

“本”中窥“债”略见一般

——基于预算报告的我国地方债务治理概览

An Overview of China's Local Debt Governance in Budget Reports

刁伟涛 孙晓萱 沈亮

DIAO Wei-tao SUN Xiao-xuan SHEN Liang

[摘要] 地方政府债务纳入预算管理之后,债务治理工作成为预算报告中的重要内容。本文基于文本分词和词频分析的视角,首次以2015—2019年中央、省、市三级政府的预算报告为基础,通过将地方债务治理工作提炼为防风险、稳增长与建机制三大目标,以及显性债务(包括一般债务和专项债务)和隐性债务两大对象,系统地梳理了地方债务治理的发展历程和基本全貌。同时,对于中央、省、市三级政府地方债务治理的目标侧重和态度取向等方面的共同特征和显著差异也进行了分析。相应结论对于进一步改进和完善地方债务治理提供了重要的启示。

[关键词] 地方债务治理 文本分词 词频分析 预算报告

[中图分类号] F812.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0003-12

Abstract: With the incorporation of local government debt into budget, its governance is becoming an important part in the budget report. Based on the perspectives of text segmentation and word frequency analysis, for the first time, this paper uses the budget reports of the central, provincial, and municipal governments from 2015 to 2019 as the text basis, refines the governance of local debt into the three goals of preventing risks, stabilizing growth, and establishing mechanisms, as well as the two major objects of explicit debt (including general debt and special debt) and implicit debt, and systematically combed the development process and basic overview of local debt governance. At the same time, the common characteristics and significant differences in the objectives and attitudes of local debt governance of the central, provincial, and municipal governments are also analyzed. These findings provide important enlightenment for further improving and perfecting local debt governance.

Key words: Local debt governance Text segmentation Word frequency analysis Budget report

[收稿日期] 2021-10-12

[作者简介] 刁伟涛,男,1980年1月生,青岛理工大学商学院副教授,经济学博士,研究方向为地方政府债务治理;孙晓萱,女,1998年6月生,青岛理工大学商学院硕士研究生,研究方向为文本分析;沈亮,男,1980年12月生,青岛理工大学商学院讲师,统计学博士,研究方向为机器学习、数据挖掘。本文通讯作者为刁伟涛,联系方式为 diaoweitao@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“我国地方政府专项债务可持续性研究”(项目编号:20BJY218)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言和文献综述

地方政府债务纳入预算并实行分类限额管理,是我国地方债务发展历程中的一次重大制度变革,也是将地方债务纳入中央监管,防止其无序扩张引发财政金融风险的重大举措。在新的治理体系下,地方政府债务是地方财政收支的重要组成部分,依法应当纳入各级预算管理。财政部在2015年3月和4月,分别制定并颁布了《2015年地方政府专项债券预算管理办法》(财预〔2015〕32号)和《2015年地方政府一般债券预算管理办法》(财预〔2015〕47号),并在系统总结地方债务预算管理制度、办法经验的基础上,在2016年11月,进一步印发了《地方政府一般债务预算管理办法》(财预〔2016〕154号)和《地方政府专项债务预算管理办法》(财预〔2016〕155号)。上述办法主要从债务限额确定、债务预算编制和批复、债务预算执行和决算等方面,全面指导和规范了地方政府的地方债务预算管理工作。

与地方债务纳入预算管理相呼应的是,2015年之后,债务管理工作也成为我国地方政府财政工作中的一项重要内容。对于地方政府债务相关工作的阐述说明,无论从重要性上还是在篇幅上,都构成了财政预决算报告的重要组成部分,这为我们观察和分析地方债务治理问题提供了一个全新而独特的视角——文本分析。本文利用文本分析技术,对中央、省、市三级政府向同级人大提请审议的历年预算执行情况和预算草案报告(下文简称:预算报告)中的地方债务语句进行处理,通过关键词爬取技术、分词技术等进行词语处理,对高频词语进行统计分析,并与地方债务的实际状况和发展趋势等进行印证对比,全方位地总结我国地方债务治理工作的各个方面和规律特点,分析其仍不到位或存在不足的地方,这对于以预算报告为载体、以预算管理为抓手,进一步完善我国地方政府债务的限额管理、促进债务限额的用好用足,提高债务资金绩效、防范债务风险等具有重大意义和现实价值。

与本文相关的文献主要集中在对政府相关报告和政策文本的研究,邓雪琳(2015)^[1]对政府工作报告中的关键词、高频词、关键段落字数等开展量化分析,研究了中国政府职能转变的特点;张毅等(2016)^[2]运用文本分析法分析了中央“三权分置”政策中农村土地权力的主要特征;侯新烁和杨汝岱

(2016)^[3]利用中央和地方政府工作报告中相关关键词的词频来识别政府意志,探究其对城市化推进进程的影响;王印红和李萌竹(2017)^[4]基于政府工作报告分析了地方政府生态环境治理注意力的变化规律;江亚洲和郁建兴(2020)^[5]以中国新冠疫情危机治理为主要研究案例,对中央层面的疫情应对政策文本进行了分析研究。但是,财政领域尤其是地方债务的文本分析相关研究尚不多见,卢盛峰等(2020)^[6]基于中央、省和市三级政府的工作报告文本,有侧重地选取词语词频,对地方政府财政治理进行了特征分析;王亚婷和孔繁斌(2020)^[7]通过政策文本勾勒了我国地方债务问题在制度层面上的发展轨迹;姜爱华与杨琼(2020)^[8]利用审计工作报告梳理了部门预算改革以来我国预算审计监督的重点和特色;胡凯(2021)^[9]通过对政策文件的文本分析,对我国财政事权和支出责任划分改革的推进和落实等进行了评价。

上述文献尤其是财政领域的研究为本文提供了非常重要的启发和借鉴,但是也存在欠缺和不足,主要体现在三个方面:(1)基于政府工作报告对财政问题进行研究有所欠缺,政府工作报告具有全局性和总体性,财政领域的相关内容篇幅有限并且相对粗略。(2)目前地方债务领域内利用文本分析的文献并不多见,虽然有针对较长一段时期内政策文本的梳理,但对2015年新《预算法》实施后债务治理工作系统全面的分析几乎是空白,已经严重滞后于地方债务的改革发展。(3)对于地方债务文本的相关分析往往局限于就文本论文本、从文本到文本,与地方债务的相关实际状况和具体工作落实几乎不相交,无法为文本的发展演变提供现实数据的支撑和背景原因的说明,更不能提供针对地方债务实践的政策建议。

本文的学术创新和现实价值主要体现在如下三点:(1)从研究视角看,本文从文本分词和词频分析的视角对地方债务治理问题进行了研究,并将地方债务管理的众多具体工作梳理提炼为防风险、稳增长与建机制的三大目标,以及显性债务(包括一般债务和专项债务)和隐性债务的两大对象,更为系统地把握了地方债务治理的全貌。(2)从研究样本看,本文首次选择2015年之后一直到2019年的预算报告作为地方债务文本分析的基础,相对于政府工作报告,预算报告能够更为详实系统地反映地方债务治理工作的方方面面,同时涉及了中央、省和市三级政府

的预算报告,既有相互印证也有互相比对,能够更为系统辩证地理解地方债务治理工作。(3)从现实意义看,本文超越了就文本论文本、从文本到文本的局限,在分析地方债务相关文本发展演变的同时,与地方债务相关的实际状况紧密结合起来,为更深刻地理解文本的发展演变提供了现实数据的支撑和背景原因的说明,因而也能提供更加针对地方债务实践的政策建议。

二、地方债务文本的语句抓取和分词处理

(一) 语句抓取和分词处理

文本分析是指利用特定的文本识别和语句处理方法,将文本信息转化为结构化数据并进行量化分析的技术,随着计算机运算性能的提高和模型算法的发展,文本分析也逐步应用到广泛的领域(沈艳等,2019^[10];刘云菁等,2021^[11])。词语作为文本中表达信息不可或缺的重要载体,其出现的次数在一定程度上反映出文本的重点内容或意图指向,因此通过统计文本中相应词语出现的次数,并结合不同的加权方法来计算词频数据,成为文本分析的一个重要研究思路(Tetlock, 2007^[12]; Loughran 和 McDonald, 2012^[13]; Ur-Rahman 和 Harding, 2012^[14]; Ben-Rephael, 2017^[15]; Nogueira 和 Tsunoda, 2018^[16]; Alam 和 Yao, 2019^[17]; Rosado-Pinto 等, 2020^[18])。

1. 语句抓取。

本文首次基于中央和地方政府预算报告中的地方债务文本,利用分词处理和词频统计的思路方法对地方债务治理中的重点工作进行系统量化和全面分析。首先,通过政府网站与财政部门网站的预决算信息公开栏目等渠道,手动搜集了2015—2019年中央政府的历年预算报告、31个省级政府(下文简称省)155份预算报告和332个地级政府^①(下文简称市)1573份预算报告^②。

其次,地方政府债务工作所涉及的词汇术语非常多,比如“政府债务”“政府债券”“地方债(务)”“隐性债务”“一般债(务/券)”“专项债(务/券)”“债务限额”“债务余额”等,但是这些术语无一例外地都带有“债”字,所以本文运用Python软件并编写相应代码,以“债”为关键字、以句号或分号为断句标准对原始文本进行机器阅读识别,并抓取含有关键字的语句,一共整理得到30892条原始语句。

最后,考虑到我国财政治理工作中除了地方债务对象,还会包括相关的企业债务和国债等内容,同时地方债务文本中也会存在对于本文的研究信息价值不高的语句(如一般公共预算支出中提及的债务还本付息金额等)。为减少信息干扰,我们对汇总后的语句进行人工识别,剔除出其中与本文研究目的无关的语句,最终整理出16409条地方债务相关语句(其中全国层面语句104条、省级层面语句1940条,市级层面语句14364条),作为本文词频分析的基础语句。

2. 分词处理。

本文的词频分析包括几大步骤:首先,对原始语句进行分词处理,即把长文本分解为词语。本文运用R软件中的“结巴”(jieba)分词组件对语句中的词语进行切分,比如“化解政府债务风险”切分后即成为“化解”“政府”“债务”“风险”四个词语;其次,对分词结果进行清洗,去除停用词(如“的”“了”“吗”等)、阿拉伯数字等,以更好呈现词频结果;最后,我们得到词频统计结果,并依此进行可视化分析——生成词云。另外,为做到各词语之间公平可比,本文所作词频分析均基于平均词频(以下简称词频),即真实词频数与报告数之比,或者说是每篇预算报告地方债务文本中该词语出现的次数。

① 本文的地级政府或地级行政区划截至2019年12月31日,并以《中国行政区划简册(2020)》为准。

② 少数预算报告为图片格式,不能通过软件识别文字,本文对其中的地方债务文本进行了人工阅读和整理。另外,兰州市、定西市、甘南藏族自治州、崇左市、玉林市、百色市、保定市、七台河市、大兴安岭地区、牡丹江市、鹤岗市、荆州市、张家界市、四平市、通化市、扬州市、萍乡市、锦州市、中卫市、吴忠市、果洛藏族自治州、玉树藏族自治州、黄南藏族自治州、滨州市、山南市、拉萨市、日喀则市、昌都市、那曲市、阿里地区、伊犁哈萨克自治州、克孜勒苏柯尔克孜自治州、和田地区、哈密市、塔城地区、阿克苏地区、阿勒泰地区、文山壮族苗族自治州和普洱市缺失2015年的预算报告;兰州市、庆阳市、白银市、承德市、三门峡市、许昌市、绥化市、鹤岗市、荆州市、中卫市、吴忠市、果洛藏族自治州、海南藏族自治州、玉树藏族自治州、黄南藏族自治州、日喀则市、那曲市、阿里地区、伊犁哈萨克自治州、克孜勒苏柯尔克孜自治州、和田地区、哈密市、塔城地区、阿克苏地区、阿勒泰地区和普洱市缺失2016年的预算报告;新乡市、黄南藏族自治州、日喀则市、那曲市、阿里地区、伊犁哈萨克自治州、克孜勒苏柯尔克孜自治州、和田地区和台州市缺失2017年的预算报告;河源市、海口市、石嘴山市、海南藏族自治州、那曲市、阿里地区、克孜勒苏柯尔克孜自治州缺失2018年的预算报告;嘉峪关市、河源市、石嘴山市、那曲市、阿里地区和克孜勒苏柯尔克孜自治州缺失2019年的预算报告。

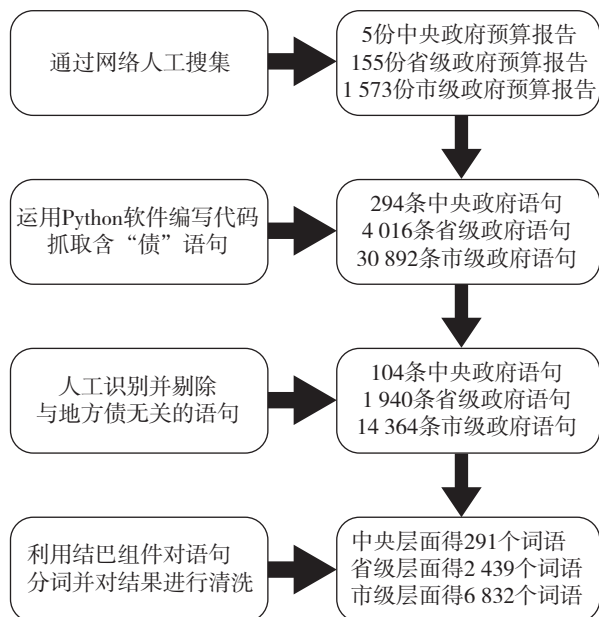


图1 地方债务文本的语句抓取和分词处理过程

(二) 分词结果与高频词语

就2015—2019年预算报告所得词频的总体统计结果看来,中央政府共分词491个,出现频率1次以上的一共有68个词,其中1~2次42个,2~3次14个,3~4次5个,4~5次1个,5次及以上6个;省级政府共分词2 439个,平均出现频率1次以上的有26个词,其中1~2次14个,2~3次8个,3~4次1个,4~5次2个,5次及以上1个;市级政府共分词6 832个,平均出现频率1次以上的有17个词,其中1~2次12个,2~3次3个,3~4次1个,5次及以上的有1个词。下表1和表2为词频统计^①并经整理后的2015—2019年各年省、市级层面排名前20位^②的高频词图表,这些高频词可以从某一侧面比较客观地把握预算报告中地方债务的相关内容,可以了解地方债务治理工作的目标思路和重点安排等。

表1

2015—2019年省级层面高频词

排序	2015年	词频	2016年	词频	2017年	词频	2018年	词频	2019年	词频
1	管理	5.16	风险	6.03	风险	6.84	风险	10.42	风险	8.06
2	风险	4.65	管理	4.65	管理	5.39	化解	6.13	债券	5.74
3	债券	4.13	债券	3.61	举债	3.81	隐性债	5.84	化解	4.94
4	预算	3.39	加强	2.45	融资	3.13	债券	5.10	隐性债	4.90
5	资金	2.26	资金	2.03	债券	2.81	管理	4.77	资金	3.90
6	加强	2.23	限额	1.87	预算	2.58	资金	4.48	管理	2.94
7	限额	2.06	机制	1.71	化解	2.52	防范	3.65	预算	2.84
8	存量	2.03	预警	1.65	加强	2.42	预算	3.45	发行	2.81
9	发行	2.03	置换	1.65	违规	1.97	举债	3.19	项目	2.65
10	机制	1.65	预算	1.61	隐性债	1.90	项目	2.74	专项债	2.45
11	置换	1.55	处置	1.58	机制	1.90	存量	2.58	防范	2.39
12	防范	1.48	发行	1.52	资金	1.90	专项债	2.58	融资	2.23
13	融资	1.39	应急	1.42	存量	1.81	融资	2.55	限额	2.06
14	化解	1.23	防范	1.39	规范	1.81	发行	2.52	存量	1.94
15	规范	1.19	融资	1.39	发行	1.77	机制	2.16	新增	1.90
16	建立	1.13	存量	1.35	限额	1.65	加强	2.16	举债	1.84
17	举债	1.06	举债	1.10	防范	1.61	限额	2.10	加强	1.71
18	项目	1.06	使用	1.10	项目	1.61	新增	1.94	支持	1.71
19	改革	1.00	规范	1.00	处置	1.39	坚决	1.77	机制	1.65
20	预警	0.97	完善	1.00	建立	1.32	落实	1.58	有效	1.65
省级报告份数	31		31		31		31		31	

① 词频结果中删去了一些虽然词频较高但是对本文的研究信息量不大的词语,比如“政府”“债务”“通过”和“方式”等。

② 综合考虑词频统计分布以及代表性,本文选择了排名前20位的词语作为高频词展示。

表 2

2015—2019 年市级层面高频词

排序	2015 年	词频	2016 年	词频	2017 年	词频	2018 年	词频	2019 年	词频
1	管理	3.84	管理	3.75	风险	4.95	风险	6.87	风险	6.61
2	风险	2.88	风险	3.59	管理	3.89	化解	4.61	化解	4.60
3	债券	2.51	债券	2.75	债券	2.44	管理	3.38	债券	3.77
4	资金	2.00	资金	2.18	资金	2.16	资金	3.22	资金	3.75
5	预算	1.85	预算	1.76	化解	2.06	债券	3.16	隐性债	3.32
6	加强	1.54	置换	1.59	融资	1.70	隐性债	2.98	管理	2.91
7	存量	1.51	加强	1.58	防范	1.66	防范	2.63	防范	2.37
8	置换	1.48	存量	1.24	加强	1.64	预算	1.90	项目	2.17
9	融资	1.11	防范	1.21	举债	1.50	项目	1.79	预算	1.79
10	防范	1.09	化解	1.10	规范	1.38	举债	1.73	存量	1.58
11	化解	1.07	限额	1.09	预算	1.37	存量	1.71	加强	1.49
12	规范	0.98	融资	1.04	存量	1.35	加强	1.65	新增	1.46
13	机制	0.97	争取	0.92	置换	1.23	融资	1.51	专项债	1.43
14	限额	0.85	新增	0.88	限额	1.04	积极	1.34	积极	1.33
15	争取	0.85	机制	0.86	项目	0.98	新增	1.31	举债	1.30
16	项目	0.77	规范	0.83	机制	0.93	规范	1.23	融资	1.26
17	发展	0.75	建设	0.78	新增	0.90	发展	1.15	争取	1.24
18	建立	0.74	项目	0.77	处置	0.85	建设	1.10	支持	1.18
19	建设	0.74	发展	0.69	积极	0.82	坚决	1.06	建设	1.17
20	压力	0.72	积极	0.69	严格	0.81	限额	1.06	限额	1.16
市级报告份数	293		306		323		325		326	

上文列示了省级和市级政府在预算报告中地方债务文本的历年词频统计基本情况以及高频词,接下来本文将进行进一步系统性分析。考虑到省、市级地方政府是地方债务管理活动的具体实施主体,中央政府主要负责政策制定和宏观指导等工作,因此首先对省、市级政府的地方债务文本词语进行分析,然后再进一步结合全国预算报告中所体现的政策制定和宏观指导,对省、市级层面和中央层面进行对比分析。

三、省市级政府地方债务文本词频分析

从上文的分词结果可以看出,涉及地方债务的词语是非常多的,也涉及地方债务治理工作的方方面面,通过对地方债务治理工作的长期思考和系统梳理,本文基于两个维度来建立分析整体框架:一个是地方债务治理工作的目标侧重,另一个是地方债务治理工作的具体对象或债务类型。地方债务治理工作可以提炼为防风险、稳增长和建机制三大目标。实际

上,“防风险”与“稳增长”已经成为我国宏观政策的“双底线”(毛振华,2020^[19]),政府当前围绕地方债务治理而展开的工作也体现在二者之间的平衡协调,这也逐渐成为地方债务相关政策的核心着眼点(朱文蔚,2019^[20]);从预算报告看来,“建机制”也同样是地方政府债务治理工作的切入点之一。地方债务治理工作的具体对象或债务类型则可以划分为显性债务和隐性债务,而显性债务又可以进一步具体划分为一般债务和专项债务。

(一) 地方债务治理工作不同侧重目标的词频分析

1. 防风险。

防范化解重大风险作为“三大攻坚战”之首,其在地方债务治理领域的意义不言而喻,债务风险问题也是地方债务治理工作中的重点与难点问题。本文首先选取了“风险”一词,观察政府在预算报告中阐述债务风险的相关情况。图2显示,无论是省级层面还是市级层面,“风险”总体上保持着上升趋势,

虽然在2019年均有一定程度的下降,但地方政府对债务风险始终保持着较高的关注度。

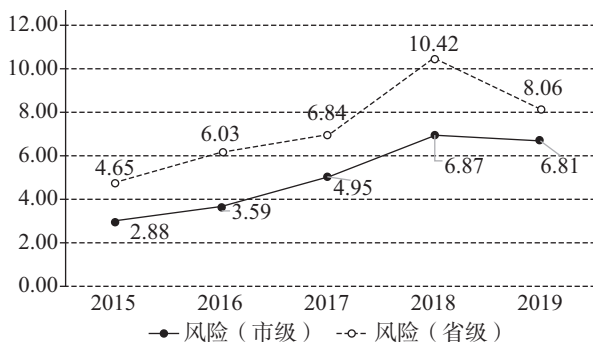


图2 “风险”分年度词频图

“风险”词频的变化规律也与我国地方政府债务的实际发展态势有关。图3显示,我国地方政府债务余额在2015—2019五年间呈稳步增长趋势,2015年为14.8万亿,2019年则达到了21.3万亿,债务规模的迅速攀升无疑会导致潜在的债务风险加大,各级政府对于债务风险的重视和表态也日益强化。虽然2019年“风险”词频有所下降,但是这可能更多地与强调地方债务的逆周期调控有关,即通过地方政府举债加大基础设施投资以稳定经济增长,但是这并不意味着对于地方债务风险问题的不重视或者放松。

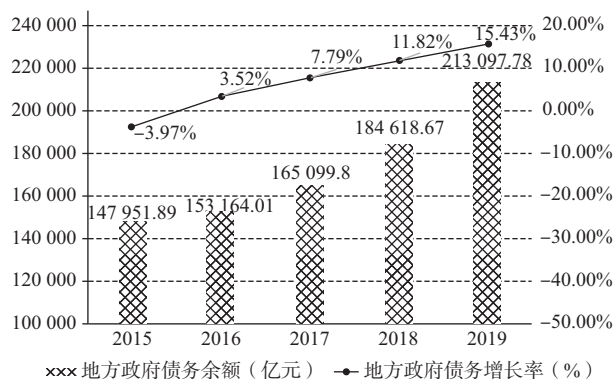


图3 2015—2019年我国地方政府债务余额及其增长率

数据来源:中国地方政府债券信息公开平台(www.celma.org.cn)。

其次,本文选择了“防范”和“化解”作为观察政府针对地方债务风险所采取行动或表达态度的词语。从图4中可以看出,二者的变化趋势与上图中“风险”词频的变化趋势基本一致,近年来基本保持上升趋势,2019年虽然出现小幅下降,但是数值仍然较高。进一步地,“防范”与“化解”之间词频大小的差距拉大,后者明显高于前者,侧面表明债务风险应对逐渐以化解存量债务风险为主,以防范增量债务

风险为辅。同时,词频在省级层面也高于市级层面,反映出省级政府更加重视风险的防范化解,这在很大程度上与地方债券的发行主体是省级政府,省级政府对于地方债务风险的防范化解负有主体责任有关。

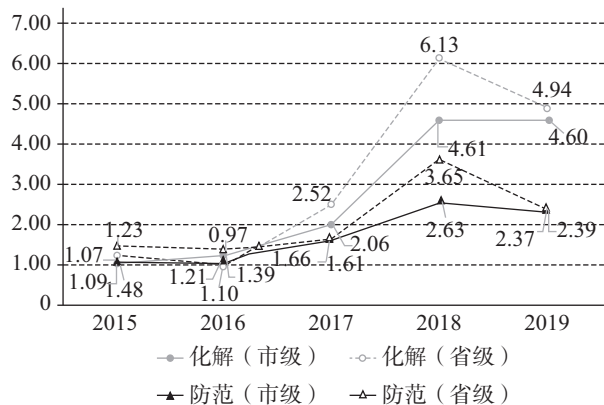


图4 “化解”“防范”分年度词频图

债务置换是化解存量债务风险工作的重要手段,通过将短期高息的债务转化为长期低息的债券来降低债务成本、优化债务期限结构,在缓解地方偿债压力方面发挥着重要作用。从图5可以看出,地方债务置换工作从2015年启动到2018年基本结束,基本也伴随着“置换”词频的相应变化趋势(如图6所示)。本文又选取了“压力”一词考察地方政府对于偿债压力的表述是否会有不同,结果显示,预算报告中对偿债压力的提及在2015—2017年呈下降趋势,说明债务置换工作有效化解了部分偿债压力;但随着置换工作逐渐收尾,2017年后,“压力”在财政预算报告中的出现频率又开始增加,侧面说明债务置换只是暂时性化解了部分偿债压力,延长偿还期限的同时也使得债务风险向后推移,加大了之后年份的偿债压力。

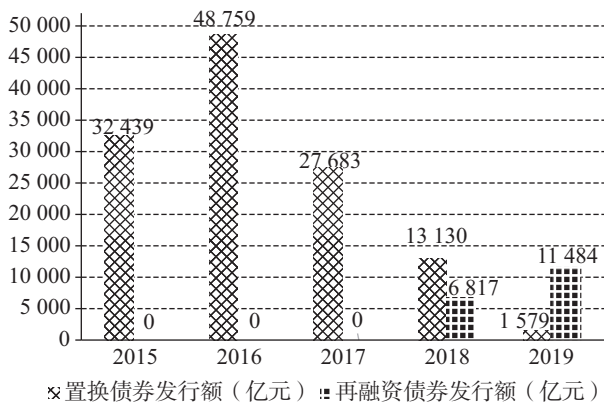


图5 2015—2019年地方置换债券及再融资债券发行额

数据来源:中国地方政府债券信息公开平台(www.celma.org.cn)。

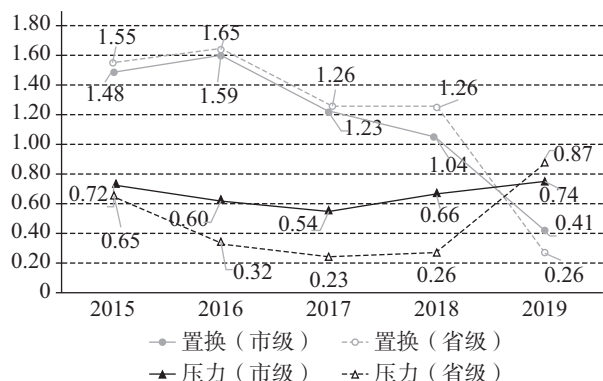


图6 “置换”“压力”分年度词频图

除了置换债券，再融资债券在2018年开始出现在地方政府债券信息披露中。再融资债券用于偿还2015年以后发行的地方债券本金，即“借新还旧”以缓解偿债压力。观察图7，政府对再融资债券的提及在2015年到2017年间几乎为0，而随着存量债务置换工作的逐渐收官，也随着2015年之后发行债券的逐步到期，“再融资”出现在政府预算报告中，且其词频逐步上升。单就词频数值来看，目前政府在预算报告中对再融资债券的提及虽然不算多，但已侧面说明地方政府对再融资债券的需求正在增加，结合再融资债券发行量逐年增加的趋势，对于债务不断展期的后果应该进一步加强分析预判以及防范化解工作。

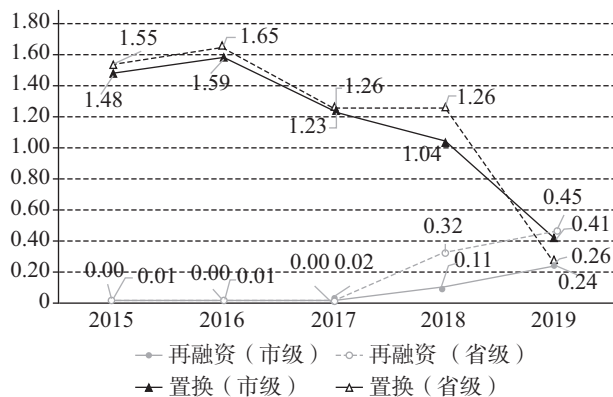


图7 “再融资”“置换”分年度词频图

2. 稳增长。

积极争取地方债券限额与债券资金是地方政府加快补短板、扩投资、稳增长的重要手段，也逐渐成为地方政府预算报告中的重点。如L市2016年预算报告中提到“争取上级债券资金支持，加快推进全市重点项目、重点工程建设”，N省2018年预算报告中提到“积极争取中央新增债券资金，支持重大项目建设和补短板”等。基于此，本文首先选择了“资

金”“项目”两个词语。从图8可以看出，在市级层面，“资金”和“项目”的词频基本保持较为稳定的上升趋势；而在省级层面，二者词频的变化略有波动，但总体上也呈上升趋势。可以说，地方政府谋求发展的诉求使得其对债券资金和相应项目始终保持着较高的关注度。

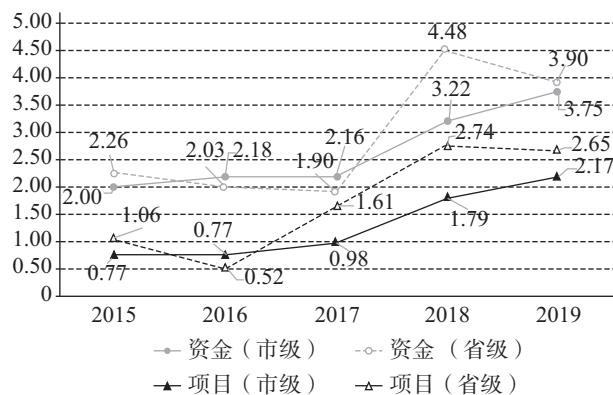


图8 “资金”“项目”分年度词频图

本文又进一步选择了“争取”“投资”“发展”三个词语进行观察。从图9整体看来，三者的词频在五年间都保持着较为稳定且上升的趋势。值得注意的是，市级政府对“争取”与“发展”的提及明显多于省级政府，侧面说明了市级政府对债券资金的需求与经济诉求往往更为强烈。

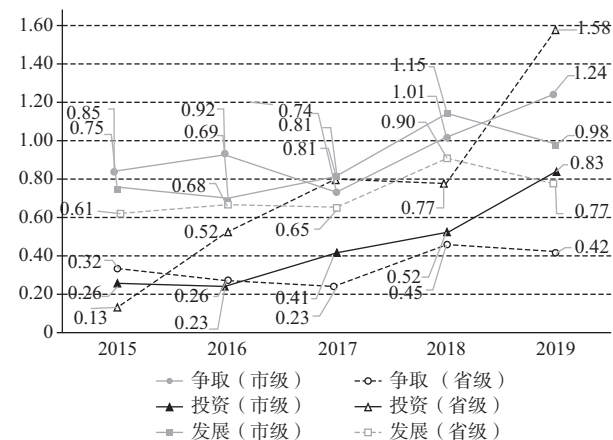


图9 “争取”“投资”“发展”分年度词频图

最后，本文选取“绩效”进行分析。绩效管理作为债务治理工作的关键环节有利于提高资金配置效率与使用效益，确保“借、用、还”流程顺利进行，更好达成稳增长与防风险的双重目标。观察图10，“绩效”一词的出现频率在近五年间一直保持在较低水平，2019年在省级层面甚至有下降趋势。当然，预算绩效管理体系是全方位、全过程、全覆盖的，在

预算报告中地方债务以外的部分也会涉及绩效管理的内容,但是考虑到地方债券资金作为财政资金的重要组成部分,当前地方政府对于地方债券资金绩效管理的重视程度还远远不够。

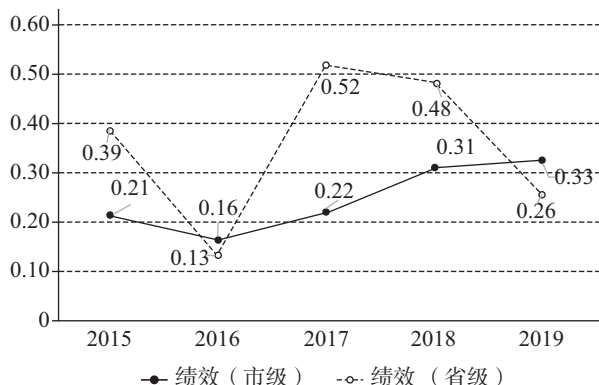


图10 “绩效”分年度词频图

3. 建机制。

建立起地方债务管理的日常工作制度和应急处置机制,是保障防风险和稳增长目标实现的有力保证,从预算报告中的债务语句看来,对于相关机制的建立基本上也围绕着“防风险”与“稳增长”两个目标进行。如Y市2019年预算报告中提到“健全地方政府性债务风险应急处置工作机制”,G省2017年预算报告中提到“摸清政府存量债务底数,建立化解政府债务风险奖惩机制,督促市县结合实际制定化解隐性债务实施方案,积极化解存量债务”,C市2018年预算报告中提到“发挥政府投资在稳增长中的关键作用,完善‘资金池’与‘项目池’对接机制”等。

“加强地方政府债务管理”一直是预算报告中最常见的、总领全文式的一句,在“建机制”分析中,本文首先对“管理”一词进行分析。从图11中可见,“管理”词频始终保持在较高水平,虽然近年来有下降趋势,但是地方政府对于地方债务具体管理内容或措施阐述的增加,也从侧面说明债务治理工作的逐步具体化、细节化。“机制”一词的提及频率不及管理,原因可能是地方政府在建机制方面的工作细分为多个方面或角度,并不特别提及机制一词,如D市2018年财政预算报告中提到“建立健全了政府债务限额管理、预算管理、风险预警和应急处置等管理制度,初步形成了政府债务监督管理制度框架和风险防控体系”,S省2019年预算报告中提到“建立全口径债务风险等级评定制度”等。而实际上,上述框架体系和制度等都与机制有密切关系。

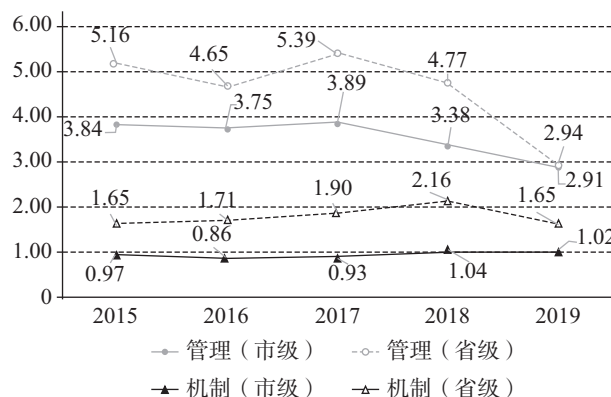


图11 “机制”“管理”分年度词频图

当前地方债务管理的两个重要方面是限额管理和预算管理,在这一部分,本文选择了“限额”和“预算”两词。图12显示了二者的词频统计结果,总体来说,除2016年“预算”词频在省级层面较大幅度地下降外,近年来二者在财政预算报告中的词频都较为稳定。强化地方债务的限额管理和预算管理对于进一步约束规范地方政府的举债行为,具有重要的意义,词频的大小和变动也反映出限额管理和预算管理已经成为地方债务管理的常规工作,已经纳入规范的制度流程。

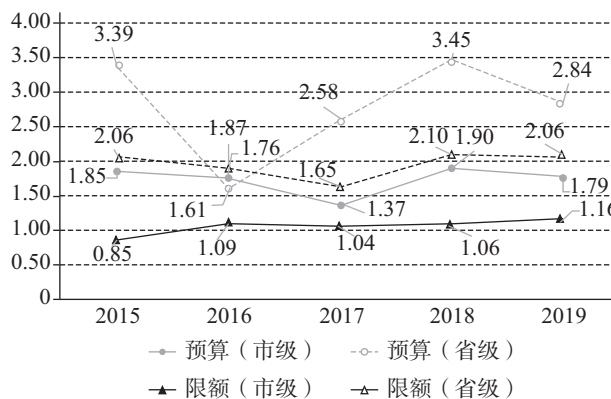


图12 “预算”“限额”分年度词频图

地方债务管理工作的另外一个重要方面是信息公开,财政部在《地方预决算公开操作规程》《地方政府一般债务预算管理办法》和《地方政府专项债务预算管理办法》中对地方债务信息公开都做了明确要求,地方各级政府也基本贯彻落实了相关要求。但是,地方政府对于债务信息公开工作的积极主动性和重视程度实际上仍不到位,从图13中可以看出,“公开”的词频数值虽然有所波动,但是基本上很低。地方债务信息公开有利于公众监督和社会监督,对于地方债务各个方面的工作都会有所推动和促进,

因此地方政府对债务信息公开的重视程度还应该有很大的提升空间。

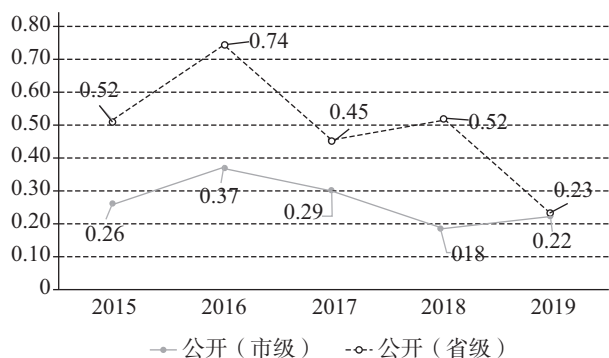


图13 “公开”分年度词频图

（二）地方政府不同债务类型的词频分析

1. 显性债务。

新《预算法》明确规定，地方政府举债必须采取政府债券方式，在国务院批准的限额内，通过发行一般债券或专项债券来筹措资金。但是地方政府在预算报告中往往不会提到显性债务，而是主要以一般债务或专项债务替代，本文因此选择“一般债（务/券）”与“专项债（务/券）”来进行词频分析。一般债券主要投向没有收益的项目，偿还以一般公共预算收入为担保；专项债券主要投向有一定收益的项目，以政府性基金收入偿还。图14展示了2015—2019年间省市两级政府在预算报告中“一般债”和“专项债”的词频变化趋势。可以看出，专项债词频总体上保持增长态势，而相较于专项债，一般债的提及频率在五年间一直保持在较低位水平，二者词频差距愈发扩大。



图14 “一般债”“专项债”分年度词频图

实际上，一般债和专项债在词频上的差异也反映出二者在地方债务实际发展中的差异。从图15可以看出，虽然一般债的规模在2015—2019年都高于专

项债，但是专项债的增速明显更快。更为重要的是，从债务率指标来看，专项债务的风险要远远高于一般债务风险。专项债务率基本维持在110%左右，远远高于60%的一般债务率，地方政府对专项债务的重视与其风险有很大关系。

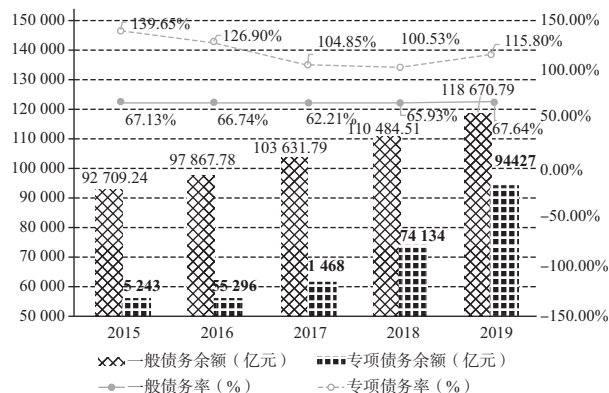


图15 2015—2019年一般债务与专项债务余额及其增长率

数据来源：2015—2019年全国财政决算等。

另一方面，专项债也越来越成为稳投资的重要抓手，从图16可以看出，新增专项债券的发行规模是迅速增长的，在2015年为959亿元，那时还远远低于一般债券的4953亿元，但是到了2019年，新增专项债券的发行规模已经高达21487亿元，远远高于新增一般债券的9073亿元。实际上，财政部也多次发文强调地方专项债券发行和使用，推动其发挥强基建、促发展和补短板的作用，从稳增长的角度而言，地方政府自然也会更为强调专项债。

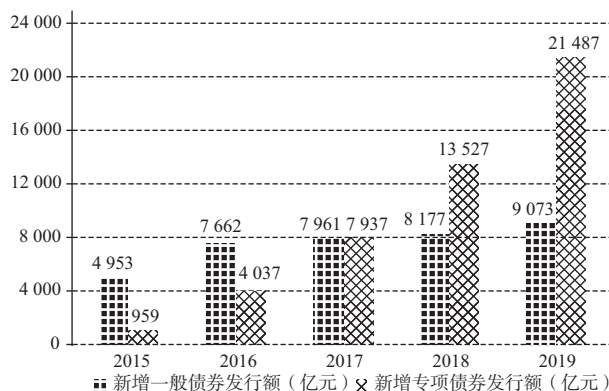


图16 2015—2019年新增一般债券与专项债券发行额

数据来源：中国地方政府债券信息公开平台（www.celma.org.cn）。

2. 隐性债务。

虽然新《预算法》实施以后，包含一般债券和专项债券的显性债务是地方政府唯一合法的举债方式，但是由于各种错综复杂的原因，仍有部分地方政府在显性债务之外举债债务，因此产生隐性债务问

题。2017年的中央政治局会议首次提出“地方政府隐性债务”的概念，并明确要求“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”。2018年全国“两会”上，政府工作报告也特别强调了“防范化解地方政府债务风险，严禁各类违法违规举债、担保行为，积极稳妥处置存量债务，健全规范的地方政府举债融资机制”，财政部和国家审计署等有关部委的地方隐性债务治理工作也陆续展开。

“隐性债”的词频大小及其变化与这一进程也基本吻合。从图17可以看出，“隐性债”一词开始零星出现于2015年和2016年的预算报告中，在2017年的预算报告中大量出现，之后迅速增长，虽然在2019年的预算报告中有所下降，但是词频数值仍然处于高位，这与党中央、国务院对地方隐性债务管理工作的部署安排也是一致的。可以说，地方政府对于“隐性债”问题也高度重视，应该说具有逐步化解隐性债务风险的坚定立场，但是化解工作的推进力度和实际效果可能仍需要进一步加强。

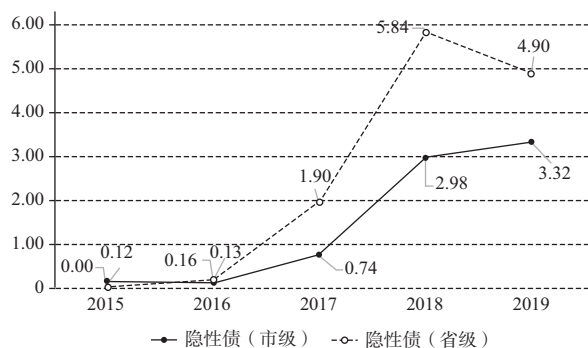


图17 “隐性债”分年度词频图

四、省市级政府与中央政府地方债务 文本词云的对比分析

文本可视化是文本挖掘和词频分析中的一项重要方法，其通过视觉符号的形式表达文本难以传递的信息，使读者快速获取文本数据中蕴含的关键信息（唐家渝等，2013^[21]）。词云是较为典型的可视化形式，它依托词频统计，以文字大小代表词频高低，生成图片以直观地展示不同词语的重要程度。上文中已经分析了省、市两级政府地方债务治理工作中的重点内容和目标侧重，本文希望继续了解其是否与中央政府的安排部署相一致。基于2015—2019年财政预算报告的总体词频结果，本文首先利用R软件中的

“Wordcloud2”组件制作了中央-省-市级层面五年间排名前100位的高频词云图，如图18所示。



图18 中央-省-市（由上到下）层面债务文本高频词云图

可以看出，省、市级政府对债务治理工作各个方面的侧重与中央政府的关注重点基本一致，本文延续上文的分析思路，从政府债务治理的侧重目标以及债务类型两个维度，对三级政府的地方债务治理工作进行系统性的分析比较。

（一）不同侧重目标

就“防风险”目标来看，三级政府对这一目标的强调基本一致，“风险”一词在三张词云图中均占据中心位置。值得注意的是，省、市级政府常同时提及的“防范”“化解”等词在中央政府的高频词词云

图中的重要性却并不显眼,反而“举债”一词常被中央政府提及。规范举债问题是切断债务风险向金融风险扩散的关键所在,一方面由违法违规举债产生难以化解的隐性债务风险,另一方面是无序举债规模飙升所导致的债务风险。中央政府严格规范地方政府举债行为,地方政府则在强调规范举债的同时致力于防范化解债务风险,更多地对如何解决债务风险问题展开阐述。

就“稳增长”目标来看,三级政府同样重视债券资金对促投资、稳增长的关键作用,“债券”“项目”等词都位于词云图中的醒目位置。中央政府对此主要强调增加债务限额,以及加快落实债券的发行和资金使用等问题,省级政府作为地方债券发行主体也高度重视发行问题,地方政府尤其是市级政府则更为重视债券资金的争取和债券项目的申报等。

地方债务治理相关的机制建设主要围绕防风险与稳增长两方面进行,且主要体现在具体工作上,因此词云所展示的高频词主要以上述两方面为主。中央政府在建机制方面主要起指导督促作用,提出机制建设的大方向,如“完善地方政府债务监管和考核问责机制”,地方政府则遵循中央的思路和原则,并结合各地实际情况进行具体政策的制定及实施,如“健全政府债务监督考核机制,对地县申请的新增、置换项目逐一严格审核,精确转贷资金,用于地委、行署确定的重点民生项目”等。

(二) 不同债务类型

就显性债务而言,三级政府对于专项债务的重视均高于一般债务,“专项债”词频在三张词云图中更为醒目。不同的是,在中央层面上,国务院对专项债务的强调尤为突出。中央一方面推动专项债务的规模扩张,同时也要对专项债务风险的防范化解提出明确要求,因此“专项债”在其词云图中占据了相当的分量。对比看来,省级政府和市级政府仍需加强对于专项债工作的重视,既要落实好专项债促进投资的决策,又要高度重视专项债务风险的防范化解工作。

就隐性债务而言,三级政府也都同样重视,但观察中央层面的词云图发现,“违法”“违规”的词频较高,侧面说明中央政府更加强调对于地方债务的监管,对于隐性债务的态度也更为坚决和直接;反观省市两级地方政府,相关词语却很难找到,尤其是市级政府,仅仅用相对客观的“隐性债”来强调规范举债行为、化解隐性债务存量等,尽量规避“违法”

“违规”这类负面语气鲜明的词语。这种“层层递减”一方面凸显了中央政府应有的、也必须的强硬态度,另一方面也反映出了地方政府对于违法违规举债问题的刻意回避,更多地是用行动来低调处理违法违规的举债融资问题。

五、主要结论与政策建议

预算报告涵盖了政府财政治理工作的方方面面,地方债务纳入预算管理之后,对相关工作的阐述说明也日益成为预算报告的重要组成部分。本文从文本分词和词频分析的视角对地方债务治理问题进行了研究,并首次选择2015—2019年中央、省、市三级政府的预算报告作为文本分析的基础,将地方债务管理的众多具体工作梳理提炼为防风险、稳增长与建机制的三大目标,以及显性债务(包括一般债务和专项债务)和隐性债务的两大对象,更为系统也更为辩证地把握了地方债务治理的全貌。同时,本文在分析地方债务相关文本发展演变的同时,与地方债务相关的实际状况紧密结合起来,通过对比印证和纵向分析,全方位地总结我国地方债务治理工作的各个方面和规律特点,主要结论如下:

其一,地方债务风险的防范化解在地方债务治理工作中具有突出的地位,无论是在中央层面,还是在省级政府和市级政府层面,都受到高度关注,并且其历年变化与地方债务的实际风险状况变化也是基本一致的。但是具体的重视程度,至少从词频上反映出,可能存在从中央到地方的层层递减现象。

其二,积极争取债务限额和债券资金逐渐成为地方政府预算报告中的重点内容,相关词语的词频也基本呈现出逐年上升的趋势,可以说,地方政府对债券资金尤其是专项债券资金及其项目高度关注的背后,是地方经济发展的强烈诉求。另一方面,相对于省级政府,市级政府的债券资金需求和经济发展诉求往往更为强烈。

其三,地方政府对于债务资金绩效的重视程度和债务信息公开的积极主动性还有所不足,从“绩效”和“公开”出现的频率来看,在本文的考察期内,一直处于较低水平。当然,在预算报告中相对集中的地方债务文本以外也会涉及绩效管理的内容,但是相对于债券资金在财政资金的比重,地方政府对于债券资金绩效管理工作的重视程度还远未到位。

其四,地方政府对于地方债券的融资成本问题并

不关注,虽然省级政府在预算报告中会经常提到地方债券的发行问题,但是更多的只是对发行工作的安排说明,债券发行主体最为关注的融资成本问题在地方政府预算报告中基本得不到体现,考虑到债券资金转贷,市级政府尤为如此。

其五,隐性债务问题日益受到地方政府的高度关注,“隐性债”一词的出现和词频变化与党中央、国务院对地方隐性债务治理工作的部署安排是一致的。但是,与中央政府更为强烈和直接的隐性债务治理态度相比,省级和市级政府对于隐性债务的行文表达会尽量规避“违法”“违规”这类负面词语,可能更多的是用行动来低调处理隐性债务问题。

基于上述主要结论,本文相应地提出如下的政策建议:

第一,把主动防范化解地方债务风险放在更加重要的位置,尤其是要加强专项债务风险的分析预判和防范化解工作。切实增强地方政府的责任感,充分认识到防范化解地方债务风险“灰犀牛”是确保中国经济行稳致远的重要工作,也是保持区域经济运行稳定的重要前提,也只有这样才能在更高水平上、更长期地实现地方债务治理中稳增长与防风险的平衡。

第二,要进一步强化地方债券,尤其是专项债券项目资金的绩效管理,实现全生命周期的绩效管理。促进专项债券资金使用效率的提高,地方政府应将债务绩效评价的相关内容在预决算报告中更为详实

的说明,进一步披露专项债券资金的具体用途和预期收益等内容,同时加强债务资金绩效评价结果的应用。

第三,对于地方政府隐性债务的治理要进一步加强。目前,我国少数省市已经开始推进“全域无隐性债务”试点工作,应进一步硬化地方政府预算约束,严禁以企业债务形式增加隐性债务,并有效剥离地方融资平台的政府融资职能,健全市场化、法治化债务违约处置机制,严格落实地方政府隐性债务问题的终身问责制。

第四,进一步提升地方政府债券发行定价的市场化水平。应进一步严禁地方政府对地方债券发行的行政干预和窗口指导,积极探索专项债券的信用属性,逐步减少项目收益债券对政府性基金预算的信用依赖,强化项目本身的收益对融资的平衡。另外,要积极引导信用评级机构发挥信用评级的风险揭示作用,促进债券利率的地区差异化和项目差异化。

第五,在预算报告中对于地方债务信息的披露应当更为充分和详尽,不仅应主动说明债务余额、债务限额等数据,还应该说明相对于财力水平更能直接反映债务风险的债务率(包括一般债务率和专项债务率)等指标,对于防范化解地方债务风险的规划、思路 and 安排等也应该有详细的说明,同时也要密切配合本级人大的地方债务监督审查工作。

参考文献

- [1] 邓雪琳. 改革开放以来中国政府职能转变的测量——基于国务院政府工作报告(1978—2015)的文本分析[J]. 中国行政管理, 2015(8): 30-36.
- [2] 张毅, 张红, 毕宝德. 农地的“三权分置”及改革问题: 政策轨迹、文本分析与产权重构[J]. 中国软科学, 2016(3): 13-23.
- [3] 侯新烁, 杨汝岱. 政府城市发展意志与中国区域城市化空间推进——基于《政府工作报告》视角的研究[J]. 经济评论, 2016(6): 9-22, 54.
- [4] 王印红, 李萌竹. 地方政府生态环境治理注意力研究——基于30个省市政府工作报告(2006—2015)文本分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2017(2): 28-35.
- [5] 江亚洲, 郁建兴. 重大公共卫生危机治理中的政策工具组合运用——基于中央层面新冠肺炎疫情防控政策的文本分析[J]. 公共管理学报, 2020, 17(4): 1-9, 163.
- [6] 卢盛峰, 李晓淳, 卢洪友. 地方政府财政治理特征研究: 来自中国政府工作报告文本识别的经验证据[J]. 财政研究, 2020(4): 99-114.
- [7] 王亚婷, 孔繁斌. 我国地方政府债务问题的政策话语图景——基于政策文本的计量分析[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2020(7): 191-200.
- [8] 姜爱华, 杨琼. 部门预算改革以来中国特色预算审计监督变迁与走向[J]. 财政研究, 2020(7): 53-66.
- [9] 胡凯. 中国财政事权和支出责任划分改革: 进程评估和政策文本分析[J]. 经济体制改革, 2021(4): 29-36.

(下转第26页)

中国企业研发创新与出口贸易的税式补贴研究

The Research on the Subsidy of Enterprises' R&D Innovation and Export Trade by Reducing Tax in China

汤二子

TANG Er-zi

[摘要] 在中国公共财政模式下, 对企业执行研发费用加计扣除的所得税优惠政策是为了激励企业加大研发投入, 对企业退还出口商品在国内生产与流通环节所缴纳的部分或全部税收即出口退税政策是为了让本土企业能够公平地参与国际竞争。对企业研发创新与出口贸易给予隐性税式补贴要优于直接提供财政资金补贴, 因为财政税式支出能够更利于发挥市场在资源配置中的作用。要让研发创新的税式补贴实现既定的政策目标, 那些对企业自身经济效益不大的研发项目被采纳与执行是其根本途径, 因为对于经济效益大的研发项目, 即使财政没有提供隐性税式补贴, 企业也会自我选择去从事这些项目。出口退税可以通过二元边际方式增加出口贸易量, 同时让研发创新的税式补贴产生更显著的激励效果。研发创新与出口贸易隐性税式支出相互加强的影响, 使得所减免的税收总量变得越来越大, 所以政策制定者需要按照最有效率的方式把创新要素集聚到微观企业并使之能以可持续的方式从事对外出口贸易。

[关键词] 研发创新 出口贸易 公共财政 隐性税式支出 补贴

[中图分类号] F812.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0015-12

Abstract: Under the system of public finance in China, to encourage enterprises to increase investment in R&D, the preferential income tax policy with extra deductions for enterprises' R&D expenses is implemented, and the export tax rebate policy for returning part or all of the taxes paid by enterprises in domestic production and circulation is also implemented to enable local enterprises to participate in international competition fairly. It is better to give invisible tax subsidies to enterprises' R&D innovation and export trade than to provide direct financial subsidies, because the invisible tax expenditure is relatively more conducive to the role of the market in resource allocation. This paper found that achieving the established policy objectives of R&D innovation tax subsidies, adoption and implementation of some R&D projects that have little economic benefits for enterprises is the fundamental way. For R&D projects with great economic benefits, even if the public finance does not provide any tax subsidies, enterprises will choose to engage in these innovation projects under the profit motive. Export tax rebate can increase the export volume of goods through the dual marginal way, and make the tax subsidy of R&D innovation produce more significant incentive effect. The mutually reinforcing influence of the invisible tax expenditure of R&D innovation and export trade makes the total amount of tax reduced from public finance becoming more and more, and policy-makers should gather innovation elements into micro enterprises in the most efficient way and enable them to engage in foreign export trade in a sustainable way.

Key words: R&D innovation Export trade Public finance Invisible tax expenditure Subsidy

[收稿日期] 2021-10-09

[作者简介] 汤二子, 男, 1988年3月生, 南京大学商学院博士研究生, 南京审计大学经济学院助理研究员, 研究方向为异质性企业理论与财政, 联系方式为 tangerzi_nau@126.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

自改革开放以来长期的经济增长让中国积累了大量的物质基础,经济总量已经多年稳居世界第二位,2020年国内生产总值更是首次突破百万亿元大关。在积累了巨大规模的经济总量以后,增长速度放缓是大型经济体健康且可持续发展的必然结果。中国未来经济的高质量发展离不开创新,创新是推动经济高质量发展的核心力量。社会主义市场经济体制要求市场在资源配置中起决定性作用,作为商品或服务生产者与供给方的企业市场配置创新资源与要素过程中拥有主体地位。2021年3月11日,在十三届全国人大四次会议表决通过的《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二〇三五年远景目标纲要》中,指出应该强化企业创新主体地位并促进各类创新要素向企业集聚。企业研发投入行为是从事创新活动的主要形式,所以强化企业创新主体地位的政策目标就是激励企业加大研发投入。李克强总理在2021年《政府工作报告》中提到“十四五”时期的一个量化目标是实现“全社会研发经费投入年均增长7%以上、力争投入强度高于‘十三五’时期实际”。在经济新常态下要保持研发经费投入7%的增长,必须让作为市场主体的企业加大研发投入。政府应该激励企业从事研发活动,对企业研发投入行为实行刺激性税式支出的隐性补贴,如研发费用加计扣除所得税优惠政策等。

国际贸易理论家在很久以前就论述了自由贸易对参与者的巨大贸易利得,这亦是国际贸易理论演进与发展的主要脉络。无论是源自相对优势下的劳动分工与具备优势商品的产业化,还是产业内贸易的规模经济效应与整体生产率的提升,其所带来的国际贸易收益都是相当显著的。然而,国际贸易毕竟发生在具有主权的国家或拥有经济特权的相关地区之间,贸易纠纷以及排斥自由贸易的保护主义倾向是阻碍国际贸易发展的重要力量。中国的开放战略及与之相伴的经济高速增长,成为世界上很多政策制定者以及学术研究者阐述国际贸易利得的最新权威论据。为了实现经济高质量发展,作为新发展理念之一的开放与创新一样,也是中国未来必将长期坚持的国家战略。“坚持打开国门搞建设”,具有巨大市场空间与挖掘潜力的中国经济体,逐渐形成了同等对待外资的竞争性市场环境。为了实现高质量的对外开放与国际经济合作模式,“引进来”与“走出去”均不可或缺。对于中国本土企业而言,把生产的商品出口到其他国家与地区是开拓国际市场并最终实现走出去的可行路径选择。

从维持国际贸易平衡与可持续发展的角度来说,中国企业积极参与国际市场是确保开放战略得以均衡发展微观基础。为了支持企业的对外贸易,在WTO所制定的各种国际贸易准则的约束之下,对企业出口商品给予出口退税等刺激性税式支出的隐性财政补贴,成为包括中国在内绝大多数经济体的通行做法。

在与社会主义市场经济体制相伴随行的公共财政模式下,以刺激性税式支出为形式的隐性财政补贴对于激励企业研发创新与支持企业出口贸易发挥着巨大作用。在当前的经济理论分析中,存在着两个足以影响结论准确性的考察问题方式:第一,只笼统地考虑财政补贴而没有考察这种补贴是以隐性刺激性税式支出为形式。在公共财政的转移性支出中,包含着政府对相关个体直接无偿的货币支付,这其中确实包含了对企业直接注入财政资金的补贴形式,但一般只集中于因为政府管制使得企业经营亏损所给予的补贴,例如对于某些自然垄断企业进行价格管制使其亏损而给予财政补贴以维持生产。对于激励企业从事研发活动与支持企业参与出口贸易,公共财政是以减免或退还企业相应税务负担的税式支出方式完成的,很少直接对企业发放财政资金。因此,笼统地考虑财政补贴对企业研发创新或出口决策的影响就容易出现片面性,因为直接支付资金的财政补贴与减免税务负担的隐性税式补贴对企业的激励机制不同。特别地,根据WTO准则以及国际贸易惯例,政府直接对企业出口行为给予财政补贴资金一般是违规行为,而出口退税这类税式支出的财政支持基本上都符合国际贸易协议。第二,单一地考察财政补贴如何影响企业的研发创新或出口贸易,人为割裂了财政补贴对企业研发创新与出口贸易的影响链条。在当前作为国际贸易研究前沿的异质性企业贸易理论框架下,企业出口决策以及出口贸易量取决于生产率的高低,而企业研发创新特别是工艺创新必然会对生产率产生积极影响,所以企业研发能够影响出口贸易是非常明显的。因此,在探讨财政补贴对企业研发创新的影响时,对出口贸易的影响必须考虑进来,否则就有可能错误估计财政补贴的效果。对于企业是否从事某项研发行为,一般其所面临的市场规模及由此所决定的产量高低是评判是否执行某个研发项目的关键,从而企业出口与否以及国际贸易量高低会通过改变自身所面临的市场规模而影响研发决策。因此,在探讨出口退税对企业出口贸易的影响时,也应该考察其对企业研发创新行为的边际影响,否则也会误判政策效果。

为了弥补以上经济理论研究中的这两个缺陷,本

文将以中国经济体的现状为切入点,以财政定位以及企业生产与经营为实践逻辑起点,构建一个简洁的经济理论模型,探讨隐性税式财政补贴对企业研发创新与出口贸易的影响及其联系,这样就能把两者放在同一个框架中进行理论分析。理论研究成果可用来评估影响此类税式支出财政补贴效果的相关机制,最终为实现激励企业加大研发投入与支持企业出口贸易提供理论启示。

二、实践逻辑

(一) 财政定位逻辑

在建立社会主义市场经济体制的过程中,厘清政府与市场的关系是最为主要的逻辑起点。从党的十四大确立“要使市场在国家宏观调控下对资源配置起基础性作用”到十八届三中全会以及十九大确立“使市场在资源配置中起决定性作用”这一理论阐述变化来看,市场配置资源所起的作用愈发显著。当把资源配置的决定性作用交给市场以后,中国政府逐渐从计划经济体制下的生产建设职能转换到提供公共服务与弥补市场失灵等职能。尽量避免政府过度干预而损害市场有效运转的“越位”现象,成为简政放权以及简化审批流程的治理逻辑。让市场在资源配置中起决定性作用并不意味着政府完全退出资源配置领域,而是要更好地发挥政府作用,因为只有政府才能有效解决市场低效与市场失效等市场失灵状况。微观企业的研发创新活动以及出口贸易行为,究其本质来说属于市场中的企业如何配置创新资源以及从事市场销售等议题。换言之,企业如何做出研发创新与出口贸易等生产与经营决策,应该让市场成为决定性的影响因素。正因为如此,政府的政策目标是激励企业加大研发投入与支持企业参与出口贸易,而非强制性要求企业必须按照某种标准来从事研发创新与出口贸易。

对于企业研发创新来说,计划经济体制下的生产建设型政府掌握着整个经济体的资源配置,简单地利用行政命令就能将创新要素集聚到相关企业的生产之中。社会主义市场经济体制下的公共服务型政府,只能通过财政补贴等调控手段激励企业从事研发创新活动,这意味着财政举措必须要对企业创新行为产生显著激励才能发挥出作用,因为研发的最终决策属于企业管理者。政府是否从事财政补贴要符合财政职能目标,企业研发创新所具有的正外部性是政府补贴企业

研发行为的主要依据。无论是技术外溢还是研制新产品,企业研发都会对社会其他经济组织产生有利影响。即使是在最严格的知识产权保护体系下,企业也无法取得研发创新活动所产生的全部收益,所以政府对其研发活动给予适当补贴可弥补企业研发激励的相对不足。财政支出需要完成特定时期的发展目标,创新已经成为未来中国驱动经济高质量发展的引擎。由于企业具有创新主体地位,所以利用财政补贴来激励企业加大研发投入符合当前阶段的财政支出功能定位。对于企业的研发创新投资项目来说,利用刺激性税式支出的隐性财政补贴如研发费用加计扣除所得税优惠政策是主要形式。根据公开的资料显示,在“十三五”时期,中国为鼓励科技创新而累计减免企业2.54万亿元的税收^①,足见公共财政对激励企业从事研发创新活动的支持力度之大。

对于企业出口贸易来说,在开放的大门越开越大的背景下,中国本土市场以及政府管理部门在尽力对来华投资的外资企业以及出口商品到中国的外商企业营造公平的竞争环境。对于如何支持本土企业的对外出口贸易,无论是国际贸易准则还是中国市场化改革要求,政府应该让市场去决定,不应该也不需要单纯为了增加对外商品出口量而给予财政补贴。2018年9月25日,时任财政部副部长的邹加怡在国新办举行的解读《关于中美经贸摩擦的事实与中方立场》白皮书发布会上,明确表示中国加入世贸组织后严格遵守WTO规则来实施补贴政策,全面取消了出口补贴和进口替代补贴等禁止性补贴^②。尽管WTO不允许经济体对出口商品直接发放补贴,但是允许出口商品按照“裸价”进入国际市场,即出口的商品如果在国内市场被征收了相应税负,允许经济体返还这些税收,这就是出口退税。在全球自由贸易还没有完全实现的背景下,本土企业将商品出口到国外市场时,一般会被目的地政府管理部门征收一定的关税。在发生贸易纠纷时,本土企业所面临的关税壁垒可能会更加严重。为了让本土企业能够与国外企业在国际市场上开展公平竞争,中国公共财政会对出口商品给予退税,这也是一种隐性税式补贴。WTO只是允许经济体对出口商品给予退税,并非要求必须退税。根据国际经验以及各国财政的实际做法,经济体是否从事出口退税以及退税的额度存在较大差异。2020年3月17日财政部和税务总局联合发布了《关于提高部分

① 详细报道见: <http://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n810219/n810724/c5162225/content.html>。

② 详细报道见: <http://www.scio.gov.cn/m/video/qwjd/34146/Document/1638487/1638487.htm>。

产品出口退税率的公告》，将1084项产品的出口退税率提高至13%，另380项产品的出口退税率提高至9%。在“十三五”这五年里，中国累计为企业办理出口退税达到7.07万亿元，有效降低了外贸企业的成本^①。中国财政给予了较大力度的出口退税，究其本质而言还是属于一种刺激性税式支出，目的就是为了让中国企业能够公平地参与国际竞争，这项财政支出符合当前的财政功能定位。

在“十三五”时期，中国对于企业研发创新与出口贸易累计减免了将近10万亿元的税收，这一隐性税式支出的财政补贴额度是相当大的。在“十四五”刚刚开始之际，激励企业加大研发投入以及让中国企业能够公平地参与出口贸易，既是继续执行这类刺激性税式支出的政策目标，也符合当前公共财政的功能定位。特别地，单纯从财政运行模式而言，隐性税式支出要比直接的现金补贴更为可取，因为前者相对来说更易执行，同时对企业所产生的激励也更为明显。接下来分别从企业研发创新与出口贸易的生产与经营实践中分析隐性税式支出的激励机制，就能发现其与直接财政资金补贴的差异。

（二）研发创新逻辑

新古典经济增长理论表明推动经济长期增长的原始动力既不是资本积累，也不是通过人口增加，让更多劳动力进入生产领域，而是科学技术进步。劳动与资本等生产要素的边际报酬递减使得经济增长收敛于稳态，技术进步才能让经济体在稳态时也有人均产出的持续增长。这些强调技术进步影响经济增长的理论成果，启发了很多国家对研发创新活动给予极大关注。在2020年10月29日中共十九届五中全会审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中，强调要“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位，把科技自立自强作为国家发展的战略支撑”。2021年人代会通过的“十四五”规划纲要，对未来中国如何坚持创新驱动发展提出了更加具体的政策措施，强调了创新的重要地位。对于中国经济运行的实际情况，资料显示科技进步对于经济增长的贡献程度越来越高。图1描绘了中国在2002—2018年以来所对应的时间段内，扣除了劳动和资本以后科技等因素对于经济增长的贡献份额即科技进步贡献率的演进趋势。总的来看，科技进步对于推动中国经济增长的贡献越来越大。在中国由经济高速增长转向中高速增长

以后，越来越高的科技进步贡献率表明科技进步对于维持经济具有稳定的中高速增长的重要意义。中国经济增长越来越依靠科技进步与创新，可为未来经济实现具有更多创新要求的高质量发展而夯实科技基础。

