

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工商管理学院
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1期(总第37期) 2023年3月

中文社会科学引文索引(CSSCI)来源期刊(2021—2022);“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
主办单位 清华大学
主 编 钱颖一
编辑单位 《经济学报》编辑部
电话传真 (010) 62797503
投稿网址 www.cje.sem.tsinghua.edu.cn
定 价 68.00 元

出版单位 清华大学出版社有限公司
责任编辑 刘 洋
地 址 北京市海淀区清华大学学研大厦B座期刊中心 100084
电 话 (010) 62788108-809
印刷单位 北京中献拓方科技发展有限公司
邮发代号 82-177
订 阅 处 (010) 62778347-0506

经济学报

目次	第 10 卷 第 1 期(总第 37 期) 2023 年 3 月

准确理解中国居民可支配收入	许宪春/1
知识产权保护、集聚差异与企业创新	卿陶/15
绿色经济、资产泡沫与最优政策：基于带有多部门资产泡沫的动态一般均衡视角	周基航 董丰 贾坤/47
金融科技发展如何影响股票错误定价？	赖晓冰 岳书敬/85
交叉持股的机构投资者能够抑制企业商誉泡沫吗？	张亚涛/125
减税激励、企业规模与资本劳动比	李艳 王康宁 陈斌开 白重恩/162
抓住“关键少数”防范债务风险	
——基于地方政府融资平台新增债务的分析	张鹏飞 吴宏慧/193
关长交流与企业出口	
——基于关长流出地视角	王永进 燕晓娟/230
广州车牌分配模式的效率和公平分析	聂海峰/260
外来移民对城市房价的影响：一种基于本地居民流动性的分解	杨本建 林云鹏/280
家乡数字经济发展与劳动力回流	
——基于互联网平台发展的视角	邹月晴 陈媛媛 宋扬/310
为何巾帼胜须眉？非认知能力与大学生在校表现的性别差距	梁文艳 周晔馨/344

China Journal of Economics

CONTENTS

Volume 10, Number 1, March 2023

Understanding Correctly the Concept of Household Disposable Income in China	Xianchun Xu/1
Intellectual Property Protection, Agglomeration Differences, and Enterprise Innovation	Tao Qing/15
Green Economy, Asset Bubbles, and Optimal Policy: A Dynamic General Equilibrium Perspective with Multi-sector Asset Bubbles	Jihang Zhou Feng Dong Shen Jia/47
How Does the Development of Fintech Affect Stock Mispricing?	Xiaobing Lai Shujing Yue/85
Can Institutional Cross Blockholding Inhibit Corporate Goodwill Bubbles?	Yatao Zhang/125
Tax Reduction Incentives, Enterprise Scale, and Capital Labor Ratio	Yan Li Kangning Wang Binkai Chen Chongen Bai/162
Leading Cadre Connectedness and Newly increased Debts of Local Government Financing Vehicles	Pengfei Zhang Honghui Wu/193
Customs Commissioner Rotation and Export of Enterprises—From the Perspective of the Customs Commissioners' Outflow Places ...	Yongjin Wang Xiaojuan Yan/230
An Analysis of Efficiency and Equity of the Car Plates Allocation Mechanism in Guangzhou	Haifeng Nie/260
The Effect of Immigrants on Cities Housing Prices: A Decomposition Based on the Emigration of Local Residents	Benjian Yang Yunpeng Lin/280
The Digital Economy Development in Origin Cities and Return Migration: From the Perspective of Platform Economy ...	Yueqing Zou Yuanyuan Chen Yang Song/310
Why Females Outperform Males? The Role of Non-cognitive Ability in Explaining the Gender Gap in College Students' School Performance	Wenyan Liang Yexin Zhou/344

准确理解中国居民可支配收入

许宪春

摘要 2013年,国家统计局开展了城乡住户调查一体化改革,对农村住户调查中的农村居民纯收入和城市住户调查中的城镇居民可支配收入指标的定义、口径范围、基本分类和计算方法进行了系统的改造,实现了城乡住户调查居民收入指标的统一性。2016年,国家统计局制定了《中国国民经济核算体系(2016)》,对《中国国民经济核算体系(2002)》进行了系统修订,其中包括资金流量核算中的居民可支配收入在内的统计指标的定义、口径范围和计算方法发生了一系列的变化。本文对修订之后的资金流量核算中的居民可支配收入和一体化改革之后的住户调查中的居民可支配收入的基本概念、收入来源和计算方法进行了详细的阐述,对两者在基本用途、口径范围、资料来源和数据表现等方面的区别进行了深入剖析,以便于读者和用户准确地理解和正确地使用这两套居民可支配收入指标。

关键词 居民可支配收入;资金流量核算;住户调查

0 引言

在中国政府统计中,居民收入包括资金流量核算中的居民收入和住户调查中的居民收入。笔者曾经在《准确理解中国的收入、消费和投资》(许宪春,2013)一文对这两套统计指标的基本用途、口径范围、资料来源和数据表现的区别进行过详细的剖析。但是,该文的剖析依据的是城乡住户调查各自独立开展情况下的统计调查制度和《中国国民经济核算体系(2002)》。中国城乡住户调查曾经长期各自独立开展,两者在抽样方法、调查方式、调查指标的定义、口径范围、基本分类和计算方法等方面都存在不统一的问题。2013年,国家统计局开展了城乡住户调查一体化改革,解决了城乡住户调查抽样方法、调查方式、调查指标的统一性问题、住户调查与人口统计关于农民工城乡划分不一致的问题

和住户调查样本对农民工的代表性问题(许宪春,2019),尤其是对农村住户调查中的农村居民纯收入和城市住户调查中的城镇居民可支配收入指标的定义、口径范围、基本分类和计算方法进行了系统的改造,用农村居民可支配收入代替了农村居民纯收入,实现了城乡住户调查居民收入指标的统一性。2013年以后就不再使用农村居民纯收入指标了。2016年,国家统计局针对2002年以后中国社会主义市场经济发展出现的新情况,宏观经济管理产生的新需求,国民经济核算国际标准发生的新变化(联合国等,2012),对《中国国民经济核算体系(2002)》进行了系统的修订,制定了《中国国民经济核算体系(2016)》,其中,包括资金流量核算中的居民可支配收入在内的统计指标的定义、口径范围和计算方法发生了一系列的变化。针对上述情况,本文对资金流量核算中的居民可支配收入和一体化改革之后住户调查中的居民可支配收入及两者之间的区别进行详细的剖析,以便于读者和用户准确地理解和正确地使用这两套居民可支配收入指标。

1 资金流量核算中的居民可支配收入

资金流量核算是《中国国民经济核算体系(2016)》的重要组成部分,主要用于核算我国的收入分配和使用、资金筹集和运用等情况。其中的收入分配包括初次分配和再分配,收入初次分配是指生产活动创造的价值(增加值)在参与生产活动的生产要素所有者及政府之间的分配。生产要素主要包括劳动力、金融资产和自然资源。劳动力所有者因提供劳动而获得劳动者报酬;金融资产所有者因提供金融资产获得投资收入,如借贷资本所有者获得利息收入,股权所有者获得红利收入等;自然资源所有者因出让自然资源使用权而获得地租收入。投资收入和地租收入统称为财产收入。政府因国家管理需要对生产活动或生产要素征收生产税,同时也因扶持有关生产活动而支付生产补贴,生产税与生产补贴的差额称为生产税净额(国家统计局,2017),因此收入初次分配涉及增加值、劳动者报酬、生产税净额、财产收入等指标。收入初次分配的结果形成居民、企业、政府初次分配总收入,其指标构成情况如下:

$$\begin{aligned} \text{居民初次分配总收入} = & \text{增加值} + \text{应收劳动者报酬} - \text{应付劳动者报酬} - \\ & \text{应付生产税净额} + \text{应收财产收入} - \text{应付财产收入} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{企业初次分配总收入} = & \text{增加值} - \text{应付劳动者报酬} - \text{应付生产税净额} + \\ & \text{应收财产收入} - \text{应付财产收入} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{政府初次分配总收入} = & \text{增加值} - \text{应付劳动者报酬} + \text{应收生产税净额} - \\ & \text{应付生产税净额} + \text{应收财产收入} - \text{应付财产收入} \end{aligned} \quad (3)$$

居民、企业、政府的初次分配都从增加值开始。其中,居民的增加值包括农户、个体经营户、居民自有住房服务和雇佣付酬家政人员提供的家庭和个人服务创造的增加值;企业和政府的增加值分别指企业部门和政府部门创造的增加值。居民应收劳动者报酬指居民从各个部门获得的劳动者报酬,居民应付劳动者报酬指农户、个体经营户和雇佣付酬家政人员支付的劳动者报酬,居民应付生产税净额指农户、个体经营户支付给政府部门的生产税净额^①,居民应收财产收入指居民从各个部门获得的财产收入,居民应付财产收入指居民支付给各部门的财产收入。企业应付劳动者报酬指企业支付给居民部门和国外部门的劳动者报酬,企业应付生产税净额指企业支付给政府部门和国外部门的生产税净额,企业应收财产收入指企业从各部门获得的财产收入,企业应付财产收入指企业支付给各部门的财产收入。政府应付劳动者报酬指政府部门支付给居民部门和国外部门的劳动者报酬,政府应收生产税净额指政府部门从各部门获得的生产税净额,政府应付生产税净额指政府部门支付给政府部门本身和国外部门的生产税净额,政府应收财产收入指政府部门从各部门获得的财产收入,政府应付财产收入指政府部门支付给各部门的财产收入。

根据各部门收入法增加值的构成项目^②,公式(1)(2)(3)可以变换为:

$$\begin{aligned} \text{居民初次分配总收入} = & \text{固定资产折旧} + \text{营业盈余} + \text{应收劳动者报酬} + \\ & \text{应收财产收入} - \text{应付财产收入} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{企业初次分配总收入} = & \text{固定资产折旧} + \text{营业盈余} + \text{应收财产收入} - \\ & \text{应付财产收入} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{政府初次分配总收入} = & \text{固定资产折旧} + \text{应收生产税净额} + \text{应收财产收入} - \\ & \text{应付财产收入} \end{aligned} \quad (6)$$

居民、企业、政府初次分配总收入之和就是国民总收入,即:

$$\begin{aligned} \text{国民总收入} = & \text{居民初次分配总收入} + \text{企业初次分配总收入} + \\ & \text{政府初次分配总收入} \end{aligned} \quad (7)$$

根据公式(1)(2)(3),经过整理,可得:

$$\begin{aligned} \text{国民总收入} = & \text{国内生产总值} + \text{来自国外的劳动者报酬净额} + \\ & \text{来自国外的财产收入净额} + \text{来自国外的生产税净额} - \\ & \text{支付国外的生产税净额} \end{aligned} \quad (8)$$

一般来说,来自国外的生产税净额和支付国外的生产税净额很小,可以忽略,所以有:

^① 假定农户和个体经营户没有支付给国外部门的生产税净额。

^② 各部门收入法增加值构成项目包括劳动者报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余。

$$\begin{aligned}\text{国民总收入} &= \text{国内生产总值} + \text{来自国外的劳动者报酬净额} + \\ &\quad \text{来自国外的财产收入净额} \\ &= \text{国内生产总值} + \text{来自国外的净要素收入}\end{aligned}\quad (9)$$

公式(9)揭示出国民总收入与国内生产总值之间的关系。

收入再分配是指在初次分配总收入基础上通过经常转移对收入进行的再次分配。转移是指一个机构单位向另一个机构单位提供货物、服务或资产,但又不从后者获取任何直接对应回报的一种交易。转移分为经常转移和资本转移。其中,经常转移是指交易的一方或双方都不涉及获得或处置资产(除存货和现金外)的转移。只有经常转移属于收入分配交易,而资本转移不属于收入分配交易。经常转移包括所得税、财产税等经常税、社会保险缴费和社会保险福利、社会保障补助、其他经常转移。所得税、财产税等经常税主要包括对居民收入或公司利润所征收的税,以及每年定期征收的财产税,但不包括对企业拥有并用于生产的土地、房屋或其他资产所征收的税,后者属于生产税。社会保险缴费和社会保险福利是围绕社会保险计划发生的转移收支。社会保障补助指由政府、企业和为住户服务的非营利机构向居民提供的用于抚恤补助、社会救助、社会福利等方面的支出。其他经常转移,指除上述三种经常转移外的所有经常转移(国家统计局,2017)。

收入再分配的结果形成居民、企业、政府可支配总收入,其指标构成情况如下:

$$\begin{aligned}\text{居民可支配总收入} &= \text{初次分配总收入} + \text{经常转移收入} - \text{经常转移支出} \\ &= \text{初次分配总收入} + (\text{社会保险福利收入} + \\ &\quad \text{社会保障补助收入} + \text{其他经常转移收入}) - \\ &\quad (\text{所得税、财产税等经常税支出} + \text{社会保险缴款支出} + \\ &\quad \text{其他经常转移支出})\end{aligned}\quad (10)$$

$$\begin{aligned}\text{企业可支配总收入} &= \text{初次分配总收入} + \text{经常转移收入} - \text{经常转移支出} \\ &= \text{初次分配总收入} + \text{其他经常转移收入} - \\ &\quad (\text{所得税、财产税等经常税支出} + \text{社会保障补助支出} + \\ &\quad \text{其他经常转移支出})\end{aligned}\quad (11)$$

$$\begin{aligned}\text{政府可支配总收入} &= \text{初次分配总收入} + \text{经常转移收入} - \text{经常转移支出} \\ &= \text{初次分配总收入} + (\text{所得税、财产税等经常税收入} + \\ &\quad \text{社会保险缴款收入} + \text{其他经常转移收入}) - \\ &\quad (\text{所得税、财产税等经常税支出} + \text{社会保险福利支出} + \\ &\quad \text{社会保障补助支出} + \text{其他经常转移支出})\end{aligned}\quad (12)$$

居民、企业、政府可支配总收入之和就是国民可支配总收入,即:

$$\begin{aligned}\text{国民可支配总收入} &= \text{居民可支配总收入} + \text{企业可支配总收入} + \\ &\quad \text{政府可支配总收入}\end{aligned}\quad (13)$$

根据公式(10)(11)(12),经整理,可得:

$$\begin{aligned}\text{国民可支配总收入} &= \text{国民总收入} + \text{来自国外的经常转移收入} - \\ &\quad \text{支付国外的经常转移} \\ &= \text{国民总收入} + \text{来自国外的经常转移净收入} \quad (14)\end{aligned}$$

根据公式(9),可得:

$$\begin{aligned}\text{国民可支配总收入} &= \text{国内生产总值} + \text{来自国外的净要素收入} + \\ &\quad \text{来自国外的经常转移净收入} \quad (15)\end{aligned}$$

公式(14)和(15)给出了国民可支配总收入与国民总收入和国内生产总值之间的关系。

从公式(1)(2)(3)中的增加值中扣除固定资产折旧,则增加值转变为净增价值,居民初次分配总收入、企业初次分配总收入和政府初次分配总收入相应地转变成居民初次分配净收入、企业初次分配净收入和政府初次分配净收入,习惯上忽略其中的“净”字,称为居民初次分配收入、企业初次分配收入和政府初次分配收入。相应地,居民可支配总收入、企业可支配总收入、政府可支配总收入和国民可支配总收入也就转变为净值,即居民可支配收入、企业可支配收入、政府可支配收入和国民可支配收入。

根据公式(4)和(10),可得:

$$\begin{aligned}\text{居民可支配收入} &= \text{应收劳动者报酬} + \text{营业盈余} + \text{应收财产收入} - \\ &\quad \text{应付财产收入} + \text{经常转移收入} - \text{经常转移支出} \\ &= \text{应收劳动者报酬} + \text{营业盈余} + \text{财产净收入} + \\ &\quad \text{经常转移净收入} \quad (16)\end{aligned}$$

公式(16)右端最后一个等号中的前三项,即应收劳动者报酬、营业盈余和财产净收入之和是居民初次分配收入。其中,应收劳动者报酬指的是居民在生产活动中投入劳动所获得的全部报酬,既包括货币形式的,也包括实物形式的,其中包括单位交纳的社会保险缴款、住房公积金,还包括行政单位职工的离退休金。单位交纳的社会保险缴款即单位按照国家法律规定为其职工能够得到未来的社会保险福利而向社会保险机构交纳的社会保险金,包括基本养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险等所交纳的社会保险金。劳动者报酬还包括个体经营户的业主及其家庭成员投入劳动应得的报酬和农户户主及其家庭成员投入劳动应得的报酬与农户创造的利润。营业盈余指的是个体经营户(不包括农户,下同)^①所创造的利润。实际上,个体经营户的业主及其家庭成员投入劳动应得的报酬与个体经营户创造的利润是难以分开的,国内生

^① 第二次全国经济普查规定,个体经营户不包括农户(国家统计局、国务院第二次全国经济普查领导小组办公室,2008)。

产总值核算依据经济普查资料计算的每一行业相近规模企业的收入法增加值有关构成项目的比重,对两者进行了划分,把个体经营户的业主及其家庭成员投入劳动应得的报酬部分计入劳动者报酬,把个体经营户创造的利润部分计入营业盈余(国家统计局国民经济核算司,2011)。资金流量核算采用了国内生产总值核算的相应处理结果。农户户主及其家庭成员投入劳动应得的报酬与农户创造的利润同样难以分开,考虑到农户经营规模比较小,劳动生产率比较低,利润率比较低,将农户的这两部分收入全部作为劳动报酬处理了(国家统计局国民经济核算司,2011)。营业盈余还包括农户得到的农业生产补贴^①,包括粮食直接补贴、良种补贴、农机具购置补贴、生产资料购买补贴、养殖业补贴等。居民的应收财产收入主要指的是居民拥有存款应获得的存款利息,居民拥有债券应获得的债券利息,居民拥有公司股票应获得的红利等;居民的应付财产收入主要指的是居民使用生活贷款支付的利息。居民的经常转移收入包括社会保险福利、社会保障补助、非寿险索赔等;居民的经常转移支出包括所得税、社会保险缴款、非寿险净保费支出^②等。其中的社会保险缴款包括单位代职工交纳的社会保险缴款和居民个人交纳的社会保险缴款。单位代职工交纳的社会保险缴款在初次分配中表现为劳动者报酬的一部分,在再分配中表现为经常转移支出的一部分。社会保险福利是社会保险机构按照国家的法律规定向交纳社会保险缴款的个人支付的社会保险金;社会保障补助是国家财政用于抚恤、生活补助、社会救济等方面的支出。

从上述可知,居民可支配收入是国民可支配收入的重要组成部分,反映收入分配格局中居民获得的份额,在收入分配分析中具有十分重要的意义。

2 住户调查中的居民可支配收入

从20世纪50年代中期开始,中国就开展了住户调查。如前所述,城乡住户调查很长时期是各自独立开展的,两者在抽样方法、调查方式、调查指标的定义、口径范围、基本分类和计算方法等方面都存在不统一的问题。2013年,国家统计局开展了城乡住户调查一体化改革,解决了城乡住户调查抽样方法、调查方式、调查指标的统一性问题,同时,解决了住户调查与人口统计关于农民工城乡划分不一致的问题和住户调查样本对农民工的代表性问题。

① 这是因为在国内生产总值核算和资金流量核算中,农业生产补贴是作为负的农业生产税处理的,从而冲减农业生产税,增加营业盈余。

② 按照2008年SNA的定义,非寿险保费净支出等于投保人为在核算期内获得保险而应支付的实际保费,加上属于投保人的财产收入中应付的追加保费,减去应付给保险公司的服务费。参见2008年SNA,第8章第117段。

城乡住户调查一体化改革之前,反映农村居民收入的指标是农村居民人均纯收入,反映城镇居民收入的指标是城镇居民人均可支配收入,由于两者的口径范围和计算方法不一致,所以无法获得全国居民收入指标。城乡住户调查一体化改革将城乡居民收入指标统一定义为居民可支配收入指标,统一和规范了城乡居民可支配收入指标的口径范围和计算方法,从而可以获得全国居民可支配收入指标。那么,城乡住户调查一体化改革之后,居民可支配收入指标是怎么界定的呢?采用了什么样的计算方法?这是讨论资金流量核算中的居民可支配收入与住户调查中的居民可支配收入之间区别的基础。

按照《住户收支与生活状况调查方案》(国家统计局,2019),城乡住户调查一体化改革之后,可支配收入指调查户在调查期内获得的、可用于最终消费支出和储蓄的总和,即调查户可以用来自由支配的收入。可支配收入既包括现金收入,也包括实物收入。按照收入的来源,可支配收入包括四项,分别是:工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入。计算公式为:

$$\text{可支配收入} = \text{工资性收入} + \text{经营净收入} + \text{财产净收入} + \text{转移净收入} \quad (17)$$

其中,工资性收入是指就业人员通过各种途径得到的全部劳动报酬和各种福利,包括受雇于单位或个人、从事各种自由职业、兼职和零星劳动得到的全部劳动报酬和福利。工资性收入划分为工资、实物福利和其他三部分。工资是指就业人员通过劳动从单位或雇主获取的各种现金报酬、奖金、津贴、奖励、住房补贴、交通补贴、车改补贴、通讯补贴、冬季取暖费和防暑降温费等。工资包括各种扣款,如工作单位代扣的由个人承担的养老保险、医疗保险、失业保险和住房公积金,以及单位在工资中代扣的房租、水费、电费、托儿费、医疗费、借款等。工资按收付实现制计算,只要是在调查期内实际得到的工资,无论该工资是补发还是预发,都应归为本期得到的工资收入。本调查期内应得但因拖欠等原因未得到的工资不应计入。实物福利是指单位或雇主免费或低价提供给员工的各种货物和服务折价。实物福利的估价遵循以下原则:如果货物或服务是单位或雇主购买的,则采用购买者价格进行估价;如果货物或服务是单位或雇主自己生产的,则采用生产者价格进行估价。如果货物或服务是免费提供给职工的,则实物福利的价值就是所提供的货物或服务的全部价值;如果货物或服务是以低于市场价格提供给职工的,则实物福利的价值就是所提供的货物或服务的市场价值与实际支付额之间的差额。其他是指就业人员获取的、除工资以外的其他现金报酬以及单位缴纳的各种社会保险费,包括因裁员得到的一次性辞退金;股份制企业派发或奖励给员工的股票和期权;调动工作的安家费;根据国务院有关规定颁发的创造发明奖、自然科学奖和科学技术进步奖以及支付给运动员、教练员的奖金;个人从事自由职业如写作、翻译、设计等得到的稿费、翻译费、设计费、讲课费、咨询费等劳动报酬。

经营净收入是指住户或住户成员从事生产经营活动所获得的净收入,是全部经营收入扣除经营费用、生产性固定资产折旧和生产税之后得到的净收入。计算公式为:

$$\text{经营净收入} = \text{经营收入} - \text{经营费用} - \text{生产性固定资产折旧} - \text{生产税}$$

财产净收入是指住户或住户成员将其所拥有的金融资产、住房等非金融资产和自然资源交由其他机构单位、住户或个人支配而获得的回报并扣除相关的费用之后得到的净收入。财产净收入包括利息净收入、红利收入、储蓄性保险净收益、转让承包土地经营权租金净收入、出租房屋净收入、出租其他资产净收入和自有住房折算净租金等。计算公式为:

$$\text{财产净收入} = \text{财产性收入} - \text{财产性支出}$$

转移净收入为转移性收入与转移性支出的差额。转移性收入指国家、单位、社会团体对住户的各种经常性转移支付和住户之间的经常性收入转移,包括养老金或退休金、社会救济和补助、政策性生产补贴、政策性生活补贴、经常性捐赠和赔偿、报销医疗费、住户之间的赡养收入,以及本住户非常住成员寄回带回的收入等。转移性支出指住户对国家、单位、住户或个人的经常性转移支付,包括缴纳的税款、各项社会保障支出、赡养支出、经常性捐赠和赔款支出以及其他经常转移支出。计算公式如下:

$$\text{转移净收入} = \text{转移性收入} - \text{转移性支出}$$

3 资金流量核算中的居民可支配收入与住户调查中的居民可支配收入之间的区别

本文前面分别阐述了资金流量核算中的居民可支配收入和住户调查中的居民可支配收入,下面讨论两者之间的区别。

3.1 基本用途的区别

资金流量核算中的居民可支配收入与住户调查中的居民可支配收入的基本用途是不同的。前者的基本用途:一是反映整个国民经济在一定时期内经过收入初次分配和再分配之后居民获得的可支配收入总量;二是反映居民可支配收入在国民可支配收入中的份额。后者的基本用途:一是反映居民可支配收入的详细收入来源,包括工资性收入、经营性净收入、财产净收入、转移净收入及其详细构成项目;二是反映不同类型居民群体之间的收入分配差距。

可见,如果分析居民可支配收入的详细来源构成、不同群体之间的居民收入差距,应使用住户调查中的居民可支配收入;而如果分析居民可支配收入总量及其在国民可支配收入中的份额,应使用资金流量核算中的居民可支配收入。

3.2 口径范围的区别

从公式(16)可以看出,资金流量核算中的居民可支配收入由应收劳动者报酬、营业盈余、财产净收入和经常转移净收入四个项目组成。从公式(17)可以看出,住户调查中的居民可支配收入由工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入四个项目组成。资金流量核算中的居民可支配收入的四个构成项目与住户调查中的居民可支配收入的四个构成项目存在一一对应的关系,但彼此在口径范围上均存在一系列区别。

3.2.1 应收劳动者报酬与工资性收入的区别

资金流量核算中的应收劳动者报酬与住户调查中的工资性收入在口径范围上主要存在以下区别:一是住户调查采用的是收付实现制原则,工资性收入中的工资是在调查期内实际得到的工资,包括补发和预发的工资,不包括调查期内应得但因拖欠等原因未得到的工资;而资金流量核算采用的是权责发生制原则,它的应收劳动者报酬不包括核算期内补发和预发的工资,包括核算期内应得但因拖欠等原因未得到的工资。二是应收劳动者报酬包括个体经营户的业主及其家庭成员的劳动报酬以及农户户主及其家庭成员的劳动报酬和农户创造的利润;而工资性收入不包括这些收入,在住户调查中,这些收入属于经营净收入。三是应收劳动者报酬包括行政单位职工的离退休金^①;工资性收入不包括这些收入,在住户调查中,行政单位职工的离退休金包括在转移性收入中。

3.2.2 营业盈余与经营净收入的区别

资金流量核算中的营业盈余与住户调查中的经营净收入在口径范围上主要存在以下区别:一是住户调查中的经营净收入包括个体经营户的业主及其家庭成员投入劳动应得的报酬和个体经营户创造的利润,也包括农户户主及其家庭成员投入劳动应得的报酬和农户创造的利润,而资金流量核算中的营业盈余只包括个体经营户创造的利润^②。二是资金流量核算中的营业盈余包括住户得到的政策性生产补贴,而住户调查没有把这种补贴作为经营净收入,而是作为转移性收入处理了^③。

3.2.3 资金流量核算中的财产净收入与住户调查中的财产净收入的区别

资金流量核算中的财产净收入与住户调查中的财产净收入在口径范围上

① 大部分行政单位没有为其职工交纳社会保险缴款,其职工基本上是直接从单位领取离退休金,这被视为社会保险缴款中的基本养老保险缴款的替代。

② 这是因为资金流量核算把个体经营户的业主及其家庭成员投入劳动应得的回报与个体经营户创造的利润进行了划分,把其中劳动应得的回报划入了劳动者报酬,同时,把农户户主及其家庭成员投入劳动应得的报酬与农户创造的利润全部作为劳动报酬处理了,而住户调查则没有采取这种处理方法。

③ 见本文前一部分关于转移净收入的阐述。

主要存在以下区别:一是关于“应收”和“实收”的区别。资金流量核算采用的是权责发生制原则,所以它的财产收入是当期应收财产收入,而住户调查采用的是收付实现制原则,所以它的财产性收入是当期实际得到的财产性收入。例如,就居民在银行和非银行金融机构存款获得的利息收入来说,资金流量核算中的居民财产收入记录的是居民的相应存款在当期应得的利息收入,而住户调查中的居民财产性收入记录的是居民的相应存款在当期实际领取的利息收入。二是关于出租房屋租金净收入处理的区别。在资金流量核算中,出租房屋属于生产活动,从而出租房屋租金净收入,即出租房屋租金收入扣除相关的维护成本之后的净收入属于增加值的构成部分;而在住户调查中,出租房屋租金净收入是作为财产性收入处理的。作为增加值构成部分处理与作为财产性收入处理是完全不同的,因为增加值是新创造的生产成果,而财产性收入是对已有生产成果的分配。如果把GDP比做蛋糕的话,增加值是增大蛋糕,而财产性收入是分蛋糕,不会增大蛋糕。三是关于出租其他资产净收入处理的区别。出租其他资产净收入是指住户将除住房之外的其他资产,包括各种有形资产和无形资产(如生产经营用房、机器设备、专利、专有技术、商标商誉等),交由其他机构单位或个人使用而获得的回报扣除相关成本支出后得到的净收入(国家统计局,2019)。在资金流量核算中,与出租房屋一样,出租这些资产也作为生产活动处理,获得的净收入属于增加值;在住户调查中,出租其他资产净收入作为财产性收入处理。四是关于自有住房折算净租金处理的区别。自有住房折算净租金是指现住房产权为自有住房(含自建住房、自购商品房、自购房改住房、自购保障性住房、拆迁安置房、继承或获赠住房)的住户为自身消费提供住房服务的折算价值扣除折旧后得到的净租金。自有住房折算净租金的计算公式为:

自有住房年度折算净租金 = 自有住房年度折算租金 - 购建房年度分摊成本

自有住房年度折算租金依据自有住房的现期市场价值估值和年折旧率进行折算,而购建房年度分摊成本是按照购建房的价值和相应的年折旧率进行计算(国家统计局,2019)。

在住户调查中,自有住房折算净租金是作为财产性收入处理的;在资金流量核算中,并没有作为财产收入处理。实际上,资金流量核算目前还没有对这部分收入进行处理^①。

^① 住户调查中的自有住房折算净租金是按照自有住房的现期市场价值估值计算的自有住房的折旧,而购建房分摊成本是按照自有住房的购建价格计算的自有住房的折旧,所以自有住房折算净租金是按照两种不同价格计算的自有住房折旧的差额。在现行GDP核算中,居民自有住房服务价值是按成本法计算的,即居民自有住房服务价值=维护修理费+物业管理费+居民自有住房折旧。这里的居民自有住房折旧是按照房屋购建价值乘以折旧率计算的,城市居民自有住房折旧率为2%,农村居民自有住房折旧率为3%。资金流量核算直接采用GDP的核算结果。所以,在资金流量核算中,居民自有住房折算净租金实际上没有体现出来。

3.2.4 经常转移净收入与转移净收入的区别

资金流量核算中的经常转移净收入与住户调查中的转移净收入^①在口径范围上主要存在以下区别:一是关于行政单位职工离退休金处理的区别。在住户调查中,行政单位职工的离退休金是作为转移性收入处理的,在资金流量核算中,行政单位职工的离退休金是作为劳动者报酬处理的。二是关于政策性生产补贴处理的区别。在住户调查中,政策性生产补贴是作为转移性收入处理的(国家统计局,2019),而在资金流量核算中,政策性生产补贴是作为营业盈余处理的。

从上述四个方面口径范围的主要区别的阐述中可以看出,有些区别只是导致资金流量核算中的居民可支配收入与住户调查中的居民可支配收入构成项目的差异,并没有导致两者总量产生差异。例如,资金流量核算与住户调查对于行政单位职工离退休金采取了不同的处理方法,前者作为劳动者报酬处理,后者作为转移性收入处理,两种处理方法的不同只影响两者的构成项目,并不影响两者总量。但是,有些口径范围的区别,既影响到资金流量核算中的居民可支配收入和住户调查中的居民可支配收入的构成项目,也影响到两者总量。例如,资金流量核算与住户调查对于自有住房折算净租金的处理方法不同,前者没有考虑这个项目,后者将其作为财产性收入处理,处理方法的不同直接影响到两者居民可支配收入总量。

资金流量核算中的居民可支配收入与住户调查中的居民可支配收入在上述口径范围上的区别,有的是源于国民经济核算国际标准与住户调查国际标准的区别,例如,资金流量核算与住户调查对于出租房屋净租金处理方法的不同就是如此(United Nations, 2011);有的是源于中国资金流量核算或者住户调查的特殊处理方法,例如,资金流量核算对个体经营户的业主及其家庭成员投入劳动应得的报酬与个体经营户创造的利润进行划分,把前一部分计入劳动者报酬,后一部分计入营业盈余,以及将农户户主及其家庭成员投入劳动应得的报酬与农户创造的利润全部作为劳动报酬处理,就是如此。

3.3 资料来源的区别

住户调查中的居民可支配收入是利用调查户的收支资料计算出来的。因此调查户的代表性、调查户收支填报的准确性等因素对居民可支配收入具有重要的影响。随着市场经济的发展,住户保护隐私和怕露富的意识日益增强,部分高收入住户拒绝接受调查,所以调查户对高收入住户的代表性不够;同时,接受调查的一些住户也存在少报和漏报的现象。因此,住户调查中的居民可支配

^① 根据住户调查的定义,转移净收入实际上是经常转移净收入,参见本文前一部分关于转移净收入的阐述。

收入不可避免地存在一定程度的低估。国家统计局利用税收资料进行评估调整,也很难完全调整到位。实际上,住户调查中住户的配合问题是政府统计的世界性难题。

资金流量核算利用多种资料来源计算居民可支配收入(国家统计局国民经济核算司,2007,2012),在很大程度上避免了住户调查对居民可支配收入的低估。例如,资金流量核算利用经济普查资料计算普查年度的劳动者报酬,避免了利用住户调查中的工资性收入计算劳动者报酬对普查年度居民可支配收入的低估;资金流量核算利用银行及相关金融业损益表中的应付存款利息计算居民的存款利息收入,避免了利用住户调查中的居民存款利息收入对居民可支配收入的低估;资金流量核算利用财政决算中的政策性生产补贴资料计算住户享受的政策性生产补贴,避免了利用住户调查资料计算政策性生产补贴对居民可支配收入的低估;资金流量核算利用人力资源社会保障部、国家卫健委等有关管理部门的社会保险基金支出、城镇居民养老保险基金支出、新型农村合作医疗保险基金支出、新型农村养老保险基金支出等资料计算居民享受的社会保险福利,避免了利用住户调查中的有关转移性收入对居民可支配收入的低估。

3.4 数据表现的区别

资金流量核算中的居民可支配收入与住户调查中的居民可支配收入在口径范围、资料来源等方面的区别,必然会导致两者之间数据表现的区别。从表 1 可以看出,2018—2020 年,资金流量核算中的居民可支配收入是利用住户调查资料直接推算的居民可支配收入的 1.3 倍左右。

表 1 资金流量核算中的居民可支配收入与利用住户调查资料推算的居民可支配收入的比较

年度	资金流量核算中的 居民可支配收入	利用住户调查资料 推算的居民可支配收入	资金流量核算中的居民可支配收入与利用 住户调查资料推算的居民可支配收入之比
	(1)	(2)	(1)/(2)
2018	543300.9	418347.9	1.30
2019	593712.8	458805.3	1.29
2020	625798.5	482824.7	1.30

注:1. 利用住户调查资料推算的居民可支配收入的计算公式如下:
利用住户调查资料推算的居民可支配收入 = 农村居民人均可支配收入 × 农村常住人口 + 城镇居民人均可支配收入 × 城镇常住人口

2. 2018 年、2019 年和 2020 年资金流量核算中的居民可支配收入数据取自国家统计局国家数据中的资金流量表(实物交易)数据;住户调查中的农村居民人均可支配收入和城镇居民人均可支配收入数据取自国家统计局国家数据中的农村居民人均收入情况和城镇居民人均收入情况数据;农村常住人口和城镇常住人口数据取自国家统计局国家数据中的乡村人口和城镇人口数据。

3. 表中资金流量核算中的居民可支配收入是居民可支配总收入,目前还无法获得其中的居民可支配净收入。不过由于固定资产折旧在居民可支配总收入中占比不大,所以对比较结果虽然有影响,但影响不大。

4 小结

本文详细阐述了资金流量核算中的居民可支配收入和住户调查中的居民可支配收入的基本概念、收入来源和计算方法,并论述了两者之间的区别。整个国民经济在一定时期内经过收入初次分配和再分配之后形成三大经济主体,即居民、企业和政府的可支配收入,其合计即国民可支配收入。资金流量核算详细描述了这些分配过程和分配结果,资金流量核算中的居民可支配收入就是其中的结果之一,反映的是整个国民经济经过收入分配之后居民获得的收入,它由居民的应收劳动者报酬、营业盈余、财产净收入和经常转移净收入组成。住户调查中的居民可支配收入是通过抽中的调查户进行收支调查,经过计算得到的居民收入,它由工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入组成。

资金流量核算中的居民可支配收入与住户调查中的居民可支配收入在基本用途、口径范围、资料来源和数据表现等方面都存在区别。从基本用途的区别方面看,前者是国民可支配收入的重要组成部分,主要用于反映居民可支配收入总量及其在国民可支配收入中的份额;后者主要反映居民可支配收入的详细收入来源和不同类型居民群体之间的收入分配差距。从口径范围的区别方面看,前者的应收劳动者报酬、营业盈余、财产净收入和经常转移净收入与后者对应的项目,即工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入都存在一系列区别。其中一些区别影响的是两者的结构,另一些区别影响的是两者的总量。从资料来源的区别方面看,住户调查中的居民可支配收入主要采用调查户的收支调查资料,而资金流量核算中的居民可支配收入则在各种不同的资料来源中选择质量较好的资料,因而在很大程度上避免了由于住户调查中高收入户代表性不够和一些调查户存在少报和漏报的现象所导致的收入低估的问题。从数据表现的区别方面看,资金流量核算中的居民可支配收入明显高于住户调查中的居民可支配收入。

参考文献

- 国家统计局. 2017. 中国国民经济核算体系(2016)[M]. 北京: 中国统计出版社.
- 国家统计局. 2019. 国家统计调查制度(2019)[M]. 北京: 中国统计出版社.
- 国家统计局, 国务院第二次全国经济普查领导小组办公室. 2008. 第二次全国经济普查方案[Z].
- 国家统计局国民经济核算司. 2007. 中国经济普查年度资金流量表编制方法[M]. 北京: 中国统计出版社.
- 国家统计局国民经济核算司. 2011. 中国第二次经济普查年度国内生产总值核算方

法[M].

国家统计局国民经济核算司. 2012. 中国资金流量表编制方法[M].

联合国, 欧盟委员会, 经济合作与发展组织, 国际货币基金组织, 世界银行编, 中国国家统计局国民经济核算司, 中国人民大学国民经济核算研究所译. 2012. 国民账户体系(2008)[M]. 北京: 中国统计出版社.

许宪春. 2013. 准确理解中国的收入、消费和投资[J]. 中国社会科学, (2): 4-24, 204.

许宪春. 2019. 准确理解中国现行国内生产总值核算[J]. 统计研究, (5): 3-15.

United Nations. 2011. Canberra Group Handbook on Household income Statistics, Second Edition.

Understanding Correctly the Concept of Household Disposable Income in China

Xianchun Xu

(National School of Development, Peking University)

Abstract In its efforts of integrating urban and rural household surveys in 2013, the National Bureau of Statistics (NBS) modified the definition, coverage, basic classifications and methods of calculation for indicators on the net income of rural households used in the rural household survey, and on the disposable income of urban households used in the urban household survey, so as to ensure the consistency of income indicators in both rural and urban household surveys. In 2016, NBS issued *National Economic Accounting System of China 2016* by systematically revising the *National Economic Accounting System of China 2002*, introducing a series of changes in the definition, coverage and methods of calculation for household disposable income indicators used in the flow-of-funds accounting. This paper presents detailed description on the basic concepts, income sources and calculation methods of household disposable income which are used respectively in the revised flow-of-funds accounting and in the integrated household survey, and an in-depth discussion on the differences in the basic uses, coverage, data sources and data interpretation. Readers and data users can benefit from this paper in accurate understanding and correct use of these two sets of household disposable income indicators.

JEL Classification E01, E21, E22

知识产权保护、集聚差异与企业创新¹

卿陶²

摘要 本文通过构建一个包含知识产权保护和集聚溢出效应的企业创新模型,研究了知识产权保护和集聚对企业创新的影响机制及其交互效应,理论分析发现:不同集聚类型对企业创新存在显著差异,多样化集聚比专业化集聚更有利于促进企业创新,并且两种集聚类型对企业创新的影响都呈现倒U型关系;从交互作用看,知识产权保护会对集聚的技术溢出效应产生调节效应,当集聚的技术溢出包含较多模仿侵权和抄袭行为时,知识产权保护增强会降低集聚的技术溢出效应。采用中国微观企业数据检验发现:一是知识产权保护和多样化集聚会促进企业创新,而专业化集聚会抑制企业创新;二是知识产权保护对多样化集聚存在负向的调节效应,而对专业化集聚的调节效应不显著;三是异质性考察发现,集聚更有利于技术密集型企业创新,对劳动密集型企业反而会抑制企业创新;四是进一步分析发现,多样化集聚能够通过技术传播和技术合作实现技术溢出,并且能够提升企业创新收益,而专业化集聚的这两种技术溢出途径都不显著,同时会降低企业创新收益;五是从创新质量角度看,多样化集聚会提升企业的创新质量,而专业化集聚会降低企业的创新质量。本文的研究能够从知识产权保护体系建设和产业空间布局的协调上对促进企业创新发展提供新的洞见。

关键词 知识产权保护;专业化集聚;多样化集聚;技术溢出;企业创新

0 引言

当前,中国经济正从高速增长阶段转向高质量发展阶段,从“要素驱动”转

¹ 感谢教育部哲学社会科学重大攻关项目“新发展格局下数字产业链发展战略研究”(21JZD022)的支持。

² 卿陶,西南政法大学经济学院讲师,E-mail:qingtiao_2010@126.com。

向“创新驱动”是实现经济高质量发展的关键;微观层面,创新也是企业实现技术进步和提升企业竞争力的主要途径。在《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》中明确指出,要“提升企业技术创新能力,强化企业创新主体地位,促进各类创新要素向企业集聚”,可见发挥企业创新主体作用是落实创新驱动发展,全面塑造发展新优势的重要支撑。企业创新受到诸多因素的影响,知识产权保护和集聚是影响企业创新的两个重要因素:一方面,知识产权保护程度是影响企业创新的重要制度安排,增强知识产权保护能够显著促进企业创新已经得到多数文献的验证(Aghion et al., 2013; Kafouros et al., 2015; 吴超鹏和唐菡, 2016; 黎文靖等, 2021);另一方面,周围企业的集聚情况则是影响企业创新的重要外部环境因素,已有研究表明集聚对企业创新有着十分显著的影响(Antonietti and Cainelli, 2011; de Beule and van Beveren, 2012; 王文翌和安同良, 2014; 莫长炜和龙小宁, 2018)。但是,前置研究多是独立地研究其中一个因素对企业创新的影响,没有考察两个影响因素之间的相互作用。事实上,作为影响企业创新的两个重要因素,知识产权保护和集聚影响企业创新的背后机理却存在较大差异,知识产权保护主要通过防止恶意侵权来激发企业创新热情,而集聚则主要通过技术溢出激发企业创新,这两者背后实际上是有相互矛盾的地方。因为集聚的技术溢出不可避免地存在着模仿和抄袭行为,如果集聚带来的技术溢出很强,那么势必会增大这种风险,因此知识产权保护增强以后,可能会对集聚的技术溢出效应产生重要影响。这个问题之所以重要是因为这两个因素对于企业创新的影响都非常重要,如何更加高效地构建知识产权保护体系和产业集聚政策才能更好地鼓励企业创新,对于我国实现创新发展具有重要的意义,如果不能很好地协调两种促进企业创新的政策手段,可能会相互抑制彼此的绩效,不利于创新发展战略。

1 文献综述

本文的研究内容主要与以下两类文献相关:

一是知识产权保护对企业创新的影响。关于知识产权保护对企业创新的影响一直存在争论,较早研究主要聚焦于“诺德豪斯困境”是否存在,多数研究认为过强的知识产权保护会弱化领导企业创新动力,同时形成行业进入壁垒,导致市场整体的竞争不足(Arrow, 1962),抑制企业创新(Aghion et al., 2005),因此总体上,知识产权保护与企业创新之间存在倒U型关系(Furukawa, 2010);而近年来的研究却更多认为由于“逃离竞争效应”存在(Aghion et al., 2013),知识产权保护增强可以降低企业创新投入损失(吴超鹏和唐菡, 2016),缓解企业融资约束(Ang et al., 2014),因而知识产权保护增强总是能激励企业创新

(Kafouros et al., 2015; 王海成和吕铁, 2016; 黎文靖等, 2021)。

二是集聚对企业创新的影响。不同集聚模式影响企业创新的外部性来源可以分为两种:一是“MAR 外部性”,即专业化集聚产生的外部性,是由同一产业内企业大量集聚导致的知识溢出(Arrow, 1962; Romer, 1986);二是“Jacob 外部性”,即产业多样化集聚产生的外部性,不同产业间的企业集聚有利于企业新知识的交流与碰撞,激发企业创新能力(Jacobs, 1969)。大量文献从实证角度检验两种集聚类型对企业创新的影响, Glaeser et al. (1992) 基于美国数据发现,专业化集聚对于创新有抑制作用,而多样化集聚则有促进作用;但 Baptista and Swann (1998) 基于英国数据表明,专业化集聚会显著提升企业创新能力,但多样化集聚的作用并不明显; Antonietti and Cainelli (2011) 使用意大利数据发现,多样化集聚能够促进新企业创新,而专业化集聚只能够提升创新的生产率,但不会显著促进企业创新; Paci and Usai (1999) 则发现专业化集聚和多样化集聚对区域创新都会产生促进影响,并且多样化集聚效应更大; Duranton and Puga (2005) 则从企业区位选择角度研究发现,新工厂大多数创立于多样化城市,具有较强的创新能力,而一旦进入成熟期后则会迁移到专业化城市。国内研究方面,彭向和蒋传海(2011)采用省际层面的行业面板数据研究发现,专业化集聚和多样化集聚对我国地区产业创新的影响均显著为正,并且多样化集聚对创新的推动作用较大;刘修岩和王璐(2013)研究发现,专业化集聚和多样化集聚都能促进企业创新能力的提升,并且二者对企业创新的影响存在显著的行业差异;张斌和沈能(2020)研究发现,集聚外部性是影响创新效率的重要因素,多样化集聚比专业化集聚对企业创新效率的提升作用更大;胡彬和万道侠(2017)采用2012年世界银行调查数据研究发现,专业化集聚显著降低了企业选择高端创新模式的概率;杨浩昌等(2020)基于省级面板数据研究发现,集聚主要通过创新投入不断减少和创新产出有效增加,从而推动技术进步或技术效率的提高等作用机制来促进创新生产率提升;此外,黄小勇和龙小宁(2020)研究发现产业集聚显著促进了专利的产出效率;刘奕等(2017)研究表明生产性服务业集聚特别是支持性服务业集聚与制造业升级之间高度关联、融合促进的内在联系,能够显著促进企业创新。

现有文献有以下特点和缺陷:一是现有文献主要是单独考察知识产权保护或集聚对企业创新的影响,没有同时关注两种因素对企业创新的交互影响,这样就不能在政策层面就知识产权保护政策和产业空间分布政策提供更多政策指引;二是现有文献研究知识产权保护或者集聚对企业创新的影响时,对相关机制的刻画或分析比较匮乏,特别是对集聚黑箱的分析,现有文献都只是验证了集聚是否存在技术溢出效应,而对于通过何种渠道实现技术溢出却缺乏分析;三是现有文献对知识产权保护或者集聚对企业创新的影响分析主要停留在

总体层面,对于不同创新类型的差异化影响分析尚比较匮乏。正是在这样的研究现状下,本文的主要工作和可能的创新有:一是从理论上构建不同集聚类型与知识产权保护对企业创新影响的微观机制,并探讨知识产权保护与不同集聚类型交互作用对企业创新的影响;二是本文采用较新的全国创新调查企业数据库,通过该数据库大量企业创新投入和创新产出数据,力图打开知识产权保护与不同集聚类型影响企业创新的黑箱,刻画集聚技术溢出效应的具体路径以及知识产权保护对相关技术溢出路径的影响,对于理解不同集聚类型和知识产权保护对企业创新的影响提供了更多见解;三是关注了企业不同创新类型差异,分析知识产权保护及不同集聚类型对企业不同类型创新的影响差异,以及对企业总体创新质量的影响。

2 理论框架

2.1 知识溢出结构

集聚对企业创新的影响主要通过知识溢出效应,不同集聚类型在知识溢出上有很大差别,本文的不同集聚类型的知识溢出效应结构基于罗默模型。罗默假定代表性厂商的知识生产函数是私有知识 k , 社会知识总水平 K 和其他投入 x 的函数,即 $\dot{A} = F(k, K, x)$, 在罗默模型中,社会知识总水平 K 是各个厂商知识持有量的总和 $K = sk$ 。而本文中,由于不同集聚类型下,不同行业企业间的竞争效应和知识异质性存在差异,社会知识总水平 K 不再是简单地等于 sk , 而是与各厂商之间知识内容异质性和技术溢出程度有关。

$$K = f(\vartheta) \left[(s_1 k)^{(1-\gamma_1 s_1)} + (s_2 k)^{(1-\gamma_2 s_2)} \right] \quad (1)^\text{①}$$

其中, k 为代表性企业的知识水平, s_1 和 s_2 分别表示相同行业的企业数量(专业化集聚情况)和不同行业的企业数量(多样化集聚情况)。 ϑ 为知识产权保护水平, $f(\vartheta)$ 表示知识产权保护对集聚溢出效应的影响,由于整个社会的知识存量为正, $f(\vartheta) > 0$ 恒成立,由 $f(\vartheta)$ 的不同单调性能够得到不同的集聚溢出函数,如果 $f' > 0$, 表明知识产权保护增强会进一步促进企业间的知识溢出;如果 $f' < 0$, 表明知识产权保护增强会抑制企业间的知识溢出,当集聚的技术溢出包含较多非法模仿或者抄袭,则会出现这种情形。同时,本文引入知识的异质性 γ , 衡量不同集聚类型的知识差异性,其值越大,说明知识同质性越多,由于同行业间知识

① 严格来说,不同行业也存在异质性,多样化集聚的知识溢出结构为 $\sum_{j \neq i} (s_j k)^{(1-\gamma_j s_j)}$ 更为合理,但为了模型求解方便,同时能够用具体指标衡量多样化集聚程度,本文作了简化处理,没有区分多样化集聚的行业差异。

存在重复性更高,因此专业化集聚的知识同质性要大于多样化集聚(即 $\gamma_1 > \gamma_2$)。代表性企业的生产函数为:

$$y = y(A, x) \quad (2)$$

其中, A 为技术水平, x 为其他要素投入, 遵从 Atkeson and Burstein (2010) 的思路, 企业可以通过创新来提升企业生产率, 企业的生产率变动即为知识的生产, 按照罗默的知识生产函数, 影响企业知识生产的主要因素有以下三种: 一是企业私有知识, 这里采用企业当前的生产率水平 φ_{i0} 衡量; 二是社会知识总水平, 这里为集聚带来的技术溢出, 即式(1); 三是其他投入, 主要是企业研发投入 $I(t)$, 由此, 可得到如下知识生产函数:

$$\frac{\partial \varphi_0}{\partial t} = \dot{A} = \lambda k * K * I(t) = \lambda I(t) \varphi_{i0} f(\vartheta) \left[(s_1 k)^{(1-\gamma_1 s_1)} + (s_2 k)^{(1-\gamma_2 s_2)} \right] \quad (3)$$

其中, λ 为研发产出系数, 用以体现不同企业的创新能力差异。

2.2 企业创新行为

2.2.1 消费者行为

代表性消费者效用函数为:

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (4)$$

其中 $0 < \rho < 1$, 为消费者的多样化偏好程度, ρ 越小说明消费者的多样化选择偏好越大, Ω 为所有可能产品的集合。 $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$ 为产品间的替代弹性, 由于 $0 < \rho < 1$, 所以, 易得 $\sigma > 1$, 其中 σ 越大说明企业的替代弹性越大, 产品竞争程度越激烈。

消费者预算约束为:

$$\int_{\omega \in \Omega} p(\omega) q(\omega) d\omega = R \quad (5)$$

其中 R 为消费者收入。由消费者约束条件下的效用最大化可得消费者对每样产品的需求为:

$$q(\omega) = \frac{R}{P} \left[\frac{p(\omega)}{P} \right]^{-\sigma} \quad (6)$$

其中 $P = \left[\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 为价格指数。

2.2.2 生产者行为

企业总成本为, $TC(\varphi) = F + \frac{q(\omega)}{\varphi}$, 其中 F 是企业的固定成本, φ 是企业的生产率, 易得企业的生产率越高, 则企业的边际成本越低, 在垄断竞争条件下, 可

以求得企业的定价为:

$$p(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{1}{\varphi} \quad (7)$$

由企业产品的需求函数、单位价格,可以求得企业利润为:

$$\pi(\varphi) = \frac{r(\varphi)}{\sigma} - F = \frac{R}{\sigma} \left[P\varphi \frac{\sigma - 1}{\sigma} \right]^{\sigma-1} - F \quad (8)$$

2.2.3 企业创新

企业通过创新实现生产率提升, $I_i(t)$ 为企业的创新投入程度, 为了刻画创新的边际递减效应, 假设每一单位创新投入程度的成本是 $\frac{1}{2}I_i(t)^2$ 。企业当前的生产率为 φ_{i0} , 在有创新的情况下, 带入企业知识生产函数式(3), 企业创新成功后的生产率为:

$$\varphi_i(t) = \varphi_{i0} e^{\lambda I_i(t) \varphi_{i0} f(\vartheta) [(s_1 k)^{(1-\gamma_1 s_1)} + (s_2 k)^{(1-\gamma_2 s_2)}]} \quad (9)$$

当企业创新成功, 未来可以一直采用这样的生产技术, 所以企业创新收益是未来每一期的利润流。同时, 由于其他企业的恶意模仿和侵权, 企业通过创新获取的收益存在失去风险, 企业的创新收益失去风险与知识产权保护程度密切相关, 当知识产权保护较为严格时, 企业创新收益失去风险较小, 反之更大。

假定市场利率 r 不变, 企业创新收益的失去风险为 $\frac{1}{\vartheta}$ 。则企业创新的预期利润收益为:

$$\pi = \frac{R}{\left(r + \frac{1}{\vartheta}\right) \sigma} \left[P\varphi_{i0} e^{\lambda I_i(t) \varphi_{i0} f(\vartheta) [(s_1 k)^{(1-\gamma_1 s_1)} + (s_2 k)^{(1-\gamma_2 s_2)}]} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \right]^{\sigma-1} - F - \frac{1}{2} I_i(t)^2 \quad (10)$$

对利润函数求偏导, 可以得到企业选择的最优创新水平为:

$$I_i(t) = \frac{\Phi M}{1 - \Phi M^2} \quad (11) \textcircled{1}$$

其中, $\Phi = \frac{R}{\left(r + \frac{1}{\vartheta}\right) \sigma} \left[P\varphi_{i0} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \right]^{\sigma-1}$, $M = \lambda (\sigma - 1) \varphi_{i0} f(\vartheta) [(s_1 k)^{(1-\gamma_1 s_1)} + (s_2 k)^{(1-\gamma_2 s_2)}]$ 。

① 对式(10)求导可得, $\frac{\partial \pi}{\partial I_i(t)} = \Phi M e^{M I_i(t)} = I_i(t)$, 该式无法化简, 将 $e^{M I_i(t)}$ 按泰勒公式展开, 由于企业生产率提升程度较小(即 $M I_i(t)$ 较小), 因此采用泰勒公式一阶展开式得到左式近似值, $\Phi M (1 + M I_i(t)) = I_i(t)$, 可解得: $I_i(t) = \frac{\Phi M}{1 - \Phi M^2}$ 。

从式(11)可以发现:企业创新程度取决于两个系数:一是 Φ , 反映的是知识产权保护对企业预期创新收益的影响;二是 M , 反映的是知识产权保护和集聚技术溢出效应及其交互作用对企业创新的影响。

(1) 对创新函数求不同集聚类型的偏导, 可得不同集聚类型对企业创新的边际影响:

$$\begin{aligned}\frac{\partial I_i(t)}{\partial s_1} &= \frac{\partial I_i(t)}{\partial M} \frac{\partial M}{\partial s_1} \\ &= \frac{\Phi + (\Phi M)^2}{(1 - \Phi M^2)^2} * \lambda(\sigma - 1) \varphi_{i0} f(\vartheta)(s_1 k)^{(1-\gamma_1 s_1)} \left[\left(\frac{1 - \gamma_1 s_1}{s_1} \right) - \gamma_1 \ln(s_1 k) \right]\end{aligned}\quad (12a)$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial I_i(t)}{\partial s_2} &= \frac{\partial I_i(t)}{\partial M} \frac{\partial M}{\partial s_2} \\ &= \frac{\Phi + (\Phi M)^2}{(1 - \Phi M^2)^2} * \lambda(\sigma - 1) \varphi_{i0} f(\vartheta)(s_2 k)^{(1-\gamma_2 s_2)} \left[\left(\frac{1 - \gamma_2 s_2}{s_2} \right) - \gamma_2 \ln(s_2 k) \right]\end{aligned}\quad (12b)$$

从式(12a)和式(12b)可以看出, 由于 $\frac{\Phi + (\Phi M)^2}{(1 - \Phi M^2)^2} * \lambda(\sigma - 1) \varphi_{i0} f(\vartheta)(s_i k)^{(1-\gamma_i s_i)} > 0$ 恒成立, 不同集聚类型对企业创新的影响主要取决于最后一项 $g(s_i) = \left[\left(\frac{1 - \gamma_i s_i}{s_i} \right) - \gamma_i \ln(s_i k) \right]$, 下面讨论 $g(s_i)$ 的函数性质。将 $g(s_i)$ 分为两个函数: 分别为 $g_1(s_i) = \left(\frac{1 - \gamma_i s_i}{s_i} \right)$ 和 $g_2(s_i) = \gamma_i \ln(s_i k)$, 这样 $g_1(s_i)$ 和 $g_2(s_i)$ 关于集聚程度 s_i 的单调性是确定的, $g_1(s_i)$ 为单调递减函数, $g_2(s_i)$ 为单调递增函数, 其相互关系如图 1。从图 1(a) 中可以看出, $g_1(s_i)$ 和 $g_2(s_i)$ 相交于 s_i^* , 当 $s_i < s_i^*$ 时, $g(s_i) > 0$, 集聚带来的技术溢出效应会增强, 对企业的企业创新促进作用在增强; 当 $s_i > s_i^*$ 时, $g(s_i) < 0$, 集聚带来的技术溢出效应会减弱, 对企业创新的促进作用会降低。由此, 可以得到命题 1:

命题 1: 集聚对企业创新来讲并不总是促进效应, 不论是专业化集聚还是多样化集聚, 对企业创新的影响都存在倒 U 型关系。

其次, 需要关注专业化集聚和多样化集聚对企业创新的影响差异。由于多样化集聚的知识异质性更好, 因此 $\gamma_2 < \gamma_1$, 对应到图 1(b) 可以看出, 当 γ_i 增大时, $g_1(s_i)$ 曲线会向下平移, 而 $g_2(s_i)$ 曲线会逆时针旋转, 这样可以发现新的交点 $s_i^{*'} < s_i^*$, 而 $s_i^{*'}$ 代表着专业化集聚的交点。从式(12a)和式(12b)并不能知道 s_1 和 s_2 对企业创新的具体影响方向, 但是从图 1(b) 可以看出, 多样化集聚的交点 s_i^* 会更大, 因此多样化集聚总体上对企业创新存在促进作用的阈值更大。

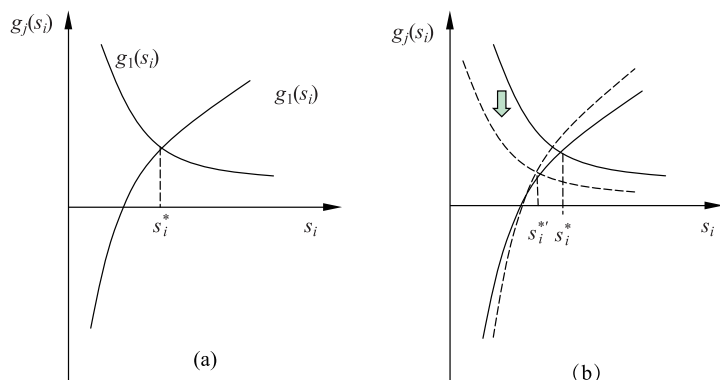


图1 不同集聚类型两种效应的关系图

根据不同集聚类型对企业创新可能的影响,有三种情形:一是专业化集聚和多样化集聚都对企业创新有抑制作用,但多样化集聚对企业创新的抑制作用更小;二是专业化集聚和多样化集聚都对企业创新有促进作用,并且多样化集聚对企业创新的促进作用更大;三是专业化集聚会抑制企业创新,而多样化集聚会促进企业创新。

命题2: 多样化集聚和专业化集聚对企业创新的影响方向并不确定,但相比较而言,多样化集聚比专业化集聚存在更强的促进效应或者更小的抑制效应。

(2) 对知识产权保护求偏导,可得知识产权保护增强对企业创新的边际影响:

$$\begin{aligned} \frac{\partial I_i(t)}{\partial \vartheta} &= \frac{\partial I_i(t)}{\partial M} \frac{\partial M}{\partial \vartheta} + \frac{\partial I_i(t)}{\partial \Phi} \frac{\partial \Phi}{\partial \vartheta} \\ &= \frac{M}{(1 - \Phi M^2)^2} \frac{R}{(r\vartheta + 1)^2 \sigma} \left[P\varphi_{i0} \frac{\sigma - 1}{\sigma} \right]^{\sigma-1} + \\ &\quad \frac{\Phi + (\Phi M)^2}{(1 - \Phi M^2)^2} \lambda(\sigma - 1) \varphi_{i0} f'(\vartheta) \left[(s_1 k)^{(1-\gamma_1 s_1)} + (s_2 k)^{(1-\gamma_2 s_2)} \right] \quad (13) \end{aligned}$$

从知识产权保护对企业创新的影响看,存在两重效应:一是知识产权保护的收益激励效应,即第一项,随着知识产权保护增强,企业的创新预期收益会增大,促进企业创新,这一项对企业创新的影响是确定的。二是知识产权保护对集聚溢出效应的影响,即第二项,如果知识产权保护对集聚溢出效应的边际影响为正(即 $f' > 0$),则知识产权保护能够促进集聚的技术溢出,从而提升企业创新效率,这样知识产权保护的两种效应都为正,总体影响总是为正;如果知识产权保护对集聚溢出效应的边际影响为负(即 $f' < 0$),则知识产权保护增强对企业创新则存在正反两种效应,一方面会增加企业创新预期收益,另一方面也会抑

制集聚溢出效应,降低企业创新的生产效率,抑制企业创新。知识产权保护对企业创新的总体影响是不确定的,根据大量的实证结论看(尹志锋等,2013;王海成和吕铁,2016),总体上正向的促进效应会更大,因此总体上知识产权保护增强会促进企业创新。

命题3: 知识产权保护对企业创新存在收益激励效应和集聚技术溢出调节效应,一般来讲,收益激励带来的正向促进效应更大,总体上知识产权保护增强会促进企业创新。

(3) 考虑知识产权保护对不同集聚类型技术溢出效应的具体影响。对式(12)不同集聚类型求交叉偏导,得到 $\frac{\partial I_i(t)^2}{\partial \vartheta \partial s_1}$ 和 $\frac{\partial I_i(t)^2}{\partial \vartheta \partial s_2}$,可以进一步分析知识产权保护对不同集聚类型的技术溢出调节效应差异。

$$\begin{aligned} & \frac{\partial I_i(t)^2}{\partial \vartheta \partial s_1} \\ &= \lambda(\sigma - 1) \varphi_{i0}(s_1 k)^{(1-\gamma_1 s_1)} \left[\left(\frac{1-\gamma_1 s_1}{s_1 k} \right) - \gamma_1 \ln(s_1 k) \right] \left\{ f'(\vartheta) \frac{\Phi + (\Phi M)^2}{(1 - \Phi M^2)^2} + \right. \\ & \quad \left. f(\vartheta) \left[\frac{2\Phi^2 M \frac{\Phi + (\Phi M)^2}{(1 - \Phi M^2)^2} + 2\Phi M(\Phi + (\Phi M)^2)(1 - \Phi M^2)}{(1 - \Phi M^2)^4} \right] \frac{\partial M}{\partial \vartheta} \right\} \quad (14a) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial I_i(t)^2}{\partial \vartheta \partial s_2} \\ &= \lambda(\sigma - 1) \varphi_{i0}(s_2 k)^{(1-\gamma_2 s_2)} \left[\left(\frac{1-\gamma_2 s_2}{s_2 k} \right) - \gamma_2 \ln(s_2 k) \right] \left\{ f'(\vartheta) \frac{\Phi + (\Phi M)^2}{(1 - \Phi M^2)^2} + \right. \\ & \quad \left. f(\vartheta) \left[\frac{2\Phi^2 M \frac{\Phi + (\Phi M)^2}{(1 - \Phi M^2)^2} + 2\Phi M(\Phi + (\Phi M)^2)(1 - \Phi M^2)}{(1 - \Phi M^2)^4} \right] \frac{\partial M}{\partial \vartheta} \right\} \quad (14b) \end{aligned}$$

可以证明,当集聚总体上存在技术溢出效应时,知识产权保护对不同集聚类型的技术溢出效应的调节效应同样取决于 $f(\vartheta)$ 性质,如果 $f'(\vartheta) > 0$,则有 $\frac{\partial I_i(t)^2}{\partial \vartheta \partial s_1} > 0$ 、 $\frac{\partial I_i(t)^2}{\partial \vartheta \partial s_2} > 0$,即知识产权保护与不同集聚类型的交互项对企业创新的影响为正,知识产权保护增强有利于集聚的技术溢出;如果 $f'(\vartheta) < 0$,则有 $\frac{\partial I_i(t)^2}{\partial \vartheta \partial s_1} < 0$ 、 $\frac{\partial I_i(t)^2}{\partial \vartheta \partial s_2} < 0$,即知识产权保护与不同集聚类型的交互项对企业创新的影响为负,即知识产权保护会降低集聚的知识溢出,这种情形主要是存在模

仿和抄袭的技术溢出。同时可以发现,知识产权保护对不同集聚类型的技术溢出效应的调节效应大小取决于不同集聚类型本身的技术溢出效应大小,集聚技术溢出效应越强,知识产权保护对集聚技术溢出效应的调节效应也越明显。

命题 4: 知识产权保护对不同集聚类型的技术溢出效应存在调节效应,其大小与技术溢出效应本身有关,当集聚的技术溢出包含较多抄袭和模仿侵权行为时(即 $f'(\vartheta) < 0$),知识产权保护加强会降低集聚的技术溢出效应。

3 数据、变量与模型设定

3.1 计量模型设定

根据本文提出的研究命题,知识产权保护和两种集聚都可能会对企业创新产生影响,并且知识产权保护对不同集聚类型存在差异性的调节效应,为此,构建如下回归模型:

$$\text{INNO\_dum}_{fi}(\text{lnrd}_{fi}) = \alpha + \beta_{11}\text{IPR}_{dt} + \beta_{12}\text{lnspec}_{dht} + \beta_{13}\text{ln dive}_{dht} + \beta_{14}\text{lnspec}_{dht}^2 + \beta_{15}\text{ln dive}_{dht}^2 + \beta_1\mathbf{X}_{fi} + \{F_e\} + \varepsilon_{fi} \quad (15)$$

$$\text{INNO\_dum}_{fi}(\text{lnrd}_{fi}) = \alpha + \beta_{21}\text{IPR}_{dt} + \beta_{22}\text{lnspec}_{dht} + \beta_{23}\text{IPR}_{dt} \times \text{lnspec}_{dht} + \beta_{24}\text{ln dive}_{dht} + \beta_{25}\text{IPR}_{dt} \times \text{ln dive}_{dht} + \beta_2\mathbf{X}_{fi} + \{F_e\} + \varepsilon_{fi} \quad (16)$$

其中,模型(15)主要检验命题1、命题2和命题3,分别验证知识产权保护、不同集聚类型各自对企业创新的影响。模型(16)主要检验命题4,检验知识产权保护与不同集聚类型的交互影响。其中,INNO_dum_{fi}是企业是否创新的哑变量,如果企业有创新行为,则为1,反之为0;lnrd_{fi}是企业创新程度,采用全国创新调查企业数据库中的“企业研发经费支出”对数值衡量,并采用企业“专利申请数”对数值作为稳健性检验;IPR_{dt}是企业面临的知识产权保护水平;lnspec_{dht}是专业化集聚程度;ln dive_{dht}是多样化集聚程度。 $\mathbf{X}_{fi}$ 是一组控制变量, $\{F_e\}$ 是企业、地区、行业、年份的固定效应, ε 为误差项。

3.2 数据来源

本文主要使用中国工业企业数据库(2008—2013年)和全国创新调查企业数据库(2008—2013年)两个微观数据库。中国工业企业数据库包含企业层面的多个控制变量;创新调查数据库包含企业创新层面多个数据,比如各类科技活动支出、科技活动人员、专利申请数、专利所有权转让收入、新产品销售收入、技术引进费用支出等详细信息,能准确反映企业的创新投入、创新过程和创新

产出。

数据库匹配:由于两个数据库都有确定企业唯一性的法人代码,因此通过法人代码对两个数据库进行匹配,最终得到本文使用的数据,该数据为2008—2013年的非平衡面板数据。

3.3 主要变量的计算方式

3.3.1 企业创新的衡量

目前文献中,对于企业创新的衡量,主要有两种方式,一是采用工业企业数据库中的“研发费用支出”或“新产品产值”,研发支出反映了企业在新产品开发和维护方面所投入的资源。一般来说,企业研发投入越多创新成果也越多,新产品产值直接反映了企业创新成果,但是在中国工业企业数据中这两个指标都存在年份缺失情形,并且工业数据库中也没有关于企业创新的其他指标,因此也不利于分析企业创新过程。二是采用中国专利数据衡量企业创新(黎文靖和郑曼妮,2016),该数据库收录了中国自1985年实施专利制度以来的发明专利、实用新型专利、外观设计专利的全部信息,能够准确地反映企业创新成果,也能较好区分企业创新质量,但是该数据库不能准确衡量企业的创新投入情况,因此没有办法全面反映企业的创新过程和创新效率。本文采用国家统计局最新的全国创新调查企业数据库中的相关指标衡量企业创新,该数据库既包含企业的创新投入情况,也包含企业的创新产出情况,能够更全面地反映企业创新过程,并且通过法人代码与工业企业数据库匹配能够保证更高的准确率。本文采用“企业内部用于科技活动的经费支出”衡量企业创新投入情况,采用企业的专利申请数衡量企业创新成果,作为稳健性检验。

3.3.2 知识产权保护指标

本文在GP指数基础上,通过引入地区执法差异(尹志锋等,2013;魏浩和巫俊,2018)来构建各省差异化的实际知识产权保护程度。

$$IPR_{hdt}^H = GP_t * F_{dt} \quad (17)$$

其中, GP_t 为中国当年的GP指数, F_{dt} 为省际层面的执法差异,本文借鉴并修正了现有文献对于地区层面知识产权保护执法差异的构建。主要从以下四方面构建地区执法差异:一是地区执法效率差异,以专利侵权案件的结案率衡量;二是社会法制化水平差异,以各省律师占地区人口总数来衡量;三是地区知识产权保护需求差异,以人均专利的申请量来衡量;四是个人知识产权保护意识差异,以各省人均受教育年限来衡量。为方便数据的比较,对数据进行无量纲标准化处理,我们采用常用的极值标准化方法。指标的处理公式如下:

$$Y_{it} = \frac{x_{it} - \min x_{it}}{\max x_{it} - \min x_{it}} \quad (18)$$

通过以上处理,我们可以得到省际层面的知识产权执法力度,再乘以国家层面中国的GP指数即可得到各省的实际知识产权保护力度。

3.3.3 专业化集聚指标

对地区专业化集聚水平的衡量目前主要有两类指标:一类是绝对数量指标,如某行业的企业数量(Henderson, 2003)、就业人数(范剑勇和石灵云, 2009);另一类是相对指标,比如专业化指数(Glaeser et al., 1992; 薄文广, 2007),采用相对指标区位熵衡量专业化水平应用地比较广泛(刘修岩和王璐, 2013; 范剑勇等, 2014; 苏丹妮等, 2018)。本文同样采用区位熵衡量地区专业化集聚程度。计算公式为:

$$SPEC_{dh} = \frac{cysr_{dh} / \sum_h cysr_{dh}}{\sum_d cysr_{dh} / \sum_{d,h} cysr_{dh}} \quad (19)$$

其中, d 和 h 分别表示四位码的地区和四位码的行业, $cysr$ 是从业人数,为剔除企业自身对集聚程度的影响,所有从业人数加总都是除了企业自身以外的其他企业从业人数之和。该指数越大,地区的专业化集聚程度越高,在实证中,本文取该指数+1的对数值。

3.3.4 多样化集聚指标

衡量地方多样化集聚水平的指标与衡量地方专业化水平指标类似,也有相对指标和绝对指标两种。与范剑勇等(2014)、苏丹妮等(2018)的做法一致,采用本地区其他产业就业人数占本地区就业的比例与其他产业全国就业人数占全国就业比例的绝对值偏差和的倒数值表示。计算公式为:

$$DIVE_{dh} = 1 / \left(\sum_h \left| \frac{cysr_{dh}}{\sum_h cysr_{dh}} - \frac{\sum_d cysr_{dh}}{\sum_{d,h} cysr_{dh}} \right| \right) \quad (20)$$

其中, d 和 h 分别表示四位码的地区和四位码的行业。该指数越大,地区的专业化集聚程度越高,在实证中,本文取该指数+1的对数值。

3.3.5 其他控制变量

企业的生产率 $\ln tfp$,企业当前生产率水平是企业创新的重要基础,高生产率企业创新条件更好,因此必须控制生产率差异对企业创新的影响。对于企业生产率的测度,目前采用较多的是OP法、LP法和ACF法,但由于工企数据在2008—2013年间缺乏中间产品投入和增加值数据等关键信息,无法采用这些方法计算全要素生产率,本文采用劳均产出对数值衡量企业生产率(Feenstra et al., 2014)。企业规模 $\ln scale$,大企业比小企业有更强的创新能力和创新资源,因此不同规模企业面临知识产权保护变动时反应会存在显著差异,本文采

用工企数据库中企业固定资产合计对数值衡量企业规模。企业性质 *soe*, 企业的性质会深刻地影响企业行为, 一般来讲国有企业规模更大, 更能承担创新风险, 容易采用更多的创新活动。企业所处行业的市场竞争程度 *hhi*, 市场竞争程度也会显著影响企业的创新行为, 本文采用赫希曼-霍芬达尔指数衡量企业所处行业的市场竞争程度。主要变量的统计特征见表 1。

表 1 主要变量的统计特征

变量	观测值	标准差	5% 值	均值	95% 值
INNO_dum	1375213	0.356	0	0.149	1
lnrd	1375213	3.001	0	1.227	8.903
IPR	1375213	0.381	2.042	2.603	3.240
lnspec	1375213	0.811	0.246	1.199	2.844
lndiv	1375213	0.139	0.006	0.048	0.158
lnfp	1375213	1.069	4.426	6.002	7.825
lnscale	1375213	1.313	7.803	9.514	11.969
soe	1375213	0.188	0	0.036	1
hhi	1375213	0.026	0.001	0.013	0.045

4 计量结果与解释

4.1 基准回归结果

根据本文的命题 1~命题 3, 考察知识产权保护和两种集聚类型对企业创新的影响, 表 2 是相关的检验结果, 其中, 第(1)~(4)列是知识产权保护和两种集聚类型对企业创新参与行为的影响, 第(5)~(8)列是知识产权保护和两种集聚类型对企业创新程度的影响。从第(1)列看, 知识产权保护总体上会显著促进企业创新。从第(2)~(3)列看, 两种集聚类型对企业创新的影响存在相反的效应, 专业化集聚会抑制企业创新, 而多样化集聚会促进企业创新, 这与命题 2 的结论是一致的, 即多样化集聚会比专业化集聚呈现更强的促进作用或者更小的抑制作用, 与国外经验事实看, 本文的结论与 Glaeser et al. (1992) 的结论是一致的。从第(4)列的回归结果看, 多样化集聚和专业化集聚对企业创新都存在倒 U 型关系, 并且根据二次函数性质可以看出, 多样化集聚的拐点值要明显大于专业化集聚的拐点值, 这与理论模型推导结论一致(图 1), 根据二次函数性质, 可得专业化集聚对企业创新影响的拐点值为 1.566, 大概有 24.7% 的企业面临的专业化集聚程度超过该值, 因此总体上专业化集聚会抑制企业创新; 而与之相反, 超过多样化集聚拐点企业大概占比为 3.39%, 也解释了为什么专业化集聚总体对企业创新的影响为负, 而多样化集聚总体影响为正。第(5)~(8)列是

以企业创新程度作为被解释变量的检验结果,其回归结论与以创新参与行为作为被解释变量的回归结论一致,知识产权保护会促进企业创新,专业化集聚会抑制企业创新,多样化集聚会促进企业创新,专业化集聚和多样化集聚对企业创新都存在倒U型关系,并且多样化集聚的拐点值更大。

表2 知识产权保护、不同集聚类型对企业创新的影响(基准回归结果)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	INNO_dum	INNO_dum	INNO_dum	INNO_dum	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd
IPR	0.050 *** (13.59)		0.049 *** (13.44)	0.050 *** (13.60)	0.340 *** (11.20)		0.336 *** (11.06)	0.341 *** (11.25)
lnspec		-0.002 *** (-3.33)	-0.002 *** (-3.33)	0.008 *** (5.96)		-0.015 *** (-3.11)	-0.015 *** (-3.11)	0.063 *** (5.72)
lndiv		0.002 *** (6.64)	0.001 *** (5.86)	0.015 *** (11.40)		0.012 *** (5.76)	0.010 *** (5.11)	0.131 *** (12.41)
lnspec ²				-0.003 *** (-8.04)				-0.020 *** (-7.48)
lndiv ²				-0.000 *** (-10.35)				-0.004 *** (-11.38)
lnfp	0.007 *** (16.46)	0.007 *** (16.49)	0.007 *** (16.53)	0.008 *** (17.01)	0.089 *** (23.84)	0.089 *** (23.87)	0.089 *** (23.91)	0.091 *** (24.38)
lnscale	0.008 *** (16.92)	0.008 *** (16.15)	0.008 *** (16.73)	0.008 *** (16.49)	0.079 *** (20.06)	0.077 *** (19.42)	0.079 *** (19.89)	0.078 *** (19.66)
age	-0.000 (-1.45)	-0.000 (-1.40)	-0.000 (-1.45)	-0.000 (-1.52)	-0.001 (-1.56)	-0.001 (-1.52)	-0.001 (-1.56)	-0.001 (-1.61)
soe	0.006 ** (1.97)	0.006 ** (1.97)	0.006 * (1.92)	0.007 ** (2.33)	0.129 *** (4.91)	0.129 *** (4.91)	0.128 *** (4.87)	0.139 *** (5.28)
hhi	0.048 *** (2.88)	0.049 *** (2.94)	0.048 *** (2.93)	0.050 *** (3.00)	0.402 *** (2.99)	0.410 *** (3.05)	0.408 *** (3.04)	0.417 *** (3.11)
firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R-sq	0.044	0.044	0.044	0.044	0.048	0.048	0.048	0.049
Obs	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154

注:括号里为t值,其中*、**、***分别表示10%、5%、1%水平下显著,标准误差聚类到企业层面,下同。

其他控制变量:企业的生产率水平越高,企业创新越多,说明企业创新基础越高,创新动力越强;企业生产规模越大,创新越多,说明大企业更能够分担创新风险和创新的成本,增加企业创新;国有企业创新相比其他企业更多,这

说明国有企业由于规模大,抵御风险能力强,所以创新参与度高;市场竞争程度对于创新有显著的促进作用,说明适度垄断带来的规模优势有利于企业创新。

4.2 知识产权保护的调节效应

根据命题 4,知识产权保护对不同集聚类型的技术溢出效应存在调节效应,由于不同集聚类型的技术溢出程度存在差异,因此知识产权保护对不同集聚类型技术溢出效应的调节效应也可能存在差异。表 3 是相应的回归结果,其中第(1)~(3)列是以创新参与行为作为因变量的回归结果,可以发现:专业化集聚与知识产权保护的交互项并不显著(第(1)列),而多样化集聚与知识产权保护的交互项显著为负(第(2)列),说明知识产权保护会降低多样化集聚的技术溢出效应;当同时关注知识产权保护对专业化集聚和多样化集聚的调节效应时(第(3)列),结果仍然证明知识产权保护会降低多样化集聚的技术溢出效应,而对专业化集聚的调节效应不显著。第(4)~(6)列是以创新程度作为因变量的回归结果,单独考察知识产权保护对专业化集聚的调节效应时,专业化集聚与知识产权保护的交互项显著为正,从系数看,当知识产权保护足够强时,约大于 3.29 时,专业化集聚增强,集聚增强的总体效应会促进企业创新,由于我国知识产权保护总体水平较低,因此专业化集聚的非法技术抄袭更多,因此总体上,专业化集聚增强会抑制企业创新;而当同时考察知识产权保护对两种集聚类型的调节效应时,知识产权保护对专业化集聚的调节效应仍然不显著,而知识产权保护对多样化集聚的负向调节效应仍然显著为负,回归结果同样说明集聚的技术溢出效应越大,知识产权保护产生的负向调节效应也越大。

表 3 知识产权保护对不同集聚类型的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	INNO_dum	INNO_dum	INNO_dum	lnrd	lnrd	lnrd
IPR	0.048 *** (11.18)	0.103 *** (15.43)	0.108 *** (12.94)	0.307 *** (8.69)	0.791 *** (14.54)	0.797 *** (11.68)
lnspec	-0.007 (-1.62)		0.004 (0.87)	-0.089 ** (-2.57)		-0.001 (-0.04)
IPR×lnspec	0.002 (0.98)		-0.002 (-1.24)	0.027 ** (1.97)		-0.005 (-0.31)
Indive		0.010 *** (10.44)	0.010 *** (9.74)		0.084 *** (10.52)	0.083 *** (9.45)
IPR×Indive		-0.003 *** (-8.83)	-0.003 *** (-8.42)		-0.028 *** (-9.10)	-0.028 *** (-8.28)

	续表					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	INNO_dum	INNO_dum	INNO_dum	lnrd	lnrd	lnrd
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R-sq	0.044	0.044	0.044	0.048	0.048	0.048
Obs	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154

4.3 稳健性检验

以上的分析验证本文提出的研究命题,那么分析的结论是否稳健呢?为此需要进行一系列的稳健性检验。

(1) 被解释变量的测度误差问题。创新是本文的核心被解释变量,其是否准确对于结论至关重要,在前文中,主要采用全国创新调查企业数据库中的“企业内部的研发经费支出”衡量企业创新,下面继续从创新成果来衡量企业创新,进行稳健性检验,采用专利申请衡量企业创新,再次对本文的主要结论进行检验,回归结果见表 4。第(1)~(4)列分别是知识产权保护、专业化集聚和多样化集聚对企业创新影响的检验结果,与前面结论一致,知识产权保护和多样化集聚更能促进企业创新,而专业化集聚不能促进企业创新;第(5)~(7)列中,检验了知识产权保护对多样化集聚和专业化集聚的调节效应,结果仍然一致,知识产权保护对多样化集聚有显著的负向调节效应,而对专业化集聚的调节效应不显著。

表 4 以专利申请衡量企业创新的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent
IPR	0.106 *** (24.15)			0.092 *** (21.72)	0.106 *** (19.76)	0.148 *** (11.33)	0.158 *** (10.42)
lnspec		-0.002 * (-1.92)		-0.0003 (-0.08)	-0.002 (-0.23)		0.009 (1.27)
IPR×lnspec					-0.000 (-0.05)		-0.004 (-1.27)
lndive			0.004 *** (9.56)	0.004 *** (9.36)		0.011 *** (5.41)	0.012 *** (5.52)

续表						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent
IPR×lndiv						-0.003*** (-3.54)
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R-sq	0.032	0.031	0.031	0.031	0.032	0.032
Obs	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154

(2) 集聚指标的测算误差问题。不同集聚类型的指标计算也是本文结论是否稳健的关键,作为稳健性检验,本文通过两种方式重新计算不同集聚类型的集聚程度:一是与从业人数计算集聚指标不同,采用销售收入计算集聚指标;二是与相对指标计算集聚程度不同,采用绝对指标计算集聚程度,采用四位码地区-四位码行业的从业人数总和对数值衡量地区的专业化集聚程度,采用四位码地区存在的四位数行业总数对数值衡量地区的多样化集聚程度^①。对相关结论进行再检验的回归结果见表 5。在采用不同方法计算的集聚指标后,回归结果仍然与主体回归结论一致:多样化集聚会更有利于促进企业创新;同时由于多样化集聚的技术溢出效应大,并且知识产权保护对多样化集聚的负向调节效应更明显。由于不同创新程度的企业可以通过自主选择不同集聚类型区域,产生反向因果的内生性问题。本文通过两种方式来解决可能存在的内生性问题,一是剔除在样本期内企业所在地区四位码(地级市)出现变化的样本,这样就部分解决了企业自主选择导致的内生性问题(第(5)~(6)列)。

表 5 更换集聚指标计算方式的检验结果

	以销售收入计算集聚指标		以绝对指标计算集聚程度		剔除企业迁移样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd
IPR	0.339*** (16.23)	0.612*** (12.17)	0.334*** (15.99)	0.376*** (13.90)	0.306*** (9.45)	1.034*** (10.52)
lnspec	-0.016*** (-3.52)	0.030 (1.44)	-0.009*** (-3.25)	-0.011*** (-3.16)	0.012 (1.39)	0.007 (0.12)

① 四位地区码代表地级城市。

续表						
	以销售收入计算集聚指标		以绝对指标计算集聚程度		剔除企业迁移样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd
IPR×lnspec		-0.010		0.004		0.003
		(-1.19)		(1.57)		(0.13)
lndive	0.005 **	0.078 ***	0.121 ***	0.145 ***	0.010 ***	0.131 ***
	(2.25)	(11.90)	(12.46)	(12.12)	(3.43)	(9.19)
IPR×lndive		-0.018 ***		-0.003 ***		-0.047 ***
		(-6.86)		(-2.81)		(-8.52)
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R-sq	0.048	0.049	0.049	0.049	0.067	0.067
Obs	1375154	1375154	1375154	1375154	1069860	1069860

(3) 内生性问题。对于遗漏变量和反向因果等问题导致的内生性问题,本文选取工具变量法,参考 Ang et al. (2014)、吴超鹏和唐菡(2016)方法,采用各地区是否存在英租界的哑变量作为国内知识产权保护的工具变量,主要原因是英国最早实施知识产权保护制度,在租借区内,会根据英国的行政和法律制度来管理租界,这些区域会有相对更严格的知识产权保护传统,并且会遗留到后来的城市管理制度中,而基于历史的数据不会受到当前行为的影响,因此是一个较好的工具变量。借鉴苏丹妮等(2018)思路,选用地区集聚的历史数据衡量地区的不同类型集聚程度,本文依据工业企业数据库计算得到 1998 年四位码地区和二位码行业的不同集聚程度作为工具变量^①,检验相关结论是否成立。可以发现,采用这两种方式的检验结果仍然证明本文的结论稳健(表 6)。

表 6 工具变量法的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd
IPR	0.545 *** (6.41)			0.119 *** (3.99)
lnspec		-0.272 *** (-2.77)		-0.313 *** (-3.34)

① 如果采用四位码地区和四位码行业,将会使得大量样本缺失。

	续表			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd
Indive			0.102 ^{***} (3.52)	0.039 [*] (1.82)
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes
region	No	Yes	Yes	No
industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Cragg-Donald Wald <i>F</i>	1601.538	4682.951	7152.659	5097.052
Anderson canon. corr. LM	2475.877	4726.266	7250.410	1716.142
First stage <i>F</i>	8399.58	1589.48	10446.58	969.93
Centered <i>R</i> ²	0.048	0.044	0.044	0.044
Obs	1375154	846587	880381	846587

(4) 样本选择偏误问题。由于很多企业没有创新行为,所以采用 OLS 估计知识产权保护和不同集聚类型对企业创新程度影响时会存在样本选择偏误问题,导致结果不可信。Heckman(1979)两阶段分析法可以处理样本选择偏误问题,因此本文继续采用 Heckman 模型检验相关结论(见表 7)。其中,第(1)、(3)、(5)是选择方程的回归结果,第(2)、(4)、(6)是强度方程的回归结果,在去掉截断样本后,有创新企业的样本为 207353,在采用 Heckman 模型后,检验结果依然与主体回归的结论一致:多样化集聚更有利于企业创新,同时知识产权保护对多样化集聚的负向调节效应也更大,从强度方程回归系数看,在纠正样本选择偏误后,只考虑有创新企业时,多样化集聚对企业创新的促进作用和专业化集聚对企业创新的抑制作用都明显增大。

表 7 Heckman 模型的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	选择方程	强度方程	选择方程	强度方程	选择方程	强度方程
	INNO_dum	lnrd	INNO_dum	lnrd	INNO_dum	lnrd
IPR	0.405 ^{***} (59.97)	0.493 ^{***} (17.42)	1.453 ^{***} (43.37)	1.517 ^{***} (13.04)	1.379 ^{***} (37.06)	1.460 ^{***} (12.20)
lnspec	-0.236 ^{***} (-17.73)	-0.157 ^{***} (-4.55)			-0.079 ^{***} (-5.62)	0.002 (0.07)
IPR×lnspec	0.073 (1.61)	0.060 (1.46)			0.021 (1.49)	0.008 (0.67)
Indive			0.216 ^{***} (39.96)	0.216 ^{***} (11.76)	0.204 ^{***} (36.00)	0.213 ^{***} (11.61)

	续表					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	选择方程	强度方程	选择方程	强度方程	选择方程	强度方程
	INNO_dum	lnrd	INNO_dum	lnrd	INNO_dum	lnrd
IPR×Indive			-0.065 *** (-31.20)	-0.063 *** (-9.98)	-0.062 *** (-28.33)	-0.061 *** (-9.61)
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1375154	207353	1375154	207353	1375154	207353

(5) 样本代表性问题。由于本文采用全国创新调查企业数据库,因此主要使用 2008—2013 年的数据。知识产权保护与不同集聚类型对企业创新的影响是否由于特殊时段的数据造成的呢?为此,本文选择 2000—2013 年中国工业企业数据检验相关结论是否成立,在这部分采用中国专利数据库的企业专利申请数量衡量企业创新。采用 2000—2013 年中国工业企业数据的回归结果与本文主要结论一致,细微的区别是专业化集聚对企业创新的影响并不显著,但这与多样化集聚更有利于促进企业创新并不矛盾,而知识产权保护对多样化集聚的负向调节作用依然存在,这说明本文主要结论并不是由于特殊样本选取造成的特殊结果。

表 8 采用 2000—2013 年的中国工业企业数据的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent
IPR				0.098 *** (41.06)	0.105 *** (51.63)	0.095 *** (39.58)
lnspec	0.000 (0.54)		-0.000 (-0.40)	-0.017 *** (-6.03)		-0.021 (-1.17)
IPR×lnspec				0.007 *** (6.31)		0.009 (1.40)
Indive		0.113 *** (15.77)	0.113 *** (15.77)		0.181 *** (6.04)	0.214 *** (7.07)
IPR×Indive					-0.054 *** (-4.04)	-0.068 *** (-5.04)
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Inpatent	Inpatent	Inpatent	Inpatent	Inpatent	Inpatent
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R -sq	0.043	0.043	0.043	0.044	0.044	0.044
Obs	3066916	3066916	3066916	3066916	3066916	3066916

4.4 异质性检验

以上分析验证了本文的主要结论,那么知识产权保护和不同集聚类型对企业创新的影响是否会存在企业异质性呢?本文主要考察两种异质性,一是要素密集度差异。企业创新需求和创新能力在不同要素密集度企业之间差异较为明显,比如劳动密集型企业的生产活动更加标准化,创新需求更低,较少受到知识产权保护和外部集聚因素的影响;相反,技术密集型创新需求和创新能力更高,因此受到外部影响更大,参照阳立高等人(2014)做法,将所有企业按所属行业分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型。二是地区差异。由于我国产业分布的不均衡和市场化进程的差异,使得东部地区与中西部地区不论是集聚程度差异,还是知识产权保护差异都比较明显,这种巨大的地区差异可能会对企业创新产生较为明显的差异化影响,因此加以考察。回归结果见表 9。

表 9 异质性检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	技术密集	资本密集	劳动密集	东部	中西部
	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd	lnrd
IPR	0.486 *** (7.82)	0.205 *** (6.55)	0.516 *** (17.04)	0.212 *** (9.04)	0.648 *** (12.17)
lnspec	0.021 (1.10)	-0.021 *** (-2.86)	-0.023 *** (-3.10)	-0.026 *** (-3.79)	-0.003 (-0.45)
lndiv	0.031 *** (4.09)	0.009 *** (2.82)	-0.005 * (-1.67)	0.007 ** (2.56)	0.005 (1.47)
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R -sq	0.077	0.049	0.034	0.057	0.034
Obs	191418	714970	468766	947219	427935

从表 9 第(1)列可以发现,对于技术密集型行业,知识产权保护增强和多样

化集聚加强都有利于促进企业创新,而专业化集聚对企业创新影响不显著;对于资本密集型行业,知识产权保护增强和多样化集聚的创新激励效应仍然存在,但是专业化集聚则会抑制企业创新;对于劳动密集型行业,知识产权保护增强有利于企业创新,但是不论何种集聚方式,对企业创新都有显著的抑制效应,集聚并不能促进企业创新,反而由于恶性竞争和相互模仿抑制企业创新。通过企业要素密集度的异质性考察可以看出,越是创新需求和创新能力强的行业,知识产权保护和集聚对企业创新提升作用越明显,集聚可能带来的负向抑制效应更小;相反,越是成熟和低创新需求的行业,集聚可能产生的负向效应越大,过度集聚可能会进一步抑制企业创新。

分地区的考察可以发现:对于东部企业,知识产权保护和多样化集聚都会促进企业创新,而专业化集聚反而会抑制企业创新,这与基准回归的结论一致;对于中西部地区,知识产权保护能够显著促进企业创新,但是专业化集聚和多样化集聚对企业创新影响都不显著。这主要是由于我国产业分布空间不均衡,中西部地区企业较少,集聚主要以专业化集聚为主,专业化集聚并不能有效促进企业创新,而多样化集聚程度又显著小于东部地区,因此也无法发挥多样化集聚对企业创新的促进作用^①。通过分地区考察可以看出,中西部地区知识产权保护的创新促进效应要显著大于东部地区,这主要是由于中西部地区的知识产权保护整体水平要低于东部,因此知识产权保护增强对企业创新的激励作用更为明显。

5 机制探讨:集聚的技术溢出效应与知识产权保护的作用机制

5.1 不同集聚类型的技术溢出效应差异

本文的实证结论表明,不同集聚类型对企业创新的影响效应存在显著差异,多样化集聚会促进企业创新,而专业化集聚会抑制企业创新,这是什么原因造成的呢?通过文献梳理可以发现,集聚促进企业创新的机理在于技术溢出,而现有的文献对于集聚的溢出效应,都是直接通过企业创新的结果来衡量,没有关注和分析集聚的技术溢出途径,以及集聚如何促进企业创新。下面,本文依据企业创新调查数据库的大量创新投入产出数据,检验不同集聚类型是如何促进企业创新,以及知识产权保护如何影响企业的技术溢出效应。从集聚技术溢出效应来源看,既存在合法的技术溢出,也存在非法的技术溢出。结合数据,

^① 从本文样本分析看,中西部地区的专业化集聚程度比东部地区高 23.5%;多样化集聚程度比东部地区低 11.9%。

本文主要检验两种合法的技术溢出,一种是技术传播,一种是技术合作。其中,采用企业创新调查数据库中的“专利所有权转让及许可数”对数值(lnzlzr)衡量企业的技术传播,采用“委托外单位开展科技活动的经费支出”对数值(lnwbhz)衡量技术合作。此外,如果仅仅从合法技术溢出角度,无法解释为什么专业化集聚会抑制企业创新,因为很显然专业化集聚存在可能的非法技术溢出,从而打击了企业创新积极性,进而抑制企业创新。但是非法技术溢出的数据是无法获得的,为此,本文从创新收益角度间接考察集聚的非法技术溢出效应,从而解释为什么专业化集聚会抑制企业创新。企业创新并不是目的,而是实现企业利润的途径,如果专业化集聚会降低企业创新收益,那么就暗示了专业化集聚可能存在较为严重的非法技术溢出效应,从而抑制企业创新。本文采用“新产品销售收入”对数值(lnxcpsr)衡量企业创新收益,三种技术溢出途径的回归结果见表 10。

表 10 不同集聚类型的技术溢出效应差异

	技术传播效应			技术合作效应			收益抑制效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	lnzlzr	lnzlzr	lnzlzr	lnwbhz	lnwbhz	lnwbhz	lnxcpsr	lnxcpsr	lnxcpsr
lnspec	-0.0002 (-0.76)		-0.0001 (-0.44)	-0.0000 (-0.01)		0.0010 (0.43)	-0.0109** (-1.98)		-0.0065 (-1.17)
lndive		0.0002* (1.78)	0.0002* (1.66)		0.0022** (2.28)	0.0023** (2.32)		0.0102*** (4.31)	0.0096*** (4.00)
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R-sq	0.001	0.001	0.001	0.005	0.005	0.005	0.041	0.041	0.041
Obs	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154

从表 10 回归结果可以看出:多样化集聚和专业化集聚的技术溢出效应存在显著的差异,专业化集聚技术传播和技术合作这两种技术溢出都不显著,相反,多样化集聚能够通过技术传播和技术合作实现技术溢出;不同集聚对企业创新收益也存在显著的差异,专业化集聚会降低企业创新的收益,而多样化集聚会促进企业的创新收益,说明专业化集聚的非法技术溢出更多,更不利于企业创新。这背后的机理是专业化集聚是同类型企业的大量集聚,因此相互之间的技术更加容易恶意模仿,出现大量的非法技术溢出,而不是激励企业进一步创新。因此专业化集聚下,企业的技术外泄风险更大,企业的创新收益会由于

其他企业的恶意模仿而降低,进而更有可能无法得到保障,即企业的创新激励会随着专业化集聚而减弱,从而导致专业化集聚抑制企业创新。这也就解释了为什么在基准回归中,多样化集聚能够促进企业创新,而专业化集聚不能够促进企业创新。

5.2 知识产权保护对技术溢出效应的调节效应

从前文的分析可以看出,不同集聚类型对企业创新的影响存在显著差异,那么知识产权保护对不同路径的影响又是怎样的呢?表11是相关检验结果。

表11 知识产权保护对不同集聚类型技术溢出效应的调节效应分析

	技术传播效应			技术合作效应			收益抑制效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	lnzlzr	lnzlzr	lnzlzr	lnwbhz	lnwbhz	lnwbhz	lnxcpsr	lnxcpsr	lnxcpsr
IPR	0.004 *** (3.72)	0.006 ** (2.04)	0.005 * (1.68)	0.115 *** (11.73)	0.207 *** (8.14)	0.216 *** (7.78)	0.868 *** (35.53)	1.766 *** (28.02)	1.596 *** (23.01)
lnspec	-0.000 (-0.48)		-0.000 (-0.32)	0.001 (0.15)		0.011 (1.13)	-0.238 *** (-9.52)		-0.151 *** (-5.83)
IPR× lnspec	0.000 (0.82)		0.000 (0.75)	0.002 (0.44)		-0.002 (-0.63)	0.091 *** (9.22)		0.060 *** (5.85)
lndive		0.001 (1.19)	0.001 (1.14)		0.011 *** (2.95)	0.013 *** (3.22)		0.151 *** (15.61)	0.135 *** (13.43)
IPR× lndive		-0.000 (-0.58)	-0.000 (-0.43)		-0.006 *** (-3.73)	-0.006 *** (-3.85)		-0.050 *** (-13.52)	-0.044 *** (-11.38)
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R-sq	0.001	0.001	0.001	0.005	0.005	0.005	0.041	0.041	0.041
Obs	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154	1375154

从表11的检验结果可以看出,知识产权保护对不同路径的调节作用存在显著差异:(1)知识产权保护增强对专业化集聚的技术传播和技术合作路径影响都不显著,而知识产权保护增强对多样化集聚的技术传播影响不显著,但是对技术合作存在显著的负向调节机制,说明随着知识产权保护增强,企业间的技术合作可能会下降。可能的解释是知识产权保护增强后,企业创新收益更有保障,因此企业对于创新能够承担的风险更大,会更加倾向于由外部合作创新

转为自主独立创新,实现连续性的创新来构建企业自身的市场竞争力。(2)从创新收益渠道看,知识产权保护增强对专业化集聚的创新收益存在正向的调节效应,说明知识产权保护增强后会降低专业化集聚对企业创新收益的抑制效应。这主要是由于知识产权保护增强能够遏制恶意模仿,从而增加创新收益,更加凸显了在专业化集聚较高地区,严格的知识产权保护对于促进企业创新的重要意义。而对于多样化集聚而言,知识产权保护增强对其有负向的调节效应,说明随着知识产权保护增强,多样化集聚对企业创新收益的促进作用在下降。

5.3 拓展性分析：集聚差异与企业创新质量

知识产权保护和不同集聚类型对企业不同类型创新是否存在差异化影响呢?为此本文将企业创新分为实质性创新和策略性创新(黎文靖和郑曼妮,2016),其中,发明创新为实质性创新,质量更高,而实用新型专利和外观设计专利为策略性创新,质量相对较低。分别考察知识产权保护和不同集聚类型对企业两种类型创新的影响,并进一步考察知识产权保护和不同集聚类型对发明创新占比的影响。此外,本文同时采用企业三种专利的总被引次数对数值衡量企业创新质量,企业的专利被引用量越高,说明其影响力越大,创新质量也越高。从表 12 的回归结果可以发现:(1)知识产权保护会显著提升企业创新质量,虽然知识产权保护对实质性创新和策略性创新都有显著的促进作用,但是对实质性创新的促进作用更大,因此会提升企业发明专利占比,促进企业高质量创新,从专利被引角度看,也证明知识产权保护能够显著提升企业创新质量。(2)专业化集聚则会降低企业发明专利申请数据,对策略性创新的影响不显著,但是综合来看,会降低发明专利占比,降低企业创新质量;多样化集聚对实质性创新和策略性创新都有显著的促进作用,对策略性创新的促进系数更大,有利于提升企业发明专利占比,提升企业创新质量;从企业专利被引角度看,仍然证实专业化集聚会降低企业创新质量,而多样化集聚有利于提升企业创新质量。

表 12 知识产权保护与不同集聚类型对企业创新质量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnfmcx	lnclcx	FM_ratio	lncite
IPR	0.052 *** (18.24)	0.021 *** (5.51)	0.022 *** (16.67)	0.016 *** (4.09)
lnspec	-0.001 * (-1.77)	0.001 (0.64)	-0.001 ** (-2.37)	-0.002 *** (-2.86)
lndive	0.002 *** (7.06)	0.003 *** (7.73)	0.001 *** (3.72)	0.005 *** (14.87)

	续表			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnfmex	lnclcx	FM_ratio	lncite
control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
firm	Yes	Yes	Yes	Yes
year	Yes	Yes	Yes	Yes
region	Yes	Yes	Yes	Yes
industry	Yes	Yes	Yes	Yes
组内 R-sq	0.022	0.015	0.012	0.062
Obs	1375154	1375154	1375154	1375154

6 结论与启示

本文通过构建一个包含知识产权保护和集聚溢出效应的企业创新模型,研究知识产权保护和集聚对企业创新的影响机制及其交互效应,理论分析发现:(1)单独考察多样化集聚或者专业化集聚对企业创新的影响时,两种集聚类型对企业创新都存在倒 U 型关系;(2)比较两种集聚类型对企业创新的影响差异时,可以发现多样化集聚比专业化集聚更有利于促进企业创新,呈现出更大的促进效应或者更小的抑制效应;(3)考察知识产权保护对集聚溢出效应的交互作用时,可以发现知识产权保护对集聚的技术溢出效应会产生调节效应,当集聚的技术溢出包含较多模仿和抄袭行为时,知识产权保护增强会降低集聚的技术溢出效应。采用中国微观企业数据检验相关结论发现:(1)总体上看,知识产权保护和多样化集聚会促进企业创新,而专业化集聚会抑制企业创新;(2)调节效应检验发现,知识产权保护对多样化集聚存在负向的调节效应,而对专业化集聚的调节效应不显著;(3)异质性考察发现,对于技术密集型行业,集聚更有利于创新,而对于资本密集型行业,多样化集聚对企业创新更有帮助,而专业化集聚则有负向影响,而对于劳动密集型行业,集聚并不能促进企业创新,反而由于恶性竞争和相互模仿抑制企业创新;中西部地区的集聚类型更偏向于专业化集聚,因此集聚对企业创新的影响不显著;(4)机制检验发现,多样化集聚能够通过技术传播和技术合作实现技术溢出,而专业化集聚的这两种技术溢出途径都不显著;同时,专业化集聚会降低企业创新的收益,而多样化集聚会促进企业的创新收益,表明专业化集聚的非法技术溢出更大;(5)从企业创新质量角度考察发现,知识产权保护增强和多样化集聚会提升企业的创新质量,而专业化集聚会降低企业的创新质量。

基于本文的研究,有以下政策启示:
一是继续强化知识产权保护体系建设,促进企业创新发展。知识产权保护

能通过降低恶意侵权,保证创新者利得,减少专业化集聚对企业创新收益的负效应,激发企业创新活力,且知识产权保护增强主要促进中高质量的创新,对于实现高质量发展具有重要意义。因此作为企业创新生态的基本制度支撑,要适应我国创新社会建设需要,阶梯形递进增强知识产权保护建设,通过严格知识产权保护力度,鼓励企业创新发展。

二是继续优化产业空间布局,合理利用集聚的技术溢出效应。集聚的技术溢出犹如一把双刃剑,既可以通过合法的技术溢出促进企业创新,也可能通过非法的技术窃取抑制企业创新。从集聚的技术溢出效应看,多样化集聚更能促进企业创新,且能够提升企业的创新质量,促进企业高质量创新。因此要在严格知识产权保护同时,多鼓励多样化集聚,实现产业链空间集聚,通过差异化行业企业间的信息交流,协同创新,促进企业创新发展。

三是积极协同知识产权保护政策和产业空间布局战略,实现政策效应的最大化。从本文的研究结果看,知识产权保护增强对企业创新存在两种效应,一方面能够促进企业创新,但是另一方面也会抑制集聚带来的技术溢出。高效地搭配两种政策,才能最大限度地促进企业创新。从知识产权保护与产业布局类型看,低知识产权保护和高专业化集聚是最不利于企业创新发展的,而低知识产权保护与高多样化集聚和高知识产权保护与高集聚更有利于企业创新发展。

本文综合考虑了知识产权保护和产业集聚差异对企业创新的影响,能够就如何构建更加有益于企业创新的制度环境和产业布局提供新的见地,但本文仍然存在一些局限性:①模型方面,本文力图将知识产权保护和不同集聚类型对企业创新的影响融入一个框架,但是由于没有可借鉴的理论框架,在建模过程中做了一些简化处理,虽然有利于模型推导,但也可能忽视一些可能的机理机制;②数据方面,由于数据的可得性,本文主要使用中国制造业企业2008—2013年的数据,采用更长时期或者更新数据研究知识产权保护和集聚差异对企业创新影响的新特征是未来研究的重要方向;③研究方法方面,完善和优化理论模型,通过数值模拟来定量分析知识产权保护和集聚差异程度对企业创新的影响能对政策制定提供更有针对性的建议。

参考文献

- 薄文广. 2007. 外部性与产业增长——来自中国省级面板数据的研究[J]. 中国工业经济, (1): 37-44.
- Bo W G. 2007. Externalities and industrial economic growth—Evidences from Chinese provincial panel data[J]. *China Industrial Economy*, (1): 37-44. (in Chinese)

- 范剑勇, 石灵云. 2009. 产业外部性、企业竞争环境与劳动生产率[J]. 管理世界, (8): 65-72.
- Fan J Y, Shi L Y. 2009. The externality of industries, the competitive environment of enterprises, and the productivity [J]. *Management World*, (8): 65-72. (in Chinese)
- 范剑勇, 冯猛, 李方文. 2014. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 37(5): 51-73.
- Fan J Y, Feng M, Li F W. 2014. Industrial agglomeration and total factor productivity of enterprises[J]. *The Journal of World Economy*, 37(5): 51-73. (in Chinese)
- 胡彬, 万道侠. 2017. 产业集聚如何影响制造业企业的技术创新模式——兼论企业“创新惰性”的形成原因[J]. 财经研究, 43(11): 30-43.
- Hu B, Wan D X. 2017. How does industrial agglomeration affect the technology innovation modes of manufacturing enterprises? The reason for the formation of “innovation inertia”[J]. *Journal of Finance and Economics*, 43(11): 30-43. (in Chinese)
- 黄小勇, 龙小宁. 2020. 在集聚中走向创新——专利生产中的集聚经济效应研究[J]. 产业经济研究, (1): 84-98.
- Huang X Y, Long X N. 2020. Stepping towards innovation in agglomeration: A study on agglomeration economic effect in patent production [J]. *Industrial Economics Research*, (1): 84-98. (in Chinese)
- 黎文靖, 郑曼妮. 2016. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 51(4): 60-73.
- Li W J, Zheng M N. 2016. Is it substantive innovation or strategic innovation? — Impact of macroeconomic policies on micro-enterprises’ innovation [J]. *Economic Research Journal*, 51(4): 60-73. (in Chinese)
- 黎文靖, 彭远怀, 谭有超. 2021. 知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁[J]. 经济研究, 56(5): 144-161.
- Li W J, Peng Y H, Tan Y C. 2021. Judicial protection of intellectual property and corporate innovation [J]. *Economic Research Journal*, 56(5): 144-161. (in Chinese)
- 刘修岩, 王璐. 2013. 集聚经济与企业创新——基于中国制造业企业面板数据的实证研究[J]. 产业经济评论, 12(3): 35-53.
- Liu X Y, Wang L. 2013. Agglomeration economics and firm innovation practices: Evidence from Chinese manufacturing enterprises [J]. *Review of Industrial Economics*, 12(3): 35-53. (in Chinese)

- 刘奕,夏杰长,李焱. 2017. 生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 中国工业经济, (7): 24-42.
- Liu Y, Xia J C, Li Y. 2017. Producer services agglomeration and manufacturing upgrading[J]. *China Industrial Economics*, (7): 24-42. (in Chinese)
- 莫长炜,龙小宁. 2018. 产业集群、技术外溢与企业创新绩效[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), (1): 44-54.
- Mo C W, Long X N. 2018. Industrial clustering, technology spillovers and firm innovation performance[J]. *Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences)*, (1): 44-54. (in Chinese)
- 彭向,蒋传海. 2011. 产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验[J]. 经济学(季刊), 10(3): 913-934.
- Peng X, Jiang C H. 2011. Industrial agglomeration, technological spillovers and regional innovation: Evidences from China[J]. *China Economic Quarterly*, 10(3): 913-934. (in Chinese)
- 苏丹妮,盛斌,邵朝对. 2018. 产业集聚与企业出口产品质量升级[J]. 中国工业经济, (11): 117-135.
- Su D N, Sheng B, Shao C D. 2018. Industrial agglomeration and firms' export product quality upgrading[J]. *China Industrial Economics*, (11): 117-135. (in Chinese)
- 王海成,吕铁. 2016. 知识产权司法保护与企业创新——基于广东省知识产权案件“三审合一”的准自然试验[J]. 管理世界, (10): 118-133.
- Wang H C, Lv T. 2016. Intellectual property judicial protection and enterprise innovation—Quasi-natural experiment based on the “three trials in one” of intellectual property cases in Guangdong Province[J]. *Management World*, (10): 118-133. (in Chinese)
- 王文翌,安同良. 2014. 产业集聚、创新与知识溢出——基于中国制造业上市公司的实证[J]. 产业经济研究, (4): 22-29.
- Wang W Y, An T L. 2014. Industrial agglomeration, innovation and knowledge spillover: An empirical research based on the Chinese listed manufacturing companies[J]. *Industrial Economics Research*, (4): 22-29. (in Chinese)
- 魏浩,巫俊. 2018. 知识产权保护与中国工业企业进口[J]. 经济动态, (3): 80-96.
- Wei H, Wu J. 2018. Intellectual property protection and import of Chinese industrial enterprises[J]. *Economic Perspectives*, (3): 80-96. (in Chinese)
- 吴超鹏,唐茜. 2016. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 51(11): 125-139.

- Wu C P, Tang D. 2016. Intellectual property rights enforcement, corporate innovation and operating performance: Evidence from China's listed companies[J]. *Economic Research Journal*, 51(11): 125-139. (in Chinese)
- 杨浩昌, 李廉水, 张发明. 2020. 高技术产业集聚与绿色技术创新绩效[J]. 科研管理, 41(9): 99-112.
- Yang H C, Li L S, Zhang F M. 2020. High-tech industrial agglomeration and green technological innovation performance[J]. *Science Research Management*, 41(9): 99-112. (in Chinese)
- 阳立高, 谢锐, 贺正楚, 等. 2014. 劳动力成本上升对制造业结构升级的影响研究——基于中国制造业细分行业数据的实证分析[J]. 中国软科学, (12): 136-147.
- Yang L G, Xie R, He Z C, et al. 2014. Research on the impact of rising labor cost on manufacturing structure upgrading—An empirical analysis based on the data of sub-sectors of Chinese manufacturing[J]. *China Soft Science*, (12): 136-147. (in Chinese)
- 尹志锋, 叶静怡, 黄阳华, 等. 2013. 知识产权保护与企业创新: 传导机制及其检验[J]. 世界经济, 36(12): 111-129.
- Yin Z F, Ye J Y, Huang Y H, et al. 2013. Intellectual property protection and enterprise innovation: Transmission mechanism and its test[J]. *The Journal of World Economy*, 36(12): 111-129. (in Chinese)
- 张斌, 沈能. 2020. 集聚外部性、异质性技术和区域创新效率[J]. 科研管理, 41(8): 49-59.
- Zhang B, Shen N. 2020. Agglomeration externalities, heterogeneous technology and regional innovation efficiency[J]. *Science Research Management*, 41(8): 49-59. (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.
- Aghion P, Howitt P, Prantl S. 2013. Revisiting the relationship between competition, patenting, and innovation[M]//Acemoglu D, Arellano M, Dekel E. *Advances in Economics and Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ang J S, Cheng Y M, Wu C P. 2014. Does enforcement of intellectual property rights matter in China? Evidence from financing and investment choices in the high-tech industry[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 96(2): 332-348.
- Antonietti R, Cainelli G. 2011. The role of spatial agglomeration in a structural model of innovation, productivity and export: A firm-level analysis[J]. *The Annals of Regional Science*, 46(3): 577-600.

- Arrow K J. 1962. The economic implications of learning by doing[J]. *The Review of Economic Studies*, 29(3): 155-173.
- Atkeson A, Burstein A T. 2010. Innovation, firm dynamics, and international trade[J]. *Journal of Political Economy*, 118(3): 433-484.
- Baptista R, Swann P. 1998. Do firms in clusters innovate more? [J]. *Research Policy*, 27(5): 525-540.
- de Beule F, van Beveren I. 2012. Does firm agglomeration drive product innovation and renewal? An application for Belgium[J]. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 103(1): 457-472.
- Duranton G, Puga D. 2005. From sectoral to functional urban specialisation[J]. *Journal of Urban Economics*, 57(2): 343-370.
- Feenstra R C, Li Z Y, Yu M J. 2014. Exports and credit constraints under incomplete information: Theory and evidence from China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 96(4): 729-744.
- Furukawa Y. 2010. Intellectual property protection and innovation: An inverted-U relationship[J]. *Economics Letters*, 109(2): 99-101.
- Glaeser E L, Kallal H D, Scheinkman J A, et al. 1992. Growth in cities[J]. *Journal of Political Economy*, 100(6): 1126-1152.
- Heckman J J. 1979. Sample selection bias as a specification error[J]. *Econometrica*, 47(1): 153-161.
- Henderson J V. 2003. Marshall's scale economies [J]. *Journal of Urban Economics*, 53(1): 1-28.
- Jacobs J. 1969. The economy of cities[M]. New York: Vintage.
- Kafourous M, Wang C Q, Piperopoulos P, et al. 2015. Academic collaborations and firm innovation performance in China: The role of region-specific institutions [J]. *Research Policy*, 44(3): 803-817.
- Paci R, Usai S. 1999. Externalities, knowledge spillovers and the spatial distribution of innovation[J]. *GeoJournal*, 49(4): 381-390.
- Romer P M. 1986. Increasing returns and long-run growth [J]. *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.

Intellectual Property Protection, Agglomeration Differences, and Enterprise Innovation

Tao Qing

(School of Economics, Southwest University of Political Science and Law)

Abstract By constructing an enterprise innovation model including intellectual property protection and agglomeration spillover effect, this paper studies the impact mechanism and interaction effect of intellectual property protection and agglomeration on enterprise innovation. Theoretical analysis shows that there are significant differences between different types of agglomeration on enterprise innovation, and diversified agglomeration is more conducive to promoting enterprise innovation than specialized agglomeration, and the impact of the two types of agglomeration on enterprise innovation presents an inverted U-shaped relationship. From the perspective of interaction, intellectual property protection will have a regulatory effect on the agglomeration of technology spillovers. When the agglomeration of technology spillovers contains more imitative infringement and plagiarism, the enhancement of intellectual property protection will reduce the agglomeration of technology spillovers. Using China's micro-enterprise data, we find that: firstly, intellectual property protection and diversified agglomeration can promote enterprise innovation, while specialized agglomeration will inhibit enterprise innovation; Secondly, intellectual property protection has a negative regulatory effect on diversified agglomeration, while the regulatory effect on specialized agglomeration is not significant; Thirdly, the heterogeneity survey finds that agglomeration is more conducive to the innovation of technology-intensive enterprises, but will inhibit the innovation of labor-intensive enterprises; Fourthly, through further analysis, it is found that diversified agglomeration can realize technology spillover through technology diffusion and technology cooperation, and can improve the innovation income of enterprises, while specialized agglomeration, both of which are not significant, but will reduce the innovation income of enterprises; Fifthly, from the perspective of innovation quality, diversified agglomeration improves the innovation quality of enterprises, while specialized agglomeration reduces the innovation quality of enterprises. The research of this paper can provide new insights into the promotion of enterprise innovation and development from the construction of intellectual property protection system and the coordination of industrial spatial layout.

JEL Classification O14, O31, P14

绿色经济、资产泡沫与最优政策：基于带有多部门资产泡沫的动态一般均衡视角¹

周基航² 董丰³ 贾坤⁴

摘要 发展绿色经济是实现经济高质量发展的必然要求。本文试图回答发展绿色经济与经济增长和家庭福利之间的关系,并求解对应的最优政策水平。通过构建包含增长的一般均衡模型并在绿色部门中引入资产泡沫,发现绿色泡沫的出现能够缓解绿色部门的流动性约束,从而带来绿色部门相对传统部门的规模扩张。但在一定的参数条件下,经济增速会下降,这取决于泡沫的信贷放松效应和再分配效应。同样,针对绿色部门的补贴政策也有可能使得绿色部门扩张和经济增速下降同时出现。随着家户对绿色部门偏好的增加,虽然最优政策水平下所隐含的经济增速可能会下降,但是居民的福利水平是上升的。本文所构建的模型框架也可用以讨论高质量发展和绿色经济的关系,以及更加广泛的经济增长与结构转型问题的分析。

关键词 绿色经济;资产泡沫;经济增长;最优政策;多部门动态一般均衡

0 引言

2020年9月,中国领导人在联合国宣布中国“3060”目标,向国际社会做出了庄严承诺。发展绿色经济是实现经济可持续发展的基本途径,在改革开放后的40多年中,中国经济经历了快速的发展,成为世界第二大经济体,但是过去传统的粗放经济发展模式衍生的环境污染、资源安全等问题日益突出。根据发展阶段和社会主要矛盾的重大变化,中国的发展理念从主要注重经济规模扩张转变更加注重经济的高质量发展和可持续发展,提出并开始践行“绿水青山就

¹ 感谢主编、副主编以及两位匿名审稿人的宝贵意见,同时感谢国家自然科学基金项目(72250064、72122011、71903126)的资助。本文仅代表作者个人观点,与作者单位无关。

² 周基航,清华大学经济管理学院经济系博士研究生,E-mail:zhou-jh19@mails.tsinghua.edu.cn。

³ 董丰(通讯作者),清华大学经济管理学院经济系副教授,E-mail:dongfeng@sem.tsinghua.edu.cn。

⁴ 贾坤,国务院发展研究中心发展战略和区域经济研究部研究员,E-mail:1933ks@163.com。

是金山银山”的发展理念。近年来,居民环保意识逐渐增强,对生态环境的要求不断提高,衣食住行越来越多转向低碳环保的生活方式。同时,政府大力支持新能源等绿色低碳产业,通过财政补贴、税收优惠、信贷支持等政策手段推动绿色经济加快发展,在金融市场方面,积极探索绿色金融,建设和完善碳交易市场,推动以市场化方式解决碳减排问题。

绿色转型内嵌于中国经济中长期发展问题当中,需要置于宏观经济系统中进行分析评估。实现“双碳”目标从长期看有助于经济高质量发展,但在一段时期内会对传统部门的发展产生影响,比如当前为了治理环境污染,降低碳排放,一些地方对高耗能企业实施限产,这就会影响当地的经济发展。同时,对于新能源等环保行业的大力支持,有些可能在短期内难以全部转化为经济发展效益。面对社会疑虑,一些宏观经济研究者论证了低碳发展创造的GDP增长不是浪费,会创造真正的财富增量,如果权衡GDP、财富、折旧三者之间的关系,就能够更好认识绿色发展的综合效益^①。还有学者指出,现阶段中国面临增长动力不足的问题,这为低碳发展提供了机遇,大力推动低碳转型可以实现释放增长活力与经济转型的双重目标^②。中国仍是发展中国家,经济发展仍然是国家现代化的基本任务,因此处理好绿色发展和经济增长的关系是落实国家发展战略必须解决好的重要课题。处理好这一关系,需要从理论上回答以下问题:绿色经济发展如何影响经济增速?政府采用产业政策(比如补贴)能够促进绿色行业的发展,这又将如何影响经济增速?最优政策如何制定?绿色发展如何影响居民福利水平?居民福利水平与经济增速存在何种关系?

