

# 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

The CPC's Centennial People-centered Monetary Thoughts and Practice:  
History, Experience and International Comparison

李建军 范志昊 郭金录

LI Jian-jun FAN Zhi-hao GUO Jin-lu

**[摘要]** 中国共产党百年民生货币功能思想与实践是党始终以人为本、为民服务的一个缩影。本文以中国共产党货币功能思想的演进为线索，系统梳理了党的货币思想的起源以及党在革命、建设和改革时期货币实践的理论与历史逻辑，提炼出了党的货币功能思想与实践中的“战略为需、民生为本、稳健为纲”的实践逻辑。此外，通过比较党的民生货币功能思想与西方现代货币理论的区别，以及危机时期中国与部分发达国家在不同思想指导下货币政策实践和经济发展的差异，揭示了党的民生货币功能思想的内在优势。最后，提出了坚持党对货币金融工作的领导、坚持货币功能实践中的民生导向、积极建设现代中央银行制度和参与全球金融治理的现实启示。

**[关键词]** 中国共产党 民生货币功能思想 现代货币理论 国际比较

**[中图分类号]** F092 F820 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0003-11

**Abstract:** The “People-centered” monetary thoughts and practice of the Communist Party of China (CPC) from 1921 to 2021 is a reflection of the CPC's People's Position. This paper systematically reviews the origin of the CPC's monetary thoughts and practice in the period of revolution (1921 - 1949), construction (1949 - 1978) and reform (1978 - now), and summarizes its core concept as “National strategy is the start-point, People's livelihood is the end-result, Prudent is the principle”. By comparing the main viewpoints of the CPC's “People-centered” monetary thoughts and Modern Monetary Theory as well as the differences between China and some developed countries' monetary policy and economic development performance under the guidance of different monetary theory (thoughts), this paper reveals the inherent advantages of the CPC's “People-centered” monetary thoughts. In the new era of socialism with Chinese characteristics, we should adhere to the CPC's leadership in the construction of modern financial system, stick to the “People-centered” orientation in the development of monetary theory and practice, actively build a modern central bank system and participate in global financial governance.

**Key words:** The Communist Party of China “People-centered” monetary thought Modern monetary theory International comparison

**[收稿日期]** 2021-12-01

**[作者简介]** 李建军，男，1970年10月生，中央财经大学金融学院教授，博士生导师，研究方向为货币金融、影子银行、普惠金融、金融科技和丝路金融；范志昊，男，1998年8月生，中央财经大学金融学院博士研究生，研究方向为金融科技；郭金录，男，1978年12月生，武汉理工大学经济学院博士研究生，研究方向为文化金融与创业金融。本文通讯作者为郭金录，联系方式为 guojinlu2010@126.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

## 一、引言

党的十九届六中全会指出,“总结党的百年奋斗重大成就和历史经验,是在建党百年历史条件下开启全面建设社会主义现代化国家新征程、在新时代坚持和发展中国特色社会主义的需要。”从1921年中国共产党成立,到党领导人民进行革命、建设和改革的百年奋斗历程中,经济工作始终是党的各项工作中的重点,而货币金融工作又是经济建设中不可或缺的关键一环,历来受到党的重视。在吸收马克思主义货币学说的基础上,中国共产党在百年的货币金融实践中逐渐发展和总结出一套带有中国特色的民生货币功能思想和实践经验。

在中国共产党民生货币功能思想的指导下,中国的经济发展取得了显著成就,而货币金融体制在其中发挥的作用和经验值得总结。因此,本文回顾了党领导下中国百年来货币思想与实践的发展历程,总结其中经验,并通过与其他国家货币实践的比较,在揭示了党的民生货币功能思想内在优势的同时,也为新时代货币金融体制改革提供了启示。

## 二、中国共产党民生货币功能思想与实践的历程

(一) 马克思主义货币学说对中国共产党货币思想的影响

中国共产党在建党初期的货币金融思想主要来源于马克思主义货币学说,而马克思关于货币金融的相关论述集中体现在《政治经济学批判》和《资本论》两本著作中,由早期党的理论工作者翻译和传播后成为中国共产党在货币金融实践方面的指导思想(尹振涛,2017<sup>[1]</sup>)。在马克思主义经济理论中,对于早期共产党领导革命中影响最大的是其中的货币理论和信用理论。在货币理论方面,马克思的货币理论从货币起源、货币本质、货币职能和货币流通规律的角度出发,从历史和逻辑两方面阐述了货币的一般原理(王国刚,2019<sup>[2]</sup>)。关于货币的起源和本质,马克思认为货币来源于商品交换的过程,“简单的商品形式是货币形式的胚胎”(马克思,1975<sup>[3]</sup>),货币的本质是固定充当一般等价物的商品;关于货币的职能,马克思提出了“价值尺度、流通手段、储藏手段、支付手段和世界货币”五大职能;而关于货币的流通规律,马克思认为,“就一定时间的流通过程来说是:商品价格总额/同名货币的流通次数=执行流通手段职能的货币量”(马克思和恩格斯,1972<sup>[4]</sup>)。马

克思关于货币起源、本质、职能和流通规律的论述是党在早期关于货币问题的最基本认知,也是党在各个时期货币实践的基本出发点。在信用理论方面,马克思肯定了信用和银行在商品经济中的重要地位,马克思提出,“信用制度和银行制度能把社会上一切可用的,甚至可能的,尚未积极发生作用的资本交给产业资本家和商业资本家支配,以致这个资本的贷放者和使用者,都不是这个资本的所有者或生产者,因此,信用制度和银行制度扬弃了资本的私人性质”(马克思,1975<sup>[5]</sup>)。同时,关于信用和资本借贷中利息率的确定,马克思认为利息率由利润率决定,“因为利息只是利润的一部分……利润本身就成为利息的最高界限”(马克思,1975<sup>[5](401)</sup>)。马克思和恩格斯关于信用和银行功能的论述也为党领导人民建立和发展根据地与国家信用、银行体系的实践提供了相应的理论支撑。

(二) 1921—1949年:货币思想的吸收和中国化实践的探索期

中国共产党最早的货币金融实践开始于大革命时期,这个时期的重点在于建立农民自己的借贷机构、发动农民革命的积极性。在旧中国,农民深受豪绅地主的高利盘剥,生活水平低下。彭湃和毛泽东在领导农民运动时,就非常关注农民的借贷问题,并在实践中形成了“建立农民自己的借贷机构”的思想。1925年,在彭湃主持制定的《广东农会章程》中明确提出了“办理农业银行”的问题;1926年,在毛泽东参加的湖南省第一次农民代表大会制定的《金融问题决议案》《农民银行问题决议案》中,也对建立农民银行、低息借贷等问题做出了安排。在全国各地的农民运动中,建立了如浙江省萧山衙前信用合作社、湖南省衡山县柴山洲特别区农民银行等农民借贷机构,解决了农民的资金困难问题,充分调动了农民生产生活和革命的积极性。

土地革命时期,中国共产党在农村革命根据地上开展了与国民党反动派统治的斗争。1927年大革命失败以后,中国共产党在全国各地领导了多次革命武装起义,并建立了许多小块的革命根据地。为打破国民党对革命根据地的经济封锁,同时在根据地内调剂金融、发展经济,在“独立发行货币、建立新式金融机构”思想的指导下,各革命根据地内均摧毁了旧的金融机构,建立了为农民谋福利的新型金融机构。随着革命战争的推进,各根据地逐渐连成片区,并于1931年成立了中华苏维埃共和国。但苏区内各

根据地成立时间不同且拥有各自的货币,不方便苏区各地之间的交流和经济发展,为了进一步支持革命战争、发展苏区经济,便产生了“统一货币制度和政策”的思想。1932年初,中华苏维埃国家银行宣布成立,其职能为:按照市场需要的原则发行适当数量的货币,吸收群众的存款,发放贷款,促进生产发展,有计划地调整苏区金融,领导合作社和投机商人作斗争(中国人民银行,2012<sup>[6]</sup>)。1934年10月,第五次反围剿的失败迫使红军开始进行战略转移,国家银行随着红军长征而转移,成了“马背上的银行”。在长征途中,红军每到一地休整便进行货币的发行和回笼工作,而发行的“红军票”也深受当地老百姓的支持(中国人民银行,2012<sup>[6]</sup>)。土地革命时期的货币发行和银行建立,对根据地的经济发展起到了巨大的推动作用。

抗日战争时期,中国共产党在抗日根据地与敌人展开斗争,在这一时期形成了“货币银行体系支持抗战”的思想。在抗日战争初期,中国共产党执行抗日民族统一战线的决定,并未发行货币,而是使用法币在边区内流通。但为了缓解法币面额大、不方便流通的问题,边区银行进行了辅币的发行,解决了边区内货币流通不畅的问题(中国人民银行,2012<sup>[6]</sup>)。1941年“皖南事变”之后,由于国民党停发八路军军饷,边区内的经济受到极大影响。因此,边区银行开始发行货币(边币)来调剂资金的流通,同时解决财政困难,发展边区经济。1943年后,国民党对边区实行进一步的包围和封锁,为了储备物资、保证抗战的持久需要,边区银行一方面继续放款支持生产,另一方面集中法币为抗战的需要提供支持。

解放战争时期,在中国共产党领导下各解放区逐步走向统一,这一时期的重点在于各解放区货币的发行和逐步统一,形成了“货币统一支持国家统一”的思想。1945年后,随着解放战争在全国范围内打响,全国的解放区日益增多。为防止国民党通过法币掠夺解放区的资源,同时为了恢复和发展解放区的经济,中共中央决定在新的解放区设立银行并且发行货币,在肃清日伪币、伪满币等伪币的同时,开展对法币的斗争,全面接管国民党的金融体系。随着解放战争的进一步胜利,各解放区逐渐连成片区。为解决各解放区之间的货币流通和货币互换的问题,同时也为了推进全国货币的统一,中共中央采取了逐步统一货币的措施:先是在接壤地区设立货币混合市场来方便货币的兑换,之后采用固定比价、混合流通来统一相

邻解放区的货币(中国人民银行,2012<sup>[6]</sup>),极大地促进了各解放区之间的交流和经济发展。1948年12月中国人民银行成立的同时开始发行人民币,随着革命战争的胜利,人民币逐渐成为全国的统一货币。

基于马克思主义货币学说,党在革命时期始终对货币、信用、银行的功能给予重视。同时,随着革命形势的演变,共产党人根据当时的情况建立了农民自己的借贷机构,在根据地发行货币、便利交易、促进生产,在解放区展开货币斗争、推进全国范围内的货币统一,坚持货币的发行以相应的物资为储备(林光彬和拓志超,2019<sup>[7]</sup>)、货币量与经济发展需要相适应的货币功能观。中国共产党在革命时期的货币金融思想和实践不仅推动了革命走向胜利,同时也为建国之后的货币金融工作提供了丰富的经验。

### (三) 1949—1978年:“大一统”货币金融体系的建立与曲折探索期

新中国成立后,中国共产党面临着社会和经济百废待兴的局面,国家财政状况极为困难,因此这一阶段的核心任务就是要“实现国家财政经济状况的根本好转”(刘勉玉,2001<sup>[8]</sup>),并形成了“发展货币金融体系、巩固新生政权”的思想。在这一思想的指导下,在1949—1952年间,货币金融领域的核心任务有三方面,包括建立人民银行领导下的银行管理体系,建立人民币体制,制止通货膨胀、促进国民的经济恢复(中国人民银行,2008<sup>[9]</sup>)。在银行体系方面,新中国建立初期,一个重要的任务是接管旧的金融体系并建立新的金融体系。按照“边接管、边建行”的方针,中国人民银行在接管旧的官僚资本主义银行的同时,在各地逐步建立中国人民银行的分支机构,到1952年年底国民经济恢复期结束的时候,已经初步建立了一个由中国人民银行统一领导的银行管理体系。在人民币体制的确立方面,建国初期,虽然人民币已经在解放区内广泛发行,但总体上国内的货币制度仍然混乱、通货膨胀严重,阻碍了国民经济的恢复。因此,在中央政府的领导下,各级地方政府采取了肃清法币、禁止金银计价流通、禁止外国货币流通和逐步收回各解放区货币等各项有力政策。1952年年底,全国除西藏外,均已确立了人民币制度(中国人民银行,2012<sup>[6]</sup>)。在制止通货膨胀方面,采用打击投机倒把、加强现金管理和举办保本保值储蓄等措施来控制通胀,同时通过发行公债来解决财政赤字问题。在1950年年底,全国实现了财政、物资和现金的平衡,为国民经济的恢复创造了良好的条件。



党在国民经济恢复时期的货币功能观和相应的实践都是以民生为出发点，以马克思主义货币学说为依据，重视货币金融体系的功能，统一货币和银行体系，积极发挥货币对经济稳定发展的作用，是马克思主义货币学说中国化的进一步实践和探索。

