

# 我国财政收入增速下滑分析

## An Analysis of Declining Growth Rate of Fiscal Revenue from the Perspective of New Normal Economy

闫坤 鲍曙光

YAN Kun BAO Shu-guang

**[摘要]** 我国财政收入增速急剧下滑并进入个位数增长阶段引起了学界和社会的广泛关注。目前我国中口径财政收入弹性及其占GDP的比重有所下降,但大口径宏观税负并未根本性下降。我国财政收入增速下滑是必然现象,是发展阶段和改革红利释放的体现,但最优财政收入增速和比重并没有一个统一标准或者目标,需要在渐进式改革中不断调整从而逐步逼近最优值。在高质量发展阶段,我国财政收入体系与经济高质量发展尚存在一些不兼容现象,且微观主体税感强烈,迫切需要通过提升财政收入质量降低微观主体税感和受益感来拓展财政收入改革空间。财政收入增速下降存在地方政府债务风险、财政支出可持续性风险、政府治理风险和财政腾挪空间受到制约四大挑战。未来要有系统、质量和人本思维,强化顶层设计,通过收入支出联动改革,构建现代财政体制。

**[关键词]** 财政收入 增速高质量 发展收入 风险宏观税负

**[中图分类号]** F812.41 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0003-11

**Abstract:** In recent years, the growth rate of our country's fiscal revenue has fallen sharply and entered the stage of single-digit growth, which has attracted wide attention from academic circles and society. In general, China's medium-caliber fiscal elasticity and its share of GDP have declined, but the macro-tax burden has not fundamentally declined. The decline of fiscal revenue growth rate is an inevitable phenomenon, which embodies the development stage and the release of reform dividend. But the optimal fiscal revenue growth rate and proportion do not have a unified standard, so china need to constantly adjust in the gradual reform to approach the optimal value step by step. In the stage of high-quality development, there are still some incompatible problem between our country's fiscal revenue system and high-quality economic development, and micro-entities's tax sense is strong, so it is urgent to reduce micro-entities' tax sense and benefit sense by improving the quality of financial revenue to expand the reform space of financial revenue. There are four major challenges: local government debt risk, fiscal expenditure sustainability risk, governance risk and fiscal space. In the future, China should have systematic, quality and people-oriented thinking, strengthen top-level design, and construct modern financial system through the linkage reform of income and expenditure.

**Key words:** Fiscal revenue growth High-quality development Revenue risk Macroscopic tax burden

**[收稿日期]** 2020-06-06

**[作者简介]** 闫坤,女,1964年8月生,中国社会科学院财经战略研究院研究员,研究方向为宏观经济与财政理论;鲍曙光,男,1987年9月生,中国社会科学院农村发展研究所助理研究员,研究方向为财政理论与政策。

**[基金项目]** 国家社会科学基金一般项目“教育阻断贫困代际传递的政策设计与评估研究”(项目编号:18BJL123)。

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

随着中国经济进入新常态,经济增长速度由高速转为中高速。相应地,财政运行也进入了新常态,我国财政收支特征发生了根本性变化,其中最突出的特征就是全国财政收入增速急剧下滑并进入个位数增长阶段,一般公共预算收入增速由2010年的21.3%下降到2014年的8.6%,四年增速就掉到个位数,此后又进一步下降到2019年的3.8%。受新冠肺炎疫情影响,2020年1—4月累计,全国一般公共预算收入同比下降14.5%,中央、地方收入分别同比下降17.7%、11.5%。经济新常态前财政收入增速远高于GDP增速,而近几年财政收入增速大多低于经济增速,2020年更是因疫情而出现负增长,引起了学界和社会的广泛关注。在大规模减税降费政策、经济增速放缓叠加疫情影响的背景下,短时间内财政收入增速低水平增长的趋势很难扭转。那么,如何看待财政收入增速下降?财政收入增速下滑会引致哪些风险?财政收入增长和经济增长关系如何?这些都是当前需要明晰的重要问题。

## 二、理论分析及文献评述

国内外学者对于财政收入和经济增长间关系研究广泛且深入,成果颇丰。在理论研究方面,早期学者普遍认为财政收入阻碍自由经济发展且大多持轻赋税的观点,政府不应过多干预,强调限制政府规模。配第在其《赋税论》<sup>[1]</sup>中对财政收入、经济实力和国民财富三者关系进行了论述。斯密在其《国富论》<sup>[2]</sup>中亦探讨了财政收入和经济增长间的关系。类似的还有庸俗经济学代表人物萨伊(1963)<sup>[3]</sup>的研究。这些早期经济学家认为市场机制是经济增长的重要决定因素并主张限制政府规模,政府财政收入不能对价格机制乃至经济增长进行干预。

不同于配第等学者的观点,19世纪开始部分学者认为应扩张政府规模,主张政府干预市场。瓦格纳认为作为财政收入主来源的税收反过来能对社会经济进行干预。其后出现的凯恩斯学派,同样反对自由放任的市场经济。凯恩斯(1983)<sup>[4]</sup>主张国家干预经济,提出通过政府政策,特别是财政政策来增加投资,实现充分就业,其中,税收作为重要的财政政策能够影响储蓄和有效需求。随着20世纪70年代滞胀的出现,总需求管理政策失灵,供给学派“供给创

造需求,需求会自动适应供给变动”的观点逐渐成为主流。最为典型的就拉弗的最优税率观点,其蕴含了经济增长和财政收入关系的讨论,认为税率与经济增长是一种非线性关系(陈共,2012<sup>[5]</sup>)。

更多学者则基于数据对财政收入与GDP的关系进行实证检验。总体看,主要有两类:一是基于时间序列数据,构建误差修正模型或者VAR模型等分析财政收入和GDP之间的因果关系;二是基于面板数据模型,运用面板模型分析财政收入增速与GDP增速之间关系。从研究结论看,实证结果并不尽相同。一些经济学家认为财政收入与经济增长之间是一种反向关系,如Karras(2003)<sup>[6]</sup>认为税收对经济增长具有短期影响,但长期降低了人均真实GDP。一些学者研究认为财政收入与经济增长存在正相关关系,如Capolupo(2000)<sup>[7]</sup>发现税收有利于经济的均衡增长,降低税率存在负面影响。也有学者认为,不同税率下财政收入与经济增长的关系是非线性的,Wasylenko和Mcguire(1985)<sup>[8]</sup>认为最优税收收入占GDP的比重为47%。通过文献梳理可以看到,财政收入增速以及财政收入和经济增长关系的研究分歧显著,研究结论莫衷一是,其根源可能在于研究设计过于简单,没有考虑不同国情差异。对于财政收入问题的研究与判断,还是要放到各国各地区国情背景下具体问题具体分析。我国走的是前所未有的有中国特色社会主义道路,与外国国情与制度差异显著,难以将国际标准简单套用到中国。因此,需要更加具象分析在中国国情和制度背景下我国财政收入增长的整体趋势及特征。

## 三、财政收入与经济增长关系的统计性描述

我国政府财政收入来源多元化,包含多种收入形式,要分析财政收入和GDP之间关系,首先要界定财政收入口径。本文基于两个口径财政收入进行分析,中口径财政收入包含全国一般公共预算收入,即税收和非税收入,大口径财政收入则包含一般公共预算收入、政府性基金收入等。按照IMF颁布的《政府财政统计手册》,政府财政收入包括税收收入、社会保障缴款、赠予和其他收入。按此国际可比口径,我国大口径财政收入包括四大预算收入。其中,国有资本经营收入在征收范围和比例上经过了多次规范使得数据可比性较差,且其在整个大口径财政收入中的比重较小,到2019年仅有3960亿元,占当年大口径财政收入比重不足1.2%,因此本文未考虑国有资

本经营收入。社会保险基金收入包含保险费收入、财政补贴收入、利息收入以及委托投资收益等。若将财政补贴收入计入大口径财政则存在重复计算问题，利息收入与委托投资收益占比较低，到2019年仅占社保基金收入的4%，占大口径财政收入比重就更低，且难以获得其具体数据，因此也未将其纳入到大口径财政收入的统计中。本文将大口径财政收入界定为一般公共预算收入、政府性基金收入以及社会保险基金

收入中的保险费收入。

在分析全国财政收入与经济增长关系时，本文主要用两个指标：一是财政收入占GDP比重；二是财政收入弹性。其中财政收入弹性是指经济增长带来的财政收入的增长情况，用财政收入增速与GDP增长率的比值表示。财政收入和GDP均按照可变价格计算增长率。基于上面的界定和说明，全国财政收入和GDP关系具体如表1所示。

表1 全国财政收入弹性和比重情况

年份	中口径财政收入弹性	中口径财政收入占GDP比重	大口径财政收入弹性	大口径财政收入占GDP比重
2000	—	13.36%	—	—
2001	2.113	14.78%	—	—
2002	1.573	15.53%	—	—
2003	1.155	15.80%	—	—
2004	1.216	16.31%	—	—
2005	1.264	16.90%	—	—
2006	1.312	17.66%	—	—
2007	1.400	18.99%	—	—
2008	1.069	19.19%	—	—
2009	1.264	19.63%	—	—
2010	1.163	20.12%	—	—
2011	1.354	21.23%	—	—
2012	1.236	21.70%	—	32.82%
2013	1.004	21.71%	1.669	34.84%
2014	1.051	21.80%	0.953	34.72%
2015	0.829	22.10%	0.333	33.20%
2016	0.569	21.46%	0.691	32.45%
2017	0.659	20.86%	1.192	33.08%
2018	0.701	20.37%	1.558	34.58%
2019	0.378	19.21%	0.658	33.50%

数据来源：根据历年财政预决算报告及中国经济社会发展数据库数据计算得到。

根据表1，在不同口径下，我国财政收入与经济增长之间的关系有所差异。其中，中口径财政收入弹性由2001年的2.113下降为2019年的0.378。财政收入弹性等于1是弹性的分界点。以2014年为界，我国中口径财政收入弹性明显分为两个阶段：2014年以前，财政收入弹性大于1，财政收入增速快于GDP增速，从而带动财政参与新增国民收入分配的

比重上升；2014年及以后，财政收入弹性显著下降，低于1，财政收入增速放缓，低于经济增速，从而导致近几年财政在新增国民收入分配中的比重有所下降。这一趋势与中口径财政收入占比情况变化一致，我国中口径财政收入占比存在先逐步上升，后逐步下降的趋势，但转折点有所滞后，到2015年才开始下降。近年来，我国财政收入占比持续下降的原因之一

在于减税降费政策，降低了市场主体税负，增加了居民可支配收入，释放了微观主体活力。但是，我国中口径财政收入弹性及其占 GDP 比重双重下降，也蕴含很多风险。财政收入占 GDP 比重过低会限制政府公共服务和管理职能的履行，严重削弱宏观调控和资源配置能力。当前，我国正处于转型期，民生、扶贫和生态环保等支出刚性增长，城镇化和工业化等都需要增加支出，这些都需要强大财力支撑，财政收入持续下降会进一步激化财政收支矛盾，极大提升了财政风险和公共风险。

从大口径财政收入来看，财政收入弹性则由 2013 年的 1.669 下降到 2019 年的 0.658，波动极为显著，财政收入占比也变化显著，但比重稳定在 33%~35% 之间。相对于中口径财政收入而言，大口径财政收入趋势却存在显著差异，其原因在于虽然一般公共预算收入增速放缓，但随着中国经济形势企稳向好，我国土地出让收入回暖带动政府性基金收入快速增加，近三年都保持两位数增长，社保基金收入也稳步提升，两者 2019 年占大口径财政收入的比重分别比 2012 年提高了 4.31% 和 4.45%，从而扭转了我国大口径财政收入弹性和占比下降的趋势。总体来看，我国大口径财政收入并未根本性下降。从结构来看，其他几类预算都属于专款专用，而一般性公共预算收入在一定程度上更代表政府实际可支配财力，但其比重下降（从 2012 年的 66.12% 下降到 2019 年的 57.36%），反映出当前我国财政收支压力增大，收支矛盾突出，政府财力紧张。

#### 四、财政收入与经济增长关系的分析

由于经济下行压力加大、实施更大规模减税降费等原因，当前我国财政收入增速下降，收支矛盾进一步凸显，财政缺口增大，引起社会对财政收入增速下滑现象的关注。

（一）财政收入增速下滑是政策、发展阶段和改革红利释放的叠加效应结果

从理论上讲，财政收入与经济增长是相互作用的。一方面经济增长决定了一定时期内该地区可分配的财富总量，因而也就限定了财政收入规模的边界，经济发展水平高则财政收入规模更大；另一方面，财政收入对经济增长具有一定反作用，财政收入合理增长是履行政府职能、发挥宏观调控和资源配置职能的基础，也是推进经济良性发展的必要条件。过高财政

收入则会制约微观主体活力，增大市场主体负担，阻碍经济健康发展。

从我国发展阶段来看，当前我国进入经济新常态，工业化步入中后期阶段，城镇化发展迈入中后期转型提升阶段，经济增速由高速增长转为中高速增长，财政收入增速必然会有所降低。经济新常态下，我国经济面临经济增速换挡、结构调整阵痛、新旧动能转换“三期叠加”，产业结构、需求结构、城乡区域结构和收入分配结构发生显著变化，地方债风险、金融风险等潜在风险显化，短时间的增速下滑不可避免。同时，我国分税制改革的制度红利逐步耗尽。“税收增长红利”效果逐步降低（吕冰洋和郭庆旺，2011<sup>[9]</sup>），以间接税为主的税收格局与价格涨跌密切相关，税收收入增速在经济高速增长时高于经济增速，经济增速放缓时则可能低于经济增速（王春雷，2015<sup>[10]</sup>）。同时，近两年，我国实施大规模减税降费政策，2019 年累计减税降费超过 2 万亿元，占 GDP 比重超过 2%。这些因素都导致财政收入增速逐步下滑，财政收入占 GDP 比重有所下降。因此，当前财政收入增速和占比有所下降是经济发展规律的必然结果。

需要强调的是，虽然当前减税降费政策在短期内带来财政收入的下降，但从长期看并不必然导致财政收入降低。一方面，人口红利、工业化和城镇化建设红利仍然处于释放期，增值税、企业所得税等仍存在快速增长的潜力；另一方面，拉弗曲线认为政府税收和宏观税负率之间存在倒 U 型的非线性关系。我国减税降费政策虽然会在短时间内降低财政收入，但从长远来看，税收收入规模一般取决于税基和税率两大因素，减税虽然降低了税率，但减轻企业负担，拉动投资与消费，促进产业转型升级和新旧动能转换，刺激经济增长，扩大了税基。实践中，减税降费政策是否会导致财政收入下降，取决于减税降费政策对经济增长的政策效果。

（二）国际比较视角：财政收入与经济增长关系并无统一判断标准

从现有各国实践来看，财政收入与经济增长关系并无统一判断标准。当前通常用财政收入占 GDP 比重来衡量其关系，本部分从国际比较视角对财政收入占 GDP 比重问题进行审视。

一是从整体发展趋势来看，经济越发达的国家和地区，其财政收入所占比重往往越高。根据 IMF 统

计数据, 2019 年低收入发展中国家财政收入占 GDP 比重平均仅为 15.22%, 新兴市场和中等收入经济体财政收入比重为 27.46%, 发达经济体财政收入比重则为 36.40%。其原因在于经济越发达国家或地区, 民众对公共产品和服务的数量和质量要求越高, 因而对整个社会福利体系也就要求越高, 这些都依赖于政府强大的财力保障, 因而需要政府更多介入国民经济分配, 建立财政收入与经济增长同步协调机制。从我国大口径财政收入情况看, 到 2019 年, 我国财政收入占比达到 33.5%, 已经接近发达经济体平均水平。可见, 我国经济新常态前财政收入高速增长的态势难以再次出现, 未来财政收入增速可能会保持在相对中低水平。

二是从国别横向比较来看, 各国财政收入占比情况差异显著。虽然我国 2019 年大口径财政收入占比为 33.5%, 宏观税负水平已经接近发达经济体平均水平, 但根据《2017 年度税收收入统计报告》, 2016 年 OECD 国家税收收入占国内生产总值的平均比重为 41.3%, 显著高于我国宏观税负水平。对照不同标准可能得到不同甚至相反的结论, 平均水平会掩盖很多国别差异, 并不能就此武断地认为我国财政收入比重已无较大扩展空间。丹麦国家税收收入占国内生产总值的比值为 45.9%, 法国为 45.3%, 比利时为 44.2%, 分列 OECD 国家前三, 远超过我国宏观税负水平, 如果以这些国家为标准, 则我国还存在很大的政策空间。因此, 我国财政收入占比判断缺少“锚定标准”, 其他国家财政收入增速及占比情况只能作为参考。财政收入最优增速及占 GDP 比重受到很多因素影响, 包括国家的发展阶段、历史文化传统以及收入分配制度等, 国情不同, 差异显著。我国走的是中国特色社会主义道路, 是基于我国国情逐步形成的中国特色发展模式及相应制度安排, 中国道路是“前无古人的伟大实践, 也是世界发展史上独特的伟大创造”, 与其他国家存在显著差异。因此, 我国最优财政收入增速和比重仍然是不确定的, 不能简单套用国际标准。我们需要根据基本国情, 参考国际经验, 逐步通过改革探索最优路径, 这一过程是“摸着石头过河”的过程。

各国国情差异显著, 虽然当前财政增速下滑有其必然性, 但财政收入增速下滑也蕴含多重风险。因此, 我国最优财政收入增速和比重并没有一个统一标准或者目标, 需要在渐进式改革中不断调整, 基于实

践进行制度或政策优化, 从而逐步逼近最优值。

(三) 在高质量发展阶段, 不仅要考虑速度规模因素, 更要基于发展质量审视我国财政收入增速问题

我国经济已经进入高质量发展阶段, 作为国家治理的基础和重要支柱, 财政将极大地影响甚至决定我国高质量发展的目标能否完成。因此, 在审视财政收入与经济增长关系时, 不仅要关注速度规模因素, 更要关注发展的质量因素。

相对于经济数量增长, 经济发展质量是一个复合概念, 除包含经济增长规模和速度等数量指标外, 还包括经济增长效率、经济结构、经济与社会关系、经济与生态关系等多重内容。从价值判断来看, 经济发展目的是财富的持续增长, 包括经济增长结构优化和协调、经济增长效益提升、经济增长稳定性增强、福利分配改善、经济生态以及经济社会协调发展等内容。提升经济发展质量并不是追求最大化增长, 而是最优化增长, 是考虑环境、投入要素成本和社会成本等因素基础上的, 通过投入产出效率的最大化实现财富的持续增长。这其中, 人是经济发展的终极目的, 提升经济发展质量最终要促进人的发展, 增进人民福祉。因此, 我们不仅要关注财政收入与经济增长关系, 更要基于发展质量视角来看待审视财政收入问题。

我国财政收入体系与经济高质量发展存在一些不兼容。第一, 财政收入体系容易导致经济结构扭曲, 不利于经济结构优化。一是税收结构在一定程度上扭曲了我国经济结构。如图 1 所示, 我国税收以流转税等间接税为主。间接税的累退性导致中国税制整体是累退的(岳希明等, 2014<sup>[11]</sup>), 这就导致国民收入分配格局失衡, 不利于居民收入占比提升, 抑制了居民消费需求, 并进一步导致产业结构不合理和资源配置的低效率(沈坤荣和余红艳, 2014<sup>[12]</sup>)。二是土地出

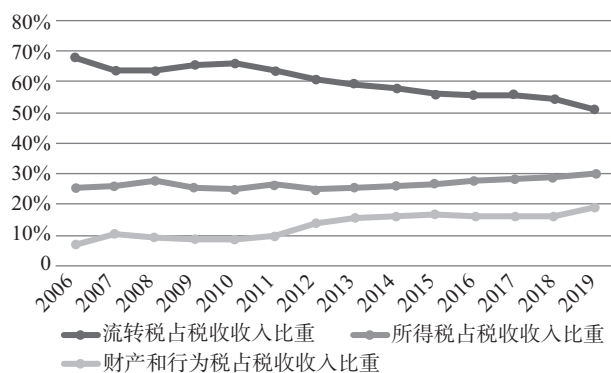


图 1 历年我国税收结构

数据来源: 历年《中国财政年鉴》、财政部网站。

让收入比重过高、规模过大导致地方政府推波助澜，房价不断提高，房地产行业成为经济发展主导产业之一，资金流向房地产而不流向实体经济，不利于产业结构调整，削弱了中国经济竞争力，阻碍了经济产业体系协调发展。

第二，现行税制容易扭曲市场的资源配置作用，不利于经济增长效率提升。根据表2，国有企业在税

负分配中明显处于优势地位，其所占比重也不断下降，这就导致其他类型经济的不平等税收待遇，破坏了市场竞争的基本原则（沈坤荣和余红艳，2014<sup>[12]</sup>），从而影响了经济运行效率。同时，流转税基本都附着于商品价格，容易干扰价格形成机制，从而进一步导致价格无法准确反映市场供求关系，扭曲市场资源配置作用，降低了市场效率（王春雷，2015<sup>[10]</sup>）。

表2 分企业类型税收收入贡献情况

年份	国有企业	集体企业	股份合作企业	联营企业	有限责任公司	股份公司	私营企业	其他企业	港澳台投资企业	外商投资企业	个体经营
2011	14.54%	0.97%	0.50%	0.12%		45.30%	10.61%	3.21%	6.65%	13.86%	4.23%
2012	13.52%	0.88%	0.56%	0.09%		46.38%	9.76%	4.18%	6.32%	13.33%	4.99%
2013	12.82%	0.84%	0.50%	0.07%		47.18%	9.74%	3.97%	6.17%	13.07%	5.65%
2014	15.23%	0.43%	0.47%	0.04%		43.04%	8.41%	2.65%	7.69%	17.87%	4.16%
2015	11.76%	0.65%	0.44%	0.05%		49.94%	9.57%	4.30%	6.11%	12.13%	5.03%
2016	10.64%	0.60%	0.37%	0.04%	32.12%	18.24%	10.81%	3.84%	6.30%	11.97%	5.07%
2017	9.46%	0.44%	0.30%	0.03%	32.74%	16.60%	12.95%	3.55%	6.47%	12.27%	5.18%
2018	8.30%	0.38%	0.26%	0.02%	33.68%	15.03%	15.44%	3.57%	6.36%	11.52%	5.43%

数据来源：历年《中国税务年鉴》。

第三，财政收入体系缺乏自动稳定机制，不利于经济稳定增长。间接税为主的税收体系设计缺乏自动稳定器功能（骆永民和翟晓霞，2018<sup>[13]</sup>），同时，土地出让金等收入较高，不仅不利于经济稳定，反而可能进一步加剧经济波动。这就导致财政收入变动幅度大于经济增速变动幅度。如图2所示，在经济新常态以前，我国一般公共预算收入增速高于经济增速，但2014年以后，一般公共预算收入增速却低于经济增速。这就表明，我国收入是顺周期的，不利于经济增长的稳定性。

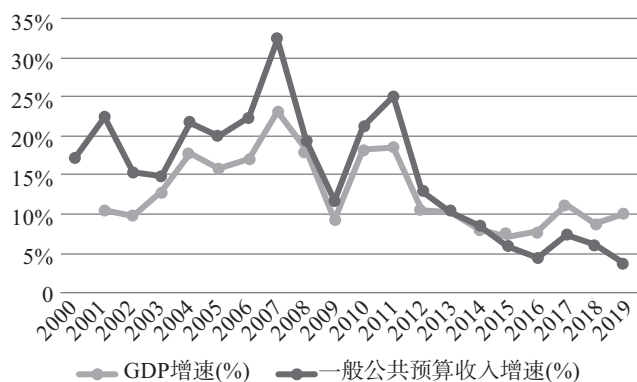


图2 GDP与一般公共预算收入增速图

数据来源：《中国统计年鉴》及财政部、统计局网站。

第四，收入的法治化和规范化程度不高，不利于规范政府行为。我国四大预算边界并不清晰，相互混杂，形式和管理较为模糊，税收收入最为规范，但所占比重较低，到2019年仅占四大预算收入的44%。收入大量以非税收入、政府性基金等形式存在，缺乏严格制度和法律约束，乱收费现象时有发生，不利于约束和监督政府行为。同时，税收立法加速推进，但现阶段税收法制化程度仍然不高，税法较少，缺乏基本法，实体法数量也不足，而大量以条例、行政规章和其他规范性文件形式存在，影响了税法效力，税制的稳定性、严谨性和系统性不高，无法有效约束政府行政部门权利，无法有效限制和规范政府行为。

第五，当前财政收入体系，特别是税制的收入分配调节作用不强。我国所得税所占比重不断提升，但到2019年其占税收收入比重仍只有30.2%，累进作用难以充分发挥。社会保险税“缺位”，财产税体系不完善，规模小、税基窄，登记和评估制度不完善。而我国间接税具有累退性质，从而导致收入制度整体的收入调节作用不强，不利于社会公平正义的实现和收入分配调节机制的发挥。

这些收入制度问题都对高质量发展产生着一定的

阻碍作用。因此,我们不仅要重视财政收入与经济增长关系,更要从发展质量角度审视财政收入体制。

#### (四) 基于微观主体税感和受益感拓展财政收入改革内涵和空间

前面的分析更多的是基于宏观层面分析,但社会对财政收入增速下降的关注在很大程度上来源于微观层面市场社会主体的税感强烈,特别是中小微企业和中低收入者。我国宏观税负问题的主要矛盾并不是宏观税负过高,而是市场主体的税感强烈(闫坤和于树一,2018<sup>[14]</sup>)。因此,对于财政收入增速及占比问题,也要从微观主体税感,即受益对象角度来分析。

我国整体税负不高,但税感很强烈,这不符合人民美好生活需要。一是收入制度化和规范化程度仍不高,存在大量非税收入。非税收入、土地出让收入等大量存在且近几年高速增长虽然有效弥补了减税降费后财政收入不足的问题,但其缺乏严格的制度约束,乱收费现象时有发生,恶化了市场环境,造成企业与居民预期不明确,交易成本较高,不利于营商环境的优化,因而导致税感强烈。

二是税负分配不合理,市场社会微观主体承担了较多税负和制度成本。首先,间接税为主的税制结构导致税收自动调节功能和税制弹性较弱,难以有效调节收入分配的同时,也导致企业税负并未随利润增速放缓而同幅度下降,增强了税感。同时,很多税负最终转嫁到了商品里,普通消费者和居民成为高税负的最终间接承担者,通货膨胀则进一步增加了居民税收负担。其次,土地出让收入是当前地方政府的主要财政收入之一,但土地财政推高了房价,促使国内企业各项成本快速上升,对实体经济产生挤出效应,抬高了创业门槛,也导致多数居民难以承受高企房价,有损社会公平正义。最后,我国社保费率大体处于国际中等偏上水平,企业负担总体较重。但2019年,我国社保费率和缴费基数同时大幅下降,是中国社保制度史上首次,从而有效减轻了企业负担和用工成本,是优化社保制度结构和向发达国家社保制度逼近的一次重要转折(郑秉文,2019<sup>[15]</sup>)。可见,我国税负分配不合理,企业和居民很多时候成为税负的最终间接承担者,因而税感很强烈。

三是我国政府财政支出受益感还有待提高。从前文分析可知,北欧国家财政收入占GDP的比重极高,远远超过我国33.50%的税负水平,但这并未引起社会整体的不满和讨论,其原因在于北欧国家高福利政

策,有效消解了税收痛苦感。因此,当前社会对财政收入和宏观税负问题的热议,在很多程度上并不是宏观税负本身高低的问题,而是来源于财政支出受益感不强导致的“税负焦虑”,社会福利和公共服务制度安排难以满足民众需要。虽然我国民生财政支出保持高速增长,但支出效率以及支出受益感却并不尽如人意,百姓关心的教育、医疗、养老等民生问题仍未得到根本性改善,从而滋生公众的不满情绪,继而放大税收痛苦感。同时,我国当前财政支出的透明度逐步提升,政府也在不断推进预算公开,但总体来看,预算公开改革进度相对比较缓慢,还难以满足改革需要,无法充分保障民众的表达权、参与权、知情权和监督权,从而进一步削弱了市场社会主体的受益感。

因此,对于财政收入增速及占比问题,不仅要从宏观层面关注财政收入增速及比重问题,更要关注微观层面市场社会主体税感,通过降低税感、提升微观主体实际受益感来拓展财政收入改革空间和政策空间(闫坤和于树一,2018<sup>[14]</sup>)。

## 五、财政收入下降引致的风险分析

由于我国产业结构和税制等原因,在我国经济增长趋势放缓过程中,财政收入下滑十分显著。虽然当前我国财政收入增速下降有其必然性,但如果任由财政收入继续下滑,那么将会引发一系列的潜在风险,必须给予高度关注。

### (一) 地方政府债务风险

最近几年,我国地方政府的债务规模不断攀升,债务风险成为财政可持续发展面临的重大风险之一,严控地方政府债务风险已经成为防范系统性风险的重点之一。根据图3,从2016年我国分省份债务率来看,我国地方政府债务率平均为253.644%,债务程度高于国际货币基金组织设立的150%的最高参考范围上限。这些债务若完全由地方承担,则地方政府偿债压力可能过大,从而面临较大偿债风险,甚至引起债务危机。从分省份来看,贵州债务率为448.709%,湖南债务率为398.776%,辽宁债务率为392.885%,分别位列分省份排名前三,地方政府偿债压力极大,面临的债务风险极大。但青海、北京、浙江、江苏、广东和上海债务率均在150%以下合理区间内,面临的债务风险也就相对较低。可见,虽然整体上我国债务风险不大,但局部和地区债务风险不容忽视,部分地方政府偿债压力较大。财政收入如果

长期增速过慢,会弱化地方政府偿债能力,恶化地方政府债务风险。一方面,我国财政收入增速不足会弱化地方政府偿债能力,财力增长难以支撑债务偿还,引发流动性风险;另一方面,在政绩考核的现实压力和财政收入增速不足情况下,地方政府可能会采取机会主义行为,枉顾地方债务压力和金融风险,或明或暗突破地方债务管理红线,从而使债务脱离控制。

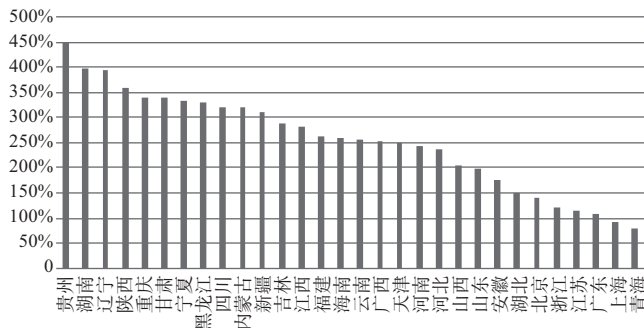


图3 2016年分省份债务率

注:本文界定债务包括地方政府债券及城投债(不包括其他隐性债务)。

数据来源:wind数据库。

## (二) 财政支出可持续性风险

财政收入放缓,有可能会难以支撑财政支出刚性增长,财政收支矛盾凸显,产生财政支出可持续性风险。根据图4,近二十年,我国一般公共预算支出几乎都高于一般公共预算收入,特别是近几年,预算支出增速要明显大于预算收入,导致财政收支缺口增加,财政赤字率已经逼近红线。2019年,全国一般公共预算收入和支出分别为190382亿元和238874亿元,增速分别为3.8%和8.1%,增速差异显著,财政收支缺口进一步扩大。从未来支出趋势看,教育、医疗卫生、社会保障等相关补贴范围和标准继续扩围和提高,扶贫攻坚、环保、乡村振兴等支出也继续保持较高增长,同时财政支出虽然有所优化,但结构不合理、公共投资边际效率递减等问题仍然存在,财政支出的不可持续风险进一步凸显。虽然近期通过压缩一般性支出、提高资金使用效率等方式缓解支出压力,但如果财政收入增速下降持续,则很有可能导致财政收入难以满足政府职能履行需要,影响社会稳定和国家安全,危及全面建设小康社会和中国社会主义现代化建设奋斗目标的实现。

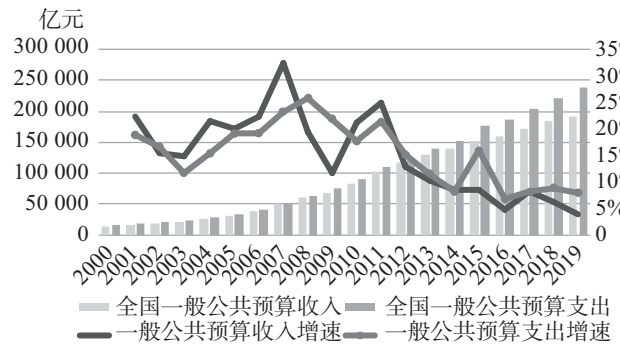


图4 历年全国财政收支情况

数据来源:《中国统计年鉴》。

## (三) 政府治理风险

减税降费政策导致政府税收收入增速缓慢,甚至有所下滑,面对支出压力以及政绩竞争,一些地方政府部门可能会采取非规范性或非制度化手段获得财政收入,重蹈乱收费覆辙。如2019年全国非税收入同比增长20.2%,政府性基金收入同比增长12%,均远超税收收入增长,导致税收收入占财政收入比重进一步下降。非税收入法制化和规范化程度不高,相对更加不公开透明,政府自由裁量权相对较大,不利于对政府行为的监督约束。一方面,非税收入增速过快可能加重企业,特别是民营经济和小微企业的税收负担,消弭减税降费政策效果。另一方面,容易滋生乱收费现象,阻碍转变政府职能,模糊市场与政府边界,恶化市场经营环境和投资环境,强化旧有财税制度惯性,延缓现代财政制度建设进程。

## (四) 财政腾挪空间受到制约

在减税降费政策、财政收入增速放缓和刚性支出压力持续增加背景下,政府财政腾挪空间受到极大限制。首先,我国已经难以继续依赖大规模基础设施建设扩大地方财政收入,否则杠杆率将越来越高,并将风险后推,增加系统性风险<sup>①</sup>。土地出让收入也受到经济形势及国家宏观调控的极大影响,过去财政收入高速增长的路径已很难再实现,财政增收需要新的思路和路径。其次,近两年我国财政收入增速下滑很大程度上是由于减税降费政策,其导致财政收入刚性下降,压缩财政腾挪和作用空间,这在面对重大冲击时显得尤为重要。在前所未有的新冠肺炎疫情防控中,财政部出台了一揽子财税政策措施,支持打赢疫

<sup>①</sup> 参见楼继伟在第九届财新峰会的演讲,网址:<https://finance.sina.com.cn/meeting/2018-11-18/doc-ihmutuec1326329.shtml>。



情防控战，其底气就在于过去二十多年财政收入高速增长所奠定的坚实物质基础。减税和降低社保费率等相关政策是长期性、持久性的，这就带来财政收入的刚性下降，压缩了财政作用空间，降低了财政应对重大冲击的能力。如果减税降费政策效果达不到预期，则可能威胁未来财政收入的可持续，降低财政风险承受和消解能力。政府也采取了压缩一般性支出、增发地方债和提高赤字率等措施弥补财政收支缺口，但这些政策并不具有持续性。同时，收入易降难升，持久性增加稳定财政收入的手段包括开征新税等，但实施难度极大。征税问题极为敏感，容易引发社会动荡，纵观世界史，英国光荣革命、美国独立战争以及法国大革命爆发的直接原因无不是征税问题。因此，减税降费政策带来收入下降，虽然理论上能通过经济增长带来的税基扩大来弥补，但减税降费政策是政策性和“运动式”的，短时间内有效果，很难解决经济面临的结构性、体制性问题，政策边际效应会快速递减，政策的长期有效性和可持续性有待于观察。面对人口老龄化、生态环境保护、民生福利等财政刚性支出持续增加，财政面临政策性持续减收，面临两难困境，应对重大冲击的能力不断降低，可闪转腾挪的空间进一步缩小。

## 六、构建现代财政体制化解财政收入风险

### （一）推进财政体制改革的基本思路

在新的历史时期和发展阶段，我国财政收入问题和挑战更趋复杂，面临很多结构性和体制性问题。但当前财政收入增速下降，财政收支矛盾凸显，既是风险，也是机遇。财政收入下滑会倒逼政府加快推进政府职能转变，推进财政体制改革进程。推进财政收入改革，要有新的思维方式。一是要有系统思维。对于财政收入风险和挑战，其本身并不仅仅是财政收入体系的问题，而是财政制度整体改革的问题。因此，要跳出收入看收入，通过收入支出联动改革，强化顶层设计，构建现代财政体制。二是要有质量思维。当前对财政收入增速下滑的关注主要从速度规模角度，但在高质量发展的新阶段，相对于数量规模，我们要更加注重财政收入质量，一方面要建立适应高质量发展的现代财政收入制度，另一方面收入也应该更加依赖于经济高质量发展带来的可靠增长。三是要有人本思维。我国改革与发展都以增进民生福祉为根本目的，彰显“以人为本”的价值取向（刘晔，2018<sup>[16]</sup>）。

从“以人为本”的价值取向审视，财政收入改革要更加重视微观主体税感和受益感，要通过降低税感，提升实际受益感，拓展财政收入改革空间和政策空间。这就要求在政策实施和制度改革中，要提升企业和民众参与感，推动政策和改革与企业民众需求匹配，有效解决发展中存在的痛点。

### （二）推进财政体制改革的主要措施

财政收入高速增长的趋势已很难实现，未来可能更需要依赖于经济高质量发展带来的财政收入的稳定增长。因此，要通过全面深化改革，构建现代财政体制，应对未来收入风险和挑战。

1. 保持总体宏观税负基础上，通过提升微观主体获得感和受益感，拓展政策空间。

首先，总量上保持当前财政收入规模大体不变，稳定税负。面对新冠肺炎疫情的冲击，要在巩固和拓展减税降费政策成效基础上，进一步加大减税降费力度，强化阶段性政策与制度性安排相结合，放水养鱼，助力市场主体纾困发展，减轻企业负担，激发经济活力。同时，也要密切关注减税降费政策近两年对财政收入冲击较大的事实，加强结转结余资金清理和管理，严格规范财政专户管理，建立盘活存量资金与预算安排挂钩机制，通过盘活存量资金、资产或国企集中上缴利润等方式，避免财政收入占GDP比重短期大幅下降。

其次，针对市场社会主体痛点，实施针对性政策措施，提升政策获得感。一是继续简并增值税税率，推动税率三档并两档，简化税制，增强税收中性；二是清理税收优惠，简化税制，提高税制透明度和稳定性，引导市场社会预期，提升税收遵从，降低遵从成本；三是逐步下调企业所得税税率，全面清理相关税收优惠，使企业所得税实际税率与名义税率一致；四是降低企业社保缴纳费率，包括养老保险、医疗保险和住房公积金等。在当前新型冠状病毒感染肺炎疫情期，降低企业社保缴纳费率政策十分重要。

最后，要建立政策科学决策机制。在实施减税降费等政策时，要加强政府决策的民主化程度，引入“参与式民主”，赋予人大全口径预决算审查监督权，通过听证活动或征求意见等增强公众参与实效，建立健全重大决策专家论证和风险评估机制。拓宽利益相关者的意愿表达机制，通过多元协商共治模式，有效调动各利益主体积极性，提升政策的针对性和参与获得感。

## 2. 健全债务管理制度，逐步化解债务风险。

梳理债务类型，通过债务置换、债务重组等方式，分类分步稳妥推进存量债务化解，拓宽偿债渠道，完善政府债务偿还机制。完善地方政府债券市场，提升地方政府债券的流动性。加强地方政府债券发行与债务管理，建立健全债务风险监测、评估与预警体系，完善政府债务信息公开披露制度，强化人大和上级部门对地方政府投融资活动和债务问题的监督和管理。同时，要统筹安排政府投资与债务规模，合理安排政府投资项目的资金来源，改进政府项目决策机制，建立严格的投资决策责任机制，提高投资效率。

3. 通过收入支出联动，“开源节流”并举，有效缓解短期收入增速下滑压力。

### (1) 构建多元可持续的投入保障机制。

在科技、城镇化、基础设施建设和乡村振兴等领域，推进构建多元可持续的投入保障机制。创新财税政策实施方式，通过产业投资基金、补助、贴息等方式，引导金融社会资本加大投入，建立健全公司债券市场等多层次资本市场，拓宽直接融资和间接融资相结合的融资渠道。完善政府和社会资本合作（PPP）模式，构建PPP项目监管规制体系。加快推进融资平台市场化转型，提升平台公司的治理水平，推动政府融资平台向城市运营和产业投资主体转变。

### (2) 调整财政支出结构。

进一步压缩一般性支出，控制行政性消费，盘活存量资金，强化资金统筹使用。加大对民生领域的支持力度，推进财政向乡村振兴、扶贫、教育、医疗卫生和社会保障等领域倾斜，促进就业创业，支持公平优质教育发展，提高医疗卫生服务和社会保障水平。统筹城乡、区域协调发展，进一步提升区域和城乡基本公共服务均等化水平，缩小城乡和地区发展差距。

(3) 推进预算绩效管理改革，提升财政资金使用效率。

推进预算绩效管理改革，强化预算与绩效管理的衔接，逐步建立建成全方位、全过程、全覆盖的预算绩效管理体系。厘清各级政府和各职能部门受托责任，强化责任约束，硬化绩效约束，扩大政府、部门预算绩效评价与管理覆盖范围，强化绩效

评价结果应用，建立健全绩效评价结果与预算安排挂钩机制。完善和细化各领域各行业预算绩效评价指标体系，形成横向纵向可比和可衡量的指标体系，探索建立预算绩效评价信息管理平台，强化信息互融互通。

4. 推进经济高质量发展，提升中长期财政收入增长潜力。

长期财政收入增长来源于经济高质量发展带来的可靠稳定收入。因此，要化解收入风险，提升中长期财政收入增长潜力，必须推进经济高质量发展。

### (1) 建立权责清晰、区域均衡的央地关系。

进一步细化中央和地方财政事权与支出责任，强化中央责任，中央在义务教育、社会保险和环境保护等方面承担更多责任，压缩中央和地方共同事务以及委托事务数量。明确财政支出标准，基于财政可承受能力和民生需要合理确定公共服务水平。基于事权和支出责任划分，进一步调整完善财权和财力，推进地方税体系建设，加快房地产税立法，并将其逐步培育成地方主体税种。加快中央与地方关系的法制化建设。

(2) 全面优化营商环境，降低经济运行制度成本，激发市场活力。

深化“放管服”改革，发挥市场在资源配置中的决定性作用，逐步转变政府职能，提高行政效能和公共服务水平，优化营商环境。破除生产要素市场化配置的体制机制障碍，如行政性垄断、资本市场结构性扭曲等，实现要素的自由流动和有效配置，降低经济运行制度成本<sup>①</sup>。

### (3) 完善科技创新的财税支持政策。

创新是推进经济高质量发展的主要驱动力。首先，加大财税支持力度，创新财税支持方式。加大对科技和创新的财政支持力度，建立财政科技投入增长机制，推进多元化投入体系建设，创新财税支持方式，推进支持政策的市场化运作，灵活运用事后奖励、政府采购等多种财政手段，引导金融社会资本加大投入，实现协同开放创新。优化科技创新税收优惠政策体系，实施普惠制的科技税收优惠政策，建立以间接优惠为主、直接优惠为辅的科技税收优惠体系<sup>②</sup>。

① 参见网址：<http://finance.people.com.cn/n1/2018/0725/c1004-30168285.html>。

② 参见网址：[http://www.gmw.cn/xueshu/2018-11/27/content\\_32052958.htm](http://www.gmw.cn/xueshu/2018-11/27/content_32052958.htm)。

其次,调整财政科技支出结构,明确支持重点。当前财政支持的重点包含六个方面:基础研究;中小企业创新;企业竞争前研发活动;科技创新服务体系,特别是科技创新平台建设;产学研合作;产业共性技术。这些领域普遍是市场失灵、经济社会发展的关键瓶颈或具有重要国家战略意义的领域,财政需要加强对科技创新薄弱环节的重点支持。

最后,健全政府采购政策支持体系。深化促进自主创新的技术与产品采购政策,明确企业技术创新成果及产品优先进入政府采购,鼓励企业自主创新。

#### 5. 推进财政收入结构性改革,强化制度供给。

##### (1) 推进全口径预算管理改革。

统筹安排四大预算及债务预算,将所有财政收入资金都纳入统一管理,进一步改革完善国有资本经营预算、政府性基金预算和社会保障预算,厘清四大预算边界,逐步实现预算横向和纵向的可比,强化预算权力的集中统一管理,真正实现公共资金的“全口径”管理。

##### (2) 逐步调整财政收入结构。

首先,要清费正税,提升财政收入规范化程度。提升税收收入占政府财政收入比重,降低非税收收入

比重,推进财政收入的规范化和法治化。要清理各种政府性基金,全面规范和整合各项行政性收费,取消不合理收费,防止乱收费,推进房地产税改革,替代土地出让金及相关收费,推进社保费改税。

其次,要调整税收结构和征收环节,增强税收自动稳定器和收入调节功能。降低间接税比重,增加直接税比重。推进综合与分类相结合的个人所得税改革,加大对高收入阶层的税收征管力度;加快推进现代房地产税改革,培育地方主体税种;适时开征遗产与赠与税。推动税收征收从生产经营等前端环节向收入、消费、财富等后端环节转变,强化收入分配调节和自动稳定器作用,当前消费税从生产环节征收改为零售环节征收。改革完善资源税,扩大资源税课征范围,适度提高资源税税率水平,强化资源税调节作用。

(3) 落实税收法定原则,提高财政收入制度化水平和可预见性。

践行税收法定原则,提升财政收入制度的稳定性和可预见性。要加快推进税收立法,推动税收依据从以税收暂行条例为主,向以税法为主转变,避免立法的行政化倾向。通过推进税收法治进程,提升财政收入制度稳定性和透明度,稳定市场社会预期。

## 参考文献

- [1] 威廉·配第. 赋税论 [M]. 陈冬野,等译. 北京:商务印书馆,1963:17-125.
- [2] 亚当·斯密. 国富论 [M]. 胡长明,译. 北京:人民日报出版社,2009:372-513.
- [3] 让·巴蒂斯特·萨伊. 政治经济学概论 [M]. 陈福生,陈振骅,译. 北京:商务印书馆,1963:398.
- [4] 约翰·梅纳德·凯恩斯. 就业利息和货币通论 [M]. 徐毓柵,译. 北京:商务印书馆,1983:38.
- [5] 陈共. 财政学 [M]. 北京:中国人民大学出版社,2012:158-161.
- [6] Karras G. The Search for Growth in Federal Reserve of Kansas City Symposium Series [J]. Policies for Long-run Economic Growth, 2003, 9 (4): 57-81.
- [7] Capolupo R. Output Taxation, Human Capital and Growth [J]. The Manchester School, 2000, 68 (2): 166-183.
- [8] Wasylenko M, Mcguire T J. Jobs and Taxes: The Effect of Business Climate on States' Employment Growth Rates [J]. National Tax Journal, 1985 (38): 497-511.
- [9] 吕冰洋,郭庆旺. 中国税收高速增长的源泉:税收能力和税收努力框架下的解释 [J]. 中国社会科学,2011 (2): 76-90,221-222.
- [10] 王春雷. 适应国家治理现代化的中国税制体系:从传统走向现代 [J]. 税务研究,2015 (2): 16-24.
- [11] 岳希明,张斌,徐静. 中国税制的收入分配效应测度 [J]. 中国社会科学,2014 (6): 96-117.
- [12] 沈坤荣,余红艳. 税制结构优化与经济增长动力重构 [J]. 经济学家,2014 (10): 51-59.
- [13] 骆永民,樊丽明. 宏观税负约束下的间接税比重与城乡收入差距 [J]. 经济研究,2019 (11): 37-53.
- [14] 闫坤,于树一. 开启减税降费的新时代:以降“税负”拓展政策空间 [J]. 税务研究,2018 (3): 3-9.
- [15] 郑秉文. 大幅“双降”:社保制度改革进程中的一个转折点——从长期制度安排和长期经济增长的角度 [J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2019 (3): 1-10.
- [16] 刘晔. 由物到人:财政学逻辑起点转变与范式重构——论新时代中国特色社会主义财政理论创新 [J]. 财政研究,2018 (8): 40-49.

(责任编辑:孙亦军 张安平)

# 国有资本专业化运营绩效评价指标体系构建

## The Construction of Performance Evaluation Index System of State-owned Capital Specialized Operation

谭 静 文宗瑜 范亚辰

TAN Jing WEN Zong-yu FAN Ya-chen

**[摘要]** 国有资本投资和运营公司与生产型国有企业的职能差异决定了需要重构国有资本专业化运营绩效评价体系。本文基于国有资本专业化运营的目标,分析了开展绩效评价的重点及评价维度,提出选择绩效指标的思路和原则,构建出5个维度、17个指标组成的评价指标体系,并通过三轮专家赋值方法确定了各个指标的权重,形成企业层面、领域层面、整体层面的综合绩效得分,以及国有资本专业化运营绩效评价指数,从微观、中观、宏观三个层面评价国有资本专业化运营绩效。

**[关键词]** 两类公司 国有资本专业化运营 绩效评价指数

**[中图分类号]** F276.1 F832.48 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0014-10

**Abstract:** The difference between state-owned capital investment and operating companies and productive state-owned enterprises determines the need to reconstruct the performance evaluation system of state-owned capital specialized operation. Based on the goal of specialized operation of state-owned capital, this paper analyzes the key points and evaluation dimensions of performance evaluation, puts forward the ideas and principles of selecting performance indicators, constructs an evaluation index system composed of 5 dimensions and 17 indicators, and determines the weight of each indicator through three rounds of expert assignment. Then we form a comprehensive performance score and the performance evaluation index of the specialized operation of state-owned capital at the enterprise level, field level and overall level so that we can evaluate the specialized operation of state-owned capital.

**Key words:** State-owned capital investment company State-owned capital operation company Specialized operation of state-owned capital Performance evaluation index

**[收稿日期]** 2020-04-05

**[作者简介]** 谭静,女,1983年1月生,中国财政科学研究院公共资产研究中心副研究员,研究方向为国有资产管理、国有企业改革;文宗瑜,男,1963年8月生,中国财政科学研究院公共资产研究中心研究员,研究方向为国有资产管理、宏观经济运行;范亚辰,男,1991年6月生,中国财政科学研究院公共资产研究中心助理研究员,研究方向为国有资产管理、金融理论与政策。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

国有资产管理 and 国有企业改革是全面深化改革的重要突破口。以市场化、专业化的国有资本投资和运营公司（下文简称“两类公司”）为“资本纽带”构建政、资、企相互分开，高效运行的国有资产管理、国有资本运营和企业生产经营三层架构的国有资本授权经营体制，是建设现代化经济体系、发挥市场在资源配置中的决定性作用、实现经济高质量发展的必由之路（孟丽荣和王悦，2005<sup>[1]</sup>；文宗瑜和宋韶君，2018<sup>[2]</sup>）。依托两类公司实行国有资本的专业化运营，意味着传统国有资产管理体制下的企业出资关系将根据市场供求关系进行调整，国有经济的微观基础将从国有企业转变为国有资本投资运营与企业生产经营良性、高效、高质互动下的各类资本的有效融合、融通。因此，两类公司的出资及其运营绩效评价直接关乎国有资本的功能重塑和作用发挥，是本轮国资国企改革纵深推进的关键所在。

在理论层面，国有资本专业化运营着眼于提高国有资本流动性、优化国有资本结构、增强保值增值能力，与生产型国有企业专注于提高产业经营效率和产品竞争力的目标定位不同，因此国有资本专业化运营绩效评价不能直接套用生产型国有企业的绩效评价体系，需要构建国有资本运营规律和两类公司治理特点的绩效评价指标体系。在实践层面，《国务院关于推进国有资本投资、运营公司改革试点的实施意见》（国发〔2018〕23号）明确提出要完善对两类公司的监督体系，并实施绩效评价，但从两类公司试点改革推进的情况看，中央层面和市场化程度较高的区域进展相对加快，地方层面的推进速度过慢。而且两类公司的绩效评价仍然停留在政策要求层面，尚未形成区别于国有企业的绩效评价指标体系。随着国资国企改革的进一步深化，不论是国资监管机构，还是两类公司，都迫切需要形成一套不同于国有企业 EVA 评价体系的，“以资本化为前提、以市场化为驱动、以价值创造为核心、以高质量发展为目标、以法治化、专业化为保障”的“大思路相统一、具体评价差异化”的国有资本专业化运营全面价值评价（Total Value Assessment，可以简称 TVA）指标体系。

纵观现有文献，对两类公司绩效评价的研究较少，与之相关的文献更多的是研究国有资本运营的绩效评价，且集中在两方面。一是构建国有资本运营绩效评价体系的目标与思路。已有文献普遍认为国有资本运营绩效评价既要体现所有者利益，又能引导管理

者的行为，实现国有资本增值和国有资本宏观经济目标（唐现杰和孙伟明，2007<sup>[3]</sup>；钟文，2011<sup>[4]</sup>），但应根据不同类型国有资本运营公司的特点构建差异化的绩效评价体系（中国社会科学院工业经济研究所课题组，2016<sup>[5]</sup>；黄明明，2017<sup>[6]</sup>）。在“管资本”为主的国企改革背景下，赵治纲（2016）<sup>[7]</sup>认为对国有资本经营的考核理念要强调从资产规模导向到资本价值导向的全面转变；考核思路要突出“管资本”导向、突出中长期考核、突出考核指标的“精而少”、突出自主考核和放权管理。文宗瑜和宋韶君（2018）<sup>[2]</sup>也指出，当前国有资本运营职能从国有企业剥离的改革方向，要求国有资本专业化运营绩效评价应构建区别于生产型国有企业的指标体系。二是绩效评价指标的选择。学者们普遍利用层次分析法从多个维度构建国有资本运营绩效评价体系，如唐现杰和孙伟明（2007）<sup>[3]</sup>以 EVA 为核心，运用平衡记分卡从财务、市场、内部经营、学习成长四个维度构建国有资本运营绩效评价体系；钟文（2011）<sup>[4]</sup>从财务绩效、政策绩效和社会绩效三方面选择评价指标；李军和肖金成（2014）<sup>[8]</sup>从资产报酬率、经济增加值、投资增值率、投资退出收益率、盈利退出项目占比、收益来源占比六大维度构建评价体系；文宗瑜和宋韶君（2018）<sup>[2]</sup>构建了国有资本流动性、国有资产周转速度等核心评价指标。另外，中国社会科学院工业经济研究所课题组（2016）<sup>[5]</sup>、黄明明（2017）<sup>[6]</sup>将国有资本运营公司拆分为产业经营类、战略投资类/商业类、公益服务类三种，并分别构建评价指标体系。总结已有文献，可以发现相关研究比较分散，而且多是对已有国有企业绩效评价体系的修补，没有跳出传统的 EVA 绩效评价思路，未能解决对国有资本专业化运营进行绩效评价和对两类公司进行分类评价的问题。

本文跳出现有研究局限于传统国有企业生产经营绩效评价的思路，立足两类公司的功能定位，着眼于推动国有资本做强做优做大，从国有资本流动性、国有资本布局优化、国有资本保值增值、国有资本社会效益、公司治理体制改革五个维度构建国有资本专业化运营绩效评价指标体系。

## 二、国有资本专业化运营绩效评价的重点及维度

国有资本专业化运营绩效评价的目标是推动实现国有资本做强做优做大，绩效评价重点应侧重于提升国有资本的流动性、优化国有资本布局、增强国有资本保值增值能力等方面，释放国有资本价值。基于评

价重点,可以从“国有资本流动性、国有资本布局、国有资本保值增值、国有资本社会效益、公司治理体制改革”五个维度开展绩效评价。

### (一) 国有资本专业化运营绩效评价的三个重点

国有资本专业化运营的首要目标是以资本专业化运营实现国有资本流动加快和布局结构调整,促进国有企业技术创新和产业创新,提升中国实体经济竞争力而实现做强做优做大国有资本(谭静,2014<sup>[9]</sup>)。因此,绩效评价的重点应侧重于提高国有资本流动性、优化国有资本布局、强化国有资本保值增值能力等方面。

1. 国有资本专业化运营绩效评价应侧重于提高国有资本流动性。

我国国有资产规模庞大,但生产型国有企业混杂产业经营职能和资本运营职能,致使部分国有资产沉淀在低收益和低效率的项目中,资产流动性较差。而且当下国有企业的市场化只是停留在产品市场的层次,在资本市场、产权市场等要素配置领域并未实现市场化,也限制了存量资产的流动。新一轮“以管资本为主”的国资国企改革背景下,两类公司的首要职责是提升存量国有资本的流动性,以市场化的手段将实物形态的国有资产转化为流动性更强的国有资本。

因此,应重点评价国有资本专业化运营机构在提升国有资本流动性方面的成效,通过构建与国有资本流动性相关的评价指标,激励两类公司利用各种资本运营手段将更多国有资本转为可交易、可变现的国有资本,为推进国有资本布局优化、促进产业结构调整 and 升级打好基础(闫妍等,2017<sup>[10]</sup>)。

2. 国有资本专业化运营绩效评价应侧重于优化国有资本布局。

过去履行出资人职责的部门习惯于使用行政思维和手段干预国有企业经营,导致国有资本布局结构不合理,在产能过剩行业过度集中。因此,推动国有资本布局优化,是本轮深化国资国企改革和推行国有资本专业化运营的重要目标。相比于生产型国有企业进行的资本运营,两类公司能够站在国家战略层面,在不断增强国有资本流动性的基础上进行国有资本的统筹调配和结构调整,实现国有资本布局结构与国家总体战略布局相协同的动态布局结构优化(杨瑞龙,2020<sup>[11]</sup>;李红娟,2020<sup>[12]</sup>)。

因此,国有资本专业化运营绩效评价还应侧重于优化国有资本布局,通过构建与国有资本布局相关的绩效评价指标,引导两类公司加快提升存量国有资本流动性、优化增量国有资本投向,将国有资本投向关

乎国家安全和国民经济命脉的领域、投向国计民生相关的重要行业,提高国有资本使用效率;而且这有助于形成优胜劣汰的市场化退出机制,淘汰不符合创新发展、绿色发展标准和长期亏损的国有企业,推动国有企业充足整合,实现国有资本布局的优化(文宗瑜和宋韶君,2018<sup>[2]</sup>)。

3. 国有资本专业化运营绩效评价应侧重于强化国有资本保值增值能力。

国家以所有者身份投资形成国有资本,直接目标是获得投资收益,实现国有资本的保值增值。不论是生产型国有企业,还是两类公司,都要实现国有资本保值增值的目标。但国有资本专业化运营不能片面强调保值增值,必须与提升产业竞争力相结合。因为资本运营属于虚拟经济范畴,本身并不创造价值,而是对产业利润进行分配,能否正常运转也是以产业经营的有效性为前提,所以产业竞争力的提升是强化国有资本保值增值能力、实现国有资本价值可持续发展的根本。

因此,国有资本专业化运营绩效评价还应侧重于强化国有资本保值增值能力,通过构建相关评价指标,引导两类公司通过股权运作、资本整合促进更多资本“脱虚向实”,流向产业发展的关键领域和创新高地,实现产业经营效率和整体竞争力的提升,从根本上强化保值增值能力。

### (二) 国有资本专业化运营绩效评价的五个维度

国有资本专业化运营的职能决定了其绩效评价区别于生产型国有企业绩效评价,专注于专业化资本运营,可从“国有资本流动性、国有资本布局优化、国有资本保值增值、公司治理体制改革、国有资本社会效益”五个维度开展绩效评价。

#### 1. 国有资本流动性维度。

提高国有资本的流动性是进行国有资本专业化运营的首要目标,也是评价专业化运营绩效的重要维度。国有资本流动性首先体现在国有资产向国有资本转化的过程。我国国有资产可分为实物形态的国有资产和价值形态的国有资本,相比之下,价值形态的国有资本流动性更强,而且大量可运作的、流动的国有资本是开展专业化运营的基础。所以,实物形态国有资产转化为国有资本的比例,能够有效展现两类公司进行国有资本专业化运营的水平以及国资管理向“管资本为主”转变的进程。其次,从结果层面看,国有资本流动性表现为国有资本的周转能力和变现能力。周转能力是指国有资本通过生产经营获得现金收入的能力,能够直接衡量国有资本的流动性。国有资本的周转能

力越强,周转速度就越快,国有资本的流动性就越好。而变现能力是指国有资产通过资本市场确定直接转化为现金的能力,不良资产比重越低,说明国有资产的变现能力越强,国有资本的流动性就越好。

## 2. 国有资本布局优化维度。

国有资本专业化运营不能脱离实体经济的发展,其最终目标是通过优化国有资本布局促进产业竞争力的提升,所以需从国有资本布局优化维度评价国有资本专业化运营绩效(杨瑞龙,2020<sup>[11]</sup>)。国有资本布局的优化是一个动态的概念,主要变现为国有资本从产能过剩领域退出,以及向优势产业集中、向高新技术产业集中、向目标企业主业集中等。由于国有资本布局的优化同时包含国有资本的进入和退出两种行为,因此不仅需要重点考察两类公司在产能过剩领域中国有资本份额的下降程度,还需要着重考察国有资本在关键领域的分布及集中度的上升(李红娟,2020<sup>[12]</sup>)。

## 3. 国有资本保值增值维度。

国有资本专业化运营的另一重要目标是实现国有资本的保值增值,所以应从此维度开展绩效评价。从财务层面看,国有资本保值增值主要体现为投资收益率等财务指标的改善(祁怀锦等,2018<sup>[13]</sup>)。但国有资本保值增值不是单纯追求短期收益的增加,而是追求资本可持续的价值增长。因此,从保值增值的维度评价专业化运营绩效,不仅要包含数量的考察,即直接衡量国有资本价值变动情况及国有资本收益情况,更重要的是反映出两类公司的国有资本保值增值能力,衡量国有资本的安全状况和增长潜力、公司治理的完备程度等多方面信息。

## 4. 国有资本社会效益维度。

国有资本属于国家即全民所有,其投资运营活动也应为全民服务。从本质上讲,国有资本专业化运营机构履行社会责任是其与生俱来的属性(景鹏和郑伟,2019<sup>[14]</sup>),有必要考察其社会效益。首先应评价国有资本专业化运营对国计民生相关领域的支持效果,具体表现为通过控股、参股等方式支持国计民生相关企业发展和促进国有资本布局优化,带动社会资本进入国计民生相关领域等(高奥和龚六堂,2015<sup>[15]</sup>)。其次,国有资本专业化运营的社会绩效还体现在两类公司产生的经营收益归全民所有、由全民共享,具体表现为两类公司上缴的国有资本经营收益和应交税金。

## 5. 公司治理体制改革维度。

公司治理体制改革是深化国资国企改革的重要举措,是提升国有资本运营效率的有效方式(蔡好东

等,2017<sup>[16]</sup>),所以应评价国有资本专业化运营机构的公司治理体制改革成效。国发〔2018〕23号文规定,两类公司应建立中国特色现代国有企业制度,规范公司治理体制。因此,根据文件要求,具体可以考察两类公司党组织领导作用的发挥、董事会规范性建设的进展、职业经理人制度推行进展、决策执行监督机制建设情况等方面。

## 三、国有资本专业化运营绩效评价 评价指标选择的思路和原则

前文通过分析明确了进行绩效评价的三个重点和五个维度,评价指标也应围绕五个维度来进行选择,体现出资本运营与产业经营的差异,以及两类公司的功能定位。此外,评价指标的选择还要遵循年度评价和中长期评价相结合的原则,以定量指标为主、定性指标为辅,注重评价信息的可获得性、可比性、可持续性。

### (一) 国有资本专业化运营绩效评价评价指标选择的基本思路

基于开展绩效评价的重点和维度,评价指标的选择应围绕促进国有资本价值实现的五个维度,体现出资本运营与产业经营的差异,以及两类公司的功能定位。

#### 1. 围绕国有资本价值实现的五个维度选择评价指标。

基于上文分析,绩效评价指标应围绕“国有资本流动性、国有资本布局优化、国有资本保值增值、国有资本社会效益、公司治理体制改革”五个维度进行选择。

国有资本流动性主要表现为国有资产转换为国有资本的比例、国有资产的变现能力和周转能力,因此可选择国有资产资本化率、国有资本周转率、不良资产比例等指标反映国有资本流动性。国有资本布局优化主要表现为国有资本从劣势领域退出和向优势领域集中两种行为,因此可构建国有股权创新覆盖率、国有资本主业集中度、产能过剩领域国有资本退出情况等指标。国有资本保值增值不仅要表现出财务指标的改善,还要体现出保值增值能力的提升,因此可选择国有资本股权投资收益率、国有资本保值增值率、净资产收益率、国有资本偿付能力充足率等财务指标,还可选择国有股权创新覆盖率等指标进行评价。国有资本社会效益主要表现为对国计民生相关领域的支持、上缴的税金及收益、对社会资金的带动等方面。因国有资本布局优化指标能够涵盖对国计民生产业的

支持,因此可选择国有企业应交税金年度增幅、国有资本收益上缴年度增幅、吸纳的社会资本与国有资本比率等指标。公司治理体制改革维度主要体现在党组织领导作用的发挥、董事会规范性建设的进展、职业经理人制度推行进展、决策执行监督机制建设情况等方面,因此可构建相应定性指标进行考察。

2. 体现资本运营与产业经营的差异性而选择评价指标。

两类公司虽然也是国有企业,但其核心职能是从

事国有资本的专业化运营,非实体产业经营,与经营性国有企业的核心职能有本质区别,因此两类公司的绩效评价体系应与生产型国有企业相区别,指标的选择要能够体现出国有资本运营和国有企业经营的差异性。基于两类公司的国有资本专业化运营职能,绩效指标的选择更侧重于国有资本的投资效率,表现为国有资本流动性的提升、国有资本保值增值能力的强化等,具体可选择国有资产资本化率、保值增值率、年周转率、股权投资收益率等指标(参见表1)。

表1 两类公司与国有企业绩效评价的区别

名称	区别	
	业务领域侧重	绩效评价指标侧重
国有资本投资和运营公司	主业相对多元灵活化;“类金融公司”与资本的专业化、市场化运作机构,不从事具体的生产经营活动;通过持股、控股方式“运营资本”,“以资促产”;不局限于一个集团企业;关注国有资本投资运营效率和产业竞争力提升	提高国有资本流动性、国有资本保值增值等指标权重
国有企业	主业相对单一集中化;从事主业范围内的生产经营和管理活动;以产业为纽带,进行企业管理运营;关注国民经济重要行业和关键领域的主导性战略地位	提高企业财务业绩、经营能力、生产管理水平和指标权重

3. 立足于两类公司的功能定位选择评价指标。

两类公司具有相似性,但在发展目标、产业投资领域、运作方式、管控模式等功能定位上存在一定的差异,因此应基于两类公司的功能定位选择差异化的评价指标(参见表2)。

国有资本投资公司以产业投资运营为主,从国家经济发展战略角度服务于关乎国民经济命脉的关键行业和重要领域,推动产业转型升级、提升产业竞争力,实现国有资本布局的优化;而且国有资本投资公司既持有股份又参与持股公司的生产经营(闫妍等,2015<sup>[10]</sup>)。因此,对国有资本投资公司进行考核时,指标选取侧重于评价其投资决策是否符合国有经济战略导向,是否优化产业结构、是否发挥国有资本提升

产业竞争力的作用等,同时结合所控股企业的财务效益、价值创造等方面构建指标。具体而言,可重点围绕国有资本战略目标设计核心评价指标,如国有股权的创新覆盖率。

国有资本运营公司以资本运营为主,没有主业限制,主要目标是盘活国有资产、提升流动性,以及通过取得投资回报实现保值增值等。而且,国有资本运营公司在经营中主要采用财务管控模式,不过多干涉所持股企业的具体业务运营。因此,国有资本运营公司的绩效考核指标也应同其职能发挥的路径与特征相结合,重点考察国有资产资本化率、国有资本保值增值率等指标。

表2 两类公司及其绩效评价的异同

名称	共性	职能	指标权重分布
国有资本投资公司	1. 国有独资公司 2. 国有资本市场化专业化运营平台,不从事具体生产经营活动 3. 类金融公司	1. 产业投资运营;支持产业培育;产业结构调整 2. 优化国有资本布局 3. 推动产业集聚、化解过剩产能和转型升级 4. 着力提升国有资本控制力、影响力	提高支持产业培育等相关指标权重
国有资本运营公司		1. 纯粹的资本运营 2. 盘活存量国有资产,引导社会资本 3. 促进国有资本流动和保值增值	提高盈利能力等相关指标权重