对于以上问题,部分文献通过数据测算和定量分析讨论了经济增长和低碳发展的关系(如袁富华,2010;林伯强和孙传旺,2011),但总体而言,相关的宏观经济研究较少,目前尚没有形成系统的可用于分析此类问题的宏观理论模型框架。从宏观经济视角看,绿色经济发展是一个多部门经济增长问题,需要在此框架下考虑当经济资源从传统部门向绿色部门转移时,如何影响经济增速和居民福利水平,并在此基础上研究最优政策。本文主要参考 Miao and Wang (2014)的模型框架,构建了一个包含多部门资产泡沫的动态一般均衡模型,不同于上述文献,本文采用了一个离散无穷期模型,这有助于扩展定量分析,同时在重要理论设定上也更加具有一般性。在模型拓展和福利分析部分,本文引入泡沫内生破灭的概率,将基准模型拓展为随机内生泡沫模型。

本文将资产泡沫作为重要分析视角,一方面资产泡沫是当前宏观金融的热门话题,不管是房地产泡沫、股市泡沫还是商品泡沫等等均与人们的生活息息

^① 2019年6月17日,周小川在清华大学五道口金融学院“中央企业金融创新与经济发展专题研讨班”上的讲座。

^② 徐忠:碳中和背后的经济学思考——《碳中和经济分析》书评。

相关,同时也事关经济发展和宏观金融稳定,对政府政策和人们的行为决策产生重要影响。资产泡沫本身没有基本面价值,其市场价值取决于人们的信念,泡沫的形成依赖信念的自我实现(Self-Fulfilling),如果人们愿意相信某些事物,比如房地产、股市将来会有很高的市场价值,那么需求就会增加,导致价格上升甚至超过基本面价值,即形成资产泡沫,从而人们对于价格的预期自我实现。当前对于绿色低碳产业的发展也是类似,如果人们相信将来政府会不断扩大对绿色低碳行业的支持,相信绿色产业自身最终能够为投资者带来巨额利润并对绿色行业形成更高的预期价值,当这种信念在人群中广泛扩散,那么人们对绿色行业投资需求的增加将提高该行业的市场价值,甚至超过基本面价值形成资产泡沫。从当前资本市场也可以看到,涉及“双碳”经济和环保的股票价格近来不断攀升,某种程度上印证了这一点。当绿色部门存在资产泡沫时,一方面资产泡沫会增加绿色企业市场价值,进而使得绿色部门的信贷扩张加速,相应地经济产出增加;另一方面,资产泡沫会引起资源在不同部门之间的重新配置,如果不同部门对于经济增长的贡献存在异质性,经济增长和社会福利水平会因资源的再配置而变动。资产泡沫的存在本身能够通过市场化的方式再配置资源,因此对于产业政策的制定也会产生一定的影响。资产泡沫视角对于理解资产价格、资源配置、经济增长以及产业政策之间的交互作用具有一定的理论贡献,同时对于绿色经济的发展有一定的实践意义。从资产泡沫的角度切入分析增长与结构转型的关系,不仅对于理论发展,还是对于社会现实问题都具有重要意义。

基准模型包括家庭部门、最终品厂商、资本品厂商以及政府部门,在特殊设定下,该模型具备内生增长性质。其中,将资本品厂商划分为两种不同的类型:传统部门和绿色部门,传统部门代表了高耗能、高排放、高污染生产行业,比如钢铁行业、水泥行业、化工行业等等,而绿色部门则相对应地代表了低耗能、低排放、低污染生产行业,比如光伏、风力发电、锂电池等环境友好型行业,前者生产传统资本品,后者生产绿色资本品。绿色资本品相对传统资本品更加低碳环保,同时两类资本品对于生产函数存在不同程度的正外部性,参照 Romer (1986),将内生增长性质引入到模型中,使得本文的模型能够用以分析经济增长与结构转型问题。通过引入异质性投资效率和金融市场摩擦,证明了在均衡中能够存在泡沫。并且将仅在绿色部门出现的资产泡沫称为绿色泡沫。相较于传统的消费效用函数,本文在家户的效用函数中增加了对于资本品结构的偏好项,当绿色部门相对规模扩张时,人们的效用水平将会提高,这也体现了当前人们环保意识的增强和对低碳环保生活方式偏好的增加。同时,政府可以通过对绿色资本品的使用进行补贴的方式以促进绿色部门投资规模的增加。在拓展模型中,本文考虑了泡沫内生破灭的概率,即随机泡沫模型。结合定性和定量分析,得出的主要结论如下:

(1) 绿色泡沫能够缓解绿色部门的融资约束,从而使得绿色部门的投资增加,相对规模扩张,但是在一定的参数条件下,再分配效应超过资产泡沫的信贷放松效应,使得经济增速下降,并且证明了替代弹性参数 σ 和外部性参数 θ 决定了绿色泡沫对于经济增速的影响。

(2) 政府对于绿色部门的补贴政策能够推动绿色部门的发展,补贴水平 τ 越高,绿色部门相对传统部门的规模越大。与资产泡沫一样,替代弹性参数 σ 和外部性参数 θ 也决定了补贴政策对经济增长率的影响,在特定参数条件下,绿色资本品的补贴水平与经济增速之间呈倒U型关系。

(3) 家庭的福利水平既取决于经济增长速度,同时也取决于绿色部门相对于传统部门的规模。随着家庭对绿色部门的偏好上升(γ 增加),最优政策要求对绿色资本品的补贴增加,虽然经济增速会下降,但是家庭的福利水平不断提高,体现了经济高质量增长和“以人为本”的发展理念,而不是一味强调经济增长,并且绿色泡沫的出现在一定程度上能够缓解金融摩擦,降低了政府的最优政策补贴水平。

(4) 当泡沫存在破裂概率时,绿色补贴水平与绿色泡沫规模之间的关系可能不再单调。绿色补贴水平的提高,一方面能够促进绿色部门的繁荣进而使得绿色泡沫规模扩张;但是另一方面,资产泡沫规模扩张使得泡沫破裂的概率提高,这反过来会降低资产泡沫的规模。

资产泡沫的出现源于一系列金融摩擦,并且资产泡沫能够在一定程度上缓解金融摩擦并放松企业的流动性约束。但是,值得注意的是,虽然资本泡沫能够在某种程度上提高经济效率,但是其并没有基本面价值支撑,泡沫价值取决于人们的信念,因此容易受到情绪冲击,存在破灭风险,资产泡沫破灭可能会对经济造成巨大的负面冲击(Allen and Gale, 2000; Kocherlakota, 2009; Biswas et al., 2020)。因此,最重要的仍是一步完善金融市场,建立健全社会信用评价机制,降低金融摩擦,通过资本市场增加对绿色部门的金融支持,这是当前推动绿色发展、实现“双碳”目标的重要突破口。同时,积极推进绿色信贷、绿色债券等绿色资产的发展,并通过发展安全资产挤出具有风险的资产泡沫,增加对于绿色部门的融资支持。周小川认为绿色金融是低碳转型的重要支撑,并指出未来5年里,中国需要投入至少2万亿~4万亿元人民币来应对环境和气候变化问题,因此必须构建绿色融资机制,充分调动各方面的资金^①。在充分发挥市场机制的同时,政策上也要积极探索支持绿色部门发展的结构性政策,如结构性货币政策、财政政策、信贷政策等,中央需要做好顶层设计,统筹协调各部门,形

^① 2018年5月9日,周小川在CCIEE与保尔森基金会联合举办的“2018年可持续性年会”开幕式上的演讲。

成政策合力,避免合成谬误。

与本文相关的文献主要包括资产泡沫、经济增长与绿色发展方面的研究。资产泡沫是当前宏观金融研究的前沿问题,在宏观金融文献中,将资产泡沫定义为无基本面价值支撑或者资产价格超过基本面价值的资产。在一般的宏观模型中,理性资产泡沫的存在首先需要满足两个最基本的条件:(1)无限期时间,(2)金融市场存在不完全性或金融摩擦。根据代理人存活的期数,又可以将模型框架分为有限期模型和无限期模型。有限期模型主要建立在世代交叠模型(简称 OLG)框架上(Samuelson, 1958; Diamond, 1965)。Tirole(1985)是资产泡沫文献中最早在生产经济的环境下分析资产泡沫的,该文证明,资产泡沫存在的必要条件是经济动态无效。基于 Blanchard and Watson(1982),Weil(1987)引入了随机泡沫的概念,泡沫在每一期都有一定的概率会破灭,文章将其理解为人们对资产泡沫的信心。随机泡沫的引入为分析泡沫情绪冲击和经济周期之间的关系打下了基础。其他采用 OLG 框架的重要文献还包括 Martin and Ventura(2012),Tirole and Farhi(2012)等。

OLG 框架对于分析资产泡沫提供了极大的便利,并且提供了许多重要洞见,但其模型假设过于严格,与数据结合进行定量分析的效果不佳。无限期模型的优点在于能够将泡沫理论融入标准动态一般均衡模型(简称 DSGE),适合用于定量分析,Kocherlakota(1992, 2008)是两篇在无限期模型领域的开创性文献。Wang and Wen(2012)在无限期真实经济周期框架中引入带有金融约束的生产性企业,证明了内生的资产泡沫有助于缓解高效率企业面临的金融摩擦。董丰和许志伟(2020)在 Wang and Wen(2012)的框架下讨论了刚性泡沫和政策应对。此外,值得一提的是,Miao and Wang(2018)关注了股市泡沫,不同于将泡沫作为独立的可交易资产进行考察,该文将泡沫的价值附加在企业的基本面价值上,本文正是采用这一种资产泡沫建模形式。

关于资产泡沫与经济增长的关系,Grossman and Yanagawa(1993)在 Tirole(1985)的基础上,最早将泡沫引入内生增长模型中,他们的模型结果表明泡沫的存在会降低经济的内生增长率。Kunieda and Shibata(2016)则在无限期框架模型中引入了不完美的金融市场(借贷约束)以及投资效率异质性的企业,刻画了泡沫对经济增长率的三种不同效应——挤出效应,净财富效应和再分配效应。模型中泡沫的破灭使得经济体回到无泡沫状态,导致经济增长率快速下降。为了避免泡沫破灭带来的严重后果,模型设计了两种政策用于应对。其他关于资产泡沫和经济增长的文献还包括 Olivier(2000), Hirano and Yanagawa(2017),陈彦斌和刘哲希(2017)等。

关于绿色发展和经济增长之间的关系,罗马俱乐部在《增长的极限》中提出,为了达到保护自然环境的目的,经济增速必将有所牺牲,自然环境将会制约

经济增速(Meadows et al., 1972)。Grossman and Krueger(1991)首次发现污染排放与人均收入之间存在倒“U”型关系,这表明经济增长并不必然伴随自然环境的恶化,当经济增长达到一定程度之后,自然环境反而变好,这也被称为环境库兹涅茨曲线(Panayotou, 1993; Grossman and Krueger, 1995),但是关于这一结论还存在较大的争议。Brock and Taylor(2010)构建了一个“绿色索洛”模型,从理论角度刻画了环境库兹涅茨曲线的形成原因。陆旸(2012)认为环境规制一方面增加了企业的生产成本,进而造成相关产业就业下降;另一方面也能促进绿色产业发展并带来更多的绿色就业,因此绿色发展和经济增长的关系是不确定的,取决于就业净效应的方向。张成等(2011)则从微观视角出发,认同Porter et al. (1991)所提出的假说,认为合适的环境规制能激发“创新补偿”效应,从而提高企业的生产率和竞争力,促进经济增长。

中国政府在促进经济增长和环境保护方面发挥着双重功能。一方面,政府发挥了“发展主义政府”的作用;另一方面,也正在发挥“环境政府”的作用(洪大用, 2012)。王遥等(2019)提供了一种分析绿色金融政策的理论框架,绿色信贷政策包括针对绿色信贷的贴息、定向降准、再贷款,研究表明绿色政策能够带来“经济”与“环境”双赢的结果。本文将主要聚焦于财政政策(包括税收和补贴政策)对于绿色发展、经济增长以及福利水平的作用机制。在未来的很长一段时间内,中国需要认真思考如何在经济增长和绿色发展之间做好权衡取舍,这是实现经济高质量发展的重要任务。

本文的创新贡献主要在于:在资产泡沫框架下分析绿色发展和经济增长之间的关系,并分析了对应的最优政策,同时,动态多部门泡沫模型是一个新颖和重要的模型框架,拓展了资产泡沫模型,也可用于分析多部门问题,例如产业结构转型和产业政策问题,当前较少有合适的宏观理论模型框架可以展开这样的研究。在基准模型中,本文考察了当绿色部门出现资产泡沫时,将如何通过信贷渠道和资源再配置渠道影响经济增长和社会福利,并且分析了税收或补贴政策对于绿色经济发展的影响机制。在基准模型的基础上,引入泡沫内生破裂的概率,将其拓展为随机泡沫模型,可用以分析泡沫破裂风险问题。此外,该模型框架也可用以讨论高质量发展和绿色金融、绿色财政的关系,以及更加广泛的经济增长与结构转型问题的定性和定量分析,还可以基于资产泡沫的视角探讨宏观金融问题。在福利分析部分研究了最优政策,分析了绿色泡沫与最优政策的交互影响,对于绿色发展政策制定具有参考意义,针对绿色发展和经济增长的一系列分析能够为绿色产业政策制定提供理论支撑。

本文余下部分安排如下:第1部分给出理论模型设定;第2部分求解和刻画模型均衡;第3部分分析无泡沫均衡、绿色泡沫均衡以及补贴政策与经济增长之间的关系,并基于稳态情形进行比较静态分析;第4部分比较居民福利水

平,并基于福利最大化条件计算最优政策水平;第5部分总结。

1 模型

本文构建了多部门无穷期离散动态一般均衡模型($t=0,1,2,3,\dots$),基准模型包括家庭部门、最终品厂商、资本品厂商以及政府部门,在特殊设定下,该模型具备内生增长性质。其中,将资本品厂商划分为两种不同的类型:传统部门和绿色部门,传统部门代表了高耗能、高排放、高污染生产行业,比如钢铁行业、水泥行业、化工行业等等,而绿色部门则相对应地代表了低耗能、低排放、低污染生产行业,比如光伏、风力发电、锂电池等环境友好型行业。具体的设定将在下文详细描述。

1.1 家庭部门

家庭部门包含了单位测度同质的家户,家户选择消费 $\{C_t\}$ 和储蓄 $\{D_{t+1}\}$ 以最大化期望效用:

$$\max_{C_t > 0, D_{t+1}} E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log C_t - \gamma_t \log(EI_t)] \quad (1)$$

其中, $\beta \in (0,1)$ 为主观折现因子,家户的效用不仅取决于消费数量,也取决于环境指标或者污染排放指标 EI_t ,将污染排放指标定义为绿色部门和传统部门资本存量的函数形式:

$$EI_t = c * K_{gt}^a K_{ot}^b \quad (2)$$

其中, K_{gt} 和 K_{ot} 分别代表了绿色部门和传统部门资本存量,参数 $a < b, c > 0$ 。用这一指标简单地将污染排放与资本存量挂钩起来,由于绿色资本品相对传统资本品的生产更加低碳环保,因此绿色资本相对传统资本越多,污染排放将越少,环境水平将会提高,消费者的效用也会随着污染排放的下降而增加。Heutel (2012)和Annicchiarico and Di Dio(2015)在使用宏观模型分析环境相关问题时也引入了与产出或经济规模相关的污染排放指标。

将 $\gamma_t > 0$ 称为偏好调整参数,随着 γ_t 的增大,污染排放对于消费者的负效用更高,因此相对于传统部门,家户将更加偏好绿色部门。当前,随着人们的环保意识不断增加,对生态环境的要求也变得更高,在日常生活的“衣食住行”中,越来越倾向选择“低碳环保”的生活方式。同时,政府政策也大力支持新能源等低碳环保行业的发展,与改革开放初期主要强调经济增长不同的是,当前更加关注经济的高质量增长。人们不仅关注消费的数量,对环境友好型产业和优良生活质量的偏好也已经成为不可逆转的趋势,将污染排放指标放入消费者的效用函数可以度量家户对于环境的偏好程度。

在时期 t , 家户面临的预算约束方程为:

$$C_t + D_{t+1} = r_t D_t + w_t N_t + T_t \quad (3)$$

其中, r_t 和 w_t 分别为存款利率和工资水平, 假设劳动供给没有弹性, 为了简化模型, 标准化劳动供给 $N_t = 1$, T_t 表示政府对家庭的一次性转移支付 ($T_t > 0$) 或者一次性税收 ($T_t < 0$)。同时, 家户的存款数量约束需要满足:

$$D_{t+1} \geq 0 \quad (4)$$

这一条件保证了均衡中能够存在泡沫 (Kocherlakota, 2009; Miao et al., 2015)。给定利率、工资水平和一次性转移支付 (税收) 数量, 家户在满足预算约束和存款数量约束的条件下, 最大化效用函数, 推导得到一阶条件:

$$E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} r_{t+1} \leq 1 \quad (5)$$

其中, 随机折现因子 $\Lambda_t = 1/C_t$, 当偏好调整参数满足 $\gamma_t > 0$ 时, 绿色部门相对于传统部门发展规模的扩大将直接提升家户的效用或者福利水平, 但从后文的分析中, 本文发现当绿色部门相对规模扩张时, 可能会使得经济增速下降, 进而使得居民福利水平受损。在这种情况下, 福利最优化政策要求在经济增速和绿色部门扩张之间做出权衡取舍。

1.2 最终品厂商

假设模型经济中存在单位测度的同质最终品厂商, 最终品的生产需要雇佣劳动力和购买传统部门和绿色部门的资本品, 参照 Miao and Wang (2014), 将最终品生产函数表示为:

$$Y_t = A_t [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} \left[\omega^{\frac{1}{\sigma}} k_{ot}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} k_{gt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\alpha\sigma}{\sigma-1}} (K_{ot}^\theta K_{gt}^{1-\theta} n_t)^{1-\alpha} \quad (6)$$

其中, k_{ot} 和 k_{gt} 分别表示最终品厂商购买的传统资本品和绿色资本品数量, n_t 为雇佣的劳动力数量, K_{ot} 和 K_{gt} 代表对应的资本品的加总数量, A_t 为全要素生产率水平, $\alpha \in (0, 1)$ 为资本报酬份额, $\sigma > 0$ 为两类资本品之间的替代弹性, $\omega \in (0, 1)$ 则表示两类资本品的比例参数, 这些设定与 Miao and Wang (2014) 基本一致。同时按照 Romer (1986) 的设定, 加总资本品的数量对于个体厂商的生产具有正外部性, 将经济增长的过程引入到一般均衡模型中。Miao and Wang (2014) 同样参照了此设定, 但是该文假设两个部门中仅部门一存在正外部性, 与他们不同的是, 本文假设传统部门和绿色部门的资本存量都有可能对个体厂商的生产存在正外部性, 并且外部性参数 $\theta \in [0, 1]$ 决定了两类资本品的正外部性的相对强弱, θ 越大, 表明传统部门的正外部性越强, 反之则表示绿色部门的正外部性越强。当 $\theta = 0, 1$ 时, 模型则回归到了单部门外部性的情形, 这表明此处的设定更加具有一般性。而在之后的分析中, 可以证明参数 σ 和 θ 是影响

补贴(税收)政策和泡沫对经济增速影响的重要因素。

假设政府可以通过对绿色资本品的使用采取补贴($\tau_i > 0$)或收税($\tau_i < 0$)的形式进行扭曲操作^①。从直觉上不难发现,当对绿色资本品采取补贴政策时,绿色资本品的成本相对传统资本品下降,最终品厂商倾向于使用成本更低的绿色资本品,从而使得绿色部门快速扩张,而采用税收的形式则会抑制绿色部门的扩张。在现实中,政府为了支持这些环境友好型的绿色部门,比如新能源行业的发展,往往就是采用补贴和税收优惠的形式,而这种政策也收效显著,近些年,新能源行业取得了飞速的发展,产业规模大幅扩张。基于以上设定,最终品的厂商的利润最大化方程可表示为:

$$\max_{k_{ot}, k_{gt}, n_t} A_t [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} \left[\omega^{\frac{1}{\sigma}} k_{ot}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} k_{gt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\alpha\sigma}{\sigma-1}} (K_{ot}^\theta K_{gt}^{1-\theta} n_t)^{1-\alpha} - w_t n_t - R_{ot} k_{ot} - (1 - \tau_t) R_{gt} k_{gt} \quad (7)$$

给定工资水平 w_t 、补贴(税收)水平 τ_t 、资本品价格 $R_{it} (i=o, g)$ 和加总资本数量 $K_{it} (i=o, g)$, 个体厂商利润最大化问题的一阶条件为:

$$A_t [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} (K_{ot}^\theta K_{gt}^{1-\theta} n_t)^{1-\alpha} \left[\omega^{\frac{1}{\sigma}} k_{ot}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} k_{gt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\alpha\sigma}{\sigma-1}-1} \alpha \omega^{\frac{1}{\sigma}} k_{ot}^{-\frac{1}{\sigma}} = R_{ot}, \quad (8)$$

$$A_t [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} (K_{ot}^\theta K_{gt}^{1-\theta} n_t)^{1-\alpha} \left[\omega^{\frac{1}{\sigma}} k_{ot}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} k_{gt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\alpha\sigma}{\sigma-1}-1} \alpha (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} k_{gt}^{-\frac{1}{\sigma}} = (1 - \tau_t) R_{gt}, \quad (9)$$

$$(1 - \alpha) \frac{Y_t}{n_t} = w_t \quad (10)$$

将资本品变量加总时,由于所有的最终品生产商是同质的,因此 $K_{it} = \int_0^1 k_{it} dj = k_{it}$, ($i=o, g$)。

1.3 资本品厂商

将资本品厂商分为传统部门(用“ o ”表示)和绿色部门(用“ g ”表示)两类,前者生产传统资本品,而后者生产绿色资本品。假设每一部门($i=o, g$)均包含单位测度 $j \in [0, 1]$ 的个体企业,用 K_{it}^j 表示 i 部门中 j 企业在时期 t 资本存量,则资本存量的动态方程表示为:

$$K_{it+1}^j = (1 - \delta) K_{it}^j + \varepsilon_{it}^j \dot{p}_{it}^j \quad (11)$$

其中, δ 为每一期资本的折旧率, $\dot{p}_{it}^j \geq 0$ 为企业在时期 t 的投资,且投资不可逆。

^① 理论上我们也可以引入对于传统资本品的补贴或者税收扭曲操作,但在模型经济中,这种扭曲操作只是通过改变两部门之间的相对成本来影响部门间的资源配置,从而对宏观经济产生作用,因此为了简化模型,我们仅考虑政府对绿色资本品进行补贴或税收操作。

参照 Miao et al. (2015)、董丰和许志伟 (2020) 引入资产泡沫的模型设定, 定义 ε_u^j 为企业的异质性投资效率, 在每一期均满足独立同分布 (IID) 的性质, 假设投资效率在 $[\varepsilon_{\min}, \varepsilon_{\max}] \subset (0, \infty)$ 的累积分布函数 (CDF) 为 $\Phi(\cdot)$, 并且假定企业在当期进行投资之前能够观察到本期自身的投资效率。

在 t 时期, 企业从最终品厂商处获得资本报酬收入, 假设企业需要偿还 L_u^j 的债务, 同时能够以 r_{u+1} 的利率获得贷款 L_{u+1}^j , 因此企业的投资数量必须满足:

$$0 \leq I_u^j \leq R_u K_u^j - L_u^j + \frac{L_{u+1}^j}{r_{u+1}} \quad (12)$$

从上述分析中不难发现, 企业 j 在 t 时期的状态变量为当期的资本存量 K_u^j 、债务偿还 L_u^j 以及异质性投资效率 ε_u^j , 因此定义该企业的市场价值函数 (Value Function) 为 $V(K_u^j, L_u^j, \varepsilon_u^j)$ 。由于存在金融摩擦, 企业对于自身的负债仅承担有限承诺, 参考 Miao et al. (2015) 和 Miao and Wang (2018), 外部借款需要满足激励相容条件 (Incentive Constraint):

$$E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \bar{V}_{u+1}(K_{u+1}^j, L_{u+1}^j) \geq E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \bar{V}_{u+1}(K_{u+1}^j, 0) - E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \bar{V}_{u+1}(\xi K_u^j, 0) \quad (13)$$

其中, $\bar{V}_{u+1}(K_{u+1}^j, L_{u+1}^j) = \int V_{u+1}(K_{u+1}^j, L_{u+1}^j, \varepsilon) d\Phi(\varepsilon)$, 表示事前对于下一期债务未违约企业的市场价值预期值。参数 $\xi \in (0, 1)$ 为企业的资本品抵押比例, 当企业选择违约时, 企业的债务总量降低为 0, 企业的资本总量为 K_{u+1}^j , 其中 ξK_u^j 数量的资本品将被债权人获得并用于独立经营。因此债权人能够获得的企业市场价值为 $E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \bar{V}_{u+1}(\xi K_u^j, 0)$, 将这一部分价值从 $E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \bar{V}_{u+1}(K_{u+1}^j, 0)$ 减去, 所得到的剩余价值为违约企业能够获得的最终收益。在满足激励相容的条件下, 债务市场的存在要求未违约企业的市场价值预期值至少不应低于违约企业的剩余价值预期值, 即约束条件 (13) 成立^①。

进一步, 将资本品厂商的最优化问题整理成动态递归的形式:

$$V_u^j(K_u^j, L_u^j, \varepsilon_u^j) = \max_{I_u^j, L_{u+1}^j} R_u K_u^j - I_u^j - L_u^j + \frac{L_{u+1}^j}{r_{u+1}} + E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} V_{u+1}(K_{u+1}^j, L_{u+1}^j, \varepsilon_{u+1}^j) \quad (14)$$

① 也可以理解为, 违约企业的剩余资本总量为 $K_{u+1}^j - \xi K_u^j$, 企业在选择违约之后将退出经营, 并将剩余资本在市场上卖出。因此剩余价值为剩余资本的价值总和为 $Q_u(K_{u+1}^j - \xi K_u^j)$, 其中 Q_u 为资本品的价值, 在下文均衡刻画部分将详细描述。企业的激励相容条件可以改写为:

$$E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \bar{V}_{u+1}(K_{u+1}^j, L_{u+1}^j) \geq Q_u(K_{u+1}^j - \xi K_u^j).$$

容易证明这与公式 (13) 是完全等价的。

并且,需要满足资本存量动态方程(11)、投资约束方程(12)和激励相容条件(13)。

1.4 政府部门

假设政府部门对家庭部门的一次性补贴(或税收)为 T_t ,而对于绿色资本品的补贴(或税收)为 $\tau_t R_{gt} K_{gt}$,政府部门满足收支平衡要求:

$$T_t + \tau_t R_{gt} K_{gt} = 0 \quad (15)$$

1.5 竞争均衡

总结而言,模型的竞争均衡包含内生变量 $\{C_t\}, \{Y_t\}, \{D_t\}, \{T_t\}, \{G_t\}, \{r_t\}, \{w_t\}, \{n_t\}, \{K_{it}\}, \{K_{it}^j\}, \{R_{it}\}, \{I_{it}\}, \{P_{it}^j\}, \{L_{it}^j\}, \{r_{it}\}, i=o, g$, 满足:

1. 家户在满足预算约束(3)和存款约束(4)的条件下,实现效用最大化(1);
2. 最终品厂商最大化利润(7);
3. 资本品厂商在满足资本存量动态方程(11)、投资约束方程(12)和激励相容条件(13)的条件下,求解最优化问题(14);
4. 政府部门满足收支平衡条件(15);
5. 各类市场出清:

$$(1) \text{ 劳动力市场: } n_t = N_t = 1;$$

$$(2) \text{ 资本品市场: } k_{it} = K_{it} = \int_0^1 K_{it}^j dj;$$

$$(3) \text{ 投资品市场: } I_{it} = \int_0^1 P_{it}^j dj;$$

$$(4) \text{ 债务市场: } D_{t+1} = \frac{L_{ot+1}}{r_{ot+1}} + \frac{L_{gt+1}}{r_{gt+1}} = \int_0^1 \frac{L_{ot+1}^j}{r_{ot+1}} dj + \int_0^1 \frac{L_{gt+1}^j}{r_{gt+1}} dj;$$

$$(5) \text{ 商品市场:}$$

$$C_t + I_{ot} + I_{gt} = Y_t$$

$$= A_t [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} \left[\omega^{\frac{1}{\sigma}} K_{ot}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} K_{gt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\alpha\sigma}{\sigma-1}} (K_{ot}^\theta K_{gt}^{1-\theta})^{1-\alpha}.$$

2 均衡刻画

在这一部分,按照上述竞争均衡的定义,本文首先求解了资本品厂商(传统部门和绿色部门)的决策问题。然后,将经济变量加总得到该模型经济系统的相关动态方程,在此过程中假设不存在加总不确定性(aggregate uncertainty)。最后,证明了去趋势项之后的经济动力系统存在稳态解,在此基础上进行了相关的稳态分析。

2.1 资本品厂商问题

给定两个传统部门和绿色部门各自的借款利率 r_{it+1} 和资本回报 $R_{it}(i=o, g)$, 资本品厂商在满足资本存量动态方程(11)、投资约束方程(12)和激励相容条件(13)的条件下, 求解最优化问题(14)。猜测并将最终验证资本品厂商的价值函数满足下述形式:

$$V_{it}^j(K_{it}^j, L_{it}^j, \varepsilon_{it}^j) = v_{Kt}(\varepsilon_{it}^j)K_{it}^j + b_t(\varepsilon_{it}^j) - v_{Lt}(\varepsilon_{it}^j)L_{it}^j \quad (16)$$

其中, $v_{Kt}(\varepsilon_{it}^j)$, $v_{Lt}(\varepsilon_{it}^j)$ 和 $b_t(\varepsilon_{it}^j)$ 取决于异质性投资效率 ε_{it}^j 和加总宏观变量。企业的市场价值中, 除了基本面价值之外, 还包括投机性价值组成部分 $b_t(\varepsilon_{it}^j)$, 容易证明 $b_t(\varepsilon_{it}^j) = 0$ 和 $b_t(\varepsilon_{it}^j) > 0$ 均有可能在均衡中出现, 这取决于投资者的信念, 当 $b_t(\varepsilon_{it}^j) > 0$ 时, 该部分也被称为资产泡沫。进一步定义:

$$Q_{it} = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} v_{Kt+1}(\varepsilon_{it+1}^j), \quad (17)$$

$$B_{it} = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} b_{t+1}(\varepsilon_{it+1}^j), \quad (18)$$

$$\frac{1}{r_{it+1}} = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} v_{Lt+1}(\varepsilon_{it+1}^j) \quad (19)$$

本文将 Q_{it} 解释为生产性资本品的影子价格或托宾 Q (Hayashi, 1982; Miao and Wang, 2018), 对应于 $b_t(\varepsilon_{it}^j)$, 在均衡中 $B_{it} = 0$ 或者 $B_{it} > 0$, 取决于投资者的信念。当 $B_{it} = 0$ 时, 该均衡被称为无泡沫均衡, 此时, 企业的激励相容条件(13)可以改写成:

$$\frac{L_{it+1}^j}{r_{it+1}} \leq Q_{it} \xi K_{it}^j \quad (20)$$

这一形式回归到了 Kiyotaki and Moore (1997) 模型中的抵押约束条件。而当 $B_{it} > 0$ 时, 意味着资本品厂商的市场价值中存在资产泡沫, 将该均衡称为泡沫均衡, 此时, 企业的激励相容条件(13)为:

$$\frac{L_{it+1}^j}{r_{it+1}} \leq Q_{it} \xi K_{it}^j + B_{it} \quad (21)$$

与 Miao et al. (2015) 一致, 资产泡沫的存在提高了企业的市场价值, 从而放松了企业的信贷约束, 这也被称为资产泡沫的信贷放松效应。泡沫的形成是信念自我实现 (Self-Fulfilling) 的过程, 如果人们愿意相信厂商具有高于基本面价值的市场价值, 那么债权人就愿意将资金贷给企业, 从而企业增加投资、扩大产出, 进而使得企业的基本面价值提高。下述定理 1 (详细证明见附录 A. 1) 求解了资本品厂商的最优化问题。

定理 1: 在均衡中, 存在投资效率阈值 $\varepsilon_{it}^* = 1/Q_{it}(i=o, g)$, 当厂商的投资效率 ε_{it}^j 低于 ε_{it}^* , 厂商的投资 $I_{it}^j = 0$; 当厂商的投资效率等于 ε_{it}^* , 厂商对于投资与否无差异; 当厂商的投资效率高于 ε_{it}^* , 厂商将最大化投资:

$$I_{it}^j = R_{it}K_{it}^j - L_{it}^j + \xi Q_{it}K_{it}^j + B_{it} \quad (22)$$

资本品价格 Q_{it} 和部门内贷款利率 r_{it+1} 满足:

$$Q_{it} = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} [R_{it+1} + (1 - \delta)Q_{it+1} + (R_{it+1} + \xi Q_{it+1})G_{it+1}], \quad (23)$$

$$\frac{1}{r_{it+1}} = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (1 + G_{it+1}) \quad (24)$$

其中, G_{it} 表示部门 i 的流动性溢价水平:

$$G_{it} = \int_{\varepsilon_{it}^j > \varepsilon_{it}^*} \left(\frac{\varepsilon_{it}^j}{\varepsilon_{it}^*} - 1 \right) d\Phi(\varepsilon_{it}^j) \quad (25)$$

当存在泡沫均衡 $B_{it} > 0$ 时, 资产泡沫的动态方程为:

$$B_{it} = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} B_{it+1} (1 + G_{it+1}) \quad (26)$$

从定理 1 中的式(23)不难发现, 资本品的价格不仅与资本的报酬相关, 同时也取决于流动性溢价水平。当经济中存在信贷摩擦时, 厂商的资本存量能够作为信贷抵押品放松厂商所面临的流动性约束, 因此当资本品的价格越高, 抵押比例越大, 企业的信贷额度也就越高, 从而企业投资扩张, 资本流动性溢价的提高使得厂商对资本的需求提升, 资本品价格上升; 另一方面, 随着投资扩张, 资本品数量增加, 所以生产函数满足边际效率递减规律, 因此会降低资本的回报率, 从而降低资本价格。

当存在流动性溢价, 即 $G_{it+1} > 0$ 时, 公式(24)表明 $\beta E_t r_{it+1} \Lambda_{t+1} / \Lambda_t < 1$ 。假设资本品厂商除了能从家户借款之外, 只能在部门内部相互借贷, 而不能在部门间借贷, 即借贷市场分割, 因此 r_{ot+1} 并不一定等于 r_{gt+1} , 这样的设定保证非对称泡沫均衡(即某一部门存在资产泡沫, 而另一部门不存在资产泡沫)存在的可能性。否则, 如果 $r_{ot+1} = r_{gt+1}$, 那么在均衡中, 可以证明要么两部门都不存在资本泡沫, 要么两部门都存在资产泡沫。进一步地, 将仅存在于绿色部门的资产泡沫定义为“绿色泡沫”。根据上述假设, 家户的存款利率 r_{t+1} 必定是传统部门借贷利率 r_{ot+1} 和绿色部门借贷利率 r_{gt+1} 的线性函数, 因此 $\beta E_t r_{t+1} \Lambda_{t+1} / \Lambda_t < 1$, 对比家户最优化问题的一阶条件(5)和存款约束(4)^①, 可以推断出每一期家户的存款

① 如果没有存款约束(4), 家户此时存在向其他部门借款消费的激励, 直至 $\beta E_t r_{t+1} C_t / C_{t+1} = 1$, 无套利条件将使得 $G_{it+1} = 0$, 根据条件(26), 泡沫均衡将不可能出现, 这也是为什么存款约束保证了泡沫均衡存在的可能性。

都为0,即 $D_{t+1}=0$,再根据债务市场出清条件有:

$$L_{ot} = \int_0^1 \frac{L_{ot}^j}{r_{ot}} dj = 0, \quad L_{gt} = \int_0^1 \frac{L_{gt}^j}{r_{gt}} dj = 0, \quad \forall t \geq 0 \quad (27)$$

这意味着在企业内部,生产效率较高的厂商在部门内部借款进行投资生产,借款资金来源于生产效率低于阈值的企业,并且企业内部的净债务数量为0。

2.2 变量加总与动力系统

将两个部门资本品厂商的投资和资本存量进行加总,即 $I_u = \int_0^1 I_u^j dj$, $K_u = \int_0^1 K_u^j dj$,定理2(详细证明见附录A.2)给出了变量加总后的具体结果。

定理2: 加总后的投资 I_u 和资本存量 K_{u+1} ($i=o, g$) 可以表示为:

$$I_u = [R_u K_u + \xi Q_u K_u + B_u] (1 - \Phi(\varepsilon_u^*)), \quad (28)$$

$$K_{u+1} = (1 - \delta) K_u + E_t[\varepsilon | \varepsilon > \varepsilon_u^*] I_u \quad (29)$$

将公式(28)代入公式(29),资本存量的动态方程可以改写为:

$$K_{u+1} = (1 - \delta) K_u + \int_{\varepsilon > \varepsilon_u^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) [R_u K_u + \xi Q_u K_u + B_u]. \quad (30)$$

本文的动力系统包含11个内生变量 $\{Y_t, K_u, R_u, Q_u, I_u, C_t, B_{gt}\}$ ^① (其中, $i=o, g$) 和对应的11个动态方程。因为本文所构建的模型具有内生增长性质,并且从这些动态方程中不难证明,在平衡增长路径上,宏观变量 $\{Y_t, K_u, I_u, C_t, B_{gt}\}$ 将以相同的速率增长,但是若直接使用这些动态方程,将不具备稳态性质。因此,对宏观增长变量需要去趋势,将宏观变量分别除以当期总产出 Y_t ,即将这些宏观变量表示为占总产出GDP的比重,去趋势后的宏观变量记为 $\{\tilde{K}_u, \tilde{I}_u, \tilde{C}_t, \tilde{B}_{gt}\}$,价格变量 $\{R_u, Q_u\}$ 则不需要去趋势。相对于原来的变量,去趋势导致变量组合中减少了 Y_t 变量,但是引入了一个新的变量,经济增速 g_t , 定义为:

$$1 + g_{t+1} = \frac{Y_{t+1}}{Y_t}. \quad (31)$$

这就保证了变量数目和方程数目的匹配。其中,异质性投资效率的阈值 ε_u^* 与资本品价格 Q_u 之间的关系满足 $\varepsilon_u^* = 1/Q_u$ ($i=o, g$),流动性溢价 G_{u+1} 满足公式(25)。容易证明,去趋势之后的动力系统存在稳态解(完整动力系统见附录B)。

^① 值得注意的是,模型中还包含其他变量 $\{r_t, r_u, w_t, G_t, T_t\}$,但是这些变量及其对应动态方程并不影响下文在平衡路径上的稳态计算结果,也不影响文章的主要结论,因此为了简化分析和节省篇幅,不再对这些变量及其对应方程进行赘述,文章对影响结论的关键动力系统进行分析。

3 稳态分析

在这一部分,本文计算了上述经济动力系统的稳态结果,并作比较静态分析。主要关注两类均衡:无泡沫均衡和绿色泡沫均衡^①。在此基础上,需要回答的重要问题包括:绿色泡沫的引入对经济增速和居民福利会产生什么样的影响?政府补贴(或税收)手段进行扭曲操作对经济增速和居民福利会产生什么样的影响?是否存在最优的补贴(或税收)水平?如果存在,绿色泡沫的存在又将如何影响政府的最优政策水平。为了简化计算结果,并使得结果更加容易进行定性分析,假设全要素生产率水平 $A_t = A$ 和政府的补贴水平 $\tau_t = \tau$ 为常数。参考董丰和许志伟(2020),假设异质性投资效率 ε_{it}^j 服从独立同分布(IID)的帕累托分布:

$$\Phi(\varepsilon^*) = 1 - \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon_{\min}} \right)^{-\eta} \quad (32)$$

其中,形状参数满足 $\eta > 1$,且将无条件期望标准化为1(即 $\varepsilon_{\min} = (\eta - 1)/\eta$),根据此分布,本文可以进一步推导得到条件期望和流动性风险溢价的解析表达式:

$$\int_{\varepsilon > \varepsilon^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) = \frac{\eta}{\eta - 1} \frac{(\varepsilon^*)^{-\eta+1}}{\varepsilon_{\min}^{-\eta}}, \quad (33)$$

$$G_t = \int_{\varepsilon > \varepsilon^*} \left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon^*} - 1 \right) d\Phi(\varepsilon) = \frac{1}{\eta - 1} \frac{(\varepsilon^*)^{-\eta}}{\varepsilon_{\min}^{-\eta}} \quad (34)$$

3.1 无泡沫均衡

在均衡条件下,经济达到稳态。首先计算无泡沫均衡下的稳态,即 $B_o = B_g = 0$ 。首先,通过对比两类资本的边际回报率,可以得到资本存量与对应资本报酬之间的关系方程:

$$\frac{\tilde{K}_o}{\tilde{K}_g} = \frac{\omega}{1 - \omega} \left[\frac{(1 - \tau)R_g}{R_o} \right]^\sigma \quad (35)$$

从上式中不难发现,资本报酬与资本存量呈现负相关关系,资本存量相对规模越高,资本回报率相对更低,这与生产函数的边际生产力递减相关。政府补贴

^① 无泡沫均衡是指传统部门和绿色部门均不存在资产泡沫,绿色泡沫均衡则是指仅在绿色部门中存在资产泡沫。理论上,还存在另外两种均衡:对称泡沫均衡(两部门均存在资产泡沫)和传统泡沫均衡(仅传统部门存在资产泡沫)。随着绿色转型的需求和呼声增加,我们认为绿色部门的资产泡沫将更多地得到人们的信念支撑,从而出现在绿色资本的市场价值之中。“绿色泡沫”给了我们分析绿色经济转型的新视角,并得到较为有趣的结论。后两种均衡并不是本文议题所关注的焦点,有兴趣的读者可以自行推导,其推导过程与前两种均衡的推导过程基本一致。

政策($\tau > 0$)能够增加最终品厂商对于绿色资本品的相对需求规模,从而使得绿色部门的资本存量扩张,而税收政策($\tau < 0$)则起到了相反的作用。同时,将资本存量与对应资本报酬的关系函数代入传统部门的资本回报率公式可得:

$$R_o = \alpha A \omega^{\frac{1}{\sigma}} [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} \left(\frac{\tilde{K}_g}{\tilde{K}_o} \right)^{(1-\theta)(1-\alpha)} \left[\omega^{\frac{1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{\tilde{K}_g}{\tilde{K}_o} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\alpha\sigma-\sigma+1}{\sigma-1}} \quad (36)$$

用 g_{nb} 表示此均衡下的稳态经济增速,通过两类资本品的托宾 Q 方程和资本积累方程容易得到:

$$Q_i(1 + g_{nb}) = \beta[R_i + (1 - \delta)Q_i + (R_i + \xi Q_i)G_i], \quad (37)$$

$$1 + g_{nb} = (1 - \delta) + \int_{\varepsilon > \varepsilon_i^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) [R_i + \xi Q_i] \quad (38)$$

其中, $i=o, g$, 为了简化计算此时的稳态值, 本文证明了引理 1(详细证明见附录 A.3):

引理 1: 当部门 i 不存在资产泡沫, 且满足资本回报率为正, 此时该部门的资本回报率 R_i 与投资效率阈值 ε_i^* 负相关, 因此与资本价格 Q_i 正相关。

在引理 1 成立的情况下, 结合帕累托分布所推导出来的式(33), 易证 $\int_{\varepsilon > \varepsilon_i^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) [R_i + \xi Q_i]$ 是关于 ε_i^* 的减函数, 从而根据公式(38)可以推导得到 $\varepsilon_o^* = \varepsilon_g^* = \varepsilon^*$, 即, 在无泡沫均衡下, 不管是否存在补贴税收政策, 两部门的投资效率阈值是相等的。进而, 可以得到两部门的资本价格相等, 即 $Q_o = Q_g = Q$, 并且资本回报率也相等, 即 $R_o = R_g = R$, 将该条件代入式(35)和(36), 就能够解得稳态下的资本回报率水平。在无政府政策干预的情况下($\tau = 0$), 可以解得资本回报率 $R_o = R_g = \alpha A$ 。当资本回报率已知之后, 再根据公式(37)和(38), 可得:

$$\frac{\eta - \beta (\varepsilon^*)^{-\eta}}{\eta - 1} (R\varepsilon^* + \xi) = \beta[R\varepsilon^* + (1 - \delta)] - (1 - \delta) \quad (39)$$

根据已知条件, 等式左边为递减函数, 而等式右边为递增函数, 且只要满足 $\varepsilon_{\min} > 0$, 下式必定成立:

$$\frac{\eta - \beta (\varepsilon_{\min})^{-\eta}}{\eta - 1} (R\varepsilon_{\min} + \xi) = \beta[R\varepsilon_{\min} + (1 - \delta)] - (1 - \delta)$$

因此式(39)存在唯一的解 $\varepsilon^* > \varepsilon_{\min} > 0$ 。再将 ε^* 代入式(37)或(38), 即可求得稳态下的经济增速 g_{nb} , 相应地可以求出经济系统中的其他变量的稳态值, 至此, 证明了无泡沫均衡下必定存在稳态解。

3.2 绿色泡沫均衡

绿色泡沫均衡是指在均衡中, 资产泡沫仅存在于绿色部门, 即 $B_g > 0$ 和 $B_o =$

0。随着人们更加关注生态环境,对“低碳环保”生活方式和消费品的偏好日益增加(体现在偏好参数上为 γ 上升),国家政策不断出台支持环境友好型行业发展的政策,比如对于新能源等环保行业加大支持力度,并限制高污染行业的无序扩张,而“碳达峰、碳中和”目标的提出更是强化了这一趋势。在此情况下,市场对于绿色产业部门的需求增加,人们对于绿色部门的市场价值形成了更高的预期值,而根据模型的逻辑,更高的价值预期将会放松厂商的流动性约束,厂商增加投资,进而会使得预期自我实现,这一信念的存在将使得绿色部门更加容易形成资产泡沫,并使得绿色部门的规模相对传统部门扩张。

保护生态环境和坚持“双碳”目标是经济高质量发展的必然要求,也是实现经济可持续发展的必然条件。但是当前为了达成环境目标,传统部门的发展将会受到相对抑制,比如为了治理污染问题,达成“双碳”目标,一些地方对高耗能企业实施限产,如对煤炭发电进行限制,这可能会造成电力紧张的局面,也会影响地方的经济增长。那么如何处理好绿色发展和经济增速的关系也是当前重要的社会现实问题,对于国家战略发展具有重要意义。本文的均衡结果也表明,随着对绿色部门的政策优惠力度扩大(补贴率 τ 上升)和绿色泡沫的出现,绿色部门相对传统部门规模扩张,在特定条件,稳态经济增速可能会有所下降。

在绿色泡沫稳态条件下,将稳态经济增速定义为 g_{gb} ,根据绿色资产泡沫运动方程得到:

$$\beta(1 + G_g) = 1 \quad (40)$$

结合流动性溢价条件(34),不难解得绿色部门的资本品投资效率阈值为 $\varepsilon_g^* =$

$$\left[\frac{\beta}{(1-\beta)(\eta-1)} \right]^{\frac{1}{\eta}} \varepsilon_{\min}。通过绿色部门的托宾Q方程,进一步整理可得:$$

$$R_g = [(1 + g_{gb}) - \beta(1 - \delta) - (1 - \beta)\xi] \left[\frac{(1 - \beta)(\eta - 1)}{\beta} \right]^{\frac{1}{\eta}} \frac{1}{\varepsilon_{\min}} \quad (41)$$

对于传统部门,关于资本价格和资本存量动态方程与无泡沫均衡下是一致的:

$$1 + g_{gb} = \beta[R_o \varepsilon_o^* + (1 - \delta) + (R_o \varepsilon_o^* + \xi)G_o], \quad (42)$$

$$1 + g_{gb} = (1 - \delta) + \int_{\varepsilon > \varepsilon_o^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) \left[R_o + \frac{\xi}{\varepsilon_o^*} \right] \quad (43)$$

下述定理3(详细证明见附录A.4)给出了绿色泡沫均衡解的性质。

定理3: 将公式(35)代入公式(36),得到:

$$R_o = \alpha A \omega^{\frac{1}{\sigma}} [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} \left(\frac{1 - \omega}{\omega} \left[\frac{R_o}{(1 - \tau)R_g} \right]^\sigma \right)^{(1-\theta)(1-\alpha)} \cdot \left[\omega^{\frac{1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{1 - \omega}{\omega} \left[\frac{R_o}{(1 - \tau)R_g} \right]^\sigma \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\alpha\sigma-\sigma+1}{\sigma-1}} \quad (44)$$

通过联合公式(41),(42),(43)和(44)求解可得绿色泡沫均衡下的资本回报率 R_g 、 R_o , 传统部门的投资效率阈值 ε_o^* 和稳态经济增速 g_{gb} , 进而可以求解经济系统中其他变量的稳态值。稳态下, 假设 $\beta > \frac{\eta}{\eta+1}$, 则绿色泡沫存在 ($B_g > 0$) 要求经济增长率 g_{gb} 满足:

$$g_{gb} > \frac{\eta(1-\beta)^2 + \beta(\delta + \xi)\eta(1-\beta) - \beta\delta}{\beta(1+\eta) - \eta} \quad (45)$$

3.3 资产泡沫与经济增速

本小节旨在分析绿色泡沫如何影响稳态经济增速。在上述分析的两类均衡中, 传统部门的资本价格和资本存量动态方程是相同, 根据式(43), 经济增速可以改写成:

$$g = -\delta + \int_{\varepsilon > \varepsilon_o^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) \left[R_o + \frac{\xi}{\varepsilon_o^*} \right] \quad (46)$$

根据引理 1 可知, R_o 与 ε_o^* 呈负相关关系, 结合式(33), 不难推断出经济增速 g 与传统部门的资本回报率 R_o 正相关, 将这一性质总结为引理 2。

引理 2: 经济增速 g 与传统部门的资本回报率 R_o 正相关, 传统部门的资本回报率越高(低), 经济增长速度越快(慢)。

因此, 判断不同模型经济的稳态情形下经济增速的高低, 转化成为判断传统部门资本回报率的高低, 这大大简便了分析。这主要是因为, 在完全无摩擦的经济中, 资本回报一般等于经济增长率, 而在本文的模型中, 传统部门不受政策的直接干预和资产泡沫的影响, 因此其资本回报将更加接近经济的增长速度。

为了判断绿色泡沫对于经济增速的影响, 根据式(42)和式(43)整理得到传统部门资本回报率和资本价格之间的关系:

$$R_o = \left[\frac{1 + g_{gb}}{\beta} - (1 - \delta) - \frac{g_{gb} + \delta}{\eta} \right] Q_o, \quad (47)$$

根据同样的方法, 可以得到绿色部门资本回报率和资本价格之间的关系, 但是

值得注意的是此时绿色部门存在资产泡沫, 因此 $R_g + \xi Q_g < \frac{g_{gb} + \delta}{\int_{\varepsilon > \varepsilon_g^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon)}$, 推

导得到:

$$R_g > \left[\frac{1 + g_{gb}}{\beta} - (1 - \delta) - \frac{g_{gb} + \delta}{\eta} \right] Q_g \quad (48)$$

通过对比公式(47)和(48), 得到引理 3(详细证明见附录 A.5):

引理 3: 在绿色泡沫均衡中, 如果绿色部门的资本回报率 R_g 低于传统部门

的资本回报率 R_o , 那么两部门投资效率阈值之间的关系一定满足 $\varepsilon_g^* > \varepsilon_o^*$ 。

进一步地, 将公式(47)代入公式(42), 整理可得传统部门的资本回报率为:

$$R_o = \left[\frac{\beta(g_{gb} + \delta)}{\eta} \frac{\eta - 1}{1 + g_{gb} - \beta(1 - \delta) - \frac{\beta(g_{gb} + \delta)}{\eta} + \beta\xi} \right]^{\frac{1}{\eta}} \cdot \left[\frac{1 + g_{gb}}{\beta} - (1 - \delta) - \frac{g_{gb} + \delta}{\eta} \right] \frac{1}{\varepsilon_{\min}} \quad (49)$$

对比绿色部门资本回报率(41)和传统部门资本回报率(49), 不难证明在满足绿色泡沫存在性条件(45)时有:

$$\frac{\beta(g_{gb} + \delta)}{\eta} \frac{\eta - 1}{1 + g_{gb} - \beta(1 - \delta) - \frac{\beta(g_{gb} + \delta)}{\eta} + \beta\xi} > \frac{(1 - \beta)(\eta - 1)}{\beta}$$

但是, 式(41)和式(48)却表明:

$$\frac{1 + g_{gb}}{\beta} - (1 - \delta) - \frac{g_{gb} + \delta}{\eta} < (1 + g_{gb}) - \beta(1 - \delta) - (1 - \beta)\xi.$$

因此难以直接判断 R_g 和 R_o 之间的大小关系。绿色泡沫的存在从两个维度影响资产回报率的相对高低, 首先, 当绿色泡沫产生时, 绿色部门企业市场价值提高, 信贷约束放松, 并使得绿色部门投资增加, 资本存量扩张, 但是生产函数是边际效率递减的, 因此资本报酬率下降, 投资效率阈值上升, 将这一维度称为信贷放松效应; 另一方面, 随着泡沫部门投资效率阈值提高, 该部门资本的流动性溢价下降, 为了补偿流动性溢价, 要求资本回报率上升, 称为补偿效应。两个维度对于资产泡沫部门资本回报率的影响一降一升, 但在后续的定性分析中, 本文都假设在一般情形下绿色泡沫的信贷放松效应强于补偿效应, 定量分析也印证了这一假设, 因此在泡沫均衡中假定 $R_g < R_o$, 这与 Miao and Wang(2015)的结论是一致的。根据引理3可以推出 $\varepsilon_g^* > \varepsilon_o^*$, 从直觉上看, 绿色泡沫使得绿色部门的信贷约束放松, 投资效率更高的厂商能够融到更多的资金用于投资, 从而拉高了投资阈值, 并且根据式(24), 可以推断出资产泡沫的存在使得绿色部门的无风险利率相对传统部门有所提高, 这与资产泡沫经典文献中的结论是一致的(如 Tirole, 1985; Farhi and Tirole, 2012)。

在此小节的分析中, 假设政府不干预产品市场, 即 $\tau = 0$, 焦点在于分析绿色泡沫对于经济增速的影响, 此时 $\bar{K}_o/\bar{K}_g < \omega/(1 - \omega)$, 根据式(44)可以发现参数 (σ, θ) 决定了绿色泡沫对于经济增速的影响, 定理4描述了影响机制。

定理4: 替代弹性参数 $\sigma > 0$ 和外部性参数 $\theta \in [0, 1]$ 决定了绿色泡沫对于经济增速的影响, 当 σ 不变时, 绿色泡沫均衡的稳态经济增速随 θ 的提高而降低。

直观上可以解释为 θ 的提高降低了绿色部门对于经济增长的正外部性,当绿色部门因为资产泡沫的出现而相对传统部门扩张时,资本存量对于产出的整体外部性下降,导致经济增速下降,这也被称为再分配效应(Reallocation Effect)。当 θ 不变时,无法确定从定性上确定 σ 的变动对于经济增速的影响,但是当 $\theta=1$ 时,能够得到与Miao and Wang(2015)一致的结论,即 σ 的提高降低了经济增速水平,当 $\sigma>1/(1-\alpha)$ 时,绿色泡沫均衡稳态经济增速会低于无泡沫稳态下的增速。通过定量分析,发现资产泡沫的出现虽然使得绿色部门相对扩张,但是在一定的参数条件下,经济增速反而下降了。

上述定理说明了随着绿色泡沫的出现,绿色部门信贷约束放松,相对传统部门规模扩张,这被称为信贷放松效应;但在另一方面,由于资本存量对经济增长存在正外部性,因此当部门相对规模变动时,存在再分配效应。两种效应的相互作用决定了绿色泡沫对于经济增长的影响机制。在某些参数设定下,绿色泡沫的出现虽然使绿色部门扩张加快,但导致经济增速下降。

为了更加直观地分析,使用具体的数值模拟分析绿色泡沫对于与经济增长在不同参数下的关系,其中替代弹性参数 $\sigma>0$ 和外部性参数 $\theta\in[0,1]$ 是两个关键参数^①。对于主要参数的选择,根据相关文献(如Song et al., 2011),设定 $\alpha=0.5$,表明资本收入比为50%。对于主观折现因子,选取 $\beta=0.99$ (如董丰和许志伟,2020),可推得季度实际利率在1%左右。对于折旧率和资本品抵押比例,参考Miao and Wang(2014),分别设定为 $\delta=0.025$ 和 $\xi=0.2$ 。对于异质性投资效率 ε ,参考Wang and Wen(2012),本文假设其服从帕累托分布,且均值为1,将形状参数设定为 $\eta=4$,这对应了 $\varepsilon_{\min}=(\eta-1)/\eta=0.75$ 。对于其他参数,设定资本品比例参数 $\omega=0.6$ 、全要素生产率 $A=0.069$ 。在这种设定下,计算出在

① 测度 σ 和 θ 这两个参数的难度比较大,在现实中传统资本和绿色资本之间也没有一个明确的界限,我国的实际情况到底如何较难估计。我们将参数估计这一工作留给后续的研究继续跟进,相信会对我们的当前的理论研究和理解中国经济有很大的帮助。而本文所要做的主要工作则是从理论角度引入这样一种分析绿色经济结构转型的模型和视角。之所以选择这样一组参数做基准分析,是因为在我们的参数设定下,绿色泡沫或者绿色补贴政策的出现将有可能使得经济增速下降,但是家庭的福利水平仍然有可能提高。决策者需要在牺牲经济增速和提高居民福利之间做出权衡取舍。这在理论上是一个更加有趣的结果。我们发现即使经济增速因为绿色部门的相对扩张而下降,居民的福利水平仍然有可能是提高的,这就体现了经济高质量发展的要求。在理论论证层面,我们的模型和结论都是有趣且具有现实意义的。

此外,我们认为将传统部门资本设定为具有较高的外部性是合理的,这也是符合我国现实状况的。在很长的时间内,我国经济都主要依靠传统部门的发展,而绿色部门是在近些年才兴起的。从产业链的角度看,传统部门构成了主要节点,我们很多地方或者很多产业都是依靠传统部门的推动,而向绿色经济转型可能仍需时日。传统部门在未来一段时间内可能仍然是中国经济发展的最大动力,当然向绿色经济转型和推动经济高质量发展也是刻不容缓的。因此,从我国当前的发展情况看,传统部门资本具有较高的外部性是合理的,这也在一定程度上论证了我们的理论逻辑是可行的。

没有政府政策干预和绿色泡沫的均衡中,稳态经济增速为1.83%^①。

图1描述了绿色泡沫均衡的稳态经济与替代弹性参数 σ 的关系,在数值模拟中固定了外部性参数 $\theta=0.7$ 不变。从图1左上方可以发现,随着 σ 的增加,泡沫均衡稳态下的经济增速逐渐降低,并且当 σ 等于5左右时,泡沫均衡增速与无泡沫均衡增速基本相同,随着 σ 的进一步增加,绿色泡沫均衡经济增速将使得经济增速低于无泡沫均衡增速。图1右上方部分比较了泡沫均衡中传统部门和绿色部门的资本回报率,如前文所述,当绿色泡沫的信贷放松效应强于补偿效应时,绿色资本存量的扩张将使得边际报酬下降,并且随着 σ 的增加,资本回报率不断下降。这对应了图1下方两张图所展示的内容,当 σ 上升时,绿色泡沫规模扩大,绿色部门的流动性约束放松,可以获得更多的信贷支持用于投资和扩大规模,因此绿色部门的资本存量相对于传统部门不断上升,对比无泡沫均衡下两者的资本存量之比仅为0.67,绿色泡沫的引入确实有助于绿色部门的扩张。

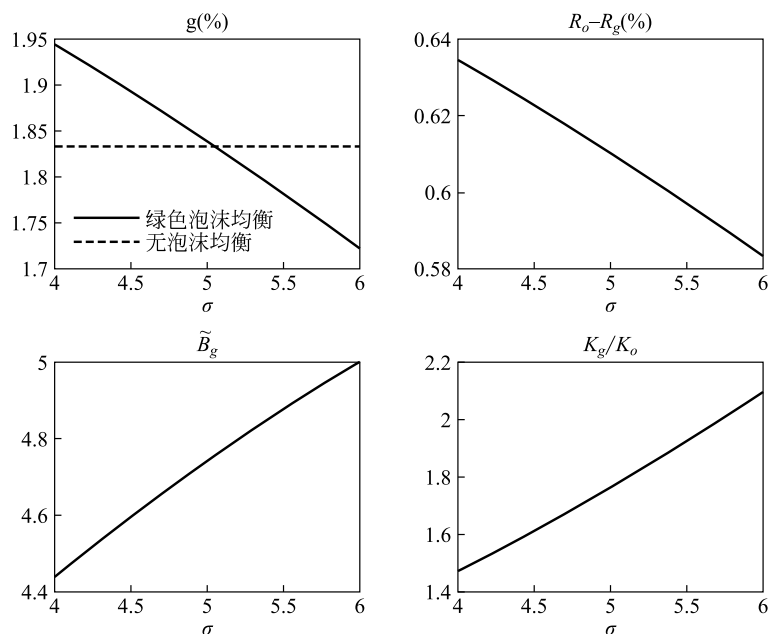


图1 绿色泡沫均衡的稳态经济与替代弹性参数 σ

但是绿色部门的扩张并不一定意味着经济增速的上升,正如图1左上方所示,在一定的参数条件下,当 σ 足够大时,经济增速反而因绿色泡沫的扩大而下降。可以这样解释: σ 的提高使得两类资本之间的替代弹性增强,因此随着绿色泡沫引入,绿色部门信贷放松,人们将通过制造更多绿色资本品来替代传统

^① 隐含了年度经济增速7.5%左右,接近中国2009—2019年的平均经济增速。

资本品。但是人们的决策忽略了资本存量对于产出的正外部性,当绿色产品的正外部性相对传统部门较小时(此处设定 $\theta=0.7$),资本存量的整体外部性会随着绿色部门的相对扩张而下降,再分配效应超过信贷放松效应,进而使得经济增速下降,甚至低于无泡沫均衡下的稳态增速。

同样对另一个重要参数 θ 进行比较静态分析, θ 的高低决定传统部门与绿色部门对产出正外部性的强弱。在模型设定中, θ 越大意味着传统部门相对绿色部门的正外部性越强。图2展示了部分数值模拟结果,此时固定参数 $\sigma=5$ 不变。不难发现,随着 θ 的增加,绿色泡沫均衡下的经济增速不断下降,当 θ 超过0.7左右时,绿色泡沫均衡经济增速将低于无泡沫均衡下的增速。这是因为,当绿色泡沫引入,虽然通过放松绿色部门的融资约束使其扩张,但是 θ 的增大使得其相对传统部门的正外部性下降,当再分配效应超过信贷放松效应时,绿色泡沫将使得经济的整体增速低于无泡沫状态下的增速。同时数值模拟结果也表明,随着 θ 的提高,稳态下的泡沫规模也会下降,这就导致绿色部门的信贷放松效应下降,从而使得投资规模和资本扩张受限,同样不难发现绿色部门相对规模随着 θ 的上升而下降。

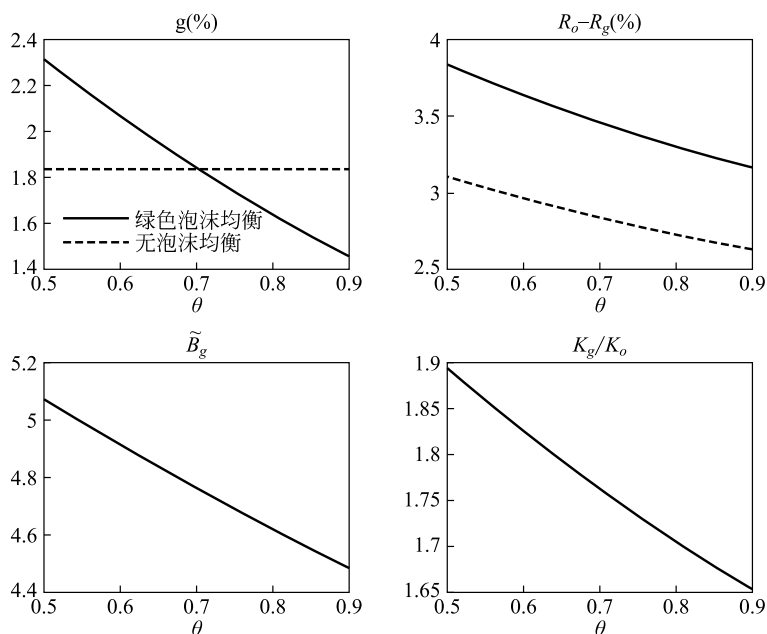


图2 绿色泡沫均衡的稳态经济与外部性参数 θ

固定参数 $\sigma=5, \theta=0.7$,考察资产泡沫冲击对实体经济的脉冲响应图(假设该冲击使得绿色泡沫规模在短期上升1%)。假设该冲击满足AR(1)过程,并且初始状态为绿色泡沫均衡状态,图3显示了当经济遭遇短暂的正向绿色泡沫

冲击之后,经济增速下降,同时绿色部门相对传统部门的资本存量上升。绿色泡沫的扩大,在一定程度上放松了绿色部门信用约束,使得绿色部门投资增加(传统部门投资下降),相对应地资本存量上升,但是在此参数设定下,绿色部门对于实体经济的正外部性较弱,导致经济增速下降,这一逻辑与前文的分析是完全一致的。

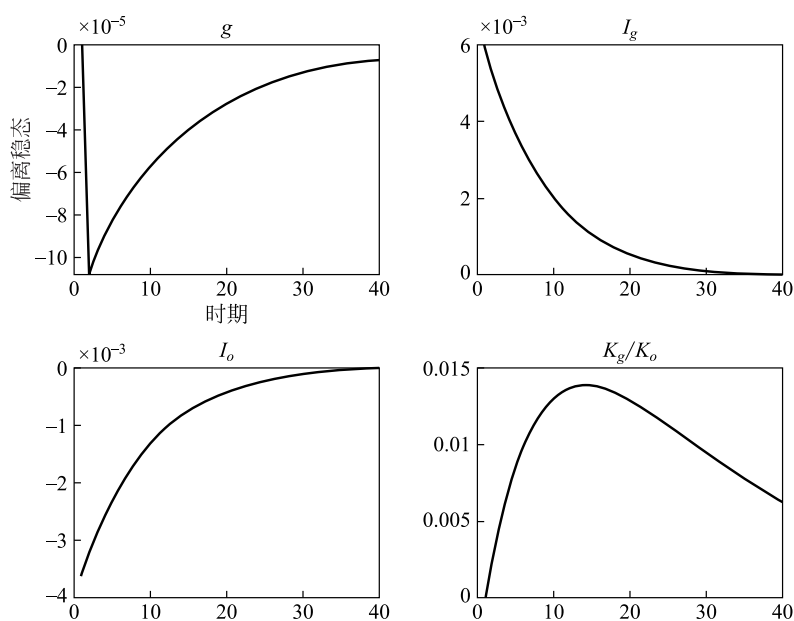


图3 绿色泡沫冲击脉冲响应图

3.4 补贴政策与经济增速

除了通过绿色泡沫的形式促进绿色部门发展之外,政府可以通过对绿色资本品进行补贴($\tau > 0$)的形式促进市场对于绿色产品的需求,进而扩大绿色部门整体规模,满足人们对于良好生态环境的追求,从国家战略上也有利于实现“双碳”目标和经济的高质量发展。类似于资产泡沫的分析,本文首先需要回答的问题是扶持绿色产业的补贴政策是否会影响经济增速?答案是肯定的。当不考虑绿色泡沫时,政府对绿色资本品采取补贴政策同样使得 $\tilde{K}_o/\tilde{K}_g < \omega/(1-\omega)$,因此分析过程与定理4基本一致。

在分析补贴政策与经济增速的数值模拟中,假设经济中不存在绿色泡沫,仅考虑政策干预对于经济增速的作用机制。首先,从图4左图中可以直观地看到,随着政府对于绿色部门的补贴力度提高(即 τ 增加),绿色部门资本存量相对规模上升,因此对于绿色部门补贴政策确实能够有效促进绿色行业的发展,

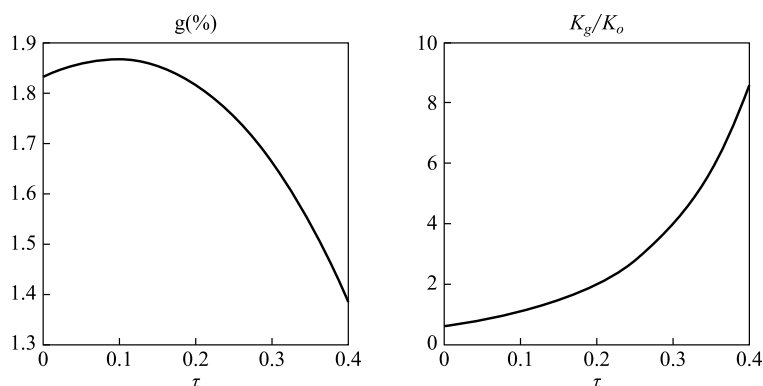


图4 补贴政策、经济增速与资本存量之比

这也是为什么在现实中政府为了实现“低碳”经济,对新能源节能环保行业采用补贴或其他一系列政策支持手段来促进行业的发展。但是需要看到的是,这样的政策可能会使得经济增速承压。图4左图表明对绿色资本品的补贴水平与经济增速之间呈倒U型关系,在参数设定下,拐点大概为0.1,当补贴水平低于0.1时,绿色部门的扩张效应超过再分配效应,使得整体经济增速上升,但是当补贴水平过大时,再分配效应占主导,当绿色部门相对传统部门的正外部性较低时(体现为 θ 取值相对较高),经济增速将会下降。

同样,也可以考察补贴政策冲击对于实体经济的影响。假定模型经济体处于泡沫均衡稳态,绿色补贴政策冲击满足AR(1)过程,图5显示正向的补贴冲

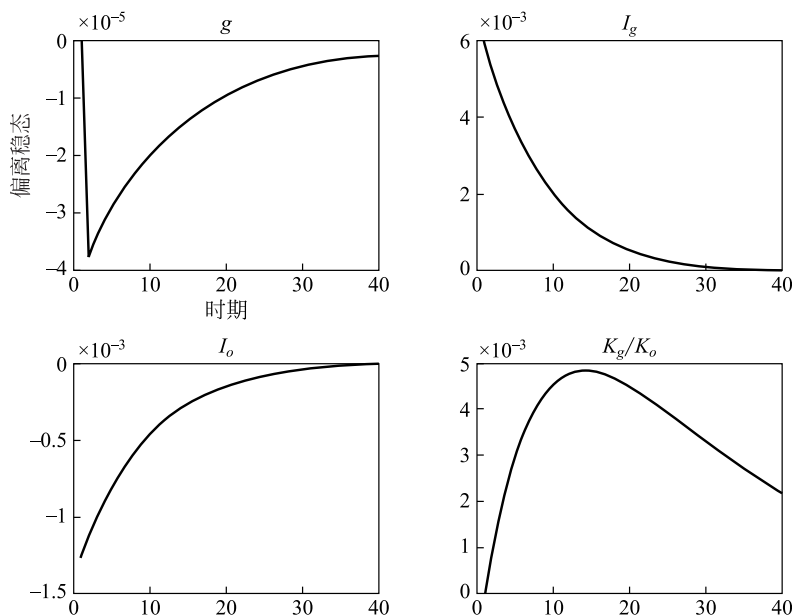


图5 绿色补贴政策脉冲响应图

击扩大了绿色部门相对传统部门的资本存量(假设该冲击使得绿色补贴率在短期增加一个百分点),但同时也降低了经济增长率。传导机制是类似的,随着对于绿色部门补贴水平的提高,绿色部门的资本回报率上升,吸引了更多的资源投入绿色部门的资本生产,但在给定的参数设定下,绿色部门的产出正外部性较弱,进而导致经济增速下降。

此外,本文还分析了补贴政策对于绿色泡沫的影响机制。从图6中可以看到,随着对绿色部门补贴水平的提高,绿色泡沫的规模将逐渐扩大。这意味着政府的财政政策能够影响绿色泡沫的规模,对于绿色部门的补贴政策促使投资者对于绿色部门的投资意愿增强,更多的资源将向绿色部门转移,然而绿色部门的投资受到借贷约束的限制,此时为了放松借贷约束,能够让更多资源进入绿色部门,内生的资产泡沫价值将会增大,进而达到产出扩张的目的。而另一方面,补贴意味着绿色部门相对传统部门变得更加有利可图,那么投资者将会对绿色资产的回报形成更高的预期,或者说对于投资绿色部门的乐观情绪增强,从而“预言自我实现式”的泡沫会随着补贴程度的增加而扩大。

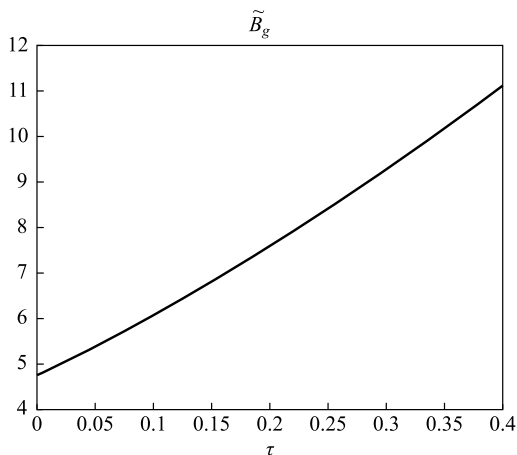


图6 补贴政策与绿色泡沫规模

在达成“双碳”目标的过程中,如果需要兼顾经济增长,则在政策实施时必须慎用补贴或者税收之类的扭曲政策,在政策制定之前明确政策的合理边界。同时,也要谨慎考虑财政政策对于资产泡沫的影响,如果资产泡沫过度膨胀,很有可能影响金融系统的稳定性。当前中国已经从过去的一味关注增长向强调经济高质量增长和可持续发展过渡,因此不能仅盯住经济增速,需要从更广的角度关注绿色泡沫以及补贴政策的社会经济影响,关注广大家庭的福利水平,明确绿色泡沫对社会福利的影响以及最优政策水平,这是下一部分关注的重要内容。

4 福利分析与最优政策

在上一节中,本文分析了绿色泡沫以及政府的补贴政策对于经济增速的影响机制。尽管绿色泡沫和补贴政策可能会导致经济增速下滑,但是经济增速并不能代表一切,当前中国已经从过去的一味强调经济增速向强调经济高质量发展转变。过去采用粗放式的经济发展模式,虽然经济增速飞快,但很多是通过一些高污染、高耗能、高排放行业推动的,造成了生态环境被破坏,中国已经意识到这是不可持续的。不仅政府希望推动高质量的经济的发展,发展“低碳”经济以实现“双碳”目标,而且随着物质水平的提高,人们对生态环境的要求也变得更高,更加乐意采取“低碳环保”的生活方式,这反映在了人们的效用函数(1)中,当偏好调整参数 $\gamma > 0$ 增加时,人们对于绿色部门的偏好更加提高。这意味着当绿色部门的相对规模扩张时,尽管经济增速的可能下降会降低人们的福利,但是另一方面,生态环境的改善使得人们的福利增加。

本文定义家庭部门的福利为家户的所有时期效用贴现之和,仍然基于稳态环境计算家庭部门的福利^①:

$$\begin{aligned} W &= \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log\left(\frac{C_t}{Y_t}\right) + \gamma_t \left(\log\left(\frac{K_{gt}}{Y_t}\right) - \log\left(\frac{K_{ot}}{Y_t}\right) \right) \right] \\ &= \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log\left(\frac{C_t}{Y_t} Y_0 (1+g_t)^t\right) + \gamma_t \left(\log\left(\frac{K_{gt}}{Y_t} Y_0 (1+g_t)^t\right) - \log\left(\frac{K_{ot}}{Y_t} Y_0 (1+g_t)^t\right) \right) \right] \end{aligned} \quad (50)$$

标准化初期的经济总量 $Y_0=1$,并假设 $\gamma_t=\gamma > 0$ 为常数,经过代数变换和整理,可以得到稳态下的家户福利水平为:

$$W = \frac{\log(\tilde{C}) + \gamma(\log(\tilde{K}_g) - \log(\tilde{K}_o))}{1 - \beta} + \frac{\beta \log(1+g)}{(1 - \beta)^2} \quad (51)$$

从式(51)右端第二部分可以直观地看到,经济增速的下降会降低家户福利,而从式(51)右端第一部分则可以推断出,随着绿色部门相对传统部门的规模扩张则会增加家户福利,并且随着 γ 的提高,家庭福利对于绿色部门相对规模变动的反敏感性提高。因此,如前所述,尽管绿色泡沫或者对绿色部门的补贴政策可能会降低经济增速,但是家户福利并不一定会下降,反而可能因绿色部门相对规模的扩张而增加,因此在此种情形下,经济高质量发展是合意的。

在基准模型的设定中,本文假设经济中存在无泡沫和绿色泡沫两类均衡,

^① 在计算效用函数时,我们假定污染排放参数 $a=-1, b=1, c=1$,这组简单的设定能够帮助我们简化分析并得到有趣的结论。

但是并没有考虑均衡之间的转移以及政策如何影响均衡的转移。事实上,资产泡沫在经济运行过程中面临破裂的风险,即 Weil(1987)最早提出的随机泡沫理论。在进行福利水平和最优政策水平分析时,我们对基准模型进行了拓展,引入随机泡沫和资产泡沫破灭的概率。假设经济存在两种状态 $z_t \in \{0, 1\}$, 当 $z_t = 1$ 时,表明经济中存在绿色泡沫或处于泡沫均衡,当 $z_t = 0$ 时,则经济中不存在资产泡沫。参照 Kocherlakota(2009)和 Dong et al. (2022),本文同样假设每一期经济状态的转移概率满足独立的马尔科夫矩阵:

$$\begin{aligned}\Pr(z_{t+1} = 0 \mid z_t = 0) &= 0, \\ \Pr(z_{t+1} = 0 \mid z_t = 1) &= \pi_{t+1} \in (0, 1)\end{aligned}\quad (52)$$

其中, π_{t+1} 为资产泡沫破裂的概率。

在大部分关于随机泡沫的文献中,资产泡沫破裂的概率均是外生给定的常数。但是资产泡沫破裂的概率又是与经济特征密切相关的,比如当资产泡沫占产出的比重越大时,资产泡沫破灭的风险一般而言会更高,因此资产泡沫破灭的概率事实上也是内生的。陈彦斌和刘哲希(2017)在模型中引入了资产泡沫内生破灭的概率,其本质上是假设资产泡沫破灭的概率是资产泡沫规模的一个增函数。本文参考这一做法,假设绿色泡沫破裂的概率与绿色泡沫占产出的比重($\bar{B}_t$)正相关,将泡沫破裂的概率内生化的形式: $\pi_t = 1 - e^{-\bar{B}_t} \in (0, 1)$ 。随着绿色泡沫占产出比重的扩大,绿色泡沫破裂的概率增大。此时,绿色补贴政策与资产泡沫规模之间的关系可能将不再单调。之前的结论表明随着对绿色部门补贴水平的增加,绿色泡沫的规模将逐渐扩大。但在随机泡沫模型中,绿色泡沫规模的增大将提高资产泡沫破灭的概率,进而降低资产泡沫的规模。这两种效应对于绿色泡沫规模的影响是相反的,共同决定了均衡中的资产泡沫数量。随机内生泡沫模型的推导与基准模型略有不同,详见附录 C。

本文采用随机内生泡沫模型进行福利水平和最优政策分析。在下文的数值模拟分析中,固定参数 $\sigma = 5$ 和 $\theta = 0.7$, 并假设 γ 在 $[0, 0.5]$ 的区间内变化。采用数值模拟的方法求得了当 γ 变动时的最优补贴(或税收)水平。图 7 的模拟结果显示随着人们的环保意识增强,对低碳生活的偏好提高(γ 上升),最大化住户福利水平的最优政策要求政府对绿色资本品的补贴水平(τ)增加。并且本文对比了随机内生泡沫模型和无泡沫模型的最优政策水平,当存在随机内生绿色泡沫时,最优补贴水平相比无泡沫模型有所下降。这主要是因为绿色泡沫虽然有破灭的风险,但是在一定程度上扩大了绿色企业的市场价值,放松了绿色企业的信贷约束,相当于对于绿色企业的信贷和产出已经进行了一次补贴,因此政府此时的最优补贴水平会相对下降。这也意味着,绿色泡沫的出现在一定程度上能够缓解金融摩擦,通过市场化方式实现资源优化配置,降低了政府

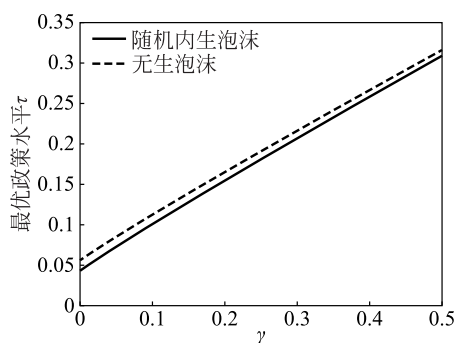


图7 随机内生泡沫模型和无泡沫模型下的最优政策水平

干预的必要性或者程度。

图8表明在最优政策下,随着 γ 上升,经济增速可能会因为绿色部门的相对扩张而下降(对于经济增速的影响机制详见上一节),但是居民福利会不断提高。这类政策在一定程度上来说是合意,虽然使得经济增速承压,但是绿色部门相对规模的扩张对于福利的正面效应超过经济增速下降对于福利的负面效应,使得居民的福利提升,体现了经济高质量发展和“以人为本”的发展理念。此外,在最优政策水平下,绿色泡沫的破裂概率并不是单调的。如图9所示,随着对于绿色部门补贴水平的提高,绿色泡沫内生破裂的概率先上升后下降,这是因为在随机内生泡沫模型中,绿色补贴水平的提高,一方面能够促进绿色部门的繁荣进而使得绿色泡沫规模扩张;另一方面,资产泡沫规模扩张使得泡沫破裂的概率提高,这反过来会降低资产泡沫的规模。资产泡沫的均衡规模由这两种效应决定,当补贴水平较低时,前者占主导,而当补贴水平逐渐提高之后,后者开始占主导,因此资产泡沫的规模和破裂概率随着最优政策水平的变动先上升后下降。

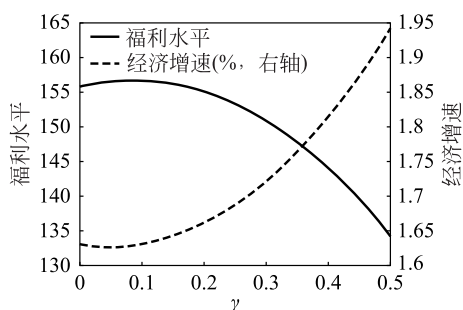


图8 最优政策水平下的经济增速和福利水平

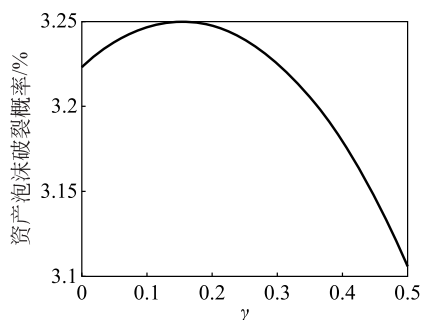


图9 最优政策水平下的资产泡沫破裂概率(%)

资产泡沫的存在是由于存在一系列金融摩擦,在模型中表现为信贷有限承诺和融资约束,资产泡沫的出现能够在一定程度上缓解金融摩擦,因此,市场泡沫其实也可以看作是市场自我改进的一种方式。如果市场能够完全无摩擦地发挥作用,那么政策干预的必要性将大大下降,但是现实中这是不可能的,市场交易中充斥着各种摩擦,比如外部性、信息不对称,此时政府政策有必要进行合理边界内的干预。当市场能够自我改进,那么政府的最优干预水平也会随之减弱。合理利用资本市场,通过市场的方式来解决产业政策问题也是当前推动绿色发展、实现“双碳”目标的重要突破口。但是,值得注意的是,虽然资产泡沫能够提高经济效益,但是资产泡沫存在破灭风险,并且资产泡沫破灭可能会对经济造成巨大的负面影响,如2008年美国房地产泡沫。因此,最重要的仍是进一步完善金融市场,建立健全社会信用评价机制,降低金融摩擦,通过资本市场化的操作,增加对绿色部门的支持。同时,积极推进绿色信贷、绿色债券等绿色资产的发展,并通过发展安全资产挤出具有风险的资产泡沫,增加对于绿色部门的融资支持。在政策上也要积极探索支持绿色部门发展的结构性政策,如货币政策、财政政策等。

5 结论

在经济转型过程中,实现绿色低碳发展目标和防范环境气候相关风险已经成为了经济发展的重要任务。为了研究绿色发展与经济增长、居民福利以及最优政策之间的关系,本文基于资产泡沫的视角,构建了一个标准的动态一般均衡模型。将生产性资本品划分为传统资本品和绿色资本品,绿色资本品相对传统资本品更加低碳环保,同时两类资本品对于经济增长存在不同程度的正外部性,将内生增长性质引入到模型中,使得模型能够用以分析经济增长与结构转型问题。相较于传统的效用函数,本文在家户的效用函数中增加了对于资本品结构的偏好项,当绿色部门相对规模扩张时,人们的效用水平将会提高,这也体现了当前人们环保意识的增强和对低碳环保生活方式偏好的增加。通过引入异质性投资效率和金融市场摩擦,本文证明了在均衡中存在泡沫均衡。并且将仅在绿色部门出现的资产泡沫称为绿色泡沫。结合定性和定量分析,本文的主要结论如下:

(1) 绿色泡沫能够缓解绿色部门的融资约束,从而使得绿色部门的投资增加,相对规模扩张。但是在一定的参数条件下,再分配效应超过资产泡沫的信贷放松效应,使得经济增速下降,并且证明了替代弹性参数 σ 和外部性参数 θ 决定了绿色泡沫对于经济增速的影响。

(2) 政府对于绿色部门的补贴政策能够推动绿色部门的发展,补贴水平 τ 越大,绿色部门相对传统部门的规模越大。与资产泡沫一样,替代弹性参数 σ

和外部性参数 θ 也决定了补贴政策对经济增长率的影响,在特定参数条件下,绿色资本品的补贴水平与经济增速之间呈倒 U 型关系。

(3) 家庭的福利水平既取决于经济增长速度,也取决于绿色部门相对于传统部门的规模。随着家庭对绿色部门的偏好上升(γ 增加),最优政策要求对绿色资本品的补贴增加,虽然经济增速会下降,但是家庭的福利水平不断提高,体现了经济高质量增长和“以人为本”的发展理念,而不是一味强调经济增长,并且绿色泡沫的出现在一定程度上能够缓解金融摩擦,降低了政府的最优政策补贴水平。

(4) 当泡沫存在破裂概率时,绿色补贴水平与绿色泡沫规模之间的关系可能不再单调。绿色补贴水平的提高,一方面能够促进绿色部门的繁荣进而使得绿色泡沫规模扩张;另一方面,资产泡沫规模扩张使得泡沫破裂的概率提高,这反过来会降低资产泡沫的规模。

资产泡沫的出现是由于存在一系列金融摩擦,并且资产泡沫能够在一定程度上缓解金融摩擦,值得注意的是,虽然资产泡沫能够在某种程度上提高经济效率,但是其并没有基本面价值支撑,泡沫价值取决于人们的信念,容易受到情绪冲击,因而存在破灭风险,泡沫破灭可能会对经济造成巨大的负面冲击。因此,最重要的仍是进一步完善金融市场,建立健全社会信用评价机制,降低金融摩擦,通过增加资本市场对绿色部门的支持,合理利用资本市场,推动绿色发展、实现“双碳”目标。同时,积极推进绿色信贷、绿色债券等绿色资产的发展,并通过发展安全资产挤出具有风险的资产泡沫,增加对于绿色部门的融资支持。还应积极探索支持绿色部门发展的结构性政策,如结构性货币政策、财政政策、信贷政策等,同时需要中央做好顶层设计,统筹协调各部门,积极发挥中央的制度优势。本文主要基于均衡的稳态情形用于分析上述问题,未来可在此基础上进一步开展转移路径分析。同时,本文所构建的模型框架还可用于讨论高质量发展和绿色金融、绿色财政的关系,以及更加广泛的经济增长与结构转型问题的定性和定量分析。

附录

附录 A.1(定理 1)

将式(16)代入动态递归方程(14)可得:

$$\begin{aligned} v_{K_t}(\varepsilon_{it}^j)K_{it}^j + b_t(\varepsilon_{it}^j) - v_{L_t}(\varepsilon_{it}^j)L_{it}^j &= \max_{\dot{p}_{it}^j, \dot{L}_{it+1}^j} R_{it}K_{it}^j - \dot{p}_{it}^j - L_{it}^j + \frac{L_{it+1}^j}{r_{it+1}} + \\ E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (v_{K_{t+1}}(\varepsilon_{it+1}^j)K_{it+1}^j + b_{t+1}(\varepsilon_{it+1}^j) - v_{L_{t+1}}(\varepsilon_{it+1}^j)L_{it+1}^j). \end{aligned} \quad (53)$$

将资本存量动态方程(11)和式(17)~(19)代入上式:

$$v_{K_i}(\varepsilon_i^j)K_i^j + b_i(\varepsilon_i^j) - v_{L_i}(\varepsilon_i^j)L_i^j = \max_{I_i^j} R_i K_i^j + (1 - \delta)Q_i K_i^j + \max(Q_i \varepsilon_i^j - 1, 0)I_i^j - L_i^j + B_i. \quad (54)$$

因此,当异质性投资效率满足 $\varepsilon_i^j < \varepsilon_i^* = 1/Q_i$ 时,厂商的投资为 $I_i^j = 0$; 当 $\varepsilon_i^j = \varepsilon_i^*$ 时,厂商对于投资与否无差异; 当 $\varepsilon_i^j > \varepsilon_i^*$ 时,厂商将最大化投资,根据式(12)和(21),企业最大化投资满足(22)式。再将(22)代入(54),将参数一一匹配,不难得到:

$$v_{K_i}(\varepsilon_i^j) = R_i + (1 - \delta)Q_i + \max(Q_i \varepsilon_i^j - 1, 0)(R_i + \xi Q_i), \quad (55)$$

$$b_i(\varepsilon_i^j) = \max(Q_i \varepsilon_i^j - 1, 0)B_i + B_i, \quad (56)$$

$$v_{L_i}(\varepsilon_i^j) = 1 + \max(Q_i \varepsilon_i^j - 1, 0). \quad (57)$$

再将式(55)~(57)代入式(17)~(19),即可得到式(23)、(24)和(26),其中流动性溢价 G_i 可以用式(25)表示。

附录 A.2(定理 2)

由定理 1 可知当企业的投资效率低于阈值 ε_i^* 时,企业的投资总量为 0,但当企业的投资效率高于 ε_i^* 时,可以推导出企业的投资额满足公式(22),由于所有企业是同质的,并且企业间的债务加总净额为 0,且不存在加总不确定性,将部门 $i(i=o, g)$ 的加总投资额表示为:

$$I_i = [R_i K_i + \xi Q_i K_i + B_i](1 - \Phi(\varepsilon_i^*)), \quad (58)$$

同时,加总资本存量的动态方程可以表示为:

$$K_{i+1} = (1 - \delta)K_i + E_i[\varepsilon | \varepsilon > \varepsilon_i^*]I_i \quad (59)$$

附录 A.3(引理 1)

当部门 i 不存在泡沫时,该经济体的均衡稳态必然满足式(37)和(38),结合上述两个公式并消去经济增速 g 得到:

$$\beta[R_i \varepsilon_i^* + (1 - \delta) + (R_i \varepsilon_i^* + \xi)G_i] = (1 - \delta) + \int_{\varepsilon > \varepsilon_i^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) \left[R_i + \frac{\xi}{\varepsilon_i^*} \right], \quad (60)$$

再将式(33)和(34)代入(60)可得:

$$\left(\beta \varepsilon_i^* - \frac{\eta - \beta (\varepsilon_i^*)^{-\eta+1}}{\eta - 1 \varepsilon_{\min}^{-\eta}} \right) R_i = (1 - \beta)(1 - \delta) + \frac{\eta - \beta (\varepsilon_i^*)^{-\eta}}{\eta - 1 \varepsilon_{\min}^{-\eta}} \xi \quad (61)$$

根据定义可知式(61)右端必定为正,且为 ε_i^* 的减函数($\eta > 1$),当满足资本回报率 R_i 为正时,左端括号中的部分也必定为正,且根据定义为 ε_i^* 的增函数,因此

可以推导出引理1成立。

附录 A.4(定理3)

根据绿色资本品积累方程可知:

$$1 + g = (1 - \delta) + \int_{\varepsilon > \varepsilon_g^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) \left[R_g + \frac{\xi}{\varepsilon_g^*} + \frac{B_g}{K_g} \right], \quad (62)$$

当存在绿色泡沫时,即 $B_g > 0$,此时需要满足:

$$R_g + \xi Q_g < \frac{g + \delta}{\int_{\varepsilon > \varepsilon_g^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon)} \quad (63)$$

将公式(33)和(41)代入(63)得到:

$$[(1 + g) - \beta(1 - \delta) - (1 - \beta)\xi + \xi] \frac{1}{\varepsilon_g^*} < \frac{g + \delta}{\frac{\eta}{\eta - 1} \frac{(\varepsilon_g^*)^{-\eta+1}}{\varepsilon_{\min}^{-\eta}}} = \frac{g + \delta}{\eta G_g \varepsilon_g^*}, \quad (64)$$

可以进一步改写为:

$$\frac{(g + \delta)\beta}{\eta(1 - \beta)} > 1 + g - \beta(1 - \delta) + \beta\xi \quad (65)$$

假设 $\beta > \eta/(\eta+1)$,此时根据公式(65)可以推导出经济增长率 g 必须满足(45)式。

附录 A.5(引理3)

对于传统部门,由公式(42)可知:

$$\beta R_o = (1 + g_{gb}) Q_o - \beta(1 - \delta) Q_o - \beta[R_o + \xi Q_o] G_o, \quad (66)$$

再根据公式(43)得到:

$$R_o + \xi Q_o = \frac{g_{gb} + \delta}{\int_{\varepsilon > \varepsilon_o^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon)} \quad (67)$$

将(67)代入(66)得:

$$R_o = \left[(1 + g_{gb}) - \beta(1 - \delta) - \frac{\beta(g_{gb} + \delta)}{\eta} \right] Q_o, \quad (68)$$

其中,在代数变换中使用了公式(33)和(34)。同理,对于绿色部门有下式成立:

$$\beta R_g = (1 + g_{gb}) Q_g - \beta(1 - \delta) Q_g - \beta[R_g + \xi Q_g] G_g, \quad (69)$$

但是与传统部门不同的是,由于存在绿色泡沫,(63)在绿色部门中成立,将(63)代入(69)可得:

$$R_g > \left[(1 + g_{gb}) - \beta(1 - \delta) - \frac{\beta(g_{gb} + \delta)}{\eta} \right] Q_g \quad (70)$$

因此, 当 $R_g < R_o$ 时, 必定满足 $Q_g < Q_o$, 也即 $\varepsilon_g^* > \varepsilon_o^*$

附录 B(动力系统)

11 个变量 $\{\tilde{K}_t, \tilde{I}_t, \tilde{C}_t, \tilde{B}_{gt}, R_{it}, Q_{it}, g_t\}$ 构成 11 个动力系统方程:

$$1 = A_t [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} [\omega^{\frac{1}{\sigma}} \tilde{K}_{ot}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} \tilde{K}_{gt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\alpha\sigma}{\sigma-1}} (\tilde{K}_{ot}^\theta \tilde{K}_{gt}^{1-\theta})^{1-\alpha}, \quad (71)$$

$$A_t [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} (\tilde{K}_{ot}^\theta \tilde{K}_{gt}^{1-\theta})^{1-\alpha} [\omega^{\frac{1}{\sigma}} \tilde{K}_{ot}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} \tilde{K}_{gt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\alpha\sigma}{\sigma-1}-1} \alpha \omega^{\frac{1}{\sigma}} \tilde{K}_{ot}^{-\frac{1}{\sigma}} = R_{ot}, \quad (72)$$

$$A_t [\omega^\theta (1 - \omega)^{1-\theta}]^{\alpha-1} (\tilde{K}_{ot}^\theta \tilde{K}_{gt}^{1-\theta})^{1-\alpha} [\omega^{\frac{1}{\sigma}} \tilde{K}_{ot}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} \tilde{K}_{gt}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\alpha\sigma}{\sigma-1}-1} \alpha (1 - \omega)^{\frac{1}{\sigma}} \tilde{K}_{gt}^{-\frac{1}{\sigma}} = (1 - \tau_t) R_{gt}, \quad (73)$$

$$Q_{ot} = \beta E_t \frac{\tilde{\Lambda}_{t+1}}{\tilde{\Lambda}_t (1 + g_{t+1})} [R_{ot+1} + (1 - \delta) Q_{ot+1} + (R_{ot+1} + \xi Q_{ot+1}) G_{ot+1}], \quad (74)$$

$$Q_{gt} = \beta E_t \frac{\tilde{\Lambda}_{t+1}}{\tilde{\Lambda}_t (1 + g_{t+1})} [R_{gt+1} + (1 - \delta) Q_{gt+1} + (R_{gt+1} + \xi Q_{gt+1}) G_{gt+1}], \quad (75)$$

$$\tilde{B}_{gt} = \beta E_t \frac{\tilde{\Lambda}_{t+1}}{\tilde{\Lambda}_t} \tilde{B}_{gt+1} (1 + G_{gt+1}), \quad (76)$$

$$\tilde{I}_{ot} = [R_{ot} \tilde{K}_{ot} + \xi Q_{ot} \tilde{K}_{ot}] (1 - \Phi(\varepsilon_{ot}^*)), \quad (77)$$

$$\tilde{I}_{gt} = [R_{gt} \tilde{K}_{gt} + \xi Q_{gt} \tilde{K}_{gt} + \tilde{B}_{gt}] (1 - \Phi(\varepsilon_{gt}^*)), \quad (78)$$

$$\tilde{K}_{ot+1} (1 + g_{t+1}) = (1 - \delta) \tilde{K}_{ot} + \int_{\varepsilon > \varepsilon_{ot}^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) [R_{ot} \tilde{K}_{ot} + \xi Q_{ot} \tilde{K}_{ot}], \quad (79)$$

$$\tilde{K}_{gt+1} (1 + g_{t+1}) = (1 - \delta) \tilde{K}_{gt} + \int_{\varepsilon > \varepsilon_{gt}^*} \varepsilon d\Phi(\varepsilon) [R_{gt} \tilde{K}_{gt} + \xi Q_{gt} \tilde{K}_{gt} + \tilde{B}_{gt}], \quad (80)$$

$$1 = \tilde{C}_t + \tilde{I}_{ot} + \tilde{I}_{gt} \quad (81)$$

其中, 随机折现因子 $\tilde{\Lambda}_t = \Lambda_t Y_t = Y_t / C_t$, 异质性投资效率的阈值 ε_{it}^* 与资本品价格 Q_{it} 之间的关系满足 $\varepsilon_{it}^* = 1 / Q_{it} (i = o, g)$, 流动性溢价 G_{it+1} 满足公式(25)。

附录 C(随机内生泡沫)

与基准模型的主要差异在于经济中存在无泡沫均衡和泡沫均衡之间的转移概率。假设泡沫状态下和无泡沫状态下企业的值函数分别为 $V_{it}^b(K_{it}^j, L_{it}^j, \varepsilon_{it}^j)$ 和 $V_{it}^f(K_{it}^j, L_{it}^j, \varepsilon_{it}^j)$ 。将资本品厂商在泡沫状态和无泡沫状态下的最优化问题分

别整理成动态递归的形式:

$$V_u^b(K_u^j, L_u^j, \varepsilon_u^j) = \max_{p_u^j, L_{u+1}^j} R_u K_u^j - p_u^j - L_u^j + \frac{L_{u+1}^j}{r_{u+1}} + E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} [\pi_{t+1} V_{u+1}^f(K_{u+1}^j, L_{u+1}^j, \varepsilon_{u+1}^j) + (1 - \pi_{t+1}) V_{u+1}^b(K_{u+1}^j, L_{u+1}^j, \varepsilon_{u+1}^j)] \quad (82)$$

$$V_u^f(K_u^j, L_u^j, \varepsilon_u^j) = \max_{p_u^j, L_{u+1}^j} R_u K_u^j - p_u^j - L_u^j + \frac{L_{u+1}^j}{r_{u+1}} + E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} V_{u+1}^f(K_{u+1}^j, L_{u+1}^j, \varepsilon_{u+1}^j) \quad (83)$$

猜测并验证值函数分别满足如下线性形式: $V_u^b(K_u^j, L_u^j, \varepsilon_u^j) = v_{Kt}^b(\varepsilon_u^j) K_u^j + b_t(\varepsilon_u^j) - v_{Lt}^b(\varepsilon_u^j) L_u^j$ 和 $V_u^f(K_u^j, L_u^j, \varepsilon_u^j) = v_{Kt}^f(\varepsilon_u^j) K_u^j - v_{Lt}^f(\varepsilon_u^j) L_u^j$ 。其中泡沫状态下的资产价格、资产泡沫和利率分别满足:

$$Q_u^b = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} [\pi_{t+1} v_{Kt+1}^f(\varepsilon_{u+1}^j) + (1 - \pi_{t+1}) v_{Kt+1}^b(\varepsilon_{u+1}^j)], \quad (84)$$

$$B_u = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (1 - \pi_{t+1}) b_{t+1}(\varepsilon_{u+1}^j), \quad (85)$$

$$\frac{1}{r_{u+1}} = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} [\pi_{t+1} v_{Lt+1}^f(\varepsilon_{u+1}^j) + (1 - \pi_{t+1}) v_{Lt+1}^b(\varepsilon_{u+1}^j)] \quad (86)$$

无泡沫状态下的资产价格和利率分别满足:

$$Q_u^f = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} v_{Kt+1}^f(\varepsilon_{u+1}^j), \quad (87)$$

$$\frac{1}{r_{u+1}^f} = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} v_{Lt+1}^f(\varepsilon_{u+1}^j) \quad (88)$$

与附录 A.1 的证明过程相同,证得泡沫均衡下的资产价格和资产泡沫满足如下动态方程:

$$Q_u^b = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \left\{ R_{u+1} + \pi_{t+1} [(1 - \delta) Q_u^f + (R_{u+1} + \xi Q_u^f) G_{u+1}^f] + (1 - \pi_{t+1}) [(1 - \delta) Q_u^b + (R_{u+1} + \xi Q_u^b) G_{u+1}^b] \right\}, \quad (89)$$

$$B_u = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (1 - \pi_{t+1}) B_{u+1} (1 + G_{u+1}^b) \quad (90)$$

无泡沫均衡下的资产价格如下动态方程:

$$Q_u^f = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} [R_{u+1} + (1 - \delta) Q_u^f + (R_{u+1} + \xi Q_u^f) G_{u+1}^f] \quad (91)$$

泡沫均衡和无泡沫均衡下的流动性溢价分别满足:

$$G_u^b = \int_{\varepsilon_u^j > \varepsilon_u^{g*}} \left(\frac{\varepsilon_u^j}{\varepsilon_u^{g*}} - 1 \right) d\Phi(\varepsilon_u^j), \quad (92)$$

$$G_{it}^f = \int_{\varepsilon_{it}^j > \varepsilon_{it}^{f*}} \left(\frac{\varepsilon_{it}^j}{\varepsilon_{it}^{f*}} - 1 \right) d\Phi(\varepsilon_{it}^j) \quad (93)$$

其中, ε_{it}^{g*} 和 ε_{it}^{f*} 分别为泡沫均衡和无泡沫均衡下的投资效率阈值。其他公式的推导过程与基准模型的推导基本相同。

参考文献

- 陈彦斌, 刘哲希. 2017. 推动资产价格上涨能够“稳增长”吗? ——基于含有市场预期内生变化的 DSGE 模型[J]. 经济研究, 52(7): 49-64.
- Chen Y B, Liu Z X. 2017. Is asset price booming able to stimulate economic growth? A DSGE model with endogenous market sentiment dynamics[J]. *Economic Research Journal*, 52(7): 49-64. (in Chinese)
- 董丰, 许志伟. 2020. 刚性泡沫: 基于金融风险与刚性兑付的动态一般均衡分析[J]. 经济研究, 55(10): 72-88.
- Dong F, Xu Z W. 2020. Guaranteed bubbles: A dynamic general equilibrium analysis of financial risks and rigid redemption[J]. *Economic Research Journal*, 55(10): 72-88. (in Chinese)
- 洪大用. 2012. 经济增长、环境保护与生态现代化——以环境社会学为视角[J]. 中国社会科学, (9): 82-99, 207.
- Hong D Y. 2012. Economic growth, environmental protection and ecological modernization: A perspective from environmental sociology[J]. *Social Sciences in China*, (9): 82-99, 207. (in Chinese)
- 林伯强, 孙传旺. 2011. 如何在保障中国经济增长前提下完成碳减排目标[J]. 中国社会科学, (1): 64-76.
- Lin B Q, Sun C W. 2011. How can China achieve its carbon emission reduction target while sustaining economic growth[J]. *Social Sciences in China*, (1): 64-76. (in Chinese)
- 陆旸. 2012. 从开放宏观的视角看环境污染问题: 一个综述[J]. 经济研究, 47(2): 146-158.
- Lu Y. 2012. Environmental issues in an open economy: A survey[J]. *Economic Research Journal*, 47(2): 146-158. (in Chinese)
- 王遥, 潘冬阳, 彭俞超, 等. 2019. 基于 DSGE 模型的绿色信贷激励政策研究[J]. 金融研究, (11): 1-18.
- Wang Y, Pan D Y, Peng Y C, et al. 2019. China's incentive policies for green loans: A DSGE approach[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 1-18. (in Chinese)

- 袁富华. 2010. 低碳经济约束下的中国潜在经济增长[J]. *经济研究*, 45(8): 79-89, 154.
- Yuan F H. 2010. The potential economic growth of China with restraint of low carbon economy [J]. *Economic Research Journal*, 45 (8): 79-89, 154. (in Chinese)
- 张成, 陆旸, 郭路, 等. 2011. 环境规制强度和生产技术进步[J]. *经济研究*, 46(2): 113-124.
- Zhang C, Lu Y, Guo L, et al. 2011. The intensity of environmental regulation and technological progress of production[J]. *Economic Research Journal*, 46(2): 113-124. (in Chinese)
- Allen F, Gale D. 2000. Bubbles and crises [J]. *The Economic Journal*, 110(460): 236-255.
- Annicchiarico B, Di Dio F. 2015. Environmental policy and macroeconomic dynamics in a new Keynesian model[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 69: 1-21.
- Biswas S, Hanson A, Phan T. 2020. Bubbly recessions [J]. *American Economic Journal; Macroeconomics*, 12(4): 33-70.
- Blanchard O J, Watson M W. 1982. Bubbles, rational expectations and financial markets [R]. Lexington: NBER.
- Brock W A, Taylor M S. 2010. The green Solow model [J]. *Journal of Economic Growth*, 15(2): 127-153.
- Diamond P A. 1965. National debt in a neoclassical growth model [J]. *American Economic Review*, 55(5): 1126-1150.
- Dong F, Xu Z W, Zhang Y. 2022. Bubbly bitcoin[J]. *Economic Theory*, 74(3): 973-1015.
- Farhi E, Tirole J. 2012. Collective moral hazard, maturity mismatch, and systemic bailouts[J]. *American Economic Review*, 102(1): 60-93.
- Grossman G M, Krueger A B. 1991. Environmental impacts of a North American free trade agreement[R]. Lexington: NBER.
- Grossman G M, Yanagawa N. 1993. Asset bubbles and endogenous growth[J]. *Journal of Monetary Economics*, 31(1): 3-19.
- Grossman G M, Krueger A B. 1995. Economic growth and the environment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2): 353-377.
- Hayashi F. 1982. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation[J]. *Econometrica; Journal of the Econometric Society*, 50(1): 213-224.
- Heutel G. 2012. How should environmental policy respond to business cycles? Optimal policy

- under persistent productivity shocks[J]. *Review of Economic Dynamics*, 15(2): 244-264.
- Hirano T, Yanagawa N. 2017. Asset bubbles, endogenous growth, and financial frictions [J]. *The Review of Economic Studies*, 84(1): 406-443.
- Kiyotaki N, Moore J. 1997. Credit cycles[J]. *Journal of Political Economy*, 105(2): 211-248.
- Kocherlakota N. 2008. Injecting rational bubbles [J]. *Journal of Economic Theory*, 142(1): 218-232.
- Kocherlakota N R. 1992. Bubbles and constraints on debt accumulation[J]. *Journal of Economic Theory*, 57(1): 245-256.
- Kocherlakota N R. 2009. Bursting bubbles: Consequences and cures[R]. Washington: University of Minnesota.
- Kunieda T, Shibata A. 2016. Asset bubbles, economic growth, and a self-fulfilling financial crisis[J]. *Journal of Monetary Economics*, 82: 70-84.
- Martin A, Ventura J. 2012. Economic growth with bubbles [J]. *American Economic Review*, 102(6): 3033-3058.
- Meadows D H, Randers J, Meadows D L. 1972. The limits to growth[M]. New Haven: Yale University Press.
- Miao J J, Wang P F. 2014. Sectoral bubbles, misallocation, and endogenous growth [J]. *Journal of Mathematical Economics*, 53: 153-163.
- Miao J J, Wang P F, Xu Z W. 2015. A Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model of stock market bubbles and business cycles [J]. *Quantitative Economics*, 6(3): 599-635.
- Miao J J, Wang P F. 2018. Asset bubbles and credit constraints[J]. *American Economic Review*, 108(9): 2590-2628.
- Olivier J. 2000. Growth-enhancing bubbles[J]. *International Economic Review*, 41(1): 133-152.
- Panayotou T. 1993. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development[R]. International Labour Organization.
- Porter M E, Van Der Linde C. 1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97-118.
- Romer P M. 1986. Increasing returns and long-run growth [J]. *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.
- Samuelson P A. 1958. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money[J]. *Journal of Political Economy*, 66(6): 467-482.
- Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. 2011. Growing like China[J]. *American Economic*

- Review*, 101(1): 196-233.
- Tirole J. 1985. Asset bubbles and overlapping generations[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 53(6): 1499-1528.
- Wang P F, Wen Y. 2012. Speculative bubbles and financial crises [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(3): 184-221.
- Weil P. 1987. Confidence and the real value of money in an overlapping generations economy[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(1): 1-22.

Green Economy, Asset Bubbles, and Optimal Policy: A Dynamic General Equilibrium Perspective with Multi-sector Asset Bubbles

Jihang Zhou¹ Feng Dong¹ Shen Jia²

(1. School of Economics and Management, Tsinghua University;
2. Development Research Center of the State Council)

Abstract The development of a low-carbon economy is an inevitable requirement for achieving high-quality economic growth and is of great significance to sustainable economic development. This paper attempts to answer how the development of a low-carbon economy relates to economic growth and household welfare, and to solve the corresponding optimal policy level. Using a general equilibrium model with growth and introducing asset bubbles in the green sector in the model, this paper finds that green bubbles are conducive to alleviating the liquidity shortage, thus scaling up the green sector relative to traditional sector. However, depending on the credit easing effect and reallocation effect of the bubble, the economic growth rate declines with certain parameter conditions. Similarly, the subsidy policy for the green sector can also cause the expansion of the green sector and the decline in economic growth at the same time. As the preference of household for the green sector increases, although the economic growth rate implied under the optimal policy level may decline, the welfare level of households rises. This model framework can also be used to discuss the relationship between high-quality growth, green finance and green fiscal policy. It is also applicable for the analysis of broader economic growth and structural transformation issues.