1953—1957年间，随着农业、手工业和资本主义工商业社会化改造的推进，同时为了集中资金支持“一五计划”中发展重工业的战略，中国的银行体制也逐步走向集中统一。从1952年年末开始，随着中国人民银行大区分行的撤销以及将公私合营银行并入中国人民银行的体系，中国人民银行同时承担商业银行和中央银行的职能，形成了“大一统”的中国人民银行体制。与之相适应地，实行了“统存统贷”的管理办法，取消了商业信用，建立了现金出纳机制，不断集聚资金支持国营经济的发展。在此期间，为了解决第一套人民币在币值、材质、流通方面存在的缺陷，中国人民银行根据实际国情确定了新版人民币的发行。从1955年3月至6月，仅用了3个月时间便完成新币发行和旧币收兑的工作，并且对所有人民群众一律按照固定的比率兑换，这与一些国家的差异性兑换政策有着本质的区别，最大程度地保护了人民群众的利益（中国人民银行，2012<sup>[6]</sup>）。

1958—1978年间，国内先后爆发了“大跃进”和“文化大革命”运动，对新建立的货币金融体系产生了巨大的冲击，同时也逐渐形成了“左倾”错误的货币思想。1958年开始，全国在“鼓足干劲、力争上游，多快好省地建设社会主义”总路线的指导下，强调要紧跟“大跃进”的形势，不要怕贷款多了，因而造成了信贷失控以及大量的重复投资。1969年，中国人民银行被并入财政部，形成“一套机构，两个牌子”，财政与信贷的职能进一步混淆，而货币在促进国民经济循环中的基础作用受到了很大的阻碍，从而对经济的发展形成了较大的障碍。

在“大跃进”和“文化大革命”时期，货币金融方面的实践背离了马克思主义货币学说的思想和革命时期所积累的关于党的货币思想和实践经验，从而引发了货币超发、财政纪律混乱、货币金融体系无法支持实体经济的困境，对国民经济的发展造成了巨大的冲击。而这一时期的挫折也为之后的货币思想和实践的调整和发展提供了经验和教训。

（四）1978—2012年：改革开放后民生货币功能思想与实践的发展期

1978年年底，党的十一届三中全会决定把工作

重心转移到经济建设上来，揭开了新中国经济金融建设的新篇章。改革开放的背景下，货币金融体系对于经济的发展起着至关重要的作用，银行也不仅仅是计划经济时期国家调配资金的部门。在货币金融体系的建设方面，邓小平强调，“金融很重要，是现代经济的核心，金融搞好了，一着棋活，全盘皆活”“金融改革的步子要迈大一些”（邓小平，2001<sup>[10]</sup>），“把银行办成真正的银行”（邓小平，1994<sup>[11]</sup>），这些思想的提出立足于中国实际国情，为货币金融体系改革奠定了思想基础。

在改革开放时期，中国金融体系的改革是全方位、渐进式的（巫云仙，2019<sup>[12]</sup>），而在货币体制改革方面主要是中央银行制度改革和人民币汇率制度改革。在中央银行制度改革方面，随着改革开放后经济的发展和金融机构的增加，亟需设立一个全国性的货币金融管理机构。1983年9月，国务院发布了《关于中国人民银行专门行使中央银行职能的决定》，正式确立了中央银行制度，中国人民银行开始行使执行宏观调节政策、保持货币稳定等职能。在中国人民银行的领导下，通过控制货币和调控金融的政策成功地解决了1984和1988年两次全国性的经济过热和通货膨胀，从而保证了中国经济的平稳增长（中国人民银行，2012<sup>[6]</sup>）。1993年颁布的《国务院关于金融体制改革的决定》和1995年通过的《中国人民银行法》则进一步确立了中国人民银行在国务院的领导下独立执行货币政策的中央银行体制，中国人民银行集中了货币发行权、信贷总量调控权、基础货币管理权和基准利率调节权，强化了中国人民银行的宏观调控职能。党的十六大提出了进一步完善中央银行制度，将中国人民银行的职责调整为制定和执行货币政策、维护金融稳定和提供金融服务，为危机时期中央银行宏观调控政策的实行提供了保证。同时，随着改革开放推进和国际环境的变化，各时期中国人民银行的货币政策框架也随之调整（何德旭和冯明，2019<sup>[13]</sup>）。改革开放以来，中国的中央银行制度朝着现代化的方向不断发展，持续为货币体系完善和经济发展助力。

在人民币汇率制度改革方面，随着经济的逐步对外开放，人民币不再仅仅发挥革命和社会主义建设时期主要调节国内经济的作用；同时，严格的外汇管制制度已经不适合中国经济对外开放的局面，相应的汇率制度也需要进行调整。改革开放前，我国实行的一直都是严格的外汇管理制度，即外汇收支是由国家进

行统一调配的,但这种高度集中的外汇管理制度不利于调动企业创汇的积极性。1979年国务院颁布了《出口商品外汇留成试行办法》,允许部分地方和企业持有一定比例的外汇;同时,为了鼓励企业积极创汇和对外贸易的发展,从1981年起开始在官方汇率之外实行贸易结算汇率。但双重汇率对外贸的促进作用在实践中非常有限,因此我国在1985年取消了贸易结算汇率。同时,随着外汇调剂业务的长足发展,1985年后我国逐渐形成了官方汇率和外汇调剂市场汇率并存的局面。1994年人民币官方汇率和外汇调剂市场汇率正式并轨,实行以市场供求为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制。随后,根据国内外经济形势的变化和进一步开放的需要,我国在2005年进行了汇率制度改革,实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制,并在之后的改革中不断扩大人民币的双向浮动范围,使人民币的汇率制度不断适应和推动我国对外贸易的发展,推进了人民币“走出去”的进程。

改革开放时期,党在货币金融体系改革方面的实践是马克思主义与中国实际的结合。党在经济发展中重视信用和银行的作用,提出了“真正银行论”等思想,货币金融改革也激发了实体经济的活力;同时中央银行制度和汇率制度的完善,以及基于中国实际的渐进式改革都反映了宏观层面对货币金融体系的调控,确保了中国经济在改革中的平稳高速发展。

(五) 2012—2021年:中国特色社会主义新时代背景下货币思想与政策的深化期

党的十八大以来,中国经济先后进入“新常态”和“高质量发展”阶段,同时金融风险在货币金融体系的发展中也愈发凸显。中国共产党在以习近平同志为核心的党中央的领导下,进一步探索和发展了新时代中国特色社会主义货币思想与实践。习近平指出,“金融是国家的核心竞争力,金融安全是国家安全的重要组成部分,金融制度是经济社会发展中重要的基础性制度”(习近平,2017<sup>[14]</sup>),“健全金融监管体系,守住不发生系统性金融风险的底线”(习近平,2017<sup>[15]</sup>),强调了货币金融体系稳定发展在现代经济中的重要性。

关于货币体制的深化改革,主要的实践在于推进现代中央银行制度建设和人民币国际化。在建设现代中央银行制度方面,从十八大以来,中央银行在维持币值稳定和金融稳定方面的职能在不断强化。在具体实践中,中央银行创设了短期流动性调节工具、常备

借贷便利、中期借贷便利等结构性货币政策工具,另外还采用定向降准、精准滴灌等工具对特定的产业、行业进行信贷投放,同时也逐步采用前瞻性指引来增强央行与市场之间的沟通(何德旭和冯明,2019<sup>[12]</sup>)。十九大报告中提出“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”(习近平,2017<sup>[15]</sup>),将金融稳定纳入央行的货币政策框架中,标志着货币政策框架的进一步完善。党的十九届四中全会提出“建设现代中央银行制度”,从健全现代货币政策框架、建立金融基础设施服务体系、防范系统性风险和参与全球金融治理等角度为现代中央银行制度的改革指明了方向(易纲,2021<sup>[16]</sup>)。

在人民币国际化的推进方面,随着我国经济在世界范围内重要性的不断上升,人民币的国际化成为中国参与全球货币体系和全球金融治理的必然要求。在具体的实践方面,2009年中国人民银行等六部门联合发布的《跨境贸易人民币结算试点管理办法》标志着人民币国际化的正式开端。自此,人民币在贸易结算、投融资货币和储备货币三方面的功能不断完善(谭小芬和王睿贤,2020<sup>[17]</sup>)。人民币的贸易结算功能伴随着“一带一路”的推进稳步发展,根据2020年《人民币国际化白皮书》,约有79%的受访境外工商企业打算使用或提升结算中人民币的比例,为近5年来的最高值。随着沪港通、沪伦通、QFII、RQFII等通道的开放和境外熊猫债市场的发展,人民币的投融资功能也进一步增强。在人民币的国际储备方面,2016年人民币被纳入SDR货币篮子,其所占的比重为10.92%,仅次于美元和欧元,为人民币成为国际储备货币奠定了基础。2020年10月召开的十九届五中全会上指出,“稳慎推进人民币国际化”,为中国在新时代参与全球货币体系治理的稳步推进奠定了基调。

党在新时代的货币和金融风险的思想是对马克思主义货币学说的中国化发展。十八大以来的货币体制改革强调“现代化”和“国际化”,这既是由中国新的发展阶段和发展战略所决定的,同时也是人民币发挥“世界货币”功能的体现。在习近平新时代中国特色社会主义思想的指导下,中国在货币金融体系的改革中仍然坚持逐步、渐进的改革模式,在守住不发生系统性金融风险的前提下,进一步深化金融改革、推动实体经济的发展,为“十四五”时期的货币金融改革提供了良好的经验。



### 三、中国共产党民生货币功能思想与实践的经验

从1921年建党至今的百年来，中国共产党吸收了马克思主义货币学说的思想，并结合中国的实践对其进行了进一步的发展。从革命时期的货币发行、建立银行方便借贷，到新中国成立后为支持工业发展而建立起的大一统货币金融体系，再到改革开放后多元的货币金融体系和进入中国特色社会主义新时代后的金融现代化体系的建设与全球金融治理的参与，在实践中逐渐发展出“战略为需、民生为本、稳健为纲”的具有中国特色的货币功能思想与实践经验。

(一) 以党和国家战略为需求，发展货币金融体系

在党的百年货币功能思想与实践的发展中，不同时期的货币金融体系如何发展，是基于我国基本国情，并由党在每个时期的战略重心所决定的。

在建党初期，农村地区乡绅土豪横行，广大农村人民的生产生活和革命的积极性非常低迷。因此，在大革命时期，党的战略重心就在于发动广大农民的革命积极性，从而产生了“建立农民自己的借贷机构”的思想，具体的实践则表现为在农村开展低息借贷。在抗战时期，党的战略重心在于支持革命抗战，因此，党在根据地上的货币发行和银行的借贷最主要的功能是为抗战工作提供支持；同时，根据地银行也为农民提供低息贷款，促进根据地内的经济发展，从而更好地支持抗战。在新中国成立后，国家面临“一穷二白、百废待兴”的局面，亟需从农业大国转变为工业化国家，因此党的战略重心变为建立工业化国家。但工业化建设需要积聚大量民间资本，而当时分散的银行体系无法满足庞大的资金需求，从而在党的领导下建立了“大一统”的货币金融体系，集中金融资源支持国家的建设。在十一届三中全会后，党的战略重心转移到“以经济建设为中心”上来，而社会主义市场经济的发展需要多层次开放的货币金融体系来支持，因此货币金融体系的改革也是一个市场化、逐渐开放的过程。在中国特色社会主义新时代，党的战略重心是实现中华民族的伟大复兴、建设社会主义现代化强国，相应地也就要求建立现代化的货币金融体系，具体表现在建设现代化中央银行制度、人民币的国际化以及参与全球的货币和金融治理。

纵观党领导下的货币功能思想与实践的发展，党对货币金融工作的领导始终从国家战略的高度把握，保障了各时期货币金融实践始终与党和国家战略方

位高度一致，从而确保了在各个时期货币金融体系能够实现党和国家的战略目标发挥积极的作用。

(二) 以改善民生为根本，指导货币金融实践与改革

在党领导货币金融实践的过程中，出发点是党和国家的战略需要，而在货币实践的政策落脚点上，始终是以民生为核心——即货币金融体系发展的目的是改善广大人民的生活。

党在早期的农民运动中，通过打倒旧式的高利贷机构，为广大农民低息放贷，促进生产生活、切实改善民生，农民的生产生活得到了大幅的改善。在抗战中，党在革命根据地兴办新式银行和金融机构，发行自己的货币，使得革命区内的生产生活水平得到了显著的提高，在长征路上发行的货币也受到了广大群众的拥护和爱戴。新中国成立之初，国民党超发货币导致全国范围内的恶性通货膨胀、民不聊生，党领导人民迅速对旧式金融机构进行了治理，使得国民经济迅速恢复，民生得到了保障；同时，对旧版人民币的无差别兑换也体现了党的民生货币思想。十一届三中全会后，中国货币金融体系的市场化建设逐渐拉开帷幕，市场化的发展带来经济的迅速增长，人民群众的收入和生活水平也迅速提高；在经济快速发展的过程中，也出现了短期的经济过热和通货膨胀率的上升，但在中国人民银行的统一领导下通过控制货币、调控金融等手段，最终都解决了高通胀的问题，从而保护了广大人民群众财富。进入中国特色社会主义新时代以来，党基于中国的国情，以民生为核心，积极践行“普惠金融”“绿色金融”等新金融发展理念，使得货币金融体系的服务能够惠及更多的人民群众，同时积极推进现代中央银行制度建设、人民币国际化和参与全球货币金融治理，党的货币功能思想与实践得到了进一步的发展和完善。