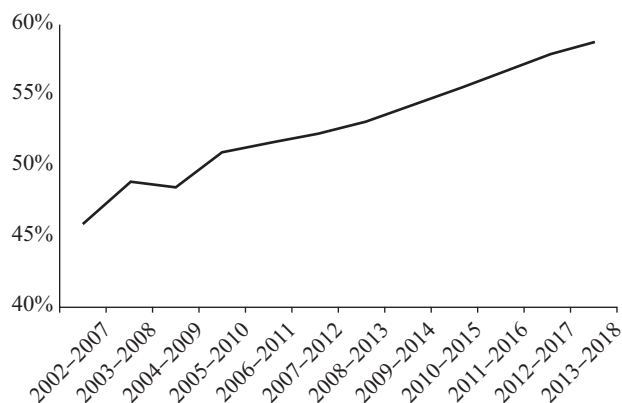


图1 中国2002—2018年科技进步贡献率变化趋势

资料来源：《2019中国科技统计年鉴》。

对于绝大多数基础研究以及某些涉及国家安全的研发创新活动，政府责无旁贷要承担这些创新行为的直接成本，公共财政要为这些研发创新活动划拨相应的预算支出。根据《2019中国科技统计年鉴》所给出的国家财政科技支出信息，看出财政科技拨款占公共财政支出的比重维持在4%左右，2018年为4.31%，这与发达经济体相比还存在一些差距。在厘清市场与政府关系的过程中，绝大多数商用性质的研发创新活动还是应该交由作为市场主体的企业去完成。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二〇三五年远景目标纲要》中，提出“健全鼓励国有企业研发的考核制度，设立独立核算、免于增值保值考核、容错纠错的研发准备金，确保中央国有工业企业研发支出年增长率明显超过全国平均水平”，这意味着对国有企业的研发激励举措还是着重于直接的资源调配与行政考核手段。对于整个经济范围内的企业群体而言，当前公共财政一般是利用刺激性税式补贴政策来激励其加大研发投入。只有充分激发本土企业的研发创新动力，才能在整体上促进经济体的研发创新强度。单靠财政科技拨款是很难从根本上带动研发创新投资规模显著上升的，因为企业才是研发创新主体。在中国，企业在研发创新活动中的主体地位是否已经形成了呢？图2分别显示了2018年中国R&D项目（课题）参加人员折合全时当量以及经费内部支出在“企业”“研究与

^① 详细报道见：<http://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n810219/n810724/c5162225/content.html>。

开发机构”“高等学校”以及“其他”这四类中的占比情况。无论是研发人员还是研发经费内部支出，企业在中国所执行的 R&D 项目中均占据着极其重要的位置。企业在研发人力资源方面的占比达到 78%，在研发经费内部支出方面的占比达到 82%，足以证明企业在中国的创新主体地位业已形成。

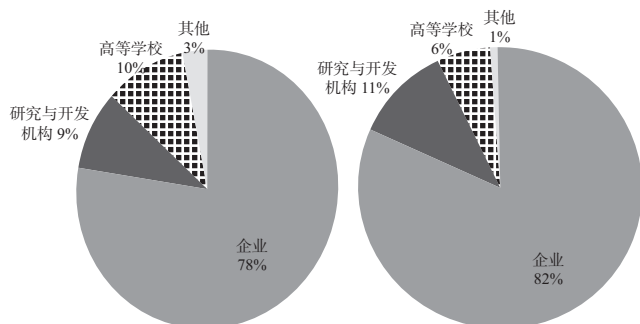


图2 中国2018年R&D项目人员与经费内部支出占比情况

注：R&D项目（课题）参加人员折合全时当量 R&D项目（课题）经费内部支出。

资料来源：同图1。

尽管企业在研发创新方面吸纳了大量的人力与财力，但这不能表明异质性企业已经在普遍从事研发创新活动。对于个体企业来说，如果研发强度已经很大，无限制不计成本地支持这些企业的研发活动也有可能产生不利影响，同时研发强度差异在企业经营的诸多方面会产生影响（Abdoh 和 Liu，2021^[1]）。对于中国企业从事研发活动的普遍性而言，图3揭示了2011—2018年规模以上工业企业有R&D活动企业所占比重的演进趋势。之所以从2011年开始考察规模以上工业企业研发创新活动，是因为数据的统计口径在该年发生了变化。对于规模以上工业企业，2010年及以前年份按照主营业务收入500万元及以上的法人工业企业来确定，从2011年起调整为主营业务收入2000万元及以上的法人工业企业。

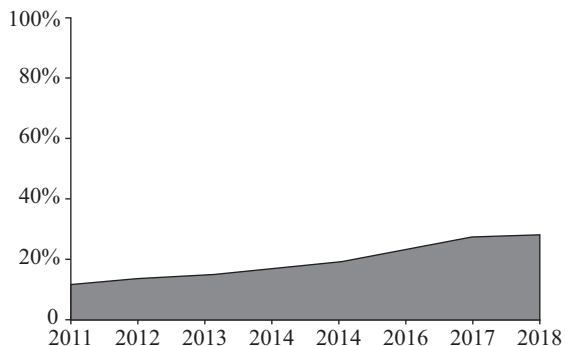


图3 中国2011—2018年规模以上工业企业有R&D活动企业所占比重趋势

资料来源：同图1。

根据图3可以看出，尽管中国规模以上工业企业从事研发活动的企业所占比重处于上升趋势中，即工业企业从事研发创新活动越来越普遍，这是利好趋势。然而，总的来看，具有研发活动的规模以上工业企业所占比重并不高，超过三分之二的规模以上工业企业没有从事任何研发创新活动。对于主营业务收入2000万元以下的法人工业企业，特别是一些小型企业，其从事研发活动的概率可能会更低。因此，中国企业从事研发创新的发展空间非常广泛，无论是从集约边际还是扩展边际来看，鼓励企业加大研发投入均能产生显著效果。如果不利用财政等手段去激励企业加大研发投入，那么较低的研发参与率将会成为以企业为主体的经济体在创新发展方面的瓶颈。公共性使得扶持企业研发创新行为的财政举措要关注政策效果，对于生产效益不好的企业给予研发创新扶持可能会浪费资源（Acemoglu等，2018^[2]）。政府资金可直接注入企业生产中以促进研发创新，但这种方式存在较大约束。公共部门在财政资金注入企业研发项目后，一般会发起与研发创新有关的知识产权诉求，这会导致企业不愿意接受财政补贴资金。在中国企业的研发创新实践中，依靠政府直接注入资金来启动研发项目的确不是主要的政策扶持方式。例如，根据《2019中国科技统计年鉴》所给出的数据信息，在2018年中国R&D经费内部构成中，政府资金中只有12.3%直接注入企业研发活动中，同时企业研发经费内部支出中的95.6%来自企业资金，来源于政府资金的占比仅仅只有3%。因此，政府根据企业研发投入活动所采取的税收减免如当前正在执行的企业研发费用加计扣除所得税优惠政策，应该更符合企业的实际需要。对企业研发创新活动给予隐性税式补贴，亦是国际上通行的一种有效办法（Ivus等，2021^[3]）。

微观企业要想获得刺激性税式支出的财政补贴，必须从事研发活动才能申请税收减免，这与财政直接对企业发放研发补贴或注入研发创新资金具有不同的激励。如果企业在事前就能得到一笔与研发相关的财政补贴资金，该企业就有义务去执行对应的研发活动，因为政府对其发放财政资金的依据必然来自其提交的研发创新计划等。对企业研发创新所给予的隐性税式补贴是事后进行的，这让企业只能依据研发项目及其税收优惠对盈利的预期影响去做决策。韩凤芹和陈亚平（2020）^[4]认为需要防止企业为了得到税收优惠而采取某些迎合式研发投入，因为这会造成公共财政资源以及创新要素的浪费。总的来说，对于企业研发投资的税收优惠政策，包括根据企业研发投入

进行加倍来减少应纳税所得额的研发费用加计扣除政策,一般不会使得所减少的企业税收能够超过研发投资项目的成本,所以利润动机会消除某些单纯为了获得税收优惠而从事研发投资活动。反之,对企业直接给予财政补贴资金,则有可能使企业为了获得这笔意外之财而从事某些不太理性的行为(刘海洋等,2012^[5])。在市场经济体制中,自负盈亏的企业在做任何决策时,能否有利于盈利以及能否有益于企业长期发展是目标之一。研发的不确定性及与之相关的高费用与高风险等特征,很可能让很多企业管理者没有太多激励去从事研发创新活动。对企业研发创新所给予的隐性税式补贴能否充分发挥作用,还需要系统的研究与观察。此外,企业经营决策中的出口选择会对研发创新的刺激性税式支出的效果产生影响,因为微观企业的研发创新盈利功能可能会因出口贸易而扩大(汤二子和刘凤朝,2015^[6])。在中国情境下厘清企业从事研发创新活动的实践逻辑以后,就能在理论模型建构中更加清晰地去识别隐性税式补贴的影响。

(三) 出口贸易逻辑

政府对于个体企业研发创新活动的隐性税式补贴属于弥补市场失灵的一种方式,因为科技创新的社会正外部性使缺少财政扶持的私人企业研发投入低于社会最优水平。对于企业出口贸易而言,出口盈利及其出口的固定进入成本与运输成本均可纳入市场中予以决策(汤二子,2020^[7]),市场机制本身可以较好地解决企业是否出口以及出口多少的问题。本土企业更多的商品出口量意味着能够解决经济体的更多就业,因为生产更多的商品必然要雇用更多的劳动力,这是商品出口贸易具有正外部性的一个所谓的“标志”。出口贸易属于不同经济体之间的交往,尽管扩大商品出口贸易可带动经济体劳动就业的增加,但这只能在进口维持不变的条件下才有效,而后者很可能会触发国外经济体采取贸易保护主义措施。此外,从整体社会效益的角度来看,生产大量的本土商品并出口到国外市场,会大量消耗包含能源在内的本土自然资源(Tang和Peng,2017^[8]),并引发更棘手的环境污染等问题,这些可看成商品出口贸易的负外部性。因此,企业出口贸易的就业正外部性可能由于进出口贸易不平衡而被国外经济体所采取的保护主义贸易壁垒所冲散,同时商品出口贸易所伴随的能耗与污染增加的负外部性也会抵消就业方面的正外部性,所以公共财政支持企业商品的出口贸易不能从社会正外部性视

角去诠释。更重要的是,WTO准则与规制限制了成员国根据出口贸易的就业扩大效应去大肆补贴企业的对外贸易。在特殊时期,比如新冠肺炎疫情导致世界经贸与商品流通渠道严重瘫痪之际,企业的出口压力加大(王琦和孟繁锦,2020^[9])。那些只关注出口市场而放弃本土市场的企业面临着前所未有的经营困难,为了帮助企业纾难解困,中国政府适时提出了出口产品转内销的政策。这些都表明微观经济个体不能只去依靠出口贸易,宏观经济也需权衡国际贸易利得及与之相伴的波动性,扭转单纯追求贸易盈余的思路,重点培育国内市场以畅通国内大循环。

尽管财政无需直接支持微观企业的出口贸易行为,但让所出口的商品能公平参与国际市场竞争是WTO准则下的国际共识。依据《中华人民共和国进出口关税条例》,中国经济体在本土产品离岸之时征收关税是有法理依据的^①。为了降低外贸企业的经营成本,在中国公共财政模式下,几乎没有对离岸出口的本土商品去征缴关税,这也算是一种隐性税式补贴。同时,免除出口商品在国内生产与流通等环节业已缴纳的各种税收即出口退税,是公共财政对企业出口贸易实行隐性税式补贴更加直接的方式。根据“十三五”时期财政在企业研发创新与出口贸易方面的隐性税式支出差额,可以发现对企业的出口退税总量要比科技创新税收优惠所减免的所得税高出很多,这可能是因为中国企业特别是制造业企业的对外出口贸易相当普遍且出口贸易量也比较大,而企业研发投资规模以及研发活动的普遍性还相对欠缺。公共财政具有更多理由去扶持企业科技创新的税收优惠远远低于出口退税这一现实,可能是“十四五”规划纲要强调去激励企业加大研发投入及其税收优惠手段而没有明确表示如何去扩大企业出口贸易量的一个原因。对微观企业执行出口退税这类刺激性税式支出,尽管其政策目标不是为了扩大企业对外出口贸易量,但其结果的确能够增加商品的出口量,甚至采用无纸化退税等改进出口退税办理方式都能刺激企业出口(梁平汉等,2020^[10])。厘清这类隐性税式补贴的政策目标并非为了单纯扩大企业商品的出口总量,而是通过卸掉出口商品在国内的税收负担而公平地参与国际市场竞争才是政策目的,是进一步分析出口贸易刺激性税式补贴影响的理论前提。

对于中国本土企业商品出口贸易的结构而言,大

① 详情可参见: http://www.gov.cn/zhengce/2020-12/26/content_5574538.htm。

量低附加值的加工贸易使得国际贸易结构亟需优化与调整。对于企业研发创新活动的隐性税式补贴,如果能够提高企业的生产率,根据异质性企业贸易理论发现其有益于非出口企业选择出口以及出口企业增加对外出口贸易量(Melitz, 2003^[11]; Melitz 和 Ottaviano, 2008^[12]), 这会增加出口退税的额度。如果把调整与优化对外贸易结构作为政策目标, 对企业研发创新的税式补贴亦有外溢效果, 因为高技术产品的出口贸易相对一般的工业制品而言, 具有更高的贸易附加值, 而对高技术产业研发创新的隐性税式补贴一般也更明显。图4显示了中国在2009—2018这10年工业制品占商品出口贸易总额的比重以及工业制品中高技术产品占商品出口贸易总额的比重。中国商品出口贸易中工业制品所占比重一直维持在95%左右, 足见工业企业所生产的商品是稳定中国外贸基本盘的主要力量。对于中国的高技术产品而言, 其在商品出口贸易总额中的占比基本维持在30%左右。如果调整与优化对外贸易商品出口结构的政策目标是为了提高出口附加值, 那么中国高技术产品在商品出口贸易中的占比较低甚至还略有下降的演进趋势, 将成为阻碍实现政策目标的一大因素。对于企业研发创新的隐性税式支出补贴, 如果能向高技术产业倾斜, 那么使之增加的出口能力将带来更多高技术产品的对外贸易, 从而有利于优化出口结构。从这一角度来看, 对企业研发创新所给予的刺激性税式补贴在出口贸易方面具有正向的外溢影响。

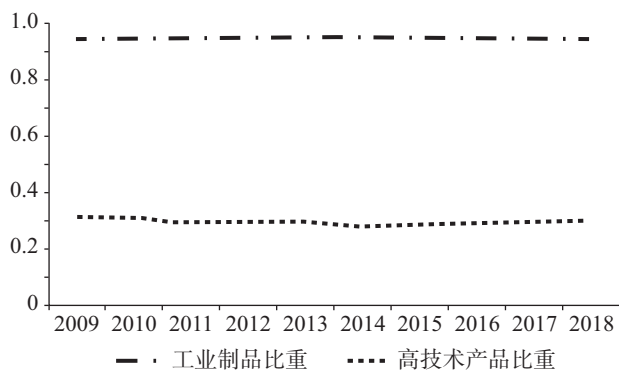


图4 中国2009—2018年商品出口贸易中
工业制品与高技术产品占比

资料来源: 同图1。

对于出口退税, WTO一般只会要求所退税款不能超过出口商品离岸前在国内生产与流通环节已经缴纳的税收, 否则将会触发反补贴或反倾销调查。包含出口退税在内的贸易政策与产业政策双重影响之下, 导致中国出口企业所遭受的反倾销产品频数增加

(顾振华, 2020^[13])。对于经济体是否选择退税以及退税幅度高低, 究其本质而言属于公共财政支出的内容。只要这一隐性税式补贴不违背WTO所制定的退税准则, 一般就不会引发严重的贸易争议。在国际贸易中, 不同时期具有不同的出口退税率, 同一时期不同产品具有不同出口退税率, 均是公共财政模式下的出口退税特征。对于不同行业来说, 其生产过程所造成的外部性影响存在较大差异。对于高能耗与高污染的行业, 适当降低出口贸易的隐性税式补贴可以缓解因为大量的商品出口贸易而造成能源与环境等问题, 这亦是经济高质量发展内在的绿色理念与要求。出口退税通过增加出口贸易量而让企业更具能力去应对研发投资风险, 特别是能够增加工艺研发创新活动的市场收益(Melitz 和 Treffer, 2012^[14]), 促进秉持利润最大化动机的微观企业去选择研发创新投资。在对研发创新提供刺激性税式支出时, 对企业研发创新的隐性税式补贴也将随着出口贸易的增加而增加, 所以财政对企业研发创新与出口贸易的刺激性税式支出会相互加强。在当前中国减税降费财税政策背景之下, 对企业科技创新与出口贸易隐性税式支出所具有的相互加强效应, 暂时不会引起政策的变化与调整, 因为减税本身就是政策目标之一。如果某些经济体出现了税收收入不足以应对必要的财政支出水平时, 政府就有可能通过加税或削减隐性税式支出以实现收支平衡, 此时对企业研发创新所给予隐性税式补贴之间所存在的相互加强效应可能会引发财税政策的调整。

在极端的出口模式下, 某些只出口不内销的企业所生产的商品因为全部出口而被大量退税, 这类企业所生产的商品在国内生产与流通领域所缴纳的税收很少。出口退税以及出口贸易量的增加一般会提高企业的经营利润, 从而让企业的应纳税所得额增加。税基增加本身会带来税收增加, 这在一定程度上能够弥补出口退税所减少的公共财政收入水平。如果没有对外贸易, 这类企业在国内市场所获得的利润可能较低, 甚至会出现亏损情况, 这会使得对企业研发创新的隐性税式支出可能无法产生显著的效果, 因为较低的企业应纳税所得额, 难以让研发费用加计扣除的所得税优惠政策充分发挥效力。出口盈利机制所增加的应纳税所得额让研发创新的隐性税式补贴具有更广阔的政策发挥空间。确保对企业研发创新所扣除的应纳税所得额低于企业所在年度的应纳税所得额, 是确保研发创新隐性税式补贴充分产生激励效果的前提条件。如果企业经营行为因为低盈利而无需缴纳企业所得税, 遑论研发费用加计扣除政策将会产生何种政策效果。

在这一层面来说,企业出口贸易的刺激性税式支出如出口退税会加强企业研发创新的隐性税式补贴的政策效果,这是出口退税在推动创新发展领域的外溢性贡献。

三、数理模型

(一) 基本模型框架

在经济学理论研究中,经常出现的误区是利用某个非常严格的假定去构建非常复杂的理论模型。这类模型的构建以及求解过程的确非常优美与完备,但是对经济现实的解释程度却容易受到质疑(洪永森和汪寿阳,2020^[15])。因此,本文在构建理论模型时,依托企业管理实践作为切入点,通过设定一般化的数理模型进行论述,这样将有益于模型在一般意义上进行拓展与运用。对于某个企业,其生产与销售过程可以按照通用的“黑箱”理论来描述,即企业根据一定量的投入生产出一定量的产出并在市场上销售。为了论述的简洁,假定企业的投入要素 $i \in \Omega_1$,其中 Ω_1 是该企业投入的所有要素组合,要素 i 的投入量为 x_i 。在现有生产技术约束下,生产的商品为 $j \in \Omega_2$,其中 Ω_2 是该企业商品的所有组合,商品 j 的产量为 y_j 。假定要素 i 的市场价格为 q_i ,商品 j 的市场价格为 p_j ,那么该企业生产与销售的营业利润为:

$$\pi = \int_{j \in \Omega_2} p_j y_j dj - \int_{i \in \Omega_1} q_i x_i di \quad (1)$$

在市场机制下,要素与商品的价格序列 $\{q_1, q_2, \dots, q_i, \dots; p_1, p_2, \dots, p_j, \dots\}$ 取决于所对应的要素与产品的市场特征。例如,如果该企业所使用的要素投入以及所生产的产品均处在完全竞争市场或接近于竞争市场条件,那么该价格序列将不受企业生产与营销行为的影响,即企业是一个价格接受者。如果该企业在某种要素的购买或者某种产品的销售方面具有垄断势力,同时这些要素与商品之间可能存在相互影响如存在替代或互补关系,那么企业所面临的价格序列将受向量 $Z = X \cup Y$ 的影响。此时,要素向量 $X = \{x_1, x_2, \dots, x_i, \dots\}$ 和产出向量 $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_j, \dots\}$ 与 Ω_1 和 Ω_2 未必相同,因为后者将某些取值为0的要素投入或商品包含在内。当企业根据生产技术约束与市场约束对式(1)做出利润最大化决策以后,对于产出向量 $Y \gg 0$ 而言,投入向量 $X \gg 0$ 是能够在现有技术水平上生产 $Y \gg 0$ 的最低成本要素投入组合。在排除某些要素投入以及产品产量为0的变量以后,式(1)可变换为以下离散

形式:

$$\pi = \sum_j p_j(Z) y_j - \sum_i q_i(Z) x_i \quad (2)$$

式(2)中满足 $c(Y) = \sum_i q_i(Z) x_i$,其中 $c(\cdot)$ 是企业的成本函数。如果将企业的销售收入写成 $r(Y) = \sum_j p_j(Z) y_j$,那么企业利润就为 $\pi = r(Y) - c(Y)$ 。在这种关于企业利润的简化式中,包含了现有技术约束下 $X \rightarrow Y$ 这一生产过程。在构建了基本理论框架以后,接下来就能分析对企业研发创新与出口贸易隐性税式补贴的影响了。

(二) 研发创新的税式补贴影响

生产过程 $X \rightarrow Y$ 是企业面临生产技术与市场双重约束下的最优选择,这样生产才能实现利润最大化或损失最小化。当企业面对某个研发项目可供选择时,如果放弃这个项目,企业依然可以按照 $X \rightarrow Y$ 过程从事生产;如果启动这个研发项目,那么企业需要支付研发投资费用 β ,同时将生产过程变为 $X' \rightarrow Y'$ 。对于 $X' \rightarrow Y'$ 与 $X \rightarrow Y$ 之间的差异,既有可能是工艺研发创新使得生产过程优化而产生的变化,也有可能是因为研制出新产品而使产品组合发生了变化。假定 $Z' = X' \cup Y'$,不考虑研发投入成本的企业利润为:

$$\pi' = \sum_j p_j(Z') y_j - \sum_i q_i(Z') x_i \quad (3)$$

式(3)中 $x_i \in X'$, $y_j \in Y'$ 。在利润动机下,企业执行这一研发项目的充分必要条件必然是:

$$\Delta\pi = \pi' - \pi \geq \beta \quad (4)$$

只要式(4)满足,企业一定会启动这一研发项目,即投资 β 单位的资金用于研发创新活动。如果 $\Delta\pi < \beta$,那么追求盈利目标的企业将放弃这一研发项目,继续按照原有的过程 $X \rightarrow Y$ 从事生产。在市场配置资源的条件下,式(4)的确是考虑经济效益的企业管理者合理做出研发投资的决策模式。

由于企业利润需要按照企业所得税条款缴纳相应的税款,这是实行研发创新隐性税式补贴政策的前提条件。尽管企业生产的商品会缴纳增值税,但是这些税收一般会完全转嫁给消费者,所以在此暂不考虑增值税的影响。假定企业利润所缴纳的所得税税率为 λ ,那么生产过程 $X \rightarrow Y$ 所对应的企业税后利润为 $(1-\lambda)\pi$,执行研发项目的生产过程 $X' \rightarrow Y'$ 所对应的企业税后利润为 $(1-\lambda)(\pi' - \beta) = (1-\lambda)\pi' - (1-\lambda)\beta$ 。在税后利润最大化的经营目标下,企业启动研发项目的充分必要条件为:

$$[(1-\lambda)\pi' - (1-\lambda)\beta] - (1-\lambda)\pi \geq 0 \Leftrightarrow \pi' - \pi \geq \beta \quad (5)$$

对比式(5)与式(4),可以看出征收企业所得税不影响企业的研发投资决策,因为在这种比例税制下,税前的利润最大化决策与税后利润最大化决策是完全一致的,这亦是微观经济学理论强调利润税不改变企业经营决策的一大例证。

对于企业研发创新的刺激性税式支出,当前采用的是研发费用加计扣除所得税优惠政策,该政策所强调的扣除比率是隐性税式补贴幅度的衡量指标。例如,李克强总理在2021年《政府工作报告》中提出新的一年会“延续执行企业研发费用加计扣除75%政策,将制造业企业加计扣除比例提高到100%,用税收优惠机制激励企业加大研发投入”,这里的百分比对应了企业所得税的优惠幅度。具体来说,如果研发费用加计扣除比率为 τ ,当企业研发投资支出为 β 时,那么在企业的应纳税所得额中, $(1+\tau)\beta$ 部分可以免征所得税。当政府执行这种研发创新隐性税式补贴以后,生产过程 $X \rightarrow Y$ 所对应的税后利润为:

$$\begin{aligned} \pi' - \beta - \lambda[(\pi' - \beta) - (1+\tau)\beta] \\ = (1-\lambda)(\pi' - \beta) + \lambda(1+\tau)\beta \end{aligned} \quad (6)$$

因此,当对企业提供研发费用加计扣除所得税优惠政策以后,企业从事研发活动的充分必要条件将变为:

$$(1-\lambda)(\pi' - \beta) + \lambda(1+\tau)\beta - (1-\lambda)\pi \geq 0 \quad (7)$$

对比式(5)与式(7),如果式(5)成立,那么式(7)一定成立,即没有研发创新税收优惠政策,企业也会执行这一研发项目。

设定概率函数 $P(\cdot)$,下式一定会成立:

$$\begin{aligned} P[(1-\lambda)(\pi' - \beta) + \lambda(1+\tau)\beta - (1-\lambda)\pi \geq 0] \\ \geq P(\pi' - \pi \geq \beta) \end{aligned} \quad (8)$$

同时,概率函数 $P(\cdot)$ 与研发创新隐性税式补贴幅度 τ 存在以下关系:

$$\frac{\partial P[(1-\lambda)(\pi' - \beta) + \lambda(1+\tau)\beta - (1-\lambda)\pi \geq 0]}{\partial \tau} > 0 \quad (9)$$

结合式(8)与式(9),可以得到以下命题:

命题1:对于企业研发创新项目给予减免所得税的隐性税式补贴,可以提高企业从事研发活动的概率。税收优惠幅度越大,企业从事研发活动的可能性越大。

总的来看,通过经济学与管理学的思维直觉就能得到命题1,毕竟给予企业研发创新隐性税式补贴的激励,肯定对提高企业从事研发创新活动的可能性会有积极影响。然而,凝练命题1的目的,是将其与式(7)结合在一起去思考利用公共财政实现激励企业加大研发投入的影响机制。

在市场配置资源的条件下,自负盈亏的企业主要为了实现利润最大化目标。当执行某项研发项目能够带来更多税后利润的时候,研发创新隐性税式补贴将不会改变企业研发投资决策,仅仅只是增加了企业的税后利润,因为即使没有隐性税式补贴,企业也会执行这些研发项目。只有那些无法增加税后利润的研发项目,给予企业研发费用加计扣除所得税优惠政策,才可能激励企业去执行这些项目,此时才能产生激励企业加大研发投入的政策效果。据此,可以得到以下更具理论与实践意义的命题:

命题2:研发创新隐性税式补贴只对那些单靠市场无法实现盈利增加的研发项目才有政策效果。

命题2引发了这样的疑问,政府对企业研发创新采取刺激性税式补贴政策,只能通过激励企业启动那些没有盈利功能的研发项目才能产生增加研发投入的政策效果,这会不会造成公共财政资源以及创新资源的浪费?首先,对于能够实现盈利增加的研发项目,企业获得研发创新的隐性税式补贴政策会增加企业的税后利润,这有利于当前保市场主体的政策目标。其次,对于那些无法实现盈利增加的研发项目,企业在核算盈利时只关注自身的经济效益状况,忽视了研发创新的额外社会收益即正外部性。政府对企业给予刺激性税式补贴的依据正是来自研发创新的正外部性,进而弥补研发创新投入的不足。最后,对于按照财政可接受的最大税收优惠程度给予隐性税式补贴的研发项目,如果还不能实现税后利润增加,那么企业就不会去执行这类项目。此时,研发创新隐性税式补贴就很难带动企业研发投入的增加,也就难以实现刺激性税式支出的政策效果。不过,给予隐性税式补贴的研发项目要是还不能对企业带来盈利上的贡献,从整个社会角度来看,这类研发项目可能真的不值得去执行。

政府采取研发创新隐性税式补贴还有额外的政策红利,那就是能够在全社会形成重视研发与强调创新的氛围,这会使很多企业愿意去思考应不应该从事研发,仔细地评估某些研发项目的收益与成本。如果研发项目能够进入到企业的经营决策方案中,肯定比从来没有考虑过研发创新的企业更有可

能从事研发创新行为。

对于式(9),存在一个特例,即当根据研发费用加计扣除所减免的应纳税所得额超过企业应纳税所得额即当 $(1+\tau)\beta > \pi' - \beta$ 时,企业不再缴纳任何所得税,但也不能根据研发创新投资得到负所得税即直接获得财政资金补贴,所以企业从事研发投资活动的税后利润固定为 $\pi' - \beta$ 。如果 $\pi' - \beta < (1-\lambda)\pi$,那么无论如何增加研发创新隐性税式补贴幅度,企业都将放弃执行研发项目,这是该税收优惠政策的一个局限所在。条件 $(1+\tau)\beta > \pi' - \beta$ 在利润水平 π' 较低情况下容易出现,特别是当企业亏损即 $\pi' < 0$ 时,就特别容易出现这类情况。因此,企业增加盈利的某些举措例如对外出口贸易,可以让研发创新隐性税式补贴政策具有更大的发挥空间。对于企业出口贸易而言,以出口退税为主体的隐性税式补贴政策又是如何发挥作用的呢?

(三) 出口贸易的税式补贴影响

如果企业所面临国际市场与国内市场的结构以及需求特征一致,在完全的自由贸易假定下,生产过程 $X \rightarrow Y$ 所对应的企业税前利润 $\pi_x = r(Y) - c(Y)$ 就是企业在出口市场所能获得的最大利润水平。然而,现实与之相差甚远。企业进入出口市场需要支付固定进入成本 f_x (Melitz, 2003^[11]),所以企业在出口市场上的利润应该修正为 $\pi_x = r(Y) - c(Y) - f_x$ 。如果 f_x 取值较大,那么该企业将很可能无法实现出口盈利而放弃对外贸易。对于企业投入要素与产品的价格序列 $\{q_1, q_2, \dots, q_i, \dots; p_1, p_2, \dots, p_j, \dots\}$ 而言,在冰山成本即出口运输成本以及进入国外市场需要支付关税等影响下,出口商品 j 在国外市场的销售价格将会加成为 $(1+\mu)p_j$,但企业对该商品所获得的价格依然是 p_j ,这必然导致企业出口到国外市场上的商品组合 Y_x 与 Y 存在差异,比如某些不能实现出口盈利的商品,企业就会选择不出口。当 $Y_x = 0$ 时,则意味着该企业生产的所有商品均不会出口到国外市场,因为没有任何一个商品可以对企业实现出口盈利。根据式(2),企业在出口市场所获得的利润 π_x 为:

$$\pi_x = \sum_{j \in Y_x} p_j y_j [(1+\mu)p_j] - \sum_{i \in X_x} q_i x_i - f_x \quad (10)$$

企业进入出口市场需要支付固定成本与商品运输成本,同时会面对国外市场的贸易壁垒。因此,即使国外市场与国内市场对其产品的需求特征相似,企业商品在国外市场也面临较大的竞争劣势。国际贸易协定与准则不允许本国政府补贴企业的商品出口,但是

允许退还出口商品在国内生产与流通环节所缴纳的税收即出口退税。出口退税使得企业商品在国外市场的销售价格下降,可以设定出口商品 j 在国外市场的价格变为 $\left(\frac{1+\mu}{1+t}\right)p_j$,其中 t 刻画了符合国际贸易准则时所退还的税收幅度。出口退税这样的税式支出使得某些原本无法实现出口盈利的商品具有盈利机会,因为价格下降使其销售潜力以及销售额增加。根据出口市场商品销售特征以及税收返还到企业手中的情况,企业对出口商品所得到的价格依然还是 p_j 。在出口退税这种隐性税式补贴下,企业在出口市场所获得的利润 π_x 变为:

$$\pi_x = \sum_{j \in Y_x} p_j y_j \left[\left(\frac{1+\mu}{1+t} \right) p_j \right] - \sum_{i \in X_x} q_i x_i - f_x \quad (11)$$

在经济理论分析中,除了极端情况如吉芬商品,

式(11)可以得到 $\frac{\partial \pi_x}{\partial t} > 0$ 且 $\frac{\partial y_{jx}}{\partial t} > 0$,即出口退税的隐性税式补贴幅度越高,就越能增加企业出口盈利状况,并且能够扩大商品的出口贸易量。企业因为出口所产生的盈利增加,将引起企业应纳税所得额的增加。此时,企业利润总量将变为 $\pi = \pi_d + \pi_x$,联立式(9),证明了出口带来的盈利增加会使企业研发创新的隐性税式补贴政策具有更大的发挥空间。

企业的经营目标是为了获得最大化利润,出口退税与否以及退税幅度高低决定着企业所获得的利润高低以及出口贸易量多寡。企业研发创新的目的是为了追求盈利,研发将企业生产过程由 $X \rightarrow Y$ 变革为 $X' \rightarrow Y'$ 以后。结合企业的出口贸易,不考虑研发成本 β 的企业毛利润将由 $\pi = \pi_d + \pi_x$ 变为 $\pi' = \pi'_d + \pi'_x$ 。此时,研发创新的生产性影响既表现在内销商品销售环节中,也延展到出口商品的销售环节。因此,在考虑出口市场特别是出口贸易具有隐性税式补贴以后,较为显著的出口盈利将使企业从事某个研发创新项目的概率 $P(\pi' - \pi \geq \beta)$ 增加。某些原本无法产生盈利增加的研发项目,因为出口盈利机制使之带动盈利增加。在这种情况下,即使没有研发创新隐性税式补贴,企业也会从事这类研发项目,这种隐性税式补贴只会让企业获得更多利润。在单一的国内市场中,对于那些通过研发费用加计扣除刺激性税式补贴依然无法实现盈利增加的研发项目,出口贸易可能使该项目增加的税后利润超过研发成本,从而激励企业从事研发创新活动,进而达到激励企业加大研发投入的政策目标。简言之,企业出口贸易的盈利模式会让税收优

惠政策下更多的研发项目能够对企业的盈利增加产生贡献,在利润最大化动机下,理性的企业管理者就更愿意从事研发创新活动。总结可以得到以下命题:

命题3: 对企业出口贸易给予出口退税刺激性税式补贴,可以让企业得到更多的出口盈利机会并扩大对外出口贸易量,甚至让某些原本不能出口的商品也可通过出口而盈利。在出口退税刺激下,企业研发创新项目的增利效应将会更加明显。结合研发创新隐性税式补贴政策,将会有更多的研发投资活动被企业所采纳,使得研发创新与出口贸易的硬性税式支出呈现螺旋式上升的趋势。

现阶段,政府对企业出口贸易给予刺激性税式补贴,并非为了单纯追求越来越高的对外商品的出口总量,而是为了让本土企业能够公平地参与国际商品市场的竞争。尽管出口退税的税式支出总量相当巨大,但是出口贸易对企业盈利增加所带来的企业所得税也将上升,这能部分抵消出口退税的隐性财政支出总量。出口退税通过二元边际方式带动企业出口贸易的商品范围以及贸易额增加,有助于研发创新隐性税式补贴更好地发挥政策效力,以便实现激励企业加大研发投入这一政策目标,这样就论证了出口贸易的隐性税式补贴措施在研发创新方面的确具有政策外溢影响。

四、结论与启示

公共财政支出需要同时考虑经济效益与社会效益,这与社会经济组织如企业只关注经济效益不同。对于公共财政隐性补贴如刺激性税式支出来说,能否实现既定的考虑经济效益且强调社会效益的政策目标是关键。激励企业加大研发投入,就是公共财政采取研发费用加计扣除税收优惠政策的目标。对于市场经济中的企业来说,是否从事研发创新活动并不是为了满足政府所制定的政策目标,而是追求自身的经济效益即利润最大化的经营目标。对于能否实现盈利增加的研发项目,即使没有公共财政所给予的隐性税式补贴,企业也会从事这些研发项目,从而不会因为隐性税式补贴政策而改变企业研发投入的额度。税式补贴只能对那些没有直接经济效益的研发项目产生激励作用,即企业只有在享受隐性税式补贴后才会因为执行研发项目而得到更多的税后利润,这是让研发费用加计扣除所得税优惠政策实现既定政策目标的途径。因此,对企业研发创新的隐性税式补贴,只能在那些对企业来说没有经济效益的研发项目上才能发挥作用。企业在考虑经济效益之时,没有将研发创新的社会正外部性考虑在内,从而公共财政所给予的隐性

税式补贴可以从弥补市场失灵角度给予充分诠释。同时,把中国作为整个经济体去看,整体的企业研发投入相对较少,从而增加企业研发投入的整体数量具有较大的边际收益。不过,当市场在资源配置特别是在创新资源配置上越来越有效率以及经济体创新资源积累更为充裕以后,公共财政对企业研发创新的隐性税式补贴可能需要进行优化调整。当公共财政在商业研发创新领域更加强调经济效益时,就会制定不同的激励企业从事研发创新的政策举措与目标。当前隐性税式补贴所增加的企业研发投入,只能依靠那些对企业自身来说没有经济效益的研发项目。

对于企业出口贸易的隐性税式补贴如出口退税而言,公共财政并非是想单纯扩大对外出口贸易量,而是想让作为市场主体的企业能够公平地参与国际市场竞争。然而,出口退税的直接结果就是增加了本土企业对外出口的数量,甚至让本土企业能够在国外市场得到比国内市场更加丰厚的营业利润,使其完全有可能放弃国内市场而专注于出口贸易。对于沿海省份某些营业规模较小的民营企业,将对外出口作为盈利的主要来源。国际贸易所受的冲击远远高于国内市场,无论是因为政治或经济因素所造成的贸易摩擦,还是诸如新冠肺炎疫情所导致的全球商品流通渠道瘫痪,均有可能对个体企业的对外出口贸易产生严重甚至致命性的影响。在国家宏观层面,畅通国内大循环与促进国内国际双循环的战略比只关注对外贸易的国际单循环,能够更有效地缓和经济体所可能受到的外在不利冲击。坚持扩大内需并充分挖掘国内市场潜力,可从稳定市场主体的销售渠道这一层面确保需求安全。在微观企业层面,尽管盈利动机以及刺激性税式补贴可能使其在国外市场得到更多利润,但是不能完全脱离本土市场去经营,否则就会出现新冠肺炎疫情全球大流行期间商品无法进入国外市场而返销于国内市场即出口产品转内销这类情况。公共财政需要同时考虑经济效益与社会效益,特别是要关注社会效益。因此,如何合理地确定出口贸易的隐性税式补贴幅度,使得企业能够了解出口盈利可能伴有大量的风险,是公共财政关注社会效益即尽力避免企业受到严重外在冲击的切入点。出口退税所带来的出口盈利机会有可能让原本在研发创新隐性税式补贴下依然不能实现盈利增加的研发项目被企业采纳,从而让研发费用加计扣除的企业所得税优惠政策能够激励企业启动更多的研发项目即增加了研发投入,使其在企业创新领域中具有政策外溢效应。出口退税与研发费用加计扣除所减免的企业税收总量,在“十三五”时期是相当巨

大的。即使维持两项政策不变,税收减免或退还的数量均会自发地增加,因为两者之间具有相互加强的效应。在当前“十四五”时期的初始阶段,减税目标

以及崇尚创新的高质量发展战略,意味着对企业研发创新与出口贸易隐性税式补贴的交叉影响在整体上有利于政策实践。

参考文献

- [1] Abdoh H, Liu Y. Does R&D Intensity Matter in the Executive Risk Incentives and Firm Risk Relationship? [J]. *Economic Modelling*, 2021, 96: 13-24.
- [2] Acemoglu D, Acikcigit U, Alp H, et al. Innovation, Reallocation, and Growth [J]. *American Economic Review*, 2018, 108 (11): 3450-3491.
- [3] Ivis O, Jose M, Sharma R. R&D Tax Credit and Innovation: Evidence From Private Firms in India [J]. *Research Policy*, 2021, 50 (1): 104-128.
- [4] 韩凤芹, 陈亚平. 选择性税收激励、迎合式研发投入与研发绩效 [J]. *科学学研究*, 2020 (9): 1621-1629.
- [5] 刘海洋, 孔祥贞, 马靖. 补贴扭曲了中国工业企业的购买行为吗?——基于讨价还价理论的分析 [J]. *管理世界*, 2012 (10): 119-129.
- [6] 汤二子, 刘凤朝. 研发对企业利润的影响及出口扩大效应 [J]. *管理工程学报*, 2015 (2): 112-120.
- [7] 汤二子. 沿着国际贸易理论发展方向解析中国企业出口行为选择 [J]. *制度经济学研究*, 2020 (3): 177-205.
- [8] Tang E, Peng C. The Global Contribution of Energy Consumption by Product Exports From China [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2017, 24 (17): 14690-14699.
- [9] 王琦, 孟繁锦. 新冠疫情期出口退税与中国出口企业脱困——基于演化博弈视角 [J]. *税务与经济*, 2020 (5): 87-94.
- [10] 梁平汉, 邹伟, 胡超. 时间就是金钱: 退税无纸化改革、行政负担与企业出口 [J]. *世界经济*, 2020 (10): 52-73.
- [11] Melitz M. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [12] Melitz M., Ottaviano G. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75 (1): 295-316.
- [13] 顾振华. 贸易政策与产业政策双重作用导致对华出口制造业的反倾销 [J]. *世界经济研究*, 2020 (9): 38-51.
- [14] Melitz M., Trefler D. Gains from Trade When Firms Matter [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2012, 26 (2): 91-118.
- [15] 洪永森, 汪寿阳. 数学、模型与经济思想 [J]. *管理世界*, 2020 (10): 15-26.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

(上接第14页)

- [10] 沈艳, 陈赞, 黄卓. 文本大数据分析在经济学和金融学中的应用: 一个文献综述 [J]. *经济学 (季刊)*, 2019 (4): 1153-1186.
- [11] 刘云菁, 张紫怡, 张敏. 财务与会计领域的文本分析研究: 回顾与展望 [J]. *会计与经济研究*, 2021 (1): 3-22.
- [12] Tetlock P C. Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market [J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62 (3): 1139-1168.
- [13] Loughran T, McDonald B. When is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks [J]. *The Journal of Finance*, 2012, 66 (1): 35-65.
- [14] Ur-Rahman N, Harding J A. Textual Data Mining for Industrial Knowledge Management and Text Classification: A Business Oriented Approach [J]. *Expert Systems with Applications*, 2012, 39 (5): 4729-4739.
- [15] Ben-Rephael A, Da Z, Israelsen R D. It Depends on Where You Search: Institutional Investor Attention and Underreaction to News [J]. *Review of Financial Studies*, 2017, 30 (9): 3009-3047.
- [16] Nogueira E, Tsunoda D F. A Proposed Model for Consumer-Based Brand Equity Analysis on Social Media Using Data Mining and Social Network Analysis [J]. *Journal Relationship Marketing*, 2018, 17 (2): 95-117.
- [17] Alam S, Yao N. Big Data Analytics, Text Mining and Modern English Language [J]. *Journal of Grid Computing*, 2019, 17 (2): 357-366.
- [18] Rosado-Pinto F, Loureiro S M C, Bilro R G. How Brand Authenticity and Consumer Brand Engagement Can Be Expressed in Reviews: A Text Mining Approach [J]. *Journal of Promotion Management*, 2020, 26 (4): 457-480.
- [19] 毛振华. 双底线思维: 中国宏观经济政策的实践和探索 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2020.
- [20] 朱文蔚. 稳增长与防风险双重目标下的地方政府债务风险评估研究 [J]. *当代经济管理*, 2019 (2): 68-76.
- [21] 唐家渝, 刘知远, 孙茂松. 文本可视化研究综述 [J]. *计算机辅助设计与图形学学报*, 2013 (3): 273-285.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

信用评级可信吗：基于股票错误定价的检验

Are Credit Ratings Credible? Evidences from Stock Mispricing

王生年 牛慧君 聂晓

WANG Sheng-nian NIU Hui-jun NIE Xiao

[摘要] 本文以2008—2019年A股上市公司为研究样本,实证检验了企业信用评级与股票错误定价之间的关系。研究发现,具有信用评级和高信用评级的公司股票错误定价水平较低;金融脱媒、产权性质与企业战略差异度显著影响信用评级作用的发挥。具体而言,信用评级在金融脱媒程度较高的宏观环境下、产权性质为国有以及战略差异度较大的企业中对股票错误定价的缓解作用更为显著。作用机制分析表明,企业信用评级具有信息效应和监督效应,通过缓解信息不对称和降低盈余管理,修正了股价偏离价值的程度;信用评级等级则是通过提高投资者关注和降低企业融资约束缓解了股票错误定价。研究结论有助于投资者更好地理解信用评级在资本市场发挥的作用,也为信用评级监管提供了理论证据。

[关键词] 信用评级 股票错误定价 信息效应 监督效应

[中图分类号] F275 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0027-18

Abstract: This study investigate the prominent role of credit ratings in stock market and the relationship between credit ratings and stock mispricing. With data collected from 2008 – 2019 A-share listed companies of China, our study showed that companies with either credit ratings or high credit ratings have comparatively less stock mispricing. Further, the effect of credit rating in mitigating stock mispricing is found to be associated with the company's macro-background of financial disintermediation, the nature of property and the diversity of strategies. The former is magnified when enterprises are of high financial disintermediation, state-owned property. Mechanism analysis suggested an information effect and a supervision effect of credit rating, which corrects the deviation of stock price from the value through reducing information asymmetry and alleviating earnings management. Moreover, the level of credit rating may also contribute to correct stock mispricing as it notifies investors and alleviates corporate financing constraints. Our conclusion provides guidance to investors in understanding the role of credit rating in capital market, as well as theoretical evidence for credit rating supervision.

Key words: Credit rating Stock mispricing Information effect Monitoring effect

[收稿日期] 2021-06-29

[作者简介] 王生年,男,1970年1月生,石河子大学经济与管理学院/公司治理与管理创新研究中心教授,博士生导师,研究方向为信息披露与资本市场;牛慧君,女,1998年4月生,石河子大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为公司治理与财务管理;聂晓,女,1987年7月生,石河子大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为资本市场信息披露。本文通讯作者为聂晓,联系方式为704367664@qq.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“分析师关注与资产定价效率——基于会计异象的视角”(项目编号:71862029);国家自然科学基金项目“基于行为金融与信息不对称视角的资产定价研究”(项目编号:71562029)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

党的十九大报告指出,要促进多层次资本市场健康发展,不断提高企业直接融资比重。作为我国发展直接融资的主战场,债券市场在金融体系中的地位逐步提升,市场不断扩容。截至2020年年末,我国债券市场余额存量达114.3万亿元,稳居全球第二,其发展已驶入快车道。然而,自“11超日债”出现违约后,债券市场信用风险不断增大,Wind数据显示2014至2020年间信用债市场共有581支违约债券,违约金额高达5241.38亿元,对我国金融安全构成新的威胁。信用评级机构作为债券市场的基础设施,一直被视为企业信用风险的重要指示器,其能否有效发挥风险预警作用,对债券市场稳定发展意义重大。同时,评级信息的外部性特征也使得企业信用评级与其在股票市场的表现息息相关。例如:高盛证券2008年因穆迪将其长期信用评级调整至负面导致股票下跌16%;标准普尔于2011年以“缺乏渠道接触管理层”为由撤销玖龙纸业的评级业务引起投资者恐慌,股价40分钟内暴跌17.6%;2020年劳斯莱斯信用评级被下调消息传出后股价暴跌10%;等等。这些事件表明,信用评级会对证券市场上的股票定价产生重要影响。

已有研究表明,信用评级在资本市场中的角色“亦正亦邪”。一方面,一些学者认为,企业信用评级不仅可以为投资者决策提供指引,促进市场资源有效合理配置,还是约束企业不良行为的有效手段。信用评级机构作为资本市场上重要的中介机构,不仅可以利用其专业能力收集、处理信息并向市场参与者发布评级报告,扮演信息生产和传递的角色(潘越,2019^[1];林晚发等,2020^[2]),而且在企业信用状况恶化时会发挥监督治理职能予以纠正(Arnoud等,2006^[3])。另一方面,评级机构与发行人之间的利益冲突容易引发道德风险,为吸引业务不惜放宽评级标准以迎合发行人(施先旺等,2021^[4]),严重影响评级质量(Jiang等,2012^[5]),投资者深受其害(Bolton等,2012^[6])。早在2008年金融危机爆发后,由于评级调整不及时问题,就有学者将信用评级视为引发危机的重要因素之一(Lewis,2010^[7])。大公国际

2018年被曝“一手抓评估,一手抓咨询”、中诚信国际2020年因跟踪评级不尽职遭监管处罚等典型案例同样凸显了我国企业信用评级存在独立性缺失问题^①,以致于近年来市场中不乏存在高评级债券违约现象。更有学者验证了信用评级对债券发行成本不具有解释力(寇宗来等,2015^[8]),评级信息中包含了扭曲的盈余信息(李琦等,2011^[9])。以上争论不禁让人质疑:信用评级是否可信?信用评级究竟是为投资者提供了增量信息还是误导了投资者决策?

Fama的有效市场假说(EMH)认为,在完美的市场中股票价格能够充分反映市场中的所有信息。但由于存在信息不对称和投资者有限理性,导致证券市场上的股票价格常常偏离其内在价值。评级机构发布真实准确的评级信息能够有效改善证券市场信息环境,引导投资者认知,发挥信用评级的信息效应缓解上市公司股票错误定价水平。代理问题同样也会造成股票定价偏差(王生年和王松鹤,2018^[10]),信用评级如果能合理估计企业信用风险,提供恰当的认证服务则会对管理层产生监督威慑作用,在重复博弈的情况下,管理层会主动选择规避短期化行为,减少盈余操纵等信息管理手段以提高企业信息质量,通过信用评级的监督职能使股票价格回归基础价值。

基于以上理论分析,本文从不同市场间的信息溢出效应假说出发,以2008—2019年我国A股上市公司数据为样本,实证检验了信用评级对股票错误定价的影响。研究发现,相比于不具有信用评级的企业,具有信用评级的企业股票错误定价水平较低,且随着信用评级等级的提高,股票错误定价程度不断降低;在金融脱媒较高的宏观环境下以及产权性质为国有和战略差异度较高的企业中,信用评级对股票错误定价的缓解作用更显著;从信用评级的动态调整视角发现,评级上调对股票错误定价水平的影响不显著,但评级下调会加剧股票错误定价程度。作用机制检验发现,信用评级通过降低信息不对称和盈余管理水平缓解了股票错误定价;信用评级等级则通过提高投资者关注和缓解企业融资约束降低了股票错误定价程度。本文可能的贡献在于:第一,从跨市场信息溢出层面,对债券市场信用评级如何影响股票错误定价提供了新的解释,拓展了股票错误定价影响因素的研究。

① 有关处罚信息详见中国银行间市场交易协会官网(<http://www.nafmii.org.cn>)及中国证券监督管理委员会官网(<http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite>)。

第二,不同于以往信用评级研究多集中于对债券市场的影响,本文从股票错误定价视角为信用评级信息是否可信提供了实证支持,丰富了信用评级经济后果的相关研究。第三,基于信用评级的信息效应和监督治理效应,分别从信息不对称、盈余管理、信息披露质量、投资者关注以及融资约束角度剖析了信用评级对股票错误定价的潜在影响机制,有助于理解信用评级对投资者和企业行为的影响,也有助于理解信用评级在资本市场中发挥的作用,在保障投资者利益的同时也有助于优化资源配置。

二、文献综述

信用评级是否值得被信任仍处于争论之中,已有文献从证券价格和盈余管理等视角进行了诸多检验。一方面,信用评级等级的确定以及评级变动皆可在市场中传播有效信息进而影响证券价格,因此不少学者通过观察债券和股票价格波动对评级信息的反应来判断信用评级是否具有信息价值(May, 2010^[11];林晚发和陈晓雨, 2018^[12])。何平和金梦(2010)^[13]发现我国债券市场中信用评级等级越高,债券价格越低。信用评级信息中包含了有关企业信用风险的增量信息,可以为投资者决策提供依据(Agarwal和Hauswald, 2010^[14];沈红波和廖冠民, 2014^[15]),表明信用评级已受到投资者的信任和认可,是影响债券发行成本的重要依据。如果债券发行人是上市公司,则企业信用评级信息的传导同时也会影响股票价格,Poon和Chan(2008)^[16]以股票价格波动作为评级信息反应指标考察了初始评级公告的认证效应和评级下调公告的信号效应。这些研究大多采用事件研究法检验评级变动公告对债券市场和股票市场的影响,若市场参与者对评级变动中的新信息作出反应,则认为信用评级有用且可信。但也有学者指出,美国次贷危机的爆发就是由于三大评级机构对机构化金融产品的评级过于宽松,并未起到预警作用(Mathis等, 2009^[17];Bolton等, 2012^[6])。我国信用评级机构早期受政治和商业环境影响,提供的评级信息也不一定有用,评级结果并不反映发行人基本面信息(Lee, 2006^[18])。寇宗来等(2015)^[8]则研究发现,由于存在发行人付费模式、评级行业竞争、声誉机制失效等原因,评级信息对债券发行成本的解释力不足,评级机构为获得更多评级业务以及丰厚的报酬,会上调评级讨好发行人,评级行业盛行“慷慨”的评

级文化,导致信用评级缺乏有效信息,不能对投资者决策产生正向影响。

另一方面,很多学者从盈余管理视角,探讨了信用评级机构能否识别企业盈余管理行为并将其反映到评级信息中,以此来验证信用评级的可信度。若信用评级未能发挥甄别管理层盈余操纵的作用,表明其无法为市场提供额外的增量信息,则认为信用评级是无效且不可信。由于信用评级机构在对企业信用能力进行综合评估划分等级时,需要依赖会计信息并着重关注发行人盈利能力,企业有动机在债券发行前扩大操纵性应计项目以“提高”企业会计利润(李琦等, 2011^[9]),这种行为很可能适得其反,评级公司凭借其专业能力可以识破上市公司的“欺瞒”手段(Caton等, 2011^[19]),并通过调低其信用评级予以警示。但也有学者认为,信用评级与审计分属不同领域,评级分析师与专业的审计师知识结构之间存在较大差异,无法像审计师一样准确识别企业的盈余操纵行为(林晚发和刘颖斐, 2018^[20]),且发债企业管理层更倾向于使用真实盈余管理来影响评级变化(Kim等, 2013^[21]),加大了信用评级机构识别难度,使其相信发行人出具的财务报表是准确且真实可信的,这也激发了发债企业采取盈余管理措施的动机,尤其是违约风险较高的企业从中获利较多(Jiang, 2008^[22])。同时,评级机构在利益考量下会有意低估风险忽视盈余管理折价,并将扭曲的信息反映在评级结果中(马榕和石晓军, 2016^[23])。

通过以上文献梳理发现,信用评级是债券市场投资者信息获取的重要来源,学者们多从债券定价、债券信用利差等角度入手,探讨信用评级是否可信,但并未得出一致的结论。而由于债券市场与股票市场信息具有互通性,学者们一般采用事件研究法从股票价格角度论证了信用评级是否含有专有信息,但是该方法并不能有效区分证券价格的改变是缘于经济事件还是评级本身,存在混杂效应。因此,本文以股票错误定价为经济后果进一步探讨信用评级对股票市场的影响,有助于理清信用评级在资本市场中的作用。

三、理论分析与研究假设

(一) 企业信用评级与股票错误定价

信用评级也称为资信评级,由独立的信用评级机构对影响评级对象的诸多信用风险因素进行分析研究,就其偿还债务的能力及其偿债意愿进行综合评

价,并用简单明了的符号表示出来^①。可见,信用评级信息中包含了有关企业偿付能力的公开信息及内幕消息(Agarwal和Hauswald,2010^[14];沈红波和廖冠民,2014^[15]),当评级人员“入场”调研挖掘有用信息的同时也发挥了监督威慑作用(赵立军和张瑾,2019^[24]),对市场参与者与企业行为产生积极影响。但是现行的“发行人付费”模式下给予发行人“评级选购”的权利和行业市场竞争压力驱使评级机构取悦发行人出具虚高的评级结果的行为(Bolton等,2012^[6];林晚发等,2017^[25]),导致评级信息可信度差,不利于市场信息环境的改善并误导投资者判断。基于此,本文将从正反两个角度分析信用评级对股票错误定价的影响。

信息不对称以及投资者非理性认知是造成股价偏离基本价值这一“金融异象”的重要因素。从信息视角来看,信息是资产定价的重要依据,信用评级的发布可以增加投资者的可用信息总量(林晚发等,2020^[21]),能够显著降低被评级企业与利益相关者间的信息不对称。评级机构为了获取更多增量信息来判断企业信用风险,通常会建立实地调研与访谈制度^②,委派专业评级分析师搜集影响企业盈利状况和偿债能力的内幕消息,通过整理分析向外界发布信用评级报告,使得资本市场信息总量和公开信息增多,有助于外部投资者掌握更多企业内部信息,从而做出正确的投资决策,促进上市公司股票价格回归其内在价值。虽然也有部分学者认为信用评级仅是对现有公共数据的分类整理并未提供新信息(Rhee,2015^[26]),但评级信息使用简单明了的等级排序法呈现,对投资者来说简单可得、易懂易使用,为其节约了信息收集和处理成本,有助于避免投资者因有限注意和有限的专业能力做出非理性的投资选择。此外,从监督视角来看,信用评级可以向市场传递企业信用质量的好坏,进而影响企业融资成本和未来发展的持续性(何平和金梦,2010^[13]),并且评级机构会在债券存续期间不定期地委派专业人员“入场”调研,评级分析师具有专业的信息分析和挖掘能力,虚假信息一旦被识破会予以降级处理进而引发投资者恐慌心理,造成企业发债成本上涨的同时还可能引发股民大量抛售股票的导致企业融资环境恶化,对企业管理层产生

威慑约束作用。管理层为了自身利益和企业长远发展会选择规避欺瞒行为,减少负面信息管理行为,主动提高企业信息披露质量,当外部投资者掌握越多真实有用的信息时,企业未来股票错误定价水平将越低。

目前我国信用评级市场存在评级过度集中、评级偏高和评级频繁上调的现象(马榕和石晓军,2016^[23]),随着高评级债券频频违约的发生,更加凸现了信用评级结果存在失真现象。将有偏误的评级信息扩散到市场中,不仅会加剧投资者与公司间的信息不对称程度,还可能诱导投资者做出非理性的投资判断,引发股票价格背离其价值。信用评级结果与企业真实信用风险不匹配的主要原因在于:一是信用评级行业现行的发行人付费模式使得被评级企业和评级机构天然存在利益冲突,进而引发“评级购买”(Rating Shopping)和“评级膨胀”(Rating Inflation)现象(Bolton等,2012^[6];Jiang等,2012^[5]),使得信用评级信息成为投资决策时的噪音;二是在当前付费模式下评级行业的市场竞争造成的生存压力,使评级机构为迎合客户给予高评级(Becker和Milbourn,2011^[27]),造成评级结果扭曲的现象普遍存在。尤其在中小投资者居多的市场背景下,基于评级机构的公信力,投资者对其发布的评级信息依赖程度较高,扭曲的评级信息很容易误导投资者做出错误的投资判断,使得股票价格偏离其内在价值。除此之外,当评级机构在利益驱使下与被评级企业产生合谋时,会有意忽视企业粉饰业绩的盈余操纵行为(马榕和石晓军,2016^[23]),并将扭曲的财务状况纳入评级信息中,无法起到监督约束的作用,反而成为管理层操控消息的“保护伞”,加剧投资者和企业间信息不对称程度,导致股票错误定价的金融异象更为严重。

综上所述,从信息视角和监督视角的分析表明,信用评级对股票错误定价的影响存在两面性:一方面,相比于不具有信用评级的企业,具有信用评级的企业在市场上存在更多的公开信息,企业信息透明度较高,有助于投资者掌握企业真实的经营情况;评级机构的实地访谈和调研机制不仅增加了信用评级的信息含量,也对企业产生了外部监督作用,可以减少管理层为一己私利采取信息操控等机会主义行为,有效缓解股票错误定价水平。另一方面,评级机构在利益

① 摘自《信贷市场和银行间债券市场信用评级规范》(2006年由中国人民银行发布)中对信用评级的定义。

② 来自信用中国网(<http://www.creditchina.org>)的《中国信用服务指南》中指明了信用评级的主要程序。

考量下不仅会出具有偏误的评级报告,对投资者决策产生误导,还会与被评企业产生合谋行为,有意忽视企业盈余管理行为,加剧企业股票价格估值偏误。因此,本文提出如下竞争性假设:

H1a: 与不具有信用评级企业相比,具有信用评级企业股票错误定价水平较低。

H1b: 与不具有信用评级企业相比,具有信用评级企业股票错误定价水平较高。

(二) 信用评级等级与股票错误定价

投资者因自身精力和时间限制无法充分获取和处理所有信息,会出现投资判断和交易行为的偏误以致于无法准确估计股票价格(Sims, 2003^[28]),信用评级等级具有认证效应,信用评级越高代表企业的信用质量越好,可以吸引更多投资者关注,而投资者关注的“认知效应”和“治理效应”能够有效提高股票的定价效率(权小锋和吴世农, 2012^[29])。因此,随着投资者注意力提升,一方面,投资者对盈余信息的吸收与解读能力显著提高,能够有效抑制股票错误定价;另一方面,高评级所吸引的投资者中不乏存在像机构投资者、分析师、财务专家等专业人士,对被评级企业形成了新的监督和压力,抑制了内部人的信息操纵行为。此外,当企业有较高融资需求时,管理层更倾向于进行选择信息披露以便拓宽融资渠道获得稳定的现金流(卢太平和张东旭, 2014^[30]),信用评级则与企业融资成本密切联系,评级等级越高,投资者索求的投资回报率越低,企业则能以较低的成本获取资金,摆脱企业面临的融资困境(Kisgen, 2006^[31]; 秦凤鸣和李明明, 2016^[32])。由此可知,较高的信用评级等级可有效抑制企业采取负面信息管理手段,企业信息环境将得到显著改善,同时,企业为增强投资者信心也会主动提高公司信息披露质量,帮助投资者掌握更多有关企业经营现状的真实信息,从而减少股价与公司基本面的背离。

虽然高评级企业会受到更多投资者关注,但从价格压力假说(即关注效应)来看,在有卖空限制的市场中,股价仅仅容纳了乐观者的预期信念,往往获得高关注企业股票会受到向上的价格压力(Barber和Odean, 2008^[33]),即获得投资者更多青睐的高评级企业会被投资者短期净买入行为抬高股价,这种以注意力为导向的股票购买很可能会引起群体效应,并在持续上涨的股票价格和投资者关注之间形成正反馈机制(王生年和张静, 2017^[34]),导致股价严重偏离

企业内在价值。从期望违背理论来看(Burgoon, 1993^[35]),评级机构旨在根据全球可比性标准,为投资者提供对借款者长期信用风险的独立、前瞻性评估服务(寇宗来等, 2015^[8]),企业信用评级较高意味着评级机构对企业未来偿还本息的能力看好,向市场传递正面信号,使投资者对高评级企业未来表现报以较高期望。此时,投资者会对企业相关信息极为敏感,一旦出现负面消息将会引发投资者剧烈反应,消极情绪被放大并可能产生群体效应。管理层为避免股价大幅下跌导致个人声誉受损等风险,会增加负面消息的管理以及采取更多的应计项目调整手段,进而加剧了股票错误定价程度。

因此,从监督视角的分析表明,信用评级等级对股票错误定价的影响同样存在两面性:一方面,提高投资者关注带来的“认知效应”和缓解融资约束产生的“治理效应”,对缓解股票错误定价会产生积极作用;另一方面,投资者关注效应和期望违背理论下激发的管理层信息操纵行为,则会加剧股票错误定价。据此,提出如下竞争性假设:

H2a: 信用评级越高,股票错误定价水平越低。

H2b: 信用评级越高,股票错误定价水平越高。

四、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

2007年8月证监会颁布并实施《公司债券发行试点办法》,标志着中国债券市场进入蓬勃发展阶段,因此本文选取2008—2019年A股上市公司为研究样本。本文所用主体评级与企业基本面特征数据均来自CSMAR数据库,并对样本进行了如下筛选:首先,中债资信代表投资者付费机构,其评级结果与发行人付费机构存在显著差异,由于本文主要观察发行人付费模式下评级机构能否有效发挥作用,故予以剔除;其次,参考李琦等(2011)^[9]的方法,若一年内企业存在多条评级记录,只保留当年度最后一次评级记录;最后,剔除金融行业、ST和*ST的公司样本以及关键变量缺失样本。为避免异常值的影响,对所有连续变量在1%和99%分位进行了缩尾处理,数据处理与分析使用Stata16.0统计软件完成。

(二) 变量定义与模型设计

1. 变量定义。

(1) 解释变量:信用评级。

信用评级(Rating_D):如果企业当年存在主

体信用评级取值为1, 否则为0。信用评级等级 (*Rating_L*): 由于我国发改委将主体信用评级AA级作为发行人准入条件, 本文样本主体信用评级级别多数集中在A-级以上, 因此, 将信用评级等级划分为AAA、AA+、AA、AA-、A+、A、A-级及以下。借鉴李琦等(2011)^[9]的做法将信用评级等级由高到低依次递减赋值, 即当信用等级为AAA时, 取值为7; 为AA+时, 取值为6; 直到A-级及以下时, 取值为1。因此, *Rating_L*的数值越小, 代表信用评级等级越低。

(2) 被解释变量: 股票错误定价。

若公司内在价值(*V*)与市场价格(*P*)未处于均衡状态, 出现偏离则认为股票存在错误定价。上市公司股票内在价值(*V*)参考Frankel和Lee(1998)^[36]的研究, 使用剩余收益预测模型(RIM)

估计得出, 市场价值(*P*)为该公司股票当年所有交易日收盘价的平均值, 构建变量 $Deviation = |1 - V/P|$ (徐寿福和徐龙炳, 2015^[37]; 王生年和王松鹤, 2018^[10]), 其取值范围为(0, +∞), 取值越大表明上市公司市场价值越偏离其内在价值, 即股票错误定价程度越严重。当 $V/P < 1$ 时, 表示企业市场价值大于内在价值, 即股票价格被高估; 当 $V/P > 1$ 时, 表示企业内在价值大于市场价值, 即股票价格被低估。

(3) 控制变量。

借鉴王生年和王松鹤(2018)^[10]的研究成果, 本文选取了以下控制变量: 上市公司规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、流动性股票比例(*Liquid*)、成长能力(*Growth*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、董事会规模(*Board*)、上市年龄(*List*)以及两职合一(*Dual*)。具体变量定义见表1。

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
股票错误定价	<i>Deviation</i>	$Deviation = 1 - V/P $
信用评级	<i>Rating_D</i>	哑变量, 若企业当年存在主体信用评级为1, 否则为0
	<i>Rating_L</i>	按照信用评级等级依次赋值, AAA=7依次递减直到A-及以下=1
公司规模	<i>Size</i>	总资产取自然对数
财务杠杆	<i>Lev</i>	期末总负债与期末总资产之比
盈利能力	<i>Roa</i>	净利润与总资产之比
股票流动性	<i>Liquid</i>	公司交易总股数与流通股股数之比
成长能力	<i>Growth</i>	销售收入增长率
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量占总股数之比
董事会规模	<i>Board</i>	董事会总人数取自然对数
上市年限	<i>List</i>	已上市年限取自然对数
两职合一	<i>Dual</i>	董事长和总经理两职合一为1, 否则为0,
行业虚拟变量	<i>Industry</i>	控制行业影响, 按2012证监会行业分类标准共设置20个行业虚拟变量
年度虚拟变量	<i>Year</i>	控制年度影响, 样本期间2008—2019年共设置11个年度虚拟变量

2. 模型构建。

为检验本文假设, 设定模型(1)通过回归检验信用评级与股票错误定价的关系。

$$\begin{aligned}
 Deviation_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Rating_X_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} \\
 & + \alpha_4 Roa_{i,t} + \alpha_5 Liquid_{i,t} + \alpha_6 Growth_{i,t} \\
 & + \alpha_7 Top1_{i,t} + \alpha_8 Board_{i,t} + \alpha_9 List_{i,t} \\
 & + \alpha_{10} Dual_{i,t} + \sum Year + \sum Industry \\
 & + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (1)$$

其中, *Rating_X_{i,t}*表示信用评级的衡量指标, 包括

Rating_D (信用评级) 和 *Rating_L* (信用评级等级)。模型回归后, 若 α_1 显著为负表明信用评级可以有效缓解股票错误定价, 即具有信用评级企业股票错误定价水平较低, 且信用评级等级越高, 股票错误定价水平越低, 若 α_1 显著为正则相反。

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计结果。Panel A为2008—2019所有上市公司样本。由表可知, 信

