

# 数字经济、税收努力与税收增长

## The Digital Economy, Tax Efforts and Tax Growth

解 垚 孟 婷

XIE E MENG Ting

**[摘要]** 本文主要探讨数字经济对税收领域的影响，并揭示了其背后的作用机制。在理论层面，一般来说税收努力对税收增长有着显著的积极作用，而数字经济对税收努力的影响可能表现为正向促进或负向抑制，所以数字经济对税收增长的影响也存在两种可能。在实证层面，笔者基于我国2010—2019年省际面板数据，利用模糊综合评价方法和税柄法分别测度了数字经济发展水平和税收努力程度，探讨了数字经济、税收努力和税收增长三者间的内在联系。结果表明：数字经济抑制了税收增长，在考虑了内生性等因素后这一结论仍然成立，同时此效应存在区域异质性，中西部地区的抑制程度要高于东部地区。此外，作用机制的分析显示：税收努力是数字经济阻碍税收高速增长的重要机制。因此，要重视税收体系的完善和税收征管水平的提升，以把握好数字经济发展的时代契机，创造出税收收入的红利。

**[关键词]** 数字经济 税收增长 税收努力 模糊综合评价

**[中图分类号]** F810 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0003-13

**Abstract:** This paper mainly discusses the influence of digital economy on tax field and reveals the mechanism behind it. At the theoretical level, generally speaking, tax efforts have a significant positive effect on tax growth, while the impact of digital economy on tax efforts may be positive promotion or reverse inhibition, so there are two possibilities of the impact of digital economy on tax growth. At the empirical level, based on China's 2010-2019 provincial panel data, the authors use fuzzy comprehensive evaluation method and tax handle method to measure the development level of digital economy and the degree of tax efforts, and discuss the internal relationship among digital economy, tax efforts and tax growth. The results show that digital economy inhibits the growth of tax revenue, and this conclusion is still valid after considering the endogenous factors. Meanwhile, there is regional heterogeneity in this effect, and the inhibition degree in the central and western regions is higher than that in the eastern regions. In addition, the analysis of the mechanism shows that tax effort is an important mechanism that hinders the rapid growth of tax revenue in digital economy. Therefore, attention should be paid to the improvement of the tax system and the improvement of the level of tax collection and management, so as to seize the opportunity of the development of digital economy to create the dividend of tax revenue.

**Key words:** Digital economy Tax growth Tax effort Fuzzy comprehensive evaluation

**[收稿日期]** 2022-05-05

**[作者简介]** 解垚，男，1971年9月生，山东大学经济学院教授，博士生导师，研究方向为公共经济；孟婷，女，1998年11月生，山东大学经济学院硕士研究生，研究方向为公共经济。本文通讯作者为孟婷，联系方式为 mt1998unique@163.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“相对贫困的财税治理研究”（项目编号：72073081）；国家社会科学基金重大项目“解决相对贫困的扶志扶智长效机制研究”（项目编号：20&ZD169）；山东省自然科学基金项目“数字贫困及数字扶贫的长效机制研究：基于相对贫困的视角”（ZR2021QC064）；山东大学人文社会科学研究重大项目“相对贫困的测试、识别与长效财税治理机制研究”（项目编号：20RWZD05）。

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、引言与文献综述

以数字化为核心的数字经济依托于现代信息技术和大数据的巨大优势,突破了传统的经济模式,推动了生产力的飞速发展。加快数字经济发展已成为我国的重大发展战略,我国的数字经济规模也达到了一个新高度,根据中国信息通信研究院最新发布的《中国数字经济发展白皮书》中所列的信息,我国数字经济 GDP 占比由 2005 年的 14.2% 增加到了 2021 年的 39.8%,绝对规模已达到 45.5 万亿元。而在数字经济规模迅速扩张并逐渐成为我国乃至全球经济发展主要驱动力的同时,其对税收增长的影响也成为社会各界关注的焦点。

通过对现有文献的梳理发现,直接探讨数字经济对税收收入影响的实证研究屈指可数。Dizaji 和 Shafaei (2013)<sup>[1]</sup> 使用面板数据和广义矩估计 (GMM) 对全球 20 个国家进行调查,探究各国在 2000—2008 年期间电子商务对税收收入的影响,研究结果表明,其影响表现为负向的。梁晓琴 (2020)<sup>[2]</sup> 利用我国 2011—2018 年数字普惠金融指数与地方税收面板数据进行测算,发现两者之间存在正向关系,其作用机制表现为数字普惠金融通过其覆盖广度的提高和数字化程度的加深实现了对税收增长的促进。艾华等 (2021)<sup>[3]</sup> 基于我国 2015—2018 年省级面板数据,探究了数字经济对地方税收收入的影响,结果表明:地区数字经济发展水平的提升有助于税收收入的增长,但同时也加大了地区间税收收入的差距。冯秀娟等 (2021)<sup>[4]</sup> 从数字产业化和产业数字化两个视角估算了数字经济对我国税收的贡献度,得出的结论是:与数字经济蓬勃的发展趋势相悖,数字经济对我国税收的贡献度不足。

也有学者从税收流失的角度间接分析了数字经济与税收收入之间的关系。从理论上来说,数字经济的快速发展会带动区域经济的整体提升,进而促进税收的增长,但由于税收监管和法律漏洞的存在,世界范围内本就存在着大量的税收流失现象,即便是发达国家也不可避免,据统计,欧盟每年的税收缺口估计为 8 250 亿欧元,美国每年逃税规模约占其 GDP 总量的 3.1%,我国年均税收流失也在 3 950 亿至 4 550 亿元之间 (梅德祥等, 2020<sup>[5]</sup>)。在此基础上加上互联网背景下强大的数字技术手段,偷税漏税等行为被查出的概率降低,很可能会强化纳税人的偷税漏税动机,

增加此类行为发生的可能性 (樊轶侠和王卿, 2020<sup>[6]</sup>; 代志新等, 2020<sup>[7]</sup>), 导致税收流失规模的进一步扩大。在国际上,以欧盟为例,经有关机构的估算,欧盟传统企业的平均税率为 23.2%,而数字型企业的有效税率竟不足传统企业的一半。在国内,近年来不少学者聚焦于电子商务领域,对我国电商平台的税收流失规模进行了估算,多数结果显示,流失规模呈现出逐年急剧增加的趋势 (蔡昌, 2017<sup>[8]</sup>; Wei, 2020<sup>[9]</sup>)。据报道,北京市朝阳区地税局在 2017 年 3 月披露,某直播平台 2016 年支付给主播的收入高达 3.9 亿元,却未按规定代扣代缴个人所得税,被查获后补缴税款 6 000 多万元。这些模型数据推算和时事报道,都真实展现了数字经济时代下存在较为严重的税收流失状况,而这些无疑会对地区的税收增长起到抑制作用。

除此之外,更多的相关研究集中于从理论层面探讨数字经济对税收领域的影响,主要包括数字经济背景下国际税收征管的冲突问题 (张泽平, 2015<sup>[10]</sup>; 王宝顺等, 2019<sup>[11]</sup>; Ting 和 Gray, 2019<sup>[12]</sup>; Noonan 和 Plekhanova, 2020<sup>[13]</sup>) 和对国内税制改革的建议 (倪红日, 2016<sup>[14]</sup>; 胡连强等, 2019<sup>[15]</sup>; 李蕊和李水军, 2020<sup>[16]</sup>), 以及对部分国家开征数字服务税 (Digital Services Tax) 展开热议并探讨该税种在本国开征的可行性 (廖益新和宫廷, 2019<sup>[17]</sup>; 卢艺, 2019<sup>[18]</sup>; 张智勇, 2020<sup>[19]</sup>)。

综观现有文献,国内关于“数字经济发展对税收增长的总体影响究竟是正向促进还是负向抑制?”的问题尚未有定论,诸多学者都是从理论或案例分析的视角进行阐释,但鲜有学者利用数理方法进行实证研究,存在较大的深入探讨空间。

在本文所要探讨的主题中,数字经济水平的测算也是重要内容。迄今为止,数字经济的内涵并未有统一的界定,关于数字经济发展水平测度的研究日益多样。综合来看,当前衡量数字经济规模的方法可归结为三类:一是测算数字经济增加值。各国的统计机构或是国际咨询公司采用的多是该方法,例如:国际货币基金组织 (IMF)、中国信息通信研究院 (CAICT)、美国经济分析局 (BEA) 等。二是设计指标体系。自 2018 年开始,通过构建指标体系来评价数字经济发展水平成为国内相关文献中较为流行的测算方法,但不同学者的测度重点和模型方法都不尽相同。例如:张雪玲和焦月霞 (2017)<sup>[20]</sup>、张雪玲和陈芳 2018<sup>[21]</sup>、张雪玲和吴恬恬 2019<sup>[22]</sup> 主要基于熵值-综

合评价法，三次尝试构建不同的指标体系来测算我国数字经济发展水平，划分的类别数量越来越简要，但涵盖的内容越来越全面且更贴近我国数字经济发展的实况，最新一次设定的评价体系包含数字化基础设施、数字化应用、数字化产业变革三个维度，后期不少的学者在设计指标时也参考了这三个方面。此外，刘军等（2020）<sup>[23]</sup>从信息化发展、互联网发展和数字交易发展三个维度构建了评价指标体系，参考 NBI 指数赋权方式对中国各省份的数字经济发展指数进行测算。焦帅涛和孙秋碧（2021）<sup>[24]</sup>利用熵权 TOPSIS 方法估算，构建的指标体系包含了数字基础、数字应用、数字创新和数字变革四个维度。杨慧梅和江璐（2021）<sup>[25]</sup>借鉴中国信息通信研究院对数字经济的内涵界定，从数字产业化和产业数字化两个维度展开设计，采用主成分分析法测算了 2004—2017 年我国各省份的数字经济发展水平。三是搭建数字经济卫星账户。例如智利统计局、南非统计局等国家政府统计机构通过已经构建好的 ICT 卫星账户用以测算本国的数字经济规模（许宪春和张美慧，2020<sup>[26]</sup>）。上述三种方法中，由于中国信息通信研究院暂未完整发布各省份的数字经济发展数据，而数字经济卫星账户目前也尚处于完善阶段，无法适用，故通过构建指标体系的方式测度我国各省域的数字经济发展水平最为合适。

鉴于以上分析，本文可能的边际贡献在于三个方面：一是区别于已有的理论分析，对数字经济水平与税收增长之间的关系进行实证研究，通过最终的测算结果来判断数字经济为我国税收带来的是机遇大于挑战还是挑战大于机遇。二是将数字经济、税收努力和税收增长纳入同一框架，从税收征管角度科学理清三者之间可能存在的作用渠道与传导效应。三是立足于 2010—2019 年我国省际面板数据，分析了数字经济对税收增长的区域异质性。

文章剩余的部分结构安排如下：第二部分对数字经济、税收努力和税收增长三个变量之间的作用机制进行理论分析并提出研究假设；第三部分通过构建指标体系以测算我国各省域的数字经济发展水平；第四部分介绍本文的研究设计，包括模型设定、指标选取和数据来源；第五部分是数字经济发展水平对税收增长影响的实证分析，包括基准回归、稳健性检验、区域异质性检验和机制检验；第六部分是结论与建议。

## 二、理论机制与研究假设

### （一）数字经济对税收增长的直接作用机制

从理论上，数字经济对税收增长的直接作用主要体现在对税基的影响，并具有正向促进和负向抑制两种作用机制。

#### 1. 数字经济对税收增长的正向促进效应。

在某种程度上，数字经济的蓬勃发展有利于扩大税基。企业所得税和个人所得税是我国税收收入的两大来源，从企业层面来看，企业是市场经济的主体，也是目前我国税收征管的主要对象。在传统经济模式下，企业一般以金字塔式的科层制管理方式运行，使得企业的交易半径受限，纳税主体可以被精准确认（胡连强等，2019<sup>[15]</sup>）。而在数字化时代，线上交易突破了时间、地域等因素的限制，依托于网络技术平台就可以完成服务的供给、商品的交易和资金的交付等，企业能够以较低的运营成本实现市场的大面积覆盖，扩大交易半径及交易规模，大大地降低了商业经营的门槛，由此吸引了愈来愈多的涉税主体加入商家行列（李红霞和张阳，2022<sup>[27]</sup>）。从个人层面来看，数字经济创造了新的职业种类，提供了更多的就业岗位，拓宽了居民个人的收入来源，譬如大量的自然人通过接入互联网平台获取了直接经营的机会，最为典型的“直播带货”畅通了农产品的销售渠道，促进了农民增收致富。这使得就业模式不再仅限于传统的“公司+雇员”，“平台+个人”模式将取而代之成为新的潮流，释放了富余劳动力价值。因此，综合企业和个人层面来看，数字经济在一定程度上有利于总体税基的扩大，促进了税收的增长。

#### 2. 数字经济对税收增长的负向抑制效应。

然而值得警惕的是，在扩大税基的同时，经济数字化所引发的一系列税收要素模糊问题也直接加剧了税收流失的风险。当前，数字经济已经渗透到社会多个领域，与实体经济之间呈现出高度融合的趋势，而我国传统税收制度难以适应由数字革命引发的经济模式转变。首先在纳税人身份这一要素的判别上，数字经济颠覆了以卖方为中心的传统经营模式，经济活动日益平台化、碎片化，生产者和消费者由分离走向合一，两者间的边界逐渐消失，“产消者”即兼具生产功能的消费者成为时代主流（李红霞和张阳，2022<sup>[27]</sup>）。其次，在课税对象的识别上同样困难重重，互联网交易在突破时空边界的同时也突破了业务范围

的局限，催生了多业态融合发展的新局面，但这也造成了业务边界模糊化问题。数字经济模式下提供的服务往往是综合性的，多种性质的收入混杂在一起，譬如C2C模式下的打车平台、网络直播平台，司机和网络主播的收入究竟是以工资薪金所得、劳务报酬所得还是经营所得的形式计入，缺乏明确的规定，这些无疑加大了准确界定课税对象的难度。

此外，税收管辖权的划分不明确也导致了税收分配的矛盾突出，无论在国内还是跨境交易中均有体现。就国内而言，主要涉及跨省的数字交易。仍以网络直播为例，主播可以与直播平台签订合同参与直播活动，网友在观看直播时会给主播充值打赏，这部分获利先由平台收入，之后按照一定的分成支付给主播作为报酬，即便直播平台所属公司有固定的注册地区，但主播和观众，即直播活动供需双方的地域分布具有广泛性，由此造成了税收管辖权在平台公司所在地、直播活动实际发生地以及所得来源地之间的不确定性，可见在依据税收管辖权判定利润归属时存在诸多困难（李竺霖和李宛姝，2022<sup>[28]</sup>）。就国际而言，跨境交易的税收管辖权可细分为属人和属地两种性质，划分标准主要是纳税人的住所以及营业场所。近年来，全球各地的数字企业如雨后春笋般应运而生，数字产品和服务的跨境交易规模越来越大，但由于各国的税收管辖权没有统一的判别标准，致使利润归属难以确认，跨国企业在全世界范围内寻找低税率的地区以谋求自身税负的减轻，并利用数字技术实现企业利润在不同税负地区的配置。此外，基于独立交易原则的跨国企业避税问题同样严峻，数字经济的显著特征之一就是数据作为生产要素参与经营，而这样拥有独特价值创造方式的无形资产难以被准确估值，导致关联企业转让无形资产缺乏可比性，独立交易原则被架空，由此扩大了跨国企业通过无形资产定价方式引致的避税规模。这些问题都在很大程度上加剧了税基侵蚀和利润转移的风险，必然造成国家大量税款的流失。

**假设1：**数字经济发展能够直接影响税收增长，即存在“数字经济水平提升→税收增长”的直接作用渠道，但这一作用效应存在正向促进与负向抑制两种可能。

（二）数字经济与税收努力对税收增长的联合作用机制

数字经济的发展除了会直接影响到税收增长之外，还可以通过影响当地的税收征管水平对税收增长

产生间接影响，税收征管水平也表现为税收努力程度。在普遍的研究结果中，税收征管水平的提升为税收增长提供了重要的推动力（高培勇，2007<sup>[29]</sup>；吕冰洋和李峰，2007<sup>[30]</sup>；周黎安等，2012<sup>[31]</sup>），但数字经济对税收努力的影响却存在两种反向的情况。一方面，数字经济发展带来了信息集聚和处理效率的提升，税务机关形成了全国统一的税收数据中心，为建立部门之间的信息共享机制提供了技术支撑，基于企业电子发票、人工智能、5G、区块链等技术实时掌握着全国纳税人的数据轨迹信息，加强风险管控的同时，也极大地简化了办税流程，提高了税款征收和税务管理效率，从而促进了税收收入增长（白彦锋和岳童，2021<sup>[32]</sup>）。但不容忽视的是，数字经济具有“双刃剑”的特性，先进技术的发展也为纳税人偷税漏税的暗箱操作提供了弹性空间。抛开制度层面的复杂性难题，在实践层面，数字经济同样对税收征管能力也提出了严峻的挑战。由于数字技术及其衍生品的介入，数字交易中“去主体化”趋势明显，个人数据交易日益增多，但对这些交易征税存在诸多障碍，数字经济的高虚拟性、高隐蔽性、高流动性无疑加大了税务机关挖掘交易信息并开具交易发票的难度，这势必会对传统的“以票控税”税务管控手段构成挑战（胡连强等，2019<sup>[15]</sup>），导致的结果就是当前存在并将持续存在一种将数据作为货币使用的隐形税收优惠（Thimmesch，2016<sup>[33]</sup>），各大互联网平台受益于这种“免费”的输入，造成平台的税收收入水平极低（Bloch和Demange，2018<sup>[34]</sup>）。如果再进一步引到跨境交易的探讨中，首先，跨境平台的身份识别就是个难题。其次，跨境平台可能尚未设立境内经营机构，由此导致税务机关难以展开税务稽查从而实现交易额的有效确定，相关涉税信息的采集和处理也相当棘手，即便是通过第三方支付平台获取，也仅能捕获到交易双方及金额的简单信息，具体划分为何种税收类型、适用于何种税率等都尚不明确（谭书卿，2020<sup>[35]</sup>）。可见，税务机关难以做到税款的“应收尽收”，无法有效满足新形势下税收治理现代化的要求。

数字经济高速发展的背后是数字技术的强大支撑，探其渊藪，数字经济对税收努力产生何种影响关键在于数字技术的应用对象。如果将先进的技术运用到税收治理机制的升级与优化方面，则有益于税收征管效率的提升：如若运用不当，被纳税人用作于偷税

漏税的作案手段,则可能产生负面影响,使得税务机关和纳税人之间的信息不对称问题愈发严重,加大税收征管的难度(姚轩鹤,2019<sup>[36]</sup>)。进一步来说,税收征管水平高低的评判标准其实是相对于纳税人作案手段的高明程度而言的,数字经济如何影响税收努力取决于征纳税人之间哪一方的技术水平更胜一筹。

**假设2:** 数字经济的发展既可能促进税收征管效率,也可能起阻滞作用,因此其对税收努力的影响是积极的还是消极的尚不确定。

综合以上分析可知,一方面,数字经济的发展为税收征管的现代化提供了强大支撑,税收征管水平的提升能够有效推动税收增长;但另一方面,信息技术的高速发展也可能诱导纳税人的偷税漏税作案手段向网络化、科技化、隐蔽化蔓延,由此加大税收征管的难度,引致偷税漏税行为的大量发生,进而抑制税收收入的增长。

**假设3:** 数字经济的发展可以通过影响税收努力程度间接影响税收增长,并可能存在两种情况。第一种情况:数字经济水平提升→税收努力水平提升→税收增长;第二种情况:数字经济水平提升→税收努力水平下降→税收增长受阻。

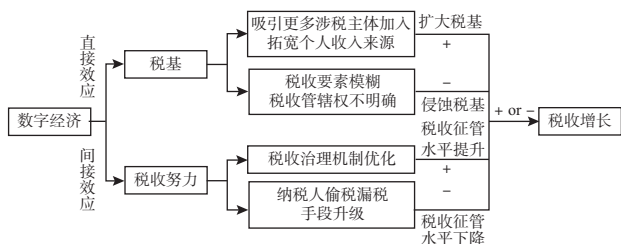


图1 数字经济对税收增长的影响效应与作用机制

### 三、数字经济发展水平的测度

本部分沿袭近年来多数学者构建评价指标体系的做法,并采用模糊综合评价方法评测2010—2019年各省域的数字经济发展水平。

#### (一) 模糊综合评价方法介绍

模糊综合评价是基于模糊数学理论对各类不确定性事物进行定量研究的方法,其具有针对性强、数据

收集简便、分析内容全面、结果清晰等特点,并且较好地解决了评价因素复杂、评价标准模糊、定性指标难以量化等多种非确定性问题。本部分在确定各指标权重时,选用变异系数法,避免了权重设定上的主观性,评价结果更加真实可信。运用模糊综合评价方法包含以下三个主要步骤:

#### 1. 数据标准化处理。

先对数据进行标准化处理,处理规则如下:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - x_i^{\min}}{x_j^{\max} - x_i^{\min}} \quad (\text{效益型指标}) \quad (1)$$

$$x'_{ij} = \frac{x_j^{\max} - x_{ij}}{x_j^{\max} - x_i^{\min}} \quad (\text{成本型指标}) \quad (2)$$

式中,  $x'_{ij}$  表示第  $j$  个样本第  $i$  个指标的标准值,  $i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, m, m$  为评价对象的个数,  $n$  为评价指标的个数。

#### 2. 基于变异系数法测算权重。

计算公式如下:

$$CV_i = \sigma_i / \bar{x}_i \quad (3)$$

$$\omega_i = CV_i / \sum CV_i \quad (4)$$

其中,  $CV_i$  表示第  $i$  个指标的变异系数,  $\sigma_i$  表示第  $i$  个指标的数据标准差,  $\bar{x}_i$  表示第  $i$  个指标的平均值,  $\omega_i$  表示第  $i$  个指标的权重。

#### 3. 计算模糊综合评价得分。

综合上述求得的各指标权重以及标准化数据,根据以下公式计算出2010—2019年各省份的数字经济发展水平得分:

$$dige = \sum_i^n \omega_i x'_{ij} \quad (5)$$

#### (二) 数字经济发展水平评价指标体系构建

考虑到省域数据的可得性、完整性和对数字经济的定义理解,本文综合借鉴以往学者的指标体系设计,从数字基础设施、数字应用、数字产业发展三个维度选取9个二级指标构建数字经济发展水平评价指标体系,并采用变异系数法测算了各级指标的权重,详见表1。

表1 数字经济发展水平评价指标体系

综合指标	一级指标	权重 (%)	二级指标	单位	权重 (%)	指标属性
数字经济发展水平	数字基础设施	28.47	每千人互联网宽带端口数量	个	7.17	正向
			每千人移动电话交换机容量	户	6.07	正向
			每千人长途光缆线路密度	千米	15.23	正向

续前表

综合指标	一级指标	权重 (%)	二级指标	单位	权重 (%)	指标属性
数字经济发展水平	数字应用	26.71	互联网宽带接入用户占比	%	10.57	正向
			移动电话用户占比	%	5.17	正向
			电信业务总量占 GDP 比重	%	10.97	正向
	数字产业发展	44.82	软件业务收入占 GDP 比重	%	13.85	正向
			软件和信息技术服务企业数	家	13.10	正向
			软件和信息技术服务业从业人员占比	%	17.86	正向

注：1. 由于软件业务收入、软件和信息技术服务企业数、软件和信息技术服务业从业人员占比三个指标缺少青海省 2010 年和 2011 年数据，均采取年平均增长率进行插补。2. 移动电话用户占比具体指移动电话用户数占常住人口数的比重，软件和信息技术服务业从业人员数占比具体指软件和信息技术服务业从业人员占就业总人数的比重。

(三) 数字经济发展水平测算结果 算出 2010—2019 年我国各省份的数字经济数值，详  
计算出各个指标的权重后，再利用公式 (5) 计 见表 2。

表 2 2010—2019 年各省份的数字经济水平

省份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
北京	0.334 4	0.342 3	0.383 9	0.405 1	0.425 2	0.453 5	0.462 7	0.492 5	0.576 1	0.622 2
天津	0.089 6	0.087 6	0.104 8	0.101 2	0.109 6	0.113 5	0.129 2	0.145 3	0.172 7	0.224 6
河北	0.063 8	0.053 2	0.067 1	0.073 8	0.079 3	0.090 2	0.098 5	0.117 1	0.144 6	0.178 4
山西	0.073 1	0.056 6	0.065 1	0.080 3	0.080 9	0.091 8	0.091 5	0.109 5	0.139 5	0.182 2
内蒙古	0.093 6	0.098 8	0.114 8	0.129 2	0.136 7	0.147 2	0.158 3	0.173 4	0.197 6	0.223 3
辽宁	0.139 2	0.161 0	0.223 6	0.261 4	0.277 4	0.294 4	0.218 5	0.231 2	0.223 0	0.252 8
吉林	0.099 5	0.089 9	0.100 0	0.106 5	0.115 6	0.121 9	0.135 8	0.165 0	0.194 9	0.232 4
黑龙江	0.084 2	0.070 1	0.076 4	0.088 2	0.107 2	0.116 1	0.135 0	0.150 4	0.158 1	0.191 7
上海	0.292 4	0.192 2	0.268 2	0.279 2	0.288 4	0.309 5	0.268 6	0.284 7	0.326 1	0.350 4
江苏	0.165 1	0.186 0	0.222 4	0.247 7	0.290 5	0.315 0	0.316 6	0.331 0	0.389 4	0.412 1
浙江	0.138 3	0.132 7	0.158 8	0.182 5	0.194 9	0.237 0	0.227 7	0.270 1	0.303 0	0.332 1
安徽	0.053 3	0.038 4	0.047 0	0.056 5	0.062 3	0.083 1	0.080 7	0.097 3	0.131 0	0.154 0
福建	0.157 3	0.134 3	0.160 2	0.171 0	0.195 8	0.226 5	0.230 7	0.252 5	0.280 5	0.285 9
江西	0.044 8	0.030 9	0.037 1	0.041 8	0.046 4	0.065 2	0.066 3	0.086 9	0.118 1	0.149 8
山东	0.096 2	0.099 1	0.109 4	0.130 7	0.162 0	0.195 2	0.207 2	0.215 2	0.251 4	0.280 5
河南	0.048 0	0.032 0	0.039 4	0.050 8	0.060 3	0.075 5	0.078 1	0.090 4	0.120 7	0.141 3
湖北	0.071 2	0.061 3	0.088 9	0.126 2	0.143 9	0.161 2	0.167 5	0.179 9	0.207 7	0.226 6
湖南	0.058 1	0.048 9	0.054 7	0.065 3	0.071 0	0.076 0	0.075 0	0.097 6	0.128 4	0.161 4
广东	0.222 3	0.234 0	0.256 6	0.258 4	0.274 9	0.290 4	0.275 5	0.307 2	0.346 0	0.371 6
广西	0.061 9	0.039 8	0.050 9	0.061 3	0.067 0	0.078 8	0.079 8	0.122 0	0.170 5	0.211 6
海南	0.080 0	0.057 1	0.070 2	0.077 3	0.081 6	0.107 3	0.120 7	0.145 4	0.207 2	0.242 1
重庆	0.087 3	0.061 8	0.082 3	0.097 2	0.115 5	0.138 0	0.173 4	0.183 0	0.221 2	0.252 3
四川	0.098 8	0.092 8	0.112 3	0.133 5	0.148 6	0.175 2	0.132 7	0.200 1	0.242 0	0.278 0

续前表

省份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
贵州	0.080 0	0.058 6	0.067 6	0.076 3	0.081 7	0.093 4	0.087 5	0.117 0	0.174 4	0.228 3
云南	0.078 6	0.050 3	0.055 7	0.065 7	0.071 0	0.086 8	0.120 8	0.110 7	0.159 0	0.189 0
陕西	0.102 5	0.088 5	0.103 0	0.119 4	0.132 0	0.160 1	0.154 7	0.171 1	0.212 1	0.251 9
甘肃	0.077 4	0.049 9	0.060 7	0.069 2	0.072 6	0.094 6	0.093 0	0.137 2	0.186 9	0.239 0
青海	0.158 1	0.140 0	0.176 7	0.188 8	0.215 9	0.234 5	0.240 4	0.255 7	0.299 7	0.337 6
宁夏	0.092 8	0.081 8	0.088 4	0.099 1	0.105 6	0.116 1	0.131 1	0.165 2	0.217 4	0.250 9

对 29 个省份（不包含西藏和新疆）以及全国 2010—2019 年数字经济发展水平求均值并进行高低排序详见表 3。由表 3 可以看出，在考察期间，全国数字经济发展的平均水平为 0.160 3；北京的数字经济平均水平领先于其他各省份；其次是江苏、上海和广东，其数字经济发展水平较好；相比较而言，河南和江西的数字经济发展水平稍落后于其他省份，与全国平均水平的差异较大。

表 3 各省份数字经济发展水平均值及比较

省份	均值	省份	均值	省份	均值
北京	0.449 8	陕西	0.149 5	贵州	0.106 5
江苏	0.287 6	内蒙古	0.147 3	云南	0.098 8
上海	0.286 0	湖北	0.143 4	山西	0.097 1
广东	0.283 7	重庆	0.141 2	河北	0.096 6
辽宁	0.228 3	吉林	0.136 2	广西	0.094 4
青海	0.224 7	宁夏	0.134 8	湖南	0.083 6
浙江	0.217 7	天津	0.127 8	安徽	0.080 4
福建	0.209 5	海南	0.118 9	河南	0.073 7
山东	0.174 7	黑龙江	0.117 7	江西	0.068 7
四川	0.161 4	甘肃	0.108 1	全国	0.160 3

#### 四、研究设计

##### （一）模型设定

为检验数字经济发展对税收增长的影响，本文构建省际面板数据进行实证分析，模型设定如下：

$$taxrate_{it} = a_0 + a_1dige_{it} + a_2gdp_{it} + a_3income_{it} + a_4uis_{it} + a_5fai_{it} + a_6cpi_{it} + a_7govreg_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， $taxrate_{it}$  为第  $i$  个省份在第  $t$  年的税收增长水平， $dige_{it}$  为第  $i$  个省份在第  $t$  年的数字经济发展水

平， $gdp_{it}$ 、 $income_{it}$ 、 $uis_{it}$ 、 $fai_{it}$ 、 $cpi_{it}$  和  $govreg_{it}$  均为控制变量， $\mu_i$  代表第  $i$  个省份的个体效应， $\mu_t$  代表第  $t$  年的时间效应， $\varepsilon_{it}$  为误差项。

##### （二）指标选取与数据说明

基于检验研究假设需要，参照现有文献，设计被解释变量、核心解释变量和控制变量，具体说明如下：

###### 1. 被解释变量：税收增长。

即地方政府税收收入的年增长率。此处的税收收入是指中央与地方共享税中地方政府的分成部分以及地方税种税收收入的加总。

###### 2. 核心解释变量：数字经济发展水平。

具体说明和测算过程已在上文中体现。

###### 3. 中介变量：税收努力。

税收努力是指税收征管部门对潜在税收能力的利用程度（吕冰洋和郭庆旺，2011<sup>[37]</sup>），根据既往研究经验，本文将实际税收收入与潜在税收收入的比值作为税收努力的代理变量，即： $teffort = tax/tax^*$ ，其中， $teffort$  表示税收努力， $tax$  表示实际税收收入，即税收收入占 GDP 的比重， $tax^*$  表示潜在税收收入。潜在税收收入通过税柄法进行测算，具体的指标设定综合借鉴了黄夏岚等（2012）<sup>[38]</sup>、申珍妮（2018）<sup>[39]</sup> 的研究，以人均 GDP（ $pgdp$ ）、对外开放程度（ $open$ ）、第二产业占比（ $ind2$ ）和第三产业占比（ $ind3$ ）作为解释变量，以此构建方程式（7）进行回归。其中，对外开放程度是用进出口贸易总额占 GDP 的比重来衡量，第二产业占比和第三产业占比分别用第二产业增加值和第三产业增加值占 GDP 的比重来表示。计算出的税收努力数值描述性统计结果见表 4。

$$tax_{it}^* = \beta_0 + \beta_1pgdp_{it} + \beta_2open_{it} + \beta_3ind2_{it} + \beta_4ind3_{it} + u_{it} \quad (7)$$

表4 2010—2019年各省份税收努力描述性统计分析

年份	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
2010年	29	0.926 3	0.453 1	0.505 7	2.461 8
2011年	29	1.001 3	0.496 7	0.524 7	2.624 7
2012年	29	1.044 4	0.480 9	0.568 9	2.627 5
2013年	29	1.083 6	0.477 9	0.601 4	2.644 7
2014年	29	1.101 9	0.486 0	0.609 7	2.718 3
2015年	29	1.082 2	0.510 0	0.604 1	2.887 2
2016年	29	1.016 1	0.516 8	0.561 4	2.997 2
2017年	29	1.010 0	0.509 5	0.596 4	2.975 2
2018年	29	1.044 2	0.524 0	0.619 3	3.042 3
2019年	29	0.986 4	0.455 2	0.600 4	2.616 0

#### 4. 控制变量。

结合已有研究和可得数据,本文选取了6个可能影响税收增长的因素作为本文的控制变量:(1)地方经济发展水平(*gdp*),用地方GDP表示。(2)居民收入水平(*income*),用居民人均可支配收入表

示,计算公式为:居民人均可支配收入=(城镇居民人均可支配收入×城镇人口数+农村居民人均纯收入×农村人口数)/总人数。(3)产业结构升级(*uis*),用第三产业增加值与第二产业增加值的比值表示。(4)固定资产投资(*fai*),用固定资产投资额占GDP的比重表示。(5)通货膨胀率(*cpi*),用消费者物价指数表示。(6)政府管制力度(*govreg*),用政府行政管理费用支出占地方财政支出的比重表示,该支出在2010—2019年期间表现为地方财政一般公共服务支出。

#### 5. 数据来源与统计特征。

由于部分省份的数据不完整,本文选取我国29个省份(不包括西藏、新疆)的数据,时间跨度为2010—2019年。除了软件业务收入、软件和信息技术服务企业数和从业人员数来源于《中国电子信息产业统计年鉴》以及邮电局数据来源于《中国城市统计年鉴》外,其他指标的原始数据均来源于《中国统计年鉴》和各省份历年统计年鉴。经计算后各变量的统计特征如表5所示。

表5 各变量统计特征

变量类别	变量名称	单位	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	税收增长	%	29×10	0.122 0	0.115 5	-0.291 8	0.567 7
核心解释变量	数字经济	/	29×10	0.160 3	0.098 5	0.030 9	0.622 2
中介变量	税收努力	/	29×10	1.029 6	0.486 5	0.505 7	3.042 3
控制变量	地方经济发展水平	万亿元	29×10	2.414 0	1.926 9	0.135 0	10.767 1
	居民收入水平	万元	29×10	2.222 1	1.070 6	0.694 4	6.888 7
	产业结构升级	/	29×10	0.011 5	0.006 7	0.005 0	0.051 7
	固定资产投资	/	29×10	0.779 2	0.251 7	0.210 0	1.479 5
	通货膨胀率	/	29×10	1.026 1	0.012 0	1.006 0	1.063 0
	政府管制	/	29×10	0.093 0	0.021 0	0.042 0	0.158 6

## 五、实证结果分析

### (一) 基准回归结果分析

除上文提及的影响因素外,各省份自身的特征变量也会影响地区的税收增长情况,故采用双向固定效应模型进行基准回归,能够较好地弥补由此引发的遗漏变量问题。表6列(1)为固定效应回归的结果,总体来看模型拟合效果较好,核心解释变量数字经济对应的估计系数为-0.637 1,说明数字经济发展水平

对税收增长的影响为负,且系数在1%的水平上高度显著,具体而言,数字经济水平每增加一个单位,税收增长率将降低0.637 1%。在控制变量方面,地方经济发展水平和通货膨胀率也是影响税收增长的重要因素。另外,为了判断检验结果是否具有普遍性,本文还进行了随机效应回归和混合回归,分别见表6列(2)和列(3),两种回归结果都显示数字经济对税收增长的影响在1%的水平上显著为负。以上结果均验证了假设1提出的数字经济对税收增长存在直接作



用机制的论断，且进一步证明这种直接影响表现为负向抑制。其原因可能正如上文中所阐释的那样，在实体经济向数字化转型的过程中，包括纳税人身份判别、课税对象识别在内的一系列税收要素模糊问题以及税收管辖权划分不明确问题逐渐凸显，使偷税漏税等行为有机可乘。这些都在一定程度上引发了税收流失规模的扩大，从而对税收增长起到了负向抑制的效果。

表 6 数字经济对税收增长影响的基准回归结果

变量	双向固定效应回归	随机效应回归	混合回归
	(1)	(2)	(3)
	<i>taxrate</i>	<i>taxrate</i>	<i>taxrate</i>
<i>dige</i>	-0.637 1*** (0.215 2)	-0.269 0*** (0.100 2)	-0.256 6*** (0.074 0)
<i>gdp</i>	0.022 3*** (0.006 4)	0.002 9 (0.004 4)	0.002 7 (0.003 2)
<i>income</i>	0.018 4 (0.020 5)	0.004 4 (0.010 9)	0.004 4 (0.008 3)
<i>uis</i>	2.986 8 (2.761 0)	1.439 1 (1.146 1)	1.400 4 (0.942 2)
<i>fai</i>	-0.073 7 (0.069 3)	-0.013 6 (0.050 9)	-0.009 8 (0.024 3)
<i>cpi</i>	2.908 6* (1.431 5)	3.847 8*** (1.102 1)	3.838 5*** (0.874 6)
<i>govreg</i>	0.373 7 (0.718 3)	0.368 1 (0.399 2)	0.381 0 (0.260 1)
时间效应	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	
<i>_cons</i>	-2.725 6* (1.504 0)	-3.718 6*** (1.151 6)	-3.713 6*** (0.906 0)
<i>n</i>	290	290	290
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.776 6	0.763 9	0.745 4

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上拒绝原假设；括号中的数字为稳健标准误。下同。

(二) 稳健性检验

1. 稳健性检验一：工具变量法。

由于本文的核心解释变量数字经济是一个综合性指数，涵盖了数字基础设施、数字应用和数字产业发展三个方面，在计算整合的过程中可能会因为测量误差而产生内生性问题。此外，本文虽然已经对地方经济发展水平、居民收入水平、物价水平等多个

可能影响税收增长的变量进行了控制，但是必然会遗漏其他一些影响税收增长的潜在变量，这也是内生性问题的一个潜在来源。为了尝试解决以上内生性问题导致的偏误，本文借鉴黄群慧等（2019）<sup>[40]</sup>、赵涛等（2020）<sup>[41]</sup>的做法，选取各省份 1984 年人均邮局业务量 *post*、人均固定电话数 *tele* 作为工具变量，由于这两个变量对应的是截面数据，不适用于本文的研究样本，故分别将其与互联网宽带接入用户数 *net* 相乘以构成面板数据。其内在逻辑是，邮电和固定电话作为传统的通信工具，与日后的互联网技术有着承接发展的关系，这样一来，历史上邮电电信业务总量和固定电话数量相对较多的地区很有可能是当下数字经济发展水平较高的地区。并且随着传统邮电业务和固定电话的使用频率降低其对经济发展以及税收增长的影响日益弱化，满足工具变量的相关性和外生性要求，因此选用这两个指标作为工具变量较为合理，在一定程度上能够缓解内生性问题。本部分采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行估计，需要说明的是，由于 1984 年海南尚未建省、重庆尚未建直辖市，故没有相关数据，在此不予考虑。在工具变量检验中，两个工具变量均通过了不可识别检验和弱工具变量检验，且满足外生性假设，由此说明本文所选取的工具变量是合理、有效的。从表 7 显示的回归结果可以看出，在考虑内生性问题的情况下，数字经济仍然对税收增长产生了显著的负向影响。

表 7 内生性问题

	IV- <i>post</i> × <i>net</i>		IV- <i>tele</i> × <i>net</i>	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>dige</i>		-0.927 9*** (0.333 4)		-0.958 7*** (0.338 9)
<i>post</i> × <i>net</i>	0.018 1*** (0.003 3)			
<i>tele</i> × <i>net</i>			0.000 8*** (0.000 1)	
<i>gdp</i>	0.007 1* (0.003 8)	0.022 4*** (0.008 4)	0.007 4** (0.003 7)	0.022 7*** (0.008 5)
<i>income</i>	0.027 1** (0.010 6)	0.029 5* (0.015 9)	0.027 1** (0.010 7)	0.030 2* (0.016 1)
<i>uis</i>	1.268 3 (0.954 5)	3.373 8 (2.559 2)	1.268 7 (0.954 6)	3.411 4 (2.566 8)

续前表

	IV-post $\times$ net		IV-tele $\times$ net	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>fai</i>	0.016 5 (0.015 0)	-0.064 4 (0.041 6)	0.016 7 (0.015 1)	-0.063 9 (0.041 7)
<i>cpi</i>	-0.145 9 (0.414 5)	2.661 1** (1.080 5)	-0.149 0 (0.415 1)	2.652 3** (1.083 7)
<i>govreg</i>	0.016 3 (0.168 0)	0.379 8 (0.551 0)	0.016 3 (0.168 2)	0.380 9 (0.551 2)
时间、省份效应	控制	控制	控制	控制
<i>n</i>	270	270	270	270

## 2. 稳健性检验二：改变解释变量度量方式。

上文中关于解释变量数字经济的测度，采用的是基于变异系数求权重的模糊综合评价方法，现沿用之前的评价指标体系，改用熵权-TOPSIS方法重新测算数字经济水平值进行固定效应回归，表8结果显示数字经济水平对税收增长的负向影响依然显著，由此表明通过了稳健性检验。

表8 替换解释变量的稳健性检验

变量	替换解释变量
	<i>taxrate</i>
<i>dige</i>	-0.373 3** (0.178 8)
<i>gdp</i>	0.018 8** (0.006 9)
<i>income</i>	0.008 1 (0.020 8)
<i>uis</i>	2.399 9 (2.710 1)
<i>fai</i>	-0.075 7 (0.069 9)
<i>cpi</i>	3.083 5** (1.424 4)
<i>govreg</i>	0.245 4 (0.714 1)
时间效应	控制
省份效应	控制
<i>_cons</i>	-2.885 5* (1.501 8)
<i>n</i>	290

## (三) 区域异质性检验

我国地域辽阔，各地区的资源禀赋和发展阶段不同，区域之间存在较为严重的数字鸿沟，因此数字经济对不同地区税收增长的影响可能存在明显的区域异质性特征，有必要进行相关检验。因此，本文依据国家发改委的解释，将29个省份划分为经济意义上的东部和中西部地区，分别进行固定效应回归，结果见表9的列(1)、列(2)。

从回归结果来看，东部地区和中西部地区在数字经济对税收增长的影响上均表现为抑制作用，但抑制程度存在一定的差异。从东部地区来看，数字经济对税收增长的作用系数为-0.956 1，而数字经济对中西部地区税收增长的作用系数为-1.129 3，可见在中西部地区数字经济对税收增长的抑制程度更高。其可能的原因在于：一方面中西部地区的地域面积较广，相比于东部地区经济聚集程度较低，税源相对分散，税收征管不具备优势。即便数字经济的发展扩大了税基规模，中西部地区在税收努力方面的不足使其仍难以对税款做到“应收尽收”，严重阻碍了地区的税收增长。此外，以税收流失为主的隐性经济规模也会影响税收增长速率，根据Chen等(2020)的研究，中国中西部地区的平均隐形经济规模高于东部地区，中西部地区的隐形经济会受到官员寻租行为、政府质量以及正规经济部门的就业、投资机会不足等多维因素的影响。在数字技术的支持下，中西部地区的税基也得到了扩充，但受困于上述因素的干扰，仅仅通过提升税收征管水平是难以达到有效缩小隐形经济规模从而促进税收增长的目标的。

表9 区域异质性回归检验

变量	按东中西部分组	
	东部地区(1)	中西部地区(2)
	<i>taxrate</i>	<i>taxrate</i>
<i>dige</i>	-0.956 1** (0.418 0)	-1.129 3** (0.464 4)
控制变量	控制	控制
时间、省份效应	控制	控制
<i>_cons</i>	-4.677 0** (1.624 1)	-0.194 2 (2.456 6)
<i>n</i>	120	170
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.773 0	0.835 5

(四) 机制检验

基于前文理论机制的分析, 本文认为数字经济发展水平不仅能直接作用于税收增长, 还能通过影响税收努力间接影响到税收增长, 故本文采用中介效应模型对上述机制进行检验。设定的模型方程如下:

$$taxrate_{it} = a_0 + a_1 dige_{it} + a_2 gdp_{it} + a_3 income_{it} + a_4 uis_{it} + a_5 fai_{it} + a_6 cpi_{it} + a_7 govreg_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$teffort_{it} = b_0 + b_1 dige_{it} + b_2 gdp_{it} + b_3 income_{it} + b_4 uis_{it} + b_5 fai_{it} + b_6 cpi_{it} + b_7 govreg_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$taxrate_{it} = c_0 + c_1 dige_{it} + c_2 teffort_{it} + c_3 gdp_{it} + c_4 income_{it} + c_5 uis_{it} + c_6 fai_{it} + c_7 cpi_{it} + c_8 govreg_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,  $teffort_{it}$  为中介变量。检验步骤如下: 第一步, 对式 (8) 进行回归, 考察不存在中介变量的条件下数字经济对税收增长的影响, 中介效应成立的前提是待估系数  $a_1$  显著, 继续后续分析; 第二步, 对式 (9) 进行回归, 判断数字经济对中介变量的影响, 得到待估系数  $b_1$ ; 第三步, 加入中介变量, 对式 (10) 进行估计, 得到待估系数  $c_2$ 。如果  $b_1$  和  $c_2$  均显著, 则表明存在中介效应, 如果  $b_1$  和  $c_2$  中至少有一个系数不显著, 则需要进行 Sobel 检验, 结果显著表明存在中介效应, 反之不显著则不存在。检验结果见表 10。

表 10 机制检验结果

解释变量	(1) <i>taxrate</i>	(2) <i>teffort</i>	(3) <i>taxrate</i>
<i>dige</i>	-0.637 1*** (0.215 2)	-1.066 0** (0.390 0)	-0.353 4 (0.227 3)
<i>teffort</i>			0.266 1*** (0.065 9)
控制变量	控制	控制	控制
时间、省份效应	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-2.725 6* (1.504 0)	-4.446 3** (1.672 3)	-1.542 3 (1.506 2)
<i>n</i>	290	290	290
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.776 6	0.389 6	0.805 4

表 10 列 (1) 是上文基准回归中固定效应回归的结果, 数字经济对应的系数  $a_1$  为 -0.637 1, 在 1% 的水平上显著, 表明数字经济对税收增长具有消极影响。列 (2) 显示, 数字经济对税收努力的影响系数

$b_1$  为 -1.066 0, 在 5% 的显著性水平上通过检验, 表明数字经济对税收努力也起到了抑制作用。列 (3) 是将税收努力这一中介变量放回到数字经济对税收增长影响的回归方程中, 结果显示税收努力对税收增长的影响系数  $c_2$  为 0.266 1, 在 1% 的显著性水平上通过检验, 表现为正向促进作用。由此可见, 上述模型中的  $b_1$  和  $c_2$  均显著, 说明税收努力是数字经济抑制税收增长的作用机制。为增强中介效应分析结果的稳健性, 本文还进行了 Sobel 检验和 Bootstrap 分析, 结果显示, Sobel 检验在 1% 的水平上显著拒绝了不存在中介效应的假设, Bootstrap 检验在 95% 的置信区间不包含 0, 表明存在中介效应。

综上可知, 数字经济可以通过影响税收努力作用于税收增长, 具体而言, 数字经济水平的提升会导致税收努力程度下降, 而税收努力会促进税收增长, 所以税收增长被抑制, 前文提出的假设 2 和假设 3 也得到了印证。

六、结论与建议

本文立足于数字经济为税收领域带来的机遇和挑战并存这一社会热点话题, 从税收努力的视角切入, 基于我国 2010—2019 年的省际面板数据, 利用模糊综合评价方法在构建数字经济发展指标体系的基础上测算了各年度不同省份的数字经济发展水平, 并运用固定效应模型和中介效应模型等实证剖析了数字经济对税收增长的影响及内在的作用机制。主要结论如下: 第一, 在考察的样本期内, 数字经济水平的提升对税收增长起到了抑制作用, 可认为数字经济的高速发展对税收领域带来的挑战可能多于机遇, 通过引入工具变量、替换解释变量进行稳健性检验, 该结论依然成立; 在区域异质性方面, 东部地区和中西部地区对税收增长的影响均表现为负向, 但从抑制程度来说, 中西部地区要高于东部地区。第二, 税收努力是数字经济影响税收增长的作用机制, 数字技术日益先进, 其引致税基快速扩张进而催生出“税收收入”红利的同时, 也为各种偷税漏税行为提供了多样化的作案手段, 加上一系列税收要素模糊、税收管辖权划分不明确等问题的出现, 导致税收征管难度加深、税收流失规模扩大, 从而抑制了税收收入的高速增长。

鉴于以上结论, 本文将重点从税收征管的角度提出相关的政策建议。在数字经济背景下, 信息技术的

发展在给传统税收征管体系发出挑战的同时,也提供了诸多便利。税收制度层面相关问题的解决亟需税收治理工具和手段的有效配合,因此在实践层面,税务机关应当抓住信息技术发展的契机,创新和优化税收征管的工具和手段。具体建议如下:

一是推行自然人税务登记制度。在数字经济浪潮中,“平台+个人”交易模式的兴起吸引了大量的个体经营者加入经营活动当中,然而现行税制中关于个体经营者开展线上交易活动是否需要办理税务登记尚未有明确的规定,致使未完成税务登记的大有人在,同时这些自然人的税源相对分散,严重阻碍了税收征管工作的顺利开展。面对此类问题,尽早推行自然人纳税识别号制度不失为一个有效的解决措施。当前,我国已建立的纳税识别号制度主要针对的是企业法人机构,同时囿于网络账号的隐匿性,自然人一直游离于税务机关的监管之外。可以将自然人税务登记嵌入到其首次使用平台的注册流程中,以自然人的身份证号码作为唯一的纳税识别号,争取通过实名认证提高税务登记率,稳步推进以身份证号码为基础的自然人税收主体建设,构建国内统一的自然人税收征管系统,以实现数字经济下“平台+个人”等新型商业模式的监管效能最大化和税务登记的全覆盖。

二是建立以区块链为支撑的税务管控媒介。鉴于区块链技术具有去中心化、可追溯、信息不可篡改等特性,可以此构建高效、便捷的税务管控系统。一方面可以将区块链技术引入到电子发票管理中,传统的“以票控税”管理制度已然不再适应当前涉及海量数据的平台经济发展模式,实现发票全环节的电子化以提升发票真伪辨别度、降低征税成本是当务之急。在此基础上,还可以借助区块链的密码学和分布式存储技术,连接消费者、供应商、税务机关等每一个发票干系人,将发票的开具、流转、报销这一系列流程全

部上“链”,确保每一个环节都可追溯,每一张发票都可查、可验、可管控,从源头解决发票虚开、代开等问题,以此实现由“以票控税”向“以数治税”的转型。另一方面可建立以区块链技术为基础的涉税信息共享平台。税收征管的核心是缩小纳税人和税务部门之间的信息不对称,这就要求构建一个税收系统与其他部门的可信数据共享机制,以实现涉税信息跨部门、跨行业、跨区域的互联互通。具体而言,首先是依托信息技术打造出一个多部门、多中心的区块链信息平台,并为每个相关部门设置服务节点,不同节点之间相互关联,再利用特定的算法,对数据进行点对点传输,实现部门间的信息联动,在降低税务机关获取涉税信息难度的同时也加强了税收信息的保护,有利于提高纳税人的税收遵从度。

三是实施数字经济复合型税收人才战略。税收治理现代化的进程必然要与高素质税收人才队伍建设的进程同步推进,然而数字技术的发展日新月异,经济新业态层出不穷,在当前的局势下,税务机关亟需引进既对数字经济有所了解又熟练掌握税务信息技术的专业人才,为此,要加大对人才资源的深入挖掘。一方面,税务机关工作人员的选拔任用机制有必要迎合数字经济的发展加以完善,可以适当偏向于招收综合能力强、精通计算机技术的税务专业人才,而对于在岗的税务机关人员,尤其是接受新事物能力较强的青年一辈,则需加强数字经济和信息技术相关的培训,可邀请高校教师进行针对性指导。另一方面,需加强绩效管理,落实数字人事工作。可以将数字经济税收征管和相关人才培养纳入绩效考核体系之中,借助强大的信息技术持续深化“智慧绩效”智能化考评问效系统建设,对被考核人员的工作完成度、准确性和及时性做出“去人工化”的综合客观考量,为税收征管工作提供更具针对性、及时性的智能化服务。

## 参考文献

- [1] Dizaji M, Shafaei M. The Impact of Electronic Commerce on Tax Revenues in Selected Countries of the World [J]. Journal of Basic and Applied Scientific Research, 2013, 3 (7): 281-287.
- [2] 梁晓琴. 数字普惠金融对地方税收影响的实证研究 [J]. 审计与经济研究, 2020 (5): 96-104.
- [3] 艾华, 徐绮爽, 王宝顺. 数字经济对地方政府税收收入影响的实证研究 [J]. 税务研究, 2021 (8): 107-112.
- [4] 冯秀娟, 魏中龙, 周璇. 数字经济发展对我国税收贡献度的实证研究——基于数字产业化和产业数字化视角 [J]. 税务与经济, 2021 (6): 47-53.

- [5] 梅德祥, 何鸿, 李肖萌. 洗钱对我国逃税规模的影响研究 [J]. 西南金融, 2020 (8): 33-42.
- [6] 樊轶侠, 王卿. 经济数字化背景下国际税收规则发展——对 OECD “统一方法” 的解读与研究 [J]. 税务研究, 2020 (6): 79-85.
- [7] 代志新, 王克智, 谢波峰. 数字经济背景下促进税收遵从的理论、方法和实践 [J]. 财政监督, 2020 (6): 22-26.
- [8] 蔡昌. 电商税收流失测算与治理研究 [J]. 会计之友, 2017 (8): 2-13.
- [9] Han W. The analysis on Chinese e-commerce tax losses based on the perspective of information asymmetry [J]. Electronic Commerce Research, 2020, 20 (3): 651-677.
- [10] 张泽平. 数字经济背景下的国际税收管辖权划分原则 [J]. 学术月刊, 2015 (2): 84-92.
- [11] 王宝顺, 邱柯, 张秋璇. 数字经济对国际税收征管的影响与对策——基于常设机构视角 [J]. 税务研究, 2019 (2): 86-91.
- [12] Ting A, Gray S J. The Rise of the Digital Economy: Rethinking the Taxation of Multinational Enterprises [J]. Journal of International Business Studies, 2019, 50 (9): 1656-1667.
- [13] Noonan C, Plekhanova V. Taxation of Digital Services under Trade Agreements [J]. Journal of International Economic Law, 2020, 23 (4): 1015-1039.
- [14] 倪红日. 经济数字化、全球化与税收制度 [J]. 税务研究, 2016 (4): 3-7.
- [15] 胡连强, 杨霆钧, 张恒, 等. 基于数字经济的税收征管探讨 [J]. 税务研究, 2019 (5): 119-122.
- [16] 李蕊, 李水军. 数字经济: 中国税收制度何以回应 [J]. 税务研究, 2020 (3): 91-98.
- [17] 廖益新, 宫廷. 英国数字服务税: 规则分析与制度反思 [J]. 税务研究, 2019 (5): 74-80.
- [18] 卢艺. 数字服务税: 理论、政策与分析 [J]. 税务研究, 2019 (6): 72-77.
- [19] 张智勇. 数字服务税: 正当的课税抑或服务贸易的壁垒? [J]. 国际税收, 2020 (4): 28-35.
- [20] 张雪玲, 焦月霞. 中国数字经济发展指数及其应用初探 [J]. 浙江社会科学, 2017 (4): 32-40, 157.
- [21] 张雪玲, 陈芳. 中国数字经济发展质量及其影响因素研究 [J]. 生产力研究, 2018 (6): 67-71.
- [22] 张雪玲, 吴恬恬. 中国省域数字经济发展空间分化格局研究 [J]. 调研世界, 2019 (10): 34-40.
- [23] 刘军, 杨渊鉴, 张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究 [J]. 上海经济研究, 2020 (6): 81-96.
- [24] 焦帅涛, 孙秋碧. 我国数字经济发展对产业结构升级的影响研究 [J]. 工业技术经济, 2021 (5): 146-154.
- [25] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率 [J]. 统计研究, 2021 (4): 3-15.
- [26] 许宪春, 张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角 [J]. 中国工业经济, 2020 (5): 23-41.
- [27] 李红霞, 张阳. 数字经济对税制改革的影响及对策建议 [J]. 税务研究, 2022 (5): 68-72.
- [28] 李竺霖, 李宛姝. 数字经济下完善我国个人所得税征管机制的研究 [J]. 当代经济, 2022 (3): 19-25.
- [29] 高培勇. 如何看待当前中国的税负水平 [J]. 中国税务, 2007 (3): 8-10.
- [30] 吕冰洋, 李峰. 中国税收超 GDP 增长之谜的实证解释 [J]. 财贸经济, 2007 (3): 29-36, 128.
- [31] 周黎安, 刘冲, 厉行. 税收努力、征税机构与税收增长之谜 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (1): 1-18.
- [32] 白彦锋, 岳童. 数字税征管的国际经验、现实挑战与策略选择 [J]. 改革, 2021 (2): 69-80.
- [33] Thimmesch A B. Transacting in Data: Tax, Privacy, and the New Economy [J]. Denver Law Review, 2016, 94: 145.
- [34] Bloch F, Demange G. Taxation and Privacy Protection on Internet Platforms [J]. Journal of Public Economic Theory, 2018, 20 (1): 52-66.
- [35] 谭书卿. 数字经济税收征管的制度挑战及应对措施 [J]. 南方金融, 2020 (6): 37-44.
- [36] 姚轩鸽. 数字经济对税收征管方式的挑战及对策研究 [J]. 西部学刊, 2019 (23): 30-34.
- [37] 吕冰洋, 郭庆旺. 中国税收高速增长之源: 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.
- [38] 黄夏岚, 胡祖铨, 刘怡. 税收能力、税收努力与地区税负差异 [J]. 经济科学, 2012 (4): 80-90.
- [39] 申珍妮. 财政压力与地方政府税收努力——基于省级数据的经验研究 [J]. 税务研究, 2018 (10): 108-114.
- [40] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验 [J]. 中国工业经济, 2019 (8): 5-23.
- [41] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据 [J]. 管理世界, 2020 (10): 65-76.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

# 基线筹划、预算报告与预算-政策联结

## Baseline Projections, Budget Reports and Budget-policy Link

潘昊宇

PAN Hao-yu

**[摘要]** 基线筹划是形成和强化预算-政策联结的前提和保障,但是相关研究和改革远不充分。实践中我国预算与政策脱节的现象非常明显,表现为预算偏离国家战略重点和政策优先性,因此造成严重的后果,不仅预算资金大量浪费,也削弱了政策可持续性。本文致力于论证,包括基数法、法定支出等各种原因导致的预算-政策间脱节问题,只有系统引入基线筹划才能得到最佳解决,伴随现行预算报告的深度改革,效果将更为显著。本文还表明,主流观点所推崇的零基预算作用有限,并不能解决预算-政策脱节问题。通过清晰区分政策变化和非政策变化,以及确认这两类变化的财政影响,基线筹划有望系统地强化预算-政策间联结,由此从根本上消除了基数法与零基预算的缺陷与局限性。本文最后针对中国预算报告的内容和问题,提出筹划预算变量、宏观经济变量和政策变量一致性的改革路径。

**[关键词]** 预算-政策联结 基线筹划 政策变化 非政策变化 预算报告

**[中图分类号]** F812.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0016-11

**Abstract:** Baseline projections are the premise and guarantee to form and strengthen the budget-policy link, but related researches and reforms are far from sufficient. In practice, the delinking between budget and policy is obvious in China, which is manifested as budget deviating from national strategic focus and policy priorities, resulting in serious consequences, which not only wastes the budget funds, but also weakens the policy sustainability. This paper devotes to demonstrate that the delinking between budget and policy caused by various reasons, such as base approach and statutory expenditure, can be best solved only by applying baseline projections. With the in-depth reform of the budget reports, the effect will be more significant. This paper also demonstrates that the zero-based budget advocated by the mainstream view has limited effect and cannot solve the problem of budget-policy delinking. By clearly distinguishing between policy change and non-policy change, then identifying the fiscal impact of these two changes, baseline projections can systematically strengthen the budget-policy link. Thus, the defects and limitations of base approach and zero-based budget are fundamentally eliminated. Finally, from the perspective of the contents and problems of China's budget reports, this paper puts forward reform suggestions on projecting the consistency between budget variables, macroeconomic variables and policy variables.

**Key words:** Budget-policy link Baseline projections Policy change Non-policy change Budget report

**[收稿日期]** 2022-07-04

**[作者简介]** 潘昊宇,男,1995年1月生,中央财经大学财政税务学院博士研究生,研究方向为公共财政管理与政府预算,联系方式为 haoyup@qq.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言

中期支出框架 (MTEF) 开启了 20 世纪 80 年代后国际新一轮的预算改革, 基线筹划 (baseline projections) 作为这一框架的核心工具, 对解决增量预算 (incremental budgeting) 导致预算-政策间的脱节至关重要, 已经被许多国家在预算过程中采用。近年来, 预算改革在我国备受重视, 有望成为强化国家治理能力的关键一环, 在上述背景下, 采用基线筹划是形成和强化预算-政策联结的前提和保障。

理解基线筹划这一前提和保障要从理解预算-政策联结的重要性开始。自 20 世纪中叶以来, 增量预算的弊端逐渐暴露, 在发达国家, 宏观经济状况在石油危机后不容乐观, 同时随着政府支出的增长, 出现了不可持续的高赤字 (Balassa, 1981<sup>[1]</sup>)。在发展中国家, 由于资源稀缺而发展速度很快, 支出必须与优先事项密切联结。人们逐渐意识到, 预算已不只是一种主要完成政府财务流程和确保受托责任的补充工具, 预算更是一种提高公共资金使用效益的政策工具, 是政策制定的核心, 是将国家的政策目标转化为成果的唯一真正途径 (Fölscher, 2007<sup>[2]</sup>)。因此, 加强预算与政策间的联结对实现理想的财政成果至关重要 (Schiavo-Campo 和 Tommasi, 1999<sup>[3]</sup>; Schiavo-Campo, 2007<sup>[4]</sup>; 王雍君, 2011<sup>[5]</sup>), 在预算与公共政策之间建立直接而紧密的联结机制是非常必要的, 也是良好预算系统的关键特性之一 (王雍君, 2010a<sup>[6]</sup>)。

中国是公共支出大国, 2021 年四本预算支出达到了 45 万亿元, 占 GDP 的 40%。随着新冠疫情的常态化, 中国财政支出的压力越来越大, 收支矛盾愈发突出, 因此, 加强预算-政策联结对缓解支出压力, 提高中国财政资金使用效益至关重要。但现实中还存在许多预算-政策脱节的现象, 尤其以基数法 (base approach) 预算制定程序为代表 (王雍君, 2010b<sup>[7]</sup>)。在此方法下, 预算更多地根据当前年度的支出基数另加一个增量调整来制定, 至于占绝大部分的存量会自动延续到下一年度, 这也就意味着预算制定只考虑小部分的增量, 且这部分也不一定和政策挂钩。预算-政策脱节也同样表现在预算文件中, 例如没有正常评估现行政策未来的财政可持续性, 以及政策变化的必

要性等政策陈述。

为此, 中国出台了一系列的政策文件, 凸显了预算改革的重要和紧迫。早在 2015 年 1 月, 国务院就发布了《关于实行中期财政规划管理的意见》<sup>①</sup>, 针对收支矛盾加重、支出结构僵化等问题, 提出了预测现行政策下的财政收支、分析现行政策、测算政策变化后财政收支情况等改革内容, 这和基线筹划的内容非常接近。2021 年 4 月国务院发布《关于进一步深化预算管理制度改革的意见》<sup>②</sup>, 强调了预算约束和实现国家战略政策的重要性, 对解决预算约束力不高、资源配置效率低等问题有重要意义。

虽然很多学者意识到了预算-政策脱节的问题, 并研究了预算政策-脱节的成因、方式、解决方法等 (Fozzard, 2001<sup>[8]</sup>; 马骏和侯一麟, 2005<sup>[9]</sup>; 闫坤和鲍曙光, 2021<sup>[10]</sup>), 但本文将论证, 只有在系统采纳基线筹划后, 预算-政策联结才得以保障。基线筹划从产生到现在已经历了近半个世纪, 虽然在美国、澳大利亚、英国等发达国家得到了广泛的应用 (Muris, 1994<sup>[11]</sup>), 但它的发展过程是曲折的 (Kamin, 2015<sup>[12]</sup>), 同时, 基线筹划对促进预算-政策联结作用机制的研究依然不充分。除了提高公共治理能力这一现实意义, 本文对弥补相关文献研究的不足也同样有价值。

零基预算 (zero-based budgeting) 在最近的预算改革中备受推崇 (杨诗炜等, 2019<sup>[13]</sup>), 但本文分析发现零基预算作用有限。虽然零基预算是较为理想的预算方法, 但由于过于理想和复杂, 且对政府的预算能力要求非常高, 实施起来很困难, 因此并不能解决预算-政策脱节问题。

区别于基数法和零基预算, 基线筹划形成和强化预算-政策间联结体现在两个关键方面。首先, 通过清晰区分政策变化和非政策变化, 加强了预算过程中对政策努力的审视, 有助于应对新的治理挑战和保障财政的可持续。其次, 在预算中确认这两类变化的财政影响, 本身就是预算和政策直接联结的表现, 只有明确估算政策的财政影响, 才能确定有多少钱可花和需要花多少钱, 并将政策决定在预算准备阶段转化为支出决定, 进而保障政策的顺利执行。

本文最后站在预算报告的视角, 通过分析中国预算报告的内容和问题, 提出筹划预算变量、宏观经济变量和政策变量之间一致性的改革路径。

① 资料来源: [http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-01/23/content\\_9428.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-01/23/content_9428.htm)。

② 资料来源: [http://www.gov.cn/zhengce/content/2021-04/13/content\\_5599346.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2021-04/13/content_5599346.htm)。

## 二、预算-政策联结内涵界定以及脱节的症状和后果

### (一) 预算-政策联结的内涵界定

预算-政策联结包括两个含义,分别为紧密的联结和有机的联结。预算贯彻公共政策的核心工具,意味着预算首先要和政策之间形成直接紧密的联结。新《预算法》<sup>①</sup>第三十二条规定:“各级政府依据法定权限作出决定或者制定行政措施,凡涉及增加或者减少财政收入或者支出的,应当在预算批准前提出并在预算草案中作出相应安排。”因此,预算-政策间紧密联结包含两个条件:预算能有效约束政策选择;预算能将政策决定同步转换为支出决定(Allen, 1996<sup>[14]</sup>)。

首先,预算必须能够约束政策选择。政策不能脱离预算准备阶段,不受约束的政策如同脱缰的野马,很容易失去目标和方向。同时政策也要受有限资源的约束,政策制定的质量再高,如果在财政上是不可持续的,再好的政策也无法实施下去,进而优先性也就得不到保障。其次,预算必须能够把政策选择同步转换为支出决定,如此才能评估政策的财政影响,不仅有助于政策选择,还能明确政策的预算安排,保证政策落地实施。具体来说,在做出政策决定之前,就应该确定政策变化的资源影响,即使非常粗略,并在预算准备的早期阶段就将政策决定转化为支出决定。这就要依靠预算对政策的未来资源含义做全方位的评估,包括现行政策和新政策的资源含义,以及经常支出和资本支出组合(王雍君, 2021<sup>[15]</sup>)。

但预算-政策的直接联结并不一定保证资金能花在高优先级的政策上,即不保证支出优先性准确反映国家战略优先性和政策重点,而这正是预算-政策间联结的根本目的。如果再进行比喻,那就是如何识别出千里马并确定正确的目的地和最短路线。于是,预算-政策联结的第二个含义就是预算-政策间形成有机的联结,这样资金才能优先分配给社会回报率更高的政策和规划,还能把回报率低的资金转移到高回报率的政策和规划,保障资金的配置效率(Schick, 1998<sup>[16]</sup>)。

### (二) 预算-政策脱节的症状和后果

现实中预算和政策脱节的现象非常严重,主要症状表现为预算安排偏离国家的战略重点和政策优先性,以至沦为分钱游戏和碎片化。

对预算而言,预算没有将政策同步转化为相应的支出决定,而是根据上年预算这一基数来确定。在基数法下,预算申请的重点是增量部分,而对占预算绝大比例的存量缺乏审查,默认延续到下个预算年度,预算的配置效率得不到充分发挥。增量部分由基数附加一个调整系数决定,调整系数有可能参照收入增长幅度或者财政支出目标来确定。国务院《关于进一步深化预算管理制度改革的意见》中也指出,现行预算制度存在支出固化僵化,与财政收支增幅或生产总值层层挂钩的问题。

对政策而言,政策制定不考虑现实状况,包括发展状况和财政状况,未受到预算的有效约束。政策不能脱离预算程序而单独存在,否则将无法保障相应的资金和进度安排,政策目标也就成为空谈。现实中存在一些政策脱离约束的现象,例如预算和政策“两张皮”,“一年预算,预算一年”,预算执行中新政策不断,只能对预算进行频繁调整,严重冲击和干扰预算执行。法定支出问题也是政策脱离约束的表现之一(陶勇, 2014<sup>[17]</sup>),有关法律法规<sup>②</sup>明确规定了一些政策的支出比例和增长幅度,涉及范围很广,资金数额庞大。《预算法》同样是法律,实际执行起来必然要起冲突。这部分政策实际上脱离了预算的约束,因为通过法律的形式确定下来,既难以根据社会发展变化进行调整,也无法考虑财政的可持续性。

预算-政策脱节现象由来已久,一旦脱离政策目标,预算就会变成分钱游戏,预算决策会更多地与权力、政治、个人、团体利益等因素有关,而不是国家战略重点和政策优先性(Downs, 1957<sup>[18]</sup>),进而导致“公地悲剧”的发生(Hardin, 1968<sup>[19]</sup>)。由此引发的诸多不良后果威胁着中国的公共治理,主要包括预算后果和政策后果。预算后果是指,预算无法对重点政策进行优先配置,导致公共资金的大量浪费,每一笔钱能贡献的最优社会效益也会受到损失。政策后果是指,政策的制定与执行不考虑财政状况,导致政策不可持续<sup>③</sup>的风险变高,政策的目标成果随之受到削弱,同时降低了政府的公信力。

因此,加强预算-政策联结意义重大,不仅可避免脱节带来的负面后果,同时使公共资金得以有效利用,发挥出应有的价值。政策的落地实施也得到了保

① 资料来源: [http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2019-01/07/content\\_2070252.htm](http://www.npc.gov.cn/zgrdw/npc/xinwen/2019-01/07/content_2070252.htm)。

② 例如《农业法》《教育法》《科技法》等。

③ 政策的不可持续包含两个含义,第一个是现行政策无力应对新的社会挑战,第二个是在财政上不可持续。



障,增强了政策的可靠性和可信度,进而实现政策目标,提高政府公共治理能力。

### 三、基线筹划形成和强化预算-政策联结的原理

#### (一) 原理一:清晰区分政策-非政策变化

##### 1. 政策变化。

政策变化指的是从现行政策到新政策的变化,为此,基线筹划必须首先区分现行政策和新政策。审视现行政策及其变化对强化预算-政策联结意义重大,体现在两个方面:第一,现行政策是否能持续应对新的社会挑战;第二,现行政策和新政策是否在财政上可持续。这既有助于预算-政策间的直接联结,又有助于资源的有效配置。

预算正是通过特定的政策使纳税人的资金发挥作用,而特定的政策对应着特定的目标和成果,反映了国家和社会面临的治理问题和挑战。当今社会发展速度不断提高,节奏也在加快,涌现出各种新的需求和问题,因此,现行政策也要随之进行及时的调整,并出台新的政策。现行政策为应对治理挑战提供了一个良好的基准,一方面,审视现行政策相当于对政策进行直接的审视,这是基数法无法做到的;另一方面,为应对新的治理问题而进行的政策改变是一个变化过程,首先要考虑现行政策是否能满足新的需求,若不能满足就要考虑改变现行政策或出台新的政策,而现行政策就是这个变化的基础。很难想象政策保持不变能解决发展中遇到的各种问题,政策变化反映了政府为应对新的挑战做出的努力,在有限资源的约束下,这种努力转化为预算向重点政策的优先配置。

除了发展的可持续,财政的可持续性也是政策持续性的又一体现,政策制定若不考虑财政状况,不仅会提高财政风险,政策目标的完成也不能得到保障,甚至变成一种理想或空想。现行政策同样为评估财政可持续性提供了一个起点,首先是现行政策不变下是否有足够的资金支持,若不可持续那就意味着必须改变现行政策。若有新的财政空间便可以支持新的政策,新政策同样要满足财政可持续性。对财政总量目标的约束也可以促进资源的配置,当面临更高优先级的政策时,预算就要考虑节约或削减低优先级政策,并将这些资金转移到高优先级政策中。

##### 2. 非政策变化。

非政策变化也会影响政策反映在预算上的变动,

例如现行政策要根据通货膨胀、人口、特定价格、利率等参数进行调整。因此,将非政策变化与政策变化进行区分,以反映政策努力的净效应,和区分现行政策-新政策同样重要,共同构成了预算-政策联结的先决条件。

人们看到政府预算报告的时候通常会问的第一个问题是,政府是在增加还是在减少对某项政策的承诺?比如义务教育规模、医疗卫生覆盖面积、环境保护等。然而,这些不能简单地通过比较下一年的预算水平和本年度的实际支出来确定。许多因素影响着在不改变任何政策的情况下维持一项政策所需的资源,仅仅简单比较当前支出和预算中的数据有可能会得出错误的结论。例如,通货膨胀增加了维持现行政策下未来的开支,公共部门的工资水平增加,还有受益人数的变化影响了特定规划的人口基础,这些只是代表了现行政策没有发生改变的支出水平。

没有将非政策变化区分开来,人们将无法判断预算的增加是否代表了政策的扩展。因此,将维持现行政策不变下的支出与拟议政策变更的支出区分开来非常重要,它有助于决策者和公众理解政策提议相对于现状产生的后果。这对于收入来说同样适用,通过审视现行收入政策下的未来财政状况,决策者可以判断他们是否必须削减支出和增加收入以填补缺口,或者是否有充足的资金用于增加支出或减税。

我们可以通过一个例子来更好地认识基线的重要性,假设某政府正在进行教育、医疗卫生和环保三个领域的预算准备,如表1所示,基线筹划的内容包括收入、支出、赤字<sup>①</sup>。假设2021年收入总计450亿元,教育、医疗卫生和环保的实际支出分别为200亿元、150亿元和100亿元,赤字政策为收支平衡,不考虑债务。假设现行政策不变的情况下,根据通货膨胀、服务人数等因素调整后2022年的收入为490亿元,教育、医疗卫生和环保支出分别为220亿元、165亿元和110亿元,总计495亿元,赤字为5亿元。现在进行2022年的预算申报,教育、医疗卫生和环保的预算申请分别为210亿元、180亿元和110亿元,从中可以得出丰富的信息。

首先,我们可以获取政策变化信息。如果只对比决算和预算的话,那么就会得出三项政策都得到扩展的错误结论,实际上,对比基线和预算就会发现,教育支出实质上减少了10亿元而不是增加了10亿元,

<sup>①</sup> 这里的“赤字”严格来说应表述为“赤字/盈余”,为了表述方便,下文统称为“赤字”。

表1 基线筹划示例

政策 (亿元)	2021 决算	2022 基线	2022 预算	2022 政策变化	2022 政策变化率
收入	450	490	500	10	2.0%
教育	200	220	210	-10	-4.5%
医疗卫生	150	165	180	15	9.1%
环保	100	110	110	0	0.0%
支出总计	450	495	500	5	1.0%
赤字	0	5	0	-5	-100%

资料来源：作者自行编制。

医疗卫生增加了15亿元而不是增加了30亿元，环保没有变化而不是增加了10亿元。同理，收入增加了10亿元而不是增加了50亿元，赤字减少了5亿元而不是没有变化，这说明政府为了满足支出需求或平衡赤字，改变了收入政策从而增加收入。其次，我们可以得到资源配置的信息。教育减少了10亿元和医疗卫生增加了15亿元说明资源从教育转移到了医疗卫生领域，即表明政策重点发生了向医疗卫生的偏移，而环保政策则没有变化。最后，我们还可以得到政策变化的相对程度信息，这一相对程度可以用政策变化和基线的比例表示，代表着预算提议相对于政策不变情况下支出的相对变化。

以上例子反映了预算制定一项关键原则，即清晰区分政策变化和非政策变化，政策变化反映政府为应对挑战做出的新政策努力，非政策变化则与这一努力无关。如果这些信息能充分反映在预算报告中，那么审批部门和监督者将会清楚地看到政府在哪些政策上做出了改变，政策制定者也会被迫直面政策问题。因为在发展变化不断出现的现代社会，政策变化是必须也是必然的，即使像社会保障等法定支出，也需要经常进行政策审视，以防范现行政策不能满足未来的支出需求，或在财政上不可持续。考虑非政策变化会提高预算的全面性和预见性，有助于政府对未来的政策努力做好充足准备，从而加强了预算-政策联结。

(二) 原理二：确认政策-非政策变化的财政影响

确认政策-非政策变化的财政影响，旨在从预算的角度计量政策的努力程度，并将政策的支出决定在预算准备阶段就确认下来，起点是现行政策基线（线下），重点则要放在新政策基线（线上）。如前文所述，预算要能约束政策选择，并能将政策决定同步转化为支出决定，共同构成了预算-政策形成直接联结的两个前提条件。确认两类变化的财政影响要求核

算政策的完全成本和支出需求，即未来1~3年甚至更长时间内需要花多少钱，以此作为约束政策和预算申请的依据。没有了这种核算，预算申请的根据便消失了，很容易矮化为简单的分钱游戏。对于收入、赤字和债务政策来说也一样，通过核算现行政策的可用资源，政策之间不断地进行磨合和协调，使得这些财政变量最终达成一致。

制定政策却不估计政策成本和支出需求就意味着预算-政策的脱节，因为“钱”和“事”本来就是深度绑定的关系。没有预算资金的支持，事情大概率不会办好；没有政策的指引，钱就不知道该怎么花。结果可想而知，政策成果被破坏，无力面对现实中的各种挑战；资金被错误配置，纳税人的钱财遭到浪费。因此，除了在预算-政策间形成直接联结，确认两类变化的财政影响对于实现两类重要的财政成果——约束财政总额以促进财政健全性，成本效益分析以实现资源优先配置，同样具有决定性作用。通过大致确认未来中期甚至长期的财政空间，从而降低发生财政风险的可能性；通过较为精确地确认政策的成本和效益，实现有限资源下政策的优先性排序。

基线筹划同样要求在预算准备阶段尽早确认两类变化的财政影响，因为政策要受到预算的约束，不仅要计量政策的财政影响，还要保障政策在预算准备阶段及时转化为支出决定，防止政策逾越预算准备干扰预算的执行。现实世界中有多多种多样的挑战，但是资源却是有限的，因此预算准备会面临艰难的选择。逃避这种抉择而把困难交给未来会产生更严重的后果，使得预算无法根据计划顺利执行，也无法保障中途出台的政策有充足的资金支持，甚至挤占优先政策的资源，结果便是政策执行的失败和预算过程的低效率。因此，必须在预算准备阶段就要将政策的支出决定确认下来，明确纳入预算政策的支出安排，以保障优先政策的顺利进行。

收支被刻意地高估或低估也会导致预算不能按计划执行,尤其是部门倾向于高估收入和低估支出。对于收入来说,高估有利于渲染可得资源的乐观性,夸大财政空间从而可以在预算中纳入更多的政策。对于支出来说,低估使拟议政策更容易通过,并且在预算执行期间增加拨款变得情有可原,提高基数法下后续预算申请的基数,为支出部门争取更多的份额。在预算执行阶段意识到这些问题为时已晚,由于政策的惯性,预算开始执行之后很难再终止,结果所有的政策都在进行,但必然有一部分政策执行效果不佳。

为此,基线筹划保障在预算准备一开始就建立可靠的把关机制,在宏观经济和政策框架下给各支出部门下达严格的支出限额,将部门的支出限制在基线之下,除紧急突发事件外,任何预算执行期间的政策都不会被考虑。这也提高了部门在资源约束下正常评估收支的动力,并尽可能地提高资金的使用效益。

除了预算准备阶段,预算过程的其他阶段也要审视和评估政策-非政策变化的影响。在预算审查阶段,预算审批机构扮演着预算审查和监督的作用,因此要掌握足够的信息来审视预算提议对政策目标、财政状况、受益人群等的影响,在条件允许的情况下也可以独自评估两类变化的财政影响。如美国国会预算办公室帮助国会制定独立的预算报告,包括经济和预算的筹划、成本的测算、分析总统制定的预算、提供政府预算提案的替代方案等<sup>①</sup>,独立的测算对预算的审查和监督起到了重要作用。

在预算执行阶段,由于基线会受到非政策参数的影响,宏观经济如通货膨胀率、经济增长率、服务人口数等预测误差将对预算执行造成一定的冲击。因此,基线信息需要定期进行滚动调整以控制预测误差,对政策的支出安排也要进行矫正,以保障预算的顺利执行。在预算评估阶段,通过掌握政策的成本效益信息,评估政策的绩效指标,从而为政策的改进和优先性排序提供依据。同时也能据此评估资源的节约程度,为新政策提供预算空间,从而激励部门管理效率的提升。

### (三) 基线筹划相对于基数法和零基预算的优势

预算在过去几十年的改革发展中,一直在寻求增量预算与理性预算(rational budgeting)之间的平衡(Howlett和Ramesh,1995<sup>[20]</sup>)。增量预算,例如基数法,虽然有助于在有限的时间和精力下对大量且复

杂的政策进行权衡,节省决策成本,但由于预算制定的基础是预算基数而不是政策,不利于预算与政策间的联结。而理性预算,例如零基预算,虽然堪称制定政策和预算决策的理想模式,但由于实施门槛过高,不能现实地描述政府决策的实践。

基数法最大的优点就是简单易行,无需考虑现实中需要解决的各种问题,只需要在上一年基础上做轻微调整,既得利益者能继续享有原来的份额,避免了过度讨价还价。但是后果也是灾难性的——造成预算-政策之间的脱节,预算的政策功能近乎丧失,成为一种分钱游戏。因为预算制定和政策无关,很难想象在这样的情形下,预算会对国计民生做出贡献,甚至产生许多负面后果。典型的就浪费纳税人的钱财,并且政策失去了预算资金的支持,无力应对社会发展新的挑战 and 财政风险,损害政策的可持续性。

