

中央财经大学学报
全国社科类核心期刊
中文社会科学引文索引来源期刊
全国百强社会科学报

(月刊)

2021年第9期

(总第409期)

主管单位: 中华人民共和国教育部

主办单位: 中央财经大学

主 编: 王广谦

编辑出版: 《中央财经大学学报》编辑部

印 刷: 中央财经大学印刷厂

刊 号: ISSN1000-1549
CN11-3846/F

通讯地址: 北京市西直门外学院南路39号

邮政编码: 100081

电 话: 62288381 62288382

网 址: <http://xbjbjb.cufe.edu.cn>

E-mail: XBBGS@cufe.edu.cn

发 行: 北京报刊发行局

订 阅: 全国各地邮局

邮发代号: 82-950

定价: 20.00元

目 录

· 财政税收 ·

财政透明度与财政政策波动性: 证据与机制 王立勇 赵姝洁 (3)

财政逆周期调节的制度设计

——相机抉择与自动稳定器的融合 赵 琪 杜崇珊 (13)

· 金融保险 ·

非正规借贷对创业活跃度的影响

——基于社区层面的经验证据

..... 黄惠春 袁俊丽 高仁杰 杨 军 (21)

基于动态交易和风险约束的智能投资组合优化

..... 王舞宇 章 宁 范 丹 王 熙 (32)

· 财务与会计 ·

管理者能力、制度环境与企业价值

——基于中国证券市场制度变迁的视角

..... 黄志宏 郭菁晶 李善民 (48)

股权激励影响经营杠杆决策吗?

——基于A股上市公司的经验证据

..... 王百强 黄 静 吕 杰 (59)

· 理论经济 ·

扶贫模式的理论逻辑和实证分析

..... 尹训东 欧阳远芬 刘乐峥 乔宝云 (72)

· 工商管理 ·

老字号品牌故事主题影响消费者品牌态度机理研究

..... 王德胜 杨志浩 韩 杰 (88)

控制权转移对企业绩效的影响

——基于代理成本中介效应的检验 吴国鼎 (100)

· 区域经济 ·

房价、财富不平等与城市犯罪率

——基于中国地级市面板数据的实证分析

..... 郭冬梅 李 昕 刘春晓 孙伟增 (113)

Contents

No. 9, 2021
(Serial No. 409)

Fiscal Transparency and Fiscal Policy Volatility: Empirical Evidences and Theoretical Mechanism	
.....	WANG Li-yong ZHAO Shu-jie (3)
The System Design of Countercyclical Fiscal Adjustment: The Coordination of Discretionary Fiscal Policy	
and Automatic Stabilizers	ZHAO Qi DU Chong-shan (13)
The Influence of Informal Loan on Entrepreneurship Activity: Empirical Evidence from Community	
.....	HUANG Hui-chun YUAN Jun-li GAO Ren-jie YANG Jun (21)
Intelligent Portfolio Optimisation Based on Dynamic Trading and Risk Constraints	
.....	WANG Wu-yu ZHANG Ning FAN Dan WANG Xi (32)
Managerial Ability, Institutional Environment and Corporate Valuation: A Perspective Based on Institutional	
Changes in the Chinese Securities Market	HUANG Zhi-hong GUO Jing-jing LI Shan-min (48)
Do Equity Incentives Have an Influence on Operating Leverage Decisions?	
Evidences from A-share Listed Companies	WANG Bai-qiang HUANG Jing LYU Jie (59)
Theoretical Logic and Empirical Analysis of Poverty Alleviation Modes	
.....	YIN Xun-dong OUYANG Yuan-fen LIU Le-zheng QIAO Bao-yun (72)
The Influencing Mechanism of Time-honored Brand Story Theme on Brand Attitude	
.....	WANG De-sheng YANG Zhi-hao HAN Jie (88)
The Impact of Control Transfer on Enterprise Performance: The Test Based on the Mediating Effect	
of Agency Cost	WU Guo-ding (100)
House Prices Growth, Wealth Inequality and Urban Crime Rate: An Empirical Analysis Based on the Panel Data	
of Prefecture Level Cities in China	GUO Dong-mei LI Xin LIU Chun-xiao SUN Wei-zeng (113)

财政透明度与财政政策波动性：证据与机制

Fiscal Transparency and Fiscal Policy Volatility: Empirical Evidences and Theoretical Mechanism

王立勇 赵姝洁

WANG Li-yong ZHAO Shu-jie

[摘要] 笔者定量测度我国31个省份的财政政策波动性,使用2006—2016年的面板数据研究财政透明度对财政政策波动性的影响及其异质性,并借助中介效应分析框架分析财政透明度影响的内在机制。研究表明,我国财政透明度呈现不断上升态势,财政信息公开力度在不断加强,但财政透明度仍处于较低水平;单个省份不同年份的财政透明度波动较大,不同省份之间的财政透明度差异较大;财政透明度与财政政策波动性之间存在显著的因果关系,财政透明度对财政政策波动性存在负向影响,即随着一个地区财政透明度的提高,该地区的财政政策波动性将下降;财政透明度对财政政策波动性的影响存在异质性,低透明度地区和财政政策波动性较高地区的财政透明度影响更强;财政透明度的提高,有利于约束政府行为,降低预决算偏差度,从而达到降低财政政策波动性的效果。

[关键词] 财政透明度 财政政策波动性 预决算偏差度 异质性

[中图分类号] F810 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 09-0003-10

Abstract: This paper quantitatively measures the fiscal policy volatility of 31 provinces in China, using panel data from 2006 to 2016 to study the impact of fiscal transparency on fiscal policy volatility, using the lag period of fiscal transparency as an instrumental variable to solve endogenous problem of the model and conduct robustness tests, finally its impact mechanism is analyzed. The results show that increasing fiscal transparency helps reduce fiscal policy volatility, and this result has been tested for robustness. Its impact mechanism is that increasing fiscal transparency can reduce the deviation of budget and final accounts, strengthen the budget's binding power to the government, and make the government implement the budget more strictly to reduce the volatility of fiscal policies.

Key words: Fiscal transparency Fiscal policy volatility Deviation of budget and final accounts Heterogeneity

[收稿日期] 2021-02-22

[作者简介] 王立勇,男,1976年8月生,中央财经大学国际经济与贸易学院教授,研究方向为计量经济、国际经济与开放宏观;赵姝洁,女,1997年3月生,中央财经大学统计与数学学院研究生,研究方向为经济统计。本文通讯作者为王立勇,联系方式为liyongecon@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新常态下完善宏观调控目标体系和政策调控研究”(项目编号:15ZDA009)。

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、导言

财政政策是政府宏观调控的重要工具和手段,一直是理论界和实务界关注的焦点。到目前为止,关于财政政策研究的文献主要集中于财政政策水平(fiscal policy in level),而关于财政政策波动性的研究近年来才开始受到各国政策界和学术界的高度重视,成为财政政策研究的重要主题(Afonso和Jalles,2012^[1])。Hamilton(2008)^[2]指出,只关注条件均值是有误导的,还应关注波动性。Fatas和Mihov(2013)^[3]指出,很多最新研究发现,在模型中控制制度变量后,财政政策水平变量的影响通常变得不再显著,但财政政策波动性的影响却不同,即使引入制度等变量后,其影响依然显著。Fatas和Mihov(2007)^[4]强调,与政策工具水平量相比,政策波动性可能是衡量宏观经济政策的更好指标。

目前,关于财政政策波动性的研究主要集中于研究财政政策波动性的影响,如Bachmann等(2017)^[5]、Fernández-Villaverde等(2015)^[6]、Basu和Bundick(2012)^[7]、Bloom等(2008)^[8]、Bachmann和Bayer(2009)^[9]、Baker等(2012)^[10]、Fatas和Mihov(2007^[3],2013^[4])、王立勇和纪尧(2019)^[11]等。相对而言,财政政策波动性决定因素方面的研究文献较少。有些文献强调了制度建设和政治因素对财政政策波动性的影响(Fatas和Mihov,2007^[3],Fatas和Mihov,2013^[4];Woo,2009^[12];Agnello和Sousa,2009^[13];Albuquerque,2011^[14])。其中,Albuquerque(2011)^[14]利用1980—2007年23个EU国家的面板数据研究发现,财政制度的质量对财政支出波动性存在较大且统计上显著的负面影响,充分表明在一些政党中议会席位的高度集中会提高公共支出的波动性,但Woo(2011)^[15]等却得出了相反的结论。有些文献分析了财政规则对财政政策波动性的影响,如Fatas和Mihov(2007)^[4]、Brzozowski和Siwinska-Gorzalak(2010)^[10]、Albuquerque(2011)^[14]、王立勇和纪尧(2019)^[11]等。其中,Fatas和Mihov(2007)^[4]借助美国48个州的样本数据研究发现,预算赤字和支出约束形式的财政规则有利于降低财政政策波动性。Brzozowski和Siwinska-Gorzalak(2010)^[16]以OECD、拉美、中东等国家数据为样本发现,财政规则(即显性的赤字或债务约束)对财政政策波动性存在显著的负向影响。有些文献研究了社会极化现象(收入

差距)对财政政策波动性的影响。Woo(2011)^[15]研究发现,社会极化程度或收入差距会影响机会主义的政策制定者行为,从而影响该国或地区的财政政策波动性。有些文献研究了经济发展水平对财政政策波动性的影响。Woo(2011)^[15]、Yogo(2015)^[17]指出,经济发展水平高的国家或富裕国家的财政政策波动性相对较低,经济发展水平低的国家或贫穷国家的财政政策波动性相对较大。与此观点不同的是,Dixit和Weibull(2007)^[18]、Lindqvist和Österling(2008)^[19]、Fernandez和Levy(2008)^[20]指出,在一个规模较大的经济体中,个体异质性更加明显,对公共物品的偏好差异更大,从而导致社会极化现象加重。最终,随着当权者的轮流执政,财政支出波动性会加剧。除此以外,王立勇和王申令(2018)^[21]借助准自然实验方法研究了预算约束对财政政策波动性的影响后发现,强化预算约束能够显著降低一国的财政政策波动性。

随着经济社会的不断发展,人们对政府监督的需求不断增强,我国一直致力于提高政府的财政透明度。《中华人民共和国政府信息公开条例》于2008年正式施行,这一重大的标志性事件极大促进了政府信息公开进程。上海财经大学从2009年开始每年出版《中国财政透明度报告》,定期公布我国31个省份的财政透明度状况,也在一定程度上促进了财政透明度的提高。2014年,我国重新修订《中华人民共和国预算法》,首次以法律形式明确了政府的财政信息公开职责,为财政信息公开提供了法律保障。《2017年政务公开工作要点》明确指出要加大政策实施情况的公开力度,重视以公开引导预期、以公开凝聚共识。党的十九大报告更是把建立规范透明的预算制度作为加快完善社会主义市场经济体制的重要内容。在持续不断的努力下,我国财政透明度不断提高,财政透明度得分的均值从2006年的21.71上升到了2016年的53.49,省级政府财政信息公开能力得到改善。然而,财政透明度的提高是否能够真正达到约束政府财政行为的最终目的,是否取得降低财政政策波动性的效果呢?

理论上讲,在中国式分权体制下,地方政府拥有一定规模的财力,且对财政资金具备一定的支配权,导致地方政府预算约束弱化,预算软约束现象普遍存在,预决算偏差较大,从而会导致财政政策波动。财政透明度的提高,能够推动地方政府财政信息公开进

程,有利于发挥社会公众对地方政府行为的监督作用,使预算真正发挥约束政府行为的作用,限制政府主观意志对财政行为的影响,进而能够减少地方政府随意调控行为的发生,降低调控的随意性,从而有利于降低财政政策波动性。从经济行为看,根据财政透明度与财政政策波动性之间的散点图(图1)可以看出,二者之间存在负相关的关系,即随着财政透明度的提高,财政政策波动性降低。

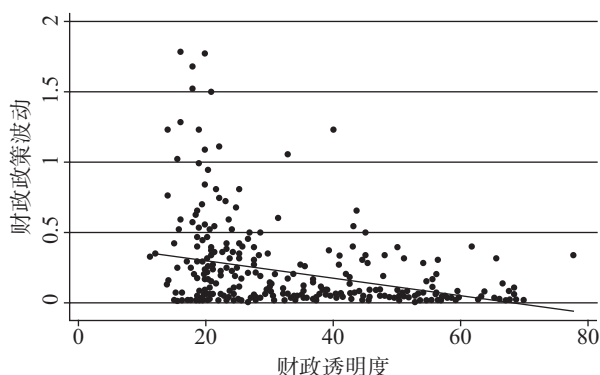


图1 财政政策波动与财政透明度之间的散点图

为了更直观地显现二者之间的关系,本文根据2006—2016年各省份的财政透明度平均值将各省份分成两组,将财政透明度高于整体平均值的省份归为高透明组,其余归为低透明组。图2给出2006—2016年间两组样本的财政政策波动性变化情况。从中可以看出,相比而言,透明度低的省份财政政策波动性会更高。

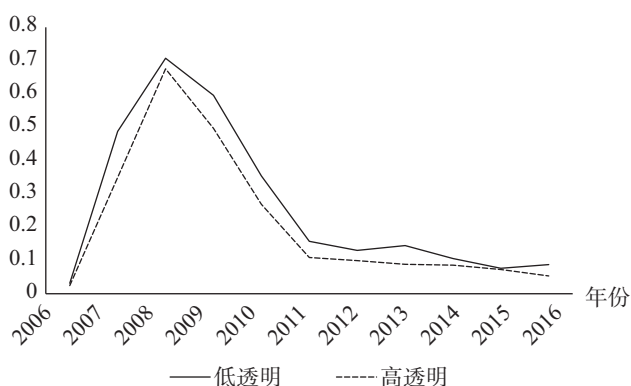


图2 按财政透明度分组波动性变化情况

然而,二者之间是否确实存在因果关系,有待下文更加严谨的因果效应推断和论证。厘清财政透明度与财政政策波动性的关系,有利于完善宏观经济治理,降低政策不确定性,畅通政策的预期管理机制,有效引导微观主体预期,促进经济高质量发展。关于

财政透明度与财政政策行为特征之间的联系,已有文献较少关注: Benito 和 Bastida (2009)^[22] 和 Vicente 等 (2013)^[23] 指出,政府预算的公开透明能够显著减少地方官员的机会主义行为;邓淑莲和温娇秀 (2015)^[24] 研究发现,财政透明度的提高能够减少腐败行为,且能够抑制政府债务规模的扩大,郭剑鸣 (2011)^[25]、李春根和徐建斌 (2016)^[26] 亦持有相似观点;张树剑 (2016)^[27] 研究指出,财政透明度的提高能够显著提升地方政府的财政治理能力和效率,类似地,李燕和王晓 (2016)^[28] 使用我国省级时间序列数据发现,财政透明度与财政支出效率之间呈正相关关系,即财政透明度的提高能够提升财政支出效率;刘生旺和陈鑫 (2019)^[29] 借助2007—2014年省级面板数据研究指出,财政透明度的提高能够明显约束财政支出中的政府行政支出占比。目前尚无文献专门研究财政透明度与财政政策波动性之间的关系,基于此,本文利用《中国财政透明度报告》发布的财政透明度数据和财政政策波动性的测度数据,借助面板数据模型分析财政透明度对财政政策波动性的影响,并借助中介效应分析框架分析财政透明度影响的内在机制。与已有文献相比,本文的创造性工作主要包括:第一,本文从新的视角分析财政政策波动性的决定因素,旨在推断财政透明度与财政政策波动性之间的因果关系。与此同时,本文也为认识提高财政透明度的重要性提供了新的视角。第二,本文借鉴 Villaverde 等 (2015)^[6] 的做法,将时变性引入财政反应函数,采用更佳的测度方法测算我国财政政策波动性的省际面板数据,能够为相关研究提供指标基础和数据基础。第三,本文研究结论能够为财政透明度的影响研究和财政政策波动性的决定因素研究提供新的经验证据。

二、模型构建、指标测度与描述性统计

(一) 模型构建

为了分析财政透明度对财政政策波动性的影响,本文建立基准模型如下:

$$volatility_{it} = \alpha + \beta_1 transparency_{it} + \gamma Z_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $volatility_{it}$ 表示省份 i 在 t 年度的财政政策波动性; $transparency_{it}$ 表示第 i 个省份在 t 年度的财政透明度指标,该指标来源于《中国财政透明度报告》

中的财政透明度指数。为了降低遗漏变量偏差导致的内生性问题,本文在模型(1)中增加了控制变量,用 Z 表示,包括贸易开放度($open$)、经济发展水平($\ln gdp$)、政府规模($scale$)、财政赤字($debt$)等因素。其中,贸易开放度指标用进出口总额占其当期GDP的比重来刻画,经济发展水平指标用人均GDP的对数值来衡量,政府规模指标用政府消费占其当期GDP的比重来表示,财政赤字用政府公共预算支出与政府公共预算收入的差值表示。 λ_i 表示个体固定效应,用以控制不同个体(省份)存在的不可观测差异; μ_t 表示时间固定效应,用于控制不同时间点存在的不可观测差异。 ε_{it} 表示随机扰动项。

(二) 财政政策波动性的测度

到目前为止,财政政策波动性的测度方法主要包括:第一,对自回归模型进行估计,用残差的标准差来测度;第二,直接计算财政支出或税收收入的标准差;第三,建立GARCH模型,用所得到的时变方差表示平滑的时变波动性;第四,建立不包含时变性的财政政策反应函数,对模型进行估计得到模型残差;第五,建立财政政策反应函数且将时变性引入财政政策反应函数的扰动项。前三种方法在测度时均包含了经济周期等因素,可能夸大财政政策波动性(王立勇和纪尧,2015^[30])。根据方法测度的适用性和精确性,本文借鉴Villaverde等(2015)^[5]提出的测度方法,通过建立引入时变性的财政政策反应函数来计算得到各省份财政政策波动性,该方法能够将政策波动性冲击与政策冲击之间的差异加以区分,其测度结果更加准确。

在借助该方法测度财政政策波动性时,不可盲目照搬国外相关做法,应考虑我国财政政策的实践情况。众所周知,我国主要依据产出缺口变化和财政可持续性来进行政策调整(王立勇和纪尧,2019^[30]),从而本文构建测度模型如下:

$$x_t - x = \rho_x(x_{t-1} - x) + \phi_{xy}(\ln y_{t-1} - \ln y) + \phi_{x,b} \left(\frac{b_{t-1}}{y_{t-1}} - \frac{b}{y} \right) + \exp(\sigma_{x,t}) \varepsilon_{x,t} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_{x,t} &\sim N(0,1) \\ \sigma_{x,t} &= (1 - \rho_{\sigma_x}) \sigma_x + \rho_{\sigma_x} \sigma_{x,t-1} + (1 - \rho_{\sigma_x}^2)^{0.5} \eta_x \mu_{x,t} \\ \mu_{x,t} &\sim N(0,1) \end{aligned} \quad (3)$$

其中,式(2)表示财政政策反应函数,且扰动项

中包含了时变性,可以更准确地测度财政政策波动性。 x_t 表示财政支出、税收等财政政策工具, x 表示财政政策工具指标的均值。由于税收本身的强制性和固定性,受到地方政府的主观性影响较小,财政支出波动更能反映政府真实的财政行为变化,因此本文选择用各省份财政支出的波动性来衡量财政政策波动性。 y_t 表示每年的产出, y 表示产出的均值。 b_t 表示政府赤字,本文使用政府公共预算支出与政府公共预算收入的差值表示。式(3)是式(2)中波动性的运动方程,假定波动性冲击服从一阶自回归过程。

本文使用各省份2006—2016年的年度数据,且以2006年为基期将数据转化为实际值。使用贝叶斯层级模型对式(2)和式(3)进行估计。参考已有文献,假定先验参数服从均匀分布,运用马尔可夫蒙特卡洛方法对参数进行一万次抽样,参数的估计值使用后验中位数,由于篇幅所限,在此只列出北京市数据测度中各参数估计值及95%的置信区间,其余不在文中列出。

表1 财政支出方程参数估计结果

参数	中位数	置信区间
ρ_x	0.910 6	[0.809 9, 0.923 5]
σ_x	-4.171 0	[-4.975 0, 2.939 0]
$\varphi_{x,y}$	-0.503 3	[-2.473 0, 1.489 0]
$\varphi_{x,b}$	0.511 0	[-1.491 0, 2.450 0]
ρ_{σ_x}	0.700 9	[0.011 3, 0.946 0]
η_x	0.531 8	[0.258 2, 0.962 9]

本文使用 $100\exp(\sigma_{xt})$ 来表示各省份每年的财政政策波动性,图3展示了各省份财政政策波动性平均值的变化情况。从整体上看,由于受到美国金融危机和希腊债务危机的不利冲击,2007—2009年的财政政策波动性明显高于其他年份,近年来各省份的财政政策波动性有所下降,处于较低的水平。在31个省份中,西藏的财政政策波动性较大,江苏财政政策波动性较小,其他省份的财政政策波动性介于二者之间,图3给出了两个省份及全国平均的财政政策波动性变化情况。从图中可以看出,各个省份的财政政策波动性态势相似,均是在2007—2009年处于较高水平,随后开始下降,近年来处于

较低水平。

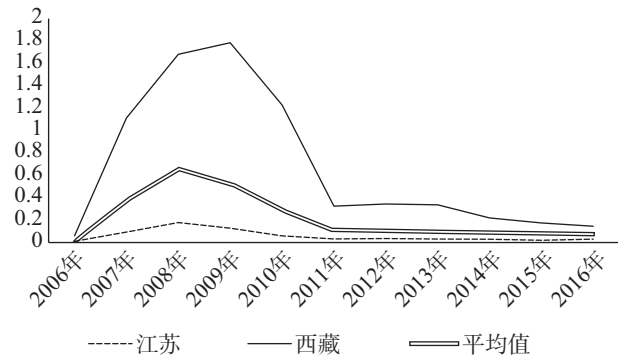


图3 财政政策波动性趋势

（三）数据来源及处理

本文实证部分采用2006—2016年我国31个省份的面板数据为样本，原始数据来源于《中国统计年鉴》、中国统计局官网、《中国财政年鉴》，以及上海财经大学每年发布的年度《中国财政透明度报告》等。需要特别说明的是，《中国财政透明度报告》并非调查各省份当年的财政数据，而是存在时间滞后性，即2009—2012年的《中国财政透明度报告》是以2006—2009年的财政数据为调查对象，2013—2018年的《中国财政透明度报告》的调查对象是2011—2016年的财政数据，因此2010年财政透明度是无法获取的，本文采用回归法来填补缺失值。参考已有文献，一国或地区的财政透明度会受到政治、经济、财政、社会等因素的影响，本文使用2006—2016年的财政透明度数据。

（四）描述性统计

表2给出了各个变量的描述性统计结果。从表中可以看出，2006年至2016年，我国各省份财政政策波动性的均值为0.225，而标准差达到了0.295，说明各省份、各年度财政政策波动性存在较大差异。财政透明度的均值只有33.20，标准差为15.06，说明整体来看我国财政透明度还较低，且各省份、各年度

表2 变量描述性统计结果

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值
财政政策波动性	volatility	0.225	0.295	0.008	1.785
财政透明度	transparency	33.200	15.060	11.520	77.700
政府规模	scale	0.248	0.190	0.084	1.379
贸易开放度	open	0.310	0.379	0.032	1.721
经济发展水平	lngdp	11.070	0.430	10.040	12.010
财政赤字	debt	25.900	20.660	1.230	107.760

的财政透明度状况之间存在较大差异，其中最小值为11.52（2012年西藏），最大值为77.70（2011年海南）。

三、实证分析与稳健性检验

本部分将使用我国31个省份2006—2016年的面板数据进行实证分析，推断核心解释变量财政透明度对财政政策波动性的影响是否显著，并进行相应的稳健性检验。

（一）实证分析结果

表3给出了混合回归模型和双向固定效应模型的参数估计结果，其中，混合回归模型中核心解释变量财政透明度的系数是-0.0027，在5%的水平上显著，说明财政透明度与财政政策波动性之间存在负向因果关系，即随着财政透明度的提高，财政政策波动性倾向于降低。然而，由于混合回归可能存在不可观测的个体差异及时间差异，遗漏变量和不可观测的异质性会带来估计结果的有偏性，且本文hausman检验结果支持固定效应模型，从而表3也给出固定效应模型的参数估计结果。

表3 财政透明度对财政政策波动性的影响结果

解释变量	财政政策波动性	
	OLS 估计结果	固定效应估计结果
财政透明度	-0.0027** (0.0011)	-0.0020** (0.0008)
控制变量	控制	控制
截距项	2.1248*** (0.5874)	-1.8591 (1.3325)
个体固定效应		控制
时间固定效应		控制
样本容量	341	341
R ²	0.371	0.779

注：括号内为稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；控制变量包括政府规模、贸易开放度、经济发展水平、财政赤字。下同。

从表3所示的固定效应估计结果可以看出，财政透明度的系数估计结果为-0.0020，在5%的水平上显著，再次证实财政透明度与财政政策波动性之间存在负相关关系，财政透明度的提高对财政政策的波动性存在显著抑制作用，即财政透明度越高，财政波动

性就越低。

(二) 稳健性检验

为了确保上述回归结果的稳健性和可靠性,本文从工具变量估计、子样本估计、分组估计三个方面进行稳健性检验。

1. 工具变量估计。

虽然上文在实证分析中增加了双向固定效应以控制个体之间和时点之间可能存在的不可观测差异,且通过设置控制变量的方式减少由于遗漏变量偏差导致的内生性问题,但这通常很难完全解决内生性问题。为进一步解决遗漏变量偏差或双向因果关系等情况导致的内生性问题,本文接下来借助两阶段最小二乘法估计模型参数,此处采用核心解释变量(财政透明度)的滞后一期作为工具变量。根据已有文献中的经验规则,两阶段最小二乘法第一阶段回归的 F 统计量值为71.80,远远大于经验值50,说明此处不存在弱工具变量问题,且表4第三列回归结果也证明了工具变量与内生解释变量之间的相关性;sargan检验结果表明,财政透明度滞后一期值满足工具变量的外生性条件;表4第二列回归结果也显示工具变量财政透明度的滞后一期与内生性变量财政透明度的当期值高度相关,但是不会直接影响财政政策波动性,这符合选取工具变量的标准。所以,将财政透明度的滞后一期作为工具变量是有效的。

表4第一列给出参数估计结果。从结果中可以看出,考虑模型存在的内生性问题后,核心解释变量财政透明度的系数估计结果依然显著为负,说明上文估计结果是稳健的。与固定效应模型的估计结果相比,这里估计得到的系数绝对值更大,说明不考虑模型的内生性时,财政透明度的提高对财政政策波动性的抑制效应被低估。

表4 两阶段最小二乘法的估计结果

解释变量	被解释变量		
	财政政策波动性	财政政策波动性	财政透明度
财政透明度	-0.004 6** (0.002 1)	-0.002 7** (0.001 2)	—
财政透明度滞后一期	—	-0.001 4 (0.001 3)	0.463 5*** (0.054 7)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制

续前表

解释变量	被解释变量		
	财政政策波动性	财政政策波动性	财政透明度
时间固定效应	控制	控制	控制
样本容量	310	310	310
R^2	0.365	0.463	0.346

2. 子样本估计。

为解决样本偏误可能带来的内生性问题,接下来本文选取子样本再次进行估计。由于新疆和西藏经济社会发展的特殊性,本文参考已有文献,使用剔除新疆和西藏之后的子样本重新估计模型参数,估计结果如表5所示。表5所示的估计结果显示,核心解释变量财政透明度的系数估计结果依然为负,且在统计意义上显著,可以认为上文采用31个省份数据得到的估计结果是稳健的,财政透明度的提高确实对财政政策波动性有显著抑制作用。

表5 子样本稳健性检验结果

解释变量	财政政策波动性	
	固定效应	工具变量法
财政透明度	-0.001 9** (0.000 8)	-0.003 6** (0.001 6)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本容量	319	290
R^2	0.771	0.616

3. 样本分组检验

由于不同省份之间的现实情况有所不同,本文计算2006年至2016年各省份的财政透明度平均值作为衡量财政透明度高低的指标,将财政透明度高于整体平均值的省份归为高透明组,其余归为低透明组。与此同时,本文采用同样的方法将31个省份分为高波动组和低波动组,从而得到高透明组、低透明组和高波动组、低波动组四个子样本,并采用两阶段最小二乘法分别使用四个子样本来估计模型参数,结果如表6所示。

表6结果显示,无论是透明度高的省份或是透明度低的省份,财政透明度对财政政策波动性的影响均

显著为负，说明上文结论的稳健性。然而，本文发现在不同透明度的地区，财政透明度对财政政策波动性的影响存在异质性，低透明度地区的财政透明度影响更强。表 6 结果也显示，无论是财政政策波动性高的省份或是财政政策波动性低的省份，财政透明度这一核心变量的符号均未发生改变，均对财政政策波动性

存在显著的负向影响，证明了上述实证分析结果的稳健性，可以认为“提高财政透明度有助于降低财政政策波动性”这一结论是可靠的。同样，本文发现在不同财政政策波动性的地区，财政透明度的影响存在异质性，对于财政政策波动性较高的地区，提高财政透明度的作用更加显著。

表 6 分组稳健性检验

解释变量	财政政策波动性			
	高透明组	低透明组	高波动组	低波动组
财政透明度	-0.000 9 ** (0.000 4)	-0.003 8 ** (0.001 6)	-0.006 8 ** (0.003 1)	-0.001 5 ** (0.000 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	2.984 2 * (1.810 2)	3.767 6 ** (1.831 0)	6.891 7 * (3.996 8)	2.670 9 *** (0.970 9)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本容量	165	176	88	253
R ²	0.406	0.623	0.599	0.473

四、机制分析

上文分析表明，一个地区财政透明度的提高会降低该地区的财政政策波动性，这一结论具有稳健性。然而，这一影响的内在机制是什么，换言之，财政透明度的提高为何会降低财政政策波动性，这是本文分析的重点，下文将从理论和实证两方面进行分析。

（一）理论逻辑

财政政策波动性是指政府财政行为的波动，按照传统经济学理论，财政政策应逆风向而动，及时对经济运行进行反周期调节，所以财政政策波动性包含两个部分：一部分是为了熨平经济周期波动而引致的财政政策波动；另一部分是在上述原因之外，由于政府随意调控导致的波动性，这一部分财政政策波动性与经济周期波动无关。由于上文是借助财政反应函数来测度财政政策波动性，所以本文的财政政策波动性是指与经济周期无关、由于政府随意调控导致的政策波动性。在中国式分权体制下，我国中央政府对经济的宏观调控和地方政府的扩张冲动之间存在内在冲突，这会对政府财政政策波动性产生直接影响。由于地区之间存在竞争关系，加上财政预算约束的不充分，地方政府常常盲目追求强烈的财政扩张。在经济萧条时，中央政府为了实现经济的稳定增长，往往会对地

方政府的财政扩张行为持默许态度。然而，在经济繁荣时，如果地方政府仍然持续扩张就会导致经济过热，此时中央政府为了维持经济稳定就会采取多种措施进行宏观调控，而地方政府扩张行为和中央政府宏观调控相互作用非常容易导致宏观经济的剧烈波动和地方政府财政行为的频繁变动，从而引致财政政策波动性。长期以来，预算改革之前，预算编制、审批、监督及执行的过程几乎处于全封闭状态，在政府预算报告中缺乏详细的数据，数据统计不完全，公众对预算执行很难进行绩效监督，政府的主观意志对财政行为的影响加深，导致执行过程中的随意性。因此，在分权体制背景下，我国地方政府不仅拥有一定规模的财力，同时对财政资金具备一定的支配权，导致地方政府预算约束弱化，预算软约束现象普遍存在，预决算偏差较大，这就必然会导致财政政策波动。根据相关理论，财政透明度不高是预决算偏差过大的最重要原因之一，从而提高财政透明度，可推动地方政府财政信息公开进程，强化社会公众对地方政府行为的监督，使预算真正发挥约束政府行为的作用，进而能够减少地方政府随意调控行为的发生。

根据以上分析，结合我国现实情况，本文认为财政透明可以通过改善政府的预算执行情况来降低财政政策波动性。本文使用预决算偏差度来衡量预

算执行情况,如果预算执行情况较好,政府可以严格执行预算,则预决算偏差度应该被控制在合理的范围内。

(二) 模型框架

接下来,本文借助中介效应分析框架来验证财政透明度对财政政策波动性的影响机制,即提高财政透明度能够降低预决算偏差度,从而降低财政政策波动性。为了检验这一机制,本文建立中介效应模型如下:

$$volatility_{it} = \alpha_1 + \beta_1 transparency_{it} + \gamma_1 Z_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$PE_{it} = \alpha_2 + \beta_2 transparency_{it} + \gamma_2 Z_{it} + \theta_i + \delta_t + \mu_{it} \quad (5)$$

$$volatility_{it} = \alpha_3 + \beta_3 transparency_{it} + bPE_{it} + \gamma_3 Z_{it} + \phi_i + \varphi_t + \omega_{it} \quad (6)$$

其中, $volatility_{it}$ 代表 i 省份在 t 年度的财政政策波动性, $transparency_{it}$ 代表 i 省份在 t 年度的财政透明度, PE_{it} 代表 i 省份在 t 年度的预决算偏差度, Z_{it} 表示由控制变量组成的向量。在上述模型中,中介变量是预决算偏差度 (PE),其计算公式为: $PE = (\text{决算支出} - \text{预算支出}) / \text{预算支出}$,用来表示预算执行情况。此处,使用预决算支出计算预决算偏差度的原因在于:一方面是和财政政策波动性的口径相一致,另一方面是由于预算软约束很大程度上体现为预算支出软约束。在中介效应分析框架中,本文重点关注 β_1 、 β_3 和 b ,一般而言,如果在式 (6) 中加入预决算偏差度 (PE) 后,财政透明度的参数估计结果变得不再显著,则为完全中介效应;若财政透明度的参数估计结果显著性降低或影响程度降低,则说明存在部分中介效应。

(三) 数据表述与初步证据

图4给出了我国各省份2006—2016年财政透明度和预决算支出偏差度情况。从图中不难看出,平均而言,各省份的财政透明度自2006年以来一直呈现

上升态势,特别是2012年以来,财政透明度上升速度较快。与此同时,各省份的预决算偏差度呈现不断下降态势,2010年以后,预决算偏差度下降速度较之前稍快,从2006年的13.01%下降到了2016年的5.38%,说明近年来我国财政信息公开工作取得了不错的效果,预算执行情况有了改善,但仍低于国际标准。^① 总体而言,财政透明度和预决算偏差度呈反方向变化,随着财政透明度的不断提高,预决算偏差度在不断降低。

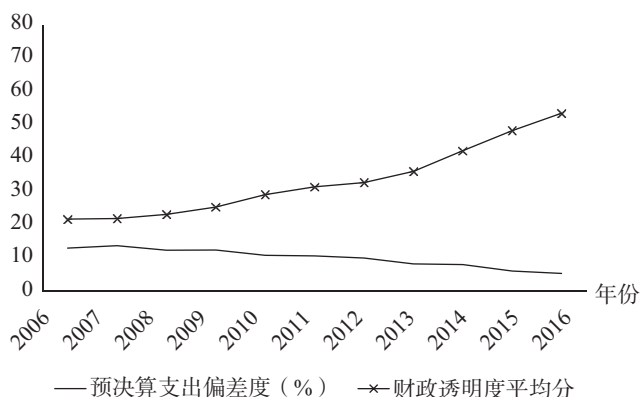


图4 财政透明度和预决算偏差度趋势

表7给出财政透明度、预决算偏差度和财政政策波动性之间的相关系数。表7结果显示,财政透明度与预决算偏差度的相关系数为-0.2985,且在1%的显著性水平上显著,充分说明财政透明度与预决算偏差度之间呈负相关关系,与图4结论一致;预决算偏差度与财政政策波动性之间的相关系数为0.2566,在1%的显著性水平上显著,充分说明预决算偏差度与财政政策波动性之间呈正相关关系,与上文理论预期一致。同样,财政透明度与财政政策波动性之间的相关系数为-0.320,在1%的显著性水平上显著,说明财政透明度与财政政策波动性之间呈负相关关系。换言之,相关性检验结果似乎表明,财政透明度的提高,能强化预算约束,降低预决算偏差度,从而降低财政政策波动性。

表7 相关性检验

	财政政策波动性	财政透明度	预决算偏差度
财政政策波动性	1		
财政透明度	-0.320 ***	1	
预决算偏差度	0.256 6 ***	-0.298 5 ***	1

① 按照国际标准,良好的预决算偏差度应不高于5%。

然而，相关系数仅能刻画变量之间的相关性，而无法刻画变量之间的因果效应，为了提供更加稳健的经验证据，本文接下来将借助两阶段最小二乘法估计式（4）至式（6）所示的模型，得到参数估计结果见表 8。

表 8 中介效应分析结果

	(1) 财政政策波动性	(2) 预决算偏差度	(3) 财政政策波动性
财政透明度	-0.004 6** (0.002 1)	-0.001 4** (0.000 7)	-0.003 9 (0.002 5)
预决算偏差度	—	—	0.522 6** (0.217 8)
控制变量	控制	控制	控制
截距项	2.028 5*** 0.595 6	0.034 1 (0.159 7)	2.010 6*** (0.587 8)
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本容量	310	310	310
R ²	0.365	0.718	0.626

表 8 的列（1）是式（4）的估计结果，列（2）是式（5）的估计结果，列（3）是式（6）的估计结果。列（2）结果显示， β_2 估计结果为 -0.001 4，且在 5% 的显著性水平上显著，说明财政透明度对预决算偏差度存在显著的负向影响，即在其他条件不变的情况下，财政透明度的提高，能够约束政府行为，改善预算执行情况，预决算偏差度将下降。列（3）结果显示，在模型（4）中引入中介变量预决算偏差度后，财政透明度的参数 β_3 估计结果变得不再显著，而预决算偏差度的参数 b 估计结果在 5% 显著性水平上显著为正。这一方面说明预决算偏差度对财政政策波动性存在显著正向影响，在其他条件不变的情况下，随着预决算偏差度的下降，财政政策波动性随之下降；另一方面，在模型（4）中加入预决算偏差度（ PE ）后，财政透明度的参数估计结果变得不再显著，即存在完全中介效应。从而本文认为，提高财政透明度可以降低预决算偏差度，改善预算执行情况，继而对财政政策波动性起到抑制作用。

五、结论与政策建议

厘清财政透明度与财政政策波动性的关系，有利于完善宏观经济治理，降低政策不确定性，畅通政策

的预期管理机制，有效引导微观主体预期，促进经济高质量发展。目前尚无文献专门研究财政透明度与财政政策波动性之间的联系，基于此，本文利用《中国财政透明度报告》发布的财政透明度数据和本文测度的财政政策波动性数据，即采用我国 31 个省份 2006—2016 年的数据，借助面板数据模型分析财政透明度对财政政策波动性的影响，并借助中介效应分析框架分析财政透明度影响的内在机制。研究结果表明：第一，近年来我国财政透明度呈现不断上升态势，财政透明度最低得分逐年提高，这意味着财政信息公开状况较差的省份近年来不断加强其财政信息公开力度。然而，财政透明度得分的均值仅为 33.20，说明我国各地区的财政透明度仍处于较低水平，无法满足公众对财政信息公开的需求，不利于发挥公众对政府行为的监督。而且，单个省份不同年份的财政透明度波动较大，不同省份之间的财政透明度差异较大，反映出政府公开的随意性，政府财政信息公开意识有待提高，制度约束有待强化，信息公开行为有待规范。第二，财政透明度与财政政策波动性之间存在显著的因果关系，财政透明度对财政政策波动性存在负向影响，即随着一个地区财政透明度的提高，该地区的财政政策波动性将下降。一系列稳健性检验均表明这一结论具有稳健性和可靠性。第三，在不同透明度的地区，财政透明度对财政政策波动性的影响存在异质性，低透明度地区的财政透明度影响更强。在不同财政政策波动性的地区，财政透明度的影响亦存在异质性，对于财政政策波动性较高的地区，提高财政透明度的作用更加显著。第四，财政透明度对财政政策波动性的影响机制在于提高财政透明度，能够强化社会公众对地方政府行为的监督，使预算真正发挥约束政府行为的作用，减少地方政府随意调控行为的发生，降低预决算偏差度，使政府更严格地执行预算，从而达到降低财政政策波动性的效果。

根据以上结论，本文得到的政策启示包括：第一，应建立有效的制度约束，完善法制建设，规范财政信息公开的范围和流程，提高地方政府财政信息公开意识，规范地方政府财政信息公开行为，进一步提升财政透明度整体水平。第二，应将财政透明度纳入地方政府绩效管理考核，降低各个地区财政透明度水平的差异以及单个省份不同年份的差异，降低部分地方政府公开的随意性，规范信息公开行为。第三，在中国式分权体制下，通过制度建设强化对地方政府

的财政约束,进一步降低地方政府的预决算偏差度,有效管理财政政策波动性和不确定性,合理引导微观主体预期。第四,健全和完善中期预算框架,加强中

期财政规划管理,加强中期预算与发展规划的有效衔接,结合中期预算框架来设定财政规则,从更长期视角设计政策体系,降低财政政策波动性。

参考文献

- [1] Afonso A, Jalles J T. Fiscal Volatility, Financial Crises and Growth [J]. Applied Economics Letters, 2012, 19 (18): 1821-1826.
- [2] Hamilton J. Assessing Monetary Policy Effects Using Daily Federal Funds Future Contracts [J]. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 2008, 90 (2): 377-393.
- [3] Fatas A, Mihov I. Policy Volatility Institutions and Economic Growth [J]. Review of Economics & Statistics, 2013, 94 (2): 362-376.
- [4] Fatas A, Mihov I. The Macroeconomic Effects of Fiscal Rules in the US States [J]. Journal of Public Economics, 2007, 90 (1/2): 101-111.
- [5] Bachmann R, Jinhui B, Minjoon L, Fudong Z. The Welfare and Distributional Effects of Fiscal Volatility: A Quantitative Evaluation [Z]. CEPR Discussion Papers 12384, 2017.
- [6] Villaverde J F, Quintana P E, Kuester K, et al. Fiscal Volatility Shocks and Economics Activity [J]. American Economic Review, 2015, 105 (11): 3352-3384.
- [7] Basu S, Bundick B. Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand [Z]. NBER Working Paper No. 18420, 2012.
- [8] Bloom N, Bond S, Reenen J V. Uncertainty and Investment Dynamics [J]. Review of Economic Studies, 2008, 74 (2): 391-415.
- [9] Bachmann R, Bayer C. Firm-specific Productivity Risk over the Business Cycle: Facts and Aggregate Implications [Z]. CESifo Working Paper Series No. 2844, 2009.
- [10] Baker S, Bloom N, Davis S J, et al. Has Economic Policy Uncertainty Hampered the Recovery [Z]. Chicago Booth Research Paper No. 12-06, 2012.
- [11] 王立勇, 纪尧. 财政政策波动性与财政规则: 基于开放条件 DSGE 模型的分析 [J]. 经济研究, 2019 (6): 121-135.
- [12] Woo J. Why Do More Polarized Countries Run More Procyclical Fiscal Policy? [J]. Review of Economics & Statistics, 2009, 91 (4): 850-870.
- [13] Agnello L, Sousa R M. The Determinants of Public Deficit Volatility [Z]. European Central Bank Working Paper Series 1042, 2009.
- [14] Albuquerque B. Fiscal Institutions and Public Spending Volatility in Europe [J]. Economic Modeling, 2011, 28 (6): 2544-2559.
- [15] Woo J. Growth, Income Distribution, and Fiscal Policy Volatility [J]. Journal of Development Economics, 2011, 96 (2): 289-313.
- [16] Brzozowski M, Siwinska-Gorzela J. The Impact of Fiscal Rules on Fiscal Policy Volatility [J]. Journal of Applied Economics, 2010, 13 (2): 205-231.
- [17] Yogo T U. Terrorism and Fiscal Policy Volatility in Developing Countries: Evidence from Cross-country and Panel Data [Z]. Etudes et Documents Working Paper 14, 2015.
- [18] Dixit A K, Weibull J W. Political Polarization [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2007, 104 (18): 7351-7356.
- [19] Lindqvist E, Östling R. Political Polarization and the Size of Government [J]. American Political Science Review, 2008, 104 (3): 553-558.
- [20] Fernandez R, Levy G. Diversity and Redistribution [J]. Journal of Public Economics, 2008, 92 (5): 925-943.
- [21] 王立勇, 王申令. 强化预算约束是否降低了财政政策波动性? [J]. 中央财经大学学报, 2019 (10): 3-13.
- [22] Benito B, Bastida F. Budget Transparency, Fiscal Performance and Political Turnout: An International Approach [J]. Public Administration Review, 2009, 69 (3): 403-417.
- [23] Vicente C, Benito B, Bastida F. Transparency and Political Budget Cycles at Municipal Level [J]. Swiss Political Science Review, 2013, 19 (2): 139-156.
- [24] 邓淑莲, 温娇秀. 中国省级财政透明度存在的问题及改进建议 [J]. 中央财经大学学报, 2015 (10): 3-9.
- [25] 郭剑鸣. 从预算公开走向政府清廉: 反腐败制度建设的国际视野与启示 [J]. 政治学研究, 2011 (2): 57-68.
- [26] 李春根, 徐建斌. 中国财政预算透明与地区官员腐败关系研究 [J]. 当代财经, 2016 (1): 19-28.
- [27] 张树剑. 地方治理、财政透明与经济增长——1985-2013 年中国省级面板数据的分析 [J]. 世界经济文汇, 2016 (5): 109-120.
- [28] 李燕, 王晓. 国家治理视角下我国地方财政透明对财政支出效率的影响研究 [J]. 中央财经大学学报, 2016 (11): 3-10.
- [29] 刘生旺, 陈鑫. 财政透明能约束政府行为吗? ——基于政府行政管理支出视角的研究 [J]. 审计与经济研究, 2019 (4): 116-127.
- [30] 王立勇, 纪尧. 财政政策波动性研究的国际动态 [J]. 经济学动态, 2015 (10): 145-158.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

财政逆周期调节的制度设计

——相机抉择与自动稳定器的融合

The System Design of Countercyclical Fiscal Adjustment:

The Coordination of Discretionary Fiscal Policy and Automatic Stabilizers

赵 琪 杜崇珊

ZHAO Qi DU Chong-shan

[摘 要] 近年来,由于全球传统货币政策空间不足等原因,财政逆周期调节作用受到了越来越多的重视。该作用的发挥主要通过相机抉择财政政策和自动稳定器来实现。相较而言,主要发达国家往往拥有较为强大的自动稳定器。特别是受困于深度经济衰退的压力,一些国家设计并应用了“第二代财政自动稳定机制”,该机制可以说是融合了相机抉择和自动稳定器的优点。我国囿于历史和现实条件,自动稳定器发育不良,长期依靠相机抉择财政政策来平抑经济波动,不仅影响了逆周期调节的效率,也造成了政策依赖症等经济社会问题。随着风险社会的到来,过多依靠传统相机抉择财政政策的逆周期调节方式不仅不符合主要经济体调控手段的发展趋势,而且也难以满足抵御风险、构建经济社会发展确定性的要求。笔者梳理了主要发达国家财政自动稳定器的制度设计及调控机理,以此为借鉴,提出我国增强财政自动稳定器功能、构建财政双重调节机制的政策建议。

[关键词] 逆周期调控 财政政策 相机抉择 自动稳定器

[中图分类号] F810 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 09-0013-08

Abstract: In recent years, due to the limitation of traditional monetary policy and other problems, countercyclical fiscal policies are receiving much more attention than ever before. The function of countercyclical fiscal policy is realized mainly through discretionary fiscal policy and automatic stabilizer. Most developed countries have relatively strong automatic stabilizers in general, also they recently combined some advantages of the two countercyclical fiscal policy to design and apply a new mechanism, i. e., the second generation of automatic fiscal stabilizer in order to enhance their ability to combat deep economic recession. Confined by historical and realistic conditions, automatic stabilizers in China are underdeveloped so that discretionary fiscal policies are major tools being used to stabilize economic fluctuations. This has affected the efficiency of fiscal policy and caused economic and social problems such as policy dependence. With the advent of risk society, the excessive reliance on the traditional discretionary fiscal policy does not conform to the trend of countercyclical fiscal mechanisms in major economies, nor can it meet the requirement of resisting risks and constructing the certainty of economic and social development. This paper tries to summarize the system design and functional mechanisms of automatic fiscal stabilizer in major developed countries with a hope to provide some reference for China to enhance the function of automatic fiscal stabilizer in building a dual fiscal regulation system.

Key words: Countercyclical regulation Fiscal policy Discretionary Policy Automatic stabilizer

[收稿日期] 2021-02-01

[作者简介] 赵琪,女,1969年6月生,就职于中国财政科学研究院研究生院,研究方向为农业经济管理;杜崇珊,女,1989年2月生,中国财政科学研究院博士研究生,研究方向为国际财政。本文通讯作者为杜崇珊,联系方式为 dcsemma@163.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

源自凯恩斯主义的逆经济风向调节财政政策曾推动西方国家实现了 20 余年的黄金增长。而如今伴随着货币当局的独立化、传统货币政策空间的受限以及各方对非常规货币政策影响的担忧等, 财政的逆周期调节作用再次受到越来越多的重视 (Boushey 等, 2019^[1])。对于我国财政政策的逆周期调控效果, 国内有很多学者进行过研究和评价。总结来说, 我国财政政策一般在经济萧条期表现出较为明显的逆周期性, 而在繁荣期却往往呈现顺周期性 (刘金全和梁冰, 2005^[2]; 孙天琦等, 2010^[3]), 且自动稳定功能不强 (王志刚, 2010^[4]; 石柱鲜和王立勇, 2003^[5])。这在一定程度上与逆周期调节方式有关。由于历史和现实的诸多原因, 我国财政自动稳定机制发育不良, 在平抑经济波动方面长期依靠相机抉择财政政策, 这不仅影响调控效果, 还会造成政策依赖, 放大经济波动并导致巨大的社会成本。特别是近年来随着黑天鹅、灰犀牛事件的频繁出现, 我国单纯依靠传统相机抉择财政政策的逆周期调控方式, 不仅不符合逆周期调控手段的发展趋势, 而且也难以满足抵御风险、构建经济社会发展确定性的要求。虽然相机抉择财政政策的使用在发达国家也存在一些问题, 但相较而言, 它们更重视自动稳定器功能。并且为增强抵御深度经济衰退的能力, 发达国家还在传统调节模式基础上融合相机抉择和自动稳定器的部分优点, 设计并应用了第二代财政自动稳定机制。在 2008 年金融危机中, 其财政自动稳定机制曾发挥了重要作用 (IMF, 2020^[6])。

因此, 了解主要发达国家财政自动稳定器的制度设计及调控机理, 并结合实际情况加以借鉴, 从而增强我国财政自动稳定器功能, 构建财政双重调节机制具有较为重要的现实意义。本文的第二部分在总结相机抉择财政政策及传统自动稳定器功能优缺点的基础上, 回顾了我国财政逆周期调节方式及其存在的问题; 第三部分介绍了发达国家的自动稳定器状况, 尤其是传统自动稳定器的实现途径以及第二代自动稳定器的功能作用、局限性和典型案例; 第四部分为完善我国的财政逆周期调控机制提出了政策建议。

二、我国财政逆周期调节功能: 制度基础及其效果评价

财政逆周期调节功能的实现主要依靠两种方式: 一是自动稳定器, 二是相机抉择。二者各有优缺点, 需要互补使用。而我国因受税制结构、社保体系不完善等的制约, 财政自动稳定机制发育不良, 长期依靠相机抉择财政政策来平抑经济波动。这种调控模式常常会放大经济的波动性并导致巨大的社会成本。

(一) 相机抉择和自动稳定器是实现财政逆周期调节的两种方式

自动稳定器和相机抉择财政政策作为财政逆周期调节的两种方式, 代表着两种不同的调控思路和理念, 也具有不同的作用机理。前者是不需要临时变更政策就能快速反应、熨平经济波动的机制, 具有自动性、自发性特征。它通过累进税制、社会保障体系等预先的政策设计, 使政府收支随经济周期的高涨和萧条自发地实现收缩和扩张。后者需要借助外力调节经济运行, 具有主动性、机动性的特性。它要求政府根据当时的经济社会状况, 机动地选择不同的财政政策 (如扩张、紧缩或中性财政政策) 以及相应措施, 主动干预经济的运行和走向。

两种调节手段各有长短。相机抉择财政政策常常可以在经济下滑态势出现后力挽狂澜, 但也存在行动滞后、退出机制不完善等局限性。同时, 缺乏约束的自由裁量行为还会导致较大的赤字和政治周期风险。而自动稳定器作为抵挡经济过大波动的第一道防线, 能随时识别经济情况、及时发挥作用并适时退出, 并且能在严重危机时期为其他政策的设计和 implementation 争取时间。而且对于这种预设调节机制, 决策者往往拥有较为充分的研究、讨论时间, 便于平衡效率与公平, 减少人为判断失误, 规避寻租风险。但作为一种内嵌于经济的逆周期调节机制, 自动稳定器难以单独胜任稳定经济的角色, 在面对经济大幅波动时, 仍需财政相机抉择的介入以加强逆周期调节力度。

(二) 我国逆周期调节工具的制度约束

由于历史和现实条件的制约, 相机抉择财政政策在我国的应用更为广泛, 而财政的自动稳定功能却表现得不充分。

我国财政自动稳定功能的发挥至少面临两大制约

因素：一是税制累进程度较低，这与直接税占比不高有直接关系；二是社会保障体系不完善。郭庆旺和贾俊雪（2004）^[7]对1979—2001年我国财政自动稳定功能进行了研究，其结论是，在计划经济及有计划商品经济体制下，我国并未构建现代社保制度，且税收收入几乎完全依靠间接税，即使改革开放后引入了个人所得税，其影响力度也较小，这导致财政收支完全缺乏弹性，基本不具备自动稳定功能。虽然1998年以来，随着社保制度、税制结构的完善和优化等，财政自动稳定功能开始出现，但总体来看其效果仍较弱。林致远和邓子基（2007）^[8]认为，通过对税制、失业津贴、社会救助等制度的设计可以使它们发挥自动稳定经济的作用，而其中税制是最重要的自动稳定器。然而，源于税制结构等原因，我国现行税制的自动稳定功能非常有限。刘卫等（2014）^[9]通过构建SVAR模型还发现，虽然当前我国税制累进程度较弱，但财税体系仍具有一定的自动稳定功能，这可能与地方政府追求税收高增长的一系列行为有关，而这样的自动稳定器往往是“扭曲”的。

从现实状况看，在税收方面，2008年以来税收收入与GDP变动趋势逐渐趋于一致（如图1所示）。这种同步性似乎显示出我国税制具有较强的自动稳定功能。然而，进一步分析后会发现，经济增速放缓时期税收收入的减少很大程度上源自政府主动的减税降费。例如，在国际金融危机爆发后的2008—2009年间，中央经济工作会议提出要进行结构性减税（2008年），之后我国实施了增值税转型改革，下调了小规模纳税人增值税征收率，对集成电路等符合规定的行业给予增值税即征即退和企业所得税减免等优惠，同时还提高了个人所得税基本费用扣除标准、扩大了低档税率适用范围等。2012—2016年间“营改增”从个别试点走向全面推开，减少了重复征税的问题。2018年以来，我国推出了更大规模的减税，其措施包括下调增值税部分档次税率、调整小规模纳税人标准等。其中，2018年全国减税降费规模达1.3万亿元，2019年达2.3万亿元（石英华和吉嘉，2020^[10]）。而在社会保障方面，我国养老、医疗、失业等社会保险项目存在多轨并存、制度分割且尚未实现全国统筹等问题，而且保障层次低，难以在经济剧烈波动时期对低收入以及弱势群体的消费起

到足够的支撑作用，因而社保制度的自动稳定功能非常有限。

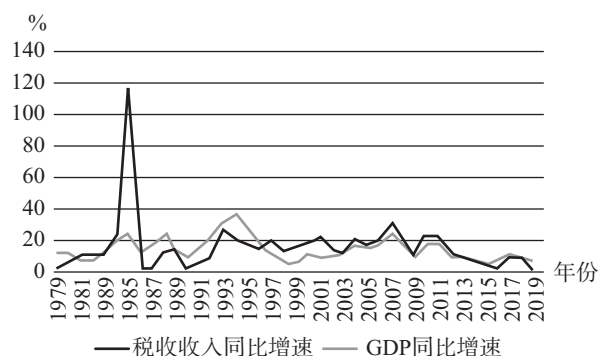


图1 1979—2019年我国GDP和税收收入增速比较

数据来源：《中国统计年鉴》。

（三）相机抉择财政政策是一把“双刃剑”

分税制改革以来，我国主要实施了三次大范围的相机抉择财政政策，即1997年应对亚洲金融危机的“积极的财政政策”、2008年应对美国“次贷”危机的“结构性减税”和增加政府投资的政策，以及2015年以来的全面减税降费政策。从事后评价的视角来看，这些相机抉择财政政策在实现一定甚至很大效果的同时，或会在中长期带来一定的负面影响：不仅使经济运行对该类政策产生了越来越大的依赖，使得原本应当是短期使用的权宜政策被延长至中长期，与市场经济不相协调的行政等手段依然在高频使用，财政政策未实现“逆风而行”，而且相机抉择财政支出还可能是引起经济波动的主要因素之一（张馨和康锋莉，2007^[11]）。陈建奇（2011）^[12]通过对比经济增长和财政收支数据并进行计量分析后发现，我国财政的逆周期调节是半有效的：收入端政策有助于减缓经济波动；支出端则呈现非对称特征，即在经济不景气时发挥逆向调节功能，高涨时却会助涨过热风险；中央财政支出是反周期的，而地方支出则是顺周期的。国外也有很多研究指出，发展中国家的政府支出往往是顺周期的（Kaminsky等，2004^[13]；Frankel等，2013^[14]），这常常会放大经济的波动并导致巨大的社会成本。研究表明，我国也在其列（Frankel等，2013^[14]）。

上述弊端中有些与相机抉择财政政策自身的局限性密切相关，如滞后性或退出机制不完善等引起的经济波动，有的则与我国财政自动稳定机制发育不良、过度依靠相机抉择有关，如经济运行对财政政策产生

依赖等。在发达国家,相机抉择财政政策的使用也会存在一些问题,但与我国不同的是,包括欧盟、美国在内的发达经济体都非常重视财政的自动稳定功能^①,且其相关机制也往往较为强大。

三、国际经验:自动稳定器的作用机理及实现途径

发达国家一般都有着比较强大的财政自动稳定器功能,但该功能的作用强度在各国的财政实践中也存在差异。例如,在面对经济危机时,美国虽然多数时候通过自动稳定机制平抑经济波动(Taylor, 2000^[15]),但与丹麦、瑞典、法国等相比,其自动稳定器功能相对较弱。如图2所示, Girouard 和 André (2005)^[16]通过计算产出缺口变化引发的财政收支自动调节程度来比较主要发达经济体的自动稳定器功能,他们发现该功能在美国的作用不如其他国家。

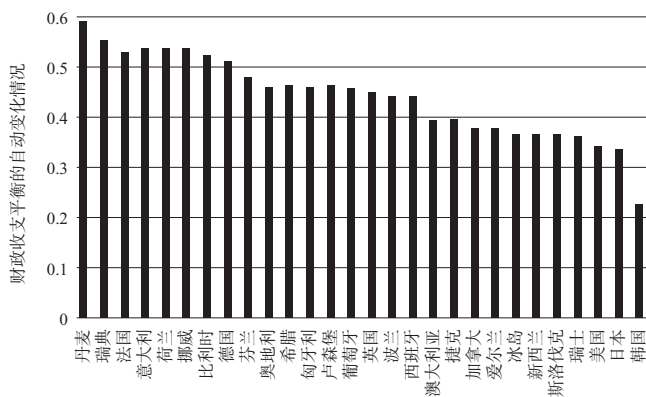


图2 主要发达国家的财政自动稳定器作用比较

注:上图显示产出缺口变化一个百分点而导致的财政收支的自动变化。

资料来源: Lee 和 Sheiner (2019)^[17]。

虽然发达经济体的财政自动稳定机制在平抑经济波动方面发挥了难以替代的作用,但与历次衰退中声势浩大的相机抉择财政政策相比,其存在和运行具有较大的隐蔽性(Bouabdallah 等, 2020^[18])。

(一) 自动稳定器的作用机理

作为一种典型的凯恩斯主义逆经济风向调节手段,在经济低迷期,自动稳定器能够快速向受严重影响的个人或家庭提供支持,进而起到支撑、稳定总需

求的作用。

1. 自动稳定器对需求的稳定程度依赖于经济主体的行为选择,而其中家庭消费倾向起着重要作用。

从整个社会来看,在经济萧条期,只有在市场上借款能力有限的家庭,才会在收入暂时下降时明显减少支出,而收入冲击一般不会影响无流动性约束家庭的消费行为(Bouabdallah 等, 2020^[18]),也就是说,前者的消费倾向会显著大于后者。这部分消费倾向高的群体能很快将其从自动稳定器获得的资金支持(如更低的税收负担、失业保险金等)转化为消费支出,从而对经济起到支撑作用。这实际上也意味着自动稳定器对需求的提振效果还要取决于流动性和信贷受限家庭所占比重。其占比如果在自动稳定器调节能力范围内,即非严重衰退,那么经济波动将受到较为有效的抑制。

2. 经济冲击的性质会影响自动财政稳定机制的有效性。

历史上的经济衰退通常是由金融和经济的失衡造成的。在这些失衡的自我纠正过程中往往伴随着价格和收入的调整以及不确定性的增加,而这又常常会导致消费的收缩。在这种情况下,财政自动稳定器中的福利制度等可以通过稳定家庭收入来提振经济需求。但新冠肺炎疫情所造成的衰退与过往经济危机不同,其源头是外源性冲击,并且它不仅对需求,还对供给造成了严重破坏。新冠疫情期间各国政府为遏制病毒传播,对社会和经济活动实施了严格限制,这严重制约了供给侧的活动,其结果是,自动稳定器和相机抉择财政政策中的收入稳定措施在促进消费和投资上并未发挥出像以往那样大的作用,而是导致了私人部门储蓄率的暂时上升(Bouabdallah 等, 2020^[18])。

(二) 自动稳定器作用的传统实现途径

财政自动稳定器是内嵌于政府预算中的平抑经济波动的机制,其自动稳定功能首先来自预算中能够对经济周期变化做出反应的部分,它们被称为自动稳定器的周期性元素;其次还可来源于非周期性元素(主要表现为公共支出),其稳定功能主要依靠政策惯性(在衰退期不会突然转向),也可被称为隐性元素(Bouabdallah 等, 2020^[18])。

① 如美国的国会预算局、欧洲央行等都会对自动稳定器作用进行研究和测算。

1. 周期性元素在经济波动中的快速调节反应。

税收、社保缴款等是常见的周期性元素，它们所筹集的收入往往会在经济衰退期自动减少。这种收入的下降可分解为两部分：一是伴随着企业和家庭收入的减少，源自它们的税收和社保缴款同步减少，从而在实际上吸收了部分衰退的冲击；二是累进税制会导致税收收入比 GDP 下降的幅度更大。例如，在累进的个人所得税下，经济衰退期个人收入的减少可使其适用更低的税率，这在保证个人可支配收入不至受到过多侵蚀的同时，也使相关税收收入加速下滑。另据 Rieth 等（2016）^[19] 的研究，OECD 国家个人所得税累进度与产出的波动性负相关。也就是说，这种税制的累进性会对经济产生稳定作用。

在支出端，失业救济是最具代表性的自动稳定机制之一。经济衰退期失业的增加马上会体现在申领失业救济金的人数上，且失业人员一般有着较高的边际消费倾向。Chodorow-Reich 和 Coglianesi（2019）^[20] 在梳理大量实证研究的基础上发现，对于最近失业的个人而言，其边际消费倾向的合理估计在短期（失业前三个月）约为 0.3~0.4，中期（第一年）约为 0.5~0.6。但对于长期失业者的边际消费倾向实证研究并没有得出结论。不过从理论上讲，由于长期失业群体流动性恶化更严重，他们的消费倾向可能会更高。还有学者认为，与年龄和健康有关的社会保障支出也会对经济周期的变化做出反应进而起到平抑经济波动的作用（Darby 和 Melitz，2008^[21]）。

2. 以公共支出为代表的非周期性项目可发挥隐性的经济稳定功能。

在暂时的经济低迷期，政府通常不会大幅削减支出水平，而这种惰性对稳定经济是有利的。在某种程度上，政府规模被认为是一个国家财政自动稳定器规模的代表。研究表明，OECD 国家政府规模与商业周期波动之间存在负相关关系（Gali，1994^[22]；Fatás 和 Mihov，2001^[23]）。但如果政府为了预算平衡等目标而在萧条期削减支出规模，则这种稳定效果便不复存在。

政府间关系也会影响公共支出稳定经济的效果。例如，在美国，对宏观经济产生重大影响的公共投资

水平很大程度上是由 50 个州和 8 万多个地方政府决定的。数据显示，州和地方政府在非国防公共投资中的份额自 1996 年以来从未低于 72%，且至少自 1947 年以来一直保持在 65% 以上（Haughwout，2019^[24]）。然而，在事权划分方面，其宪法并未赋予州与地方政府稳定经济的职能，且这两级政府在萧条期往往受到较多的预算约束。同时，在其联邦体制下，政府间并不存在上下级管理关系，即联邦和州根据宪法赋予的权力，独立履行其职责。这样的制度环境使得州与地方政府既没有平抑经济波动的动力也没有这项能力。其结果是，美国州和地方基础设施投资常常是顺周期的。根据 Haughwout（2019）^[24] 的研究，自 1975 年以来，州和地方政府总投资在经济扩张期的季度平均增长率为 2.8%，衰退期则仅为前者的七分之一（0.4%）。这种公共投资的顺周期性放大了经济波动，部分抵消了联邦政府逆周期调控的效果。

（三）融合两种逆周期调节手段优势的第二代财政自动稳定器

传统的财政自动稳定器是政府收支结构和规模的副产品。例如，累进所得税、失业保险的主要政策目的是进行资源分配、提供社会保障等，稳定经济并非其主要目标（石英华和吉嘉，2020^[10]）。与之相比，第二代财政自动稳定机制，即非对称或准自动财政稳定器^①是为稳定宏观经济而专门设计和构建的财政工具。

1. 新机制的优点及自身的局限。

第二代财政自动稳定器是专门设计用于抵御衰退的机制。其构建需要经过长期的跟踪分析，找出或构造出一国经济衰退的领先（至少是同步）经济指标以及衰退阈值，进而以该指标及阈值作为触发指标和触发阈值，嵌入到原有财政逆周期调节政策（尤其是公共支出方面）中，使相关政策措施在触发指标达到衰退阈值时自动生效，有复苏迹象后自动退出。

新的财政自动稳定机制有如下优点：一是它克服了传统自动稳定器在深度衰退期力度不足的问题以及相机抉择财政政策的滞后性、退出机制不完善等缺点。它通过嵌入适当的触发器和触发标准可以使一些

① 也被称为规则型财政刺激。称其为非对称自动稳定器是因为，与传统自动机制平抑经济双向波动的功能相比，这种新机制是不对称的，只有在严重衰退情况下才会被激活。

相机抉择财政政策具有自动性,因而,可以说在一定程度上融合了两种逆周期调节手段的优势。二是与相机抉择财政政策相比,该机制会自动退出,所以并不会永久性地增加政府规模。Blanchard 和 Summers (2020)^[25]研究发现,尽管具体结果还要看相机抉择财政政策及自动稳定器作用期的情况,但总体来看,准自动财政稳定器可以比较成功地遏制衰退。IMF 也认为,在当前货币政策受困于利率下限的情况下,第二代机制在抵御经济衰退方面非常有效。另外,由于该机制对于经济波动灵敏度高,它的快速生效还有助于引导家庭和企业的预期,进而可以减少经济冲击之后消费和投资的下降幅度 (IMF, 2020^[26])。

然而,第二代自动稳定机制并非没有局限性,比如,它的存在和成功运行可能会降低政府对经济进行结构性调整的动机;由于该机制所涉项目规模一般较为庞大,在债台高筑、融资条件恶化的国家,该机制的运用会受到限制;等等。

2. 新机制功能的有效性取决于良好的制度设计。

第二代财政自动稳定器设计的关键点集中在启动计划的经济指标及触发阈值选择等方面。在美国,大多数经济学家认为采用失业率作为触发指标较为合适。一是美国失业率数据发布及时,给定月份的失业率估计值在下个月初即可获得。二是其预测结果与实际相比偏差较小。表 1 展示了用不同方法预测的衰退开始日期。与其他方法相比,以失业率数据为基础的替代失业 (alternative unemployment) 和 Claudia Sahm 方案推算的衰退开始日期与实际衰退开始日期相对较为接近。以上一轮经济衰退开始日期的推算为例,用 GDP 推算出的结果比实际发生时间晚了 13 个月,比以失业率为基础的两种方法分别晚了 8 个月和 9 个月。另外,从现实应用来看,美国失业率一直被视为劳动力市场和整体经济的核心指标之一,并且也已在多个社会项目中被用作触发器 (Boushey 等, 2019^{[1](38-39))}。但鉴于各国差异较大,在触发器等的设计上,IMF 建议要以各国的实际情况为指导 (IMF, 2020^{[26](40))}。

表 1 判断经济衰退开始时间的方法比较

实际衰退开始日期	美国国家经济研究局宣布进入衰退的日期	Claudia Sahm 方案推算的衰退开始日期	替代失业法确定的衰退开始日期	由 GDP 数据推算出的衰退开始日期
1969 年 12 月	—	1970 年 3 月 6 日	1970 年 6 月 5 日	1970 年 4 月 17 日
1973 年 11 月	—	1974 年 4 月 5 日	1974 年 2 月 1 日	1975 年 1 月 16 日
1980 年 1 月	1980 年 6 月 3 日	1980 年 5 月 2 日	1980 年 5 月 2 日	1980 年 10 月 17 日
1981 年 7 月	1982 年 1 月 6 日	1981 年 12 月 4 日	1981 年 11 月 6 日	1982 年 4 月 21 日
1990 年 7 月	1991 年 4 月 25 日	1991 年 12 月 7 日	1990 年 12 月 7 日	1991 年 4 月 26 日
2001 年 3 月	2001 年 11 月 26 日	2001 年 7 月 6 日	2001 年 11 月 2 日	—
2007 年 12 月	2008 年 12 月 1 日	2008 年 5 月 2 日	2008 年 6 月 6 日	2009 年 1 月 30 日

注:替代失业法指出,如果在过去 6 个月内失业率的增幅达到了 0.5 个百分点以上,则几乎可以肯定经济已开始衰退。Claudia Sahm 方案的判断标准是,全国失业率的三个月移动平均值如果比过去 12 个月的最低水平高出 0.5 个百分点,则经济开始衰退。

资料来源: Boushey 等 (2019)^[1]; Claudia Sahm 方案及替代失业法中所用数据来源于劳工统计局公布的每月《就业情况》(Employment Situation)中的上个月就业数据。

3. 新机制的现实案例及政策建议。

第二代稳定器可以在传统自动稳定器基础上叠加使用,以增强整体作用力度。比如,美国的失业保险福利体系由各州管理的“常规失业保险”(UI)、州和联邦政府共同出资的“延长失业救济”(EB)和联邦政府负责的“紧急失业救助”(EUC)构成。其中,

第一层保险是传统的自动稳定器,它可以向符合标准的失业人员提供平均 26 周的失业金;第二层救济属于第二代自动稳定器,它在失业率达到一定阈值后自动发挥作用,可以将失业福利领取时间再延长 13 到 20 周;第三层救助是相机抉择财政政策,需要国会批准才可实施。对于该体系,学者们还在研究通过诸

如降低触发标准、改为完全由联邦政府出资等方式来增强其第二代自动稳定器功能（Chodorow-Reich 和 Coglianesi, 2019^[20]）。

改造原有支出项目，使其具有自动性。例如，为保证个人直接补贴项目的财政空间、增强其“自动化”水平，经济学家建议在美国联邦政府层面建立应急资金池，在经济向好时通过减少支出、增加税收等方式筹集资金，在经济走弱时自动启动覆盖群体较广的支付机制。该资金池以失业率作为触发器，当全国失业率的三个月移动平均值比过去12个月的最低水平高出0.5个百分点时，联邦政府自动向个人广泛发放一次性刺激资金（Sahm, 2019^[27]）。还有学者建议，可以通过触发器和项目库设计，在经济出现衰退征兆时自动增加基础设施建设支出，以更快、更直接地抵御衰退（Haughwout, 2019^[24]）。

四、对我国逆周期财政调控机制的几点建议

（一）财政自动稳定机制的构建需要以中央政府为主

首先，财政自动稳定器功能需强大的政府财力做支撑，而我国财政资源主要集中于中央政府，地方政府普遍存在财力不足情况，需要中央政府的转移支付。其次，地方政府受预算平衡压力束缚，其支出往往会因税收的减少而削减，难以发挥足够的经济调节作用。再次，宏观调控作为中央政府的一项职能，地方政府缺乏积极参与的动力。另外，以地方为主建立自动稳定器还会形成地区间的竞争，增强发达地区的虹吸效应，加剧区域发展不平衡问题。具体来讲，发达地区市场繁荣、制度相对较为完善、就业机会多，吸引了大量资金、人才的涌入，经济萧条时，由于财力差距等原因，与欠发达地区相比，发达地区自动稳定器能够发挥更大的作用，例如税负下降空间更大、失业救济等社会保障更完善等，这会对欠发达地区的资金和人才形成更大的吸引。这种虹吸效应一方面助力了发达地区的经济复苏，另一方面却会对欠发达地区造成进一步的伤害，并加剧地区间经济的失衡和贫

富差距问题。

（二）财政自动稳定功能的发挥需要建立和完善中期预算制度

财政自动稳定机制会在经济萧条时自发减少财政收入并增加失业救济等支出，从而提振消费、促进经济增长，但也难免会给财政平衡带来压力。而在经济复苏和繁荣时，随着生产和就业的恢复和扩大，政府的个税和公司所得税收入也将不断增长，失业救济等福利支出随之减少，财政平衡问题将得到缓解。也就是说，在强大的自动稳定机制下，伴随着经济周期的更迭，财政收支也会出现周期性变化。这就要求建立和完善跨年度的预算平衡机制，以增强预算与宏观经济的联系，在控制财政风险的同时保障财政政策的连续性，最终实现熨平经济波动的政策目标。

（三）完善税收制度和社保支出等的顶层设计

累进程度较高的所得税和完善的社保体系有利于发挥财政的自动稳定器功能。然而，相较于多数以所得税为主要税种的发达国家，我国以间接税为主，税收的累进程度较弱，失业救助等社保体系也不尽完善，这都制约了我国财政自动稳定功能的发挥。虽然我国税制和社保制度的现状有其形成的特定历史原因并受现实条件的约束，但是随着人均收入水平和税收征管能力的不断提升，原有的各项制约条件也在逐渐减弱，这给我国完善税制和社保体系的顶层设计、开发财政自动稳定功能提供了契机。

（四）增强宏观经济跟踪监测能力，为财政逆周期调节功能的发挥提供高质量的指标参照

在增强第一代自动稳定机制的基础上，我国还可以参考国外所使用的第二代财政自动稳定器来增强财政平抑经济波动的能力。但该类自动稳定机制需要选取合适的指标（领先或至少同步）作为触发器，这就要求我国提升对宏观经济各领域的跟踪和监测能力，提高宏观统计数据及时性、准确性和权威性，以为财政逆周期调节功能的发挥提供高质量的指标参照。

参考文献

- [1] Boushey H, Nunn R, O'Donnell J, et al. The Damage Done by Recessions and How to Respond [R/OL]. (2019-05-19) [2020-11-01].