(二) 国有资本专业化运营绩效评价选择的基本原则

绩效信息质量直接关乎国有资本专业化运营绩效评价的有效性,从保障信息质量的角度,绩效指标的选择

应遵循定量指标为主、定性指标为辅的原则,同时也应遵循信息的可获得性、可比性、可持续性原则。

1. 指标选择应以定量指标为主、定性指标为辅。两类公司运营绩效评价既涉及对其作为市场化、



专业化的国有资本运营综合性平台的市场职能的评价,也涉及国有资本所承载的政策价值实现的评价。因此,应采用定量评价和定性评价相结合的方法,且以定量评价为主、定性评价为辅。具体而言,定量评价指标重点针对国有资本流动性、增值性、风险性、配置效率等进行设计,可以用明确的财务指标进行计量,具有明确的数值和可供参考的评价标准。定性指标重点针对国有资本专业运营的政策目标实现、公司治理体制改革等进行设计。定性评价指标一般通过“打分”的方式划分标准区间,从而实现与定量指标绩效结果的结合。

2. 绩效评价指标的选择应注重信息的可获得性、可比性、可持续性。

获得指标信息是开展绩效评价的基础,如果设定的评价指标对信息的质量要求过高而无法获得对应信息,说明评价指标的选择和设计是失败的。因此,在选择评价指标时首先应注重信息的可获得性原则,保证指标所用信息包含在两类公司定期上报或公开披露的信息中,能够真实、全面地反映两类公司的绩效。其次,由于两类公司的功能定位存在差异,因此指标选择应注重信息的可比性,确保信息获取的统计口径一致,指标内涵清晰、信息的运算及处理方法相同,使得评价指标所表达的信息能够进行横向及纵向比较,反映不同类型公司或某一家公司在不同时间段的绩效差异。最后,国有资本专业化运营绩效评价需要结合年度评价与中长期评价,这要求在选择绩效评价指标时应注重信息的可持续性,能够在较长的时期内定时、定量地重复性获得所需信息,保证绩效评价工作的持续性。

国有资本的公有制属性,决定了全民对国有资本的投资及运营具有知情权,所以实施国有资本运营信息的定期公开披露意义重大。但由于两类公司作为国有独资公司,主要采取纵向报告的形式向监管部门上报运营信息,不向公众公开披露,未能保障公众的知情权。而且两类公司向监管部门上报信息时仍遵循传统国有企业做法,主要上报财务信息,对于运营绩效评价所需的关键信息存在上报不及时、不规范、不充分等问题,不利于绩效评价的开展。因此,需要通过构建评价指标体系督促两类公司加快完善运营信息披露机制,并基于下一步评价的需要和国有资产报告制度的实施,分类构建两类公司的财务报告体制,确保评价指标信息的可获得性、可比性、可持续性。

#### 四、国有资本专业化运营绩效评价的具体指标内涵及权重

根据评价指标选择的思路和基本原则,本文从“国有资本流动性、国有资本布局优化、国有资本保值增值、国有资本社会效益、公司治理体制改革”五个维度选择17个指标,构建了国有资本专业化运营绩效评价指标体系。考虑到两类公司功能定位的不同赋予评价指标差异化的权重,在国有资本投资公司的评价体系中提高了国有资本布局优化维度及核心指标的权重,国有资本运营公司的评价体系中提高了国有资本流动性、国有资本保值增值维度及核心指标的权重。然后采用专家赋值打分的方式确定最终的指标权重。

##### (一) 指标选择及内涵

基于指标选择的思路和基本原则,本文从五个维度选择17个指标(见表3),选择原因及指标评价标准如下。

##### 1. 国有资本流动性维度的评价指标。

国有资本流动性首先体现在国有资产向国有资本转化的过程,然后在结果层面表现为国有资产的周转能力和变现能力,因此选择国有资产资本化率、资本总额年周转率、不良资产率3个指标,其中国有资产资本化率是核心指标。

国有资产资本化率反映两类公司将实物形态国有资产转化为价值形态国有资本的能力,是正向定量指标,通过计算两类公司资产净值中可交易、变现的流动资产比例得出。国有资产资本化率越高,国有资产的流动性就越强。

国有资本总额年周转率反映国有资本通过生产经营获得现金收入的能力,是正向定量指标,通过计算当年营业收入总额与平均资产总额的比值得出。国有资产总额年平均周转率越高,国有资本的流动性就越强。

不良资产率反映国有资产通过资本市场确定直接转化为现金的能力,是负向定量指标,通过计算年末不良资产占年末资产总额的比例得出。该比值越低,国有资本的流动性越强。

##### 2. 国有资本布局优化维度的评价指标。

国有资本布局的优化是一个动态的概念,主要表现为国有资本从产能过剩领域退出,以及向优势产业集中、向高新技术产业集中、向目标企业主业集中,因此选择国有股权创新覆盖率、国有资本主业集中度、产能过剩领域国有资本退出情况3个指标,其

中国有股权创新覆盖率是衡量国有资本布局优化的核心指标。

国有股权创新覆盖率反映两类公司所掌握的国有资本的价值发现能力和产业孵化能力，是正向定量指标，通过计算所持有科技创新型国有股权与国有资本净值的比值得出。国有股权创新覆盖率越高，国有资本的价值发现能力和产业孵化能力就越强，对经济的引领作用就越显著。

国有资本主业集中度反映两类公司对国有资本主导产业控制力的发挥，是正向定量指标，通过计算所划定主业的国有资本净值与国有资本净值总额的比例得出。一定程度上，国有资本主业越集中，国有资本配置效率及其发挥控制力的作用越显著。

产能过剩领域退出情况反映两类公司贯彻“去产能”战略和供给侧结构性改革的成效以及国有资本市场退出机制的完善程度，为正向定性指标。该指标由专家根据两类公司从不具备核心竞争力、长期亏损的产能过剩领域减持国有股权情况和所采取的措施等方面进行评判，分为“A、B、C、D、E”五级，分别对应“100、80、60、40、20”分。

### 3. 国有资本保值增值维度的评价指标。

国有资本保值增值主要体现为投资收益率等财务指标的改善，但更重要的是提升保值增值能力，及国有资本的安全状况和增长潜力等，因此选择国有资本保值增值率、净资产收益率、速动比率、国有资产负债率4个指标，其中保值增值率是核心指标。

国有资本保值增值率反映两类公司国有资本净额账面价值变动情况，是正向定量指标，通过计算年末国有资本净额与年初国有资本净额的比值得出。当比率大于等于100%时，国有资本实现保值增值。

净资产收益率反映国家投入两类公司的国有资本获利情况，是正向定量指标，通过计算当年净利润与年平均股东权益的比值得出。净资产收益率越高，两类公司的盈利能力越强，国有资本的保值增值能力越强。

速动比率反映两类公司的短期偿债能力以及对国有资本的保障程度，是正向定量指标，通过计算速动资产与流动负债的比值得出。速动比率越高，两类公司的短期偿债能力就越强，国有资本的安全性就越高。

国有资产负债率反映了两类公司的长期偿债能力以及对国有资本所有者权益的保障程度，是负向定量指标，通过计算年末负债总额与年末国有资本总额的比值得出。一定程度上国有资本负债率越低，两类公

司的财务风险越低，国有资本的安全性越高。

### 4. 国有资本社会效益维度的评价指标。

国有资本专业化运营的社会绩效首先体现在国有资本投资方向对国计民生相关领域的支持支撑，其次表现为两类公司经营收益归全民所有、由全民共享。考虑到国有资本布局优化维度已对投资方向进行衡量，因此选择国有资本上缴税金年度增幅、国有资本收益上缴年度增幅、吸纳社会资本比率3个指标。

国有资本上缴税金年度增幅反映两类公司国有资本税金上缴的增长情况，是正向定量指标，通过计算当年国有资本上缴税金较上年增额与上年国有资本上缴税金总额的比值得出。该比值越大，国有资本的社会效益越强。

国有资本收益上缴年度增幅反映两类公司国有资本收益上缴的增长情况，是正向定量指标，通过计算当年国有资本上缴收益较上年增额与上年国有资本上缴收益总额的比值得出。该比值越大，国有资本的社会效益越强。

吸纳社会资本比率反映国有资本对社会资本的带动能力，是正向定量指标，通过计算两类公司出资混合所有制企业所吸引的非公有资本与两类公司投入的增量国有资本之比。该比值越大，国有资本对社会资本的带动效益越强。

### 5. 公司治理体制改革维度的评价指标。

根据政府对国有企业公司治理体制改革的要求，从党组织领导作用的发挥、董事会规范性建设进展、职业经理人制度推行进展、决策执行监督机制建设情况四个方面构建相应的定性指标，考察两类公司的公司治理体制改革。这4个指标均为正向定性指标，由专家根据两类公司的具体改革进行评判，分为“A、B、C、D、E”五级，分别对应“100、80、60、40、20”分。

#### (二) 指标权重的确定及标准值的计算

本文采用三轮专家赋值的方法确定了各个指标的权重，并且考虑到两类公司功能定位的不同，对核心指标赋予差异化的权重，在国有资本投资公司的评价体系中提高了国有资本布局优化维度及核心指标的权重，国有资本运营公司的评价体系中提高了国有资本流动性、国有资本保值增值维度及核心指标的权重。然后使用“功效系数法”来消除定量指标的量纲并计算除标准分值

#### 1. 指标权重的确定。

在确定评价指标体系的基础上，需要进一步梳理

指标之间的关系进而设定绩效指标权重。本文依据所构建的绩效评价层次结构模型，结合专家咨询意见，确立每一层次指标权重。具体而言，一二层指标权重通过三轮专家赋值得出：第一步，课题组邀请10名专家对绩效评价体系的第二层权重（W2）进行赋值，然后计算出对应指

标权重的平均值，遵循四舍五入的原则对均值进行调整，舍去小数位，确定第一轮指标权重。第二步，将第一轮指标权重作为参照标准发给10名专家，对一二层指标权重重新赋值，然后再次计算出均值并进行调整，确定第二轮指标权重。第三步，参照以上方法进行第三轮赋值，得出最终权重，如表3所示。

表3 国有资本专业化运营绩效评价指标体系

评价维度	权重（W1）		评价指标	指标性质	指标属性	权重（W2）	
	国有资本投资公司	国有资本运营公司				国有资本投资公司	国有资本运营公司
1. 国有资本流动性	20%	30%	1.1 国有资产资本化率	定量	正向	40%	60%
			1.2 国有资本总额年周转率	定量	正向	30%	20%
			1.3 不良资产率	定量	负向	30%	20%
2. 国有资本布局优化	40%	20%	2.1 国有股权创新覆盖率	定量	正向	60%	40%
			2.2 国有资本主业集中度	定量	正向	20%	30%
			2.3 产能过剩领域退出情况	定性	正向	20%	30%
3. 国有资本保值增值	20%	30%	3.1 国有资本保值增值率	定量	正向	40%	55%
			3.2 净资产收益率	定量	正向	20%	15%
			3.3 速动比率	定量	正向	20%	15%
			3.4 国有资产负债率	定量	负向	20%	15%
4. 社会效益	10%	10%	4.1 国有资本上缴税金年度增幅	定量	正向	40%	40%
			4.2 国有资本收益上缴年度增幅	定量	正向	40%	40%
			4.3 吸纳社会资本比率	定量	正向	30%	30%
5. 公司治理体制改革	10%	10%	5.1 党组织领导作用的发挥	定性	正向	25%	25%
			5.2 董事会规范性建设进展	定性	正向	25%	25%
			5.3 职业经理人制度推行进展	定性	正向	25%	25%
			5.4 决策执行监督机制建设情况	定性	正向	25%	25%

在赋值的过程中，课题组请专家根据两类公司功能定位的不同，对核心维度进行差异化的赋值，着重提升核心指标的权重。在国有资本投资公司的评价体系中提高了国有资本布局优化维度的权重，然后重点提升了国有股权创新覆盖率（2.1）的权重。在国有资本运营公司的评价体系中，提高了国有资本流动性、国有资本保值增值维度的权重，然后重点提高了国有资产资本化率（1.1）、国有资本保值增值率（3.1）等指标的权重。对于社会绩效、公司治理体制改革等共性指标的权重则保持一致。

2. 标准值的确定。

绩效评价指标体系以定量指标为主、定性指标为辅。其中定量指标都是从某一角度对国有资本专业化运营进行评价，带有不同的量纲。因此，为使评价结

果具有可比性，需要对原始数据进行无量纲化处理，转化为标准得分。参照《国有资本金效绩评价规则》（财统字[1999]2号）和陈共荣等（2014）<sup>[17]</sup>的做法，本文采用“功效系数法”来消除量纲并计算每一指标的标准分值，经处理后的标准化分值在20~100之间。

其中，正向定量指标的计算公式为：

$$\text{标准值} = 20 + \frac{(\text{该指标实际值} - \text{该指标最低值})}{(\text{该指标最高值} - \text{该指标最低值})} \times 80$$

负向定量指标的计算公式为：

$$\text{标准值} = 100 - \frac{(\text{该指标实际值} - \text{该指标最低值})}{(\text{该指标最高值} - \text{该指标最低值})} \times 80$$

定向指标则分为“A、B、C、D、E”五级，分

别对应“100、80、60、40、20”分，具体分值由专家根据两类公司在某一方面的具体情况进行评价，确定对应等级，得出相应分数。

## 五、评价模型构建及评价结果应用

在确定绩效评价指标和对应权重的基础上，构建出绩效评价模型，形成企业层面、领域层面、整体层面的绩效评价得分，以及国有资本专业化运营全面价值评价指数（TVA）。明确由两类公司的授权主体作为绩效评价主体搜集和使用绩效评价信息，利用绩效评价结果促进两类公司发展，服务于国有资本管理。

（一）绩效评价模型的构建及综合绩效评价得分的计算

在明确指标和对应权重的基础上，本文构建出测算单个企业的综合绩效评价得分的模型，进而以国有资本数额占比为权重，形成领域层面和整体层面的绩效评价得分，以及国有资本专业化运营全面价值评价指数（TVA）。

1. 以指标体系测算单个企业的综合绩效得分。

单个企业的综合绩效评价得分是由各个评价指标的标准得分进行加权汇总而得到的综合数值。在实际操作中，首先根据每家公司的材料，计算出二级指标的数值，进行标准化处理后加权汇总，得出一级指标的标准化得分，再次加权汇总后得出单个企业的综合绩效得分（EI）。具体计算公式如下：

$$EI_{mn} = \sum_{i=1}^5 W_{1i} \times \sum_j W_{2j} \times I_{ij}$$

$EI_{mn}$ 为公司的综合绩效评价得分，其中  $m=1$  代表国有资本投资公司， $m=2$  代表国有资本运营公司， $n$  为某家国有资产投资（运营）公司的编号； $i$  代表一级指标的维度； $j$  代表每个维度下的二级指标； $W_{1i}$  为一级指标对应的权重； $W_{2j}$  为每个二级指标对应的权重； $I_{ij}$  为每个二级指标的标准得分。

2. 以企业层面的综合绩效评价得分形成国有资本投资和运营领域的综合绩效得分。

在得出单个企业的综合绩效评价得分的基础上，进一步构建衡量国有资本投资和运营两个领域的综合绩效评价得分。虽然每个领域中试点企业的经营领域、规模等具有一定差异，但其共同点是均为国有独资公司，因此选择某个国有资本投资（运营）公司持有的国有资本数额占所有国有资本投资（运营）公司持有的国有资本数额的比例作为权重，对所有国有资本投资（运营）公司的综合绩效评分加权汇总，

得到国有资本投资（运营）领域的综合绩效评价得分（FI）。具体计算公式如下：

$$FI_m = \sum S_{mn} \times EI_{mn}$$

$FI_m$  为领域层面的综合绩效评价得分，其中  $m=1$  代表国有资本投资公司， $m=2$  代表国有资本运营公司； $n$  为某家国有资产投资（运营）公司的编号； $S_{mn}$  为公司持有的国有资本数额占本领域所有国有资本数额的比例； $EI_{mn}$  为公司的综合绩效评价得分。

3. 以领域层面的综合绩效得分形成国有资本专业化运营综合绩效得分和全面价值评价指数。

在构建国有资本投资和运营两个领域的综合绩效评价得分（FI）的基础上，进一步构建国有资本专业化运营综合绩效得分（TI）。从“管资本”改革角度看，国有资本投资和国有资本运营是互补的，对于做强做优做大国有资本的重要性也是相当的，应给予每个领域的指数各 50% 的权重。但当前试点公司多是国有资产投资公司，国有资本运营公司的数量较少，给予两个领域各 50% 的权重并不能对当前的国有资本专业化运营进行准确评价。因此，本文选择以试点领域中两类公司分别持有的国有资本数额占全部试点公司持有的国有资本数额的比例作为权重，加权汇总各领域综合绩效得分，形成国有资本专业化运营综合绩效得分（TI）。具体公式如下：

$$TI = \sum S_m \times FI_m$$

其中： $m=1$  代表国有资本投资领域， $m=2$  代表国有资本运营领域； $S_m$  为本领域试点公司国有资本数额占全部试点公司国有资本数额的比重。

为便于更加直观对各年度国有资本专业化运营绩效进行纵向对比，本文将综合绩效得分换算成国有资本专业化运营全面价值评价指数（Total Value Assessment，可以简称 TVA）。具体做法为，以开展绩效评价的元年为基准年份，基年的综合绩效评价得分为基准得分，对应基准指数为 100，然后将年度综合绩效得分换算为全面价值评价指数，公式如下：

$$TVA_t = \frac{TI_t}{TI_{base}} \times TVA_{base}$$

其中： $TVA_t$  表示第  $t$  年国有资本专业化运营全面价值评价指数； $TI_t$  为第  $t$  年国有资本专业化运营综合绩效得分； $TI_{base}$  为基准年国有资本专业化运营综合绩效得分； $TVA_{base} = 100$ ，为基准指数。

## (二) 绩效评价信息的获取和评价结果的应用

绩效评价信息的获取是开展绩效评价的基础和前提,应由两类公司的授权主体作为绩效评价主体来搜集和使用绩效评价信息。而且,绩效评价本身不是目的,不能止步于评价结果的获得,更重要的是通过绩效评价促进两类公司发展,最终服务于国有资本管理。

### 1. 绩效评价信息的获取。

绩效评价信息的获取是开展绩效评价的基础和前提。由于两类公司在国家授权范围内履行国有资本出资人职责,而且国有资本专业化运营绩效评价制度是国资管理体制的一部分,所以应由评价主体负责搜集和使用绩效评价信息。而谁来评价两类公司的运营绩效取决于国有资本运营授权的模式。本着“谁授权、谁评价”的原则,明确由国资监管机构作为间接授权模式下的评价主体,各级政府作为直接授权模式下的评价主体。各级政府和国资监管结构应将两类公司绩效信息的上报纳入国有资产报告制度,要求两类公司按照绩效评价要求,按季度或年度上报绩效信息,建立国有资本专业化运营绩效评价数据库,便于定期开展绩效动态评价工作。

### 2. 绩效评价结果的应用。

绩效评价本身不是目的,国有资本专业化运营绩

效评价工作不能止步于评价结果的获得,更重要的是通过绩效评价带动两类公司发展,最终服务于国有资本管理。

对两类公司而言,绩效评价是公司绩效管理的一个重要环节。以绩效评价结果为突破口,从单纯的绩效评价转变为系统的绩效管理,不仅要根据评价结果判断公司运营情况,还应通过跟踪单项指标的变化,分析成因并制定改善方案,形成绩效管理闭环,从根本上提高国有资本专业化运营能力。此外,两类公司还可以参考领域层面和整体层面的绩效得分来判断行业形势,进而调整公司战略。

对于国资监管机构而言,绩效评价不仅是考察两类公司经营绩效的工具,还是优化国有资产管理体制,促进国资管理体制从管企业向管资本转变的重要手段。国资管理机构需要把国有资本专业化运营绩效制度与国资管理制度紧密衔接,一是利用绩效评价结果引导两类公司投资方向,服务于宏观经济目标;二是对接国有资本经营预算制度,将绩效评价结果作为国有资本金注入的参考标准;三是将绩效信息的上报和绩效结果的披露与国有资产报告制度相结合,促进国有资本监管工作的改善。

## 参考文献

- [1] 孟丽荣,王悦. 国有投资公司在完善国有企业治理机制中的角色定位研究 [J]. 中央财经大学学报, 2005 (11): 44-48.
- [2] 文宗瑜,宋韶君. 国有资本运营职能从国有企业剥离的改革逻辑及绩效评价体系重构 [J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2018 (2): 10-17, 104.
- [3] 唐现杰,孙伟明. 国有资本运营绩效评价研究 [J]. 黑龙江对外经贸, 2007 (1): 87-88, 102.
- [4] 钟文. 国有资本经营绩效评价研究 [D]. 成都:西南财经大学, 2011.
- [5] 中国社会科学院工业经济研究所,中国投资协会国有投资公司专业委员会联合课题组. 国有资本投资与运营——国有投资公司的实践探索 [M]. 北京:经济管理出版社, 2015: 60-65.
- [6] 黄明明. 厘清国有资本投资及运营公司的职能边界 [J]. 中国国情国力, 2017 (3): 30-33.
- [7] 赵治纲. 国有资本投资公司改革与绩效考核研究 [J]. 中国总会计师, 2016 (9): 46-48.
- [8] 李军,肖金成. 国有资本运营公司的绩效评价 [J]. 中国经贸导刊, 2014 (34): 64-66.
- [9] 谭静. 论国有资本经营预算管理改革的着力点 [J]. 中央财经大学学报, 2014 (3): 24-30.
- [10] 闫妍,尹力,李晓腾,陈晓松. 华尔街控制下的美国经济——对我国发展国有资本投资公司的启示 [J]. 管理世界, 2015 (6): 1-7.
- [11] 杨瑞龙. 按照“三个有利于”标准推进国有企业改革 [J]. 经济理论与经济管理, 2020 (1): 7-9.
- [12] 李红娟,刘现伟. 优化国有资本布局的思路与对策 [J]. 宏观经济管理, 2020 (2): 29-34.
- [13] 祁怀锦,刘艳霞,王文涛. 国有企业混合所有制改革效应评估及其实现路径 [J]. 改革, 2018 (9): 66-80.
- [14] 景鹏,郑伟. 国有资本划转养老保险基金与劳动力长期供给 [J]. 经济研究, 2019 (6): 55-71.
- [15] 高奥,龚六堂. 国有资本收入划转养老保险、人力资本积累与经济增长 [J]. 金融研究, 2015 (1): 16-31.
- [16] 綦好东,郭骏超,朱炜. 国有企业混合所有制改革:动力、阻力与实现路径 [J]. 管理世界, 2017 (10): 8-19.
- [17] 陈共荣,沈玉萍,刘颖. 基于BSC的农民专业合作社绩效评价指标体系构建 [J]. 会计研究, 2014 (2): 64-70, 95.

(责任编辑:孙亦军 张安平)

# 中国农业保险补贴政策绩效评估： 来自多期 DID 的经验证据

Researches on the Effectiveness of China's Agricultural Insurance  
Fiscal Subsidies Policy: Evidences from Quasi-experiments

王立勇 房鸿宇 谢付正

WANG Li-yong FANG Hong-yu XIE Fu-zheng

**[摘要]** 笔者以我国农业保险补贴政策试点为一项准自然实验，借助多期 DID、连续型 DID 和三重差分模型等方法，从农民人均纯收入、农民家庭经营纯收入视角研究了我国农业保险补贴政策的效果，且剖析这一政策效果的异质性特征和内在影响机理。研究结果表明：我国农业保险补贴政策对农民人均纯收入和农民家庭经营纯收入有显著正向影响，农业保险补贴政策显著提高了政策试点区域的农民人均纯收入和农民家庭经营纯收入；我国农业保险补贴政策的效果存在显著的异质性特征，中、西部地区的农业保险补贴政策对农民收入的提升效果明显高于东部地区，受灾程度较大地区的农业保险补贴政策的效果更加明显，收入提升效果几乎是受灾程度较小地区的两倍多；农业保险补贴政策显著提升了农户对农业保险的参与度，促进了农业保险发展，从而提升了农民收入。

**[关键词]** 准自然实验 三重差分 多期 DID 连续型 DID 农业保险补贴政策

**[中图分类号]** F840.66 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0024-11

**Abstract:** With the quasi natural experiment of China's agricultural insurance fiscal subsidy policy, the paper studies the effectiveness of agricultural insurance fiscal subsidy policy in China from the perspective of farmers' per capita net income and farmers' household operating net income, and analyzes the heterogeneity and influence mechanism of the policy effect using DID model and triple difference model. The results show that: China's agricultural fiscal insurance subsidy policy has a significant positive effect on the per capita net income of farmers and the farmers' family operating net income, and the agricultural insurance fiscal subsidy policy significantly improves the per capita net income of farmers and family operating net income in the policy pilot areas; the effect of agricultural insurance fiscal subsidy policy in China has significant heterogeneity characteristics, and in central and western regions, the effect of the subsidy policy on farmers' income is significantly higher than that in the eastern region, and the effect of agricultural insurance fiscal subsidy policy in the areas that suffer more from natural disaster is more obvious, and the effect is almost twice as much as that in the areas that suffer less; the agricultural insurance fiscal subsidy policy significantly improves the participation of farmers in agricultural insurance, promotes the development of agricultural insurance, and thus improves the income of farmers.

**Key words:** Quasi natural experiment Triple difference model Multi-period DID Continuous DID  
Agricultural insurance fiscal subsidy policy

**[收稿日期]** 2020-04-08

**[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，博士生导师，经济学博士，研究方向为数量经济、国际经济与宏观经济政策；房鸿宇，男，1994年2月生，中央财经大学统计与数学学院研究生，研究方向为数量经济、应用统计；谢付正，男，1977年11月生，中国社会科学院博士研究生，研究方向为宏观经济政策、国民经济。

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“新常态下完善我国宏观调控目标体系与宏观调控机制研究”（项目编号：15ZDA009）；国家自然科学基金面上项目“财政政策波动性测度、影响机理、决定因素与政策含义”（项目编号：71473280）；中国人民财产保险股份有限公司灾害研究基金项目“农业保险政策绩效评价研究”（项目编号：2018B02）。

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

农业生产不仅关系粮食安全，且影响国民经济的发展和社会稳定，在一国经济和社会发展中具有不可替代的重要作用。农业生产具有经济再生产和自然再生产的双重属性，面临着自然和市场双重风险。可以说，农业生产是一个风险性过程，农业风险已成为威胁农业生产活动的重大隐患，能够破坏农业生产的稳定性，影响粮食安全，严重阻碍农业发展和农民收入的提高。为了避免农业灾害风险这一显著的负外部性，各个国家和地区纷纷发展农业保险，通过风险转移，鼓励农户增加农业投入，提高农业生产率，促进农业发展。作为一种风险转移机制，保险需要风险的初始承担者支付一定费用，以作为风险转移的代价。农户支付保费的能力越强，农业保险的参与率越高，农业保险发挥的作用便会越大。然而，实践表明，农业保险作为一种商业保险，存在市场失灵的现象，各个国家农业保险的市场化试点多以失败而告终。因此，各国政府纷纷进行保费补贴，以分担风险，这已成为各国政府推动农业保险发展的重要手段。

我国农业保险发展起步较晚，在几十年的发展历程中，农户对农业保险的需求相对较低，保险参与度不高，导致农业保险市场发展不尽人意。在此背景下，我国中央财政从2007年开始逐步对农业保险保费进行补贴，2007—2015年间，财政补贴资金规模年均增长27%；2017年，中央财政拨付农业保险保费补贴资金179.04亿元，同比增长13%；中央财政金额不断提高的同时，保费补贴品种也不断扩大。这一农业保险补贴政策是否有效？换言之，农业保险补贴政策是否能够提高农户对农业保险的参与度，是否能够促进农业发展和提高农民收入呢？这已成为理论界和政府当局关心的问题。

为了直观地显示这一点，图1给出了2007—2018年间我国农业保险保费收入与提供风险保障规模的发展态势。从图中可以初步看出，自2007年中央实施农业保险补贴政策后，农业保险发展迅速，农业生产者对农业保险的参与热情空前高涨，保险参与度不断提升。自2007年至2018年，我国农业保险保费收入从51.94亿元增长到572.65亿元，年均增速

为24.4%；农业保险提供风险保障从1126亿元增长到3.46万亿元，年均增速达到36.53%。同时，农业保险参保农户也从4981万户次增长至2017年的2.13亿户次；承保农作物面积从2.3亿亩增长至17.21亿亩，增长了6.48倍。<sup>①</sup>

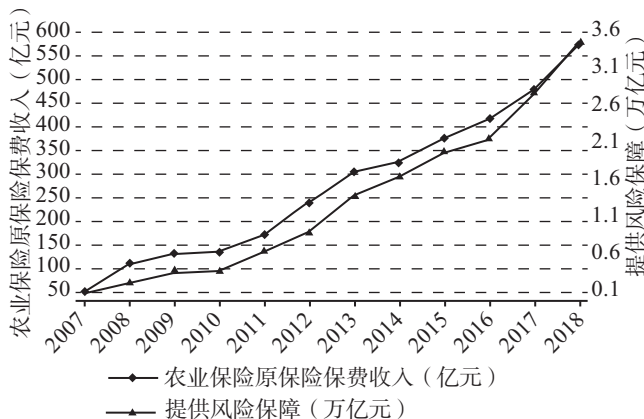


图1 2007—2018年农业保险保费收入与提供风险保障态势

图2给出了2007—2018年农林牧渔业增加值与农村居民人均可支配收入的发展态势。从图中可以看出，自2007年实施农业保险补贴政策后，农村居民人均可支配收入由2007年的4326.98元增长至2018年的14617元，增长了2.38倍，年均增速达到11.7%；在2007—2018年，我国农林牧渔业增加值从28483.7亿元增长至67538亿元，增长了1.38倍。<sup>②</sup>

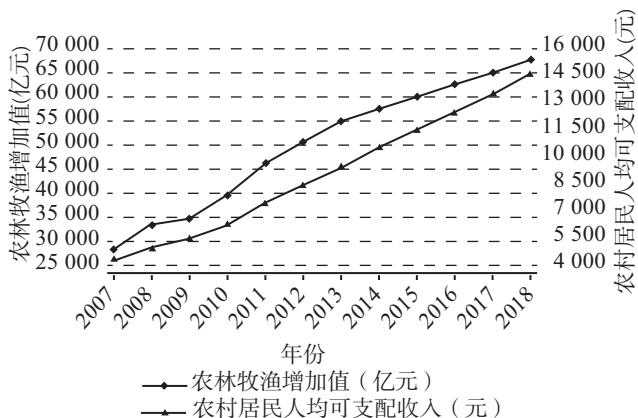


图2 2007—2018年农林牧渔业增加值与农民人均可支配收入趋势

由以上数据可以发现，随着农业保险补贴政策的实施，农业保险发展迅速，农业生产者对农业保险的

① 数据来源于保监会网站、《中国保险年鉴》和《中国农村金融服务报告》。  
 ② 数据来源于中经网统计数据库、《中国农村统计年鉴》和国家统计局网站。

参与度不断提高,农业增加值和农村居民人均可支配收入持续增长。然而,以上数据显示的农户对农业保险参与度的提高以及农村居民人均可支配收入的增长是否真的是农业保险补贴政策引起的?换言之,农业保险补贴政策是否真的提高了农户对农业保险的参与度和农民收入呢?这还有待于更加科学、严谨地进行绩效评估和评价。

关于农业保险补贴政策效果,已有文献进行了相关研究。国外学者关于农业保险补贴政策效果存在较激烈争论,部分学者对农业保险补贴政策的效果给予肯定,如 Babcock (2011)<sup>[1]</sup>、Coble 和 Barnett (2013)<sup>[2]</sup>认为补贴政策增加了农户参与农业保险的积极性,可以纠正市场失灵。Tronstad 和 Bool (2010)<sup>[3]</sup>提出政府对农业保险保费提供补贴有利于扩大农作物种植面积,提高农业保险的效率。Sherrick 等 (2004)<sup>[4]</sup>研究发现,政府增加补贴会使农户参与农业保险的比例增加,同时也会增加供给。O'Donoghue 等 (2009)<sup>[5]</sup>研究表明,农业保险保费补贴对农户的专业化生产有显著的促进作用,从而提高了农业的生产效率。另有学者对农业保险补贴政策的效果提出质疑,如 Goodwin 和 Smith (2013)<sup>[6]</sup>认为,农业保险补贴对保险市场价格机制有消极影响,会增加农户逆向选择行为。Lusk (2017)<sup>[7]</sup>建议政府谨慎制定农业保险补贴制度,认为农作物保险保费补贴会降低农民收入和社会福利。Glauber 和 Collins (2002)<sup>[8]</sup>研究表明,保险补贴扭曲了种植作物结构,使得农民更多种植受补贴的农作物,使得市场价格下降,从而抵消了补贴的福利效应。Goodwin 等 (2004)<sup>[9]</sup>认为,没有证据表明农业保险保费补贴会带动农作物产量的增长。到目前为止,关于我国农业保险补贴政策绩效的研究较少,特别是规范性的学术研究更是缺乏。个别研究肯定了我国农业保险补贴政策的正效应,如于洋和王尔大 (2009)<sup>[10]</sup>分析发现,保险补贴能够扭转农业保险市场的供求失衡状况。冯俭等 (2012)<sup>[11]</sup>研究表明,保险补贴政策能够调节农业保险需求,从而能够增强农户购买农业保险的持续性。邵全权等 (2017)<sup>[12]</sup>研究发现,农业保险补贴能够促进农村居民消费。与此相反的是,另有文献认为我国农业保险补贴政策效率或效果有待提高,如张祖荣 (2017)<sup>[13]</sup>通过模型推算得到,政府每增加 1 元补贴资金,农户仅获得约 0.91 元保险赔款,保险补贴出现了大量耗散。张跃华等 (2007)<sup>[14]</sup>、赵书

新和王稳 (2012)<sup>[15]</sup>、江生忠等 (2015)<sup>[16]</sup>、何小伟 (2019)<sup>[17]</sup>也得到类似结论。从已有文献发展脉络不难看出,已有部分文献侧重借助 DEA、指标或指标体系构建等方法研究我国农业保险补贴政策效率,这与本文研究主题存在差异。旨在研究我国农业保险补贴政策效果的文献主要侧重分析农业保险补贴政策对农业保险供求的影响或仅分析某一地区的政策影响,且研究方法、研究设计等方面存在较大缺陷,根本无法准确推断我国农业保险补贴政策的因果效应。本文正是在这样的背景下,针对已有研究不足,立足于我国现实农业保险补贴政策实践,借助我国农业保险补贴政策试点这一准自然实验,利用准自然实验的方法,即多期 DID、连续型 DID 和三重差分模型等方法,从农民人均纯收入、农民家庭经营纯收入视角来研究我国农业保险补贴政策的效果及这一效果的异质性特征。

与已有文献相比,本文主要的创造性工作包括:第一,研究视角的创新。已有研究主要分析了农业保险补贴政策效率及农业保险补贴政策对农业保险供求的影响,本文以我国在全国推行的农业保险补贴政策试点作为一项准自然实验,从农民人均纯收入、农民家庭经营纯收入视角来研究我国农业保险补贴政策的效果,能够更加深入、全面分析我国农业保险补贴政策的效果或绩效。第二,已有文献在模型设计、方法选择、数据、识别条件等方面存在缺陷,本文以我国从 2007 年以来逐年推行的农业保险补贴政策试点作为准自然实验,构造多期 DID 模型进行因果效应推断。在此基础上,为了进一步避免模型的内生性,本文借助我国农业保险补贴金额数据构造连续型 DID 模型进行研究,且围绕反事实检验、更换被解释变量等方面进行一系列稳健性检验,确保研究结论的稳健性。第三,本文不仅分析我国农业保险补贴政策是否真的提高了农民人均纯收入和农民家庭经营纯收入,而且进一步借助三重差分模型和分样本回归来分析我国农业保险补贴政策的效果及其异质性特征,主要包括区域异质性和受灾程度的异质性。第四,本文不仅分析我国农业保险补贴政策的效果及其异质性特征,还在双重差分模型框架下借助中介效应分析框架分析我国农业保险补贴政策效果的内在机理,提供理论解释。第五,本文主要从农民人均纯收入和农民家庭经营纯收入角度考察我国农业保险补贴政策的影响,同时分析这一影响的异质性,从而能够为已有关于我国农业保



险补贴政策研究提供新的经验证据。

本文其余内容结构如下：第二部分是研究设计、指标选取与数据说明；第三部分是识别条件检验；第四部分是多期 DID 的估计结果；第五部分是稳健性检验与异质性效应分析；第六部分是影响机制分析；最后是本文结论与政策启示。

## 二、研究设计、指标选取与数据来源

本部分主要是对实证部分所用模型进行设计，对所涉及各个指标和变量进行说明，并对数据来源进行介绍。

### (一) 研究设计

本文主要目的是评估我国农业保险补贴政策的绩效或效果，采用的方法是准自然实验，以我国农业保险补贴政策试点为准自然实验。

#### 1. 方法选择。

本文旨在研究农业保险补贴政策对农民收入的影响，仅仅比较试点省份在改革前后两个时间段的农民收入变化是不够的，因为这样会把试点期间可能存在的其他因素导致农民收入的变化误认为是农业保险补贴政策带来的；同样，比较试点后试点省份与非试点省份的农民收入差异也是不够的，原因在于试点省份

与非试点省份在改革前可能存在不可观测的个体特征差异，而可能恰恰把这种系统性差异误认为是农业保险补贴政策的影响。要同时控制试点省份和非试点省份之间不可观测的个体特征差异，以及随时间变化的不可观测因素的影响，以得到农业保险补贴政策对农民收入影响的无偏估计，本文将农业保险补贴政策试点作为一项准自然实验，采用双重差分法进行研究。该方法可以消除诸多不可观测因素对农民收入的影响，能够直观给出农业保险补贴政策的净效应。

#### 2. 我国农业保险补贴政策试点情况。

2007年，在中央财政20.5亿补贴资金的引导下，我国正式确立了内蒙古、吉林、江苏等6个试点省份，按照“低保障，广覆盖”的原则对玉米、水稻、大豆、小麦、棉花农作物的直接物化成本按照财政部《中央财政农业保险保费补贴试点办法》进行补贴。2008年，又新增加了河北、辽宁等10个省份作为第二批农业保险补贴政策试点区。2012年年底，农业保险补贴政策的覆盖范围扩大至全国，保险规模逐渐扩大，政策性补贴的比例也逐渐提高。表1按照《中国农村统计年鉴》省级指标的编排顺序依次汇报了我国农业保险补贴政策试点的实施时间。

表1 我国农业保险补贴政策试点时间

省份	年份	省份	年份	省份	年份	省份	年份
北京	2012	天津	2012	河北	2008	山西	2010
内蒙古	2007	辽宁	2008	吉林	2007	黑龙江	2008
上海	2012	江苏	2007	浙江	2008	安徽	2008
福建	2008	江西	2009	山东	2008	河南	2008
湖北	2008	湖南	2007	广东	2012	广西	2011
海南	2008	重庆	2011	四川	2007	贵州	2011
云南	2010	西藏	2011	陕西	2011	甘肃	2010
青海	2010	宁夏	2010	新疆	2007		

#### 3. 模型设定。

由于不同省份参与试点的年份有所差异，故本文采用政策实施时间不一致的多期双重差分模型，根据政策试点的实际情况，参考 Beck 等 (2010)<sup>[18]</sup>、Li 等 (2016)<sup>[19]</sup> 研究方法，设定模型形式如下：

$$Y_{st} = \alpha + \beta D_{st} + \delta X_{st} + A_s + B_t + \varepsilon_{st} \quad (1)$$

在模型 (1) 中， $Y_{st}$  表示被解释变量，含义是指  $s$  省在  $t$  时刻的农民人均纯收入或农民家庭经营纯收入。 $A_s$  和  $B_t$  分别表示个体固定效应和时间固定效应，

以控制不同个体和不同时点之间存在的不可观测差异。 $X_{st}$  是一系列控制变量，结合中央政府的政策试点文件及以往研究农民收入影响因素的相关文献，本文提取可能影响试点区域选取过程的若干前定特征因素作为控制变量，主要包括反映农村受教育程度的人力资本、财政支农水平、产业结构、城镇化率、农业现代化水平、人均播种面积等。 $\varepsilon_{st}$  为误差项。模型 (1) 中的核心解释变量是  $D_{st}$ ，对每个省份而言，政策实施前取值为 0，政策实施后取值为 1。系数  $\beta$  作为政策实施效果评估的重要依据，表示政策实施对农民收入的

影响程度。如果 $\beta$ 显著为正,说明我国农业保险补贴政策对农民收入的影响是正向的;反之,则表示农业保险补贴政策对农民收入存在负向影响。由于北京、上海、天津的政策试点时间较晚,且区位、政治、经济优势独特,故本文同时汇报了未剔除和剔除三个直辖市的模型估计结果,以保证模型结果的稳健性。

### (二) 指标说明

本文中,被解释变量为农民人均纯收入及农

民家庭经营纯收入,均采用以2002年为基期的农村居民消费价格指数进行价格调整。表2同时汇报了被解释变量的省间(cross-state)、省内(within-state)及交互项的方差(within state-year)。

为了使得政策试点区域选择和政策时点选择具有随机性,本文除了设置个体固定效应和时间固定效应以外,还在模型中增加了控制变量。相关控制变量的含义和描述性统计结果见表3。

表2 被解释变量的描述性统计结果

变量	均值	最小值	最大值	方差		
				省间	省内	交互项
农民人均纯收入	4 215.53	1 463.73	13 780.86	1 353.05	1 889.82	500.68
农民家庭经营纯收入	1 934.98	462.33	4 739.10	428.54	604.19	246.73

表3 描述性统计结果

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
财政支农水平	农业综合开发投资/财政支出计算	0.94	0.56	0.06	3.52
产业结构	第一产业产值比重	12.72	6.47	0.60	37.90
人力资本	各地区农民家庭劳动力受教育年数加权 <sup>①</sup>	5.31	1.00	1.26	8.16
城镇化率	反映城镇化进程	0.48	0.15	0.19	0.89
农业现代化水平	农用机械总动力/农作物总播种面积	5.54	3.13	1.51	20.81
人均播种面积	农作物播种总面积/乡村人口数	3.46	1.80	1.25	11.20
人均受灾面积	成灾面积/乡村人口数	0.49	0.52	0.00	3.40

### (三) 数据来源

本文使用31个省份2002—2013年间的面板数据,共计372个观测值。数据区间包括了农业保险补贴政策试点逐步实施的时间范围。农业保险保费收入及农业保险赔付数据采集于《中国保险年鉴》,其他数据采集于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》、EPS数据平台。本文采用以2002年为基期的农村居民消费价格指数对相应变量进行价格调整,由名义量化为实际量,以满足建模需要。

## 三、识别条件检验

本部分主要对双重差分模型的识别条件进行检验,以保证本文多期DID满足经典假设,且保证研

究结果的稳健性。

(一) 检验农业保险补贴政策试点的选取过程是否随机

为了确保本文中农业保险补贴政策试点区选取和试点年份选取的随机性,本文在基准模型的基础上加入了个体固定效应和时间固定效应,同时还在基准模型中加入控制变量。另外,由于本文研究农业保险补贴政策对农民收入的影响,若试点区的选取受到农民收入的影响,则模型会存在内生性问题,从而需要检验试点区的选择是否受到当地农民收入因素的影响。本文采用Cox比例风险回归模型研究政策实施以前省份间农民收入的差异是否会影响该省份被选作试点区的可能性。本文的数据时间范围为2002—2013年,

① 本文用各地区农民家庭劳动力受教育年数加权来表示。农村居民家庭劳动力接受教育的时间分为:不识字或识字很少(3年)、小学(年)、初中(9年)、高中(12年)、中专程度(12年)、大专及大专以上(15年),然后根据各省份农民家庭劳动力所占比例,以各层次受教育年数为权重核算。

并且在2012年前所有省份都进行了试点改革。如果某省份被确立为政策试点区,则终止事件发生。接下来,本文将研究终止事件的发生是否受到农民人均收入的影响。具体检验结果见表4。

表4 农业保险政策试点与农民收入:持续时间模型

变量	(1) HR	(2) HR	(3) HR	(4) HR
农民人均纯收入	1.000*** (0.000)	1.000*** (0.000)	1.000*** (0.000)	1.000*** (0.000)
控制变量	否	是	否	是
样本数	372	372	336	336

注:括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示参数在1%、5%、10%的显著性水平上显著非零。下同。

在表4中,列(1)和列(2)的回归使用了所有省份的数据,列(3)和列(4)的回归剔除了北京、上海、天津的数据。控制变量为城镇化率、财政支农水平、产业结构等。根据Cox回归模型理论,表4中的HR(hazard ratio)表示相对危险度,如果某变量的HR显著大于1,则认为该变量会增大终止事件发生的风险;反之,若某变量的HR显著小于1,则认为该变量会减小终止事件发生的风险;在某变量HR显著为1时,则认为该变量对终止事件的发生无影响(Beck等,2010<sup>[18]</sup>;Schneider,2011<sup>[20]</sup>)。表4结果显示,农民人均收入这一变量的HR在所有的回归中均显著为1,这意味着农民收入的增加并不会增加或降低某省份被确定为试点区的风险,即农业保险补贴政策试点区的选择不受该地区政策实施前农民收入高低的影响。

(二) 平行趋势检验。

双重差分模型的最重要的一个假设条件是满足平行趋势假定,换言之,政策实施前,政策试点省份与非政策试点省份的农民人均纯收入有共同的变化趋势。本文参考Beck等(2010)<sup>[18]</sup>、王立勇和祝灵秀(2019)<sup>[21]</sup>对平行趋势假定的检验方法,构建了如下的双向固定效应模型来进行检验:

$$income_{st} = \alpha + \beta_1 D_{st}^{-7} + \beta_2 D_{st}^{-6} + \dots + \beta_{13} D_{st}^6 + A_s + B_t + \varepsilon_{st} \quad (2)$$

在式(2)中,农业保险补贴政策试点从2007年开始实施,以2007年为基准,对政策实施前J年的省份,  $D^{-J} = 1$ ;对政策实施后J年的省份,  $D^{+J} = 1$ ;其余的情况对各省份的D值均取0。同时,对政策实施前7年以上的省份认为  $D_{st}^{-7}$  为1,对政策实施后6年

以上的省份将  $D_{st}^6$  设置为1。这里关心的系数是  $\beta$ , 政策实施以前的系数,即  $\beta_1 - \beta_7$  在0附近,则认为满足平行趋势假定条件。此外,  $income_{st}$  为农民人均纯收入,  $A_s$  为个体固定效应,  $B_t$  为时间固定效应。

图3显示,在政策实施以前,政策试点省份与非政策试点省份的农民人均纯收入不存在明显的趋势差异,但政策实施之后农民人均纯收入开始迅速累积增长,说明农业保险补贴政策对农民人均纯收入具有明显的正向累积作用,且这一效应在随后几年内不断增强。这一结果充分证明,上文模型满足平行趋势假定。同样以农民家庭经营纯收入为被解释变量,进行平行趋势假定检验的结果如图4所示。结果显示,在政策实施以前,政策试点省份与非政策试点省份的农民家庭经营纯收入不存在明显的趋势差异,满足平行趋势假定,但政策实施后这一正向影响不断增强。由此可见,模型(1)满足平行趋势假定,多期DID模型的适用条件成立。

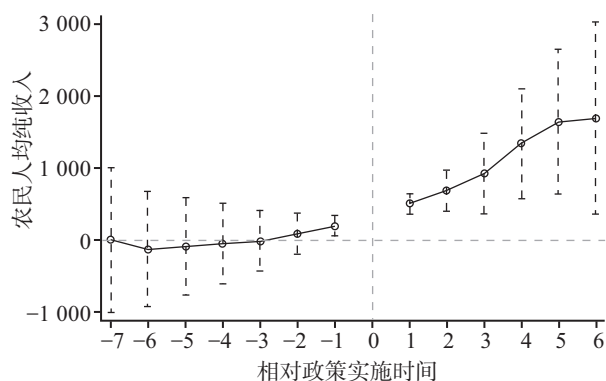


图3 农业保险补贴政策对农民人均纯收入的动态影响

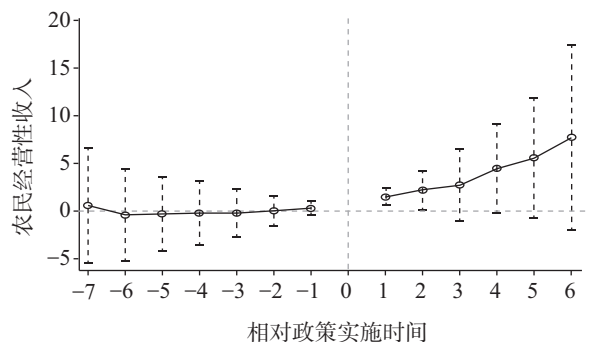


图4 农业保险补贴政策对农民经营性收入的动态影响

四、多期 DID 模型的估计结果

上文检验结果表明,模型(1)满足多期双重差分模型的基本假定。从而,接下来本文对模型(1)进行估计,得到估计结果如表5所示,其中列(1)和列

(2) 为 31 个省份的回归结果, 列(3) 和列(4) 为删除北京、上海、天津后的回归结果。面板 A 未加入任何控制变量, 仅包含个体固定效应和时间固定效应, 面板 B 加入了财政支农水平、产业结构、人力资本、城镇化率、农业现代化、人均播种面积、受灾面积等控制变量。

表 5 多期 DID 模型参数估计结果

变量	农民人均纯收入	农民家庭经营纯收入	农民人均纯收入	农民家庭经营纯收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
A: 不含控制变量				
$D_{st}$	175.30* (92.338)	0.74** (0.297)	170.34** (60.291)	0.67** (0.31)
$R^2$	0.86	0.67	0.91	0.78
样本数	372	372	336	336
B: 加入控制变量				
$D_{st}$	227.30*** (68.55)	0.75** (0.30)	207.15*** (59.90)	0.51** (0.23)
财政支农水平	控制	控制	控制	控制
产业结构	控制	控制	控制	控制
人力资本	控制	控制	控制	控制
城镇化率	控制	控制	控制	控制
农业现代化	控制	控制	控制	控制
人均播种面积	控制	控制	控制	控制
农业受灾	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.92	0.79	0.92	0.83
样本数	372	372	336	336

表 5 结果显示, 对于面板 A 和面板 B, 列(1) 和列(3) 的核心解释变量系数估计结果均为正, 且在 1% 的显著水平上显著, 说明农业保险补贴政策对农民人均纯收入有显著正向影响, 换言之, 农业保险补贴政策有利于促进农民收入的提高。根据列(3) 的估计结果, 政策试点地区的农民收入比非试点地区农民收入多增长 207 元。列(2) 与列(4) 给出了以农民家庭经营纯收入为被解释变量的参数估计结果, 结果显示, 核心解释变量的参数估计结果在 5% 的显著性水平上均显著为正, 说明农业保险补贴政策的确提高了试点区的农民家庭经营纯收入。

## 五、稳健性检验与异质性效应

本部分主要对上文实证结果进行稳健性检验, 以确保研究结论的可信度, 并在此基础上进行异质性效应分析。

### (一) 替换样本的稳健性检验

农业保险补贴政策的作用对象是从事农业生产活动的劳动者, 从而城镇居民并不会受到该政策的影响。本文将模型(1) 的被解释变量替换成城镇居民人均工资收入, 重新进行回归, 如果核心解释变量的参数估计结果显著非零, 即农业保险补贴政策能够显著促进或阻碍城镇居民收入, 则会引起我们对上文研究结论的质疑, 上文估计结果将不具有稳健性。本文采用以 2002 年为基期进行价格调整后的城镇居民人均工资收入作为被解释变量, 重新估计模型(1), 得到的结果如表 6 所示。其中, 列(1) 和列(2) 分别表示 31 个省份的回归结果和删除北京、上海、天津后的回归结果。

表 6 农业保险补贴政策对城镇居民收入影响的估计结果

变量	城镇居民工资收入 (1)	城镇居民工资收入 (2)
A: 不含控制变量		
$D_{st}$	104.96 (253.65)	-345.37 (392.93)
$R^2$	0.91	0.67
样本数	372	336
B: 加入控制变量		
$D_{st}$	114.16 (215.76)	-165.23 (239.11)
$R^2$	0.94	0.79
样本数	372	336

如表 6 所示, 列(1) 和列(2) 的估计结果均不显著, 说明农业保险补贴政策对城镇居民工资收入不存在显著影响, 这从侧面证明了以上研究结论的稳健性。

### (二) 改变政策发生时点的反事实检验

接下来, 借鉴范子英和田彬彬(2013)<sup>[22]</sup>、王立勇和许明(2019)<sup>[23]</sup>、王立勇和高玉胭(2018)<sup>[24]</sup>的做法, 本文将通过改变农业保险补贴政策试点的时间来进行稳健性检验, 具体做法如下: 本文分别假设农业保险补贴政策试点的时间提前 1 年和 2 年, 如果模型核心解释变量的系数仍然显著非零, 则表明平行趋

势假定将不能满足。换言之，农民人均纯收入的提高不是由农业保险补贴政策带来的，而可能是由其他因素所导致。表7汇报了改变农业保险补贴政策试点时间的反事实检验结果。

表7 改变政策发生时点的反事实检验

变量	(1) 提前1年	(2) 提前2年	(3) 提前1年	(4) 提前2年
$D_{st}$	-61.02 (120.43)	-88.76 (81.02)	11.35 (110.09)	-76.254 (51.24)
是否有控制变量	是	是	是	是
样本数	372	372	336	336

在表7中，列(1)和列(2)是利用31个省份进行检验的结果，列(3)和列(4)是利用剔除北京、上海、天津后的数据进行检验的结果。检验结果均表明，假设农业保险补贴政策提前1年和2年实施，核心解释变量的系数估计结果均不显著，说明上文结论是稳健的，即上文估计的农民人均纯收入增长确实是由农业保险补贴政策实施带来的，并不是随机因素产生的。

(三) 安慰剂检验

为了证明试点省份农民收入的变化确实由农业保险补贴政策引起，并非由其他不可观测因素导致，参考Lu等(2017)<sup>[25]</sup>进行安慰剂检验。具体而言，本文从样本所包含的31个省份中随机抽取部分省份作为处理组，重新估计基准模型(1)，得到核心解释变量的参数估计结果。如此反复1000次，从而能够得到1000个系数估计结果，绘制其核密度图，见图5。图中虚线为上文 $D_{st}$ 系数的估计值。图5表明，上文得到的系数估计值明显不同于核密度分布的均值，充分说明了农业保险补贴政策对农民收入变动的因果效应并非源于其他不可观测因素。

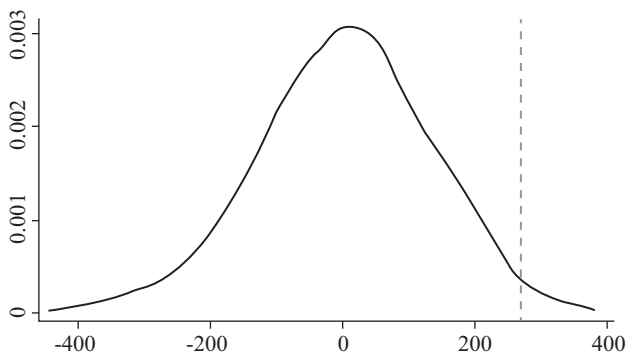


图5 安慰剂检验核密度估计图

(四) 连续型 DID 估计结果

鉴于农业保险补贴政策实施过程中，中央对东中西部地区的保费补贴比例不同且比例逐年扩大，政策实施的强度逐年加强，参考Nunn和Qian(2011)<sup>[26]</sup>的“准倍差法”方法，本文将是否有补贴的二元变量换成中央对地方的具体补贴金额，以衡量补贴政策实施的强度。将模型(1)中的 $D_{st}$ 替换成人均补贴金额与政策实施时点的交互项，对删除北京、上海、天津后的样本进行回归，结果如表8所示。

表8 连续型 DID 的估计结果

	(1)	(2)
人均中央财政补贴	-0.73 (2.90)	
人均补贴金额与政策实施时点的交互项	5.54 *** (2.24)	5.06 *** (1.61)
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
$R^2$	0.92	0.92
样本数	336	336

在表8中，列(1)加入了人均中央财政补贴金额作为解释变量，列(2)未加入人均中央财政补贴金额作为解释变量，两列结果均显示，连续型DID模型的核心解释变量的系数在1%的显著性水平上显著为正，且数值差异不大，这充分表明农业保险补贴政策的实施对农民收入具有显著的提升作用，与模型(1)的估计结果一致。

(五) 异质性效应分析

本文接下来进一步分析农业保险补贴政策的异质性效应，主要包括区域异质性和受灾程度的异质性。

1. 区域异质性影响。

为检验农业保险补贴政策效果是否存在区域异质性，本文参考苑德宇等(2010)<sup>[27]</sup>对我国东、中、西部三大区域的划分，进一步将中西部省份合并，并在东部地区剔除了北京、上海、天津三个直辖市。由于区域之间本身存在系统性差异，引入虚拟变量构造三重差分模型进行检验。具体地，本文引入表征地域差异的虚拟变量，对东部地区省份，虚拟变量取值为1，其他省份取值为0。具体回归结果见表9。

表9 区域异质性估计结果

变量	农民人均纯收入	
	A: 不含控制变量	B: 加入控制变量
三重差分项	-144.56** (71.68)	-132.40** (60.99)
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
区域固定效应	控制	控制
交互固定效应	控制	控制
$R^2$	0.97	0.97
样本数	336	336

表9的估计结果显示,不论加入控制变量与否,三重差分模型的核心解释变量系数均显著为负,表明农业保险补贴政策对农民收入影响效果存在显著的区域异质性特征。相比而言,中、西部地区的农业保险补贴政策效果明显好于东部地区。

## 2. 受灾程度影响。

农业保险补贴政策的核心内容在于保障农民收入稳定,遏制农户灾后返贫、因灾致贫的发生。因此可以推论:如果农业保险补贴政策在一定程度上实现了这一既定目标,则农业灾害严重地区的政策效果会更加明显。为了验证这一点,本部分分别采用三重差分模型和分样本回归方法来分析农业保险补贴政策的这一异质性效果。

首先,借鉴梁来存(2011)<sup>[28]</sup>等对各省份农业受灾风险等级的划分,本部分构造三重差分模型进行分析。具体地,本文引入表征风险差异的虚拟变量,对高风险区域,虚拟变量取值为1,其他省份取值为0。同样,本部分在样本中剔除了北京、上海、天津三个直辖市。具体回归结果见表10。

表10 三重差分模型的回归结果

变量	农民人均纯收入	
	A: 不含控制变量	B: 加入控制变量
三重差分项	1 000.32*** (314.30)	831.61*** (238.73)
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
区域固定效应	控制	控制
交互固定效应	控制	控制
$R^2$	0.97	0.97
样本数	336	336

表10的估计结果显示,不论加入控制变量与否,三重差分项系数均显著为正,表明农业保险补贴政策对农民收入的影响效果存在显著的异质性特征,政策效果在受灾程度高的地区更加明显。

其次,为了进一步验证这一点,本部分采用各省份的农作物种植面积及成灾面积数据计算受灾比例指标,以刻画农业受灾程度,并借助分样本回归方法得到受灾程度对农业保险补贴政策效果的影响,如表11所示。

表11 不同受灾程度下的农业保险补贴政策效果

子样本划分依据变量	划分方式	系数估计值	t统计量
受灾程度	大于中位数	269.12**	2.16
	小于中位数	121.59**	2.45

需要说明的是,在表11中,本文根据受灾程度低于中位数和受灾程度高于中位数将样本分为两组,分别估计模型(1),得到结果见表11的第三列。估计结果显示,对于受灾程度较大的地区,农业保险补贴政策的因果效应更加明显,收入提升效果几乎是受灾程度较小地区的两倍多。这从另一个侧面反映出我国农业保险补贴政策效果显著。

## 六、影响机制分析

上文研究结果充分表明,农业保险补贴政策对农民收入具有正向因果效应。然而,产生这种结果的机理是什么,还需要进一步探究。借鉴已有理论和文献,本文认为保险密度可能是农业保险补贴政策影响农民收入的中介变量或影响渠道。换言之,本文认为农业保险补贴政策能够提高农户的农业保险参与度,增加农业保险需求。同时,由于政府补贴了农业保险经营机构,从而农业保险补贴政策提高了农业保险的供给能力。农业保险需求和供给的增加,提高了均衡状态下农业保险的交易量,提高了农业保险发展程度。农业保险的发展有效分散了农业经营风险,优化了农业的风险配置和资源配置,鼓励农户加大农业投入和农业技术水平改进,从而提高农户收入。简而言之,农业保险补贴政策对农民收入的影响机制为:农业保险补贴政策能够提高农户的农业保险参与度,促进农业保险发展,优化农业风险配置,增加了农业生产投入,从而提高了农民收入。下文将对以上机制进行实证检验。

1. 模型设定。

根据研究需要,本部分借助 Baron 和 Kenny (1986)<sup>[29]</sup>提出的中介效应分析框架进行检验,模型结构如下:

$$\begin{cases} Y_{st} = \alpha_1 + \beta D_{st} + \delta_1 X_{st} + A_{s1} + B_{t1} + \varepsilon_{1st} \\ M_{st} = \alpha_2 + \gamma D_{st} + \delta_2 X_{st} + A_{s2} + B_{t2} + \varepsilon_{2st} \\ Y_{st} = \alpha_3 + \phi D_{st} + \delta_3 X_{st} + \theta M_{st} + A_{s3} + B_{t3} + \varepsilon_{3st} \end{cases} \quad (3)$$

其中:  $M_{st}$  为保险密度,用保险收入除以地区乡村人口数来衡量;  $\beta$  表示农业保险补贴政策对农民收入的总因果效应;  $\gamma$  为农业保险补贴政策对保险密度产生的影响;  $\phi$  为控制农业保险密度后农业保险补贴政策对农民收入的直接效应。接下来,本文通过两种方法验证保险密度是否是农业保险补贴政策对农民收入增长因果效应的中介变量。

2. 实证结果。

对模型(3)进行估计,得到实证结果如表12所示。表12的三列分别表示模型(3)三个方程的估计结果。结果显示,农业保险补贴政策对农民收入的总因果效应为207.15,在1%的显著性水平上显著,说明农业保险补贴政策确实提高了农民收入;农业保险补贴政策对保险密度产生的影响为7.26,在1%的显著性水平上显著,说明农业保险补贴政策确实显著提高了农民购买保险的意愿和程度,促进了农业保险的发展。在模型中控制保险密度后,农业保险补贴政策对农民收入的直接效应降低为149.68,且显著性明显降低。可见,农业保险补贴政策提高了保险密度,从而提高了农民收入。

表 12 中介效应分析结果

变量	农民人均纯收入	保险密度	农民人均纯收入
$D_{st}$	207.15*** (59.90)	7.26*** (1.73)	149.68* (76.80)
保险密度			7.91** (3.75)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
$R^2$	0.92	0.79	0.93
样本数	336	336	336

3. 稳健性检验。

本文借鉴 Wen 等(2010)<sup>[30]</sup>对此中介效应使用 bootstrap 随机抽样 1 000 次的方法进行稳健性检验,并测度农业保险补贴政策——保险密度——农民收入

的间接效应路径系数的 95% 置信区间为 [0.56, 3.29]。根据 Bootstrap 检验原理,该路径系数 95% 的置信区间不包括 0,充分说明这一间接效应具有统计学意义。

七、结论及政策启示

为了科学、全面评估农业保险补贴政策的绩效和效果,弥补已有研究存在的不足,本文立足于我国现实农业保险补贴政策实践,借助我国农业保险补贴政策试点这一准自然实验,利用准自然实验的方法,即多期 DID、连续型 DID 等方法,从农民人均纯收入、农民家庭经营纯收入视角对我国农业保险补贴政策的效果进行评估,且在研究中为了避免内生性问题,进行了大量稳健性检验。在以上分析基础上,为了进一步揭示农业保险补贴政策的异质性效果,本文借助三重差分模型和分样本回归方法分析了区域异质性和受灾程度的异质性。研究结果如下:第一,识别条件检验结果表明,本文所用模型满足假设条件,即试点区的选择不受政策实施前农民收入高低的影响;在政策实施以前,农民收入不存在明显的趋势差异,满足平行趋势假定。第二,我国农业保险补贴政策对农民人均纯收入和农民家庭经营纯收入有显著正向影响,换言之,农业保险补贴政策的确提高了试点区的农民人均纯收入和农民家庭经营纯收入。一系列稳健性检验充分证明了这一结论的稳健性,特别地,连续型 DID 估计结果也证明,农业保险补贴政策的实施对农民收入具有显著的提升作用。第三,农业保险补贴政策存在显著的异质性效应,包括区域异质性和受灾程度异质性。相比而言,中、西部地区的农业保险补贴政策效果明显好于东部。对于受灾程度较大的地区,农业保险补贴政策的因果效应更加明显,收入提升效果几乎是受灾程度较小地区的两倍多。第四,农业保险补贴政策通过提高保险密度而影响农民收入。换言之,农业保险补贴政策显著提升了农业生产者对农业保险的参与度,促进农业保险发展,降低了风险,增加了农业生产投入,从而稳步提升农民收入。

根据以上研究结论,本文认为:第一,政府应进一步明确农业保险补贴政策的重要地位,进一步提高补贴力度,提升政策实施效率和效果,丰富补贴政策工具箱。第二,除了加大补贴政策支持力度外,政府应继续完善农业保险补贴政策体系,不断扩大补贴范围,形成“大宗农产品+地方优势特色品种”补贴品种体系。而且,不仅要加大保费补贴力度,还应积极

推行再保险补贴、经营管理费补贴和税收优惠等。第三, 实施差别化的农业保险补贴政策。政府应根据区域异质性实行差别化的补贴力度, 加大对中西部地区和受灾程度严重地区的政策倾斜力度, 提高政府补贴

水平。第四, 政府需要对农业保险的立法做进一步规范, 从制度上鼓励因地制宜发展多样化农业保险产品, 根据灾情设定可调节的农业保险补贴比例、明确定灾补偿机制、统筹保险税金利用等。

## 参考文献

- [1] Babcock B A. Time to Revisit Crop Insurance Premium Subsidies? [R]. Center for Agricultural and Rural Development Policy Briefs, Iowa State University, 2011.
- [2] Coble K H, Barnett B J. Why Do We Subsidize Crop Insurance? [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2013, 95 (2): 498-504.
- [3] Tronstad R, Bool R. U. S Cotton Acreage Response Due to Subsidized Crop Insurance [C]. Selected Paper Prepared for Presentation at the Agricultural and Applied Economics Association, CAES & WAEA Joint Annual Meeting, Denver, Colorado, 2010.
- [4] Sherrick B J, et al. Factors Influencing Farmers' Crop Insurance Decisions [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004, 86 (1): 103-114.
- [5] O'Donoghue E J, Roberts M J, Key N. Did the Federal Crop Insurance Reform Act Alter Farmer Enterprise Diversification? [J]. Journal of Agricultural Economics, 2009, 60 (1): 80-104.
- [6] Goodwin B K, Smith V H. What Harm Is Done by Subsidizing Crop Insurance? [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2013, 95 (2): 489-497.
- [7] Lusk J L. Distributional Effects of Crop Insurance Subsidies [J]. Applied Economic Perspectives and Policy, 2017, 39 (1): 1-15.
- [8] Glauber J W, Collins K J. Crop Insurance, Disaster Assistance and the Role of the Federal Government in Providing Catastrophic Risk Protection [J]. Agricultural Finance Review, 2002, 62 (2): 82-103.
- [9] Goodwin B K, Vandever M L, Deal J L. An Empirical Analysis of Acreage Effects of Participation in the Federal Crop Insurance Program [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004, 86 (4): 1058-1077.
- [10] 于洋, 王尔大. 政策性补贴对中国农业保险市场影响的协整分析 [J]. 中国农村经济, 2009 (3): 20-27.
- [11] 冯俭, 张立明, 王向楠. 农业保险需求的影响因素及财政补贴调节效应的元分析 [J]. 宏观经济研究, 2012 (1): 60-65.
- [12] 邵全权, 柏龙飞, 张孟娇. 农业保险对农户消费和效用的影响——兼论农业保险对反贫困的意义 [J]. 保险研究, 2017 (10): 65-78.
- [13] 张祖荣. 我国农业保险保费补贴资金使用效果评价: 方法与证据 [J]. 财政研究, 2017 (6): 101-111.
- [14] 张跃华, 施红. 补贴、福利与政策性农业保险——基于福利经济学的一个深入探讨 [J]. 浙江大学学报: 人文社会科学版, 2007 (6): 138-146.
- [15] 赵书新, 王稳. 信息不对称条件下农业保险补贴的效率与策略分析 [J]. 保险研究, 2012 (6): 58-65.
- [16] 江生忠, 贾士彬, 江时鲲. 我国农业保险保费补贴效率及其影响因素分析——基于2010—2013年省际面板数据 [J]. 保险研究, 2015 (12): 67-77.
- [17] 何小伟, 虞国柱, 谢远涛. 农业保险保费补贴的央地责任分担: 基于区域公平的视角 [J]. 保险研究, 2019 (4): 3-14.
- [18] Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [19] Li P, Lu Y, Wang J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18-37.
- [20] Schneider D. Wealth and the Marital Divide [J]. American Journal of Sociology, 2011, 117 (2): 627-667.
- [21] 王立勇, 祝灵秀. 贸易开放与财政支出周期性——来自PSM-DID自然实验的证据 [J]. 经济学动态, 2019 (8): 40-55.
- [22] 范子英, 田彬彬. 税收竞争、税收执法与企业避税 [J]. 经济研究, 2013 (9): 99-111.
- [23] 王立勇, 许明. 中国精准扶贫政策的减贫效应研究: 来自准自然实验的经验证据 [J]. 统计研究, 2019 (12): 16-28.
- [24] 王立勇, 高玉胭. 财政分权与产业结构升级——来自“省直管县”准自然实验的经验证据 [J]. 财贸经济, 2018 (11): 145-159.
- [25] Lu Y, Tao Z, Zhu, L. Identifying FDI Spillovers [J]. Journal of International Economics, 2017, 107: 75-90.
- [26] Nunn N, Qian N. The Impact of Potatoes on Old World Population and Urbanization [J]. Quarterly Journal of Economics, 2011, 126 (2): 593-650.
- [27] 苑德宇, 张静静, 韩俊霞. 居民消费、财政支出与区域效应差异——基于动态面板数据模型的经验分析 [J]. 统计研究, 2010 (2): 44-53.
- [28] 梁来存. 我国粮食保险纯费率厘定方法的比较与选择 [J]. 数量经济技术经济研究, 2011 (2): 124-135.
- [29] Baron R, Kenny D. 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.
- [30] Wen Z, Marsh H W, Hau K-T. Structural Equation Models of Latent Interactions: An Appropriate Standardized Solution and Its Scale-Free Properties [J]. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 2010, 17 (1): 1-22.