从党的早期低息为农民放贷开始，“民生”就已经成为指导党的货币功能思想与实践的核心原则。同时，也正是因为党对货币功能和实践中民生属性的重视，保证了党在各个时期均能与最广大的人民群众站在一起，从而取得了革命、建设和改革各个阶段的胜利。

(三) 以灵活稳健为特征，应对金融体制转变和外部冲击

党的货币思想与实践的发展是基于中国现实的、渐进的，在货币金融稳定的前提下促进经济的发展，因此在货币金融实践的各个阶段均体现出了显著的稳

健特征。

党在根据地发行货币时就强调，“货币的发行与经济的发展相适应”，因此并未出现超发货币所带来的根据地内经济的过度波动，稳健的货币政策也保证了币值的稳定和根据地内经济的稳定发展，从而也得到了根据地人民的支持。新中国成立后，在“边接管、边建行”的指导思想下，在党的领导下迅速建立了以中国人民银行为核心的银行体系，平稳地从新中国成立前混乱的金融体系过渡到新中国成立后全新的货币金融体系。改革开放后，以中国人民银行为核心的宏观调控体系的建立和人民币的国际化进程，也在党的领导下逐步发展、稳定推进。

党的货币功能思想和实践的稳健性，在危机时期更加能够体现出来。在亚洲金融危机时期，泰国等东南亚国家的货币放弃了盯住的汇率制度，本国货币大幅贬值，从而使得国民财富遭受巨大的损失。而中国坚持人民币不贬值的策略，同时也打响了港元保卫战。这些措施一方面稳定了国内的信心，另一方面也防止了亚洲金融危机的进一步蔓延。在次贷危机时期，中国坚持稳健的货币政策，同时维持人民币的汇率稳定。在全世界经济进入衰退的情况下，中国在危机期间仍然保持较高的经济增长率，从而带动了世界经济的恢复。在2020年新冠疫情的冲击下，世界经济陷入衰退，全球四大央行中美国、日本和欧洲央行均采用了大放水的政策。而中国人民银行坚持不搞“大水漫灌”，而是采用结构性货币政策工具精准滴灌，中国经济在世界各国中也率先恢复增长，更是彰显了党的货币功能思想与实践中的稳健的特征。

从革命时期到中国特色社会主义新时代，各阶段党领导下的货币金融实践均表现出稳健的特点，“稳健为纲”是党的货币思想与实践的显著特征。而稳健的特征一方面保证了货币金融的改革能够渐进、稳步地推进，另一方面也保证了中国经济能够高速平稳地发展。

#### 四、货币思想与实践的国际比较： 基于危机的分析

在中国共产党民生货币功能思想的指导下，中国

经济的发展取得了显著成就。从历史上来看，早期农民运动中的货币金融实践为党的发展壮大提供了基础，根据地的货币工作支持了抗战的胜利，货币的统一也加速了国家统一和国民经济的恢复。改革开放40年以来，中国的经济总量跃居世界第二、金融机构和金融市场迅速发展、现代中央银行制度和宏观调控体系逐渐完善、人民币国际化稳步推进，人民生活实现全面小康。在亚洲金融危机、次贷危机和新冠疫情冲击的各个时期，中国共产党在民生货币功能思想的指导下，始终以民生为重，坚持稳健的货币政策，对经济的稳定起到了强有力的支撑，使得中国经济在历次危机冲击后都能够快速恢复，保护了最广大人民的根本利益。而世界上部分国家的政府在危机来临时期，往往采取一些非常规的手段来应对危机，但却是以牺牲广大人民的利益为代价的<sup>①</sup>。

一方面是欧美等发达国家频频发生金融危机，屡屡使用各种非常规的政策手段来应对危机，而危机却反复发生；另一方面则是中国从改革开放以来的“无危机增长”（中国财政金融政策研究中心课题组，2009<sup>[18]</sup>），在实现了数亿人口脱贫的同时，完成了全面建成小康社会的伟大目标。从而，一个重要的问题是，究竟是什么因素导致了中国与以美国为代表的发达国家在经济社会发展上，特别是危机时期表现出如此大的差异？本文认为，不同的货币功能思想及其指导下的货币金融政策实践的不同可能是产生上述差异的一个重要因素。

（一）中国共产党货币功能思想与现代货币理论的对比

中国共产党的民生货币功能思想是对马克思主义货币学说的中国化吸收和发展，而马克思主义货币学说是马克思在批判和吸收古典货币理论的基础上发展出的一套货币理论。与此不同的是，西方现代货币理论的出发点是国家货币理论，在发展中结合了功能财政和金融不稳定假说等理论的基础上形成的货币理论。因此，两种货币理论的起源不同，其主要思想和观点上表现出明显的差异（张晓晶和刘磊，2019<sup>[19]</sup>）。

从思想的演进上来看，马克思基于“劳动价值论”阐明了关于货币的一般原理，认为货币的起源

① 例如，东南亚各国在1997—1998年金融危机期间表现出的竞争性贬值，导致国民财富的大量流失；部分发达国家在次贷危机和新冠疫情期间的大放水政策，导致了国家财富分配差距的进一步加大。以美国为例，次贷危机和新冠疫情期间，在现代货币理论的支持下，不断通过发行货币来弥补财政支出缺口，造成央行资产负债表的急剧扩张和国家的债台高筑。而过量的流动性进入金融市场，导致美国股市的泡沫持续扩大、与经济基本面脱离严重，不利于经济的可持续发展；同时，“大水漫灌”式的货币投放还导致了K型通货膨胀、社会公平、种族冲突等问题频频出现，不利于社会的稳定。

来自商品交换，货币的本质是从商品交换的过程中发展出的一般等价物，因此货币最重要的职能在于充当交易媒介。关于货币的流通规律，马克思认为“就一定时间的流通过程来说是：商品价格总额/同名货币的流通次数=执行流通手段职能的货币量”（马克思和恩格斯，1972<sup>[4]</sup>）。而现代货币理论所基于的货币国定论则给出完全不同的解释。现代货币理论认为货币的起源要早于商品交换的过程，其最初的职能是用于债务的清偿和作为计价单位，因此其本质是一种记账单位，而国家规定了哪种货币可以作为法定的记账单位，从而成为国家货币。在这种情形下，货币的流通与国家的财政支出和税收有着密切的关系，国家在货币的流通中起着决定性作用。

从实践特征上来看，两种不同思想指导下的政策分歧主要表现在财政赤字货币化和央行独立性上的差异。对于财政赤字货币化来说，根据马克思主义的货币流通规律，货币的超发会带来经济体中价格水平的同步上涨，从而通过超发货币（或央行为财政赤字融资）的行为对经济的发展是无益甚至有害的。在马克思主义货币学说传入中国的初期，中国的学者使用马克思主义货币学说的原理分析了国民党超发货币所导致的恶性通货膨胀（马奔腾，1997<sup>[20]</sup>）。同时，在之后各个时期的实践中，中国共产党遵循马克思思

币学说的基本原理，坚持货币的发行与经济相适应，从而央行与财政之间必须保持独立性也是内在的要求。而在现代货币理论的指导下，理论上来说只要经济体未达到充分就业，货币的超发就不会产生通胀；即使经济体达到了充分就业，也可以通过税收或者发行政府债券回收货币（孙国峰，2020<sup>[21]</sup>）。这为政府的赤字货币化行为提供了理论上的支持，此时央行已经成为财政的附庸，丧失了其自身的独立性（贾良和何增平，2018<sup>[22]</sup>；张明和刘瑶，2020<sup>[23]</sup>）。

（二）中国与发达国家危机时期货币政策实践与效果的对比

在两种不同的货币功能思想的指导下，货币实践也会表现出不同的特征。而在危机时期，不同国家往往面临着全球范围内的系统性风险，此时极端的货币政策出现的概率更大，从而不同国家的货币实践也会表现出更大的差异，而对系统性危机的不同应对措施，也更能够反映其背后指导思想的不同。

1. 中国和主要发达国家的货币政策实践差异。

从世界范围内各主要央行资产负债表的变化可以看出各主要经济体货币政策实践的差异，央行在短时期内资产负债表的急剧扩张行为往往显示出危机下的非常规货币政策。图1展示了2004年以来美联储、欧洲央行、日本央行和中国人民银行资产负债表的变化。

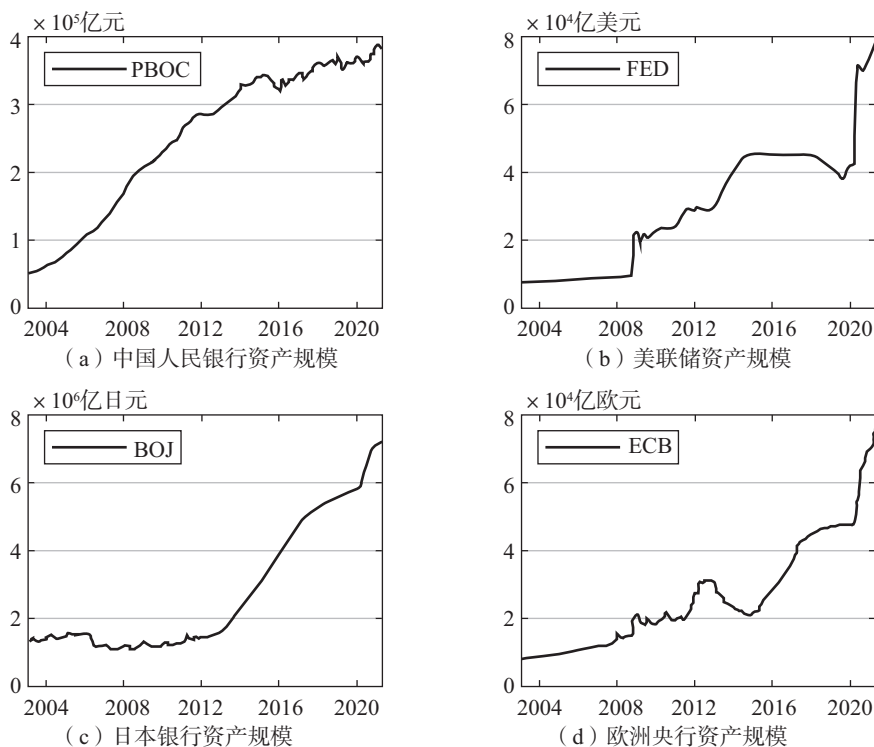


图1 世界主要央行资产负债表变化对比图

数据来源：Wind 数据库，国际货币基金组织（下同）。



2008年次贷危机爆发后,美联储采取了一系列非常规货币政策来救市,将联邦基金利率调整到接近零的水平上,同时大规模地购进各类债券,特别是长期国债。欧洲央行同样采取大幅降息的政策,通过央行资产负债表的扩张来实现量化宽松政策,短暂的经济恢复之后,在欧债危机冲击下又进入了新一轮的扩表周期。而从日本央行的实践来看,2012年后,在“安倍经济学”的支持下,日本便进入了央行印钞、财政支出的模式,日本央行的资产负债表持续扩张,到新冠疫情的冲击前已达573万亿日元。与发达国家为应对金融危机而采用的短期央行资产负债表的扩张之路不同,从2004年开始,中国人民银行的资产规模由于持续的贸易顺差、外汇储备增加而稳步走高。而随着人民币汇率制度的改革,中国的官方外汇储备规模的逐渐减少和稳定,人民银行的资产负债表也呈现出相同的走势,同时在危机期间也并未出现资产负债表的大幅扩张行为。

2020年新冠疫情发生后,主要发达国家的央行均重新采用非常规货币政策工具进行大规模的扩表和资产购买计划。根据国际货币基金组织的数据,新冠疫情发生后,美联储、日本央行、欧洲央行的资产负债表规模相比于次贷危机前分别扩张了8.4、6.4、6.6倍<sup>①</sup>。而相比之下,中国人民银行坚持稳健的货币政策,资产负债表规模保持稳定,同时采用创新的结构性货币政策工具、精准滴灌等工具缓解国内的流动性短缺,在国内疫情严格控制政策的合力下,保证了经济状况的稳定。

在危机的冲击下,发达国家选择了央行间接为财政赤字货币融资的模式,发达国家的债务规模也经历了大幅的上升。图2展示了从2000年开始,世界主要国家(地区)政府负债规模占GDP比重的变化图。从图中可以看出,次贷危机发生后,伴随着政府财政赤字的扩大,各发达国家的政府债务水平也直线上升。例如,美国政府在危机的冲击下不断突破其债务上限(王有鑫和左粟民,2019<sup>[24]</sup>)。随着世界经济的恢复,发达国家的债务增速逐渐稳定。而在2020年新冠疫情的冲击下,各发达国家的政府债务增速又开始迅速上升。截至2020年年末,美国、日本和欧元区国家的政府债务规模占GDP的比重分别达到