- <https://www.brookings.edu/research/the-damage-done-by-recessions-and-how-to-respond/>.
- [2] 刘金全, 梁冰. 我国财政政策作用机制与经济周期波动的相依性检验 [J]. 财贸经济, 2005 (10): 36-40.
 - [3] 孙天琦, 杨岚, 苗文龙. 中国财政政策是否具有顺周期性 [J]. 当代经济科学, 2010 (3): 1-10.
 - [4] 王志刚. 中国财政政策的反周期性效果: 基于 1978 年以来的经验事实 [J]. 财政研究, 2010 (11): 27-31.
 - [5] 石柱鲜, 王立勇. 对我国潜在产出、结构预算与财政态势的关联性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006 (9): 69-81.
 - [6] IMF. Fiscal Monitor: Policies to Support People During the COVID-19 Pandemic [R/OL]. (2020-04-15) [2020-11-01]. <https://www.imf.org/en/Publications/FM/Issues/2020/04/17/Fiscal-Monitor-April-2020-Policies-to-Support-People-During-the-COVID-19-Pandemic-49278>.
 - [7] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国周期性赤字和结构性赤字的估算 [J]. 财贸经济, 2004 (6): 36-42.
 - [8] 林致远, 邓子基. 从稳定经济的视角看我国的税制结构调整 [J]. 财务研究, 2007 (2): 41-44.
 - [9] 刘卫, 张晓林, 杨源源. 财政政策: “自动稳定器”与“相机抉择”相互配合 [J]. 海南金融, 2016 (10): 18-22.
 - [10] 石英华, 吉嘉. 财政自动稳定器的理论认识、影响分析及政策应用 [J]. 地方财政研究, 2020 (12): 37-43.
 - [11] 张馨, 康锋莉. 中国相机抉择型财政政策: 时间一致性分析 [J]. 管理世界, 2007 (9): 17-26.
 - [12] 陈建奇. 财政“自动稳定器”为何半有效性? ——基于中国财政收支非对称性的经验分析 [J]. 广东商学院学报, 2011 (4): 50-57.
 - [13] Kaminsky G, Reinhart C, Végh C. When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies [R/OL]. (2004-09) [2020-11-05]. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w10780/w10780.pdf.
 - [14] Frankel J, Vegh C A, Vuletin G. On Graduation from Fiscal Procyclicality [J]. Journal of Development Economics, 2013 (1): 32-47.
 - [15] Taylor J B. Reassessing Discretionary Fiscal Policy [J]. Journal of Economic Perspectives, 2000 (3): 21-36.
 - [16] Girouard N, André C. Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries [R/OL]. (2005-07-04) [2020-11-07]. <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/787626008442.pdf?expires=1620049343&id=id&accname=guest&checksum=FC7F746435646968A74F535164CD1CC8>.
 - [17] Lee V, Sheiner L. What Are Automatic Stabilizers? [R/OL]. (2019-07-02) [2020-11-07]. <https://www.brookings.edu/blog/up-front/2019/07/02/what-are-automatic-stabilizers/>.
 - [18] Bouabdallah O, Checherita-Westphal C, Freier M, Nerlich C, Sławińska K. Automatic Fiscal Stabilisers in the Euro Area and the COVID-19 Crisis [R/OL]. (2020) [2020-12-04]. https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/articles/2020/html/ecb.ebart202006_03~3175750a6d.en.html.
 - [19] Rieth M, Checherita-Westphal C, Attinasi M. Personal Income Tax Progressivity and Output Volatility: Evidence from OECD Countries [J]. Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie, 2016 (3): 968-996.
 - [20] Chodorow-Reich G, Cogley J. Unemployment Insurance and Macroeconomic Stabilization [R/OL]. (2019-05-16) [2020-12-05]. <https://www.brookings.edu/research/unemployment-insurance-and-macroeconomic-stabilization/>.
 - [21] Darby J, Melitz J. Social Spending and Automatic Stabilizers in the OECD [J]. Economic Policy, 2008, 56: 715-756.
 - [22] Gali J. Government Size and Macroeconomic Stability [J]. European Economic Review, 1994 (1): 117-132.
 - [23] Fatás A, Mihov I. Government Size and Automatic Stabilizers: International and Intranational Evidence [J]. Journal of International Economics, 2001 (1): 3-28.
 - [24] Haughwout A. Infrastructure Investment as an Automatic Stabilizer [R/OL]. (2019-05-16) [2020-12-06]. <https://www.brookings.edu/research/infrastructure-investment-as-an-automatic-stabilizer/>.
 - [25] Blanchard O J, Summers L H. Automatic Stabilizers in a Low-rate Environment [R/OL]. (2020-02) [2020-12-07]. <https://www.piie.com/system/files/documents/pb20-2.pdf>.
 - [26] IMF. World Economic Outlook: the Great Lockdown [R/OL]. (2020-04-14) [2020-12-07]. <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/04/14/World-Economic-Outlook-April-2020-The-Great-Lockdown-49306>.
 - [27] Sahm C. Direct Stimulus Payments to Individuals [R/OL]. (2019-05-16) [2020-12-08]. <https://www.brookings.edu/research/direct-stimulus-payments-to-individuals/>.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

非正规借贷对创业活跃度的影响

——基于社区层面的经验证据

The Influence of Informal Loan on Entrepreneurship Activity:

Empirical Evidence from Community

黄惠春 袁俊丽 高仁杰 杨 军

HUANG Hui-chun YUAN Jun-li GAO Ren-jie YANG Jun

[摘 要] 在双循环新发展格局下,提升创业活跃度,鼓励大众创业对促增收保民生以及扩大内需意义重大。本文利用中国劳动力动态调查(CLDS)2012—2016年三期的数据,采用Tobit和加入工具变量的IV-Tobit模型分析了社区非正规借贷对社区创业活跃度的影响,并利用家庭微观数据,检验了可能的作用机制。研究结果表明:(1)社区非正规借贷显著地提高了社区创业活跃度。考虑内生性问题、换用解释变量度量方式、改变模型设定以及替换被解释变量的代理变量的稳健性检验均不改变本文的主要结论。(2)影响机制研究发现社区非正规借贷通过两条路径提升了社区创业活跃度:一是提升社区家庭非正规渠道创业资金可得性;二是增强社区家庭社会网络。(3)进一步的异质性分析结果表明,社区非正规借贷对正规借贷发生率较低的社区、经济发达的城镇社区、东部地区以及社会网络欠发达社区创业活跃度的促进作用更大。

[关键词] 社区创业活跃度 非正规借贷 社会网络 融资约束

[中图分类号] F279.2 F832.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2021)09-0021-11

Abstract: Under the new dual-cycle development pattern, it is important to boost income and ensure people's livelihood and expand domestic demand by promoting entrepreneurial activity and encouraging mass entrepreneurship. Using the data from the China Labor Force Dynamics Survey (CLDS) 2012-2016, we employ Tobit and IV-Tobit models with instrumental variables to examine the impact of community informal loans on community entrepreneurial activity and the possible mechanisms are also examined using family microdata. The results show that the community informal loan has a significantly positive effect on the activity of community entrepreneurship. We also find that the channels through which community informal loan affects the community's entrepreneurial activity are via the increase in the availability of informal loan and strengthen the social network of community households. Furthermore, it has a larger impact on communities with a low incidence of formal loans, urban communities, economically developed areas, and those communities with less developed social networks.

Key words: Community entrepreneurial activity Informal loan Social network Financing constraints

[收稿日期] 2021-03-31

[作者简介] 黄惠春,女,1979年2月生,南京农业大学金融学院教授,金融学博士,研究方向为农村金融,银行管理;袁俊丽,女,1993年9月生,南京农业大学金融学院博士研究生,研究方向为家庭金融;高仁杰,男,1995年11月生,南京农业大学金融学院硕士研究生,研究方向为家庭金融;杨军,男,1979年11月生,南京农业大学金融学院副教授,金融学博士,主要研究方向为公司金融。本文通讯作者为杨军,联系方式为 yangjun@njau.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“农业经营体系创新视角下抵押替代合约演进与融资效率研究”(项目编号:71873066)。

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

十八大以来,党中央致力于推进“大众创业、万众创新”,旨在营造全民创新创业氛围,培育经济社会发展新动力。尤其在当前以国内大循环为主体的新发展格局下,提升创业活跃度,鼓励大众创业对促增收保民生、应对疫情冲击以及扩大内需意义更加重大。创业活跃度作为衡量地区成员创业积极性的重要指标,一直是理论和实务部门关注的焦点(Cullen等,2014^[1];郑馨等,2019^[2])。已有研究发现创业活跃度存在显著的地域差异,学者们分别从地区文化、经济发展、营商环境、数字经济发展、人口流动等不同方面解释了地区创业活跃度差异之谜(Lee等,2007^[3];赵向阳等,2012^[4];叶文平等,2018^[5];赵涛等,2020^[6])。

相关研究发现创业活跃度与地区金融发展水平有关,良好的金融环境能够帮助企业跨越市场资金准入门槛,促进新企业产生率(King和Levine,1993^[7];Black和Strahan,2002^[8];Manolova等,2007^[9];李磊等,2014^[10];Jha和Bhuyan,2020^[11];杜运周等,2020^[12])。经验研究表明,创业者普遍受到资金约束(Evans和Jovanovic,1989^[13]),这一问题在金融市场不完善的欠发达国家更加突出(麦金农,1997^[14])。借助外部融资渠道帮助新进企业跨越资金门槛,对促进囿于流动性约束的潜在创业主体实现创业,提升地区创业活跃度具有重要意义(Holtz-Eakin等,1994^[15];蔡栋梁等,2018^[16])。然而,新建企业往往信息不透明,创业前景难以评估,缺乏有效抵押物,信息获取更方便、交易程序更灵活的非正规借贷可能更符合创业者的实际需求(林毅夫和孙希芳,2005^[17])。相比于正规金融,非正规借贷依托地方社会关系网络开展,具有显著的分散性和本土化特征(胡金焱和张乐,2004^[18];姚耀军,2009^[19];姚铮等,2013^[20])。与此同时,依托于社会关系网络开展的非正规借贷活动所依赖的信任和沟通桥梁也是家庭创业的必要条件(张博等,2015^[21])。

已有关于创业活跃度的研究主要聚焦于国家(地区)层面以及城市之间的差异,鲜有社区层面的论证。社区作为最为基础的社会区域生活共同体,具有一定的封闭性和稳定性,内部成员具有“同质聚居”的特点。社区家庭通过社区活动相互联系、相互影响,形成了标识性的社区文化并对内

部成员的行为决策产生影响(帕特南,2001^[22];方亚琴和夏建中,2014^[23])。已有研究证明社区邻里之间互助程度越高,社区创业同群效应就越大(刘斌,2020^[24])。本文基于社会网络理论,利用中国劳动力动态调查(CLDS)2012—2016年的数据,从社区层面分析了非正规借贷对创业活跃度的影响及其作用机制,以期从外部融资视角解释创业活跃度差异之谜。

本文可能的贡献主要有以下两个方面:一是与以往以创业家庭为主体的微观研究以及以国家(地区)、城市为主体的宏观研究不同,本文基于社区这一中观层面考察非正规借贷对社区创业活动的影响,为相关研究提供了新的视角;二是本文从外部融资视角解释了社区创业活跃度差异的原因,丰富了已有研究结论。在后疫情时期,重新审视全民创业的突出瓶颈、寻求更精准的解决方案,无疑对激发创业活力、恢复国民经济内在动力具有重大的现实意义。

二、理论分析框架

(一) 非正规金融对创业的影响

创业家庭普遍存在的融资约束阻碍了家庭创业,外部金融资源的可得性成为影响创业的重要决定因素(Calomiris和Rajaraman,1998^[25])。一般地,外部融资渠道包括正规金融和非正规金融市场。然而发展中国家的信贷市场普遍存在金融抑制,导致正规金融资源配置倾向于城市和国有部门,进而降低了企业的融资能力(张杰,2000^[26];张龙耀和张海宁,2013^[27])。从融资主体来看,中小企业可抵押资产较少、缺乏经营记录,与金融机构存在严重的信息不对称,这些企业往往在金融市场上受到歧视(Stiglitz和Weiss,1981^[28])。为了获得足够的流动资金支持项目顺利开展,企业将通过非正规金融渠道融资。与正规金融相比,非正规金融具有信息、担保与交易成本优势,能够缓解正规金融机构面临的信息不对称问题,降低道德和逆向选择风险,进而在一定程度上解决中小企业的融资难题(Tang,1995^[29])。

从供给层面,非正规金融作为一种非正式金融制度安排,可以利用地缘、血缘、业缘等社会关系在风险识别、监督成本、资金偿还方面发挥信息优势,由此提高企业资金可获性(李祎雯和张兵,2016^[30])。从需求层面,初创企业资金需求规模较小,具有短

期性和临时性的融资特征,灵活方便的非正规金融有利于企业获得稳定的融资来源,可能成为中小企业的优先选择。与此同时,非正规借贷还可以为创业者提供其他社会资源支持,间接推动创业。非正规借贷交易双方经借贷活动加强了彼此之间的联系和关系,这些社会联系能够给借贷双方带来除资金以外的物质或精神收益,推动创业活动开展(钱水土和翁磊,2009^[31])。

(二) 社区非正规借贷对社区创业活跃度的影响

创业是创业者嵌入一定的社会背景,并从中获取创业信息与资源,识别创业机会,开发资源的过程。创业环境是创业者产生、生存和发展的基础,影响着其创业的意愿、创业机会发现及创业资源获得(谢绚丽等,2018^[32])。非正规借贷市场作为创业环境的一个重要方面,受地区家庭的借贷渠道偏好、融资习惯等影响,具有显著的区域性特征,其对社区创业活跃度具有重要影响。首先,非正规借贷发生于群体内部,而社区具有一定的封闭性和稳定性,为非正规金融发展培育了良好的土壤;其次,家庭非正规金融可获性受社区非正规金融活跃程度的影响,非正规借贷和创业活动是行为主体自身与社会环境相互作用的结果,二者之间的影响在社区层面具有新的特征。一方面,社区层面的考察可以方便地从需求和供给方共同揭示其对创业的影响;另一方面,也有利于揭示行为主体深层次的社会互动,凸显非正规借贷和创业的地域性特征。具体来说,社区非正规借贷主要通过两条路径影响社区创业活跃度,如图1所示。

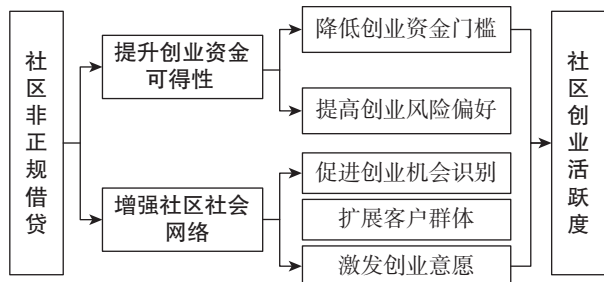


图1 社区非正规借贷对社区创业活跃度的影响路径

1. 社区非正规借贷提高了社区家庭创业资金可得性,进而提升社区创业活跃度。

创业活动发生离不开资金的支持,金融资源的有效配置可以为潜在创业者提供资金支持,帮助其抓住创业机会(Bianchi,2010^[33])。具有信息优势的本

地金融环境更有利于中小企业筹集资金。社区非正规借贷可以从需求和供给层面提高社区家庭金融资源可得性。一方面,在非正规借贷较为活跃的社区,分散在社区的资金供给者可提供不同规模、不同期限等多样化的资金交易,有助于提高社区内部资金供需双方的匹配度,满足社区家庭资金需求的多样性和差异性,降低社区家庭的创业资金门槛,提高社区家庭创业风险偏好,激发其创业意愿(Levine,1997^[34];Hurst和Lusardi,2004^[35])。另一方面,在非正规借贷活跃的社区,社区家庭基于血缘、地缘等关系建立联系和互动,对彼此较为熟识,资金供给意愿提高。与此同时,借贷双方之间因多次交易而建立起来的稳定的合作关系强化了社区的约束力,提高了借款人被社区排斥的违约代价,可以降低监督成本,进而提升资金供给意愿(Diamond,1989^[36];Ghatak,1999^[37];Karlan,2007^[38])。

2. 社区非正规借贷提高了社区家庭社会网络,进而提升了社区创业活跃度。

创业机会识别是开展创业的基础条件,创业主体需要获取有价值的商业信息,探寻开发机会价值的可行途径。非正规借贷活动建立在人情信任的基础上,社区内部成员之间的借贷交易可以提升社区家庭的信任感,强化社区社会网络,帮助社区家庭发现创业机会、增强创业意识(Schere等,1989^[39];Van等,2006^[40];周广肃等,2015^[41])。同时,良好的社会网络可以通过提高信息可得性和信息分析能力两方面,帮助社区家庭识别创业机会(Birley,1985^[42];张玉利等,2008^[43])。首先,社会网络能够帮助潜在创业群体调动更多的社会资源,使他们接触到更为丰富、时效性更强、价值较高的信息,有利于其以较低的成本准确把握最新的市场动态和创业机会(朱秀梅和李明芳,2011^[44];贺建风和陈茜儒,2019^[45])。其次,依托于社会网络的社会交往能够促进社区家庭互相学习,在社会交往的推动下,社区家庭能更快地获得创业知识,产生新想法(Kogut和Zander,1996^[46])。再次,嵌入社会网络之中的信任和契约机制,能够为新创业者带来客户资源,提升其经营收入(边燕杰和张磊,2006^[47])。

创业意愿是实现创业行为的基础,积极的创业意愿能够激励潜在创业者发现创业机会。社会网络不仅可以传递创业资金、信息资源,还可以影响社区家庭的创业意愿(Moore,1990^[48])。社会网络

能够通过示范效应和网络支持影响社区家庭的创业意愿（蒋剑勇和郭红东，2012^[49]）。一方面，社会网络中的创业群体可以发挥榜样作用，影响社区家庭对创业的态度和价值观，塑造社区的创业文化。社区创业价值观和创业文化影响着人们的认知和行为，有利于社区家庭形成对创业的正向价值判断，激发其创业意愿（Zahra等，1999^[50]；叶培群，2012^[51]）。另一方面，社会网络能够提供情感支持，增强社区家庭的创业信心和创业意愿（Davidsson和Honig，2003^[52]）。

三、社区正规、非正规借贷与创业活跃度情况

（一）数据来源

本文使用的数据源自中山大学社会科学调查中心2012—2016年组织的中国劳动力动态调查（China Labour-force Dynamics Survey, CLDS）。CLDS采用了多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样，涵盖了劳动力个体、家庭和社区三个层面的追踪调查，样本覆盖了中国29个省份。该数据对劳动力所在社区的经济和社会发展、劳动力所在家庭的多项经济学以及人口统计学指标进行了统计，包含较为丰富的创

业信息，为本研究提供了有效的数据支撑。

（二）社区创业活跃度

本文选取社区创业发生率作为社区创业活跃度的代理变量，参照李长安等（2012）^[53]的做法，以社区家庭中正在创业的家庭占比代表所在社区的创业活跃度。本文从职业转换行为的角度，将劳动力职业为雇主或自雇的家庭界定为创业家庭，并排除职业是建筑工、零散工、保姆以及其他不属于创业的情况。

1. 行政区创业发生率。

根据样本数据分析，2012—2016年全国各省级行政区创业发生率差异较大，其中创业活动较为活跃的省份依次是浙江、福建、江西、广东和江苏。

2. 城乡分布差异。

分地区统计的2012—2016年社区创业发生率分布情况如表1所示。总体上，2012—2016年全国社区创业发生率为10.51%。从城乡来看，城镇社区的创业发生率更高，创业氛围更加浓厚，且在2012—2016年三期数据中城乡创业发生率一直存在显著差异。

表1 社区创业发生率的城乡差异

社区创业发生率	农村社区		城镇社区		组间差异
	样本量	平均值	样本量	平均值	
2016年	216	0.086 9	157	0.130 6	-0.043 7***
2014年	195	0.097 8	144	0.132 4	-0.034 6***
2012年	159	0.082 5	99	0.114 5	-0.032 0**

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

3. 地区分布差异。

分地区来看，东部、中西部社区的创业发生率分

别为11.79%、9.23%，经济较为发达的东部社区的创业发生率显著高于中西部地区，创业氛围更加浓厚。

表2 社区创业发生率的地区差异

社区创业发生率	东部社区	中西部社区	组间差异		
	样本量	平均值	样本量	平均值	0.025 6***
	462	0.117 9	501	0.092 3	

（三）社区正规借贷与非正规借贷

1. 正规借贷的城乡分布差异。

总体上，2012—2016年全国社区正规借贷发生率为26.40%，表明居民从正规借贷渠道获取资金

的可得性不高。从城乡比较来看，城镇社区正规借贷资金可得性更高，且在2012—2016年三期数据中城乡正规借贷差异一直显著，城乡二元金融格局差异明显。

表 3 社区正规借贷发生率的区域比较

正规借贷发生率	农村社区		城镇社区		组间差异
	样本量	平均值	样本量	平均值	
2016 年	215	0.197 1	157	0.363 3	-0.166 3 ***
2014 年	195	0.188 3	142	0.343 2	-0.154 9 ***
2012 年	155	0.211 5	99	0.369 6	-0.158 1 ***

2. 非正规借贷的城乡分布差异。

本文选择社区非正规借贷发生率作为社区非正规借贷的代理变量^①。由于社区非正规借贷资金的供给者多为个体且相对隐蔽，难以识别出统一的借贷组织。因此，本文从社区非正规借贷市场的均衡状态出发，根据社区家庭当前实际借贷情况计算社区非正规借贷发生率，即用社区内有借款行为的家庭中通过非正规渠道的家庭所占的比重来衡量社区非正规借贷的

活跃程度。

总体上，2012—2016 年全国社区非正规借贷发生率为 83.22%，表明非正规借贷是居民获取外部融资的主要渠道。农村社区的非正规借贷更为活跃，且城乡非正规借贷差异在 2012—2016 年三期数据中都稳定存在。这主要因为借贷金额自由、期限灵活、无需抵押的非正规借贷与小农经济分散性、规模小的融资特点相适应（苏士儒等，2006^[54]）。

表 4 社区非正规借贷发生率的区域比较

非正规借贷发生率	农村社区		城镇社区		组间差异
	样本量	平均值	样本量	平均值	
2016 年	215	0.904 6	157	0.716 9	0.187 7 ***
2014 年	195	0.902 0	144	0.732 6	0.169 4 ***
2012 年	155	0.899 5	99	0.758 0	0.141 5 ***

四、非正规借贷与社区创业活跃度的实证检验

（一）非正规借贷与社区创业活跃度的基本结果

1. 基准模型设定。

由于在没有家庭开展创业活动的社区中，社区创业发生率无法观测，因此本文选用 Tobit 模型考察非正规借贷对社区创业活跃度的影响，模型设定如下：

$$Entre_ratio_i = \beta_1 + \beta_2 Debt_ratio_i + \beta_3 X_i + \mu_i \quad (1)$$

式中，被解释变量 $Entre_ratio_i$ 为社区创业活跃度，关键解释变量 $Debt_ratio_i$ 为社区非正规借贷。 X_i 为表 5 中的控制变量，包括社区人口规模、社区社会网络变

量、社区金融环境变量、社区经济发展水平变量。其中，在社区社会网络变量中，本文加入了社区家庭能借到 5 000 元的人数的平均值以及社区是否有宗祠/祠堂这两个变量。宗祠/祠堂是宗族文化的重要体现，以血缘关系为纽带建立的宗族网络为社区非正规借贷活动提供了天然的土壤，受传统宗族文化影响强的地区，社区非正规借贷活动也会更加频繁（Peng，2004^[55]；郭云南等，2013^[56]）。社区金融环境变量中，本文加入社区是否有银行或信用社变量以及所属地级市（区）的数字普惠金融指数等 3 个变量。社区经济发展水平变量包括社区低保人数、社区类型以及社区所属地区虚拟变量。各变量的具体说明及描述性统计如表 5 所示。

表 5 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量说明	均值	标准差	观察值
被解释变量	$Entre_ratio$	社区创业活跃度	0.105	0.112	963
	$Entre_num$	社区家庭平均创业频次	0.167	0.183	729

① CLDS 家庭问卷包含了家庭资金借贷信息，将家庭的借钱对象分为银行或信用社、亲戚或朋友、民间借贷组织三大类，本文界定通过非正规借贷融资的家庭为从亲戚、朋友、民间借贷组织及其他个人处借钱的家庭。

续前表

变量类型	变量名称	变量说明	均值	标准差	观察值
关键解释变量	<i>Debt_ratio</i>	社区非正规借贷	0.832	0.243	963
社区人口规模	<i>Lnpopu</i>	社区内人口数对数	8.161	1.017	963
社区社会网络	<i>Borrow</i>	社区家庭能借到5 000元的平均人数	2.639	0.500	963
	<i>Hall</i>	社区是否有宗祠/祠堂(是=1,否=0)	0.155	0.362	963
社区金融环境	<i>Bank</i>	社区是否有银行或信用社(是=1,否=0)	0.374	0.484	963
	<i>Formal_ratio</i>	社区正规借贷	0.264	0.273	963
	<i>Digital_finan</i>	社区所属地级市(区)的数字普惠金融指数	156.781	47.402	963
社区经济发展	<i>Lndibao</i>	社区内低保人数对数	3.594	1.235	963
	<i>Urban</i>	社区类型是否为城镇(是=1,否=0)	0.413	0.493	963
	<i>East</i>	社区是否处于东部地区(是=1,否=0)	0.480	0.500	963

2. 基准回归结果。

表6列出了模型(1)的回归结果。其中,前两列分别为Tobit模型估计结果及边际效应,后两列为IV-Tobit模型估计结果及边际效应。由表6列(1)所示,社区非正规借贷与社区创业活跃度在5%的置信水平上显著正相关,表明非正规借贷越活跃的社区,其创业活跃度越高。

从控制变量来看,社区社会网络和社区金融环境特征变量对社区创业活跃度有显著的影响。从社区社会网络角度,祠堂*Hall*对社区创业活跃度有显著的正向作用,可能是以血缘为纽带的宗族组织为宗族成员提供了交流的场所,提高了社区内部的信息、资金等资源的流动,从而为家庭创业提供了支持(胡金焱和袁力,2017^[57])。变量*Borrow*的系数显著为正,表明社区社会网络对社区创业活跃度有着显著的正向作用,社会网络提升了创业信息、资金可得性,推动了创业活动(马光荣和杨恩艳,2011^[58])。从社区金融环境来看,社区正规借贷变量*Formal_ratio*、社区银行变量*Bank*和数字金融发展变量*Digital_finan*的系数显著为正,表明正规金融和数字金融发展水平都对社区创业活跃度有显著的正向作用。由于创业存在资金门槛,提高金融资源的可得性有助于跨越资金门槛,进而促进创业。最后,与农村社区相比,经济发展水平更高的城镇社区的创业活跃度更高,这是因为城市地区的居民自身综合素质和外部创业环境更完善,表现在居民认知能力较高,金融、技术、人才等创业资源更加丰富,创业机会更多。

然而,上述实证分析中可能因遗漏变量和反向因果而存在内生性问题。一方面,社区非正规借贷和社

区创业活跃度可能同时受到社区家庭的风险偏好等其他难以观测的因素的影响;另一方面,由于创业活动引发了资金需求,导致社区非正规借贷活动增多。因此,本文采用工具变量法解决可能存在的内生性问题。本文选取同一县其他社区的非正规借贷平均发生率作为社区非正规借贷的工具变量。首先,同一县的社区在经济、文化、社会等方面较为相似,而其他社区的非正规借贷活跃程度是该社区家庭所不能控制的。因此,该变量适合作为社区非正规借贷的工具变量。表6列(3)和列(4)为两阶段工具变量估计结果。在两阶段工具变量估计中,一阶段*F*值是53.42,工具变量的*t*值是6.47,表明内生变量和工具变量具有较强的相关性,Wald检验拒绝了社区非正规借贷不存在内生性的原假设。列(4)两阶段工具变量估计结果显示社区非正规借贷在5%的置信水平上显著为正。这进一步表明,社区非正规借贷促进了社区创业活跃度。

表6 社区非正规借贷与社区创业活跃度

	Tobit 模型		IV-Tobit 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Debt_ratio</i>	0.049 7** (0.023 1)	0.037 3** (0.017 2)	0.240 7** (0.112 9)	0.180 4** (0.083 5)
<i>Formal_ratio</i>	0.036 2* (0.021 4)	0.027 2* (0.016 0)	0.124 8** (0.062 2)	0.093 5** (0.046 1)
<i>Lnpopu</i>	0.011 3 (0.007 4)	0.008 5 (0.005 6)	0.009 8 (0.008 9)	0.007 3 (0.006 6)
<i>Lndibao</i>	-0.001 6 (0.004 5)	-0.001 2 (0.003 3)	-0.002 1 (0.005 9)	-0.001 5 (0.004 4)
<i>Borrow</i>	0.021 5** (0.006 5)	0.016 1** (0.008 7)	0.031 9*** (0.011 9)	0.023 9*** (0.008 9)

续前表

	Tobit 模型		IV-Tobit 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Hall</i>	0.063 9 *** (0.013 2)	0.047 9 *** (0.009 8)	0.064 1 *** (0.017 4)	0.048 0 *** (0.013 1)
<i>Bank</i>	0.051 4 *** (0.012 6)	0.038 5 *** (0.009 2)	0.047 9 *** (0.015 9)	0.035 9 *** (0.011 9)
<i>Digital_finan</i>	0.000 2 * (0.000 1)	0.000 1 * (0.000 1)	0.000 2 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)
<i>Urban</i>	0.016 9 (0.016 1)	0.012 6 (0.012 0)	0.044 5 ** (0.022 1)	0.033 3 ** (0.016 5)
<i>East</i>	0.017 3 (0.011 1)	0.013 0 (0.008 3)	0.021 4 (0.014 1)	0.016 0 (0.010 5)
常数项	-0.177 4 ** (0.070 9)		-0.382 9 *** (0.148 1)	
观察值	963	963	652	652
一阶段 <i>F</i> 值			53.42	
工具变量 <i>t</i> 值			6.47	
Wald 检验 <i>P</i> 值			0.068 5	

注：括号内数值为社区聚类稳健标准误，下同。工具变量回归结果的样本值由于工具变量缺失而减少。

3. 稳健性检验。

为进一步检验结论的可靠性，本文采用以下四种方法进行稳健性检验，结果如表 7 所示。

第一，从社区非正规借贷的供给角度，采用社区内借出钱的家庭比例（*Debt_ratio1*）衡量社区非正规借贷，考察其对社区创业活跃度的影响。估计结果如表 7 列（1）所示，关键解释变量 *Debt_ratio1* 的系数显著为正。

第二，采用两阶段最小二乘法（2SLS）估计社区非正规借贷对社区创业活跃度的影响。估计结果如表 7 列（2）所示，变量 *Debt_ratio* 的系数仍然显著为正。

第三，替换被解释变量社区创业活跃度的代理变量，以社区家庭平均创业频次作为社区创业活跃度的代理变量。与社区创业发生率不同，社区家庭平均创业频次不仅体现了社区目前的创业情况，也包括失败过的创业项目，在一定程度上更能反映社区家庭对创业的态度、意愿和社区创业活力。估计结果如表 7 列（3）所示，变量 *Debt_ratio* 的系数在 1% 的置信水平上显著为正。

第四，在替换社区创业活跃度的代理变量的基础上，采用 IV-Tobit 模型估计非正规借贷对社区家庭平均创业频次的影响。为避免社区非正规借贷与

社区家庭平均创业频次可能存在由于反向因果关系和遗漏变量而导致的内生性问题，本文同样选取同一区县内其他社区的非正规借贷平均发生率作为工具变量。估计结果如表 7 列（4）所示，社区非正规借贷 *Debt_ratio* 的系数为正且在 1% 的置信水平上显著，表明社区非正规借贷提高了社区创业活跃度。

综上，本文的估计结果是基本稳健的。

表 7 社区非正规借贷与社区创业活跃度的稳健性检验

	被解释变量： 社区创业活跃度		被解释变量： 社区家庭平均创业频次	
	(1) Tobit	(2) 2SLS	(3) Tobit	(4) IV-Tobit
<i>Debt_ratio1</i>	0.177 9 *** (0.047 8)			
<i>Debt_ratio</i>		0.221 6 ** (0.100 1)	0.111 8 *** (0.032 6)	0.585 5 *** (0.222 1)
<i>Formal_ratio</i>	0.009 5 (0.016 5)	0.108 4 ** (0.052 1)	0.085 5 ** (0.034 7)	0.261 8 ** (0.115 3)
<i>Lnpopu</i>	0.006 7 (0.005 9)	0.006 8 (0.006 2)	0.017 1 (0.011 6)	0.015 5 (0.014 8)
<i>Lndibao</i>	0.002 1 (0.003 8)	-0.002 5 (0.004 3)	-0.005 1 (0.006 8)	-0.019 7 ** (0.010 0)
<i>Borrow</i>	0.020 5 ** (0.008 1)	0.029 0 *** (0.008 7)	-0.005 8 (0.017 4)	-0.017 6 (0.024 1)
<i>Hall</i>	0.062 8 *** (0.011 1)	0.054 4 *** (0.012 7)	0.095 8 *** (0.027 1)	0.074 2 ** (0.034 3)
<i>Bank</i>	0.048 4 *** (0.011 0)	0.041 8 *** (0.012 2)	0.030 0 (0.025 1)	0.038 6 (0.034 0)
<i>Digital_finan</i>	0.000 3 ** (0.000 1)	0.000 2 * (0.000 1)	0.001 3 *** (0.000 3)	0.001 0 ** (0.000 4)
<i>Urban</i>	0.013 6 (0.012 6)	0.039 5 *** (0.015 3)	0.065 0 ** (0.026 0)	0.126 7 *** (0.036 3)
<i>East</i>	0.017 2 ** (0.008 6)	0.012 5 (0.009 6)	0.038 0 ** (0.017 5)	0.042 3 * (0.025 3)
常数项	-0.122 9 * (0.066 8)	-0.302 0 ** (0.125 4)	-0.458 8 *** (0.122 6)	-0.830 5 *** (0.282 9)
观察值	963	652	729	476

（二）非正规借贷与社区创业活跃度的影响机制分析

1. 社区非正规借贷对社区家庭非正规创业资金可得性的影响。

为检验社区非正规借贷增加社区家庭非正规渠道创业资金可得性这条路径，本文将样本限定于有创业项目的家庭。CLDS 问卷询问了创业项目初始资金来

源渠道信息“开业时投入资金的来源”和“注册资本/投入资金是从哪些渠道筹集的”。非正规创业资金可得性变量根据该问项获得,如果问项的回答是通过非正规渠道获得,则非正规渠道创业资金可得性变量 *Informal* 取值为 1,否则取值为 0;同样地,如果问项的回答是通过正规渠道获得,则正规创业资金可得性变量 *Formal* 取值为 1,否则取值为 0。2012—2016 年创业项目初始融资情况如表 8 所示。由表中数据可见,58.59%的创业者在初始融资中获得了外部资金支持,56.57%的创业者从非正规渠道获得了资金支持,通过正规渠道获得资金的创业者仅占 7.14%,这说明非正规借贷对家庭创业的支持作用更显著。

表 8 创业家庭初始融资情况

	样本家庭数 (户)	占样本比例 (%)
有融资家庭	1 511	58.59
仅有正规融资	52	2.02
仅有非正规融资	1 327	51.45
有正规和非正规融资	132	5.12

表 9 列 (1) 和列 (2) 汇报了采用 Probit 模型分析社区非正规借贷对社区创业项目初始融资渠道选择的影响^①。其中,列 (2) 是在列 (1) 基础上,加入了家庭正规渠道融资变量的估计结果。关键解释变量非正规借贷采用社区内其他家庭的非正规借贷平均发生率 *Debt_ratio2* 进行测度。结果显示,社区非正规借贷变量 *Debt_ratio2* 的系数在 1% 的置信水平上显著为正,表明社区非正规借贷对社区创业成员非正规金融资源可得性有着显著的正向影响。

表 9 社区非正规借贷与社区创业项目非正规融资

	非正规融资 <i>Informal</i> (1)	非正规融资 <i>Informal</i> (2)
<i>Debt_ratio2</i>	0.308 3 *** (0.114 7)	0.319 2 *** (0.114 8)
<i>Formal</i>		0.271 5 ** (0.108 0)
控制变量	Yes	Yes
观测值	2 564	2 564

2. 社区非正规借贷对社区家庭社会网络的影响。

为检验社区非正规借贷增强了社区家庭社会网络这一机制,本文仍将样本限定于 2012—2016 年的创业家庭,利用创业家庭能够借到 5 000 元的人数和家庭社交支出度量家庭社会网络的广度和深度。关键解释变量非正规借贷仍然采用社区内其他家庭的平均社区非正规借贷发生率 *Debt_ratio2* 测度。表 10 列 (1) 和列 (2) 分别展示了社区非正规借贷对家庭社会网络广度 *Borrow* 和深度 *Gift* 的估计结果^②。其中,豪斯曼检验显示固定效应模型更加合理,因此本文使用了面板固定效应模型。表 10 列 (1) 和列 (2) 的结果显示 *Debt_ratio2* 系数显著为正,表明社区非正规借贷对社区家庭社会网络的广度和深度均有显著的正向影响。

表 10 社区非正规借贷与创业家庭的社会网络

	家庭社会网络广度 (1) <i>Borrow</i>	家庭社会网络深度 (2) <i>Gift</i>
<i>Debt_ratio2</i>	0.216 5 *** (0.064 6)	1.020 7 *** (0.214 3)
控制变量	Yes	Yes
观测值	27 397	27 397
时间效应	控制	控制
豪斯曼检验	110.06 ***	181.63 ***

(三) 非正规借贷对社区创业活跃度影响的异质性分析

已有研究表明,正规金融环境、经济发展水平、创业机会、人力资源水平等创业环境因素是影响居民创业意愿、创业机会的重要因素(朱明芬,2010^[59])。因此,社区非正规借贷对于社区创业活跃度的促进作用可能因创业环境的不同而存在异质性。为探究非正规借贷对社区创业活跃度的异质性影响,本文在模型 (1) 的基础上分别依次加入社区正规借贷发生率变量、社区类型变量、社区所属地区变量以及社区社会网络变量与非正规借贷变量的交互项,分析社区非正规借贷对社区创业活跃度的促进作用在不同正规金融市场发育水平、东中西

① 表 9 加入了户主特征、家庭特征、社区特征、创业项目融资规模等变量。由于在 2012 年数据中,创业类型为自雇的样本没有问询初始资金来源渠道问题,因此表 9 仅使用了 2014—2016 年数据,且由于同一个家庭可能开展不同的创业项目,因此没有采用面板模型进行估计。

② 表 10 中的控制变量包括户主特征、家庭特征、社区特征等变量。

部地区、城镇和农村地区、不同强度的社区社会网络存在的差异性影响,结果如表11列(1)~列(4)所示。

表11列(1)加入社区非正规借贷与社区正规借贷发生率的交互项($Formal2 \times Debt_ratio$ 、 $Formal3 \times Debt_ratio$)。结果显示交互项 $Formal3 \times Debt_ratio$ 的系数显著为负,表明社区正规金融环境越好,非正规借贷对社区创业活跃度的促进作用越小。良好的正规金融环境有助于缓解金融市场信息不对称,降低交易成本,提高金融服务可得性,进而促进新建企业(吴雨等,2018^[60])。较高的正规借贷发生率表明社区家庭正规金融资源可得性较高,社区家庭受到的资金约束程度较低,社区家庭可能将规模较小的非正规资金用于生活消费用途。

表11列(2)加入了社区非正规借贷与城镇社区的交互项($Urban \times Debt_ratio$),结果显示社区非正规借贷与城镇社区的交互项 $Urban \times Debt_ratio$ 显著为正,表明城镇社区的非正规借贷活动对创业活跃度的促进作用更大。

表11 社区非正规借贷与社区创业活跃度异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Formal</i>	<i>Urban</i>	<i>East</i>	<i>Borrow</i>
<i>Formal3</i> × <i>Debt_ratio</i>	-0.093 1 ** (0.039 7)			
<i>Formal2</i> × <i>Debt_ratio</i>	-0.109 1 (0.072 4)			
<i>Urban</i> × <i>Debt_ratio</i>		0.073 2 * (0.043 7)		
<i>East</i> × <i>Debt_ratio</i>			0.068 0 ** (0.033 8)	
<i>Borrow5</i> × <i>Debt_ratio</i>				-0.027 7 (0.055 9)
<i>Borrow4</i> × <i>Debt_ratio</i>				-0.116 1 * (0.061 7)
<i>Borrow3</i> × <i>Debt_ratio</i>				-0.092 2 * (0.048 4)
<i>Borrow2</i> × <i>Debt_ratio</i>				-0.102 1 ** (0.049 1)
<i>Debt_ratio</i>	0.085 3 *** (0.026 0)	-0.006 6 (0.040 4)	0.009 5 (0.030 4)	0.017 9 ** (0.008 6)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	963	963	963	963

表11列(3)加入社区非正规借贷与东部地区的交互项($East \times Debt_ratio$),估计结果显示社区非正规借贷与东部地区的交互项 $East \times Debt_ratio$ 显著为正,表明与中西部相比,东部社区的非正规借贷对社区创业活跃度的促进作用更大。一方面,经济发展水平更高、创业机会更多、人力资源丰富的东部和城镇地区能够产生集聚经济,有助于降低新企业所需投入品、劳动力资源等创业成本,提高居民的创业可行性感知,进而促进新建企业(Lim等,2010^[61];张萃,2018^[62])。另一方面,东部地区和城镇居民的资源获取渠道较广,认知能力更高,表现为更强的风险承担能力和自信心,进而更可能选择创业(贺建风和陈茜儒,2019^[45])。

表11列(4)为加入社区非正规借贷与社区家庭社会网络的交互项的回归结果,结果显示交互项($Borrow2 \times Debt_ratio$ - $Borrow4 \times Debt_ratio$)显著为负,表明在社会网络欠发达的社区,非正规借贷对创业活跃度的促进作用更大。可能的原因是,在社会网络薄弱的社区,社区非正规借贷活动加强了社区家庭之间的互动,增进了借贷双方的情感和信任,拓展创业信息来源渠道,更有助于社区家庭开展创业活动(程昆等,2006^[63])。

五、主要结论及政策建议

本文阐述了社区非正规借贷影响社区创业活跃度的微观作用机制,并利用中国劳动力动态调查(CLDS)数据进行了实证检验。本文的研究结论表明,创业活跃度差异不仅存在于国家、城市之间,在社区层面也有明显差异。所得结论如下:第一,社区非正规借贷能够显著提升社区创业活跃度。第二,社区非正规借贷通过提升社区家庭非正规渠道创业资金可得性、增强社区家庭社会网络,帮助家庭把握创业机会和提高家庭创业意愿,进而提升了社区创业活跃度。第三,社区非正规借贷对社区创业活跃度的正向影响在正规借贷发生率更低的社区、城镇、东部地区、社会网络匮乏的社区促进作用更大。

据此,本文提出以下政策建议:第一,完善支持创业融资的金融体系,因地制宜地扩充社区非正规借贷资金的有效供给者,发挥非正规金融的补充作用,引导非正规金融的契约形式渐趋规范化,积极构建社区非正规借贷发展的法律制度环境,降低创业资金门槛,繁荣后疫情时代的低成本创业经济。第二,创业

活动的开展离不开正规信贷的支撑,增加正规金融机构服务小微企业的广度、深度,简化贷款审批流程,采取减免税收、提供资金与管理支持等政策措施,深化数字普惠金融的发展,拓展金融的服务范围。第

三,培育鼓励创业的社区创业文化氛围,积极开办创新创业比赛、创业模范评选等活动,充分发挥社会互动对创业的驱动作用,大力弘扬创业精神,激发社区家庭创业热情,全面提升全民的创业活动水平。

参考文献

- [1] Cullen J B, Johnson J L, Parboteeah K P. National Rates of Opportunity Entrepreneurship Activity: Insights from Institutional A Nomie Theory [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2014, 38 (4): 775-806.
- [2] 郑馨,周先波,陈宏辉,杨甜. 东山再起: 怎样的国家制度设计能够促进失败再创业? ——基于 56 个国家 7 年混合数据的证据 [J]. 管理世界, 2019 (7): 136-151, 181.
- [3] Lee S H, Peng M W, Barney J B. Bankruptcy Law and Entrepreneurship Development: A Real Options Perspective [J]. The Academy of Management Review, 2007, 32 (1): 257-272.
- [4] 赵向阳,李海,Andreas Rauch. 创业活动的国家(地区)差异: 文化与国家(地区)经济发展水平的交互作用 [J]. 管理世界, 2012 (8): 78-90, 188.
- [5] 叶文平,李新春,陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据 [J]. 经济研究, 2018 (6): 157-170.
- [6] 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.
- [7] King R G, Levine R. Finance, Entrepreneurship and Growth [J]. Journal of Monetary Economics, 1993, 32 (3): 513-542.
- [8] Black S E, Strahan P E. Entrepreneurship and Bank Credit Availability [J]. Journal of Finance, 2002, 57 (6): 2807-2833.
- [9] Manolova T S, Eunnir R V, Gyoshev B S. Institutional Environments for Entrepreneurship: Evidence From Emerging Economies in Eastern Europe [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2007, 32 (1): 203-218.
- [10] 李磊,郑妍妍,刘鹏程. 金融发展、职业选择与企业家精神——来自微观调查的证据 [J]. 金融研究, 2014 (6): 193-206.
- [11] Jha C K, Bhuyan R. Do Financial Reforms Promote Entrepreneurship [J]. Finance Research Letters, 2020, 34, 101272.
- [12] 杜运周,刘秋辰,程建青. 什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度? ——基于制度组态的分析 [J]. 管理世界, 2020 (9): 141-155.
- [13] Evans D S, Jovanovic B. An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints [J]. Journal of Political Economy, 1989, 97 (4): 808-827.
- [14] 麦金农. 经济发展中的货币与资本 [M]. 卢鹰,译. 上海: 上海人民出版社, 1997: 76-95.
- [15] Holtz-Eakin D, Joulfaian D, Rosen H S. Entrepreneurial Decisions and Liquidity Constraints [J]. The RAND Journal of Economics, 1994, 25 (2): 334-347.
- [16] 蔡栋梁,邱黎源,孟晓雨,马双. 流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究 [J]. 管理世界, 2018 (9): 79-94.
- [17] 林毅夫,孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融资 [J]. 经济研究, 2005 (7): 35-44.
- [18] 胡金焱,张乐. 非正规金融与小额信贷: 一个理论述评 [J]. 金融研究, 2004 (7): 123-131.
- [19] 姚耀军. 非正规金融发展的区域差异及其经济增长效应 [J]. 财经研究, 2009 (12): 129-139.
- [20] 姚铮,胡梦婕,叶敏. 社会网络增进小微企业贷款可得性作用机理研究 [J]. 管理世界, 2013 (4): 135-149.
- [21] 张博,胡金焱,范辰辰. 社会网络、信息获取与家庭创业收入——基于中国城乡差异视角的实证研究 [J]. 经济评论, 2015 (2): 52-67.
- [22] 帕特南. 使民主运转起来 [M]. 南昌: 江西人民出版社, 2001: 201-202.
- [23] 方亚琴,夏建中. 社区、居住空间与社会资本——社会空间视角下对社区社会资本的考察 [J]. 学习与实践, 2014 (11): 83-91.
- [24] 刘斌. 同群效应对创业及创业路径的影响——来自中国劳动力动态调查的经验证据 [J]. 中国经济问题, 2020 (3): 43-58.
- [25] Calomiris C W, Rajaraman I. The Role of ROSCAs: Lumpy Durables or Event Insurance? [J]. Journal of Development Economics, 1998, 56: 207-216.
- [26] 张杰. 民营经济的金融困境与融资次序 [J]. 经济研究, 2000 (4): 3-10, 78.
- [27] 张龙耀,张海宇. 金融约束与家庭创业——中国的城乡差异 [J]. 金融研究, 2013 (9): 123-135.
- [28] Stiglitz J E, Weiss A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information [J]. The American Economic Review, 1981, 71 (3): 393-410.
- [29] Tang S. Informal Credit Markets and Economic Development in Taiwan [J]. World Development, 1995, 23 (5): 845-855.
- [30] 李玮雯,张兵. 非正规金融对农村家庭创业的影响机制研究 [J]. 经济科学, 2016 (2): 93-105.

- [31] 钱水土, 翁磊. 社会资本、非正规金融与产业集群发展——浙江经验研究 [J]. 金融研究, 2009 (11): 194-206.
- [32] 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.
- [33] Bianchi M. Credit Constraints, Entrepreneurial Talent, and Economic Development [J]. Small Business Economics, 2010, 34 (1): 93-104.
- [34] Levine R. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda [J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35 (2): 688-726.
- [35] Hurst E, Lusardi A. Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship [J]. Journal of Political Economy, 2004, 112 (2): 319-347.
- [36] Diamond D W. Reputation Acquisition in Debt Markets [J]. Journal of Political Economy, 1989, 97 (4): 828-862.
- [37] Ghatak M. Group Lending, Local Information and Peer Selection [J]. Journal of Development Economics, 1999, 60 (1): 27-50.
- [38] Karlan D S. Social Connections and Group Banking [J]. The Economic Journal, 2007, 117 (517): 52-84.
- [39] Scherer R, Adams J, Carley S, Wiebe F. Role Model Performance Effects on Development of Entrepreneurial Career Preference [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 1989, 13 (3): 53-72.
- [40] Van A H, Fry F L, Stephens P. The Influence of Role Models on Entrepreneurial Intentions [J]. Journal of Developmental Entrepreneurship, 2006, 11 (2): 157-167.
- [41] 周广肃, 谢绚丽, 李力行. 信任对家庭创业决策的影响及机制探讨 [J]. 管理世界, 2015 (12): 121-129, 171.
- [42] Birley S. The Role of Network in the Entrepreneurial Process [J]. Journal of Business Venturing, 1985, 1 (1): 107-117.
- [43] 张玉利, 杨俊, 任兵. 社会资本、先前经验与创业机会——一个交互效应模型及其启示 [J]. 管理世界, 2008 (7): 91-102.
- [44] 朱秀梅, 李明芳. 创业网络特征对资源获取的动态影响——基于中国转型经济的证据 [J]. 管理世界, 2011 (6): 105-115, 188.
- [45] 贺建风, 陈茜儒. 认知能力、社会网络与创业选择 [J]. 世界经济文汇, 2019 (4): 85-103.
- [46] Kogut B, Zander U. Knowledge of the Firm, Combinative Capabilities and the Replication of Technology [J]. Organization Science, 1992, 3: 383-397.
- [47] 边燕杰, 张磊. 网络脱生: 创业过程的社会学分析 [J]. 社会学研究, 2006 (6): 74-88, 244.
- [48] Moore G. Structural Determinants of Men's and Women's Personal Networks [J]. American Sociological Review, 1990, 55 (5): 726-735.
- [49] 蒋剑勇, 郭红东. 创业氛围、社会网络和农民创业意向 [J]. 中国农村观察, 2012 (2): 20-27.
- [50] Zahra S A, Jennings D F, Kuratko D F. The Antecedents and Consequences of Firm Level Entrepreneurship: The State of the Field [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 1999, 24 (2): 45-63.
- [51] 叶培群. 创业氛围的形成机理及对地区创业绩效的影响: 浙江实证 [J]. 科技管理研究, 2012 (12): 62-66.
- [52] Davidsson P, Honig B. The Role of Social and Human Capital Among Nascent Entrepreneurs [J]. Journal of Business Venturing, 2003, 18 (3): 301-331.
- [53] 李长安, 苏丽锋, 谢远涛. 影响城市创业活跃度的成本因素分析 [J]. 山西财经大学学报, 2012, 34 (10): 10-18.
- [54] 苏士儒, 段成东, 李文靖, 姚景超. 农村非正规金融发展与金融体系建设 [J]. 金融研究, 2006 (5): 167-180.
- [55] Peng Y. Kinship Networks and Entrepreneurs in China's Transitional Economy [J]. American Journal of Sociology, 2004, 109 (5): 1045-1074.
- [56] 郭云南, 张琳弋, 姚洋. 宗族网络、融资与农民自主创业 [J]. 金融研究, 2013 (9): 136-149.
- [57] 胡金焱, 袁力. 宗族网络对家庭民间金融参与的影响和作用机制 [J]. 财贸经济, 2017 (6): 33-48.
- [58] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业 [J]. 经济研究, 2011 (3): 83-94.
- [59] 朱明芬. 农民创业行为影响因素分析——以浙江杭州为例 [J]. 中国农村经济, 2010 (3): 25-34.
- [60] 吴雨, 彭嫦燕, 秦芳. 地区银行发展对家庭正规信贷约束缓解的不均衡影响——基于中国家庭金融调查数据的实证研究 [J]. 经济评论, 2018 (2): 119-132.
- [61] Lim D S K, Morse E A, Mitchell R K, Seawright K K. Institutional Environment and Entrepreneurial Cognitions: A Comparative Business Systems Perspective [J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2010, 34 (3): 491-516.
- [62] 张萃. 什么使城市更有利于创业? [J]. 经济研究, 2018 (4): 151-166.
- [63] 程昆, 潘朝顺, 黄亚雄. 农村社会资本的特性、变化及其对农村非正规金融运行的影响 [J]. 农业经济问题, 2006 (6): 31-35, 79.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

基于动态交易和风险约束的智能投资组合优化

Intelligent Portfolio Optimisation Based on Dynamic Trading and Risk Constraints

王舞宇 章 宁 范 丹 王 熙

WANG Wu-yu ZHANG Ning FAN Dan WANG Xi

[摘 要] 随着消费升级与投资需求的不断增长,投资组合管理受到越来越多的关注。金融大数据的发展对该领域的研究提出了更高的要求。本研究基于强化学习提出了一种基于动态交易的智能投资组合优化方法,该方法考虑了风险因素对投资组合管理过程的影响,能依据市场状态和资产信息自动转换投资组合优化模式以应对市场风格变化,通过投资组合内部资产与外部资产池动态交易的形式来实时调整投资组合资产构成及资产配置。通过中国股票市场数据的实证分析,本研究验证了该投资组合优化方法的可行性和有效性。研究发现,依据市场变化和动态交易方式来选择投资组合的资产构成并考虑风险约束是非常必要的,而且引入更多信息对投资组合的优化有积极作用。此外,在投资组合的优化中,考虑下行风险约束比考虑总体风险更有利于实现既定投资风险下的收益最大化。

[关键词] 投资组合优化 动态交易 风险约束 强化学习

[中图分类号] F832 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 09-0032-16

Abstract: With the continuous growth of consumption and investment demand, much attention is paid to portfolio management. The development of financial big data puts forward higher requirements for the research in this field. This paper proposes a portfolio optimisation method based on dynamic trading using reinforcement learning. This method considers the impact of risk on the process of portfolio management, and is able to transform the portfolio optimisation model automatically according to the market state and asset information, so as to cope with the change of different market. Moreover, through the dynamic trading between the portfolio assets and external market assets, these models can adjust the composition of portfolio assets and asset allocation in real time. Through the empirical analysis of Chinese stock market data, the feasibility and effectiveness of the intelligent portfolio optimisation method are testified. It is found that it is necessary to change the asset composition of the portfolio and consider the risk constraints according to the market changes and dynamic trading patterns. And introducing more information has a positive effect on the portfolio optimisation. Additionally, for portfolio optimisation, considering downside risk constraints is more beneficial to maximize returns under given investment risks than considering the overall risks.