(责任编辑: 韩 媛 张安平)



# 金融供给侧结构性改革背景下的金融脱媒效应

——基于利率和资产价格双渠道的分析

Macroeconomic Effects of Financial Disintermediation under the Background of  
Financial Supply-side Structural Reform: Perspective of  
Interest Rate and Asset Price

赵瑞娟 秦建文

ZHAO Rui-juan QIN Jian-wen

**[摘要]** 金融脱媒是金融供给侧结构性改革的必然趋势。在理论机制分析的基础上, 笔者构建了LT-TVP-VAR模型实证研究“金融脱媒—利率—宏观经济”和“金融脱媒—资产价格—宏观经济”双渠道的传导效应, 分析在利率市场化进程中传导效率的变化。结果发现, 金融脱媒导致了短期利率上升, 促进了资产价格上升, 中长期利率效应趋于收敛, 金融脱媒对产出的影响在短期以利率渠道为主抑制产出增长, 长期以资产价格渠道为主促进产出增长, 对价格水平的影响以资产价格传导渠道为主, 资本市场“货币蓄水池”功能抑制了通货膨胀。随着利率市场化水平的提升, 金融脱媒通过双渠道向经济增长和通货膨胀的传导效率均有所提升。本文研究的政策含义是, 为实现“高增长、低通胀”的理想状态, 金融层面应持续推进供给侧结构性改革和利率市场化, 促进多层次资本市场发展。

**[关键词]** 金融供给侧结构性改革 金融脱媒 利率 资产价格 社会融资规模

**[中图分类号]** F822.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0035-09

**Abstract:** Financial disintermediation is an inevitable trend of financial supply-side structural reform. On the basis of theoretical mechanism analysis, this paper employed LT-TVP-VAR model to empirically study the transmission effect of “financial disintermediation-interest rate-macro economy” and “financial disintermediation-asset price-macro economy”, and analyzes the change of transmission efficiency in the process of interest rate liberalization. Results show that the financial disintermediation leads to short-term interest rates rise, promotes the rise in asset prices, interest rates tend to be convergent in medium and long term. Financial disintermediation can restrain output growth in the short term with the interest rate channel, and promote output growth in the long term with asset prices channel. Financial disintermediation's influence on the price level is given priority to asset price transmission channels, the capital market “pool” can restrain the inflation. With the improvement of interest rate liberalization, the transmission efficiency of financial disintermediation to economic growth and inflation through dual channels has been improved. The policy implication of this paper is that in order to achieve the ideal state of “high growth and low inflation”, the financial sector should continue to push forward the supply-side structural reform and interest rate liberalization, and promote the development of multi-layer capital market.

**Key words:** Financial supply-side structural reform Financial disintermediation Interest rate Asset price Social financing scale

**[收稿日期]** 2019-12-31

**[作者简介]** 赵瑞娟, 女, 1980年12月生, 广西大学商学院博士研究生, 广西师范大学经济管理学院副教授, 研究方向为金融学; 秦建文, 男, 1964年6月生, 广西大学商学院教授, 博士生导师, 金融学博士, 研究方向为金融学。

**[基金项目]** 广西哲学社会科学项目“基于价值链视角的互联网金融风险传导机理及监管路径研究”(项目编号: 17BJ002)。

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

2019年伊始,习近平总书记在中央政治局集体学习时首次提出要深化对国际国内金融形势的认识,正确把握金融本质,深化金融供给侧结构性改革。金融供给侧结构性改革是供给侧结构性改革的重要组成部分,其出发点是解决金融供求结构性失衡导致的金融支持实体经济效率低下问题,具体表现为金融杠杆率偏高、金融资源错配、金融机构发展不均衡、货币政策传导机制不畅等,其落脚点是从事供给侧完善金融领域的体制机制,为实体经济发展提供更高质量、更有效率的金融服务(张志明,2018<sup>[1]</sup>;黄国平,2019<sup>[2]</sup>)。在诸多的金融供给侧结构性改革措施中,加大债权和股权等直接融资比重,构建多层次资本市场,适应科技型中小企业快速发展的融资需要,提高金融支持实体经济效率,是更具关键性、长期性、战略性的改革举措(董竹和周悦,2019<sup>[3]</sup>)。

可以洞见的是,发展直接融资这一金融供给侧结构性改革的重要举措与金融脱媒(Financial Disintermediation)的本质内涵高度一致。一般而言,金融脱媒是指资金脱离以商业银行为代表的金融中介,直接在资金盈余者和短缺者之间发生调剂的现象(Hamilton,1986<sup>[4]</sup>;李杨,2007<sup>[5]</sup>),其重点在于去中介化(辛琪,1990<sup>[6]</sup>;Harmes,2001<sup>[7]</sup>)。从我国金融市场发展的实际情况来看,银行占据绝对领先地位,银行信贷在社会融资规模中的占比总体处于高位,债券和股票融资占比相对较小,因此我国的金融脱媒可以理解为降低银行中介业务的比重,提升直接融资占比。但是,在金融供给侧结构性改革深入推进以及促进直接融资发展的背景下,金融脱媒是否可以促进金融服务实体经济效率的提升?金融脱媒将对宏观经济产生何种影响?其主要传导渠道是什么?上述问题不可回避且具有理论重要性,不仅关系到我国金融供给侧结构性改革的理论方向和实践路径,更加关乎金融体系在促进我国经济高质量发展和建立现代化经济体系过程中的定位。鉴于此,本文将金融脱媒对宏观经济的影响分解为利率和资产价格双渠道,构建包含潜在门限的时变参数向量自回归模型(LT-TVP-VAR)实证研究金融脱媒的宏观经济效应,以期为客观认识上述问题以及相关政策的制定提供经验证据。

本文余下的章节安排如下:第二部分对相关文献进行述评并指出本文的贡献;第三部分从利率和资产价格两个渠道理论分析金融脱媒对宏观经济影响的传导机制;第四部分构建我国的金融脱媒指数并建立

LT-TVP-VAR模型进行实证研究;第五部分给出结论和政策建议。

## 二、文献述评

Smith(1971)<sup>[8]</sup>、吴清(2003)<sup>[9]</sup>、Roldos(2006)<sup>[10]</sup>、Tan和Goh(2007)<sup>[11]</sup>等研究指出,金融脱媒具有必然性,政府政策因素、金融交易成本、金融监管变化、金融业务创新等因素均是其推动因素。从我国来看,上述四个因素兼而有之,比如创设科创板和试点注册制等政府对直接融资的大力推动、金融去杠杆政策以及金融科技推动的金融业务创新等等。金融脱媒对宏观经济的影响方面,现有文献已经进行了大量的研究,本文主要从利率和资产价格渠道的影响方面进行述评。

利率渠道方面,金融脱媒会对商业银行业务造成一定的影响,商业银行层面资金供求的变化会影响利率水平,进而影响经济增长和通货膨胀率。大量的国内外研究表明,金融脱媒对利率的影响仅具有短期冲击,在短期导致银行可贷资金减少,推升利率水平,从长期来看,商业银行会对其银行业务架构进行调整(Schmidt等,1999<sup>[12]</sup>;Nissen,2000<sup>[13]</sup>;卢盼盼和张长全,2013<sup>[14]</sup>;任碧云和程茁伦,2015<sup>[15]</sup>),对业务模式、风控模式以及盈利模式进行转型,比如通过加强与非银机构的合作走多元化发展道路(李军,2006<sup>[16]</sup>;胡红业和刘博,2010<sup>[17]</sup>;涂晓兵,2011<sup>[18]</sup>),因此金融脱媒对利率的影响会趋于收敛。在上述影响机制下,金融脱媒具有短期的利率抬升效应,对利率的长期影响会随着商业银行的转型而消退。与之相对应,金融脱媒的利率渠道在短期存在紧缩效应,即抑制经济增长并导致通货膨胀率下降,在长期这一紧缩效应会消失,并且商业银行业务更加多元化、运行更加稳健、服务实体经济的能力更强,因此对经济增长的促进作用更加凸显,对通货膨胀率的影响也趋于收敛(陈德凯,2017<sup>[19]</sup>)。此外,金融脱媒的利率渠道还可以体现在货币政策调控方面,李宏瑾和苏乃芳(2017)<sup>[20]</sup>基于信用货币创造理论实证检验了中国的金融脱媒对货币政策传导的影响,认为金融脱媒使传统的信用创造机制变得更加复杂,数量型货币政策的有效性下降,应当推动货币政策向价格型转变。价格型货币政策的核心是利率水平,金融脱媒对利率的影响将导致实体经济主体对利率的敏感性上升,降低了金融体系运行的外部摩擦和融资溢价,因此提升了货币政策调控的有效性,进而促进了经济增

长和价格水平的同步上升 (Larsen 和 Nikolov 等, 2002<sup>[21]</sup>; 宋旺和钟正生, 2010<sup>[22]</sup>; 朱玲玲和胡卫东, 2014<sup>[23]</sup>)。

资产价格渠道方面, 金融脱媒会导致资金脱离商业银行进入资本市场, 促进直接融资的发展, 总体而言对实体经济发展存在正向的促进作用。Aoki 和 Nikolov (2012)<sup>[24]</sup> 研究指出, 金融脱媒在增加银行脆弱性的同时, 也通过资本市场发展拓宽了企业融资渠道, 降低了实体经济发展对银行信贷的依赖程度, 因此可以通过资产价格渠道促进经济增长, 同时直接融资在一定程度上避免了快速的信用扩张和货币总量增长, 可以降低通货膨胀率, 但是可能导致资产价格大幅上涨甚至出现泡沫。胡君谊 (2013)<sup>[25]</sup> 运用我国数据进行了类似的实证研究, 指出金融脱媒可以促进短期和长期的经济增长, 并提出大力发展资本市场的建议。章洪量和封思贤 (2015)<sup>[26]</sup> 认为, 金融脱媒短期内可以通过资产价格渠道提升资本配置效率, 进而促进实体经济的发展。刘晓星和姚登宝 (2016)<sup>[27]</sup> 构建了 DNK-DSGE 模型进行研究, 指出金融脱媒因素是引致中国经济周期波动的重要因素, 其中金融脱媒的资产价格渠道的冲击对产出、消费、信贷和通货膨胀等变量的影响十分显著, 对产出、消费、信贷等变量具有正向的促进作用, 对通货膨胀率的影响则比较微弱, 即资产价格渠道可以促进经济增长并抑制通货膨胀。

纵观现有文献可以发现, 对金融脱媒影响宏观经济渠道的研究主要可以分为利率渠道和资产价格渠道, 其中对利率渠道的研究较多, 对资产价格渠道的研究相对较少, 而对金融脱媒传导内在机制的深入分析略显不足, 更缺乏将两个渠道纳入统一研究框架的联动分析, 同时也鲜有文献从动态的视角分析其时变影响效应。相对现有研究而言, 本文的贡献主要体现在两个方面: 一是在统一的框架下深入分析金融脱媒对宏观经济影响的内在传导机制, 从“金融脱媒—利率—宏观经济”和“金融脱媒—资产价格—宏观经济”双渠道进行实证检验; 二是在金融供给侧结构性改革的背景下, 构建 LT-TVP-VAR 模型从时变效应角度分析利率市场化对金融脱媒传导效率的影响。

### 三、金融脱媒传导渠道的理论机制分析

现有研究对金融脱媒传导渠道的分析主要集中在利率方面, 对资产价格渠道的分析较少。事实上, 金融脱媒与资本市场高度相关, 脱媒程度加大意味着以资本市场发展为代表的直接融资逐步取代以银行信贷为代表的间接融资, 因此本文首先从利率和资产价格

双渠道理顺金融脱媒传导的理论逻辑, 为实证研究提供必要的理论基础。

#### (一) 利率渠道

金融脱媒对利率的影响主要是通过影响金融体系的资金供求来实现。长期以来, 我国融资以间接融资为主, 金融供给端和需求端均主要依赖银行信贷。短期内, 金融脱媒程度的加大减少了银行可贷资金, 导致资金供给收缩, 在资金需求稳定或者上升的情况下必然导致利率的上升。从长期来看, 金融脱媒将导致我国融资结构发生显著变化, 资本市场将日益发展壮大, 体制机制也将不断完善, 股票和债券规模不断扩大, 社会资金需求会逐步转向资本市场, 对银行体系的依赖程度下降, 利率上升压力也将减小, 利率水平会在新的融资结构和资金供求格局下实现再平衡。这一过程的传导效率依赖于利率市场化水平, 即利率的市场化形成机制以及市场主体对利率变动的敏感程度。

利率渠道向宏观经济的传导也应当从短期和长期区分来看。短期内, 利率上升将造成货币紧缩和流动性紧张, 企业融资需求无法完全满足, 资金成本上升, 导致生产和总需求下降, 造成产出和价格水平下降。从长期来看, 股票和债券等直接融资的发展为企业融资开辟了新的途径, 多层次资本市场的建设也将满足不同类型企业的融资需求, 银行体系流动性紧张得到缓解, 利率上升的冲击逐步消退, 融资成本回归正常水平, 这一过程有助于扩大生产和总需求, 进而促进产出和价格上升。

#### (二) 资产价格渠道

金融脱媒的直接影响便是资本市场的发展和直接融资的上升, 这一过程将导致资产价格的变动进而影响宏观经济运行。一般而言, 资本市场的发展可以促进资产价格的上升。资产价格上升对经济增长的影响主要表现在两个方面: 一方面, 资产价格上升提升了资本市场的吸引力, 引致更多的投资者和机构参与, 进一步拓宽了企业的融资渠道, 缓解了企业融资压力, 降低了企业融资成本, 从而促进经济良性健康发展; 另一方面, 资产价格上升存在“财富效应”, 即促进居民财富水平的上升, 进而促进消费投资增长。资产价格上升对价格总水平的影响则与经济增长效应相反, 价格总水平主要是反映生产资料和生活资料价格, 并不反映资产价格, 资产价格上升一定程度承担了“货币蓄水池”功能, 将导致价格总水平低位运行。总体而言, 金融脱媒的资产价格渠道可以促进经济增长, 对价格水平存在反向影响。由于利率变动对资产定价和资本市场流动性存在显著影响, 资本市场

对利率变动更加敏感,上述过程的传导效率同样取决于利率市场化程度。

综上所述,金融脱媒对经济增长的影响存在不确定性,短期内利率渠道导致产出下降,但资产价格渠道和长期的利率渠道将导致产出上升。金融脱媒对价格总水平的影响同样存在不确定性,短期的利率渠道和资产价格渠道将导致价格下降,长期利率渠道会导致价格上升。与此同时,无论利率渠道还是资产价格渠道的传导效率均取决于利率市场化水平。因此,金融脱媒的宏观经济效应取决于利率和资产价格渠道的共同作用结果,需要进一步的实证研究,并且需要在利率市场化进程中考察其传导效率的变化。

#### 四、金融脱媒宏观经济效应的实证研究

本节首先运用社会融资规模指标构建金融脱媒指数,然后构建 LT-TVP-VAR 模型实证分析利率和资产价格渠道下金融脱媒对宏观经济的时变影响效应。

##### (一) 金融脱媒指数构建

金融脱媒指数构建需要同时运用统一口径的直接融资和间接融资数据,中国人民银行公布的社会融资规模指标是较为理想的选择。社会融资规模从银行机构的资产端和金融市场角度统计了全社会融资的总规模及其构成,其中涵盖了人民币贷款、外币贷款、委托贷款、信托贷款、未贴现银行承兑汇票等间接融资方式,以及企业债券净融资、政府债券融资、非金融企业境内股票融资等直接融资方式。参照伍戈和刘琨(2013)<sup>[28]</sup>的处理思路,本文使用直接融资占间接融资的比重测算金融脱媒指数。其中,地方政府专项债券于2018年9月纳入社会融资规模统计,2019年12月进一步加入“国债”和“地方政府一般债券”,为确保可比口径,本文将三者排除,同时“其他”项的占比相对较小,本文也将其排除。因此,本文金融脱媒指数的计算公式如下:

$$\text{金融脱媒指数} = (\text{企业债券净融资} + \text{非金融企业境内股票融资}) / (\text{人民币贷款} + \text{外币贷款} + \text{委托贷款} + \text{信托贷款} + \text{未贴现银行承兑汇票})$$

其中,直接融资主要来自股票市场和债券市场,间接融资主要来自银行系统发生的融资,包括传统信贷业务和新型的影子银行业务。社会融资规模同时公布增量数据和存量数据,由于存量数据的统计时间相对较短并且存在一定缺失,无法满足建模要求,因此本文使用增量数据进行计算。社会融资规模数据

的公布频率为月度,本文在建模中使用月度的社会融资规模数据合成月度金融脱媒指数。同时,为便于分析金融脱媒指数的历史趋势,本文同样使用年度社会融资规模数据计算了年度指数(见图1),原始数据均来源于中国人民银行网站。可以看出,2002年以来我国金融脱媒指数总体保持了上升趋势,2002年仅为5%,2015年的最高点达到了33%。近两年金融脱媒指数的波动明显加大,2017年快速下降至7.5%,主要原因是债券融资的大幅下降;2017年债券融资占社会融资规模的比例仅为2.3%,比2016年大幅下降14.5%。其背后深层次的原因是金融监管以及其他政策的变化,2017年金融结构性去杠杆、治乱象、控风险的力度加大,严监管导致银行体系流动性紧张,银行对债券投资趋于谨慎,债券发行难度加大,企业信用债发行利率甚至和贷款利率出现了“倒挂”,导致信贷需求大幅上升。随着结构性去杠杆边际效应的减弱以及债券融资需求的客观存在,债券融资明显回升,金融脱媒指数也于2018年反弹至23%的较高水平。此后,去杠杆政策出现转向,中央经济工作会议提出稳杠杆,银行风险偏好上升,债券投资继续增长,2019年金融脱媒指数上升至24%。

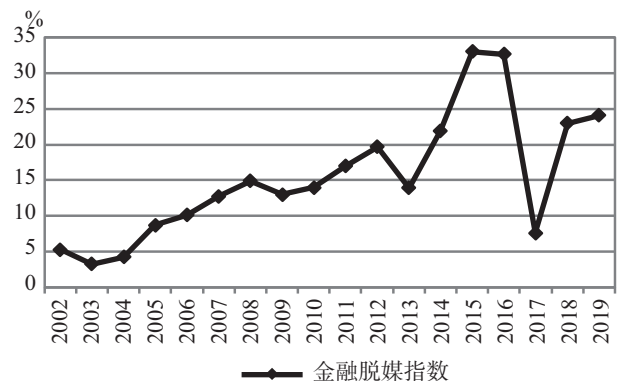


图1 我国金融脱媒指数的历史趋势

##### (二) LT-TVP-VAR 模型

近年来,时变参数在经典 VAR 模型的应用拓展成为宏观经济计量领域使用的主流方法,即 TVP-VAR 模型。Nakajima 和 West (2013)<sup>[29]</sup>在 TVP-VAR 模型的基础上将参数的潜在门限设定引入,提出了 LT-TVP-VAR 模型。本文首先从典型的 SVAR 模型开始介绍:

$$A y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_s y_{t-s} + \mu_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (1)$$

式中:  $A$  代表  $(k \times k)$  维度的联立参数矩阵;  $B_1, \dots, B_s$  表示  $(k \times k)$  维度的待估系数矩阵;  $y_t$  表示  $(k \times$

1) 维度的观察向量;  $\mu_t$  表示为  $(k \times 1)$  维度的结构性冲击向量, 并且  $\mu_t \sim N(0, \Sigma \Sigma')$ 。其中:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{k1} & \cdots & \alpha_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix}$$

假设  $\beta_t = A^{-1}B_t$ , ( $\otimes$ 表示克罗内克乘积)。引入时变参数后, 将式 (1) 简写为:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t \quad t = s+1, \dots, n \quad (2)$$

根据 Nakajima 等 (2011)<sup>[30]</sup> 的研究思路, 本文假定模型参数遵循如下的随机过程:

$$\begin{aligned} \beta_t &= \mu_\beta + \Phi_\beta(\beta_{t-1} - \mu_\beta) + v_t \quad t = s+1, \dots, n \\ \alpha_t &= \mu_\alpha + \Phi_\alpha(\alpha_{t-1} - \mu_\alpha) + \zeta_t \quad t = s+1, \dots, n \\ h_t &= \mu_h + \Phi_h(h_{t-1} - \mu_h) + \xi_t \quad t = s+1, \dots, n \end{aligned}$$

$$V = \text{Var} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \xi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Omega_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Omega_\alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Omega_h \end{pmatrix} \quad (3)$$

其中,  $\beta_t$  和  $\alpha_t$  分别表示由模型待估系数和联立参数构成的向量,  $h_t = \log(\sigma_t^2)$ ,  $v_t$ 、 $\zeta_t$  和  $\xi_t$  分别表示相应的随机波动。TVP-VAR 模型设定完毕, 进一步对待估参数设定潜在门限:

$$b_t = \beta_t s_{bt} \quad (4)$$

$$s_{bt} = I(|\beta_t| \geq d_b)$$

$$a_t = \alpha_t s_{at} \quad (5)$$

$$s_{at} = I(|\alpha_t| \geq d_a)$$

其中,  $I(\cdot)$  代表指示变量 (取值为 0 和 1),  $d_b$  和  $d_a$  分别表示待估系数和联立参数的潜在门限值。本文将在贝叶斯框架下运用马尔科夫蒙特卡洛模拟方法 (MCMC) 对模型参数进行估计。

### (三) 数据处理和参数估计结果

根据研究目标, 本文将金融脱媒指数、利率、资产价格、经济增长、通货膨胀率五个变量纳入统一的 LT-TVP-VAR 分析框架, 金融脱媒指数是主要的冲击变量, 利率和资产价格代表两个传导渠道, 经济增长

和通货膨胀率代表宏观经济指标。金融脱媒指数使用上文的公式计算可得, 利率选择市场化水平较高的银行间同业拆借加权平均利率, 资产价格使用沪深 300 指数收盘价同比增长率衡量, 经济增长使用工业增加值同比增长率衡量, 通货膨胀率使用 CPI 同比增长率衡量。数据频率为月度, 样本区间设定为 2002 年 1 月至 2019 年 9 月。除金融脱媒指数外, 其他数据均来自国家统计局网站和 WIND 数据库。在计算之前, 对所有变量的原始序列进行了季节调整并检验了平稳性, 结果显示季节调整后的变量均是平稳序列。在 1 000 次的灼烧退火模拟之后, 本文进行了 10 000 次的 MCMC 正式模拟, 参数估计结果列于表 1。其中, CD 统计量和无效因素是判断模型估计效果的统计量 (Geweke, 1991<sup>[31]</sup>)。

结果显示, 所有参数的 CD 统计量均较小, 远低于 5% 显著性水平的临界值, 表明马尔科夫链收敛效果良好, 无效因素也均小于 100, 表明 MCMC 模拟产生的不相关样本较多, 总体而言模型估计效果较好。特别地, 本文选择 LT-TVP-VAR 模型进行实证研究主要有如下几点考虑:

第一, 在大类模型选择方面, 本文的研究突出了金融脱媒对利率、资产价格、经济增长以及通货膨胀率影响的时变特征, 在时间序列模型中, 可用于设定时变参数的常用模型有状态空间模型和时变参数向量自回归模型 (TVP-VAR) 及其拓展模型。但是, 状态空间模型难以在统一的框架下分析多变量之间的联动关系, TVP-VAR 及其拓展模型更加适合本文的研究。

第二, 在 TVP-VAR 和 LT-TVP-VAR 模型的选择方面, TVP-VAR 模型适用于变动较为平缓、序列较为平滑的时间序列数据, 如产出、通货膨胀、利率等, 但是对于波动较为剧烈、平滑性较差的时间序列数据, 在使用 TVP-VAR 模型时其协方差矩阵容易出现无限放大的问题, 进而导致估计结果失效, 而 LT-TVP-VAR 模型中潜在门限的设定可以平滑掉剧烈波动的部分数据, 使得协方差矩阵趋于收敛, 在有效避免这一问题的同时, 还能分析参数的时变特性。从本文选取的数据来看, 金融脱媒指数波动性较大, 比如 2014—2015 年的持续快速上升, 2017 年的迅速下降以及 2018 年的大幅反弹, 因此适合构建 LT-TVP-VAR 模型进行研究。从潜在门限的可接受率来看 (见表 2), 四个参数的接受率均较高, 最高可达 98.1%, 表明本文的潜在门限设定平滑掉了大量的巨幅波动, 优化了模型拟合效果。

第三, 本文进一步在统计意义上比较分析了

TVP-VAR 模型和 LT-TVP-VAR 模型的相对适用性。我们同样估计了结构一致的 TVP-VAR 模型，对部分参数的统计结果进行了对比。表 3 的结果显示，对于

同一个参数，LT-TVP-VAR 模型的 CD 统计量和无效因素值均小于 TVP-VAR，说明在本文的数据结构下选择 LT-TVP-VAR 模型更优。

表 1 LT-TVP-VAR 模型的参数估计结果

参数	均值	标准差	95%置信区间下限	95%置信区间上限	CD 统计量	无效因素
$\mu_\beta$	0.055 3	0.009 5	0.039 6	0.076 7	0.077	26.09
$\Phi_\beta$	0.043 5	0.006 2	0.033 0	0.056 8	0.372	17.91
$(\Omega_\beta)_1$	0.040 1	0.006 1	0.029 8	0.053 3	0.087	13.30
$\mu_\alpha$	0.035 2	0.004 8	0.026 7	0.045 6	0.275	12.07
$\Phi_\alpha$	0.028 5	0.003 6	0.022 3	0.036 4	0.148	9.16
$(\Omega_\alpha)_1$	0.028 9	0.003 8	0.022 3	0.036 8	0.010	9.84
$\mu_h$	0.026 5	0.003 3	0.020 7	0.033 6	0.803	8.46
$\Phi_h$	0.024 3	0.002 9	0.019 2	0.030 6	0.055	7.59
$(\Omega_h)_1$	0.022 5	0.002 6	0.017 9	0.028 2	0.144	6.86
$(d_b)_1$	0.021 1	0.002 4	0.016 9	0.026 5	0.420	9.43
$(d_b)_2$	0.019 7	0.002 2	0.015 9	0.024 3	0.292	8.91
$(d_a)_1$	0.018 4	0.001 9	0.015 0	0.022 7	0.770	8.34
$(d_a)_2$	0.017 6	0.001 8	0.014 3	0.021 5	0.528	7.14

表 2 LT-TVP-VAR 模型的潜在门限值可接受率 (%)

参数	$(d_b)_1$	$(d_b)_2$	$(d_a)_1$	$(d_a)_2$
潜在门限可接受率	31.9	20.5	98.1	52.8

表 3 LT-TVP-VAR 模型和 TVP-VAR 模型中部分参数的统计检验结果对比

模型	统计量	$(\Omega_\beta)_1$	$(\Omega_\alpha)_1$	$(\Omega_h)_1$
LT-TVP-VAR	CD 统计量	0.087	0.010	0.144
	无效因素	13.30	9.84	6.86
TVP-VAR	CD 统计量	0.113	0.093	0.340
	无效因素	17.46	11.38	8.34

(四) 利率和资产价格渠道下金融脱媒对宏观经济的时变影响

本文主要关注金融脱媒冲击对宏观经济变量及其传导渠道的影响，同时关注随着利率市场化水平的提升，其传导效率呈现出何种变化规律，因此分别计算了金融脱媒冲击对利率、资产价格、经济增长、通货膨胀率影响的时变脉冲响应函数。特别地，我们选择了三个代表性时点（分别是 2003 年、2015 年和 2019 年）刻画利率市场化程度的变迁，进而分析时变效应。从我国利率市场化进程来看，自 1996 年中国人民银行开放同业拆借利率以来，利率市场化一直处于推进过程中。2003 年之前利率市场化主要围绕货

币市场、外币市场、无风险政策利率推进，存贷款利率上下限的浮动相当有限，利率市场化水平总体偏低。2003 年之后利率市场化改革的重点转向存贷款利率，2015 年存贷款利率的浮动上下限完全放开，名义上完成了利率市场化，事实上信贷市场利率仍然受到管制，贷款报价利率体系以及银行间自律机制仍然具有较强的行政色彩，尤其是存贷款利率方面长期存在隐形的贷款利率下限和存款利率上限，基准利率难以有效反映市场利率变化和资金供求状况，利率形成机制仍然不是完全的市场化。此后的利率市场化改革主要是疏通货币政策传导渠道，2019 年中国人民银行改革了贷款市场报价利率

的形成机制（LPR），这一阶段的改革是脱离基准利率的改革，贷款市场利率的形成锚定中国人民银行货币政策工具中更加市场化的MLF利率，可以更好地反映市场利率变动，改革后初步确定了从MLF政策利率到LPR报价利率再到贷款利率的形成机制，这一机制下信贷市场利率更加市场化，标志着我国利率市场化又向前迈进一步。

从图2的脉冲响应函数可以看出，金融脱媒导致

了短期的利率上升，中长期利率效应趋于收敛。这一结果与上文理论机制部分的分析一致，即金融脱媒短期导致资金脱离银行主导的间接融资体系，进入股票和债券等直接融资市场，银行资金供给减少，供求失衡导致了利率上升；长期来看商业银行会进行业务转型，会在新的融资结构下实现再平衡，导致金融脱媒的利率上升效应收敛。陈德凯（2017）<sup>[19]</sup>的研究得出了同样的结论。

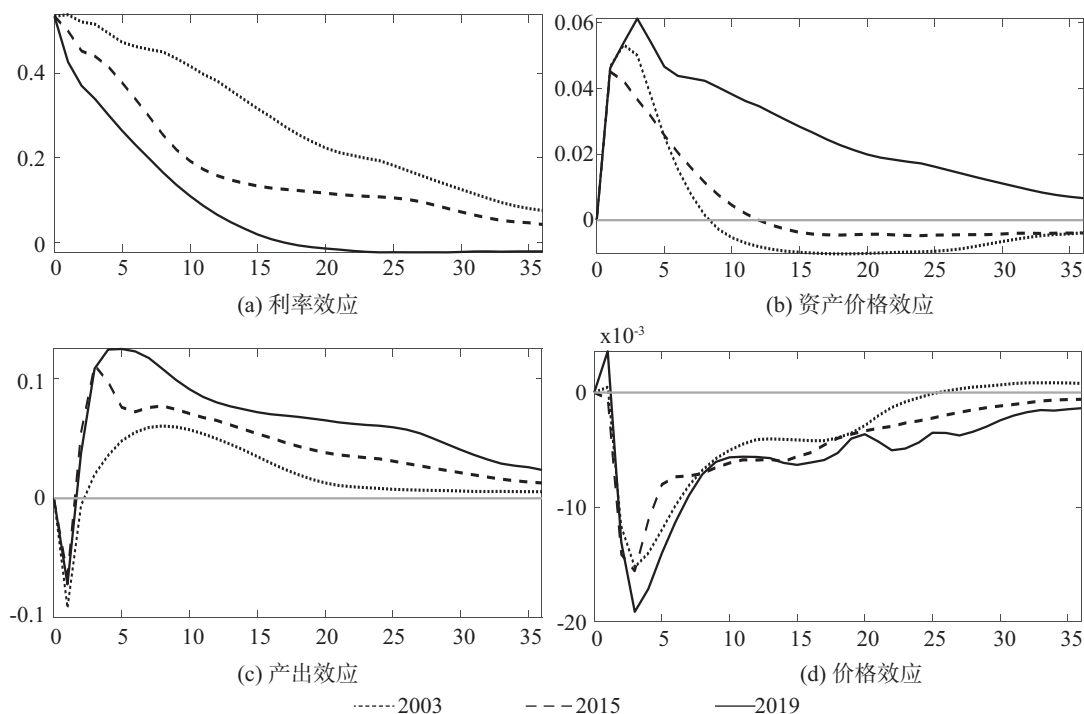


图2 金融脱媒宏观经济效应的时变脉冲响应函数

金融脱媒导致了资产价格上升，这一结果相对直观，金融脱媒意味着直接融资对间接融资的替代，资本市场发展速度快于商业银行，资本市场发展壮大往往推升了资产价格。这一过程在美国体现得尤为明显，美国的融资结构以直接融资为主，银行信贷派生的广义货币相对较少，M2/GDP 远低于中国，金融脱媒过程中股票价格指数出现了持续的上升（不考虑金融危机因素）。2008年国际金融危机后，美国股票市场出现了长达10年以上的“牛市”，道琼斯指数从金融危机后6440的最低点（2009年3月）一路上升至29568的历史高点（2020年年初）。目前中国资本市场尚处于发展完善过程中，由于基础性制度的不完善以及市场参与度较低等因素的影响，金融脱媒并未造成资产价格的持续上涨，而是呈现出阶段性上涨和下降的周期性波动特征，其中在2015年，伴随着金融脱媒指数的大幅上升资产价格出现了大幅上升，上证指数上涨至5000点以上的历史次高点。现阶段

我国资本市场的基础性制度不断完善，2019年年底重新修订了《证券法》，并于2020年3月正式实施，在全面推行以信息披露为核心的注册制、提高违法违规成本、完善投资者保护制度、强化信息披露要求、完善证券交易制度、简政放权、厘清法律权责、多层次资本市场构建、强化风险防控等方面取得了突破，同时设立了科创板并稳步试点注册制，参与资本市场的投资者数量也稳步提升。因此，未来我国金融脱媒程度的上升必将推动资产价格上升。

图2的结果同样显示，金融脱媒造成了产出的短期下降，长期则可以促进经济增长，表明短期内金融脱媒对产出的影响以利率渠道为主，利率上升抬升了实体经济融资成本，同时加大了银行体系运行的脆弱性（刘晓星和姚登宝，2016<sup>[27]</sup>），抑制了产出增长。长期来看，利率上升效应消失，资产价格效应更加凸显，资本市场繁荣促进实体经济的高效率、多层次融资体系形成，进而促进了经济增长，同时银行体系在

新的融资结构下也实现了转型发展。可见,如果仅关注金融脱媒的利率传导渠道,很可能得出金融脱媒抑制经济增长的错误结论,或者得出金融脱媒在短期抑制经济增长、长期抑制效应收敛,忽略了资产价格渠道就难以得出金融脱媒促进经济增长的结论。从现实情况来看,同样以美国为例,在金融危机之前美国的金融脱媒便促进了经济持续增长,出现了“高增长、低通胀”的理想状态,金融危机后金融脱媒促进了美国资产价格的上涨,也在一定程度上促进了经济复苏。

金融脱媒对价格水平存在明显的负向影响,在短期利率渠道和资产价格渠道共同导致价格下降,在长期资产价格传导渠道占据主导地位,利率传导渠道相对弱化,即金融脱媒导致资产价格上涨,发挥了“货币蓄水池”功能,抑制了价格上涨。可以看出,如果仅关注金融脱媒的利率传导渠道,对上述结果的解释能力会下降。从资本主义国家经历的“大缓和”阶段来看,在经济平稳较快增长的同时通货膨胀率被控制在较低水平,同时伴随着资产价格的上升,可以认为是由于金融脱媒导致的资产价格上升发挥了“货币蓄水池”功能,缓解了通货膨胀压力。

进一步来看,金融脱媒对宏观经济以及两大传导渠道的影响存在明显的时变特征,随着利率市场化水平的提升,金融脱媒对利率渠道影响的收敛速度加快,在资产价格渠道的传导效率提升,对经济增长和通货膨胀率的影响强度也有所提升。利率本质上是资金的价格,是现代金融体系运转的核心,也是现阶段我国货币政策调控的主要中介目标,因此利率市场化可以影响金融脱媒传导效率及影响强度。利率渠道方面,利率市场化程度越高,面对金融脱媒冲击,新的均衡利率形成速度更快,内在的再平衡能力更强,因此收敛速度更快,即利率市场化弱化了金融脱媒的短期利率传导效应。资产价格渠道方面,由于资本市场在资产定价以及融资成本方面对利率变动也较为敏感,利率市场化程度越高,金融脱媒的资产价格渠道传导效率更高。产出和价格效应方面,由于利率市场化提升了短期利率传导渠道的收敛速度以及资产价格传导渠道的传导效率,在二者的共同作用下,利率市场化程度越高,长期利率渠道和资产价格渠道对产出的正向促进作用更强,资产价格渠道的“货币蓄水池”功能更强,金融脱媒对产出和价格的传导效率更高。展望未来,党的十九大报告指出“深化利率和汇率市场化改革”,十九届四中全会进一步强调“健全基准利率和市场化利率体系”,因此我国利率市场化将持续推进,未来的贷款利率形成机制将更加市场化,

存款利率形成机制改革也可能“破冰”,最终有望形成“政策利率—货币市场基准利率—货币市场、债券市场利率—存款利率—贷款利率”的市场化传导路径,金融脱媒通过利率渠道和资产价格渠道对经济增长和通货膨胀率的影响强度也将进一步提升。

## 五、结论和政策建议

本文将金融脱媒对宏观经济的影响分解为利率和资产价格双渠道,在理论机制分析的基础上,构建包含潜在门限的时变参数向量自回归模型实证研究了金融脱媒的宏观经济效应,并分析了在利率市场化进程中其传导效率变化,主要研究结论和相关的政策建议如下:

第一,金融脱媒通过减少银行体系资金供给导致了短期利率上升,中长期利率效应趋于收敛,同时金融脱媒促进了资产价格上升。上述结论证明了我国金融脱媒的利率和资产价格传导渠道通畅,这对于金融供给侧结构性改革的推进以及货币政策制定具有重要参考价值。一方面,利率和资本市场均是金融供给侧结构性改革的重要方面,应持续跟踪科学评估金融脱媒的传导效应,在评估相关改革政策的同时需要将金融脱媒因素纳入评估范围,以便于更加系统性地推进改革政策。另一方面,货币政策依赖利率中介目标的传导,同时资本市场也是货币政策应当关注的调控目标,因此中央银行在制定货币政策的过程中也应将金融脱媒对利率和资产价格的影响纳入分析框架,以更加准确地完成逆周期调控进而更好地服务实体经济。

第二,金融脱媒对产出的影响在短期以利率渠道为主,利率上升抬升了实体经济融资成本,加大了银行体系运行的脆弱性,抑制了产出增长,在长期以资产价格渠道为主,资本市场繁荣促进了经济增长。金融脱媒对价格水平存在明显的负向影响,短期利率渠道和资产价格渠道共同导致价格下降,长期资产价格传导渠道占据主导地位,资本市场“货币蓄水池”功能抑制了价格上涨。对此,应坚定不移地推进金融供给侧结构性改革,通过市场化、法制化手段做大做强资本市场,持续推动构建高质量、多层次的直接融资市场,充分发挥其促进经济增长、抑制通货膨胀的作用。同时,应弱化对金融脱媒短期影响的关注,其对于产出的负向影响会随着利率效应的减弱而消失,不应从短期的视角否定金融脱媒在长期促进经济增长的作用。

第三,随着利率市场化水平的提升,金融脱媒对利率渠道影响的收敛速度加快,对资产价格渠道的传



导效率提升,对经济增长和通货膨胀率的影响强度有所提升。因此,应持续推动利率市场化改革,构建适应经济高质量发展和现代化经济体系的市场化利率形成机制。现阶段我国利率市场化改革进入深水区,名义上已经完成了利率市场化,并且初步形成了从MLF利率到LPR利率再到贷款利率的市场化传导路径。但是,存款利率仍然锚定基准利率,市场化程度较低,银行体系内部资金定价机制依然缺乏科学性,

货币、债券市场利率与信贷市场利率割裂的“利率双轨制”仍然存在,预算软约束问题也未得到解决,进一步的改革任重道远。利率市场化应立足长远,推动银行体系内部治理和资金定价科学化水平的提升,渐进实现存款和贷款利率的完全市场化,择机推动利率并轨,并且金融改革需要与国有企业改革等协同配合,打破预算软约束,形成真正对利率敏感的市场参与主体。

## 参考文献

- [1] 张志明. 金融化视角下金融促进实体经济发展研究 [J]. 经济问题探索, 2018 (1): 30-37.
- [2] 黄国平. 推动经济高质量转型的必然要求 [N]. 经济日报, 2019-10-30.
- [3] 董竹, 周悦. 金融体系, 供给侧结构性改革与实体经济发展 [J]. 经济学家, 2019 (6): 80-89.
- [4] Hamilton A. The Financial Revolution [M]. Harmonds Worth: Penguin, 1986.
- [5] 李扬. 脱媒: 中国金融改革发展面临的新挑战 [J]. 新金融, 2007 (11): 15-16.
- [6] 辛琪. 意大利金融脱媒与我国金融改革 [J]. 外国经济与管理, 1990 (12): 39-41.
- [7] Harmes A. Mass Investment Culture [J]. New Left Review, 2001 (9): 103-124.
- [8] Smith P F. Economics of Financial Institution and Markets [J]. Journal of Finance, 1971.
- [9] 吴清. 20世纪90年代以来的金融创新及金融脱媒 [J]. 财贸经济, 2003 (1): 39-42.
- [10] Roldos J E. Disintermediation and Monetary Transmission in Canada [R]. IMF Working Paper, 2006.
- [11] Tan A C, Goh K. Financial Disintermediation in the 1990s; Implications on Monetary Policy in Malaysia [C]. 15th Annual Conference on Pacific Basin Finance, Economics, Accounting and Management, 2007.
- [12] Schmidt R H, Hackethal A, Tyrell M. Disintermediation and the Role of Banks in Europe: An International Comparison [J]. Journal of Financial Intermediation, 1999, 8 (1): 36-67.
- [13] Nissen M. Agent-based Supply Chain Disintermediation Versus Re-intermediation; Economic and Technological Perspectives [J]. Intelligent Systems in Accounting, Finance & Management, 2000, 9 (4): 237-256.
- [14] 卢盼盼, 张长全. 金融脱媒对商业银行稳健性影响的实证研究 [J]. 上海金融, 2013 (1): 29-33.
- [15] 任碧云, 程茁伦. 金融脱媒对中国商业银行资产负债业务冲击的动态影响——基于VAR模型的实证研究 [J]. 中央财经大学学报, 2015 (3): 26-33.
- [16] 李军. 金融脱媒趋势下商业银行面临的机遇与挑战 [J]. 中国金融, 2006 (14): 12-14.
- [17] 胡红业, 刘博. 金融脱媒背景下商业银行资产配置多样化研究 [J]. 南方金融, 2010 (6): 78-80.
- [18] 涂晓兵. 金融脱媒下我国商业银行的路径选择 [J]. 经济管理, 2011 (6): 140-146.
- [19] 陈德凯. 理解金融脱媒的实际经济效应——基于利率渠道的实证分析 [J]. 财经科学, 2017 (12): 14-26.
- [20] 李宏瑾, 苏乃芳. 金融创新, 金融脱媒与信用货币创造 [J]. 财经问题研究, 2017 (10): 40-50.
- [21] Larsen B C, Nikolov K. Financial and the Monetary Transmission Mechanism: Theory, Evidence and Policy Implication [R]. European Central Bank Working Paper Series, 2002, No. 113.
- [22] 宋旺, 钟正生. 我国金融脱媒对货币政策传导机制的影响: 1978—2007 [J]. 经济学家, 2010 (2): 80-89.
- [23] 朱玲玲, 胡日东. 金融脱媒对我国货币政策传导机制的影响分析 [J]. 宏观经济研究, 2014 (12): 86-93.
- [24] Aoki K, Nikolov K. Financial Disintermediation and Financial Fragility [R]. Mimeo, European Central Bank, Frankfurt am Main, 2012.
- [25] 胡君谊. 浅析金融脱媒及其对我国经济增长的影响——基于直接融资角度的实证分析 [J]. 金融经济, 2013 (7): 78-81.
- [26] 章洪量, 封思贤. 金融脱媒对我国资本配置效率的影响分析 [J]. 当代经济科学, 2015 (1): 78-86.
- [27] 刘晓星, 姚登宝. 金融脱媒, 资产价格与经济波动: 基于DNK-DSGE模型分析 [J]. 世界经济, 2016 (6): 29-53.
- [28] 伍戈, 刘琨. 金融脱媒与货币政策传导: 基于中国的实证分析 [J]. 金融监管研究, 2013 (12): 1-15.
- [29] Nakajima J, West M. Bayesian Analysis of Latent Threshold Dynamic Models [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2013, 31 (2): 151-164.
- [30] Nakajima J, Kasuya M, Watanabe T. Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2011, 25 (3): 225-245.
- [31] Geweke J. Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to the Calculation of Posterior Moments [M]. Minneapolis, MN: Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department, 1991.

(责任编辑: 韩 媛 张安平)

# 媒体失实报道的溢出效应：传染还是竞争？

## The Spillover Effect of False Reports: Contagion or Competition?

李玲 郑登津 孙鹏宇

LI Ling ZHENG Deng-jin SUN Peng-yu

**[摘要]** 本文以2011—2015年手工收集的媒体失实报道为研究对象，考察媒体失实报道的溢出效应，研究发现：总体来看，媒体失实报道会对事件企业所在行业的其他企业产生竞争性的溢出效应，且这一结果在利好失实报道和利空失实报道中均成立。此外，当失实报道的事件企业属于非食品饮料行业、事件企业为非国有企业时，失实报道的竞争效应更加显著。进一步分析发现机构投资者和分析师等市场中介并未能有效地缓解失实报道的竞争效应。本文的发现不仅肯定了媒体失实报道的竞争性溢出效应的普遍存在性，检验了在不同行业特征和产权性质等情况下媒体失实报道溢出效应的不同波及程度和溢出方向，丰富了现有的研究，而且对于进一步规范和监管中国媒体报道，消除或降低媒体失实报道对中国资本市场的不良影响具有重要的实践意义。

**[关键词]** 失实报道 溢出效应 竞争效应

**[中图分类号]** F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0044-11

**Abstract:** Using hand-collected samples from 2011 to 2015, this paper examines the spillover effect of false reports. The study finds that false reports will lead to a competitive spillover effect on other companies in the industry in overall. This result is established whether the false report is positive or negative. What's more, when the event company belongs to the non-food and beverage industry and the event company is non-state-owned, the competitive effect is more significant. Further research shows that market intermediaries such as institutional investors and analysts have not been able to alleviate the competitive effects of false reports. The findings of this paper not only affirm the ubiquity of the competitive spillover effects of false reports but also examine the different extents and directions of false reports spillover effects under different industry characteristics and shareholder characteristics. The above findings enrich existing researches and have important reference value for further standardizing and supervising China's media reports, thereby eliminating or reducing the adverse effects of false reports on China's capital market.

**Key words:** False reports Spillover effect Competitive effect

**[收稿日期]** 2019-06-30

**[作者简介]** 李玲，1971年3月生，中央财经大学会计学院/中央财经大学管理会计研究中心教授，经济学博士，研究方向为成本管理会计、企业战略管理、会计教育；郑登津，1990年7月生，中央财经大学会计学院/中央财经大学管理会计研究中心讲师，管理学博士，研究方向为会计与资本市场、公司财务与公司治理；孙鹏宇，1996年9月生，中央财经大学会计学院研究生，研究方向为资本市场、公司财务与公司治理。

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“党组织嵌入与民营上市公司的治理决策：需求、渠道与后果”（项目编号：71802206）；教育部人文社科青年基金项目“党组织制度化嵌入民营上市公司的治理效应研究：理论分析和实证检验”（项目编号：18YJC630262）；中央高校基本科研业务费专项资金项目（项目编号：QL18005）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，感谢江轩宇副教授对本文提出的宝贵建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

党的十九大报告指出：“高度重视传播手段建设和创新，提高新闻舆论传播力、引导力、影响力、公信力。加强互联网内容建设，建立网络综合治理体系，营造清朗的网络空间。”但是在中国目前的媒体环境下，媒体的新闻报道夹杂着大量的失实报道甚至谣言式的假新闻，甚至某些报道偏离真实客观的信息选择标准去追逐“轰动效应”（熊艳等，2011<sup>[1]</sup>）。这些失实报道不仅直接影响到事件企业，还可能扰乱中国正常的证券市场秩序、动摇投资者对证券市场信息真实性和透明度的信心（王璐，2009<sup>[2]</sup>）。但现有的研究只关注了媒体失实报道的直接影响，而忽视了媒体失实报道可能会带来的溢出效应。因此，本文将对媒体失实报道究竟会给事件企业之外的同行业其他企业<sup>①</sup>带来怎样的影响进行深入的研究。

学术界把这种发生在一家企业身上的经济事件跨越企业边界影响其他企业的现象，称为“溢出效应”。媒体失实报道不仅会影响事件企业的股价，可能还会波及同行业以及关联行业的股价，引起市场反应，具体来说，媒体失实报道的溢出效应可能有两种表现：其他相关企业的股价与事件企业股价呈现同向变动的现象被称为“传染效应”，而呈现反向变动的现象被称为“竞争效应”。在以往的文献研究中，国内外学者对于公司危机事件对同行业其他公司的溢出效应的研究领域主要集中于金融、制造、电器和食品等行业的事件，而关于媒体报道对资本市场的影响则大多从公司治理的角度进行延伸和探讨，有少量文献关注到了媒体报道对投资者行为或者公司股价以及同行业的影响，但其中大多数只研究了某些行业的某次特殊事件对本公司股价造成的影响和冲击，极少研究讨论某些特殊事件对同行业其他公司的溢出效应。在中国以往研究媒体报道的相关文献中，大多数研究媒体报道对被报道企业的影响或者研究媒体报道与资本市场特定现象的相关性（赵静梅等，2010<sup>[3]</sup>），为数不多的学者试图综合验证某些特定危机事件的溢出效应，但也只是基于某一特定案例及其所在行业（王思敏和朱玉杰，2010<sup>[4]</sup>；熊艳等，2012<sup>[5]</sup>；王永钦等，2014<sup>[6]</sup>）。在现有可查阅到的研究中，基于大样本并考虑媒体和行业特征等因素，综合研究中国股市

媒体失实报道溢出效应的文献尚未曾见。尤其是尚未有文献跳出个案研究的范围，未曾在更广泛的范围中验证中国股市媒体失实报道事件是否具有溢出效应，也未曾具体检验溢出效应是表现为传染效应还是竞争效应。然而，对这一问题的研究又是十分有必要的，研究这一问题不仅对于维护资本市场的健康稳定发展有积极作用，也有利于规范媒体的新闻报道、发挥媒体的积极监督作用，而这正是本文的研究动机和出发点，希望对该领域的相关研究做出一一点补充或拓展的增量贡献。

在以上现实和文献的分析基础上，本文将去检验中国的媒体失实报道是否存在溢出效应。具体来说，本文将尝试探究以下三方面的问题：（1）失实报道是否产生溢出效应？这种溢出效应是表现为竞争性效应还是传染性效应？（2）如果存在溢出效应，那么利好性质的失实报道和利空性质的失实报道是否都存在溢出效应？（3）如果存在溢出效应，那么不同的约束条件（如不同的事件企业的行业属性等）下，这种溢出效应是否具有不同的溢出方向或者溢出程度？基于此，本文以2011—2015年媒体对中国A股沪、深两市上市公司的失实报道事件为研究对象，以事件企业及其同行业其他企业作为研究样本进行实证检验，研究发现：媒体失实报道产生了显著的竞争性的溢出效应，且这一结果在利好失实报道和利空失实报道中均成立；此外，当失实报道的事件企业属于非食品饮料行业、事件企业为非国有企业时，失实报道的竞争效应更加显著。进一步分析发现机构投资者和分析师等市场中介并未能有效地缓解失实报道的竞争效应。

本文可能的贡献体现在以下三个方面：第一，已有相关研究主要从事件企业自身的视角研究谣言或者负面新闻报道对该企业股价造成的影响和冲击，而没有关注对其他企业的波及影响与溢出效应，极少数的研究观察了某个行业的特殊事件对该行业其他企业的溢出效应，但只限于特定危机事件和特定行业。本文将基于全行业视角，研究媒体失实报道的事件企业股价波动对同行业其他企业的波及程度，即溢出效应，并试图进一步验证该溢出效应在何种具体情境或者作用机理下表现为传染效应或者竞争效应，以丰富现有的研究。第二，通过调节效应的扩展性研究，进一步探

① 本文将媒体失实报道的“涉事”企业称为“事件企业”，将受其影响的同行业其他相关企业称为“同行业企业”。

究和解释失实报道在不同的治理环境和行业特征等情况下是否依然具有溢出效应,从而为本文的结论与建议提供进一步深入的研究证据。第三,随着互联网新闻信息服务的技术高端化和方式多样化,研究媒体失实报道事件对我国股市的溢出效应,不仅能够通过量化分析发现媒体失实报道对我国股市可能造成的冲击,还有助于投资者提高对失实报道的分析、判断与甄别能力,为相关企业在激烈的市场竞争中正确处理和应对危机事件提供参考;同时,也有助于我国媒体的法制与制度建设,响应十九大报告中关于“提高新闻舆论传播力、引导力、影响力、公信力”“营造清朗的网络空间”的精神。

## 二、理论分析与研究假说

以往对于溢出效应的研究存在混淆的证据,例如:Lang和Stulz(1992)<sup>[7]</sup>利用实证研究讨论了公司破产公告对于竞争对手的影响,发现在市场竞争程度高和杠杆率高的行业,破产公告的发出会导致竞争对手的股价平均下降1%左右,即产生传染效应;在竞争程度低和杠杆率低的行业,则为竞争效应占主导地位。熊艳等(2012)<sup>[5]</sup>分析了腾讯与奇虎360的“3Q大战”,用事件研究法证实了溢出效应的异质性,其中腾讯的竞争公司表现为竞争效应,非竞争公司表现为传染效应。俞欣等(2011)<sup>[8]</sup>研究了上市公司丑闻的溢出效应,发现五粮液公司被证监会调查的丑闻曝出后,给白酒行业带来了传染效应,其原因在于白酒行业的公司治理较弱,而公司治理相对好的公司表现出了竞争效应。因此,本文将从竞争效应和传染效应两个角度,分别去论述失实报道的溢出效应和作用机理,具体如下:

### (一) 竞争性溢出效应的存在及其作用机理

媒体报道作为信息披露的重要渠道,对于资本市场上信息披露的溢出效应具有十分重要的影响。目前大多数研究认为媒体关注会对资本市场行为规范化产生积极或正面的影响,例如:Dyck和Zingales(2002)<sup>[9]</sup>发现媒体可以约束政府和企业,使之行为对于社会或环境更加友好;Miller(2006)<sup>[10]</sup>的研究表明,媒体可以通过转述分析师的研究或是通过自己调研,提前揭示公司的会计欺诈行为,起到监督作用;Joe等(2009)<sup>[11]</sup>指出,低效率的董事会经过媒体曝光后,通常会采取正确措施提高股东财富。部分研究进一步验证了媒体对资本市场发挥作用的机理或

机制,例如,李培功和沈艺峰(2010)<sup>[12]</sup>通过实证研究表明,我国媒体纠正企业不良行为是通过引起行政介入机制发挥作用的。

此外,以往的研究讨论了媒体报道会影响资本市场投资者行为,且其对资本市场的作用在某些条件下是负向的影响,例如,Zingales(2000)<sup>[13]</sup>指出,如果媒体报道被认为是可靠且准确的,那么媒体报道就会影响到投资者对事件企业所在行业的投资行为。进一步地,媒体失实报道对事件企业及其所在行业其他企业的影响在某些特定条件下,可能会呈现出竞争效应。这是因为当事件企业遭遇失实的负面(或正面)报道事件时,投资者对于失实报道存在“宁信其有”的谨慎心态,并希望尽早利用其“捕获”的信息做出快速反应以趋利避害,转而投资同行业的其他企业(或更多的投资事件企业),导致竞争效应的产生,以往的相关研究就证明了某些特定事件或者消息对同行业企业造成的竞争效应,不过这些事件或消息都是真实存在的。例如:Cheng和McDonald(1996)<sup>[14]</sup>发现航空行业破产宣告具有显著的竞争效应;Slovin等(1999)<sup>[15]</sup>发现在监管严格地区的地区性商业银行的股利削减消息会对该地区其他商业银行产生竞争效应;王思敏和朱玉杰(2010)<sup>[4]</sup>以国美总裁被批捕事件为样本进行实证分析,发现该事件对电器销售行业产生了竞争效应,且现利润率高、现金流充沛的公司竞争效应更明显。

对于失实的媒体报道,在其刚刚披露出来的时点,可能也存在类似的影响,即一旦事件企业遭遇失实的负面报道时,投资者会认为行业中有相对不利消息的企业原有市场份额会被释放出来,而这恰好是其同行业的竞争者捕获其释放出的市场份额进行反击和超越的绝好机会(Porter,1980<sup>[16]</sup>),而作为投资者,一般对于熟知的行业不会轻易选择退出而进入不熟悉的行业领域,这样就会导致事件企业的股价与同行业其他企业的股价呈现反向波动的情况,产生竞争效应。基于以上分析,本文提出如下假说:

**H1a:** 媒体失实报道会对事件企业的同行业其他企业产生显著的竞争效应。

### (二) 传染性溢出效应的存在及其作用机理

媒体失实报道也可能产生传染性的溢出效应,这是因为当企业遭遇失实的负面(或正面)报道事件时,由于行业监管水平或行业共同特性,可能导致投资者对整个行业产生不信任(或看好),从而会根

据负面（或正面）失实报道所提供的信息重新考虑行业中所有企业的价值，转而投资其他行业的企业（或更多地投资事件企业所在的行业），导致传染效应的出现。Firth（1976）<sup>[17]</sup>发现盈余宣告信息会产生传染效应，非宣告公司在宣告公司宣告盈余日前后股票价格波动幅度较小且与宣告公司股票波动方向相同；Foster（1981）<sup>[18]</sup>发现同行业公司的股价变动倾向于与发布盈余宣告的公司相一致，证明了同行业公司之间存在信息披露的传染效应。有的学者还对特定行业、特定区域或特定事件进行了深入验证，均证明了传染效应的存在，例如：Impson（2000）<sup>[19]</sup>对电力行业股利减少及遗漏公告发布的行业内部效应进行了实证研究，证明电力行业存在传染效应；Xu等（2006）<sup>[20]</sup>对会计违规导致盈余重述进而造成的传染效应进行了研究，证明当行业中的企业与重述公司具有类似现金流特征时会受到传染效应的影响；周兵等（2012）<sup>[21]</sup>检验了上市公司财务重述引起的行业传染效应的区域和行业差异，发现其强度由大到小为东部、中部、西部，且其影响对于资本资料行业的影响比其他行业要明显；张旋和樊元（2009）<sup>[22]</sup>利用事件研究法分析了三聚氰胺事件对于乳制品行业上市公司的影响，发现产生了传染效应；王永钦等（2014）<sup>[6]</sup>将食品行业定义为一个信任品市场，通过对三聚氰胺和白酒塑化剂事件的分析，发现传染效应占主导地位；程淼和何坪华（2015）<sup>[23]</sup>利用事件研究法分析了3起与蒙牛相关的食品安全事件溢出效应及其持续时间长短，发现中国乳制品行业危机事件会表现出传染效应。而有的学者更进一步地研究了导致某些事件产生传染性溢出效应的影响因素及其与传染效应的相关程度。费显政等（2010）<sup>[24]</sup>研究了导致企业社会责任声誉的溢出效应的三个前置变量，相似度及议题卷入程度均与传染效应正相关，而澄清手段越官方，传染效应程度越低。因此，一旦事件企业遭遇失实的报道时<sup>①</sup>，投资者会认为该消息是行业共性，从而导致事件企业的股价与同行业其他企业的股价呈现同向波动的情况，产生传染效应。基于以上分析，本文提出如下假说：

**H1b：**媒体失实报道会对事件企业的同行业其他企业产生显著的传染效应。

### 三、研究设计

#### （一）样本选取与数据来源

本文的样本事件为2011年1月1日至2015年12月31日期间对A股上市公司的失实报道事件。为了更好地观察到失实报道的溢出效应，本文参考前人（赵静梅等，2010<sup>[3]</sup>；Subrahmanyam，1994<sup>[25]</sup>；Christie等，2002<sup>[26]</sup>；廖静池等，2009<sup>[27]</sup>）的有关理论研究和筛选样本的选择方法，在国泰安（CSMAR）数据库停复牌子数据库中以“澄清”为关键词筛选出澄清记录共计465条，其中1条记录中包含了2则澄清公告，另删去18条重复的记录，最终整理出失实报道澄清公告448条。经过逐条阅读澄清公告，本文通过以下步骤筛选出样本事件：首先，由于消息属实的事件不是本文的研究范围，本文剔除澄清公告证明报道消息属实的事件153条。例如在深圳海王生物公司关于报道《海王生物抗肿瘤新药获重大进展》的澄清公告中表示“经核实，上述报道基本属实”，并说明了具体情况。其次，剔除回应质疑的澄清事件48条。此类事件澄清公告的内容为回应媒体或监管部门的质疑。例如，德豪润达在澄清公告中列出了媒体质疑的问题，并对相应问题进行了解释，但原报道并非失实报道，亦不属于本文研究范围。再次，剔除未澄清的事件5条。该类澄清公告均表示未能证实消息，因此无法判断原报道是否为失实报道，本文将此类事件也进行剔除。此外，对于在澄清公告中没有明确提及报道媒体和报道时间的事件，本文通过互联网搜索到最早的报道时间作为首次发布报道时间，并找到报道的来源媒体作为首次报道媒体将信息补充完整。最后，本文参考Gleason等（2008）<sup>[28]</sup>的做法，将3天时间窗口（-1，1）内累计异常收益率在-1%至1%的34个事件剔除<sup>②</sup>，同时，为了更为干净地检验失实报道的溢出效应，本文将失实报道中含有对同行业其他企业报道的7个事件剔除<sup>③</sup>，最终得到201个失实报道的事件样本。

本文所使用的公司财务数据和股指收益率等数据均来源于国泰安（CSMAR）数据库。为了更好地研究失实报道的溢出效应，本文按照2012年证监会行

① 如果失实报道为正面消息，对于事件企业来说是利好，但如果失实报道产生传染效应，对同行业其他企业来说也是利好。

② 将这一部分的观测纳入样本中之后，本文的结果依然稳健。

③ 将这一部分的观测纳入样本中之后，本文的结果依然稳健。

业分类标准,分年度区分其行业属性,根据样本事件匹配同行业公司数据。同时,为减少极端值对结果的影响,本文对相关连续变量在1%和99%的水平上进行Winsorize缩尾处理。

(二) 事件研究法

本文采用事件研究法来考察媒体失实报道事件对上市公司股价的影响。本文将失实报道日定义为第0日,如报道当日是非交易日则第0日为报道后首个交易日。根据前人的研究(赵静梅等,2010<sup>[3]</sup>; Gleason等,2008<sup>[28]</sup>),本文以(-1,0)作为事件窗口检验失实报道的溢出效应。我们选择了(-1,0)的窗口期作为主要结果的理由如下:一是由于事件发生后,事件企业在次日或者次两日可能会发布澄清公告。为了剔除澄清公告或者其他事件的影响,以更加干净地检验失实报道本身的影响;二是因为根据前人的研究(赵静梅等,2010<sup>[3]</sup>; Gleason等,2008<sup>[28]</sup>),失实报道可能存在提前泄露的可能,选择(-1,0)的窗口期则能够更好地捕捉其影响。本文以其他窗口(比如(-1,1)(0,1)(-2,2)(-5,5)等)衡量失实报道的市场反应时,与本文的结果基本一致。本文采用股票收益率市场模型(CAPM)来估计失实报道对事件企业和同行业其他企业产生的累计异常收益率(Cumulated Abnormal returns, CAR):

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $R_{it}$ 为股票*i*在第*t*日的实际收益率; $R_{mt}$ 为第*t*日市场收益率,本文中市场收益率为A股所有股票的加权平均收益率; $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项; $\alpha_i$ 和 $\beta_i$ 为回归系数,使用统计软件SAS利用估计窗口(报道日前11个交易日至报道日前160个交易日共150个交易日)的数据和以上模型回归计算得出。

模型理论预期的正常收益率为事件窗口日企业的预期收益率,用以下公式(2)计算:

$$E(R_{it}) = \alpha_i + \beta_i R_{mt} \quad (2)$$

异常收益率是事件窗口期实际收益率与理论预期收益率之差,用以下公式(3)计算:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \quad (3)$$

其中, $AR_{it}$ 是股票在事件窗口期的异常收益率, $R_{it}$ 是股票在事件窗口期的实际收益率, $E(R_{it})$ 是股票在事件窗口期的理论预期正常收益率。

累计异常收益率(CAR)是AR在事件窗口期每日累计之和,用以下公式(4)计算:

$$CAR_i(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it} \quad (4)$$

(三) 模型设计与变量定义

参考Gleason等(2008)<sup>[28]</sup>、赵静梅等(2010)<sup>[3]</sup>、刘春林和张宁(2012)<sup>[29]</sup>、贾明等(2014)<sup>[30]</sup>的相关研究方法,本文进一步构建如下回归模型对研究假设进行检验:

$$CAR_{\text{同行业企业}} = \beta_0 + \beta_1 CAR_{\text{事件企业}} + \beta_2 ROA + \beta_3 LEV + \beta_4 Size + \beta_5 BM + \beta_6 SOE + IndDum + YearDum + \varepsilon \quad (5)$$

其中:因变量 $CAR_{\text{同行业企业}}$ 为行业内其他企业在事件窗口期内的累计异常收益率,它刻画了行业其他企业对于失实报道事件的股价反应程度。解释变量 $CAR_{\text{事件企业}}$ 是事件企业在事件窗口的累计异常收益率,用于反映事件公司股价对于失实报道事件的反应。控制变量包括用于控制盈利水平的资产报酬率(ROA)、用于控制负债水平的资产负债率(LEV)、用于控制企业规模的资产总额的对数值(Size)、用于控制企业成长性的账面市值比(BM)、用于控制企业所有权性质的所有权虚拟变量(SOE),此外,本文还加入了年度虚拟变量及行业虚拟变量,以分别控制年度和行业固定效应。具体变量及其概念界定说明见表1。

表1 变量名表

变量名称	变量符号	变量概念界定
同行业其他企业累计异常收益率	$CAR_{\text{同行业企业}}$	同行业其他每个企业的累计异常收益率
事件企业累计异常收益率	$CAR_{\text{事件企业}}$	事件企业的累计异常收益率
盈利水平	ROA	同行业其他每个企业的当期净利润/期末资产总额
杠杆水平	LEV	同行业其他每个企业的期末负债总额/期末资产总额
资产规模	Size	同行业其他每个企业期末资产总额取自然对数

续前表

变量名称	变量符号	变量概念界定
账面市值比	<i>BM</i>	同行业其他每个企业的账面市值比
所有权性质	<i>SOE</i>	同行业其他每个企业的所有权性质。虚拟变量：国有企业取1，否则取0
行业	<i>IndDum</i>	按照中国证监会的行业分类代码设置的行业虚拟变量
年度	<i>YearDum</i>	年度虚拟变量

#### 四、实证结果及分析

##### (一) 描述性统计

表2为各变量的描述性统计。可以看出，在(-1, 0)窗口中，同行业其他企业的CAR的平均值为0.2%，中位数为-0.1%，标准差为3.8%。事件企业的CAR的平均值为1.4%，中位数为-0.2%，标准差为7.5%。同行业其他企业的CAR的平均值、中位数和标准差的绝对值均小于事件企业的CAR，说明媒体失实报道事件对事件企业本身的影响大于对同行业其他企业的影响，这符合一般逻辑规律。在控制变

