业数据实证检验。研究发现,在中国创新企业中,R&D 税费减免强度与企业生产率之间存在先升后降的非线性关系。在低减免强度的企业中,R&D 税费减免对企业生产率产生了促进效应,而在高减免强度企业中,R&D 税费减免对企业 TFP 产生了抑制效应。本文进一步验证了 R&D 税费减免通过内部企业创新提升企业生产率,而政府干预市场抑制了 R&D 税费减免的企业生产率激励效应,即“内部企业创新”和“外部政府干预”是 R&D 税费减免非线性影响企业生产率的两个渠道。本文研究为“十四五”实施更大力度的普惠性政策增加了新的认识,为提升企业技术创新能力提供了有益启示。

关键词 R&D 税费减免;创新企业;全要素生产率;PSM-DID

0 引言

R&D 税收激励政策不仅是实施创新驱动战略,建设创新型国家的重要政策工具,也是“十四五”期间提升企业技术创新能力、全面塑造发展新优势的重要抓手。研发活动是企业技术创新的基础性和决定性环节,鼓励企业创新成为当今世界各国一致的政策取向,尤其是 OECD(经济合作与发展组织)国家普遍采

¹ 本研究为 2021 江苏省社会科学基金一般项目“产业关联视角下工业机器人使用对服务业就业影响的机制研究”(项目编号:21EYB014)的阶段性成果。

² 宋建,南京审计大学政治、经济研究院副教授,E-mail:s_ongking@163.com。

³ 王怡静,南京审计大学经济学院硕士研究生,E-mail:iwangyijing@163.com。

用 R&D 税收激励政策鼓励本国企业扩大 R&D 投资,以减少本国企业 R&D 投资的市场风险,弥补由于市场失灵所导致的企业 R&D 收益损失。统计数据显示,“十三五”前 4 年,享受 R&D 税费减免政策的企业累计达 84.3 万户次,减免企业所得税 8730 余亿元,“十四五”规划进一步明确“实施更大力度的研发费用加计扣除、高新技术企业税收优惠等普惠性政策”激励企业加大研发投入。在此背景下,探究 R&D 税费减免对企业生产率的激励效应问题,对重新审视普惠性政策和提升企业技术创新能力具有重要的现实意义。

为了鼓励企业进行技术创新,政府会选择不同的激励政策,通常采用资本补贴和税收优惠以降低企业的研发成本 (Greenwald and Stiglitz, 1986)。创新激励政策是为了弥补利益驱动的企业由于研发活动所带来私人利益的增值小于社会福利的增值而导致的私人投资不足 (David et al., 2000; Crespi et al., 2016)。一般而言,补贴政策的约束性较强,而税收优惠在选择产业与企业的对象上是中性的,更具灵活性,能够赋予企业更大的自主选择权,有利于企业深度挖掘发展潜力并形成核心竞争力,充分释放市场对企业科技创新的引导作用,而最大限度地减少了政府直接补贴的自由裁定权,增加了公平性 (Crespi et al., 2016)。因此,不少文献从税收优惠政策方面对企业创新的激励效应作了充分的讨论 (Yang et al., 2012; 李林木和郭存芝, 2014; 杨国超和芮萌, 2020), 其中研发费用加计扣除作为一项重要的税收优惠政策举措备受学者关注 (任海云和宋伟宸, 2017; 程瑶和闫慧慧, 2018; 冯泽等, 2019; Chen and Yang, 2019)。这主要因为 R&D 税费减免能够增加企业流转资金,减少企业内部研发投入成本,在一定程度上降低了研发失败所带来的风险和损失,将研发活动带来的收益内部化,激励企业的研发投入 (Hall and Van Reenen, 2000)。

在现实中,政府有明确的理由推行研发税收优惠政策,却没有充分的证据证明一定是有效的,而且有些学者研究发现税收优惠政策对企业研发投入效果并不理想。这主要是因为,一方面,利益驱动的企业在追求利润最大化时,可能使用税收优惠带来的资金盈余首先为私人收益最高的项目提供资金,或更专注于具有短期前景的项目,往往这些项目不一定能带来较高的社会收益 (David et al., 2000; Czarnitzki et al., 2011), 从而导致税收优惠政策没能能够弥补私人收益与社会收益之间的差距。另一方面,由于企业与政府之间存在信息不对称,税收激励政策可能面临潜在道德风险,企业为了达到政策条件而加大研发投入或者增加专利申请,以此获得更多的税收优惠,最终结果是降低了企业研发效率,违背了政策制定者的初衷。而且税收优惠政策不具有排他性,企业可以同时享受多项税收优惠政策。在这种情况下,多项优惠政策产生的效果可能是叠加的正效应,能够激发企业进行研发活动,同样差异性优惠政策带来的作用可能相互抵消 (杨国超等, 2017)。因此,税收优惠政策作为仅仅面向企业研发投

入的激励政策,其能否有效识别实际研发投入,并进一步促进研发产出,最终提升企业生产率,是现阶段研究的主要问题。

关于税收优惠政策对 R&D 活动的作用效果,现有结论并不统一。早期研究发现税收优惠政策在激励企业技术创新投入方面的作用不明显(Eisner et al., 1984; Mansfield, 1986; Chirinko et al., 1999)。Eisner et al. (1984) 认为税收优惠政策对于研发投资的激励有限,并有可能阻碍私人部门的研发投资; Mansfield (1986) 研究发现税收激励政策对企业 R&D 投入的效果并不明显。然而,更多的学者认为税收优惠政策能够刺激研发投入,对于推动企业加大技术创新投入有着重要作用。现有文献可归类为:税收激励政策推动美国(Hall and Van Reenen, 2000)、加拿大(Czarnitzki et al., 2011)、挪威(Cappelen et al., 2012)、荷兰(Lokshin and Mohnen, 2012)、日本(Kobayashi, 2014)等发达国家企业投资方面的研究;税收激励政策对部门行业间(Castellacci and Lie, 2015)、地区间(Harris et al., 2009)、长期与短期(Rao, 2016)等方面影响的研究。针对中国税收优惠政策激励效应的研究,基本证实了税收优惠政策显著促进企业研发投入与产出的结论(Yang et al., 2012; 李林木和郭存芝, 2014; 任海云和宋伟宸, 2017; 程瑶和闫慧慧, 2018; 冯泽等, 2019; Chen and Yang, 2019), 且与企业所处生命周期、行业特征以及企业所处外部市场环境(任海云和宋伟宸, 2017)有关,在制造业和规模大的企业(Chen and Yang, 2019)存在显著影响。另外一支文献是研究企业 R&D 投入对企业生产率的激励效应,且大多数证实研发有助于企业生产率的显著提升(Mansfield, 1965; Griliches, 1998; Guellec and Van Pottelsberghe De La Potterie, 2001; Higón, 2007; Bravo-Ortega and Marín, 2011; Doraszelski and Jaumandreu, 2013; Bond and Guceri, 2017; Castellani et al., 2019)。现有文献关于税收优惠的研究主要集中于 R&D 税费减免如何影响特定企业的 R&D 活动,然而,税收激励政策对企业生产率的影响没有得到全面的理解。

与本文直接相关的文献,一是 Huang (2015) 证实了以往的税收抵免对各行业当前的税收抵免具有因果效应,且与企业规模和盈利能力显著相关;二是戴小勇和成力为(2019)分析产业政策对中国制造业生产率和加成率的影响,发现政策补贴降低了企业加成率和全要素生产率,而税收减免对企业全要素生产率和加成率均存在显著的促进作用。可见,学者对研发税收优惠政策效应的研究围绕线性激励讨论,缺少必要的非线性探究。为此,本文通过典型事实分析发现,享受 R&D 税费减免的创新企业 TFP 明显高于无 R&D 税费减免的创新企业,且在中国本土创新企业 R&D 税费减免强度与企业 TFP 之间存在先升后降的非线性关系。基于此,本文构建了 R&D 税费减免提升企业生产率决策模型,从微观视角对非线性关系作出解释。然后,利用独特微观企业创新调查数据库并以拐点和均值区间划分,结合 PSM-DID 方法进行实证检验,最后验

证了“内部创新渠道”和“外部环境渠道”是 R&D 税费减免非线性影响企业生产率的两个渠道,低 R&D 税费减免强度企业“内部创新渠道”的促进效应优于“外部环境渠道”的抑制效应,高 R&D 税费减免强度企业“内部创新渠道”的抑制效应起主导作用。

本文的创新点主要体现在以下几个方面。第一,区别于 Huang(2015)、戴小勇和成力为(2019)等的研究,将 R&D 税费减免纳入企业生产率提升模型,拓展了现有税收优惠政策与企业生产率的理论研究,为理解税收减免如何引致创新企业生产率提升的经济学机制增加了新的认识。第二,现有税收优惠政策激励效应的研究主要集中于发达国家,缺乏对我国创新企业的翔实探究。少数已有文献主要使用上市公司数据研究税收减免政策的激励效应,而上市公司数据可能存在样本选择问题导致参数估计结果有偏。本文使用国内目前研究微观企业创新活动最为全面的全国创新调查企业数据库,从微观层面提供税收优惠政策对创新企业生产率提升的直接证据。第三,研究视角上,从中国企业发展的现实情况出发,证实 R&D 税费减免通过内部企业创新提升企业生产率,而政府干预市场抑制了 R&D 税费减免的企业生产率激励效应,也就是中国企业中 R&D 税费减免对企业 TFP 激励效应的非线性是通过“内部企业创新”和“外部政府干预”两个渠道产生作用的。这对研究税收优惠政策与企业生产率之间关系的文献做了有益补充,为提升企业技术创新能力和实施更大力度的普惠性政策提供了可能的渠道。

本文具体安排如下:第 1 部分为典型事实与理论框架。第 2 部分计量模型设定与研究设计。第 3 部分为实证结果与分析,讨论了 R&D 税费减免的异质性,并采用 PSM-DID 对非线性作了证实。第 4 部分从创新环境与制度环境对内

1 典型事实与理论框架

1.1 典型事实

我们基于 2008—2014 年中国创新调查企业数据,采用 OP 法和 LP 法测算创新企业 TFP。我们感兴趣的问题是,与非 R&D 税费减免企业相比,享受 R&D 税费减免企业 TFP 是否有显著的变化?从图 1^①中可以看出,享受 R&D 税费减免的创新企业显著高于无 R&D 税费减免的企业,随着时间的推移两者的差距

^① 图 1 和图 2 均使用 binscatter 作图,bins 个数选择 40 且控制了本文选取的相关变量。

有扩大的趋势。在 2008—2011 年间, R&D 税费减免企业比非 R&D 税费减免企业的 TFP 大约高 0.04, 而 2012—2014 年间这一差值达到了 0.18。这其中的原因可能是 2008—2012 年中国政府将 R&D 税费减免优惠政策以法律的形式予以确认, 而 2013 年后在总结国家自主创新示范区试点经验基础上, 将试点政策推广到全国。当然, 上述结论只是初步的, 因为除了 R&D 税费减免之外, 创新企业 TFP 还受到其他诸多因素的影响。为此, 我们需要从理论上对这一现象进行论证, 并结合中国创新调查数据进行检验, 以识别 R&D 税费减免对创新企业生产率提升的因果效应。

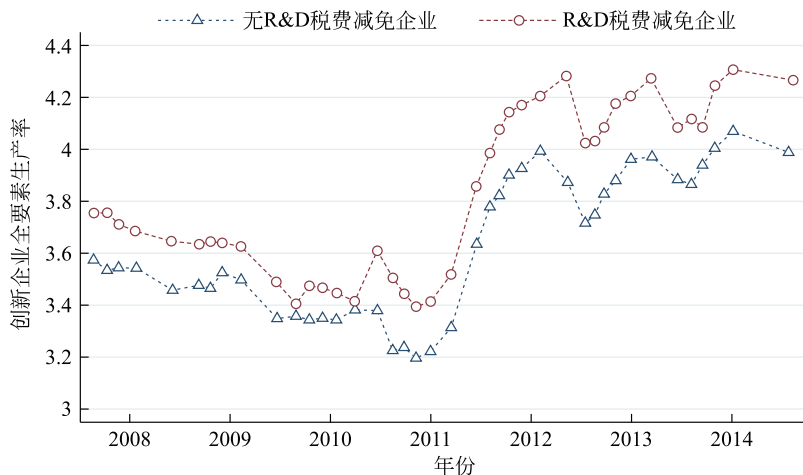


图1 中国创新企业 R&D 税费减免与企业生产率

注: 数据来自中国创新企业调查数据库

享受 R&D 税费减免的创新企业生产率明显高于没有享受减免的企业。图 2 展示了创新企业 R&D 税费减免强度与生产率之间的相关关系, 可以看出随着企业 R&D 税费减免强度增加, 创新企业全要素生产率水平提高, 而 R&D 税费减免强度持续增加后企业生产率出现了下降。从图 2 的拟合线显示 R&D 税费减免强度与企业生产率之间呈现倒“U”型关系的典型事实。针对两者之间的倒“U”型关系, 迫切需要探究的问题是, 中国科技创新企业为什么存在这种现象? 其内在机制如何? 为此, 我们需要从理论上对企业生产率提升进行分析, 厘清 R&D 税费减免强度与企业生产率提升的内在逻辑关系。

1.2 理论框架

以上典型事实为分析 R&D 税费减免对企业生产率的激励效应提供基本判断, 为此我们借鉴 Götz (1999)、Ederington 和 McCalman (2011, 2013) 构建模型思路, 将 R&D 税费减免这一因素纳入分析框架, 在企业异质性理论的基础上探究

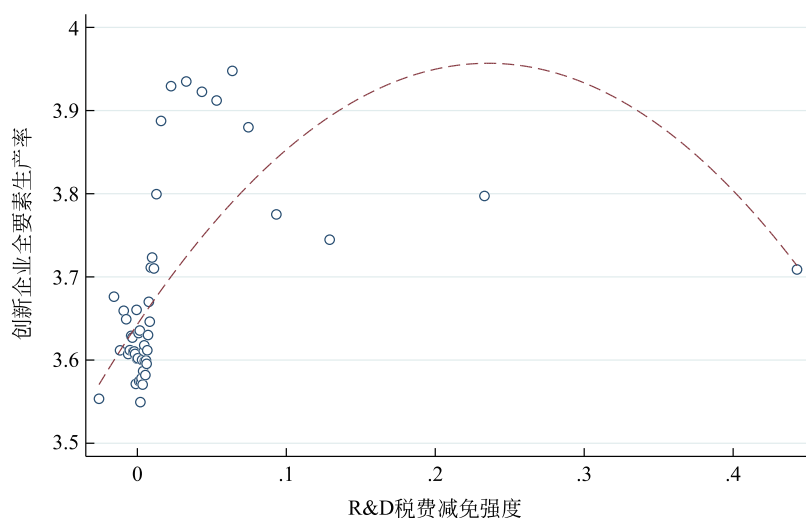


图2 R&D 税费减免强度与创新企业生产率

注:数据来自中国创新企业调查数据库

创新企业生产率提升决策行为。

1.2.1 消费者

考虑这样一种经济体,所有企业的全部产品在市场上销售,样本期内企业的数目保持稳定。基本假定为,产品市场上存在两个不同的生产部门,即标准化产品生产部门和差异化产品生产部门。其中,标准化产品的消费量为 C_{0t} ,差异化产品的消费量为 C_{1t} 。由此,可以得出产品市场中代表性消费者的跨期效应函数为:

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} (C_{0t} + \log C_{1t}) dt \quad (1)$$

进一步地,我们设定本地代表性消费者的差异化产品消费函数为 CES 形式:

$$C_{1t} = \left[\int_0^{M_t} (q_{it})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

其中, σ 为产品间的替代弹性,且 $\sigma > 1$, M_t 为 t 时间差异化产品的种类, q_{it} 为 i 产品在 t 时间的消费量。假设代表性消费者预算约束为 E , 利用式(2)的消费者效用最大化,得出产品 j 在 t 时间的消费量为:

$$q_{jt} = E \frac{p_{jt}^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} \quad (3)$$

其中, p_{jt} 为产品 j 在 t 时间的价格, P 为本地区的产品价格指数。上文发现,创新企业的全要素生产率明显高于非创新企业,而有研发费用减免的创新企业全要素生产率明显高于没有研发费用减免的创新企业,为了研究 R&D 税费减免

对创新企业全要素生产率的影响,我们按市场上企业生产率水平的高低,将异质性企业划分为低生产率企业和高生产率企业。因此,市场中产品价格指数的 $1-\sigma$ 次幂形式为:

$$P^{1-\sigma} = n_{\text{no}} [r_{\text{no}} (p_{\text{no}}^h)^{1-\sigma} + (1 - r_{\text{no}}) (p_{\text{no}}^l)^{1-\sigma}] + n_{\text{inno}} [r_{\text{inno}} (p_{\text{inno}}^h)^{1-\sigma} + (1 - r_{\text{inno}}) (p_{\text{inno}}^l)^{1-\sigma}] \quad (4)$$

其中, no、inno 分别表示非创新企业、创新企业, n 表示企业的数目, r 表示不同类型企业中高生产率企业所占比例, $0 \leq r \leq 1$, p^h 为高生产率企业的产品价格, p^l 为低生产率企业的产品价格。

1.2.2 异质性企业

根据企业异质性理论假定,企业生产过程中只有劳动一种生产要素投入,为了分析简便,劳动力工资率标准化为 1。由于本文将企业按照生产率水平的高低划分为低生产率企业和高生产率企业,因此低生产率企业的生产函数假定为 $l_{ii} = f + q_{ii}$, 高生产率企业的生产函数假定为 $l_{ii} = f + q_{ii}/\varphi$ 。其中, l 为企业生产中劳动的投入量, f 为企业生产中的固定成本投入, $\varphi > 1$ 表示高生产率企业的全要素生产率水平。企业全要素生产率的提升需要的成本为 D_i , 满足 $D'_i < 0 < D''_i$ 且 $D(0) = \infty, D(\infty) = 0$, 企业投入成本包括研发、技术引进等必要成本。

1.2.3 企业 R&D 税费减免

对于中国实际情况而言,2008 年国家税务总局实行《企业研究开发费用税前扣除管理办法(试行)》规定,新产品设计费、研发活动直接消耗的材料、研发人员费用、研发设备费用等八种类型的研发活动产生费用,按照本年度实际发生额允许从本年度应纳税所得额中加计扣除。2015 年中国财政部《关于完善研究开发费用税前加计扣除政策的通知》同样对企业开展研发活动中实际发生的研发费用作了规定。因此,本文假定企业 R&D 税费减免强度为 τ , 即创新企业单位产品的减免额与 R&D 投入的比值, α 为创新企业单位产品的 R&D 投入与边际成本的比值, $\tau\alpha$ 为创新企业单位产品的 R&D 税费减免的加成率。在垄断竞争环境下,各类企业的产品按照边际成本加成法定价。因此,非创新企业生产产品的销售价格为:

$$p_{\text{no}}^h = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)\varphi}, \quad p_{\text{no}}^l = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \quad (5)$$

创新企业生产产品的销售价格为:

$$p_{\text{inno}}^h = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)(1 + \tau\alpha)\varphi}, \quad p_{\text{inno}}^l = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)(1 + \tau\alpha)} \quad (6)$$

在垄断竞争情形下,考虑到异质性企业的边际成本差异,在先不考虑高生产率采用研发、技术引进等成本的条件下,由公式(3)和(6)可以得到在两类创

新企业的利润函数为:

$$\pi_{\text{inno}}^h = \frac{\left[\frac{\sigma}{(\sigma-1)(1+\tau\alpha)} \varphi \right]^{1-\sigma} E}{\sigma P^{1-\sigma}} - f, \quad \pi_{\text{inno}}^l = \frac{\left[\frac{\sigma}{(\sigma-1)(1+\tau\alpha)} \right]^{1-\sigma} E}{\sigma P^{1-\sigma}} - f \quad (7)$$

1.2.4 企业生产率提升决策

1.2.4.1 最优化行为分析

假定企业生产经营时间从0开始,初始阶段创新企业都为低全要素生产率的企业,企业从 T_a 时期开始提升全要素生产率。因此,根据生命周期函数可以得到创新企业提升全要素生产率后的利润函数为:

$$\Pi(T_a) = \int_0^{T_a} e^{-\beta t} \pi_{\text{inno}}^l dt + \int_{T_a}^{\infty} e^{-\beta t} \pi_{\text{inno}}^h dt - e^{-\beta T_a} D(T_a) \quad (8)$$

由上式我们可以发现,创新企业利润是时间周期的累积函数,而且与创新企业生产率提升或者选择新技术的时间点 T_a 有关。为此,通过对利润函数求 T_a 的一阶导数可以得到求解利润最大化问题的最优解,从而得到企业新技术选择的最优时点 T_a^* 。因此,由公式(7)和(8)可以得到创新企业提升全要素生产率的门槛条件为:

$$\frac{\left[\frac{\sigma}{(\sigma-1)(1+\tau\alpha)} \right]^{1-\sigma} E(\varphi^{\sigma-1} - 1)}{P^{1-\sigma} \sigma} = \beta D(T_a^*) - D'(T_a^*) \quad (9)$$

将产品价格指数方程(4)和创新企业销售价格式(6)带入式(9)并求解 r_{inno} ,可以得到高全要素生产率创新企业比重的函数,也即创新企业全要素生产率提升路径函数为:

$$r_{\text{inno}} = \frac{E}{\sigma n_{\text{inno}} [\beta D(T_a^*) - D'(T_a^*)]} - \frac{n_{\text{no}} [r_{\text{no}} (\varphi^{\sigma-1} - 1) + 1] (1 + \tau\alpha)^{1-\sigma}}{n_{\text{inno}} (\varphi^{\sigma-1} - 1)} - \frac{1}{(\varphi^{\sigma-1} - 1)} \quad (10)$$

进一步地,我们通过求解创新企业生产率提升的路径函数在R&D税费减免强度为 τ 时的一阶导数,得到创新企业中高生产率企业所占比例与R&D税费减免强度之间的关系,由于产品间的替代弹性 $\sigma > 1$,高生产率企业的生产率水平 $\varphi > 1$,所以:

$$\frac{dr_{\text{inno}}}{d\tau} = \frac{n_{\text{no}} \alpha [r_{\text{no}} (\varphi^{\sigma-1} - 1) + 1]}{n_{\text{inno}} (\varphi^{\sigma-1} - 1)} (\sigma - 1) (1 + \tau\alpha)^{-\sigma} > 0 \quad (11)$$

由上式我们发现, $dr_{\text{inno}}/d\tau > 0$,也就是创新企业高生产率企业所占比例与R&D税费减免强度呈正比。根据 Ederington 和 McCalman (2011, 2013) 的研究,

得出在企业数目稳定的情况下,高生产率企业所占比例在贸易壁垒的一阶导数为正,也就是贸易壁垒的提高导致企业生产率水平的提升。其原因在于贸易壁垒的增加降低了本地企业所面临的非本地企业的竞争,有效维持了企业的市场份额,降低了企业的外部风险,进而激励了企业对研发、技术引进、扩大规模等生产率提升行为的投资。Mohr(2002)的研究假定,如果企业通过研发、技术引进等活动采用新技术,在生产要素固定的情形下,企业将会生产更多的产品,且新产品生产技术的生产率更高。而本文是从企业研发的直接效应分析,R&D 税费减免强度可以降低企业的研发成本,降低企业研发失败的内部风险。R&D 税费减免显著提升了创新企业采取生产率提升行为的概率,企业数目稳定的情况下,可以说明 R&D 税费减免通过促进企业采取生产率提升决策,显著提升了创新企业生产率。

为了进一步分析创新企业高生产率企业所占比重与 R&D 费税激励之间的关系,对公式(10)求 R&D 税费减免强度 τ 的二阶导数,可得:

$$\frac{d^2 r_{\text{inno}}}{d\tau^2} = - \frac{n_{\text{no}} \tau^2 \sigma [r_{\text{no}} (\varphi^{\sigma-1} - 1) + 1]}{n_{\text{inno}} (\varphi^{\sigma-1} - 1)} (\sigma - 1) (1 + \tau \alpha)^{-(\sigma+1)} < 0 \quad (12)$$

由于前文假定 $\sigma > 1, \varphi > 1$, 所以可得式(12)小于 0, 即 $d^2 r_{\text{inno}} / d\tau^2 < 0$ 。与对式(11)的分析类似, 式(12)表明随着创新企业 R&D 税费减免强度的增加, R&D 税费减免对高生产率的创新企业比重提高的促进作用在下降, R&D 税费减免对高生产率的创新企业的促进作用在降低。也就是 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率的促进作用随着 R&D 税费减免强度的提高而下降。据此, 本文提出以下研究命题:

命题 1: R&D 税费减免促进了创新企业生产率, 而且 R&D 税费减免强度与创新企业生产率之间存在非线性的倒“U”型关系, 较低的 R&D 税费减免强度促进了创新企业生产率的提升, 超过一定强度的 R&D 税费减免将抑制创新企业生产率提升。

1.2.4.2 非线性效应讨论

R&D 税费减免对中国企业生产率激励效应呈现非线性特征, 从经济学的角度分析主要是因为 R&D 税费减免对企业全要素生产率的影响可能存在正负两个方面的交替效应, 即内部技术性环境和外部制度性环境两个维度 (Powell and DiMaggio, 1991)。简单来说, 在内部技术性环境中, 企业通过研发创新、技术引进等创新活动促进企业开发更多新技术、新产品, 以提升企业产品生产效率; 而在外部制度环境中, 企业通过满足外部的规则和要求来获取回报, 主要体现为政府与企业关系、政府对市场干预程度。从企业内部技术环境分析, Cappelen et al. (2012)、Castellacci and Lie (2015) 的研究认为, R&D 税费减免可以降低企业纳税所得额, 从而有助于企业节约当期的经营现金流量, 间接增加资本供给

量,鼓励企业进行研发与技术引进。另外,企业的研发创新活动存在不确定性强、前期投入大等难题,并且研发成果转化成最终产品的生产过程也存在风险和不确定性,因此,企业在面临是否开展研发创新项目时,如果政府采取适当的创新政策,将激励企业增加自身的研发投入、开发新技术与研发新产品,创新活动促进了技术进步和生产率的提升,即“激励效应”(杨国超和芮萌,2020)。该阶段下 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率提升的正向效应大于负向效应。以上是基于真实研发效率动机的加计扣除,而基于虚假研发效率的动机,随着 R&D 税费减免强度的增加,为了能够拿到加计扣除所带来的税收递减收益,企业会在申报加计扣除时夹带一些原则上不属于研发费用范围或是不可计入加计扣除范围的 R&D 税费减免,由于增加的研发投入是人为归集而来,获得收益又用于企业其他经营支出,甚至是管理者在职消费,负向效应逐渐超过正向效应,会导致 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率提升的促进作用下降。

为了进一步分析 R&D 税费减免对创新企业全要素生产的影响存在正负两个效应,本论文把通过影响企业决策行为来影响全要素生产率的提升路径式(10)用隐函数 $TFP(\tau, D)$ 代替, τ 表示 R&D 税费减免强度, D 表示创新企业全要素生产率的提升需要成本,也就是创新企业生产率决策,由前述的分析可得:

$$\frac{\partial TFP(\tau, D)}{\partial \tau} > 0, \quad \frac{\partial^2 TFP(\tau, D)}{\partial \tau^2} < 0 \quad (13)$$

上式只考虑了 R&D 税费减免通过企业内部技术创新与产品研发的决策行为影响企业全要素生产率的提升机制,而实际上 R&D 税费减免还可以通过外部制度环境的政府市场干预间接影响企业全要素生产率。第一,不同的企业所面临的制度环境强度上是有差别的,企业可能通过满足外部的规则和要求(而非提升内部效率)而获得回报,通过调整内部结构,主动迎合高新技术企业的认定条件,从而获取相应的税收优惠。而在获取认定之后,企业将节省下来的资金投向创新活动以外的其他用途,从而不利于企业生产率的提升(Hall and Van Reenen, 2000; 杨国超等, 2017; 杨国超和芮萌, 2020)。显然, R&D 税费减免强度越高,企业人为满足制度规则的意愿越强,对创新企业生产率的阻碍作用越强。第二,政府干预增强了企业所面临的制度环境特征,为了满足高新技术企业认定标准,企业可能主动地(但是非必要地)提升其创新投入,减少税收支出。但是,过度的创新投入势必给企业带来额外的负担,对于具有政企关联的企业来说,还需要弥补政企关联所带来的其他成本,从而妨碍其他创新投入的增加。进一步地,关联减弱了企业所面临的技术环境特征(于蔚等, 2012; 杨国超和芮萌, 2020),一定的市场竞争促进企业创新行为,增加创新所带来的额外利润(Aghion et al., 2005; 聂辉华等, 2008)。而具有政治关联的企业,相对其他企业

能够得到更好的产权保护和政府的偏袒,具有明显的竞争优势,能够降低企业面临的竞争压力。因此,即使企业因税收优惠而获得了充足的现金流,企业也缺乏动机将更多的资金投入到创新活动中去。用 $TFP(\tau, O)$ 函数表示 R&D 税费减免通过外部制度环境和政治关联等间接途径,即政府干预对企业生产率的影响, O 为政府干预市场途径,则根据上述文献研究结果,定有:

$$\frac{\partial TFP(\tau, O)}{\partial \tau} < 0, \quad \frac{\partial^2 TFP(\tau, O)}{\partial \tau^2} > 0 \quad (14)$$

假设 R&D 税费减免的两种途径对创新企业全要素生产率影响的总效应为 $TFP(\tau)$, 满足下面的关系式:

$$TFP(\tau) = TFP(\tau, D) + TFP(\tau, O) \quad (15)$$

对公式(15)求 R&D 税费减免的一阶导数,可以得到 R&D 税费减免通过两种途径影响企业全要素生产率的总效应过程:

$$\frac{\partial TFP(\tau)}{\partial \tau} = \frac{\partial TFP(\tau, D)}{\partial \tau} + \frac{\partial TFP(\tau, O)}{\partial \tau} \quad (16)$$

公式(16)的总效应符号受到两种分效应的影响,而这两种效应具有完全不同的影响方向。因此,总效应可能是大于零也可能是小于零的,即 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率的影响在考虑两种影响途径时是非单调的函数。当 R&D 税费减免强度不是很高时,处于强技术环境中企业以提升效率为目标, R&D 税费减免通过影响提升决策对创新企业全要素生产率的促进作用较高,而 R&D 税费减免通过受到政府市场干预间接途径对企业生产率的阻碍作用较低。此时, R&D 税费减免对企业生产率的促进作用大于其阻碍作用,可得:

$$\left| \frac{\partial TFP(\tau, D)}{\partial \tau} \right| > \left| \frac{\partial TFP(\tau, O)}{\partial \tau} \right| \quad (17)$$

由公式(17),可以得知公式(16)是大于零的,说明不是很高的 R&D 税费减免强度促进了创新企业生产率提升。但是 $\partial^2 TFP(\tau, D)/\partial \tau^2 < 0$ 和 $\partial^2 TFP(\tau, O)/\partial \tau^2 > 0$, 表明随着减免强度的提升, R&D 税费减免通过影响内部企业创新对生产率的促进作用逐渐降低,而通过外部政府市场干预间接途径对企业生产率的阻碍作用逐渐增加。当 R&D 税费减免达到一定强度时,通过政府干预市场途径对创新企业生产率的阻碍作用大于其通过降低研发成本、提升企业产品创新等途径影响企业生产率决策的促进作用。此时, R&D 税费减免的抑制作用超过了促进作用,可得:

$$\left| \frac{\partial TFP(\tau, D)}{\partial \tau} \right| \leq \left| \frac{\partial TFP(\tau, O)}{\partial \tau} \right| \quad (18)$$

公式(18)表明 R&D 税费减免超过一定强度时,减税激励政策促进企业生产率提升作用较小,而通过强外部政府市场干预等间接途径对企业生产率的阻碍作用将发挥主导作用,从而 R&D 税费减免导致企业生产率的降低。据此,本

文提出以下研究命题:

命题 2: R&D 税费减免通过内部企业创新提升企业生产率,而政府干预市场抑制了 R&D 税费减免的企业生产率激励效应。即 R&D 税费减免在内部企业创新与外部政府干预双重渠道下对创新企业生产率产生非线性影响。

2 计量模型与研究设计

2.1 研究方法

本文旨在评估分析 R&D 税费减免对创新企业生产率的影响效应,从而揭示两者之间是否存在实际的因果关系。在现实中,政府的创新政策实施往往是非随机发生的,一方面,政府对创新企业 R&D 税费减免可能会考虑创新企业自身经营绩效和创新能力的因素,另一方面,R&D 税费减免可能与政府实施的产业政策息息相关。在经验分析中,往往存在选择性偏误和混合性偏误问题,导致估计结果出现偏误。关于变量间实际的因果推断问题,最理想的检验就是控制协变量的随机试验方法。通过比较同一家在 R&D 税费减免与非减免的情况下企业生产率之间的差异,排除其他企业特征等因素,以揭示政府 R&D 税费减免对创新企业生产率的影响效应。但是,在现实中我们并不能观测到 R&D 税费减免企业在没有减免情况下的生产率水平,因为这种情况是一种反事实(Counter Factual)。

Heckman et al. (1997) 提出倾向得分匹配方法(PSM)来处理类似上述因果推断问题。内在逻辑为通过构建一个与 R&D 税费减免创新企业(即处理组)在减免之前的主特征尽可能相似的非减免创新企业(即对照组),然后将处理组中企业与对照组中企业进行匹配,主要目的是使得匹配后两个样本企业组中匹配企业除了在生产率方面有所不同外,其他方面相同或基本类似。从而,以匹配后对照组企业,最大限度近似替代处理组企业,构建了“反事实”实验,然后通过比较处理组创新企业在 R&D 税费减免后两组企业的生产率差异,由此来确定 R&D 税费减免与创新企业生产率提升之间的因果关系。

具体而言,我们将创新企业样本分为两组,一组是受到政府 R&D 税费减免的企业(记作处理组, Treated),另一组是从未受到政法 R&D 税费减免的企业(记作对照组)。设定一个虚拟变量 $\text{tax}_i^{\text{R\&D}} = \{0, 1\}$, 当创新企业为 R&D 税费减免企业时, $\text{tax}_i^{\text{R\&D}}$ 取值为 1, 反之 $\Omega(i) = \min \|\hat{P}_i - \hat{P}_j\|$ 为 0。另外需要设定 R&D 税费减免前后的二元虚拟变量 $\text{After}_i = \{0, 1\}$, $\text{After}_i = 0$ 和 $\text{After}_i = 1$ 分别表示创新企业在 R&D 税费减免前、后期。因变量 tfp_{it} 是用来表示创新企业 i 在年份 t 的全要素生产率水平,该变量在一定程度上可以反映创新企业的创新能力与创

新绩效,是本文关注的结果变量。R&D 税费减免企业在 $\text{After}_i = 0$ 和 $\text{After}_i = 1$ 两期的生产率变化记作 Δtfp_i^1 ,非 R&D 税费减免企业在两期的生产率变化记作 Δtfp_i^0 。企业 i 在获得政府 R&D 税费减免和没有获得政府 R&D 税费减免状态下企业生产率差异(即处理组企业的平均处理效应,ATT):

$$\lambda = E(\lambda_i | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) = E(\Delta \text{tfp}_i^1 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) - E(\Delta \text{tfp}_i^0 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) \quad (19)$$

采用最邻近匹配法为 R&D 税费减免企业配对相近的对照组企业。进一步地,构建 Logit 模型:

$$P = \Pr\{\text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1\} = \Phi\{X_{i,t-1}\} \quad (20)$$

通过对公式(20)进行估计,可得出处理组和对照组的概率预测值 $\hat{P}_i$ 和 $\hat{P}_j$ 。最近邻匹配的原则可表示为 $j \in (\text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 0)$ 。其中, $\Omega(i)$ 表示为与处理组企业相对应的对照组企业的匹配集合。与处理组相匹配的对照组企业的生产率变化 $E(\Delta \text{tfp}_i^0 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 0, i \in \Omega(i))$ 可以近似替代 $E(\Delta \text{tfp}_i^0 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1)$ 。公式(19)转换为:

$$\lambda = E(\lambda_i | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) = E(\Delta \text{tfp}_i^1 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 1) - E(\Delta \text{tfp}_i^0 | \text{tax}_i^{\text{R\&D}} = 0, i \in \Omega(i)) \quad (21)$$

与公式(21)相对应的实证检验公式表示为:

$$\text{tfp}_i = \alpha_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Treated}_i \times \text{After}_i + \beta_3 \text{After}_i + \varepsilon_i \quad (22)$$

在公式(22)的基础上,进一步引入影响企业生产率 tfp_i 的其他控制变量以降低遗漏变量的干扰,得到完整的倍差法模型为:

$$\text{tfp}_i = \alpha_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Treated}_i \times \text{After}_i + \beta_3 \text{After}_i + \lambda Z_i + \gamma_i + \varepsilon_i \quad (23)$$

其中,主要的匹配变量(X_i)为:企业年龄(age),采用企业样本期与企业注册的开业时间差值表示,为了避免出现企业年龄为 0 的样本,则进一步对企业样本期与企业注册的开业时间差值加 1 进行处理。企业出口(exp),采用企业出口交货值与企业销售额的比值核算。企业出口活动是影响企业生产率的重要因素,尤其是企业异质性理论中强调高生产率企业更容易选择出口。市场竞争(HHI),按照二分位行业科技活动人员额计算的赫芬达尔-赫希曼指数。市场势力(Markpower),采用数据库中企业自身形成国家或行业标准,显然,在一定程度上该数值越大代表企业所拥有的市场势力越强。企业利润率(Profit_{*i*}),采用企业营业利润与企业销售额的比重 γ_{region} 测算。本文按照企业实收资本所占份额(大于等于 50%)划分为国有企业(State)、民营企业(Private)及外资企业(Foreign),其中民营企业主要是指本土的集体企业与私营企业。另外,还加入了企业 γ_i 的虚拟变量,控制未观测到的固定效应因素, ε_i 表示随机扰动项。

2.2 PSM 匹配效果检验

基于 Becker and Ichino(2002)对倾向匹配方法的介绍,选用非替代性的一对一最邻近匹配方法,采用逐年匹配的方法为各年的处理组找到匹配的对照组。为了确保匹配结果的可靠性,我们还进行了匹配平衡性检验,这里样本平衡性检验结果报告于表 1 中,匹配平衡性条件要求满足: $\text{tax}_i^{\text{R\&D}} \perp X_i | P(X_i)$,即如果在给定企业获得政府 R&D 税费减免概率 $P(X_i)$ 的情况下,企业是否获得 R&D 税费减免与其特征向量之间是相互独立的。

表 1 PSM 匹配样本的平衡性检验结果

变量名称	样本	均值		标准 偏差/%	标准偏 差减少 幅度/%	t 统计量		V(T)/ V(C)
		处理组	对照组			t	p> t	
Exp	匹配前	0.113	0.110	1.0	80.70	2.30	0.021	0.85 *
	匹配后	0.112	0.112	0.2		0.370	0.709	0.87 *
Markpower	匹配前	0.174	0.058	37.3	93.40	92.09	0.000	2.74 *
	匹配后	0.109	0.117	-2.5		-4.68	0.000	0.93 *
HHI	匹配前	0.008	0.010	-24	98.90	-52.88	0.000	0.73 *
	匹配后	0.008	0.008	0.3		0.53	0.596	1.00
Capdeep	匹配前	4.703	4.402	25.0	94.30	55.67	0.000	0.83 *
	匹配后	4.650	4.668	-1.4		-2.76	0.006	0.92 *
Profit	匹配前	0.089	0.057	33.8	95.80	76.90	0.000	1.04 *
	匹配后	0.085	0.083	1.4		2.68	0.007	0.96 *
Age	匹配前	16.540	14.750	25.8	93.30	59.00	0.000	1.12 *
	匹配后	16.040	16.160	-1.7		-3.16	0.002	0.83 *
State	匹配前	0.037	0.027	5.3	72.30	12.20	0.000	.
	匹配后	0.032	0.035	-1.5		-2.67	0.008	.
Private	匹配前	0.813	0.819	-1.4	25.10	-3.18	0.001	.
	匹配后	0.813	0.809	1.0		1.95	0.051	.
Foreign	匹配前	0.146	0.148	-0.6	36.60	-1.33	0.184	.
	匹配后	0.150	0.152	-0.4		-0.69	0.490	.

注:(1) * 表示在 5% 的显著性水平;(2) 标准偏差减少幅度表示处理组和对照组样本指标均值差异。

此外,如果标准偏差的绝对值越小,则说明匹配效果越好(Smith and Todd, 2005)。根据 Rosenbaum and Rubin(1985),如果匹配后的标准偏差的绝对值小于 20%,可认为匹配效果较好,以此为基础的倾向得分估计是有效的。表 1 汇报了处理组与对照组企业匹配变量的平衡性检验结果。从中可以看到,所有匹配变量的标准偏差,其绝对值在匹配之后都小于 2.5%,从图 3 中可以直观地看

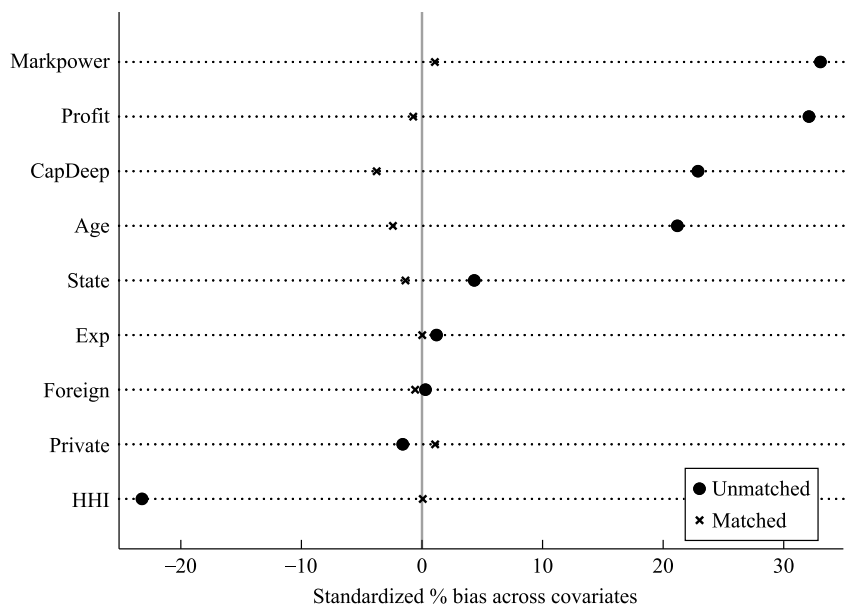


图 3 匹配前后处理组与对照组的标准偏差的绝对值

出,说明本文选取的匹配变量和匹配方法是合理的。同时,匹配之后的 t 统计量都不显著,这可以说明在进行匹配后匹配变量在处理组和对照组之间并不存在显著的差异,匹配效果理想。所有 t 检验结果接受原假设,因此平行假设得到满足。

从图 4 中可以直观地看出,控制组全部在共同取值范围内,处理组仅有少部分不在共同取值范围内,在进行匹配时仅会损失少量样本。

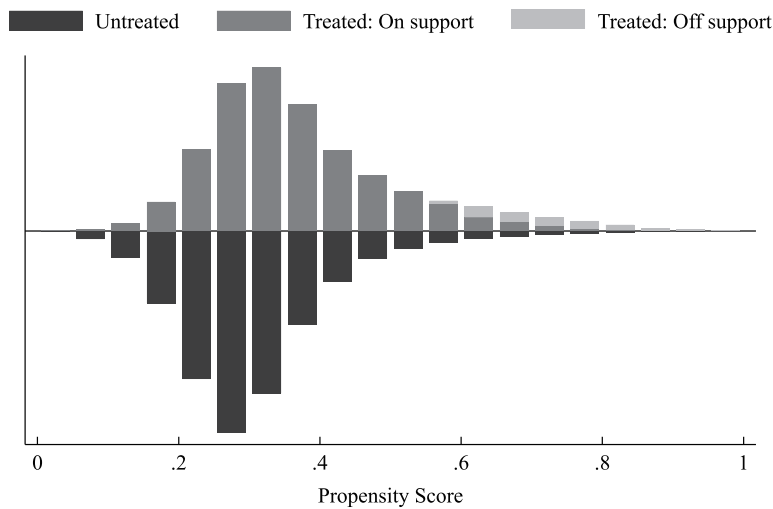


图 4 倾向匹配得分的共同取值范围

从图5匹配前后的概率密度图可以看出,匹配前后两组样本倾向得分的概率分布是有差异的,对照组分布较为左偏。经匹配,得到的概率分布密度函数图已经非常接近,说明本文运用PSM进行样本的选择是有效的,图示也明确表明控制组与处理组满足共同支撑条件。

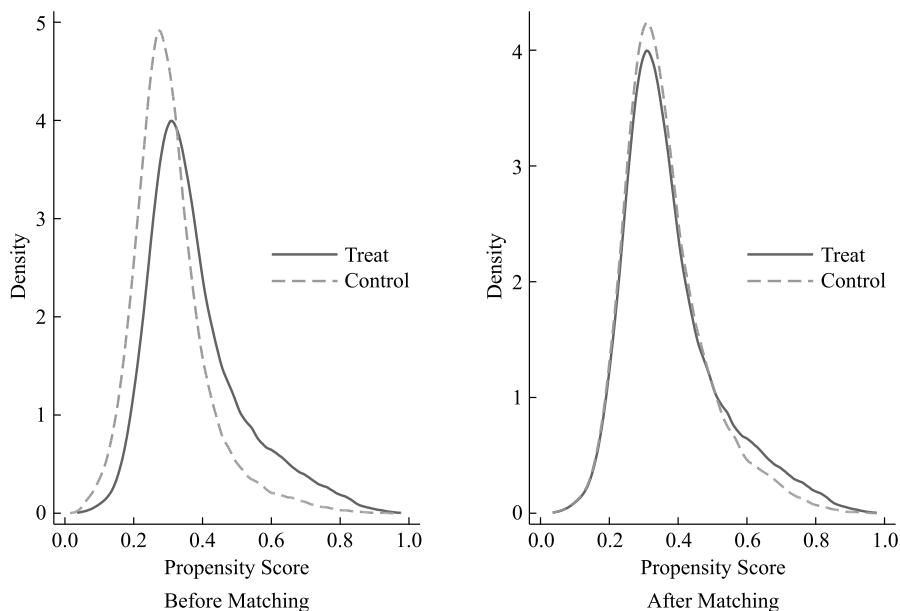


图5 匹配前后处理组和对照组得分值的核密度分布对比

2.3 核心变量测算

本文主要采用了OP法(Olley and Pakes, 1996)和LP法(Levinsohn and Petrin, 2003)测算创新企业TFP。在企业数据库中,变量固定资产(K)、职工人数(L)的时间跨度为2008—2014年,而工业增加值(Y_{add})在2008—2009、2011—2014年内没有汇报,若直接采用OP法(Olley and Pakes, 1996)来估计整个样本期内企业生产率,会存在问题。LP法(Levinsohn and Petrin, 2003)核算企业生产率的被解释变量为工业增加值对数值或工业总产值的增加值,庆幸的是中国工业企业数据库中工业总产值(Y)的时间跨度为2008—2014年。因此,需要参考数据库其他变量辅助核算出企业2008—2009、2011—2014的TFP。

具体而言,采用要素报酬核算工业增加值年份缺失变量^①,数据库中劳动要

^① 根据经济增长理论,企业按照最优化原则进行生产,当实现利润最大化时,要素产出弹性为要素报酬与工业增加值的比值。

素报酬(应付工资总额)的样本期为2010—2014年,可以先按照应付工资总额估算出2010—2014年的工业增加值。然后,资本报酬数据无法从数据库中获取,根据公式“资本报酬=利息支出÷负债总额×固定资产”,估算出2008和2009年的工业增加值。需要说明的是,劳动报酬核算法准确性高于资本报酬核算,所以本文先用前者估算,再用后者进行更新。^①另外,OP法核算生产率考虑企业退出并用投资作为生产率的代理变量,并不是所有企业每一期都有投资行为,而LP法(Levinsohn and Petrin, 2003)把中间要素作为生产率的代理变量,一定程度上避免了OP法核算损失的有效信息。

另外,本文中机制变量选择了企业内部创新与外部政府市场干预。企业产品创新,采用企业新产品销售收入的对数值进行测算;政府市场干预,采用《中国分省份市场化指数报告(2018)》(樊纲、王小鲁等)的市场化指数中政府与市场关系指数进行度量。

2.4 数据来源与处理

本文所使用的数据来源于2008—2014年国家统计局的《全国创新调查企业数据库》,该数据库是国家统计局按照国家统计法进行调查的国家级统计数据库。该数据库企业均为规模以上且有科技创新活动的企业,其提供了工业企业以及科技服务企业详细的科技创新活动信息,是目前关于企业创新企业活动微观数据最全面的数据库之一。目前国内不少文献使用该数据库进行大量研究(张杰等,2020;孙文浩和张杰,2020)。我们还对数据库做了以下处理:(1)我们对此数据库按照现有文献中处理办法,对GB/T 4754—2011的国民经济行业标准修改与调整,按照GB/T 4754—2002行业划分标准进行统一处理。2009和2010年数据库中企业控股情况、隶属关系、开工年份等信息缺失,我们将2013和2014年的创新企业信息汇总成一个创新企业信息集,然后对各个年份中企业信息缺失的数据进行填补。(2)创新调查企业是规模以上《中国工业数据库》中的部分企业,先按照“企业代码”匹配,没有匹配上的再按照“企业名称”匹配,形成一个包含科技创新活动与生产活动的工业企业微观数据库,年均匹配率达到92%。选取劳动数、企业销售额、资本存量、利息支出、资产总计、营业利润等生产经营活动变量数据。(3)删除企业劳动缺失值,删除科技人员小于0和缺失值,删除企业用于内部研发活动经费的缺失值和当年科技活动经费支出强度大于1的值,其中84752家企业享受到研发减免。

^①需要说明的是,采用该方法的前提是不考虑要素扭曲。王贵东(2018)针对工业增加值估算方法作了详细说明,该方法相对增值税率核算和工业总产值核算,具有较大的优势。

另外,本文涉及劳动数、企业销售额、资本存量、利息支出、资产总计、营业利润等变量均取自中国规模以上工业企业数据库,先按照“企业代码”与创新企业匹配,没有匹配上的再按照“企业名称”匹配,最后保留配上的创新企业数。删除企业劳动缺失值,删除科技人员小于 0 和缺失值,删除企业用于内部研发活动经费的缺失值和当年科技活动经费支出强度大于 1 的值,这样就包含了本文所需的创新企业生产与创新变量。为了消除异常值的影响,本文将所需核心变量和控制变量(除去虚拟变量外)均在第 1 和第 99 百分位进行 Winsor 处理。表 2 为变量描述性统计。

表 2 变量描述性统计

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
TFP _{LP}	227600	6.583	1.067	3.397	6.583	9.302
TFP _{OP}	227600	3.745	0.896	0.779	3.774	6.115
TaxCredit _{R&D}	248840	0.019	0.067	0.000	0.000	0.547
TaxCredit	257455	0.024	0.078	0.000	0.000	0.642
TaxCredit _L	257458	0.037	0.121	0.000	0.000	1.125
TaxCredit _A	248019	0.118	0.411	0.000	0.000	4.198
TaxCredit _I	186552	0.211	0.918	0.000	0.000	12.630
Exp	257458	0.035	0.118	0.000	0.000	0.916
Markpower	257700	0.105	0.349	0.000	0.000	2.197
HHI	257497	0.009	0.011	0.001	0.004	0.075
CapDeep	245006	4.496	1.287	0.129	4.486	8.560
Profit	245196	0.073	0.104	-0.284	0.051	0.713
Age	256058	15.679	8.684	5.000	14.000	60.000

3 实证结果与分析

3.1 基准回归

基于前文 R&D 税费减免对创新生产率产生非线性影响,本文首先用创新企业 R&D 税费减免强度进行基准检验,R&D 税费减免强度变量采用的是研究研发费用加计扣除减免税与企业用于科技活动的经费支出的比重测算。本文使用 7 年中国科技创新企业构成的面板数据,因此异方差可能是需要重视的问题。本文主要采用个体固定效应和高维固定效应模型进行估计,而对随机效应模型和固定效应模型的选择时采用 Hausman 检验进行检验,结果显著拒绝了随机效应模型,具体结果如表 3 所示。

表 3 R&D 税费减免与创新企业生产率基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全部样本				PSM			
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
TaxCredit _{R&D}	0.123 *** (0.034)	0.185 *** (0.034)	1.131 *** (0.100)	1.403 *** (0.100)	1.123 *** (0.106)	1.415 *** (0.106)	0.218 ** (0.092)	0.269 *** (0.088)
TaxCredit _{R&D} ²			-2.466 *** (0.230)	-2.982 *** (0.230)	-2.455 *** (0.243)	-3.019 *** (0.243)	-0.566 *** (0.211)	-0.656 *** (0.202)
Exp	0.763 *** (0.019)	0.785 *** (0.019)	0.761 *** (0.019)	0.783 *** (0.019)	0.790 *** (0.026)	0.809 *** (0.026)	0.255 *** (0.026)	0.219 *** (0.024)
Markpower	0.002 (0.008)	0.004 (0.008)	0.000 (0.008)	0.002 (0.008)	-0.007 (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.008 (0.009)	-0.005 (0.009)
HHI	-4.023 *** (0.335)	-5.876 *** (0.336)	-4.024 *** (0.335)	-5.880 *** (0.336)	-6.369 *** (0.546)	-8.806 *** (0.544)		
CapDeep	0.012 *** (0.003)	0.095 *** (0.003)	0.012 *** (0.003)	0.095 *** (0.003)	0.026 *** (0.004)	0.102 *** (0.004)	0.040 *** (0.005)	0.112 *** (0.004)
Profit	0.262 *** (0.025)	0.140 *** (0.025)	0.261 *** (0.025)	0.139 *** (0.025)	0.198 *** (0.034)	0.046 (0.034)	0.568 *** (0.034)	0.596 *** (0.033)
Age	0.011 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	-0.002 ** (0.001)	0.000 (0.001)
State	-0.101 ** (0.045)	-0.083 * (0.045)	-0.100 ** (0.045)	-0.082 * (0.045)	-0.123 * (0.063)	-0.127 ** (0.063)	-0.092 (0.058)	-0.067 (0.054)
Private	0.057 * (0.034)	0.062 * (0.034)	0.058 * (0.034)	0.063 * (0.034)	0.018 (0.051)	0.029 (0.051)	-0.061 (0.045)	-0.062 (0.042)
Foreign	0.004 (0.038)	-0.008 (0.038)	0.004 (0.038)	-0.007 (0.038)	-0.029 (0.055)	-0.045 (0.055)	-0.043 (0.049)	-0.040 (0.045)
_cons	3.389 *** (0.040)	5.750 *** (0.039)	3.382 *** (0.040)	5.742 *** (0.039)	3.402 *** (0.058)	5.833 *** (0.058)	3.618 *** (0.054)	6.165 *** (0.049)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份-行业固定	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制
行业-省份固定	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制
年份-省份固定	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	控制	控制
N	200770	200800	200770	200800	121090	121090	91106	91106
R ²	0.020	0.032	0.021	0.034	0.023	0.038	0.635	0.768
Hausman	1582.37	2993.10	1643.76	3110.06	1108.27	2017.67		
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		

注：括号内为稳健性标准误；*、**、***表示10%、5%、1%的显著性水平。高维固定效应模型中自动删除了仅在一年中出现的29984个样本，变量HHI与固定效应共线自动删除。

为了增加文章结果的稳健性，我们采用了OP和LP两种方法测算TFP作

为因变量。在列(1)和列(2)中,首先验证了 R&D 税费减免强度对企业生产率的线性关系,从个体固定效应估计结果看,R&D 税费减免强度增强在 1% 的统计水平上显著促进了中国企业生产率提升。为了探究 R&D 税费减免强度对中国企业生产率的非线性影响,则在列(3)~(8)中进行了研究设计。列(3)和列(4)选择全部样本进行估计,可以看出,在控制了一系列的相关影响因素的条件下,结果显示文章主要关心的 R&D 税费减免强度一次项的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正值,二次项的估计系数在 1% 的统计水平上显著为负值。基于上文匹配好的数据,在列(5)~(8)中重新估计两种不同企业生产率的非线性效应。在列(5)和列(6)中,显然个体固定效应模型的估计结果 R&D 税费减免二次项的系数显著为负值。考虑到研究结果的可靠性,本文在列(7)和列(8)中采用高维固定效应,控制了个体固定效应、年份-行业、行业-省份、年份-省份最为严格的固定效应,结果显示 $\text{TaxCredit}_{\text{R\&D}}^2$ 的系数均在 1% 的统计水平上显著为负。这说明 R&D 税费减免强度对创新企业全要素生产率的影响存在一个拐点,在 R&D 税费减免强度达到拐点之前,R&D 税费减免强度的提升能够显著地促进创新企业全要素生产率的提升,但是当 R&D 税费减免强度的增加逐渐达到拐点时,R&D 税费减免对创新企业全要素生产率的提升作用在下降,到达拐点时促进作用将为零。当 R&D 税费减免强度越过拐点后,R&D 税费减免将会抑制创新企业全要素生产率的增长。因此,表 3 中 R&D 税费减免强度变量一次项和二次项的估计系数验证了文章前文中提出的研究假设,即 R&D 税费减免与创新企业全要素生产率之间存在一种倒“U”型关系。这里我们需要思考的问题是,不同属性企业是否表现出不同的效应?或者不同技术行业表现又不一样?以及为什么 R&D 税费减免会对创新企业产生非线性的影响?

3.2 R&D 税费减免的异质性效应分析

3.2.1 企业异质性分析

不同所有制企业会因为内部技术环境以及外部制度环境不同,也可能会因为企业的内部创新能力不同或者政治关联情况的存在使得不同所有制企业受到 R&D 税费减免的强度不同,因此,本部分将考察在不同所有制企业中研究假设是否成立。表 4 分别汇报了匹配后子样本 R&D 税费减免对不同所有制企业全要素生产率的影响效应,仍然按照 OP 法和 LP 法分别进行估计,而且在 Hausman 检验后选择了个体固定效应模型进行分析。

列(1)~(3)是以 OP 法测算 TFP 为因变量验证民营企业、国有企业以及本土企业三个不同所有制样本,而列(5)~(7)的因变量是以 LP 法测算的 TFP,发现 R&D 税费减免强度一次项的估计系数显著为正值,二次项系数显著为负值。这说明,在本土企业样本中文章的假设依然是成立的,也就是 R&D 税费减免强

度对民营企业和国有企业存在先升后降的倒“U”型关系。在列(1)中,当本土企业 R&D 税费减免强度小于 0.235 时,R&D 税费减免对本土创新企业全要素生产率具有促进效应,而当抵免强度大于 0.235 时,转变为抑制效应。在列(2)中,当民营企业 R&D 税费减免强度小于 0.237 时,R&D 税费减免对民营创新企业全要素生产率具有促进作用,而当抵免强度大于 0.237 时,转变为抑制效应。在列(3)中,国有创新企业全要素生产率由激励效应转向抑制效应的临界点为 0.180。可以发现,随着 R&D 税费减免强度的增加,R&D 税费减免对全要素生产率的促进作用表现为国有创新企业相比民营创新企业先由正变负,同样,在列(5)~(7)也得出同样的结论。另外,在列(4)和列(8)中,外资企业 R&D 税费减免强度的一次项为正,二次项为也显著为负。从而,得出了 R&D 税费减免与创新企业生产率之间的倒“U”关系在本土创新企业和外资企业中均存在。

表4 R&D 税费减免影响企业生产率的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	本土企业	民营企业	国有企业	外资企业	本土企业	民营企业	国有企业	外资企业
TaxCredit _{R&D}	1.448 *** (0.124)	1.418 *** (0.126)	1.491 * (0.798)	1.129 *** (0.208)	1.159 *** (0.125)	1.128 *** (0.126)	1.534 * (0.818)	0.866 *** (0.208)
TaxCredit _{R&D} ²	-3.078 *** (0.284)	-2.988 *** (0.288)	-4.134 ** (1.792)	-2.370 *** (0.486)	-2.508 *** (0.285)	-2.419 *** (0.289)	-4.233 ** (1.838)	-1.856 *** (0.487)
Exp	0.848 *** (0.036)	0.850 *** (0.036)	1.012 *** (0.342)	0.632 *** (0.040)	0.806 *** (0.036)	0.810 *** (0.036)	0.987 *** (0.351)	0.658 *** (0.040)
Markpower	-0.018 (0.011)	-0.026 ** (0.012)	0.075 (0.055)	0.040 * (0.021)	-0.022 * (0.011)	-0.029 ** (0.012)	0.052 (0.057)	0.043 ** (0.021)
HHI	-8.254 *** (0.656)	-8.886 *** (0.674)	3.183 (3.154)	-8.992 *** (1.009)	-5.916 *** (0.659)	-6.426 *** (0.677)	3.614 (3.236)	-6.461 *** (1.010)
CapDeep	0.100 *** (0.005)	0.104 *** (0.005)	0.045 (0.029)	0.108 *** (0.009)	0.019 *** (0.005)	0.023 *** (0.005)	-0.036 (0.029)	0.043 *** (0.009)
Profit	0.060 (0.041)	0.098 ** (0.042)	-0.496 ** (0.233)	0.132 ** (0.063)	0.223 *** (0.041)	0.260 *** (0.042)	-0.409 * (0.239)	0.246 *** (0.063)
Age	0.013 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)	0.008 * (0.005)	0.044 *** (0.003)	0.007 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.008 * (0.005)	0.035 *** (0.003)
_cons	5.804 *** (0.030)	5.763 *** (0.031)	6.539 *** (0.222)	5.719 *** (0.069)	3.432 *** (0.030)	3.412 *** (0.031)	3.776 *** (0.227)	3.110 *** (0.069)
N	88401	85003	3398	32158	88401	85003	3398	32158
R ²	0.033	0.034	0.018	0.051	0.018	0.019	0.015	0.038
Hausman	723.94	742.52	30.94	221.15	1266.45	1173.01	71.26	326.72
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:括号内为稳健性标准误;*、**、***表示10%、5%、1%的显著性水平;均采用企业个体固定效应模型估计。余表同此。

3.2.2 技术行业异质性分析

虽然我们在表 3 中控制了行业效应、地区效应,但令人担忧的问题可能是,类似医药制造业、计算机、通讯和电子设备、专用设备制造业等高技术行业,会因为政府特殊政策的扶持而使得 R&D 税费减免强度发生变化,可能会影响 R&D 税费减免对创新企业生产率的作用效应。为此,我们将各行业研发强度均值与制造业总体行业均值比较,将 41 个制造业行业划分为高技术行业(>1.5)、中技术行业(<1.5 & >1.0)、中低技术行业(<1.0 & >0.5)、低技术行业(<0.5)(见附件)四类样本,分别进行实证检验,具体结果如表 5 所示。

表 5 R&D 税费减免影响企业生产率的技术行业异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高技术行业		中高技术行业		中低技术行业		低技术行业	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
TaxCredit _{R&D}	0.913 *** (0.156)	1.190 *** (0.153)	1.100 *** (0.212)	1.398 *** (0.210)	0.577 * (0.334)	0.659 ** (0.330)	1.099 *** (0.343)	1.244 *** (0.340)
TaxCredit _{R&D} ²	-2.119 *** (0.358)	-2.648 *** (0.351)	-2.323 *** (0.480)	-2.916 *** (0.474)	-1.702 ** (0.793)	-1.861 ** (0.783)	-2.553 *** (0.793)	-2.836 *** (0.786)
Exp	0.730 *** (0.038)	0.734 *** (0.038)	0.822 *** (0.055)	0.871 *** (0.054)	0.959 *** (0.088)	0.977 *** (0.087)	0.797 *** (0.068)	0.805 *** (0.068)
Markpower	-0.012 (0.016)	-0.011 (0.015)	-0.021 (0.020)	-0.019 (0.020)	-0.075 *** (0.028)	-0.054 * (0.028)	0.067 ** (0.028)	0.071 *** (0.027)
HHI	-22.254 *** (1.337)	-30.650 *** (1.313)	3.688 *** (0.923)	4.327 *** (0.912)	-20.003 *** (1.485)	-25.377 *** (1.466)	-3.047 *** (1.164)	-4.851 *** (1.153)
CapDeep	0.010 (0.007)	0.097 *** (0.007)	0.036 *** (0.009)	0.116 *** (0.008)	0.010 (0.014)	0.074 *** (0.013)	0.013 (0.012)	0.088 *** (0.012)
Profit	0.228 *** (0.051)	0.093 * (0.050)	0.250 *** (0.065)	0.097 (0.065)	0.082 (0.101)	-0.088 (0.099)	0.612 *** (0.100)	0.492 *** (0.099)
Age	0.005 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.009 *** (0.002)	0.016 *** (0.002)	0.018 *** (0.003)	0.023 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)	0.014 *** (0.003)
State	-0.052 (0.108)	-0.103 (0.107)	-0.191 (0.126)	-0.273 ** (0.125)	-0.224 (0.195)	-0.169 (0.193)	-0.115 (0.180)	-0.098 (0.178)
Private	0.078 (0.089)	0.049 (0.087)	-0.173 (0.105)	-0.236 ** (0.104)	-0.066 (0.166)	-0.003 (0.164)	0.046 (0.139)	0.058 (0.138)
Foreign	0.041 (0.095)	-0.011 (0.093)	-0.150 (0.113)	-0.247 ** (0.112)	-0.102 (0.177)	-0.047 (0.175)	-0.104 (0.154)	-0.114 (0.152)
_cons	3.676 *** (0.098)	6.113 *** (0.097)	3.458 *** (0.119)	5.899 *** (0.117)	3.615 *** (0.187)	6.178 *** (0.185)	3.240 *** (0.158)	5.775 *** (0.156)
N	49108	49108	36144	36144	16480	16480	19358	19358

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高技术行业		中高技术行业		中低技术行业		低技术行业	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
R^2	0.028	0.051	0.019	0.034	0.051	0.074	0.027	0.035
Hausman	1128.06	1806.84	232.75	471.71	155.78	398.96	114.38	194.57
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

列(1)和列(2)是高技术行业的估计结果,显然 R&D 税费减免强度一次项系数在 1%的统计水平上显著为正,二次项在 1%的统计水平上显著为负。这说明 R&D 税费减免与高技术行业创新企业生产率间存在倒“U”型关系,而且作用效应的拐点大约在 0.215~0.225 之间。列(3)和列(4)估计了中高技术行业的创新企业,列(5)和列(6)估计了中低技术行业的创新企业,发现 R&D 税费减免的一次项系数显著为正值,二次项系数显著为负值,由此验证了中技术行业中 R&D 税费减免对创新生产率的作用效应仍然呈现一种显著的倒“U”型关系,而且作用效应由正转向负的临界值大约在 0.170~0.240 之间。可以得出,随着 R&D 税费减免强度的增加,R&D 税费减免对中技术行业创新企业生产率先由激励效应转向抑制效应。在低技术行业中,R&D 税费减免与创新企业生产率之间的倒“U”型关系也通过显著性检验。

3.3 稳健性讨论

3.3.1 替换变量

根据国家税务局颁布的《企业研究开发费用税前扣除管理办法(试行)》(国税发[2008]116号),文件中规定研发费用未形成无形资产的按照实际发生额的 50%直接抵扣,形成无形资产的 150%在税前摊销。《财政部国家税务总局科技部关于完善研究开发费用税前加计扣除政策的通知》(财税[2015]119号)进一步规定“企业委托外部机构或个人进行研发活动所发生的费用,按照费用实际发生额的 80%计入委托方研发费用并计算加计扣除,受托方不得再进行加计扣除。委托外部研究开发费用实际发生额应按照独立交易原则确定”。前文以研究研发费用加计扣除减免税与企业用于科技活动的经费支出度量创新企业 R&D 税费减免强,为此,我们扣除了委托外单位开展科技活动经费支出,以研究研发费用加计扣除减免税与企业内部科技活动经费支出比值重新核算(TaxCredit)。同时,参考现有文献度量,我们又选取了研究研发费用加计扣除减免税与科技活动人员的比值(TaxCredit_L)、研究研发费用加计扣除减免税与企业资产总计的比值(TaxCredit_A)、研究研发费用加计扣除减免税与企业应交

所得税的比值(TaxCredit_{*t*}),具体估计结果如表 6 所示。

表 6 稳健性分析:更换 R&D 税费减免强度测算变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
TaxCredit	1.270 *** (0.091)	1.649 *** (0.091)						
TaxCredit ²	-2.448 *** (0.190)	-3.137 *** (0.190)						
TaxCredit _{<i>L</i>}			0.625 *** (0.051)	0.830 *** (0.051)				
TaxCredit _{<i>L</i>} ²			-0.662 *** (0.064)	-0.871 *** (0.064)				
TaxCredit _{<i>A</i>}					0.077 *** (0.014)	0.112 *** (0.014)		
TaxCredit _{<i>A</i>} ²					-0.024 *** (0.005)	-0.038 *** (0.005)		
TaxCredit _{<i>t</i>}							0.037 *** (0.007)	0.042 *** (0.007)
TaxCredit _{<i>t</i>} ²							-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)
Exp	0.799 *** (0.025)	0.828 *** (0.025)	0.801 *** (0.025)	0.832 *** (0.025)	0.805 *** (0.026)	0.831 *** (0.026)	0.781 *** (0.030)	0.799 *** (0.030)
Markpower	-0.005 (0.010)	-0.001 (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.019 * (0.011)	-0.015 (0.011)
HHI	-6.412 *** (0.521)	-8.925 *** (0.521)	-6.416 *** (0.520)	-8.922 *** (0.520)	-6.440 *** (0.520)	-8.952 *** (0.520)	-7.033 *** (0.584)	-9.560 *** (0.586)
CapDeep	0.028 *** (0.004)	0.103 *** (0.004)	0.026 *** (0.004)	0.102 *** (0.004)	0.026 *** (0.004)	0.100 *** (0.004)	0.046 *** (0.005)	0.117 *** (0.005)
Profit	0.180 *** (0.033)	0.030 (0.033)	0.165 *** (0.033)	0.016 (0.033)	0.132 *** (0.033)	-0.015 (0.033)	-0.007 (0.041)	-0.165 *** (0.041)
Age	0.011 *** (0.001)	0.018 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.018 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)	0.019 *** (0.001)
State	-0.108 * (0.062)	-0.106 * (0.061)	-0.119 * (0.061)	-0.117 * (0.061)	-0.126 ** (0.062)	-0.128 ** (0.062)	-0.189 *** (0.070)	-0.179 ** (0.070)
Private	0.025 (0.050)	0.044 (0.050)	0.018 (0.049)	0.036 (0.049)	0.014 (0.050)	0.032 (0.050)	-0.019 (0.055)	0.007 (0.055)
Foreign	-0.040 (0.054)	-0.048 (0.054)	-0.042 (0.053)	-0.050 (0.053)	-0.050 (0.054)	-0.064 (0.054)	-0.119 ** (0.060)	-0.129 ** (0.060)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
_cons	3.366 *** (0.056)	5.790 *** (0.056)	3.388 *** (0.056)	5.811 *** (0.056)	3.406 *** (0.056)	5.854 *** (0.056)	3.378 *** (0.063)	5.845 *** (0.064)
N	127397	127397	127452	127452	127386	127386	100741	100741
R ²	0.025	0.042	0.024	0.041	0.022	0.037	0.024	0.040
Hausman	1251.85	2242.61	1263.27	2256.13	1308.98	2234.42	1233.47	1918.57
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

从列(1)和(2)的估计结果看,扣除委托外单位开展科技活动经费后,R&D 税费减免强度的二次项系数均在 1% 的统计水平上显著为负。列(3)和列(4)是以科技人员核算的企业研发费用减免强度,结果显示二次项 TaxcCredit_L^2 的估计系数均显著为负;列(5)和列(6)是以企业资产总计核算的企业研发费用减免强度,同样显示二次项 TaxcCredit_A^2 的估计系数稳健为负;列(7)和列(8)是以企业所得税测算的企业研发费用减免强度,显然二次项 TaxcCredit_I^2 的系数仍然为负。以上我们针对本文核心解释变量企业研发费用减免强度从多个方面进行度量,二次项系数均显著为负。这一方面说明研发费用减免强度对企业生产率的影响是非线性的,也就是随着研发费用减免强度增加企业生产率呈现出“先升后降”的趋势;另一方面增加了本文基准结果的稳健性,增强了所得结论的可靠性。

3.3.2 PSM-DID

为了更为深入地剖析 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率所产生的倒“U”型影响效应,从而揭示两者之间是否存在实际的因果关系。政府税收激励可能是非随机发生的,为了尽可能地避免选择性偏误和混合性偏误问题,我们根据公式(23)采用 PSM-DID 法进行估计。为了增加稳健性,本文又进行了如下处理。首先,在样本选择上,选择前文匹配好的企业样本;其次,我们按照创新企业 R&D 税费减免强度的均值和拐点区分为高 R&D 税费减免和低 R&D 税费减免的样本组^①,来进一步检验 R&D 税费减免对创新企业全要素生产率的作用效应。我们与前文一样采用 OP 法和 LP 法两种测算企业全要素生产率,选取个体固定效应模型进行估计,具体结果如表 7 所示。

^① 根据前面的估计结果,无法得到 R&D 费税减免的具体拐点数值,为此,我们在可行的范围内取值为 0.229、0.234。通过分位数回归,统计发现 24.16% 的拟合值是负数,因此创新企业 R&D 费税减免强度的选取 75% 分为点 0.189。

表 7 企业 R&D 税费减免效应:以拐点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		低 R&D 税费减免		高 R&D 税费减免	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After	0.138 *** (0.007)	0.188 *** (0.007)	0.124 *** (0.008)	0.169 *** (0.008)	-0.196 * (0.101)	-0.210 ** (0.100)
Exp	0.794 *** (0.025)	0.824 *** (0.025)	0.772 *** (0.027)	0.789 *** (0.027)	0.466 *** (0.101)	0.575 *** (0.099)
Markpower	-0.010 (0.010)	-0.010 (0.010)	-0.017 (0.010)	-0.015 (0.010)	-0.039 (0.042)	-0.049 (0.041)
HHI	-6.359 *** (0.515)	-8.865 *** (0.513)	-6.223 *** (0.564)	-8.651 *** (0.560)	-4.955 *** (1.821)	-6.158 *** (1.794)
CapDeep	0.026 *** (0.004)	0.101 *** (0.004)	0.023 *** (0.004)	0.098 *** (0.004)	-0.007 (0.015)	0.074 *** (0.015)
Profit	0.165 *** (0.032)	0.017 (0.032)	0.211 *** (0.035)	0.057 * (0.034)	-0.301 ** (0.131)	-0.448 *** (0.130)
Age	0.011 *** (0.001)	0.018 *** (0.001)	0.009 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)	-0.003 (0.005)	0.010 ** (0.005)
State	-0.108 * (0.061)	-0.106 * (0.061)	-0.116 * (0.066)	-0.126 * (0.065)	0.096 (0.262)	0.129 (0.258)
Private	0.016 (0.049)	0.034 (0.049)	0.029 (0.053)	0.038 (0.053)	0.042 (0.227)	0.105 (0.223)
Foreign	-0.039 (0.053)	-0.048 (0.053)	-0.017 (0.057)	-0.032 (0.057)	-0.044 (0.240)	-0.006 (0.236)
_cons	3.372 *** (0.056)	5.789 *** (0.055)	3.405 *** (0.060)	5.837 *** (0.060)	4.087 *** (0.272)	6.366 *** (0.268)
N	129348	129348	116528	116624	12820	12724
R ²	0.027	0.047	0.024	0.041	0.009	0.022

列(1)和列(2)中,两种方法测算的 TFP 作为因变量,在控制了其他影响因素之后,创新企业全部样本的估计结果显示,我们最为感兴趣的变量交互项 Treated×After,其估计系数在 1%的统计水平上显著为正,这表明 R&D 税费减免在总体上显著激励了企业全要素生产率的提升,这与本文基准回归中验证的 R&D 税费减免对企业生产率线性影响是一致的。而在基准回归中,我们发现 R&D 税费减免与创新企业之间存在倒“U”型关系,在列(3)~(6)中我们首先以拐点区分为低 R&D 税费减免和高 R&D 税费减免的样本。估计结果显示,无论是将 TFP_OP 还是 TFP_LP 作为被解释变量,在低 R&D 税费减免的样本组中,交互项 Treated×After 的回归系数始终显著为正值;在高 R&D 税费减免的样本组中,交互项 Treated×After 反而呈现显著为负的特征。这说明了 R&D 税费减免总体上可以显著促进创新企业生产率提升,并且适宜的 R&D 税费减免产生

激励效应,而过高的 R&D 税费减免会产生抑制效应,也就是随着 R&D 税费减免的持续增加,创新企业 TFP 水平呈现先上升后下降的趋势。

为了增加以上结论的稳健性,我们按照 R&D 税费减免强度的 75%分位点重新划分样本组。表 8 汇报了以均值为标准划分,低 R&D 税费减免样本组和高 R&D 税费减免样本组的估计结果。在控制了一系列影响因素后,在低 R&D 税费减免样本组中,交互项 $Treated \times After$ 的系数均在 1% 的统计水平上显著为正;在高 R&D 税费减免样本组中,交互项 $Treated \times After$ 系数显著为负。这说明替换了样本分类标准后,随着 R&D 税费减免强度的增加,R&D 税费减免与本土创新企业 TFP 之间依然表现为先激励效应后抑制效应,即存在倒“U”型关系。

表 8 企业 R&D 税费减免效应:以分位点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低 R&D 税费减免		高 R&D 税费减免	
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After	0.125 *** (0.008)	0.171 *** (0.008)	-0.164 * (0.099)	-0.178 * (0.098)
Exp	0.767 *** (0.027)	0.786 *** (0.027)	0.440 *** (0.097)	0.563 *** (0.095)
Markpower	-0.019 * (0.010)	-0.017 * (0.010)	-0.024 (0.040)	-0.031 (0.039)
HHI	-6.258 *** (0.567)	-8.709 *** (0.564)	-5.111 *** (1.771)	-6.604 *** (1.739)
CapDeep	0.023 *** (0.004)	0.098 *** (0.004)	-0.013 (0.015)	0.069 *** (0.014)
Profit	0.208 *** (0.035)	0.052 (0.034)	-0.288 ** (0.127)	-0.413 *** (0.124)
Age	0.009 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)	-0.003 (0.004)	0.008 * (0.004)
State	-0.118 * (0.066)	-0.124 * (0.066)	0.119 (0.250)	0.160 (0.246)
Private	0.034 (0.053)	0.043 (0.053)	0.077 (0.217)	0.130 (0.213)
Foreign	-0.013 (0.057)	-0.030 (0.057)	0.015 (0.230)	0.061 (0.226)
_cons	3.399 *** (0.060)	5.833 *** (0.060)	4.042 *** (0.260)	6.354 *** (0.255)
N	115755	115755	13593	13593
R ²	0.024	0.041	0.008	0.020

3.3.3 平衡趋势检验

双重差分法有效性的重要前提假设是趋同假设,即如果没有执行研发费用加计扣除,R&D 税费减免企业与其他企业的全要素生产率的变化趋势应该是平行的,在政策冲击后的差异仅在于一个受政策影响而另一个不受政策影响。为了检验这一点,本文借鉴了 Jacobson et al. (1993) 的思路,利用事件分析法进行平衡趋势检验。采用以下的估计方程:

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \sum_{k=-4}^{k=7} \gamma_k \text{event}_{i,t_0+k} + \gamma_2 Z_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

其中, event_{i,t_0+k} 表示研发费用减免开始实施的第 k 年的虚拟变量。我们关注的是估计系数 γ_k , 表示研发减免实施第 k 年时, 实验组和对照组之间的生产率差异。如果 γ_k 在 $k < 0$ 的年份中趋势较为平缓, 则证明符合平衡趋势假定, 反之, 出现明显的上升或下降, 则说明实验组和对照组在政策执行之前, 已经有显著差异, 不满足平行趋势假定。这个估计结果在图 6 中汇报, 显然 $k < 0$ 的年份 γ_k 估计值趋势非常平缓且估计值基本为 0, 表明研发费用减免企业与无减免企业在此之前没有显著差异, 从 $k = 0$ 开始, γ_k 估计值开始显著上升, 表明研发费用减免显著提升了企业生产率。总体而言, 上述检验满足平行趋势假设。

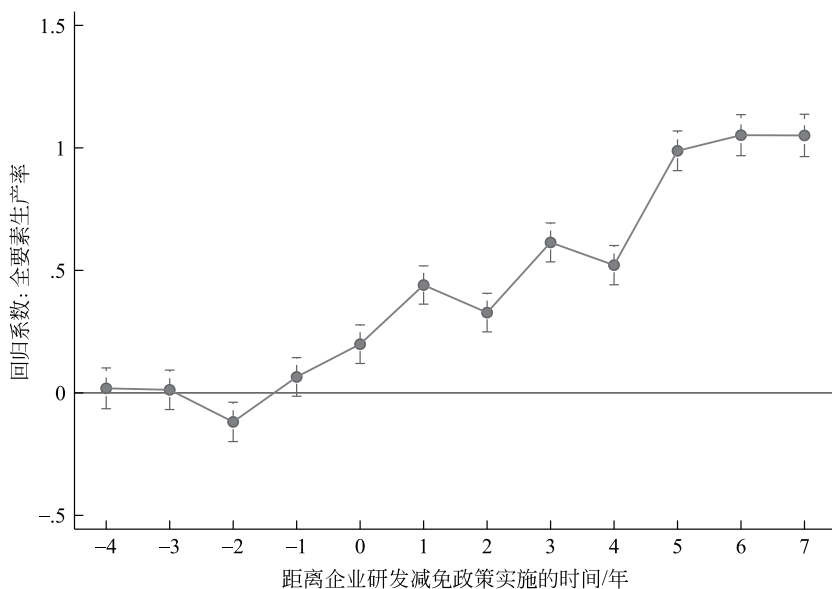


图 6 平衡趋势检验

3.3.4 技术行业的非线性估计

在基准回归中,发现不同技术行业的创新企业 R&D 税费减免效应表现出

差异性,为此,我们将创新企业按照不同技术和不同减免强度进行重新分组。表 9 是以创新企业 R&D 税费减免强度的拐点为标准划分的估计结果。在高技术行业的样本组中,列(1)和列(5)的结果显示交互项 $Treated \times After$ 的系数显著为正,而在列(2)和列(6)的估计系数显著为负,这说明在高技术行业中适宜的 R&D 税费减免强度可以为创新企业带来促进效应,而过高的 R&D 税费减免强度对创新企业生产率提升造成抑制效应。在低技术行业的样本组中,列(3)和列(7)中交互项 $Treated \times After$ 的系数显著为正,但是列(4)和(8)的高减免强度样本组没有通过显著性检验,这说明适宜的 R&D 税费减免可以促进低技术行业创新企业的生产率水平提升,而较高的抵免强度作用效应不明显。由上可知,R&D 税费减免与创新企业 TFP 之间的倒“U”型关系只有在高技术行业中是存在的,在低技术行业中较低的 R&D 税费减免可以提升创新企业生产率。这可能是由于低技术行业的创新企业内部研发投入相对不足,当政府制定较低的 R&D 税费减免强度时,会促进低技术行业企业的创新成本,从而会提升企业生产率;而高技术行业的创新企业以高研发投入为主要特征,当 R&D 税费减免强度适宜时,同样会降低企业的研发成本,降低创新失败的风险,提升企业生产率,当 R&D 税费减免强度持续提升时,创新企业会把更多的资源投入外部制度环境,尤其是政治关联等因素上,从而抑制了企业内部创新能力与创新效率,表现为创新产出的降低和企业生产率的降低。