用评级 (*Rating_D*) 的均值为 0.155, 说明具有信用评级的样本量约占全部样本量的 16%, 仅占少数比例; 信用评级等级 (*Rating_L*) 的平均值和中位数分别为 5.403 和 5, 表示我国上市公司信用评级集中分布在 AA 级到 AA+ 级区间, 这一结果的主要原因可能是监管部门限定了发债企业主体信用评级不得低于 AA 级。被解释变量股票错误定价 (*Deviation*) 的均值为 0.636, 中位数为 0.637, 说明在我国资本市场上普遍存在股价偏离其内在价值的现象, 且总体表现为股价的高估。为进一步识别有无信用评级对股票错

误定价的影响, 将样本分为有信用评级组和无信用评级组进行分组描述性统计, Panel B 列示了分组样本的差异性检验结果。在全样本中无信用评级的样本量有 16 512 个, 占全样本的 84.45%; 有信用评级的样本量有 3 040 个, 占全样本的 15.55%, 且股票错误定价的均值和中值检验都在 1% 的水平上显著。这说明不具有信用评级的公司股票错误定价程度显著高于具有信用评级的样本, 初步检验了本文的假设 H1a。其余变量的统计值与已有文献基本保持一致, 说明本文样本选择较为合理。

表 2 主要变量描述性统计

Panel A：2008—2019 年所有上市公司样本								
变量	样本量		均值	标准差	中位数	极小值	极大值	
<i>Deviation</i>	19 552		0.636	0.375	0.637	0.019	2.222	
<i>Rating_D</i>	19 552		0.155	0.362	0.000	0.000	1.000	
<i>Rating_L</i>	3 030		5.403	1.068	5.000	1.000	7.000	
<i>Size</i>	19 552		22.275	1.293	22.117	19.566	26.147	
<i>Lev</i>	19 552		0.461	0.206	0.460	0.062	0.936	
<i>Roa</i>	19 552		0.041	0.058	0.036	−0.193	0.230	
<i>Liquid</i>	19 552		4.662	3.424	3.728	0.415	17.082	
<i>Growth</i>	19 552		0.194	0.500	0.108	−0.570	3.565	
<i>Top1</i>	19 552		34.914	15.011	32.910	8.440	74.880	
<i>Board</i>	19 552		2.154	0.200	2.197	1.609	2.708	
<i>List</i>	19 552		2.381	0.558	2.485	1.099	3.258	
<i>Dual</i>	19 552		0.212	0.409	0.000	0.000	1.000	
Panel B：主要变量的差异性检验								
变量	无信用评级组			有信用评级组			差异性检验	
	样本	均值	中值	样本	均值	中值	均值检验	中值检验
<i>Deviation</i>	16 512	0.642	0.655	3 040	0.600	0.525	5.729 ***	164.715 ***

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著; 均值检验为 *T* 检验, 中值检验为 Wilcoxon 秩和检验。

(二) 基本回归结果

使用模型 (1) 对信用评级与股票错误定价的关系进行多元回归分析, 回归结果见表 3。表 3 中列 (1) 显示信用评级 (*Rating_D*) 的系数为 -0.018 且在 5% 的水平上显著, 说明与不具有信用评级的企业相比, 具有信用评级的企业其股票错误定价水平会受到抑制, 该结果支持了本文的假设 H1a。按照 V/P 是否大于 1 将样本划分为股价高估组和股价低估组, 进一步考查信用评级与股票错误定价的方向是否有关, 回归结果见表 3 列 (2) 和列 (3)。信用评级估计系数在高估组 ($V/P < 1$) 为 -0.05 且在

1% 的置信水平上显著, 而在低估组 ($V/P > 1$) 不显著, 表明信用评级对股票错误定价的缓解作用在高估组更为显著。

为进一步探索信用评级等级与股票错误定价的关系, 仅保留具有信用评级的企业样本采用模型 (1) 进行多元回归分析, 表 3 中列 (4) ~ 列 (6) 显示了回归结果。信用评级等级 (*Rating_L*) 的系数为 -0.083 且在 1% 的水平上显著为负, 说明信用评级等级越高, 股票错误定价的程度越低, 支持了本文提出的假设 H2a。划分股价高估组和股价低估组的回归同样发现信用评级等级的估计系数在高估组显著为负,

在低估组不显著, 分组结果差异的原因可能在于我国资本市场卖空机制还不完善, 市场交易中更多反映了乐观者信念, 投资者非理性行为严重, 更倾向于通过推高股价从中获利。以上结果表明信用评级对股票错

误定价具有显著的抑制作用, 支持了信用评级的信息效应和监督效应在股票市场上作用的发挥, 说明信用评级能够改善证券市场定价效率, 进而促进市场中资源的有效配置。

表 3 信用评级与股票错误定价

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Deviation</i>	<i>V/P>1</i>	<i>V/P<1</i>	<i>Deviation</i>	<i>V/P>1</i>	<i>V/P<1</i>
<i>Rating_D</i>	-0.018 ** (-2.310)	0.004 (0.158)	-0.050 *** (-7.023)			
<i>Rating_L</i>				-0.083 *** (-5.950)	-0.057 (-1.589)	-0.060 *** (-6.229)
<i>Size</i>	-0.033 *** (-11.535)	0.127 *** (11.053)	-0.083 *** (-33.382)	0.134 *** (10.276)	0.177 *** (6.035)	0.005 (0.508)
<i>Lev</i>	0.147 *** (8.621)	-0.011 (-0.139)	0.195 *** (14.369)	-0.282 *** (-3.375)	-0.377 * (-1.764)	-0.059 (-1.012)
<i>Roa</i>	-0.427 *** (-8.288)	-1.252 *** (-4.956)	-0.178 *** (-4.345)	-1.160 *** (-4.389)	-2.696 *** (-3.608)	-0.132 (-0.754)
<i>Liquid</i>	0.003 *** (3.312)	-0.012 ** (-2.282)	0.005 *** (7.024)	0.001 (0.247)	-0.026 ** (-2.023)	0.007 *** (2.645)
<i>Growth</i>	0.053 *** (9.687)	-0.142 *** (-4.057)	0.072 *** (17.030)	-0.045 (-1.373)	-0.220 ** (-2.349)	0.066 *** (3.089)
<i>Top1</i>	0.001 *** (3.524)	0.001 * (1.743)	0.000 (1.448)	0.002 *** (2.724)	0.002 (1.631)	0.001 (1.391)
<i>Board</i>	-0.015 (-1.106)	0.070 (1.309)	-0.025 ** (-2.210)	0.126 *** (2.620)	0.259 ** (2.328)	0.027 (0.786)
<i>List</i>	0.112 *** (21.414)	-0.035 (-1.606)	0.139 *** (32.377)	0.061 *** (3.116)	0.089 * (1.779)	0.060 *** (4.421)
<i>Dual</i>	0.017 *** (2.591)	0.024 (0.822)	0.016 *** (2.955)	0.050 ** (2.009)	0.117 * (1.822)	0.018 (1.066)
<i>Constant</i>	1.108 *** (16.980)	-2.598 *** (-8.966)	2.140 *** (39.026)	-2.447 *** (-8.583)	-3.914 *** (-5.491)	0.489 ** (2.267)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	19 552	3 337	16 215	3 030	1 073	1 957
<i>Adj_R²</i>	0.062	0.134	0.189	0.083	0.167	0.123
<i>F</i>	33.304	13.900	95.756	7.898	6.806	7.830

注: **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 括号内数值为 *t* 统计量, 下同。

(三) 稳健性检验

1. 倾向匹配得分法 (PSM)。

参考林晚发等 (2020)^[2] 采用倾向匹配得分法 (PSM) 解决因样本自选择带来的估计结果偏误问题。首先将模型 (1) 中的控制变量 (*Size*、*Lev*、*Roa*、*Liquid*、*Growth*、*Top1*、*Board*、*List*) 作为协变量按照近邻匹配法进行样本配对。本文选取的协变量

在匹配后 (*M*) 标准化偏差绝对值百分比均保持在 5% 以内, *T* 检验结果不显著, 说明样本匹配后处理组和控制组无显著差异, 可以满足 PSM 平衡性假说。图 1、图 2 是样本匹配前后密度函数图, 从中可以直观地看出匹配后处理组和控制组概率密度相比于匹配前差异变小、分布更为接近, 匹配效果较好, 能够满足共同支撑假说。表 4^① 列 (1) 列示了

① 由于有无信用评级样本量差异较大, 在后续分析中有关信用评级 (*Rating_D*) 的回归检验全部沿用了 PSM 匹配后的样本进行回归分析 (林晚发等, 2020^[2])。

配对后样本回归的结果, *Rating_D* 的估计系数在 1% 的水平上显著为负, 表明在控制了样本自选择问题后, 信用评级与股票错误定价仍表现为显著的负相关关系, 结论比较稳健。

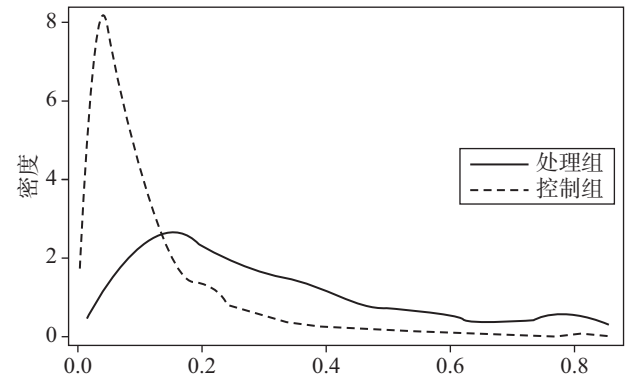


图1 匹配前倾向得分密度函数图

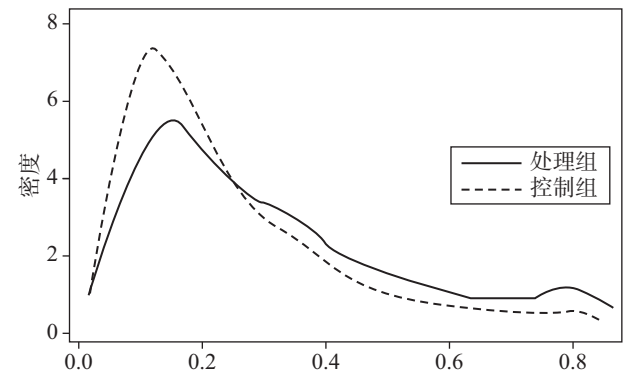


图2 匹配后倾向得分密度函数图

2. Heckman 检验。

在发行人付费模式下, 企业可以根据自身经营状况决定是否获得评级, 样本公司是否具有信用评级存在样本自选择偏差带来的内生性问题, 因此采用 Heckman 两阶段回归进一步检验结果的稳健性。第一阶段模型选取公司规模 (*Size*)、财务杠杆 (*Lev*)、成长性 (*Growth*)、盈利能力 (*Roa*)、董事规模 (*Board*)、两职合一 (*Dual*) 等变量构建是否具有信用评级 (*Rating_D*) 的 Probit 模型 (刘星等, 2021^[38]), 同时参考翟玲玲和吴育辉 (2021)^[39] 的做法, 将剔除企业自身的行业发债企业占比 *Z* 作为第一阶段 *Rating_D* 的排他性约束变量, 并将计算出的逆米尔斯比率 (*IMR*) 代入模型 (1) 中进行回归, 以修正样本自选择问题。选择模型设定如下:

$$\text{Probit}(\text{Rating_D}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Size}_{i,t} + \beta_2 \text{Lev}_{i,t} + \beta_3 \text{Roa}_{i,t} + \beta_4 \text{Liquid}_{i,t} + \beta_5 \text{Growth}_{i,t}$$

$$+ \beta_6 \text{Top1}_{i,t} + \beta_7 \text{Board}_{i,t} + \beta_8 \text{List}_{i,t} + \beta_9 \text{Dual}_{i,t} + \beta_{10} \text{Z}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表 4 中列 (2) 和列 (3) 报告了 Heckman 两阶段的回归结果, 由列 (3) 可知, *IMR* 的回归系数在 1% 的水平上显著, 且 *Rating_D* 的估计系数为 -0.028 且在 1% 的水平上显著为负, 与前面的检验结果保持一致。这说明在控制了样本选择偏差问题后, 信用评级对股票错误定价水平仍可以产生积极影响, 本文结论仍然成立。

表 4 内生性问题检验

	(1)	(2)	(3)
	PSM	HeckmanFirst	HeckmanSecond
<i>Rating_D</i>	-0.049 *** (-3.434)		-0.028 *** (-3.566)
<i>Size</i>	-0.016 (-1.401)	0.504 *** (40.326)	0.424 *** (22.582)
<i>Lev</i>	0.114 (1.366)	0.312 *** (3.920)	0.454 *** (21.731)
<i>Roa</i>	-0.399 * (-1.810)	-1.142 *** (-4.399)	-1.447 *** (-22.081)
<i>Liquid</i>	0.008 *** (2.775)	-0.016 *** (-3.740)	-0.012 *** (-11.049)
<i>Growth</i>	0.030 * (1.855)	-0.172 *** (-5.808)	-0.111 *** (-12.947)
<i>Top1</i>	0.002 ** (2.457)	-0.005 *** (-6.543)	-0.005 *** (-16.173)
<i>Board</i>	0.059 (1.095)	-0.122 ** (-1.964)	-0.120 *** (-8.340)
<i>List</i>	0.083 *** (4.400)	-0.065 *** (-2.644)	0.059 *** (10.601)
<i>Dual</i>	-0.012 (-0.469)	0.035 (1.077)	0.048 *** (7.201)
<i>Z</i>		0.464 *** (5.971)	
<i>IMR</i>			1.164 *** (24.623)
<i>Constant</i>	0.420 * (1.720)	-11.894 *** (-42.389)	-10.622 *** (-22.096)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 331	19 552	19 552
<i>Adj /Pseudo R²</i>	0.081	0.206	0.090
<i>F</i>	7.413		48.287

3. 更换信用评级衡量方法。

(1) 将信用评级等级 (*Rating_L*) 更换为信用

评级赋值后的自然对数（许晨曦和尚铎，2020^[40]）再进行回归分析。（2）采用可以使评级信息更干净的正交化分解法（潘越，2019^[41]；吴育辉等，2019^[41]），利用与企业财务特征相关的控制变量对信用评级进行多元回归提取评级的残差值（*Residual*），将残差值作为解释变量对股票错误定价进行回归，以此达到仅保留评级中专有信息的目的。回归结果如表5列（1）、列（2）所示，结论与前文保持一致。

4. 剔除股价剧烈波动时期。

参考代冰彬等（2019）^[42]的研究，由于2008年

和2015年我国股票价格发生剧烈波动，可能会对结果产生影响，因此将2008年和2015年的样本剔除。实证结果见表5列（3）、列（4），可以发现 *Rating_D* 和 *Rating_L* 与 *Deviation* 的回归系数仍显著为负。

5. 排除发债企业的替代性假说。

企业为进入债券市场进行融资才会选择获取信用评级，因此，为了排除可能是因为企业发债带来对股票错误定价的积极影响，本文将当期发债的企业样本予以剔除，回归结果如表5中列（5）、列（6）所示，从实证结果可知结论依旧保持稳健。

表5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Ln(Rating)</i>	<i>Residual</i>	<i>Deviation</i>	<i>Deviation</i>	<i>Deviation</i>	<i>Deviation</i>
<i>Rating_D</i>			-0.023 *** (-2.662)		-0.025 *** (-3.056)	
<i>Rating_L</i>	-0.418 *** (-5.934)	-0.080 *** (-5.465)		-0.076 *** (-4.746)		-0.064 *** (-4.277)
<i>Constant</i>	-2.113 *** (-8.019)	-1.643 *** (-6.523)	0.972 *** (13.341)	-2.514 *** (-7.948)	1.267 *** (19.543)	-1.841 *** (-6.120)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 030	3 030	16 652	2 645	19 022	2 579
<i>Adj_R²</i>	0.083	0.082	0.057	0.080	0.070	0.062
<i>F</i>	7.893	7.747	27.385	7.057	36.759	5.354

（四）进一步分析

1. 金融脱媒、信用评级与股票错误定价。

近年来，依托传统金融中介如商业银行的间接融资规模显著下降，金融脱媒日益凸显，债券和股票等直接融资占比逐年上升，债券市场在我国资本市场体系中的重要性逐步提升，成为金融脱媒的重要载体（应展宇，2019^[43]）。金融活动去银行化的脱媒现象为债券市场的重要中介——评级机构带来了更多的客户群体并创造了大量潜在商机，评级机构为抢占市场份额迎合企业的嫌疑变小，发布的信用评级信息质量较高，能更有效地发挥其信息和监督作用。企业选择直接融资进入债券市场，必然要经过评级机构测评获取相应评级结果，金融脱媒使得企业对于信用评级需求增多。因此，金融脱媒程度较高的宏观环境可以缓解评级机构间的业务竞争，同时也使得评级机构的信息效应和监督效应在市场中得到更充分发

挥，降低股票错误定价水平。相反，在金融脱媒水平较低的宏观环境中，评级机构间竞争激烈独立性较弱，信用评级的信息效应和监督效应难以发挥，不准确的评级信息极易误导投资者决策，不利于缓解股票错误定价。

参照赵瑞娟和秦建文（2020）^[44]的方法，本文利用中国银行网站提供的原始数据以直接融资占间接融资比重构建金融脱媒指数，并按其中位数划分为金融脱媒程度高低组，分别检验不同的金融脱媒宏观环境下信用评级对股票错误定价的影响。为避免样本存在内生性问题，仍沿用PSM匹配后的样本进行回归分析，回归结果如表6所示。在金融脱媒程度高的宏观环境中，信用评级（*Rating_D*）和信用评级等级（*Rating_L*）的估计系数分别为-0.045和-0.096，皆在1%的水平上显著为负，说明信用评级对股票错误定价的缓解作用得到有效体现；而在金融脱媒程度低

的宏观环境中,信用评级 (*Rating_D*) 的估计系数不显著,信用评级等级 (*Rating_L*) 的估计系数仅在 5% 的置信水平上显著,组间系数差异检验的 *p* 值分别为 0.005 7 和 0.028 3,表明相较于金融脱媒程度

高分组中信用评级等级 (*Rating_L*) 的估计系数的显著性水平明显降低。以上回归结果验证了本文的猜想,金融脱媒的宏观环境有助于发挥信用评级对股票错误定价的积极作用。

表 6 金融脱媒、信用评级与股票错误定价

	(1)	(2)	(3)	(4)
	金融脱媒程度高	金融脱媒程度低	金融脱媒程度高	金融脱媒程度低
<i>Rating_D</i>	-0.045 *** (-3.304)	-0.030 (-1.501)		
<i>Rating_L</i>			-0.096 *** (-5.544)	-0.057 ** (-2.354)
<i>Constant</i>	-0.094 (-0.496)	-0.913 *** (-3.518)	-2.178 *** (-6.683)	-2.634 *** (-4.935)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 950	2 381	2 043	987
<i>Adj_R²</i>	0.028	0.041	0.079	0.089
<i>F</i>	4.310	4.020	6.135	3.929

2. 产权性质、信用评级与股票错误定价。

考虑到我国现行的发行人付费模式,评级机构为获得评级费用可能与企业合谋导致信用评级信息存在偏误,使得信用评级难以发挥缓解股票错误定价的作用。为进一步考察评级机构与企业合谋的动机与行为,本文根据产权性质不同对样本进行了分组回归。以银行信贷为主的直接融资在社会融资规模中占比仍处于高位(赵瑞娟和秦建文,2020^[44]),说明银行在我国金融体系中仍占据主导地位,国有企业相较于非国有企业有着更多的融资便利(白俊和连立帅,2012^[45]),这种融资优势使得国企对于信用评级的依赖较低(吴育辉和张润楠,2016^[46])。而对于融资困难的非国有企业来说,信用评级为发行人提供了进入债券市场的“入场券”,增加了发行人的融资机会,

降低了融资成本。因此,非国有企业更可能为了取得高评级而与评级机构合谋,评级机构的寻租行为使得信用评级无法发挥其信息效应和监督效应。

回归结果如表 7 所示,从列(1)、列(2)可以看出,在非国有企业中信用评级 (*Rating_D*) 与股票错误定价之间没有显著相关关系;而在国有企业中,信用评级能够显著缓解股票错误定价,且组间系数差异检验的 *P* 值为 0.034 3,在 5% 的水平上显著。列(3)、列(4)表明信用评级等级 (*Rating_L*) 不论在非国有企业还是在国有企业,都与股票错误定价呈显著负相关关系,但组间系数差异检验的 *P* 值为 0.063 6,且在 10% 的水平上显著。以上结果表明,相比于非国有企业,信用评级在国有企业中对股票错误定价的缓解作用更为显著。

表 7 产权性质、信用评级与股票错误定价

	(1)	(2)	(3)	(4)
	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
<i>Rating_D</i>	-0.008 (-0.551)	-0.056 *** (-3.320)		
<i>Rating_L</i>			-0.248 *** (-2.624)	-0.503 *** (-4.914)
<i>Constant</i>	0.325 (1.474)	-0.724 *** (-3.155)	-0.950 ** (-2.300)	-2.840 *** (-6.878)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 676	3 655	1 330	1 700
<i>Adj_R²</i>	0.026	0.042	0.065	0.123
<i>F</i>	2.851	4.989	3.386	7.458

3. 战略差异度、信用评级与股票错误定价。

战略差异度是企业战略偏离所处行业常规战略的程度。每个行业在长期发展过程中都会逐渐形成一套主流战略模式,但随着行业内企业间竞争日益激烈,不少企业为获取超额利润会选择非主流的战略模式来增强企业核心竞争力。对于投资者来说,当企业采取的战略模式偏离行业常规模式时,由于无法通过行业标准以及以往经验来判断目标企业价值,需要投资者投入更多时间和精力搜寻其他有用信息,无形中增加了投资者的信息获取成本,增加了企业和投资者间信息不对称的程度(王化成等,2017^[47])。这种差异化战略带来的不确定性也会引发投资者对未来收益的担忧,导致企业投资者关注下降(刘会芹和施先旺,2018^[48]),为管理层采取机会主义行为提供了空间。对于企业管理层来说,偏离行业常规的战略模式未被验证,只能“摸着石头过河”。一方面,面临不确定性带来的经营风险;另一方面,由于投资者会索取更高的投资回报以弥补不确定性带来的风险,企业面临

的融资成本相较战略差异度低的企业要高。在经营风险和高融资成本的双重压力下,管理层进行盈余管理等机会主义行为的动机也会增加。以上分析表明,战略差异度较大的企业,信息不对称程度较高且管理层机会主义动机更强,可能会使得股票错误定价水平也更高。因此,在偏离行业战略水平较大的企业中,拥有信用评级且信用评级等级越高更能凸显其对股票错误定价的缓解作用。

借鉴叶康涛等(2014)^[49]的方法构建企业战略差异度,通过对广告投入、研发投入、企业财务杠杆等六个战略维度指标分别予以标准化,并对标准化后的指标取平均值,进一步地将战略差异度按年度行业划分为高低组以构建虚拟变量 DS ,以检验企业战略差异度不同的情况下信用评级对股票错误定价的影响。回归结果如表8所示,信用评级($Rating_D$)和信用评级等级($Rating_L$)在高战略差异度分组中,估计系数分别为-0.065和-0.095且在1%的水平上显著,在低战略差异度分组中 $Rating_D$ 估计系数为

表8 战略差异度、信用评级与股票错误定价

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低战略差异度	高战略差异度	低战略差异度	高战略差异度
<i>Rating_D</i>	-0.027 * (-1.755)	-0.065 *** (-2.977)		
<i>Rating_L</i>			-0.071 *** (-3.573)	-0.095 *** (-4.389)
<i>Constant</i>	-0.045 (-0.209)	-0.689 ** (-2.409)	-1.795 *** (-4.581)	-2.895 *** (-6.316)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 008	2 044	1 511	1 415
<i>Adj_R²</i>	0.031	0.029	0.068	0.096
<i>F</i>	3.450	2.545	3.758	4.931

-0.027 并在 10% 的水平上显著, Rating_L 估计系数为 -0.071 且在 1% 的水平上显著, 组间差异检验显示皆在 1% 的置信水平上显著。以上结果说明信用评级对股票错误定价的缓解作用在高战略差异度的企业更为明显, 验证了上文的推测。

4. 信用评级调整与股票错误定价。

以上研究均是基于静态评级进行的分析, 本文进一步探究了信用评级调整对股票错误定价的影响。评级机构除出具首次信用评级认证之外, 还需持续跟踪以时刻掌握企业经营动态并出具与当下企业信用风险相匹配的信用评级等级。从信息效应角度来看, 信用评级的变更能够给投资者带来新的信息, 投资者可以据此改变投资策略, 将企业真实信息融入股价当中, 能够缓解股票错误定价水平。由于我国信用评级普遍偏高, 评级上调存在市场反应不足 (Poon 和 Chan, 2008^[16]), 相比之下, 评级下调更为客观真实, 因而更具信息含量。同时, 投资者的风险规避意识也会使其更加关注公司的负面消息, 通常坏消息会比好消息更快地吸收到股价, 说明投资者对好消息和坏信息的反应是不对称的。因此, 评级下调对市场参与者而言是更有价值的消息, 能够通过对投资者的影响将企业真实情况及时反映到股价中, 避免股价被高估。从治理效应视角来看, 评级的下调可能会加剧股票错误定价水平。由于信用评级的高低与企业融资环境密切相关, 所以评级调整会对企业经营、财务决策产生影响。已有研究表明, 企业为恢复评级或避免评级下调会夸大收益, 放弃对盈余报告的保守主义等盈余管理行为 (林晚发和刘颖斐, 2018^[20])。由此可见, 信用评级的下调压力加大了管理层的短视动机与行为, 可能使其实施盈余操纵加剧投资者和企业间的信息不对称, 不利于股票价格回归其内在价值。综上, 评级调整对股票错误定价的影响方向尚不明晰。

本文针对具有信用评级企业样本构建了评级上调 (*up*) 和评级下调 (*down*) 虚拟变量代表信用评级调整的方向, 即评级发生上调时, *up* 取值为 1, 否则为 0; 评级下调时, *down* 取值为 1, 否则为 0, 参考林晚发和刘颖斐 (2018)^[20] 的做法将负面展望也纳入评级下调样本中。回归结果如表 9 所示, 列 (1) 为评级上调 (*up*) 与股票错误定价 (*Deviation*) 的回归结果, 评级上调的估计系数为 -0.022, 但在统计上不显著, 表明评级上调对股票错误定价并无显著影响; 列 (2) 为评级下调 (*down*) 与股票错误定价

(*Deviation*) 的回归结果, 评级下调的估计系数为 0.098 并在 5% 的置信水平上显著, 表明评级下调的确会加剧股票错误定价; 列 (3) 将评级上调 (*up*) 和下调 (*down*) 同时加入时, 评级上调的估计系数依旧不显著, 评级下调的估计系数显著为正。以上结果说明信用评级调整确实存在不对称性, 而且评级下调带来的压力会引发管理层短视行为, 加剧股票错误定价。

表 9 评级调整与股票错误定价

	(1)	(2)	(3)
	<i>Deviation</i>	<i>Deviation</i>	<i>Deviation</i>
<i>up</i>	-0.022 (-0.598)		-0.020 (-0.555)
<i>down</i>		0.098 ** (2.176)	0.098 ** (2.164)
<i>Constant</i>	-1.678 *** (-5.500)	-1.728 *** (-5.651)	-1.731 *** (-5.660)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 415	2 415	2 415
<i>Adj_R²</i>	0.084	0.086	0.085
<i>F</i>	6.665	6.790	6.626

六、机制检验

前文的理论分析与实证检验表明, 信用评级可以通过发挥信息效应和监督效应缓解企业股票错误定价程度, 但信用评级和信用评级等级是通过何种路径影响了股票错误定价, 仍需进一步探究, 本部分将对两者的作用路径进行检验。

(一) 企业信用评级影响股票错误定价的路径分析

1. 基于信息效应的检验。

评级机构委派专业分析师进行实地访谈和调研、企业为获得较高的评级主动提供非公开资料并根据评级机构信息需求提高信息披露质量 (潘越, 2019^[1]) 等行为都为信用评级存在信息效应提供了证据, 表明信用评级中包含投资者从公共领域无法获得的私人增量信息。而且信用评级机构还会对企业所处行业以及市场的公有风险信息进行整理, 分类纳入评级当中, 缩减了投资者分析处理信息的成本和时间, 使得信息融入股价的速度加快, 更加及时地反映企业真实价值。由此可见, 具有信用评级企业在金融市场中的

公开信息和私有信息要明显多于不具有信用评级的企业,与投资者间的信息不对称程度较低,有助于缓解由信息不对称带来的股票错误定价。尽管股票投资者更倾向于关注企业财富创造能力而忽视风险指标(林晚发等,2020^[2]),但是对于评级机构来说企业盈利能力与企业的偿付意愿和偿付能力紧密关联,是影响信用评级等级高低的重要因素,因此,信用评级信息不仅只对债券投资者有着重要参考价值,对股票投资者决策理念同样有引导作用(Boot等,2006^[50])。

2. 基于监督效应的检验。

具有信用评级的企业基于信用评级信息的认证能力、评级分析师的专业素质和超强信息解读与挖掘能力,以及对定期和不定期的持续跟踪调研等给管理层带来了外部约束作用。对于管理层来说,信用评级会影响其在经理市场的声誉(翟玲玲和吴育辉,2021^[39]),负面的信用评级还会对经理人的工作稳定性以及工资水平产生负面影响;评级机构经常性地开展调研考察以及具有识别盈余管理的专业能力,若企业不良行为被识破还需承担相应的惩罚风险。因此,具有信用评级企业的管理层为避免短视行为暴露引发评级下调对企业长远发展和自己职业生涯带来不利影响,会主动减少盈余管理等信息操纵行为,企业信息环境的改善将有助于降低股票价格错误定价水平。

综上所述,为检验信用评级是否发挥信息效应和监督效应,本文参考姜付秀等(2016)^[51]的做法,采用分析师跟踪人数衡量企业信息不对称程度(*Infor*),分析师跟踪人数较多的企业信息不对称较低,利用截面修正的琼斯模型估计的可操控性应计利润的绝对值来衡量盈余管理水平($|DA|$)(卢太平和张东旭,2014^[30]),并参考温忠麟等(2004)^[52]的做法构建模型(3)、模型(4)进行中介效应检验。

$$\begin{aligned} \text{Analyst}/|DA| = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{Rating_D}_{i,t} + \gamma_2 \text{Size}_{i,t} + \gamma_3 \text{Lev}_{i,t} \\ & + \gamma_4 \text{Roa}_{i,t} + \gamma_5 \text{Liquid}_{i,t} + \gamma_6 \text{Growth}_{i,t} \\ & + \gamma_7 \text{Top1}_{i,t} + \gamma_8 \text{Board}_{i,t} + \gamma_9 \text{List}_{i,t} \\ & + \gamma_{10} \text{Dual}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{Deviation} = & \theta_0 + \theta_1 \text{Rating_D}_{i,t} + \theta_2 \text{Analyst}/|DA| \\ & + \theta_3 \text{Size}_{i,t} + \theta_4 \text{Lev}_{i,t} + \theta_5 \text{Roa}_{i,t} + \theta_6 \text{Liquid}_{i,t} \\ & + \theta_7 \text{Growth}_{i,t} + \theta_8 \text{Top1}_{i,t} + \theta_9 \text{Board}_{i,t} \\ & + \theta_{10} \text{List}_{i,t} + \gamma_{10} + \theta_{11} \text{Dual}_{i,t} \\ & + \sum \text{Year} + \sum \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

回归结果如表10所示。由列(2)可知,信用评级(*Rating_D*)与信息不对称(*Infor*)的估计系数为0.041且在10%的置信水平上显著为正,说明具有信用评级企业的信息不对称程度较低。列(3)是信用评级与股票错误定价加入信息不对称后的回归结果,信息不对称(*Infor*)的回归系数在1%的水平上显著为负,信用评级(*Rating_D*)的估计系数在1%的水平上显著为负且由列(1)系数的绝对值0.049降到0.038。上述结果表明,信息不对称在信用评级与股票错误定价之间发挥了部分中介效应,验证了信用评级的信息效应。列(4)显示信用评级(*Rating_D*)与盈余管理水平($|DA|$)的估计系数为-0.003且在1%的置信水平上显著为负,说明具有信用评级企业的盈余管理程度较低。列(5)是信用评级与股票错误定价加入盈余管理后的回归结果,盈余管理($|DA|$)的回归系数在10%的水平上显著为正,信用评级(*Rating_D*)的估计系数在1%的水平上显著为负且由列(1)估计系数绝对值0.049降到0.038。上述结果表明,盈余管理在信用评级与股票错误定价间发挥了部分中介效应,验证了信用评级的监督治理作用。

表 10 信用评级与股票错误定价机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Deviation</i>	<i>Infor</i>	<i>Deviation</i>	$ DA $	<i>Deviation</i>
<i>Rating_D</i>	-0.049*** (-3.434)	0.041* (1.801)	-0.038*** (-3.297)	-0.003* (-1.752)	-0.038*** (-3.321)
<i>Infor</i>			-0.018*** (-2.903)		
$ DA $					0.147* (1.844)
<i>Constant</i>	0.420* (1.720)	-8.153*** (-26.521)	-0.593*** (-3.683)	0.177*** (7.366)	-0.471*** (-3.070)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Deviation</i>	<i>Infor</i>	<i>Deviation</i>	<i> DA </i>	<i>Deviation</i>
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	6 331	6 331	6 331	6 331	6 331
<i>Adj_R²</i>	0.081	0.432	0.033	0.080	0.032
<i>F</i>	7.413	121.378	6.194	14.807	6.067

(二) 信用评级等级与股票错误定价的路径分析

1. 信息效应：信用评级等级、信息披露质量与股票错误定价。

由独立的第三方评级机构为企业出具的信用评级等级具有信息含量，较高的信用评级等级可以向投资者传递企业质量较好的信号。由于高评级能为企业带来融资便利，因此，被评级企业会主动提高企业信息披露质量，迎合评级机构的信息需求，降低企业内外部信息不对称程度，从而提高企业信息透明度，企业股票错误定价程度将得到有效缓解。潘越（2019）^[1]实证检验了信用评级具有增量信息效应，认为企业改善信息披露质量是追求信用评级高等级的结果。信息披露质量也是评级机构评判企业信用评级高低的重要依据，良好的信息披露质量不仅降低了管理层操纵股价的行为，也能够缓解外部投资者的非理性情绪，有助于股票价格回归其内在价值（王生年和王松鹤，2018^[10]）。因此，信用评级等级有助于提升企业信息披露质量进而缓解股票错误定价。

2. 监督效应：信用评级等级、投资者关注与股票错误定价。

从投资者关注角度来看，随着信息时代的到来，各种信息爆炸式增长，投资者不得不选择性地关注和处理信息，而投资者关注的不充分和不均衡会导致投资者对信息解读不全面不透彻，主要表现在股票交易中的非理性行为，进而影响股票错误定价。具有较大影响力和较强明确性的信息更有可能引起投资者的注意（马丹等，2021^[53]），且在众多企业中投资者会更关注高成长性、高盈利性等高质量企业。信用评级信息在我国资本市场具有一定公信力，是企业高质量的“代名词”，当企业获得信用评级越高时代表企业质量越好，此类企业会受到越多市场投资者的青睐。投资者关注的提升，不仅能增强企业信息透明度，挖掘

更多有关企业的特质信息融入股价，还会给管理层增加更多的监督和压力，众目睽睽之下，管理层不得不约束自身行为，收敛对盈余项目的操纵，规范企业信息披露行为，进而缓解企业股票错误定价水平，体现信用评级带来的监督作用。

3. 监督效应：信用评级等级、融资约束与股票错误定价。

处在融资困境中的企业更倾向选择性信息披露，通过加大对负面消息的管理和隐藏，向投资者树立良好的企业形象，以便低成本获得融资资金（卢太平和张东旭，2014^[30]），使得企业和投资者间信息不对称程度增加。信用评级作为企业和投资者间的联络点（Focal Points），市场参与者的投资以及定价决策皆建立在评级的基础上（Boot 等，2006^[50]）。已有不少学者验证了信用评级与企业融资成本挂钩，低评级企业可能会面临证券价格较低、融资环境差、与客户供应商谈判中缺乏主动权等危机，甚至会遭遇企业破产风险（Kisgen，2006^[31]）；而评级等级越高，企业则越能以较低的成本获取维系企业生存的资金，且资金来源渠道更多元（林晚发和刘颖斐，2018^[20]）。因此，企业获得信用评级越高，对企业融资约束的缓解作用越强，越能够促使管理层降低信息管理行为，提高企业信息透明度，进而有效避免股票价格的错误估值。

综上，信用评级可以通过提高信息披露质量来缓解股票错误定价，发挥信用评级的信息效应；信用评级可以通过提高投资者关注和缓解融资约束来抑制股票错误定价水平，发挥信用评级的监督治理职能。本文参考权小锋和吴世农（2012）^[29]的做法利用换手率衡量投资者关注（Turnover），投资者注意力越集中，股票交易越频繁；参考姜付秀等（2016）^[51]的做法使用SA指数衡量融资约束，数值越大，融资约束越

高;有关信息披露质量的度量参考徐寿福和徐龙炳(2015)^[37]的做法选择了KV指数,主要采用最小二乘法对每个上市公司股票日收盘价和交易量回归以构建KV指数,KV指标越低表示企业信息披露质量越高。同样参考温忠麟等(2004)^[52]的做法构建模型(5)、模型(6)进行中介效应检验。

$$\begin{aligned} KV/Turnover/SA = & \delta_0 + \delta_1 Rating_L_{i,t} + \delta_2 Size_{i,t} + \delta_3 Lev_{i,t} \\ & + \delta_4 Roa_{i,t} + \delta_5 Liquid_{i,t} + \delta_6 Growth_{i,t} \\ & + \delta_7 Top1_{i,t} + \delta_8 Board_{i,t} + \delta_9 List_{i,t} \\ & + \delta_{10} Dual_{i,t} + \sum Year \\ & + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} Deviation = & \lambda_0 + \lambda_1 Rating_L_{i,t} + \lambda_2 KV/Turnover/SA \\ & + \lambda_3 Size_{i,t} + \lambda_4 Lev_{i,t} + \lambda_5 Roa_{i,t} \\ & + \lambda_6 Liquid_{i,t} + \lambda_7 Growth_{i,t} \\ & + \lambda_8 Top1_{i,t} + \lambda_9 Board_{i,t} + \lambda_{10} List_{i,t} \\ & + \lambda_{11} Dual_{i,t} + \sum Year + \sum Industry \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

实证结果见表11,在合并中介变量时,样本较主回归样本有少量缺失,其中列(2)、列(3)分别是中介变量信息披露质量(KV)与信用评级等级(Rating_L)的回归结果以及信息披露质量(KV)加

入信用评级与股票错误定价的回归结果。结果显示,信用评级等级与信息披露质量呈正相关关系但不显著,列(3)中信息披露质量与股票错误定价的估计系数为负但不显著,未能满足中介效应的三步法检验,也没有通过sobel检验。可见,信用评级等级相比是否具有信用评级可提供的增量信息有限,因而没有通过信息披露质量发挥信息效应。表11中列(4)、列(6)分别是中介变量投资者关注(Turnover)和融资约束(SA)与信用评级(Rating_L)的回归结果。结果显示,信用评级(Rating_L)的估计系数分别为0.029和-0.032并在5%和1%的置信水平上显著,说明信用评级等级越高,投资者关注越高;信用评级等级越高,融资约束越低。列(5)、列(7)是分别加入中介变量后信用评级与股票错误定价的实证结果。由表可见,信用评级(Rating_L)估计系数分别为-0.080和-0.063,依旧均在1%的水平上显著为负,投资者关注(Turnover)的估计系数为-0.086,在1%的置信水平上显著为负,以及融资约束(SA)的估计系数为0.619,在1%的置信水平上显著为正。以上回归结果符合中介效应的三步法,表明投资者关注和融资约束分别在信用评级与股票错误定价间发挥了部分中介效应,验证了信用评级等级带来的监督治理作用。

表 11 信用评级等级与股票错误定价机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Deviation</i>	<i>KV</i>	<i>Deviation</i>	<i>Turnover</i>	<i>Deviation</i>	<i>SA</i>	<i>Deviation</i>
<i>Rating_L</i>	-0.083 *** (-5.882)	0.002 (1.475)	-0.082 *** (-5.877)	0.029 ** (2.520)	-0.080 *** (-5.714)	-0.032 *** (-10.488)	-0.063 *** (-4.429)
<i>KV</i>			-0.011 (-0.055)				
<i>Turnover</i>					-0.086 *** (-3.790)		
<i>SA</i>							0.619 *** (7.423)
<i>Constant</i>	-2.454 *** (-8.598)	0.534 *** (20.151)	-2.448 *** (-8.047)	3.184 *** (13.819)	-2.181 *** (-7.425)	-6.167 *** (-99.320)	1.363 ** (2.323)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 025	3 025	3 025	3 025	3 025	3 025	3 025
<i>Adj/Pseudo R²</i>	0.084	0.367	0.083	0.786	0.088	0.878	0.100
<i>F</i>	7.905	44.896	7.710	277.873	8.097	543.634	9.196

七、研究结论与建议

自2014年出现首例债券违约以来,信用评级便受到投资者的诸多关注。本文以2008—2019年A股上市公司为研究对象分析信用评级有效性。研究结论发现:(1)与不具有信用评级的企业相比,具有信用评级的企业股票错误定价水平较低;(2)信用评级等级越高,股票错误定价水平越低;(3)金融脱媒程度越高,越有利于信用评级缓解股票错误定价水平;(4)在国有企业以及战略差异度高的企业中更能凸显信用评级对股票错误定价水平的缓解作用;(5)信用评级上调对股票错误定价没有影响,信用评级下调会加剧股票错误定价;(6)企业信用评级通过缓解信息不对称和降低盈余管理水平作用于股票错误定价;(7)投资者关注以及融资约束是信用评级等级与股票错误定价间的中介机制。

基于以上结论提出几点建议和启示:首先,对于投资者来说,信用评级能够有效改善市场信息环境,同时也督促管理层减少盈余管理实施,对投资者投资行为和定价决策具有一定的参考借鉴意义,尤其是面对采取战略差异度较大企业时可借助信用评级信息科

学分析企业基本面。但市场上存在评级膨胀、评级等级间区分度不足等现实问题,不仅有必要提醒投资者不可过度依赖评级信息,特别是非国有企业的评级信息还需要综合多方面因素考察,避免带来巨大的投资损失。其次,对于有关监管部门来说,信用评级积极作用的发挥体现了近年来监管部门对评级行业的整顿有一定成效,尤其是在金融脱媒这一大环境下,更加有效发挥了信用评级的积极作用,但高评级债券高频违约还未得到有效遏制,因此,仍需要监管部门进一步强化对信用评级机构的监督与引导,加强信用评级制度建设,为信用评级的信息功能和治理功能“保驾护航”。此外,企业在评级下调压力下更容易做出短视行为,还需有关部门着重监管信用评级出现下调的企业,避免出现信息操纵行为,扰乱信息市场,损害投资者利益。同时,有关部门也应积极努力改善企业的融资环境,拓宽融资渠道。总之,本文结论有助于为投资者理清信用评级与股票市场之间的关系,引导其合理地运用评级结果进行投资决策,同时也为我国有关监管部门加强信用评级行业的治理与规范提供了相应的经验证据。

参考文献

- [1] 潘越. 信用评级信息效应对证券分析师盈余预测的影响 [J]. 征信, 2019 (6): 38-43, 60.
- [2] 林晚发, 赵仲匡, 刘颖斐, 宋敏. 债券市场的评级信息能改善股票市场信息环境吗? ——来自分析师预测的证据 [J]. 金融研究, 2020 (4): 66-185.
- [3] Arnoud W A B, Milbourn T T, Schmeits A. Credit Ratings as Coordination Mechanisms [J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19 (1): 81-118.
- [4] 施先旺, 刘琪, 李腾. “发行人付费”下债券信用评级质量演变: 2008—2018 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (3): 37-57.
- [5] Jiang J X, Harris Stanford M, XIE Y. Does It Matter Who Pays for Bond Ratings? Historical Evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 105 (3): 607-621.
- [6] Bolton P, Freixas X, Shapiro J. The Credit Ratings Game [J]. Journal of Finance, 2012, 67 (1): 85-111.
- [7] Lewis M. The big short: inside the doomsday machine [M]. New York: W. W. Norton & Company, 2010: 23-35.
- [8] 寇宗来, 盘宇章, 刘学悦. 中国的信用评级真的影响发债成本吗? [J]. 金融研究, 2015 (10): 81-98.
- [9] 李琦, 罗炜, 谷仕平. 企业信用评级与盈余管理 [J]. 经济研究, 2011 (S2): 88-99.
- [10] 王生年, 王松鹤. 内部治理与资产误定价: 内控体系建设视角 [J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2018 (11): 95-112.
- [11] May A. The Impact of Bond Rating Changes on Corporate Bond Prices: New Evidence from the Over-The-Counter Market [J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34 (11): 2822-2836.
- [12] 林晚发, 陈晓雨. 信用评级调整有信息含量吗? ——基于中国资本市场的证据 [J]. 证券市场导报, 2018 (7): 29-37.
- [13] 何平, 金梦. 信用评级在中国债券市场的影响力 [J]. 金融研究, 2010 (4): 15-28.
- [14] Agarwal S, Hauswald R. Distance and Private Information in Lending [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23 (7): 2757-2788.
- [15] 沈红波, 廖冠民. 信用评级机构可以提供增量信息吗——基于短期融资券的实证检验 [J]. 财贸经济, 2014 (8): 62-70.
- [16] Poon W P H, Chan K C. An Empirical Examination of the Informational Content of Credit Ratings in China [J]. Journal of Business Research, 2008, 61 (7): 790-797.
- [17] Mathis J, McAndrews J, Rochet J. Rating the Raters: Are Reputation Concerns Powerful Enough to Discipline Rating Agencies? [J]. Journal of

- Monetary Economics, 2009, 56 (5): 657-674.
- [18] Lee J L. Credit Raters In China Take Generous View [J]. Wall Street Journal Eastern Edition, 2006, 16 (2): 72-80.
- [19] Caton G L, Chiyachantana C N, Chua C, et al. Earnings Management Surrounding Seasoned Bond Offerings: Do Managers Mislead Ratings Agencies and the Bond Market? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2011, 46 (3): 687-708.
- [20] 林晚发, 刘颖斐. 信用评级调整与企业战略选择——基于盈余管理与企业社会责任视角的分析 [J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2018 (6): 86-97.
- [21] Kim Y S, Kim Y, Song K R. Credit Rating Changes and Earnings Management [J]. Asia-Pacific Journal of Financial Studies, 2013, 42 (1): 109-140.
- [22] Jiang J X. Beating Earnings Benchmarks and the Cost of Debt [J]. Accounting Review, 2008, 83 (2): 377-416.
- [23] 马榕, 石晓军. 中国债券信用评级结果具有甄别能力吗? ——基于盈余管理敏感性的视角 [J]. 经济学 (季刊), 2016 (1): 197-216.
- [24] 赵立军, 张瑾. 信用评级机构能对发债企业进行有效监督吗? ——基于主体信用评级对股利政策影响的视角 [J]. 华东经济管理, 2019 (12): 145-153.
- [25] 林晚发, 何剑波, 周畅, 张忠诚. “投资者付费”模式对“发行人付费”模式评级的影响: 基于中债资信评级的实验证据 [J]. 会计研究, 2017 (9): 62-68, 97.
- [26] Rhee R J. Why Credit Rating Agencies Exist [J]. Economic Notes, 2015, 44 (2): 161-176.
- [27] Becker B, Milbourn T. How Did Increased Competition Affect Credit Ratings? [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101 (3): 493-514.
- [28] Sims C A. Implications of Rational Inattention [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50 (3): 665-690.
- [29] 权小锋, 吴世农. 投资者注意力、应计误定价与盈余操纵 [J]. 会计研究, 2012 (6): 46-53, 93.
- [30] 卢太平, 张东旭. 融资需求、融资约束与盈余管理 [J]. 会计研究, 2014 (1): 35-41, 94.
- [31] Kisgen D J. Credit Ratings and Capital Structure [J]. Journal of Finance, 2006, 61 (3): 1035-1072.
- [32] 秦凤鸣, 李明明. 信用评级与企业并购支付方式——基于上市公司的实证研究 [J]. 金融论坛, 2016 (2): 71-80.
- [33] Barber B M, Odean T. All that Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors [J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21 (2): 785-818.
- [34] 王生年, 张静. 投资者关注对资产误定价的影响路径——基于信息透明度的中介效应研究 [J]. 财贸研究, 2017 (11): 101-109.
- [35] Burgoon J K. Interpersonal Expectations, Expectancy Violations, and Emotional Communication [J]. Journal of Language and Social Psychology, 1993, 12 (1/2): 30-48.
- [36] Frankel R, Lee C M C. Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-Sectional Stock Returns [J]. Journal of Accounting & Economics, 1998, 25 (3): 283-319.
- [37] 徐寿福, 徐龙炳. 信息披露质量与资本市场估值偏误 [J]. 会计研究, 2015 (1): 40-47, 96.
- [38] 刘星, 张智慧, 杨玲璇. 分析师跟踪会影响企业主体信用评级吗? ——基于我国信用债市场的经验证据 [J]. 财贸研究, 2021 (1): 69-82.
- [39] 翟玲玲, 吴育辉. 信用评级的融资与监督效应——来自企业并购的证据 [J]. 南开管理评论, 2021 (1): 27-38, 45-47.
- [40] 许晨曦, 尚铎. 放松卖空约束与企业信用评级 [J]. 中南财经政法大学学报, 2020 (3): 147-156.
- [41] 吴育辉, 翟玲玲, 吴世农. 信用评级与资本结构——来自中国A股上市公司的经验证据 [J]. 厦门大学学报 (哲学社会科学版), 2019 (4): 41-52.
- [42] 代冰彬, 尹雪妹, 陈亚婷, 等. 信用评级与股价崩盘风险 [J]. 会计论坛, 2019 (2): 63-85.
- [43] 应展宇. 中国经济运行中的债券融资变迁: 金融脱媒视角 [J]. 经济理论与经济管理, 2019 (2): 34-43.
- [44] 赵瑞娟, 秦建文. 金融供给侧结构性改革背景下的金融脱媒效应——基于利率和资产价格双渠道的分析 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (9): 35-43.
- [45] 白俊, 连立帅. 信贷资金配置差异: 所有制歧视抑或禀赋差异? [J]. 管理世界, 2012 (6): 30-42, 73.
- [46] 吴育辉, 张润楠. 信用评级、股权属性与公司投资不足 [J]. 证券市场导报, 2016 (7): 26-32.
- [47] 王化成, 张修平, 侯然然, 李昕宇. 企业战略差异与权益资本成本——基于经营风险和信息不对称的中介效应研究 [J]. 中国软科学, 2017 (9): 99-113.
- [48] 刘会芹, 施先旺. 企业战略差异对分析师行为的影响 [J]. 山西财经大学学报, 2018 (1): 112-123.
- [49] 叶康涛, 张姗姗, 张艺馨. 企业战略差异与会计信息的价值相关性 [J]. 会计研究, 2014 (5): 44-51, 94.
- [50] Boot A W A, Milbourn T T, Schmeits A. Credit Ratings as Coordination Mechanisms [J]. Review of Financial Studies, 2006, 19 (1): 81-118.
- [51] 姜付秀, 石贝贝, 马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束 [J]. 经济研究, 2016 (6): 83-97.
- [52] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [53] 马丹, 王春峰, 房振明. 机构调研行为的示范效应研究——基于深证“互动易”平台的实验证据 [J]. 运筹与管理, 2021 (4): 172-177.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

数字普惠金融与流动人口家庭相对贫困

Digital Financial Inclusion and the Relative Poverty of Migrant Workers' Family

蒋晓敏 周战强 张博尧

JIANG Xiao-min ZHOU Zhan-qiang ZHANG Bo-yao

[摘要] 在解决绝对贫困问题之后,相对贫困成为我国当前乃至未来较长时间内需要解决的重点议题。本文基于北京大学金融研究中心发布的数字普惠金融数据、中山大学中国劳动力动态调查及中国城市统计数据,分析了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。结果表明数字普惠金融显著提高了流动人口家庭相对贫困的概率,这一影响是通过减少流动人口家庭在本地社会参与实现的。家庭人力资本水平低、社会保险缺乏加深了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。此外,数字普惠金融对农业户籍、流入东部地区、金融监管较弱地区流动人口家庭相对贫困的影响较大。为缓解数字普惠金融带来的流动人口家庭相对贫困,应加强金融市场监管,营造健康安全的数字普惠金融发展环境;努力缩小数字鸿沟,提升流动人口的知识技能水平;深化社会保险制度改革,提高流动人口的社会保险参与度。

[关键词] 数字普惠金融 流动人口 人力资本 社会保险 相对贫困

[中图分类号] F832 F49 C924.24 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0045-14

Abstract: The relative poverty has become a key problem to be solved at present and for a long time after the eradication of the absolute poverty in China. We analyze the impact of digital financial inclusion on the relative poverty of migrant workers' family based on the data of the Digital Financial Inclusion Index released by the Center for Financial Research of Peking University, China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) of Sun Yat-sen University and China city statistics. We find that the digital financial inclusion significantly increases the likelihood of the relative poverty of the migrant workers' family, which is realized by decreasing their social participation. The impact of the digital financial inclusion is exacerbated by their low household human capital and lack of social insurance. In addition, the digital financial inclusion has a greater impact on the relative poverty of migrant workers' family with agricultural household, in eastern China and in regions with weak financial supervision. In order to alleviate their relative poverty caused by the digital financial inclusion, the government should strengthen the supervision of financial market to create a favorable environment for the development of the digital financial inclusion, bridge migrant workers' digital divides, enhance their knowledge and skills, and deepen the reform of the social security system to increase their participation in social insurance.

Key words: Digital financial inclusion Migrant workers Human capital Social insurance Relative poverty

[收稿日期] 2021-06-16

[作者简介] 蒋晓敏,女,1991年7月生,中央财经大学经济学院博士研究生,主要研究方向为行为经济学;周战强,男,1970年4月生,中央财经大学经济学院教授,主要研究方向为行为经济和行为金融;张博尧,男,1997年11月生,中央财经大学经济学院硕士研究生,主要研究方向为行为经济学。本文通讯作者为周战强,联系方式为zhouzhanqiang@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“新型城镇化进程中身份认同对农民工经济行为的影响研究”(项目编号:20BRK017)。

感谢匿名审稿人和编辑老师提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

党的十八大以来,党中央把脱贫攻坚摆在治国理政的突出位置。经过8年的努力,现行标准下9899万农村贫困人口全部脱贫,取得了脱贫攻坚战的全面胜利,这意味着存在中国数千年的绝对贫困问题得到解决。我国反贫困的战略重心由解决绝对贫困转向治理相对贫困,以巩固拓展脱贫攻坚成果,让脱贫基础更加稳固、成效更可持续。

我国城乡二元结构以及工业化、市场化进程决定了我国的相对贫困不仅在农村和城市同时存在,还具有流动性特征。尤其是20世纪90年代以来,我国流动人口大幅增加。2020年第七次人口普查的数据显示,我国流动人口已达到3.76亿^①。根据原国家卫生计生委2017年进行的流动人口动态监测调查,流动人口的相对贫困比例并不低,达到18.89%;在相对贫困的流动人口中,绝大多数是农民工,其占比达到89.81%。而且受户籍、公共福利制度、劳动力市场歧视、自身教育水平和社会资源等因素的影响,流动人口较城镇本地居民更易于陷入相对贫困状态(杨洋和马骁,2012^[1];杨舸,2017^[2])。流动人口为流入地经济社会发展做出了重要贡献,然而作为边缘群体,其利益容易受到忽视。正确面对和解决这一群体的相对贫困问题,对于巩固脱贫攻坚成果、缩小收入差距、实现共同富裕等具有重要意义。

相对贫困群体收入水平低,其发展缺少必要的资金。普惠金融立足于机会平等,把农民、城镇低收入群体等作为重点服务对象。它能够汇集金融资源,降低金融服务的门槛,增加金融服务的可获性,在消除贫困、实现社会公平与和谐中具有重要的作用(Beck等,2007^[3]; Jones, 2008^[4]; 李建军等,2020^[5]),但也有少数研究从金融资源配置效率、收入增长效应异质性角度发现普惠金融减贫效果有限或不明显(Arestis和Caner, 2009^[6]; 杨艳琳和付晨玉,2019^[7])。最近几年,随着数字普惠金融的迅速发展,学者们开始研究数字普惠金融对贫困和相对贫困的影响(孙继国等,2020^[8]; 张栋浩等,2020^[9])。这些研究主要关注的是城市或农村常住居民群体,很少专门关注规模巨大的流动人口群体。相对于本地居民,流动人口收入较低、受教育水平较低,更易受到数字鸿沟的限制(邱泽奇等,2016^[10])。在这种情况下,他们能

否借助数字普惠金融发展带来的机会,提高自身的收入水平,避免或减少陷入相对贫困的可能,是在巩固脱贫攻坚成果阶段亟需认真探讨和解决的问题。

本文借助中山大学中国劳动力动态调查数据(CLDS)、北京大学金融研究中心发布的数字普惠金融数据和中国城市统计数据,探讨了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。结果表明数字普惠金融的发展显著提高了流动人口家庭相对贫困的可能性,这一影响可能是通过减少流动人口家庭在本地的社会参与实现的,并且较低的家庭人力资本、缺乏社会保险会加深这一影响。本文的主要贡献在于:一是着眼于已有研究很少关注的流动人口这一特殊人群的相对贫困问题,从迅速发展的数字普惠金融角度,阐释数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响规律,丰富和拓展了相对贫困领域的研究;二是探讨了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响机制,认为数字普惠金融减少了流动人口家庭在本地的社会参与,进而提高其陷入相对贫困的可能性;三是分析了人力资本和社会保险在数字普惠金融与流动人口家庭相对贫困关系中的调节作用,深化了对两者关系的认识。

二、文献综述

影响相对贫困的因素十分复杂,既有微观因素,又有宏观因素。在微观层面上,个体的物质资本、人力资本、社会资本对相对贫困有很大影响。Gustafsson和Ding(2020)^[11]对2002—2013年中国城镇相对贫困问题研究发现,就业机会缺乏、抚幼和养老负担沉重的居民积累的物质资本较少,更有可能陷入相对贫困的状况。受教育程度、技能培训是人力资本的重要衡量标准。李实等(2020)^[12]认为不同受教育群体的相对贫困状况存在差别,初中以上学历劳动者的相对贫困状况呈现增长的趋势。罗明忠等(2020)^[13]发现职业技能培训能够降低农户的相对贫困状况,但农业技能培训的影响程度更高,非农业技能培训对农户多维贫困的影响则更为显著。对于贫困农户而言,社会网络中的资源能够为农户提供改善自身状况所需要的发展能力(周晔馨和叶静怡,2014^[14])。谭燕芝和张子豪(2017)^[15]认为社会网络关系能够帮助农户缓解融资约束,改善农户多维贫困的状况。就宏观层面而言,基本公共服务、分配制

① 数据来源:第七次全国人口普查主要数据情况, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210510_1817176.html。

度、市场化、产业智能化等会影响劳动者个体或者家庭的相对贫困状况。温兴祥和郑子媛 (2020)^[16]发现基本公共服务过多集中在城市,存在地区和群体差异,公共服务分配不均衡,将导致相对贫困问题的出现。李永友和沈坤荣 (2007)^[17]认为相对贫困问题的出现主要是由于财富初始分配环节中不同行业间劳动力要素价格的差异,财富分配的差距必然导致弱势收入群体感到相对贫困。王春超和叶琴 (2014)^[18]发现市场化有助于促进知识和信息的传播,缩小贫富差距,缓解农民工相对贫困的状况。杨飞和范从来 (2020)^[19]提出产业智能化能够通过创造新的就业机会,提高生产效率,改善低收入者的收入状况,缩小收入差距,促进中国益贫式发展。

解决贫困问题,离不开金融,尤其是普惠金融的支持。Dupas 和 Robinson (2013)^[20]认为普惠金融能够汇集金融资源,使得投资和支付更加便利化,提高储蓄转化为投资的效率,促进经济增长。Burgess 和 Pande (2005)^[21]认为普惠金融能够降低信贷门槛限制,让更多农民享受到低成本的金融服务,从而缩小城乡收入差距,缓解农村贫困状况。Miled 和 Rejeb (2015)^[22]发现普惠金融的发展能够增加金融产品和服务的可获得性,改善居民贫困状况。Jones (2008)^[4]提出普惠金融能够通过增加资本积累和正规借贷,改善家庭在健康、教育等方面的贫困现状,提高家庭的幸福感水平。然而也有少数研究认为普惠金融会降低金融资源配置效率,对不同收入群体的收入增加效应存在差异,导致扶贫效果有限或不明显 (Arestis 和 Caner, 2009^[6]; 杨艳琳和付晨玉, 2019^[7])。出现不一致结论可能是因为普惠金融对不同群体贫困状况的影响存在差异,朱一鸣和王伟 (2017)^[23]研究发现,普惠金融为高收入者带来的收入增长效应要大于低收入者。Kondo 等 (2008)^[24]提出普惠金融并不能改变极端贫困者的贫困状况。此外,普惠金融对贫困的影响并非独立于个人生存所需的内外部环境, Sahay 和 Cihak (2018)^[25]认为普惠金融的发展应该避免在单一路径上实现,“孤岛心理”的存在不利于发挥普惠金融在经济发展中的积极作用。

伴随着互联网的普及和数字技术的发展,数字普惠金融成为普惠金融发展的重要方向。数字普惠金融对相对贫困影响的研究开始受到关注,其影响渠道可能有信贷约束、创业机会、人力资本、物质资本积累和信息鸿沟等 (孙继国等, 2020^[8]; 张栋浩等, 2020^[9]; 谢升峰等, 2021^[26])。孙继国等 (2020)^[8]研究发

现,数字普惠金融能够通过降低信贷门槛、增加信贷供给、化解金融风险、增加居民创业来缓解相对贫困的状况。张栋浩等 (2020)^[9]基于多维贫困的视角,对农村地区的相对贫困进行研究发现,数字普惠金融通过提高人力资本和物质资本能够显著改善收入、教育、生活等方面的贫困,对健康方面的贫困影响则不显著。而谢升峰等 (2021)^[26]认为数字普惠金融会通过信息鸿沟对居民相对贫困产生影响,这种影响呈现出先升高后降低的特点,在数字普惠金融发展的早期,高低收入者之间的数字普惠金融使用不平衡将会带来信息使用的鸿沟,从而提高相对贫困的状况,但在数字普惠金融发展较高的阶段,信息鸿沟将减少,居民相对贫困的状况会相应得到改善。

可以看出,已有文献关注的主要是城市和农村常住居民的相对贫困,对流动人口的相对贫困关注得很少。虽然国内外关于普惠金融与贫困、多维贫困的研究较多,但数字普惠金融对相对贫困影响的研究还处于起步阶段,得出的结论存在分歧,尚需要进一步讨论。因此,本文基于中山大学中国劳动力动态调查数据 (CLDS)、北京大学金融研究中心发布的数字普惠金融数据和城市统计数据,探讨数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。

三、研究假设

近年来,数字普惠金融成为普惠金融的重要发展方向。与传统普惠金融相比,数字普惠金融增加了金融产品和服务供给 (Miled 和 Rejeb, 2015^[22]),减少了金融供给方地理位置和营业时间的约束,降低了金融服务的门槛和成本 (Burgess 和 Pande, 2005^[21]),提高了金融服务的可达性和可得性,能够让更多人有机会享受到更加便利化的金融服务。但是数字普惠金融并没有改变自身的金融逻辑,其本质仍然是一种商业行为,是在成本可负担及商业可持续原则下开展的,它要求惠及对象具有必要的物质资本、一定风险承受能力。相对于本地居民,流动人口收入较低,拥有的物质资本较少,抗风险能力较弱,导致他们有可能缺少必要条件,无法利用数字普惠金融服务。

数字普惠金融不仅涉及资金使用风险,还涉及网络安全、信息安全等。我国数字经济发展迅速,无论在初创还是成长阶段其所受的监管相较于传统金融较少,网络安全和信息安全存在较多漏洞 (唐松等, 2020^[27])。从 2016 年至 2018 年,全国法院审理结案的网络犯罪案件在全国刑事案件中的占比呈逐年攀升

的趋势。2018年网络犯罪案件量同比增加50.91%，其中网络诈骗案件占比高达30%^①。网络安全和犯罪问题导致人们对于数字普惠金融的信任程度降低，使用积极性下降。与本地居民相比，流动人口利用互联网投资积极性不高。根据2017年中国家庭金融调查数据显示，流动人口使用互联网理财大都在2万元以下，远低于本地人的投资水平。

数字普惠金融为惠及对象提供了均等的受益机会，但是并不意味着他们的受益是均等的。Sen (1999)^[28]认为贫困产生于对人们可行能力的剥夺。一方面，由于存在数字鸿沟，不用或者少用互联网、移动通讯设备的人群没有相关数据信息，无法或难以获得这类金融服务。另一方面，缺少必要金融知识和素养的个体不太可能利用数字普惠金融带来的受益机会。流动人口平均受教育水平仅为初中，比本地居民的要低一些，金融知识和素养相对缺乏，使用互联网、移动通讯设备的范围较小、频率较低，导致他们与本地居民在数字普惠金融利用上存在差异，受益机会也不均等。可见，数字普惠金融面临着一些需要金融服务的流动人口因为缺少必要的物质资本、风险承受能力等导致的“不能用”问题、因为网络安全以及网络诈骗导致的“不敢用”问题、因为存在“数字鸿沟”与金融知识及素养缺乏造成的“不会用”问题，导致流动人口在数字普惠金融的使用机会、程度、频率、范围等方面不及本地居民，由此带来的收入增加也不及本地居民，拉大了他们的收入差距，导致流动人口更可能陷入相对贫困。因此，本文提出研究假设1。

假设1：数字普惠金融显著提高了流动人口家庭相对贫困的概率。

社会参与是社会资本的重要组成部分（陆迁和王昕，2012^[29]），人们通过积极参与社会组织或团体活动，增强了社会信任，拓宽了社会网络规模，获取到更多的机会和资源，从而改善自身收入状况。在传统的社会交往过程中，流动人口面对陌生的流入地环境，为打破隔阂，尽快融入流入地，会参加各种各样的社会组织，与他人进行社会交往，利用社会资本带来更多的物质回报（Bourdieu，1984^[30]）。但近些年以互联网为代表的信息技术的应用和推广，在给流动人口带来生活便利的同时，也带来了生活方式的巨大

变革，尤其是以互联网技术为基础的数字普惠金融的发展，一方面为流动人口提供了更加灵活多样的资金使用方式，使得他们突破了传统金融的限制，降低了传统私人借贷行为发生的可能性（吴雨等，2020^[31]），也打破了在资金获取上对传统关系的依赖。他们将较多时间用于信息的搜寻和识别上，在社会交往中更有针对性地选择“朋友圈”，减少了对本地线下社会组织或团体活动的参与（Kraut等，1998^[32]；McPherson等，2006^[33]）。另一方面，网络诈骗案件频发，人们之间的信任程度下降，流动人口在本地参与社会团体或组织活动方面变得更为谨慎。这不利于流动人口在本地构建新型社会网络关系，扩大其社会网络规模和异质性，不利于他们获得更多的收入，有可能陷入相对贫困的状况。因此，本文提出研究假设2。

假设2：数字普惠金融降低了流动人口在本地社会参与程度，从而提高了其家庭相对贫困的概率。

教育是人力资本投资的重要形式，受教育水平的差别会影响流动人口对数字普惠金融的利用程度（邱泽奇等，2016^[10]）。一般来说，受教育水平越高的个体具备更高的学习理解能力，花费较少的精力和成本就能够了解互联网、金融等知识，更倾向利用网络进行互联网资本的积累（DiMaggio和Hargittai，2001^[34]），而且他们对风险的抵御能力更强（彭澎和徐志刚，2021^[35]），能利用金融资源更好地为自己服务（Maladonado和González-Vega，2008^[36]；Ligon和Schechter，2003^[37]），提高其收入水平，这扩大了不同受教育水平流动人口使用数字普惠金融带来的收入差距，导致受教育水平较低的流动人口家庭陷入相对贫困的可能性更大。因此，本文提出研究假设3。