127%、256%、97%,整个发达经济体平均的政府债务水平占比达到120%。相比之下,截至2020年12月,中国政府的负债规模与GDP的比例为67%,同时政府债务的增速相对保持稳定,债务的可持续性要显著强于欧美发达国家。

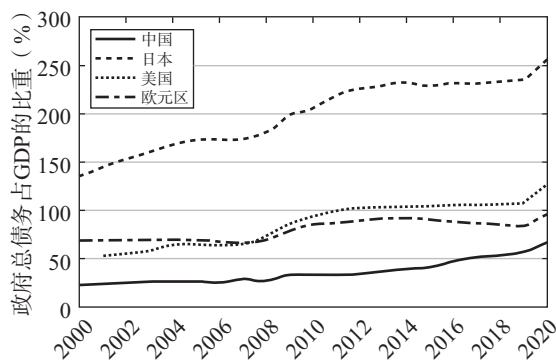


图2 世界主要国家(地区)政府负债规模与GDP比例变化图

因此,在不同货币功能思想的指导下,不同国家的货币政策实践表现出明显的差别。对于部分发达国家来说,在现代货币理论的指导下,财政赤字货币化有了理论依据,从而在面临危机时更倾向于采用非常规货币政策。而这些非常规货币政策造成了国家货币与债务水平的急剧变化,表现为央行资产负债规模的急剧扩张和政府债务的持续上升。而中国在党的民生货币思想的指导下,则采用精准滴灌等创新的结构型货币工具来应对经济和金融危机,从而无论是货币还是债务层面的经济指标变化也会更加稳定。

## 2. 中国和主要发达国家经济指标的对比分析。

在危机的冲击下,不同货币功能思想的指导下所采取的不同货币政策实践,会带来不同的经济发展绩效;而经济发展的好与坏,也是检验货币功能思想与实践的重要标准。图3分别展示了世界主要国家(地区)经济发展的变化趋势。可以看出,中国的经济总量在过去的20年中持续增长,并于2010年超过日本、2018年超过欧元区,成为世界第二大经济体。从GDP增速上看,疫情之前,中国的经济增速一直保持在6%以上,而同期美国、日本、欧元区的经济增速的均值分别为2.1%、0.9%、1.4%。2020年疫情冲击发生后,在全世界经济出现负3%增长的情况下,中国经济仍然保持了2.3%的增速。另外,在次

① 根据Wind和国际货币基金组织(IMF)的数据,从2008年次贷危机发生前(2007年1月)到2020年新冠疫情发生后(2021年5月),美联储、日本央行、欧洲央行的资产规模分别增长了6.9万亿美元、600万亿日元、6.4万亿欧元。

贷危机和新冠疫情的冲击下，中国经济都保持了稳定的增长，而相比之下发达国家则出现了明显的经济波动和负增长。同时，在高速增长的过程中，中国的基尼系数从2008年后持续下降<sup>①</sup>。而美国从次贷危机发生后基尼系数一路走高。美国收入分配持续扩大的原因在于，过度宽松的货币政策使得大量的货币进入

金融市场，导致资产价格膨胀，而富人持有的资产更多，从而收入分配变得更加不平等、社会的矛盾更加激化，在疫情的冲击下这种效应更加放大<sup>②</sup>。而中国在民生货币功能思想的指导下，始终从民生为本的角度出发制定和实施货币政策，从而使得国内的收入分配情况在经济快速发展的同时进一步改善。

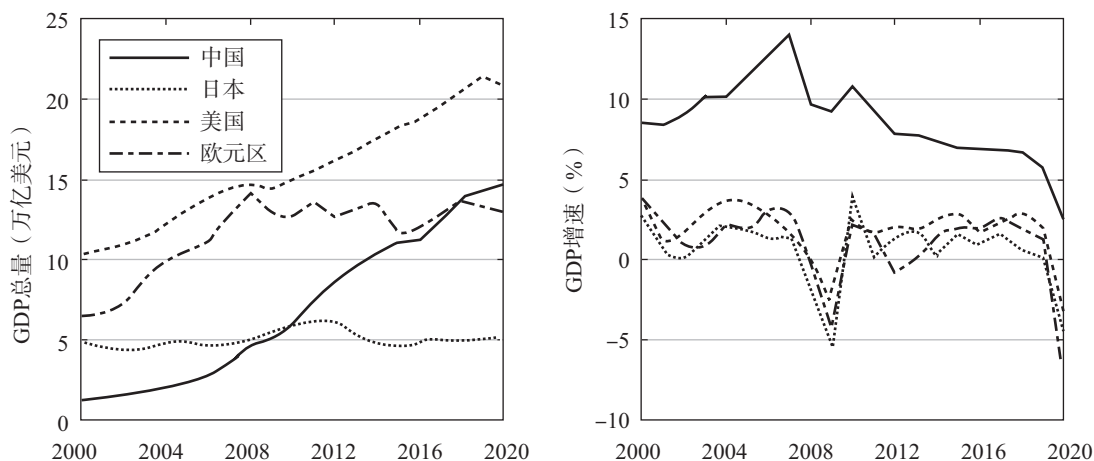


图3 世界主要国家（地区）GDP总量和增速变化图

中外货币政策实践和经济发展指标的差异表明，现代货币理论指导下的美国、日本、欧洲等发达国家（地区）的货币政策实践的核心是拯救危机，在暂时缓解外部冲击的情况下，却导致了流动性的泛滥和国家债务的急剧增长，引致了更深层次的社会经济问题，不利于经济的可持续发展；而中国货币功能思想的核心是民生为本，在外部冲击下坚持稳健的货币功能政策实践，从而使得中国能够平稳地度过历次危机，在经济和社会平稳发展的同时，也成为世界经济增长最主要的推动力。

## 五、结论与启示

### （一）党的民生货币功能思想的内在特征与优势

中国共产党的百年民生货币思想与实践的历程，从建党初期为农民提供低息贷款调动农民生产生活和革命的积极性，到根据地和长征路上的红色货币与红色金融支持抗战胜利；从新中国成立后的大一统货币金融体系支持国家的工业化转型，到改革开放后货币金融体系的全面发展和开放支持中国参与世界经济发

展，再到十八大之后中国特色社会主义新时代的现代化金融体系建设实践。在百年货币思想与实践的发展历程中，中国共产党始终以党和国家的战略为导向发展货币金融体系，坚持“民生为本”的核心，同时保持着货币金融政策的稳定性。正因为如此，中国才能在党的领导下实现货币金融体系的发展和走向现代化的同时实现“无危机增长”，在发展中保障了最广大人民的根本利益。

### （二）对党在新时代货币金融功能思想与实践的启示

第一，坚持党对货币金融工作的领导。党的领导是货币金融工作顺利开展的根本保证。党的领导为革命、建设和改革各个时期的货币金融工作的重点指明了方向，使得中国的货币金融体系能够从建国之前根据地和解放区的货币与银行的初步实践平稳过渡到大一统的货币金融体系，又在市场化改革的指引下再平稳地发展成为当前的多层次金融体系，每一阶段的发展都离不开党和国家的战略部署。因此，在“十四五”时期的货币金融体系建设中更应该坚定党的领

① 2016年之前的数据来源于世界银行，2016年后中国基尼系数的数据缺失。根据中国国家统计局的数据，2016年后中国的基尼系数仍然在持续下降，表明中国的收入分配在持续改善。

② 根据彭博社报道：新冠疫情导致美国的贫富差距进一步拉大，美国最富有的50人的财富相当于最贫穷的1.65亿人（超过美国人口总数的一半）的财富总和。参见：<https://www.bloomberg.com/news/articles/2020-10-08/top-50-richest-people-in-the-us-are-worth-as-much-as-poorest-165-million>。

导,坚持以习近平新时代中国特色社会主义思想为指导,从而实现现代化货币金融体系的稳定发展,支持高质量发展时期经济的稳定增长。

第二,坚持货币功能实践中的民生导向。党在货币功能思想与实践发展的过程中,始终和最广大的人民站在一起,从而才能使党的货币金融工作始终扎根于人民,在经济金融的建设中能够服务于人民。党的货币金融思想与实践的民生属性也是党在革命、建设和改革时期取得成功的重要保障。“民生为本”就是要求在货币金融体系的发展中从民生的角度出发,首先要管好货币的总闸门,不搞“大水漫灌”,不让“老百姓手中的‘票子’变毛了”;同时,在“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念下,进一步推进普惠金融、绿色金融、金融科技等新金融业态

的发展,使得货币金融体系的发展能够真正地惠及人民群众。

第三,积极建设现代中央银行制度和参与全球金融治理。在改革开放后,中国人民银行以战略、民生、稳健为基调的宏观调控为中国经济的高速平稳增长提供了支持。因此,在经济高质量发展时期,建设现代中央银行制度也是题中应有之义。同时,随着中国国力的不断增强和人民币国际化进程的推进,中国参与国际货币体系和金融治理的要求也日益增强。在世界处于百年未有之大变局和国际形势日益复杂的情形下,中国更应该以大国的担当积极参与全球货币和金融体系的治理,加强现代中央银行制度的建设和国际交流,为国际货币金融体系的稳定提供中国力量和中国经验。

## 参考文献

- [1] 尹振涛. 土地革命战争时期的红色货币思想研究——基于马克思主义传播史的视角 [J]. 金融评论, 2017 (1): 110-122, 126.
- [2] 王国刚. 马克思的货币理论及其实践价值 [J]. 金融评论, 2019 (1): 1-14, 123.
- [3] 马克思. 资本论: 第1卷 [M]. 北京: 人民出版社, 1975: 87.
- [4] 马克思, 恩格斯. 马克思恩格斯全集: 第23卷 [M]. 北京: 人民出版社, 1972: 139.
- [5] 马克思. 资本论: 第3卷 [M]. 北京: 人民出版社, 1975: 686.
- [6] 中国人民银行. 中国共产党领导下的金融发展史 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2012.
- [7] 林光彬, 拓志超. 中国的国民经济综合平衡理论 [J]. 政治经济学评论, 2019 (2): 3-35.
- [8] 刘勉玉. 中国共产党经济政策发展史 [M]. 长沙: 湖南人民出版社, 2001.
- [9] 中国人民银行. 中国人民银行六十年 (1948—2008) [M]. 北京: 中国金融出版社, 2008.
- [10] 邓小平. 邓小平文选: 第3卷 [M]. 北京: 人民出版社, 2001: 193, 372-375.
- [11] 邓小平. 邓小平文选: 第2卷 [M]. 北京: 人民出版社, 1994: 200.
- [12] 巫云仙. 新中国金融业70年——基于制度变迁和改革开放的历史逻辑 [J]. 政治经济学评论, 2019 (4): 61-87.
- [13] 何德旭, 冯明. 新中国货币政策框架70年: 变迁与转型 [J]. 财贸经济, 2019 (9): 5-20.
- [14] 习近平. 习近平谈治国理政: 第2卷 [M]. 北京: 外文出版社, 2017: 278.
- [15] 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 [N]. 人民日报, 2017-10-18.
- [16] 易纲. 建设现代中央银行制度 [J]. 时代金融, 2021 (1): 4-5.
- [17] 谭小芬, 王睿贤. 人民币国际化的进程、经验借鉴与路径选择 [J]. 新视野, 2020 (5): 42-48, 55.
- [18] 中国财政金融政策研究中心课题组. 无危机增长: “中国模式”中的财政金融因素 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2009.
- [19] 张晓晶, 刘磊. 现代货币理论及其批评——兼论主流与非主流经济学的融合与发展 [J]. 经济学动态, 2019 (7): 94-108.
- [20] 马奔腾. 马克思主义货币理论在中国的传播和运用概述 [J]. 财经研究, 1997 (12): 48-54.
- [21] 孙国峰. 现代货币理论的缺陷——基于财政视角 [J]. 国际经济评论, 2020 (5): 92-101, 7.
- [22] 贾根良, 何增平. 为什么中央银行独立是伪命题? ——基于现代货币理论和经济思想史的反思 [J]. 政治经济学评论, 2018 (2): 53-68.
- [23] 张明, 刘瑶. 现代货币理论: 现状、实践、争议与未来 [J]. 学术研究, 2020 (9): 84-91, 177, 2.
- [24] 王有鑫, 左粟民. 美国政府债务上限约束及财政可持续性研究 [J]. 国际金融, 2019 (2): 51-57.