表 9 不同技术行业 R&D 税收减免:以拐点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	高技术行业		低技术行业		高技术行业		低技术行业	
	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免
$Treated \times After$	0.123*** (0.009)	-0.165** (0.080)	0.096*** (0.017)	0.164 (0.205)	0.170*** (0.009)	-0.175** (0.085)	0.124*** (0.017)	0.046 (0.272)
Exp	0.732*** (0.031)	0.365*** (0.110)	0.853*** (0.055)	0.858*** (0.234)	0.754*** (0.031)	0.518*** (0.108)	0.870*** (0.054)	1.034*** (0.303)
Markpower	-0.024** (0.012)	-0.030 (0.036)	-0.014 (0.020)	-0.103 (0.092)	-0.025** (0.012)	-0.059* (0.035)	-0.002 (0.020)	-0.010 (0.118)
HHI	-4.659*** (0.766)	-1.300 (2.294)	-9.160*** (0.928)	-15.822*** (3.403)	-7.017*** (0.759)	-2.226 (2.457)	-12.296*** (0.918)	-6.464 (4.274)
CapDeep	0.023*** (0.005)	-0.017 (0.023)	0.014 (0.009)	-0.036 (0.037)	0.101*** (0.005)	0.076*** (0.013)	0.082*** (0.009)	0.110** (0.051)
Profit	0.169*** (0.040)	-0.402*** (0.134)	0.351*** (0.073)	-0.103 (0.323)	0.012 (0.040)	-0.563*** (0.128)	0.213*** (0.072)	-0.482 (0.429)
Age	0.007*** (0.001)	-0.007 (0.012)	0.013*** (0.002)	0.008 (0.010)	0.014*** (0.001)	0.005 (0.012)	0.018*** (0.002)	0.007 (0.013)

续表								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	高技术行业		低技术行业		高技术行业		低技术行业	
	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免
State	-0.130 [*] (0.077)	0.068 (0.170)	-0.109 (0.136)	0.609 (0.581)	-0.159 ^{**} (0.076)	0.085 (0.155)	-0.081 (0.135)	1.335 [*] (0.699)
Private	0.008 (0.062)	0.041 (0.135)	0.024 (0.112)	0.111 (0.429)	-0.000 (0.061)	0.103 (0.101)	0.049 (0.111)	0.167 (0.422)
Foreign	-0.013 (0.067)	-0.026 (0.124)	-0.086 (0.121)	0.093 (0.472)	-0.052 (0.066)	0.013 (0.099)	-0.077 (0.120)	0.271 (0.517)
_cons	3.466 ^{***} (0.070)	4.183 ^{***} (0.446)	3.374 ^{***} (0.126)	3.618 ^{***} (0.534)	5.877 ^{***} (0.069)	6.390 ^{***} (0.351)	5.935 ^{***} (0.125)	5.785 ^{***} (0.591)
N	81434	9986	34830	3098	81579	9841	34844	1503
R ²	0.021	0.007	0.031	0.035	0.038	0.020	0.045	0.048

同样地,我们以 R&D 税费减免强度的 75%分位点为标准划分样本组,具体结果如表 10 所示。列(1)和(5)的估计结果显示,交互项 Treated×After 在 1%的统计水平上显著为正,而列(2)和(6)中交互项系数显著为负,说明在 R&D 税费减免强度以分位点划分标准的情况下,高 R&D 税费减免对本土创新企业 TFP 产生了抑制效应,而低 R&D 税费减免对其产生了促进作用。同样地,在列(3)和(7)、列(4)和(8)中,估计结果显示低 R&D 税费减免对低技术行业产生激励效应,而高 R&D 税费减免没有产生明显的效应。以上系列的稳健性检验结果再次验证了同样的现象,即在高技术行业中,低 R&D 税费减免强度对本土创新企业 TFP 产生显著的激励效应,高 R&D 税费减免强度对其产生突出的抑制效应,随着 R&D 税费减免强度的不断增加,两者存在倒“U”型作用效应,而在低技术行业中低研发抵扣产生促进作用,高抵扣强度抑制作用不明显。

表 10 不同技术行业 R&D 税费减免:以分位点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	高技术行业		低技术行业		高技术行业		低技术行业	
	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免
Treated×After	0.124 ***	-0.154 **	0.094 ***	0.164	0.172 ***	-0.163 *	0.123 ***	0.156
	(0.009)	(0.072)	(0.018)	(0.204)	(0.009)	(0.080)	(0.017)	(0.198)
Exp	0.732 ***	0.354 ***	0.843 ***	0.859 ***	0.750 ***	0.481 ***	0.860 ***	0.943 ***
	(0.032)	(0.114)	(0.055)	(0.227)	(0.031)	(0.109)	(0.054)	(0.221)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP				TFP_LP			
	高技术行业		低技术行业		高技术行业		低技术行业	
	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免	低抵免	高抵免
Markpower	-0.026 ** (0.012)	-0.007 (0.034)	-0.014 (0.020)	-0.112 (0.090)	-0.027 ** (0.012)	-0.020 (0.036)	-0.003 (0.020)	-0.115 (0.087)
HHI	-4.736 *** (0.768)	-1.089 (2.331)	-9.252 *** (0.930)	-15.734 *** (3.301)	-7.139 *** (0.764)	-2.452 (2.336)	-12.356 *** (0.921)	-18.182 *** (3.209)
CapDeep	0.022 *** (0.005)	-0.013 (0.026)	0.014 (0.009)	-0.041 (0.036)	0.100 *** (0.005)	0.070 *** (0.013)	0.082 *** (0.009)	0.055 (0.035)
Profit	0.168 *** (0.040)	-0.415 *** (0.135)	0.343 *** (0.073)	-0.026 (0.311)	0.010 (0.040)	-0.551 *** (0.125)	0.204 *** (0.072)	-0.236 (0.302)
Age	0.007 *** (0.001)	-0.006 (0.011)	0.013 *** (0.002)	0.005 (0.010)	0.014 *** (0.001)	0.005 (0.009)	0.018 *** (0.002)	0.015 (0.010)
State	-0.137 * (0.077)	0.045 (0.167)	-0.108 (0.136)	0.606 (0.577)	-0.166 ** (0.077)	0.086 (0.148)	-0.079 (0.135)	0.659 (0.561)
Private	0.015 (0.062)	0.037 (0.132)	0.024 (0.112)	0.108 (0.426)	0.008 (0.061)	0.093 (0.096)	0.049 (0.111)	0.148 (0.415)
Foreign	-0.008 (0.067)	-0.003 (0.130)	-0.095 (0.121)	0.084 (0.469)	-0.044 (0.066)	0.046 (0.093)	-0.087 (0.120)	0.111 (0.456)
_cons	3.468 *** (0.070)	4.141 *** (0.430)	3.371 *** (0.126)	3.681 *** (0.528)	5.872 *** (0.070)	6.416 *** (0.291)	5.930 *** (0.125)	6.048 *** (0.513)
N	81038	10382	34717	3211	81038	10382	34717	3211
R ²	0.021	0.006	0.031	0.035	0.038	0.017	0.046	0.053

4 进一步分析：创新环境与制度环境的解释

本文的一个重要发现,只有适度的 R&D 税费减免强度能够提高创新企业 TFP 水平,而过高的抵扣强度则倾向于降低创新企业的 TFP,尤其是在高技术行业中的本土创新企业最为明显。那么随之而来的一个关键问题是,为何高 R&D 税费减免反而降低了创新企业的 TFP? 对于该问题的深入研究不仅有助于深化我们对 R&D 税费减免与企业生产率关系的认识,而且还可以为中国当前创新政策的优化调整提供微观基础。结合文章第二部分的理论分析,我们将从企业自主创新活动与外部制度环境两个方面对这一现象进行解释。

表 11 汇报了创新企业 R&D 税费减免的影响机制效应,其中按照前文计算

表 11 企业 R&D 税费减免非线性的机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After	0.023 (0.015)	0.041*** (0.015)	0.023 (0.015)	0.041*** (0.015)	0.384*** (0.053)	0.446*** (0.052)	0.381*** (0.053)	0.443*** (0.052)
Treated×After× Inno	0.011*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.015*** (0.001)				
Inno	0.007*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.011*** (0.001)				
Treated×After× Inno×Dum_HRD ₁			-0.007*** (0.001)	-0.009*** (0.001)				
Treated×After× Marketindex					-0.038*** (0.007)	-0.042*** (0.006)	-0.037*** (0.007)	-0.041*** (0.006)
Treated×After× Marketindex× Dum_HRD ₁							-0.006*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
Marketindex					-0.333*** (0.006)	-0.439*** (0.006)	-0.333*** (0.006)	-0.438*** (0.006)
Exp	0.797*** (0.025)	0.825*** (0.025)	0.796*** (0.025)	0.824*** (0.025)	0.756*** (0.024)	0.774*** (0.024)	0.756*** (0.024)	0.773*** (0.024)
Markpower	-0.017* (0.010)	-0.019** (0.010)	-0.017* (0.010)	-0.020** (0.010)	-0.011 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.011 (0.009)	-0.012 (0.009)
HHI	-6.329*** (0.518)	-8.804*** (0.516)	-6.317*** (0.518)	-8.788*** (0.516)	-4.494*** (0.502)	-6.426*** (0.490)	-4.486*** (0.502)	-6.416*** (0.490)
CapDeep	0.024*** (0.004)	0.099*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.099*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.087*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.087*** (0.004)
Profit	0.165*** (0.033)	0.017 (0.032)	0.168*** (0.033)	0.020 (0.032)	0.315*** (0.032)	0.214*** (0.031)	0.316*** (0.032)	0.215*** (0.031)
Age	0.011*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.014*** (0.001)
State	-0.108* (0.061)	-0.110* (0.061)	-0.107* (0.061)	-0.108* (0.061)	-0.052 (0.059)	-0.033 (0.058)	-0.051 (0.059)	-0.032 (0.058)
Private	0.021 (0.049)	0.034 (0.049)	0.021 (0.049)	0.033 (0.049)	0.025 (0.048)	0.046 (0.047)	0.025 (0.048)	0.047 (0.047)
Foreign	-0.031 (0.053)	-0.044 (0.053)	-0.032 (0.053)	-0.045 (0.053)	0.022 (0.052)	0.033 (0.050)	0.022 (0.052)	0.033 (0.050)
_cons	3.327*** (0.056)	5.728*** (0.056)	3.328*** (0.056)	5.729*** (0.056)	6.078*** (0.074)	9.354*** (0.072)	6.075*** (0.074)	9.349*** (0.072)
N	127805	127805	127805	127805	129348	129348	129348	129348
R ²	0.031	0.053	0.031	0.054	0.080	0.135	0.080	0.135

的拐点构建了 Dum_HRD_1 虚拟变量,以区别探究高 R&D 税费减免企业与低 R&D 税费减免企业的异质性影响。从列(1)和列(2)可以看到, $Inno$ 的系数在 1% 的统计水平上显著为正值,交互项 $Treated \times After \times Inno$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正,这表明企业创新可以显著促进企业生产率提升,随着企业自主创新能力提升 R&D 税费减免对企业生产率的提升效应越明显、促进作用更大。前文研究发现高 R&D 税费减免对高技术行业创新企业产生抑制效应的事实,为此在列(3)和列(4)中加入 Dum_HRD_1 , $Inno$ 的系数显著为正,说明企业创新显著提升了生产率;交互项 $Treated \times After \times Inno$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正,交互项 $Treated \times After \times Inno \times Dum\_HRD$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为负,结合这两者结果可以发现 R&D 税费减免虽然总体上对企业生产率表现为促进效应,但是在不同组别中表现出异质性。也就是说,在低 R&D 税费减免强度的企业中,企业自主创新能力提升显著促进了企业生产率水平;在高 R&D 税费减免强度的企业中,相比前者,企业自主创新能力提升的促进效应显著降低。结合前文结论,可得 R&D 税费减免对创新企业生产的促进效应,将会随着企业产品创新能力的提升而增强,但是对高 R&D 税费减免强度企业相较于对低 R&D 税费减免强度企业的促进效应显著降低,从而 R&D 税费减免强度对企业生产率的促进效应呈现为先升后降的倒“U”型趋势。

列(5)~(8)汇报了外部制度环境中政府干预对 R&D 税费减免影响效应的估计结果。从列(5)和列(6)的估计结果看,交互项 $Treated \times After \times Marketindex$ 在 1% 的统计水平上显著为负,而 $Treated \times After$ 变量在 1% 的统计水平上显著为正。这意味着不考虑政府干预市场下, R&D 税费减免对企业生产率提升产生明显促进效应,而存在政府对市场进行干预时, R&D 税费减免对企业生产率产生显著的抑制效应。在列(7)和(8)中加入了区分高低 R&D 税费减免 Dum_HRD_1 变量,结果显示, $Treated \times After$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为正、 $Marketindex$ 的估计系数在 1% 的统计水平上显著为负,这说明在不考虑其他因素情况下, R&D 税费减免对企业生产率的促进效应显著,而政府的市场干预不利于企业生产率提升。进一步地,交互项 $Treated \times After \times Marketindex$ 的系数均在 1% 的统计水平上显著为负,说明政府市场干预程度高将抑制 R&D 税费减免的生产率促进效应。这种抑制效应在不同程度 R&D 税费减免的企业中是否出现异质性影响呢?从交互项 $Treated \times After \times Marketindex \times Dum\_HRD_1$ 的结果看,区分高 R&D 税费减免与低 R&D 税费减免强度企业分类后,政府的市场干预显著降低了创新企业 R&D 税费减免的生产率效应,并且对高 R&D 税费减免企业的生产率提升的抑制效应更加明显。以上的检验结果充分表明, R&D 税费减免对企业生产率具有显著的促进效应,一方面随着企业产品创新能力的提升这种

促进效应更加明显,但是高 R&D 税费减免的企业相比低减免强度企业的生产率提升效应显著降低;另一方面,政府的市场干预对 R&D 税费减免的生产率促进效应产生了显著的抑制,并且无论是在高 R&D 税费减免企业还是低 R&D 税费减免企业这种抑制效应均显著存在。

以上分析验证了企业产品创新和政府市场干预两个影响渠道,为了尽可能保证本文结论的可靠性,我们又将创新企业 R&D 税费减免强度的分位点 Dum_HRD_2 作为区分高 R&D 税费减免和低 R&D 税费减免不同样本组的划分标准,具体结果在表 12 进行汇报。列(1)和列(2)中,交互项 $Treated \times After \times Inno$ 估计系数在 1% 的统计水平上显著为正,而交互项 $Treated \times After \times Inno \times Dum\_HRD_2$ 的估计系数显著为负,这进一步验证了 R&D 税费减免和企业产品创新均提升了企业生产率,而随着企业产品创新提升 R&D 税费减免的生产率促进效应逐渐降低,且高 R&D 税费减免企业的促进效应显著小于低 R&D 税费减免企业。列(3)和列(4)中,交互项 $Treated \times After \times Marketindex$ 的系数显著为负,交互项 $Treated \times After \times Marketindex \times Dum\_HRD_2$ 的系数也显著为负,这说明政府市场干预会降低 R&D 税费减免对企业生产率的促进效应,而且高 R&D 税费减免强度企业比低 R&D 税费减免企业的抑制效应更大。列(5)和列(6)中同时加入了企业产品创新和政府市场干预两个渠道,交互项 $Treated \times After \times Inno$ 的估计系数显著为正、交互项 $Treated \times After \times Marketindex$ 的估计系数显著为负,这说明同时考虑企业产品创新与政府市场干预两个渠道情形下得出的结论与前文一致。我们可以得出,一方面,R&D 税费减免对企业生产率产生显著的促进效应,而这种促进作用是非线性的,同时企业产品创新显著促进企业生产率提升、政府市场干预显著降低了企业生产率的提升作用;另一方面,R&D 税费减免促进企业产品创新提升生产效应,在高 R&D 税费减免强度企业中显著低于低 R&D 税费减免强度企业,政府市场干预显著抑制 R&D 税费减免的生产率促进效应,尤其是对高 R&D 税费减免强度企业抑制程度更大。也就是说,高 R&D 税费减免对中国企业生产率激励效应的非线性影响,是通过企业产品创新和政府市场干预两个渠道共同作用产生的。由此,本文通过一系列稳健性讨论,验证了 R&D 税费减免对企业生产率非线性影响的存在性,以及解释了这一现象背后的两个可能存在的渠道。

表 12 企业 R&D 税费减免的创新效应和政策效应:以分位点划分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After	0.024 (0.015)	0.041 *** (0.015)	0.381 *** (0.053)	0.442 *** (0.052)	0.349 *** (0.057)	0.394 *** (0.056)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP
Treated×After×Inno	0.012 *** (0.001)	0.015 *** (0.001)			0.006 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)
Inno	0.007 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)			0.003 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)
Treated×After×Inno×Dum_HRD ₂	-0.008 *** (0.001)	-0.010 *** (0.001)				
Treated×After×Marketindex			-0.037 *** (0.007)	-0.040 *** (0.006)	-0.041 *** (0.007)	-0.045 *** (0.007)
Treated×After×Marketindex×Dum_HRD ₂			-0.005 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)		
Markpower			-0.332 *** (0.006)	-0.438 *** (0.006)	-0.329 *** (0.006)	-0.432 *** (0.006)
Exp	0.796 *** (0.025)	0.825 *** (0.025)	0.756 *** (0.024)	0.773 *** (0.024)	0.760 *** (0.024)	0.777 *** (0.024)
Markpower	-0.017 * (0.010)	-0.020 ** (0.010)	-0.011 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.015 (0.009)	-0.017 * (0.009)
HHI	-6.298 *** (0.518)	-8.763 *** (0.516)	-4.479 *** (0.502)	-6.407 *** (0.490)	-4.561 *** (0.506)	-6.497 *** (0.494)
CapDeep	0.024 *** (0.004)	0.099 *** (0.004)	0.015 *** (0.004)	0.087 *** (0.004)	0.014 *** (0.004)	0.086 *** (0.004)
Profit	0.168 *** (0.033)	0.020 (0.032)	0.316 *** (0.032)	0.214 *** (0.031)	0.312 *** (0.032)	0.208 *** (0.031)
Age	0.010 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)
State	-0.105 * (0.061)	-0.105 * (0.061)	-0.051 (0.059)	-0.031 (0.058)	-0.052 (0.059)	-0.036 (0.058)
Private	0.022 (0.049)	0.035 (0.049)	0.026 (0.048)	0.047 (0.047)	0.033 (0.048)	0.050 (0.047)
Foreign	-0.031 (0.053)	-0.044 (0.053)	0.023 (0.052)	0.033 (0.050)	0.030 (0.052)	0.036 (0.051)
_cons	3.327 *** (0.056)	5.729 *** (0.056)	6.073 *** (0.074)	9.347 *** (0.072)	6.026 *** (0.075)	9.279 *** (0.074)
N	127805	127805	129348	129348	127805	127805
R ²	0.031	0.054	0.080	0.135	0.081	0.137

5 结论与启示

企业创新是维持各国经济可持续发展的重要推动力,创新政策对创新企业竞争力提升至关重要。中国经济发展步入新常态,全面认识和理解 R&D 税费减免对创新企业生产率的影响效应和作用机制,无疑是当前具有重大现实意义的研究命题。本文得到的重要经验发现如下:(1)典型事实是,享受 R&D 税费减免的创新企业 TFP 明显高于无 R&D 税费减免的创新企业。进一步地发现,在中国创新企业中,R&D 税费减免强度与企业 TFP 之间存在先升后降的倒“U”型关系。(2)研发费用强度按照不同标准划分后,在低 R&D 税费减免的创新企业中,R&D 税费减免对企业 TFP 产生了促进效应,而在高 R&D 税费减免的创新企业中,R&D 税费减免对企业 TFP 产生了抑制效应。由此验证,中国背景下 R&D 税费减免对中国本土创新企业 TFP 的作用效应可能具有两面性。(3)从中国的现实情况来看,R&D 税费减免通过内部企业创新提升企业生产率,而政府干预市场抑制了 R&D 税费减免的企业生产率激励效应,也就是中国企业中 R&D 税费减免对企业 TFP 激励效应的非线性是通过“内部企业创新”和“外部政府干预”两个渠道产生作用的。这就是本文对 R&D 税费减免和创新企业 TFP 之间存在倒“U”型关系这一典型事实的发生动因和内在机制的解释。

政策事实效果是检验一个国家治理能力的重要指标。现阶段,中国主要转向创新驱动发展的阶段,处于经济结构调整和产业转型升级的关键时期,尤其是“十四五”提出了“提升企业技术创新能力”“激励企业加大研发投入”,实施更大力度的研发费用加计扣除、高新技术企业税收优惠等普惠性政策。在此过程中,如果政府能够恰当地运用政策工具,国民经济就能以较小的代价实现高质量发展;反之,则会造成政府财政资源和企业经营资源的两方面损失。这就要求政府以审慎的方式运用政策工具,并依据实施效果及时地予以补充和调整。企业研发激励政策的本意是为了鼓励企业增加研发投入,提升企业创新水平。因此,从企业的角度来说,在享受政府创新优惠政策的同时,要从自身出发,通过技术创新提升 TFP,规避高研发减免对企业创新活动的替代效应。

附录

本文将 41 个制造业行业划分为高技术行业、中技术行业、中低技术行业、低技术行业。具体分类标准为,将各行业研发强度均值与制造业总体行业均值比较,具体见附表 1。

附表 1 按照研发强度划分标准的行业分类

技术层次	制造业行业	研发强度
高技术行业	医药制造业(27);专用设备制造业(35);汽车制造业(36);电气机械及器材制造业(38);计算机、通信和其他电子设备制造业(39);仪器仪表制造业(40);其他制造业(41)	大于 1.5
中高技术行业	石油和天然气开采业(07);烟草制品业(16);化学原料及化学制品制造业(26);黑色金属冶炼及压延加工业(31);金属制品业(33);通用设备制造业(34);铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业(37)	大于 1.0 且小于 1.5
中低技术行业	煤炭开采和洗选业(6);黑色金属矿采选业(8);有色金属矿采选业(9);非金属矿采选业(10);开采专业及辅助性活动(11);其他采矿业(12);食品制造业(14);酒、饮料和精制茶制造业(15);印刷业和记录媒介的复制(23);文教、工美、体育和娱乐用品制造业(24);石油、煤炭及其他燃料加工业(25);化学纤维制造业(28);橡胶和塑料制品业(29);非金属矿物制品业(30);有色金属冶炼及压延加工业(32);废弃资源综合利用业(42);金属制品、机械和设备修理业(43);燃气生产和供应业(45)	大于 0.5 且小于 1.0
低技术行业	农副食品加工业(13);纺织业(17);纺织服装、服饰业(18);皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(19);木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业(20);家具制造业(21);造纸及纸制品业(22);电力、热力的生产和供应业(44);水的生产和供应业(46)	小于 0.5

注:①行业研发强度为各行业与制造业总体均值比;②括号里为二位行业代码。

参考文献

程瑶, 闫慧慧. 2018. 税收优惠对企业研发投入的政策效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 35(2): 116-130.

Cheng Y, Yan H H. 2018. Effect of tax preferences policy on enterprise R & D investment[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 35(2): 116-130. (in Chinese)

戴小勇, 成力为. 2019. 产业政策如何更有效: 中国制造业生产率与加成率的证据[J]. 世界经济, 42(3): 69-93.

Dai X Y, Cheng L W. 2019. Towards more effective industrial policies: Productivity and mark-up analysis of Chinese manufacturing firms[J]. *The Journal of World Economy*, 42(3): 69-93. (in Chinese)

冯泽, 陈凯华, 戴小勇. 2019. 研发费用加计扣除是否提升了企业创新能力? ——创新链全视角[J]. 科研管理, 40(10): 73-86.

Feng Z, Chen K H, Dai X Y. 2019. Does the weighted tax deduction for R&D costs promote firms' innovative capability? —The full perspective of innovation chain[J].

- Science Research Management*, 40(10): 73-86. (in Chinese)
- 李林木, 郭存芝. 2014. 巨额减免税是否有效促进中国高新技术产业发展[J]. 财贸经济, (5): 14-26.
- Li L M, Guo C Z. 2014. Do huge amounts of tax concessions effectively promote the development of hi-tech industries in China? [J]. *Finance & Trade Economics*, (5): 14-26. (in Chinese)
- 聂辉华, 谭松涛, 王宇峰. 2008. 创新、企业规模和市场竞争力: 基于中国企业层面的面板数据分析[J]. 世界经济, 31(7): 57-66.
- Nei H H, Tan S T, Wang Y F. 2008. Innovation, firm size and market competition: From the evidence of firm-level panel data in China[J]. *The Journal of World Economy*, 31(7): 57-66. (in Chinese)
- 任海云, 宋伟宸. 2017. 企业异质性因素、研发费用加计扣除与 R&D 投入[J]. 科学学研究, 35(8): 1232-1239.
- Ren H Y, Song W C. 2017. Firm heterogeneity, additional deduction policy and R&D investment [J]. *Studies in Science of Science*, 35(8): 1232-1239. (in Chinese)
- 孙文浩, 张杰. 2020. 高铁网络能否推动制造业高质量创新[J]. 世界经济, 43(12): 151-175.
- Sun W, Zhang J. 2020. Can the high-speed rail network promote high-quality innovation in manufacturing enterprises? [J]. *The Journal of World Economy*, 43(12): 151-175. (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)
- 杨国超, 刘静, 廉鹏, 等. 2017. 减税激励、研发操纵与研发绩效[J]. 经济研究, 52(8): 110-124.
- Yang G C, Liu J, Lian P, et al. 2017. Tax-reducing incentives, R&D manipulation and R&D performance [J]. *Economic Research Journal*, 52(8): 110-124. (in Chinese)
- 杨国超, 芮萌. 2020. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 55(9): 174-191.
- Yang G C, Rui M. 2020. The incentive effect and catering effect of tax-reducing policy for high-tech enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 55(9): 174-191. (in Chinese)
- 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 经济研究,

- 2012, 47(9): 125-139.
- Yu W, Wang M J, Jin X R. 2012. Political connection and financing constraints: Information effect and resource effect[J]. *Economic Research Journal*, (9): 125-139. (in Chinese)
- 张杰, 陈志远, 吴书凤, 等. 2020. 对外技术引进与中国本土企业自主创新[J]. *经济研究*, 55(7): 92-105.
- Zhang J, Chen Z Y, Wu F S, et al. Foreign technology introduction and local firms' innovation in China [J]. *Economic Research Journal*, 55(7): 92-105. (in Chinese)
- Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al. 2005. Competition and innovation: An inverted-U relationship[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2): 701-728.
- Becker S O, Ichino A. 2002. Estimation of average treatment effects based on propensity scores[J]. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 2(4): 358-377.
- Bond S R, Guceri I. 2017. R&D and productivity: Evidence from large UK establishments with substantial R&D activities[J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 26(1/2): 108-120.
- Bravo-Ortega C, Marín Á G. 2011. R&D and productivity: A two way avenue? [J]. *World Development*, 39(7): 1090-1107.
- Cappelen Å, Raknerud A, Rybalka M. 2012. The effects of R&D tax credits on patenting and innovations[J]. *Research Policy*, 41(2): 334-345.
- Castellacci F, Lie C M. 2015. Do the effects of R&D tax credits vary across industries? A meta-regression analysis[J]. *Research Policy*, 44(4): 819-832.
- Castellani D, Piva M, Schubert T, et al. 2019. R&D and productivity in the US and the EU: Sectoral specificities and differences in the crisis[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 138: 279-291.
- Chen L, Yang W H. 2019. R&D tax credits and firm innovation: Evidence from China [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 146: 233-241.
- Chirinko R S, Fazzari S M, Meyer A P. 1999. How responsive is business capital formation to its user cost? An exploration with micro data[J]. *Journal of Public Economics*, 74(1): 53-80.
- Crespi G, Giuliadori D, Giuliadori R, et al. 2016. The effectiveness of tax incentives for R&D+i in developing countries: The case of Argentina [J]. *Research Policy*, 45(10): 2023-2035.
- Czarnitzki D, Hanel P, Rosa J M. 2011. Evaluating the impact of R&D tax credits on innovation: A microeconomic study on Canadian firms [J]. *Research Policy*,

- 40(2): 217-229.
- David P A, Hall B H, Toole A A. 2000. Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence[J]. *Research Policy*, 29(4/5): 497-529.
- Doraszelski U, Jaumandreu J. 2013. R&D and productivity: Estimating endogenous productivity[J]. *The Review of Economic Studies*, 80(4): 1338-1383.
- Ederington J, McCalman P. 2011. Infant industry protection and industrial dynamics [J]. *Journal of International Economics*, 84(1): 37-47.
- Ederington J, McCalman P. 2013. Technology adoption, government policy and tariffication[J]. *Journal of International Economics*, 90(2): 337-347.
- Eisner R, Albert S H, Sullivan M A. 1984. The new incremental tax credit for R&D: Incentive or disincentive? [J]. *National Tax Journal*, 37(2): 171-183.
- Götz G. 1999. Monopolistic competition and the diffusion of new technology [J]. *The Rand Journal of Economics*, 30(4): 679-693.
- Greenwald B C, Stiglitz J E. 1986. Externalities in economies with imperfect information and incomplete markets [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(2): 229-264.
- Griliches Z. 1998. R&D and productivity: The econometric evidence [M]. Chicago: University of Chicago Press.
- Guellec D, Van Pottelsberghe De La Potterie B. 2001. R&D and productivity growth: Panel data analysis of 16 OECD countries [J]. *OECD Economic Studies*, (33): 103-126.
- Hall B, Van Reenen J. 2000. How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence[J]. *Research Policy*, 29(4/5): 449-469.
- Harris R, Li Q C, Trainor M. 2009. Is a higher rate of R&D tax credit a panacea for low levels of R&D in disadvantaged regions? [J]. *Research Policy*, 38(1): 192-205.
- Heckman J J, Ichimura H, Todd P E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme [J]. *The Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605-654.
- Higón D A. 2007. The impact of R&D spillovers on UK manufacturing TFP: A dynamic panel approach[J]. *Research Policy*, 36(7): 964-979.
- Huang C H. 2015. Tax credits and total factor productivity: Firm-level evidence from Taiwan[J]. *The Journal of Technology Transfer*, 40(6): 932-947.
- Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. 1993. Earnings losses of displaced workers [J]. *The American Economic Review*, 83(4): 685-709.
- Kobayashi Y. 2014. Effect of R&D tax credits for SMEs in Japan: A microeconomic

- analysis focused on liquidity constraints [J]. *Small Business Economics*, 42(2): 311-327.
- Levinsohn J, Petrin A. 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- Lokshin B, Mohnen P. 2012. How effective are level-based R&D tax credits? Evidence from the Netherlands[J]. *Applied Economics*, 44(12): 1527-1538.
- Mansfield E. 1965. Rates of return from industrial research and development[J]. *The American Economic Review*, 55(1/2): 310-322.
- Mansfield E. 1986. Patents and innovation: An empirical study [J]. *Management Science*, 32(2): 173-181.
- Mohr R D. 2002. Technical change, external economies, and the Porter hypothesis[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 43(1): 158-168.
- Olley G S, Pakes A. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- Powell W W, DiMaggio P J. 1991. The new institutionalism in organizational analysis [M]. Chicago: University of Chicago Press, 108-140.
- Rao N. 2016. Do tax credits stimulate R&D spending? The effect of the R&D tax credit in its first decade[J]. *Journal of Public Economics*, 140: 1-12.
- Rosenbaum P R, Rubin D B. 1985. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score[J]. *The American Statistician*, 39(1): 33-38.
- Smith J A, Todd P E. 2005. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? [J]. *Journal of Econometrics*, 125(1/2): 305-353.
- Yang C H, Huang C H, Hou T C T. 2012. Tax incentives and R&D activity: Firm-level evidence from Taiwan[J]. *Research Policy*, 41(9): 1578-1588.

A Nonlinear Study on the Incentive Effect of R&D Tax Credit on Chinese Enterprise Productivity

Jian Song¹ Yijing Wang²

(1. School of Economics, Institute of Politics and Economics, Nanjing Audit University;

2. School of Economics, Nanjing Audit University)

Abstract R&D tax incentive policies is an important tool for implementing innovation-driven strategies. In-depth understanding of the incentive effect and internal logic of R&D tax credits on the productivity of innovative enterprises is closely related to

building an innovative country and reshaping new development advantages. Based on the typical facts, this paper constructs a decision-making model for improving corporate's total factor productivity (TFP) and includes R&D credit factors, and then uses the data of Chinese technology survey companies from 2008 to 2014 for empirical analysis. The study found that in China's local innovative companies, there is a nonlinear relationship between the R&D tax credit intensity and the company's TFP. Among the low-density enterprises, the R&D tax credit has significantly increased the enterprise TFP, while in the high-density enterprises, it has a restraining effect. Further, we verify that R&D tax deductions enhance corporate productivity through product innovation, while government intervention in the market suppresses the productivity incentive effect of R&D tax deductions. That is, "internal enterprise innovation" and "external government intervention" are the two channels through which R&D tax relief affects enterprise productivity nonlinearly. This research has added new knowledge for the implementation of more vigorous inclusive policies during the 14th Five-Year Plan period, and provided useful enlightenment for the improvement of enterprises' technological innovation capabilities.

JEL Classification D21, L25, O31

消费升级引领战略性新兴产业

全球价值链攀升¹

——理论逻辑与中国经验

吴金龙² 傅康生³ 白俊红⁴ 钱非非⁵

摘 要 在中国经济发展模式逐步由外需转向以内需为主的背景下,本文考察需求侧本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链攀升的影响,对促进实现国内国外双循环、抢占科技领域高地具有重要意义。本文综合利用2000—2016年中国各省域经济发展数据、WIOD世界投入产出表、战略性新兴产业上市公司数据、中国海关进出口数据和中国专利数据,分别从产业和企业层面系统考察了本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链攀升的内在机制和作用效果。研究发现,总体上,本土市场消费升级对中国战略性新兴产业全球价值链升级具有显著的促进作用,且这一作用主要通过市场规模效应和技术创新效应实现;在考虑内生性和住房消费挤出效应等问题后,这一结论依然成立。进一步研究发现,在战略性新兴产业中,本土市场消费升级的全球价值链升级效应呈现出明显的行业、区域和所有制类型异质性;国内和国外市场消费升级均是促进战略性新兴产业全球价值链升级的重要市场基础,但国内市场消费升级已然成为培育战略性新兴产业全球价值链升级更为重要的驱动力。本文研究表明,进一步提升内需的消费质量,对于促进形成国内国际双循环新发展格局,实现战略性新兴产业全球价值链升级具有重要意义。

关键词 消费升级;全球价值链升级;战略性新兴产业

1 作者感谢国家社会科学基金项目“国内消费升级驱动战略性新兴产业发展研究”(批准号:20BJY001);国家自然科学基金面上项目“研发要素流动对区域创新绩效的影响:基于空间资源配置的视角”(批准号:70874084);国家自然科学基金面上项目“服务业双重开放、供应链网络重构与制造业高质量发展:理论机制与实证检验”(批准号:72173062);国家社科基金“‘一带一路’倡议下我国企业集群式投资战略与全球价值链重构研究”(批准号:18BGL021);江苏省研究生科研创新计划项目“消费升级、技术创新与战略性新兴产业全球价值链提升”(批准号:KYCX21_1216)的资助。

2 吴金龙,南京师范大学商学院博士研究生,E-mail:15996285247@163.com。

3 傅康生,南京师范大学商学院教授,E-mail:25370610@qq.com。

4 白俊红(通讯作者),南京师范大学商学院教授,E-mail:nsdbjh@126.com。

5 钱非非,南京大学经济学院博士研究生,E-mail:qianfeifei96@163.com。

0 引言

当前,全球经济与科技发展正处于“第四次”工业革命的浪潮中。实现和把握第四次工业革命的关键,在于发展壮大战略性新兴产业,抢占技术和科技领域高地。为此,《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》明确强调要“着眼于抢占未来产业发展先机,培育先导性和支柱性产业,推动战略性新兴产业融合化、集群化、生态化发展”。然而,现阶段作为中国经济转型发展重要推动力的战略性新兴产业,却陷入了“高端产业,低端制造”的困境(刘志彪,2012)。长期以来,过度依赖于以“外需”促进产业升级转型的发展模式,致使战略性新兴产业在全球价值链中(GVC)容易被发达国家所“俘获”,形成“低端锁定效应”,实现产业高质量发展和全球价值链升级具有较大困难(刘志彪,2012;任保全和王亮亮,2014)。在“构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”背景下,国内市场需求作为发展战略性新兴产业的强劲动力(黄先海和张胜利,2019),中国亟须实现以内需拉动战略性新兴产业向全球价值链中高端升级的转变(刘志彪,2012)。

现阶段中国经济发展模式已逐步由外需型经济转向内需型经济,内需型经济成为中国经济增长新的发动机(洪银兴,2017)。2019年和2020年中国居民消费对经济增长的贡献率分别达到了57.8%和54.4%。由本土市场消费升级引致的国内市场需求规模和需求质量的提升,对全球优势资源产生“虹吸效应”,一定程度上有效提升了中国战略性新兴产业的技术进步和生产率水平(Acemoglu and Linn, 2004; Melitz and Ottaviano, 2008; 杨天宇和陈明玉, 2018),对促进形成以战略性新兴产业为主导、自主可控的国内价值链(NVC)具有重要的推动和支撑作用。更为重要的是,形成以战略性新兴产业为主导的国内价值链体系,对于突破发达国家技术封锁,缓解对国外市场的依赖,促进国内价值链(NVC)和国际价值链(GVC)的良性互动,进而推动中国产业高端化和全球经济增长均具有重要的意义(刘志彪,2012;吴福象和蔡悦,2014)。

事实上,充分利用好需求侧管理促进战略性新兴产业的产业升级和价值链升级,是构建新发展格局和实现“十四五”期间经济转型升级的重要战略抉择(黄群慧,2021)。但值得注意的是,新发展格局下的需求侧管理,不仅要注重总量管理,还要注重对需求质量的管理,从而充分发挥需求对供给的牵引作用,实现产业升级和价值链升级(陈启斐和吴金龙,2018;黄群慧,2021)。尽管现有研究在考察产业升级和价值链升级时已经关注到需求侧管理对供给侧牵引的重要作用,但这些研究侧重于从需求总量角度进行考察(徐康宁和冯伟,2010;熊勇清等,2015a, b;戴翔等,2017;杨天宇和陈明玉,2018;黄先海和张胜利,

2019),忽视了需求质量在其中的重要作用,这无疑不利于全面评估需求侧管理对产业升级和价值链升级的重要影响。并且,由于现有研究缺乏对需求质量管理促进产业升级的渠道和作用机制进行详尽的理论分析和严格的实证检验,从而也不利于需求侧管理促进产业升级和价值链升级理论的完善和政府相关部门政策制定的有的放矢。

基于此,本文在以下方面作了拓展:第一,基于需求侧消费质量视角,系统考察了本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响。这不仅丰富了需求侧促进价值链升级效应的相关研究,而且为中国战略性新兴产业突破全球价值链“低端锁定”效应提供了新的视角。第二,结合“竞争优势理论”(Porter,2000)、“需求引致创新理论”(Zweimüller and Brunner,2005)、“本土市场效应理论”(Krugman,1980),从本土市场消费升级引致的“需求规模扩张效应”和“需求质量升级引致的创新效应”两个方面,深入揭示本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的内在作用机理,从而在理论上做积极的探讨。第三,通过手动筛选战略性新兴产业的一手数据,在系统测算本土消费升级指数的基础上,从产业和企业层面实证检验了本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的作用效果和内在机制;基于异质性视角,详细考察了本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响特征,并进一步将国内和国外市场消费升级纳入同一分析框架,考察不同市场消费升级对中国战略性新兴产业全球价值链升级的差异性影响。为进一步明晰需求侧管理的重要作用 and 为政府有效运用需求侧管理实现战略性新兴产业全球价值链升级提供了经验证据。

本文后续内容安排为:第1部分理论分析本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的内在机理;第2部分详细介绍本文实证研究的估计策略、模型设定以及相关变量测算和数据处理;第3部分简要对本土市场消费升级、战略性新兴产业全球价值链地位以及二者关系的典型事实进行分析;第4部分实证检验本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的作用效果及机制;第5部分进一步考察在不同情形下本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的差异性影响及特征;最后是相关结论,并提出相应的政策建议。

1 理论机制与研究假说

消费升级通常包括消费者需求规模的扩大、需求质量的改善以及需求结构由低层次向高层次转变等多方面的内容(杜丹青,2017),具体表现为消费者在满足生存型消费后,会提升对发展型和享受型消费的“质”和“量”。在新形势

下,中国本土市场需求规模和需求质量不断提升,成为影响产业升级和价值链升级的重要因素(OECD et al.,2013)。作为处于中国产业战略性发展核心地位的战略新兴产业,由于受贸易保护主义和战略政治博弈的影响,更需要以本土市场需求为依托,提升自主创新能力,向全球价值链中高端迈进。为了澄清本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响,本文从消费升级引致本土市场需求“质”和“量”变动双重角度出发,以“竞争优势理论”(Porter,2000)、“需求引致创新理论”(Zweimüller and Brunner,2005)、“本土市场效应理论”(Krugman,1980)以及现有“需求侧”研究为基础,系统阐释本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响机制。

第一,本土市场消费升级引致的市场需求量的变化,为战略性新兴产业全球价值链升级提供了“量”的市场基础,从而推动了战略性新兴产业全球价值链的攀升。战略性新兴产业不仅具有落实国家战略需求和满足市场需求的双重属性,且具有生产高质量中间投入要素和高质量最终消费品的行业特征,但无论是中间品还是最终品都必须满足市场需求,且最终品消费均落脚于需求端。本土市场消费升级引致市场需求在“量”上的变化主要表现为:随着消费者人均收入水平的提升,需求收入弹性较低的商品,其需求量占消费者需求总量的比例会不断降低,而需求收入弹性较高的商品,其需求量占消费需求总量的比重将不断上升(杨天宇和陈明玉,2018)。战略性新兴产业实质是以技术创新为依托生产具有高附加值产品的行业,对于消费者而言,其产品具有需求收入弹性较高的中高端产品的特征。因而,随着本土市场消费升级水平的提升,市场对战略性新兴产业相关产品的需求规模也将不断扩大。

“波特竞争假说”强调,需求是一国构建国际竞争优势的关键因素之一,是促进产业结构升级和向价值链中高端攀升的立足点(Porter,2000)。市场需求规模对于培育企业供给侧能力和优化全球价值链生产环节的配置具有重要作用(Melitz,2003;戴翔等,2017)。一方面,根据“本土市场效应”理论,本土市场规模对企业和产业的发展具有重要的支撑作用(Krugman,1980;Melitz,2003)。对于战略性新兴产业而言,当由本土市场消费升级引致的战略性新兴产业市场需求规模扩大时,使得企业面临的市场需求扩大,竞争更加激烈。而企业为获取更大的市场份额和利润,将采取扩大投资和生产规模的策略(Krugman,1980;Rowthorn,1992),以形成规模经济(Weder,2003;Kara et al.,2005;Zhu et al.,2021),节约生产成本,提升生产率水平,从而促进其全球价值链的攀升。另一方面,在全球生产分工体系中,新兴市场经济体本土市场需求规模尤其是中高端产品市场需求规模,是影响全球产业链布局和区位调整的重要因素(Jones,2011;戴翔等,2017)。面对新兴经济体国家对中高端产品需求规模的增长,处于全球价值链中高附加值环节的跨国企业,从生产成本和运输成本角度出发,

逐渐将生产和创新环节转移至新兴经济体国家,以期获取更高的市场接近度和利润水平(Jones,2011;戴翔等,2017)。相较于本土企业,外商直接投资的跨国企业在技术创新和管理经验上更具优势,不仅会强化本土市场的竞争力,倒逼本土企业进行研发创新(陈启斐和吴金龙,2020);而且会给本土企业带来一定的技术和知识的溢出,增强本土企业的学习、模仿和创新能力(Chuang and Lin,1999;冯伟和李嘉佳,2018)。因而,在跨国企业倒逼作用和溢出作用的影响下,实现本土市场规模对战略性新兴产业全球价值链的攀升作用。

第二,本土市场消费升级引致的市场需求质量的变化,为战略性新兴产业提供了创新动力,从而推动了战略性新兴产业全球价值链的攀升。消费升级的核心内容在于消费者对产品需求质量和需求层次的不断提升,具体表现为消费者对产品的多样化、个性化需求以及对产品和服务高质量需求的提升,在需求市场上则整体表现为一地区市场需求规模的质量和多样化水平不断提高。根据“需求引致创新”理论,市场需求质量和层次的升级是企业进行研发创新追求市场利润的重要动力因素(Zweimüller and Brunner,2005)。对于战略性新兴产业而言,其自身具有资本和技术密集型等特征。在日益加剧的市场竞争中,该类型企业以往主要采取压低成本、投放广告、降低价格等策略,已无法满足日益增长的市场需求。在此情形下,有效应用技术创新策略以满足日益升级的市场需求,确保企业在市场竞争的角逐中不被淘汰,成为其攫取更大市场利润的重要途径(Gilbert and Newbery,1982;冯伟和李嘉佳,2018)。面对需求质量变化所引致的市场竞争压力,战略性新兴产业将大量的人力、财力、物力投入到技术升级和新产品的研发中。一方面,通过技术创新提高自身的生产率水平,进而获取竞争优势(Boone,2001;Zweimüller and Brunner,2005;冯伟和李嘉佳,2018);另一方面,面对多样化、个性化和高质量产品的需求,企业更倾向于通过产品研发创新研制出具有市场竞争优势的新产品,以此在短期内形成不可替代的核心竞争力(Arrow,1962)。这种为了不被市场所淘汰和获取市场竞争优势并以满足市场需求变化为导向的技术创新行为,有效地提升了产业的创新能力(Boone,2001;Zweimüller and Brunner,2005;冯伟和李嘉佳,2018),进而推动了产业升级和全球价值链的地位升级(Timmer et al.,2014;吕越等,2018;Long et al.,2021)。并且,由产品技术创新所引致的“创造性毁灭”效应(Creative Destruction Effect),将不断提升产业供给的中间品和最终品质量,实现对进口中间品和最终品的替代,进而促进产业全球价值链向中高端攀升(Kumritz et al.,2017)。

据上述分析,本文提出以下研究假设:

H1:本土市场消费升级对中国战略性新兴产业的全球价值链升级具有积极的促进作用。

H2: 本土市场消费升级通过本土市场效应促进战略性新兴产业全球价值链的攀升。

H3: 本土市场消费升级通过技术创新效应促进战略性新兴产业全球价值链的攀升。

2 模型构建

2.1 基本计量模型设定

为降低解释变量和被解释变量层级差可能造成的回归结果偏误,本文拟采用产业层面数据,考察本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的作用效果和内在机制。但受限于数据的可得性和完整性,产业层面数据仅为全国分行业样本,不利于深入刻画本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链的作用特征。针对这一不足,本文拟在产业层面分析的基础上,进一步细化本土市场消费升级指数的层级,采用企业层面数据对本土市场消费升级影响战略性新兴产业的作用效果、内在机制和作用特征做进一步探究。这不仅有利于降低变量层级差可能造成的回归结果偏误,提升变量对于问题描述的精确度,而且有利于在明晰本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的作用效果和作用机制的基础上,进一步探究其具体作用特征。具体地,本文首先基于产业层面建立计量模型,并使用分步检验法进行机制检验;然后,从企业层面出发,多角度建立模型以进一步明确和刻画本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响效应。建模过程如下:

(1) 为从产业层面检验本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响,本文构建如下计量模型:

$$GVC\_ind_{it} = \beta_0 + \beta_1 consum\_country_t + \sum \beta_s x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表行业层面战略性新兴产业, t 代表时间; GVC_ind_{it} 代表行业层面战略性新兴产业全球价值链的地位指数; $consum\_country_t$ 代表全国整体水平的市场消费升级指数; β_1 表示本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链地位的估计系数; x_{it} 表示行业层面影响产业全球价值链地位的一系列的控制变量; μ_i 表示行业固定效应; ε_{it} 为随机误差项,服从正态分布,且 μ_i 与 ε_{it} 不相关,并将回归结果的标准误聚类到行业层面。

(2) 为进一步从企业层面考察和刻画本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链攀升的影响效应和特征,本文基于企业层面样本,构建如下计量模型:

$$GVC_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 consum_{jt} + \sum \alpha_s x_{ij,t} + \mu_i + \mu_j + \mu_k + \delta_t + \varepsilon_{ijk,t} \quad (2)$$

其中, i 代表战略性新兴产业, j 代表地区, k 代表行业分类^①, t 代表时间; $GVC_{ij,t}$ 表示企业的全球价值链地位; $consum_{jt}$ 表示各省企业面临全国市场的消费升级水平; α_1 表示本土市场消费升级对企业全球价值链地位的估计系数; $x_{ij,t}$ 表示影响企业全球价值链地位的企业和地区层面的一系列控制变量; μ_i 、 μ_j 和 μ_k 分别表示个体、地区和行业固定效应; δ_i 表示影响企业全球价值链的地位升级但不随时间变化的特定因素; $\varepsilon_{ijk,t}$ 为随机误差项,服从正态分布,且 μ_i 、 μ_j 和 μ_k 与 $\varepsilon_{ijk,t}$ 不相关,并将回归结果的标准误差聚类到企业层面。

2.2 主要变量定义及测算

上式(1)和(2)分别从产业层面和企业层面构建了本文的基准研究模型,模型中的被解释变量均为战略性新兴产业全球价值链地位,以及核心解释变量均为本土市场消费升级,但由于数据层级的差异,各变量测算方式也存在着显著差异。接下来,本部分将对上述变量的测度进行详细介绍。

2.2.1 被解释变量:全球价值链地位指数

(1) 产业层面的全球价值链地位指数(GVC_ind)。本文参考 Wang et al. (2013)对出口增加值的分解方法,基于2000—2014年WIOD世界投入产出表,测算我国56个细分行业在全球价值链分工体系中的地位。具体测算如下:

假设全球市场中仅存在两个经济体(本国和外国),每个经济体均有 N 个可贸易部门,其生产的产品既可以用作中间投入品也可以作为最终消费品,既可以被本国市场吸收,也可通过对外贸易被他国市场吸收。因此,一个经济体的总产出可以表示为:

$$\begin{bmatrix} X^s \\ X^r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - A^{ss} & -A^{sr} \\ -A^{rs} & 1 - A^{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y^{ss} + Y^{sr} \\ Y^{rs} + Y^{rr} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B^{ss} & B^{sr} \\ B^{rs} & B^{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y^s \\ Y^r \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中, X^s 和 X^r 为 $N \times 1$ 矩阵,分别表示 s 国和 r 国的总产出; A^{sr} 和 A^{rs} 为 $N \times N$ 的矩阵,分别表示 r 国使用 s 国的中间投入品和 s 国使用 r 国的中间投入品。 Y^{sr} 和 Y^{rs} 为 $N \times 1$ 矩阵,分别表示 r 国和 s 国使用别国的最终需求; B^{sr} 和 B^{rs} 为 $N \times N$ 的里昂惕夫逆矩阵,分别表示 s 国和 r 国额外生产一单位最终品所需的别国总产出。 Y^s 和 Y^r 为 $N \times 1$ 矩阵,分别表示 s 国和 r 国的最终需求。

由此,当 $N=2$ 时,可得国家产业部门层面的增加值分解和最终产品生产如下:

^① 中国国家发展改革委员会发布的《战略性新兴产业分类(2018)》指导目录,将中国战略性新兴产业划分为九大类,分别为:新一代信息技术产业、高端装备制造业、新材料产业、生物产业、新能源汽车产业、新能源产业、节能环保产业、数字创意产业和相关服务业等9大领域。由于服务型战略性新兴产业进出口数据缺失,因此本文剔除数字创意产业和相关服务业,保留其余七大战略性新兴产业。

$$\begin{aligned}
\hat{V}B\hat{Y} &= \begin{bmatrix} v_1^s & 0 & 0 & 0 \\ 0 & v_2^s & 0 & 0 \\ 0 & 0 & v_1^r & 0 \\ 0 & 0 & 0 & v_2^r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11}^{ss} & b_{12}^{ss} & b_{11}^{sr} & b_{12}^{sr} \\ b_{21}^{ss} & b_{22}^{ss} & b_{21}^{sr} & b_{22}^{sr} \\ b_{11}^{rs} & b_{12}^{rs} & b_{11}^{rr} & b_{12}^{rr} \\ b_{21}^{rs} & b_{22}^{rs} & b_{21}^{rr} & b_{22}^{rr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1^s & 0 & 0 & 0 \\ 0 & y_2^s & 0 & 0 \\ 0 & 0 & y_1^r & 0 \\ 0 & 0 & 0 & y_2^r \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} v_1^s b_{11}^{ss} y_1^s & v_1^s b_{12}^{ss} y_2^s & v_1^s b_{11}^{sr} y_1^r & v_1^s b_{12}^{sr} y_2^r \\ v_2^s b_{21}^{ss} y_1^s & v_2^s b_{22}^{ss} y_2^s & v_2^s b_{21}^{sr} y_1^r & v_2^s b_{22}^{sr} y_2^r \\ v_1^r b_{11}^{rs} y_1^s & v_1^r b_{12}^{rs} y_2^s & v_1^r b_{11}^{rr} y_1^r & v_1^r b_{12}^{rr} y_2^r \\ v_2^r b_{21}^{rs} y_1^s & v_2^r b_{22}^{rs} y_2^s & v_2^r b_{21}^{rr} y_1^r & v_2^r b_{22}^{rr} y_2^r \end{bmatrix} \quad (4)
\end{aligned}$$

其中, v^s 和 v^r 分别表示 s 国和 r 国各产业部门单位出口所带来的直接国内增加值, $\hat{V}$ 则表示以向量 v^s 和 v^r 为对角线元素的 $2 \times 2N$ 矩阵。

在得到本国的里昂惕夫逆矩阵 $L^r = (I - A^{rr})^{-1}$ 后, 可将 s 国向 r 国的总出口 E^{sr} 进一步分解为最终品出口和中间品出口两部分:

$$E^{sr} = Y^{sr} + A^{sr} X^r = Y^{sr} + A^{sr} L^{rr} Y^{rr} + A^{sr} L^{rr} E^{r*} \quad (5)$$

将上式扩展到 G 个国家的情形, 并定义“#”为逐元素矩阵乘法运算符号, 则可以利用里昂惕夫逆矩阵将 s 国向 r 国的行业层面总出口分解为以下八个部分的总和:

$$\begin{aligned}
E^{sr} &= \underbrace{(V^s B^{ss})^T \# Y^{sr}}_{\text{DVA\_FIN}} + \underbrace{(V^s L^{ss})^T \# (A^{sr} B^{rr} Y^{rr})}_{\text{DVA\_INT}} + \\
&\quad \underbrace{(V^s L^{ss})^T \# \left[A^{sr} \sum_{t \neq s, r}^G B^{rt} Y^{tt} + A^{sr} B^{rr} \sum_{t \neq s, r}^G Y^{rt} + A^{sr} \sum_{t \neq s, r}^G B^{rt} \sum_{u \neq s, t}^G Y^{tu} \right]}_{\text{DVA\_INTrex}} + \\
&\quad \underbrace{(V^s L^{ss})^T \# \left[A^{sr} B^{rr} Y^{rs} + A^{sr} \sum_{t \neq s, r}^G B^{rt} Y^{ts} + A^{sr} B^{rs} Y^{ss} \right]}_{\text{RDV\_G}} + \\
&\quad \underbrace{\left[(V^s L^{ss})^T \# (A^{sr} B^{rs} \sum_{t \neq s}^G Y^{st}) + (V^s L^{ss} \sum_{t \neq s}^G A^{st} B^{ts})^T \# (A^{sr} X^r) \right]}_{\text{DDC}} + \\
&\quad \underbrace{\left[(V^r B^{rs})^T \# Y^{sr} + \left(\sum_{t \neq s, r}^G V^t B^{ts} \right)^T \# Y^{sr} \right]}_{\text{FVA\_FIN}} + \\
&\quad \underbrace{\left[(V^r B^{rs})^T \# (A^{sr} L^{rr} Y^{rr}) + \left(\sum_{t \neq s, r}^G V^t B^{ts} \right)^T \# (A^{sr} L^{rr} Y^{rr}) \right]}_{\text{FVA\_INT}} + \\
&\quad \underbrace{\left[(V^r B^{rs})^T \# (A^{sr} L^{rr} E^{r*}) + \left(\sum_{t \neq s, r}^G V^t B^{ts} \right)^T \# (A^{sr} L^{rr} E^{r*}) \right]}_{\text{FDC}} \quad (6)
\end{aligned}$$

其中, $V^s L^{ss} \sum^G A^s B^{ts} = V^s B^{ss} - V^s L^{ss}$ 。DVA_FIN 表示最终品出口中被直接进口国吸收的国内增加值部分; DVA_INT 表示中间品出口中被直接进口国吸收的国内增加值部分; DVA_INTrex 表示中间品出口中被直接进口国用于直接生产并出口给第三国的国内增加值部分; RDV_G 表示中间产品出口中被直接进口国用来直接生产并出口, 最终返回到本国的国内增加值部分; DDC 表示在本国生产的中间品和最终品出口中, 由反复中间品贸易产生的重复计算的国内增加值部分; FVA_FIN 表示最终品出口中的国外增加值部分; FVA_INT 表示中间产品出口中的国外增加值部分; FDC 表示在直接进口国与第三国生产的出口产品中, 由反复中间品贸易产生的重复计算的国外增加值部分。

基于以上对总出口的分解, 构建如下全球价值链地位指数 (Koopman et al., 2010):

$$GVCpar_{ci} = \frac{DVA\_INTrex_{ci}}{E_{ci}} + \frac{(FVA\_FIN_{ci} + FVA\_INT_{ci})}{E_{ci}} \quad (7)$$

可进一步简写为:

$$GVCpar_{ci} = \frac{IV_{ci}}{E_{ci}} + \frac{FV_{ci}}{E_{ci}} \quad (8)$$

其中, c 和 i 分别表示国家和行业; IV_{ci} 表示 c 国 i 行业的间接增加值出口, 该指标衡量的是 c 国 i 行业中间品出口中被直接进口国用于直接生产并出口给第三国的国内增加值部分; FV_{ci} 表示 c 国 i 行业中间产品和最终产品出口中的国外增加值部分; E_{ci} 表示 c 国 i 行业的总出口。GVCpar_{ci} 反映的是 c 国 i 行业嵌入全球价值链的深度。GVCpar_{ci} 取值 0 至 1 之间, 数值越高表示该国家行业嵌入全球价值链的程度越高。通过上述测算, 可以得到中国 2000—2014 年 56 个细分行业的全球价值链地位指数 (GVCpar_{CHN,i}), 再根据《国家战略性新兴产业分类(2018)》对战略性新兴产业的界定, 结合国民经济行业分类 (GB/T 4754—2017) 和 WIOD 数据库行业分类 (ISIC 分类), 最终筛选出化学原材料和化学制品制造业 (C26), 医药制造业 (C27), 非金属矿物制品制造业 (C30), 通用设备制造业 (C35), 汽车制造业 (C36), 铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业 (C37), 电气机械和器材制造业 (C38) 以及计算机、通信和其他电子设备制造业 (C39) 共 8 个二级行业作为战略性新兴产业的细分行业, 并得到 2000—2014 年各细分行业的全球价值链地位指数 (GVC_ind_{it})。

(2) 企业层面全球价值链地位指数 (GVC)。本文借鉴 Koopman et al. (2012) 的构建方法 (KWW 法), 基于非竞争性投入-产出表 (即 I-O 表), 分解出国内附加值率 (DVAR) 和国外附加值率 (FVAR), 进而测算 GVC 指数:

$$GVC_{it} = \ln(1 + DVAR_{it}) - \ln(1 + FVAR_{it}) \quad (9)$$

由于 KWW 法是基于宏观层面的测算方法,不具备微观层面的适用性。因此,本文在借鉴 KWW 法的基础上,参考 Upward et al. (2013)、张杰等(2013)以及吕越和邓利静(2020)的研究思路,利用中国海关进出口产品数据库与中国上市公司的匹配数据测算战略性新兴产业的国外附加值率(FVAR)。

① 基于 Upward et al. (2013) 区分贸易类别的 FVAR 测算。该方法将企业贸易类型分为一般贸易和加工贸易,并假定企业所有进口均用于中间投入。即企业加工贸易的进口均用于出口的中间投入,一般贸易进口的中间投入以相同比例分配到出口和本土市场销售。因此,企业国外附加值率 FVAR 的测算为:

$$FVAR_1 = \frac{V_F}{X} = \frac{M^P + M^O [X^O / (X^O + D)]}{X} \quad (10)$$

其中, $FVAR_1$ 为基于 Upward et al. (2013) 方法测算的国外附加值率, V_F 为企业出口中国外附加值部分, X 表示企业出口总额, M 为企业进口总额, D 为企业国内销售额, 上标 P 和 O 表示加工贸易和一般贸易。在实际计算过程中, 战略性新兴产业进出口和贸易方式数据来源于中国海关进出口产品数据库, 企业国内销售额等于企业总销售额减去出口总额^①。对于过程中出现部分企业部分年份国外附加值大于企业总出口时, 即 $V_F > X$ 时, 本文按照惯例假定 $FVAR = 1$ 。

② 基于 BEC 产品分类的 FVAR 测算。上述基于 Upward et al. (2013) 的测算方法暗含着一个导致测算误差的强假设, 即企业所有进口均作为中间投入品进入再生产环节。这对于进口加工贸易具有一定的合理性, 但对于进口一般贸易而言, 进口产品并非全部作为中间投入品进行再生产, 而是部分产品直接作为最终品在国内市场上销售。基于此, 在 Upward et al. (2013) 方法的基础上, 根据 BEC 编码和 HS 编码转换表, 将企业进口商品的 HS 码转换为 BEC 码, 再根据 BEC 编码将进口产品具体划分为: 中间投入品(M)、最终消费品(C)和资本品(K); 最后, 基于上述分类将最终消费品(C)和资本品(K)予以剔除, 即得到进口一般贸易的中间品进口额。基于此, 企业国外附加值率 FVAR 的测算为:

$$FVAR_2 = \frac{V_F}{X} = \frac{M^P + M^O [X_m^O / (X^O + D)]}{X} \quad (11)$$

其中, 除 X_m^O 变量外, 其余变量和符号的含义均和式(10)相同, X_m^O 表示在 BEC 分类标准下剔除资本品(K)和消费品(C)后剩余的一般贸易进口中间品(M)的份额。

③ 基于张杰等(2013)考虑贸易代理商的 FVAR 的测算。受政策环境、进出口限制权和进出口能力等因素的限制, 部分企业无法通过自身实现进出口贸

^① 参考任志成和张幸(2020)的做法, 将企业营业收入视为国内销售额的近似值。

易活动,而需要通过中间贸易代理商间接完成,由此导致进口产品中用于中间投入的份额被低估。与此同时,由于无法直接识别企业通过中间贸易代理商实现的进口份额,本文借鉴 Ahn et al. (2011) 和张杰等 (2013) 的做法:首先识别企业名称中包含“外经”“科贸”“贸易”“经贸”和“进出口”等字段的中间贸易商;接着计算特定产品 k (HS 六位码) 在中间贸易商的进口总额占这类产品总进口额的比重为 m^k , 并假定这一份额全部用于非直接进出口贸易型企业的中间投入;最后,通过下式 (12) 和 (13) 估算出进口中实际加工贸易额和一般贸易中间品投入额,并在此基础上,基于式 (14) 测算出企业的国外附加值率 FVAR:

$$M_A^p = \sum_k \frac{M_k^p}{1 - m^k}, \quad k \text{ 为企业通过加工贸易进口的产品} \quad (12)$$

$$M_{Am}^o = \sum_j \frac{M_{mj}^o}{1 - m^j}, \quad j \text{ 为企业通过一般贸易进口的中间投入品} \quad (13)$$

进一步地,企业国外附加值率的结果为:

$$\text{FVAR}_3 = \frac{V_{AF}}{X} = \frac{M_A^p + X^o [M_{Am}^o / (X^o + D)]}{X} \quad (14)$$

其中, V_{AF} 表示企业实际国外附加值; M_A^p 表示进口额中实际加工贸易额; M_{Am}^o 表示进口中一般贸易实际中间投入品份额。

上述三种方法均可测算战略性新兴产业国外附加值率^①。吕越等 (2018) 研究表明出口产品国外附加值率和国内附加值率之和为 1, 即 $\text{DVAR} = 1 - \text{FVAR}$ 。因此,将上述测算的 FVAR_1 、 FVAR_2 、 FVAR_3 代入上式 (9) 中即可得到 GVC_1 、 GVC_2 、 GVC_3 。

上述每一种测算方法均是对前一种方法的修正和完善。相比于前两种测算方法,第三种方法能更加精确地识别企业进口中用于中间投入的份额,所测算得出的 GVC 指数也更为合理。故本文采用 GVC_3 作为企业层面的核心被解释变量,而将 GVC_1 和 GVC_2 作为 GVC_3 指标的稳健性检验。

2.2.2 核心解释变量:本土市场消费升级^②

本文拟从产业层面和企业层面两个维度,考察本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响效应。由于产业层面的数据为全国分行业数据,而企业数据能精确到各省份(自治区、市),因而在本土市场消费升级指标的

^① 此外,吕越等 (2015) 和吕越等 (2018) 为进一步缩小测算误差还将企业中间投入额纳入企业海外附加值率的测算。由于本文数据样本缺乏企业中间投入额的数据,故采用文中三种方法进行测算。

^② 审稿专家指出了全国整体消费升级指数和各省企业面临的全国消费升级指数的测算。非常感谢审稿老师的宝贵意见。

构建和测算上也存在一定差异。具体地,全国产业层面表现为各产业面临的全国整体消费升级水平,而企业层面面临的全国消费升级水平则表现本省(自治区、市)的消费升级水平与其余省份溢出的消费升级水平之和。综合考察现有测算方法的优劣性,本文从消费升级的定义出发,拟在利用扩展线性支出模型(ELES)(Lluch,1973)测算出我国高档消费类型的基础上,对产业层面面临的全国整体消费升级水平和各省企业面临的全国消费升级水平进行进一步测算。基于此,本部分首先基于扩展线性支出模型(ELES)确定我国高档消费类型,具体如下:

首先,本文在基于 Lluch(1973)提出的扩展线性支出模型(ELES)的基础上,借鉴杨伟明等(2021)的方法,对2000—2016年中国居民八大类消费的需求收入弹性进行测算,进而将居民八大类消费划分为基本消费类型和高档消费类型。根据 ELES 模型,其基本方程为:

$$C_i = \alpha_i + \beta_i Y + \varepsilon_i \quad (15)$$

其中, C_i 为第*i*种商品的消费支出; Y 表示居民人均可支配收入; α_i 和 β_i 为待估计系数; ε_i 为随机扰动项。

然后,基于 ELES 模型对各类型消费需求收入弹性进行测算:

$$EM_i = \frac{\partial X_i / X_i}{\partial Y / Y} = \beta_i \frac{Y}{X_i P_i} = \beta_i \frac{Y}{C_i} \quad (16)$$

其中, X_i 为第*i*种消费品的实际需求量, P_i 为第*i*种消费品的价格。利用式(16)计算的八大类消费需求收入弹性见下表1。可以发现,中国居民八大类消费支出需求收入弹性均为正,并且按照其各年均值大小的排序依次为:居住消费支出、交通通信消费支出、家庭设备消费支出、教育和文化娱乐消费支出、衣着消费支出、其他消费支出、医疗保健以及食品消费支出,且各类消费需求收入弹性的总均值为0.9585。本文参考杨伟明等(2021)的分类方法,将需求收入弹性超过均值的消费类型视为高档消费类型,将低于均值水平的消费类型视为低档消费类型,故本文涉及的高档消费类型为:居住、家庭设备、交通通信、医疗保健以及文化娱乐和教育等四类消费支出类型。

表1 2000—2016年居民八大类消费需求收入弹性表

年份	食品	衣着	居住	家庭设备	交通通信	医疗保健	文娱与教育	其他
2000	0.5773	0.7740	1.5091	0.9106	1.7521	0.7030	1.1215	0.6677
2001	0.6121	0.7855	1.5442	0.8566	1.7033	0.7268	1.0988	0.5045
2002	0.6222	0.7860	1.4610	1.0113	1.4267	0.6429	1.0002	0.7215
2003	0.6449	0.7992	1.4048	1.0478	1.3170	0.6559	0.9759	0.8082
2004	0.6346	0.8259	1.4274	1.1418	1.2503	0.6676	0.9682	0.8158
2005	0.6498	0.7821	1.3632	1.1174	1.1582	0.6713	0.9114	0.8018

续表

年份	食品	衣着	居住	家庭设备	交通通信	医疗保健	文娱与教育	其他
2006	0.6895	0.7789	1.2536	1.1119	1.1216	0.6958	0.9558	0.8098
2007	0.6988	0.7889	1.2405	1.0774	1.1190	0.7533	0.9915	0.8256
2008	0.6939	0.8205	1.1643	1.0740	1.2232	0.8449	1.0010	0.8478
2009	0.7293	0.8154	1.0990	1.0183	1.1432	0.8470	0.9787	0.8316
2010	0.7623	0.8164	1.1040	0.9923	1.1006	0.8652	1.0453	0.8896
2011	0.7651	0.7980	1.1250	0.9728	1.1478	0.8849	1.0213	0.8760
2012	0.7918	0.8241	1.1317	1.0048	1.1300	0.9041	1.0279	0.8805
2013	0.8475	0.8825	1.0381	1.0240	1.1175	0.9053	1.0479	0.9248
2014	0.8571	0.9081	1.0712	1.0223	1.0713	0.9073	1.0076	0.9239
2015	0.8715	0.9340	1.0921	1.0413	1.0452	0.8809	0.9847	0.9256
2016	0.8833	0.9804	1.0809	1.0293	1.0118	0.8594	0.9510	0.9615
平均值	0.7254	0.8294	1.2418	1.0267	1.2258	0.7891	1.0053	0.8245
总平均值	0.9585							

(1) 产业层面面临的全国整体消费升级水平 (consum_country)。基于上述对我国高档消费类型的确定,本文使用《中国统计年鉴中》中全国人均居住、家庭设备、交通通信以及文化娱乐和教育等四项高档消费类型的支出占全国人均可支配收入的比重,衡量全国整体市场消费升级水平。具体测算如下:

$$\text{consum\_country}_t = \frac{\sum_{i=1}^4 \text{consumption\_high}_i}{\text{PDI}_t} \quad (17)$$

其中, t 表示年份, i 表示各类型消费, $i=1\cdots 4$,分别表示居住、家庭设备、交通通信以及文化娱乐和教育等高档消费类型;consum_country表示全国整体消费升级水平,consumption_high表示各高档消费类型支出额,PDI为全国居民人均可支配收入。

(2) 各省企业面临的全国市场消费升级水平 (consum)。由于我国地域幅员辽阔,各省(自治区、市)经济发展水平、对外贸易水平和消费水平等方面均存在较大差异,笼统采用全国高档消费支出占全国人均可支配收入的比重可能会高估(低估)部分省份的消费升级水平。更为重要的是,由于供给侧企业面临需求侧的市场不仅仅是所在省(自治区、市)的市场需求,其往往是面临的全国层面的市场需求,会导致估计结果产生偏误。因而,本文参考吴小康和于津平(2021),采用各省(自治区、市)消费升级水平与其余省份溢出的消费升级水平之和衡量企业面临的全国市场消费升级水平。这不仅降低了本文企业层面研究结果的偏误,也提升了本文研究结论的可靠性。具体步骤如下:

① 各省(自治区、市)消费升级水平的确定。在上述确定高档消费类型的基础上,参考刘斌等(2022)的做法,采用各省(自治区、市)居住、家庭设备、交

通通信以及文化娱乐和教育等四项高档消费支出占居民人均可支配收入的比重作为各省(自治区、市)消费升级的指标。计算公式如下:

$$\text{consum\_province}_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^4 \text{consumption\_high}_{it}}{\text{PDI\_province}_{jt}} \quad (18)$$

其中, j 表示省份; consum_province 为各省(自治区、市)的消费升级水平, PDI_province 为各省(自治区、市)居民人均可支配收入,其余变量与符号含义与式(17)保持一致。

②各省(自治区、市)企业面临全国本土市场消费升级水平的确定(consum)。受贸易成本的限制,一地区对其他地区的需求影响程度会因地理距离的增加而衰减。因而,本文参考吴小康和于津平(2021)的做法,以各省会(直辖市)城市间地理距离的倒数为权重^①,测算各省(自治区、市)企业面临的全国市场消费升级水平,具体测算如下:

$$\text{consum}_{c,t} = \sum_{c'} \frac{\text{consum\_province}_{c',t}}{\text{distance}_{c,c'}} \bigg/ \sum_{c'} \frac{1}{\text{distance}_{c,c'}} + \text{consum\_province}_{c,t} \quad (19)$$

其中, c 为目标省份, c' 为其他省份, distance 为 c 省(自治区、直辖市)与 c' 省(自治区、直辖市)间的地理距离。实际上, $\text{consum}_{c,t}$ 就是 $1/\text{distance}_{c,c'}$ 加权的其他省(市)消费升级水平与本地区消费升级水平之和。如果 c' 省(自治区、市)消费升级水平较高,并且 c 省(自治区、市)与 c' 省(自治区、市)间的地理距离较小,那么 c' 省(自治区、市)消费升级对 c 省(市、区)的影响就越大。最终,本文以式(19)测算得到的各省本土市场消费升级指数衡量各省企业面临的全国市场消费升级水平(consum)。

2.2.3 控制变量

本文产业层面基准模型式(1)的控制变量主要包括:①行业规模(size),采用行业总资产与行业中规模以上企业总数之比的对数衡量。一般认为,行业规模越大,企业从事对外贸易的能力越强。②行业资本密度(kl),采用行业固定资产总值与年均从业人员数之比来衡量。一般认为,资本密度较高的行业,在全球价值链分工体系中具有较强获取附加值的能力。③行业盈利能力(profit),采用行业利润总额与行业主营业务成本之比衡量。一般认为,盈利能力较强的行业具有较高的创新激励,从而对全球价值链攀升产生重要影响。④外商直接

^①为充分考虑中国地域幅员辽阔的问题,两省(直辖市、自治区)之间的距离采用半正矢公式(haversine formula)进行计算,其根据地球半径计算地球上两点之间的球面距离。同时,地理经纬度坐标通过接入百度地图API得到,两两间的距离均采用Python基于半正矢公式计算得出。

投资(FDI),采用外资(包括港澳台资)企业资产总值与行业总资产的比值衡量。一般认为,外商资本比重较大的行业,具有较强技术溢出效应。⑤行业人均产出水平(pgo),采用行业总产出与行业就业人员总数之比衡量。一般认为,人均产出水平越高,行业的劳动生产率和经济复杂度越高,向全球价值链攀升的能力也越强。

本文企业层面基准模型式(2)的控制变量主要包括:①企业规模(lnsize),用企业销售额对数来衡量。一般认为企业销售额越大,企业规模越大。②企业资本密度(lnkl),采用企业固定资产与从业人员数之比的对数来衡量。一般认为资本密度越高的企业从事进出口贸易的能力越强。③企业年龄(lnage),采用当年年份减去企业成立年份加一的对数来衡量。一般认为企业成立年限越久,企业从事进出口贸易的能力越强。④加工贸易占比(trade),采用企业加工贸易额占企业总出口额的比重表示。一般认为该指标值越大,企业从事加工贸易的能力越强。本文除控制上述企业层面变量外,本土市场消费升级水平和企业发展水平受区域经济和金融发展水平的影响也较大,故本文控制了区域经济发展水平和金融发展水平两个控制变量。设定方式如下:⑤区域经济发展水平(lnpregdp),采用区域人均GDP水平对数来衡量。⑥区域金融发展水平(fin),采用金融机构年末贷款总额占GDP的比重来衡量。一般认为区域经济和金融发展水平越高的区域,其消费升级以及企业发展水平越高。

2.3 样本选取与数据来源

本文主要从产业层面和企业层面探究我国本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响。考虑到数据的可得性和完整性,本文产业层面的样本期为2000—2014年,企业层面的样本期为2003—2016年。首先,全国整体消费升级指数和各省企业面临全国消费升级指数的测算数据主要来源于2000—2016年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国金融统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》;其次,产业层面数据主要来源于2000—2014年《中国统计年鉴》、中国国家统计局官方网站、欧盟发布的43个国家56个部门的世界投入产出表(World Input-Output Database, WIOD)以及中国专利数据库;企业层面数据主要来源于2003—2016年Wind数据库、中国海关进出口产品数据库和中国专利数据库的匹配数据。由于西藏自治区数据缺失严重,文中暂不予考虑;对于其他省份的缺失数据,通过手动翻阅各省历年统计年鉴获得。

由于尚未有数据库和统一标准对上市公司是否为战略性新兴产业进行分类,故本文参考南晓莉和张敏(2018)以及颜晓畅和黄桂田(2020)的做法,以《国家战略性新兴产业分类(2018)》为指导,根据财务报表的主营业务范围对

上市公司进行逐一手动筛选,并根据其经营范围进行战略性新兴产业的识别归类。经筛选本文最终得到 2228 家战略性新兴产业(其中包括:新一代信息技术产业 425 家、高端装备制造业 505 家、生物产业 369 家、新材料产业 480 家、新能源产业 193 家、新能源汽车产业 66 家、节能环保产业 189 家)。该筛选结果与颜晓畅和黄桂田(2020)的结果基本吻合。此外,为测算战略性新兴产业的 GVC 指数,需要将 Wind 的企业数据和中国海关数据库相匹配,本文借鉴金祥义和戴金平(2019)的做法采用递进合并法进行匹配。首先,以企业名称为标准进行初次匹配;其次将剩余样本依次按照企业地址、法人代表、邮编以及企业联系电话后 7 位为标准进行再次匹配;最后得到战略性新兴产业的进出口额、贸易方式等关键数据和信息。并在此基础上,进一步参考 Liu and Qiu(2016)的方法,根据企业公司名称将专利数据与 Wind 上市企业数据库进行匹配,最终得到 Wind 上市公司数据、中国海关进出口产品数据和中国专利数据的匹配合并样本。为剔除由于价格因素变动对研究造成的影响,本文与消费相关的指标均采用以 2000 年为基期的各类消费价格指数进行平减;与固定资产投资相关的指标,均采用以 2000 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减;其余货币数值型数据均采用以 2000 年为基期的 GDP 平减指数进行平减。

表 2 报告了变量的描述性统计结果。

表 2 相关变量描述性统计

	变量	平均值	标准误	最小值	最大值
产业层面	GVC_ind	0.2702	0.0665	0.1403	0.4032
	Consum_country	0.3806	0.0430	0.3129	0.4471
	size	1.5931	1.0270	0.4204	4.4485
	kl	0.0060	0.0050	0.0010	0.2838
	profit	0.0778	0.0327	0.0135	0.1684
	FDI	0.3075	0.1481	0.0417	0.7261
	pgo	0.0632	0.0466	0.0078	0.1949
企业层面	gvc ₃	0.5717	0.3218	-1.1857	0.6931
	consum	0.5216	0.0471	0.4001	0.6004
	lnsize	8.0715	10.0597	0.0000	23.7389
	lnkl	8.8834	6.0144	0.0000	14.6144
	lnage	2.1028	0.8905	0.0000	3.3673
	trade	0.0273	0.1424	0.0000	0.9780
	lnpregdp	10.1640	0.5432	8.7245	11.1097
	fin	1.1781	0.3929	0.6358	2.2057

3 典型事实分析

图 1 报告了 2000—2016 年中国整体消费升级水平的演变趋势。由图 1 可知,中国整体消费升级水平呈上升趋势,且 2008 年后消费升级的增速明显高于 2008 年前。其原因得益于金融危机后,中央和各地方政府出台了一系列扩大内需的政策,以抵御金融危机的冲击和实现经济高质量发展的目标。这一变化趋势充分证明了中国不仅有巨大的内需市场,同时内需的消费质量也在不断转型升级,对中国经济发展模式由依靠“外需”向“内需”转变具有重要意义。此外,为更好地考察区域间消费升级的发展差异,表 3 报告了 2003 年和 2016 年中国各省(自治区、市)消费升级的情况。从静态角度看,东部和中部地区消费升级水平较高,西部地区消费水平较低,但大部分省份的消费升级水平均处于中上等水平。从动态角度看,2003—2016 年中国各省(自治区、市)消费升级水平得到显著提升;相比于 2003 年,2016 年在扩大内需的发展战略背景下,东部和中部地区的消费水平得到了迅速发展,且随着“一带一路”和西部大开发战略的实施和进一步深化,作为西部经济发展综合实力最强的四川省,在近年来消费水平也得到了明显的提升。整体上,中国消费水平的质量在不断提升,且各区域间的消费差距在不断缩小。

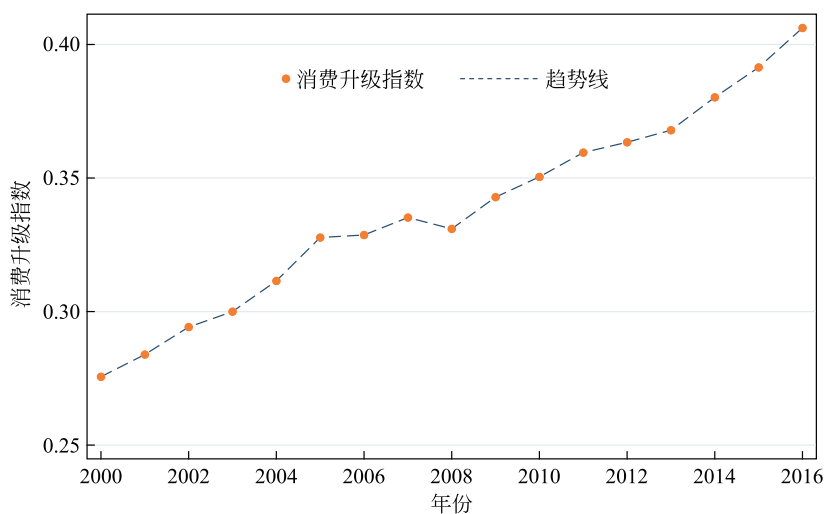


图 1 2000—2016 年年均消费升级指数演变趋势

为进一步刻画中国战略性新兴产业全球价值链的地位升级情况,本文将上述企业全球价值链的地位求行业均值,得到战略性新兴产业细分行业的全球价

表 3 2003 和 2016 年中国各省(自治区、市)消费升级情况

所属区域	省份	2003 年	均值	2016 年	均值
东部地区	北京市	0.3303	0.2211	0.4426	0.3932
	上海市	0.3223		0.4712	
	天津市	0.2253		0.4508	
	广东省	0.2268		0.4146	
	江苏省	0.2131		0.4044	
	浙江省	0.2452		0.4109	
	海南省	0.1307		0.3093	
	辽宁省	0.2215		0.3896	
	福建省	0.1758		0.3667	
	山东省	0.1722		0.3165	
	河北省	0.1691		0.3483	
中部地区	湖南省	0.1877	0.1778	0.3444	0.3335
	湖北省	0.1916		0.3393	
	安徽省	0.1540		0.3384	
	吉林省	0.2139		0.3815	
	山西省	0.1676		0.3172	
	河南省	0.1428		0.3094	
	江西省	0.1656		0.2950	
	黑龙江省	0.1985		0.3426	
西部地区	四川省	0.1352	0.1613	0.3419	0.3180
	重庆市	0.1895		0.3180	
	陕西省	0.1944		0.3136	
	广西壮族自治区	0.1580		0.3022	
	云南省	0.1272		0.3033	
	新疆维吾尔自治区	0.1514		0.3150	
	甘肃省	0.1438		0.3110	
	青海省	0.1692		0.3095	
	贵州省	0.1167		0.3118	
	宁夏回族自治区	0.1877		0.3135	
	内蒙古自治区	0.2017		0.3576	

值链地位。图 2 报告了 2003—2016 年中国战略性新兴产业细分行业全球价值链攀升情况的演变趋势图。从图中可以看出,从整体上看,中国战略性新兴产业全球价值链的地位处于不断升级中;从细分行业角度看,新一代信息技术产业、