Key words: Portfolio optimisation Dynamic trading Risk constraints Reinforcement learning

[收稿日期] 2020-01-26

[作者简介] 王舞宇,女,1992年5月生,中央财经大学信息学院博士研究生,研究方向为金融科技;章宁,女,1975年9月生,中央财经大学信息学院教授、博士生导师,管理学博士,研究方向为金融科技;范丹,女,1982年4月生,中央财经大学信息学院讲师,工学博士,研究方向为智能金融;王熙,女,1987年11月生,中央财经大学信息学院副教授,信息学博士,研究方向为商务分析。本文通讯作者为章宁,联系方式为:zhangning@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家重点研发计划专项课题“智能服务交易系统理论基础”(项目编号:2017YFB1400701);中央财经大学博士研究生重点选题支持计划资助项目“智能投资组合管理与交易策略研究”;中央财经大学新兴交叉学科建设项目“金融系统安全与区块链监管科技”。

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

投资组合管理是一个十分复杂的非结构化决策过程,涉及金融预测、投资决策分析、组合优化等一系列过程,受到宏观经济、投资者心理、政府政策等多方面的影响(Paiva等,2019^[1];赵丹丹和丁建臣,2019^[2])。随着金融市场的不断变化,市场上的金融资产信息也在发生着改变,投资者不仅要对其持有的投资组合内部资产进行调整,还需要结合市场状况来决定买进市场上的哪些资产同时卖出投资组合中的哪些资产,以实现投资效用的最大化。根据适应性市场假说理论,金融市场是一个复杂的动态系统,任何单一的优化方法都不可能永久获益,随着市场的有效性逐渐提高,一些模型的获利机会就会消失,也许在某一段时期模型A表现较好,而在另一段时期模型B表现更好,难以保证投资者的利益最大化。有效的投资组合模型应该在感知市场状态变化的同时,进行适应性的调整并采取相应的资产交易行动,以更好地服务于投资组合管理(梁天新等,2019^[3])。

随着金融大数据的发展,巨大的数据量对数据存储、数据分析和计算技术都提出了更高的要求(黄乃静和于明哲,2018^[4]),这无疑增加了投资组合管理相关研究的难度。传统的统计学方法并不适合用于分析复杂、高维度、具有噪音的金融市场数据序列,因为统计学分析往往基于有大量约束的条件进行建模,而且这些假设在现实生活中往往不能完全成立,所以模型结果受到了前提条件的限制(Långkvist等,2014^[5])。而早期的机器学习方法的表现很大程度上依赖于人工特征设计,这将会对结果造成一定的干扰,无法对复杂的金融数据进行准确建模(Wang等,2020^[6])。近几年,基于机器学习的人工智能系列方法的出现为以上问题提供了新的思路。其中,强化学习是机器学习领域的一种比较前沿的方法,与监督学习不同,它并不仅仅依靠已知的、固定的数据进行学习,而是在不断变化的外界环境中,通过大量、多次的试错学习,寻找到产生最佳结果的路径(Park等,2019^[7])。

因此,本研究将采用强化学习提出一种基于动态交易的智能投资组合优化方法。与以往研究相比,本研究所提出的方法主要有以下两点优势:第一,在投资组合的管理过程中,不仅考虑了资产本身信息,还考虑了外部市场环境对投资组合管理过程的影响,能

够依据当前市场状态和资产信息自动转换投资组合优化模式,以应对不同的市场风格变化;第二,投资者可以依据自己的投资风险偏好来选择相应的目标函数,根据目标函数最大化原则,通过投资组合内部资产与外部资产池动态交易的形式,来实时调整投资组合资产构成及资产配置。也就是说,本研究中的投资组合优化不再局限于投资组合内部资产配置的调整,而是能够根据市场状态、资产信息、投资者风险偏好来实时更新资产构成和相应的投资比例。

二、文献综述

随着智能时代的来临以及金融数据分析需求的提升,利用计算机进行自我学习和大量计算,并实现投资组合的管理与优化已经成为可能,越来越多的学者开始将人工智能作为研究解决方案的支撑,并证明人工智能方法比传统的统计学模型能更好地处理非线性、非平稳特征问题。

目前在国内外关于智能投资组合优化研究中,很多学者采用传统的机器学习技术对金融财务数据或交易数据进行分类汇总进而建立模型来为投资者选择和优化投资组合,主要应用的方法包括:专家系统(Yunosoglu和Selim,2013^[8])、支持向量机(Paiva等,2019^[1])、进化算法(齐岳等,2015^[9])、梯度下降(吴婉婷等,2019^[10])、人工神经网络(Freitas等,2009^[11])等。例如,Paiva等(2019)^[1]结合支持向量机和均值方差模型两种方法进行了投资组合的优化研究,他们首先利用支持向量机对资产的收益变化趋势进行了分类,筛选出预测收益更高的一些资产作为投资组合的组成成分,再利用均值方差模型来优化投资组合,从而实现收益最大化的目标。此外,深度学习是机器学习中一种对数据进行表征学习的算法,由Hinton和Osidero(2006)^[12]提出,它擅长处理复杂的高维数据,且不依赖任何先验知识和假设,是一种更加贴近实际金融市场数据特征的方法,也是推动智能金融的关键技术(苏治等,2017^[13];Chong等,2017^[14])。深度学习在投资组合构建与优化中的应用非常少。目前只找到两篇这方面的研究,例如,Heaton等(2016)^[15]基于经典的均值-方差理论(Markowitz,1952^[16])和深度学习构建了一个深度资产组合理论,该理论首先基于深度自编码器对金融市场信息进行编码,然后再解码从而形成一个符合目标函数的资产组合,实验结果表明该投资组合的表现优

于基准模型 IBB 指数的表现。Yun 等 (2020)^[17] 提出了一个两阶段的深度学习框架来训练投资组合管理模型, 他们首先利用主成分分析对各个组的资产数据特征进行降维, 然后根据市场指标将高度相关的资产分为同一组, 针对每一组采用深度学习网络来建立一种预测模型, 最后再次结合深度学习方法和均值方差模型对不同组的投资组合权重进行预测, 从而构建并优化了投资组合。

强化学习方法侧重于提出解决问题的策略, 可以通过多次试错来调整智能体行为从而找到最优结果 (梁天新等, 2019^[3]; Khushi 和 Meng, 2019^[18]), 具有决策能力, 故强化学习方法在投资组合的构建与优化过程方面的应用相对比深度学习多, 但文献数量仍十分有限。目前在投资组合优化领域应用较多的强化学习方法主要有四种。第一种方法是循环强化学习。Aboussalah 和 Lee (2020)^[19] 提出了一种层叠式深度动态循环强化学习架构, 该方法能够捕捉最新的市场变化情况并重新平衡和优化投资组合, 他们以 S&P500 不同板块的 10 只股票数据为研究样本, 进行了 20 轮的训练和测试, 实验结果表明采用他们提出的方法所优化后的投资组合实现了较好的市场表现。第二种方法是策略梯度方法。这是一种直接逼近的优化策略, 直接在策略空间进行求解得到策略 (梁天新等, 2019^[3])。Jiang 等 (2017)^[20] 运用强化学习中的梯度策略研究了加密货币中的投资组合优化问题, 在该框架中, 智能体 (Agent) 是在金融市场环境中执行操作的虚拟投资组合经理, 环境包括加密货币市场上所有可用的资产及所有市场参与者投资组合的期望, 投资组合的累计收益回报是奖励函数, 通过将资金不断分配到不同的加密货币, 获得更大累计收益, 结果证明基于该方法提出的加密货币投资组合可以在 50 天内达到 4 倍的收益回报, 明显优于传统的投资组合管理方法。第三种方法是 Actor-Critic 算法, 又被称作“行动者-评论家”方法。例如, García-Galicia 等 (2019)^[21] 结合马尔可夫模型和强化学习中的 Actor-Critic 算法, 提出了连续时间离散状态投资组合管理的强化学习模型, 根据观察到的金融资产价格数据, 每个状态的概率转移率和奖励矩阵构成了链结构的特征, 并用于优化和确定投资组合中不同资产的权重, 进而找到了波动率最低的投资组合。第四种方法是深度强化学习方法, 即深度学习和强化学习方法的结合。Vo 等 (2019)^[22] 基于深度强化学习方

法研究了社会责任投资组合的优化问题, 这种组合把公司的环境、社交和治理三方面也考虑了进来。首先他们采用深度学习来预测股票收益, 然后利用均值方差模型进行投资组合的优化, 并基于强化学习对预测模型进行再训练, 通过智能体的不断学习和参数调整, 最终实现了投资组合的有效自主再平衡。

通过对相关文献梳理可知, 以往相关研究存在以下两点不足: 其一, 大多研究是直接选定几种资产构建投资组合来优化投资组合, 并未考虑外部市场资产池与投资组合内部资产动态交互的交易情景。随着金融市场的不断变化, 市场上的金融资产信息也在发生着改变, 投资者除了对已持有的投资组合内部固定资产进行调整外, 还需要结合市场状况来决定买进市场上的哪些资产的同时卖出投资组合中的哪些资产, 以实现投资效用的最大化。其二, 已有研究大多忽视了投资过程中的风险因素, 一般以收益率、累计收益率最大化作为投资组合优化的目标函数。但是这些纯收益指标无法体现出金融交易过程中发生的回撤情况。因此, 有必要在投资组合优化的过程中考虑包含风险约束条件的目标函数以更好地应对市场风格变化。

三、研究方法及模型构建

(一) 循环强化学习

循环强化学习算法 (Recurrent Reinforcement Learning, RRL) 由 Moody 等 (1998)^[23] 提出, 是一种利用即时市场信息不断优化效用测度的随机梯度上升算法。RRL 在自适应性上有一定的优势, 易于根据当前金融信息自动转换交易风格, 可以提供即时反馈来优化策略, 能够自然地产生真实且有价值的行动或权重, 而不依赖于值函数方法所需的离散化或者价格预测 (梁天新等, 2019^[3])。RRL 方法具有递归循环的特性, 其核心思想在于当前时刻所采取的行动不仅仅与当前的市场环境有关, 还依赖于前一时刻所采取的行动 (司伟钰, 2018)^[24]。故循环强化学习在投资组合动态优化方面的研究具有较大优势。

(二) 基于动态交易和风险约束的智能投资组合优化模型

1. 算法更新规则。

本研究主要采用循环强化学习 RRL 为投资组合进行资产配置, 同时生成多/空交易信号。为了让 RRL 方法能够应对金融交易市场的复杂变化情况, 参考相关研究 (Maringer 和 Ramtohul, 2012^[25];

Hamilton 和 Susmel, 1994^[26]) 的研究, 我们将体制转换模型与循环强化学习方法相结合, 提出了一种基于动态交易的自适应的智能投资组合优化方法 (Ada-ptive Recurrent Reinforcement Learning, A + RRL), 该方法可以在不同的市场环境状态下选择不同的神经网络权重来应对市场风格的变化。

在金融市场, 市场环境状态可以作为描述金融市场风格的重要标志之一 (Aylward 和 Glen, 2000^[27]; 曾志平等, 2017^[28])。参考吴淑娥等 (2012)^[29] 对牛市和熊市的划分, 我们以股票指数作为衡量市场状态变化的指标。我们将市场环境状态分为两类: 牛市状态和熊市状态。具体来讲, 这种双体制的循环强化学习模型可以描述如下:

$$G_t = [1 + \exp(-\gamma[q_t - c])]^{-1} \quad (1)$$

$$F_t = y_{t,1}G_t + y_{t,2}(1-G_t) \quad (2)$$

$$y_{t,j} = \tanh\left(\sum_{i=0}^m w_{i,j}r_{t-i} + w_{m+1,j}F_{t-1} + w_{m+2,j}v\right) \quad (3)$$

for $j = \{1, 2\}$

其中: 公式 (1) 中的 c 表示体制转换阈值; γ 决定了转换的平滑性; G_t 代表不同的循环强化学习神经网络的权重, $G_t \in [0, 1]$; q_t 为指示变量, 其主要作用是让模型能够在熊市和牛市之间进行有效转换, 以适应不同的市场状态。本研究选择股票价格指数的平均收益率作为指示变量 q_t 的重要衡量指标。公式 (2) 中的 $y_{t,1}$ 和 $y_{t,2}$ 分别表示两个不同的循环强化学习神经网络。公式 (3) 中的 r_t 为对数收益率, 可以表示为 $r_t = \log(\text{price}_t / \text{price}_{t-1})$; $w_{i,j}$ 代表对应的神经网络权重, 即神经网络中不同单元之间连接的强度; v 为神经网络的阈值。A+RRL 模型可以被看作由两个 RRL 网络组成, 每个网络对应着一种市场状态和交易风格并有一组独特的权重。而整个模型总输出为 F_t , 它是单个神经网络 $y_{t,1}$ 和 $y_{t,2}$ 的加权之和, 权重主要受到指示变量 q_t 的影响。A+RRL 模型的结构如图 1 所示, 该模型的每个网络对应一个独特的区域, 在指标变量 q_t 转换过程中, A+RRL 可以在每个时间步选择合适的网络, 以应对不同的市场风格变化。在此过程中, 参数更新可以在每一次训练数据的前向传播过程中实现。

依据以上模型, 我们将输出信息简写为 $F_t = \tanh(x_t^T \theta)$, 为交易信号, $F_t \in \{-1, 1\}$; θ 表示我们要训练的模型的一系列参数; x_t 为一个向量, 可以表示为 $x_t = [1; r_t \cdots r_{t-M}; F_{t-1}]$; M 为要交易的时间序列, 即

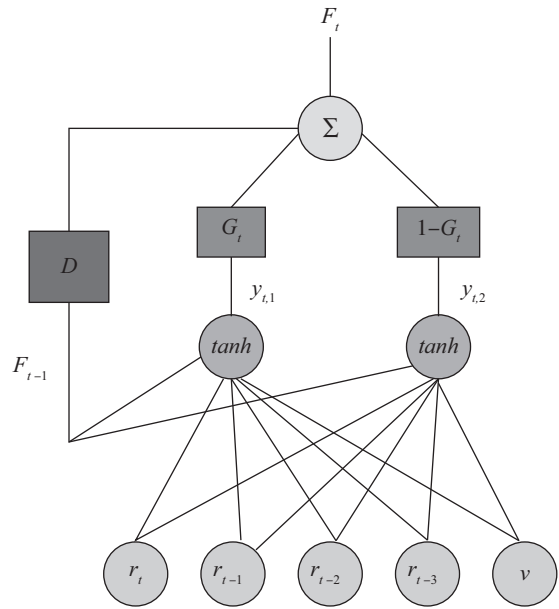


图 1 自适应的循环强化学习模型

交易周期。当 $F_t > 0$ 时, 投资者将持有多头头寸, 则设 $F_t = 1$; 当 $F_t < 0$ 时, 投资者将持有空头头寸, 则设 $F_t = -1$ 。 r_t 为对数收益率, 可以表示为 $r_t = \log(\text{price}_t / \text{price}_{t-1})$ 。持有的头寸在 t 时刻的回报如公式 (4) 所示, 其中, μ 为固定数值的资产数量, 在本研究中表示能够交易的最大资产数量, δ 为交易费用率。

$$R_t = \mu \times [F_{t-1} \times r_t - \delta |F_t - F_{t-1}|] \quad (4)$$

给定交易信号 F_t , 模型将通过调整一系列参数 θ 来最大化目标函数 U_T 。在给定的交易周期 T 内, 目标函数 U_T 对于参数 θ 的梯度更新的具体过程可以表示如下:

$$\frac{dU_T}{d\theta} = \sum_{t=1}^T \frac{dU_T}{dR_t} \left\{ \frac{dR_t}{dF_t} \frac{dF_t}{d\theta} + \frac{dR_t}{dF_{t-1}} \frac{dF_{t-1}}{d\theta} \right\} \quad (5)$$

$$\frac{dR_t}{dF_t} = -\mu \delta \times \text{sgn}(F_t - F_{t-1}) \quad (6)$$

$$\frac{dR_t}{dF_{t-1}} = -\mu r_t + \mu \delta \times \text{sgn}(F_t - F_{t-1}) \quad (7)$$

$$\frac{dF_t}{d\theta} = (1 - \tanh(x_t^T \theta))^2 \times \left(x_t + \theta_{m+2} \frac{dF_{t-1}}{d\theta} \right) \quad (8)$$

根据以上公式可知, $dF_t/d\theta$ 具有递归性质, 依赖于前一时刻的动作。算法沿着梯度上升的方向 $\theta_{t+1} = \theta_t + \rho dU_T/d\theta$ 进行参数更新, 可以将交易策略不断优化到目标函数的最大值, 其中 ρ 为学习率。

为了让该模型可以用于投资组合优化而不单单是交易单支资产, 当循环强化学习用于优化投资组合内

部的资产权重配置时,我们设定 $f_{it} = \text{logsig}(x'_{it}\theta_i)$,其中, f_{it} 在时刻 t 对资产 i 的动作,这里指的是在不同时刻 t 对资产 i 的资产配置比例。 logsig 指的是 log-sigmoid 函数。于是我们可以得到以下公式:

$$\frac{dF_t}{d\theta} = (1 - \text{logsig}(x'_t\theta))^2 \times \left(x_t + \theta_{M+2} \frac{dF_{t-1}}{d\theta} \right) \quad (9)$$

最终模型的输出是投资组合中各个资产的配置权重:

$$F_{it} = \text{softmax}(f_{it}) \quad (10)$$

值得说明的是,我们使用 $F_t = \tanh(x'_t\theta)$ 作为激活函数,从而得到每个资产在训练期间的交易信号,而 $f_{it} = \text{logsig}(x'_{it}\theta_i)$ 和公式(10)主要用于获得投资组合内资产的配置比例。在交易周期 t ,将投资组合资产 i 的交易信号 F_{it} 与相应资产 i 的投资配置比例 w_{it} 结合,就可以得出每一交易周期的投资组合优化后的结果。由此我们可以得出:

$$\sum_i^n |F_{it}w_{it}| = 1 \quad (11)$$

2. 目标函数。

不同的目标函数使得智能体学习的决策有所差异,从而导致投资组合优化结果也会有所不同。在大多投资组合优化研究中,目标函数均为投资组合的收益,并未考虑相应风险因素。然而,投资收益的增加必然伴随着风险的发生,故有必要将风险因素的约束条件纳入投资组合管理过程中,以满足不同投资者的投资需求。本研究从衡量投资组合绩效的指标中选取了两个比较常用且具有代表性的收益-风险综合指标,分别为夏普比率(Sharpe ratio)和卡玛比率(Calmar ratio),作为目标函数。投资者可以根据个人偏好来自行选择相应的投资组合优化目标函数。微分形式为强化学习提供了一个非常有效的评估方法,有利于在强化学习模型训练的过程中直接优化RRL相应参数(Moody等,1998^[23])。因此,在RRL模型部分,我们分别采用夏普比率和卡玛比率的微分形式作为目标函数,然后通过性能函数来增加模型在线学习过程的收敛性,并在实时交易中适应不断变化的市场状况。

(1) 夏普比率。夏普比率是一个可以同时对收益与风险加以综合考虑的指标,表示的是单位风险收益,衡量的是投资的稳健性。夏普比率主要是为处理

正向投资组合价值而设计的(Berutich等,2016^[30]),也就是说,夏普比率将上涨和下跌的波动率视为同等位置。公式(12)表示的是 T 时间段内夏普比率 S_T ,其中 δ 为交易成本, $E[R_t]$ 为平均收益率, $\sigma[R_t]$ 为收益率的标准差, γ_f 为无风险利率。依据已有相关研究(Moody和Saffell,1999^[31];Almahdi和Yang,2017^[32]),本研究设定 $\gamma_f = 0$ 。

$$Sharpe_T = \frac{E[R_t] - \gamma_f}{\sigma[R_t]} \quad (12)$$

微分夏普比可以看成是一个滑动平均式夏普比率,公式(13)至公式(15)展示了微分夏普比率的具体推导过程。

$$S_t = \frac{A_t}{B_t} \quad (13)$$

$$A_t = A_{t-1} + \eta(R_t - A_{t-1}) = A_{t-1} + \eta\Delta A_t \quad (14)$$

$$B_t = B_{t-1} + \eta(R_t^2 - B_{t-1}) = B_{t-1} + \eta\Delta B_t \quad (15)$$

A_t 和 B_t 分别表示收益率的一阶矩和二阶矩阵,微分夏普比率将移动平均值扩展为了自适应参数 η 的一阶展开。微分夏普比率 DSA_t 表达式如公式(16)所示:

$$DSA_t = \frac{dS_t}{d\eta} = \frac{B_{t-1}\Delta A_t - \frac{1}{2}A_{t-1}\Delta B_t}{(B_{t-1} - A_{t-1}^2)^{3/2}} \quad (16)$$

(2) 卡玛比率。卡玛比率也是一种经过风险调整的投资组合绩效度量指标。它描述的是收益和最大回撤之间的关系,是一个最大回撤风险度量指标,度量从峰值到随后的底部的最大累积损失。与夏普比率不同,卡玛比率区分了波动的好坏,认为投资者更关心收益下跌时的波动率变化才是风险,因为收益上涨带来的高波动率符合投资者的投资需求,不应视作风险。可以发现,卡玛比率对投资损失比夏普比率更加敏感,故将卡玛比率作为目标函数有助于抵消市场长期下行风险(梁天新等,2019^[3])。具体表示如公式(17)所示,其中, $Calmar_T$ 为 T 时间周期内的卡玛比率, $E[R_t]$ 为 T 时间周期内收益率的平均值, $E(MDD)$ 是对应的期望最大回撤。参考Almahdi和Yang(2017)^[32]的研究,微分卡玛比率可以表示为公式(18)至公式(21)。其中, γ 为投资收益在一段时期的平均值, σ 为投资收益在一段时期的标准差。

$$Calmar_T = \frac{E[R_t]T}{E(MDD)} \quad (17)$$

$$E(MDD) = \begin{cases} \frac{2\sigma^2 Q_p\left(\frac{\gamma^2 T}{2\sigma^2}\right) \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \sigma^2 \left(0.63519 + 0.5 \log T + \log \frac{\gamma}{\sigma}\right)}{\gamma}, & \gamma > 0 \\ 1.2533\sigma\sqrt{T}, & \gamma = 0 \\ \frac{-2\sigma^2 Q_n\left(\frac{\gamma^2 T}{2\sigma^2}\right) \xrightarrow{T \rightarrow \infty} -\gamma T - \frac{\sigma^2}{\gamma}}, & \gamma < 0 \end{cases} \quad (18)$$

$$C_T = \frac{\frac{T\left(\frac{\gamma}{\sigma}\right)^2}{2} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} T\left(\frac{\gamma}{\sigma}\right)^2}{Q_p\left(\frac{\gamma^2 T}{2\sigma^2}\right) \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0.63519 + 0.5 \log T + \log \frac{\gamma}{\sigma}} \quad (19)$$

$$Q_p(x) \rightarrow \begin{cases} \gamma\sqrt{2x}, & x \rightarrow 0^+ \\ \frac{1}{4} \log x + 0.49088, & x \rightarrow \infty \end{cases} \quad (20)$$

$$Q_n(x) \rightarrow \begin{cases} \gamma\sqrt{2x}, & x \rightarrow 0^+ \\ x + \frac{1}{2}, & x \rightarrow \infty \end{cases} \quad (21)$$

3. 投资组合约束条件。

基数约束指的是投资组合中资产选择的数量约束

(Almahdi 和 Yang, 2019^[33])。表达公式为 $\sum_{i=1}^N z_i = K$,

其中, z_i 为二分变量值 $[0, 1]$; $i = 0, 1, 2, \dots, N$; N 为资产池中可供选择的资产总数量; K 为选择的资产数量。本研究首先进行了预实验, 我们发现当投资组合中包含 9 只资产时, 投资组合在年度收益、年度风险、年度夏普比率及年度索提诺比率四个维度上的综合表现更好, 故我们设定投资组合中的资产数量设置为 $K=9$ 。这个数量范围对于个人投资组合交易而言, 是合理、经济且符合现实的。在此约束之下, 我们将比较每个资产在每个时间点 t 的优化适应度函数值, 以此动态选择 K 个适应度函数值最优的资产。整个过程会随着移动窗口的移动而不断重复和更新, 新增的资产数据会改变资产的选择, K 个被选中的新资产 $z_i = 1$, 而未被选择的资产则 $z_i = 0$ 。

4. 动态止损机制。

由于金融市场的复杂多变, 金融交易中没有持久的确定性, 所有的分析和预测只是一种可能性, 根据这种可能性而进行的交易和投资行为自然会产生许多不确定性, 因此有必要采取一些措施来控制相应的风

险。已有研究表明, 建立合理的动态止损机制在改善交易决策性能方面是有效的 (Lo 和 Remorov, 2017^[34])。参考 Almahdi 和 Yang 的研究 (2017)^[32], 我们在每次交易决策的最后阶段加入动态止损机制, 表示如下:

$$\frac{r_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \leq -n \quad (22)$$

其中, r_{t-1} 为到时间点 $t-1$ 的累计收益, 而 σ_{t-1} 为到时间点 $t-1$ 的累计收益的移动波动率, n 为触动态止损机制的波动日的天数。值得注意的是, 该动态止损机制只应用于投资组合交易的测试阶段, 而并不用于训练强化学习参数和模型。

5. 投资组合动态优化过程。

在初始状态, 投资者可以根据自己的偏好来选择想要实现的目标函数 (夏普比率或者卡玛比率)。例如, 如果投资者注重投资的稳健性, 非常厌恶市场波动率, 认为任何形式的波动都会给自己带来不利的影响, 则可以选择夏普比率作为投资组合优化的目标函数; 如果投资者更在意市场下行风险而不太在乎市场上行带来的波动, 并对投资过程中的损失非常敏感, 就可以选择卡玛比率作为目标函数。然后, 我们需要考虑投资组合的基数约束, 即对投资组合内部的资产数量约束。交易成本的变化也会影响我们模型的交易结果, 在本研究中, 将每次交易决策中的交易成本设定为固定不变的数值, 为了更好地检验投资组合模型的稳健性, 我们设定了多组交易成本。

接着是对模型进行系统训练, 基于 RRL 方法, 我们的智能体将持续监控和感知市场环境状态, 根据目标函数和市场情况来从市场资产池中为投资组合动态挑选符合目标函数的资产, 并进行投资组合资产权重优化, 然后再为投资组合中的每个资产生成相应的交易信号, 从而产生多/空投资组合。在每一个交易周期 T , 投资组合内部资产与外部市场资产池都需要进行实时动态交易。也就是说, 投资组合内部的资产构成及资产配置并不是固定不变的, 而是随着交易周期 T 的推进以及市场与资产信息的实时变化而发生改变, 以保证投资者所持有的投资组合能够实现目标函数最大化。值得说明的是, 数据选择的范围可能会影响最后交易结果, 故我们采用了一种多周期重叠式的投资组合交易训练方式来提升模型训练效

率,训练窗口将在每次决策后向后逐步移动,以便每次训练都能够包含最新的市场数据。在模型参数选择方面,我们在输出层上采用了 dropout 正则化技术。它的工作原理为,在训练过程中,随机删除网络中的一些隐藏神经元,同时丢弃掉从该节点进出的连接,并保持输入输出神经元不变,然后将输入通过修改后的网络进行前向传播,将误差通过修改后的网络进行反向传播,以此来有效减少过拟合 (Srivastava 等, 2014^[35]; Fischer 和 Krauss, 2018^[36])。我们先采用部分样本进行了预实验,结果表明模型的性能会随着丢弃率 (dropout ratio) 的增加而下降,因此,我们将丢弃率设置为相对较低的 0.1。然后我们采用应用较为广泛且有效的随机搜索法 (Bergstra 和 Bengio, 2012^[37]; Greff 等, 2017^[38]), 根据上述设置动态地找到一个好的超参数组合。具体来讲,随机搜索对以下参数进行了采样: (1) 学习率, 范围从 0 到 1; (2) epoch 的个数, 范围从 100 到 5 000。其中, epoch 指的是模型训练的迭代次数, 1 个 epoch 等于

使用训练集中的全部样本训练一次; (3) 每个资产的最大迭代次数, 范围从 10 到 2 000; (4) 阈值 c 的大小, 范围从 0 到 2。最后我们选取了表现最好的一组数值作为参数集合, 学习率为 0.1, epoch 为每个时间周期 2 000 次, 每个资产的最大迭代数为 100 个, 阈值为 1。

此外,我们在每次交易之后加入了一个动态止损机制,如公式 (22) 所示。当投资组合的收益与风险比值达到了止损阈值,便会触发平仓止损操作,然后我们的模型将被重新迭代训练,模型参数将被更新,智能体将持续关注环境状态,等待下一次投资组合的建仓。如若投资组合的收益与风险比未能触发止损机制,交易将正常继续进行,每次交易将输出相应的奖赏值作为奖励,然后更新当前的交易信息存储到交易经验池中。通过这样的方式循环往复,直到投资期结束。为了更好地训练模型,动态止损机制只在测试阶段使用,并不应用于训练阶段。本研究所提出的带有动态止损机制的投资组合优化方法的具体过程如图 2 所示。

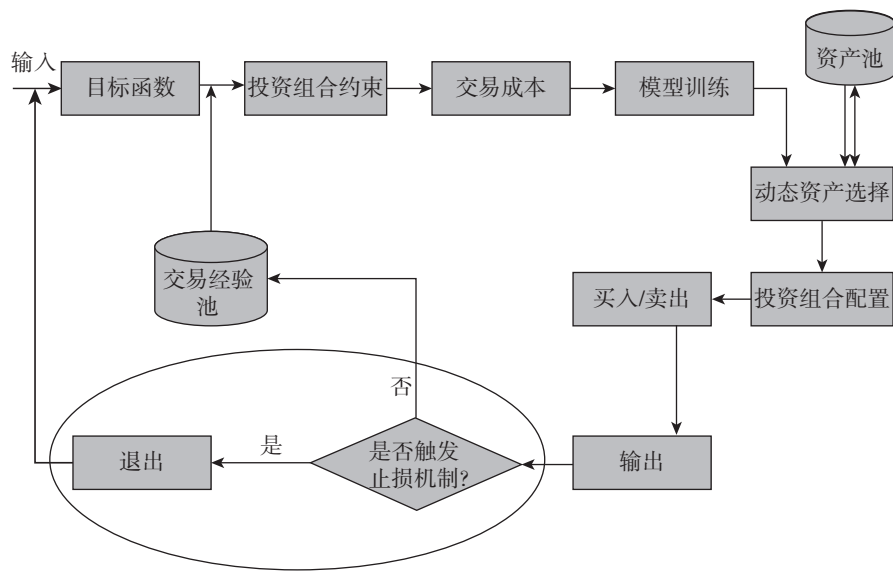


图2 基于动态交易和风险约束的投资组合优化过程（含动态止损机制）

6. 基准策略。

基于本研究所提出的带有动态止损机制的 Calmar/Sharpe+A+RRL 模型,我们又选用了以下两种基准策略,用于同 Calmar/Sharpe+A+RRL (Stop loss) 模型在投资组合优化方面进行比较,以进一步验证模型的有效性。

(1) Calmar/Sharpe+A+DDPG (Stop loss)

不同的目标函数使得智能体学习的交易决策有所

差异,从而导致交易结果也会有所不同。本研究选出了两个常用的衡量投资组合绩效的指标作为目标函数,分别为夏普比率和卡玛比率。保持模型的其他设置相同,通过不同目标函数的设定,来观察在不同的市场状态下哪种目标函数所搭配的优化模型可以带来更多投资收益。同时我们也可以保持相同的目标函数,变化不同的强化学习算法来优化投资组合,从而观察哪种方法的组合更有利于实现投资组合的动态优

化。其中，深度确定性策略梯度（Deep Determination Policy Gradient，DDPG）是强化学习中的另一种较常用的方法，它结合了深度学习的感知能力与强化学习的决策能力，能够有效解决复杂系统的感知决策问题。

（2）Calmar/Sharpe+A+RRL/DDPG

本研究所提出的模型在每次交易的最后阶段都加入了动态止损机制，但是无法保证这种止损机制在市场环境变化的情况下依然有效。因此有必要将无动态止损机制的交易策略作为基准策略，进行对比，以此来验证该止损机制在投资组合优化过程中能够有效避免相应投资损失的有效性。

四、实验结果分析

（一）数据收集与处理

我们从中国股票市场收集了 21 只股票数据作为研究样本。由于我们需要用到沪深 300 指数（HS300）数据，而 HS300 是由沪深证券交易所于 2005 年 4 月 8 日联合发布，为了保证我们整个研究数据的一致性，故中国市场所有样本数据的时间范围为 2005 年 4 月 8 日至 2019 年 3 月 13 日。其中，训练集数据的时间范围为 2005 年 4 月 8 日至 2015 年 9 月 15 日，包含 2 550 个交易日，测试集数据的时间范围为 2015 年 9 月 16 日至 2019 年 3 月 13 日，包含 850 个交易日。此外，许多研究表明，对于个人投资者而言，持有成百上千个资产作为投资组合是不现实的（Almahdi 和 Yang，2017^[32]；Kocuk 和 Cornuéjols，2020^[39]；Tanaka 等，2000^[40]）。例如，Tanaka 等（2000）^[40]选取了 9 种证券作为样本，形成了最优投资组合。Almahdi 和 Yang（2017）^[32]构建了一个包含 5 种资产的投资组合。本研究分别从中国市场随机选取了 21 只股票作为研究样本，这足以支撑个人投资者投资组合优化的研究。

所有的样本数据都涉及股票调整后的开盘价、收盘价、最高价、最低价和交易量，均为日度数据。中国股票市场数据来源于沪深 300 指数（11 只股票）和中证 500 指数（10 只股票）。对于缺失数据，若为交易日停牌现象，则取停牌之前最后一个交易日的数据，若为非交易日，则直接删除空白数据。这些股票的收盘价的描述性统计如表 1 所示。我们可以看出股票 000538.sz 的日平均价格最高，为 45.04 元，000012.sz 的标准差最低，为 2.69 元，紧随其后的是

000008.sz，为 2.88 元。

表 1 样本数据的描述性统计（单位：元）

股票代码	平均值	标准差	最大值	最小值
000001.sz	7.25	2.97	15.10	1.52
000002.sz	12.81	8.06	41.13	1.19
000006.sz	5.17	2.88	19.44	0.62
000008.sz	3.30	3.42	13.74	0.37
000012.sz	6.50	2.69	16.48	1.20
000021.sz	7.64	2.90	18.69	2.44
000025.sz	13.04	13.82	70.34	1.70
000027.sz	6.03	2.54	17.60	2.77
000028.sz	35.33	21.90	93.16	3.95
000031.sz	7.14	3.92	23.17	0.91
000519.sz	8.60	4.34	19.20	1.55
000538.sz	45.04	28.29	118.45	4.24
000553.sz	9.10	4.20	21.33	1.00
600606.ss	7.74	4.63	41.15	1.89
600637.ss	12.76	9.92	59.41	1.95
600660.ss	12.08	6.58	30.00	2.26
600663.ss	10.67	5.94	33.34	1.42
600674.ss	5.58	3.22	15.78	0.38
600690.ss	7.23	4.85	22.87	0.84
600809.ss	23.75	14.44	67.11	2.80
600837.ss	12.52	6.29	33.22	1.42
HS300	2 909.66	988.88	818.03	5 877.20

在实际金融交易场景中，交易次数不应过于频繁，也不该间隔太久，许多研究表明以两周（约 10 个交易日）为交易周期对个人投资者而言是比较合理的（Mousavi 等，2014^[41]；Almahdi 和 Yang，2019^[33]）。结合已有文献和实际情况，本研究以两周（10 个交易日）为一个交易周期 T ，并按照交易周期 T 对样本数据进行划分。最终训练集数据包含了 255 个交易周期，测试集数据包含了 85 个交易周期。由于数据选择的范围可能会影响最后实验结果，故我们采用了一种多周期重叠式的投资组合交易训练方式，以便每次训练都能够包含最新的市场数据，提升模型

训练的效率。我们设置训练窗口大小为一周（5个交易日），训练窗口将在每次交易决策后向后逐步移动。本研究的实验结果均是基于以交易周期 T 划分的数据集来模拟市场交易所获得。

（二）投资组合优化的绩效结果对比

参考相关实证研究（Almahdi 和 Yang, 2017^[32]；Paiva 等, 2019^[1]），我们分别对交易成本为 0bps、0.05 bps 及 0.10 bps 的情况进行了仿真，并展示了最终的投资组合优化结果，这也符合我国股票市场的交易费用管理规范。本研究中的交易成本只考虑了佣金。表 2 至表 5 展示了 Sharpe+A+RRL（S-A-R）、Sharpe+

A+RRL（Stop-loss）（S-A-R-SL）、Calmar+A+RRL（C-A-R）、Calmar+A+RRL（Stop-loss）（C-A-R-SL）、Sharpe+A+DDPG（S-A-D）、Sharpe+A+DDPG（Stop-loss）（S-A-D-SL）、Calmar+A+DDPG（C-A-D）和 Calmar+A+DDPG（Stop-loss）（C-A-D-SL）模型对投资组合进行优化之后的金融绩效结果对比，为了使表更简洁，我们分别采用了各个模型的简称。其中，表 2 表示无交易成本，表 3 表示交易成本为 0.05bps 的情况，表 4 表示交易成本为 0.1bps 的情况。面板 A、B 和 C 分别描述了以交易周期 T 为单位，优化后的投资组合的收益特征、风险特征和风险-收益特征。

表 2 无交易成本的投资组合绩效特征

		S-A-R	S-A-R-SL	C-A-R	C-A-R-SL	S-A-D	S-A-D-SL	C-A-D	C-A-D-SL
A	Mean return	0.031 58	0.045 44	0.042 74	0.046 57	0.034 98	0.036 47	0.033 73	0.036 68
	Cumulative return	10.507 10	12.021 31	15.587 01	18.501 03	4.144 64	4.423 65	8.049 59	14.240 51
B	1-percentVaR	0.065 00	0.054 60	0.016 60	0.032 66	0.257 00	0.266 00	0.034 50	0.032 00
	1-percentCVaR	0.017 40	0.046 40	0.053 65	0.048 80	0.050 15	0.053 70	0.043 65	0.011 60
	5-percentVaR	0.068 00	0.941 00	0.046 70	0.044 00	0.054 00	0.054 00	0.018 50	0.015 20
	5-percentCVaR	0.124 40	0.232 00	0.126 83	0.087 00	0.250 75	0.268 50	0.218 25	0.058 00
	Maximum drawdown	1.712 87	1.591 92	2.003 36	1.795 45	2.432 13	2.245 78	1.464 35	1.752 73
C	Standard deviation	0.071 35	0.179 70	0.136 64	0.102 21	0.167 71	0.179 35	0.127 15	0.093 17
	Sharpe ratio	0.442 59	0.252 85	0.312 80	0.455 63	0.208 56	0.203 35	0.265 27	0.393 73
	Sortino ratio	0.682 52	0.506 18	0.564 22	0.999 95	0.327 73	0.319 04	0.519 20	0.832 28

表 3 含交易成本的投资组合绩效特征（0.05bps）

		S-A-R	S-A-R-SL	C-A-R	C-A-R-SL	S-A-D	S-A-D-SL	C-A-D	C-A-D-SL
A	Mean return	0.037 68	0.026 13	0.049 02	0.052 07	0.029 78	0.032 14	0.024 52	0.028 72
	Cumulative return	6.060 54	6.203 44	11.055 20	15.806 38	1.328 95	1.353 62	3.084 51	6.598 70
B	1-percentVaR	0.060 00	0.055 00	0.268 00	0.262 00	0.268 00	0.268 00	0.039 42	0.038 00
	1-percentCVaR	0.206 50	0.463 50	0.254 50	0.115 00	0.513 50	0.544 50	0.424 50	0.122 50
	5-percentVaR	0.009 00	0.941 00	0.068 00	0.035 00	0.026 00	0.011 00	0.079 00	0.077 00
	5-percentCVaR	0.231 75	0.250 00	0.272 50	0.103 25	0.256 75	0.272 25	0.212 25	0.061 25
	Maximum drawdown	1.594 05	1.676 33	1.946 84	1.811 37	2.642 28	2.449 76	1.455 50	3.105 88
C	Standard deviation	0.175 31	0.073 93	0.135 57	0.122 95	0.188 53	0.199 71	0.129 25	0.096 70
	Sharpe ratio	0.214 95	0.353 44	0.361 61	0.423 51	0.157 94	0.160 94	0.189 69	0.296 97
	Sortino ratio	0.408 26	0.711 14	0.673 03	0.905 82	0.233 28	0.239 87	0.340 68	0.529 26

表 4 含交易成本的投资组合绩效特征 (0.1bps)

		S-A-R	S-A-R-SL	C-A-R	C-A-R-SL	S-A-D	S-A-D-SL	C-A-D	C-A-D-SL
A	Mean return	0.034 75	0.025 20	0.031 47	0.033 88	0.024 55	0.028 06	0.023 94	0.028 00
	Cumulative return	4.302 97	5.661 37	4.674 18	7.416 39	0.431 05	0.555 83	2.929 98	6.069 55
B	1-percentVaR	0.109 87	0.105 00	0.227 00	0.222 30	0.227 00	0.227 00	0.120 00	0.120 00
	1-percentCVaR	0.441 00	0.187 00	0.518 50	0.474 50	0.494 00	0.525 00	0.386 00	0.067 00
	5-percentVaR	0.922 00	0.064 00	0.021 00	0.014 00	0.031 00	0.032 00	0.212 00	0.212 00
	5-percentCVaR	0.220 50	0.093 50	0.259 25	0.237 25	0.247 00	0.262 50	0.193 00	0.033 50
	Maximum drawdown	1.612 80	1.708 13	2.484 85	1.968 67	2.680 33	2.481 93	1.530 65	2.074 47
C	Standard deviation	0.178 89	0.074 04	0.144 45	0.091 36	0.190 59	0.202 50	0.127 54	0.196 21
	Sharpe ratio	0.194 27	0.340 36	0.217 87	0.371 94	0.128 83	0.138 56	0.187 72	0.286 85
	Sortino ratio	0.375 51	0.683 11	0.348 04	0.852 90	0.185 99	0.202 51	0.330 40	0.498 62

收益特征：在表 2 的面板 A 中，我们可以发现，相比于其他的基准模型，以卡玛为目标函数且带有动态止损机制的 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型优化后的投资组合实现了最高平均收益率 0.046 57 和累计收益率 18.501 03。当考虑了交易成本 0.05 bps 之后，如表 3 的面板 A 所示，Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型依然保持着最优的平均收益率 (0.052 07) 和累计收益率 (15.806 38)。Calmar+A+RRL 模型的平均收益率和累计收益率均位居第二，分别为 0.049 02 和 11.055 20。当考虑了交易成本 0.1bps 之后，如表 4 的面板 A 所示，在累计收益率方面，Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型实现了最高值 7.416 39，其次是 Calmar+A+DDPG (Stop-loss)。在交易周期内的平均收益率方面，Sharpe+A+RRL 模型实现了最高值 (0.034 75)，然后是 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型 (0.033 88)。

风险特征：在表 2 至表 4 的面板 B 中，可以观察到与风险特征对应的风险价值 (Value at Risk, VAR)、条件风险价值 (Conditional Value at Risk, CVaR) 及最大回撤率 (Maximum drawdown)。当交易成本为 0bps 时，Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型交易后的投资组合在 5%置信水平上 VAR 和 CVAR 都实现了最低值，分别为 0.015 20 和 0.058 00。Calmar+A+RRL 和 Sharpe+A+RRL 模型交易后的投资组合分别实现了最低的 1% VAR (0.016 60) 和 1% CVAR (0.017 40)。当交易成本为 0.05bps 时，Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型交易后的投资组合实现了最低的 1% VAR (0.038 00) 和 5% CVAR (0.061 25)，Sharpe+A+DDPG (Stop-loss) 模型在 5%置信水平上 CVAR 实现了最低值 0.011 00，此外，

Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型也实现了比较低的 1% CVAR (0.011 50) 和 5% VAR (0.035 00)。当交易成本增加至 0.1bps 时，Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 模型实现了最低的 1% VAR (0.105 00)，Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型实现了最低的 5% VAR (0.014 00)，Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型实现了最低的 1% CVAR (0.067 00) 和 5% CVAR (0.033 50)。最大回撤率指的是某一段时期内投资组合的收益率从最高点开始回落到最低点的幅度，描述的是投资者可能面临的最大损失。在最大回撤率方面，我们发现，Calmar+A+DDPG 模型优化后的投资组合在不同的交易成本情况下，均实现了最低的最大回撤率。通过以上分析，我们并没有发现在投资组合风险维度表现最好且稳定的模型。

风险-收益特征：在表 2 至表 4 的面板 C 中，我们讨论了基于各个模型交易之后的投资组合相应的风险-收益情况。具体来讲，在标准差方面，当无交易成本时，Sharpe+A+RRL 模型实现了最低值 0.071 35，Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型紧随其后，标准差为 0.093 17，然后是 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型 (0.102 21)。当交易成本增加至 0.05bps 时，Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 表现最好，标准差仅为 0.073 93，Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型紧随其后，标准差为 0.096 70。当交易成本为 0.1bps 时，Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 模型优化的投资组合实现了最低的标准差值 0.074 04，其次是 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型 (0.091 36)。在夏普比率方面，无论是否考虑交易成本，我们可以发现，Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型优化的投资组合均实现了最优的夏普比率，分别为 0.455 63 (无交易成本)、

0.423 51 (0.05bps)、0.371 94 (0.1bps)。在索提诺比率方面,我们依然可以发现,在不同的交易成本情况下,Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型优化的投资组合依然实现了最优值,分别为0.999 95 (无交易成本)、0.905 82 (0.05bps) 和 0.852 90 (0.1bps)。而 Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型在无交易成本时位居第二 (0.832 28), Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 在 0.05 交易成本时位居第二 (0.711 14)。

根据以上讨论和分析,我们发现,在投资组合的收益特征、风险特征及年度收益-风险特征方面,加入动态止损机制的交易模型 Calmar+A+DDPG (Stop-loss)、Calmar+A+RRL (Stop-loss)、Sharpe+A+DDPG (Stop-loss)、Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 的综合表现要优于未加入该机制的 Calmar+A+DDPG、Calmar+A+RRL、Sharpe+A+DDPG、Sharpe+A+RRL 模型。此外,以卡玛比率为目标函数的模型 Calmar+A+RRL (Stop-loss)、Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型优化后的投资组合的综合表现优于以夏普比率为目标函数的模型 Sharpe+A+RRL (Stop-loss)、Sharpe+A+DDPG (Stop-loss)。其中,Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型优化后的投资组合的综合表现优于其他基准模型。

(三) 投资组合优化结果可视化

为了更加直观地比较各个模型对投资组合的优化

效果,我们接着对 Calmar+A+DDPG (Stop-loss), Calmar+A+RRL (Stop-loss), Sharpe+A+DDPG (Stop-loss), Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 这四种综合表现更优的模型在样本测试集期间 (2015 年 9 月 16 日至 2019 年 3 月 13 日) 优化后的投资组合的累计收益率进行了可视化展示。首先,我们对不同的目标函数的优化模型对应的投资组合的累计收益率 (0bps) 进行了纵向对比。从图 3 可以看出,加入了动态止损机制的投资组合优化方法确实比不加入该机制的方法实现了更高的累计收益率,而且无论是否加入动态止损机制,无论如何设置目标函数,各个模型优化的投资组合所实现的累计收益率始终高于沪深 300 指数 HS300 的累计收益率,也就是中国股票市场的基本水平 (黄东宾等, 2017^[42]; 曾志平等, 2017^[28])。图 4 展现了无交易成本时每个模型对应的累计收益率。显然,在四个模型之中,Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型具有更高的累计收益率,最终的累计收益率约达到了 18.501 03。位居第二的是 Sharpe+A+DDPG (Stop-loss) 模型,累计收益率为 15.587 01。然后是 Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型 (15.587 01) 和 Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 模型 (10.507 10)。此外,我们还需要进一步观察不同模型在不同交易成本水平下的投资组合优化结果。

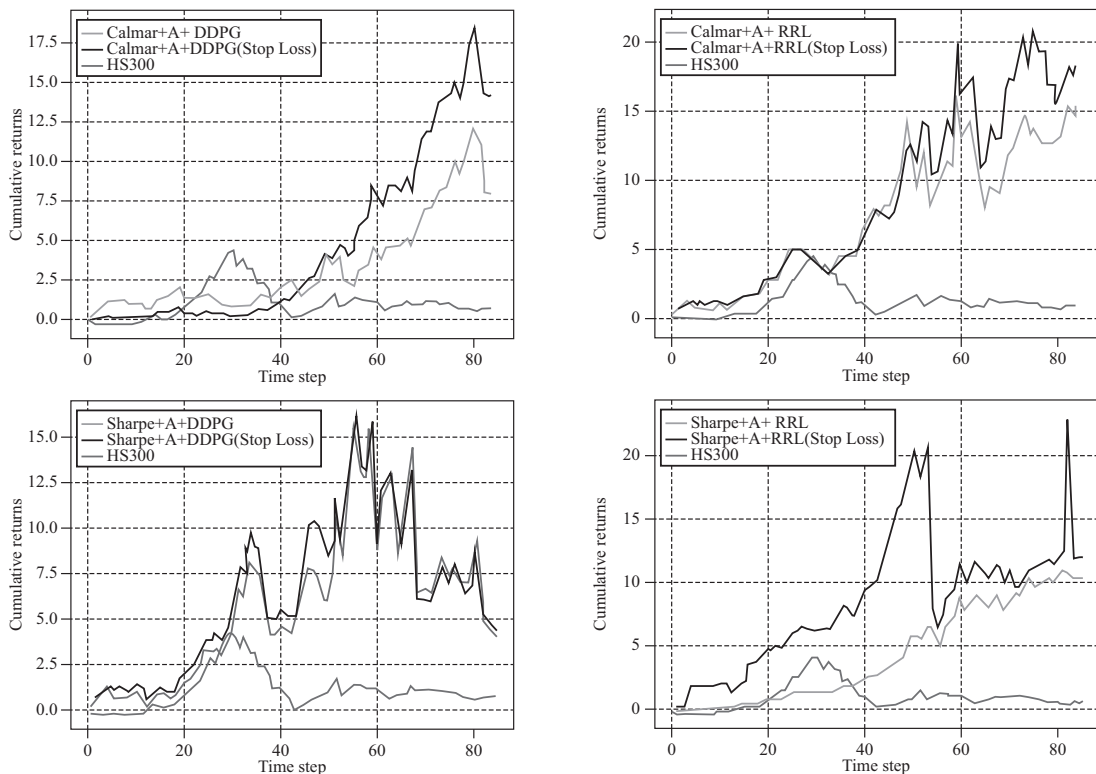


图3 无交易成本时不同目标函数对应的累计收益对比

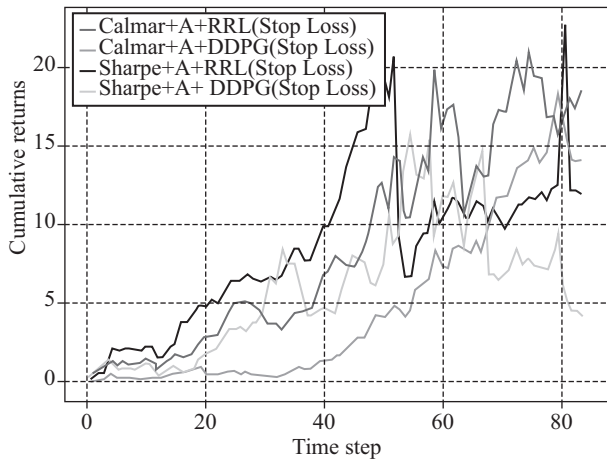


图4 无交易成本时的累计收益

我们接着分别描绘了交易成本为 0.05bps 和 0.10 bps 的各个交易策略所对应的投资组合的交易后的累计收益率,结果如图 5 和图 6 所示。显然,与无交易成本相比,各个模型交易后的投资组合的累计收益率都有下降的趋势。当交易成本为 0.05 bps 时, Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型依然实现了最大的投资组合最终累计收益率 (15.806 38); Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型对应的投资组合累计收益率位居第二 (6.598 70), 然后是 Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 模型 (6.203 44)。当交易成本为 0.1 bps 时, Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型交易后的投资组合的最终累计收益率 (7.416 39) 依然大于其他模型, Calmar+A+DDPG (Stop-loss) 模型对应的投资组合累计收益率位居第二 (6.069 55)。接着是 Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 模型 (5.661 37)。

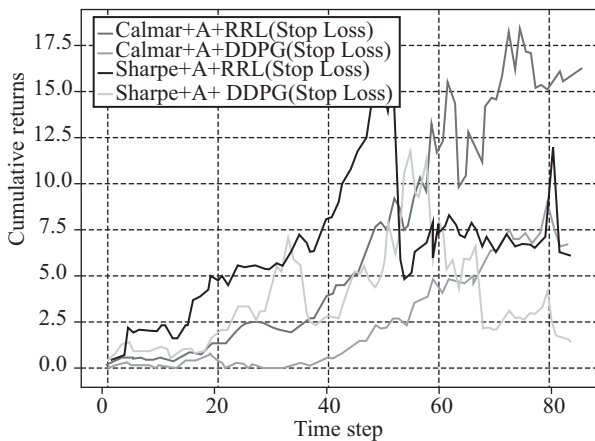


图5 含交易成本时的累计收益 (0.05bps)

通过将不同的模型优化后的投资组合的累计收益率进行可视化对比, 容易发现, 无论是否考虑交易成本, 以卡玛比率为目标函数且加入了动态止损机制的

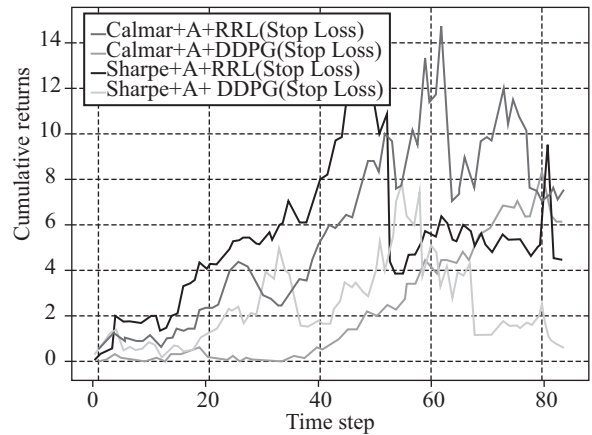


图6 含交易成本时的累计收益 (0.1bps)

投资组合优化模型 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 均实现了较优的结果, 实现了投资组合交易的收益最大化。

需要说明的是, 本研究参考了 Almahdi 和 Yang (2017)^[32] 的研究, 该研究所采用的投资组合优化模型可以简写 Calmar+RRL (Stop-loss), 我们在该模型的基础之上进行了改进和拓展。与已有研究^[32] 相比, 本研究中的投资组合优化模型 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 将体制转换模型与循环强化学习方法相结合, 可以在不同的市场环境状态下选择不同的神经网络权重来应对市场风格的变化, 此外本研究还设计了投资组合内部资产与外部资产池进行动态交易场景来实时更替投资组合的资产构成和投资配置比例。由此我们将本研究中综合表现最好的模型 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 与 Almahdi 和 Yang (2017)^[32] 提出的投资组合优化模型 Calmar+RRL (Stop-loss) 进行了累计收益率的可视化比较。如图 7 所示, Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型优化后的

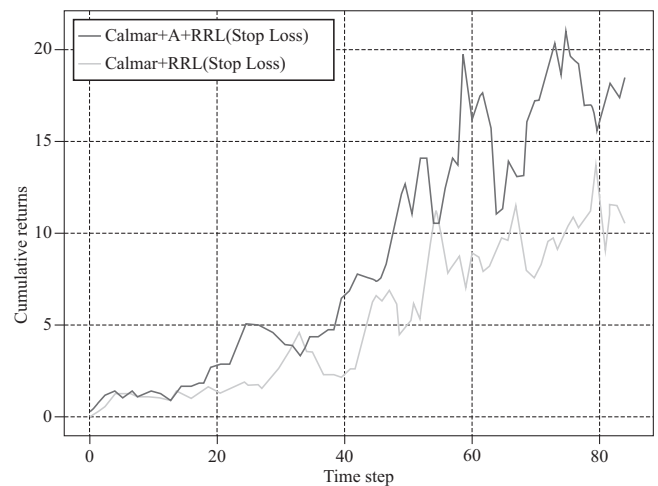


图7 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 与 Calmar+RRL (Stop-loss) (0bps) 对比

投资组合所实现的最终累计收益率 (18.501 03) 高于 Calmar+RRL (Stop-loss) 模型对应的投资组合最终累计收益率 (10.442 89)。

由此我们想要验证不同模型在对投资组合优化过程中产生的交易信号频率如何, 因为交易信号的产生频率关系着投资组合优化之后的金融绩效。投资组合包含了 9 只资产, 在动态交易情境下, 该投资组合中始终有 9 个位置留给在相应周期 T 内符合目标函数最大化的资产。于是, 我们随机选取了三个位置, 它们的交易信号如图 8、图 9 和图 10 所示。从横向对比来看, 在相同的目标函数条件下, 加入动态止损机制的模型比没有动态止损机制的模型的交易信号产生的频率稍微高一点。而从纵向对比来看, 以卡玛比率为目标函数的投资组合优化模型 Calmar+A+RRL (Stop-loss)、Calmar+A+DDPG (Stop-loss)、Calmar+A+RRL 和 Calmar+A+DDPG 产生的交易信号比以夏普比率为目标函数的投资组合优化模型 Sharpe+A+RRL (Stop-loss)、Sharpe+A+DDPG (Stop-loss)、Sharpe+A+RRL 和 Sharpe+A+DDPG 产生的相应交易信号频率更低、一致性更高。这也能够说明我们在同一位置上持有资产的时间更长, 从而在一定程度上降低了交易成本对收益的影响。这也进一步解释并验证了 Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型在动态交易情境下比其他模型表现更好。

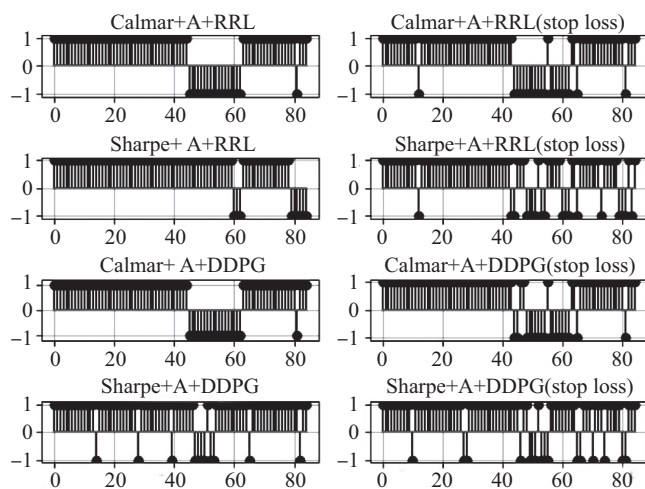


图 8 交易信号 (位置一)

(四) 稳健性检验

基于前面的投资组合优化结果对比和可视化分析, 可以看出, 在不同的交易成本情况下, Calmar+A+RRL (Stop-loss) 模型的优化效果都较为全面地、显著地优于其他基准模型, 即 Calmar+

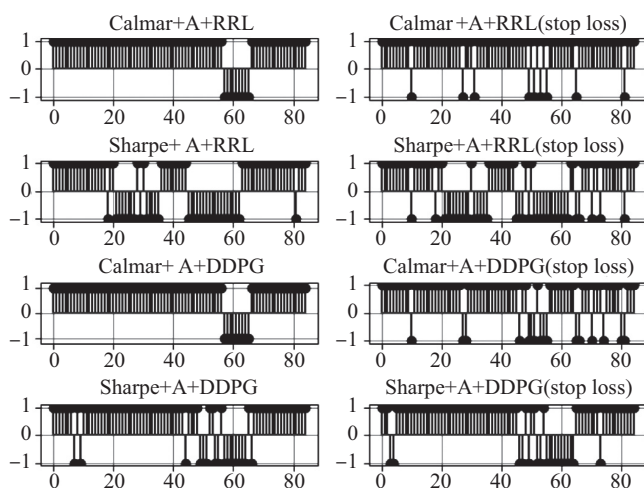


图 9 交易信号 (位置二)

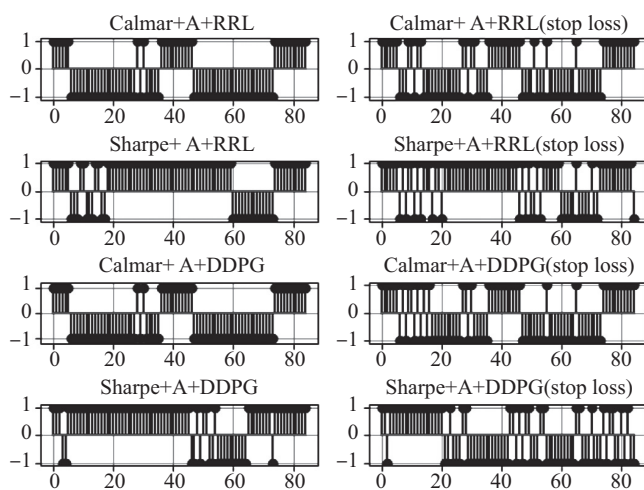


图 10 交易信号 (位置三)

A+RRL (Stop-loss) 模型的鲁棒性得到了验证。为了对实验结果进行更加严谨的分析和检验, 我们进一步对 Calmar+A+RRL (Stop-loss)、Calmar+A+DDPG (Stop-loss)、Calmar+A+DDPG、Sharpe+A+RRL (Stop-loss) 和 Sharpe+A+DDPG (Stop-loss) 模型在周期收益率数据集上的差异性进行了显著性检验。首先, 我们对所有模型构建的投资组合的每个交易周期的收益率数据集进行了正态性检验。如表 5 所示, P 值均为 0.00, 故拒绝这些数据集服从正态分布的原假设。因此, 我们选择了非参数检验。表 6 为 Kruskal-Wallis 检验的结果, 易得不同模型平均周期收益率分布的无差异的非参数假设被拒绝。由于 Kruskal-Wallis 检验不显示两两模型之间的差异关系, 于是我们采用了 Mann-Whitney 检验, 表 7、表 8 和表 9 分别展示了

无交易成本、交易成本为 0.05bps 和 0.1bps 时各个模型对应的交易周期收益率差异的显著性检验结果。从这些检验结果中可以看出，在 95% 甚至 99% 的置信水平上，Calmar + A + RRL (Stop-loss) 模型优化后的投资组合与 Calmar + A + DDPG (Stop-loss)、Calmar + A + DDPG、Sharpe + A + RRL (Stop-loss) 和 Sharpe + A + DDPG (Stop-loss) 模型优化后的投资组合在收益率上差异性显著。

表 5 投资组合周期收益率的正态性检验 (P-value)

Characteristic	Calmar+A+RRL (Stop-loss)	Calmar+A+DDPG (Stop-loss)	Sharpe+A+RRL (Stop-loss)	Sharpe+A+DDPG (Stop-loss)
无交易成本	0.00	0.00	0.00	0.00
0.05bps	0.00	0.00	0.00	0.00
0.1bps	0.00	0.00	0.00	0.00

表 6 投资组合周期收益率的 Kruskal-Wallis 检验 (P-value)

Characteristic	P-value
无交易成本	1.22e-02 *
交易成本 (0.05bps)	1.22e-02 *
交易成本 (0.1bps)	6.38e-03 **
交易成本 (0.5bps)	1.23e-02 *

注：* 为在 0.050 的水平上显著，** 为在 0.010 的水平上显著。下同。

表 7 无交易成本的投资组合周期收益率的 Mann-Whitney 检验 (P-value)

Characteristic	Calmar+A+RRL (Stop-loss)	Calmar+A+DDPG (Stop-loss)	Sharpe+A+RRL (Stop-loss)
Calmar+A+DDPG (Stop-loss)	1.24e-02 *	—	—
Sharpe+A+RRL (Stop-loss)	6.83e-03 **	8.27e-03 **	—
Sharpe+A+DDPG (Stop-loss)	9.58e-03 **	1.18e-02 *	1.03e-02 *

表 8 含交易成本 (0.05bps) 的投资组合周期收益率的 Mann-Whitney 检验 (P-value)

Characteristic	Calmar+A+RRL (Stop-loss)	Calmar+A+DDPG (Stop-loss)	Sharpe+A+RRL (Stop-loss)
Calmar+A+DDPG (Stop-loss)	1.37e-02 *	—	—
Sharpe+A+RRL (Stop-loss)	7.46e-03 **	7.85e-03 **	—
Sharpe+A+DDPG (Stop-loss)	1.06e-02 *	1.14e-02 *	9.97e-03 **

表 9 含交易成本 (0.1bps) 的投资组合周期收益率的 Mann-Whitney 检验 (P-value)

Characteristic	Calmar+A+RRL (Stop-loss)	Calmar+A+DDPG (Stop-loss)	Sharpe+A+RRL (Stop-loss)
Calmar+A+DDPG (Stop-loss)	1.37e-02 *	—	—
Sharpe+A+RRL (Stop-loss)	2.21e-03 **	2.45e-03 **	—
Sharpe+A+DDPG (Stop-loss)	4.06e-03 **	4.67e-03 **	8.67e-03 **

五、研究结论

本研究基于循环强化学习 RRL 提出了一种智能投资组合动态优化方法 Calmar + A + RRL (Stop-loss)，

该方法能够依据不同风险约束的目标函数来应对不同的市场风格变化，并根据当前市场的金融时间序列信息，通过投资组合内部资产与外部资产池动态交易的形式，来实时调整投资组合资产构成及资产

配置。具体而言,在每一个交易周期 T ,该方法都会依据包含风险约束的目标函数和市场的实时变化来从外部市场资产池中为投资组合动态挑选符合目标函数的资产,然后基于 RRL 方法对投资组合的资产权重进行配置并为每个资产生成相应的交易信号,从而基于这种动态交易的方式来优化投资组合。此外,我们在动态交易之后加入了一个动态止损机制,当止损机制被触发,交易将被停止,然后重新开始新一轮周期的投资组合优化。本研究基于中国股票市场数据进行了实证分析,得出了以下几个主要结论。

第一,我们发现在交易成本和市场状况都发生变化的情况下,加入动态止损机制的投资组合优化模型 Calmar + A + DDPG (Stop-loss)、Calmar + A + RRL (Stop-loss)、Sharpe + A + DDPG (Stop-loss) 和 Sharpe + A + RRL (Stop-loss) 在收益、风险和风险-收益三个维度的综合表现要优于未加入该机制的 Calmar + A + DDPG、Calmar + A + RRL、Sharpe + A + DDPG 和 Sharpe + A + RRL 模型。这说明在投资组合优化过程中,由于市场环境的不断变化,任何一种优化方法或者模型都不能永久获益,因此有必要加入与市场环境和资产信息变化相适应的动态止损机制,而本研究提出的动态止损机制可以从一定程度上控制投资组合优化过程中的风险。

第二,研究发现,以卡玛比率为目标函数的模型 Calmar + A + RRL (Stop-loss)、Calmar + A + DDPG (Stop-loss) 模型优化后的投资组合的综合表现优于以夏普比率为目标函数的模型 Sharpe + A + RRL (Stop-loss)、Sharpe + A + DDPG (Stop-loss)。因此,在投资组合的优化中考虑下行风险约束比考虑总体风险更有利于实现既定投资风险下的收益最大化。

第三,无论是否考虑交易成本,综合来看,以卡玛比率为目标函数且带有动态止损机制模型 Calmar + A + RRL (Stop-loss) 所优化的投资组合的各项金融指标性能都显著优于其他基准模型所对应的投资组合。这说明该模型可以适应不同的市场情况,有效过滤市场噪声并识别重要的交易信号,进而帮助投资者获取更高的收益。而且 Calmar + A + RRL (Stop-loss) 模型在投资组合动态优化方面的有效性在新兴的中国股票市场得到了充分的检验。

第四,通过对比本研究提出的模型 Calmar + A + RRL (Stop-loss) 和 Almahdi 和 Yang 的研究 (2017)^[32] 所采用的模型 Calmar + RRL (Stop-loss),在相同的数据集和模型参数设定条件下,研究发现 Calmar + A + RRL (Stop-loss) 模型实现了比 Calmar + RRL (Stop-loss) 更高的投资组合最终累计收益率。这说明了依据市场环境变化和动态交易方式来选择投资组合的资产构成并考虑风险约束因素的必要性。

参考文献

- [1] Paiva F D, Cardoso R T N, Hanaoka G P, Duarte W M. Decision-making for Financial Trading: A Fusion Approach of Machine Learning and Portfolio Selection [J]. Expert Systems With Applications, 2019, 115: 635-655.
- [2] 赵丹丹, 丁建臣. 中国银行业系统性风险预警研究——基于 SVM 模型的建模分析 [J]. 国际商务 (对外经济贸易大学学报), 2019 (4): 100-113.
- [3] 梁天新, 杨小平, 王良, 韩镇远. 基于强化学习的金融交易系统研究与发展 [J]. 软件学报, 2019 (3): 845-864.
- [4] 黄乃静, 于明哲. 机器学习对经济学研究的影响研究进展 [J]. 经济动态, 2018 (7): 115-129.
- [5] Långkvist M, Karlsson L, Loutfi A. A Review of Unsupervised Feature Learning and Deep Learning for Time-series Modeling [J]. Pattern Recognition Letters, 2014, (42): 11-24.
- [6] Wang W, Li W, Zhang N, Liu K. Portfolio Formation with Preselection Using Deep Learning from Long-term Financial Data [J]. Expert Systems with Applications, 2020, 143: 1-17.
- [7] Park H, Sim M K, Choi D G. An Intelligent Financial Portfolio Trading Strategy Using Deep Q-learning [Z/OL]. (2019) [2020-12-20]. <http://arxiv.org/abs/1907.03665>.
- [8] Yunusoglu M G, Selim H. A Fuzzy Rule Based Expert System for Stock Evaluation and Portfolio Construction: An Application to Istanbul Stock Exchange [J]. Expert Systems with Applications, 2013, 40: 908-920.
- [9] 齐岳, 林龙, 王治皓. 大数据背景下遗传算法在投资组合优化中的效果研究 [J]. 中国管理科学, 2015 (S1): 464-469.
- [10] 吴婉婷, 朱燕, 黄定江. 在线投资组合选择的半指数梯度策略及实证分析 [J]. 计算机应用, 2019 (8): 2462-2467.
- [11] Freitas F D, De Souza A F, De Almeida A R. Prediction-based Portfolio Optimization Model Using Neural Networks [J]. Neurocomputing, 2009, 72: 2155-2170.
- [12] Hinton G E, Osindero S, Teh Y W. A Fast Learning Algorithm for Deep Belief Nets [J]. Neural Computation, 2006, 18 (7): 1527-1554.
- [13] 苏治, 卢曼, 李德轩. 深度学习的金融实证应用: 动态、贡献与展望 [J]. 金融研究, 2017 (3): 111-126.

- [14] Chong E, Han C, Park F C. Deep Learning Networks for Stock Market Analysis and Prediction: Methodology, Data Representations, and Case Studies [J]. Expert Systems With Applications, 2017, 83: 187-205.
- [15] Heaton J B, Polson N G, Witte J H. Deep Learning for Finance: Deep Portfolios [J/OL]. 2016, doi: 10.1002/asmb.2209.
- [16] Markowitz H. Portfolio Selection [J]. Journal of Finance, 1952, 7 (1): 77-91.
- [17] Yun H, Lee M, Kang Y S, Seok J. Portfolio Management via Two-stage Deep Learning with a Joint Cost [J]. Expert Systems with Applications, 2020, 143: 113041.
- [18] Khushi M, Meng T L. Reinforcement Learning in Financial Markets [J]. Data, 2019, 4 (3): 1-17.
- [19] Aboussalah A M, Lee C G. Continuous Control with Stacked Deep Dynamic Recurrent Reinforcement Learning for Portfolio Optimization [J]. Expert Systems with Applications, 2020, 140: 1-11.
- [20] Jiang Z Y, Xu D X, Liang J J. A Deep Reinforcement Learning Framework for the Financial Portfolio Management Problem [J/OL]. 2017, arXiv: 1706.10059v2.
- [21] García-Galicia M, Carsteanu A A, Clempner J B. Continuous-time Reinforcement Learning Approach for Portfolio Management with Time Penalization [J]. Expert Systems with Applications, 2019, 129: 27-36.
- [22] Vo N N Y, He X, Liu S, Xu G. Deep Learning for Decision Making and the Optimization of Socially Responsible Investments and Portfolio [J]. Decision Support Systems, 2019, 124: 1-11.
- [23] Moody J, Wu L, Liao Y, Saffell M. Performance Functions and Reinforcement Learning for Trading Systems and Portfolios [J]. Journal of Forecasting, 1998, 17: 441-470.
- [24] 司伟钰. 基于深度强化学习的交易策略技术研究 [D]. 上海交通大学, 2018.
- [25] Maringer D, Ramtohul T. Regime-switching Recurrent Reinforcement Learning for Investment Decision Making [J]. Computational Management Science, 2012, 9 (1): 89-107.
- [26] Hamilton J D, Susmel R. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime [J]. Journal of Econometrics, 1994, 64 (1/2): 307-333.
- [27] Aylward A, Glen J. Some International Evidence of Stock Prices as Leading Indicators of Economic Activity [J]. Applied Financial Economics, 2000, 10 (1): 1-14.
- [28] 曾志平, 萧海东, 张新鹏. 基于 DBN 的金融时序数据建模与决策 [J]. 计算机技术与发展, 2017 (4): 1-8.
- [29] 吴淑娥, 仲伟周, 黄振雷, 王箏. 货币政策对股票价格的非对称性影响——基于熊、牛市不同市场态势下的实证分析 [J]. 广东金融学院学报, 2012 (3): 53-63.
- [30] Berutich J M, López F, Luna F, Quintana D. Robust Technical Trading Strategies Using GP for Algorithmic Portfolio Selection [J]. Expert Systems with Applications, 2016, 46: 307-315.
- [31] Moody J, Saffell M. Reinforcement Learning for Trading [C]. Conference on Advances in Neural Information Processing Systems II. MIT Press, 1999: 917-923.
- [32] Almahdi S, Yang S Y. An Adaptive Portfolio Trading System: A Risk-return Portfolio Optimisation Using Recurrent Reinforcement Learning with Expected Maximum Drawdown [J]. Expert Systems With Applications, 2017, 87: 267-279.
- [33] Almahdi S, Yang S Y. A Constrained Portfolio Trading System Using Particle Swarm Algorithm and Recurrent Reinforcement Learning [J]. Expert Systems with Applications, 2019, 130: 145-156.
- [34] Lo A W, Remorov A. Stop-loss Strategies with Serial Correlation, Regime Switching, and Transaction Costs [J]. Journal of Financial Markets, 2017, 34: 1-15.
- [35] Srivastava N, Hinton G, Krizhevsky A, Sutskever I, Salakhutdinov R. Dropout: A Simple Way to Prevent Neural Networks from Overfitting [J]. Journal of Machine Learning Research, 2014, 15: 1929-1958.
- [36] Fischer T, Krauss C. Deep Learning with Long Short-term Memory Networks for Financial Market Predictions [J]. European Journal of Operational Research, 2018, 270: 654-669.
- [37] Bergstra J, Bengio Y. Random Search for Hyper-parameter Optimization [J]. Journal of Machine Learning Research, 2012 (3): 281-305.
- [38] Greff K, Srivastava R K, Koutník J, Steunebrink B R, Schmidhuber J. LSTM: A Search Space Odyssey [J]. IEEE Transactions on Neural Networks and Learning Systems, 2017, 28 (10): 2222-2232.
- [39] Kocuk B, Cornuéjols G. Incorporating Black-Litterman Views in Portfolio Construction When Stock Returns Are a Mixture of Normal [J]. Omega, 2020, 91: 1-28.
- [40] Tanaka H, Guo P, Turksen B. Portfolio Selection Based on Fuzzy Probabilities and Possibility Distributions [J]. Fuzzy Sets and Systems, 2000, 111: 387-397.
- [41] Mousavi S, Esfahanipour A, Zarandi M H F. A Novel Approach to Dynamic Portfolio Trading System Using Multitree Genetic Programming [J]. Knowledge-Based Systems, 2014, 66: 68-81.
- [42] 黄东宾, 汪涌, 刘琦岩. 基于 TOPSIS 的股票价值评价及投资组合选择 [J]. 投资研究, 2017 (2): 33-41.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

管理者能力、制度环境与企业价值

——基于中国证券市场制度变迁的视角

Managerial Ability, Institutional Environment and Corporate Valuation:
A Perspective Based on Institutional Changes in the Chinese Securities Market

黄志宏 郭菁晶 李善民

HUANG Zhi-hong GUO Jing-jing LI Shan-min

[摘要] 管理者能力是指企业家在一定的资源约束条件下为企业创造收入的能力。本文利用 2006 年前后中国证券市场制度环境的变迁作为外生性冲击事件,探讨管理者能力在不同制度环境下对企业价值的影响。研究发现:管理者能力能够提升企业价值,但该结论只在良好的制度环境下成立。进一步分析发现,制度环境的变迁效果在民营企业 and 市场化进程较高的地区更为显著。上述研究结果表明,营造良好的制度环境对于引导管理者能力配置,提升企业价值具有重要作用。本文的研究结论不仅丰富了我们对于管理者能力的认识,而且有助于理解转轨经济背景下制度环境建设的重要性。

[关键词] 管理者能力 制度环境 企业价值

[中图分类号] F832 F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 09-0048-11

Abstract: Managerial ability refers to the ability of managers to generate corporate income under certain resource constraints. We examine the relation between managerial ability, institutional environment and corporate valuation using the institutional change of China's securities market in 2006. We find that managerial ability does enhance the value of the firm, but the effect of managerial ability needs a good institutional environment as a precondition. We also find that the effect of institutional change is more pronounced in private firms and areas with higher marketization. Our paper shows that the establishment of a good institutional environment plays an important role in optimizing the allocation of managerial ability and then improving the value of the corporation. This study not only enriches our understanding of managerial ability but also provide new evidence to the importance of building institutional environments in the context of transitional economies.