量中，同行业其他企业盈利能力ROA的均值为4.8%，中位数为4.2%，标准差为6.0%。杠杆水平LEV的均值为42.2%，中位数为41.2%，标准差为22.4%。企业资产规模水平Size的均值为21.891，中位数为21.767，标准差为1.182。企业账面市值比BM的均值为0.899，中位数为0.592，标准差为0.915。国有企业平均占样本总量12.6%，标准差为33.2%，说明失实报道可能主要存在于民营企业更多的行业里。表3的相关系数检验显示 $CAR_{事件企业}$ 和 $CAR_{同行业企业}$ 显著负相关，初步验证了媒体失实报道存在显著的溢出效应，且表现为竞争效应。

表2 变量描述性统计

变量	观测数	平均值	下四分位数	中位数	上四分位数	标准差
$CAR_{同行业企业}$	17 364	0.002	-0.018	-0.001	0.017	0.038
$CAR_{事件企业}$	17 364	0.014	-0.041	-0.002	0.067	0.075
<i>ROA</i>	17 364	0.048	0.017	0.042	0.076	0.060
<i>LEV</i>	17 364	0.422	0.237	0.412	0.595	0.224
<i>Size</i>	17 364	21.891	21.044	21.767	22.592	1.182
<i>BM</i>	17 364	0.899	0.361	0.592	1.049	0.915
<i>SOE</i>	17 364	0.126	0.000	0.000	0.000	0.332

表3 相关性分析结果

变量	$CAR_{行业企业}$	$CAR_{事件企业}$
$CAR_{同行业企业}$	1	-0.025***
$CAR_{事件企业}$	-0.019**	1

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

##### (二) 主要回归结果

本文主要的回归结果如表4所示。从表4的列(1)和列(2)可知，不论是否加入控制变量，在第-1日至第0日的窗口期， $CAR_{事件企业}$ 的系数均为-0.012且在1%的水平上显著，说明媒体失实报道存在显著的溢出效应，且表现出显著的竞争效应。这说

明投资者对于正面或负面失实报道存在“宁信其有”的谨慎心态，并希望尽早利用“捕获”的信息做出快速反应，增持或减持事件企业的股票以趋利避害，进而导致竞争效应的产生。比如，投资者可能会放弃失实报道产生利空消息的事件企业，而同时选择同行业中其他有相对利好消息的企业。

表4的列(3)和列(4)进一步按媒体失实报道为利好消息还是利空消息进行了分组检验。本文中利好消息或利空消息的判断标准是媒体失实报道对事件企业股价产生影响的方向，若事件企业股价上涨则为利好消息，若事件企业股价下跌则为利空消息。从表4的列(3)和列(4)可知，在第-1日至第0日

的窗口期,  $CAR_{事件企业}$  的系数分别为  $-0.018$  和  $-0.036$ , 且分别在 10% 和 1% 的水平上显著。由此本文发现竞争效应在两组样本中均存在, 而且不存在显著的差异。这进一步说明, 总体上来看, 失实报道更可能出现竞争效应, 而不是传染效应。本文的假说 H1a 得到验证。

此外, 从控制变量的系数可以看出, 企业的盈利能力和成长性会显著影响失实报道的溢出效应。在列 (2) 的全样本回归结果中,  $ROA$  的系数为  $-0.019$ ,

在 1% 的水平上显著为负, 这说明企业的盈利能力越强, 失实报道溢出效应的影响就会越弱。按照国泰安数据库的计算规则,  $BM$  系数越小, 表明企业成长性越好, 而回归结果中  $BM$  系数为  $-0.001$ , 在 5% 的水平上显著为负, 这说明成长性越好的企业, 失实报道溢出效应的影响就会越强。这是因为成长期的企业的成长性一般比成熟期企业的更好, 但是成长期企业因其业务的稳定性和抵御风险的能力等与成熟期企业比都相对较弱, 所以更易受到溢出效应的影响。

表 4 回归结果

变量	(1) 全样本	(2) 全样本	(3) 利好失实报道	(4) 利空失实报道
$CAR_{事件企业}$	$-0.012^{***}$ (0.004)	$-0.012^{***}$ (0.004)	$-0.018^*$ (0.009)	$-0.036^{***}$ (0.013)
组间差异检验			Chi2 = 1.39 Prob > Chi2 = 0.239	
$ROA$		$-0.019^{***}$ (0.006)	$-0.027^{***}$ (0.008)	$-0.012$ (0.008)
$LEV$		0.003 (0.002)	0.002 (0.003)	0.003 (0.002)
$Size$		0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	$-0.000$ (0.000)
$BM$		$-0.001^{**}$ (0.001)	$-0.001^{**}$ (0.001)	$-0.001$ (0.001)
$SOE$		0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.000 (0.001)
$Constant$	0.005* (0.003)	$-0.001$ (0.008)	$-0.015$ (0.012)	0.016 (0.012)
$Year$	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
$Industry$	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
$Observations$	17 364	17 364	8 402	8 962
$R-squared$	0.012	0.013	0.026	0.013

### (三) 截面分析

为了更加深入剖析中国股市媒体失实报道溢出效应的影响因素及形成机理, 换句话说, 就是探讨在某种具体情境下媒体失实报道的溢出效应的具体表现形式及程度, 本文进一步考察媒体失实报道事件企业的行业属性和事件企业的产权性质对媒体失实报道溢出效应的交互影响。

#### 1. 事件企业的行业属性与溢出效应。

相比非食品饮料行业, 食品饮料行业的产品质量

问题经常被媒体提及, 且通常会导致消费者对整个行业的产品质量问题产生怀疑, 例如, 王永钦等 (2014)<sup>[6]</sup> 对食品饮料行业 (证监会 2012 年版本行业代码 C13、C14、C15) 丑闻事件研究发现了传染效应。因此, 本文认为: 相比食品饮料行业, 在非食品饮料行业, 媒体失实报道的溢出效应更加会表现为竞争效应。

由表 5 的列 (1) 可看出, 在  $(-1, 0)$  的窗口期, 事件企业为食品饮料行业的子样本里的



$CAR_{事件企业}$ 的系数为0.165且在1%的水平上显著,说明在食品饮料行业等和民生更加相关的行业里,媒体失实报道更可能产生传染效应;由表5的列(2)可看出,非食品饮料行业的子样本里的 $CAR_{事件企业}$ 的系数为-0.014且在1%的水平上显著,说明在非食品饮料行业的行业里,媒体失实报道更可能产生竞争效应;而且组间差异检验显示二者存在显著性的差异。这些说明非食品饮料行业的失实报道更可能会导致竞争效应的产生。

表5 食品饮料行业与溢出效应

变量	(1)	(2)
	事件企业为食品饮料行业	事件企业为非食品饮料行业
$CAR_{事件企业}$	0.165 *** (0.033)	-0.014 *** (0.004)
组间差异检验	Chi2=38.47 Prob>Chi2=0.000 ***	
Controls	Controlled	Controlled
Year	Controlled	Controlled
Industry	Controlled	Controlled
Observations	349	17 015
R-squared	0.133	0.013

注:括号里为标准差,下同。

2. 事件企业的产权性质与溢出效应。

相比非国有行业,国有企业一般都是规模较大、且是某一行业或领域的领头者,具有更高的知名度、可信度和影响力。从逻辑上来说,国有企业一旦遭遇失实报道,可能会产生更大的市场反应和股价波动,更可能引起消费者对该企业所处的整个行业的普遍关注,甚至会将某些问题看作行业共性问题,例如某些产品质量事件、财务信息虚假事件等,从而产生传染效应。Huth和Maris(1992)<sup>[31]</sup>研究了规模在谣言与股价相互关系中的作用,就发现大公司的谣言更能引起股价的同向波动。而本研究样本中的非国有企业,其规模、影响力相对较小,市场的投资者更可能认为是某些企业的个别行为,从而更可能产生竞争效应。因此,本文认为:相比事件企业为非国有企业的失实报道,事件企业为国有企业的失实报道的溢出效应更可能会表现为传染效应,而非国有企业则会表现为竞争效应。

由表6的列(1)可看出,在(-1,0)的窗口

期,当事件企业为国有企业时, $CAR_{事件企业}$ 系数为0.087且在1%的水平上显著,说明事件企业为国有企业的失实报道更可能产生传染效应;由表6的列(2)可看出,当事件企业为非国有企业时, $CAR_{事件企业}$ 系数为-0.019且在1%的水平上显著,说明事件企业为非国有企业的失实报道更可能产生竞争效应;而且组间差异检验显示二者存在显著性的差异。这些说明对于非国有企业的失实报道更可能会导致竞争效应的产生。

表6 企业产权性质与溢出效应

变量	(1)	(2)
	事件企业为国有企业	事件企业为非国有企业
$CAR_{事件企业}$	0.087 *** (0.026)	-0.019 *** (0.004)
组间差异检验	Chi2=17.47 Prob>Chi2=0.000 ***	
Controls	Controlled	Controlled
Year	Controlled	Controlled
Industry	Controlled	Controlled
Observations	1 865	15 499
R-squared	0.088	0.019

五、进一步分析

已有的研究显示(唐松莲等,2015<sup>[32]</sup>),机构投资者和分析师等市场中介在提高资本市场效率上发挥着重要的作用。比如,机构投资者在信息的来源和运用上都具有优势,进而会影响股价的波动和股票信息的效率(杨洁等,2016<sup>[33]</sup>);分析师也有类似的市场功能,深度跟踪的分析师具有价值发现功能(吴武清等,2017<sup>[34]</sup>),分析师的信息处理可以发掘出公司特质信息,对投资者的心理偏差具有调节作用(金大卫和冯璐茜,2016<sup>[35]</sup>)。因此,从理论上来说,在机构投资者持股比例高和分析师跟踪数量高的企业里,投资者对于失实报道的判别能力会更加理性,失实报道的溢出效应将会更弱。

本文将企业的机构投资者持股比例高于该年机构投资者持股比例中位数的定义为机构投资者持股比例高的组,其他则定义为机构投资者持股比例低的组;将企业的分析师跟踪数量高于该年分析师跟踪数量中

位数的定义为分析师跟踪数量多的组，其他则定义为分析师跟踪数量少的组。由表 7 的列 (1) 可以看出，在 (-1, 0) 的窗口期，机构投资者持股比例高的组里的  $CAR_{事件企业}$  的系数为 -0.013 且在 5% 的水平上显著；由表 7 的列 (2) 可以看出，机构投资者持股比例低的组里的  $CAR_{事件企业}$  的系数为 -0.011 且在 10% 的水平上显著；组间差异检验显示二者不存在显著性的差异。同样，由表 7 的列 (3) 可以看出，分析师跟踪数量多的组里的  $CAR_{事件企业}$  的系数为 -0.014

且在 5% 的水平上显著；由表 7 的第 (4) 列可以看出，分析师跟踪数量少的组里的  $CAR_{事件企业}$  的系数为 -0.010 且在 10% 的水平上显著；组间差异检验显示二者不存在显著性的差异。这些结果并不支持前文理论上的预测，可能的原因是中国的股票资本市场的制度环境依然较差、大量的交易者仍然为非理性的散户，使得机构投资者和分析师等市场中介在降低媒体失实报道的竞争效应上并不能充分发挥应有的作用。

表 7 行业机构投资者持股比例、分析师团队数量与溢出效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	机构持股高	机构持股低	分析师跟踪人数多	分析师跟踪人数少
$CAR_{事件企业}$	-0.013 ** (0.006)	-0.011 * (0.006)	-0.014 ** (0.006)	-0.010 * (0.006)
组间差异检验	Chi2=0.11 Prob>Chi2=0.737		Chi2=0.27 Prob>Chi2=0.605	
Controls	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
Year	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
Industry	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
Observations	8 656	8 708	8 427	8 937
R-squared	0.020	0.014	0.020	0.015

### 六、稳健性检验

为了保证上述结果的稳健性，本文采用如下两种方法进行稳健性检验。

#### (一) 其他资产定价模型

本文通过将  $CAR$  的计算模型从 CAPM 模型更换为 FAMA 三因素模型，进行稳健性检验。回归结果如表 8 所示， $CAR_{事件企业}$  的系数为 -0.013，在 1% 的显著性水平上显著为负，说明在 FAMA 三因素模型下，全样本数据依然检验出了显著的竞争效应。在列 (2) 的增加控制变量的回归结果中， $ROA$  的系数为 -0.015，在 1% 的水平上显著为负，这说明企业的盈利能力越强，失实报道溢出效应的影响就会越弱。而回归结果中  $BM$  的系数为 -0.001，在 10% 的水平上显著为负，这说明成长性越好的企业，失实报道溢出效应的影响就会越强。主要变量系数结果与上文保持一致，说明上文结果较为稳健。

表 8 稳健性检验 (一) 的回归结果

变量	(1)	(2)
$CAR_{事件企业}$	-0.013 *** (0.004)	-0.013 *** (0.004)
$ROA$		-0.015 *** (0.006)
$BM$		-0.001 * (0.001)
Other Controls		Controlled
Year	Controlled	Controlled
Industry	Controlled	Controlled
Observations	17 364	17 364
R-squared	0.009	0.010

#### (二) 经无风险收益调整后的模型

本文将 CAPM 基本估计模型中的个股收益率和市场收益率都减去国泰安数据库中的日无风险利率，

重新计算各项指标进行稳健性检验。回归结果如表9所示,  $CAR_{事件企业}$  的系数为-0.012, 且在1%的显著性水平上显著为负, 说明在CAPM模型经过无风险利率调整的情况下, 全样本数据依然检验出了显著的竞争效应。在列(2)的全样本回归结果中,  $ROA$  的系数为-0.018, 在1%的水平上显著为负, 这说明企业的盈利能力越强, 失实报道溢出效应的影响就会越弱。而回归结果中  $BM$  系数为-0.001, 在5%的水平上显著为负, 这说明成长性越好的企业, 失实报道溢出效应的影响就会越强。主要变量系数结果与上文保持一致, 说明上文结果较为稳健。

表9 稳健性检验(二)的回归结果

变量	(1)	(2)
$CAR_{事件企业}$	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)
$ROA$		-0.018*** (0.006)
$BM$		-0.001** (0.001)
Other Controls		Controlled
Year	Controlled	Controlled
Industry	Controlled	Controlled
Observations	17 364	17 364
R-squared	0.012	0.013

## 七、结论与启示

本文利用事件研究法对中国股市媒体失实报道事件的溢出效应进行了探究, 结果发现: 总体来看, 媒体失实报道对中国资本市场会产生竞争性的溢出效应, 且这一结果在利好失实报道和利空失实

报道中均成立。此外, 当失实报道的事件企业属于非食品饮料行业、事件企业为非国有企业时, 失实报道的竞争效应更加显著。进一步分析发现机构投资者和分析师等市场中介并未能有效地缓解失实报道的竞争效应。综上所述, 媒体失实报道对中国资本市场会产生溢出效应, 在不同行业特征和产权性质等条件下, 会表现出不同的波及程度和溢出方向, 从而对事件企业及其所在行业的其他企业产生不同程度的影响。

基于以上结论, 本文提出以下建议: 第一, 上市公司应当密切关注媒体相关报道, 不仅需要密切关注对自身的报道, 也要密切关注对同行业其他企业的相关报道。一方面, 企业密切关注关于自身的媒体报道事件, 以便及时开展调查取证, 并快速做出应对, 通过采取发布澄清公告、提起诉讼等正当的必要措施以及与有关各方积极沟通, 力争减少失实报道对企业自身的影响。另一方面, 企业也应当关注同行业其他企业的有关报道, 尤其是具有行业共性或企业连带性的失实报道, 在必要的时候采取适当及时的方法消除溢出效应对自身的影响。第二, 媒体人员应当秉承新闻工作的基本原则和职业道德, 加强自律性和严谨性, 保证报道内容的客观真实, 以最大限度地消除对相关企业甚至行业造成的不良影响。第三, 需要进一步加强中国媒体的法制与制度建设, 积极实现十九大报告中关于“提高新闻舆论传播力、引导力、影响力、公信力”“营造清朗的网络空间”的目标。媒体的监管部门通过制度化建设和法制化建设, 完善对媒体报道的有效及时的监督, 对于违规的新闻媒体应该及时予以纠正, 追究失实报道的责任人并给予严厉的处罚, 增加媒体失实报道的违规成本, 从而更好地肃清媒体的环境, 发挥媒体应有的职能, 促进中国资本市场健康稳定发展。

## 参考文献

- [1] 熊艳, 李常青, 魏志华. 媒体“轰动效应”: 传导机制、经济后果与声誉惩戒——基于“霸王事件”的案例研究[J]. 管理世界, 2011(10): 125-138.
- [2] 王璐. 行情趋热, 传闻乱飞[N]. 上海证券报, 2009-06-30.
- [3] 赵静梅, 何欣, 吴风云. 中国股市谣言研究: 传谣、辟谣及其对股价的冲击[J]. 管理世界, 2010(11): 38-51.
- [4] 王思敏, 朱玉杰. 公司危机的传染效应与竞争效应——以国美事件为例的小样本实证研究[J]. 中国软科学, 2010(10): 134-141.
- [5] 熊艳, 李常青, 魏志华. 危机事件的溢出效应: 同质混合还是异质共存? ——来自“3Q大战”的实证研究[J]. 财经研究, 2012(6): 38-47.
- [6] 王永钦, 刘思远, 杜巨澜. 信任品市场的竞争效应与传染效应: 理论和基于中国食品行业的事件研究[J]. 经济研究, 2014(2):

- 141-154.
- [7] Lang L H P, Stulz R. Contagion and Competitive Intra-industry Effects of Bankruptcy Announcements: An Empirical Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 1992, 32 (1): 45-60.
- [8] 俞欣, 郑颖, 张鹏. 上市公司丑闻的溢出效应——基于五粮液公司的案例研究 [J]. 山西财经大学学报, 2011 (3): 80-87.
- [9] Dyck A, Zingales L. The Corporate Governance Role of the Media [J]. CRSP Working Paper, 2002, No. 543.
- [10] Miller G S. The Press As a Watchdog for Accounting Fraud [J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44 (5): 1001-1033.
- [11] Joe J R, Louis H, Robinson D. Managers' and Investors' Responses to Media Exposure of Board Ineffectiveness [J]. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 2009, 44 (3): 579-605.
- [12] 李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据 [J]. 经济研究, 2010 (4): 14-27.
- [13] Zingales L. In Search of New Foundations [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (4): 1623-1653.
- [14] Cheng L, McDonald J E. Industry Structure and Ripple Effects of Bankruptcy Announcements [J]. The Financial Review, 1996 (31): 783-807.
- [15] Slovin M B, Sushka M E, Polonchek J A. An Analysis of Contagion and Competitive Effects at Commercial Banks [J]. Journal of Financial Economics, 1999, 54 (2): 197-225.
- [16] Porter M E. Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competitors [M]. New York: The Free Press, 1980.
- [17] Firth M. The Impact of Earnings Announcements on the Share Price Behavior of Similar Type Firms [J]. Economic Journal, 1976, 86 (342): 296-306.
- [18] Foster G. Intra-industry Information Transfers Associated with Earnings Releases [J]. Journal of Accounting and Economics, 1981 (3): 201-232.
- [19] Impson M. Contagion Effects of Dividend Reduction or Omission Announcements in the Electric Utility Industry [J]. Financial Review, 2000, 35 (1): 121-136.
- [20] Xu T, Najand M, Ziegenfuss D. Intra-Industry Effects of Earnings Restatements Due to Accounting Irregularities [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2006 (33): 696-714.
- [21] 周兵, 张倩, 文欢. 财务重述的传染效应: 差异与门槛——基于中国上市公司面板数据的实证检验 [C]. 中国会计学会 2012 年学术年会, 2012.
- [22] 张旋, 樊元. 基于事件研究法看证券价格反应——三聚氰胺事件实证研究 [J]. 时代金融, 2009 (5): 52-54.
- [23] 程淼, 何坪华. 乳制品质量安全事件的溢出效应分析——以蒙牛食品危机事件为例 [J]. 世界农业, 2015 (8): 124-130.
- [24] 费显政, 李陈微, 周舒华. 一损俱损还是因祸得福? ——企业社会责任声誉溢出效应研究 [J]. 管理世界, 2010 (4): 74-82.
- [25] Subrahmanyam A. Circuit Breakers and Market Volatility: A Theoretical Perspective [J]. The Journal of Finance, 1994, 49 (1): 237-254.
- [26] Christie W G, Corwin S A, Harris J H. Nasdaq Trading Halts: The Impact of Market Mechanisms on Prices, Trading Activity, and Execution Costs [J]. Journal of Finance, 2002, 57 (3): 1443-1478.
- [27] 廖静池, 李平, 曾勇. 中国股票市场停牌制度实施效果的实证研究 [J]. 管理世界, 2009 (2): 37-48.
- [28] Gleason C A, Jenkins N T, Johnson W B. The Contagion Effects of Accounting Restatements [J]. The Accounting Review, 2008, 83 (1): 83-110.
- [29] 刘春林, 张宁. 上市公司传闻的澄清效果研究: 来自中国证券市场的证据 [J]. 管理科学学报, 2012 (5): 42-54.
- [30] 贾明, 阮宏飞, 张喆. 上市公司澄清公告的辟谣效果研究 [J]. 管理科学, 2014 (2): 118-132.
- [31] Huth W L, Maris B A. Large and Small Firm Stock Price Responses to Heard on the Street Recommendation [J]. Journal of Accounting and Auditing, 1992 (7): 27-47.
- [32] 唐松莲, 林圣越, 高亮亮. 机构投资者持股情景、自由现金与投资效率 [J]. 管理评论, 2015 (1): 24-35.
- [33] 杨洁, 詹文杰, 刘睿智. 媒体报道、机构持股与股价波动非同步性 [J]. 管理评论, 2016 (12): 30-40.
- [34] 吴武清, 揭晓小, 苏子豪. 信息不透明、深度跟踪分析师和市场反应 [J]. 管理评论, 2017 (11): 171-182.
- [35] 金大卫, 冯璐茜. 过度自信、分析师跟进与资本市场定价效率——基于  $R^2$  视角的实证研究 [J]. 管理评论, 2016 (12): 41-53.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

# 成长型企业估值模型研究

## ——以新三板为例

The Research on the Valuation of Growing Enterprises:  
Taking the New Third Board As an Example

陈琪仁 王天韵 欧阳汝佳

CHEN Qi-ren WANG Tian-yun OUYANG Ru-jia

**[摘要]** 本文以新三板为例探讨成长型企业的估值。新三板的流动性低且交易量小，传统的估值模型可能因数据缺少而受限，本文对比分析了传统估值模型、PFM模型和基于PFM的实物期权模型，并且考虑了非财务信息对于企业价值的影响。基于2016年和2017年的新三板数据，本文通过倾向得分匹配方法（Propensity Score Matching）得到A股同行业可比上市公司，使用可比公司的波动率、PE和PS模型估值乘数代入模型对三板企业股权价值做评估，比较各模型对于市场价格的解释效力。本文通过文本分析等方法构建非财务信息变量，控制并分析企业非财务信息的影响。结果显示：相较于传统的相对估值模型，PFM模型和基于PFM的实物期权模型对于成长型企业的估值具有较好的适用性和稳定性，并且非财务信息对企业的股权价值具有影响，在成长型企业估值中还需要考虑企业的战略布局等非财务因素。

**[关键词]** 企业估值 新三板 PFM模型 实物期权模型 非财务信息

**[中图分类号]** F275 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0055-15

**Abstract:** This paper takes the new third board as an example to discuss the valuation of growing companies. Constrained to low liquidity and trading volume, the applicability of the traditional valuation model may be limited. This paper compares the traditional model, PFM and PFM-based real option model with consideration of non-financial information. Based on new third board's company data in 2016 and 2017, by PSM (propensity score matching) this paper obtains the comparable A-share listed companies' volatility, PE and PS model multipliers to evaluate the equity value and compare the results with the market price. This paper also constructs non-financial information variables by text analysis. The results show that PFM model and PFM-based real option model have better applicability and stability than traditional model, and company's non-financial information has an impact on the value of enterprises. Therefore, non-financial information also needs to be considered in growing enterprises' valuation practices.

**Key words:** Valuation New third board PFM model Real option model Non-financial information

**[收稿日期]** 2019-04-18

**[作者简介]** 陈琪仁，男，1996年2月生，对外经济贸易大学国际商学院硕士研究生，研究方向为财务管理；王天韵，男，对外经济贸易大学国际商学院硕士研究生，1996年5月生，研究方向为财务管理；欧阳汝佳，女，1994年7月生，英国杜伦大学商学院硕士研究生，研究方向为资产定价。

感谢匿名评审人提出的宝贵修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

传统的估值方法如市盈率法、市销率法、股利现金流折现法(DCF)、自由现金流法(FCFF、FCFE),在传统型企业的估值中具有较好的适用性。但是成长型企业与传统企业的经营方式、商业模式大不相同,以新三板挂牌的企业为例,一些成长型企业的收益很小或为负数,销售额存在较大的波动性,不适合市盈率和市销率等传统估值方法。成长型企业在初期基本上不分配股利,产生的自由现金流也不足以体现企业价值,所以根据其股利分配和自由现金流来估值的方法也不适用。对成长型企业的估值方法目前使用较多的是根据可比企业的比率指标计算估价,尚无一个公认的方法,还需要一个较好的通用模型反映企业实际价值。

为了研究这个问题,本文计算对比了传统估值模型、PFM模型和基于PFM的实物期权模型,并且考虑了市场占有率、顾客利润率、客户依赖度、创新能力、“互联网+”战略等非财务因素对于企业价值的影响,发现相较于传统的相对估值模型,PFM模型和基于PFM的实物期权模型对于成长型企业的估值具有较好的适用性,并且非财务信息对市场价值有一定影响。

本文的研究有重要的现实意义与一定的理论贡献。全国中小企业股份转让系统(NEEQ)在2006年之前主要用于北京中关村科技园的非上市股份有限公司的股权转让,是两网公司和退市公司股权代办转让系统,称为“旧三板”。从2006年开始允许中关村科技园区内的企业挂牌交易,进而解决高新技术企业的股份转让问题。为了与以前的旧三板做区分,此后挂牌的企业被称为新三板企业。自新三板设立以来,挂牌企业数逐渐增加,且近几年呈明显的上升趋势。新三板的信息披露要求没有主板市场严格,随着挂牌企业的增多,出现较多的估值问题和估值需求。2018年11月5日,国家主席习近平在首届中国国际进口博览会开幕式上宣布设立科创板,推动高新技术产业和战略新兴产业发展,高科技成长型企业的估值也成为关注的热点。本文关于成长型企业估值方法的实证分析可为现实中企业估值问题提供借鉴,有助于评估成长型企业的价值,促进实体经济的发展,具有重要的现实意义。

Myers(1977)<sup>[1]</sup>基于Scholes和Black(1973)<sup>[2]</sup>的

期权定价模型提出了实物期权的概念,将期权定价模型从期权价值评估扩展到其他标的以及企业股权价值的评估中。1999年,基于KMV模型,穆迪公司提出PFM模型以评估非上市公司信用风险,其中包括企业价值的评估方法。金辉和吴盼盼(2017)<sup>[3]</sup>结合这两种方法,选取第一批进入新三板创新层的企业样本,采用PFM模型与实物期权模型评估股权价值,验证了PFM模型的有效性及其实物期权模型的合理性。

相较于传统企业估值模型,基于PFM模型和实物期权模型的估值方法是否更适用于成长型企业估值?这是值得研究的问题。本文采用传统估值模型、PFM模型和实物期权模型评估新三板企业股权价值,比较各模型估值对市场价值的解释效力,以此评价各估值模型的适用性,可以为构建通用的成长型企业估值模型提供理论借鉴。

## 二、文献综述及评述

### (一) 传统估值方法的局限性

成长型企业具有投入高、风险高、成长性高等特征,传统估价方法难以准确地为发展潜力巨大但并不稳定的成长型企业定价。Filson和Williams(2001)<sup>[4]</sup>以亚马逊公司为例探讨了“互联网+”下企业的哪种商业模式和组织结构有利于提高企业价值,认为成长型企业缺乏盈利能力会导致估值的不确定性,因此采用传统估值方法评估成长型企业的价值比较困难。由于传统估值方法的局限性,学者陆续提出新的估值方法,且新方法具有较好的准确性,例如,Ho等(2011)<sup>[5]</sup>采用DEA(数据包络模型)方法对52家样本企业建立四种估值模型从不同方面评估企业价值,在模型估价与企业市场价值的对比中准确率达到70%。

传统估值方法的逻辑与成长型企业不符。Bartov等(2001)<sup>[6]</sup>从IPO定价的角度对企业的估值做了分析,他们将样本分为具有较大成长性的互联网公司和非互联网公司,选取每股收益、每股现金流、每股营业收入、每股净资产账面价值等财务指标,发行规模、IPO开板价格等非财务指标,发现负的现金流也能提高互联网公司估值,成长型企业的估值逻辑与传统企业的存在差异。

传统型估值方法没能反映成长特征,没考虑到企业未来预期。Liu等(2002)<sup>[7]</sup>研究了一系列相对估值指标乘数的估值表现,发现来自预期收益的市盈率

非常好地解释了股价，然后才是与传统估值模型相关的历史收益指标，现金流指标和股本账面价值指标并列第三，根据销售收入指标计算的估值效果最差。Collotto 和 Kim (2003)<sup>[8]</sup>探讨了研发费用对具有成长潜力的互联网企业估值的影响，他们发现投入高研发费用的企业在未来期间更有可能获得高估值。

## (二) 实物期权模型的发展及适用性

Scholes 和 Black (1973)<sup>[2]</sup>提出了期权定价模型。Myers (1977)<sup>[1]</sup>将期权估值模型的适用范围扩展，提出了实物期权的概念。后续学者将实物期权模型用于价值评估，验证实物期权模型的适用性。对于快速增长的创新公司的估值，Schwartz 和 Moon (2001)<sup>[9]</sup>将实物期权理论和现代资本预算理论应用于互联网公司的估值问题，开发了一个在连续时间下基于基本面的估值模型。

Quigg (1993)<sup>[10]</sup>基于西雅图的 2 700 个土地交易数据，采用实物期权模型为土地价格估值，得到实物期权模型具有较好的适用性的结论。Joos 和 Zhdanov (2008)<sup>[11]</sup>选择了投资周期长、回报不确定的新兴生物技术产业作为研究对象，对 301 家生物技术公司采用实物期权模型做分析，验证了价格与每股收益变动的规律。Guo 和 Zmeskal (2015)<sup>[12]</sup>以中国的百度公司为例，分四个场景，在收缩、扩张等假设下采用实物期权方法评估其企业价值，认为实物期权模型可为企业的战略选择提供依据。

国内也陆续有学者探讨实物期权模型对于新三板企业的价值评估适用性。为估算成长型企业股权价值，戴晓凤和李检华 (2009)<sup>[13]</sup>以高科技上市公司为例，采用实物期权模型评估了 19 家软件类上市公司的内在价值，认为实物期权模型能较好地对高科技企业进行价值评估。林海宁 (2016)<sup>[14]</sup>将 EBO 模型与实物期权模型结合起来评估股权价值，使得估值模型不仅包含确定性因素，还有不确定性因素和隐含“期权”价值，认为该方法提高了股票价值评估的科学性和合理性，得出了实物期权模型对股票价值评估有一定的现实意义的结论。高锡荣和杨建 (2017)<sup>[15]</sup>针对传统方法对互联网资产价值的忽视，基于梅特卡夫法则和企业经营适应性预期假设，提出了不确定情景下互联网资产的实物期权定价模型，利用蒙特卡洛模拟法并选取腾讯公司进行模型实测，得到实物期权模型可以精确地估算互联网资产价值的结论。

## (三) PFM 模型的发展及适用性

成长型企业由于没有股价信息或者股票价值不准确，无法准确计算得到企业价值，给需要计算企业价值的实物期权模型和部分传统模型带来了困难。为解决非上市公司的信用风险度量问题，1999 年，穆迪公司根据 KMV 模型开发出 PFM 模型 (Private Firm Model)。PFM 模型提出了估计非上市公司市场价值和波动率的方法，选择与非上市公司相近地区和行业且具有类似盈利和规模上市公司的资产价值和波动率来估算非上市公司的市场价值和波动率，进一步计算非上市公司的信用质量。戴志锋等 (2005)<sup>[16]</sup>基于中国的企业情况对 PFM 模型做调整后进行验证，证明 PFM 有一定的预测能力。陈俐伶等 (2015)<sup>[17]</sup>对 PFM 模型做改进后，对我国非上市银行的信用风险做评估，得到了较好的结果。金辉和吴盼盼 (2017)<sup>[3]</sup>选取第一批进入创新层的新三板企业为样本，采用修改的 PFM 模型评估新三板企业价值后，代入实物期权模型计算股权价值，验证了 PFM 模型与实物期权模型结合用于估值的有效性。

## (四) 非财务信息对企业价值的影响

传统的相对估值模型、PFM 模型、基于 PFM 的实物期权模型没有考虑到非财务信息，而非财务信息对于企业价值具有一定影响。周孝华和雷佳敏 (2010)<sup>[18]</sup>认为，对于高新技术企业的价值评估，传统的估值方法忽略了企业在投资中的不确定性和决策的灵活性，导致企业价值低估，考虑到实物期权所带来的灵活性价值，其首次引入公司上市的战略价值，从战略投资这一全新角度评估在创业板上市的高新技术企业的价值，建立更加适合高新技术企业的定价模型，通过算例分析证明其模型在实践中具有现实意义。韦定祥和高宏 (2017)<sup>[19]</sup>以中国证监会 2012 年分类标准下的 A 股类计算机、信息行业上市公司为拟选可比企业，分析市场占有率、创新能力、客户利润率以及社会责任对企业价值的影响，得出非财务指标对中小微企业价值评估存在重要影响的结论。

程立茹 (2013)<sup>[20]</sup>研究了互联网经济下企业价值网络创新路径，探讨了互联网经济对企业价值的影响。2015 年国务院总理李克强在政府工作报告中首次提出“互联网+”计划。郝蕾和王志章 (2016)<sup>[21]</sup>以 CSR 作用为视角探究了“互联网+”背景下顾客导向对企业绩效的影响。邢开顺 (2018)<sup>[22]</sup>在企业社会资本结构维度、企业社会资本关系维度、企业社会资

本认知维度等方面采用问卷调查方法构建层次回归模型,发现非财务信息中的“互联网+”战略对于企业绩效有积极影响。杨德明和刘泳文(2018)<sup>[23]</sup>在构建反映传统企业实施“互联网+”战略的指标基础上,采用2013年至2015年中国上市公司数据,实证检验了“互联网+”对传统企业业绩的影响以及影响的机制与路径。他们的研究发现:传统企业与互联网的融合,即非财务信息中的“互联网+”战略显著提升了公司业绩;与未实施“互联网+”的公司相比,实施“互联网+”战略的公司显著提高了每股收益、资产收益率、盈余质量。

#### (五) 文献评述

从方法论来看,传统估值模型对成长型企业特征刻画不充分,不能较好反映成长型企业的波动性和成长性,而PFM模型和结合PFM方法的实物期权模型在参数中选取了衡量企业成长性和波动性的波动率等因素,适用于成长型企业的估值。

从PFM模型和基于PFM的实物期权模型的应用方面来看,以往文献采用PFM模型和基于PFM的实物期权模型在对互联网公司、大型医药企业等成长型企业的估值中得到了较好的结果,但这些研究局限于特定行业或者单个企业,大多采用较小范围的企业样本,且对于模型参数的选取没有一致的标准,估值参数选取较为主观。

从非财务信息度量角度来看,传统估值模型、PFM模型和实物期权模型都没有直接评估市场占有率、顾客利润率、客户依赖度、创新能力、企业战略等非财务因素对于市场价值的影响。非财务信息对于企业价值存在一定的影响,本文将非财务信息量化,在企业估值中予以控制并检验非财务信息变量对企业价值的解释效力。

企业战略较难刻画,“互联网+”是企业战略的一部分,杨德明和刘泳文(2018)<sup>[23]</sup>利用文本分析的方法构建了反映企业“互联网+”战略实施与否的变量,分析了企业“互联网+”战略对于企业绩效的影响,探讨了企业战略对于企业价值的影响机制。

相较于以往的研究,本文有三点创新之处:一是选取了所有的新三板企业为估值样本,采用大样本来检验PFM模型和基于PFM方法的实物期权模型在成长型企业估值方面的适用性。二是模型参数选取为可比公司的相关参数,减少主观选取参数对于模型的影响。三是在模型中加入了衡量企业非财务信息的参数,

控制并考虑成长型企业非财务信息对企业价值的影响。

### 三、研究假设

传统的估值模型适合于传统型企业,对于新兴的互联网企业、成长型企业不具有很好的适用性,因为成长型企业的每股收益可能为负数,成长型企业的现金流也存在较大波动性,因此不适合采用现金流折现模型、P/E市盈率模型。而实物期权模型将企业整体看作一个看涨期权,在模型中充分考虑了公司的波动性,以资产和负债作为企业价值的评估要素,具有广泛的适用性,可能更适用于成长型企业估值。基于以上讨论,本文提出以下假设:

**假设一:**传统的相对估值模型、PFM模型、基于PFM的实物期权模型可能对市场价值都有较好的解释效力,但是PFM模型、基于PFM的实物期权模型相较于传统相对估值模型进一步考虑了成长型企业波动率特征和企业价值影响因素,在估值方面可能更具有优势。在传统估值模型失效或者波动较大的情况下,PFM模型、基于PFM的实物期权模型可为企业估值提供补充参考。

非财务信息在传统的相对估值模型、PFM模型、实物期权模型都没有被考虑到,市场占有率、顾客利润率、客户依赖度、创新能力、企业战略等非财务指标都可能对企业价值有显著的影响。韦定祥和高宏(2017)<sup>[19]</sup>发现非财务指标对中小微企业价值评估存在重要影响。2015年国务院总理李克强在政府工作报告中首次提出“互联网+”计划,杨德明和刘泳文(2018)<sup>[23]</sup>认为传统企业与互联网的融合显著提升了公司业绩。成长型企业结合“互联网+”战略也可能对公司业绩有显著影响,可以进一步提升企业价值,因此控制衡量企业非财务信息变量,可以讨论非财务信息是否是企业价值的影响因素。基于以上讨论,本文提出以下假设:

**假设二:**衡量成长型企业非财务信息的控制变量对于市场价值具有解释效力,需要在估值模型中考虑非财务因素。

### 四、研究方法

#### (一) 传统估值模型: 市盈率法、市销率法

市盈率、市销率模型结果取决于选定估值乘数,本文选取同行业可比上市公司的乘数作为估值乘数。

关于选取可比上市公司的方法有多种,Acford



(1992)<sup>[24]</sup>认为应该在同行的企业中采用净资产、净资产收益率作为可比企业的划分标准。Frykman 和 Toueryd 在《公司价值评估》<sup>[25]</sup>一书中提到了以下指标可以用来判断可比公司：公司规模、市场占有率、公司未来成长能力、营业收入和资金流动情况、财务及经营存在的风险、公司资本结构。胡晓明等 (2013)<sup>[26]</sup>应用模糊数学方法寻找可比公司，将可比公司的估值指标选取为待估值标的指标。

本文采用倾向得分匹配模型 (PSM 模型)，为新三板公司匹配同行业具有相似特征的上市公司，参考前人方法，本文选取 EBITDA 占营业收入的比率、营业总收入同比增长率、市净率、第一大股东持股比例、资产负债率、无形资产占总资产比率、流动资产周转率作为匹配特征。

计算市盈率法、市销率法计算的估值公式为：

$$Price_{PE} = P/E_{\text{可比公司}} \times EPS_{\text{目标企业}} \quad (1)$$

$$Price_{PS} = P/S_{\text{可比公司}} \times Sales \text{ per share}_{\text{目标企业}} \quad (2)$$

### (二) 实物期权模型

Fisher 和 Myron (1973)<sup>[2]</sup>提出期权定价模型后，后续学者逐渐将模型的适用范围延展，应用于对不确定性较大的问题如估值、公司战略路径选择等研究中。企业的股票可以视为持有企业的看涨期权，它的标的物是企业的企业价值，执行价格是负债。

$$E = S_0 \times N(d_1) - K \times e^{-rT} \times N(d_2) \quad (3)$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (4)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T} \quad (5)$$

其中， $E$  代表股权价值， $S_0$  代表企业价值， $K$  代表负债， $r$  代表无风险利率， $T$  代表期权到期期限， $\sigma$  代表股权价值的波动率， $N(d)$  表示正态分布累积概率密度函数。

本文的  $S_0$  选取以 PFM 模型估计的企业价值。 $K$  代表的执行价格，参考前人学者用不同期限种类的负债加权计算，取  $K = \text{非流动负债} \times 50\% + \text{流动负债}$ ，经检验，选取总负债为执行价格对结果不会产生显著的差异。到期时间  $T$ ，参考以往学者的研究选取 1 年。无风险利率  $r$  选取 2016 年、2017 年一年期的贷款基准利率 4.35%。关于股权价值的波动率  $\sigma$ ，为了应对新三板波动率数据缺少的问题，戴志峰等 (2015)<sup>[16]</sup>

认为非上市公司价值及其波动率的变动与可比上市公司的指标具有较强相关性，因此新三板的波动率可以参考上市可比公司。新三板企业流动负债波动率基本为零，而其股权价值的体现方式就是通过股票价格，所以可以通过股权价值的波动率就得到整体价值的波动率。基于前人文献对于非上市公司波动率的选取，本文选取波动率为倾向得分匹配 (PSM 模型) 后所得的同行业上市公司的波动率。

计算后的股权价值  $E$  除以股份数即得每股股票的实物期权模型理论价值，此处考虑到新三板企业多为非流通股，与流通股区分不大，因此股份数选取为总股份数量。

$$price_{ro_{pfm}} = \frac{E}{Stock_{num}} \quad (6)$$

### (三) Private Firm Model (PFM 模型)

PFM 模型在计算非上市公司违约概率时会评估企业价值及波动率，模型认为公司的价值与其产生现金流的能力 (EBITDA) 有关，随着公司的规模增大和分散化经营，公司的波动率随之下降，公司的波动率也与其经营风险、财务风险有关，因此模型认为公司的波动率与营业收入、资产负债率有关。PFM 模型的方法是首先对上市公司分行业回归得到行业的系数，再乘以非上市公司的对应参数值，计算得到非上市公司的企业价值和波动率，

陈俐伶等 (2015)<sup>[17]</sup>使用的修改后 PFM 模型为：

$$V = \beta_0 + \beta_1 \times \frac{EBITDA}{TA} + \beta_2 \times \text{LN}(TA) + \varepsilon \quad (7)$$

金辉和吴盼盼 (2017)<sup>[3]</sup>考虑了成长型企业无形资产占比大的特点，在 PFM 模型中添加了无形资产比例，修改后的 PFM 模型为：

$$\text{LN}(V) = \beta_0 + \beta_1 \times \frac{EBITDA}{TA} + \beta_2 \times \text{LN}(TA) + \beta_3 \times \frac{IA}{TA} + \varepsilon \quad (8)$$

其中： $V$  表示企业价值，计算公式为  $V = \text{上市公司流通股数} \times \text{股票价格} + \text{非流通股数} \times \text{每股净资产}$ ； $\varepsilon$  表示波动率，采用倾向得分匹配 (PSM 模型) 后的波动率； $EBITDA$  表示息税前利润加折旧摊销； $TA$  表示总资产； $IA$  表示无形资产。

对于待拟合的上市公司数据，本文使用金辉和吴盼盼 (2017)<sup>[3]</sup>修正后的 PFM 模型，分行业回归得

到模型系数,乘以新三板待估值企业的对应参数,由此计算得到新三板企业的企业价值  $V$ 。将企业价值  $V$  代入实物期权模型中可以计算出基于 PFM 的实物期权模型股权价值  $E$ , 计算后的股权价值  $E$  除以股份数即得每股股票基于 PFM 的实物期权模型理论价值,此处考虑到新三板企业多为非流通股,与流通股区分不大,因此股份数选取为总股份数量。

$$price_{pfm} = \frac{E}{Stock_{num}} \quad (9)$$

## 五、研究设计与数据

### (一) 样本与数据

本文选取所有新三板企业作为研究对象,基于新三板企业 2016 年和 2017 年的年报数据,计算新三板企业在 2016 年年末和 2017 年年末的模型价值,采用估值时点之后的 2017 年和 2018 年市场股票交易均价作为市场价值,讨论模型估值对于市场价值的解释效力。

本文首先对所有新三板企业做倾向得分匹配,获得对照企业和输入估值模型的参数,然后计算不同模型的估值,分析估值以及非财务信息对于实际价值的解释效力。本文按照如下标准删除样本:一是删除 ST 的新三板企业样本。新三板中 ST 的股票是至少存在以下事项之一的企业:净资产为负值、审计报告为否定或者无法表示意见、年报未按期披露等,可能影响数据的真实性。二是删除倾向得分匹配模型没有匹配到同类上市公司的样本。匹配特征有  $EBITDA$  占营业收入的比率、营业总收入同比增长率、市净率、第一大股东持股比率、资产负债率、无形资产占总资产比率、流动资产周转率,部分新三板企业由于数据缺失、异常等没有匹配到同行业可比上市公司。为了比较不同模型的估值效力,需要剔除没有对照的样本。三是剔除了金融行业的样本。考虑到金融行业的业务特殊性,予以剔除。四是在 1% 水平上采用 Winsorize 处理消除极端值的影响。

本文的数据来源于 Wind 金融数据库、东方财富 Choice 金融数据库、全国中小企业股份转让系统。

### (二) 变量选取及计量模型

为验证假设一中不同模型估值对实际股票价格的解释效力,自变量选取为 2017 年、2018 年全年的股票交易均价,因变量为模型估值,包括 PFM 模型、

基于 PFM 的实物期权模型、市盈率和市销率模型计算的理论价值。

影响企业估值的其他因素需要选取为控制变量,控制变量的选取参考了韦定祥和高宏 (2017)<sup>[19]</sup> 以及杨德明和刘泳文 (2018)<sup>[23]</sup> 的方法,为对比不同模型估值对于市场价格的解释效力,需要考虑公司治理、企业背景、资产负债率、企业规模、周转率等因素,因此控制变量选取为衡量公司治理方面两职合一的哑变量、最终控制人背景的哑变量、财务杠杆、公司规模、毛利率、流动资产周转率以及主营业务成本与销售费用之和除以销售收入。市场流动性是影响股票价格与内在价值的因素,考虑到新三板的做市商制度、分层制度可能影响流动性,将它们选取为控制变量。2016 年 6 月新三板开始分层为创新层和基础层,不同层级的企业会受到差异化的监管,机构投资者的投资态度也会倾向于创新层的企业,导致创新层的企业流动性可能与基础层不同,因此设置反映新三板企业分层是否属于创新层的哑变量。2014 年 8 月新三板引入做市商制度,提供双向报价,为股票交易提升了流动性,并且理论上做市商越多,交易价格与其内在价值的差异越低,因此选取企业的做市商个数作为控制变量。

为验证假设二,需要构建衡量企业非财务信息的控制变量并检验其解释效力。本文参考韦定祥和高宏 (2017)<sup>[19]</sup> 的方法,构建以下非财务信息变量(见表 1):市场占有率、顾客利润率、客户依赖度、创新能力、“互联网+”战略。关于“互联网+”战略的构建,杨德明和刘泳文 (2018)<sup>[23]</sup> 找出关于“互联网+”的若干关键词,阅读年报中董事会报告部分,判断每家公司对“互联网+”的实施程度并打分。同时,为了避免主观判断,杨德明和刘泳文 (2018)<sup>[23]</sup> 构建了一个不存在主观判断的哑变量,如果公司在年报中披露了“互联网+”的相关信息设置为 1,否则为 0。

本文参考杨德明和刘泳文 (2018)<sup>[23]</sup> 构建企业实施“互联网+”战略程度分类变量的方法。由于新三板年度报告与 A 股上市公司年度报告格式不同,本文选取商业模式、公司发展战略文段而非董事会报告部分做文本分析,判断每家公司在商业模式和企业战略方面对“互联网+”战略的实施程度。为避免主观判断的问题,先确定反映企业实施“互联网+”战略的关键词,再编写程序从企业年报中提取出披露公司的商业模式和公司发展战略文段,采用文本分析的方法,若文段中包含关键词,则设置“互联网+”战略

的哑变量为1，否则为0。具体流程如下：

第一步：甄别出关于“互联网+”的若干关键词，关键词包含“互联网”“互联网商业模式”“互联网时代”“互联网思维”“移动互联网”“Internet”“互联网+”“电子商务”“线上线下”“O2O”“B2B”“C2C”“B2C”“C2B”。

第二步：编写程序匹配文本，提取新三板公司年度报告中关于商业模式、公司发展战略的描述文段。

第三步：统计关键词在商业模式、公司发展战略中提及次数，构建哑变量反映企业是否实施“互联网+”战略。

本文选取变量的定义见表1。

表1 变量定义

变量类型	变量	定义
被解释变量	<i>price_mkt</i>	估值时点往后一年的股票市场交易价格均价
解释变量	<i>price_pfm</i>	根据 PFM 模型估计的价格
	<i>price_ro_pfm</i>	基于 PFM 模型的实物期权模型估计的价格
	<i>price_pe</i>	市盈率模型估计的价格
	<i>price_ps</i>	市销率模型估计的价格
控制变量 (非财务信息)	<i>internet</i>	取1表示年报的商业模式和战略披露了“互联网+”相关信息，取0表示其他，反映“互联网+”战略
	<i>dependency</i>	前5大顾客的购买规模占主营业务收入的比重，反映客户依赖度
	<i>mkt_Share</i>	主营业务收入占行业主营业务收入总额的比例，反映市场占有率
	<i>innovation</i>	研发支出总额占主营业务收入的比重，反映创新能力
	<i>growth</i>	主营业务收入的增长率，反映客户忠诚度及成长能力
控制变量	<i>cost</i>	主营营业成本与销售费用之和除以销售收入
	<i>lev</i>	财务杠杆，负债总额/资产总额
	<i>liq</i>	流动资产周转率
	<i>margin</i>	毛利率
	<i>size</i>	公司规模，公司总资产的对数
	<i>soe</i>	取1表示最终控制人为国有，取0为其他
	<i>dual</i>	两职合一，取1表示董事长、总经理两职合一，取0表示其他
	<i>create</i>	取1表示处于新三板创新层，取0表示其他
<i>mkt_maker</i>	新三板企业的做市商家数	

基于以上分析的回归模型如下：

$$price_{mkt} = \beta_0 + \beta_1 \times price_{model} + \sum_{i=2}^n \beta_i \times ControlVar_i + \varepsilon \quad (10)$$

(三) 描述性统计和相关性分析

对于2017年数据，从所有新三板企业中，剔除

了金融行业、ST企业后，经过倾向得分匹配并在1%的水平上对因变量和控制变量中的连续型变量做Winsorize（缩尾）处理，剔除极端值后，样本量为2709个。基于2017年匹配样本，更换为2016年度数据重复以上操作，剔除掉当年尚未挂牌新三板的企业，剔除极端值后，剩余样本共计2617个。变量的描述性统计见表2。

表2 变量的描述性统计

变量名称	2016年度数据 (obs = 2 617)				2017年度数据 (obs = 2 709)			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
<i>dual</i>	0.564	0.496	0.000	1.000	0.563	0.496	0.000	1.000
<i>margin</i>	34.830	15.750	3.451	88.410	32.780	16.050	-7.999	88.090

续前表

变量名称	2016 年度数据 (obs = 2 617)				2017 年度数据 (obs = 2 709)			
	mean	sd	min	max	mean	sd	min	max
<i>liq</i>	1.246	0.683	0.204	4.552	1.238	0.732	0.143	5.031
<i>price_pfm</i>	18.420	15.730	0.969	121.900	19.560	11.010	3.195	78.670
<i>size</i>	18.820	0.942	16.440	21.690	18.980	0.960	16.200	21.730
<i>cost</i>	0.730	0.132	0.252	1.100	0.755	0.138	0.276	1.388
<i>soe</i>	0.017	0.129	0.000	1.000	0.015	0.122	0.000	1.000
<i>mkt_maker</i>	1.705	2.811	0.000	14.000	1.439	2.680	0.000	16.000
<i>lev</i>	38.940	17.660	4.270	81.720	39.550	18.050	3.793	88.760
<i>internet</i>	0.284	0.451	0.000	1.000	0.287	0.452	0.000	1.000
<i>create</i>	0.188	0.391	0.000	1.000	0.247	0.432	0.000	1.000
<i>price_ro_pfm</i>	18.130	15.340	1.076	121.300	19.290	10.770	3.200	78.710
<i>growth</i>	28.000	86.220	-80.350	1 815.000	26.130	101.400	-83.770	3 477.000
<i>price_pe</i>	22.880	60.630	-211.900	533.000	12.170	30.800	-106.600	218.700
<i>price_ps</i>	12.530	18.120	0.195	137.300	13.270	16.420	0.116	114.300
<i>price_mkt</i>	7.995	8.263	0.453	64.660	7.275	7.862	0.333	64.340
<i>dependency</i>	48.570	23.130	3.940	99.880	48.250	23.260	4.340	99.630
<i>mkt_share</i>	0.001	0.004	8.67E-06	0.088	0.001	0.004	3.51E-06	0.085
<i>innovation</i>	0.070	0.070	0.000	0.600	0.016	0.039	0.000	0.295

从变量描述性统计来看,不同估值模型得到的理论价值均值和方差均不同。PFM模型和基于PFM的实物期权模型得出的估值结果较为相似,PE和PS估值方法得到的极端异常值较多,且PE模型存在负值的情况,标准差较大,估值为负数说明传统估值方法在一定情况下失效。两职合一哑变量平均值为56.4%,说明半数以上的样本新三板企业董事长兼任总经理。毛利率、流动资产周转率、企业规模、主营营业成本

与销售费用之和除以销售收入、做市商家数、财务杠杆分布较广,标准差较大,体现出样本企业的多样性。有28%的样本企业实施了“互联网+”战略,最终控制人为国有背景的不足2%。从非财务信息来看,样本企业所占市场份额均值约为千分之一,对客户依赖大,年平均营业收入增长率高于26%,且注重研发投入,这些都体现了成长型企业的特点。

表3、表4是主要变量的相关性分析。

表3 2017年度主要变量相关性分析

2017 年度	<i>price_mkt</i>	<i>price_pe</i>	<i>price_ps</i>	<i>price_ro_pfm</i>	<i>price_pfm</i>	<i>internet</i>	<i>dependency</i>	<i>innovation</i>	<i>growth</i>	<i>mkt_share</i>
<i>price_mkt</i>	1									
<i>price_pe</i>	0.188***	1								
<i>price_ps</i>	0.171***	0.250***	1							
<i>price_ro_pfm</i>	0.217***	0.271***	0.296***	1						
<i>price_pfm</i>	0.210***	0.266***	0.298***	0.997***	1					
<i>internet</i>	0.098***	-0.008	0.134***	0.010	0.009	1				
<i>dependency</i>	-0.032*	-0.046**	-0.083***	-0.047**	-0.046**	-0.066***	1			
<i>innovation</i>	0.164***	0.024	0.043**	0.016	0.012	0.146***	-0.031	1		
<i>growth</i>	0.075***	0.069***	0.032*	0.041**	0.041**	0.019	0.057***	-0.014	1	
<i>mkt_share</i>	0.074***	0.085***	0.173***	0.007	0.004	0.023	-0.069***	-0.028	0.004	1

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

表 4 2016 年度主要变量相关性分析

2016 年度	<i>price_mkt</i>	<i>price_pe</i>	<i>price_ps</i>	<i>price_ro_pfm</i>	<i>price_pfm</i>	<i>internet</i>	<i>dependency</i>	<i>innovation</i>	<i>growth</i>	<i>mkt_share</i>
<i>price_mkt</i>	1									
<i>price_pe</i>	0.132***	1								
<i>price_ps</i>	0.243***	0.154***	1							
<i>price_ro_pfm</i>	0.164***	0.113***	0.276***	1						
<i>price_pfm</i>	0.159***	0.112***	0.280***	0.998***	1					
<i>internet</i>	0.093***	0.068***	0.120***	0.245***	0.244***	1				
<i>dependency</i>	-0.019	-0.009	-0.069***	-0.050**	-0.048**	-0.050**	1			
<i>innovation</i>	0.048**	-0.045**	-0.033*	0.158***	0.152***	0.114***	0.046**	1		
<i>growth</i>	0.177***	0.075***	0.091***	0.078***	0.079***	0.067***	0.090***	-0.016	1	
<i>mkt_share</i>	0.078***	0.037*	0.089***	0.013	0.011	0.041**	-0.027	-0.136***	0.064***	1

从主要变量的相关性系数表来看，市场价值与几个模型估值存在较弱的相关性，说明估值模型能反映一部分市场价值；市场价值与非财务变量的相关性也较显著，说明非财务变量可能对于企业价值具有一定的影响。PFM 模型估值和基于 PFM 模型的实物期权模型估值相关性较高，因为实物期权模型是将 PFM 计算的企业价值代入进一步计算得到的估值，两个模型的计算过程较为相似。总体来看，变量之间相关性

较弱，能较好地避免多重共线性。

### 六、实证检验

表 5、表 6 汇报了控制非财务变量前后估值模型基于稳健标准误的回归结果。两年的回归结果中 PFM 模型、基于 PFM 的实物期权模型、PE 和 PS 模型的估值系数均在 1% 的显著性水平上显著，说明模型估值对于市场价格均有显著的解释效力。

表 5 2017 年度估值模型解释效力回归结果

2017 年度	控制非财务信息影响				未控制非财务信息影响			
	PFM 模型	基于 PFM 的实物期权模型	PE	PS	PFM 模型	基于 PFM 的实物期权模型	PE	PS
<i>price_pfm</i>	0.129*** (0.0167)				0.128*** (0.0168)			
<i>price_ro_pfm</i>		0.132*** (0.0171)				0.131*** (0.0172)		
<i>price_pe</i>			0.0276*** (0.00586)				0.0270*** (0.00589)	
<i>price_ps</i>				0.0621*** (0.0114)				0.0675*** (0.0115)
<i>internet</i>	1.118*** (0.348)	1.121*** (0.348)	1.166*** (0.352)	0.862** (0.353)				
<i>dependency</i>	0.0136** (0.00647)	0.0135** (0.00647)	0.0111* (0.00655)	0.0121* (0.00657)				
<i>innovation</i>	15.76** (6.370)	15.83** (6.369)	17.23*** (6.375)	14.94** (6.332)				

续前表

2017 年度	控制非财务信息影响				未控制非财务信息影响			
变量	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS
<i>growth</i>	0.002 62 (0.002 34)	0.002 64 (0.002 34)	0.002 39 (0.002 42)	0.002 53 (0.002 49)				
<i>mkt_share</i>	87.24 ** (43.31)	86.64 ** (43.20)	87.59 ** (43.97)	66.79 (43.31)				
<i>create</i>	2.007 *** (0.508)	2.007 *** (0.508)	1.892 *** (0.517)	2.023 *** (0.516)	3.106 *** (0.401)	3.110 *** (0.401)	3.082 *** (0.407)	3.018 *** (0.400)
<i>mkt_maker</i>	-0.547 *** (0.053 4)	-0.546 *** (0.053 4)	-0.537 *** (0.053 7)	-0.541 *** (0.053 7)	-0.533 *** (0.053 0)	-0.532 *** (0.053 0)	-0.522 *** (0.053 3)	-0.530 *** (0.053 3)
<i>dual</i>	0.496 * (0.271)	0.497 * (0.271)	0.465 * (0.274)	0.456 * (0.273)	0.544 ** (0.273)	0.545 ** (0.273)	0.520 * (0.276)	0.493 * (0.274)
<i>margin</i>	0.084 8 *** (0.020 7)	0.084 7 *** (0.020 7)	0.089 0 *** (0.021 2)	0.088 8 *** (0.021 0)	0.086 3 *** (0.019 9)	0.086 4 *** (0.019 8)	0.093 1 *** (0.020 3)	0.089 8 *** (0.020 2)
<i>liq</i>	0.989 *** (0.211)	0.981 *** (0.211)	1.044 *** (0.211)	0.924 *** (0.218)	0.984 *** (0.202)	0.977 *** (0.202)	1.052 *** (0.204)	0.877 *** (0.205)
<i>size</i>	1.237 *** (0.182)	1.219 *** (0.182)	1.001 *** (0.184)	1.020 *** (0.186)	1.206 *** (0.169)	1.188 *** (0.169)	0.982 *** (0.173)	0.966 *** (0.172)
<i>cost</i>	0.991 (2.232)	1.034 (2.231)	-0.403 (2.303)	-1.813 (2.242)	0.639 (2.200)	0.691 (2.200)	-0.553 (2.262)	-2.176 (2.212)
<i>soe</i>	-0.601 (0.847)	-0.592 (0.847)	-0.807 (0.872)	-0.777 (0.902)	-0.525 (0.873)	-0.517 (0.872)	-0.744 (0.898)	-0.702 (0.918)
<i>lev</i>	-0.049 2 *** (0.008 71)	-0.046 5 *** (0.008 61)	-0.031 8 *** (0.008 52)	-0.037 0 *** (0.008 55)	-0.049 7 *** (0.008 69)	-0.047 0 *** (0.008 59)	-0.032 7 *** (0.008 53)	-0.037 5 *** (0.008 52)
常数项	-22.92 *** (4.397)	-22.74 *** (4.394)	-15.98 *** (4.442)	-15.32 *** (4.505)	-21.00 *** (4.069)	-20.82 *** (4.068)	-14.64 *** (4.115)	-13.11 *** (4.147)
<i>Obs</i>	2 709	2 709	2 709	2 709	2 709	2 709	2 709	2 709
<i>R-squared</i>	0.162	0.162	0.143	0.147	0.150	0.150	0.130	0.139

注：括号内为稳健标准误。下同。

表 6 2016 年度估值模型解释效力回归结果

2016 年度	控制非财务信息影响				未控制非财务信息影响			
变量	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS
<i>price_pfm</i>	0.068 2 *** (0.012 3)				0.076 1 *** (0.012 3)			
<i>price_ro_pfm</i>		0.069 6 *** (0.012 6)				0.077 6 *** (0.012 6)		

续前表

2016年度	控制非财务信息影响				未控制非财务信息影响			
	PFM模型	基于PFM的 实物期权模型	PE	PS	PFM模型	基于PFM的 实物期权模型	PE	PS
<i>price_pe</i>			0.006 97 ** (0.003 51)				0.007 80 ** (0.003 52)	
<i>price_ps</i>				0.088 2 *** (0.012 1)				0.093 2 *** (0.012 4)
<i>internet</i>	0.291 (0.351)	0.295 (0.350)	0.752 ** (0.349)	0.437 (0.346)				
<i>dependency</i>	0.008 12 (0.006 77)	0.008 11 (0.006 77)	0.004 74 (0.006 76)	0.008 03 (0.006 57)				
<i>innovation</i>	0.997 (2.710)	0.999 (2.711)	2.757 (2.735)	1.382 (2.667)				
<i>growth</i>	0.013 4 *** (0.003 15)	0.013 4 *** (0.003 15)	0.014 2 *** (0.003 29)	0.013 3 *** (0.002 96)				
<i>mkt_share</i>	13.96 (41.83)	13.07 (41.76)	23.95 (42.95)	12.49 (41.88)				
<i>create</i>	3.654 *** (0.516)	3.658 *** (0.516)	3.746 *** (0.525)	3.440 *** (0.514)	3.634 *** (0.517)	3.638 *** (0.517)	3.804 *** (0.528)	3.442 *** (0.516)
<i>mkt_maker</i>	-0.030 4 (0.075 0)	-0.030 0 (0.075 0)	-0.026 8 (0.075 3)	-0.021 1 (0.074 3)	-0.029 4 (0.075 5)	-0.028 9 (0.075 5)	-0.017 2 (0.075 9)	-0.017 1 (0.074 8)
<i>dual</i>	0.608 ** (0.292)	0.605 ** (0.292)	0.596 ** (0.296)	0.645 ** (0.288)	0.602 ** (0.297)	0.600 ** (0.297)	0.617 ** (0.301)	0.651 ** (0.293)
<i>margin</i>	0.036 8 * (0.021 4)	0.037 0 * (0.021 4)	0.039 4 * (0.021 7)	0.042 8 ** (0.021 0)	0.024 5 (0.020 8)	0.024 8 (0.020 8)	0.037 8 * (0.021 1)	0.033 5 (0.020 6)
<i>liq</i>	1.277 *** (0.248)	1.275 *** (0.248)	1.073 *** (0.252)	0.766 *** (0.240)	1.580 *** (0.228)	1.578 *** (0.228)	1.396 *** (0.239)	1.036 *** (0.225)
<i>size</i>	1.539 *** (0.198)	1.531 *** (0.198)	1.398 *** (0.197)	1.282 *** (0.191)	1.485 *** (0.182)	1.475 *** (0.181)	1.296 *** (0.180)	1.188 *** (0.175)
<i>cost</i>	-10.43 *** (2.603)	-10.39 *** (2.601)	-9.862 *** (2.644)	-9.450 *** (2.546)	-13.06 *** (2.621)	-13.01 *** (2.619)	-11.73 *** (2.648)	-11.86 *** (2.580)
<i>soe</i>	-2.109 ** (0.819)	-2.114 ** (0.820)	-2.267 *** (0.821)	-2.110 *** (0.812)	-2.208 *** (0.813)	-2.214 *** (0.815)	-2.387 *** (0.819)	-2.212 *** (0.802)
<i>lev</i>	-0.037 1 *** (0.008 96)	-0.035 4 *** (0.008 93)	-0.032 3 *** (0.009 04)	-0.040 1 *** (0.008 94)	-0.036 1 *** (0.009 03)	-0.034 3 *** (0.009 00)	-0.031 7 *** (0.009 14)	-0.039 3 *** (0.009 03)
常数项	-17.92 *** (4.764)	-17.88 *** (4.763)	-14.74 *** (4.793)	-13.15 *** (4.690)	-14.18 *** (4.311)	-14.11 *** (4.309)	-10.84 ** (4.338)	-8.754 ** (4.260)
<i>Obs</i>	2 617	2 617	2 617	2 617	2 617	2 617	2 617	2 617
<i>R-squared</i>	0.187	0.187	0.174	0.206	0.167	0.166	0.149	0.185

从回归的  $R$ -squared 和估值模型的系数显著性来看, PFM 模型、基于 PFM 的实物期权模型和传统估值模型都可用于成长型企业的估值。但是 PFM 模型和基于 PFM 的实物期权模型的  $R$ -squared 较稳定, 而传统估值模型存在一定的波动性。因为从模型的输入参数来看, PFM 模型和基于 PFM 的实物期权模型考虑了可比上市公司的波动率和本公司的资产、负债、企业价值等参数, 估值结果的波动性相对不大, 而由于成长型企业的收益可能为负数或者很少, 销售额也可能存在较大的波动性, 市盈率和市销率等传统估值模型得出的估值结果可能存在较大波动。传统估值模型由于参数输入较少, 刻画企业价值的指标较少, 随年份变动估值结果也就存在较大的波动性。这也验证了本文假设一, 即在传统估值模型失效或者波动较大的情况下, PFM 模型、基于 PFM 的实物期权模型可为企业估值提供参考。

企业价值可能受非财务信息影响, 本文选取了五个非财务变量, 用以对比验证。从 2016 年和 2017 年

的数据来看, 加入非财务信息作为控制变量后, 模型的解释力度得到显著提高, 且至少一个非财务变量具有较高的显著性。这验证了本文假设二, 即非财务信息对于市场价值具有解释效力, 在建立成长型企业估值模型时需要考虑非财务因素。

## 七、稳健性检验

本文选取估值时点后一年股票交易均价进行回归, 原因如下: 一是所选取的变量均来源于企业年度报告, 估值时点后一年股票交易均价能够充分反映企业价值。二是新三板企业的股票交易量较小, 一年的成交次数不多, 且价格差距较大, 选取估值时点后一年股票交易均价对于企业价值反映较为客观。

考虑到规模大的公司股票交易相对活跃且股价被操纵的可能性较低, 本文选取总资产前 50% 的样本, 对假设一和假设二进行稳健性检验, 结果如表 7 和表 8 所示。

表 7 2017 年度稳健性检验回归结果

2017 年度 变量	控制非财务信息影响				未控制非财务信息影响			
	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS
<i>price_pfm</i>	0.144*** (0.0227)				0.144*** (0.0230)			
<i>price_ro_pfm</i>		0.146*** (0.0232)				0.145*** (0.0236)		
<i>price_pe</i>			0.0299*** (0.00683)				0.0291*** (0.00690)	
<i>price_ps</i>				0.0607*** (0.0145)				0.0678*** (0.0148)
<i>internet</i>	1.512*** (0.520)	1.513*** (0.521)	1.687*** (0.525)	1.346*** (0.522)				
<i>dependency</i>	0.0132 (0.00891)	0.0132 (0.00891)	0.00941 (0.00896)	0.0112 (0.00910)				
<i>innovation</i>	19.70** (9.437)	19.80** (9.439)	20.53** (9.369)	17.54* (9.316)				
<i>growth</i>	0.00427 (0.00355)	0.00427 (0.00356)	0.00398 (0.00347)	0.00448 (0.00374)				
<i>mkt_share</i>	89.83** (44.22)	89.25** (44.08)	81.27* (44.55)	65.32 (43.72)				
<i>create</i>	1.673*** (0.645)	1.674*** (0.646)	1.662** (0.657)	1.739*** (0.655)	2.853*** (0.499)	2.859*** (0.499)	2.902*** (0.509)	2.767*** (0.493)