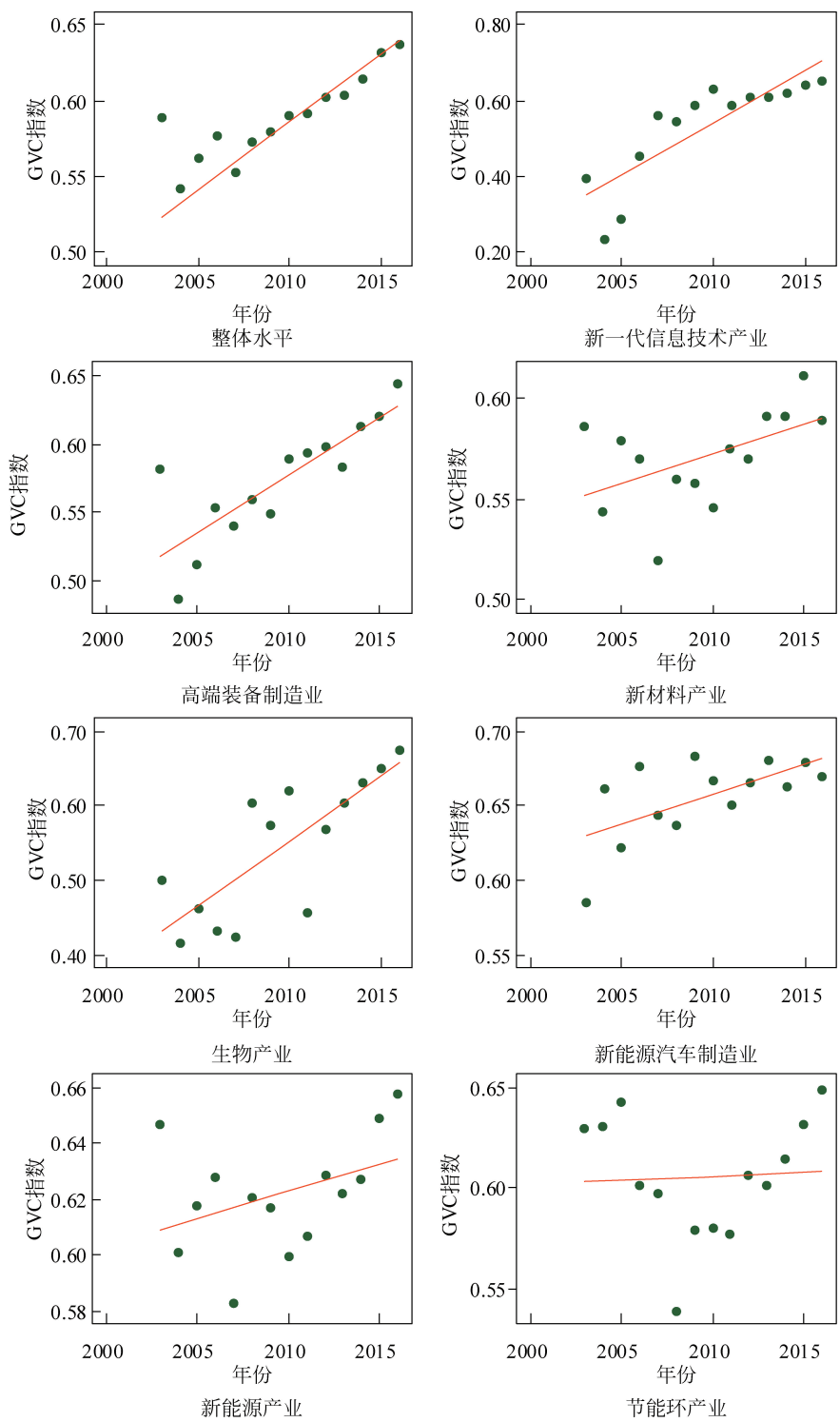


图 2 2003—2016 年战略性新兴产业细分行业 GVC 演变趋势

高端装备制造业和生物产业的全球价值链攀升速度明显高于其他行业,新能源产业和节能环保产业的价值链攀升速度较慢;从各产业全球价值链的位置看,相较于其他行业,新一代信息技术产业、新材料产业和新能源汽车制造业所处的全球价值链的位置略高。

由于本文关注的核心问题是本土市场消费升级与战略性新兴产业全球价值链升级之间的关系,我们用图3对两者间的关系进行初步判断。图3为2003—2016年中国消费升级和战略性新兴产业GVC指数的散点拟合图。为规避企业样本过多造成的散点稠密问题,本文采用箱体散点图进行拟合。从图3可以观察到,2003—2016年样本期间,本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级具有显著的促进作用,即本土市场消费升级与战略性新兴产业全球价值链成正向关系。因此,这一典型事实不仅在一定程度上佐证了前文的研究假设,也为下文的实证检验提供了初步判断的依据。

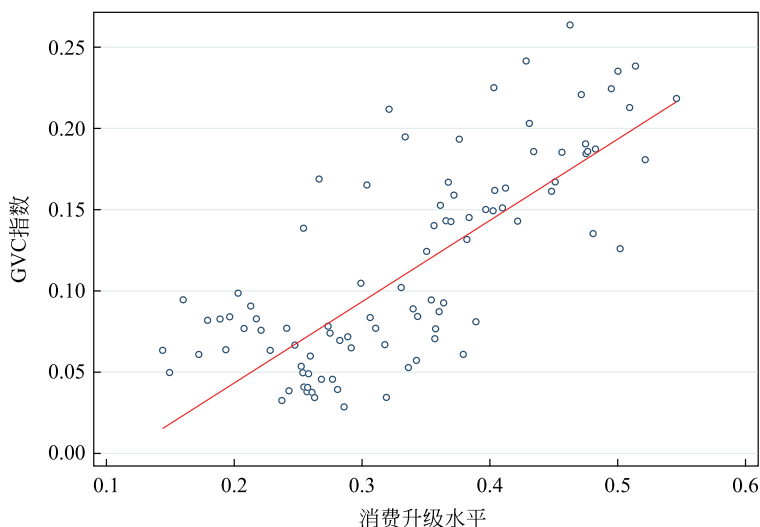


图3 消费升级和战略性新兴产业GVC地位

4 实证结果与讨论

前文基于“竞争优势理论”(Porter, 2000)、“需求引致创新理论”(Zweimüller and Brunner, 2005)和“本土市场效应理论”(Krugman, 1980)等对本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的内在作用机理进行了分析和探讨,发现本土市场消费升级通过提升市场需求规模和促进技术创新两个渠道,促进战略性新兴产业全球价值链攀升。因此,接下来本文将从产业和企业两个层面

出发,对本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的作用效果、内在机理和作用特征进行进一步的探讨。

4.1 初始检验:产业层面的分析^①

4.1.1 产业层面基准效应分析

首先从产业层面出发,对我国本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的直接效应进行估计。结果见表4第(1)列。为了缓解行业层面不可观测、不随时间变化因素对估计结果产生的偏误,本文控制了行业固定效应。由估计结果可知,在控制相关影响因素和行业固定效应后,核心解释变量 *consum_country* 在1%水平上显著为正,表明在中国战略性新兴产业中消费升级具有显著的全球价值链升级促进效应。这一结果从产业层面初步验证了本文研究假说1。

4.1.2 产业层面机制检验

上文已经从产业层面对本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的直接效应进行了检验。接下来,本文将进一步基于产业层面数据,通过下式(20)和(21)分步检验市场规模效应和技术创新效应在本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级中的传导作用。具体模型如下:

$$M_t = \gamma_0 + \gamma_1 \text{consum\_country}_t + \sum \gamma_s x_{it} + \mu_k + \varepsilon_{ikt} \quad (20)$$

$$\text{GVC\_ind}_{it} = \phi_0 + \phi_1 M_t + \sum \phi_s x_{it} + \mu_k + \varepsilon_{ikt} \quad (21)$$

其中, M 表示需求规模机制和技术创新机制的中介变量,具体包括产业市场需求规模(*Indemand_ind*)和产业技术创新水平(*lninnovation_ind*); γ 和 ϕ 为相关变量的回归系数,其余变量含义及标准误与上文式(1)中保持一致。

在衡量指标选取方面,本文采用行业销售总产值与行业出口交货值之差的取对数衡量行业本土市场需求规模(*Indemand_ind*),这在一定程度上能较好的反映不同行业本土市场需求规模的变化。同时,本文基于中国工业企业数据库和中国专利数据库的匹配样本,采用各行业中规模以上企业发明专利申请数之和的对数衡量产业技术创新水平(*lninnovation_ind*),行业发明专利申请数是衡量行业层面创新产出的重要指标,其能够直观地体现各行业真实的技术创新水平。

行业层面的机制检验结果见表4第(2)~(5)列。由第(2)和(3)列可知,本土市场消费升级对战略性新兴产业市场规模的估计系数在1%水平上显著为

^①关于产业层面的初始检验,非常感谢匿名审稿老师的宝贵意见。

正,表明本土市场消费升级显著提升了战略性新兴产业的市场需求规模,并且市场需求规模对战略性新兴产业全球价值链地位的估计系数也在1%水平上显著为正,表明市场需求规模的提升能显著促进战略性新兴产业全球价值链攀升。这一结果表明,市场需求规模效应在本土市场消费升级促进战略性新兴产业全球价值链升级的过程中发挥了显著的传导作用。由第(4)和(5)列的结果可知,本土市场消费升级对产业技术创新的估计系数在1%水平上显著为正,表明本土市场消费升级显著提升了战略性新兴产业的技术创新水平,且技术创新对战略性新兴产业全球价值链地位的估计系数也在1%水平上显著为正,表明技术创新能显著提升战略性新兴产业全球价值链地位。这一结果表明,技术创新效应在本土市场消费升级促进战略性新兴产业全球价值链攀升的过程中发挥着显著的传导作用。上述结果基于产业层面初步验证了本文的研究假说2和3。

表4 产业层面初始检验结果

变量	基准回归	市场规模机制		技术创新机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GVC_ind	demand	GVC_ind	innovation	GVC_ind
consum_country	0.5042 *** (0.1163)	2.3994 *** (0.1517)		2.5708 *** (0.2535)	
lninnovation_ind					0.1786 *** (0.0243)
lndemand_ind			0.2226 *** (0.0342)		
lnboxoffice					
size	-0.0201 * (0.0113)	0.0032 (0.0093)	-0.0219 ** (0.0099)	-0.0201 (0.0215)	-0.0149 (0.0091)
kl	3.5462 ** (1.6499)	-0.5471 (1.7734)	3.7834 ** (1.5164)	5.5190 * (3.2286)	2.3871 (1.4855)
fdi	0.2337 *** (0.0534)	0.2541 *** (0.0789)	0.1731 *** (0.0514)	0.6106 *** (0.1243)	0.1308 *** (0.0496)
profit	-0.2417 (0.1675)	0.2362 (0.3884)	-0.3150 ** (0.1504)	0.9132 ** (0.3484)	-0.3738 *** (0.1361)
pgo	-0.3660 ** (0.1625)	-0.4385 *** (0.1640)	-0.2748 * (0.1492)	0.6603 * (0.3711)	-0.4741 *** (0.1521)
常数项	0.0593 * (0.0304)	-0.0309 (0.0577)	0.0591 ** (0.0228)	-0.5733 *** (0.0848)	0.1724 *** (0.0158)
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES

续表

变量	基准回归	市场规模机制		技术创新机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GVC_ind	demand	GVC_ind	innovation	GVC_ind
<i>N</i>	120	120	120	120	120
<i>R</i> ²	0.9147	0.9356	0.9252	0.9248	0.9277

注：本文实证结果由 stata16 运算得出，上标*、**、***表示回归结果在 10%、5%和 1%水平上的显著性，括号内为聚类到行业层面的稳健标准误，回归结果均保留了四位小数。

4.2 进一步讨论：企业层面分析

与长期以来依赖低成本要素禀赋优势融入全球价值链分工体系相比，通过需求侧培育我国战略性新兴产业发展更依赖于微观企业自身对需求侧变化的积极反应。上文从产业层面出发，对本土市场消费升级促进战略性新兴产业全球价值链升级的作用效果和内在机制进行了积极探讨。接下来，本文将立足于微观企业主体，在进一步检验本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的直接效应和内在作用机理的基础上，深入刻画本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的作用特征。

4.2.1 企业层面基准效应分析

企业层面基准回归模型式(2)回归结果如表 5 所示。由列(1)~(5)可以看出，在逐步控制地区、时间、行业和个体固定效应后，核心解释变量 consum 估计系数的显著性和方向性均未发生改变，均在 1%水平上显著为正，且在逐步加入固定效应后，模型的拟合优度在不断优化。上述回归结果从微观企业层面进一步验证了本文研究假说 1，即本土市场消费升级显著促进了战略性新兴产业全球价值链升级。

表 5 企业层面基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3
consum	0.7998 *** (0.0609)	0.5595 *** (0.0927)	0.3820 *** (0.1310)	0.3822 *** (0.1309)	0.3080 *** (0.1042)
lnsize	0.0135 *** (0.0006)	0.0137 *** (0.0005)	0.0136 *** (0.0005)	0.0136 *** (0.0005)	0.0192 *** (0.0005)
lnkl	0.0012 (0.0009)	0.0014 (0.0009)	0.0016 * (0.0009)	0.0015 * (0.0009)	0.0035 *** (0.0008)
lnage	-0.0202 *** (0.0016)	-0.0200 *** (0.0009)	-0.0217 *** (0.0009)	-0.0218 *** (0.0009)	0.0108 *** (0.0025)

续表					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3
trade	0.0112 (0.0089)	0.0001 (0.0131)	-0.0008 (0.0131)	-0.0027 (0.0131)	-0.0896 *** (0.0149)
fin	-0.0382 *** (0.0038)	0.0305 *** (0.0105)	0.0173 (0.0157)	0.0173 (0.0157)	0.0195 (0.0121)
lnpregdp	0.0210 *** (0.0038)	0.0182 *** (0.0068)	-0.0303 ** (0.0125)	-0.0303 ** (0.0125)	-0.0266 *** (0.0097)
常数项	-0.4050 *** (0.0261)	-0.3771 *** (0.0484)	0.1971 (0.1262)	0.1973 (0.1261)	0.0623 (0.0952)
地区效应	NO	YES	YES	YES	YES
时间效应	NO	NO	YES	YES	YES
行业效应	NO	NO	NO	YES	YES
个体效应	NO	NO	NO	NO	YES
N	30931	30931	30931	30931	30931
R ²	0.3189	0.3341	0.3354	0.3361	0.7051

注:本文实证结果由 stata16 运算得出,上标*、**、***表示回归结果在 10%、5%和 1%水平上的显著性,括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;本文回归结果均保留了四位小数。以下各表同。

4.2.2 稳健性检验

(1) 更换 GVC 指数的稳健性检验。上文中还基于 Upward et al. (2013) 及吕越和邓利静(2020)的方法分别测算出了 GVC₁ 和 GVC₂。接下来,本文将以 GVC₁ 和 GVC₂ 作为被解释变量,替换 GVC₃ 进行稳健性检验。回归结果见下表 6 第(1)和(2)列。由回归结果可知,核心解释变量 consum 估计系数均在 1%水平显著为正,表明在更换 GVC 指数测算方法后,本土市场消费升级对战略性新兴产业具有显著的全球价值链升级效应,这一结论依然成立。

表 6 企业层面稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	替换 GVC1	替换 GVC2	剔除住房 消费	GVC3 双边缩尾	GVC3 双边截尾	剔除 4 个 直辖市	剔除 4 个 自治区	剔除人均 GDP 前 5
	gvc1	gvc2	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3
consum	0.3035 *** (0.1031)	0.3038 *** (0.1033)				0.2542 * (0.1389)	0.1855 * (0.1019)	0.4317 *** (0.1589)
consum_exp			0.3324 *** (0.1066)					
consum_suo				0.3324 *** (0.1066)				

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	替换 GVC1	替换 GVC2	剔除住房 消费	GVC3 双边缩尾	GVC3 双边截尾	剔除 4 个 直辖市	剔除 4 个 自治区	剔除人均 GDP 前 5
	gvc1	gvc2	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3	gvc3
consum_jie					0.3425 *** (0.1153)			
lnsize	0.0194 *** (0.0005)	0.0194 *** (0.0005)	0.0193 *** (0.0005)	0.0192 *** (0.0005)	0.0197 *** (0.0006)	0.1976 *** (0.0026)	0.0193 *** (0.0005)	0.0190 *** (0.0007)
lnkl	0.0036 *** (0.0008)	0.0036 *** (0.0008)	0.0035 *** (0.0008)	0.0035 *** (0.0008)	0.0029 *** (0.0009)	0.0342 *** (0.0004)	0.0036 *** (0.0008)	0.0045 *** (0.0011)
lnage	0.0121 *** (0.0025)	0.0122 *** (0.0025)	0.0109 *** (0.0025)	0.0111 *** (0.0025)	0.0092 *** (0.0025)	0.0101 *** (0.0029)	0.0108 *** (0.0025)	0.0162 *** (0.0032)
trade	-0.0557 *** (0.0141)	-0.0564 *** (0.0141)	-0.0898 *** (0.0149)	-0.0643 *** (0.0140)	-0.0651 *** (0.0147)	-0.0774 *** (0.0149)	-0.0127 (0.0096)	-0.0914 *** (0.0152)
fin	0.0217 * (0.0120)	0.0218 * (0.0120)	0.0073 (0.0117)	0.0220 * (0.0120)	0.0203 (0.0125)	-0.0936 *** (0.0160)	-0.1006 *** (0.0150)	-0.1011 *** (0.0178)
lnpregdp	-0.0259 *** (0.0096)	-0.0259 *** (0.0096)	-0.0293 *** (0.0104)	-0.0265 *** (0.0096)	-0.0264 *** (0.0098)	0.0013 (0.0139)	0.0175 (0.0121)	-0.0056 (0.0144)
常数项	0.0512 (0.0942)	0.0497 (0.0943)	0.1251 (0.0973)	0.0483 (0.0944)	0.0509 (0.0967)	0.6206 *** (0.1565)	-0.0320 (0.0951)	0.6679 *** (0.1541)
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	30931	30931	30931	30931	29266	25690	30219	20753
R ²	0.7130	0.7131	0.7051	0.7102	0.7209	0.6938	0.7106	0.7040

(2) 剔除住房消费的稳健性检验。住房消费是中国消费者消费支出中重要的组成部分,其对居民消费和劳动力具有明显的挤出效应,且阻碍地区产业结构变迁(Waxman et al., 2020)。为更好地刻画需求侧本土市场消费升级的真实水平,本文在剔除居民住房消费后,通过 ELES 法重新测算各省(自治区、市)企业面临的全国市场的消费升级水平(consum_exp)。表 6 第(3)列为剔除居民居住消费后,本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级的影响结果。由回归结果可知,本土市场消费升级(consum_exp)估计系数在 1%水平上显著为正,表明在剔除居民住房消费后,本土市场消费升级在战略性新兴产业中仍具有显著的全球价值链升级效应。

(3) 处理数据异常值和样本极端值影响的稳健性检验。考虑到数据极端值和样本异常值可能对估计结果产生的偏误。本部分通过对战略性新兴产业

的数据采取 2.5% 的双边缩尾和双边截尾,以及分别剔除直辖市、自治区和人均 GDP 排名前五的省(自治区、市)^①等方法对本文的研究结论进行进一步稳健性检验。表 6 第(4)~(8)列分别报告了处理数据异常值和样本极端值的回归结果。由估计结果可知,在处理数据异常值和剔除样本极端值后,本土市场消费升级促进战略性新兴产业全球价值链升级的作用效果依然显著。这一结果不仅进一步验证了本文的研究假说 1,更提升了本文研究结论的可靠性。

4.2.3 内生性问题讨论

为克服模型(2)可能由于遗漏变量和反向因果关系造成的内生性问题,本文通过构造本土市场消费升级指数的工具变量,采用两阶段最小二乘法(Panel-2SLS)解决内生性问题,以进一步确保本文研究结论的稳健性。为此,本文参考 Head and Mayer(2006)以及刘修岩等(2007)的方法,通过构建各省份地理中心度指标作为衡量各省面临全国市场消费升级水平的工具变量,其计算公式为: $Gc_r = \ln \sum_{j \neq i} d_{ij}^{-1}$,即一个省份(自治区、市)与其他省份(市、直辖市)距离倒数之和的自然对数^②。由于该变量是不随时间变化的量,为体现动态特征参考陈启斐和吴金龙(2020)的做法,采用 2003—2016 年官方名义汇率进行调整。

在相关性方面,地理中心度指标反映的是该地区在国内的相对地理位置,地理中心度越高表明该地区拥有更通达的市场网络,市场发育相对成熟,该地区的消费升级水平也越高,并且地理中心度越高一定程度上也表明该地区受到其他省份消费升级的溢出效应也越大,由此面临全国市场的消费升级水平也更高,且这一地理指标严格外生,不受战略性新兴产业全球价值链地位的影响,因此符合工具变量的选取要求。此外,为保证工具变量估计结果和本文研究结论的可靠性,分别采用基于不同方法测算的 GVC_1 、 GVC_2 和 GVC_3 三个指数进行两阶段最小二乘法回归(见表 7(2)~(4)列)。下表 7 报告了以地理中心度(Gc_r)作为工具变量采用两阶段最小二乘法(2SLS)的回归结果。^③

由表 7 第(1)列估计结果可知,市场中心度指标的估计系数在 1% 水平上显著为正,表明工具变量地理中心度与本土市场消费升级呈高度正相关关系。第(2)~(4)列的第二阶段回归结果可知,无论采用以何种方法测算的企业 GVC 指数作为被解释变量,消费升级指数的估计系数均在 1% 水平上显著为正,既证明了本文工具变量回归结果的可靠性,同时也进一步印证了本文研究结论的稳

① 根据第七次人口普查数据测算出的人均 GDP,剔除排名前五的省份(自治区、市),分别是北京市、上海市、江苏省、福建省、天津市。

② 考虑到中国地域幅员辽阔,两省(自治区、市)之间的距离采用半正矢公式(haversine formula)进行计算,其根据地球半径计算地球上两点之间的球面距离。同时,地理经纬度坐标通过接入百度地图 API 得到,两两间的距离均采用 Python 基于半正矢公式计算得出。

③ 关于工具变量的选取,非常感谢匿名审稿专家给予的宝贵意见。

健性。此外,Cragg-Donald Wald F 检验统计量均明显大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验的临界值,即不存在弱工具变量的问题,表明此处工具变量的选取是合理有效的。上述面板工具变量的回归结果不仅表明本文工具变量选取的合理性,同时第二阶段回归结果也进一步支持和验证了本文研究结论的可靠性。

表 7 两阶段最小二乘法 (2SLS) 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	1 st step	2 st step	2 st step	2 st step
	consum	gvc3	gvc1	gvc2
consum		4. 1856 *** (0. 8778)	4. 1883 *** (0. 8684)	4. 1970 *** (0. 8699)
Gc _r	0. 0737 *** (0. 0041)			
lnsize	0. 0001 *** (0. 0000)	0. 0189 *** (0. 0005)	0. 0190 *** (0. 0005)	0. 0191 *** (0. 0005)
lnkl	-0. 0001 *** (0. 0000)	0. 0039 *** (0. 0008)	0. 0039 *** (0. 0008)	0. 0040 *** (0. 0008)
lnage	-0. 0003 (0. 0002)	0. 0120 *** (0. 0031)	0. 0133 *** (0. 0030)	0. 0135 *** (0. 0030)
trade	-0. 0006 (0. 0005)	-0. 0869 *** (0. 0087)	-0. 0530 *** (0. 0086)	-0. 0537 *** (0. 0087)
fin	-0. 0236 *** (0. 0010)	0. 0894 *** (0. 0191)	0. 0917 *** (0. 0189)	0. 0919 *** (0. 0190)
lnpregdp	0. 0254 *** (0. 0008)	-0. 1657 *** (0. 0326)	-0. 1653 *** (0. 0323)	-0. 1655 *** (0. 0323)
常数项	0. 1408 *** (0. 0096)			
区域效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
Cragg-Donald Wald F			375. 513	
N	31080	30931	30931	30931
R ²	0. 9314	0. 3360	0. 3474	0. 3477

4.2.4 企业层面机制检验

为进一步从企业层面探究本土市场消费升级促进战略性新兴产业全球价值链升级的内在机制。接下来,本部分将采用分步检验法就市场规模机制和技术创新机制从企业层面进行实证检验,借此从微观层面进一步识别和检验本土市场消费升级促进战略性新兴产业全球价值链升级的具体作用路径。具体模型如下:

$$M_{ij,t} = \kappa_0 + \kappa_1 \text{consum}_{j,t} + \sum \kappa_s x_{ij,t} + \mu_i + \mu_j + \mu_k + \delta_t + \varepsilon_{ijk,t} \quad (22)$$

$$\text{GVC}_{ij,t} = \omega_0 + \omega_1 M + \sum \omega_s x_{ij,t} + \mu_i + \mu_j + \mu_k + \delta_t + \varepsilon_{ijk,t} \quad (23)$$

其中, M 表示企业本土市场规模和技术创新两个中介变量; κ_1 为核心解释变量本土市场消费升级指数(consum)与中介变量(M)的相关性系数, ω_1 中介变量(M)在中介模型中与被解释变量战略性新兴产业全球价值链地位(GVC)的相关性系数; κ_0 和 ω_0 为常数项; κ_s 和 ω_s 为相关控制变量的估计系数,其余符号与变量含义及标准误与式(2)保持一致。

在衡量指标选取方面,本文借鉴邱斌和尹威(2010)的企业本土市场规模测算方法,采用企业年度销售总额减去出口总额的对数衡量其所面临的本土市场规模(lnlabor),这在一定程度上能够很直观地反映企业市场规模的变化。此外,本文参考Kogan et al. (2017)的方法,采用企业发明专利申请数的对数来衡量其历年技术创新水平(lninnovation)^①,相比于很多研究采用专利申请总量,采用发明专利能更加准确真实地反映企业的真实创新水平。

企业层面的机制检验结果见表8。由第(1)和(2)列可知,本土市场消费升级对战略性新兴产业市场规模的估计系数在5%水平上显著为正,表明本土市场消费升级显著提升了企业的市场需求规模,并且市场需求规模对企业全球价值链分工地位的估计系数在1%水平上显著为正,表明企业市场需求规模的提升能显著促进其全球价值链升级。上述结果表明,在战略性新兴产业中,市场需求规模效应在本土市场消费升级促进企业全球价值链升级的过程中发挥了显著的传导作用。由第(3)和(4)列的结果可知,本土市场消费升级对企业全球价值链升级的估计系数在5%水平上显著为正,表明本土市场消费升级显著提升了企业的技术创新水平,且技术创新对企业全球价值链分工地位的估计系数在1%水平上显著为正,这表明企业技术创新能显著促进其全球价值链升级。上述结果表明,在战略性新兴产业中,技术创新效应在本土市场消费升级促进企业全球价值链升级的过程中发挥了显著的传导作用。上述结果基于企业层面进一步验证了本文的研究假说2和3,即本土市场消费升级通过本土市场效应和技术创新效应,促进战略性新兴产业全球价值链升级。

表8 中间机制检验

变量	市场规模机制		技术创新机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnlabor	gvc3	lninnovation	gvc3
consum	3.3499**		1.0712**	
	(1.3896)		(0.4192)	

① 关于中介效应变量企业技术创新水平变量的设定,非常感谢匿名审稿老师的宝贵意见。

续表

变量	市场规模机制		技术创新机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnlabor	gvc3	lninnovation	gvc3
lnlabor		0.0158 *** (0.0006)		
lninnovation				0.0180 *** (0.0021)
lnkl	1.5064 *** (0.0073)	0.0088 *** (0.0010)	-0.0215 *** (0.0033)	0.0039 *** (0.0008)
lnage	-0.4070 *** (0.0415)	0.0113 *** (0.0025)	-0.1407 *** (0.0111)	0.0132 *** (0.0025)
trade	1.4325 *** (0.1540)	-0.0831 *** (0.0150)	0.0023 (0.0569)	-0.0893 *** (0.0149)
fin	-0.4638 ** (0.1844)	0.0166 (0.0118)	-0.0493 (0.0486)	0.0154 (0.0117)
lnpregdp	-0.6111 *** (0.1198)	-0.0158 * (0.0089)	0.1557 *** (0.0399)	-0.0187 ** (0.0088)
lnsize	0.9994 *** (0.0033)	0.1951 *** (0.0158)	0.0782 *** (0.0022)	0.0178 *** (0.0005)
常数项	7.0812 *** (1.2774)	0.0633 (0.0957)	-1.6853 *** (0.4013)	0.0899 (0.0945)
区域效应	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
N	31080	30931	31080	30931
R ²	0.9617	0.7016	0.6750	0.7069

5 拓展性分析

5.1 基于企业异质性的考察

5.1.1 企业所在行业的异质性

由于不同类型的战略性新兴产业间发展存在明显差异,深入考察本土市场消费升级对不同行业战略性新兴产业的作用效果,对于政府和企业制定科学的产业政策和发展战略具有重要指导意义。具体地,本文基于企业层面数据,按照战略性新兴产业细分行业将其划分为:网络经济产业、生物经济产业、高端制

造业和绿色低碳产业四类^①。回归结果见下表 9。

表 9 行业异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	网络经济 gvc3	生物经济产业 gvc3	高端制造业 gvc3	绿色低碳产业 gvc3
consum	0.3336 * (0.1763)	0.6357 *** (0.2460)	0.3157 * (0.1736)	-0.0378 (0.2255)
lnsize	0.0182 *** (0.0012)	0.0150 *** (0.0013)	0.0205 *** (0.0007)	0.0209 *** (0.0014)
lnkl	0.0059 *** (0.0019)	0.0071 *** (0.0020)	0.0029 *** (0.0011)	-0.0004 (0.0022)
lnage	-0.0074 * (0.0042)	0.0186 *** (0.0063)	0.0136 *** (0.0042)	0.0131 ** (0.0057)
trade	-0.0583 (0.0364)	-0.1296 *** (0.0410)	-0.1264 *** (0.0198)	0.0178 (0.0375)
fin	0.0018 (0.0235)	0.0283 (0.0288)	0.0476 ** (0.0188)	-0.0133 (0.0272)
lnpregdp	-0.0179 (0.0160)	-0.0261 (0.0220)	-0.0155 (0.0172)	-0.0293 (0.0192)
常数项	0.0434 (0.1623)	-0.0797 (0.2125)	-0.0965 (0.1686)	0.2319 (0.1986)
区域效应	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
N	5903	5101	13668	6245
R ²	0.7149	0.7220	0.6970	0.7021

由表 9 回归结果可知,网络经济产业和高端制造业核心解释变量 consum 估计系数在 10%水平上显著为正,生物经济产业核心解释变量估计系数在 1%水平上显著为正,而绿色低碳产业核心解释变量的估计系数不显著。这意味着本土市场消费升级对网络经济产业、生物经济产业和高端制造业全球价值链升级具有明显的促进作用,但对绿色低碳产业全球价值链升级的作用效果不显著。造成这种差异性的原因可能在于:随着我国经济转入高质量发展,长期以

^① 此处参考中国工程院发布的《2020 中国战略性新兴产业发展报告》对战略性新兴产业细分行业的划分标准,将本文涉及的七大战略性新兴产业具体划分为:网络经济产业(新一代信息技术产业)、生物经济产业(生物产业)、高端制造业(高端装备制造业和新材料产业)、绿色低碳产业(新能源汽车制造业、新能源产业和节能环保产业)四类。

来以牺牲环境为代价的经济发展模式,迫使我国对绿色低碳产业的发展需求日益增长,但由于我国绿色低碳产业发展起步较晚,创新驱动能力较弱,存在产业发展体系不健全,市场秩序和产品结构不合理等问题(中国工程科技发展战略研究院,2019;Yuan et al.,2020),使其发展处于相对盲目状态,这是导致本土市场消费升级对绿色低碳产业全球价值链升级呈现出乏力现象的重要原因。而网络经济产业、生物经济产业和高端制造业属于资本和技术密集型行业,这些行业是国家重点扶持和发展的产业,从基础前沿、重大共性关键技术到应用示范全链条设计备受国家和政府高度重视,基本形成了良好的市场秩序和运行规范(中国工程科技发展战略研究院,2019)。更为重要的是,这些行业具备较高的市场竞争力,对需求侧的变化相对敏感,因而本土市场消费升级在这些行业中表现出较强的全球价值链升级效应。

5.1.2 企业所在区域的异质性

考虑到我国地域幅员辽阔,各区域在资源禀赋、市场需求规模和技术创新等方面存在较大差异。为此,本部分根据中国国家统计局对地域的划分,将 31 个省份(自治区、市)划分为东部地区、中部地区和西部地区,基于区域异质性视角检验本土市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级效应的差异性影响^①。回归结果见表 10。

表 10 区域异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
	gvc3	gvc3	gvc3
consum	0.3378 *** (0.1164)	1.3565 *** (0.4003)	2.0073 *** (0.4782)
lnsize	0.0208 *** (0.0006)	0.0154 *** (0.0017)	0.0125 *** (0.0018)
lnkl	0.0022 *** (0.0009)	0.0084 *** (0.0027)	0.0069 ** (0.0028)
lnage	0.0080 *** (0.0028)	0.0234 *** (0.0070)	0.0140 (0.0089)

^① 按照《国家统计局》网站对中国东、中、西部分类标准,由于西藏地区数据缺失严重,因此,本文只涉及 30 个省份(自治区、直辖市)。具体划分如下:上海市、北京市、广东省、江苏省、浙江省、海南省、辽宁省、福建省、山东省、天津市、河北省这 11 个省份(直辖市)为东部地区;湖南省、湖北省、安徽省、吉林省、山西省、河南省、江西省、黑龙江省这 8 个省份为中部地区;陕西省、四川省、广西省、云南省、新疆维吾尔自治区、甘肃省、青海省、贵州省、宁夏回族自治区、重庆市、内蒙古自治区这 11 个省份(自治区、直辖市)为西部地区。

续表

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
	gvc3	gvc3	gvc3
trade	-0.1312 *** (0.0163)	-0.0185 (0.0423)	0.0795 (0.0524)
fin	0.0297 ** (0.0141)	-0.0632 (0.0454)	-0.0526 (0.0345)
lnpregdp	0.0321 *** (0.0115)	-0.0031 (0.0463)	-0.0161 (0.0416)
常数项	-0.5482 *** (0.1177)	-0.5021 (0.4271)	-0.5627 (0.4297)
区域效应	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES
N	22862	4714	3355
R ²	0.7250	0.6872	0.6313

由表 10 回归结果可知,东部、中部和西部地区核心解释变量 *consum* 估计系数均在 1% 水平上显著为正。这意味着本土市场消费升级对不同区域战略性新兴产业全球价值链攀升均具有积极的促进作用。为进一步比较不同区域面临的全国市场消费升级对战略性新兴产业全球价值链升级作用的差异性影响,本文参考连玉君和廖俊平(2017)关于比较组间系数差异的方法,分别比较东部和中部、东部和西部以及中部和西部三组间是否存在显著性差异。经检验上述三组间显著性差异的 *p* 值均为 0.000,拒绝了各组间不存在显著性差异的原假设,即可以通过比较组间系数大小,判断本土市场消费升级在各区域中对战略性新兴产业全球价值链升级的差异性影响。经比较发现,中西部地区本土市场消费升级的全球价值链升级效应明显强于东部地区,且西部地区本土市场消费升级的全球价值链升级效应更强。出现这一结果的原因可能在于东部地区产业发展相对成熟,战略性新兴产业在全球价值链的位置显著高于中西部地区,导致其战略性新兴产业全球价值链升级的增速缓慢。然而,伴随着我国经济发展,东部地区的制造业正逐步向中西部地区转移,形成了中西部地区制造业高速增长的新局面^①,这对有效利用全国市场消费升级促进中西部地区战略性新兴产业全球价值链攀升提供了良好的产业基础。相比于东中部地区,西

① 战略性新兴产业是基于中国《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)划分的。根据战略性新兴产业所属国民经济行业分类的 4 位码行业,本文研究的七大战略性新兴产业均属于制造业范畴。

部地区产业发展相对滞后,但随着“一带一路”和西部大开发战略的实施和深化,西部地区产业和贸易结构不断优化,以及西部地区在我国产业布局中扮演着能源和资源供给的重要角色,使其处于微笑曲线的上游,在生产贸易体系中具有更高的附加值率(黎峰,2016),因而在面临全国市场消费升级时,其战略性新兴产业具有更强的全球价值链升级效应。

5.1.3 企业所有制类型的异质性

战略性新兴产业具有明显的技术和资本密集型特征,其对企业自身禀赋条件具有较高的要求。而不同所有制类型的企业在技术水平、资本雄厚程度、人才和知识储备等方面均存在较大差异(董景荣等,2020),这种差异可能会导致企业在面临市场需求变化时产生差异性的市场反应。为此,本文根据企业所有制类型将样本划分为:国有企业、外资企业、集体企业和民营企业。回归结果见表 11。

表 11 基于不同所有制类型的估计结果

变量	(1) 国有企业 gvc3	(2) 外资企业 gvc3	(3) 集体企业 gvc3	(4) 民营企业 gvc3
consum	0.7350 ** (0.3132)	-0.1154 (0.3353)	0.0550 (1.3200)	0.1981 * (0.1098)
lnsize	0.0152 *** (0.0016)	0.0190 *** (0.0022)	0.0200 *** (0.0075)	0.0205 *** (0.0005)
lnkl	0.0026 (0.0027)	0.0099 *** (0.0032)	-0.0002 (0.0123)	0.0029 *** (0.0008)
lnage	0.0297 *** (0.0113)	-0.0044 (0.0096)	-0.0425 (0.0279)	0.0120 *** (0.0027)
trade	0.0313 (0.0275)	-0.2336 *** (0.0635)	-0.6455 *** (0.1569)	-0.1381 *** (0.0179)
fin	0.0226 (0.0308)	0.0334 (0.0373)	0.3925 ** (0.1616)	0.0041 (0.0133)
lnpregdp	-0.0220 (0.0278)	-0.0191 (0.0273)	0.1629 (0.1252)	-0.0304 *** (0.0102)
常数项	-0.2340 (0.2539)	0.1820 (0.3006)	-2.1619 * (1.1857)	0.1808 * (0.1017)
区域效应	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
行业效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
N	6122	1513	294	22946
R ²	0.6779	0.7318	0.7216	0.7119

由表 11 回归结果可知,国有企业核心解释变量 *consum* 估计系数在 5% 水平上显著为正,民营企业核心解释变量估计系数在 10% 水平上显著为正,而外资企业和集体企业核心解释变量不具备统计意义上的显著性。这意味着在战略性新兴产业中本土市场消费升级对国有企业和民营企业全球价值链升级具有显著的促进作用,而对集体企业和外资企业则不显著。出现上述差异性的原因可能在于对国有企业和民营企业而言,不仅近年来政府支持显著提升了其创新水平和经营绩效(陆国庆等,2014;伍健等,2018),进而推动了国有企业和民营企业的全球价值链升级,而且民营企业和国有企业在战略性新兴产业中的占比超过了 70%^①,这意味着它们拥有更大的市场份额,这在一定程度上激励了企业通过抢占市场份额和促进技术创新,实现企业全球价值链升级的动机。而对于外资企业和集体企业而言,虽然近年来中国正加大对外资型战略性新兴产业的引进,但目前引进的质量并不理想,引进的外资企业大多集中于装备制造、组装加工等低价值链环节,关键核心技术仍由西方发达国家所垄断(吕岩威和孙慧,2014)。集体企业在战略性新兴产业中的占比较低,且平均研发强度在各所有制类型企业中最低,创新能力相对较弱(史宇鹏和顾全林,2013),这也在一定程度上限制了本土市场消费升级引领其全球价值链攀升的作用效果。

5.2 国外市场消费升级的全球价值链升级效应^②

上述研究从产业和企业层面研究证实,本土市场消费升级对培育战略性新兴产业发展壮大,推动产业全球价值链升级具有积极的促进作用。但战略性新兴产业面临的不仅仅是国内市场需求,国外市场需求也是战略性新兴产业面临的主要市场,更是构建新发展格局、畅通国内国外双循环不可忽视的重要组成部分。那么国外市场消费升级对培育战略性新兴产业发展和推动产业全球价值链升级发挥着什么作用呢?并且在抢占科技领域高地和实现新旧动能转换的关键时期,从需求质量视角,正确认识内需和外需对战略性新兴产业全球价值链升级的差异性特征,对培育战略性新兴产业发展,促进产业结构转型升级和构建新发展格局具有重要的作用和意义。因此,本部分将在着重考察国外需求质量的基础上,进一步对比分析国内市场需求质量升级和国外市场需求质量升级对中国战略性新兴产业全球价值链升级的差异性影响,以期政府运用需

^① 根据张振翼等(2014)对 A 股上市公司战略性新兴产业公司性质统计看,国有企业和民营企业占比超过 70%,外资企业占比为 2.9%,集体企业占比低于 1%。本文数据筛选结果,与该结果高度吻合,进一步说明本文筛选样本的可靠性。

^② 关于对国外市场消费升级与战略性新兴产业全球价值链升级效应的考察,非常感谢匿名审稿老师给予的宝贵意见。

求侧管理手段培育战略性新兴产业发展和构建新发展格局提供有益参考。具体地,本部分基于企业层面样本,构建如下国外市场消费升级(consum_foreign)影响战略性新兴产业全球价值链升级的估计模型:

$$GVC_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 consum\_foreign_{ij,t} + \sum \alpha_s x_{ij,t} + \mu_i + \mu_j + \mu_k + \delta_t + \varepsilon_{ijk,t} \quad (24)$$

其中,consum_foreign 表示国外市场消费升级水平,其余变量与符号含义与式(2)保持一致,并依然将模型标准误差聚类到企业层面。

产品价值的实现和价值实现的高低由市场需求决定。因而对于企业而言,其产品的生产规模和质量必须满足市场需求,反过来,企业产品的生产规模和质量也能反映市场需求的变化。因此,本文采用企业出口产品质量衡量企业面临国外市场需求质量的水平(consum_foreign),同时参考施炳展和邵文波(2014)的方法,基于中国上市公司数据库和中国海关进出口产品数据库的匹配数据,对战略性新兴产业出口产品质量进行了测算。并以企业出口产品质量作为衡量国外市场消费升级变化的代理指标对企业全球价值链地位指数进行了回归,回归结果见表 12。

表 12 国内和国外市场消费升级的全球价值链效应回归结果

变量	国内市场消费升级	国外市场消费升级
	(1)	(2)
	gvc3	gvc3
consum	0.3080 *** (0.1042)	
consum_foreign		0.0616 *** (0.0217)
lnsize	0.0192 *** (0.0005)	-0.0066 (0.0056)
lnkl	0.0035 *** (0.0008)	0.0016 (0.0051)
lnage	0.0108 *** (0.0025)	-0.0498 (0.0348)
lnpregdp	-0.0896 *** (0.0149)	-0.2775 *** (0.0226)
trade	0.0195 (0.0121)	-0.0482 (0.0357)
fin	-0.0266 *** (0.0097)	-0.0066 (0.0056)
常数项	0.0623 (0.0952)	1.9410 *** (0.4201)

续表

变量	国内市场消费升级	国外市场消费升级
	(1)	(2)
	gvc3	gvc3
地区效应	YES	YES
时间效应	YES	YES
行业效应	YES	YES
个体效应	YES	YES
<i>N</i>	30931	5092
<i>R</i> ²	0.7051	0.7395

表 12 报告了本土市场消费升级与国外市场消费升级对中国战略性新兴产业全球价值链升级的估计结果。由回归结果可知,国内和国外市场消费升级的估计系数均在 1%水平上显著为正,表明国内和国外市场需求质量升级均能显著提升战略性新兴产业全球价值链地位。但由估计系数可知,国内市场消费升级的全球价值链升级效应明显强于国外市场。这一结果表明,现阶段随着国内市场需求质量的不断提升,国内市场需求已然成为培育战略性新兴产业实现全球价值链升级和产业升级的重要驱动力,但是国外市场需求对促进我国战略性新兴产业发展仍具有不可忽视的作用。总的来看,现阶段战略性新兴产业的发展应坚持以国内市场培育为基础,形成以“内需”和“外需”双轮驱动的发展模式,是促进战略性新兴产业实现全球价值链升级和产业转型升级的重要路径。

6 结论与政策建议

本文基于需求侧管理视角,系统分析了本土市场消费升级对中国战略性新兴产业全球价值链升级的作用效果和内在机理,并综合利用 2000—2016 年中国各省域经济发展数据、WIOD 世界投入产出表、上市公司数据、中国海关进出口数据和中国专利数据,从产业和企业层面对本土市场消费升级影响战略性新兴产业全球价值链升级的直接效应及作用机制进行实证检验。研究发现:(1)中国需求侧具有巨大的消费市场潜力,且近年来随着消费水平不断提升,“内需”已经逐步成为促进中国经济发展和产业转型升级的重要内生动力。从战略性新兴产业角度看,内需尤其是本土市场消费升级已经成为促进战略性新兴产业转型升级和向全球价值链中高端迈进的重要动力。(2)本土市场消费升级能显著促进中国战略性新兴产业的全球价值链升级。这一结论在考虑住房消费“挤出效应”、替换指标、考虑样本异常值和内生性等问题后依然成立。(3)从理论分析和机制检验角度看,本土市场消费升级通过本土市场规模效应和技术创新效应促进战略性新兴产业全球价值链升级。(4)进一步研究发现战

战略性新兴产业本土市场消费升级的全球价值链升级效应呈现出明显的行业、区域和企业所有制类型的异质性,具体表现为本土市场消费升级在网络经济产业、高端制造业和生物经济产业中呈现出明显的价值链升级效应,而在绿色低碳产业则不明显。本土市场消费升级均能提升东部、中部和西部地区战略性新兴产业全球价值链的地位,但在不同区域中的作用效果存在差异。本土市场消费升级对国有企业和民营企业全球价值链升级具有明显的促进作用,而对集体性质企业和外资企业则不明显。并且通过进一步对比分析发现,国内和国外市场消费升级均能促进战略性新兴产业全球价值链的攀升,但相比于国外市场需求质量,国内市场需求质量已然成为培育中国战略性新兴产业全球价值链升级和产业转型升级的重要驱动力。

本研究对于利用好需求侧管理引导供给侧改革,通过促进战略性新兴产业全球价值链攀升,实现国内国外双循环的新发展格局具有重要的政策含义。

第一,战略性新兴产业是抢占科技领域高地、增强国际竞争优势的核心战略型产业。面对国际外部经济政治环境的恶化,需求侧尤其是本土市场消费升级成为推动中国战略性新兴产业价值链升级和产业升级的动力。在此情形下,政府应主动引导战略性新兴产业由原有依赖“外需”的外向型经济单一发展模式,积极向以“内需”和“外需”双轮驱动的发展模式转变,形成以内循环为主,外循环赋能,双循环畅通高效的新发展格局,进而实现中国战略性新兴产业的全球价值链升级。更为重要的是政府要引导本土市场需求的走向,充分运用好需求侧管理手段,最大限度地挖掘国内消费市场的潜力,扩大市场规模,提升需求质量,为战略性新兴产业转型升级提供充分的政策和营商环境的保障,让需求侧管理成为战略性新兴产业实现价值链升级的重要抓手。

第二,鉴于本土市场消费升级显著促进了网络经济产业、生物经济产业和高端制造业全球价值链的地位升级,政府相关部门应积极鼓励这三类产业充分利用需求侧的引导作用,实现供给侧改革的目标,提升全球价值链分工地位。绿色低碳产业本土市场消费升级的全球价值链升级效应不明显,但究其本质是由于创新动力不足和缺乏有效的政府管理和宏观调控所致。因而政府应进一步扩大对绿色低碳产业的支持力度、加强技术示范建设、完善产业政策和加强市场监管,以政府政策引领和扶持为引导,促进绿色低碳产业的稳步发展。同时,政府要强化居民绿色消费的意识,提升消费者由高质量消费向高质量绿色消费转变,以需求拉动绿色低碳产业的发展。此外,战略性新兴产业企业应积极做好防范外部风险的准备,以国内市场需求为引导,协调利用好内部本土市场需求和外部国际市场需求,积极主动地进行技术创新,以实现企业的转型升级和提升向全球价值链中高端迈进的能力。

第三,本土市场消费升级对东部、中部和西部地区战略性新兴产业全球价

价值链的升级均具有促进作用,但在不同区域间的作用效果存在明显差异。对于东部地区,应充分利用好自身经济优势和政策优势,积极鼓励和支持战略性新兴产业的发展,尤其是高技术、高附加值产业的发展;积极引导地区各产业利用好市场消费潜力,以市场需求质量的提升,促进战略性新兴产业的高质量发展。对于中西部地区,地方政府要充分利用好产业转移给地区战略性新兴产业发展带来的机遇,引导战略性新兴产业集群化发展,利用好溢出效应促进地区战略性新兴产业的发展;充分挖掘和利用市场需求潜力、提升市场需求质量,以需求侧带来的需求规模扩张效应、需求质量升级引致的技术创新效应促进地区战略性新兴产业的发展。此外,中西部地区应充分利用好“一带一路”战略所带来的机遇,将本土市场需求和“一带一路”沿线国家的需求相结合,以内需和外需的双轮驱动,推动中西部地区战略性新兴产业的发展。

第四,从所有制类型的异质性看,本土市场消费升级促进了国有型和民营型战略性新兴产业全球价值链的地位升级,对集体企业和外资企业的作用则不明显。虽然本土市场消费升级对国有企业和民营企业全球价值链升级具有显著的促进作用,但由于中国战略性新兴产业发展起步较晚,很多关键领域的核心技术仍掌握在发达国家手中。因此,现阶段政府相关部门应继续支持国有和民营战略性新兴产业的发展,实现关键核心技术突破,以创新驱动产业高质量发展。而对于战略性新兴产业外资企业的引进,政府不仅要关注引进的数量,更要注重其引进的质量,以高质量引进来促进产业的转型升级和全球价值链攀升。最后,对于集体企业而言,应不断强化其自主创新能力建设,积极应对市场需求变化,通过自主创新能力建设和加强需求侧的引导来实现供给侧改革的发展目标,促进企业的转型升级。

参考文献

陈启斐,吴金龙. 2018. 需求引致还是供给支撑:中国服务业发展战略研究[J]. 经济科学, (5): 43-55.

Chen Q F, Wu J L. 2018. Demand deduced or supply supported: Research on the development strategy of China's service industry[J]. *Economic Science*, (5): 43-55. (in Chinese)

陈启斐,吴金龙. 2020. 经济政策不确定性、OFDI和服务业全要素生产率——来自中国服务业微观企业的证据[J]. 世界经济文汇, (4): 82-101.

Chen Q F, Wu J L. 2020. Economic policy uncertainty, OFDI and service industry total factor productivity: Evidence from China's service industry micro-enterprises [J]. *World Economic Papers*, (4): 82-101. (in Chinese)

戴翔,刘梦,张为付. 2017. 本土市场规模扩张如何引领价值链攀升[J]. 世界经济, 40(9): 27-50.

Dai X, Liu M, Zhang W F. 2017. How does the expansion of local market induce GVC upgrading[J]. *The Journal of World Economy*, 40(9): 27-50. (in Chinese)
董景荣,樊坚强,张文卿,等. 2020. 不同技术来源对中国装备制造业技术创新的影响——基于企业所有制类型视角[J]. 科技进步与对策, 37(3): 72-80.

Dong J R, Fan J Q, Zhang W Q, et al. 2020. The impact of different technology sources on the technological innovation of China's equipment manufacturing industry: Based on the perspective of the type of corporate ownership [J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 37(3): 72-80. (in Chinese)

牡丹清. 2017. 互联网助推消费升级的动力机制研究[J]. 经济学家, (3): 48-54.

Du D Q. 2017. A research on the dynamic mechanism of internet boosts consumption upgrade[J]. *Economist*, (3): 48-54. (in Chinese)

冯伟,李嘉佳. 2018. 本土市场规模与产业升级:需求侧引导下的供给侧改革[J]. 云南财经大学学报, 34(10): 13-26.

Feng W, Li J J. 2018. Home market size and industrial upgrading: Supply-side reform induced by demand-side[J]. *Journal of Yunnan University of Finance and Economics*, 34(10): 13-26. (in Chinese)

洪银兴. 2017. 进入新阶段后中国经济发展理论的重大创新[J]. 中国工业经济, (5): 5-15.

Hong Y X. 2017. Great innovations in the theory of economic development in China after entering the new stage [J]. *China Industrial Economics*, (5): 5-15. (in Chinese)

黄群慧. 2021. 新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系——基于经济现代化的视角[J]. 经济研究, 56(4): 4-23.

Huang Q H. 2021. The theoretical logic, strategic implication and policy system of the new development pattern: An economic modernization perspective[J]. *Economic Research Journal*, 56(4): 4-23. (in Chinese)

黄先海,张胜利. 2019. 中国战略性新兴产业的发展路径选择:大国市场诱致[J]. 中国工业经济, (11): 60-78.

Huang X H, Zhang S L. 2019. A study on the development path of China's strategic emerging industries: Big market leading [J]. *China Industrial Economics*, (11): 60-78. (in Chinese)

金祥义,戴金平. 2019. 有效信息披露与企业出口表现[J]. 世界经济, 42(5): 99-122.

Jin X Y, Dai J P. 2019. Effective information disclosure and enterprises' export

- performance[J]. *The Journal of World Economy*, 42(5): 99-122. (in Chinese)
- 黎峰. 2016. 中国国内价值链是怎样形成的? [J]. 数量经济技术经济研究, 33(9): 76-94.
- Li F. 2016. How did China's national value chain form? [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 33(9): 76-94. (in Chinese)
- 连玉君, 廖俊平. 2017. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. 郑州航空工业管理学院学报, 35(6): 97-109.
- Lian Y J, Liao J P. 2017. How to test the difference of coefficient between groups after grouping regression? [J]. *Journal of Zhengzhou University of Aeronautics*, 35(6): 97-109. (in Chinese)
- 刘斌, 李川川, 李秋静. 2022. 新发展格局下消费结构升级与国内价值链循环: 理论逻辑和经验事实[J]. 财贸经济, 43(3): 5-18.
- Liu B, Li C C, Li Q J. 2022. Theory and argumentation effect of consumption structure upgrading on domestic value chain circulation under the new pattern[J]. *Finance & Trade Economics*, 43(3): 5-18. (in Chinese)
- 刘修岩, 殷醒民, 贺小海. 2007. 市场潜能与制造业空间集聚: 基于中国地级城市面板数据的经验研究[J]. 世界经济, 30(11): 56-63.
- Liu X Y, Yin X M, He X H. 2007. Market potential and the spatial agglomeration of manufacturing sector[J]. *The Journal of World Economy*, 30(11): 56-63. (in Chinese)
- 刘志彪. 2012. 战略性新兴产业的高端化: 基于“链”的经济分析[J]. 产业经济研究, (3): 9-17.
- Liu Z B. 2012. Seeking for policies to promote Chinese emerging industries of strategic importance[J]. *Industrial Economics Research*, (3): 9-17. (in Chinese)
- 陆国庆, 王舟, 张春宇. 2014. 中国战略性新兴产业政府创新补贴的绩效研究[J]. 经济研究, 49(7): 44-55.
- Lu G Q, Wang Z, Zhang C Y. 2014. Research on the performance of subsidizing innovation for Chinese strategic emerging industry[J]. *Economic Research Journal*, 49(7): 44-55. (in Chinese)
- 吕岩威, 孙慧. 2014. 中国战略性新兴产业技术效率及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 31(1): 128-143.
- Lv Y W, Sun H. 2014. Study on technical efficiency and influencing factors of China's strategic emerging industries[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 31(1): 128-143. (in Chinese)
- 吕越, 罗伟, 刘斌. 2015. 异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角[J]. 世界经济, 38(8): 29-55.

- Lv Y, Luo W, Liu B. 2015. Heterogeneous enterprises and global value chain embedding: From the perspective of efficiency and financing[J]. *The Journal of World Economy*, 38(8): 29-55. (in Chinese)
- 吕越, 陈帅, 盛斌. 2018. 嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗? [J]. 管理世界, 34(8): 11-29.
- Lv Y, Chen S, Sheng B. 2018. Does embedding the global value chain lead to Chinese manufacture's "low-end locking" [J]. *Management World*, 34(8): 11-29. (in Chinese)
- 吕越, 邓利静. 2020. 全球价值链下的中国企业“产品锁定”破局——基于产品多样性视角的经验证据[J]. 管理世界, 36(8): 83-98.
- Lv Y, Deng L J. 2020. Breaking-up of Chinese firms' "product locking" under global value chain: An empirical evidence from the perspective of product diversity [J]. *Management World*, 36(8): 83-98. (in Chinese)
- 南晓莉, 张敏. 2018. 政府补助是否强化了战略性新兴产业的成本粘性? [J]. 财经研究, 44(8): 114-127.
- Nan X L, Zhang M. 2018. Do government subsidies reinforce the cost stickiness of strategic emerging industries? [J]. *Journal of Finance and Economics*, 44(8): 114-127. (in Chinese)
- 邱斌, 尹威. 2010. 中国制造业出口是否存在本土市场效应[J]. 世界经济, 33(7): 44-63.
- Qiu B, Yin W. 2010. Is there home market effect in China's manufacturing exports [J]. *The Journal of World Economy*, 33(7): 44-63. (in Chinese)
- 任保全, 王亮亮. 2014. 战略性新兴产业高端化了吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 31(3): 38-55.
- Ren B Q, Wang L L. 2014. Are strategic emerging industries becoming high-end? [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 31(3): 38-55. (in Chinese)
- 任志成, 张幸. 2020. 参与全球价值链提高中国上市公司的全要素生产率了吗? [J]. 审计与经济研究, 35(3): 93-101.
- Ren Z C, Zhang X. 2020. Participating in global value chains to increase TFP of Chinese listed companies? [J]. *Journal of Audit & Economics*, 35(3): 93-101. (in Chinese)
- 施炳展, 邵文波. 2014. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J]. 管理世界, (9): 90-106.
- Shi B Z, Shao W B. 2014. Measurement and determination of export product quality of Chinese enterprises and its determinants—A micro perspective of cultivating new

- export competitive advantages[J]. *Journal of Management World*, (9): 90-106. (in Chinese)
- 史宇鹏, 顾全林. 2013. 知识产权保护、异质性企业与创新: 来自中国制造业的证据[J]. *金融研究*, (8): 136-149.
- Shi Y P, Gu Q L. 2013. Intellectual property protection, heterogeneous firms and innovation: Evidence from China's manufacturing enterprises [J]. *Journal of Financial Research*, (8): 136-149. (in Chinese)
- 吴福象, 蔡悦. 2014. 中国产业布局调整的福利经济学分析[J]. *中国社会科学*, (2): 96-115.
- Wu F X, Cai Y. 2014. Welfare economics analysis of China's industrial layout adjustment [J]. *Social Sciences in China*, (2): 96-115. (in Chinese)
- 伍健, 田志龙, 龙晓枫, 等. 2018. 战略性新兴产业中政府补贴对企业创新的影响[J]. *科学学研究*, 36(1): 158-166.
- Wu J, Tian Z L, Long X F, et al. 2018. The impact of government subsidies on corporate innovation in strategic emerging industries [J]. *Studies in Science of Science*, 36(1): 158-166. (in Chinese)
- 吴小康, 于津平. 2021. 方言距离与城市间产业结构趋同[J]. *世界经济*, 44(02): 126-150.
- Wu X K, Yu J P. 2021. Dialectal distance and urban industrial structure convergence[J]. *The Journal of World Economy*, 44(2): 126-150. (in Chinese)
- 熊勇清, 李鑫, 黄健柏, 等. 2015a. 战略性新兴产业市场需求的培育方向: 国际市场抑或国内市场——基于“现实环境”与“实际贡献”双视角分析[J]. *中国软科学*, (5): 129-138.
- Xiong Y Q, Li X, Huang J B, et al. 2015a. The direction of market demand cultivation for strategic emerging industries: International market or domestic market? An analysis from both “realistic environment” and “actual contribution” perspectives[J]. *China Soft Science*, (5): 129-138. (in Chinese)
- 熊勇清, 李晓云, 黄健柏. 2015b. 战略性新兴产业财政补贴方向: 供给端抑或需求端——以光伏产业为例[J]. *审计与经济研究*, 30(5): 95-102.
- Xiong Y Q, Li X Y, Huang J B. 2015b. Fiscal subsidy direction of strategic emerging industries-supply or demand side: Taking the photovoltaic industry as an example[J]. *Journal of Audit & Economics*, 30(5): 95-102. (in Chinese)
- 徐康宁, 冯伟. 2010. 基于本土市场规模的内生化产业升级: 技术创新的第三条道路[J]. *中国工业经济*, (11): 58-67.
- Xu K N, Feng W. 2010. The industry upgrading with endogenous home market size: The third path of technological innovation [J]. *China Industrial Economics*,

- (11): 58-67. (in Chinese)
- 颜晓畅, 黄桂田. 2020. 政府财政补贴、企业经济及创新绩效与产能过剩——基于战略性新兴产业的实证研究[J]. 南开经济研究, (1): 176-198.
- Yan X C, Huang G T. 2020. Government subsidies, enterprise economic and innovation performance, and overcapacity: An empirical research based on strategic emerging industries[J]. *Nankai Economic Studies*, (1): 176-198. (in Chinese)
- 杨天宇, 陈明玉. 2018. 消费升级对产业迈向中高端的带动作用: 理论逻辑和经验证据[J]. 经济学家, (11): 48-54.
- Yang T Y, Chen M Y. 2018. The driving effect of consumption upgrading to industrial upgrading: Theoretical logic and empirical evidence [J]. *Economist*, (11): 48-54. (in Chinese)
- 杨伟明, 栗麟, 孙瑞立, 等. 2021. 数字金融是否促进了消费升级? ——基于面板数据的证据[J]. 国际金融研究, (4): 13-22.
- Yang W M, Su L, Sun R L, et al. 2021. Has digital finance promoted consumption upgrading? —Evidence based on panel data[J]. *Studies of International Finance*, (4): 13-22. (in Chinese)
- 张杰, 陈志远, 刘元春. 2013. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. 经济研究, 48(10): 124-137.
- Zhang J, Chen Z Y, Liu Y C. 2013. Measuring the domestic value added in China's exports and the mechanism of change[J]. *Economic Research Journal*, 48(10): 124-137. (in Chinese)
- 张振翼, 钟晨, 朱蕊. 2014. 战略性新兴产业上市公司发展并不平衡[J]. 中国战略新兴产业, (12): 80-82.
- Zhang Z Y, Zhong C, Zhu R. 2014. Unbalanced development of Listed Companies in strategic emerging industries[J]. *China Strategic Emerging Industry*, (12): 80-82. (in Chinese)
- 中国工程科技发展战略研究院. 2019. 2020 中国战略性新兴产业发展报告[M]. 北京: 科学出版社.
- China Academy of Engineering Science and Technology Development Strategy. 2019. 2020 China strategic emerging industry development report [M]. Beijing: Science Press. (in Chinese)
- Acemoglu D, Linn J. 2004. Market size in innovation: Theory and evidence from the pharmaceutical industry [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(3): 1049-1090.
- Ahn J B, Khandelwal A K, Wei S J. 2011. The role of intermediaries in facilitating trade [J]. *Journal of International Economics*, 84(1): 73-85.

- Arrow K J. 1962. The economic implications of learning by doing[J]. *The Review of Economic Studies*, 29(3): 155-173.
- Boone J. 2001. Intensity of competition and the incentive to innovate[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 19(5): 705-726.
- Chuang Y C, Lin C M. 1999. Foreign direct investment, R&D and spillover efficiency: Evidence from Taiwan's manufacturing firms [J]. *The Journal of Development Studies*, 35(4): 117-137.
- Gilbert R J, Newbery D M G. 1982. Preemptive patenting and the persistence of monopoly[J]. *The American Economic Review*, 72(3): 514-526.
- Head K, Mayer T. 2006. Regional wage and employment responses to market potential in the EU[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 36(5): 573-594.
- Jones C I. 2011. Intermediate goods and weak links in the theory of economic development[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2): 1-28.
- Kara A, Spillan J E, DeShields O W. 2005. The effect of a market orientation on business performance: A study of small-sized service retailers using MARKOR scale [J]. *Journal of Small Business Management*, 43(2): 105-118.
- 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.
- Koopman R, Powers W, Wang Z, Wei S J. 2010. Give credit where credit is due: Tracing value added in global production chains [R]. NBER Working Paper, No. w16426.
- Koopman R, Wang Z, Wei S J. 2012. Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive [J]. *Journal of Development Economics*, 99(1): 178-189.
- Krugman P. 1980. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade [J]. *The American Economic Review*, 70(5): 950-959.
- Kummritz V, Taglioni D, Winkler D E. 2017. Economic upgrading through global value chain participation: Which policies increase the value added gains? World Bank Policy Research Working Paper NO. 8007[R]. Washington: World Bank.
- Liu Q, Qiu L D. 2016. Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms' patent filings[J]. *Journal of International Economics*, 103: 166-183.
- Lluch C. 1973. The extended linear expenditure system[J]. *European Economic Review*, 4(1): 21-32.
- Long Y, Lu L, Liu P. 2021. Incentive strategy about technology innovation based on knowledge ecological coupling in strategic emerging industry[J]. *Kybernetes*, doi: 10.1108/K-01-2021-0074.

- Melitz M J. 2003. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- Melitz M J, Ottaviano G I P. 2008. Market size, trade, and productivity[J]. *The Review of Economic Studies*, 75(1): 295-316.
- OECD, WTO, UNCTAD. 2013. Implications of global value chains for trade, investment, development and jobs [C]//the G-20 Leaders Summit. Saint Petersburg: OECD, WTO, UNCTAD.
- Porter M E. 2000. Location, competition, and economic development: Local clusters in a global economy[J]. *Economic Development Quarterly*, 14(1): 15-34.
- Rowthorn R E. 1992. Intra-industry trade and investment under oligopoly: The role of market size[J]. *The Economic Journal*, 102(411): 402-414.
- Timmer M P, Erumban A A, Los B, et al. 2014. Slicing up global value chains[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2): 99-118.
- Upward R, Wang Z, Zheng J H. 2013. Weighing China's export basket: The domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. *Journal of Comparative Economics*, 41(2): 527-543.
- Wang Z, Wei S, Zhu K. 2013. Quantifying international production sharing at the bilateral and sector levels[R]. NBER Working Paper, No. 19677.
- Waxman A, Liang Y N, Li S J, et al. 2020. Tightening belts to buy a home: Consumption responses to rising housing prices in urban China[J]. *Journal of Urban Economics*, 115: 103190.
- Weder R. 2003. Comparative home-market advantage: An empirical analysis of British and American exports[J]. *Review of World Economics*, 139(2): 220-247.
- Yuan Q Q, Yang D W, Yang F, et al. 2020. Green industry development in China: An index based assessment from perspectives of both current performance and historical effort[J]. *Journal of Cleaner Production*, 250: 119457.
- Zhu B B, Chi F Y, Du L. 2021. Spatial interaction between the industrial undertaking capacity and global value chain position of east Asian countries [J]. *Chinese Geographical Science*, 31(1): 81-92.
- Zweimüller J, Brunner J K. 2005. Innovation and growth with rich and poor consumers [J]. *Metroeconomica*, 56(2): 233-262.

Consumption Upgrading Leads the Global Value Chain of Strategic Emerging Industries to Rise: Theoretical Logic and Chinese Experience

Jinlong Wu¹ Kangsheng Fu¹ Junhong Bai¹ Feifei Qian²

(1. School of Business, Nanjing Normal University; 2. School of Economics, Nanjing University)

Abstract Under the background of China's economic development model gradually changing from external demand to domestic demand, this paper examines the impact of the "demand-side" local market consumption upgrade on the rise of global value chains in strategic emerging industries, which is of great significance in promoting the realization of domestic and foreign double circulation and seizing the high ground in the field of science and technology. This paper comprehensively uses the WIOD world input-output table from 2000 to 2014, as well as the data of China's provincial economic development, the data of Listed Companies in strategic emerging industries, the import and export data of China Customs and China's patent data from 2003 to 2016, to systematically investigate the internal mechanism and effect of local market consumption upgrading on the rise of the global value chain of strategic emerging industries from the industrial and enterprise levels. The study found that: The upgrading of consumption in the local market has a significant role in promoting the upgrading of the global value chain of China's strategic emerging industries, and this role is mainly achieved by enhancing the scale of the local market and the ability of independent innovation of enterprises; After considering the crowding-out effect of house prices, the establishment of subsidiaries and endogeneity of listed companies, this conclusion still holds. Further research shows that in strategic emerging industries, the global value chain upgrading effect of consumption upgrading in the local market shows obvious heterogeneity of industry, region and enterprise ownership types. Moreover, consumption upgrading in foreign markets still plays an important role in promoting the global value chain upgrading of strategic emerging industries, but consumption upgrading in domestic markets has become a more important driving force for cultivating the global value chain upgrading of strategic emerging industries. The research in this paper shows that further improving the consumption quality of domestic demand is of great significance to promote the formation of a new development pattern of domestic and international double circulation and realize the upgrading of global value chains in strategic emerging industries.

JEL Classification J11, J23, O31

官员视察的环境治理效应研究： 压力与能力的双重机制检验¹

毛晖² 周红星³ 黄送钦⁴

摘 要 为把脉地方经济和了解政策执行情况,赴基层企业走访视察已成为官员履行行政职能、参与经济决策的一种常态。那么,官员视察是否对企业环境治理行为产生影响呢?利用2016年第12次中国私营企业调查数据(CPES),本文实证分析了官员视察对民营企业环境治理的影响效应和作用机理。研究发现,官员视察对企业环境治理具有显著的促进作用,提高了民营企业环境治理投资水平,在使用一系列稳健性检验后,上述结论依然稳健。此外,作用机制研究发现,官员视察通过增强企业的环境规制压力和治理能力双重路径影响了企业环境治理行为,主要表现为增强企业环境规制压力感强度、提高正规融资便利性和获取市场发展机会。进一步分析发现,地区市场化程度越低、企业融资约束程度越大、企业面临的环境盈亏压力越小,官员视察对企业环境治理的促进作用会越强。本文的研究不仅丰富了政治关系和企业环境治理的相关研究,而且还阐述了官员视察影响企业环境治理的微观机理,这对政府制定环境规制政策、激励企业环境治理具有重要的启示意义。

关键词 官员视察;环境治理;官员变更;优惠政策

0 引言

改革开放40多年以来,中国经济在取得举世瞩目的成就的同时,经济发展

1 作者感谢国家社会科学基金重大项目“政府职能转变的制度红利研究”(18ZDA113);教育部人文社会科学研究规划基金“区域环境规制的绿色增长效应研究——基于环境全要素生产率的视角”(19YJAZH062);中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金资助“环境规制、地方政府竞争与中小企业环境治理”(202110403)的资助;感谢安徽大学商学院周松、陈蕾两位同学的科研助理工作。

2 毛晖,中南财经政法大学财政税务学院教授,E-mail:maohhh@126.com。

3 周红星,中南财经政法大学财政税务学院博士研究生,E-mail:hxzhou0429@163.com。

4 黄送钦(通讯作者),安徽大学商学院讲师,E-mail:hsqtsinghua@163.com。

与环境污染之间的矛盾却日益突出,对经济社会的健康发展造成巨大的负面影响。为着力解决资源环境约束突出问题、实现中国经济的可持续健康发展,以习近平同志为核心的党中央提出“2030年前实现碳达峰、2060年前实现碳中和”这个重大战略目标。而且,十四五规划纲要提出,要制定2030年前碳达峰的行动计划,加快经济发展方式的绿色转型,协同推进生态环境保护与经济高质量发展。具体到中国目前的环境政策,在中国现有的行政体制下,环境政策的制定和执行遵循自上而下的路径,地方政府主要负责环境政策的执行(Deng et al., 2012; 沈洪涛和周艳坤, 2017),地方政府在环境治理中将扮演着越来越重要的角色(黄寿峰, 2017)。

在环境治理方面,官员尤其是地方主政官员通常都是地方环境政策的制定者与具体执行者(王红建等, 2017),在分析政府环境治理行为时就要从具体的官员层面入手(韩超等, 2016)。而且,为了治理严峻的环境问题,环境保护逐渐被纳入官员政绩考核体系之中(黎文靖和郑曼妮, 2016),不断提升环境指标在干部考核机制中的重要性(郑石明, 2016)。诚然,在倡导经济社会绿色发展过程中,作为经济发展最为重要的微观单元,企业环境治理必然会受到地方官员行为的影响。值得注意的是,近些年来,越来越多的学者逐渐关注“官员视察”这一独特的官员行为(罗党论和应千伟, 2012; 赵晶和孟维炬, 2016)。在中国制度环境下,官员政治诉求及其行为特征已成为影响企业环境行为的一个重要因素,官员视察对企业环保行为能产生多维度的影响。一方面,在环保政绩考核下,官员视察通过权威性和威慑力增强企业所面临的环保压力,且合理利用视察信息,精准寻找环境治理的工作重点和突破口(赵晶和孟维炬, 2016)。另一方面,官员视察所赋予的“政治联系”不仅能降低企业战略决策的政治风险(罗党论和应千伟, 2012),而且还可提高企业合法性,以获取利益相关者的支持和认可(Schuler et al., 2017),从而激励企业环境治理。可见,理论上来讲,作为一种具有政策导向性行为,官员视察对企业环境治理具有压力效应和激励效应,以促进企业环境治理的投资,但从已有文献来看,鲜有学者考察官员视察对企业环境行为的影响,还有待于经验证据的考证。

此外,现有关企业环境治理方面的研究,缺乏对企业资源禀赋状况的关注和重视。一般来讲,大型企业的资源禀赋较好,拥有充裕的资金资源来同时开展日常运营生产和环境治理,但对民营企业来讲,由于先天的合法性不足,资源禀赋状况较差,同时还面临融资难、税费负担重等方面的政策瓶颈,使得环境规制压力下企业环境治理的动力不足。有学者表明,对中小企业而言,资源贫瘠一直是其成长发展的“软肋”(李晓翔和刘春林, 2018),当企业环保压力过大,但是资源支持不足时,为自身生存发展的需要,企业可能会选择降低生产规模(崔广慧和姜英兵, 2019)。而且,环境治理投资通常具有成本高、风险大、周期

长的特点,由此产生的信息不对称问题将会导致企业面临融资困境(崔广慧和姜英兵,2019)。为此,本文将聚焦于民营企业这一群体的环境治理行为,考察官员视察对民营企业环境治理行为的影响,并从环境规制压力和环境治理能力两方面来考察其中的影响机理。

为此,从已有疑问出发,基于中国特殊的制度背景,聚焦于中国民营企业这个特殊的企业群体,利用2016年第12次中国私营企业调查数据(CPES),本文实证分析了官员视察对民营企业环境治理的影响。研究发现,官员视察对企业环境治理具有显著的促进作用,提高了民营企业环境治理投资水平。此外,作用机制研究发现,官员视察通过增强企业的环境规制压力和治理能力双重路径影响了企业环境治理表现,主要表现为增强企业环境规制压力感强度、提高正规融资便利性和获取市场发展机会。进一步分析发现,地区市场化程度越低、企业融资约束程度越大、企业面临的环境盈亏压力越小,官员视察对企业环境治理的促进作用会越强。

相对于已有研究而言,本文的创新之处体现在以下方面。

(1) 从现有文献来看,它们在关注中观地区层面的官员特征对微观企业环保行为的间接影响时,容易导致理论逻辑的断层,而且在考察官员个人利益函数时,现有文献往往会忽视官员个体能动性的作用,即个体的动态行为。就官员如何影响企业环境行为问题上,本文基于官员“视察”行为的研究在缓解了现有文献所造成的逻辑断层问题的同时,还丰富了官员异质性特征的经济效应研究,拓展了企业环境治理相关研究的视角和思路。

(2) 从当前有关环境规制对企业环保的影响研究来看,大部分研究未能重视企业异质性特征的潜在影响,不同的企业在面临环境规制时会呈现不同的表现,尤其是对民营企业的环境治理来讲。区别于已有研究,本文结合中国民营企业的生存发展现状,从环境规制压力和环境治理能力提升两个方面考察了官员视察影响民营企业环境治理的中介机制。

(3) 基于中国地区间制度环境和中小企业资源禀赋特征,本文还分析了地区市场化环境和民营企业异质性因素在官员视察和企业环境治理间关系中的调节效应,这些多层次的研究有助于准确把握和理解企业参与环境治理的背后逻辑,将为民营企业环境规制政策的制定提供重要的借鉴。

1 文献回顾、理论分析与研究假设

1.1 文献回顾

政治集权和经济分权的混合激励结构是支撑中国经济持续增长的内在机

制(李永友和沈坤荣,2008),提高了地方政府推动辖区经济增长的积极性,并形成了“GDP 晋升锦标赛”的地方发展模式(Li and Zhou,2005;周黎安,2007)。其中,地方官员作为地方政府的政策制定者和执行者,在中国经济和社会发展中扮演着非常重要的角色(刘玉海和赵鹏,2018),在地方环境治理方面也不例外(韩超等,2016)。从已有研究来看,现有文献主要分别从中观地区层面和微观企业层面两个维度对地方官员特征与环境治理的影响关系问题展开了研究。

一方面,在中观地区层面上,部分研究认为,官员年龄是影响地方环境治理的重要因素,官员年龄越大,越倾向于推行河长制政策(金刚和沈坤荣,2019),但也有学者却发现环境规制官员到任年龄与规制行为之间存在倒U型关系,但这种关系仅在东部地区明显(韩超等,2016)。还有一部分研究表明,官员的交流经历对地区环境治理效率有着重要影响(臧传琴和初帅,2016;张楠和卢洪友,2016;刘玉海和赵鹏,2018)。另一方面,在微观企业层面上,也有学者通过匹配官员特征和企业环境治理两个基础数据研究发现,企业环境治理具有随环保厅长变更年份而变化的政治周期性(胡珺等,2019)。而且,随着地方政府官员政绩考核逐渐注重地方“环境绩效”,企业环境投资越来越具有明显的官员任期的周期性规律(王红建等,2017)。为此,因环境政绩考核机制的存在,官员特征逐渐成为影响企业环境行为中不可忽视的因素之一。

从上述研究来看,当前已有不少有关官员特征对地区环境治理影响关系的研究,但地区的环境问题主要来自企业层面的污染问题,因此如何将官员个体特征深入到微观企业环境治理层面是未来研究设计中亟待解决的问题。当然,虽然近期也有文献逐渐考虑到这方面的问题(王红建等,2017;胡珺等,2019),但他们主要考察中观层面的官员特征对微观企业环境行为的影响,依然存在理论逻辑断层的不足。幸运的是,近些年来,不少学者逐渐关注官员视察这一独特的官员行为,这为后续研究如何将官员个体特征深入到微观企业的环境治理层面、避免逻辑关系断层问题提供了新的思路。

为了解政策实施的情况,官员经常需要到企业中进行视察,即官员视察(罗党论和应千伟,2012)。一般而言,官员视察具有相当的政策含义和经济意义,对微观企业往往会产生多方面的影响(Schuler et al.,2017)。有研究发现,由于官员视察所赋予的合法性,官员视察不仅对企业绩效有着积极的影响(罗党论和应千伟,2012),而且对推进企业联盟的形成、技术创新具有明显的促进作用(罗党论和李晓霞,2014;赵晶和孟维烜,2016),同时还有助于企业获取政府补贴(戴亦一等,2015)。为此,有学者认为,官员视察具有明显的“认证”效应,这类消息会被其他利益者(如竞争对手、供应商、银行和客户等)解读为企业具有更强的资源调动与风险抵抗能力(Schuler et al.,2017)。但也有研究发现,对企

业发展来讲,官员视察是一把“双刃剑”,官员视察在提高企业资源获取能力的同时,还会增加被访企业尤其是国有企业的无效率投资和期限错配程度(邱穆青和白云霞,2019)。

鉴于此,已有不少学者从资源获取角度开展了官员视察对企业行为的影响研究,如企业合作联盟的构建、政府补贴、技术创新和财务绩效等,但鲜有学者关注官员视察对企业环境治理的影响。从理论上讲,生态环境具有类似公共品的外部属性,使得具有逐利特征的微观企业往往缺乏足够参与环境治理的动机,使得企业环境行为有别于技术创新、财务绩效和获取政府补贴等行为。此外,正如已有文献所言,官员视察能提升企业的合法性,有助于企业为环境治理提供充足资源支撑,增强企业环境治理的能力;但同时,在环境政绩诉求下,官员视察也会带有独特的行政权威性和威慑力,对企业环境治理会产生一定的影响,而这是现有文献所忽视的官员视察的潜在影响。为此,官员视察是否对企业环境治理产生影响?倘若有影响,那么其中的作用机制是什么?这是本文亟待探索和解答的问题。

1.2 理论分析与研究假设

自秦汉起,政府就开始采取以“明察”“微服私访”等方式,来深入民间了解地方舆情,并以此作为政府决策的一种信息收集制度(刘毅,2007)。官员视察在中国历史上由来已久,而且一直到当今社会,这一官员视察现象也非常普遍。在企业层面,据2016年中国私营企业调查数据显示,有64%的企业存在官员视察的现象。视察作为官员与企业接触沟通的重要渠道之一,能为官员了解企业的基本情况、检查企业专项工作、视察企业特定行为创造机会,进而为政策出台或调整提供依据(赵晶和孟维烜,2016)。在财政分权和政治集权双重激励下,官员尤其是地方官员往往需要完成一定的政绩目标(周黎安,2007),其中官员通过合理利用视察信息,有助于科学决策、寻找工作的重点和突破口,以快速实现政绩(赵晶和孟维烜,2016)。

一般而言,官员视察具有相当的政策含义和经济意义(Schuler et al., 2017),对微观企业往往会产生多方面的影响。一方面,官员通过视察来了解政策落实情况,这种视察活动所形成的权威性和威慑力,会督促企业去完成和执行某项经济政策,从而将有助于政府政策目标的实现。另一方面,官员视察会提高对象企业的合法性,尤其是对中小民营企业来讲,从而有助于获取发展所需的资源。那么,具体到环境保护层面,官员视察是否能对企业环境治理产生影响影响机制是什么呢?这些将是本文主要回答的问题。随着环境保护被纳入地方官员晋升的考核体系之中,地方政府将日益重视环境污染和治理问题,

自然中小企业环境战略也会受到政府或官员政治诉求的影响。为此,结合官员视察的行动意图及其对企业战略所产生的潜在影响,本文认为官员视察可从三个方面的中介路径来对企业环境治理行为产生影响:

一是在环保政绩考核下,官员视察通过行政权威性增强企业所面临的环境规制压力感,迫使企业加大环境治理投入力度。随着官员考核机制的科学化,环境质量已被纳入官员政绩考核之中(潘越等,2017),地方官员对来自环境治理方面的政治诉求也在增加(孙伟增等,2014)。为获取晋升资本,地方官员出于环保政绩的激励而加大地方环境规制力度,以改善地方环境质量。比如,官员通过视察来了解地方环境政策的执行情况,有助于找到环境治理工作的重点和突破口,快速实现环保政绩。官员尤其是地方主政官员通常都是地方环境政策的制定者与具体执行者(王红建等,2017),在赴基层企业视察过程中,官员可能会专项视察和了解企业环境治理的情况,急切关注企业排污、治污等方面的基本概括,并将这类企业视为环境监督的标杆对象。为此,官员视察所形成的行政权威性会提高企业所面临的环境规制压力,进而迫使企业增加在环境治理方面的投入。

二是官员视察通过提升企业的组织合法性,增强企业的资源获取能力,而资源禀赋状况的改善,会激励企业增加环境治理方面的投入。处于转型经济期的中国,合法性不足一直是中小民营企业生存发展所面临的问题(卫武,2006),而官员视察则为缓解这种合法性问题提供了解决方案。一般而言,官员视察通常会被外界视为一种企业特殊信号(罗党论和李晓霞,2014),这是因为被官员视察的企业是基于官员当前的工作重点,并经过慎重考虑、甄别来确定的,会向外界传递有关企业获取政府重视、认可和重点支持等方面的积极信息(Schuler et al., 2017)。而且,外界投资者会将官员视察作为企业政治联系的积极信号(潘越等,2015),并以此来决定是否对企业加以投资或提供更多的资源支持(赵晶和孟维烜,2016)。显然,合法性提升带来资源禀赋的改善,会激励这类企业在环境治理方面的投资力度。