(责任编辑: 李 晨 张安平)



# 人口老龄化、人口流动与地方政府债务

## Population Aging, Population Mobility and Local Government Debt

黄春元 王冉冉

HUANG Chun-yuan WANG Ran-ran

**[摘要]** 笔者从人口结构变动视角揭示地方政府债务的增长机制。研究显示,人口老龄化和人口流动是推动地方政府债务增长的重要因素,且人口流入越高的地区,老龄化对地方政府债务增长的推动作用越显著。同时,从财政收支的两大角度五个维度探析人口老龄化对地方债务的影响机制,研究发现:当前人口老龄化还未从经济增长和税收收入等财政收入端形成对地方债务的影响机制;但老龄化从财政支出端对地方债务的影响路径比较显著,老龄化对社会保障和医疗支出形成的压力是推动地方债务增长的显著路径,而对科教支出的挤出作用抑制了地方债务的增长。这一研究发现,有助于中国针对现阶段人口老龄化特征制定更加科学、合理的地方债务管理策略。一方面,要利用窗口期大力发展银发经济;另一方面,制定地方债务管理政策时需要考虑人口结构因素,且需要根据人口结构特征调整财政支出结构并提高支出效率。

**[关键词]** 人口老龄化 人口流动 地方政府债务 中介效应

**[中图分类号]** F812 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0014-16

**Abstract:** This paper reveals the growth mechanism of local government debt from the perspective of population structure change. The results show that population aging and population mobility are important factors to promote the growth of local government debt, and the higher the population inflow, the more significant the role of aging in promoting the growth of local government debt. At the same time, this paper analyzes the influence mechanism of population aging on local debt from two angles and five dimensions of fiscal revenue and expenditure, and finds that: at present, the aging population has not formed the mechanism of influence on local debt from the financial income end such as economic growth and tax revenue; however, the impact path of aging on local debt is more obvious from the financial expenditure side. The pressure of aging on social security and medical expenditure is the significant path to promote the growth of local debt, and the extrusion effect on science and education expenditure has restrained the increase of local debt. This finding is helpful for China to formulate more scientific and reasonable local debt management strategies according to the characteristics of population aging at this stage. On the one hand, we should make full use of the window period to develop the silver economy; on the other hand, when formulating local debt management policies, we need to consider the factors of population structure, adjust the fiscal expenditure structure and improve the expenditure efficiency according to the characteristics of population structure.

**Key words:** Population ageing Population mobility Local government debt Mediating effect

**[收稿日期]** 2022-01-25

**[作者简介]** 黄春元,女,1980年11月生,首都经济贸易大学财税学院副教授,博士生导师,研究方向为财税理论与政策;王冉冉,女,1988年8月生,就职于中国发展出版社,研究方向为财政税收理论与政策。本文通讯作者为黄春元,联系方式为 talerance@126.com。

**[基金项目]** 国家社会科学基金项目“区域差异、经济增长与地方政府债务最优规模研究”(项目编号:17BJL073);首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务费专项资金。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言

伴随我国人口老龄化程度的不断加深,人口老龄化是否会显著推动地方政府债务增长(以下简称“地方债务”)成为近年来社会各界关注的热点。2000年中国正式步入老龄化社会,2020年中国老龄化程度(65岁及以上老年人口占比)由2000年的7.0%加速提升至13.5%<sup>①</sup>,逼近深度老龄化标准值14%,年均增长率约为3.34%。同一时期,中国地方债务从2001年的约2万亿元,增至2020年的约25.7万亿元<sup>②</sup>,年均增长率约为13.6%。当前,中国面临人口老龄化与地方债务双双攀升的局面。地方债务发展速度如此之快,与快速的老龄化之间是否存在关系?若是,人口老龄化是如何影响地方债务的?此外,中国有着规模较大的人口流动,人口流动会对流入地与流出地公共服务供给、经济增长等各个方面产生影响。由此,人口流动是否也会影响地方债务的规模?结合人口流动,人口老龄化是否会对地方债务产生叠加或抵消作用?《“十四五”规划和2035年远景目标纲要》中提出,要实施积极应对人口老龄化国家战略。减税降费大背景下,政府财力可持续性面临压力,以债务来缓解政府财力压力是政府常用的解决之道。因此,在这些因素叠加的大背景下,研究人口老龄化、人口流动与地方债务问题显得更加重要。

## 二、文献述评

关于老龄化与地方政府债务之间的关系问题,国内外学者主要集中研究以下几个方面的内容:

(一) 老龄化对发达经济体主权债务危机的影响研究

欧洲国家较早关注人口老龄化对经济的影响,认为老龄化会造成劳动力短缺与老化、加重社会保障负担、抑制创新等,对经济增长有抑制作用。同时,也有学者研究发现老年人口的增加能够提高储蓄率,提高人力资本投资,对经济增长有正向调节作用(Kremer和Thomson,1998<sup>[1]</sup>;Tabata,2005<sup>[2]</sup>;Bloom等,2010<sup>[3]</sup>;姚东旻等,2017<sup>[4]</sup>;齐红倩和闫海春,2018<sup>[5]</sup>;蔡昉,2021<sup>[6]</sup>)。因此,老龄化对经济的影响并没有形成一致结论。

然而欧洲国家自2008年开始发生的主权债务危机,使得更多的学者开始关注老龄化与债务危机之间的关系。围绕这一主题,国内学者主要探讨欧洲债务危机中人口老龄化对养老保险制度的影响,并为我国养老金制度改革提供政策建议。根据欧洲国家债务危机的事实,国内学者从理论(郑秉文,2011<sup>[7]</sup>;周茂华,2014<sup>[8]</sup>)和实证(马宇和王群利,2015<sup>[9]</sup>;黄晓薇等,2015<sup>[10]</sup>;杜萌和马宇,2015<sup>[11]</sup>;赫国胜和柳如眉,2016<sup>[12]</sup>;黄晓薇等,2017<sup>[13]</sup>;祁毓和张丹,2020<sup>[14]</sup>)两大方面进行了研究,认为人口老龄化会扩大养老金制度体系存在替代率过高、待遇率失衡等问题的负面效应。同时,老年抚养比的不断提高,使得欧洲国家福利支出大幅增加,老龄化是诱发欧洲国家债务危机的原因之一。在此研究基础上,国内学者提出防止潜在财务风险发生的相应政策建议,包括延长退休年龄、改善养老金制度中参数不合理情况、改善再分配因素失衡等。

(二) 老龄化对中国政府债务的影响研究

国内学者研究国内政府债务的文献自1999年左右起逐渐增加,以政府债务为主题,围绕债务成因、债务风险、债务管理等方面进行了非常丰富的研究与积累。关于老龄化对中国政府债务影响的研究,相对而言并不多,还处于起步阶段。利用中国知网指数功能,自2009年起,关键词为“政府债务”的中文文献数量呈现井喷状,至2020年相关中文文献数量累计为8531篇。当将关键词设定为“政府债务”与“老龄化”,获得的文献数量不多,但研究处于上升趋势。2011—2020年累计数量为54篇。<sup>③</sup>

现有文献中,对于人口老龄化与中国政府债务的研究,主要体现以下几个阶段特征:第一阶段,关注养老保险制度可持续性的研究。1997年7月《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》标志着养老保险由原来的现收现付模式调整为“社会统筹与个人账户”模式,这一转变引发国内学者对养老保险制度的可持续性进行了较多研究,其中李明镇(2001)<sup>[15]</sup>、夏鹰和潘广云(2002)<sup>[16]</sup>、姜永宏(2006)<sup>[17]</sup>等对养老保险制度改革中隐性债务问题进行了探讨,认为制度转型所带来的收支缺口等

① 参见国家统计局网站,第七次全国人口普查主要数据情况, [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210510\\_1817176.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210510_1817176.html), 2021-5-11。

② 经第十三届全国人民代表大会第二次会议审议批准,2020年年末,全国地方政府债务余额为256615亿元。其中,一般债务余额127395亿元,专项债务余额129220亿元,都控制在全国人大批准的债务余额限额之内。

③ 利用中国知网指数功能进行文献搜集整理时间为2021年5月20日,因此所有相关文献统计数量均为截止至2021年5月20日的数据。

隐性债务问题亟需解决。第二阶段,突出人口老龄化对养老保险制度的影响。随着人口老龄化的不断提高,国内学者开始重点关注人口老龄化对养老保险制度的影响,尤其是欧洲债务危机的爆发,人口老龄化所带来的财政支出负担的加重,成为这一阶段的研究重点。除了上述研究人口老龄化对欧洲等国家债务危机的影响外,国内学者也同步研究人口老龄化对我国养老金制度的影响(肖严华,2011<sup>[18]</sup>;刘学良,2014<sup>[19]</sup>)。第三阶段,关注人口老龄化与中国政府债务之间的关系。学者们在探讨老龄化对中国政府资产负债表以及财政稳定性影响的基础上(李时宇和冯俊新,2014<sup>[20]</sup>;龚锋和余锦亮,2015<sup>[21]</sup>;黄春元,2015<sup>[22]</sup>),逐步开始分析老龄化与政府债务之间的关系。学者们主要利用省级面板数据,通过实证分析,分别从人口老龄化、财政支出刚性、人口老龄化与房价波动等角度分析老龄化对地方债务的影响。研究认为,人口流出比例越高、老年人口抚养比越高,财政支出刚性越高,地方政府负债率越高(仲凡和杨胜刚,2016<sup>[23]</sup>);人口老龄化对房价和地方债务风险有着显著的影响,其中人口老龄化会对地方债务风险造成长期的正向冲击(刘禹君,2019<sup>[24]</sup>)。也有学者开始探究老龄化对地方债务的影响机制。陈小亮等(2020)<sup>[25]</sup>基于2010—2017年全国30个省份的面板数据进行实证研究,认为老龄化在增加财政养老支出的同时,也会降低经济增速,老龄化通过“分子端”和“分母端”两条机制对中国的地方政府债务负担产生较为显著的不利影响。

国内围绕地方政府债务的成因、管理、与经济之间的关系等方面的研究非常丰富,并均已取得重大进展。但关注人口结构,尤其是人口流动下的老龄化对地方债务影响的研究还不多,且已有研究存在以下待深入挖掘的空间:(1)主要站在国际视角研究该问题,针对中国的研究不多。由上述文献综述可知,无论是从文献数量还是从研究深度而言,国内学者主要是以发达经济体或者将中国作为国家层面研究样本之一进行研究,专门针对中国老龄化问题给地方债务造成的影响方面的研究文献较少,或者说针对该问题的研究才刚刚起步。(2)对中国该问题的研究,主要关注老龄化对地方债务的影响,结合人口流动所带来

的综合影响并未成为重点关注方向。人口流动会通过劳动力、投资、技术与消费等超导机制对经济发展产生影响(Melo和Graham,2014<sup>[26]</sup>;Lima和Silveira-Neto,2015<sup>[27]</sup>;章屹祯等,2019<sup>[28]</sup>;禄进等,2019<sup>[29]</sup>;等等)。由此,在关注老龄化的同时,有必要将人口流动的影响因素一并考虑进来,以综合考量人口结构变动对地方债务的影响,得出更加科学的结论,为地方债务的管理提出科学、合理、综合的政策建议。

本文余下内容安排如下:第二部分结合人口流动分析老龄化对地方债务的影响机制并提出研究假设;第三部分说明相关数据,并介绍实证方法;第四部分和第五部分报告实证结果,包括基准回归结果、稳健性检验以及老龄化对地方债务的影响机制分析;第六部分是全文结论与政策建议。

### 三、理论分析与研究假设

人口老龄化是中国未来社会的长久特征之一,老年人口占比持续增加,将会对一国或地区的消费、产业发展、社会保障等各个方面产生深远影响。已有文献发现,人口老龄化是导致政府债务规模不断攀升的原因之一(Faruqee和Mühleisen,2003<sup>[30]</sup>;Afflatet,2018<sup>[31]</sup>)。中国未富先老的社会现状,一方面可能将从劳动效率、创新等方面影响经济增长,进而影响财政收入;另一方面使得公共服务供给需要逐步或快速向适应老龄化社会过渡。老龄化对财政收支两方面影响,可能导致政府财政收支不均衡,成为引发政府债务规模不断扩大的原因。此外,还有另一个不容忽视的人口结构问题——人口流动。人口流动在为流入地注入劳动力进而提高劳动效率促进经济增长的同时,也会加大流入地公共服务供给压力,进而给当地政府造成财力压力,形成举债动机。因此,本部分从中国实际情况出发,基于一个综合性的视角(包括人口流动以及其他相关因素等)展开分析,阐释老龄化影响地方债务的内在机制,为后续的实证分析提供理论依据。

中国虽然是世界第二大经济体,但收入仍处于中等偏上国家水平,中国老龄化的规模大、速度快以及未富先老的特征明显。<sup>①</sup>中国人口老龄化的三个特

<sup>①</sup> 中国人口老龄化具有三个特征,即老年人口规模大、老龄化速度快以及未富先老。2019年中国65岁以上人口占比为12.6%,与2000年的7.0%相比,老龄化年均增长率约为2.98%。而2019年65岁以上人口占比的世界平均水平为9%。与世界平均水平相比,中国老年人口规模不仅大而且老龄化速度快。据联合国的预测数据,在2015—2050年间,中国60岁及以上人口的比重年平均增长速度为2.35%,同期该比重的世界平均增长速度为1.53%(蔡昉,2021<sup>[6]</sup>)。