假设3：较低的人力资本水平加剧了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。

社会保险主要包括养老、医疗、工伤、失业和生育保险。根据中山大学中国劳动力动态调查数据（CLDS），上述五险全部参加的受访流动人口仅占8.85%，可见流动人口社会保险的参与程度较低。社会保险能够有效化解风险，实现风险分担（Walker，2005^[38]），具有收入维持的功能，能够有效克服家庭生存环境的脆弱性，阻止收入差距的进一步扩大，实现社会公平（李棉管 and 岳经纶，2020^[39]）。一方面，

① 数据来源：2019年最高法院发布网络犯罪大数据报告以及电信网络诈骗犯罪典型案例，<https://www.chinacourt.org/index.php/article/detail/2019/11/id/4644045.shtml>。

拥有社会保险的流动人口能够借助社会的力量有效分散风险,避免因疾病或意外事故冲击所导致的生产性投资和人力资本投资下降(Hamid等,2011^[40]),更有条件利用数字普惠金融,发挥数字普惠金融低门槛、金融产品和服务易获得的优势,抓住更多机会,提高收入水平(谢绚丽等,2018^[41]),降低陷入相对贫困的可能性。另一方面,拥有社会保险的流动人口,能够有效保持健康,增加劳动力供给(Fogel,1994^[42]),获得稳定的收入来源,利用数字普惠金融所带来的机会,有效提高收入水平,更有可能摆脱相对贫困。因此,本文提出研究假设4。

假设4:社会保险的缺乏加剧了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。

四、数据、变量及模型设定

(一) 数据来源

本文使用的数据来源有三种:一是流动人口数据,来自中山大学中国劳动力动态调查数据(CLDS)。该数据于2011年开始试调查,2012年开启正式调查,之后每两年进行一次,采用PPS抽样和轮换样本追踪调查的方式,覆盖中国29个省份(除港澳台、西藏、海南外)。该调查涉及受访者的个人、家庭、村居三个层面,包含受访者的基本情况、教育、工作、迁移、健康、社会参与、经济活动、基层组织等领域,能够较好地反映中国剧烈变迁的社会现状。本文使用的是2012、2014、2016年劳动力动态调查数据中的流动人口家庭面板数据。二是数字普惠金融数据,来自北京大学金融研究中心发布的数字普惠金融指数。该数据是由北京大学金融研究中心和蚂蚁金服集团从2011年开始采用无量纲化的方法联合编制,覆盖中国31个省份、337个地级市以及2800个县城城市(除港澳台外)。它包含数字金融覆盖广度、使用深度和普惠金融数字化程度3个子维度,共计33个具体指标,能够较好地反映数字普惠金融的发展状况。三是城市层面统计数据来自1985、2012、2014、2016年的《中国城市统计年鉴》。本文将2011、2013、2015年城市数字普惠金融数据分别与2012、2014、2016年劳动力动态调查及城市统计数据进行匹配。经过数据的清洗和处理,共得到有效样本量3560个。

结合所用数据,本文将流动人口界定为户籍所在区(县、市)乡镇/街道以外居住的人员,户主的居住地和户口所在地不一致的家庭为流动人口家庭。

(二) 变量及其描述性统计

1. 因变量。

本文的因变量是相对贫困。关于相对贫困的衡量,大多数研究倾向使用人均可支配收入中位数或平均数的40%、50%或者60%作为相对贫困线(Fuchs,1969^[43];World Bank,2001^[44])。收入中位数的设置标准不易受到收入两端人群的影响,结果较为稳健(Preston,1995^[45];Gottlieb和Fruman,2011^[46];李实等,2020^[12]),但使用收入中位数的多大比例合适尚无一致结论。若比例过高,则需要脱贫的个人或家庭相对较多,给政府带来的压力相对较大,若比例较低,则政府短期脱贫的压力相对较小(李实等,2020^[12]),达不到使尽可能多的贫困人口脱贫的目标。考虑到我国城乡一体化趋势,本文将各城市家庭人均收入中位数50%作为相对贫困线,若问卷中流动人口家庭人均收入处于各城市家庭人均收入中位数的50%以下,则相对贫困设置为1,否则设置为0。样本中,大约有19.75%的流动人口家庭处于相对贫困的状况。

2. 核心自变量。

本文的核心自变量是数字普惠金融。参考已有文献(谢绚丽等,2018^[41];张勋等,2019^[47];吴雨等,2020^[31]),本文利用数字普惠金融指数作为该变量的衡量指标。为深入研究数字普惠金融的影响,本文也利用数字普惠金融指数的子维度即数字金融覆盖广度、数字金融使用深度、普惠金融数字化程度做了进一步分析。因该指数采用无量纲化的标准,为方便处理,本文将该指数及其子维度都使用了除以100的处理方法。

3. 中介变量。

社会参与。户主是家庭收入的主要贡献者,本文将户主在本地社会参与作为家庭社会参与的代理指标。根据问卷中的问题,将户主在本地“居委会、社工机构、业主委员会、休闲/娱乐/体育俱乐部/沙龙、学习/培训机构、同乡会、宗亲组织、公益/社会组织/志愿者团体、宗教组织”等社团或社会组织参与状况设置为计数变量,若在本地社会团体或组织参与数量每增加一个,该变量分数增加1,分数越高,表明该户主社会参与程度越高。样本中家庭平均参与1个社会组织,社会参与程度较低。

4. 调节变量。

(1) 人力资本。以受教育程度为主的人力资本积累能够改善劳动力质量,提高劳动者的市场竞争力

(邱泽奇等, 2016^[10])。本文根据流动人口家庭的平均受教育程度衡量人力资本, 若其处于初中及其以下, 则人力资本变量设置为 1, 否则设置为 0。样本中流动人口家庭的人力资本水平较低, 大约有 55.56% 的家庭平均受教育程度处于初中及以下。

(2) 社会保险。参加社会保险能够帮助流动人口避免因疾病、意外事故、失业等陷入贫困的风险, 是一个家庭抗风险能力的重要衡量标准 (Akotey 和 Adjasi, 2014^[48]; 刘子宁等, 2019^[49])。根据问卷中的问题, 若作为家庭主要劳动力收入来源的户主没有参与医疗、养老或者其他任一类社会保险, 则社会保险参与变量设置为 1, 否则设置为 0。样本中大约有 17.33% 的流动人口尚未参与任何社会保险, 流动人口的生存环境较为脆弱。

5. 控制变量。

参考已有文献, 本文控制了户主个人基本特征、家庭特征和城市特征三类变量。其中户主个人基本特征变量包括户主性别、婚姻状况、健康状况等。若户主为男性, 则户主性别变量为 1, 否则为 0。样本中男性户主多于女性户主, 其占比高达 77.47%。若户主已婚或再婚, 则户主婚姻状况变量为 1, 否则为 0。样本中已婚或再婚的户主占比为 83.12%。户主的健

康状况分为非常不健康、比较不健康、一般、健康、非常健康, 分别赋值为 0、1、2、3、4。样本中户主的平均健康状况较好。家庭特征变量包括家庭人口规模、老年抚养比、家庭劳动力平均年龄、家庭劳动力平均年龄平方、家庭收支比等变量。流动人口家庭规模平均为 3.33 人。老年抚养比为家庭 64 岁以上人口数在家庭 15~64 岁劳动力总人口数中的占比。样本中流动人口家庭的老年抚养比为 10.48%。流动人口家庭劳动力较为年轻, 平均为 37 岁。家庭收支比为家庭总收入占家庭总支出的比重, 样本中大多数流动人口家庭一半以上的收入用于支出。城市特征变量包括金融水平、第三产业占 GDP 的比重、外商投资比重、每万人医生人数等变量。金融发展水平为各城市年末金融机构贷款余额占 GDP 的比重, 样本中各城市金融投资额较高, 金融发展水平相对较好。第三产业占 GDP 的比重为各城市第三产业增加值占 GDP 的比重, 样本中第三产业对 GDP 的贡献较高, 占比达 51.43%。外商投资比重为外商固定资产投资额在 GDP 中的占比, 样本中外商固定资产投资积极性较高, 占比约为 28.73%。每万人中医生人数为各城市医生人数在总人口中的占比, 样本中医生人数相对缺乏, 医疗资源不足, 每万人中平均拥有 43 名医生。

表 1 描述性统计结果

变量名称	均值	方差	最小值	最大值	样本量
相对贫困	0.197 5	0.398 1	0.000 0	1.000 0	3 560
数字普惠金融	1.536 3	0.512 8	0.483 8	2.224 5	3 560
数字金融覆盖广度	1.575 3	0.539 5	0.312 1	2.428 9	3 560
数字金融使用深度	1.393 5	0.433 1	0.379 1	2.093 2	3 560
普惠金融数字化程度	1.663 5	0.723 8	0.192 0	2.560 1	3 560
社会参与	0.898 5	0.637 4	0.000 0	8.000 0	2 147
人力资本	0.555 6	0.497 0	0.000 0	1.000 0	3 560
社会保险	0.173 3	0.378 6	0.000 0	1.000 0	2 147
户主性别	0.774 7	0.417 8	0.000 0	1.000 0	3 560
户主婚姻状况	0.831 2	0.374 6	0.000 0	1.000 0	3 560
户主健康状况	2.932 7	0.941 0	0.000 0	4.000 0	3 553
家庭人口规模	3.331 7	1.695 2	1.000 0	18.000 0	3 560
老年抚养比	0.104 8	0.319 6	0.000 0	3.000 0	3 382
家庭劳动力平均年龄	37.081 4	8.877 8	15.000 0	64.000 0	3 382
家庭劳动力平均年龄平方	1 453.822 1	705.178 3	225.000 0	4 096.000 0	3 382
家庭收支比	1.911 5	1.772 5	0.000 0	16.666 7	3 352
金融水平	1.508 7	0.632 6	0.421 2	3.712 2	3 560
第三产业占 GDP 的比重	51.432 4	11.390 5	22.400 0	80.200 0	3 560
外商投资比重	0.287 3	0.223 2	0.000 2	0.813 1	3 518
每万人医生人数	42.770 4	20.135 3	9.444 4	83.595 3	3 503

(三) 模型设定

1. 基准模型。

由于流动人口家庭相对贫困是虚拟变量，本文设定了下列 Probit 模型分析数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。

$$Prob(poverty_{it}=1)=\Phi(\beta finance_{it}+X_{it}\gamma+\delta_i+\tau_t) \quad (1)$$

其中， $poverty_{it}$ 表示第*i*个家庭在*t*时期的相对贫困状况， $finance_{it}$ 为第*i*个家庭所在城市*t*时期的数字普惠金融发展状况， X_{it} 为户主个人基本特征、家庭特征、城市特征等控制变量向量， δ 为城市固定效应， τ 为年份固定效应， β 、 γ 是系数项。

2. 中介效应模型。

为研究数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响机制，根据 Baron 和 Kenny (1986)^[50]提出的方法，本文用模型 (1) 与下面模型 (2) 和 (3) 构建了中介效应模型：

$$medium_{it}=\gamma_0+\gamma_1finance_{it}+X_{it}\gamma_2+\delta_i+\tau_t+\sigma_{it} \quad (2)$$

$$Prob(poverty_{it}=1)=\Phi(\varphi_1medium_{it}+\varphi_2finance_{it}+X_{it}\varphi_3+\delta_i+\tau_t) \quad (3)$$

其中， $medium_{it}$ 为第*i*个家庭户主在*t*时期本地的社会参与。 γ_0 、 γ_1 、 γ_2 、 φ_1 、 φ_2 、 φ_3 为系数项， σ_{it} 为随机误差项。其他变量说明同模型 (1)。在 β 显著 的情况下，若 γ_1 和 φ_1 显著且符号为正，说明存在显著 中介效应；若 γ_1 和 φ_1 至少有一个不显著，用 Bootstrap 法检验零假设 $\gamma_1\varphi_1=0$ ，拒绝该零假设说明 存在显著中介效应，否则中介效应不显著（温忠麟 和叶宝娟，2014^[51]）。如果社会参与在数字普惠金融

与流动人口家庭相对贫困之间发挥中介效应，就说明 数字普惠金融通过流动人口的社会参与对其相对贫困 产生影响。

3. 调节效应模型。

为分析数字普惠金融与流动人口家庭相对贫困的 关系是否受到调节变量的影响，根据 Baron 和 Kenny (1986)^[50]的研究，本文设定了调节效应模型 (4)：

$$Prob(poverty_{it}=1)=\Phi(\beta finance_{it}+\eta adjust_{it} +\lambda finance_{it}\times adjust_{it}+X_{it}\gamma+\delta_i+\tau_t) \quad (4)$$

其中， $adjust_{it}$ 表示第*i*个家庭在*t*时期的调节变量人 力资本或社会保险， $finance_{it}\times adjust_{it}$ 为第*i*个家庭在*t* 时期核心解释变量数字普惠金融与调节变量的交互 项， η 、 λ 为系数项，其他变量说明同模型 (1)。

五、实证结果分析

(一) 基准模型回归结果

表 2 报告了基准模型即 Probit 模型的回归结果。 作为对照，在该表中也报告了 OLS 模型的估计结果。 其中，列 (1) 是仅保留数字普惠金融和城市及年份 固定效应的 Probit 回归结果；列 (2)、列 (3) 是逐 步加入户主个人基本特征、家庭特征、城市特征变量 的 Probit 回归结果，可以发现随着控制变量的不断加 入，数字普惠金融显著提高了流动人口家庭陷入相对 贫困的概率；列 (4)~列 (6) 为相应的 OLS 回归结 果，估计的数字普惠金融系数显著性和方向与 Probit 结果一致，结果较为稳健。这验证了假设 1。

表 2 基准模型回归结果

变量	相对贫困					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Probit	Probit	OLS	OLS	OLS
数字普惠金融	0.400 6 ** (0.169 7)	0.405 9 ** (0.170 0)	0.636 7 *** (0.191 5)	0.366 2 ** (0.174 5)	0.374 9 ** (0.173 7)	0.658 2 *** (0.196 4)
户主性别		0.004 3 (0.016 7)	0.003 7 (0.016 5)		0.000 7 (0.016 9)	-0.001 0 (0.016 9)
户主婚姻状况		0.016 0 (0.018 8)	-0.040 5 ** (0.020 0)		0.013 1 (0.018 6)	-0.061 9 *** (0.020 4)
户主健康状况		-0.041 9 *** (0.007 0)	-0.025 6 *** (0.007 0)		-0.045 3 *** (0.007 4)	-0.030 1 *** (0.007 5)
家庭人口规模			0.068 1 *** (0.004 2)			0.074 2 *** (0.004 6)
老年抚养比			0.006 9 (0.020 0)			0.007 7 (0.021 9)
家庭劳动力平均年龄			-0.024 8 *** (0.004 8)			-0.027 7 *** (0.005 1)

续前表

变量	相对贫困					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Probit	Probit	OLS	OLS	OLS
家庭劳动力平均年龄平方			0.000 3 *** (0.000 0)			0.000 3 *** (0.000 1)
家庭收支比			-0.100 8 *** (0.007 2)			-0.052 4 *** (0.003 7)
金融水平			-0.015 5 (0.065 7)			0.034 6 (0.068 1)
第三产业占 GDP 的比重			-0.005 2 (0.005 2)			-0.004 4 (0.005 5)
外商投资比重			0.353 2 ** (0.161 0)			0.322 2 * (0.166 9)
每万人医生人数			-0.001 4 (0.001 7)			-0.000 9 (0.001 8)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项				-0.365 1 (0.268 1)	-0.257 2 (0.268 0)	-0.187 1 (0.410 5)
<i>N</i>	3 560	3 553	3 105	3 560	3 553	3 105
<i>Adj. R</i> ²				0.008 7	0.018 5	0.151 1

注：表中 Probit 回归报告的是边际效应；* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ ；括号中是异方差稳健标准误。下同。

从控制变量来看，相对于未婚的户主，已婚户主的配偶也能够分担相应的家庭责任，降低了家庭相对贫困发生的可能性。户主的健康状况越好，越容易获得持久稳定的收入来源，降低了家庭因病致贫或因病返贫的可能性。家庭人口规模越大，需要操心 and 承担的事情也就越多，生活成本支出也就越大，陷入相对贫困的可能性也就越高。年龄对相对贫困的影响呈倒 U 型，家庭劳动力平均年龄越大，积累的资源和社会资本也就越多，收入状况相对较好，有助于降低家庭相对贫困发生的可能性，但当劳动者达到一定年龄，他们在劳动力市场中的竞争力将会逐渐下降，收入状况恶化，从而增加了家庭相对贫困发生的可能性。家庭收支比越高，表明家庭中的收入越能满足维持基本生活所需要的生存需求，有较强的风险承担能力，从而降低流动人口家庭发生相对贫困的可能性。外商投资比重越高，城市经济发展水平越好，人们之间的收入差距越大，提高了流动人口家庭发生相对贫困的可能性。

(二) 归因分析：基于数字普惠金融收入效应的视角

数字普惠金融打破了传统金融的限制，降低了人们获取资金的门槛，为他们提供更多的就业或者创业机会，促进其收入水平的增加，但数字普惠金融要求人们具备一定的物质资本、金融素养和风险承担能

力。流动人口与本地居民在受教育程度、金融素养、社会资本、就业或创业机会、风险承受能力等方面存在较大差距，数字普惠金融对流动人口和本地居民家庭的收入效应存在差别，这可能导致流动人口家庭陷入相对贫困。有鉴于此，本文以家庭收入的对数为因变量，对数字普惠金融和上述控制变量进行回归估计，结果见表 3 中列 (1)~列 (3)。可以发现，数字普惠金融对本地居民家庭收入增加效应较为明显，但对流动人口家庭收入的影响并不显著。因此数字普

表 3 数字普惠金融收入效应的回归结果

变量	家庭收入的对数		
	(1)	(2)	(3)
	全部人口	流动人口	本地居民
	OLS	OLS	OLS
数字普惠金融	0.593 6 ** (0.278 1)	-0.563 8 (0.803 7)	0.645 5 ** (0.303 0)
控制变量	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
常数项	6.345 8 *** (0.541 0)	7.902 3 *** (1.612 8)	6.488 5 *** (0.585 3)
<i>N</i>	27 895	3 552	24 252
<i>Adj. R</i> ²	0.237 1	0.169 8	0.242 7

惠金融扩大了流动人口和本地居民之间的收入差距，抬高了相对贫困的标准，提高了流动人口家庭陷入相对贫困的可能性。

(三) 中介效应模型回归结果

数字普惠金融利用互联网技术，提高金融服务可得性，降低金融服务门槛和交易成本，增加居民获得金融产品机会，但这需要使用者花费更多的时间对相关互联网、金融信息进行搜寻和识别。利用互联网时间的增加挤出了流动人口线下参与社会组织和活动的时间（Putnam，2000^[52]；陈福平等，2018^[53]），减少了他们在本地的社会参与，弱化了原本比本地居民

要弱的社会网络关系，较难利用在本地的社会网络获取更高、更稳定的收入，容易使他们陷入相对贫困的状况。表4中列（1）~列（3）是将社会参与作为中介变量的Probit回归结果。可以发现列（2）中数字普惠金融对社会参与的影响显著为负；将社会参与放入列（3），发现它与数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响均显著，表明面对数字普惠金融的快速发展，流动人口在线上花费时间增加，使得他们线下社会参与减少，增加了他们陷入相对贫困的可能性。列（4）~列（6）相应的OLS回归结果也得出同样的结论。这验证了假设2。

表4 中介效应模型回归结果

变量	相对贫困	社会参与	相对贫困	相对贫困	社会参与	相对贫困
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	OLS	Probit	OLS	OLS	OLS
数字普惠金融	0.871 3 *** (0.223 8)	-0.576 7 * (0.325 1)	0.842 7 *** (0.222 8)	1.001 2 *** (0.237 6)	-0.576 7 * (0.325 1)	0.981 4 *** (0.237 6)
社会参与			-0.046 2 ** (0.018 2)			-0.034 4 ** (0.016 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项		1.665 2 ** (0.691 3)		-0.817 4 (0.505 3)	1.665 2 ** (0.691 3)	-0.760 1 (0.505 6)
N	1 974	1 974	1 974	1 974	1 974	1 974
Adj. R ²		0.408 7		0.130 7	0.408 7	0.132 2

(四) 调节效应模型回归结果

1. 人力资本。

数字普惠金融要求人们具备一定的知识储备和学习能力，劳动者受教育水平的差异将会影响数字普惠金融的使用差别。表5中列（1）和列（3）是将人力资本作为数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困影响调节变量的Probit和OLS回归结果，可以发现数字普惠金融与人力资本交互项系数的估计结果显著为正，表明家庭平均较低的受教育状况加深了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响，验证了假设3。数字普惠金融虽然能够增加金融资源的可得性、缓解资金约束、激发交易活力，但如果没有相应的教育水平作为支撑，它带来的收入增加效应较小，这将扩大不同教育水平流动人口的收入差距，提高较低教

育水平流动人口陷入贫困的可能性。

2. 社会保险。

社会保险能够影响个体的风险承受能力以及当前可以使用的收入数量，进而影响其利用数字普惠金融带来的获利机会和程度。表5中列（2）和列（4）是将社会保险作为数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困影响调节变量的Probit和OLS回归结果，可以发现数字普惠金融与社会保险交互项的系数显著为正，表明缺乏社会保险加深了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响，验证了假设4。社会保险的缺乏，会使流动人口更多地暴露在风险之中，变得更加谨慎，减少了利用数字普惠金融改善收入的机会，从而加深数字普惠金融对流动人口相对贫困的影响。

表 5 调节效应模型回归结果

变量	相对贫困			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	OLS	OLS
数字普惠金融	0.607 2 *** (0.190 1)	0.857 5 *** (0.223 5)	0.639 5 *** (0.195 7)	0.990 4 *** (0.235 9)
数字普惠金融×人力资本	0.046 4 * (0.027 6)		0.052 2 * (0.027 9)	
人力资本	-0.007 0 (0.045 9)		-0.014 0 (0.046 2)	
数字普惠金融×社会保险		0.087 3 *** (0.040 1)		0.138 8 *** (0.046 0)
社会保险		-0.043 4 (0.062 9)		-0.099 1 (0.070 1)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项			-0.259 3 (0.409 7)	-0.853 6 * (0.501 7)
N	3 105	1 948	3 105	1 974
Adj. R ²			0.157 3	0.143 4

(五) 异质性回归结果

上述回归分析表明,数字普惠金融会影响流动人口家庭相对贫困状况,但这种影响在不同户籍类型、不同流入地类型、不同金融监管强度的地区之间是否存在差异,还需要进一步分析。

1. 基于户籍类型的分组分析。

按照流动人口户主的户籍,可将流动人口家庭分为非农户籍和农业户籍流动人口家庭。若流动人口户主的户籍类型为非农业,则为非农户籍流动人口家庭。若流动人口户主的户籍类型为农业,则为农业户籍流动人口家庭。两组人口在受教育程度、社会保障、劳动力价格等方面存在较大差异,导致数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响存在差别。为分析数字普惠金融对不同户籍类型流动人口家庭相对贫困的影响是否存在差异,本文基于户籍类型将样本分组回归。表6中列(1)、(2)、(7)、(8)分别给出了Probit和OLS回归结果。可以发现,数字普惠金融对农业户籍流动人口家庭相对贫困的影响显著,但对非农户籍流动人口家庭相对贫困的影响不显著,这可能是因为相对而言,农业户籍流动人口与本地居民的受教育程度、薪酬水平、社保参与等差距较大,他们利用数字普惠金融产生的收入效应较小,从而更易陷入相对贫困状态。

2. 基于流入地类型的分组分析。

不同区域经济发展水平、市场开放程度、劳动者

人力资本存在差距,这可能对流动人口家庭相对贫困的影响存在差别。为研究数字普惠金融对不同流入区域流动人口家庭相对贫困的影响是否存在差别,本文将样本分为东部和中西部两组估计。表6列(3)、列(4)给出了Probit回归结果,可以发现数字普惠金融对东部地区流动人口家庭相对贫困的影响较大。对分组回归后的组间差异进行检验发现,两组差异在10%的显著性水平上显著。这可能是因为相对于中西部地区,东部地区经济较为发达,市场机会更多,本地居民受教育水平较高,对市场机会更为敏感,对数字普惠金融接受和利用度也较高,获取的收益更大,从而造成流入东部地区的流动人口陷入相对贫困的概率更大。列(9)、列(10)为相应的OLS回归结果,所得结论与Probit模型的类似。

3. 基于金融监管强度的分组分析。

我国数字普惠金融发展迅速,但是由于金融监管制度不健全、不完善,不同地区的金融监管强度存在差异,由此可能导致数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响存在差别。为分析不同金融监管强度情况下数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响是否存在差别,本文借鉴唐松等(2020)^[27]将省级金融监管支出/金融业增加值作为各地区金融监管强度的做法,基于金融监管强度的中位数将样本分为金融监管较强和金融监管较弱两组。表6中列(5)、(6)、(11)、(12)分别给出了Probit和OLS回归结果,可

以发现数字普惠金融对金融监管较弱地区的流动人口家庭相对贫困的影响较为显著,对金融监管较强地区的流动人口家庭相对贫困则没有显著影响。这可能是由于相对于金融监管较强的地区,金融监管较弱地区对

数字普惠金融的监管较不完善,网络和信息安全存在较多漏洞,流动人口对数字普惠金融“不敢用”的问题较为突出,从而使得流动人口家庭较难借助数字普惠金融增加收入,提高了他们陷入相对贫困的概率。

表 6 异质性分析结果

变量	相对贫困											
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	非农业	农业	东部	中西部	金融监管较强	金融监管较弱	非农业	农业	东部	中西部	金融监管较强	金融监管较弱
	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
数字普惠金融	0.222 5 (0.292 4)	0.864 4*** (0.258 2)	0.919 2*** (0.256 5)	0.687 4* (0.384 0)	0.383 3 (0.365 8)	0.948 5*** (0.345 8)	0.042 5 (0.310 3)	1.072 9*** (0.266 5)	1.025 3*** (0.267 0)	0.557 4 (0.396 5)	0.254 1 (0.394 5)	1.038 1*** (0.332 5)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项							0.905 1 (0.690 7)	-0.701 4 (0.539 2)	-0.943 1 (0.669 8)	0.427 9 (0.890 9)	3.110 0*** (1.005 0)	-2.763 5*** (1.044 9)
N	1 044	1 977	2 035	1 071	1 543	1 545	1 054	1 990	2 035	1 071	1 560	1 545
Adj. R ²							0.149 0	0.166 5	0.153 0	0.148 6	0.191 2	0.129 9

(六) 内生性分析与稳健性检验

1. 内生性分析。

在分析数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困影响时,本文使用的是地区层面的数字普惠金融变量,单个流动人口家庭相对贫困不太可能反向影响数字普惠金融,但是可能存在因遗漏村居条件、劳动力自身能力等变量和变量测量误差而产生的内生性问题。为解决可能的内生性问题,本文使用工具变量的方法进行估计。本文选取的工具变量分别为《中国城市统计年鉴》中各城市1984年邮电局数量(黄群慧等,2019^[54];赵涛等,2020^[55])和上一年各城市固定电话用户数。

邮电局是办理邮政和电信业务的机构。在1998年邮政和电信实现分营之前,固定电话的安装和使用通过邮电局来完成。固定电话接入是早期互联网走进人们视野的重要方式,固定电话的发展推动了互联网的普及和应用。数字普惠金融的发展依赖于互联网技术及其应用。因此邮电局的分布与互联网使用进而与数字普惠金融的发展有关。而历史上邮局的分布对于流动人口家庭相对贫困是难以产生影响的,满足排他性的要求。随着电信技术的发展,固定电话的使用逐渐式微,方便、多样化、多元化的移动通信方式得到普及和推广(赵涛等,2020^[55]),我们已经由固定电

话时代进入移动通信的时代,这进一步推动了互联网的普及与应用,促进了数字普惠金融的发展,同时固定电话的使用状况并不会直接影响流动人口家庭的相对贫困状况,满足排他性的要求。但1984年邮局数量是截面数据,本文借鉴Nunn和Qian(2014)^[56]、黄群慧等(2019)^[54]的方法,将1984年邮电局数量和上一年全国移动通信使用量(与时间有关)的交互项作为工具变量。

表7中列(1)、列(2)是将各城市1984年邮电局数量和上一年各城市固定电话用户数作为工具变量的Probit回归结果,列(3)、列(4)为相应的2SLS回归结果。可以发现第一阶段回归中1984年邮电局数量对数字普惠金融的影响显著且为正,而上一年各城市固定电话用户数对数字普惠金融的影响显著为负,这表明历史上邮局数量能够通过影响人们的互联网使用习惯,促进数字普惠金融的发展,而当前固定电话使用下降的趋势,也验证了在互联网影响下移动支付的发展是促进数字普惠金融发展的重要推手。Wald检验和Sargan检验的结果分别拒绝了“弱工具变量”和“过度识别”的原假设。第二阶段的回归系数表明,数字普惠金融显著提高了流动人口家庭相对贫困的概率,与这一结果相比,表2中列(3)的基准回归结果低估了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。

表 7 工具变量回归结果

变量	相对贫困			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	IVProbit		2SLS	
数字普惠金融		0.903 5 ** (0.436 6)		0.887 8 ** (0.453 3)
1984 年邮电局数量×上一年全国移动通信使用量	0.618 2 *** (0.042 2)		0.617 0 *** (0.042 6)	
上一年各城市固定电话用户数	-0.039 5 *** (0.001 4)		-0.039 5 *** (0.001 5)	
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Wald <i>F</i> 值		4.270 0 <i>p</i> 值 (0.038 7)		477.831
Sargan 统计量 <i>p</i> 值				0.390 7
<i>N</i>	2 668	2 668	2 668	2 668
<i>R</i> ²				0.125 1

2. 稳健性检验。

本文采用以下三种方法进行稳健性检验：第一种方法为替代核心被解释变量，Gottlieb 和 Fruman (2011)^[46]、李实等 (2020)^[12] 认为中位数收入的 40%或 60%也能较好地体现家庭相对贫困状况。将家庭平均收入的 40%、60%分别设置为相对贫困标准，构造核心被解释变量替代变量进行回归，可以发现数字普惠金融系数的显著性和方向与基准回归结果一致。第二种方法为控制本地村居固定效应进行的稳健性检验。不同村居的环境及治理机制可能存在差异，导致数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响存在差别。本文进一步控制了村居固定效应进行回归，可以发现数字普惠金融系数的显著性和方向与基准回归结果一致。第三种方法为使用子样本进行回归。未就业者可能使家庭相对贫困的估计结果有偏，根据问卷中户主的就业状态，将“未工作”“退休”“失业/下岗”“丧失劳动能力”等流动人口从样本中删掉，仅保留有工作的流动人口作为子样本 1 进行回归，可以发现数字普惠金融系数的显著性和方向与基准回归结果一致。另外，本文将户主在户籍所在区（县、市）以外地区居住半年以上的流动人口家庭作为子

样本 2 进行回归，可以看出数字普惠金融系数的显著性和方向与前述基准回归结果一致^①。这些检验结果说明基准回归结果是稳健的。

（七）进一步分析：数字普惠金融子维度的回归结果

数字普惠金融主要由覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度构成，其中覆盖广度是由互联网支付账号和绑卡银行账户数来体现的，使用深度主要涉及支付、信贷、保险、投资和征信等服务，数字化程度则将借款利率成本和便利化程度考虑在内。各子维度对流动人口家庭相对贫困的影响可能存在差别。本文分别利用数字普惠金融的三个子维度和前述控制变量与流动人口家庭相对贫困进行回归，可以发现数字普惠金融的子维度使用深度、数字化程度显著提高了流动人口家庭相对贫困的可能性，而覆盖广度对流动人口家庭相对贫困的影响不显著。^② 这可能是因为不受地域限制的使用深度和低成本、低门槛的数字化程度，虽然拓宽了家庭借贷、交易和投资的渠道，但与本地居民相比，流动人口家庭收入水平较低、教育水平较低、社会资本较少、社会保险缺乏、生存环境脆

① 受篇幅所限，稳健性分析结果未在文中列出，感兴趣的读者可向作者索要。

② 受篇幅所限，数字普惠金融子维度的回归结果未在文中列出，感兴趣的读者可向作者索要。

弱,限制了他们利用数字普惠金融带来的扩大收入机会,在一定程度上提高了他们陷入相对贫困的可能性。

六、结论与建议

我国脱贫攻坚已经取得了决定性胜利,然而人民日益增长的美好生活需要和发展不充分、不平衡之间的矛盾依然存在,相对贫困是当前乃至未来较长时间内我国需要解决的重要问题。本文使用北京大学金融研究中心发布的数字普惠金融数据、中山大学中国劳动力动态调查和中国城市统计数据分析了数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响。结果表明:(1)数字普惠金融显著提高了流动人口家庭相对贫困的可能性,因为它扩大了流动人口和本地居民之间的收入差距;(2)数字普惠金融对于流动人口家庭相对贫困的影响是通过减少他们在本地的社会参与实现的;(3)较低的家庭人力资本水平、缺乏社会保险加深了数字普惠金融的影响,使得流动人口家庭陷入相对贫困的可能性显著提高;(4)数字普惠金融对流动人口家庭相对贫困的影响因户籍、流入地类型、金融监管强度而存在差异,对农业户籍、流入东部地

区、金融监管较弱地区的流动人口家庭相对贫困影响较大;(5)数字普惠金融的子维度使用深度、数字化程度能够显著提高流动人口家庭相对贫困的可能性,而覆盖广度的影响不明显。

上述结论为减轻流动人口家庭相对贫困提供了思路。流动人口受教育水平较低,金融素养和技能缺乏,抗风险能力较差,与本地人之间存在使用数字普惠金融的差异,带来了新的贫富分化。因此,政府应加强对金融市场监管,防范和打击网络诈骗犯罪,营造健康安全的数字普惠金融发展环境;努力缩小不同人群在数字普惠金融使用上的数字鸿沟,提升流动人口的知识技能水平,改善流动人口因受教育水平较低、金融素养缺乏导致的数字普惠金融使用差异,发挥数字普惠金融在借贷中低门槛的优势,提高流动人口的收入水平,缩小流动人口与本地居民的收入差距,降低其相对贫困的可能性;进一步推进社保制度改革,用好税收和转移支付等手段,增加社保支出,实现城乡医疗、养老等公共服务的接轨,提高流动人口社保参与度,增强其风险承担能力,避免流动人口家庭出现因学、因病、因意外事故或短期收入下降致贫的状况。

参考文献

- [1] 杨洋, 马骁. 流动人口与城市相对贫困的实证研究 [J]. 贵州社会科学, 2012 (10): 125-128.
- [2] 杨舸. 流动人口与城市相对贫困: 现状、风险与政策 [J]. 经济与管理评论, 2017 (1): 13-22.
- [3] Beck T, Demircuc-Kunt A, Levine R. Finance, Inequality and the Poor [J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12 (1): 27-49.
- [4] Jones P A. From Tackling Poverty to Achieving Financial Inclusion—The Changing Role of British Credit Unions in Low Income Communities [J]. The Journal of Socio-Economics, 2008, 37 (6): 2141-2154.
- [5] 李建军, 彭俞超, 马思超. 普惠金融与中国经济发展: 多维度内涵与实证分析 [J]. 经济研究, 2020 (4): 37-52.
- [6] Arestis P, Caner A. Financial Liberalization and the Geography of Poverty [J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 2009, 2 (2): 229-244.
- [7] 杨艳琳, 付晨玉. 中国农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应分析 [J]. 中国农村经济, 2019 (3): 19-35.
- [8] 孙继国, 韩开颜, 胡金焱. 数字金融是否减缓了相对贫困? ——基于 CHFS 数据的实证研究 [J]. 财经论丛, 2020 (12): 50-60.
- [9] 张栋浩, 尹志超, 隋钰冰. 金融普惠可以提高减贫质量吗? ——基于多维贫困的分析 [J]. 南方经济, 2020 (10): 56-75.
- [10] 邱泽奇, 张树沁, 刘世定. 从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角 [J]. 中国社会科学, 2016 (10): 93-115.
- [11] Gustafsson B, Ding S. Growing into Relative Income Poverty: Urban China 1988-2013 [J]. Social Indicators Research, 2020, 147 (1): 73-94.
- [12] 李实, 李玉青, 李庆海. 从绝对贫困到相对贫困: 中国农村贫困的动态演化 [J]. 华南师范大学学报 (社会科学版), 2020 (6): 30-42.
- [13] 罗明忠, 唐超, 吴小立. 培训参与有助于缓解农户相对贫困吗? ——源自河南省 3278 份农户问卷调查的实证分析 [J]. 华南师范大学学报 (社会科学版), 2020 (6): 43-56.
- [14] 周晔馨, 叶静怡. 社会资本在减轻农村贫困中的作用: 文献述评与研究展望 [J]. 南方经济, 2014 (7): 35-57.
- [15] 谭燕芝, 张子豪. 社会网络、非正规金融与农户多维贫困 [J]. 财经研究, 2017 (3): 43-56.
- [16] 温兴祥, 郑子媛. 农村流动人口基本公共服务的多维贫困 [J]. 华南农业大学学报 (社会科学版), 2020 (5): 56-69.
- [17] 李永友, 沈坤荣. 财政支出结构、相对贫困与经济增长 [J]. 管理世界, 2007 (11): 14-26.
- [18] 王春超, 叶琴. 中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察 [J]. 经济研究, 2014 (12): 159-174.
- [19] 杨飞, 范从来. 产业智能化是否有利于中国益贫式发展? [J]. 经济研究, 2020 (5): 150-165.
- [20] Dupas P, Robinson J. Savings Constraints and Microenterprise Development: Evidence from a Field Experiment in Kenya [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2013, 5 (1): 163-192.

- [21] Burgess R, Pande R. Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment [J]. American Economic Review, 2005, 95 (3): 780-795.
- [22] Miled K B H, Rejeb J E B. Microfinance and Poverty Reduction: A Review and Synthesis of Empirical Evidence [J]. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 2015, 195 (7): 705-712.
- [23] 朱一鸣, 王伟. 普惠金融如何实现精准扶贫? [J]. 财经研究, 2017 (10): 43-54.
- [24] Kondo T, Orbeta A, Dingcong C, Infantado C. Impact of Microfinance on Rural Households in the Philippines [J]. IDS Bulletin, 2008, 39 (1): 51-70.
- [25] Sahay R, Cihak M. Women in Finance: A Case for Closing Gaps [M]. IMF Staff Discussion Note 18/05, 2018.
- [26] 谢升峰, 尤瑞, 汪乐乐. 数字普惠金融缓解农村相对贫困的长尾效应测度 [J]. 统计与决策, 2021 (5): 5-9.
- [27] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 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, 2020 (5): 52-66.
- [28] Sen A K. Development as Freedom [M]. Oxford: Oxford University Press, 1999.
- [29] 陆迁, 王昕. 社会资本综述及分析框架 [J]. 商业研究, 2012 (2): 141-145.
- [30] Bourdieu P. Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste [M]. Massachusetts: Harvard University Press, 1984.
- [31] 吴雨, 李成顺, 李晓, 弋代春. 数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究 [J]. 管理世界, 2020 (10): 53-64.
- [32] Kraut R, Patterson M, Lundmark V, Kiesler S, Mukophadhyay T, Scherlis W. Internet Paradox: A Social Technology that Reduces Social Involvement and Psychological Well-being? [J]. American Psychologist, 1998, 53 (9): 1017-1031.
- [33] McPherson M, Smith-Lovin L, Brashears M E. Social Isolation in America: Changes in Core Discussion Networks over Two Decades [J]. American Sociological Review, 2006, 73 (3): 353-375.
- [34] DiMaggio P, Hargittai E. From the 'Digital Divide' to 'Digital Inequality': Studying Internet Use as Penetration Increase [Z]. Princeton University, Center for Arts and Cultural Policy Studies, Working Paper, 2001, No. 15.
- [35] 彭澎, 徐志刚. 数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗? [J]. 经济评论, 2021 (1): 82-95.
- [36] Maladonado J H, González-Vega C. Impact of Microfinance on Schooling: Evidence from Poor Rural Households in Bolivia [J]. World Development, 2008 (11): 2440-2455.
- [37] Ligon E, Schechter L. Measuring Vulnerability [J]. The Economic Journal, 2003, 113 (486): 95-102.
- [38] Walker R. Social Security and Welfare: Concepts and Comparisons [M]. Milton Keynes: Open University Press, 2005.
- [39] 李棉管, 岳经纶. 相对贫困与治理的长效机制: 从理论到政策 [J]. 社会学研究, 2020 (6): 67-90.
- [40] Hamid S A, Roberts J, Mosley P. Can Micro Health Insurance Reduce Poverty? Evidence from Bangladesh [J]. Journal of Risk and Insurance, 2011, 78 (1): 57-82.
- [41] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2018 (4): 1557-1580.
- [42] Fogel R W. Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-term Processes on the Making of Economic Policy [J]. American Economic Review, 1994, 84 (3): 369-395.
- [43] Fuchs V. Comment on Measuring the Size of the Low-income Population [M]// Soltow L. Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income. New York: National Bureau of Economic Research, 1969.
- [44] World Bank. World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty [R/OL]. (2001) [2021-03-26]. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/11856>.
- [45] Preston I. Sampling Distributions of Relative Poverty Statistics [J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics), 1995, 44 (1): 91-99.
- [46] Gottlieb D, Fruman A. A Quality-Index of Poverty Measures [Z]. ECINEQ Working Paper, 2011.
- [47] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. 经济研究, 2019 (8): 71-86.
- [48] Akotey J O, Adjasi C. The Impact of Microinsurance on Household Asset Accumulation in Ghana: An Asset Index Approach [J]. The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice, 2014, 39 (2): 304-321.
- [49] 刘子宁, 郑伟, 贾若, 景鹏. 医疗保险、健康异质性与精准脱贫——基于贫困脆弱性的分析 [J]. 金融研究, 2019 (5): 56-75.
- [50] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [51] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [52] Putnam R. Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community [M]. New York: Simon and Shuster, 2000.
- [53] 陈福平, 李荣誉, 陈敏璇. 孤独地在一起? ——互联网发展中的在线情感支持问题 [J]. 社会科学, 2018 (7): 77-88.
- [54] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验 [J]. 中国工业经济, 2019 (8): 5-23.
- [55] 赵涛, 张智, 梁上坤. 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, 2020 (10): 65-76.
- [56] Nunn N, Qian N. US Food Aid and Civil Conflict [J]. American Economic Review, 2014, 104 (6): 1630-1666.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

结构化理论视角下的成本管理变革： 来自公立医院的经验启示

Cost Management Reform from the Perspective of Structural Theory: Empirical Findings of a Public Hospital

刘俊勇 安娜 段文譔 刘家祺

LIU Jun-yong AN Na DUAN Wen-xuan LIU Jia-qi

[摘要] 本文以某市一家公立医院 A 为研究对象,采用单案例研究,基于该医院 DRG 支付背景下的成本管理变革实践,从结构化理论视角出发,考察了成本管理变革过程中的制度因素及嵌入在制度中的变革者的行为反应。研究发现,A 医院并未按照政策制定者的初衷,基于作业成本法进行医院病组成本管理,而是采用了基于成本发生地的病组成本管理方法。出现这一松耦合现象的主要原因在于:第一,固有惯例导致语意结构聚焦于科室与成本发生地;第二,财务部门资源配置权力的缺乏导致变革落地面对较大阻力;第三,信息技术制约和变革者角色认知模糊导致基于成本发生地的成本管理模式在组织内部获得了更高的合法性。本文结合结构化理论,对上述原因进行深入剖析,不仅拓展了结构化理论的应用情境,也为组织开展成本管理变革与数字化转型提供参考借鉴。

[关键词] 成本管理变革 DRG 支付 结构化

[中图分类号] F275.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0059-10

Abstract: This paper takes a public hospital A in a city as the research object, adopts a single case study method and discusses the practice of cost management reform under the background of DRG payment from the perspective of structural theory. This paper investigates the institutional factors in the process of cost management reform and the behavior response of the reformers embedded in the system. The study finds that hospital A did not follow the original intention of policy makers to use activity-based costing as the cost management method to formulate the disease group's cost, however used the place-based costing where the cost occurs. The main reasons for this loose coupling phenomenon are: first, the inherent practice leads to the semantic structure focusing on the department and the place where the cost occurs; second, the lack of resource allocation power of the financial department leads to great resistance to the implementation of change; third, the restriction of information technology and the vague cognition of the role of change leaders lead to the higher legitimacy of the place-based costing. Using the structural theory, this paper makes an in-depth analysis of the above reasons, which not only expands the application scenario of the structural theory, but also provides a reference for organizations to carry out cost management reform and digital transformation.

Key words: Cost management change DRG payment Structural theory

[收稿日期] 2021-06-23

[作者简介] 刘俊勇,男,1971年10月生,中央财经大学会计学院教授,研究方向为组织战略、管理会计;安娜,女,1994年10月生,中央财经大学会计学院博士研究生,研究方向为管理会计;段文譔,男,1991年11月生,中央财经大学会计学院博士生,研究方向为管理会计与组织行为;刘家祺,男,1995年8月生,中央财经大学会计学院硕士生,现就职于中国农业银行总行,研究方向为管理会计、资本市场。本文通讯作者为段文譔,联系方式为 xiaoduan1127@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“预算管理程序公平:决定因素与影响后果”(项目编号:71672208);国家社会科学基金一般项目“数字化转型下中国管理会计创新与应用研究”(项目编号:21BGL009);国家社会科学基金一般项目“商业智能对企业管理控制系统的影响机理研究”(项目编号:21BGL095)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

中共中央、国务院印发的《“健康中国2030”规划纲要》及国务院办公厅印发的《国务院办公厅关于进一步深化基本医疗保险支付方式改革的指导意见》等明确指出“健全医保支付机制和利益调控机制,实行精细化管理,激发医疗机构规范行为、控制成本、合理收治和转诊患者的内生动力,引导医疗资源合理配置和患者有序就医,支持建立分级诊疗模式和基层医疗卫生机构健康发展,切实保障广大参保人员基本医疗权益和医保制度长期可持续发展”的指导思想,并提出要着重强调按病种付费,逐步开展按疾病诊断相关分组付费试点工作。2019年6月,为深化医保支付方式改革,加快推动疾病诊断相关分组(Diagnosis Related Groups,以下简称DRG)付费国家试点工作,国家医保局发布通知,确定了30个城市作为DRG付费国家试点城市,标志着中国DRG支付制度改革开始在全国范围内启动。

按DRG付费的支付模式成为我国医保支付改革的重点内容,DRG是对医院不同科室的服务,即对出院病例进行分类,相当于对一家生产多种产品的企业进行产品分类管理,依据每种产品的成本、生产时间、生产过程等因素进行定价。在事先为一个特定的病例组合给定价格的前提下,诊治该病例组合成本高的医院会被压缩利润空间,而成本低的医院会获得竞争优势(王志刚等,2016^[1])。DRG支付根据医院的产出而非投入付费,因此会迫使医院主动降低成本,控制医疗费用,进而规范医疗诊治流程、控制医保费用过快增长。实施DRG支付模式前,我国大多数医院以“收入-支出”的付费模式为主进行医保支付,造成大多数医院的管理者和一线科室对医疗服务项目的间接成本关注不足。医院普遍存在成本核算粗糙、成本控制乏力、管理方法落后等诸多问题。实施DRG支付后,医保支付只能根据DRG分组对应的金额确定,超出DRG支付定额的医疗耗费只能由医院自身承担。DRG支付对医院的成本管理提出了更高的要求,医院需要提高成本核算的精细度、增强成本控制的执行力,在兼顾医疗质量的同时,考虑医疗项目的成本效益,医院的成本管理面临外部变革压力。

本文以某市一家公立医院A为研究对象,采用探索型单案例的研究方法,基于该医院DRG支付背景下的成本管理变革实践,从结构化理论视角出发,考察了成本管理变革过程中的制度因素及嵌入在制度中的主体的行为反应。研究发现,A医院最终并未采

用基于DRG的成本管理模式,而是选择了基于成本发生地的病组成本管理方法,形成这一现象的原因包括:第一,在一个制度软约束的环境下,员工形成了对固有工作惯例的路径依赖,致使语意结构化仍然聚焦于科室层面;第二,变革者缺乏权威性与配置性资源,很难调动全院资源,形成基于DRG的成本管理模式;第三,由于缺乏整合的信息化系统,数据整理与分析的客观条件无法支持医院建立更加细致维度的、基于DRG病种的受托责任。此外,以作业成本管理方法本身要求更加细致的工作内容和更复杂的工作量,变革者主观上对变革本身缺乏清晰且坚定的认知,基于DRG病种建立受托责任本身不具备组织内部的合法性。

本文的贡献主要体现在以下三点:第一,拓展了结构化理论的适用性,将结构化理论拓展到更为宽泛的组织情境中。行政事业单位作为以提供社会服务为直接目的的社会组织,具有更强的规则与制度属性。管理会计文献中出现了许多基于制度理论探讨行政事业单位管理实践的研究(Carmona和Donoso,2004^[2];Modell,2006^[3];Lepori等,2020^[4]),但是尚未有研究结合结构化理论探讨行政事业单位的管理会计变革实践,本文的研究弥补了这一文献空白。第二,为管理会计学研究拓展了新的理论视角。常年以来,我国管理会计研究应用的理论以经济学为主,社会学和心理学应用程度偏低(孟焰等,2014^[5])。本文在理论框架的选取上大胆尝试了社会学理论,并通过扎根理论的研究方法收集与处理数据,对我国管理会计学者开展基于社会学理论的定性案例研究提供参考与借鉴。第三,拓展了医院成本管理的相关研究。已有关于医院成本管理的研究主要集中在对成本核算和成本管理方法的讨论(韩斌斌等,2010^[6];柴冬丽等,2011^[7]),缺乏对成本管理变革过程进行全面剖析的案例研究。本文的研究发现有助于政策制定者更好理解公立医院成本变革的过程,为他们制定政策,驱动医院成本管理朝着更加精细化的方向发展提供参考借鉴。应当进一步加强行业内部对于实施病种成本核算的培训与交流,促进医院财务人员思维层次和管理目标的提升,成本管理变革仍然需要强化变革顶层指引,不断对引领变革的领导者进行先进思想的培养。另外,成本管理变革需要加强技术条件和合法性,克服固有惯例的影响。并且,针对财务人员话语权不足的问题,各类企事业单位要加强财务团队建设,国有企业和事业单位要强化总会计师制度建设,保障总会计师在企事业单位中对资源配置的话语权。

二、制度背景

医保支付改革是我国医疗体制改革的核心内容,其中按疾病诊断相关分组(Diagnosis Related Groups, DRG)的付费方式是我国目前正在积极探索和推广的医保支付模式。DRG付费方式起源于美国,由耶鲁大学卫生研究中心提出(Fetter等,1980^[8]),是一种专门用于医疗保险预付款制度的编码标准。美国在1983年的医疗改革后,将该种支付方式确定为医疗保险制度的补偿系统。此后,DRG经历了数次重大改进和完善,并逐渐被其他国家关注和采用(France,2003^[9]),目前的34个OECD(经济合作与发展组织)国家中,已经有28个国家使用DRG模式进行医保费用支付。2019年,我国国家医疗保障局召开疾病诊断相关分组(DRG)付费国家试点工作启动视频会议,正式公布了30个DRG试点城市名单。2020年6月,《国家医疗保障局办公室关于印发医疗保障疾病诊断相关分组(CHS-DRG)细分组方案(1.0版)的通知》正式发布,《通知》从“应用统一的CHS-DRG分组体系”“规范基础数据使用和采集工作”“稳妥推进模拟运行”“完善试点配套政策”四个方面对进一步推进DRG付费国家试点工作提出了新的要求。综上,DRG付费模式是医保局支付方式的一大改革举措,DRG支付将会影响医院的管理策略和医生诊疗方案的制定,从而影响医药产业的发展战略。

DRG作为一种医疗管理工具应用广泛,其中医疗费用管理是该模式的一个重要应用之一。DRG支付的核心是根据患者的年龄、性别、疾病诊断、合并症、并发症、治疗方式、疾病严重程度等因素,将患者划分入若干诊断组进行管理的体系。在中国,大部分地区采用的是按项目付费的后付制度,主要操作流程是根据逐一计算参保人员享受的医疗服务项目费用,医保基金和参保人员按照各自的比例支付,医院提供的服务项目越多,获得的补偿越多。然而,在DRG的预付模式下,医保机构首先根据患者病历信息确定其所属的DRG分组,再根据DRG分组确定医保支付的金额,医院超出DRG分组对应支付金额的医疗耗费需要由医院承担,医保不再给予补偿。因此,DRG支付对医院的成本管理提出了更高的要求,促使医院主动降低成本,提高成本核算的精细度,增强成本控制的执行力,控制医疗费用过快增长。

三、文献回顾与理论框架

(一) DRG实施对医院成本管理的影响

有关DRG的相关研究,国外会计学者主要关注了实施DRG支付对医院成本管理的影响。Eldenburg等(2010)^[10]通过实地研究发现,临床一线医生参与开发作业成本管理系统,有助于帮助他们树立成本节约意识,降低每项医疗服务的成本开支。Krishnan(2005)^[11]认为,当支付政策向固定价格(即以DRG为代表的预期支付制度)变化时,医疗服务质量降低,医院间的竞争由质量竞争转变为价格竞争。1993年德国实施DRG后,医院开始通过降低成本不对称性来减少运营风险,在更严格的监管环境中提高组织生存可能性,从而应对这些监管压力(Holzhaecker等,2015^[12])。1998年,英国政府发布了国家成本实务索引(NRCE)来为医院成本制定标准,随着医生、患者和临床实践被划分为不同的成本类别,他们变得更加标准化,更加一致,从而创造了差异化更小的“平均”医院,使其运营成本更低,且更容易被政府控制(Llewellyn和Northcott,2005^[13])。

医院成本管理在我国起步较晚,相关研究主要集中在成本核算和成本控制方法的探讨。在财政部2010年修订的《医院会计制度》和《医院财务制度》中,医院成本核算对象、科室成本的归集和分摊得以明确,医院成本核算有了明确的标准(韩斌斌,2010^[6])。针对DRG支付下的病组成本核算,柴冬丽等(2011)^[7]将病种成本的核算分为按临床路径核算、基于临床路径与CBR(Case-Based Reasoning,应用事例推理)的单病种成本预测、医疗项目叠加法、病种成本相对值四种方法,并进行了归纳和比较。李春等(2013)^[14]通过比较基于作业成本的DRG核算方法和基于成本发生地进行归集的DRG成本核算方法后认为,作业成本法对各项费用的计算较为精确,是比较理想的病种成本计算方法,但对医院作业成本库建设、医院信息化管理水平要求较高,大部分医院尚不具备全面推广作业成本法的条件,而基于科室进行归集分配的成本计算方法虽然在成本单元上较为粗糙,是目前应用较为普遍的病种成本计算方法。

(二) 结构化理论

作为嵌入于组织和社会制度环境中的个体,管理会计的行为主体受到来自制度环境方方面面的约束,但是,主体的行为也会反作用于社会制度,这一思想

源自社会学家吉登斯 (Giddens, 1984^[15]) 提出的结构化 (Structuration Theory) 理论, 该理论认为, 任何社会结构和制度均需要通过结构化的过程在社会和组织中得以实践和运转, 人的行为不仅受结构的制约也重塑结构, 结构和行动相互依存, 形成一个持续动态演化的实践系统 (Orlikowski 等, 1992^[16]; 成瑾等, 2017^[17])。

结构化理论认为, 社会结构可以分为语义 (semantic) 结构、权力 (power) 结构和道德 (moral) 结构三个不同的维度。语义结构是由语义代码组成的有组织的网络, 实际上是为社会系统提供意义的认知。嵌入于社会结构中的主体 (以下简称主体) 通过解译模式对这些认知进行理解与翻译, 并通过交流与论述 (communication and discourse) 最终形成固定的对话与报告。权力结构以分配过程和权威资源为中介方式, 产生权力并将权力分配给代理人。从会计角度看, 控制的结果反映在改变权力结构的报酬模式上。道德结构的解释性特征是合法化, 通过规范规则和道德义务来运作, 制裁不当行为。从会计的角度来看, 合法化导致行为的问责模式, 使代理人能够评估其结果的道德正当性。存在主义人文立场认为组织中的个人能够通过主体活动对组织环境产生影响, 主体活动是指嵌入在组织与社会背景下的个人进行的活动, 嵌入在组织内部的个人可以通过主体活动对中介模式进行反应。交流与论述、权力配置和惩戒分别对应了意义结构、权力结构和道德结构三个不同的结构化维度在主体活动上的映射, 结构化理论各维度和构成要素如表 1 所示。

表 1 结构化理论的维度和要素

	语义结构	权力结构	道德结构
特征	重要性	支配性	合法性
中介模式	解译模式	资源配置	规范
主体活动	交流和论述	权力分配	惩戒
结果	对话和报告	激励模式	受托责任

分析制度背景与理论文献可以发现, 医院实施 DRG 付费会对内部的成本与运营管理提出更高的要求, 国家从制度上要求医院驱动成本管理变革, 并实现精细化成本管控。但是, 医院成本管理的难度高, 且组织变革的过程往往充满不确定性 with 博弈。目前关于我国公立医院 DRG 成本管理变革的研究主要集中于对实践方法的探讨, 尚未有研究聚焦于我国公立医院在实施 DRG 的背景下成本管理的变革过程, 也没

有文献探讨嵌入在组织环境中的主体如何适应公立医院的成本管理要求, 本文尝试从结构化理论出发, 打开我国公立医院成本管理变革的黑箱。

四、研究设计

(一) 案例选取与研究方法

为了强调嵌入式主体在制度领域中的反应, 本文采用了单案例研究方法, 单案例研究的优势在于可以就单个情境进行深入的剖析和详细的说明, 带来不同寻常的新见解和启发性 (Eisenhardt 等, 2016^[18]; 毛基业和陈诚, 2017^[19])。本文分析了成本管理变革过程中的制度因素及嵌入在制度中的主体的行为反应, 并通过归纳法提出了 3 个相关命题。

为了确保数据资料分析的可靠性与命题的可信度, 本文运用以 Strauss 和 Corbin (1998)^[20] 为代表的程序化扎根理论方法进行案例分析, 本文的编码过程依次包括开放式编码 (Open Coding)、主轴式编码 (Axial Coding) 和选择式编码 (Selective Coding)。在编码过程中我们严格按照扎根理论范畴归纳的步骤, 对已获得的访谈资料进行概念化和范畴化, 对存在争议的概念和范畴向案例医院求证, 并结合相关文献进行修订和删减, 避免编码者的主观意见对编码结果造成影响。

(二) 资料收集与处理

作者收集了关于案例的一手、二手资料, 结合内部访谈和二手资料等信息进行三角验证 (谭劲松等, 2021^[21])。采集的一手资料来自作者进入 A 医院实地访谈得到的访谈录音和访谈稿, 访谈对象包括了 A 医院的总会计师、财务处处长、病组成本核算负责人、结算负责人及财务处职员若干, 访谈方式为半结构化访谈, 访谈内容围绕成本管理变革的行动目标、实施过程和影响因素展开。访谈内容关注 A 医院 DRG 病组成本核算的计划、实施和反馈过程, 围绕着行动目标、实施过程和影响因素三个维度开展, 本研究共包含多次访谈, 访谈稿合计 10 万余字, 具体访谈情况如表 2 所示。采集的二手资料包括: (1) A 医院入选财政部管理会计案例集的病组成本管理案例。(2) A 医院财务处人员公开发表的文章。(3) 关于 DRG 支付及医院成本管理的政策文件和国内外文献。

本研究从分析 A 医院的成本管理变革过程入手, 对访谈稿进行开放性编码和主轴编码, 归纳变革涉及的相关概念和范畴, 再对资料进行选择式编码, 得出 A 医院成本管理变革的逻辑框架, 从而进一步分析 A 医院成本管理变革的路径和影响因素。

表 2 访谈情况

访谈对象职位	次数/人数	时长	访谈主要内容
总会计师	1 次	1 小时	病组成本管理变革设计、执行情况等
财务处处长	1 次	1 小时	DRG 成本核算方法、改革过程
病组成本核算负责人	1 次	1 小时	DRG 成本核算设计、执行与评价
医保结算负责人	1 人	1 小时	医保支付改革难点
运营办员工	1 人	0.5 小时	成本管理改革难点
绩效办员工	1 人	1 小时	DRG 支付下的绩效考核体系

资料来源：笔者整理。

五、案例描述

（一）A 医院基本情况

A 医院是由国家卫生健康管理委员会委托管理的三级甲等医院，近年来，A 医院门、急诊服务量始终保持该市前列，并在该市 DRG 综合评价中取得先进成绩。A 医院早在 2011 年就率先参与了该市试点 DRG 付费模式的项目，基本覆盖了常见病和多发病。A 医院归入试点病组的患者在接受治疗时，医保基金将按照病组定额而不是实际医疗费用进行结算，定额支付的费用由参保人员和医保基金共同承担，对定额标准与患者自付部分的费用差额，由医保基金支付。A 医院成立了 DRG 试点工作组，包括病案编码、临床路径、薪酬改革、成本核算、信息支持和总体协调六个小组，对试点病组的成本管理实行全面改革。在各部门的配合下，病种成本管理采用由上至下、由面到点的管理模式，连接医院病例数据、医生诊疗行为及科室成本责任的病组成本管理体系初步建立。

（二）A 医院成本管理变革的主要内容

DRG 支付下，试点医院需要核算病组成本，因此，A 医院成本管理变革的核心是病组成本的核算与控制。由于现行医院财务与会计制度并未对病组成本的计算进行规定，病组成本的核算要求又高于以往医院的普遍核算水平，A 医院在试点 DRG 支付的过程中，需要变革成本核算方法，完善成本控制手段，最终实现病组成本管理。

A 医院最初的病组成本核算方案是借鉴作业成本法，通过了解病人的临床路径，将病人消耗的医疗项目进行叠加得到病组成本。但是，通过数据调查、现状分析和可行性研讨后，A 医院最终并未使用作业成本法，而是采用了基于成本发生地的成本核算方法。该方法以科室成本核算为基础，将病人的成本分为病房成本、医技检查成本和手术麻醉成本三个成本单元，每一单元又分为人力成本、药品、卫生材料成本等，根

据临床路径，将每个成本发生地的成本加总，得到病人成本，进而得到病组成本，具体核算流程如图 1 所示。

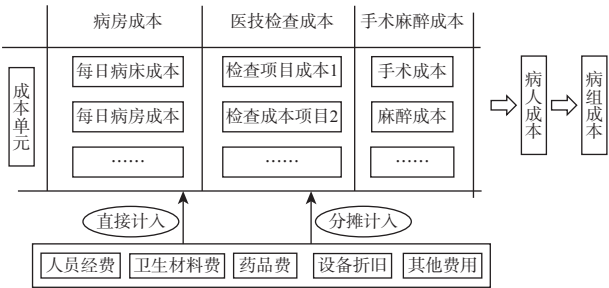


图 1 A 医院的病组成本核算方法

资料来源：笔者整理。

基于成本发生地的病组成本核算方法，可以明确每一病种中病房、医疗技术检查及手术麻醉的成本比例，也可以考察每一成本发生地中人力、卫生材料等成本的构成，计算出某一病种中占比较大的成本单元，并根据其对应科室展开成本控制活动。基于成本发生地的核算方法也有其不足之处，由于成本单元设置的范围较大，对于科室发生的各项成本，财务人员往往无法很好地将其与医疗项目结合，由此导致该方法对临床和运营的指引不够。此外，A 医院在数据处理中耗时较长，在信息化方面还有完善空间，病组成本管理方案有待完善。

六、案例分析

（一）数据分析方法

本文采用扎根理论，结合一手访谈资料，对 A 医院成本管理的结构化过程进行整理和分析，编码是将访谈资料概念化，然后使用新的方式进行组合的过程，扎根理论研究包含对资料的三级编码，其具体步骤如下：

1. 开放编码——从资料中提取概念与范畴。

聚焦于对成本管理变革效果欠佳深度原因的分析，在开放性编码的过程中，笔者对访谈资料进行逐

字逐句的分析,将其中对研究有价值的句子进行概括,总结为标签,再对标签涉及的类别进行概括,得到相关的概念,把指向同一现象的概念进行汇集,通过一个更加概括的概念进行统筹,得到范畴。将访谈原文标签化、概念化、范畴化,最终提炼了92个标签,54个概念和15个范畴。

2. 主轴编码——整理范畴及概念间的逻辑线。

在主轴编码阶段,通过对开放性编码中得到的初始范畴进行比较分析,梳理其中具有逻辑联系的范畴,并将其共同指向的现象或事件确定为主范畴。

研究团队针对开放性编码展开了充分的讨论,并最终明确了结构化理论这一明确的理论主线。本文没有采用大多数研究使用的“因果条件—现象—脉络—中介条件—行动互动策略—结果”的主轴编码流程,而是紧紧围绕本文的理论框架,即结构化理论的3个不同维度(意义结构化、权力结构化和道德结构化)和4个不同要素(特征、中介模式、主体活动和结果)进行主轴编码。主轴编码的具体过程中,将开放性编码阶段得到的95个标签通过归类、合并与删减,最终得到20个(核心)开放编码,再结合结构化理论对20个开放编码进行理论提炼,最终得到12个理论构念^①,主轴编码的详细呈现见表3~表5。

3. 选择编码。

选择性编码主要是选择核心类属对主轴编码进行关联并验证其间关系的过程,由于本文已经严格遵循结构化理论进行主轴编码,各主轴编码之间的逻辑关系严格遵循了结构化理论不同维度各4个不同要素之间的关系,鉴于此,本文实际上将主轴编码的过程与选择性编码的过程合并在了一起,因此,后文将直接就主轴编码开展分析与讨论。

(二) 结构化的过程

案例医院在变革初期拟采用基于作业成本的病组成本管理方案,但最终形成了独具特色的基于成本发生地的病组成本管理方法,是组织内部管理制度和嵌入在组织制度中的行动者在经过长时间磨合后的结构化产物,本文结合结构化理论,分别从语意结构化、道德结构化和权力结构化三个维度,分析基于作业成本的DRG成本核算的结构化过程被抑制,最终形成基于成本发生地的成本核算模式的成因。

1. 语意结构化。

组织内部个人的行动调整是一个渐变的过程,再加上上级没有明确要求基于作业开展成本核算,相比于从科室成本核算直接调整到作业成本法,员工会先调整到之前提到的适应性行动,并产生能与规则松耦合的适应性惯例,对固有惯例形成了一定的“路径依赖”(Goldstone, 1998^[22])。

一方面,由于基于作业成本的DRG成本核算管理成本过高,且A医院不需要像市属医院那样完成一系列的成本改革要求,医院财务科室的管理人员在思想和意识上并没有对基于作业成本的DRG成本核算重视起来。另一方面,尽管根据病人的临床路径收集病人消耗的各项作业,再将各项作业的成本进行叠加得到病人成本,并算出病组成本的方式更加科学精细化,但被访谈对象普遍认为,一位患者手术的成本发生会经历“收治—检查—化验—方案制定”的流程,大多数成本都集中于科室,以科室为基础的成本核算作为工作惯例和思想认识被最终固化。

命题1:在欠缺外部制度压力的情况下,员工基于固有工作惯例形成的路径依赖开展成本管理,致使语意结构聚焦于成本发生地。

表3 语意结构化的编码及证据展示

主轴编码		开放编码	访谈原文
语意结构化	重要性:低	DRG成本不适用于当前发展阶段。	“我们早就进行DRG了试点,但是没有全面铺开。因为我们医院的收费项目有上千条,有多大的意义全部都做?” “中央管的医院没有那么多的任务,像市属医院,他们必须得完成那些一系列的改革,我们就做什么都比较自由。”
	解译模式:沟通宣传	多种措施加强宣传与沟通	“成本管理的应用需要广泛宣传,要让科室知晓这件事情是帮助他加强成本管理的,不要以为我们是考核他们的,同时,成本管理人员应该具备学科(临床)的知识。”
	沟通交流:成本发生地	成本分析聚焦于科室、病房等成本发生地	“做一个手术的话,会经历收治—检查—化验—方案制定。首先我们看到它的主要成本是集中在哪个地点、哪个科室和病房,然后哪一个科室它的主要成本是什么?要按这个来管。”
	对话报告:成本发生地	跳过项目成本,基于发生地核算成本	“考虑了我们医院现有的情况,按照成本的发生地从科室的成本直接到病种,跳过了项目(作业)。”

① 结构化理论3个不同维度“语意结构、权力结构与道德结构”分别对应了“特征、中介模式、主体活动和结果”4个不同的要素,因此共产生了 $3 \times 4 = 12$ 个理论构念。