事实证明,零基预算的改革同样是失败的(Schick,1978<sup>[21]</sup>),原因在于它对政府的预算能力要求极高,当政府不具备或缺失这些条件时,改革必然面临失败。如同它的字面含义,“零基”意味着一切从零开始,不仅要求支出部门每年重新编制预算申请,政府高层也要对这些预算申请进行重新审视和排序。虽然前一年的预算不再成为下一年预算决策的基础,但预算工作需要推倒重来,不管是对支出部门还是政府高层,这产生了几乎不可能完成的工作量。

零基预算对技术的要求也同样苛刻,要求支出部门有高水平的预算分析能力,这需要预算分类系统、政府会计、专家、电子信息数据库等配套条件的支撑。在政治层面,由于零基预算的决策是自下而上的,支出部门为了自身的利益,可能会采取各种策略保护本部门的预算份额,甚至增加预算开支。因而造成部门间过度讨价还价,增加决策成本,不同政策和规划的优先性排序也同样困难。

因此,鉴于以上种种理由,零基预算在实施过程中很容易退化增量预算。支出机构为了完成工作和利益考量,只能将过去的预算申请作为参考,大部分预算申请要么和过去一样,要么只进行了略微变动,最终结果和基数法并没有本质区别。对政府高层来说也一样,由于工作量巨大和信息不对称,政府为了控制支出只能对所有预算申请一并进行削减,导致资金无法对优先政策进行优先配置,引发公共部门中劣币驱逐良币的现象。例如,杨广勇和杨林(2019)<sup>[22]</sup>发

<sup>①</sup> 资料来源: <https://www.cbo.gov/publication/57358>。

现,珠海市某区实行零基预算试点改革后,部门预算整体支出和项目支出的绝对规模均未实现大幅压减,预算结果仍表现出较强的渐进增长特征。改革前后部门预算份额的相关系数在0.95以上,表明零基预算改革对预算结果并未产生显著影响。

区别于基数法和零基预算,基线筹划的根本性优势在于为预算编制提供了一个现实可行的基础,即现行政策。基线筹划以现行政策为起点,筹划未来3年以上政策的可持续性,这加强了对政策的审视,而不是像基数法那样与预算基数挂钩。在此基础上筹划现行政策变化和新政策,实现边际变动最大化,避免预算的渐进主义。Crain和Crain(1998)<sup>[23]</sup>实证研究了基线筹划对美国州预算变化的影响,结果发现,相对于未实行基线筹划的州,实行基线筹划的州预算支出表现出更大的变动率。

另一方面,相对于零基预算,现行政策可以告诉我们现状和未来的方向,避免盲目和浪费大量时间重新制定所有的政策。首先,现实世界问题繁多,决策者会产生将哪项政策放入议程中的疑问,相比把一切工作推倒重来,我们对现行政策的了解要更多,现行政策的内容、进度和问题对预算制定会是一个很有帮助的参考。其次,由于人有限的认知能力和大量的预算工作,我们难以对现状进行足够的掌握,并且完成所有的政策制定,这成为众多理性预算改革失败的原因之一。基线筹划将预算提议重点放在基线附近,避免人的有限理性处理过于复杂的决策。

基线筹划也可以缓解部门间的利益冲突,因为它提供了一种中立、一致的方法来评估不同支出部门的政策变化。很多支出部门的预算信息呈现方式存在不一致性,这为预算信息的有效利用带来困难。更重要的是,基线筹划是一个自上而下的预算过程,它不仅要求统一的基线和部门间的协调,更要求支出部门在预算的约束和指导下进行预算申请。包括政府高层和财政部制定经济政策框架,各部门在这一框架下准备预算,并加入适当的谈判和过程迭代,政府高层要发挥引领作用,避免过度讨价还价等。对于谈判双方来说,基线是一个共识,即预算提议和谈判是从现行政策这个基础上开始的,而不是预算资金,避免了大范围的利益波动引起不同部门间的矛盾。另一方面,通过自上而下建立硬的预算约束,迫使支出部门努力审

视现行政策的改善和新政策的预算空间,防止了预算的僵化。

#### 四、当前中国预算报告的内容和问题

基线筹划不仅是理想的预算程序和方法,也是编制预算报告的理想制式。自预算诞生以来,预算报告就作为记录政府收支的“账本”延续至今,在当今公共支出管理的新时代,预算报告不仅是一种记录工具,更是规划和政策制定的重要工具(Schiavo-Campo和Tommasi,1999<sup>[31](349)]</sup>)。国际上对预算报告的标准建立了一套通用的准则(OECD,2017<sup>[24]</sup>),以促进决策、财政管理和政策对话。准则包括四个支柱:(1)财政报告。提供政府财政状况和绩效的相关、全面、及时和可靠的信息。(2)财政预测和预算。提供政府的预算信息和政策意图的明确声明,以及对公共财政演变的全面、及时和可信的预测。(3)财政风险分析和管理。以确保公共财政的风险得到公开、分析和处理。(4)资源收入管理。

2018年3月中央办公厅在《关于人大预算审查监督重点向支出预算和政策拓展的指导意见》<sup>①</sup>中指出,预、决算报告应当重点报告贯彻落实党中央重大方针政策和决策部署的主要情况;报告重大支出政策和税收政策调整变化情况;报告收入、支出安排及赤字、债务规模等财政总量政策与国家及本区域年度经济社会发展目标、宏观调控要求的一致性情况。在保持预算报告、财政预算草案纸质文件提供方式基础上,探索以电子化方式提供预算文件。因此,研究我国预算报告的内容和问题,并探索如何将基线筹划运用到当前预算报告中,对加强预算-政策联结具有重要意义。

##### (一) 中国预算报告的内容

以中央政府为代表,中国预算报告主要包括《中央和地方预算执行情况与预算草案报告》(以下简称《预算执行与草案报告》)、《政府工作报告》《中国经济和社会发展规划和远景目标纲要》(以下简称《规划和纲要》)和《预决算报表》<sup>②</sup>。《预算执行与草案报告》陈述了上一财政年度的预算执行情况和本财政年度的预算草案,预算草案部分首先分析了本年度的财政收支形势,表明经济社会可以

① 资料来源: [http://www.gov.cn/zhengce/2018-03/06/content\\_5271524.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2018-03/06/content_5271524.htm)。

② 资料来源: <http://www.gov.cn/zhengce/xgk/index.htm>。

持续健康发展，之后对主要的收支政策进行了简要说明，并按四本预算列示了总收支数额。《政府工作报告》陈述了政府过去的工作情况和未来的主要规划，报告先对政府过去的经济和政策成果做了介绍，之后确定本年度经济社会发展总体要求和政策取向，最后说明了政府将要完成的工作任务。《规划和纲要》阐明了国家的战略和政策框架，明确政府工作重点，和《政府工作报告》相比，《规划和纲要》的战略布局更加长远，内容也更加详细和具体。报告开篇同样对过去的经济和政策状况做了回顾，之后明确了未来15年的长期远景目标和未来5年中期经济社会发展的主要目标，中期目标包括经济增长、就业率、居民生活、绿色经济、安全保障等。接下来论述了具体的政策规划，这部分内容占了全文绝大部分比例，最后说明了保障政策实施的一些措施。《预决算报表》按四本预算列示了收入和支出的数据，支出还按照功能进行分类。

## （二）中国预算报告存在的问题

经过预算改革的不断推进，中国的预算报告有了很大进步，表现为预算透明度提高，报告内容越来越丰富，结构也趋于合理，预算数据越来越详细等。但也存在着很大的进步空间，尤其是预算报告政策陈述的本质，体现在以基数法为代表的预算方法需要升级换代，政策必要性和合理性陈述不足等方面。美国、新加坡、中国香港等预算制度发达的国家和地区，都把政策的必要性和合理性陈述作为预算报告的核心内容<sup>①</sup>。

政策的必要性和合理性陈述直接对应着预算-政策联结的两个含义。一方面，政策必要性指的是为什么政策变化是必要的，由于政策是实现国家战略和解决社会问题的工具，现实的复杂多变会导致政策需要及时变化，有必要对政策进行经常性的审视，包括发展政策和财政政策。又因为政策需要预算资金支持才能变为现实，预算资金来自纳税人并委托给政府进行公共治理，政府理应对纳税人负责并产出相应的成果。因此，预算报告进行政策的必要性陈述，对保障财政纪律和实现资源的有效配置至关重要。

另一方面，政策合理性指的是政策估计的支出需求是正常的，没有高估或低估，且有足够的资金来源保障政策的持续性。在预算准备阶段估计政策的支出

需求，并在预算报告中将政策决定转化为支出决定，相当于以法律文件的形式把政策和预算，以及两者间的联系确定下来。又因为政策要实现相应的成果，前提保障是在财政上可持续的，且不能高估或低估支出需求，结合在预算准备阶段就要做出支出决定，保证了政策在程序和财政上都受到预算的约束。因此，预算报告进行政策的合理性陈述，对预算-政策间形成直接联结至关重要。

在政策必要性陈述方面，虽然中央预算报告中指出了过去和未来的战略重点和政策优先性，但是现行政策和未来的政策变化衔接不够紧密，如何从现行政策过渡到新政策的论述还不够。现行政策的进度、取得的具体成果、解决问题的程度、当下和未来面临的新挑战、为什么继续当前政策或政策变化是必要的、优先性排序等信息陈述不充足，决策缺乏合理依据，导致政策制定的碎片化和盲目性，损害了政策的可信度。另外，《预决算报表》中预算只到二级科目，决算才显示三级科目，给人一种预算编制时先按某种标准分配资金，预算执行再决定资金用途的直观感受。

不只是现行政策和政策变化之间，经济目标、财政目标和政策目标间以及内部也同样缺乏衔接或一致性，例如不预测未来的经济增长、人口、就业等基础经济假设却指定未来的收支增长目标，不明确政策目标对经济目标的贡献，既要降低通货膨胀又要降低失业率，某些政策和经济增长、降低失业率之间存在矛盾等。缺乏一致性不仅会影响政策做出贡献的必要性，还会使政策的合理性变得难以评估。

在政策合理性陈述方面，首先，预算报告中只列示了相关政策内容，而没有对优先政策和规划进行支出需求的测算，评估政策的持续性也就无从谈起。还表现在预算报告“钱”和“事”的分离，各个报告之间的政策和预算缺乏基本的联系，且预算按照四本预算和功能进行分类，资金花在哪些政策上，支出多少数额都不明确。其次，虽然预算报告中提到要保持宏观可持续性，但是没有关于可持续性详细和可靠的评估，使人们产生政策是否能持续下去的疑问。例如未来的收支盈余是否可以持续偿还债务本金及利息，还应对赤字进行科学分类，区分政策-非政策变化的财政影响，这样才能评估现行政策以及政策变化的持续性。预算报告中的财政赤字并不符合国际上的赤字

<sup>①</sup> 参考美国、新加坡、香港的预算报告，资料来源：<https://www.govinfo.gov/app/collection/budget>；<https://www.mof.gov.sg/singaporebudget>；<https://www.budget.gov.hk>。

概念,和基线筹划并不匹配,至少应包括综合赤字、运营赤字和基本赤字(王雍君,2016<sup>[25]</sup>)。

## 五、朝向筹划三类变量一致性的改革路径

### (一) 筹划三类变量一致性的重要性及路径

基线筹划发挥作用的原理在于区分政策-非政策变化,并评估各自的财政影响。在实际操作中则表现为筹划预算变量、宏观经济变量和政策变量的一致性<sup>①</sup>。因为三类变量间的一致性为预算-政策联结的内涵条件,共同组成了一个实现理想财政成果的协调性系统。如果政策目标不考虑财政状况,那么政策的实现就难以保障;而财政状况又依赖于科学的宏观经济预测;宏观经济预测又要考虑到现行政策和政策变化。这些变量间存在复杂且密切的联系,因此筹划三类变量一致性是一个不断迭代的过程,理想状况是各个变量最终收敛到稳定状态。

一致性迭代的关键是现行政策不变假设,如前文论述的内容,只有以审视现行政策为起点的预算准备过程才是最优的,重点则是政策变化。因此,基线筹划的实际操作过程如下:(1)首先假设现行政策不变预测宏观经济。(2)根据宏观经济和现行收入政策预测收入基线。(3)根据现行支出政策预测支出基线。(4)根据收入和支出计算赤字和债务基线,结合宏观经济状况判断赤字和债务的合理性。(5)如果赤字处于可持续的范围内,甚至盈余,那么就要返回第(3)步,根据政府战略规划考虑制定新的支出政策。(6)如果不可持续,就要返回第(2)步和第(3)步,要么改变现行收入政策,要么改变现行支出政策。(7)再返回第(1)步,考虑现行政策的改变对宏观经济的影响,进而影响财政收入。(8)重复上述过程直到变量间达成一致。

### (二) 筹划三类变量一致性过程的具体内容

#### 1. 宏观经济预测。

宏观经济预测是预算准备工作的开端与基础,最初要在现行政策不变的假设下进行。其中,GDP的预测是预测财政收入、政策筹划、赤字筹划的基础;通货膨胀和价格是支出预测的基础;利率是债务筹划的基础;就业是财政收入和GDP预测的基础;储蓄、投资、进出口是GDP预测和赤字筹划的基础;经济周期影响未来赤字政策;等等。宏观经济计量模型是

被广泛采用的预测方法,比较流行的模型包括动态随机一般均衡(DSGE)模型和时间序列(time series)模型。其中时间序列模型比较符合现行政策不变下的预测特点,而DSGE模型可以考虑政策冲击。

#### 2. 财政收入筹划。

财政收入预测是在宏观经济预测的基础上进行的,税收收入占总财政收入的绝大部分,而税收取决于税率和税基,因此,对税收政策、税率和纳税主体进行详细的分析,有助于提高财政收入预测的准确性。这一步为了确定现行政策不变下能为支出政策提供多少资金,如果有必要改变现行收入政策,就要在制定一些可行方案后,重新把宏观经济预测和收入预测进行一致性磨合。

#### 3. 财政支出筹划。

财政支出筹划同样以现行政策为起点,预测现行政策不变下未来3~5年的支出额,和财政收入共同作为计算赤字的基础。如果有多余的财政空间,那么政府要就着手筹划新政策,以应对发展挑战;如果财政不可持续,则需要对现行政策进行削减。对现行支出政策做出改变也会影响到宏观经济状况,因此,支出基线和收入基线的线上部分要一并纳入到对宏观经济预测的影响当中。

#### 4. 赤字筹划。

赤字基线等于收入基线减支出基线。财政赤字目标要根据宏观经济状况、财政收入和支出政策共同确定,标准是在保证财政支出有充足资金支持的情况下,又不会对其他经济和政策变量起到消极作用,即财政赤字的审慎水平(王雍君和潘昊宇,2021<sup>[26]</sup>)。经济增长是保证赤字可持续的根本,只有在中长期经济增长率大于利率,政府债务和GDP比率才不会快速增长,而是会收敛到一个稳定状态。

#### 5. 债务筹划。

债务分为存量和流量两个概念,赤字实际上是当年政府的新增借款需求,也就是债务的流量部分,不包括偿还旧债的本金和利息。不管是存量还是流量,都要由未来的财政收入来偿还,因此,在进行债务筹划时一定要考虑到历史债务存量以及预算年度和未来需要偿还的本息额,偿还部分应包含在财政支出当中。

#### 6. 敏感性分析。

预测毕竟不是完全准确的,当出现较大偏差时,

<sup>①</sup> 预算变量也称财政变量,包括收入、支出、赤字/盈余和债务;宏观经济变量包括GDP、通货膨胀、储蓄、利率、就业、进出口等;政策变量指政府预期实现的政策目标,如教育质量提升、加强医疗保障等。

会对政策的持续性造成一定威胁。因此，要对预测结果进行敏感性分析，分析变量的变动范围，提前制定应对措施。可以设定情境进行分析，例如GDP、利率、通货膨胀等宏观经济变量变动一定比例，对财政收入造成多大的影响，发生地震、山洪、海啸等公共风险事件对目标变量的影响，相对应地设置适当的储备基金。

(三) 部门互动与预算报告

基线筹划也是财政部门与支出部门间互动的过程，预算报告则作为预算信息的载体，在政府内部和外部传递关键信息。财政部门在其中发挥着主导作用，负责统筹基线筹划的整体工作，包括一致性筹划，目的是向支出部门发布《预算政策指南》，指导支出部门今年和未来的主要预算任务。指导内容包括：明确未来的宏观经济形势和可用收入，给支出部门下达严格的支出限额，避免支出部门过度讨价还价，包括继续当前政策的线下限额和新政策的线上限额；明确未来的政策框架，指导支出部门完成政府政策的优先事项，包括现行政策、新的重大政策和现行需要改变的政策。

指导工作的基础在于量化基线的财政影响。对于财政收入来说，收入基线由财政部门、税务部门和其他收入征管部门共同测算，财政部门负责掌握和运用。对于财政支出来说，支出基线由支出部门测算，包含在每年更新的《中期财政规划》中提交财政部

门掌握。财政部门 and 支出部门间可以成立一个预算指导工作组，专门负责预算编制工作正式开始之前，指导支出部门根据财政部门政策需求的测算工作，同时防止支出部门对基线的高估和低估。例如，测算政府发布新的战略和政策规划；分析赤字和债务后发现财政不可持续性，测算改变现行政策的影响；等等。

因此，当前“两上两下”<sup>①</sup>部门预算制度需要改革为“自上而下启动”，和“自下而上”相结合。财政部门的角色要从被动的“预算接受者”转变为“预算指导者”，以此实现对预算进行有效控制和引导政策落地这两项预算的核心任务。在发布《预算政策指南》后，支出部门就要开始进行预算的准备工作，根据预算限额和政策框架向财政部门提交《预算草案》，内容包括现行政策基线、新政策基线、具体规划和措施、时间进度等。支出部门还应承诺和测算节约基线，以反映改进管理与技术、减少浪费、把低价值支出转移到高价值支出等节约措施带来的效益。节约额全部或部分留给支出部门，用作工资、奖金、报销、福利等，以此作为改善运营绩效的激励机制。但前提是必须保质保量完成任务，否则要进行相应的惩罚。

为了有一个系统性的认知，图1展示的是，基线筹划过程中如何进行预算变量、宏观经济变量和政策变量的一致性迭代，部门间如何互动，以及产出的预算报告。

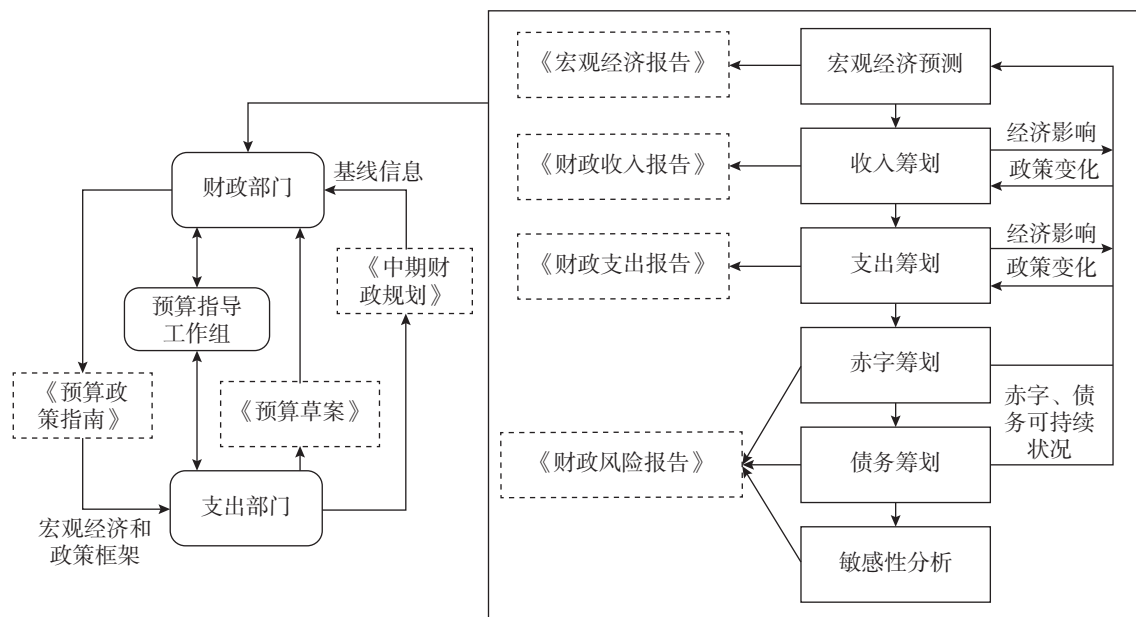


图1 基线筹划过程中的一致性迭代、部门互动与预算报告

① “一上”，部门编制预算建议数；“一下”，财政部门审核后下达部门预算控制数；“二上”，部门根据控制数编制预算草案；“二下”，财政部门根据人大批准的草案批复预算。

由于宏观经济预测的重要性,财政部门需要专门成立宏观经济预测组,负责宏观经济的预测、调整和发布工作,可以根据预测的有用性和准确性评判工作绩效。《宏观经济报告》是重要的部门产出,以此作为接下来一致性筹划的基础,也是《预算政策指南》的基础。

收入筹划由收入部门完成,形成《财政收入报告》,内容包括现行收入政策,收入政策变化,按税种、纳税主体、其他收入分类的详细测算,对经济和预算收入的影响等。

支出筹划由财政部门 and 支出部门或预算指导工作组共同完成,形成《财政支出报告》,列示现行政策基线、新政策基线和节约基线,以及政策成

果、可行性、变化依据等。至少按经济分类和功能分类列示,共同作为评估政策合理性和必要性的微观基础。经济分类展示了经常支出、资本支出以及两者的组合;功能分类要细化到具体政策规划分类,包含每一规划的成本、投入、产出、成果的结果链信息。

赤字筹划、债务筹划和敏感性分析由财政部门负责,形成《财政风险报告》,用来评估未来的财政风险。对于赤字要详细说明其合理性,以及政策变化对赤字的影响。对于债务要详细说明存量的合理性、未来本息的偿还计划、资金来源等。除了显性债务,报告中还要包含政府或有负债、政府投融资平台的风险状况等。

## 参考文献

- [1] Balassa B. The Newly-Industrializing Developing Countries after the Oil Crisis [J]. Weltwirtschaftliches Archiv, 1981, 117 (1): 142-194.
- [2] Fölscher A. Budget Methods and Practices [M]//Shar A. Budgeting and Budgetary Institutions. Washington: The World Bank, 2007: 117.
- [3] Schiavo-Campo S, Tommasi D. Managing Government Expenditure [M]. Manila: Asian Development Bank, 1999: 147.
- [4] Schiavo-Campo S. The Budget and Its Coverage [M]//Shar A. Budgeting and Budgetary Institutions. Washington: The World Bank, 2007: 53.
- [5] 王雍君. 中国公共预算改革: 从年度到中期基础 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011: 7.
- [6] 王雍君. 公共预算管理 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2010: 5.
- [7] 王雍君. 中国公共预算管理改革: 从基数法到基线筹划 [J]. 经济与管理研究, 2010 (10): 64-73.
- [8] Fozzard A. The Basic Budgeting Problem: Approaches to Resource Allocation in the Public Sector and Their Implications for Pro-Poor Budgeting [Z]. ODI Working Paper, 2001, No. 147.
- [9] 马骏, 侯一麟. 中国省级预算中的政策过程与预算过程: 来自两省的调查 [J]. 经济社会体制比较, 2005 (5): 64-72.
- [10] 闫坤, 鲍曙光. 中期财政规划管理的困境摆脱 [J]. 改革, 2021 (8): 1-11.
- [11] Muris T J. The Uses and Abuses of Budget Baselines [M]//Cogan J, Muris T J, Schick A. The Great Budget Puzzle: Understanding Federal Spending. Palo Alto: Stanford University Press, 1994: 41-78.
- [12] Kamin D. Basing Budget Baselines [J]. William & Mary Law Review, 2015, 57 (1): 143-219.
- [13] 杨诗炜, 邓彦, 吴迪, 刘贻新. 零基预算研究热点及前沿分析——基于可视化计量视角 [J]. 会计之友, 2019 (20): 9-14.
- [14] Allen R. Assessing Policies and Their Implementation: The United Kingdom Experience [Z]//OECD. Budgeting and Policy Making. SIGMA Papers. Paris: OECD Publishing, 1996, No. 8.
- [15] 王雍君. 财政治理视角的支出整合、融资适配与复式预算: 一个分析框架 [J]. 财贸经济, 2021 (2): 5-19.
- [16] Schick A. A Contemporary Approach to Public Expenditure Management [M]. Washington: World Bank Institute, 1998: 89.
- [17] 陶勇. “法定支出”脱钩后何去何从 [N]. 第一财经日报, 2014-06-12.
- [18] Downs A. An Economic Theory of Political Action in a Democracy [J]. Journal of Political Economy, 1957, 65 (2): 135-150.
- [19] Hardin G. The Tragedy of the Commons [J]. Science, 1968, 162 (3859): 1243-1248.
- [20] Howlett M, Ramesh M. Studying Public Policy: Policy Cycles and Policy Subsystems [M]. Oxford: Oxford University Press, 1995: 162-184.
- [21] Schick A. The Road from ZBB [J]. Public Administration Review, 1978, 38 (2): 177-180.
- [22] 杨广勇, 杨林. 零基预算改革效果评价与未来推进——以珠海市A区为例 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (1): 3-14.
- [23] Crain W M, Crain N V. Fiscal Consequences of Budget Baselines [J]. Journal of Public Economics, 1998, 67 (3): 421-436.
- [24] OECD. OECD Budget Transparency Toolkit: Practical Steps for Supporting Openness, Integrity and Accountability in Public Financial Management [R]. Paris: OECD Publishing, 2017: 26.
- [25] 王雍君. 财政赤字怎样解读? [J]. 中国财政, 2016 (8): 29-32.
- [26] 王雍君, 潘昊宇. 财政赤字可持续性条件研究 [J]. 地方财政研究, 2021 (5): 12-15, 42.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)



# 券商跟投意愿、询价制调整与 IPO 定价偏误

——来自中国科创板市场的经验证据

Securities Traders' Willingness to Follow-up Investment, Book-building Adjustment and IPO Pricing Errors: Empirical Evidences from STAR Market

曹奥臣 张铁刚

CAO Ao-chen ZHANG Tie-gang

**[摘要]** 本文以科创板跟投制度和 9.18 询价新规为背景,选取 2019 年 7 月 22 日至 2022 年 5 月 1 日上市的 420 家科创板公司为研究样本,实证检验了券商跟投意愿、询价制调整与 IPO 定价偏误三者之间的关系。结果显示,券商跟投意愿对承销保荐公司的 IPO 定价偏误具有显著的抑制效果。科创板询价制调整同样起到了抑制 IPO 定价偏误的效果,并且对券商跟投意愿与 IPO 定价偏误的关系具有显著的调节作用,该调整强化了券商跟投意愿对 IPO 定价偏误的抑制效果。鉴于规定跟投数额对跟投意愿存在直接影响,本文按照规定跟投比例开展异质性分析,结果显示,5%的规定跟投组中券商跟投意愿的信号作用最佳。建议通过区间化跟投强化券商跟投意愿的信号作用,将询价制中最高报价剔除比例由“不超过 3%”明确为“1%左右”。

**[关键词]** 科创板市场 跟投制度 询价制调整 IPO 定价偏误

**[中图分类号]** F832.5 F830.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0027-17

**Abstract:** Based on the follow-up investment in STAT market and the new book-building regulation, this paper selects 420 companies listed on STAT market from July 22, 2019 to May 1, 2022 as the research sample, empirically tests the relationship between securities firms' willingness to invest, Book-Building adjustment and IPO pricing errors. The results show that the willingness of securities traders to follow investment has significant restraining effect on IPO pricing errors of underwriting sponsor companies. The book-building adjustment of STAT market also plays an important role in restraining IPO pricing errors, and has a significant moderating effect on the relationship between securities dealers' willingness to invest and IPO pricing errors. This adjustment strengthens the restraining effect of securities dealers' willingness to invest on IPO pricing errors. In view of the direct influence of prescribed shadowing amount on shadowing intention, heterogeneity analysis is carried out according to the prescribed shadowing ratio in this paper. The results show that the signal of shadowing intention of brokers in the 5% shadowing group has the best effect. It is suggested to strengthen the signal function of securities firms' willingness of follow-up investment through interval following investment, and to clear the proportion of the highest quotation in book-building system from "no more than 3%" to "about 1%".

**Key words:** STAT market Follow-up investment Book-building adjustment IPO pricing error

**[收稿日期]** 2022-07-18

**[作者简介]** 曹奥臣,男,1996年8月生,中央财经大学经济学院博士研究生,研究方向为宏观经济与金融市场;张铁刚,男,1957年1月生,中央财经大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为宏观经济与金融市场。本文通讯作者为曹奥臣,联系方式为 austin\_tsao@outlook.com。

**[基金项目]** 中央财经大学第二期“科教融合研究生学术新星孵化计划”项目“券商跟投意愿与 IPO 系列问题:新股定价、中长期表现与解禁效应”(项目编号:202221)。

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

科创板实行保荐机构相关投资子公司跟投制度以来,券商在严格把关IPO质量、强化IPO和二级市场定价等方面被寄予厚望。“保荐+跟投”的制度设计也将券商利益由原来短期的保荐承销收益转变为须同时兼顾上市后长达两年锁定期的跟投股权收益,新制度的推出令发行方、中介机构以及机构投资者之间的利益博弈变得更加复杂。从现有文献来看,尽管国内的研究大多支持了科创板跟投制度的积极作用(张岩和吴芳,2021<sup>[1]</sup>;梁鹏,2021<sup>[2]</sup>),但目前为止获取的证据更多地倾向于从跟投制度的政策内容出发,依靠经验推导、实证分析等手段从IPO定价效率等角度来评价跟投制度的优与劣。

在国内中小型券商“抢食”IPO项目的背景下,跟投制度的强制性让人难以辨别券商投资的真实动机,即券商究竟是为了追求短期保荐承销收益,甘愿被制度“绑架”而参与跟投?抑或是看好IPO公司的发展后劲,有意主动参与跟投锁定期长达两年的“战略投资”?券商机会主义行为(Opportunistic Behavior)理论认为,因保荐承销收益与募资金额直接挂钩,故而券商有抬高新股首发价格的动机(张岩和吴芳,2021<sup>[1]</sup>)。从理论层面看,跟投机制的引入被认为是约束券商机会主义行为的有效举措,即“哄抬”首发价格以获取更多的佣金也意味着券商需要以更高的配售价格参与跟投,令自身陷入“左右为难”之境。

为了打破科创板询价机构“抱团报价”格局,进一步提高新股的定价效率,2021年9月18日出台的询价新规也试图通过调整最高剔除报价比例、强化报价行为监管等一系列措施,优化IPO定价机制。新规下询价机构更多报价的保留,可能使得券商出具的报价报告具有更大的锚定价值。同时,券商自身的跟投意愿同样能反映其对新股的价值判断。综上所述,科创板开市以来推出的保荐机构子公司跟投制度以及后续的询价制调整与IPO定价均存在较为直接的关联,且两种制度之间可能存在某种潜在联系。

制度作为IPO定价领域的经典“背书”理论,对中国资本市场中IPO抑价及溢价的成因均具有重要的解释效果。有鉴于此,本文尝试从制度视角研究保荐机构相关子公司跟投制度及2021年9月18日询价制调整对IPO定价的作用机制。本文的创新之处在于:在理论层面,本文从保荐机构相关子公司跟投制度以及9.18询价制度调整出发,补充了制度成因流派对于IPO定价效率的解释;在现实层面,本文通过实证分析验证了券商跟投意愿的信号作用,以及9.18询价新规中降低最高报价剔除比例对提升新股定价效率的有效性,对市场监管方进一步完善IPO相关制度具有一定的启示意义。

本文的后续安排如下:第二部分介绍相关概念与文献;第三部分进行制度和理论分析,并提出研究假设;第四部分介绍研究设计;第五部分报告实证研究结果;第六部分展开进一步研究;第七部分为结论与政策建议。

## 二、相关概念与文献

### (一) IPO定价偏误:抑价与溢价现象

在一级市场及二级市场中,通常用IPO抑价和IPO溢价衡量发行价格低于内在价值的部分,以及首日收盘价溢出内在价值的部分<sup>①</sup>。当IPO抑价较高时,表示新股发行价格低于其内在价值,学者们常用市场参与方之间存在的信息不对称来解释IPO抑价现象,如采用发行人与投资者之间信息不对称解释的信号传递理论(Signaling Theory)(Booth和Smith,1986<sup>[4]</sup>)、采用发行人与承销商之间信息不对称解释的委托代理理论(Principal-Agent Theory)(Baron,1982<sup>[5]</sup>)、采用承销商与投资者之间信息不对称解释的信号显示理论(Signaling Theory)(Benveniste and Spindt,1989<sup>[6]</sup>)以及采用投资者与投资者之间信息不对称解释的中签者诅咒理论(The Winner's Curse Hypothesis)(Rock,1986<sup>[7]</sup>)。当上述市场参与方之间的信息不对称程度越大时,新股的IPO抑价(或称IPO折价)现象就越明显,一级市场的IPO定价

① 介绍IPO定价偏误的概念前,有必要说明的是,大量文献将IPO首日超额收益(IPO Initial Return)等同于IPO抑价(IPO Underpricing),而二者等同的前提假设是一级市场定价非有效、二级市场定价有效,但这并不符合中国股票市场的一般情形。本文借鉴宋顺林(2022)<sup>[3]</sup>的研究,严格地将IPO首日超额收益分解为一级市场上的IPO抑价和二级市场上的IPO溢价。本文中所用到的IPO定价偏误概念,特指在科创板的一级市场中通过询价所生成的新股发行价格与其内在价值的偏离程度。本文的IPO定价偏误与IPO抑价的不同之处在于,IPO抑价本质上是一种新股折价发行的现象,当出现新股发行价高于其内在价值时,IPO抑价为负,属于“矢量”型指标,既有大小、也有方向(正或负)之分;IPO定价偏误则表示离新股内在价值的远近程度,属于“标量”型指标,只有大小、没有方向(均为正)之分。

偏误也会相应越大。

IPO 溢价现象则用来反映市场首日收盘价相较新股内在价值的溢出程度,学者们常用行为金融理论解释 IPO 溢价的成因,该理论假定市场主要参与方不完全理性,包括反映发行人不完全理性的前景理论(Loughran 和 Ritter, 2002<sup>[8]</sup>)、反映承销商不完全理性的不完全调整理论(Hanley, 1993<sup>[9]</sup>)以及反映投资者不完全理性的投资者行为理论( Miller, 1977<sup>[10]</sup>; Green 和 Hwang, 2012<sup>[11]</sup>)。情绪投资者与理性投资者对股价的判断并不一致,在投资者意见分歧和卖空限制的情况下,价格主要由乐观投资者所推动,这是由于有利的市场条件让投资者对 IPO 公司的前景产生了乐观情绪,而 IPO 公司首日收盘价格取决于公司的内在价值和投资者情绪的信息。因此,二级市场上的定价偏误是导致 IPO 溢价的直接结果。

理想化的情形是,一级市场中的各参与方——发行方、承销商和机构投资者之间不存在影响 IPO 定价的信息差。与此同时,二级市场中的各参与方也处于完全理性状态,对新股内在价值的判断基本保持一致。然而,理想化的情形并不符合全球各大资本市场的实际情况。在本文中,我们重点关注制度对 IPO 定价的影响。因此,本文研究中所涉及的 IPO 定价偏误特指一级市场中 IPO 发行价格的偏误,即新股发行价与其内在价值的实际偏离程度。

## (二) 科创板制度改革与 IPO 定价偏误

IPO 制度变革与创新作为解释 IPO 定价偏误的经典理论之一(胡志强和赵美娟, 2016<sup>[12]</sup>; 初可佳和张昊宇, 2019<sup>[13]</sup>; 唐斯圆和宋顺林, 2020<sup>[14]</sup>), 在中国主板、中小板、创业板市场的既有实践中,对遏制 IPO 定价偏误成效显著。科创板自 2018 年 11 月宣布设立以来,为提高 IPO 定价及发行效率,证券市场监管方设计了大量与之配套的创新性制度,主要包括试点以信息披露为核心的发行注册制、保荐机构相关子公司跟投制度、市场化询价制、剔除最高报价机制、提高网下机构占比等。近年来,国内学者尝试研究发行注册制(赖黎等, 2022<sup>[15]</sup>; 薛爽和王禹, 2021<sup>[16]</sup>; 薛爽和王禹, 2022<sup>[17]</sup>)、保荐机构相关子公司跟投制度(张岩和吴芳, 2021<sup>[1]</sup>)、市场化询价制度(张宗新和滕俊樑, 2020<sup>[18]</sup>)与 IPO 定价效率

的关系,研究大多支持制度改革能够显著提高一级市场的新股定价效率、有效抑制 IPO 抑价现象的结论。

制度改革对 IPO 定价偏误的遏制,本质上是基于对一级市场各市场参与方之间信息不对称的缓解。随着科创板注册制的推行,新股定价越来越市场化,信息不对称理论对一级市场 IPO 抑价的解释力再次变得重要(宋顺林, 2022<sup>[3]</sup>)。赖黎等(2022)<sup>[15]</sup>对比了科创板 2019 年 7 月 22 日至 2020 年 7 月 22 日上市的 IPO 公司和非科创板同期上市的 IPO 公司,研究表明,核准制的 IPO 定价管制助推了新股的炒作热情,注册制改革提高了科创板定价效率。薛爽和王禹(2021、2022)<sup>[16][17]</sup>围绕注册制的信息披露问题展开,利用审核问询回复函的文本信息,分析了信息的“质”与“量”跟 IPO 定价效率之间的关系,研究发现审核问询回复函“质”越高、“量”越大,市场参与方之间的信息不对称程度越低, IPO 定价偏误越低。张岩和吴芳(2021)<sup>[1]</sup>选取跟投比例作为核心代理变量,研究发现保荐机构子公司跟投制度起到了提高 IPO 定价效率的效果。张宗新和滕俊樑(2020)<sup>[18]</sup>对科创板的市场化询价制度展开了研究,实证结果表明,注册制询价制改革通过提高询价机构的门槛<sup>①</sup>,既避免了过度竞争又改进了 IPO 定价效率。

上述一系列的制度改革对新股 IPO 定价效率的提高都发挥了重要作用。值得我们重视的是,中国资本市场虽然借鉴了韩国科斯达克(KOSDAQ)等成熟资本市场的制度经验,但无论是保荐机构相关子公司跟投制度还是不断调整的市场化询价制,在中国资本市场中仍缺乏试行经验,属于无先例可循的新型制度。有鉴于此,结合中国股票市场的实际情况,借助“舶来”理论与现代计量工具展开研究,使通过跟投制度、询价制度等构建科创板市场的中国特色市场化规则成为可能(赖黎等, 2022<sup>[15]</sup>)。

## 三、制度、理论与假设

### (一) 券商跟投意愿与 IPO 定价偏误

2019 年 4 月,《上海证券交易所科创板股票发行与承销业务指引》文件中正式提出试行保荐机构相关子公司跟投制度,机构按照股票发行价格认购发行

① 2019 年 3 月 1 日,上海证券交易所发布的《上海证券交易所科创板股票发行与承销实施办法(征求意见稿)》中提出,将首次公开发行询价对象限定在证券公司、公募基金、私募基金、信托公司、财务公司、保险公司、合格境外机构投资者七类专业机构。

人首次公开发行股票数量 2% 至 5% 的股票, 具体比例根据发行人首次公开发行股票规模分档确定: 发行规模不足 10 亿元的, 跟投比例为 5%, 但不超过人民币 4 000 万元; 发行规模 10 亿元以上、不足 20 亿元的, 跟投比例为 4%, 但不超过人民币 6 000 万元; 发行规模 20 亿元以上、不足 50 亿元的, 跟投比例为 3%, 但不超过人民币 1 亿元; 发行规模 50 亿元以上的, 跟投比例为 2%, 但不超过人民币 10 亿元。该制度借鉴了韩国科斯达克 (KOSDAQ) 市场的既有实践, 首次登陆中国股票市场。政府部门不仅期望该政策能促进券商严格把关拟上市公司质量, 发挥资本市场“看门人”的职责, 而且寄希望于通过平衡委托人 (IPO 发行方) 和代理人 (券商) 之间的利益, 以避免券商潜在的道德风险行为, 提升科创板市场 IPO 定价效率。

从以往券商仅充当承销保荐人的视角看, 佣金收益直接与新股的发行价格和发行规模挂钩, 券商们按照 IPO 公司成交金额的特定比例抽取佣金。因此, 我们需要厘清发行数量与价格之间的关系。根据经典的供求理论, 当新股的发行价格升高时, 实际的发行份额可能会下降。结合科创板市场的实际情况, 我们分别绘制了科创板 420 支新股的发行价格 (单位: 元/股) 与超募金额 (单位: 亿元)、保荐承销费用 (单位: 亿元) 的散点图, 具体如图 1 和图 2 所示。

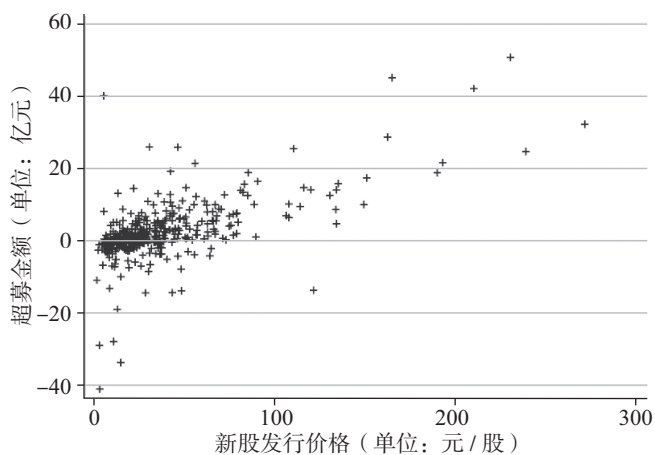


图 1 新股发行价格与超募金额

由图 1 可以看出, 在科创板市场中, 当新股发行价格越高时, 超募金额也相应地越高, 该现象可能与中国股票市场中长期存在的 IPO 抑价现象有关, A 股市场的投资者们出于“新股不败”的心理预期, 因而对新股发行价格的敏感程度较低。具体

表现为新股发行价格提高所增加的募集资金, 完全高于因申购数量下降所减少的募集资金。从图 2 中则可以看出, 新股的发行价格与券商的承销费用呈同趋势增加, 即在科创板市场中, 发行价格的增加会显著提高券商承销保荐所获得的佣金。有鉴于此, 从券商仅充当承销保荐人的视角看, 券商有推高新股发行价格的动机。

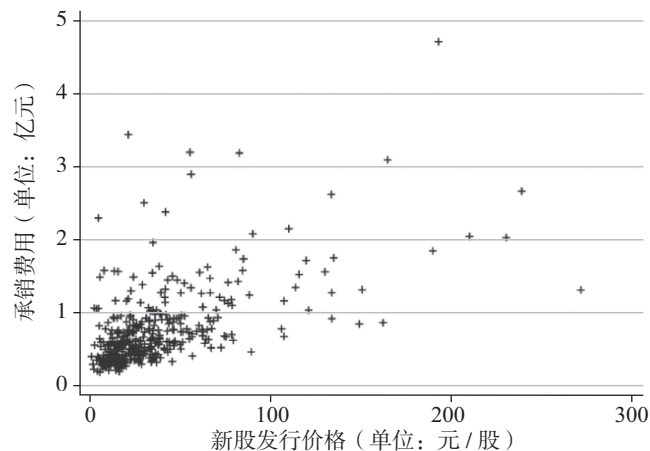


图 2 新股发行价格与承销费用

从券商跟投的视角看, 保荐机构相关子公司须按发行价格参与战略配售, 跟投获配股票的限售期为 24 个月, 而券商跟投在本质上是比 Pre-IPO 阶段的私募股权投资更后端的投资行为。作为投资方, 为了获得更高的收益, 券商有以低价买入、高价卖出的动机。此外, 跟投制度要求券商以“真金白银”参与跟投, 为了腾出更多自有资金, “抢食”尽可能多的 IPO 项目, 券商有动机压低发行价格。其次, 跟投获配股票的限售期为 24 个月, 这就要求券商严格把关 IPO 公司质量, 对公司当前及未来 (上市 2 年及以后) 的价值做出科学、合理的判断, 因此在尽可能压低 IPO 发行价的同时, 券商同样希望 IPO 公司能够有良好的发展后劲。在 IPO 询价申购阶段, 券商可以利用跟投行为的信号作用, 通过自身表现出来的跟投意愿, 吸引询价申购方以及其他理性的机构投资者加大购买力度, 纷纷成为 IPO 公司的新股持有人。众多金融机构可以利用他们在金融市场中的信息优势, 共同助力 IPO 公司的成长。因此, 从券商跟投的视角看, 当券商外显出强烈的跟投意愿时, 能够向一级市场传递 IPO 公司质量的信息, 这会让询价申购方加强申购力度, 众多理性机构投资者的加入会使得报价更趋于市场化, 进而降低定价偏误, 使 IPO 定价更加真实合理。

需要说明的是，通过计算发现，券商的平均承销保荐收益要略高于跟投支出<sup>①</sup>，但这并不代表券商希望发行价格越高越好，至少相比跟投制度推出前，券商会更加关注 IPO 公司的实际质量以及它的未来走势。有鉴于此，本文提出研究假设 1：

**假设 1：** 券商跟投意愿对 IPO 定价偏误存在显著

的负向影响。即当券商的跟投意愿越强烈时，风险定价更加真实合理，IPO 定价偏误越低。

(二) 询价制调整与 IPO 定价偏误

中国 A 股市场的 IPO 发行定价制度依次经历了行政化定价、市场化定价、半市场化定价、询价制和注册询价制 5 大阶段，具体内容见表 1。

表 1 IPO 发行定价制度沿革

阶段	时间区间	定价方式	定价限制	是否管制
行政化定价	1999 年 9 月前	固定价格发售和相对固定市盈率	新股发行市盈率不超过 15 倍；发行价格取决于每股收益和市盈率	是
市场化定价	1999 年 9 月—2001 年 11 月	累计投标定价	放宽发行市盈率；1997 年施行《证券法》规定发行公司与券商共同确定发行价格，之后进一步要求机构投资者参与定价	否
半市场化定价	2001 年 11 月—2004 年 12 月	固定市盈率	发行市盈率不能超过 20 倍，发行价格区间上下幅度为 10%	是
询价制	2005 年 1 月—2009 年 6 月	询价制（限制市盈率）	市盈率控制在 30 倍以下	窗口指导
	2009 年 6 月—2012 年 4 月	市场化询价	取消发行市盈率的窗口指导，通过市场化询价机制确定发行价格	否
	2012 年 4 月—2014 年 3 月	询价制	发行市盈率不高于同行业平均市盈率 25%	是
	2014 年 3 月至今	询价制	发行价格受 23 倍隐形发行市盈率限制	窗口指导
注册制询价	2019 年 7 月—2021 年 9 月	市场化询价	打破 23 倍隐形发行市盈率限制	否
	2021 年 9 月至今	市场化询价	降低最高报价剔除比例等，强化市场化询价	否

2021 年 9 月 18 日，中国证监会发布了《关于修改〈创业板首次公开发行证券发行与承销特别规定〉的决定》，上海证券交易所、中国证券业协会同步完善了科创板新股发行定价相关业务规则，主要内容包括降低最高报价剔除比例（由原来的“不低于 10%”调整为“不高于 3%”）、强化报价行为监管等。从 9.18 询价制调整内容看，科创板进一步强化了新股的市场化定价，给予了询价机构更大的报价空间。从 420 家科创板上市公司的实际情况看，在询价制调整后的网上有效询价报价区间长度与全部询价保荐区间长度的比值是询价制调整前的 14.61 倍，同时，初步询价配售对象的数量也从 9.18 询价新规出台前的平均 6 987 家提高至询价后的平均 9 937 家，这些数据也佐证了询价机构有效报价空间扩大、询价行为更为市场化等论点。

在 9.18 询价制调整之前，剔除最高报价的比例为不低于 10%。在这种情况下，过高的剔除比例很有可能把原本具备有效信息含量的报价给排除在有效报价之外，导致新股最终的发行价格偏低，而将

“不低于 10%”调整为“不高于 3%”，可以起到保留那些具备有效信息含量报价的效果。在学术研究领域的描述性统计部分，学者们通常对连续型变量采用 1% 的缩尾处理。参照这一视角，将最高报价剔除比例调整为“不高于 3%”，可能会使得剔除无效报价或噪音报价的比例更加合理，最终形成的发行价格更为接近新股的内在价值。因此，本文提出研究假设 2：

**假设 2：** 询价制调整对 IPO 定价偏误存在显著的负向影响。即 9.18 询价新规出台后，上市新股的发行价格更加接近其内在价值。

(三) 询价制调整的调节效应

厘清券商跟投意愿、询价制调整两大变量各自与 IPO 定价偏误之间的关系后，我们进一步考虑三者间更深层次的关系。如前所述，券商跟投意愿对 IPO 定价偏误的作用效果，主要依赖信号机制传导。在此情境下，我们考虑 9.18 询价制调整对跟投意愿信号传导过程的影响。

需要说明的是，我们假定保荐机构相关子公司参与发行战略配售时外显的跟投意愿是外生的，即券商

<sup>①</sup> 作者在 Choice 金融数据库中收集了 2019 年 7 月 22 日至 2022 年 5 月 1 日期间上市的 420 家科创板公司的券商承销保荐收益，并手动收集了同期券商跟投支出的数据。通过计算得出，券商承销保荐收益的平均值为 7 543 万元，券商的实际跟投支出的平均值为 7 153 万元。

跟投意愿不受询价过程最终敲定的发行价格的干扰。原因在于，券商实际跟投金额的多寡主要受到规定跟投比例的约束外，最终配售的实际份额更多的是与IPO发行方协商的结果，而询价行为则发生在新股上市前1~3周内。因此，虽然券商以询价敲定的发行价格进行跟投，但跟投的具体数量在询价开始之前就已经基本敲定。此外，2021年9月18日询价制调整后，新股有效报价区间长度与全部询价保荐区间长度的比值大幅提升，初步询价配售对象的数量也大幅提高。与此同时，询价制调整后上市的IPO公司，平均超募金额为调整前的3.45倍，这意味着券商通过跟投意愿吸引询价申购方加强申购力度的愿望得到了满足<sup>①</sup>。更多询价配售对象的参与以及更多较高报价的保留，使得理性机构投资者可以通过券商的跟投意愿的信号传递作用，捕获IPO公司真实质量的信息。而更多理性机构投资者的参与和更多非噪声报价信息的结合，则能够更进一步地提高IPO定价效率。因此，9.18询价新规中将“不低于10%”调整为“不高于3%”可能起到强化券商跟投意愿信号效果的作用。本文提出研究假设3：

**假设3：**询价制调整对券商跟投意愿与IPO定价偏误的关系存在显著的调节效应。即9.18询价新规的出台，强化了券商跟投意愿对IPO定价偏误的抑制效果。

#### 四、研究设计

##### (一) 样本选择与数据来源

本文以2019年7月22日至2022年5月1日上市的420家科创板IPO公司为研究样本。2019年7月22日为科创板首批25家IPO公司的上市日期，我们以此为研究的起点，研究的截止时点为2022年5月1日，这是本文能够获取到的最新数据。本文的行业市盈率、公司上市后每股收益指标、新股发行价及上市N日收盘价指标均来自Choice数据库，保荐机构的实际跟投数据从招股说明书中的战略配售情况部分手工搜索获得，其他数据均来自Wind数据库、CSMAR数据库或Choice数据库，详细比对了3类数据库中指标的一致性，彼此相互补充，并相互佐证了数据的可靠性。本文运用Stata 17.0软件进行数

据处理与分析。

##### (二) 变量定义与模型设定

1. IPO定价偏误指标 ( $UPR_{A_i, B_i, C_i}$ )。选取合适的代理变量表征IPO定价效率是模型设计的关键。本文参照宋顺林和唐斯圆(2019)<sup>[19]</sup>的处理办法，用行业市盈率×新股上市后每股收益来衡量新股内在价值，选择行业市盈率时分别采用了首发时所属行业市盈率、上市时所属证监会行业门类市盈率及上市时所属证监会行业大类市盈率3个口径的指标，新股上市后每股收益指标严格采用上市当年的数据。最终得到，IPO定价偏误=(新股内在价值-新股发行价)/新股发行价，当IPO定价偏误指标的绝对值越小时，说明新股定价效率越高，反之说明新股定价效率越低。

2. 券商跟投意愿指标 ( $Dperfer_i$ 、 $Sperfer_i$ )。如前所述，我们难以直接从《科创板股票发行与承销业务指引》所规定的2%~5%的跟投比例中获取关于券商跟投意愿的信号。但在实际战略配售的过程中，券商的实际跟投比例并不一定直接等于所规定的跟投比例。例如：华兴源创(688001)的主承销商华泰联合证券，其另类投资子公司跟投的股份数量为1 648 804股，占发行总量的4.11%，超过文件所规定的4%。本文利用实际跟投比例与规定跟投比例的差异设计券商跟投意愿指标。最终得到2个口径的跟投意愿指标，其中 $Dperfer$ 表示实际跟投比例与规定跟投比例之比， $Sperfer$ 则表示实际跟投比例与规定跟投比例之差。

3. 询价制调整指标 ( $Inquiry_i$ )。本文将询价制调整指标设置为哑变量，用来描述9.18询价新规出台前后的变化。其中，询价制调整前(2019年7月22日—2021年9月18日)上市的IPO公司赋值为0，询价制调整后(2021年9月19日及以后)上市的IPO公司赋值为1。询价制调整的内容主要包括对注册制下发行承销一系列规则做出调整，完善高价剔除比例、取消定价突破“四数孰低值”时需延迟发行的要求、加强询价报价行为监管等内容，由中国证监会、沪深证券交易所、中国证券业协会于2021年9月18日同步做出调整。

4. 其他控制变量。添加控制变量是防止因遗漏重要解释变量导致内生性问题的重要手段，本文参照

<sup>①</sup> 作者在Choice金融数据库中收集了2019年7月22日至2022年5月1日期间上市的420家科创板公司的超募金额数据。通过计算得出，9.18询价制调整前，科创板公司的平均超募金额为21 144；9.18询价制调整后，科创板公司的平均超募金额为73 025万元。询价制调整后的超募金额为调整前的3.45倍，这表明市场对新股的需求更加旺盛。

张岩和吴芳 (2021)<sup>[1]</sup>、张学勇等 (2020)<sup>[20]</sup>、张学勇和张秋月 (2018)<sup>[21]</sup>、宋顺林和唐思圆 (2017)<sup>[22]</sup> 的研究加入的控制变量包括行业市盈率 ( $Pei_i$ )、董事长与总经理是否两职合一 ( $Dual_i$ )、公司成立时长 ( $Age_i$ )、第一大股东持股比例 ( $First_i$ )、承销费率 ( $Underwfee_i$ )、超募情况 ( $Overfund_i$ )、发行规模 ( $Proceeds_i$ )、网上申购中签率 ( $Is_i$ )、换手率 ( $Tr_i$ )、资产负债率 ( $Lev_i$ ) 和总资产利润率 ( $Roa_i$ )。

本文用模型 (1) 检验研究假设 1, 即券商跟投意愿对 IPO 定价偏误的影响:

$$UPR_{A_i, B_i, C_i} = \alpha_0 + \alpha_1 Dperfer_i / Sperfer_i + \alpha_2 Pei_i + \alpha_3 Dual_i + \alpha_4 Age_i + \alpha_5 First_i + \alpha_6 Underwfee_i + \alpha_7 Overfund_i + \alpha_8 Proceeds_i + \alpha_9 Is_i + \alpha_{10} Tr_i + \alpha_{11} Lev_i + \alpha_{12} Roa_i + \varepsilon_{3i} \quad (1)$$

用模型 (2) 检验研究假设 2, 即询价制调整对

IPO 定价偏误的影响:

$$UPR_{A_i, B_i, C_i} = \alpha_0 + \alpha_1 Inquiry_i + \alpha_2 Pei_i + \alpha_3 Dual_i + \alpha_4 Age_i + \alpha_5 First_i + \alpha_6 Underwfee_i + \alpha_7 Overfund_i + \alpha_8 Proceeds_i + \alpha_9 Is_i + \alpha_{10} Tr_i + \alpha_{11} Lev_i + \alpha_{12} Roa_i + \varepsilon_{3i} \quad (2)$$

用模型 (3) 检验研究假设 3, 即询价制调整对券商跟投意愿与 IPO 定价偏误关系的调节效应:

$$UPR_{A_i, B_i, C_i} = \gamma_0 + \gamma_1 Dperfer_i / Sperfer_i + \gamma_2 Inquiry_i + \gamma_3 Dperfer_i / Sperfer_i \times Inquiry_i + \gamma_4 Pei_i + \gamma_5 Dual_i + \gamma_6 Age_i + \gamma_7 First_i + \gamma_8 Underwfee_i + \gamma_9 Overfund_i + \gamma_{10} Proceeds_i + \gamma_{11} Is_i + \gamma_{12} Tr_i + \gamma_{13} Lev_i + \gamma_{14} Roa_i + \varepsilon_{4i} \quad (3)$$

变量的具体定义如表 2 所示。

表 2 变量符号、名称与定义

变量符号	变量名称	变量定义
$UPR_A$	IPO 定价偏误 <sup>†</sup>	等于 (新股内在价值 A-新股发行价)/新股发行价的绝对值。新股内在价值 A = 首发时所属行业市盈率×新股上市后每股收益
$UPR_B$		等于 (新股内在价值 B-新股发行价)/新股发行价的绝对值。新股内在价值 B = 上市时所属证监会行业门类市盈率×新股上市后每股收益
$UPR_C$		等于 (新股内在价值 C-新股发行价)/新股发行价的绝对值。新股内在价值 C = 上市时所属证监会行业大类市盈率×新股上市后每股收益
$Dperfer$	券商跟投偏好	等于保荐机构子公司的实际跟投比例/规定跟投比例
$Sperfer$		等于保荐机构子公司的实际跟投比例-规定跟投比例
$Inquiry$	询价制调整	科创板询价制调整前赋值为 0, 科创板询价制调整后赋值为 1
$Pei$	行业市盈率	首发时所属行业市盈率
$Dual$	两职合一	公司上市时董事长和总理由同一个人担任取 1, 否则取 0
$Underwfee$	承销费率	承销费用与实际募集资金之比
$Overfund$	超募率	募资净额除以预计募资的结果取对数
$Proceeds$	发行规模	募集资金总量 (单位: 亿元)
$First$	持股比例	第一大股东持股数与总股数之比
$Age$	公司年龄	公司上市日期与公司创立日期之差 (单位: 年)。小数点后不足采用四舍五入的方法, 不足半年的取 0, 超过半年的取 1
$Is$	中签率	网上申购中签率, 反映一级市场对新股的追捧程度
$Tr$	换手率	上市首日的股票换手率。等于当日成交量/流通总股数
$Lev$	资产负债率	等于公司总负债/公司总资产
$Roa$	总资产利润率	等于公司税后净利润/公司总资产

注: † 计算指标  $UPR_A$  中所采用的首发时所属行业市盈率为新股招股说明书中披露的可比照的行业市盈率, 目前主要是公司所属证监会行业 (2012) 大类行业, 以及个别巨潮行业的市盈率。计算指标  $UPR_B$ 、 $UPR_C$  中所采用的上市时所属证监会行业门类市盈率、上市时所属证监会行业大类市盈率均来自中证指数有限公司网站披露的行业市盈率。

### (三) 描述性统计和相关性分析

表3报告了IPO定价偏误 ( $UPR_{A/B/C}$ )、券商跟投意愿 ( $Dperfer$  &  $Sperfer$ ) 和询价制调整 ( $Inquiry$ ) 的描述性统计结果。从三组IPO定价偏误指标来看, 均值分别为2.7599、2.3387和2.8221, 中位数分别为0.6609、0.6683和0.7392。这表明以宋顺林和唐斯圆(2019)<sup>[19]</sup>采用的市盈率估值法为标准,

科创板IPO定价存在较大的偏误, 且可能存在较高的极端值。从两组券商跟投意愿指标来看, 均值分别为0.9924和-0.0006, 这表明样本公司的实际跟投比例整体上要低于政策所规定的跟投比例<sup>①</sup>。从询价制调整指标来看, 均值为0.1936, 这表明研究样本中询价制调整后上市的公司占总样本的19.36%。

表3 描述性统计

Variable	$UPR_A$	$UPR_B$	$UPR_C$	$Dperfer$	$Sperfer$	$Inquiry$
Mean	2.7599	2.3387	2.8221	0.9924	-0.0006	0.1936
Median	0.6609	0.6683	0.7392	1.0000	0.0000	0.0000
Minimum	0.0000	0.0017	0.0022	0.0000	-0.0294	0.0000
Mode	0.0000	/	/	0.0000	1.0000	0.0000
Maximum	129.9398	95.3916	123.3019	2.3827	0.0277	1.0000
ST. D	8.6294	6.7254	8.5020	0.1517	0.0049	0.3956
IQR	1.9260	1.4911	2.0946	0.0000	0.0000	0.0000

图3进一步根据券商跟投意愿将样本分为跟投偏好组 (Appetite Group)、跟投中性组 (Neutral Group) 和跟投厌恶组 (Averse Group)。具体的划分标准为, 样本的  $Dperfer > 1$ 、 $Dperfer = 1$ 、 $Dperfer < 1$  或  $Sperfer > 0$ 、 $Sperfer = 0$ 、 $Sperfer < 0$  分别对应跟投偏好组、中性组和厌恶组。从图3中可以看出, 跟投偏好组对应的IPO定价偏误分别为1.3700、1.1400和1.3500, 跟投中性组对应的IPO定价偏误分别为2.1300、1.9000和2.2400, 跟投厌恶组对应的IPO定价偏误分别为

5.5300、4.4700和5.6000。从样本的分组对比来看, 跟投偏好组的IPO定价偏误要明显低于跟投中性组和厌恶组, 二者之间具体的因果关联有待进一步证实。

各个变量之间的相关关系回归结果<sup>②</sup>显示, 三组IPO定价偏误指标与两组券商跟投意愿指标均在1%的显著性水平上存在负相关关系, 这进一步强化了图1展示的券商跟投偏好与IPO定价偏误之间的关联。三组IPO定价偏误与询价制调整指标之间均不存在显著的相关关系。从核心解释变量与其余控制变量之间的相关关系看, 除两个表征券商跟投意愿的指标之间的相关程度较高以外, 其余指标两两之间的相关系数的绝对值均在0.5000以下, 这表明了文中选取的核心解释变量与其余控制变量之间不存在显著的多重共线性, 对后续回归分析中各回归系数的无偏性和有效性提供了保障。

## 五、实证研究结果

### (一) 券商跟投意愿与IPO定价偏误

根据研究设计, 本文采用方程(1)和方程(2)

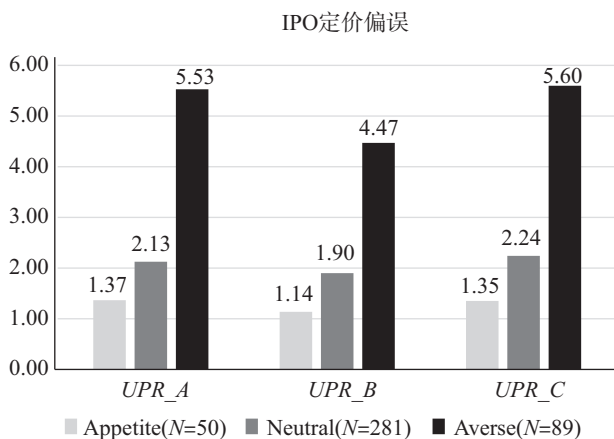


图3 各组IPO定价偏误的情况

① 实际跟投比例的均值低于规定跟投比例的主要原因在于: 以新股发行规模为基准, 券商的跟投份额除了受到规定跟投比例的约束外, 还存在最高限额的限制。当券商以规定跟投比例进行跟投时, 可能会出现突破最高限额的情形。

② 受篇幅限制, 文中未列出相关性回归结果, 感兴趣的读者可联系作者索取。



检验研究假设 1，共得到 6 组回归方程，最终测算得到常数项、券商跟投意愿、其他控制变量的回归系数、调整后的拟合优度  $Adj-R^2$  以及  $F$  统计量的  $P$  值，具体的估计结果见表 4。

表 4 券商跟投意愿与 IPO 定价偏误的回归结果

Variable	$UPR_A$		$UPR_B$		$UPR_C$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	15.489 1 ***	2.896 8	14.530 1 ***	4.434 7	16.260 4 ***	3.573 3
$Dperfer$	-11.235 5 ***		-9.011 3 ***		-11.316 7 ***	
$Sperfer$		-537.535 4 ***		-429.786 6 ***		-542.664 5 ***
$Pei$	0.100 6 ***	0.102 7 ***	0.040 8	0.042 4 *	0.094 6 ***	0.096 7 ***
Dual	0.641 1	0.694 8	0.432 1	0.474 4	0.596 0	0.650 8
Underufee	-16.012 5	-7.458 0	-12.789 9	-5.968 3	-17.744 0	-9.090 9
Overfund	1.559 2 *	1.281 6	1.298 3 *	1.077 4	1.509 6 *	1.228 4
Proceeds	-0.001 1	-0.000 9	0.000 8	0.001 0	-0.001 1	-0.000 9
First	-0.036 0	-0.031 7	-0.029 0	-0.025 5	-0.037 3	-0.032 9
Age	-0.064 0	-0.063 3	-0.063 4	-0.062 7	-0.061 1	-0.060 4
Is	-34.906 3	-28.818 4	-33.581 5	-28.733 0	-34.955 0	-28.791 2
Tr	-0.055 6	-0.058 1	-0.040 1	-0.042 1	-0.057 0	-0.059 5
Lev	0.764 8	1.741 9	0.594 3	1.377 1	0.645 5	1.630 4
Roa	9.733 8 ***	9.952 1 ***	7.540 5 **	7.714 4 ***	9.682 1 ***	9.903 1 ***
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	420	420	420	420	420	420
Adj. $R^2$	0.129 1	0.150 7	0.086 4	0.140 3	0.102 3	0.156 4
Prob-F	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

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

表 4 报告了券商跟投意愿与 IPO 定价偏误关系的基准回归分析结果。从方程 (1)~方程 (6) 中的回归分析结果可知，在 1% 的显著性水平上，2 组口径的券商跟投意愿指标均对 3 组口径 IPO 定价偏误指标存在显著的负向影响，研究假设 1 成立，券商跟投意愿能够有效抑制 IPO 定价偏误。当选择  $UPR_A$  和  $UPR_C$  作为因变量时，行业市盈率对 IPO 定价偏误存在显著的正向作用，一般行业市盈率越高，表明同行业上市公司的总市值与总净利润之比越高，在科创板市场中，通常对标科创属性较高、收益尚不稳定的行业，因此这类公司的估值难度较大，容易导致 IPO 定价偏误较高。6 组方程调整后的  $R^2$  值大致位于 0.100 0 附近，这在横截面类型的数据分析中，属于正常现象。 $F$  统计量的  $P$  值均近似等于 0.000 0，这表明 6 组方程的总体线性回归关系显著。

### (二) 询价制调整与 IPO 定价偏误

为验证研究假设 2，本文分别设计了询价制调整与 IPO 定价偏误关系的基准回归方程以及两组 (2×3) 安慰剂检验方程。实证回归结果如表 5 所示。

表 5 报告了询价制调整与 IPO 定价偏误关系的基准回归结果以及 2 组安慰剂检验结果。由方程 (1)~方程 (3) 的基准回归结果可知，询价制调整均在 5% 的显著性水平上对 IPO 定价偏误存在负向影响，这表明 2021 年 9 月出台的询价制调整对提升科创板 IPO 定价效率产生了积极效果。为避免估计得到的政策效应源于其他不可观测因素，文章设计了 2 组安慰剂检验，分别将询价制调整的发布时间提前 3 个月 (提前至 2021 年 6 月 18 日) 和 6 个月 (提前至 2021 年 3 月 18 日)，得到两组新变量  $Inquiry_{3-month}$  和  $Inquiry_{6-month}$ 。方程 (4)~方程 (6) 报告了变量  $Inquiry_{3-month}$

对 IPO 定价偏误的关系，回归结果显示：将询价制调整时间提前 3 个月，新变量  $Inquiry_{3-month}$  对 3 个口径的 IPO 定价偏误指标均不存在显著的影响；进一

步将询价制调整时间提前 6 个月，新变量  $Inquiry_{6-month}$  对 3 个口径的 IPO 定价偏误指标的影响仍不显著。

表 5 询价制调整与 IPO 定价的回归结果

Variable	$UPR_A$	$UPR_B$	$UPR_C$	$UPR_A$	$UPR_B$	$UPR_C$	$UPR_A$	$UPR_B$	$UPR_C$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	按既定询价制调整时间设置虚拟变量			将询价制调整时间提前三个月			将询价制调整时间提前六个月		
Constant	9.354 5*	9.164 9**	9.943 3**	6.923 1	7.326 6*	7.524 3	5.892 1	6.608 3	6.510 1
Inquiry	-3.161 9**	-2.285 3**	-3.116 9**						
$Inquiry_{3-month}$				-1.520 4	-1.031 7	-1.480 4			
$Inquiry_{6-month}$							-0.923 0	-0.604 8	-0.886 8
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	420	420	420	420	420	420	420	420	420
Adj. R <sup>2</sup>	0.074 7	0.057 4	0.075 6	0.065 8	0.049 2	0.066 5	0.062 9	0.046 8	0.063 6
Prob-F	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

(三) 询价制调整的调节效应检验

为验证研究假设 3，本文采用经典的调节效应的检验范式。为了有效对比，分别引入了有交互项和无

交互项的回归模型，共计得到 12 组回归方程。回归结果如表 6 所示。

表 6 询价制调整的调节效应结果

Variable	$UPR_A$				$UPR_B$				$UPR_C$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项	无交互项	有交互项
Constant	20.155 7***	15.933 5***	7.592 8	6.369 2	17.918 0***	15.219 6***	7.860 9**	7.138 4*	20.866 3***	16.313 5***	8.214 0*	6.867 1
Dperfer	-11.423 6***	-8.855 0***			-9.147 8***	-7.506 2***			-11.502 4***	-8.732 6***		
Sperfer			-546.712 2***	-442.507 9***			-436.482 0***	-374.955 2***			-551.733 1***	-437.036 0***
Inquiry	-3.296 2**	36.284 4***	-3.473 3***	-4.688 7***	-2.393 1**	22.903 1***	-2.534 1***	-3.251 7***	-3.253 3***	39.426 8***	-3.432 3***	-4.770 1***
Dperfer×Inquiry		-40.969 9***				-26.184 1						
Sperfer×Inquiry				-815.449 2***				-481.476 6**		-44.178 2***		-897.560 3***
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	420	420	420	420	420	420	420	420	420	420	420	420
Adj. R <sup>2</sup>	0.112 7	0.140 5	0.165 4	0.186 0	0.097 4	0.115 5	0.153 0	0.163 9	0.115 4	0.149 5	0.171 4	0.197 8
Prob-F	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

表6报告了在基准回归基础上引入询价制调整变量,以及询价制调整变量与券商跟投意愿的交互项,即分别报告了有交互项和无交互项的各6组回归方程。从无交互项的6组方程中,券商跟投意愿、询价制调整在1%的显著性水平上均对IPO定价偏误存在抑制作用。从有交互项的6组方程中,交互项  $Dperfer \times Inquiry$ 、 $Sperfer \times Inquiry$  均在1%的显著性水平上为负,这表明询价制调整在券商跟投意愿与IPO定价偏误的关系中存在显著的调节作用,即询价制度的调整会显著强化券商跟投意愿对IPO定价偏误的抑制效果,研究假设2得到验证。从有、无交互项的各6组回归方程的对比可以看出,券商跟投意愿始终对IPO定价偏误存在显著的抑制效果。

然而,与无交互项的方程相比,在包含交互项的方程中,询价制调整变量  $Inquiry$  前回归系数的符号由负变为正。这是由于本文的调节变量为虚拟变量,

因此在引入交互项后,调节变量与交乘变量同为自变量时,可能存在一定程度的多重共线性。有鉴于此,本文对含交互项的6组方程进行去中心化处理,在测试确定自变量无明显多重共线性后,再进行OLS回归,实证结果如表7所示。在克服干扰后,在1%的显著性水平上,询价制调整变量对IPO定价偏误存在抑制作用,变量符号及显著性与表6中的模型(1)~模型(3)一致。另外,表7中6组方程交互项的回归系数均显著为负 ( $P < 0.05$ ),变量符号及显著性与表8中的模型A(1)、A(3)、B(1)、B(3)、C(1)、C(3)一致。因此,主效应中券商跟投意愿 ( $Dperfer$  或  $Sperfer$ ) 对IPO定价偏误显著为负,同时交互项对IPO定价偏误也显著为负,进一步证实询价制调整变量强化了券商跟投意愿对IPO定价偏误的抑制效果。

表7 中心化后询价制调整的调节效应检验结果

Variable	$UPR_A$		$UPR_B$		$UPR_C$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	中心化处理	中心化处理	中心化处理	中心化处理	中心化处理	中心化处理
Constant	-0.228 0	-0.169 5	-0.146 8	-0.103 9	-0.246 1	-0.184 3
$Dperfer$	-15.796 3***		-12.085 5***		-16.666 6***	
$Sperfer$		-559.716 0***		-443.630 5***		-583.024 2***
$Inquiry$	-4.176 8***	-3.983 9***	-3.023 3***	-2.889 2***	-4.403 5***	-4.196 3***
$Dperfer \times Inquiry$	-41.293 0***		-26.598 5***		-44.562 3***	
$Sperfer \times Inquiry$		-848.813 0***		-508.849 6***		-925.653 1***
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	420	420	420	420	420	420
Adj. $R^2$	0.133 8	0.176 1	0.097 4	0.142 6	0.124 5	0.170 6
Prob-F	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

表8 券商跟投意愿与IPO定价偏误关系的稳健性检验

Panel A: 剔除俄乌冲突爆发以后的样本 (N=391)						
Variable	$UPR_A$		$UPR_B$		$UPR_C$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	23.032 6***	10.169 2***	20.480 1***	10.186 4***	23.974 3***	11.009 3***
$Dperfer$	-11.800 9***		-9.444 9***		-11.892 3***	

续前表

Panel A: 剔除俄乌冲突爆发以后的样本 (N=391)								
Variable	UPR <sub>A</sub>		UPR <sub>B</sub>		UPR <sub>C</sub>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
<i>Sperfer</i>		-563.961 5***		-450.334 1***			-569.516 7***	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>N</i>	391	391	391	391	391	391	391	
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.138 4	0.193 0	0.126 1	0.183 8	0.143 0		0.200 9	
<i>Prob-F</i>	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0		0.000 0	
Panel B: OLS+异方差稳健标准误回归 (N=420)								
Variable	UPR <sub>A</sub>		UPR <sub>B</sub>		UPR <sub>C</sub>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
<i>Constant</i>	23.034 7*	10.175 4	20.482 0**	10.191 8**	23.976 2*		11.015 3	
<i>Dperfer</i>	-11.799 8*		-9.443 9**		-11.891 2*			
<i>Sperfer</i>		-563.092 2**		-449.658 6**			-568.680 7**	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>N</i>	420	420	420	420	420	420	420	
<i>R<sup>2</sup></i>	0.168 7	0.221 1	0.156 9	0.212 2	0.173 1		0.228 8	
<i>Prob-F</i>	0.013 9	0.012 3	0.100 9	0.068 0	0.013 9		0.012 3	
Panel C: 采用市净率估值法 (P/B) 重新确定因变量 (N=420)								
Variable	UPR <sub>P/B-1</sub>				UPR <sub>P/B-2</sub>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Constant</i>	1.111 5***	1.497 4**	0.743 6***	0.943 2	0.931 5***	1.297 5***	0.763 7***	1.160 3***
<i>Dperfer</i>	-0.361 4	-0.541 2*			-0.164 2**	-0.124 2**		
<i>Sperfer</i>			-15.358 0*	-22.978 1**			-7.729 8***	-5.261 9***
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Industry</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>N</i>	420	420	420	420	420	420	420	420
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.002 2	0.011 9	0.006 2	0.019 3	0.012 3	0.210 3	0.031 4	0.217 1
<i>Prob-F</i>	0.181 8	0.195 6	0.073 8	0.103 9	0.013 1	0.000 0	0.000 2	0.000 0

为了支持研究假设 3 中询价制调整变量调节效应的显著性, 本文通过绘图的形式将 5% 的显著性水平

上调调节效应的影响可视化。操作方法为使用高于均值一个标准差  $\mu+\sigma$  和低于均值一个标准差  $\mu-\sigma$  分别代

表券商跟投意愿的高水平 (*High\_Dperfer* 或 *High\_Sperfer*) 和低水平 (*Low\_Dperfer* 或 *Low\_Sperfer*) 两种状态 (Aiken 和 West, 1991<sup>[23]</sup>), 使用表 6 中含交乘项方程的系数。图 4.1~图 4.6 展示了询价制调整变量调整效应的影响, 6 张图片分别对应 3 组口径的 IPO 定价偏误指标与 2 组口径的券商跟投意愿的情形。由图所示, 理想情况下, 询价制进行部分或全部调整后, 直线斜率的绝对值都要显著变高。换言之, 2021 年 9 月 18 日, 询价制调整事件发生后, 当券商跟投意愿由均值以下一个标准差  $\mu-\sigma$  上升到均值以上一个标准差  $\mu+\sigma$  时, 科创板样本公司的 IPO 定价

偏误显著下降 (6 组方程:  $P<0.01$ )。以图 4.1 为例, 询价制调整发生前与后, 低水平的券商跟投意愿对应的 IPO 定价偏误分别为 9.880 和 11.470, 高水平的券商跟投意愿组对应的 IPO 定价偏误则分别为 9.650 和 1.570, 即高水平的券商跟投意愿组在询价制调整后的 IPO 定价偏误下降显著。从图 4.2~图 4.6 中, 我们同样可以得出类似结论。此外, 我们可以从询价制调整前、后低水平券商跟投意愿组对应的 IPO 定价偏误中可以看出, 券商跟投意愿越低, 询价制调整对抑制 IPO 定价偏误所发挥的效果就越小。

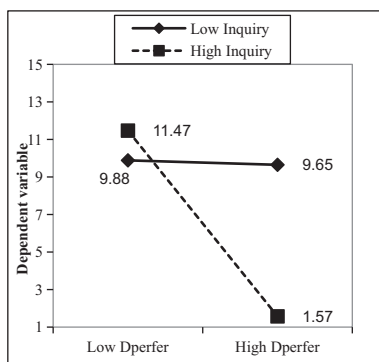


图4.1  $UPR_A$ -Inquiry-Dperfer

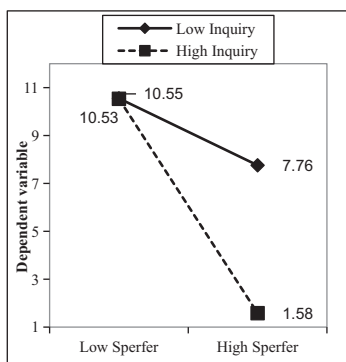


图4.2  $UPR_A$ -Inquiry-Sperfer

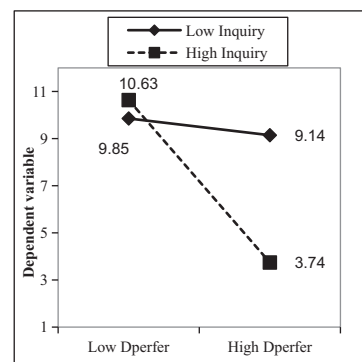


图4.3  $UPR_B$ -Inquiry-Dperfer

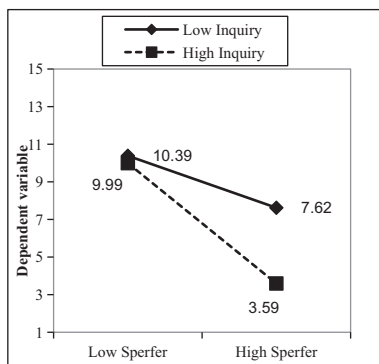


图4.4  $UPR_B$ -Inquiry-Sperfer

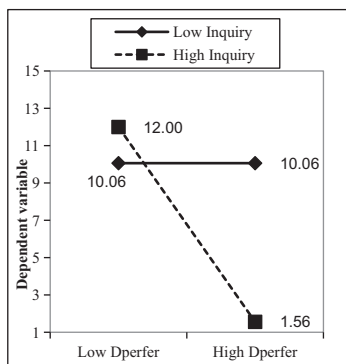


图4.5  $UPR_C$ -Inquiry-Dperfer

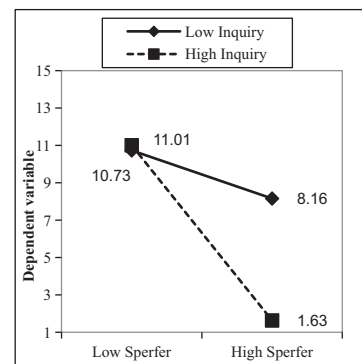


图4.6  $UPR_B$ -Inquiry-Sperfer

图 4 询价制调整的调节效应示意图

## 六、进一步研究

### (一) 稳健性检验

考虑到本文中的核心解释变量——券商跟投意愿以及询价制调整均出自政府部门的相关政策, 因此, 我们认为它们属于严格的外生变量。其中, 券商跟投行为发生在公司 IPO 定价行为之前, 而询价制调整则仅仅影响政策出台后新上市的 IPO 公司, 具体的询价过程也发生在 IPO 定价行为之前。因此, 两大核心解释变量与 IPO 定价偏误之间均存在时间上的

先后顺序, 故而不需要考虑变量之间的反向因果问题。其次, 对于回归模型的设定及控制变量的选择, 本文参照了国内大量经典文献中的设定和选择办法, 故而不考虑由模型设定或变量选择偏误引发的内生性问题。最后, 我们观察到前文回归模型的整体拟合优度普遍介于 0.100 0~0.200 0 之间, 这在截面数据回归分析中虽然属于常见现象, 但仍可能存在遗漏重要解释变量的问题。有鉴于此, 本文采取一系列手段开展稳健性检验, 考虑到各模型的控制变量一致, 本文以券商跟投意愿与 IPO 定价偏误的关系为代表设计

稳健性检验，具体思路如下：

第一，考虑到2022年2月份爆发的俄乌冲突对国内A股市场可能造成冲击，本文剔除2022年2月24日及后续上市的科创板公司，样本数量由原来的420变为391，仍采用原有的变量对391个科创板上市公司进行回归分析。从表8 Panel A中的回归结果可知，在1%的显著性水平上，券商跟投意愿仍对IPO定价偏误存在抑制作用。前文实证结果稳健。