续前表

2017 年度	控制非财务信息影响				未控制非财务信息影响			
变量	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS
<i>mkt_maker</i>	-0.530 *** (0.062 8)	-0.530 *** (0.062 9)	-0.527 *** (0.063 5)	-0.521 *** (0.062 9)	-0.506 *** (0.062 3)	-0.506 *** (0.062 4)	-0.501 *** (0.063 0)	-0.500 *** (0.062 6)
<i>dual</i>	0.533 (0.377)	0.532 (0.378)	0.619 (0.382)	0.565 (0.380)	0.652 * (0.383)	0.652 * (0.383)	0.753 * (0.388)	0.663 * (0.383)
<i>margin</i>	0.073 6 ** (0.030 5)	0.073 6 ** (0.030 5)	0.075 4 ** (0.029 4)	0.078 2 *** (0.029 9)	0.081 1 *** (0.028 3)	0.081 3 *** (0.028 4)	0.087 5 *** (0.027 4)	0.086 7 *** (0.028 0)
<i>liq</i>	0.927 *** (0.264)	0.922 *** (0.264)	0.899 *** (0.265)	0.826 *** (0.267)	0.938 *** (0.271)	0.932 *** (0.271)	0.926 *** (0.277)	0.798 *** (0.271)
<i>size</i>	1.610 *** (0.396)	1.591 *** (0.397)	1.305 *** (0.404)	1.332 *** (0.407)	1.744 *** (0.386)	1.723 *** (0.387)	1.423 *** (0.397)	1.379 *** (0.396)
<i>cost</i>	-4.632 (3.059)	-4.616 (3.061)	-5.474 * (3.008)	-7.360 ** (2.991)	-4.505 (2.995)	-4.478 (2.998)	-4.869 (2.970)	-7.141 ** (2.977)
<i>soe</i>	-1.003 (0.740)	-1.007 (0.740)	-1.221 * (0.705)	-1.163 (0.762)	-0.886 (0.806)	-0.890 (0.805)	-1.147 (0.781)	-1.065 (0.815)
<i>lev</i>	-0.056 3 *** (0.012 4)	-0.053 6 *** (0.012 3)	-0.040 6 *** (0.012 7)	-0.046 8 *** (0.012 7)	-0.057 5 *** (0.012 2)	-0.054 9 *** (0.012 1)	-0.042 7 *** (0.012 6)	-0.048 1 *** (0.012 5)
常数项	-25.89 *** (8.875)	-25.62 *** (8.875)	-17.51 * (8.987)	-16.71 * (9.119)	-27.67 *** (8.441)	-27.37 *** (8.441)	-19.60 ** (8.553)	-17.08 ** (8.657)
<i>Obs</i>	1 353	1 353	1 353	1 353	1 353	1 353	1 353	1 353
<i>R-squared</i>	0.217	0.216	0.200	0.202	0.196	0.196	0.178	0.186

表 8 2016 年度稳健性检验回归结果

2016 年度	控制非财务信息影响				未控制非财务信息影响			
变量	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS	PFM 模型	基于 PFM 的 实物期权模型	PE	PS
<i>price_pfm</i>	0.056 5 *** (0.017 0)				0.070 1 *** (0.017 2)			
<i>price_ro_pfm</i>		0.058 1 *** (0.017 7)				0.071 9 *** (0.017 9)		
<i>price_pe</i>			0.011 0 * (0.006 10)				0.012 2 ** (0.006 06)	
<i>price_ps</i>				0.080 6 *** (0.015 8)				0.087 4 *** (0.015 9)
<i>internet</i>	1.596 *** (0.536)	1.600 *** (0.536)	1.898 *** (0.545)	1.442 *** (0.544)				
<i>dependency</i>	0.008 97 (0.010 2)	0.009 00 (0.010 2)	0.005 12 (0.010 1)	0.008 64 (0.009 80)				
<i>innovation</i>	3.781 (5.708)	3.766 (5.708)	6.542 (5.706)	3.479 (5.697)				
<i>growth</i>	0.010 4 ** (0.004 45)	0.010 4 ** (0.004 46)	0.010 5 ** (0.004 48)	0.010 1 ** (0.004 17)				

续前表

2016 年度	控制非财务信息影响				未控制非财务信息影响			
变量	PFM 模型	基于 PFM 的实物期权模型	PE	PS	PFM 模型	基于 PFM 的实物期权模型	PE	PS
<i>mkt_share</i>	-2.974 (42.42)	-3.550 (42.38)	-0.022 4 (43.32)	-7.907 (42.34)				
<i>create</i>	3.706 *** (0.641)	3.707 *** (0.641)	3.756 *** (0.659)	3.487 *** (0.645)	3.877 *** (0.646)	3.880 *** (0.646)	4.002 *** (0.671)	3.648 *** (0.653)
<i>mkt_maker</i>	-0.064 7 (0.088 3)	-0.064 6 (0.088 3)	-0.058 0 (0.088 8)	-0.046 2 (0.087 6)	-0.050 2 (0.088 3)	-0.049 9 (0.088 3)	-0.035 2 (0.089 0)	-0.030 1 (0.087 6)
<i>dual</i>	0.615 (0.434)	0.615 (0.434)	0.638 (0.435)	0.618 (0.428)	0.697 (0.441)	0.698 (0.441)	0.751 * (0.442)	0.696 (0.433)
<i>margin</i>	0.012 0 (0.033 2)	0.011 9 (0.033 2)	0.007 06 (0.034 1)	0.020 1 (0.032 6)	0.009 46 (0.033 4)	0.009 33 (0.033 4)	0.016 8 (0.034 2)	0.018 9 (0.032 9)
<i>liq</i>	1.850 *** (0.339)	1.851 *** (0.339)	1.563 *** (0.349)	1.346 *** (0.328)	2.048 *** (0.330)	2.048 *** (0.330)	1.710 *** (0.347)	1.477 *** (0.322)
<i>size</i>	1.987 *** (0.439)	1.977 *** (0.440)	1.935 *** (0.437)	1.844 *** (0.422)	1.733 *** (0.411)	1.717 *** (0.412)	1.641 *** (0.412)	1.575 *** (0.400)
<i>cost</i>	-20.57 *** (4.569)	-20.56 *** (4.568)	-20.02 *** (4.601)	-19.08 *** (4.415)	-21.76 *** (4.623)	-21.75 *** (4.622)	-19.87 *** (4.623)	-20.06 *** (4.496)
<i>soe</i>	-2.593 *** (0.755)	-2.596 *** (0.757)	-2.698 *** (0.773)	-2.563 *** (0.749)	-2.603 *** (0.765)	-2.608 *** (0.767)	-2.733 *** (0.786)	-2.577 *** (0.748)
<i>lev</i>	-0.052 1 *** (0.013 0)	-0.050 8 *** (0.013 0)	-0.049 5 *** (0.012 9)	-0.058 9 *** (0.013 0)	-0.049 7 *** (0.013 1)	-0.048 2 *** (0.013 1)	-0.048 3 *** (0.013 1)	-0.057 0 *** (0.013 2)
常数项	-18.52 * (9.512)	-18.38 * (9.515)	-16.91 * (9.557)	-16.26 * (9.404)	-11.98 (8.911)	-11.75 (8.914)	-10.70 (8.988)	-9.510 (8.843)
<i>Obs</i>	1 303	1 303	1 303	1 303	1 303	1 303	1 303	1 303
<i>R-squared</i>	0.227	0.227	0.224	0.250	0.209	0.209	0.203	0.235

选取总资产前 50% 的样本回归得到的稳健性回归结果显示各模型估值系数在 1% 及 10% 的显著性水平上显著, PFM 模型及基于 PFM 的实物期权模型估值在 2017 年度的解释效力优于传统估值模型, 2016 年度其解释效力与传统估值模型相近, 加入非财务变量后模型解释效力得到显著提升, 非财务信息变量至少有一个在 1% 的显著性水平上显著, 结论未发生实质性改变。

## 八、研究结论

本文探讨 PFM 模型和基于 PFM 方法的实物期权模型在成长型企业估值中的适用性, 并且考虑并控制了非财务因素对于估值的影响。基于 2016 和 2017 年的新三板数据, 通过倾向得分匹配得到可比上市公司后, 结合新三板企业相关数据, 使用可比公司的波动

率、PE 和 PS 模型估值乘数, 分别采用 PFM 模型、基于 PFM 方法的实物期权模型、PE 和 PS 模型对新三板企业股权价值做评估, 以基于稳健标准误的 OLS 回归分别比较各模型对于市场价格的解释效力, 并且考虑到企业价值的一部分源自于非财务信息, 在模型中控制并对比市场占有率、顾客利润率、客户依赖度、创新能力、基于企业年报文本分析的衡量企业是否实施“互联网+”战略的非财务信息变量对于市场价值的解释效力。

结果显示, 在控制了相关变量后, 各模型计算得到的估值均具有显著的解释效力, 说明四个估值模型都适用于成长型企业的估值, 但是 PFM 模型和基于 PFM 的实物期权模型相比于 PE、PS 模型更稳定。在传统方法估值为负数等失效情况下, PFM 模型、基于 PFM 方法的实物期权模型估值可以作为参考。这

说明相较于传统的 PE、PS 模型, PFM 模型和基于 PFM 的实物期权模型不仅能恰当地评估成长型企业价值而且相较于传统估值模型具有更好的稳定性, 因为 PFM 模型和基于 PFM 的实物期权模型考虑了成长型企业的波动性参数和企业价值影响因素。

本文在估值模型中还考虑了非财务信息的因素, 这部分是 PFM 模型和基于 PFM 的实物期权模型以及传统估值模型都没有考虑到的, 衡量非财务信息的

市场占有率、顾客利润率、客户依赖度、创新能力、“互联网+”变量对于市场价值具有较好的解释效力, 说明在对成长型企业的估值模型中还可以考虑企业个体的非财务信息因素, 在估值模型中加入衡量企业非财务信息的变量。刻画成长型企业价值的特征很多, 在未来的研究中还需要从更多维度考虑影响企业价值的因素, 进一步完善成长型企业估值模型。

## 参考文献

- [1] Myers S C. Determinants of Corporate Borrowing [J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5 (2): 147-175.
- [2] Scholes M S, Black F S. The Pricing of Options and Corporate Liabilities [J]. The Journal of Political Economy, 1973, 81 (3): 637-654.
- [3] 金辉, 吴盼盼. 基于 PFM 模型的新三板股权价值评估 [J]. 经济数学, 2017 (3): 96-103.
- [4] Filson D, Williams K. The Impact of E-commerce Strategies on Firm Value: Lessons from Amazon.com [R]. Claremont Colleges Working Papers, 2001 (25).
- [5] Ho C T B, Liao C K, Kim H T. Valuing Internet Companies: A DEA-based Multiple Valuation Approach [J]. The Journal of the Operational Research Society, 2011, 62 (12): 2097-2106.
- [6] Bartov E, Mohanram P, Seethamraju C. Valuation of Internet Stocks—An IPO Perspective [J]. Journal of Accounting Research, 2002, 40 (2): 321-346.
- [7] Liu J, Nissim D, Thomas J K. Equity Valuation Using Multiples [J]. Journal of Accounting Research, 2002, 40 (1): 135-172.
- [8] Gollotto J C, Kim S. Market Valuation of Dot Com Companies: R&D Versus Hype [J]. Managerial Finance, 2003, 29 (11): 61-72.
- [9] Schwartz E S, Moon M. Rational Pricing of Internet Companies Revisited [J]. The Financial Review, 2001, 36 (4): 7-26.
- [10] Quigg L. Empirical Testing of Real Option-pricing Models [J]. The Journal of Finance, 1993, 48 (2): 621-640.
- [11] Joos P, Zhdanov A. Earnings and Equity Valuation in the Biotech Industry: Theory and Evidence [J]. Financial Management, 2008, 37 (3): 431-459.
- [12] Guo J, Zmeskal Z. Valuation of the China Internet Company under a Real Option Approach [J]. Perspectives in Science, 2016 (7): 65-73.
- [13] 戴晓凤, 李检华. 高科技上市公司内在价值评估: 基于连续型实物期权模型的实证研究 [J]. 财经理论与实践, 2009, 30 (1): 41-45.
- [14] 林海宁. 股票价值评估——实物期权下二叉树模型的应用 [J]. 市场论坛, 2016 (6): 54-56.
- [15] 高锡荣, 杨建. 互联网企业的资产估值、定价模型构建及腾讯案例的蒙特卡洛模拟分析 [J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2017, 37 (1): 90-100.
- [16] 戴志锋, 张宗益, 陈银忠. 基于期权定价理论的中国非上市企业信用风险度量研究 [J]. 管理科学, 2005 (6): 72-77.
- [17] 陈俐伶, 蒋静好, 肖克晶. 基于 PFM 改进模型对中国非上市银行的信用风险评估 [J]. 中国市场, 2015 (29): 211-216.
- [18] 周孝华, 雷佳敏. 基于战略投资的高新技术企业上市估值 [J]. 科技与经济, 2010, 23 (1): 47-50.
- [19] 韦定祥, 高宏. 非财务指标对中小微企业价值评估的影响研究 [J]. 科技和产业, 2017, 17 (6): 74-79.
- [20] 程立茹. 互联网经济下企业价值网络创新研究 [J]. 中国工业经济, 2013 (9): 82-94.
- [21] 郝蕾, 王志章. “互联网+”背景下顾客导向对企业绩效的影响——以 CSR 作用为视角 [J]. 商业经济研究, 2016 (15): 119-121.
- [22] 邢开顺. “互联网+”背景下企业社会资本对转型绩效的影响 [D]. 杭州: 浙江工商大学, 2018.
- [23] 杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩 [J]. 中国工业经济, 2018 (5): 80-98.
- [24] Alford A W. The Effect of the Set of Comparable Firms on the Accuracy of the Price Earnings Valuation Method [J]. Journal of Accounting Research, 1992, 30 (1): 94-108.
- [25] Frykman D, Tolleryd J. Corporate Valuation [M]. Financial Times Press, 2003.
- [26] 胡晓明, 赵东阳, 孔玉生, 赵弘. 企业异质与可比公司赋权——基于并购的非上市公司估值模型构建与应用 [J]. 会计研究, 2013 (11): 53-59.

(学术顾问: 吴溪, 责任编辑: 王克方 张安平)

# CPI 与 PPI 的趋势分化再研究

——从大宗商品价格和劳动力市场分割的视角

The Departure of PPI and CPI Revisited:

From the View of Staple Commodity Price and Labor Market Friction

吴立元 赵扶扬 刘研召

WU Li-yuan ZHAO Fu-yang LIU Yan-zhao

**[摘要]** 2011年以来,我国消费者价格指数(CPI)和生产者价格指数(PPI)长时间背离,在2016年年初和2018年年底又分别出现再聚拢和再分化的现象。针对这些事实,本文提出,工业原材料和大宗商品的价格波动是初始诱因,直接影响PPI,而劳动力市场的摩擦使得PPI向CPI的传导不畅,甚至在货币政策的作用下出现二者反向变动的情况。在对特征事实进行初步的挖掘和分析后,本文在新凯恩斯框架下建立DSGE模型,引入“上下游垂直生产结构”“大宗商品作为生产要素”“劳动力市场摩擦”三个重要假设。本文模型可以重现特征事实,印证机制。模拟结果发现,大宗商品价格的负向冲击使PPI下降,上下游劳动力市场的摩擦使PPI对CPI的影响非常有限。然而,大宗商品价格下降后的收入效应和货币政策对产出缺口的反应会提升对最终消费品的需求,从而拉高了CPI。最后,本文通过福利分析对比了盯住PPI和盯住CPI的货币政策,认为货币政策应重视对PPI的稳定。

**[关键词]** CPI-PPI趋势分化 大宗商品价格波动 劳动力市场分割

**[中图分类号]** F822.5 F820.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2020)09-0070-11

**Abstract:** Since 2011 in China, PPI firstly departed from CPI for a long time. And then PPI drew close and departed to CPI in early 2016 and late 2018 respectively. Aiming at this phenomenon, we consider the volatility of staple commodity price as the initial source that affects PPI directly, while the friction in labor market is the essential reason to block the transmission mechanism between PPI and CPI. What's more, the two price indexes could move oppositely under the effect of monetary policies. After a description of stylized facts, we build a New Keynesian DSGE model with the vertical production structure, staple commodity as the input, and labor market friction. The model can replicate the stylized facts and prove the mechanism. The simulation shows that a negative shock to staple commodity price lowers PPI, but the decreasing PPI has little effect on CPI due to the labor market friction. However, the income effect after the drop in commodity prices combined with the reaction of monetary policy to the output gap increases the demand for final goods, which eventually increases CPI. Finally, we compare the monetary policies that target PPI and CPI respectively, and conclude that the monetary policy should lay emphasis on the stabilization of PPI.

**Key words:** PPI-CPI's departure Staple commodity price Labor market friction

**[收稿日期]** 2020-01-04

**[作者简介]** 吴立元,男,1990年2月生,北京大学光华管理学院博士后,经济学博士,研究方向为国际金融和货币政策;赵扶扬(通讯作者),男,1991年8月生,中央财经大学经济学院讲师,经济学博士,研究方向为宏观经济波动;刘研召,女,1990年11月生,西安交通大学金禾经济研究中心博士研究生,研究方向为货币政策。

**[基金项目]** 教育部人文社会科学研究青年项目“地方政府土地供给对实体经济的影响研究”(项目编号:20YJC790184)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

### 一、引言

近十年来,我国消费者价格指数(CPI)和生产者价格指数(PPI)出现了持续的分化现象,这一分化呈现三个阶段(见图1)。一是自2011年开始,在CPI缓慢稳定增长的同时,PPI持续急剧下行,与CPI出现了长达四年半的背离。二是自2016年年初,PPI开始快速反弹,增长率先高于缓步增长的CPI。三是2018年第四季度起,PPI再度下降,而CPI则受到猪肉价格的影响呈现较快的上升趋势。

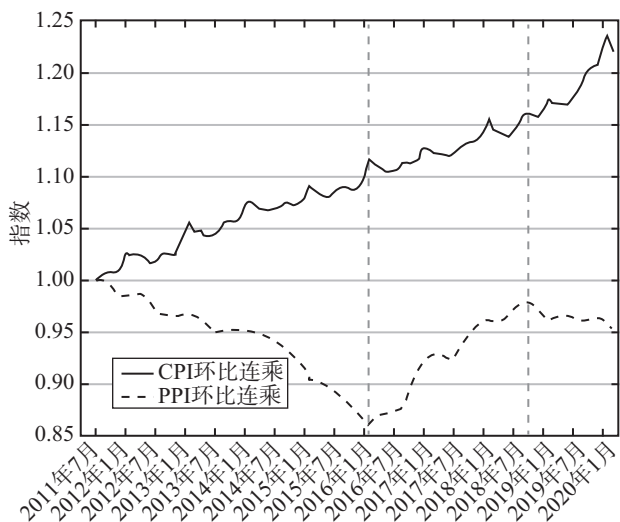


图1 CPI与PPI月度环比连乘 (2011年7月为1)

CPI和PPI作为物价水平和经济景气程度最直接的指标,是中央政府在制定宏观政策时的重要参考。而近十年CPI和PPI趋势的分化现象,则会给我国的货币政策和财政政策带来两难的处境。这一现象持续之久,程度之大,更引发了学界、业界和政策制定者的广泛关注。因此,研究CPI与PPI分化的成因是国民经济理论中的一个重要方向,本文则致力于为这一问题提供一个新的视角。

PPI是体现工业产品出厂价格总水平变动趋势和幅度的指标,CPI是体现城乡居民购买的最终消费品和服务的价格变动趋势与幅度的指标;因而两者本质上分别代表国民经济产业链上游产品和下游产品的价格变动和收益情况。学界和业界都已经广泛认识到,PPI作为上游产品价格,最直接受到工业原材料价格的影响。图2回顾了大宗商品的价格变动历史,可以看到:次贷危机后世界各国经济低迷,原油和其他战略性大宗商品价格持续走低,同时,我国钢铁、水泥

等传统行业产能过剩,也进一步拉低了工业原材料的价格,导致大宗商品价格自2011年至2016年持续下跌;2016年国内和全球经济企稳,大宗商品价格触底反弹,进入增长通道;而2018年受到贸易战和国内外宏观形势的影响,大宗商品价格再次下跌。图2反映的大宗商品价格拐点,恰与PPI和CPI趋势分化的时间点相吻合。因此,本文认为,工业原材料和大宗商品的价格变动是PPI和CPI相对分化运动的诱因。然而,尽管工业原材料和大宗商品的价格波动能带来PPI自身的波动,却不一定会导致PPI与CPI在趋势上的背离。从理论来看,在上下游产品价格传导机制顺畅的情况下,PPI的变动必定会传导到CPI上,使两者同向变化。

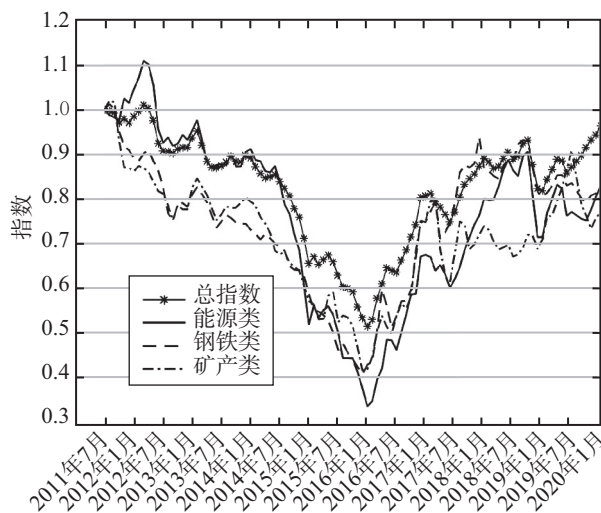


图2 中国大宗商品价格指数 (2011年7月为1)

纵览文献,针对PPI与CPI的传导关系,大部分研究认为二者之间存在双向传导机制(徐伟康,2010<sup>[1]</sup>;张成思,2010<sup>[2]</sup>;杨子晖等,2013<sup>[3]</sup>),也有部分研究认为我国主要存在CPI向PPI的倒逼机制,而PPI向CPI的传导作用不大(贺力平等,2008<sup>[4]</sup>;何光辉,2009<sup>[5]</sup>)。然而,针对PPI和CPI之间传导机制不畅的问题,学界仍没有得到一致性的结论。针对2011年以来PPI与CPI出现的长时间背离现象,学界也从多个角度给出了解释。吕捷和王高望(2015)<sup>[6]</sup>从经济结构的视角提供了解释,但长期的经济结构变化难以解释阶段性的PPI与CPI背离现象,也不能解释大宗商品价格变化与PPI和CPI背离趋势的关系。龙少波和袁东学(2016)<sup>[7]</sup>提出劳动力成本上涨是CPI上涨的重要原因,工业生产资料价

格下降是 PPI 下降的重要原因,是对 PPI 与 CPI 的变动分别解释。侯成琪等 (2018)<sup>[8]</sup>分别用大宗商品价格的负向冲击和消费品部门的负向供给冲击来解释 PPI 的下降和 CPI 的上升。张晓林等 (2018)<sup>[9]</sup>用货币政策冲击、短期需求冲击与长期供给冲击解释了 2000 年以来 CPI 与 PPI 的多次背离现象。龙少波和袁东学 (2016)<sup>[7]</sup>、侯成琪等 (2018)<sup>[8]</sup>、张晓林等 (2018)<sup>[9]</sup>三项研究提出了新的视角和洞见,但共同的缺陷是用不同冲击来分别解释 CPI 与 PPI 的变动,却无法用统一的框架和一致的外生冲击源头同时解释 CPI 和 PPI 的变动。徐臻阳等 (2019)<sup>[10]</sup>提出上游国企融资成本较低,而下游民企由于面临更大金融摩擦,融资成本更高,因此这种成本差异体现为 CPI 高于 PPI。该研究从金融摩擦角度分析很有新意,但主要研究的是 CPI 高于 PPI,并未解释 2011 年 7 月到 2016 年 1 月两大价格指数长时间反向变动的特殊现象。

与上述文献不同,针对理论与现实的不一致,本文提供一个一致且统一的新视角,同时对 PPI 和 CPI 的分化进行解释。本文认为是上游和下游劳动力市场的摩擦或分割,导致了 PPI 与 CPI 的双向传导渠道不畅。在我国特定的国情下,上游产业多为国有、垄断的大型企业,而下游产业多为私有(或城镇集体)、竞争性的中小型企业。这两类企业的劳动力在能力水平、工作待遇(如薪资、工作环境、是否在体制内等)方面有较大的不同,使得劳动力不能在上下游企业之间自由流动,存在明显的摩擦甚至分割。研究劳动力市场分割的文献较为丰富和成熟,Erceg 和 Levin (2006)<sup>[11]</sup>在新凯恩斯框架下假设生产耐用消费品与非耐用消费品的劳动力市场是分割的,研究最优货币政策。针对中国劳动力市场分割的情况, Ma (2017)<sup>[12]</sup>用 2014 年 CHIP 数据研究了中国劳动力市场的所有制分割对工资性别差异的影响; Démurger 等 (2009)<sup>[13]</sup>用 1995—2002 年的数据研究了中国的城镇劳动力市场分割与收入差距问题,发现垄断部门与竞争部门的劳动力市场存在显著分割且有不断加强的趋势;唐跃军和赵武阳 (2009)<sup>[14]</sup>研究了我国高端劳动力与低端劳动力市场的二元劳工市场分割现象;宋皓杰 (2017)<sup>[15]</sup>研究了我国劳动力市场的所有制分割和产业分割。另外,刘精明 (2006)<sup>[16]</sup>、王甫勤 (2010)<sup>[17]</sup>、黄婧等 (2011)<sup>[18]</sup>、叶林祥等

(2011)<sup>[19]</sup>、刘志国和 Ma (2016)<sup>[20]</sup>、马草原等 (2017)<sup>[21]</sup>等也从不同角度对这一问题做了深入研究。因此,工业原材料和大宗商品的价格变动是诱因,直接影响 PPI,而劳动力市场的摩擦或分割使得 PPI 向 CPI 的传导不畅,甚至出现反向变动的情况。

基于这一逻辑,本文建立了一个新凯恩斯模型,并引入三个符合中国经济特征的设置:上下游垂直生产结构、大宗商品作为生产投入以及劳动力市场的摩擦。上游厂商用劳动力与大宗商品生产中间品,相当于出厂工业品。下游厂商用劳动力与中间品生产最终消费品。模型同时假设上下游之间劳动力不能自由流动。

就 PPI 而言,我们在模型中假设上游部门的投入品是大宗商品,当该商品价格下降时,上游部门的生产成本下降,即 PPI 下降。一方面,因为大宗商品价格较低,上游部门会投入较多的大宗商品;另一方面,大宗商品和劳动具有一定的替代性,增加大宗商品可以提升劳动的边际产出,但替代效应会引发上游工资下降。在上游劳动力与下游劳动力市场能完全相互流动的情况下,上游劳动力在流向下流时可大幅降低下游工资,PPI 的下降就会传导到下游。然而,更现实的情况是存在劳动力市场摩擦,正如我们在模型中所假设的那样,劳动力无法顺利从上游流到下游,导致上下游工资降幅不同,因而 PPI 下降对 CPI 的影响非常有限。就 CPI 而言,有两方面因素对 CPI 产生影响。首先是大宗商品价格下降会导致大宗商品替代劳动,生产部门会采用更多的大宗商品,进而大宗商品交易总额增加,提高国民收入,收入效应提高了最终消费品需求。其次,负向的大宗商品价格冲击类似于正向的供给冲击,它会降低边际成本并提高产出。价格粘性的存在使价格难以充分下降,总需求会出现不足,造成的后果是产出虽然提高,但该产出仍小于没有价格粘性时的自然产出水平,即出现负的产出缺口,出现自然利率。相应地,央行会针对负的产出缺口进行货币宽松,刺激总需求。

为了佐证这一机制,图 3 展示了 2011—2018 年上游企业与下游企业平均相对工资,其中上游企业由国有企业代表,下游企业由其他企业代表。可以看到,2011—2015 年,上游工资相对下游工资下降;而 2015—2017 年,上游工资相对下游工资上升;2018 年后,这一比例再次下降。上下游相对工

资的转折点也与大宗商品价格趋势转折的时点大致吻合。

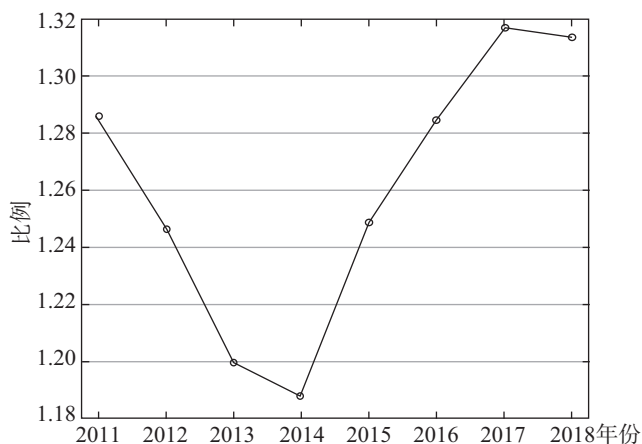


图3 上游企业工资与下游企业工资之比

本文模型的模拟结果也能够重现图1~图3的特征事实，在负向大宗商品价格冲击下<sup>①</sup>，PPI下降而CPI有所上升，上游部门和下游部门的工资都有所下降，但上游部门工资下降幅度远大于下游部门。在PPI和CPI反向变动的情况下，不同的货币政策对福利的影响也截然不同。本文分别在大宗商品价格冲击和上下游生产技术冲击下，分析对比了稳定CPI的货币政策和稳定PPI的货币政策，并进行了福利分析。本文认为，由于盯住PPI能够从上游直接稳定冲击的影响，减少价格分散从上游到下游的传导时带来的资源错配与福利损失，同时减少劳动力在上下游之间的流动，从而减少劳动力市场摩擦带来的资源错配与福利损失。针对货币政策应该盯住CPI还是PPI，学界有不少讨论。Huang和Liu（2005）<sup>[22]</sup>在封闭经济模型中引入上下游结构研究了央行通胀目标的选择，发现盯住PPI与CPI的加权平均带来的福利效果接近最优政策水平，而忽视PPI或者上游冲击的政策规则会带来显著的福利损失。Gong等（2016）<sup>[23]</sup>研究了开放经济的最优货币政策，发现在中间品价格粘性较大时应该盯住中间品PPI，与本文的结论一致。以上两篇文献没有考虑中国PPI与CPI分化的特征。侯成琪等（2018）<sup>[8]</sup>在研究PPI与CPI分化的同时分析了货币政策的选择，发现除中央银行极端重视产出稳定外，货币政策应该同时盯住PPI和CPI。该文章是与我们的研究相关度最高的文献，但本文对PPI与CPI

分化的解释机制与他们显著不同。另外，侯成琪等（2018）<sup>[8]</sup>等采用外生的福利损失函数作为福利标准，而我们采用家庭户效用作为福利标准，这也可能造成结论的差异。本文从PPI与CPI的分化出发，证明当存在传导机制不畅时，货币政策应考虑PPI，对这一问题也做出了边际贡献。

本文余下部分安排如下：第二部分介绍模型设置；第三部分汇报参数校准和模拟结果；第四部分进行稳健性检验；第五部分进行福利分析并讨论货币政策；第六部分总结全文。

## 二、模型设定

本文模型在基本新凯恩斯模型的基础上引入了三个符合中国经济特征的设置：上下游垂直生产结构、大宗商品作为生产投入以及劳动力市场的摩擦。具体来说，最终消费品生产包括两个生产阶段：上游生产阶段与下游生产阶段。上游厂商用劳动与大宗商品生产中间品，相当于出产工业品。下游厂商用劳动和中间品作为原材料生产最终消费品。

在上游工业品生产中，能源、矿产、农产品等大宗商品占有非常重要的地位。煤炭、石油、天然气等能源产品部门，铁矿石、有色金属、稀有金属等矿产品部门，小麦、玉米、大米、大豆等农产品部门显然在工业生产中占有相当的比重，而这些大宗商品大多在比较集中的市场上进行交易，价格波动较大，其对经济的影响尤其是对通胀的影响历来受到广泛关注，本文由于观察到在中国PPI与CPI背离期间内大宗商品价格持续下跌，而且历史上PPI的走势与大宗商品价格也显著正相关，因而将大宗商品引入模型以研究其对PPI与CPI的影响。

中国经济上游部门多为大中型国有、垄断企业，下游最终消费品厂商多为中小型私营（或城镇集体所有）、竞争型企业，两者之间由于所有制等历史原因、劳动技能特点、中国劳动者在大中型企业往往喜欢稳定、上下游的市场竞争程度不同等各种原因导致上下游之间的劳动力流动较少，鉴于这一特点，我们假设上下游之间劳动力不能流动，即家庭户提供两种劳动，上游劳动和下游劳动，这是中国劳动力市场的

① 或者是正向的大宗商品供给冲击下，两种设置在本文模型中等价。

重要摩擦<sup>①</sup>。

在引入垂直生产结构、大宗商品以及劳动力市场摩擦的假设下，我们构建了一个新凯恩斯模型以解释中国 PPI 与 CPI 的长期背离并对不同货币政策进行福利分析。模型由四个部门组成：代表性家庭户、上游厂商、下游厂商与政府部门。代表性家庭户选择消费和劳动供给，上游厂商生产出厂工业品并在垄断竞争市场上将其销售给下游厂商作为投入品，下游厂商生产最终消费品并在垄断竞争市场上将其销售给家庭户。

(一) 代表性家庭户

代表性家庭户消费最终品  $C_t$ ，并提供两种劳动，分别为中间品部门劳动  $N_{mt}$ ，最终品部门的劳动  $N_{ft}$ ，其最大化以下永久效用：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_{mt}, N_{ft}) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_{mt}^{1+\eta}}{1+\eta} - \frac{N_{ft}^{1+\eta}}{1+\eta} \right\} \quad (1)$$

其中： $\beta$  为家庭户的贴现因子； $\sigma > 0$  为相对风险厌恶系数，刻画了跨期替代弹性； $\eta > 0$  衡量了逆 Frisch 弹性； $C_t$  为家庭户消费； $N_{mt}$  和  $N_{ft}$  分别为上游部门和下游部门的劳动投入。参考 Erceg 和 Levin (2006)<sup>[11]</sup>、Notarpietro 和 Siviero (2015)<sup>[24]</sup> 的模型设置，我们刻画了劳动力市场的摩擦，假设劳动力不能在两部门间自由流动。家庭户面临的预算约束为：

$$P_{ft} C_t + Q_t B_t = W_{mt} N_{mt} + W_{ft} N_{ft} + B_{t-1} + P_{ot} O_t - T_t + \Gamma_t \quad (2)$$

其中， $P_{ft}$  表示最终消费品的价格， $B_t$  表示家庭户购买的债券（贴现债券）， $Q_t$  为债券价格， $W_{mt}$  与  $W_{ft}$  分别为上游生产部门与下游生产部门的名义工资， $\Gamma_t$  为家庭户所有的中间品厂商利润分红， $T_t$  为政府一次性税收， $P_{ot}$  为大宗商品价格， $O_t$  为大宗商品供给。

不失一般性地，本文模型假设大宗商品均由本国家庭户提供，这与普通小国开放模型假设世界提供大宗商品有相同的效果<sup>②</sup>，都是为了刻画大宗商品供给或价格冲击。 $O_t$  服从如下的平稳过程：

$$\ln O_t^s = \rho_o \ln O_{t-1}^s + \varepsilon_{ot} \quad (3)$$

其中， $\rho_o$  衡量冲击的持续性， $\varepsilon_{ot}$  是均值为 0、标准差为  $\sigma_o$  的一系列独立同分布的正态过程。

家庭户选择消费、劳动、债券以追求永久效用最大化，一阶条件为：

$$\beta E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_{ft}}{P_{ft+1}} \right] = Q_t \quad (4)$$

$$C_t^\sigma N_{mt}^\eta = \frac{W_{mt}}{P_{ft}}, \quad C_t^\sigma N_{ft}^\eta = \frac{W_{ft}}{P_{ft}} \quad (5)$$

其中：式 (4) 为家庭户的跨期消费欧拉方程，表明消费者当期一单位消费的边际效用等于一单位储蓄带来的未来边际效用的贴现；式 (5) 为消费与休闲的权衡条件，表明实际工资等于劳动与消费的边际替代率。当劳动力可以在上下游自由流动时，均衡工资必然相等，而当存在劳动力市场摩擦时，上下游即使工资不相等，劳动力也不会完全从工资低的部门流向工资高的部门。

(二) 上游厂商

上游厂商使用劳动和大宗商品生产工业品，为了引入价格粘性，我们采用新凯恩斯文献的标准设置，即第一阶段生产异质性商品并在垄断竞争市场上经营，第二阶段进行复合品生产并在竞争市场上销售。参考 Liu 等 (2014)<sup>[25]</sup>、Bodenstein 等 (2008)<sup>[26]</sup>、Devereux 等 (2010)<sup>[27]</sup>、Barnett 等 (2019)<sup>[28]</sup> 等文献，我们假设异质性厂商  $i$  的生产函数为：

$$X_t(i) = A_{mt} N_{mt}^{1-\alpha}(i) O_t^\alpha(i) \quad (6)$$

其中： $\alpha$  为上游生产中大宗商品所占的份额； $A_{mt}$  为上游生产部门技术水平，服从 AR (1) 过程  $\ln A_{mt} = \rho_m \ln A_{mt-1} + \varepsilon_t^m$ ，其中  $\rho_m$  衡量冲击的持续性， $\varepsilon_t^m$  是均值为 0、标准差为  $\sigma_m$  的一系列独立同分布的正态过程。复合中间品的生产函数为：

$$X_t = \left( \int_0^1 X_t(i)^{\frac{\varepsilon_m - 1}{\varepsilon_m}} di \right)^{\frac{\varepsilon_m}{\varepsilon_m - 1}} \quad (7)$$

① 引言部分引述了大量文献支持这一摩擦的现实重要性。

② 这样的冲击设置主要目的在于刻画大宗商品的价格冲击，由于直接将大宗商品价格作为外生会带来市场无法出清的情况，且不完全符合事实，文献中多用外生供给冲击来代替价格冲击 (Liu 等, 2014<sup>[25]</sup>)，即大宗商品供给增多，则大宗商品价格下降。同时，这里假设大宗商品由本国提供，并没有考虑大宗商品国际贸易的情形，简化了模型，也并不影响本文研究大宗商品价格变化对 CPI 和 PPI 的影响，文献中也多用封闭经济的大宗商品市场避免开放经济模型中的诸多麻烦，如 Bodenstein 等 (2008)<sup>[26]</sup>。



其中  $\varepsilon_m$  为异质品之间的替代弹性，该替代弹性也是生产复合品时对异质品的需求弹性，因而体现了异质性厂商的垄断力量，替代弹性越大，需求越有弹性，垄断力量越小。

假设垄断的异质性厂商采用 Calvo (1983)<sup>[29]</sup> 的方式进行交错定价，即每期任意厂商都有一定的概率  $\theta_m$  不能调整价格。因此，其选择价格最大化以下永久效用：

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \theta_m^{\tau-t} \Lambda_{t,\tau} [(1+\tau_m) P_{mt}^o(i) - MC_{m\tau}] X_{\tau}(i) \quad (8)$$

同时其面临的需求函数为：

$$X_{\tau}(i) = \left( \frac{P_{m\tau}^o(i)}{P_{m\tau}} \right)^{-\varepsilon_m} X_{\tau} \quad (9)$$

其中， $\Lambda_{t,\tau} = \beta^{\tau-t} (C_{\tau}/C_t)^{-\sigma}$  为随机贴现因子， $P_{mt}^o(i)$  为厂商  $i$  选择的最优价格。 $P_{mt}$  为中间产品的复合价格，代表模型中的 PPI，并满足如下条件：

$$P_{mt} = \left[ \int_0^1 P_{mt}^o(i)^{1-\varepsilon_m} di \right]^{1/(1-\varepsilon_m)} \quad (10)$$

异质性厂商的一阶条件为：

$$P_{mt}^o(i) = \frac{\varepsilon_m}{(\varepsilon_m - 1)(1 + \tau_m)} \cdot \frac{E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \theta_m^{\tau-t} \Lambda_{t,\tau} MC_{m\tau} X_{\tau}(i)}{E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \theta_m^{\tau-t} \Lambda_{t,\tau} X_{\tau}(i)} \quad (11)$$

其中， $\tau_m$  为对上游厂商的价格补贴以消除垄断力量。这一定价方程即为经典的新凯恩斯菲利普斯曲线方程，其表达了粘性价格下厂商定价的向前看特性。从式 (11) 可以看出，当价格灵活调整即  $\theta_m = 0$  时， $P_{mt}^o = MC_{mt}$ 。但当存在价格粘性时，由于厂商每期有一定的概率不能自由调整价格，因此，当厂商可以自由调整价格时，就不会将价格调整为当期的边际成本。因为未来边际成本很可能会变而自己很可能不能调整价格，因此厂商会在当期有效定价与未来各期有效定价之间进行权衡，从而最优价格为当期与预期未来边际成本的加权平均。

### (三) 下游厂商

下游厂商用上游工业品和劳动生产最终消费品。与上游生产部门相似，我们依然采用新凯恩斯的两阶

段模型设置，即异质性厂商先生产异质品，然后由最终厂商用异质品生产复合品。

下游异质性厂商  $j$  的生产函数为：

$$Y_t(j) = A_{jt} N_{jt}^{1-\delta} X_t^{\delta}(j) \quad (12)$$

其中： $\delta$  为最终消费品生产中上游工业品所占的份额； $A_{jt}$  为上游生产部门技术水平，服从 AR(1) 过程  $\ln A_{jt} = \rho_j \ln A_{j,t-1} + \varepsilon_t^j$ ，其中  $\rho_j$  衡量冲击的持续性， $\varepsilon_t^j$  是均值为 0、标准差为  $\sigma_j$  的一系列独立同分布的正态过程。复合的最终品生产函数为：

$$Y_t = \left( \int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\varepsilon_f-1}{\varepsilon_f}} dj \right)^{\frac{\varepsilon_f}{\varepsilon_f-1}} \quad (13)$$

其中  $\varepsilon_f$  为异质品之间的替代弹性。异质性厂商  $j$  最大化以下永久效用：

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \theta_f^{\tau-t} \Lambda_{t,\tau} [(1+\tau_f) P_{ft}^o(j) - MC_{f\tau}] Y_{\tau}(j) \quad (14)$$

同时其面临的需求函数为：

$$Y_{\tau}(j) = \left( \frac{P_{ft}^o(j)}{P_{f\tau}} \right)^{-\varepsilon_f} Y_{\tau} \quad (15)$$

其中  $P_{ft}^o(j)$  为厂商  $j$  选择的最优价格， $P_{ft}$  为最终产品的复合价格，代表模型中的 CPI，并满足如下条件：

$$P_{ft} = \left[ \int_0^1 P_{ft}^o(j)^{1-\varepsilon_f} dj \right]^{1/(1-\varepsilon_f)} \quad (16)$$

异质性厂商的一阶条件为：

$$P_{ft}^o(j) = \frac{\varepsilon_f}{(\varepsilon_f - 1)(1 + \tau_f)} \cdot \frac{E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \theta_f^{\tau-t} \Lambda_{t,\tau} MC_{f\tau} Y_{\tau}(j)}{E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \theta_f^{\tau-t} \Lambda_{t,\tau} Y_{\tau}(j)} \quad (17)$$

其中， $\tau_f$  为对上游厂商的价格补贴以消除垄断力量。与上游最优定价的情况相似，该方程表示最优价格为当期与预期未来边际成本的加权平均。当价格灵活调整即  $\theta_f = 0$  时， $P_{ft}^o = MC_{ft}$ 。

### (四) 政府部门

政府征收一次性税收，并对垄断竞争厂商实行价格补贴以消除垄断带来的市场扭曲。央行采取泰勒规则式的货币政策 (Galí, 2015<sup>[30]</sup>)，将稳定货币与产

出缺口作为货币政策的主要目标。

$$i_t = r_t^n + \phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \varepsilon_t^v \quad (18)$$

其中： $r_t^n$  为自然利率，即灵活价格下的实际利率； $\phi_\pi > 1$  为货币政策对最终消费品通货膨胀的反应系数； $\phi_y$  为货币政策对产出缺口的反应系数； $\varepsilon_t^v$  表示货币政策冲击，是均值为 0、标准差为  $\sigma_v$  的一系列独立同分布的正态过程。

#### (五) 市场出清条件

本模型还需要如下的市场出清条件实现均衡。一是最终消费品产出全部用于消费，即

$$C_t = Y_t \quad (19)$$

二是劳动力需求等于劳动力供给，即

$$N_{mt} = \int_0^1 N_{mt}(i) di, N_{jt} = \int_0^1 N_{jt}(j) dj \quad (20)$$

三是大宗商品供给等于需求，即

$$O_t^s = \int_0^1 O_t^d(i) di \quad (21)$$

### 三、模型参数校准与基本结果

为对以上模型进行数值模拟以清楚分析本文的主要机制并进行福利计算，我们首先进行参数校准。我们先引入一个基准的参数校准，并得出基本结论，然后对主要参数进行敏感性分析以检验结论的稳健性。基准的参数校准如表 1。其中： $\beta$  为文献中的通用值 0.99（Gong 等，2016<sup>[23]</sup>；Fujiwarra 和 Wang，2017<sup>[31]</sup>），这使得稳态时的年实际利率为 4%（在我们的模型中，一期为一个季度）。相对风险厌恶系数（或跨期替代弹性的倒数），也是文献中的常用取值（Corsetti 等，2011<sup>[32]</sup>；Gong 等，2016<sup>[23]</sup>）。劳动供给的 Frisch 弹性的倒数，参考 Nakamura 和 Steinsson（2014）<sup>[24]</sup>，这里取 1。异质性中间品与异质性最终消费品的替代弹性为 6，意味着稳态时的价格加成为 20%。上游厂商的价格粘性设定为 0.75（Huang 和 Liu，2005<sup>[22]</sup>，Fujiwarra 和 Wang，2017<sup>[31]</sup>），而下游厂商价格粘性设定为 0.5。相对来说，下游消费品市场比上游工业品市场的价格调整更为频繁。大宗商品

在生产中的份额  $\alpha$  取 0.1，这参考了 Devereux（2010）<sup>[26]</sup>，其中校准美国经济中大宗商品在生产中所占份额为 8%，发展中经济体能源、矿产、农产品等大宗商品在生产中所占份额远高于美国，同时，我们计算出 2004—2015 年中国采矿业增加值占第二产业（包括建筑业）的比重为 0.08~0.15，平均比重为 0.12，因此这一取值也符合中国实际。上游中间品在最终消费品生产中的份额  $\delta = 0.4$  采用文献中的常用取值，同时我们计算出中国 2004—2015 年制造业增加值占 GDP 的比重为 0.34~0.41，平均比重约为 0.36，工业品增加值占 GDP 比重为 0.39~0.49<sup>①</sup>，平均比重为 0.45，与本文取值也是一致的。

表 1 参数拟合值

参数名称	参数	参数值
折现因子	$\beta$	0.99
相对风险厌恶系数	$\sigma$	2
劳动的 Frisch 弹性	$1/\eta$	1
大宗商品生产份额	$\alpha$	0.1
中间品在最终消费品生产中的份额	$\delta$	0.4
大宗商品冲击的持续系数	$\rho_o$	0.95
大宗商品冲击的标准差	$\sigma_o$	0.015 6
上游厂商的价格粘性	$\theta_m$	0.75
下游厂商的价格粘性	$\theta_f$	0.5
货币政策对通货膨胀的反应系数	$\phi_\pi$	1.5
货币政策对产出缺口的反应系数	$\phi_y$	0.125

我们设定大宗商品供给冲击的持续性参数为 0.95，冲击的标准差为 0.01，这是该类文献的标准设定。根据 Taylor（1993）<sup>[33]</sup>、Galí（2015）<sup>[30]</sup>，我们设定货币政策对通货膨胀的反应系数为 1.5，对产出缺口的反应系数为 0.125。

从图 4 脉冲图可以看出，当大宗商品价格下降时，PPI 下降而 CPI 有所上升，同时名义利率上升，产出缺口为负，上游部门和下游部门的工资都有所下降，但上游部门工资下降幅度远大于下游部门。这一结果与引言部分 2011—2015 年、2018 年第三季度至今的主要特征事实相符。

① 数据来源：wind 数据库。

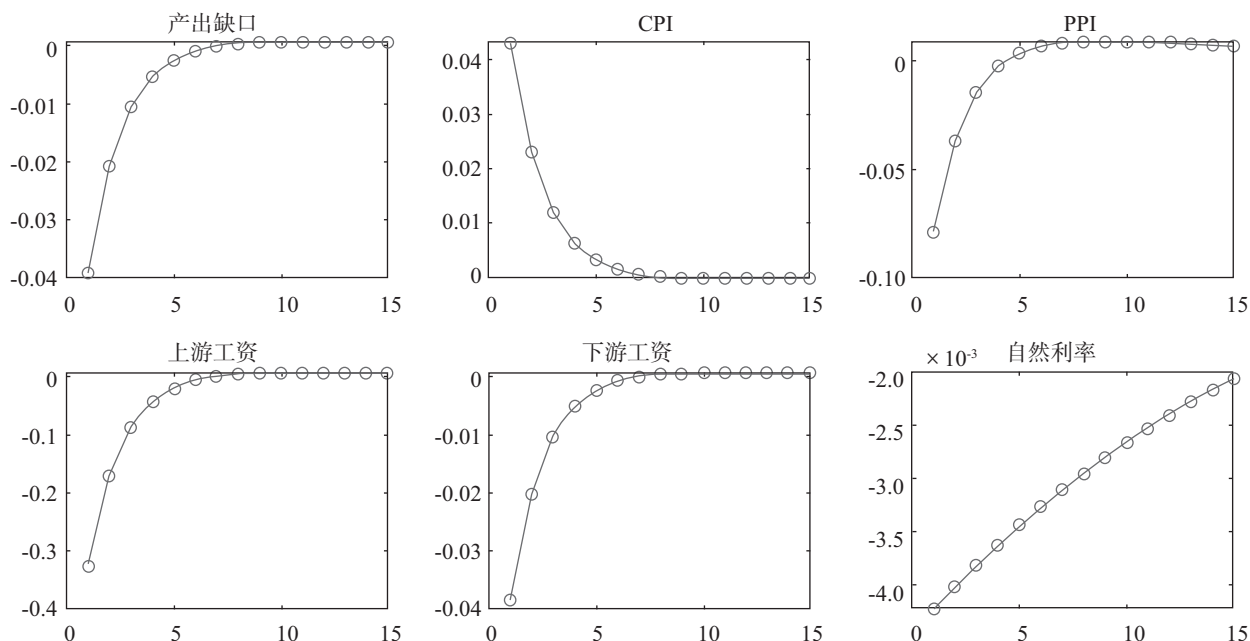


图4 大宗商品价格冲击时各主要经济变量的脉冲反应

本文模型机制如下。由于大宗商品是上游部门的投入品，当其价格下降时，上游生产成本下降，因此PPI下降。大宗商品较低的价格会带来较高的大宗商品投入量，由于大宗商品和劳动具有一定替代性，大宗商品会替代部分劳动，虽然大宗商品增加也会提升劳动的边际产出，但替代效应占优从而导致上游工资下降。很多实证研究也证明了能源和劳动的替代性：杨中东（2007）<sup>[34]</sup>用超越对数成本函数对我国1978—2005年制造业中的能源与资本、劳动之间的关系进行了分析，能源与劳动之间也存在较强的替代关系；鲁成军和周端明（2008）<sup>[35]</sup>也发现中国工业部门劳动与能源之间存在明显的替代关系；Özatalay等（1979）<sup>[36]</sup>对美国的研究也表明，能源和劳动的交叉弹性系数是1.03，替代性较强。如果上游劳动力与下游劳动力市场是完全流动的，那么上游劳动力会自由流向下游，大幅降低下游工资，从而将PPI的下降传导到下游。但由于上下游劳动力市场的摩擦，劳动力无法顺利从上游流到下游，因此上游工资降幅较大，而下游工资的下降幅度较小，因此PPI下降对CPI的影响非常有限。

与此同时，CPI却受到了另外两方面因素的影响。第一方面，大宗商品价格的下降导致大宗商品替

代劳动，提高了大宗商品交易总额，提高了国民收入，收入效应提高了最终消费品需求。第二方面，负向的大宗商品价格冲击相当于一个正向的供给冲击，会降低边际成本，提高产出。但由于价格粘性的存在，价格难以充分下降而引起总需求不足，导致产出虽然提高，但仍然小于没有价格粘性时的自然产出水平，带来负的产出缺口与自然利率的下降。根据泰勒规则，央行会针对负的产出缺口进行货币宽松，进而总需求得到刺激。综上，上述两个因素导致最终消费品需求上升，拉高了CPI。

类似地，当大宗商品价格上升时，我们将看到PPI上升幅度大于CPI的上升幅度<sup>①</sup>（甚至在某些情况下CPI会下降），而此时上游工资上升幅度大于下游工资上升幅度。

#### 四、参数稳健性分析

出于三个原因的考虑，本文没有对参数进行贝叶斯估计：一是因为本文涉及中国的劳动力市场，而中国劳动力市场的数据较为缺乏，因而难以得出比较可信的参数估计；二是因为本文的主要参数在文献中有大量的研究，可以得出比较可靠的范围；三是如果参数在合理的较大范围内取值时结论都是稳健的，这将

① 在模型中，我们可以看到，大宗商品价格上升时PPI上升，CPI下降。但在实际中，由于其他经济因素的存在，我们仅能观察到PPI的上升幅度大于CPI的上升幅度。

比估计参数可靠得多。基于以上分析，我们对本文的主要参数进行稳健性检验，尤其是，我们考虑四个主要参数<sup>①</sup>，即劳动的 Frisch 弹性的倒数  $1/\eta$ 、大宗商品在上游工业品生产中的份额  $\alpha$ 、上游工业品在最终消费品生产中的份额  $\delta$  以及最终消费品的价格粘性  $\theta_f$ 。我们考虑较大的取值范围， $\alpha$  取值范围为  $[0.1, 0.14]$ ， $\delta$  取值范围为  $[0.3, 0.7]$ ， $\eta$  的取值范围为

$[1, 2]$ （即 Frisch 弹性的取值范围为  $[0.5, 1]$ ）， $\theta_f$  的取值范围为  $[0.5, 0.75]$ <sup>②</sup>（Klenow 和 Malin, 2010<sup>[37]</sup>）。

图 5 展示了当以上四个参数在其范围内变化时 CPI 和 PPI 的变化情况，可以清楚地看出，我们的结论相当稳健，即本文提出的机制足以解释 PPI 与 CPI 的背离现象。

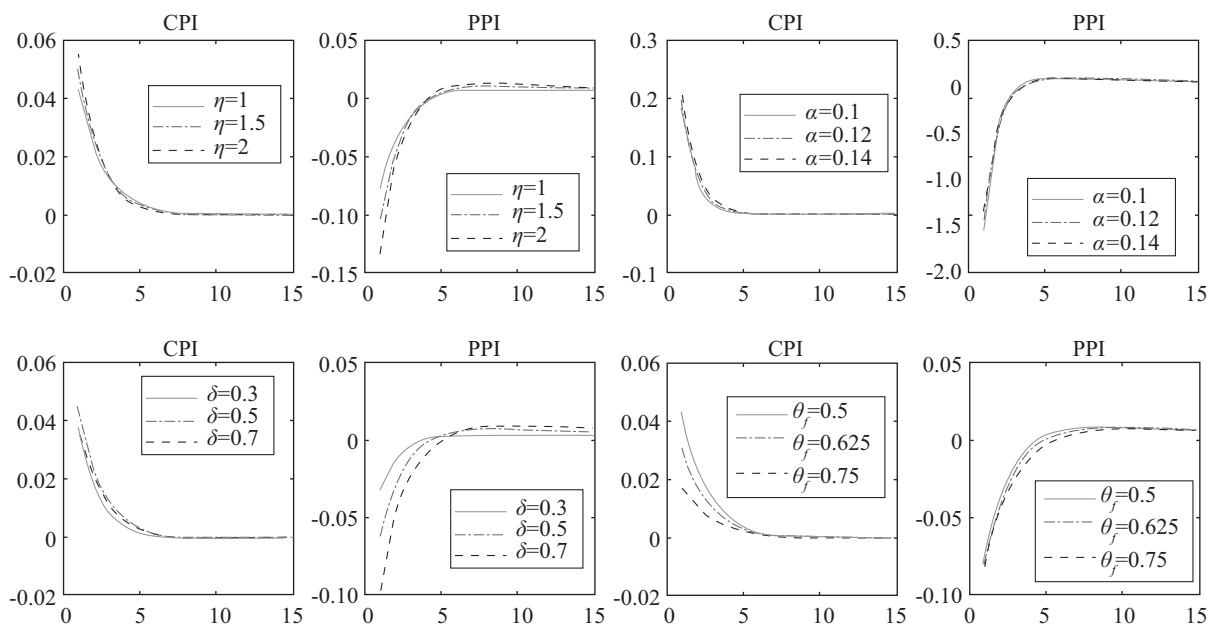


图 5 不同参数取值下 CPI 和 PPI 对大宗商品价格冲击的脉冲反应

### 五、福利分析与货币政策

在解释了 PPI 与 CPI 的背离原因之后，我们下面用严格的福利分析方法分析不同的货币政策规则有什么样的政策效果。具体来说，本文考虑两种常见的货币政策规则，即稳定 CPI 的货币政策规则与稳定 PPI 的货币政策规则。在两种货币政策规则下，我们采用 Schmitt-Grohe 和 Uribe (2004)<sup>[38]</sup> 的方法通过对模型动态系统进行二阶展开，并求出家庭户的永久福利水平<sup>③</sup>：

$$W_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_{m_t}, N_{f_t})$$

$$= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_{m_t}^{1+\eta}}{1+\eta} - \frac{N_{f_t}^{1+\eta}}{1+\eta} \right\}$$

我们考虑经济中存在三种主要冲击时不同货币政策规则导致的福利效果，即大宗商品价格冲击、上游生产技术冲击与下游生产技术冲击。

图 6 展示了盯住 PPI 的货币政策规则下的福利水平减去盯住 CPI 的货币政策下的福利水平，从图中可以明显看出，当大宗商品在上游工业品生产中的份额  $\alpha$  与上游工业品在最终消费品生产中的份额  $\delta$  的取值在相当大的范围内，这一福利差值均为正，即盯住 PPI 的福利水平总是大于盯住 CPI 的福利水平。

① 其他参数在文献中都有标准的取值，同时我们也进行了稳健性检验，结论相当稳健，这里不再赘述。  
 ②  $\theta_f = 0.5$  表示平均每两个季度调整一次价格， $\theta_f = 0.625$  表示平均每三个季度调整一次价格， $\theta_f = 0.75$  表示平均每两个季度调整一次价格。大量实证研究中关于价格粘性的研究表明价格粘性处于这一范围（Klenow 和 Malin, 2010<sup>[37]</sup>）。  
 ③ 另一种比较两种货币政策规则福利效果的方法是分别求出央行关注 PPI 与产出缺口和央行关注 CPI 与产出缺口两种政策损失函数下的 Ramsey 问题，求出两种情况下的最优福利，然后进行比较，这种方法结果不变，同时，这种最优政策更加不符合现实，因此我们采用一个标准的货币政策规则来代替最优政策是合理的。

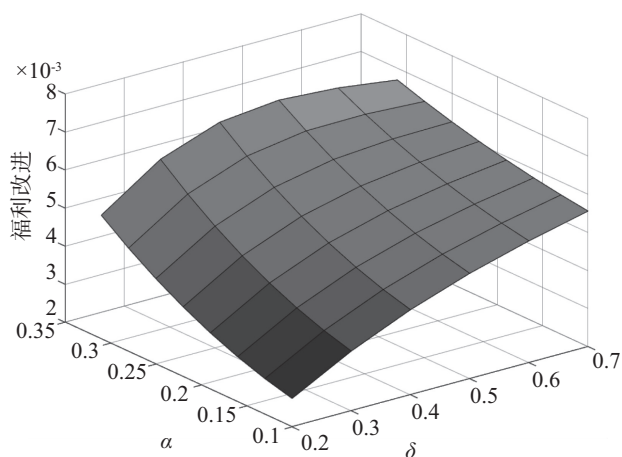


图6 盯住PPI的货币政策相对于盯住CPI的货币政策的福利改进

在本文的模型中，主要有两种摩擦：一是价格粘性带来的名义摩擦；二是劳动力市场的实际摩擦。当大宗商品价格下跌带来PPI下降时，一方面，上游厂商降低价格时由于存在价格粘性，一些厂商可以调整价格，而另一些厂商不能调整价格，这必然带来价格分散，使得厂商的定价必然偏离边际成本，从而造成资源配置无效率与福利损失。另一方面，由于大宗商品在一定程度上替代劳动，劳动力本应流向下游，但劳动力市场的摩擦阻碍了这一流动，造成资源配置无效率与福利损失。如果货币政策稳定PPI通胀，则上游工业品面临的需求扩张，最优降价幅度减小，这降低了价格分散带来的配置无效率与福利损失，同时，上游劳动需求也上升，这降低了劳动力市场配置无效率与福利损失。而如果货币政策稳定CPI，则会以扩张最终消费品需求为主，更加需要劳动力流向下游，因而造成了更多的福利损失。

当出现一个正向的上游生产技术冲击时，上游工业品的生产成本下降，上游厂商会降低价格，同时对劳动需求减少，这一方面产生了价格分散带来的资源配置无效率和福利损失，一方面产生了劳动力市场配置的无效率和福利损失。上游工业品价格的下降会在一定程度上导致下游最终消费品价格下降，但是如果直接稳定最终消费品价格，即扩张货币政策，通过增加最终消费品需求来稳定其价格，同时间接地增加对上游工业品的需求而稳定上游工业品价格，这一过程远不如直接通过稳定PPI来稳定整个价格体系。

类似地，当出现一个正向的下游生产技术冲击

时，最终消费品价格下降，下游厂商会适度下调价格，从而导致价格分散，而且，技术的进步提高了下游劳动的边际生产率，从而提高了下游的实际工资，最终消费品价格的下降与实际工资的提高都会导致消费者对最终消费品的需求上升。这会间接地增加对上游工业品的需求，这时上游工业品价格也会上升，由于劳动力不能自由流动，上游实际工资也会上升。在这种情况下，稳定CPI与稳定PPI的效果差不多。

综合以上各种情况，盯住PPI能够从上游直接稳定冲击的影响，减少价格分散从上游到下游的传导时带来的资源错配与福利损失，同时减少劳动力在上下游之间的流动，从而减少劳动力市场摩擦带来的资源错配与福利损失。

### 六、结论与政策含义

近十年来，我国消费者价格指数（CPI）和生产者价格指数（PPI）呈现出持续分化的现象，如前文所述，通过观察历史数据将该分化分解为背离、接近及再次分化三个阶段。本文提出工业原材料和大宗商品的价格变动是初始诱因，直接影响PPI，而劳动力市场的摩擦使得PPI向CPI的传导不畅，甚至出现二者反向变动的情况。

本文通过构建一个包含上下游垂直生产结构、大宗商品与劳动力市场摩擦的新凯恩斯DSGE模型，从理论上提供了一个解释中国CPI与PPI长期背离的机制。模型的模拟结果重现了特征事实，印证了机制解释。具体来讲，由于大宗商品是上游部门的投入品，当其价格下降时，PPI下降。由于大宗商品和劳动具有一定替代性，上游实际工资下降。由于上下游劳动力市场的摩擦，劳动力无法顺利从上游流到下游，因此上游工资降幅较大，而下游工资的下降幅度较小，因此PPI下降对CPI的影响非常有限。然而，从最终品需求来看，一方面，大宗商品价格下降导致大宗商品收入增加具有正向的收入效应；另一方面，央行对负向产出缺口和自然利率的下降作出反应而采用宽松政策，两大效应均导致最终消费品需求上升，拉高了CPI。类似地，当大宗商品价格上升时，我们将看到PPI上升幅度大于CPI的上升幅度（甚至在某些情况下CPI会下降），上游工资上升幅度大于下游工资上升幅度。

本文分别在大宗商品价格冲击和上下游生产技术冲击下,分析对比了稳定CPI的货币政策和稳定PPI的货币政策,并进行了福利分析。结果表明:盯住PPI能够从上游直接稳定冲击的影响,减少价格分散从上游到下游传导时带来的资源错配与福利损失,同时减少劳动力在上下游之间的流动,从而减少劳动力市场摩擦带来的资源错配与福利损失。

本文提出的政策建议如下:积极化解传统工业中的过剩产能,腾退落后产能,推进一带一路疏解过剩产能,以稳定工业原材料和大宗商品价格;积极推进

国有企业改革、城乡二元制度改革,全面提升劳动力素质,完善劳动关系制度和劳动保障制度,从多个角度打破不同劳动力市场的壁垒;中央政府货币政策的制定不应忽视PPI的变动,应适当重视对PPI的稳定。

当今,新型冠状病毒的疫情对我国的总供给和总需求均带来了严重冲击,同时复杂国际环境也导致原油等大宗商品价格剧烈波动,种种因素均可能引发PPI和CPI的新一轮分化,为国民经济的价格体系带来干扰信号,影响政策制定。在这一背景下,本文的工作也体现出更重要的意义。

## 参考文献

- [1] 徐伟康. 对《消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁?》一文的质疑[J]. 经济研究, 2010(5): 139-148.
- [2] 张成思. 长期均衡、价格倒逼与货币驱动——我国上中下游价格传导机制研究[J]. 经济研究, 2010(6): 42-52.
- [3] 杨子晖, 赵永亮, 柳建华. CPI与PPI传导机制的非线性研究:正向传导还是反向倒逼?[J]. 经济研究, 2013(3): 83-95.
- [4] 贺力平, 樊纲, 胡嘉妮. 消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁?[J]. 经济研究, 2008(11): 44-48.
- [5] 何光辉. 中国CPI与PPI的结构与动态作用机制研究[J]. 经济科学, 2009(4): 15-30.
- [6] 吕捷, 王高望. CPI与PPI“背离”的结构解释[J]. 经济研究, 2015(4): 136-149.
- [7] 龙少波, 袁东学. 经济新常态下中国CPI与PPI的“正负背离”现象分析——基于部门间价格传导机制差异视角[J]. 财贸研究, 2016(4): 1-8.
- [8] 侯成琪, 罗青天, 吴桐. PPI和CPI:持续背离与货币政策的选择[J]. 世界经济, 2018(41): 49-74.
- [9] 张晓林, 杨源源, 张译文. CPI与PPI持续性“背离”的结构解释[J]. 中国经济问题, 2018(1): 15-26.
- [10] 徐臻阳, 鄢萍, 吴化斌. 价格指数背离、金融摩擦与“去杠杆”[J]. 经济学(季刊), 2019(18): 1187-1208.
- [11] Erceg C, Levin A. Optimal Monetary Policy with Durable Consumption Goods[J]. Journal of Monetary Economics, 2006, 53(7): 1341-1359.
- [12] Ma X. Labour Market Segmentation by Ownership Type and Gender Wage Gap in Urban China: Evidence from CHIP2013[J]. Economic and Political Studies, 2017, 5(3SI): 305-325.
- [13] Démurger S, Fournier M, 李实, 魏众. 中国经济转型中城镇劳动力市场分割问题——不同部门职工工资收入差距的分析[J]. 管理世界, 2009(3): 55-62.
- [14] 唐跃军, 赵武阳. 二元劳工市场、解雇保护与劳动合同法[J]. 南开经济研究, 2009(1): 122-132, 152.
- [15] 宋皓杰. 劳动合同法背景下中国劳动力市场所有制分割与产业分割的演进——从劳动合同签订角度[J]. 理论探讨, 2017(11): 38-42.
- [16] 刘精明. 劳动力市场变迁与人力资本收益[J]. 社会学研究, 2006(6): 89-119.
- [17] 王甫勤. 人力资本、劳动力市场分割与收入分配[J]. 社会, 2010(1): 109-126.
- [18] 黄婧, 纪志耿, 张红扬. 双重二元分割视角下中国失业问题探析[J]. 中央财经大学学报, 2011(4): 72-77.
- [19] 叶林祥, 李实, 罗楚亮. 行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究[J]. 管理世界, 2011(4): 26-36, 187.
- [20] 刘志国, Ma J. 劳动力市场的部门分割与体制内就业优势研究[J]. 中国人口科学, 2016(4): 85-95.
- [21] 马草原, 马文涛, 李成. 中国劳动力市场所有制分割的根源与表现[J]. 管理世界, 2017(11): 22-34, 187.
- [22] Huang K, Liu Z. Inflation Targeting: What Inflation Rate to Target?[J]. Journal of Monetary Economics, 2005, 52(8): 1435-1462.
- [23] Gong L, Wang C, Zou H. Optimal Monetary Policy with International Trade in Intermediate Inputs[J]. Journal of International Money and Finance, 2016, 65: 140-165.
- [24] Notarpietro A, Siviero S. Optimal Monetary Policy Rules and House Prices: The Role of Financial Frictions[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2015, 47(S1): 383-410.