2. 权力结构化。

基于作业成本的 DRG 核算要求从数据源头开始采集诸如病案、诊疗流程和医疗服务项目等详细信息，需要将医院内部所有业财信息整合在一起，对医院的信息系统建设提出了更高的要求，而总会计师很难直接主导全院信息化建设。在医院内部，权力的优先顺序依次是医教研管，最后才是财务，财务部门要求的信息系统建设往往被信息部门延后排期，这也对财务主导的信息系统建设提出了很大挑战。由于公立医院财务部门的权力地位相对不足，基于作业的 DRG 成本核算又离不开临床一线科室的支持，需要临床部门付出更多时间配合成本管理工作。但是，一线临床医生往往对 DRG 成本管理的内涵与认知十分有限，这加大了临床部门配合财务部门进行成本管理的难度。最后，临床医生的薪资待遇和专业胜任能力等许多因素有关，医院不可能基于成本控制的好坏决定

医生的薪酬，导致财务部门无法通过与成本控制相关的薪酬激励政策设计增强自身的话语权和领导地位。

嵌入在社会结构中的主体通过掌握组织内部的配置性资源（allocative resource）与权威性资源（authorization resource）实现权力分配，配置性资源是指对组织内部的物品和资源进行分配的权力，而权威性资源则通过在组织内部的地位与权威驱动组织内部的其他人员实现目标。案例资料证实，该院财务人员早已认识到了信息系统的问题，总会计师也进行了信息系统改革的尝试，但由于成本管理变革涉及多个部门之间的配合（缺乏权威性资源），总会计师难以把控资源分配的全过程（缺乏配置性资源），致使 A 医院信息系统改革进展缓慢，难以建立起基于作业成本法的 DRG 核算。

命题 2：变革者缺乏权威性与配置性资源，导致成本管理变革的落地充满阻力。

表 4 权力结构化的编码及证据展示

主轴编码		开放编码	访谈原文
权力结构化	支配性	全院信息标准化需要更多权力	“要做全院的信息的标准化，实际上仅仅靠总会计师是不够的。”
	资源配置	信息系统排期滞后	“（资源配置优先级）先是医教研管，然后才是财务，医疗是医院的生命线，但是这样就导致财务的要求总是被排在后面。”
	权力分配	推进需要同其他部门合作	“做成本核算的话，确实还是要和临床科室密切沟通的，要不然我们的数据不能很好落地。”
	薪酬与激励	薪酬体系不能和成本管理相结合	“我觉得可能比如说这么牛的医生，至少应该是年薪百万千万的这样一个人，你按成本去分配工资不合适吧？”

3. 道德结构化。

财务部门工作人员对作业成本核算在医院中运用是否具备合法性产生了疑惑，经过调研后他们发现，采用作业成本法进行分摊时比率的确认具有很强的主观色彩。且由于病种的复杂性，不同治疗手段耗费成本的差异非常大。此外，由于基于作业成本的 DRG 考虑更多的是间接成本，被访谈对象认为，受到业绩评价与考核的临床医生不该对这些间接成本负责，因为这是他们不可控的。

基于作业成本核算的 DRG 合法性的缺失进一步体现在制度规范层面，客观来讲，首先表现为信息系统不支持构建相应的成本管理规则制度。由于医疗数据采集的难度较大，且存在数据填报不规范，在一定程度上对原始数据的质量产生了不利影响。其次，在 A 医院进行第一次成本改革时，没有建立起支持项目作业成本核算的信息系统，这就导致了采用作业进行 DRG 成本核算的难度加大。最后，医疗服务项目内

涵复杂且变化很大，无法建立起标准化的作业划分办法。除了上述客观因素，医院自身还存在科室编码不统一，数据流转时出现人为篡改数据等造成数据质量低下等客观因素。综合上述情况，由于作业流程的复杂度和信息系统的不支持，A 医院无法建立起同作业相结合的成本管理制度规范。A 医院结合了基于科室进行成本核算与管理的问责机制，即医生与成本发生地之间形成了受托责任关系。

案例证据表明，信息系统不整合、业财信息割裂是 A 医院推动基于 DRG 的成本变革过程中，道德结构化被抑制的主要原因。集成式的信息系统（即信息系统整合）能够将各分支机构的数据集中到统一的数据库中，能够提升企业信息的准确性、完整性、及时性和透明度（Chapman 和 Kihn，2009^[23]；孙健等，2017^[24]）。

A 医院的信息系统不整合，具体表现为在成本核算和成本分析两个方面受到的限制：由于缺乏专门用

于医疗项目核算的财务软件, A 医院的财务人员在收集医疗项目信息、核算医疗项目成本等方面需要耗费更多时间和精力, 无法广泛开展细致的项目成本核算, 以项目成本为基础的作业成本法也无法实行。在成本分析方面, A 医院的各个部门信息系统并不一致, 财务与医疗科室信息系统也没有连通, 财务人员每月需要向医疗部门收集成本数据。因为各科室名称的不统一, 提供的成本数据格式也不一致, 财务人员还需对收集上来的数据进行清洗和重分类。数据清洗和处理的过程不仅耗时较长, 也切断了成本数据与业务数据的联系, 财务人员整理出的成本信息经过重新分类和统一编码后, 已无法再回溯至对应的医疗项目信息, 成本信息与医疗信息的联系在数据清洗中分离, 成本分析止于“就数说数”, 无暇探索成本管控。最终, 基于科室和成本发生地的成本取代了作业成本制度, 在组织内部形成了基于成本发生地的问责制。

除此之外, 角色认知迷惘也导致道德结构化被抑制。合法性是指组织活动所表现出的社会价值观 (social value) 和组织所存在的更大的社会系统的社会规范 (social norm) 之间的一致性程度 (Dowling 和 Pfeffer, 1975^[25])。Suchman (1995)^[26] 将合法性定义为: “在特定的信念、规范和价值观等社会化建构的系统内部, 对行动是否合乎期望的恰当的一般认

知和假定。”由于以作业成本法为代表的管理会计工具并非企业强制实行的会计制度, 如若无法在组织内部获取合法性, 则难以实现推广与固化。合法性的获取被认为是组织获取竞争优势的重要保障 (徐鹏等, 2017^[27])。引导变革的领导者通过制度化工作将管理会计的角色认知 (role identity) 在组织内部确立起来 (Goretzki 等, 2013^[28])。角色冲突和角色认知模糊是造成工作态度和行为松耦合的主要原因 (Lau 等 2003^[29]; Jackson 和 Schuler, 1985^[30])。

虽然已有实证研究已经证实了基于作业法的 DRG 成本核算可以在公立医院得到有效实施, 并且形成良好的成本控制效果, 改变临床医生的行为模式 (Eldenburg 等, 2010^[10]), 但是, 在 A 医院, 本该推动 DRG 变革的财务部人员没有形成合理的角色认知, 财务人员自身也存在角色认知的迷茫, 表现为他们对作业成本法能够在医疗系统运用的怀疑, 比如他们认为, 医院场景过于复杂, 作业成本的分摊机制不科学, 即使进行了分摊, 临床人员也对间接成本不可控, 医疗服务不能以牺牲医疗质量为代价, 没有基于作业核算 DRG 成本的必要。基于上述分析, 本文提出如下命题:

命题 3: 信息系统不整合, 变革者缺乏统一清晰的角色认知, 导致基于成本发生地的受托责任获取了更高的合法性。

表 5 道德结构化的编码及证据展示

主轴编码		开放编码	访谈原文
道德结构化	合法性: 作业成本法在医院内部运用的合理性存疑	分摊具有主观性且难度大	“我们觉得分摊的科学性还是有待进一步探讨的, 有些病它有些特别难, 或者有些特别简单, 它的整个治疗的手段变异性比较大。”
		作业成本不实用	“其实人家科室可控的是什么? 直接成本, 对吧? 你给它分摊上去的这些东西, 对于他来说没有什么用。”
	规范: 信息化不支持基于作业成本的 DRG 核算	信息化颗粒度不足, 无法细化到作业	“我们医院信息化是全国领先水平, 然后病历 (标准化) 也是第一评级, 我们还是觉得采集数据其实都不是那么容易的。 ^① 此外, 我们没有项目成本的软件, 做这个病种成本还是比较困难的。”
		无法确立标准化的作业	“没有一个标准化的东西来划分作业, 而且其他的内涵也很复杂, 变化性也比较大。 ^② ”

① 根据我们对 A 医院及全国其他至少 3 家三甲医院的调研, A 医院的病案电子化与标准化程度的确处于领先水平, 即便如此, 依然无法满足确保数据采集的准确性。许多医院在录入病案首页时没有明确的标准, 一些医院虽然明确了标准, 但由于疾病的复杂程度随机变化, 一些疾病对应的各类作业无法标准化。同时, 医生的工作处在高压之下, 对于填写标准化病案有时被认为是“额外负担”, 降低了医生填写高质量数据的主观动机, 造成从病案首页中采集的作业相关数据质量不过关。

② 在我们的访谈中, 医院管理者认为作业成本的划分依据具有主观性, 且不好界定, 比如门诊“登记”算一个作业, 还是“门诊登记并取片”算一个作业, 难以确定一个统一的标准。

续前表

主轴编码		开放编码	访谈原文
道德结构化	规范：信息化不支持基于作业成本的 DRG 核算	数据质量低，信息系统整合性不足。	“成本核算的过程中，这种科室名称编码的不统一，给我们造成了很大的一个数据清洗工作量。 ^① ”
			“实际上业务部门，它报告我们的数据的时候，已经按照我们所需要的财务核算的项目，比如，检查给我们绘成电子数据了，我想看病人到底做了哪些项目、用了什么药物是看不到的。”
			“当你从门诊的系统取过来数据的时候，他往往先进行一次清洗，仅仅是为了把数据和我们财务的账面对上。实际上这种干预过多的话，你的数据肯定是不能用的。”
	受托责任：医生与成本发生地的成本之间形成受托关系。	成本管理无法支配医生工作与行为。	“成本管理能力提升不能以医疗质量为代价，不能因为哪一个项目它使用的耗材、特别的成本特别高，或者是你该做的检查耗费多就不做了，这些都是不可能。”
		成本管理要结合管理目标和实际情况	“我是觉得做成本管理，还是应该围绕医院的管理目标来做，并不是说我要用能够高大上的方法什么的，还是看医院的管理方向是在哪，然后我们在想相应的方法，然后来进行实施。”

七、研究结论及启示

本文通过结构化理论，研究了 DRG 支付背景下医院的成本管理变革问题，通过对访谈资料的分析，研究发现，在 DRG 支付改革的背景下，A 医院并未基于作业成本核算 DRG 病种成本，而是最终形成了以成本发生地为主的病种成本核算方式。本文使用扎根理论对访谈资料进行详细分析，结合结构化理论，提出了三个导致语意、权力和道德结构化被抑制的原因。（1）固有工作惯例的路径依赖，导致语意结构化的过程被抑制。（2）变革者缺乏权威性与配置性资源，导致权力结构化被抑制。（3）信息系统不整合，变革者缺乏统一清晰的角色认知，导致道德结构化过程被抑制。

本文的研究结论对企事业单位推动成本管理变革有如下实践启示：

第一，成本管理变革需强化变革顶层指引，并不断对引领变革的领导者进行先进思想的培养。在 A 医院变革的推进因素中，外部压力是具有弹性的因素。虽然我国《医院财务制度》对部分医院做出了病组成本核算制度的要求，但并没有给出具体的方法，部分医院没有强制要求使用 DRG 进行成本管理，为进一步深化成本管理改革，我国公立医院病组成本管理的顶层指引还有待进一步强化。

第二，成本管理变革需要加强技术条件和合法性，克服固有惯例的影响。业务人员对成本管理的认知是影响变革过程的重要因素，但往往被引导变

革的领导者所忽略，财务部要加强业务部门成本管理变革的认知，逐渐让业务部门明确变革的目的，以及各部门在变革过程中扮演的角色。除此之外，要积极改善变革条件，加快数字化转型的步伐，整合财务与业务信息的系统不仅可以帮助财务人员快速获取数据、高效处理数据，更能帮助业务人员找到成本数据变动的原因，进而优化流程管理，为变革创造良好条件。最后，各类企事业单位要加强财务团队建设，国有企业和事业单位要强化总会计师制度建设，保障总会计师在企事业单位中对资源配置的话语权。

当然，本文也存在一定的研究局限：第一，单案例研究的局限性。尽管单案例研究的外部效度（external validity）具有一定局限性，但本文采用单案例研究法具有合理性。通过单案例观察一个主体的管理会计变革实践，更加详细阐释 A 医院的成本管理变革过程，能够更好地将管理会计变革的全过程展示出来。第二，特殊的行业背景使得本文研究结论的推广性受到一定限制，但总体而言影响不大。医院作为非营利事业单位，内部管理变革受到了外部制度规定的影响，对于在完善的市场制度中自主竞争的企业而言，虽然不存在外部规章制度的约束，但是竞争带来的成本控制压力依旧存在，特别是在当前新冠疫情持续给企业造成更大的经营压力的背景下，各类企业也亟需通过数字化转型，以财务部门为牵引，推动成本管理的革新。本文的研究发现在一定程度上能够对企业的成本管理变革转型提供参考借鉴。

① 企业内部信息系统不整合是一个常见现象，表现为不同部门掌握的信息系统之间不连通，甚至于同一个部门在不同系统中对同一个类目进行了不同的编码。

参考文献

- [1] 王志刚, 潘莉, 蔡静. RBRVS 和 DRGs 与医院常用绩效评价方法的比较研究 [J]. 中国医疗管理科学, 2016 (1): 14-22.
- [2] Carmona S, Donoso R. Cost Accounting in Early Regulated Markets: The Case of the Royal Soap Factory of Seville (1525-1692) [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2004, 23: 129-157.
- [3] Modell S. Institutional and Negotiated Order Perspectives on Cost Allocations: The Case of the Swedish university sector [J]. European Accounting Review, 2006, 15 (2): 219-251.
- [4] Lepori B, Montauti M, Chapman C. Bringing the Organization Back in: Flexing Structural Responses to Competing Logics in Budgeting [J]. Accounting, Organizations and Society, 2020, 80.
- [5] 孟焰, 孙健, 卢闯, 等. 中国管理会计研究述评与展望 [J]. 会计研究, 2014 (9): 10.
- [6] 韩斌斌. 《医院会计制度 (征求意见稿)》中成本费用的核算分析 [J]. 中国卫生经济, 2010 (9): 83-84.
- [7] 柴冬丽, 吴幼斐, 张仁华. 医院病种成本核算方法比较研究 [J]. 中国卫生经济, 2011 (12): 81-83.
- [8] Fetter R B, Shin Y B, Freeman J L, et al. Case Mix Definition by Diagnosis-related Groups [J]. Medical Care, 1980, 18 (2): 1-53.
- [9] France F. Case Mix Use in 25 Countries: A Migration Success but International Comparisons Failure [J]. International Journal of Medical Informatics, 2003, 70 (2/3): 215-219.
- [10] Eldenburg L, Soderstrom N, Willis V, et al. Behavioral Changes Following the Collaborative Development of an Accounting Information System [J]. Accounting Organizations and Society, 2010, 35 (2), 222-237.
- [11] Krishnan R. The Effect of Changes in Regulation and Competition on Firms' Demand for Accounting Information [J]. The Accounting Review, 2005, 80 (1): 269-287.
- [12] Holzhaecker M, Krishnan R, Mahlendorf M D. The Impact of Changes in Regulation on Cost Behavior [J]. Contemporary Accounting Research, 2015, 32 (2): 534-566.
- [13] Llewellyn S, Northcott D. The Average Hospital [J]. Accounting Organizations & Society, 2005, 30 (6): 555-583.
- [14] 李春, 陈颖, 线春艳, 薛林南. 两种 DRGs 成本核算方法的比较研究 [J]. 中华医院管理杂志, 2013 (3): 175-178.
- [15] Giddens A. The Constitution of Society [M]. London, UK: Cambridge Policy Press, 1984.
- [16] Orlikowski W J. Learning from Notes: Organizational Issues in Groupware Implementation [C]. Proceedings of the Conference on Computer Supported Cooperative Work, Toronto, 1984: 362-369.
- [17] 成瑾, 白海青, 刘丹. CEO 如何促进高管团队的行为整合——基于结构化理论的解释 [J]. 管理世界, 2017 (2): 159-173.
- [18] Eisenhardt K M, Graebner M E, Sonenshein S. Grand Challenges and Inductive Methods: Rigor Without Rigor Mortis [J]. Academy of Management Journal, 2016, 59 (4): 1113-1123.
- [19] 毛基业, 陈诚. 案例研究的理论构建: 艾森哈特的新洞见——第十届“中国企业管理案例与质性研究论坛 (2016)”会议综述 [J]. 管理世界, 2017 (2): 7.
- [20] Strauss A, Corbin J. Basics of Qualitative Research Techniques and Procedures for Developing Grounded Theory [M]. London, UK: Sage Publications, 1998.
- [21] 谭劲松, 龙卓林, 秦帅. 基于信任和制度的家族企业职业经理人融合——以中国联塑为例 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (8): 99-110.
- [22] Goldstone J A. Initial Conditions, General Laws, Path Dependence, and Explanation in Historical Sociology [J]. American Journal of Sociology, 1998, 104 (3): 829-845.
- [23] Chapman C S, Kihn L A. Information System Integration, Enabling Control and Performance [J]. Accounting, Organizations and Society, 2009, 34: 151-169.
- [24] 孙健, 王百强, 袁蓉丽. 信息系统整合、预算程序公平与企业业绩——一项基于国有企业的调查研究 [J]. 管理世界, 2017 (5): 131-143.
- [25] Dowling J, PfeVer J. Organizational Legitimacy: Social Values and Organizational Behaviour [J]. Pacific Sociological Review, 1975, 18 (1), 122-136.
- [26] Suchman M. Managing Legitimacy: Strategic and Institutional Approaches [J]. Academy of Management Review, 1995, 20: 571-610.
- [27] 徐鹏, 徐向艺, 苏建军. 行业变革背景下先发企业合法性的获取机制——基于扎根理论的国家电网公司案例 [J]. 经济管理, 2017, 33 (11): 39-53.
- [28] Goretzki L, Strauss E, Weber J. An Institutional Perspective on the Changes in Management Accountants' Professional Role [J]. Management Accounting Research, 2013, 24 (1): 41-63.
- [29] Lau V C S, Au W T, Ho J M C. A Qualitative and Quantitative Review of Antecedents of Counterproductive Behavior in Organizations [J]. Journal of Business and Psychology, 2003, 18 (1): 73-99.
- [30] Jackson S E, Schuler R S. A Meta-analysis and Conceptual Critique of Research on Role Ambiguity and Role-conflict in Work Settings [J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 1985, 36 (1): 16-78.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

股价崩盘风险与线上投资者关系管理

——基于危机公关的视角

Stock Price Crash Risk and Online Investor Relationship Management:
A Perspective on Crisis Management

杨 丹 胡 可 朱 松 林丰仪

YANG Dan HU Ke ZHU Song LIN Feng-yi

[摘 要] 本研究以 2009—2017 年我国 A 股上市公司为样本, 实证检验股价崩盘风险是否会对上市公司未来线上投资者关系管理产生影响。研究结果表明, 当上市公司股价崩盘风险较高时, 其后续在线上与投资者沟通互动的效率更高, 说明公司通过加强线上投资者关系管理建立事后补救机制以进行危机公关。进一步分析表明, 公司信息透明度和高管是否拥有金融会计类工作背景对上述关系具有调节作用, 即当上市公司信息透明度较低和拥有较多金融会计类工作背景的高管时, 股价崩盘风险对线上投资者关系管理的正向影响更显著, 尤其体现在对线上投资者问答回复率的正向影响。本研究反映了测算股价崩盘风险在公司治理角度的信号作用与预测意义, 并揭示了信息时代投资者关系管理来自资本市场的决定因素, 具有重要的理论和现实意义。

[关键词] 股价崩盘风险 投资者关系管理 线上平台

[中图分类号] F272 F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0069-12

Abstract: This study empirically examines whether stock price crash risk has an impact on follow-up online investor relationship management, taking all Chinese A-share listed firms from 2009 to 2017 as a sample. The results show that when a firm's stock price crash risk is higher, its subsequent online investor relationship management is more active, specifically, its online communication and interaction with investors are more efficient. Further analysis shows that when the level of a firm's information transparency is lower and when senior executives have previous working background in finance and accounting, the positive impact of stock price crash risk on follow-up online investor relationship management is more significant. This study is of great theoretical and practical significance by showing the signaling role of measuring stock price crash risk from the perspective of corporate governance and revealing the determinants of investor relationship management from capital market in the information age.

Key words: Stock price crash risk Investor relationship management Online platform

[收稿日期] 2021-01-13

[作者简介] 杨丹, 女, 1983 年 4 月生, 北京师范大学经济与工商管理学院副教授, 博士生导师, 研究方向为财务与会计、公司治理; 胡可, 女, 1997 年 6 月生, 北京师范大学经济与工商管理学院硕士研究生, 研究方向为公司财务与资本市场; 朱松, 男, 1982 年 2 月生, 华东师范大学经济与管理学部教授, 博士生导师, 研究方向为财务与会计、公司治理; 林丰仪, 女, 1999 年 7 月生, 新加坡南洋理工大学商学院硕士研究生, 研究方向为财务会计与资本市场。本文通讯作者为胡可, 联系方式为 17853146727@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“会计准则变革背景下认知特征对利益相关者行为及变革效果的影响机制研究”(项目编号: 71602010)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

近年来,股价崩盘在我国资本市场乃至全球资本市场屡见不鲜,严重损害了广大投资者的信心,并导致股东财富急剧缩水,造成金融市场的波动(Chen等,2001^[1])。针对股价崩盘的相关研究成为学术界的热门话题。现有文献针对股价崩盘风险的影响因素形成了较多的探讨,如管理层职业私利(Li和Myers,2006^[2];Hutton等,2009^[3])、税收规避(Kim等,2011^[4])、会计稳健性(Kim和Zhang,2016^[5])、CEO过度自信(Kim等,2016^[6])、大股东持股比例(王化成等,2015^[7])、机构投资者稳定性(Callen和Fang,2013^[8])、收购保护(Bhargava等,2017^[9])、媒体报道(罗进辉和杜兴强,2014^[10])以及投资者信息能力(丁慧等,2018^[11])等。然而针对股价崩盘风险的经济后果的研究较为匮乏(喻灵,2017^[12])。股价崩盘风险作为一种外显的不确定性和损失可能性,背后隐藏的是企业某些信息,无论这些信息是来自经营层面还是治理层面,它们的综合作用导致了股价崩盘风险。那么,股价崩盘风险本身便成为承载信息的信号,应具有信号效应,从而产生可预期的经济后果。而这其中,与投资者相关的经济后果最为直接。

本研究落脚于股价崩盘风险的经济后果,具体而言,本研究试图考察企业股价崩盘风险是否会影响其后续线上投资者关系管理。之所以选择线上投资者关系管理,原因如下。首先,投资者是资本市场上最为关心股价崩盘风险的群体,直接决定着企业的融资环境与价值计量(Bushee和Miller,2012^[13])。在一项对CEO的面访中发现,大多数CEO表明投资者愿意与公司管理层互动并期望得到及时回复,以提升自己在公司遇到挫折或财务困境时持有股票的信心,与公司共同渡过难关(Chandler和Constance,2014^[14])。同时,良好的投资者关系管理也有助于吸引潜在投资者(马连福等,2011^[15])。其次,随着信息技术的发展,投资者获取信息的渠道和形式发生巨大变化,线上投资者关系管理成为必然。例如,投资者会通过企业网站和“上证e平台”等线上路径搜索信息并进行互动(权小锋等,2016^[16];丁慧等,2018^[11])。因此,线上投资者关系管理作为信息时代的产物,必然会成为未来投资者关系管理的主流元素。

本文以2009—2017年我国A股上市公司为样本,

利用公司通过线上与投资者进行互动的效率衡量其线上投资者关系管理水平,并实证检验了股价崩盘风险对公司后续线上投资者关系管理水平的影响。研究结果表明,股价崩盘风险与线上投资者关系管理呈显著正相关关系,即当上市公司的股价崩盘风险越高时,其后续在线上进行投资者关系管理越积极。一系列稳健性检验支持这一主要结论。进一步研究发现,股价崩盘风险对于线上投资者关系管理的提升效应在信息透明程度较低的公司中更加显著;同时,上述提升效应在拥有较多从事过金融和会计相关工作的高管的公司中也更加显著,但主要表现在线上问答回复率的提升效应。

本文对已有研究的边际贡献包括以下三方面。第一,丰富了股价崩盘风险经济后果的文献。与前述现有针对股价崩盘风险影响因素的研究不同,本文聚焦股价崩盘风险的高低是否会对企业后续线上投资者关系管理水平产生影响。研究结论证实了股价崩盘风险具有信号效应,其可预测企业后续在线上投资者关系管理水平的改进,并反映了测算股价崩盘风险在公司治理角度的意义。第二,拓展了投资者关系管理影响因素的研究。以往文献主要从企业经营状况(如林斌等,2005^[17];辛清泉等,2006^[18];赵颖,2009^[19])、公司治理机制(如肖斌卿等,2007^[20];马连福等,2008^[21])和治理环境(如马连福等,2008^[21])几个方面对投资者关系管理进行分析,较少从资本市场的风险表现角度进行探讨。本文创新性地切入风险视角,并立足线上投资者关系管理,补充了投资者关系管理另一个视角的影响因素的实证证据。第三,拓展了信息技术对资本市场影响的视角。本研究结合信息时代网络技术发展的特点,强调线上投资者关系管理将成为未来企业与投资者互动沟通的主要路径,为进一步基于大数据和数字经济的投资者关系管理提供研究基础。

后文结构安排如下:第二部分进行理论推演并提出研究假设;第三部分进行研究设计;第四部分展示实证分析和稳健性检验结果;第五部分进行进一步分析;第六部分得出研究结论与启示。

二、理论推演与研究假设

股价崩盘风险作为一种外显的不确定性和损失可能性,体现的是投资者对于企业经营和治理层面状况的负面解读。以往研究也证实企业的经营不确

定性和治理缺失会引发股价崩盘风险。例如, Kim等(2011)^[4]发现企业通过复杂的税收规避活动隐瞒真实经营业绩并刻意隐藏坏消息时易造成股价崩盘; Callen和Fang(2013)^[8]发现稳定的机构投资者通过减轻管理者由于短视导致的代理问题以及促使企业信息相对公开透明会抑制股价崩盘; 江轩宇和许年行(2015)^[22]的研究表明, 管理者倾向于过度投资并且不愿披露负面信息, 从而导致投资损失在企业内部积累, 最终崩盘; Kim和Zhang(2016)^[5]发现会计稳健性越高的企业股价崩盘风险越低等。

那么, 投资者因负面不确定性而产生紧张情绪从而引发股价崩盘风险时, 加强投资者关系管理可以建立一种事后补救机制。投资者关系管理作为一种战略性沟通模式, 是企业与投资者之间的“双向互动”(李心丹等, 2007^[23]; 马连福等, 2011^[15]; Chandler和Constance, 2014^[14]), 其通过降低企业内外部信息不对称水平, 增加外部投资者对于管理层的信任和好感, 来提升投资者的信心并降低投资者对企业风险的过度感知和过度反应。Peasnell等(2011)^[24]发现在正常的市场环境下, 拥有良好投资者关系的企业比同行业其他企业的股价更高, 说明有效的投资者关系管理可以提升投资者的信心。Santalova(2018)^[25]发现企业处于危机时刻时会增加路演活动, 通过与投资者进行更多的互动以防止公司股价持续走低。Choi和Mobbs(2019)^[26]指出当企业较为关注与投资者的关系管理时, 如专门设置负责投资者关系管理的高管, 企业能够更好地处理投资者的过度反应, 这体现在企业处于危机时的股票收益波动程度较小。马连福和张晓庆(2020)^[27]研究表明当中国上市公司发生控股股东股权质押事件后, 企业投资者关系管理水平明显提高, 以应对由于该负面事件所导致的投资者情绪恐慌和股价下跌。可见, 当企业面临较高股价崩盘风险时, 提升投资者关系管理水平可能会发挥危机时刻的公关作用。

此外, 良好的投资者关系管理除了对既有的股价崩盘风险提供事后补救机制, 也有助于对因股价崩盘风险而导致的其他可能负面事件提供一种预防机制。Dolphin(2004)^[28]指出有效的投资者关系管理可以增加并巩固企业声誉, 从而积累声誉资本。那么, 在面对企业负面信息时, 投资者对于有较好声誉资本的企业会减轻过度惩罚(Godfrey等, 2009^[29]), 降低企业在未来负面事件中的损失。

虽然前述理论分析与文献回顾主要基于整体的投资者关系管理, 我们认为这对于本研究的线上投资者关系管理同样适用。线上投资者关系管理作为信息时代的产物, 体现在信息沟通的渠道和形式在逐渐转变。在现有线上和线下并存的时期, 我们预期线上投资者关系管理的理论机理和作用逻辑没有本质变化, 但未来随着信息技术不断发展, 线上成为主要模式后, 可能会出现新的作用路径。综上分析, 本文提出如下研究假设:

假设 H1: 在其他条件不变时, 企业股价崩盘风险对未来线上投资者关系管理存在正向影响。

投资者关系管理的本质是“沟通”, 通过企业与投资者之间的“双向互动”, 提升信息在两者之间的流动, 以达到降低外部投资者信息不对称水平的作用。投资者关系管理之所以能起到事后补救作用, 在于其对于信息不对称水平的降低, 从而分散风险。因此, 为了检验这一作用机理, 我们对企业信息不对称水平即信息透明度, 进行调节作用测试。显然, 当企业信息透明度较高时, 内外部利益相关者之间的信息不对称水平较低。公开透明的信息为投资者带来信息增量, 帮助其更好地了解企业经营与治理状况并预测未来收益和发展走势(Bushman和Smith, 2001^[30]; Armstrong等, 2010^[31]), 而这一过程可以分散企业既有的高风险, 从而使得投资者关系管理作为事后补救机制的作用降低。因此, 本文预期企业信息透明度会减弱假设 H1 中的正向关系, 并提出如下假设:

假设 H2: 在其他条件不变时, 股价崩盘风险对未来线上投资者关系管理的正向影响在企业信息透明度较高时会减弱。

管理层的个人特征会作用于企业的经营和治理行为(Hambrick和Mason, 1984^[32]), 例如不同背景和经历的管理层对于风险的感知和判断是不同的。股价崩盘风险对投资者关系管理的信号效应会受管理层风险感知和判断的影响。现有研究发现, 从事过金融和会计相关工作的高管对风险和收益的认知更加深刻, 同时对风险的控制更为谨慎(Barker和Mueller, 2002^[33]; 池国华等, 2014^[34]), 那么, 他们在面对风险时应能够更理性地采用控制和补救措施。我们认为, 金融和会计相关工作经历有助于增加高管对于复杂资本环境和复杂商业业务下的风险感知, 以及面对股价崩盘风险时更易从资本利益相关者角度出发采取

补救和公关措施。因此,本文预期企业高管的金融和会计相关工作经历会强化假设 H1 中的正向关系,并提出如下假设:

假设 H3: 在其他条件不变时,股价崩盘风险对未来线上投资者关系管理的正向影响在企业拥有较多从事过金融和会计相关工作的高管时会增强。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2009—2017 年 A 股上市公司为初始研究样本。上市公司与投资者之间的线上互动数据来自投资者关系管理数据库,其余财务数据均来自 CSMAR 数据库。同时本文借鉴已有研究(江轩宇和许年行,2015^[22];王化成等,2015^[7];喻灵,2017^[12])的做法,对初始样本做了如下筛选和处理:(1)剔除金融类上市公司样本,因为金融类上市公司财务报表的编制规范存在较大差异;(2)剔除年度周收益率数据少于 30 周的样本,以确保股价崩盘风险计算的可靠性;(3)剔除其他数据缺失的样本;(4)对连续变量进行上下 1% 的 Winsorize 处理。最终得到 12 757 个有效“公司-年度”观测样本。

(二) 变量定义与度量

1. 线上投资者关系管理。

根据已有研究(李心丹等,2006^[35];权小锋等,2016^[16]),投资者关系管理可分为沟通活动、信息披露活动和组织平台三个维度。在线上的投资者论坛中,管理层和投资者可以双向互动,对投资者的问题给予回复并做出说明,同时体现了上述投资者关系管理的沟通、信息披露、组织平台功能。因此,本文基于投资者论坛中的数据,手动计算每年每家上市公司对投资者询问的平均回复率 *Replyrate* (已回复问题数/总问题数) 和平均回复时间间隔 *Replydays* (回复问答日期-提问日期),将其作为线上投资者关系管理的衡量指标。

2. 股价崩盘风险。

参考 Kim 等 (2011)^[4]、Kim 和 Zhang (2016)^[5]、权小峰等 (2016)^[16] 的方法,本文使用两种方法来测度上市公司的股价崩盘风险,具体计算过程如下:

首先,利用股票 *i* 的周收益率数据,进行公式 (1) 的回归,以计算经过市场调整的周收益率:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}r_{m,t-2} + \beta_{2,i}r_{m,t-1} + \beta_{3,i}r_{m,t} + \beta_{4,i}r_{m,t+1} + \beta_{5,i}r_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $r_{i,t}$ 是公司 *i* 的股票在第 *t* 周的收益率, $r_{m,t}$ 为第 *t* 周的流通市值加权平均市场收益率, $\varepsilon_{i,t}$ 为个股收益未被市场所解释的部分。根据 Dimson (1979)^[36] 的研究,为了调整股票非同步性交易的影响,本文在公式 (1) 中加入了市场收益的滞后项和超前项。股票 *i* 第 *t* 周特有收益率 $W_{i,t}$ 为: $W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$, 其中 $\varepsilon_{i,t}$ 为公式 (1) 中的回归残差。

其次,基于公司特有周收益率 $W_{i,t}$ 构建股价崩盘风险的度量指标。第一个衡量股价崩盘风险的指标是股票 *i* 经过市场调整后周收益率的负偏度 *Ncskew*, 计算方法如下:

$$Ncskew_{i,t} = - \frac{n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,t}^3}{(n-1)(n-2) \left(\sum W_{i,t}^2 \right)^{3/2}} \quad (2)$$

其中, *n* 是股票 *i* 在会计年度 *t* 内的交易周数,负收益偏态系数 *Ncskew* 越大,则表明股价崩盘风险越大。

第二个衡量指标是收益率波动系数 *Duvol*。首先,根据公司特有周收益率 $W_{i,t}$ 是否大于年平均收益率,分为上升阶段和下降阶段的两个子样本,并分别计算各组的标准差。*Duvol* 为低于平均值的标准差与高于平均值的标准差比值的自然对数,用公式 (3) 表示:

$$Duvol_{i,t} = \ln \left[\frac{(n_u - 1) \sum_{down} W_{i,t}^2}{(n_d - 1) \sum_{up} W_{i,t}^2} \right] \quad (3)$$

其中, n_u 和 n_d 分别表示高于、低于平均值的周收益观测值数量。如果管理层隐藏坏消息,那么 $W_{i,t}$ 下降阶段的波动幅度应大于上升阶段。根据定义,收益率波动系数 *Duvol* 越大,则表明股价崩盘风险越大。

3. 控制变量。

参照现有研究(林斌等,2005^[17];喻灵,2017^[12]),本文选取以下控制变量:公司规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、净资产收益率 (*Roe*)、成长机会 (*Growth*)、账面市值比 (*Mb*)、月度换手率 (*Dturn*)、股权集中度 (*Top5*)、机构投资者持股比例 (*Institutions*)、独立董事比例 (*Independent*) 和是否两职兼任 (*Dual*)。此外,我们控制了行业和年度因素的影响,具体变量定义见表 1。

表 1 变量定义表

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	<i>Replyrate</i>	线上回复率	已回复问题数/总问题数
	<i>Replydays</i>	线上回复时间	回复日期-提问日期
自变量	<i>Ncskew</i>	负收益偏态系数	具体计算方法见公式(2)
	<i>Duol</i>	收益率波动系数	具体计算方法见公式(3)
调节变量	<i>Transparency</i>	信息透明度	过去三年操纵性应计的绝对值平均值
	<i>Fjob</i>	高管工作经历	拥有金融和会计相关工作经历的高管比例
控制变量	<i>Size</i>	公司规模	资产总额的自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率	负债总额/资产总额
	<i>Roe</i>	净资产收益率	净利润/净资产
	<i>Growth</i>	增长率	主营业务收入增长率
	<i>Mb</i>	账面市值比	每股市价/每股账面价值
	<i>Dturn</i>	月度换手率	市场中股票转手买卖的频率
	<i>Top5</i>	股权集中度	前五大股东持股比例
	<i>Institutions</i>	机构投资者持股	机构投资者持股比例
	<i>Independent</i>	独立董事比例	独立董事人数/所有董事人数
	<i>Dual</i>	两职兼任	若董事长和 CEO 为同一人取值为 1, 否则为 0
	<i>Industry</i>	行业虚拟变量	
	<i>Year</i>	年份虚拟变量	

(三) 模型设计

本研究主检验模型如下:

$$\begin{aligned}
 Replyrate_{i+1} (or Replydays_{i+1}) = & \alpha + \beta_1 Ncskew_i (or Duol_i) \\
 & + \beta_2 Size_i + \beta_3 Lev_i + \beta_4 Roe_i \\
 & + \beta_5 Growth_i + \beta_6 Mb_i \\
 & + \beta_7 Dturn_i + \beta_8 Top5_i \\
 & + \beta_9 Institutions_i \\
 & + \beta_{10} Independent_i \\
 & + \beta_{11} Dual_i + Industry + Year + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \quad (4)$$

其中, $Replyrate_{i+1}$ 和 $Replydays_{i+1}$ 衡量第 $t+1$ 期的线上投资者关系管理水平, $Ncskew_i$ 和 $Duol_i$ 衡量第 t 期的股价崩盘风险, 控制变量均为第 t 期。当因变量是 $Replyrate_{i+1}$ 时, 若公式(4)中 β_1 显著为正, 假设 H1 得到支持; 而当因变量是 $Replydays_{i+1}$ 时, 若 β_1 显著为负, 假设 H1 得到支持。

四、实证结果分析与讨论

(一) 描述性分析

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。可以

看出, $Replyrate$ 和 $Replydays$ 的均值、最大值、最小值分别是 0.866 0(1.524 7)、1.000 0(7.750 8)、0.130 1(0.000 7), 说明我国上市公司基于网站的投资者问答回复率总体较高, 高达约 87%, 回复也比较及时, 平均在 1.5 天内公司就会做出回复, 表明我国上市公司线上投资者关系管理的实施情况良好。标准差分别为 0.204 2 和 1.100 7, 回复天数的标准差较大, 说明不同公司回复投资者问题的及时性不够统一。从表征股价崩盘风险的指标来看, $Ncskew$ 和 $Duol$ 的均值分别为 -0.183 6 和 -0.194 6, 与江轩宇和许年行(2015)^[22] 的测算值接近, 标准差分别为 0.588 1 和 0.445 1, 说明不同公司的股价崩盘风险存在差异。其他控制变量的分布也与相关文献保持一致。

(二) 相关性分析

表 3 报告了主要变量的 Pearson 相关系数。 $Ncskew$ 和 $Duol$ 之间的相关系数是 0.868 5, 在 1% 的水平上显著, 说明这两个度量股价崩盘风险变量关联度较高, 具有一致性。 $Ncskew$ 和 $Duol$ 与 $Replyrate$ 正相关, 相关系数分别为 0.094 3 和 0.084 4; 与 $Replydays$ 负相关, 相关系数分别为 -0.056 3 和 -0.067 4, 且均在 1% 的水平上显著。这说明在不考虑其他因素

的情况下, 股价崩盘风险越高, 未来的投资者问答回复率越高, 回复也越及时。此外, 自变量和控制变量之间的相关系数大多低于 0.5, 说明不存在严重的多重共线性问题。

表 2 描述性统计

变量	观察数	均值	标准差	最小值	25 分位	中位数	75 分位	最大值
$Replyrate_{t+1}$	12 757	0.866 0	0.204 2	0.130 1	0.821 7	0.964 3	1.000 0	1.000 0
$Replydays_{t+1}$	12 757	1.524 7	1.100 7	0.000 7	0.769 9	1.249 7	1.969 8	7.750 8
$Ncskew_t$	12 757	-0.183 6	0.588 1	-1.789 7	-0.541 6	-0.164 3	0.193 4	1.274 8
$Duol_t$	12 757	-0.194 6	0.445 1	-1.266 7	-0.497 3	-0.193 2	0.107 3	0.863 8
$Size_t$	12 757	22.041 3	1.252 8	19.540 9	21.147 8	21.867 2	22.754 0	25.774 6
Lev_t	12 757	0.440 6	0.213 6	0.049 1	0.268 8	0.435 9	0.608 8	0.894 5
Roe_t	12 757	0.068 6	0.114 9	-0.524 6	0.027 3	0.069 3	0.119 9	0.368 1
$Growth_t$	12 757	0.202 3	0.543 0	-0.554 2	-0.029 4	0.104 7	0.274 4	3.930 9
Mb_t	12 757	4.144 2	3.862 8	0.763 9	1.995 0	3.047 1	4.854 3	27.768 2
$Dturn_t$	12 757	-6.571 4	39.871 8	-133.836 1	-26.204 8	-3.262 7	15.481 8	91.792 7
$Top5_t$	12 757	52.236 5	15.531 6	18.400 0	40.710 0	52.490 0	63.700 0	86.540 0
$Institutions_t$	12 757	0.237 7	0.225 0	0.000 0	0.054 6	0.157 2	0.368 9	0.842 0
$Independent_t$	12 757	0.372 4	0.052 8	0.333 3	0.333 3	0.333 3	0.416 7	0.571 4
$Dual_t$	12 757	0.243 8	0.429 4	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0

表 3 主要变量的 Pearson 相关系数

变量	$Replyrate_{t+1}$	$Replydays_{t+1}$	$Ncskew_t$	$Duol_t$	$Size_t$	Roe_t	$Growth_t$	Lev_t	$Independent_t$	$Dturn_t$	Mb_t	$Top5_t$	$Institutions_t$
$Replyrate_{t+1}$	1.000 0												
$Replydays_{t+1}$	-0.145 5 ***	1.000 0											
$Ncskew_t$	0.094 3 ***	-0.056 3 ***	1.000 0										
$Duol_t$	0.084 4 ***	-0.067 4 ***	0.868 5 ***	1.000 0									
$Size_t$	-0.157 7 ***	0.205 3 ***	-0.184 0 ***	-0.193 6 ***	1.000 0								
Roe_t	0.050 5 ***	0.001 3	-0.004 2	-0.011 0	0.129 3 ***	1.000 0							
$Growth_t$	0.014 1	-0.015 3 *	0.031 8 ***	0.012 3	0.034 9 ***	0.210 4 ***	1.000 0						
Lev_t	-0.175 0 ***	0.108 6 ***	-0.118 8 ***	-0.128 0 ***	0.489 9 ***	-0.150 5 ***	0.033 5 ***	1.000 0					
$Independent_t$	0.016 7 *	0.000 3	0.024 8 ***	0.020 3 **	0.007 1	-0.008 1	0.006 8	-0.022 5 **	1.000 0				
$Dturn_t$	0.036 5 ***	0.129 0 ***	0.015 4 *	-0.031 4 ***	0.064 9 ***	-0.059 0 ***	-0.042 8 ***	0.076 0 ***	0.005 3	1.000 0			
Mb_t	0.047 3 ***	-0.013 9	0.141 9 ***	0.095 0 ***	-0.397 2 ***	-0.086 3 ***	0.069 5 ***	0.021 4 **	0.051 7 ***	0.053 8 ***	1.000 0		
$Top5_t$	0.072 1 ***	-0.024 5 ***	-0.030 7 ***	-0.024 7 ***	0.195 0 ***	0.169 3 ***	0.070 5 ***	-0.064 1 ***	0.028 1 ***	-0.102 7 ***	-0.099 6 ***	1.000 0	
$Institutions_t$	-0.023 8 ***	0.063 6 ***	-0.046 7 ***	-0.060 0 ***	0.229 2 ***	0.105 5 ***	0.069 5 ***	0.020 2 **	0.007 8	-0.156 5 ***	0.014 0	0.241 5 ***	1.000 0
$Dual_t$	0.109 0 ***	-0.056 2 ***	0.082 3 ***	0.072 3 ***	-0.160 5 ***	0.020 2 **	0.024 7 ***	-0.136 0 ***	0.106 9 ***	-0.034 9 ***	0.073 1 ***	0.000 3	-0.029 2 ***

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。

(三) 回归结果分析

表 4 报告了主检验回归结果。列 (1) 和列 (2) 为股价崩盘风险对未来线上问答回复率的影响, 两列模型的调整 R 方均在 0.10 以上, 说明模型拟合度可接受。研究发现, 股价崩盘风险指标 $Ncskew$ 和 $Duol$ 均与变量 $Replyrate$ 呈正相关关系, 相关系数分别为 0.009 9 和 0.014 4, 且在 1% 的水平上显著, 说明股

价崩盘风险较高的上市公司, 在下一年度明显提高了对投资者提问的线上回复率。列 (3) 和列 (4) 为股价崩盘风险对未来线上问答回复时间的影响, 两列模型的调整 R 方均在 0.12 以上, 说明模型拟合度可接受。研究表明, 股价崩盘风险指标 $Ncskew$ 和 $Duol$ 均与变量 $Replydays$ 呈负相关关系, 相关系数分别为 -0.036 1 和 -0.052 9, 且在 5% 的水平上显著, 说明

股价崩盘风险较高的上市公司,在下一年度明显缩短了对投资者提问的线上回复时间间隔,变得更为及时回复。控制变量的结果显示,规模较小、盈利能力较好、负债率较低、股权集中度较高、账面市值比较低和存在两职兼任的上市公司更注重下一年度的线上投

资者关系管理,且更多体现在较高的线上问答回复率。因此,主检验结果表明,上市公司股价崩盘风险对未来线上投资者关系管理确实存在显著的正向影响,假设 H1 得以验证。

表 4 主检验回归结果

变量	Replyrate _{t+1}		Replydays _{t+1}	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	1.334 7 *** (14.884 7)	1.332 9 *** (14.868 4)	-1.637 0 *** (-3.692 8)	-1.630 2 *** (-3.676 3)
Ncskew _t	0.009 9 *** (2.979 1)		-0.036 1 ** (-2.064 2)	
Duvol _t		0.014 4 *** (3.435 1)		-0.052 9 ** (-2.299 1)
Size _t	-0.024 5 *** (-6.059 7)	-0.024 4 *** (-6.033 2)	0.186 1 *** (9.289 3)	0.185 6 *** (9.260 8)
Lev _t	-0.053 9 *** (-2.881 2)	-0.053 7 *** (-2.873 3)	-0.053 6 (-0.590 2)	-0.054 2 (-0.596 6)
Roe _t	0.082 8 *** (3.439 8)	0.083 2 *** (3.457 7)	-0.099 3 (-0.827 1)	-0.100 7 (-0.839 3)
Growth _t	0.002 0 (0.537 7)	0.002 1 (0.571 0)	-0.011 7 (-0.592 5)	-0.012 2 (-0.614 2)
Mb _t	-0.002 9 *** (-3.386 2)	-0.002 9 *** (-3.335 1)	0.014 5 *** (3.039 3)	0.014 3 *** (3.007 1)
Dturn _t	-0.000 0 (-0.750 9)	-0.000 0 (-0.595 3)	-0.000 2 (-0.860 4)	-0.000 2 (-0.959 3)
Top5 _t	0.001 4 *** (6.573 7)	0.001 4 *** (6.569 4)	-0.004 5 *** (-4.281 3)	-0.004 5 *** (-4.280 3)
Institutions _t	-0.020 0 (-1.556 5)	-0.020 0 (-1.556 0)	0.167 8 ** (2.446 9)	0.167 7 ** (2.447 8)
Independent _t	-0.019 9 (-0.399 2)	-0.020 3 (-0.406 6)	-0.159 7 (-0.654 0)	-0.158 4 (-0.649 0)
Dual _t	0.025 0 *** (4.628 5)	0.025 1 *** (4.643 0)	-0.056 9 *** (-2.034 5)	-0.057 3 *** (-2.047 2)
Industry	已控制	已控制	已控制	已控制
Year	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	12 757	12 757	12 757	12 757
Adjusted R ²	0.107 5	0.107 7	0.123 8	0.123 9

(四) 稳健性检验

1. 内生性问题。

影响主检验结果的一个重要担忧是潜在的内生性问题。尽管研究模型通过使用向后一期的因变量缓解了一定程度的内生性,本部分仍采用工具变量法、倾向得分匹配法和扩展预测期进一步控制内生性,以保证主检验结果的稳健性。

(1) 工具变量法。本部分参考近年相关研究(权小锋等,2016^[16];蒋德权等,2018^[37];滕飞等,

2020^[38])选取工具变量,具体选定“年度-行业”均值作为工具变量。表5中第一阶段结果报告了工具变量与股价崩盘风险变量的相关性,可见所选工具变量与 Ncskew 和 Duvol 均在 1% 的水平上显著正相关(相关系数为 0.673 6 和 0.594 8),说明工具变量的选取满足相关性;由于目前尚无研究表明行业内部的股价崩盘风险均值能够提高单个企业在维持投资者关系方面的努力程度,因此我们预期工具变量也满足外生性要求。从表5中第二阶段结果来看,使用工具变

量控制潜在内生性问题后, 股价崩盘风险仍显著正向影响上市公司未来线上投资者关系管理。同时针对弱工具变量假设检验的 F 值均在 300 以上, 因此可拒绝弱工具变量假设。

表 5 工具变量二阶段回归结果

Panel A: 第一阶段结果

变量	<i>Ncskew</i>	<i>Duol</i>
<i>Constant</i>	0. 963 4 *** (7. 300 4)	0. 827 7 *** (8. 251 3)
<i>Year-Industry Average</i>	0. 673 6 *** (21. 761 2)	0. 594 8 *** (17. 543 2)
控制变量	已控制	已控制
<i>Observations</i>	12 708	12 708
<i>Adjusted R</i> ²	0. 096 9	0. 077 7

Panel B: 第二阶段结果

变量	<i>Replyrate</i> _{<i>t</i>+1}		<i>Replydays</i> _{<i>t</i>+1}	
<i>Constant</i>	1. 045 2 *** (21. 894 3)	1. 069 9 *** (21. 863 1)	-2. 583 9 *** (-10. 090 0)	-2. 374 6 *** (-8. 743 7)
<i>Instru_Ncskew</i> _{<i>t</i>}	0. 095 7 *** (5. 808 1)		-0. 421 1 *** (-4. 763 7)	
<i>Instru_Duol</i> _{<i>t</i>}		0. 043 2 ** (1. 955 4)		-0. 665 7 *** (-4. 595 0)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>Observations</i>	12 708	12 708	12 708	12 708
<i>Adjusted R</i> ²	0. 035 0	0. 080 6	0. 045 0	0. 026 0
<i>F</i> 值	473. 348 0	307. 505 0	473. 348 0	307. 505 0

(2) 倾向得分匹配法。本部分采用倾向得分匹配法, 通过从控制变量中选取匹配变量, 使用一对一最近邻匹配得到观测处理组和控制组。表 6 报告了匹配后回归结果。可见, 匹配后的股价崩盘风险仍显著正向影响上市公司未来线上投资者关系管理, 说明本文主检验结果稳健。

表 6 倾向得分匹配结果

变量	<i>Replyrate_{t+1}</i>		<i>Replydays_{t+1}</i>	
<i>Constant</i>	1. 343 6 *** (12. 666 7)	1. 418 9 *** (13. 487 7)	-1. 849 7 *** (-3. 407 7)	-1. 279 6 *** (-2. 597 2)
<i>Ncskew_t</i>	0. 011 1 ** (2. 509 9)		-0. 058 2 ** (-2. 513 8)	
<i>Duol_t</i>		0. 016 6 *** (2. 869 6)		-0. 075 5 ** (-2. 453 6)
控制变量	已控制		已控制	
<i>Observations</i>	6 739		6 739	
<i>Adjusted R²</i>	0. 116 7		0. 134 9	

(3) 扩展测量期间。参考已有研究 (Callen 和 Fang, 2013^[8]; 江轩宇和许年行, 2015^[22]; Kim 和 Zhang, 2016^[5]) 的做法, 本部分将线上投资者关系管理的测量期间扩展到未来两年和未来三年。这种做法不但可以进一步避免股价崩盘风险和线上投资者关系管理互为因果产生的内生性问题, 还可以考察股价崩盘风险对线上投资者关系管理的正向影响是否具有长期效应。从表 7 结果来看, 扩展测量期间至未来两年和三年后, 股价崩盘风险依然与投资者问答回复率显著正相关, 与投资者问答回复天数显著负相关, 与主检验结论一致。

表 7 扩展测量期间结果

Panel A: 扩展至 $t+2$ 期间				
变量	$Replyrate_{t+2}$		$Replydays_{t+2}$	
<i>Constant</i>	1.242 8 *** (22.545 0)	1.242 1 *** (22.533 9)	-2.961 8 *** (-10.426 9)	-2.957 8 *** (-10.412 9)
$Ncskew_t$	0.011 9 *** (3.457 3)		-0.044 0 ** (-2.381 8)	
$Duol_t$		0.015 3 *** (3.474 1)		-0.059 8 ** (-2.510 1)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>Observations</i>	11 252	11 252	11 252	11 252
<i>Adjusted R</i> ²	0.112 4	0.112 6	0.122 6	0.122 7
Panel B: 扩展至 $t+3$ 期间				
变量	$Replyrate_{t+3}$		$Replydays_{t+3}$	
<i>Constant</i>	1.232 1 *** (20.265 9)	1.230 4 *** (20.250 7)	-3.013 2 *** (-10.018 0)	-3.003 6 *** (-9.979 1)
$Ncskew_t$	0.008 5 ** (2.266 2)		-0.057 5 *** (-2.897 2)	
$Duol_t$		0.011 9 ** (2.464 3)		-0.075 4 *** (-2.952 3)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>Observations</i>	9 722	9 722	9 722	9 722
<i>Adjusted R</i> ²	0.109 1	0.109 2	0.111 0	0.111 2

2. 其他稳健性检验。

(1) 替换线上投资者关系管理的测度指标。除了主检验中的两种测度线上投资者关系管理的指标,本部分进一步构建是否存在线上投资者关系管理的虚拟变量($Oirm_dum$)作为因变量,即当上市公司存在线上管理投资者关系的渠道, $Oirm_dum$ 取值为1,否则取值为0。从表8结果可见,股价崩盘风险变量 $Ncskew$ 和 $Duol$ 均与新的因变量 $Oirm_dum$ 在1%的水平上显著正相关(相关系数为0.126 6

和0.157 1),说明股价崩盘风险对线上投资者关系管理的正向影响依然成立,支持前述主检验结论。

(2) 剔除ST公司。考虑到ST公司可能产生的异常值会对主检验结果存在影响,本部分剔除ST公司后重新进行实证分析。具体地,本部分剔除640个“公司-年度”观测值,得到12 117个观测样本。从表8结果来看,剔除ST公司后,股价崩盘风险依然与投资者问答回复率显著正相关,与投资者问答回复天数显著负相关,说明主检验结论稳健。

表 8 其他稳健性检验结果

变量	替换因变量指标		剔除 ST 公司			
	$Oirm_dum_{t+1}$		$Replyrate_{t+1}$		$Replydays_{t+1}$	
<i>Constant</i>	7.626 3 *** (12.487 0)	6.740 9 *** (10.030 2)	1.317 9 *** (14.143 7)	1.315 6 *** (14.116 4)	-1.904 7 *** (-4.144 6)	-1.898 5 *** (-4.129 2)
$Ncskew_t$	0.126 6 *** (2.684 0)		0.007 9 ** (2.337 9)		-0.035 5 ** (-1.972 3)	
$Duol_t$		0.157 1 *** (2.573 3)		0.012 2 *** (2.859 7)		-0.049 4 ** (-2.105 3)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
<i>Observations</i>	15 336	15 336	12 117	12 117	12 117	12 117
<i>Pseudo R</i> ²	0.258 9	0.259 8				
<i>Adjusted R</i> ²			0.103 2	0.103 4	0.130 0	0.130 1

五、进一步分析

(一) 信息透明度的调节作用

如前文假设 H2 提出部分所述, 投资者关系管理的本质是“沟通”, 以提升信息在企业与投资者之间的流动。那么, 当企业信息透明度较高时, 内外部利益相关者之间的信息不对称水平较低, 这将使得投资者关系管理作为事后补救机制的作用减弱。为检验假设 H2, 本部分采用调整后的 Jones 模型 (Dechow 等, 1995^[39]) 衡量企业信息透明度 (Transparency)。具体而言, 将模型中得到的残差取绝对值作为操纵性应计项目, 而企业信息透明度指标为过去三年操纵性应

计项目的移动加权平均值。根据企业信息透明度取值的中位数, 我们将样本分为透明度较低组和透明度较高组, 进行分组检验。如表 9 所示分组检验结果, 在信息透明度较低组, 股价崩盘风险变量 $Ncskew_t$ 和 $Duol_t$ 均与投资者问答回复率正相关 (相关系数为 0.011 2 和 0.014 2), 与投资者问答回复天数负相关 (相关系数为 -0.054 0 和 -0.070 5), 并在 5% 的水平上显著; 而在信息透明度较高组, 上述相关关系并不显著存在。该结果说明股价崩盘风险对未来线上投资者关系管理的正向影响在企业信息透明度较高时会有所减弱, 假设 H2 得以证实。

表 9 信息透明度的分组结果

变量	$Replyrate_{t+1}$				$Replydays_{t+1}$			
	透明度低	透明度高	透明度低	透明度高	透明度低	透明度高	透明度低	透明度高
$Constant$	1.089 5 *** (14.248 0)	1.193 1 *** (15.316 7)	1.254 0 *** (14.263 3)	1.397 0 *** (15.237 9)	-1.514 8 *** (-3.623 4)	-2.339 8 (-5.717 1)	-1.518 4 *** (-3.633 2)	-2.335 0 *** (-5.703 3)
$Ncskew_t$	0.011 2 ** (2.313 1)	0.003 3 (0.417 0)			-0.054 0 ** (-1.999 7)	-0.003 2 (-0.128 4)		
$Duol_t$			0.014 2 ** (2.044 4)	0.010 0 (1.502 3)			-0.070 5 ** (-2.190 3)	-0.011 9 (-0.251 3)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	4 997	5 345	4 997	5 345	4 930	5 267	4 930	5 267
Adjusted R^2	0.081 2	0.117 9	0.081 2	0.118 2	0.096 6	0.128 4	0.096 6	0.128 4
经验 P 值	0.008 0 *		0.005 0		-0.046 0		-0.056 0 *	

注: 经验 P 值为基于 Fisher's Permutation 方法的组间差异检验所得。下同。

(二) 高管金融会计工作经历的调节作用

根据假设 H3 提出部分, 金融和会计相关工作经历有助于增加高管对于风险的感知, 并且面对股价崩盘风险时更易从资本利益相关者角度出发采取补救和公关措施。那么, 当企业拥有较多从事过金融和会计相关工作的高管时, 投资者关系管理作为事后补救机制的作用会加强。为检验假设 H3, 本部分根据高管的工作背景 ($Fjob$), 将样本分为金融会计背景类高管比例较高组和金融会计背景类高管比例较低组, 进行分组检验。表 10 中分组检验结果显示, 在金融会计背景类高管比例较高组, 股价崩盘风险变量 $Ncskew$

和 $Duol$ 均与投资者问答回复率正相关 (相关系数为 0.014 7 和 0.022 2), 并在 1% 的水平上显著, $Duol$ 与投资者问答回复天数负相关 (相关系数为 -0.060 6), 并在 5% 的水平上显著, 但 $Ncskew$ 与投资者问答回复天数不显著相关; 同时在金融会计背景类高管比例较低组, 上述相关关系并不显著存在。该结果说明, 股价崩盘风险对未来线上投资者关系管理 (主要体现在线上问答回复率) 的正向影响在企业拥有较多从事过金融和会计相关工作的高管时会有所增强, 因此假设 H3 得以部分证实。

表 10 高管金融会计工作经历的分组结果

变量	$Replyrate_{t+1}$				$Replydays_{t+1}$			
	高比例	低比例	高比例	低比例	高比例	低比例	高比例	低比例
$Constant$	1.375 9 *** (21.022 5)	1.157 3 *** (16.506 7)	1.370 8 *** (20.933 6)	1.157 3 *** (16.512 3)	-1.792 0 *** (-5.103 7)	-2.385 6 (-6.453 7)	-1.518 4 *** (-5.058 7)	-2.388 0 *** (-6.462 1)
$Ncskew_t$	0.014 7 *** (3.438 7)	0.005 2 (1.215 9)			-0.037 5 (-1.587 3)	-0.029 0 (-1.281 8)		

续前表

变量	Replyrate _{t+1}				Replydays _{t+1}			
	高比例	低比例	高比例	低比例	高比例	低比例	高比例	低比例
Duval _t			0.022 2 *** (3.860 8)	0.007 1 (1.263 7)			-0.060 6 ** (-1.991 2)	-0.037 4 (-1.226 8)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Observations	6 583	6 331	6 583	6 331	6 494	6 263	6 494	6 263
Adjusted R ²	0.116 1	0.108 3	0.116 6	0.108 3	0.127 1	0.126 2	0.127 3	0.126 2
经验 P 值	0.009 0 *		0.015 0 *		-0.009 0		-0.025 0	

六、研究结论与启示

股价崩盘风险作为一种外显的不确定性和损失可能性，本身承载着企业经营和治理信息的信号，具有信号效应并会产生可预期的经济后果。本研究考察企业股价崩盘风险是否会影响其后续线上投资者关系管理。关注线上投资者关系管理是因为在数字信息时代，线上互动沟通正逐渐成为投资者关系管理的主流元素。通过以 2009—2017 年中国 A 股上市公司为样本，本研究发现当上市公司股价崩盘风险较高时，其后续线上投资者关系管理更积极，具体而言，公司在网上对投资者问答的回复率更高并且回复时间间隔更短。一系列稳健性检验支持这一主要结论。进一步研究发现，股价崩盘风险对于线上投资者关系管理的提升效应在信息透明程度较低的公司中更加显著；同时，上述提升效应在拥有较多从事过金融和会计相关工作的高管的公司中也更加显著，但主要表现在线上问答回复率的提升效应。

本研究结论存在以下启示。第一，股价崩盘风险作为负面信号，会产生经济后果，而分散股价崩

盘风险可以在外部监管治理的同时引入企业自发性治理机制。如本文所示，后续的投资者沟通互动可以作为一种事后补救机制，通过保障和强化投资者信息知情权，发挥其监督企业运营的作用，从而分散风险。可见，企业自发性治理机制可以作为对法律规范等强制治理手段的重要补充。第二，信息披露制度是保障企业规范运营和资本市场稳定发展的重要机制。如本文所示，投资者关系管理作为一种事后补救机制，其作用在信息透明度较高的公司中会减弱，说明良好的信息披露本身就是化解企业股价崩盘风险的有效路径。因此，无论是监管部门还是企业自身，都应进一步规范信息披露制度。第三，数字经济和信息时代的到来，使得企业与投资者的沟通模式和渠道都发生较大转变，目前已形成线上线下并存的状态，线上投资者关系管理成为不可忽视的部分。同时，线上投资者关系管理由于低成本和便捷的特征，将受中小投资者青睐，这对于完善公司治理机制有较大帮助。因此，上市公司应积极建设企业网站和在线资源，充分利用信息平台发展线上投资者关系管理。

参考文献

[1] Chen J, Hong H, Stein J C. Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns and Conditional Skewness in Stock Prices [J]. Journal of Financial Economics, 2001, 61 (3): 345-381.

[2] Li J, Myers S C. R2 around the World: New Theory and New Tests [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79 (2): 257-292.

[3] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Transparency Financial Reports, R-Square, and Crash Risk [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94 (1): 67-86.

[4] Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (3): 639-662.

[5] Kim J B, Zhang L. Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-level Evidence [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33 (1): 412-441.

[6] Kim J B, Zheng W, Zhang L. CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33 (4): 1720-1749.

[7] 王化成, 曹丰, 叶康涛. 监督还是掏空: 大股东持股比例与股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2015 (2): 45-57.

[8] Callen J L, Fang X. Institutional Investor Stability and Crash Risk: Monitoring versus Short-termism? [J]. Journal of Banking Finance, 2013, 37

- (8): 3047-3063.
- [9] Bhargava R, Faircloth S, Zeng H. Takeover Protection and Stock Price Crash Risk: Evidence from State Antitakeover Laws [J]. Journal of Business Research, 2017 (70): 177-184.
- [10] 罗进辉, 杜兴强. 媒体报道、制度环境与股价崩盘风险 [J]. 会计研究, 2014 (9): 53-59.
- [11] 丁慧, 吕长江, 陈运. 投资者信息能力: 意见分歧与股价崩盘风险——来自社交媒体“上证e互动”的证据 [J]. 管理世界, 2018 (9): 161-171.
- [12] 喻灵. 股价崩盘风险与权益资本成本——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2017 (10): 78-85.
- [13] Bushee B J, Miller G S. Investor Relations, Firm Visibility, and Investor Following [J]. Accounting Review, 2012, 87 (3): 867-897.
- [14] Chandler and S. Constance. Investor Relations from the Perspective of CEOs [J]. International Journal of Strategic Communication, 2014, 8 (3): 160-176.
- [15] 马连福, 卞娜, 刘丽颖. 中国上市公司投资者关系水平及对公司绩效影响的实证研究 [J]. 管理评论, 2011 (10): 19-24.
- [16] 权小锋, 肖斌卿, 吴世农. 投资者关系管理能够稳定市场吗? ——基于A股上市公司投资者关系管理的综合调查 [J]. 管理世界, 2016 (1): 139-152.
- [17] 林斌, 辛清泉, 杨德明, 陈念. 投资者关系管理及其影响因素分析——基于深圳上市公司的实证检验 [J]. 会计研究, 2005 (9): 32-39.
- [18] 辛清泉, 杨德明, 陈念. 融资动机与上市公司投资者关系管理——来自公司网站投资者关系管理的实证发现 [J]. 管理科学, 2006 (2): 90-97.
- [19] 赵颖. 中国上市公司投资者关系水平影响因素实证研究 [J]. 经济管理, 2009 (1): 70-77.
- [20] 肖斌卿, 李心丹, 顾妍. 中国上市公司投资者关系与公司治理——来自A股公司投资者关系调查的证据 [J]. 南开管理评论, 2007 (3): 51-60.
- [21] 马连福, 陈德球, 胡艳. 治理环境、股权结构与投资者关系管理 [J]. 当代经济科学, 2008 (3): 101-109.
- [22] 江轩宇, 许年行. 企业过度投资与股价崩盘风险 [J]. 金融研究, 2015 (8): 145-162.
- [23] 李心丹, 肖斌卿, 张兵, 朱洪亮. 投资者关系管理能提升上市公司价值吗? ——基于中国A股上市公司投资者关系管理调查的实证研究 [J]. 管理世界, 2007 (9): 123-134.
- [24] Peasnell K, Talib S, Young S. The Fragile Returns to Investor Relations: Evidence from A Period of Declining Market Confidence [J]. Accounting Business Research, 2011, 41 (1): 69-90.
- [25] Santalova M. Investor Relations Management under Economic Sanctions [J]. World Economy and International Relations, 2018, 62 (4): 84-90.
- [26] Choi D, Mobbs S. Investor Relations Executives in the Top Management Team [R]. SSRN Working Paper, 2019.
- [27] 马连福, 张晓庆. 控股股东股权质押与投资者关系管理 [J]. 中国工业经济, 2020 (11): 158-175.
- [28] Dolphin R R. The Strategic Role of Investor Relations [J]. Corporate Communications An International Journal, 2004, 9 (1): 25-42.
- [29] Godfrey P C, Merrill C B, Hansen J M. The Relationship between Corporate Social Responsibility and Shareholder Value: An Empirical Test of the Risk Management Hypothesis [J]. Strategic Management Journal, 2009, 30 (4): 425-445.
- [30] Bushman R M, Smith A J. Financial Accounting Information and Corporate Governance [J]. Journal of Accounting & Economics, 2001, 32 (1): 237-333.
- [31] Armstrong C S, Guay W R, Weber J P. The Role of Information and Financial Reporting in Corporate Governance and Debt Contracting [J]. Journal of Accounting Economics, 2010, 50 (2/3): 179-234.
- [32] Hambrick D C, Mason P A. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers [J]. Academy of Management Review, 1984, 9 (2): 193-206.
- [33] Barker V L, Mueller G C. CEO Characteristics and Firm R&D Spending [J]. Management Science, 2002, 48 (6): 782-801.
- [34] 池国华, 杨金, 邹威. 高管背景特征对内部控制质量的影响研究——来自中国A股上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2014 (11): 67-74.
- [35] 李心丹, 肖斌卿, 王树华, 刘玉灿. 中国上市公司投资者关系管理评价指标及其应用研究 [J]. 管理世界, 2006 (9): 117-128.
- [36] Dimson E. Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading [J]. Journal of Financial Economics, 1979, 7 (2): 197-226.
- [37] 蒋德权, 姚振晔, 陈冬华. 财务总监地位与企业股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2018 (3): 153-166.
- [38] 滕飞, 辛宇, 舒倩, 徐莉萍. 股价崩盘风险时的政府“扶持之手”——基于政府补助及产权性质视角的考察 [J]. 会计研究, 2020 (6): 51-62.
- [39] Dechow P, Sloan R, Sweeney A. Detecting Earnings Management [J]. Accounting Review, 1995, 70 (2): 193-225.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

“少子化”对家庭储蓄率的影响机制研究

The Research on the Mechanism of “Fewer Children” on Household Savings Rate

刘鹏飞

LIU Peng-fei

[摘要] “少子化”并没有降低家庭预防性储蓄,从而释放家庭消费,本文通过引入效用利他因子构建的扩展三期世代交叠模型对上述现象进行理论解析,并运用2013、2015、2017年CHFS的农户面板跟踪数据对这种现象进行实证研究。研究发现:(1)“少子化”对家庭储蓄率有“挤入效应”。(2)“少子化”对家庭储蓄率的“挤入效应”存在城乡、性别、年龄差异,在农村“少子化”的储蓄“挤入”弹性要高于城镇,家庭教育支出和医疗支出的增加会加剧这种差距;“少子化”使得性别为男性的户主和处于工作年龄段的户主更倾向于储蓄,女性户主和退休后的户主则表现得不明显。(3)“少子化”对低收入家庭的储蓄率的“挤入效应”显著高于高收入家庭。(4)通过动态数值模拟发现,面对少儿抚养比的正向冲击,低少儿抚养比的家庭边际储蓄递减能力高于高少儿抚养比家庭。本文认为“少子化”提高了教育、医疗支出的储蓄替代效应,高储蓄率的发生不能忽视“少子化”的贡献,应继续优化、调整生育政策。

[关键词] “少子化” 家庭储蓄率 世代交叠模型 分位数回归 数值模拟

[中图分类号] F062.6 F840.67 C92-05 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0081-12

Abstract: “Fewer children” did not reduce household precautionary savings, thus raising household consumption. This paper analyzes the above phenomena theoretically and empirically through constructing an extended three-period overlapping generation model and utilizing the 2013-2017 panel data from China Household Finance Survey (CHFS). We find the “fewer children” has a “crowding-in effect” on household savings rate, and this “crowding-in effect” has differences between urban-rural areas, gender and age. In rural areas, the “crowding-in” elasticity of “fewer children”’s savings is higher than cities and towns, and the increase in education and medical expenditures will exacerbate this gap. The “fewer children” makes male-headed households and householder of working age show the higher propensity of savings, while female-headed households and retired householder are not obvious. We also find that the “crowding-in effect” of “fewer children” on the savings rate of low-income families is significantly higher than that of high-income families. Dynamic numerical simulation results shows that the marginal decreasing propensity to save of the households with low children’s dependency ratio is higher than the households with high child dependency ratio when facing a positive impact from the child dependency ratio. Therefore, we have, in this paper, tested and verified the contribution of the “fewer children” for China’s high savings rate, and revealed the “fewer children” increases the savings substitution effect of education and medical expenditures. This paper suggests that we should continue to optimize the fertility policy to construct a high-level domestic consumption market.