Key words: Managerial ability Institutional environment Corporate valuation

[收稿日期] 2020-03-23

[作者简介] 黄志宏,男,1992 年 7 月生,中山大学管理学院博士研究生,研究方向为并购重组、公司金融与资本市场;郭菁晶,女,1992 年 2 月生,中山大学管理学院博士研究生,研究方向为并购重组、会计信息质量与资本市场;李善民,男,1963 年 2 月生,中山大学管理学院教授,博士生导师,研究方向为并购重组、公司金融与资本市场。本文通讯作者为黄志宏,联系方式为 huangzh5@mail2.sysu.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金重大项目“会计、审计对企业经营管理与宏观经济发展的影响研究”(项目编号:71790603);国家自然科学基金青年项目“股东关系网络与企业创新:基于股东异质性的视角”(项目编号:71902040)。

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

企业家在一定的资源约束条件下为企业创造收入的能力被称之为管理者能力 (Demerjian 等, 2012^[1])。理论和实证研究都表明, 管理者能力的异质性对企业的决策和绩效有着至关重要的影响 (Bertrand 和 Schoar, 2003^[2]; 陈雪琴和郑宝红, 2018^[3])。但是, 管理者能力如何影响企业价值在学术界存在较大的争议。部分研究表明, 高能力的管理者对企业经营环境的变化更加敏锐 (Guan 等, 2018^[4]; 张敦力和江新峰, 2015^[5]), 因此高能力的管理者更加能够把握企业投资机会 (Lee 等, 2018^[6]), 提高企业投资效率 (姚立杰等, 2020^[7]), 从而提高企业价值 (卜美文和张俊民, 2021^[8])。也有部分研究表明, 高能力的管理者基于个人利益的考虑, 更有能力和动机表现出机会主义行为 (Shleifer 和 Vishny, 1989^[9]), 如采取保守的经营策略以降低企业的风险承担水平 (何威风等, 2016^[10]) 和创新投入强度 (梁安琪和武晓芬, 2020^[11])。

本文认为, 现有研究争议的根源在于尚未厘清什么因素从根本上影响了管理者能力的作用。其中, Baumol (1990)^[12]认为管理者能力之所以对经济活动存在两种截然相反的影响, 是管理者能力在创新等生产性活动和寻租等非生产性活动差异化配置的结果。他进一步推断制度环境会显著地改变创新或寻租等活动的经济效益, 从而影响管理者能力配置。中国改革开放以来的制度建设为验证 Baumol (1990)^[12]的理论假设提供了一个独特的研究场景。首先, 中国经济改革的目标是完成从计划经济向市场经济转型, 实现以市场化改革为导向的制度变迁 (项国鹏等, 2009^[13])。这为本文识别制度环境在时间序列上的动态演变对管理者能力配置的影响提供了一个观察维度。其次, 我国市场化改革在各地区的进程很不平衡 (樊纲等, 2003^[14]), 改革效果在国有企业和民营企业之间也存在巨大差异。这为本文识别制度环境在横截面上的差异对管理者能力配置的影响提供了另一个观察维度。本文基于中国制度建设情景进一步探讨制度环境是否影响管理者能力配置, 进而影响企业价值。

本文以 2002—2009 年中国 A 股上市公司为样本, 利用 2006 年前后中国证券市场制度环境的变迁作为外生性冲击事件, 对上述问题进行检验。实证结果表

明, 管理者能力能够提升企业价值, 但管理者能力对企业价值的提升作用在制度变迁前不显著, 在制度变迁后才显著; 2006 年后资本市场的制度环境得到外生性改善后, 管理者能力对企业价值的提升作用更加明显。上述研究结论表明, 良好的制度环境有助于引导管理者能力更多地配置到生产性活动中, 从而为企业创造更大的价值。基于产权属性和市场化进程的分组检验结果表明, 对制度环境感知更为敏锐的民营企业 and 市场化进程较高的地区更容易识别出制度环境的变化, 制度环境变迁的效果也更为显著。

本文的主要贡献如下: (1) 深化了对管理者能力影响企业价值的认识, 并揭示了其中的作用机制。近年来管理者能力的相关研究成为学术前沿研究热点, 并在企业投资、融资以及公司治理等方面进行了深入的研究 (陈雪琴和郑宝红, 2018^[3])。本文的研究结论表明, 制度环境是影响管理者能力配置, 进而影响企业价值的内在作用机制, 丰富了管理者能力经济后果的研究。(2) 加深了制度环境影响经济主体决策行为的理解。本文基于中国证券市场制度环境变迁的外生性冲击事件, 分别在时间序列上和横截面上识别出制度环境是管理者能力发挥正向作用的重要前提, 为制度环境影响企业行为提供了新的证据。(3) 本文的研究结果表明良好的制度环境是引导企业家充分发挥管理者能力的制度保障, 为出台进一步完善保护企业家精神的政策文件提供了实证依据。

本文其余部分的结果安排如下: 第二部分是制度背景、文献回顾和研究假设; 第三部分是研究设计; 第四部分是实证结果与分析; 第五部分是研究结论与政策启示。

二、制度背景、文献回顾和研究假设

(一) 制度背景

中国股票市场作为新兴的证券市场, 其制度建设经历了一个从薄弱到逐渐加强的历史实践过程 (游家兴等, 2007^[15])。自 1991 年股票市场设立以来, 财政部、证监会等职能部门就股票市场的制度建设出台了一系列法律法规引导股票市场健康规范发展。然而, 我国股票市场是从计划经济向市场经济转轨过程中逐渐建立并发展起来的, “政策市”特征明显, 导致上市公司重融资、轻回报, 公司治理结构不完善的现象严重。如一些上市公司的兼并重组、发行退市存

在大量的政策性约束；一些上市公司信息披露不及时，信息披露质量差；由于历史遗留原因，我国上市公司更是长期存在“不同股不同权不同价”的股权分置异象。随着2006年前后我国出台或完成的一系列改革措施，证券市场制度缺失的问题得到了大幅度的改善。

首先，2006年9月1日《上市公司收购管理办法》正式实施，与同年完成的股权分置改革共同激活了上市公司控制权市场。控制权市场的形成能够促进资源与人才的有效结合，有助于职业经理人市场的成熟，能力低下的管理者面临被替换的风险和声誉的损失，而收购规则的完善和股份的流通给管理者能力的发挥创造了更大的空间。与此同时，2006年2月15日财政部颁布了新的《企业会计准则》，年末证监会通过了《上市公司信息披露管理办法》，这两个行政法规统一了上市公司会计报表的统计口径和披露标准，并在2007年起正式实施。随着会计信息质量和信息披露透明度的提高，市场和监管层对管理者的监督作用得以进一步增强，压缩了管理者操纵业绩和粉饰报表的空间，使得管理者能力影响业绩的作用更为突出，激励了管理者才能的发挥。此外，2006年12月29日全国人大常委会通过物权法草案，把产权保护确定为一项基本经济制度。2007年3月16日物权法正式通过并于当年10月正式实施。作为最大化自身利益的理性人，在产权保护缺失的情况下，管理者缺乏动机发挥自身的管理才能，而明晰的产权界定和良好的产权保护环境对管理者人身财富的安全感和幸福感有着深远的影响，从而能够有效激励管理者能力的最优化资源配置，提升企业的经营效率。综上所述，2006年前后多项正式制度的出台，一方面能够优化管理者这一重要人力资源在市场中的配置，另一方面能够激发管理者自身才能的发挥，而上市公司的管理者必然要改变自己的行为以适应新的制度环境。基于上述制度背景，本文拟重点考察2006年中国证券市场制度环境的变迁这一外生性冲击对优化管理者能力配置的影响，进而对企业价值的影响。

（二）文献回顾与研究假设

Hambrick和Mason（1984）^[16]的高阶理论认为，高管团队的个人背景等异质性是其认知和价值观的基础，影响企业的战略决策、组织行为和企业绩效。在一篇重要的文献中，Bertrand和Schoar（2003）^[2]通

过管理者的工作经历，构建了管理者-企业的面板数据，发现管理者的异质性能显著地解释企业的投资行为、融资决策、治理结构和高管薪酬，最终影响企业绩效。管理者能力是管理者异质性的核心特征，检验管理者能力如何影响企业财务决策成为理解管理者异质性的关键。

近年来，基于Demerjian等（2012）^[1]新开发的管理者能力度量指标，国内外学者分别在企业投资、融资以及经营管理等方面探讨了管理者能力所产生的经济后果（陈雪琴和郑宝红，2018^[3]）。在企业投资方面，现有研究表明高能力的管理者更加能够把握企业投资机会（Lee等，2018^[6]），提高企业投资效率（姚立杰等，2020^[7]）。特别是在影响企业长期价值的创新活动（Chen等，2015^[17]；姚立杰和周颖，2018^[18]）和并购决策（Cui和Chi-Moon Leung，2020^[19]）中，管理者能力的作用更为显著。此外，管理者能力还对企业投资的羊群行为具有显著的抑制作用（张敦力和江新峰，2015^[5]）。在企业融资方面，高能力的管理者能够提高信息披露质量（Demerjian等，2013^[20]），从而使得企业的信息更快地融入股票价格（李秉成和郑珊珊，2019^[21]），提高企业的信用评级（Cornaggia等，2017^[22]），也使得企业能够获得更多的商业信用（何威风和刘巍，2018^[23]）。在企业经营管理方面，高能力的管理者在信息的搜集、处理和解读方面具有较强的天赋，更能针对企业经营环境的变化提前做好准备并采取有效的应对措施，因此能够显著抑制企业的成本黏性（张路等，2019^[24]），提高内部控制的质量（沈烈和郭阳生，2017^[25]），进而降低内部控制的审计费用（陈娇娇和桑凌，2018^[26]；何威风和刘巍，2015^[27]）。同时，凭借对企业信息的掌握和了解，高能力的管理者能够更好地进行税务筹划，降低企业税负（Koester等，2016^[28]）和股东股利个人所得税（Guan等，2018^[4]）。上述研究共同表明，高能力的管理者拥有较多的社会资源和良好的学习能力，同时具有较高的信息搜集与分析能力，从而能够把握企业和行业的发展动态，整合内外部信息以做出更精准的企业决策，在企业投资、融资以及经营管理活动中都能够有效提升企业价值。基于上述分析，本文提出假设1。

H1：管理者能力越强，企业价值越高。

新制度经济学家North（1990）^[29]首先注意到了制度对市场主体的影响，他将制度定义为社会博弈的

规则,并将制度划分为正式制度(例如法律)和非正式制度(例如风俗习惯),以及制度的执行。Acemoglu等(2005)^[30]认为正式制度塑造了社会核心经济要素的激励结构,指引了市场参与主体的决策行为,进而对实物投资、人力资本、技术和生产组织方法产生了深刻的影响。20世纪90年代末兴起的“法与金融学”为正式制度如何影响市场参与者决策提供了更加坚实的微观证据。La Porta等(1997^[31]; 2002^[32])的一系列研究表明,完善的法律制度能够有效地保护投资者权利,提高合同签订与执行效率,从而促进企业的投融资活动,带动资本市场发展。在关于制度环境与管理者才能配置的一篇经典文献中,Baumol(1990)^[12]认为制度环境决定了管理者能力的配置。改善制度环境能够提高创新等生产性活动的利润,降低寻租等非生产性活动的回报,进而影响经济的长期增长水平。中国自1978年改革开放以来所取得的举世瞩目的经济成就更是正式制度对经济活动有着至关重要影响的最佳例证。樊纲等(2011)^[33]定量估计出市场化改革使得中国全要素生产率提高了39.2%,对经济增长的贡献达到年均1.45%。

聚焦于本文所研究的2006年前后中国证券市场制度变迁事件,现有研究表明当年出台的相关政策显著改善了我国证券市场的制度环境。例如,物权法草案的通过显著提高了我国产权保护力度(Berkowitz等,2015^[34]);股权分置改革的结束和《上市公司收购管理办法》的实施激活了我国控制权市场(陆瑶,2010^[35]);A股上市公司在新会计准则实施以后,企业的财务报告质量有了明显提高(戴文涛等,2017^[36])。本文进一步分析认为,制度环境的改善能够显著抑制管理者的机会主义行为,压缩管理者利用合同契约漏洞的空间(Calvo等,2019^[37]),从而引导管理者能力更多地配置在创新等生产性活动当中提升企业市场价值。例如,明晰的产权和良好的产权保护制度能够增强管理者对自身财富的安全感和获得感,抑制其寻租行为而增强其生产性行为;控制权市场的形成有助于职业经理人竞争的优胜劣汰,提高管理者被替换的风险,进而监督管理者更加努力提高企业的长期价值;会计信息质量和信息披露透明度的提高,压缩了管理者操纵业绩和粉饰报表的空间,使得管理者能力影响企业业绩的作用更为突出。可见,2006年前后证券市场的制度变迁从不同的方面影响

了管理者能力的配置,但总体而言,制度环境的改善确实能够让管理者将更多的精力投入到创新等生产性活动(Hesarzadeh,2020^[38]),从而提高企业市场价值。基于上述分析,本文提出研究假设2。

H2: 制度环境的改善会增强管理者能力对企业价值的提升作用。

我国制度环境除了在时间序列上动态演变外,在不同地区和企业也表现出横截面上的差异。贺小刚和李新春(2005)^[39]研究发现,中国市场化改革进展迅速,但各地区的市场化进程极不平衡。中国各省份市场化改革横截面上的差异为研究制度环境对企业财务行为的影响提供了一个独特的研究样本。雷光勇和刘慧龙(2007)^[40]实证发现企业所处地区的市场化水平越高,企业越倾向于发放更多的现金股利,以此来抑制大股东的掏空行为,保护中小股东利益。张霖琳等(2015)^[41]发现,晋升机制作为国企高管激励的重要制度安排,在市场化进程较高的地区被更有效地执行。事实上,公司治理结构很大程度上内生于公司所处的制度环境,由制度环境改善所带来的市场力量是公司治理结构动态调整的内生动力之一(夏立军和陈信元,2007^[42])。上述的研究表明,市场化进程较高的地区市场力量更为强大,对制度环境的外生冲击的感知更为敏锐,其所在地的企业更容易改变企业行为。

我国所有制经济成分主要由国有经济和民营经济构成。国有企业和民营企业两大市场主体面临着不同的制度环境,也表现出不一样的决策行为。相对国有企业,民营企业难以获得来自政府的信贷支持、财政补贴、税收优惠等多种形式的政策倾斜。在面对与国有企业不对等的竞争中,民营经济常常寻找社会资本、政治关联等非正式制度的支持。罗党论和唐清泉(2009)^[43]发现民营企业在缺乏一个好的制度环境时,会通过政治关联等形式保护自身利益。李文贵和余明桂(2017)^[44]、余明桂等(2013)^[45]通过分析国有企业民营化和民营企业国有化两种产权属性转换的行为,发现产权保护制度是影响企业变更产权属性的重要因素。上述的研究表明,民营企业由于缺乏正式制度的保护,会退而求其次寻求非正式制度的支持。那么,当制度环境发生外生性冲击时,民营企业应该更容易感知到制度环境的改进,也更有动机去改变其企业行为。基于上述分析,本文提出研究假设3。

假设 H3a: 相比国有企业而言, 制度环境的改善效果在民营企业更为显著。

假设 H3b: 相比市场化进程较低的地区, 制度环境的改善效果在市场化进程较高的地区更为显著。

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

为了使研究样本在制度环境变迁前后较为平衡, 本文采用了 2002—2009 年中国 A 股上市公司的面板数据。参照已有研究, 样本的筛选顺序如下: (1) 剔除金融类上市公司; (2) 剔除总资产、所有者权益为负的样本; (3) 剔除 2002 年及以后上市的公司; (4) 剔除数据缺失的样本。最终本文得到了 7 679 个观察值。本文的公司财务数据来源于 CSMAR 数据库。为了避免极端值的影响, 本文对所有的连续变量进行了上下 1% 分位的缩尾处理。本文的数据处理和模型回归全部采用 Stata15.0 计量软件分析。

(二) 模型设定和主要变量的定义

为了检验研究假设 H1, 本文建立了模型 (1):

$$\begin{aligned} \text{Tobin's } Q_{i,t} = & a_0 + a_1 \text{MAscore}_{i,t} + a_2 \text{Lev}_{i,t} \\ & + a_3 \text{ROA}_{i,t} + a_4 \text{Top1}_{i,t} + a_5 \text{Invest}_{i,t} \\ & + a_6 \text{Age}_{i,t} + a_7 \text{Size}_{i,t} + \sum \text{Firm} \\ & + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

为了检验研究假设 H2 和 H3, 本文建立了模型 (2):

$$\begin{aligned} \text{Tobin's } Q_{i,t} = & a_0 + a_1 \text{Reform}_{i,t} + a_2 \text{Lev}_{i,t} + a_3 \text{ROA}_{i,t} \\ & + a_4 \text{Top1}_{i,t} + a_5 \text{Invest}_{i,t} + a_6 \text{Age}_{i,t} \\ & + a_7 \text{Size}_{i,t} + \sum \text{Firm} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

模型 (1) 和模型 (2) 的被解释变量为 Tobin's Q , 衡量企业的市场价值。根据国内学者普遍使用的计算方法 (夏立军和方秩强, 2005^[46]), $\text{Tobin's } Q = (\text{每股价格} \times \text{流通股份数} + \text{每股净资产} \times \text{非流通股份数} + \text{负债账面价值}) / \text{总资产}$ 。

核心被解释变量之一是 MAscore , 表示管理者能力。本文借鉴 Demerjian 等 (2012)^[1] 的方法度量管理者能力, 并根据中美会计准则差异进行改进。具体而言, 本文分两阶段计算出管理者能力。第一阶段, 使用数据包络分析方法 (DEA) 分行业计算各公司的经营效率。DEA 的核心思想是在短期生产要素投入不变的情况下最大化产出。

$$\text{Max } \theta = \frac{\text{Sale}}{\varphi_1 \text{CoGS} + \varphi_2 \text{SG\&A} + \varphi_3 \text{PPE} + \varphi_4 \text{IA}} \quad (3)$$

在第一阶段, 本文采用模型 (3) 使用 DEA 方法计算公司的经营效率。其中, θ 表示企业的经营效率; Sale 表示企业主营业务收入; CoGS 表示企业主营业务成本; $\text{SG\&A}$ 表示企业销售和管理费用之和; PPE 表示企业的固定资产净值; IA 表示企业的无形资产净值。

$$\begin{aligned} \theta = & \alpha_0 + b_1 \text{Size} + b_2 \text{MarS} + b_3 \text{FCF} + b_4 \text{Age} + b_5 \text{State} \\ & + b_6 \text{Divers} + \sum \text{year} + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

在第二阶段, 本文采用模型 (4) 利用 Tobit 回归分行业计算管理者能力。其中, θ 为第一阶段计算出的企业经营效率; Size 表示企业规模; MarS 表示企业市场占有率; FCF 表示企业自由现金流的虚拟变量; Age 表示企业上市时间; State 表示企业的产权属性; Divers 表示企业多元化的程度。本文还进一步控制了年份固定效应。Tobit 回归模型计算出来的 ε 即代表管理者能力。

核心解释变量之二是 Reform , 表示企业是否受到制度变迁的影响, 当且仅当企业属于实验组和年份在 2006 年及以后赋值为 1, 否则为 0。本文划分实验组和对照组的标准是: 若管理者能力位于均值以上则为实验组, 否则为对照组。在针对研究假设 H3a 和 H3b 的分组检验过程中, 本文按照 Cleary (1999)^[47] 的做法, 通过自体抽样法 (Bootstrap) 来检验组间系数差异的显著性。检验的统计量是采用 Bootstrap 法计算出的经验 P 值, 它表示分组间系数存在显著性差异的概率。经验 P 值与传统检验的 P 值具有相同的统计意义。

本文控制变量的选择借鉴了姜付秀和黄继承 (2011)^[48] 的做法, 设置了如下可能会影响企业市场价值的控制变量。负债水平 (Lev), 等于企业年末总负债除以总资产; 资产收益率 (ROA), 等于企业年末净利润除以总资产; 股权结构 (Top1), 等于企业第一大股东的持股比例; 新增投资 (Invest), 等于企业当年购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金减去处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额后除以总资产; 上市时间 (Age), 等于企业自上市起年数的自然对数; 企业规模 (Size), 等于企业年末总资产的自然对数。为了控制企业和年份固定效应的影响, 本文在模型 (1) 和模型 (2)

中加入了企业虚拟变量和年份虚拟变量。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计和相关系数

表 1 报告了主要研究变量的描述性统计结果。可以发现, *Tobin's Q* 的平均值为 1.54, 标准差为 0.77。

MA score 的平均值为 0, 标准差为 0.13, 两侧分布较为平均, 说明使用 Tobit 回归计算出来的残差正态性比较好。*Reform* 的平均值为 0.25, 表示有 25% 的样本受到制度变迁的影响, 这表明实验组和对照组的样本分布比较均衡。其他控制变量的分布情况如表 1 所示, 本文不再赘述。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观察值	平均值	标准差	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值
<i>Tobin's Q</i>	7 697	1.540	0.770	0.870	1.090	1.270	1.670	5.300
<i>MA score</i>	7 697	0.000	0.130	-0.350	-0.080	-0.010	0.070	0.340
<i>Reform</i>	7 697	0.250	0.430	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Lev</i>	7 697	0.500	0.180	0.080	0.370	0.510	0.630	0.900
<i>ROA</i>	7 697	0.030	0.060	-0.250	0.010	0.030	0.050	0.190
<i>Top1</i>	7 697	0.390	0.160	0.100	0.260	0.370	0.520	0.760
<i>Invest</i>	7 697	0.060	0.060	-0.040	0.020	0.040	0.080	0.270
<i>Age</i>	7 697	1.750	0.700	0.000	1.390	1.950	2.300	2.710
<i>Size</i>	7 697	21.410	1.020	19.280	20.720	21.300	22.000	24.490

表 2 报告了相关系数。可以发现, 无论是 Spearman 相关系数还是 Pearson 相关系数, *Tobin's Q* 和 *MA score* 与 *Reform* 的相关系数都显著正相关, 这与本文的研究假设预期是一致的。本文也发现所有的控

制变量都与 *Tobin's Q* 在 1% 的水平上显著相关, 这在一定程度上说明本文控制变量的选取具有一定的代表性。所有变量的两两相关系数都小于 0.6, 说明回归模型的共线性问题不太严重。

表 2 主要变量的相关系数

	<i>Tobin's Q</i>	<i>MA score</i>	<i>Reform</i>	<i>Lev</i>	<i>ROA</i>	<i>Top1</i>	<i>Invest</i>	<i>Age</i>	<i>Size</i>
<i>Tobin's Q</i>		0.149 ***	0.287 ***	-0.149 ***	0.243 ***	-0.200 ***	-0.081 ***	0.145 ***	-0.300 ***
<i>MA score</i>	0.110 ***		0.553 ***	-0.110 ***	0.407 ***	0.093 ***	0.064 ***	0.013	0.019 *
<i>Reform</i>	0.271 ***	0.495 ***		-0.026 ***	0.244 ***	-0.066	-0.019 *	0.221 ***	0.084 ***
<i>Lev</i>	-0.163 ***	-0.110 ***	-0.027 ***		-0.355 ***	-0.086 ***	-0.070 ***	0.162 ***	0.242 ***
<i>ROA</i>	0.160 ***	0.429 ***	0.232 ***	-0.350 ***		0.134 ***	0.300 ***	-0.092 ***	0.197 ***
<i>Top1</i>	-0.202 ***	0.010 ***	-0.076 ***	-0.084 ***	0.133 ***		0.119 ***	-0.216 ***	0.202 ***
<i>Invest</i>	-0.081 ***	0.075 ***	-0.018 ***	-0.041 ***	0.219 ***	0.101 ***		-0.224 ***	0.229 ***
<i>Age</i>	0.164 ***	0.003 ***	0.206 ***	0.178 ***	-0.088 ***	-0.187 ***	-0.227 ***		0.136 ***
<i>Size</i>	-0.225 ***	0.017 ***	0.078 ***	0.227 ***	0.220 ***	0.225 ***	0.209 ***	0.156 ***	

注: 左上角是 Spearman 相关系数, 右下角是 Pearson 相关系数; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著, 下同。

(二) 实证结果分析

1. 管理者能力、制度环境与企业价值。

表 3 报告了模型 (1) 和模型 (2) 的回归结果, 被解释变量为企业市场价值 (*Tobin's Q*)。首先, 当期回归结果表明管理者能力 (*MA score*) 变量的估计系数为 0.258, 在 1% 的水平上显著。这也意味着在管理者能力提高一个标准差的情况下, 企业价值能够提升 3.35% (0.258×0.130), 因此具有显著的经济

意义。为了减轻反向因果关系的影响, 本文将管理者能力 (*MA score*) 滞后一期与企业市场价值 (*Tobin's Q*) 回归。在滞后一期模型中, 管理者能力变量的估计系数为 0.327, 比当期模型的系数更大。这表明管理者能力对企业价值的影响需要一定的时间才能显现出来。这与本文的逻辑一致, 即管理者能力对企业价值的提高作用应该是通过创新等生产性活动才能实现, 而创新需要一定的时间才能给企业带来显著的价

值提升效果。

表3还进一步检验了制度环境对管理者能力作用的影响。首先,以2006年制度变迁为时间分界线,本文将样本区间划分为制度变迁前(2006年以前)和制度变迁后(2006年及以后),发现管理者能力对企业价值的影响只在制度变迁后才显著,在制度变迁前并不显著。这说明制度环境是管理者能力发挥作用的一个重要前提。进一步地,本文利用

自然实验探讨制度环境如何影响管理者能力的作用。本文认为,高能力的管理者在面临制度环境变迁时受到的影响更大。基于这一逻辑,高管理者能力的实验组在制度变迁前后的企业市场价值会有更加显著的差异。在自然实验模型中, *Reform* 变量的估计系数为0.099,在1%的水平上显著。该结果表明制度环境的改进能够显著地提高我国高管理者能力上市公司的市场价值。

表3 管理者能力、制度环境与企业价值

变量	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q
	当期	滞后一期	制度变迁前	制度变迁后	自然实验
<i>MA score</i>	0.258 ** (0.015)	0.327 *** (0.003)	0.082 (0.215)	0.463 *** (0.004)	
<i>Reform</i>					0.099 *** (0.000)
<i>Lev</i>	-0.034 (0.743)	-0.018 (0.879)	0.012 (0.896)	0.419 ** (0.013)	-0.020 (0.848)
<i>ROA</i>	1.016 *** (0.000)	1.163 *** (0.000)	0.202 (0.102)	0.938 *** (0.003)	1.123 *** (0.000)
<i>Top1</i>	-0.048 (0.702)	0.080 (0.563)	-0.094 (0.334)	-0.321 (0.192)	-0.040 (0.748)
<i>Invest</i>	0.384 *** (0.005)	0.531 *** (0.001)	0.106 (0.196)	0.729 *** (0.002)	0.376 *** (0.005)
<i>Age</i>	0.144 *** (0.000)	0.177 *** (0.001)	0.074 *** (0.002)	0.339 *** (0.000)	0.141 *** (0.000)
<i>Size</i>	-0.451 *** (0.000)	-0.506 *** (0.000)	-0.159 *** (0.000)	-0.811 *** (0.000)	-0.461 *** (0.000)
<i>Intercept</i>	10.779 *** (0.000)	11.701 *** (0.000)	4.728 *** (0.000)	17.908 *** (0.000)	10.989 *** (0.000)
年度、公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R²</i>	0.547	0.563	0.435	0.561	0.549
样本量	7 697	6 481	3 724	3 973	7 697

注:括号内是经稳健性标准误调整后的P值,下同。

2. 基于产权属性和市场化进程的分组检验。

通过上述检验,本文发现制度环境是管理者能力提高企业价值的一个重要前提。自然实验的回归结果则进一步发现制度环境的改善对高管理者能力的实验组更为显著。为了进一步分析制度变迁如何影响高管理者能力上市公司的市场价值,本文通过分组回归的办法来比较在不同制度环境下制度变迁的作用效果是否存在显著性差异。

具体而言,本文以2005年为分界线,根据企

业的产权属性,将总样本划分为国有企业组和民营企业组;根据《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年度报告》各省市2005年市场化指数来衡量当地的市场化水平。然后,本文对所有样本公司所在省份的市场化指数取平均值,如上市公司所在地区的市场化指数高于平均值,则划分为市场化进程较高地区组,否则划为市场化进程较低地区组。本文使用分组样本重复模型(2)的回归。相关结果在表4列示。在以产权属性为标准的分组回

归中，在民营企业 and 国有企业分组模型中，*Reform* 估计系数都在 1% 的水平上显著，但经验 *P* 值表示分组间 *Reform* 估计系数在 1% 的水平上存在显著性差异。在以市场化进程为标准的分组回归中，

Reform 估计系数在市场化进程较高的地区显著为正，在市场化进程较低的地区没有通过显著性检验。经验 *P* 值的结果也显示 *Reform* 估计系数在分组间存在 1% 水平的显著性差异。

表 4 基于产权属性和市场化进程的分組回归

变量	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>
	国有企业	民营企业	市场化高地区	市场化低地区
<i>Reform</i>	0.078 ** (0.011)	0.126 *** (0.001)	0.112 *** (0.000)	0.063 (0.182)
控制变量、年度、公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R</i> ²	0.540	0.564	0.541	0.572
样本量	3 841	3 856	5 743	1 954
经验 <i>P</i> 值	0.048 ***		0.049 ***	

注：“经验 *P* 值”用于检验组间 *Reform* 系数差异的显著性，自体抽样（Bootstrap）1 000 次得到。

（三）稳健性检验

管理者能力是本文的核心解释变量之一，在表 3 中，除了使用滞后一项的回归来减缓内生性问题，划分样本区间的实证结果也同样能够减缓本文对内生性问题的担忧。这是因为，如果管理者能力与企业市场价值存在很强的内生性问题，本文也应该能够在制度变迁前看到它与企业的市场价值存在显著的正相关关系。但本文却发现，在制度变迁前，它们的关系并不显著。这从侧面说明两者的内生性问题并不严重。为了进一步确保本文所使用的指标是准确、全面地反映管理者自身能力，而不是受到企业层面的因素干扰，本文使用标准的工具变量法再一次检验表 3 的结果。主要结果在表 5 列示。

表 5 基于工具变量的检验

变量	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>	<i>Tobin's Q</i>
	外生性检验	第一阶段	第二阶段
<i>MA</i> score	0.254 ** (0.018)		5.350 ** (0.011)
<i>Provincial Human Capital</i>	-11.532 (0.141)	0.747 *** (0.000)	
控制变量、年度、公司固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	7 493	7 493	7 493
Minimum Eigenvalue Statistic		14.953	
Hausman Specification Test			Prob>chi2 = 0.000

本文采用的工具变量为各省份普通高等学校在校 学生数占当年年末常住人口的比例，用来度量各省份

的人力资本。本文认为，管理者能力作为公司一种重要的人力资本要素，公司注册地的宏观人力资本应该对其有正向的溢出效应。但是，本文选取的各省份人力资本变量作为一个宏观的社会发展指标，所度量的也是潜在的人力资本，与现在的企业市场价值不应该有直接的关系。这说明本文选择的工具变量在经济逻辑上具有较强的相关性和外生性，符合工具变量的选取标准。进一步地，本文将各省份的人力资本（*Provincial Human Capital*）变量放入模型（1）中进行外生性检验，发现 *Provincial Human Capital* 变量并不显著，这说明各省份的人力资本与企业的市场价值没有直接关系，工具变量的外生性假设在一定程度上得到满足。两阶段工具变量回归结果如下：在第一阶段中，各省份的人力资本能够显著地提高企业的管理者能力，表现出正向的溢出效应。Minimum Eigenvalue Statistic 达到 14.953，高于 *F* 值大于 10 的判断标准，说明工具变量的相关性假设得到满足。在第二阶段中，管理者能力对企业的市场价值仍存在显著的正向提升作用。最后，本文采用 Hausman Specification Test 检验了基准模型的内生性问题，发现采用工具变量来减缓内生性问题的做法是恰当的。

自然实验是本文的重要实证设计，为了确保自然实验的可靠性，本文做如下稳健性处理。第一，使用倾向得分法为实验组按照 1：1 不放回的方法重新配对了对照组。在未汇报的平衡性检验中，实验组和对 照组的控制变量在匹配后不存在显著差异，表明匹配后的平行趋势假设得到较好的满足。表 6 汇报了利用 PSM 样本重复模型（2）的回归结果，发现 *Reform* 估

计系数为 0.09, 在 1% 的水平上显著。

第二, 针对事件发生时间和实验组判断标准构造了两个安慰剂检验策略。针对制度变迁时间发生点前有可能有其他事件的干扰, 分别将事件时间点提前两年、一年以及滞后一年和两年, 依次构造了 $Reform \times Year2004$ 等变量。 $Reform \times Year2004$ 变量表示, 当且仅当观察值为实验组且年份等于 2004 年赋值为 1, 其他为 0。其他变量以此类推。在安慰剂检验 1 回归模型中发现, 制度变迁的作用只有在 2006 年和 2007 年显著为正, 且 2007 的估计系数要比 2006 年大。这与本文的逻辑保持一致, 即随着制度环境的改善, 政策的效果逐年增强。本文也注意到, 虽然制度变迁的作用在 2004 年不显著, 但在 2005 年却显著为负。这引发的一个担忧是: 制度变迁的作用可能与企业市场价值短期内的波动趋势混淆在一起, 使得本文没有办

法观察到制度变迁的净效果。Ashenfelter (1978)^[49]最早提出这一问题。按照常见的解决办法, 剔除 2005 年和 2006 年的观察值, 发现 $Reform$ 估计系数依然在 1% 的水平上显著为正, 但比全样本的估计系数减少 0.01。这表明或许企业市场价值的短期波动会对实证结果有所影响, 但影响微弱。此外, 为了进一步避免政策时间出台判断的干扰, 本文还进一步剔除了 2006、2007 年的观察值以及 2005—2007 年的观察值, 回归结果保持一致。针对实验组判断标准可能存在武断的情况, 在对照组中随机挑选企业作为实验组, 重复模型 (2) 的回归。预期这样构造的 $Treatment \times Placebo$ 变量不应该对企业市场价值有所影响。安慰剂检验 2 的回归结果也验证了前面的假设。总之, 自然实验方法通过了多种稳健性处理办法, 实证结果的可信度较高。

表 6 准自然实验的稳健性检验

变量	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q	Tobin's Q
	倾向得分法	安慰剂检验 1	安慰剂检验 2	剔除 2005 与 2006 年	剔除 2006 与 2007 年	剔除 2005 至 2007 年
$Reform$	0.090 *** (0.001)			0.098 *** (0.001)	0.112 *** (0.001)	0.101 *** (0.004)
$Reform \times Year2004$		-0.027 (0.255)				
$Reform \times Year2005$		-0.048 * (0.070)				
$Reform \times Year2006$		0.057 ** (0.021)				
$Reform \times Year2007$		0.138 *** (0.003)				
$Reform \times Year2008$		0.014 (0.583)				
$Treatment \times Placebo$			0.017 (0.521)			
控制变量、年度、公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R ²	0.549	0.548	0.560	0.540	0.564	0.556
样本量	5 304	7 697	4 010	5 671	5 708	4 684

五、研究结论与政策启示

本文以 2002—2009 年中国 A 股上市公司为样本, 探讨管理者能力在什么样的制度环境下才能提高企业价值。实证结果发现, 管理者的能力越强, 企业利用各种生产要素的效率越高, 企业的经营绩效越好, 市

场价值也越大。但是, 管理者能力对企业价值的影响需要基于一个良好的制度环境。自然实验模型的结果同样发现, 制度变迁的影响使得高管理能力的公司比低管理能力的公司的市场价值在制度变迁前后差异更加显著。这表明良好的制度环境使得企业家在创新等生产性活动中的经济效益比寻租等非生产活动中的更

强。按照产权属性和市场化水平分组的检验从横截面进一步识别了制度变迁的影响,发现制度变迁的效果在民营企业 and 市场化进程较高的地区更显著。这是因为民营企业 and 市场化进程较高的地区对制度环境改善的感知更加敏锐,更容易调整企业的决策行为以适应新的制度环境。

本文的研究结论对政府决策层和企业家具有重要的参考价值。研究结论表明,弘扬企业家精神就能够提升企业价值的假设是有条件的,其中一个重要的前提就是企业所处的制度环境。本文揭示了管理者能力对企业价值的巨大作用和改善制度环境对于优化管理者能力配置,提高企业价值的可行性和重要性。该结论的启示在于:

首先,对于企业家而言,应坚持将管理者能力和企业的其他核心要素资源投入到生产性活动中。一时的寻租活动可能会给企业带来短暂的利益,但只有持续不断的创新才是驱动企业价值增长的源泉。

其次,对于中央政府而言,应当把建立公平公正的市场竞争体系摆在重中之重的位置。Allen 等 (2005)^[50]提出了“中国增长之谜”,他们认为中国能够在较差的法律制度环境下实现经济增长奇迹主要依赖于非正式制度的保障。以往研究虽然发现缺乏正式制度保护的民营企业会寻求政治关联等非正式制度的支持,但本文发现当制度环境得到实质的改善时,民营企业更愿意改变自身的行为。因此,中央政府要想激发和保护企业家精神,鼓励更多社会主体投身创新创业,关键还在于制度环境的建设培育。

最后,对于地方政府而言,应当把市场化改革摆在一个更为突出的位置。本文发现当面对全国性的制度改革时,市场化进程较高的地区凭借其较为强大的市场力量率先享受到了制度改革的红利,表现出一种强者恒强的马太效应。因此,市场化进程较低地区的地方政府更需要突破制度障碍,释放改革活力,以期追赶市场化进程较高地区的发展。

参考文献

- [1] Demerjian P, Lev B, Mcvay S. Quantifying Managerial Ability: A New Measure and Validity Tests [J]. Management Science, 2012, 58 (7): 1229-1248.
- [2] Bertrand M, Schoar A. Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118 (4): 1169-1208.
- [3] 陈雪琴,郑宝红. 国外管理者能力研究述评与展望 [J]. 外国经济与管理, 2018 (7): 155-166.
- [4] Guan J X, Li O Z, Ma J. Managerial Ability and the Shareholder Tax Sensitivity of Dividends [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018, 53 (1): 335-364.
- [5] 张敦力,江新峰. 管理者能力与企业投资羊群行为: 基于薪酬公平的调节作用 [J]. 会计研究, 2015 (8): 41-48.
- [6] Lee C, Wang C, Chiu W, et al. Managerial Ability and Corporate Investment Opportunity [J]. International Review of Financial Analysis, 2018, 57: 65-76.
- [7] 姚立杰,陈雪颖,周颖,等. 管理层能力与投资效率 [J]. 会计研究, 2020 (4): 100-118.
- [8] 卜美文,张俊民. 企业家精神、审计治理与公司价值——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (3): 74-87.
- [9] Shleifer A, Vishny R W. Management Entrenchment: The Case of Manager-specific Investments [J]. Journal of Financial Economics, 1989, 25 (1): 123-139.
- [10] 何威风,刘巍,黄凯莉. 管理者能力与企业风险承担 [J]. 中国软科学, 2016 (5): 107-118.
- [11] 梁安琪,武晓芬. 管理者能力与企业创新: 基于上市公司的实证 [J]. 统计与决策, 2020 (9): 159-164.
- [12] Baumol W. Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98 (5): 893-921.
- [13] 项国鹏,李武杰,肖建忠. 转型经济中的企业家制度能力: 中国企业家的实证研究及其启示 [J]. 管理世界, 2009 (11): 103-114.
- [14] 樊纲,王小鲁,张立文,等. 中国各地区市场化相对进程报告 [J]. 经济研究, 2003 (3): 9-18.
- [15] 游家兴,张俊生,江伟. 制度建设,公司特质信息与股价波动的同步性——基于 R~2 研究的视角 [J]. 经济学 (季刊), 2007 (1): 189-206.
- [16] 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.
- [17] Chen Y, Podolski E J, Veeraraghavan M. Does Managerial Ability Facilitate Corporate Innovative Success? [J]. Journal of Empirical Finance, 2015, 34: 313-326.
- [18] 姚立杰,周颖. 管理层能力、创新水平与创新效率 [J]. 会计研究, 2018 (6): 70-77.

- [19] Cui H, Chi-Moon Leung S. The Long-run Performance of Acquiring Firms in Mergers and Acquisitions: Does Managerial Ability Matter? [J]. Journal of Contemporary Accounting & Economics, 2020, 16 (1): 1-18.
- [20] Demerjian P R, Lev B, Lewis M F, et al. Managerial Ability and Earnings Quality [J]. The Accounting Review, 2013, 88 (2): 463-498.
- [21] 李秉成, 郑珊珊. 管理者能力能够提高资本市场信息效率吗? ——基于股价同步性的分析 [J]. 审计与经济研究, 2019 (3): 80-90.
- [22] Cornaggia K J, Krishnan G V, Wang C. Managerial Ability and Credit Ratings [J]. Contemporary Accounting Research, 2017, 34 (4): 2094-2122.
- [23] 何威风, 刘巍. 商业信用中的管理者效应: 基于管理者能力的视角 [J]. 会计研究, 2018 (2): 48-54.
- [24] 张路, 李金彩, 张瀚文, 等. 管理者能力影响企业成本粘性吗? [J]. 会计研究, 2019 (3): 71-77.
- [25] 沈烈, 郭阳生. 管理者能力与内部控制质量: 抑制还是促进? [J]. 中南财经政法大学学报, 2017 (4): 58-67.
- [26] 陈娇娇, 桑凌. 管理者能力与权力对内部控制审计费用的影响 [J]. 南京审计大学学报, 2018 (3): 80-90.
- [27] 何威风, 刘巍. 企业管理者能力与审计收费 [J]. 会计研究, 2015 (1): 82-89.
- [28] Koester A, Shevlin T, Wangerin D. The Role of Managerial Ability in Corporate Tax Avoidance [J]. Management Science, 2016, 63 (10): 3285-3310.
- [29] North D C. Institutions, Institutional Change and Economic Performance [M]. Cambridge University Press, 1990.
- [30] Acemoglu D, Johnson S, Robinson J A. Institutions as a Fundamental Cause of Long-run Growth [J]. Handbook of Economic Growth, 2005, 1: 385-472.
- [31] La Porta R, Lopez De Silanes F, Shleifer A, et al. Legal Determinants of External Finance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (3): 1131-1150.
- [32] La Porta R, Lopez De Silanes F, Shleifer A, et al. Investor Protection and Corporate Valuation [J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (3): 1147-1170.
- [33] 樊纲, 王小鲁, 马光荣, 等. 中国市场化进程对经济增长的贡献 [J]. 经济研究, 2011 (9): 4-16.
- [34] Berkowitz D, Lin C, Ma Y. Do Property Rights Matter? Evidence from a Property Law Enactment [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116 (3): 583-593.
- [35] 陆瑶. 激活公司控制权市场对中国上市公司价值的影响研究 [J]. 金融研究, 2010 (7): 144-157.
- [36] 戴文涛, 刘秀梅, 陈红, 等. 会计准则改革提高了审计收费吗? [J]. 会计研究, 2017 (2): 29-34.
- [37] Calvo E, Cui R, Serpa J C. Oversight and Efficiency in Public Projects: A Regression Discontinuity Analysis [J]. Management Science, 2019, 65 (12): 5651-5675.
- [38] Hesarzadeh R. Regulatory Oversight and Managerial Ability [J]. Eurasian Business Review, 2020: Forthcoming.
- [39] 贺小刚, 李新春. 企业家能力与企业成长: 基于中国经验的实证研究 [J]. 经济研究, 2005 (10): 101-111.
- [40] 雷光勇, 刘慧龙. 市场化进程, 最终控制人性质与现金股利行为——来自中国 A 股公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2007 (7): 120-128.
- [41] 张霖琳, 刘峰, 蔡贵龙. 监管独立性, 市场化进程与国企高管晋升机制的执行效果——基于 2003—2012 年国企高管职位变更的数据 [J]. 管理世界, 2015 (10): 117-131.
- [42] 夏立军, 陈信元. 市场化进程, 国企改革策略与公司治理结构的内生决定 [J]. 经济研究, 2007 (7): 82-95.
- [43] 罗党论, 唐清泉. 中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究 [J]. 经济研究, 2009 (2): 106-118.
- [44] 李文贵, 余明桂. 产权保护与民营企业国有化 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (3): 1341-1366.
- [45] 余明桂, 李文贵, 潘红波. 民营化, 产权保护与企业风险承担 [J]. 经济研究, 2013 (9): 112-124.
- [46] 夏立军, 方轶强. 政府控制, 治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据 [J]. 经济研究, 2005 (5): 40-51.
- [47] Cleary S. The Relationship between Firm Investment and Financial Status [J]. The Journal of Finance, 1999, 54 (2): 673-692.
- [48] 姜付秀, 黄继承. 经理激励, 负债与企业价值 [J]. 经济研究, 2011 (5): 46-60.
- [49] Ashenfelter O. Estimating the Effect of Training Programs on Earnings [J]. The Review of Economics and Statistics, 1978, 60 (1): 47-57.
- [50] Allen F, Qian J, Qian M. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1): 57-116.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

股权激励影响经营杠杆决策吗？

——基于 A 股上市公司的经验证据

Do Equity Incentives Have an Influence on Operating Leverage Decisions?

Evidences from A-share Listed Companies

王百强 黄 静 吕 杰

WANG Bai-qiang HUANG Jing LYU Jie

[摘 要] 企业经营杠杆反映了企业的长期投资视野和风险承担水平。股权激励计划一方面缓解了管理层短视倾向、延长了管理层的投资视野，另一方面提高了管理层的风险承担意愿。本文研究股权激励对企业经营杠杆的影响，结果表明实施股权激励计划的企业更倾向于增加企业经营杠杆。通过细分成本项目发现，股权激励实施主要影响了销售费用和管理费用的经营杠杆，而对营业成本经营杠杆没有显著影响。进一步研究发现，股权激励计划对企业经营杠杆的影响在国有企业中强于非国有企业，而较高的需求不确定性会削弱股权激励计划对经营杠杆的影响。采用 PSM、DiD 模型和处理效应模型控制潜在的内生性问题后，本文的发现依然成立。本文的研究结论对深入认识股权激励的经济后果和企业战略性经营杠杆决策的影响因素具有重要启示。

[关键词] 股权激励 经营杠杆 产权性质 需求不确定性

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 09-0059-13

Abstract: Firm's operating leverage reflects long-term investment horizon and risk-taking level of the firm. Equity incentives, on the one hand, could mitigate management myopia, and on the other hand, could encourage the management to undertake higher risks. In this paper, we study the influence of equity incentives on firms' operating leverage. We find that firms with equity incentives are more likely to increase operating leverage. For subdivided cost accounts, we find that equity incentives mainly have a significant influence on the operating leverage of selling expenses and administration expenses, but no significant influence on that of operating costs. Further, we find that the influence of equity incentives on operating leverage is more pronounced among state-owned enterprises than non-state-owned enterprises, while a relatively high uncertainty of market demand could weaken the influence of equity incentives on operating leverage. We resort to PSM, DiD and treatment effect model to control for potential endogenous problem and the results remain robust. Our paper provides insights into the economic consequence of equity incentives and influencing factors of strategic operating leverage decisions.

Key words: Equity incentive Operating leverage Nature of property right Demand uncertainty

[收稿日期] 2020-12-28

[作者简介] 王百强，男，1990年3月生，中央财经大学会计学院/中央财经大学中国管理会计研究与发展中心讲师，管理学博士，研究方向为公司财务；黄静，女，1995年3月生，中央财经大学会计学院博士研究生，研究方向为公司治理和企业创新；吕杰，男，1981年4月生，中央财经大学会计学院博士研究生，研究方向为公司财务。本文通讯作者为黄静，联系方式为 huangjing0317@hotmail.com。

[基金项目] 国家自然科学基金青年科学基金“企业战略与分配决策”（项目编号：71902207）；教育部人文社会科学研究青年基金“经济发展方式转变背景下的财政政策与企业创新模式研究”（项目编号：19YJC630162）；国家自然科学基金“预算管理程序公平：决定因素与影响后果”（项目编号：71672208）；中央高校基本科研业务费专项资金；中央财经大学科研创新团队支持计划。

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

2020年,一场新冠肺炎疫情的冲击导致全球大量企业无法继续生存,其中的重要原因之一在于企业销售收入下降导致的亏损和现金流断流。在这一过程中,不同经营杠杆水平的企业受到疫情冲击的程度也是有所差异的。疫情导致经济下行、企业业务量急剧下降,企业的变动成本可以随着业务量的减少而降低,然而企业的固定成本却难以迅速地缩减。因此,当销售收入下降时,固定成本占比较高的企业难以弹性地调整成本,在收入降低时仍需承担高额的成本费用;而固定成本占比较低的企业则具有较高的成本弹性,能够迅速地根据业务量下降程度及时缩减成本。由此可见,在疫情背景下,固定成本较高的企业受到的冲击也较大,反之亦然。

企业的经营杠杆表现为固定成本和变动成本的相对比例。经营杠杆低的企业固定成本占比相对较低,变动成本占比相对较高(Balakrishnan等,2008^[1]),成本和收入的联系更加紧密,收入降低对利润的影响能够在一定程度上得到缓冲;而经营杠杆高的企业固定成本投入高,导致企业成本弹性较低,同等程度的收入变化将导致更大的利润波动。固定成本一旦投入,将难以随着业务量增减。因此,经营杠杆高的企业风险也较高,并且伴随着更高的系统风险(Lev,1974^[2]),在环境不确定时将面临更大的生存威胁(Banker等,2011^[3])。

经营杠杆决策取决于企业长期投资意愿和风险承担水平。从长期投资意愿的角度来看,固定成本的发生将耗用大量资金(例如固定资产、土地使用权、长期员工等),在一定程度上降低了短期业绩,而收益主要在未来实现,因此具有长期投资意愿的企业更倾向于选择较高的经营杠杆。从风险承担的角度来看,在面临较高的不确定性时,企业更倾向于选择固定成本低的创新以增加成本弹性、应对不确定性带来的风险(Kallapur和Eldenburg,2005^[4];Banker等,2011^[3]),因此企业的风险承担水平也能够很大程度上影响经营杠杆的选择。

本文从股权激励角度研究股权激励计划的实施对企业经营杠杆的影响。股权激励计划是指上市公司以本公司股票为标的,对其董事、高级管理人员及其他员工实行的长期性激励。现有文献对股权激励如何影响企业风险承担尚未达成一致。例如,苏

坤(2015)^[5]、王栋和吴德胜(2016)^[6]、刘井建等(2017)^[7]研究发现中国上市公司的股权激励计划存在激励效应,降低了企业代理成本,提高了企业长期投资意愿和风险承担水平;而吕长江等(2009)^[8]、李小荣和张瑞君(2014)^[9]发现股权激励股权存在福利效应,有可能成为管理层机会主义的工具,不能增加企业风险承担水平。已有股权激励的研究多从投资的角度考虑其经济后果,包括企业创新、现金持有和投资效率等。然而以上研究的隐含假设都认为固定成本和变动成本的风险是同等的,例如认为固定成本高的企业创新和固定成本低的企业创新是同质的,企业对季节性员工和长期员工的投入是同质的。然而企业的实际情况是,股权激励对投资的影响很有可能体现在企业经营杠杆中,从经营杠杆的视角入手能够为研究股权激励提供更为细致的角度。因此,与已有研究关注企业投资不同的是,本文关注股权激励实施对企业经营杠杆选择的影响。从理论上来看,股权激励能够增加管理层对长期性成本的投入意愿和对短期风险的容忍程度,因此应当能够增加企业的固定成本、减少变动成本,进而带来更高的经营杠杆。

本文选取A股2006—2018年的上市公司样本进行研究,发现相比于未实施股权激励计划的公司,实施股权激励计划的公司经营杠杆更高,成本弹性更小。通过进一步将成本细分为营业成本(COGS)和期间费用(包括销售和管理费用,缩写SG&A),本文发现股权激励对经营杠杆的影响主要由销售和管理费用(SG&A)的经营杠杆引起,而对营业成本(COGS)的经营杠杆无显著影响。进一步研究发现,股权激励计划对企业经营杠杆的影响在国有企业中强于非国有企业,而较高的需求不确定性会削弱股权激励计划对经营杠杆的影响。本文的结果表明,股权激励的实施提高了管理层的长期投资意愿和风险承担水平,对企业经营杠杆具有正向的激励效应。

本文的贡献体现在以下三方面。第一,本文从经营杠杆角度补充了股权激励经济后果的研究。已有研究对股权激励的激励效果未达成一致结论,主要原因之一在于经济后果变量无法直接准确地度量企业长期投资意愿和风险承担水平。无论是投资规模还是企业创新都只能反映企业投资的部分内容(例如总金额),难以区分其中的固定和变动成本,因此无法观察企业

长期投资意愿和风险承担水平的全貌。经营杠杆是企业一切投资活动的落脚点,反映了企业对长短期成本投入的决策和总体风险承担水平。本文从经营杠杆的角度出发,对股权激励经济后果的研究进行补充,为股权激励计划的激励效应提供了更为充分的证据。第二,本文拓展了经营杠杆影响因素的研究。现有研究多从企业外部考虑经营杠杆受到何种因素影响(如,Anderson和Dekker,2009^[10];Banker等,2011^[3])。作为企业战略性的薪酬计划,股权激励改变了管理层的薪酬结构。区别于货币薪酬下管理层只关注短期利益的短视行为,股权激励能够激励管理层容忍短期风险,增加长期性投资。本文从企业内部薪酬计划这一重要角度切入,深入探究经营杠杆因素是否受到股权激励这一重要激励计划的影响,丰富了现有经营杠杆影响因素的研究。第三,本文对于企业的实践也具有一定的参考价值。经营杠杆是企业投资视野和风险承担水平的最终体现,本文从经营杠杆的角度分析了企业股权激励计划的实施效果,为企业股权激励计划的效果评价提供了新的观察视角,同时对政府制定企业管理的相关政策和投资者评估企业价值都具有重要的参考意义。

余文安排如下:第二部分为理论分析与研究假设;第三部分为数据来源与研究设计;第四部分为描述性统计和实证结果分析;第五部分基于主检验提供了进一步检验和分析;第六部分总结全文并提出政策建议。

二、理论发展和假说

经营杠杆决策渗透在企业各大战略决策中,包括企业并购重组、外包服务、出口行为和人力资源等(Anderson和Dekker,2009^[10])。已有研究发现管理层会战略性地调整资源投入、改变企业经营杠杆,以满足特定的需求。如,Banker等(2011)^[3]发现当SG&A能够带来长期利益时,管理层将增加对其的资源投入;Kama和Weiss(2013)^[11]发现管理层通过调整经营杠杆以达到分析师的盈余预测。

本文关注股权激励计划的实施对企业经营杠杆的影响。经营杠杆取决于企业固定成本和变动成本的结构。固定成本在收益产生之前已经产生,不随着业务量的变化而变化,而变动成本仅在企业生产产品或者提供服务时产生(Kallapur和Eldenburg,2005^[4];Kama和Weiss,2013^[11])。企业固定成本比重低、变

动成本比重高时,企业的成本结构更加富有弹性,经营杠杆更低(Balakrishnan等,2008^[1])。经营杠杆反映了利润和收入之间的敏感系数。在收入下降时,低经营杠杆企业的利润随着收入更为缓慢地降低,而高经营杠杆企业的收入下降将导致更程度的利润下降(Horngren等,2013^[12]),故经营杠杆高的企业盈余波动也较高(Lev,1974^[2])。在传统货币薪酬的激励机制下,管理层和股东之间的代理问题导致管理层的成本决策倾向于最大化自身利益而非股东利益。相较于股东,管理层通常是短视和风险规避的,因此具有较强的动机通过调整经营杠杆缩短投资回报周期(Kama和Weiss,2013^[11])。

股权激励能够提高管理层短期风险容忍程度和长期利益关注程度,因此是解决经理人代理问题的重要制度设计之一(Jensen和Meckling,1976^[13];宗文龙等,2013^[14])。过往研究发现股权激励的激励效应,即实施股权激励能够将管理层的利益与公司的长期利益紧密联合,削弱了股东和管理层之间的代理问题,增加了管理层的主人翁精神,进而增加了管理层进行长期投资的动机和对短期风险的容忍程度(吕长江和张海平,2011^[15];刘井建等,2017^[7])。基于高管长期视野和风险承担角度分析,股权激励计划将从以下两方面增加企业的经营杠杆。

一方面,股权激励计划的实施延长了管理层的投资视野,从而增加了管理层对长期成本的投入程度。在传统货币薪酬安排下,管理层薪酬较少受到企业长期发展影响,管理层投资决策更关注短期收益(苏坤,2015^[5])。在我国经理人市场发展不充分的情况下,企业的薪酬设计普遍存在刚性管制问题,管理层薪酬与企业长期发展的关联较弱。Gao等(2018)^[16]发现上市公司的管理层关注短期利益时,将减少对长期性、高风险项目的投资。固定成本的发生会耗用企业当期大量资金,而收益主要在未来实现,因此传统货币薪酬安排下,管理层在固定成本方面投入的动机相对较弱。股权激励的实施使得管理层的薪酬和企业的长期业绩挂钩,有助于管理者从固定成本的长期回报中获益、享有固定成本带来的长期绩效,从而使得管理层有动机在长期为企业创造价值,最大化自身利益。通过将管理层利益和企业长期发展锁定,股权激励有利于管理层选择更为长期的投资视野,进而增加了对固定成本

的投入,提高经营杠杆。

另一方面,股权激励计划的实施提高了管理层的风险承担意愿,进而增加管理层对固定成本的投入程度。从固定成本的特点来看,由于固定成本在产生收益之前已经投入,难以随着业务量的变化进行调整,因此风险规避的管理层对固定成本的投入也相对较少(Kallapur 和 Eldenburg, 2005^[4]),经营杠杆较低。管理层较低的风险承担意愿源自管理层个人利益和企业利益的不一致(苏坤, 2015^[5])。在我国资本市场的背景下,高信息不对称和弱监督水平易激发高管的自利动机,诱使高管“短视”而放弃对企业长期发展有利的高风险项目。股权激励的实施使得管理层和企业的利益目标更加一致,缓解了由于管理层风险厌恶导致的低风险承担意愿问题。股权激励实施后,管理层将更加具备主人翁精神,进而提高风险承担水平(刘井建等, 2017^[7]),从而选择更高的经营杠杆。

基于以上分析,本文提出研究假设1:

H1: 股权激励会提高企业的经营杠杆。

三、数据来源与研究设计

(一) 数据来源

本文选取A股2006—2018年上市企业进行研究。由于证监会于2005年颁布《上市公司股权激励管理办法(试行)》,因此本文的研究区间从2006年开始。财务数据和公司治理等数据来源于CSMAR数据库,股权激励数据来源于Wind数据库。本文剔除关键变量缺失的观测,共得到2 570家公司18 991家公司年度观测值。为排除极端值的影响,对连续变量在双侧1%的水平上进行缩尾处理。

(二) 变量度量 and 模型设置

1. 企业经营杠杆。

本文参考Banker等(2011)^[3]、江伟等(2018)^[17]的方法构建经营杠杆的度量方式。

首先,本文研究股权激励是否增加了总成本的经营杠杆。定义 $\Delta \ln Totalcost$ 为总成本变化率,等于企业当年总成本(营业成本、管理费用和销售费用之和)的对数值的变化。根据对数性质,该变量亦可写作企业本年度总成本与上年度总成本之比的对数值,以下变量同理。 $\Delta \ln Sales$ 为销售收入变化率,等于企业当年销售收入对数值的变化。 $\Delta \ln Totalcost$ 对 $\Delta \ln Sales$ 的回归系数代表企业的总成本随收入的变化

而变化的比例。

其次,本文考察股权激励分别对管理和销售费用(SG&A)以及营业成本(COGS)的经营杠杆的影响。定义 $\Delta \ln SG\&A$ 为管理费用和销售费用(SG&A)之和的变化率,等于当年SG&A的对数值的变化; $\Delta \ln COGS$ 为营业成本(COGS)的变化率,等于当年COGS的对数值的变化。

最后,本文进一步考察股权激励对销售费用和管理费用经营杠杆的影响。定义 $\Delta \ln Admin$ 为管理费用变化率,等于当年管理费用对数值的变化; $\Delta \ln Sellingexp$ 为销售费用变化率,等于当年销售费用对数值的变化。

2. 股权激励。

主要解释变量为股权激励指标(Equity),参考吕长江和张海平(2012)^[15]、卢闯等(2015)^[18]的做法,本文设置股权激励虚拟变量(Equity),该值为1表示该公司实施了股权激励计划且在有效期内,该值为0表示公司在样本区间未实施股权激励计划或已不在有效期内。

3. 控制变量。

参考经营杠杆影响因素的相关文献(Banker等, 2011^[3];江伟等, 2018^[17]),本文的控制变量包括:总资产(Firm size)、资产负债率(Leverage)、资产收益率(ROA)、上市年龄(Listage)、资产密集度(AI)、员工密集度(EI)、管理层持股比例(Gshare)、经营不确定性(Uncertainty)、企业产权性质(NSOE)和所在省份GDP增长率(GDP)。表1汇报了本文变量定义。

4. 模型设置。

参考已有文献的方法(Banker等, 2011^[3];江伟等, 2018^[17]),本文构建模型(1)检验股权激励对经营杠杆的影响。Controls表示所有控制变量, $\Delta \ln Sales \times Controls$ 为 $\Delta \ln Sales$ 和所有控制变量的交乘项。为排除企业特质和年度差异,本文还控制了企业和年度固定效应。我们重点关注股权激励和销售收入变化率交乘项的回归系数 β_1 。该值越负,说明股权激励实施后销售收入变化率和成本变化率之间的联系越弱,即企业的成本弹性较小,经营杠杆较高。根据假设H1,预期 β_1 显著为负。

$$\begin{aligned} \Delta \ln Totalcost = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Sales \times Equity + \beta_2 \Delta \ln Sales \\ & + \beta_3 Equity + \Delta \ln Sales \times Controls \\ & + Controls + Year\ FE + Firm\ FE + \varepsilon \quad (1) \end{aligned}$$

表 1 变量定义

变量	符号	定义
经营杠杆变量	$\Delta \ln Totalcost$	总成本变化率，等于企业当年总成本（营业成本、管理费用和销售费用之和）的对数值的变化。根据对数性质，该变量亦可写作企业本年度总成本与上年度总成本之比的对数值，以下变量同理
	$\Delta \ln Sales$	销售收入变化率，等于企业当年销售收入对数值的变化
	$\Delta \ln SG\&A$	管理费用和销售费用之和的变化率，等于当年管理费用、销售费用之和的对数值的变化
	$\Delta \ln COGS$	营业成本的变化率，等于当年营业成本的对数值的变化
	$\Delta \ln Admin$	管理费用变化率，等于当年管理费用对数值的变化
	$\Delta \ln Sellingexp$	销售费用变化率，等于当年销售费用对数值的变化
自变量	$Equity$	股权激励虚拟变量，该值为 1 表示该公司实施了股权激励计划且在有效期内，该值为 0 表示公司在样本区间未实施股权激励计划或已不在有效期内
控制变量	$Firmsize$	企业总资产的自然对数
	$Leverage$	资产负债率，等于总负债/总资产
	ROA	总资产收益率，等于净利润/总资产
	$Listage$	企业上市年龄
	AI	资产密集度，等于企业总资产/主营业务收入
	EI	员工密集度，等于企业员工数量×1 000/主营业务收入
	$Gshare$	管理层持股比例
	$Uncertainty$	需求不确定性，为企业近三年主营业务收入增长率的标准差
	$NSOE$	哑变量，如果企业为非国有企业赋值为 1，否则为 0
	GDP	企业所在省份 GDP 增长率

四、描述性统计和实证结果分析

（一）描述性统计

表 2 是主要变量的描述性统计结果。可以看出，总成本变化率均值为 0.134，方差为 0.304，企业之间呈现出较大的差异。销售收入变化率均值为 0.106，方差为 0.273。SG&A 变化率均值为 0.121，COGS 变化率均值为 0.111。SG&A 成本中，管理费

用变化率均值为 0.143，销售费用变化率均值为 0.122。从控制变量方面来看，上市公司的企业规模平均为 21.978，资产负债率和资产收益率均值分别为 0.445 和 0.038。企业资产和员工密集度平均为 2.611 和 0.018，管理层平均持股比例为 0.121。上市公司面临的经营不确定性平均为 0.153，方差为 0.391，企业之间呈现出较大差异。上述控制变量的统计分布和既有研究相似。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	下四分位	中位数	上四分位	最大值
$\Delta \ln Totalcost$	26 617	0.134	0.304	-1.158	-0.008	0.116	0.254	1.927
$\Delta \ln Sales$	28 818	0.106	0.273	-1.234	-0.002	0.103	0.246	0.794
$\Delta \ln SG\&A$	27 965	0.121	0.215	-1.499	0.029	0.109	0.230	0.635
$\Delta \ln COGS$	28 181	0.111	0.291	-1.304	-0.022	0.116	0.264	0.824
$\Delta \ln Admin$	26 940	0.143	0.255	-1.849	0.022	0.121	0.246	1.422
$\Delta \ln Sellingexp$	27 371	0.122	0.401	-2.948	-0.014	0.106	0.253	2.184
$Equity$	31 120	0.135	0.342	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$Firmsize$	31 120	21.978	1.418	18.917	20.977	21.774	22.714	27.293
$Leverage$	31 120	0.445	0.215	0.032	0.272	0.441	0.611	0.999
ROA	31 120	0.038	0.065	-0.627	0.014	0.036	0.066	0.429
$Listage$	30 822	9.132	6.783	-1.000	3.000	8.000	14.000	28.000

续前表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	下四分位	中位数	上四分位	最大值
<i>AI</i>	31 119	2. 611	1. 703	0. 386	1. 370	2. 048	3. 346	7. 011
<i>EI</i>	31 034	0. 018	0. 018	0. 000	0. 007	0. 013	0. 022	0. 232
<i>Gshare</i>	29 928	0. 121	0. 200	0. 000	0. 000	0. 001	0. 190	0. 994
<i>Uncertainty</i>	24 679	0. 153	0. 391	0. 000	0. 007	0. 023	0. 083	3. 067
<i>NSOE</i>	31 120	0. 618	0. 486	0. 000	0. 000	1. 000	1. 000	0. 618
<i>GDP</i>	27 272	0. 119	0. 058	-0. 224	0. 084	0. 106	0. 158	0. 323

(二) OLS 回归结果

本文首先汇报股权激励对总成本经营杠杆的影响,总成本为SG&A和COGS的总和。由于SG&A和COGS具有不同的特征,本文之后将总成本拆分为SG&A和COGS两部分,分别考察股权激励对二者经营杠杆的影响。为了进一步跟踪企业经营杠杆改变的具体成本项目,本文再将SG&A拆分为销售费用和管理费用,分别检验股权激励对销售和管理费用经营杠杆的影响。

1. 股权激励对总成本、SG&A和COGS经营杠杆的影响。

表3是股权激励和总成本、SG&A以及COGS经营杠杆的多元回归结果。我们关注的变量为 $\Delta \ln Sales \times Equity$ 。列(1)的因变量为 $\Delta \ln Totalcost$,列(2)的因变量为 $\Delta \ln SG\&A$,列(3)的因变量为 $\Delta \ln COGS$ 。表3列(1)中, $\Delta \ln Sales \times Equity$ 的回归系数显著为负(系数为-0.076, $p < 0.01$)。该列结果表明,实施股权激励后,企业销售收入的变化率和总成本变化率相关程度减弱,股权激励使得企业总成本中固定成本的比重增加,变动成本的比重降低。换言之,企业实施股权激励后,总成本的成本弹性降低,经营杠杆升高。

为了进一步探究总成本的经营杠杆变化是由SG&A引起还是由COGS引起,我们将总成本按照这两部分内容进行拆分。列(2)中, $\Delta \ln Sales \times Equity$ 的回归系数显著为负(系数为-0.043, $p < 0.05$)。该列结果表明,企业实施股权激励后,SG&A成本中的固定成本比重增加,变动成本比重降低,经营杠杆提高。列(3)中, $\Delta \ln Sales \times Equity$ 的回归系数不显著。结合列(2)和列(3)的结果可知,股权激励对企业经营杠杆的影响主要由SG&A引起。股权激励计划实施后,管理层倾向于将SG&A中的变动成本替换为固定成本。综合表3的结果可知,股权激励计划提高了管理层的风险承担水平,激励管理层选择了更高的经营杠杆。同时,管理层更倾向于调整非核心业务