第二，为防止截面数据回归的异方差导致回归结果不满足最小方差性，本文采用“OLS+异方差稳健标准误”的方法对420个样本展开回归分析。从表8 Panel B中报告的回归结果可知，券商跟投意愿仍在5%或10%的显著性水平上对IPO定价偏误存在抑制作用， $F$ 统计量的 $P$ 值也均小于0.1000。前文实证结果稳健。

第三，市盈率估值(P/E)法虽然是业界最常用的估值方法，但考虑到单以该方法为“锚”确定的IPO定价偏误在方法多样性方面存在一定的不充分性，本文引入2组口径的市净率估值(P/B)指标测试前文实证结果的稳健性。一是采用类似前文中市盈率法估值(P/E)的方式，采用行业市净率 $\times$ 目标公司每股净资产衡量每股股价确定IPO公司的实际价值；二是采用可比公司法的方式，根据申银万国三级行业分类确定可比公司，420家样本公司对应的可比公司数量不一，可比公司的样本库包含A股市场的4000多家上市公司，用同类型公司同一时期市净率估值(P/B)的平均值衡量样本公司IPO时的每股实际价值。最后，仍采用IPO定价偏误=(新股内在价值-新股发行价)/新股发行价的计算公式，分别得出2组口径的IPO定价偏误指标( $UPR_{P/B-1}$  &  $UPR_{P/B-2}$ )，从表8 Panel C中的回归结果可知，券商

跟投意愿分别在1%、5%或10%的显著性水平上对IPO定价偏误存在抑制作用。前文实证结果依然稳健。

#### (二) 机制：规定跟投大小对跟投意愿的影响

鉴于保荐机构相关子公司须利用自有资金进行跟投，而跟投数额的大小可能会直接影响券商的跟投意愿，即当需要更多的自有资金进行跟投时，券商的跟投意愿会下降。根据《上海证券交易所科创板股票发行与承销业务指引》第三章十八条的内容，券商规定跟投比例与发行规模直接挂钩——发行规模不足10亿元的，跟投比例为5%，但不超过人民币4000万元；发行规模10亿元以上、不足20亿元的，跟投比例为4%，但不超过人民币6000万元；发行规模20亿元以上、不足50亿元的，跟投比例为3%，但不超过人民币1亿元；发行规模50亿元以上的，跟投比例为2%，但不超过人民币10亿元。有鉴于此，本文引入表征规定跟投大小的两组代理变量——规定跟投比例( $Rrate$ )和规定跟投金额( $Rmoney$ ) (单位：亿元)，其中，规定跟投金额等于规定跟投比例 $\times$ 发行规模，当数值超过政策所规定的4000万、6000万、1亿或10亿元人民币临界值时，则取该临界值。

表9报告了规定跟投大小( $Rrate$  &  $Rmoney$ )与券商跟投意愿( $Dperfer$  &  $Sperfer$ )之间的回归结果，由方程(1)和方程(2)的参数估计结果可知，在1%的显著性水平上，规定跟投比例( $Rrate$ )对券商跟投意愿( $Dperfer$  &  $Sperfer$ )存在显著的抑制作用。跟投比例越高，意味着券商不仅需要对单个IPO项目投入更多的资金，而且需要控制IPO发行方更高份额的股份，承担更大的责任与风险，这导致了券商跟投意愿的弱化。同样地，由方程(3)和方程(4)的参数估计结果可知，在1%的显著性水平上，规定

表9 规定跟投数额与跟投意愿的回归结果

Variable	$Dperfer$	$Sperfer$	$Dperfer$	$Sperfer$
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	1.1847***	0.0006***	1.0204***	0.0004
$Rrate$	-4.4315***	-0.1559***		
$Rmoney$			-0.0567***	-0.0022**
$N$	420	420	420	420
Adj. $R^2$	0.0635	0.0762	0.0503	0.0719
Prob-F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

跟投金额 ( $Rmoney$ ) 对券商跟投意愿 ( $Dperfer$  &  $Sperfer$ ) 同样存在显著的抑制作用。规定跟投金额 ( $Rmoney$ ) 越大, 意味着券商所需要跟投的“真金白银”就越多, 这会显著地弱化券商的实际跟投意愿。

(三) 异质性分析

鉴于规定跟投比例对券商跟投意愿存在显著的影响, 本文进一步检验制度规定的不同跟投比例 (2%、3%、4%和5%) 下券商跟投意愿的 IPO 定价偏误抑制效应是否存在异质性。在表 12 中, 我们考虑了当 IPO 公司对应的规定跟投比例上升 (3%→4%→5%) 时, 券商跟投意愿对 IPO 定价偏误的非线性影响。本文按照规定跟投比例将样本公司分为 3% ( $N=58$ )、4% ( $N=101$ ) 和 5% ( $N=240$ ) 三组。2% 的规定跟投比例对应的样本公司仅有 21 家, 不满足大样本的要求, 另外除核心解释变量外, 模型中还包含了 11 个控制变量, 会损失较多的自由度, 因此不考虑规定跟投比例为 2% 的情形。Panel A、B、C 分别规定跟投比例 3%、4%、5% 样本组的方程估计结果, 除券商跟投意愿与 IPO 定价偏误的关系外, 还添加了询价制调整对二者关系调节效应的方程估计结果。

由表 10 估计的回归结果可知, Panel A 中方程 (1)、(2)、(3)、(6)、(8)、(10) 中券商跟投意愿的 IPO 定价偏误抑制效应或询价制调整的调节效应不显著, 其余方程的系数回归效果则在 5% 或 10% 的水平上显著相关。从  $F$  统计量的  $P$  值看, Panel A

中的 12 组回归方程所有解释变量整体的显著情况良好 ( $Prob. F < 0.1000$ )。Panel B 中所有方程的核心解释变量均未通过  $t$  检验 ( $Prob. t > 0.1000$ ), 这表明在 4% 规定跟投比例对应的科创板 IPO 公司中, 券商跟投意愿与 IPO 定价偏误的关系、询价制调整调节效应均不显著。与之相反的是, Panel C 的 12 组回归方程中, 所有核心解释变量的估计结果均在 1% 的显著性水平上通过  $t$  检验, 这与前文中研究假设 1 和假设 2 的结果相同。

上述研究结果表明, 在 3% 的规定跟投组也出现了类似的系数显著为负的回归结果, 与 5% 的规定跟投组不同的是, 前者核心解释变量前的系数的绝对值更大, 显著性表现也更加优异 ( $Prob. t < 0.01$ ), 这表明在 3% 的规定跟投组的样本中, 虽然作用效果不如前者, 但对 IPO 定价偏误仍存在显著负向作用。对于发行规模较小的公司, 券商跟投行为的信号作用更加明显, 可以更有效地提高 IPO 的定价效率。可能的解释为: 5% 的规定跟投组的样本数量为 240 个, 占全部样本数量的一半以上, 因此与全部样本的系数回归结果最为趋同。其次, 发行规模较小的 IPO 公司, 通常它们的总资产规模越小、成立时长也越短, 在业内的声誉整体上低于大中型的 IPO 公司, 因此券商强烈的跟投意愿能够起到类似为中小型 IPO 公司“背书”的作用, 缓和市场参与方信息不对称的效果要更为明显, 对 IPO 定价偏误的抑制效果也更加显著。

表 10 规定跟投比例分组后的异质性分析

Panel A: Group 3% (N=58)												
Variable	$UPR_A$				$UPR_B$				$UPR_C$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Constant	3.8378	10.8239	-4.0004	2.0923	5.1496	10.8712*	-1.4130	3.6111	4.4569	11.5214*	-3.4060	2.7162
Dperfer	-7.8477	-8.7492*			-6.5706*	-7.2753*			-7.8725*	-8.8223*		
Sperfer			-261.1979	-291.5494*			-218.6877*	-242.4059*			-262.0239*	-294.0031*
Inquiry		3.7492*		-3.5530**		3.8308		-2.9500**		2.8921		-3.5476**
Dperfer×Inquiry		-7.2796				-6.7783				-6.4369		
Sperfer×Inquiry				-240.8116				-224.4470				-212.7516
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	58	58	58	58	58	58	58	58	58	58	58	58
Adj. R <sup>2</sup>	0.2177	0.2903	0.2176	0.2903	0.1563	0.2497	0.1562	0.2497	0.2040	0.2908	0.2039	0.2908
Prob-F	0.0306	0.0120	0.0306	0.0120	0.0810	0.0248	0.0812	0.0248	0.0386	0.0119	0.0386	0.0119

续前表

Panel B: Group 4% (N=101)												
Variable	UPR <sub>A</sub>				UPR <sub>B</sub>				UPR <sub>C</sub>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Constant	5.333 1	17.536 7	3.571 9	7.232 9	7.831 3	16.270 4	5.368 0	6.884 6	5.397 9	18.295 9	3.803 6	7.697 2
Dperfer	-1.761 7	-10.306 6			-2.463 6	-9.388 1			-1.594 9	-10.601 5		
Sperfer			-43.859 9	-257.551 7			-61.438 8	-234.695 7			-39.707 0	-264.966 7
Inquiry		-26.996 0		-1.709 7		-23.737 4		-0.609 5		-28.410 2		-1.820 8
Dperfer×Inquiry		25.286 9				23.128 2				26.590 0		
Sperfer×Inquiry				631.654 6				578.080 5				664.279 2
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	101	101	101	101	101	101	101	101	101	101	101	101
Adj. R <sup>2</sup>	0.070 6	0.085 8	0.070 6	0.085 8	0.019 9	0.020 7	0.019 9	0.333 6	0.067 5	0.085 4	0.067 5	0.085 3
Prob-F	0.104 9	0.084 6	0.104 9	0.084 7	0.323 2	0.333 4	0.323 2	0.020 6	0.113 5	0.085 6	0.113 5	0.085 7
Panel C: Group 5% (N=240)												
Variable	UPR <sub>A</sub>				UPR <sub>B</sub>				UPR <sub>C</sub>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Constant	59.477 8 ***	60.582 6 ***	6.347 3	7.801 7	45.667 9 ***	47.582 5 ***	5.930 9	8.017 4	54.266 7 ***	54.984 3 ***	5.658 3	6.765 5
Dperfer	-53.157 4 ***	-52.797 2 ***			-39.757 9 ***	-39.579 8 ***			-48.634 4 ***	-48.233 3 ***		
Sperfer			-1 071.031 ***	-1 062.272 ***			-800.461 9 ***	-796.546 9 ***			-979.260 0 ***	-970.652 8 ***
Inquiry		55.611 3 ***		-8.267 5 ***		31.565 8 **		-6.209 9 ***		60.381 9 ***		-8.409 2 ***
Dperfer×Inquiry		-63.886 3 ***				-37.781 0 ***				-68.798 4 ***		
Sperfer×Inquiry				-1 275.822 ***				-754.272 8 ***				-1 374.051 ***
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240
Adj. R <sup>2</sup>	0.284 0	0.325 4	0.284 5	0.325 9	0.303 8	0.335 3	0.304 4	0.335 8	0.300 8	0.350 1	0.301 3	0.350 5
Prob-F	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

## 七、结论与政策建议

本文以2019年7月22日至2022年4月31日上市的420家科创板IPO公司为研究样本,考察了券商跟投意愿对IPO定价偏误的影响以及2021年9月发布的询价制调整对二者关系的调节效应。实证检验结果表明:第一,券商的跟投意愿越强烈,对IPO定价的偏误就越低。第二,询价制调整后,IPO定价偏误得到明显改善。第三,询价制度的调整显著地强化了券商跟投意愿对IPO定价偏误的抑制效果。第四,剔除俄乌冲突发生后的上市样本、采用异方差稳健标

准误回归、使用市净率估值法(P/B)构建新的被解释变量后,券商跟投意愿对IPO定价偏误的抑制效果依然稳健。第五,鉴于规定跟投比例和规定跟投金额会直接抑制券商的跟投意愿,按政策规定的跟投比例对样本进行划分并开展异质性分析。结果显示,5%的规定跟投组中,券商跟投意愿对IPO定价偏误的抑制效果最为优异。

本文以科创板跟投制度和询价制调整为背景,研究结论对理论界和实务界均存在有益的启示。中国资本市场首次尝试的保荐机构相关子公司跟投制,对IPO定价效率的提高起到了明显的效果,但我们也应



当看到券商跟投意愿正处在规定跟投比例的“夹缝”中,这一信号对优化IPO定价效率同样具有显著效果,政府相关部门可尝试将规定跟投比例区间化,给予券商在一定范围内自主选择跟投比例的空间,强化券商跟投意愿的信号作用,让市场投资者从券商跟投差异中捕捉到IPO公司质量的信息。此外,9.18询价制调整不仅自身可以抑制IPO定价偏误,同时还能够放大券商跟投意愿信号传递效果。为进一步优

化询价制度,建议政府部门将高价剔除比例由“不超过3%”明确为“1%左右”,更具体的比例则可以根据询价机构的数量、实际异常报价的数量等综合确定。与此同时,监管部门应当规范报价行为,严厉打击“恶意报价”“抱团报价”等行为,充分释放具备信息含量的有效报价,并以此强化券商跟投意愿的信号作用,进一步优化科创板市场的新股定价效率。

## 参考文献

- [1] 张岩,吴芳.跟投制度与IPO定价——来自科创板的经验证据[J].经济管理,2021(6):84-99.
- [2] 梁鹏.注册制改革有助于提升IPO定价效率吗——基于科创板的经验证据[J].现代经济探讨,2021(10):68-76.
- [3] 宋顺林.中国式IPO定价:一个文献综述[J].中央财经大学学报,2022(1):51-63.
- [4] Booth J R, Smith R L. Capital Raising, Underwriting and the Certification Hypothesis [J]. Journal of Financial Economics, 1986, 15 (1/2): 261-281.
- [5] Baron D P. A Model of the Demand for Investment Banking Advisement and Distribution Services for New Issues [J]. Journal of Finance, 1982, 37 (4): 955-976.
- [6] Benveniste L M, Spindt P A. How Investment Bankers Determine the Offer Price and Allocation of New Issues [J]. Journal of Financial Economics, 1989, 24 (2): 343-361.
- [7] Rock K. Why New Issues Are Underpriced [J]. Journal of Financial Economics, 1986, 15 (1): 187-212.
- [8] Loughran T, Ritter J R. Why Don't Issuers Get Upset about Leaving Money on the Table in IPOs? [J]. Review of Financial Studies, 2002, 15 (2): 413-444.
- [9] Hanley K W. The Underpricing of Initial Public Offerings and the Partial Adjustment Phenomenon [J]. Journal of Financial Economics, 1993, 34 (2): 231-250.
- [10] Miller E M. Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion [J]. The Journal of Finance, 1977, 32 (4): 1151-1168.
- [11] Green C, Hwang B. Initial Public Offerings as Lotteries: Skewness Preference and First-day Return [J]. Management Science, 2012, 58 (2): 432-444.
- [12] 胡志强,赵美娟.多元偏t-Copula模型下新股发行制度与IPO抑价研究——基于主板、中小板和创业板的实证分析[J].经济评论,2016(3):148-160.
- [13] 初可佳,张昊宇.中国IPO发行制度演变对新股定价效率的影响——基于定价管制视角[J].金融经济研究,2019(1):83-93.
- [14] 唐斯圆,宋顺林.首日涨停板制度与IPO解禁效应——基于投机泡沫视角的分析[J].金融研究,2020(4):186-206.
- [15] 赖黎,蓝春丹,秦明春.市场化改革提升了定价效率吗?——来自注册制的证据[J].管理世界,2022(4):172-184,199,185-190.
- [16] 薛爽,王禹.科创板IPO审核问询有助于新股定价吗?——来自机构投资者网下询价意见分歧的经验证据[J].财经研究,2021(1):138-153.
- [17] 薛爽,王禹.科创板IPO审核问询回复函与首发抑价[J].管理世界,2022(4):185-203.
- [18] 张宗新,滕俊樑.注册制询价改革能否提高IPO定价效率?——基于科创板试点注册制改革的研究视角[J].上海金融,2020(8):24-30.
- [19] 宋顺林,唐斯圆.首日价格管制与新股投机:抑制还是助长?[J].管理世界,2019(1):211-224.
- [20] 张学勇,陈然,魏旭.承销商与重返IPO表现:基于信息不对称的视角[J].经济研究,2020(1):164-180.
- [21] 张学勇,张秋月.券商声誉损失与公司IPO市场表现——来自中国上市公司IPO造假的新证据[J].金融研究,2018(10):141-157.
- [22] 宋顺林,唐斯圆.IPO定价管制、价值不确定性与投资者“炒新”[J].会计研究,2017(1):61-67M,96.
- [23] Aiken L S, West S G. Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions [M]. Newsbury Park, CA: Sage, 1991.

(责任编辑:李 晟 张安平)

# 媒体情绪如何影响人民币汇率？

——基于文本分析的实证研究

How Does Media Sentiment Affect RMB Exchange Rate?

An Empirical Study Based on Text Analysis

王金明 孟子乔

WANG Jin-ming MENG Zi-qiao

**[摘要]** 本文使用文本分析技术基于汇率相关的新闻文本构建媒体情绪指数，研究媒体情绪对人民币汇率水平和波动的影响。通过 EGARCH 模型发现，媒体情绪可以显著降低人民币汇率波动，并且，媒体情绪与汇率预期的交互项对人民币汇率水平与波动都具有显著的负向影响，表明媒体情绪在汇率预期对人民币汇率的影响中具有负向调节效应，有利于外汇市场稳定。本文进一步通过分位数回归对媒体情绪在不同人民币汇率水平下的影响进行研究，发现在人民币汇率处于贬值区间时，媒体情绪对人民币汇率水平具有显著的负向影响，且抑制作用随着贬值程度的加深而增强；通过将媒体情绪分为积极和消极的不同类型，发现积极的媒体情绪可以促使人民币汇率升值，而消极媒体情绪会引起人民币汇率显著的贬值反应。本文的结论对于厘清媒体情绪在汇率决定中的作用和保障外汇市场稳定具有参考价值。

**[关键词]** 媒体情绪 人民币汇率 文本分析 EGARCH 模型 分位数回归

**[中图分类号]** F832.5 F830.92 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0044-10

**Abstract:** This paper uses text analysis technology to construct media sentiment index based on news texts related to exchange rate, and studies the impact of media sentiment on the level and volatility of RMB exchange rate. Based on EGARCH model, we find that media sentiment can significantly reduce the fluctuation of RMB exchange rate. We also find that the interaction term between media sentiment and exchange rate expectation has a significant negative effect on both the level and volatility of the RMB exchange rate, indicating that media sentiment has a negative moderating effect in the influence of exchange rate expectations on the RMB exchange rate, which is conducive to the stability of the foreign exchange market. We expand our study through the quantile regression to explore the different impact under various RMB exchange rate levels, finding that, when the RMB exchange rate is in the depreciation range, media sentiment has a significant negative impact on both the level and volatility of the RMB exchange rate, and the inhibitory effect increases with the degree of depreciation. By classifying media sentiment into positive and negative categories, we find that positive media sentiment can lead to appreciation of the RMB exchange rate, while negative media sentiment causes a significant depreciation of the RMB exchange rate. The findings of this paper are useful for clarifying the role of media sentiment in exchange rate decisions and safeguarding the stability of the foreign exchange market.

**Key words:** Media sentiment RMB exchange rate Text analysis EGARCH model Quantile regression

**[收稿日期]** 2022-09-13

**[作者简介]** 王金明，男，1975年11月生，吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学与管理学院教授，博士生导师，研究方向为宏观经济计量分析；孟子乔，男，1995年9月生，吉林大学商学与管理学院博士研究生，研究方向为宏观经济计量分析。本文通讯作者为王金明，联系方式为 wangjm@jlu.edu.cn。

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目“中国经济周期波动的转折点识别、阶段转换及预警研究”（项目编号：71573105）；国家自然科学基金项目“中国金融周期的波动特征、形成机理及其与经济周期的动态关联机制研究”（项目编号：71873056）。

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

在全面扩大开放、持续深化汇率市场化改革的背景下,我国外汇市场不可避免地受到了巨大的冲击,特别是在近期,受美联储加息等国外因素以及国内疫情反复的多重影响,人民币汇率出现较大幅度的贬值。作为外部风险输入的重要渠道之一,外汇市场是维护金融稳定所需重点关注的领域之一,为了保障外汇市场平稳运行,需要进一步深入研究人民币汇率的影响因素。而新闻媒体报道每日突发事件、当前经济形势以及相关政策方针,在各经济主体之间进行信息传递,对外汇市场交易的影响不容忽视。现阶段,我国央行日益重视预期管理,在对外汇市场进行预期管理与引导时,央行需要向公众披露当下货币政策目标、经济前景和对未来汇率走势的看法,在此过程中新闻媒体发挥了重要的信息传递作用。新闻媒体中包含的情绪对人民币汇率产生了何种影响?在汇率预期对汇率水平和汇率波动的影响中,媒体情绪又发挥了何种作用?对这些问题的回答有助于我国外汇市场的稳定运行。

新闻被认为是与汇率相关且未预期到的新信息,是影响汇率变动的重要因素(Frenkel, 1981<sup>[1]</sup>;徐剑刚和唐国兴, 1998<sup>[2]</sup>),朱孟楠和闫帅(2018)<sup>[3]</sup>使用中国宏观经济变量的预测值与实际值之间的差值表示新闻,研究发现中国经济变量的高估和对美国经济变量的低估对人民币具有净贬值效应。一些国外学者研究发现,新闻会使汇率产生均值跳跃(Anderson等, 2003<sup>[4]</sup>),意外的经济增长会导致美元升值,预期外的贸易逆差导致美元贬值(Pearce和Solakoglu, 2007<sup>[5]</sup>),外汇市场对部分宏观经济公告具有符号转换效应(Ben和Savaşer, 2016<sup>[6]</sup>),在美国与欧洲金融危机期间,汇率对宏观经济新闻和央行沟通具有跳跃反应(Ayadi等, 2020<sup>[7]</sup>)等。很多研究表明新闻会引起汇率预期的修正,对汇率变动具有显著影响(Mussa, 1982<sup>[8]</sup>; Hakkio和Pearce, 1985<sup>[9]</sup>; Dominguez和Panthaki, 2006<sup>[10]</sup>),随着人民币汇率形成机制不断市场化,汇率预期的变动在长期和短期都对人民币汇率决定发挥着最主要的作用(司登奎等, 2016<sup>[11]</sup>)。还有一些学者选取关于央行沟通的新闻文本,并划分为正向、中性和负向沟通,研究其对汇率及汇率预期的影响,实证结果表明央行沟通对汇率与汇率预期具有显著影响(Fratzscher, 2008<sup>[12]</sup>; 朱宁等, 2016<sup>[13]</sup>;

谷宇等, 2016<sup>[14]</sup>; 黄宪和付英俊, 2017<sup>[15]</sup>; 张艾莲等, 2022<sup>[16]</sup>)。

媒体在报道新闻时会表达出乐观或者消极的媒体情绪,外汇市场交易者受到媒体情绪的影响,进而导致人民币汇率的波动,因此,媒体情绪对汇率存在不可忽视的影响。近年来,一些学者基于新闻媒体文本提取信息,使用文本分析技术计算媒体情绪指数(Shapiro等, 2018<sup>[17]</sup>; Fraiberger等, 2021<sup>[18]</sup>)。Feuerriegel等(2016)<sup>[19]</sup>基于词典法计算在汤森路透获取的媒体情绪研究了媒体情绪对汇率超调的影响,结果表明媒体情绪对汇率预测误差方差具有11%的显著解释力,并且媒体情绪会导致汇率超调;Ho等(2017)<sup>[20]</sup>使用RavenPack新闻分析数据库研究了媒体情绪指数对远期人民币汇率的影响,结果表明在汇率低波动区制下,媒体情绪指数具有抑制远期汇率波动作用,在汇率高波动区制下,媒体情绪指数会加剧汇率波动;Narayan等(2021)<sup>[21]</sup>使用Loughran和MacDonald(2011)<sup>[22]</sup>构建的情感词典计算每日纽约时报的新闻文本情绪构建了每日新闻情绪指数,研究发现负面新闻比正面新闻更能预测美元兑英镑汇率,并且在经济衰退和汇率极度贬值或升值时作用更明显。

一些国内学者也尝试使用文本分析技术计算媒体情绪指数,如游家兴和吴静(2012)<sup>[23]</sup>运用人工阅读法从多个维度构建了衡量媒体情绪指数的综合评价指标体系;陈雪等(2021)<sup>[24]</sup>研究了媒体情绪对企业债务融资的影响;张宗新和吴钊颖(2021)<sup>[25]</sup>使用机器学习文本分析方法测算情绪倾向得分;顾洪梅和张曼玲(2022)<sup>[26]</sup>基于新闻情绪风险指数,研究了其与上市公司股票收益之间的关系;还有一些学者基于中文新闻文本构建情感词典并计算媒体情绪指数(姜富伟等, 2021<sup>[27]</sup>;姚加权等, 2021<sup>[28]</sup>)。并且,国内学者也基于文本分析技术研究了新闻和舆情等对人民币汇率的影响,如任仙玲和邓磊(2019)<sup>[29]</sup>爬取新浪微博中关于中美贸易摩擦的文本,通过信息词典构建了基于利好信息和利空信息的网络舆情信息指数,并构建分位数向量自回归模型研究了网络舆情对外汇市场不同时期的冲击效应等;孙少龙等(2022)<sup>[30]</sup>基于构建的情感词典计算了外汇新闻的情感极性,并将其与其他金融数据纳入深度学习方法中,研究发现该方法在美元兑人民币汇率的短中长期波动预测中效果显著。

通过对上述文献梳理后发现,现有文献在新闻和媒体情绪对汇率的影响研究等方面取得了一定的进展,但仍存在值得深入研究之处:首先,现有文献大多数采用宏观经济公告和预测值之间的差值衡量新闻,基于实际的媒体报道考察新闻对汇率的影响的研究相对较少。其次,有别于央行汇率沟通,市场参与者并不仅仅会获取中央银行的货币公告、会议决议等新闻报道,同时还会阅读其他的相关财经新闻,本文选择新浪财经网站国内新闻板块中包含与汇率相关的文本数据,基于此计算媒体情绪指数,从而更全面地体现新闻对人民币汇率的影响。最后,关于文本大数据技术的应用研究大多数集中在股票市场等金融领域,对于人民币汇率的研究相对较少,且现有研究对于媒体情绪如何影响汇率的机制仍然有待进一步深入探讨。

鉴于此,本文首先基于汇率相关新闻文本提取信息,使用词典法构建新闻媒体情绪指数,之后通过汇率新闻决定模型,对媒体情绪与人民币汇率的关系进行理论分析,运用 EGARCH 模型实证考察媒体情绪对人民币汇率的影响,并引入媒体情绪与汇率预期的交互项,探究新闻媒体影响人民币汇率的作用机制。进一步地,本文使用分位数回归检验了在不同汇率水平下媒体情绪对人民币汇率的影响差异,并且详细考察了积极和消极媒体情绪对人民币汇率的影响差异。最后,给出本文的结论与政策启示。

## 二、数据采集、处理与媒体情绪指数的测量

### (一) 媒体新闻文本数据采集与处理

随着信息技术的快速发展,越来越多的投资者通过财经新闻网站获取信息,因此本文选择在线财经网站上的媒体新闻报道作为文本数据来源,对采集到的新闻文本进行预处理,并将该语料库用于构建媒体情绪指数。结合国内财经网站排名与新闻的客观性,本文选择新浪财经网站中国内新闻板块作为文本数据,新浪财经网站是国内较大的第三方财经网站。通过编写爬虫程序,本文共获取 13 万余篇新闻。

在得到新闻文本数据后,首先对新闻文本进行分词,即将文本句子切分成若干有意义的词组,使用目前中文分词最常用的 jieba 分词技术对每篇新闻进行分词,并在分词词典中加入搜狗经济金融词汇,从而

正确地识别财经新闻中的专业词汇,提升分词效果。在对新闻文本进行分词之后,本文进一步去除停用词,即文本中出现频率很高但并没有实际含义的词语,提高计算效率与准确性<sup>①</sup>。由于本文研究的是与汇率相关的财经新闻对汇率变动的影 响,因此还对财经新闻进行筛选,以汇率、外汇、人民币汇率等关键词检索相关经济新闻,共得到 10 611 篇新闻,图 1 为汇率相关新闻分词后的词云。



图 1 汇率新闻词云

### (二) 媒体情绪指数的计算

本文基于词典法计算每篇新闻的情绪得分,词典法基于预先设定的情感词典,对新闻文本中的情感词进行识别统计,并通过加权计算提取文本信息。使用词典法的关键环节是选择或构建合适的情感词典(沈艳等,2019<sup>[31]</sup>),情感词典的质量决定了文本情感分析的质量,本文采用姜富伟等(2021)<sup>[27]</sup>在 Loughran 和 MacDonald (2011)<sup>[22]</sup>词典的基础上构建的中文金融情感词典,该词典通过人工筛选和 word2dev 算法扩充,将中文财经新闻文本作为语料库,相较于通用的情感词典,能更好识别中文经济金融新闻中的情感词。

在计算新闻文本的媒体情绪时,本文还考虑了新闻文本中否定词的作用以及程度副词对情感词的修饰作用。对于程度副词,本文采用知网词典中的程度词语对新闻文本中的程度副词进行识别并根据程度副词的极性赋值。新闻文本情绪计算过程如下:在对新闻文本数据进行预处理后,基于中文金融情感词典识别每个句子中的情感词,在识别到情感词后判断前面是否存在程度副词和否定词。若存在程度副词,则根据程度副词的极性赋予不同的值;若识别到否定词,则

<sup>①</sup> 为了更全面去除停用词,本文选择了中文停用词表、哈工大停用词表、百度停用词表和四川大学机器智能实验室停用词库。

每包含一个否定词，将本单元的情感值乘以-1。第  $t$  日第  $i$  篇新闻的情绪值计算如下：

$$Senti_{i,t} = \frac{\sum (-1)^n \times V \times W}{T} \quad (1)$$

其中， $n$  表示句子中在情感词前否定词出现的次数； $W$  表示情感词，如果识别为积极情感词，赋值为 1，如果为消极情感词，则赋值为-1； $V$  表示程度词，不同程度词的极性不同； $T$  表示每篇新闻文本中的词语个数；将每个句子中识别并计算到的情感值进行求和，即得到每篇新闻的情绪值。在得到单篇新闻的媒体情绪值后，将当天  $Num_t$  篇新闻的媒体情绪值进行加总，进而得到了当日的媒体情绪指数，即：

$$Senti_t = \sum_{i=1}^{Num_t} Senti_{i,t} \quad (2)$$

为去除极端值与序列中噪声的影响，本文还对原始序列进行上下 1% 缩尾处理和窗口为 60 日的移动平均降噪处理，最后标准化为均值为 0，方差为 1 的时间序列，最终得到的媒体情绪指数如图 2（虚线）所示。图 2 中实线为美元兑人民币汇率中间价。

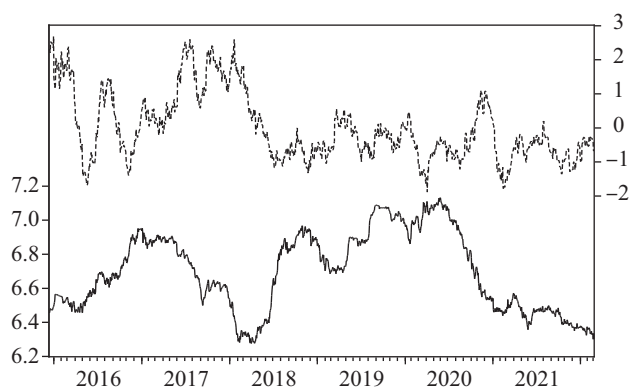


图 2 媒体情绪指数（虚线，右坐标）与人民币汇率（实线，左坐标）走势图

人民币汇率走势与媒体情绪指数走势呈现负相关关系，即媒体情绪指数上升时，人民币汇率下降（升值），而媒体情绪指数下降时，人民币汇率上升（贬值），图 2 中展现出一些时期二者的反向变动关系。如 2015 年“811”汇改后，市场对人民币汇率的预期发生改变，人民币汇率持续贬值，与此相对应的是，媒体情绪指数也大幅下降；伴随着我国经济复苏和市场信心的增强，媒体情绪指数恢复上升，但进入 2016 年下半年，受英国脱欧和美联储加息等国际突发事件影响，媒体情绪指数再度大幅下跌，此时人

民币汇率也贬值至峰值点。随后，世界经济逐步摆脱低迷形势，国内的各种改革红利也不断释放，2017 年我国经济景气出现波动性回升，媒体情绪指数主要表现为高位波动，与此同时，人民币汇率也出现持续升值态势。2018 年以来，随着国内经济下行、中美贸易摩擦不断升级，媒体情绪指数也不断下降，甚至出现唱衰人民币的声音，此时，人民币汇率开始出现持续贬值，随后在震荡中依然是贬值趋势。不过，进入 2020 年，从 5 月份开始人民币汇率出现持续升值的态势，而媒体情绪指数却处于波动震荡的态势，二者没有表现出显著的相关性，这阶段汇率升值的主要原因是美国大幅降息导致中美利差显著扩大。

### 三、理论分析与实证检验

#### （一）理论分析

早期研究中，很多汇率决定模型将名义汇率视为一种资产价格，受到经济基本面和未来预期的影响，借鉴 Engel 和 West (2005)<sup>[32]</sup>，三者存在以下关系：

$$s_t = f_t + bE_t s_{t+1} \quad (3)$$

其中， $s_t$  表示  $t$  期汇率， $f_t$  表示经济基本面变量， $E_t s_{t+1}$  表示在  $t$  期对下一期的汇率预期， $0 < b < 1$ 。根据式 (3)，当预期未来汇率贬值时，当期汇率也会受到贬值影响，在  $t+1$  期：

$$s_{t+1} = f_{t+1} + bE_{t+1} s_{t+2} \quad (4)$$

由期望迭代可得：

$$s_t = \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t f_{t+j} \quad (5)$$

在式 (5) 中，汇率表示为市场参与者在  $t$  期时对当期及未来  $j$  期经济基本面预期的贴现值。假定在  $t-1$  期市场投资者可获得信息为  $\Omega_{t-1}$ ，并对  $t$  期汇率  $s_t$  进行理性预期：

$$E_{t-1} s_t = \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_{t-1} (f_{t+j} | \Omega_{t-1}) \quad (6)$$

式 (5) 与式 (6) 相减得：

$$s_t - E_{t-1} s_t = \sum_{j=0}^{\infty} b^j [E_t (f_{t+j} | \Omega_t) - E_{t-1} (f_{t+j} | \Omega_{t-1})] \quad (7)$$

式 (7) 左侧  $s_t - E_{t-1} s_t$  表示汇率预期之外的变动，右侧  $\sum_{j=0}^{\infty} b^j [E_t (f_{t+j} | \Omega_t) - E_{t-1} (f_{t+j} | \Omega_{t-1})]$  表示以  $t$  期获取的信息  $\Omega_t$  为条件对当期及未来经济基本面的预期

与在  $t-1$  期依据信息集  $\Omega_{t-1}$  所做出的预期之差。由于在  $t$  期获取了新的信息，因此式 (7) 右侧表达出市场参与者根据  $t$  期新获取的信息对当期以及未来经济基本面所做出的预期修正。新闻媒体是各经济主体获取信息和感知当前所处经济状态的重要途径，新闻中包含对近期汇率走势报道、央行相关政策的解读分析以及对未来经济形势的展望等信息，而媒体在报道新闻时不仅仅是中性的传声筒，同时也会表达出对事物的乐观或者消极的媒体情绪（游家兴等，2012<sup>[23]</sup>），进而新闻中所包含的媒体情绪信息，会引起市场参与者的汇率预期修正，进而改变其交易行为。例如，媒体在报道负面新闻时，往往会对该负面消息表达相应的观点，进而向外汇市场传递出新闻中包含的媒体情绪，市场交易者受到媒体情绪的影响，汇率贬值预期形成并不断发酵，当汇率开始贬值时，外汇市场供求关系改变，进一步强化贬值预期，从而形成贬值螺旋，导致资本外流，引发人民币汇率的持续贬值。因此，媒体情绪对汇率存在不可忽视的影响。

## (二) 实证设计

结合上述理论分析，本文使用文本分析技术提取实际新闻报道内容中的信息，对媒体情绪指标进行测量，并作为新闻的代理变量。本文构建的计量经济模型如式 (8) 所示：

$$r_t = \alpha + \beta Senti_t + \sum Control + \mu_t \quad (8)$$

其中， $r_t = \ln(s_t) - \ln(s_{t-1})$  表示汇率收益率序列， $Senti_t$  表示  $t$  期的媒体情绪指数，值越大表示媒体情绪越积极。除了媒体情绪指数外，根据汇率决定的利率平价理论，本文选取中美利差作为控制变量，由于本文研究的是汇率的收益率序列，因此取差分形式，记为  $ir_t$ 。此外，控制变量还包括媒体报道数量  $Num_t$ 、汇率收益率预期  $r_t^e$  和汇率收益率的滞后项。通常认为，汇率收益率序列呈现出有偏和尖峰等特点，ARCH 类模型可以有效地刻画这些特点造成的异方差性，其中，EGARCH 模型无需对方差方程的系数施加非负约束，又能够反映非对称性特征，因此，本文借鉴 Nelson (1991)<sup>[33]</sup> 的做法，采用 EGARCH 模型进行实证分析，设定模型如下：

$$r_t = \alpha + \beta Senti_{t-1} + \gamma r_{t-1} + \theta Num_{t-1} + \delta ir_t + \phi r_{t-1}^e + \eta Senti_{t-1} \times r_{t-1}^e + \mu_t \quad (9)$$

模型扰动项服从正态分布  $\mu_t \sim (0, \sigma_t^2)$ ，同样，本文在方差方程中也加入上述变量考察媒体情绪对人民币汇率波动的影响：

$$\ln(\sigma_t^2) = a + b \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + c \left( \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + d \ln(\sigma_{t-1}^2) + e Senti_{t-1} + f Num_{t-1} + g ir_t + h r_{t-1}^e + k Senti_{t-1} \times r_{t-1}^e \quad (10)$$

公式 (10) 为 EGARCH 模型的方差方程，其重要特征是条件方差采用对数形式，因此无须对参数施加限制，就能够保证方差为正值；式中， $c$  表示非对称项系数，特别地，若系数  $c$  小于 0，则存在杠杆效应，即“利空消息”比等量的“利好消息”产生更大的波动。在方差方程中，媒体情绪值越大，表明新闻报道内容越积极，市场参与者受到媒体情绪影响，理性的反应是对未来经济基本面预期向好，从而有利于平抑外汇市场波动。

由于当期的媒体新闻报道中可能会包含对当天汇率走势的内容，为了避免当日新闻报道与人民币汇率潜在的互为因果关系，本文将媒体情绪和媒体报道数量设为滞后一期。通过上述理论分析，市场参与者在形成相应的汇率预期时会获取新闻，并受到媒体情绪的影响，改变其交易行为，进而影响人民币汇率走势与波动，这意味着市场参与者在形成汇率预期时可能会受到媒体情绪的影响，即媒体情绪与汇率预期的交互作用可能会对人民币汇率产生影响。因此，本文在基准模型中还引入媒体情绪与汇率预期的交互项，以此考察媒体情绪在汇率预期与人民币汇率之间的作用及影响。根据 AIC 信息准则选择模型的滞后阶数，本文采用 EGARCH(1, 1) 模型进行实证研究。

## (三) 数据说明和描述性统计

本文中  $s_t$  采用美元兑人民币汇率中间价，并据此计算出汇率收益率  $r_t$ 。汇率预期反映了市场参与者对未来汇率走势的预测与判断，目前离岸人民币无本金交割远期汇率 (NDF) 具有受限制较少、交易活跃和不用实际交割的特点，很多研究使用该指标衡量汇率预期，本文选取 12 月期 NDF 收益率数据作为汇率预期  $r_t^e$  的度量指标。关于中美利差  $ir_t$  变量的选取，中国利率选取银行间同业隔夜拆借加权利率，美国利率指标选择联邦基金利率。本文数据来源于 Wind 数据库，样本区间为 2015 年 12 月 15 日至 2022 年 3 月 3 日。由于采用日度数据，汇率序列存在缺失值，本

文删除了节假日和周末等非交易日，共得到 1 512 个样本；对于其他存在缺失值的变量，用前一交易日的

数值代替。上述收益率序列均乘以 100 进行调整，各变量的描述性统计以及平稳性检验见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	ADF 值
$r_t$	-0.001 5	0.906 5	-0.995 6	0.220 0	-0.071 1	4.809 5	-37.922 9***
$Senti_t$	0.000 0	2.685 9	-1.883 3	1.000 0	0.805 7	2.789 4	-3.664 3**
$Num_t$	5.143 5	28.000 0	1.000 0	4.187 4	1.420 8	5.136 8	-11.260 0***
$ir_t$	0.000 0	1.499 3	-0.785 4	0.190 2	1.087 0	10.470 1	-29.175 2***
$r_t^e$	-0.003 3	1.997 2	-1.847 2	0.289 4	-0.001 2	9.491 8	-39.297 1***

注：\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设，即序列平稳。

(四) 实证结果分析

本节将上述构建的媒体情绪指数与其他变量数据代入 EGARCH 模型，并对实证结果进行分析。为验证 EGARCH 模型有效性，本节还将 GARCH(1, 1) 模型作为对比模型。估计结果如表 2 所示。模型 (1) 只包含核心解释变量即媒体情绪；模型 (2) 包含了其他的控制变量；模型 (3) 加入了媒体情绪与汇率预期交互项；模型 (4) 是加入所有变量后的 GARCH 模型。由表中 AIC 信息准则可知，EGARCH 模型的 AIC 信息准则值小于 GARCH 模型的 AIC 信息准则值，变量数据的拟合程度较好，因此采用 EGARCH 模型是合理有效的。

由表 2 结果可知，在几个模型的均值方程中，媒体情绪对人民币汇率的回归系数均为负，但在 10% 的显著性水平上并不显著。汇率预期变量在 1% 的水平上系数显著为正，即当预期未来人民币贬值时，会进一步推动当期人民币贬值，这与理论分析一致。模型 (3) 中加入了媒体情绪和汇率预期的交互项，均值方程中，交互项的系数在 1% 水平上显著为负，即媒体情绪与汇率预期的交互作用会促使人民币升值，当媒体情绪越高时，汇率预期对人民币汇率的正向影响越小。这表明市场交易者的汇率预期会受到媒体情绪中所包含的信息影响，进而改变人民币外汇交易，引起人民币汇率变动，新闻报道数量和中美利差在模型 (2) 和 (3) 的均值方程中不存在显著影响。

在方差方程中，媒体情绪在模型 (1) 中不显著，但在模型 (2) 和 (3) 中对人民币汇率波动的回归系数显著为负，说明媒体情绪指数上升可以降低人民币汇率的波动幅度，减少市场交易噪声。杠杆效

应项系数均显著小于 0，这表明人民币汇率的波动具有杠杆效应。汇率预期变量系数不显著，汇率预期对人民币汇率波动没有显著影响。在方差方程中加入二者的交互项后，同样发现其在 1% 的水平上显著为负，表明媒体情绪与汇率预期交互作用会降低人民币汇率波动。由此可知，汇率预期对人民币汇率的正向影响会受到媒体情绪的调节。控制变量中，媒体报道数量的估计系数显著为正，表明媒体报道数量会增加人民币汇率波动程度，当与汇率相关的新闻报道数量增加时，会引起市场参与者的关注度上升，诱发市场参与者的避险情绪，从而改变其交易行为导致汇率更大幅度的波动；中美利差系数为负，在 10% 的显著性水平上显著，说明中美利差降低会增加人民币汇率波动幅度，这意味着当美联储加息时，中美利差降低，短期跨境资本流出增加，进而引起人民币汇率波动。

表 2 媒体情绪对人民币汇率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
均值方程				
<i>constant</i>	-0.004 3 (-0.820 5)	-0.012 0 (-1.582 7)	-0.010 0 (-1.321 8)	-0.004 7 (-0.646 4)
$Senti_{t-1}$	-0.008 1 (-1.632 8)	-0.007 3 (-1.510 7)	-0.005 7 (-1.163 3)	-0.006 2 (-1.448 9)
$r_{t-1}$		-0.121 9 (-5.810 4)	-0.118 0*** (-5.715 9)	-0.116 0*** (-5.417 2)
$Num_{t-1}$		0.001 5 (1.199 4)	0.001 0 (0.765 8)	0.000 8 (0.625 8)
$ir_t$		-0.010 0 (-0.444 9)	-0.009 0 (-0.404 1)	-0.002 8 (-0.123 6)
$r_{t-1}^e$		0.415 3*** (28.850 7)	0.421 5*** (28.998 7)	0.424 9*** (29.984 8)
$Senti_{t-1} \times r_{t-1}^e$			-0.047 6*** (-3.530 8)	-0.057 3*** (-4.315 4)

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)
方差方程				
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	-0.030 1** (-2.120 5)	-0.036 6* (-1.758 8)	-0.043 7** (-2.068 7)	
$Senti_{t-1}$	-0.008 5 (-1.557 6)	-0.018 5*** (-2.732 6)	-0.016 7*** (-2.864 7)	-0.002 8*** (-4.492 2)
$Num_{t-1}$		0.007 1*** (3.012 2)	0.004 9** (2.428 0)	0.001 0*** (4.121 0)
$ir_t$		-0.208 6* (-1.720 7)	-0.221 8* (-1.845 9)	-0.004 7 (-1.011 8)
$r_{t-1}^e$		0.039 0 (0.863 0)	0.072 7 (1.362 5)	-0.001 2 (-0.523 7)
$Senti_{t-1} \times r_{t-1}^e$			-0.169 3*** (-4.145 1)	-0.009 3*** (-6.821 8)
$AIC$	-0.264 7	-0.576 1	-0.586 7	-0.579 0

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著，下同。

### (五) 稳健性检验

本节对关键变量进行替换，考察模型的稳健性。

(1) 在前文媒体情绪指数构建的过程中，考虑了程度副词对情感词的修饰作用，但一些研究仅计算文本中积极和消极情感词的数量，因此，本节构建不考虑程度副词的媒体情绪指数并带入基准模型重新估计。(2) 基准模型中对媒体情绪指数进行了窗口为60日的移动平均降噪处理，本节将移动平均窗口调整为40日，重新计算媒体情绪指数并带入基准模型进行估计。(3) 基准实证中汇率预期采用的是12月期NDF，此处，我们使用6月期NDF进行替代，考察对实证结果的影响。(4) 为避免自变量与因变量之间潜在的互为因果关系，基准模型中使用媒体情绪和媒体报道数量滞后一期，本节为考察多阶滞后对实证结果的影响，将二者设置为滞后二期。依次替换相应的指标，并对上述模型重新估计。稳健性检验结果表明<sup>①</sup>，在各模型的均值方程中，汇率预期具有显著的正向影响，媒体情绪与汇率预期的交互项可以促使人民币汇率升值；在方差方程中，媒体情绪上升可以显著降低

人民币汇率波动，媒体情绪与汇率预期交互项可以降低人民币汇率波动。稳健性检验得到了与基准模型相同的核心结论，且AIC信息准则值在-0.599 2至-0.579 3之间，均小于GARCH模型，依然表明采用EGARCH模型是合理有效的，因此本文的实证结论是稳健的。

## 四、进一步分析

在本文上述实证分析中，媒体情绪在汇率预期对人民币汇率的影响中具有显著的调节作用，然而媒体情绪变量本身对人民币汇率水平的影响并不显著。一些研究发现，不同汇率水平下，媒体情绪也可能会有不同的影响，并且，新闻媒体的积极和消极情绪对汇率的影响存在差异，鉴于此，本文进一步研究媒体情绪对人民币汇率的复杂影响。

### (一) 不同汇率水平下媒体情绪对人民币汇率的影响

在上述基准模型中得出媒体情绪对人民币汇率水平没有显著影响，而均值模型只能考察媒体情绪对人民币汇率的平均影响，由汇率收益率的统计描述可以看到，人民币汇率收益率序列为左偏厚尾分布，Narayan等(2021)<sup>[21]</sup>的研究表明，汇率在贬值区间与升值区间对媒体情绪的反应是不同的，因此本节进一步构建分位数回归模型，全面考察在不同人民币汇率水平下媒体情绪对人民币汇率的影响。分位数模型表示如下：

$$r_t = \beta_0 + \beta_1(\tau) Senti_{t-1} + \beta_2(\tau) r_{t-1} + \beta_3(\tau) Num_{t-1} + \beta_4(\tau) ir_t + \beta_5(\tau) r_{t-1}^e + \beta_6(\tau) Senti_{t-1} \times r_{t-1}^e + \varepsilon(\tau)_t \quad (11)$$

模型中各变量与前文一致，本节同样加入媒体情绪与汇率预期的交互项，考察其在不同汇率水平下对人民币汇率的影响是否具有差异，模型(11)的估计结果见表3。

表3 不同分位点下媒体情绪对人民币汇率水平的影响

分位点	0.05	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90	0.95
$constant$	-0.267 2*** (-16.277 9)	-0.207 3*** (-17.492 5)	-0.109 5*** (-11.040 8)	-0.008 6 (-0.937 5)	0.096 1*** (9.681 1)	0.185 3*** (11.894 0)	0.270 7*** (13.178 0)
$Senti_{t-1}$	0.007 2 (0.615 4)	0.001 6 (0.193 7)	-0.006 6 (-1.051 5)	-0.011 8* (-1.888 4)	-0.012 4** (-2.170 8)	-0.028 1*** (-3.035 9)	-0.047 4*** (-4.688 4)

① 受篇幅限制，稳健性检验结果未予列示，感兴趣的读者可联系作者索取。



续前表

分位点	0.05	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90	0.95
$r_{t-1}$	-0.145 3*** (-4.684 8)	-0.119 6*** (-4.476 6)	-0.086 9*** (-3.002 7)	-0.108 8*** (-3.185 6)	-0.166 0*** (-4.820 4)	-0.215 8*** (-5.776 8)	-0.224 5*** (-4.090 6)
$Num_{t-1}$	-0.003 4 (-1.262 8)	-0.003 3 (-1.836 6)	-0.002 1 (-1.071 7)	0.001 6 (0.933 7)	0.003 0** (1.996 6)	0.006 4** (2.046 5)	0.006 5** (2.257 1)
$ir_t$	0.059 4 (1.783 4)	0.004 8 (0.170 3)	-0.024 9 (-0.720 6)	-0.039 2 (-1.510 9)	-0.011 2 (-0.388 2)	-0.060 3 (-1.518 9)	-0.094 8 (-1.410 3)
$r_{t-1}^e$	0.490 7*** (19.257 1)	0.492 5*** (32.674 6)	0.466 5*** (19.426 7)	0.411 4*** (14.211 0)	0.420 5*** (15.322 1)	0.426 8*** (10.936 4)	0.424 3*** (12.960 7)
$Senti_{t-1} \times r_{t-1}^e$	-0.018 1 (-0.917 5)	-0.013 5 (-0.817 8)	0.004 7 (0.230 5)	-0.022 4 (-0.789 0)	-0.087 0*** (-3.930 0)	-0.096 5*** (-3.054 5)	-0.128 7*** (-6.595 7)

由表 3 可知，媒体情绪变量在人民币汇率不同分位点下对人民币汇率的影响是不同的。具体而言，媒体情绪在低分位点时的系数不显著，但在 0.5 及更高分位点下，媒体情绪对人民币汇率的影响显著为负。分位点高对应着人民币汇率贬值，这表明，当人民币汇率发生贬值时，媒体情绪上升会显著促使人民币升值。并且，可以注意到，在更高的分位点下，媒体情绪对人民币汇率贬值的抑制作用也更大。这表明当人民币出现较大幅度贬值时，货币当局为维持人民币汇率在合理区间波动，会向外汇市场释放升值信号，此时人民币对媒体情绪变动的反应增大，实证结果表明，这将会显著减缓人民币汇率贬值的幅度，说明媒体情绪对于我国外汇市场稳定运行具有重要作用。通过进一步分析发现，媒体情绪对处于贬值区间的人民币汇率水平具有显著的抑制作用。

类似地，在低分位点时，媒体报道数量、媒体情绪与汇率预期的交互项对人民币汇率也没有显著影响，而在高分位点影响显著。媒体报道数量增加会使人民币汇率贬值，并且随着贬值程度加深，媒体报道数量对人民币汇率影响加大，这可能是由于当汇率处于贬值区间时，媒体报道数量增加使市场投资者更易受到信息冲击，进而容易引发市场恐慌及羊群效应，产生人民币汇率贬值螺旋。在高分位点下，媒体情绪与汇率预期交互项对人民币汇率的影响显著为负，表明当外汇市场存在贬值预期时，媒体情绪可以起到抑制汇率贬值的调节作用，这再次印证了媒体情绪对汇率稳定发挥了重要作用，与本文基准模型的结果一致。并且，在人民币汇率水平的更高分位点处，媒体情绪与汇率预期交互项系数绝对值变大，说明随着人民币汇率贬值程度的加深，媒体情绪抑制人民币汇率贬值的调节作用更强。

## (二) 积极和消极媒体情绪对人民币汇率的异质性影响

前文在计算媒体情绪指数时，是将当日所有新闻的媒体情绪值进行加总，事实上，每篇新闻的媒体情绪值或正或负，按日简单加总将抵消掉很多信息，难以反映出媒体情绪中积极与消极情绪的影响。因此，我们按照每篇新闻的媒体情绪值的正或负，将其分为积极和消极媒体情绪两类，如果该篇新闻情绪大于零则计为积极情绪，否则归为消极情绪，并对消极情绪取绝对值，分别按日度进行加总，然后进行归一化处理，构建出积极情绪指数  $Senti_{t-1}^{pos}$  和消极情绪指数  $Senti_{t-1}^{neg}$ 。表 4 表明，两个序列均平稳。

表 4 积极与消极媒体情绪描述性统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准差	ADF 值
$Senti_{t-1}^{pos}$	0.359 9	1.000 0	0.000 0	0.199 1	-3.259 8**
$Senti_{t-1}^{neg}$	0.228 8	1.000 0	0.000 0	0.222 2	-2.336 3**

本节将积极媒体情绪指数和消极媒体情绪指数替代公式 (9) 和公式 (10) 中的媒体情绪指数构建 EGARCH 模型，考察积极媒体情绪与消极媒体情绪对人民币汇率的影响，估计结果如表 5 所示。其中，模型 (1) 只包含核心解释变量即积极媒体情绪和消极媒体情绪；模型 (2) 包含了其他的控制变量；模型 (3) 加入了积极媒体情绪、消极媒体情绪与汇率预期的交互项。

由表中估计结果可知，积极媒体情绪在均值方程中系数均显著，对人民币汇率具有负向影响，表明积极媒体情绪会促进人民币升值；而消极媒体情绪在各模型的均值方程中系数显著为正，表明媒体情绪越消极，人民币越贬值。这说明，基准模型中的情绪指数

对汇率水平影响不显著很可能是由于积极和消极的情绪相互抵消所致,事实上,积极和消极的情绪都会对汇率水平产生显著的影响。并且,积极媒体情绪序列的系数绝对值小于消极媒体情绪序列的系数估计值,即一单位消极情绪对人民币汇率的贬值影响大于一单位积极情绪的影响,这与实际相符合,市场参与者通常会对负面新闻产生过度反应,容易引起市场恐慌情绪及羊群效应,因此消极媒体情绪对人民币汇率的贬值影响大于积极媒体情绪对人民币的升值影响。汇率预期在均值方程中系数显著为正,与上述实证结果一致。

表5 积极和消极媒体情绪对人民币汇率的影响

	(1)	(2)	(3)
均值方程			
<i>Constant</i>	0.008 8 (0.821 1)	-0.002 5 (-0.258 7)	-0.002 3 (-0.249 3)
$Senti_{t-1}^{pos}$	-0.090 3*** (-3.065 6)	-0.045 6* (-1.657 2)	-0.051 8* (-1.825 3)
$Senti_{t-1}^{neg}$	0.095 6*** (3.427 2)	0.082 2*** (2.912 0)	0.094 9*** (3.263 5)
$r_{t-1}$		-0.124 6 (-5.882 1)	-0.116 6*** (-5.667 6)
$Num_{t-1}$		-0.000 5 (-0.318 3)	-0.000 6 (-0.391 8)
$\dot{r}_t$		-0.010 3 (-0.461 4)	-0.011 8 (-0.518 4)
$r_{t-1}^e$		0.417 0*** (28.697 7)	0.533 7*** (16.907 0)
$Senti_{t-1}^{pos} \times r_{t-1}^e$			-0.037 7 (-0.416 6)
$Senti_{t-1}^{neg} \times r_{t-1}^e$			-0.422 5*** (-6.443 3)
方差方程			
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	-0.029 7** (-2.289 3)	-0.042 5* (-1.927 3)	-0.058 0*** (-2.716 0)
$Senti_{t-1}^{pos}$	-0.041 8 (-1.465 4)	-0.105 0** (-2.199 0)	-0.052 4 (-1.455 1)
$Senti_{t-1}^{neg}$	0.023 3 (1.161 6)	0.069 6 (1.387 5)	-0.011 8 (-0.287 9)
$Num_{t-1}$		0.004 9 (1.058 0)	0.003 5 (0.873 0)
$\dot{r}_t$		-0.203 1 (-1.636 3)	-0.200 5* (-1.659 3)
$r_{t-1}^e$		0.053 2 (1.122 2)	0.296 6*** (3.236 5)
$Senti_{t-1}^{pos} \times r_{t-1}^e$			-0.623 9** (-2.426 3)
$Senti_{t-1}^{neg} \times r_{t-1}^e$			0.199 0 (0.863 8)
<i>AIC</i>	-0.269 9	-0.578 5	-0.613 5

## 五、结论与启示

受美联储加息等因素的影响,近期人民币汇率出现了较大幅度的贬值。新闻媒体报道对外汇市场交易的影响不容忽视,本文基于外汇新闻文本构建媒体情绪指标,通过汇率新闻决定模型,对新闻媒体与人民币汇率的关系进行理论分析。通过 EGARCH 模型,本文发现媒体情绪指数对人民币汇率波动具有显著的负向影响,媒体情绪上升能够减少外汇市场交易噪音,从而显著降低人民币汇率的波动幅度;并且,媒体情绪与汇率预期的交互项对人民币汇率水平与波动都具有显著的负向影响,表明媒体情绪在汇率预期对人民币汇率的影响中具有负向调节效应,有利于外汇市场稳定。

不过,研究结论也表明,媒体情绪指数在平均意义上并不影响汇率水平,因此,本文进一步通过分位数回归检验了在不同汇率水平下媒体情绪对人民币汇率的影响差异,发现当人民币处于贬值区间时,媒体情绪对人民币汇率存在显著的升值效应,而在人民币升值区间并没有显著影响。并且,通过加总每日每篇新闻的情绪值会抵消正负情绪,因此,本文将每日中积极与消极的媒体情绪值分别进行加总,考察积极和消极媒体情绪对人民币汇率的影响差异,发现积极的媒体情绪可以促使人民币汇率升值,并能降低人民币汇率波动,而消极媒体情绪会引起人民币汇率显著的贬值反应。

本文研究旨在厘清媒体情绪在汇率决定中的作用,实证结论对于我国央行进行外汇预期管理、维护人民币汇率稳定具有参考价值。第一,货币当局在进行外汇预期管理时应当重视媒体新闻报道的信息传播作用,以及其对市场参与者的预期影响。当国内外发生突发事件时,容易对外汇市场预期产生冲击,进而引起人民币汇率波动,因此央行应当及时有效地回应市场关注的问题,并确保相关信息可以被市场主体全面获取及准确理解,避免外汇市场出现恐慌情绪。第二,央行在与市场参与者进行沟通时,需提高政策信息以及未来政策意向的明确性,避免由于新闻媒体报道的过度解读产生极端媒体情绪,进而引起外汇市场波动;在人民币贬值区间,央行可以通过政策信息公开加强沟通预期引导,以及多种媒体渠道进行信息传递,发挥媒体情绪对汇率贬值的抑制作用。第三,在对外汇市场参与者进行预期管理时,可以借助新闻文

本数据和文本分析技术,为预期引导的力度与时机选择提供参考,从不同的视角洞察外汇市场状态,进而更及时有效地引导外汇市场预期,维持人民币汇率稳定。

## 参考文献

- [1] Frenkel J A. Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of 'News': Lessons from the 1970s [M] //Exchange Rate Policy. Palgrave Macmillan, London, 1982: 48-100.
- [2] 徐剑刚, 唐国兴. 汇率决定的新闻模型 [J]. 数量经济技术经济研究, 1998 (11): 53-58.
- [3] 朱孟楠, 闫帅. 经济新闻的人民币汇率效应 [J]. 国际金融研究, 2018 (7): 78-85.
- [4] Andersen T G, Bollerslev T, Diebold F X, et al. Micro Effects of Macro Announcements: Real-time Price Discovery in Foreign Exchange [J]. American Economic Review, 2003, 93 (1): 38-62.
- [5] Pearce D K, Solakoglu M N. Macroeconomic News and Exchange Rates [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2007, 17 (4): 307-325.
- [6] Ben Omrane W, Savaşer T. The Sign Switch Effect of Macroeconomic News in Foreign Exchange Markets [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2016, 45: 96-114.
- [7] Ayadi M A, Ben Omrane W, Wang J, et al. Macroeconomic News, Public Communications, and Foreign Exchange Jumps around US and European Financial Crises [J]. International Journal of Finance & Economics, 2020, 25 (2): 197-227.
- [8] Mussa M. A Model of Exchange Rate Dynamics [J]. Journal of Political Economy, 1982, 90 (1): 74-104.
- [9] Hakkio C S, Pearce D K. The Reaction of Exchange Rates to Economic News [J]. Economic Inquiry, 1985, 23 (4): 621-636.
- [10] Dominguez K M E, Panthaki F. What Defines 'News' in Foreign Exchange Markets? [J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25 (1): 168-198.
- [11] 司登奎, 江春, 李小林. 基于汇率预期与央行外汇干预的汇率动态决定: 理论分析与经验研究 [J]. 统计研究, 2016 (9): 13-21.
- [12] Fratzscher M. Oral Interventions Versus Actual Interventions in FX Markets-an Event-study Approach [J]. The Economic Journal, 2008, 118 (530): 1079-1106.
- [13] 朱宁, 许艺焯, 邱光辉. 中央银行沟通对人民币汇率波动的影响 [J]. 金融研究, 2016 (11): 32-46.
- [14] 谷宇, 王轶群, 翟羽娜. 中国央行汇率沟通的有效性及其作用渠道研究 [J]. 经济科学, 2016 (1): 66-75.
- [15] 黄宪, 付英俊. 汇率沟通、实际干预对人民币汇率与汇率预期的影响 [J]. 经济管理, 2017 (2): 181-194.
- [16] 张艾莲, 王莎, 刘柏. 人民币汇率的动态决定: 实际干预与汇率沟通的差异化判断 [J]. 经济学家, 2022 (1): 66-76.
- [17] Shapiro A H, Sudhof M, Wilson D J. Measuring News Sentiment [J]. Journal of Econometrics, 2020.
- [18] Fraiberger S P, Lee D, Puy D, et al. Media Sentiment and International Asset Prices [J]. Journal of International Economics, 2021, 133: 103526.
- [19] Feuerriegel S, Wolff G, Neumann D. News Sentiment and Overshooting of Exchange Rates [J]. Applied Economics, 2016, 48 (44): 4238-4250.
- [20] Ho K Y, Shi Y, Zhang Z. Does News Matter in China's Foreign Exchange Market? Chinese RMB Volatility and Public Information Arrivals [J]. International Review of Economics & Finance, 2017, 52: 302-321.
- [21] Narayan P K, Bannigidadmath D, Narayan S. How Much Does Economic News Influence Bilateral Exchange Rates? [J]. Journal of International Money and Finance, 2021, 115: 102410.
- [22] Loughran T, McDonald B. When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks [J]. The Journal of Finance, 2011, 66 (1): 35-65.
- [23] 游家兴, 吴静. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价 [J]. 经济研究, 2012 (7): 141-152.
- [24] 陈雪, 孙慧莹, 王雨鹏, 杨金娟, 陈丹妮. 媒体声誉与企业债务融资——基于媒体文本情绪大数据的证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (1): 54-69.
- [25] 张宗新, 吴钊颖. 媒体情绪传染与分析师乐观偏差——基于机器学习文本分析方法的经验证据 [J]. 管理世界, 2021 (1): 170-185, 11, 20-22.
- [26] 顾洪梅, 张嫚玲. 新闻情绪风险与股票收益 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (7): 37-47.
- [27] 姜富伟, 孟令超, 唐国豪. 媒体文本情绪与股票回报预测 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (4): 1323-1344.
- [28] 姚加权, 冯绪, 王赞钧, 纪荣嵘, 张维. 语调、情绪及市场影响: 基于金融情绪词典 [J]. 管理科学学报, 2021 (5): 26-46.
- [29] 任仙玲, 邓磊. 网络舆情对人民币汇率的冲击效应——基于中美贸易摩擦事件 [J]. 管理科学, 2019 (6): 46-56.
- [30] 孙少龙, 魏云捷, 黎建强. 基于在线外汇新闻情感挖掘的汇率预测研究 [J]. 计量经济学报, 2022 (2): 441-464.
- [31] 沈艳, 陈赞, 黄卓. 文本大数据分析在经济学和金融学中的应用: 一个文献综述 [J]. 经济学 (季刊), 2019 (4): 1153-1186.
- [32] Engel C, West K D. Exchange Rates and Fundamentals [J]. Journal of Political Economy, 2005 (3): 485-517.
- [33] Nelson D B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1991: 347-370.

# 高管贫困经历、个人特征与企业精准扶贫

## Executive's Poverty Experience, Characteristics and Corporate Targeted Poverty Alleviation

窦笑晨 汪玉兰 刘希鹏

DOU Xiao-chen WANG Yu-lan LIU Xi-peng

**[摘要]** 本文以2016—2019年我国A股上市公司为研究样本,从微观企业层面考察高管贫困经历对上市公司精准扶贫行为的影响。研究发现:当上市公司高管成长于贫困地区,其所在公司更倾向于进行精准扶贫,并且其扶贫程度更高。进一步考虑高管个人特征对高管贫困经历与精准扶贫关系的影响后发现:当具有贫困经历的高管为女性、党员或年龄较大时,其所在上市公司进行精准扶贫的概率和程度更大,上述结论在经过一系列稳健性测试后依然成立。另外,笔者发现,高管贫困经历对企业扶贫行为的促进效应在国企和具有政治关联的民企中表现得更显著。本文的研究对于理解上市公司精准扶贫行为、评价精准扶贫效果提供了有力的理论依据和政策参考。

**[关键词]** 高管贫困经历 个人特征 精准扶贫

**[中图分类号]** F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0054-17

**Abstract:** Taking China listed companies from 2016 to 2019 as research samples, this paper tests whether the poverty experience of the executives affects targeted poverty alleviation of this company from the micro-enterprise level. Results show that listed companies whose executives grew up in poor areas have more willingness and efforts to carry out targeted poverty alleviation. In the further test of the influence of executive's personal characteristics, it is found that the listed company whose executives are female or members of CPC or elderly have more willingness and efforts to carry out targeted poverty alleviation. These conclusions are still valid after a series of robust tests. In addition, this paper shows that in state-owned enterprises and private enterprises with political connection, the poverty experience of executives plays a more significant role in promoting targeted poverty alleviation of enterprises. This paper provides a strong theoretical basis and policy reference to the understanding and assessment of listed companies' targeted poverty alleviation and support the ultimate triumph of fighting against poverty.

**Key words:** Poverty experience of executive Personal characteristics Targeted poverty alleviation

**[收稿日期]** 2022-01-20

**[作者简介]** 窦笑晨,女,1988年10月生,中国财政科学研究院博士研究生,研究方向为财务会计与资本市场;汪玉兰,女,1991年2月生,上海对外经贸大学会计学院讲师,研究方向为国企混合所有制改革与债务政策;刘希鹏,男,1991年10月生,上海财经大学博士生,研究方向为财经大数据分析与金融研究。本文通讯作者为汪玉兰,联系方式为1505461010@qq.com。

**[基金项目]** 上海市哲学社会科学项目“国企混合所有制改革经济后果的研究”(项目编号:2019EGL016)。

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

习近平总书记在全国脱贫攻坚总结表彰大会上指出：“一部中国史，就是一部中华民族同贫困作斗争的历史。”2020年，我国脱贫攻坚战取得了全面胜利，完成了消除绝对贫困的艰巨任务，书写了人类发展史上的伟大传奇。在这一伟大的实践和征程中，我国积累了丰富宝贵的贫困治理经验，值得系统总结和提炼。目前，国内外学者围绕贫困起源、发展和治理等话题进行了大量有价值的研究，并形成了丰富的研究成果。作为经济细胞的微观企业，其在参与我国精准扶贫的过程中发挥了举足轻重的作用。据证监会统计，2019年共有1287家上市公司披露扶贫工作情况，共投入扶贫资金489.18亿元，涵盖农林产业扶贫、资产收益扶贫、旅游扶贫、电商扶贫和消费扶贫等扶贫方式。由此可见，上市公司为我国实现全面脱贫发挥了积极作用，但并非所有上市公司都积极响应号召参与精准扶贫，上市公司是否参与精准扶贫以及精准扶贫的程度，其背后的影响机制和具体动机值得深入探究。

现有研究表明：企业履行社会责任的动机包括经济动机、声誉动机和政治动机等（山立威等，2008<sup>[1]</sup>；方军雄，2009<sup>[2]</sup>；徐莉萍等，2011<sup>[3]</sup>；张敏等，2013<sup>[4]</sup>；张建君，2013<sup>[5]</sup>；Cahan等，2015<sup>[6]</sup>；Lin等，2015<sup>[7]</sup>；傅超和吉利，2017<sup>[8]</sup>），这些动机中既包括“利己”偏好，也包括“利他”偏好。除了以上动机，企业社会责任的发生行为可能还与高管个人意识和心理偏好相关<sup>①</sup>，即企业高管可能出于同情心或恻隐之心而履行企业社会责任，而这种道德情感的表现往往与个人早年经历相关（许年行和李哲，2016<sup>[9]</sup>）。上市公司的董事长和总经理作为企业最高决策者和执行人，其个人性格特征和偏好对公司经营管理具有直接影响，而精准扶贫作为一种特殊的企业社会责任履行方式，是一项重要的企业经营管理决策，并且具有政府性、长期性、投入大等特点。源于高管早年贫困经历而形成的对贫困群体的同情心以及感同身受的心理体验，是否能够影响其所在企业参与精准扶贫以及扶贫的力度？而高管的某些个人特征，例如年龄、性别和是否为中共党员等，是否在一定程度上影响其早期贫困经历形成的同情心，强化其对精准扶贫战略的价值

认同？此外，精准扶贫作为中央政府实施的国家战略，具有很强的政治属性，因此产权性质和政治关联对高管贫困经历与精准扶贫两者关系又有什么影响？对这些问题进行深入研究对于了解高管个人早期经历以及高管个人特征如何影响企业经营决策行为具有重要的理论价值和现实意义。

为了回答上述问题，本文以2016—2019年我国上市公司为样本，从微观企业层面考察高管贫困经历是否影响上市公司的精准扶贫行为。研究发现：首先，当上市公司高管成长于贫困地区，其所在公司更倾向于进行精准扶贫，并且精准扶贫程度更高。其次，高管个人特征会影响高管贫困经历与精准扶贫关系，具体来讲，当具有贫困经历的高管为女性、党员或年龄较大时，其所在上市公司进行精准扶贫的概率和程度都显著更高。最后，进一步研究发现，高管的贫困经历对企业扶贫行为的促进效应在国企和具有政治关联的民企中表现得更显著。

本文的可能贡献有：首先，拓展和丰富了有关企业社会责任领域的研究。现有文献主要从企业慈善捐赠、企业社会责任履行等方面进行研究（Moon和Shen，2010<sup>[10]</sup>；Cho等，2012<sup>[11]</sup>；朱金凤和杨鹏鹏，2011<sup>[12]</sup>；周浩和汤丽荣，2015<sup>[13]</sup>；靳小翠，2017<sup>[14]</sup>），精准扶贫作为中央政府实施的国家战略，上市公司参与精准扶贫，是一种特殊的、新型的企业社会责任履行方式，本文对上市公司精准扶贫及其影响因素的研究，拓展了企业社会责任的研究范畴，进而丰富了该领域的相关研究。其次，本文的研究丰富了高管个人经历如何影响企业经营决策的研究。以往研究大多基于高阶理论，从高管的性别、学历、年龄等个人特征视角出发，研究其对企业决策行为的可能影响（许年行和李哲，2016<sup>[9]</sup>；Malmendier等，2011<sup>[15]</sup>；Benmelech和Frydman，2015<sup>[16]</sup>；王士红，2016<sup>[17]</sup>；王波，2018<sup>[18]</sup>）。不同于上述固有的个人特征，高管的成长环境及其个人经历将对其性格和行为方式产生较大影响，成长在贫困地区的高管对于贫困的认知更加深刻，更能够产生同理心和感同身受的心理体验，进而影响其是否参与精准扶贫行为。因此，本文选择高管成长过程中的贫困经历作为其个人特征变量，对企业精准扶贫这一可能直接受到影响的行为进行研究，进而为上市公司参与精准扶贫的动机提供可能解

① 在许年行和李哲（2016）<sup>[9]</sup>一文中，将这种无意识发生行为称为“移情”。

释。最后,本文的研究也具有一定的现实意义。本文研究发现,上市公司是否参与精准扶贫以及精准扶贫的力度大小与高管个人经历相关,并且高管个人特征、企业产权性质以及政治关联等,均会影响上市公司的精准扶贫行为,这对于理解上市公司精准扶贫的动机,评价精准扶贫效果,打赢脱贫攻坚战提供了有力的理论依据和政策参考。

## 二、文献与研究假说

### (一) 高管贫困经历与精准扶贫的文献

一般来说,以董事长和总经理为代表的公司高管是企业社会形象的代言人,是企业重要决策的主导者与推动人(Graham等,2015<sup>[19]</sup>;Steven等,2015<sup>[20]</sup>)。相比于公司层面特征而言,高管的个人特征对公司政策具有更强的解释力度(Malmendier等,2011<sup>[15]</sup>)。已有研究主要从高管团队特征(Carpenter等,2004<sup>[21]</sup>;王雪莉等,2013<sup>[22]</sup>)、高管薪酬(Hwang和Kim,2009<sup>[23]</sup>;唐松和孙铮,2014<sup>[24]</sup>)以及高管变更(Chang和Wong,2009<sup>[25]</sup>;刘青松和肖星,2015<sup>[26]</sup>)等方面,对高管个人特征与公司经营决策的关系进行研究。而从心理学的角度,研究高管早年经历对其个人行为方式的影响进而影响企业经营决策的研究还较为鲜见。

基于高层梯队理论和心理学视角的分析认为高管的出生环境以及早年成长经历会影响其价值观的形成,进而对企业行为和决策产生影响。例如,Hambrick和Mason(1984)<sup>[27]</sup>认为,企业高管并非经济学假设的“完全理性人”,行为金融学也认为企业高管通常是感性的,高管的个人经历、年龄、性别以及教育水平等个人特征都对企业的管理决策具有重要的影响(王士红,2016<sup>[17]</sup>)。Batson和Slingsby(1991)<sup>[28]</sup>研究指出,高管个人经历形成的道德与情感对企业履行社会责任的影响较大。Carpenter和Fredrickson(2001)<sup>[29]</sup>研究发现,高管的国际化工作经历是影响企业全球化战略的重要因素,如果高管团队具有国际化工作经历,可以促进企业实施全球化战略。Barker和Mueller(2002)<sup>[30]</sup>从高管职业背景视角出发,研究发现,拥有技术类工作背景的高管更倾向于进行技术研发。

在高管的人生经历中,早年贫困经历是一种重要的人生体验,对其价值观和人生观的形成具有重要影响。由于身处贫困地区,从小就能接触到与贫困相关

的事物和人,耳濡目染了与贫困相关的经历,会逐渐形成其价值观和个人特质的一部分,并影响个人的行事风格和价值取向。而价值观是人们认定事物、辨别是非的一种思维或取向,可以通过影响人的行为方式进而影响行为目的选择。国内外相关研究也表明,高管的价值观对企业履行社会责任具有重要影响(Ullmann,1985<sup>[31]</sup>;辛杰和吴创,2015<sup>[32]</sup>)。荷兰著名心理学家霍夫斯塔德认为,经历过贫困的人更具有帮扶他人的意识,尤其是贫困经历所形成的价值观,能够对高管未来职业的道德情感和社会同情心的培养产生积极影响(Holman和Silver,1998<sup>[33]</sup>;Hahn和Gawronski,2015<sup>[34]</sup>)。

随着该领域研究的不断深入,近年来,高管贫困经历对企业经营管理存在怎样的影响的话题引起了学者们的极大兴趣。Malmendier和Tate(2011)<sup>[35]</sup>认为,贫困经历深刻影响了个体价值观和同情心的塑造,拥有贫困经历的高管其内心情感更易被触动,更能设身处地为他人着想,从而更易发自内心地履行社会责任。许年行和李哲(2016)<sup>[9]</sup>发现,具有贫困经历的高管其进行慈善捐赠的水平更高。综上所述,本文认为,高管个人贫困经历会影响其道德和情感认知,在一定程度上塑造了其对于贫困和弱势群体发自内心的,真实情感的同情与理解,并更可能对国家实施的精准扶贫战略表现出价值认同。因此,具有贫困经历的高管更可能进行精准扶贫,并且扶贫力度更大。因此,本文提出假说H1。

**H1:**上市公司高管成长于贫困地区,则公司更倾向于进行精准扶贫,精准扶贫程度更高

### (二) 个人特征对精准扶贫的影响

高管个人特征主要是指高管的年龄、性别、受教育程度、政治信仰和工作经历等特征(Bantel和Jackson,1989<sup>[36]</sup>;Hambrick,1995<sup>[37]</sup>;Simsek,2007<sup>[38]</sup>)。根据管理学和心理学理论,个人特征对人们的行为具有重大影响(Boone等,2004<sup>[39]</sup>;Preston等,2006<sup>[40]</sup>)。对于高管而言,不同的个人特征都会影响其价值观的形成,而价值观又将影响个体决策行为,导致其对企业社会责任的关注度不同,进而会影响企业参与精准扶贫的态度。因此,分析高管个人特征对企业精准扶贫的影响,具有重要的研究价值和意义。

随着年龄的增长,人们越趋于遵守既定的道德伦理原则,因此年龄大的高管在决策制定时较为保守和谨慎(Kohlberg,1986<sup>[41]</sup>;何威风和刘启亮,2010<sup>[42]</sup>)。

近年来,高管年龄与企业社会责任履行的关系逐渐引起人们的注意, Krishna (2008)<sup>[43]</sup> 研究认为,企业高管团队的平均年龄分布越大,越会通过履行社会责任来规避风险。郑冠群等 (2015)<sup>[44]</sup> 的研究也证实了这一观点,他们发现,高管的年龄越大,在制定和实施公司经营决策时考虑得越周全,并会顾及多方利益,越容易履行企业社会责任。通过上述文献的研究可以发现,年龄大的高管经历中国贫困发展的历程更长,对中国贫困发展的印象更为深刻,这能够进一步强化其参与精准扶贫的动机。另外,年龄大的高管对于企业和社会的发展认知更加全面深入,决策时更为谨慎全面。参与精准扶贫一方面能够促进社会发展,帮助贫困地区的人民、响应国家号召,同时也能够为企业树立良好的社会形象和市场声誉。因此,本文认为,高管年龄可能强化了高管贫困经历与企业精准扶贫之间的正向关系。根据上述研究与分析,提出假说 H2a。

**H2a:** 高管年龄对其贫困经历与精准扶贫的关系有正向调节作用。

著名伦理学家卡罗尔·吉利根认为,性别差异会导致道德观念和伦理价值的不同。研究表明,与男性高管喜好竞争和目标导向的功利性特征不同,女性高管在管理方式上更加注重合作与分享 (Eagly 等, 2003<sup>[45]</sup>; Dezsog 和 Ross, 2012<sup>[46]</sup>)。女性凭借自身的特点能够帮助公司增加创造力、更为有效地解决问题 (任颖和王峥, 2010<sup>[47]</sup>)。女性在管理层中比例增加可能对企业社会责任有良好的影响 (Manner, 2010<sup>[48]</sup>; Harjoto 等, 2015<sup>[49]</sup>)。因此越来越多的学者开始关注高管性别对企业社会责任的影响。相较于男性而言,女性高管在公司中具有更加强烈的社会责任导向和更强的监督动机 (Gul 等, 2011<sup>[50]</sup>), 尤其是女性高管具有区别于男性的价值取向。Adams 和 Ferreira (2009)<sup>[51]</sup> 的研究表明,由于女性高管天生具有较强的慈善意识和帮扶心理,因此拥有女性高管的公司越会履行企业社会责任。杜兴强和冯文滔 (2012)<sup>[52]</sup>、Fernandez-Feijoo 等 (2012)<sup>[53]</sup>、Harjoto 等 (2015)<sup>[49]</sup> 的研究均验证了这一观点。综上所述,本文认为,女性高管天生同情弱者的心理,促使其更容易实施精准扶贫,对贫困经历与精准扶贫的关系具有正向调节作

用,由此提出假说 H2b。

**H2b:** 女性高管对其贫困经历与精准扶贫的关系有正向调节作用。

中国共产党的宗旨是全心全意为人民服务,拥有党员身份的高管可以将党的宗旨内化到企业决策行为中 (Hutton 等, 2014<sup>[54]</sup>; Francis 等, 2016<sup>[55]</sup>), 因此,党员高管在企业经营决策中,不仅要考虑到为股东创造价值,还要在与国家和社会利益相关的决策中起到模范带头作用,党员身份所带来的政治信仰与忠诚,往往促使党员高管的社会责任感更强,更积极地为社会做贡献 (李焰和王琳, 2013<sup>[56]</sup>)。国内外学者对党员高管的相关研究中也发现,党员高管对企业慈善捐赠、企业社会责任履行以及精准扶贫等具有积极影响。例如, Layman (2001)<sup>[57]</sup>、周怡和胡安宁 (2014)<sup>[58]</sup> 等研究高管的政治信仰与慈善捐赠的关系,发现党员具有先锋模范作用,具有信念和担当精神。梁建等 (2010)<sup>[59]</sup> 研究发现民营企业家的党组织建设对慈善捐赠具有显著的正向影响。由此说明,高管的“红色基因”能够促进其履行企业社会责任意识,从而积极响应国家的号召。杨丽娇和赵立彬 (2019)<sup>[60]</sup> 研究高管党员身份与公司履行精准扶贫社会责任情况,结果表明,高管拥有党员身份的公司更积极主动参与精准扶贫并且投入金额更高。综上所述,提出假说 H2c。