Key words: “Fewer children” Household savings rate Generation overlap model Quantile regression Numerical simulation

[收稿日期] 2021-07-29

[作者简介] 刘鹏飞,男,1986年7月生,复旦大学人口研究所博士研究生,研究方向为老龄化与经济发展,联系方式为liupf2019@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“老年贫困与养老待遇充分性保障研究”(项目编号:19BRK019)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

中国一直是居民储蓄率高位运行的国家之一。甘犁等(2018)^[1]研究发现,中国居民储蓄率从2000年的不到28%上升到2010年的39%。而作为发达国家的美国,其居民储蓄率长期处于5%左右,2018年第一季度,更是下降到1.6%(潘英丽和周兆平,2018^[2])。高储蓄为高投资的形成提供了充足的资金。同时推高了总需求和总供给,为中国经济增长提供了强大动力(陈彦斌等,2014^[3])。但是,随着资本的边际产出能力的递减,过度投资导致的产能过剩不利于经济的良性发展。另一方面,高储蓄使得居民消费收窄,作为经济增长的三架引擎之一,消费的疲软使得产出水平的增长速度放缓。为了及时扭转这一趋势,政府“十二五”规划(2011—2015)和“十三五”规划(2016—2020)将扩大消费需求作为扩大内需的基本立足点和战略重点。研究高储蓄率的形成机制对实现扩大内需的宏观经济目标有重要的现实意义。

在中国,居民作出消费决策很多时候是基于家庭层面的考量,除家庭收入、消费观念和习惯等因素以外,家庭人口结构对居民的跨期储蓄决策具有重要影响。过去,计划生育政策的推行使得我国生育率持续走低,中国出现了“少子化”“老龄化”等发达经济体才有的一些“怪病”,且愈演愈烈。少儿面临身体和生理机能逐步发育和完善所需的营养补充,子女的抚养费构成了家庭消费决策的重要组成部分,同时一些早教、补习以及学杂费的支出也给家庭带来沉重的经济负担。因此,“少子化”是否会降低家庭经济负担,增加家庭储蓄?图1是2002—2019年中国总和生育率、少儿抚养比以及储蓄率对照的折线图,从图中可以发现少儿抚养比与储蓄率的趋势呈反方向。两者的关系还需理论和实证分析进一步确证。

现有文献有大量研究从老龄化视角探讨储蓄率的影响机制,鲜有文献从少子化视角对储蓄率进行研究。与老龄化拥有养老保险、政府补贴等养老保障不同,少儿的抚养成本只能由家庭自身承担,对家庭储

蓄决策的影响可能比老龄化更加深远。本文基于以上背景,将视角聚焦于少子化,通过理论和实证方法深入分析其对中国家庭储蓄的影响。

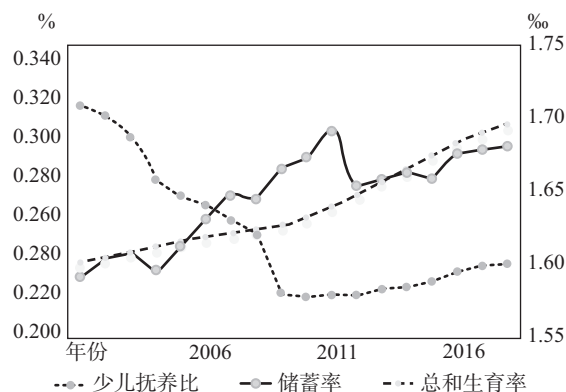


图1 少儿抚养比、生育率与储蓄率对比图

资料来源:总和生育率数据来自世界银行^①;少儿抚养比数据来自中国统计年鉴;储蓄率是通过中国统计年鉴中的居民可支配收入和居民消费性支出的数据计算得到^②。

本文从理论上利用扩展的世代交叠模型,得到少儿抚养比与家庭储蓄率呈负相关关系的基本结论。进一步使用2013、2015、2017年三期跟踪的中国家庭金融调查面板数据检验理论模型的推导结论。本文的主要贡献和创新点主要体现在以下几个方面:首先,本文首次系统地从理论和实证角度讨论了“少子化”对储蓄率的影响,为解释中国居民高储蓄率提供了一个新视角,丰富了储蓄率研究的相关文献,并为政府推进和放宽生育政策、扩大内需提供理论依据;其次,本文少子化对储蓄率的影响程度较老龄化更深远、更显著的结论,有助于加强政府、社会、家庭对少子化趋势的关注,对政府制度设计、社会转移支付、家庭储蓄决策都有重要的现实意义;再次,本文比较了少子化在城乡区域对储蓄行为的表现,城乡之间的差异使政策意见更具针对性;最后,教育和医疗支出助推少子化的储蓄“挤入”作用不容忽视。

二、文献回顾

生命周期假说(Modigliani和Brumberg, 1954^[4])是最早涉及人口年龄结构与储蓄关系的理论,该理论

① 网址: <https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.TFRT.IN?locations=CN>。

② 2013年之前:居民人均收入(消费)=[城镇常住人口×城镇人均可支配收入(消费)+农村常住人口×农村人均可支配收入(消费)]/(城镇常住人口+农村常住人口),储蓄率=(居民人均收入-居民人均消费)/居民人均收入;2013(含)年后:储蓄率=(居民人均收入-居民人均消费)/居民人均收入。

将个人一生分为三个阶段,分别为少儿、成年和老年期,其中,成年期工作,少儿和老年期无收入,个人通过收入的跨期分配,平滑其老年和成年期的消费,使其终生效用最大化。生命周期假说忽视了代表性个体无法对其少儿期的消费选择进行跨期分配,个人少儿期的消费安排迁就于其他年龄段家庭成员的消费安排。家庭储蓄需求模型(Becker, 1960^[5])考虑到这一点,该理论将个人在少儿期消费纳入家庭消费项目中,认为少儿人数越多,家庭对养老的预防性储蓄将减少,家庭支出将增加。Neher (1971)^[6]则认为这种支出的增长有限,父母在必需支出有所增加的同时,对孩子的其他人力资本投资将适当减弱。

实证研究方面,不同的研究基于不同的样本数据得到不一致的结论。毛中根等(2013)^[7]、王欢和黄健元(2015)^[8]、赵周华和王树进(2018)^[9]、孟令国等(2019)^[10]利用中国省际面板数据,分析了人口年龄结构对居民消费率的影响,实证结果表明“少子化”或少儿抚养比对居民的消费率影响为正(储蓄率方向则相反)。刘铠豪和刘渝琳(2015)^[11]利用1989—2012年中国省级面板数据进行实证检验,研究发现少儿抚养比与储蓄率呈现显著的负相关关系。陈晓毅(2015)^[12]以中国农村居民作为研究对象,基于2000—2012年的省级面板数据,利用静态和动态空间面板模型,考察了“少子化”对农村居民消费水平的影响。实证结果表明“少子化”均对农村居民消费水平产生显著的正向影响。黄燕芬等(2019)^[13]运用SYS-GMM模型进行实证研究,发现少儿抚养比对城镇居民消费水平提高和消费结构改善起到直接的拉动效应,但房价会压缩拉动效果。一些国外研究也得到一致的结论(Loayza和Schmidt, 2000^[14]; Heinrich和David, 2012^[15]; Ge等, 2018^[16])。

与以上“少子化”或少儿抚养比对储蓄率呈负向效应的研究结论不同,郑妍妍等(2013)^[17]利用李实教授主持的中国收入分配课题组2007年的城镇调查数据,探讨了“少子化”对我国城镇家庭消费和产出的影响,研究发现“少子化”降低了我国城镇家庭的消费。史晓丹(2013)^[18]的研究结论也认为少儿抚养比与储蓄率正相关。杨继军和张二震(2013)^[19]利用1994—2010年中国省际数据进行动态面板回归发现,家庭支出结构的“远期化”和内生性劳动供给等原因使少儿人口抚育负担对居民储蓄的影响为正。李晓嘉和蒋承(2014)^[20]采用中国家庭动态

跟踪调查数据(CFPS),使用OLS回归发现少儿抚养比对农村家庭消费倾向具有显著的负效应。Lutz等(2006)^[21]也认为“少子化”在长期内将降低该家庭和全社会的消费。

与前述研究认为“少子化”与储蓄率存在线性关系不同,马树才等(2015)^[22]利用1998—2013年中国30个省份的动态面板数据发现少儿人口抚养比对居民储蓄率存在U型的非线性影响,吉黎和车婷婷(2019)^[23]以OECD成员国1993—2016年的面板数据为基础,发现少儿抚养比与居民储蓄率呈现不对称的倒“U”型关系。徐延明(2016)^[24]利用2000—2014年中国省级面板数据,使用动态面板数据模型的方法发现少儿抚养比对城镇居民储蓄率会产生负效应,其对农村居民储蓄率的影响并不显著。徐雪和宋海涵(2019)^[25]的研究也发现城镇少儿抚养比的变动正向影响城镇居民消费水平变动,但农村少儿抚养比的变动负向影响农村居民消费水平变动。Haque等(1999)^[26]通过61个国家的面板数据发现少儿抚养比对储蓄率的影响并不显著,Kraay(2000)^[27]、Horioka和Wan(2007)^[28]利用中国的面板数据得到的实证分析结论也支持二者关系不显著。

通过文献回顾发现,绝大多数学者只是在围绕人口年龄结构,尤其是老龄化为主题讨论储蓄率(或消费率)的时候附带讨论少儿抚养比对储蓄率的影响,可见“少子化”的储蓄效应研究被不断边缘化。而且较多研究在实证过程中以省际面板数据计算的平均储蓄为样本,忽视了居民储蓄的家庭单元属性,无法控制个体特征和家庭特征。较少研究使用某一年微观截面数据做实证研究,无法准确刻画“少子化”的动态变化过程。

三、理论模型

(一) 模型假定

假设一个封闭经济体每个个体都经历三期,分别是幼年期,成年期和老年期,假设幼年期和成年期身体健康,不会面临生命风险,两期的生命长度标准化为1,老年期存在一定概率死亡,生命长度介于0和1之间。成年期负责工作,幼年期和老年期没有劳动收入,幼年期需要成年期抚养,老年期依靠成年期的储蓄维系消费。本文借鉴汪伟和咸金坤(2020)^[29]的做法,假设代表性个体在成年期生育子女,在基准情形下生育的数量由政府计划生育政策来调节,是外生给定的。

(二) 个体

假设代表性个体的跨期效用函数具有对数线性函数的形式, 即:

$$U = \ln(c_a^{t-1}) + \pi\beta\ln(c_o^{t-1}) + \gamma\ln(c_c^t) \quad (1)$$

其中: c_a^{t-1} 、 c_o^{t-1} 分别表示代表性个体在成年期、老年期的消费; c_c^t 表示代表性个体对子女的抚养支出; $\beta \in (0, 1)$ 表示主观贴现率; γ 表示利他因子, 即成年人抚育子女所能获得的心灵满足和道德成就感; π 表示存活率。

设 s_t 表示成年期的储蓄, w_t 表示工资收入, n 表示生育率, 参数 q 表示单个子女抚养支出比例。则成年期的预算约束等式为:

$$c_a^{t-1} = (1 - qn)w_t^{t-1} - s_t^{t-1} \quad (2)$$

设 r_{t+1} 是无风险利率, 则老年期的预算约束等式为:

$$c_o^{t-1} = (1 + r_{t+1})s_t^{t-1} \quad (3)$$

则代表性个体个人一生预算约束的优化行为可以写为:

$$\begin{aligned} U &= \ln(c_a^{t-1}) + \pi\beta\ln(c_o^{t-1}) + \gamma\ln(c_c^t) \\ s. t. \quad c_a^{t-1} &= (1 - qn)w_t^{t-1} - s_t^{t-1} \\ c_o^{t-1} &= (1 + r_{t+1})s_t^{t-1} \\ c_c^t &= qnw_t^{t-1} \\ c_a^{t-1} \geq 0, c_o^{t-1} \geq 0, c_c^t &\geq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

拉格朗日约束等式及一阶条件为:

$$L = \ln(c_a^{t-1}) + \pi\beta\ln(c_o^{t-1}) + \gamma\ln(c_c^t)$$

$$+ \lambda \left(w_t^{t-1} - c_a^{t-1} - c_c^t - \frac{c_o^{t-1}}{1 + r_{t+1}} \right)$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_c^t} = \frac{\gamma}{c_c^t} - \lambda = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_a^{t-1}} = \frac{1}{c_a^{t-1}} - \lambda = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_o^{t-1}} = \frac{\pi\beta}{c_o^{t-1}} - \frac{\lambda}{1 + r_{t+1}} = 0$$

可得储蓄、少年期消费的均衡解:

$$c_c = \frac{\gamma w}{1 + \gamma + \pi\beta} \quad (5)$$

$$S = \frac{\pi\beta(1 - qn)w}{1 + \pi\beta} \quad (6)$$

(三) 厂商

假设厂商生产函数是满足规模报酬不变、边际生产力递减的科布道格拉斯生产函数:

$$Y_t = K_t^\alpha N_t^\beta \quad (7)$$

其中, Y 表示总产出, K 表示生产中投入的总资本, N 表示生产中投入的总劳动力。对该生产函数两边同时除以 N , 便得到集约形式的生产函数:

$$y = Y/N = K_t^\alpha N_t^{-\alpha} = k^a \quad (8)$$

其中, k 表示人均资本, y 表示人均产出。假设折旧率为 1, 根据厂商一阶最优化条件, 可得:

$$r_t = \alpha k_t^{\alpha-1} - 1 \quad (9)$$

$$w_t = (1 - \alpha)k_t^\alpha \quad (10)$$

设 t 时期少年期、成年期和老年期经济体的总人口分别为 N_t^t 、 N_t^{t-1} 、 N_t^{t-2} , 则 t 时期加总储蓄率可以写为:

$$s_t = 1 - \frac{N_t^t c_c^t + N_t^{t-1} c_a^{t-1} + N_t^{t-2} c_o^{t-2}}{Y_t} = 1 - \frac{\frac{N_t^t}{N_t^{t-1}} c_c^t + c_a^{t-1} + \frac{N_t^{t-2}}{N_t^{t-1}} c_o^{t-2}}{Y_t / N_t^{t-1}} \quad (11)$$

因为储蓄和投资相等, 存在恒等式 $s_t^{t-1} N_t^{t-1} = K_t^t$, 所以:

$$\begin{aligned} K_t^t &= s_t^{t-1} N_t^{t-1} \Rightarrow \frac{K_t^t}{N_t^t} = s_t^{t-1} \frac{N_t^{t-1}}{N_t^t} \\ &= \frac{\pi\beta(1 - qn)w_t^{t-1} N_t^{t-1}}{1 + \pi\beta} \frac{N_t^{t-1}}{N_t^t} \\ k_t^t &= \frac{\pi\beta(1 - qn)w_t^{t-1}}{1 + \pi\beta} \times \frac{1}{\frac{N_t^t}{N_t^{t-1}}} \Rightarrow k_t^t \\ &= \frac{\pi\beta(1 - qn)(1 - \alpha)k_t^{t-1}}{1 + \pi\beta} \times \frac{1}{\frac{N_t^t}{N_t^{t-1}}} \end{aligned}$$

上式利用到经济体达到一般均衡状态时, 有 $k^* = k_t = k_{t-1}$ 。

则人均资本的一般均衡解为:

$$k^* = \left[\frac{\pi\beta(1 - qn)(1 - \alpha)}{1 + \pi\beta} \times \frac{1}{\frac{N_t^t}{N_t^{t-1}}} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (12)$$

① 本文理论模型公式中的字母的右上角表示代际。

其中, $\frac{N_t^r}{N_t^{r-1}}$ 表示少儿抚养比。将式 (10)、式 (12) 代入式 (5), 少儿消费均衡解可写为:

$$c_c = \frac{\gamma(1-a)k^a}{1+\gamma+\pi\beta} = \frac{\gamma(1-a) \left[\frac{\pi\beta(1-qn)(1-a)}{1+\pi\beta} \times \frac{1}{\frac{N_t^r}{N_t^{r-1}}} \right]^{\frac{a}{1-a}}}{1+\gamma+\pi\beta} \quad (13)$$

代入储蓄率公式式 (11), 并对少儿抚养比 $\frac{N_t^r}{N_t^{r-1}}$ 求导:

$$\frac{ds_r}{d \frac{N_t^r}{N_t^{r-1}}} = -\frac{\gamma(1-a)}{1+\gamma+\pi\beta} < 0 \quad (14)$$

即, 少儿抚养比与储蓄率负相关。

四、数据来源及描述

(一) 模型选择

为了验证本文理论模型推论, 本文设定如下计量模型:

$$s_{i,t} = a + \beta_1 ydr_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中, $s_{i,t}$ 表示 i 户 t 年的储蓄率, $ydr_{i,t}$ 是 i 户 t 年的少子化程度, $X_{i,t}$ 为一系列控制变量, μ_i 代表个体固定效应, λ_t 代表时间固定效应。

(二) 数据来源及变量设定

本文研究数据来源于 CHFS 2013、2015、2017 年三期数据。2013 年数据覆盖全国 29 个省份, 样本规模为 28 141 户, 2015 年样本规模增至 37 289 户, 追踪访问 2013 年样本 21 775 户, 追踪访问 2015 年样本 26 824 户, 2017 年样本规模达到 40 011 户, 数据具备全国及区域代表性。

之所以选择该数据源的原因在于: 第一, 本文被解释变量为家庭储蓄率, 而 CHFS 是目前国内收集家户收入支出数据比较详尽和权威的数据库, 涵盖了投资性收入、经营性收入、工资性收入、转移性收入以及日常消费、医疗支出、教育支出、耐用品支出等方面的信息, 抽样合理、样本数据量丰富正是本文研究

所需要的。第二, 该数据库提供了丰富的家户总资产信息, 而家户总资产作为控制变量是本研究所需要的重要信息。第三, 该数据库有庞大的追访数据源, 便于作为面板数据研究“少子化”的动态变化对储蓄率的影响。

1. 储蓄率。

为了增加实证估计的稳健性、可靠性, 本文对储蓄率给出三种定义。一是储蓄率的传统定义, 即: 储蓄率 1 = (家庭总收入 - 家庭总消费^①) / 家庭总收入。第二, 鉴于教育支出和医疗支出的突发性和偶然性, 在家庭总消费中将其剔除, 其他不做变更, 表达式为: 储蓄率 2 = (家庭总收入 - 家庭总消费 + 教育支出 + 医疗支出) / 家庭总收入。第三, 借鉴 Deaton 和 Paxson (1994)^[30]、Chamon 和 Prasad (2010)^[31]、尹志超和张诚 (2019)^[32] 的做法, 将储蓄率定义为居民收入和居民消费比值的对数值, 即储蓄率 3 = LN (家庭总收入 / 家庭总消费)。

2. “少子化”。

本文的核心解释变量是“少子化”, 参照已有研究 (王欢和黄健元, 2015^[8]; 陈晓毅, 2015^[12]; 甘犁等, 2018^[1]; 赵周华和王树进, 2018^[9])^②, 以少儿抚养比来衡量“少子化”, 具体是以各家户 0~14 岁少儿人口数除以各家户 15~64 岁的人口数来测算, 使用少儿抚养比作为替代指标的重要原因是为了衡量少儿对适龄劳动年龄人口的负担程度。

3. 控制变量。

鉴于家庭的消费和储蓄决策主要来自户主, 参考已有文献, 本文选择户主的一些个人特征和家庭特征作为控制变量。具体包括老年抚养比、户主性别、户主年龄、户主教育程度、户主婚姻状况、户主身体状况、户主是否参加工作、家庭总资产 (单位: 万元)。老年抚养比以各家户 65 岁及以上人口数除以各家户 15~64 岁的人口数衡量。

在数据处理过程中, 本文将家庭总收入为负或为零的数据剔除, 同时将储蓄率上限设置为 100%, 下限设置为 -400%, 户主年龄设置为 18 岁及以上。通过剔除无效值、缺省值以及异常值, 最终获得 8 388 个样本。

① 2013 年没有单列总消费, 参考 2015 年和 2017 年总消费变量说明, 2013 年总消费包括伙食支出、水电物业费支出、日用品支出、家政支出、交通费支出、电信通信费支出、文娱支出、衣物支出、装修扩建支出、暖气费支出、耐用品支出、奢侈品支出、教育支出、交通工具支出、旅游探亲支出、保健支出以及其他支出。
② 本文文献回顾中的绝大多数文献均以少儿抚养比作为“少子化”的代理变量, 本文在这里仅列出四个文献作为代表。

表1 变量描述性统计

变量名称		中间值	标准差	最小值	最大值	样本数
储蓄率 1	总体	-1.596	13.292	-352.100	0.999	$N=8\ 388$
	组间		7.828	-117.264	0.907	$n=2\ 796$
	组内		10.742	-236.431	115.862	$T=3$
储蓄率 2	总体	-0.982	9.700	-317.862	26.796	$N=8\ 388$
	组间		5.758	-106.707	9.399	$n=2\ 796$
	组内		7.806	-212.137	105.796	$T=3$
储蓄率 3	总体	0.455	1.390	-5.867	7.305	$N=8\ 388$
	组间		0.811	-3.809	2.985	$n=2\ 796$
	组内		1.129	-4.432	5.455	$T=3$
少儿抚养比	总体	0.402	0.309	0.000	4.000	$N=8\ 388$
	组间		0.227	0.056	2.200	$n=2\ 796$
	组内		0.210	-1.198	2.819	$T=3$
老年抚养比	总体	0.095	0.237	0.000	5.000	$N=8\ 388$
	组间		0.194	0.000	1.667	$n=2\ 796$
	组内		0.136	-1.571	3.429	$T=3$
户主性别	总体	1.130	0.336	1.000	2.000	$N=8\ 388$
	组间		0.290	1.000	2.000	$n=2\ 796$
	组内		0.171	0.463	1.797	$T=3$
户主年龄	总体	45.120	10.842	18.000	83.000	$N=8\ 388$
	组间		10.720	20.000	81.000	$n=2\ 796$
	组内		1.633	43.120	47.120	$T=3$
户主教育程度	总体	3.592	1.716	1.000	9.000	$N=8\ 388$
	组间		1.671	1.000	9.000	$n=2\ 796$
	组内		0.392	0.258	6.925	$T=3$
户主婚姻状况	总体	2.114	0.671	1.000	7.000	$N=8\ 388$
	组间		0.537	1.000	6.333	$n=2\ 796$
	组内		0.402	-0.553	5.447	$T=3$
户主身体状况	总体	2.750	1.072	1.000	5.000	$N=8\ 388$
	组间		0.790	1.000	5.000	$n=2\ 796$
	组内		0.725	0.083	5.416	$T=3$
户主是否工作	总体	1.077	0.266	1.000	2.000	$N=8\ 388$
	组间		0.172	1.000	2.000	$n=2\ 796$
	组内		0.203	0.410	1.743	$T=3$
家庭是否从事工商业项目	总体	1.785	0.411	0.000	2.000	$N=8\ 388$
	组间		0.346	0.667	2.000	$n=2\ 796$
	组内		0.223	1.118	2.451	$T=3$
家庭总资产	总体	82.215	148.167	0.000	2 290.000	$N=8\ 388$
	组间		126.276	0.670	1 936.667	$n=2\ 796$
	组内		77.535	-585.852	1 314.495	$T=3$

五、实证分析

(一) 基准估计

豪斯曼检验和过度识别检验显示^①，在 10% 的显

著性水平上拒绝随机效应，使用固定效应，但在 5% 显著性水平上接受随机效应，本文为了稳妥起见，均报告两者估计结果，并也报告最大似然估计结果作为参考。表 2 列出了基准估计结果。

表 2 基准估计结果

	储蓄率 1			储蓄率 2		
	1	2	3	4	5	6
	FE	RE	MLE	FE	RE	MLE
少儿抚养比	-2.748 *** (-0.882)	-2.566 ** (-1.138)	-2.566 *** (-0.492)	-1.880 *** (-0.641)	-1.825 *** (-0.614)	-1.824 *** (-0.360)
老年抚养比	-1.130 (-1.127)	0.201 (-0.571)	0.201 (-0.646)	-0.048 (-0.819)	0.382 (-0.427)	0.382 (-0.473)
户主性别	-1.142 (-0.860)	-0.356 (-0.574)	-0.356 (-0.451)	-1.306 ** (-0.625)	-0.552 (-0.513)	-0.552 * (-0.331)
户主年龄	0.045 (-0.117)	0.022 (-0.015)	0.022 (-0.016)	-0.013 (-0.085)	0.022 * (-0.012)	0.022 * (-0.012)
户主教育程度	0.392 (-0.369)	0.501 *** (-0.099)	0.501 *** (-0.102)	0.352 (-0.268)	0.386 *** (-0.081)	0.386 *** (-0.075)
户主婚姻状况	-0.148 (-0.361)	-0.043 (-0.233)	-0.043 (-0.223)	-0.166 (-0.263)	-0.055 (-0.203)	-0.055 (-0.163)
户主身体状况	0.229 (-0.218)	-0.203 (-0.150)	-0.204 (-0.143)	0.148 (-0.158)	-0.043 (-0.106)	-0.043 (-0.105)
户主是否工作	-2.245 *** (-0.721)	-2.330 *** (-0.827)	-2.330 *** (-0.557)	-1.538 *** (-0.524)	-1.785 *** (-0.605)	-1.785 *** (-0.407)
家庭是否从事 工商业项目	-1.168 * (-0.649)	-0.294 (-0.325)	-0.293 (-0.363)	-0.686 (-0.471)	-0.029 (-0.277)	-0.029 (-0.266)
家庭总资产	0.002 (-0.002)	0.002 *** (-0.001)	0.002 (-0.001)	0.002 (-0.001)	0.001 *** (-0.000)	0.001 (-0.001)
_cons	1.484 (-5.900)	0.551 (-1.371)	0.551 (-1.391)	3.264 (-4.288)	0.064 (-1.067)	0.064 (-1.020)
样本数	8 388	8 388	8 388	8 388	8 388	8 388
R ²	0.007			0.007		

注：1. 括号内为标准误；***、**、* 分别表示系数在 0.01、0.05 和 0.1 的显著性水平上显著，下同；2. 储蓄率 3 的少儿抚养比的系数也在 1% 的水平上显著为负（为节约篇幅，表中未列出）。

表 2 中，第 1、4 列是固定效应回归结果，第 2、5 列是随机效应估计结果，第 3、6 列是最大似然估计结果，从两种储蓄率的六种估计结果来看，少儿抚养比基本都在 1% 的水平上显著，且符号为负。在储蓄率 1 中，少儿抚养比的估计系数大概在 -2.6 之间，表明少儿抚养比上升一个百分点，储蓄率就会降低 2.6%。在不考虑教育支出和医疗保健支出等随机性

支出之后，少儿抚养比的挤出效应有所减缓，大约挤出储蓄率 1.8%。在对家庭收入消费比取对数后，少年抚养比的挤出效应变得更小。以上估计结果表明，少儿抚养比对家庭储蓄率具有显著的抑制作用。这与绝大多数实证分析少儿抚养比和储蓄率关系的研究结论基本一致，本文与这些研究不同的是从微观家庭主体层面论证了这一点。

① 豪斯曼检验 P 值为 0.055 4，过度识别检验结果为 0.748。

控制变量中,户主教育水平、户主是否参加工作以及家庭总资产^①的估计结果基本在1%的水平上显著,且符号一致。户主教育水平符号为正,表明家庭中户主接受的教育程度越高,家庭的预防性储蓄动机将增强(张志远和张铭洪,2016^[33])。户主参加工作显著提高家庭储蓄率^②,原因可能是参加工作提升了家庭总收入,家庭有更多的收入进入储蓄项目。家庭总资产的符号为正,可能是因为家庭资产中不能变现的金融资产和非金融资产增加。其他控制变量方面,

老年抚养比、户主性别、户主年龄、户主婚姻状况、户主身体状况^③未显著影响储蓄率。

(二) 异质性分析

虽然城乡之间可支配收入的相对差距在逐渐缩小,但受城乡二元结构体制的影响,二者的绝对差距依然存在,这也导致城乡之间的居民储蓄率呈现不同的水平。表3报告了城乡“少子化”对储蓄率的估计结果^④。

表3 城乡异质性估计结果

	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
	7	8	9
	FE	FE	FE
少儿抚养比 (农村)	-3.111 ** (-1.441)	-1.823 * (-0.980)	-0.591 *** (-0.125)
N	3 709	3 709	3 709
R-sq	0.010	0.009	0.204
少儿抚养比 (城市)	-1.985 * (-1.076)	-1.916 ** (-0.875)	-0.656 *** (-0.115)
N	4 679	4 679	4 679
R-sq	0.007	0.007	0.215
控制变量	Yes	Yes	Yes

从表3结果来看,不管是城市还是农村,居民家庭的少儿抚养比与储蓄率的关系依然是负相关,与基准估计结果和理论模型的推论继续保持一致,再次验证了本文推论的稳健性和可靠性。这与徐延明(2016)^[24]、徐雪和宋海涵(2019)^[25]的研究结论不同,前者发现城镇居民少儿抚养比与储蓄率负相关,但农村的估计结果不显著,后者的城镇部分的结论与本文及徐延明(2016)^[24]一致,但农村的少儿抚养比与储蓄率呈正相关,农村的估计结果产生不一致结论的原因可能是两个文献使用的数据均是省级面板数据,使用的是省级农村平均储蓄率,忽视了个体和家庭特征对储蓄行为的决策影响。分城乡区域来看,

在不排除教育支出和医疗支出的储蓄率模式下,少儿抚养比的上升使得农村家庭的储蓄率比城市家庭下降得更快,即,“少子化”使得农村居民的家庭储蓄高于城市家庭。在固定效应估计结果中,少儿抚养比每增加1%,农村家庭的储蓄率下降3.11%,城市为1.99%,农村下降幅度比城市高1.2%。但将教育支出和医疗支出从总支出中剔除之后,农村的少儿抚养比的储蓄率挤出效应明显减弱了很多,相对于农村,城市的挤出程度也有所下降,但幅度不高,说明教育支出和医疗支出严重影响着农村居民的家庭储蓄率。这可能是因为农村的可支配收入水平显著低于城镇,使得农村家庭在面对一些随机突发性支出(如教育支

① 家庭总资产在储蓄率3的三种估计结果中均在1%的水平上显著。

② CHFS数据中,参加工作为1,未参加工作为2。

③ CHFS问卷中,身体状况分为五种状态:1非常好;2好;3一般;4不好;5非常不好。数字越高,身体状况越差。

④ 受篇幅所限,文中未列出表3、表4、表5随机效应和极大似然估计的实证结果,感兴趣的读者可向作者索要。需要说明的是随机效应和极大似然估计的显著性水平和符号与固定效应的结果相近。

出、医疗支出)时,风险承受能力不如城镇家庭,加之教育支出和医疗支出是家庭的刚性支出,父母为了子女的未来和健康不得不动用家庭的积蓄。而在“少子化”的过程中,农村家庭的家庭教育支出和医疗支出会相应减少,农村居民的储蓄率也会提高,而且增长得比城市的快。可以看出,教育支出和医疗支出作为农村家庭的“奢侈品”支出,“少子化”使得此类支出对家庭储蓄的“挤入”弹性要高于城镇家庭。

基准估计结果分析显示户主性别对储蓄率没有显著影响。如果分性别样本进行估计,是否依然不显著

呢?本文尝试通过分性别样本对“少子化”的储蓄效应进行异质性分析,估计结果见表4。回归结果表明,如果家庭户主为男性时,“少儿抚养比”与储蓄率呈反比,且结果均在1%的水平上显著,而女性为家庭户主时,“少儿抚养比”对储蓄率无显著影响。这可能是因为,当子女或孙子数增加时,随着家庭抚养成本的上升,户主为男性的家庭为了让子女衣食无忧,健康成长,他们更注重即时消费,不降低对子女的支出。另一层面,这也说明男性在家庭储蓄决策中的自主性更强,家庭地位显著。

表 4 性别异质性回归结果^①

	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 3
	10	11	12
	FE	FE	FE
少儿抚养比 (户主为男性)	-2.410*** (0.814)	-1.740*** (0.540)	-1.572*** (0.084)
N	6 801	6 801	6 801
R-sq	0.010	0.010	0.057
少儿抚养比 (户主为女性)	-0.415 (4.946)	-0.963 (4.298)	-0.619* (0.350)
N	483	483	483
R-sq	0.001	0.000	0.015
控制变量	Yes	Yes	Yes

同理,本文对基准估计不显著的年龄变量也做了分样本估计,以检验所有年龄组是否均对家庭储蓄率无显著影响。本文以一般个体的退休年龄 60 岁作为分界线,将样本按照户主年龄分成 18~59 岁和 60 岁及以上两组。结果显示 18~59 岁年龄组少儿抚养比的系数在 1%的水平上显著为负,原因可能是子女少的家庭较之子女多的家庭在节省教育、营养支出的同时增加了家庭预防性储蓄,而且户主处于工作年龄阶段,更有条件为自己的养老生活做好准备。60 岁以上年龄组的“少儿抚养比”系数则不显著。^②

(三) 稳健性检验

为了避免家庭总资产的极端值影响总体估计结果,也为了进一步验证基准估计结果的稳健程度,本文将家庭总资产在 1 万以下以及 1 000 万以上的样本

剔除,缩减样本容量。表 5 汇报了估计结果,结果比上述估计结果更加稳健,少儿抚养比的估计结果均在 1%的水平上显著。

(四) 分位数回归

上述回归模型中实际为条件期望 $E(s|ydr)$ 的“均值回归”,但我们真正关心的是少儿抚养比对整个条件分布 $s|ydr$ 的影响,而条件期望 $E(s|ydr)$ 只是刻画条件分布 $s|ydr$ 集中趋势的一个指标而已,但是如果条件分布 $s|ydr$ 不是对称分布的话,那么条件期望 $E(s|ydr)$ 很难反映整体分布信息。另外,使用最小二乘法的“均值回归”所追求的目标函数为残差平方和,很容易受极端值的影响。为此,本文使用 Koenker 和 Bassett (1978)^[34] 提出的“分位数回归”,使用残差绝对值的加权平均作为最小化的目

① 为了便于研究,在做性别分样本估计时,本文将三期户主性别不一致的做了剔除。

② 受篇幅所限,文中未列出分年龄组估计信息,感兴趣的读者可向作者索要。

标函数,一方面,不容易受极端值的影响,较为稳健。另一方面,分位数回归能够提供条件分布 $s|ydr$

的整体信息。表6汇报了储蓄率1的分位数回归结果。^①

表5 改变样本容量后的估计结果

	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率3
	13	14	15
	FE	FE	FE
少儿抚养比	-2.916 *** (-0.886)	-2.025 *** (-0.650)	-0.626 *** (-0.084)
控制变量	Yes	Yes	Yes
样本数	8 019	8 019	8 019
R^2	0.008	0.008	0.212

表6显示,分位数估计结果与均值回归结果相似,少儿抚养比的符号均为负,且无论哪个分位数阶段,均在1%的水平上显著。值得注意的是,随着分位数的增加(10/100→25/100→50/100→75/100→90/100),少儿抚养比的分位数回归系数的绝对值呈现依次下降的趋势,这表明,少儿抚养比对原本低储蓄的家庭的储蓄“挤出”弹性高于高储蓄家庭,也就是说,无论教育支出和医疗支出是否计入家庭总支出,“少子化”都使得低储蓄率家庭的储蓄增加幅度高于高储蓄率家庭。这是因为,一方面,在中国,低储蓄家庭在收入水平方面低于高储蓄家庭,“少子化”使得小规模家庭节约出抚养支出,这笔抚养支出相对于其收入水平是一笔较大的开支。而高储蓄率家庭的收入水平可能足以应付未来家庭新增成员的日

常开支,包括日常生活、教育和医疗支出,对于“少子化”带来的家庭规模的降低,家庭并不会因此释放更多消费,所以家庭储蓄虽有增加,但增幅不大。另一方面,房租、食品和耐用品等生活必需品价格的一路上涨大大提高了低收入人群的刚性生活成本。杨天宇和张品一(2015)^[35]利用QUAIDS模型发现,居民因食品价格上涨而导致的平均社会福利损失约为食品支出的30.51%,超过了居民消费价格指数(CPI)的上涨幅度,而且,他们发现低收入者受食品价格冲击导致的社会福利损失更大,低收入者的储蓄率可能低于高收入者。“少子化”带来的家庭规模缩小为低储蓄率家庭节省很多开支,包括子女的食品、教育和医疗等刚性消费,显著增加了该类家庭的储蓄。

表6 储蓄率1的分位数回归结果

储蓄率1	16	17	18	19	20
	QE_10	QE_25	QE_50	QE_75	QE_90
少儿抚养比	-2.202 *** (-0.423)	-1.184 *** (-0.089)	-0.713 *** (-0.031)	-0.502 *** (-0.016)	-0.305 *** (-0.012)
样本数	8 388	8 388	8 388	8 388	8 388
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

六、数值模拟分析

(一) 参数校准

本文将参照已有研究,校准理论模型中涉及的参

数,以探究在DSGE模型框架下,针对少儿抚养比的正向冲击,储蓄的动态反应。首先,关于科布道格拉斯生产函数中物质资本的产出弹性 α ,张军(2002)^[36]基于1952—1998年的时间序列数据,使用

① 与储蓄率1的结果相似,储蓄率2和储蓄率3的分位数估计结果显示,少儿抚养比在五个分位数段的系数均在1%的水平上显著为负。受篇幅所限,文中未列出储蓄率2和储蓄率3的分位数估计结果,感兴趣的读者可向作者索要。

最小二乘法估计,测得物质资本的产出弹性为0.499。但是,随着我国物质资本投入规模的增加,物质资本的边际产出能力在递减,政府在供给端的结构性改革加剧了递减趋势,所以本文借鉴郭凯明等(2011)^[37]、汪伟和咸金坤(2020)^[29]的研究,将 α 设定为0.43。借鉴刘永平和陆铭(2008)^[38]、王树(2020)^[39]、汪伟和咸金坤(2020)^[29]的研究,将成年期对老年期消费的主观贴现率 β 设定为0.78。延用王树(2020)^[39]的估算,对子女的抚养利他因子 γ 设定为0.277。参照Zhang等(2001)^[40]的做法,将子女的抚养费用 q 设定为0.03。借鉴王树(2020)^[39]的做法,将存活率 π 设定为0.79。郭沧萍等(2003)^[41]、刘永平和陆铭(2008)^[38]将总和生育率 n 设定为1.68,刘金菊和陈卫(2019)^[42]认为在1.56~1.58之间,本文参考二者的研究,将其设定为1.6。

(二) 数值模拟及脉冲响应

在校准上述参数的前提下,本文使用dynare软件动态模拟1000期样本,以对数水平的形式描述理论模型的均衡条件,求得各个内生变量唯一的动态一般均衡解(DSGE)。均衡解中,储蓄的稳态值为0.1569。

图1给出了正向的“少儿抚养比”的冲击对储蓄的影响,横坐标表示时间,总长为20期,纵坐标表示储蓄变量偏离稳态的幅度。图1显示,在1%正向的少儿抚养比冲击下,储蓄先是迅速下降,之后回归到稳态值,并一直处于稳定状态,这与本文理论模型推导结果一致,偏离稳态的时期长度大约为4期以内。另外,从图1可以看到,不同“少儿抚养比”初始值的脉冲响应是不一样的,初始值越低,储蓄下降的幅度越高,即低少儿抚养比的家庭边际储蓄递减能力高于高少儿抚养比家庭。这可能是因为,较多子女的家庭,家庭负担能力较强,新增一名成员并不影响他们的储蓄决策和消费行为,而较少子女的家庭,新增一名成员,将会显著影响他们的家庭效用水平,提高家庭支出,降低家庭储蓄,所以子女数的突然增加对他们的冲击将更加强烈。图1显示,少儿抚养比初始值为0.1的家庭,少儿抚养比1%的冲击使储蓄向下偏离稳态值(0.1569)7.8%;初始值为0.15的家庭,储蓄向下偏离稳态值5%;初始值为0.3的家庭,储蓄向下偏离稳态值2.4%;初始值为0.5的家庭,储蓄向下偏离稳态值1.5%;初始值为0.8的家庭,储蓄向下偏离稳态值1%,初始值为1的家庭,

储蓄向下偏离稳态值0.89%。

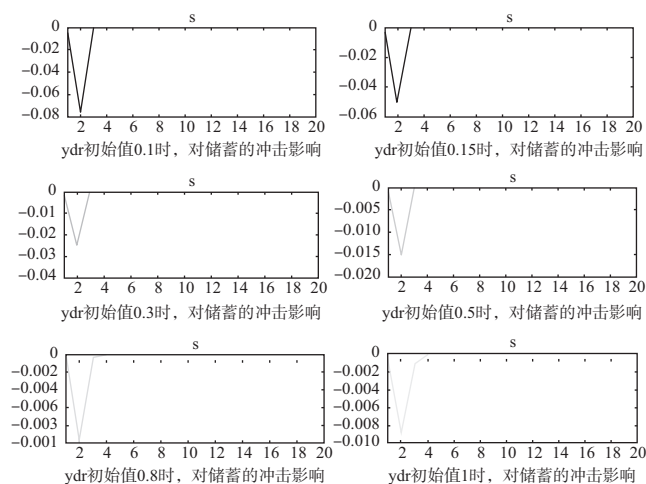


图2 DSGE的脉冲响应图

七、结语

本文通过引入代际利他因子的扩展OLG模型对“少子化”的动态过程引起的家庭储蓄率变化进行分析,并基于2013、2015、2017年的CHFS面板数据,运用面板固定效应、随机效应、最大似然估计、分位数回归、数值模拟方法对理论模型推论进行验证,发现“少子化”是导致中国高储蓄率的重要原因之一,所得主要结论如下:(1)少儿抚养比与储蓄率负相关,即,“少子化”对家庭储蓄率存在“挤入效应”,推动了家庭储蓄率的上升,具体为少儿抚养比每下降1%,家庭储蓄率将增加1.8%~2.8%。(2)“少子化”对储蓄率的“挤入效应”存在城乡、性别、年龄差异,对农村的挤入强度高于城镇,其中,家庭教育支出和医疗支出加剧了这一强度。“少子化”对户主为男性的家庭储蓄“挤入”更明显,而对女性户主“挤入效应”不显著。处于工作年龄阶段的户主,“少子化”对储蓄的“挤入”更明显,但退休后,“挤入效应”不再显著。(3)“少子化”对低收入家庭储蓄率的“挤入效应”显著高于高收入家庭。基于DSGE模型分析,进一步验证了“少子化”与储蓄的负相关关系。通过数值模拟发现,低少儿抚养比的家庭边际储蓄递减能力高于高少儿抚养比家庭。

基于以上结论,本文提出以下政策建议:(1)继续实施和优化三孩政策,提高生育政策的包容性,有条件的家庭或区域可考虑放开这一限制。自2016年和2021年分别实施二孩和三孩政策以来,低生育率

状态未能有效改变,政策效果不尽人意,据国家统计局数据显示,2019年全国出生人口1465万,比2018年不增反减,减少了58万。第七次人口普查数据显示2020年我国育龄妇女总和生育率仅为1.3,比2019年大幅下降0.4,身陷国际认定的1.5的“高度警戒敏感线”。让有条件的人多生,增加政策弹性,才能避免政策效果不显著的尴尬。(2)政府应增加对居民少儿阶段以及低收入者的保障性支出,

同时考虑延长义务教育免费年限,特别是针对农村家庭。弱化教育支出和医疗支出对农村家庭消费的刚性“捆绑”。(3)继续发展经济,深化改革,带动居民可支配收入的提高,以降低居民生育、养育、教育负担,释放生育潜力,达到刺激消费的经济目标。穆光宗(2018)^[43]认为我国已开启成本约束型的低生育模式,仅仅依靠政策的有效放宽,改变不了生育率低迷的状态,只有发展才能改变这一境地。

参考文献

- [1] 甘犁,赵乃宝,孙永智.收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J].经济研究,2018(12):36-52.
- [2] 潘英丽,周兆平.美国的全球化陷阱、贸易争端诉求与中国的战略应对[J].国际经济评论,2018(6):85-97,6.
- [3] 陈彦斌,郭豫媚,姚一旻.人口老龄化对中国高储蓄的影响[J].金融研究,2014(1):71-84.
- [4] Modigliani F, Brumberg R. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data [C]. Kurihara K K. Post-Keynesian Economics. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1954.
- [5] Becker G S. An Economy Analysis of Fertility in Demographic and Economic Change in Developed Countries: A Conference of the Universities [M]. NJ: University Press, 1960.
- [6] Neher P A. Peasants, Procreation, and Pensions [J]. American Economic Review, 1971, 61(3): 380-389.
- [7] 毛中根,孙武福,洪涛.中国人口年龄结构与居民消费关系的比较分析[J].人口研究,2013(3):82-92.
- [8] 王欢,黄健元.中国人口年龄结构与城乡居民消费关系的实证分析[J].人口与经济,2015(2):11-20.
- [9] 赵周华,王树进.少子化、老龄化与农村居民消费率——基于省级面板数据的实证检验[J].农村经济,2018(2):52-58.
- [10] 孟令国,卢翠平,吴文洋.“全面两孩”政策下人口年龄结构、养老保险制度对居民储蓄率的影响研究[J].当代经济科学,2019(1):67-75.
- [11] 刘铠豪,刘渝琳.破解中国高储蓄率之谜——来自人口年龄结构变化的解释[J].人口与经济,2015(3):43-56.
- [12] 陈晓毅.“老龄化”和“少子化”是否影响了农村居民消费?——基于静态和动态空间面板模型的实证研究[J].北京工商大学学报(社会科学版),2015(3):118-126.
- [13] 黄燕芬,张超,田盛丹.人口年龄结构和住房价格对城镇居民家庭消费的影响机理[J].人口研究,2019(4):17-35.
- [14] Loayza N, Schmidt H L. What Drives Private Saving Across the World? [J]. The Review of Economics and Statistics, 2000, 82(2): 165-181.
- [15] Heinrich H, David N W. On the Dynamics of the Age Structure, Dependency, and Consumption [J]. Journal of Population Economics, 2012, 25(3): 1019-1043.
- [16] Ge S, Yang D T, Zhang J. Population Policies, Demographic Structural Changes, and the Chinese Household Saving Puzzle [J]. European Economic Review, 2018(101): 181-209.
- [17] 郑妍妍,李磊,刘斌.“少子化”“老龄化”对我国城镇家庭消费与产出的影响[J].人口与经济,2013(6):19-29.
- [18] 史晓丹.我国人口老龄化趋势对储蓄率的影响研究[J].南方经济,2013(7):56-63.
- [19] 杨继军,张二震.人口年龄结构、养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响[J].中国社会科学,2013(8):47-66,205.
- [20] 李晓嘉,蒋承.我国农村家庭消费倾向的实证研究——基于人口年龄结构的视角[J].金融研究,2014(9):115-127.
- [21] Lutz W, Skirbekk V, Maria R T. The Low-Fertility Trap Hypothesis: Forces that May Lead to Further Postponement and Fewer Births in Europe [J]. Vienna Yearbook of Population Research, 2006: 167-192.
- [22] 马树才,宋琪,付云鹏.中国人口年龄结构变动对居民内生储蓄的影响研究[J].中国人口科学,2015(6):56-68,127.
- [23] 吉黎,车婷婷.老龄化、少子化与储蓄率关系的国际经验研究[J].上海金融,2019(5):23-29.
- [24] 徐延明.城乡二元结构体制下人口年龄结构的储蓄效应研究[J].中央财经大学学报,2016(10):48-59.
- [25] 徐雪,宋海涵.中国人口年龄结构变化对城乡居民消费水平的影响[J].首都经济贸易大学学报,2019(1):15-23.
- [26] Haque N U, Pesaran M H, Sharma S. Neglected Heterogeneity and Dynamics in Cross-country Savings Regressions [R]. IMF Working Papers, International Monetary Fund, Washington D C, 1999.
- [27] Kraay A. Household Saving in China [J]. World Bank Economic Review, 2000, 14(3): 545-570.

(下转第104页)

收入不平等、多套房购买决策与中国城镇家庭杠杆率

Income Inequality, Multi-suite Purchase Decision and Leverage Ratio of Urban Households in China

易成栋 樊正德 王优容 李玉瑶

YI Cheng-dong FAN Zheng-de WANG You-rong LI Yu-yao

[摘要] 家庭杠杆率水平高、增速快问题不仅解决难度大且影响金融稳定,明晰引致中国城镇家庭杠杆率快速提升的因素,对防范金融风险意义重大。文章使用2017年CHFS微观数据,通过构建内生转换模型,在校正了样本选择偏差后,考察了收入不平等、多套房购买决策对中国城镇家庭杠杆率的影响。主要结论有:(1)收入不平等程度加深了对城镇家庭多套房购买决策具有抑制效应。(2)收入不平等推动了城镇家庭杠杆率的提升,进一步的异质性分析发现,收入不平等对居住在中小城市的一套住房家庭杠杆率的推动作用更大。(3)多套房购买决策对城镇家庭杠杆率也有着显著的促进作用。相比于一套房家庭,多套房家庭的杠杆率平均要高77.7个百分点。本文的研究有助于从新的分析视角中探究近年来中国城镇家庭杠杆率快速上升的原因。

[关键词] 收入不平等 多套房购买决策 家庭杠杆率 内生转换模型

[中图分类号] F063.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0093-12

Abstract: The problem of high level and rapid growth in household leverage ratio is not only difficult to solve but also affects financial stability. It is of great significance to clarify the factors that have caused the rapid increase in the leverage ratio of Chinese urban households to prevent financial risks. Based on the China Household Finance Survey (CHFS) micro data in 2017, this paper constructs an endogenous switching model to examine the impact of income inequality and multi-suite decision on the leverage ratio of urban households in China after correcting the sample selection bias. The main conclusions are as follows: (1) The deepening of income inequality has an inhibitory effect on the multi-suite purchase decision of urban families. (2) Income inequality promotes the leverage ratio of urban families. Further heterogeneity analysis shows that income inequality has a greater impact on the leverage ratio of families living in small and medium-sized cities. (3) Multi-suite purchase decision also has a significant role in promoting the leverage ratio of urban families. Compared with one-suite family, the leverage ratio of multi-suite family is 77.7% higher on average. This paper provides a new perspective to explain the rising leverage ratio of urban families in China.

Key words: Income inequality Multi-suite purchase decision Household leverage ratio Endogenous switching model

[收稿日期] 2021-09-25

[作者简介] 易成栋,男,1972年6月生,中央财经大学管理科学与工程学院教授,博士生导师,研究方向为房地产市场与政策;樊正德,男,1990年10月生,中央财经大学管理科学与工程学院博士研究生,研究方向为人口与房地产;王优容,女,1980年5月生,中央财经大学管理科学与工程学院副教授,研究方向为住房政策;李玉瑶,女,1992年5月生,首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院讲师,研究方向为城市与房地产。本文通讯作者为易成栋,联系方式为 chdyi@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“城乡融合与新发展格局战略联动的内在机理与实现路径研究”(项目编号:21&ZD085);国家自然科学基金面上项目“基于城市网络视角的都市圈住房市场时空演化机理、效应和引导策略”(项目编号:72174220);教育部人文社科基金一般项目“基于新发展理念的国家城市光荣榜时空演化机理、效应和提升策略研究”(项目编号:21YJAZH104);中央财经大学标志性科研成果培育项目。

感谢匿名审稿人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

近年来,随着过度负债文化的兴起以及新兴消费金融的蓬勃发展,中国家庭负债规模不断增加,家庭杠杆率^①也随之快速攀升。从历史数据来看,家庭负债率已从2008年的17.9%上升至2020年的62.2%,上升速度远超发达国家^②,而在所有负债中,个人住房按揭贷款占贷款总额的比重一直高达50%左右,是家庭债务的主要组成部分^③。家庭部门作为财富创造、分配和使用的主体,跟宏观经济中各部门的联系非常紧密,一旦其债务偿付能力出现问题,不仅解决难度较大,而且会给金融稳定带来严重的负面影响,警惕家庭杠杆率过快增长的风险已成社会各界的共识(娄飞鹏,2019^[1])。

然而,对于造成家庭杠杆率快速上涨的原因,当前的思考维度却较为单一。国际经验表明,家庭部门加杠杆引发金融危机的概率要远高于企业部门,且“十危九地产”,多数危机之前都伴随着家庭住房贷款的快速增长(张斌等,2018^[2])。因此,对于造成我国家庭杠杆率快速攀升的主要原因,许多学者都试图从房价的高速上涨现象中寻求解释(周广肃和王雅琦,2019^[3]),认为是房价增速过快导致更多的刚需家庭不得不通过借贷款的方式购房,同时房价上涨预期也激励着投资投机型购房者加杠杆买房(盛夏等,2021^[4]),从而使得家庭杠杆率加速提升。然而需要注意的是,在房价上涨的同时我国居民人均可支配收入水平也在不断提高。据国家统计局的数据显示,从2008年到2020年,我国住宅商品房平均销售价格从3 576元/平方米增加到9 980元/平方米,年均名义增速为8.93%,人均可支配收入从9 956.51元增加到32 189元,年均名义增速为10.27%,居民收入水平的增速要略高于房价上涨速度。居民收入水平的增加意味着财富积累速度和购买力的上升,因此,当收入的增长速度快于房价上涨时,从理论上来

说是可以有效缓解购房与家庭杠杆率上升的压力的。但是从现实情况来看,收入增加赶不上房价上涨似乎成为人们的普遍感受,从图1中也可以看出房价增速慢于收入增速,收入的普遍提高并没有抑制住不断攀升的家庭杠杆率。这让我们不禁思考:导致中国家庭杠杆率攀升的幕后推手究竟是什么,该如何解释收入与家庭杠杆率之间所表现出的“反常”关系呢?

收入不平等为我们从结构性特征角度探究收入增长对房价上涨缓冲效用失效,从而导致家庭杠杆率的上升提供了思路。收入不平等主要表现为居民收入差距的相对扩大以及收入流动性的弱化,这造成了穷人变富的难度在上升,负债的几率在增加。从基尼系数来看,自2003年开始公布数据以来我国一直处于大于0.46的状态^④,高于0.4的国际收入分配差距警戒线^⑤,且2015年后开始逐年提升^⑥。此外,从人均可支配收入与收入中位数的差值来看,二者的剪刀差也呈现出逐年扩张的趋势,已从2014年的2 597.3元上升为2020年的4 649元,社会财富在不断向上流动。这都表明我国居民收入不平等的程度较深且在恶化。通过比较基尼系数增速和家庭杠杆率增速可以发现,二者变化趋势具有较强的相关性,如图1所示。当收入不平等增速加剧时,家庭杠杆率增速也在

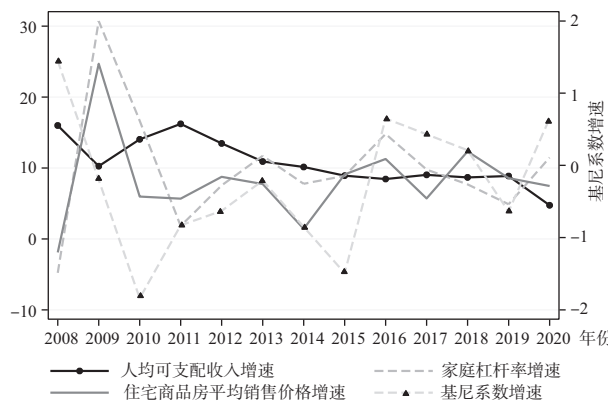


图1 收入增速、房价增速、基尼系数增速与中国家庭杠杆率增速

- ① 家庭杠杆率指家庭负债水平与其资产或收入水平的比率。当前衡量家庭杠杆率的指标主要包括资产负债率（总债务/总资产）、家庭负债率（总债务/当期收入）和债务偿付率（当期本息支出/当期收入）三种。
- ② 家庭杠杆率由家庭债务/GDP 计算得出,其中家庭债务为央行公布的住户贷款,GDP 为国家统计局公布值;美国的家庭杠杆率从20%升到50%,用了将近40年。
- ③ 这仅是家庭部门从金融机构处的统计口径,不包括住房公积金贷款、亲友或民间借贷款以及网贷等隐形债务。实际债务水平要高于测算值。
- ④ 数据来源:国家统计局网站, <http://data.chinabaogao.com/hgshj/2020/051T935K2020.html>。
- ⑤ 联合国开发计划署等组织规定,低于0.2表示高度平均,0.2~0.29表示比较平均,0.3~0.39表示相对合理,0.4~0.59表示差距较大,0.6以上表示差距悬殊。
- ⑥ 2015年之前我国基尼系数是否在连续下降也存在争议。比如杨耀武和杨澄宇(2015)^[5]的研究结果认为从2008到2015年间,我国基尼系数连续5年下降的判断值得商榷。

提升,反之亦然。因此,本文推测是收入分布的结构失衡促进了家庭杠杆率的上升。

从目前已有的研究来看,虽然在收入不平等对家庭杠杆率的影响效果与机制方面已积累了一定的成果,但是仍然有以下几点不足:首先,关于收入不平等对家庭杠杆率影响效果的研究结论尚未统一,存在着影响方向的争议。其次,在对收入不平等的衡量上,也仅是单独考察了组内差异或者组间差异,没有同时包含组内组间差异性的讨论,造成了跨组间可比性的缺失,不能准确地反映不同组间内部个体的异同。比如使用基尼系数比较两个组间的整体差异性是比较简单常用的,但是该指标并不能对两个组内的个体差异进行对比。换言之,虽然A地区的收入不平等程度较B地区深,但并不代表A地区内所有个体的收入不平等程度都比B区深。再次,在构建模型时潜在假设收入不平等与多套房购买决策对家庭杠杆率的影响是同质的,未考虑到模型存在的内生性问题,造成了估计结果有偏。最后,关于收入不平等对多套住房购买决策影响的成果还比较欠缺,在影响机制的分析上,更是缺乏收入不平等对不同特征家庭杠杆率影响的异质性分析。

基于以上背景,本文的主要研究工作与贡献是:第一,通过使用2017年中国家庭金融调查的微观数据,选取不同县区范围城镇家庭层面的收入相对剥夺指数(Kakwani指数)同时从同一县区的组内和不同县区的组间衡量收入相对不平等状况,并检验收入不平等是否会对城镇家庭多套住房购买决策产生影响以及收入不平等是否是造成我国城镇家庭杠杆率上升的重要原因。第二,使用内生转换回归模型,消除了收入不平等和多套房决策两个变量之间的内生性问题,得到的估计结果更加科学可信。第三,本文不仅实证研究比较了收入不平等对一套房和多套房城镇家庭杠杆率的影响,还考察了收入不平等对居住在不同城市类型的城镇家庭杠杆率的异质性效果。本文的研究有助于从新的分析视角中探究近年来我国城镇家庭杠杆率快速上升的原因。

二、文献回顾与研究假设

(一) 收入不平等与多套房购买决策

当前将收入不平等与住房问题联系起来的研究并不多见,关于收入不平等与多套房购买决策的成果更

是少之又少。一般认为,随着收入不平等程度的加剧,更多家庭的购房压力将会变大,尤其是导致低收入家庭住房可及性变得更低(张川川,2016^[5]),从而抑制了多套房购买决策,严重的时候甚至会造成区域住房空置率的大幅上升,引发房地产泡沫(张川川等,2016^[6])。虽然收入不平等的加剧并不会使中等收入和高收入家庭的住房状况变得恶化,反而会促进其住房消费(张川川,2016^[5]),已有研究表明,收入水平越高,家庭越有可能选择自有产权住房(郭彪和杨易,2019^[7]),但是贫富差距的扩大会使财富更多地集中于少数人,无法抵消数量较多的低收入家庭被抑制的多套房购买决策,而且中高收入家庭的多套房购买决策还存在着边际效用递减,以及会受到限购、限价、限贷与限售等楼市紧缩调控政策的影响,以至于不会无限扩大。因此,本文提出假设H1:

H1: 收入不平等加剧抑制了城镇家庭的多套房购买决策。

(二) 收入不平等与家庭杠杆率

收入不平等是如何影响家庭杠杆率的呢?有学者指出收入不平等的加剧会导致总体水平上更高的家庭信贷(Bazillier等,2021^[8])。理由是,一方面,对于中低收入家庭,其本身家庭净资产就较低,再加之出于维持基本家庭生活(Krueger和Perri,2006^[9])、应对意外情况(Kumhof等,2015^[10]、何丽芬等,2012^[11])、对标高收入家庭消费水平(Barba和Pivetti,2009^[12]、Ryoo和Kim,2014^[13])以及面临购房等大额消费支出事件(尹志超等,2021^[14])等需要,只能通过借贷来平滑消费,以缓解当前财务压力,从而导致家庭杠杆率的显著提升(Bellet,2012^[15])。因此,从结构上看,中低收入家庭相比于高收入家庭更容易产生高杠杆(Bazillier等,2021^[8])。另一方面,对于高收入家庭,其本身在获得借贷时的约束就较低(吴卫星等,2013^[16]),加之该类家庭金融素养也普遍较高,因此更可能会主动产生借贷行为(吴卫星等,2018^[17])。比如周广肃等(2018)^[18]的研究结果就表明,高收入家庭往往也会伴随着高负债。央行《2019年城镇储户问卷调查报告》也显示,富裕家庭的负债参与率更高。尤其在当前投资途径还不是很丰富的我国,富裕家庭加杠杆购买多套住房现象变得比较普遍,房价越高,购买的数量越多,则债务负担越重(Debelle,2004^[19])。因此,收入不平等的加剧会

对家庭杠杆率的提升产生正向促进作用 (Iacoviello, 2008^[20]; Klein, 2015^[21]), 而购买住房是负债水平加深的重要推动力。

但是也有学者提出了不一致的看法, 认为收入不平等对家庭杠杆率有抑制效应 (Behringer 和 Treeck, 2013^[22]; 郭新华等, 2016^[23]; Loschiavo, 2021^[24]), 比如对于低收入家庭, 收入差距扩大也会通过挤压消费 (刘雯, 2018^[25]) 和提升其储蓄意愿来积累财富 (汪伟和郭新强, 2011^[26]), 从而降低了家庭杠杆率。还有学者的研究结果显示收入不平等对家庭杠杆率没有影响 (Bordo 和 Meissner, 2012^[27]; Coibion 等, 2014^[28])。伍再华和张雄 (2016)^[29]则认为收入不平等对家庭债务的影响效果存在着区域差异性, 在负债规模较大的区域, 收入不平等与家庭债务负相关, 而在负债规模较小的区域, 收入不平等与家庭债务正相关, 在政策上应区别化对待。之所以在研究结论上会出现以上显著差异的原因在于所研究的区域会存在发展阶段不同的情况, 尤其是规模占比较高的低收入家庭的负债选择会因社会发展环境而发生变化, 从而导致整体家庭杠杆率的起伏。近年来, 随着中国经济迅速腾飞以及楼市的持续火热, 负债文化也在兴起, 收入不平等的加深使得更多家庭通过负债平滑消费, 家庭杠杆率由此攀升。因此, 本文提出收入不平等与家庭杠杆率关系的假设 H2:

H2: 收入不平等加深促进了中国城镇家庭杠杆率的提升。

(三) 多套房购买决策与家庭杠杆率

从理论上讲, 多套房购买决策对家庭杠杆率的影响具有不确定性。一方面, 如果多套房家庭处于偿还住房借贷初期, 那么家庭杠杆率会高一些。陈斌开和李涛 (2009)^[30]发现中国家庭的负债以住房类为主, 家庭住房负债占总负债的比例高达 92.66%, 尤其是对于多套住房家庭, 产生负债的可能性更大, 家庭杠杆率也会更高 (Debelle, 2004^[19])。另一方面, 如果多套房家庭购置住房更多地是用来投资并未产生借贷行为, 则并不会推高家庭杠杆率。比如尹志超等 (2021)^[14]的研究就发现, 虽然购买 2 套住房显著促进了家庭杠杆率的提升, 但是当购买 3 套及以上住房时家庭杠杆率的变化并不显著, 因为购买 3 套及以上住房的部分家庭财富水平较高, 不易产生负债。考虑到中国大多数多套房城镇家庭均是通过借贷款购房且

住房套数为 2 套的居多, 本文提出假设 H3:

H3: 多套房购买决策促进了中国城镇家庭杠杆率的提升。

三、内生转换回归模型

根据家庭杠杆率理论及尹志超等 (2021)^[14]、周广肃和王雅琦 (2019)^[3]等相关实证研究成果, 构建的收入不平等及多套房购买决策对家庭杠杆率影响的基准模型如下:

$$HL_i = \alpha_1 + \alpha_2 rd_i + \alpha_3 fh_i + \sum \beta_j control_i + \varepsilon \quad (1)$$