(SG&A)的经营杠杆,而不是核心业务(COGS)的经营杠杆。

表3 股权激励对总成本、SG&A和COGS经营杠杆的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	$\Delta \ln Totalcost$	$\Delta \ln SG\&A$	$\Delta \ln COGS$
$\Delta \ln Sales \times Equity$	-0.076 *** (-5.09)	-0.043 ** (-2.11)	0.004 (0.27)
$\Delta \ln Sales$	-0.057 (-0.66)	-0.159 (-1.49)	1.062 *** (14.51)
<i>Equity</i>	0.001 (0.22)	0.002 (0.33)	-0.000 (-0.03)
$\Delta \ln Sales \times Firmsize$	0.052 *** (13.27)	0.032 *** (6.71)	-0.002 (-0.60)
$\Delta \ln Sales \times Leverage$	0.070 *** (3.18)	-0.253 *** (-9.39)	0.090 *** (4.76)
$\Delta \ln Sales \times ROA$	0.330 *** (5.04)	0.694 *** (9.00)	0.037 (0.66)
$\Delta \ln Sales \times Listage$	-0.002 * (-1.79)	-0.005 *** (-4.48)	-0.000 (-0.66)
$\Delta \ln Sales \times AI$	-0.054 *** (-23.49)	-0.029 *** (-9.85)	-0.015 *** (-7.56)
$\Delta \ln Sales \times EI$	-1.007 *** (-5.78)	0.287 (1.38)	-0.391 *** (-2.75)
$\Delta \ln Sales \times Gshare$	-0.032 (-0.86)	0.035 (0.70)	-0.027 (-0.80)
$\Delta \ln Sales \times Uncertainty$	0.265 *** (39.61)	0.010 (1.11)	0.010 (1.64)
$\Delta \ln Sales \times NSOE$	-0.002 (-0.18)	-0.028 ** (-2.35)	-0.001 (-0.19)
$\Delta \ln Sales \times GDP$	-0.177 ** (-2.54)	0.316 *** (3.48)	-0.152 ** (-2.49)
<i>Firmsize</i>	0.044 *** (15.67)	0.058 *** (17.30)	0.026 *** (11.35)
<i>Leverage</i>	-0.073 *** (-6.47)	-0.063 *** (-4.45)	-0.057 *** (-5.94)
<i>ROA</i>	-0.550 *** (-19.48)	-0.384 *** (-10.99)	-0.462 *** (-19.07)
<i>Listage</i>	-0.005 *** (-6.09)	-0.004 *** (-4.77)	-0.002 *** (-4.09)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)
	$\Delta \ln Totalcost$	$\Delta \ln SG\&A$	$\Delta \ln COGS$
<i>AI</i>	-0.005 *** (-3.65)	0.001 (0.37)	-0.006 *** (-4.65)
<i>EI</i>	0.286 ** (2.35)	0.100 (0.70)	0.107 (1.09)
<i>Gshare</i>	0.063 *** (2.90)	0.139 *** (4.73)	0.013 (0.68)
<i>Uncertainty</i>	0.060 *** (16.28)	0.022 *** (4.55)	-0.001 (-0.36)
<i>NSOE</i>	0.012 (1.56)	0.023 ** (2.39)	-0.006 (-0.96)
<i>GDP</i>	0.029 (0.85)	0.077 * (1.75)	0.049 * (1.70)
<i>Constant</i>	-0.881 *** (-15.35)	-1.209 *** (-17.46)	-0.505 *** (-10.65)
<i>Year fixed effects</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effects</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	18 991	20 128	20 245
<i>Adjusted R²</i>	0.805	0.214	0.820

注：括号内为 *t* 值，*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。

2. 股权激励对销售费用和管理费用经营杠杆的影响。

表 4 是股权激励对销售费用和管理费用经营杠杆影响的多元回归结果。我们将 SG&A 拆分为销售费用和管理费用，第 1 列汇报了股权激励对销售费用经营杠杆的影响，第 2 列汇报了股权激励对管理费用经营杠杆的影响。我们关注的变量仍然为 $\Delta \ln Sales \times Equity$ 。结果显示， $\Delta \ln Sales \times Equity$ 的回归系数在两列中均显著为负。上述结果表明，企业实施股权激励后，销售费用和管理费用的经营杠杆都增加了，企业倾向于增加销售费用和管理费用中固定成本的比重。

表 4 股权激励对销售费用和管理费用经营杠杆的影响

变量	(1)	(2)
	$\Delta \ln Sellingexp$	$\Delta \ln Admin$
$\Delta \ln Sales \times Equity$	-0.093 ** (-2.37)	-0.073 *** (-3.03)
$\Delta \ln Sales$	0.784 *** (3.50)	-1.271 *** (-9.51)
<i>Equity</i>	-0.007 (-0.51)	0.009 (0.98)

续前表

变量	(1)	(2)
	$\Delta \ln Sellingexp$	$\Delta \ln Admin$
$\Delta \ln Sales \times Controls$	Yes	Yes
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year fixed effects</i>	Yes	Yes
<i>Firm fixed effects</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	19 616	19 208
<i>Adjusted R²</i>	0.184	0.227

(三) 内生性问题的处理

1. 倾向得分匹配：PSM。

为了降低可能存在的内生性问题，我们通过倾向得分匹配 (Propensity Score Matching, 简称 PSM) 按 1 : 1 无放回的匹配方法为实施股权激励的企业寻找控制组企业。本文的匹配变量为 *t*-1 年的总资产 (*Firmsize*)、资产负债率 (*Leverage*)、资产收益率 (*ROA*)、资产密集度 (*AI*)、员工密集度 (*EI*)、经营不确定性 (*Uncertainty*) 和企业产权性质 (*NSOE*)。具体说明如下：

总资产 (*Firmsize*)：企业规模越大时，股东对企业管理者的监督越困难，因此更加有动机采用股权激励的方式解决代理问题。

资产负债率 (*Leverage*)：企业实施股权激励会鼓励管理者承担一定的风险，在一定程度上有损债权人利益，因此高负债公司往往股权激励较少。

资产收益率 (*ROA*)：企业盈利能力越强时，越有能力承担股权激励相关的费用，因此越有条件实施股权激励。

资产密集度 (*AI*)、员工密集度 (*EI*)：技术密集型企业对人力资本需求较大，因此有较强的动机通过股权激励留住人才，相比之下资本密集型和劳动密集型企业实施股权激励的动机相对较弱。

经营不确定性 (*Uncertainty*)：企业面临较大经营不确定性时，实施股权激励可能为公司带来更大的风险，企业出于平衡风险的考虑将减少实施股权激励。

企业产权性质 (*NSOE*)：相比于需要承担社会责任的国有企业，民营企业的盈利动机更强，更加有动机通过股权激励降低股东和高管之间的代理成本。

模型 (2) 为 PSM 模型，*Matching Variables* 为所

有匹配变量。表5汇报了匹配的有效性检验。以企业规模为例,实验组(实施股权激励的企业)企业规模为21.914,匹配后的控制组(未实施股权激励的企业)的企业规模为21.800,二者无显著差异。实验组和控制组在各匹配变量上均无显著差异。匹配成功的实验组企业为369家,与之对应的控制组企业为369家。

$$\text{Pro}(Equity_{i,t}) = \beta_0 + \sum \beta \text{MatchingVariables}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表5 倾向得分匹配有效性检验

变量	Means		t-test	
	Treated firms	Control firms	t-values	p
Firm size	21.914	21.800	1.50	0.133
Leverage	0.429	0.434	-0.35	0.729
ROA	0.041	0.037	1.13	0.260
AI	2.420	2.446	-0.25	0.804
EI	0.018	0.017	0.89	0.374
Uncertainty	0.282	0.274	0.16	0.873
NSOE	0.818	0.784	1.26	0.208

2. 双重差分检验: DiD。

基于倾向得分匹配结果,本文设置双重差分模型

(Difference in Difference, 简称 DiD)。模型(3)为 DiD 模型设计,我们关注的变量为 $\Delta \ln Sales \times Effect \times Equity$ 的系数。 $Effect$ 为表示股权激励有效期的虚拟变量,在实验组观测实施股权激励有效期内,该实验组和与其配对的对照组观测均定义为1,否则为0。控制变量 $Controls$ 、销售和控制变量的交乘项 $\Delta \ln Sales \times Controls$ 和模型(1)中的设置保持一致。

$$\begin{aligned} \Delta \ln Totalcost = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Sales \times Effect \times Equity \\ & + \beta_2 \Delta \ln Sales \times Equity + \beta_3 \Delta \ln Sales \\ & + \beta_4 Equity + \Delta \ln Sales \times Controls \\ & + Controls + YearFE + FirmFE + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

表6是股权激励与总成本和各细分成本项目经营杠杆关系的 DiD 回归结果。结果显示, $\Delta \ln Sales \times Effect \times Equity$ 的回归系数在采用 $\Delta \ln Totalcost$ 、 $\Delta \ln SG\&A$ 、 $\Delta \ln Sellingexp$ 、 $\Delta \ln Admin$ 作因变量时均显著为负,在采用 $\Delta \ln COGS$ 作因变量时不显著,上述结果与表3、表4一致。表6的结果表明,在通过 PSM 和 DiD 控制内生性问题后,本文的主要发现依然成立。股权激励计划使得管理层选择了更高的经营杠杆。从细分成本来看,管理层通过调整销售和管理费用的成本结构使得企业的经营杠杆提高。

表6 DiD 检验: 总成本、销售和管理费用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln Totalcost$	$\Delta \ln SG\&A$	$\Delta \ln COGS$	$\Delta \ln Sellingexp$	$\Delta \ln Admin$
$\Delta \ln Sales \times Effect \times Equity$	-0.206 *** (-6.59)	-0.088 ** (-2.33)	-0.013 (-0.49)	-0.262 *** (-3.21)	-0.154 *** (-3.13)
$\Delta \ln Sales \times Equity$	0.086 *** (3.73)	0.021 (0.76)	-0.008 (-0.42)	0.270 *** (4.46)	0.066 * (1.84)
$\Delta \ln Sales$	-0.106 (-0.48)	0.429 (1.62)	1.276 *** (6.73)	-0.239 (-0.41)	-0.399 (-1.14)
$Equity$	0.022 ** (2.16)	0.006 (0.50)	0.004 (0.51)	-0.008 (-0.30)	0.017 (1.08)
$\Delta \ln Sales \times Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Firm\ fixed\ effects$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year\ fixed\ effects$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	3 733	3 778	3 778	3 727	3 743
Adjusted R^2	0.830	0.269	0.852	0.196	0.281

3. 处理效应模型。

实施股权激励计划可能不是随机的，存在一些因素使得某些公司更倾向于实施股权激励计划（卢闯等，2015^[18]；王永妍等，2019^[19]）。为纠正可能存在的自选择偏差，本文利用处理效应模型（Treatment effect model）进行稳健性检验。

第一阶段用模型（4）估计不同特征的公司选择股权激励计划的概率，得到逆米尔斯比率（*Invmr*）。根据卢闯等（2015）^[18]的研究发现，上市公司会模仿同行业的公司实施股权激励的行为。在第一阶段中，我们加入同行业、同年度除本公司以外其他上市公司实施股权激励的样本比例（*Equity_IV*）作为排他性约束（exclusive restriction）。因此，*Equity_IV* 和公司实施股权激励的行为正相关，但是不直接影响企业经营杠杆。

$$\text{Logit}(Equity_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 Firmsize_{i,t-1} + \gamma_2 Leverage_{i,t-1} + \gamma_3 ROA_{i,t-1} + \gamma_4 Listage_{i,t-1} + \gamma_5 AI_{i,t-1} + \gamma_6 EI_{i,t-1} + \gamma_7 Gshare_{i,t-1}$$

$$+ \gamma_8 Equity_IV_{i,t-1} + \mu_{i,t} \tag{4}$$

第二阶段将第一阶段得到的逆米尔斯比率（*Invmr*）代入模型（5）以缓解样本自选择偏差。

$$\begin{aligned} \Delta \ln Totalcost = & \beta_0 + \beta_1 \ln Sales \times Equity \\ & + \beta_2 \Delta \ln Sales + \beta_3 Equity + \beta_4 Invmr \\ & + \Delta \ln Sales \times Controls + Controls \\ & + YearFE + FirmFE + \varepsilon \end{aligned} \tag{5}$$

表7列（1）报告了模型（4）的回归结果，列（2）至列（6）报告了模型（5）的回归结果。结果显示，在加入逆米尔斯比率（*Invmr*）后， $\Delta \ln Sales \times Equity$ 的系数在因变量为 $\Delta \ln Totalcost$ 、 $\Delta \ln SG\&A$ 、 $\Delta \ln Sellingexp$ 、 $\Delta \ln Admin$ 时显著为负，在因变量为 $\Delta \ln COGS$ 时不显著，与表3、表4的结果一致。上述结果支持了前文的结论，股权激励带来较高的经营杠杆，并且主要影响的是销售费用和管理费用中固定成本的比重。

表 7 股权激励影响企业经营杠杆的处理效应模型检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段	第二阶段				
	<i>Equity</i>	$\Delta \ln Totalcost$	$\Delta \ln SG\&A$	$\Delta \ln COGS$	$\Delta \ln Sellingexp$	$\Delta \ln Admin$
$\Delta \ln Sales \times Equity$		-0.074 *** (-4.95)	-0.050 *** (-4.95)	0.010 (0.72)	-0.104 *** (-2.64)	-0.074 *** (-3.07)
$\Delta \ln Sales$		-0.013 (-0.15)	-0.190 * (-1.78)	1.073 *** (13.86)	0.721 *** (3.08)	-1.179 *** (-8.64)
<i>Equity</i>		-0.000 (-0.01)	0.000 (0.07)	-0.007 (-1.36)	-0.012 (-0.82)	0.006 (0.66)
<i>Equity_IV</i>	0.796 *** (43.53)					
<i>Invmr</i>		-0.031 *** (-4.47)	-0.098 *** (-11.52)	-0.080 *** (-13.00)	-0.097 *** (-5.28)	-0.061 *** (-5.55)
$\Delta \ln Sales \times Controls$		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Other Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effects</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effects</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	18 191	18 191	18 191	18 191	18 191	18 191
<i>Adjusted R²</i>	—	0.803	0.241	0.818	0.189	0.224

注：列（1）括号内为 *z* 值；列（2）至列（6）括号内为 *t* 值。

五、进一步分析

股权激励影响了管理层长期投资和风险承担意

愿，进而导致了经营杠杆的改变。在本节，本文进一步从管理层长期投资和风险承担意愿角度切入，进行股权激励和经营杠杆的横截面分析。已有研究认为企

业的产权性质和需求不确定性能够对企业的经营杠杆产生影响。例如,江伟等(2018)^[17]认为国有企业和非国有企业在长期投资和风险承担意愿和能力上存在差异;Kallapur和Eldenburg(2005)^[4]认为企业面临的需求不确定性影响企业对固定成本的投入决策,进而影响经营杠杆。基于已有文献,我们选取了企业产权性质和企业需求不确定性作为进一步分析的调节变量,探究股权激励对经营杠杆影响的横截面差异。

(一) 产权性质

企业产权性质可能从长期投资意愿和风险承担两个角度对股权激励与经营杠杆之间的关系产生影响。

第一,从长期投资意愿的角度来看,国有企业中长期存在政府干预和薪酬管制,国有企业管理层较难享有长期投资带来的收益。从政府干预角度来说,政府干预导致国有企业管理层自主权降低、缺乏进行长期投资的激励(张三保和张志学,2012^[20];李海霞和王振山,2015^[21])。从薪酬管制角度来说,传统的国有企业对管理层货币薪酬实施了严格的管制,导致管理层更注重控制短期成本,对长期投资的激励不足(陈冬华等,2005^[22])。相比于非国有企业,国有企业的特点使得其管理层先天具有短视的特性。股权激励计划作为拓展管理层长期视野的重要工具,其作用在国有企业中将得到更加有效的发挥,更大程度上促进管理层对长期经济目标的追求。

第二,从风险承担意愿的角度来看,国有企业相较于非国有企业而言有更多的资源支持其采用较高的经营杠杆。高经营杠杆的实施需要企业在收益产生之

前投入大量固定成本,而在面临不利的市场环境时这些固定成本又难以及时收回,因此企业面临较大的经营风险。相比于非国有企业,国有企业融资更为便利(Cull和Xu,2005^[23]),更具备应对高风险的能力,因此便利的融资环境为国有企业实施高经营杠杆提供了保障条件。而非国有企业在实施股权激励后,由于缺少资源支持,其风险承担水平受到的影响程度则相对较弱。相比于非国有企业,国有企业由于具备更强的资金保障和承担风险能力,实施股权激励对其风险承担水平的激励作用更强,因此能够在更大程度上提高其经营杠杆。

表8报告了产权性质对股权激励和企业经营杠杆之间关系的影响。本文将NSOE定义为虚拟变量,当企业为非国有企业时,该虚拟变量赋值为1,否则为0。列(1)中,因变量为总成本变化率, $\Delta \ln Sales \times Equity$ 的系数显著为负($p < 0.1$),而其与NSOE的交乘 $\Delta \ln Sales \times Equity \times NSOE$ 系数为正但不显著。列(2)、列(3)中,因变量为SG&A和COGS的变化率,三项交乘 $\Delta \ln Sales \times Equity \times NSOE$ 的系数均显著为正。该两列结果表明,实施股权激励计划对SG&A和COGS单项经营杠杆的影响在国有企业中均强于非国有企业。列(4)、列(5)中采用销售费用和管理费用变化率作因变量时, $\Delta \ln Sales \times Equity \times NSOE$ 的系数为正但不显著。

综合表8的结果来看,实施股权激励计划对经营杠杆的促进作用在国有企业中强于非国有企业,并且不仅能够提高国有企业中非核心业务的经营杠杆,同时也能够提高核心业务的经营杠杆。

表8 企业产权性质对股权激励和经营杠杆的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln Totalcost$	$\Delta \ln SG\&A$	$\Delta \ln COGS$	$\Delta \ln Sellingexp$	$\Delta \ln Admin$
$\Delta \ln Sales \times Equity$	-0.105* (-1.69)	-0.148** (-2.25)	-0.087** (-1.99)	-0.230* (-1.79)	-0.135* (-1.72)
$\Delta \ln Sales \times Equity \times NSOE$	0.032 (0.49)	0.116* (1.69)	0.099** (2.19)	0.150 (1.12)	0.069 (0.83)
$Equity \times NSOE$	-0.003 (-0.17)	-0.019 (-1.00)	-0.015 (-1.16)	-0.019 (-0.52)	-0.017 (-0.72)
$\Delta \ln Sales$	-0.056 (-0.34)	-0.157 (-1.48)	1.063*** (14.53)	0.785*** (3.51)	-1.270*** (-9.50)
$Equity$	0.004 (0.25)	0.019 (1.07)	0.012 (1.08)	0.009 (0.27)	0.023 (1.07)
$\Delta \ln Sales \times Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln Totalcost$	$\Delta \ln SG\&A$	$\Delta \ln COGS$	$\Delta \ln Sellingexp$	$\Delta \ln Admin$
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	18 991	20 128	20 245	19 616	19 208
Adjusted R ²	0. 805	0. 214	0. 820	0. 184	0. 227

(二) 需求不确定性

根据期权理论,企业是否投入固定成本可以视为一个等待期权,该期权价值随着需求不确定性的增加而增加。因此,在需求不确定性较高时,企业将继续等待,推迟固定成本投入的时间(Kallapur和Eldenburg, 2005^[4])。已有研究认为当产品市场的需求不确定性较高时,企业未来收益的不确定性也较高,管理层较难判断固定成本投入的收益,此时投入固定成本面临较高的损失风险。例如, Kallapur和Eldenburg (2005)^[4]以医院为研究对象,发现在面临不确定性时,医院将减少固定成本投入,比如将固定薪资改为小时工资。鉴于企业固定成本投入决策受到市场需求不确定性的影响,那么实施股权激励计划与企业经营杠杆的关系也将受到需求不确定性的影响。在面临较高的需求不确定性时,股权激励对经营杠杆的促进作用将被削弱。

表9报告了需求不确定性对股权激励和企业经营杠杆关系影响的回归结果。列(1)中,因变量为总成本变化率, $\Delta \ln Sales \times Equity$ 的系数显著为负 ($p < 0.01$), 三项交乘 $\Delta \ln Sales \times Equity \times Uncertainty$ 系数显著为正。该列结果表明,在面临较高需求不确定性

时,实施股权激励计划对经营杠杆的促进作用被削弱了。列(2)、列(3)中,因变量分别为SG&A和COGS的变化率,三项交乘 $\Delta \ln Sales \times Equity \times Uncertainty$ 系数在因变量为SG&A变化率时显著为正,在因变量为COGS变化率时为正但不显著。这两列结果表明,较高的需求不确定性会削弱实施股权激励计划对SG&A经营杠杆的促进作用,但不会影响股权激励计划对COGS经营杠杆的作用。另外, $\Delta \ln Sales \times Equity \times Uncertainty$ 的系数在列(4)中采用销售费用变化率作因变量时显著为正,在列(5)采用管理费用变化率作因变量时为正但不显著。

结合表9的结果来看,在需求不确定性较大时,实施股权激励对企业经营杠杆的促进作用被削弱了。这是因为需求不确定性增加了企业面临的风险,从而使得股权激励的实施难以继续增加管理层的风险承担水平。在细分成本后,本文发现需求不确定性削弱股权激励对企业经营杠杆的促进作用主要体现在SG&A经营杠杆而非COGS经营杠杆中。该结果表明,在面临需求不确定性时,股权激励对非核心业务固定成本投入程度的促进作用被削弱了,而核心业务的经营杠杆并未受到显著影响。

表9 需求不确定性对股权激励和经营杠杆的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln Totalcost$	$\Delta \ln SG\&A$	$\Delta \ln COGS$	$\Delta \ln Sellingexp$	$\Delta \ln Admin$
$\Delta \ln Sales \times Equity$	-0. 100 *** (-5. 62)	-0. 072 *** (-2. 98)	-0. 009 (-0. 55)	-0. 150 *** (-3. 19)	-0. 072 ** (-2. 51)
$\Delta \ln Sales \times Equity \times Uncertainty$	0. 111 *** (3. 42)	0. 100 ** (2. 27)	0. 045 (1. 54)	0. 235 *** (2. 74)	0. 009 (0. 16)
$Equity \times Uncertainty$	-0. 079 *** (-5. 02)	-0. 023 (-1. 11)	-0. 014 (-1. 03)	-0. 131 *** (-3. 16)	-0. 024 (-0. 94)

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta \ln Totalcost$	$\Delta \ln SG\&A$	$\Delta \ln COGS$	$\Delta \ln Sellingexp$	$\Delta \ln Admin$
$\Delta \ln Sales$	-0.035 (-0.41)	-0.168 (-1.61)	1.069 *** (14.88)	0.779 *** (3.54)	-1.288 *** (-9.81)
<i>Equity</i>	0.011 * (1.90)	0.007 (0.86)	0.002 (0.42)	0.010 (0.66)	0.011 (1.19)
$\Delta \ln Sales \times Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year fixed effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm fixed effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	18 991	20 128	20 245	19 616	19 208
<i>Adjusted R²</i>	0.805	0.214	0.820	0.185	0.227

六、结论

本文研究了股权激励计划的实施对企业经营杠杆的影响,从而有助于更为深入地理解企业经营杠杆决策的影响因素,进一步打开公司战略性成本决策因素的“黑匣子”。实证分析表明,股权激励计划实施后,企业经营杠杆较高,支持股权激励的激励效应假说。对总成本进行拆分后,本文发现股权激励计划影响的主要是企业销售费用和管理费用中的经营杠杆,而对营业成本的经营杠杆没有产生显著影响。上述结果表明,股权激励计划的实施能够促进企业进行长期性投资,增加对风险的容忍程度,从而促进管理层增加企业经营杠杆;由于对非核心业务具有更大的自由裁量权,管理层倾向于调整非核心成本的结构,而不是核心成本的结构。采用处理效应模型、PSM和DiD模型解决内生性问题后,该结果保持稳健。

进一步分析有以下发现。其一,实施股权激励对经营杠杆的影响在国有企业和非国有企业中有所差异。国有企业中的政府干预、薪酬管制的特点以及较强的资源支持使得股权激励对经营杠杆的促进作用在国有企业中强于非国有企业。其二,实施股权激励对经营杠杆的影响在面临不同的需求不确定性环境时也会有所差异。由于较高的需求不确定性会给固定成本投入的收益带来更大的风险,因此较高的需求不确定性会削弱股权激励对经营杠杆的促进作用。

本文的理论贡献在于以下两个方面。第一,本文

从企业经营杠杆这一重要视角切入,补充了股权激励经济后果方面的研究。目前国内对股权激励计划经济后果的讨论多集中于企业投资行为(例如有形资产或企业创新投资),并且尚未得出一致的结论。企业投资存在异质性,固定成本高的投资增加了企业风险,而变动成本高的投资对企业风险水平的提高程度相对较弱。如果单纯以有形资产或是企业创新的总量作为研究对象,都只能部分反映企业风险。从经营杠杆角度考察股权激励的经济后果,有助于全面地探索股权激励是否能够提高企业风险承担水平。第二,本文拓展了战略性经营杠杆影响因素方面的研究。近年来学者们关注了大量经营杠杆的影响因素,本文进一步挖掘了股权激励计划对企业经营杠杆决策的影响。本文的结果表明,股权激励作为企业创新性的薪酬计划,改变了管理层的收益函数,促进了管理层长期视野的拓展和风险承担水平的提升,进而对企业经营杠杆产生重要影响。

本文的结论也具有一定的实践意义。第一,从企业角度来看,本文对企业考察股权激励计划的激励效果有借鉴作用。企业评估股权激励的激励效果不应只停留在投资规模层面,而应该同时关注企业经营杠杆的改变。忽略对经营杠杆的关注可能会使得管理层盲目投资于变动成本高的项目,因规避风险而丧失合理的投资机会,而从经营杠杆角度考察股权激励的激励效果可以在一定程度上提供更加立体的考察视角。第二,从政府角度来看,应当对不同经营杠杆的企业实

行差异化的补贴政策。对于经营杠杆低的企业可以适当鼓励其提高风险承担水平,增加长期投资,助力经济的长期发展;而在面对突发公共卫生事件时,可以对经营杠杆高的企业适当增加政府补贴,缓冲企业面

临的突发风险。第三,从投资者角度来看,本文结果表明股权激励增加了企业经营杠杆,投资者应当根据上述信息充分考虑企业股权激励计划带来的风险和收益,对企业的发展价值进行更加准确的评估。

参考文献

- [1] Balakrishnan R, Gruca T. Cost Stickiness and Core Competency: A Note [J]. Contemporary Accounting Research, 2008, 25 (4): 993-1006.
- [2] Lev B. On the Association between Operating Leverage and Risk [J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 1974, 9 (4): 627-641.
- [3] Banker R D, Huang R, Natarajan R. Equity Incentives and Long-term Value Created by SG&A Expenditure [J]. Contemporary Accounting Research, 2011, 28 (3): 794-830.
- [4] Kallapur S., Eldenburg L. Uncertainty, Real Options, and Cost Behavior: Evidence from Washington State Hospitals [J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43 (5): 735-752.
- [5] 苏坤. 管理层股权激励、风险承担与资本配置效率 [J]. 管理科学, 2015 (3): 14-25.
- [6] 王栋, 吴德胜. 股权激励与风险承担——来自中国上市公司的证据 [J]. 南开管理评论, 2016 (3): 157-167.
- [7] 刘井建, 纪丹宁, 王健. 高管股权激励计划、合约特征与公司现金持有 [J]. 南开管理评论, 2017 (1): 43-56.
- [8] 吕长江, 郑慧莲, 严明珠, 许静静. 上市公司股权激励制度设计: 是激励还是福利? [J]. 管理世界, 2009 (9): 133-147, 188.
- [9] 李小荣, 张瑞君. 股权激励影响风险承担: 代理成本还是风险规避? [J]. 会计研究, 2014 (1): 57-63, 95.
- [10] Anderson S W, Dekker H C. Strategic Cost Management in Supply Chains, Part 1: Structural Cost Management [J]. Accounting Horizons, 2009, 23 (2): 201-220.
- [11] Kama I, Weiss D. Do Earnings Targets and Managerial Incentives Affect Sticky Costs? [J]. Journal of Accounting Research, 2013, 51 (1): 201-224.
- [12] Horngren C T, Sundem G L, Schwartzberg J O, Burgstahler D. Introduction to Management Accounting [M]. 16th ed. Upper Saddle River: Pearson, 2013.
- [13] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [14] 宗文龙, 王玉涛, 魏紫. 股权激励能留住高管吗? ——基于中国证券市场的经验证据 [J]. 会计研究, 2013 (9): 58-63, 97.
- [15] 吕长江, 张海平. 股权激励计划对公司投资行为的影响 [J]. 管理世界, 2011 (11): 118-126, 188.
- [16] Hsu P, Gao H, Li K. Innovation Strategy of Private Firms [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018, 53 (1): 1-32.
- [17] 江伟, 孙源, 胡玉明. 客户集中度与成本结构决策——来自中国关系导向营商环境的经验证据 [J]. 会计研究, 2018 (11): 70-76.
- [18] 卢闯, 孙健, 张修平, 向晶薪. 股权激励与上市公司投资行为——基于倾向得分匹配方法的分析 [J]. 中国软科学, 2015 (5): 110-118.
- [19] 王永妍, 耿卉, 王国臣. 股权激励影响分析师预测行为吗? [J]. 中央财经大学学报, 2019 (4): 76-91.
- [20] 张三保, 张志学. 区域制度差异, CEO 管理自主权与企业风险承担——中国 30 省高技术产业的证据 [J]. 管理世界, 2012 (4): 101-114.
- [21] 李海霞, 王振山. CEO 权力与公司风险承担——基于投资者保护的调节效应研究 [J]. 经济管理, 2015 (8): 76-87.
- [22] 陈冬华, 陈信元, 万华林. 国有企业中的薪酬管制与在职消费 [J]. 经济研究, 2005 (2): 92-101.
- [23] Cull R, Xu L C. Institutions, Ownership, and Finance: The Determinants of Profit Reinvestment Among Chinese Firms [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1): 117-146.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

扶贫模式的理论逻辑和实证分析

Theoretical Logic and Empirical Analysis of Poverty Alleviation Modes

尹训东 欧阳远芬 刘乐峥 乔宝云

YIN Xun-dong OUYANG Yuan-fen LIU Le-zheng QIAO Bao-yun

[摘要] 各国政府以及世界组织在实践中积累了可贵的减贫经验。改革开放以来,中国的减贫事业取得了举世瞩目的伟大成就,不但发挥了传统的“专业式扶贫”优势,而且通过艰难探索,创造性地实践了“开发式扶贫”,实现精准扶贫,不仅有效地解决了中国的贫困问题,还为人类减贫事业贡献了全新的知识。本文从动态委托代理理论的角度,结合委托人的项目管理模式和代理人的执行项目能力,分析了“专业式扶贫”和“开发式扶贫”的激励机制,并采用 OECD 数据库的国际援助数据进行了实证检验。结论表明,两种模式各具优势,具体的减贫模式应该与扶贫官员的教育水平、政府治理水平和经济增长潜力等特征相匹配,才能更有效地发挥作用。本文从理论和实证上印证了我国精准扶贫的逻辑,对于其他国家特别是发展中国家的扶贫事业具有借鉴作用。

[关键词] 专业式扶贫 开发式扶贫 扶贫模式 动态委托代理 国际援助

[中图分类号] F016 F810 F211 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 09-0072-16

Abstract: Governments and world organizations have accumulated valuable experience in poverty reduction. Since China's policy reform and opening, its poverty alleviation work has made great achievements that attract worldwide attention. China not only gives full play to the advantages of traditional "professional poverty alleviation mode", but also explores hard, and creatively practices "development-oriented poverty alleviation mode". China's targeted poverty alleviation not only effectively solves its poverty problem, but also contributes new knowledge to worldwide poverty alleviation work. This paper applies a two-period dynamic principal-agent model to explain the mechanism of "professional poverty alleviation mode" and "development-oriented poverty reduction mode", and uses the international aids data from OECD statistics database to do the empirical study. The results show that two modes have their own advantages. To make the poverty reduction more effective, the mode choice should match the education level of poverty alleviation officials, government governance level, and economic growth potential. The paper confirms the logic of China's targeted poverty alleviation theoretically and empirically, which is an indispensable reference for other countries, especially for developing countries.

Key words: Professional poverty reduction Development-oriented poverty reduction Poverty reduction mode Dynamic principal-agent model International aid

[收稿日期] 2021-04-28

[作者简介] 尹训东,男,1980年10月生,中央财经大学中国公共财政与政策研究院副教授,研究方向为微观经济学,联系方式为 xundongyin@foxmail.com; 欧阳远芬,女,1975年4月生,中央财经大学中国公共财政与政策研究院教授,研究方向为国际金融,联系方式为 AliceOuyang@cufe.edu.cn; 刘乐峥,男,1977年9月生,中央财经大学中国公共财政与政策研究院副教授,研究方向为财政税收,联系方式为 lezhengliu@cufe.edu.cn; 乔宝云,男,1965年3月生,中央财经大学中国公共财政与政策研究院教授,研究方向为公共财政、税务研究,联系方式为 baoyun.qiao@gmail.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、引言和文献综述

如何消除贫困一直是各国政府以及世界扶贫组织冀望攻克的难题,而国际经验显示政府如何选择符合自身发展条件的扶贫模式至关重要。中华人民共和国成立之时,中国人均国内生产总值(GDP)只有27美元,是世界上最贫穷的国家之一,但是改革开放40年以来,中国经济快速增长,2018年中国人均GDP高达9770美元,早已成为世界银行所认定的中等偏上收入国家。^① 为了实现2020年全面脱贫,迈入小康社会的工作目标,中国政府所实行的精准扶贫政策成功使7亿人脱离贫困,对全球减贫的贡献率超过70%。而中国的扶贫模式是否也能在其他国家取得相同的成果呢?从扶贫的国际实践来看,扶贫模式的选择从来都没有标准答案。比如,在我国改革开放初期,国际社会非政府组织便开始向中国提供援助,引进国际理论、经验和资金来帮助中国扶贫,后来我国又先后与世界银行、亚洲开发银行、联合国开发计划署等专业国际扶贫机构开展一系列的扶贫项目合作,近期更是在世界银行的“三支柱”减贫理论(扩大机会、推动赋权和增强安全)基础上提出精准扶贫框架,是世界银行这一减贫战略最成功的实践案例。虽然世界银行等国际扶贫机构在中国取得重大成果,但类似的国际援助和减贫战略在印度、部分拉美国家和非洲地区却收效甚微,甚至出现贫困人口不减反增的现象(Chen和Ravallion,2008^[1];Ravallion,2010^[2])。笔者认为这可能跟每个国家所选择的扶贫模式与该特征不匹配相关,只有选择了适合该国特征的扶贫模式,减贫才能取得显著效果。因此,本文根据不同的扶贫项目管理方式将扶贫分为“专业式扶贫”和“开发式扶贫”,从理论上分析两种模式背后的激励逻辑,并且比较两种模式的优劣。同时,我们还根据多边和双边国际援助的不同特性来模拟这两种扶贫模式,验证理论结果。

部分经济学家认为贫困人口之所以长期存在的原因是因为“最低财富门槛”的限制。无论是国家、家庭、还是个人,如果其财富低于这个门槛,那么未来财富将无法持续增长而陷入所谓的“贫困陷阱”当中(Bowles等,2015^[3])。^② 2019年诺贝尔经济学

奖得主阿比吉特·班纳吉和埃丝特·迪弗洛利用随机实地实验方法(Randomized field experiment)发现落入“贫困陷阱”的原因很多,有可能是因为贫困人口的健康和营养状态达不到工作最低需求,或者是家庭贫困无法支持下一代的教育来累积人力资本,又或是财富不足以支撑生产所需的资本和技术。即使政府提高贫困人口的工资或产品价格,其脆弱的收入结构又容易受到市场变化的冲击,轻易就能使贫困人口再次返贫(Banerjee等,2011^[4])。经济学家对于如何摆脱“贫困陷阱”的看法大不相同。支持自由市场经济模式的经济学家反对政府或国际组织以补贴或赠予的方式进行输血式扶贫,他们认为这种扶贫模式会导致资源分配无效率,甚至引发道德危机,使贫困人口丧失工作意愿。比如,自由市场经济模式的支持者认为国际援助无异于是一种外部补贴,将财力物力送给没有能力或没有意愿执行减贫政策的政府手上,而大量的贫困人口就是这些政府先前制定的“坏”政策所导致的。他们还认为国际援助可能会恶化受助国贪污腐败的道德风险,即使国际援助有附加条件,也不会改变受助国原有的“坏”政策(Feyzioglu等,1998^[5];Burnside和Dollar,2000^[6])。相反地,另一派经济学家认为部分贫困人口不是因为懒惰而致贫,而是因为仅凭自身的条件很难跨越“最低财富门槛”,此时就需要政府或国际组织能够协助他们跨过门槛,实现脱贫。他们认为发展中国家的减贫是一种国际公共品,发达国家向发展中国家进行转移支付是国际收入间的再分配,可以给予发展中国家人民更多的机会,从而能够更好地维护共同利益。国际扶贫机构也可以利用国际援助为条件,要求受助国进行政策改革,推行有助于经济增长和减贫的“好”政策(Sachs,2005^[7];Ythier,1998^[8];Azam和Laffont,2003^[9])。许多研究也针对以上两种观点进行实证分析,发现不论是政府主导还是市场主导的扶贫模式各具优缺点。政府主导的扶贫模式虽然减贫能力强、工具较多,可以选择项目并且统筹一切扶贫资源的分配,但缺点是容易受到政府失灵、资源错配和其他政治因素干扰(Meng,2013^[10];阎坤和于树一,2008^[11])。而市场主导的扶贫模式虽然强调以贫困社

① 根据2010年世界银行最新公布的1.9美元(每天)国际贫困线标准,中国在1981年的贫困发生率高达88.32%,占世界总量的43.19%,其中农村人口的贫困发生率超过95%。2015年贫困发生率已下降至0.7%。

② 除了财富门槛效应外,制度失灵和邻里效应也会带来贫困陷阱。

区为主体,让市场自己发挥作用,并由社区自主开发和选择扶贫项目以提高项目的效率和精准度,但缺点是在信息严重不对称以及监督机制不够健全的国家,可能存在协调成本过高或是扶贫资金被精英阶层捕获等问题(Park和Wang, 2010^[12]; Galasso和Ravallion, 2005^[13])。由于两种模式各具优缺点,也有人认为应根据具体情况结合两种扶贫模式才能达到最佳的减贫效果(贾俊雪等, 2017^[14])。

从减贫的国际实践来看,自由市场经济模式下的减贫成效不一定优于政府主导下的扶贫模式。在市场经济模式下,减贫取决于经济增长的方式和贫困人口利用经济增长所创造出来的机会的能力。如果经济不再增长,或是增长速度变慢,那么减贫只能通过福利制度的再分配或扶贫政策来实现。但是自由市场经济模式往往遵循市场机制,根据生产要素的边际生产率分配资源以达到效率最优,但贫困人口不管是人力资本还是物质资本的边际生产率都相对较低,经济增长红利往往向富人倾向,容易造成贫困人群边缘化,贫困人口的财富累积很难跨越“最低财富门槛”。同时,自由市场经济模式反对政府强力干预市场,认为政府的行政干预常常是无效且缺乏效率的,不仅容易形成贫困人口对福利的依赖,还无法产生除了促进贫困人群的消费外其他更积极的经济影响。在缺乏强有力的政府大力支持下,贫困人群大多无法摆脱贫困陷阱。欧美等经济发达国家尚且无法完全消除贫困人口,经济上还面临转轨风险的发展中国家更是如此。比如,采用自由市场经济模式的多个非洲国家由于政府功能过小,政权不稳定,缺乏行政能力去征足够的税收,也没有天然资源来补贴财政收入,政府不仅无法扶贫,还要跟穷人课税来维持政府运作,使其丧失生产意愿,扶贫完全依赖国际组织的援助。又比如受到华盛顿共识影响而改行自由市场经济模式的部分拉美国家,其自身的经济和社会条件不足以支撑快速的市场自由化。一旦经济遭受外在冲击,本国经济容易崩溃,反而造成大量的贫困人口。因此,盲目采用自由经济市场模式来减贫不一定能达到很好的成效。

中国的减贫成就与政府主导的扶贫模式是分不开的。虽然中国经济的快速发展为扶贫事业提供了坚实的基础,但是部分贫困人口很难,甚至无法享受经济

快速发展的红利,主要原因就在于参与市场交易,进而分享经济发展的好处是需要成本的。主流经济理论基于交易成本为零的假设,证明市场配置资源的有效性。相对于充分竞争市场,贫困是外生的,是负担和负债,减贫与市场有效之间实际上存在矛盾,政府干预减贫会产生市场扭曲,破坏市场效率。放松交易成本为零的假设,不仅没有从理论上否定市场的有效性,而且为政府、社会与市场同时存在提供了理论空间,更加符合现实情况。交易成本大于零,把贫困人群排斥在市场之外,在这个框架下,贫困不再是外生因素,而是交易成本的函数。提高贫困人群的人力资本,降低贫困人群进入市场的门槛,能够有效提高市场效率,实现减贫与人的发展的一致性。在这个理论基础之上,中国构建了精准扶贫政策框架,是中国根据自己独特的政治和制度优势,创新性地设计、组织和实施具有中国特色的目标瞄准扶贫模式。强调以政府为主导,协同企业和社会共同发力的减贫模式。对于能够参与劳动的贫困人口,帮助他们获得参与市场的交易成本,以产业扶贫、就业扶贫和教育扶贫的方式提高贫困人口的人力和物质资本,协助他们参与市场活动,分享发展红利;对于不具备工作能力的贫困人口,政府以社会保障和其他创新性的扶贫方式,如光伏扶贫、资产收益扶贫和以股权为主的产业扶贫等,使无法工作的贫困人口能够获得持续稳定的收入。而对于地理环境恶劣、不利于发展经济的地区,政府以生态扶贫或易地搬迁的方式使贫困人口脱离极端贫困。^①

在这个理论基础上,本文主要比较分析政府主导下的两种扶贫模式:“专业式扶贫”和“开发式扶贫”。总体而言,贫困地区要施行具体的项目来产生效益、摆脱贫困,但不同的国家发展情况不同,需要采用和国家本身的条件特征相匹配的扶贫模式才能达到最优的减贫效果。我们从官员激励机制的角度出发,采用一个两期的委托代理模型来阐明这两种扶贫模式的特点。在“专业式扶贫”下,扶贫官员是经过挑选专业培训过的,能力较强,能够比较准确的发展符合本地区比较优势的产业。与此同时,上级政府也重视扶贫项目的挑选和管理,在项目运行过程中深

① 我国先后发布《国家八七扶贫攻坚计划(1994—2000年)》,《中国农村扶贫开发纲要(2001—2010年)》《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020年)》等一系列中长期扶贫规划,并在“十三五”规划中将消灭贫困提高为一个必须完成的政治目标,要在2020年实现农村贫困人口全部脱贫,贫困县全部摘帽。

度跟踪参与。因此上级政府可以从第一期项目的运行中了解到影响项目成功的外生冲击的信息,从而在下一期减轻委托代理理论中的信息不对称问题,并对扶贫官员下一期的表现提出更高的要求。在这种动态考核体系下,容易出现棘轮效应(Ratchet Effect),也就是扶贫官员知道如果第一期认真履行职责,第二期的考核标准会更高,从而削弱官员在第一期的激励效果,增加扶贫官员在第一期的道德风险,导致较低的努力水平;相反地,“开发式扶贫”一般是指对扶贫项目实行“漫灌”式管理,不会派遣或者培训专业的扶贫官员去运作扶贫项目,一般从本地挑选官员。上级政府不会深入参与项目的运行,上级政府激励官员的方式是根据项目的最终收益决定官员去留。当扶贫项目取得好的收益时,该官员可被证明是有能力管理扶贫项目的,继续留任;而当项目未能产生效果时,通常会被换掉。由于上级完全按照第一期的扶贫结果决定官员去留,因此对于官员在第一期的激励效果很强。我们的结果表明,两种扶贫模式的优劣取决于具体的参数,如果一个贫困地区本地的扶贫官员是高能力的概率足够低,那么在开发式扶贫下能选到有能力的官员概率很低,开发式扶贫没有相对优势;如果这个概率足够高,官员的能力不是问题,棘轮效应的负面作用更大,开发式扶贫更为有效。另外,扶贫官员的道德风险水平和扶贫潜在收益也会影响这两种模式的优劣。我们的模型表明在道德风险较小和扶贫收益较大的情况下,专业式扶贫更为有效。

“专业式扶贫”和“开发式扶贫”的理论基础不仅适用于政府所选择的扶贫方式,还可用来解释采取不同扶贫模式的国际援助项目为何效果不同。本文使用经济合作与发展组织(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)“国际发展统计”数据库的国际援助数据来验证理论模型的结论,并根据多边和双边国际援助的特征,将其分别作为专业式扶贫和开发式扶贫的代理变量。国际援助的捐赠者可被视为是理论模型中的委托人(上级政府),受助国政府可被视为是代理人(扶贫官员)。实证结果发现,若受助国的官僚体系质量足够低,也就是选到有能力的官员概率很低,专业式扶贫更为有效;反之,则开发式扶贫更有效。我们也将受助国的贪污程度和劳动参与率分别作为该国官员的道德风险和扶贫潜在收益的代理变量,贪污程度低代表扶贫官员的道德风险低,劳动参与率高代表扶贫潜在收益高。以这两个

指标的平均值为基准对样本进行分组,分别进行回归分析,实证结果与理论推论还是一致的:专业式扶贫在道德风险较小和扶贫收益较大的情况下更为有效。

本文的创新之处是从一个新的视角来探讨两种扶贫模式有效性的问题。我们首先从激励机制的角度来详细说明专业式扶贫和开发式扶贫的优劣。专业式扶贫模式下,上级政府的控制更为严格,而在开发式扶贫模式中,上级政府的控制比较弱。我们的模型表明这两种模式各有优劣,必须根据贫困地区的特点选取与之相适应的扶贫模式。本文的实证研究验证了国际援助对减贫的有效性取决于具体的扶贫模式,证实了理论模型的结论。

余文的结构安排如下:第二部分构建了一个委托代理的理论模型,就不同扶贫模式进行理论分析;第三部分为实证模型和结果分析,利用国际援助数据来验证理论模型结果;第四部分为本文的结论和政策建议。

二、理论模型

本模型基于Crémer(1995)^[15]的研究,从委托代理理论的角度出发来阐明“专业式扶贫”和“开发式扶贫”的特点,并比较这两种扶贫模式的优劣。本文的不同之处在于,我们在动态模型中引入了“棘轮效应”,并把扶贫官员的能力和扶贫模式联系起来。

在开发式扶贫方式下,上级政府直接把扶贫任务代理给当地扶贫官员,当地扶贫官员有一定的概率是低能力的。如果扶贫官员是低能力的,无论官员如何努力,项目的收益为零。扶贫官员也有一定的概率是高能力的,此时项目的收益就取决于扶贫官员的努力水平和外生的冲击,高能力官员运行项目的收益可能为 $B>0$,也可能为0,为简单起见,我们假定努力水平为0或者1,分别代表付出努力或者不付出努力。如果付出努力,收益为 B 的概率就高,收益为0的概率就低。如果高能力官员不付出努力,收益为 B 的概率就低,收益为0的概率就高。所以,如果第一期扶贫项目的收益为0,那么就有两种可能,一种可能是扶贫官员的能力低,另外一种可能是官员的能力高,但由于努力水平和外生冲击的共同作用,使得收益有可能为0。在开发式扶贫中,上级政府由于不了解扶贫官员的能力,在第一期末只能观察到第一期项目的结果,所以当发现第一期收益为0时,就会认为

扶贫官员是高能力的概率更小^①，从而在下一期撤掉该官员，重新选择一个扶贫官员进行扶贫。反之，如果第一期项目出现一个好的结果（收益为 $B > 0$ ），则会确定官员是高能力的，那么下一期就会留任该官员。

在专业式扶贫下，扶贫官员是经过专业培训过的，能够比较准确地发展符合本地区比较优势的产业。比如世界银行对很多发展中国家的扶贫计划中，都有包括针对扶贫人员的培训，提升他们的人力资本。因此，在专业式扶贫下我们认为所选取的官员都是高能力的。^②与此同时，我们假设在专业式扶贫中，上级政府深度参与或者跟踪项目的进行^③，当该项目在第一期成功时，上级能从第一期项目的运行中了解到外生冲击的信息。在第二期上级考虑合同的时候，由于有了外生冲击的信息，上级政府和扶贫官员之间的信息不对称问题得以减轻，道德风险减少，因此上级政府往往会在下一期定下更高的目标，从而导致对扶贫官员的考核标准不断提升的情景。在这种动态考核体系下，就会出现棘轮效应：扶贫官员意识到如果在第一期因为努力而提高扶贫收益概率时，上级政府更容易获取外生冲击的信息，从而在第二期用更少的信息租金成本要求扶贫官员的高努力水平。这种棘轮效应会削弱第一期对官员的激励效果，恶化扶贫官员在第一期的道德风险，导致较低的努力水平。

（一）单期模型

为了更好地理解开发式和专业式扶贫，我们采用一个两期的委托代理模型来进行研究。在进行两期的模型之前，我们先来分析一下单期模型。

在开发式扶贫下，上级政府不提供扶贫官员的培训，任用当地的官员，其中高能力官员的概率是 $p \in (0, 1)$ ，低能力的概率是 $(1-p)$ 。我们假设不论低能力官员的努力程度如何，低能力官员所从事的项目收益始终为 0。高能力官员的项目收益取决于其努力水平和外生冲击。我们假设努力水平是二元变量：付出努力或者不付出努力。付出努力的话，项目产生收益为 B 的概率是 q_h ，产生收益为 0 的概率是 $(1-q_h)$ 。不努力的话，项目产生收益为 B 的概率是 q_l ，产生收益为 0 的概率是 $(1-q_l)$ 。我们假设 $q_h > q_l$ ， $B > 0$ ，即

付出努力会提高产生正收益的概率。值得注意的是，如果 $q_h = 1$ ， $q_l = 0$ ，那么就不存在信息不对称问题了。反之，如果 q_h 只是略大于 q_l ，并且 q_h 越接近 q_l ，那么信息不对称就越严重，上级政府更难从观察到的收益水平来推断扶贫官员的努力水平。在专业式扶贫下，扶贫官员是高能力的，即 $p = 1$ 。

为了简便起见，假设努力的成本为 $C(e) = 1$ 。和经典的道德风险模型的假设一样，上级政府无法观察到官员的努力水平，但能观察到扶贫项目的收益。通过将扶贫官员的报酬和扶贫项目的收益联系起来，上级政府来激励官员付出努力。当收益为 B 时，扶贫官员的报酬为 w ，我们可以将 w 理解为官员晋级所带来的收益（或者上级奖励和荣誉带来的收益）。当收益为 0 时，官员的报酬标准化为 0。

引理 1：单期模型中，上级政府在专业式扶贫模式下的期望收益为 $S' = q_h B - q_h / \delta$ ，在开发式扶贫下的收益为 $S = p q_h B - q_h / \delta$ ，其中 $\delta = q_h - q_l$ 。因此，上级政府更偏好专业式扶贫（证明见附录）。

即在单期模型下，专业式扶贫好于开发式扶贫，其原因很直观：专业式扶贫下官员都是高能力的，而开发式扶贫下，官员只有一定的概率是高能力的。

（二）两期模型

在我们考察的两期模型中，上级政府只能承诺一期的激励合同。上级政府在第一期期初制定第一期的激励合同，在第二期期初，上级会根据新的信息重新制定第二期的合同，这使得扶贫官员在第一期决定是否努力的时候，会理性预期到他第一期的行为对第二期合同的影响。因此，在本文中，我们用逆向归纳法来求解最优的激励合同。

1. 两期模型下的专业式扶贫。

在专业式扶贫下，我们假设上级政府能挑选到高能力的扶贫官员，即 $p = 1$ （该假设可以放松，只要专业式扶贫下选择到高能力官员的概率高于开发式扶贫即可）。官员在每期可以决定付出努力与否，努力的成本为 1，如果付出努力，收益为 B 的概率是 q_h ，收益为 0 的概率是 $(1-q_h)$ 。不付出努力时，收益为 B 的概率是 q_l ，为 0 的概率是 $(1-q_l)$ ，且 $q_h > q_l$ 。在专业式扶贫下，上级政府不光参与选择项目，也更深

① 上级政府事先知道官员是高能力的概率，如果第一期收益为 0，上级政府会更新官员是高能力的概率，此更新后的概率会小于事先的概率。

② 或者我们可以假设在专业式扶贫下，扶贫官员是高能力的概率小于 1，但比在开发式扶贫下高能力的概率要高，我们最后得到的定性结论仍然成立。

③ 世界银行的扶贫项目中都要求受援地区定期向其汇报项目的进度、影响项目的新因素等实时情况。

度地参与项目的运行,对项目的监督、审计以及进展的跟踪都更细化。因此,如果第一期项目成功,那么通过第一期的项目的运行经验,上级政府可以在第二期项目进行的过程中得到新的信息。具体地,如果第一期项目成功,我们假设在第二期,上级政府能够获取一个官员在第二期是否努力的信号。^① 这种有信息含量的信号有助于上级政府缓解在第二期道德风险所带来的效率损失,但是扶贫官员会预计到如果第一期项目成功,那么上级政府在第二期就会得到有价值的信号,这会使得官员在第二期的信息租金减少。因此,在第一期阶段,官员付出努力的激励会减弱。这种第一期的成功会带来新的信息,从而导致第二期的考核的标准更严格的话,就会出现棘轮效应。^②

在专业式扶贫下,如果第一期项目成功,在第二期上级政府能观察到关于扶贫官员第二期努力水平的一个信号: $\sigma \in \{\bar{\sigma}, \underline{\sigma}\}$, 并且 $\Pr(\underline{\sigma} | e=0) = \Pr(\bar{\sigma} | e=1) = \theta$, 其中 $\theta \in \left(\frac{1}{2}, 1\right]$ 。 θ 越大,就表示该信号的精确度越高。如果第一期项目成功,上级政府将得到该信号,如果第一期项目失败,就不能获得该信号。

我们用逆向归纳法来求解:

(1) 先求解如果第一期项目成功时第二期的最优合同。

(2) 再求解第一期项目收益为 0 时第二期的最优合同。

(3) 最后求解第一期的最优合同以及上级政府在专业式扶贫下的收益。

定理 1: 在专业式扶贫下,上级政府的期望收益为 $U_z = 2q_h \left(B - \frac{1}{\delta}\right)$ (证明见附录)。

2. 两期模型下的开发式扶贫。

在开发式扶贫中,上级政府不参与具体的扶贫项目,全权交给扶贫官员来挑选和实施扶贫项目。在每一期的期初,上级政府都可以从许多同质的官员里面选择一个扶贫官员来扶贫,从事前来看,每个扶贫官员是高能力的概率是 p 。

当项目第一期产出为 0 时,上级政府会撤掉原有

的扶贫官员,在第二期挑选新的官员来重新选择扶贫项目。第一期产出为 0,有两个原因,要么是官员能力低(所选择的项目和该地情况不匹配),要么是官员能力高,但由于外在冲击使得产出为 0。运用贝叶斯法则更新对于官员能力的信念,可以得到如果第一期产出为零,那么官员能力低的概率大于先验概率 $(1-p)$,因而上级政府会撤掉扶贫官员,重新选择一个官员,新官员是高能力的概率仍然为 $p \in (0, 1)$ 。

类似地,如果当第一期的收益为 B 时,那么可以推出一定是高能力的官员。因此,第二期就没有必要替换官员,而是使用相应的最优激励合同继续激励该官员付出努力。如果扶贫官员继续留任,那么扶贫官员的报酬取决于第二期的产出水平,如果不留任,那么在第一期末按照第一期的合同规定获取相应的报酬。在这种开发式扶贫下,只有在第一期的收益是 B 时,上级政府才会留任该官员继续该项目。因此,在第一期结束后,有两种情况:

如果第一期的产出为零,那么官员被撤换掉,获取的报酬为 $W(0)$ 。

如果第一期的产出为 B ,官员留任,根据第二期项目的收益是否为 B ,其报酬记为 $W(BB)$ 或者 $W(B0)$ 。

我们同样运用逆向归纳法来求解两期模型下的最优开发式扶贫激励合同。

定理 2: 在开发式扶贫下,上级政府的期望收益为

$$U_K = pq_h \left[\left(B - \frac{1}{p\delta} \right) (2 - pq_h) + (Bq_h - 1) \right] = [2 + q_h(1-p)]S + \frac{q_h[(1-p)q_h + pq_l]}{\delta} \quad (\text{证明见附录})。$$

3. 开发式扶贫和专业式扶贫的比较。

我们从上面的分析中,得到中央政府比较上面所得到的 U_z 和 U_K ,可以得到:

引理 2: 如果 $p=1$,那么开发式扶贫会好于专业式扶贫。

证明:当 $p=1$ 时,我们代入到 U_K 中,化简后可以得到 $U_K = 2q_h \left(B - \frac{1}{\delta} \right) + \frac{q_h q_l}{\delta}$ 。因此, $U_K - U_z = \frac{q_h q_l}{\delta}$ 。

① 我们也可以从另外一个角度来理解在第二期有新的信息。在我们的模型中,第一期项目的收益取决于官员的努力程度和外在冲击,第二期的收益也取决于第二期的努力程度和第二期的冲击。如果这两期的外在冲击具有相关性的话,我们同样能在第二期就能得到第二期外在冲击的信息,因此,这相当于我们文章中假设在第二期上级政府能观察到一个努力的信号。

② 世界银行和国际货币基金组织等专业的扶贫机构对受助国减贫的考核标准确实存在逐年提高的现象,见 Milgrom 和 Roberts (1992)^[16]。

我们可以把 $\frac{q_h q_l}{\delta}$ 看作是单纯由棘轮效应所带来的效率损失。因为此时 $p=1$, 开发式扶贫在选择官员的能力方面和专业式相同, 但由于中央政府不参与项目的运行, 无法在第二期观测到有价值的信号, 因此不能在第二期根据第一期的项目成功来提高考核标准。这样, 我们得出开发式扶贫好于专业式扶贫。

引理 3: 存在唯一的 $0 < p < 1$, 不妨记为 p^* , 使得 $U_K = U_Z$ 。当 $0 \leq p < p^*$ 时, $U_K < U_Z$; 当 $p^* < p \leq 1$ 时, $U_K > U_Z$ 。

证明: 如果 p 等于零, 那么显然专业式扶贫会好于开发式扶贫 $U_K < U_Z$ 。我们求 U_K 对 p 的导数, 可以得到 $\frac{dU_K}{dp} = 2Bq_h - 2Bpq_h^2 = 2Bq_h(1 - pq_h) > 0$, 因此, U_K 对 p 是单调递增的, 根据中值定理, 存在唯一的 $0 < p < 1$, 记为 p^* , 使得 $U_K = U_Z$ 。由于 U_K 对 p 是单调递增, 所以当 $0 \leq p < p^*$ 时, $U_K < U_Z$; 当 $p^* < p \leq 1$ 时, $U_K > U_Z$ 。

比较开发式扶贫和专业式扶贫, 就要看两种效应的大小。在开发式扶贫下, 上级政府在选择有能力的官员方面有劣势, 会有一定的概率选取能力低的官员从而不能产生任何收益。在专业式扶贫下, 由于上级政府深度介入项目的运行, 当第一期项目成功的时候, 容易在第二期获取关于扶贫官员努力的信号, 从而在第二期会利用这种信息, 导致扶贫官员在第一期的努力激励减弱。比较两种扶贫方式的优劣, 就是比较这两种效应的相对大小。如果 p 足够小, 在开发式扶贫下能选到有能力的官员概率很低, 那么官员的能力就很重要。如果 p 足够大, 官员的能力问题不大, 棘轮效应的负面作用更大, 导致专业式扶贫处于劣势。

从上边的分析可以看出, 在 $p = p^*$ 时, 我们有 $U_K = U_Z$ 。下边的定理, 我们求解 p^* 和其他参数的关系。

定理 3: p^* 与参数 B, δ 的关系如下: $\frac{dp^*}{dB} > 0$, 即使得两种扶贫方式的期望收益相等, 项目成功的收益 B 越大, 所需要的 p^* 越高。换句话说, 对于任何外生给定的高能力的官员所占的比例 p , 项目成功的收益 B 越大, 中央政府更可能偏好专业式扶贫。
 $\frac{dp^*}{d\delta} > 0$, 其中 $\delta = p_h - p_l$ 。 δ 越大, 代表道德风险越小。

因此, 在比较两种扶贫机制上, δ 越大, 棘轮效应所带来的负作用就越小, 而扶贫官员的能力就越重要, 中央政府更可能偏好专业式扶贫。

证明: 令 $U_K = U_Z$, 可以得到:

$$2q_h \left(B - \frac{1}{\delta} \right) = p^* q_h \left(2B - Bp^* q_h - \frac{2}{p^* \delta} + \frac{q_h}{\delta} + Bq_h - 1 \right) \quad (1)$$

经过化简, 我们有 $[2 - p^*(2 + (1 - p^*)q_h)]B = \frac{p^* q_l}{\delta}$ 。

我们先来讨论 p^* 和 B 的关系, 为了讨论的方便, 令 $g(p^*) = 2 - p^*(2 + (1 - p^*)q_h)$, 可得 $\frac{dg(p^*)}{dp^*} < 0$ 。等式

$[2 - p^*(2 + (1 - p^*)q_h)]B = \frac{p^* q_l}{\delta}$ 两边对 p^* 求导, 我们

得到 $g(p^*) \frac{dB}{dp^*} + B \frac{dg(p^*)}{dp^*} = \frac{q_l}{\delta}$, 其中 $\frac{dg(p^*)}{dp^*} < 0$,

$g(p^*) > 0$, 所以我们可以得到 $\frac{dB}{dp^*} = \frac{q_l}{\delta g(p^*)} - B \frac{dg(p^*)}{dp^*} >$

0 , 因此 $\frac{dp^*}{dB} = \frac{1}{dB/dp^*} > 0$, 即如果项目成功的收益 B 越大, 那么 p^* 越大, 即对于固定的外生 p , B 越大, 专业式扶贫越有可能好于开发式扶贫。

接下来我们来求解 p^* 和 δ 的关系, 从式 (1), 我们得到:

$$2q_h B = 2p^* q_h B - Bp^{*2} q_h^2 + \frac{p^* q_h^2}{\delta} + Bp^* q_h^2 - p^* q_h$$

求 δ 对 p^* 的导数, 我们可以得到 $0 = 2q_h B - 2Bp^* q_h^2 +$

$Bq_h^2 - q_h + \frac{q_h^2}{\delta} - \frac{p^* q_h^2}{\delta^2} \frac{d\delta}{dp^*}$, 从而可得:

$$\begin{aligned} \frac{p^* q_h}{\delta^2} \frac{d\delta}{dp^*} &= 2B - 2Bp^* q_h + Bq_h - 1 + \frac{q_h}{\delta} \\ &= (B - 1) + B(1 + q_h - 2q_h p^*) + \frac{q_h}{\delta} \end{aligned} \quad (2)$$

由我们前面的假设, 容易知道 $B - 1 > 0$, 并且 $1 + q_h - 2q_h p^* = 1 - q_h p^* + q_h(1 - p^*) > 0$, 因此上述方程 (2) 的右边大于零, 即证明了 $\frac{d\delta}{dp^*} > 0$, 从而我们有: $\frac{dp^*}{d\delta} > 0$ 。

三、实证模型和结果分析

本文区分的两种扶贫模式都是上级政府主导下的

扶贫模式,其中,在“专业式扶贫”下上级政府把控得更紧,从培训官员到参与项目管理都积极参与,这种做法的好处是能够任用高水平的官员,但坏处是很难保持政策上的动态一致性,上级政府倾向于不断提高对扶贫官员的要求。而在“开发式扶贫”下,上级政府不主导扶贫官员的选拔和培训,也不具体参与项目的运行,仅仅依靠事后项目的成败来激励官员,政府控制力不强,这样做的坏处是上级政府无法保证官员的质量(或者项目的质量),但可以保持政策的动态一致性,对激励官员更有效。

(一) 实证模型

由于微观项目数据的不易取得性,本文采用较为宏观的国际援助数据对“专业式扶贫”和“开发式扶贫”的理论基础进行验证。根据援助来源,可以将国际援助分为多边援助和双边援助。前者是多边国际机构,如世界银行或国际货币基金组织,利用成员国捐款、认缴股本或国际借款等资金向发展中国家或地区所提供的援助,而后者是援助国直接向发展中国家或地区提供的援助。多数学者认为多边援助是由世界银行和国际货币基金组织等专业的扶贫机构所管理,集中了该领域的扶贫专家,经常性地在中国国家进行扶贫项目与人员培训,再加上它们是政治立场相对中立的国际组织,对于受助国的信息获取和项目监督具有相对优势。因此,在我们的实证模型中将多边国际援助视为“专业式扶贫”。而双边国际援助是援助国和受助国之间独自进行的双边援助项目,扶贫往往不是唯一目的,扶贫人员的人数和专业性也相对不足,而且由于政治立场不够中立,往往无法对援助项目进行全过程的管理和监督,只能以项目最终结果为导向。因此,我们将其视为“开发式扶贫”(Askarov 和 Doucouliagos, 2015^[17]; Rodrik, 1995^[18]; OECD, 2013^[19])。

本文在 Alvi 和 Senbeta (2012)^[20] 的实证模型基础上进行拓展,加入用来模拟官员能力的官僚体系质量指标,并将其和两种扶贫模式进行交叉项处理,模型如下:

$$\ln P_{it} = \alpha \ln P_{it-1} + \beta_1 Aid_{it}^M + \beta_2 (Aid_{it}^M \times BQ_{io}) + \beta_3 Aid_{it}^B + \beta_4 (Aid_{it}^B \times BQ_{io}) + \beta_5 BQ_{io} + X_{it}'\theta + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, P_{it} 是世界银行贫困和不平等数据库 (Poverty

and Inequality Dataset—PovcalNet)^① 中四个绝对贫困指数。(1) 贫困发生率 (Poverty Headcount Index)。低于贫困线的人口占全部人口比例,能反映贫困广度。(2) 贫困缺口指数 (Poverty Gap Index)。贫困人口收入与贫困线之间的差距,能反映贫困深度。(3) 平方贫困距指数 (Squared Poverty Gap Index)。贫困人口收入与贫困线差距的平方,相当于在贫困缺口指数的基础上根据贫困收入差距增加权重,可用来衡量贫困严重度。(4) Watts 指数 (Watts Index): 贫困线和贫困人口所得的比例,取对数后加总,也是一种贫困深度的衡量指标。我们使用的贫困指标是按照每人每天 1.9 美元的国际贫困线标准(按 2011 年购买力平价汇率)估计出来的。 Aid_{it}^M 和 Aid_{it}^B 分别为 OECD 数据库中由国际扶贫组织(如世界银行、联合国、货币基金组织和欧盟等)所提供的多边国际援助以及由发展援助委员会 (Development Assistance Committee, DAC) 30 个成员国所提供的双边国际援助,分别用来代表专业式扶贫和开发式扶贫。所有国际援助数据均是受助国收到的净值 (GDP 占比)。 BQ_{io} 是国际国家风险数据库 (International Country Risk Guide, ICRG) 中的官僚体系质量指标,数值越大代表官僚体系质量越高,有良好的人员补充和人才培养机制,在我们的实证模型中,也代表上级政府有更高的概率能够选到高能力的扶贫官员。 X_{it} 是其他控制变量,包括基尼系数 ($Gini_{it}$)、实际人均产出 ($RGDP_{it}$) 和抚养比 ($AgeDep_{it}$),除国际援助数据是净值外,其他所有变量均取自然对数。

为了验证专业式扶贫是否在道德风险较小的国家更为有效,本文使用 ICRG 数据库中的贪污程度指标代表扶贫官员的道德风险,数值越大代表贪污程度越低,道德风险也越低。以贪污程度指标的样本平均数为基准,将样本分为高道德风险和低道德风险样本。同样地,为了验证专业式扶贫是否在扶贫潜在收益较大的国家更为有效,我们用受助国的劳动参与率当作扶贫的潜在收益,劳动参与率越高,扶贫潜在收益越高。同样以样本的平均劳动参与率为基准,将样本分为高潜在收益和低潜在收益样本,直接验证两种扶贫模式在两组样本中的有效性。

(二) 数据

本文样本包括 84 个发展中国家(见表 1),样本

① 世界银行 PovcalNet 数据库: <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/povOnDemand.aspx>。

期间从1979年到2017年,除了官僚体系质量指标以外,其他所有变量的观测值均为三年平均数据,如第一个观测值是1979—1981年的平均值;第二个观测值是1982—1984年的平均值,以此类推。由于官僚体系质量有可能因为接受国际援助而发生质量变化,因此采用每三年期间的期初数据来避免内生性问题,如第一个观测值取的是1979年的官僚体系质量数据。

本文使用的四个绝对贫困指数均是取自世界银行的PovcalNet数据库,该数据库包含100多个发展中国家和地区的微观抽样家庭调查数据,在1981—2008年期间每隔三年估计一次贫困指数,之后又加入2010—2013年和2015年的数据(Chen和Ravallion, 2007^[21])。另外,用来代表扶贫官员能力和其道德风险的官僚体系质量指标以及贪污程度指标均取

自国际国家风险数据库。官僚体系质量指标的原始数据介于0~4分,贪污程度介于0~6分,分数越高,该风险越小。为了更好地比较制度质量,本文将两个指标分别除以自身的最大值,使其数值介于0~1之间。也就是说当官僚体系质量指标越接近于1时,官僚体系质量越好,官员能力普遍较高;贪污程度指标越接近于1时,贪污程度越小,官员道德风险越低。同时,用来代表扶贫潜在收益的劳动参与力是国际劳工组织估计的15~64岁的劳动力占总人口比例,取自世界银行世界发展指标(World Development Index, WDI)数据库。最后,由于国际援助净值在各国的差异很大,为了避免极端值对估计结果产生影响,我们以国际援助总净值的样本平均数为基准,将总净值大于和小于样本平均数五个标准差的数据剔除出样本。^①