三是企业通过官员视察可直接获知地区政策或发展信息优势,以降低环境治理给企业正常经营带来的冲击,从而激励企业进行环境治理。传统的经济学理论认为,企业缺乏环保激励的原因在于环境治理会给企业带来额外的生产成本(Cole and Elliott, 2003),这使得企业产品或服务缺乏市场竞争力,限制了企业的盈利能力(Palmer et al., 1995)。换言之,如何获取新的发展机会或利润增长点,以降低环境治理对企业成本预算带来的冲击,也是环境政策设计的重要思路之一。在官员视察过程中,企业借机了解政府政策的未来方向、人事变动、为官理念等方面信息,增强应对不确定性的感知能力,提高企业捕捉机会的能

力。尤其是利用官员视察的机会,企业能够提前布局投资战略,抢占市场机会,寻找企业新的利润增长点,这将有助于缓解环境治理对企业日常经营的负面冲击,从而激励企业进行环境治理。

综上所述,官员视察对企业环境治理具有明显的双重效应,既提高了企业所面临的环境规制压力感,又提升了企业参与环境治理的能力。鉴于此,本文提出以下研究假设:官员视察与企业环境治理投资水平间呈正相关性,即官员视察促进了企业环境治理。

2 研究设计

2.1 样本选择与来源

本研究使用的数据为2016年第12次中国私营企业调查数据(CPES),本次调查数据使用了原国家工商行政管理总局信息中心提供的全民营企业名录作为抽样框,进行了严格的目录抽样。同时,在实际的调查过程中,本次调查依托各省(区、市)工商联和工商局力量,在全国范围内开展。中国社会科学院私营企业主群体研究中心负责日常管理的“中国私营企业调查”数据发布平台为该调查数据正式授权发布渠道。经过多年的努力和不断完善,中国民营企业调查数据在社会学、经济学、管理学、政治学界有着广泛的影响和高质量的产出(陈光金等,2018)。根据文章的研究问题及其所涉及的相关变量,经过数据清理,我们得到有效样本量8111个。为避免极端值所产生的影响,我们对连续性变量进行了上下1%的缩尾处理。

2.2 模型设计与变量定义

根据前文的研究假设,我们设计如下模型对其进行检验分析,如下:

$$Eninvest = \beta_0 + \beta_1 inspection + \sum \beta_{controlvariables} + \varepsilon \quad (1)$$

1) 因变量:企业环境治理投资(Eninvest)

关于企业环境治理投资的设计,本文借鉴胡珺等(2017)、赵阳等(2019)的方法,以治理污染费用占营业收入比例作为企业环境治理投资的替代变量,且考虑到诸多样本值为0,后续回归分析以tobit模型进行检验。此外,借鉴王红建等(2017)、胡珺等(2019)的方法,在稳健性检验中,文章还以污染治理投资的自然对数作为企业环境治理的替代变量加以检验,如 $\ln(\text{治理污染费用}+1)$ 。

2) 自变量:官员视察(inspection)

针对官员视察的度量方法,本文根据2016年民营企业调查问卷的题目为:

“以下哪种说法符合您企业近两年的情况?”,其中就有“当地政府领导曾经到本企业考察或者现场办公”题项,且有“符合、不符合和说不清”三个答案选项。以此来设计“官员视察(0-1)”哑变量,且考虑所涉及“说不清”这个选项比较抽象,在这里将直接剔除“说不清”样本值,生成官员视察变量,即 1 表示为“符合”选项,0 表示为“不符合”选项。

此外,在稳健性检验部分,为避免剔除“说不清”选项导致信息损失,在保留“说不清”选项前提下,本文还通过以下两个途径对官员视察变量进行了如下操作,并形成两个新变量:(1)将“符合”这类选项赋值官员视察 2 为 1,否则为 0(其中 0 主要包括“不符合”和“说不清”两种情况)。(2)形成一个李克特程度变量(0、1 和 2),即反映官员视察 3 符合企业实际情况的程度。其中,有关“说不清”选项处于“符合”与“不符合”两个状态之间,分别将符合、说不清、不符合三个选项赋值 2、1、0,即官员视察数值越大,“官员视察”这种说法越符合企业现实的情况。

3) 控制变量

此外,我们控制了其他一些可能会影响企业环境治理的因素,如企业资产规模、盈利能力、杠杆率、上市概况、企业年龄,以及企业家性别、学历和年龄等因素。同时,还考虑了地区经济发达程度、地区开放程度的影响。此外,在模型设计中,我们还控制了企业所在行业的哑变量、所在区域哑变量两方面的因素。具体变量设计请详见表 1。

表 1 变量定义表

变量	定义
环境治理投资	详情请见“研究设计”中“因变量”部分
官员视察(0-1)	请见“研究设计”中“自变量”部分
企业规模	营业收入的自然对数
盈利能力	净利润与企业营业收入比例(%)
杠杆率	负债总额与资产总额比例(%)
企业年龄	调查年份 2015 减去初始经营年份差额的自然对数
已上市、拟上市(0-1)	根据已上市、拟上市和未上市三个类别,设置已上市、拟上市两个哑变量。当企业为已上市(拟上市)时,赋值为 1,否则为 0
企业主性别(0-1)	根据性别设置哑变量,若为男性,设置为 1,否则为 0
企业主年龄	调查年份 2015 减去企业主出生年份所得年数的自然对数
企业主学历(0-1)	根据是否获取学士及以上学历来设置哑变量,若获取学士学历以上,则赋值为 1,否则为 0
地区人均 GDP	每个省份地区人均 GDP,以自然对数衡量

续表	
变量	定义
地区开放程度	每个省份地区 FDI 投资额与 GDP 间比例(%)衡量,按当年美元汇率折算
行业哑变量(0-1)	此次调查企业涉及“农林牧渔、采矿业、制造业、电力煤气水、建筑业、交通仓储、信息服务、批发零售、住宿餐饮、金融、房地产、租赁商业服务、修理居民服务、科教文卫和其他类型”15 个大类行业。根据调查问卷的 15 个行业,本文设置生存 14 个行业哑变量
地区哑变量(0-1)	有关中国东中西部经济区域的划分标准,本文借鉴《中国科技统计年鉴》分组方式,如:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、浙江、江苏、福建、广东和海南等 11 个省级行政区;中部地区有山西、吉林、黑龙江、河南、安徽、江西、湖北、湖南 8 个省级行政区;西部地区包括重庆、四川、云南、贵州、广西、陕西、西藏、青海、甘肃、内蒙古、新疆、宁夏 12 个省级行政区。为此,根据东、中、西三个行政区划分标准,设置区域东部、中部两个哑变量;当企业位于东部或中部地区时,赋值为 1,否则为 0

数据来源:作者制作。

2.3 描述性统计

表 2 中 Panel A 主要报告了变量的描述性统计。在环境治理方面,2015 年中国私营企业的环境治理投入平均水平为 0.7628%,即企业在环境治理方面的所投资金占据营业收入的 0.7628%。但是,我们容易发现,不同企业在环境治理方面的投资力度存在较大差异,环境治理投资水平最大值为 26.3158%,而有的企业的环境治理投资额度为 0。此外,在官员视察方面,有超过六成的私营企业近两年内存在政府官员视察的现象,占整个样本企业数量的 64.5463%。表 2 中 Panel B 主要报告了单变量的均值比较分析。我们发现,官员视察样本企业的环境治理投资水平,明显高于未有官员视察样本企业的环境治理投资水平,且这种差异在 1%置信水平通过了显著性检验。

表 2 描述性统计

Panel A					
变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
环境治理	6377	0.7628	3.2107	0	26.3158
官员视察	6194	0.6455	0.4784	0	1
融资约束	5914	0.9244	1.7807	0	7.4390
“环境”型盈亏压力	7429	3.7222	1.1942	1	5
市场化进程	8111	7.4107	1.7629	2.53	9.78
企业规模	7358	5.8104	3.0427	0	12.2090
盈利能力	6590	12.2167	33.0705	-150	150

续表

Panel A					
变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
资产负债率	6198	25.6055	29.2618	0	110
企业年龄	7149	2.3489	0.8138	0	3.5553
已上市	8111	0.0200	0.1399	0	1
拟上市	8111	0.0785	0.2690	0	1
企业主性别	8067	0.7956	0.4033	0	1
企业主年龄	7974	3.7907	0.2202	3.2189	4.2047
企业主学历	7956	0.2824	0.4502	0	1
地区人均 GDP	8111	10.9154	0.3992	10.1722	11.5895
地区开放程度	8111	0.3986	0.3583	0.0568	1.6394
Panel B					
变量名称	官员视察(0)	均值-0	官员视察(1)	均值-1	均值差异
环境治理	1758	0.514	3303	0.913	-0.400***

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

此外,在实证分析之前,本文还进行了变量间相关性分析。官员视察与企业环境治理显著正相关,这初步验证支持了研究假设的预期。此外,统计分析发现,绝大多数变量间的相关系数均较小,且经过膨胀因子分析发现,最大的膨胀因子仅为 3.77,且所有变量的膨胀因子均值为 1.61,远低于膨胀因子临界值 $VIF=10$,这表明本文设计模型中变量之间不存在较为严重的多重共线性问题。^①

3 实证分析

3.1 官员视察对企业环境治理的影响

表 3 主要报告了官员视察对企业环境治理影响的实证分析结果。在仅控制了企业行业属性及其所在地区等因素时,官员视察与企业环境治理间呈正相关,并且在 1%置信水平上通过显著性检验,如表 3 列(1)所示。随后,在列(1)模型基础上,本文在引入了企业一些重要财务特征因素后,官员视察与企业环境治理间呈正相关,且依然在 1%置信水平上通过显著性检验,如表 3 列(2)所示。此外,本文在依次引入了企业主个人特征因素、地区经济发展水平和对外开放程度等因素后,官员视察对企业环境治理的正向影响依然稳健。为此,研究假设得到经验证据的支持,这表明官员视察促进了企业环境治理投资,即相对于未有官员视察的企业,有官员视察的企业其环境治理的投资力度更大。

① 囿于篇幅,部分结果未具体报告,有兴趣请联系作者。

表 3 官员视察对企业环境治理的影响

变量名称	(1) 环境治理 tobit	(2) 环境治理 tobit	(3) 环境治理 tobit	(4) 环境治理 tobit
官员视察	2.750 *** (9.366)	1.960 *** (5.720)	1.921 *** (5.528)	1.900 *** (5.474)
企业规模		0.111 (1.528)	0.089 (1.165)	0.101 (1.321)
盈利能力		0.014 (1.519)	0.015 * (1.654)	0.015 * (1.655)
资产负债率		0.014 *** (2.923)	0.014 *** (2.737)	0.014 *** (2.727)
企业年龄		1.035 *** (4.150)	0.881 *** (3.026)	0.875 *** (3.010)
已上市		-0.187 (-0.412)	-0.236 (-0.483)	-0.275 (-0.553)
拟上市		1.118 *** (2.697)	1.130 *** (2.631)	1.104 ** (2.577)
企业主性别			0.039 (0.101)	0.018 (0.045)
企业主年龄			0.815 (0.993)	0.932 (1.134)
企业主学历			0.072 (0.253)	0.158 (0.552)
地区人均 GDP				-0.837 (-1.231)
对外开放程度				-0.645 (-1.210)
_cons	-4.560 *** (-9.820)	-7.674 *** (-9.532)	-10.335 *** (-3.598)	-1.896 (-0.242)
地区哑变量	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES
sigma_cons	6.219 *** (20.825)	6.134 *** (18.551)	6.113 *** (18.185)	6.107 *** (18.211)
N	5061	3873	3747	3747
Log likelihood	-6852.8877	-5379.994	-5177.3551	-5174.2684
F(d.f.)	16.23 (175044)	12.39 (233850)	10.61 (263721)	10.03 (283719)
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0386	0.0447	0.0450	0.0456

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内为T值；采用稳健标准误进行回归。以下各表同。

在控制变量方面,盈利能力越强、财务杠杆率越高的企业,其环境治理投资力度越大。而且,企业年龄与其环境治理投资力度显著正相关,这表明年龄越大,企业的环境治理强度越大。此外,企业拟上市的因素对其环境治理投资力度具有显著的正向影响,而已上市因素却对企业环境治理并无显著性影响,之所以会产生这种差异性影响,其可能的原因在于:拟上市意味着企业尚未完全具备上市的资格,此时加大环境治理的投资力度可能是企业在具备上市资格前的一种策略型投资,以降低企业所面临的环境治污风险。

3.2 稳健性检验

3.2.1 变量替换和控制

其一,替换自变量“官员视察”的度量方式,其他变量不变。其中,有关“官员视察”两种新的度量方法的具体详情,请见前文变量设计部分。研究发现,如表 4 列(1)~(2)所示,官员视察与企业环境治理投资水平间呈正相关性,并在 1%置信水平上通过显著性,上文所得结论依然稳健。

表 4 稳健性检验

变量名称	(1) 环境治理 (与收入比例) tobit	(2) 环境治理 (与收入比例) tobit	(3) 环境治理 (自然对数) tobit	(4) 环境治理 (自然对数) tobit	(5) 环境治理 (自然对数) tobit	(6) 环境治理 (与收入比例) tobit
官员视察 2	1.660*** (5.236)			0.783*** (6.285)		
官员视察 3		0.967*** (5.494)			0.453*** (6.490)	
官员视察			0.918*** (6.498)			1.780*** (5.183)
政企关系						1.172*** (3.993)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	2.064 (0.270)	1.224 (0.160)	-2.192 (-0.679)	-0.017 (-0.005)	-0.390 (-0.128)	-1.493 (-0.190)
sigma_cons	6.414*** (19.692)	6.410*** (19.686)	2.751*** (52.590)	2.756*** (54.728)	2.754*** (54.706)	6.090*** (18.286)
N	4270	4270	3747	4270	4270	3747
Log likelihood	-5743.0649	-5741.379	-4219.5521	-4629.6385	-4627.8809	-5166.638

续表

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	环境治理 (与收入比例)	环境治理 (与收入比例)	环境治理 (自然对数)	环境治理 (自然对数)	环境治理 (自然对数)	环境治理 (与收入比例)
	tobit	tobit	tobit	tobit	tobit	tobit
<i>F</i> (<i>d.f.</i>)	11.85 (284242)	11.84 (284242)	51.47 (283719)	58.82 (284242)	58.75 (284242)	9.78 (293718)
Prob> <i>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo <i>R</i> ²	0.0467	0.0470	0.1463	0.1506	0.1509	0.0470

其二,因变量企业环境治理投资水平的替换,以自然对数的方法来衡量企业环境治理变量,如 $\ln(\text{环境治理投入}+1)$,其他变量不变。为此,如表 4 中列(3)至(5)所示,通过回归分析发现,本文所设计的三个自变量——官员视察对企业环境治理投资水平均产生显著的正向影响,这进一步验证了本文所得结论的稳健性。

其三,控制“政企关系”因素的影响^①。为了剥离官员视察在影响企业环境行为中的“政企关系”因素的影响,在这里作者还在原模型中控制了“政企关系”因素,其他变量不变。政企关系是以企业家从政背景(即曾经或现在为人大代表或政协委员)为依据来设计企业政企关系哑变量,其中存在政企关系的则赋值为 1,否则为 0。如表 4 列(6)所示,在控制了政企关系因素的影响后发现,官员视察与企业环境治理间关系为显著正相关,即相对于未有官员视察的企业,有官员视察的企业的环境治理投资水平较高,这与文章所得结论一致。

3.2.2 内生性问题

前文分析认为,官员视察促进了企业在环境治理方面的投资力度,但从理论上来讲,相对于企业投资层面的问题,官员视察并不是一个完全外生的事件(罗党论和应千伟,2012)。对处于经济转型期的中国而言,政府产业政策的布局、走访视察企业现象的形成是有律可循的。具体到本文研究主题,环境治理投资水平越高的企业,往往可能是经济实力雄厚、认真履行环保责任的企业,而且这类企业在积极布局环境战略、遵循和响应政府环境治理方针政策,亦或者环境绩效较好,由此这类企业就可能为地方政府或官员所关注和重视,往往得到官员的视察青睐。为此,在一定程度上表明,官员视察和企业环境治理之间可能存在双向影响的因果关系,以及调查问卷设计带来的遗漏变量等,仍然可能产生内生性问题。如果不重视官员视察这一处理变量的内生性问题,则会导致回归分析结果产生内生性偏误,将影响统计结果的稳健性和可靠性。

为此,为剔除内生性问题的影响,本文以“第三方协助沟通”为工具变量,分别

① 作者感谢审稿专家所提出的建设性意见,即控制“政企关系”因素的影响。

采用工具变量法(IVtobit 模型)、Heckman 检验以解决可能存在的内生性问题。

1) 方法一:工具变量法

在该部分中,本文将重点采用工具变量法来解决上述模型设计可能存在的内生性问题。为了解决这个问题,本文采用的工具变量是“第三方协助沟通”,对应的 2016 年民营企业调查问卷的题目为:“您对统战部、工商联提供的下列服务是否满意?”,其中有子题器“帮助企业增加与政府有关方面的沟通”,回答选项包括“非常满意、满意、一般、不满意和非常不满意”五个具有层次性的选项。本文根据李克特层次设计方法,对五种满意程度分别赋值为“非常满意 1、满意 2、一般 3、不满意 4 和非常不满意 5”,即“第三方协助沟通”数值越大,表示的满意程度越低。理论上讲,视察活动需要有政府工作的正式安排和组织部备案,其间要将预定的视察对象、形式、内容和目的与被视察企业进行协调(赵晶和孟维煊,2016)。此时,统战部、工商联作为政府与企业间关系的第三方组织,可为地方官员视察提供有关企业信息,为政府与企业间沟通提供协助,这在一定程度上表明“第三方协助沟通”对官员领导视察企业具有直接的影响。显然,“第三方协助沟通”对企业环境治理并无不存在直接的影响。鉴于此,从理论上讲,“第三方协助沟通”工具变量的选择是比较合理可取的,满足工具变量的外生性条件。

考虑到环境治理为连续变量,且样本值中存在诸多 0,在这里本文主要采用 IVtobit 模型。如表 5 所示,通过沃尔德(Wald)检验发现,拒绝官员视察外生性的原假设,在 5%置信水平上认为官员视察为内生变量。经过回归分析后发现,在第一阶段(first stage)中,“第三方协助沟通”与官员视察间呈显著负相关性,即统战部、工商联提供的协助沟通服务越好,官员领导越可能来企业视察,这与我们理论预期基本一致。而且,第一阶段估计中 F 统计量为 27.82,远大于临界值 10,这在一定程度上排除了弱工具变量的可能性。此外,通过弱工具变量检验后,所检验的统计值基本均在 1%置信水平上显著,则应该拒绝原假设“H0:内生变量与工具变量不相关”,接受备选假设“H1:内生变量与工具变量相关”,这说明本文采用的工具变量不是弱工具变量,如表 6 所示。在第二阶段(second stage)估计中,“第三方协助沟通”与企业环境治理间依然呈显著正相关,这与研究假设的预期一致,如表 5 所示。因此,本文的结论依然具有稳健性。

表 5 工具变量法

变量名称	(1)	(2)
	官员视察 第一阶段	环境治理 第二阶段
官员视察		4.919*** (3.627)

续表		
变量名称	(1) 官员视察 第一阶段	(2) 环境治理 第二阶段
第三方协助沟通	-0.135*** (-13.82)	
控制变量	YES	YES
地区哑变量	YES	YES
行业哑变量	YES	YES
_cons	1.155623 2.92	-3.528 (-0.485)
N	3708	3708
Wald chi2/F(d.f.)	27.82 (283679)	350.08 (28)
Prob>chi2/F	0.000	0.000
Adj-R ²	0.1684	
Wald test of exogeneity: chi2(1)= 5.47, Prob>chi2=0.0193		

表 6 弱工具变量检验结果

名称	统计量(P 值)	
AR	13.43***	p=0.0002
Wald	13.16***	p=0.0008

2) 样本自选择问题

在该部分,参考罗党论和应千伟(2012)采用 Heckman 模型的思路,本文在此基础上通过引入工具变量来进一步完善他们所运用的方法,并以此来处理样本内生性自选择偏误。一般而言,采用 Heckman 模型来解决模型可能存在的内生样本自选择问题,需要寻找一个合适的工具变量,但罗党论和应千伟(2012)的研究并没有引入工具变量,这为本文的后续操作提供了改进空间。为此,在第一阶段回归分析中,以官员视察(0-1)为被解释变量,以影响官员视察的工具变量和其他影响因素为解释变量,运用 probit 回归模型,由此计算得出逆米尔斯比率(IMR),然后将逆米尔斯比率作为控制变量纳入 Heckman 模型第二阶段回归分析中,由此再来观察主效应是否依然显著。

在第一阶段 probit 模型分析中,本文使用的工具变量依然为“第三方协助沟通”(见上文“工具变量法”)。此外,本文控制了可能影响官员视察的企业特征、企业主个人特质和地区经济发展等因素。第一阶段分析发现,“第三方协助沟通”服务越满意,企业越可能受到官员领导的视察。在第二阶段分析中,逆米

尔斯比率(IMR)的估计系数显著为负,且此时官员视察(0-1)的系数显著为正,如表 7 列(2)所示,这表明在考虑了样本自选择问题之后,官员视察对企业环境行为的正向影响关系依然稳健成立。

最后,本文参考罗党论和应千伟(2012)的做法,即不引入工具变量,如表 7 列(3)~(4)所示。第二阶段 tobit 回归结果显示,IMR 的系数通过显著性检验,且此时官员视察(0-1)的估计系数依然显著为正,如表 7 列(4)所示,这表明在考虑了样本自选择问题后,官员视察对企业环境治理行为的正向影响关系依然稳健成立。

表 7 样本自选择检验

变量名称	(1) 官员视察 probit	(2) 环境治理 tobit	(3) 官员视察 probit	(4) 环境治理 tobit
官员视察		1.568 *** (4.422)		1.715 *** (4.972)
第三方协助沟通	-0.387 *** (-12.457)			
政治联系	0.382 *** (6.488)		0.444 *** (7.710)	
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES
逆米尔斯比率 (IMR)		-3.126 *** (-3.434)		-6.706 *** (-4.530)
_cons	2.154 * (1.700)	0.278 (0.035)	0.697 (0.564)	1.599 (0.202)
sigma_cons		6.049 *** (18.144)		6.081 *** (18.294)
N	3838	3708	3877	3747
Log likelihood	-2077.2004	-5114.5762	-2184.2741	-5162.5794
Wald chi2/F(d.f.)	595.59 (29)	9.48 (293679)	492.72 (28)	9.60 (293718)
Prob>chi2/F	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.1564	0.0469	0.1232	0.0477

4 进一步分析

4.1 作用机制分析

通过前文分析可知,官员视察对企业环境治理投资具有显著的促进作用。

从上文两者间的理论分析来看,本文认为官员视察影响企业环境治理的作用机制在于增强环境规制压力感强度、提高正规融资便利性和获取市场发展机会,即官员视察通过增强环境规制压力和提升企业环境治理能力影响了企业环境治理行为。为此,借鉴温忠麟等(2005)的逐步分析法的检验程序,本文将从增强环境规制压力、提升正规融资便利性和获取市场机会三个方面来研究官员视察影响企业环境治理行为的中介路径,并且在模型(1)基础上还设计了如下模型:

$$\text{Mediator} = \rho_0 + \rho_1 \text{inspection} + \sum \rho_{\text{controlvariables}} + \varphi \quad (2)$$

$$\text{Eninvest} = \theta_0 + \theta_1 \text{Mediator} + \theta_2 \text{inspection} + \sum \theta_{\text{controlvariables}} + \sigma \quad (3)$$

其中,Mediator为中介变量,主要包括增强环境规制压力、提升正规融资便利性和获取市场机会三个方面,以下是它们具体的度量方法。

一是,在环境规制压力方面。不同于已有研究从环境规制法律法规、排污治污量或治理力度,或者环境排污罚款等来衡量企业的环境规制力度,我们以企业主自我感知的环境保护压力作为替代变量,其所对应的2016年私营企业调查数据的题目为:下列因素对您的企业在环境保护方面有没有压力?其中包括“政府环境规制”“周边社区环保要求”两个选项,且有“压力很大、压力较大、一般、压力较小和没有压力”五个题目选项,分别将它们赋值为1至5,即数值越大,表明其所面临的压力感会越小。

二是,在提高正规融资便利性方面。当前诸多民营企业之所以缺乏环境治理的动力,其可能的重要原因在于较高的治污投入以及由此导致的企业现金流紧张。言外之意,充裕的资金流来源是企业进行环境治理的重要前提条件。为此,如何获取融资资源已成为激励民营企业积极参与环境治理中亟待解决的问题之一。在这里,我们将以企业获取融资贷款视角来考察企业资源获取效应,主要包括商业银行融资、小型金融机构融资两个方面,这分别对应的2016年私营企业调查数据的题目为:2015年底,您的企业资金接待状况?(1)国有和股份制商业银行贷款总额是多少万元?(2)小型金融机构(如村镇银行、小额贷款公司等)贷款总额是多少万元?并均以融资金额与企业营业收入比例(%)作为变量的度量方法。

三是,在获取市场机会方面。一般而言,企业所获取的市场机会往往以新增投资规模展现出来,在这里,我们以企业当年新增投资作为衡量企业市场机会的基础数据,其所对应的2016年民营企业调查问卷的题目为:2015年期间企业新增投资多少万元?我们以“新增投资规模与营业收入比值(%)”作为其替代变量。此外,企业市场机会的获取预示着企业成长发展,往往会导致企业扩大员工规模。囿于调研数据的题器和选项,我们还以企业当年新入职员工人数

(自然对数)来衡量企业市场成长机会,其所对应的题目为:2015 年企业的用工状况,全年新入职员工多少人?

4.1.1 环境规制压力的影响渠道

表 8 主要报告了环境规制压力影响渠道的实证分析结果。在中介机制分析中,我们发现,官员视察与企业环境治理投资间的显著正相关性,依然具有稳健性,这与前文结论相一致。在政府环境规制压力方面,官员视察与企业所感知的政府环境规制压力间呈显著负相关性,表明官员视察提高了企业所感知的政府环境规制压力感强度。此外,我们还发现,政府环境规制压力与企业环境治理间呈显著负相关性,即企业所面临的政府环境规制压力感越大,企业越可能增加在环境治理方面的投入。由此,我们认为,政府环境规制压力是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子。在社区环境规制压力方面,我们同样发现,社区环境规制压力是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子。上述结果如表 8 列(1)~(4)所示。上述结论表明,官员视察通过增强企业所面临的来自政府和社区的环境规制压力感程度,进而迫使企业扩大在环境治理方面的投入强度,即环境规制压力(政府、社区)是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子,经验证据支持了在环境治理中官员视察所展现出规制政策的环保压力效应。

表 8 中介机制:环境规制压力的影响渠道

变量名称	(1) 政府规制压力 ologit	(2) 环境治理 tobit	(3) 社区规制压力 ologit	(4) 环境治理 tobit
官员视察	-0.333 *** (-4.880)	1.724 *** (5.002)	-0.241 *** (-3.470)	1.791 *** (5.228)
政府规制压力		-1.408 *** (-10.894)		
社区规制压力				-1.329 *** (-9.568)
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES
_cons		-2.980 (-0.382)		-2.139 (-0.284)
cut_cons	省略		省略	
sigma_cons		5.932 *** (17.963)		5.922 *** (17.964)
N	3786	3672	3767	3656

续表				
变量名称	(1) 政府规制压力 ologit	(2) 环境治理 tobit	(3) 社区规制压力 ologit	(4) 环境治理 tobit
Log likelihood	-5392. 2409	-4966. 1241	-5116. 7903	-4948. 2056
Wald chi2/ <i>F</i> (<i>d.f.</i>)	282. 15 (28)	10. 82 (293643)	206. 07 (28)	10. 43 (293627)
Prob>chi2/ <i>F</i>	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000
Pseudo <i>R</i> ²	0. 0262	0. 0646	0. 0204	0. 0614

4.1.2 政府政策(金融)支持的影响渠道

表 9 主要报告了提高正规融资便利性影响渠道的实证分析结果。在大型商业银行融资贷款方面,官员视察与企业获得大银行贷款规模间呈显著正相关性,表明官员视察提高了企业获取大型商业银行贷款融资的能力。此外,我们还发现,大型商业银行融资贷款与企业环境治理间呈显著正相关性,即所获取来自大型商业银行的贷款规模越大,企业发生现金流缺口的可能性越小,融资约束程度越低,企业越可能或越有能力增加在环境治理方面的投入。由此,我们认为,大型商业银行贷款是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子。此外,在村镇(小)银行融资贷款方面,我们同样发现,小银行贷款亦是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子。上述结果如表 9 列(1)~(4)所示。上述结论表明,官员视察通过增强企业在大型商业银行、小型村镇银行获取贷款融资的能力或享受金融优惠政策便利性,使得企业拥有充裕的现金流,以避免增加环境治理投入所带来的财务风险,进而激励企业扩大在环境治理方面的投入。因此,我们认为,银行融资贷款(融资能力或金融优惠政策)是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子,经验证据支持了在环境治理中官员视察所展现出规制政策的环保治理激励效应。

表 9 中介机制:提高正规融资便利性的影响渠道

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	大银行贷款	环境治理	小银行贷款	环境治理
	tobit	tobit	tobit	tobit
官员视察	54. 055 *** (6. 772)	1. 596 *** (4. 568)	25. 287 *** (3. 928)	1. 978 *** (5. 041)
大银行贷款		0. 009 *** (4. 304)		
小银行贷款				0. 036 *** (3. 194)
控制变量	YES	YES	YES	YES

续表				
变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	大银行贷款 tobit	环境治理 tobit	小银行贷款 tobit	环境治理 tobit
地区哑变量	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES
_cons	208.740 (1.250)	-0.986 (-0.127)	-38.878 (-0.269)	-6.920 (-0.777)
sigma_cons	149.605 *** (20.677)	6.035 *** (17.847)	83.601 *** (18.385)	6.383 *** (17.081)
N	3622	3521	3299	3216
Log likelihood	-11276.71	-4911.652	-2561.7924	-4372.3644
F(d.f.)	13.07 (283594)	9.18 (293492)	4.66 (283271)	8.69 (293187)
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0276	0.0480	0.0263	0.0486

4.1.3 企业发展机会的影响渠道

表 10 主要报告了获取市场机会影响渠道的实证分析结果。在以新增投资作为市场机会替代变量时,官员视察与企业新增投资规模间呈显著正相关性,表明官员视察提高了企业组织合法性,有助于企业获取更多的市场投资机会,即扩大了新增投资规模。此外,我们还发现,新增投资与企业环境治理间呈显著正相关性,即新增投资规模越大,这预示着企业具有良好的成长发展前景,降低企业在环境治理中面临发展停滞的担忧,且更加关注履行企业社会责任,此类企业越可能增加在环境治理方面的投入。此外,在以新入职员工人数作为市场机会替代变量时,企业发展机会的中介效应同样存在。由此,我们认为,获取市场机会是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子,如表 10 列(1)~(4)所示。上述结论表明,官员视察通过增加企业获取市场发展的机会,使得民营企业在进行环境治理过程中具备成长发展能力,降低民营企业所面临的生存风险预期,进而激励企业扩大在环境治理方面的投入。因此,我们认为,获取市场发展机会是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子,经验证据支持了在环境治理中官员视察所展现出规制政策的激励效应。

表 10 中介机制:获取市场机会的影响渠道

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	新增投资 tobit	环境治理 tobit	新入职员工数 tobit	环境治理 tobit
官员视察	0.284 *** (5.223)	1.799 *** (5.058)	0.586 *** (6.768)	1.825 *** (5.189)

续表			
变量名称	(1) 新增投资 tobit	(2) 环境治理 tobit	(3) 新入职员工数 tobit
新增投资		1. 027 *** (4. 246)	
新入职员工数			0. 509 *** (4. 893)
控制变量	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES
_cons	1. 856 * (1. 654)	-5. 854 (-0. 734)	-0. 293 (-0. 146)
sigma_cons	1. 131 *** (19. 934)	6. 013 *** (17. 797)	1. 979 *** (58. 349)
N	3613	3520	3743
Log likelihood	-3950. 0867	-4884. 8881	-5191. 9783
F(d.f.)	6. 56 (283585)	9. 53 (293491)	77. 89 (283715)
Prob>F	0. 000	0. 000	0. 000
Pseudo R ²	0. 0398	0. 0488	0. 1457

4.2 不同异质性因素的调节效应影响

表 11 主要报告了不同异质性因素的调节效应的实证分析结果。

表 11 不同异质性因素的调节效应

变量名称	(1) 环境治理 tobit	(2) 环境治理 tobit	(3) 环境治理 tobit
官员视察	1. 960 *** (5. 577)	2. 033 *** (5. 093)	1. 706 *** (4. 919)
官员视察×市场化进程	-0. 309 * (-1. 746)		
市场化进程	0. 193 (1. 382)		
官员视察×融资约束		-0. 270 * (-1. 717)	
融资约束		0. 306 *** (4. 299)	

续表

变量名称	(1) 环境治理 tobit	(2) 环境治理 tobit	(3) 环境治理 tobit
官员视察 * 环保盈亏压力			0.626 ** (2.261)
环保盈亏压力			-1.546 *** (-10.922)
控制变量	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES
_cons	3.544 (0.381)	-6.811 (-0.794)	-6.173 (-0.802)
sigma_cons	6.104 *** (18.208)	6.434 *** (17.488)	5.886 *** (17.910)
N	3747	3255	3636
Log likelihood	-5171.8497	-4413.9875	-4916.3593
F(d.f.)	9.42 (303717)	8.70 (303225)	10.07 (303606)
Prob>F	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0460	0.0477	0.0655

在地区市场化进程方面,本文采用王小鲁等(2016)编制的中国各省(直辖市、自治区)域间市场化总指数作为数据基础,来衡量企业所在地区的市场化进程。实证分析发现,官员视察和市场化进程交叉项与企业环境治理间显著负相关,这表明企业所在地区的市场化程度越高,官员视察对企业环境治理的正向影响越弱,即地区市场化进程抑制了官员视察在企业环境治理中的正向影响。这表明,随着地区市场化进程的推进,政府在经济资源配置中的支配地位逐渐被削弱,社会各项资源的配置更趋市场化,信息不对称问题得到缓解,且企业环境行为更容易受到市场的关注和监督,此时官员视察在企业环境治理中的环保压力和环保治理激励效应逐渐减弱。

在企业融资约束方面,借鉴 Fazzari et al. (1988)以股利支付来度量企业融资约束的方法,本文结合调查数据的变量题目设计,以企业向投资人进行分红的规模来衡量企业的融资约束状况,其所对应 2016 年民营企业调查问卷的题目为:2015 年期间您企业净利润中用于出资人分红有多少万元?我们以“分红规模的自然对数”作为其替代变量,即数值越大,则表明企业所面临的融资约束程度越低。实证分析发现,官员视察和融资约束交叉项与企业环境治理间呈显著负向相关性,这表明企业所面临的融资约束程度越高,官员视察对企业环境

治理的促进作用越强。这表明,融资约束强度越大,意味着企业难以获取足够的资金来满足其正常的成长发展,而当企业得到政府官员青睐并走访视察时,官员视察不仅有助于企业建立政治联系,以便获取企业发展资源,而且还可以缓解与外部投资者间的信息不对称问题。因此,当面临严重的融资约束困境时,官员视察在企业环境治理中的积极作用得到强化,且此时官员视察所表现出来更多的是一种资源效应。

在企业环保盈亏压力方面,本文的“环境盈亏压力”主要是指企业环保投入所带来的财务盈亏压力状况,根据调查数据的变量题目设计,其所对应2016年民营企业调查问卷的题器为:下列因素对您的企业在环境保护方面有没有压力?其中有题目选择“环保投入的财务盈亏状况”,有选项“压力很大、压力较大、一般、压力较小和没有压力”五个程度型指标,依次赋值为1到5,即数值越大,则表明企业所面临的环保盈亏压力越小。实证分析发现,官员视察和环保盈亏压力交叉项与企业环境治理显著正相关,并在5%置信水平上通过显著性检验,这表明当企业环保投入所带来的财务盈亏压力越小时,官员视察在环境治理中的正向作用得到强化,这意味着在环保盈亏压力较小时,官员视察在企业环境治理中能起到一种“锦上添花”的作用。

5 研究结论与启示

在新一轮环保“风暴”开展下,加强地方的环境治理已成为不可逆转之势。作为地方环境政策的制定者和执行者,政府官员及其个人特征在地方环境治理中的影响或所扮演的角色已逐渐引起学界的关注。其中,为把脉地方经济 and 了解政策执行情况,赴基层企业走访视察已成为官员履行行政职能、参与经济决策的一种常态,也逐渐引起企业的重视。一般而言,官员赴基层企业视察具有丰富的政策含义和经济意义,往往会对微观企业战略产生多方面的影响。那么,官员赴基层企业视察是否对企业环境治理行为产生影响呢?

鉴于此,利用2016年第12次中国私营企业调查数据(CPES),本文实证分析了官员视察对企业环境治理的影响。研究发现,官员视察促进了企业在环境治理方面的投资力度。此外,作用机制研究也发现,官员视察通过增强企业的环境规制压力和治理能力双重路径影响了企业环境治理表现,主要表现为增强企业环境规制压力感强度、提高正规融资便利性和获取市场发展机会。进一步分析发现,地区市场化程度越低、企业融资约束程度越大、企业面临的环境盈亏压力越小,官员视察对企业环境治理的促进作用会越强。

本文结论的政策启示是比较明显的,官员视察具有明显的环境政策效应,官员的基层走访视察所带来的威慑力和合法性,通过提升企业环境治理的压力

感和环境治理能力促进了民营企业的环境治理投入,且这种影响还受到地区市场化程度和企业资源禀赋状况的影响。由此,我们得出如下政策启示:(1)在环境治理过程中,不仅需要执行较为严格的环境规制政策,而且还应着眼于民营企业的资源禀赋状况,继续推进市场化改革,为其环境治理提供良好的政策环境,使其具备进行环境治理的能力。否则,在针对合法性不足的民营企业群体时,单一严格的环境规制政策可能会背离经济政策制定的初衷,即虽然排污、污染问题得到明显的缓解,但也同时会发生企业倒闭、转型失败等经济问题。(2)在有限资源的约束下,新一轮环境治理“风暴”对企业原有的资源配置格局形成了外部冲击,即环境规制下民营企业尤其是中小民营企业在运用大量人力、物力和财力进行环境治理的同时,还面临融资难、税费负担重等方面的政策瓶颈,使得企业在环境治理时捉襟见肘。为此,在激励民营企业环保过程中,虽然严格的环境规制政策必不可少,但同时我们还应重视民营企业参与环境治理的能力,实施有助于增强企业资源禀赋能力的政策方针,使得企业在大力进行环境治理时也能健康、有力地前进。

参考文献

- 陈光金,吕鹏,林泽炎,等. 2018. 中国私营企业调查 25 周年:现状与展望[J]. 南开管理评论, 21(6): 17-27.
- Chen G J, Lyv P, Lin Z Y, et al. 2018. The 25 years of Chinese private enterprise survey: Points and prospects[J]. *Nankai Business Review*, 21(6): 17-27. (in Chinese)
- 崔广慧,姜英兵. 2019. 环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J]. 经济管理, 41(10): 54-72.
- Cui G H, Jiang Y B. 2019. The influence of environmental regulation on the behavior of enterprise environmental governance: Based on a quasi-natural experiment of new environmental protection law[J]. *Economic Management Journal*, 41(10): 54-72. (in Chinese)
- 戴亦一,洪群,潘越. 2015. 官员视察、媒体关注与政府补助——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济管理, 37(7): 13-25.
- Dai Y Y, Hong Q, Pan Y. 2015. Official inspection, media coverage and government subsidies: Empirical evidence from Chinese listed companies [J]. *Economic Management Journal*, 37(7): 13-25. (in Chinese)
- 韩超,刘鑫颖,王海. 2016. 规制官员激励与行为偏好——独立性缺失下环境规制失效新解[J]. 管理世界, (2): 82-94.
- Han C, Liu X Y, Wang H. 2016. Regulating officials incentive and behavior

- preference[J]. *Journal of Management World*, (2): 82-94. (in Chinese)
- 胡珺, 宋献中, 王红建. 2017. 非正式制度、家乡认同与企业环境治理[J]. 管理世界, (3): 76-94.
- Hu J, Song X Z, Wang H J. 2017. Informal institution, hometown identity and corporate environmental governance [J]. *Management World*, (3): 76-94. (in Chinese)
- 胡珺, 汤泰劼, 宋献中. 2019. 企业环境治理的驱动机制研究: 环保官员变更的视角[J]. 南开管理评论, 22(2): 89-103.
- Hu J, Tang T J, Song X Z. 2019. The driving force of corporate environment governance: Evidence from environmental protection department director's turnover perspective[J]. *Nankai Business Review*, 22(2): 89-103. (in Chinese)
- 黄寿峰. 2017. 财政分权对中国雾霾影响的研究[J]. 世界经济, 40(2): 127-152.
- Huang S F. 2017. A Study of impacts of fiscal decentralization on smog pollution [J]. *Journal of World Economy*, 40(2): 127-152. (in Chinese)
- 金刚, 沈坤荣. 2019. 地方官员晋升激励与河长制演进: 基于官员年龄的视角[J]. 财贸经济, 40(4): 20-34.
- Jin G, Shen K R. 2019. Political incentives for local officials and the diffusion of river chief system: From the perspective of officials' age [J]. *Finance & Trade Economics*, 40(4): 20-34. (in Chinese)
- 黎文靖, 郑曼妮. 2016. 空气污染的治理机制及其作用效果——来自地级市的经验数据[J]. 中国工业经济, (4): 93-109.
- Li W J, Zheng M N. 2016. Governance mechanism of air pollution and its effects—Evidence from Chinese prefecture-level cities[J]. *China Industrial Economy*, (4): 93-109. (in Chinese)
- 李晓翔, 刘春林. 2018. 为何要与国有企业合作创新? ——基于民营中小企业资源匮乏视角[J]. 经济管理, 40(2): 21-36.
- Li X X, Liu C L. 2018. Why cooperative innovate with state-owned enterprises? From the perspective of private-owned SMEs' resource shortage [J]. *Economic Management Journal*, 40(2): 21-36. (in Chinese)
- 李永友, 沈坤荣. 2008. 辖区间竞争、策略性财政政策与 FDI 增长绩效的区域特征[J]. 经济研究, 43(5): 58-69.
- Li Y Y, Shen K R. 2008. Competition among jurisdictions, strategical fiscal policies, and regional characteristics of FDI's growth achievements [J]. *Economic Research Journal*, 43(5): 58-69. (in Chinese)
- 刘毅. 2007. 刍论中国古代舆情收集制度[J]. 天津大学学报(社会科学版), 9(5): 424-427.

- Liu Y. 2007. Public sentiment collection system of ancient China[J]. *Journal of Tianjin University (Social Sciences)*, 9(5): 424-427. (in Chinese)
- 刘玉海, 赵鹏. 2018. 地方官员治理与城市绿色增长[J]. *经济学报*, 5(4): 45-78.
- Liu Y H, Zhao P. 2018. The impact of local official governance on urban green growth[J]. *China Journal of Economics*, 5(4): 45-78. (in Chinese)
- 罗党论, 应千伟. 2012. 政企关系、官员视察与企业绩效——来自中国制造业上市企业的经验证据[J]. *南开管理评论*, 15(5): 74-83.
- Luo D L, Ying Q W. 2012. Political connection, official inspection and firm performance: The empirical evidences come from Chinese manufacturing listed companies[J]. *Nankai Business Review*, 15(5): 74-83. (in Chinese)
- 罗党论, 李晓霞. 2014. 官员视察与企业联盟——基于中国制造业上市公司的经验证据[J]. *会计与经济研究*, 28(3): 3-20.
- Luo D L, Li X X. 2014. Government officials' inspections and enterprise alliance: Empirical evidence from listed manufacturing enterprises in China[J]. *Accounting and Economics Research*, 28(3): 3-20. (in Chinese)
- 潘越, 宁博, 肖金利. 2015. 地方政治权力转移与政企关系重建——来自地方官员更替与高管变更的证据[J]. *中国工业经济*, (6): 135-147.
- Pan Y, Ning B, Xiao J L. 2015. Local political power transition and reconstruction of government-business relations—Evidence from local officials' turnover and executives' changes[J]. *China Industrial Economics*, (6): 135-147. (in Chinese)
- 潘越, 陈秋平, 戴亦一. 2017. 绿色绩效考核与区域环境治理——来自官员更替的证据[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, (1): 23-32.
- Pan Y, Chen Q P, Dai Y Y. 2017. Environmental assessment and local environmental management: Evidence from the replacements of the municipal party secretaries[J]. *Journal of Xiamen University (Arts and Social Sciences)*, (1): 23-32. (in Chinese)
- 邱穆青, 白云霞. 2019. 官员访问与企业投融资期限错配[J]. *财经研究*, 45(10): 138-152.
- Qiu M Q, Bai Y X. 2019. Official visits and investment and financing term mismatch of enterprises[J]. *Journal of Finance and Economics*, 45(10): 138-152. (in Chinese)
- 沈洪涛, 周艳坤. 2017. 环境执法监督与企业环境绩效: 来自环保约谈的准自然实验证据[J]. *南开管理评论*, 20(6): 73-82.
- Shen H T, Zhou Y K. 2017. Supervision of environmental policy enforcement and firm environmental performance: Evidence from a quasi-natural experiment[J]. *Nankai Business Review*, 20(6): 73-82. (in Chinese)

- 孙伟增, 罗党论, 郑思齐, 等. 2014. 环保考核、地方官员晋升与环境治理——基于2004—2009年中国86个重点城市的经验证据[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 29(4): 49-62.
- Sun W Z, Luo D L, Zheng S Q, et al. 2014. Environmental assessment, local official promotion and environmental management—Empirical evidence from 86 main cities of China (2004—2009)[J]. *Journal of Tsinghua University (Philosophy and Social Sciences)*, 29(4): 49-62. (in Chinese)
- 王红建, 汤泰劼, 宋献中. 2017. 谁驱动了企业环境治理: 官员任期考核还是五年规划目标考核[J]. 财贸经济, 38(11): 147-160.
- Wang H J, Tang T J, Song X Z. 2017. Who drives enterprise environmental governance: Officials' tenure evaluation or "Five-Year Plan" target assessment? [J]. *Finance and Trade Economics*, 38(11): 147-160. (in Chinese)
- 王小鲁, 余静文, 樊纲. 2016. 中国市场化八年进程报告[J]. 财经, (11).
- Wang X L, Yu J W, Fan G. 2016. Report on the eight-year process of marketization in China[J]. *Caijing*, (11). (in Chinese)
- 卫武. 2006. 中国环境下企业政治资源、政治策略和政治绩效及其关系研究[J]. 管理世界, (2): 95-109.
- Wei W. 2006. A study of enterprises' political resources, political strategy, political performance and the relations between them under China's circumstances [J]. *Journal of Management World*, (2): 95-109. (in Chinese)
- 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 2005. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 37(2): 268-274.
- Wen Z L, Hsu K T, Chang L. 2005. A comparison of moderator and mediator and their applications[J]. *Acta Psychologica Sinica*, 37(2): 268-274. (in Chinese)
- 臧传琴, 初帅. 2016. 地方官员特征、官员交流与环境治理——基于2003—2013年中国25个省级单位的经验证据[J]. 财经论丛(浙江财经学院学报), (11): 105-112.
- Zang C Q, Chu S. 2016. Local officials' characteristics, exchange and environmental management—Empirical evidence from 25 provincial units of China in 2003—2013 [J]. *Collected Essays on Finance and Economics*, (11): 105-112. (in Chinese)
- 张楠, 卢洪友. 2016. 官员垂直交流与环境治理——来自中国109个城市市委书记(市长)的经验证据[J]. 公共管理学报, 13(1): 31-43.
- Zhang N, Lu H Y. 2016. Capital officials communication and environment governance—Empirical evidence from Chinese party secretaries and mayors in 109 cities[J]. *Journal of Public Management*, 13(1): 31-43. (in Chinese)
- 赵晶, 孟维炬. 2016. 官员视察对企业创新的影响——基于组织合法性的实证分析[J]. 中国工业经济, (9): 109-126.

- Zhao J, Meng W X. 2016. Impact of official inspection on enterprises' innovation—An empirical study based on organizational legitimacy [J]. *China Industrial Economics*, (9): 109-126. (in Chinese)
- 赵阳, 沈洪涛, 周艳坤. 2019. 环境信息不对称、机构投资者实地调研与企业环境治理[J]. *统计研究*, 36(7): 104-118.
- Zhao Y, Shen H T, Zhou Y K. 2019. Environmental information asymmetry, institutional investors' corporate site visits and corporate environmental governance [J]. *Statistical Research*, 36(7): 104-118. (in Chinese)
- 郑石明. 2016. 政治周期、五年规划与环境污染——以工业二氧化硫排放为例[J]. *政治学研究*, (2): 80-94.
- Zheng S M. 2016. Political cycle, five-year plan and environmental pollution—With empirical analysis of industrial sulfur dioxide emissions [J]. *CASS Journal of Political Science*, (2): 80-94. (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)
- Cole M A, Elliott R J R. 2003. Determining the trade-environment composition effect: The role of capital, labor and environmental regulations [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 46(3): 363-383.
- Deng H H, Zheng X Y, Huang N, et al. 2012. Strategic interaction in spending on environmental protection: Spatial evidence from Chinese cities[J]. *China & World Economy*, 20(5): 103-120.
- Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C, et al. 1988. Financing constraints and corporate investment [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1): 141-206.
- Li H B, Zhou L A. 2005. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 89(9/10): 1743-1762.
- Palmer K, Oates W E, Portney P R. 1995. Tightening environmental standards: The benefit-cost or the no-cost paradigm? [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 119-132.
- Schuler D A, Shi W, Hoskisson R E. 2017. Windfalls of emperors' sojourns: Stock market reactions to Chinese firms hosting high-ranking government officials [J]. *Strategic Management Journal*, 38(8): 1668-1687.

A Study of the Environmental Governance Effects of Officials' Inspections: A Dual Mechanism Test of Pressure and Capacity

Hui Mao¹ Hongxing Zhou¹ Songqin Huang²

(1. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law;

2. School of Business, Anhui University)

Abstract In order to get a sense of the local economy and understand the implementation of policies, official visits and inspections in enterprises have become a norm for officials to perform administrative functions and participate in economic decision-making. Therefore, does official inspections affect corporate environmental governance behavior? Using the data from the 12th China Private Enterprise Survey (CPES) in 2016, this paper empirically analyzes the effect and mechanism of official inspections on the environmental governance of private enterprises. The study finds that official inspections have a significant role in promoting corporate environmental governance, increasing the level of investment in environmental governance of private enterprises, and after using a series of methods, the conclusions are still robust. In addition, the research on the mechanism finds that official inspections strengthen the pressure of corporate environmental regulations, improve the convenience of formal financing, and obtain market development opportunities to promote investment in corporate environmental governance. Further analysis finds that the lower the degree of regional marketization, the greater the degree of corporate financing constraints, and the lower the pressure on environmental profit and loss, the stronger the effect of official visits in promoting corporate environmental governance. The research not only enriches the related research on political connections and corporate environmental governance, but also elaborates the micro-mechanisms of official inspections that affect corporate environmental governance from the perspective of the “combination of blocking and plugging” policy, which have an important implications for the government to formulate environmental regulatory policies and encourage private firms to invest in environmental governance.

JEL Classification G32, G34, D23

我国城镇居民就业结构变迁与收入差距研究¹

李冰冰² 吴斌珍³

摘要 本文利用城镇住户调查数据及人口普查数据分析我国城镇居民在经济发展快速转型和增长期间的就业结构变迁,并进一步分析收入差距和就业结构变化的关系。结果显示,不同于发达国家的“极化”现象,我国经济发展快速转型和增长时期,城镇居民的就业结构呈现“升级”模式:低技能岗位雇佣比例下降,中高技能岗位雇佣比例上升;同时低技能岗位工资增长慢于中高技能岗位。虽然就业结构变动比较大,但对我国总体收入差距变动的贡献并不大,劳动力在不同岗位的就业比例变化对收入差距变化的影响约为1%。收入差距的变化主要来自岗位内不可观测技能回报的变化以及可观测变量如教育、地区等的回报变化和岗位的回报变化。

关键词 就业结构;劳动力流动;工资差距;收入差距;升级模式

0 引言

就业结构变迁一般指不同行业、职业、岗位或任务(task)的雇佣比例随时间的变化。国外文献中,不同研究中就业结构所指的具体内容有所不同,一些研究中就业结构用细分类的职业表示(Autor et al., 2006);一些研究用常规/非常规、认知型/体力型等不同任务类型表示(Autor et al., 2003, 2006);只用行业分类的研究较少,更多的研究是同时利用行业和职业信息,定义某一行业中的某一职业为“岗位”,基于行业和职业交叉得到的就业岗位来分析就业结构变迁,如Acemoglu(1999)、Goos and Manning(2007)、Hurley et al.(2013);而也有研究同时使用两种方法表示就业结构,如Goos et al.(2009)主要用21类职业来分析就业结构变化,但其文中同时也用了行业-职业交叉确定的岗位来分析。

¹ 作者感谢国家自然科学基金面上项目“中国企业税费负担水平和差距:现状、原因及影响”(项目编号:72073079)的资助。

² 李冰冰,中国社会科学院人口与劳动经济研究所助理研究员, E-mail: libb12@tsinghua.org.cn。

³ 吴斌珍(通讯作者),清华大学经济管理学院经济系副教授,清华大学中国财政税收研究所研究人员, E-mail: wubzh@sem.tsinghua.edu.cn。

国外研究发现劳动力市场的就业结构变化呈现“极化”(polarization)、“升级”(upgrading)和“降级”(downgrading)三种不同模式(Autor et al., 2006; Goos and Manning, 2007; Hurley et al., 2013)。不同国家的就业结构变迁差异可能由技术进步等需求因素差异和人口结构变动等供给因素差异造成,还可能与不同国家的制度差异有关(Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。

中国自改革开放以来经历了快速的经济增长和技术进步,经济结构持续调整,就业结构也随之不断调整。20世纪90年代中后期的国企改革、2001年加入WTO等政策实施都对我国的就业结构产生深远影响,而1999年启动的大学扩招则从供给侧对我国的就业结构产生影响。在这一改革和转型背景下,研究快速转型与增长期间我国的就业结构变化具有重要意义。

本文将基于微观数据研究以下两个问题:(1)中国经济经历了飞速的发展和剧烈的结构调整,在快速转型的过程中,我国城镇居民总体的就业结构如何变化?(2)就业结构的变化如何影响收入差距和教育回报(大学和高中学龄劳动力的工资差距)?第一个问题虽然在文献中已有研究,但结论尚不一致,第二个问题我们还没有在文献中找到可信的答案。本文系统性地研究就业结构的变化以及就业结构变迁对收入差距的影响,希望能对相关文献作出重要补充。

本文的就业结构指的是根据行业和职业交叉确定的就业岗位的雇佣比例,这一分类方法同时利用了行业和职业的信息,考虑了不同行业内部的职业差异以及同一职业的不同行业特征。国外的行业和职业分类往往很精细,但是国内时间跨度较长、样本量充足、收入信息完整的调查数据中,对行业、职业的分类往往比较粗糙。因此,我们难以利用详细的职业分类来分析就业结构的变化,退而求其次,采用将行业和职业交叉确定就业岗位的方法来展开本文的研究。这一方法使得我们即便在行业、职业分类较粗糙的时候,仍然能得到更多的岗位信息。

我们对比了多套国内微观调查数据,最终采用1992—2009年国家统计局城镇住户调查数据来分析,同时利用1990、2000、2010年人口普查和2005、2015年人口抽样调查数据做对比分析。虽然我们获得的城镇住户调查数据只到2009年,但是对1992—2009年间的就业结构变迁分析有其特殊意义。从1992—2009年之间,我国经历了一系列重大改革,如国企改革、加入WTO、大学扩招、伴随着日经济快速增长、科技进步明显,就业结构也发生很大变化。我们可以从以往的结构调整中,去了解新的技术进步和经济增长可能带来的就业结构变化及影响。

我们首先对我国城镇居民1992年以来的就业结构变迁进行全面细致的分析。国内已有的研究结论尚不一致,而且面临考察时序较短或者没有基于稳定的岗位排序的问题。我们考察就业结构的长期变化,而且基于一个随时间稳定可比的岗位排序来分析,并与已有的文献进行对比。我们发现我国城镇居民的

就业结构呈现“升级”模式:低技能岗位雇佣比例下降,中高技能岗位雇佣比例上升。这一发现与吕世斌和张世伟(2015)得到的关于制造业就业结构“极化”的结论不同,与屈小博和程杰(2015)的结论相似。吕世斌和张世伟(2015)得到不同的结论可能是因为他们只看了制造业内部的变化,而不是总体的变化。屈小博和程杰(2015)基于工资来对岗位进行排序,但我们发现基于工资的排序在不同年份之间不稳定,尤其是20世纪90年代和2000年之后基于工资的岗位排序相关性很低,因此不宜作为跨期比较的基础。此外,我们还进一步分析了不同教育及年龄的劳动力在就业结构变迁上的差异。分析不同人群的就业结构变化差异是分析就业结构对社会福利影响的必要组成部分。在面临技术或其他外部冲击时,不同类型的劳动力适应经济结构调整的能力不同,因此受冲击影响程度有差异,就业转移方向也不同。

其次,我们分析就业结构变化如何影响教育回报率及收入差距。这个问题的回答有助于理解转型升级对收入差距的影响。但是目前国内有关就业结构的研究都没有分析就业结构变化和收入差距的关系。从就业结构的角度来分解,教育回报可以分解成两个来源,一个是给定岗位内的教育回报,一个是不同教育水平的人群从事不同的岗位带来的工资差异。以大学的教育回报(大学和高中学历劳动力的工资差距)为例,第二个来源指大学学历劳动力相比于高中学历劳动力更多的分布在高工资的岗位中。类似地,全社会的收入差距也可以分解为岗位内的差别及岗位间的差别。我们延续 Lemieux(2006)的方法,将收入差距的变化分解成岗位内收入差距的变化(组内差异),岗位间的收入差距变化(组间差异),以及劳动力在不同岗位上的分布的变化(组成效应)。我们发现给定岗位工资,劳动力在不同岗位间就业比例变化对工资差距变化影响很小。收入差距的变化主要来自岗位内不可观测技能回报的变化以及可观测变量如教育、省份等的回报变化和不同岗位间工资差距的变化。因此可以说,虽然就业结构变动比较大,但对我国总体收入差距变动的贡献并不大。

本文内容结构安排如下:第1部分为文献综述,对就业结构变化相关文献进行综述;第2部分介绍数据来源、岗位的分类方法和岗位排序的选择;第3部分总结我国城镇居民的就业结构变化模式,并与国内外文献做对比,同时考察不同年龄-教育的劳动力如何在不同岗位之间进行调整;第4部分分析就业结构对我国的总体收入差距和教育回报的贡献;最后为结论和研究展望。

1 文献综述

1.1 关于就业结构变迁的文献

国外关于就业结构变迁的研究总结出就业结构变迁的三种模式:极化

(poarization)、升级(upgrading)和降级(downgrading)(Hurley et al., 2013; Fernández-Macías, 2012)。极化指高工资/高技能岗位和低工资/低技能岗位的雇佣比例扩张,而中等工资/技能的岗位雇佣比例下降,雇佣结构呈现两极化。大量文献对不同国家的不同数据集采用各种衡量方法进行了检验,发现美国、英国、德国等很多发达国家劳动力市场均呈现“极化”现象(Acemoglu, 1999; Autor et al., 2006; Goos and Manning, 2007; Goos et al., 2009; Acemoglu and Autor, 2011)。然而,就业结构两极化并不是所有国家的共同规律,Fernández-Macías(2012)、Hurley et al. (2013)发现部分欧洲国家呈现“升级”模式,如爱尔兰、丹麦、芬兰、卢森堡、瑞典等,即收入/技能较高的岗位就业增长更多,而收入/技能较低的岗位就业增长更少。另外一些国家如葡萄牙、西班牙、意大利则呈现“中部升级”(mid-upgrading)模式,这一模式也属于“升级”模式的一种,其特点在于中等收入/技能岗位的就业增长多于高收入/高技能岗位,相当于“极化”现象的反面。此外,Hurley et al. (2013)研究还发现金融危机后东欧一些国家甚至出现降级(downgrading)模式,收入越低的岗位就业增长越多,高收入岗位就业大幅下降。

我国的劳动力市场上就业结构如何变化?目前国内的研究结论尚不一致,这可能与不同研究采用的时间段、数据集以及分析对象不同有关。有研究从工作任务(task)的角度对就业结构进行分析,如孙文凯等(2018)用2003—2013CGSS数据、Ge et al. (2021)采用1990—2015年人口普查数据和抽样调查数据发现常规操作型工作的雇佣比例在下降,而都阳等(2017)利用2005—2016中国城市劳动力调查数据的研究则发现常规操作型工作的分布变化不明显,两者的不同很可能源于对任务类型的定义和计算方式有差异。从工作任务的角度分析就业结构依赖于高质量的职业分类数据,目前国内这类的数据还很少。吕世斌和张王伟(2015)根据OECD行业分类标准将制造业行业分为高、中、低等不同技术的行业,用1998—2009年制造业行业面板数据,发现我国高技术行业和低技术行业的就业增长更多,我国制造业就业呈现“极化”,但是该文分析仅限于制造业行业。屈小博和程杰(2015)则采用将行业和职业交叉确定的岗位分析法,根据不同岗位的收入水平进行排序,将岗位分为高、中、低不同收入水平的岗位,他们采用2005年全国1%人口抽样调查数据、2010第六次人口普查数据,使用全行业数据,发现2005—2010我国就业结构呈现“升级”模式,农民工群体的就业呈现“极化”,但是该文的研究时间段仅有5年,且没有深入探讨该分类方法下岗位排序的时间稳定性。

1.2 关于不同特征劳动力就业结构变化的文献

在就业结构变迁的过程中,不同类型的劳动力表现出不同的转移特点。劳

动力的就业结构变化可能同时受到供给和需求两方面的影响:一方面,不同的职业在扩张或萎缩中,对于不同类型劳动力的需求变化有差异;另一方面,不同类型劳动力的相对供给随时间发生变化,进而影响就业结构。如对美国的数据分析发现,职业扩张主要通过招聘年轻劳动力实现,因此在雇佣比例上升的高技能和低技能岗位中,劳动力的平均年龄减小,但是在雇佣比例减少的中技能岗位中,劳动力平均年龄在增加。从中技能岗位转出的劳动力中,低教育水平劳动力流入到低技能岗位,而年轻的高教育水平劳动力转移到高技能岗位,年老的高学历劳动力转移到低技能岗位(Autor and Dorn, 2009)。此外,Beaudry et al. (2016)发现美国自2000年之后,对于技能的需求相对慢于高教育水平劳动力的供给扩张,这导致高技能劳动力向下流动,开始从事传统上由低技能劳动力从事的工作,并导致低技能劳动力进一步向下流动甚至被挤出劳动力市场。

在我国的就业结构变化过程中,关于不同特征劳动力如何转移就业岗位的研究还很少。Ge et al. (2021)做了一个比较好的尝试,他们发现1990—2015年间,30岁以下的年轻人从事常规操作型工作的比例下降,进入常规知识型和非就业的比例上升;高中和大学以上毕业生,从事非常规工作比例下降。

1.3 对就业结构变化的原因解释

总体上,就业结构的变化受到需求(如技术进步、国际贸易)和供给(人口结构变动)两方面的影响。大量文献从需求层面对就业结构变化的原因进行解释:一种解释为“常规型工作”替代的技术进步理论,认为技术进步导致机器替代了常规型的生产和办公工作,而对需要高技能的分析研究类工作和需要人际互动性的工作产生互补作用(Autor et al., 2003);还有解释强调经济全球化带来的产业分工与转移(如外包)的作用(Antràs et al., 2006; Grossman and Rossi-Hansberg, 2008; Oldenski, 2014);此外,Autor and Dorn(2013)还提出由于消费偏好多样化而对服务性职业的需求提升带来就业结构极化。从供给上看,移民带来的供给增加会导致最低收入岗位的就业增长更多,如英国(Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。此外,一些制度差异也会导致不同国家就业结构变化不同,例如,阻碍市场化工资设定的制度(工会、最低工资等)会限制最低收入岗位的增长,如德国(Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。

Cortes et al. (2017)进一步对就业结构变化的原因进行分解,将就业结构变化归因为人口组成结构的变化、给定人口特征下的就业倾向变化以及两者的交叉效应,并计算各类效应的影响程度。作者对美国的研究发现,常规型工作的雇佣比例下降,主要是因为劳动力在常规型工作的就业倾向下降,人口结构变动带来的影响仅占1/3。孙文凯等(2017)、Ge et al. (2021)分别采用这种方法,利用CGSS数据和人口普查数据对中国的就业结构变化进行分解,发现我国

常规操作型工作的下降同时受人口结构变动和就业倾向变动的影响,两者的解释程度在不同阶段有所差异。

1.4 就业结构变迁和收入差距关系的文献

技能偏向技术进步理论认为技术进步会导致就业结构出现升级,进而提高技能回报和扩大收入差距。研究发现技能的回报在过去几十年中保持增长,尤其是大学毕业生和高中毕业生的相对工资,这是收入差距扩大的重要原因。虽然大学毕业生的供给大幅增长,但由于对技能的需求增长更快,高等教育水平工人的工资上升更快,大学教育回报仍然上升。这一“供给-需求”分析框架被称为解释技能回报变动的经典理论,Katz and Murphy (1992)、Goldin and Katz (2007)的研究中都采用这一经典框架。

但是近年来研究发现,这一经典理论不能解释美国1980年以来50/10分位数工资差距的变动以及1990年以来大学教育回报增长的减速,为此Acemoglu and Autor (2011, 2012)构建了新的任务分析框架(task framework),提出常规型工作替代假说。计算机的使用替代了常规型任务,但对非常规认知型和非常规非认知型任务产生互补作用,因此90/50分位数的工资差距会扩大,但50/10分位数的工资差距减小,服务型职业的工资会上升(Autor and Dorn, 2013)。但Mishel et al. (2013)对常规型工作替代假说提出质疑,认为这一理论并不能完全解释过去三十多年的收入差距变化。工作的两极化现象从20世纪50年代就已经出现,但从1950年以来,收入差距曾经下降也曾经上升,例如服务型职业的雇佣比例从1973年开始便缓慢稳定上升,中等水平工资工作的雇佣比例也从1973年开始逐步稳定下降,但50/10分位数工资差距却在1973年之后存在大幅波动。Mishel et al. (2013)还进一步发现职业对于工资变动的解释力在下降。

国内关于就业结构和收入差距关系的文献目前集中于产业结构和收入差距。行业变量是解释我国收入差距扩大的重要因素。陈钊等(2010)分析了行业间收入不平等对中国城镇居民收入差距的重要性,发现行业变量对中国收入差距的解释力有所上升,由行业间收入不平等造成的收入差距在扩大。由于不同行业之间的收入差距较大,行业结构的变动会导致收入差距的变化,葛玉好(2007)分析了行业选择对性别工资差距的影响,宋锦(2018)分析了产业结构变化对收入分配的影响。其他一些文献分析了职业隔离对收入差距的影响,如卿石松和郑加梅(2013)分析了职位隔离对性别收入差距的影响,吴晓刚和张卓妮(2014)分析了职业隔离对农民工和城镇工人之间收入差距的影响。

但是目前很少有文献从全国整体就业结构变化的角度分析就业结构和收入差距的关系。与本研究最相关的是吕世斌与张世伟(2015)的研究,他们发现

1998—2009年中国制造业中就业岗位呈现两极化,低技能和高技能行业的平均工资增长更快,但这篇文章分析范围仅限于制造业,且没有考虑职业结构的变动。此外,还有研究从劳动力流动和技能匹配的角度分析地区差距,如彭国华(2015)认为由于贸易等因素导致不同地区的工作任务分布有差异,劳动力在不同地区之间流动会带来地区间就业结构差异,这进一步导致地区间产出的差距,这一研究集中于分析产出差距而不是个体的收入差距,并且集中于理论分析。

2 岗位分类和质量衡量

2.1 数据来源和岗位分类

本文采用的数据为国家统计局1992—2009年城镇住户调查数据(UHS),这是国内唯一追溯将近20年的关于家庭基本信息和收支的调查数据,这项调查记录了家庭每位成员从事的行业和职业,这些信息提供了本文分析就业结构所需要的基础数据。这项调查每年轮换1/3的经常性调查样本,3年内完成一次全部样本的轮换。本文使用的数据包括了北京、辽宁、浙江、安徽、湖北、广东、四川、陕西、甘肃9个省市,在地理位置和经济水平上对于全国样本具有良好的代表性。

目前国内可供使用的微观调查数据还有CHIPs,CHNS,CHFS等,但是经过对比,这些数据不太适合本文的研究。CHNS数据虽然年份跨度很长,但是其城镇样本量过小,并且关于工作的变量中没有行业信息,只有职业信息。CHFS和CFPS则只有最近年份的数据,无法进行长时期的比较。CHIPs数据虽然年份跨度较长,但是CHIPs数据中2002年之前的调查中职业分类无法区分商业服务人员和生产工人,采用CHIPs 2002、2007、2013年城镇户口样本得到的结果波动比较大(见附录中的附表6),可能与样本量有关。虽然CHIPs单独调查了农民工样本,但是2007年之前的农民工调查中也无法区分商业服务人员和生产工人,并且2007年农民工的行业职业分类和城镇居民的分类不一致,难以做统一的分析。人口普查数据因为缺乏工资信息,难以用于和收入相关的分析。

本文分析对象为16~60岁(女性55岁)的本地城镇户口样本。UHS数据在2002年之前只调查本地的城镇户口居民,但是2002年开始加入了对从外地或农村迁入城镇地区的住户的调查,为了分析的一致性,本文只考虑本地城镇户口居民,不考虑2002年之后的本地农业户口和外地户口(这两部分占2002年之后总样本的约4%)。为了方便比较,首先遵循Autor et al. (2003)、Goos and Manning(2007)、Autor and Dorn(2009)、Goos et al. (2009)等人的分析方法,在初步分析时不考虑自雇佣、私营企业主的样本,但在稳健性分析时考虑了将这

些样本纳入。各年的样本量及地区分布见附录表1。

如引言所提到的,本文岗位分类根据行业和职业交叉确定,Goos and Manning(2007)、Hurley and Fernández-Macías(2009)、Hurley et al.(2013)、屈小博和程杰(2015)等都采用类似的方法。由于城镇住户调查数据中不同年份行业和职业的分类方法有差异,需要对行业和职业分类进行调整合并,合并方法详见附表2(a-c)。最终将行业分为8大类:工业、建筑业、交运邮电信息服务、批发零售餐饮住宿、社会服务业、科教文卫、金融保险、党政社团,将职业分为5大类:专业技术人员、机关企事业单位负责人、办事人员、商业和服务性人员、生产运输工人和有关人员。职业与行业交叉共得到40类岗位,由于某些岗位样本量过小,进一步进行合并^①,最终得到30类岗位。各类岗位的观测值和占比见附表3。

需要说明的是,虽然所有制在就业结构中扮演着重要角色,是我国劳动力市场分割的重要形式。但是相比所有制,行业和职业更能体现工作的技能,所有制更多地体现了制度差异而非技能差异,因此本文的岗位分类只采用行业和职业,而不加入所有制,这样也便于和国内其他文献及国际比较。

2.2 岗位排序

分析就业结构变迁首先需要对岗位按一定规则(通常按岗位质量)进行排序,得到一个稳定的岗位排序,然后看就业分布随时间的变化。文献中对岗位的排序方法有以下几种:按初期各类岗位的平均受教育年限排序、按初期各类岗位的中位数或平均工资排序、按整个研究期间各类岗位的平均工资排序。发达国家的研究结论表明,不同方法得到的岗位排序随时间变化比较小,也即不同岗位的质量是相对稳定的(Acemoglu, 1999; Goos and Manning, 2007; Oesch and Rodríguez Menés, 2011; Fernández-Macías, 2012)。本文分别采用这三种方法对我国的岗位进行排序,发现不同排序方法的结果存在差别。

2.2.1 按照平均受教育年限排序

结果见图1,其中横轴为按照1992年每一类岗位样本的平均受教育年限从低到高排序的30类岗位,纵轴为给定岗位在不同年份的平均受教育年限。从变化趋势看,1992年从业劳动力教育水平较高的岗位在2009年仍然保持较高的教育水平。如果分别按照1992、2001、2009年平均受教育年限从低到高排序,得到每一类岗位在1992、2001和2009年的排序,计算这三组排序之间的相

^① 将建筑业的专业技术人员、单位负责人、办事人员和商业服务性人员分别并入工业的专业技术人员、单位负责人、办事人员和商业服务性人员。将金融保险行业的单位负责人、办事人员、商业服务性人员和生产工人分别并入社会服务业的单位负责人、办事人员、商业服务性人员和生产工人。将党政机关社团的商业服务性人员和生产工人分别并入科教文卫行业的商业服务性人员和生产工人。

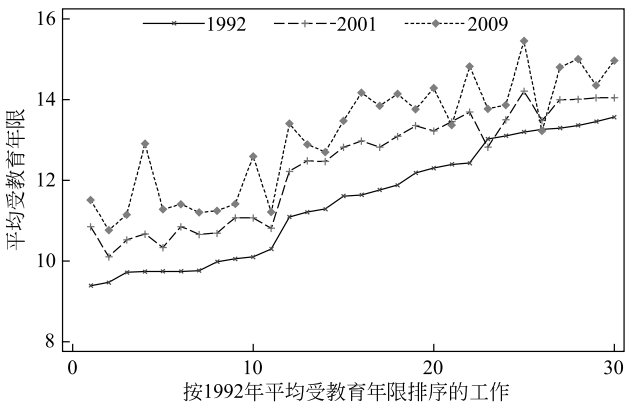


图 1 不同岗位的平均受教育年限变化

关性,可发现 1992 年和 2009 年的岗位排序 spearman 相关系数达到 0.86 (表 1),1992 年和 2001 年的相关系数达到 0.95,可见按照教育水平对岗位排序得到的结果在不同年份之间相对稳定。

表 1 不同排序方法结果相关性比较

	1992 教育 排序	2001 教育 排序	2009 教育 排序	1992—2009 平均工资排序	1992 中位数 工资排序	2001 中位数 工资排序	2009 中位数 工资排序
1992 教育 排序	1.000						
2001 教育 排序	0.950	1.000					
2009 教育 排序	0.862	0.917	1.000				
1992—2009 平均工资排序	0.734	0.715	0.832	1.000			
1992 中位数 工资排序	0.447	0.429	0.453	0.533	1.000		
2001 中位数 工资排序	0.778	0.745	0.848	0.817	0.650	1.000	
2009 中位数 工资排序	0.815	0.822	0.881	0.771	0.637	0.869	1.000

2.2.2 按照中位数工资排序

分别对每个年份按照每类岗位的中位数工资^①进行排序,得到各岗位在

^① 工资数据按照各省的 CPI 以 2009 年为基数进行了调整。

1992、2001、2009年的排序结果,发现1992年的排序与2009年排序的spearman相关系数为0.64,1992年排序与2001年排序spearman相关系数为0.65,2001年排序与2009年排序的spearman相关系数为0.87。按照中位数工资排序得到不同年份之间的相关性低于按教育水平排序的结果。西班牙1990—2008年之间的这一系数为0.70,瑞士1991—2008年之间的这一系数为0.87,英国1991—2008年和德国1990—2007年的这一系数都达到0.90(Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。与其他国家相比,我国2001和2009年之间这一系数接近于其他国家,但我国1992和2001年之间的相关性较低,这和我国20世纪90年代末的经济体制改革特别是国企改革有关。此外,按中位数工资的排序和按教育水平的岗位排序结果之间的相关性随时间变化较大,按1992年中位数工资排序和按1992年受教育水平排序的相关系数仅0.45,但是这一系数到2001年达到0.74,2009年达到将近0.88,说明在20世纪90年代,工资和教育的匹配度较低,但在一系列关于劳动力市场改革之后,教育和工资的关联开始加强,换言之,教育的回报率上升。

2.2.3 按照所有年份的平均工资排序

如果按照每类岗位在1992—2009年间的平均工资进行排序,得到的结果和按照1992、2001、2009年中位数工资排序的spearman系数在0.5~0.7之间,相关性较低,说明不同年份间的工资变动较大。

发达国家按照岗位的平均受教育年限和平均工资的排序相关性很高,不同方法得到的岗位排序比较稳定,但是在中国这样一个快速发展、结构调整迅速的国家,情况有所不同。由于按照工资排序的结果随年份变化较大,因此下文主要采用按平均受教育年限排序的方法,不过在稳健性检验中也考虑了用工资排序的方法。

3 就业结构的变化

3.1 不同类型岗位的雇佣比例变化

附录中的附表3给出了30类岗位的雇佣比例。1992年雇佣比例最大的是工业的生产工人(28.2%),同时该岗位的雇佣比例下降也最大,从1992年到2009年下降了15.6个百分点。雇佣比例增加最多的是党政机关社团办事人员、社会服务业办事人员、社会服务业商业和服务人员等职业,分别上升5.5、3.6、3.3个百分点。从工资增长来看,工资增长最多的是金融保险行业专业技术人员,工资增长最少的是建筑业生产工人。

为了便于后面的进一步分析,将各类岗位根据1992年的平均受教育年限

从低到高排序后,按照各类岗位的雇佣比例分为三类,其中低技能岗位 4 个(雇佣比例 31.9%),中技能岗位 13 个(雇佣比例 33.7%),高技能岗位 13 个(雇佣比例 34.5%)。表 2 给出了三类岗位的雇佣比例及变化。

表 2 岗位的分类及雇佣比例变化

2-A 雇佣比例及变化							
岗位个数		雇佣比例/%			雇佣比例变化(百分点)		
		1992	2001	2009	1992—2009	1992—2001	2001—2009
三等分							
低技能	4	31.868	28.254	16.518	-15.349	-3.613	-11.736
中技能	13	33.671	39.244	42.447	8.776	5.573	3.203
高技能	13	34.461	32.502	41.035	6.573	-1.960	8.533
全部	30	100	100	100			
五等分							
低技能	3	30.740	27.307	14.738	-16.002	-3.433	-12.569
中低技能	6	16.546	18.692	21.865	5.319	2.146	3.173
中技能	7	15.919	18.608	18.894	2.975	2.689	0.286
中高技能	9	15.254	17.061	21.275	6.021	1.807	4.214
高技能	5	21.541	18.332	23.228	1.687	-3.209	4.896
全部	30	100	100	100			
2-B 工资及变化							
岗位个数		中位数工资/元			中位数工资变化倍数		
		1992	2001	2009	1992—2009	1992—2001	2001—2009
三等分							
低技能	4	3002	7974	18052	5.013	1.656	1.264
中技能	13	2969	10037	18902	5.366	2.381	0.883
高技能	13	3456	13413	29466	7.526	2.881	1.197
五等分							
低技能	3	3023	7895	17998	4.954	1.612	1.280
中低技能	6	2692	8553	15383	4.714	2.177	0.799
中技能	7	3242	10721	22607	5.973	2.307	1.109
中高技能	9	3321	12457	28481	7.576	2.751	1.286
高技能	5	3484	14228	30001	7.611	3.084	1.109

城镇居民在低技能岗位就业比例从 1992 年的约 31.9% 下降到 2009 年的约 16.5%, 下降约 15.3 个百分点。图 2 进一步画出各类岗位雇佣比例随时间的连续变化, 可以发现这一下降趋势从 1997 年开始, 这可能与国企改革有关, 但是 2002 年之后这一下降趋势仍然保持。另外从进一步细分五等分的结果来看, 技能排序最低 20% 的岗位雇佣比例下降最多, 而中低技能岗位雇佣比例则

有所增长。Ge et al. (2021) 采用人口普查数据发现我国城镇人口就业结构中,常规操作型任务的就业比例大幅下降,1990 到 2010 年之间下降约 20 个百分点。他们文中的常规操作型任务包括了各个行业的手工艺人、设备及其操作员、装配工及其他非技术生产工人,本文定义的低技能岗位中大部分来自制造业部门生产工人,两者的组成人员相似,因此下降的总体趋势一致,但是由于 Ge et al. (2021) 的常规操作型任务的定义范围更广,因此下降比例高于本文制造业生产工人的下降比例。

城镇居民在中等技能岗位的就业比例上升最多,上升了约 8.8 个百分点,在 1992—2001 和 2001—2009 年间都有明显上升,分别上升了 5.6 和 3.2 个百分点。从五分法的岗位来看,上升最多的并不是五等分中的中技能岗位,而是五等分中的中高技能和中低技能,分别增长了约 5.3 和 6.0 个百分点。

高技能岗位雇佣比例从 1992 年的 34.5% 上升到 2009 年的 41.0%, 上升 6.5 个百分点。图 2 显示,高技能岗位雇佣比例并不是一直上升,1992—2001 年间以下降趋势为主,这一趋势可能与我国 20 世纪 90 年代的“脑体倒挂”“下海”等现象有关。之后经济发展创造出了更多的高技能岗位需求,加上劳动力市场的逐步完善,使得高技能岗位雇佣比例开始增长。进一步细分五分法,中高技能岗位雇佣比例增长最多。我国技能排序最高 20% 的高技能岗位雇佣比例从 1992—2009 年上升了仅 1.7 个百分点,这一上升比例远低于国际值。英国排序最高 20% 的岗位雇佣比例从 1979 年到 1999 年上升超过 20 个百分点 (Manning, 2004), 1991—2008 年上升约 10 个百分点 (Oesch and Rodríguez Menés, 2011), 德国排序最高 20% 的岗位雇佣比例从 1990—2007 年上升约 8 个百分点 (Oesch and Rodríguez Menés, 2011)。

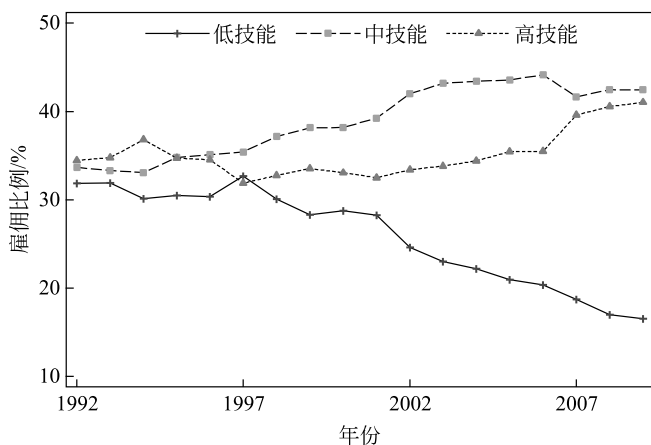


图 2 不同技能岗位的雇佣比例变化

从工资变动来看(表 2-B),1992—2009 年高技能岗位中位数工资从 1992 年的 3456 元上升至 2009 年的 29466 元,增长了约 7.5 倍,高于中技能岗位工资的增长。低技能岗位的工资也有明显增长,但是增长速度比其他两组都低,只增长了 5.0 倍。五分法的结果进一步证实,工资增长和技能水平呈现正相关关系,中高技能和高技能岗位的工资增长约 7.5 倍,中技能增长约 6 倍,而低技能、中低技能工资增长约 5 倍左右。发达国家就业结构的“极化”现象还体现在雇佣比例上升的低技能岗位和高技能岗位工资增长更快,而雇佣比例下降的中技能岗位工资增长较慢。我国的模式显然与此不同,高技能岗位工资增长较快,但是低技能岗位工资增长较慢。

因此,总体来看,我国城镇居民的就业结构呈现“升级”模式:低技能岗位雇佣比例大幅减少,中高技能岗位雇佣比例上升;中低技能岗位工资增长较慢,高技能岗位工资增长较快。这一变动趋势与美国、英国、德国等国家的“极化”趋势不同。

3.2 稳健性检验

本文进一步做了一些稳健性检验。

(1) 有文献按照岗位的个数而不是岗位的雇佣比例对岗位进行归类(Acemoglu,1999),即将岗位按初期的教育年限或工资排序后,按照岗位个数平均分类。本文也采用这种方法根据岗位个数将岗位进行分类,发现与根据雇佣比例划分得到的结果一致,结果见附录中的附表 4。