JEL Classification E44, E62, O41

金融科技发展如何影响股票错误定价?¹

赖晓冰² 岳书敬³

摘要 解决资本市场广泛存在的错误定价问题,是中国金融稳定健康运行的重要前提。本文充分考虑数字技术在中国金融领域创新融合的典型事实,重点探讨金融科技在缓释股票错误定价问题中的功效。在理论阐释金融科技与错误定价之间关系的基础上,利用中国A股上市企业数据对其理论逻辑进行实证检验。研究发现,金融科技有助于矫正错误定价问题,该结论经过变量替换、剔除特殊样本、控制其他因素、固定效应替换、安慰剂检验、工具变量检验等系列稳健性检验后依旧成立。机制分析表明,金融科技通过“数字赋能”打破信息孤岛,对内有利于减弱企业内部代理问题和财务困境,对外能够提高机构投资者持股以及减少分析师预测分歧,上述机制是改善错误定价的重要路径。进一步研究揭示,对于不同产权性质、行业类别、市场环境,金融科技的“纠错”能力存在异质性,特别是在非国有企业、传统行业以及熊市阶段中,金融科技对错误定价的矫正效能尤为显著。此外,金融科技主要解决了股价被低估的企业错误定价问题,但对股价被高估的企业错误定价问题作用有限,这可能与金融科技的“资本逐利”特性以及中国资本市场卖空限制具有重要关联。研究结论为推动资本市场资源配置功能完善和金融数字化改革提供了重要的政策内涵。

关键词 金融科技;错误定价;数字技术;金融稳定

0 引言

最优金融结构理论认为,一个经济体的要素禀赋结构决定了实体经济中产

1 本研究得到国家自然科学基金青年项目“金融科技对企业数字化转型的效应评估、机制分析与策略优化研究”(72202046)、教育部人文社会科学研究规划基金项目“基于城市群空间网络视角的长江经济带绿色发展研究”(20YJA790085)、中央高校基本科研业务费专项资金“数字经济促进江苏转型发展研究”(2242022S30004)的资助。

2 赖晓冰,东南大学经济管理学院博士研究生,E-mail:laixiaobing86@126.com。

3 岳书敬(通讯作者),东南大学经济管理学院教授,东南大学中国特色社会主义发展研究院研究员,E-mail:yueshujing@seu.edu.cn。

业结构的最优分布,进而催生与其相匹配的金融体系结构。优质的金融体系结构既需要助力企业信贷业务的大银行,也需要分散产品和技术创新风险的资本市场(林毅夫等,2009)。就中国现实而言,银行主导型金融体系为改革开放40年来年均9.5%的经济增长奇迹提供了重要支撑。但不可忽略的是,随着人均收入水平升高,资本市场在金融体系中越来越活跃已成为基本共识。据Wind数据显示,截至2019年中国人均收入为70892元,10年增幅为171%;相较之下,2019年中国资本市场融资规模在社会融资规模中占比仅为14.03%,10年增长2.73%,显示出资本市场运行速度和规模与经济发展水平的严重脱节。就外部环境而言,近年来贸易保护主义、单边主义逐渐抬头,由美国发起的多轮中美贸易摩擦事件,已对中国科技创新领域的产学研项目构成重大冲击。提高自主创新能力、构建对冲产品和技术创新风险的多层次资本市场变得重要而又紧迫。

然而,中国资本市场在规模、功能与规则等方面存有严重缺陷(Claessens and Tzioumis, 2006; 刘莉亚等, 2015)。这些缺陷反映在微观层面的最直观表现,即是在资本市场最为活跃的上市企业中广泛存在着估值偏误现象,由此导致股票价格对其内在价值的长期偏离,最终形成错误定价问题。有学者指出,资本市场的错误定价造成资源配置功能失效问题,其不仅会对上市企业和金融投资者构成重大损害,也将对金融体系稳定性乃至整个经济运行形成严重冲击(徐寿福和徐龙炳, 2015; 陆蓉等, 2017; De Araújo Júnior et al., 2019)。面对中国资本市场持续存在的错误定价问题,能否介入一个驱动因子进行“估值纠错”,这对于提升资本市场资源配置效率进而保障经济高质量运行具有重要现实意义。

本质而言,受限信息不对称问题,企业所涵盖的股价信息很难达到理论上的强势效率,错误定价往往难以避免,尤其是在市场非理性情绪的叠加影响下,股票价格的频繁剧烈波动进一步加深了错误定价程度。解决信息不对称和非理性情绪等问题,成为矫正错误定价的重要突破口之一。值得注意的是,近年来活跃于金融领域的数字化转型浪潮,催生了以金融科技(Fintech)为代表的新型金融业态^①。其依托于人工智能、大数据、区块链和云计算等数字技术创新,在解决信息不对称问题(李春涛等, 2020; 袁康, 2021; Yao and Song, 2021)、缓释非理性情绪(李小玲等, 2020)等方面具有重要优势,这为夯实股票市场稳定性进而矫正错误定价问题提供了现实可能性。一方面,金融科技基于网络效应形成知识溢出,能够加速先进数字技术的传播。数字技术传播的结果,将为机构投资者以及证券分析师增添知识学习及模仿的新渠道,从而增强机构获取股价信息总量以及信息真伪甄别的专业技能,有效改善投资者与企业之间的信

^① 依据金融稳定理事会(FSB)的定义,金融科技主要是指大数据、区块链、云计算、人工智能等数字技术带来的金融创新,并对金融市场以及金融服务业务供给产生重大影响的新兴业务模式、新技术应用、新产品服务等。

息不对称问题,避免噪音交易对股票价格造成的不确定性冲击。另一方面,金融科技基于长尾效应提升投资者金融素养。譬如36氪、雪球、股吧等金融科技平台对企业信息的实时挖掘,不仅有助于提高股价信息传播效率,也大幅改善了金融投资者获取企业股价信息的路径,在一定程度上减少投资者有限注意力对股票价格产生的过度反应,避免投资者非理性情绪引发的股价超涨超跌风险。

不可否认,任何技术进步都具备“双刃剑”特性。由于金融科技发展尚未脱离其内嵌的金融风险属性,在复杂数字技术和网络化运行境况下,金融风险很可能更加隐蔽、实时、多渠道传染,并伴随风险的跨部门、跨市场、跨区域蔓延(唐松等,2019;黄锐等,2020)。金融风险的累积很有可能会加剧投资者非理性情绪,加重股市投机行为,并进一步扩大企业股价的波动幅度,最终难以实现金融科技的“估值纠错”。此外,金融科技作为创新驱动下的新兴金融业态,其“科技”属性决定了监管往往滞后于创新。在监管缺位时期,很容易造成市场违法行为扩张,产生严重的逆向选择和道德风险,导致市场定价机制失效(刘晓光等,2020),最终波及金融科技对股票定价的“纠错”效能。综上所述,金融科技发展在矫正错误定价的方向和效能上还存在不确定性,仍需进行系统的理论逻辑推演和实证检验。

本文的创新之处主要有三点:首先,立足于中国金融科技发展以及资本市场运行的典型事实,系统结合中国金融业数字化转型热潮,从金融科技视角深入透析资本市场错误定价的解决方案。其次,将信息不对称理论、行为金融理论等西方经典理论与中国实践相结合,从机构投资者持股、分析师预测分歧、代理成本、财务风险等视角深入探讨金融科技与错误定价之间的经济机制。最后,充分考虑金融科技的微观效应偏好,旨在厘清哪类企业群体在金融科技的“估值纠错”中获益更多。

后续内容安排如下:第1部分为文献回顾与研究假设;第2部分是实证研究设计;第3部分为实证检验与分析,包括基准回归检验、稳健性和内生性检验两个模块;第4部分重点论述了金融科技在矫正错误定价中可能的经济机制;第5部分从异质性角度分析了金融科技在股票错误定价中的“纠错”功能差异;最后部分为本文结论与政策建议。

1 文献回顾与研究假设

1.1 文献回顾

如何改善股票错误定价水平不仅是中国资本市场高质量发展阶段亟待解

决的现实问题,也是理论界一直关注的热点话题。信息不对称理论和行为金融理论认为,资本市场的信息不对称问题以及非理性行为会导致股票价格偏离真实价值,这种价格扭曲的结果将会造成错误定价问题,进而妨碍资本有效配置、损害金融资源配置效率。针对股票错误定价问题的解决方案,学者们进行了丰富地探索。

从现有文献来看,目前错误定价假说主要建立在信息不对称理论、行为金融理论框架下,强调信息非对称性引发的市场投资者非理性行为和企业经理人为在股价信息反映中所起的作用。其核心脉络大致可分为微观领域的公司治理和投资者行为,以及宏观领域的金融制度和监管者约束等视角。

在微观领域,相关学者主要从企业内部治理以及外部市场投资者行为等视角研究了资本市场错误定价的成因。就企业内部治理而言,Stein(1996)、Baker and Wurgler(2002)认为管理层在股权融资过程中存在明显的“市场择时”行为。由于存在信息不对称问题,企业管理层具有套利的机会和动机,这种套利最为直接体现即是当企业股票被高估时往往进行股权融资,被低估时通过回购股权形式以获取增量收益,而处于信息弱勢的投资者往往难以察觉管理层的市场择时行为,从而出现资产增长与股票收益反向变动的应计异象。Pantzalis and Park(2014)发现,管理层与股东之间的委托代理问题是造成错误定价的直接原因。这种来自企业内部的委托代理问题会促使经理人通过盈余操纵和信息披露操纵等方式改变决策部署(徐寿福和邓鸣茂,2020),其结果将容易扰乱企业股票信息质量,最终可能加剧股价市场价值对真实价值的偏离程度。

在外部市场投资者行为方面,相关学者主要从噪声交易风险(De Long et al., 1990)、投资者情绪(Beer et al., 2018; 张兵, 2021)、机构投资者持股(林祺, 2016)等方面探讨了股票错误定价的产生机理。这些学者认为,信息不对称问题的存在导致市场中存在大量噪声交易行为,典型事实即是投资者错以为自己得到的股价信息是特殊信息来进行相应投资决策。这种行为背后将在叠加非理性情绪后,不仅会扰乱信息市场环境,更容易引发股票价格的“超涨超跌”,造成股票价格被错误评估的风险。当然,也有学者指出,机构投资者与普通投资者不同,前者在促进价格发现、提高资本市场定价效率上具有显著优势(王磊和孔东民, 2017)。这是因为,机构投资者拥有更先进的选股技术和稳定的投资理念,其企业股价信息获取、噪音信息过滤方面相较于普通投资者具有天然优势,因而在面对市场投资者非理性情绪时能够起到风险对冲的作用,在一定程度上起到股价稳定器作用。

除上述学者以外,也有研究立足于金融体系视角,试图寻找导致资本市场错误定价问题的宏观根源。这些文献主要基于金融制度、金融监管等视角,并从退市制度(李远鹏和牛建军, 2007)、信息披露(Levi, 2008; 徐寿福和徐龙炳,

2015)、卖空限制(李科等,2014)、IPO管制(屈源育等,2018)等研究领域,来考察资本市场错误定价问题的成因。他们认为,由于中国股市受到监管政策的影响极大,加之没有形成健全的市场出清机制,这将严重削弱金融资源配置效率。与此同时,受限于中国特殊的IPO审核制,企业在股权融资过程中需满足特定的财务指标要求,这种制度设计和监管安排加重了经理人财务违规以及信息披露操纵行为,容易扭曲股价信息的真实性,从而恶化错误定价水平。

由于中国金融体系依旧存在许多不完善之处(陈斌开和林毅夫,2012),传统金融发展范式可能无法有效解决资本市场普遍面临的错误定价问题。近年来金融科技已在资本市场得到广泛运用(Lee and Shin,2018),特别是以大数据、人工智能、区块链技术为代表的数字化创新浪潮,已经全面渗入中国资本市场乃至整个金融领域。这种数字创新驱动新兴金融发展范式(即金融科技),对于解决信息不对称理论、行为金融理论框架下的信息不对称问题、非理性情绪问题具有重要作用(Demertzis et al.,2018;李春涛等,2020;李小玲等,2020;唐松等,2020),由此可能会对股票价格评估过程构成重大影响。

然而,现有文献要么止步于金融科技在信息不对称问题、非理性情绪问题等领域的讨论,要么就这些问题作为切入点来讨论错误定价的形成原因,而忽略了金融科技与错误定价之间的关系探讨,更未将上述理论与金融科技、错误定价纳入统一的分析框架进行系统讨论,并检验这些理论在中国实践中是否适用。基于此,为弥补现有文献不足,下文将对金融科技与资本市场错误定价的理论逻辑和经济机制展开详细分析,并在后续内容中引入现实数据对其理论逻辑和经济机制进行实证检验。

1.2 研究假设

1.2.1 金融科技影响错误定价的基本逻辑:来自信息不对称与行为金融的理论解读

信息不对称理论和行为金融理论为阐释金融科技发展与股票错误定价之间关系奠定了重要基础。20世纪70年代初,Akerlof(1970)针对二手车市场买卖双方之间普遍存在非对称信息现象,首次提出“信息市场”概念,打破了古典经济学和新古典经济学完全市场竞争下买卖双方拥有完全对称信息的假设。资本市场本质上是一个信息市场,受到非对称信息的制约,参与资本市场的各方均难以获取完整股价信息,客观造成股价很难正确反映真实价格,从而产生了错误定价问题。除了非对称信息以外,De Bondt and Thaler(1985)从行为金融视角发现了股市的过度反应问题,认为投资者限于心理认知偏差,其在面对突发事件时倾向于过度重视眼前的信息并轻视以往的信息,容易引发股价的“超涨超跌”。基于信息不对称理论和行为金融理论,本文认为,金融科技从技术层面缓释传统金融体系难以解决的信息不对称问题,减少了市场投资者因心

理认知偏差和非理性情绪带来的股票价格超涨超跌风险,为股票价格信号反应机制注入了创新驱动力量。

从金融科技的技术基础来看,一方面通过机器学习模型和大数据挖掘技术,金融科技实现对企业股价信息的全方位解构,譬如多维度的非结构化以及结构化数据分类和聚类分析,辅以边际成本近乎为零的深度学习算法与投资组合模型,能够充分发掘影响企业股价的信息以及各类影响因素之间的相互关联。基于数字技术解决方案,金融科技解决了企业与市场投资者之间的信息不对称问题(李春涛等,2020;袁康,2021;Yao and Song,2021)。例如,借助金融科技平台,投资者可以近乎零成本来实时获取反映企业股价的各类信息,帮助其在多维信息下全方位做出股票投资决策,减少股票被错误评估的概率。此外,投资者在借助金融科技平台破除与企业之间的信息孤岛后,也会大幅减少因心理认知偏差和非理性情绪对股票价格产生的不确定性冲击,为缓释股价超涨超跌进而改善错误定价问题提供助益。另一方面,借助区块链技术的交叉验证、云计算技术的跨越空间存储以及算力支持,金融科技能够实现股价信息可溯源,在甄别信息真伪的同时过滤失真信息,缓释噪音交易风险。在这些数字技术加持下,金融科技发展可以确保股价信息真实性和可靠性,并伴随着信息获取低成本以及信息处理和决策高效率,从而减少企业股票被错误定价的可能。

就金融科技的技术运用目的而言,“资本逐利性”是金融创新的重要目的之一。在资本逐利性驱使下,市场投资者具有强烈欲望获取股价被高估(低估)的信息以获取套利机会。在此过程中,数字技术的巨大优势在于很多开源算法和金融数据获取非常便捷,这为众多金融科技企业、分析师以及金融机构等市场投资者提供较低进入门槛。进一步地,海量市场投资者针对上市企业财务公开信息以及非公开信息挖掘积累的结果,不仅能在“量”上增加识别股票错误定价的信息类别和维度,也可以在“质”上保障股价信息交叉验证的真实性和可靠性,进而有效改善股票错误定价水平。基于此,本文提出假设1。

假设1: 金融科技发展有助于矫正资本市场错误定价。

就经济机制而言,本文结合金融科技的微观经济后效、错误定价的影响因素以及信息不对称理论和行为金融理论的在中国资本市场的运用,认为金融科技发展可以通过企业外部市场因素(包括机构投资者持股、分析师预测分歧)以及企业内部治理因素(包括代理问题、财务风险)等4条路径降低错误定价水平。

1.2.2 金融科技影响错误定价的经济机制:基于行为金融理论框架下的机构投资视角

中国资本市场散户居多,这类散户的有限注意力特征使得其在进行投资决策时具有信息挖掘的主观选择倾向,而往往忽略一些有用但不显著的重要信息

(王磊和孔东民,2017)。尤其是在发生突发性的外部事件时,投资者受限于心理认知偏差,容易引发非理性情绪,造成股价“超涨超跌”,最终可能加剧股票错误定价风险(Tetlock, 2007; Hong and Stein, 2007; 游家兴和吴静, 2012; Chen et al., 2013)。相较于散户而言,机构投资者拥有信息获取的比较优势,其通过知情交易行为促进了价格发现,在面临“非理性情绪”时交易策略不易随市场情绪同步波动,其在股票价格发现中具有重要作用(Collins et al., 2003; 杨松令等, 2021)。

金融科技借助数字技术赋能机构投资者,增强了机构投资者在数据获取、清洗、分类、聚类以及决策方面的专业能力。诸如金融大数据的简易获取、开源算法的共享利用,不仅能够大幅度降低小规模机构投资者准入门槛,帮助其快速成长,也能够夯实大规模机构投资者的技术水平,提升机构投资者在资本市场中的参与率。尤其是在金融科技加持后,机构投资者凭借其技术优势获取增量信息,不仅能够经营效率和经营成本方面得到巨大优化,也由此挤出了部分散户,实现资本市场机构化发展,其结果将有助于对冲市场非理性行为带来的股价超涨超跌风险,从而有效改善股票错误定价水平。基于此,本文提出假设2。

假设2:金融科技发展可以通过增强机构投资者持股比重的渠道来缓解错误定价问题。

1.2.3 金融科技影响错误定价的经济机制:基于行为金融理论框架下的分析师预测分歧视角

作为信息市场在金融领域的延伸,资本市场高度依赖于发布准确和高效信息的证券分析师。分析师借助发布研究报告的方式为投资者了解公司经营信息进而做出投资决策提供依据,其通过充分发挥价值发现功能,能够增加股价信息含量(Lys and Sohn, 1990),帮助企业股价逐渐趋于内在价值(吴武清等, 2017)。然而,囿于认知偏差和有限注意瓶颈,传统的分析师获取股价信息的技术有限,不同分析师之间获取的股价信息存在一定差异,客观造成分析师在对股价进行预测时分歧度较大,其传染的结果将会加剧投资者意见分歧,导致后者在判断股价信息时容易受到非理性情绪影响,使得股票估价过程变得更难。

金融科技发展为解决分析师技术瓶颈、减轻分析师预测分歧进而改善股票错误定价问题提供创新路径。就“存量盘活”而言,大数据、开源算法的普及让诸多草根分析师更便捷地进行数字技术学习和模仿创新,尤其是数字技术的网络特性解决了知识传播的空间限制,缓解分析师认知偏差和有限注意带来的信息缺失,并且盘活企业股价相关的存量信息,最终有助于降低分析师预测分歧度。就“增量拓宽”而言,金融科技平台的建立拓宽了分析师搜集企业信息的渠道。例如 TipRanks、StockTwits、36 氪、雪球等代表性金融科技平台,其通过收集以及整合多维股价信息以及投资者独立观点,发挥企业股价信息发布和聚合功

能,助益于夯实分析师预测的信息基础。分析师预测所需信息量上升,将增加分析师对股价预测的决策依据,继而缩小预测分歧。此外,金融科技平台的出现为投资者提供了新的信息获取渠道,也会挤出传统分析师在信息市场的份额,从而加剧了分析师市场的竞争(丁娜等,2020)。在生存压力下,将倒逼分析师通过发布更为准确和有效的研究报告来改善自身竞争力不足的困境。其结果是,投资者依据分析师意见进行投资决策时分歧也将收缩,这也使得投资者在判断股价信息时不易受到非理性情绪影响,从而缩小噪音交易风险对股票定价带来的不确定性冲击。因此,本文提出假设3。

假设3:金融科技发展能够利用缓释分析师预测分歧的路径来解决错误定价问题。

1.2.4 金融科技影响错误定价的经济机制:基于非对称信息理论框架下的代理成本视角

已有研究指出,造成股票错误定价的根源很大程度在于信息不对称和委托代理问题(林祺,2016)。例如,职业经理人利用过度投资的方式以打造企业帝国(Jensen,1986),通过盈余操纵和信息披露操纵等方式为自身谋求经济收益等(徐寿福和邓鸣茂,2020)。然而,委托代理问题引发过度投资行为尽管可能引致资产增长,但难以为企业带来价值提升,而且会在非对称信息环境中让投资者误以为企业正在快速发展,从而产生“高估值”的错误反应。加之盈余操纵和信息披露操纵会加重市场投资者对企业经营情况的误解,进一步加深了对股价信息错误评估的概率。其结果是,这种由委托人和管理人之间信息非对称引发的代理问题,最终可能扰乱企业股价信息的真实性,造成股票错误定价问题。

近年来,随着金融科技普惠化、智能化发展,数字化浪潮已渗入整个资本市场领域,这为投资者监督(套利交易者)和资本市场监督(金融监管者)提供了便捷渠道。一方面,在资本逐利性驱使下,开源算法、大数据信息获取的普及会使得市场投资者积极参与企业信息挖掘和交叉验证,这会强化市场投资者的监督功能;另一方面,数字技术在金融监管领域的运用强化了资本市场监管的实时性、有效性,譬如监管科技(Reg Tech)的发展不仅能够减少监管成本,也因其数字技术缩小了监管盲点。在市场和政府的共同监督作用下,职业经理人借助盈余操纵和信息披露操纵等金融违规行为的成本和风险大幅上升,更有可能波及职业经理人的声誉(Dyck et al.,2008)。这种来自市场和政府的监管,能够对管理层产生一定威慑力,其结果将有助于规避职业经理人道德风险行为,有效缓解企业代理问题,由此改善信息市场、优化信号传播功能,最终降低股票错误定价水平。为此,本文提出假设4。

假设4:金融科技发展能够借助减少公司代理成本的路径来解决错误定价问题。

1.2.5 金融科技影响错误定价的经济机制:基于非对称信息理论框架下的财务风险视角

错误定价还会受到企业财务风险的影响(Sloan,1996)。通常而言,陷入财务困境的企业往往经营情况越差,出于自身利益考虑,该企业可能更倾向于隐瞒一些重大信息(Holder-Webb,2003)。长此以往,当财务风险越大,企业隐瞒的信息越多,股票价格就越难以反映其内在价值,加之受到市场杂质信息的干扰,错误定价问题可能更为严峻。

金融科技通过技术驱动缓解信息不对称问题,为降低企业财务风险进而缓解错误定价风险提供有益助力。在资本市场领域,借助分布式容错、数据信息不可篡改、智能合约事件触发等数字技术赋能,金融科技可以强化证券登记、交易、清算、结算等环节的基础设施建设(Chiu and Koepl,2019;Seretak,2019),为完善信息市场建设嵌入科技力量,从而有效避免了因流动性枯竭而造成的企业财务风险问题。在间接融资领域,数字技术对于金融机构前端营销、中端运营、后台风控的逐步普及也同样加速了后者的数字化能力。通过数字化赋能金融服务实体经济,金融科技为企业提供更便捷、高效的融资环境,大大缓解了现金流不足引致的财务困境。伴随财务风险得到有效缓释,职业经理人借助信息披露违规行为以营造“公司经营状况良好”假象的风险收益变得严重不对等,并更倾向于减少披露虚假信息,转而披露更多真实信息。在错误信息减少以及真实信息增加的情景下,企业股价信息含量也能得到提升,将有助于避免市场投资者利用“错误”信息对企业股价造成的错误评估问题。综上所述,本文提出假设5。

假设5:金融科技发展可以通过降低企业财务风险的渠道来改善错误定价困境。

2 实证研究设计

2.1 实证模型设计

为了检验金融科技与错误定价之间关系,本文设定如下基准模型:

$$\text{Misp}_{it} = \_cons + \alpha_1 \text{FT}_{it} + \alpha_j \sum \text{CVs} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中,被解释变量为错误定价水平(Misp_{it}),核心解释变量是金融科技(FT), CVs 代表各项控制变量, $\_cons$ 表示常数项系数, α_1 代表核心解释变量回归系数, α_j 表示各个控制变量的相应回归系数, ε_{it} 为随机误差项。为防止未被观测的企业特征因素对本文被解释变量(Misp_{it})可能产生的影响,并确保实证结论可靠

性,本文同时控制了行业固定效应($\sum \text{Industry}$)、年份固定效应($\sum \text{Year}$)。金融科技(FT)的回归系数 α_1 是本文关注的重点,刻画了金融科技对错误定价的影响效果。在全样本条件下,若 α_1 显著为负,则表示金融科技发展有助于降低错误定价程度。

同时,依据第1部分的理论分析所述,金融科技发展能够借助外部经济机制(机构投资者持股、分析师预测分歧)以及内部经济机制(代理成本、财务风险)影响错误定价水平。为了验证这些经济机制的有效性,本文设置了如下回归模型:

$$\text{Institution}_{it} = \_cons + \varphi_1 \text{FT}_{it} + \varphi_j \sum \text{CVs} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Analyst}_{it} = \_cons + \vartheta_1 \text{FT}_{it} + \vartheta_j \sum \text{CVs} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Agency}_{it} = \_cons + \nu_1 \text{FT}_{it} + \nu_j \sum \text{CVs} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\text{Zscore}_{it} = \_cons + \zeta_1 \text{FT}_{it} + \zeta_j \sum \text{CVs} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(2)~式(5)中,核心解释变量 FT_{it} 表示金融科技发展水平,机构投资者持股(Institution)、分析师预测分歧(Analyst)、代理成本(Agency)、财务风险(Zscore)四个指标是金融科技发展与错误定价之间的经济机制变量,其余指标与式(1)所述一致。其中,金融科技(FT)对经济机制变量组的估计系数 φ_1 、 ϑ_1 、 ν_1 、 ζ_1 是本部分需要关注的重点,根据假设2~假设5,初步判断金融科技能够提高机构投资比重(即 φ_1 显著为正)、缓释分析师预测分歧(即 ϑ_1 显著为负)、减少企业代理问题(Agency为逆向指标,该指标越大表示代理问题越小,即 ν_1 显著为正)、降低企业财务风险(Zscore为逆向指标,该指标越大表示企业财务风险越小,即 ζ_1 显著为正)。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量:错误定价(Misp)

参考 Rhodes-Kropf et al. (2005)、陆蓉等(2017)的做法,本文采用市值账面比(M/B)分解的方法度量错误定价程度(Misp_{it})。

第一,将 V 设置为企业股票的真实价值,并将市值账面比(M/B)分解为式(6)中的错误定价(M/V)和企业真实成长机会(V/B)两部分。

$$\frac{M}{B} = \frac{M}{V} \times \frac{V}{B} \quad (6)$$

第二,对式(6)等式两侧同时取对数,得到式(7)。其中, m 、 b 、 v 分别代表式(6)中对应大写字母的对数形式。式(7)中的第一项($m-v$)是本文关注的重点,表示个股市场价值对真实价值的偏离(包含企业层面的错误定价以及行业层面

的错误定价)。

$$m - b = (m - v) + (v - b) \quad (7)$$

第三,进一步将式(7)细分,得到式(8)。其中, $\text{Misp}_i^{\text{Firm}}$ 为企业层面错误定价程度,表示 i 企业股价与同期(t)、同行业(j)平均估计值之间差异; $\text{Misp}_i^{\text{Industry}}$ 是行业层面错误定价程度,反映行业整体估值水平与行业长期真实价值的偏差; Growth_i 为真实成长机会。本文仅针对企业层面的错误定价进行讨论,将式(8)第一项提取得到企业层面错误定价: $\text{Misp}_i^{\text{Firm}} = m_{it} - c(\xi_{it}; \lambda_{jt})$ 。其中, m_{it} 为 i 企业 t 年的市场价值, $c(\xi_{it}; \lambda_{jt})$ 是股票内含的各项财务信息 ξ_{it} 以及各个财务信息对应估计系数 λ_{jt} 的线性函数,代表着 i 企业当期价值估计值。

$$\begin{aligned} m_{it} - b_{it} &= \text{Misp}_i^{\text{Firm}} + \text{Misp}_i^{\text{Industry}} + \text{Growth}_i \\ &= [m_{it} - c(\xi_{it}; \lambda_{jt})] + [c(\xi_{it}; \lambda_{jt}) - c(\xi_{it}; \lambda_j)] + [c(\xi_{it}; \lambda_j) - b_{it}] \end{aligned} \quad (8)$$

第四,借鉴 Rhodes-Kropf et al. (2005)、陆蓉等(2017)的做法,构建式(9)估计模型,计算企业层面错误定价 $\text{Misp}_i^{\text{Firm}}$ 。其中, b_{it} 为经对数化处理的企业总资产; NI_{it} 为企业 i 在 t 年份的净利润; $\text{Ln}(\text{NI})_{it}^+$ 表示净利润的绝对值(并对其进行对数化处理); D 是虚拟变量,当企业净利润为非负数时为 1,否则为 0; Lev_{it} 为企业资产负债率; θ_{it} 为残差项。

$$m_{it} = \lambda_{0jt} + \lambda_{1jt} b_{it} + \lambda_{2jt} \text{Ln}(\text{NI})_{it}^+ + \lambda_{3jt} D \times \text{Ln}(\text{NI})_{it}^+ + \lambda_{4jt} \text{Lev}_{it} + \theta_{it} \quad (9)$$

第五,式(10)则为 t 时刻 i 企业的当期价值估计值,为线性回归模型(9)演变而来的拟合值。

$$\begin{aligned} c(B_{it}, \text{NI}_{it}; \hat{\lambda}_{0jt}, \hat{\lambda}_{1jt}, \hat{\lambda}_{2jt}, \hat{\lambda}_{3jt}, \hat{\lambda}_{4jt}) &= \hat{\lambda}_{0jt} + \hat{\lambda}_{1jt} b_{it} + \hat{\lambda}_{2jt} \text{Ln}(\text{NI})_{it}^+ + \\ &\quad \hat{\lambda}_{3jt} D \times \text{Ln}(\text{NI})_{it}^+ + \hat{\lambda}_{4jt} \text{Lev}_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

依据陆蓉等(2017)的定义, $\text{Misp}_i > 0$ 表示企业 i 在 t 年份的股价被高估,反之, $\text{Misp}_i < 0$ 则表示企业 i 在 t 年份的股价被低估。本文主要目的在于验证金融科技能否降低错误定价程度,至于企业股价是否高估抑或低估并不是关注的重点。据此,本文借鉴刘慧龙等(2014)的设计思路,将企业层面错误定价指标($\text{Misp}_i^{\text{Firm}}$)取绝对值,其值越大,表示错误定价程度越高;反之,其值越小意味着错误定价程度越低。

2.2.2 核心解释变量:金融科技(FT)

全球金融稳定理事会(FSB)指出,金融科技本质上是技术驱动的金融创新。这决定了金融科技企业的主要行业类别是金融属性。本文的研究样本在处理过程中与大多数文献一致,剔除金融类型企业,主要研究对象聚焦为非金融企业。因此,从微观企业层面测度的金融科技发展指标可能难以适用于本文的研究样本。另一方面,本文也利用 Wind 金融终端对金融科技概念股进行检

索,截至2021年底中国上市金融科技企业概念股仅有50家左右,偏少的企业数量可能无法全面反映沪深A股上市企业的整体情况。基于此,在参考前人研究的基础上,本文拟从地区层面测度金融科技发展指标。

具体而言,从既有文献来看,有关金融科技指标的度量主要基于三个维度:

一是结构化数据加权合成的金融科技指标体系。代表性研究如郭峰等(2020)依托中国金融科技代表性企业(蚂蚁金服)在微观用户层面的金融大数据,建立了多层级的数字普惠金融指数(由北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服联合开发)。该指数涵盖了数字金融覆盖广度、数字金融使用深度、数字化程度等方面内容,现已在金融科技(数字金融)相关文献研究中得到广泛应用(傅秋子和黄益平,2018;易行健和周利,2018;张勋等,2020)。

二是以非结构化数据搭建的金融科技情绪指数。相关研究如王小燕等(2019)、黄锐等(2020)依据金融功能观,从支付结算、资源配置、风险管理、网络渠道等视角建立金融科技原始词库,并借助文本挖掘法将非结构化文本因子转化为结构化数据,辅以因子分析法合成金融科技情绪指数。

三是通过各个地级市金融科技公司数量来测算金融科技发展水平。代表性研究如宋敏等(2021)依托“天眼查”网站,通过检索“金融科技”、“区块链”、“云计算”、“人工智能”、“物联网”、“支付”、“清算”等关键词,并将这些关键词与各个地级市下辖的企业名称和经营范围进行逐一匹配,从而获取中国各个地级市每一年的金融科技公司数量,借此测算地区金融科技发展水平。

囿于北京大学数字金融研究中心开发的数字普惠金融指数仅仅包含了支付宝体系内数据,而上市企业不在支付宝直接服务范围内。由此,基于居民个体层面的支付宝用户数据集合,可能难以直接反映上市企业的经营管理乃至资本市场股票定价决策。与此同时,基于词频搜索的金融科技情绪指数只能反映公众对“金融科技”相关词语的关注程度,虽然能够在某种意义上反映“金融科技”发展景气程度,但其中一个重要弊端是,通过词频挖掘的情绪指数难以剥离“坏”信息。譬如,当社会上出现利用金融科技工具进行金融诈骗、P2P平台暴雷等负面事件时,金融科技情绪指数反而会出现明显上涨趋势,但不能以此推断“金融科技发展水平提升”,由此造成基于词频热度构造的情绪指数可能无法真实反映金融科技发展程度。

有鉴于此,结合研究主题以及数据可得性,在实证回归中,文中的金融科技(FT)指标采用宋敏等(2021)的做法,即利用地级市层面的金融科技公司数量作为金融科技发展的代理变量(为消除异方差的影响,与多数文献处理手法一致,对地级市层面的金融科技公司数量进行对数化处理)。具体操作步骤如下:

第一步是界定“金融科技公司”。全球金融稳定理事会(FSB)和中国人民银行将金融科技视为技术驱动的金融创新,这些技术驱动的金融创新主要表现

为人工智能(A)、区块链(B)、云计算(C)、大数据(D)等底层数字技术,以及由ABCD驱动衍生的新兴金融场景(如金融产品、经营模式、业务流程等),旨在推动金融发展提质增效。

第二步是构建“金融科技”因子库。与宋敏等(2021)一致,利用“天眼查”网站,通过对“金融科技”、“云计算”、“大数据”、“区块链”、“人工智能”等关键词进行检索,以获取所有金融科技相关公司的工商注册信息。为保证搜索精度,仅保留公司名称或经营范围中出现以上关键词的样本。

第三步是文本匹配。上述步骤已初步统计金融科技公司的数量,但比较粗糙。毕竟,如果一家公司在从事人工智能(A)、区块链(B)、云计算(C)、大数据(D)等领域业务,但没有同时开展金融业务,那只能表示其是数字科技公司,而非金融科技公司。为此,宋敏等(2021)使用了正则表达式对“金融”、“保险”、“信贷”、“清算”、“支付”等与金融相关的关键词在公司经营范围中进行模糊匹配,保留匹配成功的样本。

最后,按照企业所在地级市,筛选出2011—2018年中国(地级市)层面的金融科技公司数量,以此衡量各地金融科技发展程度。图1列示了2011—2018年中国金融科技公司数量的走势。可以看出,2011—2018年期间,中国金融科技公司数量得到了飞跃式发展,增长迅猛。

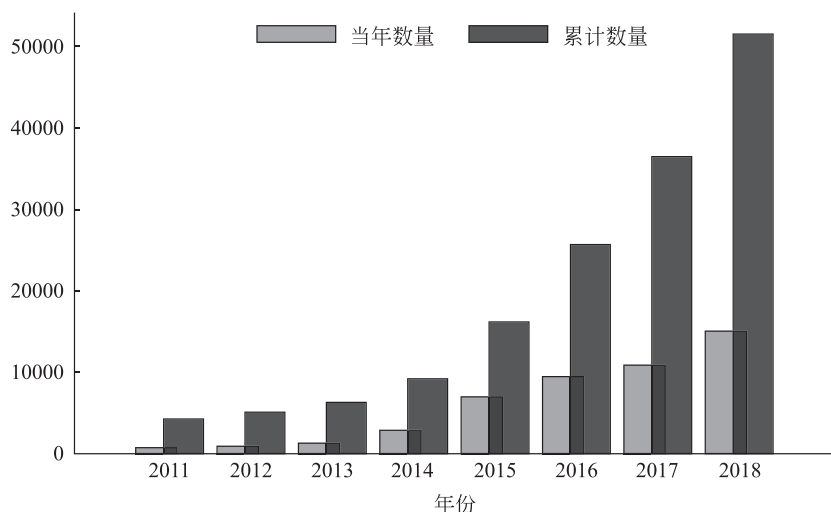


图1 2011—2018年中国金融科技公司运行趋势

资料来源：宋敏等(2021)。

此外,为确保研究结论真实有效,在后续内容中,本文也采用了郭峰等(2020)开发的数字金融指数(DF),以及王小燕等(2019)、黄锐等(2020)搭建的金融科技情绪指数(FT-sen)展开稳健性检验。

2.2.3 经济机制变量

一是机构投资者持股比重 (Institution)。本文依据学术界较为通行的做法, 定义为机构投资者持股占总股本的比重。

二是分析师预测分歧 (Analyst)。参考褚剑等 (2019) 的做法, 采用针对特定上市公司的分析师预测标准差与股票收盘价的比值衡量, Analyst 越大意味着分析师预测分歧度越高。

三是代理问题 (Agency)。借鉴罗进辉 (2012) 的经验, 将总资产周转率 (即营业收入与总资产的比值) 作为“代理成本”的度量指标, Agency 越小表示公司管理层与股东之间的代理问题越严重。

四是财务风险 (Zscore)。采用经 Mackie-Mason (1990) 修正后的 Altman Z 值测度企业财务风险, Zscore 越大, 表示企业财务风险越小。

2.2.4 控制变量

为剔除其他因素对错误定价的干扰, 本文拟加入系列控制变量: 企业规模 (Size), 资产负债率 (Lev), 资产收益率 (ROA), 企业年龄 (Age), 两职合一 (Duality), 董事会规模 (Board), 独立董事比例 (Inde), 管理费用率 (Mana), 融资约束 (KZ), 企业金融化程度 (Fina), 总资产增长率 (Growth); 此外, 本文还添加了行业固定效应 (Industry)、年份固定效应 (Year)。各个变量定义和描述性统计分别见表 1 和表 2。

表 1 变量定义

Variable		符号	变量定义/构建方法
被解释变量	错误定价	Misp	参考 Rhodes-Kropf et al. (2005)、陆蓉等 (2017) 的做法, 采用市值账面比分解的方法度量错误定价程度; 该值越大表示错误定价程度越高, 反之错误定价程度越低。
	金融科技发展	FT FT-01	采用宋敏等 (2021) 的做法, 利用对数化处理后的地级市金融科技子公司数量作为金融科技发展的代理变量。 使用未经自然对数处理的金融科技子公司数量, 并进行归一化处理, 值越大表示金融科技发展程度越高。
核心解释变量	金融科技情绪指数	FT-sen	借鉴王小燕等 (2019)、黄锐等 (2020) 的经验, 采用基于金融功能观以及百度网络词频搜索的方式, 搭建金融科技情绪指数。
	数字金融指数	DF	与唐松等 (2020)、Lv and Xiong (2022) 做法一致, 将北京大学数字金融研究中心发布的数字金融指数作为金融科技代理指标。
		DF-01	使用未经自然对数处理的数字金融指数, 并进行归一化处理, 值越大表示金融科技发展程度越高。

续表

	Variable	符号	变量定义/构建方法
经济机制变量	机构投资者持股	Institution	定义为机构投资者持股占总股本的比重。
	分析师预测分歧	Analyst	采用针对特定上市公司的分析师预测标准差与股票收盘价的比值衡量,Analyst 越大意味着分析师预测分歧度越高。
	代理问题	Agency	定义为营业收入与总资产的比值,Agency 越小表示公司管理层与股东之间的代理问题越严重。
	财务风险	Zscore	采用经 Mackie-Mason (1990) 修正后的 Altman Z 值测度企业财务风险,Zscore 越大,表示企业财务风险越小。
控制变量	企业规模	Size	定义为对数化后的企业总资产。
	资产负债率	Lev	定义为总负债与总资产的比值。
	资产收益率	ROA	定义为净利润占总资产的比重。
	企业年龄	Age	选用对数化处理的企业上市年份表示。
	两职合一	Duality	定义为董事长和总经理是否兼任,是为 1,否则为 0。
	董事会规模	Board	选用对数化处理的董事会人数衡量。
	独立董事比例	Inde	利用独立董事占董事会人数的比重衡量。
	管理费用率	Mana	定义为管理费用占营业收入的比重。
	融资约束	KZ	依据 Kaplan and Zingales (1997) 构建融资约束指数 (FC) 的思路,参考魏志华等 (2014)、何孝星和叶展 (2017) 的做法,基于中国 A 股上市公司的研究场景重新估计 FC 的各项参数,构建符合中国现实情境的融资约束指数 (KZ),KZ 越大表示融资约束程度越高。
	金融化程度	Fina	参考刘贯春 (2017) 的处理手法,定义为 (长期股权投资净额+货币资金+交易性金融资产+衍生金融资产+可供出售金融资产净额+持有至到期投资净额+投资性房地产净额+应收股利净额+应收利息净额)/总资产。
	总资产增长率	Growth	本年度企业总资产同比上一年度的增长幅度。

2.3 数据来源

本文以 2011—2018 年 A 股上市非金融企业数据作为研究样本,微观层面数据来自国泰安数据库 (CSMAR)。金融科技公司数据来源于“天眼查”网站,其余宏观变量来源于 Wind 数据库以及国家统计局网站。为保证实证检验可靠性,剔除样本期内 ST、退市和 IPO 的企业,剔除金融企业,最终得到 16525 个观测样本。为避免异常值干扰,对所有微观企业数据进行 1%分位和 99%分位的缩尾 (Winsorize) 处理。

表 2 描述性统计

Variable	符号	Mean	P50	Sd	Min	Max	N
企业错误定价	Misp	0.465	0.401	0.338	0.000	1.511	16525
金融科技发展	FT	3.182	2.890	1.827	0.000	7.980	16538
金融科技情绪指数	FT-sen	0.618	0.560	0.918	-0.830	2.700	16538
数字金融指数	DF	221.885	232.57	85.386	18.330	377.730	16538
机构投资者持股	Institution	0.616	0.517	0.424	0.074	2.465	16537
分析师预测分歧	Analyst	1.351	1.300	0.659	-0.250	3.386	14670
代理问题	Agency	0.331	0.310	0.242	0.000	0.864	16538
财务风险	Zscore	0.785	0.433	0.990	0.000	5.270	10791
企业规模	Size	22.187	22.007	1.264	19.874	26.054	16538
资产负债率	Lev	0.416	0.409	0.202	0.052	0.859	16538
资产收益率	ROA	0.058	0.052	0.052	-0.137	0.235	16538
企业年龄	Age	1.883	1.946	0.944	0.000	3.178	16538
两职合一	Duality	0.269	0.000	0.444	0.000	1.000	16372
董事会规模	Board	2.140	2.197	0.199	1.609	2.708	16529
独立董事比例	Inde	0.374	0.333	0.054	0.308	0.571	16527
管理费用率	Mana	0.103	0.086	0.077	0.010	0.448	16537
融资约束	KZ	1.405	1.568	1.836	-3.765	5.351	16065
企业金融化程度	Fina	0.220	0.181	0.143	0.024	0.690	16538
总资产增长率	Growth	0.162	0.098	0.264	-0.262	1.557	16537

3 实证检验与分析

3.1 基准回归

表 3 报告了金融科技影响股票错误定价的初步检验结果^①。第 1 列结果显示,金融科技(FT)对错误定价(Misp)的估计系数为-0.0044,且通过了 1%的显著性检验,意味着金融科技对于改善股票错误定价问题具有明显助益。为了避免核心变量选取偏误而造成的伪回归问题,本文拟从 3 个方面引入了其他的金融科技代理变量进行稳健性检验,结果示于表 3 的第(2)列~第(5)列^②。研究

① 为精简行文逻辑,实证结果已略去控制变量(CVs)、行业固定效应(Industry)、年份固定效应(Year)检验结果,留存备案。

② 第一,由于本文搭建的地区金融科技指标是经过自然对数处理的变量,旨在减少异方差以及量纲等因素影响,但是也在一定程度上改变了数据的结构。为此,在第(2)列中,采用未经自然对数处理的金融科技公司数量(归一化处理,FT-01)进行交叉验证。第二,借鉴王小燕等(2019)、黄锐等(2020)的经验,采用基于金融功能观以及百度网络词频搜索的方式,搭建金融科技情绪指数(FT-sen),作为金融科技的代理变量进行稳健性检验,结果示于表 3 的第(3)列。第三,与唐松等(2020)、Lv and Xiong(2022)做法一致,将北京大学数字金融指数作为金融科技的代理指标,结果示于表 3 的第(4)列(自然对数处理,DF)和第(5)列(归一化处理,DF-01)。上述研究结果显示(第(2)列~第(5)列),在进行核心变量替换后,金融科技对错误定价的估计系数均在 1%的水平下显著为负,说明金融科技发展有助于解决股票错误定价问题的核心结论依旧可靠。

发现,在经过变量替换后,金融科技依旧对错误定价展现出强有力的矫正效能,假设 1 得以验证。

表 3 金融科技发展对错误定价的影响:基准回归

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FT	-0.0044 *** (-2.69)				
FT-01		-0.0615 *** (-3.71)			
FT-sen			-0.0123 *** (-2.58)		
DF				-0.0446 *** (-2.90)	
DF-01					-0.1496 *** (-3.90)
CVs	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	0.1162 (1.48)	0.1154 (1.47)	0.1062 (1.35)	0.2846 *** (2.92)	0.1187 (1.51)
N	15895	15895	15895	15895	15895
adj. R ²	0.109	0.110	0.109	0.109	0.110

注:***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内数值为经过 Robust 聚类调整的稳健 *t* 统计值,Industry、Year 分别为行业固定效应和年份固定效应,下表相同,不再赘述。

本文认为,金融科技的“技术基础”是解决信息不对称问题进而降低错误定价水平的根本保障,金融科技的“逐利目的”则为激励市场参与者持续进行股价估值纠错提供核心动力。一方面,金融科技发展为机构投资者、分析师嵌入先进数字技术,技术加持为其增强专业技能、挖掘增量股价信息进而破解信息壁垒发挥了重要作用。如对结构化数据和非结构化数据的使用,机构投资者和分析师能够对企业股价信息进行精准画像,从而减少噪音交易风险以及非理性情绪对股价造成的“超涨超跌”冲击,有效改善错误定价水平。另一方面,金融科技发展为市场参与者广泛展开股价估值纠错带来浓厚兴趣。例如,金融科技平台的逐渐普及、数字技术的开源共享、数据资源的低成本获取,降低了市场参与者进行股票价值发现以及套利的技术门槛,这有助于改善资本市场信号传播和信息甄别功能,最终也会对错误定价问题产生积极影响。

3.2 稳健性与内生性检验

变量和样本选择偏误、反向因果、遗漏变量等因素均会对本文基准回归结

论产生不确定性影响,这需要通过一些稳健性和内生性检验进行反复佐证。在基准回归中,本文已借助几种学者们常用的金融科技代理指标来缓解变量选取偏误问题。为确保“金融科技发展有助于解决错误定价问题”结论更加可靠,本文拟从剔除特殊样本、滞后 1 期核心解释变量、安慰剂检验、控制其他因素、替换固定效应、工具变量法等视角进行稳健性和内生性检验^①。

3.2.1 剔除特殊样本

第一,剔除 2015 年中国资本市场“股灾”事件影响。股票错误定价程度乃至金融科技发展均与金融市场整体态势(譬如金融风险冲击)有着密切关联,2015 年发生在股市的异常波动现象无疑对中国资本市场健康运行造成了严重冲击,这种系统性金融风险冲击给股票价格带来的“同涨同跌”可能是加剧错误定价的重要成因。为防止 2015 年股灾事件对核心结论造成的干扰,本文借鉴倪晓然和刘士达(2020)的处理方式,将 2015 年的样本数据予以剔除,结果显示于表 4 的第(1)列。研究表明,在剔除“股灾”因素后,金融科技(FT)对错误定价(Misp)的回归系数依旧在 1%的水平下显著为负。

表 4 稳健性与内生性检验 I :剔除特殊样本

Variable	(1)	(2)
FT	-0.0059 *** (-3.54)	-0.0062 *** (-3.58)
CVs	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
_cons	0.1294 (1.59)	0.0867 (0.93)
N	13979	12553
adj. R ²	0.075	0.115

第二,剔除直辖市企业。相较于其他城市,中国四大直辖市(北京、上海、天津、重庆)存在较大的经济特殊性和政治特殊性,金融科技发展以及企业生产经营活动可能存在一定差异。为此,本文参考唐松等(2020)做法,将这部分企业样本予以剔除,并将其余样本重新进行回归检验,结果示于表 4 的第(2)列。研究发现,在剔除直辖市企业样本后,FT 的估计系数为-0.0062,且通过了 1%的显著性检验。

^① 此外,为了确保错误定价不受行业划分标准的影响,本文将原来的两位数行业代码替换为行业门类,并展开稳健性检验。研究显示,经过行业划分标准变更后,依然支持“金融科技可以有效矫正错误定价问题”的核心结论。限于篇幅,不再逐一展示,留存备索。

以上结果揭示,在剔除 2015 年“股灾”事件影响、剔除直辖市企业样本后,金融科技(FT)对错误定价(Misp)的估计系数均在 1%的水平下显著为负,表明在剔除特殊样本后,金融科技发展能够有效矫正错误定价的核心结论具有稳健性。

3.2.2 滞后 1 期核心解释变量

进一步地,由于资本市场错误定价问题较大也可能引致相应的金融科技需求增长,这就容易造成两个核心变量之间存在反向因果问题。为此,本文拟对基准模型中的金融科技指标进行滞后 1 期处理(L. FT),并进行重新回归,结果示于表 5。研究发现,在滞后 1 期核心解释变量后,L. FT 的回归系数为-0.0041,且通过了 5%的显著性检验,说明在剔除反向因果问题后,金融科技发展仍然能够明显降低错误定价水平。

表 5 稳健性与内生性检验 II :滞后 1 期核心解释变量

Variable	(1)
L. FT	-0.0041 ** (-2.56)
CVs	YES
Industry	YES
Year	YES
_cons	0.0655 (0.71)
N	15895
adj. R ²	0.184

3.2.3 安慰剂检验

接下来,本文将展开随机抽样的安慰剂检验。尽管基准模型中已经控制了多个可能影响错误定价的变量(即控制变量组 CVs),但仍然无法识别是否遗漏了重要解释变量。为此,借鉴王若兰和刘灿雷(2019)等人的方式,以随机抽样的方法就遗漏变量进行间接检验。囿于生成的是随机变量(Random-FT),如果该变量对被解释变量(Misp)依旧具有显著影响,则意味着本文可能存在严重的遗漏变量问题。反之,如果随机变量(Random-FT)对被解释变量(Misp)的影响不显著,则侧面印证了金融科技(FT)对错误定价(Misp)影响的有效性。具体在操作层面,本文将控制变量顺序保持不变,仅将金融科技(FT)指标打乱,生成一组随机数(Random-FT),并作为 FT 的替代指标与被解释变量错误定价(Misp)进行重新回归,结果示于表 6。研究发现,Random-FT 的回归系数为 0.0002,系数接近于 0 值,且未通过任何惯常水平下的显著性检验,表明遗漏变量不会对本文核心结论造成明显影响。

表 6 稳健性与内生性检验Ⅲ:安慰剂检验

Variable	(1)
Random-FT	0.0002 (0.16)
CVs	YES
Industry	YES
Year	YES
_cons	0.1171 (1.48)
N	15895
adj. R ²	0.109

3.2.4 控制其他因素

为了缓解遗漏变量问题,分别从公司层面、地区层面增加了控制变量,以减少不随时间变化的企业特征因素和地区宏观因素对结果产生的内生性冲击。表 7 将企业特征因素和地区宏观因素依次加入回归模型,旨在检验在尽可能剔除遗漏变量后金融科技对错误定价的矫正效能。就企业特征因素而言,从直接融资市场的股票流动性(Liquidity)、间接融资市场的银行借款比例(Bank_loan)以及市场投资者的网络媒体关注(Web_news)三个角度来对股票错误定价进行控制^①。就地区宏观因素而言,本文控制了可能影响股票错误定价的金融监管(Fin_reg)和经济发展增速(gdp)^②。表 7 的研究显示,在考虑遗漏变量问题后,金融科技发展(FT)对股票错误定价的影响依旧为负,且均至少通过了 5%的显著性检验。这与本文核心回归结论基本一致。

表 7 稳健性与内生性检验Ⅳ:控制其他因素

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
FT	-0.0043 *** (-2.61)	-0.0043 *** (-2.64)	-0.0045 *** (-2.76)	-0.0046 *** (-2.81)	-0.0040 ** (-2.46)
Liquidity	0.8446 *** (16.07)	0.8439 *** (16.05)	0.8789 *** (16.40)	0.8789 *** (16.40)	0.8828 *** (16.47)
Bank_loan		-0.0257 (-1.45)	-0.0191 (-1.08)	-0.0191 (-1.08)	-0.0169 (-0.95)

① 股票流动性(Liquidity)指标参考吴非等(2021)的做法,使用 Amihud 指标度量股票流动性,该指标越大表示股票流动性越小;银行借款比例(Bank_loan)参照 CSMAR 公布的数据, $Bank\_loan = (\text{短期借款} + \text{一年内到期的非流动负债} + \text{长期借款}) / \text{总资产}$;网络媒体关注(Web_news)定义为上市企业在网络媒体上的年度新闻总数(经自然对数处理)。

② 金融监管(Fin_reg)定义为区域金融监管等事务支出占地区生产总值的比重;经济发展增速(gdp)用地区国内生产总值的同比增速衡量。

续表					
Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Web_news			0.0178 *** (5.06)	0.0178 *** (5.06)	0.0174 *** (4.93)
Fin_reg				5.2504 (0.96)	5.9264 (1.08)
gdp					0.0068 *** (3.65)
CVs	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	-0.3130 *** (-3.76)	-0.3088 *** (-3.71)	-0.2393 *** (-2.88)	-0.2422 *** (-2.91)	-0.3317 *** (-3.81)
N	15877	15877	15864	15864	15864
adj. R ²	0.126	0.126	0.128	0.128	0.129

3.2.5 替换固定效应

鉴于年份固定效应和行业固定效应没有考虑到行业随时间变化因素以及地区不可观测因素,由此也可能产生内生性问题。为此,本文一方面借鉴 Moser and Voena(2012)、唐松等(2020)关于控制“年份×行业”的高阶联合固定效应方法,以剔除行业随时间变化的不可观测因素影响,结果示于表 8 的第(1)列;另一方面,本文在原来“年份+行业”固定效应的基础上增加了地区固定效应(City FE),以控制不随时间变化的地区层面不可观测因素的影响,结果示于表 8 的第(2)列。可以发现,在控制更为严格的固定效应后,金融科技(FT)对错误定价(Misp)的回归系数均显著为负,并通过了 5%的显著性检验。

表 8 稳健性与内生性检验 V:替换固定效应

Variable	(1)	(2)
FT	-0.0041 ** (-2.56)	-0.0147 ** (-1.98)
CVs	YES	YES
Industry	NO	YES
Year	NO	YES
Year×Industry	YES	NO
City	NO	YES
_cons	0.0655 (0.71)	0.2496 ** (2.14)
N	15895	15717
adj. R ²	0.184	0.157

3.2.6 工具变量法

为进一步减少内生性问题,本文引入了工具变量-广义系统矩估计方法(IV-GMM)进行内生性测试,结果示于表9。借鉴前人研究(尹振涛等,2021;张勋等,2021),采用“企业所在地区到杭州的球面距离”、“企业所在地区大型银行网点机构数”两个指标的交互项作为工具变量展开内生性测试^①。

表9报告了工具变量检验结果。其中,第(1)列结果显示,在引入“企业所在地区到杭州的球面距离 $\times$ 企业所在地区大型银行网点机构数”的工具变量后,金融科技发展(FT)对股票错误定价(Misp)的估计系数为-0.0134,在1%的水平下显著为负,说明在控制内生性后金融科技发展依然能够有效矫正股票错误定价,这与本文核心结论一致。此外,识别不足检验的Kleibergen-Paap rk LM统计量为1171.36,通过了1%的显著性检验,拒绝了“工具变量与内生解释变量没有相关性”的原假设;弱工具变量检验的Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为1585.77,通过了1%的显著性检验,拒绝“存在弱工具变量”的原假设。同时,为确保工具变量选择稳健性,本文也将交互项形式的“企业所在地区到杭州的球面距离 $\times$ 企业所在地区大型银行网点机构数”拆分为单独的两个工具变量“企业所在地区到杭州的球面距离”、“企业所在地区大型银行网点机构数”,并重新进

①关于工具变量的选取,一是“企业所在地区到杭州的球面距离”。郭峰等(2020)认为,金融科技与互联网金融、数字金融等概念类似,在广义上可称之为银行及其他传统金融机构以及互联网企业利用数字技术开展的新兴金融业务。已有文献指出,中国各城市的金融科技(互联网金融、数字金融)发展呈现出地理位置上距杭州市越远,金融科技(互联网金融、数字金融)推广难度越大的特点(尹振涛等,2021)。这是因为,以支付宝为代表的金融科技的发展起源于杭州,杭州的金融科技发展处于领先地位,可以预期,在地理上距离杭州越近,金融科技发展程度可能越高(张勋等,2020)。因此,就相关性假设而言,企业所在地区到杭州距离越远,越会与金融科技发展水平存在较强关联性。但就外生性假设而言,企业所在地区到杭州距离的远近,和股票错误定价之间没有直接联系,企业所在地区到杭州距离属于外生因素。因而可以判断“企业所在地区到杭州的球面距离”基本满足相关性和外生性假设。本文根据高德API抓取出中国各地级市的经纬度数据,然后计算出企业所处的地级市到杭州市的球面距离,并将该距离作为金融科技工具变量的一个组成部分。

二是“企业所在地区大型银行网点机构数”。当前中国的金融体系结构仍以间接融资为主,直接融资占比较小,这决定了中国金融科技的发展实质上依旧由大型银行为主的间接融资体系所主导。同时,间接融资离不开银行在各个地区设立的众多营业网点机构,大型银行网点机构数越多,人工智能、大数据、云计算等数字技术驱动银行变革所产生的新业务模式、应用、流程和产品就越多。因此,就相关性假设而言,企业所在地区大型银行网点机构数越多,当地金融科技的研发资金、产品应用和业务场景就越丰富,会在相当程度上决定当地金融科技发展水平。但就外生性假设而言,企业所在地区大型银行网点机构数的多少只会对间接金融体系产生一定影响,和资本市场中的股票错误定价之间并没有直接联系,因而满足外生性假设。据此,本文引入“企业所在地区大型银行网点机构数”作为金融科技工具变量的另一个组成部分。

综上所述,企业所在地区到杭州的距离越近、企业所在地区大型银行网点机构数越多,那么金融科技发展就可能越高,但是与股票错误定价之间并无直接关联。因此,最终采用“企业所在地区到杭州的球面距离”、“企业所在地区大型银行网点机构数”两个指标的交互项作为工具变量。

行检验,结果示于表 9 的第(2)列。研究显示,FT 对 Misp 的估计系数为-0.0085,在 5%的水平下显著为负,符合本文核心结论。识别不足检验的 Kleibergen-Paap rk LM、弱工具变量检验的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均通过了 1%的显著性检验;过度识别检验的 Hansen J 统计量也接受了“工具变量是外生的”的原假设,表明不存在过度识别问题。以上结果表明,在经过工具变量检验后,“金融科技有助于解决错误定价问题”的核心结论仍然稳健。

表 9 稳健性与内生性检验 VI:工具变量法 (IV-GMM)

Variable	(1)	(2)
FT	-0.0134 *** (-2.94)	-0.0085 ** (-2.14)
CVs	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
Kleibergen-Paap rk LM	1171.36 ***	1812.37 ***
Kleibergen-Paap rk Wald F	1585.77 ***	1291.38 ***
Hansen J		1.851
Hansen J(P)		0.1737
N	15772	15772
adj. R ²	0.038	0.039

综上所述,在经过系列稳健性和内生性检验后,基准回归结论未发生明显变异,因而基本判断金融科技发展确能有助于解决资本市场错误定价问题。

4 金融科技如何矫正资本市场错误定价:可能的经济机制

在前述研究中,本文得到的重要结论是:金融科技能够显著降低企业错误定价水平,并且该结论在经过稳健性和内生性检验后没有产生任何变异。但不可忽略的是,上述实证结论仅停留在因果关系层面简单的现象刻画,未深入对两个核心变量(金融科技、错误定价)的内在机制展开进一步讨论,即金融科技发展是通过何种渠道矫正企业错误定价?对这一问题的深入研究,不仅可以帮助我们强化金融科技与企业错误定价之间关系的认识,同时也益于更好评估当前金融科技发展“新热潮”的经济绩效。下面将对上述 4 条机制进行检验。

4.1 提高机构持股比重

首先,如果金融科技提高机构持股比重,进而影响错误定价,那么应该能够

得出金融科技发展对机构持股有显著正向影响的结论。表 10 的第(1)列对上述猜想进行了检验。结果显示,金融科技(FT)对机构投资比重(Institution)的回归系数在 5%的水平下显著为正($\varphi_1=0.0025$),说明金融科技发展通过技术溢出提升了机构投资者在资本市场中的参与率。应当说,借助技术溢出,金融科技不仅增强了机构投资者的技术水平,也因其数字技术的“智能性”解决了数据收集成本以及效率问题,从而强化机构投资者对于参与资本市场的积极性。伴随技术嵌入,机构投资者的专业技能不仅得到提升,也因其技术解决信息不对称问题,最终将有助于改善股票错误估值水平。因此,假设 2 得以验证。

4.2 缓释分析师预测分歧

其次,如果金融科技发展能够通过缓释分析师预测分歧来影响错误定价水平,那么应该得出金融科技与分析师预测分歧之间存在负向关系的结论。表 10 的第(2)列汇报了上述猜想的检验结果。研究显示,金融科技(FT)对分析师预测分歧(Analyst)的回归系数在 1%的水平下显著为负($\vartheta_1=-0.0166$),意味着金融科技发展有助于缩小证券分析师在股价预测中的偏差。可能的原因是,金融科技发展一方面能够为分析师提供更多了解企业信息的平台(比如股吧、36 氪、雪球等),增加了分析师预测所依托的股价信息总量。另一方面借助开源算法和大数据自动化搜集等技术,金融科技也能强化分析师专业技能,夯实分析师预测所依托的股价信息质量,以期缩小分析师预测分歧。与此同时,由于分析师会直接影响到投资者投资决策,当分析师预测分歧越大,投资者意见越易出现分歧,股票价格就越容易受到非理性情绪影响。反之,金融科技发展在减轻分析师预测分歧方面的强有力作用,有助于削弱投资者非理性决策,缓解股价超涨超跌带来的错误定价问题。据此,假设 3 得到验证。

表 10 金融科技发展对错误定价的外部经济机制

Variable	Institution (1)	Analyst (2)
FT	0.0025 ** (2.39)	-0.0166 *** (-2.91)
CVs	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
_cons	-0.8483 *** (-18.11)	-3.4939 *** (-11.45)
N	15895	10463
adj. R^2	0.343	0.135

4.3 减少企业代理问题

再次,如果金融科技发展可以解决企业代理问题,进而影响错误定价,那么应该得出金融科技与企业代理问题之间存在负面关系的结论。表11的第(1)列对其因果关系进行了报告。结果显示,金融科技(FT)对企业代理问题(Agency)的估计系数在1%水平下显著为正($\nu_1=0.0083$),说明金融科技发展能够显著减弱企业代理问题。确实,依托金融科技的普惠性和资本逐利特征,能够强化市场监督以及金融监管功能,杜绝职业经理人从事粉饰报表、盈余操纵、内部交易和信息披露操纵等道德风险行为,这在一定程度上可以缓解代理问题,并为改善信息市场质量、减少股票错误定价水平提供帮助。因此,假设4得到验证。

4.4 降低企业财务风险

最后,如果金融科技能够借助降低企业财务风险的路径来影响错误定价水平,那么本文实证数据应该能够检验得出金融科技发展与企业财务风险之间具有显著负向关系的结论。表11的第(2)列对其关系进行了检验。结果表明,金融科技(FT)的回归系数通过了1%的显著性检验($\varsigma_1=0.0124$),意味着金融科技可以明显阻碍企业财务风险上升。资本市场本质上是一个信息市场,企业融资的重要先决条件在于市场投资者能否获得充分信息进行投资判断。但受限于信息不对称、非理性情绪等因素影响,企业在发生财务风险事件时往往会被市场情绪严重干扰,造成股价超涨超跌,扰乱股价估值进程。金融科技发展不仅能够有效改善资本市场信号传播和信号甄别功能,也可以为缩小企业融资约束提供重要助益(黄锐等,2020)。其结果是,企业在获取增量融资后,财务风险得以降低,进而缓释投资者的羊群效应给股票定价带来的不确定性冲击。综上所述,假设5得到验证^①。

^① 为了确保经济因果渠道的稳健性,本文对表10、表11进行了补充检验:(1)引入工具变量(IV)进行反事实检验。主要逻辑为,由于表9的工具变量检验结果已经验证了IV满足外生性假设,如需确证“金融科技—经济机制变量—错误定价”传导路径的有效性,那么在“金融科技—经济机制变量”的因果识别中,IV也必须符合外生性假设(换言之,只有在IV与经济机制变量无关的前提下,传导机制的因果关系才可能确立)。所以,如果能够验证IV与四个机制变量没有关联,就能在一定程度上佐证金融科技对经济机制变量存在因果联系。基于上述推论,本文将四个经济机制变量(Institution、Analyst、Agency、Zscore)分别设置为被解释变量,将IV设置为核心解释变量放入式(1)中展开实证检验。结果显示,IV对四个经济机制变量的回归系数均通过惯常意义上的统计学检验,意味着IV与各个经济机制变量没有相关性,侧面印证了金融科技对四个经济机制变量的因果关系。(2)将金融科技(FT)进行滞后1期处理(L·FT),并重新对L·FT与四个经济机制变量进行检验,旨在反映金融科技发展对机制变量经济因果渠道的时滞性,也可以避免反向因果对结果产生的内生性干扰。研究显示,各项L·FT回归系数的显著性、大小和方向与表10、表11的结果高度一致。限于篇幅,未将结果一一展示,留存备索。

表 11 金融科技发展对错误定价的内部经济机制

Variable	Agency (1)	Zscore (2)
FT	0.0083 *** (5.11)	0.0124 *** (5.57)
CVs	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
_cons	1.6057 *** (20.93)	2.0993 *** (20.45)
N	15895	14111
adj. R ²	0.446	0.614

5 进一步分析：金融科技对资本市场错误定价的异质性影响

客观而言,仅从全样本视角来判断金融科技对错误定价的矫正效用可能略显单薄,若忽略企业自身属性和企业外部环境的影响,容易造成计量结果精度不足。为了加深对金融科技与错误定价之间关系的认识,本文进一步将关注点延伸至异质性视角,用以探讨哪类企业群体在金融科技的发展中获益更多。

5.1 企业异质性

从企业层面来看,已有研究表明,在不同产权性质的企业中,金融科技的创新驱动效能存在明显差异(宋敏等,2021),由此可能导致其在矫正错误定价过程中存在技能偏向性。那么值得预想的是,金融科技发展对何种类型企业有利?有鉴于此,本文延续上述学者的研究思路,拟从产权性质视角出发,以详细解析金融科技发展对企业错误定价的矫正效应。

表 12 报告了国有企业以及非国有企业这两类样本组中,金融科技对其股票错误定价的矫正效能差异。结果显示,在国有企业样本组别,金融科技(FT)的估计系数并不显著。在非国有企业样本组别,金融科技(FT)的估计系数为-0.0057,且通过了 1%的显著性检验,说明金融科技发展对于降低非国有企业的股票错误定价水平具有技能偏向性,但对于国有企业则无显著影响。

国有企业具有天然的政府背景,普遍存在地方政府干预行为,加之国企经营目标较为多元,其不仅要追逐利益最大化目标,并且还要承担一定政治任务和社会责任,因而涉及这类企业的股票定价时不仅必须考虑市场因素,更会掺杂一些政治因素和社会因素,所以仅仅通过市场化的力量可能难以纠正国有企

业的错误定价问题。而金融科技作为市场化的产物,主要目的在于资本逐利,因而其在解决国有企业错误定价问题中可能会显得效力不足。与国有企业不同的是,非国有企业受政府干预的力度较小,主要的经营目标是实现利益最大化,市场化水平往往更高,这决定了非国有企业股价主要由市场因素构成。因此,相较于国有企业,金融科技对非国有企业所发挥的股价“纠错”效能可能更加显著。

表 12 金融科技发展对错误定价的异质性影响 I :考虑企业差异

Variable	国有企业 (1)	非国有企业 (2)
FT	-0.0042 (-1.42)	-0.0057*** (-2.78)
CVs	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
_cons	0.5346*** (4.47)	-0.1350 (-1.15)
N	5646	9857
adj. R ²	0.077	0.171

5.2 行业异质性

从行业层面来看,本文拟对“高科技行业-传统行业”错误定价问题进行考察。理由如下:近年来中国致力于解决技术“卡脖子”问题,高科技行业作为攻克技术“卡脖子”问题的重要部门,对于该类行业错误定价问题的探讨,有助于提前预防股价波动风险对高科技行业经营、研发产生的不确定性冲击,以期解决高科技行业的“后顾之忧”。

表 13 揭示了金融科技在“高科技行业-传统行业”中的错误定价矫正功能差异。研究发现,相较于高科技行业,金融科技在传统行业中的表现更为抢眼,且后者通过了 5% 的显著性检验。这说明,金融科技不仅在企业层面的股票定价中存在技能偏向性,其在行业层面的股票定价“纠错”效能也有类似发现。尤其是针对传统行业样本,金融科技展现了强有力的错误定价“纠错”效能。以上发现令人颇感意外。毕竟,高科技行业属于知识密集型和技术密集型行业,而金融科技能够借助数字技术深度挖掘创新企业无形资产的内在价值,并对这部分企业创新项目实施有效风险评估(黄锐等,2020)。这意味着,金融科技发展似乎对于挖掘高科技行业股价信息具有独特的技术优势。

至少有两方面因素可能导致金融科技在解决高科技行业股票定价方面存

在的失灵现象。其一,从金融科技发展现状来看,尽管近年来金融科技呈现井喷式发展,但尚处于发展初期(唐松等,2019)。特别是在金融科技公司野蛮生长阶段,市场热衷于“跑马圈地”、“商业炒作”,而忽略了本身的技术创新培育。由此可能导致数字技术在金融领域的融合应用主要体现为“广覆盖式”的金融服务,而缺乏“精细化式”纵向延伸的金融服务。其结果是,在面对轻资产、创新项目难以估值的高科技企业股价信息挖掘时,往往对数字技术要求更高,从而造成这一时期的金融科技发展难以对高科技行业发挥错误定价矫正效能。其二,从高科技行业的基本特征来看,由于高科技行业在某种程度上反映了一国科技发展前沿,成长性往往较好,市场投资者对该类行业具有天然的投资偏好,由此造成高科技行业的市场泡沫往往较大,即面临股价高估的问题。然而,中国资本市场的卖空限制决定了被高估的企业很难“做空”,这使得金融科技在矫正高科技行业错误定价问题时难以有效“降温”。

表 13 金融科技发展对错误定价的异质性影响Ⅱ:考虑行业差异

Variable	高科技行业	传统行业
	(1)	(2)
FT	-0.0033 (-1.58)	-0.0058 ** (-2.23)
CVs	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
_cons	-0.1471 (-1.33)	0.4711 *** (4.39)
N	9153	6742
adj. R ²	0.177	0.087

5.3 市场异质性

上述研究主要基于企业自身特性以及行业特性来探讨金融科技的“纠错”效能偏向性。但事实上,企业外部环境的不同也可能会对金融科技的“纠错”功能产生影响。特别是在不同金融市场周期中,投资者非理性情绪会引起资本市场股票价格“超涨超跌”,这种非理性行为将对错误定价造成一定干扰。在此阶段,金融科技承担着股市稳定器抑或崩盘助推器还未可知。毕竟,金融科技作为技术创新与金融的融合产物,兼具边际成本递减以及边际效率提升优势,但也同时具有金融风险传播功能(技术复杂性加剧风险传染速度和隐蔽性),其不同金融市场周期中能否稳定发挥股票“纠错”功能尚需进一步检验。据此,本

文拟从金融市场周期视角^①，重点讨论在“牛市-熊市”阶段中，金融科技对错误定价的矫正功能差异。

表 14 报告了“牛市-熊市”环境中，金融科技对股票错误定价产生的异质性影响。研究发现，在牛市阶段，金融科技未对这一阶段的错误定价问题产生显著影响（FT 系数为 0.0002，未通过惯常意义上的统计学检验）。但在熊市阶段，金融科技（FT）对错误定价（Misp）的估计系数为-0.0073，且通过了 1% 的显著性检验。这说明，在不同金融市场周期下，金融科技的错误定价矫正效能出现了明显分化，尤其在熊市阶段作用效果突显，而在牛市阶段无明显助益。

表 14 金融科技发展对错误定价的异质性影响Ⅲ：考虑市场差异

Variable	牛市阶段	熊市阶段
	(1)	(2)
FT	0.0002 (0.07)	-0.0073 *** (-3.61)
CVs	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
_cons	-0.6956 *** (-5.39)	0.5108 *** (5.34)
N	6102	9793
adj. R ²	0.262	0.057

当金融周期处于熊市阶段，金融科技运行生态较为稳定，其借助大数据技术收集的多维结构化和非结构化数据，往往能够打破信息孤岛，有效解决投资者与企业信息不对称问题，投资者的有限注意在经过金融科技的数据技术加持后，提高了股票价格信息含量，这将大大减少股票价格错误评估的可能。然而，当金融市场周期处于牛市阶段，市场充斥着非理性情绪，基于人工智能技术的智能投顾、量化交易等金融科技工具使用，非但没有起到稳定股市的作用，可能还会造成市场泡沫的持续放大（即“崩盘助推器”作用），这些金融风险在叠加数字技术的包装后进一步加剧了风险传播的速度和波及面，最终形成股票价格的“同涨同跌”。其结果是，金融科技借助技术优势降低投资者与企业信息不对称进而缓解错误定价问题上的效力将会大打折扣，这种非理性情绪造成的金融科技风险传染对错误定价产生的“负效应”抵消了其在消除信息藩篱过程中对错误定价带来的“正效应”。

^① 关于金融市场周期（牛市、熊市）的界定，本文借鉴 Lindahl-Stevens（1980）、孟庆斌和黄清华（2018）的研究，将市场平均收益率（年度）大于无风险利率（年度）时表征为“牛市”阶段，否则为“熊市”阶段。

5.4 结构异质性

上述研究分别就企业差异、行业差异、市场差异探讨了金融科技与错误定价之间关系,但忽略了对错误定价指标本身的结构因素进行解读。从其指标的组成结构来看,股票错误定价主要涉及股价高估 ($Misp>0$) 以及股价低估 ($Misp<0$) 两方面内容。那么一个自然而又现实的问题是,金融科技在解决错误定价过程中,其承担着低估“拉动物”角色还是高估“降温剂”角色,抑或两种角色兼备? 针对这类问题的解读,不仅有助于加深金融科技与错误定价之间关系的认识,也能从更多维度回答“哪类企业群体在金融科技的发展中获益更多”。

表 15 报告了在不同错误定价类别中,金融科技的“纠错”效能差异。研究揭示,对于股票被低估的企业样本组 ($Misp<0$),金融科技发展 (FT) 的回归系数为 0.0061,通过了 1% 的显著性检验,表明金融科技发展能够显著提升被低估企业的市场估值水平,即发挥了低估“拉动物”作用。然而,对于股票被高估的企业样本组 ($Misp>0$),金融科技的回归系数未通过显著性检验,说明金融科技未展现高估“降温剂”效能。

表 15 金融科技发展对错误定价的异质性影响Ⅳ:低估“拉动物”还是高估“降温剂”?

Variable	Misp<0 (1)	Misp>0 (2)
FT	0.0061 *** (3.34)	-0.0027 (-1.19)
CVs	YES	YES
Industry	YES	YES
Year	YES	YES
_cons	-0.9447 *** (-10.56)	-1.1959 *** (-10.35)
N	8198	7697
adj. R ²	0.296	0.285

在上述特征事实的背后,实质上反映了中国资本市场制度环境的特殊性以及金融科技“资本逐利”的基本属性。具体而言,尽管中国资本市场相继开通融资融券业务以及股指期货等金融衍生品交易,为卖空机制提供了一些渠道,但囿于主流交易制度仍为单向买入,股市仍然存在较大的卖空限制,这种卖空约束使得投资者难以借助金融科技来解决股价高估问题^①。在“资本逐利”动机

^① 本文也对卖空约束下金融科技与高估企业错误定价之间关系进行了补充检验。研究发现,对于开通卖空机制的被高估企业样本,金融科技发展 (FT) 的回归系数为 -0.0066, p 值为 10%;对于没有开通卖空机制的被高估企业样本,金融科技发展 (FT) 的回归系数为 -0.0005, p 值为 85%。这说明,卖空限制确实是导致金融科技难以对被高估企业进行“估值纠错”的重要因素。换言之,受到卖空限制等因素影响,金融科技并未展现高估“降温剂”效能。限于篇幅,未将表格详细列出,留存备案。

驱使下,寻找被低估企业进行单向买入成为金融投资者的最优套利策略。顺延上述逻辑,由于金融科技发展无法脱离使用者本身的“资本逐利”动机,譬如券商、保险、基金公司等机构投资者,其在运用金融科技工具开发智能投顾、量化交易、机器人理财等应用场景过程中,通过数字技术发掘股价增量信息,判断股价是否被低估成为关注的重点内容。其结果是,金融科技在甄别低估企业的效能发挥上起到了股价拉动器作用,但对于高估企业并未发挥股价降温剂作用。

6 研究结论与建议

中国资本市场广泛存在的错误定价问题已是金融资源配置效率长期低迷的重要成因,如何从其问题根源着手,找出矛盾的主要方面,并结合中国资本市场发展现状,解决股票价格对真实价值的偏离异象,已成为“政学界”界关注的焦点之一。本文结合当下中国金融业数字化转型热潮,以金融科技作为切入点,在理论阐释其与错误定价之间关系的基础上,借助2011—2018年A股上市企业数据对其因果关系识别、机制路径、异质性特征展开系统检验。结果表明:(1)总体而言,金融科技发展能够有效降低错误定价水平。为了确保该结论的稳健性,本文通过替换核心变量、剔除特殊样本、安慰剂检验、控制其他因素、替换固定效应、工具变量法等多种方式进行反复验证,结论依旧均与上述结果保持高度一致。(2)就机制路径而言,金融科技发展主要通过四条经济机制作用于资本市场错误定价。从企业外部机制来看,金融科技发展优化了数字技术知识溢出渠道,使得机构投资者和证券分析师的专业能力得到显著提升,这不仅可以增强机构投资者持股动机,也能减少分析师预测分歧度,并为稳定股市进而缓释错误定价水平提供重要支撑。从企业内部机制来看,金融科技发展能够解决企业代理问题和降低企业财务风险,从而改善信号市场、避免非理性情绪对股票估值造成的不确定性冲击。(3)异质性分析表明,企业自身属性和外部环境差异均会对金融科技与错误定价的关系产生影响。具体表现为,金融科技发展在非国有产权性质、传统行业、熊市阶段的企业样本中,对股票价格的“纠错”能力更为有效。此外,本文还考虑了错误定价的结构类别差异,发现金融科技的“纠错”能力主要体现在被低估的企业上,而对于被高估的企业尚不明显。

上述研究结论具有重要政策启示:

第一,推动数字技术在金融领域的深度融合,以科技赋能破除资本市场信息孤岛。作为股价信息的“搬运工”,机构投资者和分析师在资本市场信号传播和信号甄别过程中承担着重要角色。伴随金融业步入数字化阶段,数字技术为优化机构投资者和分析师专业技能进而破除股价信息壁垒嵌入了科技元素。因此,一方面应依托金融科技的网络化运营特性,破除技术壁垒,激发市场主体

数字创新活力,加快数字技术溢出到传统金融领域,让金融科技释放的“数字红利”辐射至更多的应用场景和业务部门中,实现智慧科技在金融领域的广泛普及。另一方面,应健全金融科技发展长效扶持机制,积极引入政府专项资金、社会资本、金融资源,打造金融科技人才培育中心、金融科技企业孵化中心、金融科技产业集聚中心,提升数字技术的服务深度,以科技赋能破除资本市场信息孤岛。

第二,加快推进金融基础设施建设,提升金融科技服务实体经济质效。金融基础设施建设是推动金融科技新兴业态发展从“跑马圈地”阶段向“精耕细作”阶段快速转化的前提条件,也是巩固金融科技对于股票定价“纠错”能力的重要保障。为此,一方面,应统筹金融基础设施治理,加快完善金融科技标准体系制定、研制和应用,肃清制度壁垒,引导合规数据跨部门、跨行业、跨市场、跨区域流动,建立数据保护能力认证、数据流动和交易风险评估机制,强化信息共享及数据传输机制建设。另一方面,应立足于金融科技的“技术”属性,通过加强前沿数字技术基础研究,抢占关键领域技术制高点,突破金融科技在股价信息挖掘中的技术瓶颈,以期提升金融科技服务实体经济质效。

第三,建立健全科技监管基本规则体系,保障金融科技运行安全性。金融科技的风险属性决定了其在面临市场情绪严重波动过程中,可能会因技术复杂性加剧风险传播速度、范围和隐蔽性。加之金融科技为市场化产物,在资本逐利性驱使下难免存在数据流失、金融欺诈、监管套利等问题,这类因监管缺位导致的风险事件将严重冲击金融资源配置效率。因此,“金融科技向善”离不开健全的科技监管基本规则体系设计。监管机构应加快适应新兴金融业态的运行规律,一方面要通过加强科技监管规则和标准的制定,积极引导监管部门将大数据、人工智能、区块链等数字技术与监管实践相结合,强化科技监管在预警、识别和处置各类风险中的主体作用。另一方面,要加快金融科技创新监管试点,打造创新和安全平衡的包容性监管环境,确保金融科技在服务实体经济中安全可靠。

参考文献

- 陈斌开,林毅夫. 2012. 金融抑制、产业结构与收入分配[J]. 世界经济, 35(1): 3-23.
- Chen B K, Lin Y F. 2012. Financial repression, industrial structure and income distribution[J]. *The Journal of World Economy*, 35(1): 3-23. (in Chinese)
- 褚剑,秦璇,方军雄. 2019. 中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差[J]. 管理世界, 35(1): 151-166.

- Chu J, Qin X, Fang J X. 2019. Margin-trading, short-selling and analysts' forecast optimism[J]. *Journal of Management World*, 35(1): 151-166. (in Chinese)
- 丁娜, 金婧, 田轩. 2020. 金融科技与分析师市场[J]. *经济研究*, 55(9): 74-89.
- Ding N, Jin J, Tian X. 2020. Fintech and financial analysts in the market[J]. *Economic Research Journal*, 55(9): 74-89. (in Chinese)
- 傅秋子, 黄益平. 2018. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. *金融研究*, (11): 68-84.
- Fu Q Z, Huang Y P. 2018. Digital finance's heterogeneous effects on rural financial demand: Evidence from China household finance survey and inclusive digital finance index[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 68-84. (in Chinese)
- 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 2020. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. *经济学(季刊)*, 19(4): 1401-1418.
- Guo F, Wang J Y, Wang F, et al. 2020. Measuring China's digital financial inclusion: Index compilation and spatial characteristics [J]. *China Economic Quarterly*, 19(4): 1401-1418. (in Chinese)
- 何孝星, 叶展. 2017. 股权激励会影响企业融资约束吗? ——基于我国上市公司的经验证据[J]. *经济管理*, 39(1): 84-99.
- He X X, Ye Z. 2017. Do equity incentives affect firms' financial constraints? — Empirical evidence from public firms in China [J]. *Business and Management Journal*, 39(1): 84-99. (in Chinese)
- 黄锐, 赖晓冰, 唐松. 2020. 金融科技如何影响企业融资约束? ——动态效应、异质性特征与宏微观机制检验[J]. *国际金融研究*, (6): 25-33.
- Huang R, Lai X B, Tang S. 2020. How can FinTech affect corporate financing constraints? —Dynamic effects, heterogeneity characteristics and macro-micro mechanism test[J]. *Studies of International Finance*, (6): 25-33. (in Chinese)
- 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 2020. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. *中国工业经济*, (1): 81-98.
- Li C T, Yan X W, Song M, et al. 2020. Fintech and corporate innovation—Evidence from Chinese NEEQ-listed companies [J]. *China Industrial Economics*, (1): 81-98. (in Chinese)
- 李科, 徐龙炳, 朱伟骅. 2014. 卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据[J]. *经济研究*, 49(10): 165-178.
- Li K, Xu L B, Zhu W H. 2014. Short-sale constrains and stock mispricing: The evidences from the margin transactions institution[J]. *Economic Research Journal*, 49(10): 165-178. (in Chinese)
- 李小玲, 崔淑琳, 赖晓冰. 2020. 数字金融能否提升上市企业价值? ——理论机制

- 分析与实证检验[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 40(9): 83-95.
- Li X L, Cui S L, Lai X B. 2020. Can digital finance increase the value of listed companies? Theoretical mechanism analysis and empirical test[J]. *Modern Finance and Economics (Journal of Tianjin University of Finance and Economics)*, 40(9): 83-95. (in Chinese)
- 李远鹏, 牛建军. 2007. 退市监管与应计异象[J]. 管理世界, (5): 125-132.
- Li Y P, Niu J J. 2007. The delisting regulation and accrual anomaly[J]. *Journal of Management World*, (5): 125-132. (in Chinese)
- 林祺. 2016. 资本市场效率与资产增长异象: 源于“错误定价”还是“风险”[J]. 财贸经济, 37(2): 55-70.
- Lin Q. 2016. Market efficiency and asset growth anomaly in China: Mispricing or risk-pricing? [J]. *Finance & Trade Economics*, 37(2): 55-70. (in Chinese)
- 林毅夫, 孙希芳, 姜烨. 2009. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 44(8): 4-17.
- Lin Y F, Sun X F, Jiang Y. 2009. Toward a theory of optimal financial structure in economic development [J]. *Economic Research Journal*, 44(8): 4-17. (in Chinese)
- 刘贯春. 2017. 金融资产配置与企业研发创新: “挤出”还是“挤入”[J]. 统计研究, 34(7): 49-61.
- Liu G C. 2017. Financial asset allocations and the firms' R&D activity in China: Crowding-out or crowding-in? [J]. *Statistical Research*, 34(7): 49-61. (in Chinese)
- 刘慧龙, 王成方, 吴联生. 2014. 决策权配置、盈余管理与投资效率[J]. 经济研究, 49(8): 93-106.
- Liu H L, Wang C F, Wu L S. 2014. Decision rights allocation, earnings management and investment efficiency[J]. *Economic Research Journal*, 49(8): 93-106. (in Chinese)
- 刘莉亚, 何彦林, 王照飞, 等. 2015. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究, (8): 124-140.
- Liu L Y, He Y L, Wang Z F, et al. 2015. Do financial constraints affect Chinese firms' outward FDI behavior? —A theoretical and empirical analysis based on the micro perspective[J]. *Journal of Financial Research*, (8): 124-140. (in Chinese)
- 刘晓光, 刘元春, 王健, 等. 2020. 行为监管与股市发展[J]. 世界经济, 43(4): 100-122.
- Liu X G, Liu Y C, Wang J, et al. 2020. Conduct supervision and stock market development[J]. *The Journal of World Economy*, 43(4): 100-122. (in Chinese)

- 陆蓉,何婧,崔晓蕾. 2017. 资本市场错误定价与产业结构调整[J]. 经济研究, 52(11): 104-118.
- Lu R, He J, Cui X L. 2017. Mispricing of the capital market and adjustment of the industrial structure [J]. *Economic Research Journal*, 52 (11): 104-118. (in Chinese)
- 罗进辉. 2012. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J]. 金融研究, (10): 153-166.
- Lui J H. 2012. The governance role of media coverage: Multiple agency cost perspectives[J]. *Journal of Financial Research*, (10): 153-166. (in Chinese)
- 孟庆斌,黄清华. 2018. 卖空机制是否降低了股价高估? ——基于投资者异质信念的视角[J]. 管理科学学报, 21(4): 43-66.
- Meng Q B, Huang Q H. 2018. Does short selling decrease stock overvaluation: A perspective of heterogeneous beliefs[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 21(4): 43-66. (in Chinese)
- 倪晓然,刘士达. 2020. 金融同业活动与实体企业经营风险——来自地区层面同业存单业务的证据[J]. 金融研究, (9): 136-153.
- Ni X R, Liu S D. 2020. Interbank financial activity and firms' operating risk in the real sector: Evidence from regional-level interbank negotiable certificates of deposit (INCDS) [J]. *Journal of Financial Research*, (9): 136-153. (in Chinese)
- 屈源育,沈涛,吴卫星. 2018. 壳溢价: 错误定价还是管制风险? [J]. 金融研究, (3): 155-171.
- Qu Y Y, Shen T, Wu W X. 2018. Shell premium: Mispricing or regulation risk? [J]. *Journal of Financial Research*, (3): 155-171. (in Chinese)
- 宋敏,周鹏,司海涛. 2021. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, (4): 138-155.
- Song M, Zhou P, Si H T. 2021. Financial technology and enterprise total factor productivity—Perspective of “enabling” and credit rationing[J]. *China Industrial Economics*, (4): 138-155. (in Chinese)
- 唐松,赖晓冰,黄锐. 2019. 金融科技创新如何影响全要素生产率: 促进还是抑制? ——理论分析框架与区域实践[J]. 中国软科学, (7): 134-144.
- Tang S, Lai X B, Huang R. 2019. How can Fintech innovation affect TFP: Facilitating or inhibiting? —Theoretical analysis framework and regional practice [J]. *China Soft Science*, (7): 134-144. (in Chinese)
- 唐松,伍旭川,祝佳. 2020. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 36(5): 52-66.
- Tang S, Wu X C, Zhu J. 2020. Digital finance and enterprise technology

- innovation: Structural feature, mechanism identification and effect difference under financial supervision [J]. *Journal of Management World*, 36 (5): 52-66. (in Chinese)
- 王磊, 孔东民. 2017. 应计信息、机构投资者反应与股票错误定价[J]. 管理科学学报, 20(3): 80-97.
- Wang L, Kong D M. 2017. Accrual information, institutional investor reaction and stock mispricing[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 20(3): 80-97. (in Chinese)
- 王若兰, 刘灿雷. 2019. 市场竞争、利润分享与企业间工资不平等——来自外资管制政策调整的证据[J]. 中国工业经济, (11): 42-59.
- Wang R L, Liu C L. 2019. Market competition, profit sharing and wage inequality between firms—Evidence from foreign regulatory policy adjustments [J]. *China Industrial Economics*, (11): 42-59. (in Chinese)
- 王小燕, 张俊英, 王醒男. 2019. 金融科技、企业生命周期与技术创新——异质性特征、机制检验与政府监管绩效评估[J]. 金融经济研究, 34(5): 93-108.
- Wang X Y, Zhang J Y, Wang X N. 2019. Fintech, corporate lifecycle, and technological innovation: Heterogeneous characteristics, mechanism test and governmental regulation performance evaluation[J]. *Financial Economics Research*, 34(5): 93-108. (in Chinese)
- 魏志华, 曾爱民, 李博. 2014. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, (5): 73-80.
- Wei Z H, Zeng A M, Li B. 2014. Financial ecological environment and corporate financial constraints—Evidence from Chinese listed firms[J]. *Accounting Research*, 2014(5): 73-80. (in Chinese)
- 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 2021. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 37(7): 130-144.
- Wu F, Hu H Z, Lin H Y, et al. 2021. Enterprise digital transformation and capital market performance: Empirical evidence from stock liquidity [J]. *Journal of Management World*, 37(7): 130-144. (in Chinese)
- 吴武清, 揭晓小, 苏子豪. 2017. 信息不透明、深度跟踪分析师和市场反应[J]. 管理评论, 29(11): 171-182, 195.
- Wu W Q, Jie X X, Su Z H. 2017. Information opacity, maximum analyst coverage and market reaction [J]. *Management Review*, 29 (11): 171-182, 195. (in Chinese)
- 徐寿福, 徐龙炳. 2015. 信息披露质量与资本市场估值偏误[J]. 会计研究, (1): 40-47.

- Xu S F, Xu L B. 2015. Information disclosure quality and misvaluation in capital market[J]. *Accounting Research*, (1): 40-47. (in Chinese)
- 徐寿福, 邓鸣茂. 2020. 管理层股权激励与上市公司股票错误定价[J]. *南开经济研究*(2): 179-202.
- Xu S F, Deng M M. 2020. Managerial equity incentive and stock mispricing of public company[J]. *Nankai Economic Studies*, (2): 179-202. (in Chinese)
- 杨松令, 刘梦伟, 张秋月. 2021. 中国金融科技发展对资本市场信息效率的影响研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 38(8): 125-144.
- Yang S L, Liu M W, Zhang Q Y. 2021. Impact of China's fintech development on information efficiency of capital market[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 38(8): 125-144. (in Chinese)
- 易行健, 周利. 2018. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. *金融研究*, (11): 47-67.
- Yi X J, Zhou L. 2018. Does digital financial inclusion significantly influence household consumption? Evidence from household survey data in China[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 47-67. (in Chinese)
- 尹振涛, 李俊成, 杨璐. 2021. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗? ——基于幸福经济学的研究视角[J]. *中国农村经济*, (8): 63-79.
- Yin Z T, Li J C, Yang L. 2021. Can the development of Fintech improve the well-being of rural households? An analysis from the perspective of happiness economics [J]. *Chinese Rural Economy*, (8): 63-79. (in Chinese)
- 游家兴, 吴静. 2012. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价[J]. *经济研究*, 47(7): 141-152.
- You J X, Wu J. 2012. Spiral of silence: Media sentiment and the asset mispricing [J]. *Economic Research Journal*, 47(7): 141-152. (in Chinese)
- 袁康. 2021. 金融科技的技术风险及其法律治理[J]. *法学评论*, 39(1): 115-130.
- Yuan K. 2021. Technology risks of Fintech and its legal governance [J]. *Law Review*, 39(1): 115-130. (in Chinese)
- 张兵. 2021. 中国资本市场特质波动率异象研究: 前景理论的视角[J]. *经济学报*, 8(1): 83-108.
- Zhang B. 2021. The reseach of idiosyncratic volatility puzzle in China's capital market: From the perspective of prospect theory[J]. *China Journal of Economics*, 8(1): 83-108. (in Chinese)
- 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 2020. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践 [J]. *管理世界*, 36(11): 48-63.
- Zhang X, Yang T, Wang C, et al. 2020. Digital finance and household

- consumption: Theory and evidence from China[J]. *Journal of Management World*, 36(11): 48-63. (in Chinese)
- 张勋, 万广华, 吴海涛. 2021. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. *中国社会科学*, (8): 35-51.
- Zhang X, Wan G H, Wu H T. 2021. Narrowing the digital divide: The development of digital finance with Chinese characteristics[J]. *Social Sciences in China*, (8): 35-51. (in Chinese)
- Akerlof G A. 1970. The market for “Lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3): 488-500.
- Baker M, Wurgler J. 2002. Market timing and capital structure[J]. *The Journal of Finance*, 57(1): 1-32.
- Beer F, Hamdi B, Zouaoui M. 2018. Investors’ sentiment and accruals anomaly: European evidence[J]. *Journal of Applied Accounting Research*, 19(4): 500-517.
- Chen C W, Pantzalis C, Park J C. 2013. Press coverage and stock price deviation from fundamental value[J]. *Journal of Financial Research*, 36(2): 175-214.
- Chiu J, Koeppl T V. 2019. Blockchain-based settlement for asset trading[J]. *The Review of Financial Studies*, 32(5): 1716-1753.
- Claessens S, Tzioumis K. 2006. Measuring firms’ access to finance[R]. Washington: World Bank.
- Collins D W, Gong G, Hribar P. 2003. Investor sophistication and the mispricing of accruals[J]. *Review of Accounting Studies*, 8(2/3): 251-276.
- De Araújo Júnior J B, De Medeiros O R, Caldas O V, et al. 2019. Misvaluation and behavioral bias in the Brazilian stock market[J]. *Revista Contabilidade & Finanças*, 30(79): 107-122.
- De Bondt W F M, Thaler R. 1985. Does the stock market overreact? [J]. *The Journal of Finance*, 40(3): 793-805.
- De Long J B, Shleifer A, Summers L H, et al. 1990. Noise trader risk in financial markets[J]. *Journal of Political Economy*, 98(4): 703-738.
- Demertzis M, Merler S, Wolff G B. 2018. Capital markets union and the fintech opportunity[J]. *Journal of Financial Regulation*, 4(1): 157-165.
- Dyck A, Volchkova N, Zingales L. 2008. The corporate governance role of the media: Evidence from Russia[J]. *The Journal of Finance*, 63(3): 1093-1135.
- Holder-Webb L M. 2003. Strategic use of disclosure policy in distressed firms[D]. Ann Arbor: Texas A&M University.
- Hong H, Stein J C. 2007. Disagreement and the stock market[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2): 109-128.

- Jensen M C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. *The American Economic Review*, 76(2): 323-329.
- Kaplan S N, Zingales L. 1997. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1): 169-215.
- Lee I, Shin Y J. 2018. Fintech: Ecosystem, business models, investment decisions, and challenges[J]. *Business Horizons*, 61(1): 35-46.
- Levi S. 2008. Voluntary disclosure of accruals in earnings press releases and the pricing of accruals[J]. *Review of Accounting Studies*, 13(1): 1-21.
- Lindahl-Stevens M. 1980. Redefining bull and bear markets[J]. *Financial Analysts Journal*, 36(6): 76-77.
- Lv P, Xiong H. 2022. Can FinTech improve corporate investment efficiency? Evidence from China[J]. *Research in International Business and Finance*, 60: 101571.
- Lys T, Sohn S. 1990. The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security-price changes[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 13(4): 341-363.
- Mackie-Mason J K. 1990. Do taxes affect corporate financing decisions? [J]. *The Journal of Finance*, 45(5): 1471-1493.
- Moser P, Voena A. 2012. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act[J]. *The American Economic Review*, 102(1): 396-427.
- Pantazis C, Park J C. 2014. Agency costs and equity mispricing[J]. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 43(1): 89-123.
- Rhodes-Kropf M, Robinson D T, Viswanathan S. 2005. Valuation waves and merger activity: The empirical evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 77(3): 561-603.
- Seretakis A L. 2019. Blockchain, securities markets, and central banking[M]//Hacker P, Lianos I, Dimitropoulos G, et al. *Regulating Blockchain: Techno-Social and Legal Challenges*. Oxford: Oxford University Press.
- Sloan R G. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings[J]. *The Accounting Review*, 71(3): 289-315.
- Stein J C. 1996. Rational capital budgeting in an irrational world[J]. *The Journal of Business*, 69(4): 429-455.
- Tetlock P C. 2007. Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market[J]. *The Journal of Finance*, 62(3): 1139-1168.
- Yao T, Song L R. 2021. Fintech and the economic capital of Chinese commercial bank's risk: Based on theory and evidence [J]. *International Journal of Finance & Economics*, doi: 10.1002/ijfe.2528.

How Does the Development of Fintech Affect Stock Mispricing?

Xiaobing Lai¹ Shujing Yue^{1, 2}

(1. School of Economics and Management, Southeast University;

2. Institute of Socialist Development with Chinese Characteristics, Southeast University)

Abstract Solving the widespread mispricing problem in the capital market is an important prerequisite for the stable and healthy operation of China's financial industry. This article fully considers the typical facts of digital technology innovation and integration in China's financial sector, and focuses on the effectiveness of fintech in mitigating the problem of stock mispricing. Based on the theoretical explanation of the relationship between fintech and mispricing, the data of Chinese A-share listed companies is used to empirically test its theoretical logic. The study found that fintech can help correct mispricing problems. This conclusion is still valid after a series of robustness tests such as variable substitution, exclusion of special samples, addition of other control variables, fixed effects substitution, placebo test, and instrumental variable test. Mechanism analysis shows that fintech breaks information islands through "digital empowerment", which is beneficial internally to reduce internal agency problems and financial difficulties of enterprises, and externally can increase institutional investors' holdings and reduce analysts' forecast differences. The above-mentioned mechanisms are important pathways for improving mispricing. Further research reveals that, for different property rights, industry categories, and market environments, the "error correction" capabilities of fintech are heterogeneous. Especially in non-state-owned enterprises, traditional industries and in the bear market stage, the effectiveness of fintech in correcting mispricing is more significant. In addition, fintech mainly solves the problem of mispricing of companies whose stock prices are undervalued, but has limited effect on the problem of mispricing of companies whose stock prices are overvalued. This may be due to the "capital chasing" characteristics of fintech and the short-selling restrictions in China's capital market. Important association. The conclusions of this paper provide important policy connotations for promoting the improvement of the capital market resource allocation function and the financial digitalization reform.

JEL Classification G12, G14, G29

交叉持股的机构投资者能够抑制 企业商誉泡沫吗?

张亚涛¹

摘 要 本文以2008—2020年我国A股上市公司为研究对象,考察了机构交叉持股对企业商誉泡沫的影响。研究发现,交叉持股的机构投资者可以有效抑制企业商誉泡沫;机制研究表明,交叉持股的机构投资者主要通过降低企业代理成本和信息不对称来抑制企业商誉泡沫;进一步研究发现,在内部控制质量和市场化程度较高的企业中,交叉持股的机构投资者对商誉泡沫的抑制作用更为明显。此外,相比一般法人类机构投资者,金融类机构投资者交叉持股对企业商誉泡沫的抑制作用更显著。本文在理论和实证上丰富了机构交叉持股和企业商誉领域的研究,为监管部门和上市公司化解商誉泡沫提供了新思路和新范式。

关键词 机构交叉持股;商誉泡沫;代理成本;信息不对称

0 引言

商誉作为企业的一项重要资产,本质上是并购方在并购过程中支付的溢价,通常由并购方评估决定,具有一定主观性,并购方很可能因高估商誉而形成商誉泡沫(Johnson and Petrone, 1998),若因并购未达预期而导致商誉泡沫破裂,便可能会引发企业业绩下滑和股价大跌,对资本市场的稳定性造成负面影响(田园和高利芳, 2021)。随着上市公司并购热潮的出现,我国资本市场中开始频繁出现因商誉泡沫破裂导致商誉巨额减值的暴雷事件,商誉泡沫已然成为我国金融市场中最不容忽视的风险要素之一(张新民等, 2018)。据Wind数据统计,2020年末我国A股上市公司商誉规模已达1.28万亿元,若将其全部计提,可吞噬A股上市公司六成以上的营业利润。在此背景下,如何抑制企业商誉泡沫已经成为学术界和实务界关注的焦点。

随着机构投资者队伍的不断发展壮大,部分资产规模较大的机构投资者为

¹ 张亚涛,南开大学金融学院博士研究生,E-mail:1715120716@qq.com。

降低投资风险和追求更高的投资回报率会同时持股行业内多家企业。同时持有同行业两家以上企业大宗股权的机构投资者即为交叉持股机构投资者(Park et al., 2019)。作为行业内企业间股权关联和信息传递的枢纽,交叉持股的机构投资者与企业经济利益关联度较高且拥有全行业信息和专业优势,是比普通机构投资者更为合格的外部监督者,有更强的动机和能力抑制管理层的机会主义行为(邢斐等, 2021),提高信息披露质量(Ramalingegowda et al., 2021),降低财务重述概率(杜勇和胡红燕, 2022)和提高并购绩效(Brooks et al., 2018)。但是,并购商誉的估计极度依赖管理层的主观判断(Li and Sloan, 2017),有很大的操纵空间,管理层出于自利动机可能会高估商誉,诱发商誉泡沫(陈耿和严彩红, 2020)。那么交叉持股的机构投资者能否抑制企业商誉泡沫呢?如果可以的话,其作用机理呢?

在企业经营实践中,管理层作为企业并购活动的策划者,不仅会影响企业并购策略的制定和实施,而且深度介入了并购标的选择、估值和定价等一系列过程,具有信息与决策优势,其动机和行为对并购活动(包括商誉的形成)具有重要影响。委托代理理论指出,若被并方是管理层的利益相关者,则二者可能会达成合谋,通过支付高并购溢价实现利益输送,诱发商誉泡沫(Shi et al., 2017)。此外,管理层为满足“帝国构建”的私欲,也可能会利用其信息和决策优势(Grinstein and Hribar, 2004),提高并购的频率和规模,甚至可能会不惜支付较高的溢价完成并购重组(Mueller and Sirower, 2003),形成商誉泡沫。在充斥着代理问题和信息不对称的资本市场中,要抑制商誉泡沫,仅靠正式制度对管理层进行监督和约束远远不够,还需要董事网络、公司文化和机构交叉持股等非正式制度的有效补充。而机构交叉持股作为一种非正式制度,在同行业企业间形成股权网络,拥有更丰富的监督经验和行业专长,能否抑制企业商誉泡沫是本文关注的重点。如图1所示,本文对2008—2020年间A股市场中被机构交叉持股的企业占比和该年度全部企业超额商誉均值的走势进行了图形分析。可以看出,A股市场中被机构交叉持股的企业占比与该年度所有企业的平均超额商誉有着相反的走势。但是,交叉持股的机构投资者能否抑制企业商誉泡沫,仅靠简单的图形分析无法得出可靠的结论,仍需更细致严谨的实证分析佐证。

本文以2008—2020年A股全部上市企业为研究对象,对机构交叉持股能否有效抑制企业商誉泡沫进行了深入考察。最终发现,机构交叉持股对商誉泡沫产生了显著的抑制效应;机制检验发现,交叉持股的机构投资者通过降低信息不对称和代理成本来抑制商誉泡沫;进一步研究发现,在市场化水平较高和内部控制质量较高的企业中,交叉持股的机构投资者抑制企业商誉泡沫的效应更强。此外,相比一般法人类机构投资者,金融类机构投资者交叉持股对企业

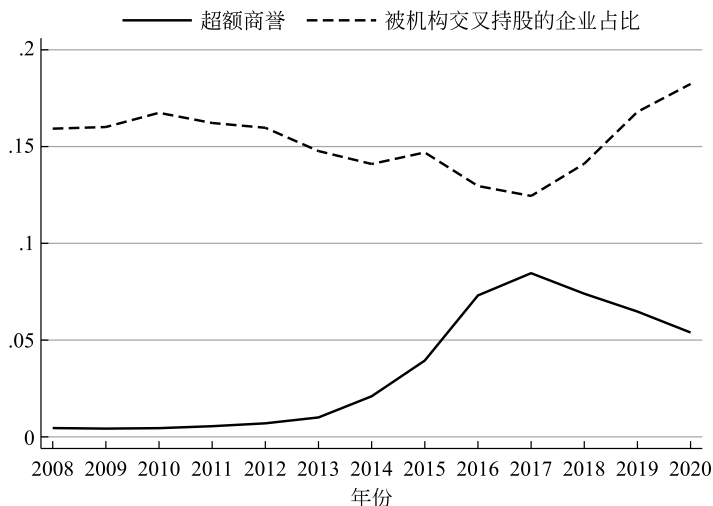


图1 2008—2020年A股被机构交叉持股的企业占比与企业超额商誉均值走势

商誉泡沫的抑制作用更显著。本文的边际贡献在于：首先，基于资本市场中的机构交叉持股现象，本文即为如何化解商誉泡沫提供了崭新的思路，也扩充了企业商誉领域的研究文献。其次，不同于以往以并购绩效为研究焦点的文献（Brooks et al., 2018），本文从商誉泡沫角度出发实证检验了交叉持股的机构投资者对商誉泡沫的外部治理效应。最后，本文不仅为监管层和企业化解商誉泡沫提供了有益参考，而且为有关并购重组、培育和发展机构投资者相关政策的制定提供了实证支撑，对健全资本市场服务实体经济的体制机制具有一定启示。

1 文献综述与假设提出

1.1 文献综述

1.1.1 机构交叉持股的相关研究

与普通股东相比，交叉持股的机构投资者具有以下三个特征：第一，交叉持股的机构投资者在参与行业内多家上市公司的经营治理活动中，积累了丰富的信息搜集和处理经验、行业专长和管理知识。第二，同行业上市公司各部门的共通性减少了交叉持股的机构投资者信息挖掘、处理和分析成本。第三，交叉持股的机构投资者通过持股行业内多家上市公司，可以内部化治理行为的外部性，获取更多治理收益。目前，学术界关于机构交叉持股经济影响的文献，主要存在以下两种观点：

第一,协同治理效应观点认为机构交叉持股可以提高公司经营绩效并改善公司治理,例如学者们发现凭借在信息资源、行业专长和管理经验等方面的优势,交叉持股机构投资者不仅可以提高企业产品市场占比和创新效率(Gao et al., 2019),而且可以降低资本成本(Chen et al., 2021)、提高并购成功的可能性(Brooks et al., 2018)。此外,更低的信息挖掘、处理和分析成本使得交叉持股的机构投资者可以发挥更好的外部治理效应,如投票反对管理层的不合理提案(Park et al., 2019)和迫使不称职的管理层离职(Kang et al., 2018),提高企业信息披露质量(He et al., 2019)、降低其盈余管理程度(Ramalingegowda et al., 2021)和避税动机(邢斐等, 2021),进而提高公司治理效率。第二,部分学者认为交叉持股机构投资者会促使其投资组合内的同行业企业达成产品市场合谋,提高其市场势力和垄断能力(Azar et al., 2018)。但是,该理论却未被学者们广泛认可,如Kennedy et al. (2017)指出交叉持股机构投资者并不会扭曲行业价格机制,Edmans et al. (2019)也指出,产品质量和定价效率的提升才是机票价格上涨根本原因,而非合谋舞弊,Azar et al. (2018)之所以得出合谋舞弊的结论是由于回归模型中存在遗漏变量误差。

1.1.2 商誉的相关研究

目前,关于企业商誉的学术研究虽然非常丰富,但大多聚焦于上市公司商誉的会计处理、产生原因和影响因素以及经济后果等层面。第一,商誉的会计处理。杜兴强等(2011)提出商誉是上市公司预期超额利润的贴现值,本质上是使用年限不确定的无形资产,使用并购价格减去目标公司净资产的公允价值进行初始计量,每年年末都需进行减值测试,发生减值损失后,应及时确认。Ramanna(2008)和Bens et al. (2011)指出由于企业商誉的公允价值难以核实,商誉减值在很大程度上取决于管理层的主观判断,管理层在计提商誉减值时拥有自由裁量权,有动机通过高估企业商誉来抬升股价,谋取私人收益。此外,越来越多的学者发现,商誉减值在会计处理上能够回溯至企业在并购过程中的支付溢价,是管理人员对企业未来盈利能力下降的预期,管理人员有动机和能力延迟(或择机)确认商誉减值损失,实现对收益的操纵(Henning et al., 2000; Ramanna and Watts, 2012)。第二,商誉的产生原因以及影响因素。Bens et al. (2011)指出企业商誉本质上是支付溢价,体现了被收购企业的持续经营商誉和合并后产生的协同效应。王文姣等(2017)认为机构投资者持股等外部治理因素可以有效抑制企业商誉泡沫。冯卫东和郑海英(2013)指出股东与管理者的第一类代理冲突会引发商誉泡沫,因此完善企业治理结构可以有效抑制商誉泡沫(Li et al., 2011)。张新民等(2018)发现内部控制能够有效抑制商誉泡沫,企业内部控制越有效,则并购产生的超额商誉越少。第三,商誉的经济后果。Henning et al. (2000)指出投资者和分析师对企业商誉各组成部分的估值权重

存在差异,持续经营商誉和协同效应有助于企业价值的提升。郑海英等(2014)的实证研究表明,企业支付较高的商誉成本可以提高企业当期业绩,但有损于企业未来两期业绩。魏志华和朱彩云(2019)也指出超额商誉对企业未来三年的经营业绩存在负向影响。王文姣等(2017)和杨威等(2018)分析了商誉和公司股价崩盘之间的关系,发现高商誉企业的股价明显被高估,很可能会引发股价泡沫和崩盘。Li et al. (2011)指出企业商誉减值的计提向资本市场传递了公司业绩的负面信号,会导致投资者和分析师对企业估值预期的下调。Glaum et al. (2018)的分析指出,商誉减值对公司股价具有负面影响,管理层可能会使用商誉减值平滑公司股价,而分析师和机构投资者的监督会加速企业对商誉减值损失的确认,因此会导致股价收益率的下降。可以看出,学术界关于商誉泡沫的理论和实证研究成果非常丰富,但就怎样抑制商誉泡沫还未形成统一的观点。鉴于此,本文以机构交叉持股这一外部治理机制为出发点,分析其对企业商誉泡沫的影响,不仅可以拓展现有文献的研究范围,而且为已有观点提供新的经验支持。

1.2 假设提出

管理层是企业并购战略的决策主体之一,在并购标的选择、估值定价等过程中发挥了重要作用。当被并方与管理层利益一致时,二者之间便存在合谋动机,可能会通过高溢价支付实现利益输送(王文姣等,2017)。同时,管理者也有可能出于帝国构建、在职消费和社会声誉等动机,利用自身信息优势和决策权进行盲目扩张(Malmendier et al., 2011),不惜支付高溢价以并购与自身战略导向不一致或难以完成资源整合的公司,形成商誉泡沫。本文认为,交叉持股的机构投资者能够增强企业内外部的治理机制,提高管理层高估商誉的风险和成本,从而抑制企业商誉泡沫。

1.2.1 治理机制

交叉持股的机构投资者可以有效抑制管理层在并购时刻意高估商誉的代理行为。现有研究验证了机构投资者等外部股东可以通过委派管理层、在股东大会中投反对票和退出威胁等方式对管理层代理行为进行监督治理。与普通投资者相比,交叉持股的机构投资者对管理层高估商誉的代理行为监督治理的增量作用体现在:

第一,监督动机。交叉持股不仅提高了机构投资者的监督收益,还降低了其监督成本,使其具有更高的监督动机。(1)更高的监督收益。交叉持股的机构投资者通过同时持有行业内多家企业股权,可以内部化治理行为的外部性,在边际治理成本保持不变的情况下,可以获得更高边际收益。具体而言,交叉

持股的机构投资者追求的是投资组合收益的最大化,而非单个投资标的的价值最大化(He et al., 2019),而企业高估商誉的代理行为具有负外部性,会对同行业公司企业经营业绩产生负面影响(王鲁泉和张蓓, 2021)。研究表明,企业披露高质量信息可能会对行业内其他企业的融资成本产生溢出效应(Ramalingegowda et al., 2021)。反之,若企业高估商誉,释放低质量的会计信息,则有可能会误导行业内其他公司的并购和投资决策(傅超等, 2015),损害其经营业绩(Chang et al., 2019)。因此,对于交叉持股的机构投资而言,每付出一个单位的监督成本,不仅可以从企业自身商誉泡沫的降低中获益,而且能够从其投资组合中的同行业其他企业的市场价值的提高中获取额外收益。(2)更低的监督成本。同行业上市公司的业务环境、运营方式和财务报告模式具有共通性,使得交叉持股的机构投资者可以将其在一家企业中获取的监督和信处理经验应用到其投资组合中同行业其他企业的监督活动中去,降低其对管理层高估商誉行为的监督成本。研究发现,交叉持股机构投资者对投资组合内企业的平均监督成本随其联结同行业公司数量的增加而降低(Ramalingegowda et al., 2021)。综上所述,与普通投资者相比,更低的监督成本和更高的监督收益使得交叉持股机构投资者更有动机充当外部监督者的角色,抑制管理层出于自利动机而高估商誉的行为。

第二,监督能力。外部投资者实施治理的必要条件是可以识别管理层高估商誉的行为。交叉持股的机构投资者在参与行业内多家企业经营治理活动中积累了丰富的信息处理经验、监督经验和行业专长(Kang et al., 2018),与其他外部投资者相比,交叉持股的机构投资者不仅对于管理层提供的会计信息具有更强的分析和鉴别能力(He et al., 2019),在与管理层博弈时也具有更大的话语权(Chen et al., 2021),因此可以在挖掘和分析企业公开或私有信息时及时发现管理层为促成并购成功而刻意高估商誉的代理行为,进而在股东大会或者董事会上加以揭露和制止(Shroff et al., 2017; Brooks et al., 2018)。研究发现,凭借行业信息和专业优势,交叉持股的机构投资者可以凭借在股东大会中投票反对管理层的不当提案(Brooks et al., 2018)和迫使不称职的管理层离职(Kang et al., 2018)等方法抑制管理层的代理行为。

综上所述,更强的监督动机和更高的监督能力使得交叉持股的机构投资者可以更好地履行监督治理职能,增加管理者出于自利动机而刻意高估商誉的风险和成本,从而抑制管理层刻意高估商誉的代理行为。

1.2.2 信息机制

交叉持股的机构投资者有助于降低企业与外部投资者之间的信息不对称,增加管理层高估商誉的风险和成本,进而抑制商誉泡沫。商誉的高估可能源于管理层在有限的任期内利用并购盲目扩张从而谋取私利,不惜对并购项目进行操纵与信息选择性披露。由于信息不对称,管理层为确保高溢价并购项目能够

顺利完成,可能会在并购过程中刻意“隐藏”坏消息(Li and Sloan,2017)。而交叉持股的机构投资者在参与同行业多家企业的经营过程中积累了丰富的信息处理经验和行业专长,使得其与一般机构投资者相比不仅拥有更强的信息搜集和处理能力,对管理层提供的决策信息也有更强的解读和鉴别能力,可以更有效地缓解企业信息不对称问题(Kang et al.,2018;Edmans et al.,2019)。当被机构交叉持股后,企业的并购决策信息(包括交易价格、标的价值和可辨认净资产公允价值等信息)将会被充分地挖掘、分析和传播,增加管理层在并购过程中“隐藏”坏消息的难度,促使其在选择并购标的和确定并购溢价时更加理性和谨慎,从而抑制商誉泡沫的产生。

结合上述分析,本文提出如下研究假设:

假设 1:交叉持股的机构投资者抑制了企业商誉泡沫。

假设 2a:交叉持股的机构投资者通过降低企业代理成本,进而抑制了企业商誉泡沫。

假设 2b:交叉持股的机构投资者通过降低企业信息不对称,进而抑制了企业商誉泡沫。

2 研究设计

2.1 数据来源

本文的研究样本为 2008—2020 年全部 A 股上市企业,除市场化指数和内部控制指数之外的数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。此外,本文对样本做出如下处理:(1)剔除金融、保险行业的企业;(2)剔除 ST 和 *ST 的企业;(3)剔除数据缺失的企业;(4)对连续变量在 1%和 99%的水平上进行缩尾处理。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

参照 Ramanna(2008)和张新民等(2018)的做法,以超额商誉(GWover)衡量企业商誉泡沫,计算方法如式(1):

$$\begin{aligned} & \text{GWover} \\ &= \frac{100 \times (\text{商誉的账面价值} - \text{经行业和企业规模匹配后的商誉账面平均值})}{\text{总资产}} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,在每一年将同行业企业按照企业规模由小到大平均分为四组,每组商誉的账面价值的平均值,即为经行业和企业规模匹配后的商誉账面平均值。行业

分类标准参照证监会 2012 年颁布的《上市公司行业分类指引》,除制造业使用二级分类外,其余行业均使用大类。

2.2.2 解释变量

参照 He and Huang(2017)和 Chen et al. (2021)的做法,本文从 3 个维度构造指标反映机构交叉持股。(1)交叉持股哑变量(Cross1),如果当年有交叉持股的机构投资者持股该企业,则 Cross1 设为 1,否则为 0。其中,交叉持股的机构投资者是指在行业内同时重仓持有(持股比例 $\geq 5\%$)两家以上企业股权的机构投资者;(2)机构交叉持股的企业数量(Cross2)。为企业全部交叉持股机构投资者持有的同行业企业数量均值加 1 的自然对数。Cross2 体现了交叉持股机构投资者更强的监督动机和能力。原因在于:机构投资者交叉持股的企业数量越多,内部化治理外部性的能力越强,具有更强的监督动机(潘越等,2020)。同时,机构投资者交叉持股的企业数量越多,越能在参与同行业多家企业治理的过程中积累监督治理经验,提高自身的监督能力(Kang et al., 2018);(3)机构交叉持股联结程度(Cross3)。与企业拥有相同交叉持股的机构投资者的同行业企业数量加 1 的自然对数。Cross3 越大,意味着交叉持股机构投资者监督成本越低。原因在于:企业因机构交叉持股联结同行企业的数量越多,则交叉持股的机构投资者获取和处理企业财务信息的成本越低(Ramalingegowda et al., 2021),则其监督成本也就越低。

2.3 模型构建

为了验证机构交叉持股对企业商誉泡沫的影响,本文设置如下回归模型:

$$GWover_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_{i,t-1} + \gamma Controls_{i,t-1} + Firm + Year + \varepsilon \quad (2)$$

其中,核心解释变量为机构交叉持股指标(Cross),包括 Cross1、Cross2 和 Cross3,Controls 为控制变量组,参照田园和高利芳(2021)的做法,本文的控制变量组的设置如表 1 所示。本文对解释变量和控制变量组取一阶滞后以缓解内生性问题。同时,模型(2)中还控制了年度(Year)和企业(Firm)层面的固定效应。此外,本文对标准误在企业层面进行了聚类调整。若模型(2)中 β_1 显著为负,则意味着机构交叉持股可以抑制商誉泡沫,本文的研究假设得到验证。

表 1 变量说明

		名称	符号	变量定义
被解释变量		超额商誉	GWover	见上文
解释变量 (Cross)	机构交叉持股哑变量	Cross1	见上文	
	机构交叉持股企业数量	Cross2	见上文	
	机构交叉持联结程度	Cross3	见上文	

续表			
	名称	符号	变量定义
控制变量组 (Controls)	机构投资者持股比例	Ins	机构投资者持股比例
	资产报酬率	ROA	净利润/总资产
	企业规模	Size	期末总资产的自然对数
	财务杠杆	Lev	总负债占总资产的比例
	成长性	Growth	营业收入增长率
	现金持有	Cash	货币资金/总资产
	固定资产比例	Fix	固定资产/总资产
	上市年限	Age	企业上市年限的自然对数
	管理层持股比例	Mshare	管理层持股比例
	两职兼任	Dual	若总经理兼任董事长,则 Dual=1,否则 Dual=0
	董事会规模	Board	董事会人数的自然对数
	独立董事比例	IndepR	独立董事人数占比
	股权集中度	Top1	第一大股东持股比例

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计

表 2 列示了本文主要变量描述性统计结果。可以看出,超额商誉(GWover)的均值大于其中位数,且标准差较大,这意味着不同企业的超额商誉存在较大差异且部分企业的超额商誉水平较高。此外,Cross1 的均值为 0.152,说明有 15.2%的样本企业被机构交叉持股。其余变量的描述性统计结果与现有文献相似(孙诗璐等,2021),均在合理范围之内。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GWover	19030	0.067	6.227	-12.008	-0.487	29.098
Cross1	19030	0.152	0.359	0.000	0.000	1.000
Cross2	19030	0.165	0.462	0.000	0.000	3.907
Cross3	19030	0.175	0.496	0.000	0.000	4.082
Lev	19030	0.448	0.207	0.026	0.445	2.186
ROA	19030	0.034	0.067	-0.581	0.034	0.220
Size	19030	22.191	1.301	18.266	22.012	27.569
Cash	19030	0.176	0.126	0.001	0.142	0.860
Fix	19030	0.216	0.163	0.001	0.183	0.803
Board	19030	2.144	0.199	1.609	2.197	2.708

续表						
变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
IndepR	19030	37.307	5.339	25.000	33.330	60.000
Ins	19030	44.442	23.909	0.179	46.460	95.322
Growth	19030	0.193	0.549	-0.825	0.111	7.781
Top1	19030	33.944	14.859	7.920	31.730	76.950
Mshare	19030	11.397	18.288	0.000	0.150	75.141
Age	19030	2.197	0.713	0.693	2.303	3.434

3.2 基准回归结果

表 3 报告了机构交叉持股对商誉泡沫影响的基准回归结果。可以看出, Cross1、Cross2 和 Cross3 的回归系数为负,且均在 1%置信水平上显著,意味着交叉持股的机构投资者对企业商誉泡沫存在抑制效应,且该抑制效应随着机构交叉持股的企业数量(Cross2)和联结程度(Cross3)的增加而提高,假设 1 得到验证。

表 3 机构交叉持股对商誉估值泡沫的影响

	(1) GWover	(2) GWover	(3) GWover
Cross1	-0.418 *** (-2.796)		
Cross2		-0.360 *** (-2.802)	
Cross3			-0.341 *** (-2.853)
Lev	-6.067 *** (-17.686)	-6.081 *** (-17.722)	-6.081 *** (-17.722)
ROA	-10.620 *** (-10.908)	-10.585 *** (-10.873)	-10.593 *** (-10.881)
Size	0.671 *** (11.849)	0.677 *** (11.893)	0.678 *** (11.909)
Cash	-8.502 *** (-18.193)	-8.505 *** (-18.201)	-8.502 *** (-18.194)
Fix	-8.485 *** (-21.431)	-8.483 *** (-21.426)	-8.480 *** (-21.418)
Board	-0.523 * (-1.699)	-0.533 * (-1.735)	-0.529 * (-1.719)

续表

	(1)	(2)	(3)
	GWover	GWover	GWover
IndepR	0.019 * (1.714)	0.019 * (1.724)	0.019 * (1.733)
Ins	0.029 *** (7.635)	0.029 *** (7.652)	0.029 *** (7.677)
Growth	1.363 *** (14.924)	1.363 *** (14.916)	1.362 *** (14.913)
Top1	-0.052 *** (-12.113)	-0.052 *** (-12.137)	-0.052 *** (-12.156)
Mshare	0.039 *** (8.388)	0.039 *** (8.424)	0.039 *** (8.445)
Age	-0.464 *** (-4.750)	-0.465 *** (-4.759)	-0.464 *** (-4.758)
Dual	0.547 *** (4.588)	0.550 *** (4.616)	0.551 *** (4.627)
Constant	-7.757 *** (-6.032)	-7.861 *** (-6.085)	-7.916 *** (-6.115)
Firm	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	19030	19030	19030
adj. R ²	0.501	0.501	0.501

注：括号内为系数对应 T 值；*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平，下文同。

3.3 稳健性和内生性检验

3.3.1 稳健性检验

(1) 更换因变量。借鉴许罡(2020)的做法,利用商誉乘以 100 之后除以总资产(GW)作为被因变量重新进行模型(2)的回归,回归结果如表 4 列(1)、(2)和(3)所示,Cross1、Cross2 和 Cross3 的回归系数显著为负,验证了回归结果的稳健性。

表 4 机构交叉持股对商誉估值泡沫的影响:稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GW	GW	GW	GWover	GWover	GWover
Cross1	-0.478 *** (-3.026)			-0.433 *** (-2.883)		

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GW	GW	GW	GWover	GWover	GWover
Cross2		-0.483 *** (-3.552)			-0.364 *** (-2.815)	
Cross3			-0.449 *** (-3.557)			-0.344 *** (-2.861)
Lev	-6.973 *** (-19.221)	-6.994 *** (-19.275)	-6.994 *** (-19.274)	-6.198 *** (-17.909)	-6.212 *** (-17.944)	-6.212 *** (-17.944)
ROA	-9.720 *** (-9.439)	-9.678 *** (-9.400)	-9.689 *** (-9.411)	-10.858 *** (-10.974)	-10.827 *** (-10.942)	-10.835 *** (-10.950)
Size	-0.101 * (-1.680)	-0.090 (-1.495)	-0.088 (-1.465)	0.683 *** (11.937)	0.688 *** (11.975)	0.690 *** (11.990)
Cash	-11.645 *** (-23.561)	-11.644 *** (-23.562)	-11.640 *** (-23.555)	-8.832 *** (-18.630)	-8.833 *** (-18.633)	-8.830 *** (-18.626)
Fix	-10.151 *** (-24.243)	-10.139 *** (-24.214)	-10.136 *** (-24.206)	-8.651 *** (-21.634)	-8.651 *** (-21.635)	-8.649 *** (-21.627)
Board	-0.541 * (-1.663)	-0.549 * (-1.689)	-0.544 * (-1.672)	-0.544 * (-1.759)	-0.555 * (-1.794)	-0.550 * (-1.779)
IndepR	0.019 (1.633)	0.019 * (1.659)	0.019 * (1.669)	0.019 * (1.793)	0.020 * (1.802)	0.020 * (1.811)
Ins	0.028 *** (6.982)	0.028 *** (7.079)	0.029 *** (7.106)	0.028 *** (7.397)	0.028 *** (7.407)	0.028 *** (7.432)
Growth	1.628 *** (16.856)	1.626 *** (16.833)	1.626 *** (16.831)	1.393 *** (15.060)	1.392 *** (15.051)	1.392 *** (15.047)
Top1	-0.055 *** (-12.142)	-0.055 *** (-12.219)	-0.055 *** (-12.240)	-0.051 *** (-11.982)	-0.051 *** (-12.002)	-0.052 *** (-12.020)
Mshare	0.037 *** (7.583)	0.038 *** (7.663)	0.038 *** (7.686)	0.038 *** (8.220)	0.039 *** (8.254)	0.039 *** (8.275)
Age	-0.464 *** (-4.491)	-0.459 *** (-4.450)	-0.460 *** (-4.455)	-0.481 *** (-4.900)	-0.483 *** (-4.917)	-0.483 *** (-4.917)
Dual	0.653 *** (5.180)	0.656 *** (5.205)	0.657 *** (5.219)	0.551 *** (4.600)	0.554 *** (4.630)	0.556 *** (4.642)
Constant	15.018 *** (11.042)	14.775 *** (10.815)	14.716 *** (10.749)	-7.774 *** (-5.993)	-7.876 *** (-6.040)	-7.930 *** (-6.069)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind×Year				Yes	Yes	Yes
N	19030	19030	19030	19030	19030	19030
adj. R ²	0.674	0.674	0.674	0.505	0.506	0.506

(2) 控制行业乘以年度的固定效应。为了控制行业发展周期、产业政策等可能对企业并购商誉产生的影响,本文在模型(2)的基础上控制了行业乘以年度的固定效应(Ind×Year)。回归结果如表 4 列(4)、(5)和(6)所示,可以看出,交叉持股的机构投资者对于企业商誉的影响仍然稳健。

3.3.2 内生性检验

(1) 排除反向因果内生性问题。本文的回归结果还可能存在反向因果内生性问题,即交叉持股的机构主动选择商誉泡沫小的企业进行持股,而没有参与治理,本文通过进行下述两个检验来排除这种可能性:

第一,考察有交叉持股的机构投资者持股的上市公司在并购中产生的商誉是否更小,若交叉持股的机构投资者抑制了企业商誉泡沫,那么其应能降低企业在并购过程中产生的商誉。鉴于此,本文参照李璐和姚海鑫(2019)以及耿建新和丁含(2021)的做法,通过构建模型(4)考察机构交叉持股对企业因并购形成商誉的影响:

$$Gwadd = \frac{(\text{并购事件商誉} - \text{经行业和企业规模调整的并购事件商誉均值})}{\text{总资产}} \quad (3)$$

$$Gwadd_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cross_{i,t-1} + \gamma Controls_{i,t-1} + Firm + Year + \varepsilon \quad (4)$$

其中,Gwadd 为企业的并购商誉,控制变量(Controls)的设置和模型(2)相同。其中,在每一年将同行业企业按照企业规模由小到大平均分为四组,每组并购事件商誉的平均值,即为经行业和企业规模调整的并购事件商誉均值。此外,在样本选择方面:本文选取 2008—2020 年 A 股上市企业的并购事件为研究样本,并剔除关联交易和交易未完成的并购事件。模型(4)的回归结果如表 5 所示,可以看出,Cross1、Cross2 和 Cross3 的回归系数为负,且均在 1%的水平上显著。意味着在并购中,有机构交叉持股的企业产生的商誉更小,这表明本文的回归结果并不是由交叉持股的机构投资者主动选择商誉泡沫小的企业进行持股的行为引发的。

表 5 机构交叉持股对企业并购商誉的影响

	(1)	(2)	(3)
	Gwadd	Gwadd	Gwadd
Cross1	-0.016 *** (-2.858)		
Cross2		-0.011 *** (-2.977)	
Cross3			-0.011 *** (-3.341)

续表

	(1)	(2)	(3)
	Gwadd	Gwadd	Gwadd
Lev	-0.087 ^{***} (-7.125)	-0.087 ^{***} (-7.126)	-0.087 ^{***} (-7.143)
ROA	-0.118 ^{***} (-4.343)	-0.114 ^{***} (-4.209)	-0.114 ^{***} (-4.200)
Size	0.049 ^{***} (24.220)	0.049 ^{***} (24.211)	0.050 ^{***} (24.271)
Cash	-0.172 ^{***} (-9.714)	-0.172 ^{***} (-9.687)	-0.172 ^{***} (-9.680)
Fix	-0.164 ^{***} (-9.932)	-0.164 ^{***} (-9.937)	-0.163 ^{***} (-9.914)
Board	-0.004 (-0.376)	-0.005 (-0.480)	-0.005 (-0.441)
IndepR	-0.000 (-0.577)	-0.000 (-0.572)	-0.000 (-0.560)
Ins	0.000 (0.230)	0.000 (0.237)	0.000 (0.294)
Growth	0.039 ^{***} (13.772)	0.039 ^{***} (13.780)	0.039 ^{***} (13.780)
Top1	-0.001 ^{***} (-4.461)	-0.001 ^{***} (-4.552)	-0.001 ^{***} (-4.597)
Mshare	-0.000 (-1.249)	-0.000 (-1.199)	-0.000 (-1.165)
Age	-0.004 (-1.103)	-0.004 (-1.168)	-0.004 (-1.148)
Dual	0.000 (0.001)	0.000 (0.022)	0.000 (0.048)
Constant	-1.007 ^{***} (-21.089)	-1.010 ^{***} (-21.098)	-1.015 ^{***} (-21.163)
Firm	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	3556	3556	3556
adj. R ²	0.783	0.783	0.784

第二,根据机构交叉持股比例高低进行分组回归,若交叉持股的机构投资者抑制了企业商誉泡沫,则本文的回归结果应主要集中在机构交叉持股比例较高的企业中。鉴于此,本文首先剔除未被机构交叉持股的样本企业,然后按照企业所有交叉持股的机构投资者持股比例总和的年度中位数将样本划分为机

机构交叉持股比例较高组和机构交叉持股比例较低组,回归结果如表 6 所示(为了避免多重共线性,未对 Cross1 进行回归)。可以看出在机构交叉持股比例较高组中,Cross2 和 Cross3 的回归系数显著为负,而在交叉持股比例较低组中,Cross2 和 Cross3 的回归系数不显著。这表明,本文的主要回归结果集中在机构交叉持股比例较高的企业中。

表 6 机构交叉持股高低的分组回归结果

	(1) 机构交叉持股 比例较低组 GWover	(2) 机构交叉持股 比例较高组 GWover	(3) 机构交叉持股 比例较低组 GWover	(4) 机构交叉持股 比例较高组 GWover
Cross2	-0.361 (-1.181)	-0.620** (-2.500)		
Cross3			-0.383 (-1.332)	-0.564*** (-2.704)
Lev	-5.842*** (-4.902)	-2.504*** (-3.430)	-5.827*** (-4.891)	-2.503*** (-3.431)
ROA	-16.950*** (-4.669)	-3.863 (-1.484)	-16.854*** (-4.640)	-4.024 (-1.545)
Size	-0.194 (-1.203)	0.072 (0.674)	-0.188 (-1.165)	0.082 (0.764)
Cash	-7.193*** (-4.182)	-2.619** (-2.456)	-7.210*** (-4.192)	-2.552** (-2.394)
Fix	-8.260*** (-7.052)	-2.232*** (-3.028)	-8.275*** (-7.067)	-2.220*** (-3.014)
Board	-0.639 (-0.690)	-0.831 (-1.374)	-0.649 (-0.701)	-0.802 (-1.328)
IndepR	0.033 (0.984)	-0.031 (-1.409)	0.033 (0.989)	-0.030 (-1.382)
Ins	0.033** (2.462)	0.027*** (2.965)	0.034** (2.491)	0.029*** (3.170)
Growth	1.245*** (4.378)	0.459** (2.022)	1.246*** (4.381)	0.461** (2.036)
Top1	-0.074*** (-4.865)	-0.050*** (-4.935)	-0.074*** (-4.887)	-0.053*** (-5.133)
Mshare	0.043** (2.110)	0.026 (1.179)	0.043** (2.119)	0.026 (1.183)
Age	-0.239 (-0.749)	-0.562** (-2.385)	-0.240 (-0.753)	-0.567** (-2.412)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	机构交叉持股 比例较低组	机构交叉持股 比例较高组	机构交叉持股 比例较低组	机构交叉持股 比例较高组
	GWover	GWover	GWover	GWover
Dual	-0.368 (-0.799)	0.162 (0.510)	-0.357 (-0.775)	0.179 (0.564)
Constant	11.615 *** (3.045)	4.685 ** (1.995)	11.511 *** (3.015)	4.344 * (1.842)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1284	1284	1284	1284
adj. R ²	0.631	0.710	0.632	0.711
Cross 系数差异 P 值	0.000 ***		0.000 ***	

注：Cross 系数差异 P 值用来检验 Cross2 和 Cross3 的回归系数在机构交叉持股比例较高组和机构交叉持股比例较低组是否存在差异，参考连玉君等(2010)的做法使用 Bootstrap1000 次计算而来。

(2) PSM-OLS 回归。为缓解可能存在的选择偏误，本文将拥有交叉持股机构投资者企业作为处理组，以模型(2)中的控制变量为匹配变量。使用 1：1 最近邻匹配为处理组匹配具有相似特征的对照组。PSM 结果表明，企业超额商誉的平均处理效应(ATT)为-0.657，在 1%水平上显著。这意味着与具有相似特征的对照组企业相比，拥有交叉持股的机构投资者的企业的超额商誉平均要低 0.657。进一步，将处理组和对照组进行模型(2)的回归分析。回归结果如表 7(1)~(3)列所示，机构交叉持股(Cross1、Cross2 和 Cross3)的系数均在 1%水平上显著为负，证明了回归结果的稳健性。

(3) PSM-DID 回归。利用多时期双重差分法模型考察由没有交叉持股的机构投资者变为拥有交叉持股的机构投资者前后，企业商誉泡沫的变化。本文借鉴谢申祥和王晖(2021)的做法，通过构建模型(5)进行平行性趋势检验，然后进行模型(6)的回归分析，模型设置如下：

$$GWover_{i,t} = \beta_0 + \sum_{j=-3}^3 \theta_j Treat_{i,t} \times After_{i,t+j} + \gamma Controls_{i,t-1} + Firm + Year + \varepsilon \tag{5}$$

$$GWover_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} \times After_{i,t} + \gamma Controls_{i,t-1} + Firm + Year + \varepsilon \tag{6}$$

其中，将由没有交叉持股的机构投资者(Cross1=0)变更为拥有交叉持股的机构投资者(Cross1=1)的样本作为处理组，Treat 取值为 1，余下的企业 Treat 取值为 0。同时，After 为哑变量，被交叉持股之后的年份 After 取值为 1，变更之前的年份 After 取值为 0。同时，由于在机构交叉持股之前处理组和控制组之间的差异

可能会造成选择性偏差。鉴于此,本文先使用倾向得分匹配法(PSM)进行 1 : 1 最近邻匹配,之后再进行回归分析。图 2 报告了模型(5)系数 θ 的估计值。可以看出,在被机构交叉持股之前,系数 θ 的估计值均不显著,而在被机构交叉持股之后,系数 θ 的估计值均显著为负,表明平行性趋势假设成立。此外,模型(6)的回归结果如表 7 列(4)所示,After×Treat 的系数显著为负,意味着当企业从没有机构交叉持股变更为有机构交叉持股后,商誉泡沫得到有效抑制。

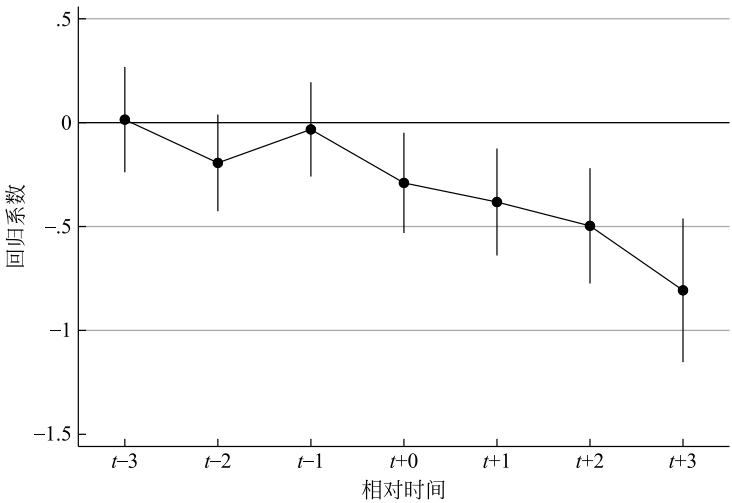


图 2 PSM-DID 模型的平行性趋势检验(置信区间为 90%)

表 7 内生性处理:PSM 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	GWover	GWover	GWover	GWover
Cross1	-0.573 *** (-3.322)			
Cross2		-0.545 *** (-3.541)		
Cross3			-0.527 *** (-3.652)	
After×Treat				-0.289 *** (-3.785)
Lev	-6.253 *** (-11.713)	-6.269 *** (-11.743)	-6.268 *** (-11.741)	-6.219 *** (-11.645)
ROA	-8.531 *** (-5.308)	-8.454 *** (-5.263)	-8.461 *** (-5.268)	-8.476 *** (-5.268)
Size	-0.204 ** (-2.469)	-0.192 ** (-2.316)	-0.189 ** (-2.281)	-0.209 ** (-2.522)

	续表			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	GWover	GWover	GWover	GWover
Cash	-10.673 *** (-14.478)	-10.674 *** (-14.482)	-10.669 *** (-14.476)	-10.634 *** (-14.419)
Fix	-7.708 *** (-13.355)	-7.686 *** (-13.322)	-7.679 *** (-13.311)	-7.689 *** (-13.310)
Board	-0.478 (-1.043)	-0.477 (-1.042)	-0.471 (-1.028)	-0.475 (-1.036)
IndepR	0.035 ** (2.149)	0.036 ** (2.190)	0.036 ** (2.206)	0.035 ** (2.125)
Ins	0.039 *** (6.705)	0.040 *** (6.806)	0.041 *** (6.860)	0.038 *** (6.505)
Growth	1.268 *** (9.042)	1.264 *** (9.010)	1.263 *** (9.005)	1.277 *** (9.103)
Top1	-0.059 *** (-9.164)	-0.060 *** (-9.262)	-0.060 *** (-9.309)	-0.058 *** (-9.090)
Mshare	0.065 *** (7.968)	0.066 *** (8.090)	0.067 *** (8.116)	0.065 *** (7.918)
Age	-0.145 (-0.933)	-0.139 (-0.892)	-0.138 (-0.889)	-0.152 (-0.978)
Dual	0.489 ** (2.508)	0.496 ** (2.545)	0.500 ** (2.564)	0.495 ** (2.536)
Constant	14.049 *** (7.394)	13.696 *** (7.196)	13.598 *** (7.139)	14.134 *** (7.434)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4447	4447	4447	6721
adj. R ²	0.535	0.535	0.535	0.524

(4) Heckman 两阶段模型。交叉持股的机构投资者可能存在选股偏好,更喜爱具有某种特征的股票。因此,同行业企业的某些相似特征是造成其被机构投资者交叉持股的原因,导致样本的自选择问题。换句话说,本文的结果可能是由于同行业企业的某种相似特征所造成的。为缓解自选择问题对回归结果的影响,我们借鉴潘越等(2020)的做法,使用 Heckman 两阶段模型进行回归分析。第一阶段,以 Cross1 为因变量,模型(2)中的控制变量的一阶滞后项为自变量,进行 Probit 回归,计算出逆米尔斯比率(IMR);第二阶段,将 IMR 加入回归模型(2),进行回归分析。结果如表 8 所示,Cross2 和 Cross3 的回归系数依旧显著为负,意味着在缓解样本选择偏误后,本文结论依旧稳健。此外,本文借鉴邢

斐等(2021)的做法使用机构交叉持股指标(Cross1、Cross2 和 Cross3)的行业年度均值作为工具变量进行两阶段回归以缓解潜在的内生性问题,也得到了非常稳健的回归结果,在此不再赘述。

表 8 内生性检验:Heckman 两阶段模型

	(1)	(2)
	GWover	GWover
Cross2	-0.397 *** (-3.054)	
Cross3		-0.385 *** (-3.166)
IMR	-6.098 *** (-17.766)	-6.099 *** (-17.770)
Lev	-8.816 *** (-6.519)	-8.717 *** (-6.431)
ROA	1.136 *** (4.540)	1.166 *** (4.633)
Size	-7.404 *** (-9.896)	-7.333 *** (-9.766)
Cash	-5.385 *** (-3.184)	-5.190 *** (-3.053)
Fix	0.902 (1.098)	0.995 (1.206)
Board	0.026 ** (2.261)	0.027 ** (2.308)
IndepR	0.087 *** (2.801)	0.091 *** (2.905)
Ins	1.040 *** (5.351)	1.019 *** (5.224)
Growth	-0.124 *** (-3.224)	-0.128 *** (-3.325)
Top1	0.048 *** (7.357)	0.048 *** (7.427)
Mshare	0.304 (0.725)	0.352 (0.834)
Age	0.538 *** (4.513)	0.539 *** (4.518)
Dual	4.197 * (1.884)	4.454 ** (1.990)

续表

	(1)	(2)
	GWover	GWover
Constant	-31.487 ** (-2.498)	-33.010 *** (-2.604)
Firm	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	19030	19030
adj. R ²	0.501	0.501

4 作用机制检验

上文分析表明,交叉持股的机构投资者可以抑制企业的商誉泡沫,接下来本文就具体的影响路径进行分析,即检验假设 2a 和假设 2b 是否成立。本文认为,交叉持股的机构投资者不仅能够约束管理层的代理行为,而且可以缓解企业信息不对称,降低并购活动中对商誉确认的机会主义倾向。简而言之,交叉持股的机构投资者可能通过治理机制和信息机制影响企业商誉泡沫,若上述机制成立,则可以预期的是在信息不对称和代理成本不同的企业中,交叉持股的机构投资者对企业商誉泡沫的影响应有所差异。具体而言,如果企业信息不对称程度和代理成本较低,那么机构交叉持股所能带来的影响很小;但是在相反的情形下,机构交叉持股可以显著降低企业的信息不对称和代理成本,抑制企业商誉泡沫的产生。鉴于此,本文通过构建以下模型来检验机构交叉持股是否通过治理机制和信息机制来抑制商誉泡沫:

$$GWover_{i,t} = \beta_0 + \eta_1 Cross_{i,t-1} + \eta_2 DA_{i,t-1} + \eta_3 DA_{i,t-1} \times Cross_{i,t-1} + \gamma Controls_{i,t-1} + \varepsilon \tag{7}$$

$$GWover_{i,t} = \beta_0 + \eta_1 Cross_{i,t-1} + \eta_2 Manfee_{i,t-1} + \eta_3 Manfee_{i,t-1} \times Cross_{i,t-1} + \gamma Controls_{i,t-1} + \varepsilon \tag{8}$$

其中,Cross 包括 Cross1、Cross2 和 Cross3。此外,使用修正 Jones 模型计算出操控性应计利润的绝对值(DA)来度量企业信息不对称,DA 越大说明企业盈余管理程度越高,信息不对称程度越高;使用管理费用与营业收入的比值(Manfee)度量代理成本,Manfee 越大意味着企业代理成本越高;控制变量(Controls)的设置与模型(2)保持一致。

模型(3)和(4)的回归结果分别见表 9 和表 10。首先,如表 9 列(1)~(3)中所示,交乘项 Cross1×DA、Cross2×DA 和 Cross3×DA 的回归系数显著为负,表明企业的信息不对称越高,机构交叉持股对其商誉泡沫抑制作用越强,该结果

与预期一致。这也意味着,缓解信息不对称是交叉持股的机构投资者影响企业商誉泡沫的一条重要作用机制。其次,由表 10 列(1)~(3)所示,列(1)~(3)中,交乘项 $Cross1 \times Manfee$ 、 $Cross2 \times Manfee$ 和 $Cross3 \times Manfee$ 的回归系数也显著为负,说明代理成本越高,机构交叉持股对企业商誉泡沫抑制作用越强。因此,降低代理成本也是交叉持股的机构投资者影响企业商誉泡沫的途径之一。综上所述,表 9 和表 10 的回归结果总体表明,交叉持股的机构投资者可以通过降低企业的代理成本和信息不对称,进而对商誉泡沫产生抑制作用,假设 2a 和假设 2b 得到验证。

表 9 信息不对称渠道检验

	(1)	(2)	(3)
	GWover	GWover	GWover
Cross1	-0.403 *** (-2.809)		
Cross1×DA	-0.636 *** (-3.258)		
Cross2		-0.347 *** (-2.785)	
Cross2×DA		-0.099 *** (-3.043)	
Cross3			-0.325 *** (-2.893)
Cross3×DA			-0.670 ** (-2.311)
DA	2.803 *** (3.350)	2.816 *** (3.344)	2.855 *** (3.391)
Lev	-6.041 *** (-17.610)	-6.055 *** (-17.645)	-6.054 *** (-17.643)
ROA	-10.971 *** (-11.205)	-10.924 *** (-11.162)	-10.927 *** (-11.164)
Size	0.665 *** (11.730)	0.670 *** (11.770)	0.671 *** (11.783)
Cash	-8.588 *** (-18.355)	-8.590 *** (-18.361)	-8.586 *** (-18.352)
Fix	-8.590 *** (-21.636)	-8.588 *** (-21.629)	-8.584 *** (-21.619)
Board	-0.540 * (-1.757)	-0.550 * (-1.790)	-0.545 * (-1.773)

	续表		
	(1)	(2)	(3)
	GWover	GWover	GWover
IndepR	0.018 * (1.700)	0.019 * (1.711)	0.019 * (1.720)
Ins	0.029 *** (7.760)	0.029 *** (7.768)	0.030 *** (7.791)
Growth	1.401 *** (15.228)	1.400 *** (15.219)	1.400 *** (15.217)
Top1	-0.052 *** (-12.136)	-0.052 *** (-12.155)	-0.052 *** (-12.173)
Mshare	0.039 *** (8.489)	0.040 *** (8.520)	0.040 *** (8.538)
Age	-0.471 *** (-4.819)	-0.471 *** (-4.827)	-0.471 *** (-4.824)
Dual	0.551 *** (4.623)	0.554 *** (4.655)	0.556 *** (4.669)
Constant	-7.354 *** (-5.695)	-7.452 *** (-5.745)	-7.503 *** (-5.772)
Firm	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	19030	19030	19030
adj. R ²	0.508	0.508	0.508

表 10 代理成本渠道检验

	(1)	(2)	(3)
	GWover	GWover	GWover
Cross1	-0.425 *** (-2.833)		
Cross1×Manfee	-0.651 *** (-3.132)		
Cross2		-0.379 *** (-2.943)	
Cross2×Manfee		-0.640 *** (-3.129)	
Cross3			-0.361 *** (-3.007)
Cross3×Manfee			-0.608 *** (-3.123)

续表

	(1)	(2)	(3)
	GWover	GWover	GWover
Manfee	3.239 *** (7.157)	3.259 *** (7.199)	3.261 *** (7.204)
Lev	-5.589 *** (-16.003)	-5.602 *** (-16.036)	-5.601 *** (-16.036)
ROA	-9.860 *** (-10.047)	-9.819 *** (-10.005)	-9.825 *** (-10.012)
Size	0.718 *** (12.486)	0.725 *** (12.545)	0.727 *** (12.563)
Cash	-8.701 *** (-18.572)	-8.705 *** (-18.583)	-8.702 *** (-18.576)
Fix	-8.211 *** (-20.565)	-8.206 *** (-20.551)	-8.203 *** (-20.541)
Board	-0.575 * (-1.868)	-0.586 * (-1.903)	-0.581 * (-1.886)
IndepR	0.016 (1.494)	0.016 (1.506)	0.016 (1.515)
Ins	0.028 *** (7.350)	0.028 *** (7.383)	0.028 *** (7.412)
Growth	1.419 *** (15.477)	1.418 *** (15.468)	1.418 *** (15.466)
Top1	-0.050 *** (-11.699)	-0.050 *** (-11.733)	-0.050 *** (-11.754)
Mshare	0.037 *** (7.980)	0.037 *** (8.025)	0.038 *** (8.048)
Age	-0.506 *** (-5.154)	-0.506 *** (-5.155)	-0.505 *** (-5.154)
Dual	0.535 *** (4.488)	0.538 *** (4.512)	0.539 *** (4.524)
Constant	-9.309 *** (-7.072)	-9.449 *** (-7.143)	-9.510 *** (-7.175)
Firm	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	19030	19030	19030
adj. R^2	0.508	0.508	0.508

5 进一步分析

5.1 内外部治理机制的影响

上述回归结果证实了交叉持股的机构投资者能够显著抑制企业商誉泡沫,发挥了一定外部治理效应。但是,交叉持股机构投资者的治理效应可能还受其他因素的影响。为此,我们考察在不同的外部治理环境和内部治理环境下,交叉持股的机构投资者对商誉泡沫的治理效应。其中,分别使用市场化程度和内部控制质量来度量外部和内部治理环境。

5.1.1 市场化程度

首先,市场化程度较高的省份,法治化水平相对较高,外部治理机制也更加完善,有助于交叉持股的机构投资者监督管理者在并购活动中的私利动机,抑制管理者刻意高估商誉的代理行为。其次,市场化程度较高的省份,企业信息披露机制较为完善,便于交叉持股的机构投资者等外部投资者对企业进行监管(马惠娴和佟爱琴,2019)。最后,市场化程度较高的省份,企业并购交易规模更大、频率更高,可能更需要交叉持股机构投资者的配合。据此,本文推测,如果企业所处省份的市场化程度较高,那么交叉持股的机构投资者对起商誉泡沫的抑制作用将更明显。根据王小鲁等(2017)编制的分省份市场化指数将样本企业划分为市场化程度高、低两组子样本,以检验机构交叉持股对企业商誉泡沫的影响。表 11 报告了分组回归结果。可以看出,发现只有在市场化程度较高的地区机构交叉持股才可以降低商誉泡沫,且通过了组间系数差异性检验。综上所述,本文认为,机构交叉持股对商誉泡沫的治理效应有赖于成熟完善的市场化环境,要想交叉持股的机构投资者发挥应有的治理效应需要较高的市场化水平来配合。

表 11 市场化程度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市场化 程度高	市场化 程度低	市场化 程度高	市场化 程度低	市场化 程度高	市场化 程度低
	GWover	GWover	GWover	GWover	GWover	GWover
Cross1	-0.462 *** (-2.890)	-0.265 (-1.000)				
Cross2			-0.401 *** (-2.811)	-0.211 (-0.971)		
Cross3					-0.364 *** (-2.760)	-0.202 (-0.993)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市场化 程度高	市场化 程度低	市场化 程度高	市场化 程度低	市场化 程度高	市场化 程度低
	GWover	GWover	GWover	GWover	GWover	GWover
Lev	-3.796 *** (-9.773)	-8.376 *** (-14.665)	-3.823 *** (-9.844)	-8.378 *** (-14.665)	-3.826 *** (-9.851)	-8.376 *** (-14.665)
ROA	-7.267 *** (-6.133)	-13.890 *** (-9.198)	-7.216 *** (-6.091)	-13.876 *** (-9.188)	-7.226 *** (-6.099)	-13.880 *** (-9.191)
Size	0.554 *** (8.759)	0.775 *** (8.069)	0.560 *** (8.830)	0.778 *** (8.051)	0.561 *** (8.840)	0.779 *** (8.051)
Cash	-5.476 *** (-10.404)	-11.471 *** (-14.765)	-5.485 *** (-10.422)	-11.470 *** (-14.764)	-5.484 *** (-10.421)	-11.467 *** (-14.758)
Fix	-5.236 *** (-12.590)	-13.238 *** (-18.022)	-5.232 *** (-12.580)	-13.244 *** (-18.040)	-5.234 *** (-12.584)	-13.240 *** (-18.028)
Board	-0.914 *** (-2.782)	0.064 (0.116)	-0.927 *** (-2.821)	0.057 (0.105)	-0.922 *** (-2.806)	0.060 (0.109)
IndepR	0.011 (0.913)	0.031 * (1.661)	0.011 (0.929)	0.031 * (1.661)	0.011 (0.940)	0.031 * (1.661)
Ins	0.023 *** (5.205)	0.031 *** (5.102)	0.023 *** (5.206)	0.031 *** (5.101)	0.023 *** (5.221)	0.031 *** (5.106)
Growth	0.795 *** (8.648)	2.324 *** (13.185)	0.794 *** (8.638)	2.324 *** (13.182)	0.794 *** (8.634)	2.324 *** (13.183)
Top1	-0.037 *** (-7.665)	-0.062 *** (-8.763)	-0.037 *** (-7.686)	-0.063 *** (-8.765)	-0.037 *** (-7.700)	-0.063 *** (-8.769)
Mshare	0.043 *** (7.796)	0.033 *** (4.546)	0.043 *** (7.827)	0.033 *** (4.554)	0.044 *** (7.840)	0.034 *** (4.560)
Age	-0.178 (-1.568)	-0.715 *** (-4.445)	-0.175 (-1.541)	-0.720 *** (-4.484)	-0.176 (-1.545)	-0.720 *** (-4.485)
Dual	0.995 *** (7.036)	0.183 (0.971)	0.996 *** (7.043)	0.186 (0.989)	0.998 *** (7.056)	0.187 (0.992)
Constant	-7.067 *** (-4.995)	-8.837 *** (-3.959)	-7.187 *** (-5.062)	-8.880 *** (-3.957)	-7.229 *** (-5.082)	-8.915 *** (-3.962)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9765	9265	9765	9265	9765	9265
adj. R ²	0.500	0.525	0.500	0.525	0.500	0.525
Cross 系数差异 P 值	0.015 **		0.021 **		0.011 **	

注：Cross 系数差异 P 值用来检验 Cross1、Cross2 和 Cross3 的回归系数在市场化程度高组和市场化程度低组是否存在差异，参考连玉君等(2010)的做法使用 Bootstrap1000 次计算得到。

5.1.2 内部控制质量

首先,较高质量的内部控制可以提高企业信息披露质量,有助于交叉持股的机构投资者发挥外部监督作用。其次,高质量的内部控制可以帮助企业构建合理的组织结构,防止管理层权力过度膨胀(权小锋等,2010),使得交叉持股的机构投资者可以利用其信息和专业优势对管理层权力进行有效监督和制衡,避免并购合谋行为的发生。鉴于此,本文推断企业内部控制质量会影响机构交叉持股与企业商誉泡沫的关系。本文参考田园和高利芳(2021)的做法使用迪博公司发布的“中国上市公司内部控制指数”的行业年度中位数,将企业划分为内部控制质量高和低两个子样本,以考察在不同内部控制质量下,交叉持股的机构投资者对企业商誉泡沫的抑制效应是否存在差异。表 12 列示了相应的分组回归结果。可以看出,在内部控制质量较高的企业中,Cross1、Cross2 和 Cross3 的回归系数均显著为负;而在内部控制质量低的样本组,Cross1、Cross2 和 Cross3 的回归系数虽然也均为负,但系数的绝对值和显著性较小。可见,机构交叉持股对商誉泡沫的抑制作用在内部控制质量较高的企业中更为明显,且通过了组间系数差异性检验。本文认为,要想机构交叉持股发挥应有的治理效应需要企业构建合理的内部控制制度来配合。

表 12 内部控制的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	内部控制 质量较高 GWover	内部控制 质量较低 GWover	内部控制 质量较高 GWover	内部控制 质量较低 GWover	内部控制 质量较高 GWover	内部控制 质量较低 GWover
Cross1	-0.516 *** (-2.631)	-0.327 (-1.419)				
Cross2			-0.447 ** (-2.131)	-0.294 * (-1.893)		
Cross3					-0.427 ** (-2.172)	-0.282 * (-1.949)
Lev	-7.247 *** (-14.363)	-5.470 *** (-11.413)	-7.250 *** (-14.361)	-5.480 *** (-11.437)	-7.248 *** (-14.359)	-5.482 *** (-11.439)
ROA	-18.654 *** (-10.099)	-7.400 *** (-5.934)	-18.520 *** (-10.029)	-7.391 *** (-5.928)	-18.527 *** (-10.033)	-7.398 *** (-5.934)
Size	0.706 *** (9.278)	0.686 *** (7.569)	0.709 *** (9.247)	0.691 *** (7.623)	0.711 *** (9.258)	0.693 *** (7.637)
Cash	-8.042 *** (-12.654)	-8.932 *** (-12.929)	-8.047 *** (-12.660)	-8.935 *** (-12.935)	-8.044 *** (-12.655)	-8.931 *** (-12.930)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	内部控制 质量较高	内部控制 质量较低	内部控制 质量较高	内部控制 质量较低	内部控制 质量较高	内部控制 质量较低
	GWover	GWover	GWover	GWover	GWover	GWover
Fix	-8.664 *** (-15.677)	-8.561 *** (-14.985)	-8.673 *** (-15.692)	-8.542 *** (-14.952)	-8.672 *** (-15.691)	-8.536 *** (-14.937)
Board	-0.766 * (-1.852)	-0.291 (-0.634)	-0.793 * (-1.917)	-0.286 (-0.625)	-0.790 * (-1.910)	-0.279 (-0.608)
IndepR	0.023 (1.583)	0.016 (0.968)	0.022 (1.570)	0.016 (0.988)	0.023 (1.573)	0.016 (1.000)
Ins	0.031 *** (6.076)	0.030 *** (5.273)	0.031 *** (6.019)	0.031 *** (5.350)	0.031 *** (6.040)	0.031 *** (5.368)
Growth	1.510 *** (12.615)	1.173 *** (8.296)	1.512 *** (12.622)	1.170 *** (8.273)	1.511 *** (12.621)	1.169 *** (8.268)
Top1	-0.062 *** (-11.035)	-0.041 *** (-6.297)	-0.062 *** (-11.022)	-0.042 *** (-6.345)	-0.062 *** (-11.037)	-0.042 *** (-6.359)
Mshare	0.041 *** (6.440)	0.039 *** (5.710)	0.041 *** (6.435)	0.040 *** (5.761)	0.041 *** (6.453)	0.040 *** (5.775)
Age	-0.296 ** (-2.233)	-0.597 *** (-4.109)	-0.307 ** (-2.319)	-0.589 *** (-4.051)	-0.306 ** (-2.317)	-0.589 *** (-4.050)
Dual	0.515 *** (3.153)	0.577 *** (3.316)	0.523 *** (3.198)	0.576 *** (3.315)	0.524 *** (3.210)	0.577 *** (3.319)
Constant	-7.400 *** (-4.301)	-8.793 *** (-4.227)	-7.407 *** (-4.270)	-8.958 *** (-4.299)	-7.459 *** (-4.291)	-9.028 *** (-4.325)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9790	9240	9790	9240	9790	9240
adj. R ²	0.523	0.490	0.523	0.490	0.523	0.490
Cross 系数差异 P 值	0.032 **		0.001 ***		0.013 **	

注：Cross 系数差异 p 值用来检验 Cross1、Cross2 和 Cross3 的回归系数在内部控制质量较高组和内部控制质量较低组是否存在差异，参考连玉君等(2010)的做法使用 Bootstrap1000 次计算而来。

5.2 不同类型的机构投资者交叉持股对企业商誉泡沫的影响

我国机构投资者主要包括证券投资基金、保险公司、社保基金、境外专业机构投资者等金融机构，以及一般法人团体及其他非金融类上市公司，而梅洁和杜亚斌(2012)、梅洁和严华麟(2012)和李志辉等(2021)认为非金融类上市公司和一般法人团体的专业知识、行业自律性以及信息处理能力不如证券投资基金

金、社保基金、境外专业机构投资者、证券公司、保险公司等金融机构,无法改善公司治理。那么,相较于其他机构投资者,非金融类上市公司和一般法人团体交叉持股对企业商誉泡沫的抑制作用是否较弱?为回答这一问题,本文参考李志辉等(2021)的做法,将一般法人团体和非金融类上市公司称为一般法人类机构投资者,将证券投资基金、保险公司和境外专业机构投资者等金融机构称为金融类机构投资者。表 13 列示了一般法人类机构投资者与金融类机构投资者对企业商誉泡沫的影响。可以看出一般法人类机构投资者的交叉持股指标 GCross1、GCross2 和 GCross3 的回归系数不显著,而金融类机构投资者交叉持股指标 FCross1、FCross2 和 FCross3 的回归系数均至少在 5%的水平上显著为负^①,这意味着与一般法人类机构投资者相比,金融类机构投资者交叉持股更能抑制企业商誉泡沫。

表 13 机构投资者类型的影响

	(1)	(2)	(3)
	GWover	GWover	GWover
GCross1	-0.420 (-1.276)		
FCross1	-0.453 *** (-2.900)		
GCross2		-0.273 (-1.163)	
FCross2		-0.452 *** (-2.765)	
GCross3			-0.277 (-1.104)
FCross3			-0.449 *** (-2.828)
Lev	-5.779 *** (-16.701)	-5.792 *** (-16.745)	-5.791 *** (-16.740)
ROA	-10.112 *** (-10.360)	-10.096 *** (-10.344)	-10.099 *** (-10.346)
Size	0.652 *** (11.136)	0.653 *** (11.219)	0.654 *** (11.231)

^① GCross1 和 FCross1 分别表示一般法人类机构投资者与金融类机构投资者交叉持股的哑变量, GCross2 和 FCross2 分别表示一般法人类机构投资者与金融类机构投资者交叉持股的企业数量, GCross3 和 FCross3 分别表示一般法人类机构投资者与金融类机构投资者交叉持股联结程度。

续表

	(1)	(2)	(3)
	GWover	GWover	GWover
Cash	-8.762 *** (-18.628)	-8.770 *** (-18.646)	-8.767 *** (-18.638)
Fix	-8.813 *** (-20.876)	-8.810 *** (-20.863)	-8.805 *** (-20.850)
Board	-0.589 * (-1.901)	-0.595 * (-1.920)	-0.590 * (-1.906)
IndepR	0.011 (1.034)	0.011 (1.034)	0.011 (1.039)
Ins	0.028 *** (7.320)	0.028 *** (7.344)	0.028 *** (7.371)
Growth	1.340 *** (14.713)	1.341 *** (14.726)	1.341 *** (14.725)
Top1	-0.052 *** (-12.141)	-0.052 *** (-12.171)	-0.052 *** (-12.193)
Mshare	0.037 *** (7.916)	0.037 *** (7.942)	0.037 *** (7.963)
Age	-0.548 *** (-5.547)	-0.549 *** (-5.567)	-0.548 *** (-5.555)
Dual	0.492 *** (4.136)	0.492 *** (4.140)	0.494 *** (4.150)
Constant	-6.645 *** (-4.939)	-6.654 *** (-4.987)	-6.691 *** (-5.012)
Firm	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	19030	19030	19030
adj. R^2	0.491	0.491	0.491

5.3 经济后果：股价崩盘风险和企业业绩

交叉持股的机构投资者参与公司治理,降低企业商誉泡沫,可能源自其提高投资收益和降低投资风险的利益诉求。鉴于此,本文接下来从业绩和风险两个角度考察机构交叉持股抑制商誉泡沫对企业价值的影响。具体而言,本文在回归模型中加入了机构交叉持股指标和企业商誉泡沫的交乘项(包括 $\text{Cross1} \times \text{GWover}$ 、 $\text{Cross2} \times \text{GWover}$ 和 $\text{Cross3} \times \text{GWover}$),参考孟庆斌等(2019)的做法使用下一年资产收益率(ROA)和下一年负收益偏态系数(NCSKEW)作为被解释变量衡量企业业绩和风险水平。表 14 报告了回归结果,列(1)~(3)是以企业业

绩为被解释变量的回归结果,列(4)~(6)是以股价崩盘风险为被解释变量的回归结果。结果显示,交叉持股的机构投资者通过抑制商誉泡沫,提升了企业的经营业绩并降低了崩盘风险。这一回归结果验证了本部分的猜想,即交叉持股的机构投资者为了获取更高的投资回报率和更低的投资风险,有动机去抑制企业的商誉泡沫。

表 14 经济后果:崩盘风险和企业业绩

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROA	ROA	NCSKEW	NCSKEW	NCSKEW
GWover	-0.139 *** (-21.178)	-0.138 *** (-21.009)	-0.138 *** (-20.937)	0.077 ** (2.348)	0.077 ** (2.315)	0.076 ** (2.301)
Cross1	-0.142 (-1.140)			-1.145 * (-1.851)		
Cross1×GWover	0.032 *** (2.463)			-0.306 *** (-2.795)		
Cross2		0.046 (0.431)			-1.131 ** (-2.135)	
Cross2×GWover		0.034 *** (2.757)			-0.268 *** (-2.808)	
Cross3			0.045 (0.448)			-1.163 ** (-2.357)
Cross3×GWover			0.036 *** (2.847)			-0.247 *** (-2.728)
Lev	-3.428 *** (-11.880)	-3.422 *** (-11.852)	-3.422 *** (-11.856)	2.954 ** (2.052)	2.916 ** (2.025)	2.908 ** (2.019)
ROA	0.478 *** (58.985)	0.478 *** (59.011)	0.478 *** (59.013)	-0.049 (-1.202)	-0.048 (-1.181)	-0.048 (-1.186)
Size	0.176 *** (3.717)	0.165 *** (3.478)	0.165 *** (3.456)	-0.486 ** (-2.056)	-0.452 * (-1.903)	-0.437 * (-1.836)
Cash	3.310 *** (8.366)	3.297 *** (8.334)	3.296 *** (8.332)	-0.681 (-0.346)	-0.650 (-0.330)	-0.641 (-0.326)
Fix	-0.185 (-0.552)	-0.206 (-0.615)	-0.206 (-0.615)	-1.671 (-1.003)	-1.639 (-0.984)	-1.618 (-0.971)
Board	0.022 (0.086)	0.013 (0.051)	0.012 (0.048)	-0.249 (-0.196)	-0.305 (-0.240)	-0.285 (-0.224)
IndepR	-0.002 (-0.258)	-0.003 (-0.292)	-0.003 (-0.296)	-0.006 (-0.131)	-0.006 (-0.132)	-0.005 (-0.118)
Ins	0.037 *** (11.792)	0.037 *** (11.560)	0.037 *** (11.537)	0.023 (1.464)	0.024 (1.503)	0.024 (1.554)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ROA	ROA	ROA	NCSKEW	NCSKEW	NCSKEW
Growth	0.466 *** (6.094)	0.469 *** (6.136)	0.469 *** (6.137)	-0.452 (-1.157)	-0.456 (-1.168)	-0.459 (-1.175)
Top1	-0.008 ** (-2.323)	-0.008 ** (-2.177)	-0.008 ** (-2.167)	-0.033 * (-1.855)	-0.034 * (-1.907)	-0.035 * (-1.948)
Mshare	0.034 *** (8.837)	0.034 *** (8.741)	0.034 *** (8.733)	-0.002 (-0.114)	-0.002 (-0.090)	-0.001 (-0.057)
Age	0.056 (0.687)	0.045 (0.556)	0.046 (0.563)	-0.880 ** (-2.178)	-0.885 ** (-2.191)	-0.880 ** (-2.178)
Dual	-0.067 (-0.673)	-0.066 (-0.659)	-0.066 (-0.663)	0.311 (0.630)	0.327 (0.664)	0.332 (0.674)
Constant	-3.522 *** (-3.293)	-3.244 *** (-3.019)	-3.224 *** (-2.993)	21.540 *** (4.039)	20.924 *** (3.904)	20.503 *** (3.816)
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19030	19030	19030	19030	19030	19030
adj. R ²	0.701	0.701	0.701	0.416	0.416	0.416

6 结论与启示

本文以 2008—2020 年我国 A 股上市企业为研究对象,考察了交叉持股的机构投资者对企业商誉泡沫的抑制作用。机构交叉持股对商誉泡沫产生了显著的抑制效应;机制检验发现,交叉持股的机构投资者通过降低信息不对称和代理成本来抑制商誉泡沫;进一步研究发现,在市场化水平较高和内部控制质量较高的企业中,交叉持股的机构投资者抑制企业商誉泡沫的效应更强;此外,相比一般法人类机构投资者,金融类机构投资者交叉持股对企业商誉泡沫的抑制作用更显著。

本文的研究结论还具有一定政策启示:首先,对于监管层来说,要积极鼓励机构投资者交叉持股,这有助于抑制企业的商誉泡沫,防范系统性金融风险的发生。其次,对于管理层而言,一方面,应积极引入金融类机构投资者交叉持股,利用其在管理经验和行业信息等方面的优势,有效监督企业运作,拓宽信息共享渠道,减少商誉泡沫。另一方面,应不断完善企业内部控制制度,为交叉持股的机构投资者治理效应的发挥营造良好的内部环境,避免商誉泡沫的出现。最后,对于投资者而言,应树立起理性投资、价值投资的理念,并正确认识交叉持股的机构投资者在公司经营治理中发挥的作用,即被机构交叉持股的企业可

能是更好的投资标的,相反则可能存在投资风险。此外,商誉泡沫的存在可能意味着其内部治理较差且信息不对称程度较高,因此投资者需要重视企业高估商誉背后的原因。

参考文献

- 陈耿,严彩红. 2020. 代理冲突、激励约束机制与并购商誉[J]. 审计与经济研究, 35(2): 65-76.
- Chen G, Yan C H. 2020. A research on the relationship between agency conflict, incentive and restraint mechanism and corporate goodwill[J]. *Journal of Audit & Economics*, 35(2): 65-76. (in Chinese)
- 杜兴强,杜颖洁,周泽将. 2011. 商誉的内涵及其确认问题探讨[J]. 会计研究, (1): 11-16.
- Du X Q, Du Y J, Zhou Z J. 2011. Study on the connotation and recognition of goodwill[J]. *Accounting Research*, (1): 11-16. (in Chinese)
- 杜勇,胡红燕. 2022. 机构共同持股与企业财务重述[J]. 证券市场导报, (2): 67-79.
- Du Y, Hu H Y. 2022. Common institutional ownership and corporate financial restatement[J]. *Securities Market Herald*, (2): 67-79. (in Chinese)
- 冯卫东,郑海英. 2013. 企业并购商誉计量与披露问题研究[J]. 财政研究, (8): 29-32.
- Feng W D, Zheng H Y. 2013. Research on the measurement and disclosure of measurement of M&A goodwill[J]. *Public Finance Research*, (8): 29-32. (in Chinese)
- 傅超,杨曾,傅代国. 2015. “同伴效应”影响了企业的并购商誉吗?——基于我国创业板高溢价并购的经验证据[J]. 中国软科学, (11): 94-108.
- Fu C, Yang Z, Fu D G. 2015. Does peer effect affect the goodwill: Empirical evidence from high-premium M&A on the GEM[J]. *China Soft Science*, (11): 94-108. (in Chinese)
- 耿建新,丁含. 2021. 资产评估机构对商誉泡沫的影响及机制研究[J]. 管理学报, 18(11): 1730-1738.
- Geng J X, Ding H. 2021. The impact and mechanism of appraisal institutions on goodwill bubble[J]. *Chinese Journal of Management*, 18(11): 1730-1738. (in Chinese)
- 李璐,姚海鑫. 2019. 共享审计能抑制并购商誉泡沫吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 34(5): 32-42.

- Li L, Yao H X. 2019. Can shared auditors inhibit M&A goodwill bubbles? The evidence from Chinese listed companies[J]. *Journal of Audit & Economics*, 34(5): 32-42. (in Chinese)
- 李志辉, 杜阳, 胡心怡. 2021. 机构投资者对市场操纵行为是否起到抑制作用[J]. 国际金融研究, (7): 66-75.
- Li Z H, Du Y, Hu X Y. 2021. Can institutional investors restrain market manipulation? [J]. *Studies of International Finance*, (7): 66-75. (in Chinese)
- 连玉君, 彭方平, 苏治. 2010. 融资约束与流动性管理行为[J]. 金融研究, (10): 158-171.
- Lian Y J, Peng F P, Su Z. 2010. Financing constraints and liquidity management [J]. *Journal of Financial Research*, (10): 158-171. (in Chinese)
- 马惠娴, 佟爱琴. 2019. 卖空机制对高管薪酬契约的治理效应——来自融资融券制度的准自然实验[J]. 南开管理评论, 22(2): 61-74.
- Ma H X, Tong A Q. 2019. Does short-selling discipline executives by compensation contracts? A natural experiment based on the margin trading in China[J]. *Nankai Business Review*, 22(2): 61-74. (in Chinese)
- 梅洁, 杜亚斌. 2012. 机构投资者改善信息披露质量的异质性行为研究——来自 2004~2010 年深市 A 股的经验证据[J]. 证券市场导报, (6): 31-37.
- Mei J, Du Y B. 2012. Heterogeneous action of institutional investors improving the quality of information disclosure[J]. *Securities Market Herald*, (6): 31-37. (in Chinese)
- 梅洁, 严华麟. 2012. 基金持股对信息披露质量的改善作用研究——来自深圳证券交易所 2004—2010 年上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 27(2): 97-103.
- Mei J, Yan H L. 2012. A research on the improvement effect of fund shareholdings of corporate transparency: Empirical evidence from listed companies of SSE between 2004—2010[J]. *Journal of Audit & Economics*, 27(2): 97-103. (in Chinese)
- 孟庆斌, 李昕宇, 张修平. 2019. 卖空机制、资本市场压力与公司战略选择[J]. 中国工业经济, (8): 155-173.
- Meng Q B, Li X Y, Zhang X P. 2019. Short selling, capital market pressure and corporate strategic choice [J]. *China Industrial Economics*, (8): 155-173. (in Chinese)
- 潘越, 汤旭东, 宁博, 等. 2020. 连锁股东与企业投资效率: 治理协同还是竞争合谋[J]. 中国工业经济, (2): 136-164.
- Pan Y, Tang X D, Ning B, et al. 2020. Cross-ownership and corporate investment efficiency: Coordination in governance or collusion in market[J]. *China Industrial*

- Economics*, (8): 136-164. (in Chinese)
- 权小锋, 吴世农, 文芳. 2010. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J]. 经济研究, 45(11): 73-87.
- Quan X F, Wu S N, Wen F. 2010. Managerial power, private income and compensation rigging [J]. *Economic Research Journal*, 45 (11): 73-87. (in Chinese)
- 孙诗璐, 张斐燕, 郑建明, 等. 2021. 放松卖空管制能够抑制并购商誉泡沫吗? [J]. 金融研究, (11): 189-206.
- Sun S L, Zhang F Y, Zheng J M, et al. 2021. Can relaxing short selling constraints inhibit M&A goodwill bubbles? [J]. *Journal of Financial Research*, (11): 189-206. (in Chinese)
- 田园, 高利芳. 2021. 卖空管制放松能够抑制企业商誉泡沫吗? [J]. 财贸研究, 32(9): 96-110.
- Tian Y, Gao L F. 2021. Can deregulation of short selling inhibit corporate goodwill bubbles? [J]. *Finance and Trade Research*, 32(9): 96-110. (in Chinese)
- 王鲁泉, 张蓓. 2021. 商誉减值的同伴效应研究[J]. 中国注册会计师, (7): 53-60.
- Wang L Q, Zhang B. 2021. Research on the peer effect of goodwill impairment of listed companies in China [J]. *The Chinese Certified Public Accountant*, (7): 53-60. (in Chinese)
- 王文姣, 傅超, 傅代国. 2017. 并购商誉是否为股价崩盘的事前信号? ——基于会计功能和金融安全视角[J]. 财经研究, 43(9): 76-87.
- Wang W J, Fu C, Fu D G. 2017. Is M&A goodwill the prior signal of stock price crash risk? From the perspectives of accounting function and financial security [J]. *Journal of Finance and Economics*, 43(9): 76-87. (in Chinese)
- 王小鲁, 樊纲, 余静文. 2017. 中国分省份市场化指数报告(2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社.
- Wang X L, Fan G, Yu J W. 2017. Marketization index of China's provinces: NERI report 2016 [M]. Beijing: Social Sciences Academic Press. (in Chinese)
- 魏志华, 朱彩云. 2019. 超额商誉是否成为企业经营负担——基于产品市场竞争能力视角的解释[J]. 中国工业经济, (11): 174-192.
- Wei Z H, Zhu C Y. 2019. Does excess goodwill become the burden of corporate operation—Explanation from the perspective of product market competitiveness [J]. *China Industrial Economics*, (11): 174-192. (in Chinese)
- 谢申祥, 王晖. 2021. 固定资产加速折旧政策的就业效应[J]. 经济学动态, (10): 100-115.
- Xie S X, Wang H. 2021. The effects of the accelerated depreciation policy of fixed

- assets on employment[J]. *Economic Perspectives*, (10): 100-115. (in Chinese)
- 邢斐, 周泰云, 李根丽. 2021. 机构交叉持股能抑制企业避税吗? [J]. *经济管理*, 43(5): 125-141.
- Xing F, Zhou T Y, Li G L. 2021. Can institutional cross blockholding inhibit corporate tax avoidance? [J]. *Business and Management Journal*, 43(5): 125-141. (in Chinese)
- 许罡. 2020. 企业社会责任履行抑制商誉泡沫吗? [J]. *审计与经济研究*, 35(1): 90-99.
- Xu G. 2020. Can corporate social responsibility inhibit goodwill bubbles? [J]. *Journal of Audit & Economics*, 35(1): 90-99. (in Chinese)
- 杨威, 宋敏, 冯科. 2018. 并购商誉、投资者过度反应与股价泡沫及崩盘[J]. *中国工业经济*, (6): 156-173.
- Yang W, Song M, Feng K. 2018. M&A goodwill, investor overreaction, and stock price bubbles and crashes [J]. *China Industrial Economics*, (6): 156-173. (in Chinese)
- 张新民, 卿琛, 杨道广. 2018. 内部控制与商誉泡沫的抑制——来自我国上市公司的经验证据[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, (3): 55-65.
- Zhang X M, Qing C, Yang D G. 2018. Internal control and curb of abnormal goodwill: Empirical evidence from Chinese listed firm [J]. *Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences)*, (3): 55-65. (in Chinese)
- 郑海英, 刘正阳, 冯卫东. 2014. 并购商誉能提升公司业绩吗? ——来自 A 股上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, (3): 11-17.
- Zheng H Y, Liu Z Y, Feng W D. 2014. Can merger and acquisition goodwill promote company performance? —Empirical evidence from Chinese A-shares listed companies[J]. *Accounting Research*, (3): 11-17. (in Chinese)
- Azar J, Schmalz M C, Tecu I. 2018. Anticompetitive effects of common ownership[J]. *The Journal of Finance*, 73(4): 1513-1565.
- Bens D A, Heltzer W, Segal B. 2011. The information content of goodwill impairments and SFAS 142[J]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 26(3): 527-555.
- Brooks C, Chen Z, Zeng Y Q. 2018. Institutional cross-ownership and corporate strategy: The case of mergers and acquisitions[J]. *Journal of Corporate Finance*, 48: 187-216.
- Chang E C, Lin T C, Ma X R. 2019. Does short-selling threat discipline managers in mergers and acquisitions decisions? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 68(1): 101223.
- Chen Y Y, Li Q Y, Ng J, et al. 2021. Corporate financing of investment opportunities in

- a world of institutional cross-ownership [J]. *Journal of Corporate Finance*, 69: 102041.
- Edmans A, Levit D, Reilly D. 2019. Governance under common ownership [J]. *The Review of Financial Studies*, 32(7): 2673-2719.
- Gao K J, Shen H X, Gao X, et al. 2019. The power of sharing: Evidence from institutional investor cross-ownership and corporate innovation [J]. *International Review of Economics & Finance*, 63: 284-296.
- Glaum M, Landsman W R, Wyrwa S. 2018. Goodwill impairment: The effects of public enforcement and monitoring by institutional investors [J]. *The Accounting Review*, 93(6): 149-180.
- Grinstein Y, Hribar P. 2004. CEO compensation and incentives: Evidence from M&A bonuses [J]. *Journal of Financial Economics*, 73(1): 119-143.
- He J, Huang J K. 2017. Product market competition in a world of cross-ownership: Evidence from institutional blockholdings [J]. *The Review of Financial Studies*, 30(8): 2674-2718.
- He J, Huang J K, Zhao S. 2019. Internalizing governance externalities: The role of institutional cross-ownership [J]. *Journal of Financial Economics*, 134(2): 400-418.
- Henning S L, Lewis B L, Shaw W H. 2000. Valuation of the components of purchased goodwill [J]. *Journal of Accounting Research*, 38(2): 375-386.
- Johnson L T, Petrone K R. 1998. Commentary: Is goodwill an asset [J]. *Accounting Horizons*, 12(3): 293-303.
- Kang J K, Luo J, Na H S. 2018. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors? [J]. *Journal of Financial Economics*, 128(3): 576-602.
- Kennedy P, O'Brien D P, Song M, et al. 2017. The competitive effects of common ownership: Economic foundations and empirical evidence [R].
- Li K K, Sloan R G. 2017. Has goodwill accounting gone bad? [J]. *Review of Accounting Studies*, 22(2): 964-1003.
- Li Z N, Shroff P K, Venkataraman R, et al. 2011. Causes and consequences of goodwill impairment losses [J]. *Review of Accounting Studies*, 16(4): 745-778.
- Malmendier U, Tate G, Yan J. 2011. Overconfidence and early-life experiences: The effect of managerial traits on corporate financial policies [J]. *The Journal of Finance*, 66(5): 1687-1733.
- Mueller D C, Sirower M L. 2003. The causes of mergers: Tests based on the gains to acquiring firms' shareholders and the size of premia [J]. *Managerial and Decision Economics*, 24(5): 373-391.

- Park J, Sani J, Shroff N, et al. 2019. Disclosure incentives when competing firms have common ownership[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 67(2/3): 387-415.
- Ramalingegowda S, Utke S, Yu Y. 2021. Common institutional ownership and earnings management[J]. *Contemporary Accounting Research*, 38(1): 208-241.
- Ramanna K. 2008. The implications of unverifiable fair-value accounting: Evidence from the political economy of goodwill accounting [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 45(2/3): 253-281.
- Ramanna K, Watts R L. 2012. Evidence on the use of unverifiable estimates in required goodwill impairment[J]. *Review of Accounting Studies*, 17(4): 749-780.
- Shi W, Hoskisson R E, Zhang Y A. 2017. Independent director death and CEO acquisitiveness: Build an empire or pursue a quiet life? [J]. *Strategic Management Journal*, 38(3): 780-792.
- Shroff N, Verdi R S, Yost B P. 2017. When does the peer information environment matter? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 64(2/3): 183-214.

Can Institutional Cross Blockholding Inhibit Corporate Goodwill Bubbles?

Yatao Zhang


(金融学院 Nankai University, Tianjin, 300350)

Abstract Using data of A-share listed firms from 2008 to 2020 in China, this paper studies the effect of institutional cross-blockholding on corporate goodwill bubble. We find that institutional cross-blockholding can decrease the goodwill bubbles. The test of the mechanism shows that institutional cross-blockholding mechanism restrains goodwill bubbles mainly by decreasing agency cost and information asymmetry. The heterogeneity test shows that institutional cross-blockholding has a more significant positive impact on goodwill bubble among the samples of high quality of internal control, and firms in regions with more developed financial intermediaries. What's more, we find that the restraining effect of financial institutional investors cross-blockholding on goodwill bubbles is better than general legal person institutional investor cross blockholding.

JEL Classification G18, G34, M41

减税激励、企业规模与资本劳动比¹

李艳² 王康宁³ 陈斌开⁴ 白重恩⁵

摘 要 资本深化(资本劳动比的提高)是中国企业转型升级和生产效率提升的重要渠道,但是文献关于中小企业资本深化的研究还不够。本文使用《中国税务局调查数据》,运用双重差分方法(DD),考察固定资产加速折旧政策对不同规模企业资本劳动比的差异性影响,并探究其背后的作用机制以及对生产效率的提升作用。研究发现:首先,政策显著提升了企业资本劳动比,试点企业的资本劳动比非试点企业平均提高了 6.7%,中型企业受到政策影响最大,小型企业次之,大型企业基本不受影响。其次,机制研究表明加速折旧政策显著改善了大中小企业现金流,促进中型企业增加投资,促进小型企业使用资本替代低技能劳动,省级宏观数据也发现存在低学历劳动力被替代的现象。最后,政策显著提升了中小企业的生产效率。研究税收激励对不同规模企业资本和劳动的替代关系是优化企业内部要素配置效率的关键,同时对于综合评估减税降费政策效果、针对性破除制约高质量发展的机制障碍和深化供给侧改革,也具有重要现实意义。

关键词 税收激励;融资约束;资本劳动比;生产效率

0 引言

改革开放 40 多年来,中国经济发展取得了巨大成就,这与资本深化和技术进步密切相关(赵志耘等,2007)。世界银行数据表明中国劳均固定资本已经由 1991 年的 152 美元上升为 2018 年的 6663 美元,增长了约 42 倍。但是,相对于发达国家和同水平发展中国家,中国劳均固定资本依然偏低(图 1)。这其中主

¹ 感谢匿名专家的审稿意见。文责自负。

² 李艳,清华大学中国财政税收研究所助理研究员,E-mail:liyan202199@tsinghua.edu.cn。

³ 王康宁(通讯作者),中国人民大学经济学院博士研究生,E-mail:wangkangning@ruc.edu.cn。

⁴ 陈斌开,中央财经大学经济学院教授,E-mail:chenbinkai@cufe.edu.cn。

⁵ 白重恩,清华大学经济管理学院教授,E-mail:baichn@sem.tsinghua.edu.cn。

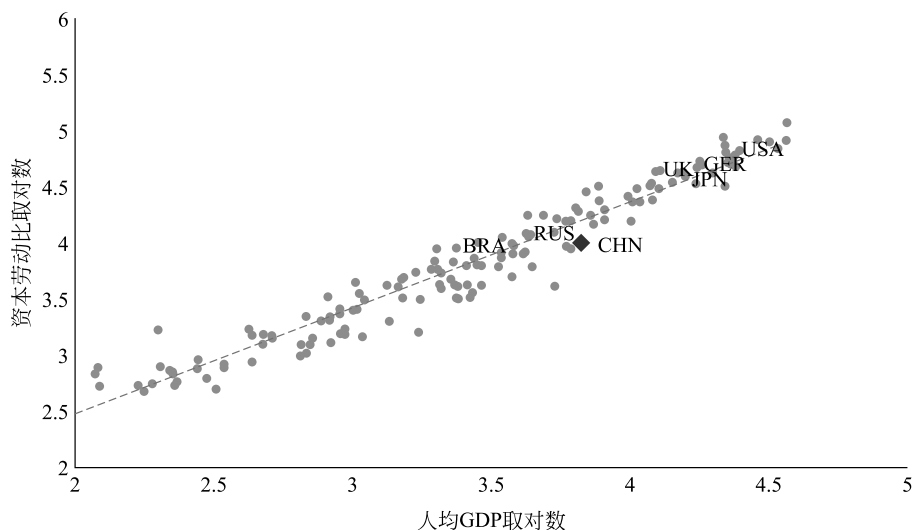


图1 劳均固定资本跨国比较(2018)

注:劳均固定资本=固定资本形成额/劳动人口;数据来源:世界银行WDI数据库。

要的原因是中国企业面临较大的融资约束(张杰等,2016),很大程度上限制了企业固定资产投资和设备更新,扭曲了企业内资本和劳动的配置结构。其中,中小企业因为面临更大的融资约束(林毅夫和李永军,2001),资本和劳动的错配程度也更严重。《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》提出要“优化投资结构,提高投资效率,保持投资合理增长”“推动企业设备更新和技术改造”。因此,缓解企业融资约束,特别是中小企业的融资约束,对于推动企业更新设备和增加投资,发挥投资对优化供给结构的关键作用具有重要的意义。

为了扩大企业固定资产投资,财政部和国家税务总局从2014年陆续出台固定资产加速折旧政策(以下简称政策),通过缩短税收抵扣的年限和提高前期的抵扣额度,减轻企业在投资初期的税收负担,改善面临融资约束企业的现金流状况,达到扩大投资的目的。已有文献大多使用上市公司或者规模以上企业数据研究该政策(刘啟仁和赵灿,2020),但是少有文献关注不同规模企业对政策的异质性反应,特别是缺乏针对中小企业的研究。本文认为,在中国人口老龄化和深化供给侧改革背景下,厘清税收激励和融资约束缓解如何影响企业资本和劳动的配置结构,综合评估资本替代劳动导致的影响,对于应对劳动力成本上升和促进企业转型升级具有重要指导意义。基于以上判断,本文借助于固定资产加速折旧政策,研究税收激励对不同规模企业资本和劳动的配置结构的影响,并探究其背后的作用机制以及对生产效率的提升作用。

大量文献研究固定资产加速折旧政策对企业固定资产投资和生产行为的

影响。国外学者基于美国的固定资产加速折旧政策发现,政策在2001—2004年和2008—2010年期间分别使得企业投资上升10.4%和16.9%(Zwick and Mahon, 2017),并且提高各州的投资水平(Ohrn, 2019)。国内文献多以上市公司为研究对象,发现政策显著提高了企业的固定资产投资水平(刘伟江和吕镔, 2018; 刘行等, 2019; 刘启仁等, 2019; Fan and Liu, 2020; Cui et al., 2022),但是关于哪些特征的企业受政策影响更大并没有得到一致的结论。大部分文献发现政策对存在融资约束的企业更为明显,能够促进企业更新、购买机器设备或者以购买替代租赁及其设备(刘行等, 2019; 刘启仁等, 2019)。但是Fan and Liu (2020)使用《中国税务局调查数据》发现固定资产政策对现金流充足和有较好融资渠道的企业促进作用更明显,此外在税收征管强和税收欺诈率低的地区政策的效果更好,说明加强企业的税收遵从有利于促进企业对税收政策作出更积极的反应。在生产经营方面,研究还发现政策提高了企业的债务融资(刘行等, 2019),促进企业的创新投入(曹越和陈文瑞, 2017),对企业TFP和股利发放情况影响不显著(刘伟江和吕镔, 2018)。

但是,关于税收政策对企业内资本与劳动之间替代关系的研究还有待丰富。Tuzel and Zhang (2021)利用美国的固定资产加速折旧政策发现,受政策影响扩大投资的企业缩减了雇佣规模,尤其是从事常规工作的雇员;Garrett et al. (2020)发现政策在长期导致企业使用资本相对成本下降、劳动力相对成本上升,出现资本替代劳动的趋势。刘启仁和赵灿(2020)发现中国政策能够显著提高企业对技能劳动力的相对雇佣需求,促进人力资本升级,验证了资本和技能劳动的互补性,但没有发现企业使用资本替代劳动的证据(刘启仁等, 2019)。聂辉华等(2009)基于2004年东北地区增值税转型证实了资本对劳动的替代效应,发现资本劳动比上升的证据。李建强和赵西亮(2021)发现加速折旧政策通过促进企业固定资产更新,降低低技能工人雇佣数量,提高企业的资本劳动比。综合来看,以上研究都对企业资本和劳动投资决策间的关系进行了讨论。但是,一方面这些文献都是基于上市公司或者规模以上企业的经验证据,相关结果可能不能代表总体企业的效果;另一方面,文献得到的结论不统一,还有待使用更具有代表性的数据进一步研究。本文使用《中国税务局调查数据》包含各种类型和规模的企业,更适合研究政策总体效果,相关结果更具有代表性。进一步,基于企业规模分类,本文能深入研究政策对不同规模企业影响程度,特别是对中小规模企业的影响,为更全面深入理解政策效果和制定相关政策提供参考依据。

中小企业是中国国民经济和社会发展的的重要组成部分,但是当前关于税收激励对中小企业影响的研究还不够。长期以来,党中央高度重视中小企业,采取了诸多举措保障中小企业权益、促进中小企业发展。构建支持中小企业发展的政策和服务体系,也逐渐成为国内外学者探讨的热点问题(欧阳晓和李坚飞,

2009)。针对中小企业“融资难、融资贵”的问题,国内学者重点考察了中小金融机构改革、地方政府融资平台和“银税互动”政策与中小企业信贷的互动关系(刘畅等,2017,2020;杨龙见等,2021);在减税降费政策的评估方面,由于现有文献往往基于上市公司数据、工业企业数据等展开,没有考虑小型企业的特殊性,近几年涌现出多篇研究基于《中国税务局调查数据》,评估小型企业所得税优惠、“金税三期”政策对小型企业税负、税收遵从度以及减税效率等方面的影响(樊勇等,2020;李艳等,2020;李昊楠和郭彦男,2021)。本文同样使用《中国税务局调查数据》,进一步补充和丰富了减税激励下对中小企业资本深化的影响研究。

与本文相关的另一支文献是关于资本劳动比的研究。一类文献关注企业资本劳动比的影响因素。企业自身的融资约束和技术水平会对资本劳动比的变化起到交互影响(Spaliara,2009;张杰等,2016)。经营能力更好的企业通过外部融资和内部资金来改善要素投入,达到最优的资本劳动配置水平。相反,面临融资约束的企业由于获得外部融资成本较高,因此不得不依赖内部资金来满足增加的需求,而当内部可用资金流动性不足时则会阻碍企业的对生产要素的进一步调整(Spaliara,2009)。张杰等(2016)运用中国1998—2007年工业企业数据库证实,在小规模、更年轻以及未获得政府补贴的企业中,融资约束带来的制约效应更为突出。其次,文献也从社保费用的角度探究资本劳动比的影响因素。唐珏和封进(2019)借助于社会保险缴费征收机构变化的政策,发现当资本和劳动力两种生产要素的相对价格发生改变,企业社会保险缴费会促使企业使用资本替代劳动,显著提高了资本劳动比。相对于张杰等(2016),本文借助更加外生的政策和双重差分模型研究融资约束对资本劳动比的影响,能较好地排除内生性问题。另一类文献探讨资本劳动比与生产率之间的关系。目前关于资本劳动比的提高(资本深化)能否提高企业的生产率存在着不同的观点。一方面,资本深化一定程度上代表了低质量的增长路径,在全要素生产率持续下降的阶段仅通过扩大投资规模和提高资本劳动比不能提供新的增长动能(郑江淮等,2018);另一方面,中国的产业结构和技术水平处于赶超发展阶段,如果考虑到固定资产投资中物化的技术进步,资本深化并不一定意味着粗放型经济增长,只要伴随技术进步和效率改善,同样能够对TFP有积极的促进作用(孙早和刘李华,2019)。总的来说,在资本深化程度较低的企业,特别是资本投入受到约束的企业,进行固定资产投资有利于提升生产率水平。但是,对于过度资本深化的企业再增加投资,有可能损害企业的效率。

基于此,本文借助于2014年和2015年实施的固定资产加速折旧政策,使用2009—2015年《中国税务局调查数据》,研究政策对企业资本劳动比的影响,并探究其背后的作用机制及其对生产效率的影响。本文的可能贡献如下:(1)现

有研究大多使用上市公司数据进行政策评估(刘行等,2019;刘啟仁和赵灿,2020;李建强和赵西亮,2021),上市公司规模更大、经营能力更好、面临融资约束更小,相关结论很难反映我国中小企业的实际情况。本文使用的《中国税务局调查数据》包含了各类规模的企业,更有利于研究政策对中小企业投资决策、雇佣人员的影响,评估政策效果更全面,为后续相关政策制定提供参考依据。(2)相较于Fan and Liu(2020)同样使用该数据研究加速折旧政策对企业投资的影响,本文从企业规模的视角研究加速折旧政策对企业资本劳动比的影响,重点研究资本与劳动之间是替代关系还是互补关系,并探索对企业资本和劳动配置决策的传导机制,是对现有研究的拓展。(3)中小企业是中国重要经济主体,是社会创新的重要力量,而融资约束是中小企业面临的重大难题,研究加速折旧政策如何通过改善企业融资约束,优化企业内资本劳动配置,进而促进产业链转型升级和高质量发展具有重大现实意义。同时也对下一轮减税降费政策的制定提供参考依据和改革方向,具有启示作用。

本文的剩余部分结构安排如下:第1部分为制度背景和典型事实;第2部分介绍文章数据说明和模型设定;第3部分是实证结果,包括基准回归结果、异质性和稳健性分析等;第4部分为机制检验,探讨固定资产加速折旧政策对企业融资约束的缓解作用和促进资本对劳动的替代作用;第5部分为拓展性分析,探究政策对企业生产效率的影响;最后为结论与启示。

1 制度背景与典型事实

1.1 制度背景

世界上大多数发达国家都使用固定资产加速折旧政策扩大企业投资和技术升级。英国早在1946年就实施了提高年初固定设备的折旧比率的政策,德国、日本和美国等随后也实施了缩短固定资产折旧年限或者加速折旧的政策。中国在2014年才开始在特定行业实施固定资产加速折旧的试点政策。其背景是因为2009年金融危机以来,中国制造业固定资产投资持续下滑,中小企业融资难和现金流不足等问题突出,经济增长率增速持续放缓。为了缓解中小企业融资约束和促进企业固定资产投资,国家财政部和税务总局于2014年9月联合发布《关于完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》,规定生物药品制造业,专用设备制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,仪器仪表制造业,信息传输、软件和信息技术服务业等六大行业中,企业2014年1月1日后新购置的固定资产可以采取缩短折旧年限或加速折旧方法计算折旧在企业所得税税前扣除。通常情况下,企业按照

不同资产类型对应的折旧年限采用直线法对持有的固定资产每年计提折旧额,并在税前进行扣除。在政策出台后,相应行业中的企业可以按照加速折旧方法(具体包括缩短折旧年限、双倍余额递减法和年数总和法)对新购进的固定资产计提折旧额,企业可以自行选择折旧方案获得最大的抵扣。2015年,财政部和税务总局105号文件在原有六大行业的基础上,将轻工、纺织、机械和汽车等四个行业也纳入适用固定资产加速折旧的范围。2019年财税第66号文件在2014年和2015年政策的基础上,进一步扩大了适用固定资产加速折旧优惠政策的行业范围,实现了政策对制造业和信息产业的全覆盖。

固定资产加速折旧政策相当于为企业提供了一笔无息贷款(刘啟仁等,2019),有效地降低了投资初期的税费负担、缓解了流动资金不足的问题并促进了企业固定资产投资。以企业购入净值100万元的固定设备为例,假设折旧年限为10年,净残值为0,不同的折旧方法意味着企业每年能够抵扣的税收优惠存在差异^①。政策出台前,企业采取直线法进行折旧,每年的折旧额为10万元,可以抵扣2.5万元的应交所得税;如果企业采用缩短年限折旧法(最短年限不得低于规定年限的60%),按照最短年限6年来计算,每年能够计提16.7万元的折旧额,从而抵扣4.175万元的应交所得税,是直线折旧法下税收优惠的约1.7倍;若企业采用双倍余额折旧法,则能够在购买设备的前四年分别计提20万元、16万元、12.8万元、和10.2万元折旧额,分别对应5万元、4万元、3.2万元和2.6万元的可抵扣所得税优惠,这实际上给予了企业更多的自由现金流,缓解生产经营和其他方面的资金压力。虽然从第五年开始,双倍余额递减法的每年折旧额开始小于直线法,但企业在实际经营过程中,面临的现金流压力并不是均匀的,往往在投资的初期由于资金短缺更容易遭遇流动性不足的问题,更需要资金的补充和支持。总体上来看,三种折旧方法的总折旧额和可抵扣的所得税优惠完全相同,但每年的计提折旧额和可抵优惠存在差异,因此政策通过时间维度对折旧额的分摊,帮助有投资需求却面临融资约束的企业缓解现金流压力、优化企业内的要素结构配置。

1.2 典型事实

在深化供给侧改革背景下,中国面临的一个矛盾是政府希望企业增加投资以促进企业转型升级和提升产品质量,但是企业因为融资约束借不到钱而无法扩大投资。金融危机以来,一方面,中国固定资产投资增长率持续下降;另一方

^① 不同方法计提折旧计算方式:直线法每年计提折旧=(原值-预计净残值)/折旧年限;缩短年限法每年计提折旧=(原值-预计净残值)/(折旧年限×60%);双倍余额递减法每年计提折旧=(原值-累计折旧额)×2/折旧年限。年税收优惠=每年计提折旧×所得税税率,本文按照25%的所得税税率计算。

面,企业自筹资金作为固定资产投资的重要资金来源,所占比重越来越大。表 1 统计了 2009—2015 年中国全社会固定资产投资和制造业固定资产投资规模和增长情况,全社会固定资产投资增长率从 2009 年开始持续下滑,其中制造业固定资产投资增速更是低于全社会的投资增长率。同时,图 2 表明企业固定资产投资的资金来源中,企业自筹资金所占比重越来越大,从 2009 年的 61.3% 上升到 2015 年的 71%,而国内贷款比重持续下降,从 2009 年的 15.7% 下降到 2017 年的 11.3%。这意味着企业的固定资产投资决策与自身的财务状况、筹集资金能力直接挂钩,如果企业面临内部流动性不足和外部融资成本高等问题,则势必会导致其降低固定资产投资,进而延缓企业转型升级。因此,实行固定资产的加速折旧不仅能帮助企业克服自身的现金流短缺的问题,提高固定资产投资的积极性,更是刺激总需求、维持经济持续增长和促进中国产业转型升级的重要举措。

表 1 2009—2015 年全社会/制造业固定资产投资规模及增速 单位/亿元

年份\变量	全社会固定资产投资	增长率	制造业固定资产投资	增长率
2009	224598.77	29.95%	70612.9	24.53%
2010	251683.77	12.06%	88619.2	25.50%
2011	311485.13	23.76%	102712.85	15.90%
2012	374694.74	20.29%	124550.04	21.26%
2013	446294.09	19.11%	147704.96	18.59%
2014	512020.65	14.73%	167025.29	13.08%
2015	561999.83	9.76%	180370.38	7.99%

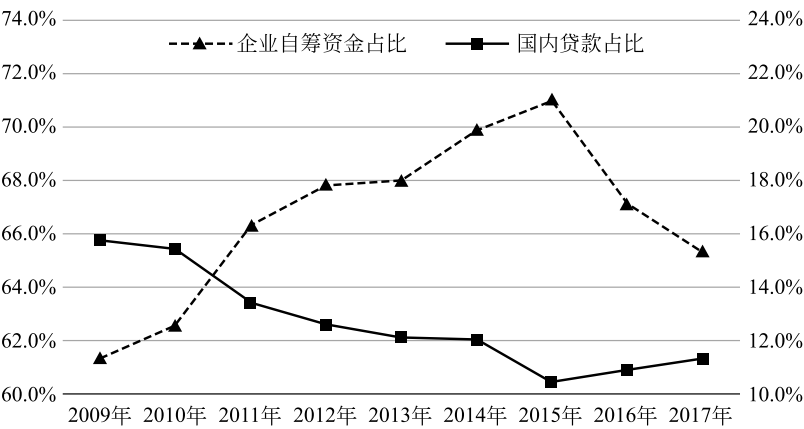


图 2 固定资产投资中资金来源情况

数据来源:国家统计局。

本文根据政策试点行业将样本分为实验组和控制组,分析实验组和控制组资

本劳动比的变动趋势图。其中实验组行业包括生物药品制造业,专用设备制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,仪器仪表制造业,信息传输、软件和信息技术服务业共六大个行业(2014年试点行业)和轻工、纺织、机械、汽车等四个行业(2015年试点行业)。控制组是样本期间没有受到政策影响的行业。参考其他文献的做法,本文剔除了金融行业和公共事业部门。这里按照式(1)的方程计算各分组的加权资本劳动比:

$$\bar{Y}_t = \sum_{i \in K} Y_{it} \times \frac{\text{asset}_{it}}{\text{tot\_asset}_t}, \quad K \in \{\text{控制组}, 2014 \text{ 年实验组}, 2015 \text{ 年实验组}\} \quad (1)$$

其中 i 表示企业, t 表示年份, K 表示控制组、2014年实验组和2015年实验组, Y_{it} 表示企业 i 在第 t 年的资本劳动比取对数, $\text{asset}_{it}/\text{tot\_asset}_t$ 是企业 i 的权重, asset_{it} 表示企业 i 的年初资本, tot_asset_t 是样本 K 加总的年初资本。图3表明在政策出台前的2009—2013年,实验组和控制组的资本劳动比的变动趋势基本一致,而政策出台后,2014年和2015年受到政策影响的实验组的资本劳动比分别在2014年和2015年相对于控制组有明显的上升。因此,本文初步认定政策能够提高企业资本劳动比,促进企业调整资本和劳动的配置结构。



图3 资本劳动比变化趋势

2 数据说明及模型设定

2.1 数据说明

本文使用的数据主要包括以下几个部分:2009—2015年中国税务局调查数

据、2010—2016年中国劳动统计年鉴数据和2018年世界银行WDI(World Development Indicator)数据。中国税务局调查数据是本文使用的基础数据库,是我国最为原始、翔实、准确的企业税收数据库,包括企业的基本信息、财务信息、缴纳各项税收金额、返税金额和补贴金额等,涵盖了农林牧渔业、采掘业、制造业和服务业等所有类型的行业。根据调查方式,数据分为抽样调查样本和重点调查样本;企业规模覆盖小型企业、中型企业和大型企业,是除了工业普查数据库之外统计小型企业最全最多的数据库之一,税收种类包括增值税、营业税、所得税、出口退税、印花税、资源税、车辆购置税等。参考文献Cai and Liu(2009),本文对数据作了以下处理:(1)剔除不符合会计准则的企业(流动资产或总额大于总资产的企业;固定资产总额大于总资产的企业;销售收入小于0的企业);(2)剔除在2014年之后成立的企业,由于固定资产加速折旧从2014年起开始实施,因此将该部分企业纳入样本可能会导致选择性偏误;(3)为了避免金融危机对企业投资行为的影响,将研究时间范围限定在2009—2015年,其中2009—2013年为政策发生前时期,2014年和2015年为政策发生后时期,通过构造2009—2015年连续在位企业的样本,进一步控制样本的选择性偏误对实证结果准确性的影响。

表2是主要变量的描述性统计。本文主要关注固定资产加速折旧政策对企业投资行为和绩效的影响,用资本劳动比(K/L)度量企业内部资本和劳动的配置情况,作为本文的主要被解释变量。同时由于资本劳动比(K/L)的计算方式为人均固定资产取对数,所以本文也分别用固定资产投资(I/K)和员工人数(worker)分别衡量企业的投资和雇佣决策。在控制变量的选择方面,本文参考现有文献,考虑到企业规模、盈利能力和使用资金的成本等因素对于企业生产经营和投资决策等环节的影响(聂辉华等,2009;陆正飞等,2010;Zhang et al., 2018),本文对盈利能力(roa)、融资成本(ficost)、企业规模(size)和企业年龄(firmage)等变量加以控制。另外,本文按照《统计上大中小型企业划分办法(2017)》对所有样本企业进行划分为小型企业、中型企业和大型企业,三种规模的企业分别占比为77%、19%和4%^①,这为本文研究政策对不同规模企业的异质性影响,特别是对中小型企业的影响提供可行性。全面评估政策的影响应该综合评估该政策对不同规模企业的影响,得到的相关结论才能更具有参考价值。

^① 本文提到的小型企业、中型企业和大型企业是依据国家统计局《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》,按照从业人员、营业收入、资产总额等指标进行划分而成的,区别于按照2007年《企业所得税法实施条例》规定的小型微利企业。

表 2 主要变量的描述性统计

variable	变量名	计算方法	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>K/L</i>	资本劳动比	人均固定资产取对数	1375443	3.5168	1.9718	0	8.5056
<i>I/K</i>	固定资产投资	新增/期初固定资产	892609	0.3519	1.0752	0	14.2353
<i>roa</i>	盈利能力	净利润/期末资产	1359318	0.0065	0.1298	-1.0600	0.6867
<i>ficost</i>	融资成本	财务费用/负债	1265613	0.0102	0.0245	-0.1111	0.1623
<i>size</i>	企业规模	期末资产取对数	1361820	9.9868	2.2639	3.6889	15.5147
<i>firmage</i>	企业年龄	企业年龄取对数	1389977	2.2246	0.6089	0	4.7449
<i>worker</i>	员工人数	员工人数取对数	1375725	3.7661	1.6567	0.6931	7.9437
<i>VAT burden</i>	增值税税负	实缴增值税/营业收入	1230950	0.0246	0.0312	0	0.1684
<i>fixasset_dep</i>	固定资产依赖	固定资产/产值	1389719	0.3000	0.4407	0	15.2029
<i>wage_cost</i>	劳动力成本	工资支出/销售收入	1389949	0.0602	0.0522	0	2.5000
<i>HHI</i>	行业集中度	销售收入 HHI	1389976	0.0416	0.7938	0	1

2.2 模型设定

本文运用双重差分模型研究政策对资本劳动比的影响,基准的回归方程如式(2):

$$Y_{it} = \alpha \cdot \text{treat}_j \times \text{post}_{it} + \beta \cdot \text{Control} + \eta_i + \zeta_j + \gamma_t + \theta_{ct} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中*i,j,c,t*分别代表企业、行业、省份和年份;*Y_{it}*表示企业*i*在*t*时期的资本劳动比,用人均固定资产取对数衡量;*treat_j*是样本期间的试点行业,如果行业*j*在样本期间受到政策的影响,则*treat_j*值为1,否则为0;*post_{it}*是试点行业受到政策影响的时间,试点之前*post*取值为0,试点政策出台之后*post*为1。*Control*表示企业和行业层面的控制变量,其中企业层面的控制变量包括企业的盈利能力(*roa*)、融资成本(*ficost*)、企业规模(*size*)和企业年龄(*firmage*);考虑到行业随时间变化的因素会对回归结果产生影响,本文还增加了行业层面的控制变量包括行业的劳动力成本(*wage_cost*)、固定资产的依赖程度(*fixasset_dep*)和行业集中度(*HHI*)。*η_i*、*ζ_j*和*γ_t*分别为企业、行业和年份的固定效应,*θ_{ct}*表示省份-年份固定效应,用于控制随时间变化的省份信息,*ε_{it}*为残差项。如无特殊说明,本文回归标准差均在三位数行业层面聚类。

3 实证分析

3.1 基准结果

表3是基准回归结果,第(1)~(2)列使用了全部规模企业样本进行回归,第(1)列控制了企业、行业和省份-年份的固定效应,加入了企业和行业层面的

控制变量,回归结果表明政策显著提升了企业的资本劳动比,试点企业的资本劳动比非试点企业平均提高 6.7%。同时,考虑到工业企业和非工业企业由于技术升级和资本深化路径的差异,对于企业固定资产投资和雇佣的决策可能不同,因此本文在第(2)列控制了工业行业和非工业行业的时间趋势。在剔除了工业行业和非工业行业的时间趋势后,加速折旧政策仍然提高了企业 3.2%的资本劳动比水平,这说明政策通过改善企业内资本和劳动的投入结构促进了资本深化。

表 3 固定资产折旧对企业资本深化的影响

被解释变量: 资本劳动比	全部规模企业		小型企业	中型企业	大型企业	小型企业	中型企业	大型企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
treat×post	0.0671 *** (0.0117)	0.0323 *** (0.0110)	0.0536 *** (0.0106)	0.0844 *** (0.0177)	0.0299 (0.0226)	0.0226 ** (0.0109)	0.0483 *** (0.0156)	-0.0080 (0.0210)
roa	-0.1164 *** (0.0203)	-0.1137 *** (0.0199)	-0.1059 *** (0.0186)	-0.0901 * (0.0469)	-0.0805 * (0.0457)	-0.1041 *** (0.0184)	-0.0843 * (0.0460)	-0.0764 * (0.0458)
firmage	-0.0050 (0.0079)	-0.0049 (0.0085)	-0.0019 (0.0082)	-0.0112 (0.0146)	-0.0163 (0.0128)	-0.0017 (0.0088)	-0.0090 (0.0145)	-0.0160 (0.0127)
size	0.3008 *** (0.0172)	0.3010 *** (0.0173)	0.3228 *** (0.0170)	0.2999 *** (0.0296)	0.3701 *** (0.0277)	0.3221 *** (0.0170)	0.3023 *** (0.0300)	0.3780 *** (0.0283)
ficost	0.4350 *** (0.0607)	0.4487 *** (0.0609)	0.3916 *** (0.0732)	0.7405 *** (0.1094)	0.9805 *** (0.2401)	0.3941 *** (0.0742)	0.7789 *** (0.1073)	0.9939 *** (0.2498)
fixasset_dep	0.0321 ** (0.0130)	0.0302 *** (0.0103)	0.0243 * (0.0146)	0.0399 *** (0.0135)	0.0285 (0.0197)	0.0224 * (0.0120)	0.0386 *** (0.0123)	0.0240 (0.0183)
wage_cost	0.3651 * (0.1862)	0.2033 (0.1739)	0.5724 *** (0.1904)	0.1075 (0.2132)	-0.3689 (0.3111)	0.4098 ** (0.1762)	-0.0425 (0.2006)	-0.4557 (0.3182)
HHI	0.0388 (0.0437)	0.0182 (0.0414)	0.0754 (0.0465)	-0.0194 (0.0798)	-0.0605 (0.1594)	0.0549 (0.0437)	-0.0480 (0.0774)	-0.0828 (0.1586)
常数项	0.6986 *** (0.1661)	0.7107 *** (0.1663)	0.5432 *** (0.1535)	0.5963 * (0.3525)	-0.4906 (0.3848)	0.5635 *** (0.1522)	0.5737 (0.3580)	-0.5882 (0.3922)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业时间趋势	否	是	否	否	否	是	是	是
Equality Test				p=0.002	p=0.000		p=0.001	p=0.000
观测值	1099042	1099042	794760	216895	43311	794760	216895	43311
adj. R ²	0.9055	0.9056	0.9083	0.9213	0.9298	0.9084	0.9214	0.9299

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;回归标准差在三位数行业层面聚类。回归样本是剔除期末固定资产等于 0 的观察值。如没有特别说明,以下各表相同。Equality Test 分别检验了小型企业和中型企业、小型企业和大型企业之间的回归系数是否在统计意义上存在显著差异。

表3第(3)~(8)列对不同规模的企业进行分样本回归,进一步比较加速折旧政策对大中小型企业的影响差异,其中第(3)~(5)列控制企业、行业 and 省份-年份的固定效应,第(6)~(8)列加入了工业行业和非工业行业的时间趋势。回归结果表明加速折旧政策主要对小型企业和中型企业的资本劳动比有提升作用,但对大型企业作用不明显^①。比较中小企业发现,中型企业的回归系数更大,试点企业的资本劳动比非试点企业平均提高8.4%(4.8%)。而对于小型企业,试点企业的资本劳动比非试点企业平均提高5.4%(2.3%)。

我们还进一步针对不同规模企业的回归系数,进行回归系数差异的显著性检验(Equality Test)。结果显示小型企业和中型企业的系数差异的 p 值为0.002(0.001),小型企业和大型企业的系数差异的 p 值为0.000(0.000),说明在统计意义上,中型企业相较于小型企业和大型企业确实对政策的反应更强烈。我们认为这有两方面原因:一方面,相对于大型企业,中小企业面临更强的融资约束,对减税激励更敏感;另一方面,中型企业相对于小型企业具有更好的流动性储备,外部融资约束相对更小,因此赋予了其灵活调整企业内资源配置的能力(Fan and Liu, 2020)。

3.2 平行趋势假设检验

基准回归结果表明政策显著提高企业资本劳动比,但使用双重差分估计方法的假设是实验组和控制组满足事前平行趋势。如果平行趋势不满足,那么回归结果可能反映的只是实验组和控制组之间的趋势差异。因此根据文献方法(Autor et al., 2006; Serfling, 2016),本文使用事件分析法来验证实验组和控制组的平行假设,回归方程如式(3):

$$Y_{it} = \sum_{t=-5}^1 \alpha_t \cdot \text{DYear}_{jt} + \beta \cdot \text{Control} + \eta_i + \zeta_j + \gamma_t + \theta_{\alpha} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 DYear_{jt} 为时间虚拟变量,代表试点行业 j 相对实施政策年份的相对时间,取值从-5到1,-1表示政策实施前一年,0表示政策实施当年,1表示政策实施第二年,以此类推。本文将政策前一年其作为基准年份,因此 α_t 代表了相对于政策前一年,实验组和控制组行业在不同年份资本劳动比的差异。理论上,如果平行趋势假设满足,在政策出台前, α_t 的系数应该与0无显著差异,同时,政

^① 这一结论与李建强和赵西亮(2021)使用上市企业得到的结论并不矛盾。因为本文是根据国家统计局印发的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》划分大中小型企业,而该文使用的上市企业并不能完全等同本文数据样本中的大型企业。因此,本文的回归结果与该文存在差异。此外,我们也使用本文数据中的上市企业,按照李建强和赵西亮(2021)的模型设定进行实证回归,结果表明资本劳动比和固定资产投资显著上升。这说明本文的基准结果与李建强和赵西亮(2021)得到的结论并不冲突,也进一步反映了本文与该文的不同之处,本文更深入探究了固定资产加速折旧政策对不同规模企业的影响。此处感谢审稿人的意见。

策实施后的 α_t 系数应该显著异于 0, 其系数大小则能反应出政策的动态效应。图 4 是全部样本和不同规模企业的平行趋势检验图, 相比于政策实施前一年, 政策前各年份的估计系数均不显著异于 0, 说明实验组和控制组在政策前没有表现出显著差异, 满足平行趋势假设。对于小型企业和中型企业, 政策实施后的 α_t 系数显著为正, 对中型企业的效果在政策出后呈现上升趋势。对于大型企业, 政策后 α_t 系数均不显著, 且有下降的趋势^①。因此, 本文研究的实验组和控制组满足事前平行趋势假设, 且在政策后, 政策实施显著提高了中小企业试点行业企业的资本劳动比。

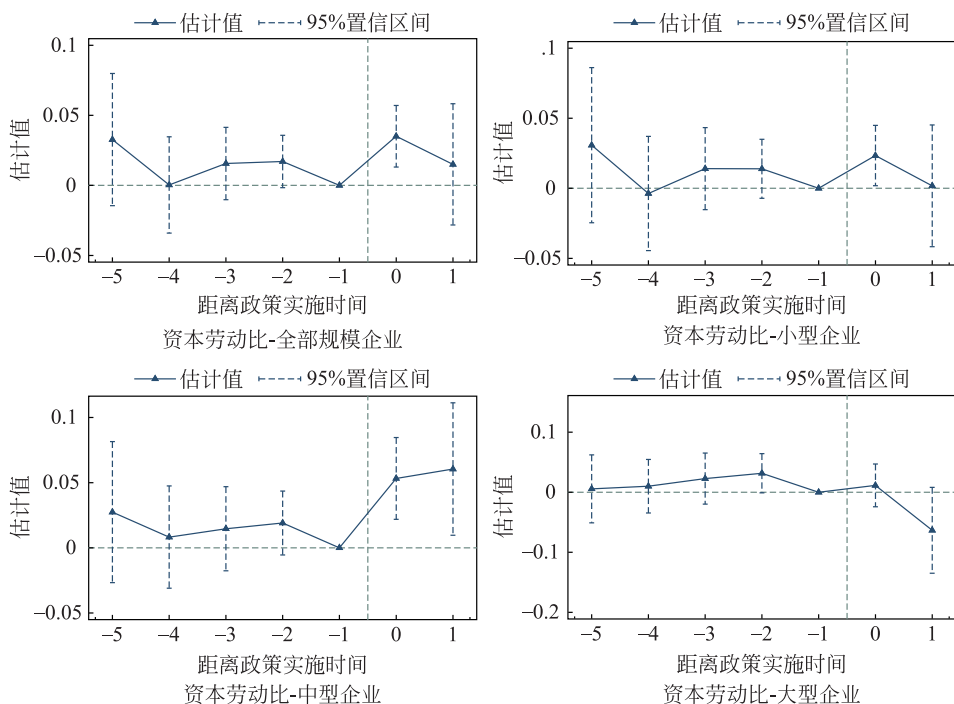


图 4 各规模企业资本劳动比逐年回归系数图

3.3 异质性检验

接下来, 本文从融资约束和资本密集度两个角度, 考察政策对不同行业和企业异质性影响。首先, 大量文献证实融资约束对企业的投资决策和行为有重要影响, 企业获得外部资金的能力会影响企业调整内部要素结构和投资决策 (Spaliara, 2009; 张杰等, 2016; Zwick and Mahon, 2017; 刘启仁等, 2019)。对于不

^① 下文机制分析部分将对企业资本劳动比的动态变化过程进行分解和说明。

同发展阶段的企业,Bottazzi et al. (2014)发现融资约束不仅阻碍年轻企业在成长初期的发展潜力,也会进一步恶化增长已经放缓企业的前景。因此,本文选取企业的借贷能力作为企业融资约束的度量,借贷能力用期初固定资产/期初总资产计算。固定资产占总资产的比重反映了企业能够进行抵押贷款的能力,由于中国的银行对企业的贷款有抵押担保的基本要求,具有更多固定资产能够为企业提供抵押担保,因此企业可能遭遇更低的融资约束(张杰等,2016)。本文根据政策发生前一年行业的融资约束情况,将样本分为借贷能力高和低两个组别,借贷能力更低的行业为高融资约束行业,反之为低融资约束行业。表 4 是事前行业融资约束强度的异质性回归结果,本文仍然按照全部样本和各规模企业的方式呈现结果。

表 4 异质性分析——按照借贷能力分组

被解释变量: 资本劳动比-K/L	全部规模企业		小型企业		中型企业		大型企业	
	低	高	低	高	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
treat×post	0.0765 *** (0.0159)	0.0199 (0.0130)	0.0595 *** (0.0128)	0.0193 (0.0144)	0.0892 *** (0.0247)	0.0150 (0.0172)	0.0325 (0.0367)	-0.0012 (0.0208)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	506343	551292	349348	412156	110191	102466	21014	21314
adj. R ²	0.8869	0.9089	0.8861	0.9090	0.8999	0.9429	0.9091	0.9399

表 4 第(1)~(2)列使用全部规模企业样本进行回归,回归结果表明,政策前借贷能力较差行业的解释变量系数显著为正,而对于政策前借贷能力更好的行业,政策没有显著影响。这意味着在政策前面临更严重融资约束的行业,对政策的敏感性更强。这一结果与 Zwick and Mahon(2017)、刘行等(2019)的异质性分析结论一致。虽然 Fan and Liu(2020)发现融资约束更低的企业,其固定资产投资会受到更大的政策影响,但本文着重关注企业进行借贷款的能力,与该文对融资约束进行了不同维度的度量。表 4 的结果也间接证明了融资约束对于中国企业资本劳动比提高的制约作用,本文将在机制部分具体讨论政策对融资约束的改善。

进一步地,为了考察这种融资约束的异质性是否在不同规模的企业中有所体现,本文将样本按照小型企业、中型企业和大型企业分组,再进行同样的分组回归,见表 4 第(3)~(8)列。回归结果发现,借贷能力差的小型企业和中型企业受到该政策的影响更大,即面临融资约束更严重的企业对政策的反应更强

烈。另外不管是对于低借贷能力还是高借贷能力的大型企业,政策均未对其产生效果。

其次,本文考察企业的资本密集程度是否会影响加速折旧政策对企业资本劳动比的影响。本文认为,资本密集度较低的企业出于自身技术升级的需要更有动力使用资本替代劳动,进一步提高企业的资本劳动比,因此预计加速折旧政策对资本密集度较低的企业激励效果更显著。为此,按照政策发生前行业的平均资本劳动比,将样本行业划分为资本密集度高和低两个组别,分组回归的结果见表 5。结果表明,无论是对于小型企业还是中型企业,政策对所有低资本密度分组中的企业的资本劳动比有显著的提高,而资本密集度较高分组的企业对政策的反应并不明显,这与预期是一致的。

表 5 异质性分析——按照资本密集度分组

被解释变量: 资本劳动比-K/L	全部规模企业		小型企业		中型企业		大型企业	
	低	高	低	高	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
treat×post	0.1076 *** (0.0207)	0.0232 (0.0152)	0.0871 *** (0.0193)	0.0153 (0.0145)	0.1140 *** (0.0267)	0.0343 (0.0221)	0.0204 (0.0345)	0.0038 (0.0202)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	501686	551566	363237	394064	96230	115699	20904	21387
adj. R ²	0.8826	0.8999	0.8827	0.9028	0.9044	0.9204	0.9133	0.9151

3.4 稳健性检验

为保证实证结果可靠性,本文通过排除混淆政策、企业财务虚报行为,更换被解释变量,随机构造实验组和控制组和考虑多期双重差分模型中的异质性效应,对结果进行稳健性检验。

3.4.1 排除混淆政策影响

在本文样本的时间段,除了固定资产加速折旧政策之外,还有小型企业所得稅优惠政策、增值税转型政策和营改增等,这可能会对基准结果产生较大影响,因此需要排除同期政策对基准结果的影响。在本文的数据样本中,以 2007 年《企业所得税法实施条例》为划分标准,小型微利企业数量占比达到 39.4%,而中国分别在 2012 年和 2014 年出台针对小微企业所得稅减免的优惠政策,这可能会对小微企业投资有激励作用,进而导致本文的回归结果高估。因此,本文在

基准回归的基础上控制小微企业的所得税优惠政策。具体做法是根据数据中企业汇报的是否享受小型企业所得税优惠政策,构建企业层面的虚拟变量,并在回归中控制该变量。表 6 第(1)列是控制小型企业享受所得税优惠政策的回归结果,发现关键解释变量的回归系数依然显著为正,说明在控制了小微企业的政策优惠后,政策对资本劳动比仍然有显著的促进作用,并且 income tax exempt 的系数显著为正也表明享受所得税优惠的小型企业拥有更高的资本劳动比。其次,已有文献证明企业税收负担对企业的投资和生产率存在影响(聂辉华等,2009;申广军等,2016),所以还需要剔除同一时期的其他税收政策对企业投资行为的影响。由于增值税在企业的税负中占重要地位,本文用企业实际缴纳的增值税占营业收入的比重作为企业实际税负的度量加以控制。第(2)列的结果显示在控制了企业的实际税负后,主要解释变量回归系数依然显著稳健。第(3)列中同时对所得税优惠和增值税税负进行控制后,依然不影响主要解释变量回归系数符号和显著性。此外,享受优惠或者实际税负更低的企业表现出更高的资本劳动比,这也是本文提倡积极落实减税降费政策的重要依据。第(4)~(6)列进行各规模企业的分样本回归。总之,在考虑了同期其他的税收政策优惠政策后,政策对企业资本劳动比的促进作用依然显著且稳健。

表 6 稳健性检验——混淆政策的影响

被解释变量: 资本劳动比-K/L	所得税优惠政策	增值税税负	同时控制所得税优惠政策和增值税税负			
	全部规模企业	全部规模企业	全部规模企业	小型企业	中型企业	大型企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
treat×post	0.0658 *** (0.0117)	0.0662 *** (0.0112)	0.0649 *** (0.0112)	0.0491 *** (0.0100)	0.0846 *** (0.0178)	0.0308 (0.0222)
income tax exempt	0.1069 *** (0.0153)		0.0990 *** (0.0161)	0.1048 *** (0.0178)	0.0720 (0.0523)	
VAT burden		-0.3134 ** (0.1229)	-0.3197 *** (0.1229)	-0.2595 * (0.1323)	-0.5154 *** (0.1771)	-1.0369 *** (0.3767)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1099042	978038	978038	680597	215343	42788
adj. R ²	0.9056	0.9079	0.9080	0.9117	0.9211	0.9296

3.4.2 企业虚报财务信息

考虑到企业可能在加速折旧政策之后,依靠虚报企业固定资产数量手段来获得企业所得税减免,表现为数据上显示的资本劳动比的上升,因此本文对这

一行为进行检验和排除(表 7)。此处定义了虚拟变量表示企业是否在年末有查补的增值税额。如果企业在财务上进行作假虚报,则更有可能在年末税务机关税务稽查中被要求补交各项税款。如果当年企业的查补增值税为正则该变量为 1,否则为 0。从结果来看,在政策之后,企业补缴增值税款的概率没有上升,反而下降,这排除了企业通过虚报企业固定资产来获得所得税优惠的行为存在。

表 7 稳健性检验——企业虚报财务信息

被解释变量: 是否增值税查补	全部规模企业 (1)	小型企业 (2)	中型企业 (3)	大型企业 (4)
treat×post	-0.0060 ** (0.0026)	-0.0063 ** (0.0028)	-0.0033 (0.0049)	-0.0142 * (0.0084)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	1111504	804538	218520	43352
adj. R^2	0.3943	0.4146	0.3996	0.4042

3.4.3 剔除更改行业的样本

由于政策是针对特定行业实施,如果企业在样本期间的行业发生改变,那么可能会对估计结果产生偏误。为了解决这一问题,本文剔除了所有在样本期间更换行业的企业,回归结果依然稳健(见表 8)。

表 8 稳健性检验——剔除更改行业的样本

被解释变量: 资本劳动比-K/L	全部规模企业 (1)	小型企业 (2)	中型企业 (3)	大型企业 (4)
treat×post	0.0683 *** (0.0114)	0.0527 *** (0.0099)	0.0879 *** (0.0190)	0.0244 (0.0229)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	687677	489062	144835	28129
adj. R^2	0.9166	0.9204	0.9249	0.9332

注:在剔除了样本期间更改行业的企业后,本回归不再控制行业固定效应。

3.4.4 改变被解释变量

这里根据不同资产类型设计安慰剂检验,排除回归结果是随机的可能性。

鉴于企业只有购买经营性固定资产才能加速折旧,购买非经营性固定资产和流动资产不能加速折旧,因此政策不应该影响这两类资产的投资情况。将被解释变量替换为非生产经营使用的固定资产和流动资产进行回归,结果表明政策并没有促进试点行业剔除设备机器之外的固定资产和流动资产的显著提高。表 9 的结果证实了试点行业的资本劳动比增加确实是政策激励下的结果,同时也没有发现政策规定之外的资产类型显著增加的证据。

表 9 稳健性检验——改变被解释变量

被解释变量	非生产经营使用的固定资产				流动资产			
	全部规模	小型企业	中型企业	大型企业	全部规模	小型企业	中型企业	大型企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
treat×post	0.0042 (0.0040)	0.0034 (0.0030)	0.0092 (0.0067)	-0.0017 (0.0069)	0.0103 (0.0228)	0.0113 (0.0253)	-0.0212 (0.0420)	0.1099 (0.0696)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	609083	408241	139418	30,050	504559	349803	102768	22322
adj. R ²	0.4404	0.4542	0.4310	0.4383	0.8528	0.8310	0.7391	0.6954

注:由于数据的可得性,对非生产经营使用的固定资产和流动资产回归的数据样本时间范围为 2010—2015 年。

3.4.5 随机构造的伪政策变量

本文还通过随机分配实验组和控制组的方式进行证伪检验。在本文使用的样本中,2014 年和 2015 年的实验组中分别有 37464 个和 93471 个观测值,对此本文进行了 500 次随机处理,每一次处理在对应年份的样本中随机选取等量的观测值作为实验组,基于此构建双重差分模型中 treat×post 指标,并进行回归估计。图 5 是本文进行 500 次随机过程回归系数的分布情况。估计系数的均值为-0.00042,标准差为 0.00377,而基准结果的实际估计系数为 0.067,远远超过随机估计值结果的 95%的置信水平。这进一步验证了基准回归结果是可信的。

3.4.6 多期双重差分模型中的异质性效应

双重差分法作为政策效果的识别策略暗含着“同质性处理效应”的假设,即政策对于所有个体的处理效应都相同,该假设虽然简化了计量分析的过程,但并不具有现实的意义和说服力。de Chaisemartin and D’Haultfoeulle(2020)将异

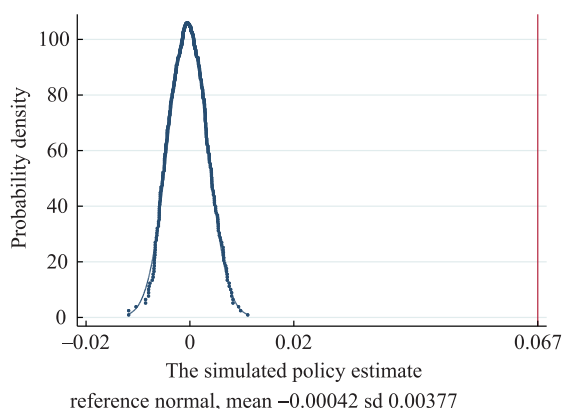


图5 随机构造的伪政策变量估计值分布情况(500次随机过程)

质性处理效应纳入双重差分的模型分析中,他们发现双向固定效应模型所估计的真实参数可以分解为所有受处理个体的处理效应的加权之和,如果某些个体的权重为负且数值较大,则很有可能出现大部分个体的处理效应为正,但是模型估计出的处理效应与真实参数符号相反的情况。为此,de Chaisemartin and D'Haultfoeuille(2020)提供了两种指标用以检验双向固定效应的估计结果在异质性处理效应下是否稳健,本文按照该论文中提供的方法检验发现,本文估计的政策效果在考虑了个体接受处理时的异质性效应后依然稳健^①。

4 机制分析

在基准回归和稳健性检验中,本文发现政策显著提高了试点行业的资本劳动比,中小企业和低借贷能力的企业对政策的反映更强烈。那么,企业资本劳动比提高的背后机制是什么?资本劳动比的提升可能单纯来自企业固定投资的增加,也有可能是企业使用资本替代劳动,或是两方面作用同时存在。不同规模企业的影响机制是否存在差异?文献还尚未对此问题做出一致的回答。本文认为厘清这两个问题,有助于深入理解不同规模的企业面对税收政策的投资决策和经营性行为,也是评估该政策效果和制定后续相关政策的重要参考依据。因此,本部分从缓解融资约束和促进投资和资本替代劳动的角度讨论加速折旧政策提升企业资本劳动比的机制,以及不同规模企业对于政策的异质性行为。

^① 具体检验方法参见 de Chaisemartin and D'Haultfoeuille(2020)。

4.1 融资约束的缓解作用

根据政策内容,企业在政策后能更快的抵扣折旧额,降低企业所得税税负。理论上,这可以认为是企业拿到的一笔无息贷款,通过缓解企业投资初期现金流压力,促进企业进行设备的更新和升级,因此,本部分检验政策是否作用于企业的内部融资约束,进而影响企业资本和劳动配置结构。如果这一机制确实存在,可以预期在政策后,受到政策影响的企业的内部融资约束会降低,但外部融资约束不受政策影响。本文用企业的经营性现金流资产比和资产负债率分别度量内部和外部的融资约束程度。表 10 第(1)~(4)列的被解释变量是企业现金流资产比,结果显示不同规模企业的现金流在政策之后得到显著提高,说明加速折旧政策确实通过提前抵扣折旧额,缓解了企业的现金流压力。其中小型企业和中型企业由于融资约束的改善进行了固定资产投资,而大企业由于政策前自身的流动性水平较高,其投资决策受融资约束影响较小,所以政策后现金流水平的提高没有促进固定资产投资的增加,这与前文异质性分析部分的结论一致^①。第(5)~(8)列的结果表明政策对企业的资产负债率没有显著影响,总之表 10 的结果说明政策主要是通过改善企业内部的融资约束,促使企业调整资本和劳动的配置结构,但对外部融资约束状况没有影响。

表 10 机制分析——融资约束缓解作用

被解释变量	现金流水平				资产负债率			
	全部规模	小型企业	中型企业	大型企业	全部规模	小型企业	中型企业	大型企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
treat×post	0.0031** (0.0013)	0.0032* (0.0018)	0.0066* (0.0038)	0.0160* (0.0082)	-0.0009 (0.0028)	-0.0004 (0.0027)	-0.0033 (0.0050)	-0.0113 (0.0076)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1088110	795698	216688	43011	1102608	796550	217933	43282
adj. R ²	0.3772	0.3940	0.3873	0.4402	0.8237	0.8271	0.8395	0.8690

4.2 资本对劳动的替代作用

在投资增加的情况下,资本劳动比的提高可能有互补和替代两种关系。第

① 此处感谢审稿人的意见。

一种为企业进行更多固定资产投资后,与之相配雇佣了更多的技能劳动力,但是劳动力的增速慢于机器设备,表现为资本与劳动之间的互补关系。刘啟仁和赵灿(2020)利用 2010—2016 年上市公司的雇佣结构数据证实了固定资产加速折旧政策显著增加了对技能劳动力的雇用数量,而对非技能劳动力的雇佣没有影响。第二种为企业通过生产设备和机器的更新,用高技术的先进机器设备替代低附加值和低技能的劳动力,表现为技术进步带来的生产结构的调整,即固定资产投资挤出了相应的劳动力(聂辉华等,2009;唐珏和封进,2019)。但是,刘啟仁和赵灿(2020)使用的上市公司的数据以大规模企业为主,不能反映中国总体情况。因此,本部分旨在识别政策对不同规模的企业资本和劳动配置结构的影响机制。

本文从企业期末固定资产、新增固定资产投资比例、员工人数和人均工资的角度探究政策对资本和劳动之间替代关系的影响。结果见表 11。第(1)列和第(2)列的被解释变量是期末固定资产和固定资产投资,回归结果显示 $treat \times post$ 的系数显著为正,说明政策显著促进了试点行业提升固定资产规模和投资比例。第(3)列和第(4)列的被解释变量为员工人数和人均工资,结果表明政策后,企业就业人数下降 1.8%,并且平均工资提高了 3.5%,这说明政策促进企业使用固定资产对低技能劳动进行替代。本文在后文也进一步用宏观数据验证该结论。

表 11 机制分析——资本对劳动的替代作用

被解释变量	期末固定资产 (1)	固定资产投资 (2)	员工人数 (3)	人均工资 (4)
$treat \times post$	0.0544 *** (0.0137)	0.0357 ** (0.0143)	-0.0177 ** (0.0083)	0.0347 ** (0.0155)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	646409	646409	646409	646409
adj. R^2	0.9711	0.4380	0.9631	0.6743

前文表明加速折旧政策对中小企业的资本劳动比有显著的提升作用,如果资本替代劳动的机制是存在的,那么应该发现这些企业表现出更强的资本替代劳动的效果。接下来,本文从企业规模来探究哪些企业会发生资本替代低技能劳动。一般来说,企业在调整生产要素时,会综合考虑自身的经营状况和资金能力。小型企业由于容易受到流动性约束,当购入更多的生产用机器设备时,很难在短时间内实现生产规模的全面扩大,所以预计小型企业会通过减少相应

劳动力的雇佣来实现成本的控制。与之相对,中型企业没有这方面的顾虑,借助政策在投资初期提供的流动性支持,这些企业通过设备的更新和购买,最终实现生产边界的扩张。

表 12 是政策对企业资本替代劳动的异质性分析结果,小型企业在政策之后扩大了固定资产投资,但同时减少了劳动力雇佣;对于中型企业,只发现了政策对固定资产投资的促进作用,并没有出现资本对劳动的替代情况;而大型企业的固定资产投资和员工人数在政策之后均没有显著变化。虽然 Fan and Liu (2020)和 Cui et al. (2022)均发现大企业的固定资产投资受政策影响更大,但由于本文关于企业规模划分的标准更细,因此本文的研究结论与这两篇研究并不冲突^①。总结来看,表 12 的结果与预期一致,受限于企业规模和流动性,政策促进小型企业使用资本替代劳动,进行生产要素结构调整;而中型企业由于本身流动性充足,政策更有可能扩大投资和生产规模,不会减少雇佣员工^②。

表 12 机制分析——替代效应的异质性分析

被解释变量	小型企业		中型企业		大型企业	
	固定资产投资	员工人数	固定资产投资	员工人数	固定资产投资	员工人数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
treat×post	0.0257 ** (0.0122)	-0.0154 ** (0.0075)	0.0558 ** (0.0267)	0.0058 (0.0115)	0.0261 (0.0316)	-0.0042 (0.0215)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	441048	441048	147828	147828	25178	25178
adj. R ²	0.4540	0.9524	0.4243	0.9716	0.4335	0.9534

4.3 资本替代劳动的宏观证据

进一步,本文使用宏观数据验证资本替代劳动的传导机制。由于地区间存

① Fan and Liu (2020)和 Cui et al. (2022)文中使用营业收入或资产作为企业规模的区分,而本文提到的小型、中型和大型企业是依据《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》,按照从业人员、营业收入、资产总额等指标进行划分而成,并且考虑了不同行业的差异,因此企业规模与营业收入或资产不是简单的线性关系。在本文的数据样本中,营业收入较高的企业可能因为从业人数和资产总额没有达到大型企业的标准而被归类为中型企业。此处感谢审稿人的意见。

② 我们进一步使用事件分析方法,通过研究大型企业在政策前和后的固定资产投资和员工人数的变动,研究大型企业资本劳动比在政策后回归系数不显著的原因。我们发现,固定资产投资和员工人数的回归系数在政策前后并没有显著的差异。这进一步验证企业的资本劳动比、固定资产投资和员工人数在政策前后均不存在显著差异。因为篇幅问题,这些结果没有放在文章中,如果读者有疑问,可以向我们要相关结果。

在较大行业差异,因此受到政策的影响程度也不同,本部分根据税务局调查数据和省级宏观面板数据,计算一省内受政策影响的行业产值占 GDP 的比重 (treat_prov) 来衡量该省受到政策的影响强度。本文预期受到政策影响更大的省份,资本替代劳动的效应越明显,劳动力市场的受到的冲击就越大。本文使用 2010—2016 年的《中国劳动统计年鉴》,检验该政策对省份就业人员的教育程度和城镇失业率的影响。表 13 的第 (1) 列的被解释变量是高中及以下学历就业人员占比,回归系数表明如果省份受政策影响的行业产值占 GDP 比重提高 0.1 个单位,那么高中及以下学历就业人数下降 0.9% 个单位。这说明政策确实促进企业资本替代低技能劳动,改善企业内要素的配置效率。第 (2) 列检验了政策对大专及以上就业人数占比的影响,回归结果显著为正,与预期一致。其次,从细分学历进一步来探究哪些学历背景的就业人员影响最大。第 (3) ~ (7) 列分别是省份就业结构中初中、高中、大专、本科和研究生占比的回归结果,发现初中学历占比有明显下降,高中学历占比没有显著变化,大专、本科和研究生占比均有显著提升。这进一步表明资本替代的是初中及以下学历的就业人员。此外,本文还从城镇失业率的角度进来验证资本替代劳动的结论。第 (8) 列结果表明省份受政策影响的行业产值占 GDP 比重提高 0.1 个单位,城镇失业率提高 0.067%,这间接证实了低学历劳动者受企业固定资产的投资被挤出市场。城镇失业率的回归系数小于高中及以下的回归系数,可以间接认为被挤出市场的一部分低技能劳动力实现了人力资本升级。因此,微观数据和宏观数据均表明政策确实通过促进企业使用资本替代低技能劳动,从而改善企业内资本和劳动的配置结构,优化企业内资源配置效率。

表 13 加速折旧政策与地区劳动力市场变化

被解释变量	高中及 以下占比	大专及 以上占比	初中 占比	高中 占比	大专 占比	本科 占比	研究生 占比	城镇 失业率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
treat_prov * post	-9.0129 *** (3.0210)	8.9936 *** (3.0194)	-8.9432 ** (3.6306)	-0.0157 (4.1813)	3.3049 ** (1.2925)	4.2492 * (2.2776)	1.4395 * (0.7312)	0.6740 * (0.3395)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	210	210	210	210	210	210	210	210
adj. R ²	0.9765	0.9768	0.9244	0.9004	0.9505	0.9735	0.9432	0.9200

注:回归标准差在省份层面聚类。由于数据缺失,删除西藏自治区的观察值。

5 加速折旧政策与企业生产效率

机制分析部分表明,试点行业资本劳动比的提高来自于资本对劳动的替代,这是企业在融资约束问题得到缓解后面临投资机会的最优选择,那么这是否会改善企业内资源配置效率,进而提升全要素生产率?这还值得进一步探讨。因此,根据相关文献(杨汝岱,2015;申广军等,2016)的计算方法,本文使用 OP 和 LP 的 ACF 修正方法估算企业的 TFP,作为被解释变量^①,验证加速折旧政策对企业生产效率的影响。表 14 第(1)列和第(5)列的结果发现政策显著提高了全部规模企业的平均 TFP 水平。进一步地,分析加速折旧政策对各规模企业生产率的异质性影响,第(2)~(4)列和第(6)~(8)列的回归结果中,小型企业和中型企业的生产率得以提高,但二者的回归系数没有显著差异,这可能是因为小型企业和中型企业选择了不同的资本深化路径,小型企业使用资本替代劳动力,而中型企业选择扩大资本投资规模,因此两种方式虽然都导致了资本劳动比的增加,但对生产效率的影响无法直接比较^②。同时政策对大型企业的生产效率依然没有显著影响。因此,表 14 的结果表明政策通过优化企业内资本和劳动的配置结构,实现了企业生产效率的提高。图 6 为使用事件分析法探究政策对不同规模企业生产效率的动态影响。政策出台前的五年到前两年,实验组和控制组之间 TFP 的差异不显著异于 0,而在政策出台后,实验组的 TFP 相对于控制组有显著的上升,满足平行趋势假设。

表 14 加速折旧政策与企业生产效率

被解释变量: 全要素生产率	OP-ACF				LP-ACF			
	全部规模	小型企业	中型企业	大型企业	全部规模	小型企业	中型企业	大型企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
treat×post	0.0413 ** (0.0197)	0.0437 ** (0.0204)	0.0503 ** (0.0207)	0.0051 (0.0185)	0.0495 ** (0.0205)	0.0511 ** (0.0216)	0.0513 ** (0.0211)	0.0035 (0.0178)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

① 全要素生产率的计算方法中,OP 法和 LP 法均采用了两阶段的参数估计方法,第一阶段估算出劳动的产出弹性,第二阶段进行资本产出弹性的估计。两种方法均假设企业面对生产率冲击能够对投入进行无成本的即时调整,即满足自由变量和代理变量相互独立。然而,如果在第一阶段中生产率水平与劳动力投入存在共线性问题,那么劳动产出弹性的估计将是有偏的,进而导致第二阶段对资本产出弹性的估计也出现偏差。针对此问题,Akerberg et al. (2015)放松了 OP 法和 LP 法的假设条件,将劳动力投入引入中间投入的决策函数,对上述计算方法的改进称为 ACF 修正。因此,本文基于 ACF 修正的方法估计样本企业的全要素生产率。

② 此处感谢审稿人的意见。

续表

被解释变量: 全要素生产率	OP-ACF				LP-ACF			
	全部规模	小型企业	中型企业	大型企业	全部规模	小型企业	中型企业	大型企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1065404	775993	213560	34082	1062436	777012	210900	32607
adj. R^2	0.8894	0.8946	0.9293	0.9676	0.9484	0.9444	0.9812	0.9915

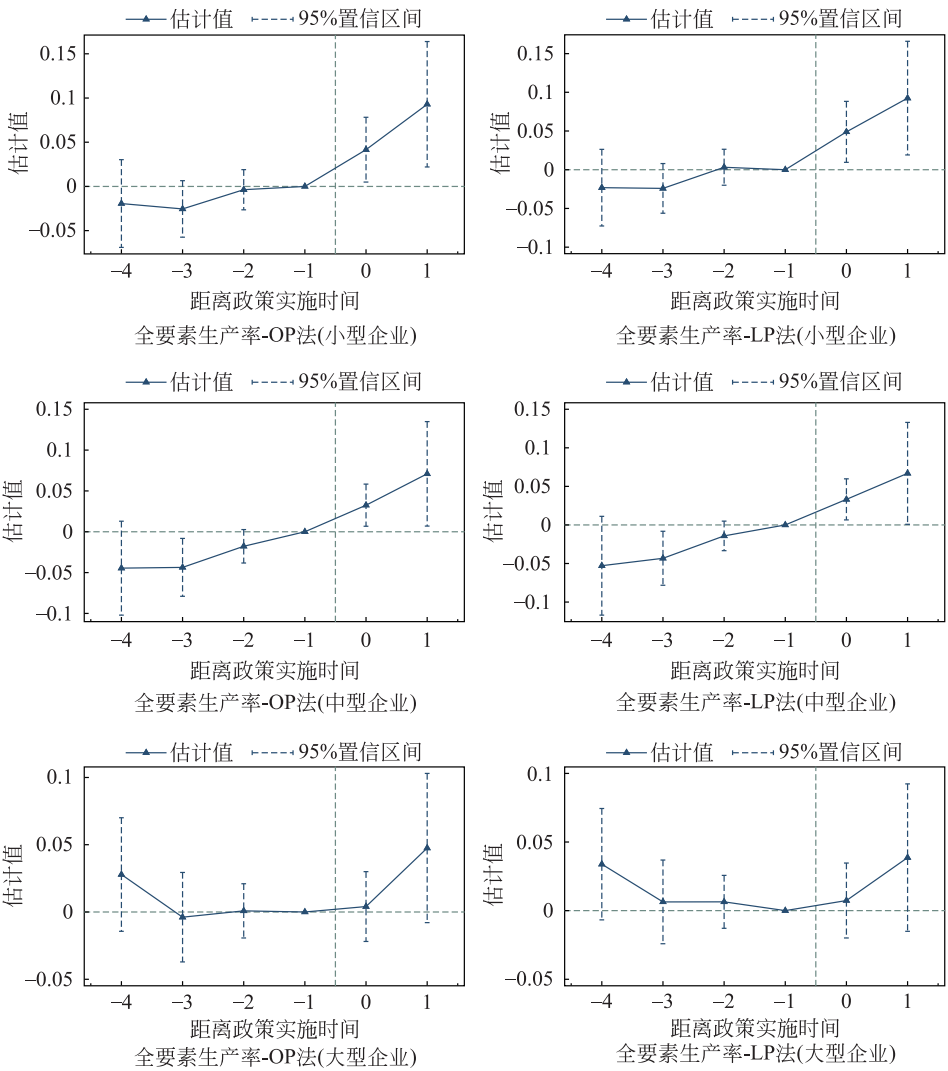


图 6 企业生产效率的动态趋势逐年回归系数

6 结论与启示

资本劳动比的积累对于资本深化和产业转型升级,以及中国经济高质量发展阶段的平稳运行具有重要意义,但中国中小企业面临的融资约束问题严重阻碍了企业的投资决策,不利于设备更新换代和技术进步。固定资产加速折旧政策在此背景下出台,通过缓解企业投资初期的现金流压力调动固定资产投资的积极性。本文以2014年和2015年两年出台的固定资产加速折旧政策为准自然实验,基于2009—2015年《中国税务局调查数据》,以企业的资本劳动比为研究对象,试图全面讨论政策的微观效应,研究政策对于企业内资源配置效率的异质性影响和作用机制,并且进一步讨论该政策是否会提升企业生产效率,促进中国实现高质量发展。本文研究发现:首先,固定资产加速折旧政策显著提高了试点企业的资本劳动比,试点企业的资本劳动比非试点企业平均提高了6.7%,中型企业受到政策影响最大,小型企业次之,大型企业没有显著影响。其次,机制研究表明加速折旧政策显著改善了大中小企业现金流,促进中型企业增加投资,促进小型企业使用资本替代低技能劳动,省级宏观数据也发现存在资本替代劳动的现象。最后,加速折旧政策显著提升了中小企业的生产效率。

中小企业对中国经济发展至关重要,2018年举行的国务院促进中小企业发展工作领导小组第一次会议用“五六七八九”概括了当前中小企业在中国经济中发挥的作用^①,且每年新增市场主体的90%以上都是中小企业。当前,国家非常重视中小企业发展问题,十九大、“十四五”规划和党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议都多次提到中小企业发展问题。但是,融资约束仍然是制约中小企业发展的重要因素之一,缓解中小企业融资约束能显著提升中小企业的固定资产投资,促进中小企业效率提升。这对中小企业产业转型升级、产品创新都将起到很重要的作用。本文认为研究不同规模企业的减税效果,能更清楚理解减税的实际效果和传导机制,这为后续中小企业税收政策制定提供事实基础。

中国经济经历了四十年多年的高速发展,如何在新时期下优化产业结构、促进产业升级和实现高质量发展是国家十分关心的问题。习近平总书记在党的十九大报告中明确指出:“十四五”时期,要“深化投融资体制改革”,“优化存量资源配置、扩大优质增量供给”等深化供给侧改革措施。本文涉及融资体制和存量资源配置效率两大主题,是进一步推进改革的关键点。在中国劳动力成本上升的背景下,越来越多的企业使用资本替代劳动,通过资本积累的数

^① 中国中小企业具有“五六七八九”的典型特征:贡献了50%以上的税收,60%以上的GDP,70%以上的技术创新,80%以上的城镇劳动就业,90%以上的企业数量,是国民经济和社会发展的生力军,是建设现代化经济体系、推动经济实现高质量发展的重要基础,是扩大就业、改善民生的重要支撑,是企业家精神的重要发源地。

量效应和结构调整的要素配置效应促进企业转型升级,增强竞争力。但是,资本深化需要大量前期资金,而中国大部分企业又面临较大的融资约束,这势必会影响资本深化的进程,不利于企业转型升级。本文认为,提升企业的资本劳动比是当前发展阶段中企业获得技术进步和提高生产率的重要途径,对于优化存量资源配置,实现供需两侧的动态平衡具有重要意义,也是促进制造业转型升级的关键;融资约束仍然是制约中小型企业进行投资和生产结构调整的主要因素,进一步降低中小型企业的投资门槛,给予其更多的信贷和金融支持,才能促进资源的自由流动,实现行业和区域内资源的最优配置。

参考文献

- 曹越,陈文瑞. 2017. 固定资产加速折旧的政策效应:来自财税[2014]75号的经验证据[J]. 中央财经大学学报, (11):58-74.
- Cao Y, Chen W R. 2017. The effects of the policy for accelerated depreciation of the fixed assets: Evidence from China [2014] 75 of financial and taxation policy [J]. *Journal of Central University of Finance and Economics*, (11): 58-74. (in Chinese)
- 樊勇,李昊楠,管淳. 2020. 小微企业所得税优惠间断点是否存在聚束效应[J]. 世界经济, 43(3): 167-192.
- Fan Y, Li H N, Guan C. 2020. Is there bunching at the notch point of income tax preference for small and micro enterprises? [J]. *The Journal of World Economy*, 43(3): 167-192. (in Chinese)
- 李昊楠,郭彦男. 2021. 小微企业减税、纳税遵从与财政可持续发展[J]. 世界经济, 44(10): 103-129.
- Li H N, Guo Y N. 2021. Tax cuts for small and micro enterprises, tax compliance and fiscal sustainability [J]. *The Journal of World Economy*, 44(10): 103-129. (in Chinese)
- 李建强,赵西亮. 2021. 固定资产加速折旧政策与企业资本劳动比[J]. 财贸经济, 42(4): 67-82.
- Li J Q, Zhao X L. 2021. Accelerated depreciation policy of fixed assets and capital-labor ratio [J]. *Finance & Trade Economics*, 42(4): 67-82. (in Chinese)
- 李艳,杨婉昕,陈斌开. 2020. 税收征管、税负水平与税负公平[J]. 中国工业经济, (11): 24-41.
- Li Y, Yang W X, Chen B K. 2020. Tax enforcement, tax burden level and fairness [J]. *China Industrial Economics*, (11): 24-41. (in Chinese)
- 林毅夫,李永军. 2001. 中小金融机构发展与中小企业融资[J]. 经济研究, (1): 10-18, 53.