表1 84个开发中国家——按道德风险和劳动参与率的样本平均值分类

	低道德风险国家	高道德风险国家
高劳动参与率国家	马达加斯加(0.32)、乌拉圭(0.40)、巴西(0.61)、莫桑比克(0.33)、厄瓜多尔(0.50)、马拉维(0.42)、几内亚(0.40)、坦桑尼亚(0.22)、中国(0.51)、秘鲁(0.39)、多米尼加(0.36)、布吉纳法索(0.29)、刚果共和国(0.25)、赞比亚(0.24)、越南(0.43)、加纳(0.52)	喀麦隆(0.49)、泰国(0.63)、埃塞俄比亚(0.19)、安哥拉(0.38)、巴布亚新几内亚(0.61)、委内瑞拉(0.37)、牙买加(0.66)、肯尼亚(0.58)、玻利维亚(0.33)、乌干达(0.32)、洪都拉斯(0.35)、巴拿马(0.33)、尼日尔(0.39)、印度尼西亚(0.37)、白俄罗斯(0.27)、多哥(0.11)、几内亚比绍(0.31)、哈萨克斯坦(0.50)、津巴布韦(0.52)、乌克兰(0.25)、阿塞拜疆(0.25)、巴拉圭(0.22)、海地(0)、缅甸(0.25)、刚果民主共和国(0.08)
低劳动参与率国家	哥斯达黎加(0.5)、智利(0.66)、博茨瓦纳(0.57)、马来西亚(0.69)、尼加拉瓜(0.25)、南非(0.61)、约旦(0.52)、纳米比亚(0.58)、斯里兰卡(0.50)、蒙古(0.46)、冈比亚(0.45)、摩洛哥(0.52)、哥伦比亚(0.6)、塞内加尔(0.36)、突尼斯(0.50)、土耳其(0.54)、伊朗(0.45)、印度(0.74)、萨尔瓦多(0.30)、科特迪瓦(0.36)、阿尔巴尼亚(0.38)、阿尔及利亚(0.44)、叙利亚(0.29)、墨西哥(0.61)	苏里南(0.40)、也门(0.33)、危地马拉(0.30)、埃及(0.48)、菲律宾(0.51)、塞尔维亚(0.50)、塞拉利昂(0.11)、圭亚那(0.48)、巴基斯坦(0.48)、马里(0)、摩尔多瓦(0.34)、伊拉克(0.23)、亚美尼亚(0.25)、利比里亚(0)、尼日利亚(0.28)、黎巴嫩(0.4)、孟加拉国(0.32)、加蓬(0.51)、苏丹(0.18)

注:道德风险的样本平均数为0.4;劳动参与率的样本平均数为0.66。括号中的数字是该国的官僚体系质量指数样本平均值。

(三) 实证结果分析

本文采用系统性GMM的两步估计法来克服贫困数据的时间持续性问题,以及贫困和国际援助可能存在的内生性问题,如越贫困的国家可能得到更多的国际援助。在模型中我们引入贫困数据的一期滞后项,将贫困和国际援助视为内生变量,并使用稳健标准误方法处理异方差问题。本文列出

Arellano-Bond的一阶和二阶序列相关检验以及Hansen J过度识别约束检验结果,所有估计结果均通过检验。除此之外,本文报告了弱工具变量法的检验结果,在原假设为内生变量和工具变量的回归系数均为零的基础上,Wald检验均显著拒绝原假设,说明工具变量具有一定的解释能力,不是弱工具变量。最后,本文还报告了回归结果的F统计

① 国际援助总净值是多边援助和双边援助净值的加总。国际援助总净值占GDP比值在原始样本中介于-0.21到120.12之间,差异很大。剔除极端值后,国际援助总净值占GDP比值介于-0.21到46.56之间。减少的7个样本分别为几内亚1985—1987、1988—1990、1994—1996年以及利比里亚1991—1993、1994—1996、2006—2008、2009—2011年的数据。

值,说明整体回归结果的显著性。^①

表2列出了两种扶贫模式对于减贫的实证结果。我们发现专业式扶贫(Aid_{it}^M)和开发式扶贫(Aid_{it}^B)均能有效减贫,但其相对有效性会受到扶贫官员质量的影响。估计结果发现当受助国的官员质量很低时,专业式扶贫比开发式扶贫更好,但其减贫效果随着官员质量的上升而下降。相反地,开发式扶贫对官员质量的要求很高,只有当受助国的官员质量达到某种程度时,开发式扶贫才有显著的减贫效果,否则有负面作用。以估计出的参数的基准,我们也可以借由调整官员质量的数值^②,找出能够使得专业式扶贫和开发式

扶贫有效减贫的阈值。以贫困发生率为例,平均而言,当受助国的官员质量低于0.43时,专业式扶贫更为有效;而当官员质量高于0.65时,开发式扶贫反而会更有效。这个发现和我们的理论推论一致:当被扶贫官员能力足够低时,专业式扶贫较为有效;但当扶贫官员能力足够高时,开发式扶贫更有效。其原因在于,当受助国质量比较低时,国际专业扶贫机构集中了该领域的扶贫专家,经常性地对受援国进行扶贫项目与人员培训,提高该国的扶贫官员水平,而双边援助国的开发式扶贫缺乏对扶贫官员的专业培训。因此,当受援国的官员质量比较低时,专业式扶贫的效果更好。

表2 “专业式扶贫”和“开发式扶贫”对于减贫的有效性分析

二阶段系统性 GMM	贫困指标,按每人每天1.9美元的国际贫困线标准(2011年购买力平价汇率)			
	贫困发生率	贫困缺口指数	平方贫困距指数	Watts 指数
$poverty_{it-1}$	0.834 *** (0.077 6)	0.796 *** (0.104 0)	0.778 *** (0.097 6)	0.772 *** (0.072 3)
Aid_{it}^M	-0.053 ** (0.026 4)	-0.078 ** (0.032 6)	-0.088 ** (0.033 5)	-0.091 *** (0.027 3)
$Aid_{it}^M \times BQ_{it0}$	0.071 (0.063 2)	0.133 * (0.075 2)	0.141 (0.092 1)	0.144 * (0.072 9)
Aid_{it}^B	0.038 *** (0.012 2)	0.051 *** (0.017 4)	0.054 *** (0.018 8)	0.049 *** (0.016 4)
$Aid_{it}^B \times BQ_{it0}$	-0.087 *** (0.029 7)	-0.123 *** (0.044 6)	-0.120 ** (0.048 9)	-0.119 *** (0.040 6)
BQ_{it0}	0.092 (0.175 0)	0.019 (0.260 0)	-0.112 (0.388 0)	-0.025 (0.257 0)
$Gini_{it}$	1.070 *** (0.347 0)	1.556 *** (0.529 0)	1.928 *** (0.661 0)	1.758 *** (0.415 0)
$RGDP_{it}$	-0.136 (0.089 3)	-0.191 (0.118 0)	-0.208 ** (0.101 0)	-0.241 *** (0.085 0)
$AgeDep_{it}$	1.001 *** (0.202 0)	1.093 *** (0.220 0)	1.084 *** (0.216 0)	1.172 *** (0.229 0)
Constant	-2.079 * (1.143 0)	-1.785 (1.321 0)	-1.409 (1.380 0)	-1.422 (1.250 0)
观测值	400	400	400	400
国家数	78	78	78	78
F 统计量值	3 066.56 ***	1 065.24 ***	550.00 ***	1 172.73 ***
弱工具变量 Wald 检验值	331.69 ***	163.49 ***	280.88 ***	220.68 ***
工具变量数	336	336	336	336
Ar (1) 检验 p 值	0.048	0.080	0.099	0.075
Ar (2) 检验 p 值	0.584	0.832	0.611	0.982
Hansen 检验 p 值	1.000	1.000	1.000	1.000

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

① 本文没有报告R平方统计量。由于本文采取两阶段最小二乘法对参数进行估计,部分自变量作为工具变量进入回归估计当中,但是在估计R平方统计量时使用的是实际数值,而不是使用工具变量估计后的数值,因此R平方统计量在两阶段最小二乘法估计中没有太大的意义,甚至有可能为负。

② 官员质量数值介于0到1之间,数值越高,官员质量越好。

为了验证扶贫官员的道德风险是不是会影响专业式扶贫和开发式扶贫的相对有效性,我们以受助国的贪污程度指数来表示官员的道德风险,并假设受助国的贪污程度越高,其官员的道德风险越高。我们以样本平均数(等于0.4)为基准,将样本分为低道德风险和高道德风险样本,估计结果列于表3。由于经过样本分割后观测值太少,本文直接估计多边和双边援助在两组样本中的有效性,忽略交叉项。结果发现,在低道德风险的样本中,专业式扶贫较为有效;而在高道德风险的样本中,开发式扶贫更为有效。另外,本文还验证扶贫的潜在收益是不是也会影响两种扶贫模式的相对有效性,我们根据受助国的劳动参与率来表示扶贫的潜在收益,并假设受助国的劳动参与率越高,接受国际援助后的潜在收益,也就是潜在减贫效果会更好。以样本平均数(等于0.66)为基准,将样本分为高劳动参与率和低劳动参与率样本。表4的结果显示对于高劳动参与率的样本而言,专业式扶贫的减贫效果更佳,而开发式扶贫的效果不显著;在低劳动参与率的样本,两种扶贫模式的效果皆不显著。分组实证结果跟我们的理论推论也一致:专业式扶贫在道德风险较小和扶贫收益较大的情况下更为有效。^①

以中国为例,中国官僚体系质量的平均值为0.51,大于估计出的专业式扶贫阈值,说明中国的扶贫模式应该逐步从传统的“专业式扶贫”转向“开发式扶贫”会更有减贫成效,而中国在减贫事业中取得了显著成就也印证了这个理论。在我国改革开放初期,官僚体系质量普遍较低,需要借助上级政府或是专业的国际扶贫组织对官员进行专业培训,并且采用深度跟踪项目进行、对扶贫项目进行每期评估的“专业式扶贫”,加上我国的劳动参与率相对较高,道德风险相对较低,两者均提高了专业式扶贫在中国的有效性。但是,随着官僚体系质量的大幅提升,我国上级政府又适当的改变扶贫模式,选择自主模式较高的“开发式扶贫”。在此模式下,扶贫官员可以自行决定扶贫项目,而上级政府只考察扶贫项目的最终成果,并将扶贫成效纳入官员晋升的考核之中。我国减贫事业的巨大成功恰好印证了我国精准扶贫的逻辑,那就是因时制宜地选择与本国官员质量和经济增长潜力等特征相匹配的扶贫模式才能发挥最大的减贫成效。中国扶贫模式的成功选择对于其他国家特别是发展中国家的扶贫事业有不可或缺的借鉴作用。

表3 “专业式扶贫”和“开发式扶贫”对于减贫的有效性分析——根据道德风险程度分类

二阶段系统性 GMM	贫困指标, 按每人每天 1.9 美元的国际贫困线标准 (2011 年购买力平价汇率)							
	低道德风险样本				高道德风险样本			
	贫困发生率	贫困缺口指数	平方贫困距指数	Watts 指数	贫困发生率	贫困缺口指数	平方贫困距指数	Watts 指数
$poverty_{it-1}$	0.983 *** (0.066 5)	1.004 *** (0.062 3)	0.956 *** (0.067 0)	0.964 *** (0.076 5)	0.830 *** (0.113 0)	0.732 *** (0.157 0)	0.679 *** (0.179 0)	0.704 *** (0.148 0)
Aid_{it}^M	-0.021 (0.019 3)	-0.036 ** (0.017 5)	-0.045 *** (0.015 6)	-0.052 ** (0.020 7)	0.061 (0.046 1)	0.058 (0.057 0)	0.061 (0.063 6)	0.041 (0.069 0)
Aid_{it}^B	0.005 (0.009 6)	0.014 (0.012 1)	0.013 (0.011 1)	0.017 (0.013 0)	-0.063 * (0.033 6)	-0.069 * (0.037 4)	-0.075 * (0.044 5)	-0.066 (0.039 6)
$Gini_{it}$	0.633 ** (0.253 0)	0.575 (0.349 0)	0.911 ** (0.414 0)	0.793 * (0.408 0)	1.287 ** (0.559 0)	2.123 ** (0.915 0)	2.905 ** (1.306 0)	2.322 ** (0.961 0)
$RCDPPC_{it}$	-0.085 (0.076 1)	-0.055 (0.090 3)	-0.086 (0.113 0)	-0.112 (0.098 6)	-0.147 (0.125 0)	-0.283 (0.189 0)	-0.361 (0.264 0)	-0.362 * (0.208 0)
$AgeDep_{it}$	0.214 (0.265 0)	0.247 (0.316 0)	0.494 (0.418 0)	0.342 (0.304 0)	1.232 *** (0.308 0)	1.570 *** (0.405 0)	1.822 *** (0.498 0)	1.684 *** (0.437 0)
$Constant$	0.157 (1.600 0)	-0.341 (1.784 0)	-0.845 (2.193 0)	-0.048 0 (1.751 0)	-2.718 ** (1.224 0)	-2.476 (1.838 0)	-2.489 (2.510 0)	-2.054 (1.908 0)
观测值	143	143	143	143	199	199	199	199
国家数	51	51	51	51	58	58	58	58

① 本文还用每人每天 3.2 美元和 5.5 美元国际贫困线标准所计算的贫困指标去进行稳定性检验,结果大致稳健。

续前表

二阶段系统性 GMM	贫困指标, 按每人每天 1.9 美元的国际贫困线标准 (2011 年购买力平价汇率)							
	低道德风险样本				高道德风险样本			
	贫困发生率	贫困缺口指数	平方贫困距指数	Watts 指数	贫困发生率	贫困缺口指数	平方贫困距指数	Watts 指数
F 统计量	3 885.19 ***	1 035.28 ***	644.06 ***	1 348.48 ***	1 464.00 ***	421.65 ***	203.64 ***	630.36 ***
弱工具变量 Wald 检验	249.81 ***	211.09 ***	414.05 ***	186.01 ***	82.92 ***	52.53 ***	37.31 ***	35.63 ***
工具变量数	109	109	109	109	149	149	149	149
Ar (1) 检验 p 值	0.091	0.114	0.386	0.125	0.096	0.124	0.149	0.124
Ar (2) 检验 p 值	0.791	0.253	0.135	0.466	0.735	0.650	0.553	0.630
Hansen 检验 p 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注: 估计系数下方括号内的数字为稳健标准误, 下同。本文用贪污程度代表道德风险, 指数介于 0~1 之间, 数值越高, 贪污程度越低, 道德风险也越低, 样本平均数为 0.4。低道德风险样本是指贪污指数高于样本平均数的样本, 反之则为高道德风险样本。

表 4 “专业式扶贫”和“开发式扶贫”对于减贫的有效性分析——根据扶贫潜在收益分类

二阶段系统性 GMM	贫困指标, 按每人每天 1.9 美元的国际贫困线标准 (2011 年购买力平价汇率)							
	高扶贫潜在收益样本				低扶贫潜在收益样本			
	贫困发生率	贫困缺口指数	平方贫困距指数	Watts 指数	贫困发生率	贫困缺口指数	平方贫困距指数	Watts 指数
$poverty_{it-1}$	0.867 *** (0.087 2)	0.800 *** (0.133 0)	0.742 *** (0.157 0)	0.743 *** (0.124 0)	0.701 *** (0.204 0)	0.662 *** (0.208 0)	0.647 *** (0.237 0)	0.625 *** (0.198 0)
Aid_{it}^M	-0.055 ** (0.026 0)	-0.056 ** (0.026 7)	-0.060 ** (0.024 3)	-0.064 ** (0.028 6)	0.026 (0.058 5)	0.013 (0.046 9)	0.013 (0.049 0)	0.012 (0.050 7)
Aid_{it}^B	0.009 (0.022 3)	0.012 (0.019 1)	0.007 (0.027 7)	0.004 (0.031 1)	-0.012 (0.035 2)	0.006 (0.028 3)	0.011 (0.034 6)	0.006 (0.029 5)
$Gini_{it}$	1.273 ** (0.571 0)	1.717 * (0.946 0)	2.784 * (1.417 0)	2.311 *** (0.638 0)	1.753 (1.114 0)	2.401 * (1.380 0)	2.864 * (1.570 0)	2.737 ** (1.329 0)
$RGDP_{it}$	-0.160 (0.109 0)	-0.199 (0.167 0)	-0.301 (0.266 0)	-0.342 ** (0.143 0)	-0.294 (0.258 0)	-0.386 (0.303 0)	-0.377 (0.323 0)	-0.432 (0.315 0)
$AgeDep_{it}$	1.008 *** (0.239 0)	1.184 *** (0.334 0)	1.442 *** (0.370 0)	1.312 *** (0.373 0)	1.061 ** (0.433 0)	1.123 ** (0.498 0)	1.276 ** (0.617 0)	1.284 ** (0.485 0)
Constant	-1.801 (1.345 0)	-1.943 (1.660 0)	-1.542 (3.055 0)	-0.735 (1.683 0)	-0.133 (3.067 0)	0.508 (3.711 0)	-0.106 (3.927 0)	0.628 (3.978 0)
观测值	190	190	190	190	141	141	141	141
国家数	43	43	43	43	41	41	41	41
F 统计量	2 352.43 ***	1 061.50 ***	262.62 ***	581.28 ***	560.33 ***	338.90 ***	153.05 ***	418.45 ***
弱工具变量 Wald 检验	173.55 ***	75.75 ***	39.47 ***	52.81 ***	21.90 ***	14.69 ***	27.54 ***	25.81 ***
工具变量数	135	135	135	135	116	116	116	116
Ar (1) 检验 p 值	0.229	0.276	0.310	0.275	0.221	0.269	0.275	0.262
Ar (2) 检验 p 值	0.526	0.593	0.584	0.617	0.259	0.269	0.216	0.255
Hansen 检验 p 值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

注: 估计系数下方括号内的数字为稳健标准误。本文用劳动参与率代表扶贫潜在收益, 指数介于 0~1 之间, 数值越高, 扶贫潜在收益越高, 样本平均数为 0.66。高扶贫潜在收益样本是指劳动参与率高于样本平均数的样本, 反之则为低扶贫潜在收益样本。

四、结论

各国政府以及世界组织在实践中积累了可贵的减贫经验和知识。改革开放以来, 中国的减贫事业取得

了举世瞩目的伟大成就, 中国政府不但发挥了传统的“专业式扶贫”优势, 而且通过艰难探索, 创造性地实践了“开发式扶贫”, 实现精准扶贫, 不仅有效地解决了中国的贫困问题, 而且为人类减贫事业贡献了

全新的知识。中国目前所实行的精准扶贫是一种以人民为中心的政府主导模式,政府以外力介入式手段提升贫困人口的生活水平和发展能力,使其能够跨越“最低财富门槛”,逃脱贫困陷阱。中国的扶贫模式虽然也强调要提升扶贫对象的内生动力,但并不全然按照自由市场经济模式所强调的以贫困人口自我发展为中心的扶贫体系来发展。中国的精准扶贫指的是通过相应的制度安排、政策支持和官员激励机制,将扶贫资源以一定的方式准确传递给符合条件的目标人群,帮助他们通过合适的形式,改善自己的条件和提高自己的能力,进而摆脱贫困的一种全过程精准的特殊目标瞄准扶贫方式。

中国的减贫理论和减贫模式也在实践中不断地摸索创新,在全世界除了贡献减贫人口的成就以外,也贡献了以政府主导大规模减贫的经验,可以为其他国家共享。但减贫不仅仅是靠简单的政府或世界组织的经济援助就可以达成,更应该注意减贫过程中的激励机制问题。本文从理论和实证两部分验证两种政府主导下的扶贫模式,也就是“专业式扶贫”和“开发式扶贫”对减贫的影响,我们认为只有选择了符合本国扶贫官员的能力、道德风险水平和扶贫潜在收益等特征的扶贫模式下,扶贫项目才能达到显著的减贫效果。理论上,本文采用一个动态委托代理模型阐明两种扶贫模式背后的激励机制。我们发现两种扶贫模式各具优势,减贫的具体模式应该与扶贫官员的教育水平、政府治理水平和经济增长潜力等特征相匹配才能更有效地发挥作用。本文的理论模型推导出,当扶贫官员的能力相对较低时,专业式扶贫比开发式扶贫更为有效;同

时,官员的道德风险越小或者扶贫收益越大都会增加专业式扶贫更为有效的概率。

实证上,本文采用多边和双边国际援助数据来代表两种扶贫模式,结合 PovcalNet 数据库的贫困数据对理论模型的各个结论进行检验。实证研究表明,理论预测和两种扶贫模式的现实表现相一致。国际专业扶贫机构主导的“专业式扶贫模式”对那些官员道德风险程度高、扶贫潜在收益大以及官员质量需要专业协助的国家更有效果。我们发现由于“专业式扶贫模式”能够为减贫官员提供专业性的指导,当贫困国家的官员素质比较低,从而缺乏减少贫困所需的必备知识时,专业式减贫能有效提高官员的水平。但同时,国际专业扶贫机构往往对受助国有严格的考核标准,当贫困地区取得一定的减贫效果时,这些专业扶贫机构会提出更高的标准,这种动态考核机制会削弱受助国的减贫激励,形成棘轮效应。另外,我们也证实了当受助国的政府治理中存在较高的道德风险时,这种棘轮效应所带来的激励损失会使得专业式扶贫的效果大打折扣。两种扶贫模式的优劣还取决于受助国的经济增长潜力,对某些贫困国家来说,如果减贫能释放出来巨大的经济增长潜力,那么专业式扶贫效果会更好。

“专业式扶贫”和“开发式扶贫”的理论基础和激励机制不仅适用于国际间的减贫实践,同时对于政府选择的扶贫方式也具有重要的指导意义。我国“精准扶贫”的一个重要环节就是脱贫治理中的激励机制问题,如何有效地提高扶贫官员精准扶贫的能力、理顺权责的激励问题,本文的理论和实证研究将对此提供有益的视角。

附录

(一) 引理 1 的证明

为了让官员付出努力所必须满足的激励相容条件是 $pq_h w - 1 \geq pq_l w$, 即努力获取的报酬超过不努力的报酬。

由此推出 $w \geq w' = \frac{1}{p\delta}$, 其中 $\delta = q_h - q_l$, $w' = \frac{1}{p\delta}$ 表示官员努力和努力无差异时的报酬。

因为只有取得收益 B 时,上级政府才支付报酬,所以上级政府的期望效用是 $S = pq_h (B - w') = pq_h B - q_h / \delta$ 。如果上级政府不使用该激励合同,则扶贫官员的努力水平为零。此时上级政府的期望效用为 $pq_l B$ 。

为了使得激励合同有利可图,我们一定有 $S \geq pq_l B$, 即上级政府使用激励合同(此时官员付出努力)时得到的收益大于上级政府不使用激励合同(此时官员不付出努力)时的收益。化简上述不等式,可得当项目收益比较大时(即 $B \geq \bar{B} = \frac{q_h}{p\delta^2}$), 上级政府偏好于使用激励计划。

当上级政府实行专业式扶贫时,会详细考察官员的能力,对扶贫项目进行仔细的论证,挑选匹配的官员来执行项目。我们可以认为在专业式扶贫下,官员和项目完全匹配,即官员全是高能力的。此时 $p=1$,上级的期望收益变为 $S'=q_h B-q_h/\delta>S$ 。

证毕。

(二) 定理 1 的证明

我们用逆向归纳法来求解:

1. 先求解如果第一期项目成功时,第二期的最优合同。

如果第一期项目成功,在第二期中央政府制定的激励合同取决于第二期项目的收益和获取的信号,可以分为四种情况,分别是:收益 B 和信号 $\bar{\sigma}$,收益 B 和信号 $\underline{\sigma}$,收益 0 和信号 $\bar{\sigma}$,收益 0 和信号 $\underline{\sigma}$ 。如果第一期项目的收益为 B ,在第二期中央政府会收到信号 σ 。第二期的合同会把信号带来的新信息考虑进去。即官员的工资不仅取决于项目是否获得收益 B ,还取决于信号 σ 。第二期有四种情况下的工资,我们分别记为: $W(B\bar{\sigma})$ 、 $W(B\underline{\sigma})$ 、 $W(0\bar{\sigma})$ 、 $W(0\underline{\sigma})$ 。

为了让官员在第二期努力,必须满足的激励相容条件是:

$$\theta q_h W(B\bar{\sigma}) + (1-\theta) q_h W(B\underline{\sigma}) + \theta(1-q_h) W(0\bar{\sigma}) + (1-\theta)(1-q_h) W(0\underline{\sigma}) - 1 \geq (1-\theta) q_l W(B\bar{\sigma}) + \theta q_l W(B\underline{\sigma}) + (1-\theta)(1-q_l) W(0\bar{\sigma}) + \theta(1-q_l) W(0\underline{\sigma}) \quad (A1)$$

不等式的左边是官员努力的报酬,右边是不努力所得的报酬。

通过证明,我们可以知道在最优的时候, $W(B\underline{\sigma})=W(0\bar{\sigma})=W(0\underline{\sigma})=0$ 。因此(A1)式变为 $\theta q_h W(B\bar{\sigma}) - 1 \geq (1-\theta) q_l W(B\bar{\sigma})$,从而推出 $W(B\bar{\sigma}) \geq 1/\delta'$,其中 $\delta' = \theta q_h - (1-\theta) q_l$ 。

此时扶贫官员得到的期望收益是:

$$E(B) = \theta q_h W(B\bar{\sigma}) - 1 = (\theta q_h / \delta') - 1 \quad (A2)$$

此处的 $E(B)$ 表示当第一期项目成功获取收益 B 之后,第二期的期望收益。

2. 再求解第一期项目收益为0时,第二期的最优合同。

如果第一期收益为0,那么第一期工资为0;如果第二期收益为 B ,那么工资为 W_2 。此时,为了让官员在第二期付出努力,必须满足如下激励工资: $q_h W_2 - 1 \geq q_l W_2$ 。不等式的左边是官员付出努力的报酬,而右边是不努力的报酬。因此我们得到 $W_2 \geq 1/\delta$,其中 $\delta = q_h - q_l$ 。

此时扶贫官员得到的期望收益是:

$$E(0) = q_h W_2 - 1 = (q_h / \delta) - 1 \quad (A3)$$

此处的 $E(0)$ 表示当第一期项目收益为0时,第二期的期望收益。

对比式(A2)和式(A3),我们可以看到 $(q_h/\delta) > (\theta q_h/\delta')$,即 $E(0) > E(B)$ 。因此,当第一期项目成功并产生收益 B 之后,扶贫官员在第二期得到的期望收益减少了。其经济学直观是,由于上级政府有了额外的信号,会导致扶贫官员更难得到信息租金,为了激励官员努力,上级政府可以减少支付信息租金。因此,在有信号的情况下,上级政府可以更容易激励官员努力。这就是棘轮效应,第一期扶贫项目取得收益的话,会导致上级政府利用第一期成功的经验来获取关于第二期扶贫官员努力的信号,从而减少给与官员的信息租金,官员只有在第二期收益为 B 并且出现好信号 $\bar{\sigma}$ 的时候才会得到正的收益 $W(B\bar{\sigma})$ 。也就是说,如果第一期成功的话,上级政府对扶贫官员的奖励标准会提高,不只是要求项目的收益是 B ,还需要信号是 $\bar{\sigma}$,这两个条件都满足的话,扶贫官员才能获得正的激励工资,扶贫官员获取的期望报酬也较少。

继续按照逆向归纳法的程序,现在来求第一期的最优合同。扶贫官员预计到这种棘轮效应,就会有动机在第一期不愿意付出努力。从上面第二期的分析可以得出,如果第一期项目成功,第二期官员的期望收益是 $(\theta q_h/\delta') - 1$;如果第一期项目失败,第二期官员的期望收益是 $(q_h/\delta) - 1$ 。现在设第一期收益为 B 时,扶贫官员的收益为 $W(B)$;第一期收益为0时,官员的收益为 $W(0) = 0$ 。

如果上级政府希望激励官员在第一期也付出努力,那么需要满足的激励约束条件是:

$$q_h[W(B)+E(B)]+(1-q_h)[W(0)+E(0)]-1 \geq q_l[W(B)+E(B)]+(1-q_l)[W(0)+E(0)]$$

不等式的左边表示付出努力时官员的期望收益,右边表示不付出努力时官员的期望收益,将 $E(B)$ 、 $E(0)$ 、 $W(0)$ 代入到上式,化简可得:

$$W(B) \geq (1/\delta) + E(0) - E(B) \quad (\text{A4})$$

最优的时候该不等式取等号。

由此,我们可以得到在专业式扶贫下,中央政府的期望收益是:

$$U_z = q_h[B - W(B) + q_h B - (\theta q_h / \delta')] + (1 - q_h)[q_h B - (q_h / \delta)]$$

经过化简,我们可以得到 $U_z = 2q_h \left(B - \frac{1}{\delta} \right)$ 。

证毕。

(三) 定理2的证明

在第二期,如果第一期的产出为 B ,那么为了激励官员在第二期付出努力,第二期的激励工资取决于第二期的收益。如果第二期的收益为 B ,扶贫官员得到工资 $W(B, B)$;如果第二期的收益为0,工资为 $W(B, 0)$ 。

报酬 $W(B, B)$ 和 $W(B, 0)$ 必须满足激励相容条件:

$$q_h W(BB) + (1 - q_h) W(B0) - 1 \geq q_l W(BB) + (1 - q_l) W(B0) \quad (\text{A5})$$

此不等式的左边是官员在第二期选择努力情况下的期望净收益,即努力的收益减去努力的成本1。不等式的右边是官员选择不努力情况下的期望收益。

将上式化简后,我们得到:

$$W(BB) \geq W(B0) + 1/\delta \quad (\text{A6})$$

我们还要激励官员在第一期也要付出努力:

$$pq_h[q_h W(BB) + (1 - q_h) W(B0) - 1] + (1 - pq_h) W(0) - 1 \geq pq_l[q_h W(BB) + (1 - q_h) W(B0) - 1] + (1 - pq_l) W(0) \quad (\text{A7})$$

不等式的左边表示官员选择努力的期望净收益,右边表示不努力时的期望收益。具体地,不等式左边表示官员付出努力的情况下的收益,其中 pq_h 表示第一期努力时收益为 B 的概率, $(1 - pq_h)$ 表示第一期收益为0的概率。不等式的右边表示官员不付出努力的情况下的收益,其中 pq_l 表示第一期不努力时收益为 B 的概率, $(1 - pq_l)$ 表示不努力时收益为0的概率。 $[q_h W(BB) + (1 - q_h) W(B0) - 1]$ 表示官员在第二期被续聘的情况下(只有第一期收益为 B 时才会被续聘),第二期付出努力时的期望收益。 $W(0)$ 表示官员在第二期被调离的情况下(第一期的收益为0就会被调走)的收益。

将式(A7)化简,我们可以得到:

$$q_h W(BB) + (1 - q_h) W(B0) - 1 \geq 1/(p\delta) + W(0) \quad (\text{A8})$$

上级政府的目标函数是最大化自己的收益:

$$\text{Max}_{W(\cdot)} pq_h[q_h(2B - W(BB)) + (1 - q_h)(B - W(B0))] + (1 - pq_h)(S - W(0))$$

约束条件为式(A6)、式(A8),以及 $W(0) \geq 0$, $W(B0) \geq 0$, $W(BB) \geq 0$ 。

从目标函数可以看出, $W(0)$ 越小越好。而在约束式中, $W(0)$ 只出现在式(A8)的右边,所以 $W(0)$ 也是越小越好(在式(A8)中, $W(0)$ 越小就使得该约束越容易满足)。因此,最优的情况下 $W(0) = 0$ 。

并且,我们在最优的时候必然有式(A8)取等号,因为如果式(A8)不取等号,那么我们可以一直减少

$W(B0)$ 并且保持式 (A6) 成立, 即:

$$q_h W(BB) + (1 - q_h) W(B0) - 1 = 1 / (p\delta) \quad (A9)$$

将式 (A9) 代入式 (A6) 中, 我们可以得到:

$$W(B0) \leq 1 + (1 - pq_h) / (p\delta) \quad (A10)$$

因此, 我们不妨令 $W(B0) = 0$, 将其代入到式 (A9) 中, 我们得到 $W(BB) = 1/q_h + 1/(p\delta q_h)$ 。将上述问题的解代入中央政府的目标函数, 我们可以得到中央政府最大的期望收益为:

$$\begin{aligned} U_K &= pq_h \left[\left(B - \frac{1}{p\delta} \right) (2 - pq_h) + (Bq_h - 1) \right] \\ &= [2 + q_h(1 - p)] S + \frac{q_h [(1 - p)q_h + pq_h]}{\delta} \end{aligned}$$

证毕。

参考文献

- [1] Chen S, Ravallion M. The Developing World Is Poorer Than We Thought, But No Less Successful in the Fight Against Poverty [Z]. World Bank Policy Research Working Paper, No. 4703, 2008.
- [2] Ravallion M. A Comparative Perspective on Poverty Reduction in Brazil, China, and India [J]. The World Bank Research Observer, 2010, 26 (1): 71-104.
- [3] Bowles S, Durlauf S N, Hoff K. Poverty Traps [M]. Princeton: Princeton University Press, 2015.
- [4] Banerjee A V, Duflo E. Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty [M]. New York: Public Affairs Press, 2011.
- [5] Feyzioglu T, Swaroop V, Zhu M. A Panel Data Analysis of the Fungibility of Foreign Aid [J]. The World Bank Economic Review, 1998, 12 (1): 29-58.
- [6] Burnside C, Dollar D. Aid, Policies, and Growth [J]. The American Economic Review, 2000, 90 (4): 847-868.
- [7] Sachs J. The End of Poverty: Economic Possibilities for Our Time [M]. New York: Penguin Books Press, 2005.
- [8] Ythier J M. The Distribution of Wealth in the Liberal Social Contract [J]. European Economic Review, 1998, 42: 329-347.
- [9] Azam J, Laffont J. Contracting for Aid [J]. Journal of Development Economics, 2003, 70 (1): 25-58.
- [10] Meng L. Evaluating China's Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach [J]. Journal of Public Economics, 2013, 101: 1-11.
- [11] 阎坤, 于树一. 公共财政减贫的理论分析与政策思路 [J]. 财贸经济, 2008 (4): 61-67.
- [12] Park A, Wang S. Community-based Development and Poverty Alleviation: An Evaluation of China's Poor Village Investment Program [J]. Journal of Public Economics, 2010, 94: 790-799.
- [13] Galasso E, Ravallion M. Decentralized Targeting of an Antipoverty Program [J]. Journal of Public Economics, 2005, 89 (4): 705-727.
- [14] 贾俊雪, 秦聪, 刘勇政. “自上而下”与“自下而上”融合的政策设计——基于农村发展扶贫项目的经验分析 [J]. 中国社会科学, 2017 (9): 68-89.
- [15] Crémer J. Arm's Length Relationships [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110 (2): 275-295.
- [16] Milgrom P, Roberts J. Economics, Organization and Management [M]. Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall Press, 1992.
- [17] Askarov Z, Doucouliagos H. Aid and Institutions in Transition Economies [J]. European Journal of Political Economy, 2015, 38: 55-70.
- [18] Rodrik D. Why is There Multilateral Lending? [Z]. NBER Working Paper No. 5160, 1995.
- [19] OECD. What Do We Know about Multilateral Aid? The 54 Billion Dollar Question [R/OL]. (2013-03-18) [2021-02-20]. http://www.oecd.org/dac/aid-architecture/13_03_18%20Policy%20Briefing%20on%20Multilateral%20Aid.pdf.
- [20] Alvi E, Senbeta A. Does Foreign Aid Reduce Poverty [J]. Journal of International Development, 2012, 24: 955-976.
- [21] Chen S, Ravallion M. Absolute Poverty Measures for the Developing World, 1981-2004 [Z]. World Bank Policy Research Working Paper, No. 4211, 2007.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

老字号品牌故事主题影响消费者品牌态度机理研究

The Influencing Mechanism of Time-honored Brand Story

Theme on Brand Attitude

王德胜 杨志浩 韩 杰

WANG De-sheng YANG Zhi-hao HAN Jie

[摘要] 品牌故事是老字号品牌传承的重要形式,老字号通过品牌故事展现特定的故事主题以影响消费者品牌态度。笔者从品牌传承视角,构建了老字号品牌故事传承主题、老字号真实性对消费者品牌态度影响过程的研究模型;通过四项情景模拟实验,选取高校学生与网络用户作为实验对象,探讨了老字号品牌故事主题对消费者品牌态度的影响机理。实验结果显示:老字号品牌故事传承主题对消费者品牌态度产生显著影响,其中老字号真实性起到部分中介作用;传承主题(文化传承 vs. 工艺传承)与品牌概念类型的交互作用对消费者品牌态度的影响显著,具体而言,工艺传承主题对于功能型品牌态度的提升更为有效,文化传承主题对于象征型品牌态度的提升更为有效。本研究揭示出老字号品牌故事主题如何影响消费者品牌态度的机理,从品牌传承视角拓展了品牌故事研究之学术领域,丰富了品牌管理理论的现有相关文献,能够为老字号企业传承、发展及其品牌故事营销提供理论依据。

[关键词] 老字号 品牌故事主题 品牌传承 品牌态度 品牌概念

[中图分类号] F274 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 09-0088-12

Abstract: Brand story is an important form of brand inheritance of time-honored brands. Time honored brands show different story themes through brand stories to influence consumers' brand attitude. Based on the perspective of brand inheritance, this paper constructed the research model of the influence process of the theme of time-honored brand story inheritance and the authenticity of time-honored brand on consumers' brand attitude. College students and Internet users are selected as experimental objects. Through 4 scenario-simulated experiments, this paper discusses the influence mechanism of the theme of time-honored brand story on consumers' brand attitude. The results shows that: whether there are inheritance themes in time-honored brand stories has a significant impact on consumers' brand attitude, and the authenticity of time-honored brand plays a partial mediating role. Further study finds that the interaction effect between heritage theme (cultural heritage vs. craft heritage) and brand concept on consumers' brand attitude is significant, that is, craft heritage theme is more effective for the promotion of functional brand attitude, and cultural heritage theme is more effective for the promotion of symbolic brand attitude. Based on the perspective of brand inheritance, this paper reveals the influence of the theme of time-honored brand stories on consumers' brand attitude, and makes a beneficial extension in the field of brand story research. The conclusion enriches the theory of brand authenticity and provides theoretical support and management implications for the brand story marketing of time-honored brands.

Key words: Time-honored brand Brand story theme Brand heritage Brand attitude Brand concept

[收稿日期] 2021-05-03

[作者简介] 王德胜,男,1964年12月生,山东大学管理学院教授,管理学博士,博士生导师,主要研究方向为市场营销管理、企业文化与管理伦理;杨志浩,男,1995年11月生,山东大学管理学院硕博连读研究生,研究方向为老字号品牌、品牌故事营销;韩杰,男,1990年9月生,山东大学管理学院博士研究生,研究方向为老字号品牌、社会化媒体营销。本文通讯作者为韩杰,联系方式为hj1509@sina.com。

[基金项目] 山东省社会科学基金项目“山东老字号品牌激活研究:激活方式、价值效应与提升策略”(项目编号:21CGLJ18)。

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

中华老字号是指历史悠久拥有世代传承的产品、技艺或服务,具有鲜明的中华民族传统文化背景和深厚的文化底蕴,取得社会广泛认同,形成良好商誉的品牌^①。老字号是传统工艺与民族文化的重要传承载体,工艺和文化是老字号品牌传承的两大内容。由于社会、经济、科技等环境的变迁,老字号品牌的传承问题成为实务界和学术界所共同关注的议题^[1-3]。部分老字号尝试借助数字化技术进行品牌故事创作^[4],通过确立品牌故事主题以彰显自身对文化或工艺的传承。例如,全聚德的品牌故事讲述了杨全仁将原有招牌“德聚全”更名为“全聚德”的由来,彰显出全聚德追求“仁德至上”的文化遗产;张小泉的品牌故事讲述了张小泉潜心研究“钳钢”制剪技法,凸显出张小泉对“良钢精作”的工艺传承。老字号通过“讲故事”的方式向外界传递其文化遗产或工艺传承已经成为营销热点。然而,老字号在确立品牌故事主题时,是选择彰显文化价值的文化遗产还是体现工艺技术的工艺传承更有利于提升消费者品牌态度呢?

品牌传承是老字号进行品牌故事营销的重要主题,包含文化遗产和工艺传承两个方面。笔者通过回顾以往研究成果发现,文化因素和工艺因素皆能够影响消费者对品牌知名度、美誉度的感知^[5],进而改善消费者对品牌的态度。但是,二者对消费者的影响也存在着一定的差异:文化因素对消费者产生的影响主要基于消费者对品牌文化的认同^[6-10],工艺因素则主要强调品牌的独占性和不可替代性^[11],从而促进消费者对特殊工艺的信赖进而影响其品牌态度。现有相关研究成果无疑为本研究奠定了坚实的理论基础,同时也为我们提供了深入探讨的空间。首先,在老字号情境之下,不同的品牌故事传承主题(文化遗产 vs. 工艺传承)对消费者品牌态度产生影响的机理是否具有特殊性?以往研究并未进行检验。其次,在强调实用价值的功能型品牌或强调自我表征的象征型品牌下,文化遗产主题和工艺传承主题的影响是否存在差异?需要从理论层面上厘清并给出具有说服力的解释。基于此,笔者从品牌传承视角出发,在老字号品牌故事主题影响消费者品牌态度的理论框架下,通过

情景模拟实验的方式,深入探究品牌故事主题(文化遗产 vs. 工艺传承)对消费者品牌态度的影响机理。

二、文献综述与研究假设

(一) 品牌故事主题

品牌故事是指品牌采取拟人化的叙事手段对品牌的历史关键事件进行描绘的文学作品^[12]。故事主题作为品牌故事的核心元素,奠定了品牌故事的基调与感情色彩,反映了品牌的核心属性与价值内涵^[13]。从广义视角看,故事主题可以分为爱情、生命、美德、励志等;从品牌管理视角看,可以将其分为品牌诞生、企业组织、品牌愿景、品牌沿革与创新、品牌代言人、品牌成功事迹等主题^[14]。进一步的研究认为品牌故事的目的在于使消费者产生认同。基于此,后续学者将故事主题归纳为品牌定义、品牌历史传承和品牌愿景三类^[15]。由于老字号根据消费者个性特点不断调整着自身的品牌定义和品牌愿景以满足消费者变化的需求,较之于以品牌定义或品牌愿景为主题的品牌故事,以传承为主题的品牌故事更具持续性和稳定性。

品牌传承作为重要的品牌故事主题,向消费者展示了品牌的稳定性^[16]以及对未来的承诺^[17],成为老字号企业重要的品牌营销资源^[18]。学者们也进一步检验了消费者对历史传承故事主题的偏好。例如,Granitz等(2015)^[19]通过访谈发现消费者更愿意听到与历史传承有关的故事,历史传承类的品牌故事会使消费者产生更多情感上的依附;Ikheimo等(2021)^[20]通过案例研究发现历史类与文化类故事主题可以增强消费者的地方认同感。可见,品牌传承主题更契合老字号品牌故事营销情境。从实践角度看,品牌传承故事已成为目前老字号企业宣传的主流方式且具有良好的传播效果。由此,笔者将以品牌故事主题中传承主题为研究重点,探究老字号品牌不同的故事主题对消费者品牌态度的差异化影响。

(二) 老字号品牌故事主题与品牌态度

基于中华老字号的定义及对以往研究成果的梳理,笔者将老字号品牌故事主题分为文化遗产主题和工艺传承主题。尽管有学者认为工艺是文化的一部分^[21],但二者仍然存在明显的区别:文化是一个复杂的整体,包括知识、信仰、伦理道德、风俗等^[22],强调的是软性的精神内容;工艺是指将原材料或半成

① 商务部,《中华老字号认定管理办法(征求意见稿)》, <http://www.mofcom.gov.cn/article/au/av/z/201809/2018090-2782217.shtml>。

品加工成产品的工作、方法、技术^①，强调的是硬性的物质内容。

消费者对品牌文化因素和工艺因素的感知均会影响消费者对品牌的态度。一方面，消费者对品牌文化的认同能提升消费者品牌态度^{[6][7]}。例如，Jian等(2019)^[23]发现文化参与有助于提升消费者购买和使用品牌时的幸福感进而提升对产品与品牌的评价；许衍凤等(2018)^[24]发现文化契合性会极化消费者对老字号品牌评价。可见，品牌传承形成的特殊文化意义能够激发消费者归属感，进而引发集体的消费行为。另一方面，老字号独特技艺、工艺是品牌价值的重要组成部分^[5]。独特的传统工艺可以降低产品的可替代性并提升独特性感知^[25]，形成“技术壁垒”，从而使老字号与市场上其他品牌得以区分。因此，无论是工艺传承还是文化传承，皆可促进消费者产生积极的品牌态度。

老字号品牌故事主题具有一般性与特殊性。其一般性在于已有研究对品牌传承主题激发消费者积极的品牌态度形成了共识，即品牌传承可以激发消费者更大的信任^[26]、更强的自我品牌关联性^[27]以及更高的购买意愿^[28]，品牌在广告设计中也更倾向于强调品牌的传承性^[29]。老字号品牌故事主题的特殊性在于老字号品牌传承为其提供了独特的创作视角与创作素材^[4]，品牌故事创作既可以宣扬文化传承，又可以宣扬工艺传承。因此，本研究首先从老字号故事的一般性出发，探究品牌传承主题与品牌态度之间关系，进而扩展到文化传承与工艺两类故事主题。由此，本研究提出如下假设：

H1：较之于无传承主题，具有传承主题的老字号品牌故事能促进消费者产生更积极的品牌态度。

H1a：较之于无传承主题，具有文化传承主题的老字号品牌故事能促进消费者产生更积极的品牌态度。

H1b：较之于无传承主题，具有工艺传承主题的老字号品牌故事能促进消费者产生更积极的品牌态度。

(三) 品牌传承与老字号真实性

品牌真实性是消费者对品牌属性的整体感知。品牌真实性强调“与过去的联系”，即品牌对传统工艺与悠久惯例的长期坚持^[30]、品牌保持现有文化与原初

文化一致性^[31]等。同时，品牌真实性也强调“与自身的联系”，即真实性被视作消费者与品牌关联程度，消费者可以通过参与品牌互动获得真实性感知以达到实现真实自我的目的^[32]。从这两个方面来看，品牌真实性需要长期稳定的品牌传承与历史积淀^[33]。

品牌真实性在老字号领域得到广泛的关注与探讨。徐伟等(2015)^[34]从原真实、建构真实与自我真实三个维度诠释了老字号真实性的内涵。原真实强调消费者感知品牌现有产品与最初产品的客观一致性，是消费者对客观事物的主观理解；建构真实强调消费者感知品牌现有产品与最初产品的主观一致性，即现有产品是否与原产品足够相似；自我真实是一种特殊的心理补偿机制，反映了消费者内心对真实的渴求^[35]。品牌真实性概念的核心在于消费者对品牌的感知，即真实性是需要消费者通过主观感知获取的感受而非客观存在的事物。因此，品牌真实性可以被“实物”所激发^[36]，进而对消费者产生影响。尤其当与过去有联系的线索出现时，消费者的品牌真实性感知将会提高。

品牌传承作为老字号品牌故事的常见主题，将品牌与既往历史关联起来，并直接与老字号真实性产生联系^[37]。品牌传承是品牌通过彰显当前现状与过去历史的联系，或通过再现历史以证明对过去的传承^[38]。品牌传承从客观角度强调与过去保持一致性，而品牌真实性是消费者从主观角度评价品牌与过去的一致性，二者存在本质上区别。首先，品牌真实性是消费者从主观感知出发对比与过去的联系，强调主观的“感知”；品牌传承则是品牌在时间维度上与过去产生的联系，强调时间维度上的“延续”。其次，品牌传承是品牌与过去的联系，而品牌真实性是品牌的特殊属性，因此陈玉箴(2016)^[39]、马友蕙和廖淑伶(2017)^[40]将真实性(authenticity)翻译为道地性或纯正性。品牌真实性作为品牌固有属性，可以被品牌的其他表征，如品牌合法性、品牌社会承诺、品牌一致性等^[41]。品牌传承与品牌真实性的关系实际上是一体的两面，品牌传承作为外显表征能够提升消费者的品牌真实性感知。

品牌真实性对品牌态度具有积极的影响作用^{[23][42][43]}。品牌传承是品牌真实性的重要影响因素，并可以被品牌故事、品牌商标与品牌名称等相对

① 《现代汉语词典(第7版)》，商务印书馆。

容易感知的外显事物所激发,进而使消费者感知到品牌自身与过去产生的联系。这种联系将激活老字号真实性,并最终提升消费者品牌态度。由此,本研究提出如下假设:

H2: 老字号品牌传承可以提升老字号真实性感知。

H3: 老字号真实性中介了品牌传承对消费者品牌态度的影响。

(三) 品牌概念的调节作用

品牌概念是消费者心目中对品牌的独特定义,是消费者对品牌定位做出的判断^[44]。品牌概念可以分为象征型和功能型两类,其中功能型品牌旨在满足消费者功能性需求,为消费者提供实用价值,强调自身的功能与性能对消费者实际问题解决的帮助^[45]。对于功能型品牌,消费者更倾向于了解功能与性能方面的信息,如产品质量、技艺技法以及制作原料等。而象征型品牌旨在帮助消费者向外界传达自己的身份与地位或满足享乐性需求^[46],通过购买象征型品牌的产品以获得他人或某一群体的认同。对于象征型品牌,消费者更倾向于了解品牌背后的代表意义,如品牌坚持的文化思想、核心精神与价值取向等。

对于不同品牌概念类型的老字号,不同的品牌故事主题将会产生差异化的影响与效果。当老字号为象征型品牌时,消费者希望通过品牌获得群体认同。若采用文化传承作为品牌故事的主题,消费者会了解品牌坚持的文化思想、文化精神与文化价值观等内容。文化传承要素可以使消费者获得某一特定群体的身份认同^[47],并以此向外界展示出自身所属群体。若采用工艺传承主题,消费者则无法从中获得身份认同,并会耗费更多心力去细化信息处理过程进而降低对品牌的评价^[48]。

当老字号为功能型品牌时,消费者希望通过品牌解决实际问题。若仍采用文化传承作为品牌故事的主题,消费者则无法了解到品牌与产品对实际问题解决的帮助。反之,采用工艺传承作为品牌故事的主题,消费者将会了解到产品制作与设计采取的工艺,并可获得品牌性能与功能的信息。功能型品牌通过传达与概念定位一致的品牌性能信息可以使营销效果叠加式地增强,最终激发消费者对品牌的积极反应^[49]。因此,象征型品牌更加适合文化传承主题的品牌故事,功能型品牌与工艺传承类的品牌故事更为契合。由

此,本研究提出如下假设:

H4: 品牌概念类型(功能型 vs. 象征型)与老字号品牌故事主题的交互作用会影响消费者品牌态度。

H4a: 对于功能型老字号品牌,较之于文化传承主题,具有工艺传承主题的品牌故事可以激发更好的消费者品牌态度。

H4b: 对于象征型老字号品牌,较之于工艺传承主题,具有文化传承主题的品牌故事可以激发更好的消费者品牌态度。

综上,笔者构建的老字号品牌故事主题影响消费者品牌态度的整体研究框架,具体如图1所示。

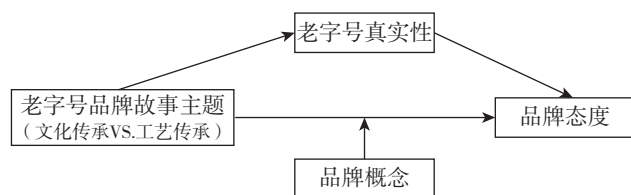


图1 老字号品牌故事主题影响消费者品牌态度研究框架

三、研究方法与实验设计

(一) 实验一

实验一采用真实品牌验证老字号品牌传承对消费者品牌态度的影响,即验证假设H1、H1a和H1b。

1. 实验材料选取。

为找出被试者熟悉,态度评价较为中等的品牌,研究者进行了实验材料选取的预实验。预实验邀请11名市场营销专业方向的硕、博士生参与测试,其中女性8人(占比72.73%),平均年龄25.82岁。

预实验阶段一要求参与者列出自己熟悉的老字号,然后根据老字号被提及的次数进行排序。其中,同仁堂11次、狗不理10次、全聚德9次、东阿阿胶8次、稻香村8次。在阶段二中,参与者对阶段一选出的五个品牌进行态度评价,品牌态度问项采用Homer(2009)^[50]开发的量表($\alpha=0.902$)。品牌态度得分由高到低结果为:同仁堂6.030($SD=0.690$)、东阿阿胶5.758($SD=1.221$)、稻香村5.667($SD=0.843$)、全聚德5.030($SD=1.027$)、狗不理3.879($SD=1.572$)。被试者对稻香村的品牌态度适中,且方差较小,因此选取稻香村作为实验一的实验品牌。

对于品牌故事材料,研究者从老字号官网以及其他媒体渠道搜集了相关内容,在保证故事长度、内容与结构大致相同的基础上,编制了三组品牌故事材

料,具体内容如下:

文化传承主题:1773年,江南沈氏设茶肆于苏州观前街,并请人题名招牌稻香村,这就是稻香村糕点的源头。稻香村一直恪守“品必为之精,信必为之诚”“修合无人见、存心有天知”的对糕点制作精益求精的价值信条,“诚信筑基,薪火相传”的悠久文化理念深入人心。坚持文化传承的稻香村制作出的糕点软糯香甜,获得“食中隽品,美味不可多得”的美誉。如今稻香村店内仍然挂有“诚信经营、恪守品质”字牌,对文化的传承已经成为稻香村的一大特色和金字招牌。

工艺传承主题:1773年,江南沈氏设茶肆于苏州观前街,并请人题名招牌稻香村,这就是稻香村糕点的源头。这个小小茶点摊成功关键奥秘在于其对糕点制作工艺的超高追求,稻香村苏式月饼酥皮层薄如纸,可多达16层,全讲“凭手”和“凭眼”两大独门秘诀。传统工艺生产出的稻香村糕点,软糯香甜,回味悠长,获得“食中隽品,美味不可多得”的美誉。时至今日,稻香村仍然秉持传统古法,采用传统的工艺制作糕点。对传统工艺的传承也成为稻香村的一大特色和金字招牌。

无传承主题(控制组):苏州稻香村是首批中华老字号品牌,起源于苏州,主营业务为苏式糕点,是稻香村商标的持有者。苏州稻香村在海内外享有极高的声誉,至今已经拥有10家现代加工中心,700多家门店,是苏式糕点行业绝对的龙头企业。稻香村的经营区域从长江中下游地区辐射到全国乃至海外30多个国家,并在江苏、山东、湖南、云南等地联合建有原料基地。其制作的糕点香糯软甜,十分可口。在2020年中国品牌价值评价中,稻香村品牌价值达到136.55亿元。

2. 正式实验。

实验一研究者采取三组(文化传承主题 vs. 工艺传承主题 vs. 控制组)的组间实验设计模式,研究者从某大学共招募123名参与者完成关于品牌故事的调查,最终共回收有效样本97个,其中女性42人(占比43.30%),平均年龄23.15岁。

正式实验开始,研究者分别给予三组参与者相应的品牌故事材料。参与者在阅读完品牌简介或品牌故事后,填写品牌态度、感知的品牌文化要素和工艺要素、品牌传承、品牌熟悉度、对品牌故事熟悉度等量表。本研究所有量表均采用李克特七级量表(1表示

“非常不赞同”,7表示“非常赞同”)。为确保量表的信度和效度,本研究所有量表均来源于国内外已经发表的论文中的成熟量表,并邀请3名市场营销博士生与2名市场营销教授对量表进行修订,最终确定问卷题项。品牌态度的问项采用Homer(2009)^[50]开发的品牌态度量表进行适当的修订。品牌传承的问项采用Pecot(2019)^[16]编制的品牌传承量表。品牌态度($\alpha=0.915$)与品牌传承($\alpha=0.933$)量表的信度均达到可以接受标准。

3. 数据分析和结果分析。

操纵检验:研究者检验了不同组的参与者感知的文化要素和工艺要素的差异,通过分组的配对样本 t 检验发现文化传承组感知的文化要素要显著大于感知的工艺要素($M_{\text{文化}}=5.90$, $SD=1.106$; $M_{\text{工艺}}=4.23$, $SD=2.171$; $t=3.892$, $p<0.01$);工艺传承组感知的工艺要素感知要显著大于自身蕴含的文化要素感知($M_{\text{文化}}=4.65$, $SD=1.723$; $M_{\text{工艺}}=5.87$, $SD=1.056$; $t=-7.263$, $p<0.01$);在品牌简介组对文化元素与工艺元素的感知没有显著差异($M_{\text{文化}}=3.66$, $SD=1.781$; $M_{\text{工艺}}=3.43$, $SD=1.703$; $t=0.916$, $p>0.05$)。之后,研究者通过单因素ANOVA方差分析检验不同组别之间品牌传承的差异,实验结果表明各组别间品牌传承存在显著差异($M_{\text{文化}}=5.359$, $SD=1.223$; $M_{\text{工艺}}=5.173$, $SD=1.036$; $M_{\text{简介}}=3.961$, $SD=1.577$; $F=11.241$, $p<0.01$)。继续通过LSD事后检验观察发现品牌传承的差异来源于品牌简介组与其余两组的差异,工艺传承组与文化传承组品牌传承不存在显著差异。

结果分析:研究者检验了品牌态度在每组之间的差异。结果显示,品牌态度也存在显著差异($M_{\text{文化}}=6.075$, $SD=0.995$; $M_{\text{工艺}}=5.892$, $SD=1.103$; $M_{\text{简介}}=4.705$, $SD=1.529$; $F=11.970$, $p<0.01$),H1得到验证,H1a与H1b得到支持。研究者还检验了品牌熟悉度对品牌态度的影响,发现品牌态度与熟悉度之间不存在相关性($b=0.060$, $p>0.1$),这说明参与者品牌态度的形成没有受到原有印象的影响。之后研究者通过LSD事后检验发现文化传承组与工艺传承组的品牌传承与品牌态度均显著高于品牌简介组,由此H1a与H1b得到验证。继续通过LSD事后检验观察发现文化传承组与工艺传承组之间的品牌传承与品牌态度没有显著差异,符合研究预期的假设,具体结果如表1所示。

表 1 各组别之间品牌传承与品牌态度的 ANOVA 方差分析

组别	品牌传承		品牌态度	
	均值	标准差	均值	标准差
文化传承组	5.359	1.223	6.075	0.995
工艺传承组	5.173	1.036	5.892	1.103
品牌简介组	3.961	1.577	4.705	1.529
<i>F</i> 值	11.241 **		11.970 **	
LSD 事后检验	文化传承组, 工艺传承组>品牌简介组			

注：*、** 分别表示在 5%、1% 的水平上显著。下同。

(二) 实验二

实验二采用虚拟品牌验证老字号真实性在品牌传承与品牌态度之间的中介作用，即验证假设 H2、H3。

1. 实验材料选取。

实验二拟采取虚拟品牌进行实验，以避免熟悉程度与长期市场表现对被试者的影响，研究者设计了虚拟品牌“东海渊酒业”，在保证故事长度、内容与结构大致相同的情况下，仿照实验一的实验材料编制符合实验二情景的品牌故事，品牌故事内容与实验一基本相同以保证实验效果的稳健性。

2. 正式试验。

实验二研究者采取三组（文化传承主题 vs. 工艺传承主题 vs. 控制组）的组间实验设计模式。研究者从网络募集 200 名参与者完成一系列关于品牌故事的调查活动，每名参与者在实验结束后将获得 2 元现金奖励。最终共收回有效样本 158 个，其中女性 82 人（占比 51.90%），平均年龄 27.11 岁。

正式实验开始，研究者分别给予三组参与者相应的故事材料。参与者在阅读完品牌简介或品牌故事后，填写品牌态度、老字号真实性、感知的品牌文化要素和工艺要素、品牌传承、品牌熟悉度、对品牌故事熟悉度等量表。老字号真实性量表参考了徐伟等 (2015)^[35] 的文章进行改编，其余量表均与实验一一致，品牌态度 ($\alpha=0.831$)、品牌传承 ($\alpha=0.837$) 与老字号真实性 ($\alpha=0.863$) 量表的信度均达到可以接受标准。

3. 数据分析和结论。

操纵检验：研究者检验了不同组的参与者感知的文化元素和工艺元素的差异，通过分组的配对样本 t 检验发现文化传承组感知的文化要素要显著大于感知的工艺要素 ($M_{\text{文化}}=5.90$, $SD=1.063$; $M_{\text{工艺}}=3.65$, $SD=2.115$; $t=7.386$, $p<0.01$)；工艺传承组感知的工艺要素要显著大于感知的文化要素 ($M_{\text{文化}}=3.77$,

$SD=1.362$; $M_{\text{工艺}}=6.02$, $SD=1.000$; $t=-10.688$, $p<0.01$)；在品牌简介组对文化元素与工艺元素的感知没有显著差异 ($M_{\text{文化}}=3.10$, $SD=1.616$; $M_{\text{工艺}}=3.24$, $SD=1.595$; $t=-0.643$, $p>0.05$)。之后，研究者通过单因素 ANOVA 方差分析检验不同组别之间品牌传承的差异，实验结果表明各组别间品牌传承存在显著差异 ($M_{\text{文化}}=5.424$, $SD=1.188$; $M_{\text{工艺}}=5.239$, $SD=1.050$; $M_{\text{简介}}=3.706$, $SD=1.359$; $F=31.777$, $p<0.01$)。继续通过 LSD 事后检验观察发现品牌传承的差异来源于品牌简介组与其余两组的差异，工艺传承组与文化传承组品牌传承不存在显著差异。

结果分析：研究者检验了品牌态度在组之间的差异。研究结果显示，品牌态度在组之间存在显著差异 ($M_{\text{文化}}=5.529$, $SD=1.033$; $M_{\text{工艺}}=5.250$, $SD=1.148$; $M_{\text{简介}}=4.732$, $SD=1.013$; $F=25.816$, $p<0.01$)。研究者继续通过 LSD 事后检验观察发现文化传承组与工艺传承组之间的品牌传承、老字号真实性与品牌态度没有显著差异，符合研究预期的假设。

中介效应分析：研究者通过 Bootstrapping 法对品牌传承、老字号真实性对品牌态度的直接效应进行分析，并通过 SPSS 中的 PROCESS (Model 4) 插件对老字号真实性的中介作用进行分析。品牌传承对品牌态度的直接效应显著 ($b=0.545$ $se=0.045$, $t=12.084$, $p<0.01$)，H1 再次得到验证。品牌传承对老字号真实性的直接效应显著 ($b=0.698$ $se=0.043$, $t=16.412$, $p<0.01$)，H2 得到验证。老字号真实性对品牌态度的直接效应显著 ($b=0.248$ $se=0.083$, $t=2.997$, $p<0.01$)，老字号真实性的中介作用显著 ($b=0.173$ $se=0.060$; 95% 置信区间为 $[0.055, 0.289]$)，在加入老字号真实性中介后，品牌传承的直接效应值从 0.670 下降到 0.372 ($t=5.118$, $p<0.01$)，说明老字号真实性在品牌传承和品牌态度之间起到部分中介作用，H3 得到验证。结果如图 2 所示。

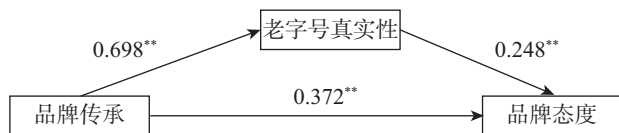


图 2 老字号真实性的中介效应分析

(三) 实验三

实验三是为了验证品牌概念类型在品牌传承与品牌态度之间的调节作用，即验证假设 H4、H4a

与 H4b。

1. 实验材料选取与实验设计。

选取品牌概念明确的老字号品牌。研究者进行了品牌选取的预实验。首先由4名市场营销的硕士生和博士生对老字号品牌进行初选,筛选出11种品牌概念较为明确的品牌,之后招募志愿者对所选品牌的功能性属性与象征性属性进行打分,共有21名参与者完成了预实验,其中女性11人(占比52.38%),平均年龄27.10岁。最终功能性属性与象征性属性差距最大的两个品牌为德馨斋($M_{功能}=5.48$, $SD=1.778$; $M_{象征}=2.43$, $SD=1.469$; $t=6.056$, $p<0.01$)与老凤祥($M_{功能}=3.95$, $SD=1.203$; $M_{象征}=5.95$, $SD=0.921$; $t=-6.050$, $p<0.01$)。

对于实验材料,研究者在保证故事长度、内容与结构大致相同的情况下对实验一的故事材料进行改编,使其符合两个品牌的实际情况。除了正常的品牌故事之外,实验三与实验一、实验二的不同之处在于在实验材料发放前增加一段文字描述,使参与者对品牌概念更为明晰。功能型品牌组为:“德馨斋如今更加专注于解决民生需求,为千家万户吃到物美价廉的香醋而不断奋进。”象征型品牌组为:“如今佩戴老凤祥珠宝已经成为品味与身份的象征。”

2. 正式试验。

实验三研究者拟采用2(功能型品牌 vs. 象征型品牌)×2(文化传承 vs. 工艺传承)的组间实验设计模式。研究者在某大学 MBA 学生中募集160名参与者完成一系列关于品牌故事的调查活动,最终共回收有效样本155个,其中女性68人(占比43.87%),平均年龄27.77岁。

正式实验开始,阶段一研究者首先要求参与者阅读品牌概念的操控材料,并回答感知到的品牌功能性属性与象征性属性的高低。阶段二研究者分别给予四组参与者已经编制好的品牌故事。参与者在阅读完品牌简介或品牌故事后,填写品牌态度、老字号真实性、感知的品牌文化要素和工艺要素、品牌传承、品牌熟悉度、对品牌故事熟悉度等量表。实验三中采用的量表均与实验二一致,品牌态度($\alpha=0.859$)、品牌传承($\alpha=0.854$)、品牌真实性($\alpha=0.883$)的信度均达到了可以接受的程度。

3. 数据分析和结论。

操纵检验:研究者检验了不同组的参与者感知的文化传承主题和工艺传承主题的差异,通过分组的配

对样本 t 检验发现文化传承组感知的文化要素要显著大于感知的工艺要素($M_{文化}=5.66$, $SD=1.150$; $M_{工艺}=3.70$, $SD=1.488$; $t=10.193$, $p<0.01$); 工艺传承组感知的工艺要素要显著大于自身的文化要素($M_{文化}=3.59$, $SD=1.296$; $M_{工艺}=5.71$, $SD=0.908$; $t=-13.203$, $p<0.01$)。随后,研究者检验了不同组参与者之间感知的象征性属性和感知的功能性属性之间的差异,通过分组的配对样本 t 检验发现在功能型品牌组参与者感知的功能性属性要显著高于象征性属性($M_{功能}=6.08$, $SD=0.950$; $M_{象征}=2.58$, $SD=1.111$; $t=23.302$, $p<0.01$),而且在象征型品牌组参与者感知的象征性属性要显著高于功能性属性($M_{功能}=3.94$, $SD=1.104$; $M_{象征}=5.90$, $SD=1.033$; $t=-11.827$, $p<0.01$)。

结果分析:研究者检验了品牌态度在四组之间的差异,通过分组的独立样本 t 检验发现,在功能型品牌的情况下,工艺传承组的品牌态度要显著高于文化传承组($M_{文化}=3.992$, $SD=0.938$; $M_{工艺}=4.500$, $SD=1.235$; $t=-2.040$, $p<0.05$);在象征型品牌的情况下,文化传承组的品牌态度要显著高于工艺传承组($M_{文化}=4.991$, $SD=0.838$; $M_{工艺}=4.480$, $SD=0.771$; $t=2.772$, $p<0.01$)。结果如图3所示。H4得到支持,H4a与H4b得到验证。研究者还检验了品牌熟悉度与人口统计变量与结果变量的关系,发现并未对结果产生显著影响。

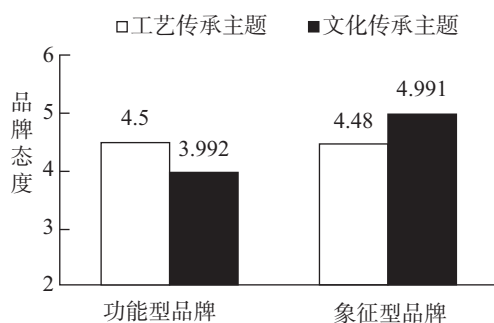


图3 不同组别品牌态度差异

有调节的中介效应检验:研究者通过 Bootstrapping 法检验品牌传承、老字号真实性对品牌态度的直接效应,并通过 SPSS 中的 PROCESS (Model 4) 插件对老字号真实性的中介作用进行分析,结果显示:品牌传承对品牌态度的直接效应显著($b=0.478$, $se=0.044$, $t=10.784$, $p<0.01$),H1再次得到验证。品牌传承对老字号真实性的直接效应显著($b=0.626$, $se=0.046$, $t=13.515$, $p<0.01$),H2得到验证。老

字号真实性对品牌态度的直接效应显著 ($b = 0.345$ $se = 0.073$, $t = 4.751$, $p < 0.01$), 老字号真实性的中介作用显著 ($b = 0.216$ $se = 0.051$; 95%置信区间为 $[0.119, 0.322]$), 在加入老字号真实性中介后, 品牌传承的直接效应值从 0.478 下降到 0.263 ($t = 4.273$, $p < 0.01$), 说明老字号真实性在品牌传承和品牌态度之间起到部分中介作用, H3 得到验证。

研究者继续使用 Bootstrapping 法通过 SPSS 中的 PROCESS 插件 (Model5) 分组检验了品牌概念的调节作用。在功能型品牌组, 老字号真实性在品牌传承与品牌态度之间的中介作用显著 ($b = 0.286$ $se =$