其中, 被解释变量 HL_i 为家庭 i 的杠杆率; rd_i 表示家庭 i 的收入不平等指数; 虚拟变量 fh_i 表示家庭 i 是否拥有多套住房, $fh=1$ 表示家庭拥有多套住房, $fh=0$ 表示家庭仅拥有一套住房; $control_i$ 表示包含户主和家庭特征以及城市层面特征的控制变量; α_i 和 β_j 均表示待估系数, α_3 表征了购买多套房家庭的杠杆率效应; ε 是随机扰动项。

在模型 (1) 中的潜在假设是收入不平等与多套房购买决策对家庭杠杆率的影响是同质的, 但实际情况是是否购买多套房源自家庭基于成本收益的自选择 (李雪松和黄彦彦, 2015^[31]), 因此, 多套房购买决策并不是外生变量, 存在不可观测因素同时影响多套房购买决策与家庭杠杆率。需要对多套房购买决策变量继续构建模型 (2):

$$\begin{aligned} fh_i^* &= \gamma Z_i + \mu_i \\ fh_i &= 1 (fh_i^* > 0) \end{aligned} \quad (2)$$

其中 fh_i^* 表示家庭 i 潜在多套住房决策产生的净收益, 这是家庭是否最终做出多套住房购买决策的重要依据。若 $fh_i^* > 0$ 表示净收益为正, 家庭会做出购买多套住房的决策, 此时 $fh=1$, 否则 $fh=0$ 。 Z_i 表示包含收入不平等在内的影响多套住房购买决策的有关因素。需要注意的是, 向量 Z_i 中的变量至少有一个是与向量 $control_i$ 中不同的, 这些变量仅影响多套住房决策但不直接影响家庭杠杆率。

每个单独的家庭在选择不同的购房决策时, 所产生的负债和家庭杠杆率是不同的, 影响机制也可能存在差异性。从整体来看, 在以上一套住房和多套住房两种决策下所产生的潜在家庭杠杆率 (HL_{1i} , HL_{0i}) 可以表示为:

$$HL_{li} = \alpha_{11} + \alpha_{12}rd_{li} + \sum \beta_{lj}control_{li} + \varepsilon_{li} \quad \text{if } fh_i = 1 \quad (3)$$

$$HL_{oi} = \alpha_{01} + \alpha_{02}rd_{oi} + \sum \beta_{0j}control_{oi} + \varepsilon_{oi} \quad \text{if } fh_i = 0 \quad (4)$$

但是,从现实情况来看,我们不可能在某一时点同时得到某一个家庭在两种决策行为下的选择结果 HL_{li} 和 HL_{oi} , 由于随机误差项的条件期望值并不为 0, 故而使用加权最小二乘法对模型 (3) 和 (4) 直接进行估计将会产生样本选择偏差问题, 得到的结果存在不一致的情况。且需要注意的是, 在模型 (3) 和 (4) 中包含的控制变量与 (1) 中可能有所不同, 估计的系数值也会不相等, 因此需要做进一步的设置。

若记 $\sigma_{2\mu} = \text{var}(\mu)$, $\sigma_{1\mu} = \text{cov}(\varepsilon_1, \mu)$, $\sigma_{0\mu} = \text{cov}(\varepsilon_0, \mu)$, 将 $\sigma_{2\mu}$ 进行标准化为 1, 则 ε_1 和 ε_0 的条件期望可以表示为:

$$E(\varepsilon_{li} | fh_i = 1) = E(\varepsilon_{li} | \gamma Z_i + \mu_i > 0) \\ = \sigma_{1\mu} \times \frac{\phi(\gamma Z_i)}{\Phi(\gamma Z_i)} \triangleq \sigma_{1\mu} \lambda_{li} \quad (5)$$

$$E(\varepsilon_{oi} | fh_i = 1) = E(\varepsilon_{oi} | \gamma Z_i + \mu_i < 0) \\ = \sigma_{0\mu} \times \frac{-\phi(\gamma Z_i)}{1 - \Phi(\gamma Z_i)} \triangleq \sigma_{0\mu} \lambda_{oi} \quad (6)$$

其中 $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的密度函数和分布函数。在对随机误差项 ($\varepsilon_1, \varepsilon_0, \mu$) 做出服从三元联合正态分布的假设前提下, 对于全部样本可以使用基于多套住房决策构建家庭杠杆率的内生转换模型 (Maddala, 1983^[32])。该模型不仅可以借助方程 (2) 对不同购房决策 (一套房或多套房) 状态下的样本进行刻画, 以对样本选择偏差进行校正, 得到一致性的估计, 同时还可以用来考察收入不平等对不同决策状态下家庭杠杆率的异质性影响。

具体的做法是: 两阶段估计的第一步, 使用 MLE 方法对模型 (2) 做 Probit 回归, 估计出 γ 的大小, 并计算出 $\hat{\lambda}_{li}$ 与 $\hat{\lambda}_{oi}$ 的值。第二步, 基于模型 (3) ~ (6), 分别利用一套房家庭和多套房家庭两个样本对模型 (7) 和 (8) 进行估计, 从而得到各变量系数的一致估计。

$$HL_{li} = \alpha_{11} + \alpha_{12}rd_{li} + \sum \beta_{lj}control_{li} + \sigma_{1\mu} \lambda_{li} + \omega_{li}$$

$$fh_i = 1 \text{ 的样本} \quad (7)$$

$$HL_{oi} = \alpha_{01} + \alpha_{02}rd_{oi} + \sum \beta_{0j}control_{oi} + \sigma_{0\mu} \lambda_{oi} + \omega_{oi} \quad (8)$$

$$fh_i = 0 \text{ 的样本}$$

对于误差项 ω_{li} 和 ω_{oi} 虽然满足条件期望为 0, 但仍然存在异方差, 因此需要使用 OLS 的稳健标准误进行估计。

四、研究设计

(一) 数据来源及处理

中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey, CHFS) 项目旨在收集全国范围内有关家庭金融微观层次的相关信息, 数据内容主要涉及: 住房资产与金融财富、负债与信贷约束、收入与消费、社会保障与保险、代际转移支付、人口特征与就业等相关信息, 对家庭经济、金融行为进行了全面细致刻画。其中 2017 年的调查样本涵盖了全国 29 个省 (市、区), 363 个县, 1 439 个村 (居) 委会, 有效样本共 4 万余户 (甘犁等, 2017^[33])。根据研究的需要, 本文选取 2017 年居住在城镇的样本数据进行分析。在数据的前期处理上, 首先对省份、户主和家庭数据进行匹配合并, 然后删除家庭总收入小于 0 的样本。最后基于有效样本的考虑, 剔除数据缺失、质量不高和回答选项与研究问题无关的无效样本。最终得到 2017 年的有效样本容量 15 336 个。

(二) 变量选择

本研究所设定的被解释变量为使用资产负债率衡量的中国城镇家庭杠杆率, 定义为城镇家庭总负债与家庭总资产的比值。其中家庭总负债包括农业负债^①、工商业负债、房产负债、车辆负债、其他非金融资产负债、股票负债、其他金融资产负债、教育负债、医疗负债和其他负债; 家庭总资产主要包括非金融资产和金融资产。非金融资产有农业经营资产、工商业经营资产、土地资产、房产、车辆资产和其他非金融资产, 金融资产有社保账户余额、现金、存款、股票、基金、债券、衍生品、理财、外币资产、黄金、其他金融资产和借出款。总负债与总资产的数值均由中国家庭金融调查与研究中心汇总计算后直接给出。从描述性统计结果来看, 一套房家庭的杠杆率略高于多套房家庭 (见表 1)。

① 有些家庭虽然居住地在城镇, 但是户口性质依旧是农业户口, 仍然从事农业生产。

1. 核心解释变量。

(1) 收入不平等。鉴于基尼系数的变异性相对较小,参数识别往往比较困难(伍再华和叶菁菁等,2017^[34]),本文参考陈宏伟和穆月英(2020)^[35]以及杨晶等(2019)^[36]的研究成果,选取家庭层面的收入相对剥夺指数(Kakwani指数)(Kakwani,1984^[37])作为收入不平等的代理变量,用以衡量家庭收入的相对差距。同时考虑到在不同区域居民生活环境(比如收入水平、房价以及消费水平等)存在较大的差异,如果不加区分地测算全体样本的收入不平等会遗漏很多重要信息,导致估计结果出现偏差,因此,本文以县区域城镇家庭^①为单元进行分组,不仅考察了每个组内样本家庭的收入不平等状况,也兼顾了组间样本的可比性。具体的测算公式如下所示:

$$RD(y, y_i) = \frac{1}{n\mu_y} \left(\sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i) \right) \\ = \gamma_{y_i}^+ [(\mu_{y_i}^+ - y_i) / \mu_y] \quad (9)$$

其中, $RD(y, y_i)$ 为 Kakwani 指数; y_i 为将每一县区内所有城镇家庭按照收入水平从低到高升序排列后第 i 个家庭的收入; μ_y 是全样本的收入均值; $\gamma_{y_i}^+$ 为在全样本中收入超过 y_i 的家庭所占的比例; $\mu_{y_i}^+$ 为全样本中收入超过 y_i 的家庭的收入均值。可以看出,一套房家庭多为收入不平等程度深的样本,而多套房家庭样本收入不平等程度相对较小(见表1)。

(2) 多套住房。多套住房为家庭是否拥有多套住房,根据问卷问题“您家共拥有几套住房?不包括租来的房子”的答案以及“该套住房的获得时间”对家庭实际拥有的住房套数进行确定。这里将在1999年之前无房,在1999—2017年期间仅购置一套住房的家庭定义为“一套房家庭”;将在1999年之前至少拥有一套住房,在1999—2017年期间又至少添置一套住房的家庭定义为“多套住房家庭”。样本中“一套房家庭”有10 605户,占比69.15%，“多套住房家庭”有4 731户,占比30.85%(见表1)。

2. 控制变量。

考虑到家庭杠杆率还受到了其他主观和客观等多重因素的影响,参考周广肃和王雅琦(2019)^[3]、何丽芬等(2012)^[11]等的研究成果,我们从户主个体层面特征、家庭层面特征与宏观环境层面等方面对控制变量进行归类。

(1) 户主个体层面特征。主要包括性别、年龄、受教育程度、身体健康水平、婚姻状况、户口类型以及风险偏好等7个指标。对于性别,将户主性别为男性的赋值为“1”,户主性别为女性的赋值为“0”;对于年龄采用户主的实际年龄,并剔除小于18周岁的样本;受教育程度按照不同学历对应的受教育年限从0开始赋值;对身体健康状况自评根据回答选项的“很不好”“不好”“一般”“好”与“很好”依次赋值为1~5;婚姻状况将“已婚”“同居”以及“再婚”的归为有同住配偶一类并赋值为“1”,将“未婚”“分居”“离婚”以及“丧偶”的归为无同住配偶一类并赋值为“0”;将城镇户口的样本赋值为“1”,农村户口的赋值为“0”;根据问题“如果您有一笔资金用于投资,您最愿意选择哪种投资项目?”的回答选项,将选择“高风险、高回报的项目”“略高风险、略高回报的项目”和“平均风险、平均回报的项目”视为风险偏好型,并赋值为“1”,将选择“不愿意承担任何风险”和“略低风险、略低回报的项目”视为风险厌恶型,并赋值为“0”^②。

(2) 家庭层面特征。主要包括家庭医疗负债、教育负债、家庭总收入以及首套房面积等4个指标。对医疗负债、教育负债和家庭总收入进行取对数处理^③;首套房面积为首套房的建筑面积^④。

(3) 宏观环境层面。主要包括房价和地区特征。在多套住房决策方程中,房价用2000—2017年住宅商品房平均销售价格的年均增速表示,在家庭杠杆率方程中,房价使用2017年住宅商品房的平均销售价格的对数;地区特征为省份控制变量,主要用以控制不同地区文化及政策等差异。

变量的描述性统计结果如表1所示。

① 本文的城镇家庭指户口为城镇的家庭和居住在城镇的农村户口家庭。

② 需要说明的是,对于老受访户,2017年不再询问该问题,因此本文使用2015年老受访户的回答结果进行了匹配。

③ 对于取值为0的样本,重新赋值为0.1,然后再取对数。

④ 对于三套或以上住房家庭,如果户主拒绝回答或者忘记首套房面积,则使用第二套住房面积替代。

表 1 变量的描述性统计结果

变量	总样本 (n=15 336)		一套房家庭 (n=10 605)		多套房家庭 (n=4 731)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭杠杆率	0.13	1.16	0.15	1.36	0.10	0.47
收入不平等 (Kakwani 指数)	0.44	0.26	0.49	0.26	0.34	0.24
多套住房	0.31	0.46	0.00	0.00	1.00	0.00
性别	0.77	0.42	0.76	0.42	0.78	0.41
年龄	51.69	13.76	51.93	14.19	51.15	12.74
受教育程度	10.96	3.92	10.62	3.94	11.72	3.76
身体健康水平	3.60	0.94	3.56	0.95	3.70	0.89
婚姻状况	0.88	0.32	0.87	0.34	0.92	0.28
户口类型	0.69	0.46	0.67	0.47	0.72	0.45
风险偏好	0.12	0.32	0.11	0.31	0.14	0.35
医疗负债	-2.01	1.89	-1.94	2.09	-2.16	1.30
教育负债	-2.06	1.72	-2.03	1.80	-2.12	1.52
家庭总收入	11.09	1.65	10.85	1.75	11.63	1.24
首套房面积	121.22	111.35	123.98	115.49	115.03	101.20
房价年均增速 (2000—2017)	0.10	0.02	0.10	0.02	0.10	0.02
房价 (2017)	9.03	0.53	9.03	0.53	9.06	0.54

注：本研究使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的“2017年中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey, CHFS)。

五、实证结果与检验

(一) 多套住房决策方程的估计与结果分析

首先,对方程(2)进行 Probit 估计,结果如表 2 中模型 A1 所示。结果显示,收入不平等对多套房购买决策有显著的负向抑制效应。表明收入不平等程度越深,城镇家庭进行多套房选择的概率越低,假设 H1 得以证明。这一结论的可能解释为:其一,收入不平等程度越深,表明居民家庭的相对收入水平越低,对多套住房的购买力也越欠缺,基于可负担性的考虑,家庭会减少购买多套房的决策。其二,收入不平等的状况改变比较困难,是一个长期渐变的过程,而住房投资是一个资金投入较大的配置选择,一旦发生风险,将会导致家庭深陷债务危机当中,因此,基于规避风险的考虑,数量较多的低收入家庭在多套房购买决策上也会比较慎重。其三,对于相对高收入家庭来说,购买多套住房存在着边际效用递减,加之政策上的约束,也会减少其多套房购买决策。以上原因

导致了多套房购买决策总效应的降低。

年龄越大、首套房面积越小的户主家庭多套房购买倾向越高,可能的原因是高龄户主家庭的家庭成员较多,对住房有更多的需求,与首套房面积较小的家庭一样,基于改善居住条件的需要,更可能产生多套房购买决策。户主受教育程度、风险偏好与多套房购买决策显著正相关,说明高学历群体与偏好投资投机的户主家庭更可能具有住房投资行为。户主健康状况、家庭总收入的系数显著为正,表明户主身体越健康、家庭收入能力越强,则支付能力越强,越容易进行多套房购买决策。有同住配偶的家庭更容易产生多套房购买决策,可能的解释为有配偶的户主家庭在收入水平以及储蓄能力上都要强于单身户主家庭,更有实力做出多套房购买决策。户口类型与多套房购买决策有显著的负向关系,说明居住在城镇的农村户口家庭更倾向于购买多套住房,这可能和他们在农村有自建房有关。医疗负债与多套房购买决策也有显著的负向关系,表明因病负债降低了家庭的支付能力,从而

抑制了多套房购买倾向。房价增速与多套房购买决策显著正相关,可能的原因是,基于房价继续上涨的预期,从而产生了投资投机行为或者为降低未来购房成本而提前进行多套房购买决策。

(二) 城镇家庭杠杆率方程的估计以及内生性和排除性检验

在不考虑异质性和选择偏差等问题时,可以直接对方程(1)进行估计,从而得到收入不平等与多套房购买决策影响城镇家庭杠杆率的具体效果,结果如表2中模型A2所示。可以看出,收入不平等程度的加深显著推高了城镇家庭杠杆率,假设H2得以初步验证。但是多套房购买决策对城镇家庭杠杆率的影响却并不显著,需要考虑内生性问题和做进一步的分析。

考虑到家庭的某些特征也会同时对多套房购买决策和加杠杆行为产生影响,比如杠杆率较高的家庭可能更倾向于将借贷款用于多套住房的投机行为中产生的内生性问题。首先使用DWH进行内生性检验(Dubin-Wu-Hausman检验),结果表明,在5%的显著水平上拒绝外生变量的H0假设。说明家庭杠杆率方程(1)中的多套房购买决策变量为内生变量,这导致了OLS估计结果的不一致并使多套房购买决策变量的显著性发生了改变。其次,为了避免多套房购买决策的内生性,根据样本自选择模型中常用的处理方式,使用多套住房决策方程(2)中估计出的结果,计算出每个个体购买多套住房的概率,并将其作为多套住房决策的工具变量。回归结果如表2中模型A3所示。两阶段最小二乘法的估计结果显示,收入不平等程度的加深依旧显著推高了城镇家庭杠杆率,假设H2成立;多套住房决策对城镇家庭杠杆率存在着正向促进作用,且在1%的显著水平上高度显著,多套房家庭杠杆率比一套房家庭平均高77.7个百分点,假设H3也得以验证。最后,为了保证所选工具变量的有效性,本文继续进行了识别力检验和弱工具变量检验。其中,识别力检验的Kleibergen-Paap秩LM²统计量37.991在1%的显著水平上高度显著,拒绝了原假设,表明模型可以被识别。弱工具变量检验中第一阶段估计的F值为39.097,远大于10,因此不存在弱工具变量问题。以上检验结果表明该工具变量是有效的且用其估计出的结果是可靠的。在消除了多套房购买决策的内生性问题后,收入不

平等程度的加深显著推高了城镇家庭杠杆率的结论依然成立,其他解释变量的影响方向与显著性效果变化也不明显。

此外,鉴于拥有不同数量住房对家庭杠杆率的影响还存在自选择和异质性问题,若不加考虑会造成选择偏差与估计结果的不一致,因此,本文使用内生转换回归模型,通过方程(7)和(8)的分样本分析消除样本选择偏差,并进一步探究收入不平等对多套房和一套房家庭影响的异质性。估计结果如表2中模型A4和A5所示。

回归结果显示,收入不平等仍然对家庭杠杆率有显著的正向促进作用,尤其对一套房家庭的影响更大。在校正样本选择偏差后,在控制其他变量的情况下,收入不平等程度每加深1个百分点,多套房和一套房家庭杠杆率将分别显著提高0.104和0.222个百分点。收入不平等程度的加深同时也伴随着社会财富的不断向上流动与实际收入差距的扩大,更多家庭支付能力相对下降,为了购买住房而不得不加杠杆。加之投资路径的狭窄以及对房价上涨的预期,多套房家庭进行房地产投资投机的动机强烈,会进一步加杠杆购房。故而,不论是一套房家庭还是多套房家庭,都可能为获取住房而被动或主动加杠杆。

户口在农村但居住在城镇的男性户主一套房家庭有着更高的杠杆率,但对多套房家庭效果不显著。因为户口在农村但居住在城镇的家庭收入水平普遍要低于城镇户籍家庭,且多为资产规模较小的一套房家庭,因此其更容易产生负债,家庭杠杆率也高。女性户主的一套房家庭在借贷行为上相比于男性户主更加谨慎,杠杆率也较低。但是对于多套房家庭,以上因素的作用存在分化现象,效果不显著。年龄和身体健康状况显著降低了家庭杠杆率,其中年龄对一套房家庭杠杆率作用效果更强。根据生命周期理论,随着年龄增长,户主在收入水平与资本积累上都在增长,因此能够有效缓解杠杆率的上升,尤其对于一套房家庭,债务负担较轻,去杠杆的难度要小一些。身体健康状况好的户主家庭能够更好地实现家庭富足,从而降低了加杠杆机会。受教育程度显著降低了多套房家庭杠杆率,但是对一套房家庭的效果不显著。可能的解释是,多套房家庭的平均学历较高,收入和财富处于平台期,而且负债决

表2 多套房购买决策方程与城镇家庭杠杆率方程的估计及内生性检验

变量名称	多套房购买决策方程	变量名称	城镇家庭杠杆率方程			
	Probit		OLS	IV	内生转换回归模型	
	模型 A1		模型 A2	模型 A3	模型 A4 (多套房)	模型 A5 (一套房)
收入不平等 (Kakwani 指数)	-0.854 ***	收入不平等 (Kakwani 指数)	0.166 ***	0.494 ***	0.104 **	0.222 ***
性别	-0.023	性别	0.035 **	0.043 **	0.024	0.040 *
年龄	0.004 ***	年龄	-0.004 ***	-0.005 ***	-0.002 ***	-0.005 ***
受教育程度	0.020 ***	受教育程度	-0.003	-0.008 ***	-0.004 *	-0.003
身体健康水平	0.034 ***	身体健康水平	-0.032 ***	-0.039 ***	-0.031 ***	-0.035 **
婚姻状况	0.146 ***	婚姻状况	0.014	-0.012	-0.042	0.027
户口类型	-0.115 ***	风险偏好	-0.030 **	-0.056 ***	0.006	-0.061 ***
风险偏好	0.092 ***	医疗负债	0.087 ***	0.091 ***	0.024 *	0.097 ***
医疗负债	-0.022 ***	教育负债	0.019 **	0.019 **	0.012 ***	0.021 *
教育负债	-0.000 3	房价 (2017)	0.012	0.025	-0.010	0.017
家庭总收入	0.112 ***	省份控制	控制	控制	控制	控制
首套房面积	-0.000 4 ***	多套房购买决策	0.001	0.777 ***		
房价年均增速 (2000—2017)	1.857 **	$\hat{\lambda}_1$ 或 $\hat{\lambda}_0$			0.033 *	0.128 ***
常数项	-2.196 ***	常数项	0.425 ***	0.059	0.477 **	0.392 **
调整 R^2	0.067 ***	R^2	0.033 ***	-0.055 ***	0.021 ***	0.038 ***
Wald 统计量	945.810	DWH 检验 χ^2		4.280 **		
Prob>chi2	0.000	识别力检验 χ^2		37.991 ***		
		第一阶段估计 F 值		39.097 ***		
有效样本数	15 336	有效样本数	15 336	15 336	4 731	10 605

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平；多套房购买决策正确预测的比例为 70.34%。

策也更为理性，因此能够有效降低杠杆率。风险偏好与医疗负债对杠杆率有显著的促进作用，且对一套房家庭杠杆率的影响更大。风险偏好型和因病致贫型家庭更容易产生借贷行为，从而导致杠杆率的提升，多套房家庭一般资产较多，杠杆率上升幅度较小。另外，在控制了省份特征后，婚姻状况和房价对家庭杠杆率的影响都不显著，可能的解释是，房价同时会具有财富效应和挤出效应，对不同家庭的负债和杠杆率影响存在着结构性的相互抵消效果，因此总体的结果变得不显著。模型 A4 和 A5 中 $\hat{\lambda}_1$ 与 $\hat{\lambda}_0$ 的系数均显著

为正，表明考虑选择偏差是有必要的，否则会存在估计结果不一致的问题。

使用两阶段方法估计内生转换模型还需要进行排除性检验，以验证在多套房购买决策方程中的解释变量至少有一个不在杠杆率方程中，这些解释变量直接影响多套房购买决策但不直接影响家庭杠杆率。本文选取户口类型、家庭总收入和首套房面积作为多套住房决策的工具变量。然后分别进行识别力检验和弱工具变量检验^①，结果显示：所有工具变量都具有外生性（因为统计量为 2.563， p 值为 0.278>0.05）。第

① 鉴于篇幅限制，本文未给出具体估计结果，若读者感兴趣可以联系本文作者索取。后文的稳健性检验和异质性分析结果处理方式相同。

一阶段估计的 F 值为 13.594, 大于经验值 10, 且在 0.1% 的显著水平上高度显著, 不存在弱工具变量的问题。因此以上所有工具变量都满足了排除性限制, 多套房购买决策方程可以被识别。

(三) 收入不平等影响中国家庭杠杆率的稳健性检验

以上的实证结果表明收入不平等会对城镇家庭杠杆率的上升产生显著的推动作用, 但是该效果会不会受到样本选择的影响? 会不会因为收入不平等衡量指标的不同而发生变化? 为了保证以上结果的稳健性, 本文分别从样本替换和指标变换两个方面进行稳健性检验。

1. 样本替换后的稳健性检验结果与分析。

考虑到在样本中存在着户主年龄在 75 周岁以上的家庭, 根据当前我国老年人身体健康状况与劳作能力情况, 75 周岁以上年龄段户主的收入来源具有很大的不确定性, 在购房决策上的动机也不强烈, 产生负债的情形更是比较极端 (张文娟, 2010^[38]), 因此本文仅保留户主年龄在 18 到 75 周岁之间的家庭进行稳健性检验。我们使用替换后的样本进行内生转换模型的回归结果显示, 在进行了年龄限制后, 收入不平等对城镇多套房家庭和一套房家庭杠杆率的上升依旧均产生了显著的推动作用。基础回归的结果在替换样本后仍然稳健。

2. 指标变换后的稳健性检验结果与分析。

本文使用的是县区级收入的相对剥夺指数作为收入不平等的替代指标, 衡量的结果可能会存在不平等程度被低估的情况。比如在贫困县某家庭收入排名靠前, 不平等程度较轻, 但是在市区或者省域范围内却排名靠后, 不平等程度较深。为检验使用县区收入不平等指标的稳健性, 本文继续测算并使用市区级和省级收入的相对剥夺指数对县区收入不平等情况做了变换处理, 重新对表 2 中的内生转换模型进行估计后, 结果仍然表明收入不平等分别在 5% 和 1% 的显著水平上对城镇多套房家庭和一套房家庭杠杆率的上升均具有显著的推动作用。得到的其他变量的显著性、影响方向和效果与基础回归结果非常接近。这表明基础回归的结果在变换衡量指标后仍然稳健。

(四) 收入不平等影响中国家庭杠杆率的异质性分析

收入不平等对于居住在不同城市类型的家庭杠杆率的影响也会存在差异性。比如居住在大城市的家庭和居住在中小城市的家庭^①, 其借贷行为与杠杆率水平是有异质性的。为了检验其影响效果, 在基于内生转换模型的基础上, 进行分样本回归, 考察收入不平等对居住在不同城市类型的拥有不同住房数量的家庭杠杆率的影响效果。

结果发现, 对于居住在不同城市类型的城镇家庭, 收入不平等对其杠杆率的影响效果具有显著的异质性, 具体表现在收入不平等对居住在中小城市的一套家庭杠杆率的推动作用更大, 居住在大城市的一套家庭次之, 居住在中小城市的多套房家庭最小, 而对于居住在大城市的多套住房家庭影响不显著, 这可能与大城市高收入家庭较少加杠杆购买多套住房, 而中低收入家庭较少购买多套住房有关。由于仅拥有一套房的家庭多为低收入家庭, 因此普遍需要加杠杆, 而多套房家庭多为高收入家庭, 加杠杆的占比不高。此外, 从收入不平等影响家庭杠杆率的符号来看并未发生太大改变, 也表明收入不平等对家庭杠杆率的正向促进影响较为可靠。

六、研究结论与建议

本文使用 2017 年中国家庭金融调查的微观数据, 通过构建内生转换模型, 在校正了样本选择偏差后, 对收入不平等、多套房购买决策与中国家庭杠杆率的关系进行了实证分析与内生性处理, 并检验了收入不平等影响城镇家庭杠杆率回归结果的稳健性和异质性。得出的结论主要有: (1) 收入不平等对城镇家庭多套房购买决策具有显著的负向影响。高速上涨的房价显著提高了城镇家庭的多套房购买决策。户主年龄越大、学历越高、身体越健康、偏好风险以及住在城镇但拥有农村户口的家庭更倾向于做出多套房购买决策。此外, 有同住配偶、总收入水平高、首套房面积较小以及医疗负债水平低的家庭也更倾向于做出多套房购买决策。(2) 收入不平等对居住在中小城市的一套家庭城镇家庭杠杆率具有显著的推动作用。对一套房家庭杠杆率的提升效果要强于多套房家庭。进一

① 这里大城市和中小城市的划分标准由课题组进行界定, 并直接在调查问卷中给出结果。

步的异质性分析发现,收入不平等对居住在中小城市的一套住房家庭杠杆率的推动作用更大。(3)多套房购买决策对城镇家庭杠杆率也有着显著的促进作用。相比于一套房家庭,多套房家庭的杠杆率平均要高77.7个百分点。

从以上的研究结论可以发现,收入不平等的加剧是造成家庭杠杆率高企的重要原因之一。因此本文提出如下建议:(1)注重收入分配的公平性,使居民收入更加平等。在实现居民收入增长的同时,完善居民收入分配制度,促进共同富裕的实现,以抑制城镇家庭杠杆率的快速上升。(2)在住房市场方面要加

强约束与监管,尽快建立房地产市场稳健发展的长效机制,抑制住房投机炒房行为,引导住房回归居住功能,尤其是降低一套房家庭的杠杆率。比如,可以有效使用房地产税等政策工具,通过税收的调节作用同时实现抑制炒房行为和缓解居民财富差距问题。(3)在政策制定与实施过程中要因城施策,有针对性地降低城镇家庭杠杆率。比如,对中小城市的中低收入家庭购买首套房时,可以适当通过发放一定比例的购房补贴、贷款贴息等方式减轻他们的负债负担,从而降低该类家庭的杠杆率。

参考文献

- [1] 姜飞鹏. 我国家庭部门杠杆率的形成、风险与防范 [J]. 金融与经济, 2019 (8): 42-46.
- [2] 张斌, 何晓贝, 邓欢. 不一样的杠杆——从国际比较看杠杆上升的现象、原因与影响 [J]. 金融研究, 2018 (2): 15-29.
- [3] 周广肃, 王雅琦. 住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率 [J]. 金融研究, 2019 (6): 1-19.
- [4] 盛夏, 王擎, 王慧. 房价升高促使中国家庭更多地“加杠杆”吗——基于购房动机异质性视角的研究 [J]. 财贸经济, 2021 (1): 62-76.
- [5] 张川川. 收入不平等和城市低收入家庭的住房可及性 [J]. 金融研究, 2016 (1): 99-115.
- [6] 张川川, 贾坤, 杨汝岱. “鬼城”下的蜗居: 收入不平等与房地产泡沫 [J]. 世界经济, 2016 (2): 120-141.
- [7] 郭彪, 杨易. 中国城镇居民家庭收入结构与住房不平等研究——基于CFPS的实证分析 [J]. 武汉理工大学学报 (社会科学版), 2019 (5): 70-76.
- [8] Bazillier R, Héricourt J, Ligonnière S. Structure of Income Inequality and Household Leverage: Cross-country Causal Evidence [J]. European Economic Review, 2021, 132: 103629.
- [9] Krueger D, Perri F. Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory [J]. The Review of Economic Studies, 2006, 73 (1): 163-193.
- [10] Kumhof M, Rancière R, Winant P. Inequality, Leverage, and Crises [J]. American Economic Review, 2015, 105 (3): 1217-1245.
- [11] 何丽芬, 吴卫星, 徐芊. 中国家庭负债状况、结构及其影响因素分析 [J]. 华中师范大学学报 (人文社会科学版), 2012 (1): 59-68.
- [12] Barba A, Pivetti M. Rising Household Debt: Its Causes and Macroeconomic Implications—A Long-period Analysis [J]. Cambridge Journal of Economics, 2009, 33 (1): 113-137.
- [13] Ryoo S, Kim Y K. Income Distribution, Consumer Debt and Keeping up with the Joneses [J]. Metroeconomica, 2014, 65 (4): 585-618.
- [14] 尹志超, 李青蔚, 张诚. 收入不平等对家庭杠杆率的影响 [J]. 财贸经济, 2021 (1): 77-91.
- [15] Bellet C. Households' Debt, Between-groups Inequality and Financial Innovations [D]. Sciences Po Department of Economics, 2012.
- [16] 吴卫星, 徐芊, 白晓辉. 中国居民家庭负债决策的群体差异比较研究 [J]. 财经研究, 2013 (3): 19-29, 86.
- [17] 吴卫星, 吴锬, 王璉. 金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析 [J]. 经济研究, 2018 (1): 97-109.
- [18] 周广肃, 樊纲, 李力行. 收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资 [J]. 世界经济, 2018 (4): 53-74.
- [19] Debelle G. Macroeconomic Implications of Rising Household Debt [J]. BIS Working Papers, 2004, 153: 1-41.
- [20] Iacoviello M. Household Debt and Income Inequality, 1963-2003 [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2008, 40 (5): 929-965.
- [21] Klein M. Inequality and Household Debt: A Panel Cointegration Analysis [J]. Empirica, 2015, 42 (2): 391-412.
- [22] Behringer J, Treeck T V. Income Distribution and Current Account: A Sectoral Perspective [J]. IMK Working Papers, 2013, 1-42.
- [23] 郭新华, 刘辉, 伍再华. 收入不平等与家庭借贷行为——家庭为追求社会地位而借贷的动机真的存在吗 [J]. 经济理论与经济管理, 2016 (5): 84-99.
- [24] Loschiavo D. Household Debt and Income Inequality: Evidence from Italian Survey Data [J]. Review of Income and Wealth, 2021, 67 (1): 61-103.
- [25] 刘雯. 收入差距、社会资本与农户消费 [J]. 中国农村经济, 2018 (6): 84-100.

- [26] 汪伟, 郭新强. 收入不平等与中国高储蓄率: 基于目标性消费视角的理论与实证研究 [J]. 管理世界, 2011 (9): 7-25, 52.
- [27] Bordo M D, Meissner C M. Does Inequality Lead to a Financial Crisis? [J]. Journal of International Money and Finance, 2012, 31 (8): 2147-2161.
- [28] Coibion O, Gorodnichenko Y, Kudlyak M, Mondragon J. Does Greater Inequality Lead to More Household Borrowing? New Evidence from Household Data [J]. NBER Working Paper, 2014: 1-61.
- [29] 伍再华, 张雄. 城镇化视角下收入不平等与家庭债务变动——来自中国 30 个省市的数据 [J]. 经济与管理, 2016 (3): 39-45.
- [30] 陈斌开, 李涛. 中国城镇居民家庭资产——负债现状与成因研究 [J]. 经济研究, 2011 (S1): 55-66, 79.
- [31] 李雪松, 黄彦彦. 房价上涨、多套房购买决策与中国城镇居民储蓄率 [J]. 经济研究, 2015 (9): 100-113.
- [32] Maddala G S. Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics [M]. Cambridge University Press, 1983.
- [33] 甘犁, 魏昆, 路晓蒙, 赵雨培, 王香. 中国工薪阶层信贷发展报告 [R]. 成都: 西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心, 2017.
- [34] 伍再华, 叶菁菁, 郭新华. 收入不平等、社会保障支出与家庭借贷行为——基于 CFPS 数据的经验分析 [J]. 财经科学, 2017 (12): 55-68.
- [35] 陈宏伟, 穆月英. 劳动力转移、技术选择与农户收入不平等 [J]. 财经科学, 2020 (8): 106-117.
- [36] 杨晶, 孙飞, 申云. 收入不平等会剥夺农民幸福感吗——基于社会资本调节效应的分析 [J]. 山西财经大学学报, 2019 (7): 1-13.
- [37] Kakwani N. The Relative Deprivation Curve and Its Applications [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1984, 2 (4): 384-394.
- [38] 张文娟. 中国老年人的劳动参与状况及影响因素研究 [J]. 人口与经济, 2010 (1): 85-89, 92.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

(上接第 92 页)

- [28] Horioka C Y, Wan J M. The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Pannel Analysis of Provincial Date [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2007, 39 (8): 2077-2096.
- [29] 汪伟, 咸金坤. 人口老龄化、教育融资模式与中国经济增长 [J]. 经济研究, 2020 (12): 46-63.
- [30] Deaton A S, Paxson C. Saving, Growth and Aging in Taiwan [M]. Studies in the Economics of Aging, University of Chicago Press, 1994.
- [31] Chamon M D, Prasad E S. Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising [J]. American Economic Journal Macroeconomics, 2010, 2 (1): 93-130.
- [32] 尹志超, 张诚. 女性劳动参与对家庭储蓄率的影响 [J]. 经济研究, 2019 (4): 165-181.
- [33] 张志远, 张铭洪. 法定退休制下受教育年限、预期寿命与储蓄率的关系——兼论延迟退休对居民储蓄率的影响 [J]. 当代财经, 2016 (12): 44-54.
- [34] Koenker R W, Bassett G J. Regression Quintile [J]. Econometrica, 1978 (46): 33-50.
- [35] 杨天宇, 张品一. 食品价格上涨对我国城镇各阶层居民社会福利的不同影响 [J]. 产经评论, 2015 (3): 125-139.
- [36] 张军. 资本形成、工业化与经济增长: 中国的转轨特征 [J]. 经济研究, 2002 (6): 3-13, 93.
- [37] 郭凯明, 张全升, 龚六堂. 公共政策、经济增长与不平等演化 [J]. 经济研究, 2011 (52): 5-15.
- [38] 刘永平, 陆铭. 放松计划生育政策将如何影响经济增长: 基于家庭养老视角的理论分析 [J]. 经济学 (季刊), 2008 (4): 1271-1300.
- [39] 王树. 老龄化、二次人口红利与家庭储蓄率 [J]. 当代经济科学, 2020 (6): 88-95.
- [40] Zhang J, Zhang J, Lee R. Mortality Decline and Long-run Economic Growth [J]. Journal of Public Economics, 2001, 80 (3): 485-507.
- [41] 邬沧萍, 王琳, 苗瑞凤. 从全球人口百年 (1950-2050) 审视我国人口国策的抉择 [J]. 人口研究, 2003 (4): 6-12.
- [42] 刘金菊, 陈卫. 中国的生育率低在何处? [J]. 人口与经济, 2019 (6): 70-81.
- [43] 穆光宗. “全面二孩”政策实施效果如何 [J]. 人民论坛, 2018 (14): 46-47.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

教练型领导影响新员工角色社会化机理研究

The Research on the Influence Mechanism of Coaching Leadership on the Role Socialization of New Employees

杨楠 马清栋

YANG Nan MA Qing-dong

[摘要] 教练型领导能够影响新员工角色社会化,在此过程中领导-成员交换关系以及自我效能感分别发挥着中介和调节作用。笔者基于社会交换和组织认同理论,剖析了教练型领导影响新员工角色社会化的机理。通过对6家大型企业进行问卷调研,并采用层次回归方法,实证检验了教练型领导与新员工角色社会化的关系。实证检验结果显示:教练型领导对新员工角色社会化有显著的促进作用,领导-成员交换关系在其中发挥着中介效应;自我效能感在教练型领导与新员工角色社会化的关系中起正向调节作用,当新员工处于高自我效能感状态时,可以强化领导-成员交换关系的中介效应。基于此,笔者建议企业应注重对新员工的指导和帮助,为其提供便捷有效的沟通渠道,从而提高领导-成员交换关系的水平;管理者还可根据新员工情况进行适度授权,增强新员工的自我效能感。本研究通过揭示教练型领导影响新员工角色社会化机理,从角色社会化层次拓展了组织认同方面的学术性探讨,可为企业激发新员工潜能并增强其组织归属感提供借鉴。

[关键词] 教练型领导 角色社会化 自我效能感 领导-成员交换关系 组织认同

[中图分类号] F272.92 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0105-12

Abstract: Coaching leadership can affect the role socialization of new employees. In this process, the leader member exchange relationship and self-efficacy play an intermediary and regulatory role respectively. Based on the theory of social exchange and organizational identity, this paper analyzes the mechanism of coaching leadership affecting the role socialization of new employees. Through the questionnaire survey of 6 large enterprises and the hierarchical regression method, this paper empirically tests the relationship between coaching leadership and the role socialization of new employees. The research shows that coaching leadership can significantly promote the role socialization of new employees, in which the leader member exchange relationship plays an intermediary effect; Self-efficacy plays a positive regulatory role in the relationship between coaching leadership and role socialization of new employees. When new employees are in a state of high self-efficacy, it can strengthen the intermediary effect of leadership member exchange relationship. Based on this, it is suggested that enterprises should pay attention to the guidance and help of new employees and provide them with convenient and effective communication channels, so as to improve the level of leader member exchange relationship. Managers can also appropriately authorize new employees according to their situation to enhance their sense of self-efficacy.

Key words: Coaching leadership Role socialization Self-efficacy Leader-member exchange relationship Organizational identity

[收稿日期] 2021-10-26

[作者简介] 杨楠,男,1971年1月生,中原工学院系统与工业工程技术研究中心教授,管理学博士,主要研究方向为市场营销与组织行为;马清栋,男,1987年6月生,中原工学院经济管理学院硕士研究生,研究方向为组织行为。本文通讯作者为杨楠,联系方式为 iamyangnan@sina.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“产业链自主可控能力的培育机制与提升路径研究”(项目编号:21BGL063)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

新员工作为组织更新迭代和可持续发展不可或缺的人力资源,其角色社会化对自身或是组织都有着重要作用(Jaskyte, 2005^[1];李强等, 2006^[2])。新员工由于在入职时面临陌生环境、人员、工作内容等特殊挑战,或多或少地会出现角色职责认知模糊、沟通不畅、领导要求目标不清等问题,从而影响到情绪、态度、行为(Wu等, 2015^[3])。新员工能否顺利完成角色社会化,对提升工作满意度和促进任务绩效影响较大(Judeh, 2011^[4]),亦是影响企业人力资源质量的重要一环。但在目前中国现实生活中,新员工的角色社会化状况却不如人意。《智联招聘2020年企业薪酬调研报告》显示,新员工离职率自2018年之后逐年明显上升,离职原因有82%与领导有直接或间接关系。导致影响新员工社会化的因素主要来自组织、领导和个体(姜嫵等, 2013^[5]),其中领导负责指导和评价员工工作业绩最为重要。越来越多的企业已意识到有效地引导、帮助新员工适应新环境并完成角色社会化的重要性和意义,并采取“新员工指导人”“导师制”等多种途径与方式帮助新员工融入企业。如何从理论上阐释这种社会现象并揭示其本质,是有待学术界深入探讨的一个重要课题。已有研究成果证实,以鼓励、启发、双向沟通、授权等为特征的教练型领导,不仅可以有效激发员工自身潜能及自信(MacKie, 2016^[6]),有助于改善其角色认知(Yuan等, 2019^[7]),还能够提升工作满意度(Shapie等, 2016^[8])。特别是现阶段作为中国职场主力军的“95后”,对领导风格的偏好重视程度超越以往任何时期,尤其偏好教练型领导(Ren等, 2018^[9])。然而,以往关于新员工角色社会化的研究都是将组织社会化作为一个整体分析,未能充分解释新员工在融入组织过程中如何受到教练型领导的影响,且缺乏对教练型领导影响新员工角色社会化机理的探究。基于此,本文在已有研究成果的基础上,基于社会交换理论和组织认同理论,将领导-成员交换关系作为教练型领导和新员工角色社会化的中介变量,以自我效能感为调节变量,探究教练型领导对新员工角色社会化影响的机理。

二、文献回顾与研究假设

(一) 教练型领导与新员工角色社会化

20世纪70年代末期,有关教练型领导的研究开

始受到学者的重视,并逐步将其应用到企业管理实践之中。Peterson和Hicks(1996)^[10]认为,教练型领导是指领导者对员工进行指导帮助进而达到预期结果的一种管理行为,其主要特征为通过鼓励和启发的方式,从团队建立、沟通与反馈、提供支持、授权放权等维度,开发员工潜力并使其最大化。王雁飞等(2016)^[11]则强调了教练型领导是管理者运用指导、信任、放权等模式引导员工设立预期目标,并通过支持与帮助从而实现组织及个人双向发展的领导行为。

教练型领导可以积极影响员工的心理授权和任务绩效,这在以往的心理學、管理學等研究领域被充分验证(Carey等, 2011^[12];占小军等, 2020^[13])。与组织内其他人员相比,领导不仅可以满足新员工在组织中的信息获取和帮助指导需求,更为重要的是直接对新员工的任务绩效进行评价。因此,对新员工角色社会化的探索,考虑领导的作用,特别是领导对于新员工的任务掌握和绩效的评价至关重要。

新员工角色社会化是指其作为组织中新进个体,通过履行一系列新角色相应的职责,完成新角色的工作任务,得到组织的认同过程(Wallace, 1966^[14])。在新员工社会化的研究中,通常将员工进入新的组织内实际工作时间不超过一年作为界定标准(严鸣等, 2011^[15])。以往关于新员工社会化研究中,常利用不确定理论将影响员工社会化的多个维度进行整体研究(Chao等, 1994^[16]),随着研究的深入,严鸣等(2018)^[17]研究得出可以将组织社会化划分为角色社会化和群体社会化两个维度,影响角色社会化的主要因素是其在组织内对应角色的认同程度,两维度的分类对后期的员工角色社会化研究提供了新的视角。基于组织认同理论,个体首先需要以组织成员标准约束自我,实现个体在思想及行为等方面与组织的一致性,进一步产生组织归属感并获得组织认可(Ashforth和Mael, 1989^[18])。新员工进入组织初期,组织授权特定人群对其进行入-岗匹配评价,组织认同程度的高低,决定了其角色社会化的成功与否。已有结果证实影响角色社会化的因素主要有组织、领导和个体,Jokisaari和Nurmi(2009)^[19]通过跟踪调查,研究发现新员工在进入组织后前6个月感受到领导的支持是最大的,之后的支持感知逐渐下降,支持感的下降会对实际角色认知造成反向影响。胡冬梅和陈维政(2013)^[20]的研究表明,在影响员工工作满意度的因素中,领导支持的正面影响占比最大。

迄今为止,有关教练型领导与新员工角色社会化的关系研究较为鲜见。以往研究发现,教练型领导对下属的建言有明显的积极作用(王雁飞等,2018^[21]),在建言过程中,增强了领导对员工的信任和情感交流,积极影响员工的工作态度和任务绩效(Wee等,2020^[22]),而沟通方式、认知、任务绩效等方面是新员工完成角色社会化的主要适应内容。据此可以认为,教练型领导可以为新员工的角色社会化创造较好的条件。基于以上分析,本文提出假设1。

H1: 教练型领导对新员工角色社会化有积极影响。

(二) 领导-成员交换关系的中介作用

领导-成员交换关系是指由于员工的能力、业绩等因素高低不同,导致领导与下属之间产生差异性的关系(Graen等,1972^[23])。领导者会以员工的技能掌握、业绩贡献、忠诚度、执行力、情感喜好等维度进行考察,最终产生拥有“高”与“低”水平的两类领导-成员交换关系,进行差别对待并交换不同内容,以期实现部门或组织的效用最大化。吴志明和武欣(2006)^[24]的研究显示,变革型领导可以对领导-成员交换关系产生积极影响,同时正向促进心理授权。还有研究显示,当领导权力越低时,领导-成员交换关系对于公民行为影响越显著(Schermyly和Meyer,2016^[25])。高质量的领导-成员交换关系有助于完成个人-工作和个人-组织匹配,提升工作满意度及工作绩效(孙锐和李树文,2017^[26]),并利于降低离职概率(周文莉等,2020^[27])。而变革型领导在鼓励启发、引导激励、共同发展等特征与教练型领导有部分相同之处,据此分析,教练型领导有助于改善领导-成员交换关系。结合前文对现有分析的综合论述,提出假设2。

H2: 教练型领导对领导-成员交换关系会产生积极效应。

社会交换理论(Blau,1956^[28])认为,不同的社会角色为了利益实现,其中一方向他方给予支持与协助,他方则会同等待之,实现利益互惠。新员工能否在入职前期尽早适应岗位要求,达到企业对其的人-岗匹配期望,这既是组织的关注焦点,也是其短期目标的具体需求。基于社会交换理论,新员工进入组织后,当感受到领导对其的指导帮助、鼓励时,往往会给予领导更多的积极响应与回馈,在双向的积极沟通中,促进了高水平的领导-成员交换关系形成

(Goleman等,2001^[29])。

教练型领导的管理职能推动了领导-成员交换关系的发展,进而帮助员工获取所需的技能、信息等资源,有助于实现新员工角色社会化。首先,新员工入职试用到正式身份的转换过程中,领导作为其表现评价的主要负责人,代表公司行使职权,而作为新入职人员,需要通过自身态度、技能、业绩、情感等表现来获得领导以及公司的认可(苗仁涛等,2013^[30])。其次,教练型领导主动对员工提供一系列的指引与帮助,可以带动高水平的领导-成员交换关系。随着员工信息、资源、技能的掌握,在完成工作任务的过程中,领导的鼓励及积极评价,促进了员工的情感交流与组织承诺(刘巨钦与易明,2012^[31])。最后,当领导-成员交换关系处在高水平时,这有助于提升员工忠诚和敬业度(施丹等,2019^[32]),并可强化新员工的社会关系和文化制度适应能力,最终完成角色社会化。结合前文对现有分析的综合论述,提出假设3和假设4。

H3: 领导-成员交换关系对新员工角色社会化会产生积极效应。

H4: 领导-成员交换关系在教练型领导与新员工角色社会化之间起中介作用。

(三) 自我效能感的调节作用

自我效能感是指个体评估自己在完成预期目标过程中能力匹配的信念(Bandu,1997^[33])。过往绩效、情绪特征、反馈方式等是影响自我效能感的重要因素,而自我效能感主要从目标动机、行动持久性、认知等方面影响行为(姚凯,2008^[34])。Vroom(1964)^[35]的期望理论认为,人们渴望满足不同需要并争取达到对应的目标,在未完成的情况下,期望对个人动机产生影响。唐平秋和蒋晓飞(2017)^[36]研究表明,个体通过自身努力完成组织交付的目标任务,产生业绩,而后组织给予个体奖励,激励的大小取决于个体经过努力后达成组织目标预期的程度,从而达到个体与组织目标的一致性。

个体对目标动机的努力持久性正是自我效能感对行为影响的因素,而自我效能感高低可以影响领导-成员交换关系对新员工角色社会化的作用。一方面,从新员工的职业目标发展分析,其短期目标要实现新组织正式身份的转变,而教练型领导有助于提升新员工的自我效能感(赵静杰等,2018^[37])。在高质量的自我效能感状态下,可以有效降低新员工的紧张与焦

虑 (Lu 等, 2011^[38]), 并有助于领导感知其态度和主动行为, 从而达到高质量的领导-成员交换关系, 提升工作绩效并对新员工的角色社会化产生积极影响 (张伶与连智华, 2017^[39])。相反, 在低质量的自我效能感下, 下属不良的情绪状态及沟通反馈, 角色职责认知不清, 导致低质量的领导-成员交换关系, 产生不信任或人-岗匹配差等负面评价, 甚至引发离职 (高中华和赵晨, 2019^[40])。

另一方面, 自我效能感较强的新员工在加入组织后, 会主动了解本岗位、部门的工作内容要求等, 积极的沟通反馈与良好的情绪状态促进了高质量领导-成员交换关系的加强 (刘彧彧等, 2010^[41]), 对新员工角色社会化产生积极影响 (何辉和黄月, 2015^[42])。反之, 自我效能感较差的情形下, 教练型领导虽然会给予指导帮助与沟通, 但考虑部门业绩等情况, 领导给予的机会可能少于高自我效能感的同事 (谢义忠和宋岩, 2017^[43])。受领导-成员交换关系的影响, 领导的关注度和支持无法保持同等水平, 对新员工的自我效能感会造成持续负面影响, 有可能形成恶性循环, 导致领导-成员交换关系进一步恶化, 不利于新员工角色社会化。

结合前文对现有分析的综合论述, 提出假设 5。

H5: 自我效能感在领导-成员交换关系和新员工角色社会化之间产生正向调节影响, 换言之, 自我效能感越强, 则领导-成员交换关系所构成的影响会更为显著。

(四) 有调节的中介作用

当自我效能感处于高水平时, 员工的良好工作情绪及积极沟通, 可以与教练型领导的工作特征保持在相对一致水平, 从而提升交流效率并建立好感与信任 (辛杰等, 2021^[44])。由于组织任务目标的一致性, 双方交换彼此所需, 进而产生高质量的领导-员工交换关系, 新员工在此高水平的交换中达到组织对其工作业绩的要求, 完成角色社会化 (刘文彬和唐杰, 2019^[45])。

反之, 当自我效能感处于低水平时, 新员工展现的不佳工作状态, 容易导致领导产生负面印象并给员工负面评价 (Makara 等, 2021^[46])。员工在未得到积极评价的环境下, 容易迷失目标和丧失信心, 进而削弱了领导-成员交换关系的中介作用, 角色社会化结果较差 (刘淑桢等, 2020^[47])。据此本研究认为, 自我效能感对该中介效应也具有调节作用, 故提出假设 6。

H6: 领导-成员交换关系在教练型领导对新员工角色社会化的作用中产生中介效应, 这种中介效应受到自我效能感的调节, 即新员工处于高自我效能状态时, 可以加强这种中介效应, 处于低自我效能感时则相反。

综合以上内容, 本研究理论模型设计如图 1 所示。

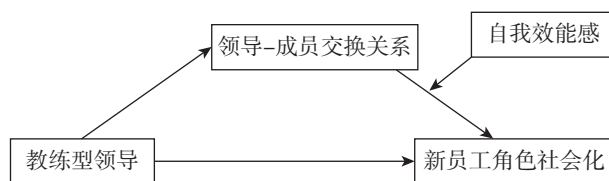


图1 教练型领导影响新员工角色社会化机理模型

三、研究方法

(一) 研究样本与数据收集

本研究对河南、河北、陕西、上海 6 家大型企业的 372 名员工及其直接领导进行了问卷调研, 采用的是纸质问卷和电子问卷相结合的数据收集途径。为减少同源方法偏差影响, 问卷在 6 个月内分三次发放, 在三个时间点运用配对追踪、多来源法获取关于本文研究各类核心变量的基本参数与资料。第一次收集有关新员工角色社会化的数据; 两个月以后进行第二次调查, 收集的变量数据为自我效能感及领导-成员交换关系; 三个月后进行第三次数据收集, 问卷变量为教练型领导。电子问卷设置对应微信 ID 匹配, 共发放问卷 640 份 (电子问卷 560, 纸质版问卷 80), 经过剔除空白试卷、选题多选漏选、问卷答题时间小于 4 分钟等情况, 收回电子问卷 526 份, 纸质问卷 66 份, 共计 592 份, 有效回收率为 92.5%。样本情况见表 1。

表1 样本描述性统计

特征变量	分类	人数	占比
性别	男	328	55.41%
	女	264	44.59%
年龄	25 岁以下	168	28.39%
	25~30 岁	276	46.62%
	30~35 岁	57	9.63%
	35~40 岁	49	8.28%
	40~45 岁	27	4.56%
	45 岁以上	15	2.52%

续前表

特征变量	分类	人数	占比
学历	大专及以下	74	12.50%
	本科	364	61.50%
	硕士研究生	148	25.00%
	博士研究生	6	1.00%
工作年限	1年以下	386	65.20%
	1~3年	113	19.09%
	3~5年	56	9.46%
	5~8年	21	3.55%
	8年以上	16	2.70%

(二) 变量测量

本问卷涉及变量包括教练型领导、自我效能感、领导-成员交换关系、新员工角色社会化。问卷采用 Likert 5 级量表,为了使测量工具拥有良好的信度与效度,本次研究所采用的量表,均采用国内外学者较为认可的成熟量表。为保证在国内问卷的适用性,采用翻译-回译程序进行处理,根据研究内容的针对性适当微调。教练型领导量表源自于 Anderson (2013)^[48]所完成的分析结果。总计为 11 个题项,诸如“和下属直接沟通的时候,我主要为倾听状态而非发问”。自我效能感量表来自 Zhang 和 Schwarzer (1995)^[49]的研究。共 11 个题项,如“在工作中,我能够经常为工作提出新建议及面对新的任务安排”。领导-成员交换关系量表来自 Hui 等 (1999)^[50]基于中国文化背景修订的量表。总计有 7 个题项,包括“我极为信赖自己的直属上司,纵然上司并未在现场,我也会对上司所作出的决策进行辩护与解释”等。新员工角色社会化量表则根据 Cohen 等 (2003)^[51]的研究,如“我很清楚上司对我工作的表现或业绩的要求”等。新员工角色社会化受人口统计学变量特征影响,所以将性别、年龄、学历、工作年限作为控制变量,以降低控制变量对新员工角色社会化的影响。

四、实证结果与分析

(一) 信度和效度检验

本研究采用 Amos27.0 软件进行验证性因子分析,问卷的 Cronbach's Alpha 值 0.983,大于 0.6,说明量表信度良好;从表 2 中可以看到各指标的

Cronbach's Alpha 值均大于 0.6 且标准化因子载荷系数均在 0.7 以上,说明系数合理。通过使用 AVE 和 CR 这两个指标进行分析,可以看到,各指标因子的 AVE 值均大于 0.5,并且组合信度 CR 值均大于 0.7,说明聚合效度良好。

表 2 信度与收敛效度分析

测项	变量	标准化	AVE	组合信度	Alpha
Q17	教练型领导	0.771	0.593	0.941	0.941
Q16		0.806			
Q15		0.739			
Q14		0.706			
Q13		0.765			
Q10		0.812			
Q11		0.777			
Q12		0.714			
Q20		0.822			
Q19		0.786			
Q18		0.762			
RJ	自我效能感	0.922	0.784	0.916	0.929
RZ		0.854			
CX		0.879			
Z3	新员工角色社会化	0.943	0.896	0.972	0.977
Z2		0.934			
Z1		0.945			
Z4		0.964			
Q57	领导-成员交换关系	0.809	0.624	0.921	0.920
Q56		0.809			
Q55		0.805			
Q58		0.812			
Q59		0.764			
Q60		0.763			
Q61		0.765			

(二) 验证性因子检验

具体信息可参考图 2 的标识。结合各个项目的拟合指标可得出,四因子模型的拟合状况存在显著优势,论证本文所采用的 4 个变量具备较为理想的区分效度。

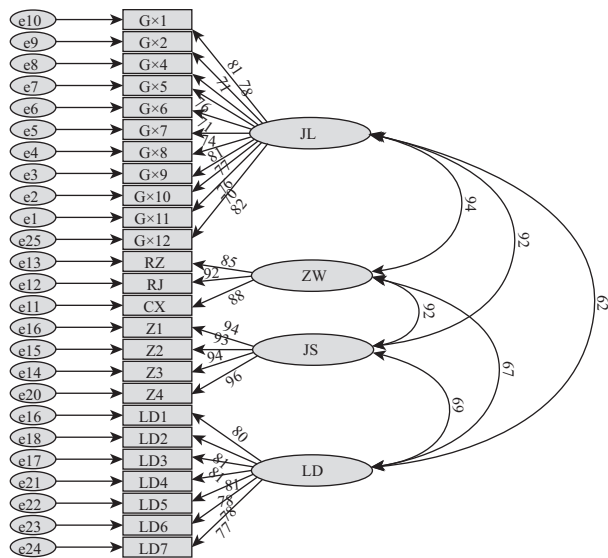


图2 验证性因子分析

(三) 描述性统计和相关性分析

由表3可以看出,模型拟合指标数据均符合要求。其中, $\chi^2/df = 3.359 < 5$, $RMSEA = 0.063 < 0.08$; $TLI = 0.95$, $RFI = 0.93$, $NFI = 0.937$, $CFI = 0.955$, $IFI = 0.955$,均大于0.9。因此,整体来说,本次问卷调查量表的拟合指数较理想,拟合度较好。

表4 描述性统计及变量相关性分析

变量	性别	年龄	学历	工作年限	教练型领导	领导-成员 交换关系	自我效能感	新员工角色 社会化
性别	1							
年龄	0.103 [*]	1						
学历	-0.010	0.077	1					
工作年限	-0.024	-0.003	0.022	1				
教练型领导	0.060	-0.065	0.022	0.115 ^{**}	1			
领导-成员交换关系	0.079	-0.038	0.043	0.115 ^{**}	0.658 ^{**}	1		
自我效能感	0.044	-0.057	0.020	0.145 ^{**}	0.655 ^{**}	0.639 ^{**}	1	
新员工角色社会化	0.016	-0.029	-0.020	0.077	0.722 ^{**}	0.681 ^{**}	0.664 ^{**}	1

注: *在前文所介绍的表格中用于表述 $p < 0.05$, **在前文所介绍的表格中用于表述 $p < 0.01$ 。

五、假设检验

(一) 主效应检验

以教练型领导为自变量,领导-成员交换关系为中介变量,以新员工角色社会化为因变量验证结果显示:教练型领导对角色社会化的回归系数为0.487,95%置信区间为[0.418, 0.555],CI不包括0,由

表3 模型适配度

观测指标	评价指标		本模型值
	可以接受	好	
χ^2/df	< 5.000		3.359
$RMSEA$	< 0.080		0.063
TLI	[0.700, 0.900]	> 0.900	0.950
RFI	[0.700, 0.900]	> 0.900	0.930
NFI	[0.700, 0.900]	> 0.900	0.937
CFI	[0.700, 0.900]	> 0.900	0.955
IFI	[0.700, 0.900]	> 0.900	0.955

根据表4结果可知,教练型领导与领导-成员交换关系 $r = 0.658$, $p < 0.05$,说明两者之间呈显著正相关;教练型领导与自我效能感 $r = 0.655$, $p < 0.05$,说明两者之间呈显著正相关;教练型领导与新员工角色社会化 $r = 0.722$, $p < 0.05$,说明两者之间呈显著正相关;领导与成员交换与新员工角色社会化 $r = 0.681$, $p < 0.05$,说明两者之间呈显著正相关;自我效能感与新员工角色社会化 $r = 0.664$, $p < 0.05$,说明两者之间呈显著正相关。下面将利用结构方程进一步研究它们的关系。

此可见教练型领导对新员工角色社会化具有显著正向影响。假设H1获得了相应的支持。领导-成员交换关系对新员工角色社会化的回归系数为0.370,95%置信区间为[0.302, 0.439],CI不包括0,由此可见,领导-成员交换关系对新员工角色社会化具有显著正向影响。假设H3经过检验获得了相应的支持。

由表5可知,该模型 F 值为 146.999,说明模型具有统计学意义,构建的回归方程有效,自变量对因变量的解释程度为 60.12%,拟合较好。

(二) 中介效应检验

根据表5可知,教练型领导对领导-成员交换关系的回归系数为 0.649,95%置信区间为 [0.588,

0.711],CI 不包括 0。假设 H2 经过检验获得了相应的支持。该模型 F 值为 90.817,通过该数据可得出模型具备统计价值。由此可知,构建的回归方程有效。模型拟合程度用 R 方来衡量,回归自变量对因变量的解释程度为 0.437,即自变量对因变量的解释程度为 43.7%。

表5 回归分析结果

回归方程		整体拟合指数			回归系数显著性			
结果变量	预测变量	R	R -sq	F	$coeff$	t	$LLCI$	$ULCI$
领导-成员交换关系	<i>constant</i>	0.661	0.437	90.817	-0.248	-1.603	-0.551	0.056
	教练型领导				0.649	20.711	0.588	0.711
	性别				0.084	1.336	-0.039	0.207
	年龄				-0.001	-0.063	-0.042	0.039
	学历				0.036	0.928	-0.041	0.114
新员工角色社会化	工作年限				0.033	1.312	-0.016	0.082
	<i>constant</i>	0.775	0.601	146.999	0.254	1.951	-0.002	0.510
	教练型领导				0.487	14.001	0.418	0.555
	领导-成员交换关系				0.370	10.637	0.302	0.439
	性别				-0.093	-1.748	-0.197	0.011
	年龄				0.016	0.935	-0.018	0.051
	学历				-0.061	-1.835	-0.126	0.004
	工作年限				-0.017	-0.813	-0.059	0.024

由表6可知,总效应和直接效应分别为 0.727 和 0.487,区间不包含 0,总效应和直接效应显著;间接效应为 0.240,其 Bootstrap 检验的置信区间是

(0.161, 0.335),间接效应显著;中介效应占比(间接效应/总效应)为 33.06%,因此中介效应显著,且为部分中介。假设 H4 得到支持。

表6 中介效应检验

效应类型	效应值	Boot 标准误	$LLCI$	$ULCI$	相对中介效应
直接效应	0.487	0.035	0.418	0.555	66.94%
中介效应	0.240	0.044	0.161	0.335	33.06%
总效应	0.727	0.029	0.670	0.784	

(三) 调节效用检验

由表7可见,领导-成员交换关系对新员工角色社会化的回归系数为 0.475, $P < 0.05$,自我效能感对新员工角色社会化的回归系数为 0.458, $P < 0.05$,领

导-成员交换关系与自我效能感的乘积项对新员工角色社会化影响显著(系数为 0.126, $P < 0.05$),显示调节效应较为显著。这说明在领导-成员交换关系对新员工角色社会化的影响中,自我效能感存在调节效

应, 且为正向调节。

该模型 F 值为 112.88, 通过该数据可得出模型具备统计价值, 自变量可以有效解释新员工角色社会

化 57.05% 的变异量, 构建的回归方程有效。假设 H5 得到支持。

表 7 调节效应检验

变量	<i>coeff</i>	<i>se</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
<i>constant</i>	0.244	0.135	1.814	0.070	-0.020	0.509
领导-成员交换关系	0.475	0.036	13.249	0.001	0.405	0.545
自我效能感	0.458	0.038	12.116	0.001	0.383	0.531
领导-成员交换关系×自我效能感	0.126	0.025	5.059	0.001	0.077	0.175
性别	-0.102	0.055	-1.853	0.064	-0.210	0.006
年龄	0.004	0.018	0.197	0.844	-0.032	0.039
学历	-0.060	0.034	-1.755	0.080	-0.127	0.007
工作年限	-0.033	0.022	-1.488	0.137	-0.076	0.011
R^2	0.571					
F	112.880					

(四) 有调节的中介效应检验

表 8 结果显示: 教练型领导对新员工角色社会化的回归系数为 0.372, 95% 置信区间为 [0.301, 0.443], CI 不包括 0。由此可见, 教练型领导对新员工角色社会化具有显著正向影响。领导-成员交换关系对新员工角色社会化的回归系数为 0.317, 95% 置信区间为 [0.246, 0.389], CI 不包括 0。由此可见, 领导-成员交换关系对新员工角色社会化具有显著正向影响。自我效能感对新员工角色社会化的回归系数为 0.296, 95% 置信区间为 [0.221, 0.371], CI 不

包括 0。由此可见, 自我效能感对新员工角色社会化具有显著正向影响。领导-成员交换关系与自我效能感的乘积项回归系数为 0.098, 95% 置信区间为 [0.052, 0.143], CI 不包括 0。由此可见, 领导-成员交换关系与自我效能感的乘积项对角色社会化存在显著正向影响。

该方程 F 值为 129.330, 通过该数据可得出模型具备统计价值, 模型解释力度较强, 构建的回归方程有效。

表 8 有调节的中介: 以角色社会化为因变量

变量	<i>coeff</i>	<i>se</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
<i>Constant</i>	0.256	0.124	2.065	0.039	0.013	0.500
教练型领导	0.372	0.036	10.221	0	0.301	0.443
领导-成员交换关系	0.317	0.037	8.708	0	0.246	0.389
自我效能感	0.296	0.038	7.733	0	0.221	0.371
领导-成员交换关系×自我效能感	0.098	0.023	4.219	0	0.052	0.143
性别	-0.107	0.051	-2.111	0.035	-0.206	-0.008
年龄	0.012	0.017	0.741	0.459	-0.020	0.045

续前表

变量	<i>coeff</i>	<i>se</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
学历	-0.059	0.032	-1.882	0.060	-0.121	0.003
工作年限	-0.034	0.020	-1.692	0.091	-0.074	0.006
<i>R-sq</i>	0.640					
<i>F</i>	129.330					

从表9左边部分可以看出,当自我效能感低水平时,教练型领导通过领导-成员交换关系影响角色社会化的间接效应为0.145,95%置信区间为[0.075, 0.247],CI不包括0;当自我效能感高水平时,教练型领导通过领导-成员交换关系影响角色社会化的间接效应为0.271,95%置信区间为[0.174, 0.361],CI不包括0,说明提升了中介效应。

表9 有调节的中介检验

调节	调节间接效应				有调节的中介效应			
	效应	标准误	95%上限	95%下限	INDEX	标准误	95%上限	95%下限
低水平	0.145	0.044	0.075	0.247	0.063	0.022	0.016	0.101
高水平	0.271	0.048	0.174	0.361				