(2) 前面的分析中,没有考虑自雇佣样本。如果将这部分样本加入,结果仍然一致,低技能岗位雇佣比例大幅下降,中高技能岗位雇佣比例上升,雇佣结构呈升级模式。不过,加入自雇佣样本之后,中技能岗位雇佣比例的上升更加明显,上升幅度达到 13 个百分点,高技能岗位雇佣比例仅上升 2.9 个百分点,其背后的原因是总人群中自雇佣人员的比例不断上升(从 1992 年的 1%上升到 2009 年的 13%),同时自雇佣人员主要从事中等技能岗位(超过 80%的自雇佣集中在中等技能岗位中)^①。

(3) 我们进一步将不工作的样本(包含失业或不参与劳动力市场的人)加入,结果也基本一致,低技能岗位雇佣比例明显下降,中技能岗位雇佣比例上升。不同的是,高技能岗位雇佣比例变化不大,甚至有略微下降。同时我们发现不工作的比例在这 18 年间增加了 12 个百分点,其中主要的来源是失业比例

^① 自雇佣人员在中等技能岗位就业的比例随年份略有下降,从 1992 年的 85%下降到 2009 年的 80%;在低技能岗位的就业比例也有所减小,从 1992 年的 14%下降到 2009 年的 10%;在高技能岗位的就业比例从 1992 年的不到 1%上升到 2009 年的 9.5%。

增加和其他未参与劳动市场的比例增加。其他未参与劳动市场者的增加主要是离退休人员和家务劳动者比例增加。同时我们注意到,不工作比例的上升主要发生在 1992—2001 年,和这段时期的国企改革紧密相关。2001 年之后,该比例只增加了 1.4 个百分点。

表 3 加入不工作和自雇佣样本后的就业结构变化

	雇佣比例/%			雇佣比例变化(百分点)		
	1992	2001	2009	1992—2009	1992—2001	2001—2009
加入自雇佣样本						
低技能	31.660	27.132	15.694	-15.966	-4.528	-11.438
中技能	34.289	42.027	47.399	13.109	7.737	5.372
高技能	34.051	30.841	36.907	2.856	-3.210	6.066
加入自雇佣和不工作样本						
不工作	15.307	26.101	27.120	11.813	10.794	1.019
失业	1.929	5.700	6.157	4.228	3.771	0.457
在校生	8.077	10.564	9.699	1.622	2.487	-0.865
其他未参与劳动市场者	5.301	9.837	11.263	5.962	4.536	1.426
低技能	26.814	20.050	11.438	-15.376	-6.763	-8.612
中技能	29.041	31.057	34.544	5.504	2.017	3.487
高技能	28.839	22.792	26.898	-1.941	-6.047	4.107

(4) 如果直接按照五大类职业来划分,可以看到 1992—2009 年生产运输及相关人员比重下降约 18 个百分点,而办事人员和商业服务人员占比上升约 10 个百分点。虽然办事人员和商业服务人员就业比例上升都较大,但服务人员的工资上升相对较慢。如果粗略地将专业技术人员和单位负责人划分为非常规知识型工作,办事人员划分为常规知识型工作,生产运输及相关人员划分为常规操作型工作,商业服务人员划分为非常规操作型工作,那么我们的结论与 Ge et al. (2021) 采用全国人口普查数据中的城镇劳动力样本得到的结论一致,即常规操作型工作就业比重下降,而常规知识型工作就业比重上升。如果只看行业雇佣结构的话,则工业的雇佣比例下降最多,下降 17.62 个百分点,而社会服务业、党政社团、交通运输邮电信息服务行业的雇佣比例上升最多,上升 4~6 个百分点。

表 4 不同职业、行业的雇佣比变化

	雇佣比例/%			中位数工资(log)		
	1992	2009	1992—2009	1992	2009	1992—2009
分职业						
专业技术人员(近似非常规知识型)	21.070	25.370	4.300	8.148	10.285	2.138

续表

	雇佣比例/%			中位数工资(log)		
	1992	2009	1992—2009	1992	2009	1992—2009
分职业						
单位负责人(近似非常规知识型)	8.740	4.730	-4.010	8.251	10.504	2.253
办事人员(近似常规知识型工作)	20.240	31.040	10.800	8.042	10.108	2.066
商业服务人员(近似非常规操作型工作)	11.490	19.120	7.630	7.858	9.575	1.717
生产、运输工人和有关人员(近似常规操作型工作)	38.460	19.740	-18.720	8.008	9.843	1.835
总计	100	100	0	8.057	10.043	1.986
分行业						
工业	42.92	25.30	-17.62	8.09	9.96	1.87
建筑业	2.99	3.34	0.35	8.13	9.98	1.84
交运邮电信息服务	6.22	10.69	4.47	8.18	10.09	1.91
批发零售餐饮住宿	14.44	13.25	-1.19	7.91	9.62	1.70
社会服务业	4.82	10.45	5.63	7.97	9.71	1.75
科教文卫	15.33	17.21	1.88	8.08	10.28	2.20
金融保险	1.79	3.46	1.67	7.94	10.38	2.44
党政社团	11.48	16.30	4.82	8.03	10.27	2.24

(5) UHS 数据中主要调查了城镇户口样本,但是我国 20 世纪 90 年代以来大批农村户口居民进入城镇务工,是就业人员的重要组成部分,为了将这部分劳动力纳入研究范围,我们进一步采用 1990、2000、2010 人口普查数据和 2005、2015 人口抽样调查数据进行分析^①,同时人口普查数据的样本量更大,有助于得到更可靠的结论。我们首先利用人口普查数据中的行业和职业信息按照上文的分类方法将岗位分为 30 大类,其中行业的具体划分标准见附录表 2a~2c。根据 30 类岗位的平均受教育年限进行排序,发现各年份之间仍然保持极高的相关性(见附录中的附表 5),说明我们的排序方法和结果比较稳定。无论是按照本地城镇户口居民的统计口径还是按照居住在城镇地区的统计口径,人口普查数据得到的岗位排序与按照城镇住户调查数据得到的岗位排序相关系数均达到约 0.9。

根据前文的划分方法,将 UHS 数据中得到的 30 类岗位和高中低三种技能岗位的对应关系匹配到人口普查数据中,得到人口普查数据中这三类岗位的雇佣比例。从本地城镇户口的统计口径来看(表 5),低技能岗位雇佣比例从 1990

^① 我们还尝试采用 CHIPs 数据,但 CHIPs 数据中 2002 年之前的调查中职业分类无法区分商业服务人员和生产工人,采用 CHIPs 2002、2007、2013 年城镇户口样本得到的结果波动比较大(见附录表 6),可能与样本量有关。虽然 CHIPs 单独调查了农民工样本,但是 2007 年之前的农民工调查中也无法区分商业服务人员和生产工人,并且 2007 年农民工的行业职业分类和城镇居民的分类不一致,难以做统一的分析。

到 2010 年下降 15 个百分点,中技能岗位雇佣比例上升 12 个百分点,高技能岗位雇佣比例上升 3 个百分点,符合“升级”模式。这一结果与城镇住户调查数据结果很接近。(由于人口普查数据中无法区分出自雇佣样本,表 5 的结果需与表 3 上半部分的结果进行对比)。2015 年的人口普查数据中不再区分城镇户口和非城镇户口,因此不做比较。加入不工作的样本,结果依然和城镇住户调查的结果一致。1990—2010 间,不工作的比例明显增加,增加了约 13 个百分点,这一增加主要发生在 2000 年之前。低技能岗位雇佣比例明显下降,下降约 16 个百分点,中等技能岗位雇佣比例增加约 5 个百分点,高技能岗位雇佣比例变化不大,略有下降。

表 5 人口普查数据就业结构

	本地城镇户口				居住在城镇地区					
	低技能	中技能	高技能	加总	低技能	中技能	高技能	加总		
在工作样本										
雇佣比例/%										
1990	43.345	26.073	30.582	100						
2000	33.282	31.602	35.116	100	49.368	30.725	19.907	100		
2005	28.454	36.696	34.850	100	47.431	33.109	19.460	100		
2010	27.918	38.437	33.645	100	44.064	36.559	19.376	100		
2015					41.693	39.117	19.189	100		
变化百分点										
1990—2010	-15.427	12.364	3.063	0						
1990—2000	-10.063	5.529	4.534	0						
2000—2010	-5.364	6.835	-1.471	0	-5.304	5.834	-0.531	0		
2000—2015					-7.675	8.392	-0.718	0		
加入不工作样本										
	不工作	低技能	中技能	高技能	加总	不工作	低技能	中技能	高技能	加总
雇佣比例/%										
1990	21.454	34.045	20.479	24.021	100					
2000	33.605	22.097	20.982	23.316	100	28.475	35.311	21.976	14.238	100
2005	37.195	17.871	23.047	21.887	100	29.932	33.234	23.199	13.635	100
2010	34.284	18.347	25.259	22.110		29.645	31.002	25.722	13.632	100
2015						32.084	28.317	26.567	13.033	100
变化百分点										
1990—2010	12.830	-15.698	4.780	-1.911	0					
1990—2000	12.151	-11.948	0.503	-0.705	0					
2000—2010	0.679	-3.750	4.277	-1.206	0	1.170	-4.309	3.746	-0.606	0
2000—2015						3.609	-6.994	4.591	-1.205	0

由于城镇户口样本不能覆盖那些居住在城镇地区但非城镇户口的劳动力,因此我们改用“居住在城镇地区”的统计口径来分析这部分人群。由于我们所获得的1990年人口普查数据中的代码不能区分城市还是农村,因此这里只分析2000年之后的普查和抽样调查数据。结果发现,从2000—2015年,低技能岗位雇佣比例下降约7.7个百分点,中技能岗位雇佣比例上升8.4个百分点,高技能岗位雇佣比例变化很小。与采用城镇户口样本得到的结果相比,采用居住在城镇地区的样本得到的低技能岗位的雇佣比例的绝对值较高,且下降幅度较小。这一结果并不意外,因为非城镇户口从事低技能岗位居多。即便如此,低技能岗位雇佣比例仍然下降,中技能岗位雇佣比例上升,符合升级模式。加入不工作的样本,结果变化不大,因为2000年之后,不工作的比例变化比较小。

(6) 我们根据岗位工资排序进行了重新分类,根据所有年份的平均工资对岗位进行排序,然后根据1992年的雇佣比例将30类岗位三等分为低、中、高三类不同工资(技能)水平的岗位。重新分类后得到的结果与前面基于教育排序的结果很接近,就业结构仍呈“升级”模式,高工资(技能)岗位雇佣比例增加,低工资(技能)岗位雇佣比例下降。

我们还用1992年的中位数工资进行了排序,同样根据1992年30类岗位的雇佣比例三等分,得到的结果有所不同,雇佣结构呈现“极化”模式。这是由于基于工资的岗位排序在不同年份之间差别较大,这种不稳定性使得用不同年份的工资指标排序去衡量就业结构变化得到的结果是有差别的。

表6 按照岗位工资排序分类后的就业结构变化

	岗 位 个 数	雇 佣 比 例 / %			雇 佣 比 例 变 化 (百 分 点)		
		1992	2001	2009	1992—2009	1992—2001	2001—2009
按照所有年份平均工资排序							
低工资(技能)	4	39.070	35.021	24.089	-14.982	-4.049	-10.932
中等工资(技能)	13	31.154	32.753	31.325	0.171	1.599	-1.429
高工资(技能)	13	29.775	32.226	44.587	14.811	2.450	12.361
全部	30	100	100	100			
按照 1992 年中位数工资排序							
低工资(技能)	10	21.782	26.047	30.926	9.144	4.265	4.879
中等工资(技能)	3	32.321	28.470	15.205	-17.116	-3.851	-13.265
高工资(技能)	13	34.461	32.502	41.035	6.573	-1.960	8.533
全部	30	100	100	100			

(7) 我们进一步检验了按照教育划分岗位质量与岗位所需真实技能之间的关联性。由于本文主要根据岗位中就业人员的平均受教育水平将岗位划为高、中、低三类技能,这样划分得到的不同技能岗位,其所代表的工作技能水平

能否反映岗位所需的真实技能？为回答这一问题，我们进一步利用《2014 年广东省制造业企业-员工匹配调查》数据进行分析。该数据共收集了广东省 572 家企业 4780 个员工样本，其中包含企业内各类岗位所需的真实技能的详细信息。我们将岗位所需的技能与员工的受教育水平进行了相关性分析。如表 7 所示，大专及以上学历员工从事的岗位对英语、数学、阅读、分析思考等认知能力的要求更高；初中及以下学历员工所从事的岗位，重复性劳动或体力劳动的比例极高。总体上，用教育水平来划分工作岗位，大体可以反映出该岗位所需的真实技能。

表 7 就业人员教育水平与工作所需真实技能水平

	初中及以下	高中	大专及以上	合计
进入岗位需要一个月以上才能胜任	0.340	0.543	0.710	0.503
有时候或经常用到英文	0.056	0.166	0.400	0.179
平均一周至少 1 次以上会遇到一些至少花 30 分钟以上才能解决的问题	0.279	0.449	0.550	0.405
平均一个月至少 1 次以上需要使用高等数学、物理、化学	0.085	0.169	0.231	0.151
通常阅读的与工作相关的文字材料最长超过 6 页以上	0.108	0.332	0.556	0.297
经常需要团队合作	0.520	0.636	0.706	0.606
经常需要与人面对面交流	0.439	0.668	0.764	0.599
每天至少半天以上用于重复劳动	0.701	0.482	0.309	0.527
每天至少半天以上用于体力劳动	0.571	0.315	0.089	0.363
每天至少半天以上用于管理或监督其他员工	0.216	0.324	0.308	0.277
使用的机器设备属于数控机器或全自动、半自动设备	0.429	0.504	0.468	0.459

注：所有指标的赋值均为：是=1，否=0。表中报告的是均值。

3.3 劳动力在不同岗位之间的流动

在我国就业结构变迁过程中，不同类型劳动力的就业岗位如何变化？我们对此作了进一步分析。表 8 列出了分教育-年龄就业人口的组成以及不同类型劳动力的就业结构变化。

1992—2009 年就业人群的组成发生明显变化。首先，教育结构显著变化，就业人口中大专以上学历的比重从 18.5% 上升到 42.5%，上升了约 24 个百分点，相对应地，高中和初中以下学历占比下降，初中及以下学历下降最多，下降了 18 个百分点。同时就业人群的年龄结构也发生了明显变化，就业人口中 51~60 岁的占比上升了 5 个百分点，31~50 岁的比例也上升了 4 个百分点，而 30 岁以下的比例下降了 10 个百分点。

表 8 分教育经验 1992—2009 就业结构变动(百分点)

	占就业人口 比例变化	占劳动年龄 人口比例变化	各类人群在各岗位就业比例变化 (=2009 年比例-1992 年比例)				
			不工作	低技能	中技能	高技能	加总
分教育							
初中及以下	-18.30	-14.93	21.097	-24.806	5.664	-1.955	0
高中	-5.66	-4.50	14.055	-8.102	6.759	-12.713	0
大专及以上	23.96	19.43	7.794	2.157	13.378	-23.330	0
加总	0	0					
分经验							
16~30	-9.67	-7.60	22.500	-20.222	-2.722	0.445	0
31~50	4.42	0.95	9.433	-17.719	7.898	0.389	0
51~60	5.25	6.64	11.898	-1.321	8.675	-19.252	0
加总	0	0					
分教育-经验							
初中及以下							
16~30	-5.38	-5.27	42.366	-34.929	-7.551	0.115	0
31~50	-14.57	-11.95	18.287	-27.243	11.133	-2.176	0
51~60	1.65	2.30	7.831	-5.807	5.525	-7.550	0
高中							
16~30	-8.19	-7.66	31.714	-17.259	-7.844	-6.611	0
31~50	0.15	-0.12	12.766	-6.354	12.107	-18.519	0
51~60	2.37	3.28	19.265	3.749	8.971	-31.985	0
大专及以上							
16~30	3.90	5.34	18.172	-2.758	6.654	-22.068	0
31~50	18.83	13.03	2.660	4.149	14.674	-21.483	0
51~60	1.23	1.07	12.549	1.957	14.712	-29.219	0
加总	0	0					

同时,这 18 年间,各类人群的就业岗位分布也发生了明显变化。初中及以下学历人群在低技能岗位就业的比例下降约 25 个百分点,不工作的比例上升约 21 个百分点;而大专及以上人群在高技能岗位就业的比例下降约 23 个百分点,在中技能岗位就业的比例上升约 13 个百分点,这和大学扩招导致大学生供给增加的速度快于高技能岗位的供给相关。高中学历人群在高技能岗位就业的比例也下降约 13 个百分点,这些下降的比例一部分转入中技能岗位,不过更多的转为不工作。年轻(30 岁以下)人群在低技能岗位就业比例大幅下降,不工作比例上升,而在中、高技能岗位就业的比例变化不大。年老(50 岁以上)人群则在高技能岗位就业比例下降(19 个百分点),在中技能岗位就业和不工作的比例都上升。

这些变化和20世纪90年代末的经济结构调整,劳动力市场的多项改革,如取消大学生毕业包分配制度、国有企业改革产生大批下岗职工等,以及教育的改革,如高校扩招,紧密相关。这些改革及政策变化对低教育水平劳动力、年轻劳动力的负面影响更大,说明教育和经验作为人力资本的重要性。

我们进一步比较了就业人员在不同职业的分布结构,结果见附录中的附表7。总体来看,低教育劳动力、年轻劳动力成为生产运输工人(近似常规操作型工作)的比例下降,高教育劳动力成为专业技术人员或单位负责人(近似非常规知识型工作)的比例下降,成为办事人员(近似常规知识型工作)的比例上升,各类劳动力成为商业服务人员(近似非常规操作型工作)的比例都上升。

4 就业结构变化与收入差距

4.1 大学教育回报率:大学学历劳动力和高中学历劳动力的工资差距

当不同教育水平的劳动力就业结构变化不同时,他们之间的工资差距也可能会发生变化。那么1992—2009年大学和高中学历劳动力的工资差距(即大学教育回报率)的变化中,有多少是由于岗位内的工资差距带来,有多少是由于不同学历劳动力从事的岗位不同带来的?为了回答这一问题,我们将大学和高中学历劳动力的工资差距进行分解。

4.1.1 分解方法

用 H 代表大学学历劳动力, L 代表高中学历劳动力,用 P_j^i 表示 i 学历($i=H, L$)的劳动力在岗位 j 中的分布比例, w_j^i 表示 i 学历的劳动力在岗位 j 中的平均工资,这里工资用对数工资表示。则大学相对于高中学历劳动力的工资差距可以分解为:

$$\begin{aligned}\beta &= \sum_j P_j^H w_j^H - \sum_j P_j^L w_j^L \\ &= \sum_j P_j^H (w_j^H - w_j^L) + \sum_j w_j^L (P_j^H - P_j^L) \\ &= \sum_j P_j^H \beta_j + \sum_j w_j^L \lambda_j \\ &= \sum_j S_j\end{aligned}\quad (3)$$

其中, S_j 为岗位 j 对大学和高中学历劳动力的工资差距(大学教育回报率)的贡献, $\sum_j P_j^H \beta_j$ 为岗位内的大学和高中学历劳动力之间的工资差距,也即组内差距; $\sum_j w_j^L \lambda_j$ 表示不同教育水平劳动力在岗位上的分布差异(工作倾向不同)带

来的工资差距。

进一步地,大学教育回报随时间的变化可以分解为:

$$\begin{aligned}\Delta\beta &= \sum_j \Delta S_j \\ (\text{基期为0期}) &= \underbrace{\sum_j P_{j0}^H(\beta_{j1} - \beta_{j0})}_{\text{岗位内教育回报变化}} + \underbrace{\sum_j \beta_{j1}(P_{j1}^H - P_{j0}^H) + \sum_j w_{j1}^L[\lambda_{j1} - \lambda_{j0}]}_{\text{分布变化}} + \\ &\quad \underbrace{\sum_j \lambda_{j0}(w_{j1}^L - w_{j0}^L)}_{\text{岗位基准工资变化效应}}\end{aligned}\quad (4)$$

其中, ΔS_j 表示岗位 j 内的大学学历劳动力和高中学历劳动力工资差距的变化。

可以看到,大学教育回报的变化可以分解成四项:第一项取决于给定岗位内教育回报变化,这一项代表组内回报变化的影响。第二项取决于大学学历劳动力在各个岗位就业比例变化。第三项取决于大学学历劳动力和高中学历劳动力在各个岗位就业比例的差距变化。第二、第三项都代表岗位分布变化带来的影响。第四项取决于高中学历劳动力在各个岗位的工资变化,代表了岗位基准工资变化的影响。因此,总的大学教育回报的变化可分为组内回报变化(第一项)、岗位分布变化(第二、三项)和岗位基准工资变化效应(第四项)三大类。

如果将基期改为第1期,上式可以改写为:

$$\begin{aligned}\Delta\beta &= \sum_j \Delta S_j \\ (\text{基期为1期}) &= \underbrace{\sum_j P_{j1}^H(\beta_{j1} - \beta_{j0})}_{\text{岗位内教育回报变化}} + \underbrace{\sum_j \beta_{j0}(P_{j1}^H - P_{j0}^H) + \sum_j w_{j0}^L[\lambda_{j1} - \lambda_{j0}]}_{\text{分布变化}} + \\ &\quad \underbrace{\sum_j \lambda_{j1}(w_{j1}^L - w_{j0}^L)}_{\text{岗位基准工资变化效应}}\end{aligned}\quad (5)$$

4.1.2 分解结果

具体计算时,首先对每一年样本做回归,因变量为对数工资,自变量包括性别、经验和经验平方、大学学历虚拟变量、三类技能岗位虚拟变量以及大学和三类技能岗位的交叉项、省份虚拟变量。根据回归结果^①,可得到每一类岗位的大学教育回报(β_{jk})以及对于高中教育劳动力而言每一类岗位的平均工资 w_j^L 。就

^① 计算方法:加入大学和三类技能岗位的交叉项之后,三类技能岗位虚拟变量的系数加常数项即为 w_j^L 。另外,这里如果不是考察大学教育回报率,而是分析大学毕业生和高中毕业生样本的总体工资差距的来源,我们可以考虑以下的回归:拿对数工资对三类技能岗位虚拟变量及其他个人特征(比如性别、经验、教育水平等)作回归,不控制大学和三类技能岗位的交叉项。此时,岗位虚拟变量的系数代表了不同岗位的工资差距,回归的 R^2 值代表了大学生和高中生样本总体工资方差中能由岗位及其他个人特征等组间方差解释的部分,而 $1-R^2$ 代表了组内方差或残差项方差能解释的部分,也即给定岗位及其他个人特征后的个体工资差距。

业比例则根据给定学历劳动力在三类技能岗位的就业比例得到。

从分年份的截面分解来看,大学教育回报主要来源于岗位内的教育回报。岗位间的工资及分布差距贡献在 20 世纪 90 年代初贡献很小,不到 10%,但是在 2000 年之后开始扩大,达到 30% 以上,之后又有所缩小,到 2009 年,贡献约 16%。

从大学教育回报随时间的变化来看,1992—2009 年大学教育回报的增长中,主要来源于组内教育回报的上升,贡献了 78.86%。从连续时间趋势来看(图 3),组内教育回报变化对总体大学回报的贡献在 1997 年之后逐步上升。

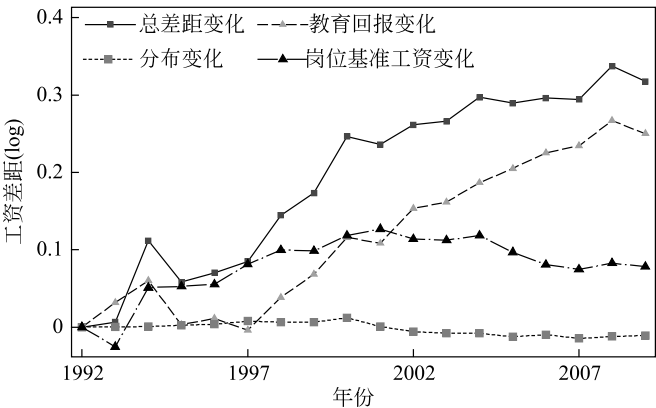


图 3 大学学历劳动力和高中学历劳动力工资差距随年份变动 (以 1992 年基期)

岗位分布变化对大学教育回报变化影响很小,如果以 1992 年为基年,这一效应的贡献为-3.47%,如果以 2009 年为基年,贡献为 1.577%。这背后的一个重要原因是大学学历劳动力在高技能岗位的分布比例下降。因此虽然截面水平分解结果中岗位的工资和分布对教育回报的影响有所提升,但是从对收入差距变化的影响来看,岗位分布变化的贡献并不大。岗位基准工资的变化对教育回报的影响较大,贡献为约 19%~24%。

表 9 大学学历劳动力和高中学历劳动力对数工资差距的分解 (1992—2009)

		水平分解		
		总差距	岗位内教育 回报贡献	岗位间工资和 分布的贡献
1992	绝对值(log)	0.119	0.110	0.010
	贡献/%	100	91.938	8.062
2001	绝对值(log)	0.355	0.223	0.132
	贡献/%	100	62.921	37.079
2009	绝对值(log)	0.437	0.366	0.071
	贡献/%	100	83.776	16.224

续表

	变化分解			
	总差距变化	其中：		
		岗位内教育回报变化的贡献	岗位分布变化的贡献	基准工资变化的贡献
以 1992 为基年				
1992—2009 总差距 (log)	0. 318	0. 250	-0. 011	0. 078
贡献/%	100	78. 864	-3. 470	24. 606
以 2009 为基年				
1992—2009 总差距 (log)	0. 318	0. 250	0. 005	0. 062
贡献/%	100	78. 864	1. 577	19. 558

4.2 总体收入差距

4.2.1 分解方法

本节进一步对整体样本的工资差距进行分解。

根据 Lemieux (2002), 总体收入差距的变动可以分解为可观测变量的价格变动、可观测变量的分布变动和残差项的变动。考虑如下收入方程:

$$y_{it} = x_{it}\beta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, y_{it} 是个体 i 在年份 t 的对数工资, x_{it} 是可观测变量的向量, β_t 表示可观测变量的回报, ε_{it} 是残差项。那么工资的方差可以写为

$$V_t = \text{var}(y_{it}) = \sum_i \eta_{it} (x_{it}\hat{\beta}_t - \bar{x}_t\hat{\beta}_t)^2 + \sum_i \eta_{it} u_{it}^2 = \sum_j \theta_{jt} (\bar{y}_{jt} - \bar{y}_t)^2 + \sum_j \theta_{jt} \sigma_{jt}^2 \quad (7)$$

其中, η 是样本权重, $\hat{\beta}$ 是 OLS 估计值, u 是 OLS 估计得到的残差。第二个等式将方差分解成不同组 (比如 j 表示性别-经验-教育-岗位组) 的加权组合, 如果 x_{ijt} 是虚拟变量, 那么 $\bar{y}_{jt}$ 为第 j 组内平均工资, θ_{jt} 表示第 j 组在总人群中的比例, σ_{jt}^2 表示第 j 组内残差的方差。

两个年份工资差距的变化可以写为:

$$V_1 - V_0 = \underbrace{(V_1 - V_1^a)}_{\text{可观测价格效应}} + \underbrace{(V_1^a - V_1^b)}_{\text{可观测组成效应}} + \underbrace{(V_1^b - V_0)}_{\text{组内残差}} \quad (8)$$

其中,

$$V_1 = \sum_i \eta_{i1} (x_{i1}\hat{\beta}_1 - \bar{x}_1\hat{\beta}_1)^2 + \sum_i \eta_{i1} u_{i1}^2 = \sum_j \theta_{j1} (\bar{y}_{j1} - \bar{y}_1)^2 + \sum_j \theta_{j1} \sigma_{j1}^2 \quad (9)$$

$$V_1^a = \sum_i \eta_{i1} (x_{i1}\hat{\beta}_0 - \bar{x}_1\hat{\beta}_0)^2 + \sum_i \eta_{i1} u_{i1}^2 = \sum_j \theta_{j1} (\bar{y}_{j0} - \bar{y}_0^a)^2 + \sum_j \theta_{j1} \sigma_{j1}^2 \quad (10)$$

$$V_1^b = \sum_i \eta_{i0} (x_{i0}\hat{\beta}_0 - \bar{x}_0\hat{\beta}_0)^2 + \sum_i \eta_{i0} u_{i1}^2 = \sum_j \theta_{j0} (\bar{y}_{j0} - \bar{y}_0^b)^2 + \sum_j \theta_{j0} \sigma_{j1}^2 \quad (11)$$

$$V_0 = \sum_i \eta_{i0} (x_{i0} \hat{\beta}_0 - \bar{x}_0 \hat{\beta}_0)^2 + \sum_i \eta_{i0} u_{i0}^2 = \sum_j \theta_{j0} (\bar{y}_{j0} - \bar{y}_0)^2 + \sum_j \theta_{j0} \sigma_{j0}^2 \quad (12)$$

y_{i0}^a 表示反事实工资 $y_{i1}^a = x_{i1} \hat{\beta}_0 + u_{i1}$ 的均值。 $\bar{y}_0^b = \bar{y}_0$ 。

$V_1 - V_1^a$ 表示给定可观测变量组成 $(\eta_{i1}, x_{i1}, \bar{x}_1, u_{i1})$ 保持在第 1 期, 由价格变动 $\hat{\beta}_1 \rightarrow \hat{\beta}_0$ 带来的收入差距变动; $V_1^a - V_1^b$ 表示给定价格不变 $\hat{\beta}_0$, 由于可观测变量的组成变化 $\eta_{i1} \rightarrow \eta_{i0}, x_{i1} \rightarrow x_{i0}$ 带来的收入差距变动, $V_1^b - V_0$ 表示由于组内残差项的变动 $u_{i1} \rightarrow u_{i0}$ 带来的收入差距变动。以上是经典的 Lemieux 分解方法。具体操作上, V_1^a 可以通过将 0 期的估计系数 $\hat{\beta}_0$ 代替式 (9) 中的 $\hat{\beta}_1$ 得到, 也可以求反事实工资 y_{i1}^a 的方差得到, 即用第 1 年的回归自变量和第 0 年的估计系数以及第 1 年的残差计算得到反事实工资 y_{i1}^a , 然后计算其方差。计算 V_1^b 时, 首先通过 Probit 模型预测得到每一个观测值 i 在 0 期和 1 期的概率 p_{0i}, p_{1i} , 或者每一组变量 j 在 0 期和 1 期的概率 p_{0j}, p_{1j} , 然后计算总体样本在第 0 期和第 1 期的分布比例 $\bar{p}_0, \bar{p}_1$, 重新计算新的权重参数 (Reweighting):

$$\psi = \theta_{j0}/\theta_{j1} = (p_{0j}/\bar{p}_0)/(p_{1j}/\bar{p}_1) = (p_{0j}/p_{1j}) \times (\bar{p}_1/\bar{p}_0),$$

或者 $\psi = \eta_{i0}/\eta_{i1} = (p_{0i}/p_{1i}) \times (\bar{p}_1/\bar{p}_0)$ 。

利用这一新的权重参数乘以 θ_{j1} 重新计算前面计算 V_1^a 时的反事实工资 y_{i1}^a 的方差得到 V_1^b 。

这里要说明的是, 残差项的变动中可能包含不可观测技能的价格和不可观测技能的组成效应, 一些研究旨在识别出不可观测技能的价格效应, 如 Juhn et al. (1993), Lemieux (2002, 2006) 等, 其中 Lemieux (2002) 利用残差的排位来分解残差中的不可观测技能的价格效应。由于我们这里重点关注的是可观测的变量中就业结构对收入差距的影响, 因此我们这里没有对残差做进一步的分解。

若要计算某个变量 x_k 对可观测价格效应的影响, 有两种方法。

第一种是以 1 期的价格为基准 (以 V_1 为基准), 让 x_k 的价格从 1 期变化到 0 期, 其他变量的价格保持在 1 期。用 x_k 在 0 期的系数, 其他变量在 1 期的系数, 得到反事实工资 y_{i1}^{ak} , 然后计算得到方差 V_1^{ak} , 那么 $V_1 - V_1^{ak}$ 为变量 x_k 对于可观测价格效应的影响。

$$y_{i1}^{ak} = \hat{\beta}_{11} x_{i11} + \cdots + \hat{\beta}_{1k-1} x_{i1k-1} + \hat{\beta}_{0k} x_{i1k} + \hat{\beta}_{1k+1} x_{i1k+1} + \cdots + \hat{\beta}_{1K} x_{i1K} + u_{i1}$$

$$V_1^{ak} = \sum_i \eta_{i1} (y_{i1}^{ak} - \bar{y}_{i1}^{ak})^2 + \sum_i \eta_{i1} u_{i1}^2$$

第二种是以 0 期的价格为基准 (以 V_1^a 为基准), 让 x_k 的价格从 1 期变化到 0 期, 其他变量的价格保持在 0 期。用 x_k 在 1 期的系数, 和其他变量在 0 期的系数, 得到反事实工资 $\tilde{y}_{i1}^{ak}$, 然后计算得到方差 $\tilde{V}_1^{ak}$, 那么 $\tilde{V}_1^{ak} - V_1^a$ 即为变量 x_k 对于

可观测价格效应的影响。

$$\tilde{y}_{il}^{ak} = \hat{\beta}_{0l}x_{il1} + \cdots + \hat{\beta}_{0k-1}x_{ilk-1} + \hat{\beta}_{1k}x_{ilk} + \hat{\beta}_{0k+1}x_{ilk+1} + \cdots + \hat{\beta}_{0K}x_{ilK} + u_{il}$$

$$\tilde{V}_1^{ak} = \sum_i \eta_{il}(\tilde{y}_{il}^{ak} - \overline{\tilde{y}_{il}^{ak}})^2 + \sum_i \eta_{il}u_{il}^2$$

采用这两种方法计算得到的效应会有差异。值得一提的是,因为我们这里计算的是方差而不是平均值,各变量的效应加总并不等于总的效应,与 Oaxaca-Blinder 分解方法中对均值的计算不同,即:

$$V_1 - V_1^a \neq \sum_k (V_1^{ak} - V_1^a)$$

若要计算某个变量 x_k 对组成效应的影响,类似的也有两种方法。第一种是根据 Fortin et al. (2011),以 1 期的权重为基准(以 V_1^a 为基准),计算剔除 x_k 对权重影响的方差 V_1^{bk} ,然后通过 $V_1^a - V_1^{bk}$ 来计算得到变量 x_k 对可观测组成效应的影响。具体来讲, V_1^{bk} 可以基于新的权重 ψ^k 计算反事实工资 y_{il}^a 的方差得到。 ψ^k 的计算公式为 $\psi^k = \psi / \psi(-x_k)$,其中 ψ 为计算 V_1^a 时采用的重置权重, $\psi(-x_k)$ 表示仅采用除变量 x_k 之外的其他变量预测得到的权重。 $\psi(-x_k) = (p_{0i,-x_k} / p_{1j,-x_k}) \times (\bar{p}_1 / \bar{p}_0)$ 。

第二种是以 0 期的权重为基准(以 V_1^b 为基准),仅采用除变量 x_k 之外的其他变量预测得到重置权重 $\psi(-x_k)$,计算反事实工资 y_{il}^a 的方差 $\tilde{V}_1^{bk}$,变量 x_k 对可观测组成效应的影响为 $\tilde{V}_1^{bk} - V_1^b$ 。

同样,采用这些方法得到的各变量的贡献加总并不等于总效应,两者之间的差可以看作是不同自变量之间的相关性带来的交叉效应。

4.2.2 分解结果

为了和文献作对比,我们先做不考虑工作特征的分解。在回归方程中只加入经验组、教育(初中及以下,高中,大专及以上)、性别和省份虚拟变量,结果见表 10-A。从方差变动来看,以 1992 年为基年,经验回报、教育回报、性别收入差异、不同省份的工资差异这些可观测变量的价格效应解释了总体工资方差变动的 30% 左右;给定价格不变,样本中的经验、教育、性别、省份分布变动对总体工资方差变动的贡献很小;组内残差的变动解释了工资方差变动的 68%,即总体工资方差的变动主要来自组内残差的变化。如果以 2009 年为基年,得到结果基本一致。这些分析结果与 Meng et al. (2013) 非常接近,他们的分析结论也发现总体工资方差的变动主要来自组内残差的变动。不过,他们只考虑男性样本,因此具体数值上和我们有所差异^①。

① 只采用男性样本,用相同的分解方法得到的残差项的解释力更高。

表 10 1992—2009 年总体收入差距分解结果

	仅考虑已工作样本				加入不工作及自雇佣样本			
	1992 为基年		2009 为基年		1992 为基年		2009 为基年	
	差距	%	差距	%	差距	%	差距	%
A(加入性别、经验、教育、省份)								
总变动	0.225	100	0.225	100	12.457	100	12.457	100
可观测价格效应	0.072	32.119	0.069	30.801	2.209	17.737	1.928	15.476
可观测组成效应	-0.001	-0.428	0.003	1.506	-1.143	-9.172	-1.331	-10.683
组内残差变动	0.154	68.308	0.152	67.693	11.390	91.435	11.860	95.207
B(加入 30 类岗位虚拟变量)								
可观测价格效应	0.087	38.821	0.082	36.516	7.515	60.333	4.440	35.642
其中(方法 1):								
教育	0.047	20.975	0.025	11.049	0.591	4.743	0.184	1.481
经验	-0.032	-14.106	-0.039	-17.171	-3.188	-25.590	-2.583	-20.734
性别	0.013	5.753	0.018	7.815	-0.119	-0.953	-0.036	-0.288
省份	0.038	16.888	0.039	17.159	0.118	0.948	0.043	0.343
岗位	0.043	18.974	0.035	15.326	9.392	75.402	7.900	63.422
可观测组成效应	-0.010	-4.398	0.009	3.941	3.225	25.891	2.998	24.068
其中(方法 1):								
教育	-0.004	-1.831	0.015	6.739	-0.103	-0.823	0.451	3.617
经验	0.002	0.794	-0.009	-4.169	-0.067	-0.540	-3.274	-26.285
性别	-0.001	-0.422	-0.001	-0.255	0.048	0.386	0.074	0.592
省份	0.001	0.449	-0.001	-0.503	0.062	0.500	-0.117	-0.936
岗位	0.001	0.575	0.003	1.480	5.467	43.886	3.952	31.730
组内残差变动	0.148	65.578	0.134	59.543	1.716	13.776	5.019	40.291
C(再加入所有制虚拟变量)								
可观测价格效应	0.082	36.602	0.064	28.448	10.849	87.096	4.785	38.413
其中(方法 1):								
教育	0.045	20.160	0.023	10.054	1.192	9.571	-0.239	-1.916
经验	-0.038	-16.836	-0.042	-18.638	0.236	1.897	-0.950	-7.627
性别	0.013	5.712	0.017	7.666	1.019	8.178	-0.279	-2.241
省份	0.037	16.555	0.043	19.290	1.012	8.125	-0.264	-2.120
岗位	0.031	13.975	0.021	9.469	18.251	146.519	17.257	138.540
所有制	0.028	12.480	0.002	0.961	-12.512	-100.448	-6.070	-48.727
可观测组成效应	-0.012	-5.364	0.059	26.010	2.860	22.959	12.093	97.082
其中:								
教育	-0.001	-0.521	0.011	5.028	0.570	4.573	1.332	10.691
经验	-0.010	-4.257	-0.016	-6.884	0.279	2.241	-3.578	-28.722
性别	0.000	-0.057	-0.001	-0.309	-0.001	-0.004	0.020	0.163
省份	-0.002	-0.993	-0.006	-2.699	-0.081	-0.649	0.029	0.229
岗位	-0.006	-2.444	-0.016	-7.057	-2.051	-16.469	-1.754	-14.084
所有制	0.000	-0.174	0.124	55.089	0.344	2.758	6.089	48.879
组内残差变动	0.155	68.762	0.103	45.542	-1.252	-10.054	-4.421	-35.494

进一步考虑工作特征,我们将30类不同技能岗位的虚拟变量加入回归方程,结果见表10-B,可以发现组内残差变动的解释力略下降,下降约2个百分点,价格效应的解释力有所上升,上升约5个百分点。这些结果对基年的选择并不敏感。可观测变量的组成效应仍然很小,不到5个百分点,方向随基年的选择而变化。

进一步将可观测变量价格效应和可观测变量组成效应细分为各个自变量的贡献,两种方法得到的结果略有差异但大体接近(方法2的结果见附录表8)。价格效应主要来自教育回报的上升、省份间工资差距的拉大和不同岗位之间的工资差距拉大。从时间变化来看(图4),教育回报的变化和岗位回报的变化使得工资差距逐步上升,而经验回报的变化使得工资差距不断下降。

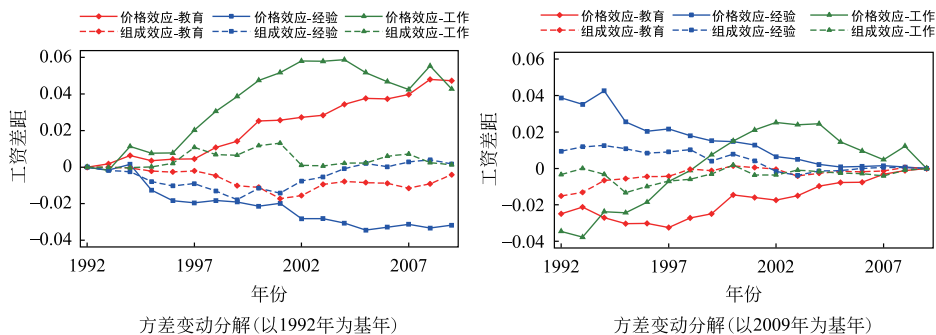


图4 不同年份工资差距分解

组成效应总体比较小,各个变量的组成效应也都不大。具体来看,教育结构的变化和年龄结构的变化对收入差距的影响依赖于基年的选择,以1992为基年的结果显示教育和经验的结构变化缩小了收入差距,这一影响在2002年之前有所加强,但2002年之后开始减弱。岗位类型带来的组成效应,即劳动力在不同岗位之间的分布变化对工资方差的贡献为1%左右。这一组成效应经历了先上升后下降的过程,在2000年之前扩大工资差距,且这一影响随时间增加,但是2000年之后,这一组成效应的影响逐步缩小。

为了和文献作比较,我们进一步在前面模型基础上加入所有制变量,结果见表10-C。结果发现这里最大的变化是,如果以2009年为基年,组成效应大幅提高,达到26%,主要来源于所有制的组成效应,达到55%。这一结果并不意外,因为中国从1992到2009年,国有企业的比重大幅减少。不过需要指出的是,加入所有制之后,以1992年为基年和2009年为基年得到的结果差别较大,这是因为组成效应衡量的是给定价格下各变量的组成结构变化带来的影响,如果不同基年下的价格差异很大,不同基年的结果会有差异。1992和2009年所

有制的价格明显不同,导致结果对基年的选择比较敏感^①。

以上分析只考虑就业人口,因此分解方法中组成效应仅指就业人口组成结构变化的影响,没有考虑不工作样本。如果进一步将不工作样本加入,将不工作作为岗位类型的一种,并设他们的工资为0,同时加入自雇佣样本^②,那么得到的结果差异很大(表10-B后四列)。考虑不工作和自雇佣样本后,可观测价格效应对工资差距贡献35%~60%,不可观测技能贡献13%~40%,可观测组成效应贡献25%,组成效应的贡献大幅提高,并且显著拉大了收入差距。岗位的组成,特别是不工作的比例变化是影响组成效应的重要因素(贡献约30%~40%)。不过正如前面讨论结构变化所说的,这一组成效应的影响主要发生在2001年之前。

从表10可以发现残差项对于工资差距的贡献很高,文献里一般将残差项解释为不可观测技能带来的效应,如果假设不可观测技能的分布不变,那么残差项主要体现为不可观测技能的价格变化。但是从1992年到2009年,我国劳动力的人口特征发生了较大的变化,因此组内不可观测技能的组成也可能发生了变化,残差项的变动可能同时包括了不可观测技能的价格和组成两种效应(Meng et al., 2013)。

如果计算每一类技能岗位中不同教育、年龄组内残差的方差(图5),可以发现不可观测技能带来的工资差距在20世纪90年代不断上升,并且对于所有年龄组、所有教育水平的劳动力都有相似的影响,Meng et al. (2013)认为这与劳动力市场的制度性改革有关。但是2000年之后,这一趋势发生了变化,各类技能岗位中年轻组、初中及以下组的残差方差下降很快,Meng et al. (2013)认为这与大学教育扩招带来的组内不可观测技能分布变化有关,因为扩招导致原来低教育组内相对高能力的个体进入到高教育组,使得低教育组内的个体差异减小。比较不同技能岗位,可以发现中低技能岗位组内残差的方差在2000年之后不断下降,但是高技能岗位内大专及以上组残差的方差在2000年之后没有下降反而略有上升,表明大学扩招后进入高技能岗位的那部分劳动力的不可观测技能的分布差异更大。

① Meng et al. (2013)发现以2009年为基年可观测变量的组成效应对1988—2009年总工资方差变动的贡献为43%,但是他们没有报告以1988或1992为基年的组成效应。他们仅采用男性样本,我们仅采用男性样本以2009年为基年得到的组成效应贡献为约40%,结果非常接近。

② 粗略将自雇佣样本报告的工资收入作为他们的收入。

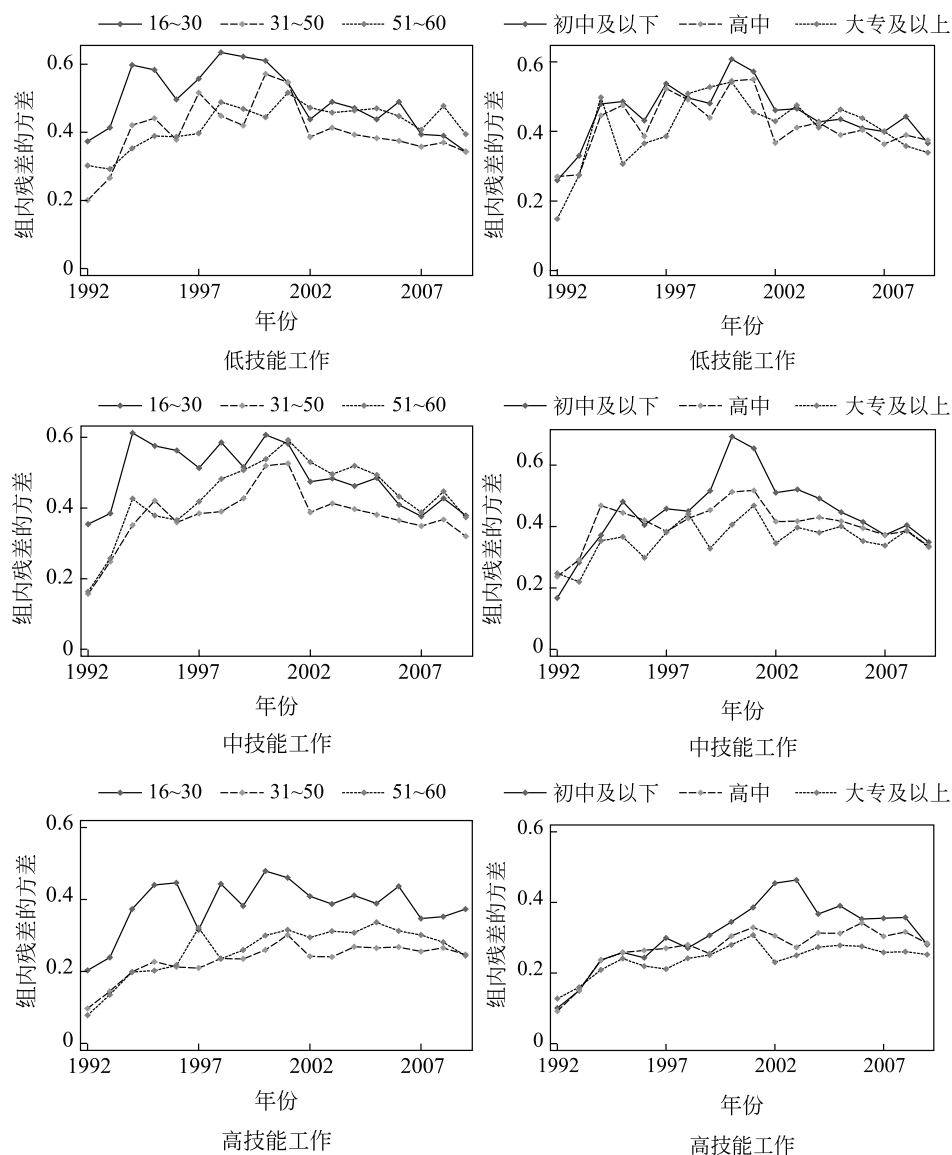


图5 组内残差方差的变动

5 结论

本文使用国家统计局城镇住户调查数据,采用岗位分析法,将行业和职业进行交叉分类,根据1992年不同岗位的平均受教育年限排序定义岗位质量,建立了随时间稳定可比的岗位分类,分析了我国城镇居民在经济快速转型和增长

时期的就业结构变动,并分析了就业结构变动与收入差距的关系。主要结论如下:

(1) 我国城镇居民的就业结构在 1992—2009 年间呈现“升级”模式。从雇佣结构来看,1992—2009 年我国城镇居民在低技能岗位就业比例大幅下降(下降了 15 个百分点以上),而在中高技能岗位就业比例上升,尤其是在中技能岗位;从工资变动来看,低技能岗位和中技能岗位工资增长相对于高技能岗位工资增长要慢。同时,我们发现在这 18 年间,不工作的比例大幅上升(上升了 12 个百分点以上),不过这个变化主要发生在 2001 年前,和国企改革相关,2001 年后,不工作的比例变化不大,略微有所增加。

(2) 虽然就业结构变化较大,但就业结构变化对总体工资差距的影响较小。给定可观测变量回报不变,劳动力在不同技能岗位的分布变化对工资差距贡献为 1%,这一效应以 2001 年为界先上升后下降。需要说明的是,由于我们文章中的岗位仅有 30 类,岗位分类尚不够精细,因此可能会低估就业结构变化对收入差距的贡献。我们分析结果显示总体工资差距的变动主要来自不可观测技能的影响以及可观测变量如教育、省份等的回报变化和岗位回报的变化。如果考虑不工作的样本,是否就业以及不同类型岗位的分布对工资差距的贡献大幅度提升。此外,在大学教育回报的增长中,岗位内教育回报的增长是主要原因,大学毕业生在高技能岗位就业比例下降减少了大学和高中学历劳动力的工资差距。

本文发现我国的就业结构变化不同于发达国家的“极化”模式,在全球化的过程中,我国的就业结构与发达国家就业结构变动的差异可能与不同类型国家的贸易分工不同有关,未来可以进一步研究我国的就业结构与发达国家的就业结构之间如何互动关联。另外,随着技术的进步,人工智能对传统就业带来巨大冲击已经是必然趋势,不同人群受到的冲击有多大差异,同时如何尽可能减少这一冲击带来负面影响,特别是对低技能劳动者的冲击,值得深入研究。本文研究证实教育有助于提高劳动者适应经济结构调整的能力,低学历工人更可能受到就业结构调整的负向影响,因此有必要进行针对性的教育改革,加强对低学历工人的职业培训,提高劳动力适应市场变化的能力。

附录

附表 1 城镇住户调查数据样本量分布

	样本量	占比/%	其中		
			东部/%	中部/%	西部/%
1992	10496	3.29	31.06	41.02	27.93
1993	9896	3.11	32.13	39.51	28.36

续表

	样本量	占比/%	其中		
			东部/%	中部/%	西部/%
1994	9851	3.09	30.96	41.55	27.49
1995	9851	3.09	30.74	41.61	27.65
1996	9764	3.06	31.04	41.64	27.32
1997	9838	3.09	31.00	41.43	27.57
1998	9585	3.01	30.82	41.95	27.23
1999	9500	2.98	30.60	41.64	27.76
2000	8972	2.82	31.34	42.08	26.58
2001	8842	2.77	31.18	41.54	27.28
2002	19581	6.14	32.30	40.47	27.22
2003	21706	6.81	31.58	38.75	29.67
2004	23478	7.37	34.13	38.11	27.76
2005	24322	7.63	35.23	38.73	26.04
2006	24801	7.78	34.89	39.03	26.08
2007	25225	7.92	34.50	39.61	25.89
2008	22774	7.15	32.39	40.75	26.87
2009	23391	7.34	33.32	40.01	26.67

附表 2-a 行业分类

	1992—1996 年	1997—2003 年	2004—2009 年	人口普查
工业	1、2	1、2、3、4	1、2、3、4	1、2、3、4
建筑业	4	5	5	5
交运邮电信息服务	5	7	6、7	6
批发零售餐饮住宿	6	8	8、9	7、8
社会服务业	7、13	10、11、16	11、12、14、15	9、10、11、12、18
科教文卫	3、8、9、10	6、12、13、14	13、16、17、18	13、14、15
金融保险	11	9	10	16
党政社团	12	15	19、20	17、19

附表 2-b 城镇住户调查行业分类

1992—1996 年		1997—2003 年		2004—2009 年	
代码	行业	代码	行业	代码	行业
1	农林牧渔、水利业	1	农林牧渔	1	农林牧渔
2	工业	2	采掘业	2	采矿业
3	地质勘探和普查业	3	制造业	3	制造业
4	建筑业	4	电力、煤气及水的生产和供应	4	电力、燃气及水的生产和供应

续表					
1992—1996 年		1997—2003 年		2004—2009 年	
代码	行业	代码	行业	代码	行业
5	交通运输、邮电通讯	5	建筑业	5	建筑业
6	商业、公共饮食业、物资 供销和仓储业	6	地质勘查业、水利管 理业	6	交通运输、仓储和邮政
7	房地产管理、公共事业、 居民服务和咨询服务业	7	交通运输、仓储及邮电 通信业	7	信息传输、计算机服务 和软件业
8	卫生体育和社会福利业	8	批发和零售贸易、餐饮业	8	批发和零售
9	教育、文化艺术和广播电 视事业	9	金融、保险业	9	住宿和餐饮
10	科学研究和综合服务服 务事业	10	房地产业	10	金融业
11	金融、保险业	11	社会服务业	11	房地产业
12	国家机关、党政机关和社 会团体	12	卫生、体育和社会福利业	12	租赁和社会服务业
13	其他行业	13	教育、文化艺术和广播 电视事业	13	科学研究、技术服务和 地质勘查业
		14	科学研究和综合服务服 务业	14	水利环境和公共设施 管理
		15	国家机关、党政机关和 社会团体	15	居民服务和其他服务
		16	其他行业	16	教育
				17	卫生、社会保障和社会 福利业
				18	文化、体育和娱乐业
				19	公共管理和社会组织
				20	国际组织

附表 2-c 人口普查行业分类

代码	行业	1990 年普查	2000 年普查	2010 年普查、2005 年、 2015 年小普查
		GB/T 4754—1984	GB/T 4754—1994	GB/T 4754—2002
1	农林牧渔	11~79	11~59	1~5
2	采掘业	81~152	61~122	6~11
3	制造业	171~319;341~351; 353~662	131~439	13~43
4	电力、燃气、水生产 和供应	160;331~333;352	441~462	44~46

续表				
代码	行业	1990 年普查	2000 年普查	2010 年普查、2005 年、 2015 年小普查
		GB/T 4754—1984	GB/T 4754—1994	GB/T 4754—2002
5	建筑业	691~700	471~490	47~50
6	交通运输邮电仓储	731~743;811;790	520~603;751;831~834	51~59;60~62
7	批发零售	751~755;780	611~649	63~65
8	餐饮住宿	770;822	671~679;780	66~67
9	房地产	800	720~740	72
10	公用设施	812~814;819	510;752~759	79~81
11	租赁商务服务	830	650;790;821~829	73~74
12	居民服务业	815;821~829	761~769;800	82~83
13	卫生体育社会福利	841~860	851~879	85~87;91
14	教育文化广播	871~890	891~913;810	84; 88~90;92
15	地质勘查、科学技术和综合服务	671~678; 710;901~919	501~509;921~939	75~78
16	金融	930~940	681~700	68~71
17	党政机关社团	950~980	841;849;940~972	93~97
18	其他	990	991~999	
19	国际组织			98

附表 3 30 类岗位分类和占比 (UHS)

	受教育年限			雇佣比例/%			对数中位数工资(log)		
	1992 年	2009 年	1992— 2009 年	1992 年	2009 年	1992— 2009 年	1992 年	2009 年	1992— 2009 年
工业商业和服务人员	9.387	11.508	2.121	1.022	1.24	0.218	8.004	9.794	1.79
建筑业生产工人	9.469	10.767	1.298	1.543	0.969	-0.574	8.083	9.711	1.628
工业生产工人	9.716	11.151	1.435	28.175	12.529	-15.646	8.008	9.805	1.797
科教文卫商业和服务业人员	9.735	12.909	3.174	1.128	1.781	0.653	7.889	9.971	2.082
交运邮电生产工人	9.738	11.283	1.545	3.134	3.861	0.727	8.134	9.996	1.862
社会服务业商业和服务人员	9.741	11.411	1.67	1.562	4.875	3.313	7.815	9.48	1.665
社会服务业生产工人	9.761	11.201	1.44	1.369	0.758	-0.611	7.964	9.692	1.728
批零餐饮住宿生产工人	9.982	11.244	1.262	2.16	0.585	-1.575	7.864	9.82	1.956
批零餐饮住宿商业服务人员	10.052	11.412	1.36	7.193	10.005	2.812	7.831	9.503	1.672

续表

	受教育年限			雇佣比例/%			对数中位数工资(log)		
	1992 年	2009 年	1992— 2009 年	1992 年	2009 年	1992— 2009 年	1992 年	2009 年	1992— 2009 年
交运邮电商业和服务人员	10.1	12.591	2.491	0.579	1.215	0.636	7.948	10.077	2.129
科教文卫生产运输和有关人员	10.295	11.213	0.918	2.092	1.038	-1.054	7.965	9.999	2.034
交运邮电办事人员	11.094	13.406	2.312	1.234	2.725	1.491	8.194	10.07	1.876
工业办事人员	11.211	12.892	1.681	6.161	6.105	-0.056	8.157	10.026	1.869
批零住宿餐饮办事人员	11.289	12.703	1.414	2.603	1.707	-0.896	8.038	9.933	1.895
社会服务业办事人员	11.609	13.478	1.869	2.343	5.962	3.619	7.93	9.99	2.06
批零住宿餐饮单位负责人	11.638	14.172	2.534	0.906	0.143	-0.763	8.243	10.571	2.328
科教文卫办事人员	11.76	13.85	2.09	2.333	3.468	1.135	8.008	10.2	2.192
交运邮电单位负责人	11.881	14.143	2.262	0.569	0.31	-0.259	8.444	10.454	2.01
工业单位负责人	12.184	13.76	1.576	2.574	0.738	-1.836	8.325	10.494	2.169
党政机关社团办事人员	12.303	14.287	1.984	5.573	11.078	5.505	7.95	10.229	2.279
批零住宿餐饮专业技术人员	12.396	13.372	0.976	1.581	0.807	-0.774	8.06	10.096	2.036
社会服务业单位负责人	12.429	14.826	2.397	0.472	0.453	-0.019	8.249	10.695	2.446
交运邮电专业技术人员	13.027	13.775	0.748	0.704	2.583	1.879	8.331	10.297	1.966
社会服务业专业技术人员	13.103	13.872	0.769	0.376	1.072	0.696	8.172	10.249	2.077
科教文卫单位负责人	13.198	15.462	2.264	1.07	0.767	-0.303	8.287	10.526	2.239
工业专业技术人员	13.262	13.222	-0.04	6.441	7.059	0.618	8.24	10.158	1.918
金融保险专业技术人员	13.294	14.807	1.513	0.492	0.792	0.3	7.949	10.527	2.578
党政机关社团单位负责人	13.364	15.008	1.644	3.153	2.322	-0.831	8.198	10.465	2.267
党政机关社团专业技术人员	13.456	14.353	0.897	1.967	1.658	-0.309	7.994	10.35	2.356
科教文卫专业技术人员	13.569	14.973	1.404	9.488	11.398	1.91	8.123	10.321	2.198

附表 4 按照岗位个数对岗位进行分类

	岗 位 个 数	雇 佣 比 例 / %		雇 佣 比 例 变 化 (百 分 点)	平 均 对 数 工 资		对 数 工 资 增 长
		1992	2009	1992—2009	1992	2009	1992—2009
按岗位个数划分为三等分							
低技能	10	47.864	37.818	-10.046	7.967	9.721	1.755
中技能	10	26.391	33.273	6.882	8.083	10.122	2.039
高技能	10	25.745	28.909	3.165	8.161	10.309	2.148
按岗位个数划分为五等分							
低技能	6	36.564	25.255	-11.309	8.008	9.795	1.787
中低技能	6	14.627	16.326	1.699	7.889	9.702	1.813
中技能	6	14.917	17.694	2.777	8.105	10.067	1.962
中高技能	6	11.281	16.730	5.448	8.091	10.251	2.16
高技能	6	22.611	23.995	1.384	8.161	10.313	2.152

附表 5 人口普查数据按平均受教育年限的岗位排序相关性

	1990 教育 排序	2000 教育 排序	2005 教育 排序	2010 教育 排序	2015 教育 排序	UHS1992 排序
本地城镇户口						
1990 教育排序	1.000					
2000 教育排序	0.942	1.000				
2005 教育排序	0.919	0.986	1.000			
2010 教育排序	0.901	0.930	0.932	1.000		
2015 教育排序	0.848	0.922	0.951	0.915	1.000	
UHS1992 排序	0.956	0.936	0.914	0.910	0.879	1.000
居住在城镇地区						
1990 教育排序	1.000					
2000 教育排序	0.929	1.000				
2005 教育排序	0.894	0.975	1.000			
2010 教育排序	0.903	0.934	0.943	1.000		
2015 教育排序	0.859	0.943	0.973	0.956	1.000	
UHS1992 排序	0.956	0.931	0.888	0.907	0.889	1.000

注：上半部分表示采用人口普查数据中的本地城镇户口样本与城镇住户调查数据中的本地城镇住户样本计算得到的 Spearman 相关系数，下半部分采用人口普查数据中居住在城镇和镇的样本与城镇住户调查数据中的本地城镇户口样本计算得到的 Spearman 相关系数。

附表 6 CHIPs 数据就业结构

		低技能	中技能	高技能	全部
本地城镇户口					
雇佣比例/%	2002	22.429	36.945	40.627	100
	2007	14.612	47.740	37.647	100
	2013	23.862	41.194	34.944	100
变化百分点	2002—2007	-7.816	10.796	-2.979	
	2002—2013	1.434	4.249	-5.683	

附表 7 分教育经验 1992—2009 职业结构变动/%

	专业技术人员	单位负责人	办事人员	商业服务人员	生产、运输工人和有关人员
分教育					
初中及以下	4.052	-3.867	-0.729	26.483	-25.940
高中	-6.032	-6.078	1.622	18.611	-8.123
大专及以上	-17.229	-11.316	16.814	9.964	1.767
分经验					
16~29	9.457	0.393	13.109	12.413	-35.372
30~49	3.238	-4.729	7.680	14.003	-20.192
50~60	-12.862	-14.956	9.183	15.761	2.874
分经验-教育					
初中及以下					
16~29	2.562	0.000	5.512	44.220	-52.293
30~49	2.719	-2.969	-3.419	30.124	-26.455
50~60	4.073	-15.117	-5.645	20.245	-3.556
高中					
16~29	0.205	0.382	0.147	24.447	-25.181
30~49	-8.705	-6.938	-0.791	20.677	-4.243
50~60	-15.468	-23.049	8.327	19.782	10.408
大专及以上					
16~29	-13.821	-0.958	3.498	14.743	-3.463
30~49	-13.232	-16.103	16.661	9.814	2.860
50~60	-34.355	-4.973	31.091	4.769	3.468

附表 8 工资方差的价格效应和组成效应分解(方法二)

	仅考虑已工作样本				加入不工作及自雇佣样本			
	1992 为基年		2009 为基年		1992 为基年		2009 为基年	
	差距	%	差距	%	差距	%	差距	%
B(加入 30 类岗位虚拟变量)								
价格效应								
其中(方法 2):								
教育	0.021	9.481	0.042	18.432	0.380	3.047	0.254	2.035

续表

	仅考虑已工作样本				加入不工作及自雇佣样本			
	1992 为基年		2009 为基年		1992 为基年		2009 为基年	
	差距	%	差距	%	差距	%	差距	%
B(加入 30 类岗位虚拟变量)								
价格效应								
其中(方法 2):								
年龄	-0.036	-16.082	-0.052	-23.062	-2.272	-18.237	-3.706	-29.754
性别	0.018	7.838	0.019	8.338	-0.082	-0.659	-0.059	-0.477
省份	0.034	15.137	0.037	16.614	0.092	0.736	0.046	0.371
岗位	0.029	12.662	0.042	18.533	10.122	81.262	6.837	54.886
组成效应								
其中(方法 2):								
教育	-0.005	-2.007	0.016	7.078	-0.513	-4.120	0.487	3.906
年龄	0.000	-0.105	-0.011	-4.952	-0.343	-2.750	-3.365	-27.014
性别	-0.002	-0.819	-0.001	-0.544	0.041	0.328	0.081	0.650
省份	0.000	0.202	0.000	0.053	0.089	0.712	-0.212	-1.703
岗位	-0.008	-3.376	0.007	3.223	4.610	37.005	5.307	42.607
C(加入 30 类岗位和所有制虚拟变量)								
价格效应								
其中(方法 2):								
教育	0.009	3.826	0.035	15.646	0.208	1.667	0.080	0.640
年龄	-0.033	-14.582	-0.055	-24.566	-0.506	-4.066	-0.817	-6.561
性别	0.016	6.891	0.017	7.620	0.054	0.434	0.028	0.224
省份	0.045	20.013	0.041	17.996	-0.001	-0.005	0.064	0.514
岗位	0.001	0.334	0.026	11.428	23.802	191.077	11.097	89.082
所有制	0.010	4.515	0.000	-0.031	-7.266	-58.327	-11.548	-92.709
组成效应								
其中(方法 2):								
教育	-0.010	-4.613	0.028	12.312	-0.236	-1.897	3.227	25.905
年龄	-0.013	-5.603	-0.016	-7.096	0.235	1.885	3.589	28.815
性别	-0.002	-0.902	-0.009	-3.904	-0.006	-0.048	0.106	0.852
省份	-0.003	-1.275	-0.069	-30.499	-0.026	-0.210	-1.205	-9.677
岗位	0.005	2.321	-0.013	-5.984	-1.139	-9.144	-1.172	-9.406
所有制	-0.007	-2.977	0.055	24.234	0.560	4.494	7.947	63.801

参考文献

陈钊, 万广华, 陆铭. 2010. 行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基

- 于回归方程的分解[J]. 中国社会科学, (3): 65-76.
- Chen Z, Wan G H, Lu M. 2010. Inter-industry income inequality: An increasingly important cause of income disparity in urban China—A regression-based decomposition[J]. *Social Sciences in China*, (3): 65-76. (in Chinese)
- 都阳, 贾朋, 程杰. 2017. 劳动力市场结构变迁、工作任务与技能需求[J]. 劳动经济研究, 5(3): 30-49.
- Du Y, Jia P, Cheng J. 2017. Structural changes in labor market, job tasks and skill demand[J]. *Studies in Labor Economics*, 5(3): 30-49. (in Chinese)
- 葛玉好. 2007. 部门选择对工资性别差距的影响: 1988—2001年[J]. 经济学(季刊), 6(2): 607-628.
- Ge Y H. 2007. Sectoral choice and the gender wage gap: 1988—2001[J]. *China Economic Quarterly*, 6(2): 607-628. (in Chinese)
- 吕世斌, 张世伟. 2015. 中国劳动力“极化”现象及原因的经验研究[J]. 经济学(季刊), 14(2): 757-778.
- Lü S B, Zhang S W. 2015. Employment “polarization” in China: An empirical research[J]. *China Economic Quarterly*, 14(2): 757-778. (in Chinese)
- 彭国华. 2015. 技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距[J]. 经济研究, 50(1): 99-110.
- Peng G H. 2015. The matching of skills to tasks, labor migration and Chinese regional income disparity[J]. *Economic Research Journal*, 50(1): 99-110. (in Chinese)
- 卿石松, 郑加梅. 2013. “同酬”还需“同工”: 职位隔离对性别收入差距的作用[J]. 经济学(季刊), 12(2): 735-756.
- Qing S S, Zheng J M. 2013. Unequal pay or unequal job: Effect of hierarchical segregation on gender earning differentials[J]. *China Economic Quarterly*, 12(2): 735-756. (in Chinese)
- 屈小博, 程杰. 2015. 中国就业结构变化: “升级”还是“两极化”? [J]. 劳动经济研究, 3(1): 119-144.
- Qu X B, Cheng J. 2015. Changes of employment structure in China: Upgrading or polarization? [J]. *Studies in Labor Economics*, 3(1): 119-144. (in Chinese)
- 宋锦. 2018. 产业转型、就业结构调整与收入分配[J]. 经济与管理研究, 39(10): 45-56.
- Song J. 2018. Industry transformation, employment structure adjustment, and income distribution[J]. *Research on Economics and Management*, 39(10): 45-56. (in Chinese)
- 孙文凯, 郭杰, 赵忠, 等. 2018. 我国就业结构变动与技术升级研究[J]. 经济理论

- 与经济管理,(6): 5-14.
- Sun W K, Guo J, Zhao Z, et al. 2018. Analysis on technology upgrade and employment structure in China[J]. *Economic Theory and Business Management*, (6): 5-14. (in Chinese)
- 吴晓刚, 张卓妮. 2014. 户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等[J]. *中国社会科学*, (6): 118-140.
- Wu X G, Zhang Z N. 2014. Household registration, occupational segregation and income inequality in urban China[J]. *Social Sciences in China*, (6): 118-140. (in Chinese)
- Acemoglu D. 1999. Changes in unemployment and wage inequality: An alternative theory and some evidence[J]. *American Economic Review*, 89(5): 1259-1278.
- Acemoglu D, Autor D. 2011. *Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings*[M]//Ashenfelter O, Card D. *Handbook of Labor Economics* (Volume 4, Part B). North Holland: Elsevier, 1043-1171.
- Acemoglu D, Autor D H. 2012. What does human capital do? A review of Goldin and Katz's the race between education and technology [J]. *Journal of Economic Literature*, 50(2): 426-463.
- Antràs P, Garicano L, Rossi-Hansberg E. 2006. Offshoring in a knowledge economy [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(1): 31-77.
- Autor D H, Levy F, Murnane R J. 2003. The skill content of recent technological change: An empirical exploration[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4): 1279-1333.
- Autor D H, Katz L F, Kearney M S. 2006. The polarization of the U. S. labor market [J]. *American Economic Review*, 96(2): 189-194.
- Autor D H, Dorn D. 2009. This job is "getting old": Measuring changes in job opportunities using occupational age structure [J]. *American Economic Review*, 99(2): 45-51.
- Autor D H, Dorn D. 2013. The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market[J]. *American Economic Review*, 103(5): 1553-1597.
- Beaudry P, Green D A, Sand B M. 2016. The great reversal in the demand for skill and cognitive tasks[J]. *Journal of Labor Economics*, 34(S1): S199-S247.
- Cortes G M, Jaimovich N, Siu H E. 2017. Disappearing routine jobs: Who, how, and why? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 91: 69-87.
- Fernández-Macías E. 2012. Job polarization in Europe? Changes in the employment structure and job quality, 1995—2007 [J]. *Work and Occupations*, 39(2): 157-182.

- Fortin N, Lemieux T, Firpo S. 2011. *Decomposition methods in economics* [M]// Ashenfelter O, Card D. Handbook of Labor Economics (Volume 4, Part A). North Holland: Elsevier, 1-102.
- Ge P, Sun W K, Zhao Z. 2021. Employment structure in China from 1990 to 2015[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 185: 168-190.
- Goldin C, Katz L F. 2007. The race between education and technology: The evolution of U. S. educational wage differentials, 1890 to 2005[R]. NBER Working Paper No. 12984.
- Goos M, Manning A. 2007. Lousy and lovely jobs: The rising polarization of work in Britain[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 89(1): 118-133.
- Goos M, Manning A, Salomons A. 2009. Job polarization in Europe[J]. *American Economic Review*, 99(2): 58-63.
- Grossman G M, Rossi-Hansberg E. 2008. Trading tasks: A simple theory of offshoring [J]. *American Economic Review*, 98(5): 1978-1997.
- Hurley J, Fernández-Macías E. 2009. ERM Report 2008—More and better jobs: Patterns of employment expansion in Europe[R]. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Hurley J, Fernandez-Macias E, Storrie D. 2013. Employment polarization and job quality in the crisis[R]. Dublin: Eurofound, European Job Monitor 2013.
- Juhn C, Murphy K M, Pierce B. 1993. Wage inequality and the rise in returns to skill [J]. *Journal of Political Economy*, 101(3): 410-442.
- Katz L F, Murphy K M. 1992. Changes in relative wages, 1963—1987: Supply and demand factors[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1): 35-78.
- Lemieux T. 2002. Decomposing changes in wage distributions: A unified approach[J]. *Canadian Journal of Economics*, 35(4): 646-688.
- Lemieux T. 2006. Increasing residual wage inequality: Composition effects, noisy data, or rising demand for skill? [J]. *American Economic Review*, 96(3): 461-498.
- Manning A. 2004. We can work it out: The impact of technological change on the demand for low-skill workers[J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 51(5): 581-608.
- Meng X, Shen K L, Xue S. 2013. Economic reform, education expansion, and earnings inequality for urban males in China, 1988—2009 [J]. *Journal of Comparative Economics*, 41(1): 227-244.
- Mishel L, Shierholz H, Schmitt J. 2013. Don't blame the robots: Assessing the job polarization explanation of growing wage inequality[R]. EPI-CEPR Working Paper.
- Oesch D, Rodríguez Menés J. 2011. Upgrading or polarization? Occupational change in

Britain, Germany, Spain and Switzerland, 1990—2008 [J]. *Socio-Economic Review*, 9(3): 503-531.

Oldenski L. 2014. Offshoring and the polarization of the U. S. labor market [J]. *ILR Review*, 67(3S): 734-761.

Employment Structure Change and Wage Inequality in Urban China

Bingbing Li¹ Binzhen Wu^{2,3}

(1. *Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences;*

2. *School of Economics and Management, Tsinghua University;*

3. *National Institute for Fiscal Studies, Tsinghua University*)

Abstract Using data from China's Urban Household Survey (UHS) 1992—2009 and National Population Census, we documented the change of employment structure in urban China since 1990, studied the changing pattern for different types of labors, and investigated the impact of the employment structure change on wage inequality. We find “upgrading” trend in employment structure change in urban China, with low-skilled jobs contracting, middle and high skilled jobs expanding. In addition, the wage of low-skilled jobs increased slower than the wage of higher skilled jobs. Despite the significant change in employment structure, the impact of the change of employment structure on the change of total wage difference is minor. The change in the job distribution only contributes 1% to the increase in overall wage variance. The increase in wage inequality is mainly driven by the increase in within-group residual inequality and the change in return to observable variables, such as education, regions, and jobs.