- Lin Y F, Li Y J. 2001. Promoting the growth of medium and small-sized enterprises through the development of medium and small-sized financial institutions [J]. *Economic Research Journal*, (1): 10-18, 53. (in Chinese)
- 刘畅, 刘冲, 马光荣. 2017. 中小金融机构与中小企业贷款[J]. *经济研究*, 52(8): 65-77.
- Liu C, Liu C, Ma G R. 2017. Small-and-medium banks and small-and-medium enterprise loans[J]. *Economic Research Journal*, 52(8): 65-77. (in Chinese)
- 刘畅, 曹光宇, 马光荣. 2020. 地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗? [J]. *经济研究*, 55(3): 50-64.
- Liu C, Cao G Y, Ma G R. 2020. Does the local government financing platform crowd out small and medium-sized enterprise loans? [J]. *Economic Research Journal*, 55(3): 50-64. (in Chinese)
- 刘行, 叶康涛, 陆正飞. 2019. 加速折旧政策与企业投资——基于“准自然实验”的经验证据[J]. *经济学(季刊)*, 18(1): 213-234.
- Liu H, Ye K T, Lu Z F. 2019. Accelerated depreciation policy and firm investment—Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *China Economic Quarterly*, 18(1): 213-234. (in Chinese)
- 刘啟仁, 赵灿, 黄建忠. 2019. 税收优惠、供给侧改革与企业投资[J]. *管理世界*, 35(1): 78-96, 114.
- Liu Q R, Zhao C, Huang J Z. 2019. Tax incentives, supply-side reform and firms' investment[J]. *Management World*, 35(1): 78-96, 114. (in Chinese)
- 刘啟仁, 赵灿. 2020. 税收政策激励与企业人力资本升级[J]. *经济研究*, 55(4): 70-85.
- Liu Q R, Zhao C. 2020. Tax incentives and upgrading firms' human capital[J]. *Economic Research Journal*, 55(4): 70-85. (in Chinese)
- 刘伟江, 吕镠. 2018. 固定资产加速折旧新政对制造业企业全要素生产率的影响——基于双重差分模型的实证研究[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 24(3): 78-87.
- Liu W J, Lv Z. 2018. Impact of the new policy about accelerated depreciation of fixed assets on total-factor productivity of manufacturing enterprises: An empirical study based on difference-in-differences model [J]. *Journal of Central South University (Social Science)*, 24(3): 78-87. (in Chinese)
- 陆正飞, 王春飞, 王鹏. 2010. 激进股利政策的影响因素及其经济后果[J]. *金融研究*, (6): 162-174.
- Lu Z F, Wang C F, Wang P. 2010. Excess dividend policy: Influence factors and economic consequences [J]. *Journal of Financial Research*, (6): 162-174. (in Chinese)
- 聂辉华, 方明月, 李涛. 2009. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地

- 区为例[J]. 管理世界, (5): 17-24, 35.
- Nie H H, Fang M Y, Li T. 2009. The impact of VAT transformation on firms' behavior and performance[J]. *Management World*, (5): 17-24, 35. (in Chinese)
- 欧阳晓, 李坚飞. 2009. 我国中小企业发展支持力度评价及政策建议[J]. 中国软科学, (10): 142-147.
- Ouyang Y, Li J F. 2009. The evaluation of and policy recommendations about the support level for China's SME development[J]. *China Soft Science*, (10): 142-147. (in Chinese)
- 申广军, 陈斌开, 杨汝岱. 2016. 减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究[J]. 经济研究, 51(11): 70-82.
- Shen G J, Chen B K, Yang R D. 2016. Can tax-reduction boost economy in China? —An empirical study based on China's value-added tax reform Chinese full text[J]. *Economic Research Journal*, 51(11): 70-82. (in Chinese)
- 孙早, 刘李华. 2019. 资本深化与行业全要素生产率增长——来自中国工业 1990—2013 年的经验证据[J]. 经济评论, (4): 3-16.
- Sun Z, Liu L H. 2019. Capital deepening and industrial total factor productivity growth: Empirical evidence from Chinese industry in the period 1990—2013[J]. *Economic Review*, (4): 3-16. (in Chinese)
- 唐珏, 封进. 2019. 社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以 21 世纪初省级养老保险征收机构变更为例[J]. 经济研究, 54(11): 87-101.
- Tang J, Feng J. 2019. Do social security contributions affect the capital-labor ratio: Evidence from China [J]. *Economic Research Journal*, 54(11): 87-101. (in Chinese)
- 杨龙见, 吴斌珍, 李世刚, 等. 2021. “以税增信”是否有助于小微企业贷款? ——来自“银税互动”政策的证据[J]. 经济研究, 56(7): 96-112.
- Yang L J, Wu B Z, Li S G, et al. 2021. Can using tax credit for financing help small businesses access bank loans? Empirical evidence from the policy of tax credit bank loans[J]. *Economic Research Journal*, 56(7): 96-112. (in Chinese)
- 杨汝岱. 2015. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 50(2): 61-74.
- Yang R D. 2015. Study on the total factor productivity of Chinese manufacturing enterprises[J]. *Economic Research Journal*, 50(2): 61-74. (in Chinese)
- 张杰, 郑文平, 翟福昕. 2016. 融资约束影响企业资本劳动比吗? ——中国的经验证据[J]. 经济学(季刊), 15(3): 1029-1056.
- Zhang J, Zheng W P, Zhai F X. 2016. Does financial constraints affect firm's K-L ratio? Evidence from China [J]. *China Economic Quarterly*, 15(3): 1029-1056. (in Chinese)
- 赵志耘, 吕冰洋, 郭庆旺, 等. 2007. 资本积累与技术进步的动态融合: 中国经济

- 增长的一个典型事实[J]. 经济研究, 42(11): 18-31.
- Zhao Z Y, Lü B Y, Guo Q W, et al. 2007. On the dynamic integration of capital accumulation and technological progress: A stylized fact in China's economic growth [J]. *Economic Research Journal*, 42(11): 18-31. (in Chinese)
- 郑江淮, 宋建, 张玉昌, 等. 2018. 中国经济增长新旧动能转换的进展评估[J]. 中国工业经济, (6): 24-42.
- Zheng J H, Song J, Zhang Y C, et al. 2018. The evaluation of conversion of new and old driving force of China's economic growth[J]. *China Industrial Economics*, (6): 24-42. (in Chinese)
- Akerberg D A, Caves K, Frazer G. 2015. Identification properties of recent production function estimators[J]. *Econometrica*, 83(6): 2411-2451.
- Autor D H, Donohue III J J, Schwab S J. 2006. The costs of wrongful-discharge laws [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 88(2): 211-231.
- Bottazzi G, Secchi A, Tamagni F. 2014. Financial constraints and firm dynamics[J]. *Small Business Economics*, 42(1): 99-116.
- Cai H B, Liu Q. 2009. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 119(537): 764-795.
- Cui W, Hicks J, Xing J. 2022. Cash on the table? Imperfect take-up of tax incentives and firm investment behavior[J]. *Journal of Public Economics*, 208: 104632.
- de Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. 2020. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects [J]. *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- Fan Z Y, Liu Y. 2020. Tax compliance and investment incentives: Firm responses to accelerated depreciation in China [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 176: 1-17.
- Garrett D G, Ohn E, Suárez Serrato J C. 2020. Tax policy and local labor market behavior[J]. *American Economic Review: Insights*, 2(1): 83-100.
- Ohn E. 2019. The effect of tax incentives on US manufacturing: Evidence from state accelerated depreciation policies[J]. *Journal of Public Economics*, 180: 104084.
- Serfling M. 2016. Firing costs and capital structure decisions [J]. *The Journal of Finance*, 71(5): 2239-2286.
- Spaliara M E. 2009. Do financial factors affect the capital-labour ratio? Evidence from UK firm-level data[J]. *Journal of Banking & Finance*, 33(10): 1932-1947.
- Tuzel S, Zhang M B. 2021. Economic stimulus at the expense of routine-task jobs[J]. *The Journal of Finance*, 76(6): 3347-3399.
- Zhang L, Chen Y Y, He Z Y. 2018. The effect of investment tax incentives: Evidence from

- China's value-added tax reform[J]. *International Tax and Public Finance*, 25(4): 913-945.
- Zwick E, Mahon J. 2017. Tax policy and heterogeneous investment behavior [J]. *American Economic Review*, 107(1): 217-248.

Tax Reduction Incentives, Enterprise Scale, and Capital Labor Ratio

Yan Li¹ Kangning Wang² Binkai Chen³ Chongen Bai⁴

(1. National Institute of Fiscal Study, Tsinghua University;

2. School of Economics, Renmin University of China;

3. School of Economics, Central University of Finance and Economics;

4. School of Economics and Management, Tsinghua University)

Abstract Capital deepening (the improvement of capital labor ratio) is an important channel for the transformation and upgrading of Chinese enterprises and the improvement of production efficiency, but the research on this topic needs to be enriched. Using the survey data of China Taxation Bureau and the differences-in-differences method (DD), this paper investigates the differential impact of the accelerated depreciation policy of fixed assets on enterprises' capital labor ratio, and explores its underlying mechanism and the promotion of production efficiency. We found that the accelerated depreciation policy significantly improved the capital labor ratio of enterprises, and the capital labor ratio of pilot enterprises increased by an average of 6.7%. Medium-sized enterprises were the most affected by the policy, followed by small enterprises, and large enterprises were basically unaffected. Besides, the mechanism research shows that the policy has significantly improved the cash flow of all scale enterprises. Medium-sized enterprises were promoted to increase investment while small enterprises replace low skilled labor with capital. The provincial macro data also found that low educated labor was replaced. Finally, the policy has improved the production efficiency of small and medium-sized enterprises. Studying the impact of tax incentives on the substitution between capital and labor in enterprises is of great significance to optimize the efficiency of factor allocation within enterprises. At the same time, it is also an important starting point for comprehensively evaluating the effect of tax reduction and fee reduction policies, pertinently removing the institutional obstacles restricting high-quality development, and deepening supply side reform.

JEL Classification H22, H25, H32

抓住“关键少数”防范债务风险¹

——基于地方政府融资平台新增债务的分析

张鹏飞² 吴宏慧³

摘要 基于2008—2020年263个市级地方政府直接控股的751家融资平台的新增债务数据,本文发现核心高管更替会使得融资平台在其所对应的地方党政主要领导任职期间年均新增更多的债务。上述结论不受党政主要领导年龄的影响,并且在全国范围内都显著成立。通过对2015年以来历年的债务治理政策进行评估,本文进一步发现:发行地方政府债券对融资平台新增债务的抑制作用并不大;并且,债务治理政策对融资平台新增债务的抑制作用很大程度上取决于政策的执行力度。基于上述实证结果,我们对防范地方政府债务风险提供了相应的政策建议。

关键词 地方政府债务;领导干部;融资平台高管;政策评估

0 引言

2021年4月30日,中共中央政治局会议强调“要防范化解经济金融风险,建立地方党政主要领导负责的财政金融风险处置机制”。近年来,我国地方政府债务持续扩张,形成了一定的风险隐患(毛捷和曹婧,2019;周世愚,2021)。截至2021年12月末,全国地方政府债务余额30.47万亿元。其中,一般债务13.77万亿元,专项债务16.70万亿元;政府债券30.31万亿元,非政府债券形式存量政府债务0.16万亿元^①。值得指出的是,上述数据仅仅只包含了地方政

1 本文受教育部人文社会科学规划基金项目(20YJA790017)的资助。作者感谢陈斌开、陈凤仙、方意、刘明兴、刘政文、王敏、王熙、席天扬、许建康、杨超、张斌、张牧扬、陈锐钊、付明卫、林毅夫、刘冲、刘培林、毛捷、史海辉和章政对文章的有益评论。文章曾入选东北财经大学“空间政治经济学:财政金融的视角(2022)”会议、中国青年经济学家联谊会YES年会(2022)和第二十二届中国经济学会年会,感谢参会者的有益评论。文责自负。

2 张鹏飞,北京大学经济学院副教授,E-mail:jxpengfei@aliyun.com。

3 吴宏慧(通讯作者),北京大学经济学院博士研究生,E-mail:honghuiwu@pku.edu.cn。

① 财政部预算司:http://yss.mof.gov.cn/zhuantilanmu/dfzgl/sjtj/202202/t20220209_3786613.htm。

府在限额内依法举借的“直接债务(显性债务)”,地方政府还积累了大量的“隐性债务”^①。由于测算口径的差异和测算出发点的不同,地方政府隐性债务的测算结果之间存在较大的差异。2017—2018年间,地方政府隐性债务规模的测算结果基本介于10万亿~50万亿元,其中30万亿~40万亿元是比较集中的测算结果(任涛,2019)。本文作者通过对YY评级官网(<https://www.ratingdog.cn/home>)所披露的数据进行加总,发现截至2020年底,全国省、市、县级三级地方政府融资平台的有息债务余额就达40.65万亿元之多。

现有文献从“分税制改革”和“晋升锦标赛”等多个视角对我国地方政府债务扩张进行了解释。客观地说,这些文献对地方政府债务扩张背后原因的解释都有一定程度上的合理性。“直面问题不易,破解问题尤难”。要想为防范地方政府债务风险提供一些可供操作的建议,我们还必须进一步反思如下几个问题:(1)晋升锦标赛始于20世纪80年代(周黎安,2007),分税制改革实行于1994年(周飞舟,2006),而地方政府债务大规模急剧增加却发生在2008年之后;(2)地方政府债务扩张在全国范围都具有普遍性——无论是经济落后、财政吃紧的中西部地区(如贵州),还是经济发达、财政稳健的东部地区(如江苏),其地方政府债务规模都在快速扩张;(3)地方政府发行债务所募集的资金更多地被用到了市政建设、土地收储和交通运输设施建设上,而非教育、养老、医疗、低保和住房保障等群众更为关心的民生事项上;(4)自国发〔2010〕19号文件发布以来,中央就地方政府债务治理出台了一系列的政策文件,地方政府债务治理取得了一定的功效,但债务余额向上攀升的态势并没有发生根本改变。

图1是本文所统计的2008—2020年间中国大陆除西藏外的26个省和自治区263个市级地方政府债券余额以及市级政府及其部门和机构(如国资委、财政局等)直接控股的751家融资平台的债务余额。图1清楚地表明了:(1)自2008年起,地方政府融资平台通过向银行贷款、发行企业债券(城投债)和非标融资等方式积累了大量的债务;(2)2014年前,1994年版《中华人民共和国预算法》牢牢地控制住了地方政府“直接举债”的冲动;(3)“明渠易修,暗道难堵”——2014年后,市级地方政府债券余额(显性债务)和市级地方政府直接控股融资平台债务余额(隐性债务)齐头并进。

地方政府融资平台公司就是一类特殊的国有企业。坚持党的领导、加强党的建设,是我国国有企业的光荣传统。坚持党组织对国有企业选人用人的领导和把关作用是党管干部原则在国有企业的一个重要体现。潘越等(2015)以

^① 2019年3月,全国人大常委会预算工作委员会副主任朱明春在答记者问时指出:“所谓地方政府隐性债务就是在法定限额之外,一些地方政府通过融资平台公司,或者政府和社会资本合作(PPP),或者政府购买服务这样一些方式,直接或者承诺以财政资金来偿还等方式举借的债务。”

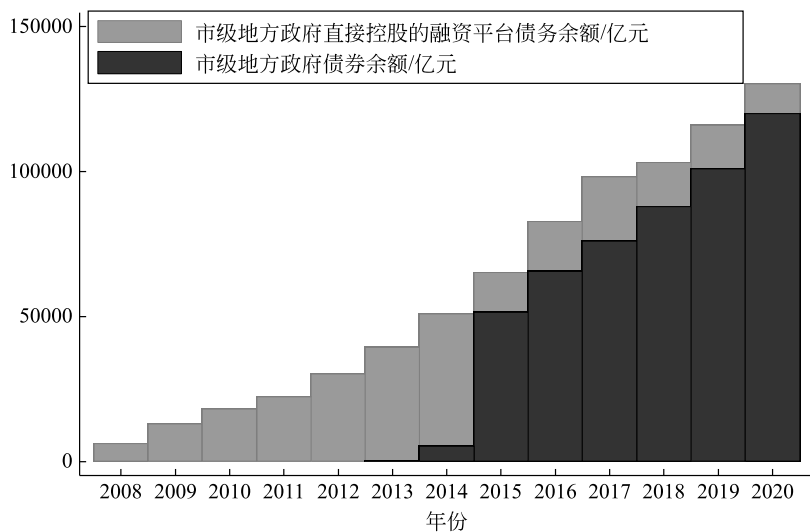


图1 2008—2020年市级地方政府债券余额以及市级地方政府直接控股的融资平台债务余额

2006—2012年沪深两市的地方国企为样本,发现市委书记更替会显著增加市委直管国企高管的非正常更替率;并且,上述显著影响只发生在制造业和房地产业这两类地方国企中。以2008—2017年中国A股主板市场地方国有上市公司为样本,曹伟等(2020)则发现只有那些年龄大、预期任期短以及政绩压力大的市委书记在新上任时才会增加地方国有企业的高管变更率。2022年1月,十九届中央纪委六次全会提出,紧盯“关键少数”,加强对“一把手”和领导班子落实全面从严治党责任、执行民主集中制、依规依法履职用权等情况的监督。分析和讨论地方政府债务问题绕不开两类关键少数:第一类是地方党政主要领导,第二类是融资平台的(核心)高管——董事长和总经理。

为此,本文收集了2008—2020年间市级954位党委和1044位政府主要领导以及市级地方政府直接控股的751家融资平台的1758位董事长和1682位总经理的相关信息。以2015年1月1日起正式实施的新《预算法》为界,我们首先分析了2008—2014年某融资平台在地方党委或政府主要领导任职期间每年平均新增债务和该融资平台核心高管更替之间的关系^①。本文的被解释变量是某融资平台在地方党委或政府主要领导任职期间的年均筹资净额^②,其数额越大意味着该融资平台在相应的主要领导任职期间年均新增发的债务也越多。

① 在稳健性分析部分,我们对样本区间进行了如下两种变换:(1)将样本区间放松至2008—2016年;(2)只剔除2017年这一年后2008—2020年所有样本。

② 在稳健性分析部分,我们改用有息债务这一存量指标的变化来衡量融资平台在主要领导任职期间的年均新增债务情况,本文的主要结论仍然成立。

然后,基于第一类和第二类关键少数任职时点的先后顺序,我们进一步分别识别出市级党委或政府主要领导任职期间某融资平台是否有高管的新人事任命。我们统计发现:(1)有699位党委主要领导在任职期间融资平台有新的高管任命,这699位党委主要领导在某地的平均任职时间为3.9年,他们任职期间当地每一家市级直接控股融资平台在每一年的平均筹资净额为13.66亿元;剩余的255位党委主要领导在某地的平均任职时间为3.2年,他们任职期间当地每一家市级直接控股融资平台在每一年的平均筹资净额为10.08亿元。(2)有749位政府主要领导在任职期间融资平台有新的高管任命,这749位政府主要领导在某地的平均任职时间为3.5年,他们任职期间当地每一家市级直接控股融资平台在每一年的平均筹资净额为12.50亿元;剩余的295位政府主要领导在某地的平均任职时间为3.3年,他们任职期间当地每一家市级直接控股融资平台在每一年的平均筹资净额为9.48亿元。简单对比就可发现:无论是党委还是政府主要领导,如果融资平台的高管在其任职期间发生了更替,那么,该融资平台在所对应的主要领导任职期间都会举债筹措更多的资金。

为了排除党政主要领导任职时间长短对融资平台高管更替的影响,我们进一步构造了该主要领导任职期间融资平台高管更替的强度指数,并进行固定效应的面板回归分析。回归结果表明:融资平台董事长或总经理的更替会使得该平台在党委主要领导(政府主要领导)任职期间每年平均新增发2.976(1.922)亿元的债务。值得指出的是,本文的主要结论——高管更替确实会使得融资平台在其所对应的主要领导(特别是党委主要领导)任职期间年均新增更多债务——是稳健的。该结论不受党政主要领导年龄的影响,并且,它在东部地区和中西部地区、人口流入地和人口流出地的分样本估计中也都显著成立。

2015年起,我国在全国范围内正式开启了地方政府债务整治工作。与过去各项改革的历程相似,地方政府债务治理也具有“摸着石头过河”的特征。林毅夫等(1999)在《中国的奇迹——发展战略与经济改革》中指出:“周期性的‘活乱’循环现象是中国经济的痼疾顽症”。如何应对当前债务治理的难题,避免经济陷入新一轮的“活乱”循环,是当前中央和地方各级政府亟待讨论和解决的重大问题。历史经验表明,政策的有效性必须考虑和触及宏观经济环境。为了能够对防范地方政府债务风险提供一些可供操作的政策建议,本文还对2015年以来的债务治理政策进行了评估。

2015年1月1日起正式实施的新《预算法》赋予了地方政府一定的直接举债权限^①。本文进一步分析了2015年之后发行地方政府债券(显性债务)对融

^① 2014年修正版的《中华人民共和国预算法》明确规定,经国务院批准的省、自治区、直辖市的预算中必需的建设投资的部分资金,可以在国务院确定的限额内,通过发行地方政府债券举借债务的方式筹措。

资平台新增债务所产生的调节效应。本文使用年末债券余额的变化来反映各市级地方政府通过发行政府债券筹措资金的情况。同样地,为排除党政主要领导任职时间长短的影响,本文计算了其任职期间年均筹措的地方政府债券净额。估计结果显示,发行地方政府债券在一定程度上使得高管更替对融资平台在其所对应的主要领导——特别是党委主要领导——任职期间年均新增债务的促进作用有所减弱;然而,与融资平台庞大的资金需求相比,市级地方政府所获得的政府债券配额犹如“杯水车薪”。通过“修明渠、堵暗道”的方式来加强地方政府债务管理的举措成效甚小。我们还进一步分析了2015年后历年的债务治理政策对融资平台新增债务的影响。考虑到现实中各地融资平台在债务规模上存在显著的地区差异,我们有理由预期那些高度依赖融资平台借债的地方政府将受到更大的政策冲击。借鉴Duflo(2001)对印尼政府新建学校政策进行效果评估的逻辑,我们对债务治理政策的效果也进行了强度双重差分法(DID)估计。结果显示,债务治理政策会抑制融资平台在其所对应的主要领导——特别是党委主要领导——任职期间的债务扩张;然而,该抑制效果仅仅只在2017年度表现为显著。我们认为这很可能与当年中央高层一个月内连续三次对地方政府债务问题严厉表态有关。

我们党始终坚持党对干部人事工作的领导权和对重要干部的管理权。分析和研究地方政府融资平台的债务问题首先就必须高度重视当地党委和政府主要领导在其中所起的重要作用。我们相信党的领导干部绝大多数都能坚持“不忘初心,牢记使命”。然而,现实中客观存在的“贪污腐败、利益输送以及政治攀附”等丑恶现象在地方政府债务扩张过程中也是屡见不鲜。防范地方政府债务风险,我们首先就得抓住第一类关键少数——地方党政主要领导。要想避免融资平台过度举债,我们还得进一步抓住第二类关键少数——平台公司的核心高管。我们唯有把习近平总书记在2017年全国金融工作会议上所提出的“终身问责,倒查责任”在这两类关键少数身上真正贯彻落实到底,方能牢牢守住不发生系统性财政金融风险的底线。此外,各级地方党委和政府还要进一步树立正确的用人导向,不断优化融资平台核心高管的任免制度。当前,世纪疫情和百年变局交织,我国发展的内部条件和外部环境正在发生深刻复杂变化。面对变局,习近平总书记多次强调要“保持战略定力”,即在错综复杂的国内外经济形势变化下坚持原有的既定战略。“千磨万击还坚劲,任尔东西南北风”。我国的地方债务治理工作任重道远,这就要求国家各部委在制定政策时能够做到不动摇,各级地方政府在执行政策时能够做到不放松,共同努力保证政策的连续性和稳定性。

本文的创新与边际贡献包括:第一,本文分析了地方党政主要领导和融资平台公司高管这两类关键少数对新增债务的影响,并详细考察了复杂多变的宏

观经济形势下债务治理的结果,为理解地方债务问题提供了一个全新的视角。第二,我们对融资平台债务的统计更加全面。现有文献大多只关注城投债,而我们则分析了融资平台通过向银行贷款、发行城投债和非标融资等方式筹措的全部资金净额。第三,现有文献普遍将地方政府债务加总到市级层面进行分析,本文则对市级地方政府直接控股的每一家融资平台都进行了详细地讨论,避免了融资平台数量的地区差异所造成的干扰。第四,有别于现有的文献,本文的主要结论不受地方党政主要领导年龄的限制,并且该结论在全国范围内都具有解释力。

文章余下部分安排如下:第1节在文献回顾和政策梳理的基础上提出本文三个待检验的研究假说;第2节介绍本文的样本与变量构造;第3节介绍本文的实证设计;第4节报告实证估计结果;第5节进行稳健性检验;第6节为结论性评述。附录报告了因篇幅限制而在正文中省略的部分估计结果。

1 文献回顾、政策梳理与研究假说

1.1 文献回顾

地方政府债务急剧攀升受到了学界的高度关注。部分学者认为1994年的“分税制改革”是地方债务形成的政策性根源。“财权上收”和“事权下移”的分税制改革导致了地方政府的财政压力,其典型表现是纵向和横向财政缺口^①。庞保庆和陈硕(2015)认为地方政府财政缺口——预算内财政支出减财政收入——对地方债务水平有显著的正影响^②。曹光宇等(2020)基于1994—2009年的县级面板数据发现取消农业税对财政收入冲击越大的县,其地方政府在随后设立融资平台的概率越高;因此,地方政府设立融资平台是为了应对财政压力。然而,财政压力对地方债务规模的影响可正也可负;理由是财政压力越大的地方政府越有动机去开展债务融资活动,但巨大的财政压力也越会令外界对其偿债能力产生担忧。

基于2004—2009年省和地两级政府的债务数据,黄春元和毛捷(2015)发

① 纵向财政缺口指的是中央政府和地方政府之间由于可支配收入与各自所承担责任的不匹配所导致的财政缺口。2020年,我国地方财政收入仅占全国财政收入的54.8%,而地方财政支出却占全国财政支出的85.7%。横向财政缺口指的是不同区域的同级政府之间由于区域经济发展差距所造成的可支配财力差异。

② 庞保庆和陈硕(2015)用地方政府融资平台个数以及地级市债务额估算值这两个指标来测算地方债务水平。

现财政缺口越大的地方其政府债务规模增长反而越慢^①。曹婧等(2019)利用一套新口径的2006—2015年地级市城投债数据发现财政压力并非是城投债扩张的主要原因。为了解决中央和地方之间的纵向财政不平衡和各区域之间的横向财政不平衡,我国在分税制改革后开始建立并逐步完善了财政转移支付制度。理论上,财政转移支付有可能会引发地方政府的道德风险问题,从而导致地方政府债务的增加。基于地级市的面板数据,钟辉勇和陆铭(2015)对财政转移支付所引发的道德风险进行了检验并发现:来自中央政府的人均财政专项转移支付每增加1元会导致地方融资平台公司人均城投债发行增加0.312元;并且,上述道德风险问题只存在于中西部省份。

中国政府官员寻求资源进行投资和推动本地经济增长的热情可谓是举世无双。周黎安(2007)因此认为,“晋升竞标赛”作为政府官员的激励机制,既是中国经济奇迹得以产生的重要根源,也是中国经济高速增长所伴随的一系列负面问题的深层次原因。学者们对晋升竞标赛和地方政府债务扩张之间的关系开展了一系列的研究。陈菁和李建发(2015)使用2005—2013年间省级城投债数据,以GDP增长率、财政盈余与失业率来度量地方官员的晋升激励程度,发现晋升激励强度对各省、自治区和直辖市的人均城投债规模存在显著的正向影响。基于2009—2015年地级市城投公司所发行的企业债数据,钟宁桦等(2018)发现55岁~58岁的市委书记有更大的动机扩大城投债的发行规模并将所募集的资金用于基建领域;相对于其他年龄段的地方官员来说,55岁~58岁的市委书记会因当地城投债规模的扩大而获得更多的晋升机会。曹婧等(2019)也发现,55~58岁的市委书记受晋升压力的影响,其所任职地级市的政府融资平台会更倾向于发行城投债并扩大城投债的规模。汪峰等(2020)使用2014—2016年间PPP项目数据,发现任职时间超过3年且年龄在55岁以下的地级市市委书记所在地更倾向于建设更多的PPP项目并有更大的PPP融资规模。遗憾的是,无论是钟宁桦等(2018)还是曹婧等(2019)及汪峰等(2020),他们所得到的关于晋升竞标赛有助于地方政府债务扩张的结论更适合解释落后地区和人口流出地区^②。冀云阳等(2019)发现地方政府债务增加是被动的支出责任下移和主动的标杆竞争(yardstick competition)共同作用的结果;但对于财力相对宽松的东部地区来说,其地方政府债务主要还是由晋升竞标赛所导致^③。

① 黄春元和毛捷(2015)的地方债务包括地方政府债券、地方国债转贷收入、地方国有企业债务以及城投债。

② 钟宁桦等(2018)以及汪峰等(2020)所发现的现象在东部地区和人口流入地表现得不是很显著,而曹婧等(2019)的实证结果在发展压力大(资源禀赋差)的地区表现得更为突出。

③ 冀云阳等(2019)通过对1997—2012年间279个城市公用设施建设银行贷款数据和城投债数据进行加总来得到地方债数据。地方政府之间的标杆竞争使其在举债融资行为上表现出明显的策略模仿(吴小强和韩立彬,2017;冀云阳等,2019)。

也有一些学者从多维、宽广的视角来探究我国地方政府债务持续增长背后的原因。例如,张晓晶等(2019)认为体制性因素——地方政府的发展责任和预算软约束、金融机构的体制性偏好以及中央政府的最后兜底——是地方政府债务高企的根本原因。毛捷等(2019)兼顾财政和金融两个视角,认为税收分成比例的提高增强了地方政府扩大债务规模的能力和动机,而隐性金融分权又使得地方政府扩大债务规模的动机更易实现。利用2004—2012年省级、地级市城投债发行数据,罗党论和余国满(2015)发现官员更替所带来的不确定性会显著降低城投债的发行次数和规模;但官员变更结束后,由于不确定性的消失,城投债发行次数和规模都会逐渐上升至其平均水平。

1.2 政策梳理

对地方政府债务的历史沿革及相关的制度变迁进行梳理有助于我们的理解和思考。为了紧扣本文的研究对象,我们将梳理的重点放在与地方政府融资平台以及地方政府直接债务(地方政府债券)相关的政策法规上^①。地方政府融资平台是由地方政府及其部门和机构等通过财政拨款或注入土地、股权等资产设立,承担政府投资项目融资功能,并拥有独立法人资格的经济实体(国发〔2010〕19号)。一般而言,地方政府融资平台的成立可以追溯到20世纪80年代末或90年代初。然而,由于项目资金需求大且周期长,彼时的商业银行对地方政府融资平台融资的积极性并不高。1998年8月,国家开发银行与芜湖市人民政府签订了第一份金融合作协议,标志着城市基础设施贷款领域“芜湖模式”的创立^②。“芜湖模式”使得地方政府和融资平台成功实现了“政企分离”,从而使得后者所背负的“地方政府隐性债务”得以顺利绕开1994年版《预算法》的限制^③。

美国次贷危机爆发后,世界经济金融危机日趋严峻。为抵御国际经济环境对我国的不利影响,2008年11月5日,国务院常务会议正式作出“四万亿投资计划”决策。为保证“四万亿投资计划”项目所需配套贷款及时落实到位,人民银行和银监会联合发文提出“支持有条件的地方政府组建投融资平台,发行企业债、中期票据等融资工具,拓宽中央政府投资项目的配套资金融资渠道”(银发〔2009〕92号)。至此,平台为地方政府融资的功能得到了官方正式认可。

^① 李奇霖和钟林楠(2019)对地方政府债务的形成与演变进行了详细讨论。

^② 芜湖市政府把若干个单一的城建项目打捆,由市政府指定的融资平台——芜湖市建设投资有限公司——作为统借统还借款法人,由市财政建立“偿债准备金”作为还款保证(国家开发银行研究院,2011)。

^③ 1994年版的《中华人民共和国预算法》明确规定:“除法律和国务院另有规定外,地方政府不得发行地方政府债券”。

“芜湖模式”在全国迅速复制、推广,全国几乎每个县、市都采用“芜湖模式”的基本原理和框架来搭建城市发展的平台(陈元,2012)^①。通过举债融资,地方政府融资平台对当地基础设施建设和经济社会发展起到了积极的促进作用。然而,地方政府融资平台的野蛮生长也引发了一些亟须高度关注的问题^②。为加强地方政府性债务管理,促进国民经济持续健康发展,2014年10月,国发〔2014〕43号文件提出了“疏堵结合”的治理地方政府债务的原则。所谓的“疏”指的是修明渠——赋予地方政府依法适度举债融资权限;而所谓的“堵”指的是堵暗道——剥离融资平台公司政府融资职能,融资平台公司不得新增政府债务^③。

进入2014年四季度,我国经济下行压力仍不断加大,中央出台了一系列稳增长政策^④。投资拉动是稳增长的重要组成部分,地方政府融资平台筹集资金的能力因而得以进一步增强。2015年5月11日,国务院办公厅转发财政部人民银行银监会的通知,要求地方各级政府和银行业金融机构要按照总量控制、区别对待的原则,支持融资平台公司在建项目的存量融资需求,确保在建项目有序推进(国办发〔2015〕40号)。5月27日,国家发改委办公厅发文放宽了对城投类企业债券发行条件的限制(发改办财金〔2015〕1327号)。相比于国发〔2014〕43号文件发布之前,2015年和2016年的地方政府债务问题不仅没有化解,反而结构更加复杂、杠杆更加隐匿、债务更加不透明(李奇霖和钟林楠,2019)。

随着稳增长措施效果的显现,经济工作的总基调转为稳中求进。2016年中央经济工作会议要求把防控金融风险放到更加重要的位置。2017年4月,财政部等六部委发出通知指出,个别地区违法违规举债担保时有发生,局部风险不容忽视(财预〔2017〕50号)。2017年7月,中央高层一个月内连续三次对地方政府债务问题严厉表态。7月14—15日,全国金融工作会议召开,习近平总书记在会上指出:防止发生系统性金融风险是金融工作的永恒主题;各级地方党委和政府要树立正确政绩观,严控地方政府债务增量,终身问责,倒查责任。24日,中央政治局会议强调,要积极稳妥化解累积的地方政府债务风险,有效规范地方政府举债融资,坚决遏制隐性债务增量。28日,国务院常务会议要求,各地要

①《金融时报》:https://www.financialnews.com.cn/yw/ft/201203/t20120303_2863.html。

②截至2010年底,全国地方政府性债务余额10.72万亿元,其中融资平台公司举借的债务余额为4.97万亿元,占比约46.4%(2011年第35号《全国地方政府性债务审计结果》)。主要问题是融资平台公司举债融资规模迅速膨胀,运作不够规范;地方政府违规或变相提供担保,偿债风险日益加大;部分银行业金融机构风险意识薄弱,对融资平台公司信贷管理缺失等(国发〔2010〕19号)。

③经国务院批准,省、自治区、直辖市政府可以适度举借债务,市县级政府确需举借债务的由省、自治区、直辖市政府代为举借(国发〔2014〕43号)。

④2014年12月,中央经济工作会议提出了下一年经济工作的五大主要任务,其中首要任务是努力保持经济稳定增长。

落实属地责任,堵住“后门”,坚决遏制违法违规举债。高层严厉表态清楚地传递了相关政策即将大幅收紧的信号。2018年2月8日,国家发展改革委和财政部联合发文要求,相关企业申报债券时应主动公开声明不承担政府融资职能,发行本期债券不涉及新增地方政府债务(发改办财金[2018]194号)。3月28日,财政部发文要求国有金融企业除购买地方政府债券外,不得直接或通过地方国有企事业单位等间接渠道为地方政府及其部门提供任何形式的融资,不得违规新增地方政府融资平台公司贷款(财金[2018]23号)。

2018年7月,中美贸易摩擦升级导致经济下行压力加大。7月23日,国务院常务会议根据形势变化传递出了政策有所转松的信号。8月17日,银保监会发文要求,积极配合地方政府对在建基础设施项目的建设情况和融资需求进行调查分析,按照市场化原则满足融资平台公司的合理融资需求,对必要的在建项目要避免资金断供、工程烂尾(银保监办发[2018]76号)。10月11日,国务院办公厅发文要求,在不增加地方政府隐性债务规模的前提下,对存量隐性债务难以偿还的,允许融资平台公司在与金融机构协商的基础上采取适当展期、债务重组等方式维持资金周转(国办发[2018]101号)。2020年底,相关政策再一次收紧。12月16—18日,中央经济工作会议指出,抓实化解地方政府隐性债务风险工作,党政机关要坚持过紧日子。2021年3月7日,国务院发文提出,把防范化解地方政府隐性债务风险作为重要的政治纪律和政治规矩,坚决遏制隐性债务增量,妥善处置和化解隐性债务存量(国发[2021]5号)。

1.3 研究假说

现有研究成功揭示了地方政府在财政压力或晋升激励下的举债行为。然而,财政压力的视角并不适合解释东部发达地区的债务扩张,晋升激励的视角也只能解释中西部地区特定年龄段的领导干部任期内的新增债务。国际经验表明适度的政府债务确实有益于经济增长和社会发展。通过举债融资,我国的地方政府筹借了大量的预算外资金来促进本地经济发展、扩大基础设施建设和提供公共物品。经济学的需求理论(demand theory)告诉我们:当财政资金相对充裕时,地方政府应开发更多的项目且筹借较少的债务;而当地方财政资金相对匮乏时,地方政府会筹借较多的债务并开发更少的项目。然而,观察本文所收集的数据,我们却发现:(1)尽管地方政府债务扩张在全国范围内都具有普遍性,地方政府债务负担在地级市之间——无论是中西部地区还是东部地区——都存在着巨大的区域差异;(2)即使对于同一个地级市来说,不同的党政主要领导任期内年均新增债务也存在着明显的差异^①。有鉴于此,本文试图从地级市

^① 以江西省上饶市为例,2016年以来,该市融资平台债务余额激增,远超过以往平均水平。

的党政主要领导发债意愿的视角来解释地方政府债务的地区差异。可以预期,一个地级市党政主要领导发债意愿(need for issuing public debt)越强^①,其主政地在该领导任期内年均会发行更多的政府债务。然而,如何刻画这种主观的发债意愿是现有研究的一大难题。

地方政府融资平台这类地方国有企业承担着政府投资项目的融资功能,是地方党政主要领导支持经济建设的重要抓手。根据“党管干部”原则,地方及其部门和机构(如国资委、财政局等)可以直接委派或任命融资平台公司的董事、监事和高管人员。已经有研究证实市委书记的更替会显著影响当地国有企业高管的同步变更(潘越等,2015;曹伟等,2020)。对于地方政府融资平台公司来说,即便他们是拥有独立法人资格的经济实体,其各项经营决策活动在很大程度上还是要接受地方党委和政府的领导、并服务于当地的经济社会发展。因此,我们以党政主要领导任职期间融资平台新上任的董事长和/或总经理作为衡量前者发债意愿的代理变量。由此,围绕这两类关键少数,我们提出如下研究假说1。

假说1:在其他条件不变的情况下,高管更替会使得融资平台在其所对应的党委或政府主要领导任职期间年均新增更多的债务。

2015年起,我国在全国范围内正式开启了地方政府债务整治工作,并提出了“修明渠、堵暗道”的治理原则。“修明渠”赋予了地方政府直接举债的合法权限,可以在一定程度上缓解政府对平台公司的融资依赖。也就是说,如果党政主要领导能够在其任职期间公开发行人足够多的合法合规的地方政府债券,那么他们对融资平台举债的依赖程度应该会明显下降。由此,围绕地方政府债券,我们提出如下研究假说2。

假说2:发行地方政府债券会削弱高管更替对融资平台在其所对应的党委或政府主要领导任职期间年均新增债务的促进作用。

在“堵暗道”的债务治理原则下,各级政府自2015年以来发布并执行了一系列指向明确、措施严厉的政策,意图对各类违法违规举债融资行为“围追堵截”。然而,面对复杂严峻的外部环境、艰巨繁重的国内改革发展稳定任务,特别是新冠肺炎疫情的严重冲击,在实际的债务治理过程中,我们观察到相关政策频繁调整、松紧程度有所变化。由此,围绕债务治理政策,我们提出如下研究假说3。

假说3:债务治理政策对融资平台新增债务的抑制作用很大程度上取决于政策的执行力度。

与本文最紧密相关的文献是宋傅天和姚东旻(2021)。该论文认为“城投部

^①需求是指人们有能力支付并且愿意支付的某种欲望;意愿只是代表人们的某种偏好或需要,并不一定具有支付能力。

门”具有债务扩张、过量举债的自发激励;因而,议价能力较强——主营收入/GDP较大——的“城投部门”能够持续获得地方政府的支持,并能在新《预算法》冲击下相对提高债务扩张速度。此外,宋傅天和姚东旻(2021)还发现“城投部门”的议价能力也能促进地方政府的显性债务扩张;然而,地方政府债券上额(债券配额)本身也会抑制“城投部门”的议价能力对当地政府的隐性债务和显性债务扩张所产生的促进作用。宋傅天和姚东旻(2021)强调融资平台的自发举债激励,而本文则着眼于两类关键少数分析,并详细考察了复杂多变的宏观经济形势下债务治理的结果。

2 样本与变量构造

2.1 样本与数据来源

本文选取2008—2020年间中国大陆除西藏外的26个省和自治区的市级政府及其部门和机构(如国资委、财政局等)直接控股的融资平台公司作为研究样本。样本不包括同级的省会(首府)城市^①。融资平台公司的年度合并财务报表数据来源于Wind。各年度的市级地方政府债券余额数据来源于政府决算报告。可能是由于有些地方没有直接控股的融资平台,也可能是有些平台一直都没有披露过财务报表数据,本文的样本最终涵盖了263个市级(241个地级市、17个自治州、3个地区、2个盟)地方政府的751家直接控股的融资平台。

样本统计显示:(1)市级直接控股融资平台数量在地区间存在较大的差异,最少的地方只有1家,最多的地方(江苏盐城)有14家;且东部地区多于中西部地区。(2)拥有市级直接控股融资平台数量越多的地方,该地全部融资平台的债务总额也会越多。(3)全部融资平台债务总额越高的地方,其当地的地方政府债券余额也会越多。

本文还收集了融资平台历任核心高管以及各地历任党政主要领导的就任和离任信息。其中,融资平台高管的信息来源于天眼查和债券募集说明书。在债券募集说明书的基础上,我们使用“天眼查”对公司未发债年份的高管信息进行了补充,由此我们得到了各融资平台历任董事长和总经理精确到月份的任职信息。市级地方党政主要领导的信息来源于择城网和人民网的领导资料库。择城网记录了各地历任党政主要领导的名单,我们从中筛选出样本期内任

^① 我们基于以下两点原因剔除了同级的省会(首府)城市样本,以缓解样本选择带来的估计偏误:(1)省会(首府)城市作为一个省的行政中心和经济中心,其经济发展水平和获取金融资源的能力与普通地级市存在较大的差异;(2)省会(首府)城市党政主要领导的行政级别普遍高于普通地级市的党政主要领导,他们的举债动机可能存在差异。

职的名单,使用人民网的地方领导资料库查询履历,得到了各地历任党委和政府主要领导精确到月份的任职信息。

参考现有文献的做法(潘越等,2015;曹伟等,2020),如果党政主要领导在一年中的上半年上任,我们记当年为他们的新上任时间;如果党政主要领导在一年中的下半年上任,我们记下一年为他们的新上任时间。因此,本文所谓的 t 年度新上任的主要领导,其实际上任时间发生在 $t-1$ 年7月1日到 t 年6月30日之间。由此,我们得到了包含954位市级地方党委主要领导、1044位市级地方政府主要领导、1758位董事长、1682位总经理的年度样本数据。在我们的样本中,市级党委和政府主要领导在某地的平均任职时间分别为3.5年和3.3年(法定任期5年),而董事长和总经理在某融资平台的平均任职时间都是4.9年(法定任期3年)。

2.2 变量的选择与构造

2.2.1 核心解释变量:融资平台高管更替强度

市级地方党政主要领导任职期间每家融资平台公司核心高管的更替强度是本文需要识别的核心解释变量。通过直接比较新任党政主要领导和新任高管实际上任时间的先后,我们首先识别了党委(政府)主要领导任职期间某融资平台是否有董事长或总经理的新人事任命,并标记为 I_{ctifj} 。具体地,

$$I_{ctifj} = \begin{cases} 1, & c \text{ 地 } t \text{ 年度上任的领导 } i \text{ 任职期间 } f \text{ 融资平台高管 } j \text{ 发生了更替} \\ 0, & c \text{ 地 } t \text{ 年度上任的领导 } i \text{ 任职期间 } f \text{ 融资平台高管 } j \text{ 未发生更替} \end{cases}。$$

其中, $i \in \{\text{党委主要领导, 政府主要领导}\}$, $j \in \{\text{董事长, 总经理}\}$ 。例如,当对董事长和总经理的更替进行分别考虑时,以 $i = \text{党}$ 和 $j = \text{董}$ 为例, $I_{ct\text{党董}}$ 指的是 c 地 t 年度上任的党委主要领导任职期间 f 融资平台任命了新董事长。当对董事长和总经理的更替进行综合考虑时,只要两者之间有一个发生了更替,我们就认为平台的高管发生了更替;这时 $I_{ctifj} = \max\{I_{ctif\text{董}}, I_{ctif\text{总}}\}$ 。

在此基础上,为了排除主要领导任职时间长短对融资平台高管更替的影响,我们构造了市级党政主要领导任职期间每家融资平台高管更替强度指数 Appoint_{ctifj} 来衡量 c 地 t 年度上任的主要领导 i 任职期间 f 融资平台高管 j 的更替强度。具体地,

$$\text{Appoint}_{ctifj} = I_{ctifj} \times \frac{\text{Num\_Year}_{ctifj}}{\text{Term\_Year}_{cti}}。$$

其中, Term_Year_{cti} 表示 c 地 t 年度上任的主要领导 i 的任职时间, Num_Year_{ctifj} 表示 c 地 t 年度上任的主要领导 i 与其任职期间 f 融资平台新上任高管 j 的共事年数。当对董事长和总经理的更替进行综合考虑时,则有 $\text{Num\_Year}_{ctifj} = \max\{\text{Num\_Year}_{ctif\text{董}}, \text{Num\_Year}_{ctif\text{总}}\}$ 。 Appoint_{ctifj} 最大值为1,最小值为0。

在图2的示例中,张书记任职期间某融资平台的董事长和总经理都没有发生更替($I_{\text{ctif董}}=0, I_{\text{ctif总}}=0$),所以,张书记任职期间该平台公司高管更替的强度取值都为0。李书记任职期间该融资平台发生了高管更替,董事长由X变更为Y($I_{\text{ctif董}}=1$),总理由N变更为M($I_{\text{ctif总}}=1$)。其中,李书记的任职时间为2015年至2017年,共三年,他与董事长Y共事的年份为2016年和2017年两年,与总经理M共事的年份为2017年一年。若单独考虑董事长和总经理的更替,则李书记任职期间该融资平台董事长更替的强度取值为2/3,总经理更替的强度取值为1/3;当对董事长和总经理的更替进行综合考虑时,则李书记任职期间该融资平台高管更替的综合强度取值为2/3,也就是说,李书记三年的任职时间中有两年和新上任的高管(董事长或总经理)共事。

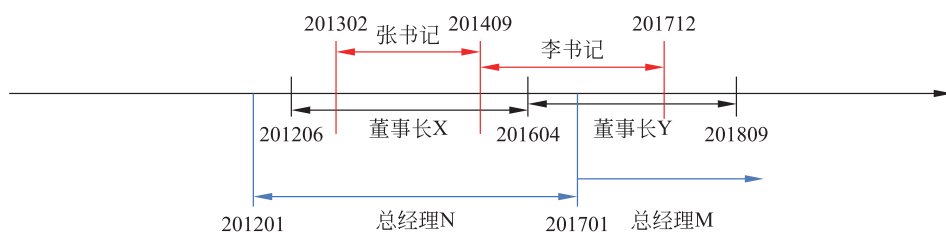


图2 主要领导任职期间融资平台高管更替强度的识别示例

2.2.2 被解释变量：融资平台在主要领导任职期间的年均筹资净额

本文使用现金流量表中“筹资活动产生的现金流量净额”这一流量指标来反映融资平台在市级地方党委或政府主要领导任职期间每年的筹资情况。若“筹资活动产生的现金流量净额”是个负数,说明平台当期吸收的金额(含股权、借款等)小于其偿还债务本息和分配股利等支出的金额,即平台当期主要在还债;反之,若“筹资活动产生的现金流量净额”是个正数,说明平台当期主要在举债。为排除主要领导任职时间长短的干扰,本文计算了各主要领导任职期间的每家融资平台公司年均筹资净额,并将其作为本文的被解释变量 $\text{Cashflows}_{\text{ctif}:c}$ 地 t 年度上任的主要领导 i 任职期间 f 融资平台的年均筹资净额。其数值越大表明该融资平台在其对应的主要领导任职期间年均新增了更多的债务。

2.2.3 调节变量：主要领导任职期间年均筹借的地方政府债券净额

本文使用年末债券余额的变化来反映各市级地方政府通过发行政府债券筹借资金的情况。同样地,为排除主要领导任职时间长短的干扰,本文计算了各市级地方党委或政府主要领导任职期间年均筹借的地方政府债券净额。

2.2.4 控制变量

综合现有文献,本文的控制变量主要从以下三个方面选取:(1)城市特征,

包括 GDP 增速、人均 GDP、财政缺口，经济赶超压力和省内其他市级融资平台的年均筹资净额，以上城市特征变量均取滞后一期的数据；(2) 公司特征，包括实收资本和资产负债率；(3) 地方党政主要领导特征，包括年龄是否介于 55 岁~58 岁和某融资平台公司在上一任主要领导任职期间的筹资净额。

各变量的说明和描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量说明和描述性统计

变量名	说明	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
Cashflows	某融资平台公司在党委主要领导任职期间的年均筹资净额	13.051	19.416	-29.89	114.76	2261
Appoint: Chairman	董事长的更替强度	0.361	0.410	0	1	2261
Appoint: Manager	总经理的更替强度	0.335	0.402	0	1	2261
Appoint: Both	高管综合更替强度	0.416	0.416	0	1	2261
LGFV debt/GDP	融资平台总负债率	18.520	13.866	0.687	79.305	2223
Govdebt	党委主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额	119.968	155.241	-38.930	610	982
GDP growth	GDP 增速	10.243	3.369	1.3	19	2214
Per GDP	人均 GDP (取对数)	10.605	0.646	9.006	11.998	2207
Fiscal gap	财政缺口 = (地方财政支出 - 地方财政收入) / 地方财政收入	150.479	140.336	-20.369	1285.872	2223
GDP growth gap	经济赶超压力 = 省级 GDP 增速 - 市级 GDP 增速	-0.607	1.827	-8.7	9.7	2214
Others' financing	省内其他市级融资平台的年均筹资净额	435.980	499.109	-180.19	2167.42	2272
Firm size	公司实收资本 (取对数)	1.830	1.358	-1.427	4.943	2236
Debt to asset ratio	公司资产负债率	45.156	16.706	2.338	90.982	2269
Lag official	某融资平台公司在上一任党委主要领导任职期间的筹资净额	23.460	43.487	-70.93	496.22	2272
Age_ 55_58	党委主要领导年龄介于 55 岁至 58 岁之间	0.288	0.451	0	1	2272

注：(1) 这里基于党委主要领导进行了描述性统计，限于篇幅，省略了基于政府主要领导的描述性统计。(2) 为避免异常值的影响，本文对数据进行了缩尾处理。

3 实证设计

3.1 高管更替强度对融资平台在主要领导任职期间年均新增债务的影响

为检验假说1,我们以2015年1月1日起正式实施的新《预算法》为界,首先分析了2008—2014年高管更替强度对主要领导任职期间融资平台年均新增债务的影响。具体地,本文建立了如下估计模型:

$$\text{Cashflows}_{\text{ctif}} = \beta_0 + \beta_1 \text{Appoint}_{\text{ctifj}} + BX + \mu_t + \gamma_f + \varepsilon_{\text{ctif}} \quad (1)$$

其中 $2008 \leq t \leq 2014$, X 是现有文献强调的其他影响公司筹资活动的因素, μ_t 是时间固定效应, γ_f 是公司固定效应, $\varepsilon_{\text{ctif}}$ 是随机扰动项。我们预期高管更替会对融资平台在主要领导任职期间的年均新增债务产生促进作用,因此, $\beta_1 > 0$ 。

3.2 地方政府债券对融资平台在主要领导任职期间年均新增债务的调节作用

为检验假说2,参考宋傅天和姚东旻(2021)的做法,我们在估计模型(1)中加入交互项来识别地方政府债券的调节作用,并建立如下模型进行检验:

$$\text{Cashflows}_{\text{ctif}} = \delta_0 + \delta_1 \text{Appoint}_{\text{ctifj}} + \delta_2 \text{Govdebt}_{\text{cti}} + \delta_3 \text{Appoint}_{\text{ctifj}} \times \text{Govdebt}_{\text{cti}} + BX + \mu_t + \gamma_f + \varepsilon_{\text{ctif}} \quad (2)$$

其中, $\text{Govdebt}_{\text{cti}}$ 表示 c 地在 t 年度 ($t > 2015$) 上任的主要领导 i 任职期间年均筹措的地方政府债券净额。我们重点关注估计系数 δ_3 的符号和大小。

3.3 债务治理政策对融资平台在主要领导任职期间年均新增债务的影响

为检验假说3,本文拟使用2015年新《预算法》的实施作为外生政策冲击,进行DID估计。新《预算法》属于“一刀切”的政策,我们无法按照传统DID估计方法进行分析。考虑到现实中各地融资平台的债务规模存在显著差异,我们有理由预期那些高度依赖融资平台公司借债的地方将受到更大的政策冲击。借鉴Duflo(2001)对印尼政府新建学校政策效果进行评估的逻辑,本文使用2014年末某市级地方政府直接控股的全部融资平台的总负债率——该地的市级融资平台总负债和本地GDP的比值——来反映当地经济对举债融资的依赖程度。总负债率越高的地方受到的政策冲击会越大。本文又进一步以主要领导的就任和离任年度区分了政策冲击前和政策冲击后。具体地说,根据主要领导所受到的政策冲击力度,我们可以将他们分为以下三类。第一类,2015年度

前就已离任的主要领导没有受到政策冲击的任何影响；第二类，2015 年度前上任但在 2015 年度后仍未离任的主要领导受到了政策冲击的部分影响；第三类，2015 年度后新上任的主要领导受到了政策冲击的全部影响。我们首先将前两类主要领导识别为政策冲击前，在实证估计部分，我们还将进一步剔除第二类主要领导的样本进行分析。

表 2 报告了强度 DID 的分组均值比较。可以发现，对于 2015 年度后上任的党委主要领导，强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均筹资净额减少 5.167 亿元，而基于政府主要领导的均值分析结果并不显著。因此，我们可以预期债务治理政策会抑制融资平台在主要领导——特别是党委主要领导——任职期间的债务新增。

表 2 强度 DID 的分组均值比较

	党委主要领导			政府主要领导		
	当地所有融资平台总负债率的水平			当地所有融资平台总负债率的水平		
	高	低	差异	高	低	差异
2015—2020	15.653	15.028	0.625 (1.150)	17.199	13.858	3.340*** (1.150)
2008—2014	14.230	8.438	5.792*** (1.198)	14.304	8.326	5.978*** (1.175)
差异	1.422 (1.303)	6.590*** (1.029)	-5.167*** (1.661)	2.895** (1.280)	5.532*** (1.032)	-2.637 (1.644)

注：(1) *** 表示 $p<0.01$ ，** 表示 $p<0.05$ ，* 表示 $p<0.1$ 。(2) 括号内为标准误。

为检验债务治理政策的影响，本文建立了如下强度 DID 模型：

$$\text{Cashflows}_{\text{cif}} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Cohort}_{\text{cti}} \times \text{Shock}_{c,2014} + BX + \mu_t + \gamma_f + \varepsilon_{\text{cif}} \quad (3)$$

其中， $\text{Cohort}_{\text{cti}}$ 是一个虚拟变量，若 c 地主要领导 i 的上任时间 t 发生在 2015 年度或 2015 年度之后，就取值为 1，否则取值为 0； $\text{Shock}_{c,2014}$ 表示政策冲击强度，它是 c 地在 2014 年末的融资平台总负债率^①。

4 实证结果

4.1 高管更替强度对融资平台在主要领导任职期间年均新增债务的影响

表 3 报告了基于估计模型(1)的实证结果。列(1)至列(3)报告了基于党

① 在稳健性分析部分，我们还使用融资平台的总债务率（总负债与财政收入的比值）和债务依存度（总负债与财政支出的比值）区分了政策冲击强度。

委主要领导的估计结果,列(4)至列(6)报告了基于政府主要领导的估计结果。结果显示,高管更替强度变量的估计系数全部显著为正。具体地,我们以第(3)列和第(6)列的估计结果为基准,如果党委主要领导(政府主要领导)任职期间融资平台的董事长或总经理都是在他上任之后更替的,那么在党委主要领导(政府主要领导)的任职期间,该平台每年将多新增发 2.976(1.922)亿元的债务。估计结果表明,高管更替确实会使得融资平台在其所对应的主要领导(特别是党委主要领导)任职期间年均新增更多的债务。并且,以上结果不受党政主要领导年龄的影响,在东部地区和中西部地区、人口流入地和人口流出地的分样本估计中也都显著成立^①。

表 3 高管更替强度对融资平台新增债务的影响

	党委主要领导			政府主要领导		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
董事长的更替强度	2.492 ** (1.175)			2.090 ** (1.045)		
总经理的更替强度		2.791 ** (1.136)			1.835 * (1.028)	
高管综合更替强度			2.976 *** (1.151)			1.922 * (1.045)
某融资平台在上一任主要领导任职期间的筹资净额	-0.112 *** (0.022)	-0.111 *** (0.022)	-0.111 *** (0.022)	-0.109 *** (0.022)	-0.109 *** (0.022)	-0.109 *** (0.022)
主要领导年龄介于 55 岁~58 岁	0.696 (1.088)	0.611 (1.083)	0.737 (1.085)	-1.056 (1.604)	-0.875 (1.602)	-1.082 (1.606)
GDP 增速	0.087 (0.456)	0.103 (0.455)	0.094 (0.455)	0.088 (0.450)	0.156 (0.449)	0.118 (0.449)
人均 GDP	4.088 (4.544)	3.951 (4.533)	4.106 (4.532)	1.892 (4.528)	1.768 (4.532)	1.937 (4.530)
财政缺口	-0.006 (0.008)	-0.006 (0.008)	-0.006 (0.008)	-0.006 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.006 (0.007)
经济赶超压力	0.120 (0.530)	0.133 (0.529)	0.143 (0.529)	-0.158 (0.503)	-0.093 (0.503)	-0.120 (0.503)
省内其他市级融资平台的年均筹资净额	0.006 *** (0.002)	0.006 *** (0.002)	0.006 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)
实收资本	1.206 * (0.711)	1.205 * (0.710)	1.201 * (0.710)	1.873 *** (0.685)	1.833 *** (0.685)	1.856 *** (0.685)
资产负债率	0.021 (0.042)	0.018 (0.042)	0.023 (0.042)	0.078 * (0.040)	0.077 * (0.040)	0.079 ** (0.040)

① 受篇幅的限制,我们把具体估计结果放在了附录附表 1~附表 3。

续表

	党委主要领导			政府主要领导		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	-36.137 (46.399)	-34.637 (46.278)	-36.632 (46.276)	-17.297 (46.232)	-16.519 (46.271)	-18.117 (46.260)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	854	854	854	933	933	933
R-squared	0.711	0.712	0.712	0.728	0.728	0.728

注：(1)***表示 $p<0.01$ ，**表示 $p<0.05$ ，*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误，聚类至城市层面。

4.2 高管更替的内生性检验

值得注意的是，高管更替可能是由融资平台绩效所导致的。例如，为减轻融资平台的债务负担或改善融资平台的经营绩效，会选择替换新的、更有能力高管。这可能会引发对本文估计结果稳健性和内生性问题的担忧。为缓解这类担忧，本文借鉴 Jiang and Zhang (2020) 以及 Shi et al. (2021) 的动态分析方法，考察了主要领导任职期间平台高管更替对公司筹资净额和 ROA 的动态影响。如果我们的估计结果纯粹是由已经存在的事前差异驱动的，那么可以预期，在高管发生更替之前，处理组融资平台（主要领导任职期间发生了高管更替的融资平台）与控制组融资平台（主要领导任职期间没有发生高管更替的融资平台）的筹资净额或经营绩效（ROA）就已经表现出不同。

图 3 和图 4 分别报告了主要领导任职期间平台高管更替对公司筹资净额和 ROA 的动态影响。左边是基于党委主要领导的估计结果，右边是基于政府主要领导的估计结果。估计结果显示，在高管更替发生之前的所有年份，处理组融资平台（主要领导任职期间发生了高管更替的融资平台）与控制组融资平台（主要领导任职期间没有发生高管更替的融资平台）的筹资净额和 ROA 均没有显著差异。在高管更替发生之后的几年，处理组融资平台和控制组融资平台的 ROA 也没有显著差异，但处理组融资平台在其对应的主要领导——特别是党委主要领导——任职期间的筹资净额明显更多了。具体地，基于政府主要领导的估计结果显示，只有在高管更替发生后的第一年，处理组融资平台的筹资净额才表现为显著增加；而基于党委主要领导的估计结果显示，除了高管更替发生的当年，处理组融资平台的筹资净额在这之后的几年都显著增加了。

以上估计结果表明：(1) 高管更替不是由平台绩效导致的；(2) 高管更替也没有带来平台经营绩效的显著提升，仅仅只影响了融资平台在对应的主要领导（特别是党委主要领导）任职期间的债务新增。

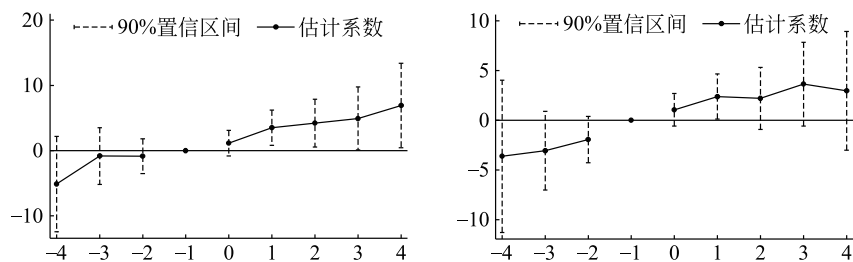


图3 高管更替的动态效应分析:筹资净额(左:党委主要领导;右:政府主要领导)

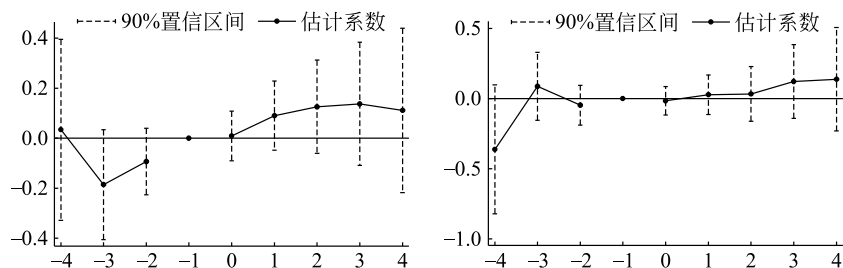


图4 高管更替的动态效应分析:ROA(左:党委主要领导;右:政府主要领导)

注:(1)这里使用的核心解释变量是“高管综合更替强度”。(2)这里以主要领导任职期间平台高管发生更替的前一年“-1”为基期,“-4”表示高管更替前的第4年及以上年份。(3)“4”表示高管更替后的第4年及以上年份。

4.3 地方政府债券对融资平台在主要领导任职期间年均新增债务的调节作用

表4报告了基于估计模型(2)的实证结果。列(1)至列(3)报告了基于党委主要领导的估计结果。估计结果显示,“主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额”与高管更替强度变量的交互项基本显著为负,这说明发行地方政府债券在一定程度上使得高管更替对融资平台在其所对应的党委主要领导任职期间年均新增债务的促进作用有所减弱。也就是说,如果党委主要领导能够在其任职期间筹借到足够多的地方政府债券资金——公开发行足够多的合法合规的地方政府债券,那么他对融资平台的借债依赖程度会明显下降。

具体地,以第(3)列的估计结果为基准,我们将党委主要领导任职期间年均筹借的地方政府债券净额的平均值120亿元代入计算发现,高管更替强度变量的估计系数数值减小到了1.857,但依然为正。以上估计结果表明“修明渠、堵暗道”的债务治理政策在一定程度上抑制了融资平台债务的新增,但与融资平台庞大的资金需求相比,市级地方政府获得的政府债券额度(显性债务配额)仍然十分有限。

表 4 发行地方政府债券的调节作用

	党委主要领导			政府主要领导		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
董事长的更替强度	6.700 ** (2.997)			0.583 (3.386)		
总经理的更替强度		6.540 ** (3.008)			-2.070 (3.307)	
高管综合更替强度			7.737 *** (2.880)			-0.954 (3.307)
×主要领导任职期间年均发行的地 方政府债券净额	-0.033 (0.021)	-0.040 ** (0.020)	-0.049 ** (0.020)	-0.013 (0.012)	-0.007 (0.013)	-0.009 (0.014)
主要领导任职期间年均发行的地 方政府债券净额	0.023 (0.015)	0.025 * (0.015)	0.032 ** (0.016)	-0.000 (0.009)	-0.001 (0.009)	-0.001 (0.009)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	554	554	554	589	589	589
R-squared	0.658	0.659	0.662	0.714	0.715	0.714

注：(1) *** 表示 $p<0.01$ ，** 表示 $p<0.05$ ，* 表示 $p<0.1$ ；(2) 括号内为聚类标准误，聚类至城市层面。
(3)“×主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额”表示与高管更替强度变量的交互项。(4) 限于篇幅，这里省略了控制变量的估计结果。

另外，列(4)至列(6)基于政府主要领导的估计结果均不显著，这在一定程度上说明了党委主要领导更有可能是地方经济发展和举债建设的关键决策人。

4.4 债务治理政策对融资平台在主要领导任职期间年均新增债务的影响

表 5 报告了基于估计模型(3)的实证结果。列(1)至列(4)使用 2014 年末各地所有市级地方政府直接控股融资平台的总负债率区分政策冲击强度，以 2015 年作为政策冲击时点进行了估计。第(1)列考察了债务治理对融资平台在党委主要领导任职期间年均新增债务的影响，发现 DID 估计系数为-0.139，且在 5%的水平上显著。考虑到 2015 年度前上任的党委主要领导可能在 2015 年度后仍未离职，他们也会受到政策冲击的影响，所以，第(2)列在第(1)列的基础上剔除了这部分样本，实证结果显示 DID 估计系数为-0.187，且在 5%的水平上显著。同样地，第(3)列和第(4)列报告了基于政府主要领导的估计结果，发现 DID 估计系数较小且不显著。以上估计结果表明 2015 年以来的债务治理工作显著抑制了融资平台在党委主要领导任职期间的债务新增。这又进一步说明了党委主要领导更有可能是地方经济发展和举债建设的关键决策人。

表 5 债务治理政策对融资平台新增债务的影响

	冲击年:2015 年					冲击年:2017 年	
	2008—2020 年				2008—2016 年	2008—2020 年	
	党委主要领导		政府主要领导		党委主要领导	党委主要领导	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$(t \geq 2015) \times$ 融资平台总 负债率	-0.139** (0.071)	-0.187** (0.086)	-0.055 (0.073)	-0.028 (0.110)	0.015 (0.071)		
$(t \geq 2017) \times$ 融资平台总 负债率						-0.149** (0.072)	-0.246*** (0.091)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1869	1382	1948	1446	1166	1882	958
R-squared	0.538	0.546	0.568	0.591	0.625	0.542	0.555

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。
(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。

图 5 报告了基于党委主要领导估计得到的 DID 共同趋势检验和动态效应分析结果。可以发现,以 2014 年为基期,冲击发生前,融资平台在各党委主要领导任职期间的年均筹资净额没有显著差异,说明通过了共同趋势检验。另外,我们还发现债务治理冲击只对 2017 年度上任的党委主要领导有显著负影响,估计系数为-0.458,且在 5%的水平上显著^①。我们认为这可能与 2017 年中央政策更加严格有关。

为验证这一猜想,表 5 中的第(5)列将样本限制在 2008—2016 年后进行了重新估计,发现 DID 估计系数很小且不显著。第(6)列改用 2016 年末各地所有市级地方政府直接控股融资平台的总负债率区分政策冲击强度,以 2017 年作为政策冲击时点进行了重新估计。发现 DID 估计系数为-0.149,与第(1)列的估计结果非常相近,且在 5%的水平上显著。第(7)列在第(6)列的基础上仅保留了 2015 年度前就结束任期的党委主要领导样本和 2017 年度才开始就任的党委主要领导样本,即排除了 2015 年和 2016 年政策冲击的干扰,估计结果显示 DID 估计系数为-0.246,与第(2)列的估计结果相近,且在 1%的水平上显著。图 6 报告了以 2017 年作为政策冲击时点,基于党委主要领导估计得到的 DID 共同趋势检验和动态效应分析结果。可以发现,债务治理冲击只对 2017 年度上任的党委主要领导有显著负影响,估计系数为-0.341,且在 5%的水平上显著。

^① 根据样本描述性统计,2014 年末处理组融资平台负债率的平均值为 31.59%,对照组融资平台负债率的平均值为 10.42%。因此,对于 2017 年度上任的党委主要领导,强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均筹资净额减少约 $0.458 \times (31.59 - 10.42) \approx 9.7$ 亿元。

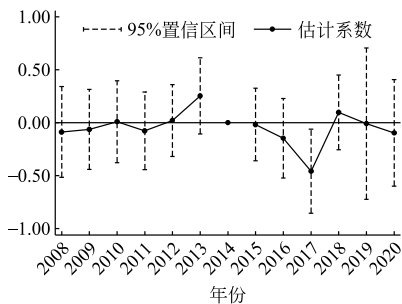


图5 强度 DID 共同趋势检验与
动态效应分析(冲击年:2015 年)

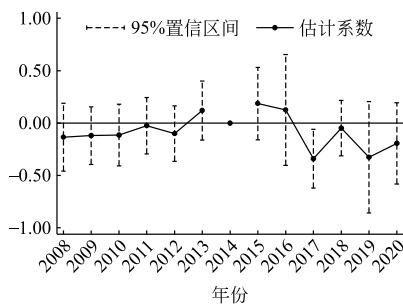


图6 强度 DID 共同趋势检验与
动态效应分析(冲击年:2017 年)

以图6的估计结果为基准,通过计算发现,对于2017年度上任的党委主要领导,2017年的强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均筹资净额减少约10.3亿元^①。估计结果和基于图5估计所得到的9.7亿元相接近,进一步表明了2017年的债务治理政策对融资平台新增债务起到了抑制作用。

至此,本文发现:(1)核心高管更替与融资平台新增债务之间存在着显著的正相关性;(2)发行地方政府债券这一“修明渠、堵暗道”的治理方式对融资平台新增债务的抑制作用很弱;(3)债务治理政策对融资平台新增债务的抑制作用很大程度上取决于政策的执行力度。

5 稳健性分析

为进一步证明本文估计结论的稳健性,我们对以上基准回归结果进行了重新检验^②。

5.1 变更核心解释变量

我们对核心解释变量做了如下变换,并对实证模型(1)和模型(2)进行了重新估计。

(1)考虑党政主要领导任职期间融资平台法定代表人(法定代表人一般为董事长或总经理)的更替强度,即 $\text{Appoint}_{\text{ctif法}} = I_{\text{ctif法}} \times \frac{\text{Num\_Year}_{\text{ctif法}}}{\text{Term\_Year}_{\text{cti}}}$ 。

^① 根据样本描述性统计,2016年末处理组融资平台负债率的平均值为45.05%,对照组融资平台负债率的平均值为14.79%。因此,对于2017年度上任的党委主要领导,强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均筹资净额减少约 $0.341 \times (45.05 - 14.79) \approx 10.3$ 亿元。

^② 受篇幅的限制,我们把具体估计结果放在了附录第(三)至第(七)部分。

(2) 综合考虑董事长和总经理时,我们重新修正了高管更替的强度指数,

$$\text{即 } \text{Appoint\_new}_{\text{ctif}} = \frac{I_{\text{ctif董}} \times \text{Num\_Year}_{\text{ctif董}} + I_{\text{ctif总}} \times \text{Num\_Year}_{\text{ctif总}}}{2 \times \text{Term\_Year}_{\text{cti}}}。$$

(3) 不考虑党政主要领导任职时间长短的影响,直接以党政主要领导任职期间某融资平台是否有核心高管的新人事任命(I_{ctif})作为核心解释变量。

结果显示,高管更替强度对融资平台在其所对应的主要领导任职期间年均筹资净额的正向影响依然显著,并且发行地方政府债券对融资平台新增债务的抑制仍然十分有限。上述结果表明,变更核心解释变量并不会影响基准回归结果。

5.2 变更被解释变量

我们改用有息债务这一存量指标的变化来衡量融资平台在主要领导任职期间的年均新增债务情况,并对实证模型(1)、(2)和(3)都进行了重新估计。估计结果显示:改用有息债务后,高管更替强度对融资平台在其所对应的主要领导任职期间年均新增债务的正向影响依然显著;发行地方政府债券对融资平台新增债务的抑制作用不明显;2017年的债务治理政策对融资平台新增债务起到了抑制作用,具体地,对于2017年度上任的党委主要领导,2017年的强政策冲击会导致融资平台在其任职期间年均新增的有息债务减少约12.8亿元。上述结果表明,变更被解释变量并不会影响基准回归结果,用“筹资活动产生的现金流量净额”来衡量融资平台的债务新增是合理的。

5.3 强度 DID: 变更政策冲击变量

我们改用融资平台的总债务率(总债务与财政收入的比值)和债务依存度(总债务和财政支出的比值)来区分政策冲击强度。估计结果显示,2017年的债务治理政策起到了对融资平台新增债务的抑制作用,并且只对2017年度上任的党委主要领导有显著负影响,这与基准回归结果一致。

5.4 变更样本区间

强度 DID 的估计结果表明2017年的债务治理政策起到了对融资平台新增债务的抑制作用,因此,在估计高管更替强度对融资平台新增债务的影响时,我们对样本区间进行了如下变换:(1)将样本区间放松至2008—2016年;(2)剔除2017年度后的全部样本。估计结果显示,排除政策冲击的影响后,高管更替与融资平台新增债务之间的正向关系依然显著。

5.5 安慰剂检验

为排除了高管更替强度与融资平台在主要领导任职期间的年均筹资净额

这两者之间正向关系的随机性,我们还进行了安慰剂检验。具体地,我们让高管更替强度变量在样本内重新分配,并使用新生成的随机样本重复基准回归。为保证安慰剂检验的有效性,我们将上述过程重复了1000次。结果显示:随机化核心解释变量后的估计系数均值接近于0且远小于真实的估计系数,并且,随机化后大部分估计系数在10%的水平下不显著。以上结果排除了高管更替与融资平台新增债务两者之间正向关系的随机性。

6 结论性评述

本文实证分析发现:无论是党委还是政府主要领导,如果融资平台的高管在其任职期间发生了更替,那么,该融资平台在所对应的主要领导任职期间都会举债筹措更多的资金。上述结论不受党政主要领导年龄的影响;并且,它在东部地区和中西部地区、人口流入地和人口流出地的分样本估计中也都显著成立。诚然,地方政府融资平台的确是拥有独立法人资格的经济实体。融资平台自身当然是债务风险管控的主体,而其董事长也应该是债务风险管控的第一责任人。然而,一个不争的事实是融资平台承担着为地方政府投资项目融资的功能。如果融资平台无法偿还债务而造成大规模违约,其所在地的政府仍需要出面调解或代为偿还。2014年6月,习近平总书记在十八届中共中央政治局第十六次集体学习时指出“我们共产党人的忧患意识,就是忧党、忧国、忧民意识,这是一种责任,更是一种担当”。正是基于总书记对责任和担当的强调,本文明确指出防范和化解地方政府债务风险,首先就必须抓住两类关键少数——地方党政主要领导和融资平台核心高管。我们既要充分发挥地方党委在融资平台核心高管选人用人上的领导和把关作用,又要避免高管更替所可能引发的融资平台过度举债问题。此外,基于对2015年以来历年的债务治理政策进行评估,本文还发现:发行地方政府债券这一“修明渠、堵暗道”的治理方式对融资平台新增债务的抑制作用非常有限;并且,债务治理政策对融资平台新增债务的抑制作用很大程度上取决于政策的执行力度。因此,我国地方债务问题凸显出一定的特殊性和复杂性。

附录

附录1 高管更替强度对融资平台在主要领导任职期间年均新增债务的影响:进一步考虑主要领导年龄

现有文献指出,55~58岁的党政主要领导有更强的动机扩大债务规模。然

而,本文表 3 的估计结果却显示融资平台在 55~58 岁党政主要领导的任职期间没有新增更多的债务。为进一步检验主要领导年龄的影响,本文在估计模型(1)中加入了“主要领导年龄介于 55~58 岁”与高管更替强度变量的交互项。估计结果显示交互项均不显著,这说明高管更替强度对融资平台在党政主要领导任职期间年均新增债务的正向影响不会受到领导年龄的干扰(附表 1)。

附表 1 党政主要领导年龄的影响

	党委主要领导			政府主要领导		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
董事长的更替强度	2.280*			2.030*		
	(1.325)			(1.085)		
总经理的更替强度		2.842**			2.213**	
		(1.300)			(1.076)	
高管综合更替强度			2.781**			2.141**
			(1.289)			(1.083)
×主要领导年龄介于 55~58 岁	0.888	-0.211	0.829	0.764	-4.545	-2.780
	(2.557)	(2.584)	(2.455)	(3.662)	(3.811)	(3.609)
主要领导年龄介于 55~58 岁	0.407	0.676	0.431	-1.393	0.686	0.304
	(1.369)	(1.343)	(1.413)	(2.276)	(2.068)	(2.404)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	854	854	854	933	933	933
R-squared	0.711	0.712	0.712	0.728	0.728	0.728

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。(4)“×主要领导年龄介于 55~58 岁”表示与高管更替强度变量的交互项。

附录 2 高管更替强度对融资平台在主要领导任职期间年均新增债务的影响:分地区估计

为进一步考察核心高管更替强度对融资平台债务新增的影响是否存在地区异质性,本文参考钟宁桦等(2018)和汪峰等(2020)的做法,对东部地区和中西部地区、人口流入地和人口流出地进行了分样本估计。我们将近 10 年来净流入人口增长率(常住人口增长率-自然人口增长率)为正的省份定义为人口流入地。附表 2 和附表 3 报告了分地区估计的结果,发现高管更替强度变量的估计系数全部显著为正。这说明高管更替会使得融资平台在其所对应的主要领导任职期间年均新增更多债务这一结论在各个地区都显著成立。

附表 2 东部地区和中西部地区

	党委主要领导		政府主要领导	
	东部地区	中西部地区	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
高管综合更替强度	5.436 ** (2.388)	2.572 ** (1.154)	3.064 * (1.706)	2.122 * (1.115)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	347	507	421	512
R-squared	0.733	0.689	0.723	0.713

注：(1) *** 表示 $p<0.01$ ，** 表示 $p<0.05$ ，* 表示 $p<0.1$ 。(2) 括号内为聚类标准误，聚类至城市层面。(3) 限于篇幅，这里省略了控制变量的估计结果。(4) 东部地区包括辽宁省、河北省、山东省、江苏省、浙江省、福建省、广东省和海南省。

附表 3 人口流入地和人口流出地

	党委主要领导		政府主要领导	
	人口流入地	人口流出地	人口流入地	人口流出地
	(1)	(2)	(3)	(4)
高管综合更替强度	3.882 ** (1.588)	2.198 * (1.306)	2.667 * (1.533)	2.388 * (1.436)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	407	447	455	478
R-squared	0.723	0.699	0.710	0.702

注：(1) *** 表示 $p<0.01$ ，** 表示 $p<0.05$ ，* 表示 $p<0.1$ 。(2) 括号内为聚类标准误，聚类至城市层面。(3) 限于篇幅，这里省略了控制变量的估计结果。(4) 人口流入地包括广东省、浙江省、新疆维吾尔自治区、海南省、宁夏回族自治区、福建省、江苏省、贵州省、陕西省、广西壮族自治区、四川省和河南省。

附录 3 稳健性分析：变更核心解释变量

附表 4 和附表 5 分别报告了变更核心解释变量后基于估计模型(1)和模型(2)的实证结果。估计结果显示，高管更替强度对融资平台在其所对应的主要领导任职期间年均筹资净额的正向影响依然显著。另外，发行地方政府债券削弱了高管更替对融资平台在其所对应的主要领导(特别是党委主要领导)任职期间年均新增债务的促进作用。但同样地，与融资平台庞大的资金需求相比，市级地方政府获得的债券额度仍然十分有限。以第(2)列的估计结果为基准，我们将党委主要领导任职期间筹借的年均地方政府债券净额的平均值 120 亿代入

计算发现,高管更替强度变量的估计系数值减小到了 2.754,但依然为正。

附表 4 高管更替强度对融资平台新增债务的影响:变更核心解释变量

	党委主要领导			政府主要领导		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
法定代表人的更替强度	2.546 ** (1.162)			2.005 * (1.036)		
高管综合更替强度(修正)		3.027 ** (1.235)			2.275 ** (1.116)	
是否有核心高管的新人事任命			2.876 *** (0.886)			2.149 ** (0.892)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	854	854	854	933	933	933
R-squared	0.711	0.712	0.714	0.728	0.728	0.720

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。

附表 5 发行地方政府债券的调节作用:变更核心解释变量

	党委主要领导			政府主要领导		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
法定代表人的更替强度	7.387 ** (3.010)			0.132 (3.363)		
高管综合更替强度(修正)		7.911 ** (3.283)			-1.245 (3.776)	
是否有核心高管的新人事任命			6.001 ** (2.774)			-0.992 (2.884)
×主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额	-0.008 (0.021)	-0.035 * (0.023)	-0.043 * (0.018)	-0.043 ** (0.012)	-0.014 (0.013)	-0.010 (0.013)
主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额	0.024 * (0.015)	0.026 * (0.015)	0.032 ** (0.016)	-0.000 (0.009)	-0.000 (0.009)	-0.000 (0.009)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	554	554	554	589	589	589
R-squared	0.659	0.659	0.659	0.714	0.714	0.714

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。(4)“×主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额”表示与高管更替强度变量的交互项。

附录 4 稳健性分析：变更被解释变量

附表 6 报告了变更被解释变量后基于估计模型(1)的实证结果。估计结果显示,改用有息债务后,高管更替强度对融资平台在其所对应的主要领导任职期间年均新增债务的正向影响依然显著。附表 7 报告了变更被解释变量后基于估计模型(2)的实证结果。估计结果显示,“主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额”与高管更替强度变量的交互项并不显著,说明发行地方政府债券对融资平台新增债务的抑制作用不明显。

附表 6 高管更替强度对融资平台新增债务的影响:变更被解释变量

	党委主要领导		政府主要领导	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高管综合更替强度	3.897 ** (1.811)		2.642 * (1.602)	
是否有核心高管的新人事任命		2.942 * (1.535)		2.152 * (1.262)
某融资平台在上一任主要领导任职期间新增的有息债务	-0.252 *** (0.069)	-0.254 *** (0.069)	-0.268 *** (0.027)	0.248 *** (0.028)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	857	857	936	936
R-squared	0.679	0.678	0.614	0.627

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。

附表 7 发行地方政府债券的调节作用:变更被解释变量

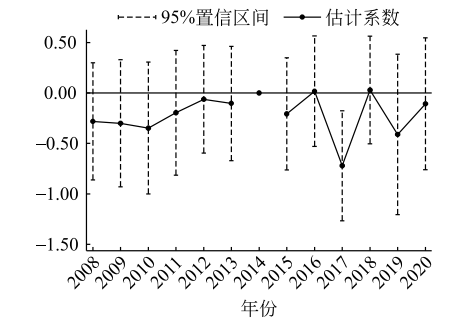
	党委主要领导		政府主要领导	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高管综合更替强度	4.025 (3.973)		2.176 (3.710)	
是否有核心高管的新人事任命		3.585 (3.834)		1.160 (4.084)
×主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额	-0.044 (0.029)	-0.027 (0.033)	-0.024 (0.021)	-0.036 (0.024)
主要领导任职期间年均发行的地方政府债券净额	0.094 ** (0.038)	0.128 ** (0.053)	0.108 ** (0.053)	0.088 ** (0.044)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES

续表

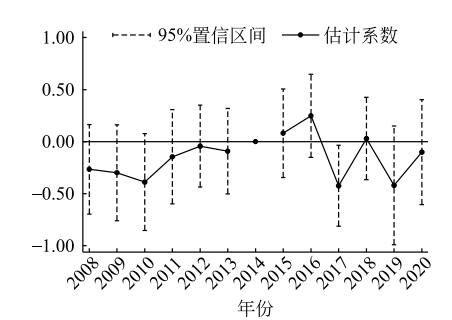
	党委主要领导		政府主要领导	
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	554	554	589	589
R-squared	0.552	0.438	0.439	0.432

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。

附图 1 和附图 2 分别以 2015 年和 2017 年作为政策冲击时点,报告了基于党委主要领导估计得到的 DID 共同趋势检验和动态效应分析结果。可以发现,债务治理冲击仍然只对 2017 年度上任的党委主要领导有显著负影响^①。以附图 2 的估计结果为基准,对于 2017 年度上任的党委主要领导,2017 年的强政策冲击会导致融资平台在其任职期间年均新增的有息债务减少约 12.8 亿元,这与前文估计得到的 10.3 亿元相近。



附图 1 强度 DID 共同趋势检验与动态效应分析:变更被解释变量(冲击年:2015 年)



附图 2 强度 DID 共同趋势检验与动态效应分析:变更被解释变量(冲击年:2017 年)

附录 5 稳健性分析:变更政策冲击变量

附表 8、附图 3 和附图 4 报告了改用融资平台总债务率作为政策冲击变量后的估计结果。附表 9、附图 5 和附图 6 报告了改用融资平台债务依存度作为

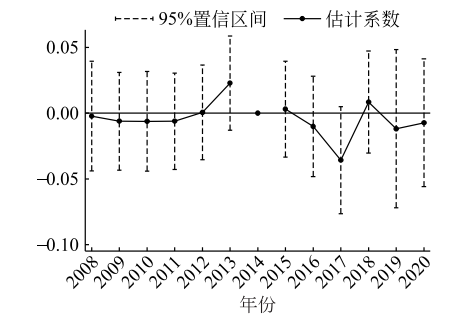
^① 附图 1 显示债务治理冲击只对 2017 年度上任的党委主要领导有显著负影响,估计系数为-0.721,且在 1%的水平上显著。因此,对于 2017 年度上任的党委主要领导,强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均利息债务增量减少约 $0.721 \times (31.59 - 10.42) \approx 15.3$ 亿元。附图 2 也显示债务治理冲击只对 2017 年度上任的党委主要领导有显著负影响,估计系数为-0.424,且在 5%的水平上显著。因此,对于 2017 年度上任的党委主要领导,强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均利息债务增量减少约 $0.424 \times (45.05 - 14.79) \approx 12.8$ 亿元。

政策冲击变量后的估计结果。估计结果显示,2017 年的债务治理政策起到了对融资平台新增债务的抑制作用,并且只对 2017 年度上任的党委主要领导有显著负影响。

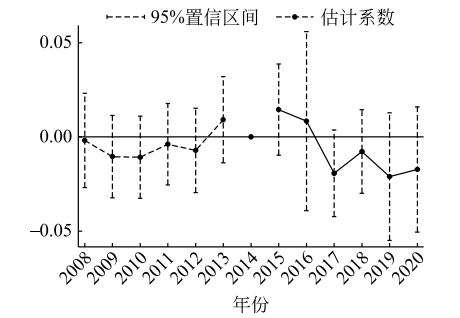
附表 8 债务治理政策对融资平台新增债务的影响:融资平台总债务率

	冲击年:2015 年					冲击年:2017 年	
	2008—2020 年				2008—2016 年	2008—2020 年	
	党委主要领导		政府主要领导		党委主要领导	党委主要领导	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$(t \geq 2015) \times$ 融资平台总债务率	-0.014** (0.007)	-0.018** (0.009)	-0.004 (0.007)	0.002 (0.010)	0.002 (0.007)		
$(t \geq 2017) \times$ 融资平台总债务率						-0.016*** (0.005)	-0.020*** (0.007)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1858	1371	1942	1440	1166	1882	958
R-squared	0.538	0.545	0.568	0.591	0.625	0.544	0.556

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。



附图 3 强度 DID 共同趋势检验与动态效应分析:融资平台总债务率(冲击年:2015 年)^①



附图 4 强度 DID 共同趋势检验与动态效应分析:融资平台总债务率(冲击年:2017 年)^②

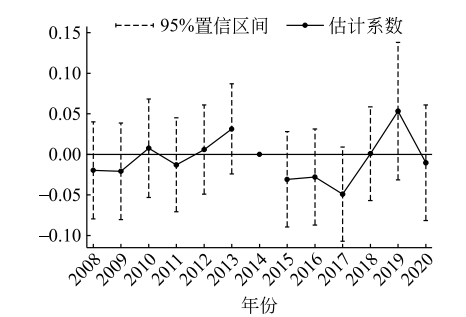
① 根据样本描述性统计,2014 年末处理组融资平台债务率的平均值为 358.43%,对照组融资平台债务率的平均值为 133.49%。因此,对于 2017 年度上任的党委主要领导,强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均筹资净额减少约 $0.036 \times (358.43 - 133.49) \approx 8.1$ 亿元。

② 根据样本描述性统计,2016 年末处理组融资平台债务率的平均值为 558.71%,对照组融资平台债务率的平均值为 183.58%。因此,对于 2017 年度上任的党委主要领导,强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均筹资净额减少约 $0.019 \times (558.71 - 183.58) \approx 7.1$ 亿元。

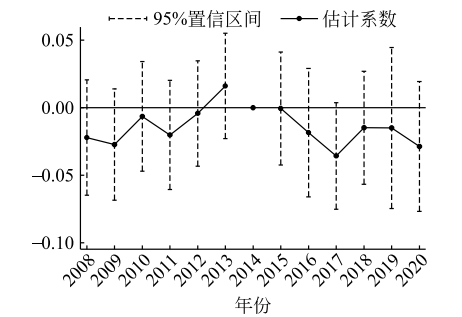
附表 9 债务治理政策对融资平台新增债务的影响:融资平台债务依存度

	冲击年:2015 年					冲击年:2017 年	
	2008—2020 年				2008—2016 年	2008—2020 年	
	党委主要领导		政府主要领导		党委主要领导	党委主要领导	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$(t \geq 2015) \times$ 融资平台债务依存度	-0.020*	-0.026*	-0.013	-0.004	-0.014		
	(0.011)	(0.014)	(0.011)	(0.015)	(0.011)		
$(t \geq 2017) \times$ 融资平台债务依存度						-0.019**	-0.030**
						(0.009)	(0.012)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1858	1371	1940	1438	1166	1882	958
R-squared	0.538	0.546	0.568	0.591	0.626	0.542	0.555

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。



附图 5 强度 DID 共同趋势检验与动态效应分析:融资平台债务依存度
(冲击年:2015 年)^①



附图 6 强度 DID 共同趋势检验与动态效应分析:融资平台债务依存度
(冲击年:2017 年)^②

附录 6 稳健性分析:变更样本区间

附表 10 第(1)列至第(4)列报告了放松样本区间后的估计结果,第(5)列至第(8)列报告了剔除 2017 年度样本后的估计结果,发现高管更替强度变量的

① 根据样本描述性统计,2016 年末处理组融资平台债务依存度的平均值为 278.22%,对照组融资平台债务依存度的平均值为 80.48%。因此,对于 2017 年度上任的党委主要领导,强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均筹资净额减少约 $0.036 \times (278.22 - 80.48) \approx 7.1$ 亿元。

② 根据样本描述性统计,2014 年末处理组融资平台债务依存度的平均值为 228.65%,对照组融资平台债务依存度的平均值为 62.37%。因此,对于 2017 年度上任的党委主要领导,强政策冲击会导致融资平台在其任职期间的年均筹资净额减少约 $0.049 \times (228.65 - 62.37) \approx 8.1$ 亿元。

估计系数全部显著,且与放松之前相近。

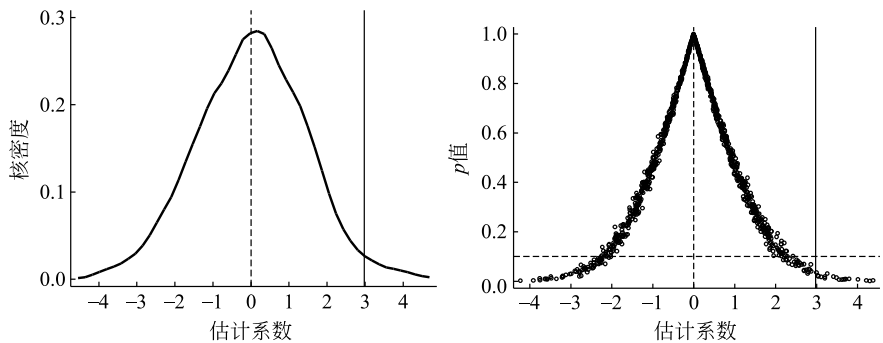
附表 10 高管更替强度对融资平台新增债务的影响:变更样本区间

	2008—2016 年				剔除 2017 年度后的全部样本			
	党委主要领导		政府主要领导		党委主要领导		政府主要领导	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
高管综合更替强度	2.752** (1.260)		2.105** (1.047)		2.615** (1.045)		1.844* (1.024)	
是否有核心高管的新人事任命		3.409*** (1.007)		2.224** (0.906)		3.102*** (0.900)		1.929** (0.885)
公司固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1258	1258	1375	1375	1702	1702	1820	1820
R-squared	0.631	0.634	0.624	0.625	0.578	0.580	0.578	0.578

注:(1)***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$ 。(2)括号内为聚类标准误,聚类至城市层面。(3)限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果。

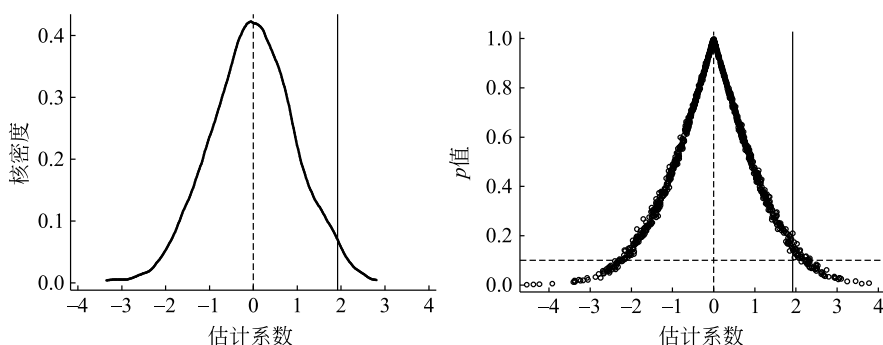
附录 7 稳健性分析:安慰剂检验

附图 7 报告了基于党委主要领导的安慰剂检验结果。附图 8 报告了基于政府主要领导的安慰剂检验结果。左边是随机化核心解释变量后估计系数的核密度图,可以发现均值接近于 0 且远小于真实的估计系数。右边是随机化核心解释变量后 p 值的散点图,可以发现随机化后大部分估计系数的 p 值位于 0.1 以上,说明大部分估计系数至少在 10% 的水平下不显著。以上结果排除了高管更替强度与融资平台在主要领导任职期间的年均筹资净额这两者之间正向关系的随机性。



附图 7 高管更替强度的安慰剂检验:党委主要领导

注:(1)这里使用的核心解释变量是“高管综合更替强度”。(2)两张图中的实线是基础回归估计出来的真实系数 2.976,右图中的水平虚线表示 p 值等于 0.1。



附图8 高管更替强度的安慰剂检验:政府主要领导

注:(1)这里使用的核心解释变量是“高管综合更替强度”。(2)两张图中的实线是基础回归估计出来的真实系数1.922,右图中的水平虚线表示 p 值等于0.1。

参考文献

- 曹光宇,刘晨冉,周黎安,等. 2020. 财政压力与地方政府融资平台的兴起[J]. 金融研究,(5): 59-76.
- Cao G Y, Liu C R, Zhou L A, et al. 2020. Fiscal stress and the rise of China's local government financing platforms[J]. *Journal of Financial Research*, (5): 59-76. (in Chinese)
- 曹婧,毛捷,薛熠. 2019. 城投债为何持续增长:基于新口径的实证分析[J]. 财贸经济,40(5): 5-22.
- Cao J, Mao J, Xue Y. 2019. Why do municipal investment bonds continue to grow? —An empirical analysis based on new statistical scope[J]. *Finance & Trade Economics*, 40(5): 5-22. (in Chinese)
- 曹伟,赵璨,乔鑫. 2020. 新官上任之“火”会燃及国企高管吗——基于地方官员异质性、高管变更及经济后果的研究[J]. 南开经济研究,(6): 61-79.
- Cao W, Zhao C, Qiao X. 2020. The change of municipal party secretary and the change of senior management in state-owned enterprises: Research on official heterogeneity, executive turnover and economic consequences[J]. *Nankai Economic Studies*, (6): 61-79. (in Chinese)
- 陈菁,李建发. 2015. 财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据[J]. 会计研究,(1): 61-67.
- Chen J, Li J F. 2015. Financial decentralization, promotion incentive and local governments' debt financing activities—Empirical evidence from the perspective of urban construction investment bonds[J]. *Accounting Research*, (1): 61-67. (in Chinese)
- 国家开发银行研究院. 2011. 开发性金融的“芜湖模式”[J]. 上海城市发展,(1): 43-47.

- China Development Bank Research Institute. 2011. “Wuhu pattern” of developmental finance[J]. *Shanghai City Development*, (1): 43-47. (in Chinese)
- 黄春元,毛捷. 2015. 财政状况与地方债务规模——基于转移支付视角的新发现[J]. *财贸经济*, (6): 18-31.
- Huang C Y, Mao J. 2015. Fiscal condition and local debt scale: New findings based on the perspective of transfer payments[J]. *Finance & Trade Economics*, (6): 18-31. (in Chinese)
- 冀云阳,付文林,束磊. 2019. 地区竞争、支出责任下移与地方政府债务扩张[J]. *金融研究*, (1): 128-147.
- Ji Y Y, Fu W L, Shu L. 2019. Regional competition, downward shift of expenditure responsibility, and the expansion of local government debt[J]. *Journal of Financial Research*, (1): 128-147. (in Chinese)
- 李奇霖,钟林楠. (2019-03-07)[2022-08-01]. 深度解析地方政府债务[EB/OL]. https://mp.weixin.qq.com/s/HV-mNmzACXMIvC_2wJKrAw.
- 林毅夫,蔡昉,李周. 1999. 中国的奇迹——发展战略与经济改革(增订版)[M]. 上海:格致出版社.
- 罗党论,余国满. 2015. 地方官员变更与地方债发行[J]. *经济研究*, 50(6): 131-146.
- Luo D L, She G M. 2015. Official's turnover and issuance of local government debt[J]. *Economic Research Journal*, 50(6): 131-146. (in Chinese)
- 毛捷,曹婧. 2019. 中国地方政府债务问题研究的文献综述[J]. *公共财政研究*, (1): 75-90.
- Mao J, Cao J. 2019. A review of the literature on local government debt in China[J]. *Public Finance Research Journal*, (1): 75-90. (in Chinese)
- 毛捷,刘潘,吕冰洋. 2019. 地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角[J]. *中国社会科学*, (9): 45-67, 205.
- Mao J, Liu P, Lü B Y. 2019. The institutional basis of the growth in local public debts—From the fiscal and financial perspectives[J]. *Social Sciences in China*, (9): 45-67, 205. (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)
- 庞保庆,陈硕. 2015. 央地财政格局下的地方政府债务成因、规模及风险[J]. *经济社会体制比较*, (5): 45-57.
- Pang B Q, Chen S. 2015. Fiscal decentralization and Chinese local government debt[J]. *Comparative Economic & Social Systems*, (5): 45-57. (in Chinese)

- 任涛. (2019-03-27)[2022-08-01]. 地方政府隐性债务规模到底有多高? 40 万亿应该是有的[EB/OL]. <https://mp.weixin.qq.com/s/v2P5GCgIK7Cx7UckQSTwgQ>.
- 宋傅天, 姚东旻. 2021. “城投部门”议价能力与地方政府债务扩张[J]. 管理世界, 37(12): 92-108.
- Song F T, Yao D M. 2021. Bargaining power of “city investment department” and local debt expansion[J]. *Management World*, 37(12): 92-108. (in Chinese)
- 汪峰, 熊伟, 张牧扬, 等. 2020. 严控地方政府债务背景下的 PPP 融资异化——基于官员晋升压力的分析[J]. 经济学(季刊), 19(3): 1103-1122.
- Wang F, Xiong W, Zhang M Y, et al. 2020. The alienation of PPP financing under strict control of local government debt—Analysis based on promotion incentive[J]. *China Economic Quarterly*, 19(3): 1103-1122. (in Chinese)
- 吴小强, 韩立彬. 2017. 中国地方政府债务竞争: 基于省级空间面板数据的实证研究[J]. 财贸经济, 38(9): 48-62.
- Wu X Q, Han L B. 2017. Research on Chinese local government debt competition—Evidence from provincial spatial panel data[J]. *Finance & Trade Economics*, 38(9): 48-62. (in Chinese)
- 张晓晶, 刘学良, 王佳. 2019. 债务高企、风险集聚与体制变革——对发展型政府的反思与超越[J]. 经济研究, 54(6): 4-21.
- Zhang X J, Liu X L, Wang J. 2019. Debt overhang, risk accumulation and institutional reform: Beyond the developmental state [J]. *Economic Research Journal*, 54(6): 4-21. (in Chinese)
- 钟辉勇, 陆铭. 2015. 财政转移支付如何影响了地方政府债务? [J]. 金融研究, (9): 1-16.
- Zhong H Y, Lu M. 2015. How does the fiscal transfer affect the local government debt? [J]. *Journal of Financial Research*, (9): 1-16. (in Chinese)
- 钟宁桦, 汪峰, 张牧扬. 2018. 城投债风险如何防范? ——基于晋升动机与终身问责缺失的分析[R].
- Zhong N H, Wang F, Zhang M Y. 2018. How to prevent the risk of city investment debt? —Based on the analysis of promotion incentive and missing lifetime accountability[R]. (in Chinese)
- 周飞舟. 2006. 分税制十年: 制度及其影响[J]. 中国社会科学, (6): 100-115, 205.
- Zhou F Z. 2006. A decade of tax-sharing: The system and its evolution[J]. *Social Sciences in China*, (6): 100-115, 205. (in Chinese)
- 周黎安. 2007. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 42(7): 36-50.
- Zhou L A. 2007. Governing China's local officials: An analysis of promotion tournament model[J]. *Economic Research Journal*, 42(7): 36-50. (in Chinese)

- 周世愚. 2021. 地方政府债务风险: 理论分析与经验事实[J]. 管理世界, 37(10): 128-138.
- Zhou S Y. 2021. Local government debt risks: Theoretical analysis and empirical facts[J]. *Journal of Management World*, 37(10): 128-138. (in Chinese)
- Duflo E. 2001. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment [J]. *American Economic Review*, 91(4): 795-813.
- Jiang J Y, Zhang M Y. 2020. Friends with benefits: Patronage networks and distributive politics in China[J]. *Journal of Public Economics*, 184: 104143.
- Shi X Y, Xi T Y, Zhang X B, et al. 2021. “Moving umbrella”: Bureaucratic transfers and the comovement of interregional investments in China [J]. *Journal of Development Economics*, 153: 102717.

Leading Cadre Connectedness and Newly increased Debts of Local Government Financing Vehicles

Pengfei Zhang Honghui Wu

(School of Economics, Peking University)

Abstract Based on the newly increased debt data of 751 local government financing vehicles (LGFVs) directly controlled by 263 prefecture-level governments from 2008 to 2020, we find that the turnover of LGFV's core executives, i. e. , chairman and/or CEO, in the term of the local leading cadre, i. e. , the secretary of the local party committee or the local government leader, will on average cause the LGFV to increase more debts per year during the term of the corresponding leading cadre. The above conclusion is not affected by the age of leading cadres and holds significantly in all regions in China. By evaluating the debt governance policies since 2015, we find that the issuance of local government bonds has a very little restraining effect on the newly increased debts of LGFVs, and the strength of policy implementation determines the restraining effect of debt governance policies on the newly increased debts of LGFVs. Based on the above empirical results, we provide some policy recommendations for preventing local government debt risks.