征, 短时期内具有不可逆性, 将会长期伴随中国经济社会的发展, 并将对社会各个方面产生不容忽视的影响。仅从财政收支角度来看, 一方面, 不断加深的老龄化会带来劳动人口的减少、劳动生产率的变化以及改变社会消费水平等, 对经济增长以及税收收入产生影响进而影响财政收入; 另一方面, 人口老龄化会提高社会抚养比, 加大养老金负担, 而且随着老年人口不断提高, 对医疗保障、社会救助等老年人急需的公共服务项目有了更加迫切的诉求, 这些会进一步加大政府财政支出的压力。由文献综述可知, 人口老龄化对经济增长的影响并无定论, 即老龄化是抑制经济增长还是会促进经济增长, 以及对税收收入的影响如何也无定论, 进而也不能肯定对财政收入是否会产生抑制或促进的影响。但从财政支出而言, 老龄化必然会加大政府财政支出压力。根据我们搜集整理的数据, 对老龄化与地方债务之间的关系进行初步分析发现, 随着老龄化的不断提高, 地方债务规模也随之不断提升, 见图 1。结合理论与现实, 我们初步判断, 老龄化会推动地方债务规模增长, 是地方债务增长的诱因之一。但老龄化是否从收支两个角度共同影响政府财力平衡, 还需进一步探讨, 这也是本文第五部分对老龄化影响地方债务机制做进一步分析的原因。

中国的人口流动具有流动规模大、老年流动人口规模不断上升以及青壮年劳动力占比不断下降的三个特征。<sup>①</sup> 大规模的人口流动, 给流入地公共服务供给带来巨大压力。由于中国特有的户籍制度, 地方基本

公共服务供给主要以户籍人口为依据 (甘行琼等, 2015<sup>[33]</sup>; 江依妮和张光, 2016<sup>[34]</sup>), 人口流入要么挤占公共资源, 造成当地人均公共服务供给水平下降, 要么直接导致流入地公共服务供给加大。无论哪种情况发生, 都会给流入地带来财政支出压力, 加大当地收支不平衡程度, 形成举债压力。

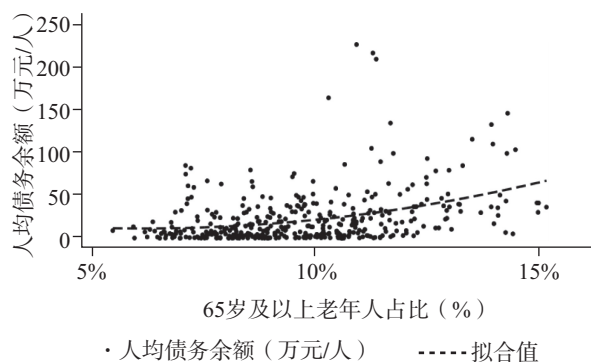


图 1 老龄化与地方债务的关系

同时, 老年流动人口规模不断上升, 以及青壮年流动劳动力占比的下降, 人口流动有可能加大流入地人口老龄化的程度。流动人口中老年人占比越来越高, 2010 年 60 岁及以上老年流动人口比例为 3.87%, 2015 年该比例上升至 5.88% (段成荣, 2019<sup>[32]</sup>), 2020 年该比例仍有一定程度的上升。我们以所搜集的数据中人口流入平均值为限, 将人口流入地分为人口流入高 (大于平均值) 和人口流入低 (小于平均值) 两个地区, 发现人口流入高的地区老龄化程度会更显著, 见图 2。

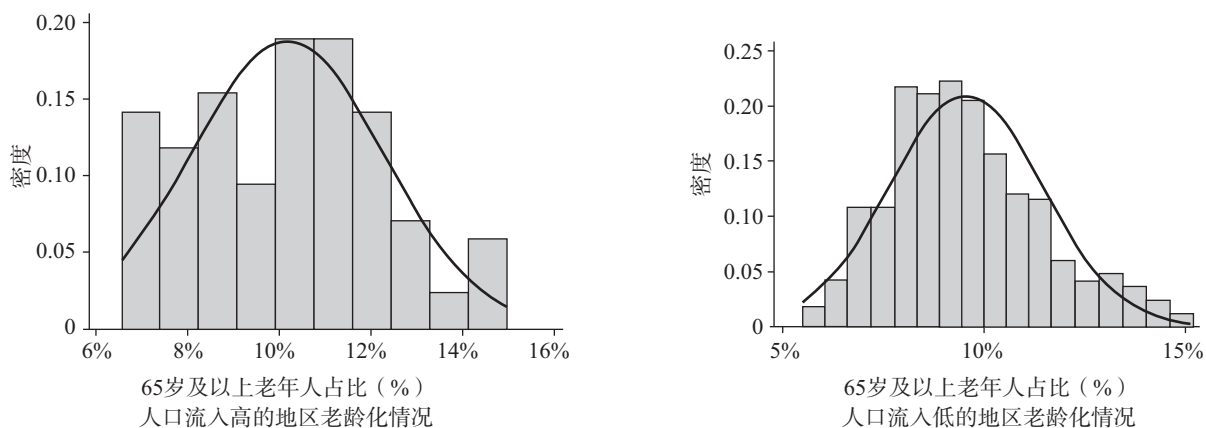


图 2 人口流入高与人口流入低的地区老龄化的情况

① 中国人口流动的特征如下: (1) 流动规模大。国家卫生健康委员会发布的《中国流动人口发展报告 2018》显示, 2018 年年末中国流动人口 2.41 亿人, 约占全国总人口的 1/6。(2) 老年流动人口规模不断上升。总体来讲, 中国流动人口始终以劳动年龄人口为主, 儿童人口和老年人口占比相对较少。但随着人口结构的不断变化, 流动人口的高龄化趋势日益明显。有数据显示, 中国老年流动人口规模从 2000 年的 503.02 万逐步增加到 2015 年的 1 304.30 万, 15 年间规模增加了接近 1.6 倍, 年均增长 6.6% (段成荣等, 2019<sup>[32]</sup>)。 (3) 青壮年流动劳动力占比呈下降趋势。1990—2010 年 16~44 岁青壮年流动劳动力占比基本稳定在 70% 左右, 2010—2015 年该比例开始出现下降, 至 2015 年下降了 2.6%。同期 45~59 岁流动人口比例由 2010 年的 12.5% 上升至 2015 年的 15.6%。

由此可见,流动人口的规模不断扩大,年龄结构的不断变化,对流入地与流出地的经济、公共服务等各方面都提出了挑战。

综合以上分析(包括第二部分的典型事实和既有文献评述),我们认为中国的人口老龄化对地方债务的影响机理如图3所示:(1)人口老龄化会通过改变劳动效率、创新能力、消费结构等方面,对一国或一个地区经济增长和税收收入产生正向或负向影响<sup>①</sup>,进而影响政府财政收入。究竟呈现何种效应取决于社会能否及时应对老龄化、充分发挥老年人的优势,调整产业和消费等。(2)人口老龄化的不断加深,对社会保障支出、医疗支出有迫切需要,需要公共服务支出逐步向适应老龄化需求过渡。这一方面会加大政府财政支出的压力,另一方面在财政支出规模既定的前提下,会对科教支出等非老龄化急需的支出方面产生挤出效应,从而影响财政支出规模和结构。(3)老龄化对财政收入和财政支出两方面的影响,会引发财政收支不平衡。老龄化的不可逆性与长期性,容易对政府财力造成压力,形成政府举债压力,进而推动地方债务增长。(4)伴随人口老龄化,人口流动对地方债务的影响也不容忽视。一方面,伴有老年流动人口不断增加的人口流动有提高流入地人口老龄化的可能,对当地公共服务支出产生压力;另一方面人口流动本身也会不断加大流入地公共服务供给压力。因此,人口流动对流入地财政支出产生较大影响,容易形成当地政府举债压力,进而推动地方债务增长。

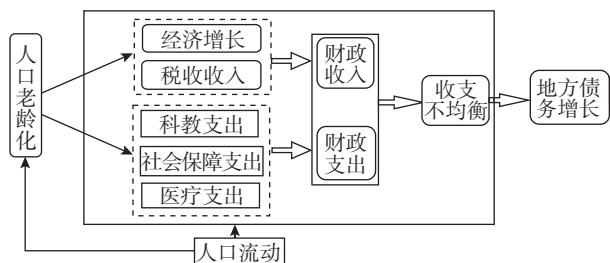


图3 人口老龄化、人口流动影响地方债务增长的机理

依据上述机理分析,我们得出以下有待实证检验的假说:

**假说1:**人口结构变动是影响地方债务增长的因素。具体而言,随着人口老龄化的不断加深,老龄化会显著推动地方债务增长。人口流入也是推动地方债务增长的因素之一。

**假说2:**人口流动的差异性,会影响老龄化与地方债务之间的关系。在人口流入高的地区,老龄化对地方债务的推动作用更加明显。

#### 四、数据说明与实证方法

##### (一) 数据说明

地方债务的数据获取难度较大,截至目前中国仍未建立专门针对地方债务的官方数据库,审计署掌握的地方债务审计数据公开的程度也比较有限。本文借鉴已有文献(黄春元和毛捷,2015<sup>[36]</sup>;陈诗一和汪莉,2016<sup>[37]</sup>;毛捷和黄春元,2018<sup>[38]</sup>)的做法,按照显性债务与或有债务的类型,对省级地方债务数据进行归类整理和计算,以下是详细说明。在此,一并介绍与后续实证分析相关的其他数据。

##### 1. 地方债务数据。

本文的地方债务数据包括城投债和地方政府发行债券两部分。其中,城投债数据来自徐军伟等(2020)<sup>[39]</sup>,并通过市级城投债合并至省级,形成省级城投债发行额和省级城投债余额。地方政府发行债券比较复杂,由于时间跨度为2006—2018年,地方政府发行债券经历了财政部代理发行地方政府债券、地方政府自行发债等阶段,因此对应的政府发行债券出现了国债转贷收入、国债转贷资金上年结余、财政部代理发行地方政府债券收入、地方政府债券收入、地方政府一般债务收入等统计条目;在还本付息方面,存在拨付国债转贷收入、国债转贷资金结余、政府债券还本支出、地方政府一般债务还本支出、债务付息支出等条目。按照对应关系,我们在处理地方政府发行债券的数据方面,将地方政府债券发行额定义为国债转贷收入、财政部代理发行地方政府债券收入、地方政府债券收入和地方政府一般债务收入之和;将地方政府发债还本付息定义为拨付国债转贷收入、政府债券还本支出、地方政府一般债务还本支

<sup>①</sup> 学者们关于老龄化对经济增长的影响尚未形成定论,部分学者认为老龄化导致劳动力短缺与老化、加重社会保障负担、抑制创新等,抑制经济增长。相反,也有学者研究发现老年人口的增加能够提高储蓄率,提高人力资本投资,促进经济增长(Kremer和Thomson,1998<sup>[1]</sup>;Tabata,2005<sup>[2]</sup>;Bloom等,2010<sup>[3]</sup>;姚东旻等,2017<sup>[4]</sup>;齐红倩等,2018<sup>[5]</sup>;蔡昉,2021<sup>[6]</sup>)。同时,老龄化对税收收入的影响也并不确定,有研究认为老龄化会降低个人所得税,但会相应提高商品税。老年人口商品税负的高低对于财政可持续性的影响也呈现出先抑后扬的非线性关系。(龚锋等,2015<sup>[21]</sup>;韩秀兰和赵楠,2019<sup>[35]</sup>)

出、债务付息支出之和。与城投债相对应，地方政府发行债券也分为地方政府债券发行额和地方政府发债余额两类。其中，本年地方政府债券额定义为地方政府债券发行额减去地方政府发债还本付息（有国债转贷收入的年份，该数据还要再加上国债转贷资金上年结余）。本年地方政府债券余额定义为本年地方政府债券额与上年地方政府债券额之和。

本文实证部分所需地方债务数据由城投债和地方政府发行债券两部分组成，因此，省级债务发行额 (*debtfx*) 定义为地方政府债券发行额与省级城投债发行额之和，省级债务余额 (*debt ye*) 定义为本年地方政府债券余额与省级城投债余额之和。具体统计方法见表 1。