(下转第119页)

# 市场不确定下的价格机制与产能过剩

## Price Mechanism and Overcapacity under Market Uncertainty

武士杰 李绍荣

WU Shi-jie LI Shao-rong

**[摘要]** 本文首先构建了一个市场不确定下的两阶段微观企业投资模型,从价格机制的角度出发,在理论上阐释了在相同的市场条件下,不同的价格机制会导致企业不同的微观投资行为。特别地,当行业竞争度较低时,消费者的议价能力较弱,企业会选择过度投资,最终导致行业产能过剩,解释了成熟行业出现过剩产能的原因,扩充了对市场失灵的理解。其次,根据 Shaikh 和 Moudud 提出的面板协整方法,测度了我国部分工业企业行业 2005—2015 年的产能利用率。在此基础上,将行业集中度 (CR4 指数、CR5 指数、HHI 指数和 Lerner 指数) 作为价格机制的代理变量,分别进行面板数据回归,发现行业集中度对产能利用率均有负向作用,实证检验了当行业集中度水平增加,企业占据产品定价的主导权时,行业的产能利用率会降低,导致产能过剩。

**[关键词]** 价格机制 产能过剩 面板协整 行业集中度

**[中图分类号]** F124 F224 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0081-12

**Abstract:** This article first constructs a two-stage micro-enterprise investment model under market uncertainty. From the perspective of the price mechanism, we theoretically explains that under the same market conditions, different price mechanisms will lead to different micro-investment behaviors of the enterprise. In particular, when the industry's competition is low, consumers' bargaining power is weak, and companies will choose to overinvest, which eventually leads to overcapacity in the industry, explaining the reasons for excess capacity in mature industries and expanding the understanding of market failure. Secondly, according to the panel co-integration method proposed by Shaikh and Moudud, the capacity utilization rate of some industrial enterprises in China from 2005 to 2015 was measured. On this basis, the industry concentration (CR4 index, CR5 index, HHI index and Lerner index) is used as the proxy variable of the price mechanism, and the panel data regression is respectively carried out. We show that when the industry concentration level increases and enterprises occupy the dominant position in product pricing, the industry's capacity utilization rate will decrease, which will lead to overcapacity.

**Key words:** Price mechanism Overcapacity Panel cointegration Industry concentration

**[收稿日期]** 2020-03-10

**[作者简介]** 武士杰,男,1989年10月生,就职于中国人民银行营业管理部,经济学博士,研究方向为博弈论、产业经济学、金融经济学;李绍荣,男,1963年12月生,北京大学经济学院教授,经济学博士,研究方向为微观经济理论、宏观经济研究、公共财政博弈论。

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

改革开放以来,中国经济取得了高速发展,30年来中国GDP增速平均在10%左右,但自2012年以来,由于要素价格上升,人口红利消失,经济结构失衡再加上外部经济环境恶化等一系列原因,GDP增速开始回落,从2012年的7.9%一直下降到2016年的6.7%。进入经济新常态以来,传统以扩张性财政政策的需求侧管理对“三驾马车”的刺激拉动乏力。在此背景下,2015年年末中央财经领导小组连续两次强调加强供给侧结构性改革,并指出2016年供给侧结构性改革的任务主要是去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板。2017年3月,政府工作报告中明确提出要继续坚持以推进供给侧结构性改革为主线,用改革的办法深入推进“三去一降一补”。

产能过剩问题一直以来制约着我国的经济,资源配置的低效率阻碍了经济的健康发展,导致我国大部分传统行业产能严重过剩,实体经济运行过程中的停工现象屡见不鲜,如何应对去产能陷入“过剩、调控、再过剩、再调控”的怪圈,需要深入分析造成过剩产能的根本原因。

在传统的微观经济学理论中,当市场是完全竞争时,市场会有效率的运行,企业不会出现低效的过度投资,也就不会出现行业产能过剩的情况。但现实中,市场经济运行一段时间后,经济中总会出现有的行业投资过度,有的行业投资不足的现象。信奉市场效率原则的经济学家往往认为,只要不干预市场,并给市场足够时间,市场自身会纠正这种无效率或低效率配置现象。事实果真如此吗?本文从价格机制的视角出发,首先在理论上证明了不同的行业具有不同的价格机制,这导致企业不同的投资行为,进而对行业产能利用率造成影响,然后利用面板回归模型,在实证上证明了行业集中度越高的行业越容易出现产能过剩现象。本文具体架构如下:第二部分回顾了国内外学者对产能过剩成因的研究和产能利用率的测度方法。与前人研究不同的是,本文扩充了对市场失灵的理解,从价格机制这个全新的角度阐述了产能过剩。第三部分构建了市场不确定下的两阶段微观企业投资模型,从价格机制的角度出发,在理论上阐释了相同的市场条件下,不同的价格机制会导致企业不同的微观投资行为,从理论上论证了过剩产能存在的必然性。第四部分利用Shaikh和Moudud(2004)<sup>[1]</sup>提出

的面板协整方法测度了我国20个工业企业行业2005—2015年的产能利用率。第五部分将行业集中度作为价格机制的代理变量,分别进行面板数据回归,发现行业集中度对产能利用率均有负向作用,实证了本文提出的理论假设。最后一部分根据上述结论提出了相应的政策建议。

## 二、文献综述

### (一) 产能过剩的成因

造成企业过度投资和过剩产能的原因,大体上可以分为两大类:一是市场失灵造成的;二是政府不当行为造成的。

国外早有学者从市场失灵的角度研究产能过剩。Dixit和Stiglitz(1979)<sup>[2]</sup>,Schmalensee(1981)<sup>[3]</sup>,Wenders(1971)<sup>[4]</sup>的研究认为厂商故意保有过剩产能来造成进入壁垒,实现利润最大化。Barham、Ware(1993)<sup>[5]</sup>和Benoit和Krishna(1987)<sup>[6]</sup>分析了寡头竞争中的企业投资水平,认为企业建立过剩产能是最优行为。国内学者在结合中国基本经济事实的基础上,也提出了很多具有一定解释力的理论。林毅夫(2007)<sup>[7]</sup>提出的“潮涌现象”从信念的角度解释了为什么会出现产能过剩,即发展中国家盲目投资发达国家出现的产业进而导致投资过剩,导致了产能过剩。皮建才(2008)<sup>[8]</sup>认为中国重复建设的根本性原因是两个地区的先进部门(比如制造业部门)的技术差距太小以及宏观经济环境中存在的初级产品的价格扭曲。

对于政府不当行为造成的产能过剩,国内学者做了大量的研究。张维迎(1998)<sup>[9]</sup>论证了产权不明晰导致了国有企业控制权有一定的损失,而控制权损失具有一定的不可补偿性,为了保证利益最大化,企业间的兼并重组效率极低,行业中出现过度进入和重复建设。曹建海(2002)<sup>[10]</sup>提出制度不完善,如产业管制与垄断、地方政府竞争、企业预算软约束、企业退出障碍造成了行业中出现大量的重复建设,生产能力过剩。周黎安(2004,2007)<sup>[11][12]</sup>认为“晋升锦标赛制度”导致了区域间的恶性经济竞争,政府职能既扮演了裁判员又扮演了运动员,对企业的微观生产造成了一定的干预和扭曲。杨培鸿(2006)<sup>[13]</sup>认为只有政府主导的投资才有可能重复建设,信息不对称和寻租行为加剧了重复建设,社会的资源配置并没有达到优化。江飞涛和曹建海(2009)<sup>[14]</sup>否定了市场失



灵是导致重复建设的原因,认为财政分权、官员晋升体系、土地产权模糊等一系列制度上的问题导致地方政府一味追求经济效益和为其不正当干预企业微观行为提供了条件,造成了过多的干预负外部性,导致了重复建设和过度投资。王立国和张日旭(2010)<sup>[15]</sup>指出,在财政分权的体制下,地方政府为了自己的财政收入和官员升迁激励,特别偏爱吸引和推动对GDP有显著贡献的项目投资,造成地方产业结构同质性严重,部分行业产能过剩问题突出,短时间内难以消除。

上述研究均在不同程度上解释了产能过剩的成因,但尚无研究从价格机制的角度出发进行研究。所谓市场失灵,是指与充分竞争、充分信息市场相比较而言,但是现实条件下完全竞争市场和完全信息市场几乎是不存在的,对于任何市场而言,价格机制是最本质的体现,研究不同价格机制下,会导致何种不同的市场结果,对于进一步理解市场失灵,进一步探索产能过剩有着重要的帮助。因此,本文从现实的市场条件出发,从价格定价机制的角度论证了随着行业的发展,市场集中度越高,企业拥有越多的定价权利,会不可避免地出现过度投资,进而导致产能过剩,从理论的角度补充了以往对于产能过剩成因的理解。

## (二) 产能产出和产能利用率的测度

测度产能产出和产能利用率的核心办法是找到有效的产能产出,然后与实际的产能产出进行对比。Klein和Preston(1967)<sup>[16]</sup>提出了生产函数法,从生产的角度估测了产能产出和产能利用率;Klein等(1973)<sup>[17]</sup>提出了峰值法,其认为一段时期内一个经济体达到的最大产出即为产能产出;Cassels(1937)<sup>[18]</sup>、Morrison(1985)<sup>[19]</sup>提出了成本函数法,他们认为短期平均总成本曲线最低点对应的产出水平是产能产出水平;Dupont等(2002)<sup>[20]</sup>比较分析了数据包络分析法(DEA)和随机生产前沿分析法(SPF)在产能测度上的异同,并测度了美国渔业的产能产出和利用率;Shaikh和Moudud(2004)<sup>[1]</sup>提出了协整方法,利用产出与固定资本存量间的长期稳定的关系,找出产能产出的长期趋势。

国内学者对于产能产出和产能利用率的测度也做了很多的实证研究。沈利生(1999)<sup>[21]</sup>、沈坤荣等(2012)<sup>[22]</sup>利用峰值法分别测度了我国的资本设备利用率和中国35个工业行业产能利用率;龚刚和杨琳(2002)<sup>[23]</sup>、何彬(2008)<sup>[24]</sup>利用生产函数法,根据

用电量与资本服务使用量的固定比例测度了资本设备利用率和产能利用率;孙巍等(2009)<sup>[25]</sup>、韩国高等(2011)<sup>[26]</sup>利用成本函数法分别测度了我国制造业行业不同年间的产能利用率;董敏杰等(2015)<sup>[27]</sup>利用数据包络分析法估计法测度了我国各省份各个行业的产能利用率水平;杨振兵和张诚(2015)<sup>[28]</sup>基于超越对数生产函数的随机前沿分析模型,测算了中国工业行业的产能过剩指数;程俊杰(2015)<sup>[29]</sup>、何蕾(2015)<sup>[30]</sup>利用协整方法分别测度了不同地区和不同工业行业的产能利用率。

本文基于Shaikh和Moudud(2004)<sup>[1]</sup>提出的面板协整法,首先测度了2005—2015年我国不同工业企业行业的产能利用率,然后将行业集中度作为价格机制的代理变量,通过面板数据回归实证分析了价格机制与产能过剩间的关系,从客观数据上论证了文中理论分析的有效性,为今后研究产能过剩提供了宝贵的实证经验。

## 三、需求不确定下的企业投资模型

本文借鉴了Tirole(1986)<sup>[31]</sup>构建的企业和赞助商两阶段采购和再谈判模型,延续了Tirole对企业生产成本上的设定,创新性地引入了消费者和纳什讨价还价法则,构造了一个市场需求不确定性下的企业和消费者两阶段投资模型,具体如下:

本模型假设一共有两期, $t=1, 2$ ;有两类参与者:卖方(企业)和买方(消费者)。

在第一期,企业为了降低产品的生产成本,投资 $e_1 \geq 0$ ;在第二期,消费者向企业购买产品。在第二期期初时,企业得知产品的生产成本为 $c_2 = C_2(e_1, \Theta)$ ,其中 $\Theta$ 表示随机变量, $C_2$ 是可微的并且关于 $e_1$ 递减。为了简化计算,模型假定成本的分布独立于投资水平,并且假定选择的投资水平是严格正的。同时假定在第二期期初时,消费者不仅能观测到企业在第一期的投资水平 $e_1$ ,还会得知产品的价值 $v_2 = V_2(\eta)$ ,其中 $\eta$ 是一个随机变量,其分布函数为 $F(V_2)$ ,但关于产品价值的具体实现值企业是不知道的。模型假定 $\Theta$ 和 $\eta$ 的分布是独立的,它们的实现值也是独立的,生产成本函数和价值函数均是共同知识,因此可以认为信息在第一期时是对称的。为了简化符号,在接下来的分析中,我们将生产成本简写为 $c_2 = C_2(e_1)$ ,将产品价值简写为 $v_2 = V_2$ 。

**假设 1:**  $e_1 + C_2(e_1)$  关于  $e_1$  是严格递增的,

$C_2(0) = 0$ 。

总成本关于投资的增加而上升可以从两个方面来理解：一是在自然垄断行业中，需要增加大量的基础投资才能降低边际成本，因此在边际成本没有降低之前，总成本是一直在增加的，比如核电站、采矿业等都是如此；二是行业出现了饱和，即过剩产能行业，仅仅利用规模效应扩大投资不能带来总成本的减少，无技术创新式的机械投入只会带来地租、水电消耗、工人工资等一系列的生产费用的大幅增加，进而带来总成本的增加。

**假设 2:**  $\sup(e_1 + C_2(e_1)) < \inf(V_2)$ ，即消费者购买产品总是能够增加社会总福利。

这个假设在现实生活中一般也能满足，商品交易的成功，均会给生产者带来收益，消费者带来效用，政府带来财政收入，因此我们假设交易成功会增加社会总福利。

接下来，我们重点探讨价格机制对于投资水平会产生何种影响。在经典的价格机制理论中，拥有定价权的一方在很大概率上会获得更多的剩余。在完全竞争市场中，消费者获取了全部价值剩余；在垄断市场中，生产者获取了全部价值剩余；在垄断竞争市场中，价值剩余被双方按不同比例瓜分。对于价格机制如何影响企业的投资水平，进而如何解释过剩产能的出现，我们将从三种不同的情形进行分析。

**命题 1:** 若卖方（企业）拥有市场定价权，向买方（消费者）抛出“接受价格或走人”（take-it-or-leave-it）的价格合约，会出现卖方过度投资的市场现象。

企业根据第一期的投资水平  $e_1$  和对于产品价值分布的先验信念  $F(V_2)$ ，决定最大化其自身的期望利润的市场最优价格，问题如下：

$$\begin{aligned} & \max_{p_f} [p_f - C_2(e_1)] [1 - F(p_f)] + 0 \cdot F(p_f) - e_1 \\ \text{F. O. C:} & \quad 1 - F(p_f) - f(p_f)(p_f - C_2(e_1)) = 0 \\ & \Rightarrow p_f^* = p_f(e_1) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{S. O. C:} \quad -2f(p_f) - \frac{\partial f(p_f)}{\partial p_f} [p_f - C_2(e_1)] < 0 \quad (2)$$

当分布密度函数  $f(V_2)$  具有良好的性质时，上述二阶条件小于 0 在大多数情形下是成立的，特别地，当产品价值分布  $F(V_2)$  服从均匀分布时，上述二阶条件恒成立。

为了更好地研究情形 1 下价值机制对投资水平的

影响，我们不妨假定产品价值  $V_2$  服从在区间  $[\underline{V}_2, \bar{V}_2]$  上的均匀分布。

由式 (1) 可知：

$$\begin{aligned} & 1 - \frac{p_f - \underline{V}_2}{\bar{V}_2 - \underline{V}_2} - \frac{p_f - C_2(e_1)}{\bar{V}_2 - \underline{V}_2} = 0 \\ \Rightarrow p_f^* & = \frac{1}{2}(\bar{V}_2 + C_2(e_1)) = p_f^*(e_1) \end{aligned} \quad (3)$$

通过逆向归纳法，回到博弈的第一阶段，可以得知企业在做投资水平的最优化选择：

$$\max_{e_1} [p_f^*(e_1) - C_2(e_1)] [1 - F(p_f^*(e_1))] - e_1$$

将式 (3) 代入得：

$$\max_{e_1} \left\{ \frac{1}{2} [\bar{V}_2 + C_2(e_1)] - C_2(e_1) \right\} \left[ 1 - \frac{\frac{1}{2}(\bar{V}_2 + C_2(e_1)) - \underline{V}_2}{\bar{V}_2 - \underline{V}_2} \right] - e_1$$

化简得：

$$\begin{aligned} & \max_{e_1} \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\bar{V}_2 - \underline{V}_2} (\bar{V}_2 - C_2(e_1))^2 - e_1 \\ \text{F. O. C:} & \quad \frac{\partial C_2(e_1)}{\partial e_1} = -\frac{\bar{V}_2 - \underline{V}_2}{\bar{V}_2 - C_2(e_1)} \end{aligned} \quad (4)$$

通过积分可得：

$$\begin{aligned} & \bar{V}_2 C_2(e_1^*) - \frac{1}{2} C_2^2(e_1^*) = -(\bar{V}_2 - \underline{V}_2) e_1^* \\ \Rightarrow e_1^* & = e_1^*(\bar{V}_2, \underline{V}_2) \end{aligned} \quad (5)$$

对上述一阶条件关于  $e_1$  进行二阶微分：

$$-\left[ \frac{\partial C_2(e_1^*)}{\partial e_1^*} \right]^2 + [\bar{V}_2 - C_2(e_1^*)] \cdot \frac{\partial^2 C_2(e_1^*)}{\partial e_1^{*2}} = 0 \quad (6)$$

通过上述等式，可以得知二阶条件：

$$\begin{aligned} \text{S. O. C:} & \quad \frac{1}{\bar{V}_2 - \underline{V}_2} \left[ \frac{\partial C_2(e_1^*)}{\partial e_1^*} \right]^2 - \frac{1}{\bar{V}_2 - \underline{V}_2} [\bar{V}_2 - C_2(e_1^*)] \\ & \quad \cdot \frac{\partial^2 C_2(e_1^*)}{\partial e_1^{*2}} = 0 \end{aligned} \quad (7)$$

$$\text{同时,} \quad \frac{\partial [C_2(e_1^*) + e_1^*]}{\partial e_1} = -\frac{\bar{V}_2 - \underline{V}_2}{\bar{V}_2 - C_2(e_1^*)} + 1 > 0 \text{ 与假}$$

设 1 一致。

此时的社会总福利为：

$$\begin{aligned}
 SW &= \int_{p^*}^{\bar{V}_2} [V_2 - (C_2(e_1^*) + e_1^*)]f(V_2)dV_2 \\
 &\quad + \int_{V_2}^{p^*} (-e_1^*)f(V_2)dV_2 \\
 &= \frac{1}{V_2 - \underline{V}_2} \left[ \frac{3}{8} \bar{V}_2^2 + \frac{3}{8} C_2^2(e_1^*(\bar{V}_2, \underline{V}_2)) \right. \\
 &\quad \left. - \frac{3}{4} \bar{V}_2 C_2(e_1^*(\bar{V}_2, \underline{V}_2)) \right] - e_1^*(\bar{V}_2, \underline{V}_2) \quad (8)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial SW(e_1^*)}{\partial e_1} &= \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{V_2 - \underline{V}_2} \cdot (C_2(e_1^*) - \bar{V}_2) \\
 &\quad \cdot \frac{\partial C_2(e_1^*)}{\partial e_1} - 1 \quad (9)
 \end{aligned}$$

根据式 (9)，我们可知  $\frac{\partial SW(e_1^*)}{\partial e_1} = -\frac{1}{4} < 0$ ，即随着企业投资水平的增加，社会总福利在减少，最优 (First-Best) 的投资水平为  $e_1^{**} = \varepsilon, \varepsilon \rightarrow 0^+$ 。

从上述分析可知，在情形 1 下，即企业拥有定价权的时候，会出现过度投资。这时市场容量已经趋于饱和，但是对于单个企业来说，增加投资保护了自己的市场地位和议价权利，只要价格高于边际成本，增加投资提高产量就会增加企业利润。单个企业不会考虑增加投资对社会产生的外部性，最终结果是寡头竞争的每个企业都会增加投资导致恶性竞争，致使行业出现产能过剩。

需求不确定、信息不对称和垄断定价能力从一定程度上解释了过剩产能的发生。在理论模型中，假定 1 起到了关键的作用，如果投资带来了技术的革新，例如工业革命、信息革命带来的生产方式的变革，那么从一定程度上会缓解过剩产能的出现，在某些条件下会提升社会总福利水平，因此在当下去产能的经济大环境中，企业和政府要着重减少信息不对称和垄断定价能力所带来的负外部性，同时把创新作为经济增长的主要推动力量。

**命题 2：**若买方（消费者）拥有市场定价权，向卖方（生产者）抛出“接受价格或走人 (take-it-or-leave-it)”的价格合约，市场交易不会出现过度投资的市场现象。

情形 2 下，仅仅消费者具有私人信息，在消费者观察到企业的投资水平  $e_1$  之后，消费者会提出价格  $p_c = e_1 + C_2(e_1)$ ，在此价格下，企业接受合约与不接受合约无差异，不妨认为企业会接受合约。

消费者的期望剩余为：

$$\begin{aligned}
 E(CS) &= \int_{V_2}^{\bar{V}_2} (V_2 - p_c)f(V_2)dV_2 \\
 &= \frac{1}{2}(\bar{V}_2 - \underline{V}_2) - p_c
 \end{aligned}$$

因此消费者希望生产者的投资水平  $e_1 = \varepsilon, \varepsilon \rightarrow 0^+$ 。对于生产者来说，对于任何的投资水平其期望收益总是为 0，因此生产者没有动机去偏离最优选择，即  $e_1 = \varepsilon$ 。

在情形 2 下，我们假设买方（消费者）具有定价权，此时卖方（企业）对于买方（消费者）而言是没有私人信息的，消费者掌握的信息是完全的，因此赋予消费者全部的定价权完全消除了信息不对称带来的效率的损失，此时的投资水平对于社会而言是最优的。

**命题 3：**若卖方（企业）和买方（消费者）都有一定的市场议价能力，结果收敛于纳什讨价还价解。

假设企业的议价能力为  $\alpha > 0$ ，消费者的议价能力为  $\beta > 0$ ，并且  $\alpha + \beta = 1$ 。

在  $t=2$  时，消费者观测到了企业的投资水平  $e_1$ ，同时也得知了产品价值  $V_2$ ，但其宣称产品价值为  $\hat{V}_2$ ，纳什讨价还价解  $p^*$  为下述最优化问题的均衡解：

$$\max_p \{p - [e_1 + C_2(e_1)]\}^\alpha (\hat{V}_2 - p)^\beta$$

对  $p$  求一阶导数有：

$$p^* = \alpha \hat{V}_2 + \beta [e_1 + C_2(e_1)]$$

通过逆向归纳法，回到博弈的第一阶段，可以得知企业在做投资水平的最优化选择：

$$\max_{e_1} p^* - [e_1 + C_2(e_1)]$$

可知  $e_1^* = \varepsilon, \varepsilon \rightarrow 0^+$ 。企业的收益为  $p^* - [e_1 + C_2(e_1)] = \alpha \{\hat{V}_2 - [e_1 + C_2(e_1)]\} > 0$ ，消费者的收益为  $V_2 - p^* = \alpha(V_2 - \hat{V}_2) + \beta\{V_2 - [e_1 + C_2(e_1)]\}$ ，得出  $\hat{V}_2 = V_2$ 。

在情形 3 下，买卖双方都有一定的议价权利，此时信息不对称的问题依然存在。基于假设 2，即使消费者谎报产品价值为最低水平  $\underline{V}_2$ ，仍然存在纳什讨价还价解，并且此时的投资水平对于社会而言是最优的，没有出现过度投资的现象，从一定程度上减少了垄断定价带来的负外部性，缓解了信息不对称所带来的效率损失。

通过上述理论分析可知，在相同的市场条件下，

仅仅价格机制的不同,便会导致企业做出不同的投资选择:当企业拥有定价权的时候,企业会选择过度投资;当消费者拥有定价权或者企业和消费者进行纳什讨价还价的时候,企业会选择对社会而言最优的投资水平。在现实经济中,随着行业的发展和优胜劣汰法则,企业会越来越有竞争力,市场集中度不可避免地越来越高,商品的定价权很容易在企业手中。根据本理论模型,仅仅依靠市场的力量,很难自我去产能,需要政府的介入,但政府何时介入,如何介入是去产能的关键。接下来,本文在第四和第五部分测度了部分工业企业行业的产能利用率,并通过面板数据回归分析实证了本理论的有效性,为政府去产能提供了一些指导。

#### 四、产能利用率的测度:基于面板协整的方法

本文采取 Shaikh 和 Moudud (2004)<sup>[1]</sup>首次提出的面板协整方法对我国部分工业企业行业的产能产出进行估算,该方法的好处是具有坚实的理论基础,操作相对简单,同时也回避了对函数形式设定产生的主观误差。在实证研究实践中,他们分析了8个OECD国家制造业产能利用率,与IMF的测度结果在趋势上保持了高度的一致性,并且得到的产能利用率的结果也更加平滑。Shaikh 和 Moudud (2004)<sup>[1]</sup>对于处理在短期内具有稳定性因素的变量有很好的解释力,行业技术在短期很难发生较大变化,因此协整方法可以广泛地应用于分行业的产能利用率测度,对于面板数据的处理有较好的适应性。

##### (一) 基本模型

该模型认为在长期中产能产出与资本存量之间存在着稳定的关系(Hickman, 1964<sup>[32]</sup>; Winston, 1974<sup>[33]</sup>)。模型从一个恒等式出发:

$$Y(t) = \frac{Y}{Y^*} \cdot \frac{Y^*}{K} \cdot K$$

其中,  $Y$  表示实际的工业企业产值,  $Y^*$  表示理论或者有效的产能产出水平,  $K$  表示工业企业的资本存量。定义  $v = \frac{K}{Y^*}$  为资本-产能产出比,  $u = \frac{Y}{Y^*}$  为产能利用率,将上述恒等式对数线性化,可得:

$$\log Y(t) = \log K(t) - \log v(t) + \log u(t) \quad (10)$$

模型假定在长期中企业有能力调整实际产能产出,使之与有效的产能产出相对应,因此现实的产能

利用率应该在有效产能利用率 ( $u^* = 1$ ) 附近波动,将产能利用率  $\log u(t)$  的波动设定为一个误差项:

$$\log u(t) = e_u(t) \quad (11)$$

同时,模型假定资本与产能产出比值  $v(t)$  随着时间的变化而变化,其中一方面的变化源自于行业技术的自主进步,另一方面来源于基本累积率的增长。定义  $g_v$  是资本-产能产出的增长率,  $g_k$  是资本累积的增长率,并假定对数形式的随机误差项为  $e_v(t)$ ,可得:

$$g_v = \beta_1 + \beta_2 g_k$$

$$\log v(t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_2 \cdot \log K(t) + e_v(t) \quad (12)$$

方程(10)~方程(12)构建了一个在面临技术变化和产能利用率波动的情况下,产出与资本积累之间的对应关系。整理上述方程可得:

$$\log Y(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot t + \alpha_2 \cdot \log K(t) + e(t) \quad (13)$$

其中  $\alpha_0 = -\beta_0$ ,  $\alpha_1 = -\beta_1$ ,  $\alpha_2 = 1 - \beta_2$ , 误差项  $e(t) = e_u(t) - e_v(t)$ 。

由方程(13)可知:如果  $\log Y(t)$  与  $\log K(t)$  间存在着协整关系,那么两者之间便存在着一种长期的稳定关系,同时模型假定有效产能产出是实际产能产出的长期趋势,因此通过对方程(13)回归,剔除残差项,就可以得到有效产能产出  $Y^*$ ,进而可以计算出产能利用率  $u$ 。

##### (二) 数据来源与处理

为了保持前后统计口径的一致,本文研究的样本行业为煤炭开采和洗选业,有色金属矿采选业,农副食品加工业,食品制造业,纺织业,纺织服装、服饰业,造纸及纸制品业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,化学原料及化学制品制造业,医药制造业,化学纤维制造业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼及压延加工业,有色金属冶炼及压延加工业,金属制品业,通用设备制造业,专用设备制造业,电气机械及器材制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,电力、热力生产和供应业这20个工业行业,样本区间选择为2005—2015年,数据全部来自《中国工业经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

本文用各行业的工业销售产值衡量产能产出,利用各行业工业生产者出厂价格指数进行平减,得到以2005年为基期的各行业实际销售产值。选择此项指标是因为在2011年我国改变统计口径后,只公布每

年的工业销售产值。资本存量用永续存盘法求得，并采用陈诗一（2011）<sup>[34]</sup>计算的2005年我国各工业行业资本存量的数据，对我国2006—2011年上述20个行业的资本存量数据进行补充。永续存盘法的公式为

$K_{it} = I_{it} + (1 - \delta_{it})K_{i,t-1}$ ，其中  $I_{it}$  表示第  $i$  个行业第  $t$  年可比价全部口径投资额， $\delta_{it}$  表示第  $i$  个行业第  $t$  年的资本折旧率。

主要变量的统计性描述见表1。

表1 主要变量统计性描述

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
LnY	220	9.911	0.899	7.019	11.481
LnK	220	8.386	1.052	5.951	11.223
$t$	220	6	3.169	1	11

(三) 产能利用率的测度结果

利用协整方法测度产能利用率的前提是确定产出与固定资本存量之间存在着协整的关系，本文利用Johansen-Fisher检验来确定二者在长期中是否存在着稳定的关系。由表2可知，在1%的水平上logY与logK之间不存在协整关系的假设被拒绝，因此具备协整方法测度产能利用率的基本条件。

通过面板数据回归结果（见表3）可知，所有变量均在1%的水平上显著，模型拟合度较好。资本存量前的系数为0.698>0，表明资本作为一项重要的生产要素可以提升产能利用率，符合基本的经济学理论。

根据估计的回归方程  $\ln Y^* = 3.867 + 0.698 \ln K + 0.032t$ ，可以进一步求得各个行业的产能利用率，如表4所示。

表2 LnY与LnK面板协整关系的Johansen-Fisher检验

Hypothesized No. of CE (s)	Fisher Stat. * (from trace test)	Prob.	Fisher Stat. * (from max-eigen test)	Prob.
None	212.6	0.000 0	153.0	0.000 0
At most 1	148.1	0.000 0	148.1	0.000 0

表3 基于方程(13)的面板回归结果

解释变量	系数值	标准差	T统计量	P值
Lnk	0.698 ***	0.032	21.276	0.000
Year	0.032 ***	0.011	2.939	0.003
Constant	3.867 ***	0.245	15.767	0.000
Adjusted R-squared = 0.783		Prob>F = 0.000 0		

注：\*\*\*p<0.01，\*\*p<0.05，\*p<0.1。下同。

表4 20个工业企业行业的产能利用率及变化(2005—2015)

行业	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	行业均值
1	0.466	0.583	0.597	0.647	0.741	0.763	0.858	0.889	0.807	0.626	0.480	0.678
2	0.340	0.442	0.560	0.602	0.577	0.530	0.591	0.732	0.731	0.656	0.582	0.577
3	1.348	1.422	1.401	1.560	1.674	1.526	1.516	1.696	1.663	1.490	1.369	1.515
4	0.690	0.746	0.800	0.810	0.855	0.884	0.907	0.942	0.954	0.897	0.875	0.851
5	1.187	1.209	1.250	1.209	1.127	1.179	1.138	1.187	1.191	1.140	1.085	1.173
6	1.544	1.463	1.403	1.376	1.181	1.277	1.182	1.456	1.208	1.131	1.048	1.297
7	0.616	0.581	0.629	0.634	0.626	0.650	0.643	0.621	0.589	0.568	0.548	0.610
8	1.362	1.369	1.474	1.410	1.488	1.205	1.294	1.423	1.397	1.295	1.165	1.353

续前表

行业	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	行业均值
9	0.887	1.003	1.036	1.064	1.221	1.096	1.146	1.291	1.265	1.143	1.075	1.111
10	0.587	0.588	0.629	0.679	0.721	0.762	0.851	0.920	0.940	0.879	0.830	0.762
11	0.574	0.585	0.642	0.566	0.580	0.585	0.708	0.731	0.635	0.603	0.578	0.617
12	0.726	0.785	0.879	0.939	0.947	1.005	0.985	1.040	1.051	1.004	0.950	0.937
13	1.205	1.239	1.144	1.125	1.279	1.033	1.059	1.278	1.116	0.983	0.881	1.122
14	1.020	1.199	1.449	1.541	1.341	1.137	1.211	1.401	1.367	1.270	1.157	1.281
15	1.262	1.362	1.436	1.430	1.237	1.264	1.203	1.435	1.247	1.182	0.994	1.277
16	1.206	1.343	1.462	1.532	1.324	1.456	1.301	1.191	1.321	1.229	1.089	1.314
17	0.806	0.935	1.036	1.161	1.046	1.155	1.159	1.154	1.116	1.026	0.928	1.047
18	2.169	2.072	2.231	2.299	1.940	1.898	1.813	1.695	1.674	1.583	1.503	1.898
19	2.639	2.357	2.196	1.905	1.631	1.771	1.533	1.720	1.643	1.530	1.484	1.856
20	0.438	0.458	0.452	0.424	0.397	0.425	0.436	0.423	0.432	0.387	0.354	0.421
年均值	1.054	1.087	1.135	1.146	1.097	1.080	1.077	1.161	1.117	1.031	0.949	1.085

注：行业1：煤炭开采和洗选业；行业2：有色金属矿采选业；行业3：农副食品加工业；行业4：食品制造业；行业5：纺织业；行业6：纺织服装、服饰业；行业7：造纸及纸制品业；行业8：石油加工、炼焦及核燃料加工业；行业9：化学原料及化学制品制造业；行业10：医药制造业；行业11：化学纤维制造业；行业12：非金属矿物制品业；行业13：黑色金属冶炼及压延加工业；行业14：有色金属冶炼及压延加工业；行业15：金属制品业；行业16：通用设备制造业；行业17：专用设备制造业；行业18：电气机械及器材制造业；行业19：计算机、通信和其他电子设备制造业；行业20：电力、热力生产和供应业。

如表4所示，从整体上看，上述20个行业2005年至2015年间的年均产能利用率为1.085，根据协整思想，长期来看产出应该围绕产能波动，这意味着产能利用率的长期均值理论上应为1.0，与本文测度的结果很接近，进一步论证了模型的有效性。同时，我国工业产能利用率变化趋势具有明显的阶段性特征：2005—2008年呈现上升态势，2008年达到峰值1.146，此后大体上呈现下降趋势，2015年产能利用率均值下降到0.949。2002年我国加入WTO后，国内外需求稳步增加，人口红利等有利因素得到有效释放，经济形势大好，产能利用率出现稳步上升，2008年工业行业产能利用率达到峰值。2008年金融危机后，受到金融危机周期性因素影响，整体工业行业产能利用率开始回落，特别是2012年以来，要素价格上升，人口红利消失，有效需求降低等系列结构性因素造成工业行业产能利用率急转直下，即便对于产能利用率普遍较高的农副食品加工业，纺织服装、服饰业，有色金属冶炼及压延加工业，通用设备制造业，电气机械及器材制造业，计算机、通信和其他电子设备制造业这6个行业，2012年以后产能利用率也开始下滑，并且一直到2015年未出现逆转。

分行业来看，行业间产能利用率差别很大，结构性过剩情况明显。在测度的20个行业中，有6个行业存在着产能过剩，其中煤炭开采和洗选业，有色金属矿采选业，造纸及纸制品业，化学纤维制造业，电力、热力生产和供应业这5个行业存在严重产能过剩，其产能利用率均不到70%，这与2015年工信部公布的产能过剩行业保持基本一致。这6个过剩产能的行业基本上都属于垄断性行业，消费者相对企业的力量很弱小，产品几乎都是由企业定价，根据第三部分的理论模型，会不可避免地出现产能过剩现象。

## 五、价格机制与产能过剩的实证分析

基于上述对我国20个工业企业行业产能利用率的测算，本文进一步考察价格机制与产能过剩之间的实证关系。

### （一）价格机制代理变量及其他控制变量说明

本文选取行业集中度作为价格机制的代理变量。行业集中度对价格机制的形成有决定性的作用，如果某行业的行业集中度很低，说明该行业属于垄断行业或者寡头垄断行业，那么消费者的议价能力就很低，企业拥有价格决定权或者对商品价格有主导作用；反

之,如果某行业的行业集中度很低,该行业存在很多实力相当的企业,那么消费者的议价能力就比较高,消费者对价格的决定占据主导地位。进一步,本文选取CR4指数(行业内最大的前4家公司的主营业务收入占全行业主营业务收入的比重)、CR5指数(行业内最大的前5家公司的主营业务收入占全行业主营业务收入的比重)、HHI指数(赫芬达尔-赫希曼指数)和Lerner指数(勒纳指数)分别作为行业集中度的代理变量。该4个指数的数据全部来自于国泰安CSMAR数据库,样本时间是2005—2015年。

另外,为了保障分析结果的稳健性,本文添加创新投入、劳动投入、外资比重和国有企业比重这些影响因素作为控制变量。

(1) 创新投入。科学技术作为一项重要的生产变量,行业创新投入力度决定了行业的技术水平,进而影响生产的效率,对过剩产能产生重要影响。本文采取行业R&D投入经费与规模以上工业企业工业销售产值的比值来刻画。

(2) 劳动投入。劳动是除了资本、技术外的工业企业的重要生产要素,劳动的投入水平对工业企业特别是轻工业企业的生产能力具有重要影响,进而对产能过剩产生一定的影响。本文采用规模以上工业企业平均用工人数的对数值来刻画。

(3) 外资企业行业占比。外商直接投资(FDI)对中国经济的发展作出了巨大贡献,一方面FDI企业加入中国市场增强了东道国市场的行业竞争程度,倒逼本国企业产业升级,提升生产效率(张杰等,2011<sup>[35]</sup>);另一方面,通过技术的外溢性,外资企业提升内资企业的技术水平,进而提升行业整体的生产能力(陈涛涛和陈娇,2006<sup>[36]</sup>)。本文采取外商及港澳台商投资工业企业工业销售产值与规模以上工业企业工业销售产值的比值来刻画。

(4) 国有企业行业占比。国有企业可能面临更加严重的产能过剩问题(董敏杰等,2015<sup>[27]</sup>),一方面,国有企业的多目标性使得国有企业的行为并非完全市场化,国有企业更易获取金融资源和较低的资金成本,造成一定程度的国有企业预算软约束,导致过度投资和重复建设(孙晓华和李明珊,2016<sup>[37]</sup>);另一方面,政府的“父爱主义”使得国有企业并不能按照市场机制优胜劣汰,落后产能难以被及时淘汰。本文采用国有控股工业企业工业销售产值与规模以上工业企业工业销售产值的比值来刻画。

上述控制变量的数据均来自于历年的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》,样本时间是2005年至2015年。

## (二) 计量模型构建

根据第三部分的理论模型,本文提出如下四个假设:

**假设1:** 行业CR4指数越高,行业产能利用率越低,越容易出现产能过剩。

**假设2:** 行业CR5指数越高,行业产能利用率越低,越容易出现产能过剩。

**假设3:** 行业HHI指数越高,行业产能利用率越低,越容易出现产能过剩。

**假设4:** 行业Lerner指数越高,行业产能利用率越低,越容易出现产能过剩。

基于上述假设,建立如下四个面板回归模型:

模型1:

$$CU_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CR4_{i,t} + \alpha_2 RD_{i,t} + \alpha_3 Labor_{i,t} + \alpha_4 FDI_{i,t} + \alpha_5 SOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

模型2:

$$CU_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CR5_{i,t} + \alpha_2 RD_{i,t} + \alpha_3 Labor_{i,t} + \alpha_4 FDI_{i,t} + \alpha_5 SOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

模型3:

$$CU_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 HHI_{i,t} + \alpha_2 RD_{i,t} + \alpha_3 Labor_{i,t} + \alpha_4 FDI_{i,t} + \alpha_5 SOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

模型4:

$$CU_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Lerner_{i,t} + \alpha_2 RD_{i,t} + \alpha_3 Labor_{i,t} + \alpha_4 FDI_{i,t} + \alpha_5 SOE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

其中, $RD_{i,t}$ 表示第 $t$ 年行业 $i$ 的创新投入, $Labor_{i,t}$ 表示第 $t$ 年行业 $i$ 的劳动投入, $FDI_{i,t}$ 表示第 $t$ 年行业 $i$ 的外资企业行业占比, $SOE_{i,t}$ 表示第 $t$ 年行业 $i$ 的国有企业行业占比, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。

## (三) 面板数据模型回归结果及讨论

在对模型回归之前,我们首先对上述变量做相应的描述性统计(详见表5)。

通过Hausman检验(见表6),得知对于模型1、模型2和模型3,检验的 $P$ 值远大于0.05,不能拒绝原假设,因此选择随机效应面板回归模型比较合适,模型4的 $P$ 值为0.0567>0.05,同样地,我们也选择随机效应面板模型。

表5 各变量间的描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>CU</i>	220	1.085	0.425	0.340	2.639
<i>CR4</i>	220	0.538	0.190	0.125	0.991
<i>CR5</i>	220	0.587	0.189	0.151	1.000
<i>HHI</i>	220	0.127	0.096	0.014	0.648
<i>Lerner</i>	220	0.087	0.056	-0.062	0.321
<i>RD</i>	220	0.006	0.004	0.001	0.018
<i>Labor</i>	220	5.565	0.783	3.724	6.813
<i>FDI</i>	220	0.233	0.164	0.011	0.862
<i>SOE</i>	220	0.217	0.227	0.008	0.927

模型1~模型4的随机效应面板回归结果如表7所示。从控制变量上看,劳动投入和*FDI*前的系数均为正且显著,表明劳动投入和行业外资投入均对行业的产能利用率有正向作用,*SOE*前的系数为负且显著,表明行业中国企业越多,行业产能利用率越低,这些结果符合我们的预期。但值得注意的是,创新投入前的系数为负且显著,反映了行业创新投入越多,反而导致产能利用率降低。这是因为研发活动对产能过剩的影响需要从生产层面与

消费层面两个角度去分析。一方面,由创新活动引起的生产效率的提升缓解了由生产环节造成的产能过剩,但另一方面也会增加产出而恶化消费层面的产能过剩(杨振兵和张诚,2015<sup>[28]</sup>)。当行业中已经投入了大量的生产要素(包括过量的资本和劳动力)时,进一步增加生产产量与消费市场上的产品供给,不但抵消了研发活动引起的生产层面产能利用率的上升,而且在供大于求的现有情形下会恶化产能过剩情况。

表6 模型1~模型4的Hausman检验结果

	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>P</i> 值	0.4600	0.4934	0.3759	0.0567

表7 模型1~模型4面板数据回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>CR4</i> 指数	-0.273** (0.138)			
<i>RD</i>	-19.61*** (7.505)	-19.90*** (7.530)	-19.66*** (7.480)	-17.92** (7.234)
<i>Labor</i>	0.182*** (0.0675)	0.186*** (0.0677)	0.184*** (0.0667)	0.210*** (0.0616)
<i>SOE</i>	-0.473*** (0.174)	-0.477*** (0.174)	-0.470*** (0.173)	-0.383** (0.173)
<i>FDI</i>	1.208*** (0.240)	1.203*** (0.241)	1.213*** (0.239)	1.150*** (0.223)
<i>CR5</i> 指数		-0.250* (0.151)		
<i>HHI</i> 指数			-0.287* (0.188)	
<i>Lerner</i> 指数				-0.431 (0.297)
常数项	0.155 (0.410)	0.138 (0.414)	0.0331 (0.394)	-0.121 (0.357)



整体上看,核心解释变量 CR4 指数、CR5 指数、HHI 指数和 Lerner 指数前的系数均为负值,除了 Lerner 指数不显著外,其余三个核心解释变量均在不同的显著性水平上显著,充分证明了上文提出的四个假设,即当行业集中度水平增加时,行业越趋近于垄断竞争,导致行业的产能利用率降低,进而导致产能过剩。结合企业的微观投资行为,即使市场容量已经趋于饱和,但是对于单个企业来说,增加投资保护了自己的市场地位和议价权利,只要价格高于边际成本,增加投资提高产量就会增加企业利润。单个企业不会考虑增加投资对社会产生的外部性,最终结果是寡头竞争的每个企业都会增加投资导致恶性竞争,导致行业出现产能过剩。

## 六、结论与建议

价格是最有力的调控手段,不同于以往从市场失灵和政府干预的角度解释产能过剩的成因,本文从价格机制的角度出发,在理论上阐释了相同的市场条件下,不同的价格决定机制会导致企业不同的微观投资行为。特别地,当行业的竞争度较低时,消费者的议价能力较弱,企业会过度投资,最终导致行业产能过剩。通过利用 Shaikh 和 Moudud 提出的协整方法,对我国 2005—2015 年间 20 个工业行业进行了产能测度,发现有 6 个行业存在着产能过剩,其中煤炭开采和洗选业,有色金属矿采选业,造纸及纸制品业、化学纤维制造业,电力、热力生产和供应业这 5 个行业存在严重的产能过剩,其产能利用率均不到 70%。在此基础上,利用行业集中度(CR4 指数、CR5 指数、HHI 指数和 Lerner 指数)作为价格机制的代理变量,进行面板数据回归,发现核心解释变量 CR4 指数、CR5 指数、HHI 指数和 Lerner 指数前的系数均为负值,除了 Lerner 指数不显著外,其余三个核心解释变量均在不同的显著性水平下显著,充分论证了当行业集中度水平增加时,行业越趋近于垄断竞争,导致行业的产能利用率降低,进而导致产能过剩,与理论模型保持一致。

根据上述结论,本文提出如下抑制产能过剩的政策建议:

### (一) 分业施策, 把住源头

我国产能过剩现象结构性明显,行业间存在着很大的区别,要针对不同的行业分业施策。对于开采

业、煤炭、钢铁等严重过剩行业,严格执行规划,停止审批新增产能和严厉禁止“未批先建”,同时,发挥政府职能,用差别水价电价、提高环保标准、控制金融杠杆等措施倒逼相关过剩产能企业退出市场;对于轻微产能过剩行业要通过产品创新和企业市场开拓增强企业竞争力,有效应对市场变化。

### (二) 疏通企业退出机制, 完善破产制度

一是完善企业特别是落后国有企业的破产制度,强化出资人破产清算责任,降低破产评估、审计、拍卖费用,提高债务人、债权人申请破产的积极性,淘汰低效率企业,化解过剩产能;二是保障破产制度有效进行,增强破产程序司法属性,增强法院和巡回法院在企业破产中的主导作用,避免地方政府介入干预;三是发挥金融市场作用推动企业并购重组,发挥资本市场作用,利用多种形式淘汰落后产能企业;四是妥善安置企业淘汰过剩产能下岗分流人员,免费提供技能再培训,增加失业保障金,稳定社会。

### (三) 把“强创新”作为去产能的重要抓手

本文在理论模型中证明了如果投资带来了技术的革新,例如工业革命、信息革命带来的生产方式的变革,那么从一定程度上会缓解过剩产能的出现,在某些条件下会提升社会总福利水平。因此,在当下去产能的经济大环境中,企业和政府要着重减少信息不对称和垄断定价能力所带来的负外部性,同时把创新作为经济增长的主要推动力量。

### (四) 做好顶层设计, 健全价格机制, 促进信息公开透明化

市场经济条件下,价格机制是调整资源有效分配,引导企业、消费者行为的最重要的手段,鼓励企业探索创新多层次定价机制,鼓励消费者积极参与到企业的定价中,降低由于定价模型导致的产能过剩。其次,加速市场信息公开化、透明化,政府应该依规定有计划地发布我国各行业产能相关信息,从宏观的角度给与企业信息,指导企业进行合理的投资,降低企业获取信息的成本。产能过剩问题是一个复杂的系统性问题,仅仅依靠市场的调节作用很难解决结构性产能过剩,这就需要中央政府“顶层设计”,统筹全局,自上而下,由简入繁的制定一系列规划,优化地方官员考核体制,优化国企薪金制度,挤压地方政府可寻租的空间,促进公平竞争。

## 参考文献

- [1] Shaikh A M, Moudud J K. Measuring Capacity Utilization in OECD Countries: A Cointegration Method [R]. Economics Working Paper Archive, 2004.
- [2] Dixit A K, Stiglitz J E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity: Reply [J]. The American Economic Review, 1979, 69 (5): 961-963.
- [3] Schmalensee R. Output and Welfare Implications of Monopolistic Third-degree Price Discrimination [J]. The American Economic Review, 1981, 71 (1): 242-247.
- [4] Wenders J T. Excess Capacity As a Barrier to Entry [J]. The Journal of Industrial Economics, 1971, 20 (1): 14-19.
- [5] Barham B, Ware R. A Sequential Entry Model with Strategic Use of Excess Capacity [J]. Canadian Journal of Economics, 1993, 26 (2): 286-298.
- [6] Benoit J P, Krishna V. Dynamic Duopoly: Prices and Quantities [J]. The Review of Economic Studies, 1987, 54 (1): 23-35.
- [7] 林毅夫. 潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建 [J]. 经济研究, 2007 (1): 126-131.
- [8] 皮建才. 中国地方重复建设的内在机制研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2008 (4): 61-64.
- [9] 张维迎. 控制权损失的不可补偿性与国有企业兼并中的产权障碍 [J]. 经济研究, 1998 (7): 4-15.
- [10] 曹建海. 我国重复建设的形成机理与政策措施 [J]. 中国工业经济, 2002 (4): 26-33.
- [11] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因 [J]. 经济研究, 2004 (6): 33-40.
- [12] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007 (7): 36-50.
- [13] 杨培鸿. 重复建设的政治经济学分析: 一个基于委托代理框架的模型 [J]. 经济学 (季刊), 2006 (1): 467-478.
- [14] 江飞涛, 曹建海. 市场失灵还是体制扭曲——重复建设形成机理研究中的争论、缺陷与新进展 [J]. 中国工业经济, 2009 (1): 53-64.
- [15] 王立国, 张日旭. 财政分权背景下的产能过剩问题研究——基于钢铁行业的实证分析 [J]. 财经问题研究, 2010 (12): 30-35.
- [16] Klein L R, Preston R S. Some New Results in the Measurement of Capacity Utilization [J]. The American Economic Review, 1967, 57 (1): 34-58.
- [17] Klein L R, Long V, Greenspan A, et al. Capacity Utilization: Concept, Measurement, and Recent Estimates [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1973, 1973 (3): 743-763.
- [18] Cassels J M. Excess Capacity and Monopolistic Competition [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1937: 426-443.
- [19] Morrison C J. Primal and Dual Capacity Utilization: An Application to Productivity Measurement in the US Automobile Industry [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1985, 3 (4): 312-324.
- [20] Dupont D P, Grafton R Q, Kirkley J, et al. Capacity Utilization Measures and Excess Capacity in Multi-product Privatized Fisheries [J]. Resource and Energy Economics, 2002, 24 (3): 193-210.
- [21] 沈利生. 我国潜在经济增长率变动趋势估计 [J]. 数量经济技术经济研究, 1999 (12): 3-6.
- [22] 沈坤荣, 晓双, 成浩. 中国产能过剩的成因与测度 [J]. 产业经济评论, 2012 (4): 1-26.
- [23] 龚刚, 杨琳. 我国生产能力利用率的估算 [R]. 北京: 清华大学经济管理学院工作论文, 2002.
- [24] 何彬. 基于窖藏行为的产能过剩形成机理及其波动性特征研究 [D]. 长春: 吉林大学, 2008.
- [25] 孙巍, 李何, 王文成. 产能利用与固定资产投资关系的面板数据协整研究——基于制造业 28 个行业样本 [J]. 经济管理, 2009 (3): 38-43.
- [26] 韩国高, 高铁梅, 王立国, 等. 中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究 [J]. 经济研究, 2011 (12): 18-31.
- [27] 董敏杰, 梁泳梅, 张其仔. 中国工业产能利用率: 行业比较、地区差距及影响因素 [J]. 经济研究, 2015 (1): 84-98.
- [28] 杨振兵, 张诚. 中国工业部门产能过剩的测度与影响因素分析 [J]. 南开经济研究, 2015 (6): 92-109.
- [29] 程俊杰. 中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究 [J]. 财经研究, 2015 (8): 131-144.
- [30] 何蕾. 中国工业行业产能利用率测度研究——基于面板协整的方法 [J]. 产业经济研究, 2015 (2): 90-99.
- [31] Tirole J. Procurement and Renegotiation [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94 (2): 235-259.
- [32] Hickman B G. On a New Method of Capacity Estimation [J]. Journal of the American Statistical Association, 1964, 59 (306): 529-549.
- [33] Winston G C. The Theory of Capital Utilization and Idleness [J]. Journal of Economic Literature, 1974, 12 (4): 1301-1320.
- [34] 陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算: 1980—2008 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (3): 735-776.
- [35] 张杰, 李克, 刘志彪. 市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (2): 571-602.
- [36] 陈涛涛, 陈娇. 行业增长因素与我国 FDI 行业内溢出效应 [J]. 经济研究, 2006 (6): 39-47.
- [37] 孙晓华, 李明珊. 国有企业的过度投资及其效率损失 [J]. 中国工业经济, 2016 (10): 109-125.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

# 网络关注度对企业创新激励效应的影响机制研究

——基于中国 A 股上市公司数据的实证分析

The Research on Influencing Mechanism of Network Attention on the Incentive Effect of Corporate Innovation: An Empirical Analysis Based on the Data of China's A-share Listed Companies

邓向荣 冯学良 李仲武

DENG Xiang-rong FENG Xue-liang LI Zhong-wu

**[摘要]** 由互联网流量所形成的网络关注度已然成为一种新的资源, 并对企业创新产生了新的激励效应, 需要学术界对此进行探讨。现有文献虽然对企业创新激励问题已有一定的研究, 但尚缺乏基于互联网流量效应的讨论。笔者在厘清网络关注度影响企业创新激励效应的内在逻辑基础上, 使用网络搜索指数测度网络关注度, 并将其与 2011—2018 年中国 A 股上市公司数据进行匹配, 运用双向固定效应模型和面板 Probit 模型, 实证分析网络关注度对企业创新激励效应的影响机制。研究结果显示, 网络关注度上升能显著增加企业创新数量, 但对创新的激励效应维持在低水平创新上, 且抑制了创新质量的提升。区分投资者关注度与全网络关注度后, 这一影响存在明显的行业异质性。进一步对上述结果进行影响机制分析显示, 网络关注度上升并没有激励企业加大 R&D 投资, 但能激励企业提高客户满意度、注重售后服务质量等, 进而提升企业的产品竞争优势。本研究从互联网流量的新视角拓展了企业创新激励效应内在逻辑与影响机制的学术探讨, 研究结论既丰富了相关文献, 也有助于企业正确对待互联网流量效应及其创新水平的提升。

**[关键词]** 网络关注度 企业创新 激励效应 影响机制

**[中图分类号]** F062.5 F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0093-14

**Abstract:** The network attention formed by Internet traffic has become a new resource and has a new incentive effect on corporate innovation, which needs to be discussed by academia. Although the existing literature has extensive research on the incentive issue of corporate innovation, there is still a lack of discussion based on internet traffic effects. While clarifying the internal logic of the influence of network attention on the incentive effect of corporate innovation, authors use the online search index to measure the network attention and match it with the data of China's A-share listed companies from 2011 to 2018. We empirically analyze the influencing mechanism of network attention on the incentive effect of corporate innovation using the two-way fixed effect model and panel Probit model. The results of the study show that rising network attention can significantly increase the number of corporate innovations, but the incentive effect on innovation is maintained at a low level, and it inhibits the improvement of innovation quality. After distinguishing investor attention from network-wide attention, there is an obvious industry heterogeneity in this effect. A further analysis on the influencing mechanism of the above results shows that the increased network attention does not incentivize companies to increase R & D investment, but it can incentivize companies to enhance customers satisfaction and focus on after-sales service quality, thereby enhancing their product competitiveness. This study expands the academic discussion of the internal logic and influencing mechanism of the incentive effect of corporate innovation from a new perspective of internet traffic. The conclusions not only enrich related literature but also help companies to correctly treat the internet traffic effect and enhance the level of innovation.

**Key words:** Network attention Corporate innovation Incentive effect Influencing mechanism

**[收稿日期]** 2020-03-09

**[作者简介]** 邓向荣, 女, 1955 年 9 月生, 南开大学经济学院教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要研究方向为金融与产业管理; 冯学良 (通讯作者), 男, 1988 年 9 月生, 南开大学经济学院博士研究生, 主要研究方向为企业创新与产业管理; 李仲武, 男, 1990 年 8 月生, 南开大学经济学院博士研究生, 主要研究方向为计量经济学。

**[基金项目]** 教育部人文社会科学研究项目“抑制性创新演进、企业国际合作研发与产业跨越式发展”(项目编号: 18YJA790019); 天津市科技发展计划重点招标项目(软科学研究项目)“面向天津经济高质量发展的动力变革研究”(项目编号: 18ZLZDZF00310)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

## 一、引言

《中国互联网发展报告 2019》显示,截至 2019 年 6 月,中国网民规模为 8.54 亿人,互联网普及率达 61.2%,网站数量 518 万个。互联网的普及和网络接入便利化,降低了信息搜集和传播的门槛。随着移动互联网的兴起,许多新业态、新模式、新技术应运而生,企业创新的步伐也在不断加快。从创新产出看,中国专利数量连续 8 年居全球第一,而互联网技术快速更新是推动专利申请量迅速增长的重要因素。<sup>①</sup>可见,互联网技术应用在很大程度上影响甚至改变着企业的创新活动(Lichtenthaler 和 Ernst, 2010<sup>[1]</sup>;戴美虹,2019<sup>[2]</sup>)。尽管创新产出数量可观,但创新质量不高的局面并没有彻底改变,例如,在 2019 年全球创新指数排名中,中国只位居第 14 名<sup>②</sup>,以致于许多核心技术依然受制于人。核心技术创新水平的提高,有赖于长期性的研发投入,这往往与上市企业短期性的市场业绩目标并不一致,因而企业的投资行为存在一定的偏向性。为解释这一现象,有学者基于委托-代理理论,探讨了高管股权激励(邵剑兵等,2019<sup>[3]</sup>)及薪酬激励(黄庆华等,2019<sup>[4]</sup>)对企业研发投入的影响机制问题;也有学者从产业政策的视角,研究了政府创新补贴(崔百胜和朱麟,2019<sup>[5]</sup>)、税收优惠(刘行和赵健宇,2019<sup>[6]</sup>)对企业创新激励的影响状况。

近年来,互联网进入了“流量为王”的时代,企业一旦进入公众视野成为投资者甚至普通民众关注的对象,那么网络关注度会逐渐影响企业的投资决策,企业创新的激励模式也开始呈现出新的特征。所谓网络关注度是指互联网用户以网络为载体而形成的对个体、产品、组织或事件的群体性关注,它与媒体报道所不同的是,网络关注度以互联网流量为基础而具有分散性、普遍性与自发性的特点。在现有文献中,有学者考察了网络媒体关注对企业非效率投资和企业研发强度的影响(韩少真等,2018<sup>[7]</sup>;汪丽等,2014<sup>[8]</sup>),还有学者从媒体关注对企业创新绩效的研究(蔡海静和许慧,2016<sup>[9]</sup>; Ghio, 2017<sup>[10]</sup>)中发现网络媒体关注在一定程度上影响了企业的行为和决

策,等等。但是,随着中国互联网产业的快速发展,已逐渐成为一种流量资源的网络关注度,在企业的创新投资过程中是否具有激励效应且因而强化了企业的创新动机,倒逼企业加快技术迭代,提升了企业核心技术创新能力?对于这一问题,目前尚无文献涉及。基于此,笔者在厘清网络关注度影响企业创新激励效应的内在逻辑的基础上,使用基于百度指数计算得到的网络搜索指数,测度网络关注度,并将其与 2011—2018 年中国 A 股上市公司数据进行匹配,实证分析网络关注度对企业创新激励效应的影响机制。

## 二、文献综述与理论假说

### (一) 网络关注度上升对企业创新激励的影响

企业创新的激励问题,一直备受学术界的关注。尽管创新投资带来的长期收益具有明显的外部溢出效应和知识累积效应,但由于创新的不确定性,以及企业的研发投资具有高风险、高投入、长周期的特点,与企业的短期收益目标并不一致,因而企业的管理层或职业经理人处在短期市场业绩压力下,往往倾向于回报快、收益可见的短期确定性投资,放弃具有不确定性的创新研发投入(Hsu 等,2014<sup>[11]</sup>)。因此,当创新研发投入的短期收益无法弥补短期支出时,理性的企业管理层不会追加创新研发投入,若企业存在财务或融资约束,则更容易避免长期性的研发投入。不仅如此,从创新的层次和阶段来看,在已有技术的基础上开展应用型创新和直接进行基础性的原始创新,二者在研发难度和创新的投入门槛上,均存在巨大差别。这也导致了创新的激励作用往往只针对应用型创新是有效的,而基础研发创新活动却需要依赖更强的激励措施,或者仅能由极少数(寡头)企业来完成。那么,何种激励方式或措施能真正提升企业的创新水平呢?目前,围绕企业创新激励问题的研究,大致可以分为内部激励和外部激励两类。

从企业创新激励的内部因素来看,高管薪酬或股权激励是影响企业创新选择的重要指标(邵剑兵等,2019<sup>[3]</sup>;黄庆华等,2019<sup>[4]</sup>;王靖宇和刘红霞,2020<sup>[12]</sup>),更高的薪酬或者股权激励有助于公司高管增强企业长远发展的信心,同时可释放部分短期业绩

① 资料来源:《中国互联网云技术专利分析报告》,知识产权出版社有限责任公司 i 智库,2020 年 1 月 10 日, <http://www.cbdiio.com/image/site2/20200109/f42853157e261f81125a2c.pdf>。

② “2019 年全球创新指数排名发布:中国排名升至第 14 位”,新华网,2019 年 7 月 24 日, [http://www.xinhuanet.com/video/2019-07/24/c\\_1210212590.htm](http://www.xinhuanet.com/video/2019-07/24/c_1210212590.htm)。

压力而增加研发投入,提高创新产出水平。也有部分学者从企业内部文化的角度进行探讨,发现若失败容忍度越高,对企业的创新激励作用越强(邸俊鹏和王浩宇,2018<sup>[13]</sup>)。当然,也有学者发现高管经历等个人因素对企业创新研发投入有着明显影响(Gal,2017<sup>[14]</sup>)。从企业创新激励的外部因素看,政府研发补贴和税收优惠在一定程度上能对企业创新形成激励作用,但对创新水平的提升效果并未得到一致的结论。有学者发现政府研发补贴对企业创新的激励作用是暂时的或短期的(Söderblom等,2015<sup>[15]</sup>),甚至对企业创新投入存在“挤出效应”,特别是企业大量存在的“骗补贴”等虚假创新行为,不仅与创新激励的初衷背道而驰,而且会加剧资源错配。同时,来自媒体的压力和外部关注度也是影响企业创新激励的外部因素,这是因为媒体能发挥公司治理功能,而它所产生的市场压力会导致经理人更加短视(杨道广等,2017<sup>[16]</sup>),因而媒体关注会降低研发投入(刘萌等,2019<sup>[17]</sup>)。

综上,大量文献从影响企业创新激励效应的内外部因素进行了研究,不仅涵盖企业内部高管薪酬、股权激励及高管经历等个人特征对企业创新行为的影响,也揭示了不同类型的政府政策(如政府补贴、税收优惠等)影响企业创新的作用过程,从中得出很多重要结论和启示。然而,互联网等新型基础设施的普及与发展,特别是移动互联网的兴起,重塑了新的产业形态与创新模式。例如,互联网可以建立用户-企业、企业-企业以及区域技术创新的关联(Hou等,2010<sup>[18]</sup>)。在开放式创新环境中,互联网市场能克服技术市场中信息不完善的缺点,提高技术交易的效率(Lichtenthaler和Ernst,2010<sup>[1]</sup>)。在互联网的风口下,许多企业会自动调整投资行为,适应互联网“平台经济”发展的新趋势。借助互联网的便捷、低成本信息传播的溢出效应,获取技术升级的红利。因此,在网络关注度上升的影响下,企业创新激励效应问题呈现出多元化特征。

具体而言,网络关注度在一定程度上发挥了媒体报道与宣传的作用,对单一企业而言,网络关注度的上升,增加了企业的曝光度和知名度,有助于扩大产品的市场份额。Lou(2014)<sup>[19]</sup>提供的证据表明,管理者调整公司广告,部分原因是为了吸引投资者的注意力并影响短期市场收益。就全社会而言,随着信息门槛的降低和传播媒介的便利化,网络关注度的普遍

提高,增加了信息的公开透明度,减少了信息不对称发生的几率,产品需求方有了更大的选择空间。这在一定程度上加剧了产品供给方的竞争压力,促使企业必须加快产品创新和技术迭代,从而为其顾客提供更优质的产品和服务。例如,“饥饿营销”和“网络直播带货”等销售策略正是借助网络关注度,进而引发顾客对新产品的大幅需求。但是,这一策略得以持续性使用的前提是,企业需具备不间断的新技术和新产品供应能力。基于此,本文提出假说1。

**H1:**网络关注度上升对企业创新具有促进作用。

尽管移动互联网的兴起带动了新业态、新产品与新技术的层出不穷,互联网流量资源也成为激发企业创新投资的重要力量。事实上,企业创新激励包括创新数量和创新质量两个层面,以互联网流量为基础的网络关注度促进了新产品的出现,专利申请数量得以大幅增长。但是,企业的创新投资是对未知领域的探索,越是引起重大技术变革的科技创新行为,越需要在在一个容忍失败的环境中进行不确定性的研究试验(Tian和Wang,2014<sup>[20]</sup>),通过较长周期的探索和持续不断的研发投入,以获得重大技术的突破。然而,网络关注度以及投资者关注会增大企业管理层短期业绩压力和财务绩效压力,加剧管理层短视的行为,甚至通过弄虚作假、夸大宣传、注重外观包装等急功近利的行为参与互联网流量之争,以迎合网络关注度的上升。这不仅背离了创新的初衷,而且即便开展了创新活动,也会趋向以获得短期市场收益为主的应用型创新,偏离了蕴含更高技术含量的原始创新目标。因此,当网络关注度逐渐成为激励企业创新活动的重要外部因素时,企业可能调整投资策略,适应网络关注度对短期市场收益的影响。当不断推出的新产品仅停留在低水平技术迭代的基础上时,尽管可能使创新数量呈现大幅上升态势,但会在一定程度上降低创新的质量。基于此,本文提出假说2。

**H2:**网络关注度上升并不会激励企业改进创新质量。

(二)网络关注度上升对不同行业创新激励的异质性影响

企业的创新行为明显受到所属行业特征的影响(尹美群等,2018<sup>[21]</sup>;Hall等,2015<sup>[22]</sup>),外部因素对企业创新的激励效应并非是“一刀切”式的绝对影响,而存在明显的行业异质性。例如,李万福(2017)<sup>[23]</sup>研究发现,创新补助对企业自主投资的激

励效应受企业行业属性、内部控制水平和外部环境的影响,对高科技企业而言,创新补助能较好地发挥激励效应。在互联网影响企业创新的相关研究中,王金杰等(2018)<sup>[24]</sup>发现在资本密集型行业和技术密集型行业中互联网对企业创新的影响更为积极。互联网发展可以降低信息传播门槛,减少信息不对称的发生,加强信息的时效性,而随着互联网流量作为新资源的社会影响力逐渐攀升,网络关注度的类型和层次也出现了较为明显的分化。其中,投资者关注度和全网络关注度就是两种不同的类型。相比于全网络关注度,投资者关注度会对一定行业和企业产生更为直接的影响,其对特定企业的创新激励效应也呈现出更强的波动性。