**H2c:** 党员高管对其贫困经历与精准扶贫的关系有正向调节作用。

### 三、研究设计

#### (一) 样本和数据

由于上市公司在 2016 年才开始在年报中披露精准扶贫数据,因此,本文选择 2016—2019 年作为研究期间。本文以沪深 A 股上市公司作为初始研究样本,并对样本做以下筛选:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除 ST、\*ST 类股票样本;(3)剔除模型中各控制变量有缺失值的样本。最终共计得到 6 372 个有效观测值。本文所需的精准扶贫数据从年报中手工整理和收集,财务数据来自国泰安 (CSMAR) 数据库。为了消除极端值的影响,我们对连续变量进行上下 5%<sup>①</sup> 的 Winsorize 处理。

① 文章之所以选择 5% 水平的缩尾处理是因为 1% 的缩尾处理后,样本中存在较多的极端值,为了避免极端值对本文研究结论的影响,我们采用了 5% 水平的缩尾处理方法。

## (二) 变量定义

### 1. 上市公司精准扶贫。

沪深交易所在 2016 年对上市公司年报中的披露事项进行了调整,要求上市公司在年报中的“重大事项”一章中,对上市公司关于开展精准扶贫工作的情况进行描述。本文采用两个指标衡量企业的精准扶贫。指标 1: *Poverty\_dum*, 表示上市公司是否进行精准扶贫,如果上市公司在年报中披露了年度进行精准扶贫的情况,则表示其参与了精准扶贫,取值为 1。指标 2: *Poverty\_amt*, 表示上市公司精准扶贫的力度,以上市公司投入精准扶贫的资金和物资折算金额之和衡量,为了降低异常值对回归系数估计的影响,本文将以上计算方法得出的精准扶贫支出总金额加 1,然后取自然对数。

### 2. 高管贫困经历。

国内外学者对于贫困经历有不同的解释。Elder 和 Gimbel (1991)<sup>[61]</sup>、Hulme 和 Spepherd (2003)<sup>[62]</sup> 认为贫困经历是个体生活所经历的特殊困难时期或贫困环境,对其形成的价值认同具有实质性的影响。许年行和李哲 (2016)<sup>[9]</sup> 将“CEO 贫困经历”定义为包括 CEO 童年时期对贫困状况的经历,以及其对家乡贫困状况的所见所闻等经历。即对高管贫困经历的衡量不仅包括自身的亲身经历,也包括其对成长环境的感受。这些外部环境对于高管形成对贫困的同情心和国家实施精准扶贫战略的价值认同具有重要影响。张建君和张志学 (2006)<sup>[63]</sup> 也指出,高管早年的性格形成依赖于家乡的发展环境,区域共同的经济活动、集体记忆和精神特征对高管的早期的个性形成具有重要的影响。本文参照许年行和李哲 (2016)<sup>[9]</sup> 的研究,将高管贫困经历定义为,高管是否出生或成长于贫困地区。由于上市公司高管在披露其出生地/籍贯时,很少详细披露至县级,因此,在此基础上,考虑到样本的可得性,本文将高管贫困经历定义为:若高管的出生地所在地级市至少有一个国家级贫困县,则认为高管具有贫困经历。对国家级贫困县的划定参照国务院扶贫开发领导小组在 2014 年 12 月 23 日发布的全国 832 个贫困县名单<sup>①</sup>,将上市公司董事长和 CEO 的出生地与贫困县名单进行对比,如果董事长或 CEO 至少有一个人的出生地属于划定贫困县所在的地级市,则高管贫困经历取值为 1,否则为 0。

### 3. 高管个人特征。

本文选取以下三种类别的高管个人特征:年龄 (*Age*), 表示高管年龄的虚拟变量,若上市公司的高管平均年龄高于样本中位数,则 *Age* 取值为 1,否则为 0;性别 (*Gender*), 表示高管团队中是否有女性高管,有女性高管则 *Gender* 取值为 1,否则为 0;是否为党员 (*Party*), 表示高管团队中是否有中共党员,有中共党员则 *Party* 取值为 1,否则为 0。

### 4. 控制变量。

为了控制其他变量对回归结果的影响,本文参照已有对企业捐赠和企业社会责任履行的研究文献(徐莉萍等, 2011<sup>[3]</sup>; Brammer 和 Pavelin, 2004<sup>[64]</sup>; Zhang 等, 2010<sup>[65]</sup>; 高勇强等, 2011<sup>[66]</sup>), 在模型中控制了以下变量:公司规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、资产收益率 (*Roa*)、现金持有量 (*Cash*)、销售费用比率 (*Saleratio*)、公司价值 (*Tobinq*)、董事会规模 (*Boardsize*)、股权集中度 (*Shrhfd3*)、独立董事比例 (*Indep*)、是否两职合一 (*Dual*)。此外,为了控制了年度效应和行业效应,本文还加入年度和行业哑变量。各变量的定义请见表 1。

## (三) 实证模型

本文采用模型 (1) 来检验高管贫困经历是否影响精准扶贫行为 (假说 H1):

$$Poverty_{i,t} = \alpha + \alpha_1 BornPoor_i + \alpha_2 Control_{i,t} + \varepsilon \quad (1)$$

其中,因变量 *Poverty* 分别由 *t* 年的 *Poverty\_dum* 和 *Poverty\_amt* 来度量,分别表示是否进行精准扶贫和精准扶贫的金额。*BornPoor* 表示高管童年的贫困经历。*Control* 为一组控制变量,由于 *Poverty\_dum* 是虚拟变量, *Poverty\_amt* 是连续因变量,因此分别采用 Probit 回归和 OLS 回归进行。若假设 1 成立,则  $\alpha_1$  应显著为正。

本文采用模型 (2)、(3) 和 (4) 来检验高管个人特征是否影响高管贫困经历与精准扶贫之间的关系 (假说 H2a~H2c):

$$Poverty_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BornPoor_i + \beta_2 BornPoor_i \times Age_i + \beta_3 Age_i + \beta_4 Control_{i,t} + \varepsilon \quad (2)$$

$$Poverty_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 BornPoor_i + \gamma_2 BornPoor_i \times Gender_i + \beta_3 Gender_i + \gamma_4 Control_{i,t} + \varepsilon \quad (3)$$

$$Poverty_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 BornPoor_i + \delta_2 BornPoor_i \times Party_i$$

① 具体名单参见: [http://www.cpad.gov.cn/art/2014/12/23/art\\_343\\_981.html](http://www.cpad.gov.cn/art/2014/12/23/art_343_981.html)。



$$+\delta_3 Party_i + \beta_4 Control_{i,t} + \varepsilon \quad (4)$$

其中，自变量 *Age*、*Gender* 和 *Party* 分别表示高管平均年龄、性别和是否为党员。同样地，由于因变量包

含了虚拟变量，因此分别采用 Probit 回归和 OLS 回归进行检验。若假设 H2a ~ H2c 成立，则三个模型的  $\beta_2$ 、 $\gamma_2$  和  $\delta_2$  均应显著为正。

表 1 变量定义

变量名称	变量名称	变量符号	变量衡量方式
因变量	是否精准扶贫	<i>Poverty_dum</i>	若上市公司当年参与精准扶贫则取 1，否则取 0
	精准扶贫力度	<i>Poverty_amt</i>	上市公司精准扶贫支出的总金额加 1，然后取自然对数。若未参与精准扶贫，则精准扶贫支出金额取值为 0
自变量	高管是否出生贫困地区	<i>BornPoor</i>	高管出生于国务院扶贫办认定的 832 个贫困县所在地级市取值为 1，否则为 0
其他变量	高管年龄	<i>Age</i>	高管年龄的虚拟变量，高管平均年龄高于样本中位数取值为 1，否则为 0
	高管性别	<i>Gender</i>	高管团队中是否有女性高管，有女性高管取值为 1，否则为 0
	高管是否党员	<i>Party</i>	高管团队中是否有中共党员，有中共党员取值为 1，否则为 0
	政治关联	<i>Polc</i>	若上市公司的董事长或总经理曾经或者正在人大、政协和政府机关任职则取值为 1，否则取值为 0
	公司规模	<i>Size</i>	ln(期末总资产)
	资产负债率	<i>Lev</i>	期末总负债/期末总资产
	资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/总资产
	现金持有量	<i>Cash</i>	货币资金+交易性金融资产+应收票据
	销售费用比率	<i>Saleratio</i>	销售费用占销售收入的比例
	公司价值	<i>Tobinq</i>	公司市场价值/账面价值
	董事会规模	<i>Boardsize</i>	董事会人数
	股权集中度	<i>Shrhfd3</i>	前三大股东持股比例的平方和
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事数量/董事会人数
两职合一	<i>Dual</i>	董事长和总理由一人兼任时取值为 1，否则为 0	

#### 四、实证结果分析

##### (一) 变量描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计。表 2 结果显示：平均有 26% 的上市公司参与了精准扶贫，上市公司进行精准扶贫的金额（实际金额加 1 去自然对数后的值），均值为 1.07，最大值为 9.00，标准差为 2.22，说明上市公司精准扶贫投入金额差异较大。从上市公司高管出生经历来看，平均有 19% 的

上市公司具有贫困经历。为了进一步说明实施精准扶贫以来，上市公司历年的资金投入情况，表 3 列示了在合并高管出生地数据前，剔除精准扶贫资金投入金额为 0 的上市公司样本后的各年度实际金额投入情况。从表 3 可知，实施精准扶贫以来，参与精准扶贫的上市公司不断增加，投入金额也不断增多，不同上市公司的投入金额也差异较大。总体上来说，精准扶贫取得了良好的效果。

表 2 主要变量描述性统计

variable	N	mean	sd	max	min	p25	p50	p75
<i>Poverty_dum</i>	6 372	0.26	0.44	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00
<i>Poverty_amt</i>	6 372	1.07	2.22	9.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>BornPoor</i>	6 372	0.19	0.40	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>Age</i>	6 372	55.24	5.94	68.00	43.00	51.50	55.00	59.00
<i>Gender</i>	6 372	0.07	0.25	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00

续前表

variable	N	mean	sd	max	min	p25	p50	p75
Party	6 372	0.31	0.46	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00
Polc	6 372	0.46	0.50	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00
Size	6 372	22.24	1.16	24.73	20.45	21.38	22.09	22.95
Lev	6 372	0.40	0.19	0.75	0.11	0.25	0.39	0.55
Roa	6 372	0.11	0.23	1.00	-0.06	0.02	0.05	0.09
Cash	6 372	5.19	9.09	23.85	0.00	0.00	0.00	0.00
Saleratio	6 372	0.08	0.08	0.30	0.00	0.03	0.05	0.10
Tobinq	6 372	1.94	0.86	4.14	0.98	1.28	1.67	2.36
Boardsize	6 372	8.29	1.45	11.00	5.00	7.00	9.00	9.00
Indep	6 372	0.38	0.05	0.50	0.00	0.33	0.36	0.43
Dual	6 372	0.32	0.47	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00
Shrhfd3	6 372	0.14	0.09	0.36	0.03	0.07	0.12	0.20

表 3 上市公司历年精准扶贫资金投入情况表

年度	参与精准扶贫的上市公司数(家)	均值(万元)	最大值(万元)	最小值(万元)	中位数(万元)	合计(万元)
2016年	570	2 431.90	410 573.40	0.17	79.50	1 386 180.00
2017年	818	7 685.35	1 112 080.00	0.23	82.68	6 286 615.00
2018年	1 029	6 979.11	1 111 109.00	0.11	100.00	7 181 501.00
2019年	1 129	2 517.85	14 951 900.00	0.12	94 343.00	28 809 650.00

## (二) 高管贫困经历与精准扶贫行为

表 4 列示了高管贫困经历对上市公司精准扶贫的影响,其中,列(1)、列(2)是高管贫困经历对上市公司精准扶贫可能性的影响,无论是在列(1)中没有控制其他变量的影响还是列(2)中控制其他变量的影响后, *BornPoor* 的回归系数均在 1% 的显著性水平上为正。这说明,上市公司高管出生于贫困地区,上市公司进行精准扶贫的可能性越大,进而验证了本文的研究假说 H1。表 4 的列(3)和列(4)列

示了高管贫困经历与精准扶贫力度的关系,结果显示,无论是否控制其他变量, *BornPoor* 均在 1% 的置信度上显著为正。这说明出生于贫困地区的高管任职上市公司的精准扶贫投入金额显著高于出生于非贫困地区的高管任职上市公司。总之,表 4 的回归结果均支持本文的假说 H1,即上市公司高管早年的经历或所处的贫困环境会影响其心理和行为,进而影响高管在未来是否进行精准扶贫以及精准扶贫的程度,这种童年的经历会影响其决策行为。

表 4 高管贫困经历与精准扶贫

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>BornPoor</i>	0.406*** (9.625)	0.338*** (7.608)	0.612*** (4.746)	0.454*** (4.034)
<i>Size</i>		0.331*** (15.116)		0.710*** (11.869)

续前表

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>Lev</i>		-0.048 (-0.375)		-0.301 (-1.273)
<i>Roa</i>		-0.076 (-0.802)		0.202** (2.150)
<i>Cash</i>		0.004* (1.940)		0.009** (2.191)
<i>Saleratio</i>		0.442* (1.723)		0.498 (0.847)
<i>Tobinq</i>		0.035 (1.317)		0.196*** (3.843)
<i>Boardsize</i>		0.088*** (5.387)		0.144*** (3.479)
<i>Indep</i>		0.938** (2.095)		3.026*** (2.767)
<i>Dual</i>		-0.045 (-1.104)		0.015 (0.190)
<i>Shrhfd3</i>		0.376* (1.909)		0.946** (1.970)
<i>Constant</i>	-0.641*** (-4.146)	-9.181*** (-17.138)	1.235* (1.864)	-17.285*** (-11.203)
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	6 372	6 372	6 372	6 372
<i>Pseudo/Adj. R<sup>2</sup></i>	0.065	0.134	0.082	0.200

在控制变量方面，公司规模 (*Size*)、公司现金持有量 (*Cash*)、销售费用比率 (*Saleratio*)、董事会规模 (*Boardsize*) 与独立董事比例 (*Indep*) 与上市公司精准扶贫各指标均存在一定正相关性。这说明，公司规模越大、现金持有量越多、销售费用比率越高、董事会规模越大以及独立性越强，上市公司进行精准扶贫的可能性越高，精准扶贫力度越大。这与许年行和李哲 (2016<sup>[9]</sup>) 的研究结论基本一致，说明企业参与精准扶贫的动机还受到企业盈利能力、公司治理等约束条件的影响。

### (三) 稳健性检验

1. 改变样本范围，将样本限定在拥有贫困县的省份。

精准扶贫作为国家战略，在具体实施过程中很多省份均有一定任务指标，尤其是对于那些拥有贫困县的省份，其精准扶贫的任务相比没有贫困县的省份任

务更重，这些省份的上市公司很可能也需要承担这些政治压力。因此，为了降低不同省份由于省情不同而造成上市公司进行精准扶贫的差异，稳健性检验中将样本限定于拥有贫困县的省份。比较在拥有贫困县的省份中，这些省份的上市公司，其高管是否具有贫困经历对精准扶贫的影响。如果这些省份的上市公司高管具有贫困经历，则 *BornPoor* 取值为 1，否则为 0。表 5 列示了回归结果。列 (1)~列 (4) *BornPoor* 的回归系数均为正数，且列 (1)~列 (3) 均通过了显著性检验，说明具有贫困经历的高管更容易进行精准扶贫，并且扶贫力度更大；从列 (4) 的回归结果来看，在控制相关控制变量后，高管贫困经历对企业参与精准扶贫程度的影响不再显著，这说明贫困经历能够提高企业参与精准扶贫的概率，但是参与精准扶贫金额的大小具体还受到其他方面因素的影响。

表 5 将样本限定在拥有贫困县的省份的回归结果

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>BornPoor</i>	0.255 *** (4.131)	0.162 ** (2.475)	0.521 ** (2.501)	0.247 (1.368)
<i>Size</i>		0.313 *** (8.211)		0.837 *** (8.123)
<i>Lev</i>		-0.191 (-0.855)		-0.537 (-1.065)
<i>Roa</i>		-0.075 (-0.447)		0.147 (0.612)
<i>Cash</i>		0.016 *** (4.242)		0.020 ** (2.445)
<i>Saleratio</i>		0.534 (1.271)		1.397 (1.196)
<i>Tobinq</i>		0.010 (0.210)		0.204 ** (2.069)
<i>Boardsize</i>		0.171 *** (5.868)		0.301 *** (4.183)
<i>Indep</i>		2.882 *** (3.453)		7.256 *** (3.512)
<i>Dual</i>		-0.133 * (-1.731)		-0.077 (-0.427)
<i>Shrhfd3</i>		1.143 *** (3.389)		1.628 * (1.672)
<i>Constant</i>	-0.558 ** (-2.501)	-10.027 *** (-10.933)	0.718 (0.866)	-23.337 *** (-9.025)
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	1 880	1 880	1 880	1 880
<i>Pseudo/Adj. R<sup>2</sup></i>	0.050	0.145	0.072	0.233

## 2. 使用 532 家国家贫困县名单。

由于我国对贫困县的认定口径存在差异，因此贫困县的名单也有所不同。本文采用国务院扶贫开发领导小组办公室在 2012 年 3 月发布的《国家扶贫开发工作重点县名单》<sup>①</sup> 作为衡量贫困县的标准，该名单共包括全国 592 个贫困县，如果上市公司高管出生地所在地级市包含以上贫困县，则认为高管具有

贫困经历，*BornPoorkey* 取值为 1，否则取值为 0。表 6 列示了高管贫困经历与精准扶贫的关系，由表可知，*BornPoorkey* 的回归系数在是否进行精准扶贫以及精准扶贫力度上均为正，并且均通过了显著性检验，因此，采用其他统计口径下的贫困县名单作为衡量高管贫困经历的稳健性检验指标，结论依然不变。

<sup>①</sup> 详情请参见：[http://www.cpad.gov.cn/art/2012/3/19/art\\_343\\_42.html](http://www.cpad.gov.cn/art/2012/3/19/art_343_42.html)。

表 6 采用其他贫困县统计口径的高管贫困经历与精准扶贫

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>BornPoorkey</i>	0.448 *** (9.712)	0.367 *** (7.567)	0.711 *** (4.828)	0.517 *** (4.061)
<i>Size</i>		0.331 *** (15.098)		0.708 *** (11.814)
<i>Lev</i>		-0.046 (-0.363)		-0.303 (-1.280)
<i>Roa</i>		-0.078 (-0.816)		0.201 ** (2.133)
<i>Cash</i>		0.004 * (1.902)		0.009 ** (2.184)
<i>Saleratio</i>		0.496 * (1.940)		0.553 (0.946)
<i>Tobinq</i>		0.036 (1.338)		0.196 *** (3.859)
<i>Boardsize</i>		0.087 *** (5.314)		0.143 *** (3.457)
<i>Indep</i>		0.934 ** (2.083)		3.002 *** (2.747)
<i>Dual</i>		-0.055 (-1.346)		0.005 (0.060)
<i>Shrhfd3</i>		0.365 * (1.854)		0.939 * (1.958)
<i>Constant</i>	-0.645 *** (-4.172)	-9.163 *** (-17.096)	1.221 * (1.845)	-17.237 *** (-11.179)
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	6 372	6 372	6 372	6 372
<i>R-squared</i>	0.065	0.134	0.083	0.201

3. 使用时间层面的贫困经历作为替代指标。

高管出生在贫困地区是一种空间上的贫困经历，而高管在时间层面上可能有过贫困经历。为此，本文参照许年行和李哲（2016）<sup>[9]</sup>的研究，将高管早年时代是否经历我国“三年困难时期”作为高管贫困经历的替代指标。参照以往研究，本文选取0~14岁作为高管的童年时间范围，也即，如果高管的出生年份

在1947—1961年，则认为其在儿童时期经历了“三年困难时期”，解释变量 *Famine* 取1，否则取0。表7列示了高管在时间层面的贫困经历与精准扶贫的关系，结果显示，*Famine* 回归系数均显著为正，这说明，经历过三年困难时期的高管更可能进行精准扶贫，但参与精准扶贫的力度不一定更大。

表7 是否经历“三年困难时期”与精准扶贫

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>Famine</i>	0.143 *** (3.777)	0.095 ** (2.450)	0.244 ** (2.403)	0.144 (1.561)
<i>Size</i>		0.341 *** (16.238)		0.721 *** (11.928)
<i>Lev</i>		-0.096 (-0.794)		-0.264 (-1.106)
<i>Roa</i>		-0.083 (-0.889)		0.205 ** (2.179)
<i>Cash</i>		0.002 (0.851)		0.008 ** (2.035)
<i>Saleratio</i>		0.738 *** (3.127)		0.707 (1.213)
<i>Tobinq</i>		0.026 (1.010)		0.205 *** (3.951)
<i>Boardsize</i>		0.100 *** (6.253)		0.144 *** (3.430)
<i>Indep</i>		1.190 *** (2.711)		3.210 *** (2.902)
<i>Dual</i>		-0.091 ** (-2.269)		0.004 (0.050)
<i>Shrhfd3</i>		0.563 *** (2.992)		0.961 ** (1.981)
<i>Constant</i>	-0.599 *** (-3.918)	-9.992 *** (-20.184)	1.275 * (1.915)	-17.592 *** (-11.240)
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	6 372	6 372	6 372	6 372
<i>Pseudo/Adj. R<sup>2</sup></i>	0.055	0.105	0.073	0.195

## 4. 直接使用高管出生地是否在国家级贫困县。

正文中用高管出生的地级市是否有贫困县来衡量高管贫困经历,在稳健性检验中,本文直接使用高管出生地是否为国家级贫困县作为替代衡量指标。如果高管出生地为国务院扶贫开发领导小组在2014年12月23日发布的全国832个贫困县,则 *BoonPoor\_County* 取值为1,否则取值0。由于披露出生地详细到县级

市的高管样本量很少,因此,本研究中, *BoonPoor\_County* 为1的样本量仅为190条。表8列示了高管出生地为国家级贫困县与精准扶贫的关系。由表可知,列(1)~列(4)的 *BoonPoor\_County* 回归系数均为正,并通过了显著性检验,因此出生在国家级贫困县的高管更可能进行精准扶贫,并且精准扶贫力度更大。

表 8 高管是否出生在国家级贫困县与精准扶贫

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>BoonPoor_County</i>	0.399*** (4.111)	0.336*** (3.387)	0.661** (2.464)	0.458*** (2.622)
<i>Size</i>		0.340*** (16.153)		0.719*** (19.371)
<i>Lev</i>		-0.104 (-0.861)		-0.276* (-1.723)
<i>Roa</i>		-0.085 (-0.909)		0.203** (2.294)
<i>Cash</i>		0.002 (0.986)		0.008*** (2.595)
<i>Saleratio</i>		0.765*** (3.243)		0.709* (1.928)
<i>Tobinq</i>		0.022 (0.842)		0.199*** (5.568)
<i>Boardsize</i>		0.101*** (6.301)		0.145*** (5.372)
<i>Indep</i>		1.150*** (2.620)		3.179*** (4.447)
<i>Dual</i>		-0.098** (-2.436)		-0.008 (-0.157)
<i>Shrhfd3</i>		0.570*** (3.029)		0.969*** (3.226)
<i>Constant</i>	-0.588*** (-3.823)	-9.923*** (-20.035)	1.303** (1.996)	-17.513*** (-18.169)
<i>Control Vars</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	6 372	6 372	6 372	6 372
<i>Pseudo/Adj. R<sup>2</sup></i>	0.055	0.106	0.073	0.195

5. 剔除 2019 年的样本数据。

在统计分析过程中，笔者发现 2019 年上市公司扶贫支出发生了急剧增加，这可能是由于外部事件的发生产生的影响，进而可能影响本文研究结论的可靠

性，文章剔除 2019 年的样本，对 2016—2018 年的数据进行回归。结果见表 9，从表中可以看出，高管的贫困经历仍然与上市公司是否参与扶贫、扶贫程度显著正相关。

表 9 高管贫困经历与精准扶贫 (剔除 2019 年数据)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>BornPoor</i>	0.423 *** (8.341)	0.345 *** (6.414)	0.668 *** (4.912)	0.490 *** (4.084)	0.392 ** (2.018)
<i>Size</i>		0.313 *** (11.334)		0.674 *** (9.878)	0.853 *** (7.310)
<i>Lev</i>		0.035 (0.217)		0.006 (0.022)	0.049 (0.087)
<i>Roa</i>		-0.130 (-1.257)		-0.067 (-0.733)	-0.216 (-0.934)
<i>Cash</i>		0.006 ** (2.299)		0.015 *** (3.008)	0.024 ** (2.465)
<i>Saleratio</i>		0.564 * (1.787)		0.445 (0.704)	1.013 (0.804)
<i>Tobinq</i>		-0.008 (-0.386)		0.149 *** (4.146)	0.227 *** (3.247)
<i>Boardsize</i>		0.093 *** (4.827)		0.133 *** (3.155)	0.281 *** (3.660)
<i>Indep</i>		1.147 ** (2.150)		2.708 ** (2.444)	7.261 *** (3.388)
<i>Dual</i>		-0.015 (-0.299)		0.031 (0.376)	-0.029 (-0.150)
<i>Shrhfd3</i>		0.268 (1.141)		0.651 (1.313)	1.470 (1.480)
<i>Constant</i>	0.262 *** (5.287)	0.271 *** (5.076)	0.278 *** (6.999)	0.358 *** (7.414)	-23.718 *** (-8.035)
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	4 602	4 602	4 602	4 602	6 372
<i>Fe</i>					control
<i>Pseudo/Adj. R<sup>2</sup></i>	0.067 3	0.141 1	0.088	0.200	0.249

#### 6. 控制公司固定效应。

为了控制公司层面固定效应,文章在控制变量中增加公司固定效应变量,进而控制某些公司可能更愿意雇用具有贫困经历的高管这一现象,进而缓解由此产生的内生性问题。具体回归结果见表 9 列 (5)。从表中可以看出,在控制公司层面的固定效应后,本文的研究结论依然成立。

#### 五、进一步分析:高管个人特征对 高管贫困经历与精准扶贫关系的影响

前文研究表明,高管贫困经历会影响上市公司参与精准扶贫,为此,我们进一步考虑高管所具有的个人特征是否对这两者关系产生影响。首先,表 10 列示了高管年龄对高管经历与精准扶贫关系的影响,其中



高管年龄是指具有贫困经历的董事长或者 CEO 的年龄，本文对董事长或 CEO 的年龄加 1 取自然对数进行处理，作为高管年龄 (Age) 的替代指标。表 10 列 (1)~列 (4) 中，高管年龄 (Age) 的回归系数均显著为正，并通过了 1% 的显著性水平检验，这说明上市

公司的高管平均年龄越大，其进行精准扶贫的可能性越高、力度越大。列 (2) 的交乘项  $Age \times BornPoor$  的回归系数为正，但不显著，列 (4) 中的交乘项  $Age \times BornPoor$  的回归系数显著为正，这说明年龄越大的高管对精准扶贫的投入越大。

表 10 高管贫困经历、高管年龄与精准扶贫

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>Age</i>	0.010 *** (3.970)	0.012 *** (4.193)	0.016 *** (4.686)	0.015 *** (4.127)
$Age \times BornPoor$		0.001 (0.117)		0.022 ** (2.174)
<i>BornPoor</i>		0.358 *** (8.005)		0.490 *** (6.983)
<i>Constant</i>	-9.288 *** (-17.430)	-9.091 *** (-16.943)	-17.444 *** (-18.041)	-17.063 *** (-17.831)
<i>Control Vars</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	6 372	6 372	6 372	6 372
<i>Pseudo/Adj. R<sup>2</sup></i>	0.128	0.137	0.196	0.204

表 11 列示了高管性别对高管贫困经历与精准扶贫关系的影响，其中高管性别是指具有贫困经历的董事长或者 CEO 的性别，当具有贫困经历的董事长或 CEO 为女性时，Gender 取 1，否则取 0。列 (1)~列 (4) 中，高管性别 (Gender) 的回归系数均不显著，说明上市公司的高管性别这一因素单独对企业是否参与精准扶贫没有影响。列 (2) 的交乘项  $Gender \times BornPoor$  的回归系数显著为正，列 (4) 中的交乘项  $Gender \times BornPoor$  的回归系数也显著为正，这说明出生于贫困地区的女性高管，更愿意进行精准扶贫且在此过程中投入了更多的扶贫资金。

精准扶贫关系的影响。由于国有企业的高管一般来说都是党员，因此在回归时剔除了国有企业，而只比较民营企业中的高管是否属于党员对精准扶贫的影响。其中是否为党员是指具有贫困经历的董事长或者 CEO 是否为党员，当具有贫困经历的董事长或 CEO 是中共党员时 Party 取 1，否则取 0。表 12 列 (1)~列 (4) 中，党员高管 (Party) 的回归系数均显著为正，但并非都显著。列 (2) 和列 (4) 中的交乘项  $Party \times BornPoor$  的回归系数均为正，并通过了显著性水平检验，这说明来自贫困地区的党员高管更愿意参与精准扶贫，实施力度也更大。

表 12 列示了高管是否为党员对高管贫困经历与

表 11 高管贫困经历、高管性别与精准扶贫

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>Gender</i>	-0.014 (-0.186)	-0.121 (-1.393)	-0.018 (-0.169)	-0.218 ** (-2.003)
$Gender \times BornPoor$		0.355 ** (2.120)		0.812 * (3.053)

续前表

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>BornPoor</i>		0.312 *** (6.756)		0.392 *** (5.454)
<i>Constant</i>	-9.348 *** (-17.555)	-9.217 *** (-17.187)	-17.562 *** (-18.179)	-17.350 *** (-18.170)
<i>Control Vars</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	6 372	6 372	6 372	6 372
<i>Pseudo/Adj. R<sup>2</sup></i>	0.126	0.134	0.194	0.202

表 12 高管贫困经历、高管是否为党员与精准扶贫

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_dum</i>	<i>Poverty_amt</i>	<i>Poverty_amt</i>
<i>Party</i>	0.093 * (1.739)	0.037 (0.633)	0.167 ** (2.243)	0.045 (0.579)
<i>Party×BornPoor</i>		0.362 ** (2.563)		0.877 *** (3.690)
<i>BornPoor</i>		0.193 *** (3.110)		0.177 ** (2.297)
<i>Constant</i>	-7.689 *** (-11.635)	-7.530 *** (-11.321)	-13.272 *** (-11.820)	-12.950 *** (-11.692)
<i>Control Vars</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Year and Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs.</i>	5 043	5 043	5 043	5 043
<i>Pseudo/Adj. R<sup>2</sup></i>	0.091	0.097	0.125	0.133

总之,表 10~表 12 的回归结果说明,高管年龄越大、女性高管以及党员高管可以在一定程度上促进高管的贫困经历与精准扶贫的正向关系,高管的个人特征对于是否进行精准扶贫以及精准扶贫的力度大小具有重要影响。

## 六、结论

文章以 2016—2019 年沪深 A 股上市公司为研究对象,基于高阶理论,研究上市公司高管的个人贫困经历对其所在上市公司参与精准扶贫行为的影响。结果发现:当上市公司高管(董事长或 CEO)

具有贫困经历时,其所在上市公司更愿意参与扶贫,且参与扶贫的金额也更高。这可能是因为个人成长经历会对其价值观产生一定的影响,进而影响上市公司对扶贫行为的感同身受,最终促进了上市公司参与扶贫的意愿。进一步研究发现,具有贫困经历的高管为女性、党员或年龄越大时,其所在上市公司参与扶贫的意愿更高且扶贫金额更高。上述结论在经过一系列稳健性测试后依然稳健。本文的研究对于理解上市公司背后的精准扶贫行为提供了个人特征层面的经验证据,进而为最终打赢脱贫攻坚战提供了理论依据和政策参考。

参考文献

- [1] 山立威, 甘犁, 郑涛. 公司捐款与经济动机——汶川地震后中国上市公司捐款的实证研究 [J]. 经济研究, 2008 (11): 51-61.
- [2] 方军雄. 捐赠, 赢得市场掌声吗? [J]. 经济管理, 2009 (7): 172-176.
- [3] 徐莉萍, 辛宇, 祝继高. 媒体关注与上市公司社会责任之履行——基于汶川地震捐款的实证研究 [J]. 管理世界, 2011 (3): 135-143.
- [4] 张敏, 马黎珺, 张雯. 企业慈善捐赠的政企纽带效应——基于我国上市公司的经验证据 [J]. 管理世界, 2013 (7): 163-171.
- [5] 张建君. 竞争-承诺-服从: 中国企业慈善捐款的动机 [J]. 管理世界, 2013 (9): 118-129.
- [6] Cahan S F, Chen C, Chen L N, Nguyen H. Corporate Social Responsibility and Media Coverage [J]. Journal of Banking & Finance, 2015 (59): 409-422.
- [7] Lin K J, Tan J, Zhao L, Karim K. In the Name of Charity: Political Connections and Strategic Corporate Social Responsibility in a Transition Economy [J]. Journal of Corporate Finance, 2015, 32: 327-346.
- [8] 傅超, 吉利. 诉讼风险与公司慈善捐赠——基于“声誉保险”视角的解释 [J]. 南开管理评论, 2017 (2): 108-121.
- [9] 许年行, 李哲. 高管贫困经历与企业慈善捐赠 [J]. 经济研究, 2016 (12): 133-146.
- [10] Moon J, Shen X. CSR in China Research: Salience, Focus and Nature [J]. Journal of Business Ethics, 2010 (94): 613-629.
- [11] Cho C H, Guidry R P, Hageman A M. Do Actions Speak Louder than Words? An Empirical Investigation of Corporate Environmental Reputation [J]. Accounting, Organizations and Society, 2012, 37 (1): 14-25.
- [12] 朱金凤, 杨鹏鹏. 公司慈善行为提升企业价值吗? ——基于面板数据模型的实证研究 [J]. 经济管理, 2011 (12): 52-59.
- [13] 周浩, 汤丽荣. 市场竞争能倒逼企业善待员工吗? ——来自制造业企业的微观证据 [J]. 管理世界, 2015 (11): 135-144.
- [14] 靳小翠. 企业文化会影响企业社会责任吗? ——来自中国沪市上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2017 (2): 56-62.
- [15] Malmendier U, Geoffrey T, Jonathan Y. Overconfidence and Early Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies [J]. Journal of Finance, 2011 (66): 1687-1733.
- [16] Benmelech E, Frydman C. Military CEOs [J]. Journal of Financial Economics, 2015 (117): 43-59.
- [17] 王士红. 所有权性质、高管背景特征与企业社会责任披露 [J]. 会计研究, 2016 (11): 53-61.
- [18] 王波. 高管影响力、贫困经历与企业社会责任 [D]. 成都: 西南交通大学, 2018.
- [19] Graham J, Harvey, Puri M. Capital Allocation and Delegation of Decision Making Authority Within Firms [J]. Journal of Financial Economics, 2015 (115): 449-470.
- [20] Steven F C, Chen C, Chen L. Corporate Social Responsibility and Media Coverage [J]. Journal of Banking & Finance, 2015 (59): 409-422.
- [21] Carpenter M A, Geletkanycz M A, Sanders W G. Upper Echelons Research Revisited: Antecedents, Elements, and Consequences of Top Management Team Composition [J]. Journal of Management, 2004, 30 (6): 749-778.
- [22] 王雪莉, 马琳, 王艳丽. 高管团队职能背景对企业绩效的影响: 以中国信息技术行业上市公司为例 [J]. 南开管理评论, 2013 (4): 80-93.
- [23] Hwang B, Kim S. It Pays to Have Friends [J]. Journal of Financial Economics, 2009 (93): 138-158.
- [24] 唐松, 孙铮. 政治关联、高管薪酬与企业未来经营绩效 [J]. 管理世界, 2014 (5): 93-105.
- [25] Chang C, Wong S M L. Governance with Multiple Objectives: Evidence from Top Executive Turnover in China [J]. Journal of Corporate Finance, 2009 (15): 230-244.
- [26] 刘青松, 肖星. 败也业绩, 成也业绩? ——国企高管变更的实证研究 [J]. 管理世界, 2015 (3): 151-163.
- [27] Hambrick D C, Mason P A. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers [J]. Academy of Management Review, 1984, 9 (2): 193-206.
- [28] Batson J, Slingsby J K. Empathic Joy and the Empathy Altruism Hypothesis [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1991, 61 (4): 13-26.
- [29] Carpenter, Fredrickson. Management Teams, Global Strategic Posture, and the Moderating Role of Uncertainty [J]. Academy of Management Journal, 2001, 44 (3): 533-545.
- [30] Barker V L, Mueller G C. CEO Characteristics and Firm R&D Spending [J]. Management Science, 2002, 48 (6): 782-801.
- [31] Ullmann A A. Data in Search of a Theory: A Critical Examination of the Relationships Among Social Performance, Social Disclosure, and Economic Performance of U. S. Firms [J]. Academy of Management Review, 1985, 10 (3): 540-557.
- [32] 辛杰, 吴创. 企业家文化价值观对企业社会责任的影响机制研究 [J]. 中南财经政法大学学报, 2015 (1): 105-115.
- [33] Holman E A, Silver R C. Getting “Stuck” in the Past: Temporal Orientation and Coping with Trauma [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1998, 74 (5): 1146-1163.
- [34] Hahn A, Gawronski B. Implicit Social Cognition [J]. International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences, 2015 (17): 714-720.
- [35] Malmendier U, Tate G A. Overconfidence and Early Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies [J]. Journal of Finance, 2011 (66): 1687-1733.

- [36] Bantel K A, Jackson S E. Top Management and Innovations in Banking Does the Composition of the Top Team Make a Difference [J]. Strategic Management Journal, 1989, 10 (2): 107-124.
- [37] Hambrick D C. Fragmentation and the Other Problems CEOs Have with Their Top Management Teams [J]. California Management Review, 1995 (37): 110-127.
- [38] Simsek Z. CEO Tenure and Organizational Performance: An Intervening Model [J]. Strategic Management Journal, 2007 (28): 653-662.
- [39] Boone C, Van Olffen W, Van Witteloostuijn A, De Brabander B. The Genesis of Top Management Team Diversity: Selective Turnover among Top Management Teams in Dutch [J]. Academy of Management Journal, 2004 (47): 633-656.
- [40] Preston D S, Karahanna E, Rowe F. Development of Shared Understanding Between the Chief Information Officer and Top Management Team in U. S. and French Organizations: A Cross-Cultural Comparison [J]. Transactions on Engineering Management, 2006 (53): 191-206.
- [41] Kohlberg M. On the Strategic Stability of Equilibria [J]. Econometrica, 1986, 54 (5): 1003-1037.
- [42] 何威风, 刘启亮. 我国上市公司高管背景特征与财务重述行为研究 [J]. 管理世界, 2010 (7): 144-155.
- [43] Krishna U. Corporate Social Responsibility and Firm Size [J]. Journal of Business Ethics, 2008 (83): 167-175.
- [44] 郑冠群, 宋林, 郝渊晓. 高管层特征、策略性行为与企业社会责任信息披露质量 [J]. 经济经纬, 2015 (2): 111-116.
- [45] Eagly A H, Johannesen-Schmidt M C, Van Engen M L. Transformational, Transactional, and Laissez-Faire Leadership Styles: A Meta-Analysis Comparing Women and Men [J]. Psychological Bulletin, 2003, 129 (4): 569-591.
- [46] Dezsó C L, Ross D G. Does Female Representation in Top Management Improve Firm Performance? A Panel Data Investigation [J]. Strategic Management Journal, 2012, 33 (9): 1072-1089.
- [47] 任颀, 王峥. 女性参与高管团队对企业绩效的影响: 基于中国民营企业的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2010 (5): 81-91.
- [48] Manner M H. The Impact of CEO Characteristics on Corporate Social Performance [J]. Journal of Business Ethics, 2010 (93): 53-72.
- [49] Harjoto M, Laksmana I, Lee R. Board Diversity and Corporate Social Responsibility [J]. Journal of Business Ethics, 2015, 132 (4): 641-660.
- [50] Gul F A, Srinidhi B, Ng A C. Does Board Gender Diversity Improve the Informativeness of Stock Prices? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51 (3): 314-338.
- [51] Adams R B, Ferreira D. Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94 (2): 291-309.
- [52] 杜兴强, 冯文滔. 女性高管、制度环境与慈善捐赠 [J]. 经济管理, 2012 (11): 53-63.
- [53] Fernandez-Feijoo B, Romero S, Ruiz S. Does Board Gender Composition Affect Corporate Social Responsibility Reporting? [J]. International Journal of Business and Social Science, 2012, 3 (1): 31-38.
- [54] Hutton I, Jiang D, Kumar A. Corporate Policies of Republican Managers [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2014, 49 (5): 1279-1310.
- [55] Francis B B, Hasan I, Sun X, et al. CEO Political Preference and Corporate Tax Sheltering [J]. Journal of Corporate Finance, 2016 (38): 37-53.
- [56] 李焰, 王琳. 媒体监督、声誉共同体与投资者保护 [J]. 管理世界, 2013 (11): 130-143.
- [57] Layman G. The Great Divide: Religious and Cultural Conflict in American Party Politics [J]. Journal of Religion, 2001, 69 (2): 483-484.
- [58] 周怡, 胡安. 有信仰的资本——温州民营企业主慈善捐赠行为研究 [J]. 社会学研究, 2014 (1): 57-81.
- [59] 梁建, 陈爽英, 盖庆恩. 民营企业的政治参与、治理结构与慈善捐赠 [J]. 管理世界, 2010 (7): 109-118.
- [60] 杨丽娇, 赵立彬. 高管党员身份影响企业履行精准扶贫吗? [J]. 生产力研究, 2019 (2): 100-105.
- [61] Elder G, Gimbel C. Turning Points in Life: The Case of Military Service and War [J]. Military Psychology, 1991 (3): 215-231.
- [62] Hulme D, Shepherd A. Conceptualizing Chronic Poverty [J]. World Development, 2003, 31 (3): 403-423.
- [63] 张建君, 张志学. 中国民营企业家的政治战略 [J]. 管理世界, 2005 (7): 94-105.
- [64] Brammer S, Pavelin S. Voluntary Social Disclosures by Large UK Companies [J]. Business Ethics A European Review, 2004, 13 (2): 86-99.
- [65] Zhang R, Zhu J, Yue H, Zhu C. Corporate Philanthropic Giving, Advertising Intensity, and Industry Competition Level [J]. Journal of Business Ethics, 2010 (94): 39-52.
- [66] 高勇强, 何晓斌, 李路. 民营企业社会身份、经济条件与企业慈善捐赠 [J]. 经济研究, 2011 (12): 111-123.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 非财务信息的市场反应与预测功能

## ——基于“京东商城”消费者大数据的经验证据

The Market Reaction and Prediction Function of Non-financial Information:  
Based on the Empirical Analysis of JD.com

胡娟 李雪轶 郝颖 董士君

HU Juan LI Xue-yi HAO Ying DONG Shi-jun

**[摘要]** 本文运用 Python 数据搜索技术,以 2014—2018 年间消费者发表的在线评论信息为研究对象,实证检验消费者在线评论的市场反应和预测功能。研究结果显示,消费者关注度对股票收益率的影响取决于消费者评论情感,当消费者评论倾向于积极情感时,消费者关注度与股票收益率之间显著正相关,反之则反,由此可见存在“消费者关注度的情绪效应”。进一步研究通过有效甄别并排除水军言论,防止“噪声交易”导致股价明显偏离基本面,并抑制股价在长期出现反转的可能性。异质性分析表明,消费者评论的情绪效应在追加评论及竞争激烈的行业更为显著,且消极情绪下要比积极情绪下效用更强。本文从新的视角推进了非财务信息预判能力的研究,为投资者利用非财务信息提高决策质量提供重要参考,具有一定的现实意义与启示。

**[关键词]** 消费者关注度 消费者评论情感 网络水军 市场反应

**[中图分类号]** F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0071-11

**Abstract:** Using Python data search technology, this paper takes the online comment information published by consumers from 2014 to 2018 from JD.com to predict the market reaction. It also reveals that: the effect of consumer attention on stock returns depends on the emotional tendencies of consumer, when the attention of consumers tends to be positive, there is a significant positive correlation between consumer attention and stock return, and vice versa. It implies that there exists “emotional effect of consumer attention”. Moreover, the research removes paid posters’ comments to prevent “the noise trading” from causing stock prices to deviate significantly from fundamentals, and curbs the possibility of stock price reversal in the long run. Heterogeneity tests show that the “emotional effect” of consumer attention has a greater impact on additional comments and fierce competition groups. All in all, the study which promoting the research on the prediction ability of non-financial information from a new perspective that provides an important reference for investors to improve the quality of decision-making and has certain practical significance and enlightenment.

**Key words:** Consumer attention The emotional tendencies of consumer Paid poster Market reaction

**[收稿日期]** 2022-02-08

**[作者简介]** 胡娟,女,1984年2月生,安徽师范大学经济管理学院讲师,金融工程博士,研究方向为生态资产定价和估值、行为金融;李雪轶,女,1988年4月生,西北师范大学商学院讲师,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生,研究方向为公司财务、资本市场与财务会计;郝颖,男,1976年3月生,北京师范大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,研究方向为公司财务、资本市场与财务会计;董士君,女,1989年2月生,就职于中国证券监督管理委员会债券部,研究方向为金融风险。本文通讯作者为李雪轶,联系方式为lixueyi\_bnu@126.com。

**[基金项目]** 教育部人文社科青年项目“非市场环境主义下中国生态补偿制度研究”(项目编号:19YJC790038)。

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

面对瞬息万变的市场环境,传统财务报表提供的格式化的公司财务信息已无法满足投资者的决策需求(程新生等,2012<sup>[1]</sup>)。然而,近年来互联网技术的不断普及,通过搜索引擎、社交媒体等渠道传播的非财务信息,作为公司异质信息的重要补充受到学术界和实务界的广泛关注。据《中国网络零售市场数据监测报告》显示,2014—2020年,网络购物用户比重不断上升,截至2018年,国内网络零售市场交易规模达8.56万亿元,占2018年中国社会消费品零售总额38万亿元的22.5%。各大电商平台通过与购物社区、微博和自媒体巧妙结合,促使消费者主动分享购物体验、发布在线评论,颠覆性地改变了信息的数量和类型。尤其是“大数据技术”的发展不仅改变了传统消费模式,也为投资者获取更多更全面的信息提供技术支持,极大地提升了信息传递的及时性和有效性,加速投资者的市场反应。在此宏观背景下,开展对非财务信息的市场反应、预测可能诱发的风险等一系列问题的研究,无论从理论上还是实践上都具有重要意义。

以往研究分别从财务舞弊行为(叶康涛和刘金洋,2021<sup>[2]</sup>)、银行信贷决策(曹伟等,2022<sup>[3]</sup>)、企业投资等方面,对非财务信息的影响展开了探索(Tellis和Johnson,2007<sup>[4]</sup>;Chen等,2012<sup>[5]</sup>;Luo和Zhang,2013<sup>[6]</sup>)。这些研究一方面表明非官方发布的产品质量评估和产品使用建议,在效力上等同于上市公司官方披露的非财务信息,可能改变消费者和投资者对企业的认知<sup>①</sup>;另一方面说明消费者评论可以作为间接度量企业非财务信息的指标,投资者通过消费者评论的信息传递功能捕捉企业未来盈利的信号,并反映到股票市场中。然而,目前关于非财务信息对资本市场的影响研究尚未达成共识,部分文献认为非财务信息能够在一定程度上提升公司信息透明度,满足利益相关者了解公司发展趋势的信息需求(Brazel等,2009<sup>[7]</sup>;孟晓俊等,2010<sup>[8]</sup>);部分文献则认为我国监管制度尚不健全,企业出于利己主义选择性地披露非财务信息,信息效度大打折扣(唐跃军等,2008<sup>[9]</sup>;Da等,2011<sup>[10]</sup>)。由此便引申出一些关键问题:消费者在线评论信息是否优化了非财务

信息、实现增量提质,其经济后果到底如何?其是否能发挥更具前瞻性的作用?

事实上,消费者在线评论是网络购物用户在电商平台上发布的企业产品使用体验,信息披露的内容和频率并未受到企业监督和干涉,保证了评论信息的独立性,不仅可以帮助潜在消费者直接获取相关产品信息,也能让投资者便捷地搜集有关企业盈利状况的公开信息,增加公司非财务信息在市场传播的有效性。更为重要的是,消费者在线评论是客户更真切的购物体验,远优于上市公司为追求控制权等私利动机而公布的一些模糊的、避重就轻的信息。因此,在某种情况下,消费者发布的正面或负面评论甚至超过了广告、促销等方式产生的影响(卢向华和冯越,2009<sup>[11]</sup>)。可见,消费者作为产品的最终使用者,所提供的评论信息更具时效性和客观性,在一定程度上可以避免自愿披露的主观性误差。特别地,“大数据技术”的发展使投资者对信息的及时捕捉和量化处理成为现实,丰富了投资者获取信息的渠道,降低了投资者从公开信息中提取有用信息的难度(丁慧等,2018<sup>[12]</sup>)。因此,沿着上述逻辑思路,本文借助当前日渐成熟的电子商务系统和快速发展的数据搜集技术所提供的绝佳机会,通过采用Python文本分析技术量化消费者在线评论,研究消费者在线评论对股票收益率的影响。研究表明:消费者情绪与消费者关注度对股票收益率的影响密切相关,并受其左右。在通过替换因变量、替换固定效应模型、增加控制变量等方法检验后其结果依然稳健。进一步地,我们通过有效识别方法,排除样本中的水军言论,以消除“言论噪音”带来的误导性,抑制股价长期反转的可能。异质性分析表明,消费者关注度与消费者情绪的交叉效应在追加评论组及竞争激烈的行业组结果更加显著,与整体样本的特征基本一致,而且在消极情绪下要比积极情绪下作用更强。

与既有的研究相比,本文的增量贡献在于:第一,突破了以往研究数据的局限,拓展和丰富了消费者在线评论对资本市场价值影响方面的文献。现有研究主要利用股票论坛或上市公司公告的文本信息,存在研究窗口期短、样本所属行业单一等局限,亦无法获得有深度、有广度的面板数据(Clemons等,2006<sup>[13]</sup>;Fornell等,2016<sup>[14]</sup>)。本文利用Python信息搜索技

<sup>①</sup> 根据尼尔森2015年全球广告信托调查,66%的调查者信任在线消费者评论,其中69%表示他们会对这些意见采取行动。

术,获取2014—2018年上市公司相关店铺的产品评论信息160万余条,构建了综合面板数据,对上市公司非财务信息与投资价值预判作用的研究提供参考价值。第二,独特的数据处理允许本文更纯粹地观察消费者评论对股价的影响。本文有效识别并剔除网络水军评论,更真实地阐释了消费者在线评论的市场反应和预判作用。第三,本文通过构建一个全新的自变量“消费者关注度×消费者评论情绪”,论证了消费者关注的情绪效应,并清晰地揭示了该效应存在不对称性,丰富和补充了非财务信息领域的研究。

## 二、理论构建与假说提出

### (一) 消费者关注度与股票回报

传统观点认为,财务分析是专业预测者的领域。然而,随着互联网、大数据时代的到来,通过搜索引擎、社交媒体等渠道传播的信息以及网络平台发布的产品第三方评论的预测作用崭露头角,企业高管、消费者和投资者也意识到非财务信息的披露能有效缓解信息不对称。消费者在选择产品时,不再依赖专家建议,而是越来越多地转向其他客户的评议。消费者评论在信息决策中已抢占了一席之地,并为其他消费者在购物决策和潜在投资者决策提供参考。用户生成的评级对市场其他参与者产生的影响骤然增加,而来自公司公告等传统咨询来源的影响力正在下降。监管机构由此得出结论“社交媒体正在改变格局”,其传播的非财务信息与金融市场的相关性只会不断增加。

有效市场理论认为,有价值的信息进入资本市场,就会立即被投资者识别并以此调整策略,最终反映在股票价格中(Fama和French,2015<sup>[15]</sup>)。投资者将消费者感知到的产品质量、满意度等信息整合处理后,作为判断企业未来发展前景和潜力的信号,在一定程度上规避投资风险、提高投资决策效率(Aaker和Jacobson,1994<sup>[16]</sup>;Subrahmanyam和Titman,1999<sup>[17]</sup>;Mizik和Jacobson,2003<sup>[18]</sup>;Srivastava等,1998<sup>[19]</sup>)。因此,消费者评论信息与股票回报率息息相关。在经济活动实践中也不难发现:由于监管部门尚未准确地界定非财务信息披露的准则,且资本市场中已有一些企业自愿披露的非财务信息大部分是报喜不报忧,不仅信息的多寡、优劣良莠不齐,而且不同公司之间的非财务信息无法对比,导致投资者无法准确分析和判断价值相关的信息。而相比之下,消费者在线评论却很好地消除了已有非财务信息的弊端,一方面,消费

者在线评论独立于企业管理者和资本市场投资者,属于第三方平台发布的公开信息,具有一定的客观性和参考性;另一方面,消费者在线评论提升了信息的标准化程度,内容涵盖范围广,而且通过构建评论等级、评论数量等综合性指标,强化了评论信息的可比性。因此,消费者及时披露的产品使用体验不仅能够打破信息传递偏差和局限,为投资者提供了更多的增量信息,投资者在获取这些信息后,对公司股票价值进行预测,至少在短期内会引起股价波动。

基于上述逻辑,提出本文第一个假设:

**假设1:**消费者在线评论数量越多,意味着该产品在市场上受到的关注度越高,越易引起股价波动。

(二) 消费者关注度、消费者评论情感的交叉效应与股票回报

消费者作为企业产品的直接使用者和体验者,在购买产品或服务后会针对购买和使用体验提出总体评价,投资者通过消费者评论的信息传递功能,捕捉企业未来盈利的信号,并反映到市场中。国内外已有研究表明,金融资产的价格会被投资者情感所左右,尤其是非理性投资者情感会扭曲公司股价,严重偏离公司基本面(金雪军等,2013<sup>[20]</sup>)。由此及彼,消费者在线评论中包含的情感信息通过传递同样也能对股价产生显著影响。

一般而言,市场中对企业产品的评价和认可不断累积后会形成“消费者口碑”,驱动潜在消费者和投资者的好奇心,从而使产品受到持续关注,提升了品牌效应,增强企业的竞争优势等,以上都足以奠定消费者评论对企业未来经济利益的重要预测作用。此外,相对成熟的市场环境和监管体系,在抑制特定消费者在线评论情感的主观动机的同时,削弱消费者评论单一性的噪声干扰,保障消费者情感倾向更加客观真实地反映未来业绩情况(Huang,2018<sup>[21]</sup>)。“口碑效应”的介入为更有效、更全面地解释消费者在线评论对资本市场的影响提供了思路:首先,通过口碑传播向潜在消费者推广企业产品和服务,以此降低吸引新客户的市场营销成本,同时提升企业品牌形象和声誉(Mittal和Kamakura,2001<sup>[22]</sup>;Anderson和Mittal,2000<sup>[23]</sup>)。其次,消费者正面评价体现了消费者对产品的高度认可,吸引潜在消费者,从而带来重复购买和交叉购买,增加企业营业收入、提高企业运营能力(白长虹和刘焯,2002<sup>[24]</sup>;韩经纶和韦福祥,2001<sup>[25]</sup>)。最后,消费者满意度使得顾客和企业

的利益关系更加稳固,降低企业交易费用和交易失败成本。显而易见,基于消费者口碑和企业忠诚度,消费者正面评论有利于增强企业软实力,成为企业在激烈的市场中取胜的重要支撑(王永贵等,2005<sup>[26]</sup>;张英奎等,2012<sup>[27]</sup>)。

进一步地,“注意力分配模型”认为,当消费者在线评论信息越多,越容易引起投资者的注意,因此,消费者评论情感便成为消费者关注度影响股价的重要推动力。其基本逻辑在于:当消费者对某一产品评论持积极情感时,投资者更愿意购买该公司股票,引起股票价格的正向反应,相反,当消费者评论持消极情感,此时潜在消费者和投资者都发生了巨大变化,重复购买的可能性大大降低,投资者更为谨慎,大规模抛售股票导致股票价格大幅跌落。

基于以上分析,提出本文第二个假设:

**假设 2:** 消费者关注对股票价格的影响取决于消费者评论情感,消费者评论持积极情感时,消费者关注度正向影响股价;消费者评论持消极情感时,消费者关注度则负向影响股价。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

据《中国网络零售市场数据监测报告》显示,京东商城和淘宝是国内最大、消费者最常用的购物平台。京东商城在国内 B2C 网络零售市场排名名列前茅,截至 2018 年京东营业收入占零售电商上市公司总营收的 34.16%,位居首位。可见,“京东商城”平台是个人购买商品的热门场所,也成为获取互联网消费者在线评论的最大来源之一,因此本文选择京东商城具有代表性。

本文选取 2014—2018 年产品在京东商城网站上交易的 182 家 A 股上市公司作为研究对象,通过手工搜集与 Python 数据获取技术相结合,整理得到研究所用数据。基于研究设计的需要,对样本做如下筛选:(1) 鉴于金融业、房地产、采矿业以及大型机械设备生产等行业产品和服务的特殊性,无法在电商平台销售,故剔除上述行业。(2) 剔除在研究期间内财务数据和资本市场数据不完整的样本。(3) 剔除在研究期间无商品交易或产品评论数据的上市公司。(4) 剔除各变量有缺失以及数据异常的样本。

(5) 为提高研究样本质量,本文选取京东商城销售额占比较大的上市公司为研究样本(如××旗舰店、××自营店)获取更广泛的消费者评论信息。(6) 由于书籍和音乐光盘类产品均以作品名或作者名字列示,因此不纳入本研究样本中。经如上步骤筛选,共获得 182 家上市公司的 160 余万条观测值。

需要指出的是,由于样本量的要求,需涵盖农副产品加工业、日化用品、金属制品以及家具制造业等多个行业,总之以终端产品直接面向消费者的行业占比较多,当然也包含了极少量的渔业和餐饮业。限于篇幅,未在文中列示样本的行业分布<sup>①②</sup>。

#### (二) 主要变量说明

基于前文分析,本文中“消费者在线评论”包含两层含义:消费者关注度和消费者评论情感。

##### 1. 消费者关注度 (Attention)。

主流文献中对于“关注度”的衡量大多数采用与之相匹配的数量作为度量指标。本文利用 Python 数据搜索技术,在平台上搜集了消费者使用产品的感受,并以搜索结果中的评论数量作为消费者对该商品的关注度。评论数量越多,说明消费者对上市公司产品的关注度越高。

##### 2. 消费者评论情感 (Sentiment) (也称为评论情感倾向)。

一般而言,用户发布的内容包含了情感倾向、偏好以及满意程度等,有助于其他潜在消费者获得参考信息,且情感倾向越明确,越易发挥预测作用。本文借鉴施晓菁等(2016)<sup>[28]</sup>的研究,为了更加清晰和精确地度量消费者的商品体验和评价,本文以可量化的数字即消费者评分衡量评论的情感属性。基本逻辑为:消费者评分分值从 1 到 5,其中,1 分是极端负面,5 分是极端正面,分值越高,评价越好,意味着消费者情绪越积极。需要强调的是,现有的评价研究往往只关注评论或评级,而忽视两者之间的有机统一。为了更进一步地分析消费者评论的市场反应,我们构建了两个交叉变量:

$$Cross\_negative = Attention \times Neg\_Sentiment \quad ①$$

$$Cross\_positive = Attention \times Pos\_Sentiment \quad ②$$

其中,虚拟变量  $Neg\_Sentiment$ ,代表消费者评论的消

① 分类标准参考中国证监会 2012 年公布的《上市公司行业分类指引》。

② 限于篇幅,消费者评价样本的行业分布表未在文中列示,留存备案。



极情感，即当消费者评分低于中位数时，该虚拟变量为1；类似地，虚拟变量  $Pos\_Sentiment$ ，代表消费者评论的积极情感，即当消费者评分高于中位数时，该虚拟变量为1。上述两个交叉变量  $Cross\_negative$  和  $Cross\_positive$ ，在反映消费者关注度程度的同时刻画了关注度的情感属性（杨晓兰等，2016<sup>[29]</sup>）。

3. 市场反应。

为确保结果稳健成立，本文采用如下3个变量来度量市场反应情况：个股股票收益率（ $Ret_t$ ）、股票

交易量（ $Trading\ volume$ ）、短期资金流向（ $Capital\_flow$ ）。其中，根据研究的重点还选取了股票  $t+1 \sim t+3$  未来三期回报数据  $Ret_{t+1 \sim t+3}$ 。

4. 控制变量。

借鉴主流文献中有关市场反应的研究，本文选取了多个公司层面的控制变量，包括公司规模  $Size$ 、历史收益率  $Ret_{t-1}$ 、市场收益率  $MRet$ 、账面市值比  $BM$ 。同时，本文还加入年度、行业的固定效应。具体的定义及测度见表1。

表1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	股票收益率	$Ret_t$	个股 $t$ 期收益率
		$Ret_{t+1 \sim t+3}$	个股未来三期的收益率
解释变量	消费者关注度	$Attention$	对京东商城在线消费者评论数量取对数
	消费者情绪	$Sentiment$	样本企业产品在京东商城在线消费者评级的算术平均数
		$Cross\_Negative$	消费者关注与消费者消极情感虚拟变量的交叉项指标
		$Cross\_Positive$	消费者关注与消费者积极情感虚拟变量的交叉项指标
控制变量	公司规模	$Size$	总资产的自然对数
	历史收益率	$Ret_{t-1}$	个股 $t-1$ 期收益率
	市场收益率	$MRet$	A 股市场综合收益率
	账面市值比	$BM$	账面价值/总市值
	行业竞争度	$Compe$	为虚拟变量，样本属于快速消费品则代表竞争激烈， $Compe = 1$ ，否则为 0
	行业虚拟变量	$Industry$	行业固定效应
	年度虚拟变量	$Year$	年度固定效应

(三) 模型构建

为检验本文提出的理论假设，以面板数据构建如下回归模型，模型中主要解释变量  $Attention$ 、 $Sentiment$  代表滞后一期消费者关注度（即评论数量）和消费者评论情感，目的在于缓解研究的内生性问题。

$$Ret_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 Attention_{i,t-1} + \alpha_3 \sum Controls_{i,t-1} + Industry_i + Year_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Ret_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 Sentiment_{i,t-1} + \beta_3 \sum Controls_{i,t-1} + Industry_i + Year_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Ret_{i,t} = \gamma_1 + \gamma_2 Cross\_positive_{i,t-1} + \gamma_3 Attention_{i,t-1} + \gamma_4 Sentiment_{i,t-1} + \gamma_5 \sum Controls_{i,t-1} + Industry_i + Year_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Ret_{i,t} = \lambda_1 + \lambda_2 Cross\_negative_{i,t-1} + \lambda_3 Attention_{i,t-1} + \lambda_4 Sentiment_{i,t-1} + \lambda_5 \sum Controls_{i,t-1} + Industry_i + Year_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，因变量  $Ret_{i,t}$  表示股票  $i$  在  $t$  期的收益率； $Cross\_positive$  表示消费者评论积极情绪与消费者关注度的交叉变量； $Cross\_negative$  表示消费者评论消极情绪与消费者关注度的交叉变量，具体含义如前文所示。 $Controls_{i,t}$  表示一组控制变量； $Industry_t$  和  $Year_t$  分别表示行业和年份固定效应； $\varepsilon_{i,t}$  为残差项。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

从表2主要变量的描述性统计中可知， $Sentiment$  是消费者评论情绪的测度指标，均值为4.47，标准差为1.10，中位数为4.86，说明在样本研究期间积极情感占据较大比例。一种颇具影响力的解释为：首先，在消费者群体中存在选择效应，即普遍认为京东商城的交易产品具有相对较高的质量。其次，对于用户体验度较差的产品终究会被淘汰，随着消费者数量

的下降,负面评价随之减少。同理,对于用户体验较好的产品,好评与销量便相得益彰。再次,对于所购商品只要不存在瑕疵,即使价格与质量不完全匹配,消费者也更愿意发布正面评论,认为购买合理化。因此,从整体上而言,平台上呈现出大篇幅正面评论。

*Attention*是消费者关注度的测度指标,最小值为0.69,最大为9.78,标准差为2.36,说明样本个体存在较大差异。一个较为合理的解释为行业性质和企业性质不同导致其交易数量和频率不同,从而产生的评论数量也有显著差异。

表2 主要变量的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Sentiment</i>	9 292	4.47	1.10	1.00	4.86	5.00
<i>Attention</i>	9 292	4.12	2.36	0.69	4.19	9.78
<i>Ret</i>	9 292	0.01	0.15	-0.65	0.00	2.89
<i>MRet</i>	9 292	0.01	0.09	-0.29	0.00	0.27
<i>Size</i>	9 292	15.54	1.20	12.30	15.45	20.68
<i>BM</i>	9 292	0.63	0.65	0.04	0.47	17.57
<i>Volume</i>	9 292	21.26	1.16	12.96	21.20	25.44

(二) 回归分析:消费者关注度、消费者评论情绪对股票收益率的解释能力

表3列示了市场反应的回归检验度结果。其中,列(1)加入了控制变量,消费者关注度*Attention*的系数为0.004,在1%的水平上显著,说明消费者关注度越高,股票收益率越高。就影响力而言,如果消费者关注度指标提高1个单位,股票收益率将提高0.004,相对于均值为0.01的股票收益率而言,约提高(0.004/0.01)40%,得出的结论支持了本文提出的假设1。从回归方程(2)来看,消费者评论情绪(消费者评级)对股价的正向影响在1%的水平上显著,这支持了已有文献的结论——消费者评论情感可以左右消费者关注度对股票收益率的影响方向,因此在大数据时代,通过搜索技术获取的消费者评论信息在股价市场中的作用不容小觑。表3进一步列示了方程(3)的回归检验结果,并表明无论是消费者评论的积极情感抑或消极情感,其交叉效应对股票收益率的回归系数均在1%的水平上显著,也证实了存在消费者关注的情绪效应。实证结论支持了本文提出的假设2,即消费者情绪与消费者关注度对股票收益率的影响密切相关,并受其左右。综上所述,本文的研究检验了消费者关注度与消费者评论情绪对股票收益率的交叉影响,在积极情感下,股票收益率随着消费者关注度的增加而提高,而在消极情绪下,消费者关注度与股票收益率则负向显著,且消极情感的负面冲击程度略高于积极情感下的正面冲击。

表3 消费者在线评论与股票收益率的回归分析

Variables	(1)	(2)	(3)
	<i>Ret<sub>t</sub></i>		
<i>Attention</i>	0.004 *** (6.84)		-0.006 *** (-6.08)
<i>Sentiment</i>		0.012 *** (8.22)	
<i>Cross_pos</i>			0.014 *** (8.32)
<i>Cross_neg</i>			-0.016 *** (-8.27)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Indus &amp; Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	9 292	9 292	9 292
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0.401	0.404	0.389

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平显著,括号内为*t*值。控制变量已省略,如有需要可向作者索取。下同。

## 五、稳健性检验

### (一) 内生性检验

本文可能存在内生性问题:即由于产品质量较好(较差),销量提高(下降),从而引起股价的上涨(下跌),投资者追加投资、引起股价波动可能是因为产品质量的好坏导致的,与消费者评论语气是积极还是消极无关,投资者也并没有去查看和处理这些评论信息。

以往研究发现,消费者在线评论与产品质量之间并非呈线性关系,同时还受到品牌认可度、产品依赖

性、宣传效应等诸多非量化因素的影响，因此，消费者积极或者消极情绪并不等同于产品质量好或者不好（毕雪梅，2004<sup>[30]</sup>；陈国平，2009<sup>[31]</sup>；戴悦和何超，2017<sup>[32]</sup>），都是一种可供潜在消费者和投资者参考的有效信号。本文重点关注消费者评论等非财务信息在资本市场信息传递中是否具有价值效用。

基于上述逻辑分析，本文以中位数为界将样本按照产品质量好坏分为两组。其中，用和讯网中供应商、客户的评分衡量产品质量<sup>①</sup>。研究发现消费者评论在质量好与质量差的情况下，均发挥了显著作用，进而排除了消费者评论的作用完全源自产品质量高的可能。

表 4 稳健性检验：排除替代性解释

Variables	$Ret_t$					
	High_Pro_quality			Low_Pro_quality		
Attention	0.019*** (7.17)		-0.021*** (-13.30)	0.001** (2.21)		-0.002** (-2.53)
Sentiment		0.025*** (6.18)			0.003** (2.53)	
Cross_pos			0.028*** (13.05)			0.010** (2.02)
Cross_neg			-0.020*** (-6.18)			-0.010** (-2.50)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Indus & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7 184	7 184	7 184	2 108	2 108	2 108
Adjusted R <sup>2</sup>	0.394	0.397	0.396	0.437	0.351	0.397

(二) 替换因变量

为证明主要结论的稳健性，本文分别选取股票交易量 (Trading volume)、短期资金流向 (Capital flow) 作为度量市场反应的指标来验证结论的稳健性。其中，短期资金流向用 (单笔交易金额小于等于 100 万元的买入额-卖出额)/(单笔交易金额小于等于 100 万元的买入额+卖出额) 这一指标度量。

回归检验结果表明<sup>②</sup>，无论在积极情感抑或消极情感下消费者关注对股票交易量均有正向影响；相较而言，消费者关注度的情感效应在消费者评论情感持积极倾向下比消极倾向下作用更明显。在消极情感的作用下，会使消费者关注度产生两种截然不同的影响：一方面，消费者对产品的使用体验持否定态度，必将导致谨慎的投资者卖出股票，使成交量上升；但另一方面，一些风险偏好者更愿意继续持有股票，不会产生大幅度的抛售，最终交易量会不及积极情感下实现的数量。总之，消费者消极情感下的消费者关注

对股票成交量的正面冲击力度有限。

(三) 固定效应模型替换

为了控制其他维度异质性的影响对观测结果的质疑，本文进行了固定效应模型替换，将行业固定效应替换为控制公司个体固定效应。结果显示，消费者关注度与股票收益率之间显著正向影响，消费者评级与股价正向相关，这支持了已有文献的结论。总而言之，前述检验均不改变本文基准回归结论。

(四) 增加控制变量

影响股价波动的因素除基准模型中控制的基本因素外，还受到产品层面和公司治理层面等因素的影响，为此，本文控制了以下变量：资产收益率、公司规模、公司成长性、财务杠杆、公司年龄等，以及涉及公司治理层面的度量：机构持股比例、股权结构、独立董事比例、董事会规模等。检验结果与基准回归一致，验证了研究结论的稳健性<sup>③</sup>。

① 目前，学术界关于产品质量的测度尚未形成统一标准。和讯网中供应商、客户的评分 (15%) 包括：产品质量、售后、诚信互惠 3 个细分指标，其中产品相关评分占比 10%。因此，本文以该评分代指企业产品质量。

② 参考锐思数据库 (RESSET) 对股票资金流向的判断标准。

③ 限于篇幅，稳健性检验结果未在文中列示，留存备案。

## 六、进一步研究

### (一) 识别网络水军言论

为更好地保证交易双方的权益,京东商城出台《京东开放平台评价管理规则》<sup>①</sup>,具体列示恶意评价等扰乱平台秩序的违规情形。虽然该规则明确了管控范围,但依然存在一些商家钻空子,试图向市场传播虚假信息,企图误导其他市场参与者。郑春东等(2015)<sup>[33]</sup>研究表明,鉴于消费者评论的效用在产品交易市场中的地位不容小觑,一部分公司为了抢占市场占有率,通过雇佣水军,以发帖、跟帖、转帖等形式伪造“伪网络口碑”,影响消费者选择。因此,网络媒体如此强有力地推动市场经济发展,并非只收获赞扬,同时也带来许多担忧。基于社交媒体固有的开放性和缺乏监管的先天不足,不知情的参与者很容易被市场不完善导致的噪音所诱导,做出非理性选择,还会导致公司股价偏离自身基本面。我国股市以散户为主,这些投资者的专业判断和识别能力有限,当处在无限信息和有限认知的两难境地时,正确识别并排除水军评论便会大大增强投资者获取信息的准确性,降低长期股价反转的可能性。因此,进一步分析网络水军如何影响消费者关注度与股票收益率之间的关系显得尤为重要。

本文借鉴已有研究思路,总结“网络水军”(Paid Poster)的言论特征。如前所述,水军评论与正常评论差异呈现形式不一而足:(1)就文本内容来看,“水军”为达到以假乱真的目的,评论文字内容较长,且有固定的模板套路。本文剔除评论内容一致、数量大于2次的文本。(2)一般而言,在“618”“双11”或“双12”促销时,才会出现交易数量和评论数量骤然增加的情况,除此之外,若企业的评论在某一时段大幅波动,必定存在蹊跷。为此,本文剔除同一天内产品评论数量大于60的店铺。(3)本文借助Python数据搜集技术能够获得评论者ID,从中剔除同一消费者ID每天评论数量大于10的样本,从而规避了职业“水军”的干扰。(4)识别IP地址:筛选出评论者IP地址与店铺有关联的评论。(5)浏览深度:正常情况下顾客线上浏览商品时间大概在5~12分钟之间,根据浏览时长和浏览商品数量可以判断是否存在水军刷屏的可能,如果时间过于短暂便被认为有刷单的嫌疑。本文剔除浏览时间低于5分钟的样本。(6)咨询占比:通常认为,消费者在购买

商品时不会都是静默下单,也不会都有客服咨询,因此,本文针对ID用户的交易中是否与客服有互动以及互动频次来判断评论的有效性,剔除不符合要求的样本。(7)消费水平:一般情况下,周、月交易量的金额可以基本判定该买家的消费水平,有些账号从头至尾没有买过高端单价商品,突然出现用这一账号刷高单价商品,则有网络水军的嫌疑。(8)点击率和转化率:据统计,正常情况下商品的点击率和转化率在行业平均点击率的200%上下浮动,对于明显超过正常范围浮动比率的样本予以剔除。遵循上述方法对京东购物评论区信息进行识别和判断,最终得到5368个样本数。

### (二) 水军言论的经济后果研究

基于上述识别策略和方法,本节考察“网络水军”言论在未来期被投资者甄别后如何影响股票回报率。表5展示了个股收益 $Ret_t$ 的回归结果,在不包含水军言论和包含水军言论两种情况下作对比。列(1)、(2)、(3)为识别水军言论并删除后的回归结果,列(4)、(5)、(6)验证了水军言论对股票收益率影响的回归结果,回归系数不显著,这一结论表明水军言论具有严重的干扰性。总之,表2基准回归结果的显著性是由高质量消费者言论(不包含水军言论)的正向显著性拉动产生的。

表6展示了投资者通过甄别水军言论后,“干净的”消费者评论在未来期对股价的影响。因此,本文选取 $t+1\sim t+3$ 期(未来三个月的)个股累积收益 $Ret_{t+1\sim t+3}$ 和股价长期发生反转分别作为因变量。 $Ret_{t+1\sim t+3}$ 对应的回归系数均在1%的水平上显著,通过了显著性检验,意味着高质量且正面评论所形成的产品信息传递了有效的信号,在融入股票价格后,激发出投资者积极正面的情绪和倾向,进而促进股票价格的上涨。同时,排除“水军”言论后的高质量评论抑制了股价长期发生反转的可能性。 $Reverse$ 是虚拟变量,该变量刻画了前期(即被披露后5天)股票累积超额回报率为正,而在后期(大概披露后200天)股票累计超额回报率为负的情形。事实上,企业出于利己主义雇佣网络水军发布评论,导致消费者在线评论信息良莠不齐,使其具有“迷惑性”和“诱导性”,短期内将推高股价,但当投资者意识到水军言论导致信息含量大打折扣后,会改变非理性决策,抑制股价反应过度,缓解

① 京东开放平台评价管理规则网址: <https://rule.jd.com/rule/ruleDetail.action?ruleId=2395>。

市场噪声扭曲价格产生的损失，督促长期内股价回归正常水平。以上分析说明，水军评论终究会被投资者识破，不会产生长期的股票收益效应，因此，

在很大程度上只体现为短期冲击。综上，剔除水军言论后的消费者评论使得股票价格更准确地反映企业价值。

表 5 消费者关注度、消费者情绪的交叉效应与股票回报关系的回归分析

Variables	$Ret_t$					
	不包含水军言论			包含水军言论		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Attention_{t-1}$	0.009*** (6.05)		-0.011*** (-3.11)	0.002 (1.18)		-0.004 (-1.06)
$Sentiment$		0.017*** (7.18)			0.010 (1.20)	
$Cross\_pos$			0.019*** (3.51)			0.012 (1.52)
$Cross\_neg$			-0.021*** (-6.68)			-0.014 (-1.08)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Indus \& Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Observations$	5 368	5 368	5 368	3 924	3 924	3 924
$Adjusted R^2$	0.321	0.443	0.291	0.416	0.300	0.302

表 6 剔除水军言论后消费者关注度的长期效应

Variables	$Ret_{t+1-t+3}$			$Reverse$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Attention_{t-1}$	0.013*** (3.04)		-0.009*** (-4.39)	-0.382*** (-8.54)		
$Sentiment$		0.012*** (4.04)			-0.443*** (-10.01)	
$Cross\_pos$			0.014*** (3.73)			-0.062*** (-9.03)
$Cross\_neg$			-0.013*** (-3.68)			-0.043*** (-11.19)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Indus \& Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Observations$	5 368	5 368	5 368	5 368	5 368	5 368
$Adjusted R^2$	0.338	0.389	0.293	0.212	0.267	0.241

(三) 异质性检验

1. 初次评论与追加评论。

前已述及，消费者在线评论信息对市场的预判作用日益凸显，对此，各大电商平台评论系统也进行了重要创新，陆续推出追加评论的功能。鉴于情绪变化的时间效应，不同时间对同一事物的评价和认知存在情感倾向的弱化抑或转变。为此，我们将评论分为在线初次评论和在线追加评论进行分组检验，探究两者的市场反应差异。需要说明的是，本研究只针对初始评论和追加评论情感倾向的一致性展开讨论。

如表 7 所示，列 (1)、(2)、(3) 显示在线初次

评论的回归系数在 10% 的水平上显著，列 (4)、(5)、(6) 显示在线追加评论的回归系数也显著相关，且相较于初次评论，在线追加评论的显著性程度更强。一种颇为合理的解释为：追加评论在内容丰富性、情感真实性以及感染力方面都比初次评论更胜一筹，对此，消费者和投资者在决策时也给予追加评论更高的参考权重。尤其是对于产品质量差、用户满意度不高的产品，倘若初始评论就倾向于负面或消极情感，那么在通过一段时间的使用认证后，所累积的不满情绪在追加评论中表现并爆发出来，体现出比初次评论更加强烈的情感倾向。

表7 追加评论对消费者评论和股票回报的影响作用

Variables	Initial comments			Additional comments		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Ret_t$			$Ret_t$		
Attention	0.005* (1.86)		-0.002* (-1.67)	0.011*** (7.79)		-0.006*** (-7.84)
Sentiment		0.011* (1.76)			0.012*** (7.70)	
Cross_pos			0.010* (1.74)			0.011*** (7.98)
Cross_neg			-0.008* (-1.70)			-0.009*** (-7.81)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Indus & Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	6 906	6 906	6 906	2 386	2 386	2 386
Adjusted R <sup>2</sup>	0.401	0.239	0.269	0.293	0.293	0.312

## 2. 行业竞争程度。

一般而言，消费者评论对产品的市场反应并非一致。据统计，在各大电商平台进行交易的产品可以分为两大类型：快消品和非快消品。“快消品”行业市场准入门槛低，但利润率较高，因此吸引大量中小厂商持续进入市场，导致行业竞争加剧。特别地，当行业竞争程度较高时，消费者对产品使用体验的敏感性增加，此时，“消费者口碑”的传播效应缩减了企业吸引客户的成本，潜在消费者难以抵制“口碑”的诱惑而寻找正面评价更多的产品，进而提升消费者评价与股票回报之间的关联（Gupta 和 Zeithaml, 2006<sup>[34]</sup>）。

本文设置虚拟变量，若商品为快消品，则代表行业竞争激烈（*High\_compe*）；若商品为非快消品，则代表行业竞争程度低（*Low\_compe*）。研究结果<sup>①</sup>表明，相较而言，行业竞争程度较低组比行业竞争激烈组消费者评论与市场反应的相关性更强，与前文的猜想基本一致。对此，较合理的解释是：由于产品竞争激烈，替代品随时对商家的市场占有率构成威胁，消费者转寻另一家品牌的成本更低，讨价还价更易成功。因此，实证结果表明：行业竞争程度显著调节消费者评论对股票收益率的影响，在行业竞争激烈的环境中，消费者评论和股票回报之间的关联性更强。

## 七、结论与启示

本文立足“京东商城”消费者在线评论的角度，

构建了一个全新的自变量“消费者关注度×消费者评论情绪”的交叉效应，探究在一个流行的社交媒体网站上消费者发布的产品体验言论与金融市场上股票价格及其收益之间存在的关系。研究发现，消费者关注度对股票收益率的影响取决于消费者评论情感。异质性分析表明，消费者关注的情感效应在追加评论中以及竞争激烈的行业更加显著，而且消极情感下要比积极情感下的作用力度更强。

本文研究结论为规范消费者在线评论、推动投资市场更有效的运行提供了有益启示。第一，正确认识消费者关注度对股票收益率的影响。投资者不仅需要关注消费者在线评论的数量，也应关注消费者在线评论的情感差异，揭示了消费者在线评论能够充当公司发展前景的指示器。第二，得益于互联网技术的发展，挖掘出消费者在线评论的更重要的作用，即该信息能维护企业与用户关系、树立品牌以及进行质量监控。实践经验得出，消费者在线评论为企业宣传产品、传递信息节约了成本，成为潜在消费者获取企业产品信息的免费渠道。第三，对评论中掺杂的网络水军言论进行有效监管，警惕商家借助水军言论创造伪口碑效应，对投资市场稳定性产生不利影响。总之，随着互联网在市场中扮演越来越重要的角色，对互联网传递的非财务信息质量进行监管也成为政府和企业面临的重要课题，本文的研究不仅为监管部门制定相关政策提供了借鉴意义，也为微观企业提升企业经营业绩提供经验指导。

① 注：限于篇幅，行业竞争度的异质性检验结果未在文中列示。

## 参考文献

- [1] 程新生, 谭有超, 刘建梅. 非财务信息、外部融资与投资效率——基于外部制度约束的研究 [J]. 管理世界, 2012 (7): 137-150, 188.
- [2] 叶康涛, 刘金洋. 非财务信息与企业财务舞弊行为识别 [J]. 会计研究, 2021 (9): 35-47.
- [3] 曹伟, 赵璨, 杨德明. 夸大其词的“互联网+”信息披露能够影响银行信贷决策吗 [J]. 财贸经济, 2022 (2): 83-97.
- [4] Tellis G J, Johnson J. The Value of Quality [J]. Marketing Science, 2007, 26 (6): 758-773.
- [5] Chen Y, Liu Y, Zhang J. When Do Third-Party Product Reviews Affect Firm Value and What Can Firms Do? The Case of Media Critics and Professional Movie Reviews [J]. Journal of Marketing, 2012, 75 (8): 116-134.
- [6] Luo X, Zhang J. How Do Consumer Buzz and Traffic in Social Media Marketing Predict the Value of the Firm? [J]. Journal of Management Information Systems, 2013, 30 (2): 213-238.
- [7] Brazel J F, Jones K L, Zimbelman M F. Using Nonfinancial Measures to Assess Fraud Risk [J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47 (5): 1135-1166.
- [8] 孟晓俊, 肖作平, 曲佳莉. 企业社会责任信息披露与资本成本的互动关系——基于信息不对称视角的一个分析框架 [J]. 会计研究, 2010 (9): 25-29, 96.
- [9] 唐跃军, 吕斐适, 程新生. 大股东制衡、治理战略与信息披露——来自 2003 年中国上市公司的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2008 (2): 647-664.
- [10] Da Z, Engelberg J, Gao P. In Search of Attention [J]. The Journal of Finance, 2011, 66 (5): 1461-1499.
- [11] 卢向华, 冯越. 网络口碑的价值——基于在线餐馆点评的实证研究 [J]. 管理世界, 2009 (7): 126-132.
- [12] 丁慧, 吕长江, 陈运佳. 投资者信息能力: 意见分歧与股价崩盘风险——来自社交媒体“上证 e 互动”的证据 [J]. 管理世界, 2018 (9): 161-171.
- [13] Clemons E K, Gao G G, Hitt L M. When Online Reviews Meet Hyper Differentiation: A Study of the Craft Beer Industry [J]. Journal of Management Information Systems, 2006, 23 (2): 149-171.
- [14] Fornell C F, Morgeson F V, Hult G T M. Stock Returns on Customer Satisfaction Do Beat the Market: Gauging the Effect of a Marketing Intangible [J]. Journal of Marketing, 2016, 80 (5): 92-107.
- [15] Fama E F, French, K R. A Five-factor Asset Pricing Model [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116 (1): 1-22.
- [16] Aaker, D A, Jacobson R. The Financial Information Content of Perceived Quality [J]. Journal of Marketing Research, 1994, 31 (2): 191-201.
- [17] Subrahmanyam A, Titman S. The Going-Public Decision and the Development of Financial Markets [J]. The Journal of Finance, 1999, 54 (3): 1045-1082.
- [18] Mizik N, Jacobson R. Trading Off between Value Creation and Value Appropriation the Financial Implications of Shifts in Strategic Emphasis [J]. Journal of Marketing, 2003, 6 (7): 63-76.
- [19] Srivastava R K, Shervani T A, Fahey L. Market-based Assets and Shareholder Value A Framework for Analysis [J]. Journal of Marketing, 1998, 62 (1): 2-18.
- [20] 金雪军, 祝宇, 杨晓兰. 网络媒体对股票市场的影响——以东方财富网股吧为例的实证研究 [J]. 新闻与传播研究, 2013 (12): 36-51, 120.
- [21] Huang J. The Customer Knows Best: The Investment Value of Consumer Opinions [J]. Journal of Financial Economics, 2018 (4): 164-182.
- [22] Mittal V, Kamakura W A. Satisfaction, Repurchase Intent, and Repurchase Behavior Investigating the Moderating Effect of Customer Characteristics [J]. Journal of Marketing Research, 2001, 38 (1): 131-142.
- [23] Anderson E W, Mittal V. Strengthening the Satisfaction-Profit Chain [J]. Journal of Service Research, 2000, 3 (2): 107-120.
- [24] 白长虹, 刘焱. 服务企业的顾客忠诚及其决定因素研究 [J]. 南开管理评论, 2002 (6): 64-69.
- [25] 韩经纶, 韦福祥. 顾客满意与顾客忠诚互动关系研究 [J]. 南开管理评论, 2001 (6): 8-10, 29.
- [26] 王永贵, 沈金英, 石贵成, 张华光. 品牌资产如何驱动顾客关系管理绩效——基于分解法视角的实证研究 [J]. 管理学报, 2005 (6): 706-711.
- [27] 张英奎, 姚水洪, 李心. 提升企业“软实力”的内涵与机理分析 [J]. 管理世界, 2012 (6): 184-185.
- [28] 施晓菁, 梁循, 孙晓蕾. 基于在线评级和评论的评价者效用机制研究 [J]. 中国管理科学, 2016 (5): 149-157.
- [29] 杨晓兰, 沈翰彬, 祝宇. 本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据 [J]. 金融研究, 2016 (12): 143-158.
- [30] 毕雪梅. 顾客感知质量研究 [J]. 华中农业大学学报 (社会科学版), 2004 (3): 42-45.
- [31] 陈国平. 消费者感知价格与质量的关系及其应用 [J]. 价格理论与实践, 2009 (9): 67-68.
- [32] 戴悦, 何超. 受众心理落差与口碑传播对广告策略的影响 [J]. 管理工程学报, 2017 (3): 67-83.
- [33] 郑春东, 韩晴, 王寒. 网络水军言论如何左右你的购买意愿 [J]. 南开管理评论, 2015 (1): 89-97.
- [34] Gupta S, Zeithaml V. Customer Metrics and Their Impact on Financial Performance [J]. Marketing Science, 2006, 25 (6): 718-739.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 车牌管控政策与城市治堵的最优方案

## Vehicle License Control Policy and the Optimal Scheme of Managing Traffic Congestion

郝亮 巫景飞

HAO Liang WU Jing-fei

**[摘要]** 本文基于上海和北京车牌市场的现状及现有车牌管控政策的实施情况, 界定车牌市场的经济环境, 通过拟线性效用函数刻画消费者的偏好, 定义能够涵盖上海、北京、广州等城市车牌管控政策的车牌配置的一般机制, 构建包括路况、效率、公平在内的机制评价的指标体系, 通过比较分析发现: 路况最佳的机制必然在现上海机制中产生; 效率最高的机制既不可能是路况最佳的机制, 也不可能是公平性最好的机制, 但路况最佳的机制却同时可能是公平性最好的机制。就优化车牌配置机制, 本文提出“路况与公平并重, 兼顾效率”的基本原则, 并阐释车牌配置机制的设计理念。进一步地, 本文剖析车牌配置机制的内在缺陷, 给出“道路拥堵费+公共交通补贴”的新方案, 并论证其是在路况、效率、公平三个指标维度上全面优于车牌配置机制的城市治堵的最优方案。基于上述研究结论, 本文建议: 短期内应优化各城市的车牌管控政策, 作为暂时缓解交通压力的权宜之计; 长期中则推行“道路拥堵费+公共交通补贴”方案, 使其成为解决城市道路拥堵的长久之策。

**[关键词]** 车牌 配置机制 交通拥堵 最优方案

**[中图分类号]** F062.6 F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0082-13

**Abstract:** This article is based on the current situation of the Shanghai and Beijing vehicle license market and the implementation of the existing vehicle license control policies. We define the economic environment of the vehicle license market and use a quasi-linear utility function to describe consumer preferences. Then, we introduce a general mechanism to cover the control policy of Shanghai, Beijing, Guangzhou, and build an index system of mechanism evaluation including road conditions, efficiency, and fairness. Through comparative analysis, we found that: the new Shanghai mechanism can achieve the best road condition; the mechanism whose efficiency is highest cannot get the best fairness or the best road condition, but the mechanism whose road condition is best may get the best fairness. In terms of optimizing the license plate configuration mechanism, we put forward the basic principle of “pay equal attention to road conditions and fairness, and give consideration to efficiency”, and explain the design concept of the license plate configuration mechanism. Furthermore, we analyzed the inherent defects of the vehicle license allocation mechanism and provided a new scheme of “road congestion fee and public transport subsidy”. We also demonstrated that it is better than the vehicle license allocation mechanism in terms of road conditions, efficiency, and fairness. Based on the above research conclusions, we should optimize the vehicle license control policies of each city as an expedient measure to temporarily relieve the traffic pressure in the short period. And then we can implement the “road congestion fee and public transport subsidy” scheme as a long-term solution to urban road congestion in the long period.