表 1 地方债务变量等数据含义及统计方法

变量名	含义	统计方法
<i>zwhfx</i>	地方政府债券发行额	财政部代发债券+地方政府债券收入+地方政府一般债务收入+国债转贷收入
<i>zwhb</i>	地方政府债务还本额	拨付国债转贷收入+政府债券还本支出+地方政府一般债务还本支出+债务付息支出
<i>bnzwe</i>	本年政府债券额	本年地方政府债券发行额 ( <i>zwhfx</i> )-本年地方政府债务还本额 ( <i>zwhb</i> )
<i>netamount</i>	本年政府债务余额	本年政府债券额 ( <i>bnzwe</i> )+上年政府债券额
<i>sjctzfx</i>	省级城投债发行额	省内各市城投债发行额之和
<i>sjctz ye</i>	省级城投债余额	本年城投债余额+上年城投债余额
<i>debtfx</i>	省级债务发行额	政府债务发行额 ( <i>zwhfx</i> )+省级城投债发行额 ( <i>sjctzfx</i> )
<i>debt ye</i>	省级债务余额	本年政府债务余额 ( <i>netamount</i> )+省级城投债余额 ( <i>sjctz ye</i> )
<i>debtfxpop</i>	人均债务发行额	省级债务发行额 ( <i>debtfx</i> )/常住人口 ( <i>czpop</i> )
<i>debt ye pop</i>	人均债务余额	省级债务余额 ( <i>debt ye</i> )/常住人口 ( <i>czpop</i> )
<i>old</i>	老年抚养比	65岁及以上人口占15~64岁人口的比重
<i>older</i>	老年人口占比	65岁及以上老年人口占比
<i>rklr</i>	人口流动	(常住人口-户籍人口)/户籍人口×100%
<i>rjgdprank</i>	人均GDP排名	实际人均GDP排名
<i>urban</i>	城镇化率	城镇人口比重
<i>czzc</i>	财政自主权	人均省级财政支出/(人均省级财政支出+人均中央财政支出)×100%
<i>jsstzgdp</i>	基础设施投资	基础设施投资/GDP×100%
<i>tradegdp</i>	贸易依存度	进出口额/GDP×100%
<i>jrjzgdgdp</i>	金融业增加值	金融业增加值/GDP×100%
<i>gdp1</i>	GDP增长率	本年GDP增长率与上年相比的比率
<i>taxgdp</i>	税收收入	税收收入/GDP×100%
<i>kjzc</i>	科教支出	教育支出/省级财政支出×100%
<i>lnsbzc</i>	社保支出	社会保障与就业支出取对数
<i>lnylzc</i>	医疗卫生支出	医疗卫生与计划生育支出取对数

2. 其他数据。

本文实证分析中还涉及老年抚养比、老年人口占比、人口流动、人均实际GDP、基础设施投资、财政自主权、城镇化率以及贸易依存度等数据，具体见表 1。在此，要对基础设施投资进行专门说明。借鉴黄春元和刘瑞 (2020)<sup>[40]</sup>的做法，考虑地方债务投向，本文选用三大重点行业固定资产投资额替代固定

资产投资总额指标，用“基础设施投资”指标表示，主要包含交通运输、仓储和邮政业，水利、环境和公共设施管理业以及房地产业等三大行业的固定资产投资额。本文使用 2006 年为基期的物价指数将名义数据调整为实际值，表 2 给出了本文实证分析所用主要变量的描述性统计结果。



表2 变量统计性描述

变量名	含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>debtfxpop</i>	人均债务发行额	390	12.723	15.460	0.000	94.230
<i>debtjepop</i>	人均债务余额	390	22.483	31.034	-0.333	225.746
<i>old</i>	老年抚养比	390	13.216	2.809	7.440	22.690
<i>older</i>	老年人口占比	390	9.700	1.978	5.473	15.162
<i>rklr</i>	人口流动	390	3.627	18.026	-20.506	68.626
<i>rjgdprank</i>	人均GDP排名	390	15.500	8.667	1.000	30.000
<i>urban</i>	城镇化率	390	54.104	13.636	27.460	89.600
<i>czzc</i>	财政自主权	390	83.431	5.911	66.857	99.795
<i>jcsstzgd</i>	基础设施投资	390	30.248	12.253	12.740	71.097
<i>tradegdp</i>	贸易依存度	390	30.461	36.604	1.682	172.147
<i>jrjzgd</i>	金融业增加值	390	5.645	3.064	1.091	19.628
<i>gdp1</i>	GDP增长率	390	9.044	4.907	-23.220	24.180
<i>taxgdp</i>	税收收入	390	8.052	3.618	3.053	25.334
<i>kjzc</i>	科教支出	390	16.405	2.664	0.160	22.217
<i>lnsbzc</i>	社保支出	390	5.543	0.725	3.163	6.983
<i>lnylzc</i>	医疗卫生支出	390	4.903	0.873	1.947	6.827

### 3. 数据来源。

上述地方政府债务数据，主要来源于《中国财政年鉴》、财政部网站和徐军伟等（2020）<sup>[39]</sup>等公布的相关信息和数据。实证分析所需其他经济数据，均来自历年《中国财政年鉴》《中国统计年鉴》和《中国固定资产投资统计年鉴》。需要说明的是，由于西藏的地方债务等数据具有特殊性，本文在进行实证分析时未将其纳入考虑，因此回归的样本时间跨度为2006—2018年，包括中国大陆30个省份。

#### （二）实证方法

由于老龄化本身带有比较明显的时间效应，其对地方政府债务的影响会被时间固定效应所吸收，因此参考石绍宾等（2019）<sup>[41]</sup>、陈小亮等（2020）<sup>[25]</sup>的做法，在构建人口老龄化以及人口流动对地方债务影响的实证模型时，没有直接控制时间固定效应。具体模型如下：

$$debtjepop_{it} = \alpha + \beta old_{it} + \psi rklr_{it} + \eta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $i$ 表示省份， $t$ 是年份； $debtjepop$ 表示地方债务规模，用人均债务余额表示，在稳健性检验中，被解释变量更换为人均债务发行额（ $debtfxpop$ ）； $old$ 表示老龄化水平，我们采用老年抚养比（65岁以上老年人口占15~64岁人口比重）表示，在稳健性检验

中用  $older$ （65岁及以上老年人口占比）进行实证分析； $rklr$ 表示人口流动水平，我们用人口流入率度量，即该省份常住人口与户籍人口之差占户籍人口的比率。 $old$ 和  $rklr$ 两项的系数  $\beta$ 和  $\psi$ 是我们关注的重点。如果假说1成立， $\beta$ 应显著为正， $\psi$ 应显著为正，即人口老龄化与人口流动的程度越高，对地方债务的助推作用越大；如果假说2成立，无论在人口流动相对较高还是相对较低的地区， $\beta$ 和  $\psi$ 都应显著为正，且人口流动水平较高的地区老龄化对地方债务的推动作用高于人口流动水平相对较低的地区。

$X$ 是一个包含其他控制变量的向量。参考既有文献的做法，该向量包括：（1）经济发展水平（ $rjgdprank$ ），用人均GDP的排名表示。一般地，经济发展水平越高，人均GDP排名越靠前，地方政府举债压力会更小。（2）经济开放度（ $tradegdp$ ），用进出口总额与GDP的比值进行度量。（3）财政自主权（ $czzc$ ），使用各省份人均财政支出占全国人均财政支出的比例进行度量。（4）基础设施投资（ $jcsstzgd$ ），用三大产业基础设施投资额占GDP的比例进行度量。（5）城镇化水平（ $urban$ ），用城镇人口比重表示。（6）金融业发展水平（ $jrjzgd$ ），用金融业增加值占GDP的比重进行度量。一般来说，一个地区金融发展水平越高，当地融资平台的信用评价级别越高，地

方政府越容易从金融机构获得贷款，地方政府的债务规模越会随之扩大 (Hauner, 2009<sup>[42]</sup>; Reinhart 和 Rogoff, 2011<sup>[43]</sup>; 毛捷等, 2019<sup>[44]</sup>)。此外,  $u_i$  表示省份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

### 五、老龄化和人口流动对地方政府债务的影响

#### (一) 基准回归

根据式 (1) 以及 Hausman 检验结果, 应使用固定效应模型。为了观察老龄化以及人口流动对地方债务的影响, 将控制变量逐步加入实证过程, 基准回归结果见表 3。这些结果验证了假说 1:

第一, 人口老龄化的系数显著为正, 说明不断加深的人口老龄化是地方债务不断攀升的原因之一。这个结果与已有文献 (黄晓薇等, 2017<sup>[13]</sup>; 陈小亮等, 2020<sup>[25]</sup>) 一致。

第二, 人口流动的系数显著为正, 说明人口流动助推了地方债务的增长。由于本文人口流动所选用的指标为常住人口与户籍人口之差占户籍人口的比例, 即衡量的为人口流入。因此, 这一指标为正, 实际表明人口流入对流入地的地方债务规模产生了显著的正向刺激作用。

第三, 从控制变量的结果看, 基本符合预期。人均 GDP 排名显著为负, 一方面是因为我国存在经济增长的条件收敛现象, 另一方面 GDP 排名上升表示经济增长得到一定程度的刺激, 会缓解政府还债压力, 进而降低举债。城镇化水平对地方债务有显著的正向促进作用, 财政自主权与经济开放度会抑制地方债务增长, 而基础设施投资和金融业增加值对地方债务的影响不显著。

表 3 基准回归结果

	被解释变量: <i>debtypop</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>old</i>	6.893*** (9.46)	7.327*** (11.72)	7.555*** (12.43)	2.599*** (4.60)	2.173*** (3.61)	2.305*** (3.74)	1.751*** (2.89)	1.523** (2.43)
<i>rklr</i>		3.245*** (11.50)	3.320*** (12.11)	3.226*** (15.26)	3.145*** (14.67)	3.178*** (14.63)	2.496*** (10.08)	2.364*** (8.94)
<i>rjgdprank</i>			-2.389*** (-4.87)	-1.341*** (-3.49)	-1.340*** (-3.50)	-1.313*** (-3.42)	-1.372*** (-3.70)	-1.475*** (-3.91)
<i>urban</i>				3.090*** (15.65)	3.684*** (10.40)	3.477*** (8.42)	3.621*** (9.06)	3.411*** (8.00)
<i>czzc</i>					-0.741** (-2.01)	-0.756** (-2.05)	-1.070*** (-2.97)	-1.106*** (-3.06)
<i>jcsztzgd</i>						0.135 (0.97)	0.109 (0.81)	0.072 (0.53)
<i>tradegdp</i>							-0.414*** (-5.19)	-0.385*** (-4.66)
<i>jrjzgd</i>								1.232 (1.40)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-68.62*** (-7.07)	-86.13*** (-10.19)	-52.39*** (-4.88)	-170.0*** (-15.21)	-134.4*** (-6.44)	-128.3*** (-5.89)	-85.74*** (-3.80)	-73.07*** (-3.01)
样本量	390	390	390	390	390	390	390	390
$R^2$	0.199	0.415	0.452	0.675	0.679	0.680	0.702	0.704
F 统计量	89.43	127.1	98.02	184.9	150.0	125.2	119.0	104.6

注: \*\*、\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平, 括号内为  $t$  值。下同。

#### (二) 异质性分析

人口流动尤其是人口流入是否会进一步加重老龄化对人口流入地的政府债务负担呢? 为了验证假说 2, 我们进一步将样本进行分组实证, 对该问题进行

解释。根据人口流动指标 (*rklr*) 的均值 3.63, 我们将样本分为两组, 即人口流入高的省份 (*rklr*>3.63) 和人口流入低的省份 (*rklr*<3.63), 实证结果见表 4。模型 (1) 和模型 (2) 的结果显示, 在人口流入高

的地区，老龄化和人口流动的系数均显著为正，系数分别为 4.254 和 3.011，且两个核心解释变量的系数与显著性均高于人口流入低的地区（两个核心解释变量的系数分别为 1.097 和 0.710）。这一结果表明，现阶段人口流入会进一步加重老龄化人口流入地的政府债务负担。

表 4 异质性分析

被解释变量	(1)	(2)
	<i>debtjepop</i> <i>rklr</i> >3.63	<i>debtjepop</i> <i>rklr</i> <3.63
<i>old</i>	4.254*** (3.17)	1.097* (1.73)
<i>rklr</i>	3.011*** (6.23)	0.710* (1.81)
<i>rjgdprank</i>	1.528 (0.60)	-1.239*** (-4.14)
<i>urban</i>	9.919*** (5.48)	2.792*** (7.08)
<i>czzc</i>	-9.001*** (-3.76)	-1.081*** (-4.12)
<i>jsstzgdp</i>	0.611 (1.17)	0.0785 (0.75)
<i>tradegdp</i>	0.0841 (0.48)	0.261* (1.68)
<i>jrjzgdp</i>	4.957** (2.28)	1.896** (2.34)
常数项	-79.48 (-0.59)	-33.56* (-1.88)
省份固定效应	控制	控制
样本量	100	290
$R^2$	0.783	0.744
F 统计量	34.76	93.42

表 5 稳健性检验

被解释变量	(1) GMM	(2) FGLS	(3) FE	(4)	(5)
	<i>debtjepop</i>	<i>debtjepop</i>	<i>debtfxpop</i>	<i>debtjepop</i> ( <i>rklr</i> >3.63)	<i>debtjepop</i> ( <i>rklr</i> <3.63)
<i>L. debtjepop</i>	1.041*** (13.82)				
<i>old</i>	1.702* (1.86)	1.523** (2.56)			
<i>older</i>			1.637*** (3.13)	6.482*** (3.27)	1.996* (1.94)
<i>rklr</i>	0.473* (1.73)	2.364*** (9.41)	0.719*** (4.96)	3.056*** (6.30)	0.712* (1.82)
<i>rjgdprank</i>	-3.652*** (-4.00)	-1.475*** (-4.12)	-0.654*** (-3.18)	1.573 (0.62)	-1.235*** (-4.14)
<i>urban</i>	-2.211*** (-2.82)	3.411*** (8.42)	1.580*** (6.89)	9.843*** (5.45)	2.768*** (7.17)