与此同时,随着网络关注度的提升,不同行业企业的调整策略具有一定的差异。对于高新技术企业而言,R&D投资在企业的投资活动中占有较大比重,且创新研发、技术升级是高新技术企业经营活动中的重要一环,因而该类企业在网络化竞争日趋激烈的情况下会加快产品迭代和创新的速度,推陈出新多样化、个性化产品以获得更大的市场份额。同时,高新技术行业由于高收益性和高风险性并存的特点,使其更容易受到投资者关注度的影响。因此,对高新技术企业而言,投资者关注度对其创新激励效应的影响更加明显。而对于非高新技术企业而言,R&D投资在所有投资活动中占比较低,面对网络关注度的提升,该类企业更可能通过改进产品质量,提高售后服务,推行诚信理念等举措,通过提升产品竞争优势参与广泛化的市场份额之争,因而全网络关注度上升对该类企业创新激励效应的影响更为明显。也就是说,网络关注度上升对企业创新活动的激励效应,存在一定的条件性。基于此,本文提出假说3。

**H3:** 网络关注度上升对企业创新的激励的影响存在行业异质性。

### 三、研究设计

#### (一) 计量模型

网络关注度对企业创新激励效应的检验,是通过考察网络关注度对企业产出(数量)和创新质量的影响,以此反映网络关注度的上升是否有利于提升企业创新水平。本文基于2011—2018年中国A股上市公司数据,使用如下双向固定效应模型:

$$Innovation_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Attention_{i,t} + \lambda_i \sum_{s=1}^n X_{i,t}^s + z_i + r_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $i$ 表示企业, $t$ 表示年份; $Innovation$ 表示企业创新,包括创新产出(数量)和创新质量; $Attention$ 表示网络关注度,可分为全部网络关注度和投资者关注度; $X$ 表示控制变量; $z_i$ 表示企业固定效应; $r_t$ 表示年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

为了探究网络关注度对企业创新产出数量和创新质量激励效应差异的可能原因,并对这一差异进行解释,本文进一步建立如下计量模型:

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Attention_{i,t} + \gamma_i \sum_{s=1}^n X_{i,t}^s + z_i + r_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $RD$ 表示企业研发投入,其他变量及符号解释与式(1)相同。

#### (二) 变量选取

##### 1. 被解释变量。

本文的被解释变量包括创新数量( $patent$ )和创新质量( $cite$ ),分别使用中国A股上市公司创新专利数量和专利引用率进行衡量。按照大部分文献的做法(顾夏铭等,2018<sup>[25]</sup>),本文对专利原始数据加1后,取对数值。考虑到专利取得的时滞性,本文中专利申请量和专利引用率均采用滞后1期值。

##### 2. 核心解释变量。

网络关注度( $attention$ ),使用网络搜索指数进行衡量。该指数是以百度平台上各种网络搜索数据为基础,综合新闻舆情等信息计算得到的综合搜索指数,可以反映网民情绪、公司搜索热度等行为,是衡量上市公司关注度及其变化情况的关键指标。该指数来自CNRDS数据库中的网络搜索指数数据库(WSVI),WSVI数据库提供了2011年以来以我国上市公司的网络搜索指数数据。因此,使用以股票代码、公司简称、公司全称为关键字(综合法)计算的搜索指数作为全网络关注度的量化指标。此外,本文根据该数据库提供的以股票代码为关键字(单一法)计算的搜索指数作为投资者关注度的量化指标,区分于全网络关注度。

##### 3. 控制变量。

参考Winne和Sels(2010)<sup>[26]</sup>、张俊民和宋婕(2019)<sup>[27]</sup>等的研究,本文选择如下控制变量:

企业规模( $scale$ ),用企业固定资产对数表示;

企业杠杆率 (*lever*), 用企业总负债占总资产的比重表示; 净资产收益率 (*roe*), 用于衡量企业获取资金扩大经营的能力; 主营业务比率 (*maibusrt*), 用于衡量企业的业务多元化程度; 净营业周期 (*netopcycle*), 用于衡量企业资产的运营效率; 成本费用利润率 (*cstexppm*), 用于衡量企业的经营效率; 第一大股东持股比例 (*shrholder*), 用于衡量股权集中情况。

(三) 数据来源与描述性统计

本文使用的上市公司原始数据来自于国泰安数据

库、WIND 数据库, 上市公司网络搜索指数来自 CNRDS 数据库, 依据上市公司代码将不同数据库匹配成 2011—2018 年的面板数据。考虑到数据的可得性与数据质量对估计结果的影响, 本文对数据进行了一定处理: 剔除了观测期内被强制退市的企业; 剔除了在观测期内被 ST 或 \*ST 特殊处理的企业; 剔除了银行、保险等金融类企业; 剔除了被停牌的企业。本文对企业变量数据做了 1% 的缩尾处理。表 1 是本文主要变量的描述性统计分析, 包括观察值、均值、标准差、最小值和最大值。

表 1 变量的描述性统计

变量名	含义	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>patent</i>	创新数量	20 835	43.78	116.820	0.00	883.00
<i>cite</i>	创新质量	15 173	1.40	2.054	0.01	12.00
<i>svi_all</i>	网络关注度	20 835	1 604.52	4 805.633	0.00	165 576.81
<i>svi_code</i>	投资者关注度	20 835	499.85	490.567	0.00	31 489.94
<i>lever</i>	企业杠杆率	20 835	0.44	0.222	0.05	0.96
<i>scale</i>	企业规模	20 835	12.98	1.425	10.20	17.94
<i>maibusrt</i>	主营业务比率	20 835	0.78	0.740	-4.41	1.85
<i>roe</i>	净资产收益率	19 926	0.06	0.159	-0.89	0.45
<i>netopcycle</i>	净营业周期	20 108	2.03	3.834	-1.83	25.12
<i>cstexppm</i>	成本费用利润率	19 941	0.10	0.205	-0.78	0.91
<i>shrholder</i>	大股东持股比例	20 835	34.52	15.099	8.48	74.82
<i>rdt</i>	R&D 投入	16 296	0.04	0.043	0.00	0.26
<i>customer</i>	客户满意度	5 764	0.34	0.473	0.00	1.00
<i>honor</i>	荣誉质量	5 764	0.51	0.500	0.00	1.00
<i>strategic</i>	战略共享	5 764	0.41	0.491	0.00	1.00

四、实证结果分析

(一) 网络关注度对企业创新激励的影响结果

本部分将 2011—2018 年中国 A 股上市公司数据与网络搜索指数相匹配, 实证检验网络关注度对企业创新的影响。本文将创新专利作为被解释变量, 网络搜索指数作为核心解释变量, 加入企业杠杆率、企业规模、净资产收益率、净营业周期、主营业务比率、第一大股东持股比例等控制变量, 使用双向固定效应

进行回归, 并在实证中进一步区分了当网络关注度仅为投资者关注度时, 其对企业创新的影响。估计结果如表 2 所示, 模型 1~模型 4 为仅投资者关注度影响对企业创新的估计结果, 模型 5~模型 8 为全网络关注度上升影响企业创新的估计结果。结果显示, 无论投资者关注度还是全网络关注度, 均能显著促进企业创新数量的上升, 且通过了 5% 的显著性水平检验。假说 1 得到验证。

表2 网络关注度影响企业创新的基准估计结果

变量	网络关注度 (投资者)				全网络关注度			
	总效应	发明专利	实用新型	外观设计	总效应	发明专利	实用新型	外观设计
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
<i>svi_code</i>	0.018 *** (0.003)	0.045 *** (0.011)	0.023 *** (0.004)	0.374 *** (0.079)				
<i>svi_all</i>					0.444 *** (0.129)	0.012 *** (0.002)	0.475 *** (0.100)	0.139 *** (0.048)
<i>scale</i>	12.906 *** (1.320)	10.827 *** (1.486)	5.188 *** (1.004)	0.815 ** (0.340)	11.986 *** (1.364)	8.277 *** (1.577)	4.305 *** (1.015)	0.467 (0.360)
<i>lever</i>	5.797 (4.483)	-8.504 (5.333)	5.544 * (3.129)	1.737 * (0.978)	7.061 (4.473)	-5.374 (5.242)	7.073 ** (3.134)	2.029 ** (0.976)
<i>roe</i>	7.627 ** (3.712)	2.812 (3.770)	3.211 (2.445)	1.915 ** (0.757)	7.726 ** (3.527)	3.179 (3.429)	3.227 (2.504)	1.999 *** (0.686)
<i>maibusrt</i>	-1.467 ** (0.579)	-1.052 (0.925)	-1.285 ** (0.547)	-0.323 *** (0.108)	-1.578 *** (0.582)	-1.301 (0.930)	-1.442 *** (0.541)	-0.336 *** (0.109)
<i>netopcycle</i>	-0.347 *** (0.125)	-0.332 *** (0.121)	-0.230 *** (0.081)	-0.032 (0.024)	-0.333 *** (0.124)	-0.303 *** (0.115)	-0.208 *** (0.079)	-0.032 (0.024)
<i>shrholder</i>	0.256 ** (0.116)	0.170 * (0.087)	0.180 ** (0.071)	0.069 *** (0.027)	0.258 ** (0.117)	0.186 ** (0.088)	0.175 ** (0.071)	0.074 *** (0.027)
常数项	-138.753 *** (18.518)	-134.117 *** (19.015)	-58.973 *** (13.096)	-9.640 ** (4.892)	-123.905 *** (18.488)	-95.769 *** (18.883)	-42.358 *** (13.093)	-5.418 (4.875)
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	16 473	16 473	16 473	16 473	16 473	16 473	16 473	16 473
$R^2$	0.841	0.823	0.831	0.819	0.841	0.825	0.831	0.820

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号中的数值为异方差稳健标准误。下同。

表2模型1和模型5的估计结果表明，无论是投资者关注度，还是全网络关注度，关注度上升均能显著提升企业的创新水平。但进一步分析专利类型可以看出，网络关注度上升对实用新型专利和外观设计专利数量的促进作用明显大于发明专利数量。考虑到发明专利无论从研发周期还是研发难度均高于实用新型专利和外观设计专利，这就隐含了网络关注度在一定意义上对低水平创新的促进作用更加明显，而诱使企业的创新活动偏离更高水平的创新。

表2的实证结果表明，网络关注度上升能激励企业开展创新活动，提升企业的创新专利数量。不过，

网络关注度是否也提升了创新质量，从而呈现出创新的激励效应呢？下面将进一步进行实证检验。使用专利引用率作为被解释变量，用以衡量创新质量，如表3的估计结果所示，模型1为投资者关注度上升对创新质量的影响，模型2为全网络关注度上升对创新质量的影响。无论是投资者关注度上升还是全网络关注度上升，二者均不利于企业创新质量的提升。当进一步剔除专利自引的情况（模型3和模型4），探究网络关注度对企业创新质量的影响时，估计系数略有下降，但依然显著为负，表明网络关注度抑制了创新质量的提升。假说2得到验证。



表 3 网络关注度影响企业创新质量的估计结果

变量	专利引用率		专利引用率 (剔除自引)	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>svi_code</i>	-0.017*** (0.003)		-0.015*** (0.003)	
<i>svi_all</i>		-0.458*** (0.119)		-0.410*** (0.107)
<i>lever</i>	0.500*** (0.149)	0.483*** (0.149)	0.441*** (0.144)	0.425*** (0.144)
<i>scale</i>	-0.655*** (0.024)	-0.642*** (0.024)	-0.591*** (0.022)	-0.580*** (0.022)
<i>roe</i>	0.492*** (0.123)	0.496*** (0.124)	0.470*** (0.116)	0.474*** (0.116)
<i>maibusrt</i>	-0.372 (1.480)	-0.279 (1.475)	-0.099 (1.407)	-0.014 (1.402)
<i>netopecycle</i>	-0.031*** (0.010)	-0.030*** (0.010)	-0.031*** (0.009)	-0.030*** (0.009)
<i>shrholder</i>	0.012*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.002)
常数项	8.442*** (0.320)	8.257*** (0.318)	7.630*** (0.298)	7.465*** (0.296)
企业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
观察值	12 608	12 608	12 608	12 608
$R^2$	0.341	0.342	0.336	0.337

(二) 基于行业异质性的分析

上文的实证结果表明,网络关注度上升(无论来自投资者关注度还是全网络关注度)能够激励企业加大创新活动,提高创新数量,但是并不能对创新质量的改善起到激励作用。考虑到企业的创新活动受企业属性及所属行业影响,且具有明显的行业聚集特征,本部分实证检验网络关注度对企业创新的激励作用是否存在行业异质性,具体而言,通过区分高新技术企业和非高新技术企业,考察网络关注度上升对不同行业类型企业创新激励的影响,估计结果如表 4 所示。模型 1 和模型 2 分别为投资者关注度对高新技术企业和非高新技术企业创新产出的影响,估计系数均显著为正,表明无论是否属于高新技术企业,投资者

关注度上升能显著增加创新专利数量。模型 3 和模型 4 分别为全网络关注度上升对高新技术企业和非高新技术创新活动的影响,估计系数表明,全网络关注度上升能显著提升非高新技术企业的创新活动,而对高新技术企业的激励作用并未通过 5% 的显著性水平检验。对比模型 1 和模型 2 可反映出,高新技术企业的创新活动来自投资者的激励作用更为明显,这可能是因为高新技术企业的创新研发投入在总投资中占比较高,而创新研发的长周期性、收益的不确定性以及投资的高风险性增强了投资者的敏感性,随着投资者关注度的上升,许多具有潜力的创新项目容易获得投资者的青睐,进而在一定程度上激励其开展创新活动,提高了创新产出。

表 4 基于行业异质性的分样本估计结果

变量	被解释变量：企业专利数量 ( <i>patent</i> )					
	高新企业	非高新企业	高新企业	非高新企业	高新企业	非高新企业
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>svi_code</i>	0.023*** (0.006)	0.015*** (0.004)				
<i>svi_all</i>			0.307* (0.186)	0.518*** (0.144)		
<i>svi_d</i>					0.274 (0.192)	0.610*** (0.176)
<i>scale</i>	0.261*** (0.031)	0.067*** (0.012)	0.260*** (0.032)	0.054*** (0.013)	0.262*** (0.032)	0.053*** (0.013)
<i>lever</i>	4.122 (9.267)	5.510 (4.776)	5.325 (9.271)	6.874 (4.745)	5.472 (9.286)	7.287 (4.755)
<i>roe</i>	0.200*** (0.065)	0.016 (0.044)	0.216*** (0.067)	0.014 (0.041)	0.217*** (0.067)	0.012 (0.040)
<i>maibusrt</i>	-0.869 (0.969)	-1.888*** (0.725)	-1.043 (0.952)	-1.928*** (0.726)	-1.069 (0.948)	-1.978*** (0.729)
<i>netopcode</i>	-1.770*** (0.681)	-0.043 (0.084)	-1.796*** (0.680)	-0.021 (0.083)	-1.782*** (0.678)	-0.010 (0.083)
<i>shrholder</i>	0.402* (0.215)	0.239* (0.136)	0.381* (0.215)	0.255* (0.136)	0.371* (0.215)	0.251* (0.136)
常数项	-287.789*** (40.871)	-67.714*** (18.636)	-278.146*** (41.172)	-51.710*** (18.305)	-279.122*** (41.238)	-47.813*** (18.479)
企业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
观察值	5 733	10 740	5 733	10 740	5 733	10 740
$R^2$	0.844	0.838	0.842	0.840	0.842	0.840

为了进一步检验这一结果的合理性，即高新技术企业的创新活动主要受投资者关注度的影响，而全网络关注度对其影响作用较小，本文进一步从全网络关注度中剔除投资者关注度，重新计算出不包含投资者关注度的部分网络关注度 (*svi\_d*) 上升对企业创新活动的影响，估计结果如表 4 模型 5 和模型 6 所示，剔除投资者关注度后，网络关注度上升仅显著激励了非高新技术企业的创新活动，对高新技术企业创新行为的激励作用并不显著。因此，网络关注度对企业创新的激励效应存在明显的行业异质性，不可一概而论。假说 3 得到验证。

### (三) 稳健性检验与内生性讨论

为了保证上文实证结果的可靠性，本部分采用更换核心解释变量的方法进行稳健性检验。本部分使用不包含股票代码计算得到的网络搜索指数作为核心解释变量，重新进行回归。估计结果如表 5 所示，无论从总效应还是分专利类型看，网络关注度上升能够促进企业的创新产出，但是却在一定程度上抑制了创新质量的提升，所有估计系数均通过了 1% 的显著性水平检验。这一估计结果与上文保持一致，证明了结论的稳健性。

表 5 基于新的网络搜索指数的估计结果

变量	专利数量 ( <i>patent</i> )				专利引用率 ( <i>cite</i> )	
	总效应	发明专利	实用新型	外观设计	含自引	不含自引
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>svi_d</i>	0.493*** (0.158)	1.331*** (0.288)	0.504*** (0.119)	0.169*** (0.064)	-0.529*** (0.147)	-0.471*** (0.131)
<i>scale</i>	11.968*** (1.379)	8.143*** (1.593)	4.359*** (1.012)	0.418 (0.372)	-0.641*** (0.024)	-0.579*** (0.023)
<i>lever</i>	7.349 (4.481)	-4.576 (5.256)	7.352** (3.144)	2.137** (0.981)	0.479*** (0.149)	0.421*** (0.144)
<i>roe</i>	7.662** (3.517)	3.040 (3.461)	3.133 (2.521)	1.994*** (0.675)	0.497*** (0.124)	0.475*** (0.117)
<i>maibusrt</i>	-1.622*** (0.583)	-1.414 (0.936)	-1.492*** (0.540)	-0.348*** (0.109)	-0.002 (0.015)	0.000 (0.014)
<i>netopcode</i>	-0.325*** (0.123)	-0.283** (0.112)	-0.198** (0.078)	-0.030 (0.024)	-0.030*** (0.010)	-0.030*** (0.010)
<i>shrholder</i>	0.252** (0.117)	0.172** (0.088)	0.166** (0.071)	0.073*** (0.027)	0.012*** (0.002)	0.010*** (0.002)
常数项	-121.635*** (18.667)	-89.006*** (19.226)	-40.580*** (13.103)	-4.324 (4.977)	8.225*** (0.320)	7.436*** (0.298)
企业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
观察值	16 473	16 473	16 473	16 473	12 608	12 608
$R^2$	0.841	0.824	0.831	0.820	0.342	0.337

考虑到企业当期的创新活动不仅取决于当期内、外部因素的影响，还有可能受前期活动及累积因素的影响，如果忽略了这一影响可能出现由遗漏重要解释变量造成的内生性。前文的实证结果表明，网络关注度会影响企业创新，但并未考虑企业的创新行为也会反过来影响网络关注度，即上述回归结果中可能存在

由逆向因果导致的内生性问题。为了得到无偏一致的系数估计结果，本文采用 Bond (1991)<sup>[28]</sup> 提出的系统 GMM 方法进行参数估计，将变量滞后项作为工具变量，可有效解决面板数据的内生性问题。因此，本部分使用系统 GMM 法进行估计，结果见表 6。

表 6 基于系统 GMM 的估计结果

变量	专利数量 ( <i>patent</i> )			专利引用率 ( <i>cite</i> )		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>L. patent</i>	0.605*** (0.041)	0.633*** (0.037)	0.645*** (0.035)			
<i>L. cite</i>				0.178*** (0.047)	0.181*** (0.047)	0.181*** (0.046)
<i>svi_code</i>	0.029*** (0.003)			-0.470 (0.376)		
<i>svi_all</i>		0.569*** (0.139)			-0.156*** (0.058)	

续前表

变量	专利数量 ( <i>patent</i> )			专利引用率 ( <i>cite</i> )		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>svi_d</i>			0.566*** (0.131)			-0.188** (0.076)
<i>scale</i>	-3.067 (1.867)	-6.491*** (2.055)	0.005 (1.145)	-0.688*** (0.107)	-0.678*** (0.110)	-0.679*** (0.111)
<i>lever</i>	66.334*** (20.927)	112.614*** (20.217)	57.295*** (13.270)	7.276*** (1.134)	7.201*** (1.161)	7.219*** (1.173)
<i>roe</i>	23.923*** (7.459)	29.573*** (7.249)	27.664*** (5.624)	2.028*** (0.359)	2.021*** (0.365)	2.030*** (0.367)
<i>maibusrt</i>	-0.338 (0.778)	-0.097 (0.759)	-0.169 (0.761)	0.080*** (0.022)	0.075*** (0.022)	0.076*** (0.022)
<i>netopcode</i>	-0.852*** (0.252)	-0.916*** (0.232)	-1.083*** (0.180)	0.008 (0.013)	0.008 (0.013)	0.008 (0.013)
<i>shrholder</i>	0.141 (0.090)	0.080 (0.086)	0.017 (0.064)	0.006*** (0.002)	0.006** (0.002)	0.006** (0.002)
常数项	2.172 (19.495)	33.409* (20.155)	-19.615 (12.233)	5.645*** (0.908)	5.550*** (0.927)	5.558*** (0.936)
企业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
观察值	14 537	14 537	17 308	10 401	10 401	10 401
AR (1)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
AR (2)	0.858	0.926	0.771	0.155	0.145	0.147
Hansen 检验	0.798	0.843	0.712	0.128	0.201	0.115

如表 6 所示,模型 1~模型 3 为将专利数据的滞后项作为解释变量加入到模型,使用系统 GMM 估计的结果,模型 4~模型 6 为将专利引用率的滞后项作为解释变量加入模型,使用系统 GMM 的估计结果。二阶序列相关检验 AR (2) 无法拒绝“不存在序列相关”的原假设。Hansen 检验的结果表明,上述模型均不存在过度识别的问题,工具变量选择合适。模型中各变量前的系数与前文中主要结论相吻合,排除了模型因存在内生性导致估计结果有偏的可能性。

### 五、影响机制分析

上文已经实证了网络关注度对企业创新的激励效应表现在网络关注度上升能够提升企业的创新数量,但不能提升企业的创新质量,且不同行业企业受不

同的关注度类型的影响。而一个不可忽视的问题是,网络关注度上升促进了企业创新专利数量的增加,但为什么对创新质量的改善作用有限呢,本部分将进一步探讨。企业的 R&D 投入是影响企业创新水平的重要指标,例如,专利申请数量世界第一的华为公司每年将销售收入的 10% 用于研发,2018 年华为投入研发的费用为 1 050 亿元人民币,数额十分可观<sup>①</sup>。那么随着网络关注度的上升,企业是否愿意增大 R&D 投入以开展创新活动?本部分使用企业 R&D 费用支出占销售收入的比重作为被解释变量来衡量研发投入情况;以网络关注度为核心解释变量进行双向固定效应回归。估计结果见表 7,其中,模型 1 和模型 2 是投资者关注度对企业 R&D 投入的影响,估计系数为负,表明投资者关注度上升抑制了企业研发投入;模

① 资料来源:“华为公布 2018 年年报:2018 年研发投入超近十年总和 1/5”,腾讯网,2019 年 4 月 1 日, <https://new.qq.com/omn/20190401/20190401A01GHB.html>。

型3和模型4为全网络关注度对企业R&D投入的影响,系数并不显著,即全网络关注度的上升并不能促进企业增加研发投入。这一结果在一定程度上解释了网络关注度上升但企业创新质量未能得到有效提升的

原因在于网络关注度上升并没有带来R&D投入的增加。相反地,投资者关注度的上升反而增加了企业决策层的业绩压力,更多地将资金配置于短期固定资产投资而非需要较长回报周期的R&D投入。

表7 网络关注度对企业R&D投入的影响

变量	被解释变量: R&D投入			
	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>svi_code</i>	-0.946* (0.485)	-1.014** (0.469)		
<i>svi_all</i>			0.074 (0.132)	0.107 (0.100)
<i>lever</i>		-3.096*** (0.265)		-3.109*** (0.265)
<i>scale</i>		0.387*** (0.055)		0.388*** (0.055)
<i>roe</i>		-0.745** (0.328)		-0.747** (0.329)
<i>maibusrt</i>		-0.083*** (0.029)		-0.080*** (0.029)
<i>ctsexppm</i>		-2.253*** (0.365)		-2.257*** (0.365)
<i>netopcode</i>		0.339*** (0.038)		0.337*** (0.038)
<i>shrholder</i>		-0.012*** (0.003)		-0.011*** (0.003)
常数项	4.161*** (0.030)	0.574 (0.721)	4.105*** (0.024)	0.499 (0.717)
企业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
观察值	16 295	15 194	16 295	15 194
$R^2$	0.815	0.832	0.815	0.832

下面进一步探究以互联网流量为基础的网络关注度上升对企业投资决策行为的影响,以及这些行为与创新活动的关联效应。如前文所述,网络关注度上升能够激励企业创新,而这很大程度上是为了在互联网平台化竞争中获取更大的市场份额。那么,提升产品的竞争优势就成为网络关注度影响企业创新的重要中介变量。因此,本文需要检验网络关注度与企业提升

产品竞争优势的影响关系。参考彭雪蓉和刘洋(2015)<sup>[29]</sup>关于竞争优势的相关论述,本文选用“客户满意度”“质量荣誉”和“战略共享”三个指标衡量产品竞争优势。上述三个指标均为0-1二元变量,其中:“客户满意度调查”是指企业就产品问题进行了客户满意度调查,有为1,否则为0。“质量荣誉”是指企业在产品质量方面获得了认证和荣誉,有为

1, 否则为 0; “战略共享”是指企业与商业伙伴是否建立了战略共享机制与平台, 包括长期的战略合作协议、共享的实验基地、共享的数据库以及稳定的沟通交流平台等, 有为 1, 否则为 0。上述指标均可从中国研究数据库服务平台 (CNRDS) 获得, 并将该

数据与 2011—2018 年的上市公司网络搜索指数数据进行匹配, 分别作为被解释变量与解释变量, 实证网络关注对企业产品竞争优势的影响。鉴于被解释变量为 0-1 二元变量, 因此本文使用面板 Probit 模型进行估计, 估计结果见表 8。

表 8 网络关注度影响企业产品竞争优势的估计结果

变量	客户满意度		质量荣誉		战略共享	
	系数值	边际分析	系数值	边际分析	系数值	边际分析
<i>svi_all</i>	0.126 ** (0.058)	0.0447 ** (0.021)	0.289 *** (0.071)	0.115 *** (0.028)	0.327 *** (0.083)	0.127 *** (0.032)
<i>lever</i>	-0.011 (0.148)	-0.004 (0.053)	-0.747 *** (0.147)	-0.298 *** (0.059)	0.039 (0.146)	0.015 (0.057)
<i>scale</i>	0.087 *** (0.023)	0.031 *** (0.008)	0.276 *** (0.024)	0.110 *** (0.009)	0.038 * (0.022)	0.015 * (0.008)
<i>roe</i>	0.384 ** (0.191)	0.137 ** (0.068)	0.086 (0.195)	0.034 (0.078)	0.437 ** (0.202)	0.169 ** (0.078)
<i>maibusrt</i>	0.009 (0.024)	0.003 (0.009)	0.077 *** (0.025)	0.031 *** (0.010)	-0.022 (0.026)	-0.009 (0.010)
<i>ctexpm</i>	0.276 * (0.154)	0.103 * (0.055)	-0.476 *** (0.155)	-0.189 *** (0.062)	-0.296 * (0.158)	-0.115 * (0.061)
<i>shrholder</i>	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.011 (0.01)
常数项	-1.748 *** (0.303)		-3.284 *** (0.300)		-0.930 *** (0.278)	
观察值	5 154	5 154	5 154	5 154	5 154	5 154
<i>chi2</i>	32.966		154.813		35.904	
<i>p</i> 值	0.000		0.000		0.000	

表 8 同时报告了面板 Probit 模型估计的系数和平均边际效应 (AME) 的计算结果, 二者均显著为正, 表明网络关注度上升能够激励企业提高客户满意度, 增加产品质量荣誉以及构建企业联盟平台, 进而提升产品竞争优势。也就是说, 以互联网流量为基础的网络关注度尽管能够激励企业的创新活动, 但是在很大程度上提升产品竞争优势、获取更大的产品市场份额是网络关注度影响企业创新的重要动力。因此, 在网络关注度的影响下, 企业可能更多地选择加强品牌建设, 提升企业竞争优势, 而非加大较长周期的研发投入。

## 六、研究结论与展望

### (一) 研究结论

本文使用 2011—2018 年中国 A 股上市公司数据实证检验了网络关注度对企业创新的激励效应, 得到如下研究结论。

第一, 网络关注度上升能显著提高企业创新产出数量, 但在一定程度上抑制了创新质量提升。通过分专利类型的研究表明, 网络关注度上升对实用新型专利和外观设计专利产出的激励效应明显大于对发明专利产出的激励效应。考虑到发明专利的研发周期、授

权和保护周期明显大于另外两类专利,从而反映出网络关注度对创新激励存在一定的短期化效应,且过于重视创新专利数量,而忽视了创新质量。这也从侧面解释了我国专利数量连续多年居于全球第一,但2019年创新指数排在全球十名之外的原因。

第二,网络关注度对企业创新的激励效应明显受到行业的特征影响。其中,投资者关注度可以显著提升高新技术行业的技术创新,而全网络关注度对非高新技术行业创新的激励效应更明显。高新技术行业投资具有高风险、高收益的特点,对风险投资、私募股权投资有更大的需求,因而相比于全网络关注度,投资者关注度对高新技术行业企业的创新激励效应更明显。

第三,网络关注度上升抑制了企业 R&D 投资行为,是网络关注度上升难以激励企业提升创新质量的重要原因。企业创新激励效应包含创新数量和创新质量两个层次,以互联网流量为基础的网络关注度可以促进新产品出现,带动创新专利数量的增长,但是忽视了长期性的 R&D 投入,因而无法激励创新质量的提升。当然,面对网络关注度的上升,企业也会做出积极的反应,例如,企业会注重提高客户满意度、增加产品质量荣誉、建立战略共享机制与平台等,进而提升产品竞争优势,适应网络关注度的上升。这说明了网络关注度的短期化激励效应十分明显,而核心技术创新能力却依赖于长期的大规模的研发投入,因而网络关注度等短期效应明显不适应创新质量的提升。

## (二) 管理启示

我们从上述研究结论中不难得出以下几点管理启示。

第一,企业在未来的发展中应积极利用互联网的流量效应,主动融入新一轮互联网风口孕育的商业模式中。随着信息传播门槛的逐渐降低和网络关注度的逐步提升,企业管理层应当积极融入基于互联网的新模式和新业态中,依靠互联网流量拓展销售渠道,扩大产品的市场份额,将网络关注度上升的压力转化为提升产品质量、打造品牌优势的动力。利用网络关注

度的外部效应,不断地推出新产品、提升用户体验和客户满意度,提高产品竞争优势。

第二,基础研发性企业应持续加大在原始技术创新上的投入力度。核心技术创新能力的提升依赖于长期的 R&D 投入,高新技术企业应当避免受外部关注度的影响而出现短视化行为,杜绝“短、平、快”式的数量型竞争,持续地加大 R&D 投入比重,在一个容忍失败的创新环境中反复试错,真正提升产品的创新质量而非创新数量,提高核心技术的自主创新能力,实现长远的发展目标。

第三,政府应精准扶持基础研发性企业。由于高新技术企业研发收益的不确定性,该类企业在发展壮大过程中离不开政府的扶持,因此,应当精准施策,细化对高新技术企业的补贴标准,甄别出真正推动核心技术创新的企业,并加大扶持力度,取消或减少“以高新技术企业之名,而未行创新活动之实”的企业补贴;改变唯专利数量论的现状,更加注重专利引用的重要性,引导创新质量的提升,避免虚假创新的行为。

## (三) 局限与展望

有关企业创新激励效应问题是一个长期存在且不断变化的复杂问题,本文从互联网流量生成新资源的角度,实证分析了网络关注度对企业创新激励效应的影响机制问题,研究局限与展望可以反映在以下方面。第一,本文从创新数量和创新质量两个维度对企业创新激励问题进行量化,随着研究的深入以及数据的可得性,未来可以使用创新投入结构测度企业创新激励效应,分析由创新投入结构性问题导致的高水平创新能力不足的深层次原因,这也呼应中国 R&D 研发投入规模巨大,但基础性研发投入相对不足的现状。第二,本文从 R&D 投入不足、注重产品竞争优势的角度,分析了网络关注度仅激励了企业创新数量而未能激励企业创新质量的原因,未来还可以探究企业在创新过程中为了适应互联网流量效应下的冲击是如何调整和改变投资行为和投资战略的,从而对造成企业创新质量激励不足的现状作进一步解释。

## 参考文献

- [1] Lichtenthaler U, Ernst H. Innovation Intermediaries: Why Internet Marketplaces for Technology Have Not Yet Met the Expectations [J]. Creativity & Innovation Management, 2010, 17 (1): 14-25.

- [2] 戴美虹. 互联网技术与出口企业创新活动——基于企业内资源重置视角 [J]. 统计研究, 2019 (11): 62-75.
- [3] 邵剑兵, 陈永恒, 苏涛永. CEO 股权激励对企业研发投入强度的影响研究——基于 2008 年金融危机的烙印效应 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (12): 106-117.
- [4] 黄庆华, 张芳芳, 陈习定. 高管短期薪酬的创新激励效应研究 [J]. 科研管理, 2019 (11): 257-265.
- [5] 崔百胜, 朱麟. 政府资助能有效激励创新吗? ——基于创新系统视角下 DSGE 模型的分析 [J]. 管理评论, 2019 (11): 80-93.
- [6] 刘行, 赵健宇. 税收激励与企业创新——基于增值税转型改革的“准自然实验” [J]. 会计研究, 2019 (9): 43-49.
- [7] 韩少真, 潘颖, 李辉, 等. 网络媒体关注、外部环境与非效率投资——基于信息效应与监督效应的分析 [J]. 中国经济问题, 2018 (1): 73-85.
- [8] 汪丽, 徐志坚, 吴春燕. 业绩波动、媒体关注与企业研发强度——基于中国制造业上市公司的实证研究 [J]. 北京社会科学, 2014 (5): 110-115.
- [9] 蔡海静, 许慧. 市场化进程、投资者注意力与投资效率 [J]. 财经论丛, 2016 (8): 59-66.
- [10] Ghio A. Investors' Attention and Social Media: Evidence from Innovative SMEs [J]. Social Science Electronic Publishing, 2017.
- [11] Hsu P, Tian X, Xu Y. Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 112 (1): 116-135.
- [12] 王靖宇, 刘红霞. 央企高管薪酬激励、激励兼容与企业创新——基于薪酬管制的准自然实验 [J]. 改革, 2020 (2): 138-148.
- [13] 邸俊鹏, 王浩宇. 企业创新的失败容忍度、激励与行为选择 [J]. 上海经济研究, 2018 (2): 16-26.
- [14] Gal D. The Genius Dilemma: Fortune 1000 CEO Personality and Firm Innovation [J]. Journal of Creative Behavior, 2017.
- [15] Söderblom A, Samuelsson M, Wiklund J, et al. Inside the Black Box of Outcome Additionality: Effects of Early-stage Government Subsidies on Resource Accumulation and New Venture Performance [J]. Research Policy, 2015, 44 (8) .
- [16] 杨道广, 陈汉文, 刘启亮. 媒体压力与企业创新 [J]. 经济研究, 2017, 52 (8): 125-139.
- [17] 刘萌, 史晋川, 罗德明. 媒体关注与公司研发投入——基于中国上市公司的实证分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2019 (3): 18-32.
- [18] Hou H, Yin X, Hao Z. Enterprise Technological Innovation Models and Implementation Based on Internet [C]. International Conference on E-business & E-government IEEE Computers Society, 2010.
- [19] Lou D. Attracting Investor Attention through Advertising [J]. Review of Financial Studies, 2014, 27 (6): 1797-1829.
- [20] Tian X, Wang T Y. Tolerance for Failure and Corporate Innovation [J]. Review of Financial Studies, 2014, 27 (1): 211-255.
- [21] 尹美群, 盛磊, 李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究 [J]. 南开管理评论, 2018 (1): 109-117.
- [22] Hall B H, Moncada-paternòcastello P, Montesor S, et al. Financing Constraints, R&D Investments and Inovative Performances: New Empirical Evidence at the Firm Level for Europe [J]. Economics of Innovation & New Technology, 2015, 25 (3): 1-14.
- [23] 李万福, 杜静, 张怀. 创新补助究竟有没有激励企业创新自主投资——来自中国上市公司的新证据 [J]. 金融研究, 2017 (10): 130-145.
- [24] 王金杰, 郭树龙, 张龙鹏. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释 [J]. 南开经济研究, 2018 (6): 170-190.
- [25] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析 [J]. 经济研究, 2018 (2): 109-123.
- [26] Winne S D, Sels L. Interrelationships between Human Capital, HRM and Innovation in Belgian Start-ups Aiming at an Innovation Strategy [J]. International Journal of Human Resource Management, 2010, 21 (11): 1863-1883.
- [27] 张俊民, 宋婕. 媒体报道抑制管理层审计意见购买行为吗? ——基于信息效应与治理效应的实证检验 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (7): 64-78.
- [28] Bond M A A S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economic Studies, 1991, 58 (2): 277-297.
- [29] 彭雪蓉, 刘洋. 战略性企业社会责任与竞争优势: 过程机制与权变条件 [J]. 管理评论, 2015 (7): 156-167.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)



# 互动情境下服务型企业提升品牌资产的路径研究

——顾客参与价值共创的中介作用和自我效能感的调节作用

The Research on the Path for Service-oriented Enterprises to Improve Brand Equity under Interactive Situation: The Mediating Effects of Customer Participation in Value Co-creation and the Moderating Effects of Self-efficacy

杨一翁 涂剑波 李季鹏 刘培 陶晓波

YANG Yi-weng TU Jian-bo LI Ji-peng LIU Pei TAO Xiao-bo

**[摘要]** 与顾客共创价值,使顾客形成个性化共创体验是服务型企业提升品牌资产的关键。笔者基于社会认知理论与价值共创的理论研究,构建了互动环境对共创体验与品牌资产的影响机制模型,探索顾客参与价值共创的中介作用和自我效能感的调节作用;针对去过融合餐饮与演艺的主题酒店并参与过价值共创的顾客的问卷调查数据,运用偏最小二乘结构方程模型进行了实证研究。研究结果显示:顾客参与价值共创在互动环境对共创体验的影响中起中介作用;共创体验在顾客参与价值共创对酒店品牌资产的影响中起中介作用;自我效能感在互动环境对顾客参与价值共创的影响中起调节作用。研究表明:在互动频繁的服务消费情境下,存在“互动环境→顾客参与价值共创→共创体验→品牌资产”的链式中介影响路径;自我效能感能够增强互动环境对顾客参与价值共创的积极影响。本研究以及结论彰显出服务型企业与顾客共创个性化体验在提升品牌资产过程中的中心地位,从而丰富了价值共创研究领域的现有文献;笔者就环境、主体和行为三组因素之间影响关系提出的学术见解对社会认知理论的研究空间有所拓展;研究成果可供服务型企业在互动情境下提升品牌资产参考借鉴。

**[关键词]** 价值共创 互动环境 共创体验 品牌资产 自我效能

**[中图分类号]** F276.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0107-13

**Abstract:** Co-creating value with customers and making customers form personalized co-creation experience is the key for service-oriented enterprises to improve brand equity. Basing on social cognitive theory and theoretical researches on value co-creation, we built a conceptual model of relationships among interactive environment, co-creation experience, and brand equity, exploring the mediating effects of customer participation in value co-creation and the moderating effects of self-efficacy. We collected questionnaires from customers who had been to theme hotels integrating catering and theatrical performance as well as had participated in value co-creation. The gathered data was analyzed with partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM). We found that customer participation in value co-creation mediated the relationship between interactive environment and co-creation experience; co-creation experience mediated the relationship between customer participation in value co-creation and hotel brand equity; self-efficacy moderated the relationship between interactive environment and customer participation in value co-creation. Our results indicate that in the service consumption scenarios of frequent interaction, there exists a chain mediation effect: interactive environment→customer participation in value co-creation→co-creation experience→brand equity; self-efficacy can enhance the positive influence of interactive environment on customer participation in value co-creation. Our conclusions highlight the central status of co-creating personalized experience with customers in the process of service-oriented enterprises promoting brand equity, thus enrich the existing literatures on value co-creation. We propose academic opinions on the relationship among environment, behavior, and person, which extends the research field of social cognitive theory. Our findings provide important managerial implications for service-oriented enterprises to improve brand equity under interactive situations.

**Key words:** Value co-creation Interactive environment Co-creation experience Brand equity Self-efficacy

**[收稿日期]** 2020-02-01

**[作者简介]** 杨一翁,男,1983年7月生,北方工业大学经济管理学院副教授,经济学博士,主要研究方向为市场营销与品牌管理;涂剑波,男,1982年4月生,北方工业大学经济管理学院副教授,管理学博士,主要研究方向为价值共创;李季鹏(通信作者),男,1969年10月生,新疆财经大学工商管理学院教授,经济学博士,主要研究方向为市场营销;刘培,女,1990年3月生,中央财经大学商学院博士研究生,主要研究方向为市场营销;陶晓波,男,1981年5月生,北方工业大学经济管理学院教授,管理学博士,主要研究方向为价值共创与市场营销。

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“爱恨交织,你愿意去旅游吗?——消费者敌意、善意和矛盾情感对消费者出国旅游决策的影响机制研究”(项目编号:71802005);北京市社会科学基金青年项目“数字时代下北京城市品牌形象定位及传播研究”(项目编号:17GLC068);国家自然科学基金青年项目“在线品牌社区顾客价值共创行为的前因及结果效应:社会资本视角”(项目编号:71702002);北方工业大学毓优人才培养计划“面向冬奥会的北京城市品牌建设研究”(项目编号:20XN189/015);北方工业大学青年拔尖人才培养计划“基于互联网的品牌创新研究”(项目编号:19XN135/014);北京城市治理研究中心资助项目“新冠肺炎疫情与北京城市品牌管理研究”(项目编号:20XN245);2019年“北京市高创计划青年拔尖”项目(项目编号:401053712008);北方工业大学优势学科项目(项目编号:YN058)。

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

在体验经济时代,创造独特与难忘的体验不失为服务型企业获得持续竞争优势的一种有效途径<sup>[1]</sup>,然而在服务日趋同质化的竞争环境中,企业独自创造个性化体验越来越难。在此情况下,顾客参与价值共创不仅能够带给顾客独特与难忘的体验<sup>[2]</sup>,而且还能够帮助服务型企业提升品牌资产。在现有相关文献中,学术界就互动环境对共创体验与品牌资产的影响问题已有所探讨。有学者研究了环境对顾客参与价值共创的影响<sup>[3]</sup>以及顾客参与价值共创对品牌体验的影响<sup>[4]</sup>,也有学者进一步探究了顾客参与价值共创对品牌资产的影响问题<sup>[5]</sup>。此外,还有学者证实了自我效能感对顾客参与价值共创的直接促进作用<sup>[6]</sup>,涉及环境对顾客参与价值共创的正向影响关系是否对所有顾客都具有可持续性<sup>[3]</sup>以及有无个体差异变量的调节作用<sup>[7]</sup>等问题。但是,更进一步的相关问题目前学者们尚未涉足但亟需深入探讨,如顾客参与价值共创在互动环境对共创体验的影响关系以及对酒店品牌资产的影响关系中是否具有中介作用?自我效能感在互动环境对顾客参与价值共创的影响关系中是否具有调节作用?基于此,笔者使用问卷调查法,面向去过新疆国际大巴扎宴艺大剧院等融合餐饮与演艺的主题酒店并亲身参与过价值共创的顾客收集数据,实证检验互动环境对共创体验与酒店品牌资产的影响,分析顾客参与价值共创的中介作用以及自我效能感的调节作用。

## 二、文献综述与研究假设

学者们基于刺激—机体—反应(Stimulus-Organism-Response,简称S-O-R)范式研究了环境对顾客参与价值共创的影响<sup>[8]</sup>。刺激指的是引起个体对环境的内在反应的任何环境因素<sup>[8]</sup>;机体是指个体的情感状况与认知过程<sup>[9]</sup>;反应是指行为结果<sup>[8]</sup>。根据S-O-R范式,酒店为顾客提供的环境越友好,顾客就可能感到愉悦、在情感上处于兴奋的唤醒状态,从而可能更愿意参与价值共创<sup>[10]</sup>。在不同情境下,影响顾客参与价值共创的环境因素是不同的。例如,在虚拟品牌社区情境下,影响顾客参与价值共创意愿的环境因素为:社区体验与社区信任<sup>[3]</sup>;而在酒店情境下,影响顾客参与价值共创的环境因素主要有:互动布置、互动气氛和社交环境<sup>[8]</sup>。由以上可

知,酒店为顾客提供的互动布置、互动气氛和社交环境等互动环境越友好,顾客就可能更愿意参与价值共创。

对顾客来说,参与价值共创可能带来更好的品牌体验。在不同情境下,顾客参与的价值共创活动不同,品牌体验也不同。在大型综合超市情境下,信息搜寻行为与响应行为这两种顾客参与价值共创行为能够提升公司品牌体验<sup>[4]</sup>。在综合交通枢纽服务情境下,共创服务产品、共创体验环境和共创服务互动这三种价值共创活动能够提升顾客体验(实体展示、能力适配、愉悦体验),并能够进一步提升顾客价值(功能价值、情感价值)<sup>[11]</sup>。以上是在线下情境下,而在线上虚拟社区情境下,学者们将顾客参与的价值共创活动分为两种:发起的价值共创(由企业或社区发起的价值共创活动)与自发的价值共创(由顾客自愿发起的价值共创活动)<sup>[12]</sup>。顾客参与发起的价值共创能够提升感官、思考和行为体验;而顾客参与自发的价值共创能够提升感官、情感、思考、行为和关联体验<sup>[13]</sup>。在本文的研究情境下,顾客参与价值共创主要指顾客参与主持人、演员和服务员等酒店人员发起的演艺互动活动;顾客体验为共创体验(co-creation experience),即顾客在参与价值共创活动之后的体验,主要包括三种:认知体验、享乐体验和社交体验<sup>[7]</sup>。由以上可知,顾客在参与价值共创之后,可能有更好的认知体验、享乐体验和社交体验等共创体验。

虽然学者们研究了环境对顾客参与价值共创的影响,也研究了顾客参与价值共创对品牌体验的影响,但尚无涉及在互动环境与共创体验之间建立联系。因此,笔者在此首先探讨顾客参与价值共创在互动环境对共创体验的影响关系中的中介作用。

笔者基于社会认知理论(social cognitive theory)<sup>[14]</sup>提出研究假设。社会认知理论的核心是三方互惠决定论<sup>[15]</sup>,即环境、行为和主体三组因素是相互影响的。其中主体因素包括主体的认知、情感和反应等<sup>[14]</sup>。然而,互惠并不意味着影响的的同时性<sup>[16]</sup>,在一段可变的时间过程中,相互影响的因素依次展现其影响<sup>[14]</sup>。因此,环境、行为和主体三组因素之间存在“环境→行为→主体”的链式中介路径<sup>[17]</sup>。在本文的研究情境下,环境指互动环境(互动布置、互动气氛、社交环境)<sup>[8]</sup>;行为指顾客参与价值共创;主体指顾客的共创体验(认知体验、情感体验、社交

体验)<sup>[7]</sup>。基于此,笔者推测:酒店为顾客提供的互动布置、互动气氛和社交环境等互动环境越友好,顾客就越愿意参与价值共创,从而在价值共创行为发生之后有更好的认知体验、情感体验和社交体验等共创体验。基于以上思路,笔者提出假设1。

**H1:** 顾客参与价值共创在互动环境对共创体验的影响关系中起中介作用。

对企业来说,与顾客共创价值可能帮助企业提升品牌资产。在不同情境下,顾客参与价值共创的形式不同,其对品牌资产的影响也不同。在社交网络服务(SNS)情境下,顾客参与价值共创有三种形式:顾客参与和社交媒体平台的互动、顾客参与和品牌的互动、顾客参与和其他顾客的互动<sup>[18]</sup>。其中,顾客参与和社交媒体平台的互动对提升品牌资产的作用最大<sup>[19]</sup>。在虚拟品牌社区情境下,顾客参与价值共创的类型与以上三种形式类似,主要分为两种:顾客参与社区/品牌/企业发起的价值共创、顾客参与自发的价值共创<sup>[12]</sup>。顾客参与这两种类型的价值共创均能够直接提升品牌资产<sup>[20]</sup>。以上是在线上情境下,而在线下的产业服务情境下,顾客是组织而不是普通消费者,组织顾客参与价值共创的形式有三种:知识共享、关系、互动(交流)<sup>[21]</sup>。其中,顾客参与互动能够直接提升品牌资产<sup>[5]</sup>。

虽然学者们研究了环境对顾客参与价值共创的影响,也研究了顾客参与价值共创对品牌资产的影响,但是学者们还没有在互动环境与品牌资产之间建立联系。因此,笔者研究顾客参与价值共创在互动环境对品牌资产的影响关系中的中介作用。

笔者基于社会认知理论提出的“环境→行为→主体”链式中介路径<sup>[14]</sup>进行假设推导。在这里环境指互动环境;行为指顾客参与价值共创;主体指顾客对酒店品牌市场营销活动的差异化反应,即酒店品牌资产<sup>[22]</sup>。基于此,笔者推测:酒店为顾客提供的互动布置、互动气氛和社交环境等互动环境越友好,顾客就越愿意参与价值共创,从而在价值共创行为发生之后对酒店品牌有更强烈、更积极的差异化反应,这提升了酒店品牌资产。基于以上逻辑,笔者提出假设2。

**H2:** 顾客参与价值共创在互动环境对酒店品牌资产的影响关系中起中介作用。

虽然学者们证实了有利的环境能够促进顾客参与价值共创,但是两者之间的关系并非对所有顾客都是

可持续的<sup>[3]</sup>,可能受到个体差异变量的调节作用<sup>[7]</sup>。Zhao等(2019)<sup>[3]</sup>研究发现:顾客参与度对虚拟社区环境因素(社区氛围、社区体验、社区信任)与顾客参与价值共创的意愿之间的正向影响关系起调节作用。然而,该调节作用并不稳定:在三种环境因素中,虽然顾客参与度能削弱社区体验与社区信任对顾客参与价值共创的正向影响,但是却不能增强社区氛围对顾客参与价值共创的正向影响。此外,在该研究中,顾客参与度指顾客参与社区活动的热忱与频率;顾客参与价值共创的意愿指顾客想参与虚拟品牌社区的价值共创活动的意愿程度。两者的定义比较相似。因此,为了更深入地分析环境对顾客参与价值共创的影响机制,还需要寻找更合适的调节变量。

基于社会认知理论<sup>[14]</sup>,笔者选择自我效能感(self-efficacy)作为分析环境对顾客参与价值共创的影响关系的调节变量。自我效能感是指人们对自身完成既定行为目标所需的行动过程的组织与执行能力的判断<sup>[14]</sup>。自我效能是社会认知理论中的一个重要变量<sup>[14]</sup>,作为一个解释力强的个体差异变量,近年来在价值共创研究中受到越来越多的关注。在线下的酒店就餐环境下,学者们设计了一个顾客进行价值共创的假想情境,实证研究结果表明:自我效能感能够促使顾客与酒店员工共创价值<sup>[6]</sup>。在线上的虚拟品牌社区环境下,顾客自我效能感也能够提升顾客参与虚拟社区的价值共创活动的意愿<sup>[3]</sup>。

虽然学者们证实了顾客自我效能感能够直接促使顾客参与价值共创,但目前还没有人研究出自我效能感在互动环境对顾客参与价值共创的影响关系中的调节作用,因此笔者就此问题进行探索。

在同样的互动环境下,自我效能感强的顾客能更好地理解自己在价值共创活动中所需要扮演的角色,能更好地协调所需要的技能<sup>[23]</sup>,相信自己能更好地完成有一定难度的价值共创活动<sup>[24]</sup>,并愿意付出更大的努力去克服在价值共创活动中遇到的挑战<sup>[14]</sup>,因此可能更愿意参与价值共创;与之相反,自我效能感弱的顾客则可能不太愿意参与价值共创。基于此,笔者提出假设3。

**H3:** 顾客自我效能感在互动环境对顾客参与价值共创的影响关系中起调节作用。

学者们研究了不同的品牌体验对品牌资产的影响。一是产品体验。Sheng和Teo(2012)<sup>[25]</sup>以手机产品为例所进行的实证研究发现:顾客的手机产品体

验影响手机品牌资产。二是服务体验。Kumar 等 (2018)<sup>[26]</sup>以医院服务为例,实证检验了营销活动、顾客体验和基于顾客的品牌资产之间的影响关系,研究发现:顾客的服务体验(感官体验、情感体验、行为体验、知性体验)能够提升基于顾客的品牌资产。三是虚拟社区体验。李朝辉等(2014)<sup>[20]</sup>以威锋网等虚拟社区为例,实证检验了顾客参与价值共创、品牌体验和品牌资产之间的影响关系,证明顾客的虚拟社区体验(感官体验、情感体验、思考体验、行为体验、关联体验)显著地正向影响品牌资产。四是公司整体体验。Lin(2015)<sup>[27]</sup>以航空业为例,实证检验了创新性品牌体验、品牌资产和品牌满意度之间的影响关系,研究结果表明:航空公司的创新性品牌体验(感官体验、情感体验、行为体验、知性体验)对品牌资产与品牌满意度存在显著的正向影响。有学者更细致地研究了不同维度的品牌体验对不同维度的品牌资产的影响。李启庚和余明阳(2011)<sup>[28]</sup>研究发现:品牌体验价值的4个维度(感官体验价值、情感体验价值、社会体验价值、知识体验价值)对品牌资产的3个维度(品牌忠诚、感知质量、品牌联想)具有不同的影响。除了消费者市场之外,也有学者在组织市场情境下研究了顾客体验对品牌资产的影响。Biedenbach和Marell(2010)<sup>[29]</sup>研究发现:在B2B服务环境下,顾客体验对品牌资产的4个维度(品牌知名度、品牌联想、感知质量和品牌忠诚度)均有显著的正向影响。

虽然学者们研究了顾客参与价值共创对品牌体验的影响以及品牌体验对品牌资产的影响,但是研究对象是顾客对产品<sup>[25]</sup>、服务<sup>[26]</sup>、虚拟社区<sup>[20]</sup>和公司整体<sup>[27]</sup>的品牌体验,而本文研究的对象是共创体验,即:顾客在参与价值共创活动之后的体验<sup>[2][7]</sup>。截至目前还没有学者研究共创体验在顾客参与价值共创对品牌资产的影响关系中的中介作用,笔者就此问题展开深入探讨。

在参与价值共创之后,个性化体验让顾客增长了见识、留下了难忘的回忆<sup>[2][8]</sup>,这让顾客感觉这次体验物有所值,对酒店品牌产生更强烈的偏好,进而可能提升酒店品牌资产;在参与价值共创之后,顾客更享受这次体验所带来的乐趣<sup>[30]</sup>,进而可能对酒店品牌产生更高的情感依赖与行为忠诚<sup>[5]</sup>;同时,参与价值共创无形中拉近了顾客和其他人(酒店员工、其他顾客或同来的人)的关系,让顾客有更好的关

联体验与社交体验<sup>[20]</sup>,更愿意通过社交媒体传播关于该酒店品牌的正面口碑,从而提高酒店品牌资产<sup>[31]</sup>。因此,笔者推测存在如下链式中介效应:顾客参与价值共创→共创体验→酒店品牌资产。基于以上分析,笔者提出假设4。

**H4:** 共创体验在顾客参与价值共创对酒店品牌资产的影响关系中起中介作用。

综上所述,笔者构建研究模型,如图1所示。

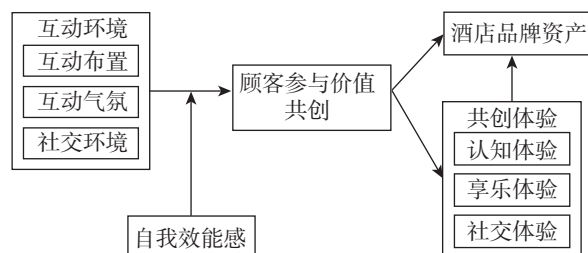


图1 研究模型

### 三、研究方法

为了检验上述研究假设,笔者进行了预调查与正式调查两轮调查,采用的实证研究方法为问卷调查法,运用的测量统计方法是偏最小二乘结构方程模型(PLS-SEM),使用的统计分析工具为SmartPLS软件。

#### (一) 预调查

笔者选择新疆国际大巴扎宴艺大剧院等融合餐饮与演艺的主题酒店作为研究对象,原因是:这些酒店有宽敞的空间、热烈的气氛和丰富的互动活动等有利于顾客参与价值共创的互动环境;顾客在这些酒店就餐与观看文艺演出的过程中,会被频繁邀请参与演艺互动。这符合本文的研究主题与研究情境。笔者参考现有文献设计问卷,各个构念的测量问项均来源于现有文献,如互动环境<sup>[2][8][32]</sup>(含3个一阶构念)、自我效能感<sup>[6][33]</sup>、顾客参与价值共创<sup>[6][34]</sup>、共创体验<sup>[2][7][35]</sup>(含3个一阶构念)、酒店品牌资产<sup>[2][36][37]</sup>。根据本文的研究情境对问项进行了调整,使用7点李克特量表进行测量,1表示“完全不同意”;7表示“完全同意”。初始问卷经过了3轮修订。

第一轮修订。2019年11月,笔者访谈了10位亲身去过新疆国际大巴扎宴艺大剧院的高校教师,根据他们的意见对问卷进行第一轮修订。

第二轮修订。2019年12月,笔者使用假想情境法<sup>[6][38][39]</sup>,对北京某高校的223位大学生进行了预

调查, 收回有效问卷 168 份, 有效问卷回收率为 75.3%; 同时询问调查对象对问卷中问项的疑问与改善建议; 使用预调查数据, 对研究模型 (见图 1) 进行了初步检验。根据反馈与数据分析结果, 对问卷进行第二轮修订。

第三轮修订。2019 年 12 月, 对 10 位亲身去过融合餐饮与演艺的主题酒店, 并参与过价值共创的高校师生进行了预调查, 对问卷进行第三轮修订。

通过以上三轮修订, 形成正式调查问卷。

## (二) 正式调查

### 1. 调查问卷。

正式调查问卷的开头设置了一段关于新疆国际大巴扎宴艺大剧院等融合餐饮与演艺的主题酒店的介绍, 同时简单介绍了不同类型的价值共创活动。根据预调查的反馈, 问卷的题项较多, 为减少调查对象的认知负担, 使用 5 点李克特量表进行测量, 1 表示“非常不同意”, 5 表示“非常同意”。调查问卷如表 1 所示。

表 1 调查问卷、信度检验和收敛效度检验

问项	因子载荷	CR 值	AVE 值
• 互动环境 (二阶构念)		0.907	0.548
〈互动布置〉			
该酒店的布置使顾客容易起身去参与演艺互动	0.627		
该酒店的布置使演艺互动能够有效进行	0.782		
该酒店的布置提供了足够的演艺互动空间	0.745		
〈互动气氛〉			
该酒店的气氛有利于演艺互动	0.833		
文艺演出的气氛使大家愿意参与演艺互动	0.747		
主持人与演员营造了良好的互动气氛	0.795		
其他顾客的积极参与活跃了互动气氛	0.709		
〈社交环境〉			
演员友好地邀请顾客进行演艺互动	0.759		
演员热情地邀请顾客进行演艺互动	0.756		
演员尊重顾客	0.619		
• 自我效能感		0.884	0.742
我能够完成具有一定难度的演艺互动	0.861		
我能够克服演艺互动中的挑战	0.844		
与其他顾客相比, 我能够很好地完成演艺互动	0.881		
即使演艺互动有一定的难度, 我也能表现得很好	0.860		
• 顾客参与价值共创		0.891	0.753
我有兴趣参与演艺互动	0.888		
我打算参与演艺互动	0.882		
只要受到邀请, 我就会参与演艺互动	0.861		
我会跟随演员或主持人的引导参与演艺互动	0.839		
• 共创体验 (二阶构念)		0.934	0.632
〈认知体验〉			
这是一次令人记忆深刻的体验	0.739		

续前表

问项	因子载荷	CR 值	AVE 值
这是一次新颖的体验	0.791		
这次体验让我增长了见识	0.774		
虽然花费偏高,但是这次体验物有所值	0.765		
〈享乐体验〉			
这是一次有趣的体验	0.855		
这是一次令人愉快的体验	0.854		
我享受这次体验	0.877		
〈社交体验〉			
与演员或主持人的互动是令人舒服的	0.810		
与演员或主持人的互动是令人愉快的	0.812		
这次经历拉近了我和其他人(演员、其他顾客或陪我同来的人)的关系	0.649		
• 酒店品牌资产		0.888	0.603
我知道该酒店品牌	0.607		
相比于其他酒店,该酒店具有独特的形象	0.767		
该酒店是我去过或听说过的同类酒店中最好的	0.725		
我还会再来该酒店就餐与观看文艺演出	0.841		
我愿意将该酒店品牌推荐给亲朋好友	0.827		
我愿意通过大众点评、微信和抖音等平台传播该酒店品牌的正面口碑	0.848		
我愿意为该酒店进一步改善服务质量出谋划策	0.792		

## 2. 数据收集。

问卷开头设置了两道筛选性问题：“请问您之前是否去过新疆国际大巴扎宴艺大剧院或是类似的融合餐饮与演艺的主题酒店？”“在就餐与观看演出的过程中，请问您是否参与了和演员、主持人或服务人员等酒店人员的互动？”如果回答“是”，则进入正式问卷调查，从而确保调查对象为去过上述主题酒店并参与过价值共创活动的顾客。

问卷调查于2020年1月主要在新疆进行，每份问卷随机给予1~10元的红包奖励，总共收回883份问卷。通过筛选题筛选出问卷306份；剔除答题时间过短的问卷，剔除大量连续选择同一选项、回答差异性不大的问卷，剔除回答明显自相矛盾的问卷<sup>[40](270)</sup>。最终得到有效问卷240份。有效问卷回收率为27.2%，虽然为了确保调查对象的真实性而导致回收率较低，但是回收率仍处于可接受的水平<sup>[41]</sup>。有效样本特征如表2所示。

表2 有效样本特征

项目	分类	人数	百分比
光顾目的	就餐	98	40.8%
	观看民族特色文艺演出	127	52.9%
	其他	15	6.3%
陪同人员	自己一个人去的	11	4.6%
	陪同亲朋好友一块去的	172	71.7%
	因为工作需要陪人去的	51	21.3%
	跟随旅游团一块去的	6	2.5%
座位位置	好位置,视野好	75	31.3%
	位置一般,视野一般	165	68.7%
	差位置,视野差	0	0
顾客类别	游客	79	32.9%
	居民	161	67.1%
民族	汉族	175	72.9%
	少数民族	65	27.1%

续前表

项目	分类	人数	百分比
性别	男性	109	45.4%
	女性	131	54.6%
年龄	18岁以下	3	1.3%
	18~24岁	42	17.5%
	25~34岁	60	25.0%
	35~44岁	53	22.1%
	45~54岁	63	26.3%
	55~64岁	17	7.1%
	65岁及以上	2	0.8%
教育程度	高中及以下	5	2.1%
	大学专科	19	7.9%
	大学本科	111	46.3%
	硕士及以上	105	43.8%
月收入	无收入	38	15.8%
	3 000元及以下	11	4.6%
	3 001~5 000元	42	17.5%
	5 001~8 000元	81	33.8%
	8 001~10 000元	33	13.8%
	10 001~20 000元	24	10.0%
	2万元以上	11	4.6%

注：N=240人。

(三) 统计分析方法

研究模型较复杂，共包括9个构念，其中互动环境（包括互动布置、互动气氛、社交环境3个一阶

构念）与共创体验（包括认知体验、享乐体验、社交体验3个一阶构念）为二阶构念（见图1）。偏最小二乘结构方程模型（PLS-SEM）在处理复杂的结构模型时独具优势<sup>[42](15)</sup>。因此，笔者运用SmartPLS v. 3.2.7软件进行数据分析。在研究模型中，某个变量最多被2个箭头所指到（见图1）。在 $\alpha = 0.05$ 的显著性水平下，要检验出最小0.10的 $R^2$ 值，最小样本量为110个<sup>[42](21)</sup>。本文的有效样本量为240个，满足要求。

四、数据分析

(一) 外模型

1. 信度检验。

如表1所示，有4个问项的因子载荷小于0.7，但均大于0.6，且删除这些问项并未明显增加CR值与AVE值，因此这4个问项均保留<sup>[42](104)</sup>；其余所有问项的因子载荷均大于0.7的限制性水平；各构念的组成信度（CR值）均大于0.7的限制性水平<sup>[42](102)</sup>。这表明量表有良好的信度。

2. 效度检验。

第一，收敛效度。各构念的平均变异萃取值（AVE值）均大于0.5的限制性水平<sup>[42](103)</sup>，这表明量表有良好的收敛效度（见表1）。

第二，区别效度。每个构念的AVE的平方根值均大于它与其他构念的相关系数<sup>[42](107)</sup>，这表明量表有良好的区别效度，如表3所示。

表3 区别效度检验

构念	互动环境	自我效能感	顾客参与价值共创	共创体验	酒店品牌资产
互动环境	<b>0.740</b>				
自我效能感	0.400	<b>0.861</b>			
顾客参与价值共创	0.369	0.660	<b>0.868</b>		
共创体验	0.684	0.504	0.535	<b>0.795</b>	
酒店品牌资产	0.613	0.439	0.436	0.709	<b>0.776</b>

注：对角线上的粗体数值为各构念的AVE的平方根值，其他数值为构念之间的相关系数。

3. 数据同源偏差检验。

笔者使用以下方法进行同源偏差检验<sup>[43-45]</sup>。

第一，为避免由同一位调查对象填写问卷造成的数据同源偏差问题，设置了3道判别性的反向测项。例如，在测量顾客参与价值共创时，加入了一个反向测项“虽然受到邀请，但是我不不好意思参与演艺互动”，通过这些判别性的反向测项来排除那些回答明

显自相矛盾的样本。

第二，两种定量检验方法。第一种方法是Harman的单因子检验法，即对全部构念的测项进行探索性因子分析，如果未旋转之前的第一个因子方差解释率超过50%，则表明同源偏差较大。采用SPSS 18.0计算的结果表明，第一个因子的方差解释率为41.807%，小于50%，说明数据的同源偏差

在可接受的范围之内。第二种方法是检验构念之间的相关系数，如果构念之间的相关系数大于 0.9，表明同源偏差较大。由表 3 可知，构念之间相关系数的最大者为 0.709，小于 0.9，表明测量数据是可靠的。

以上表明本研究的数据同源偏差问题不严重。

4. 多重共线性检验。

笔者通过以下两个步骤检验多重共线性<sup>[42](170)</sup>。第一步，使用方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 进行多重共线性检验，如果 VIF 大于 5，表明多重共线性问题较严重。数据分析结果显示，构念之间的 VIF 最大者为 3.841，小于 5，表明变量间的多重共线性不严重。第二步，采用 Bootstrapping

抽样 5 000 次，发现所有问项的外部权重 (Outer Weights) 均在  $\alpha = 0.05$  的显著性水平上显著。以上两个步骤表明，变量间的多重共线性不严重，所有问项均保留<sup>[42](131)</sup>。

最后，PLS-SEM 无需检验模型的拟合优度<sup>[42](185)</sup>。

(二) 内模型

1. 路径分析与假设检验。

笔者采用 Bootstrapping 抽样 5 000 次<sup>[42](132)</sup>，得到结构模型的路径分析结果，如表 4 所示。

2. 中介效应检验。

为了检验 H1 至 H3，笔者使用 Sobel 检验、Aroian 检验和 Goodman 检验进行中介效应检验，结果如表 5 所示。

表 4 结构模型路径系数的显著性检验

结构模型路径	路径系数	t 值	p 值	显著性
互动环境→顾客参与价值共创	0.377	6.247	0.000	显著
顾客参与价值共创→共创体验	0.540	9.147	0.000	显著
顾客参与价值共创→酒店品牌资产	0.083	1.350	0.178	不显著
共创体验→酒店品牌资产	0.662	11.403	0.000	显著

注：Bootstrapping 抽样 5 000 次，检验类型为双尾检验，显著性水平  $\alpha = 0.05$ 。

表 5 中介效应检验

中介效应	构念关系	路径系数 t 值	Sobel 检验 z 值	Aroian 检验 z 值	Goodman 检验 z 值
HDHJ→CYGC→GCTY	HDHJ→CYGC	6.247	5.159***	5.138***	5.180***
	CYGC→GCTY	9.147			
HDHJ→CYGC→PPZC	HDHJ→CYGC	6.247	1.320	1.304	1.336
	CYGC→PPZC	1.350			
CYGC→GCTY→PPZC	CYGC→GCTY	9.147	7.135***	7.118***	7.152***
	GCTY→PPZC	11.403			

注：HDHJ 代表互动环境；CYGC 代表顾客参与价值共创；GCTY 代表共创体验；PPZC 代表酒店品牌资产。\*表示  $\alpha < 0.05$ ；\*\*表示  $\alpha < 0.01$ ；\*\*\*表示  $\alpha < 0.001$ 。

由表 5 可知，顾客参与价值共创对互动环境与共创体验之间的影响关系起中介作用，H1 得到支持；顾客参与价值共创对互动环境与酒店品牌资产之间关系的中介作用不显著，H2 没有得到支持；顾客参与价值共创对共创体验与酒店品牌资产之间的影响关系起中介作用，H4 得到支持。