JEL Classification J21, J31, J24

何时应该杜绝“搞变通”¹

——一个非正式授权理论解释

李石强²

摘要 党的十九届四中全会提出要杜绝制度执行中“搞变通”的现象。本文构建了一个一般化的委托人具有事后私人信息的两期模型对此进行解释。模型表明,中央政府不会允许地方政府在无法观察社会环境冲击的情况下进行灵活变通。但是,如果社会环境冲击幅度足够大,中央政府会允许有能力观察社会环境冲击的地方政府在第1期进行变通,然后在第2期沿用第1期的实际决策,以实现对冲击最好的应对。反之,如果社会环境较为稳定,中央政府对社会最优政策的认识清楚,那么从一开始就不会允许地方政府灵活变通,而是始终坚持执行最初的既定决策。

关键词 变通;授权;执行;中央政府;地方政府

0 引言

2019年党的十九届四中全会通过的《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度,推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》中,要求“健全权威高效的制度执行机制,加强对制度执行的监督,坚决杜绝做选择、搞变通、打折扣的现象”。

这种“做选择”“搞变通”或者“打折扣”的行为,是指地方政府没有完全严格执行已经明确制定并颁布的中央政策,而是出现了走样或者相应的“土政策”(“上有政策,下有对策”)。这无疑会导致中央令不行禁不止,也经常使得地方政府自身陷入各类行政纠纷或者舆论的中心^①。有意思的是,在改革开放初期,地方政府的灵活变通(flexible adaptation)行为却经常得到中央的默许,有些甚至在后来获得正式文件或法律的承认。一个典型例子就是农村“包产到户”制

¹ 本文初稿曾在首届中国微观经济理论论坛(中国人民大学)上报告,感谢龚炯、柯荣住、董保民和张文章的有益评论;感谢两位匿名审稿人和副主编翁翕的宝贵意见。文责自负。

² 李石强,中国社会科学院大学经济学院副教授,E-mail:lishiqiang@cass.org.cn。

^① 概览式的介绍,可参见Pei(1997)、O'Brien and Li(2004)和包万超(2013)。

的命运。1956年5月,中共永嘉县委就在雄溪乡燎原社进行了农业生产产量责任制的试验,在中国首创“包产到户”。但是,在1957年中央高层领导获知此事后,责令浙江省委、温州地委、永嘉县委予以纠正。然而,安徽凤阳小岗村1978年实行的“包产到户”却获得了中央的容忍,最终被正式承认。

一些关注中国公共管理与政策的社会学家和法学家早已发现了这一现象。例如,Lampton(1977)在研究中国医疗卫生政策制定和执行的时候就观察到了地方政府的变通行为。王汉生等(1997)将变通视为在单一制决策体系运作失灵和上下级政府间讨价还价失灵并存的情况下出现的一种制度运作方式,并尝试在制度变迁的框架下描述其出现的条件。翟学伟(1997)从中国的社会结构转型去分析“土政策”的产生及其功能。刘鹏(2012)将变通具体分为四种不同形式,考虑中央政策是否与地方政府利益冲突以及地方政府是否具备实施变通的条件,对这些形式分别进行解释。刘骥和熊彩(2015)讨论了地方政府在计划生育工作中的变通行为。周雪光(2017)将地方政府在政策执行中的灵活变通视作中国的一统体制与有效治理矛盾的一个应对机制。王清(2021)则将地方政府在执行政策时出现偏差归因于在模糊的属地管理下中央对地方的压力和激励失效。

遗憾的是,经济学界虽然长期关注中国分权化改革过程中的中央与地方关系,却没有正式讨论过地方政府对中央政策的变通行为。本文主旨就在于此。通过构建一个非正式授权(informal delegation)模型,本文讨论了地方政府在执行中偏离既定政策的灵活变通行为,以及中央对该现象所采取态度的决定因素,从而在理论上解释当前为何要杜绝搞变通。

本文之所以从授权的角度进行讨论,是因为在中国的单一制政治体制下,中央掌握对正式制度的制定和解释权,拥有最终权威。地方政府无论拥有什么权力,原则上都是由中央自上而下授予的,必要时随时可以被收回。进一步地,之所以要构建一个“非正式”授权模型,则是因为已有的授权模型实际上讨论的都是委托人对代理人的“正式”授权。在政策制定和执行中,这种正式授权表现为中央在政策中留下一些空白或模糊之处,允许地方政府在执行中因地制宜或因时制宜,使其在一定范围内具有了裁量权(discretion)^①。这种为地方政府刻意准备的“留白”实际上是中央事先制定的政策框架中的一部分,一旦其范围被明确划定,就被中央在事前正式授予了地方政府,直到下一轮政策调整为止。相比而言,灵活变通行为则是地方政府对已有政策正式授权范围的偏离或突破,中央是可以当即予以纠正甚至处罚的。但是,如果中央打算容忍地方政府

^① 关于中国的政策试验传统,参见韩博天(2019)。

的这种做法,就相当于给予其以事实上的授权。不同之处在于,这种授权是临时的、事后的和非正式的。

具体地,本文沿用已有的授权文献关于委托人通过赋予代理人一定决策权来提供激励的基本思想。但是,为了模型化非正式授权行为,本文作出了三个方面的扩展^①:第一,将分析从单期扩展至两期,中央在每一期的决策都是是否容忍地方政府偏离上一期的既定决策(灵活变通);只有这样,才能回答中央为何对灵活变通做法的态度最多是默许,而不是将其正式化^②,进而解释中央对其态度的变化。第二,要考虑到地方政府一旦偏离既定政策,就存在被指责为与中央政策相抵触的风险;换句话说,执行既定政策对地方政府才是最安全的,灵活变通必须伴以相应的激励^③。第三,假设对于社会环境所受到的随机性冲击,中央和地方政府在每个时期初都处于无知状态;在期中,地方政府若付出努力,可以以一定的概率获知;时期结束后,中央自动得知。双方也不能就社会环境冲击进行沟通(communication),从而排除掉地方政府临时向中央请示汇报以寻求政策调整的复杂情况;这样,如果发生了变通行为,只能在期末留待中央依据社会环境冲击的事后实现值来加以评判。

本文模型表明,中央是否默许地方政府灵活变通,取决于社会环境随机性变化的幅度大小。在单期模型中,默许地方政府偏离既定政策以响应社会环境冲击的好处会被为了实现这一点而付出的激励成本所抵消,并不如坚持既定政策更为经济。但是,在两期模型中,社会环境受到的冲击会累积起来,相对于既定政策可能越来越远,导致始终要求地方政府坚持既定政策的代价高昂。如果在第1期默许并激励地方政府灵活变通而在第2期再转为沿用既定政策,在总效果上可能优于从一开始就采用既定政策。这样,中央与地方政府之间达成的默契是如下一套方案:如果社会环境冲击不够大,中央会要求地方政府自始至终坚持既定决策;反过来,如果社会环境冲击足够大,高能力地方政府在第1期付出努力去了解社会环境所受的冲击。如果成功,地方政府便灵活变通,否则就按照初始的既定政策行事;低能力地方政府则不付出努力,直接执行既定政策。到第2期,地方政府无论能力高低都只是执行各自在第1期的既定政策。

本文在理论上将偏离规则的非正式授权与包含在规则中的正式授权区分开来,对中央过去不时默许地方政府灵活变通的条件进行分析,解释了当前形势下中央要求杜绝搞变通的原因。由于模型中委托人在第1期期末可能会获

① 已有文献在授权的主题下,沿着决策规则本身是否可承诺以及信息是否可验证的路线,对这种正式权力的最优形式已有许多讨论。参见 Gibbons et al. (2012) 和李石强(2015) 的综述。

② 例如,颁布正式文件以允许地方试验。

③ 本文不考虑外部利益方通过贿赂方式诱使行政部门偏离既定决策的情况。

得对代理人的信息优势,本文针对 Gibbons et al. (2012)对委托人信息优势下的决策权配置问题鲜有讨论的评论作出了理论尝试。最后,由于地方政府灵活变通在成功后会得到中央的默许,下一期的政策便随之改变。在此意义上,本文也为环境不确定下的制度变迁研究提供了一个思路。

本文余下部分安排如下:第1部分是模型的基本设定;第2部分推导单期和两期情况下灵活变通作为一种治理方式的最优形式;第3部分将默许灵活变通与执行既定决策这两种治理方式进行比较,得出中央在两者之间选择的条件;第4部分是中国的例证;最后是结语。

1 模型设定

1.1 社会环境

考虑两个时期。用 B_t 表示社会环境在第 t 期的取值 ($t=1,2$)。鉴于本文的研究目的,我们关注那些难以验证从而不可契约化的社会环境信息,例如外交、军事、国际形势、气候或全国政治经济局势等。政府在制定政策时需要依据这类社会环境,却无法基于该信息设计一个状态依存的转移支付方案。

假设在每个时期初,社会环境都会受到独立的服从两点分布的随机冲击 b_t , $\text{Prob}(b_t=\bar{b})=\text{Prob}(b_t=-\bar{b})=1/2$, 其中 $\bar{b}>0, t=1,2$ 。这样,社会环境在第1期冲击 b_1 的基础上,在第2期会继续受到独立的冲击 b_2 , 在第 t 期末的最终位置为 $B_t=B_0+\sum_i b_i$ 。为方便起见,假设社会环境的初始位置为 $B_0=0$ 。于是可以得到, $B_1=b_1, B_2=b_1+b_2 \in \{-2\bar{b}, 2\bar{b}, 0\}$, 每个取值的概率为 $\text{Prob}(B_2=-2\bar{b})=\text{Prob}(b_1=b_2=-\bar{b})=1/4$, $\text{Prob}(B_2=2\bar{b})=\text{Prob}(b_1=b_2=\bar{b})=1/4$, $\text{Prob}(B_2=0)=\text{Prob}(b_1=\bar{b})\text{Prob}(b_2=-\bar{b})+\text{Prob}(b_1=-\bar{b})\text{Prob}(b_2=\bar{b})=1/2$ 。假设这些都是公开信息。

1.2 委托人(中央政府)

令 y_t 是关于某事项在第 t 期所采用的决策。鉴于社会环境处于不断变化之中,对于委托人或中央政府而言,最理想的情况是每一期的 y_t 都能对受到随机冲击后的当期社会环境 B_t 予以适当地响应,而不是简单地延续上一期的既定决策 y_{t-1} 。不妨假设 $y_0=0$ 。结合前面 $B_0=0$ 的假设,这意味着初始决策是与社会环境相匹配的。这样,委托人的单期(Bernoulli)效用函数可以设定为如下拟线性形式:

$$u_t^P = -(y_t - B_t)^2 - w_{it}(\cdot) \quad (1)$$

其中, $w_i(\cdot)$ 是在第 t 期向代理人支付的报酬, i 表示代理人的不同类型。

根据这一效用函数, 给定支付给代理人的报酬, 委托人在第 t 期最希望采取的决策(满足点) 是 $y_i^{\text{Optimal}} = B_i$, 亦即完全反映社会环境当前状况的政策。实际决策 y_i 与当前社会环境的差距越大, 带给委托人的当期效用损失就越大^①。

假设委托人在每期期初都不知晓社会环境在当期将要受到何种冲击, 因此在每期期初也就不知道应该采用什么样的决策才是最合适的。不过, 在每一期的期末, 委托人会自动(零成本) 得知当期冲击的具体值。在这样的简化假定下, 委托人就能在第1期期末对代理人的工作进行评价(并决定是否予以非正式的认可), 从而才有可能在第1期采取与第2期不同的治理方式。在现实中, 对于外交、军事、国际国内整体局势这类全局性的事项, 中央和地方可能在一开始都不清楚相关冲击的情况。但是, 由于中央政府对于这些事项比地方政府持有更高的关切度, 结合其综合全局的地位, 在经过一段时期(比如一年) 之后便往往能够获知其当期的真实值。

1.3 代理人(地方政府)

在每期期初, 代理人也不知晓社会环境在当期将要受到的冲击值 b_t , 与委托人之间关于社会环境是信息对称的。不过, 对于该冲击值, 代理人或地方政府可以在当期中通过付出努力 e_{it} 以概率 $\rho_i e_{it}$ 观察到。其中, ρ_i 是代理人的能力水平, $i \in \{L, H\}$ 。为了简化, 假设 $\rho_H > \rho_L = 0$, 亦即对于低能力代理人而言, 无论付出多大努力都无法得知环境冲击。同时, 为了保证得到定义良好的概率值, 假设 ρ_H 的绝对数值足够小, 足以使得 $\rho_H e_{it}^*$ 始终处于区间 $[0, 1]$ 之中。假设委托人在第1期初并不确切知道代理人的能力水平, 只知道代理人是高能力的先验概率为 α_1 , $0 < \alpha_1 < 1$ ^②。

假设代理人即便在每期间观察到了冲击值, 也不能就此与委托人进行信息交流^③。于是, 不管因为什么原因偏离(在上一期做出的) 既定决策, 代理人都不会因为没有得到委托人的许可而承担相应的责任风险。这意味着, 除非获得足

① 可以等价地将 b_t 解释为委托人偏好函数乃至决策满足点受到的随机冲击。这是因为 b_t 不必是客观的, 而可能是委托人对外部环境变化程度的主观认识, 也就类似于偏好冲击。第4节对这两种解释的现实对应都进行了梳理。

② 后面会表明, 委托人在期末可以依据第1期的结果对代理人是高能力的概率 α_2 进行后验推断, 并且 $0 \leq \alpha_2 \leq 1$ 。值得提醒注意的是, 当 $\alpha_1 = 0$ 时, 委托人不会允许任何灵活变通。当 $\alpha_1 = 1$ 时, 问题退化为一个道德风险问题。

③ 这就避免了已有文献所关注的代理人通过策略性的信息传递对决策制定施加影响的情况, 将焦点集中在灵活变通上。Austen-Smith(1994) 讨论了允许这种交流情况下的信息传递机制。这时, 代理人可以通过信息操纵而影响委托人的决策制定。有关授权的文献对此已有充分讨论, 参见本文引言中的引用。

够的激励(转移支付),代理人在每个时期都是不愿意偏离既定决策的,上一期既定的 y_{t-1} 就是代理人在第 t 期最为偏好的决策^①。另外,假设不论能力高低,代理人付出努力而承担的成本都为 $c(e_{it}) = \frac{1}{2}e_{it}^2$ 。于是,代理人在第 t 期的(Bernoulli)效用函数可以写为:

$$u_{it}^A = -(y_t - y_{t-1})^2 - \frac{1}{2}e_{it}^2 + w_{it}(\cdot) \quad (2)$$

最后,假设代理人在每一期都只能独立地对当期冲击 b_t 进行观察,委托人(此时相对于代理人具有了信息优势)在第 t 期末无法就 b_t 与代理人有任何形式的交流。于是,如果代理人未能观察到 b_t ,即便自己在第 $t+1$ 期观察到了 b_{t+1} ,也无法将其和 b_t 相结合以得出委托人偏好在第 $t+1$ 期的实际位置(即冲击的累计值 $B_t = \sum_t b_t$)。后面会看到,这种对上一期结果的路径依赖将两个时期联系了起来,正是使得两期模型有意义的关键之处。只有如此,中央才会想要通过事后对高能力代理人进行非正式授权的方式来激励其在期中去努力探知社会环境冲击^②。

1.4 两种治理方式

无论在第1期或者第2期,委托人既可以要求代理人严格执行既定决策,也可以默许其灵活变通(亦即非正式授权)。为了叙述上的方便以及与现实的对,我们不考虑代理人的混合行动策略,并且假定不同能力的代理人在劳动市场上能够获得相同的保留收入 $\underline{w}$ ($\underline{w} > 0$)。两种治理方式的基本含义如下。

1.4.1 执行既定决策

委托人可以要求代理人简单地执行既定决策 y_{t-1} 。在第1期初,既定决策指的是初始状态外生给定的 $y_0 = B_0 = 0$ 。在第2期,既定决策是指在第1期实际采取的决策 y_1 。因此,执行既定决策就是一个简单的委托人要求代理人执行某项已知的明确命令。可以预想,执行既定决策虽然简单易行,但会由于无法适应变化中的社会环境而给委托人造成效用损失,并且该损失可能随相同既定政策执行的时期增加而增大。具体地,结合委托人和代理人的效用函数以及随机

^① Merton(1940)和Thompson(1961)将组织中的执行者对既定规则的偏好称为“官僚人格”(bureaucratic personality)。Bozeman and Rainey(1998)运用美国的数据检验了这一点,发现这种官僚人格在公共部门里尤为明显。

^② 否则,如果代理人在与第1期末也自动得知环境信息,在第2期初面临的场景就会与第1期初完全相同,委托人在第1期也就没有任何必要允许高能力代理人灵活变通了(根据命题4,要求代理人执行既定决策即可),本文也就失去了意义。

冲击的概率分布,分别考虑两个时期的情况,我们关于这种治理方式有如下结论(所有命题的证明见附录):

命题 1: (1) 若委托人要求代理人执行既定决策,则不管代理人属于何种类型,一律支付 $w_{it, y_t=y_{t-1}} = \underline{w}$, 代理人付出努力 $e_{it, y_t=y_{t-1}} = 0$, 选择 $y_t = y_{t-1}$;

(2) 在第 1 期初,委托人对在当期执行既定决策($y_1 = y_0 = 0$)的无条件期望效用为 $Eu_{1, y_1=0}^P = -\underline{w} - \bar{b}^2$, 对第 2 期继续执行既定决策($y_2 = y_1 = 0$)的无条件期望效用为 $Eu_{2, y_2=0}^P = -\underline{w} - 2\bar{b}^2$;

(3) 在第 2 期初,委托人对在当期执行既定决策的条件期望效用取决于第 1 期的契约选择及决策 y_1 : 若 $y_1 = y_0 = 0$, 那么 $y_2 = 0$, $E(u_{2, y_2=y_1}^P | y_1 = 0) = -\underline{w} - 2\bar{b}^2$; 若 $y_1 = b_1$, 则 $y_2 = b_1$, $E(u_{2, y_2=y_1}^P | y_1 = b_1) = -\underline{w} - \bar{b}^2$ 。

由该命题可见,从中央政府的角度来讲,若希望地方政府执行(上一期的)既定决策,就不会对地方政府施加任何搜寻社会环境信息的激励,只需向其支付固定的保留收入(例如财政转移支付等)即可。

1.4.2 默许灵活变通

如果委托人默许代理人在第 t 期灵活变通而偏离 y_{t-1} , 就有可能充分适应当期的社会环境冲击。要做到这一点,需要对代理人进行恰当的激励。根据显示原理(Revelation Principle), 委托人只须考虑“讲真话”机制: 代理人在付出一定努力后, 如果观察到社会环境受到的冲击, 就偏离既定决策加以正确响应(亦即选择 $y_t = y_{t-1} + b_t$, 获得 $w_{it}(b_t)$); 否则, 就继续执行在上一期确定的既定决策(亦即选择 $y_t = y_{t-1}$, 获得 $w_{it}(y_{t-1})$)。我们先在给定代理人灵活变通的报酬 $w_{it}^*(b_t)$ 、坚持既定决策的报酬 $w_{it}^*(y_{t-1})$ 以及激励代理人付出努力 e_{it}^* 的情况下, 给出计算委托人在两个时期预期效用的思路, 而将该方式最优形式如何确定的问题留到下一节。

在第 1 期期初, 委托人通过在当期默许代理人灵活变通所能获得的预期效用为:

$$Eu_{1, FA}^P = \text{Prob}(b_1 = \bar{b}) E(u_1^P | b_1 = \bar{b}) + \text{Prob}(b_1 = -\bar{b}) E(u_1^P | b_1 = -\bar{b})$$

其中, 考虑到 $\rho_L = 0$, 可得 $E(u_1^P | b_1 = \bar{b}) = \alpha_1 [-\rho_H e_{H1}^* w_{H1}(\bar{b}) + (1 - \rho_H e_{H1}^*) (-\bar{b}^2 - w_{H1}(y_0))] + (1 - \alpha_1) [-\rho_L e_{L1}^* w_{L1}(\bar{b}) + (1 - \rho_L e_{L1}^*) (-\bar{b}^2 - w_{L1}(y_0))] = \alpha_1 [-\rho_H e_{H1}^* w_{H1}(\bar{b}) + (1 - \rho_H e_{H1}^*) \cdot (-\bar{b}^2 - w_{H1}(y_0))] + (1 - \alpha_1) (-\bar{b}^2 - w_{L1}(y_0))$ 。同时, $E(u_1^P | b_1 = -\bar{b})$ 的形式与之相同, 仅仅将 $w_{i1}(\bar{b})$ 换成 $w_{i1}(-\bar{b})$ 。于是可将上式进一步写为:

$$Eu_{1, FA}^P = -\alpha_1 \left[\frac{1}{2} \rho_H e_{H1}^* (w_{H1}(\bar{b}) + w_{H1}(-\bar{b})) + (1 - \rho_H e_{H1}^*) (\bar{b}^2 + w_{H1}(y_0)) \right] - (1 - \alpha_1) (\bar{b}^2 + w_{L1}(y_0)) \quad (3)$$

在第2期,社会环境会在 b_1 的基础上继续受到冲击,其最终位置为 $B_2 = b_1 + b_2$ 。在第2期期初,委托人可能面临两种情况:

第一种情况是,代理人在第1期成功观察到了 b_1 。由于委托人知道低能力代理人是无法做到这一点的,便能够推断代理人一定是高能力。除了这一点之外,委托人在第2期初面临与第1期类似的场景,对当期效用的条件期望类似于式(3)(仅须改变时间下标并且令 $\alpha_2 = 1$):

$$E(u_{2,FA}^P | y_1 = b_1) = -\frac{1}{2} \rho_H e_{H2}^* (w_{H2}(\bar{b}) + w_{H2}(-\bar{b})) - (1 - \rho_H e_{H2}^*) (\bar{b}^2 + w_{H2}(y_1))$$

第二种情况是,代理人在第1期未能观察到 b_1 。这时,委托人对其能力的推断会依据贝叶斯推断而向下修正: $\alpha_2 = \frac{\alpha_1 (1 - \rho_H e_{H1})}{\alpha_1 (1 - \rho_H e_{H1}) + (1 - \alpha_1) \cdot 1} < \alpha_1$ 。在第2期,代理人只能在 $y_1 = b_0 = 0$ 的基础上去尝试观察 b_2 。如果成功,灵活变通意味着选择 $y_2 = b_2$; 如果失败,就选择 $y_2 = y_1 = 0$ 。于是,委托人在第2期初对当期效用的条件期望为:

$$E(u_{2,FA}^P | y_1 = 0) = \sum_{b_2} \text{Prob}(B_2) \{ \alpha_2 [-\rho_H e_{H2}^* [(b_2 - B_2)^2 + w_{H2}(b_2)] + (1 - \rho_H e_{H2}^*) (-B_2^2 - w_{H2}(y_1))] + (1 - \alpha_2) (-B_2^2 - w_{H2}(y_1)) \}$$

对以上两式求全期望,便可得到委托人在第1期期初所计算的对自己在第2期默许代理人灵活变通中所能获得的无条件期望效用:

$$Eu_{2,FA}^P = \text{Prob}(y_1 = b_1) E(u_{2,FA}^P | y_1 = b_1) + \text{Prob}(y_1 = 0) E(u_{2,FA}^P | y_1 = 0) \quad (4)$$

其中, $\text{Prob}(y_1 = b_1) = \alpha_1 \rho_H e_{H1}^*$, $\text{Prob}(y_1 = 0) = 1 - \alpha_1 \rho_H e_{H1}^*$ 。

最后,委托人的目标就是通过设计支付给代理人灵活变通的报酬 $w_{it}^*(b_t)$ 和坚持既定决策的报酬 $w_{it}^*(y_{t-1})$, 最大化在第1期期初计算的两期总期望效用(不考虑时间贴现问题,亦即假设贴现率为0):

$$\max_{w_{it}^*(b_t), w_{it}^*(y_{t-1})} EU^P = Eu_{1,k_1}^P + Eu_{2,k_2}^P$$

其中, k_t 表示在第 t 期采用的契约类型,亦即默许灵活变通(FA)或执行既定决策($y_t = y_{t-1}$)。

博弈的时间顺序如下:(1)第1期初,委托人选择要求代理人执行既定决策还是默许其灵活变通;(2)第1期期中,代理人付出努力以了解社会环境所受的冲击,并根据对冲击的了解决定是否灵活变通;(3)第1期末,委托人了解到社会环境冲击,进行转移支付;(4)进入第2期。

2 灵活变通

现在,我们讨论如果委托人决定在两个时期都默许代理人灵活变通,需要

支付的灵活变通的报酬 $w_u^*(b_i)$ 、坚持既定决策的报酬 $w_u^*(y_{i-1})$ 以及代理人所付出努力 e_u^* 的最优形式。我们先考虑只有一个时期的情形,再将其引申至第2个时期。至于灵活变通方式如何运用以及该方式与执行既定决策之间的比较选择,留待第3节讨论。

2.1 单期

先考虑只有一个时期(不妨设为第1期)的情况。“讲真话”机制要求中央政府在设计灵活变通契约的最优形式时,要同时满足地方政府的激励相容约束、自选择约束和参与约束。

第一,委托人希望代理人在成功观察到社会环境冲击后愿意主动进行响应,而非默守成规地坚持既定决策:

$$u_{il,FA}^A(y_1=b_1)=-\bar{b}^2+w_{il}(b_1)-\frac{1}{2}e_{il}^{*2}\geq u_{il,y_1=y_0}^A=w_{il}(y_0)-\frac{1}{2}e_{il}^{*2}$$

整理得

$$w_{il}(b_1)-w_{il}(y_0)-\bar{b}^2\geq 0$$

在响应社会环境冲击时,代理人还应“正确地”选择 $y_1=b_1$ 。这便要求当 $b_1=\bar{b}$ 时,代理人不会选择 $y_1=-\bar{b}$,亦即 $-\bar{b}^2+w_{il}(\bar{b})-\frac{1}{2}e_{il}^{*2}\geq -\bar{b}^2+w_{il}(-\bar{b})-\frac{1}{2}e_{il}^{*2}$;当 $b_1=-\bar{b}$ 时,代理人不会选择 $y_1=\bar{b}$,亦即 $-\bar{b}^2+w_{il}(-\bar{b})-\frac{1}{2}e_{il}^{*2}\geq -\bar{b}^2+w_{il}(\bar{b})-\frac{1}{2}e_{il}^{*2}$ 。整理可得:

$$w_{il}(\bar{b})=w_{il}(-\bar{b})\equiv w_{il,FA}$$

这样,给定 $w_{il,FA}$ 和 $w_{il}(y_0)$,代理人的努力投入 e_{il}^* 由其预期效用最大化决定:

$$e_{il}^*=\operatorname{argmax}_{e_{il}}\left\{Eu_{il,FA}^A=\rho_i e_{il}(w_{il,FA}-\bar{b}^2)+(1-\rho_i e_{il})w_{il}(y_0)-\frac{1}{2}e_{il}^2\right\}\equiv\rho_i\Delta_{il}\quad (5)$$

其中, $\Delta_{il}\equiv w_{il,FA}-w_{il}(y_0)-\bar{b}^2$ 。

上式表明,由于低能力代理人($\rho_L=0$)无论如何都无法观察到社会环境冲击,必然有 $e_{L1}^*=0$ 。这意味着,委托人没有任何必要对其进行激励。但是,为了激励高能力代理人付出努力并主动对社会环境冲击予以响应,需要让他们从这种灵活变通中得到的收入奖励($w_{H1,FA}-w_{H1}(y_0)$)至少能够弥补为此遭受的效用损失($-\bar{b}^2$)。这种收入奖励越大,高能力代理人愿意付出的努力也越多,成功探知社会环境冲击的概率就越高。

将式(5)代入式(3),可将委托人在单期灵活变通契约下的预期效用函数进一步写为:

$$Eu_{1,FA}^P = -\alpha_1 [\rho_H^2 \Delta_{H1}^2 + w_{H1}(y_0)] - (1 - \alpha_1) w_{L1}(y_0) - \bar{b}^2 \quad (3')$$

值得注意的是,如果代理人未能了解社会环境冲击,最优契约还应该能够防止其为了骗取奖励而故意偏离既定决策。由于冲击 b_1 以相同概率取值为 $\bar{b}$ 或 $-\bar{b}$,而委托人在期末会自动知晓其实现值,便可以将相关信息加以比对,从而有 1/2 的概率察觉到代理人在未观察到冲击值的情况下也有偏离既定决策的欺骗行为。只要通过威胁施加足够严厉的惩罚,委托人就能够确保代理人回到均衡路径,主动选择既定决策 y_0 ^①。

第二,委托人希望不同低能力代理人主动选择执行既定决策,高能力代理人则选择尝试灵活变通,亦即自选择(self-selection)条件:

$$\begin{aligned} Eu_{i1,FA}^A(\rho_i, \Delta_{i1}) &= \rho_i e_{i1}^* (w_{i1,FA} - \bar{b}^2) + (1 - \rho_i e_{i1}^*) w_{i1}(y_0) - \frac{1}{2} e_{i1}^{*2} \\ &= \frac{1}{2} \rho_i^2 \Delta_{i1}^2 + w_{i1}(y_0) \\ &\geq \frac{1}{2} \rho_i^2 \Delta_{j1}^2 + w_{j1}(y_0) = Eu_{i1,FA}^A(\rho_i, \Delta_{j1}) \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $i \neq j$ 。

需要注意的是,这一自选择是代理人在期间内做出的,其结果只能以一定的概率在期末观察到,因此无法在事前将不同能力的代理人区分开来。灵活变通作为一种非正式授予的权力,不存在像正式权力那样在事前让代理人选择契约这一能够彰显其类型的环节(例如,地方政府在期初都会宣称自己将坚决执行既定政策)。只有在事后观察到代理人的灵活变通行为并与社会环境的实现值相印证后,委托人才能后验推断出代理人的类型(参见上一节)。

第三,结合式(5),代理人还需要满足如下参与约束:

$$Eu_{i1,FA}^A = \frac{1}{2} \rho_i^2 \Delta_{i1}^2 + w_{i1}(y_0) \geq \underline{w} \quad (7)$$

这样,委托人的规划问题就是在(5)、(6)和(7)的约束下,通过设计 $w_{i1}(b_1)$ 和 $w_{i1}(y_0)$ 来最大化式(3')。求解该规划问题,可以得到委托人默许代理人单期灵活变通契约的最优形式:

命题 2: 在单期(只有第 1 期)情况下,若委托人默许代理人灵活变通,将为两类代理人分别设计不同的契约:

^① 惩罚作为对代理人偏离均衡路径的威胁,也保证了代理人不会在不付出任何努力的情况下就随意灵活变通以期“瞎猫撞到死耗子”。

$$(1) (w_{L1,FA}^*, w_{L1}^*(y_0)) = (\bar{b}^2 + \underline{w}, \underline{w}); (w_{H1,FA}^*, w_{H1}^*(y_0)) = \left(\bar{b}^2 + \frac{1}{\rho_H} \sqrt{2\underline{w}}, 0 \right);$$

(2) 低能力和高能力代理人分别付出努力 $e_{L1}^* = 0$ 和 $e_{H1}^* = \sqrt{2\underline{w}} > 0$, 委托人的预期效用为 $Eu_{1,FA}^P = -(1 + \alpha_1)\underline{w} - \bar{b}^2$ 。

根据该命题, 所谓的灵活变通契约只是中央政府为高能力地方政府设计的。中央政府仅仅希望高能力地方政府付出努力去了解社会环境冲击, 低能力地方政府则只用严格执行既定决策就好。为了激励高能力地方政府付出努力, 中央政府不惜将他们简单执行既定决策的报酬 $w_{H1}^*(y_0)$ 降为 0, 低于其保留收入, 同时将其灵活变通后的报酬提高到超过保留收入的水平。

2.2 两期

我们已经知道在单期(标记为第 1 期)灵活变通下, 代理人会以概率 $\text{Prob}(y_1^* = b_1) = \alpha_1 \rho_H e_{H1}^*$ 成功观察到社会环境受到的冲击 b_1 , 并由既定决策 y_0 变通至 $y_1 = y_0 + b_1 = b_1$ 予以响应。代理人也可能未能观察到 b_1 (概率为 $\text{Prob}(y_1 = 0) = 1 - \alpha_1 \rho_H e_{H1}^*$), 从而只能执行既定决策 $y_1 = y_0 = 0$ 。

现在考虑委托人在第 2 期继续默许代理人灵活变通。这时, 社会环境会受到冲击 b_2 。由于 b_2 和 b_1 相互独立, 社会环境状态会在 b_1 的基础上累积至 $B_2 \in \{-2\bar{b}, 2\bar{b}, 0\}$, 于是既可能回到初始的 0 点, 也可能偏离地更远。根据第二节的设定, 代理人只能对 b_1 和 b_2 (而非 B_2) 分别进行独立观察, 因此其决策能否及时跟上社会环境的变化就取决于两次观察的结果。如果代理人仅观察到 b_1 而未观察到 b_2 , 会有 $y_2 = y_1 = b_1$; 如果 b_1 和 b_2 都观察到, 会有 $y_2 = y_1 + b_2 = B_2$; 如果未观察到 b_1 但观察到了 b_2 , 则有 $y_2 = y_0 + b_2 = b_2$; 如果 b_1 和 b_2 都未观察到, 则有 $y_1 = y_2 = 0$ 。

因此, 不管对委托人还是代理人而言, 不论第 1 期是否观察到了 b_1 , 在第 2 期都将面临与第 1 期类似的场景, 仅仅需要改变相应参数的时间下标, 并且更新关于高能力代理人可能性的信念。具体地, 我们有:

命题 3: 在两期情况下, (1) 若代理人在第 1 期未能观察到 b_1 , 委托人对其为高能力的信念更新为 $\alpha_2 = \frac{\alpha_1(1 - \rho_H \sqrt{2\underline{w}})}{\alpha_1(1 - \rho_H \sqrt{2\underline{w}}) + 1 - \alpha_1}$ 。委托人要在第 2 期继续允许灵活变通的话, 仍将区别对待不同能力的代理人: $(w_{L2,FA}^*, w_{L2}^*(y_1)) = (\bar{b}^2 + \underline{w}, \underline{w})$, $(w_{H2,FA}^*, w_{H2}^*(y_1)) = \left(\bar{b}^2 + \frac{1}{\rho_H} \sqrt{2\underline{w}}, 0 \right)$; 低能力和高能力代理人分别付出努力 $e_{L2}^* = 0$ 和 $e_{H2}^* = \sqrt{2\underline{w}}$ 。在第 2 期初, 委托人对第 2 期所能获得的条件期望效用为: $E(u_{2,FA}^P | y_1 = y_0) = -(1 + \alpha_2)\underline{w} - 2\bar{b}^2$;

(2) 若代理人在第1期成功观察到 b_1 , 委托人对其为高能力的后验推断更新为 $\alpha_2 = 1$ 。委托人若要在第2期继续允许灵活变通, 须提供契约

$$(w_{H2,FA}^*, w_{H2}^*(y_1)) = \left(\underline{w} + \bar{b}^2 + \frac{3}{8\rho_H^2}, \underline{w} - \frac{1}{8\rho_H^2} \right), \text{ 代理人付出努力 } e_{H2}^* = \frac{1}{2\rho_H}.$$

在第2期初, 委托人对第2期所能获得的条件期望效用为: $E(u_{2,FA}^P | y_1 = b_1) = -\underline{w} - \bar{b}^2 - \frac{1}{8\rho_H^2}$ 。

将命题3与命题2进行比较可以看出, 如果代理人在第1期未能观察到社会环境冲击, 委托人为不同能力水平的代理人提供的契约在结构和形式上是跨时稳定的: 第2期的契约与第1期完全相同, 代理人各自付出的努力也与第1期相同。只不过由于信念得以更新, 在第2期初对第2期所能获得的条件预期效用发生了变化。如果代理人在第1期成功观察到社会环境冲击, 会使得委托人准确判断出代理人是高能力者, 从而在第2期专心考虑是否对其实施激励的问题, 契约形式便发生了较大变化。

3 治理方式选择

在前面两部分的基础上, 我们可以对委托人在要求代理人执行既定决策和默许其灵活变通这两种治理方式之间的选择条件进行讨论了。我们运用逆向归纳的思想, 先从单个时期下这两种治理方式带给委托人预期效用的比较入手, 讨论仅有一个时期或者两个时期中第1期结束后所余下的第2期的委托人选择。然后, 回到两期设定下的第1期初, 对两种治理方式进行完整的比较。首先, 结合命题1、2和3可得:

命题4: (1) 在单期(例如, 仅有第1期)情况下, 由于 $Eu_{1,FA}^P \leq Eu_{1,y_1=y_0}^P$, 委托人会要求代理人执行既定决策;

(2) 在两期情况下, 不论第1期结果如何, 委托人在第2期都将转而要求代理人执行第1期确定的既定决策。具体地, 在第2期初, 有 $E(u_{2,FA}^P | y_1 = b_1) \leq E(u_{2,y_2=y_1}^P | y_1 = b_1)$ 和 $E(u_{2,FA}^P | y_1 = y_0) \leq E(u_{2,y_2=y_1}^P | y_1 = y_0)$ 。委托人在第1期初对从代理人在第2期执行既定决策中所获得的无条件期望效用为: $Eu_{2,y_2=y_1}^P = -\underline{w} - (2 - \alpha_1 \rho_H \sqrt{2w}) \bar{b}^2$ 。

该命题告诉我们, 如果只考虑单个时期, 不论仅有一个时期还是在第1期结束后余下的第2期, 默许代理人(即便其为高能力)灵活变通在效果上并不比简单地要求其执行既定决策来得更好, 原因是通过代理人“恰当地”灵活变通带给委托人的好处会被所需花费的激励成本所抵消。在两期情况下第1期结束后的第2期初, 不管代理人在第1期是否观察到了社会环境冲击, 也不管第1期是否进行了灵活变通, 委托人在第2期都将不会允许代理人灵活变通, 而是要

求代理人执行在第1期确定的既定决策 $y_2 = y_1$ 。鉴于此,我们也就不必再去计算委托人在第1期初对从默许代理人在第2期灵活变通所能获得的无条件期望效用($Eu_{2,FA}^P$)了。

这个结论预示我们,允许代理人灵活变通只有在考虑两个时期预期总效用的动态场景中才可能具有优势,并且只可能在第1期出现。原因在于,将命题4与命题1第(2)部分比较可以看出,如果代理人在第1期观察到了环境冲击并灵活变通,将会提高委托人要求第2期执行既定决策的预期效用,从而使委托人两期总预期效用可能超过从第1期开始就执行既定决策(即 $y_2 = y_1 = y_0$)的情况。这样,委托人就可能在第1期默许代理人灵活变通。

然后,结合命题1、2和4,假设贴现率为0,我们就能够对从第1期就开始坚持既定决策带给委托人的预期效用($Eu_{1,y_1=y_0}^P + Eu_{2,y_2=y_1}^P$)与第1期默许代理人灵活变通再在第2期执行既定决策这两种方式带给委托人的预期效用($Eu_{1,FA}^P + Eu_{2,y_2=y_1}^P$)进行比较,从而得到两期情况下委托人在第1期默许代理人灵活变通的条件。

命题5: (1) 当 $\bar{b}^2 \geq \frac{\sqrt{w/2}}{\alpha_1 \rho_H}$ 时,委托人会在第1期默许代理人灵活变通,然后要求代理人在第2期执行第1期确立的既定决策。为代理人提供的契约形式如下: $(w_{L1,FA}^*, w_{L1}^*(y_0)) = (w_{L2,FA}^*, w_{L2}^*(y_1)) = (w_{H2,FA}^*, w_{H2}^*(y_1)) = (\bar{b}^2 + \underline{w}, \underline{w})$, $(w_{H1,FA}^*, w_{H1}^*(y_0)) = \left(\bar{b}^2 + \frac{1}{\rho_H} \sqrt{2w}, 0 \right)$;

(2) 当 $\bar{b}^2 < \frac{\sqrt{w/2}}{\alpha_1 \rho_H}$ 时,委托人在第1期就要求代理人执行既定决策并延续到第2期,亦即执行 $y_2 = y_1 = y_0$ 。

命题5证实了命题4关于灵活变通作为一种治理方式在使用方法上的启示。即便存在两个时期,也仅仅是在第1期才可能会默许代理人偏离既定决策,第2期就会回到既定决策。只不过,第2期的既定决策是在第1期中确立的,而不是最初的 y_0 。促使委托人选择灵活变通契约的关键因素是社会环境(或者等价地,委托人偏好)所受到随机冲击幅度的相对大小。只要社会环境受到的冲击足够大,委托人就会在第1期末默许代理人的灵活应对。反之,如果社会环境受到的冲击比较小(极端地,没有冲击,即 $b_t = 0$),那么委托人就会要求代理人自始至终都坚持既定决策。

触发委托人采用灵活变通契约所需冲击幅度的临界值 $\left(\frac{\sqrt{w/2}}{\alpha_1 \rho_H} \right)$ 取决于代理人是高能力者的可能性、能力水平以及保留收入水平。高能力代理人能力水

平的初始信念期望值 $\alpha_1\rho_H$ 越高(代理人是高能力者的可能性越大,或者代理人的绝对能力水平越高),委托人默许代理人在第1期灵活变通的可能性就越高。代理人的保留收入水平 w 越低,就越不愿意安于现状,而是希望通过灵活变通获得奖励。这样,委托人激励其付出努力观察环境冲击并予以恰当应对所需的激励成本就越低,也就越愿意默许其在第1期灵活变通。

4 中国地方政府的灵活变通

由于缺乏相应的数据,我们无法为本文的理论提供系统性的计量经济学证据。但是,从中国的历史经验来看,中央在处理与地方政府关系的实践中,关于灵活变通的态度及其变化都可以用本文模型来加以解释。当既有制度与现实变化出现严重错位的时候,坚持过去的既定政策可能造成较大的损失,中央对地方进行非正式授权的现象就会尤为突出。

根据命题5,促使中央在前期默许地方政府灵活变通的关键因素是社会环境(或者等价地,中央的政策偏好)所受随机冲击的幅度足够大。自1949年新中国成立以来,中国经历了急剧的社会和经济变迁。党和政府工作重心的每一次重大调整,都是在环境不确定性最严重或冲击幅度最大的时候。由于中央经常在事前并不清楚当期最优的政策应该是什么,便倾向于抱以走一步看一步的摸索态度。从“社会主义改造”到“以阶级斗争为纲”再到“以经济建设为中心”的每个转变期,中央都会有较强的动机允许部分具有较高水平的地方政府在执行全国政策时进行适当的灵活变通。一旦工作重心确定下来,在每个政策期内就会相对稳定,中央对灵活变通的容忍度就会下降,倾向于要求地方政府坚决执行既定政策。然而,随着时间的推移,社会环境遭受的随机冲击不断积累,始终坚持一开始的既定政策就可能越来越不合时宜,中央就可能再次允许灵活变通。不论何时,对灵活变通的默许都是事后的,而不是在事前进行正式制度化。

王汉生等(1997)为以上结论提供了一些生动案例。20世纪70年代,江苏无锡县委在允许农村创办“为农业服务”的“五小工业”的中央政策下,将社队企业发展空间扩展到以非农产品为原料生产的加工工业。在“割资本主义尾巴”的大环境下,中央对这种变通行为却保持了容忍(未正式承认),直到1978年《中共中央关于加快农业发展若干问题的决定(草案)》和1979年《国务院关于发展社队企业若干问题的规定》,才作出正式的政策调整。同样在20世纪70年代,无锡县委还通过将社队企业与附近大中城市的国有企业联营,突破中央对原材料、能源、设备等的计划分配体制限制。对此,中央也是到1980年《国务院关于推动经济联合的暂行规定》和1986年《国务院关于进一步推动

横向经济联合若干问题的规定》,才将横向经济联合转变为正式制度。另外,1994年分税制改革以前,乡镇企业通过核算结算利润和账面利润的“两本账”来降低企业所得税负,也是地方政府对中央规定的企业财务制度的普遍变通做法。不过,这一做法始终未被正式制度化,而是随着1994年分税制的实行而自然消亡。

更典型的例子是农村“包产到户”制的命运。1953年,中国完成了社会主义改造,开始全面建设中央计划经济。1956年5月,中共永嘉县委却在雄溪乡燎原社进行了农业生产产量责任制的试验,在中国首创“包产到户”,并迅速在温州地区推广。1957年11月19日,《浙南大众报》发表文章认为这是“倒退的做法”,并转给了中央高层领导。结果,浙江省委、温州地委、永嘉县委被迫下令停止试验包产到户,永嘉县委主要负责人受到处分,全县因参与包产到户而被判刑劳改的达20多人。然而到了1978年,安徽凤阳小岗村实行“包产到户”却取得了中央的容忍,并最终在1980年《关于进一步加强和完善农业生产责任制的几个问题》得到了正式承认^①。1983年8月,浙江永嘉县李桂茂、李云河、戴洁天等人获得平反。1961—1963年的“三自一包”,也遭遇了类似的命运。

1992年,中央宣布要建立“社会主义市场经济体制”,许多既不是经济特区也不是沿海开放城市的内陆城市,在事前未获中央同意的情况下,也建立了许多经济开发区(Qian and Weingast, 1997)。

中央对地方政府灵活变通的态度大致从1999年开始发生了逆转。国务院于该年颁布了《关于全面推进依法行政的决定》,《行政复议法》也开始实施,日益强调各级政府要依法照章办事。2000年,最高法院公布行政诉讼法的司法解释,对原告标准加以放松,力图缓解行政纠纷“起诉难”的问题(包万超,2013;何海波,2012)。同时,非诉执行案件的数量也开始逐渐下降^②。

2004年,中央政府颁布了《全面推进依法行政实施纲要》,强调严格依法办事,政府所有行政行为都要于法有据、程序正当。2010年8月27日,温家宝在国务院召开的全国依法行政工作会议中敦促各级政府和所有工作人员贯彻实施《全面推进依法行政实施纲要》。最高法院也在这段时期就行政诉讼“起诉难”问题密集表态,要求地方法院“不得随意限缩受案范围,不得额外增加受理条件”^③,坚决清除限制行政诉讼受理的各种“土政策”^④。

自2013年新一届政府成立以来,始终强调“讲规矩”、依法治国和依法行

① 对此所作的最新考察,见魏众(2021)。

② 非诉执行是指未经诉讼程序的非诉行政案件中由法院裁定予以执行。该方式从1993年开始采用,旨在维护行政机关行使行政职权。

③ 最高人民法院.《关于当前形势下做好行政审判工作的若干意见》(2009年7月5日)。

④ 新华网. 最高法院要求坚决抵制和清除行政诉讼受案“土政策”[N/OL], http://news.xinhuanet.com/legal/2010-05/22/c_12130201.htm。

政,要求地方政府坚持既定政策,对灵活变通的容忍度很低。可以看出,中央关于执政理念和发展方向的思路日渐清晰,顶层设计日益加强,中央心目中最优政策的不确定性程度降低。

2013年,党的十八届三中全会审议通过《关于全面深化改革若干重大问题的决定》,开始推行从中央到地方各级政府及其工作部门的权力清单制度,依法公开权力运行流程。2014年,中央在第十八届四中全会《关于全面推进依法治国若干重大问题的决定》中将“深入推进依法行政,加快建设法治政府”作为全面推进依法治国的重大任务之一,提出“把法治建设成效作为衡量各级领导班子和领导干部工作实绩重要内容、纳入政绩考核指标体系,把能不能遵守法律、依法办事作为考察干部的重要内容”。2015年,中央全面深化改革领导小组审议通过了《关于人民法院推行立案登记制改革的意见》。最高法院也开始改革案件受理制度,将立案审查制变为立案登记制,对依法应该受理的案件,做到有案必立、有诉必理。全国人大常委会关于修改《中华人民共和国行政诉讼法》的决定也正式实施。到了2019年,党的十九届四中全会通过的《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》中,进一步要求“健全权威高效的制度执行机制,加强对制度执行的监督,坚决杜绝做选择、搞变通、打折扣的现象”。

5 结论性评论

中国是一个单一制国家,地方政府可被视为中央政府的派出机构,执行中央制定的政策规章制度。然而,中国各级地方政府在实际运行中的角色远不限于对中央政策的执行,而是拥有相当大的自主性,表现出高度的灵活应变能力和主动精神,以至于被冠以“动员型”“能动型”“进取型”乃至“生产型”政府的称号(例如,姚洋,2011;周黎安,2014,2017)。

本文通过一个两期模型证明,在面对高度复杂多变的社会环境时,如果中央始终要求地方政府严格执行既定政策,可能造成每期政策与当期最优政策的偏离随时间推移而越来越远,成本巨大。为了避免这种情况,中央可能会暂时性地容忍地方政府的灵活变通,非正式地授予其在实践中“摸着石头过河”的权力,突破不合时宜的条条框框,待相关条件具备后再严格执行在实践中逐步确立起来的既定政策。鉴于中国大多数法律和地方性法规以及全部行政规章制度都是由各级政府来贯彻、执行和实施的,这一问题的现实意义显得尤为突出^①。反过

^① 在2014年10月23日通过的《中共中央关于全面推进依法治国若干重大问题的决定》中,中央仍然认为当前国内“有法不依、执法不严、违法不究现象比较严重”。

来,当前中央政府要求杜绝搞变通的行为,则反映出中央关于执政理念和发展方向的思路日渐清晰,日益强调顶层设计,中央对最优政策的认识日益成熟。

将偏离规则并获得容忍的非正式授权与规则中包含的正式授权区分开来进行分析,揭示委托人默许代理人偏离既定决策的条件,是本文的主要贡献。本文模型是一般性的,对企业组织中层级间权力配置以及制度变迁等问题也有借鉴意义。

需要指出的是,本文假设中央和地方政府之间在期初是信息对称的并且不能进行信息交流,仅仅是工具主义的,并非不能放松。该假设一方面使得中央无法事先将灵活变通权纳入既定政策中,从而与已有的最优授权文献区别开来;另一方面,这使得代理人不能观察冲击的累计值,于是让多期模型具有了意义。在实践中,中央可以通过会议、文件、领导讲话以及形势学习等方式向地方政府传递自己的偏好或有关社会环境变化的信息。只要这种信息传递不是完全准确的,仍然需要地方政府付出努力进行解读,我们做出的这种简化就是合理的。另外,两期模型的设定也只是为了简化。代理人无论能力高低,都在每一期独立地对随机冲击进行观察,若将分析扩展至第3期及以上,就会遇到时期越往后所需计算的情况越多的麻烦。但是,基本思路没有变化,随机冲击的幅度大小仍然是委托人治理方式选择的关键。

不无遗憾的是,本文只是列举了一些中国地方政府在执行中央政策时经常灵活变通的例证,无法提供系统的数据经验证据。另外,本文对激励与惩罚、地方政府能力水平以及高能力者比例在中央治理方式选择中的作用,也没有作出进一步的比较静态分析。我们也没有对其他非货币性的激励方式(例如,晋升)进行讨论。最后,本文的讨论限于中央-地方两个层级。如果引入多个层级,就需要考虑异质性的社会环境冲击和地方政府之间的关系,问题会变得更为复杂。这些都是未来可能的研究方向。

附录

命题 1 的证明: (1) 令 $w_{it, y_t=y_{t-1}} = \underline{w}$, 代理人的效用函数变为 $u_{it}^A = -(y_t - y_{t-1})^2 - \frac{1}{2} e_{it}^2 + \underline{w}$, 最优选择将是 $e_{it, y_t=y_{t-1}} = 0$ 和 $y_t = y_{t-1}$, 即不付出努力而单纯执行既定决策。

(2) $Eu_{1, y_1=0}^P = -\frac{1}{2}(b_0 + \bar{b})^2 - \frac{1}{2}(b_0 - \bar{b})^2 - \underline{w} = -\underline{w} - \bar{b}^2$ 。社会环境在第2期的位置为 $\text{Prob}(B_2 = -2\bar{b}) = \text{Prob}(b_1 = b_2 = -\bar{b}) = 1/4$, $\text{Prob}(B_2 = 2\bar{b}) = \text{Prob}(b_1 = b_2 = \bar{b}) = 1/4$, $\text{Prob}(B_2 = 0) = \text{Prob}(b_1 = \bar{b}) \text{Prob}(b_2 = -\bar{b}) + \text{Prob}(b_1 = -\bar{b}) \text{Prob}(b_2 = \bar{b}) = 1/2$ 。

在第1期初,委托人并不知道对随机冲击的观察结果,于是 $Eu_{2,y_2=0}^P = -\frac{1}{4}(2\bar{b})^2 - \frac{1}{4}(-2\bar{b})^2 - \underline{w} = -\underline{w} - 2\bar{b}^2$ 。

(3) 类似地,若 $y_1=0$,委托人在第2期坚持既定决策就意味着 $y_2=y_1=0$,这样做与在第1期初对第2期采用 $y_2=0$ 的期望效用相同;若 $y_1=b_1$,委托人在第2期初就面临与第1期初类似的情况,因此期望效用也与之相同。(证毕)

命题2的证明: 委托人的规划问题是在(5)、(6)和(7)的约束下最大化式(3')。就高能力和低能力执行者分别写出约束(6)和(7),结合 $\rho_L=0$,可将原问题简化为:

$$\max_{w_{l1}(y_0), w_{l1,FA}} Eu_{1,FA}^P = -\alpha_1 [\rho_H^2 \Delta_{H1}^2 + w_{H1}(y_0)] - (1 - \alpha_1) w_{L1}(y_0) - \bar{b}^2 \quad (A1)$$

$$\text{s. t. } e_{i1}^* = \rho_i \Delta_{i1} \geq 0 \quad (A2)$$

$$w_{L1}(y_0) \geq w_{H1}(y_0) \quad (A3L)$$

$$\frac{1}{2} \rho_H^2 \Delta_{H1}^2 + w_{H1}(y_0) = \frac{1}{2} \rho_H^2 \Delta_{L1}^2 + w_{L1}(y_0) \quad (A3H)$$

$$Eu_{L1}^A(\rho_L, \Delta_{L1}) = w_{L1}(y_0) = \underline{w} \quad (A4L)$$

$$Eu_{H1}^A(\rho_H, \Delta_{H1}) = \frac{1}{2} \rho_H^2 \Delta_{H1}^2 + w_{H1}(y_0) \geq \underline{w} \quad (A4H)$$

暂时忽略约束(A2)、(A3L)和(A4H)。首先注意,高能力代理人的自选择约束(A3H)和低能力代理人的参与约束(A4L)为紧。这是因为,若(A3H)为松(等号变为严格大于号),那么政府总是可以降低一点(A3H)的左侧部分(例如降低 $w_{H1}(b_1)$ 从而降低 Δ_H^2),这可以在不违背该约束的情况下提高目标函数(A1)的取值,同时还不会违背低能力代理人的自选择约束(A3L)。若(A4L)约束为松,政府也可以通过降低 Δ_L 中的 $w_{L1}(b_1)$ 来降低向低能力代理人支付的成本,同时也不会影响高能力代理人的相关约束。由(A3H)和(A4L),将 $\rho_H^2 \Delta_{H1}^2$ 和 $w_{L1}(y_0) = \underline{w}$ 代入(A1)得:

$$Eu_{1,FA}^P = -\alpha_1 \rho_H^2 \Delta_{L1}^2 + \alpha_1 w_{H1}(y_0) - \bar{b}^2 - (1 + \alpha_1) \underline{w} \quad (A5)$$

给定 $w_{H1}(y_0)$,由于 $0 < \alpha_1 < 1$,令 $\partial(Eu_{1,FA}^P) / \partial \Delta_{L1} = 0$ 即得最优契约下 $\Delta_{L1}^* = 0$ 。结合 $w_{L1}^*(y_0) = \underline{w}$,得到 $w_{L1,FA}^* = \bar{b}^2 + \underline{w}$ 。现在考虑约束(A3H)。对委托人而言,结合(A3L),成本最低的方式是令 $w_{H1}^*(y_0) = 0$,从而 $\Delta_{H1}^* = \frac{1}{\rho_H} \sqrt{2\underline{w}}$,于是 $w_{H1}^*(b_1) = \bar{b}^2 + \frac{1}{\rho_H} \sqrt{2\underline{w}}$,并且 $e_{H1}^* = \sqrt{2\underline{w}} > 0$ 。容易验证,约束(A3L)和(A4H)仍然是满足的。

最后,将以上契约代入式(A5),可得委托人在单期允许灵活变通的预期效

用为 $Eu_{1,FA}^P = -(1+\alpha_1)\underline{w}-\bar{b}^2$ 。(证毕)

命题 3 的证明: 首先, 类似于正文中推导式(5)的方式, 可以得到:

$$w_{i2}(B_2=0|y_1=0) = w_{i2}(B_2=2\bar{b}|y_1=0) = w_{i2}(B_2=-2\bar{b}|y_1=0) \equiv w_{i2,FA}$$

(1) 如果代理人在第 1 期未能观察到社会环境冲击(亦即 $y_1=0$),

$$\begin{aligned} \max_{w_{i2}(y_1), w_{i2,FA}} E(u_{2,FA}^P | y_1=0) &= \sum_{B_2} \text{Prob}(B_2) \{ \alpha_2 [-\rho_H e_{H2}^* ((b_2 - B_2)^2 + w_{H2,FA}) + \\ &\quad (1 - \rho_H e_{H2}^*) (-B_2^2 - w_{H2}(y_1))] + \\ &\quad (1 - \alpha_2) (-B_2^2 - w_{i2}(y_1)) \} \\ &= -\alpha_2 [\rho_H e_{H2}^* w_{H2,FA} + (1 - \rho_H e_{H2}^*) (2\bar{b}^2 + w_{H2}(y_1))] - \\ &\quad (1 - \alpha_2) (\bar{b}^2 + w_{i2}(y_1)) \\ &= -\alpha_2 [\rho_H^2 \Delta_{H2}^2 + w_{H2}(y_1)] - (1 - \alpha_2) w_{i2}(y_1) - 2\bar{b}^2 \end{aligned}$$

$$\text{其中, } \alpha_2 = \frac{\alpha_1(1-\rho_H e_{H1}^*)}{\alpha_1(1-\rho_H e_{H1}^*) + 1 - \alpha_1}.$$

该规划问题的目标函数与(A1)只相差一个常数项和更新后的信念, 约束条件与命题 2 完全相同, 因而最优解也相同。将最优解代回目标函数, 即得委托人在第 2 期初的条件预期效用。

(2) 如果代理人在第 1 期成功观察到社会环境冲击(亦即 $y_1=b_1$), 委托人将判定其必为高能力者, 因此 $\alpha_2=1$ 。这样, 委托人在第 2 期允许灵活变通的话, 需要求解如下问题:

$$\max_{w_{H2}(y_1), w_{H2,FA}} E(u_{2,FA}^P | y_1=b_1) = -\rho_H^2 \Delta_{H2}^2 - w_{H2}(y_1) - \bar{b}^2 \quad (A1')$$

$$\text{s. t. } e_{H2}^* = \rho_H \Delta_{H2} \geq 0 \quad (A2')$$

$$Eu_{H2}^A(\rho_H, \Delta_{H2}) = \frac{1}{2} \rho_H^2 \Delta_{H2}^2 + w_{H2}(y_1) \geq \underline{w} \quad (A4H')$$

暂时忽略约束条件, 直接就(A1')就 $w_{H2}(y_1)$ 求一阶偏导数并令其为零, 可得 $\Delta_{H2}^* = \frac{1}{2\rho_H^2}$, 进而 $e_{H2}^* = \rho_H \Delta_{H2}^* = \frac{1}{2\rho_H}$ 。代入(A4H')可得 $w_{H2}(y_1) \geq \underline{w} - \frac{1}{8\rho_H^2}$ 。当等号成立时, 代理人在灵活变通和既定决策之间无差异。假设此时他选择灵活变通, 于是将等号式代入 Δ_{H2} 的定义式即得 $w_{H2,FA}^* = \Delta_{H2}^* + w_{H2}^*(y_1) + \bar{b}^2 = \underline{w} + \bar{b}^2 + \frac{3}{8\rho_H^2}$ 。

最终, $E(u_{2,FA}^P | y_1=b_1) = -\underline{w} - \bar{b}^2 - \frac{1}{8\rho_H^2}$ 。(证毕)

命题 4 的证明: (1) 比较命题 2(2) 和命题 1(2), 由于 $\rho_H > \rho_L = 0$ 以及 $0 \leq \alpha_1, \alpha_2 \leq 1$, 可得 $Eu_{1,FA}^P = -(1+\alpha_1)\underline{w}-\bar{b}^2 \leq -\underline{w}-\bar{b}^2 = Eu_{1,y_1=0}^P$, 当且仅当 $\alpha_1=0$ 时等号成立;

(2) 比较命题 3(2) 和命题 1(2) 即得 $E(u_{2,FA}^P | y_1 = b_1) = -\underline{w} - \bar{b}^2 - \frac{1}{8\rho_H^2} < -\underline{w} - \bar{b}^2 = E(u_{2,y_2=y_1}^P | y_1 = b_1)$ 和 $E(u_{2,FA}^P | y_1 = 0) = -(1+\alpha_2)\underline{w} - 2\bar{b}^2 \leq -\underline{w} - 2\bar{b}^2 = E(u_{2,y_2=y_1}^P | y_1 = 0)$, 当且仅当 $\alpha_2 = 0$ 时等号成立;

(3) 注意到, $\text{Prob}(y_1 = b_1) = \alpha_1 \rho_H e_{H1}^* = \alpha_1 \rho_H \sqrt{2w}$ 。结合命题 1 可得:

$$Eu_{2,y_2=y_1}^P = \text{Prob}(y_1 = b_1) E(u_{2,y_2=y_1}^P | y_1 = b_1) + \text{Prob}(y_1 = 0) E(u_{2,y_2=y_1}^P | y_1 = 0) = \alpha_1 \rho_H \sqrt{2w} (-\underline{w} - \bar{b}^2) + (1 - \alpha_1 \rho_H \sqrt{2w}) (-\underline{w} - 2\bar{b}^2) = -\underline{w} - (2 - \alpha_1 \rho_H \sqrt{2w}) \bar{b}^2. \quad (\text{证毕})$$

命题 5 的证明: 由命题 1 可得 $Eu_{1,y_1=y_0=0}^P + Eu_{2,y_2=y_1=0}^P = -3\bar{b}^2 - 2\underline{w}$ 。根据命题 2 和 4, 在第 1 期初, 委托人两个时期的预期总效用为:

$$EU^P = Eu_{1,FA}^P + Eu_{2,y_2=y_1}^P = -(1+\alpha_1)\underline{w} - \bar{b}^2 - \underline{w} - (2 - \alpha_1 \rho_H \sqrt{2w}) \bar{b}^2 = -(2+\alpha_1)\underline{w} - (3 - \alpha_1 \rho_H \sqrt{2w}) \bar{b}^2. \quad \text{令 } EU^P \geq -3\bar{b}^2 - 2\underline{w}, \text{ 即得 } \bar{b}^2 \geq \frac{1}{\alpha_1 \rho_H} \sqrt{\frac{w}{2}}. \text{ 此时, } \frac{\bar{b}^2}{2} \geq \frac{1}{2\alpha_1 \rho_H} \sqrt{\frac{w}{2}}.$$

此时, 也可验证此时高能力代理人在第 1 期获得的报酬 $w_{H1,FA} > \underline{w}$ 。这是因为:

$$w_{H1,FA} = \bar{b}^2 + \frac{1}{\rho_H} \sqrt{2w} \geq \frac{1}{\alpha_1 \rho_H} \sqrt{\frac{w}{2}} + \frac{1}{\rho_H} \sqrt{2w} = \frac{1+2\alpha_1}{\alpha_1 \rho_H} \sqrt{\frac{w}{2}}$$

由于 $\rho_H e_{H1}^* < 1$ 并且 $e_{H1}^* = \sqrt{2w}$, 有 $\rho_H < \frac{1}{\sqrt{2w}}$, 我们有 $w_{H1,FA} = \frac{1+2\alpha_1}{\alpha_1 \rho_H} \sqrt{\frac{w}{2}} > \frac{1+2\alpha_1}{\alpha_1} \underline{w}$ 。

鉴于 $\frac{1+2\alpha_1}{\alpha_1} > 1$, 便一定有 $w_{H1,FA} > \frac{1+2\alpha_1}{\alpha_1} \underline{w} > \underline{w}$ 。(证毕)

参考文献

- 包万超. 2013. 行政诉讼法的实施状况与改革思考——基于《中国法律年鉴》(1991—2012)的分析[J]. 中国行政管理, (4): 48-55.
- Bao W C. 2013. The implementation and reformation of administrative litigation law in China—An Analysis Based on *Law Yearbook of China (1991—2012)* [J]. *Chinese Public Administration*, (4): 48-55. (in Chinese)
- 韩博天. 2019. 红天鹅: 中国独特的治理和制度创新[M]. 石磊, 译. 北京: 中信出版集团.
- 何海波. 2012. 困顿的行政诉讼[J]. 华东政法大学学报, (2): 86-96.

- He H B. 2012. Administrative lawsuit in the aporia situation[J]. *ECUPL Journal*, (2): 86-96. (in Chinese)
- 李石强. 2015. 最优授权理论: 一个文献综述[J]. 制度经济学研究, (1): 1-20.
- Li S Q. 2015. A literature survey on the optimal delegation within organizations[J]. *Research of Institutional Economics*, (1): 1-20. (in Chinese)
- 刘骥, 熊彩. 2015. 解释政策变通: 运动式治理中的条块关系[J]. 公共行政评论, 8(6): 88-112, 187.
- Liu J, Xiong C. 2015. Explaining China's policy deformation: Tiao/Kuai authority relations under campaign-style governance[J]. *Journal of Public Administration*, 8(6): 88-112, 187. (in Chinese)
- 刘鹏. 2012. 土政策与政策变通. 理解中国政治——关键词的方法[M]//景跃进, 张小劲, 余逊达. 北京: 中国社会科学出版社, 182-196.
- 王汉生, 刘世定, 孙立平. 1997. 作为制度运作和制度变迁方式的变通[J]. 中国社会科学季刊, (21): 85-100.
- Wang H S, Liu S D, Sun L P. 1997. Flexible adaptation as a way of institutional running and changing[J]. *Quarterly Journal of Chinese Social Sciences*, (21): 85-100. (in Chinese)
- 王清. 2021. 模糊的属地化管理: 政策执行偏差的一种解释——以流动人口服务供给为例[J]. 探索, (3): 129-141.
- Wang Q. 2021. Fuzzy localized management: A framework for public policy deviation—Case study on floating population in S city[J]. *Probe*, (3): 129-141. (in Chinese)
- 魏众. 2021. 从“责任田”实践到家庭承包制——基于安徽的考察[J]. 中国经济史研究, (4): 52-65.
- Wei Z. 2021. From responsibility farmland practice to rural household responsibility system—Anhui perspective[J]. *Researches in Chinese Economic History*, (4): 52-65. (in Chinese)
- 姚洋. 2011. 生产型政府[J]. 理论学刊, (8): 52-54.
- Yao Y. 2011. Productive government[J]. *Theory Journal*, (8): 52-54. (in Chinese)
- 翟学伟. 1997. “土政策”的功能分析——从普遍主义到特殊主义[J]. 社会学研究, (3): 88-95.
- Zhai X W. 1997. The functional analysis of “Tu Policy”—From universalism to particularism[J]. *Sociological Research*, (3): 88-95. (in Chinese)
- 周黎安. 2014. 行政发包制[J]. 社会, 34(6): 1-38.
- ZHOU L A. 2014. Administrative subcontract[J]. *Chinese Journal of Sociology*,

- 34(6): 1-38. (in Chinese)
- 周黎安. 2017. 转型中的地方政府: 官员激励与治理[M]. 2版. 上海: 上海人民出版社.
- 周雪光. 2017. 中国国家治理的制度逻辑: 一个组织学研究[M]. 上海: 生活·读书·新知三联书店.
- Austen-Smith D. 1994. Strategic transmission of costly information[J]. *Econometrica*, 62(4): 955-963.
- Bozeman B, Rainey H G. 1998. Organizational rules and the “bureaucratic personality” [J]. *American Journal of Political Science*, 42(1): 163-189.
- Gibbons R S, Matouschek N, Roberts J. 2013. *Decisions in organizations*[M]//Gibbons R S, Roberts J. *The Handbook of Organizational Economics*. New Jersey: Princeton University Press, 373-431.
- Lampton D M. 1977. *The politics of medicine in China: The policy process 1949—1977* [M]. Boulder: Westview Press.
- Merton R K. 1940. Bureaucratic structure and personality[J]. *Social Forces*, 18(4): 560-568.
- O'Brien K J, Li L J. 2004. Suing the local state: Administrative litigation in rural China [J]. *China Journal*, 51: 75-96.
- Pei M X. 1997. Citizens v. mandarins: Administrative litigation in China [J]. *The China Quarterly*, 152: 832-862.
- Qian Y Y, Weingast B R. 1997. Federalism as a commitment to preserving market incentives[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 11(4): 83-92.
- Thompson V A. 1961. *Modern organization*[M]. New York: Knopf.

When to Forbid Flexible Adaptation —An Explanation from An Informal Delegation Model

Shiqiang LI

(School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract In the Communique of the Fourth Plenary Session of the 19th Central Committee of CCP, it is announced that such phenomenon as flexible adaptation should be forbidden. In order to give an explanation to this decision, this paper sets up a general two-period model in which the principal has private information *ex post* in each term. It is showed by the model that the central government will ask the local government who cannot observe the shock to social environment to stick to the established decision all the time.

However, when the random shock to social environment is big enough, the central government would allow the local government who can observe it to bias from the determined decision in the first stage and take the decision in period 1 as established in the second stage, in order to adapt to the circumstances as well as possible. As the preference becomes more and more stable with the social and economic environment, the central government would acquire local governments to stick to the established policies from the beginning.

JEL Classification D23, H11, L22

混合分班还是分层教学 ——基于同群效应视角的理论研究

张蕊¹ 宋信息²

摘 要 如何实现最优教学一直是教育政策制定者、教育管理者和学生家长关心和争论的话题,但在学术界还缺乏严格的理论分析。本文构建了一个可以在不同教学目标情况下分析两种常用分班教育(混合分班还是分层教学)优劣的模型。该模型在一个简易的框架下充分考虑了影响学生成绩的关键变量,包括老师教学能力、学生学习能力、学生努力程度,以及教育经济学实证文献中强调的同群效应。实证文献中发现的“单交叉”“烂苹果”“分层/分流”等同群效应机制可以在模型中进行灵活设定与分析。该模型可以解释不同分班教育的效果差异,为理解文献中不同的研究发现和为学校管理者选择最优的分班教育模式提供了一个理论分析框架,填补了研究分班教学模式的理论文献空白。

关键词 同群效应;混合分班;分层教学;效率与公平

0 引言

学校教育是一个教育产出的过程,如何利用有限的教育资源实现最优的教育目标是教育管理者面临的核心问题。在教育产出过程中,学校管理者要对不同教学能力的老师和不同学习能力的学生进行排列组合,他们常用的教育管理方法有两种:一是把学生混合分班,二是根据学生学习能力进行分层教学。混合分班的出发点是公平教育,而分层教学可以实现因材施教。以北京市为例,目前很多知名学校如北京四中、北京大学附属中学、北京101中学、北京八一学校等都进行了教学改革,采用了分层教学。北京八一学校校长李希贵说:“学校的改革很大程度上是被逼出来的,因为原来有不少学生在课堂上‘吃不饱’,同时又有些学生听不懂,分层分类教学满足了不同层次学生的需求。”北京市101

1 张蕊,首都经济贸易大学国际经济管理学院副教授,E-mail:ruizhangecon@163.com。

2 宋信息(通讯作者),首都经济贸易大学国际经济管理学院副教授,E-mail:sxx7079@163.com。

中学在其分层教学实施方案中认为:分层教学是按照最优化原则进行的教学实践。是根据学生层次的差异,通过班级组织与教学形式的变化,通过分层组织教学,使不同层次的学生经过努力达到相应的教学目标,体现了“因材施教”的原则,是提高教学效率的有效策略^①。从这些学校每年的升学成绩来看,分层教学似乎取得了很好的效果。

虽然不同的分班模式关乎的是学生的学习成绩和学校管理者的管理目标,但是分层教学在社会上也一直存在争论,对分层教学利弊的研究存在不同的声音:一种是反对的态度,认为分层教学破坏了教育的公平性。例如许双成和张立昌(2015)认为“分层分班教学,作为特殊的教学组织形式,是在班级授课制的基础上畸形发展而来的,在中西部地区优质教育资源短缺的学校中尤为突出。分层分班教学蕴含着非理性的内核,它曲解了因材施教,误解了差异发展,实际上背离了教育公平的精神追求,其恶性膨胀会导致教育异化,应该引起高度的警惕。”佐藤学(2010)也提出了相似的观点。另一种是赞成的态度,认为分层教学对学生可以产生积极的影响。例如北京101中学在其分层教学实施方案中指出“教育平等是近年来我们一直遵循的教育原则。但是,真正的教育平等并不是一刀切实行统一标准,让每个学生都适应统一难度统一进度的课程,而是为每一位学生提供相对适应其本人特点的课程及教学以最大程度激发其潜能。”

目前关于分层教学的各种观点更多地是指出了分层教学的某个方面存在的问题,但缺乏严格且较为系统的逻辑分析,使得我们对混合分班和分层教学的认识还停留在对现象的争论中,所持观点的双方谁也不能说服对方。要想合理地分析混合分班和分层教学,需要在一个统一的逻辑框架中充分考虑学校管理者的决策目标、决定教学效果的主要影响因素,以及这些因素是如何相互作用以决定混合分班与分层教学优劣的。

1 研究视角及文献综述

1.1 研究视角

分层教学与不分层教学对学生成绩的影响主要来自两个方面。第一是师资方面的不同,分层后的不同班级配备的教师能力可能会有不同。第二就是学生层面的不同,包括每个学生学习能力以及同学学习能力的不同。以往探讨学生学习成绩的影响因素时,关注的焦点大多集中在教师的教学能力、学生的学习能力和努力程度对学生的学习成绩有决定性影响(王骏等,2017)。但是教育

^①《北京市第一〇一中学初一数学和英语学科分层教学实施方案(试行)》,2014年。

学和经济学的实证研究皆指出学校教育中的同群效应(peer effects)是影响学生成绩的重要因素^①,即一个学生的学习成绩是受同班同学影响的(Epple and Romano, 2011; Sacerdote, 2011; 张学敏和谭俊英, 2012)^②。所以,给定教师的教学能力和学生的学习能力,不同的分班模式会因为产生不同的同群效应而产生不同的教学效果。

本文的研究目的是基于不同分班策略下的同群效应与教师教学能力、学生学习能力的相互作用来分析混合分班和分层教学哪种分班教育模式可以更好地实现学校管理者教育的目标。我们通过构建模型为分析两种分班教育模式的利弊提供了一个基础理论研究框架。在这一理论模型中我们可以灵活设定学校管理者的目标,但在主要的分析中我们假设学校管理者想要最大化学生的升学率,这也是目前国内绝大部分学校管理者的目标。

在模型中,我们既考虑到学生之间存在学习能力的差异,也考虑到师资的差异,即老师的教学能力存在差异。学生的学习成绩不仅取决于自己的学习能力、努力程度和老师的教学水平,也依赖于同班其他同学的努力程度。学生之间的同群效应有不同的理论机制和实证发现,比如“单交叉”(single crossing)机制认为学生之间的同群效应总是正的,而“烂苹果”(bad apple)机制认为能力低的学生会带来负同群效应,其他的同群效应机制可以参见文献综述部分。我们将以“单交叉”机制作为基准模型进行分析,然后讨论其他同群效应机制的影响。在基准模型里,我们假设班级里的其他同学学习越努力,学生受到他们的正面影响也会更加努力学习,从而提高自己的学习成绩。在不同的分班教育模式下,每个学生会根据自己的学习能力,配备的师资以及身边同学的努力程度来选择自己最优的努力程度。而每个学生自身选择的努力程度与他自己的学习能力、老师的教学水平以及其他同学的努力程度一起决定他的学习成绩。在不同的分班模式下,同样学习能力的学生会取得不同的成绩,这是由于:(1)不同分班模式下身边同学的组成不同,所以同群效应不同,这导致学生的努力程度也会不同,从而使得其最终成绩也有所不同;(2)如果安排教学能力不同的老师给不同班级,也会影响每位学生的努力程度,从而影响学生成绩。在主要分析中,学校管理者的目标是使得该学校的上线率达到最大,所以会选择使得该学校有最大比例的学生达到录取分数线的分班模式。

我们将模型的分析转化为两阶段动态博弈(two-stage dynamic game),在博弈第一阶段学校管理者根据他预期到的不同分班模式下的学习成绩选择混合分班或是分层教学来最大化学校上线率,在博弈第二阶段学生会考虑到老师的

① 中文文献中,同群效应也译作同伴效应或同辈效应。

② 更多相关研究见文献综述。

教学能力、同班同学的学习能力,以及努力程度来选择自己的努力程度。我们使用完美纳什均衡(perfect Nash equilibrium)作为均衡概念,利用逆向归纳法(backward-induction)求解模型的均衡解。

在基于“单交叉”同群效应的基准模型中,我们首先分析师资水平没有差异的情况。发现当学校的学生成绩相对于录取分数线较高,比如省、市重点中学,那么采用混合分班的模式比分层分班模式可以使得更多学生达到录取分数线。而当学校的学生成绩相对于录取分数线较低,比如普通中学,那么采用分层分班模式比混合分班的模式可以使得更多学生达到录取分数线。这是由于分层教学可以让学习能力比较强的学生受益于更强的同群效应从而更大幅度地提高成绩,使得他们的成绩要比混合分班的情况下更好。但是分层教学却会使得学习能力较弱的学生从同群效应中获益更少,成绩要比混合分班的情况下更低。如果学校水平比较高,学习能力比较高的学生即使在同群效应较小的情况下也可以上线,那么学校管理者为了使得更多的学生上线,采用混合分班既不会影响学习能力高的学生上线,还可以使学习能力较低的部分学生受益于更大的同群效应从而提高成绩达到录取分数线。但是如果学校水平比较低,学习能力比较低的学生不管在混合分班还是分层教学的情况下都无法上线,这种情形下学校采用分层教学至少可以使部分学习能力相对优秀的学生受益于更大的同群效应从而提高成绩达到录取分数线。

我们接着分析有师资水平差异的情况。在师资水平存在差异时,分层分班存在两种情况:一是正向匹配分层分班,即安排教学水平高(低)的教师教学习能力高(低)的班级;二是逆向匹配分层分班,即安排教学水平高(低)的教师教学习能力低(高)的班级。在师资水平差异较小时,我们发现:当学校的学生成绩相对于录取分数线较高时,那么采用混合分班的模式可以使得更多学生达到录取分数线;当学校的学生成绩相对于录取分数线较低时,采用正向匹配分层分班模式可以使得更多学生达到录取分数线。而在师资水平差异较大时,我们发现:当学校的学生成绩相对于录取分数线较高时,那么采用逆向匹配分班的模式可以使得更多学生达到录取分数线;当学校的学生成绩相对于录取分数线较低,这时采用正向匹配分层分班模式可以使得更多学生达到录取分数线;而当录取分数线处于中间时,具体哪种分班模式更优是不确定的,这种情况下我们给出了不同分班模式占优的条件。

此外,我们在基于“单交叉”同群效应的基准模型中分析了学校管理者目标是最大化学生总成绩的情况。给定这个目标,我们发现分层分班教学要比混合分班好。这是因为学习能力强的学生可以从同群效应中获益更多,从而更大幅度地提高成绩。而学习能力较弱的学生从同群效应中获益有限,混合分班并不能使他们因为身边存在学习成绩优秀的学生而大幅度提高成绩。这就意味着

我们可以在不额外增加教育资源投入的情况下,仅仅通过调整分班就可以改变教育的产出。

在分析完基于“单交叉”同群效应的基准模型后,我们对其他的同群效应机制进行了分析,重点分析了实证文献中发现的“烂苹果”机制和“分层/分流”(boutique/tracking)机制。在“烂苹果”机制中,能力最低的一部分学生会对其他同学产生负同群效应,这会改变分班模式选择时分数线阈值:如果带来负同群效应的学生数量越多或者负同群效应越大,学校越倾向于选择正向匹配分层教学;如果带来负同群效应的学生数量比较少或者负同群效应比较小,分班的选择则与基准情况相似。在“分层/分流”机制中,所有学生在分层教学时的同群效应大于混合分班时的同群效应,因为分层教学时班里同学能力更接近,这也会改变分班模式选择时分数线阈值:如果分层教学与混合分班时同群效应差别比较大,则分层教学要优于混合分班,而正向匹配还是逆向匹配更好则取决于学生成绩与录取分数线的比较;如果分层教学与混合分班时同群效应差别比较小,分班的选择则与基准情况相似。虽然我们仅重点讨论了“烂苹果”机制和“分层/分流”机制,我们的基准模型也可以用来分析其他可能的同群效应机制,对此我们做了简要讨论。

最后,我们根据模型的分析探讨了如何在分层教学中兼顾效率与公平。我们的分析表明,混合分班作为一种公平的分班教育模式并不总是没有效率的,教育部门可以通过适当的教育管理措施实现效率与公平的兼顾。因此,我们的理论模型具有丰富的政策意义。

1.2 文献综述

本文的研究主要受到教育学与经济学关于同群效应研究的启发。目前国内外的研究以实证研究为主,这些实证研究对同群效应进行了识别与度量,并对学者提出的多种同群效应模型进行了检验。同群的影响存在于教育的各个层面,而且影响到学业成绩、职业选择、毒品使用、未成年人怀孕等多个方面。我们这里主要讨论在中小学中同群效应对学业成绩影响的文献。国外的研究方面,Lazear (2001)提出了“烂苹果”机制,认为一个班里一个或少数能力低的学生会对整个班级带来负面的影响,因为他们的行为干扰了其他同学或者老师需要照顾这部分能力低的学生而影响其他同学。Lavy et al. (2012)用留级学生近似代表低能力学生,发现在初中或高中一个班里留级生的数量越多,对班里同学的学习成绩负面影响越大。Huang and Zhu (2020)利用2013—2014学年中国教育面板调查数据发现七年级学习成绩差的学生对其他学生的学习成绩有显著的负面影响,而这一影响却在九年级学生中不显著。“杰出人物”(shining light)机制与“烂苹果”机制相反,认为一个或少数能力高的学生会对全

班有正的同群效应,但这一理论没有强有力的实证支持。“歧视性对比”(invidious comparison)机制(Byrne, 1996)认为学生会与自己的同学比较,能力高的同学或排名高的同学会给自己带来压力因而产生负的同群效应。Murphy and Weinhardt (2020)、Elsner and Isphording (2017)和 Elsner et al. (2021)等研究了学生在班内相对排名如何影响他们的考试成绩。“分层/分流”机制认为学生与自己能力相同的同学在一起成绩会更好,因为能力相似的学生更容易相互学习与帮助,或者老师教能力相似的学生可以因材施教。Cooley (2010)发现成绩高的学生从成绩高的同群中收益最多。Betts and Shkolnik (2000)使用了美国约100所中学的数据,发现基于能力差异的分层教学对学生的数学平均成绩几乎没有影响,可能的原因是分层班级之间没有教师质量的差异。Figlio and Page (2002)使用了美国一个具有全国代表性的样本,发现分层教学并没有对低学习能力学生的成绩造成负面影响。Vandenberge (2006)使用OECD国家的数据分析了分层教学对15岁学生数学、科学和阅读能力的影响,发现分层教学的影响并不明显。Duflo et al. (2011)在肯尼亚的120所小学做了随机试验,发现分层教学提高了所有学生成绩,因为老师更有动力针对不同能力学生进行教学。“单交叉”机制认为同群效应总是正的。Boozer and Cacciola (2001)利用“小星星项目”(Project Star)中同群的随机安排发现一年级、二年级、三年级中同群平均成绩的影响系数是0.30, 0.86, 0.92。Hanushek et al. (2003)利用美国德州的小学数据研究发现,每个学生的成绩受到他/她同学成绩的正面影响。Ammermueller and Pischke (2009)利用六个欧洲国家的小学数据研究发现,同伴组成测度(measure of peer composition)的标准差每增加1个标准差,学生阅读分数增加0.11个标准差。Burke and Sass (2013)利用美国佛罗里达公立学校的数据也发现学生的成绩受到同班同学的显著影响。不同于以上理论,Carrell et al. (2013)发现高能力的学生会对低能力的学生会有很强的正面影响,而对中等能力学生没影响。Hoxby and Weingarth (2005)发现不能用任何单个同群效应模型解释数据,同群效应可能会通过“单交叉”、“分层/分流”等多种机制共同产生影响。其他国外研究同伴效应对学生成绩影响并发现显著结果的实证研究还包括Gamoran (1987), Hoxby (2000), McEwan (2003), Hanushek and Wößmann (2006), Lu and Anderson (2015)。关于其他的同群理论及其实证证据的英文文献参见Epplé and Romano (2011), Sacerdote (2011), Wennberg and Norgren (2021)。

国内文献方面,张学敏和谭俊英(2012)考察了同群效应对初中生学习成绩的影响,发现以学习成绩来衡量的同伴能力对不同能力的学生有不同程度的影响,并且任何水平的学生都会受益于同质性同伴群体,这一结论支持“分层/分流”机制。袁玉芝(2016)基于上海2012年PISA数据发现作为教育生产函数中

重要因素的同伴对个体的成绩有较大的影响。整体而言,同伴的平均成绩越高,标准差越小,对个体的学业发展越有益,这一发现支持“单交叉”机制。王春超和肖艾平(2019)对小学生随机排座后的学习成绩进行跟踪研究,考察了班级处于高中心性地位的学生对与其座位距离不同的同伴学习成绩的影响。他们发现在班级社会网络中,与高中心性学生每减少1个座位距离,平均成绩可提高0.43~0.78个标准差。而国内关于同群效应对学生其他方面影响的文献包括詹宏毅和陈超群(2017)、王春超和钟锦鹏(2018)和赵颖(2019)。其中詹宏毅和陈超群(2017)和赵颖(2019)考察了同群效应对学生认知能力影响,而王春超和钟锦鹏(2018)考察了同群效应对学生非认知能力影响。关于教育中同群效应的中文文献综述可以参见郑磊(2015)、杜育红和袁玉芝(2016)、崔静和冯玲(2017)、叶星和熊伟(2017)。

以往文献为同群效应这一影响学生成绩的重要因素提供了实证依据,但目前对同群效应和其他影响学生成绩的因素之间的相互作用机制还缺乏研究。而本文把教师教学能力差异、学生学习能力差异以及同群效应这些影响学生成绩的重要因素纳入统一分析框架,考察它们如何相互作用共同决定不同分班模式的优劣。

跟研究分层教学的实证文献相比,关于分层教学的理论分析还十分有限。分析同群效应在教育中影响的开创性理论研究是 Arnott and Rowse (1987),他们分析了基于能力的同群效应下,如何将不同能力的学生分配到不同班级以达到社会最优。在模型中,他们假设每个学生的技能水平或教育结果是班里学生平均能力的增函数,同时也是自己能力和所在班级教育支出的增函数,教育计划者面临的问题是如何把不同能力的学生分到不同班级以及如何分配教育支出使得总社会福利(模型中是总的技能水平)最大化。然而,该模型存在一定局限性。首先,这一模型忽视了学生的努力程度,只有学生能力这一外生变量影响成绩;此外,这一模型假设均值同群效应,不够灵活,很难讨论实证中的同群效应模型;最后,这一模型只关注社会总福利最大化,而忽视了学校管理者的目标是最大化录取率。之后一系列关于教育中同群效应的理论研究都基于该模型,但与本文探讨的问题关系不大。比如, Benabou (1993)假设高技能比低技能对其他人有更大的同群效应,分析了个体获取高技能还是低技能的最优选择以及他们的选择最终如何影响劳动力市场。McMillan (2005)分析了来自高收入家庭学生对教育质量的需求如何影响公立学校与私立学校的教育提供进而影响来自低收入家庭学生的受教育质量。其他的理论拓展参见 Epple and Romano (2011)。与本文研究问题比较相似的文献是陈昊等人(2015)的研究。陈昊等(2015)将学生之间的竞争看作体育赛事的竞争,将不同的分班制度看作

不同的激励机制,通过引入竞赛模型分析不同分班方法的利弊。与陈昊等人(2015)不同,我们的模型考虑的是学生之间的同群效应,他们的努力程度是互补的,而不是竞争性的,这也更符合实证文献的结论;此外,与陈昊等人(2015)相比,我们明确考虑了教师能力的差异和教师资源的约束,这也是决定不同分班模式教学效果的重要因素。

本文构建了一个基础理论框架来比较不同教学目标下分层教学与混合分班教学的效果差异,模型充分考虑了影响学生成绩的关键变量——老师教学能力差异、学生学习能力差异、学生努力程度,并引入了文献中所实证存在的同群效应。我们模型的优势是可以灵活分析同群效应的不同机制。在基准模型中我们分析“单交叉”这一同群效应机制,而在拓展模型中我们分析了“烂苹果”、“分层/分流”等同群效应机制。基于模型分析,我们可以解释不同教学模式的效果差异,也可以根据学校管理者的不同管理目标为其提供教育建议。该模型填补了研究分班教学模式的理论文献空白,为今后关于混合分班和分层教学的研究提供了一个参考框架。

本文余下的结构是:第2部分是基准模型的设定,基准模型假设“单交叉”同群效应机制,将学校分班教学模式的选择转化为一个两阶段纳什博弈;第3部分是基于学校管理者最大化学生升学率的管理目标来求解基准模型,并考虑了教师能力存在差异的情况;第4部分是在基准模型中分析学校管理者最大化学生总体成绩的管理目标时教学模式的选择;第5部分重点分析“烂苹果”、“分层/分流”两种同群效应机制,并简要讨论其他机制的分析;第6部分在本文的分析框架下讨论如何兼顾效率与公平,并提出相应的政策建议。为了便于读者阅读,我们将主要定理的证明放在附录。

2 基准模型设定

假设一所学校由学生与老师组成,学生之间的学习能力和老师之间的教学能力都存在差异。为了分析方便,我们假设学生们的学习能力 a_i 在 $[0, 2]$ 上服从均匀分布(uniform distribution)。老师的教学能力有高和低两种,教学能力高的老师的教学能力为 k_h , 教学能力低的老师教学能力为 k_l , $k_h > k_l$ 。两种老师的数量相等,各占总教师数量的一半。在同一个班级内学生之间存在同群效应:即每个学生的学习努力程度会受到同班其他同学努力程度的正面影响。在我们的基准模型中,我们假设“单交叉”同群效应机制,即同群效应总是正的。如果身边同学更加努力学习,“我”也会付出更多努力来学习,正如中国古语中所谓的“近朱者赤,近墨者黑”。

学校管理者需要将学生进行分班教学,我们假设管理者将学生分为两个班,每个班级学生数量相同。学校管理者面对的问题是如何将学习能力有差异的学生进行分班和如何给班级安排教学能力存在差异的教师以使得教学效果达到最好。这里衡量教学效果的标准是有多少同学的成绩比录取分数线高^①。

下面我们来看学生的学习成绩是如何决定的。假设一个学习能力为 $a_i \in [0, 2]$ 的学生 i , 如果他的学习努力程度是 $e_i \in [0, \infty]$, 那么他的学习成绩 y_i 是:

$$y_i = ka_i(e_i + \theta \int_j e_i e_j da_j)$$

其中 $k = \{k_h, k_l\}$ 代表学生 i 所在班级的老师的教学能力。给定老师的教学能力 k 和学生自身的学习能力 a_i , 学生 i 的学习成绩主要受自身的努力程度 e_i 和同群效应的影响。在这里, $\theta \int_j e_i e_j da_j$ 代表了同群效应带来的收益。其中 θ 是个规模参数, 代表同群效应的大小或者重要性, “单交叉”机制认为对于所有的 j , 都有 $\theta > 0$ 。 e_j 代表学生 i 的同学 j 努力程度, 学生 i 所受的同群效应来自于所有同学^②。我们模型中关于同群效应的设定借鉴了多篇探究同群效应的理论文章中的模型设定^③。同时学生 i 的学习成绩也会受教师的教学能力 k 和学生自身的学习能力 a_i 影响。给定同样的学习努力程度, 教学能力更高的老师教的学生成绩更高, 学习能力强的学生成绩更高。

我们假设付出努力程度 e_i 的学生 i 的努力成本是 $\frac{1}{2}ce_i^2$ 。给定这些设定, 我们可以得到学习能力为 a_i 、努力程度为 e_i 、教师教学能力为 k 的学生 i 的效用水平如下:

$$U_i = ka_i(e_i + \theta \int_j e_i e_j da_j) - \frac{1}{2}ce_i^2 \quad (1)$$

学校管理者若要将学生分为两个班, 可供分班的方法有: (1) 将学生混合分班; (2) 根据学生能力进行分层教学^④。同时, 学校管理者还要为不同班级安排老

① 这里的录取分数线可以是大学本科的录取分数线, 也可以是初中升高中的录取分数线。我们这里讨论的是大多数学校的普遍目标。在现实中, 特定学校的目标会有不同, 比如省重点中学的目标是使得更多学生的分数超过 985 或 211 大学的录取分数线。