此外,通过PROCESS运算,得到INDEX指标,由表9右侧表格可知,有调节的中介作用的判定指标为0.063,95%置信区间为[0.016, 0.101],CI包括0,说明有调节的中介效应显著。

本研究分别以高、低于均值一个标准差为基准,描述了不同水平下的自我效能感在领导-成员交换关系和新员工角色社会化之间的差异。从图3中可以看到,自我效能感越高,领导-成员交换关系对新员工角色社会化的促进作用越强,反之越弱。所以,假设H6经过检验获得了相应的支持。

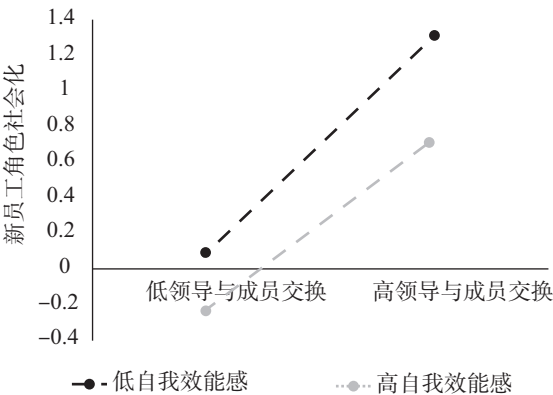


图3 自我效能感对教练型领导与新员工角色社会化之间关系的调节效应

六、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于社会交换理论和组织认同理论,通过问卷调查及统计分析,阐释了教练型领导对新员工角色社会化的影响机理,揭示了领导-成员交换关系的中介效应和自我效能感的调节效应,主要得出如下结论:

第一,教练型领导有助于实现新员工角色社会化。教练型领导可以有效调动新员工的主观能动性,协助新员工明晰其发展方向,激励新员工的思维创新和潜能发挥,从而将新员工塑造成为符合特定角色要求的组织成员。教练型领导提倡管理者与新员工共享知识与经验,积极倾听并洞察新员工的需求,与新员工一起设定工作目标,在新员工遇到问题时不断给出有益的建议。教练型领导善于把握新员工完成角色社会化过程的关键点,如技能学习和信息获取,并通过行动指导和授权放权循序渐进地提升员工能力。教练型领导视新员工本身特质及不同阶段的目标而评估该员工的行为,探寻实现新员工角色社会化的障碍和差距,帮助新员工实现自我突破并创造卓越绩效。本文的研究结论契合以往基于学习范式和信息获取探讨如何实现员工社会化的观点 (Cooper 和 Anderson,

2006^[52]; 武文等, 2020^[53]), 并在此基础上进一步挖掘教练型领导与新员工角色社会化的关系, 丰富和拓展了组织社会化的理论研究。

第二, 领导-成员交换关系是联结教练型领导与新员工角色社会化之间的纽带。过往研究发现, 由于组织内部资源有限, 保持高交换关系的新员工会得到管理者更多的关心和支持, 并对其工作绩效产生积极影响, 有助于新员工快速融入组织 (Peng 等, 2019^[54])。本文引入领导-成员交换关系作为中介变量, 剖析其在教练型领导和新员工角色社会化之间的中介效应。研究发现, 教练型领导可以畅通新员工的沟通反馈渠道, 提升其适岗技能, 从而提高领导-成员交换关系的质量。而高质量的领导-成员交换关系则有助于高效传递岗位技能信息, 便于新员工获取更多的资源支持, 并被授予更多权力。在此基础上, 新员工可以运用信息、技能等资源更好地完成工作任务, 提升工作绩效。而新员工如能取得优秀的业绩贡献, 则可使其获得更为积极的情绪体验, 促使其快速成为满足特定角色要求的组织成员, 顺利完成角色社会化进程。因此, 教练型领导有助于提升领导-成员交换关系的质量, 而领导-成员交换关系的质量高低则进一步影响了新员工的角色社会化。

第三, 自我效能感可调节领导-成员交换关系与新员工角色社会化之间的关系。本文通过构建被调节的中介模型, 研究发现领导-成员交换关系这种中介效应的强弱又依赖于自我效能感水平的高低, 即高水平的自我效能感会增强这种中介效应, 而低水平的自我效能感会削弱这种中介效应。在角色社会化过程中, 当新员工的自我效能感处于高水平时, 可以保持良好的情绪状态, 有效降低紧张与焦虑, 能够积极面对新工作环境带来的考验与挑战, 愿意主动担负并完成高复杂性的工作任务, 从而有利于促进新员工的角色社会化。以往研究表明, 自我效能感愈高, 领导-成员交换关系对任务绩效正向作用越大 (王端旭和郑显伟, 2014^[55]), 在此基础上, 本研究进一步探索了源于自我效能感的调节效应, 揭示了教练型领导影响新员工角色社会化的边界条件。研究表明, 具有高自我效能感的新员工能够自我设定具有挑战性的目标, 能够采用积极的反馈方式与管理者沟通, 更易于建立高质量的领导-成员交换关系, 从而能够得到更多的信息、技术和物质等资源, 提高其胜任工作的能

力和角色社会化进程。

(二) 管理启示

我们从上述研究结论中可以得到如下管理启示:

第一, 企业应重视教练型领导对新员工角色社会化的积极作用, 创建和谐、高效的工作环境。企业应建立和完善激励机制, 给予新员工详尽的工作指导和协作支持, 帮助新员工强化角色认知。管理者应积极培训新员工的适岗技能, 开展职业生涯规划讲座, 修正和重塑其入职期望, 使其入职期望与工作角色达到匹配。为新员工所制定的工作目标应既具有挑战性又是可以实现的, 使新员工能够有效运用掌握的技能 and 资源完成任务, 培养其对工作胜任能力的信心, 从而成功实现其角色社会化。此外, 管理者还应在职权范围内进行适度授权, 给予新员工充分展示个人能力的空间。对承担复杂任务的新员工尽量采用积极的反馈方式给予正面评价, 激发新员工的工作积极性, 消除其紧张、焦虑等消极情绪。

第二, 管理者应重视建立组织内良好的信息沟通网络。本文的研究表明, 领导-成员交换关系能够对新员工角色社会化产生积极影响, 因此管理者应关心新员工的需求, 重视与新员工的信息沟通和情感互动, 与其建立良好的上下级关系, 通过持续的情感激励建立和维系高质量的领导-成员交换关系。企业可尝试举办定期寻访、“新员工解忧会”等形式活动, 聆听新员工的心声, 积极为新员工争取合理利益, 增强其获得感和幸福感, 纾解新员工的工作压力, 提升其心理适应能力。管理者还必须注意持续提升自己的沟通协调能力, 通过有效的沟通提升新员工对于企业的认同感和归属感, 促进新员工完成角色社会化。

第三, 企业应注重新员工自我效能感的提升, 为新员工创造良好的自我效能提升机会。本研究表明, 自我效能感正向调节领导-成员交换关系在教练型领导对新员工角色社会化的中介效应, 因此企业可以考虑开展如拓展体验、经验宣讲等活动提升新员工心理素质及自信心。企业应完善新员工激励机制和竞争机制, 可建立新员工积分系统, 根据员工岗位划分不同的评分标准, 定期通过积分系统生成排名报表, 用积分对新员工进行全方位的量化考核, 对积分排名靠前的新员工进行多种类型的奖励, 激发新员工的好胜心。新员工在参与这些活动时不仅可以提升

自我效能感,同时也可以增进与同事和领导的了解,拉近彼此距离。这既有利于新员工通过业绩量化得到更多的角色认可,也有助于团队协作配合并达成企业目标。

(三) 研究局限与展望

本研究尚存在以下不足:

第一,虽然采集了不同地区、不同行业的大型企业数据,但其样本局限性仍然存在。例如,国外独资或合资企业往往与本土企业存在文化、制度、管理等

方面差异,这些差异可能会对新员工的角色社会化产生不同的影响,存在降低研究结论外部效度的可能性。因此,今后可根据跨文化背景或对更多类型行业的新员工进行研究,提升研究结果的外部效度。

第二,在实际工作场景中,除了受领导和员工自身素质影响外,团队内成员之间的配合以及部门间的协作等因素也可能对新员工的角色社会化产生作用,未来可考虑进一步探索同事间关系以及部门间的跨层次等因素对新员工角色社会化的影响。

参考文献

- [1] Jaskyte K. The Impact of Organizational Socialization Tactics on Role Ambiguity and Role Conflict of Newly Hired Social Workers [J]. *Administration in Social Work*, 2005, 29 (4): 69-87.
- [2] 李强,姚琦,乐国安. 新员工组织社会化与入职期望研究 [J]. *南开管理评论*, 2006 (3): 38-43.
- [3] Wu W, Tang F, Dong X, et al. Different Identifications Cause Different Types of Voice: A Role Identity Approach to the Relations between Organizational Socialization and Voice [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2015, 32 (1): 251-287.
- [4] Judeh M. Role Ambiguity and Role Conflict as Mediators of the Relationship between Socialization and Organizational Commitment [J]. *International Business Research*, 2011, 84 (3): 171-181.
- [5] 姜嫄,张骁,眭丽红. 新员工组织社会化领域的研究视角与进展综述 [J]. *南大商学评论*, 2013 (4): 106-123.
- [6] MacKie D. *Strength-based Leadership Coaching in Organizations: An Evidence-based Guide to Positive Leadership Development* [M]. Kogan Page Publishers, 2016.
- [7] Yuan C, Wang Y, Huang W, et al. Can Coaching Leadership Encourage Subordinates to Speak up? Dual Perspective of Cognition-affection [J]. *Leadership & Organization Development Journal*, 2019, 40 (4): 485-498.
- [8] Shapie M N M, Zenal Z, Parnabas V, et al. The Correlation between Leadership Coaching Style and Satisfaction among University Silat Olahraga Athletes [J]. *Ido Movement for Culture. Journal of Martial Arts Anthropology*, 2016, 3 (16): 34-39.
- [9] Ren S, Xie Y, Zhu Y. New Generation Employees' Preferences towards Leadership Style in China [J]. *Asia Pacific Business Review*, 2018, 24 (4): 437-458.
- [10] Peterson D B, Hicks M D. *Leader as Coach: Strategies for Coaching and Developing Others* [M]. Minneapolis, MN: Personnel Decisions International, 1996.
- [11] 王雁飞,张静茹,林星驰,等. 教练型领导行为研究现状与展望 [J]. *外国经济与管理*, 2016 (5): 44-57.
- [12] Carey W, Philippon D J, Cummings G G. Coaching Models for Leadership Development: An Integrative Review [J]. *Journal of Leadership Studies*, 2011, 5 (1): 51-69.
- [13] 占小军,卢娜,罗文豪,等. 自我调节理论视角下教练型领导对员工主动担责行为的作用机制研究 [J]. *管理评论*, 2020 (8): 193-203.
- [14] Wallace S E. Reference Group Behavior in Occupational Role Socialization [J]. *The Sociological Quarterly*, 1966, 7 (3): 366-372.
- [15] 严鸣,涂红伟,李骥. 认同理论视角下新员工组织社会化的定义及结构维度 [J]. *心理科学进展*, 2011 (5): 624-632.
- [16] Chao G T, O'Leary-Kelly A M, Wolf S, et al. Organizational Socialization: Its Content and Consequences [J]. *Journal of Applied Psychology*, 1994, 79 (5): 730.
- [17] 严鸣,邬金涛,王海波. 认同视角下新员工组织社会化的结构及其作用机制 [J]. *管理评论*, 2018 (6): 149-162.
- [18] Ashforth B, Mael F. Social Identity Theory and the Organization [J]. *Academy of Management Review*, 1989, 14 (1): 20-39.
- [19] Jokisaari M, Nurmi J E. Change in Newcomers' Supervisor Support and Socialization Outcomes after Organizational Entry [J]. *Academy of Management Journal*, 2009, 52 (3): 527-544.
- [20] 胡冬梅,陈维政. 谁对组织社会化的贡献更大——组织社会化作用的优势分析 [J]. *科学学与科学技术管理*, 2013 (5): 172-180.
- [21] 王雁飞,袁楚芹,朱瑜. 下属建言的影响机制:跨层次的调节中介检验 [J]. *应用心理学*, 2018 (3): 261-270.
- [22] Wee K, Bang W, Park J. A Study on Effect Relationships of Coaching Leadership Job Satisfaction, Organizational Commitment, Turnover Intention [J]. *International Journal of Social Welfare Promotion and Management*, 2020, 7 (1): 1-8.
- [23] Graen G, Dansereau F, Minami T. Dysfunctional Leadership Styles [J]. *Organizational Behavior & Human Performance*, 1972, 7 (2): 216-236.

- [24] 吴志明, 武欣. 知识团队中变革型领导对组织公民行为的影响 [J]. 科学学研究, 2006 (2): 283-287.
- [25] Schermuly C, Meyer B. Good Relationships at Work: The Effects of Leader-Member Exchange and Team-member Exchange on Psychological Empowerment, Emotional Exhaustion, and Depression [J]. Journal of Organizational Behavior, 2016, 37 (5): 673-691.
- [26] 孙锐, 李树文. 动态环境下科技企业领导成员交换、组织情绪能力与组织绩效关系研究: 一个有调节的中介模型 [J]. 科学学与科学技术管理, 2017 (8): 167-180.
- [27] 周文莉, 顾远东, 彭纪生. 政府审计人员的工作压力对职业倦怠的影响: 心理契约与领导成员交换的作用 [J]. 管理评论, 2020 (9): 229-238.
- [28] Blau P M. Social Mobility and Interpersonal Relations [J]. American Sociological Review, 1956, 21 (3): 290-295.
- [29] Goleman D, Boyatzis R, McKee A. Primal Leadership: The Hidden Driver of Great Performance [J]. Harvard Business Review, 2001, 79 (11): 42-53.
- [30] 苗仁涛, 周文霞, 刘军. 高绩效工作系统对员工行为的影响: 一个社会交换视角及程序公平的调节作用 [J]. 南开管理评论, 2013 (5): 38-50.
- [31] 刘巨钦, 易明. 中国家族企业领导-成员交换和组织公平感的关系实证研究 [J]. 软科学, 2012 (9): 127-132.
- [32] 施丹, 陶伟伟, 张军伟. 领导-成员交换关系对产业工人敬业度的影响研究 [J]. 管理学报, 2019 (5): 694-703.
- [33] Bandura A. Self-Efficacy: The Exercise of Control [M]. New York: Freeman, 1997.
- [34] 姚凯. 自我效能感研究综述——组织行为学发展的新趋势 [J]. 管理学报, 2008 (3): 463-468.
- [35] Vroom V H. Work and Motivation [M]. New York: John Wiley & Sons, 1964.
- [36] 唐平秋, 蒋晓飞. 基于期望理论的高校智库研究人员激励: 困境与对策 [J]. 中国行政管理, 2017 (1): 63-66.
- [37] 赵静杰, 邵德福, 易猛, 等. 教练型领导、自我效能感与员工工作绩效 [J]. 南方经济, 2018 (3): 99-112.
- [38] Lu L, Chang Y, Lai L. What Differentiates Success from Strain: The Moderating Effects of Self-efficacy [J]. International Journal of Stress Management, 2011, 18 (4): 396-401.
- [39] 张伶, 连智华. 基于组织公正调节中介模型的新生代员工自我效能和创新绩效研究 [J]. 管理学报, 2017 (8): 1162-1171.
- [40] 高中华, 赵晨. 社会认同视角下交换关系差异对离职倾向的影响研究 [J]. 管理学报, 2019 (10): 1466-1476.
- [41] 刘戡戡, 丁国林, 严肃. 沟通开放氛围下领导-成员交换和组织公平感的关系研究 [J]. 管理学报, 2010 (12): 1792-1798.
- [42] 何辉, 黄月. 组织社会化策略与新员工工作适应研究 [J]. 管理学报, 2015 (10): 1457-1464.
- [43] 谢义忠, 宋岩. 员工就业能力、职业自我效能感、工作不安全感对主观职业生涯成功的影响 [J]. 中国人力资源开发, 2017 (5): 18-28.
- [44] 辛杰, 刘淑君, 孙卫敏. 谦卑型领导影响员工建言行为机制研究 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (1): 109-118.
- [45] 刘文彬, 唐杰. 基于交互视角的新生代员工组织社会化过程研究——理论模型与方法设计 [J]. 四川大学学报 (哲学社会科学版), 2019 (6): 186-195.
- [46] Makara S, Zaluski M, Bieganska J. Perceived Stress and Burnout Syndrome: A Moderated Mediation Model of Self-efficacy and Psychological Comfort among Polish air Traffic Controllers [J]. Journal of Air Transport Management, 2021, 96 (7): 102-105.
- [47] 刘淑桢, 叶龙, 褚福磊, 等. 领导-成员交换对知识型员工知识分享的影响——基于社会关系视角 [J]. 软科学, 2020 (7): 22-26.
- [48] Anderson V. A Trojan Horse? The Implications of Managerial Coaching for Leadership Theory [J]. Human Resource Development International, 2013, 16 (3): 251-266.
- [49] Zhang J X, Schwarzer R. Measuring Optimistic Self-beliefs: A Chinese Adaptation of the General Self-efficacy Scale [J]. Psychologia, 1995, 38 (3): 174-181.
- [50] Lam S, Hui C, Law K S. Organizational Citizenship Behavior: Comparing Perspectives of Supervisors and Subordinates Across Four International Samples [J]. Journal of Applied Psychology, 1999, 84 (4): 594-601.
- [51] Cohen J, Cohen P, Aiken S. Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences [M]. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 2003.
- [52] Cooper-Thomas H D, Anderson N. Organizational Socialization: A New Theoretical Model and Recommendations for Future Research and HRM Practices in Organizations [J]. Journal of Managerial Psychology, 2006, 21 (5): 492-516.
- [53] 武文, 张明玉, 郭文兵, 等. 同事信息分享对新员工社会化结果的影响机理探究 [J]. 中国软科学, 2020 (8): 110-121.
- [54] Peng Z, Gao B, Zhao H. Coaching Leadership and Subordinates' Career Success: The Mediating Role of Leader-member Exchange [J]. Social Behavior and Personality, 2019, 47 (11): 1-8.
- [55] 王端旭, 郑显伟. 员工道德认同与任务绩效: 基于人际交换关系视角 [J]. 商业经济与管理, 2014 (11): 57-65.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

保税区 and 出口加工区对地区产业空心化影响研究

——基于空间杜宾模型和中介效应模型的实证分析

Impacts of Bonded Zones and Export Processing Zones on Regional Industrial Hollowing: An Empirical Study Based on Spatial Dubin Model and Intermediation Effect Model

叶修群 滕玉华 刘荣春

YE Xiu-qun TENG Yu-hua LIU Rong-chun

[摘要] 保税区和出口加工区作为对外开放和促进贸易政策的空间载体,通过其外向型经济活动,或抑制或加剧地区产业空心化,且在某种情境下存在地区异质性。笔者基于2001—2017年省级面板数据,以基于规模和效率变化维度的产业规模空心化和产业效率空心化两个指标度量的地区产业空心化状况,运用空间杜宾模型和中介效应模型,实证检验保税区和出口加工区对地区产业空心化的影响及其作用机制。实证检验结果显示:保税区促进了地区产业规模扩张和效率提升,而出口加工区则抑制了地区产业规模扩张和效率提升;保税区通过降低外资进入门槛促进地区产业规模扩张和效率提升,也通过降低贸易竞争力促进产业效率的提升;出口加工区通过提高外资进入门槛抑制地区产业规模扩张和效率提升;保税区和出口加工区对地区产业空心化的影响受制于市场化和经济增长目标压力。本研究通过揭示保税区和出口加工区对地区产业空心化的作用机制,加深了人们对保税区和出口加工区推动地方经济嵌入全球分工体系的认识,丰富了保税区和出口加工区经济效应相关领域研究的文献,为保税区和出口加工区的转型升级提供了理论依据。

[关键词] 产业空心化 产业规模 产业效率 保税区 出口加工区

[中图分类号] F061.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 03-0117-12

Abstract: As spatial carriers of opening-up and trade promotion policies, Bonded Zones (BZs) and Export Processing Zones (EPZs) inhibit or exacerbate regional industrial hollowing through outward-oriented economic activities, and there is regional heterogeneity in certain scenarios. Based on provincial panel data from 2001 to 2017, we measured regional industrial hollowing in terms of the change of scale and efficiency dimensions, and empirically tested the impact of BZs and EPZs on regional industrial hollowing and their mechanisms using spatial Dubin model and mediating effect model. The results of the empirical tests show that, BZs promote regional industrial scale expansion and efficiency enhancement, and EPZs inhibit regional industrial scale and efficiency enhancement. BZs promote regional industrial scale expansion and industrial efficiency reduction by lowering the entry threshold of foreign capital and promote industrial efficiency enhancement by reducing trade competitiveness; EPZs inhibit regional industrial scale expansion and industrial efficiency enhancement by raising the entry threshold of foreign capital. The impact of BZs and EPZs on regional industrial hollowing out is subject to marketization and economic growth target pressure. This study reveals the mechanism of the effect of BZs and EPZs on the hollowing out of regional industries, deepens the understanding of BZs and EPZs in promoting the embedding of local economies into the global division of labor system, enriches the research literature on the economic effects of BZs and EPZs in related fields, and provides a theoretical basis for the transformation and upgrading of BZs and EPZs.

Key words: Industrial hollowing Industrial scale Industrial efficiency Bonded zone Export processing zone

[收稿日期] 2021-12-12

[作者简介] 叶修群,男,1988年12月生,江西师范大学商学院讲师,经济学博士,主要研究方向为国际贸易与区域经济;滕玉华,女,1975年8月生,江西师范大学商学院副教授、经济学博士,主要研究方向为区域经济;刘荣春,男,1962年12月生,江西师范大学区域创新与创业研究中心教授,主要研究方向为区域经济。本文通讯作者为叶修群,联系方式为 yexiuqun1218@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“农村居民生活生态环境行为发生机制与引导政策研究”(项目编号:71864018);江西省社会科学规划青年项目“内陆自贸园区嵌入长江经济带绿色发展机制研究”(项目编号:19GL41);江西省高校人文社会科学项目“长江经济带企业 OFDI 的贸易效应及作用机制研究——基于“一带一路”沿线 65 个国家的面板分析”(项目编号:JJ18231);江西师范大学青年英才培育计划(2019)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改;感谢江西师范大学商学院胡璐的科研协助。本文文责自负。

一、引言

产业空心化是指后工业化阶段产业结构的非合理化程度(胡立君等, 2013^[1]), 直观表现为缺乏具备产业升级驱动力和产业控制力的主导产业(石柳和张捷, 2013^[2])。伴随中国步入后工业化过程, 部分地区虽然还刚刚或尚未完成工业化进程, 但已出现经济“脱实向虚”的某些空心化现象。究其原因, 主要在于过度依赖出口拉动型经济增长模式, 因而导致产业发展缺乏高技术、高加工成分, 在随之生产要素成本攀升, 以及外部需求低迷和外资企业外迁等情境出现时, 进而加剧产业空心化(杨丽丽和盛斌, 2019^[3])。

作为促进外向型经济发展的重要举措, 保税区(Bonded Zone, BZ)和出口加工区(Export Processing Zone, EPZ)通过承接国际产业转移和发展加工贸易推进地区经济外向化(顾乃华等, 2014^[4])。截至2018年年底, 中国大陆先后在西藏、青海之外的29个省份共设立了81个保税区和65个出口加工区^①。其中, 保税区依托港口区位、政策优惠和贸易便利化制度的多重优势, 发展保税物流、国际贸易和商贸展示等生产性服务业, 带动外向型经济发展(叶修群等, 2021^[5]); 出口加工区依托特定区域内优惠政策和贸易便利化制度安排发展出口加工业, 以此切入国际垂直分工体系(徐美娜等, 2019^[6])。保税区和出口加工区通过特定区域内的优惠政策和特殊制度安排引导外资企业进入, 形成外向型产业集群(任寿根, 2004^[7]), 进而通过产业关联效应实现与当地经济的融合, 带动当地产业发展。但是, 在以往经济增长目标考核机制下, 某些保税区和出口加工区在引进产业资本方面曾因存在过于注重数量而忽视质量的情况而导致了区内产业大多处于全球价值链低端(王国君, 2003^[8]; 刘戈非和任保平, 2020^[9])。目前, 随着劳动力成本优势的逐步消退, 以及部分外资外迁导致的产业资本外流和产业结构失衡, 一些地区产业空心化(刘海云和喻蕾, 2014^[10])已初见端倪。保税区和出口加工区对地区产业空心化有什么影响呢? 本文基于空间杜宾模型和中介效应模型, 通过实证分析以探讨保税区和出口加工区对地区产业空心化的影响及其形成机制。

二、文献综述与研究假说

保税区和出口加工区作为对外开放政策的空间载体, 区内实行的优惠政策和贸易便利化制度对地区外向型经济发展有着重要作用。保税区依托港口发展以保税物流、国际贸易和商贸展示等生产性服务业为主导产业, 区内企业的对外贸易活动不仅可以有效促进腹地经济增长(赵榄和常伟, 2008^[11]), 还可以通过本土商品的全球化销售促进本国企业拓展海外市场(Seyoum 和 Ramirez, 2012^[12])。此外, 保税区还能够利用比较优势和要素集聚效应, 通过辐射效应向周边地区其他各城市实现产业转移和技术溢出(张汉林和盖新哲, 2013^[13]), 同时区内生产性服务业企业的发展能够有效降低当地企业的生产成本, 增强了市场竞争力, 从而吸引大量加工贸易企业及其配套企业在周边地区投资设厂(叶修群, 2018^[14]), 实现区域内产业规模扩张与效率提升(徐厚永和徐枫巍, 2009^[15])。出口加工区以发展出口加工业为主(周运源, 2002^[16]), 不仅能够通过示范效应激励本地企业开拓海外市场(Johansson 和 Nilsson, 1997^[17]), 还可以依托税收优惠和简化通关手续等一系列措施来推动加工贸易的发展(徐厚永和徐枫巍, 2009^[15])。但也有研究发现, 出口加工区投资与腹地经济增长呈显著的负相关关系(Aboagye 等, 2017^[18]), 根本原因在于: 一方面, 出口加工区的设立促进了面向出口, 两头在外的加工制造业的发展(孟广文, 2021^[19]), 区内以低效率的加工和代工企业为主体, 难以提升产业链位置, 甚至会造成资源错配引致产业链低端锁定(张鹏杨等, 2019^[20]); 另一方面, 出口加工区的“飞地”制度性质导致的区内外生产活动分割会阻断FDI垂直溢出效应(徐美娜等, 2019^[6])。由此可见, 出口加工区内加工贸易企业主要依托我国劳动力和原材料成本优势, 所从事出口加工业具有典型的“两头在外”特征, 无法通过产业关联效应扩大我国制造业规模(闫国庆等, 2009^[21]), 承接外国中低端产业转移反而会阻碍产业效率的提升, 造成产业规模和效率的双重损失。因此, 本文提出如下假设1。

H1: 保税区抑制了地区产业空心化, 出口加工区加剧了地区产业空心化。

随着出口加工业由东向西梯度转移, 东部地区保

① 数据来源于中国开发区网。

税区和出口加工区逐渐向发展高科技高附加值产业升级,而中西部地区保税区和出口加工区承接转移过来的出口加工业(叶修群等,2021^[5])。保税区和出口加工区由于缺乏科学的产业规划和配套政策(黄建忠和吴瑕,2020^[22]),仍定位于引导加工贸易的发展,出口加工区依托优惠政策发展出口加工业,保税区依托区位优势和贸易便利化制度优势发展与出口加工业相配套的生产性服务业。保税区内生产性服务业的发展对所在地区其他产业发展具有积极作用。出口加工区对产业发展的影响依赖于其主导产业功能与地区比较优势的匹配程度(陈钊和熊瑞祥,2015^[23];张鹏杨等,2019^[20]),具体而言:一方面,东部地区出口加工区发展起步较早,政策优势弱化导致园区内税收优惠政策和贸易便利化制度安排对外资企业的吸引力逐渐减弱(徐厚永和徐枫巍,2009^[15]),随着出口加工区规模的扩张,各类园区的产业功能与优惠政策同质化明显,导致园区之间竞争效应加剧(叶修群和郭晓合,2018^[24]),使得园区的优惠政策和贸易便利化制度逐步在区外实施;另一方面,与中西部地区相比,东部地区具有良好的产业基础,出口加工区的目标产业与地区生产结构和比较优势不符(徐美娜等,2019^[6]),这会加剧东部地区产业规模空心化。东部地区出口加工区内产业逐渐向高科技高附加值产业升级又会提升地区的产业效率。由此,本文提出以下待检验假设2。

H2: 保税区和出口加工区对地区产业空心化的影响存在地区异质性。

保税区和出口加工区不仅是外资企业的空间载体,也是重要的贸易促进政策。加工贸易大多由跨国公司主导,保税区和出口加工区的优惠政策和贸易便利化制度能够有效降低外资企业的进入门槛和风险,这不仅能够吸引大型外资企业在该地区投资,而且吸引大型外资企业的进驻还会吸引上下游配套的中小型外资企业再向地区投资,形成加工贸易产业集群(任寿根,2004^[7])。因此,这些外资企业的进入不仅能够促进制造业规模扩张,还可以通过引进先进技术与管理经验提升生产效率(陈丰龙和徐康宁,2014^[25])。保税区和出口加工区内的加工贸易具有“两头在外”性质,生产所需原材料和中间产品来自国外,本国仅提供生产能力,这些出口加工贸易企业生产率偏低(戴觅等,2014^[26]),因此,保税区和出口加工区能够通过有效降低原材料和中间品的采购成

本以及最终产品的销售成本来提升贸易竞争力,进而促进地区产业规模的扩张和产业效率的提升。综上分析,本文提出如下假设3。

H3: 保税区和出口加工区通过降低外资进入门槛和提升贸易竞争力抑制地区产业空心化。

三、实证研究设计

(一) 计量模型设定

由于省际数据存在着一定的空间相关性与依赖性,采用普通面板数据模型估计容易导致估计结果偏差,为此可以借助空间计量模型进行分析。主流空间计量模型主要有空间自回归模型、空间误差模型和空间杜宾模型。保税区和出口加工区是典型的地方指向型经济政策,该政策的实施可能会导致其影响超越该省边界,进而对临近省份产生一定的空间溢出效应。为了更好地研究空间关联效应下保税区和出口加工区对地区产业空心化的影响,本文选用空间杜宾模型进行实证分析,具体模型设定如下:

$$\begin{aligned} Hol_{it} = & \alpha + \rho W \times Hol_{it} + \beta_1 BZ_{it} + \beta_2 W \times BZ_{it} + \beta_3 EPZ_{it} \\ & + \beta_4 W \times EPZ_{it} + \sum \eta X_{it} + \sum \gamma W \times X_{it} \\ & + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

其中,下标*i*和*t*分别表示地区和年份,*W*表示空间权重矩阵,*Hol*表示地区产业空心化水平,*BZ*表示保税区政策,*EPZ*表示出口加工区政策,*X*为一系列控制变量的集合, μ_i 和 ν_t 分别表示不可观测的地区和时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

选择合适的空间权重矩阵是进行空间计量实证研究的关键,空间权重矩阵要求准确衡量地区之间的空间交互关系,大多数文献采用地理距离的倒数来构造空间权重矩阵,认为地区间的地理距离越短,生产要素相互流动和产业相互渗透的可能性越高。然而要素流动和产业渗透并不单纯地依赖于地理距离,地区经济属性也是影响空间交互作用的重要原因,基于此,本文结合地理距离和经济距离构建经济地理权重矩阵。具体而言,省份*i*和省份*j*之间的权重为: $w_{ij} = 1/|y_i - y_j|d_{ij}^2$,其中, $|y_i - y_j|$ 表示省份*i*和省份*j*之间人均GDP的差距; d_{ij} 表示省份*i*和省份*j*经济中心之间的地理直线距离,本文选择各省会城市作为经济中心,利用欧氏地理距离公式求省会城市之间直线距离,所需的经纬度数据来自百度地图。

(二) 变量与数据来源说明

对于产业空心化(*Hol*)度量指标的选取,本文

借鉴吴海民 (2012)^[27] 的研究, 利用产业规模空心化和产业效率空心化两个指标来度量地区产业空心化。其中, 产业规模空心化 (*Hol_s*) 采用各地区工业总产值占地区总产值的比重作为代理变量的环比指数表示。产业效率空心化 (*Hol_e*) 采用剔除规模因素的纯技术效率指数表示, 各地区工业增加值作为产出指标, 固定资产净值年平均余额作为资本存量指标, 工业从业人员数作为劳动投入指标, 采用基于数据包络分析的 Malmquist 生产率指数法进行测算。

对于保税区政策 (*BZ*) 和出口加工区 (*EPZ*) 政策, 依据叶修群 (2016)^[28] 的划分标准, 将保税区、保税区港区、保税区物流园区和综合保税区归为保税区, 将出口加工区和跨境工业区归为出口加工区。根据中国开发区网公布的园区名单逐一确认成立年份和规划面积, 并将其汇总至省级层面, 得到历年各省保税区和出口加工区的规划面积总和, 再利用各类园区规划面积总和与行政区地理面积相比得到的地

理密度指标来度量保税区政策 (出口加工区政策) 的实施强度。

借鉴已有的产业空心化相关文献, 本文选择以下一系列控制变量: 对外贸易成本 (*Dis*), 沿用骆许蓓 (2003)^[29] 的研究, 利用通过道路密度调整到临近大型港口的直线距离的调整距离表示; 财政干预 (*Gov*), 采用地方财政一般预算支出与地区生产总值之比度量; 民营经济活跃度 (*Pe*), 采用私营工业企业资产总额与规模以上工业企业资产总额的比值表示; 人力资本水平 (*Hc*), 选取高等院校在校人数与地区总人口数之比表示; 科技创新水平 (*Tech*), 采用每万人拥有专利申请受理量的自然对数形式表示。

本文使用 2001—2017 年除西藏和青海外 29 省份的面板数据进行实证分析。保税区和出口加工区数据来自中国开发区网, 其他数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》和各地区统计年鉴与统计公报。本文主要变量的描述性统计特征如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Hol_s</i>	493	0.996	0.998	0.053	0.780	1.263
<i>Hol_e</i>	493	0.976	0.981	0.042	0.878	1.090
<i>BZ</i>	493	1.286	0.176	3.215	0.000	15.995
<i>EPZ</i>	493	1.050	0.378	3.020	0.000	15.847
<i>Dis</i>	493	5.661	6.052	1.574	1.508	8.514
<i>Gov</i>	493	0.286	0.271	0.096	0.134	0.563
<i>Pe</i>	493	0.141	0.125	0.089	0.012	0.411
<i>Hc</i>	493	4.939	5.067	0.510	3.323	5.876
<i>Tech</i>	493	3.578	3.556	1.139	1.310	6.344

四、实证结果分析

(一) 基本估计结果分析

本文重点分析的是保税区与出口加工区对于地区产业空心化的影响。如表 2 所示, 在控制了个体效应、时间效应和控制变量后, 在空间计量模型的选择上, LR 检验结果拒绝将空间杜宾模型简化为空间自回归模型和空间误差模型。因此, 本文选择双固定效应空间杜宾模型进行实证分析。下文将依据空间杜宾模型回归结果展开讨论, 各模型中 Rho 值均在 1% 的显著性水平上显著为正, 表明地区产业规模空心化和

产业效率空心化均存在显著的空间溢出效应, 即通过省际外溢效应, 一个地区产业空心化会正向影响临近省份的产业空心化水平。

保税区 (*BZ*) 的估计系数显著为正, 出口加工区 (*EPZ*) 的估计系数显著为负, 说明保税区有效抑制了地区产业规模和效率的空心化, 出口加工区加剧了地区产业规模空心化和效率空心化。这可能是由于保税区主要发展保税物流、国际贸易和商贸展示等出口加工配套产业, 享有“免证、免税、保税”政策, 保税区税收优惠政策会吸引大量生产性服务业企业入驻, 通过产业关联效应带动上下游企业在园区周

边集聚形成规模效应,从而有利于制造业规模扩大,抑制产业规模空心化。保税区的区位优势 and 制度优势有利于跨国公司母公司与其子公司及分支机构之间信息交流,从而强化了园区内企业与国外市场的交流,通过技术转移效应提高了我国产业效率,有效缓解了地区产业效率空心化。出口加工区是专为出口加工业务开辟的特殊封闭区域,大多位于开发区内,区内企业主要利用我国劳动力和原材料成本优势,从事低附加值、低技术含量的出口加工业,具有典型的“两头在外”特征。因此,出口加工区制约了我国制造业规模扩张,承接外国低端产业转移反而会阻碍生产效率的提升,加剧了地区产业规模和效率空心化。

从空间滞后项的估计结果来看,仅出口加工区的空间滞后项($W \times EPZ$)的估计系数在产业效率空心化方程中显著为正,其他空间滞后项的估计系数均不显著,表明出口加工区对产业效率空心化的影响具有显著的空间溢出效应,即出口加工区对邻近地区产业

效率空心化具有显著抑制作用,其原因在于出口加工区能够利用优惠政策吸引低端出口加工企业进入,这些企业生产效率低于其他企业,从而导致其他地区产业效率高于出口加工区所在地区。

在控制变量中,贸易成本(Dis)的系数均不显著,说明贸易成本变化对产业空心化的作用不显著。政府干预(Gov)的系数均显著为负,说明政府干预会加剧产业规模空心化和效率空心化。民营经济活跃度(Pe)对产业规模空心化具有显著的抑制作用,对产业效率空心化的作用不明显,说明提升市场活力和优化营商环境能够吸引产业资本流入,抑制产业规模空心化。人力资本水平(Hc)的提升明显加剧了产业效率空心化,说明高素质劳动力由制造业流向服务业会导致国内产业效率损失。科技创新水平($Tech$)对产业规模空心化具有一定的正向影响,说明科技创新能力的提升会促进产业资本流向技术密集型或研发型的生产性服务业,这对制造业投资会形成一定的挤出效应。

表 2 基本分析结果

	Hol_s			Hol_e		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
BZ	0.007 ** (2.20)	0.008 *** (2.58)	0.008 *** (2.71)	0.012 *** (4.62)	0.012 *** (4.24)	0.010 *** (3.85)
$W \times BZ$			-0.018 (-1.52)			0.009 (0.92)
EPZ	-0.006 * (-1.86)	-0.006 ** (-1.98)	-0.009 *** (-2.85)	-0.009 *** (-3.29)	-0.008 *** (-2.77)	-0.005 * (-1.72)
$W \times EPZ$			-0.005 (-0.35)			0.027 * (1.88)
Dis	0.003 (1.03)	0.003 (1.07)	0.002 (0.85)	0.002 (0.56)	0.001 (0.21)	-0.004 (-1.28)
Gov	-0.128 *** (-3.74)	-0.176 *** (-4.55)	-0.138 *** (-3.24)	-0.089 *** (-2.87)	-0.115 *** (-3.34)	-0.113 *** (-2.81)
Pe	0.119 *** (3.16)	0.084 ** (2.05)	0.116 *** (2.78)	-0.001 (-0.04)	-0.011 (-0.29)	-0.032 (-0.82)
Hc	-0.002 (-0.29)	-0.016 * (-1.89)	-0.012 (-1.24)	-0.025 *** (-3.68)	-0.028 *** (-3.58)	-0.023 ** (-2.48)
$Tech$	-0.011 *** (-3.03)	-0.012 *** (-2.99)	-0.007 (-1.56)	0.003 (0.91)	-0.000 (-0.12)	-0.002 (-0.49)
$Rho/Lambda$	0.656 *** (12.27)	0.696 *** (13.33)	0.592 *** (9.04)	0.468 *** (5.69)	0.504 *** (5.73)	0.335 *** (3.20)
地区/年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续前表

	<i>Hol_s</i>			<i>Hol_e</i>		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
<i>LR Test</i>	16.47 (0.021)	17.47 (0.015)	—	23.54 (0.001)	26.93 (0.000)	—
<i>N</i>	493	493	493	493	493	493
<i>R²-within</i>	0.275	0.234	0.359	0.264	0.222	0.317

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平，括号内为系数的标准差。下表同。

(二) 地区异质性分析

前述分析表明保税区显著抑制了产业空心化，出口加工区明显加剧了产业空心化，由于我国实行东部地区优先发展战略，地区间经济发展存在明显差异，因此，保税区和出口加工区对产业空心化的影响可能存在显著的地区异质性。这是由于保税区和出口加工区定位于发展外向型经济，区位优势势必会显著影响保税区和出口加工区的实际绩效。本文根据国家统计局的划分标准，将样本划分为东部和中西部两类^①，设置地区虚拟变量（*east*）来度量区位条件，如果该地区为东部地区，*east* = 1，否则，*east* = 0，并将该虚拟变量与保税区和出口加工区的交互项引入到基准模型中进行分析。估计结果如表3所示。

具体来看，区位条件与保税区的交互项（*east*×*BZ*）的估计系数在各方程中均不显著，区位条件与出口加工区的交互项（*east*×*EPZ*）的估计系数在产业规模空心化方程中显著为负，在产业效率空心化方程中显著为正。这表明，区位优势能够缓解出口加工区对产业效率空心化的促进作用，加剧出口加工区对产业规模空心化的促进作用。这可能是由于，保税区重点发展与出口加工配套的生产性服务业，且大多依托大型港口设立，而出口加工区大多位于开发区内，定位于利用我国劳动力成本优势发展“两头在外”的出口加工业，这些产业处于全球产业链的底端，出口加工区的低端化造成产业组织结构失衡和技术工人的缺乏，但随着出口加工贸易由东向西梯度转移，具有区位优势的东部出口加工区内低端加工贸易和代工企业逐步淘汰，并逐渐形成以装备制造业和生产性服务业为主体的产业集群，造成东部地区工业规模收缩与生产效率的提升。从空间滞后项的估计结果来看，东部地区保税区对产业空心化的抑制作用具有明

显的空间溢出效应，出口加工区对产业规模空心化的抑制作用具有显著的空间溢出效应，这表明，区位优势有利于出口加工区内出口加工业向周边地区转移，而区位优势有利于保税区提升周边地区产业规模和效率。

表3 地区异质性分析结果

	<i>Hol_s</i>	<i>Hol_e</i>
	(1)	(2)
<i>BZ</i>	-0.007 (-0.67)	0.015 * (1.69)
<i>EPZ</i>	0.022 (1.60)	-0.052 *** (-3.44)
<i>east</i> × <i>BZ</i>	0.014 (1.33)	-0.007 (-0.81)
<i>east</i> × <i>EPZ</i>	-0.031 ** (-2.23)	0.048 *** (3.23)
<i>W</i> × <i>BZ</i>	-0.123 ** (-2.17)	-0.141 *** (-3.02)
<i>W</i> × <i>EPZ</i>	-0.150 * (-1.68)	0.130 (1.57)
<i>W</i> × <i>east</i> × <i>BZ</i>	0.094 * (1.77)	0.151 *** (3.44)
<i>W</i> × <i>east</i> × <i>EPZ</i>	0.158 * (1.68)	-0.119 (-1.37)
<i>Rho</i>	0.599 *** (9.22)	0.331 *** (3.17)
控制变量	控制	控制
地区/年份效应	控制	控制
<i>N</i>	493	493
<i>R²-within</i>	0.374	0.378

(三) 动态性分析

参考Chen等(2017)^[30]的做法，根据事件分析法的研究思路，构建如下计量模型检验保税区和出口加工区对地区产业空心化影响的动态变化：

① 东部地区为北京、福建、广东、海南、河北、辽宁、江苏、山东、上海、浙江和天津，中西部地区为安徽、黑龙江、河南、吉林、山西、江西、湖北、湖南、广西、内蒙古、甘肃、陕西、宁夏、新疆、重庆、四川、贵州和云南。

$$Hol_{it} = \alpha + \sum_{n=0}^5 \beta_i (D_{it}^n \times BZ_{it}) + \sum_{n=0}^5 \phi_i (D_{it}^n \times EPZ_{it}) + \eta X_{it} + \delta_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

式中,当 $t-year_i=n$ 时, $D_{it}^n=1$, 否则 $D_{it}^n=0$; $year_i$ 表示 i 地区保税区或出口加工区的成立年份; n 的取值范围为 0、1、2、3、4、5, 并将 5 年以后的样本归并到 5 年。回归结果报告于表 4 中。结果显示, 尽管系数在统计上并不都显著, 但从系数的变化趋势可以看出, 保税区对产业规模空心化的抑制作用随时间推移逐渐减弱, 而出口加工区对产业规模空心化的促进作用的变化趋势不明显。从空间滞后项的估计结果来看, 保税区对其他地区产业规模空心化具有一定的促进作用, 且这一促进作用呈明显的弱化趋势。出口加工区对其他地区产业规模空心化的影响不显著; 保税区对产业效率空心化的抑制作用

随时间推移逐渐增强, 而出口加工区对产业效率空心化的促进作用随时间推移呈稳定的弱化趋势。从空间滞后项的估计结果来看, 保税区和出口加工区对其他地区产业效率空心化的影响由促进作用逐步向抑制作用转变。这可能是由于: 一方面, 保税区和出口加工区的优惠政策逐渐弱化的同时, 建设规模的不断扩大引致园区之间竞争加剧, 导致对产业空心化的影响逐渐弱化; 另一方面, 保税区重点发展保税物流、国际贸易和商贸展示等生产性服务业, 而出口加工区定位于发展出口加工业, 随着产业发展的深入, 产业功能定位差异导致保税区和出口加工区对产业空心化的影响趋势异化。同时随着保税区和出口加工区建设进程的深入, 保税区和出口加工区对其他地区产业发展的影响正在由虹吸效应向溢出效应转变。

表 4 动态性分析结果

	<i>Hol_s</i>				<i>Hol_e</i>			
	<i>BZ</i>	<i>EPZ</i>	<i>W×BZ</i>	<i>W×EPZ</i>	<i>BZ</i>	<i>EPZ</i>	<i>W×BZ</i>	<i>W×EPZ</i>
成立当年	-0.007 (-0.99)	-0.018 (-0.65)	0.002 (0.08)	0.036 (0.31)	0.008 (1.35)	0.011 (0.50)	-0.004 (-0.24)	0.023 (0.25)
成立后第 1 年	0.014 ** (2.00)	-0.011 ** (-2.30)	-0.054 ** (-2.42)	0.001 (0.04)	0.009 * (1.69)	-0.013 *** (-3.32)	-0.019 (-1.09)	-0.008 (-0.43)
成立后第 2 年	0.013 * (1.75)	-0.011 ** (-2.23)	0.028 (1.19)	-0.004 (-0.22)	0.002 (0.32)	-0.013 *** (-3.07)	-0.036 ** (-2.04)	-0.009 (-0.52)
成立后第 3 年	0.002 (0.32)	-0.006 (-1.43)	0.010 (0.43)	0.007 (0.41)	0.002 (0.39)	-0.010 *** (-2.59)	0.031 (1.61)	-0.008 (-0.51)
成立后第 4 年	0.011 (1.58)	-0.009 ** (-2.11)	-0.010 (-0.40)	0.009 (0.45)	0.008 (1.38)	-0.009 ** (-2.50)	0.068 *** (3.45)	0.005 (0.28)
成立后第 5 年	0.010 *** (2.59)	-0.011 *** (-2.82)	-0.030 ** (-2.01)	0.006 (0.34)	0.015 *** (4.59)	-0.009 *** (-2.73)	0.025 ** (2.01)	0.011 (0.76)
<i>Rho</i>	0.481 *** (5.86)				0.223 * (1.88)			
控制变量	控制				控制			
地区/年份效应	控制				控制			
样本数	493				493			
<i>R</i> ² -within	0.438				0.384			

(四) 作用机制分析

保税区和出口加工区是吸引外商投资的重要举措, 也是促进贸易发展的特殊制度安排。前文的结论表明, 保税区对产业空心化具有显著的抑制作用, 而出口加工区对产业空心化具有显著的促进作用。那么, 形成这种现象内在的作用机制是什么? 最重要的

解释肯定是保税区和出口加工区在产业功能定位上存在明显的差异, 保税区定位于依托港口优势发展生产性服务业, 出口加工区主要利用政策优势发展出口加工业。从招商引资方面来看, 保税区能够有效降低外资企业的进入门槛, 吸引更多小规模企业的进入, 这些企业会更为积极地与本土企业形成产业关联网

从而有效抑制产业规模空心化,同时小规模企业大多不具备明显的技术优势,无法形成技术溢出,因此这些企业的进入会导致地区产业效率空心化。对于出口加工区而言,作为为发展出口加工作业开辟的特殊区域,区内以大型跨国公司主导的出口加工企业为主,原料和中间品大多来自国外,相当于仍在国外进行生产活动,仅利用了中国的劳动力成本和优惠政策,所以出口加工区无法有效扩大地区产业规模,但大型跨国公司具有明显的技术优势,能够通过技术溢出效应带动地区产业效率的提升。从促进加工贸易发展来看,保税区和出口加工区的设立都是为了规范和引导加工贸易的发展,加工贸易主要由大型跨国公司主导,具有典型的“两头在外”的特征,原材料和产品市场都在国外,本国提供的仅是生产能力,保税区

内的生产性服务业企业能够有效降低本地企业原材料和中间品的采购成本以及最终产品的销售成本,提升贸易竞争力能够促进地区产业规模扩张和效率提升,而出口加工区内的出口加工企业难以对贸易成本产生明显的影响,无法通过提升贸易竞争力来促进地区产业规模扩张和效率提升。为了验证上述作用机制,本文拟采用中介效应模型检验保税区和出口加工区对产业空心化的降低外资进入门槛和提升贸易竞争力的作用机制。中介机制变量的设定如下:外资规模(*SFDI*)采用规模以上工业企业外商资本金与外商投资企业投资总额的比值表示,贸易竞争力(*TC*)采用地区出口总额与进口总额的差值与地区进出口总额的比值表示。估计结果如表5所示。

表5 作用机制分析结果

	降低外资进入门槛			提升贸易竞争力		
	<i>SFDI</i>	<i>Hol_s</i>	<i>Hol_e</i>	<i>TC</i>	<i>Hol_s</i>	<i>Hol_e</i>
<i>BZ</i>	-0.006 *** (-3.60)	0.007 ** (2.16)	0.013 *** (4.61)	-0.026 * (-1.91)	0.009 *** (2.77)	0.009 *** (3.48)
<i>EPZ</i>	0.008 *** (3.98)	-0.007 ** (-2.13)	-0.008 *** (-2.61)	0.020 (1.11)	-0.009 *** (-2.92)	-0.005 (-1.57)
<i>SFDI</i>		-0.246 *** (-2.84)	0.251 *** (3.42)			
<i>TC</i>					0.010 (1.00)	0.015 * (1.65)
<i>W×BZ</i>	0.019 *** (2.85)	-0.014 (-1.09)	0.008 (0.75)	-0.193 *** (-3.72)	-0.020 (-1.48)	-0.002 (-0.18)
<i>W×EPZ</i>	-0.003 (-0.23)	-0.007 (-0.52)	0.027 ** (1.98)	0.117 (1.17)	-0.003 (-0.20)	0.036 ** (2.48)
<i>W×SFDI</i>		0.229 (0.98)	-0.373 * (-1.87)			
<i>W×TC</i>					-0.027 (-0.68)	-0.114 *** (-3.55)
<i>Rho</i>	0.477 *** (5.84)	0.591 *** (9.03)	0.366 *** (3.55)	0.471 *** (5.10)	0.585 *** (8.62)	0.275 ** (2.48)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区/年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	493	493	493	493	493	493
<i>R</i> ² -within	0.434	0.368	0.343	0.426	0.367	0.321

具体来看,外资规模对产业规模空心化具有显著的促进作用,但对产业效率空心化具有明显的抑制作用。保税区对外资规模存在明显的负向影响,而出口加工区对外资规模有着显著的正向影响,这说明保税

区通过抑制外资规模扩张缓解产业规模空心化并加剧产业效率空心化,出口加工区通过促进外资规模扩张加剧产业规模空心化并缓解产业效率空心化。保税区和出口加工区难以有效提升贸易竞争力来影响产业空

心化,保税区降低了地区贸易竞争力进而不利于地区产业效率的提升。从空间滞后项的估计结果来看,保税区显著提高了临近地区的外资进入门槛,大型外资企业进驻并不利于邻近地区产业效率的提升;保税区明显降低了临近地区的贸易竞争力,贸易竞争力下降不利于临近地区产业效率的提升。

(五) 进一步讨论:市场与政府的调节作用

我国正处于经济转型发展时期,具有明显的混合经济特征,政府和市场在经济增长过程中均发挥了重要作用。保税区和出口加工区作为政府设立的特殊经济功能区,其政策效果依赖于政府的支持力度与市场经济的活跃度。具体而言,保税区和出口加工区的设立实现了区内外企业之间的关联,促进本地企业嵌入全球分工体系,构建起来的国内外分工网络能够抑制产业空心化,一般而言,市场化水平高意味着经济内生动力强,市场经济主体更有能力利用保税区和出口加工政策实现与国际分工体系接轨。本文将王小鲁和樊钢编制的市场化指数与保税区和出口加工区的交互

项引入到基准模型中进行分析。再者,现阶段从经济政策导向和制度体系延伸出的绩效考核系统会对保税区和出口加工区内企业决策产生影响(韩亚欣等,2015^[31];刘淑琳等,2019^[32]),特别是当地方政府面临既定的经济增长考核目标压力时,会积极利用额外政策工具乃至行政力量达成既定目标(王贤彬和李书娟,2020^[33]),在此情境下,保税区和出口加工区更倾向于依托以政策优惠和局部制度优势为主体的增量路径,通过地方政府的资源配置权引导生产要素在园区集聚来支撑经济的超常规快速发展,这将会加剧地区产业空心化。本文借鉴王贤彬和李书娟(2020)^[33]的做法,采用省级当年经济增长目标与过去五年移动平均实际GDP增长率的差值度量政府经济增长目标压力,经济增长目标数据主要来自历年各省份政府工作报告,并将该指标与保税区和出口加工区的交互项引入到基准模型中进行分析。具体估计结果如表6所示。

表6 市场与政府调节作用的估计结果

	<i>Hol_s</i>		<i>Hol_e</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BZ</i>	-0.005 (-0.22)	0.020 *** (4.34)	0.037 * (1.89)	0.013 *** (3.37)
<i>EPZ</i>	0.005 (0.20)	-0.020 *** (-4.30)	-0.056 ** (-2.55)	-0.009 ** (-2.12)
<i>mkt</i> × <i>BZ</i>	0.005 (0.54)		-0.012 (-1.44)	
<i>mkt</i> × <i>EPZ</i>	-0.006 (-0.52)		0.022 ** (2.33)	
<i>tar</i> × <i>BZ</i>		0.005 *** (3.57)		0.001 (0.95)
<i>tar</i> × <i>EPZ</i>		-0.005 *** (-3.26)		-0.002 (-1.22)
<i>W</i> × <i>BZ</i>	-0.089 (-0.68)	-0.006 (-0.33)	-0.108 (-0.99)	0.039 ** (2.38)
<i>W</i> × <i>EPZ</i>	0.034 (0.23)	-0.011 (-0.54)	0.019 (0.15)	-0.006 (-0.31)
<i>W</i> × <i>mkt</i> × <i>BZ</i>	0.031 (0.55)		0.051 (1.10)	
<i>W</i> × <i>mkt</i> × <i>EPZ</i>	-0.017 (-0.28)		-0.003 (-0.05)	

续前表

	<i>Hol_s</i>		<i>Hol_e</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$W \times tar \times BZ$		-0.000 (-0.06)		0.015 *** (2.76)
$W \times tar \times EPZ$		0.003 (0.36)		-0.017 *** (-2.98)
<i>Rho</i>	0.592 *** (9.03)	0.592 *** (9.02)	0.366 *** (3.55)	0.287 *** (2.62)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区/年份效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	493	493	493	493
<i>R²-within</i>	0.358	0.364	0.353	0.332

具体来看,市场化指数与保税区的交互项($mkt \times BZ$)的估计系数在各方程中均不显著,市场化指数与出口加工区的交互项($mkt \times EPZ$)的回归系数在产业效率空心化方程中显著为正。这表明,在市场化程度高的地区,经济内生发展动力更强,市场经济主体更有能力与出口加工区内企业形成产业关联效应,嵌入全球分工体系以提升地区产业效率。空间滞后项的估计结果表明,市场化程度高的地区保税区和出口加工区对产业空心化的影响不存在空间溢出效应。在产业规模空心化方程中,经济增长目标压力与保税区的交互项($tar \times BZ$)的回归系数显著为正,经济增长目标压力与出口加工区的交互项($tar \times EPZ$)的回归系数显著为负,在产业效率空心化方程中,经济增长目标压力与保税区的交互项以及经济增长目标压力与出口加工区的交互项的回归系数均不显著。这表明,在经济增长目标压力较大的地区,依托保税区的制度优势和区位优势,地方政府会加大招商引资力度,吸引生产要素在本地集聚,而出口加工区主要发展出口加工业,区内企业从事的出口加工业附加值低、技术含量低,对经济增长的直接贡献有限,导致经济增长目标压力对区内出口加工业的发展促进地区产业规模的扩张形成了挤出效应。从空间滞后项的估计结果来看,政府经济增长目标压力大的地区,保税区对产业效率空心化的抑制作用存在明显的空间溢出效应,出口加工区则会加剧其他地区产业效率空心化。这可能是由于保税区主要发展保税物流、国际贸易和商贸展销等生产性服务业,在高经济增长压力下,保税区的招商力度加大,更有能力为周边地区企

业提供服务,周边地区依托保税区的政策优势能够降低海外企业采购和销售成本,进而促进地区产业效率的提升,同时出口加工区内从事低附加值的出口加工业的企业被进一步挤出,这些企业生产效率低于本土其他企业,周边地区因这些低效率出口加工企业的进驻导致产业效率整体下降。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

笔者基于2001—2017年省级面板数据,运用空间杜宾模型和中介效应模型实证检验了保税区和出口加工区对产业空心化的影响及其作用机制,得出以下研究结论。

第一,保税区和出口加工区对地区产业空心化影响的差异显著。保税区内生产性服务业企业集群不仅带动了产业链上下游企业在周边集聚促进产业规模扩张,还促进了国际技术转移来提高产业效率。出口加工区内形成的低端代工加工业企业集群压缩了本国产业规模的扩张空间,且抑制了产业效率的提升。

第二,出口加工区对地区产业空心化的影响存在明显的地区异质性。随着加工贸易向东向西梯度转移,各地区保税区仍以发展生产性服务业为主,大量低端代工加工企业逐渐向中西部地区出口加工区转移,相比于中西部地区,出口加工区对东部地区产业规模扩张的抑制作用和产业效率的提升作用更加明显。

第三,保税区和出口加工区对地区产业空心化影响的变化趋势存在明显差异。保税区和出口加工区的

优惠政策和特殊制度优势逐渐弱化,园区规模扩张的边际效应下降,导致其对地区产业规模空心化的影响逐渐弱化,保税区和出口加工区的产业功能差异导致其对地区产业效率影响的变化趋势出现异化。

第四,保税区和出口加工区对地区产业空心化的作用机制存在明显差异。保税区通过降低外资进入门槛来促进地区产业规模扩张,但这也抑制了地区产业效率的提升;出口加工区通过提高外资进入门槛抑制了地区产业规模扩张,却有利于地区产业效率的提升。保税区和出口加工区难以通过有效提升贸易竞争力来影响产业空心化,保税区会通过降低贸易竞争力来抑制地区产业效率的提升。

第五,保税区和出口加工区对地区产业空心化的影响受制于市场化和经济增长目标压力。市场化程度高的地区经济主体更有能力与出口加工区内企业形成产业关联,接入全球分工体系提升地区产业效率。政府在经济增长目标压力的作用下加大了招商引资支持力度,使得保税区更能够吸引生产要素在本地集聚,促进地区产业规模的扩张,推动出口加工区内低端出口加工业的发展对地区产业规模扩张形成挤出。

(二) 管理启示

从本文的研究结论中可以得到如下几点推进保税区和出口加工区的转型升级的管理启示。

第一,推进保税区和出口加工区的主导产业转型。主导产业差异是导致保税区和出口加工区对地区产业空心化影响不一致的关键,不同地区保税区和出口加工区的主导产业转型升级方向应有所侧重。在产业发达的东部地区,保税区应依托产业基础和地理区位的双重优势,发展保税物流、国际贸易、商贸展销和技术研发等高附加值生产性服务业。加快出口加工区内主导产业由低端加工制造业向高新技术产业转型升级,推动园区内外企业之间产业关联网络的形成。在产业欠发达的中西部地区,出口加工区应有序减少加工制造业转移承接,限制低端加工制造业入区,释放地区产业发展空间,依托地区比较优势产业发展具有较高附加值的特色制造业,保税区内生产性服务业

的引入应与地区产业发展相适配。

第二,改善保税区和出口加工区的营商环境。推进保税区和出口加工区的制度改革与建设,降低外资企业投资的制度性成本,实现由利用优惠政策向高效制度优势吸引高质量外资企业入区的转变,还要做好招商引资的筛选和引导工作,有效过滤低端外资入区。在保税区和出口加工区内构建竞争中性的营商环境,形成公平竞争的竞争环境,发挥市场机制在资源配置方面的主导作用,适当放松保税区和出口加工区与腹地之间制度分割,有助于园区内外企业之间形成稳定的产业关联网络,防止产业空心化。

第三,强化保税区和出口加工区的本地化融合。推进保税区和出口加工区与腹地在政策和管理制度方面的共生融合,实现保税区和出口加工区与腹地之间产业协同化发展,推动地区产业深度融入全球分工体系。通过保税区和出口加工区的产业协同融合发展促进全球价值链位置攀升和产业链本土化水平提高,依托重点推进具备区位优势 and 良好产业基础的区域经济中心城市保税区和出口加工区的协同融合助力国内产业分工体系形成,降低外部不确定性冲击的不利影响,实现地区产业的稳定发展。

(三) 局限与展望

本文从规模和效率维度实证分析了保税区和出口加工区对地区产业空心化的影响,并提出了改变外资进入门槛和贸易竞争力来影响地区产业空心化的作用机制,但仍存在一定的局限性,有待在后续研究中进一步完善:一是从微观视角探明保税区和出口加工区政策对外资企业进入东道国的动机的影响,据此来深入解释保税区和出口加工区对地区产业空心化影响的不一致性;二是从区内外企业之间的产业关联效应视角,探析区内外企业之间形成产业链上下游关系的制约因素,为进一步扩大开放领域提供可参考的理论依据;三是从已进驻保税区和出口加工区的企业出发,探索区内企业受地方政府行为的影响是否与区外企业存在差异及其影响因素,为自由贸易试验区扩容扩区提供有益的实证参考。

参考文献

- [1] 胡立君,薛福根,王宇.后工业化阶段的产业空心化机理及治理——以日本和美国为例[J].中国工业经济,2013(8):122-134.
- [2] 石柳,张捷.广东省对外直接投资与产业“空心化”的相关性研究——基于灰色关联度的分析[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2013(2):52-64.
- [3] 杨丽丽,盛斌.制造业OFDI的产业“空心化”非线性效应研究——基于中国省际面板数据的PSTR分析[J].现代经济探讨,2019

- (2): 63-72.
- [4] 顾乃华, 丁庆庆, 唐志芳. 演化经济地理学条件下综合保税区与自贸园区发展 [J]. 重庆社会科学, 2014 (9): 27-34.
- [5] 叶修群, 陈雯诗, 刘荣春. 保税区和出口加工区对地区全要素生产率的影响——基于双重差分法的实证研究 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (1): 119-128.
- [6] 徐美娜, 铁瑛, 匡增杰. 出口加工区与企业出口产品质量升级——兼论“飞地型”经济功能区转型路径 [J]. 国际贸易问题, 2019 (2): 41-53.
- [7] 任寿根. 新兴产业集群与制度分割——以上海外高桥保税区新兴产业集群为例 [J]. 管理世界, 2004 (2): 56-62.
- [8] 王国君. 我国出口加工区的特点及制度创新 [J]. 国际商务研究, 2003 (2): 55-58.
- [9] 刘戈非, 任保平. FDI 数量与质量对中国城市经济增长质量影响的实证研究 [J]. 经济经纬, 2020 (6): 48-56.
- [10] 刘海云, 喻蕾. 中国对外直接投资的产业空心化效应研究——基于东部地区工业数据的实证分析 [J]. 经济与管理研究, 2014 (9): 77-83.
- [11] 赵榄, 常伟. 全球化下中国保税区与腹地经济发展: 基于面板数据的经验研究 [J]. 重庆大学学报 (社会科学版), 2008 (4): 10-13.
- [12] Seyoum B, Ramirez J. Foreign Trade Zones in the United States: A Study with Special Emphasis on the Proposal for Trade Agreement Parity [J]. Journal of Economic Studies, 2012, 39 (1): 13-30.
- [13] 张汉林, 盖新哲. 自由贸易区来龙去脉、功能定位与战略 [J]. 改革, 2013 (9): 98-105.
- [14] 叶修群. 保税区与出口加工区对工业企业选址的影响——基于中国省级面板数据的实证分析 [J]. 中央财经大学学报, 2018 (10): 96-104.
- [15] 徐厚永, 徐枫巍. 我国出口加工区现状及功能拓展分析 [J]. 国际贸易, 2009 (4): 46-48.
- [16] 周运源. 保税区功能及发展路向选择 [J]. 经济学家, 2002 (5): 124-125.
- [17] Johansson H, Nilsson L. Export Processing Zones as Catalysts [J]. World Development, 1997, 25 (12): 2115-2128.
- [18] Aboagye A, Bokpin G A, Quaoe A. Assessing the Impact of Export Processing Zones on Economic Growth in Ghana [J]. Research in International Business and Finance, 2017, 42 (C): 1150-1163.
- [19] 孟广文. 国际经验对海南自由贸易港规划建设的启示 [J]. 资源科学, 2021 (2): 217-228.
- [20] 张鹏杨, 徐佳君, 刘会政. 产业政策促进全球价值链升级的有效性研究——基于出口加工区的准自然实验 [J]. 金融研究, 2019 (5): 76-95.
- [21] 闫国庆, 孙琪, 仲鸿生, 等. 我国加工贸易战略转型及政策调整 [J]. 经济研究, 2009 (5): 66-78.
- [22] 黄建忠, 吴瑕. 差异化试验下中国自贸试验区创新的研究——以临港新片区为例 [J]. 国际贸易, 2020 (10): 4-11.
- [23] 陈钊, 熊瑞祥. 比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据 [J]. 管理世界, 2015 (8): 67-80.
- [24] 叶修群, 郭晓合. 保税区、出口加工区与加工贸易发展——基于中国省级面板数据的实证研究 [J]. 重庆大学学报 (社会科学版), 2018 (5): 18-28.
- [25] 陈丰龙, 徐康宁. 经济转型是否促进 FDI 技术溢出: 来自 23 个国家的证据 [J]. 世界经济, 2014 (3): 104-128.
- [26] 戴觅, 余森杰, Madhura M. 中国出口企业生产率之谜: 加工贸易的作用 [J]. 经济学 (季刊), 2014 (2): 675-698.
- [27] 吴海民. 资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2012 (1): 46-56.
- [28] 叶修群. 自由贸易园区 (FTZ) 的区位选择——基于中国省级面板数据的实证研究 [J]. 当代经济科学, 2016 (2): 115-123.
- [29] 骆许蓓. 论双边贸易研究中重力模型的距离因素 [J]. 世界经济文汇, 2003 (2): 45-60.
- [30] Chen Z, Poncet S, Xiong R. Inter-industry Relatedness and Industrial-policy Efficiency: Evidence from China's Export Processing Zones [J]. Journal of Comparative Economics, 2017, 45 (4): 809-826.
- [31] 韩亚欣, 吴非, 李华民. 中国经济技术开发区转型升级之约束与突破——基于调研结果与现有理论之分析 [J]. 经济社会体制比较, 2015 (5): 150-163.
- [32] 刘淑琳, 王贤彬, 黄亮雄. 经济增长目标驱动投资吗? ——基于 2001—2016 年地级市样本的理论分析与实证检验 [J]. 金融研究, 2019 (8): 1-19.
- [33] 李书娟, 王贤彬. 经济增长目标压力下的国企投资规律及效应研究——来自地级经济增长目标与上市公司样本的证据 [J]. 南方经济, 2020 (11): 83-98.

(责任编辑: 邵霖 张安平)