3. 调节效应检验。

笔者使用两阶段计算方法检验调节效应<sup>[42](263)</sup>，运用 SmartPLS v. 3.2.7 软件，使用以均值为中心产

生乘积项的方法，生成以互动环境为自变量，以顾客参与价值共创为因变量，以自我效能感为调节变量的调节效应变量。笔者构建以互动环境、自我效能感和调节效应变量为自变量，以顾客参与价值共创为因变量的结构模型。进行如前文所述的外模型评估，发现：信度与效度良好；数据同源偏差与变量之间的多重共线性问题不严重。笔者采用 Bootstrapping 抽样 5 000 次<sup>[42](132)</sup>，得到调节效应检验结果，如表 6 所示。



表6 调节效应检验

结构模型路径	路径系数	t 值	p 值	显著性
互动环境→顾客参与价值共创	0.123	2.130	0.034	显著
自我效能感→顾客参与价值共创	0.608	12.569	0.000	显著
调节效应变量→顾客参与价值共创	0.081	2.229	0.027	显著

注：Bootstrapping 抽样 5 000 次，检验类型为双尾检验，显著性水平  $\alpha = 0.05$ 。

如表 6 所示，自我效能感除了直接影响顾客参与价值共创之外，还在互动环境对顾客参与价值共创的影响关系中起正向调节作用，H3 得到支持。

4. 总效应检验。

笔者采用 Bootstrapping 抽样 5 000 次<sup>[42](132)</sup>，得到总效应检验结果，如表 7 所示。

表7 总效应检验

结构模型路径	总效应	t 值	p 值	显著性
互动环境→酒店品牌资产	0.167	3.361	0.001	显著
顾客参与价值共创→酒店品牌资产	0.441	6.256	0.000	显著
共创体验→酒店品牌资产	0.666	11.143	0.000	显著

注：Bootstrapping 抽样 5 000 次，检验类型为双尾检验，显著性水平  $\alpha = 0.05$ 。总效应 = 直接效应 + 间接效应。

由表 7 可知，共创体验对酒店品牌资产的总效应最强，其次为顾客参与价值共创，总效应最弱的是互动环境。

5. 解释力检验。

当研究市场营销问题时，R 值为 0.75、0.50 和 0.25，分别表示强、中和弱的解释力<sup>[42](175)</sup>。在本文构建的结构模型中，顾客参与价值共创的 R 值为 0.446，顾客体验价值的 R 值为 0.568，酒店品牌资产的 R 值为 0.469，这表明模型的解释力较强。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

在服务日趋同质化的竞争环境中，与顾客共创个性化体验在服务型企业提升品牌资产的过程中发挥着越来越大的作用。本研究基于社会认知理论与价值共创的理论研究，采用问卷调查法收集数据，运用偏最小二乘结构方程模型分析数据，实证检验了顾客参与价值共创及共创体验在互动环境对品牌资产的影响关系中的中介作用，以及自我效能感在互动环境对顾客参与价值共创的影响关系中的调节作用，获得以下研究结论。

第一，在互动频繁的服务消费情境下，存在“互动环境→顾客参与价值共创→共创体验→品牌资

产”的链式中介影响路径。中介效应检验结果表明，顾客参与价值共创在互动环境对共创体验的影响关系中起中介作用；共创体验在顾客参与价值共创对酒店品牌资产的影响关系中起中介作用。研究结果在互动环境和共创体验及品牌资产之间建立了桥梁。此外，结构模型路径系数的显著性检验与中介效应检验结果表明：顾客参与价值共创本身并不能直接提升品牌资产；只有当顾客参与价值共创，并由此形成独特与难忘的共创体验之后，品牌资产才能得以提升。本研究提出的链式中介影响路径表明服务型企业在互动频繁的服务消费情境下可以依次按照如下四个步骤来提升品牌资产、打造强势服务品牌：首先，从互动布置、互动气氛和社交环境等方面努力营造友好的互动环境。其次，在服务过程中，积极与顾客互动，与顾客共创价值。再次，通过价值共创活动，使顾客形成独特与难忘的认知体验、情感体验和社交体验等共创体验。最后，提升品牌知名度、提升感知质量、形成差异化的品牌形象，形成强烈的品牌忠诚度，从而最终提升品牌资产。

第二，顾客自我效能感能够增强互动环境对顾客参与价值共创的积极影响。调节效应检验结果表明，顾客自我效能感除了能够直接驱动顾客参与价值共创之外，还能够增强互动环境对顾客参与价值共

创的积极影响。研究结果证实了互动环境与顾客自我效能感对顾客参与价值共创行为的交互作用。在社会认知理论的基础上,本研究进一步表明,虽然个体认知受到环境因素的影响,但是在相似的环境下,不同心理特征的个体却会有不同的行为反应结果。

## (二) 管理启示

我们从上述研究结论不难得到服务型企业在互动情境下提升品牌资产的几点管理启示。

第一,从互动布置、互动气氛和社交环境等方面进一步优化互动环境,让顾客更愿意参与价值共创,进而提升共创体验。首先是优化互动布置。提供便利、宽敞和干净的互动空间,使员工能够很容易地邀请顾客,顾客也能够很方便地参与价值共创活动。为顾客提供观看价值共创活动的舒适视野,使顾客沉浸其中,激发顾客亲身参与价值共创的欲望。其次是营造活跃的互动气氛。通过灯光、音乐和香味等的搭配营造愉悦的互动气氛,使顾客身心愉悦,从而更愿意参与价值共创活动。在价值共创活动过程中,建议员工不断鼓励所有顾客都活跃起来,共同营造热情、欢乐的氛围,带动大家一起参与。最后是打造友善的社交环境。建议员工热情、真诚和友善地邀请顾客进行价值共创,尽量让所有顾客都有机会参与不同形式、不同难易程度的互动活动。值得注意的是:由于地域与民族文化的差异,一些价值共创活动并不适合每一位顾客。在顾客明显不太愿意的情况下,建议员工不要强行邀请顾客进行互动。建议员工在与顾客进行价值共创时,不要一味地指挥顾客,简单地引导即可,让顾客自由发挥自己的创意与想象力。此外,建议企业聘请数量足够、专业能力强的服务人员,一些价值共创活动需要较强的专业技能,很多顾客并不喜欢与看起来比较业余的员工进行互动。通过以上互动环境的优化促使更多的顾客参与价值共创活动,进而提升共创体验。

第二,激发顾客自我效能感,让顾客相信自己能够应对各种挑战,从而更加愿意参与价值共创。虽然顾客的长期自我效能感已经形成,但是其短期自我效能感却能够在一定程度上进行操控。首先,在有一定难度的价值共创活动开始之前,建议员工带领所有顾客共同完成一些比较简单的热身活动进行暖场,如模仿一些简单的动作、学习一些简单的小技巧等。小

的成功能够激发顾客自我效能感<sup>[46]</sup>,让顾客相信自己能够自如地应对各种挑战,从而更积极地参与随后丰富的价值共创活动。其次,在与顾客共创价值的过程中,建议员工持续给予顾客注视、微笑、认可、赞许和表扬等积极反馈,以提高顾客自我效能感<sup>[47]</sup>;确保顾客能够成功地完成价值共创活动,因为成功的互动能够起到示范效应,提高那些还没有参与互动活动的顾客自我效能感<sup>[14]</sup>;同时在顾客完成价值共创活动之后,建议给予顾客真诚的赞美,并赠送一些小礼物作为奖励,让顾客更有成就感,进而形成更好的共创体验。最后,有一些顾客在人多时容易紧张,天生不喜欢当众表现自己,建议企业设法激发顾客的表现欲。例如,在合适的情境下,提供免费的啤酒,酒能助兴,能提高顾客的表现欲<sup>[48]</sup>,在同样的互动环境下能够激发顾客更强的自我效能感,使其更愿意参与价值共创。通过以上方式激发顾客自我效能感,从而进一步增强互动环境对顾客参与价值共创的积极促进作用。

第三,想方设法与顾客共创个性化体验,最终提升品牌资产。首先,建议企业不要再自主主导价值共创活动,而应该与顾客共创个性化体验。仅仅让顾客参与精心设计好的互动活动并不算是真正的价值共创<sup>[49](105)</sup>。如果仅仅让顾客配合或者是跟随员工进行互动活动,那么顾客较难形成个性化的共创体验,因为这些互动活动对每一位顾客都是一样的。在价值共创活动中,建议企业充分发挥顾客的主观能动性,而企业提供优质资源,配合顾客完成价值共创活动。其次,除了员工与顾客的价值共创之外,企业也应该鼓励顾客与顾客之间的价值共创,促进顾客之间的相互理解与社会认同,提升顾客的社会形象与地位。最后,建议企业通过与顾客共创个性化体验来提高品牌知名度和服务/产品的感知价值、形成差异化的品牌形象、形成强烈的品牌忠诚度,进而最终提升品牌资产。在价值共创活动中,很多顾客喜欢自拍并在社交媒体上即时分享。建议企业在价值共创活动中特意为顾客留出额外的时间,为顾客提供即时记录与分享的机会,让顾客有时间使用微信、抖音短视频和大众点评等社交媒体在现场记录并分享个性化的经历与体验,免费帮助企业传播正面口碑,为企业进一步改善服务质量出谋划策,刺激更多的顾客下次再来消费。通过以上方式在互动活动中与顾客共

同创造个性化体验,最终提升品牌资产,打造强势服务品牌。

### (三) 研究展望

第一,环境对顾客参与价值共创的正向影响关系并非对所有顾客都是可持续的<sup>[3]</sup>。本研究证实了顾客自我效能感在互动环境对顾客参与价值共创的影响关系中的调节作用。未来的研究可继续探索其他解释力较强的个体差异变量对两者关系的调节作用,如顾客的先验知识<sup>[50]</sup>、顾客经验<sup>[36]</sup>和顾客的表现欲<sup>[51]</sup>等。

第二,本研究证实了顾客参与价值共创在互动环境对共创体验的影响关系中的中介作用,但是并没有

对顾客参与价值共创行为的维度进行细分。未来的研究可在其他情境下继续探索顾客参与价值共创行为的不同维度,如信息搜寻、信息分享、负责行为、人际互动等<sup>[34]</sup>对两者关系的不同中介作用。

第三,本研究证实了共创体验在顾客参与价值共创对品牌资产的影响关系中的中介作用,但是本文并没有对品牌资产的维度进行细分。未来的研究可继续探索顾客参与价值共创对不同维度的共创体验(认知体验、情感体验和社交体验等)<sup>[7]</sup>以及不同维度的品牌资产(品牌知名度、感知质量、品牌形象和品牌忠诚度等)<sup>[52]</sup>的影响的强弱、方向和路径等。

## 参考文献

- [1] Morgan M, Elbe J, Curiel J D E. Has the Experience Economy Arrived? The Views of Destination Managers in Three Visitor-Dependent Areas [J]. *International Journal of Tourism Research*, 2009, 11 (2): 201-216.
- [2] Zhang C X, Fong L H N, Li S N. Co-creation Experience and Place Attachment: Festival Evaluation [J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2019, 81 (8): 193-204.
- [3] Zhao Y, Chen Y, Zhou R, et al. Factors Influencing Customers' Willingness to Participate in Virtual Brand Community's Value Co-Creation: The Moderating Effect of Customer Involvement [J]. *Online Information Review*, 2019, 43 (3): 440-461.
- [4] Shamim A, Ghazali Z. Customer Participation in Value Co-creation: Can It Develop Corporate Brand Experience? [J]. *Advanced Science Letters*, 2015, 21 (5): 1197-1201.
- [5] 孙永波, 丁沂昕, 王勇. 价值共创互动行为对品牌权益的作用研究 [J]. *外国经济与管理*, 2018 (4): 125-139.
- [6] Im J, Qu H. Drivers and Resources of Customer Co-creation: A Scenario-based Case in the Restaurant Industry [J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2017, 64 (7): 31-40.
- [7] Verleye K. The Co-creation Experience from the Customer Perspective: Its Measurement and Determinants [J]. *Journal of Service Management*, 2015, 26 (2): 321-342.
- [8] Choi H, Kandampully J. The Effect of Atmosphere on Customer Engagement in Upscale Hotels: An Application of S-O-R Paradigm [J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2019, 77 (1): 40-50.
- [9] Kim H, Lennon S J. E-Atmosphere, Emotional, Cognitive, and Behavioral Responses [J]. *Journal of Fashion Marketing and Management: An International Journal*, 2010, 14 (3): 412-428.
- [10] Zaborek P, Mazur J. Exploring Links Between Engaging Customers in Value Co-creation and Product Innovativeness [J]. *International Journal of Management and Economics*, 2017, 53 (3): 82-106.
- [11] 袁婷, 齐二石. 价值共创活动对顾客价值的影响研究——基于顾客体验的中介作用 [J]. *财经问题研究*, 2015 (6): 100-110.
- [12] Zwass, Vladimir. Co-creation: Toward a Taxonomy and an Integrated Research Perspective [J]. *International Journal of Electronic Commerce*, 2010, 15 (1): 11-48.
- [13] 李朝辉. 虚拟品牌社区环境下顾客参与价值共创对品牌体验的影响 [J]. *财经论丛*, 2014 (7): 75-81.
- [14] Bandura A. *Social Foundations of Thought and Action: A Social Cognitive Theory* [M]. New York: Pearson Education, 1986.
- [15] 周军杰. 虚拟社区内不同群体的知识贡献行为: 一项对比研究 [J]. *管理评论*, 2015 (2): 55-66, 110.
- [16] Bandura A. Temporal Dynamics and Decomposition of Reciprocal Determinism: A Reply to Phillips and Orton [J]. *Psychological Review*, 1983, 90: 166-170.
- [17] 高天茹, 贺爱忠. 职场排斥对员工知识隐藏行为的影响机理研究: 一个被调节的链式中介模型 [J]. *南开管理评论*, 2019 (3): 15-27.
- [18] Chen K, Yen D C. Improving the Quality of Online Presence through Interactivity [J]. *Information Management*, 2005, 42 (1): 217-226.
- [19] Chae H, Ko E. Customer Social Participation in the Social Networking Services and Its Impact upon the Customer Equity of Global Fashion Brands

- [J]. *Journal of Business Research*, 2016, 69 (9): 3804-3812.
- [20] 李朝辉, 金永生, 卜庆娟. 顾客参与虚拟品牌社区价值共创对品牌资产影响研究——品牌体验的中介作用 [J]. *营销科学学报*, 2014 (4): 109-124.
- [21] Ballantyne D, Varey R J. Creating Value-in-Use Through Marketing Interaction: The Exchange Logic of Relating, Communicating and Knowing [J]. *Marketing Theory*, 2006, 6 (3): 335-348.
- [22] Keller K L. 战略品牌管理 [M]. 第4版, 吴水龙, 何云, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2014.
- [23] McKee D, Simmers C S, Licata J. Customer Self-efficacy and Response to Service [J]. *Journal of Service Research*, 2006, 8 (3): 207-220.
- [24] Wang Y S, Yeh C H, Liao Y W. What Drives Purchase Intention in the Context of Online Content Services? The Moderating Role of Ethical Self-Efficacy for Online Piracy [J]. *International Journal of Information Management*, 2013, 33 (1): 199-208.
- [25] Sheng M L, Teo T S H. Product Attributes and Brand Equity in the Mobile Domain: The Mediating Role of Customer Experience [J]. *International Journal of Information Management*, 2012, 32 (2): 139-146.
- [26] Kumar R S, Dash S, Malhotra N K. The Impact of Marketing Activities on Service Brand Equity: The Mediating Role of Evoked Experience [J]. *European Journal of Marketing*, 2018, 52 (3/4): 596-618.
- [27] Lin Y H. Innovative Brand Experience's Influence on Brand Equity and Brand Satisfaction [J]. *Journal of Business Research*, 2015, 68 (11): 2254-2259.
- [28] 李启庚, 余明阳. 品牌体验价值对品牌资产影响的过程机理 [J]. *系统管理学报*, 2011 (6): 744-751.
- [29] Biedenbach G, Marell A. The Impact of Customer Experience on Brand Equity in a Business-to-Business Services Setting [J]. *Journal of Brand Management*, 2010, 17 (6): 446-458.
- [30] Vargo S L, Lusch R F. Service-dominant Logic: Continuing the Evolution [J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2008, 36 (1): 1-10.
- [31] Zhang J, Jiang Y, Shabbir R, et al. Building Industrial Brand Equity by Leveraging Firm Capabilities and Co-creating Value with Customers [J]. *Industrial Marketing Management*, 2015, 51 (11): 47-58.
- [32] Song H, Cheung C. Factors Affecting Tourist Satisfaction with Theatrical Performances: A Case Study of the Romance of the Song Dynasty in Hangzhou, China [J]. *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 2010, 27 (7): 708-722.
- [33] Chen G, Gully S M, Eden D. Validation of a New General Self-efficacy Scale [J]. *Organizational Research Methods*, 2001, 4 (1): 62-83.
- [34] Yi Y, Gong T. Customer Value Co-creation Behavior: Scale Development and Validation [J]. *Journal of Business Research*, 2013, 66 (9): 1279-1284.
- [35] Alnawas I, Hemsley-Brown J. The Differential Effect of Cognitive and Emotional Elements of Experience Quality on the Customer-Service Provider's Relationship [J]. *International Journal of Retail & Distribution Management*, 2018, 46 (2): 125-147.
- [36] González-Mansilla Ó, Berenguer-Contró G, Serra-Cantallops A. The Impact of Value Co-Creation on Hotel Brand Equity and Customer Satisfaction [J]. *Tourism Management*, 2019, 75 (12): 51-65.
- [37] Lu A C C, Cursoy D, Lu C Y. Authenticity Perceptions, Brand Equity and Brand Choice Intention: The Case of Ethnic Restaurants [J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2015, 50 (9): 36-45.
- [38] Morosan C, DeFranco A. Co-Creating Value in Hotels Using Mobile Devices: A Conceptual Model with Empirical Validation [J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2016, 52 (1): 131-142.
- [39] Tu Y J, Neuhofer B, Viglia G. When Co-creation Pays. Stimulating Engagement to Increase Revenues [J]. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 2018, 30 (4): 2093-2111.
- [40] Malhotra N K. 市场营销研究: 应用导向 [M]. 第5版, 涂平, 译. 北京: 电子工业出版社, 2009.
- [41] Sarmah B, Kamboj S, Rahman Z. Co-Creation in Hotel Service Innovation Using Smart Phone Apps: An Empirical Study [J]. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 2017, 29 (10): 2647-2667.
- [42] Hair Jr J F, Hult G T M, Ringle C, et al. A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) [M]. Los Angeles: Sage Publications, 2014.
- [43] 黄敏学, 廖俊云, 周南. 社区体验能提升消费者的品牌忠诚吗——不同体验成分的作用与影响机制研究 [J]. *南开管理评论*, 2015 (3): 151-160.
- [44] 杨一翁, 孙国辉, 陶晓波. 公司品牌对品牌资产的影响机制——内、外部利益相关者视角 [J]. *中央财经大学学报*, 2017 (10): 95-105.
- [45] 杨一翁, 孙国辉, 陶晓波. 国家目的地形象和出境旅游意向 [J]. *经济管理*, 2017 (4): 143-158.
- [46] Achterkamp R, Hermens H J, Vollenbroek-Hutten M M R. The Influence of Success Experience on Self-Efficacy When Providing Feedback through Technology [J]. *Computers in Human Behavior*, 2015, 52 (11): 419-423.

- [47] 李永智, 薛予阳. 培养和激发自我效能感在体操教学中的实验研究 [J]. 西安体育学院学报, 2002 (3): 104-105.
- [48] Baltieri D A, de Andrade A G. Alcohol and Drug Consumption among Sexual Offenders [J]. Forensic Science International, 2008, 175 (1): 31-35.
- [49] Prahalad C K, Ramaswamy V. 自由竞争的未来: 从用户参与价值共创到企业核心竞争力的跃迁 [M]. 于梦瑄, 译. 北京: 机械工业出版社, 2018.
- [50] Song H, Van Phan B, Kim J-H. The Congruity between Social Factors and Theme of Ethnic Restaurant: Its Impact on Customer's Perceived Authenticity and Behavioural Intentions [J]. Journal of Hospitality and Tourism Management, 2019, 40 (9): 11-20.
- [51] Hollenbaugh E E, Ferris A L. Facebook Self-disclosure: Examining the Role of Traits, Social Cohesion, and Motives [J]. Computers in Human Behavior, 2014, 30 (1): 50-58.
- [52] Jamilena D M F, Peña A I P, Molina M Á R. The Effect of Value-creation on Consumer-based Destination Brand Equity [J]. Journal of Travel Research, 2017, 56 (8): 1011-1031.

(责任编辑: 邵 霖 张安平)

(上接第 80 页)

- [25] Liu Q, Shi K, Wu Z, Xu J. Oil Price Stabilization and Global Welfare [J]. Journal of Development Economy, 2014, 111: 246-260.
- [26] Bodenstein M, Erceg C J, Guerrieri L. Optimal Monetary Policy with Distinct Core and Headline Inflation Rates [J]. Journal of Monetary Economics, 2008, 55: S18-S33.
- [27] Devereux M B, Shi K, Xu J. Oil Currency and the Dollar Standard: A Simple Analytical Model of an International Trade Currency [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2010, 42 (4): 521-550.
- [28] Barnett W A, Wang C, Wang X, Wu L. What Inflation Measure Should a Currency Union Target? [J]. Journal of Macroeconomics, 2019, 59: 123-139.
- [29] Calvo G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12 (3): 383-398.
- [30] Galí J. Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and its Applications [M]. Princeton University Press, 2015.
- [31] Fujiwara I, Wang J. Optimal Monetary Policy in Open Economies Revisited [J]. Journal of International Economics, 2017, 108 (C): 300-314.
- [32] Corsetti G, Dedola L, Leduc S. Optimal Monetary Policy in Open Economies [M]//Friedman B M, Woodford M. Handbook of Monetary Economics. Elsevier, Philadelphia, PA, 2011, 3: 861-934.
- [33] Taylor J B. Discretion versus Policy Rules in Practice [J]. Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 1993, 39: 159-214.
- [34] 杨中东. 对我国制造业的能源替代关系研究 [J]. 当代经济科学, 2007 (3): 1-6, 123.
- [35] 鲁成军, 周端明. 中国工业部门的能源替代研究——基于对 ALLEN 替代弹性模型的修正 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008 (5): 30-42.
- [36] Özatalay S, Grubaugh S, Long T V. Energy Substitution and National Energy Policy [J]. The American Economic Review, 1979, 69 (2): 369-371.
- [37] Klenow P J, Malin B A. Microeconomic Evidence on Price-Setting [M]//Friedman B M, Woodford M. Handbook of Monetary Economics, 2010, 3 (6): 231-284.
- [38] Schmitt-Grohe S, Uribe M. Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2004, 28 (4): 755-775.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

# 重大疫情防控的应急体系建设： 兼论国外实践的分析与启示

## Developing Emergency Management Capacity for Epidemic Control: Implications from the Response Efforts of Foreign Countries

李宇环 向天怡 王红梅

LI Yu-huan XIANG Tian-yi WANG Hong-mei

**[摘要]** 新型冠状病毒肺炎疫情爆发以来，我国的应急管理体系和能力受到极大考验。面对越来越复杂、不确定的非常规突发事件，从危机中学习并进行制度化建设是重要的应对之道。本文首先梳理此次疫情应对中暴露的体制机制问题，从疾控专家缺位、医疗储备不足、监测预警失灵及社会组织协同不够等方面进行论述，并对比借鉴国外的实践做法，从公共卫生服务体系、国家战略物资储备制度、疾病报送平台与预警机制和社会治理能力建设四个方面提供改进建议，以期为我国重大疫情防控能力提供启示。

**[关键词]** 疫情防控 突发公共卫生事件 国际经验

**[中图分类号]** R181.8 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2020) 09-0120-09

**Abstract:** The outbreak of Covid-19 has greatly challenged the capacity of China's national emergency management system. This study identifies and analyzes major problems of the Covid-19 emergency response, including the failure to involve public health experts in initial situation awareness, the shortage of medical supplies, the ineffective epidemic surveillance, and insufficient coordination among social organizations. After reviewing the response practices of other countries, we offer recommendations on how to address the problems mentioned above. Recommendations focus on improving China's public health system and the strategic national stockpile system, shaping disease surveillance mechanisms, and fine-tuning social governance configurations.

**Key words:** Epidemic control Public health emergency management incidents International experience

**[收稿日期]** 2020-02-26

**[作者简介]** 李宇环，女，1985年12月生，中央财经大学政府管理学院副教授，清华大学中国应急管理研究基地兼职研究人员，研究方向为风险治理、危机管理；向天怡，女，1992年6月生，美国亚利桑那州立大学国土安全与应急管理研究中心博士研究生，研究方向为应急管理；王红梅，女，1977年11月生，中央财经大学政府管理学院教授，博士生导师，研究方向为政府规制、政府绩效管理。

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“大数据时代重大公共政策社会稳定风险评估：理论模型与实证检验”（项目编号：71804207）；中央财经大学“青年英才”培育支持计划（项目编号：QYP1903）；2019年中央财经大学一流学科建设项目“新时代公共部门战略与绩效管理理论创新研究”。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

新型冠状病毒肺炎疫情（以下简称“新冠肺炎疫情”）在全球的蔓延很大程度上考验着各国的应急管理制度与应急管理能力。从全球范围来看，中国的抗疫举措无疑极大地体现了举国体制的优势以及强大的动员能力，但同时也应看到举全国之力所带来的巨大成本及代价。在非常规突发事件日益频发的风险社会，从危机中学习并谋划应对复杂性、衍生性危机的体制机制将成为难以回避的问题。新冠肺炎疫情爆发以来，流行病学、生物学、经济学、管理学等领域的专家学者都积极建言献策，为疫情防控提供了不同视角的专业智慧。本文主要从应急管理视角进行回应，不寄望提出系统全面的制度改革框架，而是以此次疫情中引起普遍关注和热议的关键问题为切入点，综合借鉴东亚国家抗疫的经验，为我国重大疫情防控的应急体系建设提供启示。

新冠肺炎疫情爆发后，政府决策面临前所未有的挑战，有学者认为这比“黑天鹅”事件的应对更具困难，属于“深度不确定条件下的决策”，即具备不可预见、小概率、影响超大三个特征。<sup>[1]</sup> 新冠疫情的发展过程显然体现了深度不确定条件下的决策特征。从最初对病毒危害性的判断，到是否全面封城的决策，再到何时复工复产的考虑，都没有任何可以借鉴的经验。这与常态环境以及一般不确定环境下的决策有着本质的差异。因而进一步的问题就是与深度不确定的决策情景相对应的应急体系如何设计的问题。相关文献在这一问题上已形成一些共识，如信息收集<sup>[2][3]</sup>、组织动员<sup>[4]</sup>、监测评估<sup>[5]</sup>、快速适应<sup>[6]</sup>等成为回答这一问题的高频关键词。在这些共识的基础上本文将从两个视角展开论证：一是梳理国内抗击新冠肺炎疫情所显现的关键问题，以此总结重大疫情防控的公共卫生应急体系的短板；二是比较国外抗击疫情的实践，选取抗疫有力的国家进行经验分析，以此为我国应急体系的建设提供有价值的启示。对于第一个视角的论证是基于较明确的问题导向，第二个视角的论证则重点从各国落实抗疫政策的制度安排与执法能力等方面进行分析，正如弗朗西斯·福山（Francis Fukuyam）在爆发疫情后撰文指出，不同国家的不同抗疫模式，不能简单地归结为“民主”和“威权”政体的二分法，而应对危机的“国家能力”可能是更重要的考量要素。<sup>[7]</sup> 因此，观察制度差异背后的应急体系与能力建设是本文的核心基础。

基于以上分析，本研究将重点聚集以下三个问

题：一是分析我国新冠疫情应对不力的情况以及由此反映的应急体系建设的问题；二是介绍抗疫成效显著的东亚国家的应对举措，探究在重大紧急事件下这些举措的制度基础；三是基于我国存在的问题以及国外经验的借鉴，提出包括体制建设和机制设计的重大疫情防控应急体系构建的思路。

## 二、新冠肺炎疫情应对中存在的 key 问题

新冠肺炎疫情发生以来，自中央到地方都采取了最严格、最全面的防控举措，举全国之力实现了稳定局势、扭转局面的目标。但疫情过后我们更需要放眼长远，总结经验教训，加快补齐公共卫生应急体系的短板和弱项，为应对非常规不确定性危机事件做好充分的应急准备和保障。本部分主要梳理此次疫情应对中存在的 key 问题，以为提供改进建议明确基本方向。

### （一）疾控体系的地位与权能低下

新冠肺炎疫情爆发初期，国家疾病预防控制中心（以下简称“疾控中心”）因未能及时、准确地披露疫情信息，却又屡发疫情相关的期刊论文而饱受争议，一时间疾控部门被推到了舆论的风口浪尖。由于普遍存在的重“医治”而轻“预防”的理念，疾控中心在日常情况下很少受到关注。2002年我国才初步构建起现代化的疾控体系。2003年 SARS 疫情之后，我国公共卫生防疫体系的建设受到前所未有的重视。到2007年，国内各级疾控中心已有3 585个，全职人员共近20万人，几乎每个地级市和县都建立了卫生监督机构。事实证明，这一体系在应对2013年新型 H7N9 流感病毒时的确发挥了积极作用，并被世界卫生组织评价为“堪称典范的应对”<sup>[8]</sup>。值得思考的是，为何此次遭遇疫情时我们看到的多是对疾控中心的负面报道？问题的根本需要回到我国公共卫生服务体系的建设和上来。

公共卫生服务体系是2009年“新医改”中提出的四大体系之一，它的核心是完善重大疾病防控体系和突发公共卫生事件应急机制。然而，在2019年12月31日国家卫健委第一批专家组到武汉后，并没有流行病学或公共卫生学专家发声<sup>[9]</sup>。这或许可以部分解释新冠肺炎确诊标准为何在一开始定得过于严苛，造成很多病患没有被统计上报。在专业性危机救援事件中充分发挥专家作用，找出问题发生发展的规律是科学决策的基础。然而，自我国以市场化为导向的医疗体制改革以来，疾控机构这类没有直接经济效益的防御性部门被逐渐边缘化，相比之下医疗部门获得了更多的话语权。尽管 SARS 疫情之后国家投入了

大量人力物力建设公共卫生体系，包括建立了四级疾病预防控制中心和信息直报体系，然而从新医改之后的情况来看，疾控中心在资金、人员、权力等方面都处于日渐趋弱的地位。

首先，从中央财政“国家公共卫生专项任务经费”<sup>①</sup>来看，2017年此项预算拨款超过8.4亿元<sup>[10]</sup>，约54%用于重大传染病预防控制，到2019年该项预算拨款为4.5亿元<sup>[11]</sup>，同比下降接近48%。而2019年度公立综合医院预算资金则同比增长36.54%，超过50亿元<sup>[12]</sup>。这在一定程度上说明我们对疫病预防和控制方面的投入还有待加强。

其次，从疾控中心及人员数量来看，也呈现整体下降的趋势（见图1）。截至2019年年底，疾控中心的数量比SARS之后减少了130多个。2018年国务院机构改革后疾控中心按照参公事业单位进行管理，改革后有的地方甚至撤销了疾控中心。转成事业单位后的疾控中心行政权力被取消，随之行政事业性收费项目也被取消，财力较改革前大大紧缩，最后导致专业性人才流失严重。国家卫健委高级别专家组成员曾光曾提到“近三年来，仅国家疾控中心流失的中青年骨干共计有百人之多，有些地方疾控机构人才流失可能更严重”<sup>[13]</sup>。据统计，全国疾病预防控制机构人员数由2014年的19.24万人减少到2018年的18.78万人，是同期各类卫生人才队伍中唯一减少的专业人才队伍<sup>[14]</sup>。江苏省疾控中心在机构改革后对102家疾控中心进行调查后发现，只有16%的调查对象有财政补助，部分机构出现人员收入下降、人员流失、仪器更新和维护受到影响等问题<sup>[15]</sup>。

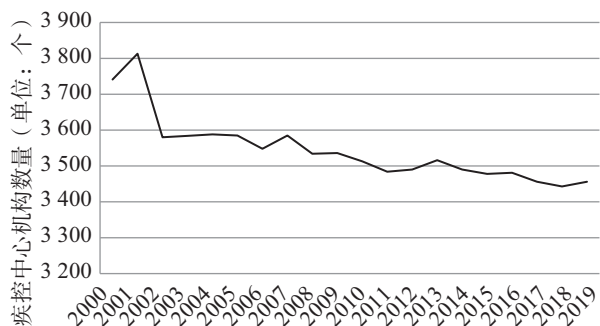


图1 2000—2019年全国疾控中心机构数量

数据来源：中国卫生健康委员会，《2019中国卫生健康统计年鉴》。其中2019年的数据只统计到该年度11月底。

## （二）医疗物资储备难以应对浪涌式需求

同SRAS疫情发生时情形相似，新冠肺炎疫情以

来，N95医用口罩、防护服、护目镜等基本医疗物资纷纷告急，各大医院纷纷向外发布物资援助请求，当社会各界募集到援助物资后却遇到了繁琐的运送手续，捐助物资终于运抵灾区后却又发现一些物资不符合医用标准。以上环环相扣的问题发生在疫情爆发的初期。物资紧缺问题绝不仅仅存在于疫情严重的湖北，河南、四川、湖南，甚至是北京的各大医院都发出过求助信息。2013年北京市朝阳区疾控中心对37家医疗机构应急物资储备情况的调查发现（仅以防护服为例），二、三级医院储备量范围在90~1000件，中位数为235件<sup>[16]</sup>。朝阳区GDP在北京排在前列，因此姑且假设北京16区都存储有区间最高值的防护服，那么全北京的防护服总量为1.6万件。而对比新冠肺炎疫情时湖北每天需要10万件防护服的数量来看<sup>[17]</sup>，现在的储备量远不能满足重大疫情时的浪涌式需求。由此反思，我们经历了2003年的SARS疫情、2008年的汶川地震和2009年的甲型H1N1流感，为何医疗物资储备体系在应对浪涌式需求时仍有相当大的差距？

从我国的物资储备管理制度来看，《中央级救灾储备物资管理办法》《突发事件应对法》对物资储备管理进行了原则性规定，但目前尚没有一部法律对国家物资储备管理体系进行统一规定。同样，我国的战略物资储备和调用也分散于不同的管理部门<sup>[18]</sup>，在发改委下组建的国家粮食和物资储备局，主要组织实施国家战略和应急物资的储备与管理，是相对综合性的物资储备体系；除此之外，还有民政部管理的救灾物资，国家防汛抗旱指挥部办公室管理的防汛物资，中储粮总公司管理的中央储备粮，工业和信息化部负责的医药储备以及军队的战备物资储备。多头管理造成了物资储存规划不合理、存放地点分散、存储成本高昂、统一调配乏力等一系列问题。因此，探索建立统一的国家战略物资储备体系，将医疗物资储备纳入统一管理，是解决这一问题的根本之策。

## （三）信息报送与预警信息发布不及时

疫情防控的应急管理决策必须建立在准确的信息基础之上。2004年，国家吸取SARS时期的经验教训迅速建设完成了“中国疾病预防控制信息系统”，实现了对我国法定传染病个案信息的实时、在线报告和监测，这套网络直报系统曾成功处置了H1N1、中东

① 国家公共卫生专项任务经费主要用于突发公共卫生事件应对、重大传染病预防控制、慢性病预防控制、公共卫生技术服务以及卫生健康教育和宣传五个方面。



呼吸综合征、埃博拉等一系列重特大传染病事件。然而，在新冠肺炎疫情监测中这套系统并未及时启用。同时，在国家卫健委派驻专家组到达武汉直到国务院将此次新冠病毒肺炎疫情按甲类管理的这段时间，网络舆情也没有向社会发出警示信号（如图2），多渠道的信息报送失灵使疫情防控错过了重要的时间点。“率先、准确、值得信赖”（Be First. Be Right. Be Credible）应该成为向公众和新闻媒体发布疫情信息的重要准则。<sup>[19]</sup>实际上，疾病信息的报送并非只用在启动紧急行动计划之后，只有平时持续动态的监测才能发现潜在的疫情信号，因此建立兼具常态化与非常态化的疾病报告与预警体系是关键之举。

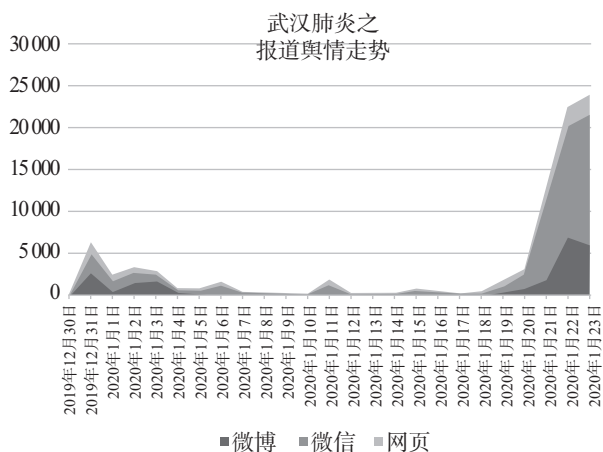


图2 新冠肺炎疫情爆发之初的舆情走势图

资料来源：腾讯新闻。武汉疫情瞒报之谜：来自爬虫和文本分析的证据，<https://new.qq.com/omn/20200127/20200127A06JBW00?ADTAG=LenovoPC>。

（四）社会力量参与不力与政社协作能力不足

汶川地震后，我国社会组织力量迅速发展，在许多大型突发事件的现场救援、款物募捐、物资发放等方面发挥了重要作用<sup>①</sup>，与此同时，我们也看到社会组织参与不力带来的负面影响。此次新冠肺炎疫情中，有的志愿者因缺乏防护知识在服务过程中被感染；有的慈善组织在千方百计采购物资运抵一线后，发现物资不合标准；还有一些公益组织引发了同业竞争，致使医疗物资涨价。每次灾害救援中频繁出现的这些问题引发我们进一步思考，该如何建立一种协作机制引导社会力量有序参与，发挥整体效用？社会组织协作机制既应包括社会组织间协作，也应包括社会组织与政府间的协作。

一方面，从社会组织间的协作关系来看，此次疫

情防控中出现了许多小范围的协作网络：有为本土公益组织链接外部资源提供机会和窗口的区域性枢纽平台（如湖北恩派公益），有依托基金会和研究机构的资源型协作网络（如抗击新冠肺炎疫情社会组织协作网络），还有成员多为一线的服务型组织联盟（如专业社工联盟、志愿者服务联盟以及特定人群服务联盟）。区域性枢纽平台往往自身能力和占有资源不足；资源型协作网络有较强的跨地域协作能力，但是需要有扎根基层的社区服务组织与之配合；服务型组织联盟对本组织覆盖片区的需求了解充分，服务专业性和针对性强，但是高昂的人力成本和管理成本影响着其生存和发展。在实际运行中，三种类型的社会组织由于缺乏行业内的协调机制和信息共享平台，难以实现优势互补和协作行动。理想的协作形态是一线社区组织扎根基层发现群众需求，服务型组织针对群众需求提供专业服务，再由基金会等支持型组织为前两类组织提供资源支持，以此形成一个前后承继的服务提供链条。然而在此次疫情中，我们并没有看到参与救援的社会组织间形成有序的协作链，因此出现了社会组织扎堆进行募资采购的现象。据一家社会公益组织对腾讯、阿里巴巴、支付宝三家公益互联网平台公开募捐项目的统计，在69家慈善组织上线的106个募捐项目中，其中提及将善款用于采购疫情防控物资的有97个项目，占比91.5%<sup>[20]</sup>，而对其他社会服务的需求却普遍缺乏关注，如公共卫生教育及弱势群体扶持等（如图3）。

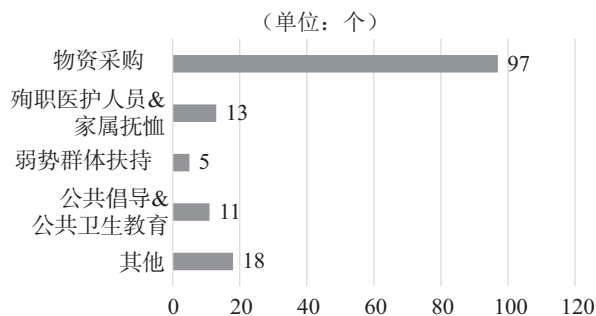


图3 2020新冠抗疫筹款项目计划覆盖支持的模块

注：图表中筹款项目覆盖支持服务可能有多项支持。

来源：方德瑞信公益筹款，《突发公共卫生事件中，如何合理开展筹款》，[https://mp.weixin.qq.com/s/W\\_hwcYx-psYFxbAXSnUA](https://mp.weixin.qq.com/s/W_hwcYx-psYFxbAXSnUA)。

另一方面，从社会组织与政府的协作关系来看，经历了汶川地震、雅安地震救援的历练后，社会组织与政府的协作能力得到了快速提升。2017年四川省

① 本文中的社会组织包括有政府背景的大型非营利性社会团体（如各级红十字会、慈善总会）、公益基金会、慈善组织、社会工作服务机构、专业服务机构、志愿服务组织以及临时自发成立的义工团队。

专门成立了省社会力量参与防灾减灾统筹中心，在信息沟通和资源统筹等方面发挥协调作用。然而，在此次疫情中政府并没有开设对接社会力量的窗口，仅指定五家官方慈善组织统一接收捐赠。政府与官方慈善组织的委托代理权责关系没有清晰界定，因此加剧了捐赠运转的低效率。除此之外，社会组织自身发展能力的有限性也是导致政协协同信任基础薄弱的原因之一<sup>[21]</sup>。

### 三、国外抗击疫情实践的分析借鉴

本部分的国外实践借鉴并非区分孰优孰劣或孰高孰低，只是对取得阶段性抗疫成效的国家举措进行介绍，以拓展危机学习的视野和范围，为重大疫情应急体系建设提供参考和借鉴。尽管新冠肺炎疫情在全球范围内还未完全结束，确诊人数和病死率仍处于动态变化中，但目前各国疫情的峰值基本度过，现阶段处于相对稳定发展状态，因此我们将截至日前的“病死率”（如表1）作为判断各国疫情治理效果的主要依据之一，同时结合各国的实际情况，可以大致判断各国“应急制度的完备性”和“应急治理能力的水平”。本文重点以分布于亚洲、美洲、欧洲的9个国家为例，病死率较低的新加坡、日本、韩国等国有较完备的应急制度，同时具备较高的应急治理能力，美国则由于政治因素的影响，尽管有较完备的制度体系，但出现了反应迟缓，协同效率低下的问题，而处于欧洲的英国、法国、意大利、西班牙等更是出现了医疗物资短缺，响应失控的状况。总体来看，这些发达国家和新兴国家基本建立了较完备的制度体系，但是贯彻落实制度的能力差异使得各国的疫情应对出现了完全不同的效果。我们选择应急管理能力较高的新加坡、韩国、日本三国进行介绍，主要基于三点原因：第一，三个国家都属于东亚文化圈，虽然国家政体与中国存在差异，但是民族文化和区域文化在功能上相互关联，文化特质与中国相近，因此提供了相互借鉴的文化基础。第二，尽管三个国家国土面积很小，但人口密度并不比中国低，对传染性极强的病毒控制难度并不比中国更容易，因此提供了相互借鉴的国情基础。第三，三个国家在疫情发生之初都有力地控制了疫情，但是随着外籍劳工的返岗、海外留学生的返回、局部地区的聚集性感染等扰动因素的出现，使得这些国家进入第二波紧急状态，抗疫之初的举措需要随着这些新变化做出重新调整，因此提供了相互借鉴的情境基础。

表1 国外 COVID-19 病死率

	确诊人数	死亡人数	病死率
新加坡	51 197	27	0.1%
韩国	14 203	300	2.1%
日本	32 097	1 001	3.1%
德国	207 707	9 131	4.4%
美国	4 346 748	149 180	3.4%
西班牙	280 610	28 436	10.1%
意大利	246 488	35 123	14.2%
法国	220 352	30 212	13.7%
英国	302 293	45 963	15.2%

数据来源：COVID-19 Dashboard by the Center for Systems Science and Engineering (CSSE) at Johns Hopkins University (JHU), <https://coronavirus.jhu.edu/map.html> (数据截止日期为2020年7月28日)。

#### （一）新加坡：预警防范与公共卫生服务体系

在2020年4月份之前，新加坡的做法之所以被称为国际社会的“防疫样本”主要得益于提前的预警防范和完善的公共服务体系。早在1月3日，新加坡就对武汉入境旅客进行体温测试和异常者隔离措施。政府很早即成立了由卫生部长和国家发展部长为首的跨部门抗疫领导小组。世界卫生组织指出，新加坡作为一个城市国家能够迅速识别和精准隔离新病例，从而保持其大部分经济体系（包括学校）的运转。到4月初，新加坡的确诊病例不到600例。<sup>[22]</sup>这与新加坡政府自李光耀时代就形成的危机意识有着密不可分的关系，只有对社会中的风险信号保持时刻警惕，才可能做到防患于未然。

新加坡的快速反应和精准措施归根结底来自于完善的公共卫生体系。2003年非典之后，新加坡政府就建立了拥有先进设备的国家传染病中心；新加坡的疫情防控管理机构层级较少，职责分工明确，从而有效克服了多层级设置导致的管理效能递减、条块协同困难的弊端。完备的医疗分级和转诊制度也在应对疫情中起到了决定性作用。分层级的医疗系统，可以有效地将病患分流，要预约高层级的综合医院专科门诊通常需要诊所医生的推荐信，从而避免了轻症患者占用大医院的医疗资源。除此之外，新加坡通过由近900家私人诊所构成的“公共卫生防范诊所”（PHPC），建立起了双向信息反馈制度，为精准治理提供了制度基础。

新加坡在疫情初期“不戴口罩”的政策主要得益于平时精良的公共卫生体系。但是4月份后，新加坡的本土确诊病例突然急升，总理遂宣布为所有家庭配发口罩，并启动为期一个月的“断路器”（circuit

breaker)式防疫措施,包括关闭非必要服务商店,落实居家办公,禁止私人 and 公共场所聚会等。尽管新加坡确诊病例有所增加,但快速的政策调整使得该国病死率仍然处在较低的水平。可以看出在不确定性的危机环境下,适应性管理能力同样重要。

## (二) 韩国:拉网式检测与动态疫情防控机制

韩国新冠肺炎确诊病例经历了从日增逾千到归零的里程碑式抗疫成效,尽管因为宗教组织活动导致2月底确诊病例激增,该国病死率仍控制在2%左右,远低于全球平均水平,在未进行全面封锁的情况下取得这一成绩,其经验值得学习。拉网式检测加信息公开是韩国控制疫情的重要举措。韩国外交部长接受BBC采访时提到“测试是至关重要的,因为检测可以及早发现,最大限度地减少进一步的威胁,并且可以迅速治疗被病毒感染的人”。大规模检测最关键的是要有足够的检测试剂和医疗专业人员。韩国政府在10天内审查批准四家供应商的快速生产权,每周有能力测试14万个样本,同时由大约1200名医疗专业人员投入分析检测结果,患者能够在一天内拿到结果,测试准确性达到98%,<sup>[23]</sup>测试能力远远超过了美国和欧洲各国。除此之外,韩国还开创了“免下车”筛查法,司机摇下窗户即可检测,极大地减少了人员接触感染风险。在信息公开方面,韩国卫生官员每天做两次简报,完全公开、透明地分享关于新感染病例的最新信息,当附近出现感染病例或疑似病例,市民会收到信息提示警报,第一时间获知感染病例的地点、时间和方式。

除了大规模检测能力外,韩国的公共卫生应急体系也发挥了重要作用。在机构建设方面,经历2015年中东呼吸综合征疫情后韩国将疾病管理本部(KCDC)提升为副部级机构,专门负责防疫,并逐步构建完整的诊断、患者管理、应急指挥体系。新冠肺炎疫情爆发后,韩国成立了由总理担任本部长的“中央灾难安全对策本部”,在地方也设立对应机构,从而实现中央与地方的协调管理。在应急指挥决策上,韩国并未采取大多数国家的“封城”策略,而是根据国情特殊性,采取动态性疫情防控机制。从3月中下旬采取保持社交距离措施开始,韩国政府根据连续单日新增病例数适时调整限制措施,第一次调整时间为4月20日,此时新增确诊病例数连续7天单日新增数少于30例,相应措施为放宽部分“社交距离”限制措施,比如强烈建议宗教、娱乐、室内体育设施和补习班暂停营业的行政命令被解除,允许各类必需的资格考试和招聘考试在遵守防疫规定的前提

下举行等;第二次调整时间为5月6日,单日新增病例已连续17天低于20例,且近两周感染途径不明的确诊病例仅为5.5%,韩国政府宣布开始转入“生活防疫阶段”,之前因疫情暂停运营的各类公共设施将分阶段重启运营,并视整体情况依次逐步推进开学方案。<sup>[24]</sup>防疫措施的动态调整最大限度地兼顾了疫情防控与经济社会发展的多重目标。

## (三) 日本:有限检测与国民卫生意识

日本没有实行类似韩国的大规模检测,也没有像新加坡执行强制性封城措施,但仍然实现了较好的抗疫成果。国际社会质疑日本确诊病例少是因为检测数偏少,但实际情况是,提高检测门槛是日本应对新冠肺炎疫情的基本方针。日本新冠病毒感染症对策专家委员会提出“没有重病的患者也可以去一般的医疗机构就诊,轻症者在家待命,不拘泥于强化检疫,而是接受适当的诊断和治疗”的抗疫意见,这构成了日本政府的整体抗疫指导思想。相比于拉网式检测和迅速封锁城市的防疫措施,日本看似“佛系”的应对举措与其国情有密切关系。首先,日本实行全民医保,医保覆盖率超过99%,放开检测极可能增加政府的支出成本,也有可能带来医疗系统的瘫痪。2009年应对H1N1时日本放开检测后就出现了类似情况,后来日本政府及时调整对策,逐渐放弃了“把病毒挡在国境线之外”的策略,并停止了全民检查,将医疗资源集中用于救治重症患者,轻症患者进行普通诊疗或自行在家休养,一年后盘点日本全国每十万人死亡率是全世界所有发达国家中最低的。作为一个岛国,日本资源相对匮乏,确保医疗体系正常运行和资源不被浪费,是日本做出的权衡性选择。

有限检测在日本奏效最主要的原因还在于日本国民长期以来保持的卫生意识和日常习惯。在2019年彭博社的最健康国家指数排行榜中,日本超过新加坡成为2019年亚洲最健康的国家,<sup>[25]</sup>这与日本国民的健康卫生习惯不无关系。即使没有流行性病毒日本佩戴口罩的人数也超过50%,因此日本的口罩存量和工业生产能力都比较可观。疫情期间,政府要求各大口罩企业24小时运转,可确保每周1亿只口罩的供给能力。<sup>[26]</sup>除了佩戴口罩,日本国民习惯于日常“咳嗽礼仪”、保持高频洗手习惯、不张大口说话、不进行身体接触式问候等,都在一定程度上延缓了疫情发展的速度,为日本政府应对疫情赢得了时间。

## 四、重大疫情应急体系建设的着力点

综合上述三国的抗疫实践可以发现,完善的公共

卫生服务体系是应对重大疫情的基本制度保障，医疗物资的统筹调度是应对浪涌式需求的关键，大规模检测能力是提前预警防范的基础，社会参与是快速有效响应的根本。基于以上国际经验，并结合我国疫情防控中存在的问题，本文从公共卫生体系、战略物资储备、检测预警能力、社会治理能力四个方面，对重大疫情防控的应急制度建设和治理能力提升提供以下建议。

### （一）弥合“医”“防”裂痕，构筑公共卫生服务体系防护网

目前公共卫生系统内部存在着重“医疗”而轻“预防”的倾向，正如美国防疫专家劳丽·加勒特（Laurie Garrett）在她的书中谈到，预防性公共卫生的投入是一种“负功”，在获得巨大成功之时，却什么都没有发生，所以需要证明做“负功”是一件很困难的事情<sup>[27]</sup>。因此，建立完善的公共服务防护网，必须先破除医疗与预防、医院与疾控的割裂入手，这在医学社会学中被称作“弥合裂痕”（healing the schism）<sup>[28]</sup>。发达国家以及世界卫生组织在20世纪70年代就开始关注这一问题。美国也曾经面临疾控体系发展薄弱的阶段，20世纪80年代的一份美国医学研究报告严厉批评了美国公共卫生体系的糟糕状况：78%的地方卫生部门由不拥有公共卫生专业学位的人管理，流行病学家太少，实验室和计算机系统缺乏，劳动力老化，沟通能力差，在应急准备方面的培训太少<sup>[29]</sup>。弥合“医”“防”裂痕的关键在于加强疾控体系的建设，提升疾控部门的行政地位，加大资金和人员的支持。如果可以获得充足的资金支持，国家疾控部门可以面向大学和科研机构设立专项研究基金，从而掌握最前沿的流行性疾病资料；在地方的医院、诊所也应设立专门负责疾病防控的科室，一旦发生疫情，地方一级的防控专家就可以立即发挥作用。将疾病预防与临床医学都纳入公共卫生体系，才能形成完善的公共卫生防护网络。2016《健康中国2030规划纲要》提出了以“预防为主、防治结合、关口前移、促进资源下沉”的指导性意见，正如“上医治未病”之理，未来公共卫生服务体系的建设需要更加重视战略层面的疾病防控，而不仅是战术层面的临床治疗。

### （二）建立国家战略物资储备制度，加强医疗物资存储与调配管理

整合分散在各个部门的物资储备职能，建立统一的国家战略物资储备体系。在总体战略物资储备框架下，完善从库存供应到调派分发的全链条管理制度。

其一，在医疗物资的库存管理上，主要涉及物资供应、存储、维护及更新等问题。尽管目前我国已经

基本建立了紧急医疗物资的储备体系，但从供应情况来看，在遇到重大紧急突发事件时现有存储和生产能力仍难以满足需求。在本次新冠肺炎疫情应对过程中，有的地方通过海外采购、社会捐赠、上级支持、市场保供等全部方式采集的医用防护物资才刚刚达到紧平衡状态。这不仅说明政府医疗物资储备的不足，同时也反映了作为地方物资储备重要来源的企业在面对重大突发事件时，恢复生产的能力和满足需求的物资供应能力还有较大的提升空间。因此，疫情发生后国家药品监督管理局要求各省启动医疗器械应急审批程序，截至2月8日，共有88个医疗器械生产企业通过相关省级药品监管部门的应急审批<sup>[30]</sup>。根据国际经验<sup>[31]</sup>，医疗物资的供应与存储可以通过两种方式实现：一种形式是国家建立自身存储管控的应急医药和急救用品包，在全国范围内建设专用物资存放基地；另一种形式是针对急需物资，通过与地方私人部门签订合同的方式将物资储备于供应商处，所有权和管理权归供货商，政府每年向供应商支付一定的费用储备此类物资，在遇到紧急事件时政府享有优先采购权，这样可以大大缩短紧急物资向事发地交付的时间。<sup>[32]</sup>除此之外，还可以借鉴美国健康和人类服务部（DHHS）的“最后一英里”医疗物资分配项目，寻求与当地大型商店、药房、酒店等私营部门合作，创建更高效的药物分配网络<sup>[33]</sup>。在物资的维护与更新方面，为避免每隔几年更换大量库存造成的高昂成本问题，可以参考美国的“联邦保质期延长计划（SLEP）”，库存产品通过食品药品监督管理局的定期稳定性测试后，可以将保存期限延长12~24个月，由此解决频换更换库存带来的储备浪费问题<sup>[31]</sup>。

其二，在物资的调派及分发方面，除了完善的物流体系外，最需要重视应急物资响应人员间的协作配合，做好多部门联合培训与演练。如果没有近似实战的培训与演练很难保证在真实疫情来临时不出差错。湖南和北京分别在2014年和2012年开展医药储备物资应急调用演练，但演练内容基本都是针对单一情境的简单物资分配。为改善应急演练的效果，可以设计专门的培训课程体系，为不同层级的应急响应人员提供培训，课程内容既要包括理论学习也包括实操演练。此外，还可以通过网络平台开发在线培训课程。完善的课程体系和演练体系能够最大可能降低紧急情况下物资调运的不确定性。

### （三）建立常态化与非常态化预警体系，重点加强实验室网络建设

在病情信息报告、预警信息发布以及疫情信息共

享方面要建立常态化和非常态化的管理机制。一是在相关法规政策中明确每类传染性疾病发病病例数的上报标准，例如，对于像新冠肺炎病毒一样不明原因的肺炎，医院或诊所只要发现1例即要求立即上报主管部门。二是完善病毒检测和监测的实验室网络系统。可以由疾控部门统筹指导和协调全国实验室网络，这套网络体系既要为疫情发生后的病毒检测提供合格的实验室环境，还应兼具实现疾病信息层层上报的功能。本次新冠肺炎疫情防控前期，在解决了试剂盒不足的问题后，一个新的问题就是符合生物安全等级标准的实验室数量不足，对于甲类传染疾病的检测必须要在达到生物安全二级的实验室中进行，否则很有可能出现病毒泄露而产生新的污染源。因此，建设更多符合检测条件的实验室、配备专业合格的检测人员是保证及时发现潜在病毒威胁的基础保障。三是建立常态化与非常态化的紧急行动中心，平时有专人值守监控公共卫生的威胁信息，当紧急事件发生时，可以向指挥中心提供实时信息。

当然，除了完善的上报平台和预警体系外，决策层对外发布预警决策的时机同样重要。流行病或疾控专家希望第一时间对外发布信息，而决策者则希望调查结束后再做出决定。这种情况不仅在中国存在，在其他国家也同样存在。但是在官方未发布信息之前，应该允许医卫人员之间通过共享的专业信息平台相互告知和交流，在疾控部门的官方网站也可以提供有关流行病的情报信息服务，告知医护人员、旅游者、商务人士及特别关照的人群应该注意的事项<sup>[34]</sup>。至少，这在一定程度上可以引起社会公众的警觉，进而减少暴露在风险环境中的频次。

（四）建立政社间及社会组织间的协作机制，提升整体社会治理能力

为解决社会组织间的协作难题，可以成立联结各类社会组织的枢纽型行业机构。这一机构的作用主要是为其组织成员提供常态环境下合作、沟通的交流平台，以便在灾害来临时能最有效地进行资源整合以实现高效协作。枢纽型行业机构可以涵盖自中央至社区的每个级别，组织成员可以包括基金会、企业、政府部门、研究机构等不同类别。地域上的广阔性和合作伙伴的多样化可以为实现跨域的资源对接提供基础。为规范管理，枢纽机构可通过设置准入门槛和提供统

一训练来提升成员组织的专业性，例如，要求新申请入会成员提供之前合作过的成员组织名单以及来自成员组织的推荐信，准入门槛的设置起到行业协会资质审查的作用，从而确保成员组织在应急救援上有丰富的经验。除此之外，枢纽机构还可以组织志愿者进行培训、演习，只有通过大量训练和实践考核后才能获得成员资质。

在政社合作方面，国家层面需要出台政策指导性文件，或者设计一些由地方政府和救灾组织联合申请的资助项目增进协作。例如，美国的《国家响应框架》（National Response Framework）<sup>[35]</sup>和《国家灾害恢复框架》（National Disaster Recovery Framework）<sup>[36]</sup>都明确规定，日常情况下，地方应急预案制定过程中必须征询志愿组织联盟的意见。同时，志愿组织联盟的活动也会邀请政府官员参与。这些方式增进了政府和社会组织日常工作中的彼此了解，尤其是增加了政府掌握社会组织的动向、可提供服务的类型及资源优势的机会。另外，在紧急状态时，救灾志愿组织的联盟代表可以参与政府应急管理指挥中心的工作，为成员组织传达政府需求的同时，也为政府提供社会组织的资源动态，从而架起连接政府与成员组织的桥梁。

## 五、结语

新冠肺炎疫情爆发以来，全国上下同心协力，以人民战争的方式全力投入疫情抗击，再一次证明了重大灾难面前中国特色社会主义制度的强大优势。但我们也应理性地看到“战役”逻辑的背后是举国之力的投入，是危重紧急情况下的非常态管理方式。如何做好常态管理，防止风险演化为危机才是长久之策<sup>[37]</sup>。每一次危机的发生在产生破坏性后果的同时，也为我们完善管理体系提供了宝贵财富。SARS疫情之后推动了我国“一案三制”应急管理体系的建立，颁布实施了我国第一部应对各类突发事件的综合性法律，初步建立了传染病疫情网络直报系统，这无疑极大地提升了国家应急管理的能力和水平。但我们也清楚地知道从危机中学习所付出的高昂成本和代价，希冀此次新冠肺炎疫情防控的经历能够带给我们比SARS疫情之后更深刻的经验教训，并将其转化为提升国家安全治理能力的催化剂，以系统性思维进行整体谋划和布局，为风险时代的来临做好准备。

## 参考文献

- [1] 王绍光. 深度不确定条件下的决策——以新冠肺炎疫情为例 [J]. 东方学刊, 2020 (8): 1-7.

- [2] 高翔, 郁建兴. 新冠肺炎疫情防控中的公共治理机制: 信息决策与执行 [J]. 治理研究, 2020 (2): 41-50.
- [3] Comfort L K. Crisis Management in Hindsight: Cognition, Communication, Coordination, and Control [J]. Public Administration Review, 2007, 67, 189-197.
- [4] Rasmussen J, Brehmer B, Leplat J. Distributed Decision Making. Cognitive Models for Cooperative Work [M]. Wiley, 1991.
- [5] 刘鹏. 科学与价值: 新冠肺炎疫情背景下的风险决策机制及其优化 [J]. 治理研究, 2020 (2): 51-58.
- [6] Dynes R R, Aguirre B E. Organizational Adaptation to Crises: Mechanisms of Coordination and Structural Change [J]. Disasters, 2010, 3 (1): 71-74.
- [7] Fukuyam F. The Thing That Determines a Country's Resistance to the Coronavirus [J/OL]. (2020-03-30) [2020-07-05]. <https://www.theatlantic.com/ideas/archive/2020/03/thing-determines-how-well-countries-respond-coronavirus/609025/>.
- [8] 新华社. 世卫组织称中国应对堪称典范 [EB/OL]. (2013-04-25) [2020-02-15]. <http://cpc.people.com.cn/n/2013/0425/c34948-21271334.html>.
- [9] 彭丹妮. 拐点并不是黎明前的黑暗, 只相当于夜里 12 点 [J]. 中国新闻周刊, 2020-02-21.
- [10] 国家卫生健康委员会. 国家卫生计生委 2017 年部门预算 [EB/OL]. (2017-04-05) [2020-02-15]. <http://www.nhc.gov.cn/caiwusi/s3574/201704/303ccb214213478fb9d1da85ac8f3add.shtml>.
- [11] 国家卫生健康委员会. 国家卫生健康委员会 2019 年预算 [EB/OL]. (2019-04-02) [2020-02-15]. <http://www.nhc.gov.cn/caiwusi/s3574/201904/643f397e2de48e89d4b2f40595533f.shtml>.
- [12] 国家卫生健康委员会. 国家卫生健康委员会 2019 年预算 [EB/OL]. (2017-04-02) [2020-02-15]. <http://www.nhc.gov.cn/caiwusi/s3574/201904/643f397e2de48e89d4b2f40595533f.shtml>.
- [13] 曾光. 论公共卫生和疾控系统改 [EB/OL]. (2020-02-12) [2020-02-15]. <https://user.guancha.cn/main/content?id=242115&s=fwzwyzzwzbt>.
- [14] 刘苗苗, 帅才, 闫祥岭. 公卫应急如何做强 [J]. 瞭望, 2020 (8): 34-37.
- [15] David Hipgrave. Communicable Disease Control in China: From Mao to Now [J]. Glob Health, 2011, 1 (2): 224-238.
- [16] 张占岭, 张建. 北京市朝阳区医疗机构防护用品类应急物资储备与使用情况调查 [J]. 实用预防医学, 2013 (9): 1109-1110.
- [17] 国务院新闻办公室. 国新办举行新型冠状病毒感染的肺炎疫情联防联控工作新闻发布会 [EB/OL]. (2020-01-25) [2020-07-15]. <http://www.scio.gov.cn/xwfbh/xwfbh/wqfbh/42311/42478/index.htm>.
- [18] 唐珏岚. 完善国家战略物资储备体系 有效防范和应对各类风险 [N]. 光明日报, 2020-02-14.
- [19] 美国驻华大使馆. 美国公共卫生疫情发布的准则 [EB/OL]. (2020-02-12) [2020-05-15]. <https://share.america.gov/zh-hans/principles-of-communication-during-public-health-emergencies/>.
- [20] 方德瑞信公益创新中心. 突发公共卫生事件中, 如何合理开展筹款 [EB/OL]. (2020-01-06) [2020-05-25]. [https://mp.weixin.qq.com/s/W\\_hwcYx-psYFxbAXSnUA](https://mp.weixin.qq.com/s/W_hwcYx-psYFxbAXSnUA).
- [21] 邓国胜. 新冠肺炎之后, 哪些公益机构的日子难过? [EB/OL]. (2020-02-17) [2020-05-15]. <https://mp.weixin.qq.com/s/tgEgSvnx0zzOlEmlzZoQ>.
- [22] Jason Beaubien. Singapore Was a Shining Star in COVID-19 Control—Until It Wasn't [EB/OL]. (2020-05-03) [2020-05-15]. <https://www.npr.org/sections/goatsandsoda/2020/05/03/849135036/singapore-was-a-shining-star-in-covid-control-until-it-wasnt>, National Public Radio.
- [23] 袁源. 从疫情大暴发到明显控制, 韩国的防疫经验有哪些? [N]. 国际金融报, 2020-03-18.
- [24] 吴倩. 韩国新增病例连续 17 天低于 20 例 [EB/OL]. (2020-05-04) [2020-05-26]. <http://www.bjd.com.cn/a/202005/04/WS5eaf8384e4b00aba04d1aa94.html>.
- [25] Miller L J, Lu W. Economics These Are the World's Healthiest Nations [EB/OL]. (2019-02-24) [2020-05-26]. <https://www.bloomberg.com/news/articles/2019-02-24/spain-tops-italy-as-world-s-healthiest-nation-while-u-s-slips>.
- [26] 郭伟民. 日本要将口罩产能增至每周 1 亿只 [N]. 环球时报, 2020-02-13.
- [27] Garrett L. Betrayal of Trust: The Collapse of Global Public Health [M]. Oxford University Press, 2003.
- [28] (美) 卡尔 L. 怀特. 弥合裂痕: 流行病学、医学和公众的卫生举措 [M]. 北京: 科学出版社, 1995.
- [29] (美) 迈克尔·斯伯勒. 为什么美国的公共卫生表现越来越好? [J/OL]. (2019-01-23) [2020-05-25]. <https://view.inews.qq.com/a/20190123A0V8CH00>.
- [30] 央广网. 国家药监局: 口罩、防护服等重点医疗物资已全部纳入应急审批 [EB/OL]. (2020-02-08) [2020-06-15]. [http://news.cnr.cn/dj/20200208/t20200208\\_524966009.shtml](http://news.cnr.cn/dj/20200208/t20200208_524966009.shtml).
- [31] Public Health Emergency. Strategic National Stockpile [EB/OL]. (2019-09-18) [2020-06-16]. <https://www.phe.gov/about/sns/Pages/default.aspx>.
- [32] U. S. Department of Health & Human Services. Public Health Emergency Medical Countermeasures Enterprise Multiyear Budget: Fiscal Years 2016—2020 [R]. 2017 年.
- [33] Public Health Emergency. The Last Mile: A Pilot Project [EB/OL]. (2019-04-03) [2020-06-17]. <https://www.phe.gov/Preparedness/planning/last-mile/Pages/default.aspx>.
- [34] Centers for Disease Control and Prevention. Information for Specific Groups [EB/OL]. (2020-02-14) [2020-06-18]. <https://www.cdc.gov/coronavirus/2019-ncov/specific-groups/index.html>.
- [35] US. Department of Homeland Security. National Response Framework [EB/OL]. (2020-04-20) [2020-07-12]. [https://www.fema.gov/sites/default/files/2020-04/NRF\\_FINALApproved\\_2011028.pdf](https://www.fema.gov/sites/default/files/2020-04/NRF_FINALApproved_2011028.pdf).
- [36] US. Department of Homeland Security. National Disaster Recovery Framework [EB/OL]. (2020-06-06) [2020-07-12]. [https://www.fema.gov/sites/default/files/2020-06/national\\_disaster\\_recovery\\_framework\\_2nd.pdf](https://www.fema.gov/sites/default/files/2020-06/national_disaster_recovery_framework_2nd.pdf).
- [37] 童星. 兼具常态与非常态的应急管理 [J]. 广州大学学报 (社会科学版), 2020 (2): 6-15.

(责任编辑: 袁 淳 张安平)