**Key words:** Vehicle license Configuration mechanism Traffic jam Optimal scheme

**[收稿日期]** 2022-04-15

**[作者简介]** 郝亮, 男, 1987年11月生, 上海师范大学商学院讲师, 经济学博士, 研究方向为产业经济; 巫景飞, 男, 1975年7月生, 上海大学产业经济研究中心副教授, 管理学博士, 研究方向为产业经济。本文通讯作者为郝亮, 联系方式为: hl122406246@shnu.edu.cn。

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、问题提出及相关文献评述

随着汽车使用的普及,各大城市道路拥堵程度日趋严重。为此,上海、北京、贵阳、广州、天津、杭州、深圳等城市陆续施行车牌管控政策,以缓解交通压力。这样一来,本身并无价值的车牌,作为道路行驶权的载体,成为一种稀缺的公共资源。随之而来的一个重要问题是:对车牌这种数量有限的稀缺资源,究竟应该选择怎样的配置机制?目前,上述7大城市所实施的配置机制可概括为三类:拍卖机制,以上海为代表,亦称“上海机制”;摇号机制,以北京为代表,亦称“北京机制”,贵阳采用该机制;“拍卖+摇号”的混合机制,以广州为代表,亦称“广州机制”,天津、杭州、深圳均采用该机制。直观上看,上海机制诉诸市场,注重效率;北京机制免费摇号,侧重公平;广州机制则在效率和公平的取舍之间做了折中。那么,当前的三种机制究竟孰优孰劣?

已有文献从城市交通效率、消费者成本、汽车市场、政策执行效果、民众态度、社会福利等维度对上海机制和北京机制进行过政策比较。孙斌栋等(2007)<sup>[1]</sup>认为,上海的车牌拍卖制度对个体机动车数量有所控制,这导致上海城市交通效率高于当时尚未采取政策措施的北京。侯幸等(2013)<sup>[2]</sup>基于持续时间模型的计算结果指出,上海车牌的平均成交价格远高于北京车牌摇号的平均成本,但远低于其确定成本。Xiao等(2013)<sup>[3]</sup>的实证研究发现,与北京的摇号机制相比,在上海的车牌拍卖机制下,消费者更倾向于购买昂贵的高端车辆,因为买得起车牌的消费者价格的敏感度相对较低。王辰光等(2014)<sup>[4]</sup>分析指出,就政策执行效果而言,车牌管控政策在短期有效抑制了机动车的增长率,且上海机制的价格调控效果更明显,但长期来看车牌政策对抑制机动车增长收效甚微。张彤等(2017)<sup>[5]</sup>分别以一人一票及福利加权两种投票模式讨论民众对车牌拍卖、摇号以及混合制度的态度,发现混合制是政府顾虑民众公平意愿的优选政策,而拍卖是效率优先的最优选择。Li(2018)<sup>[6]</sup>通过入户调查并设置对照组的方式,发现北京机制相较上海机制,更有助于减少汽车的使用,但会因为资源错配导致较大的福利损失。上述这些研究多聚焦于单一维度进行机制之间的比较分析,并未给出机制评价的整体框架。

也有学者将上海车牌拍卖机制同经典的拍卖理论结合起来,分析上海车牌制度中的买方出价策略和成交价格,并在此基础上进行机制评估和优化设计。王平平和孙绍荣(2005)<sup>[7]</sup>将上海车牌拍卖制度抽象为多物品同时密封拍卖模型,给出对称均衡竞拍策略,分析拍卖预期收益。王金桃和罗维(2010)<sup>[8]</sup>分析了2008年上海车牌拍卖政策调整前后拍卖理论模型的适用性,讨论了调整后竞拍者的出价策略,并就拍卖规则调整对最低成交价格的可能影响进行了实证研究。Liao和Holt(2013)<sup>[9]</sup>论证了2008年的上海车牌改革会导致效率损失。侯幸等(2013)<sup>[10]</sup>采用实验经济学的方法,将现行的上海车牌拍卖制度与多物品单一价格和歧视价格两种拍卖机制进行比较,发现买方在单一价格拍卖下报价接近私有价值,而在上海车牌拍卖或歧视价格拍卖下报价低于私有价值,且拍卖的效率以上海车牌拍卖为最低、歧视价格拍卖为最高。冯苏苇(2015)<sup>[11]</sup>将上海车牌拍卖分为萌芽期、成长期、成熟期和强化期,考察政策事件对拍卖政策绩效的影响。屈绍建和张星(2016)<sup>[12]</sup>基于上海车牌拍卖市场,构建一种新的最低成交价格模型,并对模型的有效性进行仿真验证。冯苏苇和林昌(2018)<sup>[13]</sup>分析了2013年4月上海车牌拍卖市场增设“警示价”的有效性及其效率改进空间。郝亮等(2020)<sup>[14]</sup>通过理论模型和实证分析考察二手车牌市场对上海车牌拍卖市场的影响。上述研究多集中于讨论上海车牌拍卖政策调整前后的变化,可以认为是从买方出价、成交价格、中标率、效率等维度对新旧两种上海车牌拍卖机制进行的比较分析。

围绕不同车牌配置政策所进行的机制评估的文献相对较少。荣健欣和孙宁(2015)<sup>[15]</sup>认为应从效率、收入、公平三个维度进行机制评估,这也是市场机制设计相关文献中对抽象机制进行评估的常见做法。但是,本文认为,就具体的车牌配置机制而言,仍采用上述抽象机制的评估维度进行评价则尚有待商榷。这是因为,就抽象机制而言,资源配置本身既是目的又是手段。也就是说,完成资源配置即是问题的根本解决。但就车牌配置机制而言,车牌配置只是手段而非根本目的。车牌配置机制的根本目的是解决城市道路拥堵问题。因此,若要评价车牌配置机制的优劣,一个非常重要、不可或缺的判断标准是:该机制能在多大程度上缓解城市道路拥堵?基于此,不同于一般

意义上抽象机制, 本文将定义“路况”这一指标, 并将其纳入车牌配置机制的评价标准中。这也是本文与已有文献的重要不同。本文将初步界定评价车牌管控政策的主要指标维度, 并就当前的三种机制做出评估。本文希望明确: 上述三种机制各自的优势和不足是什么? 是否存在进一步改进的空间并形成车牌配置的最优机制? 基于此, 本文将进一步地就车牌配置的一般机制给出定义, 并在机制评价体系中进行评估, 尝试寻找车牌管控政策的最优机制。

就车牌管控的政策效果, 尽管学者们总体上肯定其对抑制私车数量增长(吕梁和方茜, 2010<sup>[16]</sup>)、缓解交通拥堵(罗维, 2008<sup>[17]</sup>)确有积极作用。但是, 一方面车牌管控政策无法有效减少车牌拥有者的使用频率(吕梁和方茜, 2010<sup>[16]</sup>); 另一方面, 北京机制下无法创造政府收入, 上海机制下拍卖收入使用情况不明(刘德吉, 2008<sup>[18]</sup>)。事实上, 车牌管控政策仅是手段, 治理城市拥堵才是根本目的。很多研究侧重于比较分析不同车牌配置机制的影响, 尝试为优化车牌配置机制提供政策建议, 却忽视了更为根本的问题: 车牌管控政策真的是城市治堵的最优方案吗? 本文将进一步拓展研究思路, 尝试跳出车牌配置机制的框架局限, 分析能否找到治理城市拥堵的更好方案。因此, 本文的研究始于车牌管控政策, 却又不局限于车牌配置机制本身, 这也是本文与荣健欣和孙宁(2015)<sup>[15]</sup>以及其他现有的评估比较车牌配置机制文献的不同之处和创新所在。

本文余下部分的内容安排如下: 第二部分概要介绍车牌市场的现状, 界定车牌市场的经济环境, 给出机制评价的指标维度, 构建车牌管控政策一般机制的框架, 尝试寻找车牌管控政策的最优机制; 第三部分剖析车牌管控政策的内在缺陷, 给出“道路拥堵费+公共交通补贴”的新方案, 并论证其是优于车牌配置机制的城市治堵的最优方案; 第四部分总结全文结论并提供政策建议。

## 二、车牌配置的一般机制及评价标准

### (一) 车牌市场的现状概述

2008年1月, 上海市出台“一次投标/两次修改/幅度600元”的新拍卖规则。投标人首轮汇报一个出价, 并于次轮有两次修改报价的机会, 但只能在实时公布的当前最低中标价格上下300元以内进行修

改。该拍卖规则形式上属于两阶段的多物品歧视性拍卖, 出价高者赢得拍卖并支付自己最终的报价。但就拍卖实践来看, 最低成交价格和平均成交价格通常非常接近, 这意味着每个赢得拍卖的投标者支付的报价基本相同。因此, 可以认为, 投标者能够根据现场实时公开的信息做出反馈调整, 并以近似市场出清的价格水平获得车牌。为抑制车牌价格上涨, 2013年4月, “警示价”政策出台, 即于拍卖过程中增设“警示价”, 参照当月车牌拍卖前三个月投标拍卖平均成交价格的加权平均价设定。投标人首轮出价若超过“警示价”, 系统将不予接受。警示价格通常与最低成交价格及平均成交价格均非常接近, 故“警示价”政策相当于为整个拍卖过程设定了价格上限。以“警示价”政策作为分界线, 上海市车牌配置机制发生了实质性的变化。“警示价”前, 上海机制反映的是自由竞拍; “警示价”后, 上海机制本质上是限价竞拍, 最高报价受到严格限制。因此, 本文将“警示价”前的上海机制称作“原上海机制”, 将“警示价”后的上海机制称为“现上海机制”。总体而言, 上海市车牌市场是一个供给基本恒定、需求快速增加的市场, 故在“原上海机制下”市场出清价格会逐步攀升, 而一旦设定了价格上限, 供求失衡的状况将日趋严重, 故在“现上海机制”下投标人数迅速增加、中标率急剧下降。

2010年12月23日, 北京市政府发布《北京市小客车数量调控暂行规定》, 宣布采用摇号方式无偿分配小客车配置额度。2011年度小客车总量额度指标为24万个, 平均每月2万个, 其中个人额度(文中使用“车牌”一词, 如无特殊说明, 均指的是个人额度)占88%。自2014年起, 每月摇号变为双月摇号。尽管这一变动使得每年车牌总投放数量降为原来的一半, 但并未从根本上改变北京机制通过无偿摇号方式配置车牌的本质属性。因此, 与“警示价”前后上海机制的重要变化相比, 北京机制一直较为稳定。由于无需为车牌支付任何价格, 北京市车牌市场供求失衡的程度相较上海市更为严重, 具体表现为更低的中标率。

广州机制是原上海机制和北京机制的简单组合。具体地, 将所有车牌额度一分为二, 50%的车牌额度采用原上海机制配置, 50%的车牌额度采用北京机制配置。结合上海市和北京市车牌市场的现状, 可将已

实施过或正在实施的车牌管控政策概括为如下四种机制：

(1) 原上海机制：所有车牌额度通过自由竞拍配置，出价最高的竞标者赢得车牌并支付自己的报价。

(2) 现上海机制<sup>①</sup>：所有车牌额度通过限价竞拍配置，出价达到价格上限的竞标者有相等的概率赢得车牌并支付自己的报价。

(3) 北京机制：所有车牌额度通过免费摇号配置，所有参加摇号者有相等的概率赢得车牌并无需支付任何价格。

(4) 广州机制：50%的车牌额度通过自由竞拍配置，50%的车牌额度通过免费摇号配置。

### (二) 车牌市场的经济环境

车牌市场上存在  $n$  个消费者，消费者  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) 的收入为  $m_i$ 。将“开车出行”定义为一种商品，且消费者具有拟线性形式的效用函数  $u = v(x) + y$ 。其中， $x$  为开车出行时间， $y$  为其他商品的消费量，且满足： $v'(x) > 0, v''(x) < 0$ 。只有拥有车牌的消费者才能消费“开车出行”这种商品。不失一般性地，将其他商品的价格单位化为 1，并记“开车出行”的单位价格为  $p$ ，这里的  $p$  可以直观地理解为包括汽油价格等在内的单位开车时间产生的私人成本。下面，确定消费者  $i$  愿意为车牌支付的保留价格  $s_i$ 。

对消费者  $i$ ，如果其支付  $s_i$  并拥有车牌，则其效用最大化问题可写作：

$$\max v(x_i) + y_i \quad \text{s. t. } px_i + y_i = m_i - s_i, x_i \geq 0, y_i \geq 0$$

该问题的解为：

若  $m_i - s_i \geq pv'^{-1}(p)$ ，则  $x_i = v'^{-1}(p)$ ， $y_i = m_i - s_i - pv'^{-1}(p)$ ；若  $m_i - s_i < pv'^{-1}(p)$ ，则  $x_i = (m_i - s_i)/p$ ， $y_i = 0$ 。

上述问题的解恰可反映出车牌市场的基本特征：通常情况下，拥有车牌的消费者将尽可能地选择多开车。但是，对低收入群体而言，开车时间受其预算约束影响；对高收入群体而言，尽管开车时间并不受其预算约束影响，但其开车时间存在饱和点。这也是本文选择用拟线性形式的效用函数表征消费者偏好的原

因，若采用其他效用函数形式则很难反映出车牌市场的如上特征。

此时，能够实现的最大效用为：

若  $m_i - s_i \geq pv'^{-1}(p)$ ， $u^1(p, m_i) = v[v'^{-1}(p)] + m_i - s_i - pv'^{-1}(p)$ ；若  $m_i - s_i < pv'^{-1}(p)$ ， $u^1(p, m_i) = v[(m_i - s_i)/p]$ 。

如果其未拥有车牌，则其效用最大化问题可写作：

$$\max v(x_i) + y_i \quad \text{s. t. } px_i + y_i = m_i, x_i = 0, y_i \geq 0$$

该问题的解为： $x_i = 0, y_i = m_i$ 。

此时，能够实现的最大效用为  $u^0(p, m_i) = m_i$ 。

消费者  $i$  愿意为车牌支付的保留价格由满足  $u^1(p, m_i) = u^0(p, m_i)$  的  $s_i$  决定。因此：

若  $m_i \geq v[v'^{-1}(p)]$ ，则  $s_i = v[v'^{-1}(p)] - pv'^{-1}(p)$ ，易知  $s_i$  为与  $m_i$  无关的常数；若  $m_i < v[v'^{-1}(p)]$ ，则  $s_i$  为  $v[(m_i - s_i)/p] = m_i$  的解，易知  $s_i$  为  $m_i$  的增函数。

上述结论说明：通常情况下，收入越高的消费者愿意为车牌支付的保留价格也越高；但对高收入群体而言，其保留价格并不总是随着收入增加而增加，而是存在一个保留价格上限。“原上海机制”下拍卖实践的数据能够为上述结论提供有力支撑。因最低成交价格和平均成交价格几乎是重合的，表明车牌市场上每个消费者支付的报价都趋近于市场出清价格；在未实施“警示价”前，车牌市场遵循“价格高者”的原则，但其中标率不是趋近于 1 而是维持在 40% 左右。拍卖实践确能表明，车牌市场上的高收入群体并不必然愿意为车牌支付与其收入呈正相关的保留价格。

因就一般的函数形式  $v(x)$ ，消费者  $i$  保留价格的表达式并不直观，为使得结论更加清晰可见，也为避免不必要的过于繁琐的数学推算过程，本文余下部分将给出  $v(x)$  的具体形式，并以此为例导出本文的主要结论。这些结论容易推广到一般的满足  $v'(x) > 0, v''(x) < 0$  的任意  $v(x)$  的函数形式，特此说明。

令  $v(x) = \sqrt{x}$ ，则  $u(x) = \sqrt{x} + y$ 。

此时，消费者  $i$  的保留价格  $s_i$  及拥有车牌后选择

<sup>①</sup> 需要额外说明的是，原上海机制和北京机制均是一种机制，而现上海机制随着价格上限设定的可变性事实上是一类机制。因此，本文使用“原上海机制”和“北京机制”，既表示机制本身，也可以等同地理解为上海曾经实施和北京正在实施的车牌配置政策；但若无特殊说明，后文使用“现上海机制”，仅用于代表这类机制本身，并不特指上海正在实施的车牌配置政策。

的开车时间  $x_i$  如下所示:

若  $m_i \geq 1/(2p)$ , 则  $s_i = 1/(4p)$ , 此时有  $x_i = 1/(4p^2)$ ; 若  $m_i < 1/(2p)$ , 则  $s_i = m_i - pm_i^2 < 1/(4p)$ , 此时有  $x_i = m_i^2 < 1/(4p^2)$ 。

### (三) 车牌配置的一般机制

一个车牌配置机制要解决的基本问题是: 将  $l$  张车牌分配给前文定义的  $n$  个消费者。在这里, 车牌不得被分割, 且每个消费者都只需要一张车牌。若所有车牌都采用相同方式分配, 则称之为纯机制; 若部分车牌采用不同方式分配, 则称之为混合机制。显然, 原上海机制、现上海机制和北京机制都是纯机制, 广州机制则是混合机制。下面, 对车牌配置的纯机制做出明确定义。

一个车牌配置的纯机制由限价竞拍机制  $E(r)$  给出, 其中  $r$  为价格上限。

在该机制下, 所有车牌通过如下方式配置: 消费者  $i$  提供一个不得高于  $r$  的报价  $t_i$ ,  $l$  个报价最高的消费者获得车牌并支付自己的报价。若对于最后的  $k$  张车牌, 有  $d$  名消费者出价相同, 则他们各自以  $k/d$  的概率获得车牌并支付自己的报价。

任何一个车牌配置的纯机制都可以由上述机制  $E(r)$  给出。特别地, 定义  $r^*$  为市场出清价格。令  $r > r^*$ , 即为原上海机制, 此时价格上限  $r$  并未真正生效, 限价竞拍机制实质上仍是自由竞拍机制; 令  $r = \bar{r}$  且  $0 < \bar{r} < r^*$ , 即为现上海机制, 此时是标准的限价竞拍机制; 令  $r = 0$ , 即为北京机制, 此时消费者无需支付任何价格, 限价竞拍机制实质上变为免费摇号机制。

接下来, 对车牌配置的混合机制给出明确定义。

一个车牌配置的混合机制由  $E(R, Q, b)$  给出。其中,  $b$  为该混合机制所包括纯机制的种类,  $R = (r^1, r^2, \dots, r^b)$  表示纯机制的价格上限向量,  $Q = (q^1, q^2, \dots, q^b)$  表示纯机制的比率向量, 且满足  $q^1, q^2, \dots, q^b \geq 0, q^1 + q^2 + \dots + q^b = 1$ 。

在该机制下, 车牌通过如下方式配置: 将全部车牌的  $q^1$  比率按纯机制  $E(r^1)$  分配,  $q^2$  比率按照纯机制  $E(r^2)$  分配, 以此类推。任何一个车牌配置机制都可以上述机制  $E(R, Q, b)$  给出。特别地, 令  $R = r^1 \rightarrow \infty, q^1 = 1, b = 1$ , 此即为原上海机制; 令  $R = r^1 = \bar{r}, q^1 = 1, b = 1$ , 此即为现上海机制; 令  $R = r^1 = 0,$

$q^1 = 1, b = 1$ , 此即为北京机制; 令  $R = (r^1, r^2)$  且  $r^1 \rightarrow \infty, r^2 = 0, Q = (q^1, q^2)$  且  $q^1 = q^2 = 0.5, b = 2$ , 此即为广州机制。荣健欣和孙宁 (2015)<sup>[15]</sup> 提供了一类包含统一保留价格的序贯拍卖-摇号混合机制, 该机制本质上可看作原上海机制和现上海机制的混合。令  $R = (r^1, r^2)$  且  $r^1 \rightarrow \infty, r^2 = \bar{r}, Q = (q^1, q^2)$  且  $q^1, q^2 > 0, q^1 + q^2 = 1, b = 2$ , 此即为他们提供的拍卖-摇号混合机制。

### (四) 车牌配置机制的评价标准

现行的车牌配置机制孰优孰劣? 在前文定义的车牌配置一般机制中, 是否存在最优机制? 要回答这些问题, 必须首先界定清楚车牌配置机制的评价标准。如前文所述, 本文将定义“路况”这一指标, 并将其纳入车牌配置机制的评价标准中。当然, 机制评价不可能仅包含单一的指标维度, 故本文将效率和公平两个指标一并纳入评价标准中。需要额外说明的是, 本文界定的评价标准未将收入这一指标纳入, 这是因为: 一方面, 相较于其他指标, 政府部门并不太关注特定机制下收入所得的多寡, 如北京机制下免费摇号并不能创造任何政府收入, 现上海机制相比原上海机制的拍卖收入显然是降低的; 另一方面, 政府部门对所得收入的使用可能是低效率的, 如原上海机制和现上海机制下的拍卖收入如何被用于城市交通建设, 存在不少质疑。因此, 本文将定义车牌配置机制下的路况、效率、公平, 并将其作为机制评价的判断标准。

路况作为表征城市道路拥堵程度的指标较为直观, 本文认为可以用车牌市场上所有消费者开车出行时间的总和来测度。显然, 开车出行时间总和越小, 则说明路况越好。基于不同的研究需要, 对效率的定义也有所差异。经济学理论中就效率最正统的定义源自帕累托有效, 但基于帕累托有效所定义的效率, 只有“有效率”和“无效率”两种状态。为更好地比较不同机制下的效率, 本文用某机制下的配置偏离帕累托有效配置的程度, 作为测度效率的指标。显然, 若配置越接近帕累托有效配置, 则表明效率越高。公平性常被拍卖理论和市场设计的相关文献提及, 本文借鉴罗尔斯“无知之幕”的思想 (罗尔斯, 2001<sup>[19]</sup>), 将公平性表征为对境况最差的低收入群体福利的考量。Rong 等 (2019)<sup>[20]</sup> 借助洛伦兹曲线和基尼系数, 给出了公平性的一种度量。尽管他们所给出的表达式较为复杂, 但这种度量方式所体现的本质思想是: 收

入水平不同的群体获取资源的概率，这在本质上与罗尔斯的思想一脉相承。具体地，本文用车牌市场上收入最低的消费者获取车牌的概率来测度公平。显然，若这一概率越大，则意味着更加公平。下面，将给出车牌配置机制下路况、效率、公平的正式定义。

将车牌配置机制  $E(R, Q, b)$  下的路况定义为：

所有消费者开车时间的总和  $X = \sum_{i=1}^n x_i$ 。

将车牌配置机制  $E(R, Q, b)$  下的效率定义为：

若允许转让车牌，该机制所实现的配置转变为帕累托有效配置所需要的自愿交换的最小次数  $\mu$ 。这里，就车牌配置机制，帕累托有效配置的定义为：不存在任意两个消费者，他们愿意私下以一定的价格进行车牌转让。

将车牌配置机制  $E(R, Q, b)$  下的公平定义为：

消费者  $n$  获取车牌的概率  $\lambda$ 。这里，将所有消费者按照收入高低依次排序，即有  $m_1 > m_2 > \dots > m_n$ 。

明显地： $X$  越小，路况越好； $\mu$  越小，效率越高； $\lambda$  越大，公平性越好。

#### (五) 不同机制的比较分析

下面，首先比较原上海机制（记作  $\alpha$ ）、现上海机制（记作  $\beta$ ）、北京机制（记作  $\gamma$ ）三种纯机制下的路况、效率和公平。

记  $m_j \geq 1/(2p)$ ， $m_{j+1} < 1/(2p)$ ，即其中  $j$  个消费者的收入超过  $1/(2p)$ ，从而有  $x_i = 1/(4p^2)$ ， $i = 1, 2, \dots, j$ 。这里的  $j$  由价格  $p$  和收入分布决定，它们相对于配置机制而言是外生给定的。进一步地，本文假设有  $l < j$  成立，即车牌市场上支付意愿不再随收入增加的高收入者的数量大于车牌供给数量。

原上海机制下，收入超过  $1/(2p)$  的  $j$  名消费者将出价  $s_i = 1/(4p)$ ，并各自有  $l/j$  的概率获得车牌。此时，因每一获得车牌的消费者均将选择  $x_i = 1/(4p^2)$ ，故路况  $X^\alpha = l/(4p^2)$ 。显然该配置下已经实现前文定义的帕累托有效配置，故效率  $\mu^\alpha = 0$ 。若消费者收入低于  $1/(2p)$ ，则其没有机会获得车牌。因此，收入最低的消费者获取车牌的概率为 0，故公平  $\lambda^\alpha = 0$ 。

现上海机制下，记价格上限为  $r < 1/(4p)$ ，且有  $m_o - pm_o^2 \geq r$ ， $m_{o+1} - pm_{o+1}^2 < r$ ，即其中  $o$  名消费者愿意支付  $r$  的价格获得车牌。与前文定义的  $j$  不同，这里的  $o$  将由  $r$  内生决定，故  $o$  实际上是  $o(r)$  的简写。明显地，有  $o > l$ ，故  $o$  名消费者将出价  $r$ ，并各自有  $l/o$

的概率获得车牌。此时，收入超过  $r+1/(4p)$  的消费者  $i$  获得车牌后将选择  $x_i = 1/(4p^2)$ ，收入低于  $r+1/(4p)$  的消费者  $i$  获得车牌后将选择  $x_i = (m_i - r)/p$ 。不妨设  $m_\kappa \geq r+1/(4p)$ ， $m_{\kappa+1} < r+1/(4p)$ ，同样地  $\kappa(r)$  将由  $r$  内生决定，且显然有  $\kappa \leq o$  成立。故路况

$X^\beta = l\kappa/(4p^2o) + l \sum_{i=\kappa+1}^o (m_i - r)/(po)$ 。该配置不是帕累托有效配置，因任一收入低于  $1/(2p)$  的消费者可以  $1/(4p)$  的价格转让车牌给收入超过  $1/(2p)$  的消费者，从而实现帕累托改进。因此，效率  $\mu^\beta = l-lj/o$ 。

通常情况下，有  $o < n$ ，这意味着收入较低的  $n-o$  名消费者没有机会获得车牌，故收入最低的消费者获取车牌的概率为 0，因此公平  $\lambda^\beta = 0$ ；但在特定情况下，可能有  $o = n$ ，此时每一消费者有均等的概率获得车牌，故收入最低的消费者获得车牌的概率为  $l/n$ ，公平  $\lambda^\beta = l/n$ 。

北京机制下，每名消费者均有  $l/n$  的概率获得车牌并无需支付任何价格，故收入最低的消费者获得车牌的概率为  $l/n$ 。此时，收入超过  $1/(4p)$  的消费者  $i$  获得车牌后将选择  $x_i = 1/(4p^2)$ ，收入低于  $1/(4p)$  的消费者  $i$  获得车牌后将选择  $x_i = m_i/p$ 。记  $m_h \geq 1/(4p)$ ， $m_{h+1} < 1/(4p)$ ，其中  $h$  仅由价格  $p$  和收入分布决定，则路况  $X^\gamma = lh/(4p^2n) + l \sum m_i/(pn)$ 。容易看出，效率  $\mu^\gamma = l-lj/n$ ，公平  $\lambda^\beta = l/n$ 。

三种机制下，效率和公平的比较结果非常直观。就效率而言，原上海机制效率最高，北京机制效率最低，现上海机制效率介于两者之间。进一步地，现上海机制下的效率将随竞拍人数  $o$  的增加而降低。注意到  $o$  为  $r$  的非增函数，故效率表现为价格上限  $r$  的非减函数。就公平而言，北京机制公平性较好，原上海机制的公平性较差。绝大多数情况下，现上海机制同原上海机制的公平性相同；特定情况下，现上海机制同北京机制的公平性相同。显然，公平表现为价格上限  $r$  的非增函数。

三种机制下路况的比较则需要略作讨论。

不难发现， $X^\alpha > \max\{X^\beta, X^\gamma\}$  始终成立，但  $X^\beta$  和  $X^\gamma$  的大小关系尚难简单断言。直觉逻辑在于：原上海机制下所有车牌为高收入群体所得，获得车牌所支付的价格对其开始时间不会产生任何影响，因其开车时间已到达饱和点，故此时的路况最差。与北京机

制相比, 现上海机制对开车时间的影响有增加和减少两种效应。增加效应体现在: 一方面, 完全消除了低收入群体获得车牌的可能性, 而低收入群体即使取得车牌也会选择相对较少的开车时间; 另一方面, 增加了高收入群体获得车牌的可能性, 而高收入群体取得车牌后会选择达到饱和点的开车时间。减少效应体现在: 就中等收入群体, 因需要为车牌支付一定的保留价格, 故其取得车牌后会选择比北京机制下更少的开车时间。需要特别强调的是, 原上海机制和北京机制仅是一种机制, 但现上海机制却是因价格上限而异的一类机制。因此, 北京机制和现上海机制下的路况好坏, 一方面取决于消费者的收入分布, 另一方面则受现上海机制价格上限的具体参数设置影响。

尽管无法给出  $X^\beta$  和  $X^\gamma$  之间明确的大小关系, 但有一个结论是确定的, 即存在某个  $r$ , 使得  $X^\beta < X^\gamma$ 。也就是说, 在某个价格上限设置下, 现上海机制的路况必将优于北京机制。只需要给出  $r$  的一个构造即可完成证明。

令  $m_n - pm_n^2 \geq r$ , 即  $r$  足够小以至于全部的  $n$  名消费者均愿意支付  $r$  的价格获得车牌。此时车牌的配置状态完全等同于北京机制, 但每名消费者均需支付  $r$ 。因  $o=n$ , 且对足够小的  $r$  有  $\kappa(r)=h$  成立, 则有:

$$X^\beta - X^\gamma = \frac{l}{n} \left[ \sum_{i=h+1}^n \frac{m_i - r}{p} - \sum_{i=h+1}^n \frac{m_i}{p} \right] < 0$$

需要特别强调的是, 上述结论仅是说明, 若  $r$  足够小, 现上海机制下的路况将优于北京机制, 但不能因此简单地认为, 现上海机制下的路况将随价格上限  $r$  的降低而改进。事实上, 在现上海机制内,  $r$  对路况的影响具有不确定性, 具体地将取决于消费者的收入分布。

就所有车牌配置的纯机制  $E(r)$ , 可以发现: 效率是  $r$  的非减函数, 公平是  $r$  的非增函数; 路况与  $r$  则通常不会呈现简单的单调函数关系, 但很高的  $r$  必然导致最差的路况。特别地, 原上海机制是效率最高的纯机制, 北京机制是公平性最好的纯机制, 路况最好的机制必然在现上海机制中产生。原上海机制效率高但公平性差, 北京机制效率低但公平性好, 这符合人们的直观理解。现上海机制牺牲了效率却难以换取公平性的提高, 在实践中也常为人所诟病, 那么这样的机制有其存在的合理性么? 本文的研究结论给出了

肯定的回答, 因路况最好的机制必然在现上海机制中产生。进一步地, 现上海机制不仅能够实现最好的路况, 并且可能同时实现最好的公平性。就较低价格上限的现上海机制, 即使其不能实现最好的路况, 它也将具备与北京机制相同的效率和公平的前提下, 实现比北京机制更好的路况, 这就为改良北京机制提供了一种可行的思路。

接下来, 考察以广州机制为代表的混合机制。容易发现, 就效率指标而言, 广州机制劣于原上海机制且优于北京机制; 就公平指标而言, 广州机制劣于北京机制而优于原上海机制; 就路况指标而言, 广州机制优于原上海机制但劣于北京机制。这一结论可以很方便地推广到一般混合机制的范畴, 因混合机制下某指标的测度, 本质上可由该混合机制所包含的纯机制下该指标测度的加权平均得到。

综上所述, 就车牌配置机制的三个指标维度, 一个基本的结论是: 效率最高的机制既不可能是路况最好的机制, 也不可能是公平性最好的机制; 但路况最好的机制却同时可能是公平性最好的机制。

基于本文构建的机制评价的客观标准, 可以发现原上海机制、现上海机制和北京机制各有所优也各有所劣, 广州机制作为原上海机制和北京机制的混合, 体现了一种在效率和公平之间的折中。具体地, 原上海机制效率最高, 但它不可能同时实现最好的公平性和最佳的路况; 北京机制公平性最好, 但它不可能同时实现最佳的路况和最高的效率; 现上海机制能够实现最佳的路况, 且有可能同时实现最好的公平性, 但不可能同时实现最高的效率。

那么, 综合考虑, 如何找寻车牌配置的最优机制呢? 这就必须诉诸具有一定主观倾向的价值判断。本文认为, 最优的车牌配置机制应符合“路况与公平并重, 兼顾效率”的基本原则。尽管效率常作为资源配置的重要甚至是唯一判断标准, 但在车牌配置机制问题上, 效率却是相对不重要的指标维度。这是因为, 效率最高的机制恰是路况最差的机制。因此, 忽视对路况的影响, 盲目拔高效率的重要地位, 过分强调完全诉诸市场“价高者得”方式配置资源的优越性, 就车牌配置机制问题的研究而言, 可能是一种舍本逐末的表现, 也与车牌管控政策的初衷背道而驰。当然, 效率与路况并不总是矛盾的。就现上海机制而言, 其效率必然随着价格上限的增加而增加, 但路况

并不必然随着价格上限的增加而恶化，而是取决于收入的分布情况。因此，在提高效率的同时优化路况，就成为优化现上海机制的一种可行路径。

需要稍加说明的是，尽管通常情况现上海机制下因低收入群体无法获得车牌，故它仍是不公平的。但是，现上海机制的设计初衷仍能体现对公平的考量。这种公平不是对所有消费者的绝对公平，而只是相对于中等收入群体的相对公平。与原上海机制注重高收入群体的利益、北京机制注重低收入群体的利益不同，现上海机制则更多地关注中等收入群体的利益。通过设置一定的价格限制，现上海机制使得低收入群体无法进入市场，高收入群体不能支付更高的价格，从而使得中等收入群体既免于同低收入群体均分获取车牌的概率，又不会在同高收入群体的价格竞争中处于不利地位，故而该机制对中等收入群体最为有利。与之相对照的，广州机制则权衡了低收入群体和高收入群体的利益，却唯独忽视了中等收入群体的利益。在广州机制采用的混合机制下，中等收入群体无法同高收入群体通过价格竞争获取车牌，只能同低收入群体一起通过摇号均分获取车牌的概率，尽管他们往往拥有比低收入群体更高的保留价格。

尽管本文尚无法明确给出车牌配置的最优机制，但基本的研究结论与本文提出的“路况与公平并重，兼顾效率”基本原则的结合，或许可以为车牌配置最优机制的设计指明方向，那就是：采用包含两种现上海机制的混合机制，其中一种现上海机制设置很低的价格上限，另一种现上海机制设置适中的价格上限。前一种现上海机制在公平优先的情况下兼顾路况，后一种现上海机制在路况优先的情况下兼顾效率，两者间的额度分配则反映在路况、公平、效率间的综合权衡取舍。

### 三、城市治堵的最优方案

#### （一）车牌配置机制的内在缺陷

车牌配置机制的确对缓解道路拥堵有一定的积极作用，但车牌配置机制并非不可或缺的。车牌本身并不存在任何价值，之所以将车牌作为一种公共稀缺资源进行配置，其根本动机在于缓解城市道路拥堵问题。因此，车牌配置机制仅是城市治堵的手段而非根本目的。尝试优化车牌配置，寻求车牌配置的最优机制，固然具备相当的理论价值和实践意义，事实上这

也正是本文第二部分所做的工作。但是，如果能够找到其他治理城市拥堵的可行路径，车牌配置机制是完全可以被替代的。一旦先验地假定了车牌配置机制存在的必然性和合理性，则所有可能的优化方案只能在车牌配置机制内被讨论，这就无法跳出车牌配置机制的框架，在更为广泛的意义上寻找城市治堵的最优方案，从而形成思维上的局限。事实上，车牌配置机制本身尚存在重要的内在缺陷。

第一，车牌配置机制同市场经济所倡导的资源配置理念有所偏差。车牌配置是解决城市道路拥堵问题的一种政策工具。它的作用原理是：车牌作为道路通行的载体，其数量受到严格管控；未拥有车牌的群体将被限制道路通行的权利。尽管原上海机制通过价高者得的方式配置既定的车牌额度，看似是用市场“看不见的手”完成资源配置，但若注意到数量管制的大前提，那么原上海机制只是诉诸市场车牌配置机制，却并非诉诸市场的解决城市道路拥堵问题的理想政策工具。真正诉诸市场的解决方案，应当是借助价格调节，使得拥有道路通行权利的消费者自发地降低出行频率，而非严格限制其道路通行权利。

第二，车牌配置机制下必然存在大量无法获取车牌的群体。车牌市场是一个需求快速增加、供给相对恒定的市场，无论如何对车牌配置机制做怎样的优化，在车牌额度不增加的大前提下，必然存在大量群体始终无法获取车牌。不同机制下的差异仅在于，车牌市场上的哪部分消费者无法获取车牌以及因为什么原因无法获取车牌。如原上海机制下，低收入群体无法获取车牌，因无力承担日益高涨的价格；北京机制下，所有群体获取车牌的概率均很低，因必须接受同等概率的摇号，“久摇不中”的情形在北京车牌市场上屡见不鲜。车牌配置机制下供求失衡的矛盾冲突始终存在且难以调和，任何车牌配置机制内的优化尝试都对其束手无策。

第三，车牌配置机制无法从根本上解决城市道路拥堵问题。为适当满足日益增加的车牌需求，也使得后进入车牌市场的消费者具备获取车牌的机会，在任何车牌配置机制的设计中，车牌额度必须有一定的流量，这也将使得车牌的存量与日俱增。在车牌配置机制下，道路拥堵状况明显地与车牌存量正相关。因此，严格控制车牌额度，也只是能够适当缓解道路拥堵加剧的程度，尽量减缓路况恶化的速度，却不可避

免地使得城市拥堵程度与日俱增。车牌配置机制的基本原理决定了它无法从根本上解决城市道路拥堵问题。从这个角度看，车牌配置机制仅是治理城市拥堵的权宜之计而非长久之策。

本文第二部分曾就车牌配置机制，澄清了效率和公平的定义，并论证了原上海机制是最有效率的车牌配置机制，北京机制是公平性最好的车牌配置机制。但事实上，一旦跳出车牌配置机制的框架，原上海机制下的效率和北京机制下的公平性，仍值得做进一步的讨论。

前文曾将车牌配置机制中的帕累托有效配置定义为：不存在任意两个消费者，他们愿意私下以一定的价格进行车牌转让。在车牌配置机制的框架下，因车牌配置机制不允许车牌分割，自愿交易的唯一方式就是车牌转让。但是，在车牌配置机制外，自愿交易的方式不仅单指车牌转让，还包括车牌转租。理论上，消费者可以一定价格让渡部分车牌使用时间；现实中，则可通过车牌出租来实现对部分车牌使用时间的让渡。因此，即使对于车牌配置机制内效率最高的原上海机制，在更为广泛意义的城市治堵方案下，仍存在效率提升的空间。

前文曾将车牌配置机制中的公平定义为车牌市场上收入最低的消费者获取车牌的概率。一旦将视野拓宽到车牌配置机制之外，上述公平的定义也需要做一定的修正。这是因为，公平性的重要内涵在于对低收入群体福利的考量。但在整个城市交通市场上，最低收入的群体根本不会进入车牌市场，因他们根本不具备购买汽车的支付能力。因此，车牌市场上的低收入群体并不是整个城市交通市场上真正的低收入群体。就车牌配置机制而言，仅考察车牌市场上低收入群体获得车牌的概率并没有问题；但若不局限于车牌配置机制，对于更为广泛的城市治堵方案，则公平性的落脚点就不能仅限于车牌市场。事实上，北京机制下并未考虑到不具备汽车购买能力的更低收入群体的福利。因此，北京机制下的公平性尚有进一步提升的空间。

综上所述，车牌配置机制下的路况、效率、公平均存在改进的空间，但在车牌配置机制内，很难再进

行进一步的提升。那么，在车牌配置机制的框架外，是否存在更好的城市治堵方案，能够实现路况、效率、公平的全面改进？答案是肯定的。

(二) 城市治堵的新方案：“道路拥堵费+公共交通补贴”

下面，本文将引入一种城市治堵的新方案，即“道路拥堵费+公共交通补贴”方案。通过征收道路拥堵费的方式治理城市拥堵，在维克瑞的早期研究中曾被提及（格莱泽，2012<sup>[21]</sup>），但在我国尚未有实施的先例。以道路拥堵费为核心的方案，体现的基本经济学思想是边际收费原则。那么，这样的方案是否会比现有的车牌配置机制更好呢？本文在道路拥堵费的基础上，同时引入公共交通补贴，构建“道路拥堵费+公共交通补贴”的新方案。该方案能够克服车牌配置机制的内在缺陷，且正如后文将要论证的，其同车牌配置机制相比，能够实现路况、效率、公平的全面改进。

一个“道路拥堵费+公共交通补贴”方案由  $E(t, s)$  给出。其中， $t$  为对单位开车时间征收的道路拥堵费， $s$  为对公共交通出行的从量补贴。

在该方案下，任何消费者均具有道路通行的权利，但需要为其造成的拥堵支付“道路拥堵费”。显然，道路拥堵费的设计符合市场经济的理念，即通过价格引导，使得消费者自发地选择适当的开车时间。

想要论证该方案能够全面优于现有的车牌配置机制，就必须将该方案和车牌配置机制在相同的经济环境和模型设定下，进行路况、效率、公平的比较。基于此，在第二部分的基础上，对城市交通市场的经济环境做出如下设定。

城市交通市场上存在  $N=n+n'$  个消费者，其中  $n$  个消费者（记作  $1, 2, \dots, n$ ）已经购买汽车， $n'$  个消费者（记作  $n+1, n+2, \dots, n+n'$ ）尚未购买汽车。尽管现实中消费者未购买汽车的原因有多种，但为了简化处理，本文认为消费者未购买汽车的原因在于收入较低<sup>①</sup>，故有  $m_\mu < m_i$  成立，其中， $i=1, 2, \dots, n$ ； $\mu=n+1, n+2, \dots, n+n'$ 。消费者效用函数为  $u=\sqrt{x}+y$ 。其中， $x$  为开车出行时间， $y$  为其他商品的消费量。

① 更为符合现实的情况是，尽管确实存在部分高收入的消费者因自身偏好而非收入原因选择不开车，但最低收入群体必然因为无法购买汽车从而选择不开车，这对于得出本文的分析结论已经足够。因此，进行这样的简化处理，并不会影响后文的分析结论。



在车牌配置机制下，已经购买汽车的  $n$  个消费者需要首先获得车牌，才能消费“开车出行”这种商品。不失一般性地，将其他商品  $y$  的价格单位化为 1，并记“开车出行”的单位价格为  $p$ ，这里的  $p$  可以直观地理解为包括汽油价格等在内的单位开车时间产生的私人成本。这同第二部分的设定保持一致，故关于消费者开车时间最优选择的相关结论也与前文相同。

在“道路拥堵费+公共交通补贴”方案下，已经购买汽车的  $n$  个消费者可以直接消费“开车出行”这种商品。此时，由于对单位开车时间征收道路拥堵费，故“开车出行”的单位价格变为  $p+t$ ；由于  $y$  代表包含地铁、公交车等公共交通在内的复合商品，故对公共交通的补贴将反映在  $y$  价格的下降上，则  $y$  的价格变为  $1-s$ ，其中  $0 < s < 1$ 。

此时，消费者  $i$  的效用最大化问题为：

$$\begin{aligned} \max \sqrt{x_i} + y_i \quad \text{s. t. } (p+t)x_i + (1-s)y_i = m_i, \\ x_i \geq 0, y_i \geq 0 \end{aligned}$$

易知，消费者  $i$  的最优开车  $x_i$  时间如下所示：

若  $m_i \geq (1-s)^2/[4(p+t)]$ ，则  $x_i = (1-s)^2/[4(p+t)]$ ；若  $m_i < (1-s)^2/[4(p+t)]$ ，则  $x_i = m_i/(p+t)$ 。

### (三) “道路拥堵费+公共交通补贴”方案与车牌配置机制的比较分析

前文在车牌配置机制的框架下，给出了路况、效率、公平的定义。但若将视角拓宽到更为广泛的城市治堵方案，则对于前文给出的评估指标也需要进行相应的调整。这是因为，前文对于效率和公平的指标，是基于车牌配置给出的，但在“道路拥堵费+公共交通补贴”的新方案下，已经不再存在车牌，这就需要根据效率和公平的内涵，对其进行重新定义。由于前文将路况定义为“所有消费者开车时间的总和”，本身并没有直接涉及车牌，故而对于路况指标，我们仍然沿用第二部分的定义方法。

对于效率，采用经济学理论中帕累托有效的定义方式。若城市交通市场上，不存在任意两个消费者组合，能够在两人都不变差的情况下，使得其中某人变好，则称实现了帕累托有效配置，也就是城市交通市场上的“有效率”；反之，若城市交通市场上，存在两个消费者组合，能够在两人都不变差的情况下，使

得其中某人变好，则意味着还有帕累托改进的空间，也就是城市交通市场上的“无效率”。基于这样的效率定义，下面将会论证，“道路拥堵费+公共交通补贴”方案相较车牌配置机制，实现了效率上的进一步改进。

不难论证，“道路拥堵费+公共交通补贴”方案  $E(t, s)$  是城市交通市场上“有效率”的配置。对于  $m_i \geq (1-s)^2/[4(p+t)]$  的任意两个消费者， $MRS_{xy}^i = (p+t)/(1-s)$ ，他们对于商品的相对评价已经保持一致，无法在两人都不变差的情况下，使得其中某一个人变好；对于  $m_i < (1-s)^2/[4(p+t)]$  的任意两个消费者，尽管他们的边际替代率各不相同，但由于已经在“开车时间”上用尽了全部收入，故而无法在两人都不变差的情况下，使得其中某人变好；对于  $m_i \geq (1-s)^2/[4(p+t)]$  的一个消费者和  $m_i < (1-s)^2/[4(p+t)]$  的一个消费者，尽管低收入消费者，其边际替代率  $MRS_{xy}^i = \sqrt{(p+t)/(4m_i)} > (p+t)/(1-s)$ ，但由于已经在“开车时间”上用尽了全部收入，故而仍然无法在两人都不变差的情况下，使得其中某人变好。综上所述，可以发现，“道路拥堵费+公共交通补贴”方案是城市交通市场上“有效率”的配置。

接下来，可以论证，原上海机制、现上海机制、北京机制（当然也包括由这些纯机制加权平均所得到的混合机制）等车牌配置机制是城市交通市场上“无效率”的配置。考察两个高收入群体的消费者，即令  $i, i' \in J = \{1, 2, \dots, j\}$ ，其中消费者  $i$  获得车牌，消费者  $i'$  未获取车牌。根据第二部分的相关分析， $MRS_{xy}^i = p$ ， $MRS_{xy}^{i'} = 1/(2\sqrt{x_{i'}}) \rightarrow \infty$ ，故有  $MRS_{xy}^i < MRS_{xy}^{i'}$ 。此时，若从消费者  $i$  手中拿走 1 小时的开车时间给消费者  $i'$ ，同时从消费者  $i'$  手中拿走  $\Delta m_{i'} > p$  的收入给消费者  $i$ ，则消费者  $i$  和消费者  $i'$  都将比以前变好。这种理论上的操作方法，对应到实践中其实就是车牌出租，它在车牌配置机制内是不被允许的。因此，可以认为，车牌配置机制通过额外施加的约束，阻碍了市场上的消费者通过自愿交换实现整体更优的可能性。基于此，可以发现，车牌配置机制是城市交通市场上“无效率”的配置。

对于公平，同前文类似，我们仍然借鉴罗尔斯“无知之幕”的思想，将公平表征为对境况最差的低

收入群体福利的考量。根据城市交通市场的经济环境设定,将公平做如下定义:消费者 $n+n'$ 所获取的效用水平提升 $\Delta u_{n+n'}$ 。在这里,将所有消费者按照收入高低依次排序,即有 $m_1 > m_2 > \dots > m_n > m_{n+1} > m_{n+2} > \dots > m_{n+n'}$ 。显然, $\Delta u_{n+n'}$ 越大,公平性越好。基于这样的公平定义,下面将会论证,“道路拥堵费+公共交通补贴”方案相较车牌配置机制,实现了公平上的进一步改进。

根据城市交通市场的经济环境设定, $n'$ 个消费者(记作 $n+1, n+2, \dots, n+n'$ )因收入较低尚未购买汽车。在包括北京机制在内的任何一个车牌配置机制下,作为最低收入群体的消费者 $n+n'$ 因不会进入车牌市场从而不会获得任何福利改进,其效用水平提升 $\Delta u_{n+n'}=0$ 。在“道路拥堵费+公共交通补贴”方案下,尽管消费者 $n+n'$ 仍无法选择开车,但因公共交通补贴的存在,其效用水平提升 $\Delta u_{n+n'} = m_{n+n'}/(1-s) - m_{n+n'}/s = sm_{n+n'}/(1-s)$ 。由此可见,“道路拥堵费+公共交通补贴”方案下,最低收入群体的福利比车牌配置机制下有明显改进。因此,“道路拥堵费+公共交通补贴”方案相较车牌配置机制,实现了公平上的进一步改进。

最后,我们将论证“道路拥堵费+公共交通补贴”方案相较车牌配置机制,实现了路况上的进一步改进。与车牌配置机制下不可避免的路况恶化不同,若将道路拥堵费设置得足够高,消费者将选择非常少的开车时间。因此,直觉逻辑上,通过调整道路拥堵费,完全可能实现路况改善。

下面将首先论证,任何给定的路况均能找到一个方案 $E(t, s)$ 来实现。根据消费者最优开车时间的表达式,不难发现,无论是 $x_i = (1-s)^2/[4(p+t)^2]$ ,还是 $x_i = m_i/(p+t)$ ,均为 $t$ 的减函数。进一步地,有: $\lim_{t \rightarrow \infty} (1-s)^2/[4(p+t)^2] = 0, \lim_{t \rightarrow \infty} m_i/(p+t) = 0$ 。这意味着,对于任意的收入分布,路况 $X = \sum_{i=1}^n x_i$ 必为 $t$ 的减函数且有 $\lim_{t \rightarrow \infty} X = 0$ 。因此,任意给定路况 $\bar{X}$ ,必能找到找到一个“道路拥堵费+公共交通补贴”方案 $E(t, s)$ 来实现。

接下来将论证,某些路况无法通过一个车牌配置机制 $E(R, Q, b)$ 来实现。由第二部分的分析可知:

原上海机制下的路况: $X^\alpha = l/(4p^2)$ 。

现上海机制下的路况: $X^\beta = lk/(4p^2o) + l \sum_{i=\kappa+1}^o (m_i - r)/(po) \geq lk/(4p^2o)$ 。

北京机制下的路况: $X^\gamma = lh/(4p^2n) + l \sum_{i=h+1}^n m_i/(pn) \geq lh/(4p^2n)$ 。

广州机制下的路况介于原上海机制和北京机制之间。

因此,若取路况 $\bar{X} < \min\{l/(4p^2), lk/(4p^2o), lh/(4p^2n)\}$ ,则该路况无法通过任何车牌配置机制来实现,其背后的直觉逻辑在于一定数量的车牌额度 $l$ 必须被提供。

据此,可以看出,“道路拥堵费+公共交通补贴”方案能够实现比车牌配置机制下更好的路况。上述结论的成立并不依赖于消费者的收入分布。特别地,可以采用消费者收入的具体分布进行更为直观的验证,限于篇幅本文不再赘述具体过程。

需要补充说明的是,就这里提供的“道路拥堵费+公共交通补贴”方案,是否存在一种可能:公共交通补贴反而给了高收入群体?答案是,存在这种可能。但是,这种可能的出现恰是该方案所希望看到的。“道路拥堵费+公共交通补贴”方案的实施意图在于尽量引导消费者使用公共交通而非自己开车。从这个角度讲,任何使用公共交通的消费者,无论是高收入群体或是低收入群体,都应该得到补贴。“道路拥堵费+公共交通补贴”方案并不需要想办法区分高收入群体和低收入群体,并尽可能地阻止高收入群体享受本应仅适用于低收入群体的补贴。它需要的只是对低收入群体的适当补贴以保障其福利,同时欢迎任何高收入群体放弃开车转而使用公共交通并获取补贴,因为这将更大程度上改善路况,而缓解交通压力、治理城市拥堵恰是“道路拥堵费+公共交通补贴”方案的根本目的所在。

综上所述,一个“道路拥堵费+公共交通补贴”方案能够实现城市交通市场上的帕累托有效且可以提高最低收入群体的福利,从这个层面来看,它是比现有车牌配置机制更有效且更公平的机制。通过参数设置的调节,该方案下能够实现任何给定的路况,故相较现有的车牌配置机制,它是能够实现更好路况的方案。由此可见,“道路拥堵费+公共交通补贴”方案

相较车牌配置机制,能够实现路况、效率、公平的全面改进。因此,“道路拥堵费+公共交通补贴”才是真正的城市治堵的最优方案。这恰与经济学的逻辑相一致。因就经济学原理而言,解决城市拥堵问题的根本出路在于限制汽车使用频率,而限制汽车使用频率的正确做法是增加开车的边际成本,“道路拥堵费+公共交通补贴”方案恰是基于这样的理念而设计的;与之相反,车牌配置机制通过控制车牌数量增加开车的沉没成本,对理性的决策者并不能抑制其开车频率,对非理性的决策者甚至会产生一种反向的激励:既然车牌的获取如此困难,一旦拥有车牌,应当尽可能地增加使用频率以分摊其沉没成本。因此,“道路拥堵费+公共交通补贴”才是城市治堵的最优方案和根本出路。

#### 四、结论与建议

本文基于上海和北京车牌市场的现状及现有车牌管控政策的实施情况,界定车牌市场的经济环境,通过拟线性效用函数刻画消费者的偏好,定义能够涵盖上海、北京、广州等城市车牌管控政策的车牌配置的一般机制,构建包括路况、效率、公平在内的机制评价的指标体系,通过比较分析发现:效率最高的机制既不可能是路况最好的机制,也不可能是公平性最好的机制;但路况最好的机制却同时可能是公平性最好的机制。特别地,在所有车牌配置机制中,原上海机制效率最高,但它不可能实现最好的公平性和最佳的路况;北京机制公平性最好,但它不可能实现最佳的路况和最高的效率;现上海机制能够实现最佳的路况,且有可能同时实现最好的公平性,但不可能同时实现最高的效率。就优化车牌配置机制,本文提出“路况与公平并重,兼顾效率”的基本原则,并阐释车牌配置最优机制的设计理念。进一步地,本文总结车牌配置机制的内在缺陷,给出“道路拥堵费+公共交通补贴”的新方案,并论证其相较车牌配置机制,能够实现路况、效率、公平的全面改进,从而是优于车牌配置机制的城市治堵的最优方案。基于上述研究结论,本文就缓解交通压力、治理城市拥堵提供如下政策建议:

第一,从短期来看,优化各城市的车牌管控政策。尽管本文已经从理论逻辑上论证,“道路拥堵

费+公共交通补贴”是治理城市拥堵的最优方案,但就实践而言,从各城市现有的车牌管控政策,过度到上述最优方案,可能尚需一定的时间积累和前期准备工作。因此,短期内应首先尝试就当下的车牌管控政策进行优化。根据前文的研究结论,本文提供如下优化思路:就上海市,当前的限价竞拍机制存在着因“狙击报价”导致的网络拥堵、难以正常报价等问题,应取消第二轮出价过程,第一轮出价后所有达到“警示价”的投标者通过摇号方式以相同的概率获取车牌并支付警示价格;同时,应公布拍卖所得收入的用途,确保其用于公共交通补贴或设施建设。就北京市,将无偿摇号改为限价摇号,即规定所有摇中者必须支付事先规定好的统一价格方可获取车牌,该统一价格宜较低,如1万左右。就广州市,将无偿摇号部分同样改为限价摇号且价格较低,将自由竞拍部分中的部分额度转为限价摇号但价格较高。总体的思路是,基于“路况与公平并重,兼顾效率”的设计理念,尽可能地将各城市现行的车牌管控政策逐步过渡到前文定义的车牌配置的混合机制,并通过参数设定综合权衡路况、公平和效率,同时使得低中高收入群体的利益都能得到一定程度的保障。

第二,从长期来看,推行“道路拥堵费+公共交通补贴”方案。优化车牌管控政策仅是权宜之计,推行“道路拥堵费+公共交通补贴”方案才是治理城市拥堵的长久之策。经过一定的过渡阶段和准备时期,推行“道路拥堵费+公共交通补贴”方案将势在必行。该方案不仅能够有效地控制路况,缓解交通拥堵,而且兼具帕累托效率和公平性,同时对低中高收入群体的利益都有所考虑。一旦贯彻实施该方案,高收入群体支付道路拥堵费并享受高频率开车的舒适;中等收入群体或降低开车频率以备不时之需,或放弃开车转向公共交通;低收入群体不开车却可享受更为便宜方便的公共交通;不同收入群体各取所需各得其所,城市交通拥堵问题也可从根本上得到解决。需要特别注意的是,引导公众自愿选择公共交通,不能仅依赖于道路拥堵费和公告交通补贴的价格激励。公共交通补贴仅是从显性层面降低公众使用公共交通的成本,而更能引导公众特别是中高收入群体由私人驾车向公共交通转变的,是公共交通服务质量的隐性内核。因此,应将道路拥堵费的一部分

用于显性的公共交通补贴；另一部分则用于投资公共交通设施建设，如通过线路优化扩大公共交通的覆盖面、减少公共交通工具的等待时间等，使得公众更多地选择公共交通，从而在源头上更好地解决城市交通拥堵问题。

当然，受限于时间精力和研究能力，本文尚存在一些不足之处，主要表现在：（1）对效率、公平、

路况仅采用了单一的测度方式，未通过多种测度方式检验结论的稳健性；（2）所采用的拟线性效用函数对开车出行和公共交通出行的强替代性反映不足；（3）采用的静态模型未能考察路况对消费者决策的动态影响；（4）未将出租车、共享汽车等出行方式纳入考虑范围。这些不足之处也将是我们未来的研究方向，有待于进一步完善。

## 参考文献

- [1] 孙斌栋, 潘鑫, 胥建华, 赵新正. 我国特大城市交通战略的未来走向——京沪城市交通比较与启示 [J]. 城市问题, 2007 (5): 81-85.
- [2] 侯幸, 彭时平, 马焯. 北京上牌摇号与上海车牌拍卖政策下消费者成本比较 [J]. 中国软科学, 2013 (11): 58-65.
- [3] Xiao J J, Zhou X X, Hu W M. Vehicle Quota System and Its Impact on the Chinese Auto Markets: A Tale of Two Cities [J/OL]. Social Science Electronic Publishing, 2013. DOI: 10. 2139/ssrn. 2294217.
- [4] 王辰光, 吕延杰, 陈霞. 基于新制度经济学的私车牌照分配政策分析 [J]. 北京邮电大学学报 (社会科学版), 2014 (3): 83-88.
- [5] 张彤, 侯幸, 吴昱. 效率、民意与车牌分配方式选择 [J]. 经济学动态, 2017 (2): 707-727.
- [6] Li S J. Better Lucky Than Rich? Welfare Analysis of Automobile License Allocations in Beijing and Shanghai [J]. Review of Economic Studies, 2018, 85 (4): 2389-2428.
- [7] 王平平, 孙绍荣. 车辆牌照拍卖模型 [J]. 运筹与管理, 2005 (2): 75-78.
- [8] 王金桃, 罗维. 汽车牌照额度拍卖规则调整的理论分析与实证研究 [J]. 系统管理学报, 2010 (6): 610-617.
- [9] Liao E Z, Holt C A. The Pursuit of Revenue Reduction: An Experimental Analysis of the Shanghai License Plate Auction [R/OL]. (2013-07-21) [2019-08-23]. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2294217](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2294217).
- [10] 侯幸, 胡又欣, 张彤. 车牌拍卖的实验研究 [J]. 财经科学, 2013 (12): 82-91.
- [11] 冯苏苇, 从事件历史研究上海私车额度拍卖政策绩效 [J]. 力学与实践, 2015 (3): 452-456.
- [12] 屈绍建, 张星. 上海市车牌拍卖最低成交价格建模研究 [J]. 中国管理科学, 2016 (S1): 669-675.
- [13] 冯苏苇, 林昌. 车牌额度拍卖市场管制有效性及效率改进空间 [J]. 管理科学学报, 2018 (9): 17-27.
- [14] 郝亮, 巫景飞, 白小煌. 限制二手车牌市场的政策效果——基于上海车牌拍卖市场的理论分析和实证检验 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (5): 80-94.
- [15] 荣健欣, 孙宁. 汽车牌照配置的混合机制设计——对我国车牌配置机制改进的探讨 [J]. 财经研究, 2015 (12): 62-71.
- [16] 吕梁, 方茜. 上海市私车牌照拍卖制度的影响分析 [J]. 科技资讯, 2010 (27): 253-254.
- [17] 罗维. 多物品拍卖理论及其在车牌拍卖中的应用 [D]. 上海交通大学, 硕士学位论文, 2008.
- [18] 刘德吉. 上海车牌拍卖的政策效应分析——基于公共政策视角 [J]. 产业与科技论坛, 2008 (1): 130-133.
- [19] 约翰·罗尔斯. 正义论 [M]. 何怀宏, 何包钢, 廖申白, 译. 北京: 中国社会科学出版社, 2001: 136-141.
- [20] Rong J X, Sun N, Wang D Z. A New Evaluation Criterion for Allocation Mechanisms with Application to Vehicle License Allocations in China [J]. Journal of Mechanism and Institution Design, 2019, 4: 39-86.
- [21] 爱德华·格莱泽. 城市的胜利 [M]. 刘润泉, 译. 上海社会科学院出版社, 2012: 98.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

# 中国社会经济福利的衡量与评估

## ——跨越国内生产总值之限

### A Measure of China's Socio-economic Welfare: Beyond GDP

李雯 张珩琰 李思沛

LI Wen ZHANG Heng-yan LI Si-pei

**[摘要]** 本文基于消费等值模型, 构建了包括预期寿命、消费、闲暇、公共服务、环境质量和财富不平等性等六个因素在内的消费等值福利指标, 以衡量和评估 20 多年来中国社会经济福利的变化。研究表明: (1) 从全国层面看, 1994 至 2019 年, 中国的社会经济福利水平大幅度提高, 居民的生活质量进一步改善; (2) 从地方层面看, 社会经济福利水平呈现出东、西、中依次递减的区域分布特征, 并且社会经济福利水平的不平等比收入水平的不平等更加严重; (3) 不同因素对全国整体在不同时期以及不同省份在同一时期的社会经济福利水平均产生不同影响, 与中国社会经济的发展事实吻合; (4) 尽管国内生产总值与消费等值福利指标的相关性较高, 但是 2010 年之后, 后者所衡量的社会经济福利水平明显加快增长, 拉大了两者的偏差, 这说明消费等值福利指标能够更加全面地反映中国经济发展方式的转变与社会经济福利水平的变化。可见, 在未来的社会发展中, 应当全方位关注各种因素对社会经济福利水平的影响, 以推动其整体提升。

**[关键词]** 社会经济福利 国内生产总值 消费等值指标 直接经济因素 非直接经济因素

**[中图分类号]** F015 F061.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0095-16

**Abstract:** Based on the consumption-equivalent welfare model, this paper constructs an indicator, which incorporates six factors such as life expectancy, consumption, leisure, public service, environmental quality and social inequality, to evaluate the changes in China's socio-economic welfare in recent years. The study finds that China's socio-economic welfare level has undergone tremendous changes from 1994 to 2019, and the quality of residents' life has been greatly improved. Also, China's socio-economic welfare level shows a regional distribution characteristic of decreasing order in the east, west and middle, and the inequality of socio-economic welfare level is more serious than the inequality of income. Moreover, different factors have distinct effects on socio-economic welfare level for China as a whole in different period and for different provinces in the same period, which is consistent with China's socio-economic development. Finally, although the correlation between GDP and consumption-equivalent welfare indicator is relatively high, the growth rate of the consumption-equivalent welfare level has accelerated significantly and the deviation from GDP increased continuously since 2010, which shows that the consumption-equivalent welfare indicator could reflect the transformation of the economic development pattern more comprehensively. Therefore, in future social development and policy changes, we should pay full attention to the impact of various factors on socio-economic welfare, so as to promote the improvement of the overall welfare of society.