② 基于学生数量足够多, 学生 i 的学习努力程度相对于同学总体的努力程度小的可以忽略, 所以我们可以近似假设所有同学也包括学生 i , 即 $\int_{j \neq i} e_i e_j da_j \approx \int_j e_i e_j da_j$ 。这样既可以简化数学分析, 也不失一般性。

③ 如 Calvó-Armengol and Zenou (2004), Ballester et al. (2006, 2010) 和 Calvó-Armengol et al. (2009)。

④ 学习能力可以通过学生入学成绩来测度。

师。混合分班时学生和教师都是混合安排的。而根据学生的学习能力进行分班时学校可以分配教学能力高(低)的老师教学习能力高(低)的班级,也可以分配教学能力高(低)的教师教学习能力低(高)的班级^①,我们称前者为正向匹配分层教学,后者为逆向匹配分层教学。学校的决策取决于哪种分班方法能够使得该学校学生的上线率达到最高。

学校的分班问题是一个两阶段博弈:第一阶段学校管理者选择分班方法,是选择混合分班教学还是选择分层分班教学;第二阶段每位学生在自己所分班级选择最优的学习努力程度使得自己的效用最大化,我们采用的均衡概念为完美纳什均衡。为求解完美纳什均衡,我们采用逆向归纳法,先考虑第二阶段博弈的均衡再考虑第一阶段博弈的均衡。

3 基准模型均衡

3.1 第二阶段均衡:学生选择最优学习努力程度

以下我们分别分析在不同分班方法下学生最优的努力程度以及学习成绩。

3.1.1 混合分班

如果学校管理者采取的是对学生和老师进行混合分配,那么每个班的学生学习能力则有高有低,即 $a_i \in [0, 2]$ 。同样,每个班级的教师的教学质量是一个平均水平 $\bar{k} (k_h > \bar{k} > k_l)$,可能某个科目第一个班级的老师水平更高,而另外一个科目则是第二个班级的老师水平更高,综合下来两个班级所匹配的平均师资水平是一样的。这种情况下学生 i 的效用水平为:

$$U_i = \bar{k} a_i \left(e_i + \theta \frac{\int_0^2 e_j da_j}{2} \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (2)$$

给定自己的学习能力 a_i ,老师的教学水平或者质量 $\bar{k}$,还有同班中其他每位同学的努力程度 e_j ,学生 i 选择自己的努力程度 e_i 最大化自己的效用水平。而效用最大化的一阶条件为:

$$\frac{\partial U_i}{\partial e_i} = \bar{k} a_i \left(1 + \theta \frac{\int_0^2 e_j da_j}{2} \right) - c e_i = 0$$

根据计算,我们可得学生 i 的最优反应函数(best response function)如下:

$$e_i = \frac{\bar{k} a_i}{c} \left(1 + \theta \frac{\int_0^2 e_j da_j}{2} \right) \quad (3)$$

^① 老师的教学能力可以通过老师的教学经验、荣誉称号来衡量,比如特级教师、高级教师。

为了计算第二阶段的纳什均衡,我们需要计算所有学生总的努力程度。我们通过对所有学生努力程度,也即公式(3)积分可得所有学生总的努力程度:

$$\int_0^2 e_i da_i = \frac{\bar{k}}{c} \left(1 + \theta \frac{\int_0^2 e_j da_j}{2} \right) \int_0^2 a_i da_i$$

因为 $\int_0^2 e_i da_i = \int_0^2 e_j da_j$, 我们可计算每个班级总努力程度如下:

$$\frac{\int_0^2 e_i da_i}{2} = \frac{\bar{k}}{c - \bar{k}\theta} \quad (4)$$

通过该公式,我们可以看出每个班级总的努力程度会随着该班级教师的平均教学水平 $\bar{k}$ 上升而上升,也会随着同群效应的影响 θ 上升而上升。将公式(4)代入公式(3),我们可以得到学生 i 第二阶段的均衡努力程度是:

$$e_i = \frac{\bar{k}a_i}{c - \bar{k}\theta} \quad (5)$$

为了使得学生付出的努力为正,我们假设努力的边际成本 c 足够大。计算出均衡努力程度后,我们可以计算学生 i 的学习成绩为:

$$y_i = \bar{k}a_i \left(e_i + \theta \frac{\int_0^2 e_i e_j da_j}{2} \right) = \frac{c(\bar{k}a_i)^2}{(c - \bar{k}\theta)^2} \quad (6)$$

由公式(5)和公式(6)可知,当教师的平均教学水平越高,学生付出的努力越多,成绩越高。同样,学习能力强的学生学习更努力且成绩更高。

3.1.2 分层教学

分层教学有两种安排:正向匹配,安排教学能力高(低)的老师教学习能力高(低)的学生;或者逆向匹配,安排教学能力高(低)的老师教学习能力低(高)的学生。

(1) 分层教学-正向匹配。在正向匹配下,学校管理者将学习能力 $a_i \in [1, 2]$ 的学生分配到 A 班,并且安排教学能力为 k_h 的教师给 A 班;将学习能力 $a_i \in [0, 1]$ 的学生分配到 B 班,并且安排教学能力为 k_l 的教师给 B 班。简单来说,这种情况下,学校管理者把学习能力强高的学生分到一个班级,并且匹配最好的教师资源给这个班级。不同于混合分班的情况,这里给学习能力高的班级安排的所有科目的教师都是最好的。在这种分班情况下, A 班学习能力 $a_i \in [1, 2]$ 的学生的效用函数为:

$$U_i = k_h a_i \left(e_i + \theta \int_1^2 e_i e_j da_j \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (7)$$

我们用和混合分班相同的计算步骤可以得到 A 班学习能力 $a_i \in [1, 2]$ 的学生第二阶段的均衡努力程度是:

$$e_i = \frac{k_h a_i}{c - \frac{3}{2} k_h \theta} \quad (8)$$

学生的学习成绩为:

$$y_i = \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2} k_h \theta\right)^2} \quad (9)$$

B 班学生的效用函数为:

$$U_i = k_l a_i \left(e_i + \theta \int_0^1 e_i e_j da_j \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (10)$$

我们用相同的计算步骤可以得到 B 班学习能力 $a_i \in [0, 1]$ 的学生第二阶段的均衡努力程度是:

$$e_i = \frac{k_l a_i}{c - \frac{1}{2} k_l \theta} \quad (11)$$

学生的学习成绩为:

$$y_i = \frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2} k_l \theta\right)^2} \quad (12)$$

(2) 分层教学-逆向匹配。在逆向匹配下,学校管理者将学习能力 $a_i \in [1, 2]$ 的学生分配到 A 班,安排教学能力为 k_l 的教师给 A 班;将学习能力 $a_i \in [0, 1]$ 的学生分配到 B 班,并且安排教学能力为 k_h 的教师给 B 班。这种情况下,学校管理者把最好的教师资源给了学习能力比较低的班级。在这种分班情况下,A 班学生的效用函数为:

$$U_i = k_l a_i \left(e_i + \theta \int_1^2 e_i e_j da_j \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (13)$$

我们通过计算可以得到 A 班学习能力 $a_i \in [1, 2]$ 的学生第二阶段的均衡努力程度是:

$$e_i = \frac{k_l a_i}{c - \frac{3}{2} k_l \theta} \quad (14)$$

学生的学习成绩为:

$$y_i = \frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2} k_l \theta\right)^2} \quad (15)$$

B 班学生的效用函数为:

$$U_i = k_h a_i \left(e_i + \theta \int_0^1 e_i e_j da_j \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (16)$$

我们通过计算可以得到 B 班学习能力 $a_i \in [0, 1]$ 的学生第二阶段的均衡努力程度是:

$$e_i = \frac{k_h a_i}{c - \frac{1}{2} k_h \theta} \quad (17)$$

学生的学习成绩为:

$$y_i = \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2} k_h \theta\right)^2} \quad (18)$$

3.2 第一阶段均衡:学校选择最优分班策略

3.2.1 基本情形:教师没有教学能力差异($k_h = k_l = k$)

在基本情形中,我们假设老师的教学能力没有差异,他们的教学能力均为 k ,因此分层教学下的正向匹配和逆向匹配没有区别。根据之前所求第二阶段均衡,高学习能力 $a_i \in [1, 2]$ 的学生在分层教学下的成绩为 $\frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2} k \theta\right)^2}$,而在混

分班下的成绩为 $\frac{c(ka_i)^2}{(c - k \theta)^2}$;低学习能力 $a_i \in [0, 1]$ 的学生在分层教学下的均衡成绩为 $\frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2} k \theta\right)^2}$,而在混合分班下的均衡成绩为 $\frac{c(ka_i)^2}{(c - k \theta)^2}$ 。

首先,我们比较分层教学下和混合分班下学习能力高的学生的学习成绩,发现 $\frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2} k \theta\right)^2} > \frac{c(ka_i)^2}{(c - k \theta)^2}$,所以学习能力高的学生,即 $a_i \in [1, 2]$ 的学生,在分层教学时的学习成绩更优;同样,我们比较分层教学下和混合分班下学习能力低的学习成绩,发现 $\frac{c(ka_i)^2}{(c - k \theta)^2} > \frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2} k \theta\right)^2}$,所以学习能力低的学生,即 $a_i \in [0, 1]$ 的学生,在混合分班时的学习成绩更优。

我们在图 1 中画出不同学习能力学生不同分班策略下的学习成绩曲线,其中黑色实线为混合分班的成绩分布曲线,深灰色虚线为分层教学的成绩分布曲线。

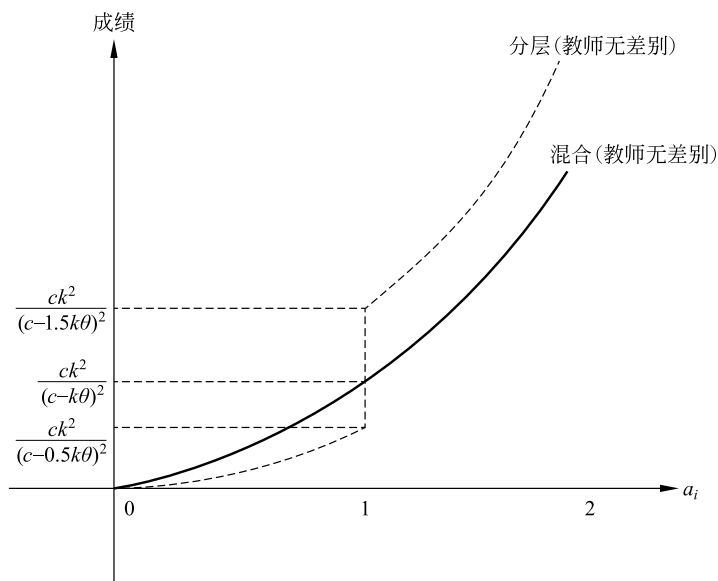


图1 不同学习能力所对应的成绩 ($k_h = k_l = k$)

学校管理者的目标是最大化学校学生的升学率,也就是上线率。学校管理者要采取哪一种分班策略依赖于不同分班策略带来的升学率高低。决定学生升学的录取分数线对于一个学校来说是外生的^①。我们假设学校有一个预期的录取分数线,这一预期可以根据往年的录取分数线估计的^②。如果该学校生源比较好,比如重点中学,则该校大部分学生能通过录取分数线,那么采用混合分班的方法会有更高的升学率。具体来说,假设录取分数线为 L ,我们有如下定理:

定理1: 在老师的教学能力没有差异的情形下:

(1) 当录取分数线满足 $L \leq \frac{ck^2}{(c-k\theta)^2}$, 采用混合分班会有更高的录取率。在

这种情况下的录取率为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k} - \theta \right)$;

(2) 当录取分数线满足 $L \geq \frac{ck^2}{(c-k\theta)^2}$, 采用分层教学会有更高的录取率。在

这种情况下的录取率为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k} - \frac{3\theta}{2} \right)$ 。

① 这里我们假设一个学校的考生数量相对于全国或者全省全市所有考生来说数量非常小,所以对录取线的影响可以忽略不计。

② 这一假设是符合现实的,学校往往是根据以往学校的学生上线率以及学生成绩掌握学校分数所处的位置。

定理 1 的证明请见附录。

根据图 1 我们可以看到不同分班方法下录取分数线的高低对录取率的影响。当录取分数线相对于此学校的学生成绩比较低时,比如录取线低于

$$\frac{ck^2}{\left(c-\frac{1}{2}k\theta\right)^2}, \text{混合分班教学会比分层教学有更高比例的学生达到录取分数线;而}$$

$$\text{当录取分数线相对于此学校的学生成绩比较高时,比如高于}\frac{ck^2}{\left(c-\frac{3}{2}k\theta\right)^2}, \text{分层教}$$

学会比混合分班教学有更高比例的学生达到录取分数线。

虽然教师的教学能力没有差异,但不同分班模式产生不同的同群效应,使得混合分班和分层教学成为不同学校的最优选择。分层教学可以让学习能力比较强的学生受益于更强的同群效应从而更大幅度地提高成绩,使得他们的成绩要比随机分班的情况更好。但是分层教学却会使得学习能力较弱的学生从同群效应中获益更少,成绩要比随机分班的情况更低。如果学校水平比较高,学习能力比较高的学生,即使在同群效应较小的情况下也可以上线,那么学校管理者为了使更多的学生上线,采用混合分班既不会影响学习能力高的学生上线,还可以使学习能力较低的部分学生受益于更大的同群效应从而提高成绩达到录取分数线。但是如果学校水平比较低,学习能力比较低的学生不管在混合分班还是分层教学的情况下都无法上线,这种情形下学校采用分层教学至少可以使部分学习能力相对优秀的学生受益于更大的同群效应提高成绩从而达到录取分数线。

3.2.2 一般情形:老师有教学能力差异($k_h > k_l$)

现在我们考虑老师有教学能力差异的一般情形。在以下的分析中我们分别考虑教师间教学能力差异较小的情形与教师间教学能力差异较大的情形。

教师能力差异较小是指逆向匹配分层教学下, A 班中学习能力最差的学生

$$(a_i = 1) \text{ 其成绩也要好于混合分班下的成绩 } \left(\frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2} < \frac{ck_l^2}{\left(c-\frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} \right), \text{ B 班中}$$

$$\text{学习能力最好的学生 } (a_i = 1) \text{ 其成绩也要差于混合分班下的成绩 } \left(\frac{ck_h^2}{\left(c-\frac{1}{2}k_h\theta\right)^2} < \right.$$

$$\left. \frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2} \right), \text{ 也即:}$$

$$k_h < \frac{c\bar{k}}{c - \frac{1}{2}\bar{k}\theta} \text{ 且 } k_l > \frac{c\bar{k}}{c + \frac{1}{2}\bar{k}\theta}。$$

换句话说,当教师能力差异较小时,即使安排教学能力低的教师给学习能力高的班级依然可以使得这个班级学生的学习成绩好过混合分班时候的成绩。这是因为学生从同群效应中的获益要大于由于教师能力不足给他们带来的损失。同样,安排教学能力高的教师给学习能力低的班级依然无法使得这个班级的学生学习成绩高于混合分班时候的成绩,这种情况下学生因为同群效应带来的损失要大于教学能力高的教师给他们带来的好处。也就是说即使老师水平更高,但是由于周围同学的学习努力程度低,使得该班级的学生的学习成绩不如身边有成绩优秀学生时的成绩。简单总结来说,在这种情形下,老师教学水平的影响还不如身边同学的影响。

教师能力差异较大是指逆向匹配分层教学下,A班中学习能力最差的学生($a_i=1$)其成绩要差于混合分班下的成绩 $\left(\frac{ck_i^2}{\left(c-\frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} < \frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2}\right)$,B班中学习能力

能力最好的学生($a_i=1$)其成绩要好于混合分班下的成绩 $\left(\frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2} <$

$\frac{ck_h^2}{\left(c-\frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}\right)$,也即:

$$k_h > \frac{c\bar{k}}{c - \frac{1}{2}\bar{k}\theta} \text{ 且 } k_l < \frac{c\bar{k}}{c + \frac{1}{2}\bar{k}\theta}。$$

当教师能力差异较大时,安排教学能力低的教师给学习能力高的班级会使得这个班级部分学习能力处于尾端的学生成绩低于混合分班时候的成绩。这部分学生从同群效应中获益本身就没有学习能力高的学生多,他们的成绩更受教师教学水平的影响。同样,安排教学能力高的教师给学习能力低的班级会使得这个班级部分学习能力高的学生成绩高于混合分班时的成绩,和学习能力高的班级里的学习能力处于尾端的学生一样,学习能力低的班级里学习能力拔尖的学生即使在混合分班的情况下从同群效应中获益也有限,他们的成绩更受教师教学水平的影响。简单总结来说,当教师能力差异较大时,对于一部分学生来说,老师教学水平的影响会大于身边同学的影响。

(1) 教师教学能力差异较小。这种情形下,教学能力高的老师与教学能力

低的老师之间并没有很大教学能力上的差距。比如有五年教龄的老师与有三年教龄的老师之间的教学能力差距并不大。与老师没有教学能力差异时进行分层教学的情况相比,教学能力高(低)的老师教学习能力高(低)的学生这种正向匹配分班安排会使学习能力高的学生学业表现更好,而学习能力低的学生学业表现更差。而安排教学能力高(低)的老师教学习能力低(高)的学生这种逆向匹配分班安排会使能力高的学生的成绩没有正向匹配情况下的成绩好,而能力低的学生成绩则比正向匹配情况下的成绩好。经过分析我们可得如下定理。

定理 2: 在老师的教学能力差异较小的情形下:

(1) 当录取分数线满足 $L \leq \frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2}$, 采用混合分班会有更高的录取率。这

种情况下的录取率为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{\bar{k}} - \theta \right)$;

(2) 当录取分数线满足 $\frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2} \leq L \leq \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2}$, 采用正向匹配分层分班

和逆向匹配分层分班有相同的录取率,且都比混合分班有更高的录取率,这种情况下的录取率为 $\frac{1}{2}$;

(3) 当录取分数线满足 $\frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} \leq L \leq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$, 采用正向匹配分层分

班会有更高的录取率,这种情况下的录取率为 $\frac{1}{2}$;

(4) 当录取分数线满足 $L \geq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$, 采用正向匹配分层分班会有更高

的录取率,这种情况下的录取率为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{3\theta}{2} \right)$ 。

定理 2 的证明请见附录。

这一结论跟老师没有教学能力差异下分层教学的情况相似,我们在图 2 中予以展示。分层(高高,低低)表示教学能力高(低)的老师教学习能力高(低)的学生这种正向匹配分层教学方式,分层(高低,低高)表示教学能力高(低)的老师教学习能力低(高)的学生这种逆向匹配分层教学方式。如果录取分数线

相对于此学校的学生成绩比较低,比如低于 $\frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_l\theta\right)^2}$, 那么采用混合分班会有

更高的录取率;如果录取分数线相对于此学校的学生成绩比较高,比如高于

$$\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}, \text{那么采用正向匹配分层教学会有更高的录取率。}$$

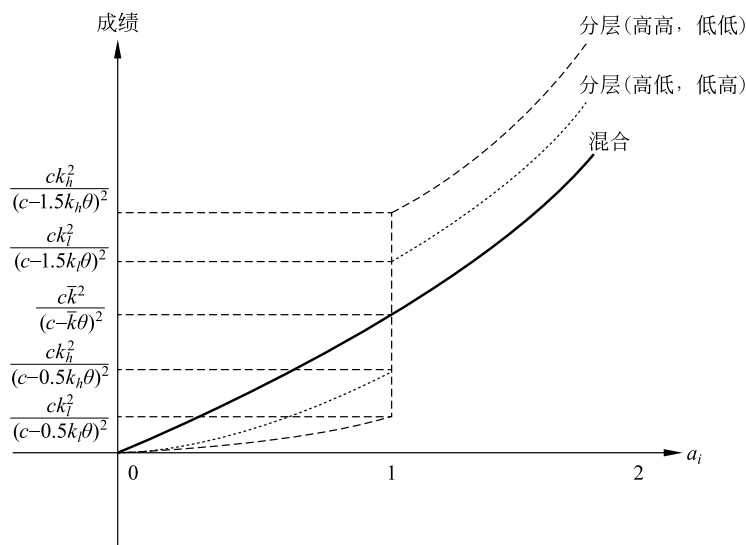


图2 不同学习能力所对应的成绩(教师教学能力差异较小)

(2) 教师教学能力差异较大。如果老师教学能力差异较大,比如说有多年教龄的特级教师的教学能力明显比刚入职不久的年轻教师要高。具体反映在模型中,当 $k_h > \frac{c\bar{k}}{c - \frac{1}{2}\bar{k}\theta}$ 且 $k_l < \frac{c\bar{k}}{c + \frac{1}{2}\bar{k}\theta}$, 安排教学能力高(低)的老师教学

学习能力低的学生这种逆向匹配分层教学会使高学习能力($a_i \in [1, 2]$)学生的学习成绩低(高)于混合分班下的学习成绩,而低学习能力($a_i \in [0, 1]$)学生的学习成绩则优于混合分配下的学习成绩。经过分析我们可得如下定理。

定理3: 在老师的教学能力差异较大的情形下:

(1) 当录取分数线满足 $L \leq \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2}$, 逆向匹配分层教学会有更高的录

取率。这种情况下的录取率为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2}\theta \right)$;

(2) 当录取分数线满足 $L \geq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}$, 正向匹配分层教学会有更高的录

取率。这种情况下: 当 $\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2} \leq L \leq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$ 录取率为 $\frac{1}{2}$, 当 $L \geq$

$\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$ 录取率为 $1 - \frac{1}{2}\left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}}\left(\frac{c}{k_h} - \frac{3}{2}\theta\right)$;

(3) 当录取分数线满足 $\frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} \leq L \leq \frac{c\bar{k}^2}{(c - \bar{k}\theta)^2}$, 如果不等式

$$(*) \quad 1 + \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} c \left(\frac{1}{\bar{k}} - \frac{1}{k_l} - \frac{1}{k_h}\right) \geq -\theta \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}}$$

成立, 逆向匹配分层教学会有更高的录取率(否则混合分班最优)。这种情况下

的录取率为 $\frac{1}{2} \left[3 - \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2}\theta\right) - \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - \frac{3}{2}\theta\right) \right]$;

(4) 当录取分数线满足 $\frac{c\bar{k}^2}{(c - \bar{k}\theta)^2} \leq L \leq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}$, 如果不等式

$$(**) \quad 2 - \left(\frac{L}{4c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{2c}{k_l} - \theta\right) - \left(\frac{L}{4c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{2c}{k_h} - 3\theta\right) \geq 0$$

成立, 逆向匹配分层教学会有更高的录取率(否则正向匹配分层教学最优)。这

种情况下的录取率为 $\frac{1}{2} \left[3 - \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2}\theta\right) - \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - \frac{3}{2}\theta\right) \right]$ 。

定理3的证明请见附录。

我们使用图3进行分析。首先, 我们展示了高教学能力老师所教低学习能力班级中最好学生的成绩 $\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}$ 要低于高教学能力老师所教高学习能力

班级中最差学生的成绩 $\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$; 其次, 我们展示了低教学能力老师所教低

学习能力班级中成绩最好学生的成绩 $\frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_l\theta\right)^2}$ 要低于低教学能力老师所教高

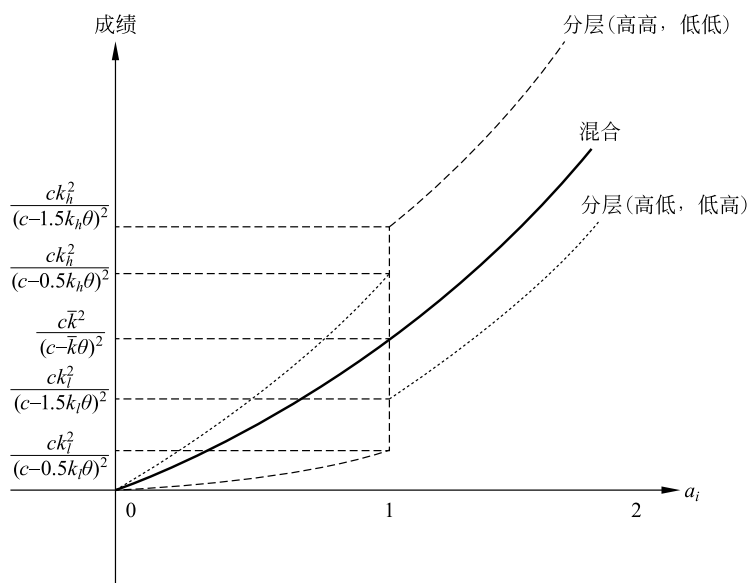


图3 不同学习能力所对应的成绩(教师教学能力差异较大)数值模拟

学习能力班级中成绩最差学生的成绩 $\frac{ck_l^2}{\left(c-\frac{3}{2}k_l\theta\right)^2}$ 。很显然,当分数线低于

$\frac{ck_l^2}{\left(c-\frac{1}{2}k_l\theta\right)^2}$ 时,采用逆向匹配分层教学可以使得该学校有最多的学生的成绩超

过录取分数线。当分数线高于 $\frac{ck_h^2}{\left(c-\frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}$ 时,采用正向匹配分层教学可以使得

该学校有最多的学生的成绩超过录取分数线。而当分数线处于 $\frac{ck_l^2}{\left(c-\frac{3}{2}k_l\theta\right)^2}$ 和

$\frac{ck_h^2}{\left(c-k\theta\right)^2}$ 之间时,我们可以比较容易判断采用混合分班要比采用正向匹配分层

教学使学校有更高的录取率。但是我们无法确切判断混合分班和逆向匹配分层教学哪个可以使学校有更高的录取率。这是因为对于学习能力较低,即 $a_i \in [0,1]$ 的学生,逆向匹配分层教学比混合分班教学可以使他们有更高比例的学生成绩高过录取分数线;而对于学习能力较强, $a_i \in [1,2]$ 的学生,混合分班教学比逆向匹配分层教学可以使他们有更高比例的学生成绩高过录取分数线

线。所以最终哪种分班方式更优要看最终加总的上线率在哪个分班方法下更高。我们通过计算,给出了逆向匹配分层教学占优的条件,即满足不等式(*)。比如当参数 θ 越大,不等式(*)更容易满足,代表逆向匹配分层教学更容易占优。这是因为在这种情况下,学生之间的同群效应更大,安排教学能力很高的老师教学习能力较低的学生会使得这部分学生之间的同群效应显著放大。而学习能力更高的学生之间如果同群效应更大,他们的学习成绩会因为乘数效应显著上升,即使安排教学能力较低的老师对他们学习成绩的影响也会比较有限。这种效应类似于帕累托改善,在不影响一部分学生上线的情况下,通过分班策略使另一部分学生的成绩提高从而提高他们的上线比例,最后提高学生总体的上线率。类似地,而当分数线处于 $\frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2}$ 和 $\frac{ck_h^2}{\left(c-\frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}$ 之间时,我们可以

比较容易地判断采用正向匹配分层教学要比采用混合分班使学校有更高的录取率。但是我们无法确切判断正向匹配分层教学和逆向匹配分层教学哪个可以使学校有更高的录取率。最终哪种分班方式更优要看最终加总的上线率在哪个分班方法下更高。我们通过计算,也给出了逆向匹配分层教学占优的条件,即满足不等式(**)。同样地,当参数 θ 越大,不等式更容易满足,代表逆向匹配分层教学更容易占优。这是因为同群效应很大时,正向匹配分层教学会使学习能力高的班级成绩非常高,全员可以上线,但是学习能力较低的班级成绩会很低,全员无法上线。而逆向匹配分层教学可以通过作用于放大的同群效应而显著提高学习能力较低班级的成绩,使一部分人可以达到录取分数线;同时较大的同群效应也使学习能力较高的班级学生之间有更大的正面影响,使得安排教学能力较低的老师对他们影响也会比较有限。

我们通过数值模拟展示不同分班策略下达到录取线的学生比例。我们设定部分参数值: $\theta=0.1, c=0.5, k_h=2, k_l=1, \bar{k}=1.5$ 。这些参数值满足 $k_h >$

$$\frac{c\bar{k}}{c-\frac{1}{2}\bar{k}\theta} \text{ 和 } k_l < \frac{c\bar{k}}{c+\frac{1}{2}\bar{k}\theta}, \text{ 即教师教学能力差异较大。}$$

$$\text{当录取分数线比较低: } L \leq \frac{ck_l^2}{\left(c-\frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} = 4.08, \text{ 我们可以看到安排教学能力}$$

高的老师教学习能力低的学生这种逆向匹配分层分班会有更高的录取率。当

$$\text{录取分数线比较高: } L \geq \frac{ck_h^2}{\left(c-\frac{1}{2}k_h\theta\right)^2} = 12.5, \text{ 我们可以看到安排教学能力高的老}$$

师教学习能力高的学生这种正向匹配分层分班会是最优策略。当录取分数线

$$\frac{ck_l^2}{\left(c-\frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} \leq L \leq \frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2}, \text{ 即 } 4.08 \leq L \leq 9.18, \text{ 结果并不确定。这是因为在给定}$$

这些参数的条件下,当分数线足够低,比如4.5,这种情况下,不等式(*)成立,

因为 $1 + \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} c \left(\frac{1}{\bar{k}} - \frac{1}{k_l} - \frac{1}{k_h}\right) = -0.25$, 而 $-\theta \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} = -0.3$, 所以安排教学水平高的

教师教学习能力低的学生是最优策略。然而当分数线足够高的时候,比如8,这

种情况下,不等式(*)不成立,因为 $1 + \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} c \left(\frac{1}{\bar{k}} - \frac{1}{k_l} - \frac{1}{k_h}\right) = -\frac{2}{3}$, 而 $-\theta \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} =$

-0.4 , 所以混合分班是最优策略。当录取分数线 $\frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2} \leq L \leq \frac{ck_h^2}{\left(c-\frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}$, 即

$9.18 \leq L \leq 12.5$, 结果是确定的。这是因为在目前给定的这些参数的条件下,在

$9.18 \leq L \leq 12.5$ 这个分数段,不等式(**)是不成立的。不等式(**)左边

$2 - \left(\frac{L}{4c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{2c}{k_l} - \theta\right) - \left(\frac{L}{4c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{2c}{k_h} - 3\theta\right)$ 随着录取分数线的提高而下降。当录取分数

是9.18时, $2 - \left(\frac{L}{4c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{2c}{k_l} - \theta\right) - \left(\frac{L}{4c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{2c}{k_h} - 3\theta\right) = -0.223 < 0$; 当录取分数是12.5

时, $2 - \left(\frac{L}{4c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{2c}{k_l} - \theta\right) - \left(\frac{L}{4c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{2c}{k_h} - 3\theta\right) = -0.75 < 0$ 。所以,安排教学能力高的老师

教学习能力高的学生是最优策略。这里的数值模拟运算结果也间接地证明了我们的理论推导结论。

3.3 同群效应的作用

本文基准模型分析在“单交叉”同群效应下该如何分班可以提高上线率。为更清楚地理解同群效应的作用,我们接下来分析没有同群效应时的最优分班策略。为不失一般性,我们在教师有教学能力差异的条件下进行分析。

没有同群效应时, $\theta = 0$ 。这种情况下可得正向分层教学时,高学习能力学生的成绩为 $y_h = \frac{(k_h a_i)^2}{c}$, 低学习能力学生成绩为 $y_l = \frac{(k_l a_i)^2}{c}$; 逆向分层教学时,

高学习能力学生的成绩为 $y_h = \frac{(k_l a_i)^2}{c}$, 低学习能力学生成绩为 $y_l = \frac{(k_h a_i)^2}{c}$; 混

合分班时,学生的成绩为 $y = \frac{(\bar{k} a_i)^2}{c}$ 。

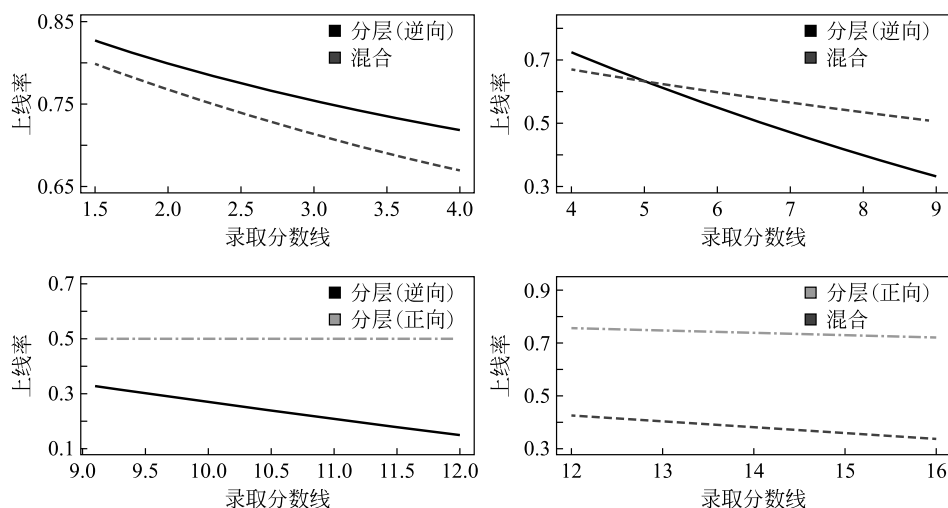


图4 数值模拟结果1

经过计算,我们可以得到如下定理。

定理4:在没有同群效应的情形下:

(1) 当录取分数线满足 $L \leq \frac{k_l^2}{c}$, 逆向匹配分层教学会有更高的录取率。这

种情况下的录取率为 $1 - \frac{1}{2k_h}(cL)^{\frac{1}{2}}$;

(2) 当录取分数线满足 $L \geq \frac{k_h^2}{c}$, 正向匹配分层教学会有更高的录取率。这

种情况下录取率为 $1.5 - \frac{1}{2k_h}(cL)^{\frac{1}{2}}$;

(3) 当录取分数线满足 $\frac{k_l^2}{c} \leq L \leq \frac{\bar{k}^2}{c}$, 如果不等式

$$(*) \quad 1 + (Lc)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{1}{\bar{k}} - \frac{1}{k_h} - \frac{1}{k_l} \right) \geq 0$$

成立, 逆向匹配分层教学会有更高的录取率(否则混合分班最优)。这种情况下

的录取率为 $\frac{1}{2} \left[3 - (Lc)^{\frac{1}{2}} \frac{1}{k_h} - (Lc)^{\frac{1}{2}} \frac{1}{k_l} \right]$;

(4) 当录取分数线满足 $\frac{\bar{k}^2}{c} \leq L \leq \frac{k_h^2}{c}$, 如果不等式

$$(**) \quad 2 - (Lc)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{1}{k_h} + \frac{1}{k_l} \right) \geq 0$$

成立,逆向匹配分层教学会有更高的录取率(否则正向匹配分层教学最优)。这

种情况下的录取率为 $\frac{1}{2} \left[3 - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - 0.5\theta \right) - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - 1.5\theta \right) \right]$ 。

定理4的证明同定理3,在此不再赘述。当没有同群效应时,影响学生成绩的因素只有学生的学习能力与教师的教学能力。这种条件下,对于每个学生来说,如果所有课程都由教学能力高的老师教,成绩都会好过混合分班教学的情况。同理,对于每个学生来说,如果一半课程由教学能力高的老师教,成绩也会好过所有课程都由教学能力低的老师教的情况。所以在没有同群效应时,不会出现老师教学能力差异较小时,逆向匹配分层教学使得学习能力强的学生的成绩高过混合分班时成绩的情况(如图2所示)。在之前的分析中,当教师教学能力差异不大时,分层教学使得学习能力强的学生之间的正同群效应足够大,以至于他们从同群效应中的获益大于由于教师能力不足带来的损失。当没有同群效应时,这个获益就消失了,只剩下由于教师能力不足带来的损失。

所以,没有同群效应时,我们的情况与原文中教师教学能力差异足够大的情况类似(如图3所示)。影响成绩的因素只有学生的学习能力与老师的教学能力,老师的教学能力差异带来的影响相对于(不存在的)同群效应要足够大,这与图3中教师能力差异足够大的情况一样。

如果在更简单的情况下分析,即教师教学能力无差异的情况,唯一影响学生学习成绩的因素只剩下学生的学习能力,那么这个时候怎么分班上线率都不会发生变化。这种情况下所有的分班策略产生的结果都是一样的。

4 最大化总成绩的管理目标

我们现在从所有学生的学业发展角度出发,在基准模型中探讨分层教学是否能够提高学生总体成绩而不是有多少学生能够达到录取分数线。我们在最简单的情况下进行分析,即教师教学能力没有差别: $k_h = k_l = k$ 。根据之前的分析计算,混合分班教学的情形下,学生的总成绩应为:

$$\int_0^2 \frac{c(ka_i)^2}{(c - k\theta)^2} da_i = \frac{ck^2}{(c - k\theta)^2} \frac{8}{3};$$

而在分层教学的情形下,学生的总成绩应为:

$$\int_0^1 \frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2}k\theta\right)^2} da_i + \int_1^2 \frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta\right)^2} da_i = \frac{ck^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta\right)^2} \frac{7}{3} + \frac{ck^2}{\left(c - \frac{1}{2}k\theta\right)^2} \frac{1}{3}。$$

经过计算,我们可得以下定理。

定理5: 在教师教学水平相同的情形下,分层教学使得学生的总成绩高于

混合分班教学下的总成绩,即 $\frac{ck^2}{\left(c-\frac{3}{2}k\theta\right)^2} \frac{7}{3} + \frac{ck^2}{\left(c-\frac{1}{2}k\theta\right)^2} \frac{1}{3} > \frac{ck^2}{(c-k\theta)^2} \frac{8}{3}$ 。

定理5的证明请见附录。

所以,如果从学生的整体福利考虑的话,采取分层教学要比混合分班教学的效果好,学生的总成绩更高。这是因为学习能力高的学生更能从同群效应中受益从而大幅度提高学习成绩,而学习能力较低的学生对同群效应反应较小,受益有限,对于这部分学生,分层教学和混合分班教学带来的差别并没有学习能力高的学生在两种分班模式下的差别那么大。

我们通过数值模拟来展示老师存在教学能力差异的情况下不同分班策略下学生的总成绩。我们保留了之前数值模拟运算所采用的参数值,模拟不同分班情况下的学生总成绩。我们发现采用正向匹配分层分班使得学生总成绩最高,采用混合分班使得学生总成绩处于中间,而采用逆向匹配分层分班使得学生总成绩最低。

采用正向匹配分层分班使得总成绩最高的原因是学习能力较高的学生($a_i \in [1, 2]$)从同群效应中受益较大更能较大幅度提高成绩,并且教师教学能力的提高使得每个同学预期自己成绩可以得益于此而提高,从而更加努力学习,而这种行为的变化又会通过同群效应带动身边的同学更加努力学习提高成绩。简单来说,这里的同群效应受益于老师的高水平教学放大地更加明显,从而可以大幅度提高总体成绩。而学习能力较低的学生($a_i \in [0, 1]$)从同群效应中受益有限,即使安排教学能力高的老师教学也无法使得这部分学生受益很多,所以他们的努力程度提高有限,这种情况下的总成绩最低。数值模拟运算的结果也间接证明了我们在假设老师教学水平无差异时得到的结论,使得结论没有失去一般性。

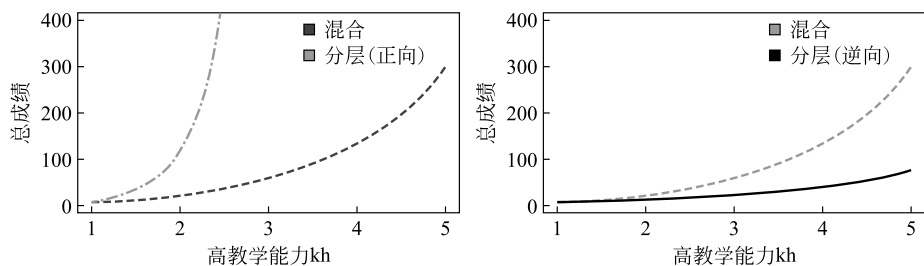


图5 数值模拟结果2

5 模型拓展分析

在论文第2和第3部分的基准分析中,我们假设同学的努力程度增加会提

高本人成绩,同时,这种正溢出效应会随着本人努力程度和能力增加而增加。这种同群效应在实证文献中被称为“单交叉”模型(Hoxby and Weingarth, 2005)。实证文献也发现了其他同群效应机制,包括“烂苹果”模型,“分层/分流”模型,“歧视性对比”模型,“杰出人物”模型等(Sacerdote, 2011)。我们基准模型的优点是可以灵活地将这些同群效应机制进行分析。同群效应的机制在理论上有很多种可能,但正如 Sacerdote (2011) 所提到的,实证上最重要的是“烂苹果”模型和“分层/分流”模型。在这一部分,我们重点考虑如何将“烂苹果”模型和“分层/分流”模型两种同群效应纳入模型,分别分析它们如何影响随机分班与分层教学的优劣,以及与基准情形中“单交叉”模型的不同。同时,我们也简要讨论如何在我们的模型中分析其他同群效应机制。

5.1 “烂苹果”模型

“烂苹果”模型(Lazear, 2001)认为一个或少数能力低的学生会对全班同学带来负面影响。能力低的学生可能通过捣乱行为直接影响其他同学学习,也可能通过降低老师讲课节奏、难度等间接影响其他同学。

我们假设能力低于 ε 的学生为“烂苹果”,学习能力为 $a_i \in [0, \varepsilon]$ 的学生 i 会给班上同学带来负的同群效应 θ_n ,而学习能力为 $a_i \in [\varepsilon, 2]$ 的学生 i 会给班上同学带来正的同群效应 θ_p 。在“单交叉”同群效应的基准模型中,没有“烂苹果”($\varepsilon=0$),只有正的同群效应($\theta=\theta_p$)。学习能力为 a_i 、努力程度为 e_i 、教师教学能力为 k 的学生 i 的效用水平如下:

$$U_i = ka_i \left(e_i + \theta_n \int_{j \leq \varepsilon} e_i e_j da_j + \theta_p \int_{j \geq \varepsilon} e_i e_j da_j \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (19)$$

1) 混合分班

所有“烂苹果”平均分到两个班,每个班级教师的教学质量是一个平均水平 $\bar{k}$ 。这种情况下学生 i 的效用水平为:

$$U_i = \bar{k} a_i \left(e_i + \theta_n \frac{\int_0^\varepsilon e_i e_j da_j}{2} + \theta_p \frac{\int_\varepsilon^2 e_i e_j da_j}{2} \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (20)$$

求解每个学生努力程度的步骤与基准分析相同,不同的是我们需要计算 $[0, \varepsilon]$ 和 $[\varepsilon, 2]$ 两个区间上总的努力程度:

$$\begin{aligned} \int_0^\varepsilon e_i da_i &= \frac{2\bar{k}\varepsilon^2}{4c - \theta_n \bar{k}\varepsilon^2 - \theta_p \bar{k}(4 - \varepsilon^2)} \\ \int_\varepsilon^2 e_i da_i &= \frac{2\bar{k}(4 - \varepsilon^2)}{4c - \theta_n \bar{k}\varepsilon^2 - \theta_p \bar{k}(4 - \varepsilon^2)} \end{aligned}$$

学生 i 第二阶段的均衡努力程度是:

$$e_i = \frac{\bar{k}a_i}{c - \frac{\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_n - \frac{4 - \varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_p} \quad (21)$$

学生 i 的学习成绩为:

$$y_i = \frac{c(\bar{k}a_i)^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_n - \frac{4 - \varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_p\right)^2} \quad (22)$$

当 $\varepsilon=0$ 时, e_i 与 y_i 变为基准情形的数值。

2) 分层教学

(1) 分层教学-正向匹配。在正向匹配分层教学下, 学习能力 $a_i \in [1, 2]$ 的学生在 A 班, 而 A 班里没有“烂苹果”, 这些学生的努力程度与学习成绩跟基准情形下相同, 分别为:

$$e_i = \frac{k_h a_i}{c - \frac{3}{2}k_h \theta_p} \quad (23)$$

$$y_i = \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h \theta_p\right)^2} \quad (24)$$

学习能力 $a_i \in [0, 1]$ 的学生在 B 班, 而 B 班中有 ε 数量的“烂苹果”, 这些学生会给同学带来负的同群效应。B 班学生的效用函数为:

$$U_i = k_l a_i \left(e_i + \theta_n \int_0^\varepsilon e_i e_j da_j + \theta_p \int_\varepsilon^1 e_i e_j da_j \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (25)$$

与混合分班下求解类似, 我们可以得到学生的努力程度与学习成绩分别为:

$$e_i = \frac{k_l a_i}{c - \frac{\varepsilon^2}{2}k_l \theta_n - \frac{1 - \varepsilon^2}{2}k_l \theta_p} \quad (26)$$

$$y_i = \frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{2}k_l \theta_n - \frac{1 - \varepsilon^2}{2}k_l \theta_p\right)^2} \quad (27)$$

(2) 分层教学-逆向匹配。逆向匹配与正向匹配的区别在于教师质量不同, 因此 A 班学生的努力程度与学习成绩分别为:

$$e_i = \frac{k_l a_i}{c - \frac{3}{2}k_l \theta_p} \quad (28)$$

$$y_i = \frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l \theta_p\right)^2} \quad (29)$$

B 班学生的努力程度与学习成绩分别为:

$$e_i = \frac{k_l a_i}{c - \frac{\varepsilon^2}{2}k_l \theta_n - \frac{1 - \varepsilon^2}{2}k_l \theta_p} \quad (30)$$

$$y_i = \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{2}k_l \theta_n - \frac{1 - \varepsilon^2}{2}k_l \theta_p\right)^2} \quad (31)$$

我们先考虑老师教学能力没有差异或差异较小的情形 $\left(k_l > \frac{c\bar{k}}{c - \frac{\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_n - \frac{4 - \varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_p + \frac{3}{2}\bar{k}\theta_p}\right)$

且 $k_h < \frac{c\bar{k}}{c - \frac{\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_n - \frac{4 - \varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_p + \bar{k}\left(\theta_n \frac{\varepsilon^2}{2} + \theta_p \frac{1 - \varepsilon^2}{2}\right)}$, 分班模式的选择跟基准情况中定

理 1、定理 2 相似。

定理 6: 在老师的教学能力没有差异或差异较小的情形下:

(1) 当录取分数线 $L \leq \frac{c\bar{k}^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_n - \frac{4 - \varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_p\right)^2}$, 采用混合分班会有更高的录

取率;

(2) 当录取分数线 $L \geq \frac{c\bar{k}^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_n - \frac{4 - \varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_p\right)^2}$, 采用分层教学会有更高的录

取率, 且正向匹配弱占优于逆向匹配。

这两种情况下的录取率的计算及证明同定理 1、定理 2 相似, 不再赘述。与基准模型里定理 1、定理 2 相比, 这里分数线的阈值更低(如果假设 $\theta = \theta_p$)。“烂苹果”影响了分班线阈值, 在有“烂苹果”情形下, 学校更倾向于采用正向匹配分层教学。而且, “烂苹果”越多或负同群效应绝对值越大, 学校越倾向于采用正向匹配分层教学。

定理 7: 在老师的教学能力差异较大的情形下:

(1) 当录取分数线满足 $L \leq \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l \theta_p\right)^2}$, 逆向匹配分层教学会有更高的录

取率;

$$(2) \text{ 当录取分数线满足 } L \geq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{2}k_h\theta_n - \frac{1-\varepsilon^2}{2}k_h\theta_p\right)^2}, \text{ 正向匹配分层教学方法}$$

会有更高的录取率;

$$(3) \text{ 当录取分数线满足 } \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta_p\right)^2} \leq L \leq \frac{c\bar{k}^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_n - \frac{4-\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_p\right)^2}, \text{ 如果不}$$

等式

$$(*) \quad 1 + \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} c \left(\frac{1}{\bar{k}} - \frac{1}{k_l} - \frac{1}{k_h}\right) \geq -1.5\theta_p \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}}$$

成立, 则逆向匹配分层教学会有更高的录取率(否则混合分班最优);

$$(4) \text{ 当录取分数线满足 } \frac{c\bar{k}^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_n - \frac{4-\varepsilon^2}{4}\bar{k}\theta_p\right)^2} \leq L \leq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{2}k_h\theta_n - \frac{1-\varepsilon^2}{2}k_h\theta_p\right)^2},$$

如果不等式

$$(**) \quad 2 - \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \theta_n \frac{\varepsilon^2}{2} - \theta_p \frac{1-\varepsilon^2}{2}\right) - \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - 1.5\theta_p\right) \geq 0$$

成立, 则逆向匹配分层教学会有更高的录取率(否则正向匹配分层教学最优)。

这几种情况下的录取率的计算及证明同定理3, 不再赘述。与基准模型里定理3相比, 这里采用正向匹配分层教学的分数线阈值更低(如果假设 $\theta = \theta_p$), 而且, “烂苹果”越多或负同群效应绝对值越大, 学校越倾向于采用正向匹配分层教学。

我们也可以分析当学校管理者目标是最大化总成绩的情况。我们分析最简单的情况, 即教师教学能力没有差别: $k_h = k_l = k$ 。根据之前的分析计算, 混合

分班教学的情形下, 学生的总成绩应为 $\frac{ck^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{4}k\theta_n - \frac{4-\varepsilon^2}{4}k\theta_p\right)^2} \frac{8}{3}$, 而在分层教学

的情形下, 学生的总成绩应为 $\frac{ck^2}{\left(c - \frac{\varepsilon^2}{2}k\theta_n - \frac{1-\varepsilon^2}{2}k\theta_p\right)^2} \frac{1}{3} + \frac{ck^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta_p\right)^2} \frac{7}{3}$ 。通过比较

可以得知, 分层教学下的学生总成绩更高。而且, “烂苹果”越多或负同群效应绝对值越大, 分层教学优势更大。这也比较容易理解, 与混合分班比, 分层教学把所有“烂苹果”安排在B班, 使得低能力的学生成绩降低, 高能力的学生成绩提高, 但前者降低程度低于后者提高程度, 通过分层教学可以把“烂苹果”的负

同群效应局限在低能力学生范围内,从而提高总成绩。

5.2 “分层/分流”模型

“分层/分流”模型认为当一个学生周围的同学跟他能力相近时他的表现会更好,可能因为在同一水平的同学更容易相互学习和帮助,也可能因为老师更容易针对相同能力的学生进行因材施教。

我们假设混合分班下同群效应为 θ_m ,而分层教学下无论 A 班还是 B 班,同群效应为 θ_t 。因为混合分班下班上同学能力差异较大,而分层教学下班上同学能力差异较小,根据“分层/分流”模型, $\theta_t > \theta_m$ 。

1) 混合分班

这种情况下学生 i 的效用水平为:

$$U_i = \bar{k}a_i \left(e_i + \theta_m \frac{\int_0^2 e_i e_j da_j}{2} \right) - \frac{1}{2} c e_i^2 \quad (32)$$

学生的努力程度与学习成绩分别为:

$$e_i = \frac{\bar{k}a_i}{c - \bar{k}\theta_m} \quad (33)$$

$$y_i = \frac{c(\bar{k}a_i)^2}{(c - \bar{k}\theta_m)^2} \quad (34)$$

2) 分层教学

(1) 分层教学-正向匹配。A 班学生的努力程度与学习成绩分别为:

$$e_i = \frac{k_h a_i}{c - \frac{3}{2} k_h \theta_t} \quad (35)$$

$$y_i = \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2} k_h \theta_t \right)^2} \quad (36)$$

B 班学生的努力程度与学习成绩分别为:

$$e_i = \frac{k_l a_i}{c - \frac{1}{2} k_l \theta_t} \quad (37)$$

$$y_i = \frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2} k_l \theta_t \right)^2} \quad (38)$$

(2) 分层教学-逆向匹配。A 班学生的努力程度与学习成绩分别为:

$$e_i = \frac{k_l a_i}{c - \frac{3}{2} k_l \theta_l} \quad (39)$$

$$y_i = \frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2} k_l \theta_l\right)^2} \quad (40)$$

B 班学生的努力程度与学习成绩分别为:

$$e_i = \frac{k_h a_i}{c - \frac{1}{2} k_h \theta_l} \quad (41)$$

$$y_i = \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2} k_h \theta_l\right)^2} \quad (42)$$

同基准模型比,分层教学情况下,无论正向还是逆向匹配,A 班和 B 班成绩都有所提高,这是因为分层教学有更高的同群效应(如果假设 $\theta = \theta_m$)。不同分班模式的优劣仍然可以用基准模型里的方法进行比较。这里我们考虑一种比较有趣的情形:如果教师教学能力没有差异,或差异相对于 θ_l 与 θ_m 的差异较小,我们有

$$\frac{c(\bar{k} a_i)^2}{(c - \bar{k} \theta_m)^2} < \frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2} k_l \theta_l\right)^2} < \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2} k_h \theta_l\right)^2}$$

这种情况下,正向匹配或逆向匹配分层教学录取率都比混合分班录取率更高。正向匹配还是逆向匹配更优的条件见如下定理。

定理 8:

(1) 当录取分数线满足 $L \leq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2} k_h \theta_l\right)^2}$, 逆向匹配分层教学会有更高的录取率;

(2) 当录取分数线满足 $\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2} k_h \theta_l\right)^2} \leq L \leq \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2} k_l \theta_l\right)^2}$, 正向匹配与逆向匹配无差异;

(3) 当录取分数线满足 $L \geq \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2} k_l \theta_l\right)^2}$, 正向匹配分层教学会有更高的录取率;

取率。

同样地,我们也可以分析当学校管理者目标是最大化总成绩的情况。我们还是分析最简单的情况,即教师教学能力没有差别: $k_h=k_l=k$ 。根据之前的分析计算,混合分班教学的情形下,学生的总成绩应为 $\frac{ck^2}{(c-k\theta_m)^2} \frac{8}{3}$,而在分层教学

情形下,学生的总成绩应为 $\frac{ck^2}{\left(c-\frac{1}{2}k\theta_l\right)^2} \frac{1}{3} + \frac{ck^2}{\left(c-\frac{3}{2}k\theta_l\right)^2} \frac{7}{3}$ 。通过比较可得,分层

教学下总成绩比混合分班下总成绩高。在基准模型中,混合分班与分层教学有相同的同群效应 θ ,但分层教学使得总成绩更高;而在“分层/分流”模型中,分层教学比混合分班有更大的同群效应($\theta_l > \theta_m$),所以分层教学总成绩会更高。

5.3 其他同群效应模型

同群效应机制在理论上还有其他可能的模型(Sacerdote, 2011),但由于实证证据非常少,而且实证结果没有一致的结论,我们不再展开详细的分析。我们仅简要展示如何在我们的模型里分析这些理论上可能的同群效应机制。

“杰出人物”模型认为一个或少数特别优秀的学生可以给全班同学带来正面影响。这一模型跟“烂苹果”模型是对称的,我们可以假定能力在 $[2-\varepsilon, 2]$ 范围内学生带来更大的正同群效应,学习能力为 a_i 、努力程度为 e_i 、教师教学能力为 k 的学生 i 的效用水平如下:

$$U_i = ka_i \left(e_i + \theta_1 \int_{j \leq 2-\varepsilon} e_i e_j da_j + \theta_2 \int_{j \geq 2-\varepsilon} e_i e_j da_j \right) - \frac{1}{2} ce_i^2 \quad (43)$$

其中 $\theta_2 > \theta_1$ 。

“歧视性对比”模型(Byrne, 1996)认为学生会跟其他同学进行比较,如果周围都是比他能力高的,他会有竞争压力、自信心下降,导致对他成绩有负面影响。我们可以假设当学生能力为 a_i 时,能力高于 a_i 的同学给他的同群效应 θ_n 为负值,能力低于 a_i 的同学给他的同群效应 θ_p 为正值。学习能力为 a_i 、努力程度为 e_i 、教师教学能力为 k 的学生 i 的效用水平如下:

$$U_i = ka_i \left(e_i + \theta_p \int_{j \leq a_i} e_i e_j da_j + \theta_n \int_{j \geq a_i} e_i e_j da_j \right) - \frac{1}{2} ce_i^2 \quad (44)$$

6 讨论:兼顾效率与公平

本文基于同群效应的视角构建了理论模型分析不同教学目标下混合分班

与分层教学的优劣。在本文的分析中,教学目标无论是升学率还是总成绩,都是从效率角度考察混合分班与分层教学,但无论是政府还是家长,都希望实现真正的教育公平。当我们讨论教育公平时,指的是教育机会的公平,也即平等地享有相同教育质量的机会。但是由于不同个体的禀赋是有差异的,教育结果很难实现平等。

本文的理论模型分析对于如何兼顾效率与公平有很丰富的政策含义。混合分班是一种比较公平的教育模式,而根据我们之前的分析,混合分班并不总是无效率的。如果学校管理者目标为最大化学生升学率,混合分班可以比分层教学更有效率,也即有更高的升学率。通过基准模型与拓展模型的分析,我们可以知道,混合分班是否更有效率要取决于老师教学能力差异的大小以及学生生源质量。给定生源质量,当老师教学能力差异较大时,混合分班很难比分层教学更有效率。而当老师教学能力没有差异或者差异较小时,如果学校生源质量较好,混合分班会比分层教学更有效率,效率与公平可以得到兼顾。

因此,学校管理者将学生升学率最大化本身并不违背教育公平,在这一目标下,政府教育部门可以通过合理的措施来实现教育公平与效率的兼顾:第一,政府应该将生源均匀地分配给各个学校,而不是人为地将学校划分为三六九等,因为如果一个学校有较差的生源,学校的管理者更有动机去通过分层教学来提高升学率;第二,政府要加大教师培训投入,提升所有老师的教学水平缩小老师教学能力的差异。

附录

定理 1 的证明: (1) 采用分层教学时,B 班,也即学生学习能力低($a_i \in [0, 1]$)的班级,里面成绩最好的学生的成绩是 $y_i(a_i=1) = \frac{ck^2}{\left(c - \frac{1}{2}k\theta\right)^2}$; A 班,也即学生学习能力高($a_i \in [1, 2]$)的班级,里面成绩最差的学生成绩是 $y_i(a_i=1) = \frac{ck^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta\right)^2}$ 。而采用混合分班时,学习能力为 $a_i=1$ 的学生成绩是 $\frac{ck^2}{(c-k\theta)^2}$ 。我们可以得到:

$$\frac{ck^2}{\left(c - \frac{1}{2}k\theta\right)^2} < \frac{ck^2}{(c - k\theta)^2} < \frac{ck^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta\right)^2}$$

所以当学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 时, $\frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2}k\theta\right)^2} \leq \frac{c(ka_i)^2}{(c-k\theta)^2}$; 当学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 时,

$$\frac{c(ka_i)^2}{(c-k\theta)^2} < \frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta\right)^2}.$$

由此可得,当录取分数线 $L \leq \frac{ck^2}{(c-k\theta)^2}$ 时,不管是混合分班还是分层教学,学生能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生全部能够上线,所以最后录取率多少取决于学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生中有多少人上线。由于混合分班下学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生成绩要好于分层教学下的成绩,很明显,混合分班是最优的。相应的录取率是成绩高于这个分数线的学生比例。恰好达到这个分数线的学生是学习能力为 $a_i = \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k} - \theta\right)$ 的学生,所以高于这个分数线的学生比例为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k} - \theta\right)$ 。

(2) 当录取分数线 $L \geq \frac{ck^2}{(c-k\theta)^2}$ 时,只有学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的部分学生成绩能够上线。由于这种情况下分层教学下学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生成绩要好于混合分班下的成绩,很明显,分层教学是最优的。相应的录取率是成绩高于这个分数线的学生比例。恰好达到这个分数线的学生是学习能力为 $a_i = \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k} - \frac{3\theta}{2}\right)$ 的学生,所以高于这个分数线的学生比例为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k} - \frac{3\theta}{2}\right)$ 。

定理2的证明: (1) 采用分层教学时, B 班, 也即学生学习能力低 ($a_i \in [0, 1]$) 的班级, 正向匹配下成绩最好的学生的成绩是 $y_i(a_i=1) = \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_l\theta\right)^2}$, 逆向

匹配下成绩最好的学生的成绩是 $y_i(a_i=1) = \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}$; A 班, 也即学生学习能力高 ($a_i \in [1, 2]$) 的班级, 正向匹配下成绩最差的学生成绩是 $y_i(a_i=1) =$

$\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$, 逆向匹配下成绩最差的学生成绩是 $y_i(a_i=1) = \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2}$ 。而采

用混合分班时,学习能力为 $a_i = 1$ 的学生成绩是 $\frac{c\bar{k}^2}{(c-\bar{k}\theta)^2}$ 。如果教师教学能力差异较小,我们可以得到:

$$\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2} < \frac{c\bar{k}^2}{(c - \bar{k}\theta)^2} < \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2}$$

所以当学生学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 时, $\frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_l\theta\right)^2} \leq \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2} \leq \frac{c(\bar{k} a_i)^2}{(c - \bar{k}\theta)^2}$; 当学生

学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 时, $\frac{c(\bar{k} a_i)^2}{(c - \bar{k}\theta)^2} < \frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} < \frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$ 。

由此可得,当录取分数线 $L \leq \frac{c\bar{k}^2}{(c - \bar{k}\theta)^2}$ 时,不管是混合分班还是分层教学(正向匹配或逆向匹配),学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生全部能够上线,所以最后录取率多少取决于学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生中有多少人上线。由于混合分班下学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生成绩要好于任何择优分班下的成绩,很明显,混合分班是最优的。相应的录取率是成绩高于这个分数线的学生比例。恰好达到这个分数线的学生是学习能力为 $a_i = \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{\bar{k}} - \theta\right)$ 的学生,所以高于这个分数线的学生比例为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{\bar{k}} - \theta\right)$,这也是录取率。

(2) 当录取分数线满足 $\frac{c\bar{k}^2}{(c - \bar{k}\theta)^2} \leq L \leq \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2}$ 时,不管是混合分班还是

分层教学(正向匹配或逆向匹配),所有学习能力为 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生成绩都达不到录取线;而所有学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生在分层教学(正向匹配或逆向匹配)下的成绩要好于混合分班下的成绩,而且都达到录取分数线。采用正向匹配分层分班和逆向匹配分层分班有相同的录取率,且都比混合分班有更高的录取率,这种情况下的录取率为 $\frac{1}{2}$ 。

(3) 当录取分数线满足 $\frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} \leq L \leq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$ 时,不管是混合分班还是

分层教学(正向匹配或逆向匹配),所有学习能力为 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生成绩都达

不到录取线;而所有学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生在正向匹配分层教学下的成绩要优于逆向匹配或混合分班下的成绩,而且所有学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生在正向匹配分层教学下都会达到录取线。所以采用正向匹配分层分班会有更高的录取率,这种情况下的录取率为 $\frac{1}{2}$ 。

(4) 当录取分数线满足 $\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2} \leq L$, 只有学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的部分学

生成成绩能够上线。由于这种情况下正向匹配分层教学下学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生成绩要好于逆向匹配分层教学或混合分班下的成绩,很明显,正向匹配分层教学是最优的。相应的录取率是成绩高于这个分数线的学生比例。恰好达到

到这个分数线的学生是学习能力为 $a_i = \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{3\theta}{2}\right)$ 的学生,所以高于这个分

数线的学生比例为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{3\theta}{2}\right)$, 这也是录取率。

定理3的证明: (1) 教师教学水平差异比较大的情况下,逆向匹配分层教学会使得学习能力低(高)的学生取得的成绩高(低)于混合分班时他们所取得

的成绩。这是因为当 $\frac{c(k_h a_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2} > \frac{c(\bar{k} a_i)^2}{(c - \bar{k}\theta)^2}$ 和 $\frac{c(k_l a_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} < \frac{c(\bar{k} a_i)^2}{(c - \bar{k}\theta)^2}$ 时,我们都可

以得到以下不等式:

$$\frac{(k_h - k_l)}{(k_h + k_l) k_l} > \frac{\theta}{2c}$$

我们之前已经证明学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生在正向匹配分层教学下的成绩低于混合分班情况下的成绩,而学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生成绩高于混合分班情况下的成绩。

当录取分数线 $L \leq \frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2}$ 时,不管是混合分班还是分层教学,学生能力

$1 \leq a_i \leq 2$ 的学生全部能够上线,所以最后录取率多少取决于学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生中有多少人上线。由于逆向匹配分层教学会使得学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生上线最多,选择这种分班方式是最优的。相应的录取率是成绩高于这个分数线

的学生比例。恰好达到这个分数线的学生是学习能力为 $a_i = \left(\frac{L}{c}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2}\theta\right)$ 的

学生,所以高于这个分数线的学生比例为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2} \theta \right)$ 。

(2) 当录取分数线 $L \geq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2}$ 时,学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生成绩都不能

上线。这种情况下正向匹配分层教学会使学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生成绩要好于混合分班下的成绩,很明显,正向匹配这种分层教学方法是最优的。相应的录取

率是成绩高于这个分数线的学生比例。如果录取分数线 $L \geq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$, 则恰好

达到这个分数线的学生是学习能力为 $a_i = \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{3}{2} \theta \right)$ 的学生,高于这个分

数线的学生比例为 $1 - \frac{1}{2} \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{3}{2} \theta \right)$; 如果录取分数线 $\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2} \leq L \leq$

$\frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_h\theta\right)^2}$, 则超过这个分数线的学生比例为 $\frac{1}{2}$ 。

(3) 当录取分数线 $\frac{ck_l^2}{\left(c - \frac{3}{2}k_l\theta\right)^2} \leq L \leq \frac{ck^2}{(c - k\theta)^2}$ 时,不管是混合分班还是正向

匹配分层教学方式,学生能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生全部能够上线,但是对于学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生,混合分班会使得更多人上线。所以我们只需要比较逆向分层教学还是混合分班。

我们分别计算这两种分班方式下的录取率然后进行比较。逆向匹配分层教学制度下,学习能力低的班级里学习能力 $\left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2} \theta \right) \leq a_i \leq 1$ 的学生能够上线,而学习能力高的班级里的学生 $\left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - \frac{3}{2} \theta \right) \leq a_i \leq 2$ 的学生能够上线。所以总上线率是:

$$\frac{1}{2} \left[3 - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2} \theta \right) - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - \frac{3}{2} \theta \right) \right]$$

而混合分班制度下的上线率是:

$$\frac{1}{2} \left[2 - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k} - \theta \right) \right]$$

通过比较两式,我们发现当:

$$\frac{1}{2} \left[3 - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2} \theta \right) - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - \frac{3}{2} \theta \right) \right] \geq \frac{1}{2} \left[2 - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{\bar{k}} - \theta \right) \right],$$

逆向匹配分层教学制度下上线率最高。这个不等式也等同于:

$$1 + \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} c \left(\frac{1}{\bar{k}} - \frac{1}{k_h} - \frac{1}{k_l} \right) \geq -\theta \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$(4) \text{ 当录取分数线 } \frac{ck^2}{(c-k\theta)^2} \leq L \leq \frac{ck_h^2}{\left(c - \frac{1}{2}k_h\theta\right)^2} \text{ 时, 正向匹配分层教学方式下,}$$

学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生全部能够上线,但是混合分班会使得部分学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生无法上线。所以我们只需要比较不同的分层教学方式,是正向匹配还是逆向匹配。

正向匹配分层教学制度下,学习能力 $1 \leq a_i \leq 2$ 的学生都能够上线,而学习能力 $0 \leq a_i \leq 1$ 的学生都不能上线。所以这种情况下的上线率是 $\frac{1}{2}$ 。

逆向匹配分层教学制度下,学生上线率是:

$$\frac{1}{2} \left[3 - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2} \theta \right) - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - \frac{3}{2} \theta \right) \right]$$

通过比较,我们发现当:

$$2 - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_h} - \frac{1}{2} \theta \right) - \left(\frac{L}{c} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{c}{k_l} - \frac{3}{2} \theta \right) \geq 0$$

逆向匹配分层教学制度下上线率最高。

定理5的证明: 在混合分班教学的情形下,学生的总成绩应为:

$$\int_0^2 \frac{c(ka_i)^2}{(c-k\theta)^2} da_i = \frac{ck^2}{(c-k\theta)^2} \frac{8}{3}$$

而在分层教学的情形下,学生的总成绩应为:

$$\int_0^1 \frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{1}{2}k\theta\right)^2} da_i + \int_1^2 \frac{c(ka_i)^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta\right)^2} da_i = \frac{ck^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta\right)^2} \frac{7}{3} + \frac{ck^2}{\left(c - \frac{1}{2}k\theta\right)^2} \frac{1}{3}$$

如果 $\frac{ck^2}{(c-k\theta)^2} \frac{8}{3} > \frac{ck^2}{\left(c - \frac{3}{2}k\theta\right)^2} \frac{7}{3} + \frac{ck^2}{\left(c - \frac{1}{2}k\theta\right)^2} \frac{1}{3}$, 我们则有 $\frac{2}{(c-k\theta)^2} > \frac{7}{(2c-3k\theta)^2} +$

$\frac{1}{(2c-k\theta)^2}$, 经过简化,我们可得以下不等式:

$$k^3\theta^3 > 12c(k\theta - c)^2$$

它等同于:

$$1 > 12 \frac{c}{k\theta} \left(1 - \frac{c}{k\theta}\right)^2$$

由于 $2c-3k\theta>0$, 我们可得 $\frac{c}{k\theta}>\frac{3}{2}$ 。我们可以推导 $\frac{c}{k\theta}\left(1-\frac{c}{k\theta}\right)^2>\frac{3}{8}$, 所以不等式不成立。

参考文献

- 陈昊, 郑捷, 钟笑寒. 2015. 基于竞赛模型的分层教学激励机制研究[J]. 经济学报, 2(4): 36-61.
- Chen H, Zheng J, Zhong X H. 2015. Incentive mechanism of ability-based grouping: An economic analysis based on contest game [J]. *China Journal of Economics*, 2(4): 36-61. (in Chinese)
- 崔静, 冯玲. 2017. 同群效应研究述评与未来展望[J]. 商业经济研究, (10): 101-103.
- Cui J, Feng L. 2017. Peer effects: Survey and future prospect [J]. *Journal of Commercial Economics*, (10): 101-103. (in Chinese)
- 杜育红, 袁玉芝. 2016. 教育中的同伴效应研究述评: 概念、模型与方法[J]. 教育经济评论, 1(3): 77-91.
- Du Y H, Yuan Y Z. 2016. The review of the research on peer effect in education: Concept, model and method [J]. *China Economics of Education Review*, 1(3): 77-91. (in Chinese)
- 王春超, 钟锦鹏. 2018. 同群效应与非认知能力——基于儿童的随机实地试验研究[J]. 经济研究, 53(12): 177-192.
- Wang C C, Zhong J P. 2018. Peer effects and non-cognitive skills: A randomized field experiment based on children [J]. *Economic Research Journal*, 53(12): 177-192. (in Chinese)
- 王春超, 肖艾平. 2019. 班级内社会网络与学习成绩——一个随机排座的实验研究[J]. 经济学(季刊), 18(3): 1123-1152.
- Wang C C, Xiao A P. 2019. Social networking and academic performance within classroom—An experimental study of random seating [J]. *China Economic Quarterly*, 18(3): 1123-1152. (in Chinese)
- 王骏, 彭顺绪, 原莹. 2017. 重点高中、学校投入与学生学业成绩——基于J市普通高中的—个经验研究[J]. 世界经济文汇, (3): 17-45.
- Wang J, Peng S X, Yuan Y. 2017. Key high schools, school input and students'

- academic performance—An empirical analysis based on high schools in J city[J]. *World Economic Papers*, (3): 17-45. (in Chinese)
- 许双成, 张立昌. 2015. 教育公平之殇——分层分班教学[J]. 西北民族大学学报(哲学社会科学版), (4): 184-188.
- Xu S C, Zhang L C. 2015. The destruction of education equality—On ability-based grouping[J]. *Journal of Northwest University for Nationalities (Philosophy and Social Science)*, (4): 184-188. (in Chinese)
- 叶星, 熊伟. 2017. 国内外同群效应研究综述[J]. 江苏高教, (4): 83-88.
- Ye X, Xiong W. 2017. A survey on peer effects research in China and abroad[J]. *Jiangsu Higher Education*, (4): 83-88. (in Chinese)
- 袁玉芝. 2016. 教育中的同伴效应分析——基于上海2012年PISA数据[J]. 上海教育科研, (3): 30-34, 25.
- Yuan Y Z. 2016. Peer effects in education—An analysis based on 2012 PISA data in Shanghai[J]. *Shanghai Research on Education*, (3): 30-34, 25. (in Chinese)
- 詹宏毅, 陈超群. 2017. 初中生同伴行为与个体认知能力的结构方程分析[J]. 中国人民大学教育学报, (4): 166-177.
- Zhan H Y, Chen C Q. 2017. The SEM analysis between middle school students' peer behaviors and individual cognitive ability[J]. *Renmin University of China Education Journal*, (4): 166-177. (in Chinese)
- 张学敏, 谭俊英. 2012. 同群投入对初中生学习成绩的影响研究[J]. 教育与经济, (4): 21-25.
- Zhang X M, Tan J Y. 2012. Influence of peer inputs on middle school students' achievement[J]. *Education & Economy*, (4): 21-25. (in Chinese)
- 赵颖. 2019. 同群效应如何影响学生的认知能力[J]. 财贸经济, 40(8): 33-49.
- Zhao Y. 2019. How peer effects affect students' cognitive abilities[J]. *Finance & Trade Economics*, 40(8): 33-49. (in Chinese)
- 郑磊. 2015. 教育中的社区效应和同伴效应: 方法、证据及政策启示[J]. 教育学报, 11(5): 99-110.
- Zheng L. 2015. Neighborhood effects and peer effects in education: Methods, evidences, and policy implications[J]. *Journal of Educational Studies*, 11(5): 99-110. (in Chinese)
- 佐藤学. 2010. “分层教学”有效吗? [J]. 钟启泉, 译. 全球教育展望, 39(5): 3-7.
- Sato M. 2010. Is 'ability grouping' effective? [J]. Zhong Q Q, trans. *Global Education*, 39(5): 3-7. (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.
- Arnott R, Rowse J. 1987. Peer group effects and educational attainment[J]. *Journal of Public Economics*, 32(3): 287-305.
- Ballester C, Calvó-Armengol A, Zenou Y. 2006. Who's who in networks. Wanted: The key player[J]. *Econometrica*, 74(5): 1403-1417.
- Ballester C, Zenou Y, Calvó-Armengol A. 2010. Delinquent networks[J]. *Journal of the European Economic Association*, 8(1): 34-61.
- Benabou R. 1993. Workings of a city: Location, education, and production[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3): 619-652.
- Betts J R, Shkolnik J L. 2000. The effects of ability grouping on student achievement and resource allocation in secondary schools[J]. *Economics of Education Review*, 19(1): 1-15.
- Boozer M A, Cacciola S E. 2001. Inside the 'Black Box' of Project STAR: Estimation of peer effects using experimental data, Discussion Papers. 840 [R]. Yale University.
- Burke M A, Sass T R. 2013. Classroom peer effects and student achievement [J]. *Journal of Labor Economics*, 31(1): 51-82.
- Byrne B M. 1996. Academic self-concept: Its structure, measurement, and relation to academic achievement[M]//Bracken B A. *Handbook of Self-concept: Development, Social, Clinical Considerations*. New York: John Wiley and Sons, 287-316.
- Calvó-Armengol A, Zenou Y. 2004. Social networks and crime decisions: The role of social structure in facilitating delinquent behavior [J]. *International Economic Review*, 45(3): 939-958.
- Calvó-Armengol A, Patacchini E, Zenou Y. 2009. Peer effects and social networks in education[J]. *The Review of Economic Studies*, 76(4): 1239-1267.
- Carrell S E, Sacerdote B I, West J E. 2013. From natural variation to optimal policy? The importance of endogenous peer group formation [J]. *Econometrica*, 81(3): 855-882.
- Cooley J. 2010. Desegregation and the achievement gap: Do diverse peers help? WCER Working Paper No. 2010-3[R]. Madison: University of Wisconsin-Madison.
- Duflo E, Dupas P, Kremer M. 2011. Peer effects, teacher incentives, and the impact of tracking: Evidence from a randomized evaluation in Kenya[J]. *American Economic Review*, 101(5): 1739-1774.
- Elsner B, Isphording I E. 2017. A big fish in a small pond: Ability rank and human capital investment[J]. *Journal of Labor Economics*, 35(3): 787-828.
- Elsner B, Isphording I E, Zölitz U. 2021. Achievement rank affects performance and major choices in college, CEPR Discussion Paper No. DP16066[R].

- Epple D, Romano R E. 2011. *Peer effects in education: A survey of the theory and evidence* [M]//Benhabib J, Bisin A, Jackson M O. *Handbook of Social Economics* 1A, 1B. Amsterdam: Elsevier, 1053-1163.
- Figlio D N, Page M E. 2002. School choice and the distributional effects of ability tracking: Does separation increase inequality? [J]. *Journal of Urban Economics*, 51(3): 497-514.
- Gamoran A. 1987. The stratification of high school learning opportunities [J]. *Sociology of Education*, 60(3): 135-155.
- Hanushek E A, Kain J F, Markman J M, et al. 2003. Does peer ability affect student achievement? [J] *Journal of Applied Econometrics*, 18(5): 527-544.
- Hanushek E A, Wößmann L. 2006. Does educational tracking affect performance and inequality? Differences-in-differences evidence across countries [J]. *The Economic Journal*, 116(510): C63-C76.
- 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.
- Hoxby C M, Weingarth G. 2005. Taking race out of the equation: School reassignment and the structure of peer effects [R]. Cambridge: Department of Economics, Harvard University.
- Huang B, Zhu R. 2020. Peer effects of low-ability students in the classroom: Evidence from China's middle schools [J]. *Journal of Population Economics*, 33(4): 1343-1380.
- Lavy V, Paserman M D, Schlosser A. 2012. Inside the black box of ability peer effects: Evidence from variation in the proportion of low achievers in the classroom [J]. *The Economic Journal*, 122(559): 208-237.
- Lazear E P. 2001. Educational production [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(3): 777-803.
- 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.
- McEwan P J. 2003. Peer effects on student achievement: Evidence from Chile [J]. *Economics of Education Review*, 22(2): 131-141.
- McMillan R. 2005. Erratum to "Competition, incentives, and public school productivity [J]. *Journal of Public Economics*, 89(5/6): 1133-1154.
- Murphy R, Weinhardt F. 2020. Top of the class: The importance of ordinal rank [J]. *The Review of Economic Studies*, 87(6): 2777-2826.
- Sacerdote B. 2011. *Peer effects in education: How might they work, how big are they and how much do we know thus far?* [M]//Hanushek E A, Machin S J, Woessmann L. *Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: Elsevier, 249-277.

- Vandenberge V. 2006. Achievement effectiveness and equity: The role of tracking, grade repetition and inter-school segregation[J]. *Applied Economics Letters*, 13(11): 685-693.
- Wennberg K, Norgren A. 2021. Models of peer effects in education, Working Papers 21/3[R]. Stockholm School of Economics.

Mixing or Ability-based Grouping

—A Theoretical Analysis from the Perspective of Peer Effects

Rui Zhang Xinxi Song

(International School of Economics and Management, Capital University of Economics and Business)

Abstract It has always been a concern for and extensively discussed by education policymakers, school administrators and parents on how to achieve the optimal education. In this paper, we construct a model to compare the performance of mixing with that of ability-based grouping under different objectives of the school administrators. The model is tractable, and flexible enough to incorporate the key variables that affect students' performance, including the teachers' quality, students' ability, students' effort and empirically tested peer effects. Different peer effect mechanisms, including single crossing models, bad apple model, and boutique/tracking model can be incorporated into the model and be analyzed. This model makes a novel contribution to the education economics literature by providing a theoretical framework to understand the effectiveness of the most commonly used education methods, to rationalize the various findings in the empirical studies, and to further help school administrators make the best choice.