JEL Classification D73, E65, H74

关长交流与企业出口¹

——基于关长流出地视角

王永进² 燕晓娟³

摘 要 官员交流是具有中国特色的官员治理制度,在促进地区经济发展和提升官员治理水平上卓有成就,成为一种引人注目的现象。本文基于2007—2013年间关长交流的自然实验,利用倍差法考察关长交流对关长流出地企业出口的影响。研究发现,关长交流会显著促进关长流出地的企业出口,并且这种影响只在关长流入地是出口较多的地区时发挥作用;这种影响也会因企业出口形式、关长能力和任期的不同而存在差异;关长交流的作用会在关长交流当期就发挥作用,但随着关长交流年份的延长,这种作用逐年下降,并在关长交流后的第三年消失;关长交流的作用仅通过影响流出地出口企业目的国范围来影响企业出口数量。

关键词 关长交流;企业出口;关长流出地

0 引言

中华五千年的文化底蕴孕育了具有中国特色的官员干部管理制度。在中国,地方官员的任命由上级党委组织部门决定,地区间的人员交流在公共部门间较为常见(Jiang and Mei, 2020),但各级官员不得在不同部门和地区间随意流动,需由上级部门出于工作目标决定(Hassan, 2017)。地方官员的来源方式可以划分为本地内部晋升和官员异地交流,后者又包括地区之间的官员交流、上下级党政机关官员交流等(陈绍俭等, 2019)。异地交流而来的官员拥有在其他地区从事经济和社会事务的经历,给流入地带来了新鲜的经验和资源,相较于本地官员,交流官员对地区经济增长拥有更强的促进效应(张军和高远, 2007)。

¹ 国家自然科学基金面上项目“竞争中性原则与中国对外贸易利益:理论机制、实证检验与量化分析(项目编号:72073073)”。

² 王永进,南开大学经济学院教授, E-mail: wyjin17@163.com。

³ 燕晓娟,南开大学经济学院博士研究生, E-mail: yanxiaojuan516@163.com。

这一逻辑已经被大量的经济文献验证(杨海生等,2010;董志强等,2012)。但是,官员交流与经济发展的相关研究依然存在以下问题:第一,鲜少有文献从官员交流的角度考察官员流出地的经济发展,而实际上官员对其来源地存在地区偏爱现象。Hodler and Raschky(2014)通过研究发现国家领导人在任期间其家乡的夜间灯光亮度显著增强的现象,并将这种现象称之为地区偏爱(regional favoritism)。基于地区领导层面的研究,依然发现官员对其来源地存在地区偏爱现象(徐现祥和李书娟,2019)。第二,官员交流与经济发展的相关研究也忽略了对国际贸易的考虑。自改革开放以来,中国货物贸易出口相比开放前增长逾200倍,2009年一跃成为全球第一大出口贸易国,此后10年间出口年平均增长率显著高于世界平均水平。中国更是在2019年在全球经济放缓的背景下实现对外贸易逆势增长,成为当年货物出口额最多的国家。中国作为出口导向型经济,其经济增长极易受到出口贸易的影响。出口作为衡量地方经济增长的“三辆马车”之一,能够彰显地方企业的国际竞争力,具有“天然的”更易受到政府官员青睐的属性(黄顺武等,2017)。现有研究显然缺乏从官员交流视角出发对出口贸易的深入探讨。

本文以中国各直属海关关长为研究对象,考察关长交流对关长流出地企业出口的影响。之所以选择以海关关长作为研究对象,是因为基于官员交流和官员地区偏爱的研究多是从中央官员和省市级领导人的角度出发,很少有文献关注专业性官员对地区经济发展的影响。并且,各直属海关关长作为各个海关行政事务的主要负责人,掌握国内外最新国际贸易政策和信息,其职位的专业性和特殊性致使海关关长与企业出口之间有着不可忽视的联系。具体而言,本文利用中国独特的干部管理制度,匹配2007—2013年间中国直属海关关长与企业出口数据,采用倍差法实证考察关长交流如何影响关长流出地企业出口。本文发现,关长交流显著影响了其流出地的企业出口数量;这种影响在关长交流期间并不会一直持续,在关长交流三年内会逐渐消失。关长主要通过调任到出口更多的地区对流出地企业出口产生影响;关长交流对加工贸易和一般贸易的影响有着不可忽视的异质性,并且关长交流的作用会受到关长能力和任期的影响。本文还进一步讨论了关长交流的影响渠道,发现关长交流主要通过影响企业出口目的国数量来影响企业出口。在控制了新上任关长的效应后,文章的结果依然显著。

本文的工作与黄顺武等(2017)、王永进和黄青(2018)以及Jiang and Mei(2020)的工作相近。黄顺武等(2017)通过分析1999—2009年间多地市长和市委书记数据发现,市长和市委书记变动会影响辖区企业出口,且两者作用存在显著差异。王永进和黄青(2018)的工作主要是利用2003—2012年间海关数据,考察法官交流对流入地企业出口之间的关系。Jiang and Mei(2020)考察了

1999—2016年间的中国省级领导轮换对区域经济一体化的影响,发现当一个省领导被任命为新省党委书记时,新省到旧省的贸易量增加,反之则不然。本文与 Jiang and Mei (2020) 的不同之处在于,一是本文关注的是海关关长的交流,而不是省市级官员的行动。关长的数据较少,但关长职位相较于省市级官员的特殊性和职位的专业性以及关长在国际贸易中的作用使他们可能拥有更多的权力和能力影响企业出口;二是虽然 Jiang and Mei (2020) 的工作也关注了省长来源地,但仅考察了区域之间的贸易往来。本文则考察了官员交流对出口贸易的影响,拓展了官员交流的研究边界。此外,现有官员交流与经济绩效的研究仅关注官员交流作用存在与否的问题。仅王永进和黄青(2018)的研究中考察法官交流对法官流入地企业出口作用的动态效应问题。本文基于关长交流与企业出口的分析表明,关长交流对其流出地企业出口的影响并不是“是否”的问题,而是具有一定的持续性。

1 文献综述与机制分析

1.1 官员交流与经济增长

中国的官员交流现象日趋常态化,受到社会各界的广泛关注,也受到经济学家的广泛和持续研究。中国官员交流的研究开始于本世纪初,主要关注官员交流对区域经济增长的影响。周黎安(2004)是国内较早开始研究地方官员问题的学者,他在研究中并未涉及官员交流的内容,但是提出了著名的“晋升锦标赛”理论。各地方官员会为了增长而竞争,在政治高度集权和经济制度高度分权的情况下,官员的晋升可以看作一场“锦标赛”(Li and Zhou, 2005)。徐现祥等(2007)以省长和省委书记为研究对象,考察这两类省级官员的异地交流对流入地经济增长的影响,首次明确了官员交流的经济学含义。地区之间官员交流被称为的横向交流外,中央官员调任地方任职的情况则被称为央地交流或者纵向交流。张军和高远(2007)将官员交流的范围进一步扩大,无论是跨地区的官员交流,还是央地交流,交流而来的官员均拥有比本地升职官员更高的经济增长效应。整体而言,官员交流会促进地区经济增长(杨海生等, 2010; 董志强等, 2012)。此外,官员交流亦会影响外商投资以及城市绿色增长。例如,由于外来官员相对独立,一般不会与当地各方利益集团相勾结,拥有更加开明的政治态度,能够向外界社会传递更加开放的经济环境,对于吸引外商投资有积极作用(吕朝凤和陈霄, 2015; 王贤彬和徐现祥, 2017)。此外,地方官员在其任期内在晋升激励的作用下,倾向于与地方企业达成“合作”(杨瑞龙等, 2013)。具体而言,地方官员在其任期内通过放松企业排污管制措施,允许地方企业超额排污

以此促进企业利润增长,地方政府则可以在任期内获得短期GDP增长,提高其晋升概率。而官员异地交流则可以打破当地政府的腐败行为(陈刚和李树,2012),限制地方官员在同一地区的任职期限,这将有助于打破官员与企业的合谋行为,从而有助于降低地区环境污染(梁平汉和高楠,2014),促进地区绿色增长(刘玉海和赵鹏,2018)。

已有文献在研究官员交流对区域经济发展影响的基础上,还分析了官员交流模式和形式的异质性。官员交流大致可以划分为跨地区交流和央地交流。总体而,跨地区官员交流对流入地经济增长有促进效应,但当上任官员来自中央调任,则地方经济并不具备优势甚至会受到拖累(王贤彬和黄亮雄,2020)。徐现祥和王贤彬(2010)曾在其研究中之指出,央地交流主要是以“培养”为主,而培养成本则是相较于其他地区较慢的经济增长。因此,央地交流极有可能造成地区经济增长放慢,甚至成为地区发展的阻碍。但一般央地交流的官员在一个任期结束后,官员政绩得到显著提升。官员交流也会存在区域异质性。徐现祥等(2007)按照官员交流的来源地将官员交流的样本划分为沿海内陆交流、沿海内部交流和内陆内部交流,其中沿海内陆交流对经济增长的效应最为显著,沿海内部交流次之,内部之间交流的效应最弱。张军和高远(2007)的研究则将样本按照东部和西部划分,官员交流对经济增长的影响在东部要明显高于西部。但基于外商投资视角的官员交流的研究却得出与上述文献相差较大的结论,体现了官员与辖区匹配模式的地区差异。王贤彬和徐现祥(2017)通过研究发现对于内地而言,来自其他省区的官员交流和来自中央的官员交流对外商投资都有显著正向影响;而在沿海样本中,无论是来自其他省区的官员交流还是来自中央的官员交流对外商投资都有显著负向影响。

1.2 官员与企业出口

官员更替是政府官员研究深入企业微观层面的重要视角。早期官员更替的研究主要是从政治稳定性的角度探讨:Alesina et al. (1996)强调政治不稳定性来自于政府最高权力的变更,政府不稳定性则通过遏制投资影响经济增长,关注的仍然是组织视角。后续研究则更强调对官员更替经济效应的直接考察(Fisman,2001;Jones and Olken,2005)。Jones and Olken(2005)是最早考察官员更替经济效果的学者,他们基于国家领导人的更替考察对经济增长的影响,该研究强调政治精英对一国经济发展的重要作用,该研究是政治领导人更替经济效应最具代表性的作品之一。

Julio and Yook(2012)的研究是官员更替影响微观企业的代表性文献之一,该研究证实,国家领导人的更替轻则提高政治不确定性,重则导致政局动荡,企业经营及战略决策会因政治环境的不稳定性受到冲击。在投资层面上,企业

会倾向于延迟其投资,直至政治不确定性消失为止。美国作为世界第一大经济体,是诸多学者考察政治不确定性微观经济后果的重点研究对象。美国以州作为其行政区划单位,各个州的州长选举是研究政治不确定性经济效应时衡量各州政治不确定性的重要指标,研究视角涉及企业投资(Jens,2017)、IPO(Çolak et al.,2017)及政府债券发行(Gao et al.,2019)等,研究一致认为选举所导致的政治不确定性会使企业经营更加谨慎。基于中国视角的讨论基本借鉴上述研究,从企业政治关联与政治不确定性相结合的视角出发,考察地方官员更替对企业信贷(Cao et al.,2019)、研发周期(Luo and Zhang,2022)、企业排污(Deng et al.,2019)和公司绩效(Earle and Gehlbach,2015;Zhong et al.,2019)的影响,特别是省市级官员更替的经济效应。

上述研究虽较为详细地研究了官员更替对微观企业的经济效应,但并未涉及官员更替对企业出口贸易的影响。企业出口影响因素的研究主要可以划分为两类:第一类为基于“新新国际贸易理论”的观点;第二类可以划分为制度因素。Krugman(1980)提出的“母市场效应”理论认为,只有在母国已经获得竞争优势的产品才具备出口的可能性。Melitz(2003)则扩展了Krugman的思想,他认为企业做出是否进行出口贸易的选择时表现出“自选择效应”,只有生产率最高的企业才会出口。基于企业微观因素的“新新国际贸易理论”(Baldwin,2005)认为,某国企业之所以能够在国际贸易中获得竞争优势,是由于其在国内市场获得了诸如规模经济、技术创新等竞争优势。但基于发展中国家出口贸易的研究却发现这类国家的出口企业并不具备规模或者自主创新等方面的优势。尽管发展中国家的劳动力禀赋常常被认为是发展中国家出口企业的竞争优势来源,但仅根据劳动力比较优势理论并不能全面解释发展中国家异质性企业的出口行为差异。后续学者逐渐发现制度因素对企业出口行为的影响也不容忽视。Levchenko(2007)以发展中国家为研究对象,基于不完全契约与制度因素的互动关系出发,考察制度因素与出口之间的关系:母国制度质量越高,该国契约密集型产业出口越多;对于母国制度质量有待提高的国家而言,非契约密集型产业反而会因所受制度约束较小而在出口中获得比较优势。除宏观层面制度因素,企业内部制度改革也是影响微观企业出口的重要因素(戴美虹等,2021)。少数有关地方官员与企业出口之间关系的研究也主要是从官员特征或者地方官员腐败的角度进行探讨。对于中国的贸易奇迹,学者们认为比较优势(林毅夫等,1999)、制度扭曲(张杰等,2008)、财政政策(盛丹和王永进,2010)等因素是影响中国出口增长的重要因素。但这些因素发挥作用离不开地方官员的协调与支持。中国特色社会主义制度要求中国采取政治上集权、经济上分权的政治治理模式,这使得政府在社会分配中起着至关重要的作用,与政府建立政治关联成为地方企业获取政策支持和稀缺资源的重要手段(Boubakri et al.,2008)。黄顺武等

(2017)基于中国市长(市委书记)的研究表明,地方官员的个人特征对企业出口有显著影响,并且这种影响体现出“年轻化、知识化和专业化”的特征。但地方官员与企业的密切联系某种程度上又会造成地区腐败,腐败会增加国内市场的进入壁垒(黄玖立和李坤望,2013),因而在腐败较为严重的企业,企业会更愿意参加国际市场竞争(刘斌和王杰,2016)。此外,由于贸易中间商更有利于创造公平的国际竞争环境(Olney,2016),因此腐败会增加企业间接出口的可能性。

1.3 机制分析

综上所述,当前有关官员交流的文献主要考察官员交流在宏观层面的经济增长效应,并未涉及微观层面的分析;官员更替对微观企业的影响研究也多是从小投资、信贷等角度出发,显然忽视了对企业出口贸易的影响。虽然现有研究已经证实地方官员特征和腐败会影响企业出口,地方官员也倾向于帮扶企业出口,但忽视了官员交流的政策效应以及官员自身存在的地区偏爱现象对企业出口的影响。

企业进行国际贸易的过程是其利用自身和外部资源不断嵌入到国际网络的动态过程(Vahlne and Johanson,2017)。但正如世界银行所指出的那样,中国的相关制度并不完善(Song,2014),某种程度上使得中国企业在国际竞争中处于不利地位。中国是一个典型的关系型网络社会,关系网络又衍生出各种错综复杂的非正式制度,这些非正式制度在某种程度上促使地方政府成为中国经济革命核心,也成为企业获取商业资源、构建社会信用体系的重要途径。依据资源依赖理论,在制度环境不完善的国家,政府掌握更多的资源,企业通过与地方政府官员建立政治联系可以打破正式制度的限制,获得相应的资源,甚至获得对有限资源的独家使用权,进而提升企业绩效(李江涛等,2015)。由于政治联系的回报丰厚,各地方官员为促进地方经济发展、提升在任期间的政治绩效也会积极与企业建立政治联系(范子英和李欣,2014)。海关关长作为个海关行政事务的负责人,掌握国内外最新国际贸易政策和信息。出口企业通过与关长建立合法且健康的政治关联可以以低成本和低风险获取贸易信息和资源,降低企业出口风险,对企业出口可能会产生积极作用。关长也可以在此过程中获得有利于提升政治绩效的回报。例如,扶贫开发是评价海关领导班子和领导干部工作的重要指标,企业作为回报通过捐赠帮助海关扶贫开发工作的创建和落实,对关长政治绩效的提升有显著促进作用。

早期研究就曾明确指出中国的文化特征是典型的关系本位(梁漱溟,1949)。中国的这种文化特征致使官员即使在离任后依然会对其来源地存在地区偏爱现象(张平等,2012)。Hodler and Raschky(2014)认为国家领导人可能出于多种原因偏爱他们的出生地,并将这种现象定义为地区偏爱。基于地区官

员的研究进一步将官员地区偏爱的范围扩大,除出生地外,官员对其籍贯地和工作地也存在地区偏爱现象(范子英和李欣,2014;李书娟和徐现祥,2016;范子英等,2016;徐现祥和李书娟,2019)。范子英和李欣(2014)通过研究表明部长对其来源地(出生地、籍贯地和第一工作地)存在偏爱现象,这种偏爱会显著影响其来源地的专项转移支付。因此,官员调任后依然会对其来源地有感情,出于情感需求会主动照顾来源地企业,其来源地企业依旧可以利用之前与官员之间建立的人脉和社会资源(吴文锋等,2009)。

官员对其来源地产生地区偏爱的现象来源于官员的身份认同。身份认同理论认为,不同的身份会将人归类于不同的社会群体,不同的社会归类又有其不同的社会规范和约束,不同的社会规范和约束又会影响人的行为,由此身份认同影响人的行为。对于参与异地交流的关长而言,从地域上看,关长是任职地的“新关长”,是流出地的“老关长”。异地交流而来的关长,其职业背景构成了其社会关系的一个重要维度,该关长对其流出地怀有天然感情,形成对流出地的偏爱,自然产生回报流出地的动机。因此,从身份认同的角度出发,对于异地交流关长而言,“老关长”身份使其受到相应社会归类的规范与约束,从而影响关长的决策和行为。其次,身份认同也使“老关长”成为流出地企业的一种社会资源。关长作为主管一方海关贸易事务的官员,掌握大量贸易资源和信息。关长一般交流到贸易更加发达的海关,会掌握更加优质的贸易资源和信息。诚然,流出地并不属于关长新任期的辖区,促进流出地企业贸易发展并不能对关长个人绩效产生直接影响。但曾经的任职经历让关长与流出地出口企业建立密切联系,这类政治联系并不会因为关长的调任而立即消失。企业为自身发展需求自然不会放弃优质社会资源,即使关长离任,企业也会主动与“老关长”保持联系,力图获得最新国际贸易信息。关长出于自身的身份认同感会愿意为流出地企业提供力所能及的帮助,甚至为流出地企业指明发展道路。因此,某海关关长在调任其他海关之后,原海关企业与该关长的联系会依然存在,原海关企业依旧可以通过该关长获取国际贸易资源和信息,从而降低企业出口风险、出口成本等,进而促进企业出口。

2 研究背景与识别策略

2.1 研究背景与样本

官员交流是一种由来已久的做法,最早可以追溯到秦朝时期(Zhao,2015)。汉唐时代中国就有官员异地任职的制度规定,唐朝所制定的官员任职《回避条例》就规定官吏不允许任本郡州县或邻本郡县的官,宋清时期的回避制度更加

严格。官员交流作为封建官僚制度的产物,在封建时期,其主要目的并不是为了促进经济发展,更多是为了制约官员的腐败行为。新中国成立之后,党中央非常重视党政领导干部管理制度的建设,1962—2006年间就党政领导干部交流先后做出“两个决定”和“两个规定”^①。2006年8月,中共中央颁布了《党政领导干部交流工作规定》,这意味着党政领导干部交流工作正式制度化。在中国现行官员管理体制下,官员的职位变动取决于官员的“德、能、勤、绩、廉”(李书娟等,2016),官员在任期间的政绩表现是影响其是否具有升职可能的主要因素(Li and Zhou, 2005; 杨其静和郑楠, 2013; 姚洋和张牧扬, 2013)。官员交流在制定初期更多是出于政治考虑,经济考虑通常是次要的。根据《党政领导干部交流工作暂行规定》和《党政领导干部交流工作规定》,官员交流主要有三个功能:(1)完成目的地的某些政策任务;(2)磨炼被选官员的领导技能;(3)防止某一地区官员长时间担任领导职务。

在实践中,中国海关实行垂直管理体制,组织机构上分为三层,本文重点研究第二层次中42个直属海关之间的关长交流。直属海关领导一般由一名政治领导人(一般党组书记由关长兼任)构成,关长就本关区内的海关事务独立行使职权,并向海关总署负责。直属海关领导会定期在不同地区交流轮换。海关关长一级的交流在很大程度上受到适当职位的可获得性的影响。大多数情况下,这种可获得性又取决于一系列个人无法控制的复杂因素,比如退休、任期限制、纪律调查,或者只是其他职位的变动。通过考察关长在任期间的政治绩效一般可以预测地方的领导人将被提拔或轮换到其他地区,但没有任何可观察的指标可以预测关长交流的目的地,也就是说关长交流的目的地是随机不可预测的。

因此,本文根据海关关长简历中的人生履历确定其是否在一个任期结束后调任其他海关继续担任关长,各海关关长的交流信息从各直属海关官网、中华人民共和国海关总署官网和百度百科等渠道搜集得到。与许多民主政体、其他共产主义政体和非自由民主政体相比,中国区域间官员转移的频率要高得多(Rochlitz et al., 2015)。在2007年至2013年期间担任直属海关关长的干部中,几乎所有人都在一个以上直属海关工作过。在2007—2013年间,全国共有14个直属海关发生过关长任期结束后调任其他直属海关继续担任关长的情况,占全国直属海关总数的33.3%。七年间中国共70位在任关长,其中共14位关长发生过交流^②。一般来说,较发达和政治意义重大的地区更有可能成为官员交

① 1962年中国共产党第八届中央委员会第十次全体会议通过了《中共中央关于有计划有步骤地交流各级党政主要领导干部的决定》;1990年中共中央做出了《中共中央关于实行党和国家机关领导干部交流制度的决定》;1999年中共中央发布了《党政领导干部交流工作暂行规定》;2006年8月中共中央正式发布《党政领导干部交流工作规定》。

② 南昌海关发生过两次关长交流:2009年李多宽调任南京海关关长;2012年薛金楼调任乌鲁木齐海关关长。李国2008年从沈阳海关调任福州海关关长,2012年调任乌鲁木齐海关关长。

流的目的地。本文数据也表明,发生过关长交流的海关,“老”关长大都调任到出口更多的海关^①。表1显示了2007—2013年间发生关长交流的海关情况。

表1 发生关长异地交流的海关

流出地	流入地	流出地	流入地	流出地	流入地
天津海关	上海海关	福州海关	黄埔海关	贵阳海关	昆明海关
青岛海关	深圳海关	汕头海关	青岛海关	南昌海关	南京/乌鲁木齐海关
深圳海关	广州海关	南京海关	青岛海关	满洲里海关	宁波海关
太原海关	沈阳海关	昆明海关	武汉海关	哈尔滨海关	杭州海关
沈阳海关	福州海关	黄埔海关	天津海关	—	—

2.2 识别策略与数据描述

对于发生关长交流的海关而言,我们能够观察该海关关长调任其他海关关长后该海关企业的出口情况,无法同时观察该没有发生关长交流企业的出口情况;同理,如果没有关长交流的海关,也无法同时观察其发生关长交流时企业的出口情况。基于此,本文采用倍差法分析某一个海关发生关长交流后,该海关的企业出口是否发生显著变化。处理组为2007—2013年间发生过关长交流的海关,控制组为2007—2013年间未发生过关长交流的海关,具体计量模型设定如下:

$$\ln ex_{itf} = \alpha + \beta \text{customs}_{it} + \mu_i + \sigma_t + \delta_f + \varepsilon_{itf} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示直属海关和年份, f 表示企业; ex 是企业出口额, $\ln ex$ 是企业出口额的对数; μ_i 表示地区(海关)固定效应, σ_t 表示时间固定效应, δ_f 表示企业固定效应。 customs_{it} 是本文的核心解释变量,为关长交流前后与关长是否交流的交乘项。若出口企业所属海关 i 在时间 t 发生关长交流,则 customs_{it} 赋值为1,否则为0,它可以衡量企业是否受到关长交流的冲击。方程中的 β 是本文最为关注的参数,它表示相对于没有发生过关长交流的海关,以发生过关长交流的海关为通关关口的出口企业所额外发生的变化。更具体的来说,可以根据海关 i 在某时刻是否发生关长交流划分处理组和控制组,前者是发生关长交流的海关(14个),后者为未发生过关长交流的海关(28个),进而通过比较两组发生变化的不同来估计关长交流对流出地企业出口的影响效果。

本文研究对象为2007—2013年间42个直属海关的关长,企业出口数据来源于中国海关数据库。首先,由于HS6分位编码在2007年和2012年均进行了调整,我们将出口数据汇总至HS6分位层面并统一调整为HS2007编码形式。其次,剔除贸易中间商的样本,即剔除企业名称中含有“进口”“出口”“进出口”

^① 发生关长交流的海关中有11个海关的关长调任至出口更多的海关:福州海关、贵阳海关、哈尔滨海关、昆明海关、满洲里海关、南昌海关、青岛海关、深圳海关、沈阳海关、太原海关、天津海关。

“贸易”“外经”及“外贸”等字样的企业。需要注意的是,中国海关数据库中的对企业通关关口细化至中国海关组织机构中的第三层,即直属海关下辖 562 个隶属海关机构。由于本文关长交流数据为各直属海关关长的交流信息数据,因此,需要将企业通关关口对应至各直属海关。除此之外,政府官员开始在某地任职的时间通常不是某年的开始月份或者结束月份,而是年中某一月份开始。本文主要研究关长交流后对流出海关企业出口的影响。因此,本文主要关注关长离任时间的确定。本文借鉴王贤彬和徐现祥(2008)的工作确认关长交流年份,对于 1—5 月份离任的关长,则该年为关长交流年份,即政策开始时间;同理,6—12 月份离任的关长,则下一年为关长交流年份。

表 2 汇报了 HS 6 分位企业出口的描述性统计。2007—2013 年间,平均而言,处理组的企业出口为 9.576,控制组为 9.495,前者比后者显著高了 0.081,且通过显著水平为 1% 的统计检验。这表明,与 28 个未发生关长交流的海关相比,平均而言,以发生关长交流的海关为通关关口的出口企业,其出口额显著提高。此外,处理组对应出口企业的出口目的地数量显著提高 8 个百分点。

表 2 描述性统计

变量	处理组				控制组				均值之差
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值	
出口额	9.576	2.723	0.000	24.381	9.495	2.780	0.000	23.466	0.081***
出口产品 种类	3.945	1.845	0.000	8.141	3.857	1.778	0.000	8.123	0.088
出口产品 价格	3.881	2.388	-6.924	18.561	4.038	2.601	-9.219	18.802	-0.157
出口目的 国数量	2.762	1.444	0.000	5.278	2.682	1.437	0.000	5.171	0.080***
出口关系 数量	4.708	1.998	0.000	10.636	4.646	1.962	0.000	10.433	0.062

注:1. 本表为处理组和控制组样本的描述性统计。2. 数据来源:2007—2013 年中国海关数据库;由于西藏地区的特殊性,本文删除企业注册地为西藏的样本。3. 均值之差:该列为处理组与对照组各变量的均值之差;***、**和*分别表示通过显著水平为 1%、5%和 10%的统计检验。下文同。

3 基本回归结果

3.1 对流出地的影响

首先,本文利用 2007—2013 年间的海关出口数据进行回归分析,考察关长交流对其流出地企业出口的影响。由表 3 中的基准回归结果可知,在 2007—

2013 年间,关长交流显著提高了流出地的企业出口。具体而言,表 3 第(1)列汇报了以式(1)进行回归分析的结果。关长交流(customs)的回归系数为 0.069,能够通过显著性水平为 1%的统计检验。这说明,在其他因素不变的情况下,与对照组相比,平均而言,以发生关长交流的海关为通关关口的企业出口额显著提高 6.9 个百分点。这个结果意味着关长异地交流对原海关的企业出口有显著促进作用,即关长交流促进了流出地的企业出口。

表 3 基本回归结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	加工贸易	一般贸易	海关层面
customs	0.069 *** (8.396)	0.071 *** (6.546)	0.069 *** (8.186)	0.184 * (1.736)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	No
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.270	0.296	0.274	0.974
观察值	15382133	4109412	11191031	270

接下来,本文进一步分析关长交流对不同贸易形式的影响。加工贸易与一般贸易模式分别属于产品内贸易模式和传统贸易模式,这两类贸易模式在国际贸易分工中存在重大差异,所以关长交流对不同贸易模式的出口企业的影响可能存在差异。本文按照企业的出口模式将样本划分为加工贸易和一般贸易,并对模型(1)进行分样本检验。如表 3 第(2)列和第(3)列所示,关长交流虚拟变量的估计系数均在 1%的水平上显著为正,进一步证实关长交流对流出地企业出口有正向促进作用。但比较加工贸易和一般贸易的回归系数知,关长交流对加工贸易的影响要高于一般贸易。加工贸易又可细分为来料加工和进料加工。来料加工是指贸易合同中的甲方提供代加工产品或设备,乙方不负责销售仅收取加工费;进料加工是指由乙方从外购进原材料,加工后销往国外。无论是进料加工还是来料加工,都涉及进口原料和出口产品两个过程,相较于一般贸易,出口企业需要更多贸易资源和信息。因此,加工贸易更易受到关长交流的影响。

官员是行政管理中重要的干部资本,官员异地交流是干部治理制度在不同的地区和部门间重新配置干部资本的过程,这一过程建立并强化了不同地区和部门之间的政治联系,从而对地区整体经济发展产生影响(王贤彬和黄亮雄,2020)。海关关长是负责其领域内的宏观贸易业务,关长异地交流可能改变地区的出口表现。鉴于此,本文在原文基础检验的基础上,加入关长异地交流对流出地整体出口的影响检验。由于,中国并不是“一省一直属海关”或者“一市

一直属海关”的制度,可能会有一省有多个直属海关,而有些市却没有直属海关。本文的重要解释变量为直属海关关长的异地交流数据,因此,本文主要研究各关长异地交流对各直属海关整体出口的影响,即将数据合并至海关-年份层面进行回归。如表 3 第(4)列所示,关长交流(customs)的回归系数显著为正,说明关长异地交流会显著促进流出地海关的出口额,关长异地交流会影响地区的出口表现。

根据徐现祥和王贤彬(2010)的研究可知,在信息完备的情况下,官员自身能力是中央党政部门任命地方各级官员时重要的考察指标。因此,关长的能力可能会对关长的交流作用产生影响。本文依据关长年龄和受教育程度构建官员能力指标,系统研究官员能力对关长交流作用的影响。我们用关长的最高学历衡量其受教育程度,分别按照大专及以下、大学本科、硕士研究生、博士研究生设置 0~3 的虚拟变量。官员年龄越大,工作经验越丰富,越“德高望重”,更易促进政策实施和提升经济绩效(王贤彬和徐现祥,2014)。受教育程度越高以及专业任职经历越丰富的领导人,能够更好地推进经济改革,取得更好的经济改革绩效(Dreher et al., 2009)和促进经济增长(Besley et al., 2011)。因此,预期年龄和受教育程度对关长交流的作用有正向影响。表 4 第(1)列和第(2)列分别考察年龄和受教育程度对关长交流作用的影响。由回归结果知,关长年龄和受教育程度对关长交流的作用有显著负向影响,与预期并不一致。这可能是因为关长能力越强,在工作上也更容易获得下属和领导的支持,更易在工作中取得成绩,他们追求“政绩”表现的动机更大(王永进和黄青,2018)。当调任到其他海关后,他们更倾向于尽快在新岗位做出“成绩”,而忽略与原工作岗位企业的沟通,关长交流的作用受到限制。

表 4 关长能力及任期与关长交流

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	流出地企业出口额		
customs	0.978 *** (9.557)	0.082 *** (9.591)	0.110 *** (10.772)
customs×age	-0.018 *** (-8.841)		
customs×edu		-0.033 *** (-6.024)	
customs×rq			-0.019 *** (-5.123)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes

续表

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	流出地企业出口额		
地区固定效应	Yes	Yes	Yes
R^2	0.270	0.270	0.270
观察值	15382133	15382133	15352843

任期作为中央治理地方官员的重要手段,任期过短可能会导致官员目光短浅,急功近利;任期过长,官员缺少晋升激励,工作积极性降低,为腐败提供温床(王贤彬和徐现祥,2008)。因此,关长任期可能会影响关长交流对流出地企业的出口效应。随着关长在新海关任职时间的延长,会积累更多有利于企业出口的信息,可能对关长交流的作用产生正向影响。引入关长在任年数,表示关长交流到新海关年份至观察期年底的年数。估计结果如表4第(3)列所示,关长任期对关长交流与流出地企业出口之间的关系存在负向影响,与预期结果并不一致。主要是因为,基于样本分析知,关长的平均任期为4~5年,关长调动过于频繁,任期普遍偏短,并不能充分发挥关长交流对流出地企业的出口效应。较短的任期会造成关长行为的短期化,在其职业生涯的后半期为了能够获得更大的晋升机会,其会更加注重对在任海关的关注,而忽视与原海关企业的沟通和交流,这也更加有利于提升其在任期间的工作绩效。

3.2 动态效应检验

前文研究有助于分析关长交流对流出地企业出口的平均影响,但不能反映关长交流对流出地企业出口的动态效应。本文接下来检验关长交流对流出地企业出口的动态效应。为此,本文借鉴 Jacobson et al. (1993)的研究,在标准回归中加入了一系列虚拟变量,以追踪关长交流对流出地企业出口逐年的影响:

$$\ln ex_{it} = \alpha + \beta_1 customs_{it}^{-3} + \beta_2 customs_{it}^{-2} + \cdots + \beta_7 customs_{it}^{+3} + \mu_i + \sigma_t + \delta_f + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,关长交流的虚拟变量 $customs_{it}^j$ 在关长交流前的第 j 年或关长交流后的第 j 年取1,否则取0。 $customs_{it}^{-3}$ 在关长交流前三年或三年以上取1, $customs_{it}^{+3}$ 在关长交流后三年或三年以上取1。因为,这些端点年份的数据方差更大,估计的准确度较低。图1显示了在95%的置信区间下 β 的估计值。

由图1可知,关长交流的作用很快显现出来。关长交流虚拟变量的系数在关长交流前的所有年份均不显著,表明处理组和控制组在关长交流前不存在明显差异,即满足倍差法估计的平行趋势假设。在关长交流当期,关长交流虚拟变量的系数显著上升, $customs_{it}^0$ 为正且在5%的水平上显著为正。因此,关长交流对流出地企业出口迅速发挥作用。关长交流的作用在交流后两年内都显著

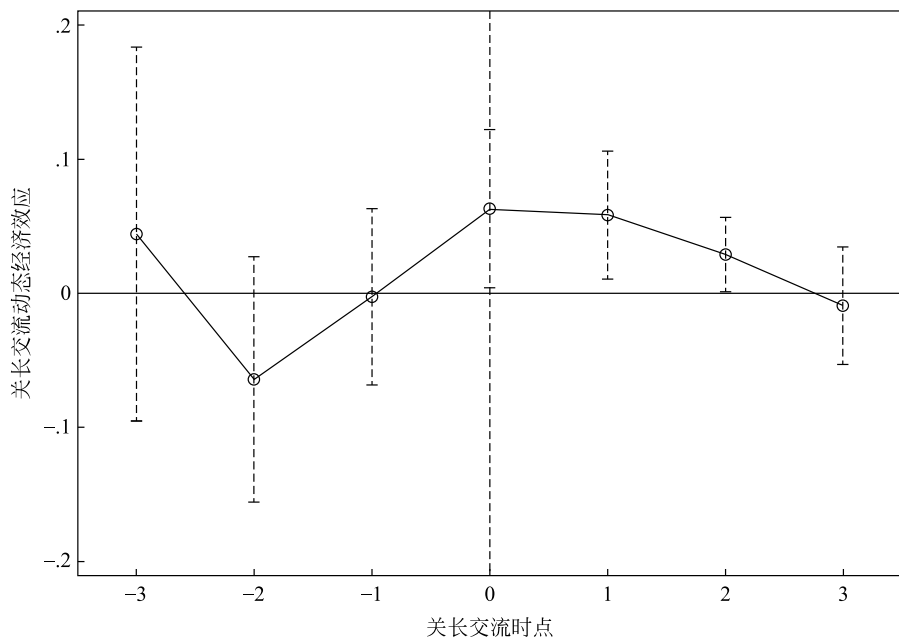


图1 倍差法动态效应图

为正,但影响系数有逐年下降的趋势,在关长交流后第三年,影响系数为负不显著。与前文回归结果一致,关长交流对流出地企业出口有显著的促进作用。并且,随着关长交流年份的延长,关长交流对流出地企业出口的影响逐年缩小直至消失。直属海关关长的平均任期为4~5年,随着关长交流时间的延长,在其任期的中后期,关长在现任海关逐渐建立新的“工作圈”,其会更注重与新关口的出口企业之间的联系,从而将更多的资源和信息分配给现海关的出口企业,忽视与原海关出口企业的交流,因为这更有利于提高他在新岗位的“政绩”。

4 影响渠道研究

4.1 流入地出口的影响

根据上文的数据分析可知,14位交流到其他海关的关长中有11位交流到出口相对更多的地区。出口更多的地区也意味着该地区的开放程度更高,与国际经济活动的联系更为密切。关长调任到此类地区后通过参与地区贸易发展,掌握更多国际经济活动的信息,是否会对流出地企业出口产生更为明显的促进效应?为回答该问题,本文展开以下研究:引入变量 y_n ,若关长流入地海关所在地区比流出地海关所在地区出口更多,则 y_n 取1,否则取0。回归结果如表5所

示。由表 5 第(1)列可知,关长交流的流入地出口更多会对关长交流的作用产生正向影响。改变处理组重新检验上述结论。本文将设置两个不同的处理组:一组是流入地出口更多的地区——11 个海关,另一组是流入地出口更少的地区——3 个海关。当关长交流主要通过流入到出口更多的地区发挥作用时,11 个流入地出口更多的海关的企业出口与对照组的差距将大于流入地出口更少海关的企业出口与对照组的差距。结果如表 5 第(2)列和第(3)列所示。流入地出口更多的海关,关长交流虚拟变量的系数为 0.077,通过显著性水平为 1% 的统计检验。但流入地出口更少的海关,关长交流系数为 0.024,且不再显著。这一系数与第(2)列中的结果相比明显下降,印证了关长交流主要通过交流到出口更多的地区发挥作用。出口更多的地区一般开放程度较高,如表 1 所示,关长流入地如深圳海关、广州海关、杭州海关、宁波海关等经济特区和沿海开放城市在全国出口贸易中占有非常重要的地位,拥有得天独厚的地理优势,具备更好的贸易条件。这些先开放的地区汇聚全国乃至世界各国具备丰富经验和能力的国际贸易人才,进而促进地区贸易发展,增进地区与国际经济活动的联系,掌握全球最新贸易资源和贸易信息。此外,规模经济导致地区集聚效应。以长三角地区为例,上海作为国际航运中心的地位无可取代,浙江则拥有全国最长的海岸线,处于连接国际航线和国内支线的良好位置。这些先开放的地区作为全国国际贸易活动最为活跃的地区,国际贸易信息交流更为频繁,资源共享更为便捷。关长交流到此类地区,通过促进该地区国际贸易发展,掌握更多实时国际贸易信息和资源,对关长促进流出地企业出口有积极作用。

表 5 流入地出口与关长交流

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	流出地企业出口额		
customs	0.025 (1.568)	0.077 *** (8.706)	0.024 (1.450)
customs×y _n	0.053 *** (3.034)		
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes
R ²	0.270	0.269	0.257
观察值	15352843	14724443	11945480
处理组	14 个发生关长交流的海关	流入地出口更多的 11 个海关	流入地出口更少的 3 个海关
对照组		28 个未发生关长交流的海关	

4.2 影响渠道

如前文所述,关长交流后仍然关注原海关的企业出口,关长交流主要通过交流到出口更多的地区发挥作用。那么关长交流主要通过什么渠道影响企业出口结构呢?本小节重点考察关长交流通过什么渠道影响流出地企业而出口。本文借鉴王永进和黄青(2018)的研究,主要考察以下四个方面。出口产品种类(variety):年份-企业-HS 6 分位层面,HS 8 分位产品种类数的对数;出口产品平均价格(price):年份-企业-HS 6 分位层面,所有 HS 8 分位产品平均价格的对数;出口关系数量(number):年份-企业-HS 6 分位层面,企业一条出口记录对应一个出口关系,即年份-企业-HS 6 分位层面企业所有出口关系数的对数;出口目的国数量(origin):年份-企业-HS 6 分位层面,企业出口目的国数目的对数。检验结果如表 6 所示。关长交流对出口产品平均价格、出口产品种类和出口关系数量的估计系数均为正,但是并不显著。仅在出口目的国数量中,关长交流虚拟系数为 0.030,且通过显著性为 1%的统计检验。这说明,尽管关长交流到出口更多的地区可以获得更多实时国际贸易信息,但也仅能通过帮助企业解决新市场的进入问题,进而扩大企业的国际贸易的区域范围,而对企业进入新市场的发展问题帮助甚微。出口企业可供出口产品种类的增加、产品价格的提升以及产品关系的增长,往往需要耗费企业相当长的时间才能实现,而由前文研究发现关长交流的作用最多能持续两年,并不能为出口企业提供长期帮助,这可能是为什么关长交流对出口产品价格、产品种类及产品关系无显著影响的原因。

表 6 影响渠道

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	variety	price	number	origin
customs	0.009 (1.509)	0.002 (0.145)	0.008 (0.901)	0.030 *** (4.667)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.959	0.876	0.939	0.950
观察值	15382136	15377812	15382136	15382136

5 稳健性检验

5.1 安慰剂检验

若存在某些因素既有利于从企业出口,又能增加关长交流的可能性,那么,

本文的回归结果只能反映这些因素联合作用的结果,而不单纯反映关长交流的贸易促进作用。为避免这些特殊且不易被观察的因素的影响,本文通过构建安慰剂,排除这些可能因素的影响。本文借鉴李书娟等(2016)的研究,在不改变交流海关的情况下,通过前置关长交流时间,采用同样的方法对关长交流的效应存在与否进行检验。海关关长平均任期为 4~5 年,因此,本文将关长交流时间分别前置 2~4 年,构建关长提前交流的安慰剂检验。若不存在这些可能因素,则前置关长交流时间后,关长交流对企业出口的促进效应不再存在。为了与表 6 的回归结果可比,对照组保持不变。

表 7 汇报了前置交流时间的安慰剂检验结果。与预期一致,人为前置关长交流时间后,关长交流的贸易促进效应不再存在。如表 7 第(1)至第(3)列所示,前置变量的回归系数均不显著,证明不存在特殊因素干扰本文的研究结论。

表 7 安慰剂检验

被解释变量	(1)	(2)	(3)
	前置 2 年	前置 3 年	前置 4 年
before2	-0.156 (-1.255)		
before3		-0.199 (-1.470)	
before4			-0.266 (-1.493)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes
R^2	0.020	0.020	0.020
观察值	15428418	15428418	15428418

5.2 控制新上任关长因素

对于关长流出地而言,关长交流是“新老交替”的过程。“老”关长调任其他海关,会有“新”关长上任。现有文献发现,通过交流而来的官员对地方经济的发展有显著影响(Persson and Zhuravskaya,2016;王贤斌和徐现祥,2017)。为了排除新上任关长可能带来的影响,本节将对前文的主要结果在控制新上任关长交流变量后进行重现。引入新变量 customs_new,衡量新任关长异地交流情况。当新上任关长为异地交流而来时,customs_new 取 1;其他取 0。在 2007—2103 年间,共有 45 位新上任关长为异地交流而来。如果控制了新任关长的因素,关长交流对流出地企业出口的影响依然存在,说明新上任关长交流与“老”

关长交流的影响是相互独立的。此外,省长(省委书记)作为干部交流中常见且引人关注的一类交流形式,其对流入地的经济增长有正的交流效应(徐现祥等,2007),可能会对流入地的企业出口产生影响。鉴于此,需要控制省长(省委书记)交流的影响。引入变量 *governor_new*, 衡量省长(省委书记)异地交流的情况。当某省区的省长或省委书记为异地交流而来时, *governor_new* 取 1; 其他取 0。若控制了新上任关长和省长(省委书记)的异地交流因素, 检验结果较前文无实质性变化, 则证明本文的研究结论是稳健的。

表 8 的 Part A~Part D 汇报了关长交流对流出地企业出口影响的重现结果, 在控制了新上任关长和省长(省委书记)交流因素后, 本文的研究结果依然成立。表 8 的 Part A 报告了基本回归结果和区分贸易形式的结果重现。在控制新上任关长和省长(省委书记)交流变量后, 无论是全样本, 还是加工贸易和一般贸易, 关长交流虚拟变量系数依然为正, 且通过显著性为 1% 的统计检验。关长交流对加工贸易的影响依旧比一般贸易大。关长异地交流依旧显著促进流出地海关的整体出口表现。表 8 的 Part B 报告了关长能力及关长任期对关长交流作用影响的结果重现。在控制新上任关长和省长(省委书记)交流变量后, 关长交流虚拟变量的系数依然显著为正, 关长交流分别与关长年龄、受教育程度和关长任期的交互项也依然显著为负, 且关键变量的大小与表 4 的回归结果没有实质性变化。表 8 的 Part C 报告了关长交流流入地的出口情况对关长交流作用影响的结果重现。在控制了新上任关长交流和省长(省委书记)因素后, 关键变量的大小和显著性与表 5 的回归结果基本保持一致, 说明关长主要通过交流到出口更多地区都流出地出口企业产生影响的研究结果是准确的。表 8 的 Part D 报告了关长交流对流出地企业出口的影响渠道的结果重现。在控制新上任关长因素后, 关长交流对出口产品种类, 出口关系和出口目的国的回归结果与表 6 回归结果保持一致。出口产品平均价格中, 关长交流的系数在控制了新上任关长交流的因素后变为负数, 但依旧不显著。这说明在控制了新上任关长和省长(省委书记)的因素后, 关长交流对出口产品平均价格的影响依旧不显著, 与前文回归结果基本一致。综上所述, 加入新上任关长和省长(省委书记)交流变量后的回归结果没有实质性变化。这充分说明, “老”关长交流对流出地企业出口的影响至少在一定程度上与新上任关长交流因素的影响是相互独立的。

表 8 控制新上任关长的影响

被解释变量	Part A			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	加工贸易	一般贸易	海关层面
customs	0.049 *** (5.453)	0.050 *** (5.414)	0.049 *** (4.072)	0.175 * (1.653)

续表

Part A				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	加工贸易	一般贸易	海关层面
customs_new	0.037 *** (4.570)	0.036 *** (4.201)	0.039 *** (3.692)	0.0590 (0.574)
governor_new	0.034 *** (3.708)	0.035 *** (3.687)	0.030 ** (2.541)	-0.127 (-1.293)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.270	0.296	0.274	0.974
观察值	15352843	4101178	11170149	270
Part B				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	
	流出地企业出口额			
customs	0.885 *** (8.195)	0.062 *** (6.715)	0.089 *** (7.289)	
customs_new	0.018 ** (2.159)	0.038 *** (4.715)	0.026 *** (2.936)	
governor_new	0.021 ** (2.268)	0.032 *** (3.484)	0.030 *** (3.311)	
customs×age	-0.016 *** (-7.697)			
customs×edu	-0.033 *** (-5.909)			
customs×rq	-0.016 *** (-4.024)			
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	
R ²	0.270	0.270	0.270	
观察值	15352843	15352843	15352843	
Part C				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	
	流出地企业出口额			
customs	0.008 (0.516)	0.055 *** (5.679)	0.014 (0.826)	
customs_new	0.036 *** (4.401)	0.038 *** (4.655)	0.021 ** (2.118)	

续表

Part C				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	
	流出地企业出口额			
governor_new	0.034 *** (3.696)	0.042 *** (4.368)	0.031 *** (3.180)	
customs×y_n	0.050 *** (2.826)			
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	
R ²	0.270	0.269	0.257	
观察值	15352843	14695153	11916190	
处理组	14 个发生关长交流的海关	流入地出口更多的 11 个海关	流入地出口更少的 3 个海关	
对照组	28 个未发生关长交流的海关			
Part D				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	varity	price	number	origin
customs	0.017 (1.432)	-0.030 (-1.561)	0.013 (1.422)	0.032 *** (4.657)
customs_new	-0.019 *** (-3.100)	0.075 *** (4.666)	-0.00100 (-0.132)	-0.00500 (-0.755)
governor_new	-0.040 *** (-5.663)	-0.0150 (-0.838)	-0.031 *** (-3.406)	0.0110 (1.561)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.960	0.877	0.950	0.940
观察值	15352846	15348553	15352846	15352846

6 流入地视角考察

王贤彬和徐现祥(2017)、Persson and Zhuravskaya(2016)的研究指出官员交流对流入地经济增长有显著影响,本节在此基础上考察关长交流对流入地出口的影响。本节继续采用倍差法分析某一个海关发生关长交流后,该流入地海关的企业出口是否发生显著变化。处理组为 2007—2013 年间发生过关长异地流入的海关,控制组为 2007—2013 年间未发生过关长异地流入的海关,具体计量模型设定如下:

$$\ln ex\_in_{it} = \gamma + \delta customs\_in_{it} + \rho_i + \tau_t + \varphi_f + \varepsilon_{itf} \tag{3}$$

ex_in 是流入地企业出口额,lnex_in 是企业出口额的对数。customs_in 是本节的核心解释变量,为关长流入前后与关长是否交流的交乘项。若出口企业所属海关*i*在时间*t*发生关长流入,则 customs_in 赋值为 1,否则为 0,它可以衡量企业是否受到关长流入的冲击。其他系数含义同上文。回归结果如表 9 所示。customs_in 的回归系数为 0.034,且显著。这说明,在其他因素不变的情况下,与对照组相比,平均而言,以发生关长流入的海关为通关关口的企业出口额显著提高 3.4 个百分点。这个结果意味着关长交流对流入地的企业出口有显著的正向促进作用。

表 9 关长交流对流入地企业出口

被解释变量	(1) 全样本
customs_in	0.034 *** (9.949)
年份固定效应	Yes
企业固定效应	Yes
地区固定效应	Yes
R ²	0.281
观察值	13205319

接下来,本文进一步分析关长流入如何正向促进企业出口。中国各地区的文化、地理、风土人情等方面差异较大,关长在不同的地区任职都会积累重要的经验和知识。但中国各地方政府的治理水平和市场完善程度存在重大差异,在一定程度上会造成关长能力和经验的差异性。知识、经验和能力更多地体现在官员的个人人力资本中,但手段和资源则为外部影响因素。如前文所述,关长交流后可以通过与原海关企业的联系影响原海关的企业出口。关长在原海关任职期间,关长与企业出口较多的国家或地区企业可能会建立较多的联系。那么,关长在交流到新海关之后,其所拥有的海外资源是否可以被新海关企业利用?因此,下文进一步确定关长流入地企业对流出地企业出口较多地区的出口是否存在差异。本文主要考察关长流入地企业出口对流出地企业出口目的地前四名的出口情况。引入变量 exmost,衡量关长流出地企业出口目的地的虚拟变量。例如,流入地企业出口目的地是关长流入前任职海关企业出口最多的国家或地区,则取 1,否则取 0。以此类推。如表 10 所示,关长流入地企业对流出地企业出口最多的国家(地区)的回归系数为 0.043,且通过显著性为 1%的统计检验。但关长流入地企业对流出地企业出口第二名和第三名的国家(地区)的出口不显著,对流出地企业出口第四名的国家(地区)出口表现在出显著的负

向作用。因此,关长交流对流入地企业出口的正向作用主要通过影响流入地企业对流出地企业出口最多的国家(地区)的出口。

表 10 关长交流对流入地企业出口

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	first	second	third	forth
customs×exmost	0.043 *** (5.218)	-0.003 (-0.347)	0.011 (0.904)	-0.021 * (-1.934)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.827	0.827	0.827	0.827
观察值	13205319	13205319	13205319	13205319

接下来本文考察流入地企业对流出地企业出口最多的国家(地区)的出口额的广度边际和深度边际,探究流入地企业对流出地企业出口最多的国家(地区)出口的传导机制。首先,研究广度边际。单个厂商存在进入或者退出行业的行为,并且企业在各个年度的出口并不一定连续,本文从新增出口产品种类数目的变化来看广度边际对关长流入的反应。表 11 第(1)列将被解释变量转变为广度边际,即“流入地企业对流出地企业出口最多的国家(地区)新增出口产品种类数目”,发现处理组和控制组新增产品种类相差无几,发生关长流入的海关,出口企业主要增加对现有出口产品的出口量,而不是通过新增产出口品种类增加企业出口量。就目前而言,拓展新的出口产品种类成本高昂,企业并不愿意放弃原有的出口产品,出口企业继续增加现有产品的出口更加有利可图。表 11 第(2)列采用企业-国家-产品-年份样本,对深度边际展开分析。本文仅保留在发生关长流入前已经进入流出地出口最多国家(地区)的产品数据,将单个产品出口额作为被解释变量。结果发现,对现有产品出口额在发生关长流入后显著增长,表明深度边际是关长交流促进流入地企业出口的主要贡献者。

表 11 广度边际与深度边际

被解释变量	(1)	(2)
	广度边际	深度边际
customs×exmost	0.002 (0.421)	0.051 *** (5.411)
年份固定效应	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes
R ²	0.752	0.448
观察值	3291959	23164589

7 结论性评述

本文通过收集中国各直属海关关长交流数据,匹配2007—2013年中国海关出口数据,利用倍差法,考察关长交流对其流出地企业出口的影响。研究结果表明:(1)关长交流对关长流出地的企业出口有显著的正向作用,并且关长交流对不同贸易形式的出口的影响存在差异;(2)关长能力越强,他们承受的晋升激励越大,会更加注重于所在岗位的“政绩”表现,反而不利于关长交流对流出地企业出口发挥作用;(3)关长任期会负向影响关长交流的作用,动态效应检验的结果也表明,随着关长在新海关任职年数的延长,关长交流的作用会逐年缩小,且在关长交流后第三年失去作用;(4)通过设置不同的处理组研究发现,关长主要通过交流到出口更多的地区对流出地的企业出口产生影响,交流到出口更少地区的关长对流出地的企业出口并没有表现出显著促进作用;(5)关长交流主要是通过扩大企业出口目的地的范围来影响企业出口。本文的研究结论在控制了新上任关长的因素后依然成立。

本文主要扩展了有关地方官员的研究文献。一方面,本文是对官员交流与经济发展相关文献的补充。现有官员交流的文献主要关注行政官员,如省长和市长交流对经济发展的作用,很少关注如海关关长这种专业性官员的交流政策。同时,现有文献多从官员更替对经济增长、财政支出和企业信贷等进行研究,而鲜有关注官员更替对企业出口的影响。另一方面,现有研究在研究官员更替与经济发展时,更多是从官员流入地的角度出发,忽视了官员交流对流出地经济发展的影响。本文研究海关关长交流对关长流出地企业出口的影响,既关注专业性官员交流的作用,又考察了关长交流对流出地企业出口结构的影响,是对现有官员交流研究文献的补充。同时,本文还综合考虑关长交流的异质性影响,强调关长能力、贸易形式和关长流入地出口规模的异质性影响。

本文的研究结论是稳健的,企业出口的确可以对官员的配置进行反应。官员配置是政治人力资本的再配置,伴随官员经验和信息的跨区域流动,但经验和信息的跨区域流动效率又因各种外部条件的影响而存在差异(王贤彬和徐现祥,2017)。2006年《党政领导干部交流工作规定》正式颁布之后,中国的官员跨区域交流愈发普遍,根据本文的研究发现,官员调任后的职位和流入地经济发展情况也会对官员流出地的经济发展产生显著影响。特别是官员流入地是经济更加发达的地区对流出地经济发展的正向影响更甚。本文对此提供了更加严谨的实证支持,为人们对于官员配置机制的理解提供借鉴。

参考文献

- 陈刚, 李树. 2012. 官员交流、任期与反腐败[J]. 世界经济, 35(2): 120-142.
- Chen G, Li S. 2012. Official exchange, tenure and anti-corruption [J]. *The Journal of World Economy*, 35(2): 120-142. (in Chinese)
- 陈绍俭, 冯宗宪, 殷永昆. 2019. 官员来源、本地信息与地区经济增长——基于地级市数据的新证据[J]. 南方经济, (1): 120-136.
- Chen S J, Feng Z X, Yin Y K. 2019. Leader sources, local information and regional economic growth: New evidence from city-level data [J]. *South China Journal of Economics*, (1): 120-136. (in Chinese)
- 戴美虹, 刘海洋, 林令涛. 2021. 制度还是技术影响中国的出口活力: 以国有企业为例[J]. 世界经济, 44(3): 110-134.
- Dai M H, Liu H Y, Lin L T. 2021. Institution or technology? The driving force of vitality of China's export [J]. *The Journal of World Economy*, 44(3): 110-134. (in Chinese)
- 董志强, 周敏丹, 魏下海. 2012. 地市级官员交流与地方经济发展——基于广东省(1988—2009)的经验研究[J]. 南方经济, (10): 32-42.
- Dong Z Q, Zhou M D, Wei X H. 2012. Prefectural-level official exchanges and local economic development: An empirical study based on Guangdong (1988—2009) [J]. *South China Journal of Economics*, (10): 32-42. (in Chinese)
- 范子英, 李欣. 2014. 部长的政治关联效应与财政转移支付分配[J]. 经济研究, 49(6): 129-141.
- Fan Z Y, Li X. 2014. Political connection of ministers and the allocation of fiscal transfer [J]. *Economic Research Journal*, 49(6): 129-141. (in Chinese)
- 范子英, 彭飞, 刘冲. 2016. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究, 51(1): 114-126.
- Fan Z Y, Peng F, Liu C. 2016. Political connections and economic growth: Evidence from the DMSP/OLS satellite data [J]. *Economic Research Journal*, 51(1): 114-126. (in Chinese)
- 黄玖立, 李坤望. 2013. 吃喝、腐败与企业订单[J]. 经济研究, 48(6): 71-84.
- Huang J L, Li K W. 2013. Eat-drink, corruption and firm's purchase order [J]. *Economic Research Journal*, 48(6): 71-84. (in Chinese)
- 黄顺武, 刘海洋, 李婷. 2017. 地方政府官员能否提振本地企业出口——来自中国地级市市长和市委书记的证据[J]. 国际贸易问题, (8): 40-50.
- Huang S W, Liu H Y, Li T. 2017. Politicians and firm export—Evidence from China's prefectural officials [J]. *Journal of International Trade*, (8): 40-50. (in

Chinese)

李江涛, 严文龙, 曾铁兵. 2015. 政治关联、制度环境与会计师事务所经营业绩[J]. 审计与经济研究, 30(5): 32-43.

Li J T, Yan W L, Zeng T B. 2015. Political association, institutional environment and the accounting firm operating performance[J]. *Journal of Audit & Economics*, 30(5): 32-43. (in Chinese)

李书娟, 徐现祥, 戴天仕. 2016. 身份认同与夜间灯光亮度[J]. 世界经济, 39(8): 169-192.

Li S J, Xu X X, Dai T S. 2016. Identity and luminosity[J]. *The Journal of World Economy*, 39(8): 169-192. (in Chinese)

李书娟, 徐现祥. 2016. 身份认同与经济增长[J]. 经济学(季刊), 15(3): 941-962.

Li S J, Xu X X. 2016. Identity and growth[J]. *China Economic Quarterly*, 15(3): 941-962. (in Chinese)

梁平汉, 高楠. 2014. 人事变更、法制环境和地方环境污染[J]. 管理世界, (6): 65-78.

Liang P H, Gao N. 2014. Personnel change, legal environment and local environmental pollution[J]. *Management World*, (6): 65-78. (in Chinese)

梁漱溟. 1949. 中国文化要义[M]. 上海: 上海人民出版社.

Liang S M. 1949. *Essen of Chinese culture* [M]. Shanghai: Shanghai People's Publishing House. (in Chinese)

林毅夫, 蔡昉, 李周. 1999. 比较优势与发展战略——对“东亚奇迹”的再解释[J]. 中国社会科学, (5): 4-20.

Lin Y F, Cai F, Li Z. 1999. Comparative advantage and development strategy[J]. *Social Sciences in China*, (5): 4-20. (in Chinese)

刘斌, 王杰. 2016. 地方官员腐败与企业出口模式——基于中国事实的经验研究[J]. 经济学报, 3(4): 62-84.

Liu B, Wang J. 2016. Corruption of local officials and enterprise export mode—Empirical study based on the Chinese facts[J]. *China Journal of Economics*, 3(4): 62-84. (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)

吕朝凤, 陈霄. 2015. 地方官员会影响 FDI 的区位选择吗——基于倍差法的实证研究[J]. 国际贸易问题, (5): 115-123.

Lyu C F, Chen X. 2015. Local officials and regional FDI: An empirical study based on difference-in-difference estimation [J]. *Journal of International Trade*, (5):

- 115-123. (in Chinese)
- 盛丹, 王永进. 2010. 地方政府周期性财政收支、融资依赖与地区出口结构[J]. 金融研究, (11): 1-18.
- Sheng D, Wang Y J. 2010. Local governments' cyclical fiscal expenditure and revenue, financial dependence and regional export structure [J]. *Journal of Financial Research*, (11): 1-18. (in Chinese)
- 王贤彬, 徐现祥. 2008. 地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长省委书记的证据[J]. 管理世界, (3): 16-26.
- Wang X B, Xu X X. 2008. Source, destination, tenure and economic growth of local officials: Evidence from the governor and Secretary of the provincial Party committee of China[J]. *Management World*, (3): 16-26. (in Chinese)
- 王贤彬, 徐现祥. 2014. 官员能力与经济发展——来自省级官员个体效应的证据[J]. 南方经济, (6): 1-24.
- Wang X B, Xu X X. 2014. Local leader competence and development performance [J]. *South China Journal of Economics*, (6): 1-24. (in Chinese)
- 王贤彬, 徐现祥. 2017. 官员交流驱动外商投资[J]. 中国经济问题, (3): 88-100.
- Wang X B, Xu X X. 2017. Official rotation and foreign investment [J]. *China Economic Studies*, (3): 88-100. (in Chinese)
- 王贤彬, 黄亮雄. 2020. 官员交流与经济发展——中国情景研究的回顾与展望[J]. 产业经济评论, (6): 70-85.
- Wang X B, Huang L X. 2020. Official rotation and economic development: Review and outlook on economic studies in China[J]. *Review of Industrial Economics*, (6): 70-85. (in Chinese)
- 王永进, 黄青. 2018. 司法效率、契约密集度与出口绩效: 来自高院院长异地交流的证据[J]. 经济学报, 5(4): 177-207.
- Wang Y J, Huang Q. 2018. Judicial efficiency, contract intensity and export performance: A quasi-experiment from China's geographical rotation of judges[J]. *China Journal of Economics*, 5(4): 177-207. (in Chinese)
- 吴文锋, 吴冲锋, 芮萌. 2009. 中国上市公司高管的政府背景与税收优惠[J]. 管理世界, (3): 134-142.
- Wu W F, Wu C F, Rui M. 2009. Between the special connections that high-ranking managers of some of China's listed companies have with the government and tax preference afforded to them [J]. *Management World*, (3): 134-142. (in Chinese)
- 徐现祥, 王贤彬, 舒元. 2007. 地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据[J]. 经济研究, 42(9): 18-31.
- Xu X X, Wang X B, Shu Y. 2007. Local officials and economic growth [J].

- Economic Research Journal*, 42(9): 18-31. (in Chinese)
- 徐现祥, 王贤彬. 2010. 晋升激励与经济增长: 来自中国省级官员的证据[J]. 世界经济, 33(2): 15-36.
- Xu X X, Wang X B. 2010. Political incentive and economic growth: Evidence from China[J]. *The Journal of World Economy*, 33(2): 15-36. (in Chinese)
- 徐现祥, 李书娟. 2019. 官员偏爱籍贯地的机制研究——基于资源转移的视角[J]. 经济研究, 54(7): 111-126.
- Xu X X, Li S J. 2019. A study of the mechanism of leaders' regional favoritism—Based on the resource reallocation perspective [J]. *Economic Research Journal*, 54(7): 111-126. (in Chinese)
- 杨海生, 罗党论, 陈少凌. 2010. 资源禀赋、官员交流与经济增长[J]. 管理世界, (5): 17-26.
- Yang H S, Luo D L, Chen S L. 2010. The resources endowment, the interchange of officials' positions, and the economic growth[J]. *Management World*, (5): 17-26. (in Chinese)
- 杨其静, 郑楠. 2013. 地方领导晋升竞争是标尺赛、锦标赛还是资格赛[J]. 世界经济, 36(12): 130-156.
- Yang Q J, Zheng N. 2013. Is the competition for promotion of local leaders a scale competition, championship or qualification competition [J]. *The Journal of World Economy*, 36(12): 130-156. (in Chinese)
- 杨瑞龙, 王元, 聂辉华. 2013. “准官员”的晋升机制: 来自中国央企的证据[J]. 管理世界, (3): 23-33.
- Yang R L, Wang Y, Nie H H. 2013. The promotion mechanism of “quasi-officers”: Evidence from China's central enterprises[J]. *Management World*, (3): 23-33. (in Chinese)
- 姚洋, 张牧扬. 2013. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J]. 经济研究, 48(1): 137-150.
- Yao Y, Zhang M Y. 2013. Performance of officials and the promotion tournament—Evidence from Chinese cities [J]. *Economic Research Journal*, 48(1): 137-150. (in Chinese)
- 张杰, 刘志彪, 张少军. 2008. 制度扭曲与中国本土企业的出口扩张[J]. 世界经济, (10): 3-11.
- Zhang J, Liu Z B, Zhang S J. 2008. Institutional distortion and export expansion of Chinese local enterprises [J]. *The Journal of World Economy*, (10): 3-11. (in Chinese)
- 张军, 高远. 2007. 官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据[J]. 经济研究, (11): 91-103.

- Zhang J, Gao Y. 2007. Term limits and rotation of Chinese governors: Do they matter to economic growth? [J]. *Economic Research Journal*, (11): 91-103. (in Chinese)
- 张平, 赵国昌, 罗知. 2012. 中央官员来源与地方经济增长[J]. *经济学(季刊)*, 11(2): 613-634.
- Zhang P, Zhao G C, Luo Z. 2012. Sources of central officials and local economic growth[J]. *China Economic Quarterly*, 11(2): 613-634. (in Chinese)
- 周黎安. 2004. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. *经济研究*, 39(6): 33-40.
- Zhou L A. 2004. The incentive and cooperation of government officials in the political tournaments: An interpretation of the prolonged local protectionism and duplicative investments in China[J]. *Economic Research Journal*, 39(6): 33-40. (in Chinese)
- Alesina A, Özler S, Roubini N, et al. 1996. Political instability and economic growth [J]. *Journal of Economic Growth*, 1(2): 189-211.
- Baldwin R. 2005. Heterogeneous firms and trade: Testable and untestable properties of the Melitz model[R]. NBER Working Papers 5663.
- Besley T, Montalvo J G, Reynal-Querol M. 2011. Do educated leaders matter? [J]. *The Economic Journal*, 121(554): F205-F227.
- Boubakri N, Cosset J C, Saffar W. 2008. Political connections of newly privatized firms [J]. *Journal of Corporate Finance*, 14(5): 654-673.
- Cao C F, Dong Y Z, Hou W X, et al. 2019. Provincial official turnover and bank loans [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 57: 101202.
- Çolak G, Durnev A, Qian Y M. 2017. Political uncertainty and IPO activity: Evidence from U. S. gubernatorial elections [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(6): 2523-2564.
- Deng Y P, Wu Y R, Xu H L. 2019. Political turnover and firm pollution discharges: An empirical study[J]. *China Economic Review*, 58: 101363.
- Dreher A, Lamla M J, Lein S M, et al. 2009. The impact of political leaders' profession and education on reforms[J]. *Journal of Comparative Economics*, 37(1): 169-193.
- Earle J S, Gehlbach S. 2015. The productivity consequences of political turnover: Firm-level evidence from Ukraine's orange revolution[J]. *American Journal of Political Science*, 59(3): 708-723.
- Fisman R. 2001. Estimating the value of political connections[J]. *American Economic Review*, 91(4): 1095-1102.
- Gao P J, Murphy D, Qi Y X. (2019-02-09). Political uncertainty and public financing costs: Evidence from U. S. gubernatorial elections and municipal bond markets[EB/

- OL]. <https://ssrn.com/abstract=1992200>.
- Hassan M. 2017. The strategic shuffle: Ethnic geography, the internal security apparatus, and elections in Kenya[J]. *American Journal of Political Science*, 61(2): 382-395.
- Hodler R, Raschky P A. 2014. Regional favoritism [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(2): 995-1033.
- Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. 1993. Earnings losses of displaced workers [J]. *The American Economic Review*, 83(4): 685-709.
- Jens C E. 2017. Political uncertainty and investment: Causal evidence from U. S. gubernatorial elections[J]. *Journal of Financial Economics*, 124(3): 563-579.
- Jiang J Y, Mei Y. 2020. Mandarins make markets: Leadership rotations and inter-provincial trade in China[J]. *Journal of Development Economics*, 147: 102524.
- Jones B F, Olken B A. 2005. Do leaders matter? National leadership and growth since World War II [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3): 835-864.
- Julio B, Yook Y. 2012. Political uncertainty and corporate investment cycles[J]. *The Journal of Finance*, 67(1): 45-83.
- Krugman P R. 1980. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade [J]. *American Economic Review*, 70(5): 950-959.
- Levchenko A A. 2007. Institutional quality and international trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 74(3): 791-819.
- 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.
- Luo W J, Zhang X M. 2022. Political turnover and corporate research and development: Evidence from China[J]. *Applied Economics Letters*, 29(7): 573-578.
- Melitz M J. 2003. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- Olney W W. 2016. Impact of corruption on firm-level export decisions[J]. *Economic Inquiry*, 54(2): 1105-1127.
- Persson P, Zhuravskaya E. 2016. The limits of career concerns in federalism: Evidence from China[J]. *Journal of the European Economic Association*, 14(2): 338-374.
- Rochlitz M, Kulpina V, Remington T, et al. 2015. Performance incentives and economic growth: Regional officials in Russia and China [J]. *Eurasian Geography and Economics*, 56(4): 421-445.
- Song M. 2014. Crony Capitalism with Chinese Characteristics[C]. 2014 Meeting Papers 1145, Society for Economic Dynamics.
- Vahlne J E, Johanson J. 2017. From internationalization to evolution: The Uppsala

- model at 40 years [J]. *Journal of International Business Studies*, 48 (9): 1087-1102.
- Zhao D X. 2015. *The confucian-legalist state: A new theory of Chinese history* [M]. Oxford: Oxford University Press.
- Zhong W G, Lin Y, Gao D X, et al. 2019. Does politician turnover affect foreign subsidiary performance? Evidence in China [J]. *Journal of International Business Studies*, 50(7): 1184-1212.

Customs Commissioner Rotation and Export of Enterprises —From the Perspective of the Customs Commissioners' Outflow Places

Yongjin Wang Xiaojuan Yan

(School of Economics, Nankai University)

Abstract Official ration is an official governance system with Chinese characteristics. It has made great achievements in promoting regional economic development and improving the level of official governance, and it has become a noticeable phenomenon. This article is based on the natural experiment of the ration of customs commissioner from 2007 to 2013, using the method of difference-in-difference to investigate the impact of the ration of customs commissioner on the export of enterprises in the places where they are outflows. The influence will only play a role when the inflow of customs commissioner is a region with more exports. This influence will also vary depending on the export form of the enterprises, the ability and term of office of the customs commissioners. The role of customs commissioner ration will play a role immediately after the ration of customs commissioners, but with the extension of the year of rations between customs commissioner ration, this effect has declined year by year, and disappeared in the third year; the role of the rations with the customs commissioner only affects the export volume of enterprises by affecting the scope of the destination country of the exporting enterprises.

JEL Classification F12, H11, O11

广州车牌分配模式的效率和公平分析¹

聂海峰²

摘要 本文分析了广州车牌配置结果的效率和公平以及博士和博士后人才补贴对车牌配置结果的影响。首先分析了广州车牌分配博弈的均衡:由于参与人只能选择一种方式获得车牌,均衡中对车牌支付意愿高的人参加拍卖,对车牌支付意愿低的人参加摇号。其次,根据车牌分配数据估计表明,消费者剩余和拍卖收入约为5:1,车牌可得性机会分布的基尼系数为0.42。最后,人才补贴会提高车牌拍卖的价格,减少拍卖净收入,对车牌分配结果的效率和公平的影响不定,依赖具有补贴资格参与者的分布情况。

关键词 车牌分配;纳什均衡;效率;广州模式;人才补贴

0 引言

城市车辆迅速增长导致交通状况恶化,许多城市采取了控制车辆增长速度的限制措施。广州等城市通过每年定期发放一定数量车牌,延缓城市汽车拥有量的自然增长速度,期望改善通行路况。年度新增车牌数量限制使得车牌成了稀缺的公共资源,不同分配机制会影响车牌在市民中的分配结果。

拍卖和摇号是两种常用的资源分配方式。拍卖被广泛应用在古董字画、房地产开发、自然资源分配、无线电频谱分配等领域,也用在网络关键词拍卖、电子商务交易中(Milgrom, 2004)。摇号被用在公共资源和公共责任的分配中,如就近入学的入学资格、法庭陪审员选拔、民意调查受访人选择等。魏冬和郑捷(2013)最早研究比较了北京和上海的车牌分配机制。北京使用摇号的方式分配,而上海使用拍卖的方式分配。评价资源配置最常用的两个标准是效率和公平。在车牌限制城市,没有车牌就不能购买私家车行车上路。不同市民对车牌需求用途不同,市民对车牌的支付意愿(为获得车牌而愿意支付的最高金钱代

¹ 本文得到国家社会科学基金重大项目“增强消费对经济发展的基础性作用研究”(项目编号:21ZDA036)和广东省自然科学基金重点项目(2018B030311053)的资助。感谢黄雪松的建议,感谢两名匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

² 聂海峰,中山大学岭南学院副教授, E-mail: niehf@mail.sysu.edu.cn。

价)因人而异。效率标准要求对车牌支付意愿高的市民获得车牌,通过竞价拍卖的方式可以实现车牌有效率分配。在拍卖中,对车牌支付意愿高的市民更愿意为得到车牌支付高的价格,价高者得的方式使得车牌分配到最需要的人手里。公平标准要求所有人具有相同的机会获得车牌,不因为其社会地位、收入等产生差异。

如果没有车牌限制,每个需要车牌的人都可以登记申请获得车牌,车牌不是稀缺资源时,效率和公平标准是一致的。车牌限制使得车牌成为稀缺资源,不可能每个希望得到车牌的人都满足愿望。公平标准通常要求车牌摇号分配,使得获得车牌的影响因素只是随机运气而不是支付能力等其他因素。由于摇号分配不考虑需求者的支付意愿,使得分配通常是没有效率的。在拍卖分配时,市民为了获得车牌需要支付报价,因而通过拍卖政府可以获得收入。有关收入用于公共交通,改善道路设施或者治理污染,降低其他方面的扭曲性。在车牌分配中,摇号成功通常不需要支付任何费用,使得摇号成功者无偿获得稀缺的公共资源。汪锋和李善军(2016)分析了摇号随机分配和拍卖分配时的社会福利,表明随机分配的效率低于拍卖分配的分配效率。资源稀缺时,效率和公平两个标准是冲突的,使得摇号分配和拍卖分配成为冲突的分配方式,在设计车牌分配方式时需要权衡效率、公平、收入等指标。

广州市于2012年7月1日对全市中小客车试行总量适度调控管理时最早引入了摇号和拍卖相结合的车牌分配广州机制:新增车辆牌照通过摇号和拍卖相结合的方式进行配置。在广州车牌分配模式下,车牌配置分为两部分:一部分车牌通过摇号配置,一部分通过拍卖竞价分配。每个需要车牌的人在验明资格之后,只能选择其中一种方式来获得车牌指标。在摇号阶段,从所有参加者中随机选择来进行分配;而在拍卖阶段,通过价高者得的竞价方式分配车牌。摇号成功者不需要支付任何费用,而竞价成功者需要支付其报价。从2020年1月开始,作为人才创新发展的措施,广州市开始对符合条件的博士和博士后提供人才补贴,对以竞价方式取得广州市中小客车指标的人才,按参与竞价当月的均价额度给予一次性补贴,竞价低于当月竞价均价额度的按实际补贴^①。广州车牌分配模式运行的公平和效率如何,分析人才补贴对车牌配置的影响是本文的主要研究内容。

拍卖理论已经得到广泛研究,Krishna(2009)总结了早期对单物品和多物品拍卖的理论研究进展。拍卖和摇号同时存在彼此影响的机制是一种新出现的分配机制。本研究有两方面的贡献:首先是建立了连续类型的车牌需求模型,从博弈论的角度分析了广州车牌配置模式的纳什均衡,提出了估计配置效果公

^① 参见《广州市博士和博士后中小客车指标竞价补贴申报指南》,[EB/OL]. (2021-01-05). https://jtzl.jtj.gz.gov.cn/index/bszn/2019122/1575279697629_1.html。

平和效率的新方法。其次,本文分析了人才补贴对车牌配置的影响。

在广州车牌分配方式下,摇号的车牌是无偿分配,拍卖的车牌需要支付竞价成功的报价。本文的模型证明竞价的成交价由摇号的中签率和所有竞价参与人的最低评价决定。如果摇号的中签率越低,竞价成功的参与人的最低评价越高,那么拍卖的成交价就越高。作为一种创新的分配方式,广州车牌分配模式结合了摇号和拍卖在资源配置方面的优点。广州车牌分配模式可以看作是一个价格歧视机制的组合,摇号分配的价格为0,而拍卖分配的价格为正,从而对高支付意愿和低支付意愿的两个群体差别定价,实现了效率和公平的结合。利用帕累托分布近似车牌支付意愿的高端分布,本文提出了估计广州车牌配置的公平和效率的简单公式。根据配置数据估计表明,在2012—2019年之间,广州车牌配置平均每期竞价拍卖收入0.887亿元,对应的消费者剩余为4.766亿元。平均每期配置车牌9191个,通过拍卖配置4303个,摇号配置4888个,车牌配置的总效率为5.653亿元,车牌可得性机会分布的基尼系数为0.425。

本文的研究属于日渐增长的车牌分配机制分析的文献。张彤等(2017)建立了参与人连续统模型比较了拍卖、摇号、拍卖和摇号相结合的混合机制在不同投票机制的民意支持情况。本文扩展了他们的研究,在其模型的基础上分析了人才补贴对车牌分配效果的影响。在两个极端情况下:如果具有补贴资格的参与人在没有补贴时也竞价获得车牌,人才补贴对车牌分配的公平和效率没有影响,只是减少了政府拍卖可以获得的收入。当具有补贴资格的参与人对车牌支付意愿最低时,人才补贴会提高拍卖竞价的成交价格,减少拍卖收入、降低车牌分配的效率、增加车牌分配的公平。人才补贴的具体影响依赖具有补贴资格参与人支付意愿的分布情况。

和本文相近的研究是Huang and Wen(2019)在参与人评价是个体私人信息时广州车牌分配模式下的对称均衡和车牌分配效果分析。在评价车牌配置的公平和效率时,本文中提出的方法更加简单方便,只需要拍卖竞价的统计信息就可以进行估计和分析。广州车牌分配模式也在深圳、杭州和天津等城市使用,本文提出的方法可以应用在这些城市车牌配置效果的评价中。Hu et al.(2022)发现虽然车牌分配机制存在差异,存在车牌限制的城市的汽车价格都存在更快的上升趋势。

本文的研究属于新近出现的市场设计(market design)文献。市场设计文献不仅研究传统的金融市场、商品交易市场的运行和规则,也研究价格机制之外的双边或者单边市场,如内科医生就业劳动力市场、中学生入学择校制度设计、肾移植交换市场、电子商务交易等新兴交换市场(Vulkan et al., 2013)。Roth(2018)总结了市场设计的原则和经验,认为通过规则的设定和修改,使得市场参与人员稠密众多提高成交机会,增加市场参与者的信任、避免市场交易

拥挤,激励市场参与者真实提供信息是市场设计成功的重要因素。市场是运行在一定社会环境中的,不同的市场中具有不同的非市场约束因素。物品的可交易性是否引入市场交换原则的重要约束因素。许多行为由于被认为不可交易,因而不存在合法或者只有灰色的市场,如毒品、性交易、代孕等市场。许多行为由于人们观念的转变而从非法的市场转变为合法的市场,但是仍然存在对市场交易的管制。在车牌分配机制设计中,对存量二手车牌是否可交易的看法影响着车牌分配机制和车牌市场运行。

本文分析的广州车牌分配模式对上海和北京改进车牌分配机制也有参考作用。北京市2019年第2期普通小客车指标申请人有3209304个,而普通小客车指标只有6379个,中签率为0.199%。Li(2018)估计北京市由于摇号无偿分配车牌,相对于竞价分配,福利损失达到了百亿元的规模。冯苏苇和林昌(2018)对比上海和长三角其他城市私人车辆拥有量的增长路径,认为上海的车牌配额限制起到了抑制汽车拥有量增长的作用。Xiao et al.(2017)估计了上海市车牌配额规模限制的福利损失。在这两个城市中,由于新增指标数量和申请人数规模差异,都出现了新的现实问题。为了抑制拍卖成交价持续上涨,上海在拍卖机制中引入了警示价,限制参与人只能出价3次,首次出价不能超过警示价,每次价格修改不超过300元。这些限制使得上海拍卖成了一个限价摇号分配机制。由于报价限制,上海拍卖的参与者都延迟报价,集中在拍卖结束前1分钟内报价。这种现象类似Roth and Ockenfels(2002)最早在互联网电子商务动态拍卖中发现的伏击报价现象。伏击报价使得市场交易拥堵,参与人投资网络设备提高网速成了拍卖之外的重要竞争因素。限价也减少了二手车主愿意把存量车牌卖给政府的数量。

巨大的需求和供给差异,引发了车牌腐败^{①②}、车牌租赁^{③④}和交易的黑市^⑤。Daljord et al.(2019)研究测算了北京车牌转让黑市的交易成本和社会福利。由于北京市规定车牌可以在夫妻双方间无偿转让,黑市车牌交易使得婚姻数据失真,也使得政府出台结婚不满1年不能转让车牌的严苛规定。因此,是否引入存量车牌的合法二手交易市场是通过合法交易市场设计车牌政策的重

①《北京车牌腐败案:你在公开摇号,他在私下卖牌》, [EB/OL]. (2021-01-05). <http://static.nfapp.southcn.com/content/201604/07/c65993.html>.

②《上海“内鬼车牌”高达5千张》, [EB/OL]. (2021-01-05). <https://xw.qq.com/cmsid/NEW2015061100425504>

③《北京车牌指标租赁江湖:中介标价4万租5年6万可买断》, [EB/OL]. (2021-01-05). <http://finance.sina.com.cn/roll/2017-05-23/doc-ifyfkqwe0822761.shtml>.

④《拍牌屡次不中,“租”块沪牌上路靠谱吗》, [EB/OL]. (2021-01-05). http://sh.xinhuanet.com/2020-12/04/c_139562502.htm.

⑤《“京牌交易”,最后的40天疯狂?》, [EB/OL]. (2021-01-05). https://www.sohu.com/a/426918593_100165449.

要内容(荣健欣和孙宁,2015;许敏波,2021)。邢李志等(2017)也建议北京市由仅是摇号修改为摇号和竞价混合配置的方式。修改存量车牌是否可交易的属性和引入政府对存量交易分成机制,可以利用广州车牌分配机制建立存量和新增车牌的统一分配机制,既可以避免单一摇号的无效率分配,也可以改善存量车牌配置效率,扩大车牌供应量,控制车牌交易价格,增加政府公共财政收入。

摇号和竞价混合的分配机制,也用在巴拿马运河通航权、野生动物狩猎权、渔业资源捕捞资格等公共资源分配领域(Evans et al.,1997)。虽然本文的分析主要以车牌为例,通过价格歧视方式来分配稀缺的公共资源具有更加广泛的应用前景,本文的分析也适用于这些资源分配的分配机制设计。

本文余下内容如下,第1部分是当前广州车牌分配模式下均衡分析和配置效率和公平评价,第2部分是存在人才补贴时对车牌配置效率和公平影响的分析。最后是文章的总结。

1 广州车牌分配模式下的均衡和配置结果评价

1.1 广州车牌分配模式的均衡分析

广州车牌分配模式由摇号和拍卖两部分组成,每个参与人只能参与其中一种分配方式。博弈顺序如下,首先政府部门公布摇号和拍卖分配的车牌数量。其次,参与人选择参加一种分配方式。在摇号阶段或拍卖阶段,该阶段的参与人数在分配过程中并不公布。最后,进行车牌分配。在摇号阶段,所有登记的摇号参与人等概率随机获得摇号分配的车牌,摇号成功的参与人不需要支付任何费用。在拍卖阶段,每个参与人密封报告一个价格。如果出价人数小于拍卖分配车牌数,每个人都竞价成功;如果出价人数多于拍卖分配车牌数,根据报价从高到低逐个确认竞价成功资格。每个竞价成功的人都要支付他的报价。

这里假设参与车牌分配的参与人是一个连续统,总人数标准化为1。参与人 i 对车牌的评价是 v_i ,表示参与人 i 的支付意愿。任意两个人的评价都不相同,所有参与人的支付意愿分布在区间 $[0, \omega]$ 上, ω 是最高支付意愿,可以为无穷大。分布函数为 $F(v)$ 表示支付意愿不超过 v 的人数,分布函数 $F(v)$ 处处光滑,存在密度函数 $f(v)$ 。待分配的车牌中,拍卖分配的车牌配额测度为 n ,摇号分配的车牌配额测度是 m , $n \geq 0, m \geq 0, n+m < 1$ 。每个参与人只需要1个车牌。分配信息和对车牌的评价是所有人的公共知识。

由于不能同时参加两种分配方式,每个人需要选择参加摇号还是拍卖,如果选择拍卖还要确定报价是什么。每个人的收益不仅依赖自己的选择,也受到其他参与人选择的影响。如果选择摇号,其他选择摇号分配的参与人数会影响

摇号成功的概率;如果选择拍卖,其他选择拍卖的人的报价分布会影响竞价成功的概率,进而影响竞价时的收益。因此,对所有参与人来说,获取车牌就是一个博弈过程。在这个博弈的纳什均衡中,给定其他参与人的选择,每个参与人的选择是期望收益最大化的选择。

参与人 i 对车牌的评价 v_i 表示他为了获得车牌心理上最高愿意支付的货币价值,如果报价 b 竞价成功,那么收益为 $v_i - b$;如果摇号成功,因为不需要支付任何费用,收益为 v_i 。因而,评价 v_i 越大,参与人 i 对车牌的支付意愿就越高,就更愿意参加拍卖。在拍卖中,对于同样的报价,评价高的人的收益更大,因而如果某一个评价的参与人愿意参加拍卖,评价高于他的参与人也愿意参加竞价。车牌分配博弈的均衡就是评价高的参与人参加拍卖,评价低的参与人参加摇号,对车牌需求强度不同的人各得其所。

在通常的拍卖中设有保留价格 τ ,也就是拍卖的最低价格。竞价人的出价如果小于最低价格,就是无效出价。广州车牌竞价拍卖的保留价格是1万元。保留价格使得对车牌评价低于保留价的个人不能参加拍卖分配,只能参加摇号进行分配,保留价格可以起到限制拍卖参与人数的作用。下面分析车牌拍卖有最低价格 $\tau \geq 0$ 时广州车牌分配模式的均衡。

定理1 广州车牌分配的纳什均衡为:定义临界类型 $\bar{v}$ 满足 $1 - F(\bar{v}) = n, \bar{p} = \left(1 - \frac{m}{1-n}\right)\bar{v}$:

(1) 当 $\tau \leq \bar{p}$ 时,对于任意的 $v \in [0, \omega]$,当 $v > \bar{v}$ 时参加拍卖竞价,竞价时报价 $\bar{p}$;当 $v < \bar{v}$ 时参加摇号,摇号成功的概率为 $\frac{m}{1-n}$ 。

(2) 当 $\bar{p} < \tau < (1-m)\omega$ 时,临界类型 v_τ 满足 $v_\tau - \tau = \frac{m}{F(v_\tau)}v_\tau$,对于任意的 $v \in [0, \omega]$,当 $v > v_\tau$ 时参加拍卖,竞价时报价 τ ;当 $v < v_\tau$ 时参加摇号,摇号成功的概率为 $\frac{m}{F(v_\tau)}$ 。

(3) 当 $\tau \geq (1-m)\omega$ 时,对于任意的 $v \in [0, \omega]$ 只参加摇号。

证明: (1) 先假设 $\tau = 0$ 。对于评价 v_i 的参与人 i ,如果他报价 b 竞价成功,他的收益为 $v_i - b$,假设摇号成功的概率为 P ,参与人 i 参加摇号的期望收益为 Pv_i 。如果均衡中参与人 i 参加拍卖分配,则有 $v_i - b \geq Pv_i$,化简得到, $(1-P)v_i \geq b$ 。由于参与分配的人数是连续统,因而单个人不影响摇号成功的概率 P 。从而看到,如果均衡中 v_i 参与拍卖,对于任意的 $v > v_i$ 将也参与拍卖。因而存在参与拍卖的临界类型 $\bar{v}$ 满足 $1 - F(\bar{v}) = n$,当 $v > \bar{v}$ 时参加拍卖,均衡中摇号成功的概率为 $\frac{m}{1-n}$ 。对于临界类型 $\bar{v}$,他参与拍卖和摇号无差异, $\bar{v} - \bar{p} = \frac{m}{1-n}\bar{v}$,可以确定拍卖

的均衡价格 $\bar{p} = \left(1 - \frac{m}{1-n}\right) \bar{v}$ 。

对于 $v < \bar{v}$ 的参与者, 给定其他人的策略, 他参加拍卖成功的收益最多为 $v - \bar{p}$, 参加摇号的期望收益为 $\frac{m}{1-n}v$ 。由于 $v - \bar{p} < \frac{m}{1-n}v$, 参加摇号显然是更好选择。

由于 $v < \bar{v}$ 的参与者都不愿意支付价格 $\bar{p}$ 参与拍卖, 所有 $v > \bar{v}$ 的拍卖参与者只需要报价 $\bar{p}$ 就可以竞价成功。类似的, 当 $\tau \leq \bar{p}$ 时, 均衡中所有拍卖参与人报价高于保留价格, 是有效报价。

(2) 当 $\bar{p} < \tau < (1-m)\omega$ 时, 由于拍卖保留价格高于没有保留价格时的均衡价格, 提高了参与竞价时的最低报价, 减少了拍卖参与人。类似前面的分析, 参加拍卖的参与者也满足门槛均衡, 存在临界类型 v_τ , 对于拍卖和摇号无差异, 因而有 $v_\tau - \tau = \frac{m}{F(v_\tau)}v_\tau$ 。可以验证, 当 $v > v_\tau$ 时, 有 $v - \tau > \frac{m}{F(v_\tau)}v$; 当 $v < v_\tau$ 时, $v - \tau < \frac{m}{F(v_\tau)}v$ 。均衡中所有竞价参与人报价都是保留价格 τ 。

下面验证方程 $v_\tau - \tau = \frac{m}{F(v_\tau)}v_\tau$ 有唯一解 v_τ 。定义函数 $G(x) = F(x) - m - \frac{m\tau}{x-\tau}$, 则 v_τ 是满足 $G(v_\tau) = 0$ 的唯一解。函数 $G(x)$ 的导数满足 $G'(x) = f(x) + \frac{m\tau}{(x-\tau)^2} > 0$ 。在 $x = \tau$ 处, 有 $\lim_{x \rightarrow \tau^+} G(x) = -\infty$; 在 $x = \omega$, 有 $G(\omega) = 1 - m - \frac{m\tau}{\omega - \tau} > 0$ 。因而在区间 $[\tau, \omega]$ 上有唯一的 v_τ 满足 $G(v_\tau) = 0$ 。

(3) 当 $\tau \geq (1-m)\omega$ 时, 于任意的 $v \in [0, \omega]$, 都有 $v - \tau \leq mv$, 参加摇号的期望收益都超过了参加竞价的收益。

从定理 1 的均衡结构可以看到, 在广州分配机制中参与拍卖分配的参与人都是对车牌支付意愿最高的参与人, 因此拍卖和摇号对车牌需求者根据支付意愿进行了分流。第一, 拍卖分配几乎是有效率的, 获得拍卖车牌的是所有参与者中支付意愿最高的群体。第二, 由于评价低的参与人都参加摇号, 因而在拍卖中的最高价是由摇号的参与人中的最高评价决定的。结合现实实际, 考虑保留价格低于均衡价格的情形。从拍卖中的均衡价格 $\bar{p} = \left(1 - \frac{m}{1-n}\right) \bar{v}$ 可以看到, 当摇号分配的车牌比例 m 远远小于摇号参与人数比例 $1-n$ 时, 拍卖的最高出价为 $\bar{v}$, 这是所有参与拍卖的人中的最低评价。

从 $1 - F(\bar{v}) = n$ 可以看到, 临界类型可以看作是车牌支付意愿分布中的 $1-n$ 分位数。拍卖的最高出价和中签率 $\frac{m}{1-n}$ 呈现相反关系, 和所有参与人支付意愿分布中第 $1-n$ 分位数高的支付意愿呈现正相关。在现实中, 当参与车牌分配的

总人数为 N , 有 $\bar{n}$ 个车牌拍卖和 $\bar{m}$ 个车牌摇号分配时, 可以估计 $n = \frac{\bar{n}}{N}, m = \frac{\bar{m}}{N}$, $\frac{m}{1-n} = \frac{\bar{m}}{N-\bar{n}}$ 。由于分配的车牌数 $\bar{n}$ 和 $\bar{m}$ 相对固定, 但是车牌分配的参与人 N 在增加, 以及人们收入的增加, 第 $1-n$ 分位高的支付意愿会越来越大, 同时中签率 $\frac{m}{1-n}$ 逐渐下降, 这使得长期举行的车牌竞价的成交价会逐渐上升。

1.2 广州车牌配置的效率和公平估计

图 1 中展示了广州车牌分配中参与人数、中签率、指标分配和拍卖成交价的时间序列。车牌分配每个月举行 1 次, 广州市参与车牌分配的人数从 2012 年 8 月的 63193 人增加到了 2019 年 12 月的 785054 人, 近年来稳定下来。通过摇号分配的车牌数, 除了在早期有波动之外, 2016 年以来平均每个月 4480 块; 拍卖分配的车牌数 2016 年以来稳定在每个月 3600 块左右。作为对国家发改委下发的《关于推动汽车消费促进循环经济发展实施方案的意见稿》的回应, 广州市在 2019 年 6 月宣布 2019 年、2020 年各增加 5 万个中小客车增量指标额度, 增加的购车指标原则上按 1:1 比例分别配置普通车竞价指标和节能车摇号指标, 其中个人占增加配置额度的 90%。导致 2019 年 6 月后拍卖分配的普通车竞价指标增加。拍卖成交的平均价的年平均值, 从 2013 年的 15797 元增加

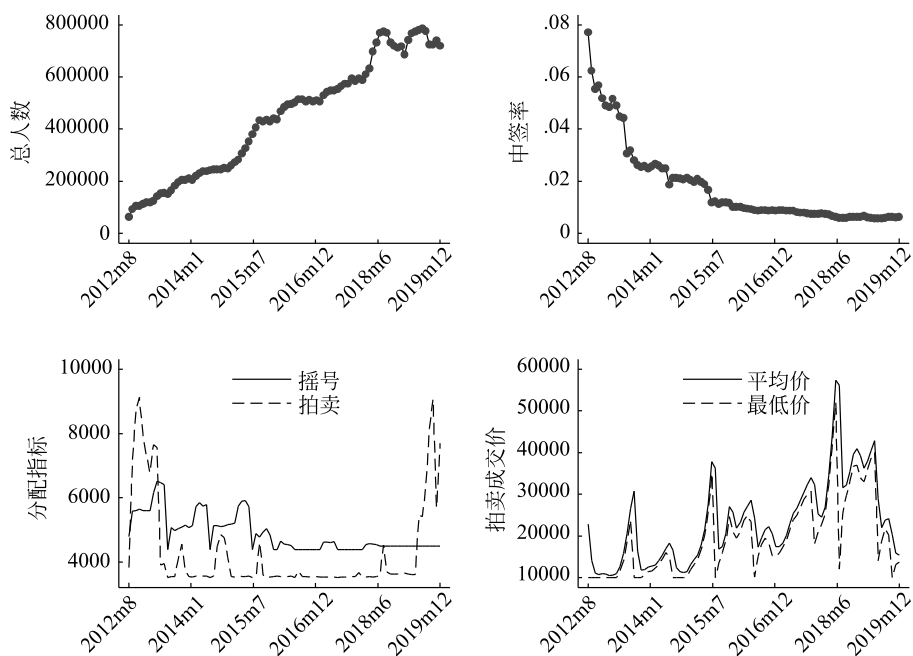


图 1 广州车牌分配信息统计时间序列图

到了2018年的37390元,部分原因是在2018年广州宣布异地号牌车辆“开四停四”的使用限制,之后2019年又下降为28939元。由于车牌配置增加的人数主要是参与摇号的人数,摇号的中签率从2012年8月的0.077下降到了2019年12月的0.006。

类似Huang and Wen(2019),这里从效率、收入和公平三个角度考察广州车牌配置的效果。效率是指获得车牌的参与人的平均支付意愿的总和;收入是指政府从车牌配置中获得的收入;公平是指参与车牌分配的人,按照对车牌支付意愿排序后,获得车牌机会分布的基尼系数,基尼系数越低,表示车牌分配的公平性越高。

根据连续统模型均衡的近似,车牌分配的结果是对车牌评价最高的 $\bar{n}$ 个人拍卖获得车牌,其他参与人摇号获得车牌。根据模型,可以知道拍卖的最高报价和所有人评价分布第 $1-\bar{n}$ 分位数的车牌评价相关,因此假设参加拍卖的参与人对车牌的评价服从帕累托分布 $\text{Prob}(v > x) = kx^{-\alpha}$,摇号参与人对车牌评价服从均匀分布,就可以估计车牌分配的效率和消费者剩余。这里 k 表示尾部分布的参数。

根据每期拍卖参与人数和拍卖成交信息,可以估计出参数 α 。每次拍卖参与人的比例 $n = \frac{\bar{n}}{N}$,这里 $\bar{n}$ 是拍卖分配的车牌数, N 是参与车牌分配的总人数。

拍卖的临界类型 $\tilde{v}$ 的估计值用 $\tilde{v} = \frac{2p_a - p_{\min}}{1 - \frac{\bar{m}}{N - \bar{n}}}$ 进行估计,其中 p_a 是当期车牌

拍卖的平均价格, $p_{\min}$ 是车牌拍卖的最低价格, $2p_a - p_{\min}$ 是对拍卖最高价的估计, $\frac{\bar{m}}{N - \bar{n}}$ 是摇号的中签率。根据帕累托分布的关系,可以得到估计方程: $\log(n) = \log(k) - \alpha \log(\tilde{v})$ 。利用2012年8月至2019年12月的竞价成交数据,控制月份效应估计得到 $\alpha = 1.24$ 。图2是帕累托方程的散点图。

对于帕累托分布 $E(V|V > \tilde{v}) = \frac{\alpha}{\alpha - 1}\tilde{v}$,拍卖分配效率的估计值为 $E_a = \bar{n} \frac{\alpha}{\alpha - 1}\tilde{v}$ 。由于在摇号中参与人等概率被抽中,并且假设其评价均匀分布,因此摇号分配的效率期望值为 $E_L = \bar{m} \frac{\tau}{2}$,其中 τ 是拍卖的保留价, $\frac{\tau}{2}$ 是摇号参与人的平均支付意愿, $\bar{m}$ 是摇号分配的车牌数。因此每期车牌分配的总效率 $E = E_a + E_L = \bar{n} \frac{\alpha}{\alpha - 1}\tilde{v} + \bar{m} \frac{\tau}{2}$ 。

车牌分配的收入等于车牌拍卖的平均价格和分配车牌的乘积,因此 $R = \bar{n}p_a$ 。车牌分配的消费者剩余等于支付意愿和实际支付的差额,由于摇号分配

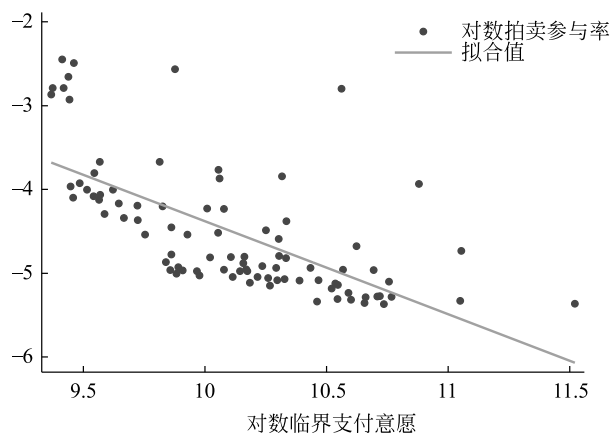


图2 拍卖参与人支付意愿帕累托分布参数估计

不需要支付费用,因此拍卖分配的消费者剩余 $CS_a = E_a - R = \bar{n} \left(\frac{\alpha}{\alpha-1} \tilde{v} - p_a \right)$,摇号分配的消费者剩余 $CS_L = E_L$ 。车牌分配的消费者剩余为 $CS = CS_a + CS_L$ 。

基尼系数是衡量不平等的指标,在均衡中,评价最高的 $\bar{n}$ 个人获得拍卖的车牌,其他人都有 $\frac{\bar{m}}{N-\bar{n}}$ 的概率获得车牌。这时获得车牌的机会分布的基尼系数

就是 $Gini = \frac{\bar{n}}{\bar{m}+\bar{n}} - \frac{\bar{n}}{N}$ 。通过基尼系数来刻画每期车牌分配的公平性,如果所有

$\bar{m}+\bar{n}$ 个车牌都由拍卖来分配时的基尼系数为 $1 - \frac{\bar{m}+\bar{n}}{N}$ 。

表1中报告了2020年之前89期车牌分配中每期参与信息和车牌分配的结果。平均每期有9191个车牌分配,拍卖分配4303个车牌,摇号分配4888个车牌。中签率的平均值是0.018,平均每期参与人数是441583人,根据拍卖成交价格和中签率估计的临界类型平均值是27542元。因而,平均每期的收入是0.887亿元,效率是5.65亿元,消费者剩余是4.77亿元,表示分配公平的基尼系数平均值为0.425。与Huang and Wen(2019)表9中的结果相比,估计的分配基尼系数类似,但是本文的效率和收入估计较高。出现差异的原因有两个方面,首先是样本时间的差异。Huang and Wen(2019)使用的是2016之前的数据,而本文使用了2019年之前的数据。在2016年之后,拍卖的成交价逐渐升高,并且广州2018年出台了对外地号牌车辆“开四停四”的使用限制,增加了本地车牌的价值。其次是评价分布的差异。Huang and Wen(2019)使用截断的对数正态分布估计参与人的车牌支付意愿,在估计时去掉了较高的出价;而本文使用帕累托分布,充分考虑了尾端分布的概率。与Huang and Wen(2019)使用

微观拍卖数据估计支付意愿分布相比,本文提出的估计方法只需要公开的分配统计信息,更加简便易行。

表 1 广州 2012 年 8 月—2019 年 12 月个人车牌分配结果统计

	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
效率	89	5.653	2.887	1.620	18.970
消费者剩余	89	4.766	2.506	1.460	16.950
收入	89	0.887	0.412	0.160	2.040
Gini	89	0.425	0.068	0.115	0.633
临界类型	89	27542.15	14181.21	11715.10	100799.60
总人数	89	441583.30	221837.70	63139	785054
摇号中签率	89	0.018	0.016	0.006	0.077
摇号指标	89	4887.775	569.819	4400	6517
拍卖指标	89	4303.506	1485.507	3520	9121
总指标	89	9191.281	1748.477	7920	14774

图 3 是 2012 年 8 月至 2019 年 12 月间 89 期车牌配置每期的效率、收入、消费者剩余和公平指标的时间序列图。给定分布参数,影响效率、收入和消费者剩余的统计量是拍卖车牌数、临界类型和拍卖成交价。可以看到,在 2018 年广州宣布异地号牌车辆“开四停四”的使用限制之前,效率和消费者剩余都平稳波动,公平指标的基尼系数也稳定在平均值。2019 年 6 月由于拍卖分配的车牌数增加,导致了收入增加和车牌分配的公平性恶化,基尼系数增加。

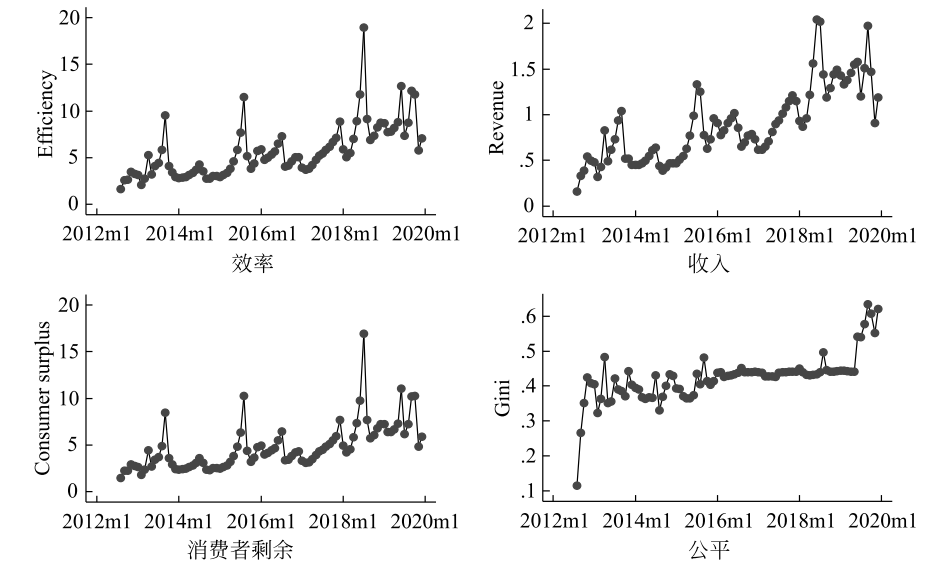


图 3 广州车牌分配的效率 and 公平时间序列图

在 2020 年前的 89 期分配中, 车牌拍卖收入合计 78.94 亿元, 车牌分配的效率估计值合计 502.85 亿元, 消费者剩余估计值合计 424.53 亿元。车牌可得性机会分配的基尼系数平均为 0.425。如果摇号的车牌也拍卖分配, 车牌可得性机会分配的基尼系数平均值将达到 0.9792。通过摇号和拍卖混合分配, 广州分配机制大大降低了车牌机会分配的基尼系数, 实现了公平的提升。

2 人才补贴对车牌配置影响的均衡分析

这里考虑人才补贴对车牌配置的影响。不失一般性, 假设最高的支付意愿 $\omega=1$, 分布函数为 $F(v)=v$ 。文中的主要分析对于一般的分布函数为 $F(v)$ 仍然成立, 但是 $F(v)=v$ 的设定可以得到显解, 更清晰的展示主要的分析结论。

每个参与人只需要 1 块车牌, 任意个体对车牌的评价记为 v , 其中 $v \in [0, 1]$ 。每个参与人知道自己评价, 所有人对车牌的评价是参与人的共同知识。 v 越大, 表示对车牌的支付意愿也越高。有 $n+m$ 个车牌分配, 其中 n 个车牌拍卖, m 个车牌摇号分配, $n \geq 0, m \geq 0, n+m < 1$ 。当车牌分配存在人才补贴时, 有补贴资格的参与人的集合记为 $A, A \subseteq [0, 1]$, 并且 $\mu(A)=s, \mu(A)$ 是有补贴资格人员的勒贝格测度, 具有补贴资格的人的总数为 $s, 0 \leq s \leq 1$ 。具有补贴资格的参与人如果通过拍卖获得车牌, 当他的成交价不超过平均价时, 可以获得成交价对应的补贴。人才补贴降低了有补贴资格参与人通过拍卖获得车牌的净成本, 也减少了政府拍卖车牌收入扣除车牌补贴后的净收入。

作为比较的基准, 分别考察如果全部车牌完全拍卖、不存在人才补贴的广州机制和存在人才补贴的广州机制下车牌配置的均衡, 分析存在人才补贴对广州车牌配置结果的影响。如果存在人才补贴时拍卖的成交价和没有人才补贴时相同, 则车牌配置的公平和效率不发生变化。当人才补贴提高拍卖的成交价格时, 会降低分配的效率, 提高分配的公平性。

2.1 无人才补贴完全拍卖的均衡

根据定理 1 的分析可以知道, 如果所有 $n+m$ 个车牌分配都通过拍卖分配, 均衡配置如下, 拍卖的价格 $p_a=1-m-n$, 所有 $v > 1-m-n$ 的参与人参加拍卖, 报价 p_a , 得到一块车牌。 $v < 1-m-n$ 的参与人不参加拍卖, 也未得到车牌。在均衡中, 参与拍卖的人数是 $n+m$, 车牌分配给了对车牌评价最高的 $n+m$ 个参与人。

类似前面分析, 分别从收入、效率和公平三个角度考察车牌分配的效果。收入就是通过配置车牌获得的净收入的总和。 $n+m$ 个车牌拍卖分配的收入 $R_a = (n+m)(1-m-n)$ 。效率是获得车牌的人的支付意愿的总和。由于在拍卖中, 是评价最高的区间 $[1-m-n, 1]$ 内的参与人获得车牌, 效率是 $E_a = \int_{1-m-n}^1 x dx =$

$\frac{(n+m)(2-n-m)}{2}$ 。公平用不同支付意愿类型获得车牌机会分布的基尼系数来度量。将所有参与人按照对车牌评价从低到高排序,记 z 是对车牌评价从低到高排序后的人数比例, $G(z)$ 表示这个群体分配的车牌占全部车牌的比例。在完全拍卖均衡中车牌可得性机会分布的洛伦兹曲线分布函数如下:当 $z < 1-m-n$ 时, $G(z) = 0$; 当 $1-m-n \leq z \leq 1$ 时, $G(z) = \frac{z+n+m-1}{n+m}$ 。根据洛伦兹曲线的基尼系数计算公式 $W = 1 - 2 \int_0^1 G(x) dx$, 可以得到 $n+m$ 块车牌完全拍卖分配时车牌可得性分布的基尼系数是 $W_a = 1 - (m+n)$ 。

2.2 无人才补贴广州机制分配均衡

如果按照广州机制分配, n 个车牌通过拍卖分配, m 个车牌通过摇号分配。根据定理 1 的均衡结果如下:拍卖的均衡价格 $p_g = 1-m-n$, 所有 $v > 1-n$ 的参与人参加拍卖, 报价 p_g , 得到一块车牌。所有 $v < 1-n$ 的参与人参加摇号, 摇号获得车牌的概率是 $\frac{m}{1-n}$ 。与全部 $n+m$ 块车牌完全拍卖分配相比, 广州车牌分配方式下有相同的均衡拍卖价格^①: $p_g = p_a$ 。广州车牌分配方式减少了 m 个车牌拍卖, 使得 m 个车牌从分配给区间 $[1-m-n, 1-n]$ 的类型转变为在区间 $[0, 1-n]$ 上随机均匀分配。虽然减少了可能获得的收入, 但是增加了低评价类型参与人获得车牌的机会, 增加了车牌可得性机会的平等性。

下面分别计算均衡中的收入、效率和公平指标。有 n 块车牌拍卖, 所以收入为 $R_g = n(1-m-n)$ 。由于 $R_g - R_a = -m(1-m-n) < 0$, 减少拍卖的车牌数量相应地减少了车牌配置的收入。广州车牌分配的效率 $E_g = \int_{1-n}^1 x dx + \int_0^{1-n} \frac{m}{1-n} x dx = \frac{1}{2} - \left(1 - \frac{m}{1-n}\right) \frac{(1-n)^2}{2}$ 。由于 $E_g - E_a = -\frac{m(1-m-n)}{2} < 0$, 可以看到部分车牌摇号分配相比拍卖的效率也降低了。在广州车牌分配机制下, 车牌可得性在人群中的洛伦兹曲线分布如下: 当 $z < 1-n$ 时, $G(z) = \frac{mz}{(n+m)(1-n)}$; 当 $1-n \leq z \leq 1$ 时, $G(z) = \frac{z+n+m-1}{n+m}$ 。车牌可得性分布的基尼系数是 $W_g = \frac{n}{n+m}(1-m-n)$ 。可以看到, 与完全拍卖分配相比, 广州机制通过摇号分配一部分车牌增加了车牌获得的公平性。

^① 这是假设 $F(v) = v$ 的结果, 一般情形不成立。

2.3 有人才补贴的广州机制分配均衡

接下来考察一部分人有补贴资格时,对拍卖价格和车牌分配的影响。分别考虑两种情形,第一种情形是 $s \leq n$, 这对应应有补贴资格的人数不超过拍卖分配的车牌数的情形;第二种情形是 $s > n$, 具有人才补贴资格的总人数超过了广州机制下通过拍卖分配的车牌数。

(1) $s \leq n$ 的情形 具有补贴资格的参与人拍卖时成功出价按照不超过平均价格获得补贴:如果具有补贴资格的参与人按照平均价成交,在补贴之后他的实际成本等于零。这会激励有补贴资格的人参与拍卖,使得拍卖的竞争加剧。下面的分析表明,在多数情况下,具有补贴资格的参与人会使得拍卖的价格升高。

定理 2 当 $s \leq n$ 时,定义临界类型 v_s 满足 $\mu([v_s, 1] \setminus A) = n - s$, 在均衡中,具有补贴资格的参与人都参加拍卖,出价等于拍卖的成交价 $p_s = \left(1 - \frac{m}{1-n}\right)v_s$; 没有补贴资格的人群中,如果 $v > v_s$, 则参加拍卖,报价 p_s 并且成功获得拍卖的车牌;如果 $v \leq v_s$, 则参加摇号,以概率 $\frac{m}{1-n}$ 摇号成功获得车牌。

证明: 通过拍卖分配的车牌数 n , 具有补贴资格的人数为 s , 无补贴资格的人在拍卖中竞争的剩余车牌数就是 $n - s$ 。临界类型 v_s 满足 $\mu([v_s, 1] \setminus A) = n - s$, 表示对车牌评价最高的人群中,去掉具有补贴资格的人群后,正好等于剩余拍卖车牌数的临界类型。

由于在均衡拍卖中所有参与人的报价相同,都等于平均价,因此扣除补贴后有补贴资格的参与人的实际成本是零,他不会偏离他的均衡策略。对于没有补贴资格的参与人 v , 参加拍卖成功的收益是 $v - p_s$; 参加摇号的期望收益是 $\frac{m}{1-n}v$,

当 $v - p_s - \frac{m}{1-n}v = \left(1 - \frac{m}{1-n}\right)v - p_s > 0$ 时,参与人 v 参加拍卖,否则参加摇号。因而参

加拍卖的临界类型 v_s 满足 $\left(1 - \frac{m}{1-n}\right)v_s - p_s = 0$, 并且 $\mu([v_s, 1] \setminus A) = n - s$ 。因此 v_s

是存在人才补贴时参与拍卖的临界类型。 v_s 的具体数字依赖具有补贴资格的人 A 在 $[0, 1]$ 中的位置。如果 $A \subseteq [v_s, 1]$, 那么 $v_s = 1 - n$; 如果 $A \cap [v_s, 1] = \emptyset$, 那么 $v_s = 1 - n + s$; 其他情况则有 $1 - n < v_s < 1 - n + s$ 。

最后证明 $\mu([v_s, 1] \setminus A) = n - s$ 有解。定义函数 $P(x) = \mu([x, 1] \setminus A)$, 则 $P(0) = 1 - s$, $P(1) = 0$, 根据勒贝格测度知道 $P(x)$ 是区间 $[0, 1]$ 上的单调连续函数。因而存在唯一的 v_s 满足 $P(v_s) = n - s$ 。

存在人才补贴时均衡中拍卖的成交价是 $p_s = \left(1 - \frac{m}{1-n}\right)v_s$, 因而 $p_s \geq p_g$ 。当 $A \subseteq [v_s, 1]$, $v_s = 1-n$, 这时 $p_s = p_g = 1-n-m$, 表示如果具有补贴资格的人是即使没有补贴也参与拍卖的人时, 给予补贴不影响拍卖的价格, 只是使得有补贴的人的参与成本降低了, 得到转移支付。当 $A \cap [v_s, 1] = \emptyset$, 有 $v_s = 1-n+s$; 这时拍卖的成交价 $p_s = \left(1 - \frac{m}{1-n}\right)(1-n+s)$, 表示具有补贴资格的人不属于对车牌评价最高的群体时, 给予补贴可以提升拍卖的竞争程度, 使得拍卖的成交价最高可以达到 $\left(1 - \frac{m}{1-n}\right)(1-n+s)$ 。具有补贴资格的人群是其他分布时, 拍卖的成交价满足 $p_g < p_s < \left(1 - \frac{m}{1-n}\right)(1-n+s)$ 。

由于具有补贴资格的人可以得到成交补贴, 因此考虑补贴后的车牌分配的总收入为 $R_s = (n-s)p_s$ 。补贴资格对拍卖净收入的影响有两个渠道: 数量效应和价格效应。对具有补贴资格的人竞价成功后政府在补贴后并没有获得收入, 因此数量效应是减少了政府的收入; 而价格效应是拍卖竞价更加激烈, 提高了拍卖的成交价, 使得单位车牌的收入增加。数量效应和价格效应的作用方向是相反的, 当价格效应占主要地位时, 人才补贴的存在使得拍卖的收入增加。当 $A \cap [v_s, 1] = \emptyset$ 时, 相比没有人才补贴, 总收入的增加量 $R_s - R_g = s \left(1 - \frac{m}{1-n}\right)(2n-s-1)$ 。当 $n > \frac{1+s}{2}$ 时, $R_s - R_g > 0$, 意味着当拍卖的车牌数超过总人数的一半时, 并且补贴资格只是给了对车牌评价较低的人群时, 才能使得价格效应超过数量效应, 导致车牌拍卖收入增加。当 $n < \frac{1}{2}$ 时, $R_s - R_g < 0$, 数量效应超过了价格效应, 虽然拍卖的成交价升高了, 但是由于拍卖的车牌数量较少, 人才补贴的存在降低了车牌拍卖的总收入。这种情形和当前的现实情况相符合, 因此人才补贴存在会降低车牌拍卖的净收入。当人才补贴是其他分布时, 价格效应小于上面的分析, 也是导致拍卖净收入下降。

从效率和公平角度来看, 当 $A \subseteq [v_s, 1]$ 时, 具有补贴资格的人对车牌意愿本来就较高, 因此相对没有人才补贴时均衡价格和分配都没有发生变化, 因而效率和公平都不发生变化。当 $A \cap [v_s, 1] = \emptyset$ 时, 具有人才补贴时的均衡和效率情况依赖具有补贴的人集合 A 的分布情况。在两个极端下, 一个极端是 $A = [1-n, 1-n+s]$, 具有补贴资格的人是评价最高的人群, 这时车牌的配置和没有补贴时的情况一样, 与没有人才补贴的情形相比公平和效率没有变化。另一个极端是 $A = [0, s]$, 具有补贴资格的人是对车牌评价最低的人群。这时的效率损失达到最大, $E_s -$

$E_g = -s(1-n-m)$ 。这时车牌可得性在人群中的洛伦兹曲线分布如下: 当 $z < s$ 时, $G(z) = \frac{z}{(n+m)}$; 当 $s \leq z < 1-n+s$ 时, $G(z) = \frac{s}{n+m} + \frac{m(z-s)}{(n+m)(1-n)}$; 当 $1-n+s \leq z \leq 1$ 时, $G(z) = \frac{z+n+m-1}{n+m}$ 。车牌分配结果的基尼系数 $W_s = (1-m-n) \frac{(n-2s)}{n+m}$ 也达到最小。

(2) $s > n$ 时的情形 当具有补贴资格人数超过拍卖分配车牌数量时, 会出现没有均衡的情形。当拍卖报价没有上限的时候, 任何价格都是允许的。这时, 具有补贴资格的人如果摇号, 只能依一定概率获得成功。如果他参加拍卖, 则出价略低于平均成交价时, 就可以获得车牌。由于具有补贴资格的人数超过了通过拍卖方式分配的车牌数, 意味着在任何成交价水平都会出现有补贴资格的人报价失败不能获得车牌。但是这些报价失败的人总是有动机偏离原来价格, 报一个略高于平均成交价的价格, 确保自己可以获得车牌。这类似产业组织中伯川德价格竞争模型。但是当拍卖报价没有上限的时候, 会使得拍卖的报价逐渐攀升不能停止, 因而博弈就不存在均衡。如果规定在拍卖阶段最高限价为 $\xi > 1-m$, 可以重新确保均衡存在。

定理 3 当 $s > n$ 时, 如果拍卖阶段存在最高限价 $\xi > 1-m$, 存在如下的均衡:

(1) 当 $\frac{n}{s} > \frac{m}{1-s}$ 时, 所有具有补贴资格的人都参与拍卖, 出价为最高限价 ξ , 没有补贴资格的人都参与摇号。

(2) 当 $\frac{n}{s} < \frac{m}{1-s}$ 时, 有补贴资格的人中参加摇号的人数 $s-k$, 参加拍卖的人数为 k , 满足 $\frac{n}{k} = \frac{m}{1-k}$ 。对于有补贴资格的人, 参加拍卖报价最高限价 ξ 。没有补贴资格的人参加摇号。

证明: (1) 当 $\frac{n}{s} > \frac{m}{1-s}$ 时, 这时所有参加拍卖的人都是有补贴资格的人, 所有没有补贴资格的人参加摇号。由于所有参加拍卖的人都出最高限价, 因而随机选择竞价成功的人, 中选的概率就是 $\frac{n}{s}$ 。对于有补贴资格的人 v , 他的出价等于平均价会得到完全补偿, 因此参加拍卖的效用为 $\frac{n}{s}v$, 高于参加摇号的效用 $\frac{m}{1-s}v$ 。由于拍卖的成交价格为最高限价, 参加摇号的人也不会愿意参加拍卖。对任意的 $v \in [0, 1]$, 如果没有补贴资格, 他参加拍卖成功的收益最多是 $v-\xi$, 他参加摇号的效用为 $\frac{m}{1-s}v$, 当 $\xi > 1-m$ 时, 可以验证 $v-\xi < \frac{m}{1-s}v$ 。

(2) 当 $\frac{n}{s} < \frac{m}{1-s}$ 时, 全部有补贴资格的人参加拍卖时的中签率低于参加摇号的中签率, 因此有补贴资格的人中参加摇号的人数 $s-k$, 参加拍卖的人数为 k , 满足 $\frac{n}{k} = \frac{m}{1-k}$ 。对于有补贴资格的人 v , 参加拍卖报价为最高限价 ξ 时, 竞争成功的概率 $\frac{n}{k}$, 他的期望收益为 $\frac{n}{k}v$; 参加摇号的总人数为 $1-s+s-k=1-k$, 因而摇号成功的概率为 $\frac{m}{1-k}$, 他的期望收益为 $\frac{m}{1-k}v$ 。二者相等, 所以参加拍卖和参加摇号的预期收益无差异。

参加摇号的无补贴资格的人 v 如果想要拍卖竞价成功, 需要支付最高限价 ξ , 他参加拍卖成功的收益最多是 $v-\xi$, 他参加摇号的效用为 $\frac{m}{1-k}v$ 。对任意的 $v \in [0, 1]$, 当 $\xi > 1-m$ 时, 可以验证 $v-\xi < \frac{m}{1-k}v$, 显然参加摇号的收益更高。

从定理3可以看到, 拍卖存在最高限价时的均衡中, 拍卖阶段全部是具有补贴资格的人成交, 这使得拍卖的净收益等于0。均衡中的公平和效率, 依赖具有补贴资格的人的分布情况, 与之前的分析类似, 补贴降低了效率但是能增加公平。

总结以上分析可以看到, 人才补贴降低了具有补贴资格者拍卖获得车牌的成本, 增加了拍卖的竞争性, 提高了拍卖的成交价格。由于从有补贴资格参与者获得的净收入等于零, 人才补贴降低了拍卖收入, 对于配置结果的公平和效率的影响依赖具有补贴资格参与者集合的分布情况。当补贴资格降低分配效率的时候, 可以增加分配的公平。如果具有补贴资格者多于拍卖分配的车牌数, 可能会导致畸高的拍卖价格。需要在拍卖阶段中引入最高限价, 防止极端事件出现。

3 总结

随着家庭小汽车的需求逐渐增加, 城市交通拥堵和汽车数量增长的矛盾会在越来越多的大城市出现。控制新增小汽车牌照数量是限制汽车增长, 延缓交通拥堵的一种合理手段。小汽车牌照作为一种出行方式资格证, 分配方式必须满足公开、公平和效率的原则。广州汽车牌照分配模式同时包含拍卖和摇号两种方式, 对车牌需求者实现了分流, 使得汽车牌照分配在公平和效率之间进行了折中。

结合拍卖和摇号的分配方式是一种新的市场设计, 本文分析了车牌分配的连续统模型时广州车牌分配模式的纳什均衡; 对车牌需求支付意愿高的参与人

参加车牌拍卖,而对车牌支付意愿低的参与人参加摇号。竞价成功的人中的最低支付意愿和摇号中签率决定了车牌拍卖的最高价格。均衡结果提供了估计车牌分配公平和效率的结构。利用帕累托分布近似车牌支付意愿分布的右端尾部分布,本文提出了估计广州市车牌分配的效率和公平的方法。广州车牌模式也被深圳、杭州和天津等城市使用,本文的方法也可以用来估计和评价这些城市的车牌配置效果。

通过建立车牌分配的连续统模型,本文考察了博士和博士后人才补贴对车牌分配结果的影响。如果有补贴资格的参与人在没有补贴资格时对车牌的支付意愿也较高,则人才补贴对车牌分配的公平和效率没有影响,对人才获得车牌的竞价补贴直接减少了政府拍卖收入。当有补贴资格的参与人的支付意愿较低时,人才补贴的存在会提高车牌拍卖的价格,在合理参数范围内减少拍卖的净收入,降低车牌分配的效率,但是提高车牌分配的公平性。

在分析人才补贴对车牌分配结果的影响时,如果参与人的类型是有限离散的,有补贴资格参与人的混合策略较为复杂,值得未来进一步深入研究。此外,本文的分析框架是完全信息的,未来进一步研究的方向是考虑不完全信息时人才补贴对车牌分配均衡的影响。人才补贴使得参与人之间不对称,非对称不完全信息博弈均衡中的微分方程组通常缺乏显示解。寻求显示解的条件,可以进一步考察本文分析结论的稳健性。

本文的分析结果不仅适用在车牌,也可以用在其他公共资源的分配上。广州汽车牌照分配模式作为一种公共资源分配方式,结合公平和效率的优点,可以应用在其他公共资源资格的分配中。在户籍制度改革中,许多城市实行积分入户制度来分配新增的市民户籍资格。户籍资格作为城市政府的稀缺资源,也可以考虑引入拍卖分配的方式进行分配。因而在合格候选人中,类似广州汽车牌照分配方式分配入户资格,既可以公平分配户籍资格,也可以增加政府收入,用于市政建设,提高市民福利。

参考文献

- 冯苏苇,林昌. 2018. 车牌额度拍卖市场管制有效性及效率改进空间[J]. 管理科学学报, 21(9): 12-22.
- Feng S W, Lin C. 2018. Performance evaluation of car ownership regulation on Shanghai quota auction market and its improvement[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 21(9): 12-22. (in Chinese)
- 荣健欣,孙宁. 2015. 汽车牌照配置的混合机制设计——对我国车牌配置机制改进的探讨[J]. 财经研究, 41(12): 62-71.
- Rong J X, Sun N. 2015. Hybrid mechanism design of vehicle license allocation; On

- improvement of China's vehicle license allocation mechanism[J]. *Journal of Finance and Economics*, 41(12): 62-71. (in Chinese)
- 汪锋, 李善军. 2016. 机动车限牌的社会福利影响和最优配额研究[J]. 管理科学学报, 19(12): 1-13.
- Wang F, Li S J. 2016. Social welfare consequences of automobile license allocation and optimal quota[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 19(12): 1-13. (in Chinese)
- 魏冬, 郑捷. 2013. 基于公平效率准则的车牌分配机制分析: 以京沪两地政策为例[Z].
- Wei D, Zheng J. 2013. Analysis of license plate distribution mechanism based on fair and efficiency principle: Beijing and Shanghai as an example[Z]. (in Chinese)
- 邢李志, 郜启霞, 吴姗, 等. 2017. 北京市小客车指标摇号与竞价混合配置方式探讨[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 17(3): 36-44.
- Xing L Z, Gao Q X, Wu S, et al. 2017. First study on vehicle registrations via hybrid distribution of lottery and auction in Beijing[J]. *Journal of Beijing University of Technology (Social Sciences Edition)*, 17(3): 36-44. (in Chinese)
- 许敏波. 2021. 家庭预算约束与车牌分配机制的福利分析[J]. 经济学(季刊), 21(1): 223-240.
- Xu M B. 2021. Welfare analysis of automobile license allocation mechanisms with budget-constrained agents[J]. *China Economic Quarterly*, 21(1): 223-240. (in Chinese)
- 张彤, 侯幸, 吴昱. 2017. 效率、民意与车牌分配方式选择[J]. 经济学(季刊), 16(2): 707-728.
- Zhang T, Hou X, Wu Y. 2017. Efficiency, public attitude and car plate license distribution methods [J]. *China Economic Quarterly*, 16(2): 707-728. (in Chinese)
- Daljord Ø, Hu M, Pouliot G, et al. 2019. The black market for Beijing license plates [R]. Becker Friedman Institute.
- Evans M F, Vossler C A, Flores N E. 2009. Hybrid allocation mechanisms for publicly provided goods[J]. *Journal of Public Economics*, 93(1/2): 311-325.
- Hu M T, Xiao J J, Zheng B Y. 2022. The selection effect of quota rationing mechanisms on sales distribution: The convergence of auction and lottery [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 200: 803-819.
- Huang Y G, Wen Q. 2019. Auction-lottery hybrid mechanisms: Structural model and empirical analysis[J]. *International Economic Review*, 60(1): 355-385.
- Krishna V. 2009. Auction theory[M]. 2nd ed. New York, USA: Academic Press.
- Li S J. 2018. Better lucky than rich? Welfare analysis of automobile licence allocations in Beijing and Shanghai[J]. *Review of Economic Studies*, 85(4): 2389-2428.

- Milgrom P. 2004. *Putting auction theory to work* [M]. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Roth A E, Ockenfels A. 2002. Last-minute bidding and the rules for ending second-price auctions: Evidence from eBay and Amazon auctions on the internet[J]. *American Economic Review*, 92(4): 1093-1103.
- Roth A E. 2018. Marketplaces, markets, and market design[J]. *American Economic Review*, 108(7): 1609-1658.
- Vulkan N, Roth A E, Neeman Z. 2013. *The handbook of market design* [M]. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Xiao J J, Zhou X L, Hu W M. 2017. Welfare analysis of the vehicle quota system in China[J]. *International Economic Review*, 58(2): 617-650.

An Analysis of Efficiency and Equity of the Car Plates Allocation Mechanism in Guangzhou

Haifeng Nie

(Lingnan College, Sun Yat-sen University)

Abstract Guangzhou city is the first city to use the auction and lottery hybrid mechanism to allocate the car plates in traffic restriction cities. The efficiency and equity of allocation and the effects of talent subsidy are analyzed. Firstly, the Nash equilibrium of the game under Guangzhou Mechanism is analyzed and the willingness to pay for the car plates of auction participants are higher than the willingness to pay of the lottery participants. Secondly, after estimating the tail distribution of the participants' willingness to pay, we find that the ratio of the consumer surplus to the revenue is about 5 : 1, and the Gini coefficient of car plate accessibility is 0.42. Thirdly, we find that the talent subsidy may increase the bidding price and decrease the revenue from the car plate auction. The effect of talent subsidy on the efficiency and equity of allocation depends on the distribution of the willingness to pay of qualified participants of the talent subsidy.