**Key words:** Socio-economic welfare Gross domestic product (GDP) Consumption-equivalent welfare indicator Direct economic factor Indirect economic factor

**[收稿日期]** 2022-05-22

**[作者简介]** 李雯, 女, 1997年2月生, 中国人民大学经济学院博士研究生, 研究方向为宏观经济政策、社会经济福利; 张珩琰, 男, 1988年12月生, 现就职于中国人寿保险资产管理有限公司, 研究方向为宏观经济理论与政策; 李思沛, 男, 1992年7月生, 中国人民大学经济学院博士研究生, 研究方向为宏观经济政策、财政税收。本文通讯作者为李雯, 联系方式为 lwzliwen@ruc.edu.cn。

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

国内生产总值可以直观反映一国或地区的综合实力和发展状况,长期被认为是衡量社会经济福利的最优指标(曼昆,2015<sup>[1]</sup>)。相对应地,人均国内生产总值则能显示该国或地区居民的财富水平和宽裕程度。然而,尽管以国内生产总值为代表的指标<sup>①</sup>可以衡量出“整个社会的经济活动”,却容易忽略闲暇时间、公共服务、环境质量、财富不平等性等重要因素,只是把物品的数量“视若神明”,不能准确反映居民“生活的质量”(萨缪尔森,1979<sup>[2]</sup>)。若居民疲于工作,毫无闲暇,即便市场产出不断增加,所引起的福利损失也足以抵消居民获得的效用(曼昆,2015<sup>[1]</sup>)。同时,若经济发展长期笼罩在市场失灵的“阴霾”下,以恶劣的环境质量和悬殊的财富差距为代价,国家经济的增长和居民财富的积累则难以为继。可见,国内生产总值并非衡量社会经济福利的完美指标(曼昆,2015<sup>[1]</sup>)。

1978至2021年,中国的国内生产总值年均增长9.25%;仅2021年,人均国内生产总值达8.1万元人民币,人民的生活水平显著改善<sup>②</sup>。而在国家财政的支持下,基础设施、社会保障、医疗服务等也得到长足发展,持续为国计民生保驾护航,直接提升了中国社会经济福利水平。但是在经济迅速发展的过程中,自然环境恶化、财富不平等等问题日益显现,给中国居民的福利水平造成严重负面影响。可见,从中国的实际情况出发,经济高速增长、居民收入增加也并不完全等同社会经济福利水平的实际上涨。

随着第一个百年奋斗目标的实现,中国历史性地解决了绝对贫困问题,全面建成小康社会。国民经济发展日新月异,不仅“对物质文化生活提出更高要求”,而且对“民主、法治、公平、正义、安全、环境等方面”做出崭新诠释<sup>③</sup>。如何构建契合中国国情的社会经济福利衡量指标,更加全面地考察社会经济福利的变化,已经成为亟需研究的问题。有鉴于此,本文尝试在以下方面取得进展:第一,在消费等值模型(Jones和Klenow,2016<sup>[3]</sup>)的基础上,构建一个

同时涵盖直接经济因素和非直接经济因素的消费等值福利指标体系,从而弥补国内生产总值等指标的不足,为评估社会经济福利提供更加贴切的理论参考。第二,计算1994至2019年中国的消费等值福利序列,将该序列和国内生产总值序列进行对比检验,在评估两者与中国社会发展事实的契合程度后,讨论中国社会经济福利的变化趋势及不同时期的主要影响因素,试图为中国未来的发展提供一定实践启示。第三,计算中国各个省份的消费等值福利水平,分析区域分布差异及原因,为区域均衡发展战略的实施提供一定参考。第四,将消费等值福利水平与国内生产总值进行相关性分析,进一步阐述消费等值福利指标针对国内生产总值指标缺陷的改进之处,说明构建以消费等值为基础的社会经济福利衡量指标的意义所在。

## 二、文献述评

### (一) 社会经济福利的衡量指标

20世纪70年代,Sen对以收入或资产为福利衡量指标的恰当性提出质疑,把福利定义为个人在生活中实现的各种有价值的功能和实际能力组合,拓宽了传统福利经济学理论的维度(Sen,1973<sup>[4]</sup>)。概念层面的革新逐渐将以往不受重视的影响因素(包括环境质量、财富不平等性等)引入福利的组成,吸引大量国外学者研究和构造福利衡量指标(Nordhaus,1972<sup>[5]</sup>;Daly和Cobb,1989<sup>[6]</sup>),后续研究成果包括经济福利测度指数(MEW)、可持续经济福利指数(ISEW)、经济净福利(NEW)、真实进步指数(GPI)等。这些指标或是对国民账户项目进行调整,或是对私人消费支出进行拓展,超越了收入和产出的范畴,一定程度上修正了传统福利指标在消费、闲暇、分配等方面的缺陷(杨爱婷和宋德勇,2012<sup>[7]</sup>;Kalimeris等,2020<sup>[8]</sup>)。

随着相关研究的深入以及福利意识的传播,部分国际组织和国家也认识到通过国内生产总值衡量社会经济福利的不足,开始设计并采纳将整体福利水平作为核心的衡量指标,以评估社会经济福利的

① 除国内生产总值外,类似的指标还包括国民生产总值、国民总收入等。

② 数据来源为国家统计局(<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>),部分数据经过计算得出,实际值则以1978年为基期剔除了价格因素的影响。

③ 中国政府网.习近平:决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告[EB/OL].[2022-3-15].[http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content\\_5234876.htm](http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content_5234876.htm)。

现实情况。

1990年,联合国开发计划署(UNDP)发布人类发展指数(HDI),侧重考察居民的健康状况和教育水平,具备较高实用性,得到广泛认可(吴姚东,2000<sup>[9]</sup>)。在其衍生指标中,有的设定了同时容纳健康改善、人力资本和技术变革的理论框架(Schuller,2014<sup>[10]</sup>),有的则直接将预期寿命内生,探讨预期寿命对福利水平的影响(Bremilla,2018<sup>[11]</sup>;Ghislandi等,2019<sup>[12]</sup>)。

2011年,经济合作与发展组织(OECD)提出一个更加综合的衡量指标——更美好生活指数(BLI),其涵盖物质条件、生活质量、环境等维度,对国家向居民提供“幸福”的表现进行评价。类似指标还有综合全球福祉指数(CGWBI)(Chaaban等,2016<sup>[13]</sup>),其赋予生活空间、环境质量、社区和社会生活等维度同等权重,采取算术平均的方法将指标进行深度聚合。

2015年,联合国(UN)正式公布了可持续发展目标(SDGs),涵盖消除贫困、消除饥饿、良好健康与福祉等十七项内容,为社会经济福利的测度提供全新参考。部分学者评价了国内生产净值、MEW、GPI等指标与可持续发展目标的一致程度(Cook和Davíðsdóttir,2021<sup>[14]</sup>),更有学者以SGDs为基础尝试构建新的指标对福利进行评估(Barbier和Burgess,2019<sup>[15]</sup>;Coscieme等,2020<sup>[16]</sup>)。

中国社会经济福利也逐渐进入国内学者的研究范畴。金玉国(1995)<sup>[17]</sup>结合MEW和NEW构建了国民经济福利净值(NNEW),其以国民账户为基础,将经济活动总产出减去社会成本的余值设为标准从而核算中国国民经济福利。张文彬和郭琪(2019)<sup>[18]</sup>、袁艺等(2021)<sup>[19]</sup>则基于ISEW对中国省域可持续经济福利水平进行测算。不少学者的研究参考了Sen的可行能力理论:方福前和吕文慧(2009)<sup>[20]</sup>、宋艳等(2017)<sup>[21]</sup>从住房、休闲、社会保障等维度构建功能性指标,研究中国城镇和农村居民福利水平的影响因素;张文彬和王赟(2021)<sup>[22]</sup>将可行能力理念与“五位一体”战略思想结合,从经济、政治、文化、社会、生态文明五个维度构建指标,其认为中国福利水平并未随着经济社会的发展同步提升;杨爱婷和宋德勇(2012)<sup>[7]</sup>、梁辰和陈谦明(2014)<sup>[23]</sup>也同样得出中国社会经济福利水平增长落后于人均GDP增长的结论。更有学者结合中国具体国情,基于新发展理

念,从创新、协调、绿色、开放、共享五个维度构建综合评价指标体系,在衡量社会经济福利水平方面与国内生产总值形成互补(陈景华等,2020<sup>[24]</sup>;刘亚雪等,2020<sup>[25]</sup>;邓创和曹子雯,2022<sup>[26]</sup>)。

综合看来,对于将国内生产总值作为社会经济福利的单一衡量指标,理论界和实践界均存在一定争议,并从不同的角度进行修正,试图找到更加合适的指标进行替代。

## (二) 基于消费等值概念的福利衡量模型

虽然国内生产总值在衡量福利水平时存在局限性,但若单从经济层面对一国或地区的发展进行考察,国内生产总值却具有胜过其他指标的客观性。尤其是研究失业、通货膨胀和经济增长等问题时,国民收入的概念不可缺少(萨缪尔森,1979<sup>[2]</sup>)。因此,将直接经济因素和非直接经济因素进一步融合,构建一个更加全面的指标以衡量社会经济福利,显得尤为重要。

Lucas(1987)<sup>[27]</sup>开创了以“消费等值”(consumption-equivalent)的概念测算社会经济福利的方法,而Jones和Klenow(2016)<sup>[3]</sup>则对该方法进行扩展,提出了全新的消费等值模型。其基本逻辑在于:一国(或地区)的代表性居民必须得到相当于其当前消费多少比例的补偿,才能使其在该国(或地区)和别国(或地区)的生活效用无差异?该模型结合消费、闲暇、不平等性和死亡率等因素,并以预期效用框架为基础进行计算,由此得出的福利衡量指标,不仅与国内生产总值的相关程度较高,而且考虑了消费和闲暇的占比情况、财富不平等性的演变和预期寿命的差异对不同国家或地区社会经济福利水平的影响,对直接经济因素和非直接经济因素均具有较强的包容性。故该模型受到广泛认同(Mendez-Guerra,2014<sup>[28]</sup>),并由不同学者进行拓展(Altmann,2013<sup>[29]</sup>;Bannister和Mourmouras,2017<sup>[30]</sup>;Balleer和Endrikat,2018<sup>[31]</sup>;赵鑫铖和梁双陆,2020<sup>[32]</sup>)。

然而, Jones和Klenow(2016)<sup>[3]</sup>的消费等值模型存在两个明显的不足之处。第一,该模型中的“消费因素”是人均私人消费和人均政府消费的总和。政府的公共支出的确可以促进经济增长、提升社会福利(Barro,1990<sup>[33]</sup>;金戈和史晋川,2010<sup>[34]</sup>),不过,其对社会经济福利的影响主要通过公共服务间接形成,与私人消费的直接影响机制不尽相同,而且政府消费也不能完全转化为公共服务,这点在中国尤

其如此。第二,该模型缺少对环境因素的考量。环境的变化会影响居民健康水平,改变居民生活质量,进而对社会经济福利水平产生影响(宋马林和金培振,2016<sup>[35]</sup>)。

如前所述,政府消费和私人消费在功能和性质上存在较大差异。不同于私人直接消费产品的方式,政府消费主要形成公共服务,通过拓展基础设施建设、提升公共服务水平来改善居民生活质量,以间接方式影响社会经济福利。不过,由于文化传统、经济体制等差异,与西方发达国家相比,中国政府消费的涵盖范围、支出规模等存在较大区别,照搬 Jones 和 Klenow (2016)<sup>[3]</sup>对该因素的考察显然有失偏颇。因此,应当将政府消费和私人消费加以区分,从公共服务水平的角度刻画政府消费对社会经济福利的影响。

故在 Jones 和 Klenow (2016)<sup>[3]</sup>等研究的基础上,本文将构建一个公共服务综合指数,以消费补偿的方法将其引入消费等值模型,并拓展考察“环境质量”的影响,最终形成包括预期寿命、消费、闲暇、公共服务、环境质量和财富不平等性等因素的消费等值福利指标,对中国的社会经济福利水平进行更加全面的衡量与评估。

### 三、理论模型

基于 Jones 和 Klenow (2016)<sup>[3]</sup>的研究,本文将“消费”因素包含的私人消费和政府消费加以区分,把“公共服务”作为一个独立的因素引入模型,替代“政府消费”的部分。同时,本文借鉴 Balleer 和 Endrikat (2018)<sup>[31]</sup>的方法,引入“环境质量”因素,以对原消费等值模型进行扩展。基本设定如下文所示。

假设在一国或地区存在某一居民,对其他居民具有充分代表性。在其生命周期内,该代表性居民具备一系列稳定的偏好,将根据自身的偏好情况对“消费或储蓄”“闲暇或工作”进行选择。影响个体选择偏好的因素多种多样,其中之一即是所接受的文化背景。文化背景影响个体对消费和闲暇的选择,最终影响该代表性居民所能享受的终身福利水平。反过来,该代表性居民于消费和闲暇等方面的横截面选择分布,在一定程度上也足以反映其所在社会的文化背景。

其次,由于该代表性居民是生活在该国或地区中

的非独立个体,社会的公共服务、环境质量均会对其享受的终身福利水平产生影响。另外,其预期寿命不仅是健康状况的关键判断标准,更是直接挂钩个体死亡率,与终身福利享受期限正向关联。

若代表性居民生活在年度  $i$ <sup>①</sup>,那么:用  $C_i$  表示其年度消费情况;用  $L_i$  表示其年度闲暇情况;用  $I_i$  表示其所在社会于当年的公共服务情况;用  $P_i$  表示其所在社会于当年的环境质量情况。因此,该代表性居民的预期终身福利水平可以表示为:

$$U_i = E_i \sum_{a=1}^{100} \rho^a u(C_{ai}, L_{ai}, I_i, P_i) S_i(a) \quad (1)$$

其中,  $S_i(a)$  是生活在年度  $i$  的代表性居民存活到年龄  $a$  的可能性,一般情况下,存活到 100 岁及以上的个体较少,故此处确定的年龄上限为 100;  $\rho$  是折现率;期望  $E$  平滑了代表性居民在选择消费和闲暇时的不确定性。

#### (一) 消费水平

假设在任意时点,一国或地区拥有足量居民。居民消费  $C$  满足对数正态分布,其算术期望为  $c$ ,  $\log C$  的方差为  $\sigma^2$ ,则:

$$E(\log C) = \log c - \sigma^2/2 \quad (2)$$

对于单个居民来说,其在年龄  $a$  时的消费  $C_a$  与年龄  $a$  相关,  $C_a$  可以看作是由  $C$  和  $a$  构成的函数,即:

$$C_a = f(C, a) = C \times h(a) \quad (3)$$

假设随着时间的变化,  $C_a$  的增长率恒为  $g$ ,那么:

$$C_a = C \times e^{ga} \quad (4)$$

$$\log C_a = \log C + ga \quad (5)$$

#### (二) 闲暇水平

对闲暇或工作的研究一贯以“时间”进行衡量。假设代表性居民从非工作状态的时间(包括在家庭产品中消耗的时间)中获得的效用为  $v(L)$ 。假定  $v(L)$  采用常数形式的弗里西斯弹性 (Chetty, 2012<sup>[36]</sup>; Hall, 2009<sup>[37]</sup>),可定义  $v(L)$  的形式为:

$$v(L) = -\frac{\theta \epsilon}{1 + \epsilon} (1 - L)^{\frac{1 + \epsilon}{\epsilon}} \quad (6)$$

① 若衡量和比较不同地区在同一时期的社会经济福利水平,  $i$  则表示不同地区。



其中,  $\epsilon$  是弗里西斯弹性。

### (三) 公共服务水平

本文采用消费补偿的方法引入公共服务指标 (Altmann, 2013<sup>[29]</sup>)。若一国或地区的产出情况主要受到消费、闲暇、公共服务、环境质量等因素的影响, 据此构造国内生产总值的计量模型为:

$$\log GDP_i = \delta + \alpha \log C_i + \beta \log L_i + \omega \log I_i + \gamma \log P_i + \mu_i \quad (7)$$

由上式可得:

$$\frac{\omega}{\alpha} = \frac{\partial \log GDP_i / \partial \log I_i}{\partial \log GDP_i / \partial \log C_i} = \frac{\partial \log C_i}{\partial \log I_i} = \frac{\partial C_i}{\partial I_i} \times \frac{I_i}{C_i} \quad (8)$$

定义:

$$k_i = \frac{\partial C_i}{\partial I_i} = \frac{\omega}{\alpha} \times \frac{C_i}{I_i} \quad (9)$$

$k_i$  是指当公共服务水平发生单位量的变动时消费水平的变动情况, 表示生活在年度  $i$  的居民需要从公共服务水平变动中获得的消费补偿比例。因此, 对于生活在基准年度和年度  $i$  的代表性居民, 可定义下式:

$$C_{0_i} = C_0 + k_0(I_i - I_0) \quad (10)$$

其中,  $C_0$  指代表性居民于基准年度的消费情况;  $k_0$  指生活在基准年度的代表性居民需要从年度  $i$  与基准年度之间的公共服务水平差异中获得的消费补偿比例;  $C_{0_i}$  指通过消费补偿校准年度  $i$  与基准年度之间的公共服务水平差异后, 代表性居民于基准年度的消费情况。

根据式 (7) 至式 (10), 可以解得  $C_{0_i}$ 。令  $I'_i = C_{0_i}/C_0$  替换原变量  $I_i$ , 代入式 (1), 以消费补偿的形式呈现年度  $i$  和基准年度之间的公共服务水平差异。

### (四) 环境质量

本文参考 Balleer 和 Endrikat (2018)<sup>[31]</sup> 的研究, 以“空气中颗粒物浓度”的形式, 为“环境质量”构造直接的负效用函数, 即在式 (1) 中, 以  $-\vartheta \log P_i$  表示环境污染带来的负效用, 并根据居民对清洁空气的支付意愿来校准参数  $\vartheta$ 。

### (五) 模型推导

结合各个变量的定义, 为简化讨论, 将代表性居民在年度  $i$  生活的福利水平定义为:

$$u(C_{ai}, L_{ai}, I_i, P_i) = \bar{u} + \log C_{ai} + v(L_{ai}) - \vartheta \log P_i \quad (11)$$

后续推导将展示出不同年度公共服务水平的差异。根据  $C$  的性质可知, 代表性居民在年度  $i$  生活时的预期终身福利水平为:

$$U_i = \left[ \sum_a \rho^a S_i(a) \right] \left[ \bar{u} + \log c_i + v(L_{ai}) - \vartheta \log P_i - \frac{\sigma_i^2}{2} \right] + g \sum_a \rho^a S_i(a) a \quad (12)$$

假设对闲暇的选择偏好不随年龄而改变,  $\rho = 1, g = 0$ , 可得:

$$U_i = \sum_a S_i(a) \left[ \bar{u} + \log c_i + v(L_i) - \vartheta \log P_i - \frac{\sigma_i^2}{2} \right] \quad (13)$$

令  $e = \sum_a S(a)$  代表预期寿命, 那么:

$$U_i = e_i \left[ \bar{u} + \log c_i + v(L_i) - \vartheta \log P_i - \frac{\sigma_i^2}{2} \right] \quad (14)$$

引入乘子  $\lambda$  对代表性居民在基准年度和年度  $i$  的消费情况进行换算, 使其生活在基准年度和年度  $i$  时的预期终身福利水平相同, 即:

$$U_0(\lambda_i) = U_i(1) \quad (15)$$

同时考虑年度  $i$  与基准年度公共服务水平的差异, 可将  $U_0(\lambda_i)$  表示为:

$$U_0(\lambda_i) = e_0 \{ \bar{u} + E[\log(\lambda_i C_{0_i})] + v(L_0) - \vartheta \log P_0 \} \quad (16)$$

即:

$$U_0(\lambda_i) = e_0 \left[ \bar{u} + \log \lambda_i + \log c_0 + \log I'_i + v(L_0) - \vartheta \log P_0 - \frac{\sigma_0^2}{2} \right] \quad (17)$$

基于式 (15) 分解代表性居民生活在年度  $i$  及基准年度的预期终身福利水平差异可得:

$$\log \lambda_i = \frac{e_i - e_0}{e_0} \left[ \bar{u} + \log c_i + v(L_i) - \vartheta \log P_i - \frac{\sigma_i^2}{2} \right] \text{ 寿命预期} \\ + \log c_i - \log c_0 \quad \text{消费} \\ + v(L_i) - v(L_0) \quad \text{闲暇} \\ - \log I'_i \quad \text{公共服务} \\ - (\vartheta \log P_i - \vartheta \log P_0) \quad \text{环境质量} \\ - \frac{1}{2} (\sigma_i^2 - \sigma_0^2) \quad \text{财富不平等} \quad (18)$$

令  $\tilde{y}_i = y_i/y_0$  表示年度  $i$  时和基准年度时该国或地区人均 GDP 的相对关系, 将式 (18) 两边同时减去  $\tilde{y}_i$  的对数<sup>①</sup>, 可以进一步比较不同年度社会经济福利情况, 探讨消费等值福利指标和国内生产总值之间的联系与区别。

#### 四、研究设计与数据来源

##### (一) 研究设计

##### 1. 变量选择。

本文的变量主要包括式 (18) 中影响消费等值福利指标的各个变量。

(1) 预期寿命。本文所采用的预期寿命, 是指居民出生时的期望寿命。

(2) 消费。本文所采用的消费仅包括居民的私人消费。在全国层面的计算中, 已将相关数据调整为以 1994 年为价格基期的实际人均消费额。

(3) 闲暇。本文采用 Jones 和 Klenow (2016)<sup>[3]</sup> 的方法计算闲暇, 即居民处于非工作状态的时间等于

总时间禀赋减去工作状态的时间。具体表达式如下:

$$\text{闲暇 } L = 1 - \frac{\text{平均每年工作小时数}}{\text{总时间禀赋}} \times \frac{\text{就业人数}}{\text{总成年人口}} \quad (19)$$

(4) 公共服务。本文强调公共服务的外溢性对社会经济福利的影响, 通过构建公共服务综合指数对公共服务水平进行衡量。指标内容的选取主要参考《“十三五”推进基本公共服务均等化规划》及相关文献的研究 (安体富和任强, 2008<sup>[38]</sup>; 刘长生等, 2008<sup>[39]</sup>; 豆建民和刘欣, 2011<sup>[40]</sup>; 樊娜娜, 2017<sup>[41]</sup>), 涵盖公共教育和文化、医疗卫生、社会保障、社会服务、公共安全及交通运输等六个方面, 如表 1 所示。

首先, 采用离差标准化方法对三级指标进行标准化处理。其次, 对标准化后的三级指标进行组内平均, 得到二级指标。最后, 对二级指标进行平均, 得到公共服务综合指数, 并按照本文第二部分所示方法引入模型。

表 1 公共服务综合指数的构建

一级指标	二级指标	三级指标
公共服务综合指数	公共教育和文化	小学阶段毛入学率(+)[每万人口小学阶段平均在校生数(+)]
		初中阶段毛入学率(+)[每万人口初中阶段平均在校生数(+)]
		高中阶段毛入学率(+)[每万人口高中阶段平均在校生数(+)]
		高等教育毛入学率(+)[每万人口高等教育平均在校生数(+)]
		每万人图书、期刊和报纸出版种数(+)
		每万人拥有公共图书馆和博物馆数(+)
		电视节目综合人口覆盖率(+)
	医疗卫生	甲乙类法定传染病病死率(-)
		5岁以下儿童死亡率(-)[围产儿死亡率(-)]
		孕产妇死亡率(-)
		每万人卫生机构床位数(+)
		每万人卫生技术人员数(+)
	社会保障	每万人基本养老保险参保数(+)
		每万人城镇医疗保险参保数(+)
		每万人失业保险参保数(+)
		每万人工伤保险参保数(+)
		每万人生育保险参保数(+)

① 受篇幅限制, 文中无法列出消费等值福利指标与人均 GDP 差异的分解式, 感兴趣的读者可联系作者索取。

续前表

一级指标	二级指标	三级指标
公共服务 综合指数	社会服务	每万人拥有社会服务床位数(+)
		每万老年人口养老床位数(+)
		每万儿童人口儿童床位数(+)
	公共安全	行政一审案件结案率(+)[每万人行政应诉案件数(-)]
		刑事案件破获率(+)[每万人行政复议申请数(-)]
		治安案件查处率(+)[每万人劳动争议受理数(-)]
		每万人交通事故伤亡人数(-)
		每万人火灾事故伤亡人数(-)
	交通运输	每万人客运量(+)
		每万人货运量(+)
		每万人铁路营业里程(+)
		每万人等级公路里程(+)

注：圆括号内的符号表示该指标对社会经济福利可能的影响方向，其中，“+”表示该指标的增长可能对社会经济福利存在促进作用，而“-”则表示该指标的增长可能对社会经济福利存在阻碍作用；由于全国层面和地方层面的数据统计口径存在差异，因此三级指标的选取略有不同，方括号内的指标即为地方层面使用的三级指标。

(5) 环境质量。本文参考 Balleer 和 Endrikat (2018)<sup>[31]</sup>的研究，以“空气中颗粒物浓度”的形式，为“环境质量”因素构造直接的负效用函数，并选取全国年均 PM10 浓度作为代表性变量。

(6) 财富不平等性。消费的不平等，可以准确反映居民物质生活水平的不平衡。本文以消费不平等作为地方层面财富不平等的代表性变量。然而，从全国层面看，消费不平等的一致性来源并不存在。因此，在全国层面的计算中，本文以收入不平等作为财富不平等的代表性变量。根据 Aitchison 和 Brown (1957)<sup>[42]</sup>的研究，财富不平等性可由下式计算得出：

$$\sigma = \sqrt{2} \times \Phi^{-1} \left( \frac{G+1}{2} \right) \quad (20)$$

其中， $\Phi$  表示标准正态分布， $G$  表示基尼系数。

## 2. 参数校准。

本文需要校准的参数主要有：代表性居民的闲暇效用函数  $v(L)$  中，处于非工作状态时间的权重  $\theta$ 、弗里西斯弹性  $\epsilon$ ；环境质量负效用函数中，用以衡量环境污染负效用的参数  $\vartheta$ ；代表性居民在年度  $i$  生活

的年度福利水平  $u(C_{ai}, L_{ai}, I_i, P_i)$  中，截距项  $\bar{u}$ 。

参考 Jones 和 Klenow (2016)<sup>[3]</sup>的研究，令  $\theta = 14.20$ ， $\epsilon = 1$  且  $\bar{u} = 5.00$ <sup>①</sup>。

Levinson (2012)<sup>[43]</sup>的研究显示，代表性居民愿意为一单位的空气质量改善放弃大约 37 美元，在幸福感保持不变的情况下，取自然对数后的 PM10 浓度值与取自然对数后的收入存在 0.67 的边际转换率。本文用该边际转换率近似替代  $\vartheta$ ，令参数  $\vartheta = 0.67$  (Balleer 和 Endrikat, 2018<sup>[31]</sup>)。鉴于数据的可得性，PM10 浓度由 PM2.5 浓度换算得到<sup>②</sup>。

## (二) 数据来源

鉴于数据的权威性和准确性，预期寿命、15 岁以上人口劳动参与率、全国年均 PM2.5 浓度等数据主要来源于世界银行 WDI 数据库<sup>③</sup>；全国平均每年工作小时数来源于 PWT 数据库；基尼系数来源于 SWIID 数据库，以家庭可支配收入为基准进行估算；各个省份年均 PM2.5 浓度数据来源于华盛顿大学大气成分分析研究组对全球地表 PM2.5 浓度的测算；

① 本文的参数选择主要参考 Jones 和 Klenow (2016)<sup>[3]</sup>的研究，其测量了包括中国在内的 13 个国家的福利水平，校准的模型参数对中国问题具有同等适用性。同时，赵鑫铨和梁双陆 (2020)<sup>[32]</sup>校准了专门研究中国问题的模型参数，本文也基于相关参数设定进行了稳健性检验，证明模型最终结果对以上参数的设定不敏感。

② 世界卫生组织发布的《世界卫生组织关于颗粒物、臭氧、二氧化氮和二氧化硫的空气质量准则 (2005 年)》表明，PM2.5 浓度约为 PM10 浓度的一半。因此，本文将全国年均 PM2.5 浓度数据乘以 2，得到全国年均 PM10 浓度数据。

③ 2018 至 2019 年全国年均 PM2.5 浓度数据由全球空气状况报告 (The State of Global Air) 补足。

各个省份平均每年工作小时数、基尼系数采用 2019 年中国家庭金融调查数据 (CHFS2019) 计算求得; 毛入学率数据来源于《中国教育年鉴》; 甲乙类法定传染病病死率、5 岁以下儿童死亡率、围产儿死亡率、孕产妇死亡率等数据来源于《中国卫生健康统计年鉴》; 行政一审案件结案率、刑事案件破获率、治安案件查处率、每万人行政复议案件数、每万人行政诉讼案件数、火灾事故伤亡人数等数据来源于《中国法律年鉴》; 每万人劳动争议受理数来源于《中国劳动统计年鉴》; 社会服务机构床位数来源于《中国民政统计年鉴》和《中国社会统计年鉴》; 其余数据均来源于国家统计局。部分指标经过原始数据计算得出, 缺失数据采用线性插值法补足。

### 五、模型结果与经验分析

本文通过式 (18) 计算 1994 至 2019 年中国的消费等值福利序列以及 2019 年各个省份的消费等值福利水平, 从时间序列和横截面结果两个维度出发, 探讨消费等值福利水平随时间的变化趋势及区域分布差异, 并对全国层面和地方层面的消费等值福利水平与国内生产总值进行相关性分析和对比。

#### (一) 1994 至 2019 年中国的消费等值福利序列

##### 1. 结构突变检验。

1994 至 2019 年, 中国的社会结构和经济结构均发生剧烈变化。无论是计算得出的消费等值福利序列, 还是人均 GDP 序列, 都可能存在结构突变。本文运用忽略噪声项平稳假设的结构突变检验模型 (Kejriwal 和 Perron, 2010<sup>[44]</sup>) 检验两个序列的结构突变情况, 以便更加准确地评估消费等值福利序列、人均 GDP 序列与中国社会经济发展事实的契合程度, 结果如表 2 所示。

根据表 2 可知, 消费等值福利序列和人均 GDP 序列均存在一个结构突变点, 前者的结构突变发生在

2010 年, 后者的结构突变发生在 2003 年, 在一定程度上均符合中国社会经济的发展变化。

表 2 忽略噪声项平稳假设的结构突变检验

变量	指标	ExpW (1   10)
消费等值福利 $\lambda$	Exp 值	44.416**
	突变时点	2010 年
人均 GDP	Exp 值	33.144**
	突变时点	2003 年

注: \*\*表示检验结果在 5% 的水平上显著。

2001 年, 中国正式加入世界贸易组织 (WTO), 经济发展突飞猛进。随着经济开放程度的提升, 进出口贸易大规模扩张, 国内生产总值也快速增长。在此背景下, 人均 GDP 序列于 2003 年发生结构突变。此时, 中国偏重于追求经济的高速发展, 较少关注环境质量、社会保障、收入分配等, 社会经济发展的“质量”落后于“数量”, 消费等值福利序列并未随之发生突变。

2007 年, 美国爆发“次贷危机”, 最终蔓延成全球金融危机。尽管受其负面影响, 中国国内生产总值的增长率一度下跌, 但在积极财政政策和适度宽松货币政策的作用下, 国民经济于 2009 年 2 月探底之后逐渐复苏。虽然全球市场依然处于经济下行的威胁中, 但是中国政府推出诸如“增加节能减排设备、保障性住房、公路等基础性建设的投资, 提高医疗和教育保障, 完善社会保障体系的建设, 加大转移支付、税收减免的力度”等政策, 提高了居民的消费能力, 持续拉升福利水平。在此背景下, 消费等值福利序列于 2010 年发生结构突变。

##### 2. 消费等值福利的增长和分解。

进一步将消费等值福利序列进行一阶差分, 纵向分解其变化过程及构成, 分析不同时期内社会经济福利的影响因素, 结果如表 3 所示。

表 3 中国消费等值福利水平的增速及分解

时间	人均 GDP	消费等值福利 $\lambda$	d. $\log \lambda$	d. 预期寿命	d. 消费	d. 闲暇	d. 公共服务	d. 环境	d. 不平等
1994	100.0	100.0	—	— (69.700)	— (1.799)	— (0.741)	— (0.159)	— (117.000)	— (0.353)
1995	106.5	112.6	0.119 1	0.003 8 (69.900)	0.100 4 (1.989)	-0.002 2 (0.741)	0.024 3 (0.187)	-0.002 0 (117.300)	-0.005 1 (0.357)
1996	114.0	124.7	0.101 4	0.005 0 (70.100)	0.091 1 (2.179)	-0.003 3 (0.740)	0.015 8 (0.205)	-0.004 7 (118.100)	-0.002 6 (0.359)
1997	121.8	127.9	0.025 5	0.005 7 (70.400)	0.046 0 (2.281)	-0.005 5 (0.738)	-0.009 5 (0.194)	-0.004 6 (119.000)	-0.006 6 (0.364)

续前表

时间	人均 GDP	消费等值福利 $\lambda$	d. $\log\lambda$	d. 预期寿命	d. 消费	d. 闲暇	d. 公共服务	d. 环境	d. 不平等
1998	130.0	134.1	0.0478	0.0064 (70.700)	0.0566 (2414)	-0.0087 (0.736)	0.0061 (0.201)	-0.0046 (119.800)	-0.0080 (0.370)
1999	138.9	144.7	0.0759	0.0076 (71.100)	0.0816 (2619)	-0.0064 (0.734)	0.0087 (0.211)	-0.0046 (120.600)	-0.0110 (0.378)
2000	152.0	156.8	0.0801	0.0089 (71.400)	0.1016 (2899)	-0.0008 (0.734)	-0.0124 (0.197)	-0.0045 (121.400)	-0.0128 (0.387)
2001	165.7	163.5	0.0419	0.0083 (71.700)	0.0597 (3078)	0.0065 (0.736)	-0.0030 (0.193)	-0.0120 (123.600)	-0.0177 (0.399)
2002	182.1	181.3	0.1032	0.0092 (72.100)	0.0814 (3339)	0.0049 (0.737)	0.0379 (0.236)	-0.0118 (125.800)	-0.0184 (0.411)
2003	201.9	188.5	0.0393	0.0087 (72.400)	0.0527 (3519)	0.0017 (0.737)	-0.0043 (0.231)	-0.0116 (128.000)	-0.0079 (0.416)
2004	227.5	204.5	0.0815	0.0091 (72.700)	0.0691 (3771)	-0.0070 (0.736)	0.0282 (0.262)	-0.0114 (130.200)	-0.0064 (0.420)
2005	257.2	231.9	0.1257	0.0108 (73.000)	0.0970 (4155)	-0.0031 (0.735)	0.0370 (0.301)	-0.0112 (132.300)	-0.0049 (0.423)
2006	295.2	271.7	0.1583	0.0118 (73.300)	0.0903 (4548)	0.0112 (0.738)	0.0565 (0.358)	-0.0067 (133.700)	-0.0049 (0.426)
2007	344.9	333.8	0.2058	0.0145 (73.600)	0.1183 (5119)	0.0204 (0.743)	0.0658 (0.420)	-0.0066 (135.000)	-0.0066 (0.430)
2008	382.9	399.5	0.1798	0.0130 (73.800)	0.0746 (5515)	0.0190 (0.749)	0.0832 (0.494)	-0.0065 (136.300)	-0.0034 (0.432)
2009	418.9	464.2	0.1499	0.0141 (74.100)	0.0909 (6040)	0.0058 (0.750)	0.0455 (0.531)	-0.0065 (137.600)	0.0000 (0.432)
2010	477.2	546.8	0.1639	0.0150 (74.400)	0.1015 (6685)	-0.0080 (0.748)	0.0601 (0.578)	-0.0064 (139.000)	0.0017 (0.431)
2011	533.2	671.7	0.2058	0.0178 (74.700)	0.1280 (7598)	-0.0037 (0.747)	0.0738 (0.632)	-0.0102 (141.100)	0.0000 (0.431)
2012	569.7	888.9	0.2802	0.0226 (75.000)	0.0796 (8228)	0.0011 (0.747)	0.0966 (0.697)	0.0670 (127.700)	0.0132 (0.423)
2013	607.3	975.9	0.0933	0.0174 (75.300)	0.0764 (8881)	0.0057 (0.749)	-0.0015 (0.696)	-0.0175 (131.000)	0.0129 (0.415)
2014	642.1	1150.4	0.1645	0.0232 (75.600)	0.0799 (9619)	0.0016 (0.749)	0.0031 (0.698)	0.0615 (119.500)	-0.0048 (0.418)
2015	673.9	1297.2	0.1201	0.0199 (75.900)	0.0769 (10388)	0.0052 (0.751)	0.0086 (0.703)	0.0079 (118.100)	0.0016 (0.417)
2016	711.8	1691.6	0.2655	0.0267 (76.200)	0.0783 (11234)	0.0034 (0.752)	0.0761 (0.750)	0.0826 (104.400)	-0.0016 (0.418)
2017	776.2	2002.9	0.1689	0.0188 (76.500)	0.0833 (12210)	0.0027 (0.752)	0.0715 (0.790)	-0.0058 (105.300)	-0.0016 (0.419)
2018	836.1	2290.2	0.1340	0.0223 (76.700)	0.0737 (13144)	0.0029 (0.753)	-0.0075 (0.786)	0.0442 (98.600)	-0.0016 (0.420)
2019	868.9	2657.0	0.1485	0.0181 (76.900)	0.0571 (13916)	0.0054 (0.755)	0.0475 (0.812)	0.0221 (95.400)	-0.0016 (0.421)

注：表中的数据主要表示由式(18)计算得出的“以1994年为基准的消费等值福利水平”和“各项因素对消费等值福利水平增速的贡献程度”，而括号内数据则主要表示各项因素相关变量的具体数值，指标的选取和数据的来源详见本文第四部分。第2列“人均GDP”为各个年度实际人均GDP以1994年为基准的相对比值，即(各年度实际人均GDP/1994年实际人均GDP)×100；第3列“消费等值福利水平”为式(18)的计算结果 $\lambda_i$ 乘以100，同样以1994年为基准；第4列为式(18)计算所得的消费等值福利水平对数值的一阶差分，表示消费等值福利水平的增速情况；第5~10列为式(18)计算所得各项因素对消费等值福利水平影响的一阶差分，表示各项因素对消费等值福利水平增速的贡献程度，其中，括号内为各项因素的具体数值，即预期寿命、实际人均消费、闲暇水平、公共服务水平、年均PM10浓度和基尼系数。

消费等值福利序列的年增加量均为正值,中国的社会经济福利、居民的生活质量处于不断提升的状态。在各项因素的综合影响下,2019年中国的消费等值福利水平扩大为1994年的26.57倍,居民的生活质量显著改善。

预期寿命的增加和消费总量的上涨,对消费等值福利水平的提升始终起着正向影响。1994至2019年,中国居民的预期寿命增至76.9岁,增加超过7岁。同时,经济发展也带动实际人均消费额的增长。2019年中国的实际人均消费额达到1994年的773.54%,为保障和增进消费等值福利起到主导性积极作用。

2000年之前,中国居民的闲暇水平一度下降,造成一定福利损失。进入21世纪后,居民处于非工作状态的时间仅在2004年、2005年、2010年和2011年出现短暂、微小的减少,其余年度中,闲暇因素对福利水平的增长起着积极拉动作用,只是效果并不显著。

公共服务水平呈现波动性上涨的趋势,消费等值福利随之协调发展。受1997年亚洲金融危机连锁反应的影响,中国的公共服务水平出现短暂下降。然而,在政府广泛投入教育、医疗等领域后,公共服务水平重新获得较大提升。同样地,2008年金融危机时期,为稳定国内经济运行态势,中国政府迅速实施4万亿元人民币的投资刺激计划,涵盖增加基础性建设投资、提高医疗和教育保障、完善社会保障体系等措施,直接拉动公共服务水平整体上升。2008年,公共服务水平的增长幅度为8.32%,之后也一直保持较快的增长速度。随着经济转向高质量发展,中国日益重视公共服务领域的投资。2012年,公共服务水平的增长幅度为9.66%,达到峰值。此后,公共服务水平仅在2013年和2018年出现短暂、微弱的下降,其余时间均保持较高的增长速度。

在较长一段时期内,中国以高能耗、高污染为代价,换取经济规模的扩大。然而,环境质量的恶化,明显抑制福利水平的整体提升。从2012年开始,环境污染状况有所缓解,环境质量因素仅在2013年和2017年出现负值。国家治理污染的措施逐步实施,居民保护环境的意识不断提升,对福利水平的整体状况产生积极作用。尤其是禁止“洋垃圾”入境、垃圾分类回收处理等措施的实施,进一步反映出中国正在可持续发展的生态文明道路上稳步前进的事实。

2009年之前,中国居民的收入差距呈现波动式上升的态势,并于2009年到达峰值,财富不平等问题的加剧对福利水平的消极影响逐渐凸显。之后,在实施一系列投资刺激政策的同时,中国政府还通过转移支付、税收减免等手段,间接提高居民的消费能力,拉动内需增加。在此背景下,财富不平等性得到缓解,财富的均衡分配开始对消费等值福利水平产生积极作用。

3. 消费等值福利和人均GDP的增速及差异比较。

图1直观地展示了1994至2019年中国的消费等值福利水平和人均GDP的增长速度情况。与人均GDP相比,消费等值福利水平的增长速度经历了由高到低、再度拔高的变化。

以1994年为基期,2001年之前,中国消费等值福利水平的发展超过人均GDP。这主要是预期寿命、消费和公共服务水平等因素快速攀升带来的。在这段时期内,闲暇水平有所回落,环境质量并无改善,财富不平等也日益加剧,但是居民的预期寿命快速增加,消费水平也普遍提升。不仅如此,公共服务水平的改善也成为促进消费等值福利不断增长的重要原因。然而,其却未被容纳到人均GDP的衡量框架下。

中国加入WTO后,居民生活水平得到大幅度提升。然而,收入分配扭曲,财富不平等加剧,造成消费等值福利水平的发展远远不如人均GDP,2001至2004年,前者的增长速度明显慢于后者。此外,环境质量不断恶化,居民储蓄率的提升导致消费水平的增速进一步降低,也是造成消费等值福利增速下降的原因之一。

2003年非典危机暴露出中国公共服务体系的脆弱性。随着政府转型步伐的加快,中国在公共服务领域的投入逐渐增大,公共服务水平明显上升,对消费等值福利水平的增长速度起到一定拉动作用。2005年,消费等值福利水平的增长速度与人均GDP的增长速度基本一致。之后,消费等值福利与人均GDP的差距逐渐缩小。

2008年全球金融危机时期,得益于大规模投资刺激计划、转移支付等措施的实施,居民消费能力增强,公共服务水平进一步上升,再次加快消费等值福利水平的增长,其增速明显赶超人均GDP。

2010年前后,中国进入发展的重要战略机遇期,经济由高速增长转向中高速增长,同时告别了过去忽

略环境污染、透支人口红利、轻视社会保障的粗放型发展方式。公共服务水平直线上升,环境质量大幅度改善,财富不平等性有所缓解,使得消费等值福利的增长速度进一步加快,其与人均GDP的差距迅速扩大。

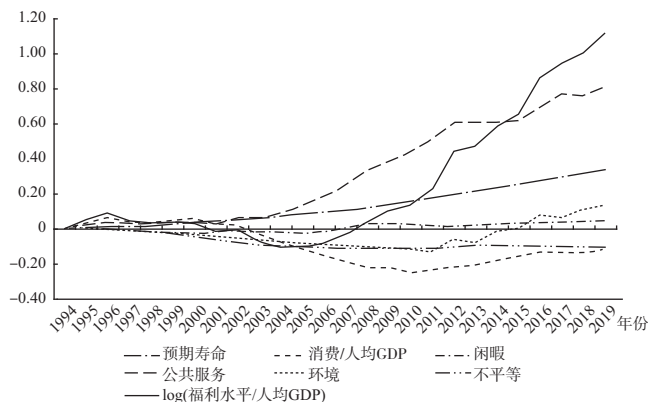


图1 消费等值福利水平和人均GDP的增速差异

(二) 2019年中国各个省份的消费等值福利水平  
考虑到预期寿命等六个因素在地方层面差异较

大,单独某一省份数据的代表性不足。因此,本文将各个省份的相关指标进行了平均处理,构造出虚拟的“全国平均地区”作为计算各个省份消费等值福利水平的基准<sup>①</sup>。该“全国平均地区”的消费等值福利水平被认为是各个省份的平均水平。

如表4所示,若将2019年全国平均地区的消费等值福利水平设定为100,各个省份的消费等值福利水平则可以换算为48.0至337.3,整体标准偏差达58.9。其中,河南的消费等值福利水平仅为全国平均地区的48.0%,相对应地,人均GDP水平却为全国平均水平的77.5%,明显优于前一指标的情况。上海的消费等值福利水平为全国平均地区的337.3%,而人均GDP水平却为全国平均水平的218.6%,明显劣于前一指标的情况。事实上,若同样将2019年全国平均地区的人均GDP表示为100,各个省份人均GDP的标准偏差为45.3,可见,地方层面的福利不平等甚至比收入不平等更加严重。

表4 2019年地方层面的消费等值福利水平

地区	人均GDP	消费等值福利λ	福利水平 人均GDP	logλ	预期寿命	消费	闲暇	公共服务	环境	不平等
全国平均	100.0	100.0	1.000 0	0.000 0	0.000 0 (77.900)	0.000 0 (21 998)	0.000 0 (0.570)	0.000 0 (0.444)	0.000 0 (61.100)	0.000 0 (0.444)
北京	230.7	221.9	0.962 1	0.797 2	0.071 8 (82.300)	0.671 1 (43 038)	0.121 1 (0.590)	0.030 4 (0.528)	-0.104 2 (71.400)	0.006 9 (0.440)
天津	144.8	136.3	0.941 3	0.309 8	0.035 7 (81.100)	0.370 2 (31 854)	0.166 3 (0.598)	-0.019 5 (0.388)	-0.330 3 (100.000)	0.087 3 (0.389)
河北	67.1	64.1	0.956 3	-0.444 2	-0.000 7 (77.500)	-0.201 3 (17 987)	-0.100 6 (0.553)	-0.001 4 (0.440)	-0.176 2 (79.500)	0.036 0 (0.423)
山西	69.1	53.3	0.770 9	-0.629 6	0.000 1 (77.600)	-0.327 0 (15 863)	-0.157 7 (0.544)	-0.011 1 (0.413)	-0.121 3 (73.200)	-0.012 7 (0.451)
内蒙古	101.5	117.8	1.161 0	0.163 9	-0.005 9 (77.200)	-0.058 7 (20 743)	-0.034 3 (0.564)	0.027 8 (0.521)	0.250 9 (42.000)	-0.015 8 (0.453)
辽宁	82.7	104.6	1.264 4	0.045 0	0.004 6 (78.500)	0.009 3 (22 203)	0.064 4 (0.580)	-0.006 6 (0.425)	-0.050 8 (65.900)	0.024 1 (0.430)
吉林	67.8	76.9	1.134 7	-0.262 1	0.001 2 (78.200)	-0.196 4 (18 075)	-0.191 4 (0.539)	0.008 9 (0.469)	0.070 7 (55.000)	0.044 8 (0.417)
黑龙江	58.7	100.8	1.716 9	0.007 5	0.001 1 (78.000)	-0.194 4 (18 112)	-0.058 5 (0.560)	-0.010 1 (0.415)	0.220 1 (44.000)	0.049 2 (0.414)
上海	218.6	337.3	1.543 0	1.215 7	0.096 5 (82.300)	0.729 1 (45 605)	0.344 4 (0.630)	0.008 9 (0.469)	-0.055 1 (66.300)	0.092 0 (0.386)
江苏	166.3	90.8	0.545 7	-0.096 9	0.006 9 (79.100)	0.193 6 (26 697)	-0.007 5 (0.568)	0.019 9 (0.499)	-0.234 5 (86.700)	-0.075 3 (0.484)

① 受2019年中国家庭金融调查数据(CHFS2019)的限制,西藏和新疆不在计算范围内。

续前表

地区	人均 GDP	消费等值福利 $\lambda$	福利水平 人均 GDP	$\log\lambda$	预期寿命	消费	闲暇	公共服务	环境	不平等
浙江	140.8	165.5	1.174 8	0.503 5	0.027 3 (79.900)	0.375 6 (32 026)	0.059 5 (0.579)	0.028 1 (0.522)	0.085 4 (53.800)	-0.072 3 (0.482)
安徽	86.4	64.0	0.741 4	-0.446 0	-0.000 3 (77.700)	-0.139 3 (19 137)	-0.140 3 (0.547)	0.009 6 (0.471)	-0.177 5 (79.600)	0.001 9 (0.443)
福建	146.5	154.6	1.055 8	0.435 9	0.004 4 (78.200)	0.140 4 (25 314)	0.099 5 (0.586)	-0.019 3 (0.389)	0.217 9 (44.100)	-0.007 0 (0.448)
江西	77.9	86.4	1.108 8	-0.146 3	-0.003 2 (77.300)	-0.220 2 (17 651)	-0.084 2 (0.556)	0.008 9 (0.469)	0.052 3 (56.500)	0.100 0 (0.380)
山东	99.7	66.0	0.662 4	-0.415 3	0.002 2 (78.900)	-0.074 1 (20 428)	-0.009 0 (0.568)	-0.001 4 (0.440)	-0.326 6 (99.500)	-0.006 4 (0.447)
河南	77.5	48.0	0.619 6	-0.733 5	0.001 1 (77.300)	-0.297 8 (16 332)	-0.098 0 (0.554)	-0.001 0 (0.441)	-0.303 9 (96.200)	-0.033 7 (0.462)
湖北	109.4	86.1	0.787 4	-0.149 4	-0.001 1 (77.700)	-0.019 8 (21 567)	-0.066 1 (0.559)	0.005 6 (0.459)	-0.117 8 (72.800)	0.049 8 (0.414)
湖南	85.7	91.6	1.068 7	-0.087 9	-0.002 0 (77.600)	-0.071 5 (20 479)	0.031 4 (0.575)	0.002 5 (0.451)	-0.060 9 (66.900)	0.012 6 (0.437)
广东	124.0	129.6	1.045 4	0.259 4	0.012 3 (79.000)	0.276 2 (28 995)	0.184 7 (0.601)	-0.006 6 (0.425)	0.122 7 (50.900)	-0.329 9 (0.589)
广西	61.0	91.4	1.498 2	-0.090 1	-0.000 8 (77.800)	-0.292 5 (16 418)	0.116 5 (0.589)	-0.027 4 (0.366)	0.073 8 (54.700)	0.040 2 (0.420)
海南	76.9	152.2	1.979 5	0.420 1	0.011 7 (78.800)	-0.117 7 (19 555)	0.185 3 (0.601)	-0.027 1 (0.367)	0.429 5 (32.200)	-0.061 5 (0.477)
重庆	106.0	89.3	0.842 3	-0.113 4	0.002 3 (78.300)	-0.057 2 (20 774)	-0.010 7 (0.568)	0.000 6 (0.445)	-0.025 1 (63.400)	-0.023 3 (0.457)
四川	79.3	113.4	1.430 0	0.125 8	-0.003 6 (77.500)	-0.128 9 (19 338)	-0.023 7 (0.566)	-0.004 8 (0.430)	0.332 7 (37.200)	-0.045 8 (0.469)
贵州	62.3	71.8	1.151 6	-0.331 2	-0.010 9 (74.800)	-0.397 7 (14 780)	0.039 3 (0.576)	-0.011 5 (0.411)	0.135 7 (49.900)	-0.086 3 (0.489)
云南	70.3	83.3	1.184 5	-0.182 7	-0.025 1 (73.600)	-0.332 2 (15 780)	-0.017 2 (0.567)	-0.028 4 (0.363)	0.214 5 (44.400)	0.005 7 (0.441)
陕西	93.4	69.0	0.738 4	-0.371 5	-0.001 0 (77.500)	-0.230 7 (17 465)	-0.163 3 (0.544)	0.014 4 (0.484)	0.008 7 (60.300)	0.000 5 (0.444)
甘肃	49.5	72.1	1.457 0	-0.327 1	-0.008 8 (75.300)	-0.325 9 (15 879)	-0.131 0 (0.549)	0.000 5 (0.445)	0.110 2 (51.800)	0.028 0 (0.427)
青海	71.3	152.5	2.139 5	0.421 7	-0.058 9 (73.600)	-0.226 2 (17 545)	-0.089 2 (0.555)	0.001 5 (0.448)	0.777 9 (19.100)	0.016 6 (0.434)
宁夏	74.9	82.9	1.106 7	-0.187 5	-0.008 1 (76.300)	-0.184 2 (18 297)	-0.118 1 (0.551)	0.012 1 (0.478)	0.077 6 (54.400)	0.033 3 (0.424)

注：表中的数据主要表示由式(18)计算得出的“各个省份的消费等值福利水平”和“各项因素对各个省份消费等值福利水平的影响情况”，而括号内的数据则主要表示各项因素相关变量的具体数值，指标的选取和数据的来源详见本文第四部分。具体而言，第2列“人均GDP”为各个省份2019年实际人均GDP的相对比值，即(各个省份实际人均GDP/全国平均实际人均GDP)×100；第3列“消费等值福利水平”为式(18)计算结果 $\lambda_i$ 乘以100，同样以“全国平均地区”为基准；第6~11列为式(18)计算所得各项因素的结果，表示各项因素对各个省份消费等值福利水平的影响；其中，括号中的数据为各项因素的具体数值，直观展示出各项因素在各个省份的实际水平。可以看出，若各个省份居民预期寿命、实际人均消费额、闲暇水平、公共服务水平的具体数值高于“全国平均地区”，对该省份消费等值福利产生正向作用，若年均PM10浓度、基尼系数的具体数值高于“全国平均地区”，对该省份消费等值福利产生负向作用。



运用 Moran'I 指数对各个省份消费等值福利水平的空间相关性进行分析。结果显示, Moran'I 指数为 0.177,  $P$  值为 0.029, 说明各个省份消费等值福利水平的空间分布呈现出显著的空间正相关性, 具体表现为高水平地区与高水平地区相邻、低水平地区与低水平地区相邻, 即在空间分布上呈现“高-高”“低-低”的集聚特征。

从具体的区域分布来看, 东、西、中三个地区的消费等值福利水平均值分别为 147.5、94.3 和 75.9, 东部地区最高, 中部地区最低。而在东、西、中三个地区中, 消费等值福利水平高于全国平均水平的省份数量分别为 8 个、3 个、1 个, 地方层面消费等值福利水平呈现的 U 型分布特征, 在一定程度上验证了消费等值福利水平和经济发展存在一定相关关系。

就不同因素对各个省份消费等值福利水平的影响而言, “消费”的影响最大, 其可以被认为是影响地方层面消费等值福利水平最主要的因素。事实上, 地方经济发展水平将直接反映于居民的消费水平, 而消费水平的提升改善居民的物质生活, 反过来又会积极地影响地方层面的社会经济福利水平。

如表 4 所示, 闲暇水平和环境质量同样对地方层面消费等值福利水平产生了较为明显的影响。一方面, 闲暇水平最低的五个省份分别为吉林、陕西、山西、安徽和甘肃, 其经济发展水平相对落后, 居民面临着较长的工作时间, 对福利水平产生显著的负向影响, 故这些省份的消费等值福利水平均位于全国平均水平之下。另一方面, 海南、福建、广东等沿海省份的环境质量明显高于全国平均水平, 青海、云南、贵州等省份本以风景优美著称, 环境质量也处于平均水平以上, 均对消费等值福利水平的提升起到积极作用。而北京、天津、河北、山西、河南等省份, 地理位置不佳, 污染防治措施不到位, 导致环境质量较差、空气污染严重, 对消费等值福利水平产生明显负面影响。

财富不平等性、公共服务水平以及预期寿命也对消费等值福利水平产生一定作用。财富最不平省份的基尼系数为财富最平省份基尼系数的 1.55 倍, 绝对数值相差近 0.209, 可见, 财富不平等将对消费等值福利水平产生明显负向影响。同时, 北京为公共服务水平最高的省份, 其居民平均预期寿命达 82.3 岁, 而云南为公共服务水平最低的省份, 其居民平均预期寿命为 73.6 岁, 仅略高于青海。这在一定程度

上反映出公共服务水平与预期寿命的关联关系——公共服务水平的提高意味着医疗卫生技术水平的提高, 有助于居民预期寿命的增加。两者均对地方层面消费等值福利水平产生一定的正向影响, 只是从数值上看, 该影响并不明显。

### (三) 消费等值福利水平和人均 GDP 的相关性分析

国内生产总值只是从市场维度对经济活动的结果进行描述, 忽略了闲暇、公共服务、环境质量、财富不平等性等因素。无论是从结构突变的角度分析, 还是从增长速度的角度阐述, 国内生产总值都与本文构造的消费等值福利指标具有一定差异。那么, 中国的消费等值福利水平和人均 GDP 的相关性到底如何?

图 2 和图 3 描绘了消费等值福利水平与人均 GDP 的相关情况。如图 2 所示, 就全国层面而言, 消费等值福利水平和人均 GDP 之间呈现出高度的相关性, 前者围绕着人均 GDP 上下波动, 两者的相关系数为 0.936。2001 年之前, 消费等值福利水平胜过人均 GDP 水平。2001 至 2007 年, 消费等值福利水平不及人均 GDP 的发展。2008 年之后, 消费等值福利水平再度攀升, 超越人均 GDP, 并迅速拉大与人均 GDP 之间的差距。

如图 3 所示, 就地方层面而言, 消费等值福利水平与人均 GDP 之间呈现出统计学意义上的中度相关, 两者的相关系数为 0.766。从整体上看, 在六个因素的共同作用下, 地方层面的消费等值福利水平围绕人均 GDP 上下分布, 并且消费等值福利水平和人均 GDP 之间的差异基本不受人均 GDP 高低的干扰。同时, 在东、西、中三个地区, 消费等值福利水平相对高于人均 GDP 的省份数量占比分别为 54.5%、80% 和 50%, 由此可见, 若以人均 GDP 为标准, 东部地区和西部地区的社会经济福利水平均会受到低估, 西部地区社会经济福利水平被低估的程度更为严重。

就消费等值福利水平与人均 GDP 的差异而言, 全国层面上, 两个指标的平均绝对偏差为 41.9%, 平均绝对对数偏差为 28.1%, 均处于较高的水平, 并且随着时间的推移, 两者的偏差有不断增大的趋势。尤其是 2010 至 2019 年, 两个指标的平均绝对偏差高达 100.4%。地方层面上, 两个指标平均绝对偏差为 29.8%, 平均绝对对数偏差为 27.0%, 同样处于较高水平。其中, 在西部地区, 两个指标的偏差最大, 平均绝对偏差和平均绝对对数偏差分别为

35.5%和29.3%<sup>①</sup>。

总的来看，中国的消费等值福利水平和人均GDP之间呈现出高度相关性。在一定程度上，国内生产总值足以反映中国的社会进步和经济增长，但是随着医疗健康、消费、闲暇、公共服务水平、环境质量和财富不平等性等因素的改善，国内生产总值不再是衡量社会经济福利的最优指标。此时，将非直接经济因素进一步融合的消费等值福利指标，可以超越单一的直接经济因素，更加全面地衡量社会经济福利水平，从而综合地反映和评估中国社会经济的发展情况。

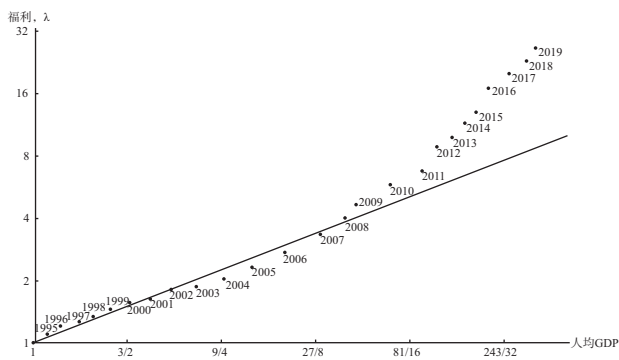


图2 1994至2019年全国层面消费等值福利水平和人均GDP的相关情况

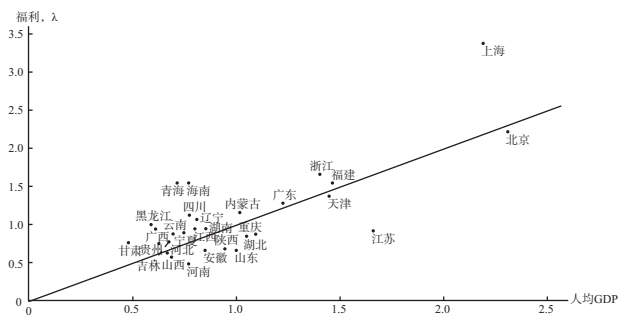


图3 2019年地方层面消费等值福利水平和人均GDP的相关情况

## 六、稳健性检验

针对部分参数的设定，本文进行了稳健性检验<sup>②</sup>。

首先，本文将代表性居民福利水平表达式中的截距 $\bar{u}$ 修正为4.00和6.00。对于前者，居民的生命价值降低，预期寿命的变化对预期终身福利水平的提升作用变小，从而降低消费等值福利水平。此时，与基

准模型相比，消费等值福利水平与人均GDP的相关程度基本不变，全国层面的平均绝对偏差和平均绝对对数偏差分别为35.6%和25.3%，地方层面的指标偏差分别为30.7%和27.7%，相关变化均处于可接受范围。同理，对于后者，居民的生命价值增加，预期寿命的延长带来预期终身福利的增加，消费等值福利水平整体上升。此时，消费等值福利水平与人均GDP的相关程度也基本不变，全国层面的平均绝对偏差与平均绝对对数偏差分别为49.5%和31.6%，地方层面的指标偏差则分别为29.1%和26.4%。赵鑫铖和梁双陆（2020）<sup>[32]</sup>根据中国实际数据将 $\bar{u}$ 校准为4.3175，包含于本文采用的检验区间，该参数下的计算结果与本文并无较大差异，从侧面证明模型的最终结果对 $\bar{u}$ 的设定不敏感。

其次，闲暇效用函数 $v(L)$ 中的弗里西斯弹性 $\epsilon$ 衡量了劳动力供给对工资变化的反应程度，本文将其修正为0.5（Chetty, 2012<sup>[36]</sup>）和2.0（Hall, 2009<sup>[37]</sup>）。同时，基于赵鑫铖和梁双陆（2020）<sup>[32]</sup>的研究，本文将效用函数中处于非工作状态时间的权重 $\theta$ 修正为3.1456。这些变化对消费等值福利水平的计算结果及其与人均GDP之间的关系几乎没有影响。

再次，根据Levinson（2012）<sup>[43]</sup>对居民购买清洁空气意愿的估计，本文将环境质量负效用函数中的参数 $\vartheta$ 修正为0.6和0.7，消费等值福利水平的计算结果以及其与人均GDP之间的相关关系几乎没有受到影响。

最后，本文将基准模型所采用的等价变化修正为补偿变化。两者的主要差异集中于消费等值福利水平分解的第一项，即预期寿命因素的相关计算。以全国层面的计算为例，在基准模型中，等价变化用每个时期自身的流量效用来衡量该时期预期寿命的差异，而补偿变化则是用1994年的效用衡量每个时期预期寿命的差异。用补偿变化进行修正后，福利水平整体下降，下降的幅度随时间的推移而逐渐增大。不过从结果看，消费等值福利水平和人均GDP的相关系数增加为0.949，平均绝对偏差和平均绝对对数偏差分别为30.2%和22.5%，消费等值福利水平的变化趋势与基准模型基本一致。而在地方层面的计算中，采用补偿变化所得结果同样与基准模型基本一致。

<sup>①</sup> 受篇幅限制，文中无法列出消费等值福利水平和人均GDP的偏差情况图，感兴趣的读者可联系作者索取。

<sup>②</sup> 受篇幅限制，文中无法列出稳健性检验的全部计算结果，感兴趣的读者可联系作者索取。

## 七、结论与政策思考

本文基于 Jones 和 Klenow (2016)<sup>[3]</sup> 的消费等值福利模型, 构建了包括预期寿命、消费、闲暇、公共服务、环境质量和财富不平等性等因素在内的消费等值福利指标, 计算了 1994 至 2019 年中国的消费等值福利水平及 2019 年各个省份的消费等值福利水平, 并将消费等值福利水平与国内生产总值进行对比, 以衡量和评估中国社会经济福利的变化趋势和区域差异。

研究结果显示: 第一, 同时考虑直接经济因素和非直接经济因素的影响, 中国的社会经济福利水平确实发生了巨大变化, 1994 至 2019 年, 消费等值福利指标扩大了 26.57 倍, 直观地展示出社会经济的重大进步和居民生活的大幅改善。第二, 各个省份的社会经济福利水平呈现出明显的区域差异, 总体表现为东、西、中递减的分布特征, 以及“高-高”“低-低”的集聚特征, 并且地方层面的社会经济福利水平不平等比收入不平等更加严重。第三, 消费等值福利序列于 2010 年发生了结构突变, 预期寿命、消费、闲暇、公共服务、环境质量和财富不平等性等因素对全国整体在不同时期及不同省份在同一时期的社会经济福利水平均产生了差异化影响。

进一步对比消费等值福利指标与(人均)国内生产总值指标, 可以发现: 第一, 尽管两者的相关性较高, 但是, 国内生产总值缺乏对非直接经济因素的考虑, 尤其是从全国层面来看, 2010 年后, 两者的

偏差不断增大。第二, 与国内生产总值的持续快速增长不同, 中国的消费等值福利水平增长经历了由高到低、再度拔高的过程, 并且 2010 年后, 其增长速度逐渐高于人均 GDP 的增长速度。

事实上, 中国正在慢慢告别忽略环境污染、透支人口红利、轻视社会保障的粗放型发展方式, 经济的发展不再以高能耗和高污染为代价, 整个社会也正向着可持续发展的生态文明道路稳步转变。若依然基于单一的经济因素衡量社会经济福利水平, 难免存在较大偏颇。无论从全国层面来看, 还是从地方层面来看, 消费等值福利水平与人均 GDP 均存在较大偏差, 也间接说明超越单一经济因素、全面衡量社会经济福利水平的重要性。在综合考虑预期寿命、消费、闲暇、公共服务、环境质量和财富不平等等各项因素之后, 消费等值福利与中国社会经济的发展事实更加吻合, 可以更加全面地衡量和评估中国社会经济福利的发展情况。而各项因素本身均对社会经济福利水平产生了不同影响, 形象地反映出中国发展方式的转变和经济结构的优化。可见, 在未来的社会经济发展中, 应当全方位地关注直接经济因素与非直接经济因素对社会经济福利水平的影响, 把握好经济发展数量与经济发展质量之间的平衡。当然, 为了更好地衡量中国社会经济发展水平, 进一步提高统计数据的全面性和精确度也是必要的。统一全国层面与地方层面统计数据口径, 将为消费等值福利指标的测算提供更多便利。

## 参考文献

- [1] 曼昆. 经济学原理(宏观经济学分册)[M]. 梁小民、梁砾, 译. 北京: 北京大学出版社, 2015.
- [2] 萨缪尔森. 经济学(上册)[M]. 高鸿业, 译. 北京: 商务印书馆, 1979.
- [3] Jones C I, Klenow P J. Beyond GDP? Welfare across Countries and Time [J]. The American Economic Review, 2016, 106 (9): 2426-2457.
- [4] Sen A. On Economic Inequality [M]. Oxford: Clarendon Press, 1973.
- [5] Nordhaus W D, Tobin J. Is Growth Obsolete [M]. New York: Columbia University Press, 1972.
- [6] Daly H E, Cobb J. For the Common Good: Redirecting the Economy toward Community, the Environment and a Sustainable Future [M]. Boston: Beacon Press, 1989.
- [7] 杨爱婷, 宋德勇. 中国社会福利水平的测度及对低福利增长的分析——基于功能与能力的视角 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012 (11): 3-17.
- [8] Kalimeris P, Bithas K, Richardson C, et al. Hidden Linkages between Resources and Economy: A “Beyond-GDP” Approach Using Alternative Welfare Indicators [J]. Ecological Economics, 2020, 169: 106508.
- [9] 吴姚东. 当代国外福利测算方法研究——福利与国内生产总值关系的实证分析 [J]. 经济评论, 2000 (6): 57-60.
- [10] Schuller B J. Is GDP a Suitable Indicator of Welfare? How to Define and Measure Welfare [J]. Taikomoji Ekonomika; Sisteminiai Tyrimai, 2014, 8 (2): 13-26.
- [11] Brembilla L. Longevity and Welfare in General Equilibrium [J]. Mathematical Social Sciences, 2018, 93: 22-36.

- [12] Ghislandi S, Sanderson W C, Scherbov S. A Simple Measure of Human Development: The Human Life Indicator [J]. *Population and Development Review*, 2019, 45 (1): 219-233.
- [13] Chaaban J, Irani A, Khoury A. The Composite Global Well-Being Index (CGWBI): A New Multi-Dimensional Measure of Human Development [J]. *Social Indicators Research*, 2016, 129 (1): 465-487.
- [14] Cook D, Davíðsdóttir B. An Appraisal of Interlinkages between Macro-Economic Indicators of Economic Well-Being and the Sustainable Development Goals [J]. *Ecological Economics*, 2021, 184: 106996.
- [15] Barbier E B, Burgess J C. Sustainable Development Goal Indicators: Analyzing Trade-offs and Complementarities [J]. *World Development*, 2019, 122: 295-305.
- [16] Coscieme L, Mortensen L F, Anderson S, et al. Going Beyond Gross Domestic Product as an Indicator to Bring Coherence to the Sustainable Development Goals [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 248: 119232.
- [17] 金玉国. 论我国国民经济福利量的核算 [J]. *管理世界*, 1995 (6): 74-81.
- [18] 张文彬, 郭琪. 中国可持续经济福利水平测度及区域差异分析 [J]. *管理学报*, 2019 (3): 19-30.
- [19] 袁艺, 张文彬, 焦兵. 中国省域可持续经济福利测度及阈值效应研究 [J]. *统计与信息论坛*, 2021 (12): 23-34.
- [20] 方福前, 吕文慧. 中国城镇居民福利水平影响因素分析——基于阿马蒂亚·森的能力方法和结构方程模型 [J]. *管理世界*, 2009 (4): 17-26.
- [21] 宋艳, 苏子逢, 门建营, 孙典. 基于 Sen 可行能力理论的农民工福利制度改进研究 [J]. *管理世界*, 2017 (11): 172-173.
- [22] 张文彬, 王赞. 可行能力视角下中国福利水平区域差异、动态演进与结构分解 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2021 (12): 45-66.
- [23] 梁辰, 陈谦明. 比较域下中国社会福利水平及动态模拟测度 [J]. *统计与决策*, 2014 (12): 24-27.
- [24] 陈景华, 陈姚, 陈敏敏. 中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2020 (12): 108-126.
- [25] 刘亚雪, 田成诗, 程立燕. 世界经济高质量发展水平的测度及比较 [J]. *经济学家*, 2020 (5): 69-78.
- [26] 邓创, 曹子雯. 中国经济高质量发展水平的测度与区域异质性分析 [J]. *西安交通大学学报 (社会科学版)*, 2022 (2): 31-39.
- [27] Lucas R E Jr. *Models of Business Cycles* [M]. Oxford: Basil Blackwell Press, 1987.
- [28] Mendez-Guerra C. On the Development Gap Between Latin America and East Asia: Welfare, Efficiency, and Misallocation [J]. *Forum of International Development Studies*, 2014, 45 (3): 39-62.
- [29] Altmann B. *Measuring Welfare: An Alternative to GDP* [R]. Stockholm School of Economics Working Paper, 2013.
- [30] Bannister G J, Mourmouras A. *Welfare vs. Income Convergence and Environmental Externalities* [R]. IMF Working Paper No. 271, 2017.
- [31] Balleer A, Endrikat M. *The Effect of Air Quality on Welfare Accounting* [R]. MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics No. 17, 2018.
- [32] 赵鑫铖, 梁双陆. 中国区域经济福利的水平测度与增长测度研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2020 (7): 26-47.
- [33] Barro R. *Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth* [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5): 103-125.
- [34] 金戈, 史晋川. 多种类型公共支出与经济增长 [J]. *经济研究*, 2010 (7): 43-56.
- [35] 宋马林, 金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效 [J]. *经济研究*, 2016 (12): 47-61.
- [36] Chetty R. *Bounds on Elasticities with Optimization Frictions: A Synthesis of Micro and Macro Evidence on Labor Supply* [J]. *Econometrica*, 2012, 80 (3): 969-1018.
- [37] Hall R. *By How Much Does GDP Rise if the Government Buys more Output?* [R]. *Brooking Papers on Economic Activity*, 2009.
- [38] 安体富, 任强. 中国公共服务均等化水平指标体系的构建——基于地区差别视角的量化分析 [J]. *财贸经济*, 2008 (6): 79-82.
- [39] 刘长生, 郭小东, 简玉峰. 社会福利指数、政府支出规模及其结构优化 [J]. *公共管理学报*, 2008 (3): 91-99.
- [40] 豆建民, 刘欣. 中国区域基本公共服务水平的收敛性及其影响因素分析 [J]. *财经研究*, 2011 (10): 37-47.
- [41] 樊娜娜. 城镇化、公共服务水平与居民幸福感 [J]. *经济问题探索*, 2017 (9): 86-93.
- [42] Aitchison J, Brown J A C. *The Lognormal Distribution (with Special Reference to Its Use in Economics)* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1957.
- [43] Levinson A. *Valuing Public Goods Using Happiness Data: The Case of Air Quality* [J]. *Journal of Public Economics*, 2012, 96 (9): 869-880.
- [44] Kejriwal M, Perron P. *A Sequential Procedure to Determine the Number of Breaks in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component* [J]. *Journal of Time Series Analysis*, 2010, 31 (5): 305-328.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

# 消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的中介机制研究

## ——类像型及索引型营销的异质性情境

Understanding the Mediating Mechanism of Consumers' Product Authenticity Perception on Attitudinal Ambivalence: Heterogeneous Moderating Effects of Iconic and Indexical Marketing Strategies

连怡臻 李雪欣 沈 徽

LIAN Yi-zhen LI Xue-xin SHEN Hui

**[摘要]** 消费者产品原真感知对态度矛盾性的影响有其中介路径及边界条件,但现有文献缺乏在此领域深入探究的研究成果。笔者基于精细加工模型和皮尔斯符号学相关理论,通过模拟淘宝网景德镇陶瓷杯的销售情境,在构建消费者产品原真感知对态度矛盾性影响模型的基础上,借助对213名参与者有偿问卷调查的数据,采用分组结构方程的实证方法,检验了消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的中介路径及边界条件。结果证实:在线上销售情境下,消费者的产品原真感知对态度矛盾性具有显著的负向影响,感知风险在这一过程中起完全中介作用,产品原真感知会通过减少感知风险进而降低态度矛盾性。异质性情境分组实证研究结果表明,相比于类像型营销,索引型营销具有增强产品原真感知对态度矛盾性负向影响的调节作用。本研究通过揭示消费者产品原真感知影响态度矛盾性的中介机制以及类像型和索引型营销的差异性调节作用,为企业或商家线上销售原真产品的营销策略选择和改进提供了理论依据。

**[关键词]** 产品原真感知 感知风险 态度矛盾性 类像型营销 索引型营销

**[中图分类号]** F274 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2022)12-0111-12

**Abstract:** How to enhance consumers' product authenticity perception has become a topic of concern in the marketing field and academia in recent years. Bases on the elaboration likelihood model and Peirce's Semiotics theory, this research simulates the sales scenario of Jingdezhen ceramic cup on Taobao.com, and uses the data from 213 participants' questionnaires, verifies the mediating and moderating effects of the impact of consumer's product authenticity perception on attitudinal ambivalence by applying structural equation models. The results confirmed that in the online sales situation, consumers' product authenticity perception had a significant negative impact on attitude ambivalence, and perceived risk played a complete mediating role in the process. Furthermore, the influence of consumers' product authenticity perception on attitudinal ambivalence was more formed through cognitive pathways, so the iconic marketing strategy could not significantly change the relationship between product authenticity perception and attitudinal ambivalence, while indexical marketing strategy had a stronger ability to enhance the impact on the mentioned relationship. This research expands the academic boundaries of consumer perception and the ambivalence of attitude studies, and provides a theoretical basis for the selection and improvement of online sales marketing strategies for enterprises or merchants of authentic products.

**Key words:** Product authenticity perception Perceived risk Attitudinal ambivalence Iconic marketing strategy Indexical marketing strategy

**[收稿日期]** 2022-08-16

**[作者简介]** 连怡臻,男,1993年8月生,辽宁大学经济学部商学院博士研究生,研究方向为企业管理;李雪欣,女,1962年12月生,辽宁大学经济学部商学院教授,博士研究生导师,主要研究方向为企业管理、营销管理;沈徽,男,1997年12月生,辽宁大学经济学部商学院硕士研究生,研究方向为企业管理。本文通讯作者为连怡臻,联系方式为 lianhenan@foxmail.com。

**[基金项目]** 国家社会科学规划基金项目“基于‘网络’视角的长三角区域旅游合作结构及优化路径研究”(项目编号:19BGL145);辽宁省社会科学规划基金项目:虚拟品牌社区顾客契合行为的机理、效应与提升策略研究(项目编号:L22BGL002);辽宁大学亚洲研究中心项目“中国品牌评价与品牌全球化策略——基于日韩消费者的调查”(项目编号:Y202105)。

感谢匿名评审人和责任编辑提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言

规模化生产使市场上充斥着大量区别度较低的产品,消费者也越来越多地对这些产品及其品牌的价值合理性产生了质疑,进而大幅增加了对原真性产品的购买需求(Rose和Wood, 2005<sup>[1]</sup>; Beverland和Farrelly, 2010<sup>[2]</sup>)。原真性(Authenticity)源自希腊语,蕴含了“自我”及“实干家”等含义,暗示了原始、正宗和权威等属性。与单纯的权威性(Authority)不同,原真性体现了产品和品牌当中本源的(Original)、真实的(Real)、真正的(True)、正宗的(Genuine)、难以复制的(Unique)和权威的(Authoritative)综合属性或特质(Arnould和Price, 2003<sup>[3]</sup>; Thompson等, 2006<sup>[4]</sup>; Spielmann和Charters, 2013<sup>[5]</sup>; Grayson和Martinec, 2004<sup>[6]</sup>; Beverland, 2005<sup>[7]</sup>)。举例来讲,酿造葡萄酒的企业可以通过宣传产品产地、生产过程和历史沿革等,赋予消费者有关产品的原真感知,使消费者认为自己所购买的葡萄酒相比于市场上的其他产品来说更加正宗且独特(Beverland, 2005<sup>[7]</sup>)。

互联网的发展为在线购物提供了便利,使消费者不仅能够在线上购物平台上选购手机等标准化生产的产品,也能够便捷地搜索并购买到如云南山区所产的咖啡、福建茶园人工种植的茶叶、手工打造的景德镇瓷器等体现了独特产地和工艺的原真产品。在消费者的线上购物过程中,其矛盾态度贯穿消费行为的始终(潘晓波和黄卫来, 2015<sup>[8]</sup>),同时消费者的态度矛盾性也是损害其购买意愿提升的前因(王大海等, 2015<sup>[9]</sup>)。虽然现有关于产品原真性的研究探讨了消费者的原真感知对购买意愿、满意度等的影响,但仍缺乏对消费者态度矛盾性的关注和讨论。

基于在线购物的非实体特征,消费者在购物过程中也存在一定的感知风险(潘煜等, 2010<sup>[10]</sup>)。由于消费者的风险评估会对矛盾态度产生显著影响(潘晓波和黄卫来, 2015<sup>[8]</sup>),因此探求感知风险在产品原真感知和态度矛盾性之间的作用机制具有深刻的理论价值。产品的原真性是能够通过营销行为塑造的(Ulin, 1995<sup>[11]</sup>; Grayson和Martinec, 2004<sup>[6]</sup>; 张朝枝等, 2008<sup>[12]</sup>; Beverland等, 2008<sup>[13]</sup>),基于精细加工模型和皮尔斯符号学理论,企业类像型和索引型营销分别会通过经验性和认知性的方式影响消费者的产品原真感知。对于在线销售原真产品的企业或商家来说,选取更有利于塑造线上所售产品原真性的营销

类型,对增强消费者的产品原真感知,以及降低消费者的感知风险和态度矛盾性方面具有重要的现实意义。基于此,本文在前人研究的基础上,通过模拟线上原真产品销售的情境实验检验了消费者产品原真感知影响态度矛盾性的中介机制,并探讨了该机制在类像型和索引型营销情境下的差异性表现。

## 二、文献综述及研究假设

### (一) 消费者产品原真感知对态度矛盾性的影响

消费者对产品的原真感知是指消费者所感知到的产品本身所具有的原始性、权威性和真实可靠性(Spielmann和Charters, 2013<sup>[5]</sup>)。基于对工艺、理念和正宗属性的热爱,消费者会在多种消费体验中寻找原真性(Beverland等, 2008<sup>[13]</sup>)。当消费者拥有了更高程度的产品原真感知时,其对产品质量的信任程度、产品溢价的接受程度、购买产品的满意度及意愿等也会相应得到提升(Bosch等, 2005<sup>[14]</sup>; Napoli等, 2014<sup>[15]</sup>; Grayson和Martinec, 2004<sup>[6]</sup>; Suttikun和Meeprom, 2021<sup>[16]</sup>)。通过梳理对消费者产品原真感知深度访谈的文献可以发现,消费者在原真产品消费时往往也存在一定的矛盾态度。对于西式经典快餐消费者来说,产品购买的便捷性和食用健康环保食物的理念之间存在矛盾(Beverland和Farrelly, 2010<sup>[2]</sup>);对于旅游产品的消费者来说,旅游消费中的原真文化体验与旅游过程的日渐商业化之间也存在矛盾(Cohen, 1988<sup>[17]</sup>); Rose和Wood(2005)<sup>[1]</sup>通过对电视真人秀观众的调查与研究发现,消费者会将剧情元素与他们生活体验相关联进而创造一种自我参照的超原真性,但同时消费者也会产生自我引入与节目情境协调、期望幻想与自我参照,以及主观真实感和节目荒诞感知间的心理矛盾。

消费者的态度矛盾性是指消费者在购物过程中因受到的市场背景下内部因素、外部目标、人群因素、组织因素及文化现象之间相互作用,同时或依次感受到的情感冲突状态(Otnes等, 1997<sup>[18]</sup>)。Priester和Petty(1996)<sup>[19]</sup>认为消费者的态度矛盾性是对同一营销对象同时且独立存在积极和消极评价的情形。态度矛盾性对消费者购买行为存在诸多负面影响。矛盾态度会使消费者的购买决策变得困难(林让和杨宜苗, 2020<sup>[20]</sup>),在降低消费满意度和产品忠诚度的同时(Olsen等, 2005<sup>[21]</sup>),降低购买产品的意愿与可能性(马艳丽, 2014<sup>[22]</sup>)。Onwezen等(2017)<sup>[23]</sup>发

现消费者的主观矛盾心理与购买意向之间存在着更强的负相关性；在产品的替代性购买决策中，矛盾态度越高的消费者越难做出决定（Roster和Richins, 2009<sup>[24]</sup>）。对于旅游消费者来讲，矛盾态度也会降低其对目标国的旅游意向（杨一翁等, 2018<sup>[25]</sup>）。因此，降低消费者的矛盾态度对于坚定购买信心、提升消费满意度，以及增加对产品的购买可能性方面存在积极意义。

研究指出，消费者的态度矛盾性是购买意向变化的中介机制和购买前的内在心理机制（王大海等, 2015<sup>[9]</sup>），会直接或间接地影响购买前、购买中和购买后的态度和行为（Otnes等, 1997<sup>[18]</sup>）。在线上购物过程中，受到在线购物的非实体特征的影响，消费者往往会形成一定的矛盾态度（潘晓波和黄卫来, 2015<sup>[8]</sup>）。低矛盾性消费者更倾向于注意外界负面信息，而对于高矛盾性的消费者来说，因其会受到减少矛盾动机的强烈影响，从而会选择性注意外界正面信息（黄敏学等, 2010<sup>[26]</sup>）。消费者矛盾态度的改变会沿着精细加工的中心和边缘路径实现（单春玲和赵含宇, 2017<sup>[27]</sup>）。

根据前文的论述可知，消费者产品原真感知的产生与其所接触到的产品信息息息相关。根据精细加工模型，消费者会通过接收企业传递出的产品原真信息，进一步加工处理形成或改变产品态度。由于更多的原真要素能够向消费者传递更多与产品有关的高品质信息（Livat和Vaillant, 2006<sup>[28]</sup>；Schamel, 2006<sup>[29]</sup>），因此当消费者接收到更多的产品原真信息时，便会形成更程度的产品原真感知，从而帮助其形成对产品更好的理解与评价，进而降低态度矛盾性。据此，提出假设1。

**H1:** 消费者的产品原真感知程度越高，态度矛盾性越低。

（二）消费者感知风险在产品原真感知对态度矛盾性影响关系中的中介作用

相比于实体购物模式，线上购物情境下的消费者会呈现出更高的感知风险特征。受限于网络购物的无店铺销售方式，消费者缺少了检查、试用产品或服务的机会。因此，消费者在缺乏对产品和服务充分认知的同时，也增加了遭遇刻意诈骗、仿冒产品、缺乏后续服务等的可能性（潘晓波和黄卫来, 2015<sup>[8]</sup>）。对于追求原真性产品的消费者来说，在网络店铺中购物同样也会存在检查缺失、认知缺少和遭受欺骗等的

可能。

感知风险是消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的机制因素。当消费者的产品原真感知程度越高时，其对产品质量的信任程度也就越高（Bosch等, 2005<sup>[14]</sup>），同时能够接受较高的产品价格溢价（Napoli等, 2014<sup>[15]</sup>；Fritz等, 2017<sup>[30]</sup>），主观消费幸福感也会得到提升（Choi等, 2022<sup>[31]</sup>），并进一步形成对该产品良好的口碑传播意愿和强烈的购买意愿（Oh等, 2019<sup>[32]</sup>；Suttikun和Meepprom, 2021<sup>[16]</sup>；Grayson和Martinec, 2004<sup>[6]</sup>；Moulard等, 2016<sup>[33]</sup>）。然而，消费者产品原真感知对购买行为的积极影响会受到感知风险的干扰。当消费者感知到较高的交易、隐私、产品功能、品质、价格、信息真实以及亲友认同等风险时，其对产品的信任水平会相应降低，并随之降低对该产品的购买意愿（潘勇和孔栋, 2008<sup>[34]</sup>；潘煜等, 2010<sup>[10]</sup>；贺明华等, 2018<sup>[35]</sup>）。态度矛盾性是损害消费者购买意愿提升的前因（王大海等, 2015<sup>[9]</sup>），而感知风险却直接导致了态度矛盾性的形成。在线上购物情境下，消费者首先能够通过浏览商品信息、商家信用记录等形成对商品的初始态度，随后会基于预期收益和风险评估形成初始态度矛盾性（潘晓波和黄卫来, 2015<sup>[8]</sup>），矛盾情绪较高的消费者也呈现出对风险更为敏感的特征（Otnes等, 1997<sup>[18]</sup>）。

如上所述，在线上购物过程中，消费者的感知风险不仅损害了产品原真感知对购买行为的积极影响，同时也是态度矛盾性形成的重要因素。鉴于态度矛盾性是消费者购买意向变化的内在心理机制（王大海等, 2015<sup>[9]</sup>），因此本文认为感知风险会成为产品原真感知对态度矛盾性影响的中介机制。故提出假设2。

**H2:** 消费者感知风险在产品原真感知对态度矛盾性的影响关系中起中介作用，产品原真感知通过减少感知风险进而降低态度矛盾性。

（三）类像型和索引型营销在消费者产品原真感知对态度矛盾性影响关系中的调节作用

在多数情况下，消费者的原真感知仅属于感觉和想象的范畴，营销活动能够创造和再现产品和品牌的原真形象（Firat和Venkatesh, 1995<sup>[36]</sup>；Beverland等, 2008<sup>[13]</sup>）。举例来讲，当在啤酒产品的宣传广告中用明亮现代的银色而非自然的黄棕色作为背景来展示酒窖时，消费者对啤酒的原真感知判断会下降；

而当这些广告中出现穿着传统衣物的人在用老式酒桶灌酒的画面时,消费者则会联想到啤酒制作的古老历史,进而增强产品原真感知。因此,具有原真要素的产品广告和宣传海报等能够有效塑造产品的原真性(Beverland等,2008<sup>[13]</sup>)。不仅如此,对于红酒产品来说,企业也可以通过在产品包装上强调红酒产地的纯正性或者通过建设品牌博物馆等彰显品牌历史的方式来营造“产品故事”或“品牌渊源”,从而打造原真性(Grayson和Martinec,2004<sup>[6]</sup>;Moullard等,2015<sup>[37]</sup>)。

基于皮尔斯符号学理论的观点,类像和索引是信息传递的两种载体。在类像情境下,接受者必须预先拥有一定的相关知识或预期,并能将这些知识与他们所接收到的图片、标志或者符号等进行比较,从而实现二者相似性的评估;而若要将某物视为索引,接受者必须了解到它与现实、事实或时空的联系(Grayson和Martinec,2004<sup>[6]</sup>;季海宏,2014<sup>[38]</sup>)。进一步地,Grayson和Martinec(2004)<sup>[6]</sup>以维多利亚风格椅子的案例对类像型和索引型营销进行了区分。具体来说,在类像情境下,为了判断维多利亚风格椅子的复制品是否是原真的,消费者必须对维多利亚时代椅子的外观等有过粗略或详细的了解,进而才能将其与目标椅子进行参照和对比;而在索引情境下,为了判断椅子是否具有上述风格的真实性,消费者则需要通过可信任的上下文和一些材料证据来验证。

综合对比来说,Beverland(2005)<sup>[7]</sup>对类像型和索引型营销的总结则更为直观,即类像型营销会更多地使消费者与过去经验相联系,而索引型营销则是通过使消费者关注到更多的关联证据进而给予其更强烈的产品原真感知。Beverland等(2008)<sup>[13]</sup>认为,在类像型营销情境下,消费者基于各种标志所产生的产品原真感知仅仅是消费者感觉和想象的结果,而非是依据客观证据所形成的判断和评价。以音乐唱片为例,唱片企业通过描绘独特的封面实现对音乐风格的暗示,进而使消费者形成对音乐类型的感知(刘小波,2019<sup>[39]</sup>)。对于品牌而言,类像也能通过暗示的形式传达情感印象进而影响消费者的品牌原真感知(Ewing等,2012<sup>[40]</sup>)。而索引型营销的研究表明,索引能够促使消费者感知到原真产品在生产过程中耗费了更多的人力和物力,进而使消费者体会到产品中所蕴含的匠心与关爱,同时增强其对品牌道德的感知(de Kerviler等,2022<sup>[41]</sup>)。Rose和Wood(2005)<sup>[1]</sup>

通过对电视真人秀观众的调查发现消费者能够在索引情境中创造一种自我参照的超原真性,将剧情元素和他们生活体验相关联。由于类像型和索引型营销均能帮助消费者形成原真感知判断,因此营销人员能够通过图像、颜色提示和字体风格等展示产品的原真属性,进而实现产品风格的定位并引导消费者感知(Beverland等,2008<sup>[13]</sup>)。

传播差异化策略是解决消费者在线购物态度矛盾性的方式之一(高海霞和张敏,2016<sup>[42]</sup>)。在日常消费情境中,消费者的矛盾态度可区分为三种不同的类型,包括由认知不一致所导致的矛盾态度、由情感不一致所导致的矛盾态度,以及由认知与情感不一致所导致的矛盾态度。其中,改变由认知导致的矛盾态度相对较难(冯小亮等,2013<sup>[43]</sup>)。在线上购物情境下,消费者获取的商品信息仅来源于商品销售页面,其态度形成和调整的途径是通过对所获取的各种商品信息进行加工处理来实现的,这使得以商品页面的信息为来源形成的产品原真感知和矛盾态度具有较强的认知属性。基于Beverland(2005)<sup>[7]</sup>的分析可以推断,当页面向消费者呈现较多的类像型营销信息时,消费者对产品信息的加工处理则无法通过认知途径完成,故其在形成更强的产品原真感知方面存在一定的阻碍,因此消费者对商品的态度矛盾性也较难发生改变。而当销售页面向消费者呈现更多的索引型营销信息时,消费者则可以联系上下文对商品的真实性进行验证,进而更易察觉到充分的原真要素证据,并形成更为强烈的产品原真感知,从而有效缓解态度矛盾性。基于此,提出假设3至假设5。