JEL Classification C72, D85, I21

大型体育赛事与城市经济活力¹

——马拉松“跑热”城市经济了吗？

詹新宇² 成显³ 张榕芳⁴

摘要 举办大型体育赛事已成为打造现代产业体系、增强城市经济活力,持续推进“体育强市”战略的重要抓手,兼具经济、社会效益的马拉松赛事也因此越跑越“热”。本文收集整理2008年以来中国各地级市举办的马拉松赛事信息,构建多时点双重差分(DID)模型,考察了马拉松赛事对主办城市经济增长的“强市”作用。实证结果显示:马拉松赛事显著促进了主办城市的经济增长,且赛事累计举办年份越长、举办场数越多,其对经济增长的促进作用越为明显。该结论在一系列稳健性检验后依然成立。进一步分析发现,2015年马拉松审批制度实行“放管服”松绑改革之后,马拉松赛事对主办城市经济增长的“强市”作用明显增强;马拉松赛事对主办城市经济增长的影响存在区域差异,对东部和中部地区起到显著的促进作用,而对西部和东北地区主办城市的经济增长效应较小乃至为负,出现了“赛事诅咒”效应;与常规马拉松相比,特色马拉松赛事更能促进主办城市的经济增长。马拉松赛事通过引致基础设施投资、拉动旅游经济以及擦亮城市品牌等渠道,显著“跑热”了城市经济。最后,本文还就如何完善大型赛事管理,提升赛事的经济增长效应,避免盲目跟风“马拉松热”,提出了相应的政策启示。

关键词 马拉松赛事;城市经济;基础设施;旅游经济;城市品牌

0 引言

发展体育事业,积极举办奥运会、马拉松等大型体育赛事,已成为各地打造

1 作者感谢研究阐释党的二十大精神国家社会科学基金重大项目(23ZDA027)的资助;感谢匿名审稿专家的宝贵意见。文责自负。

2 詹新宇,北京工商大学国际经管学院教授,E-mail:xinyuzhan@btbu.edu.cn。

3 成显(通讯作者),中南财经政法大学财政税务学院硕士研究生,E-mail:1220853245@qq.com。

4 张榕芳,中南财经政法大学财政税务学院博士研究生,E-mail:1241460398@qq.com。

现代产业体系、增强经济活力的重要抓手^①。大型体育赛事对主办城市吸引外界关注、投资和人才,实现“体育强市”战略,具有重要意义。为此,中央和各省、市相继出台的一系列政策性文件,将积极举办各级、各类大型体育赛事作为“体育强国”“体育强省”“体育强市”的重要抓手^②。在此背景下,作为一项大型体育赛事,马拉松赛事在我国掀起了一股热潮,被社会各界称为“马拉松热”。根据中国田径协会公布的数据,截至2019年我国337个城市中,已经有300个城市举办过马拉松赛事,占比89.02%。“体育强市”战略推进过程中,以马拉松为代表的大型体育赛事发挥着愈发重要的作用。但伴随着“马拉松热”的蔓延,部分城市赛事管理水平低、赛事同质化和财政资源浪费等问题愈发凸显。本文以马拉松赛事作为政策识别工具,深入探讨大型体育赛事对主办城市经济增长的“强市”作用及其作用机理,为地方政府科学合理地举办体育赛事,更好地发挥其经济社会效益,持续推进“体育强市”提出政策启示。

现有文献对大型体育赛事能否推动主办城市的经济增长尚无定论。一类观点认为大型体育赛事能够推动主办城市的经济增长。Kim et al. (1989)和Brunet (1995)分别对1988年汉城奥运会和1992年巴塞罗那奥运会进行实证研究,发现其分别带动韩国汉城(首尔)和西班牙巴塞罗那的当年经济增长率1.4和1.03个百分点;Humphreys and Plummer (1998)用投入产出模型发现1996亚特兰大奥运会使当地每年多增长51亿美元;Madden (2002)的研究表明,2000年悉尼奥运会带动当地每年65亿美元的增长,约占其经济总量2.78%。聂海峰等(2016)发现1997—2011年间奥运会、亚运会使得主办城市人均GDP增加了10.8%。孙克等(2013)利用北京、济南和广州30年间的面板数据,估算出奥运会、全运会和亚运会分别贡献了主办城市1.50%、1.01%和1.09%的经济增长率。而另一类观点则认为大型体育赛事对主办城市经济增长没有显著影响。Kobierecki and Pierzgalski (2022)用合成控制法发现,加拿大、南非和英国等地举办世界杯、奥运会等大型体育赛事并没有给主办城市带来明显的经济增长;Whitson and Horne (2006)通过对蒙特利尔和东京两地奥运会的比较,发现举办

① 1964年日本在东京成功地举办第18届奥运会,其国民生产总值由奥运会前的每年增长10.1%到举办奥运会当年迅速增加到26.1%。1984年洛杉矶奥运会创造了39.9亿美元的收益。1992年巴塞罗那奥运会直接经济效益102.9亿美元,总效益274.3亿美元,相当于当年西班牙GDP的1.7%。1996年亚特兰大奥运会带来直接经济效益23亿美元,总效益51.42亿美元,当年亚特兰大GDP增速由2.5%增长到1997年的4.5%。2008年北京奥运会同样对北京市的经济增长有重要作用,北京市统计局认为,在奥运会举办后7年间,奥运会对北京市的经济增长贡献率是每年提升GDP增速2.5个百分点。

② 如《国务院办公厅关于印发体育强国建设纲要的通知》(国办发〔2019〕40号)、《河南省人民政府关于加快建设体育强省的实施意见》(豫政〔2021〕32号)、《浙江省人民政府办公厅关于高水平建设现代化体育强省的实施意见》(浙政办发〔2021〕16号)、十堰市《市人民政府关于加快建设体育强市的实施意见》(十政发〔2020〕17号)、《西安市人民政府办公厅关于印发加快建设体育强市实施方案的通知》(市政办发〔2021〕27号)、长春市《关于加快建设体育强市的实施意见》(长办发〔2020〕64号)等。

大型体育赛事的经济收益被高估,而成本往往被低估。因此,大型体育赛事能否带动主办城市的经济增长仍需进一步探讨。此外,已有研究多从奥运会、世界杯等世界范围内的大型体育赛事入手,研究对象多为国家或地区范围内的大型城市或特大型城市,对于中小型城市而言,举办大型体育赛事能否促进其经济增长仍缺乏经验证据。

我国“马拉松热”的出现为探究“大型体育赛事能否推动主办城市经济增长”这一问题提供了良好契机。相比于其他大型体育赛事,主要依托城市道路的马拉松赛事无须额外体育场馆建设,对前期资金投入要求相对较少,资金“门槛”低,2015年审批制度松绑进一步降低了赛事举办的制度性“门槛”^①。同时由于马拉松参与的人数庞大,影响力强,对地方政府而言性价比更高。在这些因素的共同作用下,“马拉松热”席卷全国,赛事举办数量呈现井喷式增长,2008—2019年间马拉松赛事场次从14激增至1828场,这为探究大型体育赛事的经济后果提供了丰富的研究资料。同时,随着我国“马拉松热”如火如荼地进行,城市的赛事管理水平低下、同质化严重以及财政资源浪费等问题愈发突出(邢金明等,2017),在“马拉松热”仍在持续的当下,探究作为大型体育赛事的马拉松是否拉动了主办城市的经济增长,以及如何科学、合理地举办马拉松赛事,具有重要现实意义。

现有文献关于马拉松赛事对主办城市影响的研究主要集中在旅游经济、城市形象和品牌、外部投资等三个方面:

首先,一些文献认为马拉松赛事可以促进主办城市旅游经济的发展(Getz, 1991; 范青亮和洪永淼, 2021),这种影响主要通过以下几个渠道实现:第一,举办大型体育赛事能够改善当地的旅游基础设施建设,提高旅游管理水平(师博和任保平, 2021),而旅游基础设施的改善以及旅游管理水平的提高,能够为旅游经济发展提供支撑;第二,马拉松这类大型赛事可以汇聚来自全国甚至世界各地的跑步爱好者和游客,并通过大量媒体网络的转播,让城市形象和知名度在广阔的空间范围内得到提升,拓展旅游客源市场,刺激旅游经济(Baumann et al., 2009; Book and Eskilsson, 2010; 田静和徐成立, 2012; Huang et al., 2014; Papanikos, 2015);第三,马拉松还可以为城市旅游空间增加新的旅游节点,改善旅游节点设施,提升城市旅游空间形象(肖锋等, 2004; 黄海燕等, 2013)。

其次,部分文献认为马拉松作为影响广泛的大型体育赛事,能够全方位地展示城市风貌,打造良好的城市形象和城市品牌。王相飞等(2020)构建马拉松

^① 国家体育总局2014年发布了《体育总局关于推进赛事审批制度改革的若干意见》(体政字〔2014〕124号),全面取消对马拉松赛事的审批,马拉松赛事成为首个被“松绑”的体育赛事。2015年之前各城市申请举办马拉松赛事需要报中国田径协会和国家体育总局审批,而2015年改革后,主办城市只需在中国田径协会备案即可,无须审批。

赛事影响举办地城市形象的跑者价值感知与行为意向的结构方程模型,证明马拉松赛事从城市规划与建设影响、城市政府治理、城市经济发展、城市市民行为、城市对外宣传和城市文化发展等六个维度影响举办城市形象。冯晓波(2020)基于CI理论的城市形象,对马拉松赛事发展与城市形象传播之间的联动性进行分析研究,结果显示马拉松赛事对城市表象、行为、理念形象传播具有极大促进作用;同时,良好的城市形象也有助于马拉松赛事发展。

最后,也有文献认为由马拉松赛事塑造的城市形象和品牌,将吸引外部资本的流入。潘春阳和廖捷(2021)从外商直接投资(FDI)的角度探讨了马拉松的引资效应,阐释了城市形象和品牌的作用,证明了马拉松能够显著提高举办城市获得的外商直接投资。吴小圆等(2021)认为政府扶持马拉松赛事“官场+市场”的横向联动能够显著促进外商直接投资、增加旅游收入。Gan et al.(2021)采用双重差分方法,探讨了马拉松赛事的经济后果,结果证明举办马拉松赛事能够有效促进举办地旅游产业发展,并增加外部投资。

除了上面提到的三个视角,还有文献试图直接研究马拉松赛事对主办城市经济增长的作用。徐卫华等(2004)最早关注到马拉松对区域经济增长的作用,并以厦门马拉松为例探讨了马拉松赛事对厦门经济增长的影响。姜鑫和姜立嘉(2020)在整理文献资料的基础上,发现马拉松赛事为城市经济增长提供了载体、动力和保障。孙志伟(2021)以扬州鉴真马拉松为例,利用文献资料、案例分析等方法,研究了马拉松对城市经济增长的影响。

已有文献从不同角度探讨了马拉松对主办城市经济增长可能存在的影响,但也存在一些缺陷。首先,现有研究大多停留在个案研究层面,往往将某特定马拉松赛事作为研究对象,缺乏从整体层面对马拉松经济效应的测度,不具有—般性,也难以看出区域间的差异。其次,较少有文献采用具体赛事数据和实证方法对马拉松经济效应进行研究,大多还停留在定性研究层面,这也累及到研究结论的科学性。最后,虽然已有文献从旅游经济、外商投资等角度对马拉松经济效应及其作用机制进行了探讨,但这些研究尚不够深入,马拉松的经济效应及其作用机制仍需进一步探讨。

为此,本文收集整理2008年以来我国各地级市举办马拉松赛事的信息,构建多时点双重差分(DID)模型,实证考察了马拉松赛事对主办城市经济增长的影响及其实现机制。本文的边际贡献可能体现在以下三个方面:

首先,为马拉松的经济“强市”效应提供了新证据。现有关于马拉松经济效应的研究较少,且多为个案研究和定性分析,缺乏整体研究和定量分析。本文收集整理2008年以来我国各地级市举办马拉松赛事的信息,结合地级市层面数据,从整体上对马拉松经济效应进行了较为深入的实证研究,结论更具科学性。

其次,探讨了马拉松经济“强市”效应的新机制。本文拓展了学界对于马拉松经济效应作用机制的研究,围绕基础设施投资、旅游经济、城市品牌等方面,对马拉松经济效应的发生机制进行了深入探讨。

最后,为科学举办马拉松赛事提供了新启示。第一,社会资本参与度的提高将提高马拉松经济效应;第二,只有主办城市经济发展到一定程度时,马拉松经济效应才能显现,盲目追逐“马拉松热”将导致举办质量低、成本回收困难的“赛事诅咒”效应;第三,应积极举办具有地方特色的马拉松赛事,打造赛事品牌,避免“千马一面”。

本文内容结构安排如下:第1部分对马拉松赛事在我国演进历程和特征进行了回顾,并提出了研究假说;第2部分为实证模型构建及其变量说明;第3部分为基准模型回归和稳健性检验;第4部分进行了异质性分析和影响机制分析;最后一部分则是研究结论与政策启示。

1 马拉松赛事演进与研究假说

1.1 马拉松赛事演进

1.1.1 马拉松赛事历程

马拉松的概念最早源于“希波战争”,全程42.915公里,从1896年第一届现代奥林匹克运动会开始设置运行,逐渐在全世界范围内得到传承和推广。20世纪50年代,马拉松正式进入我国,并在1959年全运会上成为正式比赛项目。我国的马拉松真正走向大众,则是在改革开放之后。1981年,北京举办了国内首届国际全程马拉松赛。1988年,北京马拉松开始吸收业余选手参加,马拉松正式面向大众。随后,大连国际马拉松赛、杭州国际马拉松赛、上海国际马拉松赛等马拉松赛事相继举办。进入21世纪以来,厦门国际马拉松、郑开国际马拉松、太原国际马拉松、重庆国际马拉松也先后创办。值得注意的是,虽然该时期马拉松已经走进人民群众生活,但由于马拉松赛事的举办需要经过中国田径协会的严格审批,能够举办马拉松的城市以及举办马拉松的数量都十分有限^①。

近年来,在我国全面推行“放管服”改革背景下,体育部门积极推进赛事审批权改革,马拉松赛事迎来了新的发展机遇。国务院2014年发布《关于加快发

^① 在2014年之前,我国只有少数城市举办过马拉松比赛,其中主要为直辖市、省会城市以及其他综合实力比较雄厚的旅游城市,主要包括北京、上海、重庆、太原、南京、郑州、大连、厦门等。另外,总体认证赛事场数也相对较少,2008年14场、2009年13场、2010年23场、2011年22场、2012年33场、2013年39场、2014年51场。而在2015年,认证马拉松场次骤然跃升至134场。

展体育产业促进体育消费的若干意见》(国发〔2014〕46号,以下简称《意见》)要求放开赛事审批权,鼓励社会力量参与体育产业的建设与发展。随后,国家体育总局积极响应,发布了《体育总局关于推进赛事审批制度改革的若干意见》(体政字〔2014〕124号)。紧接着,在2015年1月3日举办的2014中国马拉松年会暨中国田径协会马拉松委员会代表大会上,中国田径协会宣布全面取消对马拉松赛事的审批,马拉松赛事成为首个被“松绑”的体育赛事。马拉松审批制度“松绑”降低了马拉松赛事门槛,使得任何一个主办和承办主体,只要获得当地赛道管理部门认可,就可以举办马拉松赛事。这项政策的松绑促进了马拉松及相关运动项目的普及与开展,从而拉开了我国“马拉松热”的序幕。

根据中国田径协会2020年发布的《2019中国马拉松大数据分析报告》,2008—2019年间,我国马拉松赛事场次出现非常显著的变化^①。如图1所示,我国全年举办的马拉松场次从2008年的14场激增到2019年的1828场,增长势头十分迅猛^②,尤其是在2015年马拉松审批制度改革后,“马拉松热”席卷全国。2015年马拉松“松绑”前后,我国马拉松赛事场次从2015年的134场增加为2016年的993场,出现井喷式增长,且近年来仍保持较强的增长势头。

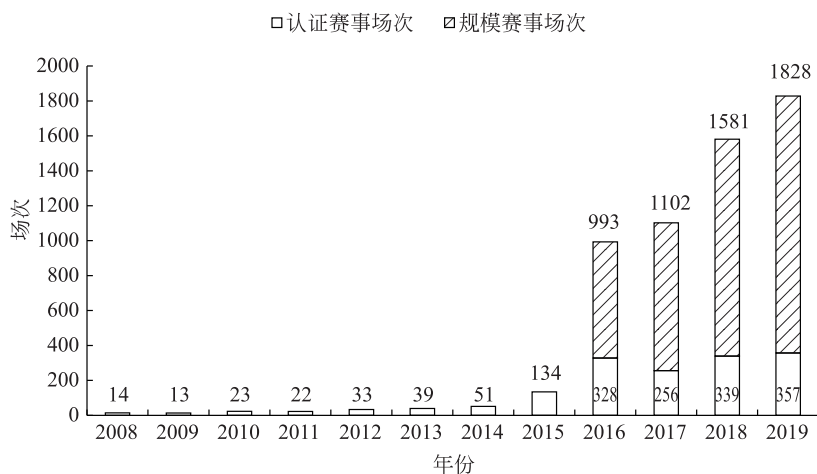


图1 中国城市马拉松赛事统计图(2008—2019)

数据来源:根据中国田径协会《2019中国马拉松大数据分析报告》整理

^① 数据来自 <http://www.athletics.org.cn/news/marathon/2020/0501/346438.html>《2019中国马拉松大数据分析报告》。

^② 对于认证赛事以及规模赛事的区别:马拉松审批制度改革之前,地方政府只有通过中国田径协会的审批之后方能举办马拉松比赛,因此,2015年之前各年举办的马拉松比赛,全部都是经过田径协会认证的赛事。2015年之后,地方在举办马拉松不需要经过中国田径协会认证,只需登记即可,因此,当未认证但是登记过的马拉松到达一定参赛规模之后,称为规模赛事。

1.1.2 我国马拉松赛事特征

首先,我国马拉松赛事具有明显地区差异。2019 年认证马拉松赛事空间分布(表 1)显示:第一,在赛事数量上,东部地区举办了 168 场,占总场次的 47.59%;中部地区举办了 72 场,占总场次的 20.17%;西部地区举办了 103 场,占总场次的 28.85%;东北地区举办了 14 场,占总场次的 3.92%。第二,在赛事等级上,最高级别的 A1 级赛事中,东部地区有 116 场,占 A1 级赛事的 49.78%;中部地区 A1 级赛事 52 场,占 A1 级赛事的 22.32%;西部地区和东北地区分别占 24.03%、3.86%^①。从上述结果来看,我国马拉松赛事存在较大区域差异,东部地区赛事在数量和质量上都高于其他三个地区。

表 1 2019 年认证马拉松赛事分布表(分地区)

区域	A1 级赛事数量	A2 级赛事数量	B 级赛事数量	总计
东部地区	116	40	12	168
中部地区	52	16	4	72
西部地区	56	38	9	103
东北地区	9	3	2	14
全部	233	97	27	357

其次,我国马拉松赛事日益呈现“体育+旅游”的融合发展特征,且部分城市致力于打造具有当地特色的马拉松赛事。从主办城市分布特点来看,旅游城市是当前举办马拉松赛事的主体,国家历史文化名城则是重要组成部分,如北京、上海、西安、苏州、杭州、扬州、郑州、开封、拉萨、福州等著名旅游城市以及国家历史文化名城,是马拉松赛事常设城市。表 2 列举了部分马拉松赛事情况,可以发现部分城市将马拉松赛事与本地旅游资源紧密结合,致力于打造特色赛事。

表 2 特色马拉松赛事汇总表

城市	赛事名称	月份	创办年份	赛事特色
西安	西安城墙马拉松赛	11	1993	古城墙与马拉松赛相结合
扬州	扬州鉴真国际半程马拉松赛	4	2006	鉴真东渡与马拉松相结合
安顺	贵州黄果树国际半程马拉松赛	9	2006	黄果树瀑布旅游景区与马拉松结合
衡水	衡水湖国际马拉松赛	9	2012	衡水湖风光和马拉松赛事相结合
六盘水	凉都·六盘水国际马拉松赛	6	2012	打造“凉都”品牌,举办清凉马拉松
海口	海口沙滩国际马拉松赛	11	2013	沙滩旅游资源与马拉松相结合

^① 根据中国田径协会的赛事分类标准,将认证马拉松赛事分为 A1、A2 和 B 等三类,其中 A1 为最高等级马拉松赛事。

续表

城市	赛事名称	月份	创办年份	赛事特色
长春	长春净月潭森林	6	2015	森林旅游景观与马拉松相结合
泰安	泰山国际马拉松赛	10	2015	泰山旅游和马拉松赛事相结合
黑河	五大连池环火山国际马拉松赛	6	2016	五大连池旅游与马拉松赛相结合
常州	常州西太湖半程马拉松赛	11	2016	西太湖旅游资源与马拉松赛结合
成都	成都“双遗”国际马拉松赛	3	2016	都江堰文化遗产与马拉松相结合
黄石	黄石磁湖国际半程马拉松赛	12	2016	磁湖风光与马拉松相结合
咸宁	咸宁温泉国际马拉松赛	11	2016	温泉旅游资源与马拉松相结合
牡丹江	镜泊湖国际“冰跑”挑战赛	1	2019	冬季冰上马马拉松赛

数据来源:根据中国田径协会网站及各马拉松赛事网站公开信息整理。

最后,我国马拉松赛事还具有商业化运营程度不断提高的特征,尤其是在 2015 年马拉松审批制度改革后,这一特征更加明显。《体育总局关于推进体育赛事审批制度改革的若干意见》等相关文件的出台,在推进审批制度改革的同时,强调发挥市场机制在体育产业发展中的作用,积极引入社会资本承办赛事。因此,作为马拉松赛事“放管服”松绑改革的一个后果,其社会资本参与度和商业化运营程度显著提高。大量专业的路跑运营公司应运而生,与政府和地方体育行政部门通力协作,将马拉松赛事的市场开发越做越大,从而吸引了众多国内外企业和赛事进行合作,使得赛事品牌和企业品牌相互促进、合作双赢,形成了“政府主导、企业参与、市场推动”的良性发展态势(白莉莉和冯晓露,2018)。从图 2 我国马拉松赛事 2014—2019 年主办方的性质统计来看,2015 年马拉松审批制度改革后,政府与企业共同举办的马拉松赛事出现较大幅度提高。

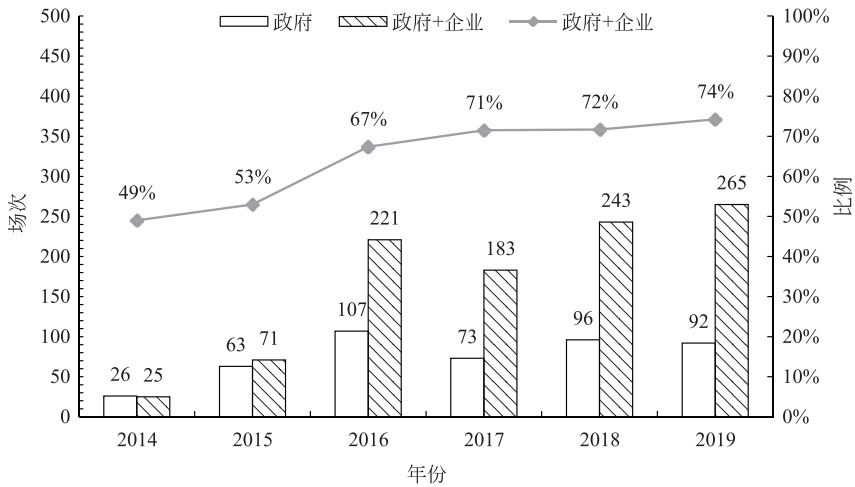


图 2 马拉松赛事举办方性质统计 (2014—2019)

数据来源:根据各马拉松赛事网站公布的信息整理。

1.2 研究假说

随着“马拉松热”的持续,马拉松赛事可能带来的社会、经济效应愈发受到关注,尤其是在各地区“体育强市”战略推进过程中,地方政府纷纷将举办大型体育赛事作为重要抓手,马拉松赛事扮演了重要角色。本文认为,在赛前、赛中和赛后三个阶段,马拉松赛事分别通过基础设施建设、旅游经济以及城市品牌三个渠道产生对主办城市经济增长的“强市”作用。

马拉松赛事的前期筹办过程中,地方政府往往会加强城市基础设施建设力度。一方面,马拉松的举办离不开相对完善的城市基础设施。作为一项大型户外运动,马拉松赛事场地往往是城市主要道路或景观大道,从而参赛者和观众能通过基础设施的建设情况对城市产生直观的印象。因此,作为展示城市魅力、打造城市名片的重要渠道,主办城市会加强赛事相关基础设施投入力度,加强餐饮住宿、轨道交通、媒体通讯、医疗救护、安全保障等基础设施建设,尤其是以马拉松赛道为依托的景观大道建设^①。另一方面,由马拉松赛事带动的基础设施投资,不仅作用于马拉松赛事本身,还会产生“溢出效应”。马拉松线路设计与民生基础设施是紧密融合的,赛事举办地点并非专业场地,而是公共通道道路、景区游览线路等基础设施。因此,城市在筹办马拉松赛事的同时,也会相应完善民生基础设施(王克稳等,2018)。学界普遍认为,城市基础设施的完善,会对城市的经济增长产生正向的促进作用。胡晨光等(2020)证明了大都市带基础设施通过城市规模的中介效应影响城市经济增长。李妍等(2015)基于1997—2013我国31各个省份的面板数据,证明了城市基础设施投资是造成我国区域经济增长差异的原因。因此,本文认为马拉松赛事可能通过基础设施投资促进主办城市经济增长,产生“强市”作用。

赛事举办过程中,会给主办城市带来很多直接的经济效益,主要体现在促进旅游经济上。首先,马拉松赛事是一个动态的、极具号召力的“人文旅游品牌”,旅游与体育结合是城市旅游发展的新动向。在举办马拉松的城市中,很多城市将旅游景点与马拉松赛道相融合,不仅提高了赛事的影响力,还可以为城市旅游空间增加新的旅游节点,从而产生额外的旅游收入(例如:镇宁黄果树半程马拉松、西安城墙半程国际马拉松、黄河口马拉松、苏州环金鸡湖马拉松等)。

^① 援引“南海网”新闻:“儋马”(儋州国际马拉松赛)赛事的路线每年都不相同,且全程设在市区内。五年来,儋州市政府斥巨资,对比赛所经路段进行整修,极大地完善了城市基础设施建设。特别是今年,投资上亿元拓宽了近4公里长的迎宾大道,对一些路段的非机动车道、绿化护栏及路灯等基础设施,进行了全面改造。如今,儋州城市基础设施日新月异,迎宾大道也成了门户和景观大道。http://www.hinews.cn/news/system/2014/12/22/017205084.shtml?wscckey=7ea915afffd601_1487258049

其次,马拉松这类大型赛事可以汇聚来自全国甚至世界各地的跑步爱好者和游客,并通过大量媒体网络的转播,让城市形象和知名度在广阔的空间范围内得到提升,拓展旅游客源市场,刺激旅游经济。最后,围绕马拉松赛事,可以举办工艺、文艺、经济、产业、学术活动,参赛运动员、裁判员、记者、官员、游客的到来会带来更强的消费潜力,为餐饮、住宿、交通、娱乐等产业的发展提供了契机,也给城市提供了新的经济增长点。因此,在马拉松赛事的举办过程中会给城市带来直接的经济效益,而且这些经济效益主要体现在旅游经济上。

马拉松赛事成功举办之后,赛事还有可能通过对城市品牌的塑造进一步促进当地的经济的增长。一方面,举办马拉松赛事是当地政府打造城市品牌的重要手段。在全球经济一体化的背景下,城市之间的竞争进入白热化阶段,为了走差异化竞争道路,国内外的一些城市开始将眼光聚焦到大型体育赛事,试图通过发展体育赛事产业,建立赛事与城市之间的品牌关联,提升城市品牌的知名度、美誉度和竞争力。作为在国内关注度逐渐提高的大型体育赛事,马拉松对于主办城市品牌的塑造可能有比较强的促进作用。另一方面,马拉松赛事所塑造的城市品牌,将使得主办城市在吸引投资、引进人才等方面有更强的竞争力。马拉松赛事的成功举办需要协调各方与全面动员,要求主办城市政府拥有非常强的组织力和号召力,这实际上向投资者传达了该地方政府是“有为政府”的市场信号,一定程度上缓解了企业投资决策中面临的信息不对称。同时,通过赛事转播以及多渠道的宣传,马拉松赛事还将全方位展示城市基础设施建设状况、自然环境、城市精神风貌等,向潜在投资者传递当地投资环境的诸多正面信息。因此,马拉松赛事可能通过对城市品牌的打造,对主办城市经济增长产生正向的促进作用。

在上述赛前基础设施投资、赛中旅游经济发展以及赛后城市品牌塑造等因素的共同作用下,提出本文的核心研究假说:

假说: 马拉松赛事举办,对主办城市经济增长具有正向“强市”作用。

2 模型构建与变量说明

2.1 模型构建

本文的研究属于经济增长领域,而该领域经典的实证模型为 Mankiw et al. (1992)提出的人力资本增广型增长模型。为研究马拉松赛事对主办城市经济发展的影响,本文在 Mankiw 模型的基础上,将核心解释变量 marathon 引入模型之中,从而得到实证模型:

$$gy_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{marathon}_{it} + \beta_2 \ln(y_{i,t-1}) + \beta_3 \ln s_{it} + \beta_4 \ln(n_{it} + g_{it} + \delta_{it}) + \beta_5 \ln(hc_{it}) + \sum \beta_k X_{it} + \varphi_i + \varepsilon_t + e_{it} \quad (1)$$

其中, gy_{it} 表示在 t 时期 i 地区的实际经济增长率。经济增长趋同文献强调,经济体的初始产出越高,随后的经济增速就越低,由此可见经济体初始的经济水平或者经济基础会影响经济增长率,因此,本文在模型中加入了期初人均生产总值 $y_{i,t-1}$ 作为控制变量。除此之外,式(1)中还包含了Mankiw模型里一系列刻画经济增长的控制变量: s_{it} 表示宏观储蓄率; n_{it} 表示人口增长率; g_{it} 表示技术进步率; δ_{it} 表示折旧率; hc_{it} 表示人力资本; φ_i 表示城市固定效应; ε_t 表示年份固定效应。除了经典模型中的控制变量,还将城市层面的其他经济指标 X_{it} 也纳入模型中作为控制变量。 e_{it} 表示随机扰动项。

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量

被解释变量为2008—2019年间地级市的实际经济增长率。之所以选取2008—2019年作为样本区间,原因在于2008年全球金融危机爆发之后,我国经济发展进入后危机时代,经济发展情况与危机之前有系统差异,而2020年新冠疫情的爆发,对我国经济增长产生了显著的冲击。因此,选取2008—2019年的经济发展数据可以排除这些因素的干扰。

2.2.2 核心解释变量

核心解释变量为城市举办马拉松的虚拟变量(marathon),有两种不同的设计思路:

首先,在整理地级市赛事数据基础上发现,不是所有的城市在举办第一届马拉松之后,往后年份每年都举办马拉松赛事,而会出现断断续续的情形,从而存在样本在实验组和控制组间跳跃的情况,不能很好地满足DID模型要求^①。为了避免此类错误的发生,本文基准回归中仅保留连续举办马拉松赛事的样本,构建指标 marathon_1_{it} 。其含义为城市 i 在 t 年举办马拉松赛事,且以后每年连续举办,则 marathon_1_{it} 在当年及以后各年都取1;否则为0。

其次,考虑到马拉松赛事可能具有一定的累积效应,即某城市举办马拉松的历史越长,则该城市的马拉松赛事的知名度越高、规模越大、运营模式更成熟,从而该城市马拉松带来经济增长的“强市”效应越明显^②。因此,本文构建

① 比如山东省临沂市在2014、2015年举办马拉松,而在2016、2017年停办,在2018、2019年又重新举办马拉松比赛。浙江省丽水市2017年马拉松赛事因当地偶发地质灾害而取消,往后年份重新举办。

② 厦门马拉松、大连马拉松等国内第一批举办的马拉松赛事,其比赛规模和知名度远高于最近几年才刚刚开办的马拉松赛事,其所带来的经济社会影响应当更强。

了解释变量 marathon_2 , 其含义为: 根据城市 i 截至年份 t 累计举办过马拉松赛事的年份数量对 marathon_2_{it} 进行赋值, 将其取值为连续型变量 $1, 2, 3, \dots, n$ 。

2.2.3 控制变量

本文控制了以下变量。人均实际 GDP (y_{it}): 基于各省份的当年价格指数, 以 2007 年作为基准, 将《中国城市统计年鉴》中汇报的人均 GDP 平减之后获得; 储蓄率 (s_{it}): 在支出法核算 GDP 的恒等式中, 储蓄等于投资, 采用支出法核算的 GDP 形成率, 即全社会固定资产投资总额占 GDP 的比率来衡量; 人口增长率、技术进步率以及折旧率 ($n_{it} + g_{it} + \delta_{it}$): 通过公布的历年人口自然增长率来表示, 并参考 Islam (1995)、Mankiw et al. (1992) 的经典做法, 将技术进步率 g_{it} 以及折旧率 δ_{it} 之和设定为 0.05。尽管这样设定有些主观, 但考察经济增长相关文献, 重置这个设定并不会对实证结果产生显著的实质性影响 (林建浩, 2011; 王贤彬和周海燕, 2016); 人力资本 (hc_{it}): 考虑到数据可得性, 本文用城市中每万人中在校大学生人数来衡量。同时, 本文也控制了其他城市层面经济指标 (刘瑞明和赵仁杰, 2015), 包括社会消费品销售额 (con): 用当年该市社会消费品销售额占市辖区 GDP 的比重来表示; 外商直接投资 (fdi): 用当年实际使用的外商直接投资占该年度 GDP 的比重衡量; 政府一般公共预算支出 (gov_ex): 用该年度政府一般公共预算支出占当年 GDP 比重衡量; 产业结构 (industry): 用该年度第三产业和第二产业增加值之比表示。上述数据均来自《中国城市统计年鉴》以及《中国区域经济统计年鉴》。

2.3 描述性统计

本文选取了 2008—2019 年全国 333 个地级行政区数据作为初始样本, 按以下步骤分别进行剔除处理: 为了尽可能消除实验组和对照组之间的系统性差异, 在全样本中剔除了少数民族自治州 (盟、旗), 只保留地级市数据; 剔除缺失数据过多而且无法补齐的地级市样本; 考虑到山东莱芜市于 2019 年变为山东济南的市辖区, 青海省海东市 2013 年正式成为地级市等, 为了保证样本的前后一致性, 删除此类前后行政级别不一致的样本, 最终保留 281 个地级市作为研究样本; 为了消除极端值的影响, 对涉及的连续型变量在 1% 和 99% 分位点上进行缩尾处理。

各地级市举办马拉松的情况的数据来自中国田径协会官网 (<http://www.athletics.org.cn/>), 并通过查询各马拉松赛事网站以及相关新闻报道对赛事具体信息予以核实。地级市层面的经济发展指标数据均来自国家统计局公布的《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》, 并用 EPS 数据库进行查补。表 3 展示了主要变量的描述性统计结果。从变量 marathon_2 的情况可见, 其最

大值为 12,说明存在城市样本在样本期内(2008—2019)每年都举办马拉松赛事。同时其最小值为 0,说明存在从来没有举办过马拉松赛事的城市。这体现了不同城市在是否举办马拉松赛事上存在明显的差异性。

表 3 主要变量描述性统计

变量名称	变量定义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
gy	GDP 增速	2663	10.05	4.086	1.220	19.70
marathon_1	马拉松举办的虚拟变量	2664	0.198	0.398	0	1
marathon_2	马拉松举办累计年份数	2664	0.712	1.845	0	12
$\ln(y)$	人均 GDP 取对数	2664	10.12	0.563	8.431	12.00
$\ln(hc)$	每万人在校大学生取对数	2664	5.703	0.996	3.214	7.453
lns	总体宏观储蓄率取对数	2664	0.105	0.567	-1.174	1.110
$\ln(n+g+\delta)$	人口增长、技术进步、折旧率	2651	-2.890	0.0870	-3.081	-2.687
lncon	社会总体消费占 GDP 比重取对数	2664	-0.418	0.462	-1.515	0.459
lnfdi	外商直接投资占 GDP 比重取对数	2664	-3.933	1.432	-7.218	0
lngov_ex	政府一般公共预算支出比重取对数	2664	-1.443	0.559	-2.666	-0.334
industry	第三产业与第二产业增加值之比	2664	1.046	0.547	0.352	2.855

3 实证结果与稳健性检验

3.1 基准模型回归结果

表 4 报告了模型(1)的全样本回归结果。表 4 第(1)~(3)列表示以虚拟变量 marathon_1 作为核心解释变量的结果:从第(1)列可以看出,在不加入任何控制变量的情况下,核心解释变量 marathon_1 对主办城市 GDP 增速的回归系数在 1%的显著性水平上显著为正;第(2)列放入 Mankiw 增长模型中的控制变量之后,marathon_1 对主办城市 GDP 增速的回归系数仍在 1%显著性水平下显著为正,并且有所提高;第(3)列中加入了城市层面其他控制变量后,核心解释变量 marathon_1 的系数仍显著为正。因此,马拉松赛事能够对主办城市的经济增长产生正向的“强市”效应。进一步探讨马拉松赛事累计举办年份对主办城市经济增长的影响,第(4)~(6)列为马拉松赛事累计举办年份的连续变量 marathon_2 作为核心解释变量的回归结果:第(4)列未放入任何控制变量情况下,marathon_2 对城市 GDP 增速的回归系数在 1%显著性水平下显著为正;第(5)~(6)列为加入控制变量之后的情况,结果同样显著。这说明累计举办年份越多,马拉松赛事对主办城市经济增长的促进作用越明显。以上回归结果与预期基本一致,说明马拉松赛事的举办对主办城市的经济增长具有正向“强市”作用,并且这种作用随着赛事累计举办年份的增加而增强。

表 4 马拉松赛事对主办城市经济增长的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
marathon_1	0. 865 *** (0. 272)	0. 881 *** (0. 278)	0. 763 *** (0. 273)			
marathon_2				0. 293 *** (0. 078)	0. 299 *** (0. 080)	0. 231 *** (0. 080)
$\ln(y_{i,t-1})$		-1. 701 *** (0. 582)	-3. 226 *** (0. 685)		-1. 775 *** (0. 568)	-3. 236 *** (0. 678)
lns		0. 477 (0. 329)	0. 661 ** (0. 303)		0. 486 (0. 329)	0. 657 ** (0. 306)
$\ln(hc)$		-0. 288 (0. 260)	-0. 024 (0. 250)		-0. 170 (0. 254)	0. 058 (0. 247)
$\ln(n+g+\delta)$		1. 892 * (1. 070)	1. 223 (1. 039)		-0. 170 (0. 254)	0. 838 (1. 071)
lncon			-3. 154 *** (0. 601)			-2. 984 *** (0. 602)
lnfdi			0. 011 (0. 122)			0. 004 (0. 123)
lngov_ex			-0. 584 (0. 370)			-0. 577 (0. 367)
industry			-0. 884 ** (0. 397)			-0. 917 ** (0. 400)
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	9. 879 *** (0. 054)	33. 906 *** (6. 550)	44. 900 *** (7. 659)	9. 841 *** (0. 055)	32. 380 *** (6. 547)	43. 490 *** (7. 707)
N	2663	2429	2429	2663	2429	2429
adj. R ²	0. 521	0. 543	0. 561	0. 524	0. 545	0. 562

注：*、**、*** 分别表示结果在 10%、5%、1%置信水平显著，括号中为标准误，标准误聚类到城市层面。下表同此。

3.2 稳健性检验

3.2.1 平行趋势检验

双重差分回归的一个重要前提就是处理组和控制组具有共同趋势性,即在政策发生的之前,处理组和控制组本身不存在明显的趋势差异。本文采取事件分析法进行平行趋势检验。如果某城市*i*在第*t*年第一次举办马拉松比赛,则举办前一年的虚拟变量marathon_{*i,t-1*}在*t-1*年取值为1,后一年的虚拟变量marathon_{*i,t+1*}在*t+1*年取值为1。同样可以定义举办前两年marathon_{*i,t-2*}、前三年

$\text{marathon}_{i,t-3}$; 后第二年 $\text{marathon}_{i,t+2}$ 、后第三年 $\text{marathon}_{i,t+3}$ 、后第四年 $\text{marathon}_{i,t+4}$ 、后第五年 $\text{marathon}_{i,t+5}$ 。此外,对于首次举办前三年之前的情况,均归并至前三年,同理,首次马拉松举办后第五年之后的情况,归并至第五年。为了避免多重共线性问题,参考彭飞等(2020)的做法,以举办事件发生前第四年为基准(benchmark)。表达式如下:

$$gy_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^8 \sum_{j=-3}^5 \beta_k \text{marathon}_{i,t+j} + \sum \beta_l X_{it} + \varphi_i + \varepsilon_t + e_{it} \quad (2)$$

从图3中可以明显地看出,在首次举办马拉松之前,解释变量 marathon 的系数与0没有显著差别,而在首次举办马拉松及之后年份,其系数显著异于0。总的来说,可以认为处理组和控制组在首次举办马拉松赛事前具有相同的趋势。

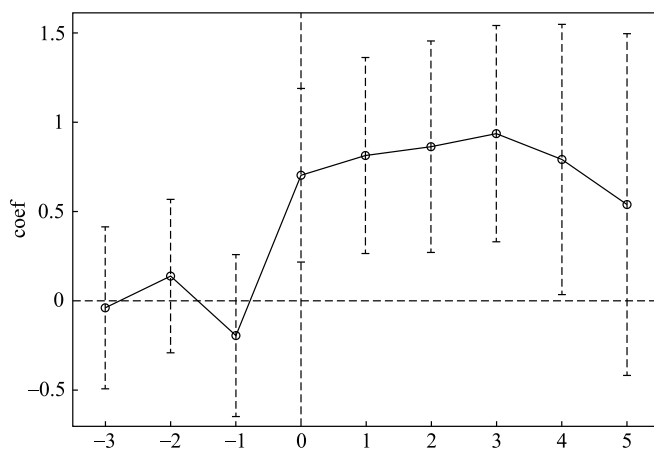


图3 平行趋势检验

3.2.2 安慰剂检验

进一步地,采用随机生成的首次举办马拉松比赛时间来进行安慰剂检验(Ferrara et al., 2012)。图4展示了进行1000次蒙特卡洛模拟得到的“错误”的估计系数分布,垂直的实线表示的是“真实”的估计系数。图4的结果表明,模拟的回归系数服从正态分布并且均值接近与0,远低于真实的估计系数。这说明样本抽样差异或者未观测到的地区因素几乎不会对基准回归结果产生影响,处理组与对照组之间满足平行趋势要求。

3.2.3 排除样本选择偏差

对本文结论稳健性的一个威胁是可能存在的样本选择偏差问题,即举办马拉松赛事的城市并非随机,而与城市本身特点息息相关。已有研究表明,大型体育赛事对举办地经济基础有一定要求,马拉松“热”的形成与地区经济发展水

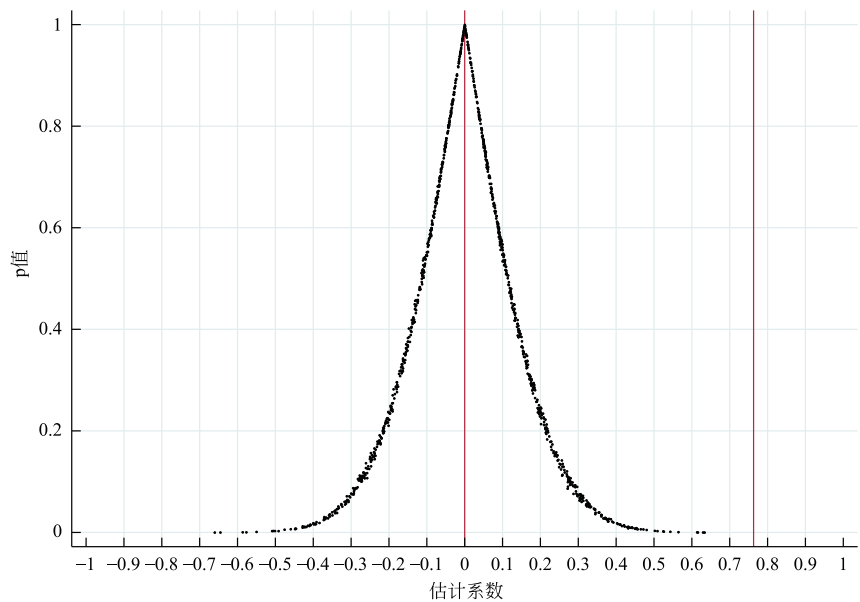


图 4 安慰剂检验

平是呈正相关的,马拉松赛事一定程度上是“社会经济晴雨表”(邢金明等,2017),是否举办马拉松赛事以及赛事举办规模本身就受到经济发展水平的影响,因此可能存在由于样本选择偏差导致估计偏误。为了排除此类样本选择偏差问题,本文采取倾向得分匹配+双重差分法(PSM-DID)进行稳健性检验。现有文献已经证明,经济发展水平、社会消费水平、固定资产投资、第三产业的发展状况、政府财政能力对于城市是否举办马拉松具有重要的影响(杨雪和陈恒,2020)。因此,本文选取人均 GDP、社会商品零售额、固定资产投资额、第三产业增加值、政府一般公共预算支出作为协变量,将举办过马拉松赛事的样本作为处理组,没有举办过马拉松赛事的样本作为对照组,逐年按照 1:2 的比例进行近邻匹配,并使用匹配后的样本重新进行回归,结果如表 5 所示。表 5 第(1)列表示不放入控制变量的情况,第(2)列表示放入控制变量后的情况。回归结果显示,在进行倾向得分匹配之后,马拉松赛事对主办城市经济增长的“强市”效应依然存在。

表 5 稳健性检验 3:PSM-DID 回归结果

	(1)	(2)
marathon_1	0.878*** (2.750)	0.880*** (2.883)
控制变量	N	Y

续表		
	(1)	(2)
城市固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
常数项	18.671 ** (2.323)	27.315 *** (3.352)
N	2380	2340
adj. R ²	0.609	0.622

3.2.4 调整研究样本层级

考虑到大多数马拉松赛事的举办地点为市辖区,因此马拉松赛事对主办城市经济增长的影响可能主要在市辖区层面。作为稳健性检验,本文将研究样本调整为地级市全市层面,进一步探讨马拉松赛事对主办城市全市经济增长的影响。结果如表 6 所示,表 6 第(1)~(2)列为采用 marathon_1 作为解释变量的回归结果,其系数在 10%水平下显著为正,但系数相比于采用市辖区层面样本有所下降,且显著性水平降低;第(3)~(4)列为采用 marathon_2 作为解释变量的回归结果,其系数分别在 1%和 5%的水平下显著,但系数相较于市辖区层面样本同样有所下降。以上回归结果进一步印证了马拉松赛事对主办城市经济增长的正向“强市”作用。

表 6 稳健性检验 4:调整研究样本层级

	(1)	(2)	(3)	(4)
marathon_1	0.409 * (1.836)	0.330 * (1.795)		
marathon_2			0.146 *** (2.815)	0.155 ** (2.302)
控制变量	N	Y	N	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	10.107 *** (111.057)	30.064 *** (5.483)	10.088 *** (128.028)	29.427 *** (5.322)
N	2583	2583	2583	2583
adj. R ²	0.488	0.488	0.489	0.489

3.2.5 替换核心解释变量

在核心解释变量的构建中发现,某些城市并非在举办了首届马拉松后每年都会连续举办马拉松赛事,而可能出现断断续续的情况,这导致样本期内城市在处理组和控制组间跳跃,不符合 DID 模型要求,因此基准结果删除了没有持

续举办的城市样本。但考虑到马拉松赛事对主办城市经济增长的影响具有持续性,同时赛事举办前后动态效应检验表明,马拉松赛事对主办城市经济增长效果影响当年及之后 4 年,为避免估计偏误,本文将赛事中止举办 4 年内的样本也纳入实验组,将举办当年及之后 4 年都设定为 1,从而构建变量 `marathon_3`。进一步地,本文还用反映当年实际是否举办马拉松的虚拟变量 `marathon_4`(当年举办为 1,否则为 0)进行稳健性检验。根据各地区马拉松赛事的实际情况可以发现,多数城市当年并非只举办一场赛事,而是举办多场。由于举办的场次不同,对当地产生的经济效果也会存在差异,为此本文用当年实际举办场次(`frequency`)作为被解释变量进行稳健性检验。最后,虽同为马拉松赛事,但不同城市马拉松赛事的规模有明显差别,部分马拉松赛事高达数十万人,而部分赛事仅有一万人规模。显然,不同规模的赛事的经济效应会存在差别,为了探讨赛事规模的差别对主办城市经济增长的“强市”作用差异,本文使用马拉松赛事的实际参赛人数 `athletes` 作为核心解释变量重新回归。

结果如表 7 所示,第(1)~(2)列为考虑赛事效应持续时间的结果,可以发现马拉松赛事对经济增长的刺激作用依然显著存在;第(3)~(4)列表示以实际举办情况回归的结果,结果仍然稳健;第(5)~(6)列为将当年实际举办场次作为解释变量的回归结果,系数显著为正,这表明当年赛事举办场次更多,其产生的经济“强市”效应也会更明显;第(7)~(8)列为以马拉松赛事参赛人数(`athletes`)作为解释变量的回归结果,系数显著为正,表明大规模赛事会对当地经济增长产生更为明显的“强市”效应。

表 7 稳健性检验 5: 替换核心解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	考虑持续时间		实际是否举办		当年举办场次		当年举办规模	
<code>marathon_3</code>	0.660 *** (0.243)	0.559 ** (0.242)						
<code>marathon_4</code>			0.736 *** (0.214)	0.635 *** (0.210)				
<code>frequency</code>					0.386 *** (0.087)	0.298 *** (0.087)		
<code>athletes</code>							0.095 *** (0.029)	0.081 *** (0.029)
控制变量	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	9.901 *** (0.063)	17.126 *** (2.970)	9.907 *** (0.048)	17.175 *** (2.952)	9.946 *** (0.058)	14.953 *** (3.242)	9.869 *** (0.055)	15.196 *** (3.399)
<i>N</i>	3371	3358	3371	3358	2663	2650	2663	2650
adj. <i>R</i> ²	0.519	0.530	0.520	0.530	0.520	0.531	0.521	0.532

3.2.6 其他稳健性检验

为进一步保证结果的稳健性,本文还从以下三个方面进行稳健性检验。

首先,排除竞争性假说。考虑到样本期内,某些城市除了举办过马拉松赛事,还举办过如全运会、亚运会、大运会、体育联赛(中超、CBA)等其他大型体育赛事,不可否认这些大型体育赛事同样可能会产生一定经济影响,从而干扰对马拉松赛事的经济效应识别。为了排除其他大型体育赛事的影响,本文将样本期内举办过其他大型体育赛事的城市样本剔除,回归结果如表 8 的第(1)~(2)列所示。可以看出,在排除了其他大型体育赛事对回归结果的干扰后,马拉松赛事对主办城市经济增长的正向“强市”作用仍然存在。其次,排除时间趋势的干扰。为了消除不同地区的时间趋势对实证结果的干扰,本文在基准回归模型基础上加入省份×年份的交互项,结果如表 8 的第(3)~(4)列所示,结果仍显著。最后,调整聚类方式。在基准回归当中,本文采用聚类到城市进行稳健估计,而样本方差可能因省份而产生差别,为此将标准误聚类到省份层面,如表 8 第(5)~(6)列所示,回归结果依然稳健。

表 8 其他稳健性检验汇总表

	排除竞争性假说		考虑时间趋势		调整聚类方式	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
marathon_1	0.573 ** (2.318)		0.547 ** (0.238)		0.760 ** (0.296)	
marathon_2		0.214 *** (3.341)		0.177 *** (0.066)		0.224 ** (0.086)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份×年份	N	N	Y	Y	N	N
常数项	32.489 *** (5.845)	30.284 *** (5.618)	10.974 *** (4.094)	9.774 ** (4.136)	15.324 *** (4.135)	13.859 *** (4.061)
N	2257	2257	2615	2615	2650	2650
adj. R ²	0.518	0.523	0.636	0.636	0.532	0.533

4 异质性与影响机制分析

4.1 异质性分析

4.1.1 马拉松审批制度改革前后的异质性分析

国家体育总局发布的《体育总局关于推进赛事审批制度改革的若干意见》

(体政字[2014]124号)明确要求放开赛事审批权,鼓励社会力量参与体育产业的建设与发展。2015年1月3日,中国田径协会宣布全面取消马拉松赛事审批,马拉松赛事由此成为体育产业“放管服”改革背景下首个被“松绑”的体育赛事。马拉松赛事审批制度改革带来以下两方面的重要后果。

一方面,马拉松赛事商业化运营程度明显提高。在赛事审批权取消前,马拉松赛事是由中国田径协会审批,地方政府主办,相关体育部门协办。大量马拉松及相关运动资源都被控制在政府和相关体育部门手中,由此引发的门槛高、审批复杂、规格小等问题,致使社会资本参与度不高,商业化运营程度较低。2015年推行的审批制度改革强调市场机制在体育产业发展中的作用,积极引导社会资本承办体育赛事。马拉松赛事从先前的“政府搭台,企业唱戏”发展成为“政府企业一起搭台,共同唱戏”。因此,作为马拉松赛事审批制度改革的一个后果,马拉松赛事商业化运营程度提高,从而可能产生更多经济效益。

另一方面,地方政府利用马拉松赛事活跃城市经济的动机增强。中国最早举办马拉松赛事的城市主要为综合实力较强的一二线城市,2015年马拉松审批制度改革以来,很多三线、四线甚至是五线城市都开始举办马拉松赛事,而且这一趋势仍在持续。这说明马拉松审批制度改革让各城市在赛事举办上有更多自主权,越来越多的城市可以利用马拉松赛事来打造城市名片,提升城市功能,推动城市经济增长。因此,作为马拉松赛事审批制度改革的另一个后果,地方政府通过举办赛事活跃城市经济,发挥其“强市”作用的动机更强。

综合2015年马拉松赛事审批制度改革带来的商业化运营程度提高以及地方政府“强市”动机增强两种后果,2015年后马拉松赛事对主办城市经济增长的促进作用可能更为明显。为验证该推测,以2015年作为分界点,设置虚拟变量 $time\_2015$ (2015年及之后年份为1,否则为0),并将其与 $marathon\_1$ 交互项放入基准模型中。同时,考虑到马拉松赛事作为一项大型体育赛事,其筹办周期较长,在马拉松审批制度改革的当年,地方政府可能无法立刻作出反应。因此,本文设置虚拟变量 $time\_2016$ (2016年之后取值为1,否则为0)。回归结果如表9所示。

根据表9第(1)~(2)列结果显示,交互项系数显著为正,这说明2015年及之后马拉松赛事对主办城市经济增长的正向“强市”作用更为显著。第(3)~(4)结果显示,交互项系数同样显著为正,说明在考虑赛事筹办周期和地方反应时间之后,结果仍保持一致。上述结果表明,马拉松赛事审批制度改革降低了赛事举办的制度“门槛”,提升了马拉松赛事商业化运营程度,并激发了地方政府利用马拉松赛事活跃当地经济的动机,这些都使得马拉松赛事对主办城市经济增长的正向“强市”作用显著增强。

表 9 马拉松审批制度改革的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	以 2015 年为界		以 2016 年为界	
marathon_1	0.288 ** (2.317)	0.243 * (1.873)	0.406 ** (2.004)	0.445 ** (2.224)
marathon_1×time_2015	0.399 *** (2.832)	0.353 * (1.947)		
marathon_1×time_2016			0.263 ** (2.423)	0.250 * (1.792)
控制变量	N	Y	N	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	17.652 *** (3.155)	15.263 *** (3.239)	17.848 *** (3.150)	15.352 *** (3.235)
N	2650	2650	2650	2650
adj. R ²	0.523	0.532	0.523	0.532

4.1.2 不同经济区域的异质性分析

大型体育赛事举办与城市经济增长之间的关系并非与生俱来的,举办大型体育赛事不一定能有效推动城市经济的增长。大型体育赛事的举办需要投入较大的人力、物力、财力,对城市综合实力和管控力度要求较高,只有当城市发展到一定程度时,大型体育赛事的举办才能为城市经济注入动力。我国长期存在地区间发展不平衡的问题,不同地区的城市间在经济发展水平、城市管理水平、市场规模和政府财力等方面存在较大差异,可能导致马拉松赛事的“强市”作用在不同地区间的表现有所不同。为此,本文将我国划分为东部、中部、西部、东北四个地区^①,在基准回归的基础之上,引入城市所处地区虚拟变量 area,从而构造下式:

$$gy_{it} = \beta_0 + \beta_1 marathon_{it} + \beta_2 area_{it} + \beta_3 (marathon_{it} \times area_{it}) + \sum \beta_k X_{it} + \varphi_i + \varepsilon_t + e_{it} \quad (3)$$

该模型以东部地区作为截距项,因此主效应项 marathon_1 或 marathon_2 的系数(β_1)表示马拉松赛事对东部地区主办城市经济增长的影响,从而中部、西部和东北地区与马拉松赛事交互项的系数(β_3)可视为其与东部地区的差异,回归结果如表 10 所示。

从表 10 可以看出,从东部地区情况看,马拉松赛事可以显著促进东部地区主办城市的经济增长,且累计举办年份越多,该效应愈发明显;从中部地区情况

^① 对我国东部、中部、西部以及东北部地区的划分,根据国家统计局公布的划分标准。

看,其与马拉松赛事交互项的系数显著为正,说明马拉松赛事对中部地区主办城市经济增长的影响略微大于东部地区;从西部地区情况看,其与马拉松赛事交互项系数显著为负;与西部地区类似,东北地区与马拉松赛事交互项的系数也显著为负,说明相较于东部地区,马拉松赛事对西部地区和东北地区主办城市经济增长的“强市”作用较小。值得注意的是,第(1)列东北地区交互项系数(-1.522)与作为基准的东部地区系数(1.092)之和小于0,第(3)列东北地区交互项系数(-0.334)与作为基准的东部地区系数(0.318)之和同样为负。这说明马拉松赛事对东北地区主办城市经济增长非但没有正向“强市”作用,甚至还存在一定负向影响,本文将之称为“赛事诅咒”效应。

“赛事诅咒”效应的出现,进一步说明并非所有城市举办马拉松都会对当地经济增长有促进作用。在城市发展程度较低的地区,盲目追逐热度而举办马拉松不仅不能有效促进当地城市经济,反而可能累及其经济增长。

表 10 不同经济区域马拉松效果的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
marathon_1	0.961 *** (0.250)	0.726 *** (0.248)		
marathon_2			0.318 *** (0.060)	0.257 *** (0.061)
marathon_1×中部地区	0.647 * (0.344)	0.843 ** (0.337)		
marathon_1×西部地区	-0.613 * (0.388)	-0.388 * (0.385)		
marathon_1×东北地区	-1.522 ** (0.757)	-1.090 * (0.763)		
marathon_2×中部地区			0.173 ** (0.082)	0.165 ** (0.082)
marathon_2×西部地区			-0.217 ** (0.103)	-0.197 ** (0.100)
marathon_2×东北地区			-0.334 * (0.199)	-0.236 * (0.200)
控制变量	N	Y	N	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	17.646 *** (3.158)	15.155 *** (3.243)	15.621 *** (3.188)	13.702 *** (3.258)
N	2650	2650	2650	2650
adj. R ²	0.525	0.534	0.527	0.535

4.1.3 赛事特征异质性分析

在我国马拉松赛事中,部分城市将当地旅游资源与马拉松赛事相结合,打造特色马拉松赛事。具体包括与名胜古迹(如西安城墙马拉松、成都双遗马拉松)、自然风光(六盘水“凉都”马拉松、海口沙滩马拉松、镜泊湖冰上马拉松)、历史文化(绍兴鲁迅文化跑、扬州鉴真马拉松)等旅游资源相结合的特色马拉松赛事。相较于常规马拉松赛事,具有当地特色的马拉松赛事更能吸引外界的关注(石春健等,2016),尤其在各城市竞相举办马拉松赛事的当下,要想在纷繁复杂的赛事中脱颖而出,打造独有的赛事品牌,从而更好地发挥其经济效应,就需要结合当地的特色资源,避免同质化的竞争(曹慧民等,2021)。

为探讨特色马拉松赛事对主办城市经济增长的作用,本文设置虚拟变量 special,当马拉松赛事为符合上述特征的特色马拉松赛时, special 取值为 1,否则为 0。将特色马拉松赛事虚拟变量与核心解释变量交互项放入基准模型中,结果如表 11 所示。表 11 第(1)~(2)列交互项的系数显著为正,表明特色马拉松赛事对主办城市经济增长的刺激作用更强;第(3)~(4)列为特色马拉松赛事与累计举办年份数交互的结果,仍然支持以上结论。上述结果表明,特色马拉松赛事对主办城市经济增长的正向“强市”作用更强。因此,城市举办马拉松赛事时,应适当结合当地旅游资源打造特色马拉松,避免“千马一面”。

表 11 赛事特征的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
marathon_1	0.584 * (0.301)	0.472 (0.299)		
marathon_2			0.218 *** (0.083)	0.170 ** (0.083)
marathon_1×special	1.020 ** (0.409)	1.094 *** (0.399)		
marathon_2×special			0.273 ** (0.122)	0.249 ** (0.125)
控制变量	N	Y	N	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	18.258 *** (3.368)	15.562 *** (3.396)	16.201 *** (3.426)	14.119 *** (3.451)
N	2650	2650	2650	2650
adj. R ²	0.524	0.534	0.526	0.534

4.2 影响机制探讨

马拉松赛事对主办城市经济增长的正向“强市”作用通常是综合性的,本文将这种综合性的影响分解为赛前、赛中和赛后三部分,从而探讨其影响机制。赛前,赛事主办城市通常要进行比较大力度的基础设施改造和提升工程,而基础设施投资可能促进城市经济增长;赛中,众多参赛人员和观众来主办城市旅游、娱乐、住宿、购物等,因而可能通过旅游经济拉动经济增长;赛后,马拉松赛事的成功举办,还可能会打造靓丽的城市名片,对主办城市吸引企业入驻、引致市外投资等方面产生深远影响,本文将其称为“城市品牌”效应。

4.2.1 基础设施

大型体育赛事作为城市宣传自身发展成就和精神文明风貌的重要窗口,同时也是提升城市影响力的重要平台,在体育赛事举办前,地方政府有动机进行基础设施投资。马拉松作为大型户外赛事,其赛道往往穿越城市的主要区域,相比于固定场所的体育赛事,更能全方位地展示城市风貌(王克稳等,2018)。已有文献发现,基础设施投资是城市经济增长的重要动力(李妍等,2015;胡晨光等,2020)。因此,马拉松赛事可能会从引致主办城市增加基础设施投资,从而起到推动城市经济增长的“强市”作用。

为验证该机制,本文构造实证模型(4)、(5),其中 middle 表示中介变量,此处将其设定为了城市固定资产投资^①、城市建设维护费用支出以及人均城市道路面积。同时,考虑到基础设施投资往往发生在赛事举办前,因此,对于中介变量滞后一期处理。

$$\text{middle}_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 \text{marathon}_{it} + \sum \beta_k X_{it} + \varphi_i + \varepsilon_t + e_{it} \quad (4)$$

$$\text{gy}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{marathon}_{it} + \gamma_2 \text{middle}_{i,t-1} + \sum \gamma_k X_{it} + \varphi_i + \varepsilon_t + e_{it} \quad (5)$$

根据实证模型(4)、(5)进行两步法回归,回归结果如表12所示。表12第(1)~(3)列为中介变量作为被解释变量的回归结果,第(4)~(6)列为将中介变量放入基础回归后的结果。

首先,将固定资产投资作为中介变量进行回归,其结果如表12第(1)、(4)列所示。在第一步回归中,马拉松赛事对主办城市固定资产投资在5%的显著性水平下显著为正,这说明赛事举办显著促进了城市固定资产投资。在第二步检验中,将固定资产投资放入基准模型后发现,固定资产投资对经济增长的系数显著为正,马拉松对城市经济增长的效应下降,但仍显著为正。这说明了马

^① 由于城市基础设施投资的数据缺失较多,因此,这里选择用城市固定资产投资的数据作为替代。考虑到城市基础设施投资是固定资产投资的一部分,基础设施投资的变化会反映在固定资产投资上。

拉松赛事可能会通过促进固定资产的投资从而拉动经济增长。

其次,将维护建设费用支出作为中介变量进行回归,其结果如表 12 第(2)、(5)列所示。在第一步回归中,城市马拉松对城市维护建设费用支出的系数在 5% 的显著性水平下显著为正。在第二步回归加入中介变量之后,城市马拉松对于经济增长的影响下降,但仍显著为正,同时维护建设费用支出系数也显著为正。这说明了城市马拉松可能会通过城市维护建设费用支出来影响经济增长。

最后,将人均城市道路面积作为中介变量放入模型当中,如表 12 第(3)、(6)列所示。结果显示,不论是第一步回归还是第二步回归,其系数都不显著。这一结果可以解释为,马拉松赛事往往在城市已有道路上进行,政府几乎不会因为需要举办马拉松赛事而新修道路,而是增加对原有道路的修缮和维护,这一特点比较符合现实情况。

表 12 影响机制检验 I:基础设施改善

	第一步:中介变量受影响程度			第二步:中介变量效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定资产 lninvest _{t-1}	维护费用 lnmaintain _{t-1}	道路面积 lnroad _{t-1}	固定资产 gy	维护费用 gy	道路面积 gy
marathon_1	0.007 ** (1.974)	0.136 ** (2.034)	0.003 (0.012)	0.666 *** (2.635)	0.646 ** (2.539)	0.667 *** (2.643)
lninvest _{t-1}				0.196 ** (2.192)		
lnmaintain _{t-1}					0.154 ** (2.416)	
lnroad _{t-1}						-0.465 (-1.224)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	15.295 *** (0.438)	19.968 *** (5.087)	11.698 *** (0.936)	13.659 *** (3.425)	7.055 *** (0.304)	14.335 *** (3.845)
N	2430	2429	2430	2429	2430	2429
adj. R ²	0.956	0.551	0.816	0.551	0.962	0.551

4.2.2 旅游经济

大型体育赛事举办过程中,会给当地带来很多直接经济效应,主要体现在旅游经济上。体育与旅游相结合是马拉松赛事的新动向,很多城市将马拉松赛事与旅游景点相融合,不仅提高了赛事的影响力,也增加了城市旅游收入,为主

办城市带来新的经济增长点,起到正向“强市”作用。

为验证上述机制,根据国家文化与旅游部 2020 年公布的《2019 中国文化文物和旅游统计年鉴》,将各城市拥有的 5A 级景区数量作为其旅游发展水平的衡量指标,设置虚拟变量 top50。若某城市拥有的 5A 级景区数量在样本城市中排名前 50,表面其旅游发展水平较高,则虚拟变量 top50 取值为 1,否则 top50 取值为 0。此外,还用各城市旅游收入(tour)作为中介变量进行中介效应检验。回归结果如表 13 所示。

表 13 第(1)~(2)列分别表示交互项的结果,可以看出,若主办城市原本的旅游发展水平较高,则马拉松赛事对其经济增长的拉动作用更强。第(3)~(6)列为城市旅游收入进行中介效应检验的结果:第(3)~(4)列结果显示,马拉松赛事对城市旅游收入存在显著的正向影响;第(5)~(6)列结果显示,将旅游收入引入基准模型后,其回归系数显著为正,且系数值有所下降。以上回归结果说明,对于原本旅游发展水平较高的城市而言,马拉松赛事对经济增长的促进作用更明显,且中介效应检验发现,马拉松赛事会通过拉动旅游经济来发挥“强市”作用。

表 13 影响机制检验Ⅱ:拉动旅游经济

	旅游发展水平		旅游经济中介效应检验			
	(1)	(2)	中介变量受影响程度		中介变量效应	
			(3)	(4)	(5)	(6)
marathon_1	0.529 *		0.136 **		0.346 *	
	(1.851)		(2.134)		(1.739)	
marathon_2		0.239 **		0.027 **		0.213 **
		(2.496)		(2.219)		(2.318)
marathon_1×top50	0.485 **					
	(2.324)					
marathon_2×top50		0.064 **				
		(2.041)				
tour					0.015 **	0.021 **
					(2.128)	(2.315)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
常数项	14.981 ***	13.895 ***	9.715 ***	9.185 ***	41.918 ***	43.168 ***
	(3.400)	(3.451)	(6.318)	(6.377)	(6.191)	(6.411)
N	2650	2650	2568	2568	2568	2568
adj. R ²	0.532	0.533	0.816	0.818	0.551	0.567

4.2.3 城市品牌

马拉松赛事成功举办后,还可能通过对城市品牌的打造,使主办城市在吸引投资方面拥有更强的竞争力,进而促进当地经济增长,发挥“强市”作用。在企业的投资决策当中,信息不对称或者风险因素是制约其投资方向的重要因素。作为在国内关注度越来越高的体育赛事,马拉松赛事是城市自我展示的窗口,也是向投资者传达出自身信息的重要渠道。马拉松赛事的成功举办要求主办城市政府拥有非常强的组织力和号召力,需要协调各方与全面动员,这向投资者传达了该地方政府是“有为政府”的市场信号,一定程度上缓解了企业投资决策中面临的信息不对称。同时,通过赛事转播以及多渠道的宣传,马拉松赛事还将全方位展示城市基础设施建设状况、自然环境、城市精神风貌等,向潜在投资者传递当地投资环境的诸多正面信息。

为了验证该影响机制,同时考虑到城市品牌的形成更可能出现马拉松赛事成功举办后,因此,这里采用外商投资项目数递进一期值 $fdi\_num_{i,t+1}$ 作为中介变量,进行中介效应的两步回归。回归结果如表 14 所示,表 14 第(1)列表示以外商投资项目数作为被解释变量的第一步回归结果,发现马拉松赛事对主办城市外商投资项目数的回归系数在 10%的显著性水平显著为正。值得注意的是,当第(2)列中以累计举办马拉松赛事年份数作为解释变量时,其回归系数的显著性水平提高到了 1%。对于显著性水平的提高,一种可能的解释为马拉松赛事对城市品牌的打造具有一定的累积效应,即累计举办年份越长,其品牌效应越明显。在第二步回归中,将外商投资项目数引入基准模型当中,回归结果如(3)~(4)列所示。可以发现,外商投资项目数对经济增长的回归系数在 1%的显著性水平下显著为正。上述结果表明,马拉松赛事可能通过向外界投资者传递出当地投资环境的正面信息,从而对主办城市经济增长产生正向“强市”作用,而且该作用随着赛事累计举办年份的增加而增强。

表 14 影响机制检验Ⅲ:城市品牌效应

	第一步:中介变量受影响程度		第二步:中介变量效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	fdi_num_{t+1}	fdi_num_{t+1}	gy_{t+1}	gy_{t+1}
marathon_1	0.082 * (1.655)		0.627 *** (2.624)	
marathon_2		0.089 *** (6.803)		0.271 ** (2.498)
fdi_num_{t+1}			0.487 *** (3.028)	0.457 *** (2.845)
控制变量	Y	Y	Y	Y

续表

	第一步:中介变量受影响程度		第二步:中介变量效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	fdi_num _{t+1}	fdi_num _{t+1}	gy _{t+1}	gy _{t+1}
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	5.872 *** (4.989)	5.147 *** (4.373)	56.163 *** (2.832)	55.461 *** (2.790)
N	2510	2510	2509	2509
adj. R ²	0.832	0.835	0.521	0.520

5 结论与启示

现有文献对大型体育赛事能否推动主办城市的经济增长尚无定论。本文利用 2008—2019 年中国地市级市面板数据,采用多时点双重差分模型考察了全国范围内马拉松赛事对主办城市经济增长的“强市”效应。实证结果显示,马拉松赛事对主办城市经济增长具有显著的正向作用,且马拉松累计举办年份越长、举办场次越多,其影响效果越明显。异质性分析发现,在马拉松审批制度实行“放管服”松绑改革后,马拉松对主办城市经济增长的促进作用显著增加;马拉松赛事对主办城市经济增长的促进作用存在地区差异,其对西部和东北部地区主办城市经济增长的促进作用比较小乃至为负;相较于一般马拉松赛事,特色马拉松赛事将更有利于促进主办城市经济增长。机制分析的结果显示,马拉松赛事是通过引致基础设施投资,拉动旅游经济以及擦亮城市品牌,显著促进了主办城市经济增长,发挥了“强市”效应。

马拉松赛所蕴藏的可观经济社会效益使得“马拉松热”还会继续热下去,但随着举办赛事规模日趋变大,举办赛事的风险损失和成本也将随之加大,赛事对举办环境、城市综合协调和管控力度要求更高。为更科学合理地举办马拉松赛事,更好地发挥其经济社会效益,持续推进“体育强市”战略,本文有以下几点启示:

第一,推动马拉松赛事有序举行。鼓励社会资本投资,积极联合企业和其他社会资本,更大地发挥其对市场主体的激励效应。赛事举办单位要加强赛事举办质量和服务水平。如做好赛前预控,制定完善的风险管理和应急预案。避免盲目追求举办数量和规模,不断提高综合管理能力和公共服务水平,呈现出一个具有责任意识、管控有序、维护体育公平秩序的“有为政府”形象。

第二,加强城市基础设施建设。包括城市道路交通、园林绿化、环境保护,卫生事业、商业服务等公共生活服务设施,发挥基础设施建设对城市经济的拉

动作用,同时为举办马拉松营造一个积极的城市氛围,也为后续外来企业的投资创造良好营商环境;同时在基础设施方面鼓励因地制宜进行建设,为打造具有城市特色的马拉松赛事提供相关基础设施配备。

第三,避免盲目跟风“马拉松热”。从马拉松对地区经济影响的异质性表明,马拉松比赛对西部地区和东北地区的经济增长效应比较小,对东部和中部地区的正向影响则比较理想。这表明,只有城市发展到一定程度时,马拉松经济才会发挥对主办城市经济增长的“强市”作用,各城市应避免盲目追逐“马拉松热”,应根据本城市综合能力对赛事各方面成本投入及收益来源进行科学的评估,对可能出现的风险进行规避,防止出现举办质量低下、成本回收困难的“赛事诅咒”效应,给举办城市带来不必要的资源浪费和财政负担。

第四,打造特色马拉松赛事。由于马拉松比赛对城市的影响并不是一次性和短期的,举办城市应根据城市旅游特色将短期马拉松赛事给城市带来的旅游效益转化为长期效应。各主办城市应进一步开发当地特色旅游项目,积极建设具有城市特色的马拉松高质量的品牌赛事,避免“千马一面”。

参考文献

- 白莉莉,冯晓露. 2018. 我国马拉松赛事赞助市场的现状、特征和问题[J]. 中国体育科技, 54(4): 3-11.
- Bai L L, Feng X L. 2018. Research on the status, characteristics and problems of Chinese marathon sponsorship market[J]. *China Sport Science and Technology*, 54(4): 3-11. (in Chinese)
- 曹惠民,李秀,宋雪雪. 2012,城市形象营销视野下马拉松赛事推广策略[J]. 体育文化导刊, (7):33-38+45.
- Cao H M, Li X, Song X X. 2012, Marathon Event Promotion Strategy from the Perspective of City Image Marketing[J]. *Sports Culture Guide*, (7):33-38+45. (in Chinese)
- 冯晓波. 2020. 马拉松赛事发展与城市形象传播联动关系研究——以都江堰双遗马拉松为例[J]. 当代体育科技, 10(27): 204-207, 211.
- Feng X B. 2020. Research on the linkage between the development of marathon and the dissemination of urban image—Take Dujiangyan double heritage marathon as an example[J]. *Contemporary Sports Technology*, 10(27): 204-207, 211. (in Chinese)
- 范青亮,洪永森. 2021,大型体育赛事的经济效应及其评估——以马拉松为例[J]. 中国经济问题, (2):24-41.
- Fan Q L, Hong Y M. 2021, The Economic Impact and Policy Evaluation of Hosting

- Mega Sports Event: A Case Study from International Marathon[J]. *China Economic Studies*, (2): 24-41. (in Chinese)
- 胡晨光, 孙久文, 王婷婷. 2020. 大都市带基础设施、城市规模与城市经济增长——一个中介效应与调节效应的综合分析框架[J]. *中国软科学*, (10): 85-95.
- Hu C G, Sun J W, Wang T T. 2020. Infrastructure, city size and city economic growth in megalopolis: A comprehensive analysis framework of mediating effect and moderating effect[J]. *China Soft Science*, (10): 85-95. (in Chinese)
- 黄海燕, 徐琳, 骆雷, 等. 2013. 体育赛事与上海旅游业互动发展研究[J]. *上海体育学院学报*, 37(5): 37-41, 56.
- Huang H Y, Xu L, Luo L, et al. 2013. The interaction between sport events and tourism in Shanghai[J]. *Journal of Shanghai University of Sport*, 37(5): 37-41, 56. (in Chinese)
- 姜鑫, 姜立嘉. 2020. 马拉松文化促进城市经济发展研究[J]. *体育文化导刊*, (1): 93-99.
- Jiang X, Jiang L J. 2020. Research on the effect of marathon culture on promoting development of urban economic [J]. *Sports Culture Guide*, (1): 93-99. (in Chinese)
- 林建浩. 2011. 中国地方政府财政竞争的经济增长效应. *经济管理*, (4): 10-15.
- Lin J H. 2011. A Study on the Economic Growth Performance of the Local government Fiscal Competition in China[J]. *Economic Management Journal*, (4): 10-15. (in Chinese)
- 李妍, 赵蕾, 薛俭. 2015. 城市基础设施与区域经济增长的关系研究——基于1997—2013年我国31个省份面板数据的实证分析[J]. *经济问题探索*, (2): 109-114.
- Li Y, Zhao L, Xue J. 2015. Research on the relationship between urban infrastructure and regional economic growth: An empirical analysis based on panel data from 31 provinces in China from 1997 to 2013 [J]. *Inquiry into Economic Issues*, (2): 109-114. (in Chinese)
- 刘瑞明, 赵仁杰. 2015. 西部大开发: 增长驱动还是政策陷阱——基于PSM-DID方法的研究[J]. *中国工业经济*, (6): 32-43.
- Liu R M, Zhao R J. 2015. Western development: Growth drive or policy trap—An analysis based on PSM-DID method[J]. *China Industrial Economics*, (6): 32-43. (in Chinese)
- 聂海峰, 邢春冰, 赵瀚穹. 2016. 举办体育赛事能促进经济增长吗? [J]. *经济学报*, 3(4): 85-114.

- Nie H F, Xing C B, Zhao H Q. 2016. Do mega sports events promote local economic growth? Empirical evidence from China[J]. *China Journal of Economics*, 3(4): 85-114. (in Chinese)
- 潘春阳, 廖捷. 2021. 为资本而赛跑?——城市马拉松赛事吸引 FDI 的实证研究[J]. *财经研究*, 47(2): 124-138.
- Pan C Y, Liao J. 2021. Running for Capital? An Empirical Study on the Impact of City Marathons on FDI[J]. *Journal of Finance and Economics*, 47(2): 124-138. (in Chinese)
- 彭飞, 许文立, 吕鹏, 等. 2020. 未预期的非税负担冲击: 基于“营改增”的研究[J]. *经济研究*, 55(11): 67-83.
- Peng F, Xu W L, Lyu P, et al. 2020. The unanticipated effects of firms' informal tax burdens: Evidence from the VAT reform in China [J]. *Economic Research Journal*, 55(11): 67-83. (in Chinese)
- 石春健, 魏香明, 郑振国. 2016. 我国城市马拉松赛事定位研究[J]. *北京体育大学学报*, 39(10): 18-25.
- Shi C J, Wei X M, Zheng Z G. 2016. Positioning of China's city marathon events [J]. *Journal of Beijing Sport University*, 39(10): 18-25. (in Chinese)
- 师博, 任保平. 2021, 大型体育赛事助推城市高质量发展的效应研究——基于第 14 届全运会的分析[J]. *西安体育学院学报*[J], 38(2): 134-139.
- Shi B, Ren B P. 2021, The Effect of Sport Mega-events on the High Quality Development of City—Analysis Based on the 14th National Games[J], *Journal of Xi'an Physical Education University*, 38(2): 134-139. (in Chinese)
- 孙克, 刘伟, 米靖. 2013. 大型体育赛事与城市经济增长的协整分析——以北京、济南和广州为例[J]. *北京体育大学学报*, 36(4): 28-34.
- Sun K, Liu W, Mi J. 2013. Mega-sport events and cointegration analysis of city economic growth—On the case of Beijing, Jinan and Guangzhou [J]. *Journal of Beijing Sport University*, 36(4): 28-34. (in Chinese)
- 孙志伟. 2020. 经济增长与文化基因: 城市马拉松的现实追求与实践进路——以扬州鉴真马拉松为例[J]. *体育学研究*, 34(6): 28-35.
- Sun Z W. 2020. Economic growth and cultural gene: The realistic pursuit and practical approach of urban marathon: Taking Yangzhou Jianzhen marathon as an example[J]. *Journal of Sports Research*, 34(6): 28-35. (in Chinese)
- 田静, 徐成立. 2012. 大型体育赛事对城市发展的影响机制[J]. *北京体育大学学报*, 35(12): 7-11.
- Tian J, Xu C L. 2012. Effect mechanism of mega sport event on the urban development[J]. *Journal of Beijing Sport University*, 35(12): 7-11. (in Chinese)

- 吴小圆,任占兵,李乐虎. 2021,政府治理视域下我国马拉松赛事发展的综合效益、潜在风险与治理路径[J]. 上海体育学院学报, 45(12):50-58.
- Wu X Y, Ren Z B, Li L H. 2021, Development of Chinese Marathon from the Perspective of Government Governance: Comprehensive Benefits, Potential Risks and Governance Path[J]. *Journal of Shanghai University of Sport*, 45(12):50-58. (in Chinese)
- 王相飞,康益豪,延怡冉. 2020,马拉松赛事对举办地城市形象影响的实证研究——基于马拉松跑者的新视角[J]. 武汉体育学院学报, 54(3):20-27+33.
- Wang X F, Kang Y H, Yan Y R. 2020, Influences of Marathon on Image of Host City: A New Perspective Based on Marathon Runner[J]. *Journal of Wuhan Institute of Physical Education*, 54(3):20-27+33. (in Chinese)
- 王贤彬,周海燕. 2016. 中央财政转移支付与地方经济增长目标管理[J]. 经济管理, 38(8):1-17.
- Wang X B, Zhou H Y. 2016. The Central Fiscal Transfers and the Management of Local Economic Growth Target[J]. *Economic Management Journal*, 38(8):1-17. (in Chinese)
- 王克稳,李慧,耿聪聪,等. 2018. 马拉松赛事旅游的国际研究述评、实践启示与研究展望[J]. 体育科学, 38(7): 80-91.
- Wang K W, Li H, Geng C C, et al. 2018. Foreign progress, practice implication and research prospect for marathon event tourism[J]. *China Sport Science*, 38(7): 80-91. (in Chinese)
- 肖锋,姚颂平,沈建华. 2004. 举办国际体育大赛对大城市的经济、文化综合效应之研究[J]. 上海体育学院学报, 28(5): 24-27.
- Xiao F, Yao S P, Shen J H. 2004. Research on synthetic effects of holding international major sports competitions on metropolitan economy and culture[J]. *Journal of Shanghai Physical Education Institute*, 28(5): 24-27. (in Chinese)
- 邢金明,刘波,欧阳井凤. 2017. 马拉松“热”背后的冷思考[J]. 体育学刊, 24(2): 52-56.
- Xing J M, Liu B, Ouyang J F. 2017. “Cool” reflection behind marathon “heat” [J]. *Journal of Physical Education*, 24(2): 52-56. (in Chinese)
- 徐卫华,赵克,王诵诗,等. 2004. 竞赛表演市场对区域和社会作用发展的调查——以厦门国际马拉松赛为例[J]. 中国体育科技, 40(1): 23-25.
- Xu W H, Zhao K, Wang S S, et al. 2004. Investigation research of sports demonstration market on regional economies and social development[J]. *China Sport Science and Technology*, 40(1): 23-25. (in Chinese)
- 杨雪,陈恒. 2020,影响我国马拉松赛事区域发展的组态效应探究[J]. 体育科研,

- 41(5):32-37.
- Yang X, Chen H. 2020, Research on Configuration Effect Affecting Regional Development of Marathon Events in China[J]. *Sport Science Research*, 41(5):32-37. (in Chinese)
- Madden J R. 2002. The Economic Consequences of the Sydney Olympics: The CREA/Arthur Andersen Study[J]. *Current Issues in Tourism*, 5: 1, 7-21, DOI: 10.1080/13683500208667904.
- Baumann R W, Matheson V A, Muroi C. 2009. Bowling in Hawaii: Examining the effectiveness of sports-based tourism strategies[J]. *Journal of Sports Economics*, 10(1): 107-123.
- Book K, Eskilsson L. 2010. Coming out in Copenhagen: Homo sports events in city marketing[J]. *Sport in Society*, 13(2): 314-328.
- Brunet F. 1995. An economic analysis of the Barcelona'92 Olympic Games: Resources, financing and impact[J]. *The Keys of success: The social, sporting, economic and communications impact of Barcelona*, 92: 250-285.
- Ferrara E L, Chong A, Duryea S. 2012. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
- Getz D. 1991. *Festivals, special events, and tourism* [M]. New York: Van Nostrand Reinhold.
- Gan C, Deng T, Zhao W. (2023). City Marathon Events and Tourism Industry: A Quasi-Natural Experiment[J]. *Journal of Sports Economics*, 0(0).
- Huang H Y, Mao L L, Kim S K, et al. 2014. Assessing the economic impact of three major sport events in China: The perspective of attendees[J]. *Tourism Economics*, 20(6): 1277-1296.
- Humphreys J M, Plummer M K. 1995. The economic impact on the state of Georgia of hosting the 1996 Summer Olympic Games[J].
- Islam N. 1995. Growth empirics: A panel data approach[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4): 1127-1170.
- Kim J G, Rhee S W, Yu J C, et al. 1989. Impact of the Seoul Olympic Games on national development[R]. Seoul: Korea Development Institute, 105-112.
- Kobierecki M M, Pierzgański M. 2022. Sports mega-events and economic growth: A synthetic control approach[J]. *Journal of Sports Economics*, 23(5): 567-597.
- Mankiw N G, Romer D, Weil D N. 1992. A contribution to the empirics of economic growth[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 407-437.
- Papanikos G T. 2015. The economic effects of a marathon as a sport tourism event[J]. *Athens Journal of Sports*, 2(4): 225-239.

Whitson D, Horne J. 2006. Underestimated costs and overestimated benefits? Comparing the outcomes of sports mega-events in Canada and Japan [J]. *The Sociological Review*, 54(2S): 73-89.

Large-scale Sports Events and Urban Economy Development: Can Holding Marathons “Boost” Urban Economy?

Xinyu Zhan¹ Xian Cheng² Rongfang Zhang²

(1. School of International Economics and Management, Beijing Technology and Business University;

2. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract Holding large-scale sports events with high attention has become an important way to enhance the city's core competitiveness and stimulate urban economy development. Marathon events with both social and economic benefits are therefore becoming more and more “hot”. This paper collects and organizes marathon events held in various cities in China since 2008, constructs a multi-time point double difference (DID) model, and examines the impact of marathon events on urban economy. The empirical results show that holding a marathon significantly promotes the economic growth of the host city, and the more accumulated years and number of marathons are held, the more obvious the economic growth effect. This conclusion still holds after a series of robustness tests. Further analysis found that after the “unbinding” of the marathon approval system in 2015, the promotion of the marathon on the economy of the host city increased significantly; the impact of the marathon on the urban economy has significant regional differences, and the economic growth effect on the western and northeastern regions is relatively small. Even negative, there is a “race curse” effect; holding a special marathon event can promote local economic growth. Holding the marathon has significantly boosted the urban economy through channels such as inducing infrastructure investment, stimulating the tourism economy, improving the business environment, and polishing the city's brand. Finally, this paper also puts forward policy implications on how to improve the management of large-scale events, enhance the economic growth effect of events, and avoid blindly following the “marathon fever”.

JEL Classification R11, Z20, Z30

《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) http://网址 .

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

网站: <http://www.cje.sem.tsinghua.edu.cn>