0.076; 95%置信区间为 $[0.141, 0.436]$), 故事主题对品牌态度的作用显著 ($b = 0.1.366$ $se = 0.660$, $t = 2.070$, $p < 0.05$), 品牌传承与故事主题的交互作用对品牌态度的影响显著 ($b = -0.316$ $se = 0.122$, $t = -2.579$, $p < 0.05$)。在象征型品牌组中, 老字号真实性在品牌传承与品牌态度之间的中介作用显著 ($b = 0.106$ $se = 0.047$; 95%置信区间为 $[0.015, 0.201]$), 故事主题对品牌态度的作用不显著 ($b = -0.586$ $se = 0.470$, $t = -1.244$, $p > 0.05$), 品牌传承与故事主题的交互作用对品牌态度的影响显著, ($b = 0.216$ $se = 0.089$, $t = 2.428$, $p < 0.05$)。结果如表 2 所示。

表 2 不同组别调节效应分析

	品牌态度 (功能型)			品牌态度 (象征型)		
	系数	标准误差	t 值	系数	标准误差	t 值
品牌传承	0.370	0.109	3.386 **	0.273	0.067	4.103 **
老字号真实性	0.447	0.114	3.909 *	0.172	0.071	2.438 **
品牌概念	1.366	0.660	2.070 *	-0.586	0.471	-1.244
故事主题×品牌概念	-0.316	0.122	-2.580 *	0.216	0.089	2.428 *

(四) 实验四

实验四与实验三的目的相同, 是为了验证 H4、H4a 与 H4b。实验四与实验三的不同之处在于: ①采用虚拟品牌作为实验材料。②增强了对故事主题 (工艺传承 vs. 文化传承) 的操控并更换了测量方式。实验三采用虚拟品牌作为实验材料是为了增加结果的外部效度与稳健性, 并且可以减少品牌熟悉程度对实验结果的影响; 实验三增加对故事主题的操控并更换故事主题的测量方式是由于研究者在先前实验中发现两类故事主题的评分的相关性存在边缘显著 ($p < 0.10$) 的情况, 所以为避免参与者同时受到多种故事主题的影响, 研究者做出了部分调整。

1. 实验材料选取与实验设计。

实验四继续使用了实验二所用的品牌与品牌故事材料。与实验二不同之处在于: 第一, 在实验材料发放之前参与者会看到一段关于故事主题分类的操控材料: “老字号品牌一般会在自身文化积淀与自身精湛工艺之间选择一种作为自身品牌故事的主题进行宣传, 请您阅读以下老字号故事……” 第二, 在故事主题的测量阶段, 参与者不再被要求对文化传承与工艺传承进行打分, 而是采取强制分布法 (force distribution), 要求参与者将满分 100 分分配到工艺要素与文化要素当中。第三, 增加了对功能型品牌与象征型

品牌的操控, 参与者将通过阅读不同内容达到被操控的目的。功能型品牌组为: 东海渊如今更加专注于解决民生需求, 为千家万户品尝到物美价廉的美酒而不断奋进, 东海渊已经成为家常饮酒的首选; 象征型品牌组: 东海渊如今已经成为各大品酒人士饮酒的首选, 东海渊酒已经成为身份和品位的象征, 各大品酒爱好者以能珍藏一瓶东海渊酒而感到自豪。

为检验操控的有效性, 实验者在某大学招募 25 名参与者 (年龄 $M = 24.76$, $SD = 2.241$, 女性比例 56.000%) 进行实验四的预实验。通过分组的配对样本 t 检验分析故事主题的差异发现, 在工艺传承组中感知的工艺要素和感知的文化要素存在显著差异 ($M_{\text{工艺}} = 82.23$, $SD = 11.114$, $t = 10.456$, $p < 0.01$), 在文化传承组中感知的工艺要素和感知的文化要素存在显著差异 ($M_{\text{文化}} = 78.33$, $SD = 11.865$, $t = 8.272$, $p < 0.01$); 在功能型品牌组中功能性属性与象征性属性存在显著差异 ($M_{\text{功能}} = 4.77$, $SD = 1.235$; $M_{\text{象征}} = 2.46$, $SD = 1.198$; $t = 5.571$, $p < 0.01$), 在象征型品牌组中功能性属性与象征性属性存在显著差异 ($M_{\text{功能}} = 2.92$, $SD = 1.311$; $M_{\text{象征}} = 5.25$, $SD = 0.866$; $t = -6.025$, $p < 0.01$)。

2. 正式实验。

实验四采用 2 (功能型品牌 vs. 象征型品牌) × 2

(文化传承 vs. 工艺传承) 的组间实验设计。研究者从某大学 MBA 学生中募集 120 名参与者完成一系列关于品牌故事的调查活动, 每名参与者在实验结束后将获得 2 元的现金奖励。最终共收回有效样本 118 个, 其中女性 56 人 (占比 47.50%), 平均年龄 26.71 岁。

正式实验分为两个阶段。阶段一: 研究者要求参与者阅读品牌概念的操控材料, 并要求参与者回答感知到的品牌功能性属性与象征性属性的高低。阶段二: 研究者要求参与者先阅读故事主题的操控材料再阅读已经编制好的品牌故事。参与者在阅读完品牌故事后, 通过强制分步法对感知的文化要素和工艺要素进行打分。随后, 要求参与者填写品牌态度、老字号真实性、感知的品牌文化要素和工艺要素、品牌传承、品牌熟悉度、对品牌故事熟悉度等量表。实验四中采用的量表与实验一致, 品牌态度 ($\alpha=0.805$)、品牌传承 ($\alpha=0.879$)、品牌真实性 ($\alpha=0.869$) 的信度均达到了可以接受的程度。

3. 数据分析和结论。

操纵检验: 通过分组的配对样本 t 检验发现, 文化传承组感知的文化要素要显著大于感知的工艺要素 ($M_{\text{文化}}=76$, $SD=17.517$, $t=-11.401$, $p<0.01$); 工艺传承组感知的工艺要素要显著大于感知的文化要素 ($M_{\text{工艺}}=78.59$, $SD=14.409$, $t=15.242$, $p<0.01$)。同时, 通过分组的配对样本 t 检验发现在功能型品牌组参与者感知功能性属性要显著高于象征性属性 ($M_{\text{功能}}=5.46$, $SD=1.208$; $M_{\text{象征}}=3.07$, $SD=1.541$, $t=9.556$, $p<0.01$), 而且在象征型品牌组参与者感知到的象征性属性要显著高于功能性属性 ($M_{\text{功能}}=2.68$, $SD=1.634$; $M_{\text{象征}}=5.44$, $SD=1.290$; $t=-11.643$, $p<0.01$)。

结果分析: 通过分组的独立样本 t 检验发现, 在工艺传承组中, 功能型品牌的品牌态度要显著高于象征型品牌 ($M_{\text{功能}}=4.689$, $SD=0.1.002$; $M_{\text{象征}}=4.138$, $SD=0.875$; $t=2.252$, $p<0.05$); 在文化传

承组中, 象征型品牌的品牌态度要显著高于功能型品牌 ($M_{\text{功能}}=4.391$, $SD=0.831$; $M_{\text{象征}}=5.033$, $SD=0.988$; $t=-2.707$, $p<0.01$)。H4 得到支持, H4a 与 H4b 得到验证。研究者还检验了品牌熟悉度与人口统计变量与结果变量的关系, 发现并未对结果产生显著影响。

有调节的中介效应检验: 研究者通过 Bootstrapping 法检验品牌传承、老字号真实性对品牌态度的直接效应, 并通过 SPSS 中的 PROCESS (Model4) 插件对老字号真实性的中介作用进行分析。结果显示: 品牌传承对品牌态度的直接效应显著 ($b=0.444$ $se=0.067$, $t=6.616$, $p<0.01$), H1 再次得到验证。品牌传承对老字号真实性的直接效应显著 ($b=0.718$ $se=0.064$, $t=11.306$, $p<0.01$), H2 再次得到验证。老字号真实性对品牌态度的直接效应显著 ($b=0.216$ $se=0.096$, $t=2.239$, $p<0.05$), 老字号真实性的中介作用显著 ($b=0.155$ $se=0.069$; 95% 置信区间为 $[0.213, 0.296]$), 在加入老字号真实性后, 品牌传承的直接效应值从 0.444 下降到 0.289 ($t=3.021$, $p<0.01$), 说明老字号真实性在品牌传承和品牌态度之间起到部分中介作用, H3 得到验证。

研究者设置了新的研究变量“一致性”(哑变量), 工艺传承组中功能型品牌记为 0, 象征型品牌记为 1; 文化传承组中功能型品牌记为 1, 象征型品牌记为 0。通过一致性反映故事主题与品牌概念的分类情况并以此检验二者的交互作用对品牌态度的影响。研究者继续通过 SPSS 中的 PROCESS 插件 (Model 5) 检验一致性对品牌传承调节作用。老字号真实性在品牌传承与品牌态度之间的中介作用显著 ($b=0.142$ $se=0.665$; 95% 置信区间为 $[0.127, 0.277]$), 一致性对品牌态度的作用不显著 ($b=0.630$ $se=0.649$, $t=0.971$, $p>0.05$); 品牌传承与一致性的交互作用对品牌态度的影响显著, 且系数为负 ($b=-0.253$ $se=0.118$, $t=-2.142$, $p<0.05$), H4、H4a 与 H4b 得到验证。结果如表 3 所示。

表 3 调节效应分析

	老字号真实性			品牌态度		
	系数	标准误差	t 值	系数	标准误差	t 值
品牌传承	0.718	0.635	11.306 **	0.474	0.107	4.433 **
老字号真实性				0.197	0.086	2.304 *
一致性				0.63	0.649	0.971
品牌传承 $\times$ 一致性				-0.253	0.118	-2.142 *

四、研究结论与展望

(一) 研究结论

本研究以老字号品牌故事为研究对象,在构建研究模型的基础上,通过采用情景模拟实验的方式,检验老字号真实性对品牌故事传承主题如何影响消费者品牌态度的中介作用以及品牌概念的调节作用,揭示出老字号品牌故事主题影响消费者品牌态度的机理,得出如下主要研究结论。

第一,品牌传承是老字号品牌故事的重要主题,文化传承主题和工艺传承主题皆可提升消费者对老字号品牌的评价。现有研究主要通过访谈与案例的研究方法分析消费者对品牌历史传承主题故事的偏好性,本研究通过情景模拟实验的方式针对品牌传承主题故事对消费者品牌态度的影响机理进行了深入的探讨,发现老字号品牌故事的两类品牌传承主题(工艺传承 vs. 文化传承)皆能够对消费者品牌态度产生积极影响。传承主题的品牌故事不仅具有更好的传播效果,而且对消费者认知具有积极作用,该结论揭示出品牌传承作为老字号的核心特点,是老字号企业成功进行营销传播的关键要素。

第二,品牌故事传承主题促进消费者将老字号当前现状与既往发展建立联系,激发消费者对老字号真实性的感知进而提升消费者对老字号的评价。现有研究探究了合法性、正宗性等前置要素对老字号真实性的作用,本研究则研究品牌传承这一前置因素对老字号真实性的影响作用。老字号企业能通过外显的品牌传承载体提升消费者感知的老字号真实性,进而影响消费者品牌态度。该结论揭示出老字号真实性作为品牌基础属性可以被品牌传承这一营销信息所激发,并改变消费者认知。

第三,品牌故事传承主题与品牌概念定位两者之间一致性会影响消费者对老字号品牌的评价。具体而言,功能型品牌采用工艺传承故事对提升消费者品牌态度更为有效;象征型品牌采用文化传承主题故事对提升消费者品牌态度更为有效。当概念类型与故事主题匹配时,品牌故事将获得更积极的消费者品牌态度评价;概念类型与故事主题不匹配时,故事主题对品牌态度的影响被削弱了。该结论有助于不同概念类型的老字号进行故事主题的选择,通过选择适合的故事主题以获得良好的营销效果。

(二) 管理启示

第一,彰显品牌传承性是老字号企业提升故事营销有效性的重要方式。本研究从文化传承与工艺传承探讨了品牌传承主题对消费者品牌态度的积极影响。基于这一结论,首先,老字号企业可以从品牌发展历史中充分发掘经典的、独特的品牌故事,如品牌的诞生、创始人传奇经历、工艺文化事件等,运用戏剧、影视、文化册等综合的表现方式,演绎品牌故事经典片段,再现老字号品牌故事背后的文化缘起和工艺蜕变,促进消费者对老字号核心文化事件和独特工艺技法的记忆。其次,老字号企业可以综合运用“两微一端”等新媒体平台以及VR等新技术,将品牌故事与消费者喜闻乐见的营销形式相结合,创作一系列能够立体展现传承主题的优质内容,多形式传播以贴近目标消费群体,强化老字号的品牌形象,提升消费者品牌态度。

第二,老字号企业需要充分利用品牌故事元素以增加消费者的真实感。老字号品牌可以通过故事营销拉近品牌和消费者之间的距离,提升消费者对品牌文化、品牌工艺以及品牌产品的进一步熟悉度与亲近感,加深对老字号品牌的认知和情感。在工艺方面,老字号企业可以选取产品制作技法、技巧学习过程等素材创作品牌故事、进行品牌直播,使消费者体验“看得见、摸得着”的真实感;在文化方面,老字号企业可以选取“员工与顾客”的服务事件、“师傅带徒弟”的传艺事件等素材创作品牌故事、拍摄品牌纪录片,使消费者体验“感同身受”的真实感。

第三,老字号品牌故事传承主题应符合品牌形象和品牌概念的定位。一是厘清消费者真正需求与品牌特色,进行清晰的定位,并根据不同的品牌概念定位选取合适的营销信息进行展示。二是选取与品牌概念相匹配的品牌信息进行品牌故事创作。对于功能型品牌,消费者更愿意了解产品质量与性能信息,因此应强调品牌对传统工艺的传承,如产品制作技法、产品制作原料等,以展示其工艺的稳定性与成熟性。对于象征型品牌,消费者期望品牌可为消费者传递自身身份与精神象征,因此应强调品牌文化的内涵、底蕴等软实力,如品牌价值观、品牌愿景等,以改变消费者对老字号品牌的形象认知。

(三) 局限与展望

本研究探讨了老字号品牌故事主题对消费者品牌

态度的影响机理,未来研究可以从以下三个方面进行拓展。第一,本研究结合老字号的定义内涵、故事主题类型以及品牌传承,将老字号品牌故事主题分为文化传承主题与工艺传承主题进行了详细的探讨,后续研究仍可从其他角度探讨老字号品牌故事主题的划分方式并对其影响机理进行探索。第二,本研究使用的多种方式测量品牌文化属性与品牌工艺属性,并将传承主题类型处理为类别变量,后续研究可以进一步将

其处理为连续变量或采用其他更有效的测量方式,避免二者之间的交互作用对实验结果的影响。第三,本研究在老字号品牌故事营销情境下,检验了品牌概念与故事主题的交互作用对品牌态度的影响,是对品牌概念研究的有益补充。后续研究可考虑消费者自身特质如怀旧倾向、国货意识对态度形成的影响,并进一步从消费者特质视角深入探究消费者品牌态度的形成机理。

参考文献

- [1] Zhang S N, Li Y Q, Liu C H, et al. A Study on China's Time-honored Catering Brands: Achieving New Inheritance of Traditional Brands [J]. Journal of Retailing and Consumer Services, 2021, 58 (1): 102290.
- [2] Ammar S, Chen W F, Blamer J M T, et al. Crafting the Forever Now: Corporate Heritage Brand Innovation at John Lewis Partnership [J]. Strategic Change, 2020, 29 (1): 115-126.
- [3] Balmer J M T, Chen W F. Corporate Heritage Brands in China. Consumer Engagement with China's Most Celebrated Corporate Heritage Brand—Tong Ren Tang [J]. Journal of Brand Management, 2015, 22 (3): 194-210.
- [4] 马赛, 李晨溪. 基于悖论管理视角的老字号企业数字化转型研究——以张弓酒业为例 [J]. 中国软科学, 2020 (4): 184-192.
- [5] 王成荣, 王玉军. 老字号品牌价值评价模型 [J]. 管理评论, 2014 (6): 98-106.
- [6] Fazli-Salehi R, Torres I M, Madadi R, et al. Is Country Affinity Applicable for Domestic Brands? The Role of Nation Sentiment on Consumers' Self-Brand Connection with Domestic vs Foreign Brands [J]. Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics, 2020, 33 (3): 731-754.
- [7] He J, Wang C L. Cultural Identity and Consumer Ethnocentrism Impacts on Preference and Purchase of Domestic Versus Import Brands: An Empirical Study in China [J]. Journal of Business Research, 2015, 68 (6): 1225-1233.
- [8] Giuseppe P, Mihalik K. Bridging the Gap between Culture, Identity and Image: A Structurationist Conceptualization of Place Brands and Place Branding [J]. Journal of Product & Brand Management, 2019, 28 (3): 348-363.
- [9] 刘英为, 汪涛, 聂春艳, 张伟. 如何应用国家文化原型实现品牌的国际化传播——基于中国品牌海外社交媒体广告的多案例研究 [J]. 管理世界, 2020 (1): 88-104, 236.
- [10] Susan F, Claudio A. How Brands Acquire Cultural Meaning [J]. Journal of Consumer Psychology, 2019, 29 (3): 519-534.
- [11] 王海忠, 王骏畅, 罗捷彬. 要素品牌策略与产品独特性评价: 自我建构和产品性质的调节作用 [J]. 南开管理评论, 2012 (4): 111-117.
- [12] Danny T K. The Impact of Envy on Brand Preference: Brand Storytelling and Psychological Distance as Moderators [J]. Journal of Product & Brand Management, 2019, 28 (4): 515-528.
- [13] 汪涛, 周玲, 彭传新, 朱晓梅. 讲故事塑品牌: 建构和传播故事的品牌叙事理论——基于达芙妮品牌的案例研究 [J]. 管理世界, 2011 (3): 112-123.
- [14] 赵蓓, 贾艳瑞. 品牌故事研究述评: 内涵、构成及功能 [J]. 当代财经, 2016 (12): 65-76.
- [15] Denning S. The Leader's Guide to Storytelling: Mastering the Art and Discipline of Business Narrative [M]. San Francisco, CA: Jossey-Bass, 2005.
- [16] Pecot F, Valette-Florence P, De Barnier V, et al. Brand Heritage as a Temporal Perception: Conceptualisation, Measure and Consequences [J]. Journal of Marketing Management, 2019, 35 (17/18): 1624-1643.
- [17] 杨桂菊, 徐秀秀, 曲畅. 机会窗口、文化传承与老字号创新成长 [J]. 科学学研究, 2020 (12): 2271-2281.
- [18] Balmer J M T, Burghausen M. Marketing, The Past and Corporate Heritage [J]. Marketing Theory, 2019, 19 (2): 217-227.
- [19] Granitz N, Forman H. Building Self-brand Connections: Exploring Brand Stories Through a Transmedia Perspective [J]. Journal of Brand Management, 2015, 22 (1): 38-59.
- [20] Ikheim J P. Arctic Narratives: Brewing a Brand with Neolocalism [J]. Journal of Brand Management, 2021 (5): 1-14.
- [21] 郑伟. 文化传承视野下的中华老字号品牌形象设计研究 [J]. 浙江社会科学, 2016 (5): 131-135, 63, 159-160.
- [22] 郭莲. 文化的定义与综述 [J]. 中共中央党校学报, 2002 (1): 115-118.
- [23] Jian Y F, Zhou Z M, Zhou N. Brand Cultural Symbolism, Brand Authenticity, and Consumer Well-being: The Moderating Role of Cultural

- Involvement [J]. Journal of Product & Brand Management, 2019, 28 (4): 529-539.
- [24] 许衍凤, 范秀成, 朱千林. 基于文化契合度的老字号品牌延伸对品牌忠诚的影响研究 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2018 (2): 62-72.
- [25] 李晓岑, 朱霞. 传统工艺与中国品牌 [J]. 自然辩证法研究, 2017 (2): 98-104.
- [26] Urde M, Greyser S A, Balmer J M T. Corporate Brands with a Heritage [J]. Journal of Brand Management, 2007, 15 (1): 4-19.
- [27] Hudson B T, Balmer J M. Corporate Heritage Brands: Mead's Theory of the Past [J]. Corporate. Communications, 2013, 18 (3): 347-361.
- [28] Merchant A, Rose G M. Effects of Advertising-evoked Vicarious Nostalgia on Brand Heritage [J]. Journal of Business Research, 2013, 66 (12): 2619-2625.
- [29] Orth U R, Rose G M. Merchant A. Preservation, Rejuvenation, or Confusion? Changing Package Designs for Heritage Brands [J]. Psychology & Marketing, 2019, 36 (2): 831-843.
- [30] Beverland M. Brand Management and the Challenge of Authenticity [J]. Journal of Product & Brand Management, 2005, 14 (7): 460-461.
- [31] Brown S, Kozinet R V, Sherry J F. Teaching Old Brands New Tricks: Retro Branding and the Revival of Brand Meaning [J]. Journal of Marketing, 2003, 67 (3): 19-33.
- [32] Ilicic J, Webster C M. Investigating Consumer-brand Relational Authenticity [J]. Journal of Brand Management, 2014, 21 (4): 342-363.
- [33] 徐伟, 汤筱晓. 老字号真实性对品牌延伸评价的影响机制研究 [J]. 财贸研究, 2020 (3): 72-80.
- [34] 徐伟, 王新新, 刘伟. 老字号真实性的概念、维度及特征感知——基于扎根理论的质性研究 [J]. 财经论丛, 2015 (11): 80-87.
- [35] 徐伟, 王平, 王新新, 宋思根. 老字号真实性的测量与影响研究 [J]. 管理学报, 2015 (9): 1286-1293.
- [36] Beverland M, Farrelly F, Quester P G. Authentic Subcultural Membership: Antecedents and Consequences of Authenticating Acts and Authoritative Performances [J]. Psychology & Marketing, 2010, 27 (7): 698-716.
- [37] Heinberg M, Katsikeas C S, Ozkaya H E, et al. How Nostalgic Brand Positioning Shapes Brand Equity: Differences between Emerging and Developed Markets [J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 2020, 48 (5): 869-890.
- [38] Sarial-Abi G, Vohs K D, Hamilton R, et al. Stitching Time: Vintage Consumption Connects the Past, Present, and Future [J]. Journal of Consumer Psychology, 2017, 27 (2): 182-194.
- [39] 陈玉箴. “道地”的建构: “台湾料理”在东京的生产、再现与变迁 [J]. 台湾人类学刊, 2016 (1), 7-54.
- [40] 马友意, 廖淑伶. 消费者纯正性需要概念建构与量表建置之研究 [J]. 管理学报, 2017 (4): 467-496.
- [41] Fritz K, Schoenmueller V, Bruhn M. Authenticity in Branding—Exploring Antecedents and Consequences of Brand Authenticity [J]. European Journal of Marketing, 2017, 51 (2): 324-348.
- [42] Cinelli M D, LeBoeuf R A. Keeping It Real: How Perceived Brand Authenticity Affects Product Perceptions [J]. Journal of Consumer Psychology, 2020, 30 (1): 40-59.
- [43] 杨海龙, 郭国庆, 陈凤超. 根脉传播诉求对集群品牌购买意愿的影响: 品牌真实性的中介作用 [J]. 管理评论, 2018 (3): 102-113.
- [44] Tofighi M, Grohmann B, Bodur H O. Ethical Attribute and Brand Concept Congruity Enhances Brand Evaluations [J]. European Journal of Marketing, 2019, 54 (1): 79-108.
- [45] Kwon J, Seo Y, Ko D. Effective Luxury-brand Advertising: The ES-IF Matching (Entity-Symbolic Versus Incremental-Functional) Model [J]. Journal of Advertising, 2016, 45 (4): 459-471.
- [46] Zhu X J, Teng L F, Foti L, et al. Using Self-congruence Theory to Explain the Interaction Effects of Brand Type and Celebrity Type on Consumer Attitude Formation [J]. Journal of Business Research, 2019, 103 (10): 301-309.
- [47] 张淑华, 李海莹, 刘芳. 身份认同研究综述 [J]. 心理研究, 2012 (1): 21-27.
- [48] Meyers-Levy J, Louie T A, Curren M T. How Does the Congruity of Brand Names Affect Evaluations of Brand Name Extensions? [J]. Journal of Applied Psychology, 1994, 79 (1): 46-53.
- [49] Kao K C, Hill S R, Troshani I. Effects of Cue Congruence and Perceived Cue Authenticity in Online Group Buying [J]. Internet Research, 2020, 30 (3): 945-970.
- [50] Homer P M. Product Placements [J]. Journal of Advertising, 2009, 38 (3): 21-31.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

控制权转移对企业绩效的影响

——基于代理成本中介效应的检验

The Impact of Control Transfer on Enterprise Performance:

The Test Based on the Mediating Effect of Agency Cost

吴国鼎

WU Guo-ding

[摘要] 控制权转移能够通过代理成本的变化对企业绩效产生影响。笔者以2004—2018年中国沪深A股市场上市公司中所发生的控制权转移事件为研究样本,运用中介效应检验方法,考察了控制权转移如何通过管理层在职消费率、资产利用率和大股东占款率等代理成本度量指标变化以影响企业绩效。研究结果表明:从总体上看,控制权转移影响企业绩效的作用过程中几类代理成本的中介效应都显著。区分控制权转移类型研究的结果显示出代理成本的中介效应有差异:就国资控制权的转移而言,管理层在职消费率和资产利用率中介效应显著;而对于民资控制权转移的代理成本中介效应却不能一概而论,其中,若转让给民营资本,则管理层在职消费率和大股东占款率的中介效应显著,若转让给国有资本,则几类代理成本之中中介效应均不显著。笔者通过进一步考察控制权转移影响企业代理成本渠道发现:控制权转移后,高管变更可以提高资产利用率,控制人的控制权减少可以降低大股东占款率。本研究揭示了控制权转移如何通过代理成本的变化影响企业绩效的机理,得出的研究结论有助于丰富控制权转移绩效研究领域的相关文献,能够为规范中国控制权转移市场、提高中国企业公司治理水平提供理论依据。

[关键词] 控制权转移 代理成本 企业绩效 所有制类型

[中图分类号] F279.23 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2021)09-0100-13

Abstract: The transfer of control can affect enterprise performance through the change of agency cost. The author takes the control transfer events in Shanghai and Shenzhen market from 2004 to 2018 as the research sample, uses the mediating effect test method to investigate the impact of control transfer on enterprise performance through the changes of agency cost measures such as management's in-service consumption rate, asset utilization rate and major shareholder's fund occupancy rate. The results show that: in general, the mediating effect of agency cost is significant in the process of control transfer affecting enterprise performance. The results of the research of distinguishing the types of control transfers show that there are differences in the mediating effect of agency cost: in terms of the transfer of state-owned capital control, the mediating effect of management's in-service consumption rate and asset utilization rate is significant; however, the mediating effect of agency cost on the transfer of private capital control can not be generalized. If it is transferred to private capital, the mediating effect of management's in-service consumption rate and major shareholder's fund occupancy rate is significant. If it is transferred to state-owned capital, the mediating effect of the above agency cost indicators is not significant. Through a further research of the impact of control transfer on agency cost, the author finds that: after the control transfer, the change of senior management can improve the asset utilization rate, and the reduction of the control of the controller can reduce the major shareholder's fund occupancy rate. This paper reveals the mechanism of how control transfer affects enterprise performance through the change of agency cost. The research conclusions are helpful to enrich the research literature in the field of control transfer performance, and can provide a theoretical basis for standardizing China's control transfer market and improving the corporate governance of Chinese enterprises.

Key words: Control transfer Agency cost Enterprise performance Type of ownership

[收稿日期] 2021-06-09

[作者简介] 吴国鼎,男,1973年9月出生于山东省临沂,中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员,经济学博士,主要研究方向为公司治理、世界经济,联系方式为 wuguding01@sina.com。

[基金项目] 中国社会科学院创新工程项目“公司治理的国际比较”。

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、前言

企业的控制权转移是资本市场中各方所关注的焦点之一。根据 La Porta 等 (1999)^[1] 以及 Claessens 等 (2000)^[2] 的研究,企业的控制权掌握在企业的实际控制人手中。因此,控制权转移指的是企业的实际控制人发生了变更。控制权转移能够对企业绩效产生影响。然而,控制权转移如何影响企业绩效仍然是值得进一步研究的问题。学者们多是探讨控制权转移对企业绩效的直接影响(冯根福和吴林江,2001^[3];杨记军等,2010^[4]),而缺少对于影响机制的研究。关于控制权转移影响企业绩效的机制,有学者认为,控制权转移所引致的企业内部治理机制的变化是企业绩效发生变化的深层次原因(王甄和胡军,2016^[5])。控制权转移后,企业新的控制人会调整企业的治理机制,如改变控制人的控制方式、更换企业的高管、改变对企业管理层的监督和激励方式等,从而影响企业的内部代理问题以及相应的代理成本。可以说,如何设置更为合理的治理机制以加强对管理层的监督、充分调动管理层的积极性以及加强对企业控制人的约束,从而将代理成本最小化,进而促进企业绩效的提高,是控制权转移后企业改进公司治理的核心诉求。

关于控制权转移能够通过哪些方面的代理成本影响企业绩效,虽然已有学者对这一问题进行了研究,但是已有的研究成果中存在以下问题:一是没有使用标准的中介效应检验方法。温忠麟和李宝娟(2014)^[6]介绍的方法是标准的中介效应检验方法,其他研究方法都存在这样或那样的缺陷。这就导致已有的研究结论存在一定的偏差。二是缺少对区分不同控制权转移类型的研究。虽然徐莉萍等(2006)^[7]、王甄和胡军(2016)^[5]对这一研究角度有所涉及,但研究得不全面且无对多种控制权转移类型的综合和比较研究。中国的经济体制导致了资本市场中多种控制权转移类型的存在。如果不从这一角度进行研究,可能会得出与现实不相符的结论。三是缺少对于控制权转移如何影响代理成本的研究。虽然控制权转移后企业通常会更换管理层以及调整治理机制,但是这些措施是否导致了企业代理成本的变化,对此尚无实证研究。基于此,本文使用中介效应检验方法,从样本总体以及区分控制权转移的所有制类型考察控制权转移如何通过代理成本渠道对企业绩效产生影响。在此基础上,本

文也对控制权转移影响企业代理成本的渠道进行了考察。

二、文献综述与研究假设

(一) 控制权转移对企业绩效的影响

控制权转移能够对企业绩效产生影响。但是对于能够产生何种影响,已有的研究结论并不一致。Kaplan (1989)^[8]的研究发现,控制权转移后企业的资本性支出降低,资产管理效率提高,从而导致了企业绩效的提高。Parrino 和 Harris (1999)^[9]的研究则发现,控制权转移后,企业经营规模扩大,产生了规模经济和协同效应,从而使企业绩效得到提高。朱宝宪和王怡凯(2002)^[10]、方轶强等(2006)^[11]、徐向艺和王俊韡(2011)^[12]以中国资本市场中的数据为样本所进行的研究也得出了类似的结论。也有学者的研究得出了相反的结论。冯根福和吴林江(2001)^[3]、宋建波和王晓玲(2008)^[13]的研究发现,虽然控制权转移后企业绩效会短暂上升,但是长期来看企业绩效会显著下降。Louis (2004)^[14]、奚俊芳和于培友(2006)^[15]的研究则发现,控制权转移后企业绩效的改善主要是由企业的盈余管理所致,与控制权转移行为无关。

之所以已有的研究中得出了不一致的结论,可能是由不同研究中所使用的样本不同以及所使用的方法不同造成的。结合中国的资本市场环境,我们认为,控制权转移,一方面,能够纠正控制权转移前企业治理机制中存在的弊端,改善企业的内部治理环境;另一方面,还可以优化企业的经营策略,提高与其他企业的协同效应。这都能促进企业绩效的提高。从控制权转移的动机来看,除了提高企业经营效率、扩大经营规模以及加强对重点行业和企业等的控制等动机外,由于中国资本市场中上市企业“壳”资源的稀缺性,中国企业进行控制权转移的动机还包括“保壳”和“借壳”两种类型。“保壳”型就是企业为了摆脱经营危机,保住企业的上市资格而进行的控制权转移。“借壳”型就是未上市企业为了获得上市资格而对上市企业进行并购所导致的控制权转移。对于“保壳”型,新的控制人接手企业后,会采取措施为企业解困,从而使企业绩效得到提高。对于“借壳”型,新的控制人希望通过上市企业平台在资本市场上融到更多的资金以及进行进一步的资本运作。因此,同样会采取措施来促进企业绩效的提高。

基于上述分析,本文提出假设1:

H1: 控制权转移可以促进企业绩效的提高。

(二) 控制权转移通过代理成本对企业绩效的影响

1. 管理层在职消费的中介效应。

现代企业中公司所有权和控制权的分离产生了第一类代理问题,也就是公司股东和公司管理层之间的代理问题(Jensen 和 Meckling, 1976^[16])。由于公司股东和管理层的目标函数不一致,这就容易出现逆向选择和道德风险。在这种情况下,如果企业治理机制不完善,管理层就会利用自己的职权进行过高的职务消费,甚至挥霍企业财产来谋取私利(Ang 等, 2000^[17]; Singh 和 Davidson, 2003^[18]; 李寿喜, 2007^[19]; 姜付秀等, 2009^[20])。控制权转移后,为了使企业获得更好的经营业绩,企业新的控制人会任命新的管理层,制定新的管理制度,从而使企业的内部治理环境得以改善。新的内部治理环境会更有效地约束管理层的过高职务消费等自利行为,从而使企业绩效得到提高。基于上述分析,本文提出假设2:

H2: 控制权转移可以通过减少管理层的职务消费来提高企业绩效。

2. 企业经营效率的中介效应。

由第一类代理问题所产生的代理成本,除了体现为管理层的过高职务消费外,还体现为由于管理层的错误决策造成的经营损失或者由于管理层的不敬业造成的企业资产没有被充分利用(Ang 等, 2000^[17]; 罗进辉, 2012^[21])。这种代理成本虽然没有导致企业现金的流出和实物资产的浪费,但是却能导致企业经营效率的低下。控制权转移后,在新的内部治理环境下,企业管理层的决策会更加符合企业和股东的利益,从而会减少错误或者不当决策;同时企业管理层也会更加敬业,会更充分地利用企业资产来为企业创造更多的价值。这都会导致企业绩效的提高。基于上述分析,本文提出假设3:

H3: 控制权转移可以通过提高企业经营效率来提高企业绩效。

3. 控制人对企业掏空的中介效应。

现代企业中,除了存在第一类代理问题外,还存在着第二类代理问题。也就是企业控制人和小股东之间的代理问题。企业控制人会利用其所拥有的对企业的控制权,对企业进行掏空(Johnson 等, 2000^[22]; Djankov 等, 2008^[23])。控制人对企业进行的掏空,

同样能够给企业利益造成损失。控制权转移后,无论是为了使企业摆脱经营危机,还是借助企业的“壳”进行资本运作,企业新的控制人都会更多地从企业的整体利益而不是控制人的私利出发进行决策,或者新的控制人受到企业其他治理机制的约束会更强。这都会减少控制人对企业的掏空。控制人对企业的掏空减少,企业绩效就会相应得到提高。基于上述分析,本文提出假设4:

H4: 控制权转移可以通过减少控制人对企业的掏空来提高企业绩效。

(三) 不同所有制类型控制权转移通过代理成本对企业绩效的影响

中国的经济体制决定了中国上市企业中除了民营企业外,还存在相当部分的国有企业。这使得中国资本市场中的控制权转移存在着多种类型。有学者考察了不同控制权转移类型对企业绩效的影响。徐莉萍等(2005)^[24]、Chen 等(2008)^[25]以及杨记军等(2010)^[4]的研究发现,只有国有控制转让给民营控制的控制权转移类型,才能使企业绩效得到提高。王甄和胡军(2016)^[5]的研究则发现,只要控制权在不同所有制类型的控制人之间进行转移,企业绩效就会得到提高。

是什么原因导致了不同控制权转移类型对企业绩效的影响不同?虽然已有学者对这一问题进行了研究,但是研究得尚不全面。如白重恩等(2006)^[26]只考察了国有控制权转移类型,认为国有控制权转移导致企业效益的提高主要来自管理费用的下降。王甄和胡军(2016)^[5]重点考察了国有控制转民营控制以及民营控制转国有控制两种类型,认为经理人代理问题和大股东隧道效应在其中发挥的作用有所不同。中国资本市场中的企业控制权转移不但存在着不同所有制类型控制权之间的转移,也存在着同种所有制类型控制权之间的转移,如国有控制转国有控制、民营控制转民营控制等。所以有必要对这几种控制权转移类型进行全面考察。

由于国有企业和民营企业在国民经济中所起的作用不同、经营的目标不同、面临的监管体制不同,所以企业的治理机制也存在差异。有学者认为,和民营企业相比,国有企业是低效的(Blanchard 和 Kremer, 1997^[27]; Megginson 和 Netter, 2001^[28]; 张俊喜和张华, 2004^[29]; 刘瑞明和石磊, 2010^[30]; 吴延兵, 2012^[31])。这些学者也分析了国有企业之所以低

效的原因。其中包括国有企业的经营目标并不是企业利润最大化、国有企业存在预算软约束等。但是,也有学者认为,在转型经济中,一些公司治理的外部机制已经逐步开始建立,包括控制权转让市场逐渐完善、产品竞争市场逐渐规范、破产机制等法律规范也逐步建立等。这都会使传统上由国有产权导致的代理问题逐步得到缓解。而且就中国来说,由于各种国有企业管理制度的约束,对国有企业进行掏空的成本也较高(徐莉萍等,2006^[7])。也有学者认为,和国有企业相比,民营企业的内部治理是低效的。民营企业的控制人往往更有对企业进行掏空的动机,而且也更容易对企业进行掏空(苏冬巍和熊家财,2013^[32];汪恩贤和刘星河,2020^[33])。基于上述分析,本文提出假设5:

H5: 代理成本的中介效应在不同所有制类型的控制权转移之间存在差异。

三、研究设计和样本数据

(一) 代理成本的度量

借鉴Ang等(2000)^[17]、Jiang等(2010)^[34]以及罗进辉(2012)^[21]的做法,对于第一类代理成本中管理层的职务消费等方面的支出,本文用管理层在职消费率(*Mnf*)指标进行度量。对于第一类代理成本中由管理层的投资决策错误、不敬业等导致的企业经营效率低下给企业带来的损失,本文用资产利用率(*Tat*)指标进行度量。对于第二类代理成本中控制人对企业的掏空,本文用大股东占款率(*Accrt*)指标进行度量。

(二) 控制权转移类型的划分

参照杨记军等(2010)^[4]、吴国鼎(2015)^[35]的做法,本文按照企业实际控制人的所有制类型区分控制权转移类型。本文把控制权转移划分为“国资控制转国资控制”“民资控制转国资控制”“国资控制转民资控制”以及“民资控制转民资控制”四种类型。

(三) 检验模型

按照温忠麟和叶宝娟(2014)^[6]介绍的中介效应检验步骤,本文构建模型来检验由控制权转移导致的代理成本变化对企业绩效的影响。

除控制权转移因素外,参考相关研究(Meggison等,1994^[36];Sun和Tong,2003^[37];吴国鼎,2019^[38]),还有一些其他的因素也会对企业绩效产生

影响,如企业规模、负债率、固定资产比例等。本文在模型中也控制了这些因素。本文设定的计量模型为:

$$Roa_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{it} + \alpha_2 Lev_{it} + \alpha_3 Fixed_{it} + \alpha_4 Age_{it} + \alpha_5 Reform_{it} + \varphi_i + \eta_t + \sigma_{it} \quad (1)$$

$$Agencycost_{it} = \beta_0 + \beta_1 Size_{it} + \beta_2 Lev_{it} + \beta_3 Fixed_{it} + \beta_4 Age_{it} + \beta_5 Reform_{it} + \varphi_i + \eta_t + \sigma_{it} \quad (2)$$

$$Roa_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Size_{it} + \gamma_2 Lev_{it} + \gamma_3 Fixed_{it} + \gamma_4 Age_{it} + \gamma_5 Reform_{it} + \gamma_6 Agencycost_{it} + \varphi_i + \eta_t + \sigma_{it} \quad (3)$$

其中, Roa_{it} 表示总资产收益率; $Agencycost_{it}$ 表示代理成本,其可以区分为 Mnf_{it} 、 Tat_{it} 以及 $Accrt_{it}$; $Reform_{it}$ 表示控制权转移虚拟变量,如果企业*i*在*t*年进行了控制权转移,则 $Reform_{it}$ 在*t*年以及后续年度中都取1,否则取0; $Size_{it}$ 表示企业规模,用总资产来度量; Lev_{it} 表示资产负债率; $Fixed_{it}$ 表示固定资产比例; Age_{it} 表示企业年龄; φ_i 表示企业不随时间变化的变量; η_t 表示时间变量; σ_{it} 表示随机扰动项。

本文使用上述3个模型,分以下5个步骤检验代理成本的中介效应。

步骤1: 检验模型(1)中 $Reform_{it}$ 的系数 α_5 是否显著。如果 α_5 显著,界定为中介效应;否则界定为遮掩效应。但无论 α_5 是否显著,都进行后续检验。

步骤2: 检验模型(2)中 $Reform_{it}$ 的系数 β_5 和方程(3)中 $Agencycost_{it}$ 的系数 γ_6 是否显著。如果 β_5 和 γ_6 都显著,则说明存在显著的间接效应,继续进行步骤4中的检验;如果 β_5 和 γ_6 至少有一个不显著,则进行步骤3中的检验。

步骤3: 用Bootstrap法检验 $H_0: \beta_5 \times \gamma_6 = 0$ 。如果检验结果显著,则说明存在显著的间接效应,继续进行步骤4中的检验;否则间接效应不显著,停止进行检验。

步骤4: 检验方程(3)中 $Reform_{it}$ 的系数 γ_5 是否显著。如果 γ_5 不显著,则说明不存在显著的直接效应,只存在显著的间接效应;如果 γ_5 显著,则说明存在显著的直接效应,继续进行步骤5中的检验。

步骤5: 比较 $\beta_5 \times \gamma_6$ 和 γ_5 的符号。如果两者同号,说明存在显著的中介效应;如果两者异号,说明存在显著的遮掩效应。

(四) 文中主要变量及定义

根据上述分析,文中的主要变量及定义见表1。

表1 文中主要变量及定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绩效	<i>Roa</i>	净利润/年初和年末总资产的均值
解释变量	控制权转移	<i>Reform</i>	企业是否进行了控制权转移。如果进行了控制权转移,赋值为1;否则为0
	管理层在职消费率	<i>Mnf</i>	管理费用/营业收入
	资产利用率	<i>Tat</i>	主营业务收入/总资产
	大股东占款率	<i>Accrt</i>	其他应收款/总资产
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	企业总资产
	资产负债率	<i>Lev</i>	负债/总资产
	固定资产比例	<i>Fixed</i>	固定资产/总资产
	企业年龄	<i>Age</i>	企业存在时间

(五) 样本数据和描述性统计

本文使用的样本为沪深A股市场中的上市企业。由于证监会要求沪深A股上市企业从2004年开始在年报中披露企业的实际控制人,所以本文的研究区间为2004—2018年。参照白云霞和吴联生(2008)^[39]、李广子和刘力(2010)^[40]的做法,本文剔除了金融和保险类行业中的企业、上市时间不足1年的企业、实际控制人发生1次以上变动的企业以及控制权转移前后有效数据不足3年的企业。由于实际控制人为集体企业和事业单位的企业,企业行为所体现的所有制特

征并不明显,所以我们把这两类企业也剔除。同样,我们也剔除了实际控制人为国外自然人以及港澳台自然人的企业。经过筛选,样本中共包含了319家企业。文中使用的公司股权结构和财务指标等数据均从CSMAR数据库中获得。我们在CSMAR数据的基础上逐个判断企业的实际控制人是否发生转移以及转移的所有制类型。表2是对主要变量进行的描述性统计。

表2 主要变量的描述性统计

	最小值	最大值	平均值	标准差
<i>Size</i>	0.011	5.932	0.486	0.875
<i>Lev</i>	0.066	0.884	0.505	0.224
<i>Fixed</i>	0.006	0.668	0.254	0.184
<i>Roa</i>	-0.454	0.324	0.018	0.096
<i>Tat</i>	0.052	2.174	0.620	0.458
<i>Mnf</i>	0.013	0.369	0.104	0.087
<i>Accrt</i>	0.000	0.324	0.030	0.051
<i>Age</i>	1.609	3.466	2.687	0.388

从表2中可以看出,一些主要研究变量在不同企业之间存在较大的差异。如,变量*Tat*的最小值为0.052,最大值为2.174。变量*Mnf*的最小值为0.013,最大值为0.369。变量*Accrt*的最小值为0.000,最大值为0.324。

我们也列示了主要变量之间的相关系数,见表3。

表3 主要变量之间的相关系数表

	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Fixed</i>	<i>Roa</i>	<i>Tat</i>	<i>Mnf</i>	<i>Accrt</i>	<i>ln_Age</i>
<i>Size</i>	1							
<i>Lev</i>	0.251	1						
<i>Fixed</i>	-0.099	0.078	1					
<i>Roa</i>	0.08	-0.33	-0.136	1				
<i>Tat</i>	-0.094	0.087	0.094	0.079	1			
<i>Mnf</i>	-0.213	-0.075	-0.047	-0.273	-0.458	1		
<i>Accrt</i>	-0.063	0.159	-0.161	-0.136	-0.134	0.222	1	
<i>Age</i>	0.254	0.026	-0.161	0.041	-0.101	0.056	-0.055	1

从表3中大致可以判断主要变量之间的相关关系。*Tat*和*Roa*的相关系数为0.079,说明两者之间有正相关关系。*Mnf*和*Roa*的相关系数为-0.273,说明两者之间有负相关关系。*Accrt*和*Roa*的相关系数为-0.136,说明两者之间有负相关关系。这都大致

符合本文的理论分析。

四、实证结果

(一) 主要研究指标在控制权转移前后的比较
在进行回归检验前,我们先考察企业绩效以及代

理成本等指标在控制权转移前后的变化情况。

根据相关文献中的做法 (Jia 等, 2005^[41]; Jiang 等, 2009^[42]), 对于每个样本企业, 我们以控制权转

移前 3 年到后 3 年的数据计算相关指标, 然后进行比较。我们也区分控制权转移类型对这些指标进行了比较。比较结果见表 4。

表 4 控制权转移前 3 年和后 3 年样本企业相关指标的比较

	控制权转移前 3 年		控制权转移后 3 年		均值差	中位数差
	均值	中位数	均值	中位数		
	(1)	(2)	(3)	(4)		
(5)= (3)−(1)						
(6)= (4)−(2)						
样本总体						
<i>Roa</i>	−0. 014	0. 009	0. 026	0. 028	0. 040 ***	0. 019 ***
<i>Mnf</i>	0. 119	0. 091	0. 101	0. 074	−0. 018 ***	−0. 017 ***
<i>Tat</i>	0. 612	0. 514	0. 637	0. 499	0. 025	−0. 015
<i>Accrt</i>	0. 033	0. 016	0. 022	0. 011	−0. 011 ***	−0. 005 ***
国资控制转国资控制						
<i>Roa</i>	−0. 016	0. 006	0. 019	0. 022	0. 035 ***	0. 016 **
<i>Mnf</i>	0. 083	0. 062	0. 074	0. 057	−0. 009	−0. 005
<i>Tat</i>	0. 789	0. 655	0. 874	0. 685	0. 085	0. 03
<i>Accrt</i>	0. 023	0. 013	0. 014	0. 006	−0. 009 ***	−0. 007 ***
国资控制转民资控制						
<i>Roa</i>	−0. 021	0. 006	0. 035	0. 028	0. 056 ***	0. 022 ***
<i>Mnf</i>	0. 119	0. 086	0. 092	0. 062	−0. 027 ***	−0. 024 ***
<i>Tat</i>	0. 599	0. 458	0. 673	0. 520	0. 074 *	0. 062
<i>Accrt</i>	0. 038	0. 015	0. 022	0. 011	−0. 016 ***	−0. 004 ***
民资控制转民资控制						
<i>Roa</i>	−0. 017	0. 011	0. 015	0. 039	0. 032 *	0. 028 ***
<i>Mnf</i>	0. 130	0. 103	0. 117	0. 085	−0. 013 *	−0. 018 ***
<i>Tat</i>	0. 585	0. 526	0. 562	0. 461	−0. 023	−0. 065
<i>Accrt</i>	0. 030	0. 013	0. 024	0. 012	−0. 006 **	−0. 001
民资控制转国资控制						
<i>Roa</i>	0. 008	0. 018	0. 025	0. 023	0. 017	0. 005
<i>Mnf</i>	0. 129	0. 103	0. 107	0. 085	−0. 022 *	−0. 018
<i>Tat</i>	0. 518	0. 410	0. 463	0. 366	−0. 055	−0. 044
<i>Accrt</i>	0. 043	0. 023	0. 029	0. 014	−0. 014 ****	−0. 009 **

注: * 表示在 10% 水平上显著; ** 表示在 5% 水平上显著; *** 表示在 1% 水平上显著。下同。

表 4 中, 从样本总体来看, *Roa* 在控制权转移前 3 年的均值 (中位数) 为 -0.014 (0.009), 控制权转移后 3 年的均值 (中位数) 为 0.026 (0.028)。均值 (中位数) 增加了 0.040 (0.019) 且在统计上显著。这说明, *Roa* 在控制权转移后得到了提高。从表 4 中同样可以看出, *Mnf* 在控制权转移后得到了下降, *Accrt* 在控制权转移后得到了下降, 而 *Tat* 在控制

权转移后没有显著变化。

区分控制权转移类型, 则不同类型中相关指标的变化状况有所不同。对于“国资控制转国资控制”类型, *Roa* 有了显著提高, *Accrt* 有了显著下降, 而 *Mnf* 和 *Tat* 没有显著变化。对于“国资控制转民资控制”类型, *Roa* 有了显著提高, *Mnf* 和 *Accrt* 有了显著下降, *Tat* 有所提高但只是在均值差统计量上显

著。对于“民资控制转民资控制”类型， Roa 有了显著提高， Mnf 有了显著下降， $Accrt$ 也有所下降但只是在均值差统计量上显著，而 Tat 没有显著变化。对于“民资控制转国资控制”类型， $Accrt$ 有了显著下降， Mnf 有所下降但只是在均值差统计量上显著，而 Roa 和 Tat 没有显著变化。

(二) 用回归方法进行检验

根据模型(1)、(2)和(3)以及上文介绍的

中介效应检验步骤，我们分别对各个研究假设进行检验。我们将主要变量进行了中心化处理。对于模型(1)、(2)和(3)，我们均采用固定效应方法进行检验。

1. 假设H1的检验结果。

根据假设H1，我们检验控制权转移对企业绩效的影响。检验结果见表5(1)。

表5 样本总体的代理成本中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Roa_{it}	Mnf_{it}	Roa_{it}	Tat_{it}	Roa_{it}	$Accrt_{it}$	Roa_{it}
	管理层在职消费率检验			资产利用率检验		大股东占款率检验	
$Size_{it}$	0.014 *** (0.002)	-0.018 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	-0.053 *** (0.008)	0.016 *** (0.002)	-0.002 *** (0.001)	0.014 *** (0.002)
Lev_{it}	-0.208 *** (0.009)	0.057 *** (0.007)	-0.182 *** (0.009)	0.031 (0.030)	-0.208 *** (0.009)	0.027 *** (0.003)	-0.202 *** (0.009)
$Fixed_{it}$	-0.106 *** (0.012)	0.021 ** (0.009)	-0.096 *** (0.012)	0.090 ** (0.039)	-0.111 *** (0.012)	-0.022 *** (0.004)	-0.112 *** (0.012)
$Reform_{it}$	0.043 *** (0.004)	-0.011 *** (0.003)	0.039 *** (0.004)	0.041 *** (0.015)	0.041 *** (0.004)	-0.006 *** (0.002)	0.041 *** (0.004)
Age_{it}	-0.046 ** (0.022)	0.035 ** (0.014)	-0.026 (0.020)	0.075 (0.061)	-0.044 ** (0.021)	0.045 *** (0.006)	-0.034 (0.022)
Mnf_{it}			-0.395 *** (0.021)				
Tat_{it}					0.031 *** (0.005)		
$Accrt_{it}$							-0.277 *** (0.051)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.221 *** (0.047)	0.013 (0.029)	0.215 *** (0.044)	0.378 *** (0.126)	0.201 *** (0.047)	-0.050 *** (0.013)	0.208 *** (0.047)
观测值	3 714	4 026	3 704	4 033	3 711	4 027	3 706
R^2	0.203	0.074	0.276	0.054	0.212	0.145	0.210
存在效应类型	存在中介效应			存在中介效应		存在中介效应	

注：括号中的数字为回归系数的相应的稳健性标准误。下同。

表5(1)中， $Reform_{it}$ 的回归系数等于0.043，为正且显著，说明控制权转移会导致企业绩效的提高。这就验证了假设H1。

2. 假设H2的检验结果。

根据假设H2，我们检验控制权转移通过管理层在职消费率的变化对企业绩效的影响。检验结果见表5(1)、(2)和(3)。

表5(2)中， $Reform_{it}$ 的回归系数等于-0.011，为负且显著，说明控制权转移会导致企业管理层在职

消费率的下降。表5(3)中， $Reform_{it}$ 的回归系数等于0.039，为正且显著，说明在控制了管理层在职消费率变量的情况下，控制权转移会导致企业绩效的提高。表5(3)中， Mnf_{it} 的回归系数等于-0.395，为负且显著，说明在控制了控制权转移变量的情况下，管理层在职消费率的增加会导致企业绩效的下降。

综合表5(1)、(2)和(3)，根据中介效应判断方法，可以判断，管理层在职消费率存在中介效

应。具体来说,控制权转移能够使管理层的在职消费下降,进而导致企业绩效的提高。这就验证了假设 H2。

3. 假设 H3 的检验结果。

根据假设 H3,我们检验控制权转移通过资产利用率的变化对企业绩效的影响。检验结果见表 5 (1)、(4) 和 (5)。

表 5 (4) 中, $Reform_{it}$ 的回归系数等于 0.041, 为正且显著。表 5 (5) 中, $Reform_{it}$ 的回归系数等于 0.041, 为正且显著; Tat_{it} 的回归系数等于 0.031, 为正且显著。综合表 5 (1)、(4) 和 (5), 可以判断, 资产利用率存在中介效应。具体来说, 控制权转移能够使企业的资产利用率提高, 进而导致企业绩效的提高。这就验证了假设 H3。

4. 假设 H4 的检验结果。

根据假设 H4,我们检验控制权转移通过大股东占款率的变化对企业绩效的影响。检验结果见表 5

(1)、(6) 和 (7)。

表 5 (6) 中, $Reform_{it}$ 的回归系数等于 -0.006, 为负且显著。表 5 (7) 中, $Reform_{it}$ 的回归系数等于 0.041, 为正且显著; $Accrt_{it}$ 的回归系数等于 -0.277, 为负且显著。综合表 5 (1)、(6) 和 (7), 可以判断, 大股东占款率存在中介效应。具体来说, 控制权转移能够降低企业的大股东占款, 进而导致企业绩效的提高。这就验证了假设 H4。

5. 假设 H5 的检验结果。

根据假设 H5,我们区分不同的控制权转移类型对这一问题进行考察。

我们先考察国资控制权转移类型。国资控制权转移类型又可区分为“国资控制转国资控制”和“国资控制转民资控制”两种类型。我们对这两种类型进行对比考察。检验结果见表 6。为了节省篇幅,我们只在表中列示了关键变量的回归结果。以下表 7 同。

表 6 国资控制权转移类型的代理成本中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Roa_{it}	Mnf_{it}	Roa_{it}	Tat_{it}	Roa_{it}	$Accrt_{it}$	Roa_{it}
	管理层在职消费率检验			资产利用率检验		大股东占款率检验	
国资控制转国资控制							
$Reform_{it}$	0.035 *** (0.009)	-0.013 ** (0.006)	0.033 *** (0.009)	0.084 ** (0.034)	0.032 *** (0.009)	0.003 (0.003)	0.034 *** (0.009)
Mnf_{it}			-0.108 * (0.056)				
Tat_{it}					0.032 *** (0.010)		
$Accrt_{it}$							0.040 (0.126)
Bootstrap 检验结果						间接效应 95%置信区间: [-0.001, 0.002]	
存在效应类型	存在中介效应			存在中介效应		不存在中介效应	
国资控制转民资控制							
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
$Reform_{it}$	0.047 *** (0.007)	-0.010 (0.007)	0.044 *** (0.007)	0.079 ** (0.032)	0.044 *** (0.007)	-0.004 (0.003)	0.045 *** (0.007)
Mnf_{it}			-0.378 *** (0.031)				
Tat_{it}					0.035 *** (0.007)		
$Accrt_{it}$							-0.355 *** (0.077)
Bootstrap 检验结果	间接效应 95%置信区间: [0.001, 0.008]					间接效应 95%置信区间: [-0.005, 0.001]	
存在效应类型	存在中介效应			存在中介效应		不存在中介效应	

表6中上半部分是“国资控制转国资控制”类型的检验结果。我们根据表6(1)、(2)和(3)判断 Mnf_{it} 的中介效应。表6(1)中, $Reform_{it}$ 回归系数的符号为正且显著;表6(2)中, $Reform_{it}$ 回归系数的符号为负且显著;表6(3)中, $Reform_{it}$ 回归系数的符号为正且显著, Mnf_{it} 回归系数的符号为负且显著。可以判断,控制权转移能够通过降低管理层的在职消费来提高企业绩效。使用同样的判断方法,结合表6(1)、(4)和(5),可以判断,控制权转移能够通过提高资产利用率来提高企业绩效。对于大股东占款率指标,由于表6(6)中的 $Reform_{it}$ 和(7)中的 $Accrt_{it}$ 的回归系数都不显著,因此需要进行 Bootstrap 检验。我们按照500次进行 Bootstrap 抽样检验。检验结果中,间接效应95%的置信区间为 $[-0.001, 0.002]$ 。数值0包含在该区间内。因此可以判断,大股东占款率不存在显著的中介效应。

表6中下半部分是“国资控制转民营控制”类型的检验结果。表6(8)中, $Reform_{it}$ 的回归系数为正且显著;表6(9)中, $Reform_{it}$ 的回归系数为负但不显著;表6(10)中, Mnf_{it} 的回归系数为负且显著。因此需要进行 Bootstrap 检验。我们按照500次进行 Bootstrap 抽样检验。检验结果中,间接效应95%的置信区间为 $[0.001, 0.008]$ 。数值0不包含在该区间内。因此可以判断,管理层在职消费率存在显著的中介效应。表6(11)和(12)中, $Reform_{it}$ 以及 Tat_{it} 的符号均为正且显著,说明控制权转移能够通过提高资产利用率来提高企业绩效。使用同样的判断方法,根据表6(13)和(14),可以判断,控制权转移未能通过减少企业的大股东占款来提高企业绩效。

从检验结果中我们可以发现,对于国资控制权转移类型,无论是转让给国有资本还是民营资本,管理层在职消费率和资产利用率都存在中介效应。也就是说,控制权转移能导致企业管理层在职消费的下降以及资产利用率的提高,从而使企业经营绩效得到提高。我们也可以发现,对于国资控制权转移类型,无论是国有资本接手还是民营资本接手,控制权转移通过减少大股东占款来提高企业绩效的效应并不显著。可能的原因是,和民营企业相比,国有企业中的第二类代理问题并不严重(徐莉萍等,2006^[7])。因此,无论是国有资本接手还是民营资本接手,由控制权转移而导致的企业的第二类代理问题都不会得到进一步缓解。

我们接下来考察民营控制权转移类型。民营控制权转移类型又可以区分为“民营控制转民营控制”和“民营控制转国资控制”两种类型。我们也对这两种类型进行对比考察。检验结果见表7。

表7中上半部分是“民营控制转民营控制”类型的检验结果。根据表7(1)、(2)和(3),可以判断,管理层在职消费率的中介效应是显著的。根据表7(1)、(4)和(5),可以判断,资产利用率的中介效应不显著。根据表7(1)、(6)和(7),可以判断,大股东占款率的中介效应是显著的。控制权由民营资本转让给民营资本,会导致管理层在职消费率下降以及大股东占款率下降,进而导致企业绩效的提高。检验结果也显示,资产利用率并不存在显著的中介效应。可能的原因是,民营企业的资产利用率本来就相对较高,因而把控制权转让给民营资本后,企业的资产利用率就不会得到进一步提高。

表7中下半部分是“民营控制转国资控制”类型的检验结果。根据表7(8)、(9)和(10),可以判断,管理层在职消费率的中介效应不显著。根据表7(8)、(13)和(14),可以判断,大股东占款率的中介效应也不显著。表7(11)中, $Reform_{it}$ 的回归系数等于-0.066, Tat_{it} 的回归系数等于0.099。两者的符号相反且都显著。因此可以判断,资产利用率存在遮掩效应。也就是说,控制权转移后,企业的资产利用率有所下降,这给企业绩效带来了负向影响。在这种情况下,从总体来看,控制权转移仍然给企业绩效带来了正向影响,说明还存在由其他的一些因素所导致的中介效应。国有资本之所以要控制民营企业,有其特殊的动机和目的,如加强对关键行业的控制以及优化行业布局等。这样,国有资本获得了企业的控制权后,会采取对企业给予补贴等措施来扶植企业的发展。这些措施不仅能够抵消由国有资本控制带来的公司治理等方面的劣势,而且还能够从整体上促进企业绩效的提高。

根据检验结果,我们就可以进一步分析民营企业公司治理方面存在的问题以及民营控制权转移后企业公司治理的改进策略。民营控制权转让给民营资本后,企业中的两类代理成本都得以下降。这一方面说明民营企业在控制权转移前,既存在着对企业管理层监督不力的问题也存在着对控制人约束不力的问题;另一方面也说明由民营资本接手企业控制权的有效性。因此我们一方面要加强民营企业中的公司治理,

另一方面要鼓励控制权在民营资本和民营资本之间的市场化转移。民营控制权转让给国有资本后，企业的两类代理问题都没有得到缓解。这说明在满足了国有资本对重点行业的控制等特殊目的的基础上，控制权转移后，企业需要进一步加强公司治理以缓解企业中存在的代理问题。

表 7 民营控制权转移类型的代理成本中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Roa_{it}	Mnf_{it}	Roa_{it}	Tat_{it}	Roa_{it}	$Accrt_{it}$	Roa_{it}
	管理层在职消费率检验			资产利用率检验		大股东占款率检验	
民资控制转民资控制							
$Reform_{it}$	0.073 *** (0.010)	-0.014 ** (0.006)	0.067 *** (0.010)	0.028 (0.023)	0.072 *** (0.010)	-0.012 *** (0.003)	0.069 *** (0.010)
Mnf_{it}			-0.501 *** (0.044)				
Tat_{it}					-0.001 (0.012)		
$Accrt_{it}$							-0.301 *** (0.111)
Bootstrap 检验结果				间接效应 95%置信区间: [-0.002, 0.003]			
存在效应类型	存在中介效应			不存在中介效应		存在中介效应	
民资控制转国资控制							
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
$Reform_{it}$	0.031 * (0.017)	-0.004 (0.009)	0.029 * (0.015)	-0.066 * (0.039)	0.038 ** (0.016)	-0.003 (0.005)	0.030 * (0.017)
Mnf_{it}			-0.648 *** (0.078)				
Tat_{it}					0.099 *** (0.019)		
$Accrt_{it}$							-0.304 * (0.166)
Bootstrap 检验结果	间接效应 95%置信区间: [-0.010, 0.010]					间接效应 95%置信区间: [-0.001, 0.007]	
存在效应类型	不存在中介效应			存在遮掩效应		不存在中介效应	

五、进一步的检验

根据上文的检验结果，从总体上看，控制权转移可以导致企业代理成本的下降。接下来的问题是，控制权转移是如何导致企业的代理成本下降的？这涉及控制权转移影响企业代理成本的渠道问题。一方面，控制权转移后，企业新的控制人会更换企业的高管，同时也会加强对新高管的在职消费等行为的监督和约束。在这种情况下，企业新的高管会更加敬业，从而会减少在职消费以及提高企业的经营效率。这就缓解了第一类代理问题。另一方面，控制权转移后，企业的股权结构以及控制关系也会发生变化，这会影响到企业新的控制人对企业的控制能力。控制人对企业的控制能力下降或者受到企业其他股东的制约更多，控

制人就会减少对企业的掏空，从而能够缓解第二类代理问题。接下来本文对这些分析进行实证检验。

对于第一类代理问题的缓解渠道，本文用高管变更因素来检验。也就是考察控制权转移后企业的高管是否会进行变更对代理成本的影响。按照石水平 (2010)^[43]、饶品贵和徐子慧 (2017)^[44]的做法，本文把高管变更定义为企业的董事长或者总经理在控制权发生转移的当年进行了变更。对于第二类代理问题的缓解渠道，本文用控制人的控制能力因素来检验。也就是考察控制权转移后企业控制人的控制能力变化对代理成本的影响。按照 La Porta 等 (1999)^[1]以及 Claessens 等 (2000)^[2]的做法，本文用控制人的控制权来衡量控制人对企业的控制能力。为进行检验，我们把模型 (2) 进行了变形，同样使用固定效应方法

进行检验。检验结果见表8。

表8 控制权转移对企业代理成本影响渠道的检验结果

	(1)	(2)	(3)
	Mnf_{it}	Tat_{it}	$Accrt_{it}$
$Size_{it}$	-0.050 *** (0.004)	-0.135 *** (0.014)	-0.002 ** (0.001)
Lev_{it}	0.063 *** (0.007)	0.027 (0.026)	0.026 *** (0.003)
$Fixed_{it}$	0.016 * (0.009)	0.107 *** (0.035)	-0.021 *** (0.004)
Age_{it}	0.060 *** (0.014)	0.046 (0.056)	0.046 *** (0.006)
$Reform_{it}$	-0.006 (0.005)	-0.005 (0.018)	-0.004 ** (0.002)
Rm_{it}	-0.003 (0.005)	0.071 *** (0.018)	
Rc_{it}			-0.003 * (0.002)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
常数项	-0.041 (0.031)	0.434 *** (0.120)	-0.050 *** (0.013)
观测值	4 026	4 033	4 027
R^2	0.100	0.073	0.146

表8中, Rm_{it} 表示 $Reform_{it}$ 和 Mc_i 的乘积。其中, Mc_i 表示企业*i*在发生控制权转移的年份是否进行了高管变更。如果进行了高管变更, Mc_i 取1; 否则取0。 Rc_{it} 表示 $Reform_{it}$ 和 Cc_i 的乘积。其中, Cc_i 表示控制权转移后企业*i*的控制人的控制权是减少还是增加。如果控制权减少, Cc_i 取1; 否则取0。其他变量的定义同前表。

表8(1)中, Rm_{it} 的回归系数等于-0.003, 为负但不显著。这说明, 控制权转移后, 进行高管变更并没有导致企业管理层在职消费的下降。可能的原因是, 企业更换高管, 追求的主要目标是新的高管能够给企业带来更高收益。为此, 企业控制人就不会对高管的在职消费等进行过分严格的限制。

表8(2)中, Rm_{it} 的回归系数等于0.071, 为正且显著。这说明, 控制权转移后, 企业通过更换高管能够提高企业的资产利用率。这符合一般的逻辑。更换高管后, 新的高管为了表现自己, 会更加勤奋和敬业, 从而使企业的经营效率得到提高。

表8(3)中, Rc_{it} 的回归系数等于-0.003, 为负而且显著。这说明, 控制权转移后, 如果企业控制人的控制权下降, 就会导致大股东占款的下降。这也符

合一般的逻辑。控制权转移后, 如果控制人的控制权下降, 控制人对企业的掏空能力就会下降, 控制人受到企业其他股东的制约也会更多, 这就会抑制控制人通过大股东占款等手段对企业的掏空。

六、研究结论与展望

(一) 研究结论

控制权转移, 从企业层面上讲, 能够改进企业的公司治理, 纠正企业的经营偏差, 因而有利于企业经营绩效的提高; 就宏观层面而论, 能够更好地配置社会资源和进行产业转型, 因而有利于社会福利的提高。对于控制权转移绩效的研究, 控制权转移影响企业绩效的机制是一个重要的研究方向。本文运用中介效应检验方法, 从总体以及区分控制权转移类型考察了由控制权转移引致的代理成本变化对企业绩效的影响, 得到以下主要研究结论。

第一, 控制权转移能够通过降低代理成本促进企业绩效的提高。本文使用管理层在职消费率、资产利用率和大股东占款率等代理成本度量指标进行的研究发现, 控制权转移能够降低管理层在职消费率、提高资产利用率以及降低大股东占款率, 进而导致企业绩效的提高。这一结论符合一般的逻辑。企业之所以要进行控制权转移, 改变经营机制、提高经营绩效是主要目的之一。本文使用标准的中介效应检验方法对这一问题进行考察, 也克服了已有研究中由于研究方法不恰当而导致研究结论存在偏差的缺陷。

第二, 由于不同所有制类型控制人的目标函数以及所受到的企业内部和外部的约束不同, 因而其在经营企业时的行为方式就有所不同。具体到本研究, 则体现为不同所有制类型企业中的代理成本不同。本文区分控制权转移类型进行的研究发现, 不同控制权转移类型中代理成本的中介效应是有差异的。具体来说, 就国资控制权的转移而言, 管理层在职消费率和资产利用率的中介效应显著; 而对于民资控制权转移而言, 若转让给民营资本, 则管理层在职消费率和大股东占款率的中介效应显著, 若转让给国有资本, 则几类代理成本之中介效应均不显著。本文的研究结论一方面揭示了代理成本在不同所有制类型企业中的体现; 另一方面也揭示了不同所有制类型企业中公司治理机制存在的差异。

第三, 控制权转移通过代理成本影响企业绩效是一系列过程所产生的结果。这其中包含的过程之一是控制权转移如何影响代理成本, 也就是控制权转移影

响代理成本的渠道。本文从控制权转移后企业高管变更以及企业新控制人的控制能力变化的角度考察了控制权转移对代理成本的影响。研究结果发现,控制权转移能够通过更换企业高管以及降低控制人的控制权来减少代理成本。通过考察这一影响渠道,进一步揭示了控制权转移通过代理成本影响企业绩效的机制。

(二) 管理启示

第一,控制权转移是转变企业经营机制、提高企业绩效的重要手段。近年来,随着中国资本市场的发展,由并购等行为导致的控制权转移市场也在不断发展。为规范控制权转移市场,国务院、证监会等部门出台了《关于规范上市公司实际控制权转移行为有关问题的通知》《上市公司收购管理办法》《关于进一步优化企业兼并重组市场环境的意见》等一系列规范文件。但是,在现阶段的控制权转移市场中,还存在一些企业控制人意图借助控制权转移来操纵股价、对企业进行掏空等动机和行为。这就给相关企业以及资本市场带来了负面影响。因此,国家要进一步创造良好的市场环境以促进控制权转移市场的健康发展,包括完善关于控制权转移的法规,加大对于违规行为的处罚力度等。

第二,进行控制权转移,一方面要结合企业的所有制类型来制定适当的控制权转移策略;另一方面要有针对性地加强不同所有制类型企业的公司治理。根据研究结论,虽然不同类型的控制权转移能通过代理成本的不同方面对企业的经营绩效产生影响,但是总体来看,控制权转移后新的控制人为民营资本更能促进企业公司治理的改进和经营绩效的提高。因此从公司治理的角度来说,把控制权转让给民营资本是一种更优的选择(国有资本为了控制重点行业、优化资本配置等进行国有化导致的控制权转移情形除

外)。这对于现阶段的国有企业改革也有一定的借鉴意义。

第三,控制权转移后,企业可以采取更换高管以及加强对控制人的约束等措施来缓解企业内部存在的代理问题。这也为企业改进公司治理提供了借鉴。高管在公司治理体系中占有重要的地位。控制权转移后,更换高管可以减少企业的代理成本,尤其是提高企业的运营效率,从而使企业绩效得到提高。控制人对企业的控制权过高,容易导致控制人独断专行。这就需要降低控制人对企业的控制权,加大对控制人的约束和制衡力度,从而减少控制人对企业的掏空。

(三) 局限与展望

本研究从代理成本中介效应视角考察了控制权转移对企业绩效的影响,丰富了对这一问题的研究。接下来对于本问题的研究,可以从以下方面进行拓展。一是从更多的角度考察控制权转移影响企业绩效的代理成本渠道。本文主要是从企业股东和高管之间的代理成本以及企业控制人和小股东之间的代理成本角度进行的考察。企业的代理成本除了本文研究的几个方面外,还包括一些其他方面,如股东和债权人之间的代理成本等(邝雄等,2019^[45])。二是进一步考察控制权转移影响代理成本的渠道。本文主要是从高管变更以及控制人的控制能力变化渠道进行的考察。除了本文考察的几个渠道外,对高管的激励程度、董事会成员的变更、控制人是否直接经营企业等渠道也都能影响企业的代理成本。三是考察更多的影响控制权转移绩效的因素。本文主要区分了控制权转移的所有制类型进行考察。还可以结合企业所属行业、企业的外部治理环境等因素对这一问题进行考察。对于这些问题的进一步研究,将有助于更好地揭示控制权转移影响企业绩效的机制。

参考文献

- [1] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate Ownership Around the World [J]. The Journal of Finance, 1999, 54 (2): 471-517.
- [2] Claessens S, Djankov S, Lang L H P. The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations [J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58 (1/2): 81-112.
- [3] 冯根福, 吴林江. 我国上市公司并购绩效的实证研究 [J]. 经济研究, 2001 (1): 54-61.
- [4] 杨记军, 逯东, 杨丹. 国有企业的政府控制权转让研究 [J]. 经济研究, 2010 (2): 69-82.
- [5] 王甄, 胡军. 控制权转让、产权性质与公司绩效 [J]. 经济研究, 2016 (4): 146-160.
- [6] 温忠麟, 李宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理学进展, 2014 (5): 731-745.
- [7] 徐莉萍, 辛宇, 陈工孟. 控股股东的性质与公司经营绩效 [J]. 世界经济, 2006 (10): 78-89.
- [8] Kaplan S. The Effects of Management Buyouts on Operating Performance and Value [J]. Journal of Financial Economics, 1989, 24 (2): 217-254.
- [9] Parrino J D, Harris R S. Takeovers, Management Replacement, and Post-acquisition Operating Performance: Some Evidence from the 1980s [J].