**H3:** 类像型营销在消费者产品原真感知对态度矛盾性负向影响关系中的调节作用不显著。

**H4:** 索引型营销具有增强消费者产品原真感知对态度矛盾性负向影响的能力,在二者关系中起增强型的调节作用。

**H5:** 相较于类像型营销来说,索引型营销在产品原真感知对态度矛盾性负向影响中所起的调节作用显著更强。

本文的研究模型图如图1所示。

### 三、实证研究

本研究通过三个实验来验证上述假设。实验1旨在探讨消费者产品原真感知对态度矛盾性的影响,以及感知风险在二者关系之间的中介作用。实验2和实



验3旨在实验1的基础上,进一步分别验证类像型和索引型的营销类型对上述影响关系的调节作用差异性。最后通过稳健性检验进一步验证研究结果的稳定性。

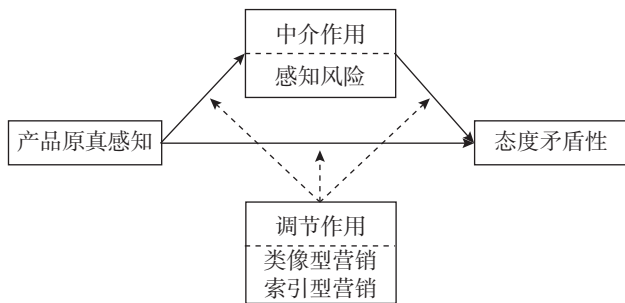


图1 研究模型图

(一) 实验1: 消费者产品原真感知对态度矛盾性的直接影响及中介作用检验

1. 实验过程。

实验首先要求被试者试想自己正打算购买一个陶瓷杯,并模拟淘宝网“甄思牌”陶瓷杯的销售情境,在问卷发放之初向参与者说明其偶然浏览到的这款甄思牌陶瓷杯是由景德镇打造的,随后附多张该陶瓷杯的图片供参与者浏览。浏览完成后,依据 Spielmann 和 Charters (2013)<sup>[5]</sup> 的量表询问参与者对于该款陶瓷杯的产品原真感知,依据潘煜等 (2010)<sup>[10]</sup> 的量表询问其有关该陶瓷杯的感知风险程度,最后依据 Priester 和 Petty (1996)<sup>[19]</sup> 的量表询问其态度矛盾性。

陶瓷杯样式如图2所示。



图2 研究材料例图

2. 实验对象与样本描述。

为了提升研究结果的稳定性,本研究采取分组、分时段调研的方式,调研对象来自 Credamo 样本库。通过 Credamo 样本服务平台共有偿收集问卷 280 份,在同时剔除前测与后测问卷中用时过短、过长及未通过验证题项的问卷后,共保留有效问卷 213 份,总体效率为 76.07%。样本统计特征如表1所示。

表1 样本特征分布情况

样本特征	数量	占比	
年龄	20岁及以下	16	7.51%
	21~30岁	142	66.67%
	31~40岁	40	18.78%
	41~50岁	10	4.69%
	51岁及以上	5	2.35%
性别	男	83	38.97%
	女	130	61.03%
学历	高中/中专及以下	9	4.23%
	大专	24	11.27%
	本科	147	69.01%
	硕士研究生及以上	33	15.49%
职业	公务员	4	1.88%
	企业职工	68	31.92%
	企业管理层人员	45	21.14%
	教师	11	5.16%
	学生	72	33.80%
	退休人员	1	0.47%
	自由职业者及其他	12	5.63%
月收入	1 800元及以下	36	16.90%
	1 801~3 000元	31	14.55%
	3 001~5 000元	38	17.84%
	5 001~8 000元	44	20.66%
	8 001~10 000元	31	14.55%
	10 001~15 000元	22	10.34%
	15 001元及以上	11	5.16%
现居地	东部	127	59.63%
	中部	52	24.41%
	西部	34	15.96%

3. 变量测量。

为了确保研究的信度和效度,对变量的测量均采用成熟量表。消费者产品原真感知量表的测量题项参考 Spielmann 和 Charters (2013)<sup>[5]</sup> 的研究,共计4个题项。感知风险量表及测量题项借鉴潘煜等 (2010)<sup>[10]</sup> 的研究,共计5个测量题项。消费者态度矛盾性的表借鉴 Priester 和 Petty (1996)<sup>[19]</sup> 的主观矛盾性量表,共包含3个题项。为了使参与者能够充分展现出在类像型营销、索引型营销和无营销时的感知差异,本研究的测量量表题项均采用 Likert 9 点评分

法。题项详情如表2所示。

#### 4. 变量描述与检验。

量表及题项的均值和方差描述统计如表2所示。

本研究通过 Harman 单因子检验方法对量表进行了共同方法偏差问题检验。检验共得到3个主因子，因子数量与模型构念数量一致。同时，这些因子共解释了70.864%的总体变异，而第一个因子只解释了48.971%的总体变异，低于50%的标准值，因此通过 Harman 单因子共同方法偏差检验，可进行进一步的

统计分析。

同时，本研究对产品原真感知、感知风险和态度矛盾性的测量均借鉴国内外已被验证过的成熟量表，确保了本研究的内容效度。各量表的 Cronbach's  $\alpha$  值均大于0.7，信度良好。进一步地，借鉴 Fornell 和 Larcker (1981)<sup>[44]</sup> 以及 Lam (2012)<sup>[45]</sup> 的思路，对样本数据进行效度检验。得到各个量表的平均方差萃取率 AVE 值均大于0.4且 CR 值均大于0.7，表明样本数据具有充分的收敛效度。

表2 变量描述性统计

变量	题号	题项	Mean	SD	bach's $\alpha$	AVE	C. R
产品原真感知 (YZ1~YZ4)	YZ1	这个陶瓷杯不是假冒景德镇的	5.442	2.056	0.789	0.721	0.911
	YZ2	这个陶瓷杯是景德镇正品					
	YZ3	这个陶瓷杯是难以被模仿和仿制的					
	YZ4	这个陶瓷杯沿袭了景德镇的历史和工艺					
感知风险 (GF1~GF5)	GF1	这个陶瓷杯的品质存在不如网店页面的文字和图片所描绘的那样的风险	4.644	2.034	0.833	0.497	0.828
	GF2	这个陶瓷杯具有在使用中存在一定不安全因素的风险					
	GF3	这个陶瓷杯的售后服务存在缺失的风险					
	GF4	购买这个陶瓷杯存在不被家人或朋友认同的风险					
	GF5	这个陶瓷杯存在价格高于同类产品市场平均价格的风险					
态度矛盾性 (MD1~MD3)	MD1	当要考虑购买这款陶瓷杯时，您的态度，其实在内心中是冲突的	5.077	2.166	0.738	0.679	0.864
	MD2	当要考虑购买这款陶瓷杯时，您的态度，并不是单一的，而是混合的，就好比混杂了积极和消极、正面和负面等感受					
	MD3	当要考虑购买这款陶瓷杯时，您的态度，其实是难以抉择的，难以做出决策					

5. 产品原真感知对态度矛盾性影响的直接效应检验。

采用构造结构方程模型的方法（模型1），在控制了消费者的个人特征和初始态度之后，以消费者产

品原真感知为自变量、态度矛盾性为因变量，使用 MPlus 8.3 软件进行运算。研究样本取参与者的213份初始问卷数据，实证结果如表3所示。

表3 消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的结构方程模型运算结果

模型	路径	路径系数	S. E.	Est. /S. E	p 值
模型1	产品原真感知→态度矛盾性	-0.566***	0.100	-5.633	0.000

注：\*表示在0.05级别显著，\*\*表示在0.01级别显著，\*\*\*表示在0.001级别显著，下同。模型1的 RMSEA 值为0.073，CFI 值为0.898，TLI 值为0.888， $\chi^2/df$  为2.140，卡方检验  $Chi^2-p$  值为0.000。

由表3可知，模型1的 RMSEA 值小于0.09，CFI 和 TLI 值均大于0.8， $\chi^2/df$  值小于2.20，卡方检验  $Chi^2-p$  值显著，模型拟合效果较好。通过对路径系数的分析可知，消费者的产品原真感知对态度矛盾

性的路径系数显著为负 ( $\beta = -0.566, p < 0.001$ )，表明伴随着消费者产品原真感知的升高，其对该产品的态度矛盾性会下降，假设 H1 得到证实。

6. 感知风险的中介作用检验。

设定结构方程模型（模型2），同样控制了消费者的个人特征和初始态度后，以感知风险为中介变

量，使用MPlus 8.3软件进行运算。研究样本取参与者的213份初始问卷数据，实证结果如表4所示。

表4 感知风险中介效应的结构方程模型运算结果

模型	路径	直接路径	路径	路径	中介效应	总效应
		YZ→MD	YZ→GF	GF→MD	YZ→GF→MD	
模型2	产品原真感知→感知风险→态度矛盾性	-0.165	-0.464***	0.823***	-0.382***	-0.547***

注：模型2的RMSEA值为0.071，CFI值为0.904，TLI值为0.895， $\chi^2/df$ 为2.067，卡方检验 $Chi^2-p$ 值为0.000。

由表4可知，模型2的RMSEA值小于0.09，CFI和TLI值均大于0.8， $\chi^2/df$ 值小于2.20，卡方检验 $Chi^2-p$ 值显著，模型拟合效果较好。通过对路径系数的分析可知，消费者的产品原真感知对态度矛盾性的直接路径系数不再显著（ $\beta = -0.165, p > 0.05$ ），中介效应路径系数显著为负（ $\beta = -0.382, p < 0.001$ ），总效应显著（ $\beta = -0.547, p < 0.001$ ），表明消费者的产品原真感知会通过感知风险对态度矛盾性产生显著影响。进一步地，模型2中介效应的前半部分路径（YZ→GF）效应系数显著为负（ $\beta = -0.464, p < 0.001$ ），后半部分路径（GF→MD）系数显著为正（ $\beta = 0.823, p < 0.001$ ），表明消费者的产品原真感知会通过减少感知风险进而实现对态度矛盾性的降低。假设H2得到证实。

（二）实验2：类像型营销的调节作用检验

1. 实验刺激。

为了探究无营销和类像型营销情境下消费者产品原真感知对态度矛盾性的影响差异，研究针对280份问卷中的145份问卷的参与者进一步提问。设计研究情境为在商品页面浏览过程中，销售页面进一步展示了对该陶瓷杯的介绍，内容包括“瓷都”景德

镇的简介以及包含了手工拉坯、精准施釉、高温烧制、手绘描金等制陶工艺和其他景德镇瓷器的类像图片。之后根据相同的题项，要求参与者再次填写自己有关该陶瓷杯的产品原真感知、感知风险和态度矛盾性问卷。最终获得有效问卷109份，问卷有效率为75.17%。

为了确保接受类像型营销刺激后的问卷数据与未接受营销刺激的问卷数据在调研对象方面存在纵向可比性，实验2将参与者初始问卷数据纳入对照组A，接受类像型营销刺激后重新填写的问卷数据纳入类像组。

2. 操控检验。

利用SPSS 24.0软件，运算得到无营销（对照组A）和存在类像型营销时（类像组）消费者产品原真感知、感知风险和态度矛盾性均值的独立样本t检验结果如表5所示。由表5可知，对照组A的消费者产品原真感知显著低于类像组，而感知风险和态度矛盾性均值显著高于类像组（ $Dif_{产品原真感知} = -2.377, p < 0.001$ ； $Dif_{感知风险} = 1.454, p < 0.001$ ； $Dif_{态度矛盾性} = 1.603, p < 0.001$ ）。t检验的结果表明实验操控情况较好。

表5 类像型营销情境下消费者产品原真感知、感知风险及态度矛盾性独立样本t检验结果汇总

变量	对照组A均值	类像组均值	差值 (Dif)	标准误	F值	t值	双尾p值	LLCI	ULCI
产品原真感知	5.284	7.661	-2.377***	0.203	23.510	-11.714	0.000	-2.778	-1.977
感知风险	4.904	3.450	1.454***	0.200	0.189	7.285	0.000	1.060	1.847
态度矛盾性	5.176	3.574	1.603***	0.271	0.002	5.907	0.000	1.068	2.137

注：n<sub>对照组A</sub> = 109，n<sub>类像组</sub> = 109，N = 218。

3. 实证分析。

设定分组结构方程模型（模型3），控制了消费者的个人特征和初始态度后，使用MPlus 8.3软件进行运算，取类像组参与者的109份初始问卷数据

（对照组A）和类像型营销刺激后的新填写问卷数据（类像组），运算的实证结果如表6所示。在表6中，模型3A和3B的中介效应和总效应均显著为负，具备差异性检验的数理统计基础。

表6 类像型营销情境下消费者产品原真感知对态度矛盾性影响结果

模型	路径	直接路径	路径	路径	中介效应	总效应
		YZ→MD	YZ→GF	GF→MD	YZ→GF→MD	
模型 3A	产品原真感知→感知风险→ 态度矛盾性	-0.361*	-0.477***	0.690**	-0.329***	-0.690***
模型 3B		0.312	-0.572***	1.524***	-0.872***	-0.559***
模型差异		-0.673**	0.095	-0.834*	0.543**	-0.130

注：模型3的RMSEA值为0.082，CFI值为0.885，TLI值为0.881， $\chi^2/df$ 为1.729，卡方检验 $Chi^2-p$ 值为0.000。

由表6可知，模型3A/B的RMSEA值小于0.09，CFI和TLI值均大于0.8， $\chi^2/df$ 值小于2.00，卡方检验 $Chi^2-p$ 值显著，模型拟合效果较好。通过对比分类情境下路径系数的差异可知，模型3B与模型3A的总效应差异不显著（ $\beta_{\text{对照组A}} = -0.690$ ， $\beta_{\text{类像组}} = -0.559$ ， $Dif_{\text{总效应}} = -0.130$ ， $p > 0.05$ ），表明类像型营销不会显著增强消费者的产品原真感知对态度矛盾性的负向影响，调节作用不显著，假设H3得到证实。

### （三）实验3：索引型营销的调节作用检验

#### 1. 实验刺激。

为了探究无营销和索引型营销情境下消费者产品原真感知对态度矛盾性的影响差异，研究针对最初280份问卷中的135份问卷的参与者进一步提问。设计研究情境为在进一步的商品页面浏览过程中销售页面展示了如何鉴定景德镇陶瓷的方法，包括查看陶瓷杯是否拥有景德镇原产高白泥色泽、手绘描金工艺、瓷器表面的光滑处理技术、国有持股信息、产地信息及器皿底部是否拥有“景德镇制”的印章等。当参与者接受到这些信息之后，再次以相同的题项，询问

其有关该陶瓷杯的产品原真感知、感知风险和态度矛盾性。最终获得有效问卷104份，问卷有效率为77.04%。

为了确保接受索引型营销刺激后的问卷数据与未接受营销刺激的问卷数据在调研对象方面存在纵向可比性，实验3将参与者初始问卷数据纳入对照组B，接受索引型营销刺激后重新填写的问卷数据纳入索引组。

#### 2. 操控检验。

利用SPSS 24.0软件，运算得到无营销（对照组B）和存在索引型营销时（索引组）消费者原真感知、感知风险和态度矛盾性均值的独立样本 $t$ 检验结果如表7所示。由表7可知，对照组B的消费者产品原真感知显著低于索引组，而感知风险和态度矛盾性均值显著高于索引组（ $Dif_{\text{产品原真感知}} = -1.429$ ， $p < 0.001$ ； $Dif_{\text{感知风险}} = 0.673$ ， $p < 0.001$ ； $Dif_{\text{态度矛盾性}} = 1.257$ ， $p < 0.001$ ）。 $t$ 检验的结果表明实验操控情况较好。

表7 索引型营销情境下消费者产品原真感知、感知风险及态度矛盾性独立样本 $t$ 检验结果汇总

变量	对照组B均值	索引组均值	差值(Dif)	标准误	F值	t值	双尾p值	LLCI	ULCI
产品原真感知	5.594	7.023	-1.429***	0.229	0.739	-6.243	0.000	-1.880	-0.978
感知风险	4.396	3.723	0.673***	0.203	0.466	3.317	0.000	0.273	1.074
态度矛盾性	4.982	3.725	1.257***	0.251	0.269	5.016	0.000	0.763	1.751

注： $n_{\text{对照组B}} = 104$ ， $n_{\text{索引组}} = 104$ ， $N = 208$ 。

#### 3. 实证分析。

首先设定分组结构方程模型（模型4），同样控制了消费者的个人特征和初始态度后，使用MPlus 8.3软件进行运算，取类像组参与者的104份初始问卷数据（对照组B）和索引型营销刺激后的新填写问卷数据（索引组），运算的实证结果如表8所示。在表8中，模型4A和4B的中介效应和总效应均显著为负，同样具备差异性检验的数理统计基础。

由表8可知，模型4A/B的RMSEA值小于0.09，CFI和TLI值均大于0.8， $\chi^2/df$ 值小于2.00，卡方检验 $Chi^2-p$ 值显著，模型拟合效果较好。通过对比分类情境下各路径系数的差异性可知，模型4B与模型4A的总效应差异显著（ $\beta_{\text{对照组B}} = -0.439$ ， $\beta_{\text{索引组}} = -1.382$ ， $Dif_{\text{总效应}} = 0.943$ ， $p < 0.001$ ），表明索引型营销会显著增强消费者产品原真感知对态度矛盾性的负向影响，在这一过程中起增强型调节作用。进一步

地，模型 4A/B 的直接路径差异和中介效应差异的系数符号与总效应差异系数的符号一致，可知直接路径

与感知风险中介路径合力引发了总效应产生差异。假设 H4 得到证实。

表 8 索引型营销情境下消费者产品原真感知对态度矛盾性影响结果

模型	路径	直接路径	路径	路径	中介效应	总效应
		YZ→MD	YZ→GF	GF→MD	YZ→GF→MD	
模型 4A	产品原真感知→感知风险→ 态度矛盾性	-0.013	-0.496***	0.912***	-0.452**	-0.439**
模型 4B		-0.285	-0.916***	1.198**	-1.097**	-1.382***
模型差异		0.298	0.420*	-0.286	0.645	0.943***

注：模型 4 的 RMSEA 值为 0.083，CFI 值为 0.860，TLI 值为 0.855， $\chi^2/df$  为 1.716，卡方检验  $Chi^2-p$  值为 0.000。

(四) 稳健性检验

为了进一步验证实验 2 和实验 3 结果的稳健性，选取类像组 109 位参与者与索引组 104 位参与者的调研数据，采用与之前研究相同的分组结构方程模型的方法，进一步对比分析了类像型与索引型营销情境下在消费者产品原真感知对态度矛盾性影响过程中的路径系数差异性。

独立样本 *t* 检验的结果表明，类像组的消费者产品原真感知显著低于索引组 ( $M_{类像组} = 7.023$ ,  $M_{索引组} = 7.661$ ,  $Dif_{产品原真感知} = -0.638$ ,  $p < 0.01$ )，类像组的感

知风险与索引组差异不显著 ( $M_{类像组} = 3.723$ ,  $M_{索引组} = 3.450$ ,  $Dif_{感知风险} = 0.273$ ,  $p > 0.05$ )，态度矛盾性与索引组差异也不显著 ( $M_{类像组} = 3.725$ ,  $M_{索引组} = 3.574$ ,  $Dif_{感知风险} = 0.151$ ,  $p > 0.05$ )。

分组结构方程模型 (模型 5) 的实证结果表明，类像型和索引型营销的消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的中介效应和总效应均显著。分组模型 5A/B 的 RMSEA 值均小于 0.09，CFI 和 TLI 值均大于 0.80， $\chi^2/df$  均小于 2.00，卡方检验  $Chi^2-p$  值均显著。

表 9 类像型与索引型营销情境下消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的稳健性检验

模型	路径	直接路径	路径	路径	中介效应	总效应
		YZ→MD	YZ→GF	GF→MD	YZ→GF→MD	
模型 5A	产品原真感知→ 感知风险→态度矛盾性	0.321	-0.630***	1.397***	-0.881**	-0.559**
模型 5B		-0.286	-0.894***	1.214**	-1.085**	-1.371***
模型差异		0.607	0.263	0.182	0.205	0.812**

注： $n_{类像组} = 109$ ,  $n_{索引组} = 104$ ,  $N = 213$ 。模型 5 的 RMSEA 值为 0.085，CFI 值为 0.870，TLI 值为 0.865， $\chi^2/df$  为 1.778，卡方检验  $Chi^2-p$  值为 0.000。

通过表 9 模型 5A/B 路径系数差异分析的结果可知，索引型营销中消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的总效应相比于类像型营销差异显著 ( $\beta_{类像组} = -0.559$ ,  $\beta_{索引组} = -1.371$ ,  $Dif_{总效应} = 0.812$ ,  $p < 0.01$ )，表明相比于类像型营销，索引型营销会显著增强消费者产品原真感知对态度矛盾性的负向影响，假设 H5 得到验证。

四、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于精细加工模型和皮尔斯符号学相关理论，通过模拟淘宝网景德镇陶瓷杯的销售情境，在基

于有偿问卷调查所获取数据的基础上，采用分组结构方程的方法，实证检验了消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的中介路径及边界条件。得出以下主要结论。

第一，提升消费者的产品原真感知能够降低态度矛盾性。促进消费者购买意愿的提升是降低消费者态度矛盾性的主要目的，由于矛盾态度会贯穿线上消费者消费行为的始终 (潘晓波和黄卫来, 2015<sup>[8]</sup>)，且态度矛盾性是损害消费者购买意愿提升的前因 (王大海等, 2015<sup>[9]</sup>)，因此要提升消费者的购买意愿，不能忽视其矛盾态度的变化。本文证实了产品原真感知在影响消费者矛盾态度变化方面的积极作用，

即伴随着消费者产品原真感知程度的提高,消费者的态度矛盾性会相应降低。这一研究结果印证了消费者态度的积极变化对改善购买意愿具有重要作用的学术探索(Grayson和Martinec,2004<sup>[6]</sup>;Roster和Richins,2009<sup>[24]</sup>),拓展了产品原真感知对消费者购买行为影响的研究在矛盾态度变化领域的理论边界。

第二,消费者产品原真感知通过减少感知风险实现对态度矛盾性的降低。在线上购物情境下,由于缺乏对产品的充分认识并面临欺诈、仿冒等的可能,消费者会感受到更高的感知风险,同时加剧对产品购买的矛盾态度(潘晓波和黄卫来,2015<sup>[8]</sup>)。通过实证研究,本文证实了感知风险是产品原真感知对态度矛盾性影响关系中的机制因素,在消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的过程中起到了完全中介的作用。这一结论诠释了消费者产品原真感知影响态度矛盾性的作用机制,揭示了在降低消费者态度矛盾性的过程中注重减少感知风险的重要性。

第三,消费者产品原真感知对态度矛盾性的影响在类像型和索引型营销的营销情境下存在差异。基于皮尔斯符号学理论,索引型营销通过向消费者展示可信的上下文和一些材料证据,能够帮助其验证产品的原真元素(Grayson和Martinec,2004<sup>[6]</sup>),而这一过程也符合线上购物过程中矛盾态度产生及变化的认知途径(冯小亮等,2013<sup>[43]</sup>)。通过分类情境实验,本研究证实了索引型营销能够帮助消费者形成更强的产品原真感知,并进一步增强了产品原真感知对态度矛盾性的削弱能力。而对于类像型营销来说,虽然其向消费者展示了迎合产品原真概念的图片等,但这一营销类型会更多地激发消费者的经验感知,而非通过认知途径改变消费者产品原真感知对态度矛盾性的影响,因此无法在提升消费者的产品原真感知的同时进一步缓解消费者的态度矛盾性,进而也与索引型营销在调节能力方面产生了显著差异。这一研究结论明确了不同营销类型在调节消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的过程中的差异性,为企业或商家在线上销售原真产品的过程中需要重视营销类型的选择提供了实证依据。

## (二) 管理启示

无疑,我们从上述研究结论可以得到有关企业在线销售原真产品、降低消费者感知风险及态度矛盾性方面的重要实践启示。

首先,采取线上销售方式的企业或商家在销售原真产品时应尽量多地呈现与产品有关的原真元素。基于本研究的结果,消费者的产品原真感知的提升能够有效降低在线购物的感知风险,进而缓解消费者的态度矛盾性。因此,企业或商家可以在商品页面的营销上更多地强调产品产地、工艺等的独特性,帮助消费者增加信任和购买的坚定性。不仅如此,企业或商家还可以通过改善销售网页的配色、字体、配图等的原真性,营造原真性的氛围和感觉;如果条件允许,还能够通过文字、图画等描述产品的历史渊源及工艺等的历史传承来提升消费者的产品原真感知。

其次,在线销售原真产品的企业或商家可以更多地考虑采用索引型营销的方式。异质性分析的结果表明,在线上销售情境下,类像型营销并不能显著提升消费者产品原真感知对态度矛盾性的负向影响,而索引型营销则具备显著增强消费者产品原真感知对态度矛盾性负向影响的能力,调节作用显著。这也预示着企业或商家可以通过在商品页面呈现更多能够佐证商品原真性的上下文来使消费者通过认知途径进行验证。举例来说,销售景德镇陶瓷制品的商家可以在商品页面向消费者呈现附带“景德镇制”印章的产品例图,销售云南咖啡的商家可以在宣传页面帮助消费者对比并验证云南产咖啡的独特色泽等,通过让消费者在页面的上下文中发掘可信赖的材料证据,帮助消费者鉴定营销信息与产品原真性之间的联系,从而更好地激发消费者的产品原真感知。

最后,虽然产品的原真性存在被人为塑造的可能,但企业更应当在合法经营的框架内从事营销活动。消费者在线上购物过程中存在一定的感知风险,不能够完全了解产品的所有信息,但这并不意味着企业或商家可以通过弄虚作假的方式伪造产品的原真要素。正如某知名饮料企业的“福岛白桃”事件一样,企业在饮料宣传中告知了消费者该饮料的部分配料来自核电站核泄露的日本福岛,而当消费者由此产生了“辐食”恐慌之后,企业则又被迫做出了原料非日本产的澄清。合理宣传是企业合法经营的重要组成部分,企业的原真产品营销更应当以事实为基础,敬畏法律、尊重消费者。

## (三) 局限与展望

本文研究了消费者产品原真感知对态度矛盾性的

影响,探索了感知风险在二者影响关系中的中介作用机制,并验证了类像型和索引型营销在这一影响过程中调节作用的差异性。研究局限与展望主要包括以下方面。其一,本研究主要探究的是消费者针对产品的原真感知对态度矛盾性的影响,今后的研究可以从消费者品牌原真感知的角度出发,构造品牌情境,基于品牌设计、品牌宣传等元素,探讨消费者品牌原真感知对购买行为等的影响,并探讨蕴含在其影响关系当中的中介机制及边界条件。其二,本研究虽然验证了

类像型和索引型营销在消费者产品原真感知对态度矛盾性负向影响关系的强化作用,但是并未识别除了认知系统影响以外的其他机制,今后的研究可以基于本文的研究结果进一步探讨类像型和索引型营销效果差异产生的边界原因。其三,本文主要探讨的是线上购物情境下的产品原真感知问题,而线下销售情境中类像型及索引型营销对消费者态度矛盾性的变化所产生的影响及影响能力差异能够成为今后研究的延伸方向。

## 参考文献

- [1] Rose R L, Wood S L. Paradox and the Consumption of Authenticity Through Reality Television [J]. *Journal of Consumer Research*, 2005, 32 (2): 284-296.
- [2] Beverland M B, Farrelly F J. The Quest for Authenticity in Consumption: Consumers' Purposive Choice of Authentic Cues to Shape Experienced Outcomes [J]. *Journal of Consumer Research*, 2010, 36 (5): 838-856.
- [3] Arnould E J, Price L L. Authenticating Acts and Authoritative Performances: Questing for Self and Community [M]. *The Why of Consumption*, Routledge, 2003: 140-163.
- [4] Thompson C J, Aric R, Zeynep A. Emotional Branding and the Strategic Value of the Doppelgänger Brand Image [J]. *Journal of Marketing*, 2006, 70 (1): 50-64.
- [5] Spielmann N, Charters S. The Dimensions of Authenticity in Terroir Products [J]. *International Journal of Wine Business Research*, 2013, 25 (4), 310-324.
- [6] Grayson K, Martinec R. Consumer Perceptions of Iconicity and Indexicality and Their Influence on Assessments of Authentic Market Offerings [J]. *Journal of Consumer Research*, 2004, 31 (2): 296-312.
- [7] Beverland M B. Crafting Brand Authenticity: The Case of Luxury Wines [J]. *Journal of Management Studies*, 2005, 42 (5): 1003-1029.
- [8] 潘晓波,黄卫来. 消费者矛盾性对正面在线口碑信息处理的影响 [J]. *管理学报*, 2015 (3): 446-457.
- [9] 王大海,姚唐,姚飞. 买还是不买——矛盾态度视角下的生态产品购买意向研究 [J]. *南开管理评论*, 2015 (2): 136-146.
- [10] 潘煜,张星,高丽. 网络零售中影响消费者购买意愿因素研究——基于信任与感知风险的分析 [J]. *中国工业经济*, 2010 (7): 115-124.
- [11] Ulin R C. Invention and Representation As Cultural Capital: Southwest French Winegrowing History [J]. *American Anthropologist*, 1995, 97 (3): 519-527.
- [12] 张朝枝,马凌,王晓晓,于德珍. 符号化的“原真”与遗产地商业化——基于乌镇、周庄的案例研究 [J]. *旅游科学*, 2008 (5): 59-66.
- [13] Beverland M B, Lindgreen A, Vink M W. Projecting Authenticity Through Advertising: Consumer Judgments of Advertisers' Claims [J]. *Journal of Advertising*, 2008, 37 (1): 5-15.
- [14] Van den Bosch A L M, De Jong M D T, Elving W J L. How Corporate Visual Identity Supports Reputation [J]. *Corporate Communications: An International Journal*, 2005, 10 (2): 108-116.
- [15] Napoli J, Dickinson S J, Beverland M B, et al. Measuring Consumer-Based Brand Authenticity [J]. *Journal of Business Research*, 2014, 67 (6): 1090-1098.
- [16] Suttikun C, Meeprom S. Examining the Effect of Perceived Quality of Authentic Souvenir Product, Perceived Value, and Satisfaction on Customer Loyalty [J]. *Cogent Business & Management*, 2021, 8 (1). DOI: 10.1080/23311975.2021.1976468.
- [17] Cohen E. Authenticity and Commoditization in Tourism [J]. *Annals of Tourism Research*, 1988, 15 (3): 371-386.
- [18] Otnes C, Lowrey T M, Shrum L J. Toward an Understanding of Consumer Ambivalence [J]. *Journal of Consumer Research*, 1997, 24 (1): 80-93.
- [19] Priester J R, Petty R E. The Gradual Threshold Model of Ambivalence: Relating the Positive and Negative Bases of Attitudes to Subjective Ambivalence [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1996, 71 (3): 431-449.
- [20] 林让,杨宜苗. 矛盾态度对消费者决策过程的影响评述 [J]. *当代经济管理*, 2020 (12): 23-29.
- [21] Olsen S O, Wilcox J, Olsson U. Consequences of Ambivalence on Satisfaction and Loyalty [J]. *Psychology & Marketing*, 2005, 22 (3): 247-269.

- [22] 马艳丽. 冲突的在线评论对消费态度的影响 [J]. 经济问题, 2014 (3): 37-40.
- [23] Onwezen M C, Reinders M J, Sijtsema S J. Understanding Intentions to Purchase Bio-Based Products: The Role of Subjective Ambivalence [J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2017, 52: 26-36.
- [24] Roster C A, Richins M L. Ambivalence and Attitudes in Consumer Replacement Decisions [J]. *Journal of Consumer Psychology*, 2009, 19 (1): 48-61.
- [25] 杨一翁, 孙国辉, 童泽林. 消费者敌意、善意和矛盾态度对消费者出国旅游意向的影响机制: 文化接近性的调节作用 [J]. 中央财经大学学报, 2018 (6): 94-105.
- [26] 黄敏学, 冯小亮, 谢亭亭. 消费者态度的新认知: 二元化的矛盾态度 [J]. 心理科学进展, 2010 (6): 987-996.
- [27] 单春玲, 赵含宇. 网络口碑对消费者态度的影响路径研究——基于矛盾态度视角 [J]. 软科学, 2017 (4): 108-111.
- [28] Livat F, Vaillant N G. Expert Opinion and Brand Reputation: An Analysis from a French Cuban Cigars Guidebook [J]. *Applied Economics Letters*, 2006, 13 (2): 97-100.
- [29] Schamel G. Geography Versus Brands in a Global Wine Market [J]. *Agribusiness: An International Journal*, 2006, 22 (3): 363-374.
- [30] Fritz K, Schoenmueller V, Bruhn M. Authenticity in Branding-Exploring Antecedents and Consequences of Brand Authenticity [J]. *European Journal of Marketing*, 2017, 51 (2): 324-348.
- [31] Choi D, Seo Y, Septianto F, et al. Luxury Customization and Self-Authenticity: Implications for Consumer Wellbeing [J]. *Journal of Business Research*, 2022, 141: 243-252.
- [32] Oh H, Prado P H M, Korelo J C, et al. The Effect of Brand Authenticity on Consumer-brand Relationships [J]. *Journal of Product and Brand Management*, 2019, 28 (2): 231-241.
- [33] Moulard J G, Raggio R D, Folse J A G. Brand Authenticity: Testing the Antecedents and Outcomes of Brand Management's Passion for Its Products [J]. *Psychology & Marketing*, 2016, 33 (6): 421-436.
- [34] 潘勇, 孔栋. 基于消费者网络感知风险的BtoC电子商务信任分析 [J]. 情报杂志, 2008 (4): 100-102.
- [35] 贺明华, 梁晓蓓, 肖琳. 共享经济监管机制对感知隐私风险、消费者信任及持续共享意愿的影响 [J]. 北京理工大学学报 (社会科学版), 2018 (6): 55-64.
- [36] Firat A F, Venkatesh A. Liberatory Postmodernism and the Reenchantment of Consumption [J]. *Journal of Consumer Research*, 1995, 22 (3): 239-267.
- [37] Moulard J, Babin B J, Griffin M. How Aspects of a Wine's Place Affect Consumers' Authenticity Perceptions and Purchase Intentions: The Role of Country of Origin and Technical Terroir [J]. *International Journal of Wine Business Research*, 2015, 27 (1): 61-78.
- [38] 季海宏. 皮尔斯符号学 and 国内外研究现状 [J]. 俄罗斯文艺, 2014 (2): 85-90.
- [39] 刘小波. 流行音乐产业的符号学研究 [M]. 四川大学出版社, 2019: 145.
- [40] Ewing D R, Allen C T, Ewing R L. Authenticity As Meaning Validation: An Empirical Investigation of Iconic and Indexical Cues in a Context of "Green" Products [J]. *Journal of Consumer Behaviour*, 2012, 11 (5): 381-390.
- [41] De Kerviler G, Heuvinck N, Gentina E. "Make an Effort and Show Me the Love!" Effects of Indexical and Iconic Authenticity on Perceived Brand Ethicality [J]. *Journal of Business Ethics*, 2022, 179 (1): 89-110.
- [42] 高海霞, 张敏. 消费者矛盾态度研究综述与展望 [J]. 外国经济与管理, 2016 (2): 62-74.
- [43] 冯小亮, 黄敏学, 张音. 矛盾消费者的态度更容易受外界影响吗——不同态度成份的变化差异性研究 [J]. 南开管理评论, 2013 (1): 92-101.
- [44] Fornell C, Larcker D F. Structural Equation Models With Unobservable Variables and Measurement Error: Algebra and Statistics [J]. *Journal of Marketing Research*, 1981, 18 (3): 382-388.
- [45] Lam L W. Impact of Competitiveness on Salespeople's Commitment and Performance [J]. *Journal of Business Research*, 2012, 65 (9): 1328-1334.

(责任编辑: 邵霖 张安平)



# 客户异质性和科技企业创新效率影响机理探究

## ——异质性人力资本的调节作用

Customer Heterogeneity and Enterprise Innovation Efficiency:  
The Regulatory Role of Heterogeneous Human Capital

张珺涵 罗津 罗守贵 李文

ZHANG Jun-han LUO Jin LUO Shou-gui LI Wen

**[摘要]** 客户异质性和科技企业研发人员创新效率和研发经费使用效率产生影响, 从而影响企业的整体创新效率, 同时内部异质性人力资本从不同方向调节这种影响。笔者通过收集 2008—2017 年 35 051 家科技企业 131 192 个样本点的非平衡面板数据, 采用工具变量法, 依据认知负荷理论、投资决策选择理论等, 构建客户异质性影响企业创新效率研究模型, 将企业创新效率细分为研发人员创新效率和研发资金使用效率, 实证检验客户异质性和企业两种要素创新效率的影响及内部异质性人力资本的调节作用。结果证实: 客户异质性带来的研发人员认知负荷及研发投入瞄准有效需求的挑战不利于研发人员创新效率和研发经费使用效率的提升; 企业内部异质性人力资本带来的沟通、协调问题加剧了客户异质性带来的研发人员认知负荷; 企业内部异质性人力资本带来的广泛知识基础改善了客户异质性带来的研发投入瞄准有效需求的困境。本文探究客户异质性和科技企业创新效率影响机理的研究结论, 拓展了客户异质性影响企业创新的边际内涵, 有助于为企业通过客户异质性管理提升创新效率提供理论依据。

**[关键词]** 客户异质性 研发经费使用效率 研发人员创新效率 异质性人力资本

**[中图分类号]** F270.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0123-11

**Abstract:** The mechanism of the impact of customer heterogeneity on enterprise innovation efficiency partly lies in that it has an impact on the innovation efficiency of enterprise R&D personnel and the use efficiency of R&D funds, then affects the overall innovation efficiency of enterprises, and the internal heterogeneous human capital of an enterprise can adjust this impact from different directions. By collecting the non-balance panel data of 1 331 192 sample points of 35 051 technology enterprises from 2008 to 2017, According to the cognitive load theory and R&D investment selection theory, We construct the research model of customer heterogeneity affecting enterprise innovation efficiency. The innovation efficiency of the enterprise is divided into the innovation efficiency of R&D personnel and the use efficiency of R&D funds. the author used the instrumental variable method to test the impact of customer heterogeneity on the innovation efficiency of the two elements and the regulating role of internal human capital heterogeneity in this process. The results confirm that: customer heterogeneity increases the R&D personnel cognitive load and the difficulty of R&D investment aimed at effective demand, that is not conducive to enterprise human and capital innovation efficiency, the communication and coordination problems caused by the heterogeneity of human capital within an enterprise aggravate the cognitive load brought by customer heterogeneity, at the same time, the extensive knowledge base brought by human capital heterogeneity alleviates the challenge of R&D investment targeting effective needs brought by customer heterogeneity. This study expands the marginal connotation of customer heterogeneity affecting the innovation and provide a theoretical basis for technology enterprises to improve the innovation efficiency through customer heterogeneity management.

**Key words:** Customer heterogeneity R&D expenditure efficiency R&D personnel innovation efficiency Heterogeneous human capital

**[收稿日期]** 2022-06-25

**[作者简介]** 张珺涵, 女, 1987年3月生, 上海立信会计金融学院金融学院讲师, 经济学博士, 主要研究方向为创新战略管理; 罗津, 男, 1989年1月生, 上海交通大学城市治理研究院助理研究员, 管理学博士, 主要研究方向为创新管理; 罗守贵, 男, 1963年3月生, 上海交通大学安泰经济与管理学院教授, 经济学博士, 博士研究生导师, 主要研究方向为城市与区域经济发展; 李文, 女, 1982年7月生, 上海立信会计金融学院金融学院讲师, 经济学博士, 主要研究方向为城市与区域经济发展。本文通讯作者为李文, 联系方式为 wenli@126.com。

**[基金项目]** 上海市软科学重点项目“上海市科技企业需求拉动与技术推动创新的耦合机制及政策优化研究”(项目编号: 21692196900)。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

揭示客户异质性影响企业创新效率的机理,是一个目前学术界亟待探究的课题。客户资源作为创新链上重要的需求拉动因素,对于企业创新效率和质量的提升有重要作用(Alexiev等,2016<sup>[1]</sup>;Xie和Li,2015<sup>[2]</sup>;卢远瞩等,2022<sup>[3]</sup>;柳卸林等,2018<sup>[4]</sup>)。传统上,企业并不重视客户异质性,相对而言更倾向依赖标准化战略识别和服务同质化客户,并强调客户的集中及规模经济(Palmatier和Crecelius,2019<sup>[5]</sup>;吴祖光等,2017<sup>[6]</sup>)。随着经济全球化和数字经济的发展,由客户之间偏好和行为的差异引起的客户异质性越来越高(Palmatier和Crecelius,2019<sup>[5]</sup>)。客户异质性作为创新成果来源和推动力的作用受到学术界的关注(Wijekoon等,2021<sup>[7]</sup>;Palmatier和Crecelius,2019<sup>[5]</sup>;Cui和Wu,2016<sup>[8]</sup>)。知识基础理论认为,客户异质性带来丰富的客户知识、客户参与的解决方案等,可以增加企业研发人员的创新活力,有利于企业创新效率的提升(Wijekoon等,2021<sup>[7]</sup>;Alexiev等,2016<sup>[1]</sup>;Ye等,2012<sup>[9]</sup>)。基于认知负荷理论可知,客户异质性带来的大量无序信息、相互矛盾的需求以及资源约束,往往会超过企业研发人员的认知负荷,不利于企业创新效率的提升(Zhang和Xiao,2020<sup>[10]</sup>;Oinonen等,2018<sup>[11]</sup>)。投资决策选择理论指出,客户异质性的存在为研发资金瞄准有效需求提出了挑战(Huang等,2019<sup>[12]</sup>),但客户异质性又能降低研发投资的失败率,有利于创新效率的提升(Mansfield等,1981<sup>[13]</sup>),即客户异质性对企业创新的影响具有两面性,对客户异质性的有效管理能够有效提升企业的创新效率(Miron-Spektor等,2018<sup>[14]</sup>)。目前学术界针对企业如何有效管理客户异质性进而提升创新效率的研究成果中,已有学者指出人力资本的异质性使企业具有更强的外部创新知识消化吸收能力(张珺涵等,2019<sup>[15]</sup>;Marimuthu等,2009<sup>[16]</sup>;Cohen和Levinthal,1990<sup>[17]</sup>),能够提升企业对异质性客户资源的利用能力。但是,在客户异质性对企业创新效率产生影响的过程中,企业内部异质性人力资本如何发挥作用仍然缺乏探讨。基于此,我们根据认知负荷理论、投资决策选择理论构建客户异质性对科技企业创新效率产生影响的研究模型,收集微观企业数据,采用工具变量法实证检验科技企业客户

异质性对创新效率的影响以及异质性人力资本的调节作用。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 客户异质性对于企业创新效率的影响

客户异质性强调客户的需求和知识不同(Wijekoon等,2021<sup>[7]</sup>)。Cui和Wu(2016)<sup>[8]</sup>指出客户异质性是客户对产品需求的差异程度,即每个客户对产品特点和规格等都有独特的偏好。Fuller等(2014)<sup>[18]</sup>指出,客户的技能、经验和背景高度异质,这种高度的知识异质性影响了客户对产品创新的接受和支付意愿。客户的这些意愿会影响产品、工艺创新的重点和演变,从而影响企业的创新效率。在企业创新活动中,人力资本随着服务客户数的增加而增加。研发经费支出对人力资本而言,是一笔相对固定的前期投资。这笔投资可以在服务的总客户数上摊销,而人力资本却不能。考虑到客户偏好的异质性以及两种投入要素的不同性质,本研究分析客户异质性对研发人员的创新效率和研发经费的使用效率两种投入要素创新效率的影响(Ba等,2010<sup>[19]</sup>)。

随着客户异质性对企业创新活动影响的深入,认知负荷理论指出,较高的客户异质性会带来庞大又复杂的客户需求信息,致使企业需要投入大量人力去了解并整合这些信息,在创新活动的认知阶段耗费大量精力,从而导致企业在创新活动的关键环节即创新商业化阶段的精力投入不足(Cheng等,2020<sup>[20]</sup>)。高度的客户异质性不利于企业研发人员创新效率的提升。一方面,随着信息技术的发展,创新活动的周期越来越短,激烈的市场竞争促使企业必须尽可能快地向客户提供所需要的产品和服务。由于异质性客户使企业必须维持广泛的产品线以配合客户多样化的需求,故客户异质性带来不断增加的认知负荷。这可能会削弱企业研发人员在给定时间内关注和理解各种客户需求和偏好的能力,也会延长创新活动的认知环节(Corsaro和Cantù,2015<sup>[21]</sup>),不利于创新效率的提升。另一方面,客户异质性会增加客户信息黏性带来的信息获取难度。面对独特的客户需求,企业更倾向于使用定制化策略从客户那里获得他们的需求和偏好信息。这些与客户相关的信息可能具有“黏性”,即从客户那里获得精确和有意义的信息是昂贵且富有挑战的。建立信任、沟通和承诺是降低客户信息“黏

性”的基础，但需要对客户的角色、时间、频率和强度有深刻的理解（Wu等，2018<sup>[22]</sup>）。客户异质性的存在往往使企业无法捕捉顾客的真实动机来促进创新（Brhel等，2015<sup>[23]</sup>）。

基于研发投资决策选择理论，从最优的研发投资决策来说，客户异质性对研发投资瞄准有效需求提出了挑战（Ba等，2010<sup>[19]</sup>）。不同客户对企业产品和服务的选择会影响企业的研发投资决策。销售相似产品或者服务的企业，其核心技术往往大同小异。但是，对于功能相似的产品或者服务，不同客户在性能、质量、外观、配置等方面的需求会有所差异。在激烈的市场竞争中，企业必须考虑如何满足不同客户的不同需求以实现其产品的商业化。例如企业可以根据客户的偏好或选择行为，选择能够最大化其产品商业化程度的产品等级和组合进行研发投资，以实现销量或者市场份额最大化（Huang等，2019<sup>[12]</sup>）。基于共同核心技术的产品多样化研发投资是满足客户异质性需求的重要路径，但这会为研发投资瞄准有效需求提出挑战，影响企业的创新效率。

综上，客户异质性程度的上升，会增加研发人员的认知负荷，也会增加研发资金瞄准有效需求的难度。因此，研发人员的创新效率和研发经费的使用效率会降低，企业整体的创新效率也会降低。故本研究提出如下假设：

**H1:** 客户异质性负向影响企业创新效率。

**H1a:** 客户异质性负向影响企业研发人员创新效率。

**H1b:** 客户异质性负向影响企业研发经费使用效率。

(二) 人力资本的调节作用对企业创新效率的影响

异质性人力资本会影响企业员工之间以及企业员工与外部利益相关者之间的沟通和协调（Weber和Camerer，2003<sup>[24]</sup>）。不断增加的异质性人力资本会增加公司内部以及企业与外部利益相关者互动、沟通和协调的难度，还会降低人际吸引力、心理承诺、群体间联系和群体一致性，甚至会引发冲突和矛盾，影响企业的凝聚力和协作绩效。这会加剧客户异质性带来的认知负荷，不利于企业研发人员创新效率的提升（Georgakakis等，2017<sup>[25]</sup>）。

技术创新的成本主要来自两个方面，创新失败所

遭受的损失和成功创新所需要的固定投资。许多研究表明技术创新的失败率非常高。比如化学、制药、石油和电子产品开发等领域，只有非常少的研究项目实现了成功的商业化（Mansfield等，1981<sup>[13]</sup>）。异质性人力资本带来广泛的知识基础使企业可根据异质性客户的偏好或选择行为，选择在哪些等级的产品上进行研发投资，降低了创新的失败率，能够一定程度上缓解客户异质性对研发投资瞄准有效需求的挑战，有利于企业内部研发经费使用效率的提升（Corritore等，2020<sup>[26]</sup>；Mobasser等，2017<sup>[27]</sup>；Stark，2011<sup>[28]</sup>；Samila和Sorenson，2017<sup>[29]</sup>）。但本研究仍然认为，虽然异质性人力资本带来的广泛知识基础一定程度上缓解了研发投资瞄准有效需求的困境，但异质性人力资本带来的知识负荷加剧了客户异质性带来的知识负荷对企业创新效率的不利影响，使得企业主要精力仍然停留在对客户需求的认知和整合中，在创新商业化阶段投入精力不足，不能及时实现创新商业化满足有效需求。异质性人力资本在客户异质性对于研发人员创新效率影响中消极的调节作用大于积极的调节作用，即整体上还是加剧了客户异质性对企业创新效率的消极影响。因此，本研究提出以下研究假设：

**H2:** 异质性人力资本加剧了客户异质性对企业创新效率的消极影响。

**H2a:** 异质性人力资本加剧了客户异质性对企业内部研发人员创新效率的消极影响。

**H2b:** 异质性人力资本有利于缓解客户异质性对企业研发经费使用效率的消极影响。

基于以上文献综述和研究假设，本研究提出客户异质性对企业创新效率影响的研究模型（图1）。将创新效率按照投入的研发人力和研发资金的要素差异，分为研发人员创新效率和研发经费使用效率。基于研发人员的认知负荷和研发投资决策中瞄准有效需求的挑战，客户异质性不利于企业这两种创新要素的创新效率和企业整体的创新效率的提升。异质性人力

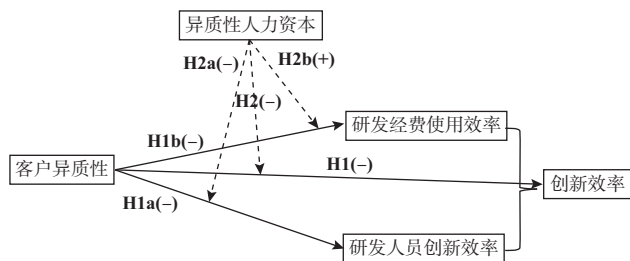


图1 客户异质性对企业创新效率影响的研究模型

资本带来的研发人员和企业内部交流、沟通的复杂性会加剧客户异质性对于企业研发人员创新效率和整体创新效率的消极影响；而异质性人力资本带来的知识广泛性会缓解企业研发投资决策中瞄准有效需求受到的挑战，有利于缓解客户异质性对企业研发经费使用效率的消极影响。即客户异质性对于企业创新效率的影响，从异质性人力资本调节作用的角度，表现出了两面性。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

为了更好地服务企业的科技活动，上海市科学技术委员会每年对全市范围内从事科技活动的企业进行创新和经营情况的统计<sup>①</sup>。该年度统计数据包含企业的科技创新投入、科技成果、经济产出等相关信息。本研究根据统计口径选取 2008—2017 年数据，剔除部分利润为负、总收入非正以及一些异常值的无效数据，最终得到 35 051 家科技企业 131 192 个样本点，构成了一个非平衡面板数据库。

#### (二) 变量选取

##### 1. 解释变量。

**客户异质性：**客户的技能、经验和背景高度异质，导致了他们的知识差异。这种异质性影响了客户对产品创新的接受和支付意愿，带来的知识和需求差异会影响产品和工艺创新的相对重点和演变（Fuller 等，2014<sup>[18]</sup>）。不同细分市场特别是跨国和跨地区市场带来的客户经验、背景的差异，一定程度上反映了企业客户的知识异质性（Nahuis 等，2012<sup>[30]</sup>）。本研究用企业产品或服务投向区域的种类差异反映企业的客户异质性，认为来自不同区域和市场的客户，具有不同的技能、经验和背景。企业的产品或服务市场的区域分布越广泛，其客户异质性越高。本研究将企业的产品或服务投向区域分为 3 类：海外、国内和本市。企业产品或服务投向区域 3 种都有的情况记为 3，有 2 种的记为 2，只有 1 种的记为 1。在这种情况下，异质性指数范围从 1（产品或者服务只投向一个区域）到 3（产品或者服务同时投向三个区域）。数值越高，企业客户异质性越高。

**异质性人力资本：**企业人力资本的异质性是指企

业员工的差异性。这种差异可以基于共同的特征变量，显示他人与自己不同（Dayan 等，2017<sup>[31]</sup>）。本研究借鉴 Zouaghi 等（2020）<sup>[32]</sup>的研究，用职称差异度体现的人力资本技能异质性衡量人力资本异质性。技能异质性根据三种不同的职称进行分类，包括高级技术职称、中级技术职称和其他。技能异质性指数可以从 0（企业内部只有一种技术职称的人力资本）到 3（高级技术职称、中级技术职称和其他都有）。数值越高，异质性人力资本越高。

##### 2. 被解释变量。

**创新效率：**越来越多的企业通过高新科技来提升产品的创意水平和技术含量，达到更高质量的企业创新（余吉安等，2020<sup>[33]</sup>）。Bonner 和 Walker Jr（2004）<sup>[34]</sup>研究指出客户异质性能对产品创新产生影响，产品创新被定义为产品的质量、特性、技术性能和满足客户需求的能力。为了更真实地衡量企业的创新效率，本研究从产品的技术性能出发，采用已经实现创新商业化的高新技术产品（服务）收入占总收入的比例来衡量企业整体创新效率。

**研发经费使用效率：**企业创新的成功是以创新成果的成功商业化为前提，只有能转化为产能的创新活动才能体现企业的真实创新能力。基于创新价值链理论，本研究借鉴赖红波和施浩（2020）<sup>[35]</sup>的成果转化效率衡量方法，采用高新技术产品（服务）收入/研发经费投入额来衡量企业的研发经费使用效率。

**研发人员创新效率：**同样借鉴赖红波和施浩（2020）<sup>[35]</sup>的成果转化效率衡量方法，采用高新技术产品（服务）收入/科技活动人员数来衡量企业的研发人员创新效率。

另外，戴魁早和刘友金（2016）<sup>[36]</sup>指出，在创新活动过程中，较大规模的企业更有可能产生创新的规模经济效应，因而可能有着较高的创新效率。对于中国这样市场经济尚不成熟的国家而言，产权结构也是影响创新效率的特殊因素，同时年龄（柳卸林等，2018<sup>[4]</sup>）、行业（张珺涵和罗守贵，2020<sup>[37]</sup>）、是否为高新技术企业也会对企业创新效率产生影响，本研究将它们作为控制变量。具体变量意义，如表 1 所示。

<sup>①</sup> 统计途径和方法：<http://stesm.sh.gov.cn/zwgk/tzgs/zhtz/20190423/0016-153934.html>，该统计口径在 2017 年之后发生改变。

表1 变量表

变量	变量	变量	变量含义
类型	代码	名称	
被解释变量	<i>hts</i>	创新效率	高新技术产品（或服务）收入/总收入
	<i>the</i>	研发经费使用效率	高新技术产品（或服务）收入/研发经费投入
	<i>eape</i>	科技成果转化效率	高新技术产品（服务）收入/科技产出总和
	<i>htp</i>	研发人员创新效率	高新技术产品（或服务）收入/科技活动人员数
解释变量	<i>sty</i>	客户异质性	产品投向区域种类（海外，上海，国内其他地区，三类都有记为3，只有两类记为2，只有一类记为1）
	<i>sty3</i>	客户异质性三期滞后变量	$sty3 = sty[_n-3]$
	<i>hmd</i>	异质性人力资本	技能异质性（高级技术职称、中级技术职称及其他的种类，三类都有记为3，只有两类记为2，只有一类记为1）
	<i>pst</i>	异质性人力资本（稳健性检验）	教育异质性（企业员工受教育水平博士、硕士、本科及本科以下人员，四类都有记为4，三类都有记为3，只有两类记为2，只有一类记为1）
	<i>hmdstyx</i>	$hmd \times styx$	去中心化人力资本技能异质性和去中心化客户异质性的交互项
	<i>pststyx</i>	$pst \times styx$	去中心化人力资本教育异质性和去中心化客户异质性的交互项
	<i>hmdc_styx</i>	$c\_hmd \times c\_styx$	去中心化人力资本技能异质性和去中心化客户异质性的交互项
	<i>pstc_styx</i>	$c\_pst \times c\_styx$	去中心化人力资本教育异质性和去中心化客户异质性的交互项
控制变量	<i>age</i>	企业年龄	2018—企业成立时间
	<i>emp</i>	企业规模	企业年末从业人员数（千人）
	<i>ind</i>	行业变量	按照《国民经济行业分类（GB/T 4754—2017）》的四位行业代码分类
	<i>pro</i>	经济类型	1代表国有，2代表集体所有，3代表法人所有，4代表私有，5代表港澳台，6代表外资。
	<i>ht</i>	是否为高新技术企业	虚拟变量：1代表是高新技术企业，0代表不是高新技术企业

（三）模型构建

本研究聚焦客户异质性对于企业创新效率的影响，采用豪斯曼检验确定面板数据模型对固定效应和随机效应的选择，检验结果支持采用固定效应模型进行实证检验。由于本研究样本的年份跨度较短，因此不考虑动态面板的情况。

采用固定效应模型来检验研究假设1，将模型设定为：

$$hts_{it} = \beta_0 + \beta_1 sty_{it} + \beta_2 hmd_{it} + \beta_3 age_{it} + \beta_4 emp_{it} + \beta_5 ind_{it} + \beta_6 pro_{it} + \beta_7 ht_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$htp_{it} = \beta_0 + \beta_1 sty_{it} + \beta_2 hmd_{it} + \beta_3 age_{it} + \beta_4 emp_{it} + \beta_5 ind_{it} + \beta_6 pro_{it} + \beta_7 ht_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$the_{it} = \beta_0 + \beta_1 sty_{it} + \beta_2 hmd_{it} + \beta_3 age_{it} + \beta_4 emp_{it} + \beta_5 ind_{it} + \beta_6 pro_{it} + \beta_7 ht_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $hts_{it}$ 指企业整体创新效率， $htp_{it}$ 指企业的内部科技人员研发效率， $the_{it}$ 指企业的内部研发经费使用效率， $sty_{it}$ 指客户的异质性， $hmd_{it}$ 指企业内部异质性人力资本，其他变量为控制变量。模型（1）是考察

客户异质性对于企业整体创新效率的影响。模型（2）考察客户异质性对于企业研发人员创新效率的影响，模型（3）考察客户异质性对于企业研发经费使用效率的影响。

研究假设2旨在说明在客户异质性对创新效率产生影响的过程中企业内部异质性人力资本具有调节作用。即异质性人力资本为调节变量。为了验证该研究假设，本研究在研究假设1的模型设定基础上，通过客户异质性与异质性人力资本交乘项的引入，考察这种调节作用。具体模型设定如下：

$$hts_{it} = \beta_0 + \beta_1 sty_{it} + \beta_2 hmd_{it} + \beta^* hmdstyx_{it} + \beta_3 age_{it} + \beta_4 emp_{it} + \beta_5 ind_{it} + \beta_6 pro_{it} + \beta_7 ht_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$htp_{it} = \beta_0 + \beta_1 sty_{it} + \beta_2 hmd_{it} + \beta^* hmdstyx_{it} + \beta_3 age_{it} + \beta_4 emp_{it} + \beta_5 ind_{it} + \beta_6 pro_{it} + \beta_7 ht_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$the_{it} = \beta_0 + \beta_1 sty_{it} + \beta_2 hmd_{it} + \beta^* hmdstyx_{it} + \beta_3 age_{it} + \beta_4 emp_{it} + \beta_5 ind_{it} + \beta_6 pro_{it} + \beta_7 ht_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中  $hmdstyx_{it}$  为  $sty_{it}$  和  $hmd_{it}$  的交乘项。异质性人力资本作为客户异质性对企业创新效率影响的调节变量，

需要满足以下条件：一是在模型（1）、（2）、（3）中，客户异质性显著影响创新效率。二是在模型（4）、（5）、（6）中， $sty_{it}$ 和 $hmd_{it}$ 的交乘项 $hmdsty_{it}$ 显著影响企业的整体创新效率以及研发人员和研发资金这两种投入要素的创新效率。

#### 四、实证结果分析

##### （一）描述性统计

表2展示了本文解释变量和被解释变量的描述性

统计。样本企业的平均年龄为8.5岁，其中内资企业占比85.18%，港澳台和外资企业占比14.82%。在样本企业中，23.1%的企业为高新技术企业。客户异质性指标的样本分布如表3所示，85.07%的样本客户异质性为1，即产品或服务只投向一个区域，且其中68.33%是投向国内其他地区。总样本中，63.75%投向国内其他地区，32.8%投向上海本地，7.38%投向海外。客户区域分布在相对集中的基础上显示出了一定的异质性。

表2 变量描述性统计表

变量	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>hts</i>	创新效率	131 192	0.309	0.414	0	1
<i>htp</i>	研发人员创新效率	131 192	605.268	4 478.491	0.011	917 307
<i>the</i>	研发经费使用效率	131 192	7 032.754	12 692.650	1	45 036
<i>sty</i>	客户异质性	131 192	1.170	0.434	1	3
<i>hmd</i>	异质人力资本	131 192	1.896	0.871	1	3
<i>age</i>	企业年龄	131 192	8.485	11.633	1	116
<i>pro</i>	经济类型	131 192	2.931	1.345	1	6
<i>ind</i>	行业变量	131 192	5 659.048	2 280.408	0	9 720
<i>emp</i>	企业规模	131 192	81.167	365.294	0	34 321
<i>ht</i>	是否为高新技术企业	131 192	0.231	0.421	0	1

表3 客户异质性样本分布

变量	特征值	样本占比	变量	投向区域	总样本投向区域占比	客户异质性为1的投向区域占比	客户异质性为2的样本占比
客户异质性	1	85.07%	客户异质性	国内其他地区	63.75%	68.33%	98.66%
	2	12.53%		上海	32.80%	28.51%	79.73%
	3	2.40%		海外	7.38%	3.17%	21.61%
合计	—	100.00%	—	—	—	100.00%	—

##### （二）客户异质性对企业创新效率的影响

本部分依据模型（1）、模型（2）、模型（3），以客户异质性（ $sty_{it}$ ）的三期滞后变量为工具变量。对于面板数据来说，固定效应模型在一定程度上可以缓解因为遗漏变量造成的内生性，但客户异质性与企业创新效率之间有互为因果的可能，即企业创新效率的提高会提升企业产品的市场适应性，甚至促成新产品的推出创造一个新市场（Darroch和Miles，2011<sup>[38]</sup>），从而提升企业客户的异质性。根据熊彼特的创新周期理论，创新并非连续平稳地出现，而是时断时续存在周期性。熊彼特据此提出了长、中、短三个经济周期，其中短周期为40个月的

基钦短周期。随着信息技术的发展，创新活动的周期越来越短，激烈的市场竞争使得企业必须尽可能快地向客户提供需要的产品和服务（Da Silva等，2011<sup>[39]</sup>）。同时，企业的市场策略一般具有相对稳定性，企业客户异质性的变化会快于创新的变化。企业三年前的客户异质性只能通过影响现在的客户异质性对企业当前的创新效率产生影响，不会和企业现在的创新效率直接相关。因此，本研究在固定效应的基础上，选取客户异质性变量滞后三期的变量为工具变量，采用工具变量法进行回归分析。

工具变量法作为两阶段最小二乘法的特例，遵循两阶段最小二乘法的思路，分两阶段进行回归。第一

阶段把内生变量客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 作为被解释变量, 对工具变量客户异质性三期滞后变量 ( $sty3_{it}$ ) 进行回归。第二阶段将由第一阶段得出的客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 变量的预测变量作为解释变量, 对企业创新效率 ( $hts_{it}$ 、 $htp_{it}$ 、 $the_{it}$ ) 变量进行回归。工具变量法背后的逻辑为内生解释变量客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 可分为两部分, 由工具变量客户异质性三期滞后变量 ( $sty3_{it}$ ) 造成的外生部分和与扰动项相关的内生部分。第一阶段是通过外生的客户异质性三期滞后变量 ( $sty3_{it}$ ) 的预测回归, 得到客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 变量的外生部分。第二阶段是把被解释变量企业创新效率 ( $hts_{it}$ 、 $htp_{it}$ 、 $the_{it}$ ) 对解释变量客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 中的外生部分进行回归, 消除偏误得到一致估计。

本研究采用工具变量法, 验证客户异质性 ( $sty_{it}$ )

对企业创新效率, 即整体创新效率 ( $hts_{it}$ ) 的影响、对企业的内部科技人员研发效率 ( $htp_{it}$ )、对企业的内部研发经费使用效率 ( $the_{it}$ ) 的影响。结果如表 4 所示。

列 (1) 的结果显示客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 在 1% 的显著性水平上对整体创新效率 ( $hts_{it}$ ) 有显著的负向影响, 模型结果支持原假设 H1。列 (2) 也显示客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 在 1% 的显著性水平上对企业的内部科技人员研发效率 ( $htp_{it}$ ) 有显著的负向影响, 模型结果支持原假设 H1a。列 (3) 结果显示客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 对于企业的内部研发经费使用效率 ( $the_{it}$ ) 也有负向的影响, 但结果不显著, 未显著支持原假设 H1b。但却显示异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 显著正向影响企业的创新效率。

表 4 客户异质性、异质性人力资本对企业创新效率影响的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>hts</i>	<i>htp</i>	<i>the</i>	<i>hts</i>	<i>htp</i>	<i>the</i>
<i>sty</i>	-0.440*** (0.0264)	-1.369*** (258.7)	-679.2 (644.1)	-0.360*** (0.0389)	-1.095*** (262.9)	-949.9 (606.2)
<i>hmd</i>	0.0881*** (0.00494)	180.5*** (48.52)	1300*** (120.8)	0.0254*** (0.00883)	-33.64 (59.60)	1512*** (137.4)
<i>hmdc_styx</i>				-0.877*** (0.108)	-2.990*** (727.2)	2.957* (1.677)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	131192	131192	131192	131192	131192	131192
企业数	35051	35051	35051	35051	35051	35051
Anderson canon. corr. LM statistic	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Cragg-Donald Wald F statistic	833.8	833.8	833.8	62.20	62.20	62.20

注: 括号内为 *t* 值; \*\*\* 代表 1% 的显著性水平, \*\* 代表 5% 的显著性水平, \* 代表 10% 的显著性水平。下同。

列 (1)、列 (2)、列 (3) 分别验证客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 与异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 的交互 ( $hmdsty_{it}$ ) 对企业创新效率, 即整体创新效率 ( $hts_{it}$ )、企业的内部科技人员研发效率 ( $htp_{it}$ )、企业的内部研发经费使用效率 ( $the_{it}$ ) 的影响。为了防止交互变量 ( $hmdsty_{it}$ ) 与客户异质性 ( $sty_{it}$ )、异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 存在高度共线性使模型估计产生偏差, 本研究对客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 与异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 进行中心化修正, 通过中心化可以降低交互项与自变量和调节变量之间的相关性, 同时也不会影响模型的估计结果。本研究分别将客户异质性工具变量 ( $sty_{it}$ ) 与异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 进行去中心化, 得到两个新变量  $c\_sty_{it}$  和  $c\_hmd_{it}$ , 然后生成一个中心

化后的交互项  $hmdc\_sty_{it}$  ( $hmdc\_sty_{it} = c\_hmd_{it} \times c\_sty_{it}$ ), 再进行工具变量法回归。客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 的三期滞后工具变量 ( $sty3_{it}$ ) 和交互项也做相应的中心化转换。回归结果如表 4 中列 (4)、列 (5)、列 (6) 所示。

列 (4) 的交互项 ( $hmdc\_sty_{it}$ ) 结果显示, 异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 加剧了客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 对企业整体创新效率 ( $hts_{it}$ ) 的负向影响, 支持原假设 H2。

列 (5) 的交互项 ( $hmdc\_sty_{it}$ ) 结果也显示, 异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 负向调节客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 对企业内部科技人员研发效率 ( $htp_{it}$ ) 的影响, 即异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 的存在加剧了客户

异质性 ( $sty_{it}$ ) 为企业带来的知识负荷, 支持原假设 H2a。

列 (6) 的交互项 ( $hmdc\_sty_{it}$ ) 结果显示, 客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 正向调节异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 对企业的内部研发经费使用效率 ( $the_{it}$ ) 的积极影响, 即客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 的存在进一步夯实了异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 的知识基础作用, 有利于企业内部研发经费使用效率 ( $the_{it}$ ) 的提升。基本支持原假设 H2b 关于异质性人力资本对于客户异质性的调节作用, 更多地表现为客户异质性在异质性人力资本对企业研发经费使用效率影响中具有调节作用。

### (三) 工具变量相关性检验

#### 1. 不可识别检验。

不可识别检验的原假设是秩条件不成立, 即工具变量与内生变量不相关。为了确定工具变量即客户异质性的三期滞后变量  $sty3$  和内生变量  $sty$  是否相关, 在进行两阶段的工具变量法回归时, 确定是否可识别的 Anderson canon. corr. LM statistic 的  $P$  值如表 4 所示, 所有回归的  $P$  值均为 0.000, 即显著拒绝原假设, 认为工具变量和解释变量相关, 工具变量选择较为合理。

#### 2. 弱工具变量检验。

如果存在弱工具变量, 即工具变量和内生变量之间相关性弱, 也可能会影响模型估计的准确性。为了检验工具变量和内生变量之间是否存在弱相关, 提出原假设即工具变量和内生变量之间相关性弱。工具变量法回归结果中的 Cragg-Donald Wald F statistic 的  $F$  值 (表 4 所示) 均大于 60, 即显著拒绝工具变量和内生变量之间弱相关性的原假设, 工具变量与内生变量之间相关度较高。

由于本研究中工具变量仅有一个, 工具变量中的过度识别检验没有意义, 综合不可识别检验及弱工具变量检验结果, 显示工具变量的选取较为可靠。

### (四) 内生性检验

为了确定客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 的内生性问题, 使用 Durbin-Wu-Hausman 进行内生性检验, 结果如表 4 所示。

第一步, 将客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 变量作为被解释变量, 将三期滞后的客户异质性 ( $sty3_{it}$ ) 和其他外生解释变量作为解释变量进行回归, 得到回归残差  $Resid$ 。

第二步, 将残差  $Resid$  和所有的解释变量放入原先的主回归方程即模型 (1)、模型 (3)、模型 (5) 进行回归 (包括客户异质性变量  $sty_{it}$  和其他外生解释

变量, 但不包含工具变量  $sty3_{it}$ )。最终残差项  $Resid$  的回归系数检验结果显示, 模型 (1):  $t = -33.10$ ,  $p = 0.000$ ; 模型 (3):  $t = -4.17$ ,  $p = 0.000$ ; 模型 (5):  $t = 0.000$ ,  $p = 0.997$ 。以上检验大部分显著, 说明客户异质性 ( $sty$ ) 确实具有内生性。

### (五) 稳健性检验

本部分采用更换变量法来检验模型回归结果的稳健性。

对于整体创新绩效的衡量, 借鉴笔者之前的研究 (张珺涵和罗守贵, 2018<sup>[40]</sup>), 采用反映创新商业化效率的科技成果转化效率 ( $eape_{it}$ : 高新技术产品 (服务) 收入/科技产出总和) 代替企业创新效率 ( $hts_{it}$ ) 进行回归。稳健性检验结果如表 5 中列 (5)、列 (6) 所示, 显示客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 仍然负向影响企业创新效率 ( $eape_{it}$ ) 的提升。客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 与异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 的交乘项仍然负向显著影响企业的整体创新效率, 基本支持原模型结果。

有学者研究将人力资本按类型划分为通用人才及专用人才, 指出通用人才具有全面的知识体系以及强大的创造动机, 受教育程度衡量了创新人员的研发能力、自学能力和知识惰性; 专用人才依据经验学习, 通过“干中学”掌握的技能, 最终能够解决企业的专用问题 (Zouaghi 等, 2020<sup>[32]</sup>)。因此, 本研究用学历差异度衡量的人力资本教育异质性 ( $pst_{it}$ ) 作为人力资本异质性指标, 替换原模型的人力资本技能异质性 ( $hmd_{it}$ ) 指标, 实证检验异质性人力资本在客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 对企业研发人员创新效率 ( $htp_{it}$ ) 和研发经费使用效率 ( $the_{it}$ ) 影响中的调节作用。教育异质性包括 4 类, 即博士、硕士、本科及本科以下, 异质性指数范围从 0 (当所有人力资本的教育水平相同时) 到 4 (企业员工四种教育水平都有)。研究方法和变量保持不变, 仍然在固定效应模型的基础上采用工具变量法进行稳健性检验, 结果如表 5 列 (1)~列 (4) 所示。稳健性检验结果显示, 客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 基本还是负向影响企业研发人员创新效率 ( $htp_{it}$ ) 和研发经费使用效率 ( $the_{it}$ ), 与原模型一致。异质性人力资本 ( $hmd_{it}$ ) 负向调节客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 对企业研发人员创新效率 ( $htp_{it}$ ) 的影响, 正向调节客户异质性 ( $sty_{it}$ ) 对研发经费使用效率 ( $the_{it}$ ) 的影响, 稳健性检验结果基本支持原模型结果, 显示研究结果稳健。



表 5 稳健性检验实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>htp</i>	<i>the</i>	<i>htp</i>	<i>the</i>	<i>eape</i>	<i>eape</i>
<i>sty</i>	-1 252*** (229.7)	153.2 (572.4)	-600.0 (677.9)	-2 598 (1 715)	-3 365*** (783.9)	-3 059*** (745.0)
<i>hmdc_styx</i>						-3 485* (2 074)
<i>hmd</i>					1 426*** (146.9)	1 178*** (167.8)
<i>pst</i>	75.16*** (25.06)	1 211*** (62.46)	85.83*** (25.03)	1 166*** (63.32)		
<i>pstc_styx</i>			-925.2 (773.0)	3 904** (1 956)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	131 192	131 192	131 192	131 192	131 192	131 192
企业数	35 051	35 051	35 051	35 051	35 051	35 051
和 erson canon. corr. LM statistic	0	0	0	0	0	0
Cragg-Donald Wald F statistic)	1 013	1 013	55.31	55.31	822.2	60.37

### 五、研究结论与展望

#### (一) 研究结论

本研究根据认知负荷理论、投资决策选择理论构建客户异质性、异质性人力资本对科技企业创新效率产生影响的研究模型，以微观企业数据，运用工具变量法实证检验科技企业客户异质性对创新效率的影响以及异质性人力资本的调节作用，得出以下主要研究结论。

第一，客户异质性对科技企业研发人力创新效率和资金创新效率直接产生不利的影 响。近期，客户异质性作为创新成果的来源和推动力的作用受到学术界的关注。目前学术界关于客户异质性对企业创新效率影响的研究结果较为丰富，既有研究指出客户异质性对企业创新效率有正向影响 (Alexiev 等, 2016<sup>[1]</sup>)，也有研究指出有负向影响 (Zhang 和 Xiao, 2020<sup>[10]</sup>, Huang 等, 2019<sup>[12]</sup>)，还有研究指出客户异质性对于企业创新效率的影响是倒 U 型的 (Wijekoon 等, 2021<sup>[7]</sup>)。但这些研究基本都是从企业的外部创新知识获取或者最优研发投入选择的角度进行探索，缺乏综合考虑客户异质性对企业知识获取和投资选择影响的研究。本研究选取企业产品或服务投向区域的广度衡量客户异质性，检验其对研发人力和资金两个方面创新效率的影响，证实客户异质性带来的研发人员认知负荷及研发投入瞄准有效需求的挑战不利于企业研

发人力创新效率和资金创新效率的提升。本研究结论证实和丰富了知识负荷理论和最优投资选择理论中瞄准最优有效需求挑战的相关理论在组织中的应用，有益地综合了客户异质性对创新效率影响的内涵研究。

第二，企业内部异质性人力资本加剧客户异质性对科技企业研发人员创新效率的不利影响。本研究基于企业吸收能力理论，引入企业内部异质性人力资本，考察其在客户异质性对企业研发人员创新效率中的调节作用。研究发现异质性人力资本带来的企业员工之间以及与企业外部利益相关者之间的沟通和协调问题 (Weber 和 Camerer, 2003<sup>[24]</sup>) 会增加公司内部互动、沟通和协调的难度，加剧客户异质性带来的认知负荷，不利于企业研发人员创新效率和企业整体创新效率的提升。本研究从人力沟通、协调的角度，发现企业内部异质性人力资本在客户异质性对企业研发人员创新效率影响中的不利调节，为企业由内管理异质性提供了理论支持。

第三，企业内部异质性人力资本缓解客户异质性对科技企业研发经费使用效率的不利影响。本研究基于知识基础理论，指出异质性人力资本带来广泛的知识基础使企业在客户异质性的情况下，更能迅速瞄准有效需求，布局研发投入，降低了创新的失败率，能够一定程度上缓解客户异质性对研发投入瞄准有效需求带来的挑战 (Corritore 等, 2020<sup>[26]</sup>)，有利于企业内部研发经费使用效率的提升。本研究从知识基础的

角度,发现企业内部异质性人力资本对企业研发投资瞄准有效需求的重要调节作用,为存在客户异质性企业的研发经费使用效率的提升提供了理论支持。

## (二) 管理启示

笔者从上述研究结论中得到如下管理启示。

第一,客户异质性管理可作为企业创新效率管理的重要环节。客户异质性是影响企业创新效率的重要因素。随着开放型经济和数字经济的发展,客户异质性的不断提升将成为必然。不断提升的客户异质性会给企业带来认知负荷和研发投资瞄准有效需求的挑战。企业应着力加强对客户异质性知识的消化、吸收能力,比如可加强数字化建设,借助科学技术提升对复杂客户信息的整合、分析与应用能力。政府也需为企业获取和整合相关客户信息提供外部便利。在建设统一大市场过程中,政府可完善相关市场信息平台建设,完善相关市场需求信息的采集与整理,降低企业在面临客户异质性时的认知负荷与研发投资瞄准困难,提升企业开拓市场的动力。

第二,科技企业在管理客户异质性的过程中应谨慎对待内部异质性人力资本的沟通、协调问题。异质性人力资本带来的沟通、协调问题会加剧客户异质性为企业研发人员带来的知识负荷。在开拓市场及与客户合作创新的过程中,科技企业应重视对自身异质性人力资本的有效管理,加强企业内部异质性人才与客户的合作与交流,降低因为沟通不畅带来的矛盾与冲突。政府在强调企业人才质量的同时,需加强众创空间、国际社区等建设,最大限度降低异质性人才的沟通协调障碍,为企业内部异质性人才的有效管理和运

作提供较为完备的环境。

第三,科技企业应发挥好异质性人力资本的广泛知识基础对客户需求的广泛瞄准。异质性人力资本带来的广泛知识基础可以提升企业瞄准有效需求的能力,在此基础上进行研发投资,可以降低研发失败率。这方面,企业应注重鼓励引入异质性人才,完善异质性人才引入和留住的配套设施。同时,在开拓新市场时,可将相关研发组织和团队安置在客户临近的区域,以提升异质性人力资本的知识基础广泛性。目前很多如医药类、高端制造类的企业便将研发部门设置在新客户物理临近的位置。这样有利于企业根据有效的客户需求投入资金开发产品或服务,提升企业研发经费使用效率。

## (三) 研究局限与未来展望

本研究基于相关数据,考察了科技企业客户异质性和企业创新效率的影响,并深入探究了客户异质性影响企业创新效率的机理,但仍然存在一定的局限性。未来可以在如下方面进行拓展研究:第一,本研究样本中客户的区域分布相对集中,主要集中在国内其他地区和上海本地,同时样本中企业的研发合作较为常见,未来可从全球与本地知识互补的角度,研究本地客户与海外研发合作的互补对企业创新效率的影响。第二,在调节作用的分析中,本研究采用企业异质性人力资本表征企业对异质性客户知识的吸收能力,没有涉及客户参与创新的紧密程度。未来可进一步通过问卷调查等方式获得客户参与创新紧密度等方面的信息,从如何有效获取客户信息方面细化调节作用的分析。

## 参考文献

- [1] Alexiev A S, Volberda H W, Van Den Bosch F A. Interorganizational Collaboration and Firm Innovativeness: Unpacking the Role of the Organizational Environment [J]. *Journal of Business Research*, 2016, 69 (2): 974-984.
- [2] Xie Z, Li J. Demand Heterogeneity, Learning Diversity and Innovation in an Emerging Economy [J]. *Journal of International Management*, 2015, 21 (4): 277-292.
- [3] 卢远瞩,包开花,刘家龙. 数字平台用户多归属能促进创新吗? [J]. *中央财经大学学报*, 2022 (5): 84-98.
- [4] 柳卸林,周聪,葛爽. 客户异质性与稳定性对核心企业创新绩效的影响研究 [J]. *科学学与科学技术管理*, 2018 (8): 53-68.
- [5] Palmatier R W, Crecelius A T. The "First Principles" of Marketing Strategy [J]. *Ams Review*, 2019, 9 (1): 5-26.
- [6] 吴祖光,万迪昉,康华. 客户集中度、企业规模与研发投入强度——来自创业板上市公司的经验证据 [J]. *研究与发展管理*, 2017 (5): 43-53.
- [7] Wijekoon A, Salunke S, Athaide G A. Customer Heterogeneity and Innovation-Based Competitive Strategy: A Review, Synthesis, and Research Agenda [J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2021, 38 (3): 315-333.
- [8] Cui A S, Wu F. Utilizing Customer Knowledge in Innovation: Antecedents and Impact of Customer Involvement on New Product Performance [J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2016, 44 (4): 516-538.
- [9] Ye G, Priem R L, Alshwer AA. Achieving Demand-Side Synergy from Strategic Diversification: How Combining Mundane Assets Can Leverage Consumer Utilities [J]. *Organization Science*, 2012, 23 (1): 207-224.