JEL Classification D44, D45, H40

外来移民对城市房价的影响： 一种基于本地居民流动性的分解¹

杨本建² 林云鹏³

摘 要 本文采用一种新的分解方法,将外来移民对城市房价的总效应分解为外来移民的直接需求效应和通过影响本地居民流动性从而影响城市房价的引致需求效应,并估计了这两种效应在解释城市房价上涨中所占的比例。运用2015年1%人口抽样调查微观数据以及中国房地产指数系统的百城住房价格数据,实证结果表明,外来移民占比增加1%,城市房价上涨0.59%,其中,移民的直接需求效应可以解释总效应的73.9%,剩余26.1%由外来移民的引致需求效应解释。本文结果意味着,外来移民不仅会通过直接的需求效应推动城市房价上涨,而且还会通过影响本地居民的流动性从而间接影响城市住房价格,忽略这一引致需求效应将会低估外来移民对城市房价的影响。

关键词 外来移民;城市住房价格;本地居民流动性;直接需求效应;引致需求效应

0 引言

在城市化的过程中,如何客观地认识外来移民给城市带来的成本不仅是一个重要的理论问题,而且也是当前优化人口空间分布格局,推动城市群发展亟待回答的政策问题。长期以来,中国理论界的一种观点认为,外来移民集中在

1 本文受到国家统计局、国家统计局-清华大学数据开发中心的数据支持。本研究所使用的2015年1%人口抽样调查数据来自国家统计局微观调查数据库。本文的结果不代表国家统计局或国家统计局-清华大学数据开发中心的意见或观点。本文是国家社科基金“城市群视角下技术创新的内生机理及其经济增长效应研究”(项目编号:6CJL010)、广东省自然科学基金“产业政策协同影响产业升级的理论与实证研究”以及暨南大学宁静致远项目“产业政策协同对产业升级的影响研究:微观机制、实证证据与政策设计”的阶段性研究成果。作者感谢审稿人提出的宝贵意见和建议,文责自负。

2 杨本建,暨南大学经济学院副教授,研究领域为区域与城市经济,E-mail:jinyanj@163.com。

3 林云鹏,暨南大学经济学院硕士生,573415617@qq.com。

少数城市会显著提高城市化的成本,带来高房价、高污染、交通拥挤等“大城市病”(朱选功,2000;仇保兴,2003;秦待见,2008;肖金成,2009;辜胜阻等,2014)。虽然近年来发展城市群成为城市化的政策取向,但在一些大城市对外来人口落户仍然存在各种限制,防止出现“大城市病”的思想对中国城市化的政策选择仍然有着广泛影响。然而,尽管中国理论界和政府对于“大城市病”保持了高度警惕,但这种警惕多源于其他国家城市化的经验和教训,很少有文献深入考察中国城市中外来移民进入与生活成本之间的关系。外来移民在多大程度上解释了城市日益上升的生活成本?这种影响通过何种机制发生作用?对于这些重要问题,现有的文献都不能做出很好的回答。

本文考察当前政策体系下外来移民进入对城市住房价格的影响。作为城市生活成本最主要的构成部分,近年来快速上涨的中国城市住房价格引起了社会各界的关注。在理论上,由于外来移民对城市住房存在需求,移民进入对城市房价上涨的影响似乎是显而易见的,但这种移民的直接需求并不足以解释外来移民对城市住房价格的影响。除了直接需求以外,移民进入可能通过劳动力市场中的竞争或互补效应,从而减少(增加)本地移民迁移到其他城市的意愿,间接地增加(减少)本地居民的住房需求。这种引致需求带来的间接效应也是外来移民影响城市住房价格的重要渠道。基于这样的认识,本文将考察以下问题:外来移民对城市住房价格产生了多大影响?这种影响有多大比例可由外来移民的直接需求解释,又有多大比例由移民带来的引致需求解释?

为此,本文构建了一个简单的数理模型,说明供给给定条件下外来移民的直接需求效应和引致需求效应如何影响城市的住房价格。在此基础上,本文采用2015年1%的抽样调查数据,实证考察外来移民对城市住房价格的影响,并运用一种新的方法分解出移民的直接需求效应和引致需求效应对城市住房价格的解释力。实证结果表明,在控制了其他影响因素的条件下,外来移民推动了城市房价上涨,外来移民占城市人口比重增加1%,城市房价上涨约0.59%。对这一效应分解发现,外来移民进入增强了城市的吸引力,降低了本地居民的迁出意愿,其直接需求效应解释了总效应的73.9%,剩下的26.1%由移民进入带来的引致需求效应来解释。本文的研究结论发现,移民进入会通过影响本地居民的迁出意愿,从而对城市的住房价格产生影响。这在考察中国城市住房价格变动的文献中属于首次。

本文有可能从两方面对现有的文献作出贡献。首先,本文不仅为移民在多大程度上影响中国城市房价这一重要问题提供了实证证据,而且将外来移民对房价的总效应分解为直接需求效应和引致需求效应,进一步考察了外来移民影响城市住房价格的中间机制。虽然现有文献大多认为移民进入是影响中国城市房价的重要因素,但直接估计移民对城市房价效应的文献并不多见。目前仅

陆铭等(2014)和李嘉楠等(2017)运用2005年1%人口抽样调查数据考察了移民对城市房价的影响。这些文献与当前国际上的文献类似,关注的是移民对房价的总效应(Saiz,2007;Sharpe,2019),并没有深入考察移民进入带来的直接住房需求效应和间接效应,因而无法说明移民进入对城市住房价格影响的中间机制。本文在估计得到移民进入对城市住房价格的总效应的基础上,进一步将其分解为移民的直接需求效应和引致需求效应,发现移民的直接需求可以解释总效应的73.9%,剩下26.1%由外来移民的引致需求效应解释,深化了我们对移民与城市房价关系的认识。其次,在因果识别方面,本文以移民迁出地的特征以及迁出地与迁入地的空间距离构建的工具变量更好地满足了外生性的要求,从而能够更为有效地识别移民进入对城市住房价格变动的影响。陆铭等(2014)和李嘉楠等(2017)运用1974年1月份的平均气温作为迁入移民的工具变量,这实际上忽略了城市的自然条件(如气温、降雨量等)也是影响房价的重要因素^①。国际上这一领域的文献多采用份额转移法来构建工具变量(Saiz,2007;Sharpe,2019),这一工具变量基于移民过去的地理分布来预测当前的移民率,不足之处在于它忽略高比例移民城市与低比例移民城市历史差异的持续性,这种差异可能会直接影响城市的房价水平(Sharpe,2019)^②。我们参考Boustan et al. (2010)和Imbert et al. (2016)的做法,借鉴移民的推拉理论和国际贸易中引力模型的思想,从移民的推力-迁出地视角构建了迁入地的外生移民数,作为迁入移民占比的工具变量。由于我们使用的1974年1月份的平均气温和是否属于清代通商口岸都是迁出地的信息,因此对于迁入地是外生的。相对于现有的文献,本文构建的工具变量更好地满足了外生性的条件。

1 文献综述

在外来移民影响城市房价的研究中,现有文献集中于考察国际移民对发达国家城市房价影响,并没有得到一致的结论。以整个城市或区域为考察对象的文献大多支持外来移民与城市房价之间存在正向关系(Saiz,2003,2007;Ottaviano and Peri,2012)。Saiz(2007)使用美国的移民和房价及租金数据研究发现,占城市人口1%的外来移民涌入会导致该城市房价和租金平均上涨1%。Degen and Fischer(2017)运用瑞士行政区的数据研究发现,相当于当地人口1%

^① Saiz(2007)和Sharpe(2019)都认为迁入地的气温、降雨量等会直接影响房价,因此在他们的回归方程中城市的气温通常作为控制变量而加入。

^② Sharpe(2019)注意到了基于份额转移法构建的工具变量的局限性,因此同时控制了历史上城市住房价格的变化幅度,希望能够控制高比例移民城市与低比例移民城市历史差异的持续性对房价的影响。但是我们认为,即使加入这一变量,仍然不能完全消除历史上影响移民的地理因素对房价的直接影响,从而导致基于份额转移法构建的工具变量不满足外生性条件。

的外来移民进入会推动独栋住宅价格上涨2.7%。Gonzalez and Ortega(2013)使用西班牙省级层面2000—2010年的外来移民和房价数据研究发现,占当地城市人口1%的外来移民进入会推动本地次年房价上涨1%至1.6%,住房数量增长0.8%至1%。另外一些文献发现,外来移民对当地房价的影响是不确定的。Akbari and Aydede(2012)运用加拿大1996年、2001年和2006年的房价数据与外来移民回归发现,外来移民对城市房价的影响在统计上显著但数值很小,并指出这可能是由于外来移民导致本地居民迁出以及住房供应增加导致的。Saiz and Wachter(2011)运用美国大都市区的数据,发现移民密度高地区的临近区域住房价值增长较慢。Accetturo et al. (2014)运用意大利20个城市的数据,发现与其他区域相比,移民进入区房价上涨的速度会相对缓慢。Sá(2015)运用英国移民和住房的数据发现,外来移民对城市房价具有负向影响,并且进一步证实这种负向影响是由于当地居民迁出导致。

另一些文献考察了移民影响城市房价的中间机制,移民与本地居民在劳动力市场中的关系是关注的重点。Combes et al. (2015)发现,城市外来移民占比与当地人的工资水平存在显著的正向关系,并且对高技能的当地人效应更显著。Sanchis-Guarner(2017)运用西班牙的省级数据发现,外来移民与当地人口存在互补效应,来自国外的移民每增加100人,会吸引近35位国内移民迁移至同一省,从而增加当地的住房需求。除了估计外来移民对城市房价的总效应之外,现有的多数文献都指出,外来移民是“吸引”还是“挤出”本地居民,是移民影响城市房价的重要渠道。然而,只有少数文献为这一机制提供了实证证据。Sá(2015)发现,移民进入导致本地居民迁出该地区,而Sanchis-Guarner(2017)则发现,移民进入导致国内居民也迁入该地区。

与上述文献关注的国际移民不同的是,中国大规模移民发生在国内不同地区之间且以大城市或沿海城市为目的地。很多文献考察了区域间的移民在迁入地劳动力市场上的表现(李实,1997;刘学军和赵耀辉,2009;陈钊等,2009;Combes et al., 2015)。然而,到目前为止仅有少数文献直接研究移民对城市房价影响。陆铭等(2014)利用2000年人口普查数据以及2005年1%人口抽样调查数据研究发现,2000年移民占比每增加10%,2005年的房价就会增长8.33%。李嘉楠等(2017)在验证陆铭等人结论的基础上,进一步发现外来移民通过提高当地高技能劳动者的收入和促进迁入地工业企业的增长从而间接推高房价。虽然李嘉楠等(2017)考察了移民对城市房价影响的部分中间机制,但他们的研究与陆铭等(2014)类似,侧重于考察移民对城市住房价格的总效应。本文将在这些文献的基础上,估计移民的直接需求效应和引致需求效应对城市住房价格上涨的解释力。

2 一个简单的理论模型

为了更清楚地说明外来移民如何影响城市房价,本文在 Saiz (2007) 和 Sá (2015) 的基础上,构建一个简单的理论模型,旨在说明迁入城市的外来移民如何影响房价,因此不涉及对户籍制度等影响移民的因素进行分析。与 Saiz (2007) 不同的是,为了说明外来移民与本地居民在劳动力市场中的关系,本文构建的模型考虑了外来移民带来的收入效应。与 Sá (2015) 不同的是,本文构建的模型不考虑本地居民对外来移民的偏好,本地工人与外来移民可能是同质的也可能是异质的。

假定城市存在两种工人,本地工人 N 和外来移民 I ,本地工人与外来移民都可以在城市之间自由流动。假定本地工人 i 的效用函数为:

$$U_{i,c} = V_{i,c} + h^{\frac{1}{2}} x^{\frac{1}{2}} \quad (1)$$

其中, $V_{i,c}$ 表示城市 C 的便利性对于本地工人 i 的价值,式(1)右边第二项为住房消费 h 和其他商品消费 x 的柯布-道格拉斯效用函数。简单起见,假定住房与其他商品的替代弹性为 $\frac{1}{2}$ 。

由于我们主要分析移民与房价的关系,为了分析方便,假定本地工人除了工资收入外,没有其他收入来源,本地工人效用最大化有以下预算约束: $R \times h + x = W$, R 表示房租, W 表示本地工人的工资收入,其他商品为计价物。效用最大化下,本地工人的住房需求和其他商品的需求为:

$$h = \frac{1}{2} \frac{W}{R}, \quad x = \frac{1}{2} W \quad (2)$$

参考 Saiz (2007),假定工人对城市便利性的偏好是异质的,我们将本地工人对城市便利性的偏好排序 $i \in \{1, 2, \dots, N\}$,并假定每一个本地工人对城市便利性的偏好为 $V_{i,c} = A - a \times i$ 。这里 i 表示每一个工人, a 为一个外生给定的参数,因此,一个本地工人对城市便利性的偏好 $V_{i,c}$ 由一个常数 A 与个体的偏好差异 ($a \times i$) 决定。

本地工人的工资取决于外来移民的数量并与外来移民数量呈现一种线性函数关系: $W = \bar{W} - \rho I$, $\bar{W}$ 表示外来移民为 0 时城市工人的工资水平。由此可知,存在外来移民的条件下,城市本地工人的工资水平取决于 $\bar{W}$ 和外来移民与本地工人在劳动力市场中的关系^①。如果外来移民与本地工人在劳动力市场存在竞

^① 本地经济发展也会影响城市工人的工资水平。在我们的模型中,本地经济发展水平对本地工人工资的影响体现在 $\bar{W}$,同时由于工人是自由流动的,且工人流动的目的是追求高收入,因此一个城市的外来移民数也可以直接反映该地区的经济发展水平。

争关系,即二者在劳动力市场上存在替代效应,外来移民增加会导致本地工人工资水平下降,这时 ρ 大于0;如果外来移民与本地工人在劳动力市场上存在互补效应,外来移民增加会导致本地工人工资水平上升,这时 ρ 小于0。

为了刻画本地工人的流动性或迁移意愿,我们假定存在一个外部的效用水平 $\bar{U}$,如果本地工人 i 在城市 C 获得的效用 $U_{i,C} \geq \bar{U}$,则他有意愿迁入城市 C 。将式(2)代入式(1)的效用函数中,我们得到本地工人进入城市 C 的均衡条件为: $A - aN + \frac{1}{2}WR^{-\frac{1}{2}} = \bar{U}$,由此可以得到均衡时本地工人的数量为:

$$N = \frac{1}{a} \left(A - \bar{U} + \frac{1}{2}WR^{-\frac{1}{2}} \right) \quad (3)$$

我们假定移民对住房的偏好与城市 C 的本地工人对住房的偏好相同,移民是同质的且获得的工资水平为 $\bar{W}_I$,则城市住房的总需求为: $H^D = \frac{1}{2} \frac{1}{R} (NW + I\bar{W}_I)$,等式右边括号内为城市工人(包括移民和本地工人)的总收入,对等式两边取对数,则有:

$$\ln H^D = -\ln 2 - \ln R + \ln \text{Income} \quad (4)$$

其中, $\text{Income} = NW + I\bar{W}_I$ 。

外来移民和本地工人的住房成本取决于当地住房供给的弹性。在某些城市如果住房供给弹性较大,随着住房需求的增加,房价上升较慢。反之,在住房供给价格弹性较小的城市,随着住房需求的增加,房价上升会较快。参考 Saiz (2007) 我们设定住房供给为:

$$\ln H^S = \beta_0 + \beta_1 \ln p \quad (5)$$

式(5)中, β_1 为住房的供给价格弹性, p 为房价,等于按照利率折算的房屋租金现值,即 $p = \frac{R}{d}$, $\ln p = \ln R - \ln d$ 。

均衡条件下,住房供给等于住房需求,于是可以得到:

$$\frac{dp}{dI} = p \frac{1}{1 + \beta_1} \frac{1}{\text{Income}} \frac{d\text{Income}}{dI} \quad (6)$$

而收入又等于本地工人和外来移民的工资收入,则有:

$$\frac{d\text{Income}}{dI} = \bar{W}_I + \frac{dN}{dI} \bar{W} - \rho N \quad (7)$$

由式(7)可知,外来移民对城市总收入的影响取决于两部分:第一部分为外来移民的工资水平 $\bar{W}_I$,外来移民的工资水平越高,城市的总收入也越高;第二部分为外来移民对本地居民的影响 $\frac{dN}{dI} \bar{W} - \rho N$,而这部分又取决于两个方面。一是外

来移民对本地工人数的影响 $\frac{dN}{dI}$ 从而导致的本地工人工资的变化^①;第二部分为外来移民与本地工人在城市劳动力市场中的关系。如果外来移民与本地居民在劳动力市场中是一种替代关系,即 $\rho > 0$,那么外来移民进入对城市总收入的边际效应会下降或为负;如果外来移民与本地工人在劳动力市场中是一种互补关系,即 $\rho < 0$,则外来移民对城市总收入的边际效应为正,且较大。

根据式(3),外来移民对本地工人流动性或迁移意愿的影响为:

$$\frac{dN}{dI} = -\frac{1}{a} \left[\frac{1}{2} \rho (p \times d)^{-\frac{1}{2}} + \frac{1}{4} (p \times d)^{-\frac{3}{2}} d \frac{dp}{dI} \right] \quad (8)$$

首先,本地工人迁出所在城市的意愿取决于外来移民在城市劳动力市场中与本地工人之间的关系,如果是替代关系($\rho > 0$),外来移民增加会导致本地工人工资下降,从而提高本地工人的迁出意愿;如果是互补关系($\rho < 0$),外来移民增加会导致本地工人工资上升,从而降低本地工人的迁出意愿。此外,本地工人迁出城市的意愿还取决于外来移民 $\frac{dp}{dI}$ 对房价的直接影响,如果外来移民的直接需求对房价上升的边际影响很大,这会增加本地工人的生活成本,从而提高本地工人的迁出意愿。

综合式(6)、式(7)和式(8),则外来移民对城市房价的影响为:

$$\frac{dp}{dI} = -\frac{p \left[\frac{1}{a} \frac{1}{2} \rho (p \times d)^{-\frac{1}{2}} W + N\rho - \bar{W}_I \right]}{(1 + \beta_1) \text{Income} + \frac{1}{a} \frac{1}{4} W (p \times d)^{-\frac{1}{2}}} \quad (9)$$

从式(9)可知,外来移民对城市房价的影响较为复杂。除了外来移民对住房的直接需求效应 $\bar{W}_I$ 以外,同时也取决于外来移民带来的引致需求;如果本地工人与外来移民在城市劳动力市场中是一种替代关系($\rho > 0$),外来移民进入可能会导致本地工人会迁出城市,如果一个外来移民导致一个以上的本地工人迁出城市,则 $\frac{dp}{dI}$ 可能小于0,外来移民对城市房价产生负向影响;如果本地工人与外来移民在城市劳动力市场中是一种互补关系($\rho < 0$), $\frac{dp}{dI}$ 可能大于0,外来移民对城市的房价产生正向影响。

^① 如果一个外来移民进入导致一个本地居民迁出,即 $\frac{dN}{dI} = -1$,则外来移民仍然会影响城市的总收入,这是因为外来移民与本地工人的工资可能存在差异($\bar{W}$ 不等于 $\bar{W}_I$)。

3 外生移民的构建

3.1 构建思路

识别外来移民与城市住房价格之间因果关系的挑战主要来自两个方面:一是外来移民与房价之间互为因果。城市房价既可以体现城市的生活成本,同时也可以体现城市的工作机会和发展潜力,在发展潜力好,工作机会多的城市,房价也相对较高。张莉等(2017)发现,房价与移民之间存在倒U型关系,在房价不是很高的条件下,房价与移民存在正相关关系;二是在回归过程中,移民与房价可能同时受到第三个因素的影响,遗漏变量导致房价与扰动项相关(Saiz, 2007)。

现有的文献普遍使用转移份额(shift-share)的办法来构建移民的工具变量,识别移民与城市房价的因果关系(Saiz, 2007)。该方法基于移民过去的地理分布来预测当前的移民率,以这一方法预测的移民率作为现实移民率的工具变量(Bartel, 1989; Card, 2001; Ottaviano and Peri, 2006; Boustan, 2010)。这一工具变量的一个重要假设在于,当前移民的区位选择与历史上移民的区位选择高度相关,但历史移民的区位选择不会直接影响当前的房价。因为这一工具变量是历史移民区位选择和整个国家移民数的函数,因此它与其他直接影响城市房价的冲击不相关。换言之,这一工具变量认为现在的城市移民数与城市房价是相互影响的,但历史的移民数与当前城市的房价不相关。

这种构建工具变量方法的不足之处在于它忽略高比例移民城市与低比例移民城市历史差异的持续性,这种差异可能会直接影响城市的房价水平(Sharpe, 2019)。城市房价增长具有一定的“惯性”,即随着时间的推移房价持续增长(Gyourko et al., 2013)。这意味着,如果选用的历史时期与当前的时间间隔不够长,一些对房地产市场的冲击会随时间的推移而持续发生作用,移民与房价的正向关系可能是由历史上某些事件冲击的持续发生作用导致。在这种情况下基于转移份额方法构造的工具变量可能无效(Sharpe, 2019)。

为了克服份额转移法的这种缺陷,我们借助于推拉理论,从影响人口迁出某一地区的因素以及人口迁出地与迁入地的空间距离,构建一个迁入地外生的移民数作为现实移民数的工具变量。在Lee(1966)的推拉模型中,人口迁移的“推力”是指导致人们离开原居住地的因素;“拉力”是指吸引移民来到新目的地的因素。我们认为,虽然吸引外来移民进入目的城市 d 的因素(拉力)与房价可能是相互影响的,但导致移民迁出原所在城市 o 的因素(推力)是外生于目的城市 d 的房价的。因此,我们可以采用导致移民迁出城市 o 的因素以及迁出地

与迁入地之间的空间距离,预测每一个迁入城市的移民数。这一预测的移民数是用迁出地的信息以及迁出地与迁入地之间的空间距离构建的,因此与迁入城市的现实移民数是相关的,但与迁入城市的房价不相关,而且只能通过现实的移民数影响迁入城市的房价,可以作为移民迁入城市 d 的工具变量。

自然条件(如气温、降雨量等)通常被认为是影响移民迁出某一地区的重要因素,因为这些因素不仅直接影响了农业收成,还直接体现了一个地区的宜居性,从而构成了人口迁移的“推力”。陆铭等(2014)和李嘉楠等(2017)发现气温是影响中国区域之间移民的重要因素。Fishback et al. (2006)和 Boustan (2010)也发现,气温可以解释美国各州之间移民,宜居性是移民迁出原居住地及选择迁移目的地的重要因素。Imbert et al. (2016)认为降雨量少和国际粮食价格波动提高人们外迁的意愿。历史上的一些事件造成的外生冲击会导致移民发生,考虑到移民的持续性,这种历史上的冲击会影响当前移民的区位选择。在研究中国移民的文献中,在外国列强逼迫下清政府设立通商口岸被认为是一个外生的历史事件冲击,而客观上通商口岸城市较早地建立了现代商业制度,成为历史上中国区域经济中心,是历史上吸引移民主要区域(Combes et al., 2015)。这些历史上的区域经济中心在改革开放以后重新焕发活力,在这些城市移民迁入的数量远超过迁出的数量,也即是否为通商口岸城市影响移民的迁出,通商口岸城市迁出的人口要远小于迁入的人口。

因此,我们首先以 1974 年 1 月平均气温和是否为清代通商口岸城市两个变量来预测迁出移民数量;然后使用引力模型,用原居住城市 o 和迁入城市 d 之间的地理距离来预测离开 o 城市的移民迁移到目的地 d 城市的概率,从而构建一个迁入城市的外生移民数,作为现实移民的工具变量。

3.2 构建方法

我们借鉴 Boustan et al. (2010)和 Imbert et al. (2016)的做法,分两步来构建外生移民数量:首先,通过 1974 年 1 月平均气温和是否属于清政府通商口岸城市哑变量来预测原居住地的迁出移民数量。然后,我们将迁移人口基于地理距离进行目的地分配,从而得到各市外生的移民数量,以这个预测的外来移民数作为可观测移民率的工具变量。

3.2.1 预测原居住地的迁出移民数量

我们基于 2015 年 1%人口抽样调查数据中的迁移时间和户籍所在地,在城市层面处理得到在 $t=2011, 2012 \dots, 2015$ 年每一年,迁出地 o 到迁入地 d 的移民总量 $M_{o,d,t}$ 。然后,我们将 t 年离开 o 地的移民总量除以仍留在 o 地的总人数 (R_o),得到 o 地在 t 年的迁出率:

$$M_{o,t} = \frac{\sum_d M_{o,d,t}}{R_o}$$

迁出地 o 的迁出率由当地条件(Z_o)决定:

$$M_{o,t} = \beta_0 + \beta_1 Z_o + \nu_t + \varepsilon_{o,t} \tag{10}$$

Z_o 包含了各城市 1974 年 1 月平均气温和是否属于清代通商口岸哑变量。通过对式(10)回归,我们可以得到迁出地 o 预测的迁出率 $\tilde{m}_{o,t}$ 。结合 o 地的总人口数,我们可以预测 o 地 t 年的迁出人口总量:

$$\tilde{N}_{o,t} = \tilde{m}_{o,t} \times R_o$$

同理,我们将 t 年进入 o 城市的移民总量除以仍留在 o 城市的总人数(R_o),得到 o 地在 t 年的迁入率。我们以迁入率减去迁出率,得到净迁入率。

表 1 报告的是基于式(10)的回归结果。第(1)~(3)列的被解释变量分别为迁入率(in_ratio)、迁出率(out_ratio)以及净迁入率(net_ratio)。结果显示,1974 年 1 月份平均气温对人口的迁入率和迁出率的影响都显著为正,对人口的净迁入率的影响则不显著,这说明,1974 年 1 月份平均气温越高的城市,人口的迁入和迁出都很频繁;是否属于清代通商口岸对人口迁入率的影响显著为正,对迁出率的影响则显著为负,对人口净迁入率的影响显著为正,这说明如果一个城市在历史上属于区域中心城市,则它当前的人口迁出率更低,人口迁入率更高,是人口净迁入城市。结果表明,我们选取 1974 年 1 月份平均气温和是否属于清代通商口岸来预测人口的迁出率是可行的。

表 1 迁移状况回归结果

	(1)	(2)	(3)
	in_ratio	out_ratio	net_ratio
temp1974	0.0009*** (8.55)	0.0008*** (13.66)	0.0001 (0.72)
port	0.0142*** (4.73)	-0.0130*** (-7.77)	0.0272*** (7.37)
年份效应	Y	Y	Y
N	1430	1430	1430
R ²	0.071	0.135	0.039

注:temp1974 表示 1974 年 1 月份的平均气温,port 表示清代通商口岸城市,in_ratio 表示迁入率,out_ratio 表示迁出率,net_ratio 表示净迁移率。系数下方括号内为 t 值;* 表示 $p<10\%$; ** 表示 $p<5\%$; *** 表示 $p<1\%$ 。

3.2.2 构建外生的迁入人口数量

我们参考贸易理论中的引力模型,使用迁出地 o 到所有可能的迁入地 d 的直线距离来预测两地之间的迁移概率:

$$p_{o,d} = f(\text{dist}_{o,d}) + \mu_o + \varepsilon_{o,d} \tag{11}$$

在式(11)中, $p_{o,d}$ 代表 o 地迁移人口迁入 d 地的概率,用 o 地迁移到 d 地的人口数除以 d 地总人口数来表示, $\text{dist}_{o,d}$ 为 o 、 d 两地的直线距离。

然后,我们将来自每一个城市的移民总数和对应迁移概率的乘积加总,最终得到城市层面预测的外来移民总数。由于此预测的移民总数是以迁出地的因素来构建的,其对于迁入地来说是外生的,因此我们可以此预测的移民数作为现实移民的工具变量:

$$\widehat{N}_{d,t} = \sum_{o \neq d} \widehat{N}_{o,t} \times \bar{p}_{o,d}$$

表 2 报告的是两地迁移概率的回归结果。第(1)列中,我们只放入了距离的一次项。第(2)列中,我们考虑了距离对两地迁移概率的非线性影响,放入了距离的二次项。第(3)列中,我们放入了距离的倒数。结果显示,距离越远,两地迁移概率越小。我们以此得到的迁移概率构建了一个每一个城市外生的外来移民数。

表 2 两地迁移概率回归结果

	$P_{o,d}$		
	(1)	(2)	(3)
dist $d_{o,d}$ (1000km)	-0.0137 *** (-17.21)	-0.0300 *** (-14.57)	
squared dist $d_{o,d}^2$		0.0069 *** (8.56)	
inverse dist $1/d_{o,d}$			0.0023 *** (19.68)
迁出地固定效应	Y	Y	Y
N	11511	11511	11511
R^2	0.086	0.092	0.093

注:dist $d_{o,d}$ 表示城市 o 到城市 d 的直线距离,squared dist $d_{o,d}^2$ 表示两地距离的平方,(inverse dist $1/d_{o,d}$)表示两地距离的倒数,系数下方括号内为 t 值;*表示 $p<10\%$; **表示 $p<5\%$; ***表示 $p<1\%$ 。

4 实证方法、数据和变量

4.1 实证方法

4.1.1 估计移民对城市房价总效应回归方程

本文旨在考察外来移民对城市房价的影响。参考 Saiz(2007)和 Sanchis-Guarner(2017),我们设定如下实证模型:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_1 \left(\frac{\text{NIN}_{d,t-1}}{\text{pop}_{d,t-2}} \right) + \alpha Z_d + \delta \Delta X_{d,t-1} + \gamma W_{d,t-1} + \lambda_t + \varepsilon_{d,t} \quad (12)$$

在式(12)中,被解释变量 $\Delta \log(\text{price}_{d,t})$ 为 d 城市 t 年房价自然对数的变化。我们在此用房价的变化量作为被解释变量,可以消除一些特定因素的影响,这些因素可以解释城市的房价水平且可能与移民的定居模式相关。解释变量为 $\frac{\text{NIN}_{d,t-1}}{\text{pop}_{d,t-2}}$, 表示 d 市 $t-1$ 年的外来移民占比。 $\text{NIN}_{d,t-1}$ 表示 d 市 $t-1$ 年的外来移民, $\text{pop}_{d,t-2}$ 表示 d 市 $t-2$ 年的城市人口数。之所以用滞后一期的外来移民数除以滞后两期的城市总人口数以表示移民占比,是为了消除城市规模(人口)对城市房价的影响。 β_1 为我们关注的系数,表示城市外来移民占比增加 1%, 房价变动的百分比。

回归方程中加入了随时间变化的城市层面控制变量 $\Delta X_{d,t-1}$, 这些变量以差分的形式加入,包括滞后一期的人均 GDP 的差分 and 财政支出占 GDP 的差分。人均 GDP 的差分用以控制收入变化对房价变动的影响,在城市经济学的文献中,收入变化是影响城市房价变动的重要因素。财政支出占 GDP 的比重差分用以表示政府规模的变动情况,考察中国区域发展的文献发现,政府规模会影响城市的住房价格,这是因为商品房的销售税是城市财政收入的重要来源。当地方政府需要财政供养的人数增加时,它们倾向于通过影响住房供给和提高价格来获得财政收入。由于这两个变量都采用了差分形式且滞后一期,因此可以认为住房价格变动不会反过来影响上一期人均收入变动和政府规模变动。

虽然我们的被解释变量采用了差分形式,从而可以消除部分与房价水平相关的因素,但城市另一些特征会对房价变动产生影响,这些特征中包含了那些不随时间变化的城市个体效应。在式(12)中,我们添加了一些对房价或房价增长有影响的变量 $W_{d,t-1}$ 。这些变量包括:期初的城市人力资本对数、城市 1995—2005 年的 1 月份平均气温、1995—2005 年各城市 1 月份平均湿度、期初的人均生活用水量的对数、期初的人均道路面积的对数以及 2001—2006 年城市住房价格上涨速度等。在城市经济学的文献中,城市的平均气温和湿度是城市便利性的重要组成部分,对房价变动有重要影响,而且城市的房价变动是人迁移的结果,其反过来会影响城市的气温和湿度。由于城市的气温和湿度取决于纬度和地形,因此在时间上是比较稳定的。为了减少内生性问题,参考 Saiz (2007), 加入滞后的平均气温和湿度,我们加入 1995—2005 年的 1 月份平均气温和平均湿度,以控制城市的气温和湿度对城市住房价格的影响。同时,我们加入年份固定效应 λ_t , 以控制宏观冲击的影响, $\varepsilon_{d,t}$ 表示随机误差项。

在式(12)中,虽然我们通过加入期初人力资本对数、气温、湿度,以控制不

随时间变化的个体效应对住房价格的影响,也加入了表示城市便利性的一些变量,诸如期初的人均道路面积对数和期初的人均生活用水量等,但是由于在方程中我们没有控制城市的固定效应,还存在一些不可观测的不随时间变化的因素会影响住房价格。如果这些变量得不到控制且这些变量与解释变量相关,仍然可能产生遗漏变量带来的内生性问题。我们采用工具变量——前文构建的外生移民数,来处理这种遗漏变量带来的内生性问题。由于这一工具变量是根据迁出地的特征和迁出地与迁入地的距离构建的,与迁入地的经济特征和不随时间变化的特征无关,因此使用工具变量法可以得到 β_1 无偏、一致的估计。

式(12)中, β_1 表示外来移民对城市房价的总效应。从理论上讲, β_1 的符号和大小是不确定的。正如前文所述,如果外来移民进入降低了本地居民迁出的意愿,致使城市住房需求增加,这会推高城市房价;如果外来移民进入提高了本地居民的迁出意愿,导致本地居民迁出,外来移民进入是否推高房价取决于外来移民在多大程度上“挤出”了本地居民。

4.1.2 移民影响本地居民迁移意愿的回归方程

根据前文的分析,想要理解外来移民对城市房价影响背后的机制,我们有必要将外来移民对当地人口流动性的影响以及净人口增加对城市房价的影响全部考虑进来。

为此,我们首先考虑外来移民对当地人口流动性的影响,参考 Peri and Sparber (2011) 和 Sanchis-Guarner (2017) 设定如下回归方程:

$$\frac{\text{OUT}_{d,t}}{\text{Pop}_{d,t-1}} = \beta_2 \left(\frac{\text{NIN}_{d,t}}{\text{Pop}_{d,t-1}} \right) + \delta \Delta X_{d,t-1} + \gamma W_{d,t-1} + \lambda_t + \varepsilon_{d,t} \quad (13)$$

在式(13)中,被解释变量 $\frac{\text{OUT}_{d,t}}{\text{Pop}_{d,t-1}}$ 为 d 城市 t 年迁出人口占比。解释变量为 $\frac{\text{NIN}_{d,t}}{\text{Pop}_{d,t-1}}$,表示 d 市 t 年外来移民占比。 β_2 反映外来移民对当地人口迁出意愿的影响,若 $\beta_2 > 0$,则外来移民与本地居民在劳动力市场上以替代效应为主,外来移民会提高本地居民的迁出意愿;若 $\beta_2 < 0$,则外来移民与当地人口在劳动力市场上增加互补关系,外来移民会降低本地居民的迁出意愿。

接下来,我们考虑净人口变动对城市房价的影响,具体回归方程如下:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_3 \left(\frac{\text{NET}_{d,t-1}}{\text{Pop}_{d,t-2}} \right) + \delta \Delta X_{d,t-1} + \gamma W_{d,t-1} + \lambda_t + \varepsilon_{d,t} \quad (14)$$

在式(14)中,被解释变量 $\Delta \log(\text{price}_{d,t})$ 为 d 城市 t 年房价对数的变化。解释变量为 $\frac{\text{NET}_{d,t-1}}{\text{Pop}_{d,t-2}}$,表示 d 城市 $t-1$ 年净人口流入占比,以外来移民占比减迁出

人口占比来度量。 β_3 体现了净人口流入对城市房价的影响。

4.1.3 分解外来移民对城市房价的总效应

参考 Sanchis-Guarner(2017)的方法,我们从数学上将外来移民对房价的总效应分解为净人口流入的直接需求效应和外来移民通过影响当地人口流动性从而影响城市房价的引致需求效应。首先,我们将式(12)、式(13)、式(14)简写为:移民总效应:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_1 \text{NIN}_{d,t-1} + \cdots + \varepsilon_{d,t}^1 = \beta_1 \text{NIN}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^1 \quad (15)$$

移民对当地人流动性:

$$\text{NOUT}_{d,t-1} = \beta_2 \text{NIN}_{d,t-1} + \cdots + \varepsilon_{d,t}^2 = \beta_2 \text{NIN}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^2 \quad (16)$$

移民净流入效应:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_3 \text{NNET}_{d,t-1} + \cdots + \varepsilon_{d,t}^3 = \beta_3 \text{NNET}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^3 \quad (17)$$

根据式(15),我们可以得到外来移民对城市房价影响的总效应系数:

$$\frac{\partial \Delta \log(\text{price}_{d,t})}{\partial \text{NIN}_{d,t-1}} = \beta_1 \quad (18)$$

净人口流入为该城市外来移民与迁出人口之差:

$$\text{NNET}_{d,t-1} = \text{NIN}_{d,t-1} - \text{NOUT}_{d,t-1} \quad (19)$$

将式(19)带入式(17)中,得到:

$$\Delta \log(\text{Price}_{d,t}) = \beta_3 \text{NNET}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^3 = \beta_3 (\text{NIN}_{d,t-1} - \text{NOUT}_{d,t-1}) + \theta_{d,t}^3 \quad (20)$$

将式(20)、式(19)和式(16)结合起来,得到:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_2 \text{NNET}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^3 = \beta_3 (\text{NIN}_{d,t-1} - \beta_2 \text{NIN}_{d,t-1}) + \theta_{d,t}^3$$

两边对 $\text{NIN}_{d,t-1}$ 求偏导数,得到:

$$\frac{\partial \Delta \log(\text{price}_{d,t})}{\partial \text{NIN}_{d,t-1}} = \beta_3 - \beta_3 \beta_2 \quad (21)$$

联立式(18)和式(21),我们就可以得到分解后的外来移民对城市房价的总效应:

$$\beta_1 = \beta_3 - \beta_3 \beta_2 = \beta_3 (1 - \beta_2) \quad (22)$$

式(22)表明,外来移民对城市房价的总效应(β_1)可以分解为净人口流入对城市房价的直接需求效应(β_3)和外来移民流入带来引致需求效应($\beta_3 \beta_2$)。引致需求效应取决于外来移民对城市居民流动性的影响(β_2)以及净人口流入对城市房价的直接需求效应(β_3)。

从理论上来说,净人口流入肯定会推高城市房价(即 $\beta_3 > 0$),因此外来移民对房价总效应(β_1)的符号取决于 $1 - \beta_2$ 。若 $\beta_2 > 1$ (1 位外来移民的流入导致超过 1 位当地人口流出),则总效应(β_1)为负数;若 $0 < \beta_2 < 1$ (1 位外来移民的流入导致少于 1 位的当地人口流出),则总效应(β_1)为正数,但小于 β_3 。在这情况

下,如果忽略 β_2 ,会高估外来移民对城市房价的影响;若 $\beta_2 < 0$ (外来移民的流入导致当地人口流出减少),则总效应 β_1 为正数,并且大于 β_3 。在这种情况下,如果忽略 β_2 ,会低估移民对城市房价的影响。

4.2 数据和变量

4.2.1 数据来源

本文数据来源于以下几个渠道:

(1) 移民原始数据来自2015年1%人口抽样调查。1%人口抽样调查数据被常用来构建城市层面移民数据,但现有文献多使用2005年的1%人口抽样调查数据(如陆铭等,2014;李嘉楠等,2017)。使用2015年1%人口抽样调查数据来构建城市层面的移民数据,据笔者所知,本文还是第一次。本文所构建的是2011—2015年的移民数据。随着户籍限制放松以及城市间交通基础设施改善,这一阶段城市之间的移民数要高于2000—2005年,因此用2015年1%人口抽样调查数据构建的城市层面移民数更能体现当前城市之间的移民状况。此外,2008年以来,中国城市房价迎来了新一轮的快速上涨,2011—2015年的时段正好处于这一阶段。

数据具体处理过程如下:首先,根据2015年全国1%人口抽样调查表,我们将户籍地与居住地不在同一个城市的居民定义为移民。其次,根据抽样调查表中的问题8:“在本市居住时间”推算出2011—2015年每一个被调查的人迁移到本市的时间,从而得到2011—2015年每一年迁移到本城市的移民数。最后,我们根据现居住地(迁移目的地城市)分别加总得到每一个城市2011—2015年的调查移民数。同样,我们根据迁出地推算得到这一阶段每一年每一个城市迁出的人口数。在此基础上,我们假定2015年全国1%人口抽样调查对于每一个城市的抽样都是随机按照1%的比例进行的,因此通过将加总得到的调查移民数乘以100,就可以推算出每一个城市的移民总数。

(2) 房价原始数据来自中国房地产指数系统的百城房价统计。因为用2015年1%抽样调查数据计算的移民数据是地级市层面的,我们剔除了昆山、江阴、张家港、常熟四个县级市,最终得到了2011—2016年96个地级市的新房价格指数。

(3) 1995—2005年1月份平均气温和1995—2005年1月份平均湿度的数据来源于中国气象站点的采集数据库。我们将站点与地级市匹配,得到各个城市1995—2005年1月份平均气温和1995—2005年1月份平均湿度的数据。

(4) 城市人力资本的数据取自2010年中国人口普查数据。我们将每一个城市大专以上人口数除以城市总人口数,得到每一个城市人力资本的状况。

(5) 其他地级市数据来自《中国城市统计年鉴》与《中国城市建设统计年鉴》。

4.2.2 主要变量说明

(1) 城市移民占比。本文运用构建的移民数除以城市的总人口数表示城市的移民占比。本文对移民定义为: 户籍和现居住地不在同一个城市的居民, 包含外来移民与迁出人口; 居住在该市但不拥有该市户籍的居民定义为外来移民; 拥有该市户籍, 但居住在他市的居民定义为迁出人口。在构建城市移民数时, 本文剔除了在校生、职业或行业为农业以及不处于工作年龄(工作年龄为 15~64) 的样本。在推算时, 我们结合居民户籍所在地、现居住地信息与居民离开户口登记地的时间来进行。

(2) 城市房价。本文通过中国房地产指数系统百城价格数据获取城市的房价。之所以采用这一房价数据, 而不采用《区域经济统计年鉴》中商品房销售收入除以住房销售面积来得到的房价数据, 是因为《区域经济统计年鉴》统计的仅是新房的销售面积和价格, 计算得到的房价与城市实际的房价有较大差距。相比之下, 中国房地产指数系统的百城价格统计与现实的住房价格更加贴近, 更能反映真实的城市房价。

本文使用的控制变量的定义如表 3 所示。

表 3 变量的定义

变量分组	变量名称	定义	度量
被解释变量	$\Delta \log(\text{Price}_{d,t})$	城市房价增长	城市房价对数与其滞后一期值的差分
	In_ratio	外来人口占比	城市迁入人口除以滞后一期城市总人口
解释变量	Out_ratio	迁出人口占比	城市迁出人口除以滞后一期城市总人口
	Net_ratio	净人口流入占比	迁入人口占比减迁出人口占比
控制变量	dlnpgdp	人均 GDP 对数的变化	实际人均 GDP 对数与其滞后一期值的差分
	dpfexp	财政支出占比的变化	财政支出占比与其滞后一期值的差分
	humancapital	期初城市人力资本状况	2010 年各城市大专以上学历人数占总人数比重
	lnwater	期初人均生活用水量	2010 年全市人均生活用水量的对数
	lnroad	期初人均道路面积	2010 年市辖区人均道路面积的对数
	tem	气温	1995—2005 年各城市 1 月份平均气温
	humidity	湿度	1995—2005 年各城市 1 月份平均湿度
	hprice01_06	城市之前的房价上涨速度	2001—2006 年城市房价上涨速度均值

5 实证结果分析

5.1 基本回归结果

表 4 是基于式(12)的回归结果, 第(1)~(3)列报告的是 OLS 回归结果。

第(1)列是根据 Saiz(2007)的方程估计得到的结果。我们发现,外来移民对房价增长的影响系数为 0.2957,且通过了 5%的统计显著性检验。第(2)列是参考 Sharpe(2019)加入城市的初始住房价格变动状况——城市 2001—2006 年房价的平均增长率。结果显示,外来移民人数占比的系数为 0.3508,且通过了 1%的统计显著性检验。相比于第(1)列,加入城市初始房价上涨速度这一控制变量后,外来移民占比的系数变大了。第(3)列是在第(2)列加入城市初始状态的基础上进一步加入了区域固定效应与年份固定效应的交乘项。这里的区域是指东中西部地区^①。我们发现,与第(2)列相比,城市移民人数占比的系数略微变小。外来移民占本地居民总人口比重增加 1 个百分点,会导致城市房价上升约 0.34 个百分点。

表 4 外来移民对城市房价回归结果

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV	(5) IV	(6) IV
	二阶段					
$in\_ratio_{d,t-1}$	0.2957 ** (2.40)	0.3508 *** (2.73)	0.3403 *** (2.75)	0.9821 *** (4.45)	0.9402 *** (4.41)	0.5908 ** (2.48)
$dlnpgdp_{d,t-1}$	-0.0162 (-0.29)	0.0441 (0.83)	0.0520 (0.94)	0.0248 (0.47)	0.0556 (1.10)	0.0209 (0.36)
$dpfexp_{d,t-1}$	-0.0013 (-0.04)	0.0031 (0.11)	-0.0014 (-0.05)	-0.0118 (-0.48)	-0.0060 (-0.24)	0.0275 (0.67)
$humancapital_{d,t-1}$	0.2799 *** (5.71)	0.2515 *** (4.77)	0.2500 *** (4.78)	0.2603 *** (4.91)	0.2391 *** (4.53)	0.2396 *** (4.15)
$lnwater_{d,t-1}$	-0.0374 *** (-3.55)	-0.0289 *** (-2.82)	-0.0281 *** (-2.74)	-0.0454 *** (-3.99)	-0.0378 *** (-3.58)	-0.0293 *** (-2.65)
$lnroad_{d,t-1}$	0.0085 (1.21)	0.0081 (1.22)	0.0091 (1.40)	0.0003 (0.04)	0.0015 (0.22)	0.0061 (0.82)
$humi_d$	-0.0006 *** (-2.67)	-0.0006 ** (-2.36)	-0.0006 ** (-2.24)	-0.0006 *** (-2.62)	-0.0005 ** (-2.01)	-0.0005 * (-1.94)
tem_d	0.0018 *** (3.48)	0.0017 *** (3.25)	0.0017 *** (3.29)	0.0009 (1.54)	0.0010 * (1.67)	0.0013 ** (2.26)
$hprice01\_06_d$		-0.1849 *** (-4.02)	-0.1858 *** (-3.99)		-0.2040 *** (-4.19)	-0.1931 *** (-3.78)
$\_cons$	0.1314 ** (2.40)	0.1045 ** (1.98)	0.0921 * (1.78)	0.2085 *** (3.69)	0.1717 *** (3.20)	0.1077 * (1.83)

① 我们也可以考虑将区域定义为省级层面,由于百城房价数据中的城市大部分为省会城市,因此省级层面的固定效应与年份固定效应的交乘项与解释变量高度共线,因此我们加入东、中、西部的哑变量与年份哑变量的交乘项,以捕捉那些区域层面随年份变化的因素。

	续表					
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV	(5) IV	(6) IV
二阶段						
区域效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	N	Y	Y	N
区域×年份效应			Y			Y
一阶段						
iv_2015				0.0003 *** (120.70)	0.0003 *** (12.86)	0.0003 *** (12.92)
一阶段 F 值				161.22	165.30	166.89
N	470	470	470	470	470	470
R ²	0.279	0.313	0.330	—	—	—

注:被解释变量为城市房价自然对数的变化,解释变量为滞后一期外来移民占比。第(1)~(3)列为 OLS 回归结果,第(4)~(6)列为两阶段最小二乘法回归结果。外来移民占比的工具变量(iv_2015)为根据迁出地条件和地理距离预测的外来移民数。系数下方括号内为 t 值,标准误为稳健标准误,*表示 $p<10\%$; **表示 $p<5\%$; ***表示 $p<1\%$ 。

控制变量中,城市人力资本的系数显著为正,说明城市人力资本对房价上涨有正向影响,在人力资本越高的城市,房价也增长也越快。城市人均用水量对数系数显著为负,这可能反映人口密度越高的城市,人均用水量越小,但房价增长越快。1995—2005 年 1 月份平均湿度的系数显著为负,说明 1 月份湿度越大的城市,房价上涨更慢。1995—2005 年 1 月份平均气温的系数显著为正,说明 1 月份气温越高的城市,房价上涨越快。这一结果与 Saiz(2007)和 Sharpe(2019)相似。城市 2001—2006 年房价平均增长率的系数显著为负,说明初始房价上涨速度更快的城市,样本期内的上涨速度会放缓。这与 Sharpe(2019)的结果不同。

5.2 工具变量回归结果

如前文所述,在 OLS 估计中,我们控制了一些可以观测的城市异质性特征,诸如湿度、气温、初始的人力资本、初始的房价增长率等,但因为没有控制一些不可观测的城市固定效应,如果这些不可观测的固定效应与解释变量相关,这会导致我们 OLS 的估计系数是有偏的。为了进一步处理这种内生性问题,我们将以前文构建的预测移民数作为现实移民占比的工具变量,通过两阶段最小二乘法来估计移民占比的系数。在前文构建工具变量的思路中已经说明,我们预测的移民数是通过迁出地的特征以及迁出地与迁入地的空间距离构建的,因此与迁入地影响住房价格变动的因素均不相关。在这种情况下,我们认为使用的工具变量满足外生性假设,只能通过现实的移民占比影响迁入地住房价格

变动。

表4中第(4)~(6)列报告的是两阶段最小二乘法的估计结果。在第一阶段的回归中,预测的移民数与现实移民占比正相关,且通过了1%的统计显著性检验,一阶段的F值超过180,通过了弱工具检验,说明预测的移民数可以用作现实移民占比的工具变量。在第二阶段回归结果中,外来移民占比的系数显著为正,与OLS回归结果相比,系数都变大,表明内生性偏误使得OLS估计得到的系数下偏,从而低估了外来移民占比对城市房价上涨的影响。结果显示,在严格控制其他因素的条件下,外来移民占比增加1%,城市房价上升约为0.59%左右,小于Saiz(2007)的估计结果。在现有的文献中,绝大部分都是遵照Saiz(2007)的方程来估计移民对住房价格变化的影响,这些文献大多都得到移民占比增加1%,住房价格上升1%左右的结果。但Sharpe(2019)认为一些因素会对城市住房价格产生持续的影响,这些因素与地理位置、历史因素等相关。Saiz(2007)的估计忽略这些因素对城市房价变化的影响,从而高估了移民对城市房价上涨的影响。他通过加入一些城市初始状态的变量,发现移民对住房价格影响的边际效应在0.5左右。我们的结果与Sharpe(2019)的结果非常接近。

5.3 稳健性分析

5.3.1 仅考虑跨省迁移的外来移民

前文得到的外来移民对房价上涨的正效应可能更多是省内城市之间的移民带来的。这是因为总体上看当前的户籍制度对省与省之间移民的限制比省内城市之间的移民更加严格。相对而言,省内的外来移民更容易在未来获得迁入地的户籍,从而他们更愿意购置房产。在这种条件下,省内城市间的移民可能对城市住房有更大的需求,从而更能影响城市房价的变动。

为了检验上述推论是否成立,本文剔除了省内迁移的移民,单独考虑省际移民对房价上涨的效应。我们按照来源地,筛选出跨省迁移的迁移人口,以此计算出跨省迁移的移民占比(in_ratiop)。回归结果如表5所示,第(1)~(3)列是OLS回归结果,第(4)~(6)列是两阶段最小二乘法回归结果。在OLS回归结果中,跨省迁移移民占比的系数显著为正,而且略大于表4中的OLS的回归结果。在两阶段二乘法回归结果中,跨省迁移移民占比的系数显著为正,与表4中的工具变量回归结果非常接近。这说明,即使我们剔除省内移民的样本,移民占比对城市房价上涨的正向影响并没有发生变化。城市房价的变化多是省内移民导致的推论并不成立。

表 5 跨省迁移外来移民对城市房价回归结果

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) 2SLS	(6) 2SLS
二阶段						
in_ratio _{d,t-1}	0.4133 *** (2.93)	0.4604 *** (3.07)	0.4578 *** (3.13)	1.0049 *** (4.57)	0.9614 *** (4.52)	0.6069 ** (2.52)
hprice01_06 _d		-0.1894 *** (-4.13)	-0.1905 *** (-4.10)		-0.2067 *** (-4.35)	-0.1949 *** (-3.87)
一阶段						
iv_2015				0.0003 *** (13.66)	0.0003 *** (13.81)	0.0003 *** (13.84)
一阶段 F 值				186.67	190.63	191.47
其他控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
区域效应	Y	Y	N	Y	Y	N
区域×年份效应	N	N	Y	N	N	Y
N	470	470	470	470	470	470
R ²	0.287	0.320	0.338			

注：被解释变量为城市房价自然对数的变化，解释变量为滞后一期跨省迁移的外来移民占比。第(1)~(3)列为最小二乘法回归结果，第(4)~(6)列为两阶段最小二乘法回归结果。跨省迁移外来移民占比的工具变量(iv_2015)为根据迁出地条件和地理距离预测的外来移民数。系数下方括号内为 t 值，标准误为稳健标准误；* 表示 $p<10\%$ ；** 表示 $p<5\%$ ；*** 表示 $p<1\%$ 。

5.3.2 更换工具变量

我们借鉴 Saiz(2007)和 Sharpe(2019)设计工具变量的思路，采用份额变化的方法重新设计了本文的工具变量。具体设计方法为：

$$\widehat{\text{Immigrant}}_{kt} = \theta_{kt}^* \times I_{ct} \tag{23}$$

式(23)中， $\widehat{\text{Immigrant}}_{kt}$ 表示 t 时期 K 城市预测的外来移民数， θ_{kt}^* 表示城市 K 在初始状态 t^* 时期的外来移民数占全国移民总数的比例， I_{ct} 表示 t 时期全国的移民数量。

我们用这一方法预测得到的移民数除以城市人口数，得到一个基于份额变化方法预测的外来移民占比，作为现实预测外来移民占比的工具变量。具体而言，我们以 2005 年 1% 人口抽样调查数据，计算出 2000 年各个城市的移民数量占全国总体移民数量的比例，作为初始移民比例，用这一比例构建了预测的移民数和移民占比。

两阶段最小二乘法回归结果如表 8 中的第(1)列所示。一阶段的回归结果表明，我们基于份额变化方法构建的工具变量与现实的城市外来移民占比高度相关。一阶段 F 值为 121.51，拒绝了弱工具的原假设。二阶段回归结果表明，外来移民占比(in_ratio)的系数显著为正，外来移民占比增加 1%，城市房价上涨

加快 0.93%,与 Saiz(2007)的结果非常接近。这说明,即使我们更换工具变量,外来移民占比与城市房价上涨之间的正向因果关系仍然得到支持。

此外,我们根据本文构建外生移民的原理,基于 2005 年 1%的人口抽样调查数据构建了每一个城市预测的外来移民数,用这一预测得到的外生移民数比作为 2011—2015 年的城市实际移民占比的工具变量。两阶段最小二乘法回归结果如表 6 中的第(2)列所示,一阶段的回归结果表明,基于 2005 年 1%人口抽样调查数据预测的外来移民数与现实的移民占比相关,一阶段 F 值为 44.7,拒绝了弱工具的假设;二阶段的回归结果表明,外来移民占比(in_ratio)的系数显著为正,外来移民占比增加 1%,城市房价增长加快 1.96%,高于表 4 中的回归结果。外来移民占比对城市房价上涨的正向因果效应仍然得到支持。

表 6 更换 IV 和分样本回归结果

	二阶段			
	份额变化法 IV	2005 年数据 IV	东部 IV	非东部 IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
in_ratio _{d,t-1}	0.9305 *** (2.88)	1.9639 *** (3.44)	0.5729 * (1.93)	0.9848 (0.99)
一阶段				
iv_share	0.2999 *** (11.02)			
iv_2005		0.0002 *** (6.69)		
iv_2015			0.0002 *** (6.69)	0.0001 ** (2.77)
控制变量	Y	Y	Y	Y
区域效应	Y	Y	N	Y
年份×区域效应	Y	Y	Y	Y
一阶段 F 值	121.51	44.70	123.05	7.65
N	470	467	295	175

注:被解释变量为城市房价自然对数的变化,解释变量为滞后一期外来移民占比。第(1)列的工具变量为基于 2005 年数据用 Saiz(2007)的份额变化法推算的移民占比,第(2)列的工具变量为用 2005 年 1%人口抽样调查数据构建的预测移民数。第(4)列和第(5)列的工具变量为本文所构建的外生移民占比。系数下方括号内为 t 值,标准误为稳健标准误,*表示 $p<10\%$; **表示 $p<5\%$; ***表示 $p<1\%$ 。

5.3.3 考虑区域异质性

我们进一步考察不同区域外来移民与城市房价之间的因果关系,将样本划分为了东部与非东部两个区域,分别进行回归。表 6 中,第(4)列为东部样本的两阶段最小二乘法回归结果,第(5)列为非东部样本两阶段最小二乘法回归结果。我们发现,在东部的样本中,外来移民占比的系数显著为正,外来移民占比

增加 1%, 城市房价上涨加快 0.57%, 与总体样本回归结果非常接近。这一结果与中国近年来城市房价上涨的区域特征相符。近年来, 房价上涨最快的是东部沿海地区的一些城市, 而这些城市也是外来移民主要的目的地。这一结果也部分回应了当前东部城市房价上涨是一种金融现象还是城镇化的结果的争议。本文的结果表明, 城镇化在东部城市房价上涨过程中扮演了重要角色, 将东部城市房价上涨单纯归因于货币超发或投机行为, 并不能很好地说明东部城市房价上涨的原因。在非东部的样本中, 外来移民占比系数为正, 但不显著, 说明外来移民并不会对这些城市房价的变化产生影响。这或许是因为非东部的城市中外来移民较少, 从而不会对城市房价变化产生影响。

5.3.4 移民对城市住房价格影响的动态效应

我们进一步考察移民进入对城市住房价格变动影响的时滞。在中国当前的城市化政策下, 很多城市外来移民需要经过比较长的时间, 需要缴纳社保达到相应的年限才能获取购房的资格。因此, 可以认为移民进入对城市住房价格变动的影响存在时滞。为此, 我们将移民占比这一变量分别滞后一年、两年、三年、四年和五年, 考察这些滞后的移民占比对城市住房价格的影响。

结果如表 7 所示, 在第 (1) ~ (5) 列中, 所有的移民占比系数都为正, 且都通过了统计显著性检验, 说明滞后的移民数会对当期的城市住房价格上涨有显著的正效应, 移民进入对住房价格影响不仅是即时的, 而且还是长期的。进一步考察系数的大小我们发现, 除了滞后四年的移民占比系数相对偏小以外, 随着滞后年份的增加, 移民占比的系数呈变大的趋势, 说明随着移民在城市生活的年份增加, 他们对城市住房价格上升的影响也不断变大。进入城市 5 年的移民占比增加 1%, 城市住房价格上升 2.23%, 是进入 1 年移民占比影响 (0.59%) 的 3.8 倍, 移民对城市住房价格的长期影响更大。这一结果说明在获得购房资格需要时间的条件下, 移民进入对城市住房价格的影响存在时滞。这一结果也可能反映的是移民迁移过程中的分类效应 (sorting effect), 即经过 5 年的时间, 那些打算在该城市长期发展和定居的移民会留在该城市, 而那些不打算在该城市定居移民会选择回乡或去其他城市, 而这些选择留下来的移民的购房需求更大。

表 7 移民对城市住房价格影响的动态效应

	(1) 2SLS	(2) 2SLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS	(5) 2SLS
	二阶段				
in_ratio _{d,t-1}	0.5908 ** (2.48)				
in_ratio _{d,t-2}		1.5632 *** (6.15)			

续表					
	(1) 2SLS	(2) 2SLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS	(5) 2SLS
二阶段					
in_ratio _{d,t-3}			1.8126 ^{***} (5.52)		
in_ratio _{d,t-4}				1.0877 ^{***} (2.78)	
in_ratio _{d,t-5}					2.2885 ^{***} (4.86)
_cons	0.1077 [*] (1.83)	0.1335 ^{**} (2.03)	0.0641 (0.90)	-0.0538 (-0.51)	-0.0932 (-0.63)
一阶段					
iv_2015	0.0003 ^{***} (12.92)	0.0003 ^{***} (11.87)	0.0003 ^{***} (8.87)	0.0003 ^{***} (6.71)	0.0004 ^{***} (4.78)
一阶段 F 值	166.89	140.94	78.73	45.02	22.87
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
区域效应	Y	Y	N	Y	Y
年份×区域效应	Y	Y	Y	Y	Y
N	470	376	282	188	94

注：被解释变量为城市房价自然对数的变化，解释变量 in_ratio_{d,t-1} 为滞后一期外来移民占比、in_ratio_{d,t-2} 为滞后两期的移民占比、in_ratio_{d,t-3} 为滞后三期的移民占比、in_ratio_{d,t-4} 为滞后四期的移民占比、in_ratio_{d,t-5} 为滞后五期的移民占比。工具变量为本文所构建的外生移民占比。系数下方括号内为 t 值，标准误为稳健标准误，* 表示 $p<10\%$ ；** 表示 $p<5\%$ ；*** 表示 $p<1\%$ 。

6 分解外来移民对城市房价的影响

对于大部分城市而言，既有外来的移民进入，同时也有本地的居民迁出，只有当外来移民不会影响本地居民迁移时，外来移民对城市房价的影响系数 β_2 才能准确反映外来移民对城市住房的需求效应。然而，现实中外来移民可能影响本地居民的迁出意愿。除文化、习俗等冲突之外，外来移民与本地居民在劳动力市场中的关系也是重要的原因。若外来移民与当地居民在劳动力市场上是竞争关系，则外来移民进入会导致本地劳动力市场竞争程度加大，部分本地居民会选择迁出本城市。这无疑会对本城市房价产生影响。为此，本文进一步考虑外来移民对当地人口流动性的影响，从而识别移民进入除了直接增加住房需求之外，是否通过影响本地居民的流动性进而对城市住房价格产生影响。为此，我们首先考察外来移民与本地居民迁出本城市意愿的关系，其次进一步考察净人口迁移占比对城市房价的影响，最后我们根据前文提供的方法分解出外来移民对房价的直接需求效应和引致需求效应。

6.1 外来移民对当地人口流动性的影响

我们以城市的迁出率作为被解释变量,以城市的外来移民占比作为解释变量,考察外来移民对城市户籍人口迁出的影响。表 8 报告的是基于式(13)的回归结果,第(1)列报告的是 OLS 回归结果。城市外来移民占比的系数显著为负,说明外来移民比例增加会降低本地居民迁出的意愿,外来移民与本地居民在劳动力市场中更多呈现一种互补效应。第(2)~(4)列报告的是两阶段最小二乘法回归结果。外来移民占比对当地人口迁出率的影响都显著为负,与 OLS 回归结果相比,系数(绝对值)变大了,说明 OLS 的回归结果低估了外来移民对本地居民迁移意愿的影响。这可能与经济活动的集聚有关,由于经济活动集聚在少数城市,外来移民进入会通过共享、匹配、学习等机制增强城市的集聚效应,从而增加本地找到工作的概率和工资水平,因此外来移民进入会降低本地居民迁出的意愿。

表 8 外来移民对当地居民迁移意愿的回归结果

	二阶段			
	OLS	2015 年数据 IV	2005 年数据 IV	份额变化 IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
in_ratio _{d,t}	-0.2512 *** (-10.91)	-0.3539 *** (-9.92)	-0.4240 *** (-7.35)	-0.3061 *** (-9.56)
一阶段				
iv_2015		0.0003 *** (12.92)		
iv_2005			0.0002 *** (6.69)	
iv_share				0.2999 *** (11.02)
控制变量	Y	Y	Y	Y
区域效应	Y	Y	Y	Y
年份×区域效应	Y	Y	Y	Y
一阶段 F 值		166.89	44.70	121.51
N	470	470	467	470
R ²	0.293	—	—	—

注:被解释变量为迁出人口占比,解释变量为外来移民占比。第(1)列报告的是 OLS 回归结果,第(2)~(4)列报告两阶段最小二乘法回归结果。第(2)列的工具变量为本文所构建的外生移民占比。第(3)列的工具变量为用 2005 年 1%抽样调查数据,采用本文提出方法构建的工具变量。第(4)列的工具变量为基于 Saiz(2007)的份额变化法构建的工具变量。系数下方括号内为 t 值,标准误为稳健标准误,*表示 $p<10\%$; **表示 $p<5\%$; ***表示 $p<1\%$ 。

6.2 净人口流入对城市房价的回归结果

为了进一步分解外来移民对城市房价的总效应,我们进一步考察外来移民对城市房价的直接需求效应——净人口流入对城市房价的影响。我们用每一个城市迁入人口占比减去迁出人口占比,得到这个城市的净流入人口占比。前文的回归结果表明,外来移民进入会降低本地居民的迁出意愿,外来移民与本地居民在劳动力市场上呈现一种互补关系,也即在迁入人口占比较高的城市,本地户籍人口迁出占比更小,这些城市净流入人口占比更大。外来移民对城市房价上涨的影响可以分解为两部分:一是外来移民直接的需求效应,即外来移民进入增加对城市住房需求;二是引致需求效应,即外来移民降低了本地居民的迁出意愿,从而导致对城市住房需求的增加。因此,我们预期估计得到的直接需求效应(β_3)会小于表 4 估计的总效应(β_1)。

表 9 报告的是基于式(14)的回归结果,第(1)列报告的是 OLS 回归结果,第(2)~(4)列报告的是两阶段最小二乘法的回归结果。结果显示,无论是 OLS 还是两阶段最小二乘法回归结果,净人口流入对城市房价上涨的影响都显著为正,但净人口占比的工具变量回归系数显著大于 OLS 的回归系数。与表 4 中的外来移民占比的系数相比,净人口流入的系数为 0.4364,相对更小,外来移民对城市房价上涨的直接需求效应为 0.44 左右,外来移民占比增加 1%,其直接需求效应使城市房价上升加快约 0.44%。这与表 7 发现外来移民与当地居民存在较强互补效应的结果是一致的。正是这种互补效应的存在,外来移民对城市房价上涨的直接需求效应将会小于总效应。

表 9 净人口流入对城市房价回归结果

	二阶段			
	(1) OLS	(2) 2015 年数据 IV	(3) 2005 年数据 IV	(4) 份额变化 IV
net_ratio _{d,t}	0.2075 ** (2.01)	0.4364 ** (2.53)	1.3791 *** (3.57)	0.7124 *** (2.93)
一阶段				
iv_2015		0.0004 *** (14.39)		
iv_2005			0.0003 *** (7.77)	
iv_share				0.3916 *** (11.44)
控制变量	Y	Y	Y	Y

续表

	二阶段			
	(1) OLS	(2) 2015 年数据 IV	(3) 2005 年数据 IV	(4) 份额变化 IV
年份效应	Y	Y	Y	Y
年份×区域效应	Y	Y	Y	Y
一阶段 F 值	—	207.09	60.37	130.91
N	470	470	467	470
R^2	0.18	—	—	—

注：被解释变量为城市房价自然对数的变化，解释变量为净人口流入占比。第(1)列报告的是 OLS 回归结果，第(2)~(4)列报告两阶段最小二乘法回归结果。第(2)列的工具变量为本文所构建的外生移民数。第(3)列的工具变量为基于 2005 年 1% 抽样调查数据，采用本文提出方法构建的外生移民数。第(4)列的工具变量为基于 Saiz(2007)的份额变化法构建的工具变量。系数下方括号内为 t 值，标准误为稳健标准误，* 表示 $p<10\%$ ；** 表示 $p<5\%$ ；*** 表示 $p<1\%$ 。

6.3 分解移民对房价的影响

根据前文提供的方法以及表 4、表 8 和表 9 的回归结果，我们将外来移民对城市房价上涨的总效应进行分解。结果如表 10 所示，本文得到外来移民对城市房价上涨的总效应为 0.5623，即外来移民比例增加 1%，城市房价上涨速度加快 0.56%。这一总效应可以分解为，外来移民的直接需求效应——净人口流入占比增加 1%，城市房价上涨速度加快 0.44%；外来移民的引致需求效应，通过影响城市人口迁出意愿从而对城市房价上涨产生影响。外来移民占比增加 1%，这种引致需求效应对城市房价上涨的影响为 0.15%。在外来移民与城市房价上涨的关系中，外来移民的直接需求效应解释了 73.9%，外来移民的引致需求效应解释了 26.1%。

表 10 总效应的分解

	总效应($\beta_1=\beta_3-\beta_3\beta_2$)	互补效应(β_2)	直接效应(β_3)	间接效应($-\beta_3\beta_2$)
系数	0.5908	-0.3539	0.4364	0.1544
占比	100%	—	73.9%	26.1%

本文的结果表明，外来移民与本地居民在迁移方向上是一致的，外来移民更多的城市本地居民迁出的意愿更低，外来移民的直接需求和通过影响本地居民迁出意愿从而产生的引致需求效应共同影响了城市住房价格。除外来移民的直接需求之外，这种引致需求也是外来移民影响城市住房价格的重要机制。本文第一次运用中国的数据分离出外来移民对中国城市住房价格影响的这些机制，深化了对外来移民影响中国城市房价的认识。

7 结论和政策含义

长期以来,对“大城市病”的警惕一直影响着中国城市化的政策选择。然而,这些担忧更多的是基于其他发展中国家的经验和教训,很少有文献考察中国城市化过程中移民进入对城市成本的影响。

本文考察了外来移民对城市住房价格的影响,将外来移民对城市住房价格的影响机制分为两部分:一是外来移民对住房的直接需求;二是外来移民进入影响本地居民迁出本城市的意愿,从而影响城市的住房需求。如果外来移民在城市劳动力市场上与本地居民呈现竞争关系,则外来移民增加会提高本地居民的迁出意愿,从而会减少城市住房需求;如果二者呈现互补关系,则外来移民增加会降低本地居民的迁出意愿,从而增加城市住房需求。为此,本文在理论上通过一个简单的模型说明了两种效应对城市房价的影响。在实证方面,本文采用一种分解方法,将外来移民对城市房价的总效应分解为外来移民的直接需求效应和引致需求效应,并测算了这两种效应在解释外来移民与城市房价关系中所占比例。为避免内生性偏误,本文基于推拉理论和引力模型,构建外生的迁入人口数量,作为外来移民占比的工具变量。研究发现,外来移民占城市总人口的比例增加1%,城市房价上涨0.59%,其中,外来移民的直接需求效应可以解释73.9%,剩余26.1%由外来移民通过影响本地居民流动从而影响城市房价的引致需求效应来解释。进一步研究发现,这种正效应大多是跨省移民导致且只在东部城市得到支持。

本文的结果表明,外来移民会通过影响本地居民的流动性从而影响城市房价,这是外来移民影响城市房价的重要机制。如果我们只估计外来移民影响城市房价总效应并将之解释为移民需求效应,这可能误解外来移民推高城市房价背后的机制,不利于客观分析外来移民对城市生活成本的影响。本文通过对外来移民推高城市房价总效应进行分解,不仅阐明了外来移民影响房价背后的机制,而且评估了两种效应的大小,这对于判断未来城市房价的走势以及外来移民对城市成本的影响从而制定相应的城市化政策具有重要的参考价值。

参考文献

- 陈钊, 陆铭, 佐藤宏. 2009. 谁进入了高收入行业? ——关系、户籍与生产率的作用[J]. 经济研究, 44(10): 121-132.
- Chen Z, Lu M, Sato H. 2009. Who entered high-wage industries? The role of social network, Hukou and labor productivities[J]. *Economic Research Journal*, 44(10): 121-132. (in Chinese)

- 李胜阻,郑超,曹誉波. 2014. 大力发展中小城市推进均衡城镇化的战略思考[J]. 人口研究, 38(4): 19-26.
- Gu S Z, Zheng C, Cao Y B. 2014. Strategic thinking on developing small and medium-sized cities to balance urbanization[J]. *Population Research*, 38(4): 19-26. (in Chinese)
- 李嘉楠,游伟翔,孙浦阳. 2017. 外来人口是否促进了城市房价上涨?——基于中国城市数据的实证研究[J]. 南开经济研究, (1): 58-76.
- Li J N, You W X, Sun P Y. 2017. Do migrants boost city's housing price? An empirical study based on China's city data[J]. *Nankai Economic Studies*, (1): 58-76. (in Chinese)
- 李实. 1997. 中国经济转轨中劳动力流动模型[J]. 经济研究, (1): 23-30, 80.
- Li S. 1997. Labor mobility model in the process of China's economic transition[J]. *Economic Research Journal*, (1): 23-30, 80. (in Chinese)
- 刘学军,赵耀辉. 2009. 劳动力流动对城市劳动力市场的影响[J]. 经济学(季刊), 8(2): 693-710.
- Liu X J, Zhao Y H. 2009. The impact of labor migration on urban labor markets in China[J]. *China Economic Quarterly*, 8(2): 693-710. (in Chinese)
- 陆铭,欧海军,陈斌开. 2014. 理性还是泡沫:对城市化、移民和房价的经验研究[J]. 世界经济, (1): 30-54.
- Lu M, Ou H H, Chen B K. 2014. Rationality or bubble: An empirical study on urbanization, immigration and housing prices[J]. *Journal of World Economy*, (1): 30-54. (in Chinese)
- 秦待见. 2008. 走中国特色城镇化道路要充分发挥小城镇的作用[J]. 中国特色社会主义研究, (3): 96-99.
- Qin D J. 2008. Taking the path of urbanization with Chinese characteristics to give full play to the role of small towns[J]. *Studies on the Socialism with Chinese Characteristics*, (1): 96-99. (in Chinese)
- 仇保兴. 2003. 我国城镇化高速发展期面临的若干挑战[J]. 城市发展研究, 10(6): 1-15.
- Qiu B X. 2003. Challenges faced by China in its rapid urbanization process in the near future[J]. *Urban Studies*, 10(6): 1-15. (in Chinese)
- 肖金成. 2009. 中国特色城镇化道路与农民工问题[J]. 发展研究, (5): 18-21.
- Xiao J C. 2009. The roadmap of urbanization with China's characteristics and problems of migrants farmers[J]. *Development Research*, (5): 18-21. (in Chinese)
- 张莉,何晶,马润泓. 2017. 房价如何影响劳动力流动? [J]. 经济研究, 52(8): 155-170.
- Zhang L, He J, Ma R H. 2017. How housing price affects labor migration? [J]. *Economic Research Journal*, 52(8): 155-170. (in Chinese)

- 朱选功. 2000. 城市化与小城镇建设的利弊分析[J]. 理论导刊, (4): 29-32.
- Zhu X G. 2000. Urbanization and analysis of the advantage and disadvantage of the construction of small cities and towns[J]. *Journal of Socialist Theory Guide*, (4): 29-32. (in Chinese)
- Accetturo A, Manaresi F, Mocetti S, et al. 2014. Don't stand so close to me: The urban impact of immigration[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 45: 45-56.
- Akbari A H, Aydede Y. 2012. Effects of immigration on house prices in Canada[J]. *Applied Economics*, 44(13): 1645-1658.
- Bartel A P. 1989. Where do the new U. S. immigrants live? [J]. *Journal of Labor Economics*, 7(4): 371-391.
- Boustan L P, Fishback P V, Kantor S. 2010. The effect of internal migration on local labor markets: American cities during the great depression[J]. *Journal of Labor Economics*, 28(4): 719-746.
- Boustan L P. 2010. Was postwar suburbanization "white flight"? Evidence from the black migration[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 125(1): 417-443.
- Card D. 2001. Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration[J]. *Journal of Labor Economics*, 19(1): 22-64.
- Combes P P, Démurger S, Li S. 2015. Migration externalities in Chinese cities[J]. *European Economic Review*, 76: 152-167.
- Degen K, Fischer A M. 2017. Immigration and Swiss house prices[J]. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 153(1): 15-36.
- Fishback P V, Horrace W C, Kantor S. 2006. The impact of new deal expenditures on mobility during the great depression[J]. *Explorations in Economic History*, 43(2): 179-222.
- Gonzalez L, Ortega F. 2013. Immigration and housing booms: Evidence from Spain[J]. *Journal of Regional Science*, 53(1): 37-59.
- Gyourko J, Mayer C, Sinai T. 2013. Superstar cities[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(4): 167-199.
- Imbert C, Seror M, Zhang Y F, et al. 2016. Internal migration and firm growth: Evidence from China[R]. NBER Working Paper.
- Lee E S. 1966. A theory of migration[J]. *Demography*, 3(1): 47-57.
- Ottaviano G I P, Peri G. 2006. The economic value of cultural diversity: Evidence from US cities[J]. *Journal of Economic Geography*, 6(1): 9-44.
- Ottaviano G I P, Peri G. 2012. Rethinking the effect of immigration on wages[J]. *Journal of the European Economic Association*, 10(1): 152-197.
- Peri G, Sparber C. 2011. Assessing inherent model bias: An application to native displacement in response to immigration[J]. *Journal of Urban Economics*, 69(1): 82-91.

- Sá F. 2015. Immigration and house prices in the UK[J]. *The Economic Journal*, 125 (587): 1393-1424.
- Saiz A. 2003. Room in the kitchen for the melting pot: Immigration and rental prices [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3): 502-521.
- Saiz A. 2007. Immigration and housing rents in American cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 61(2): 345-371.
- Saiz A, Wachter S. 2011. Immigration and the neighborhood[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2): 169-188.
- Sanchis-Guarner R. 2017. Decomposing the impact of immigration on house prices[R]. IEB Working Paper.
- Sharpe J. 2019. Re-evaluating the impact of immigration on the U. S. rental housing market[J]. *Journal of Urban Economics*, 111: 14-34.

The Effect of Immigrants on Cities Housing Prices: A Decomposition Based on the Emigration of Local Residents

Benjian Yang Yunpeng Lin

(School of Economics, Jinan University)

Abstract This paper uses a method to decompose the total effect of immigrants on cities housing prices into the direct demand effect and the derived demand effect which caused by local residents migration, and estimates the size of these two effects in explaining cities housing prices growth. Using 1% Population Survey of 2015 and 100 cities housing price data in China's real estate index system, our empirical results show that the proportion of immigrants increases 1%, the urban housing price rises 0.59%, and the direct demand effect of immigrants can explain 73.9% of this total effect, the remaining 26.1% is explained by indirect effect of immigrants. Our results imply that immigrants promote cities housing prices not only by the direct demand effect, but also by indirect affect which influence the mobility of local residents, ignoring this indirect effect will underestimate the effect of immigrants on urban housing prices.

JEL Classification J61, R21, O12

家乡数字经济发展与劳动力回流¹

——基于互联网平台发展的视角

邹月晴² 陈媛媛³ 宋扬⁴

摘要 本文基于流动人口动态监测调查数据、2015年1%人口抽样调查数据、劳动力动态调查数据和腾讯研究院“互联网+”数字经济指数,侧重于互联网平台发展的视角,讨论户籍地数字经济发展对劳动力回流的影响。实证发现:(1)户籍地数字经济发展提升了流动人口的返乡意愿和实际返乡的概率,并且减少了本地人员实际外出务工;(2)家乡良好的就业创业环境、更加适配的工作机会和收入增加是户籍地数字经济发展吸引流动人口返乡的主要原因;(3)异质性分析显示,户籍地数字经济发展对技能水平较低、流入城市生活成本和公共服务门槛较高、流动机会成本较高的流动人口回流的吸引力更大。本文有助于探寻数字经济赋能共同富裕背景下中国劳动力流动的新规律。

关键词 数字经济;互联网平台;劳动力回流;返乡意愿;流动人口

0 引言

随着我国数字产业化与产业数字化的蓬勃发展,数字经济已成为近年来中国经济发展最为活跃的领域。中国信息通信研究院公布的数据显示,2011年我国数字经济规模为9.5万亿元,2015年增长至18.6万亿元,2020年进一步提升至39.2万亿元,对GDP的贡献已达到38.6%。毫无疑问,数字经济的腾飞会对未来的产业模式产生颠覆性的影响,深刻改变劳动力市场的供需格局,影响人民的就业机会与收入水平。凭借数字经济开放性、共享性、普惠性的特点,一批三四线中小城市也正抢抓这一千载难逢的新机遇,结合自身定位瞄准平台经济、零售经济等新兴经济模式,着力打造城市新发展引擎,吸引了一批在外流动

1 作者感谢国家自然科学基金重点项目(72034006)、国家自然科学基金面上项目(72273081、71773074)、上海财经大学研究生创新基金(CXJJ-2022-317、CXJJ-2022-323)的资助,文责自负。

2 邹月晴,上海财经大学经济学院博士研究生,E-mail:13886958720@163.com。

3 陈媛媛,上海财经大学高等研究院教授,E-mail:yychen@mail.shufe.edu.cn。

4 宋扬(通讯作者),上海财经大学经济学院博士研究生,E-mail:song_yangsysy@163.com。

劳动力回乡就业的目光。

纵观前几次科技革命,技术进步均通过“创造性破坏”原有的生产模式,推动了地区的经济增长。而数字经济革命有着不同于以往的资源非竞争性、渗透门槛低、边际生产成本低等特点,这些特点决定了数字经济的普惠性与共享性(罗汉堂,2020),使数字化革命可以辐射到此前难以惠及的“边缘化地区”。至2020年末,国家已开通13万个行政村的光纤网络,全国行政村通光纤和4G比例已达98%以上,优先支持深度贫困地区加快网络覆盖,打通了脱贫致富的“最后一公里”。互联网平台作为经济发展新动能的代表,也将触角伸向下沉市场,2020年全国淘宝村数量相比上年增长26%,淘宝镇数量增长57%,并且在中部和东北地区,淘宝村数量较去年翻了一番,淘宝镇数量增长了76%,49%的贫困县淘宝村在中西部地区,数字经济加快向欠发达地区渗透。从数字经济发展增速来看,贵州、重庆、福建、湖南等省份排在前列,数字经济也正由东南沿海逐步向中西部地区推进。可见,数字经济的红利促进了后发地区的产业转型升级和经济增长,这些地区也凭借要素成本低廉、产业发展空间充足的优势驱动各类市场主体向其转移。相比于以前,这些地区拥有了更多的发展机会,就业创造效应不断显现。

改革开放后,我国大量农村剩余劳动力被大城市的高水平工资吸引,从农村来到城市,从欠发达地区流向发达地区外出打工(段成荣和杨舸,2009)。既有研究表明丰厚的收入与适配的工作机会是劳动者所追求的目标,他们以此为主要判断标准,结合迁入地的其他特征、中间迁移障碍、个人因素以及迁出地情况做出流动决策(Lee,1966;夏怡然和陆铭,2015)。由于数字信息的非竞争性、零边际成本、正外部性的属性(Arrow,1962),数字经济发展对地区原有的经济发展水平没有很强的依赖性(邱子迅和周亚虹,2021a),后发地区可以以低成本直接引进成熟的数字技术,借鉴发达地区的数字经济发展经验,实现“蛙跳式”发展。更重要的是,平台经济降低了信息、金融服务甚至物流交易的获取难度与成本,提高了生产要素的流通效率与市场的可达性(Chen and Wu,2021; Carballo et al.,2022),这打破了落后地区原本因地理距离带来的交通不便、信息闭塞、金融服务不足等发展禁锢(谢绚丽等,2018;张勋等,2019,2021)。落后地区可发挥劳动力价格低廉、土地成本低、自然资源丰富的优势,吸引产业迁入。相较而言,发达地区长期处于信息流通的环境中,享有便利的金融与物流服务,提升空间较小。因此互联网平台发展对落后地区的积极效应更加明显,能够有效缩小发展差距。在数字技术革新背景下,相对落后的人口流出地会迎来全新的发展契机,流动人口家乡的发展潜力增大,劳动力返乡的净收益上升,一些外出劳动者的流动意愿可能发生改变,开始考虑回乡务工。但至今鲜有文献专门研究家乡数字经济发展对劳动力返乡的影响。

本文使用流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey, CMDS)、2015年1%人口抽样调查数据、中国劳动力动态调查数据(China Labor-force Dynamic Survey, CLDS)与腾讯研究院发布的中国“互联网+”数字经济指数,侧重于数字经济中互联网平台发展的视角,探究了家乡数字经济发展对劳动力返乡的影响。首先,使用CMDS2017数据研究家乡数字经济发展对流动人口返乡意愿的影响,考虑到数字经济发展与城市其他方面的发展紧密相关,为解决遗漏变量和反向因果引起的估计偏差,本文使用Oster(2019)的方法检验遗漏变量可能引起的估计偏差,并且利用户籍所在城市到杭州的距离和到广州的距离的对数作为工具变量进行估计,发现户籍地数字经济发展显著增强了流动人口的返乡意愿。其次,借助2015年1%人口抽样数据,我们发现户籍地数字经济发展吸引了流动人口实际返乡;然后切换研究视角,使用CLDS2016数据,发现家乡数字经济发展会减少本地人员的实际外出务工,这意味着数字经济吸引劳动力返乡不仅引得进还能留得住。再次,机制检验的结果显示,家乡良好的就业创业环境、更加适配的工作机会和收入增加效应是户籍地数字经济发展吸引流动人口返乡的主要原因。最后,异质性分析发现,户籍地数字经济发展对低学历和农村户口、在经济发达和落户门槛较高城市流动、已婚已育和中年流动人口的返乡意愿促进作用更大,这表明户籍地数字经济发展对技能水平较低、流入城市的生活成本和公共服务门槛较高、流动机会成本较高的流动人口吸引力更大。本文的研究结论不仅揭示了数字经济快速发展背景下劳动力流动的新特征与新规律,还为破除阻碍劳动力流动的体制弊端,制定引导劳动力自主流动的政策措施提供理论依据,对加快落实数字乡村建设和推进县域经济发展也有一定的积极意义。

本文余下部分安排如下:第1部分为文献综述与本文贡献;第2部分为研究设计;第3部分展示了基准实证结果和稳健性检验,以及家乡数字经济发展对流动人口实际返乡和本地人员外出务工的影响;第4部分进一步讨论了家乡数字经济发展吸引劳动力回流的影响机制;第5部分进行异质性分析;最后为结论与政策含义。

1 文献综述

劳动力流动决策的本质是个体权衡收益成本并追求更高效用的结果(夏怡然和陆铭,2015)。为了追求更优质的就业机会、获取更高水平的工资,大量劳动力不断进行跨区域迁移,流向能获得更高预期工资收益的地方(Lewis, 1954)。但同时,基于劳动力流动的实证研究也发现,在以追求高收入与广阔就业前景为核心目标的劳动力迁移中,地区的政策限制(吴贾和张俊森,2020;张

吉鹏等,2020)、公共服务(夏怡然和陆铭,2015)、商业和生活服务品类的多样性(张文武和余泳泽,2021)、生活成本(周颖刚等,2019)、环境质量(孙伟增等,2019)和社会文化差异(李仲达等,2021)等也被劳动力视为流动时需要考虑的重要因素。劳动力个体会结合自身年龄、学历、家庭资源禀赋、婚姻状态和家庭成员状况综合考虑,做出劳动力的流动决策(王子成和赵忠,2013;解永庆等,2014;Démurger and Xu,2015)。根据 Bogue(1959)的推拉理论,对流动人口来说,户籍地数字经济发展带来了更多的就业创业机会与更高的预期收入,导致和流入城市相对差距缩小是劳动力回流的主要“拉力”;相对于户籍地,在流入地城市公共服务更难以获得、生活成本更加高昂,并且还面临与亲人分离的痛苦,是劳动力回流的主要“推力”。这两股力量综合作用,会提升流动人口的返乡意愿,使得劳动力选择由城市返回家乡。

数字经济作为科技革命和产业革命的先机,不断释放其发展效应,已被证实对地区经济增长、企业技术创新、金融资金流转、国际贸易、市场结构和产业组织等方面具有重要推动作用(Graetz and Michaels,2017;黄益平和黄卓,2018;Brynjolfsson et al.,2019;鞠雪楠等,2020;赵涛等,2020;张洪胜和潘钢健,2021)。同时,数字经济的热潮也给社会民生带来了无法忽视的影响,尤其给劳动力市场带来了巨大的冲击。新科技的诞生创造了大量新就业机会(Acemoglu and Restrepo,2018a),得益于互联网企业的发展,在线文娱、直播零售、内容营销等多样化就业模式也孕育而生,提高了个体灵活就业和机会型创业的可能性(Mulcahy,2016)。但新兴的数字化生产技术也降低了劳动力的比较优势,更多出现以机器替代人的要素生产模式,挤占了中低技能劳动者的工作机会和相对收入权(柏培文和张云,2021;Xie et al.,2021),加速了劳动力市场结构的重置(Acemoglu and Autor,2011;Graetz and Michaels,2018)和劳动力的空间配置(Faber,2020;陈媛媛等,2022)。

数字经济的内涵十分宽泛,凡是直接或间接利用数字化的信息或现代网络通信技术来引导资源发挥作用的 economic 活动都可纳入其范畴。现有文献已从各种细分领域对数字经济如何影响劳动力市场展开研究。起初,研究多集中于工业生产中人工智能设备应用带给劳动力的影响(Acemoglu and Autor,2011;Frey and Osborne,2017;Acemoglu and Restrepo,2018a, b;Graetz and Michaels,2018),发现工业机器人替代了部分劳动力,其广泛运用可以提高企业员工的工资和劳动生产率(Graetz and Michaels,2018),但也会使整体就业率降低(Acemoglu and Restrepo,2020)。后续,数字基础设施、数字贸易、数字金融等对劳动力的影响也成为热点话题。学者或使用构建指标体系计算的指数,如北京大学数字普惠金融指数(易行健和周利,2018;张勋等,2019,2020,2021)、清华大学中国电子商务发展指数(邱子迅和周亚虹,2021b),或使用国家政策的外生冲击进行实证

检验,如推行网络基础设施建设的“宽带中国”战略(赵涛等,2020;夏海波等,2021;刘导波和张思麒,2022)、助推电子商务技术占领农村市场的“电商下乡”项目(Couture et al.,2021)等。以上文献为理解数字经济各领域发展的影响提供了丰富而深刻的见解,但稍显遗憾的是,互联网平台作为数字经济时代的典型经济形式和组织结构,当前学术界对其的探讨还远远不足。

平台经济兼具协同性、共享性、精准性、普惠性、长尾性等特质,在理论上有助于促进人民群众共享幸福美好生活的天然基因。得益于小红书、微博等文娱平台的创立,直播零售、内容营销等多样化就业模式孕育而生,提高了个体灵活就业和机会型创业的可能性(Mulcahy,2016)。美团、携程、飞猪等生活服务类平台为生活便利性相关的服务业商铺和企业提供了良好的生存环境,丰富了产品和服务的提供渠道,便于个体创业的开展(张文武和余泳泽,2021)。领英等在线求职平台通过减少信息摩擦,增加供应方对劳动力市场和特定公司信息的获取,增加需求方通过公共档案获取工人信息的机会,提高了劳动者搜寻适配工作的可能性(Wheeler et al.,2022)。借呗、京东金条等小额贷款平台使得借贷更加便利,大大降低了创新创业者的借贷约束,降低了财务风险对商户的冲击,有促进小微个体经营的作用(Hau et al.,2021)。淘宝、拼多多等线上零售平台和eBay、亚马逊等在线商务平台缩短了商家与消费者、企业与企业间的距离,通过及时的信息传递,打开了商品的售卖渠道,有效对接供需(Chen and Wu,2021;Carballo et al.,2022)。优步等零工经济平台不仅提供了大量的就业岗位,还允许劳动者在业余时间赚取额外的收入,通过为潜在创业者提供金钱收益与自由支配时间的形式促进了当地的创业活动(Agrawal et al.,2018;Barrios et al.,2022)。综上所述,类型繁多的互联网平台为劳动群体创造了灵活多元的就业岗位和多样化的增收途径,极低的信息搜寻成本、便利的资金和服务获取渠道也为个体创业者提供了丰富的发展机会,因此数字经济中互联网平台的发展对劳动力有极强的就业创业促进效应和收入增加效应。

与现有研究相比,本文的贡献可以总结为三个方面:

第一,关于劳动力流动影响因素的研究已十分丰富,技术进步(陈媛媛等,2022)、制度限制(张吉鹏等,2020)、区域工资水平(夏怡然和陆铭,2015)、生活成本差异(周颖刚等,2019)、基础设施建设(Diamond,2016)、公共服务水平(吴贾和张俊森,2020)、空气污染(孙伟增等,2019)和劳动力个人家庭特征(王子成和赵忠,2013)等各方面因素都会影响劳动力流动。现阶段,数字经济作为新时代背景下推动社会经济发展的重要引擎,急需推动引入数字经济发展这一因素的劳动力流动理论创新。本文使用腾讯研究院发布的中国“互联网+”数字经济指数,聚焦于数字化革命中互联网平台这一视角,着重分析互联网平台发展冲击下劳动力流动的新特征、新规律及其根源。我们发现,平台经济所特有的开

放性、共赢性和普惠性特质给流动人口家乡带来了很多与劳动力技能相匹配的创业和就业机会,促进了劳动力增收,进而吸引了大批劳动力返乡。这有助于理解我国不同发展阶段的劳动关系,为合理引导劳动力自主有序流动,实现更加充分、更高质量的就业提供经验支持。

第二,本文落脚于劳动力资源空间配置,推进了数字经济对劳动力市场影响的研究,有助于更进一步理解推动中国经济发展的重要动力。已有关于数字经济发展对劳动力市场的研究多聚焦于就业规模、工资水平、就业结构等视角(Acemoglu and Autor, 2011; Acemoglu and Restrepo, 2018a; 张勋等, 2019; Huang et al., 2020; 邱子迅和周亚虹, 2021b), 忽略了这种新兴技术冲击对劳动力空间配置的影响。本文通过验证劳动力返乡意愿、实际返乡情况和本地成员外出务工情况,层层递进、多角度地证明了家乡数字经济发展对劳动力回流的影响,并结合异质性结果,探寻家乡数字经济发展吸引的主要回流群体。这对数字经济对劳动力市场影响的研究具有很好的补充,更完整地刻画了数字经济对劳动力市场的冲击,并且可以从侧面解释我国现阶段大城市“用工荒”频发的现象(牛建林, 2015)。

第三,本文以流动人口家乡数字经济发展为出发点,聚焦外出劳动力回流到家乡这一特定流动方向,探究户籍地数字经济发展是否提升劳动力回乡务工的意愿,在乡村振兴背景下具有很强的政策含义和现实意义。以往劳动力流动的相关研究多局限于研究发达城市对劳动力的吸引或挤出(夏怡然和陆铭, 2015; 周颖刚等, 2019; 张吉鹏等, 2020), 鲜有围绕迁出地经济活动对劳动力迁移决策的影响进行分析(李芳华和姬晨阳, 2022)。关注劳动力回流的最新特征和趋势不仅有助于厘清我国劳动力资源的空间配置现状,也对全面深化乡村人才队伍建设,加快实现农业农村现代化步伐,激活县域经济推进乡村振兴有一定的积极意义。

2 研究设计

2.1 计量模型

由于流动人口返乡时可能会直接返回户籍所在城市,也可能迁移到户籍所在省份内其他城市。为确定解释变量的测度层次,通过CMDS2017年中的问题“如果您不打算留在本地,您打算回到家乡的什么地方”发现,在打算返乡的样本中,有62.51%的流动人口打算返回农村,90.63%的流动人口打算回到户籍地所在县区。可见,流动人口离开流入地城市后,大部分会回流到户籍所在城市,仅有少量迁移到省内其他城市。因此,本文使用户籍所在城市层面数字经

济指数作为基准模型的核心解释变量。

由于流动人口动态监测调查中只有 2017 年的数据含有流动人口户籍所在城市的信息。为了与户籍所在城市层面数字经济指数相匹配,本文使用 CMDS2017 年数据进行研究。为分析户籍所在城市数字经济发展对劳动力回流的影响,具体构建模型如式(1):

$$\text{Backhome}_{\text{ichpt}} = \beta_0 + \beta_1 \text{digit}_{h,t-1} + \beta_2 X_{\text{ichpt}} + \beta_3 Z_{h,t-1} + \gamma_c + \delta_p + u_{\text{ichpt}} \quad (1)$$

其中,下标 i 表示家庭, c 表示流入城市, h 表示户籍所在城市, p 表示户籍所在省份, t 表示年份。模型的被解释变量 $\text{Backhome}_{\text{ichpt}}$ 是流动人口 i 的返乡意愿,若取值为 1 表示有返乡意愿,反之为 0。参考吴贾和张俊森(2020)的研究,将流动人口不愿意在本地居住五年以上定义为有返乡意愿,具体信息来自 CMDS2017 年问卷中“今后一段时间,您是否打算继续留在本地”和“如果您打算留在本地,您预计自己将在本地留多久”两个问题。 $\text{digit}_{h,t-1}$ 表示滞后一期的户籍所在城市数字经济指数。为识别户籍所在城市数字经济发展对流动人口返乡意愿的影响,我们着重关注 β_1 。如果 β_1 显著为正,表明户籍所在城市数字经济发展水平会提高流动人口返乡意愿。

由于劳动力的回流行为受到个体特征、家庭特征和户籍所在城市特征的共同影响。模型控制了个人及家庭特征变量 X_{ichpt} , 包含户主性别、民族、年龄、受教育年限、流入所在城市时间、户口类型、是否有医疗保险、婚姻状况、子女个数以及家庭月收入;还控制了滞后一期的户籍所在城市层面特征变量 $Z_{h,t-1}$, 变量涉及了城市的经济发展情况、就业结构和公共服务水平,具体包括人均地区生产总值、职工平均工资、商品房销售价格、第三产业增长率、第三产业就业占比、城市登记失业率、财政支出占 GDP 的比重、生均中小学教师数、每万人医院数。同时,模型控制了流入城市固定效应 γ_c , 户籍所在省份固定效应 δ_p , 并将标准误差聚类到户籍所在城市层面。

2.2 数据和变量说明

本文主要考察户籍所在城市数字经济发展情况对流动人口返乡意愿的影响。城市数字经济的发展程度使用腾讯研究院《中国“互联网+”数字经济指数》报告公布的中国 351 个城市的数字经济指数。腾讯研究院在 2015—2019 年间每年会发布前一年的城市层面的数字经济指数,该指数是使用腾讯微信、QQ、支付、新闻、视频、云、城市服务、众创空间等十余个核心平台的数据,以及京东的电商数据,滴滴的出行数据,新美大的生活服务及餐饮住宿和携程的旅游等互联网平台的检测数据,结合城市统计年鉴数据,通过构建基础分指数、产业分指数、双创分指数和智慧民生分指数,采用模糊层次分析法计算得到,具体指标体系构建如表 1 所示。

表 1 中国“互联网+”数字经济指数指标体系

一级维度	二级维度
基础分指数	基础性移动互联产品数据
	腾讯云数据
产业分指数	分行业微信公众号数据
	分行业移动支付数据
双创分指数	App 数量
	有效创业项目数
智慧民生分指数	服务项目价值分
	服务质量星级分
	月活跃用户数
	用户回流率
	用户满意度
	重点行业丰富度

表 2 展示了“互联网+”数字经济指数与互联网发展水平(百人中互联网宽带接入用户数、移动互联网接入流量)、数字化基础设施(互联网宽带接入端口数)、其他平台经济发展水平(淘宝村个数)和电子商务的整体发展水平(快递业务收入、电子商务销售额、有电子商务交易企业数)等变量的相关系数,结果均在 1%水平上显著正相关。这说明“互联网+”数字经济指数不仅能够反映我国不同地区整体互联网平台的发展规模和程度,更多映射了与互联网、大数据、通信为基础设施的数字新业态的发展情况。

表 2 数字经济指数和数字化特征相关性分析

变量	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 数字经济指数	1.000							
2. 百人互联网宽带接入用户数	0.489***	1.000						
3. 移动互联网接入流量	0.816***	0.552***	1.000					
4. 互联网宽带接入端口数	0.634***	0.645***	0.895***	1.000				
5. 淘宝村个数	0.513***	0.787***	0.677***	0.672***	1.000			
6. 快递业务收入	0.859***	0.648***	0.734***	0.603***	0.658***	1.000		
7. 电子商务销售额	0.860***	0.512***	0.636***	0.546***	0.436**	0.896***	1.000	
8. 有电子商务交易企业数	0.728***	0.784***	0.827***	0.850***	0.821***	0.759***	0.705***	1.000

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。囿于可获得的城市数字化特征变量较少,此处相关性分析采用的是省份层面的数据。数据来自 2016 年《第三产业统计年鉴》《中国宏观经济数据库》和阿里研究院《中国淘宝村研究报告(2016)》。

对不同类型城市的数字经济发展情况进行分析。图1展示了各类城市2016年数字经济指数的分布情况,可以发现,超大城市的数字经济指数最高,特大城市其次,大城市再次,最后是中等城市和小城市。总体上看,人口规模越大的城市,数字经济的发展水平越高。图2展示了各类城市2016—2017年数字经济指数增长率的分布情况,可以发现,中等城市和小城市的数字经济指数增长率相对较高,大城市其次,特大城市再次,超大城市的增长率最低。总体上看,人口规模越小的城市,数字经济指数的增长率相对越高。图3展示了各类城市2016—2017年数字经济指数增长值的分布情况,可以发现,中小城市的数字经济指数的增量已经接近甚至超过超大和特大城市。这意味着中小城市与超大和特大城市的数字经济发展水平的差距正在逐渐缩小。

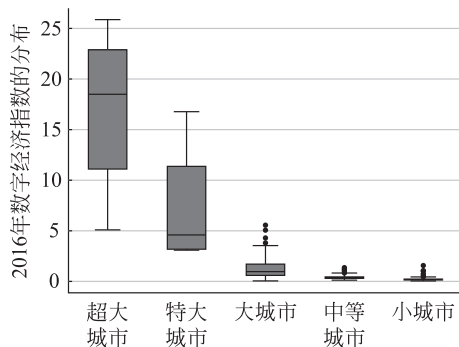


图1 数字经济指数在不同类型城市的分布

注:按照2014年11月20日国务院发布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,以城区常住人口为统计口径,将样本中的城市划分为超大城市、特大城市、大城市(包括Ⅰ型大城市和Ⅱ型大城市)、中等城市和小城市(包括Ⅰ型小城市 and Ⅱ型小城市),图2~图3同。

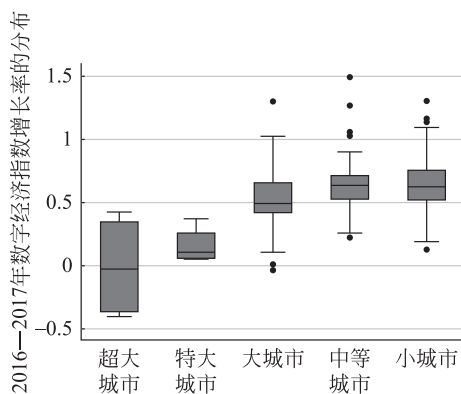


图2 数字经济指数的增长率在不同类型城市的分布

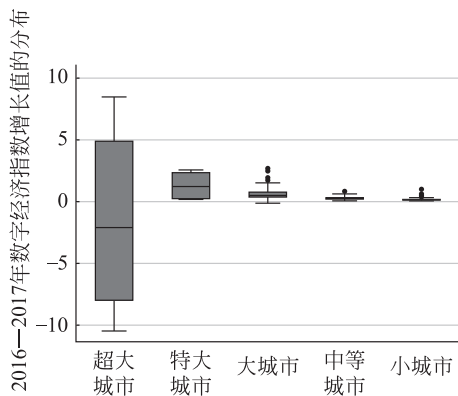


图3 数字经济指数的增长值在不同类型城市的分布

流动人口相关数据主要来自流动人口动态监测调查数据(CMDS)。该数据是全国性流动人口抽样调查数据,覆盖 31 个省(区、市)中流动人口较为集中的流入地城市。本文采用了含有样本户籍所在城市层面信息的 2017 年数据进行研究,将样本限定为年龄在 16 岁至 60 岁的劳动年龄人口,并剔除流入城市原因为婚姻嫁娶、拆迁搬家、投亲靠友、学习培训、参军、出生、异地养老的样本,以及流入所在城市小于一年的样本,保留家庭平均每月总收入非负的样本,共得到 113661 个观测值。

其他城市特征数据来自《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。为缓解可能存在的反向因果问题,本文采用滞后一期的城市层面特征变量。表 3 展示了文章主要变量的描述性统计结果。

表 3 变量的描述性统计

变量	(1) 平均值	(2) 标准差	(3) 最小值	(4) 最大值
被解释变量				
返乡意愿(有=1)	0.208	0.406	0	1
解释变量				
数字经济指数	0.812	1.461	0.106	25.896
个体及家庭特征				
户主性别(男=1)	0.532	0.499	0	1
户主年龄	35.953	9.379	16	60
户主民族(汉=1)	0.959	0.198	0	1
户主婚姻状况(已婚=1)	0.831	0.375	0	1
户主受教育年限	10.350	3.282	0	19
户主户口类型(农村=1)	0.836	0.370	0	1
户主流入年限	6.721	5.817	1	48
户主是否有医疗保险(是=1)	0.925	0.264	0	1
子女个数	1.074	0.829	0	6
家庭平均月收入/元	7545	6003	20	200000
城市特征				
人均地区生产总值/元	53595	30992	11892	215488
职工平均工资/元	58882	11756	36793	122749
商品房销售价格/(元/平方米)	5621	3924	1495	45146
第三产业增加值占比/%	42.990	8.743	26.120	80.230
第三产业就业占比/%	52.705	13.240	17.920	87.030
城镇登记失业率/%	3.081	0.768	0.740	4.690
财政支出占 GDP 的比重/%	0.214	0.106	0.077	0.916
生均中小学教师数/人	0.071	0.014	0.045	0.134
每万人医院数/个	0.602	0.702	0.090	8.933
个体层面样本数	113661			
城市层面样本数	272			

3 实证分析

3.1 基准 OLS 回归

表 4 展示了户籍所在城市数字经济发展对流动人口返乡意愿的影响。列(1)只控制了个体及家庭特征变量,列(2)~(3)逐步加入户籍所在城市特征变量和户籍所在省份固定效应,考虑到流入城市包括数字经济发展程度在内的其他特征也会影响流动人口的返乡意愿,列(4)进一步加入了流入城市特征变量,为控制流入城市的所有可观测和不可观测因素的影响,列(5)在列(3)的基础上直接加入流入城市固定效应。列(1)~(5)结果显示,数字经济指数的回归系数均显著为正,且逐步加入控制变量和固定效应时回归系数变化不大,模型的拟合优度逐渐增大,说明户籍所在城市的数字经济指数越高,流动人口返乡意愿越强。

表 4 户籍地数字经济指数与流动人口返乡意愿

因变量:返乡意愿	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字经济指数	0.008 *** (0.002)	0.009 *** (0.003)	0.006 ** (0.003)	0.006 ** (0.002)	0.007 *** (0.002)	
数字经济指数(省份)						0.002 *** (0.000)
样本量	113661	113661	113661	113098	113661	285075
R ²	0.101	0.109	0.120	0.125	0.158	0.166
个体及家庭特征	是	是	是	是	是	是
户籍所在城市特征		是	是	是	是	
户籍所在省份固定效应			是	是	是	是
流入城市特征				是		
流入城市固定效应					是	是
户籍所在省份特征						是
年份固定效应						是

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平,括号内表示聚类到户籍所在城市层面的稳健标准误,下文表中若无特殊说明均与本表相同。列(4)中加入的流入城市特征变量包括人均地区生产总值、职工平均工资、商品房销售价格、第三产业增加值占比、第三产业就业占比、城镇登记失业率、财政支出占 GDP 的比重、生均中小学教师数、每万人医院数和数字经济发展水平。

考虑到列(1)~(5)中使用一年截面数据只能识别出户籍所在城市数字经济发展程度的差异对流动人口返乡意愿的影响,无法识别出同一城市在不同年份数字经济发展程度的变化对流动人口返乡意愿的影响。列(6)还使用

CMDS2016年和2017年的混合截面数据,并控制省份固定效应,检验户籍所在省份数字经济发展程度对流动人口返乡意愿的影响,发现省份层面数字经济指数的回归系数仍显著为正,表明户籍所在省份的数字经济发展程度越高,流动人口返乡意愿越强。

腾讯研究院还公布了省份层面的数字经济分项指标,为研究户籍地数字经济的内在维度对流动人口返乡意愿的影响,我们将列(6)中省份层面的数字经济指数更换为数字经济产业分指数、双创分指数和智慧民生分指数分别回归,系数均显著为正;并且双创分指数对流动人口返乡意愿的促进作用最大,这反映出数字经济发展带来的创业群体活跃度、创业热情和创业能力的提高在吸引流动人口返乡中起到了重要作用。受篇幅所限,具体回归结果作者留案备案。

3.2 内生性分析

本文主要研究户籍所在城市数字经济发展对流动人口返乡意愿的影响,但是基准模型仍可能存在内生性的估计偏差。第一是遗漏变量问题。模型中控制了户籍所在地经济发展、产业结构和公共服务等相关变量,尽可能减少了遗漏变量问题,但依然存在如城市政治效率、交通便捷程度等不可观测因素,这些因素不仅与城市数字经济的发展有关,也影响流动人口的返乡意愿,可能造成估计的偏误。第二是反向因果问题,流动人口返乡也可能推动户籍地数字经济发展。模型中统一将核心解释变量和控制变量滞后一期,一定程度上减弱了可能存在的反向因果问题。

首先,本文使用Oster(2019)提出的边界方法来检验因遗漏变量可能引起的估计偏差。该检验包括两种方法:第一,假设模型中不可观测因素与可观测因素同等重要($\delta=1$),且将不可观测因素放入模型后,模型的拟合优度增加到 $R_{\max}=1.3R$,如果经偏差调整后核心解释变量的回归系数 $\beta^*(R_{\max},\delta)$ 依旧显著不为0,意味着加入不可观测因素不会对估计结果产生较大的影响,通过稳健性检验。第二,假设将不可观测因素放入模型后,模型的拟合优度增加到 $R_{\max}=1.3R$,计算使核心解释变量系数 β 为0时 δ 的取值。若 δ 的绝对值超过1,则意味着要使核心解释变量的系数为0,需要不可观测变量的重要性超过可观测变量,但出现这种情况的可能性很低,通过稳健性检验。表5列(1)显示,偏差调整后的回归系数显著为正,列(2)中 δ 的绝对值大于1,表明忽略不可观测遗漏变量导致的偏差,不足以影响基准结果的稳健性。同时, δ 为负值意味着加入控制变量和不可观测因素时,回归系数将更加远离零而不是接近零,即最小二乘估计可能反映了数字经济指数对流动人口返乡意愿的影响下限。

表 5 Oster 边界方法的遗漏变量偏误检验结果

	(1)	(2)
因变量:返乡意愿	Bias-adjusted $\beta^* R_{\max} = 1.3R$ (bootstrapped S. E.)	δ for $\beta=0$ given $R_{\max} = 1.3R$
数字经济指数	0.016 *** (0.002)	-2.667

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

其次,为避免反向因果和遗漏变量问题共同造成的估计偏误,本文参考张勋等(2019,2020,2021)与邱子迅和周亚虹(2021b)的研究,选取户籍所在城市与广州的球面距离和与杭州的球面距离的对数,作为户籍所在城市数字经济发展程度的工具变量。杭州是中国最大以及世界第二大互联网公司阿里巴巴的诞生地,在数字商业、金融科技、智慧物流等领域开拓性创建了中国数字经济时代的商业基础设施;广州是中国三大通信枢纽、互联网交换中心和互联网国际出入口之一,坐落着酷狗、唯品会等头部互联网公司,拥有全国最大国际出口带宽,在互联网硬件方面首屈一指。这两个城市作为数字经济发展最发达的城市之一,可以预期到与这两个城市的距离越近,数字经济的发展越有优势,工具变量具有相关性。

表 6 展示的第一阶段回归中,列(1)户籍所在城市与广州和杭州的距离均显著为负,表明离数字经济发展中心越近,城市数字经济水平越高。K-P Wald F 统计量的值大于 10,通过了弱工具变量检验,说明工具变量满足相关性。

表 6 工具变量回归结果

	(1)	(2)
	第一阶段 (因变量:数字经济指数)	第二阶段 (因变量:返乡意愿)
户籍所在城市离广州的距离	-0.878 *** (0.098)	
户籍所在城市离杭州的距离	-0.206 *** (0.041)	
数字经济指数		0.010 ** (0.004)
样本数	113661	113661
(Centered) R^2	0.825	0.025
个体及家庭特征	是	是
户籍所在城市特征	是	是
流入城市固定效应	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是
K-P Wald F 值		45.660
Hansen J 检验 p 值		0.714

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

关于工具变量的外生性,我们在模型中控制了尽可能多的城市层面特征变量,来切断地理距离与遗漏变量之间相关性的可能性;此外,我们在模型中控制了户籍所在省份固定效应,同一个省份内城市的遗漏变量与城市到广州和杭州的地理距离更无显著关联,强化了工具变量的外生性。同时,Hansen J 检验的 p 值大于 0.1,表明不能拒绝所有工具变量都外生的原假设,工具变量估计是有效的。

表 6 列(2)显示,使用 2SLS 方法估计后,数字经济指数的回归系数依然显著为正,表明户籍所在城市数字经济发展显著增加了流动人口的返乡意愿^①。CMDS2017 年数据中有返乡意愿的流动人口比例为 20.82%,如果户籍地数字经济指数上升一个标准差(1.461),有返乡意愿的流动人口会增加 $1.461 * 0.01 = 1.46\%$,占有返乡意愿流动人口比例的 $1.46\% / 20.82\% = 7.01\%$ 。下文所有分析均展示利用户籍所在城市到广州和到杭州球面距离的对数作为工具变量的回归结果。

3.3 稳健性检验

第一,本文参考 Conley et al. (2012) 提出的置信区间集合方法(UCI)和近似于零方法(LTZ),检验在工具变量并非完全外生时估计结果的稳健性。表 7 列(1)结果显示基于 UCI 方法得出的数字经济指数系数的置信区间为[0.003, 0.086],列(2)显示使用 LTZ 估计出数字经济指数的 90%置信区间为[0.005, 0.047]^②,这两个置信区间都显著大于 0,并且包含两阶段最小二乘估计出的数字经济指数的系数 0.01,说明在近似外生情形下,本文使用户籍所在城市距离广州和杭州距离的对数作为工具变量的回归结果稳健。

表 7 放松外生性蒙特卡洛模拟下边际的表现

	(1)	(2)
	UCI	LTZ
数字经济指数的 90% 置信区间	[0.003, 0.086]	[0.005, 0.047]

第二,本文选取的工具变量是户籍所在城市距离广州和杭州的球面距离,考虑到杭州与广州分别地处长三角和珠三角城市群,距离两地的距离可能和创业环境、政治效率、市民素质等不可观测因素相关,而这些不可观测因素同样可能对流动人口的返乡意愿产生影响。由于杭州和广州的周边城市,也即在长三角和珠三角地区内部,城市层面遗漏变量和两个工具变量的相关关系可能更

① 如果不控制流入城市固定效应,逐步加入流入城市特征变量,结果保持稳健。

② 在置信区间集合法(UCI)中,根据内生变量和工具变量对结果变量的回归,我们设定两个工具变量对结果变量的回归系数 γ 的最小值为 -0.015,同时对称取 γ 的最大值为 0.015。在近似于零方法(LTZ)中,我们假设两个工具变量的 γ 服从 -0.015 到 0.015 上的均匀分布。

强,我们采取如表 8 的措施缓解这一可能的估计偏误。列(1)剔除户籍地在上海和深圳两座城市的样本,列(2)剔除户籍地在长三角城市群的样本,列(3)剔除户籍地在珠三角城市群的样本,列(4)将户籍地在长、珠三角城市群的样本全部剔除。回归结果显示,列(1)~(4)中数字经济指数的回归系数均显著为正,并且和没有剔除样本的工具变量估计结果相近,基准结果稳健。

表 8 工具变量的稳健性检验

因变量:返乡意愿	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	去掉 上海和深圳	去掉 长三角地区	去掉 珠三角地区	去掉长、 珠三角地区	Lewbel IV
数字经济指数	0.009 ** (0.004)	0.009 ** (0.003)	0.009 ** (0.004)	0.009 ** (0.003)	0.008 *** (0.003)
样本数	113526	94592	113094	94025	113661
Centered R^2	0.025	0.025	0.025	0.025	0.000
个体及家庭特征	是	是	是	是	是
户籍所在城市特征	是	是	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是	是	是	是
K-P Wald F 值	28.655	62.749	33.804	35.815	132.170
Hansen J 检验 p 值	0.683	0.421	0.703	0.420	
异方差怀特检验的 P 值					0.000

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

第三,除使用传统的工具变量之外,本文参考 Lewbel(2012),利用外生变量的异方差特征构建工具变量进行稳健性检验。具体步骤为:第一,通过外生变量 Z 对内生变量 X 最小二乘回归得到残差的估计值 $\hat{\varepsilon}=X-Z\hat{\alpha}$;第二,令 Z_1 包含 Z 的部分或所有元素(不包括常数项), $\bar{Z}_1$ 为 Z_1 的均值,构造 $(Z_1-\bar{Z}_1)\hat{\varepsilon}$ 作为工具变量,对原方程进行两阶段最小二乘估计。表 8 列(5)展示了 Lewbel IV 的估计结果,结果显示,异方差怀特检验的 P 值小于 0.1,拒绝了同方差的原假设,表明模型中内生变量对其他外生变量回归后的残差存在异方差;K-P Wald F 值大于 10,通过了弱工具变量检验。使用异方差工具变量回归后,数字经济指数的回归系数仍显著为正,且大小和使用到杭州和广州球面距离的对数作为工具变量的估计系数相差不大,基准结果稳健。

第四,更换返乡意愿的定义方法。表 9 列(1)~(2)通过“如果您符合本地落户条件,您是否愿意把户口迁入本地”这一问题进行判断,回答有“不愿意”、“没想好”和“愿意”三个选项。列(1)将回答不愿意取值为 1,没想好或愿意取值为 0;列(2)将回答不愿意或没想好则取值为 1,愿意取值为 0。两列结果均显示,户籍所在城市数字经济发展会增加流动人口的返乡意愿,结果稳健。

表 9 更换返乡意愿的定义和使用滞后两期数字经济指数的稳健性检验

因变量:返乡意愿	(1)	(2)	(3)
	更换返乡意愿的定义	使用滞后两期的数字经济指数	
数字经济指数	0.012 *** (0.004)	0.014 *** (0.003)	0.026 *** (0.010)
样本量	113661	113661	113661
Centered R ²	0.031	0.024	0.025
个人及家庭特征	是	是	是
户籍所在城市特征	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是	是
K-P Wald F 值	45.660	45.660	47.552
Hansen J 检验 P 值	0.630	0.340	0.574

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

第五,为了减弱反向因果的可能性,且考虑到户籍地数字经济发展程度对流动人口的影响可能存在更长期的滞后性,表 9 列(3)采用腾讯研究院发布的 2015 年滞后两期的数字经济指数作为解释变量,数字经济指数回归系数依然显著为正,结果稳健。

第六,更换不同的数字经济发展程度衡量指标。表 10 列(1)将核心解释变量替换为按照赵涛等(2020)研究方法计算出的户籍所在城市的数字经济综合发展指数,该指数使用每百人互联网宽带接入用户数、信息传输、计算机和软件业从业人员比例、人均电信业务总量、移动电话普及率和北京大学数字普惠金融指数五个指标进行主成分分析得到,一共覆盖 222 个城市;列(2)~(5)将核心解释变量替换为户籍所在城市每万人互联网宽带接入用户数、人均邮电业务总量、信息技术从业人员比例和淘宝村个数。结果显示,更换数字经济指数度量指标后,回归系数依然显著为正,结果稳健。

表 10 更换数字经济衡量指标的稳健性检验

因变量:返乡意愿	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	数字经济综合 发展指数	每万人互联网宽带 接入用户数	人均邮电 业务总量	信息技术从业 人员比例	淘宝村个数
数字经济指数	0.004 *** (0.001)	0.076 ** (0.030)	0.023 ** (0.010)	0.007 ** (0.004)	0.005 * (0.003)
样本量	112119	113661	113661	113661	113661
R ²	0.159	0.158	0.158	0.158	0.158
个体及家庭特征	是	是	是	是	是
户籍所在城市特征	是	是	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是	是	是	是

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。列(1)~(5)的数字经济指数分别使用户籍所在城市的数字经济综合发展指数、每万人互联网宽带接入用户数、人均邮电业务总量、信息技术从业人员比例和淘宝村个数。

3.4 户籍地数字经济发展对流动人口实际返乡的影响

前文已经验证了户籍地城市数字经济发展水平上升会增强流动人口返乡意愿的结论,但其是否会导致流动人口的实际返乡仍没有定论。为了回答这一问题,本文使用 2015 年 1% 的人口抽样调查数据,将样本限定在 2014 年不居住在户籍所在城市的流动人口,保留 16 岁至 60 岁的劳动年龄人口,剔除户口待定的样本,检验其 2015 年返回户籍所在城市(县)的决策是否受户籍地所在城市数字经济发展情况的影响。