- Journal of Applied Corporate Finance, 1999, 11 (4): 88-96.
- [10] 朱宝宪, 王怡凯. 1998 年中国上市公司并购实践的效应分析 [J]. 经济研究, 2002 (11): 20-26.
- [11] 方轶强, 夏立军, 李莫愁. 控制权转移后公司业绩变化的影响因素分析——基于效率理论和管制理论的解释 [J]. 财经研究, 2006 (1): 53-64.
- [12] 徐向艺, 王俊鞅. 控制权转移、股权结构与目标公司绩效——来自深、沪上市公司 2001—2009 的经验数据 [J]. 中国工业经济, 2011 (8): 89-98.
- [13] 宋建波, 王晓玲. 上市公司控制权转移绩效及其影响因素研究 [J]. 财经问题研究, 2008 (6): 60-65.
- [14] Louis H. Earnings Management and the Market Performance of Acquiring Firms [J]. Journal of Financial Economics, 2004, 74 (1): 121-148.
- [15] 奚俊芳, 于培友. 我国上市公司控制权转移绩效研究——基于经营业绩的分析 [J]. 南开管理评论, 2006 (4): 42-48.
- [16] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [17] Ang J S, Cole R A, Lin J W. Agency Costs and Ownership Structure [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (1): 81-106.
- [18] Singh M, Davidson III W N. Agency Costs, Ownership Structure and Corporate Governance Mechanisms [J]. Journal of Banking & Finance, 2003, 27 (5): 793-816.
- [19] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率 [J]. 经济研究, 2007 (1): 102-113.
- [20] 姜付秀, 黄磊, 张敏. 产品市场竞争、公司治理与代理成本 [J]. 世界经济, 2009 (10): 46-59.
- [21] 罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角 [J]. 金融研究, 2012 (10): 153-166.
- [22] Johnson S, La Porta R, Lopez-de-Silanes F, et al. Tunneling [J]. American Economic Review, 2000, 90 (2): 22-27.
- [23] Djankov S, La Porta R, Lopez-de-Silanes F, et al. The Law and Economics of Self-dealing [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88 (3): 430-465.
- [24] 徐莉萍, 陈工孟, 辛宇. 控制权转移、产权改革及公司经营绩效之改进 [J]. 管理世界, 2005 (3): 126-136.
- [25] Chen G, Firth M, Xin Y, et al. Control Transfers, Privatization, and Corporate Performance: Efficiency Gains in China's Listed Companies [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008: 161-190.
- [26] 白重恩, 路江涌, 陶志刚. 国有企业改制效果的实证研究 [J]. 经济研究, 2006 (8): 4-13.
- [27] Blanchard O, Kremer M. Disorganization [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112 (4): 1091-1126.
- [28] Megginson W L, Netter J M. From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization [J]. Journal of Economic Literature, 2001, 39 (2): 321-389.
- [29] 张俊喜, 张华. 民营上市公司的经营绩效、市场价值和治理结构 [J]. 世界经济, 2004 (11): 3-15.
- [30] 刘瑞明, 石磊. 国有企业的双重效率损失与经济增长 [J]. 经济研究, 2010 (1): 127-137.
- [31] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究 [J]. 经济研究, 2012 (3): 15-27.
- [32] 苏冬蔚, 熊家财. 大股东掏空与 CEO 薪酬契约 [J]. 金融研究, 2013 (12): 167-180.
- [33] 汪恩贤, 刘星河. 国有企业控制权转移与控股股东私利 [J]. 产业经济评论, 2020 (5): 108-124.
- [34] Jiang G, Lee C M C, Yue H. Tunneling Through Intercorporate Loans: The China Experience [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 98 (1): 1-20.
- [35] 吴国鼎. 实际控制人持股水平、行业竞争性与企业绩效 [J]. 当代经济科学, 2015 (4): 100-109.
- [36] Megginson W L, Nash R C, Van Randenborgh M. The Financial and Operating Performance of Newly Privatized Firms: An International Empirical Analysis [J]. The Journal of Finance, 1994, 49 (2): 403-452.
- [37] Sun Q, Tong W H S. China Share Issue Privatization: The Extent of Its Success [J]. Journal of Financial Economics, 2003, 70 (2): 183-222.
- [38] 吴国鼎. 两权分离与企业价值: 支持效应还是掏空效应 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (9): 97-106.
- [39] 白云霞, 吴联生. 国有控制权转移、终极控制人变更与公司业绩 [J]. 金融研究, 2008 (6): 130-143.
- [40] 李广子, 刘力. 上市公司民营化绩效: 基于政治观点的检验 [J]. 世界经济, 2010 (11): 139-160.
- [41] Jia J, Sun Q, Tong W H S. Privatization Through an Overseas Listing: Evidence from China's H-Share Firms [J]. Financial Management, 2005, 34 (3): 5-30.
- [42] Jiang G, Yue H, Zhao L. A Re-examination of China's Share Issue Privatization [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33 (12): 2322-2332.
- [43] 石水平. 控制权转移、超控制权与大股东利益侵占——来自上市公司高管变更的经验证据 [J]. 金融研究, 2010 (4): 160-176.
- [44] 饶品贵, 徐子慧. 经济政策不确定性影响了企业高管变更吗? [J]. 管理世界, 2017 (1): 145-157.
- [45] 邝雄, 陈霞, 王前. 不同媒体监督渠道对公司治理代理成本的影响 [J]. 投资研究, 2019 (10): 16-27.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

房价、财富不平等与城市犯罪率

——基于中国地级市面板数据的实证分析

House Prices Growth, Wealth Inequality and Urban Crime Rate:

An Empirical Analysis Based on the Panel Data of Prefecture Level Cities in China

郭冬梅 李 昕 刘春晓 孙伟增

GUO Dong-mei LI Xin LIU Chun-xiao SUN Wei-zeng

[摘 要] 21 世纪以来, 房价的快速上涨推动了经济的发展, 但同时也带来了一系列社会问题。本文利用 2002—2016 年中国 242 个地级及以上城市的面板数据实证考察了房价与犯罪率的关系, 并对其影响机制进行分析。研究发现: 第一, 房价上涨对城市犯罪率水平有显著的正向影响, 1% 的房价上涨将导致本城市刑事犯罪批捕率与起诉率分别上涨 0.16% 和 0.099%, 在使用工具变量后影响效果仍然存在且有所提升。第二, 房价对犯罪率的影响存在显著的地区和时间异质性, 在房价水平更高的东部和中部地区以及 2008 年以后, 房价对犯罪率的影响更大; 第三, 房价上涨会显著加剧本地居民家庭的财富不平等, 从而导致犯罪率水平的提升。第四, 保障性住房政策的实施有助于降低房价上涨对城市犯罪率的刺激作用。本文研究结论对于全面理解房价上涨的社会影响以及相关住房市场政策的制定和评估具有重要意义。

[关键词] 房价上涨 城市犯罪率 财富不平等 保障性住房政策

[中图分类号] F29 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2021) 09-0113-16

Abstract: Entering the 21st century, the rapid growth of housing prices has promoted economic development, but also brought a series of social problems. Using the panel data of 242 prefecture level cities in China from 2002 to 2016, this paper empirically studies the relationship between housing price and urban crime rate and analyzes its impact mechanism. The results show that: first, the increase of housing price has a significant positive impact on the level of urban crime rate. 1% increase of housing price will lead to the increase of the arrest rate and prosecution rate of criminal crimes in the city by 0.16% and 0.099%, respectively. After using the instrument variable approach, the effect still exists and improves. Second, there are significant regional and time differences in the impact of housing prices on crime rate. In the eastern and central regions with higher housing prices and after 2008, the impact of housing prices on crime rate is larger. Third, housing prices could significantly increase the wealth inequality of local households, which will lead to the increase of crime rate. Fourth, the implementation of low-income housing policy helps to reduce the stimulation of housing price growth on crime rate. The finding of this paper is of great significance to fully understand the social impact of housing price growth and the formulation and evaluation of relevant housing market policies.

Key words: Housing price Crime rate Wealth inequality Low-income housing policy

[收稿日期] 2021-01-27

[作者简介] 郭冬梅, 女, 1980 年 10 月生, 中央财经大学经济学院教授, 研究方向为城市经济学; 李昕, 男, 1996 年 8 月生, 中央财经大学经济学院博士研究生, 研究方向为城市经济学; 刘春晓, 女, 1996 年 10 月生, 中央财经大学经济学院硕士研究生, 研究方向为城市经济学; 孙伟增, 男, 1989 年 2 月生, 中央财经大学经济学院副教授, 研究方向为城市经济学。本文通讯作者为孙伟增, 联系方式为 sunweizeng@gmail.com。

[基金项目] 国家自然科学基金青年科学基金项目“开发区的生产和消费带动效应及微观机制: 基于多维度微观数据的实证研究”(项目编号: 71903210); 国家社会科学基金项目“环境治理绩效的评估体系与实施机制研究”(项目编号: 18BTJ004); 中央高校基本科研业务费专项资金。

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

随着1998年住房制度改革以及2003年土地招拍挂制度的确立,中国城市的住房价格经历了近20年的快速上涨。国家统计局的数据显示,2003—2018年期间全国商品房平均销售价格增长了2.7倍,年均增长率达到9.1%^①。快速上涨的房价对于中国的经济发展来说是一把双刃剑:一方面,住房市场和土地市场的繁荣极大地提高了地方政府的土地财政收入,为城市建设提供了重要的资金来源^[1]。但另一方面,过高的房价也带来了一系列不利于经济社会发展的问題,例如挤出家庭消费^[2-4]、扩大收入差距^{[5][6]}、阻碍劳动力流入^[7]、抑制地区创新活动^[8]等。此外,也有国外研究指出,高房价给居民带来了巨大的住房与经济压力,从而可能诱发盗窃、抢劫等犯罪行为^[9]。那么,在中国的制度背景下,房价上涨是否会推动城市犯罪率水平的提升?其背后的经济学机制是什么?这是本文将要讨论的核心问题。

尽管中国的犯罪率水平整体上较低,但从增速来看则要远超西方发达国家^[10]。特别是1998年以来,中国的刑事犯罪率增长迅速。其中批捕率从1998年的3.64人次/万人上升到2017年7.78人次/万人,增加了1.13倍;起诉率从1998年的3.34人次/万人上涨到2017年的12.28人次/万人,增加了2.68倍^②。学者们从人口、制度、政策等角度研究了中国城市犯罪率快速上涨背后的原因,包括教育^[11]、人口流动和迁移^[12]、收入不平等以及(城乡)收入差距拉大^[13-15]、失业率上升^[15]、性别比失衡^[16],以及社会保障和社会福利的减少^{[17][18]}等。石庆玲和郭峰(2017)^[19]最早研究了中国城市房价与犯罪率之间的关系,他们利用1999—2012年中国35个大中城市的数据研究发现房价每上升1个百分点将导致批捕率和起诉率分别上涨0.3%和0.252%。常雪等(2018)^[20]利用中国1999—2014年的省级面板数据,从城市住房价格与居民住房支付能力两个角度讨论了房价对犯罪率的影响;同时他们的研究指出房价上涨会通过恶化收入分配,加剧居民间的收入差距这一机

制提高犯罪率。

在“不患寡而患不均,不患贫而患不安”的传统观念下,收入不平等是引发犯罪率提升的重要原因,但是房价上涨与收入不平等之间的关系并不直接,因此很难直接通过这一渠道影响犯罪率水平。本文将从一个更加直接的机制探讨房价对城市犯罪率的影响——财富不平等。住房兼具消费和投资双重属性,随着住房价格的提升,住房资产早已成为中国家庭资产的最重要组成部分。根据《2018中国城市家庭财富报告》,住房资产占中国家庭总资产的比例高达77.7%,远远高于美国的34.6%^③。此外,虽然中国家庭的住房自有率较高,但是从住房资产的拥有数量上来说仍然存在较大差距。本文利用2005年全国人口抽样调查数据的测算结果显示,全国341个地级及以上单位的平均住房面积基尼系数为0.35,超过0.4的城市有31个^④。在初始住房拥有量不同的情况下,房价的快速上涨势必会导致家庭之间的财富差距迅速拉大。事实上,中国居民的财富不平等程度已经超过其收入不平等程度。利用中国家庭追踪调查(CFPS)2016年的数据测算显示,中国家庭的财富基尼系数为0.71,远高于收入基尼系数0.51。此外,由于早期人们对于房价上涨预期较弱,房价暴涨带来的“中奖式”财富差距变化会进一步强化人们对于社会不平等的感知,从而给社会稳定带来隐患。

基于上述现实和理论背景,本文从三个方面研究了房价对城市犯罪率的影响。首先,本文利用2002—2016年中国242个地级及以上城市的面板数据实证测算了城市住房价格对犯罪率的影响效果,并使用住房供给弹性作为工具变量来解决房价和犯罪率之间的内生性问题。研究结果表明,房价上涨显著提高了城市的犯罪率水平,1%的房价上涨将导致城市的刑事犯罪批捕率和起诉率上升0.16%和0.099%;在使用工具变量后上述影响效果显著变大,分别为2.108%和1.140%。其次,我们通过直接和间接两种方式验证了房价上涨影响城市犯罪率的财富不平等机制:一方面,结合CFPS数据,我们使用中介效应模

① 数据来源:《中国统计年鉴》。

② 数据来源:最高人民检察院工作报告。

③ 2019年1月17日,广发银行和西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心通过调查分析我国23个城市的近万户家庭的财富健康状况,共同发布了《2018中国城市家庭财富健康报告》,报告中指出2017年中国家庭户均总资产150.3万元,其中家庭住房资产占比77.7%。

④ 国际惯例把0.2以下视为收入绝对平均,0.2~0.3视为收入比较平均;0.3~0.4视为收入相对合理;0.4~0.5视为收入差距较大,当基尼系数达到0.5以上时,则表示收入悬殊。

型研究发现房价上涨会通过加剧本地区的财富不平等导致犯罪率的提高;另一方面,异质性结果显示,在初始住房拥有量差距越大的城市,房价上涨对犯罪率的正向影响越大。最后,从缓解房价上涨负面影响的视角出发,考察了住房保障政策对房价上涨推高犯罪率现象的影响,根据调节效应的估计结果,我们发现在保障性住房供给越充足的城市,房价上涨对城市犯罪率的影响越小。

本文的研究贡献主要体现在以下几点:第一,本文首次利用全国地级及以上城市的面板数据考察了房价与犯罪率的关系,并充分考虑了房价与犯罪率间的内生性问题,丰富了中国关于房价与犯罪率关系方面的研究成果。第二,本文首次从财富不平等视角解释了房价对犯罪率的影响,补充了房价影响犯罪率的经济机制。第三,本文基于保障性住房供给的异质性研究结论,对于地方政府通过制定合理的政策解决房价上涨带来的负面影响具有重要现实意义。

本文余下部分的结构安排为:第二部分围绕房价与犯罪率的关系进行文献综述;第三部分介绍本文核心的实证研究设计;第四、五、六部分为实证结果分析;第七部分是本文的结论和政策建议。

二、文献综述

房价与犯罪率之间存在明显互动影响关系。其中,经济学者很早就开始关注犯罪率对房价的影响,他们从城市和住房经济学的视角出发,将犯罪率水平看作是反映城市/社区居住宜居性的特征之一,采用Hedonic模型估算犯罪率在房价中的资本化效应。例如,Thaler(1978)^[21]的研究发现犯罪率每上升1个标准差将会导致房价下降3%。Hellman和Naroff(1979)^[22]、Rizzo(1979)^[23]等的研究也都表明犯罪率的上升会导致房价下降。进一步地,在充分考虑并解决了房价与犯罪率之间的内生性问题后,Ihlanfeldt和Mayock(2010)^[24]、Buonanno(2013)^[25]等的研究指出在考虑到居住环境的安全性问题后,人们更愿意为低暴力犯罪率地区的房屋支付一部分溢价,因此安全性较低地区的房价会有较大折价。Pope(2008)^[26]利用美国佛罗里达州希尔斯波罗县对性犯罪者的追踪数据研究了犯罪恐惧对房价的影响,结果表明当人们得知社区中有性犯罪者居住时,社区周围的房价会下降2.3%;当性犯罪者搬离社区后,房价便会恢复。Lynch和Rasmussen(2001)^[27]利用美国

杰克逊维尔2800多处的房屋销售数据来估计犯罪率对房价的影响,研究发现犯罪对房价的总体影响不大,但是在高犯罪率的地区这一影响较大。

相比之下,国内外关于房价对犯罪率影响的研究都较为匮乏,Read和Tsvetkova(2012)^[28]等的研究较早地分析了住房居住质量与犯罪率的关系,发现良好的置业环境能够有效降低犯罪率。石庆玲和郭峰^[19]利用1999—2012年中国35个大中城市的数据研究了房价与犯罪率的关系,是国内最早讨论该问题的研究。他们的研究发现房价的上升将显著推高城市的犯罪率水平,但是研究中并没有涉及房价影响犯罪率背后的机制。常雪等(2018)^[20]利用中国1999—2014年的省级面板数据,研究了房价上涨通过扩大收入差距进一步推高犯罪率这一作用路径。从理论上来看,住房作为家庭最主要的资产,它的升值与家庭收入并不直接相关。因此,房价上涨最直接影响的是居民家庭财富的不平等程度,而非收入不平等程度^[2]。收入不平等程度不能代表家庭财富的不平等程度^[29]。

已有大量研究从理论和实证角度讨论了收入和财富不平等对犯罪率的影响,但是由于家庭财富的数据较难获得,一般研究中并不严格区分收入不平等与财富不平等^[15]。Merton(1938)^[30]提出的应变理论(strain theory)认为,处于社会底层的人们会因无法获得成功而感到沮丧,并且当他面对周围人的成功时,这种沮丧会使他更加痛苦,从而导致他们疏远社会和犯罪,而个人与社会的疏远则可能源于收入不平等。Blau和Blau(1982)^[31]从心理学角度的分析认为,收入的不平等会导致人们心中产生一种“相对剥夺感”,从而更容易心理失衡,产生愤怒的情绪,进而引发犯罪。同时,学者们也从不确定条件下“理性选择”的角度出发,考察个体根据期望效用最大化的原则“理性”地选择犯罪的机制^[32-34]:个人通过比较预期的市场活动收益和犯罪活动收益来分配时间,并在考虑了处罚的可能性和严重性的情况下,“理性”地选择犯罪。在这些模型中,不平等导致将市场活动收益低的低收入个体置于市场活动收益高的高收入个体附近,从而导致低收入群体犯罪倾向提高。Kelly(2000)^[35]利用1991年FBI关于暴力犯罪与财产犯罪的数据研究发现收入不平等对财产犯罪没有显著影响,但却会显著提高暴力犯罪。陈春良和易君健(2019)^[13]利用中国1998—2004年的省级面板数据研究发现当相对收入差距与绝对收入差距分别

上涨 1% 时, 刑事犯罪率将会分别上升 0.37% 与 0.38%。胡联合等 (2005)^[10] 研究发现城乡居民的收入差距、地区差距的加剧与犯罪率的增加有紧密的相关性, 且贫富差距的加大使得各种形式的犯罪活动显著增加, 其中侵财性犯罪率增加最为显著。从财富持有的存量来看, 财富不平等差距的扩大对社会稳定与经济发展产生的威胁更大, 更容易激化社会矛盾、引起社会冲突^[29]。Lampman (1962)^[36] 指出财富不平等不仅仅是一种简单的社会现象, 更是导致一系列社会问题的根源。

总结来看, 现有关于房价与犯罪率之间的关系研究主要集中于探讨犯罪率对房价的影响, 而不是相反。仅有的研究则聚焦于测度房价上涨对犯罪率的影响效应, 对于其背后的经济机制缺乏准确的研究。本文将结合全国地级及以上城市的房价和犯罪率数据, 围绕上述问题展开研究; 并进一步讨论住房政策在稳定社会治安方面的作用效果。

三、实证研究设计

(一) 模型设定

本文使用中国 2002—2016 年的城市面板数据考察房价上涨对城市犯罪率的影响, 具体的实证模型设定如下:

$$\ln crime_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \ln house_price_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下标 i 表示城市, t 表示年份; $crime$ 表示城市犯罪率水平, 分别用该城市每万人批捕的各类刑事犯罪嫌疑人数 ($arrest$, 以下简称“批捕率”) 和每万人提起公诉的各类刑事犯罪嫌疑人数 (sue , 以下简称“起诉率”) 表示。 $house_price$ 为城市商品房平均销售价格 (元/平方米)。 X 表示城市层面其他影响犯罪率的随时间变化的因素, 参考已有关于犯罪率影响因素的研究^{[11][37][38]}, 本文选取了如下控制变量: 人均 GDP ($lngdppc$)、人均财政支出 ($lnpublic_ex$)、每万人城镇登记失业率 ($unemployment$)、城镇化率 ($urban_rate$)、性别比 (sex_ratio)、城乡可支配收入比 ($urgap$)、城市人口密度 ($urban_density$)、城市非户籍人口率 ($imigrant$)^①。 ω_i 为城市固定效应, 用来控制城市层面不随时间变化的特征, 例如地方的法制健全程度等; τ_t 为年份固定效应, 用来控制时间趋势上的影响因素。 ε_{it} 为随机扰动项, 模型估计时在城市层面对标准误进行聚类调整。表 1 给出了各个变量的定义和描述性统计量。模型 (1) 中我们主要关注系数 α_1 , 它表示房价上涨 1% 时城市犯罪率的百分比变化。

表 1 变量定义与统计描述

变量名	定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$arrest$	每万人批准逮捕的刑事犯罪人数	2 299	7.35	7.99	0.28	118.73
sue	每万人被提起公诉的刑事犯罪人数	2 299	9.38	8.56	0.37	114.33
$house_price$	商品房平均销售价格 (元/平方米)	2 299	3 194.01	2 358.24	506	24 747.29
gdp_pc	人均 GDP	2 299	36 974.32	26 261.94	1 226	293 346
$public_ex$	人均财政支出 (元)	2 299	3 957.71	4 110.82	36.07	47 716.83
$unemployment$	每万人城镇登记失业人数	2 299	63.49	49.23	3.89	733.64
$urban_rate$	城镇化率 (%)	2 299	0.43	0.19	0.00	1.00
sex_ratio	男性人数与女性人数之比	2 299	1.06	0.04	0.12	1.32
$urban_density$	城市人口密度 (人/平方公里)	2 299	421.05	322.28	4.71	2 707
$urgap$	城乡可支配收入比	2 299	2.65	0.833	0.10	28.67

① 使用 2000、2005、2010、2015 年 4 期的人口普查数据来计算每个城市的非户籍人口率, 并使用线性插值法补充剩余年份。

续前表

变量名	定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>imigrant</i>	城市非户籍人口率 (%)	2 299	2.68	1.21	0.10	52.67
<i>gini_house</i>	城市家庭总房产基尼系数	225	0.50	0.11	0.26	0.89
<i>gini_wealth</i>	城市家庭净房产基尼系数	225	0.50	0.10	0.25	0.90
<i>gini_finance</i>	城市家庭金融财富基尼系数	225	0.63	0.10	0.29	0.91
<i>gini_house05</i>	城市的住房面积基尼系数	2 339	0.35	0.03	0.27	0.46
<i>security</i>	经济适用房实际销售面积与商品房实际销售面积之比	1 453	0.08	0.08	0.002	0.59

(二) 数据来源与描述

本文所采用的犯罪率数据来自各个城市的统计年鉴和地方检察院工作报告。我们手动收集了 2002—2016 年全国 242 个地级及以上城市的检察院经审查批准逮捕人数和检察院经审查提起公诉人数,然后用上述两个指标分别除以当年该城市的总人口得到城市每年的批捕率和起诉率。图 1 给出了研究期内各个省份的平均犯罪率水平。犯罪率水平最高的省份是广东,平均每年的批捕率和起诉率分别为 18.77 人次/万人和 19.18 人次/万人,其次是上海和海南。犯罪率水平最低的省份是安徽(批捕率 4.20,起诉率 6.36),每万人犯罪数不到广东的 1/3。平均来看,在东部沿海较为发达的城市犯罪率水平要更高,批捕率和起诉率分别达到 9.77 人次/万人和 12.75 人次/万人,而中西部地区则只有 5.93 人次/万人和 7.57 人次/万人。从犯罪率的增速来看,如图 2 所示,大部分地区的犯罪率显著上升。其中增速最快的广东,从 2002 年到 2016 年每万人批捕人数和起诉人数分别上升了 4.91 人次/万人和 9.31 人次/万人,增长幅度超过了 25%;相比之下,河北、湖北、陕西、山东和安徽等地区的犯罪率在研究期内有所下降。

本文使用的城市商品住房价格数据来自万德数据库。^①其他城市层面的经济变量来自《中国城市统计年鉴》及各省市统计年鉴,城市非户籍人口率变量来自人口普查数据。图 3 给出了 2002—2016 年全国平均犯罪率与商品房平均销售价格的变化趋势。从整

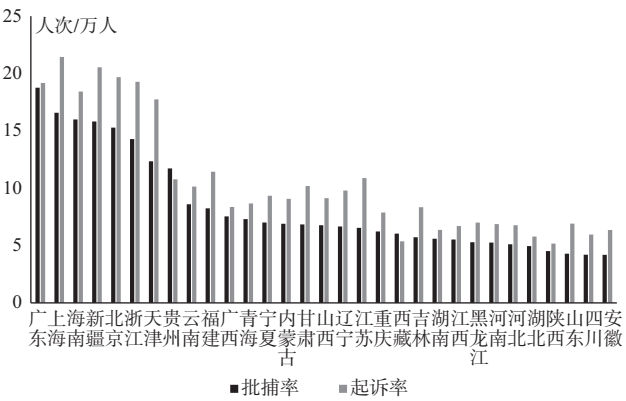


图 1 2002—2016 年各省份平均犯罪率

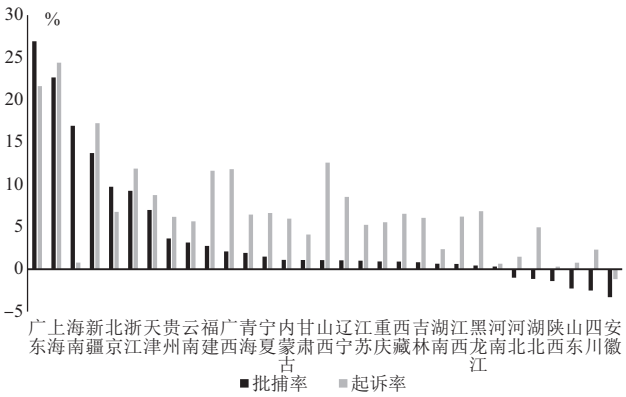


图 2 2002—2016 年各省份犯罪率变化

体上来看,三个指标在时间上具有明显的正相关关系。在 2009 年之前,房价与犯罪率的变化趋势基本一致,呈现出显著的正向关系。在 2009 年之后批捕率的增长趋势开始逐渐变缓,在这段时间内起诉率一

① 本文实证研究使用商品房平均价格作为核心解释变量,而没有考虑二手房价格,主要出于以下几点考虑:第一,商品房目前仍然是中国城市住房市场的核心组成部分。虽然近年来一些特大城市的二手房市场活跃,但在本文研究期的大部分时间内二手房市场份额仍然较小,因此选择商品房价格更能够准确反映住房市场的价格水平。第二,虽然供应主体不同,但商品房和二手房价格的增长趋势一直保持着高度的一致性,因此仅使用商品房价格进行分析并不会损失核心信息。第三,正是由于大部分城市的二手房市场发展尚不成熟,许多城市的二手房数据质量不高,这使得我们难以获取可靠的二手房价格数据来进行实证研究。

直保持增长态势,房价趋势与起诉率的变化趋势相同,与批捕率的变化趋势相反。

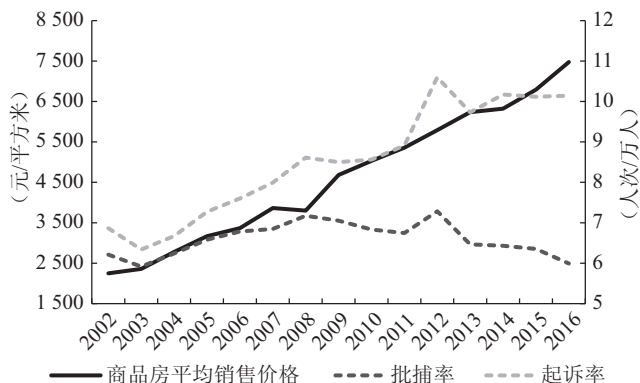


图3 2002—2016年中国房价与犯罪率趋势图

（三）内生性问题

本文实证研究可能面临以下内生性问题。第一,正如文献综述部分提到的,犯罪率作为城市宜居性特征之一会显著影响当地的住房价格,因此本文的研究面临着较为严重的反向因果问题。第二,可能存在其他不可观测变量会同时影响城市的犯罪率与房价,从而导致模型的估计结果存在偏误。举例来说,大城市的棚户区改造政策,一方面能够通过改变城市居住环境提高住房价格,另一方面也可能导致社会矛盾激化,犯罪率提升;这类因素的缺失将会导致房价对犯罪率的正向影响被高估。再如,城市公共服务设施供给的增加,既可以通过资本化效应推高房价,也可能通过促进公共服务均等化降低犯罪率水平^[39];这类因素缺失则会导致房价对犯罪率的正向影响被低估。第三,本文选取两个犯罪率指标可能存在度量误差^[40]。

解决上述内生性问题的一个合理有效的方法是寻找合理的工具变量。根据工具变量的定义要求:(1)该工具变量应与城市房价具有高度相关性;(2)该变量不能通过房价之外的其他变量影响城市的犯罪率水平。为此,我们首先借鉴Saiz(2010)^[41]的研究方法,利用2007—2015年中国城市的住宅用地交易数据计算了各城市的住房供给弹性。^①然后参考郑思齐等(2014)^[1]的做法,用全国的商品房平均销售价格与各城市的住房供给弹性的比值($houseprice/elasticity$)作为各城市商品房平均销售价格的工具变量。可以看出,工具变量中的两个核心指标均与城市

的住房价格高度相关,同时由于这两个变量都是城市住房市场相对外生的变量,因此不会通过其他渠道影响城市的犯罪率,即可以满足工具变量的外生性要求。图4给出了上述工具变量与城市商品房平均销售价格的散点图,可以看出两者之间表现出显著的正向相关关系。在后续的实证研究中,我们还会进一步检验该工具变量的有效性。

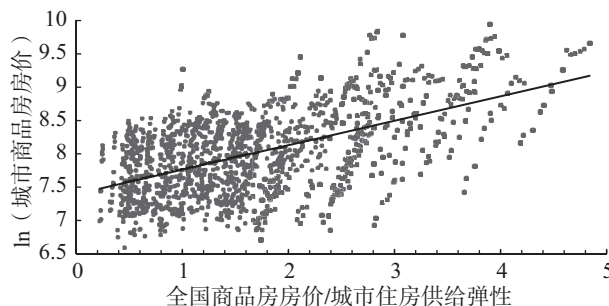


图4 全国平均房价/城市住房供给弹性与全国房价散点图

四、实证结果分析

（一）房价对犯罪率的影响效应估计

表2的列(1)和列(2)分别报告了以批捕率和起诉率的对数值作为被解释变量对模型(1)的OLS估计结果。回归结果显示,在控制了其他影响因素的情况下,房价变量($\ln house_price$)的系数都在5%的统计水平上显著为正,说明房价与城市犯罪率之间存在显著正相关关系。从系数值大小来看,房价每上涨1%将会导致批捕率和起诉率分别上升0.16%和0.099%。从均值水平上看,房价每上涨1%将会导致城市每万人中批捕人数和起诉人数分别增加0.012人次和0.009人次。从控制变量的估计结果来看:城市非户籍人口率、失业率和性别比越高的城市,犯罪率水平越高,这与大多数学者的研究结果相同。除此之外,其他控制变量对城市犯罪率的影响较小且统计上不显著。

表2的列(3)和列(4)报告了采用工具变量后的估计结果。从一阶段回归结果来看,在控制了其他影响因素后,工具变量与城市房价间呈显著的正相关关系,与理论预期相符。同时,一阶段回归的F值远大于临界值10,说明不存在弱工具变量问题。从二阶段回归结果来看,房价对批捕率和起诉率的影响仍然显著为正,进一步验证了房价上涨会显著推高

① 受篇幅限制,文中没有给出住房供给弹性的计算过程,有兴趣的读者可向作者索取。

城市的犯罪率水平。与表2中OLS的估计结果相比,采用工具变量后房价($\ln house_price$)的估计系数明显变大,房价对批捕率的影响从0.16上升为2.108,对起诉率的影响由0.099上升为1.140,说明的确存在内生性问题使OLS估计低估了房价对城市犯罪率

的影响。根据列(3)和列(4)的估计结果,房价每上升1%,将会导致城市的批捕率和起诉率分别提高2.11%和1.14%。以均值水平计算,城市房价每上升1%将会导致城市每万人中批捕人次和起诉人次分别增加0.155和0.107。

表2 房价对犯罪率影响模型的OLS和2SLS估计结果

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln arrest$	$\ln sue$	$\ln arrest$	$\ln sue$
$\ln house_price$	0.160 *** (0.046)	0.099 ** (0.040)	2.108 ** (1.007)	1.140 * (0.643)
$\ln gdp_pc$	0.016 (0.036)	-0.023 (0.036)	-0.133 (0.089)	-0.065 (0.051)
$\ln public_ex$	0.031 (0.028)	0.026 (0.031)	-0.048 (0.059)	0.005 (0.042)
$unemployment$	0.038 ** (0.019)	0.025 (0.018)	0.053 (0.051)	0.028 (0.030)
$urban_rate$	0.091 (0.073)	0.108 * (0.062)	-0.002 (0.130)	0.029 (0.077)
sex_ratio	0.970 ** (0.430)	0.088 (0.450)	0.721 (0.818)	0.280 (0.524)
$urban_density$	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
$urgap$	-0.010 (0.007)	-0.004 (0.005)	-0.034 (0.038)	-0.013 (0.011)
$imigrant$	1.105 *** (0.246)	0.473 ** (0.205)	0.500 (0.658)	0.355 (0.375)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.122 * (0.645)	1.075 (0.679)		
观测值	2 299	2 299	2 299	2 299
R^2	0.882	0.861		
第一阶段回归结果:				
IV			0.358 *** (0.136)	
Kleibergen-Paap F statistic			23.127	

注:括号中报告的是异方差稳健标准误,并在城市层面进行聚类调整;*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。下同。

(二) 地区和时间异质性

接下来我们考察房价上涨对犯罪率的影响效应在地区间的差异。表3报告了区分东、中、西部的子样本回归结果。整体来看,房价对城市犯罪率水平都有正向影响。在东部和中部地区,上述影响大且在统计上显著。从系数估计值来看,在东部地区,房价上涨1%将使得城市犯罪率水平提高0.126%~0.219%;在中部地区这一影响效果为0.146%~0.183%。相

比,在西部地区,房价上涨对犯罪率的影响较小。之所以出现这种地区性差异,一个重要的原因是,与西部相比,东部和中部城市的房价和房价收入比更高,因此房价上涨对个体财富水平或者可支付能力的影响更大,也更容易导致家庭财富差距的拉大。而在房价较低或者房价收入较为合理的地区,房价上涨带来的影响相对较少。

表3 东、中、西部地区异质性的估计结果

	lnarrest			lnsue		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
lnhouse_price	0.219 ** (0.092)	0.183 ** (0.079)	0.026 (0.079)	0.126 * (0.073)	0.146 * (0.086)	-0.004 (0.093)
lngdp_pc	-0.027 (0.069)	0.076 (0.061)	0.137 * (0.081)	-0.036 (0.050)	-0.025 (0.061)	0.096 (0.082)
lnpublic_ex	0.094 ** (0.042)	0.079 (0.065)	-0.013 (0.032)	0.089 ** (0.037)	0.072 (0.075)	0.024 (0.045)
unemployment	0.056 (0.037)	-0.017 (0.026)	0.061 * (0.033)	-0.020 (0.038)	0.004 (0.026)	0.009 (0.036)
urban_rate	-0.034 (0.187)	0.228 (0.197)	0.229 ** (0.101)	0.052 (0.152)	0.422 * (0.223)	0.121 (0.097)
sex_ratio	1.776 (1.077)	-0.141 (0.727)	-0.134 (0.871)	0.995 (0.781)	-0.845 (0.809)	-1.016 (0.949)
urban_density	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.002 ** (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
urgap	-0.100 ** (0.047)	-0.080 ** (0.031)	-0.002 (0.004)	-0.044 (0.036)	-0.054 (0.035)	0.002 (0.006)
imigrant	1.483 *** (0.483)	0.380 (0.338)	0.654 (0.475)	0.624 * (0.335)	0.300 (0.347)	0.389 (0.382)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.402 ** (1.159)	-0.846 (1.281)	-0.673 (1.196)	-0.124 (1.196)	1.272 (1.339)	1.984 (1.544)
观测值	753	849	697	753	849	697
R ²	0.888	0.799	0.844	0.891	0.775	0.840

其次,我们将城市按照经济发展水平分成三组,分别是一/二线城市(45个)、三线城市(67个)和四/五线城市(160个),分组依据参考第一财经发布的中国城市分级名单。表4报告了分城市样本的回归

结果。从估计结果可以看出,在经济发展水平越高的城市,房价上涨对城市犯罪率的正向影响越显著。特别地,在一线和二线城市,房价上涨1%将会导致犯罪率上涨0.254%~0.277%;在三线城市这一影响效

果为 0.145%~0.165%；相比，在四线和五线城市房价上涨对犯罪率的影响较小且在统计上不显著。这一结果与分地区的研究发现相一致，在房价水平更高的城市，房价上涨对个体财富水平的影响更大，也更容易导致家庭财富差距的拉大，从而带来更高的犯罪率。

表 4 分等级城市异质性的估计结果

	lnarrest			lnsue		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一/二线	三线	四/五线	一/二线	三线	四/五线
lnhouse_price	0.277 *** (0.095)	0.165 * (0.088)	0.071 (0.066)	0.254 *** (0.089)	0.145 * (0.077)	0.021 (0.069)
lngdp_pc	0.135 * (0.070)	0.012 (0.066)	0.047 (0.059)	0.015 (0.066)	0.003 (0.059)	-0.029 (0.059)
lnpublic_ex	0.226 *** (0.077)	0.095 * (0.051)	0.067 * (0.038)	0.114 ** (0.055)	0.125 ** (0.050)	0.048 (0.042)
unemployment	0.045 (0.054)	0.034 (0.049)	0.043 * (0.022)	0.009 (0.035)	-0.020 (0.057)	0.023 (0.022)
urban_rate	0.081 (0.095)	0.093 (0.177)	0.073 (0.094)	0.106 (0.110)	0.176 (0.118)	-0.042 (0.076)
sex_ratio	1.516 (1.106)	0.050 (1.068)	0.986 (0.607)	0.837 (0.891)	-1.406 (1.083)	-0.196 (0.666)
urban_density	0.000 (0.000)	0.000 * (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
urgap	-0.068 ** (0.032)	-0.065 ** (0.027)	-0.005 (0.005)	-0.071 ** (0.033)	-0.041 (0.043)	0.001 (0.005)
imigrant	1.130 *** (0.284)	0.447 (0.712)	0.659 * (0.338)	0.778 *** (0.270)	-0.340 (0.929)	0.259 (0.300)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-4.211 *** (1.280)	-1.530 (1.222)	-1.214 (0.972)	-0.499 (1.153)	0.545 (1.307)	1.693 (1.149)
观测值	449	689	1 161	449	689	1 161
R ²	0.923	0.873	0.753	0.929	0.847	0.760

再次，我们考察房价对犯罪率的影响效应在不同时间阶段的差异。在过去十几年间，中国城市的房地产市场经历了持续的上涨。但如图 3 所示，在 2008 年前后，房价上涨相对平稳，可以被看作是房价上涨的缓冲期。因此，我们选择 2008 年作为时间分界点，分别考察 2008 年前后房价上涨带来的影响。表 5 报告了对时间分样本的估计结果。可以看出，房价对犯罪率的正向影响在不同时期都普遍存在。具体来看，在 2002—2007 年期间，房价上涨 1% 对城市犯罪率的影响为 0.114%~0.131%；在 2008—2016 年期间，上述影响效果增加为 0.121%~0.138%。我们认为出现上述变化的主要原因可能是，在经历了第一轮房价快速上涨后，早期持有住房的家庭财富获得了提升，同时也滋生了他们更多的投资性购房需求。这种滚雪球式的财富积累使得在房价上涨后，进一步放大家庭之间的财富差距，从而引发了人们对于社会不平等的

不满，犯罪的动机增加。^①

① 我们也尝试使用 2009 年和 2010 年作为时间分界点，都得到了类似的研究结论。

表 5 时间异质性的估计结果

	lnarrest		lnsue	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	2002—2007	2008—2016	2002—2007	2008—2016
lnhouse_price	0.114 *** (0.031)	0.121 * (0.069)	0.131 ** (0.058)	0.138 ** (0.069)
lngdp_pc	0.024 (0.035)	0.023 (0.059)	0.010 (0.037)	0.025 (0.065)
lnpublic_ex	-0.018 (0.036)	0.132 * (0.077)	0.011 (0.039)	0.156 * (0.081)
unemployment	0.031 (0.027)	0.022 (0.028)	-0.026 (0.028)	0.022 (0.025)
urban_rate	0.007 (0.085)	0.002 (0.082)	-0.126 (0.085)	0.160 * (0.084)
sex_ratio	-1.656 (1.075)	0.432 (0.562)	-0.844 (0.748)	-0.196 (0.549)
urban_density	0.000 *** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)
urgap	-0.010 (0.045)	-0.009 (0.007)	-0.012 (0.028)	-0.006 (0.005)
imigrant	0.876 *** (0.263)	1.385 ** (0.534)	0.400 (0.339)	0.495 (0.437)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	1.450 (1.110)	-1.193 (1.126)	1.436 (1.284)	-0.526 (1.109)
观测值	1 066	1 233	1 066	1 233
R ²	0.921	0.899	0.922	0.870

五、机制检验

在 1998 年住房制度改革之前,福利分房政策是人们获得住房的主要途径。在这种住房分配制度下,住房价值往往被人们忽视,也很少有投资性购房需求。但是进入 21 世纪,中国城市的住房市场迅速发展,房价飙升,这使得在早期持有大量住房家庭的财富快速增长,城市居民之间的财富差距被迅速拉

大^[42]。然而,这种财富差距的出现与人们正常的付出(例如工作、学习等)并没有直接关系,这种不平等或者不公平现象给社会稳定带来了极大隐患。这一部分将通过实证来检验房价上涨通过拉大财富差距推高犯罪率这一机制。^①

(一) 中介效应分析

首先,我们采用中介效应模型来直接考察房价对犯罪率影响的财富不平等机制。具体来说,我们利用

① 根据已有城市犯罪率相关文献的讨论,房价对城市犯罪率的影响还可能存在其他渠道,例如人口流动。然而,受限于研究深度的需要,我们没有办法在一篇论文对所有机制进行讨论和分析。但可以理解的是,贫富差距是房价影响犯罪率最为直接,也可能是最重要的机制。

2010—2016 年 CFPS 微观数据^①计算了各个城市分年份的家庭资产基尼系数，用来衡量各城市的财富不平等程度，然后通过如下城市面板数据模型来进行实证分析：

$$\ln crime_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \ln house_price_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times \ln house_price_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \mu_{it} \quad (3)$$

$$\ln crime_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \times \ln house_price_{it} + \gamma_2 \times gini_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $gini_{it}$ 表示城市 i 在年份 t 的家庭财富不平等指数，分别用家庭总房产基尼系数（ $gini_wealth$ ）和城市家庭净房产基尼系数（ $gini_house$ ）度量。在 CFPS 问卷中，每个调查者均被询问家庭收入、家庭资产、家庭支出、家庭房屋拥有数量、家庭现住房价值、家庭其他房产价值、家庭总房贷等情况。在本文中，我们将家庭总房产定义为现有住房价值与其他房产市价之和，净房产定义为家庭总房产与总房贷之差。此外，我们在这部分的实证分析中还加入家庭金融资产基尼系数作为控制变量。

根据中介效应模型的原理（Baron 和 Kenny, 1986^[43]），在已知房价会对城市犯罪率产生显著影响的条件下，如果 β_1 和 γ_2 都显著且与预期相符，则表明房价会通过影响家庭之间的财富不平等对犯罪率产

生影响，即财富不平等是房价影响犯罪率的机制；进一步地，如果 β_1 显著且在控制了财富不平等变量后，房价本身的系数 γ_1 和中介变量的系数 γ_2 同样显著，表明房价除了通过中介效应影响犯罪率，还存在部分直接效应影响犯罪率，即中介变量表现为部分中介效应；如果在控制了财富不平等后 γ_1 变得不显著了，表明直接效应不显著，房价只通过财富不平等影响犯罪率。

表 6 报告了对中介效应模型的回归结果。首先，从对模型 2-1 的估计结果来看，在 2010—2016 年期间，房价对城市犯罪率的影响仍然显著为正。根据工具变量的估计结果，房价上涨 1% 会导致犯罪率提升 1.428%~2.437%，这与本文表 2 的估计结果十分接近。其次，对模型 2-2 的估计结果显示， β_1 均显著为正，说明房价上涨确实显著扩大了本城市家庭之间的财富差距。根据工具变量估计结果，房价上涨 1% 将会导致家庭财富基尼系数上升 0.003 7~0.004 2。为了更加直观地反映房价上涨对家庭财富不平等的影

表 6 财富不平等中介效应模型的估计结果

	模型 2-1				模型 2-2			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln arrest$	$\ln sue$	$\ln arrest$	$\ln sue$	$gini_wealth$	$gini_house$	$gini_wealth$	$gini_house$
$\ln house_price$	0.216 ** (0.106)	0.202 * (0.109)	2.437 ** (1.142)	1.428 ** (0.550)	0.089 * (0.045)	0.091 * (0.046)	0.421 ** (0.184)	0.372 ** (0.182)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	225	225	225	225	225	225	225	225
R^2	0.889	0.894	—	—	0.831	0.817	—	—

① 本部分使用数据来自中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）。CFPS 于 2010 年开始正式调查访问，对中国 25 个省份共计 16 000 户家庭进行追踪调查，追踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，以反映中国经济、社会、人口、教育和健康的变迁。本文选取 2010、2012、2014、2016 四年的 CFPS 调查数据，使用其家庭经济调查数据库数据。

② 分别使用 0.181 和 0.205 除以研究期内家庭财富基尼系数的均值 0.5 得到。

续前表

	模型 2-3							
	OLS				2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnarrest	lnarrest	lnsue	lnsue	lnarrest	lnarrest	lnsue	lnsue
lnhouse_price	0.137 (0.089)	0.138 (0.090)	0.112 (0.095)	0.112 (0.094)	1.541 (1.197)	1.548 (1.215)	0.725 (0.644)	0.715 (0.536)
gini_wealth	1.281 ** (0.542)		1.240 *** (0.416)		1.227 * (0.654)		1.275 *** (0.541)	
gini_house		1.236 ** (0.511)		1.210 *** (0.395)		1.246 ** (0.575)		1.298 *** (0.479)
gini_finance	-0.036 (0.190)	-0.036 (0.192)	-0.044 (0.164)	-0.051 (0.165)	-0.056 (0.930)	-0.055 (0.924)	-0.037 (0.506)	-0.036 (0.499)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	225	225	225	225	225	225	225	225
R ²	0.901	0.901	0.906	0.906	—	—	—	—

最后,表6中对模型2-3的估计结果显示,当在犯罪率模型中同时加入房价和家庭财富不平等变量后,房价的系数 γ_1 变得不显著了,而家庭财富基尼系数的系数 γ_2 仍然显著为正。根据工具变量的估计结果:家庭财富基尼系数每提高一个百分点将会导致城市犯罪率提高1.2%~1.3%。结合对模型2-1和模型2-2的估计结果,可以计算房价上涨1%通过财富不平等(0.0037~0.0042)导致的犯罪率增加约为0.44%~0.55%($=\beta_1\%\times\gamma_2$),这相当于房价对犯罪率整体效应的22.6%~30.8%($=\beta_1\times\gamma_2/\alpha_1$)。这表明财富不平等是房价影响犯罪率的主要中介机制。

(二) 基于住房自有率的异质性分析

接下来,我们基于不同城市在初始年份家庭之间拥有住房数量的差异,考察房价上涨通过加剧财富不平等影响犯罪率的机制。其核心的经济学逻辑在于,如果在期初家庭之间拥有的住房数量差距越大,在经历了房价上涨之后家庭之间的财富差距也会越大,从而更容易引发犯罪。反过来,如果我们发现房价上涨

对于犯罪率的影响在家庭拥有住房数量差异越大的城市影响越大,就可以在很大程度上证明房价影响犯罪率的财富不平等机制。为了测量不同城市家庭拥有住房情况,本文使用2005年全国人口抽样调查数据计算了各城市的住房面积基尼系数,用以代表城市初始的住房不平等程度,然后构造如下实证模型:

$$\begin{aligned} \ln crime_{it} = & \delta_0 + \delta_1 \times \ln house_price_{it} + \delta_2 \\ & \times gini_house_{i,05} \times \ln house_price_{it} \\ & + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $gini_house_{i,05}$ 表示城市*i*在2005年的住房面积基尼系数,其他各变量含义与模型(1)相同。表7报告了对模型(5)的估计结果,这里我们主要关注住房基尼系数与城市房价交叉项($gini_house \times \ln house_price$)的系数。可以看出,在使用OLS和2SLS估计时,交叉项的系数都显著为正,说明在初始住房面积基尼系数越大的城市,房价上涨对犯罪率的正向刺激作用越大。这一发现进一步验证了本文关于财富不平等机制的研究假设。

表 7 房价对犯罪率影响机制模型的估计结果

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnarrest	lnsue	lnarrest	lnsue
lnhouse_price	-0.286 (0.179)	-0.232 (0.181)	-1.177 (0.906)	-1.213 (0.882)
<i>gini_house_{i, 05}</i> ×lnhouse_price	1.216 *** (0.467)	0.914 * (0.484)	3.722 ** (1.495)	2.327 * (1.351)
lngdp_pc	0.018 (0.035)	-0.023 (0.036)	0.024 (0.040)	0.002 (0.046)
lnpublic_ex	0.037 (0.027)	0.031 (0.030)	0.037 (0.029)	0.040 (0.033)
unemployment	0.040 ** (0.019)	0.025 (0.018)	0.044 ** (0.021)	0.027 (0.025)
urban_rate	0.026 (0.070)	0.047 (0.060)	-0.014 (0.079)	0.027 (0.072)
sex_ratio	0.946 ** (0.457)	0.043 (0.472)	0.812 (0.508)	0.011 (0.558)
urban_density	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
urgap	-0.011 (0.008)	-0.004 (0.005)	-0.011 (0.008)	0.001 (0.006)
imigrant	1.047 *** (0.263)	0.414 * (0.229)	0.801 ** (0.318)	0.514 * (0.307)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.022 (0.661)	1.218 * (0.701)	—	—
观测值	2 299	2 299	2 299	2 299
R ²	0.893	0.873	—	—

六、政策缓解效应分析

本文前述的研究证实了房价上涨对城市犯罪率具有显著的刺激作用，同时房价上涨会通过加剧家庭之间的财富不平等程度提高犯罪率水平。那么政府是否可以通过采取相应措施以减弱房价上涨对社会造成的负面影响？

针对中国城市房价的高速上涨问题，政府一直在采取积极的措施抑制房价上涨，并保障居民的住房问题。除了直接抑制房价快速上涨的政策如限购、限贷

等，保障性住房政策是近年来国家大力推动用来缓解中低收入家庭住房问题的举措。政策性保障性住房通常是根据国家政策和法律法规的规定，由政府统一统筹规划提供给中低收入人群使用，其建造价格、销售价格和租金标准都给予一定的限定，具有明显的社会保障性质。由于保障性住房主要针对没有住房且收入相对较低的家庭^①，因此它不仅能够直接解决中低收入家庭的住房需求，更重要的是可以缓解房价上涨带来的财富不平等問題，使得居民、特别是中低收入居民心理上的“相对剥夺感”下降，从而降低

① 根据《经济适用住房管理办法》第二十五条规定，城市低收入家庭申请购买经济适用住房应同时符合下列条件：（一）具有当地城镇户口；（二）家庭收入符合市、县人民政府划定的低收入家庭收入标准；（三）无房或现住房面积低于市、县人民政府规定的住房困难标准。

犯罪倾向。

基于上述背景,本文在实证研究的最后来探讨保障性住房供给政策是否能够缓解房价上涨带来的犯罪率上升问题。受数据可得性限制,本文使用各个省份的经济适用房^①数据来进行分析。具体来说,我们使用2002—2010年各省份经济适用房实际销售面积与各省份商品房实际销售面积之比作为该地区住房保障实施力度(*security*)的代表变量。其中,各省份经济适用房销售面积数据来源于《中国统计年鉴》,各省份商品房销售面积数据来源于国家统计局。从定义来看,*security*越大表明城市住房保障政策的实施力度越强,反之亦然。我们仍然采用纳入交叉项形式的调节效应模型来检验上述研究假设,具体模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln crime_{it} = & \varphi_0 + \varphi_1 \times \ln house_price_{it} + \varphi_2 \\ & \times security_{it} \times \ln house_price_{it} + \varphi_3 \\ & \times security_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

为了使估计系数的经济意义更加明显,我们将*security*和*lnhouse_price*均进行了中心化处理。表8报告了对模型(6)的估计结果,这里我们主要关注保障性住房政策实施力度与房价的交叉项(*security*×*lnhouse_price*)的系数。从回归结果来看,无论是OLS还是2SLS估计,交叉项的系数都显著为负,说明在保障性住房供给越多的城市,房价上涨对犯罪率的刺激作用越小。这一结果表明,保障性住房政策能够在一定程度上缓解房价上涨带来的犯罪率上升现象,起到了显著的政策调节作用。

表8 保障性住房政策的影响

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnarrest</i>	<i>lnsue</i>	<i>lnarrest</i>	<i>lnsue</i>
<i>lnhouse_price</i>	0.127 *** (0.036)	0.020 (0.035)	0.278 (0.226)	0.463 (0.530)
<i>security</i> × <i>lnhouse_price</i>	-0.397 * (0.216)	-0.432 * (0.262)	-0.939 * (0.545)	-1.212 * (0.601)
<i>security</i>	0.127 (0.194)	0.264 (0.217)	-0.361 (0.365)	0.213 (0.541)
<i>lngdp_pc</i>	0.096 *** (0.030)	0.066 * (0.040)	0.104 *** (0.028)	0.109 ** (0.038)
<i>lnpublic_ex</i>	0.039 (0.025)	0.021 (0.027)	0.065 ** (0.029)	0.112 ** (0.054)
<i>unemployment</i>	0.071 *** (0.019)	0.021 (0.017)	0.081 *** (0.019)	0.026 (0.024)
<i>urban_rate</i>	0.317 *** (0.094)	0.122 (0.105)	0.319 *** (0.071)	0.163 * (0.088)
<i>sex_ratio</i>	0.213 (0.470)	0.075 (0.401)	0.280 (0.414)	-0.117 (0.324)
<i>urban_density</i>	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>urgap</i>	-0.003 (0.003)	0.001 (0.004)	-0.004 (0.006)	0.005 (0.009)
<i>imigrant</i>	0.939 *** (0.203)	0.480 ** (0.196)	0.815 *** (0.182)	0.611 ** (0.203)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制

① 中国的保障性住房主要有5种形式:两限商品住房、经济适用住房、政策性租赁住房、自住型商品房以及廉租房。

续前表

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnarrest</i>	<i>lnsue</i>	<i>lnarrest</i>	<i>lnsue</i>
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.066 (0.585)	0.985 (0.643)	—	—
观测值	1 453	1 387	1 453	1 387
<i>R</i> ²	0.921	0.928	—	—

七、总结

进入 21 世纪，房价的快速上涨成为中国经济发展过程的重要议题之一。围绕房价上涨的经济社会影响，学者们展开了广泛的讨论，学者们也意识到了房价上涨给社会稳定带来的隐患，但是很少有研究直接讨论房价上涨对社会稳定的影响，以及其背后的经济机制。本文利用 2002—2016 年中国 242 个地级市及以上城市的面板数据，实证考察了房价上涨对城市犯罪率水平的影响效果及机制，并探讨了保障性住房政策对该影响的缓解作用。研究结果发现：第一，在控制了人均 GDP、财政支出、失业率、城镇化率以及性别比例等因素后，房价上涨对城市犯罪率水平有显著的正向影响。房价每上涨 1% 将导致本城市刑事犯罪批捕率与起诉率分别上涨 0.16% 和 0.099%。在使用工具变量后，房价对城市犯罪率的正向影响仍然显著存在，且影响效果有所提升。分地区的研究结果表明，在房价水平更高的东部和中部地区，房价上涨对犯罪率的影响更大；而 2008 年以后房价对城市犯罪率的影响更大。第二，本文利用 CFPS 微观调查数据构造衡量城市内部家庭财富不平等的变量，研究发现房价上涨能够显著加大居民之间的财富差距。同时，异质性的结果显示，在初始住房拥有量存在较大差距的城市，房价上涨对犯罪率的影响更加显著。这

就验证了房价通过影响财富不平等进而影响犯罪率水平的机制。第三，本文研究显示，保障性住房的供给能够显著降低房价上涨对城市犯罪率的刺激作用。

房地产业的健康有序发展对服务经济发展和不断改善群众居住条件起着十分重要的保障作用。稳定房价、实现房地产市场的有序发展不仅仅是经济问题，同时又是社会问题。因此本文的研究结论也具有一定的现实意义与政策价值。首先，本文通过严谨的实证设计测算了房价上涨对城市犯罪率水平影响，这有利于更加全面和准确地评估房价上涨给经济社会带来的影响，也为地方政府进行住房市场调控政策评估提供了定量补充。其次，本文验证了加剧财富差距这一房价推高犯罪率的重要机制，为政策制定者对症下药解决住房市场繁荣带来的负外部性提供了依据。更具体地，住房所形成的资产存量和存量溢价是导致居民财富差距扩大的主要原因之一。因此，政府可以通过健全地方税体系，推进房地产税立法，加强房地产市场的监管等手段，为居民将剩余资金配置到相关市场获得财产性收入提供更公平的环境，从而调节收入分配和财产配置的优化机制，有效减少房价上涨对社会造成的负面影响。最后，本文研究证实了保障性住房政策在解决城市住房矛盾中的重要作用，为国家继续有效实施保障性住房政策和相关收益成本评估提供了科学依据。

参考文献

[1] 郑思齐, 孙伟增, 吴璟, 武赞. “以地生财, 以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究 [J]. 经济研究, 2014 (8): 14-27.

[2] 陈彦斌, 邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等 [J]. 经济研究, 2011 (10): 25-38.

[3] 颜色, 朱国钟. “房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析 [J]. 管理世界, 2013 (3): 34-47.

[4] 李江一. “房奴效应”导致居民消费低迷了吗? [J]. 经济学 (季刊), 2018 (1): 405-430.

[5] 安虎森, 颜银根, 朴银哲. 城市高房价和户籍制度: 促进或抑制城乡收入差距扩大?——中国劳动力流动和收入差距扩大悖论的一个解

- 释 [J]. 世界经济文汇, 2011 (4): 41-54.
- [6] 张传勇, 张永岳, 武霁. 房价波动存在收入分配效应吗? ——一个家庭资产结构的视角 [J]. 金融研究, 2014 (12): 86-101.
- [7] 周颖刚, 蒙莉娜, 卢琪. 高房价挤出了谁? ——基于中国流动人口的微观视角 [J]. 经济研究, 2019 (9): 106-122.
- [8] 李昊洋, 程小可, 高升好. 高房价“驱逐”了公司的研发活动吗? ——来自创业板的经验证据 [J]. 中国软科学, 2018 (12): 95-109.
- [9] Fajnzylber P, Lederman D, Loayza N. What Causes Violent Crime? [J]. European Economic Review, 2002, 46: 1323-1357.
- [10] 胡联合, 胡鞍钢, 徐绍刚. 贫富差距对违法犯罪活动影响的实证分析 [J]. 管理世界, 2005 (6): 34-44.
- [11] 陈刚, 李树. 教育对犯罪率的影响研究 [J]. 中国人口科学, 2011 (3): 102-112.
- [12] 刘生龙, 张君忆, 高宇宁. 跨省移民与犯罪: 来自中国的实证证据 [J]. 学术研究, 2018 (5): 93-103, 177.
- [13] 陈春良, 易君健. 收入差距与刑事犯罪: 基于中国省级面板数据的经验研究 [J]. 世界经济, 2009 (1): 13-25.
- [14] 鲁元平, 王韬. 收入不平等、社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (4): 1437-1458.
- [15] 章元, 刘时菁, 刘亮. 城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率的上升 [J]. 经济研究, 2011 (2): 59-72.
- [16] 姜全保, 李波. 性别失衡对犯罪率的影响研究 [J]. 公共管理学报, 2011 (1): 71-80, 126.
- [17] 陈刚. 社会福利支出的犯罪治理效应研究 [J]. 管理世界, 2010 (10): 75-86.
- [18] 章友德, 杜建军, 徐吟川. 城市社会保障二元结构与犯罪率——基于 227 个城市数据的经验研究 [J]. 世界经济文汇, 2019 (1): 84-100.
- [19] 石庆玲, 郭峰. 高房价与中国犯罪率的上升——基于 35 个大中城市的实证研究 [J]. 南开经济研究, 2017 (6): 113-130.
- [20] 常雪, 苏群, 周春芳. 房价、住房支付能力与刑事犯罪——基于中国省级面板数据的实证分析 [J]. 上海财经大学学报, 2018 (1): 71-85.
- [21] Thaler R. A Note on the Value of Crime Control: Evidence from the Property Market [J]. Journal of Urban Economics, 1978 (1): 137-145.
- [22] Hellman D A, Naroff J L. The Impact of Crime on Urban Residential Property Values [J]. Urban Study, 1979, 16 (1): 105-112.
- [23] Rizzo M. J. The Effect of Crime on Residential Rents and Property Values [J]. American Economist, 1979, 23 (1): 16-21.
- [24] Ihlanfeldt K, Mayock T. Panel Data Estimates of the Effects of Different Types of Crime on Housing Prices [J]. Regional Science and Urban Economics, 2010 (40): 161-172.
- [25] Buonanno P, Montolio D, Raya-Vilchez J M. Housing Prices and Crime Perception [J]. Empirical Economics, 2013, 45 (1): 305-321.
- [26] Pope J C. Fear of Crime and Housing Prices: Household Reactions to Sex Offender Registries [J]. Journal of Urban Economics, 2008, 64 (3): 601-614.
- [27] Lynch A K, Rasmussen D W. Measuring the Impact of Crime on House Prices [J]. Applied Economics, 2001, 33 (15): 1981-1989.
- [28] Read D C, Tsvetkova A. Housing and Social Issues: A Cross Disciplinary Review of the Existing Literature [J]. Journal of Real Estate Literature, 2012, 20 (1): 3-35.
- [29] 林芳, 蔡翼飞, 高文书. 城乡居民财富持有不平等的折射效应: 收入差距的再解释 [J]. 劳动经济研究, 2014 (6): 152-172.
- [30] Merton R. K. Social Structure and Anomie [J]. American Sociological Review, 1938, 3 (5): 672-682.
- [31] Blau J R, Blau P M. The Cost of Inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime [J]. American Sociological Review, 1982, 47 (1): 114-129.
- [32] Becker G S. Crime and Punishment: An Economic Approach [J]. Journal of Political Economy, 1968, 76 (2): 169-217.
- [33] Burdett K, Lagos R, Wright R. Crime, Inequality, and Unemployment [J]. American Economic Review, 2003, 93 (5): 1764-1777.
- [34] Chiu W, Madden P. Burglary and Income Inequality [J]. Journal of Public Economics, 1998, 69 (1): 123-141.
- [35] Kelly M. Inequality and Crime [J]. The Review of Economics and Statistics, 2000, 82 (4): 530-539.
- [36] Lampman R J. The Share of Top Wealth-holders in National Wealth, 1922-56 [M]. Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1962.
- [37] 陈硕, 章元. 治乱无需重典: 转型期中国刑事政策效果分析 [J]. 经济学 (季刊), 2014 (4): 1461-1484.
- [38] Tompson L A, Bowers K J. Testing Time-sensitive Influences of Weather on Street Robbery [J]. Crime Science, 2015, 14 (8): 1-11.
- [39] 张海鹏, 陈帅. 城乡基本公共服务均等化的犯罪治理效应——基于 2002—2012 年省级面板数据的实证分析 [J]. 世界经济文汇, 2017 (6): 1-15.
- [40] 陈刚. 社会福利支出的犯罪治理效应研究 [J]. 管理世界, 2010 (10): 75-86.
- [41] Saiz A. The Geographic Determinants of Housing Supply [J]. Quarterly Journal of Economics, 2010, 125 (3): 1253-1296.
- [42] Piketty T, Li Y, Zucman G. Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978-2015 [Z]. NBER Working Paper Series, 2017.
- [43] 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.

(责任编辑: 李 晨 张安平)