- [10] Zhang H, Xiao Y. Customer Involvement in Big Data Analytics and Its Impact on B2B Innovation [J]. *Industrial Marketing Management*, 2020, (86): 99-108.
- [11] Oinonen M, Ritala P, Jalkala A, et al. In Search of Paradox Management Capability in Supplier-customer Co-development [J]. *Industrial Marketing Management*, 2018 (74): 102-114.
- [12] Huang B, Saaty T L, Li Y. Collaborative R&D and Pricing Policy of Supply Chain under the Selection Behavior of Heterogeneous Customer [J]. *Mathematical Problems in Engineering*, 2019, 2019 (5): 1-9.
- [13] Mansfield E, Schwartz M, Wagner S. Imitation Costs and Patents: An Empirical Study [J]. *The Economic Journal*, 1981, 91 (364): 907-918.
- [14] Miron-Spektor E, Ingram A, Keller J, et al. Microfoundations of Organizational Paradox: The Problem Is How We Think about the Problem [J]. *Academy of Management Journal*, 2018, 61 (1): 26-45.
- [15] 张珺涵, 罗守贵, 罗津. 创新开放度与企业绩效: 高质量人力资本的调节作用 [J]. *上海管理科学*, 2019 (4): 46-50.
- [16] Marimuthu M, Arokiasamy L, Ismail M. Human Capital Development and Its Impact on Firm Performance: Evidence from Developmental Economics [J]. *The Journal of International Social Research*, 2009, 2 (8): 267-272.
- [17] Cohen W M, Levinthal D A. Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1990: 128-152.
- [18] Füller J, Hutter K, Hautz J, et al. User Roles and Contributions in Innovation-Contest Communities [J]. *Journal of Management Information Systems*, 2014, 31 (1): 273-308.
- [19] Ba S, Stallaert J, Zhang Z. Balancing It With the Human Touch: Optimal Investment in It-Based Customer Service [J]. *Information Systems Research*, 2010, 21 (3): 423-442.
- [20] Cheng X, Fu S, De Vreede T, et al. Idea Convergence Quality In Open Innovation Crowdsourcing: A Cognitive Load Perspective [J]. *Journal of Management Information Systems*, 2020, 37 (2): 349-376.
- [21] Corsaro D, Cantù C. Actors' Heterogeneity and the Context of Interaction in Affecting Innovation Networks [J]. *Journal of Business & Industrial Marketing*, 2015, 30 (3/4): 246-258.
- [22] Wu J, Xie K, Xiao J, et al. Effects of Customer Heterogeneity on Participation Performance in Virtual Brand Community: A Two-Stage Semiparametric Approach [J]. *International Journal of Electronic Commerce*, 2018, 22 (2): 289-321.
- [23] Brhel M, Meth H, Maedche A, et al. Exploring Principles of User-Centered Agile Software Development: A Literature Review [J]. *Information and Software Technology*, 2015, 61: 163-81.
- [24] Weber R A, Camerer C F. Cultural Conflict and Merger Failure: An Experimental Approach [J]. *Management Science*, 2003, 49 (4): 400-415.
- [25] Georgakakis D, Greve P, Ruigrok W. Top Management Team Faultlines and Firm Performance: Examining the Ceo-Tmt Interface [J]. *The Leadership Quarterly*, 2017, 28 (6): 741-758.
- [26] Corritore M, Goldberg A, Srivastava S B. Duality in Diversity: How Intrapersonal and Interpersonal Cultural Heterogeneity Relate to Firm Performance [J]. *Administrative Science Quarterly*, 2020, 65 (2): 359-394.
- [27] Mobasser S, Goldberg A, Srivastava S B. What Is Cultural Fit? From Cognition to Behavior (and Back) [M]//Brekhus W, Ignatowdue G. *Oxford Handbook of Cognitive Sociology*. Oxford: Oxford University Press, 2019: C17-322.
- [28] Stark D. *The Sense of Dissonance* [M]. Princeton: Princeton University Press, 2011, 52-65.
- [29] Samila S, Sorenson O. Community and Capital in Entrepreneurship and Economic Growth [J]. *American Sociological Review*, 2017, 82 (4): 770-795.
- [30] Nahuis R, Moors E H, Smits R E. User Producer Interaction in Context [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2012, 79 (6): 1121-1134.
- [31] Dayan M, Ozer M, Almazrouei H. The Role of Functional and Demographic Diversity on New Product Creativity and the Moderating Impact of Project Uncertainty [J]. *Industrial Marketing Management*, 2017, 61: 144-154.
- [32] Zouaghi F, Garcia-Marco T, Martinez M G. The Link between R&D Team Diversity and Innovative Performance: A Mediated Moderation Model [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2020, 161: 1-10.
- [33] 余吉安, 徐琳, 殷凯. 传统文化产品的智能化: 文化与现代科技的融合 [J]. *中国科技论坛*, 2020 (2): 54-61, 71.
- [34] Bonner J M, Walker Jr O C. Selecting Influential Business-to-Business Customers in New Product Development: Relational Embeddedness and Knowledge Heterogeneity Considerations [J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2004, 21 (3): 155-169.
- [35] 赖红波, 施浩. 技术产出弹性、两阶段创新效率与高技术产业竞争力研究 [J]. *科技进步与对策*, 2020 (13): 83-91.
- [36] 戴魁早, 刘友金. 要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析 [J]. *经济研究参考*, 2016 (7): 72-86.
- [37] 张珺涵, 罗守贵. 开放式商业模式构成要素对金融科技企业两阶段创新绩效的影响 [J]. *研究与发展管理*, 2020 (6): 152-164.
- [38] Darroch J, Miles M P. A Research Note on Market Creation in the Pharmaceutical Industry [J]. *Journal of Business Research*, 2011 (7): 723-727.
- [39] Da Silva T S, Martin A, Maurer F, et al. User-Centered Design and Agile Methods: A Systematic Review [C]. *Agile Conference*, Salt Lake City, 2011: 77-86.
- [40] 张珺涵, 罗守贵. 科技成果转化效率及企业规模与技术创新——基于高技术服务企业的实证研究 [J]. *软科学*, 2018 (7): 1-4.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

# “买它!” 中的规训力量

——基于对网络直播间话语分析的案例研究

“Just Buy It!” The Discipling Force of Online Marketing:

Discourse Analysis on Online Living Broadcasting

高应蓓 刘书博

GAO Ying-bei LIU Shu-bo

**[摘要]** 电商直播是近年来中国消费市场快速崛起的领域,通过淘宝等直播平台,消费活动被带入了快车道,通过主播富有感染性的表达,一种新的消费氛围和场景被构建出来。网络直播如何通过话语来促进消费者购买?本文以福柯的规训理论视角,应用话语分析方法来探究直播间话语的构建特色,揭露出不同类型话语的功能:关系互动话语和关联构建话语构建了消费场景,信息提供话语制造了景观,符号话语和身份话语形成了纪律和指令。同时,基于对直播间话语受众的访谈进行互动话语分析,进一步呈现出直播间话语对消费行为的影响。研究发现,直播平台中的话语具有开放的双向沟通特色,但在这看似自由的“直播间共同体”中,消费者的主体性被消费主义所规训,消费者在互动交流和更为开放的消费场景中反而进一步丧失了主体性地位。

**[关键词]** 网络直播 话语分析 消费场景 规训

**[中图分类号]** C93 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 12-0134-14

**Abstract:** From the perspective of Foucault's discipline theory, this paper explores how Taobao Live Room, a new online market, builds identity and rules through discourse, creating scene atmosphere, building consumption scenes and stimulates consumption demand, thus opening up a huge consumption market. At the same time, through interviews with the audience in the live broadcast room, we can understand their views and feelings and conduct interactive research. It is found that this seemingly democratic and fair two-way marketing platform is actually more consumerist, and people's subjectivity is further constrained and disciplined by consumerism discourse.

**Key words:** Live broadcast Discourse analysis Consumption site Disciplining

**[收稿日期]** 2021-07-07

**[作者简介]** 高应蓓,女,1982年3月生,贵州财经大学工商学院讲师,中央财经大学商学院博士研究生,研究方向为企业社会责任、话语分析;刘书博,男,1983年7月生,中央财经大学商学院副教授,研究方向为管理学、战略管理、案例研究、质性研究、话语分析。本文通讯作者为刘书博,联系方式为 liushubo@cufe.edu.cn。

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

现代人生活在一个数字化的消费世界里,一方面,移动互联网技术的普及让人们的信息沟通和娱乐消费活动变得便捷,另一方面,生活节奏加快,网络购物平台公司和电商行业快速发展,也推动人们的消费活动由线下越来越多转移到线上。另外,随着消费者对沉浸式购物体验与个性化推荐的需求升级,电商直播这一新兴销售模式变得更为普遍和具有影响力。根据消费者个性化的喜好,电商直播的内容和形式可以灵活快速调整,并兼容购物消费和休闲娱乐的形式内容,电商主播的身份也从素人到明星进行不断迭代。据调查<sup>①</sup>显示,使用淘宝直播平台购物的消费者占比高达68.5%,忠实用户46.3%,远高于其他传统电商平台和社交直播平台。淘宝某主播直播间在2018年双十一直播成交27亿,2019年双十一直播成交30亿,2020年双十一直播成交32.21亿。某网络主播的促销口头禅——“买它!”也俨然成为了网络时代的流行话语词汇。这些现象背后的问题是:网络主播如何用话语构造了自己的销售风格并能持续影响消费者及其他中小主播?

目前,对网络直播营销的研究主要集中在营销内容手段及其与顾客消费行为和态度的相关性分析层面(比如:陈伟军,2019<sup>[1]</sup>;陈瑞等,2020<sup>[2]</sup>;程灏,2020<sup>[3]</sup>;张楠楠,2020<sup>[4]</sup>;杨楠,2021<sup>[5]</sup>;许成龙,2021<sup>[6]</sup>),并未深入探究直播是如何构建出消费需求的过程。也有研究揭示了主播与观众间的不平等权力关系(李彦迪,2021<sup>[7]</sup>),但没有深入剖析这种不平等是如何通过话语产生的。网络主播们的工作内容大致相同,话语策略相似,因此形成了一个特殊的语言社区,目前国内的管理学领域少有使用话语分析方法对营销活动进行深入分析,对网络主播的案例研究,尤其是聚焦直播话语的探索有待深入。

基于以上问题,本研究选取淘宝直播主播李佳琦和薇娅在2020年“双十一”期间的直播话语作为研究案例,通过规训理论视角,利用话语分析的研究方法,结合对消费者受众所进行的访谈,分析直播话语生产、流通、分配的过程及其特点,探究直播话语所产生的销售转化及支配话语的规则。在话语分析部分,研究者以直播间的营销话语数据为语料分析基础,分析直播话语和直播场景特点,探索其话语构建

和传播的途径,进而揭示直播间语言的规则,及直播间话语、语篇、会话原则与语境互动综合使用对消费者的影响和作用机制。此研究的研究意义和贡献也体现在其应用和整合了社会学文化研究视角,基于“互动营销”视角进行买卖双方的研究,从而更有效结合“权力力学”的理论模型分析和解释商业营销中隐含的权力关系。

## 二、文献综述

### (一) 规训与话语

规训是现代常用的一种看似更加文明、人道、温和的管理方式。福柯认为,规训通过运用空间固定,时间控制等技术手段对个体的身体进行分配和分类,以期达到通过培养驯顺的肉体的方式来实现精神控制的目的(罗然然,2016<sup>[8]</sup>)。而消费主义就是一种规训,其目的是制造“驯顺的”消费者。

为了实现规训目的,权力运作使用了两种技术:一是制定纪律,纪律无需昂贵而粗暴的关系就能获得很大的实际效果(福柯,2012<sup>[9]</sup>)。纪律制定的主要宗旨是增强人对自身肉体的控制和对纪律制定者的服从,其目标“不是增加人体的技能,而是要建立一种关系,要通过这种机制本身来使人体在变得更有用时也变得更顺从,或者因更顺从而变得更有用”(福柯,2012<sup>[9](156)]</sup>)。二是制造封闭的空间,“规定出一个与众不同的、自我封闭的场所”(福柯,2012<sup>[9](160)]</sup>)。

总结来说,福柯的规训理论视角认为掌握权力的人可以通过选择性技术、话语的媒介及影响,按照预期速度及效果,使受众在“做什么”和“怎么做”两方面都符合其愿望。这样就制造出驯服的、训练有素的“驯顺的个体”(福柯,2012<sup>[9](156)]</sup>)。

权力的发生和运作过程离不开话语,话语是在特定社会情境下的语言应用。因为话语是一种强大的意识形态工具,大部分人在多数情况下难以意识到话语的权力作用(福柯,2012<sup>[9]</sup>;波兹曼,2013<sup>[10]</sup>)。类似地,吉(2011)<sup>[11]</sup>认为话语是一种设计或构建事物的工具。话语的“七项构建任务”包括:意义(如何利用语言使事物具有意义)、活动(使用语言确认在从事什么样的活动)、身份(使用语言构建身份)、关系(表明与听众尝试建立什么关系)、立场与策略(表达对社会产品的立场与策略)、联系(使用语言使事物相互联系)、符号系统和知识(为一个

① 中国消费者协会,直播电商购物消费者满意度在线调查报告, <http://www.cca.org.cn/jmxf/detail/29533.html>。

符号系统或知识建立高于另一个符号系统或知识的优先权和威望) (吉, 2011<sup>[11]</sup>)。一套语言系统可能产生无限多样的话语, 但在该系统下最终能被表达出来的句子却是有限的, 这是因为语言除了受说话的人数、时间、地点、语法的限制之外, 还会受很多语法之外的规则的约束和限制, 话语分析就是要对那些已经说出来的“话语”到底是以怎样的方式以及按照什么样的规则被说出和被传播的过程加以分析 (谢立中, 2010<sup>[12]</sup>)。

透过福柯的理论视角可以看到, 话语不仅仅扮演着工具的角色, 而且起到权力性、构建性和价值导向的更深层次作用, 因此, 研究者仍需进一步地对营销话语的构建过程和话语成分进行不同范式视角的研究, 以试图回答“营销话语如何利用新技术来推动消费”等诸如此类的问题。

## (二) 电商直播营销话语与消费场景

营销是一种话语构建的符号系统, 其目的是在消费者心中建立强大和普遍的品牌情绪和购物动机 (Williamson, 1981<sup>[13]</sup>; Geertz, 1973<sup>[14]</sup>)。因为话语研究关注对语言符号系统的运用, 所以话语分析方法被广泛应用于营销和传播研究领域, 用以探究营销话语是怎么被生产、流通、分配的, 并揭示出企业是如何通过话语来构建意义系统、消费动机及其市场影响力。比如, 张楠楠 (2020)<sup>[4]</sup>基于语步分析法, 得出直播销售分七个语步的结论, 其中第二步亲身体验最为重要——为商品推荐奠定基础, 而且语步具有交际功能。管颖华 (2018)<sup>[15]</sup>指出, 电视购物主持人的话语擅长营造产品意义, 并利用特定的语言表达技巧, 如语音语速语调, 刺激消费需求。再配合精心设计介绍流程凸显产品特色, 并且诉诸视觉感官的画面配合, 达到吸引受众、刺激消费的目的。姚力文和段峰峰 (2019)<sup>[16]</sup>认为社交媒体利用数字技术强化了视觉效果和视频表现力, 更个性化, 使消费者更易沉浸其中, 并投入大量的时间和精力。程灏 (2020)<sup>[3]</sup>认为由传统官方媒体和新兴网络主播搭档的“小朱配琦”组合加速了官方话语体系和民间话语体系的融合, 反映了直播这种方式已经为主流媒体接受, 并且有逐步融合的趋势, 对于直播消费者来说, 官媒的加入增加了直播话语的可信度, 有助于消费者进行“符号化消费”, 为商品附加的象征意义买单。

网络营销话语也体现了互动式营销的特点。陈瑞等研究者 (2020)<sup>[2]</sup>提出, 直播营销将社交场和营销场结合在一起, 相互协同、相互作用, 社交使受众聚

合, 营销传播商品价值、实现销售, 社群互动使营销效果倍增, 同时营销场又维护了社交场有“参与式营销”“平台双边营销”和“社区营销”的特征。成也和王锐 (2017)<sup>[17]</sup>提出了直播平台以内容生产者不断参与内容贡献为前提、以内容接受者持续关注、互动并购买为目标, 并通过 Twitch 游戏直播平台与淘宝电商直播平台的案例比较, 研究了吸引内容生产者的自我参与机制及锁定内容消费者的社群建设机制。

另外, 社会学和大众传媒领域学者从消费场景构建的视角来研究话语对消费者群体的影响和控制。比如鲍曼 (2000)<sup>[18]</sup>认为现代社会是消费社会和“瘾社会”, 其特征是消费主要由欲望 (desires) 而不是需求 (needs) 驱动, 欲望永无止境。消费场所是“噬异之地”, 噬异之地对于他者 (陌生人) 之差异采用搁置、吸纳和同化策略, 让不同个人采取同样的购买行为和心理体验。消费场所鼓励人们的 (消费) 行动, 这里虽然人头攒动, 但只不过是一种为获得快感的精神体验而非社会交往。类似地, 戈夫曼 (1971)<sup>[19]</sup>的“拟剧理论”将社会和现实视为一个舞台, 所有的社会人实际上都有表演的角色, 其成员被看作一个剧组, 剧组为获得大众的认可而在舞台中央卖力地表演。舞台也有“前台”和“后台”之分, “前台是一种制度化的社会存在, 人们所扮演的通常是具有一定程度的理想化和社会化的自我; 后台活动则破除了条条框框的限制, 是自发性主我的流露”。福柯将消费与权力联系在一起, 他认为我们通过消费实现社会区分 (Storey, 1996<sup>[20]</sup>)。基于以上理论视角, 燕道成和李菲 (2020)<sup>[21]</sup>指出, 电商直播通过线下店铺场景的还原、社交场景的虚构、前后台景观的合并等策略建构了光彩夺目的个性化消费景观, 通过趋同与求异行为的身位区分建构起受众的身位认同, 从而刺激起受众深层次的消费欲望。

可见, 网络直播既呈现“话语”属性, 又具备“场景”特点: 直播营销的话语是消费者共同体屏幕前的焦点, 直播场景是日常消费生活的展演。话语与场景共同塑造了电商直播的完整叙事。但是已有的对网络直播的研究文献并未结合两者, 基于此不足, 本研究尝试以多维度话语分析方法对直播话语的语言特点和直播场景特点进行综合分析, 从而探究直播营销的话语策略、探究其影响力产生的原因。

另外, 针对电商直播的已有研究并未从“互动视角”探究营销过程, 最新的经验研究更多是选择聚焦营销者或消费者一方 (姚林青和顾恩澍, 2021<sup>[22]</sup>;

王艳玲和刘可, 2019<sup>[23]</sup>; 蒋建国, 2010<sup>[24]</sup>), 因此对营销的完整过程的理解有所欠缺。本研究通过结合分析网络直播的话语和场景特点和作为话语受众的消费者的感知感受, 充分探索网络直播的互动过程和结果。

### 三、研究方法和研究过程

#### (一) 话语分析

本研究基于诠释主义认知论。诠释主义是管理学研究中采用质性研究方法背后的哲学观。话语分析的研究方法源于诠释主义的语言观, 即语言是指向行动和功能的媒介, 人们有意识地使用语言来建构对社会世界的描述或看法, 社会世界因为此种描述和看法的改变而改变 (Elliot, 1996<sup>[25]</sup>)。类似地, Hardy (2001)<sup>[26]</sup>认为, 话语是由篇章构成的社会系统, 话语分析者的目标就是要解释话语与现实之间的关系, 解释话语的意义, 揭露隐藏在话语中的意图。因此, 基于诠释主义的话语分析和实证研究有所不同, 前者旨在提供一种话语活动构建社会标准和行为意义的 (比如, 消费主义价值观) 过程描述和理解, 后者关注社会现实背后的客观规律。另外, 因为话语分析背后的诠释主义观点强调研究的独特性和唯一性, 受研究者个人的前设和环境不断演变的影响, 即便在同一时间地点对同一研究对象进行研究, 结果也可能存在不同, 即不存在可重复性。同样与实证主义的“内容分析法” (content analysis) 不同, 诠释主义的话语分析方法往往聚焦于较小数量的“话语事

件” (discursive event) 和话语素材, 并不主张进行研究结果的推广, 只强调样本本身的代表性 (Peng等, 2021<sup>[27]</sup>)。由于采取的是非概率抽样且样本量较小, 研究结果无法实现实证主义所主张的那种普遍意义上的推论, 但是研究结果仍然可以起到理论构建作用, 提供一种深入理解现象的视角。另外, 话语分析和管理学常见的质化研究案例研究一样, 研究结论旨在为未来实证研究的研究假设 (hypothesis) 提供初步的“理论设想” (proposition), 因此在本研究中并不涉及统计学意义验证的工作。

#### (二) 数据收集方法及样本选取

本研究对2020年双十一期间 (10月26日至11月11日) 淘宝头部主播李佳琦 (Austin) 和薇娅 (Viya) 直播间的话语进行搜集, 通过观看17场直播, 总结整理出35小时的录音, 并对录音进行文本转化, 作为直播间话语的一手数据和语料库。

此外, 本研究使用访谈方法对直播观众进行面对面访谈。在访谈对象的选取上, 采取“滚雪球”的方式访谈了20位各个年龄层次及不同职业的直播观看者。在与他们对谈的过程中, 了解他们对直播电商的观点与看法, 再现观看感受和购物经历, 以期对淘宝直播间的话语及其构建有进一步认识。被访者覆盖了18~66岁的群体, 其中有18位是有购买经历的。从访谈样本信息可知, 女性观看直播较多, 观看直播的年龄段集中在19~41岁, 两位老年受访者有观看经历但从未下单购买。访谈样本信息见表1。

表1 访谈样本信息

姓名	性别	年龄	职业	看直播时长	每周频次	直播的时间段	访谈时长	访谈记录 (字)
M01	女	40	公司行政	4年	1次	19:00—23:00	47min	3 957
M02	女	24	导游	2年	5~7次	21:00—0:00	35min	3 221
M03	女	29	公务员	1年	1~2次	12:00—13:30	41min	3 335
M04	男	27	事业单位	3年	3~4次	20:30—23:00	40min	2 447
M05	女	23	学生 (硕士)	1.5年	2~3次	任意时段	25min	2 719
M06	女	19	学生 (本科)	0.5年	5~7次	22:00—23:30	21min	2 105
M07	女	27	学生	0.5年	5~7次	任意时段	30min	1 703
M08	女	22	学生	0.5年	4~5次	任意时段	30min	1 534
M09	女	23	学生	0.5年	3~4次	任意时段	30min	1 617
M10	女	28	事业单位	2年	0~1次	19:00—00:00	45min	3 678
M11	男	24	学生 (博士)	0.5年	1~2次	任意时段	15min	1 916
M12	女	41	银行员工	1.5年	0~1次	有需求时才看	20min	2 177
M13	女	39	高中教师	1年	1~2次	有需求时才看	27min	3 105

续前表

姓名	性别	年龄	职业	看直播时长	每周频次	直播的时间段	访谈时长	访谈记录(字)
M14	女	40	律师	2年	0~1次	碎片化时间看	25min	2 977
M15	女	38	高校教师	2年	0~1次	有需求时才看	18min	2 013
M16	女	39	公务员	0.5年	0~1次	有需求时才看	21min	1 778
M17	女	34	高校教师	0.2年	0次	看过1~2次	15min	377
M18	男	58	事业单位	0.5年	0次	看过1~2次	15min	1 237
M19	女	66	退休	0.5年	0~1	任意时段偶尔	25min	2 174
M20	男	41	国企员工	0.5年	4~5次	有需求时才看	15min	1 711

资料来源：根据访谈人员资料整理。

### (三) 研究过程

研究者首先基于吉(2011)<sup>[11]</sup>提出的“七项构建任务”对语料进行分析,揭示直播话语的内涵以及直播话语对消费者认知范畴的构建作用,进而阐释性地分析语篇与其社会背景的互动,揭示蕴含在文本中的意识形态和文化标准。

在对访谈数据的分析中,研究者对20份直播间观众访谈文本内容进行手动编码,并运用Nvivo.11软件辅助进行质性分析。在消费者访谈内容中,研究者围绕“观看动机”“观看感受”和“购物感受”三个方向的父节点对“消费者评论”进行分析。编码后共形成11个一级子节点(如图1所示)。基于这些概念节点进行进一步诠释性分析。访谈发现也能够和话语分析发现形成相互对比和印证。

## 四、分析与发现

### (一) 阐释性话语分析——直播话语的策略及特点

研究发现,直播话语有其“话术”特征——固定的台本和套路。每件商品的介绍流程包括:开场——介绍——催付——互动——结束。通过对主播的话语和话语场景进行分析,发现网络直播营销话语具备以下功能特点:“关系互动”“信息提供”“身份构建”和“驱动下单”。

#### 1. 关系互动话语。

主播要使用语言来表明自己想要与听众或机构建立或正在尝试建立什么关系的信号(Geertz, 2011<sup>[14](104)</sup>)。直播间话语的关系互动目的是“营造场景氛围”和“建立心理连接”。

#### (1) 营造场景氛围。

直播开始前,助理或工作人员都会寻找彰显品牌特点的问题,以自问自答或者一问一答的形式模拟买家提问和回答,为直播热场。另外,以抽奖等形式鼓励观众通过关注、转发直播间,发送弹幕等方式参与直播抽奖,达到热场和营造氛围的目的。直播间在不同的节日使用不同的场景,让直播间具备娱乐互动氛围。有的直播间在直播过程中会穿插明星空降直播间,主播与小助手互动、与明星互动时都穿插商品介绍,为消费者提供试穿、试吃等消费感受。明星本身能够吸引大量粉丝流量,主播与明星互动犹如脱口秀表演。后台的工作则为前台提供物资、供应链及数据分析保障,让主播能在流量最大的时候放出最大的优惠等提高转化率。

按照鲍曼(2000)<sup>[18]</sup>和戈夫曼(1971)<sup>[19]</sup>的观点,直播间就是一个特定的舞台,主播介绍属于按照销售清单精心设计的“前台”行为,主播们是前台的景观,商品的生产、维护过程及选品过程属于被商家和主播管理机构(即MCN机构)隐藏的“后台”

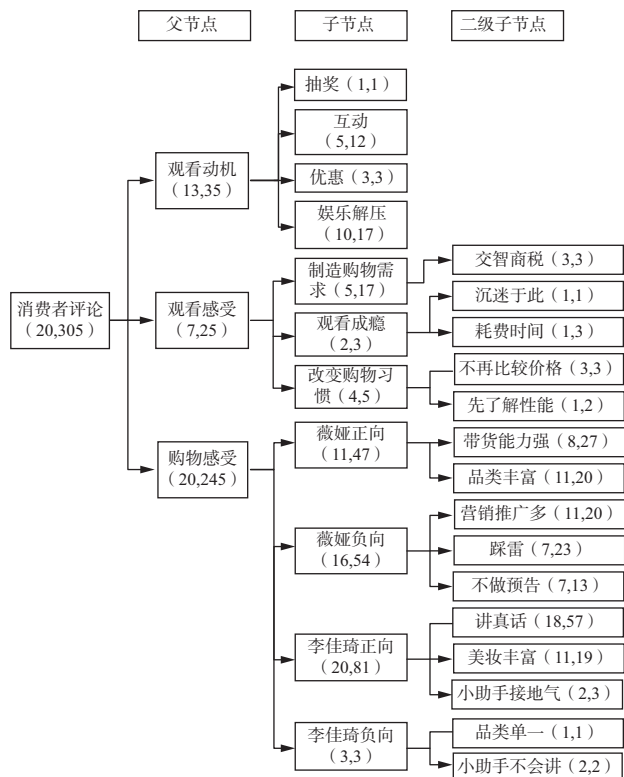


图1 基于20份访谈稿文本的Nvivo11软件编码分析



行为，而消费者就是衣帽间共同体中的观众，直播间的人尽力表演，形成“景观焦点”，竭尽全力营造轻松、愉悦的“衣帽间共同体”氛围。观众的观看行为是对“生活常规的打破，与日常生活情境的对立”，以解除观众的消费戒备。

(2) 建立与客户心理连接。

通过寒暄问候、亲密称呼、感谢等互动话语，与直播观众建立心理连接，主播话语不仅满足观众被关注、被尊重、被爱护的心理需求，同时也包含社会热点、痛点话题，如单身、催婚、养宠物等。与电视购物相比，网络直播场景更具有参与感和互动交流感。而与传统的广告和平面媒体相比，直播间的内容和形式都更能够增加直播间的观众黏性，也让观众在直播间中停留的时间不断延长。直播中，主播还不断多次地感谢观众。感谢语是主播对观众观看的正向反馈，正向反馈让用户有被看见的感觉，多次重复的感谢语为消费者搭建了与主播的关联感，观众就更容易产生

自己被看见和被重视的感觉，随后即会以积极下单和快速下单给予主播更多的报恩式反馈。

2. 信息提供话语。

信息提供话语，首先是商品基本信息介绍，如货品的材质、大小、数量、适用范围等；其次是用户反馈与评价，如个人使用心得、用户评价、第三人反馈等；再次介绍商品的优惠、赠品、优惠原因、限时限量抢购等具有时效性的内容，与竞争商品在功能、价格、优缺点等进行比较；最后介绍下单的程序、优惠政策、下单提示、售后服务保障、服务提示（如不适宜使用的人群等），与建议下单的人群呼应（见表2）。与普通网购相比，直播的优势是直播画面使观众能一目了然地看到商品，但与在实体店购物相比，观众还是不能直观地感受商品的数量、质量等特征，这时主播就通过语言介绍和试穿、试吃等方式展示商品，以帮助观众更好地了解商品。

表 2 信息提供话语

提供信息（初始范畴）	话语原文（初始概念）
商品基本信息介绍	现在我们上 XX 羽绒服，有 M-XXXL，白色和黑色，非常厚实，充绒量 190 克以上，男女都可以穿。
用户反馈与评价	这个衣服真的很舒适，北方也可以穿，穿起来非常地“炸”，已经收货的在评论区刷个“好评”。
商品优惠	店铺 1099，所有在直播间买的人，拍下减 550，拍下 549，不需要领券，直接拍。
优缺点比较	这个品牌的羽绒服的好处就是不挑人，而且男女都很适合，看上身效果和 XX 品牌比价格更亲和，上身显得非常有型，A 字形的设计能够在视觉上显瘦……

以上内容是直播间话语的基本流程，但要让观众变成买家，需要从互动氛围中由话语进一步促成。顶流主播主要通过“颠覆认知”“答疑解惑”“虚构使用情境”和“打造理想人设”来促成观众产生消费需求。

(1) 颠覆消费者认知。

颠覆消费认知的目的是让消费者产生需求。直播的新观众在进入直播前大部分是没有消费需求的，为了让观众实现从观众到消费者的转化，主播话语有消费者从消除防备—了解商品—产生需求—存在疑问—打消顾虑—下单—产生信任。如，为颠覆消费者追求“质优价廉”的消费习惯，主播在介绍高价商品的时候，从商品不存在“质优价廉”的稳定状态出发，介绍商品与竞争商品存在差价的原因，也介绍竞争商品的优势与不足，颠覆消费者图便宜的传统观念，强调质价相符——质优价高、质低价低的关联。

(2) 答疑解惑。

答疑解惑的目的是为消费者下单扫清障碍。大部分消费者开始看直播时都会对直播商品和下单有疑惑，主播会将答疑穿插在各个阶段，在直播开始时，对前一次直播出现的投诉集中答复，包括解释、道歉、公布与商家协商后的解决方案等，这个步骤为在观望期的买家扫清了思想疑虑，对直播期间不加购物车直接下单起到了驱动作用。另外，在产品介绍前提前算好活动产品与正价相比的折扣和赠品价值，让用户减少思考的时间和决策成本。同时，还利用国际大品牌的关注度，以国产品牌作为国际大牌的“平价替代品”，打造了直播间爆款品牌，通过全品类的垂直营销，将消费者欲望和需求一网打尽。

(3) 虚构使用情境。

虚构使用情境的目的是引导消费需求。直播除了对产品的客观展示和介绍，还包含大量引导消费需求的内容，如用感性引导话语，赋予产品意义，创造消

费需求,通过使用情境的营造,让人们认为,使用直播中推荐的产品是一种常态,但这种常态并不一定是真正的常态(管颖华,2018<sup>[15]</sup>)。主播在讲解的时候会描绘该物品使用的场景,使本来没有需求的消费者自然而然地意识到自己存在这样的使用场景,还会使用一些像说明书一样的语言来介绍产品性质,使用一些符号话语如专业词汇,以增加消费者认知的方式创造出消费需求。

看了就会产生需求,买了薇娅(直播间推荐)的眼线笔,也不经常用。(M05)

看的时候就会产生需求,买了还是会用的,就是看囤了多久才开始用。(M08)

#### (4) 打造消费者理想人设。

打造消费者理想人设的目的是增加消费理由。为了让消费者有孝顺、体贴、关爱家人和朋友等理想自我人设,主播通过主张消费者与家人、朋友主动关联获得认同。如:“这个组合算下来非常便宜,送给家人、闺蜜都是非常好的选择”,其实家人和朋友可能并不需要,只是被消费主义话语构造了单向度的关系需求。

### 3. 身份构建话语。

互联网环境“众声喧哗”,在铺天盖地的广告营销中,信任问题尤其难以解决。网络主播们已经意识到这个问题,并给自己找到了代理人或权威的位置,在话语中通过符号话语构建起自己的身份角色。

#### (1) 主播通过分享经历,获得专家身份。

主播通过反复使用口头禅和符号话语塑造个人风格和销售立场。话语的不断强化,可以使主播话语符号化和指令化。如李佳琦的符号性话语是:“全体女生都给我买它!买它!买它!”没看过李佳琦直播的消费者会觉得很奇怪,为何他说“买它”就有数以万计的观众疯狂下单,只有看过李佳琦直播,才能理

解他的话语感染力和鼓动性来自十年美妆柜台的经历分享,以及他擅长站在消费者视角,以“现场试用—评价—推荐”的话语结构,对比直播商品及竞争商品,为消费者“排雷”。另一方面,当他的选品及要求能反向影响品牌商对商品包装、质量做改进时,直播商品的口碑使他完成了从“口红一哥”到直播“专家”的身份转变。

#### (2) 主播通过口头承诺,获得代理人身份。

薇娅有多句塑造代理人身份的符号话语,实际上是以口头承诺的形式逐渐固定下来的,如:“薇娅始终站在薇娅的女人这边”,表明当消费者有不满或投诉时,薇娅始终会代表消费者与供应商协商解决问题,树立了“负责任”“敢担当”的代理人身份和形象。“我是你们的哆啦薇娅”,是因为很多粉丝在直播间评论中赞美薇娅直播间无所不有,于是薇娅便将其变成了对消费者的承诺,把粉丝呼声较高的品牌或商品带到直播间,建立直播间无所不有的品牌代理身份。而同一个硬币终究有两面,主播的代理人身份也具有两面——既有消费者代理人身份也有品牌商代理人身份,当二者产生冲突的时候,消费者会倾向于认同其品牌商代理人身份,否定其消费者代理人身份,因此主播常自诩消费者代理人,但也很容易被“打脸”“翻车”。

至此,基于主播的话语流程、话语策略、主播身份的构建分析,研究发现这三者都是为了打消消费者的顾虑和流量变现服务的,而这些铺垫最后都需要一个提醒和指令来实现。

#### 4. 驱动下单话语。

直播话语首先用于驱动销售流程,其次也用于促成活动的开展,而其最重要的作用是督促剧场中的观众完成从观众到消费者的转变,即完成下单,才能实现流量变现。

表 3 驱动下单话语

初始范畴	薇娅原始语句(初始概念)	李佳琦直播间原始语句(初始概念)
驱动消费者下单及付款	好,54321,上链接。(15秒~30秒)已经没有了看能不能补货?再补×份,没抢到的宝宝赶快去抢,没有付款的,踢下人。×××已经没了,再补也补不到了。限量3000份,拼手速,只能拼手速。双十一期间如果没有买到的人一定要记得天天看直播,还有三天卖完就没有了。付定金才算抢到了赠品。只有今天了,以后不会上了。没有了?问问能不能加。	买它买它买它,所有女生都给我买它,没买到要后悔,为了谈到了(10月)20号相同的价格,佳琦已经为你们尽力了。以后再也没有更便宜的价了,双十二也不可能拿到一样的价。一是商家也做不了那么多优惠,二是也没有那么多产品了。
驱动观众参与	开场:废话不多说,先来抽波奖,我们给大家送什么呢?来5个今天要上的欧乐B电动牙刷好不好?中间环节:口令密码,是品牌名称。	来,我们给大家抽波奖,谢谢×××品牌赞助的奖品香奈儿拎包一个,价值2488元;现在打开微博,晒单,输入口令密码可以领红包。

另外，驱动式话语也扮演“指令”角色。电视台播音员的正常语速是220字/分，根据直播间播报字数和时间的统计，在直播间薇娅的语速达到290字/分，李佳琦的语速达到320字/分，主播在报价时多次“再送”叠加，三到四字短语押韵节奏，让消费者沉浸在商品单价便宜、赠品很多的消费诱惑中，语速制造的紧张感和节奏感，让直播间中的听众有被催眠的感受——紧张感可以抑制消费者思考，而节奏感要求消费者在指令或信号发出时就按照指令的要求去行动。如果说符号话语为主播建立身份服务，那么指令话语就是主播已经获得身份权力的表现。比如，在消费者访谈中有人提到：

前天看了李佳琦直播间，买了1000多。经常有买就是省钱了、捡便宜了，没买到就是亏了的感觉。(M02)

当听到“所有女生注意了”，就真会坐直后背，然后盯着屏幕等待上链接，……，“5、4、3、2、1”的倒计时一开始，如同被催眠，跟着引导流程寻找下单界面下单。(M03)

关系互动话语让观众产生好感，解除心理防备，让主播与观众建立心理联接；信息提供话语，让消费者更加了解推荐商品，从而产生新的需求；身份构建话语，让主播的话语显得真实而可以信赖；驱动下单话语，促成流量转化，让消费者下单。至此，直播话语已经完成其基本使命，四个类型的直播话语，形成了一个飞轮（如图2），每一个程序都推动着下一个程序，每一个程序都承担着使命，当所有的程序都合理运转的时候，直播间话语推动了直播间观众从“吃瓜群众”向真实消费者转换的过程，并带动消费者们随着直播节奏高速运转，实现快速下单。



图2 直播话语的功能及流程图

## （二）理论解释性分析——直播话语的规训与惩罚

网络主播的话语策略是让消费者产生下单的欲望，并通过制造消费欲望的场景来销售产品，因此直播话语呈现出上文所述的四种功能。而在功能背后，蕴含的是通过制定直播间的行为纪律来训练和惩罚受训者，并确定权力关系。

鲍曼认为现代社会是一个“瘾社会”，其特征是消费主要由欲望而不是需求驱动，欲望永远也无法满足（Bauman, 2000<sup>[18](76-81)</sup>）。直播的过程就是不断给出让人上瘾的购物清单，并且不断规训消费者，使消费者驯顺——不仅听从，而且还照做。而规训的过程是环环相扣和难以察觉的。这种话语与场景的精细结合有一个精确的命令系统。被规训者的全部活动都用简明的命令来表示和维系。个体被置于一个小小的信号世界，每一个信号都联系着一个必须做出的反应，是一种训练技巧，它“从一切事物中专横地排除任何观念、任何低语”，“训练有素的士兵开始服从任何命令，他的服从是迅速而盲目的，任何不顺从和拖延都是犯罪”（福柯，2012<sup>[9](213)</sup>）。而直播间话语就充满了看似不经意的、预先编排妥当的“命令”和“规训”系统。

除了规训系统，直播间话语也呈现出一套“惩罚机制”。丹尼尔·卡尼曼（2012）<sup>[28]</sup>的研究表明让人保持理性思考的慢速决策会让人产生损失厌恶。如果在直播过程中观众因为慎思而错过了下单机会，或看到没购买的商品在购物车中恢复原价时，消费者会感到可惜和难受，再加上直播小助手会强调“已经没了”“不要再问有没有了，这就是拼手速”“错过再等一年”等话语（见表3），由此构建出消费者如同受到“惩罚”的场景体验。

直播间实行一整套微观处罚制度，在惩罚时，主播们使用了一系列微妙的做法，“从轻微的物质惩罚到剥夺，使观众发现自己陷入一个动辄得咎的惩罚罗网中，观众可以把惩罚这个词理解为能够使自己认识到自己的过错的任何东西，能够使他们感到羞辱和窘迫的任何东西：……一种严厉态度，一种冷淡，一个质问，一个羞辱，一项罢免（福柯，2012<sup>[9](117)</sup>）。”正如访谈者所言：

抢不到会难过，嫌弃网络差，其实是兜里缺钱；有时候会一直想买，其实没有很强的需求。(M01)

想买一个扫地机，直播间下定金时错过了，没有

相应的优惠，难过好几天，因为没在直播间下定金，就没这个价。(M02)

这种由规训惩罚所维持的秩序由话语口头规定，是可观察到的自然进程（福柯，2012<sup>[9](99)</sup>）。观众在观看直播后，感受添加购物车商品恢复原价、商品售罄等形式的“惩罚”过程之后，消费者便会成为被话语内容驯服的“乌合之众”。在“54321”的倒计时号角吹响时“拼手速”，或在“只有×件”“仅剩×件”“我给老板打个电话”“错过再等一年”“要不要加”“我们再上一次链接”等引导语之后点下付款键，消费者即使察觉，也很难不受这套秩序的影响。而已经驯服的消费者就会在直播间“蹲守”，按照催付的要求迅速完成下单。由此，快速介绍、快速下单、快速转化的效率至上主义，成为淘宝直播间的默认规则，不遵守就出局，在“划算”的话语包装面前，消费者选择了服从。

根据对直播话语的流程分析可见直播话语核心范畴的概念关系（见表4），直播间话语的规训机制共分为三种类型：关系创造话语、景观创造话语和纪律维护话语（其中关系创造话语分为两个维度：关

系互动话语和关系构建话语；景观创造话语分为两个维度：信息提供话语和娱乐互动话语；纪律维护话语分为两个维度：身份话语和驱动话语）。通过关系互动话语让观众开始对直播产生好感，延长停留时间、增加用户黏性，与观众建立心理连接；通过信息提供话语，介绍商品基本信息和各种价格促销信息，构建了快速消费的购物场景；通过虚构使用场景和打造理想人设，引导观众进行需求想象，让观众产生购物需求；身份话语通过专家知识和使用经验分享构建了直播者值得信赖的专业身份，使消费者开始信任主播话语；通过娱乐互动话语，让消费者在娱乐氛围中放下消费防备；通过驱动式话语下单流程指导，催付指令让观众完成下单。而在这看似友好和平等互惠的消费场景中，却隐含着直播话语对消费者的规训，规训的目的是制造“驯服的”消费者，使消费者不仅会做主播让他们做的，而且以主播希望的方式去做。

在话语分析的过程中进一步探讨初始概念之间的逻辑关系，在解释性话语分析部分对期待对统计学意义上的数据收集提出相关维度，为形成理论架构打下基础。

表4 直播话语核心范畴的概念关系

规训流程	描述性话语分析	诠释性话语分析	目的	理论解释性话语分析
1. 开场	互动—抽奖—答疑解惑	关系互动话语	让观众增加停留时间，让观众增加参与感	关系制造 1
2. 介绍产品	介绍销售商品特点	信息提供话语	对观众进行消费者培育和教育，让观众准备下单	景观创造 1
3. 主播和小助手互动	介绍使用心得，构建专家身份	身份话语	展现不为人知的商品另一面，展现冲突和话题	纪律维护 1
	为消费者代言，构建代理人身份		维护消费者利益	
4. 主播与嘉宾互动	制造娱乐氛围，明星效应	娱乐互动话语	娱乐景观创造，让观众放下防备、引流	景观创造 2
5. 驱动下单	下单引导、催付、抽奖	驱动话语	流量变现，让观众转化为消费者	纪律维护 2
6. 主播与观众互动	虚构使用场景、增添理想人设	关系构建话语	制造购物需求、满足认同需求、打消消费顾虑	关系制造 2

### （三）消费者访谈分析与发现

作为对话语分析的补充，本文通过“观看动机”“观看和购物感受”两个维度进行分析，以发现受众对网络直播话语的感知。

#### 1. 消费者的观看动机：娱乐性。

访谈发现消费者观看直播的一种重要动机是娱乐

解压。根据参考点①的数量，消费者观看淘宝直播的动机来自直播的娱乐功能，有17个参考点显示消费者认为观看直播能达到解压的效果。

消费者其次看重的是与主播互动，再次才是优惠力度和抽奖，结合观看直播的年龄段集中于中青年阶段，可见，直播已经代替了传统的电视成为年轻一代

① “参考点”用来表示在某一节点下编码的数量，编码次数越多，代表该节点的数值越多。

新的休闲娱乐方式。现代社会的原子化进程让个体更容易进入一个单一的维度，传统的交流和交友空间被手机等工具带入了单向空间，个体更容易产生孤独感。娱乐动机让直播间变成了一个鲍曼所说的“衣帽间共同体”（Bauman, 2000<sup>[18]</sup>(183-184)）。让观众感受到他人与自己共同存在，给人们一种虚幻的拥有共同利益和“在一起”的感觉。当我们离开直播间的时候，发现彼此依然是陌生人，不会有互动，短暂地加入直播间并没有建立起真正的人际纽带。直播间互动不是传统意义上的情感维系，更多的是一种短暂的心理体验，通过提供表面上“在一起”的感觉，对现代人的孤独感和安全缺乏感进行心理修复。因为即使身处共同体，实际上也是彼此分开的，更不用说在离开之后，于是这种类型的“在一起”，让孤独的个体更孤独（Bauman, 2000<sup>[18]</sup>(187)），所以对于青年消费者来说，直播间话语解除的只是青年消费者的“人际防备”，却在“娱乐至上”的过程中，潜移默化地接受了直播话语的驯服，而且受观看时长的影响，观看时间越长，被驯服的程度也会越深。

而观看直播的动机在不同年龄层次消费者也表现出不同：

对老年消费群体来说，直播间购物击中其“物美价廉”的需求，让其能够被“便宜”所驯服，虽然他们对年轻人不管有没有需求只为快乐买单的“消费主义价值观”有所不满，但在实际行动上却在让步和妥协。也有消费者已经察觉到电商渠道和线下渠道的货品有不同之处，对销售行为的目的表示质疑，但是只要收到的商品是真实的，也就选择了收货和再下单。

我在女儿的手机上看一次直播，速度非常快，快到眼花缭乱。一堆人在直播间一会儿吃一会儿穿，感觉非常热闹。感觉吃的东西确实很便宜，小孩吃的面包零食，超市一包几块钱，直播间一箱十几块钱，感觉确实便宜，但是我们老年人哪里跟得上那节奏，没支付宝，也搞不清楚怎么下单。但是年轻人就可以，刷刷刷买一大堆，我给她拿了好多天包裹。（M18）

直播间商品和线下商品在款式和质量上有很大差异，你怎么知道究竟是薅羊毛还是消库存？（M19）

2. 消费者的观看和购买感受：意识到被规训，仍然主动接受。

从表 5 可见，在观看直播的感受上，首先，消费

者已经意识到因为观看直播“被制造了购物需求”，说明直播电商的诱导会导致消费者冲动消费；消费者已经意识到“被动产生”的需求和“观看上瘾”，说明直播已经建立起较强的消费者黏性。其次，消费者意识到消费习惯被改变：一是通过直播了解商品的性能，二是在直播间购买商品不再比价。前者是直播间起到了消费者教育的作用，让消费者明确商品性能和用途，而后者则是消费者已经被主播的身份和话语驯化的结果，但是大部分消费者尚未意识到被规训的后果是导致消费理性降低。

表 5 父节点“观看感受”涵盖的参考点数值

子节点	材料来源数	参考点数值
制造了购物需求	5	17
观看成瘾	2	3
改变购物习惯	4	5

#### （四）信效度检验和理论饱和度分析

##### 1. 信效度检验：三角验证。

在质性研究中，效度指的是研究结果是准确的（或可信的），通过研究者的视角、参与者的视角、读者和评阅人的视角（Creswel 和 Miller, 2000<sup>[29]</sup>）评估研究的准确性。多年来，人们已经发展出了大量的衡量质性效度的视角，比如，林肯和古巴（Lincoln 和 Guba, 1985<sup>[30]</sup>）提出的可信性、可转移性、可靠性和确定性等评估标准。其他研究者还提出了诸如反讽效度（Lather, 1993<sup>[31]</sup>）等评估标准。理查森 Richardson（1994）<sup>[32]</sup>把效度比喻为棱镜，其晶体不同面在反射外部光线的同时也在自身内部折射光线。简而言之，效度有多种视角。

本文通过不同数据来源的三角测量进行效度检测。首先，通过半结构化访谈的方式，对 20 名被试进行访谈后得到的文本材料与 2020 年淘宝直播的双十一搜集的文本能够相互印证。访谈对象认为对自己产生影响的如倒计时、下单催付等细节和流程，不仅是头部主播，在普通主播的直播中也是普遍存在的。其次，几名研究者也分别在不同的购物群体中进行焦点小组成员检验，研究者提出开放式问题，确定主题和故事是否准确。成员检验也采用一对一的访谈方式，成员检验的问题集中在对直播话语的解释、描述是否精确、是否存在主题缺失以及哪些内容为研究参与者不同意或回避的。如果发现解释、描述不准确，那么研究者就修正主题以更好地描述研究参与者的观

点。再次，研究者也对知乎等平台类似“你在直播中踩过什么坑”讨论帖和主题帖等进行浏览，认为能够印证材料的真实性和有效性。由此可见材料符合可信性、可转移性、可靠性和确定性等评估标准（Lincoln 和 Guba，1985<sup>[30]</sup>）。

### 2. 数据饱和检验：时间间隔验证。

一般来说，专题/数据饱和在规范上被认为意味着应继续收集数据，直到没有新的数据产生（Green 和 Thorogood，2004<sup>[33]</sup>）：数据中出现较少意外和更多突发模式的点（Gaskell，2000<sup>[34]</sup>）。本文对直播间话语共进行了三轮文本搜集。第一轮文本收集于2020年淘宝直播间的双十一活动期间，研究人员将已经掌握的研究材料分为预售和正式开始两个部分进行组内交叉验证，参与研究的研究人员都对既有材料进行了分析，得出的分析结果基本一致。第二轮文本收集于2021年淘宝618期间，对文本材料进行对比之后，发现分析结果并未不同于之前的结果。第三轮文本收集于2021年双十一预售期间。除双十一活动区间变长之外，新搜集到的材料并没有对直播间话语的分析结果产生影响，虽然李佳琦直播间增加了“理性购物，快乐购物”等明文提醒，但并未削弱直播话语的规训效果。从以上搜集过程可以验证数据搜集是透明的，在传播过程中，过程的透明度对于确保定性研究的质量至关重要（Caelli 等，2003<sup>[35]</sup>）。在多层数据的验证下，理论主题分析已经接近饱和，但是直播是新兴行业，正在快速迅猛生长，其数据是爆发的，只能截取其中的标志性和影响力比较大的片段做案例样本。

### 3. 理论饱和检验。

扎根理论中的饱和概念不是指没有新的想法出现，而是指类别被充分考虑，它们之间的可变性被解释，它们之间的关系被测试和验证，从而一个理论可以出现（Green 和 Thorogood，2004<sup>[33]</sup>），基础理论的目标是发展一种社会过程的解释理论，这些社会过程是在它们发生的环境中研究的（Glazer 和 Strauss，1967<sup>[36]</sup>）。直播作为新生事物，在中国已经占领了很大的市场份额，直播过程中的互动性、信息分享性、消费者冲动购物等特点也是研究关注的热点，本文研究的重点是对直播研究中消费者对购物原因的重要补充，但直播行业还在快速发展，还有很多限制行业发展的现象和热点值得进一步总结探索和研究。从这个角度来考虑，理论饱和很难通过一篇文章得以穷尽，

直播间尚未涌现理论的数量可能是无限的，总会有新的东西要等待我们去发现。因此只能说，在理论上，我们根据重点想法“主播话语如何让消费者疯狂下单”设定了一个研究议程，并且围绕特定的区域（双十一期间头部主播的话语）进行数据收集，并在该区域内对话语文本流程进行，并达到了区域内的主题饱和（Reilly 和 Parker，2013<sup>[37]</sup>）。

## 五、讨论和总结

### （一）讨论

作为一种新型的营销形式，网络直播带货创造了一种互联网消费场景，在此场景下，买卖双方的互动变得更加便捷，信息传播变得更加高效。这样看似更为透明的民主消费空间和更为自由的消费平台，是否让消费者更加具有主动权和主体地位？基于本研究的案例数据分析，我们发现答案是否定的——消费者在直播话语的影响下更加“主动得被动”，新的直播话语策略如同一个“木马病毒”，悄然规训、植入受众。在直播话语的规训下，消费者不仅会做营销者让他们做的，而且以既定的方式去做。这也印证了已有研究的结论，比如，通过对直播电商的话语分析发现，直播电商话语的特点是“制造冲动”（程灏，2020<sup>[3]</sup>；张楠楠，2020<sup>[4]</sup>；许成龙，2021<sup>[6]</sup>），让消费者在5秒中之内就决定“买它”，与传统的搜索型消费者相比，决策更为依靠直觉。相比于张楠楠（2020）<sup>[4]</sup>的直播间语步分析，本文剖析了直播间话语让消费者从产生好感、产生紧迫感、产生需求到产生信任的过程，揭示了主播与消费者身份的不平等（李彦迪，2021<sup>[7]</sup>）之后，主播身份权力的建立过程和其隐蔽而有效的规训机制。

1. 本研究归纳总结出直播间话语规训作用的三方面体现（如图3所示）。

第一，构造消费场景。主播在直播间的表演形成了直播间景观，如同相声、脱口秀一般具有观赏性，主播和小助手配合将消费行为和消费场景进行了个体或集体表演，通过描述性话语将顾客消费的内容进行了延伸，让消费者在观看过程中有了间接体验。让消费者沉浸在放松和愉快的“直播间共同体”中放松了理性的戒备。

第二，建立指令和奖惩机制。直播带货的专家身份使主播话语具有权威性和合法性。直播间指令在发出后，消费者就需要尽快遵守和执行，否则就无法得

到想要的结果，在重复多次之后消费者便逐渐改变理性购物的思考习惯，成为被驯顺的肉体，遵循主播的下单指令，快速而冲动地下单。直播间作为一个相对封闭的区域，形成了一套社区话语。主播在话语中宣告秩序和纪律，直播间是贯彻纪律的保护区，主播（及小助手）是纪律的维护者，而MCN机构是纪律的制造者。机构用后台数据如消费转化率对主播、在场消费者给予评估和裁决，用直播间在线人数数据，监控、了解、组织、驾驭和把控直播的节奏，制止消费者开小差，制定推送规则。规则成为一个过滤器，逐渐把不同直播间加以分类，比如根据购买力和品类进行消费者细分，使直播间成为一个控制流动的乌合之众的据点。规则、算法和引流关注的是物而不是人，是消费金额和品类而不是消费者，直播间只是冷漠而高效的噬异之地。

第三，塑造消费者关系。直播消费将人们对商品的功能性需求拓展到社会关系层面，让消费者不仅为自己的消费需求买单，还延伸到为家人和朋友消费，将消费需求扩大化。让消费者沉浸在直播间塑造的关系里，身陷于消费主义的泥潭中。即使有怀疑的声音，也马上被淹没在刷屏的留言信息洪流中，所以消费者前赴后继、新老更替地被邀约着、裹挟着，进入到直播间中，接受话语的规训和洗礼。

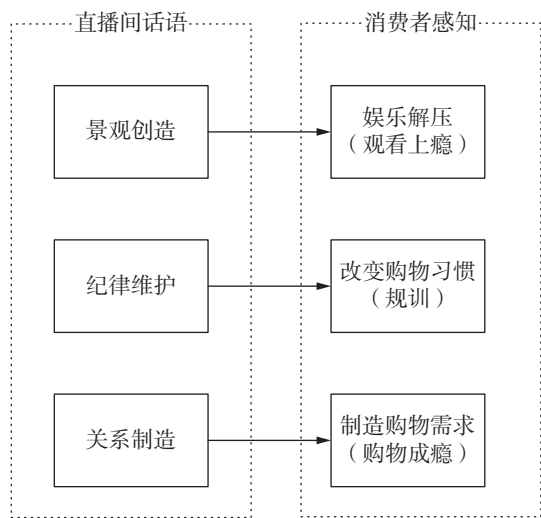


图3 直播间话语的规训机制

## 2. 消费者被效率导向的消费场景所规训。

直播间的高效互动体现的是为标准化、高效化服务的效率至上主义和万物皆可购买的消费主义。消费主义的作用就是一种伪满足感、伪成就感、伪阶级晋升感。消费主义的诱人之处就在于制造“我买得起

某商品，我便与所有使用该商品的人在同一地位”这样的幻象。电商直播话语的活动、意义、符号及知识系统是为了推崇、构建消费符号服务的，在娱乐至上的泡泡浴中，沉浸时间越长，越容易被消费主义的普适价值观所规训。

3. 直播话语规训了消费者，使消费者获得伪身份和伪社会区分。

直播话语对消费者的规训体现在直播的各个环节中，从构建销售流程开始就告诉消费者要快速下单，不用考虑。先是顺应消费者购买“质优价廉”商品的需求，然后再不断颠覆消费者传统消费观念，灌输消费主义观点。但是直播话语中的话术既有正向的教育效果，也有规训的效果，让消费者在购物冲动的奴役之下，购买没有实际需求的、囤积超过实际需求的商品，消费理性降低，但是购买行为也让部分消费者迅速成熟，能够分辨质价相符的商品，实现“延迟的理性”。消费者通过直播间互动等方式也在反向影响信任体系的构建，以满足“衣帽间共同体”的在场感和参与感，这种互动让观众在进行消费的时候，不再是为了商品表面意义上的使用价值，更在于通过购买或者使用这件商品，完成趋同行为或趋异行为的身份区分或通过消费实现福柯所提到的社会区分(Storey, 1996<sup>[20]</sup>)。

## 4. 消费者在“直播间共同体”中丧失其主体性。

从消费者接受访谈的反馈来看，消费者的观看动机并非来自传统权力的压迫，主播与小助手、明星嘉宾一起构成了直播间的景观，他们在前台的表演如同相声和脱口秀，让消费者在“衣帽间共同体”中体会到了满足和快乐，消费者观看直播是主动行为，体现了消费者的主动性，其消费看似是主动配合接受和合作的结果，不受传统权力压迫，是消费者乐于参与的结果；但消费者也意识到在直播间消费之后，买到的不一定是消费者真实需要的，消费者感受到了被引导和被训诫，却又深陷其中，在“瘾社会”中丧失了消费的主体性。

### (二) 实践建议

话语分析的目的之一就是揭露隐藏在话语中的权力关系和意图，经过对直播间话语事件的批判性分析，我们发现看似民主开放的平台制度在直播话语的塑造下形成了一种隐晦的不平等关系，新的移动互联网技术更增进了消费主义话语的渗透和规训作用，直播间观众的主体性在直播者话语所构建的“众声喧

哗”中进一步弱化，其消费者属性随之增长。针对此发现，我们提供以下建议：

### 1. 规范主播话语，承诺内容要与商品质价相符。

首先，作为一个新生事物，直播间话语的准确性和合法性还缺乏有效约束和监管，消费维权也存在举证难等问题。虽然随着直播的不断规范，已经有了直播回放功能，但是回放设置权限还是掌握在主播及直播平台手中，主播信口开河、虚假承诺、哭穷卖惨等违规乱象还依然存在。话语承诺内容与收到的实际商品不一致，消费者仍然存在举证困难。虽然政府层面已经及时基于现状问题制定《网络直播营销管理办法（试行）》（以下简称《办法》），但是《办法》发布后，平台相应制定弹窗警告、禁播、封号等制度，而各平台罚则推出后又催生了主播用同音字替代、黑话、行话等暗语进行直播的乱象。目前法律法规层面的约束并未涉及直播带货“话语术”。在直播发展的初期，粗放的发展方式如同洗脑传销，可以收割一批流量，但平台管理者应该关注和限制这样的话术，对煽动性和不实性的主播给予停播、封号等不同层次的惩戒，保护消费者合法权益不受侵害。

### 2. 坐实直播平台主体责任，提升直播的消费者价值内涵。

《办法》明确将“直播营销”定性为“经营者”。该条款意味着直播的商品应受《消费者权益保护法》的约束，主播应当对直播售卖的商品进行真实性审查，不得以“第三方”身份免责等。另外，《办法》还规范了直播运营平台的主体责任，规定运营平台应及时处理公众对于违法违规信息内容和营销行为的投诉举报。并对发布虚假、引人误解的信息来欺骗、误导消费者，营销假冒伪劣商品，流量数据造假，违法违规推广引流等行为制定了罚则。直播话语本质上是一种消费主义价值观的载体，它进一步结合现场真实性和娱乐互动性裹挟了观众消费者，消费者在“直播共同体”中丧失主体性，促成“上瘾”症状，对此，不能仅依靠消费者对直播间话语的熟悉而形成成熟的消费意识，对于直播平台而言应该坐实主体责任、主动提升管理意识，督促主播在提高业务能力的同时，减少话术，倡导主播承担起应尽的义务及社会责任，相关教育机构、宣传机构也应该帮助消费者进行反思、减少非理性消费。主管部门要加强监督，在依法纳税、提升直播内容的价值内涵，关注创造新的消费者价值方面，让直播带给消费者真低价、

真服务和真体验。

### 3. 完善市场监管措施，提高平台企业社会责任意识。

在资本逐利的情况下，销售平台、商家、直播平台容易形成共谋，优惠和折扣是否属实，如商家、平台在与主播合作之前是否有提价行为，虚假发放优惠券造成降价假象，在催促下单的前提下消费者缺乏理性思考和跨平台进行比较的时间，容易导致消费者冲动消费，借贷消费等社会现象。目前，对于此类第三方的约束主要还是来自市场满意度和口碑效应，但相较于直播电商的快速成长，现有的市场监管措施仍有待提高。如何约束直播平台的行为，提高平台企业的社会责任意识，也是未来学术研究工作可以关注的方向。

## 六、创新之处及不足

本研究基于福柯的规训理论视角，并参考文化社会学视角，从对研究数据的话语分析中提炼出“直播间场景”的概念——主播作为前台景观的核心，是屏幕前的观众聚焦的焦点。话语与场景、景观一起塑造了电商直播的完整叙事。但目前电商直播在话语层面的研究不是特别充分，这就是本文研究的意义和主要贡献所在。基于诠释主义哲学观和研究范式的话语分析方法更能够对平台直播消费的新现象进行整体性的场景研究，结合文化社会学理论视角诠释现象的意义构建特点，进而拓展了市场营销的权力视角。

在研究方法方面，本研究借鉴大众传媒与传播学领域主要的分析工具——话语分析方法，来研究管理学市场营销领域热点问题，是学科间交叉融合的方法论创新。同时，本研究通过补充访谈直播间话语的受众，以互动式视角探索消费者主体性被话语所训诫的过程和效果，也让话语分析的发现在现实层面得到初步验证。

诠释主义的方法论强调把研究者本身作为研究工具，深入“现场”的研究者和被研究者进行辩证对话，通过互为主体的互动达到一种生成性的理解。但是和诠释主义质化研究其他方法一样，话语分析有自身的局限性，比如由于观察时间的限制，本研究所选取的只是头部主播在特定时期的话语。未来研究可以进一步拓展研究对象的范围。本研究的理论假说发现也为未来的实证研究提供了研究设计思路。



## 参考文献

- [1] 陈伟军. 网络直播的日常展演与场景魅惑 [J]. 新闻与传播评论 (辑刊), 2019 (4): 54-63.
- [2] 陈瑞, 张晏宁, 吴胜涛. 直播营销模式的深层逻辑——社交场和营销场及其协同作用 [J]. 清华管理评论, 2020 (12): 44-52.
- [3] 程灏. 直播带货的符号学解读——以“谢谢你为湖北拼单”为例 [J]. 新媒体研究, 2020 (14): 61-62, 75.
- [4] 张楠楠. 电商直播营销话语分析——以淘宝网为例 [J]. 新媒体研究, 2020 (15): 62-64.
- [5] 杨楠. 网红直播带货对消费者品牌态度影响机制研究 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (2): 118-128.
- [6] 许成龙. 主流媒体与网络媒体语言传播的“融合”——以“小朱配琦”为例 [J]. 青年记者, 2020 (35): 61-62.
- [7] 李彦迪. 语域理论视角下电商主播言语社区语言特征探析——以淘宝主播薇娅和李佳琦为例 [J]. 视听, 2021 (2): 117-118.
- [8] 罗然然. “规训式”师生关系的在场与超越——基于福柯规训理论的师生关系研究 [J]. 渭南师范学院学报, 2016 (18): 22-27.
- [9] 米歇尔·福柯. 规训与惩罚 监狱的诞生 [M]. 刘北成, 杨远婴, 译. 北京: 生活·读书·新知三联书店, 2012: 155.
- [10] 尼尔·波兹曼. 技术垄断文明向技术投降 [M]. 蔡金栋, 等译. 北京: 机械工业出版社, 2013: 114.
- [11] 詹姆斯·保罗·吉. 话语分析导论理论与方法 [M]. 杨炳钧, 译. 重庆: 重庆大学出版社, 2011: 103.
- [12] 谢立中. 多元话语分析: 社会分析模式的新尝试 [J]. 社会, 2010 (2): 1-19.
- [13] Williamson, Judith. Decoding Advertisements [M]. London: Marion Boyars Publishers, 1981: 72.
- [14] Geertz C. The Interpretation of Cultures: Selected Essays [M]. New York: Basic Books, 1973: 63.
- [15] 管颖华. 电视购物直播节目中消费需求的营造 [J]. 电视指南, 2018 (6): 44.
- [16] 姚力文, 段峰峰. 网络短视频平台流量变现探析 [J]. 新闻前哨, 2019 (8): 34-36.
- [17] 成也, 王锐. 网络直播平台的治理机制——基于双边平台视角的案例研究 [J]. 管理案例研究与评论, 2017 (4): 355-363.
- [18] Bauman Z. Liquid Modernity [M]. Cambridge: Polity Press, 2000: 94-103.
- [19] Goffman E. Relations in Public [M]. London: Allen Lane, 1971: 122.
- [20] Storey J. Culture Studies and the Study of Popular Culture [M]. Edinburgh: Edinburgh University Press Ltd., 1996: 115-126.
- [21] 燕道成, 李菲. 场景·符号·权力: 电商直播的视觉景观与价值反思 [J]. 现代传播-中国传媒大学学报, 2020 (6): 124-129.
- [22] 姚林青, 顾恩澍. 短视频电商模式的演进机理研究 [J]. 现代传播-中国传媒大学学报, 2021 (1): 123-128.
- [23] 王艳玲, 刘可. 网络直播的共鸣效应: 群体孤独·虚拟情感·消费认同 [J]. 现代传播-中国传媒大学学报, 2019 (10): 26-29.
- [24] 蒋建国. 论网络消费文化的特征 [J]. 贵州社会科学, 2010 (12): 49-52.
- [25] Elliot R. Discourse Analysis: Exploring Action, Function and Conflict in Social Texts [J]. Marketing Intelligence & Planning, 1996, 6 (14): 65-68.
- [26] Hardy C. Researching Organizational Discourse [J]. International Studies of Management and Organization, 2001. 31 (3): 25-47.
- [27] Peng C, Liu S, Lu Y. The Discursive Strategy of Legitimacy Management: A Comparative Case Study of Google and Apple's Crisis Communication Statements [J]. Asia Pacific Journal of Management, 2021. 38 (2): 519-545.
- [28] 丹尼尔·卡尼曼. 思考, 快与慢 [M]. 胡晓姣, 李爱民, 何梦莹, 译. 北京: 中信出版社, 2012: 79.
- [29] Creswell J W, Miller D L. Determining Validity in Qualitative Inquiry [J]. Theory Into Practice, 2000, 39 (3): 1-130.
- [30] Lincoln Y S, Guba E G. Naturalistic Inquiry [M]. Sage Publications, 1985: 29-32.
- [31] Lather P. Fertile Obsession: Validity After Poststructuralism [J]. Sociological Quarterly, 1993, 4 (4): 673-693.
- [32] Richardson L. Writing: A Method of Inquiry [J]. Collecting and Interpreting Qualitative Materials (3rd ed.), 2008: 473-499.
- [33] Green J, Thorogood N. Qualitative Methods for Health Research [M]. Sage Publications, 2004: 25-29.
- [34] Gaskell G. Individual and Group Interviewing [M]//Bauer M, Gaskell G. Qualitative Researching with Text, Image and Sound. London: Sage, 2000: 42-47.
- [35] Caelli K, Ray L, Mill J. “Clear as Mud”: Toward Greater Clarity in Generic Qualitative Research [J]. International Journal of Qualitative Methods, 2003, 2 (2): 1-13.
- [36] Glaser B G, Strauss A L. The Discovery of Grounded Theory: Strategies For Qualitative Research [J]. Nursing Research. 1967, 3 (2): 364.
- [37] O'Reilly M, Parker N. “Unsatisfactory Saturation”: A Critical Exploration of the Notion of Saturated Sample Sizes in Qualitative Research. [J]. Qualitative Research, 2013, 13 (2): 190-197.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 2022 年总目录

## The Total Contents of 2022

### · 十九届六中全会精神阐释 ·

- 论中国经济走向市场化的奠基石——“利改税” ..... 王文素 马腾飞(1)  
 中国共产党百年民生货币功能思想与实践：历程、经验与国际比较 ..... 李建军 范志昊 郭金录(6)

### · 财政税收 ·

- 组织文化视角下的预算绩效管理改革 ..... 马蔡琛 潘美丽(1)  
 预算绩效管理问责要素分析与机制优化 ..... 李 燕 王佳文(1)  
 历史逻辑与现实理性的税收公平讨论  
     ——税制建设的补偿理念 ..... 张晓云 杜崇珊(2)  
 消费税下划地方的财力分配效应与收入分享优化策略研究  
     ——基于数值模拟分析 ..... 唐 明 凌惠馨(2)  
 “本”中窥“债”略见一般  
     ——基于预算报告的我国地方债务治理概览  
     ..... 刁伟涛 孙晓萱 沈 亮(3)  
 中国企业研发创新与出口贸易的税式补贴研究 ..... 汤二子(3)  
 财政纵向失衡与城乡居民收入差距：理论与实证  
     ..... 刘树鑫 史传林 方有为(4)  
 我国财政压力指数的构建与应用场景分析 ..... 史明霞 李雅洁(4)  
 地方政府隐性债务与民营中小企业融资约束  
     ——基于金融分割的视角 ..... 刘乐峥 吴晓斌(5)  
 财政分权影响地方财政韧性的理论意蕴与现实考察  
     ..... 杨 林 郑 尧(5)  
 人口老龄化、人口流动与地方政府债务 ..... 黄春元 王冉冉(6)  
 我国世界一流大学建设经费投入效率实证研究  
     ——基于 34 所高校面板数据的三阶段 DEA-Tobit 分析 ..... 栗玉香 边忠让 张荣馨(6)  
 中国财政治理话语体系的承续与转换  
     ——基于 1981—2020 年全国财政工作会议讲话文本的研究 ..... 李淑一 魏升民 马光荣(7)  
 环保税对企业全要素生产率的影响研究 ..... 杨 杨 杨雨诗 杜 剑(7)  
 贸易开放与财政政策持久性：经验证据与内在机制 ..... 王立勇 周星含(8)  
 增值税减税的劳动分配效应研究 ..... 李红霞 张亚璟 殷诗絮(8)  
 政府采购、营商环境与企业创新  
     ——基于 A 股上市公司的经验证据 ..... 姜爱华 费堃桀 张鑫娜(9)  
 回应型应急预算制度的逻辑生成与实现路径 ..... 王文君(9)  
 行为财政视角下应用区块链技术提升税收遵从度的研究 ..... 张 平 王静敏(10)  
 国际公共产品供给：历史演进、发展趋势及中国的策略选择 ..... 周 波 张 强 寇铁军(10)

财政运行综合绩效评价的理论、指标与展望

——基于财政预算“行为-功能”的分析 ..... 马海涛 曹堂哲 彭珮文(11)

财政生态补偿：一个理论逻辑 ..... 陈少强 覃凤琴(11)

数字经济、税收努力与税收增长 ..... 解 垚 孟 婷(12)

基线筹划、预算报告与预算-政策联结 ..... 潘昊宇(12)

· 金融保险 ·

银行理财产品监管套利程度的测度与金融风险的抑制 ..... 骆祚炎 莫贤锐(1)

金融冲击、银行资产配置与异质性企业产出波动 ..... 高 珂 孙瑞琪 黄 琨 李 璐(1)

保险公司的角色及影响因素分析

——基于投资风险引致系统性风险的过程 ..... 邹奕格 粟 芳(2)

洗售交易、机构投资者异质性与股票流动性 ..... 吴崇林 张小芹 刘 杰 唐殷琪(2)

信用评级可信吗：基于股票错误定价的检验 ..... 王生年 牛慧君 聂 晓(3)

数字普惠金融与流动人口家庭相对贫困 ..... 蒋晓敏 周战强 张博尧(3)

金融稳定与外部宏观审慎政策溢出效应

——以存款准备金率和贷款价值比为例 ..... 方 意 欧阳辉 张碧琼(4)

国内外大宗商品价格泡沫传染机制研究 ..... 郭文伟(4)

论坛发帖与股价行为：情绪宣泄还是信息传递？ ..... 熊 艳(5)

央行抵押品框架的普惠效应

——基于新三板小微企业的经验证据 ..... 郭红玉 耿广杰(5)

土地供给偏移政策在债券市场的无心之失

——来自 2001—2017 年省际面板数据的证据 ..... 金 媛 张 鑫 邱 丽 王世尧(6)

融资难、融资贵与小微经营者信心

——基于全国工商联和蚂蚁金服小微企业联合问卷调查的分析 ..... 侯宝锋 苏 治 史建平(7)

新闻情绪风险与股票收益 ..... 顾洪梅 张嫚玲(7)

公募基金抛售外部性与流动性管理：机理、后果及政策效果 ..... 王 辉 宁 炜(8)

QFII 持股能抑制股票市场操纵吗？

——基于尾市价格偏离模型的检验 ..... 李志辉 陈海龙(8)

车险定价中风险保费类别的构造

——基于广义线性模型与数据驱动的分箱方法 ..... 张连增 江路嘉(9)

专利权质押融资是否缓解了中小企业的融资约束？ ..... 张 超 唐 杰(9)

银行分支机构扩张与地区创业行为 ..... 张光利 秦丽华 杨长汉 焦敏智(10)

金融科技降低了银行风险吗？

——基于规模异质的视角 ..... 赵胜民 屠堃泰(10)

保险公司视角的万能险产品结算利率定价实证研究 ..... 许 荣 李延胤 方明浩 张俊岩(11)

基于预训练模型的 A 股停牌预测研究 ..... 孙夫雄 谢 翔 熊 平 梁嘉欣 彭 畅(11)

券商跟投意愿、询价制调整与 IPO 定价偏误

——来自中国科创板市场的经验证据 ..... 曹奥臣 张铁刚(12)

媒体情绪如何影响人民币汇率？

——基于文本分析的实证研究 ..... 王金明 孟子乔(12)

## · 财务与会计 ·

- 中国式 IPO 定价：一个文献综述 ..... 宋顺林(1)
- “时移势迁”下的分析师盈余预测
- 基于地方官员变更的经验分析 ..... 李 挺 位豪强 朱红军(1)
- 会计稳健性一定降低债券融资成本吗？
- 来自我国信用债市场的证据 ..... 杨尔稼 李 路 肖土盛(2)
- 媒体情绪与公司风险承担关系研究
- 基于媒体情绪的“掩饰”效应 ..... 李 倩 吴 昊 郭梦婷 王嘉敏(2)
- 结构化理论视角下的成本管理变革：来自公立医院的经验启示 ..... 刘俊勇 安 娜 段文譔 刘家祺(3)
- 股价崩盘风险与线上投资者关系管理
- 基于危机公关的视角 ..... 杨 丹 胡 可 朱 松 林丰仪(3)
- 地缘网络中债务违约会加剧企业投资不足吗？ ..... 金 龙 丁志国 丁垣竹(4)
- 债权人诉讼与企业投资效率：机制与路径 ..... 王语嫣 李玉环(4)
- “一带一路”沿线国中国企业外部审计治理与公司信息披露质量 ..... 杜兴强 肖 亮 张乙祺(5)
- 非执行董事与上市公司内幕交易
- 来自中国 A 股市场的经验证据 ..... 陆 超 张斯毓(5)
- 女性高管能否改善业绩预告质量？ ..... 窦 超 韦婧婧 王瑞华 孙 睿(6)
- 物流标准化是否促进了企业分工？ ..... 张博雅 唐大鹏 刘翌晨(6)
- 会计信息可比性能抑制企业债务违约风险吗？ ..... 张焰朝 孙光国 袁 月(7)
- 股市传闻对证券分析师预测行为的影响研究 ..... 孙晶慧 苏苒然 齐保全(7)
- 身份认同与企业投资：家乡优势还是代理冲突？ ..... 陈德球 申李莹 徐 婷(8)
- 产能过剩、股权性质与企业债务融资 ..... 潘舒芯(8)
- 公布预算目标排名能降低预算松弛吗？
- 一项实验研究 ..... 刘凌冰 刘 昱(9)
- 行政区划调整与企业融资趋同
- 来自撤县设区的证据 ..... 陈 刚 盛 誉 陈 玥 吕 杰(9)
- 冗余信息还是有用信息？
- 基于 IPO 招股说明书风险信息披露的一项实验研究 ..... 陈旭霞 高雅馨 吴 溪(10)
- “分散”还是“集中”？
- 基金持股组合的业绩研究 ..... 罗 毅 林 树(10)
- “监督效应”VS“掏空效应”：高管纵向兼任与审计决策 ..... 宋衍衡 毕煜晗 文 雯(11)
- 信息披露违规处罚、连锁董事公司分析师预测与分析师声誉：基于董事网络的溢出效应
- ..... 丁 鑫 陆 阳 杨忠海(11)
- 高管贫困经历、个人特征与企业精准扶贫 ..... 窦笑晨 汪玉兰 刘希鹏(12)
- 非财务信息的市场反应与预测功能
- 基于“京东商城”消费者大数据的经验证据 ..... 胡 娟 李雪轶 郝 颖 董士君(12)

## · 理论经济 ·

- “文明城市”评选与地方城投债规模的扩张：一个基于评比表彰机制的分析 ..... 王 磊 王兰兰(1)
- 垂直结构、管理授权与产能过剩 ..... 皮建才 李淑宁(1)

声誉控制信贷资产证券化道德风险的理论研究 ..... 郭建鸾 宋菁菁 刘国超(2)

生育状况、照料支持与已婚女性工资 ..... 王亚迪(2)

“少子化”对家庭储蓄率的影响机制研究 ..... 刘鹏飞(3)

收入不平等、多套房购买决策与中国城镇家庭杠杆率 ..... 易成栋 樊正德 王优容 李玉瑶(3)

中国城镇居民工作时间变化的消费效应研究 ..... 马光明 苗 壮(4)

交通发展、时空溢出与雾霾污染 ..... 盛晓菲(4)

数字平台用户多归属能促进创新吗? ..... 卢远瞩 包开花 刘家龙(5)

输入型通货膨胀的结构性传导与行业异质性 ..... 刘金全 刘 悦(5)

最低工资提升了低收入群体消费吗?  
——基于中国城镇最低工资线家庭的比较分析 ..... 金 岳 郑文平 王文凯(6)

服务深化改变货币政策冲击的效果了吗?  
——基于两部门新凯恩斯价格粘性视角 ..... 彭 刚 李 超 石微巍(7)

去杠杆降低了劳动收入份额吗? ..... 刘长庚 王宇航 张 磊(7)

僵尸企业与产业升级  
——来自中国工业企业的证据 ..... 王贤彬 陈博潮(8)

制度统一会降低居民福利吗?  
——养老保险并轨制度改革对居民消费的影响 ..... 李晨曦 杨欣桐(8)

开放经济下的中国财政政策乘数研究  
——基于金融摩擦的视角 ..... 李小胜 肖云东(9)

男性育儿参与、家庭传统文化观念与女性劳动供给 ..... 王希茜 何宗懋(9)

公共政策如何应对人工智能引发的失业风险? ..... 黄 旭 许文立(10)

多企业纵向差异化竞争的博弈分析  
——局部纳什均衡与全局纳什均衡 ..... 刘 霖 刘 韧(10)

第三支柱个人养老金对养老金替代率的影响研究 ..... 罗 浩 周 延(11)

车牌管控政策与城市治堵的最优方案 ..... 郝 亮 巫景飞(12)

中国社会经济福利的衡量与评估  
——跨越国内生产总值之限 ..... 李 雯 张珩琰 李思沛(12)

· 工商管理 ·

优化营商环境与抑制民营企业高管职务消费实证研究 ..... 周泽将 胡梦菡 王浩然(1)

在线语音交互情境下销售说服策略的FACI模型研究  
——基于呼叫中心非结构化数据的实证检验 ..... 王 毅 鑫 颖 姚 凯 张炬远 耿 勇(1)

中国国际企业管理理论体系构架研究  
——基于演化、内容、情境三维度分析 ..... 崔新健 欧阳慧敏(2)

大数据分析能力影响制造企业服务化绩效机理探究 ..... 冯文娜 马佳琪(2)

教练型领导影响新员工角色社会化机理研究 ..... 杨 楠 马清栋(3)

团队绩效压力影响团队绩效和员工退缩行为机理探讨  
——基于情感事件理论研究 ..... 叶晓倩 欧梁羽柔 杨 琳 陈 伟(4)

年报问询函对超额现金持有水平影响研究 ..... 王 群 沈丽萍 袁蓉丽(5)

赞助标识位置影响赞助品牌形象机理探讨  
——基于赞助广告的实验检验 ..... 杨 洋 邱一崎 胡吉恒 钟方瑜(5)

## 服务业企业开展合作创新对其创新产出水平影响机理探究

- 创新信息获取渠道的中介作用 ..... 尹志锋 曹爱家 刘梦瑶 王 康(6)
- 零售商信息分享影响延保服务供应链产品定价及服务质量决策机理探讨 ..... 伍星华 艾兴政(6)
- 虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感机理探究
- 中介路径及其边界条件实证检验 ..... 沈鹏熠 万德敏 吴佳琦(7)
- CEO 开放性对企业战略变革影响机理探究
- 绩效期望落差和 CEO 权力的调节作用 ..... 刘小元 于宴周(8)
- 互动路径对消费者虚拟 CSR 价值共创参与意愿影响机理研究 ..... 吴正祥 郭婷婷(8)
- 大股东控制下的债务融资：抑制还是便利了大股东掏空？ ..... 吴国鼎(9)
- 开放式创新提升企业绩效的中介路径探讨
- 基于沪深 A 股上市公司统计数据的实证分析 ..... 史青春 徐 慧(9)
- 低碳供应链管理研究解构：基于知识图谱与内容分析的诠释 ..... 刘晓红 郭兆坤 孙睿卿 王诗韵(10)
- 企业员工特质正念对职业幸福感链式影响机理探究 ..... 沈 莉 王雅楠 刘生敏 唐可欣(10)
- 劳动雇佣关系中互惠的触发机制和影响因素探究
- 基于礼物交换实验结果的分析 ..... 武志伟 殷 明(11)
- 失信被执行人名单制度影响企业银行借款机理探讨
- 基于第三方声誉惩罚视角的检验 ..... 周 洲 周丹琪 冉 戎(11)
- 消费者产品原真感知对态度矛盾性影响的中介机制研究
- 类像型及索引型营销的异质性情境 ..... 连怡臻 李雪欣 沈 徽(12)
- 客户异质性对科技企业创新效率影响机理探究
- 异质性人力资本的调节作用 ..... 张珺涵 罗 津 罗守贵 李 文(12)

## · 国际经济 ·

## 保税区 and 出口加工区对地区产业空心化影响研究

- 基于空间杜宾模型和中介效应模型的实证分析 ..... 叶修群 滕玉华 刘荣春(3)
- 担保物权制度改革对企业全球价值链分工位置影响机理研究
- 来自中国《物权法》准自然实验的经验证据 ..... 吴 翟 王文晓(7)

## · 区域经济 ·

## 中国南北经济差距及其趋势预测

- ..... 吕承超 崔 悦(6)
- 土地要素空间配置对区域经济发展的影响：基于建设用地指标跨省域调剂政策的分析 ... 张 莉 黄 伟(11)

## · 案例研究 ·

## 政府购买服务全过程预算绩效管理：一个典型案例的研究

- ..... 杨燕英 周 锐 陈少杰 陈思奇(4)
- 问题属性、权威介入与跨区域环境协作治理
- 基于京津冀地区的案例比较分析 ..... 李宇环 张秋香 石银凤(10)
- “买它！”中的规训力量
- 基于对网络直播间话语分析的案例研究 ..... 高应蓓 刘书博(12)