表 11 展示了估计结果,继续采用回归模型(1)的设定,被解释变量为流动人口是否实际返乡,我们设置了两个虚拟变量,一是流动人口是否实际返回户籍所在城市,二是流动人口是否返回户籍所在县;解释变量为滞后一期(2014 年)的户籍所在城市的数字经济指数。模型控制了个体及家庭特征、户籍所在城市特征、户籍所在省份固定效应和一年前流入城市固定效应,标准误聚类到户籍所在城市层面,并继续使用户籍所在城市到广州距离的对数与到杭州距离的对数作为工具变量进行回归。列(1)~(2)分别展示了户籍所在城市数字经济发展对流动人口返回户籍所在城市和户籍所在县的影响,两列中数字经济指数的回归系数均显著为正,并且回归系数相差不大,表明户籍所在城市数字经济发展会增加流动人口返回户籍所在城市的概率,并促使流动人口更多地直接返回户籍所在县。

表 11 户籍地数字经济指数与流动人口实际返乡

因变量:	(1)	(2)
	返回户籍所在城市	返回户籍所在县
数字经济指数	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
样本量	141171	141171
Centered R^2	0.014	0.012
个体及家庭特征	是	是
户籍所在城市特征	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是
一年前流入城市固定效应	是	是
K-P Wald F 值	53.622	55.957
Hansen J 检验 p 值	0.231	0.231

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。个体及家庭特征包含性别、年龄、民族、户口、受教育年限、流动年限、是否有医疗保险、婚姻状况和子女个数,由于 2015 年 1%人口抽样调查样本中没有家庭收入信息,控制了家庭拥有小汽车的价值。城市特征变量与基准模型相同。

为了更直观地理解户籍地数字经济发展吸引劳动力回流的效果,我们使用

表11的估计结果进行粗略测算。根据《中国流动人口发展报告》,2014年流动人口规模为2.53亿,2015年流动人口规模为2.47亿,相比于2014年减少了600万人。根据腾讯研究院《中国“互联网+”数字经济指数(2015)》,2014年全国各城市平均数字经济指数为4.879,若2014年所有流动人口户籍所在城市的数字经济指数提升10%,会使2015年返回户籍地的流动人口增加约 $10\% \times 4.879 \times 0.001 = 0.049\%$,约为 $2.53 \text{ 亿} \times 0.049\% = 12.397 \text{ 万人次}$,占2014—2015年回流劳动力总数的 $12.397/600 = 2.066\%$ 。

3.5 户籍地数字经济发展对本地人员外出务工的影响

上文发现户籍地数字经济发展提高了流动人口的返乡意愿,接下来本文切换视角,使用2016年CLDS数据^①,分析户籍地数字经济发展对本地人员外出务工的影响。本文以家庭为研究对象,去掉户主户口所在地为本县区以外的样本,借助数据家庭问卷中“家庭成员不住在家里的原因”这一问题,当回答为“务工或工作”时,认为该家庭成员为外出务工人员。因此,这里未外出务工的人员,包括了从未外出和已经返乡的个体。构建回归模型如式(2):

$$\text{Work\_out}_{i\text{cht}} = \beta_0 + \beta_1 \text{digit}_{c,t-1} + \beta_2 X_{i\text{cht}} + \beta_3 Z_{c,t-1} + \delta_h + u_{i\text{cht}} \quad (2)$$

其中,下标*i*表示家庭,*c*表示家庭所在城市,*h*表示家庭所在省份,*t*表示年份。方程的被解释变量 $\text{Work\_out}_{i\text{cht}}$ 表示家庭*i*中是否有成员外出务工,如果至少有一个成员外出务工取值为1,否则为0。此外还将被解释变量更换为家庭的外出务工人数、家庭外出务工人数占家庭劳动年龄人数的比例、家庭外出务工人数占家庭总人数的比例和家庭外出务工人数占家庭全职就业人数的比例进行检验。解释变量 $\text{digit}_{c,t-1}$ 表示滞后一期(2015年)的家庭所在城市数字经济指数。 $X_{i\text{cht}}$ 为个体及家庭层面特征变量,包括户主性别、年龄、民族、受教育年限、户口类型、是否有医疗保险、婚姻状况、子女个数和家庭收入, $Z_{c,t-1}$ 表示家庭所在城市特征变量,包括人均地区生产总值、职工平均工资、商品房销售价格、第三产业增加值占比、第三产业就业占比、城镇登记失业率、财政支出占GDP的比重、生均中小学教师数和每万人医院数。模型同时控制了家庭所在省份固定效应 δ_h ,将标准误聚类到家庭所在城市层面,并继续使用城市与广州球面距离和与杭州球面距离的对数作为工具变量进行回归。

表12展示了模型(2)的回归结果。列(1)是对有无家庭成员外出务工的估计结果,结果显示,数字经济指数显著为负,表明家庭所在城市数字经济发展程

^① 使用CLDS2016年数据的原因是,腾讯研究院仅公开发布2014年到2018年城市层面的“互联网+”数字经济指数,因此不能使用CLDS2014及以前的调查数据,同时CLDS2018年数据中并没有公开样本所在城市的区划代码,无法合并城市层面的数字经济指数。

度越高,家庭有成员外出务工的概率越低。列(2)~(5)将因变量分别替换为家庭的外出务工人数、家庭外出务工人数占家庭劳动年龄人数的比例、家庭外出务工人数占家庭总人数的比例和家庭外出务工人数占家庭全职就业人数的比例,各列中数字经济指数的回归系数也显著为负。以上结果可以说明,家乡数字经济发展程度越高,本地人员外出务工的概率、人数和比例均会越少。这与家乡数字经济发展吸引劳动力返乡的结论相吻合,并且表明数字经济吸引劳动力返乡不仅“引得进”,还能“留得住”,就业逐渐呈现本土化趋势。

表 12 户籍地数字经济指数与本地人员外出务工

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
因变量:	有无家庭 成员外出 务工 (有=1)	家庭成员 外出务工数	家庭外出 务工人数占 家庭劳动 年龄人数比	家庭外出 务工人数占 家庭总 人数比	家庭外出 务工人数占 家庭全职 就业人数比
数字经济指数	-0.059* (0.032)	-0.168* (0.086)	-0.030* (0.017)	-0.012* (0.007)	-0.041* (0.021)
样本量	6113	6113	5977	6110	5575
Centered R ²	0.113	0.100	0.104	0.097	0.083
个体及家庭特征	是	是	是	是	是
家庭所在城市特征	是	是	是	是	是
家庭所在省份固定效应	是	是	是	是	是
K-P Wald F 值	171.875	171.875	166.460	170.544	156.184
Hansen J 检验 p 值	0.186	0.148	0.183	0.189	0.247

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

4 影响机制分析

4.1 就业创业环境

就业机会的多寡是影响我国劳动力跨地区流动的重要因素之一(杨云彦等,2003)。近年来,趁着乡村振兴的东风,在创新创业保障的实施、交通基础设施的建设与脱贫攻坚工程建设的共同推进下,传统劳务输出地的县域经济迅速发展。同时,平台经济的下沉为小城镇创造了大市场,催生了大量的就业、创业机会。相较于传统工业时代简单、封闭的经济模式,数字技术打破了时间和空间的界限,凭借透明化信息和低廉运营成本,弥补了后发地区先天不足的劣势。越来越多的外出劳动者把目光瞄准到家乡这片沃土,选择带回积累的人力、社会和金融资本回乡就业或者创业。

为了检验就业创业环境这一机制,本文继续使用 2016 年 CLDS 数据,采用

模型(2)的设定,验证数字经济发展对稳定就业和增加创业机会的作用。表 13 列(1)检验了家庭所在城市数字经济发展对家庭劳动力失业率的影响,家庭劳动力失业率使用家庭成员失业人数和家庭劳动年龄人口总数的比值计算,可以发现家庭所在城市数字经济发展会降低家庭劳动力失业率。表 13 列(2)检验了家庭所在城市数字经济发展对家庭是否创业的影响,家庭创业的定义为家庭户主职业类型为雇主或者自雇,可以发现家庭所在城市数字经济发展可以促进家庭创业概率的增加。这说明,数字经济发展突破地域限制的优势愈发突出,持续惠及经济欠发达地区,已成为拉动家乡经济增长的新引擎,培育了众多创业新增长点,拓宽了劳动力在家乡的就业选择。原本为生计所迫必须外出务工的劳动力在家门口依然可以分享到数字经济红利,家乡数字经济发展带来的就业效应和创业效应是流动人口回流的重要吸引力。

表 13 数字经济吸引劳动力回流的影响机制

因变量:	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动力失业率	是否创业	工作-技能是否匹配	Ln(劳均收入)
数字经济指数	-0.012 *** (0.003)	0.027 * (0.014)	0.027 ** (0.012)	0.034 * (0.018)
样本量	5991	6113	6113	5991
Centered R ²	0.025	0.189	0.017	0.945
个体及家庭特征	是	是	是	是
家庭所在城市特征	是	是	是	是
家庭所在省份固定效应	是	是	是	是
K-P Wald F 值	166.648	171.875	171.875	166.648
Hansen J 检验 p 值	0.191	0.995	0.140	0.278

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

4.2 适配的工作机会

在数字经济背景下,与个体技能水平相适配的工作机会愈加成为劳动力流动考虑的因素之一(Hassan et al.,2019;陈媛媛等,2022)。平台经济的发展和电子设备的普及使人们的生产方式和工作模式发生巨大变化,乡村休闲旅游、自媒体运营、电商直播、社区零售等就业模式逐渐发展,给后线城市注入了全新的活力。这些新兴的就业模式具有灵活性强、自主性高的优点,劳动者提供劳务的时间与空间限制被大大降低(Kawashima,2017),涌现了大量的自由职业者(Graham et al.,2017),因而就业人员更有可能从事与自身技能水平更加适配的工作。因此,家乡数字经济发展可能会增加劳动力获得与自身技能适配工作的概率,从而增加了他们回乡从业的动力。

为检验以上猜想,本文以衡量个人工作-技能是否匹配的虚拟变量为被解

释变量,继续采用模型(2)对此机制进行分析。参照 Verdugo and Verdugo (1989)的研究,本文采用标准差实际匹配法(Standard Deviation Realized Method)测度劳动力的工作和技能水平的匹配情况。首先,在每个地区内部计算每种职业劳动力受教育水平的平均值和标准差;其次,在每个地区每种职业的劳动力受教育年限平均值的基础上加减一个标准差,形成一个区间,作为个体在本地区从事此职业适配的受教育水平;最后,比较个体在本地区从事此职业适配的受教育水平与自身实际的受教育水平,如果个体实际受教育水平在适配受教育水平区间范围内,则认为其工作和技能水平是匹配的,此时被解释变量取值为1,否则为0。

表13列(3)展示了家乡数字经济发展对家庭户主工作与技能水平匹配度的影响。结果显示,家庭所在城市数字经济发展确实会提高劳动力工作与技能水平相匹配的概率。家乡数字经济发展带来的新兴就业岗位能够使得劳动力更大程度发挥出自身价值,进而促使劳动力有动力返回家乡。

4.3 收入效应

迁入地的收入水平是吸引劳动力转移最直接的诱因(Sjaastad, 1962)。我们使用家庭年总收入与家庭劳动年龄人口总数的比值计算家庭劳动力平均收入,并以此作为被解释变量来验证家乡数字经济发展对本地家庭劳动收入的影响。回归结果见表13列(4),结果表明家庭所在城市数字经济发展会增加本地家庭劳动力平均收入,这也是家乡数字经济发展吸引劳动力回流的主要机制之一。

5 家乡数字经济发展更容易吸引哪批人返乡

以上我们已经发现家乡数字经济发展确实有效吸引了劳动力回流,但同时,认清家乡数字经济发展更加吸引哪一类群体返乡是我们更为关注的重要问题,这对正确把握劳动力流动规律,实现劳动力资源合理有序配置和释放数字经济对我国经济高质量发展的作用具有重要的政策含义。本文接下来详细验证家乡数字经济发展对不同劳动力群体返乡意愿的影响差异。

5.1 区分劳动力高低技能水平

对不同技能水平劳动力的非对称作用是新兴技术冲击影响研究中颇为关注的重点问题(Acemoglu and Restrepo, 2018a; 柏培文和张云, 2021; Xie et al., 2021)。为考察家乡数字经济发展对流动人口返乡意愿影响的技能异质性,我

们按劳动力受教育程度和户口性质对流动人口样本进行分组。表 14 列(1)~(2)展示了按流动人口受教育年限中位数(9 年)区分高学历和低学历的分组回归结果。可以发现,户籍所在城市数字经济发展对两组流动人口返乡意愿均有显著正向影响,但对初中及以下学历较低的流动人口返乡意愿的促进作用更大。列(3)~(4)展示了对农村户口和城镇户口流动人口的分组回归结果,发现户籍所在城市数字经济水平提高对农村户口流动人口返乡意愿有显著正向影响,而对城镇户口流动人口返乡意愿没有显著影响。

表 14 数字经济对不同技能水平流动人口返乡意愿的影响

因变量:返乡意愿	(1)	(2)	(3)	(4)
	低学历 (初中及以下)	高学历 (高中及以上)	农村户口	城镇户口
数字经济指数	0.019* (0.011)	0.007** (0.003)	0.020* (0.011)	0.003 (0.002)
样本量	67006	46655	95038	18623
Centered R ²	0.018	0.037	0.022	0.032
个体及家庭特征	是	是	是	是
户籍所在城市特征	是	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是	是	是
K-P Wald F 值	11.100	104.306	16.942	27.245
Hansen J 检验 p 值	0.308	0.176	0.851	0.151

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

本文的这一发现与现有的研究数字经济对劳动力流动影响的文献结论不同,陈媛媛等(2022)发现城市工业智能设备的应用更多降低了低技能劳动力的迁入率,马述忠和胡增玺(2022)发现城市数字金融发展对高学历劳动力流入的影响更为显著。结论不同的原因在于,本文关注的技术进步的维度不同,更侧重于以互联网平台为代表的数字产业化发展的影响;同时本文聚焦流动人口家乡的数字经济发展程度,这些地区多位于欠发达地区,经济发展水平低,产业要素活力差,先天不足的劣势明显。互联网平台发展更多带动了以农产品零售、直播带货等为代表的数字化岗位,这些工作对劳动力技能没有明显偏好,以较低的就业门槛为更多低技能劳动者创造了新发展机遇,因此低技能劳动者更容易受家乡数字经济发展吸引而返乡。由此可以发现,数字经济正凭借着成本低、门槛低、包容度高、普惠性强的特质,改变不同地区、不同行业对不同特质劳动力的吸引力,引发了新的劳动力空间流动规律,深刻影响着中国的劳动力市场配置。

5.2 区分务工城市类型

长久以来,受中国户籍制度的制约,流动人口在城市务工虽然可能获得较

为丰厚的收入和优质的就业机会,但同时也面临着医疗、养老、教育、住房等公共服务提供不足的问题(张吉鹏等,2020),在城市中的生活成本也十分高昂(周颖刚等,2019)。同时我国城市间的分化程度十分严重,不同城市的生活成本和与户籍制度绑定的公共服务获取难度均存在明显差异,这些因素均可能对劳动力的流动决策造成影响(夏怡然和陆铭,2015)。因此,随着互联网平台的下沉,家乡数字经济发展对在不同城市流动的劳动力返乡意愿的影响可能不同。

为检验家乡数字经济发展对在不同类型城市的流动人口返乡意愿影响的异质性,表 15 列(1)~(2)按照城市经济发展程度,将样本分为流入一线、新一线城市组和流入其他城市组;列(3)~(4)直接按照城市落户门槛指数的平均数,将样本按流入地分为流入高落户门槛组和低落户门槛组^①。可以发现,户籍所在城市的数字经济发展情况对于在一线、新一线城市流动和在高落户门槛城市流动的劳动力的返乡意愿有显著促进作用,对流入其他城市和低落户门槛城市劳动力返乡意愿的影响并不显著。家乡数字经济发展对在不同城市务工劳动力的返乡意愿影响差异,很大程度上与流入城市的生活成本和与户籍制度绑定的教育、医疗等公共服务供给不足有关,在经济越发达、落户门槛越高的城市,外来劳动力要承担的生活成本就越高,能享受与本地居民平等的公共服务的难度就越大。由此,在家乡数字经济水平上升时,在经济发达、落户门槛较高城市流动的打工者更倾向于“落叶归根”(张吉鹏和卢冲,2019)。这一结果也可以解释我国近年来东部地区发达城市为何出现大面积“用工荒”的现象。

表 15 数字经济对在不同类型流入城市的流动人口返乡意愿的影响

因变量:返乡意愿	(1)	(2)	(3)	(4)
	按经济发展情况分组		按落户门槛分组	
	一线、新一线城市	其他城市	高落户门槛	低落户门槛
数字经济指数	0.011 *** (0.004)	0.010 (0.008)	0.013 *** (0.004)	0.005 (0.004)
样本量	42147	71514	61339	52322
Centered R ²	0.044	0.016	0.028	0.022
个体及家庭特征	是	是	是	是
户籍所在城市特征	是	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是	是	是
K-P Wald F 值	58.287	35.033	48.737	36.649
Hansen J 检验 p 值	0.131	0.135	0.847	0.652

① 落户门槛数据来自于西南财经大学经济与管理研究院公共经济与行为研究平台和中国家庭金融调查与研究中心联合公布的中国城市落户门槛指数,网址为 <https://chfs.swufe.edu.cn/info/1009/1286.htm>。

5.3 区分人口特征

最后,我们关注人口特征的异质性。考虑到婚姻、子女、年龄等生命周期因素会对劳动力流动决策产生很大影响,本文具体探究家乡数字经济发展对不同婚姻状况、生育状况和年龄的流动人口返乡意愿影响的异质性。

表 16 按照样本婚姻状况和有无子女进行分组。列(1)~(2)展示了已婚和未婚流动人口的分组回归结果,发现户籍所在城市数字经济发展显著增加了已婚流动人口的返乡意愿,对未婚流动人口的返乡意愿没有显著影响。列(3)~(4)展示了有子女和无子女流动人口的分组回归结果,发现户籍所在城市数字经济发展显著增加了有子女流动人口的返乡意愿,对无子女流动人口的返乡意愿没有显著影响。表 17 按年龄进行分组,考虑到 55 岁及以上的流动人口面临退休,列(1)~(3)分别展示流动人口年龄在 35 岁及以下、35 岁到 55 岁和 55 岁及以上样本的回归结果(35 岁为流动人口年龄的中位数),发现户籍地数字经济发展对中年(35 岁~55 岁)流动人口返乡意愿有显著促进作用,对青年(35 岁以下)和临近退休(55 岁以上)的流动人口返乡意愿没有显著影响。

表 16 数字经济对不同婚育状况流动人口返乡意愿的影响

因变量:返乡意愿	(1)	(2)	(3)	(4)
	已婚	未婚	有子女	无子女
数字经济指数	0.013 *** (0.004)	-0.003 (0.004)	0.012 *** (0.004)	0.005 (0.006)
样本量	94409	19252	82919	30742
Centered R ²	0.021	0.023	0.020	0.022
个体及家庭特征	是	是	是	是
户籍所在城市特征	是	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是	是	是
K-P Wald F 值	43.789	52.357	39.286	67.885
Hansen J 检验 p 值	0.978	0.122	0.892	0.492

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 17 数字经济对不同年龄流动人口返乡意愿的影响

因变量:返乡意愿	(1)	(2)	(3)
	青年 (年龄≤35)	中年 (35~55 岁)	临近退休 (年龄≥55)
数字经济指数	0.003 (0.004)	0.015 *** (0.004)	0.013 (0.011)
样本量	60168	50452	3041

续表

	(1)	(2)	(3)
因变量:返乡意愿	青年 (年龄≤35)	中年 (35~55岁)	临近退休 (年龄≥55)
Centered R^2	0.031	0.020	0.031
个体及家庭特征	是	是	是
户籍所在城市特征	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是
户籍所在省份固定效应	是	是	是
K-P Wald F 值	41.269	46.632	86.291
Hansen J 检验 p 值	0.316	0.302	0.286

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

总体上,家乡数字经济发展主要吸引了在外流动成本较高的群体。流动成本是劳动力迁移过程中考虑的重要因素之一(王子成和赵忠,2013),不仅包含劳动力迁移时发生的费用与遇到的障碍,还包括远离亲人无法照顾家庭的心理调整成本(赵耀辉,1997)。已婚已育的劳动力或 35 岁~55 岁的中年劳动力在外流动时面临着配偶和子女的工作、就学的安置问题,心理成本和家属同行成本较高;同时,他们背负了更多的家庭压力,可能会面临家中有配偶和子女亟待照顾,或者老人无人赡养的问题,外出后与户籍地家庭的关联更强,在外流动的机会成本也较高(赵耀辉,1997)。相比之下,未婚未育或 35 岁及以下的新生代流动人口在外流动成本较低,且对大城市生活的向往程度和融入度较高(解永庆等,2014),因此户籍地数字经济发展对其吸引力有限;55 岁及以上的流动人口学习、适应新工作的优势和精力较弱(詹姆斯和克鲁格,2020),并且他们临近退休,没有强烈地更换工作意愿,因此户籍地数字经济发展带来的就业和创业机会对其吸引力也较小。

6 结论与政策启示

数字经济发展速度之快、辐射范围之广、影响程度之深前所未有,不可避免会深刻影响我国劳动力市场格局,引发劳动力流动的新特征与新规律。本文使用 2017 年流动人口动态监测调查数据和腾讯研究院中国“互联网+”数字经济指数,考察了户籍地数字经济发展对流动人口返乡意愿的影响。使用工具变量的估计结果发现,户籍地数字经济发展会提升流动人口的返乡意愿;接下来,采用 2015 年 1%人口抽样调查数据,本文进一步验证了户籍地数字经济发展确实吸引了流动人口的实际返乡;然后切换研究视角,使用 CLDS2016 数据,发现家乡数字经济发展会减少本地人员的实际外出务工,这表明家乡数字经济发展吸

引劳动力返乡不仅能“引得进”还能“留得住”。影响机制检验发现,家乡优质的就业创业环境、更加适配的工作机会和收入增加效应是数字经济新时代背景下劳动力回流的主要因素。最后,我们进一步研究家乡数字经济发展对流动人口返乡意愿影响的异质性,结果显示,技能水平较低、在经济发达和落户门槛较高城市流动、已婚已育和35岁~55岁中年流动人口群体的返乡意愿受家乡数字经济发展的吸引更大。

本文为探寻数字经济赋能共同富裕背景下,中国劳动力的流动新规律提供了研究依据,政策含义十分明显。第一,扎实推进数字乡村战略实施。积极响应2022年中央一号文件提出的“推动乡村振兴取得新进展、农业农村现代化迈出新步伐”思想,充分发挥数字经济的普惠效应与长尾效应,借助数字化技术发挥区域比较优势,形成当地难以复制和转移的竞争优势,整体带动乡村经济发展,激发广大劳动者投身家乡经济建设的热情与活力。第二,欠发达地区应该紧抓数字经济这一机遇,尽快提升区域数字经济水平,搭建互联网新经济体广泛吸纳劳动力。发展数字经济是后发地区缩小差距的绝佳机会,理应充分利用数字经济的正外部性和聚集效应,鼓励以互联网平台为依托的新就业模式和就业形态的发展,带动地区创业和就业机会产生,提高劳动力平均收入,激发城市发展活力。第三,加快户籍制度改革,减少劳动力流动的制度障碍,提升劳动力要素的空间配置效率。人口流动的动力已从单方面追求高收入转向寻求幸福美好生活,国家应完善与流动人口相关的医疗养老社会保障制度,将流动人口家庭纳入住房保障体系,促进流动人口随迁子女入学升学机会均等化,破除影响劳动力流动的制度性障碍,引导各类劳动者制定合理的迁移决策,进一步释放人口流动红利。

参考文献

- 柏培文,张云. 2021. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 56(5): 91-108.
- Bai P W, Zhang Y. 2021. Digital economy, declining demographic dividends and the rights and interests of low- and medium-skilled labor[J]. *Economic Research Journal*, 56(5): 91-108. (in Chinese)
- 陈媛媛,张竞,周亚虹. 2022. 工业机器人与劳动力的空间配置[J]. 经济研究, 57(1): 172-188.
- Chen Y Y, Zhang J, Zhou Y H. 2022. Industrial robots and spatial allocation of labor[J]. *Economic Research Journal*, 57(1): 172-188. (in Chinese)
- 段成荣,杨舸. 2009. 中国流动人口状况——基于2005年全国1%人口抽样调查数

- 据的分析[J]. 南京人口管理干部学院学报, 25(4): 5-9, 15.
- Duan C R, Yang K. 2009. On China's floating population: Based on the analysis of 1% national population sample survey 2005 [J]. *Journal of Nanjing College for Population Programme Management*, 25(4): 5-9, 15. (in Chinese)
- 黄益平, 黄卓. 2018. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 17(4): 1489-1502.
- Huang Y P, Huang Z. 2018. The development of digital finance in China: Present and future[J]. *China Economic Quarterly*, 17(4): 1489-1502. (in Chinese)
- 鞠雪楠, 赵宣凯, 孙宝文. 2020. 跨境电商平台克服了哪些贸易成本? ——来自“敦煌网”数据的经验证据[J]. 经济研究, 55(2): 181-196.
- Ju X N, Zhao X K, Sun B W. 2020. Internet and trade costs: An empirical analysis based on cross-border e-commerce data from China SME exports [J]. *Economic Research Journal*, 55(2): 181-196. (in Chinese)
- 李芳华, 姬晨阳. 2022. 乡村振兴视角下的农村劳动力回流弹性估计——基于空间断点回归的研究[J]. 中国农村经济, (2): 36-55.
- Li F H, Ji C Y. 2022. Estimation of return elasticity of rural labor force from the perspective of rural revitalization: Evidence based on spatial discontinuity design [J]. *Chinese Rural Economy*, (2): 36-55. (in Chinese)
- 李仲达, 林建浩, 邓虹. 2021. 跨越省际移民中的文化壁垒: 信息沟通与身份认同[J]. 经济学(季刊), 21(5): 1691-1710.
- Li Z D, Lin J H, Deng H. 2021. Beyond cultural barriers in interprovincial migration: Information communication and identity recognition[J]. *China Economic Quarterly*, 21(5): 1691-1710. (in Chinese)
- 刘导波, 张思麒. 2022. 数字经济赋能居民消费: 理论机制与微观证据[J]. 消费经济, 38(1): 72-82.
- Liu D B, Zhang S Q. 2022. The digital economy promotes the consumption of residents: Theoretical mechanism and micro evidence [J]. *Consumer Economics*, 38(1): 72-82. (in Chinese)
- 罗汉堂. 2020. 新普惠经济: 数字技术如何推动普惠性增长[M]. 北京: 中信出版社.
- Luo H T. 2020. *Digital technology and inclusive growth* [M]. Beijing: China Citic Press. (in Chinese)
- 马述忠, 胡增玺. 2022. 数字金融是否影响劳动力流动? ——基于中国流动人口的微观视角[J]. 经济学(季刊), 22(1): 303-322.
- Ma S Z, Hu Z X. 2022. Does digital finance affects labor mobility? Based on the micro perspective of China's floating population [J]. *China Economic Quarterly*,

- 22(1): 303-322. (in Chinese)
- 牛建林. 2015. 城市“用工荒”背景下流动人口的返乡决策与人力资本的关系研究[J]. 人口研究, 39(2): 17-31.
- Niu J L. 2015. Human capital and returning decision of migrant workers in the era of emerging urban labor shortage [J]. *Population Research*, 39(2): 17-31. (in Chinese)
- 邱子迅, 周亚虹. 2021a. 数字经济发展与地区全要素生产率——基于国家级大数据综合试验区的分析[J]. 财经研究, 47(7): 4-17.
- Qiu Z X, Zhou Y H. 2021a. Development of digital economy and regional total factor productivity: An analysis based on national big data comprehensive pilot zone [J]. *Journal of Finance and Economics*, 47(7): 4-17. (in Chinese)
- 邱子迅, 周亚虹. 2021b. 电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验[J]. 中国农村经济, (4): 36-52.
- Qiu Z X, Zhou Y H. 2021b. The mechanism of the role of e-commerce in increasing rural household income: An analysis based on a micro empirical test of the interaction between demand and supply [J]. *Chinese Rural Economy*, (4): 36-52. (in Chinese)
- 孙伟增, 张晓楠, 郑思齐. 2019. 空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究[J]. 经济研究, 54(11): 102-117.
- Sun W Z, Zhang X N, Zheng S Q. 2019. Air pollution and spatial mobility of labor force: Study on the migrants' job location choice [J]. *Economic Research Journal*, 54(11): 102-117. (in Chinese)
- 王子成, 赵忠. 2013. 农民工迁移模式的动态选择: 外出、回流还是再迁移[J]. 管理世界, (1): 78-88.
- Wang Z C, Zhao Z. 2013. Dynamic choice of migrant workers' migration patterns: Go out, return or remigration [J]. *Journal of Management World*, (1): 78-88. (in Chinese)
- 吴贾, 张俊森. 2020. 随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给[J]. 经济研究, 55(11): 138-155.
- Wu J, Zhang J S. 2020. Barriers to school education for migrant children, being left behind and urban labor supply [J]. *Economic Research Journal*, 55(11): 138-155. (in Chinese)
- 夏海波, 刘耀彬, 沈正兰. 2021. 网络基础设施建设对劳动力就业的影响——基于“本地-邻地”的视角[J]. 中国人口科学, (6): 96-109, 128.
- Xia H B, Liu Y B, Shen Z L. 2021. The influence of network infrastructure construction on labor employment: Based on “local-neighborhood” perspective [J].

- Chinese Journal of Population Science*, (6): 96-109, 128. (in Chinese)
- 夏怡然, 陆铭. 2015. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界, (10): 78-90.
- Xia Y R, Lu M. 2015. Three relocations of “meng’s mothers” between cities: An empirical study on the impact of public services on labor flow [J]. *Journal of Management World*, (10): 78-90. (in Chinese)
- 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 2018. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 17(4): 1557-1580.
- Xie X L, Shen Y, Zhang H X, et al. 2018. Can digital finance promote entrepreneurship? —Evidence from China[J]. *China Economic Quarterly*, 17(4): 1557-1580. (in Chinese)
- 解永庆, 缪杨兵, 曹广忠. 2014. 农民工就业空间选择及留城意愿代际差异分析[J]. 城市发展研究, 21(4): 92-97.
- Xie Y Q, Miao Y B, Cao G Z. 2014. The intra-generational diversity analysis of peasant-workers for employment spatial selection and desire of staying in cities[J]. *Urban Development Studies*, 21(4): 92-97. (in Chinese)
- 杨云彦, 徐映梅, 向书坚. 2003. 就业替代与劳动力流动: 一个新的分析框架[J]. 经济研究, (8): 70-75, 93.
- Yang Y Y, Xu Y M, Xiang S J. 2003. Employment replacement and labor mobility: A new analysis framework[J]. *Economic Research Journal*, (8): 70-75, 93. (in Chinese)
- 易行健, 周利. 2018. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, (11): 47-67.
- Yi X J, Zhou L. 2018. Does digital financial inclusion significantly influence household consumption? Evidence from household survey data in China[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 47-67. (in Chinese)
- 詹姆斯·J. 赫克曼, 艾伦·B. 克鲁格. 2020. 美国的不平等: 人力资本政策的角色[M]. 奚秀岩, 译. 北京: 中国人民大学出版社.
- Heckman J J, Krueger A B. 2020. *Inequality in America: What role for human capital policies?* [M]. Beijing: ChinaRenmin University Press. (in Chinese)
- 张洪胜, 潘钢健. 2021. 跨境电子商务与双边贸易成本: 基于跨境电商政策的经验研究[J]. 经济研究, 56(9): 141-157.
- Zhang H S, Pan G J. 2021. Cross-border e-commerce and bilateral trade costs: An empirical analysis based on cross-border e-commerce policy[J]. *Economic Research Journal*, 56(9): 141-157. (in Chinese)
- 张吉鹏, 卢冲. 2019. 户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析[J]. 经济学(季

- 刊), 18(4): 1509-1530.
- Zhang J P, Lu C. 2019. A quantitative analysis on the reform of household registration in Chinese cities[J]. *China Economic Quarterly*, 18(4): 1509-1530. (in Chinese)
- 张吉鹏, 黄金, 王军辉, 等. 2020. 城市落户门槛与劳动力回流[J]. *经济研究*, 55(7): 175-190.
- Zhang J P, Huang J, Wang J H, et al. 2020. Return migration and the hukou registration reform in Chinese cities[J]. *Economic Research Journal*, 55(7): 175-190. (in Chinese)
- 张文武, 余泳泽. 2021. 城市服务多样性与劳动力流动——基于“美团网”大数据和流动人口微观调查的分析[J]. *金融研究*, (9): 91-110.
- Zhang W W, Yu Y Z. 2021. Urban service diversity and labor mobility: An analysis based on big data of meituan and a micro survey of a floating population[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 91-110. (in Chinese)
- 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 2019. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. *经济研究*, 54(8): 71-86.
- Zhang X, Wan G H, Zhang J J, et al. 2019. Digital economy, financial inclusion, and inclusive growth[J]. *Economic Research Journal*, 54(8): 71-86. (in Chinese)
- 张勋, 杨桐, 汪晨, 等. 2020. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. *管理世界*, 36(11): 48-62.
- Zhang X, Yang T, Wang C, et al. 2020. Digital finance and household consumption: Theory and evidence from China[J]. *Journal of Management World*, 36(11): 48-62. (in Chinese)
- 张勋, 万广华, 吴海涛. 2021. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. *中国社会科学*, (8): 35-51.
- Zhang X, Wan G H, Wu H T. 2021. Narrowing the digital divide: The development of digital finance with Chinese characteristics[J]. *Social Sciences in China*, (8): 35-51. (in Chinese)
- 赵涛, 张智, 梁上坤. 2020. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 36(10): 65-75.
- Zhao T, Zhang Z, Liang S K. 2020. Digital economy, entrepreneurship, and high-quality economic development: Empirical evidence from urban China[J]. *Journal of Management World*, 36(10): 65-75. (in Chinese)
- 赵耀辉. 1997. 中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究[J]. *经济研究*, (2): 37-42, 73.
- Zhao Y H. 1997. China's rural labor mobility and the role of education in it: A

- study based on Sichuan province[J]. *Economic Research Journal*, (2): 37-42, 73.
(in Chinese)
- 周颖刚, 蒙莉娜, 卢琪. 2019. 高房价挤出了谁? ——基于中国流动人口的微观视角[J]. *经济研究*, 54(9): 106-122.
- Zhou Y G, Meng L N, Lu Q. 2019. Who is crowded out by high housing prices? Evidence from microdata in China[J]. *Economic Research Journal*, 54(9): 106-122. (in Chinese)
- Acemoglu D, Autor D. 2011. Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings [C]//Card D, Ashenfelter O. *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier, 4: 1043-1171.
- Acemoglu D, Restrepo P. 2018a. Low-skill and high-skill automation[J]. *Journal of Human Capital*, 12(2): 204-232.
- Acemoglu D, Restrepo P. 2018b. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment [J]. *American Economic Review*, 108(6): 1488-1542.
- Acemoglu D, Restrepo P. 2020. Robots and jobs: Evidence from US labor markets[J]. *Journal of Political Economy*, 128(6): 2188-2244.
- Agrawal A, Catalini C, Goldfarb A, et al. 2018. Slack time and innovation [J]. *Organization Science*, 29(6): 1056-1073.
- Arrow K J. 1962. The economic implications of learning by doing[J]. *The Review of Economic Studies*, 29(3): 155-173.
- Barrios J M, Hochberg Y V, Yi H Y. 2022. Launching with a parachute: The gig economy and new business formation[J]. *Journal of Financial Economics*, 144(1): 22-43.
- Bogue D J. 1959. Internal migration [C]//Hauser P M, Duncan O D. *Study of Population: An Inventory and Appraisal*. Chicago: University of Chicago Press, 486-543.
- Brynjolfsson E, Rock D, Syverson C. 2019. Artificial intelligence and the modern productivity paradox [C]//Agrawal A K, Gans J, Goldfarb A. *The Economics of Artificial Intelligence: An Agenda*. Chicago: University of Chicago Press, 23-57.
- Carballo J, Chatruc M R, Santa C S, et al. 2022. Online business platforms and international trade[J]. *Journal of International Economics*, 137: 103599.
- Chen M X, Wu M. 2021. The value of reputation in trade: Evidence from Alibaba[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 103(5): 857-873.
- Conley T G, Hansen C B, Rossi P E. 2012. Plausibly exogenous[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 94(1): 260-272.

- Couture V, Faber B, Gu Y Z, et al. 2021. Connecting the countryside via e-commerce: Evidence from China[J]. *American Economic Review: Insights*, 3(1): 35-50.
- Démurger S, Xu H. 2015. Left-behind children and return migration in China[J]. *IZA Journal of Migration*, 4(1): 10.
- Diamond R. 2016. The determinants and welfare implications of US workers' diverging location choices by skill: 1980—2000[J]. *American Economic Review*, 106(3): 479-524.
- Faber M. 2020. Robots and reshoring: Evidence from Mexican labor markets [J]. *Journal of International Economics*, 127: 103384.
- Frey C B, Osborne M A. 2017. The future of employment: How susceptible are jobs to computerisation? [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 114: 254-280.
- Graetz G, Michaels G. 2017. Is modern technology responsible for jobless recoveries? [J]. *American Economic Review*, 107(5): 168-173.
- Graetz G, Michaels G. 2018. Robots at work [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 100(5): 753-768.
- Graham M, Hjorth I, Lehdonvirta V. 2017. Digital labour and development: Impacts of global digital labour platforms and the gig economy on worker livelihoods [J]. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 23(2): 135-162.
- Hassan A, Juhdi N, Ali S A. 2019. Job quality, affective commitment and intention to migrate: A study of ICT employees in Malaysia[J]. *International Journal of Human Potentials Management*, 1(1).
- Hau H, Huang Y, Lin C, et al. 2021. FinTech credit and entrepreneurial growth[R]. Swiss Finance Institute Research Paper No. 21-47.
- Huang N, Burtch G, Hong Y L, et al. 2020. Unemployment and worker participation in the gig economy: Evidence from an online labor market [J]. *Information Systems Research*, 31(2): 431-448.
- Kawashima K. 2017. Service outsourcing and labour mobility in a digital age: Transnational linkages between Japan and Dalian, China[J]. *Global Networks*, 17(4): 483-499.
- Lee E S. 1966. A theory of migration[J]. *Demography*, 3(1): 47-57.
- Lewbel A. 2012. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(1): 67-80.
- Lewis W A. 1954. Economic development with unlimited supplies of labour [J]. *The Manchester School*, 22(2): 139-191.

- Mulcahy D. 2016. The gig economy: The complete guide to getting better work, taking more time off, and financing the life you want[M]. New York: Amacom.
- Oster E. 2019. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.
- Sjaastad L A. 1962. The costs and returns of human migration[J]. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2): 80-93.
- Verdugo R R, Verdugo N T. 1989. The impact of surplus schooling on earnings: Some additional findings[J]. *Journal of Human Resources*, 24(4): 629-643.
- Wheeler L, Garlick R, Johnson E, et al. 2022. LinkedIn (to) job opportunities: Experimental evidence from job readiness training[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(2): 101-125.
- Xie M M, Ding L, Xia Y, et al. 2021. Does artificial intelligence affect the pattern of skill demand? Evidence from Chinese manufacturing firms[J]. *Economic Modelling*, 96: 295-309.

The Digital Economy Development in Origin Cities and Return Migration: From the Perspective of Platform Economy

Yueqing Zou¹ Yuanyuan Chen² Yang Song¹

(1. School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics;

2. Institute for Advanced Research, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract In the ascendant of a new round of scientific and technological revolution, and the digital economy is profoundly changing the production and living style of human beings. This paper uses the “Internet plus” digital economy index from the Tencent Research Institute, and studies the impact of the hometown digital economy development on the willingness of migrants to return home from the perspective of Internet platform economy. We find that, first, the digital economy in origin cities significantly increases the willingness of migrants to return home, increases the actual probability of return migration and also reduces the actual out-migration of local residents; second, the results of mechanism analysis show that better employment and entrepreneurship environment, better job matching and higher income are the main reasons why the development of digital economy in origin cities attracts migrants to return home; third, the attraction of the hometown digital economy development is greater for migrants with lower skilled levels, migrants in cities with higher living costs and higher public service

thresholds, and migrants who have higher opportunity cost of migration. This paper contributes to the exploration of the new characteristics and rules of labor allocation in China under the background of digital economy development in vast small cities and rural areas. It also offers an empirical reference for governments in relatively backward areas to raise the level of digital economy development to broadly absorb labor force, and to promote rural revitalization and common prosperity.

JEL Classification J61, O33, R11

为何巾帼胜须眉? 非认知能力与大学生在校表现的性别差距¹

梁文艳² 周晔馨³

摘 要 本文从非认知能力视角揭示了中国大学阶段日益明显的女生教育优势现象的成因。研究发现,女生在学业和非学业类表现上均领先于男生,该优势稳健地存在于不同专业和不同学校层级的样本中,文科专业和非重点高校样本中的女生优势尤其明显。女生尽责性、成就动机、外倾性和情绪稳定性四个维度非认知能力的发展水平高于男生,但自我效能感维度的发展水平较低;并且,改善尽责性、成就动机和自我效能感对女生在校表现的回报低于男生。非认知能力被证明对女生教育优势的形成起到了中介作用。Blinder-Oaxaca 分解结果显示,男女大学生之间在非认知能力上的水平差异是导致女生在校表现,特别是非学业类表现上相对领先的主要原因。本文的发现有助于深化理解高等教育领域性别分层现象的根源,并为高校政策优化提供依据。

关键词 性别差距;大学生;学业表现;非学业表现;非认知能力;新人力资本理论

0 引言

伴随着中国高等教育的蓬勃发展,大学女生不仅在数量和结构占比上超过男生(李长洪和林文炼, 2022; 耿峰和秦雪征, 2019),在学业表现上也明显领先(孙艳丽, 2021; 李文道等, 2009)。数据显示,自大学扩招以来,中国本科阶段学生的性别结构快速逆转,女生年均增速比男生高 3.1 个百分点,女生占比从 1999 年的 39.7% 稳步上升到 2020 年的 53.7% (见图 1)。女性在高等教育领域的领先并非我国特有,而是一种全球性现象(OECD, 2021),可能对劳动力市

¹ 本文获国家自然科学基金面上项目(项目编号:72073016;72274019)、北京师范大学一流学科培优项目(项目编号:YLXKPY-ZYSB202207)的资助。

² 梁文艳,北京师范大学教育学部教育经济研究所教授,E-mail:liangwenyan@bnu.edu.cn。

³ 周晔馨(通讯作者),北京师范大学创新发展研究中心(珠海校区)、经济与资源管理研究院教授,E-mail:zhouyexin@bnu.edu.cn。

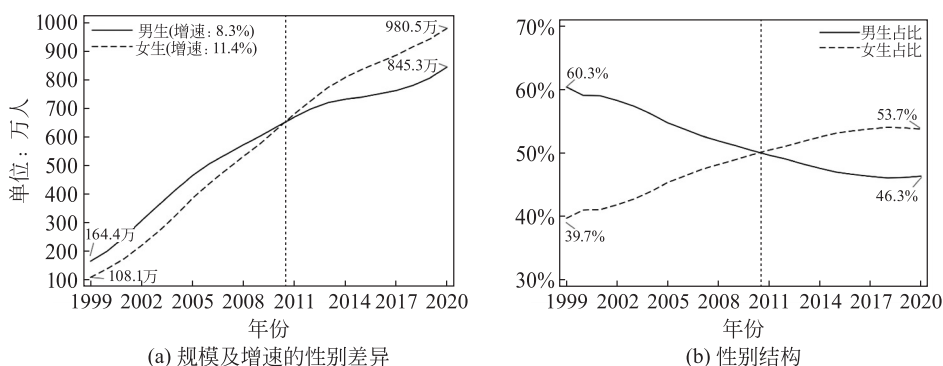


图1 1999—2020年中国普通本科在校生的性别差异

数据来源:教育部公布相应年份教育统计数据, <http://www.moe.gov.cn>。

场、婚姻市场和家庭生活产生深刻影响,从而引发了经济学、社会学以及教育学领域学者的广泛关注(Becker et al., 2010; Buchmann et al., 2008; Christofides et al., 2010; 李春玲, 2016)。因为担心教育领域的性别逆转可能破坏教育的公平性和多样性,一些地区甚至发起“针对男孩的肯定性行动(affirmative action for boys)”(Conger and Dickson, 2017; Marshall et al., 2020)。只有充分揭示和解释大学阶段的女生优势现象,才能真正理解高等教育领域的性别分层现象,为促进学生共同发展提供依据,但学术界对“巾帼胜须眉”现象及其成因的揭示并不充分。

随着新人力资本理论回归了舒尔茨关于“能力是人力资本概念的核心”的思想,以 Heckman 为代表的经济学家打破了将人力资本简单等同于算术技能等认知能力的传统做法,将如尽责性等更多维度的非认知能力^①引入到人力资本的概念(Heckman et al., 2006; 李晓曼和曾湘泉, 2012)。由于非认知能力具有长期可塑性,且被证明对个体的学校教育产出以及未来劳动力市场表现有着决定性影响(Duckworth et al., 2019; Heckman et al., 2006; Lundberg, 2017),非认知能力与教育领域中女生优势现象间的关系也逐渐引起关注(Gong et al., 2021; Jacob, 2002; Lei and Lundberg, 2020; Song, 2021; 王骏, 2018)。比如,非认知能力是否在男、女学生间存在水平差异?非认知能力对在校表现的回报是否存在性别差异?如果存在上述水平差异或回报差异,非认知能力是否是女生教育优势的成因?对于上述问题的探讨,逐渐成为劳动经济学和教育经济学领域一个较新的研究领域。

^① 在心理学等非经济领域,这类能力也被称为社会情感技能(socioemotional skills)、软技能(soft skills),或人格技能(personality skills)。本文在新人力资本理论框架下开展分析,因而使用非认知技能加以定义。

不过,国内试图建立非认知能力与女生教育优势现象之间联系的文献仅涉及中小学样本(Gong et al., 2021; Song, 2021; 王骏, 2018)。由于非认知能力的发展及其回报随年龄以及社会文化背景的不同而改变(Lundberg, 2017),国外文献(Delaney et al., 2013; Jacob, 2002)所得结论是否适用于中国有待检验。考虑到负责非认知能力发展的脑前额皮质在20岁后仍有较高的可塑性,即使进入大学后个体仍可通过教育手段加以干预(Dahl, 2004),从非认知能力角度揭示大学生性别分层现象的成因具有重要的学术意义和实践价值。基于此,本文将尝试揭示非认知能力在中国大学生在校表现性别差距形成过程中的作用。

本研究的主要贡献可能在于:第一,本文将有关中国教育领域女生优势现象的研究从基础教育阶段延伸至高等教育阶段,这为理解高等教育性别分层这一重要的学术问题提供了来自中国的、更为丰富的经验证据。第二,本文立足于促进学生全面发展、适应未来劳动力市场需要的高等教育办学理念,将学生在校表现的考察范围从传统的学业表现拓展到非学业表现,为刻画大学阶段的女生优势现象提供了更完整的信息。第三,基于新人力资本理论,本文把揭示教育领域女性优势现象成因的研究拓展到了非认知能力的视角,检验了非认知能力对女生教育优势形成的中介作用,以及引入不平等分解技术测算非认知能力对女生教育优势的贡献机制及解释程度。

1 文献述评与研究假设

大学以促进学生全面发展、培养适应社会需求的劳动者为办学理念,学业和非学业表现共同构成了劳动力市场对大学毕业生求职的筛选条件。大学期间学生的在校表现是多元的,学生不仅应掌握专业知识、取得良好的学业成绩,还应在与未来就业筛选条件紧密相关的奖励荣誉、政治身份以及担任班干部等方面表现良好(朱斌, 2018)。现有刻画大学期间女生优势现象的国内外文献,基本聚焦于学业类表现,且缺乏对其成因的探讨。但是,学业和非学业表现的考核和评价方式并不相同,可能造成两类表现上性别差距的状况及其成因不同。学业类表现主要基于标准化测试进行考察,学习过程中个人的努力程度起重要甚至决定性作用。相对而言,非学业类表现的评判或选拔标准较为模糊和多元,个体与同学或老师间的关系、参加课内外活动的积极性等可能更多地影响该类表现(朱斌, 2018)。因此,如果男生只是学业落后,或许只意味着女生更擅长应试,已有文献得到“女性成为高等教育扩张受益者”或“大学中女性崛起”等结论就非常值得商榷。为了完成大学阶段女生优势状况的完整拼图,我们提出研究假设1:

H1: 在学业和非学业两类在校表现上,女生均领先于男生。

相对于识别差距,找到差距的成因更具学术挑战性和现实价值。已有研究多从家庭背景(DiPrete and Buchmann, 2013)、学校投入(Muralidharan and Sheth, 2016)、教育制度(Falch and Naper, 2013)等视角解释教育领域的女生优势。尽管上述因素在一定程度上解释了女生教育优势的成因,但并不够充分。根据新人力资本理论,非认知能力是对在校表现有重要乃至决定性影响的人力资本构成要素,具有长期可塑性并可通过校内外投资有效积累。在此背景下,越来越多经济学领域的学者在新人力资本的理论框架下,从性别差异的角度就非认知能力、学生表现等话题开展分析(Gong et al., 2018, 2021; Jacob, 2002; Lei and Lundberg, 2020; Song, 2021; 王骏, 2018),其中也包括对非认知能力发展与女生教育优势间关系的揭示(Gong et al., 2021; Lei and Lundberg, 2020; Song, 2021; 王骏, 2018),这为打开教育领域性别差距的“黑箱”提供了更加多元的视角。

非认知能力对教育产出有着决定性作用,如果青少年的非认知能力存在性别差异,自然会导致在校表现的性别差距(Jacob, 2002)。非认知能力发展的性别差异,有着先天的生理性成因。例如,受生命发育过程中荷尔蒙激素影响,女生往往拥有更低的风险偏好,由于风险偏好与社会行为的安全性和确定性负向匹配,这造成女生在尽责性这类非认知能力上的发展水平高于男生(Feingold, 1994)。与之不同,风险偏好与自我效能感正向匹配,这造成女生在自我效能感这类非认知能力上的发展水平低于男生(Kuhnen and Melzer, 2018)。具体到学校情境中,上述非认知能力的性别差异体现为,女生相比男生更自律地遵守规章制度和纪律(如按时出勤、规律作息),但自信水平更低(Cornwell et al., 2013; DiPrete and Buchmann, 2013; Duckworth et al., 2015)。

非认知能力发展的性别差异,更加有着后天的社会性成因。在社会化过程中,个体将社会强加在男性和女性身上不同的角色期待和规范内化为自我概念以及外化为行为模式,这塑造了非认知能力的性别差异(Feingold, 1994)。例如,社会性别刻板印象通常期望男性有独立和坚强的阳刚之气,而期望女性有顺从和温柔的阴柔之美(刘爱玉和佟新, 2014)。为避免偏离社会期望的行为规范而遭受偏见,女生更可能选择亲社会行为以获得社会赞许性,她们对组织秩序的遵守更加自律(Cornwell et al., 2013; Fortin et al., 2015; Steinmayr and Spinath, 2008)。此外,女生更需要通过他人的认同以获得对自我价值的实现,因而在学校表现上获得成功是她们体验到自身价值的重要途径。这激发女生对学校的“情感性依恋”(expressive attachment),拥有高水平的、渴望教育成功的“内在成就动机”(DiPrete and Buchmann, 2013)。

此外,社会经济的快速变迁,技能偏向的技术进步时代对劳动者体力的依

赖性迅速降低、对知识和技术的依赖性不断增强,女性的劳动参与率以及教育的经济和非经济回报快速提升(DiPrete and Buchmann, 2013; Lefgren and McIntyre, 2006)。这自然激发了女性对学校教育的“工具性依恋”(instrumental attachment),产生高水平的、渴望教育成功的“外在成就动机”(DiPrete and Buchmann, 2013; Reynolds and Burge, 2008; Steinmayr and Spinath, 2008)。但与此同时,劳动力市场中用人单位的男生偏好现象仍然明显,为了在与男生的竞争中胜出,女生必须在各类筛选指标上明显胜出(贺光烨, 2018),这自然会进一步激发女生追求高水平教育产出的外在成就动机。

基于此,根据国内学者使用基础教育阶段学生样本得出的男生在非认知能力上相对落后于女生的发现(Song, 2021; 王骏, 2018),本文提出研究假设2:

H2: 非认知能力在男、女大学生之间存在水平差异。

进一步地,经济学领域的研究还发现,非认知能力对个体当前的教育获得以及未来的劳动力市场表现有着重要乃至决定性影响,但非认知能力的经济和非经济回报(影响效应)在两性群体间存在差异(Heckman et al., 2006; Lundberg, 2017)。我们推测,非认知能力对大学生在校表现的回报同样存在性别差异,这也可能构成从非认知能力角度解释大学阶段女生优势的另一个渠道。因此,本文提出研究假设3:

H3: 对于大学生学业和非学业两类在校表现,非认知能力在男、女生之间存在回报差异。

如果能够证明非认知能力在男女学生之间存在水平差异和回报差异,我们完全有理由推测,非认知能力是大学生在校表现性别差距的成因。一些文献对此进行了初步探索。例如,有学者指出,改善尽责性维度的非认知能力能提高学业成绩,特别是在被要求严格掌握课程内容的标准化测试中,因而尽责性的水平欠缺可能导致男生学业成绩的落后(Duckworth et al., 2015)。此外,成就动机维度的非认知能力能降低受教育过程的非经济或“心理”成本。女生的教育成就动机更高,有助于她们持续投入时间和精力到学习活动中,并实现在校表现的领先(DiPrete and Buchmann, 2013; Jacob, 2002; Steinmayr and Spinath, 2008)。一些国内学者基于经验研究,证明了非认知能力能够解释中国基础教育阶段学生成绩的性别差距(Song, 2021; 王骏, 2018)。尽管如此,由于缺乏基于中国大学生群体的本土化经验研究,有关非认知能力是大学生在校表现性别差距成因的推测仍然缺乏说服力。为此,本文提出研究假设4:

H4: 非认知能力对于大学生学业和非学业两类在校表现性别差距的形成起中介作用。

综上,既然非认知能力在男、女大学生之间可能同时存在水平差异和回报

差异,那么大学生在校表现的性别差距在多大程度上源于非认知能力的水平差异?又在多大程度上源于非认知能力的回报差异?回答上述问题,能为学校管理者有针对性地改革和优化教育教学活动提供启示。为此,本文将引入不平等分解技术,分别揭示非认知能力的水平差异和回报差异对在校表现性别差距的贡献程度,因而提出研究假设 5a 和 5b:

H5a: 非认知能力的水平差异导致了大学生在校表现的性别差距。

H5b: 非认知能力的回报差异导致了大学生在校表现的性别差距。

结合下文对相关指标的设计,我们用图 2 更清楚地呈现了本文的分析框架。

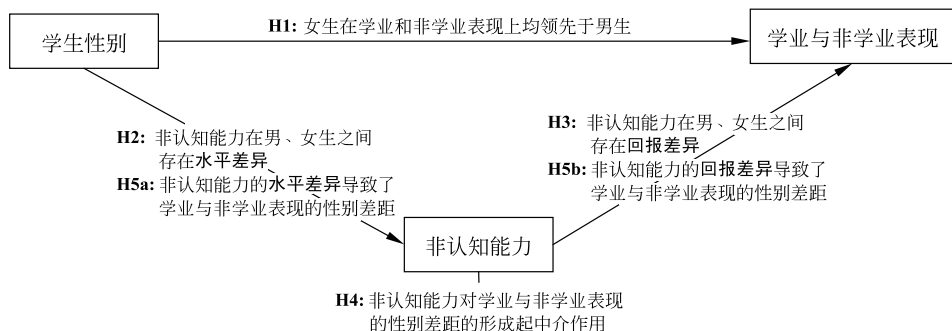


图 2 基于新人力资本理论的分析框架

2 数据与基本事实

2.1 数据来源

本研究的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心实施的“首都大学生成长追踪调查数据”(BCSPS)。该调查以北京市公办大学在校本科生为抽样框,分学校、专业和学生三阶段抽样,选取了 15 所高校,在 2009 年分别对 2298 名 2006 级学生和 2473 名 2008 级学生开展基期调查,此后在 2010—2012 年连续对这些学生进行追踪调查。由于 BCSPS 不同轮次调查覆盖的信息有所侧重,我们需将多轮次的调查数据进行汇总,得到本文所需数据。具体来看,学业类表现由学生在大三时报告^①,非学业类表现由学生在大四时报告^②;此外,学生非认知能力以及个人基本情况主要在第一轮调查时收集,即 2006 级和 2008 级学生分别在大三和大一时填答这类信息。

① 对应于 2006 级学生的第一轮调查和 2008 级学生第三轮调查。

② 对应于 2006 级学生的第二轮调查和 2008 级学生第四轮调查。

2.2 指标与变量

2.2.1 在校表现相关变量

参考相关文献(朱斌, 2018; 朱新卓等, 2013), 本研究基于劳动力市场对求职者的筛选条件来测量大学生在校表现。在学业表现方面, 包括以大三学年专业课成绩排名指标测量的专业课成绩, 以及以英语四级成绩这项有代表性公共课成绩测量非专业课成绩^①这两项指标; 在非学业表现方面, 包括是否获得奖学金、是否担任学生干部^②以及政治面貌^③3项指标。具体变量见表1。

2.2.2 非认知能力变量

与认知能力无关的人格特质或社会情感技能都可被纳入非认知能力, 不能用单一指标来测量这类内涵丰富的能力。参考已有文献的做法(Lundberg, 2017; 李晓曼和曾湘泉, 2012), 本文从尽责性(conscientiousness)、外倾性(extroversion)、情绪稳定性(emotional stability)、教育成就动机(motivation)和自我效能感(self-efficacy)五个方面测量了学生的非认知能力。变量的设计思路如下(具体见表1):

第一, 尽责性反映了认真、自律和遵守规章制度等人格特质, 参考已有文献通过出勤率等行为指标进行测量(Conard, 2004)的做法, 本文引入公共课全勤和专业课全勤2项指标加以测量。

第二, 外倾性反映了外向性和社交性等人格特质, 可通过自我报告的性格外向性程度等指标衡量(Rothstein et al., 1994)。本文引入“对自身性格倾向于内向还是外向性程度的自评得分(1~9, 依次表示性格外向性程度增大)”指标加以测量。为保证数据的可比性, 本文将该指标投影到0~1的取值区间。

第三, 情绪稳定性反映了冷静、低焦虑等人格特质, 本文基于情绪稳定性自评量表进行测量。为避免加总谬误, 本文使用基于项目反应理论思想的多指标综合评价法(Carroll et al., 2016), 合成了本文最终使用的情绪稳定性指标^③。

第四, 教育成就动机分为内在教育成就动机和外在教育成就动机, 分别指着眼于完成任务过程中体验到的快乐或享受而形成的成就欲望, 以及着眼于外部目标(如经济回报)而形成的成就欲望。本文使用内、外在成就动机量表分别

① CET4 不仅具有评分全国统一、客观公正的特点, 并且几乎所有专业的中国大学生都必须参加英语四级考试(CET4), 这是获得学位的重要依据和学生就业的重要筛选条件。

② 学生干部指在高校各类学生组织中担任一定职责的学生。能否担任学生干部与学生在校活动的积极性程度及表现密切相关, 该指标对于就业优势的形成非常重要, 属于高等教育过程的综合性表现(朱新卓等, 2013)。

③ 本文使用的多指标综合评价具体步骤为: 对量表所含题目(情绪稳定性量表含42个题目)进行因子分析, 提取第一公因子并将其投影到0~1的取值区间。限于论文篇幅, 本研究涉及的成就动机量表、自我效能感量表、情绪稳定性量表的具体题项、信效度和多指标综合评价合成过程详见附录。

进行了测量,使用多指标综合评价法合成最终使用的成就动机指标。

第五,自我效能感反映了个体对自身能够完成特定任务的自信心,它被证明是促进个体终身发展重要因素(Heckman et al., 2006)。针对在日常生活中的学习过程中面对各种新鲜事物或挑战时的自信心,BCSPS 编订了一般自我效能感量表和学习自我效能感量表。基于以上量表,本文使用多指标综合评价法合成了最终使用的自我效能感变量。

2.2.3 控制变量

本文还涉及以下三类控制变量:第一,大学入学前教育基础的变量,包括高考成绩等 2 项;第二,家庭社会经济背景的变量,包括家庭经济指数等 5 项;第三,大学入学后受教育状况特征的变量,包括所在专业等 2 项。具体见表 1。

表 1 本研究所涉及变量的说明

变量		说明
在校表现	学业类表现:	
	专业课学业成绩相对排名	大三学年专业课程班级排名的逆向处理,取值越大,学业表现越好,计算公式:专业课学业表现 = $500 \times (1 - \text{专业课班级排名} / \text{班级人数})$
	非专业课成绩(CET4)	大学英语四级测试成绩
	非学业类表现:	
	担任学生干部	大学四年期间是否担任过某类学生干部,是 = 1,否 = 0
	获得奖励	大学四年期间是否在学校获得某类奖励,是 = 1,否 = 0
	入党	大学四年期间是否在学校加入中国共产党,是 = 1,否 = 0
	性别	女生
		女 = 1,男 = 0
	尽责性:	
非认知能力	公共课全勤	大三学年的公共课从没缺勤,是 = 1,否 = 0
	专业课全勤	大三学年的专业课从没缺勤,是 = 1,否 = 0
	外倾性:	
	外向性人格	性格外向性自评得分,取值范围 0~1,得分越高,外倾性水平越高
	情绪稳定性:	
	情绪稳定性水平	情绪稳定性水平,取值范围 0~1,取值越大,情绪稳定性水平越高
	成就动机:	
	外在成就动机	外在成就动机标准分,取值范围 0~1,取值越大,外在成就动机越高
	内在成就动机	内在成就动机标准分,取值范围 0~1,取值越大,内在成就动机越高
	自我效能感:	
	一般自我效能感	一般自我效能感得分,取值范围 0~1,取值越大,效能感水平越高
	学习自我效能感	学习自我效能感得分,取值范围 0~1,取值越大,效能感水平越高

续表

	变量	说明
控制 变量	入学前学习基础:	
	重点高中毕业	是=1,否=0
	高考成绩	分生源地标准化后的高考成绩
	社会经济背景特征:	
	家庭经济指数 ^{a)}	家庭经济水平实物度量指数,取值范围为0~100,取值越大,家庭经济水平越高
	京籍生源	北京籍生源=1,非北京籍生源=0
	农业户籍	14岁时是否为农业户籍,是=1,否=0
	母亲受教育水平	1=小学及以下,2=初中,3=高中/中职,4=本科(含大专),5=研究生
	父亲受教育水平	1=小学及以下,2=初中,3=高中/中职,4=本科(含大专),5=研究生
	大学其他受教育特征:	
	文科专业 ^{b)}	人文社科类专业=1,理工农医类专业=0
	2008级学生	2008级学生=1,2006级学生=0

注:a)家庭在各类与家庭收入强相关资产变量上的拥有状况,可有效地识别家庭经济水平,为此本研究基于12项家庭财产变量,基于项目反应理论的方法合成家庭经济指数,相关变量及合成方法详见附录。b)按联合国教科文组织(UNESCO)做法,将教育类、社会科学、社会服务类、商科、法律、艺术与人文专业归为文科类专业;将工程、制造及建筑类,自然科学、数理统计类、信息通信技术类,医学健康类、农、林、渔、兽类归为理科类专业。

2.3 基本事实描述

首先,图3和图4分别呈现了男女大学生在学业和非学业类表现上的差距

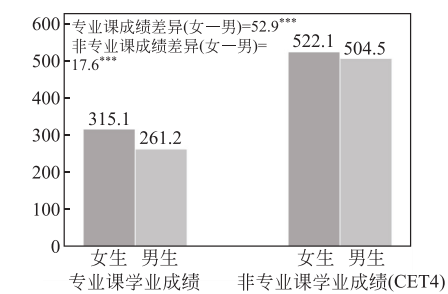


图3 大学生学业类表现的性别差距
(女生-男生)

注: *、**、*** 分别表示基于T检验在0.1、0.05和0.01水平显著

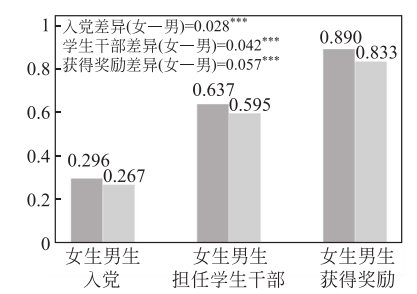


图4 大学生非学业类表现的性别差距
(女生-男生)

注:同图3

状况。直接比较的结果显示:在专业课成绩和非专业课成绩上,女生分别比男生高 52.9 分和 17.6 分($p<0.01$);在入党、担任学生干部和获得奖励的比例上,女生依次比男生高 2.8、4.2 和 5.7 个百分点($p<0.01$)。这表明,总体而言,女生在学业类表现和非学业类表现上均领先于男生。

其次,图 5 呈现了男女大学生在非认知能力上的差异状况。结果显示,女生的自我效能感水平显著低于男生,内在成就动机水平高于男生但不显著;除此之外,女生在其余 5 项非认知能力上的水平全部显著地高于男生。这表明,总体而言,非认知能力的确存在性别差异,这为下文从非认知能力角度揭示在校表现上性别差距的成因提供了初步的证据。

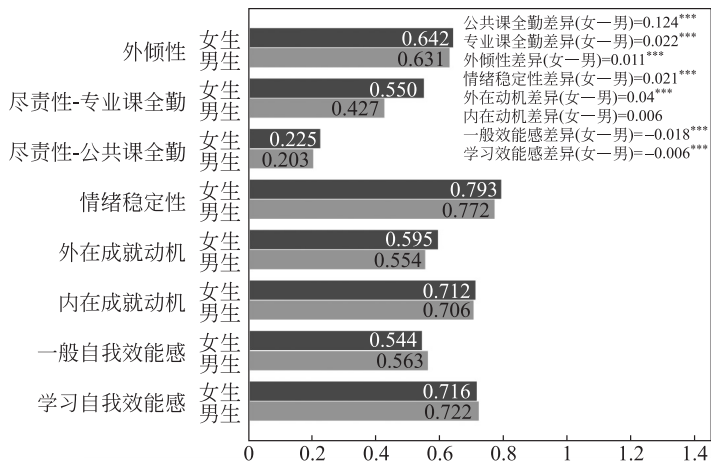


图 5 大学生非认知能力的性别差异 (女生-男生)

注:同图 3

最后,表 2 呈现了控制变量的描述性统计结果。一个有趣的发现是,男生的高考成绩显著高于女生。这说明大学在校表现上的男生落后现象可能源于他们在接受大学教育的过程中被女生“反超”。此外,相比男生,女生在家庭经济、京籍生源比例和父母受教育水平上显著更高,在农业户籍的比例上显著更低,说明女生样本所在家庭的社会经济条件相对更好。我们推测,出现上述结果的原因可能在于,在家庭社会经济弱势群体,传宗接代、延续香火的传统观念可能更加根深蒂固,从而可能出现教育资源分配的重男轻女行为,不利于女孩的高等教育机会获得,最终导致读到大学的女生家庭状况普遍要优于男生。

表 2 本文所涉及控制变量的男女生均值及其差异

	女生	男生	差值(女生-男生)	T 值/ χ^2 值
重点高中毕业	0.884	0.890	-0.006	-0.573
高考成绩 ⁽³⁾	510.635	523.249	-12.614 ***	-2.809

续表

	女生	男生	差值(女生-男生)	T 值/ χ^2 值
文科专业	0.650	0.292	0.358***	24.780
2008 级学生	0.522	0.536	-0.014	-0.900
家庭经济指数	69.818	60.473	9.345***	9.933
京籍生源	0.339	0.251	0.088***	6.215
农业户籍	0.242	0.331	-0.090***	-6.414
母亲受教育水平	2.352	2.114	0.238***	7.565
父亲受教育水平	2.120	1.824	0.296***	9.045

注:(1)*、**、*** 分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 水平显著。(2)组间(性别)差异检验基于 T 检验或列联分析。(3)本文进一步在人文社科和理工农医科两类专业样本中分别就高考成绩性别差距进行检验,均发现男生的高考成绩不低于女生,特别在理工农医科专业样本中男生高考成绩领先的性别差距在统计意义上显著。

3 研究设计与方法

首先,本文拟基于教育生产函数模型以检验假设 1,即构建如下模型以揭示大学阶段学生在校表现的性别差距:

$$\text{achievement}_i^k = a_0 + a_1 \text{female}_i + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{F}_i + \boldsymbol{\eta}'\mathbf{U}_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (1)$$

方程(1)中, achievement_i^k 表示学生 i 的第 k 项在校表现变量($k=1, \dots, 5$)。 $\mathbf{X}_i$ 、 $\mathbf{F}_i$ 和 $\mathbf{U}_i$ 依次为学生 i 大学入学前学习基础、家庭背景特征和大学教育特征三类控制变量向量。 female_i 为性别变量,待估系数 a_1 衡量了相应在校表现指标上的性别差距,根据其取值及显著性可验证假设 1。 δ_u 为大学固定效应项, ε_i 为随机误差项。值得注意的是,学业类表现变量为连续变量,本文基于 OLS 方法估计;非学业类表现变量为二分类变量,本文基于 logit 方法估计。

其次,为检验假设 2,本文将建立如下模型以揭示大学生非认知能力上的性别差异:

$$\text{noncognitive}_i^l = b_0 + b_1 \text{female} + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}_i + \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{F}_i + \boldsymbol{\eta}'\mathbf{U}_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (2)$$

在方程(2)中, noncognitive_i^l 代表学生 i 的第 l 项非认知能力变量($l=1, \dots, 6$)。其余自变量同方程(1)。待估系数 b_1 衡量了男女学生在相应非认知能力上的差异,基于系数 b_1 的取值及其显著性可以验证假设 2。值得注意的是,尽责性维度的两个变量为二分类变量,本文基于 logit 方法进行估计;其余 4 个非认知能力维度变量的取值范围全部介于 0~1 之间,本文基于 Tobit 方法进行估计。

再次,为检验假设 3,本文将构建方程(3)和方程(4)以揭示大学生非认知能力对在校表现回报的性别差异:

$$\text{achievement}_i^k = c_0 + c_1 \text{female}_i + d' \text{noncognitive}_i + \beta' X_i + \gamma' F_i + \eta' U_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\text{achievement}_i^k = e_0 + e_1 \text{female}_i + d' \text{noncognitive}_i + \phi' \text{female}_i \times \text{noncognitive}_i + \beta' X_i + \gamma' F_i + \eta' U_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (4)$$

方程(3)中待估系数向量 d' 可以衡量非认知能力对在校表现的影响效应(回报),在此基础上,进一步引入非认知能力与性别变量的交互项估计方程(4),待估系数 ϕ 的取值及其显著性则衡量了非认知能力回报的性别差异。换言之,我们基于系数 ϕ 的取值和显著性,对假设3进行检验。

接下来,为检验假设4,本文基于中介效应检验三步法以揭示非认知能力是否对学生在校表现上性别差距的产生起到了中介作用。本质上,检验假设1和假设2的过程是执行中介效应检验前两个步骤,即验证男女大学生的在校表现和非认知能力是否存在性别差异。如果假设1和2得到验证,则可以进入中介效应检验的第三步:通过比较方程(3)中性别变量系数 c_1 相对方程(1)中性别变量系数 a_1 是否在绝对值上有所缩小,如果系数 c_1 的绝对值明显缩小且不再显著,说明非认知能力对大学生在校表现的性别差距起到完全中介作用,假设4得到充分验证;如果系数 c_1 的绝对值有明显缩小但仍然显著,说明非认知能力对大学生在校表现的性别差距起部分中介作用,假设4在一定程度得到验证。需要说明的是,尽管上述方法对于结果的分析非常直接,但存在精度不够的问题,参考已有文献(Hayes, 2009),我们还将使用 Bootstrap-Sobel 方法加以检验。

最后,为检验假设5a和假设5b,参考已有文献的做法(Lounkaew, 2013; Song, 2021),本文引入Blinder-Oaxaca分解方法,将非认知能力对学生在校表现性别差距的贡献分解为禀赋效应和系数效应。它们分别对应于非认知能力的水平差异和回报差异对在校表现性别差距的贡献程度。基于对非认知能力的禀赋效应和系数效应的取值及其显著性的分析即可进行假设检验。具体来看,本文要在男、女生样本中分别估计方程(5)后,将在校表现的性别差距表示为方程(6):

$$\text{achievement}_i^k = d_0 + \lambda' \text{noncognitive}_i + \beta' X_i + \gamma' F_i + \eta' U_i + \delta_u + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\begin{aligned} E(\text{achievement} | \text{female}) - E(\text{achievement} | \text{male}) &= \overline{\text{achievement}_f} - \overline{\text{achievement}_m} \\ &= (d_{0,f} + \overline{\text{noncognitive}_f} \cdot \hat{\lambda}_f + \bar{X}_f \cdot \hat{\beta}'_f + \bar{F}_f \cdot \hat{\gamma}'_f + \bar{U}_f \cdot \hat{\eta}'_f) - \\ &\quad (d_{0,m} + \overline{\text{noncognitive}_m} \cdot \hat{\lambda}_m + \bar{X}_m \cdot \hat{\beta}'_m + \bar{F}_m \cdot \hat{\gamma}'_m + \bar{U}_m \cdot \hat{\eta}'_m) \\ &= \underbrace{[(\overline{\text{noncognitive}_f} - \overline{\text{noncognitive}_m}) \cdot \hat{\lambda}_m + (\bar{X}_f - \bar{X}_m) \cdot \hat{\beta}'_m + (\bar{F}_f - \bar{F}_m) \cdot \hat{\gamma}'_m + (\bar{U}_f - \bar{U}_m) \cdot \hat{\eta}'_f]}_{\text{禀赋效应 (endowment effects)}} + \\ &\quad \underbrace{[(d_{0,f} - d_{0,m}) + \overline{\text{noncognitive}_f} \cdot (\hat{\lambda}_f - \hat{\lambda}_m) + \bar{X}_f \cdot (\hat{\beta}'_f - \hat{\beta}'_m) + \bar{F}_f \cdot (\hat{\gamma}'_f - \hat{\gamma}'_m) + \bar{U}_f \cdot (\hat{\eta}'_f - \hat{\eta}'_m)]}_{\text{系数效应 (coefficient effects)}} \end{aligned} \quad (6)$$

在方程(6)中,禀赋效应指源于自变量的组间差异所导致的因变量的组间差异部分,可识别非认知技能的性别差异性对于大学生在校表现性别差距的解释程度;系数效应指源于自变量对因变量预测水平(回报率)的组间差异而导致的因变量的组间差异,可识别非认知技能回报率的性别差异性对于大学生在校表现性别差距的解释程度。

4 实证检验

4.1 大学生在校表现的性别差距

4.1.1 基准模型估计结果

本文估计了方程(1)所示基准模型,以检验假设 1。表 3 的估计结果显示,性别变量的系数全部显著大于 0,因此假设 1 得到了支持,女生在学业和非学业表现上全部领先于男生。

表 3 大学生在校表现的性别差距:基于回归模型的估计

变量	学业类表现		非学业类表现		
	专业课成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生干部	获得奖励	入党
	OLS	OLS	Logit	Logit	Logit
女生	58.458 *** (4.014)	23.461 *** (2.065)	0.028 * (0.016)	0.057 *** (0.011)	0.054 *** (0.015)
重点高中毕业	23.105 *** (6.067)	18.388 *** (3.241)	0.043 * (0.025)	0.035 ** (0.016)	0.039 (0.025)
高考成绩	0.087 *** (0.016)	0.121 *** (0.009)	0.000 *** (0.000)	0.000 ** (0.000)	0.000 *** (0.000)
大学所学专业	5.941 (4.631)	-3.751 (2.537)	0.042 ** (0.019)	-0.000 (0.012)	0.036 ** (0.018)
2008 级	5.371 (3.677)	11.666 *** (1.858)	0.075 *** (0.015)	-0.198 *** (0.014)	-0.102 *** (0.013)
家庭经济指数	-0.014 (0.087)	0.135 *** (0.042)	0.001 *** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
京籍生源	-50.207 *** (5.566)	-28.719 *** (2.978)	-0.036 (0.023)	-0.059 *** (0.014)	-0.134 *** (0.023)
农业户籍	8.060 (5.237)	0.019 (2.410)	0.020 (0.021)	0.003 (0.015)	0.028 (0.019)
父亲受教育水平	-0.835 (2.630)	2.672 ** (1.265)	-0.015 (0.011)	0.012 * (0.007)	0.001 (0.010)
母亲受教育水平	58.458 *** (4.014)	23.461 *** (2.065)	0.028 * (0.016)	0.057 *** (0.011)	0.054 *** (0.015)

续表

变量	学业类表现		非学业类表现		
	专业课成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生干部	获得奖励	入党
	OLS	OLS	Logit	Logit	Logit
大学固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES
R^2 /伪 R^2	0.093	0.427	0.036	0.126	0.059
样本量	4047	3697	4153	4153	4153

注：(1) *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$ ；(2) 圆括号内是稳健标准误；(3) logit 模型报告的为平均边际效应。

进一步细分各项在校表现指标,比较其性别差距,可以发现女生领先于男生的优势程度并不完全相同。总体而言,对于学业成绩类表现,专业课成绩上的女生优势程度要大于非专业课成绩 (CET4) 上的女生优势程度;对于非学业成绩类表现,女生在获得奖励和入党两项指标上的优势程度要大于她们在担任学生干部指标上的优势程度。

此外,与上文基本事实描述部分直接估计的性别差距(图 3、图 4)进行比较可以发现:在保证大学入学前学习基础以及个体和家庭特征条件相同的情况下,两项学业成绩类指标以及入党这项非学业成绩类指标上的女生优势变得更强,担任学生干部和获得奖励两项非学业成绩类指标上的女生优势也没有缩小。这提示我们,入学前学习基础、家庭背景特征等因素可能无法解释学生在校表现的性别差异,中国大学阶段女生教育优势的决定性原因更可能在于受教育过程中的行为和社会情感因素等。

4.1.2 异质性讨论

女生的相对优势是否因为群体的不同而改变呢?我们按照高校层级(是否 211 大学)以及专业(是否文科类)对样本分类,在各自样本中重新估计基准模型并进行异质性讨论。表 4 的估计结果显示,假设 1 较为稳健地得到了支持,但女生的优势程度存在一定的异质性。

表 4 大学生在校表现性别差距的异质性分析

	学业类表现		非学业类表现		
	专业课成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生干部	获得奖励	入党
211 院校子样本的性别差距:					
(女生-男生) ₂₁₁	53.195 *** (5.164)	20.819 *** (2.590)	0.030 (0.020)	0.049 *** (0.014)	0.039 ** (0.019)

续表

	学业类表现		非学业类表现		
	专业课成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生干部	获得奖励	入党
非 211 院校子样本的性别差距:					
(女生-男生) _{非 211}	67.859 ^{***} (6.383)	28.920 ^{***} (3.276)	0.022 (0.028)	0.069 ^{***} (0.018)	0.081 ^{***} (0.024)
(女生-男生) ₂₁₁ - (女生-男生) _{非 211}	-14.664 [*] [1.74]	-8.101 ^{***} [6.90]	0.008 [0.05]	-0.02 [1.01]	-0.042 [1.52]
文科类专业子样本的性别差距:					
(女生-男生) _{文科}	60.581 ^{***} (5.585)	23.410 ^{***} (3.233)	-0.048 ^{**} (0.023)	0.053 ^{***} (0.015)	0.006 (0.022)
理科类专业子样本的性别差距:					
(女生-男生) _{理科}	58.380 ^{***} (5.845)	24.167 ^{***} (2.556)	0.087 ^{***} (0.023)	0.055 ^{***} (0.017)	0.094 ^{***} (0.020)
(女生-男生) _{文科} - (女生-男生) _{理科}	2.201 [0.30]	-0.757 [0.36]	-0.135 ^{***} [17.32]	-0.002 [0.02]	-0.088 ^{***} [9.38]

注:(1)~(3)同表 3。(4)限于篇幅仅报告了性别变量系数,在分学校层次估计时,放入表 3 中所有控制变量,但不引入学校固定效应项;在分学科估计时,放入除专业外其余控制变量和学校固定效应项。(5)方括号内为组间差异 Chow 检验的卡方值。

按照高校层级划分样本的估计结果显示,普通院校中女生学业成绩的优势状况更加明显,非学业类表现上的女生优势在两类子样本间比较一致,不存在明显的组间差异。具体来看,相对 211 重点高校样本,学业类表现上的女生优势在普通高校样本中显著更强。可能的原因在于,男孩相比女孩对于学校的学习氛围更为敏感,重点学校浓厚的学习氛围会促使男生更好地遵守规则并投入更多的时间和精力到专业知识学习中,而学术氛围较低的普通学校则正好相反(Legewie and DiPrete, 2012)。

按照学科类别划分子样本,学业类表现上的女生优势在学科样本间不存在明显差异,但一个有趣的现象是,文科女生非学业表现的优势状况明显减弱,而理科女生非学业表现的优势状况却明显更强。从非学业成绩的具体估计结果看,文科女生仅在获得奖励指标上存在优势,但在入党指标上不再存在优势,甚至在担任学生干部的可能性显著低于男生;与之不同,理科女生却在各项非学业表现上的优势明显增强。上述结果与已有文献认为文科专业会促进大学生形成相同性别的性别角色,而理科专业不会影响男生性别角色形成、但会促进女生形成男性化性别角色的结论相吻合^①(刘电芝等, 2009)。也就是说,在文

^①按照性别角色发展理论,男性化特征包括坚定、强有力和独立等;女性化特征包括有同情心、温和、善解人意等。

科,被激发的男性化性别角色会提高男生担任学生干部的意愿,而被激发的女性化性别角色则会负向抑制女生担任学生干部的意愿,从而在担任学生干部这项指标上出现了仅有的“男强女弱”现象。在理科,被激发的男性化性别角色则增强了女生在担任学生干部和入党指标上的优势程度。

4.2 大学生非认知能力的性别差异

4.2.1 非认知能力的水平差异

为了检验假设 2,本文估计了方程(2)。表 5 报告的估计结果显示,以专业课全勤、公共课全勤、外在成就动机以及情绪稳定性四项指标为结果变量时,性别变量系数全部显著为正,表明女生在尽责性、外在成就动机和情绪稳定性方面的非认知能力水平显著高于男生。其次,以内在成就动机和外向性人格两项指标为结果变量时,性别变量系数不显著为正,表明在内在成就动机和外倾性方面的非认知能力上不存在性别差异。最后,以一般自我效能感和学习自我效能感两项指标为结果变量时,性别变量系数则全部显著为负,表明女生在自我效能感方面的非认知能力水平显著低于男生。

表 5 大学生非认知能力的性别差异

变量	尽责性		动机		外倾性	自我效能感		情绪稳定性
	专业课 全勤	公共课 全勤	外在 成就动机	内在 成就动机	外向型 人格	一般自我 效能感	学习自我 效能感	情绪稳定性 水平
	Logit	Logit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit
女生	0.128 *** (0.015)	0.051 *** (0.014)	0.051 *** (0.008)	0.009 (0.007)	0.006 (0.005)	-0.025 *** (0.004)	-0.008 * (0.004)	0.021 *** (0.004)
个体特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
家庭特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
大学固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
伪 R ²	0.125	0.087	0.050	0.055	0.083	0.026	0.021	0.024
样本量	4150	4150	4152	4152	4152	4152	4152	4152

注:(1)~(2)同表 3;(3)系数为平均边际效应。(4)模型引入表 3 所示的控制变量和学校固定效应项,限于篇幅没有报告。

由此,我们可以认为假设 2 基本得到了支持。除内在成就动机和外向性人格两项指标外,男女大学生其余六项非认知能力指标上均存在明显的水平差异,尽管差异的方向并不完全相同。

4.2.2 非认知能力的回报差异

为了检验假设 3,本文将分别估计方程(3)和方程(4),即在证明非认知能

力对大学生在校表现有正向回报的基础上,揭示非认知能力回报的性别差异状况。

表6的模型1、3、5、7和9,报告了方程(3)估计得到非认知能力的回报情况。结果显示:尽责性维度的两项非认知能力对学业表现以及获奖状况和入党状况有显著的正向回报。外在成就动机对全部各项在校表现指标均有显著的正向回报,内在成就动机对学业类表现和入党状况有显著的正向回报。外倾性维度的非认知能力对各项非学业表现有显著的正向回报。情绪稳定性维度的非认知能力对除非专业课成绩外的各项在校表现指标有显著的正向回报。学习自我效能感对学业类表现和获奖状况有显著的正向影响。不同的是,在以除担任学生干部外的其余在校表现为结果变量时,一般自我效能感的系数均为负,特别以获奖状况为结果变量时系数显著,说明一般自我效能感对学生在校表现存在负向回报。

从上面的分析来看,对中国大学生而言,除一般自我效能感外的其余非认知能力,对大学生在校表现具有不同程度的正向回报。那么,进一步的问题则是,男、女大学生谁会更加受益于非认知能力呢?表6中模型2、4、6、8和10依次报告了引入交互项变量后方程(4)的估计结果。结果显示:就专业课成绩来说,专业课全勤、公共课全勤以及外在成就动机与性别变量的交互项系数全部显著为负,说明上述三项非认知能力指标对于男生专业课成绩的回报更大;就非专业课成绩来说,非专业课全勤与性别变量的交互项系数显著为正,说明该项非认知能力指标对于男生专业课成绩的回报更小;就获得奖励状况来说,外在成就动机和一般自我效能感与性别变量的交互项系数全部显著为负,说明外在成就动机对于男生获得奖励的正向回报更大,但一般自我效能感的负向回报仅存在于女生样本;就入党状况来说,外在成就动机与性别变量的交互项系数显著为负,说明外在成就动机对于男生入党的正向回报更大。

综上所述,假设3较好地得到了支持,即非认知能力的回报的确存在性别差异。总体而言,男生更加可能从非认知能力的改善中获益。这与现有文献(王骏,2018)基于基础教育阶段样本得到的结论基本一致。

4.3 非认知能力在女生教育优势形成中的作用

4.3.1 中介作用的检验

接下来本文将使用中介效应三步法检验假设4。正如研究设计部分指出,通过检验假设1和假设2,已经完成了中介效应检验的第一步和第二步。因此,接下来仅需实施检验的第三步,即比较控制非认知能力后学生在校表现的性别差距(见表6模型1、3、5、7和9中性别变量的系数)相对于控制非认知能力变量前学生在校表现性别差距(见表3中性别变量的系数)的变化程度。

表 6 非认知能力对大学生在校表现影响效应的性别差异

变量	学业类表现 (OLS 估计)					非学业类表现 (Logit 估计)				
	专业课程成绩		非专业课程成绩 (CET4)			获得奖励				
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
女生	45.340*** (3.658)	54.685 (33.393)	22.332*** (2.089)	20.497 (18.944)	0.013 (0.016)	0.242* (0.144)	0.039*** (0.011)	0.192* (0.098)	0.032** (0.015)	0.007 (0.146)
专业课全勤	31.738*** (4.007)	34.265*** (5.950)	2.414 (2.226)	-1.658 (3.000)	-0.005 (0.018)	-0.008 (0.024)	0.026** (0.011)	0.029** (0.014)	0.022** (0.011)	0.002 (0.023)
公共课全勤	27.076*** (4.513)	35.139*** (6.939)	2.659 (2.648)	6.312* (3.598)	-0.004 (0.020)	0.017 (0.028)	0.041*** (0.013)	0.047*** (0.017)	0.053*** (0.018)	0.068*** (0.026)
外在成就动机	139.999*** (8.094)	150.041*** (12.066)	17.001*** (4.558)	17.399*** (6.207)	0.157*** (0.034)	0.134*** (0.047)	0.157*** (0.023)	0.111*** (0.030)	0.187*** (0.031)	0.264*** (0.044)
内在成就动机	26.405*** (9.286)	20.225 (13.684)	13.350*** (4.970)	16.926** (6.918)	-0.019 (0.040)	-0.007 (0.055)	0.011 (0.026)	0.020 (0.033)	0.096** (0.038)	0.084 (0.052)
外倾性	18.048 (12.088)	24.519 (16.671)	-5.657 (6.485)	-11.797 (8.410)	0.494*** (0.051)	0.491*** (0.069)	0.118*** (0.035)	0.137*** (0.044)	0.194*** (0.047)	0.179*** (0.062)
一般自我效能感	-10.894 (15.155)	-22.376 (21.611)	-6.053 (8.160)	-1.049 (10.742)	0.039 (0.068)	0.052 (0.090)	-0.089* (0.046)	-0.009 (0.057)	-0.081 (0.063)	-0.036 (0.083)
学习自我效能感	115.035*** (13.828)	120.907*** (20.411)	31.203*** (7.407)	27.338*** (9.996)	-0.005 (0.062)	0.047 (0.084)	0.151*** (0.044)	0.158*** (0.056)	0.024 (0.058)	-0.004 (0.078)
情绪稳定性	49.841*** (15.645)	47.783** (19.411)	-1.059 (8.411)	-0.263 (10.632)	0.265*** (0.063)	0.326*** (0.080)	0.102*** (0.039)	0.112** (0.045)	0.157** (0.069)	0.117 (0.085)
女生×专业课全勤		-5.626** (2.662)		8.022* (4.252)		0.005 (0.033)		-0.009 (0.023)		0.039 (0.031)

续表

变量	学业类表现 (OLS 估计)				非学业类表现 (Logit 估计)					
	专业课程成绩		非专业课程成绩 (CET4)		班干部		获得奖励		入党	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
女生×公共课全勤		-16.160* (8.854)		-6.803 (5.212)		-0.040 (0.039)		-0.017 (0.026)		-0.029 (0.036)
女生×外在成就动机		-21.012* (10.939)		-1.213 (9.129)		0.047 (0.068)		-0.111** (0.046)		-0.157** (0.063)
女生×内在成就动机		13.389 (18.066)		-7.567 (9.781)		-0.023 (0.080)		-0.021 (0.053)		0.020 (0.075)
女生×外倾性		-14.037 (22.743)		13.031 (12.775)		0.009 (0.102)		-0.039 (0.068)		0.034 (0.091)
女生×一般自我效能感		26.510 (29.426)		-13.031 (16.533)		-0.033 (0.137)		-0.215** (0.093)		-0.109 (0.127)
女生×学习自我效能感		-11.741 (27.159)		8.886 (14.816)		-0.108 (0.124)		-0.009 (0.090)		0.065 (0.115)
女生×情绪稳定性		3.226 (32.215)		-2.546 (17.441)		-0.182 (0.133)		-0.048 (0.091)		0.106 (0.143)
个体特征控制	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
家庭特征控制	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
大学固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ² /伪 R ²	0.279	0.281	0.440	0.441	0.060	0.062	0.171	0.183	0.091	0.093
样本量	4043	4043	3695	3695	4149	4149	4149	4149	4149	4149

注：(1)~(3)同表 3；(4)各个模型均引入表 3 所示的所有控制变量和学校固定效应项，限于篇幅没有报告。

结果显示,对于除非专业课成绩(CET4)外的其余结果变量,控制学生非认知能力后在校表现的性别差距明显缩小:担任学生干部可能性上的女生优势从 2.8%缩小到 1.3%(缩小约 54%),且不再显著,说明非认知能力对于该类表现上女生优势的形成起到完全中介作用;女生在专业课成绩上的优势从 58.458 缩小到 45.34(缩小约 22%)、在获奖可能性上的优势从 5.7%缩小为 3.9%(缩小约 32%)、在入党可能性上的优势从 5.4%缩小到 3.2%(缩小约 41%),但差距依然显著。这说明,非认知能力对于女生担任学生干部可能性上相对优势的形成起完全中介作用,对于女生专业课成绩、获奖可能性以及入党可能性三类表现上相对优势的形成起部分中介作用。

尽管中介效应三步法检验对结果的解释非常直接,但当中介效应较弱时可能因为检验效力(power)不够高而难以有效识别,这时需引入 Bootstrap-Sobel 方法展开检验(Hayes, 2009)^①。为此,表 7 报告了 Bootstrap-Sobel 方法的估计结果。结果显示,假设 4 得到较好的支持,非认知能力对全部各项在校表现上女生优势的形成均起到了显著的中介作用。

表 7 基于 Bootstrap-Sobel 方法的中介效应检验:在校表现的性别差异

	标准化中介效应	95%置信区间	
		下限	上限
性别→非认知技能→专业课成绩	0.074 ***	0.051	0.096
性别→非认知技能→CET4 成绩	0.015 ***	0.008	0.022
性别→非认知技能→担任学生干部	0.013 ***	0.006	0.022
性别→非认知技能→获得奖励	0.031 ***	0.021	0.042
性别→非认知技能→入党	0.027 ***	0.017	0.037

注:(1) *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$; (2) Bootstrap 迭代 200 次。

4.3.2 非认知能力对女生教育优势贡献的来源分解

接下来,本文使用 Blinder-Oaxaca 分解方法,检验假设 5a 和假设 5b,即针对非认知能力在男女大学生之间的水平差异和回报差异,分析非认知能力对女生教育优势的贡献机制和程度。从表 8 的分解结果中可以得到如下几点结论:

第一,从总体的禀赋效应看,非认知能力在男女大学生之间的水平差异,可以解释女生在校表现上的相对优势,假设 5a 得到了支持。非认知能力发展水平上的性别差异,对专业课成绩、担任学生干部、获得奖励和入党四项指标上的女生优势可以依次解释 16.4%、56.7%、26.9%和 73.1%。这意味着,如果消除非认知能力上的水平差异,除非专业课成绩外其余各项在校表现的女生优势将明显缩小。

① 以 Bootstrap 方法构造中介效应的置信区间,若置信区间不包含 0,则表明中介效应在统计学意义上显著。这样做不仅可以提供更全面可靠的信息,还可以降低 I 型错误率,提高统计检验力。

表 8 基于 Blinder-Oaxaca 方法:大学生在校表现性别差距的来源分解

		专业课 成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生 干部	获得奖励	入党
性别 差距	女生	315.677	520.892	0.639	0.895	0.307
	男生	261.741	501.654	0.609	0.843	0.280
	差距(女生-男生)	53.936***	19.238***	0.030**	0.052***	0.026*
禀赋 效应	非认知能力	8.861*** [16.4%]	0.553 [2.9%]	0.017*** [56.7%]	0.014*** [26.9%]	0.019*** [73.1%]
	其中,尽责性	3.543*** [6.6%]	0.455 [2.4%]	0.000 [0.0%]	0.002 [3.8%]	0.004** [15.4%]
	成就动机	5.327*** [9.9%]	0.403 [2.1%]	0.007*** [23.3%]	0.008*** [15.4%]	0.006** [23.1%]
	外倾性	0.219 [0.4%]	-0.086 [-0.4%]	0.006** [20.0%]	0.001* [1.9%]	0.002* [7.7%]
	自我效能感	-1.345** [-2.5%]	-0.140 [-0.7%]	0.000 [0.0%]	0.002 [3.8%]	0.003 [11.5%]
	情绪稳定性	1.117** [2.1%]	-0.079 [-0.4%]	0.004** [13.3%]	0.001* [1.9%]	0.005** [19.2%]
	个体学习基础	-1.045* [-1.9%]	-8.969*** [-46.6%]	-0.011*** [-36.7%]	-0.001 [-1.9%]	-0.008*** [-30.8%]
	家庭社会经济背景	-1.927** [-3.6%]	3.623*** [18.8%]	0.005 [16.7%]	-0.001 [-1.9%]	-0.010** [-38.5%]
	学校特征(含固定效应项)	1.976 [3.7%]	3.010*** [15.6%]	-0.017** [-56.7%]	0.002 [3.8%]	-0.009 [-34.6%]
	非认知能力	5.112 [9.5%]	-5.636 [-29.3%]	-0.205 [-683.3%]	-0.251*** [-482.7%]	0.054 [207.7%]
	其中,尽责性	-5.541* [-10.3%]	0.195 [1.0%]	-0.005 [-16.7%]	-0.020** [-38.5%]	-0.001 [-3.8%]
	成就动机	2.648 [-4.9%]	-5.099** [-26.5%]	0.010 [33.3%]	0.039 [75.0%]	-0.037*** [-142.3%]
	外倾性	-3.193 [-5.9%]	3.267 [17.0%]	0.042 [140.0%]	-0.068** [-130.8%]	0.002 [7.7%]
	自我效能感	8.283 [15.4%]	3.306 [17.2%]	-0.096 [-320.0%]	-0.142** [-273.1%]	-0.018 [-69.2%]
	情绪稳定性	2.915 [5.4%]	-7.306 [-38.0%]	-0.156 [-520.0%]	-0.061 [-117.3%]	0.108 [415.4%]
系数 效应	个体学习基础	-16.185 [-30.0%]	7.655 [39.8%]	0.065 [216.7%]	-0.002 [-3.8%]	-0.094 [-361.5%]
	家庭社会经济背景	-14.499* [-26.9%]	-3.551 [-18.5%]	-0.004 [-13.3%]	0.012 [23.1%]	-0.038 [-146.2%]

续表

	专业课 成绩	非专业课成绩 (CET4)	担任学生 干部	获得奖励	入党
学校特征 (包括固定 效应项)	80.520 [149.3%]	41.477 [215.6%]	0.431 [1436.7%]	0.797** [1532.7%]	-0.425 [-1634.6%]
常数项	-8.877 [-16.5%]	-18.924 [-98.4%]	-0.25 [-833.3%]	-0.519 [-998.1%]	0.537 [2065.4%]

注：(1) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; (2) 限于篇幅表中未报告标准误; (3) 方括号内报告各要素的禀赋效应或系数效应对相应学生在校表现变量性别差异的解释比例。

第二,从细分维度的禀赋效应看,不同维度非认知能力的禀赋效应对女生教育优势的解釋程度有所差异。女生相对更高的尽责性水平,显著解释了她们在专业课成绩和入党上优势的 6.6%和 15.4%;女生相对更高的成就动机水平,显著解释了她们在专业课成绩、担任学生干部、获得奖励和入党上优势的 9.9%、23.3%、15.4%和 23.1%;女生相对更高的外倾性水平,显著解释了她们担任学生干部、获得奖励和入党上优势的 20.0%、1.9%和 7.7%;女生相对更高的情绪稳定性水平,显著解释了她们在专业课成绩、担任学生干部、获得奖励和入党上优势的 2.1%、13.3%、1.9%和 19.2%。然而,女生相对更低的自我效能感水平,对专业课成绩上女生优势的贡献程度显著为负,说明自我效能感的水平差异抑制了专业课成绩上女生优势的扩大。

第三,从总体的系数效应看,非认知能力在男女大学生之间的回报差异,不能解释女生在在校表现上的相对优势,假设 5b 总体上没有得到支持。非认知能力对女生获得奖励的回报相对更低,因而对获得奖励上女生优势的贡献程度显著为负,非认知能力的回报差异起着抑制女生在该类指标上优势扩大的作用;对于其余四项在校表现上的女生优势,非认知能力组间回报差异的贡献程度均不显著。

第四,从细分维度的系数效应看,不同维度非认知能力的系数效应对女生教育优势的贡献程度不尽相同。尽责性对男生更高的回报,显著地贡献了专业课成绩和获得奖励上女生优势的-10.3%和-38.5%;成就动机对男生更高的回报,显著地贡献了非专业课成绩和入党上女生优势的-26.5%和-142.3%;外倾性对男生更高的回报,显著地贡献了获得奖励上女生优势的-130.8%;上述结果意味着,改善男生尽责性、成就动机以及外倾性,对于促进男女学生共同发展可以起到乘数效应。

第五,大学入学前学习基础的禀赋效应基本全部显著为负,仅在以获得奖励为因变量时上述禀赋效应不显著。这说明,在主要通过高考成绩衡量的入学前学习基础上,男生明显优于女生,在一定程度上抑制了大学期间女生在学业和非学业类表现上的优势形成。这意味着,如果男生和女生在大学入学前学习

基础上的水平差异不断消除,女生在大学期间的各项表现上的优势可能进一步扩大。与此同时,上述结果也突显了非认知能力对于男生大学期间在校表现落后的解释力度。

5 结论与政策含义

本文基于新人力资本理论,在“性别—非认知能力的水平差异与回报差异—在校表现”的框架下,对中国大学生在校表现上女生优势的成因进行了实证研究。结果表明,女大学生在学业和非学业表现上全部显著地领先于男生,特别是普通院校和理科专业样本中的女生优势更强。非认知能力在男女生样本间的确存在水平差异和回报差异,其中水平差异体现为女生占优,回报差异则体现为男生占优。在此基础上,本文发现非认知能力对于女生教育优势的形成起到了中介作用,对“巾帼更胜须眉”的现象提供了一个较为深入的微观解释。

对在校表现上性别差距贡献程度的分解结果显示,非认知能力对女生教育优势的贡献主要源于禀赋效应(水平差异),而非系数效应(回报差异)。这为深化理解日益明显的女生优势现象提供了来自非认知技能的新视角;改善尽责性、成就动机、外倾性以及情绪稳定性有助于大学生取得更好的在校表现,相比于男生,女生更自觉地遵守学校规则、在校的学习和生活更加努力、拥有更外向的性格并且情绪更加稳定,这使得她们在除了非专业课成绩外的其余在校表现上全部胜过男生。

对结果进一步分析,还得到一些新的发现。第一,非认知能力对非学业表现性别差距的禀赋效应要高于学业表现。即女生非认知能力的水平更高,这对于非学业表现女生优势的解釋程度明显高于对学业类表现女生优势的解釋程度。其原因可能在于,学业成绩的评判基于标准化测试,而非学业类表现的评判则基于非标准的主观评价,教师和同学有很大的裁量权(朱斌,2018),这使得非认知能力的水平差异对非学业类表现上女生优势的贡献程度更大。第二,在以高考成绩衡量的入学前学习基础上男生优于女生,这使得入学前学习基础对于大学生在校表现性别差距的禀赋效应显著为负,突显了大学期间女生在各项在校表现上实现了对男生的追赶和反超。我们推测,入学前学习基础更好的男生在大学期间被女生反超的原因可能在于,当学生离开父母和家乡、进入更为独立的大学生活之后,非认知能力的重要性有了显著提升。换言之,尽责性和成就动机等缺乏更加容易导致男生在校期间对于学业和非学业活动的投入时间和精力可能不够,从而在各类学业和非学业表现上被女生拉开差距。第三,改善尽责性、成就动机以及自我效能对男生在校表现的回报高于女生,这

使得非认知能力的系数效应显著为负。上述结果意味着缩小男生在非认知能力上相对女生的水平差距,对促进学生共同发展有着事半功倍的效果。

此外,本文的研究也能在一定程度上对高等教育领域的女生优势未能延续到劳动力市场作出解释。尽管女生比男生能更自律和严格地遵守组织规则,这有助于她们在大学就读期间获得更好的在校表现,但也可能造成她们在进入劳动市场后更可能选择“按部就班”、缺乏挑战性的风险规避行为。在更加充满不确定性的劳动力市场中缺乏竞争的动机,将在劳动力市场中对高层职位的竞争中失去优势(Buser et al., 2014)。同时,女生比男生拥有更低的自我效能感,这同样可能阻碍女性在劳动力市场中参与竞争,从而减弱职业中获得更好发展的可能性(Niederle and Vesterlund, 2007)。

总之,在高等教育教学管理和改革中,为实现有质量的教育性别公平目标,需要加强对女生教育优势现象的探究,为促使所有学生在受教育过程中最大限度地发挥自身潜力、取得最好的教育发展提供依据。一方面,异质性分析的结果显示,男生特别受益于浓厚的同伴学习竞争氛围,而非竞争性和非学术性的学习环境可能导致男生更倾向于减少学习投入,从而使学业类表现的女生优势在非重点学校更加明显。这说明,学校应重视营造以学习为导向的校园文化,鼓励和支持学生积极投入学习活动。当然,长期而言,女生在学业和非学业表现上取得领先,会提升她们在劳动力市场中的竞争力,这可能使得男生感知到来自劳动力市场上的竞争压力,使其认识到在校期间获得优异在校表现的价值,进而可能激励他们增加在校学习和生活的投入。另一方面,非认知能力具有很强的后期可塑性和可投资性(李晓曼和曾湘泉, 2012),大学的教学和管理者应注意到非认知能力成长规律上的性别异质性,重视对学生非认知能力进行有针对性的培养。例如,鼓励和支持男生提高尽责性、成就动机、外倾性和情绪稳定性维度的非认知能力,以及女生提高自我效能感维度的非认知能力,提高中国高等教育的质量。

本文也存在一些局限,有待进一步完善。第一,本文在解释女大学生学业与非学业表现的优势时难以进行严格的因果推断。BCSPS数据通过问卷对大学生的在校表现和非认知技能进行了回溯性调查,调查问卷无法涵盖所有潜在的遗漏变量;此外,该数据库并不能针对本文的研究问题提供严格的面板数据,缺乏多期面板数据限制了本文通过构建固定效应模型等手段更好解决遗漏变量问题的可能性。因此,内生性问题的存在使得本文的结果难免存在偏误。在本文初步得出非认知能力可以解释大学生学业和非学业表现性别差距的基础上,后续研究有必要设法收集和使用更加严格的面板数据,进一步降低内生性的影响。第二,本文选择部分指标测量了尽责性等五个方面的非认知技能,但非认知能力是内涵复杂的多重概念,将来可以在新人力资本的理论框架下基于

更丰富的非认知技能概念、更全面探索大学生在校表现性别差距的内在机制。

附录

附表 1 成就动机的调查题项以及数据描述

维度	具体题项	公因子 1 因子载荷
外在成就动机量表	对我来说,学得与班上其他同学一样好是很重要的	0.677
	我在班级中的目标是,得到比其他大多数同学更好的分数	0.768
	我害怕自己在课程学习上表现太差,这经常激励我学习	0.372
	对我来说,比其他同学学得好是很重要的	0.795
	Cronbach α 系数=0.763,公因子 1 的特征值=1.820,解释方差比例=84%,KMO=0.738	
内在成就动机量表	对我来说,尽可能全面地理解课程内容是很重要的	0.658
	我想从课堂上学到尽可能多的知识	0.663
	我渴望完全掌握在课堂里学习过的内容。	0.660
	Cronbach α 系数=0.740,公因子 1 的特征值=1.307,解释方差比例=74.4%,KMO=0.700	

注:附表 1~4 中所有题项均为 4 分量表,1~4 依次表示非常不同意到非常同意。

附表 2 自我效能感的调查题项以及数据描述

维度	具体题项	公因子 1 因子载荷
一般自我效能感量表	如果我尽力去做,我总是能够解决难题的	0.622
	即使别人反对我,我仍有办法取得我想要的东西	0.401
	对我来说,坚持理想和达成目标是轻而易举的	0.550
	我自信能够有效地应付任何突如其来的事情	0.725
	以我的才智,我一定能够应付意料之外的情况	0.700
	如果我付出必要的努力,我一定能够解决大多数难题	0.617
	我能冷静地面对困难,因为我依赖自己处理问题的能力	0.420
	面对一个难题时,我通常能找到几个解决办法	0.554
	有麻烦的时候,我通常能想到一些应付的方法	0.563
	无论什么事在我身上发生,我都能够应付自如	0.598
学习自我效能感量表	Cronbach α 系数=0.883,公因子 1 的特征值=2.359,解释方差比例=67.1%,KMO=0.905	
	我确定我能掌握今年在课堂上教的知识内容	0.336
	我确定我能想出办法来完成最困难的功课	0.600
	只要我不放弃,我就能完成几乎所有的功课要求	0.773
	只要我努力,即使是最难的功课我也能完成	0.759
	Cronbach α 系数=0.818,公因子 1 的特征值=1.647,解释方差比例=85.4%,KMO=0.747	

附表 3 情绪稳定性的调查题项以及数据描述

具体题项	公因子 1 因子载荷	具体题项	公因子 1 因子载荷
我发觉自己为琐事而烦恼	0.516	我觉得很难让自己放松下来	0.643
我感到口干舌燥	0.378	我感到吞咽困难	0.435
我好像不会再有愉快的感觉	0.523	我觉得不能从所做的事情中得到乐趣	0.576
我觉得呼吸困难(如无剧烈运动时也会呼吸急促)	0.476	没有运动时,我也会感觉心悸	0.435
我就是提不起劲	0.597	我感到沮丧忧郁	0.718
我对事情往往过度反应	0.524	我觉得自己容易烦躁不安	0.715
我感觉震颤(例如有脚软的感觉)	0.456	我觉得要变成恐慌症了	0.653
我很难放松自己	0.574	当我失望或被激怒后,我很难平复	0.586
我曾身处令我非常焦虑的状况中	0.467	我害怕被一些琐碎而不熟悉的事情难倒	0.547
我觉得没什么事情可期待的	0.489	我对任何事都无法热衷	0.505
我觉得自己容易变得不快乐	0.653	我难以忍受工作时被打断	0.377
我觉得自己消耗很多精神	0.586	我觉得神经紧张	0.634
我感到哀伤忧郁	0.692	我觉得自己很没有价值	0.598
若行事受到阻碍(如交通堵塞),我很不耐烦	0.491	我无法容忍阻碍我继续工作的任何事情	0.436
我有眩晕的感觉	0.495	我感到惊慌失措	0.631
我几乎对所有事情都失去兴趣	0.581	我对未来失去希望	0.596
我觉得自己不怎么会做人	0.536	我感到生命毫无意义	0.545
我觉得自己很容易被激怒	0.518	我感到忐忑不安	0.633
我会无缘无故地流汗	0.408	我忧虑一些令自己恐慌或出丑的状况	0.564
我会无缘无故地感到害怕	0.560	我感到颤抖(例如双手发抖)	0.449
我感到生命没有价值	0.585	我觉得很难找到动力去工作	0.535
Cronbach α 系数=0.944, 公因子 1 的特征值=12.805, 解释方差比例=74.5%, KMO=0.965			

附表 4 度量家庭经济水平的非收入变量

样本学生拥有该类物品的比重(P_i)	
家里有专门用来学习的空间	0.547
家里有订阅或经常购买报纸、杂志	0.597
家里有百科全书、辞海、辞典或其他参考书	0.772
家里有超过 50 本书籍	0.630
家里有属于自己的房间	0.837
家里有专门的书桌	0.923
家里有学习机或教育软件(碟片)	0.605
家里有互联网	0.619
家里有古典或经典文学著作	0.808
家里有诗歌集	0.707
家里有艺术品	0.497
家里有电脑	0.681

根据项目反应理论,某项变量在样本中拥有比例越高,说明其对家庭经济收入水平的区分度越低;反之,某项变量在样本中拥有比例越低,说明其对家庭经济收入水平的区分度越高。为此,本研究基于样本学生所在家庭拥有该类物品的比重的倒数(即 $1/P_i$)为权重,将12项非收入变量合成家庭经济指数,并将其投影到0~100的取值区间。

参考文献

- 耿峰,秦雪征. 2019. 女性教育优势:基于房价上涨对子代教育支出影响的分析[J]. 财经研究, 45(4): 54-67+82.
- Geng F, Qin X Z. 2019. Women's dominance in education: An analysis of the influence of housing price increase on children's educational expenditure [J]. *Journal of Finance and Economics*, 45(4): 54-67+82. (in Chinese)
- 贺光桦. 2018. 专业选择与初职获得的性别差异:基于“首都大学生成长追踪调查”的发现[J]. 社会, 38(2): 213-240.
- He G Y. 2018. College major choice and gender difference in entering male-dominated occupations: Evidence from Beijing college student panel survey [J]. *Chinese Journal of Sociology*, 38(02): 213-240. (in Chinese)
- 李长洪,林文炼. 2022. 中国女性崛起:父母的观念转变与女性高等教育——来自“高校停招”的经验证据[J]. 经济学报, 9(2): 317-343.
- Li C H, Lin W L. 2022. The rising of Chinese women' college education: the effect of parents' daughter preference on women' college education —Evidence from the college stopping enrollment[J]. *China Journal of Economics*, 9(2): 317-343. (in Chinese)
- 李春玲. 2016. “男孩危机”“剩女现象”与“女大学生就业难”——教育领域性别比例逆转带来的社会性挑战[J]. 妇女研究论丛, (2): 33-39.
- Li C L. 2016. “Boy crisis”, “leftover women” and “employment discrimination against female college graduates”: Challenges of reversed gender disparity in education[J]. *Collection of Women's Studies*, (2): 33-39. (in Chinese)
- 李文道,孙云晓,赵霞. 2009. 中国大学生国家奖学金获奖者的性别差异研究[J]. 青年研究, (6): 39-45+93.
- Li W D, Sun Y X, Zhao X. 2009. Gender differences among nation scholarship winners[J]. *Youth Studies*, (6): 39-45+93. (in Chinese)
- 李晓曼,曾湘泉. 2012. 新人力资本理论——基于能力的人力资本理论研究动态[J]. 经济学动态, (11): 120-126.
- Li X M, Zeng X Q. 2012. New human capital theory—Research trends of competency-based human capital theory[J]. *Economic Perspectives*, (11): 120-126. (in Chinese)

- 刘爱玉, 佟新. 2014. 性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查[J]. 中国社会科学, (2): 116-129, 206-207.
- Liu A Y, Tong X. 2014. The present situation of gender attitudes and the factors influencing them—Based on the third survey of women's social status in China[J]. *Social Sciences in China*, 02: 116-129, 206-207. (in Chinese)
- 刘电芝, 徐振华, 刘金光, 等. 2009. 当代大学生性别角色发展现状调查分析[J]. 教育研究, 30(12): 41-46.
- Liu D Z, Xu Z H, Liu J G, et al. 2009. A survey analysis on the status quo of gender role development of contemporary college students [J]. *Educational Research*, 30(12): 41-46. (in Chinese)
- 孙艳丽. 2021. 大学生工程技术素养的性别差异研究——以上海市9所高校为例[J]. 复旦教育论坛, 19(1): 60-66.
- Sun Y L. 2021. A study on the gender differences in engineering and technical literacy of college students: A case study of 9 universities in shanghai[J]. *Fudan Education Forum*, 19(1): 60-66. (in Chinese)
- 王骏. 2018. 非认知能力发展能够解释学业成绩分布的性别差异吗? ——来自北京市城市功能拓展区的经验证据[J]. 世界经济文汇, (6): 49-69.
- Wang J. 2018. Can noncognitive development explain sex differences in the distribution of academic achievement? —Empirical evidence from Beijing Urban Functional Development District[J]. *World Economic Papers*, (6): 49-69. (in Chinese)
- 朱斌. 2018. 文化再生产还是文化流动? ——中国大学生的教育成就获得不平等研究[J]. 社会学研究, 33(1): 142-168+245.
- Zhu B. 2018. Cultural reproduction or cultural mobility? A study on the inequality of college students' educational achievements in china [J]. *Sociological Studies*, 33(1): 142-168+245. (in Chinese)
- 朱新卓, 石俊华, 董智慧. 2013. 家庭背景对大学生担任学生会干部的影响[J]. 高等教育研究, 34(4): 67-74.
- Zhu X Z, Shi J H, Dong Z H. 2013. The impact of family background on occupying student union cadres of university students[J]. *Journal of Higher Education*, 34(4): 67-74. (in Chinese)
- Becker G S, Hubbard W H J, Murphy K M. 2010. Explaining the worldwide boom in higher education of women[J]. *Journal of Human Capital*, 4(3): 203-241.
- Buchmann C, DiPrete T A, McDaniel A 2008. Gender inequalities in education[J]. *Annual Review of Sociology*, 34(1): 319-337.
- Buser T, Niederle M, Oosterbeek H. 2014. Gender, competitiveness, and career choices

- [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3): 1409-1447.
- Carroll R J, Primo D M, Richter B K. 2016. Using item response theory to improve measurement in strategic management research: An application to corporate social responsibility[J]. *Strategic Management Journal*, 37(1): 66-85.
- Christofides L N, Hoy M, Yang L. 2010. Participation in Canadian universities: The gender imbalance (1977—2005) [J]. *Economics of Education Review*, 29(3): 400-410.
- Conard M A. 2004. Conscientiousness is key: Incentives for attendance make little difference[J]. *Teaching of Psychology*, 31(4): 6.
- Conger D, Dickson L. 2017. Gender imbalance in higher education: Insights for college administrators and researchers [J]. *Research in Higher Education*, 58(2): 214-230.
- Cornwell C, Mustard D B, Van Parys J. 2013. Noncognitive skills and the gender disparities in test scores and teacher assessments: Evidence from primary school[J]. *The Journal of Human Resources*, 48(1): 236-264.
- Dahl R E. 2004. Adolescent brain development: A period of vulnerabilities and opportunities. Keynote Address[J]. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1021(1): 1-22.
- Delaney L, Harmon C, Ryan M. 2013. The role of noncognitive traits in undergraduate study behaviours[J]. *Economics of Education Review*, 32: 181-195.
- DiPrete T A, Buchmann C. 2013. The rise of women: The growing gender gap in education and what it means for American schools[M]. New York, NY: Russell Sage Foundation.
- Duckworth A L, Quirk A, Gallop R, et al. 2019. Cognitive and noncognitive predictors of success [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(47): 23499-23504.
- Duckworth A L, Shulman E P, Mastronarde A J, et al. 2015. Will not want: Self-control rather than motivation explains the female advantage in report card grades [J]. *Learning and Individual Differences*, 39: 13-23.
- Falch T, Naper L R. 2013. Educational evaluation schemes and gender gaps in student achievement[J]. *Economics of Education Review*, 36: 12-25.
- Feingold A. 1994. Gender differences in personality: A meta-analysis[J]. *Psychological Bulletin*, 116(3): 429-456.
- Fortin N M, Oreopoulos P, Phipps S. 2015. Leaving boys behind: Gender disparities in high academic achievement[J]. *Journal of Human Resources*, 50(3): 549-579.
- Gong J, Lu Y, Song H. 2018. The effect of teacher gender on students' academic and

- noncognitive outcomes[J]. *Journal of Labor Economics*, 36(3): 743-778.
- Gong J, Lu Y, Song H. 2021. Gender peer effects on students' academic and noncognitive outcomes: Evidence and mechanisms[J]. *Journal of Human Resources*, 56(3): 686-710.
- Hayes A F. 2009. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. *Communication Monographs*, 76(4): 408-420.
- Heckman J J, Stixrud J, Urzua S. 2006. The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior [J]. *Journal of Labor Economics*, 24(3): 411-482.
- Jacob B A. 2002. Where the boys aren't: Non-cognitive skills, returns to school and the gender gap in higher education [J]. *Economics of Education Review*, 21(6): 589-598.
- Kuhnen C M, Melzer B T. 2018. Noncognitive abilities and financial delinquency: The role of self-efficacy in avoiding financial distress; Noncognitive abilities and financial delinquency[J]. *The Journal of Finance*, 73(6): 2837-2869.
- Lefgren L, McIntyre F. 2006. The relationship between women's education and marriage outcomes[J]. *Journal of Labor Economics*, 24(4): 787-830.
- Lei Z, Lundberg S. 2020. Vulnerable boys: Short-term and long-term gender differences in the impacts of adolescent disadvantage [J]. *Journal of Economic Behavior Organization*, 178: 424-448.
- Legewie J, DiPrete T A. 2012. School context and the gender gap in educational achievement[J]. *American Sociological Review*, 77(3): 463-485.
- Lounkaew K. 2013. Explaining urban-rural differences in educational achievement in Thailand: Evidence from PISA literacy data[J]. *Economics of Education Review*, 37: 213-225.
- Lundberg S. 2017. Noncognitive Skills as Human Capital. In C. R. Hulten V. A. Ramey (Eds.): *Education, Skills, and Technical Change: Implications for Future US GDP Growth*[M]. Chicago: University of Chicago Press.
- Marshall A H, Zenga M, Kalamatianou A. 2020. Academic students' progress indicators and gender gaps based on survival analysis and data mining frameworks[J]. *Social Indicators Research*, 151(3): 1097-1128.
- Muralidharan K, Sheth K. 2016. Bridging education gender gaps in developing countries [J]. *The Journal of Human Resources*, 51(2): 269-297.
- Niederle M, Vesterlund L 2007. Do women shy away from competition? Do men compete too much? [J] *Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 1067-1101.
- OECD. 2021. Education at a Glance[R]. OECD Indicators.
- Reynolds J R, Burge S W. 2008. Educational expectations and the rise in women's post-

- secondary attainments[J]. *Social Science Research*, 37(2): 485-499.
- Rothstein M G, Paunonen S V, Rush J C, et al. 1994. Personality and cognitive ability predictors of performance in graduate business school[J]. *Journal of Educational Psychology*, 86(4): 516-530.
- Song Y. 2021. Noncognitive skills and gender gap in test scores[J]. *Applied Economics*, 53(29): 3423-3437.
- Steinmayr R, Spinath B. 2008. Sex differences in school achievement: What are the roles of personality and achievement motivation? [J]. *European journal of personality*, 22(3): 185-209.

Why Females Outperform Males? The Role of Non-cognitive Ability in Explaining the Gender Gap in College Students' School Performance

Wenyan Liang¹ Yexin Zhou²

(1. Faculty of Education, Institute of Education Economics, Beijing Normal University;

2. School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University)

Abstract This paper attempts to explore the role of non-cognitive abilities in explaining the apparent phenomenon of female advantage in Chinese universities. The results showed that female students significantly outperformed their male counterparts in both academic and non-academic performance. This advantage is robustly present in samples among different majors or level-tiered universities, and especially large in samples from humanities and social majors as well as non-key universities. Compared to male students, female students have higher levels of non-cognitive ability in conscientiousness, achievement motivation, extroversion, and emotional stability; but they have lower levels of self-confidence and lower return rates of conscientiousness, achievement motivation, and self-confidence about educational achievement. Non-cognitive abilities have been shown to play a mediating role in the formation of female dominance in school performance. The decomposition results suggest that higher levels of non-cognitive ability are the main cause of educational advantage for women, especially in terms of non-academic performance. The findings provide a new perspective on understanding the phenomenon of gender stratification in higher education and have practical implications for optimizing university policies.

JEL Classification I21, J16, J24

《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]. <i>Economic Research Journal</i> , (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>