### (三) 稳健性检验

以下通过改变实证方法和变换核心变量的方式，对上述基准回归结果和异质性分析进行稳健性检验。

#### 1. 基准回归结果的稳健性检验。

为了保证实证结果的稳健性，我们从两个角度考虑变换实证方法。第一，改变实证方法。面板数据可能存在内生性和异方差问题，因此使用系统 GMM 方法和 FGLS 法等方法进行稳健性检验，见表 5。表 5 中模型 (1) 和模型 (2) 分别是系统 GMM 和 FGLS 法的实证结果，结果均显示，人口老龄化和人口流动对地方债务有显著正向影响。第二，变换核心变量。我们将被解释变量替换为人均债务发行余额 (*debtfxpop*)，将人口老龄化指标变换为老年人口占比 (*older*)，再进行 FE 实证检验。结果如表 5 模型 (3) 所示，人口老龄化和人口流动对地方债务有显著正向影响。由此可见，本文的基准回归结果是稳健可靠的，改变实证方法和变换核心变量之后，假设 1 仍然成立。

#### 2. 异质性分析的稳健性检验。

关于假说 2 人口流动会提高流入地人口老龄化给地方债务带来的负担，稳健性检验采用变换核心变量的方式进行检验。将人口老龄化指标更换为老年人口占比 (*older*) 之后，结果如表 5 模型 (4) 和 (5) 所示。相比人口流入小的地区人口流入大的地区人口老龄化和人口流动对流入地地方债务的正向影响更大。这表明，假说 2 的实证结果也比较稳健。

其他控制变量的结果与基准回归结果基本一致，此处不再赘述。



续前表

被解释变量	(1) GMM	(2) FGLS	(3) FE	(4)	(5)
	<i>debtjepop</i>	<i>debtjepop</i>	<i>debtfxpop</i>	<i>debtjepop(rklr&gt;3.63)</i>	<i>debtjepop(rklr&lt;3.63)</i>
<i>czzc</i>	0.612 (1.28)	-1.106*** (-3.23)	-0.752*** (-3.88)	-9.024*** (-3.80)	-1.088*** (-4.25)
<i>jcsstzgdp</i>	0.640*** (2.65)	0.0722 (0.56)	0.196*** (2.65)	0.584 (1.12)	0.0807 (0.78)
<i>tradegdp</i>	-0.103 (-0.75)	-0.385*** (-4.91)	-0.198*** (-4.40)	0.0943 (0.54)	0.263* (1.70)
<i>jrjzgdgdp</i>	0.282 (0.18)	1.232 (1.47)	1.521*** (3.15)	5.016** (2.32)	1.786** (2.19)
常数项	86.41** (2.13)	-250.9*** (-7.73)	-99.10*** (-5.28)	-83.65 (-0.63)	-36.02** (-1.99)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	360	390	390	100	290
Wald chi2		1543.86			
$R^2$			0.698	0.785	0.745
F 统计量				35.09	93.79
AR(1)	0.080				
AR(2)	0.684				
Sargan 值	0.234				
Hansen 值	0.984				

## 六、拓展分析

### ——人口老龄化影响地方债务的机制探析

#### (一) 理论机制探析

上述实证分析验证了文中两个假说，即人口老龄化与人口流动是推动地方债务增长的因素，且人口流动大的地区人口老龄化对地方债务的推动作用更大。由上述理论分析可知，人口老龄化对经济增长和税收收入会产生影响，但尚不能确定影响方向；人口老龄化必然会加大财政支出，改变财政支出结构。从财力均衡角度而言，人口老龄化是从收支两方面同向影响还是反向影响财力均衡，抑或仅从财政支出方向影响财力均衡，进而推动地方债务增长，还有待进一步探究。本部分主要对该机制进行探析。

从图3可以看出，人口老龄化会通过经济增长、税收收入等因素对财政收入产生影响，同时也会从民生支出（尤其是民生支出中的科教支出、社会保障以及医疗服务水平）等方面影响财政支出。收支两方面因素的影响会带来财力均衡的变化，进而对地方债务产生影响。综合考虑人口流动因素以后，人口老

龄化对地方债务的影响机制可分为以下几个方面：

**经济增长效应。**整体而言，经济发展水平较高的地区，政府财政收入较高，民间资本更为活跃，债务使用效率也更高，因此举债需求较小，从而抑制债务增长。与此同时，老龄化可能会通过储蓄率、人力资本积累或者劳动生产率、社会保障负担等渠道对经济增长产生正向、负向或者中和的影响。因此，有必要探究经济增长是否会成为老龄化影响地方债务增长的机制之一。

**税收收入效应。**人口老龄化逐步加大，一方面意味着劳动力人数不断减少，从而缩小个人所得税税基，减少税收收入；另一方面意味着居民消费水平与结构会随之改变，老年人会加大医疗护理服务、保健服务等高层次服务以及高品质的消费品等方面的消费，进而扩大增值税、消费税等间接税的税基，提高税收收入。综合来看，人口老龄化对税收收入的影响并不确定。政府税收收入的提高，会提高政府财力，降低政府举债需求，从而抑制债务增长。反之亦反。因此，有必要探究税收收入是否会成为老龄化影响地方债务增长的机制之一。

科教支出效应。老龄化会加重家庭的养老负担,对家庭教育投资产生挤出效应。同时,伴随老龄化的不断加深,社会养老负担加重,在财政收入既定的前提下,财政支出会挤压科研与教育方面的支出。根据2011年和2013年全国政府性债务审计结果显示,2010年年底与2013年6月底,政府负有偿还责任的债务在科教文卫、保障性住房方面的债务额分别为4 347.67亿元和4 878.88亿元,分别占政府负有偿还责任债务的7.43%和11.59%。科教支出是地方债务的投向之一,老龄化对科教支出的挤出效应,是否会成为影响地方债务的机制之一,也值得进一步探究。

社会保障效应。我国已基本建成功能完备的社会保障体系,并以社会保险为主体,包括社会救助、社会福利、社会优抚等制度。到2020年年底,我国基本医疗保险覆盖13.6亿人,基本养老保险覆盖近10亿人,是世界上规模最大的社会保障体系。<sup>①</sup>老年人口不仅是养老金和医疗保险等主要社会保险的享受主体,其老龄化程度的不断加深也改变了社会养老保障的收支比例,政府社会养老保险金支付压力和融资负担也随之加重。由此,社会保障是否是老龄化影响地方债务的机制之一,也亟待厘清。

医疗卫生效应。医疗卫生服务和养老服务是老年群体最大的两类需求,而老年人是医疗卫生服务的主要利用者。伴随人口老龄化的不断加深,老年人口中失能与半失能人口不断增加、慢性病患率不断攀升、老年人口护理需求等不断提升,这些无疑会为医疗卫生服务体系带来长期性的较大压力。医疗卫生服务是我国一般公共服务支出的重要组成部分,老龄化带来的医疗卫生服务压力势必导致财政压力。因此,医疗卫生是否会成为老龄化对地方债务影响机制,也值得探究。

## (二) 机制识别——中介效应检验

根据上述理论分析,人口老龄化可能通过上述五

个方面的机制对地方债务产生影响。为了识别机制作用,本文借鉴Hayes(2009)<sup>[45]</sup>、温忠麟和叶宝娟(2014)<sup>[46]</sup>中介效应检验方法,在基准回归模型(1)的基础上,进一步构建以下模型进行检验:

$$M_{it} = \lambda + \beta_2 old_{it} + \psi_2 rklr_{it} + \kappa X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$debt_{it} = \theta + \beta_3 old_{it} + \psi_3 rklr_{it} + \delta M_{it} + \rho X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $M_{it}$ 为中介变量, $X_{it}$ 为控制变量,其他变量与基准回归一致。实证检验过程中,我们对所有变量进行了去中心化处理(以“c\_”表示去中心化后的相应变量名称)。根据中介效应检验方法,我们主要关注老龄化系数变化情况,以及中介变量 $M_{it}$ 系数 $\beta$ 的情况。这里选取的中介变量包括:(1)经济发展水平( $gdp1$ )。以相对经济增长速度来衡量,即用GDP增长率与上年增长率相对的比率表示。(2)税收收入( $taxgdp$ )。用各省份税收收入占GDP之比来表示。(3)科教支出( $hjzc$ )。用各省份一般公共预算支出中“教育支出”占财政支出的比率来表示。(4)社会保障( $lnsbzc$ )。用各省份一般公共预算支出中“社会保障和就业支出”的对数衡量。(5)医疗卫生服务支出( $lnylzc$ )。用各省份一般公共预算支出中“医疗卫生与计划生育支出”的对数衡量。

根据中介效应检验流程,利用Sobel检验方法,依次检验系数 $c$ 、 $a$ 、 $b$ 和 $c'$ 的显著性。以中介变量为经济增长 $gdp1$ 为例进行相关系数说明,其他中介变量与此相似。系数 $c$ 表示不考虑中介变量时老龄化对地方债务的影响,系数 $a$ 表示老龄化对中介变量经济增长的影响,系数 $b$ 表示中介变量经济增长对地方债务的影响,系数 $c'$ 表示控制中介变量后,老龄化对地方债务的影响。因此, $c$ 为总效应, $c'$ 为直接效应, $ab$ 为中介效应。具体结果见表6和表7。

表6 中介机制效应分析(1):系数 $c$ 并检验系数 $a$

被解释变量	系数 $c$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$c\_debt_{it}$	$c\_gdp1$	$c\_taxgdp$	$c\_hjzc$	$c\_lnsbzc$	$c\_lnylzc$
$c\_old$	1.994*** (3.930)	-0.019 1 (-0.190)	0.014 8 (0.330)	-0.183*** (-3.260)	0.095 7*** (6.850)	0.076 4*** (4.480)

<sup>①</sup> 参见中国经济网,关于完善社会保障体系,习近平发表重要讲话, <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1692850052583780654&wfr=spider&for=pc>, 2021-2-21/2021-3-17。

续前表

被解释变量	系数 <i>c</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_gdp1</i>	<i>c_taxgdp</i>	<i>c_kjzc</i>	<i>c_lnsbzc</i>	<i>c_lnylzc</i>
<i>c_rklr</i>	0.644 *** (3.910)	0.076 5 ** (2.300)	0.057 0 *** (3.900)	-0.063 6 *** (-3.490)	-0.014 2 *** (-3.120)	-0.030 0 *** (-5.410)
<i>c_rjgdprank</i>	-0.394 * (-1.610)	-0.173 *** (-3.500)	0.063 5 *** (2.930)	-0.019 1 (-0.710)	0.010 7 (1.580)	0.007 73 (0.940)
<i>c_urban</i>	1.325 *** (4.200)	-0.263 *** (-4.130)	-0.043 2 (-1.580)	0.005 66 (0.160)	0.019 5 ** (2.250)	0.010 1 (0.950)
<i>c_czzc</i>	-0.415 (-1.200)	0.0170 (0.240)	0.167 *** (5.450)	-0.235 *** (-6.160)	0.010 2 (1.070)	0.018 1 (1.560)
<i>c_jcsstzgdp</i>	0.408 *** (3.030)	0.046 1 * (1.700)	0.053 2 *** (4.450)	0.027 9 * (1.870)	-0.004 66 (-1.260)	0.001 53 (0.340)
<i>c_tradegdp</i>	-0.574 *** (-10.13)	0.045 2 *** (3.960)	0.019 9 *** (3.970)	0.025 9 *** (4.140)	-0.002 08 (-1.330)	0.003 69 ** (1.940)
<i>c_jrzjzgdgdp</i>	2.257 *** (2.900)	-0.570 *** (-3.640)	0.526 *** (7.630)	0.158 * (1.830)	0.040 2 * (1.870)	0.116 *** (4.450)
常数项	-8.433 *** (-2.680)	-0.837 (-1.320)	0.719 ** (2.580)	0.384 (1.10)	0.279 *** (3.220)	0.382 *** (3.610)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	390	390	390	390	390	390
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.549	0.252	0.740	0.251	0.371	0.355
<i>F</i>	51.34	14.18	119.84	14.16	24.90	23.20

表 7 中介机制效应 (2): 检验系数 *b* 和 *c'*

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_debtyepop</i>
<i>c_old</i>	1.981 *** (3.930)	2.023 *** (4.050)	2.328 *** (4.620)	1.670 *** (3.120)	1.550 *** (3.030)
<i>c_rklr</i>	0.694 *** (4.210)	0.759 *** (4.580)	0.761 *** (4.630)	0.692 *** (4.160)	0.818 *** (4.870)
<i>c_rjgdprank</i>	-0.505 ** (-2.050)	-0.266 (-1.090)	-0.359 (-1.490)	-0.430 * (-1.760)	-0.439 * (-1.820)
<i>c_urban</i>	1.155 *** (3.610)	1.236 *** (3.970)	1.314 *** (4.250)	1.259 *** (3.980)	1.266 *** (4.090)
<i>c_czzc</i>	-0.404 (-1.180)	-0.079 7 (-0.230)	0.015 8 (0.040 0)	-0.449 (-1.300)	-0.520 (-1.530)
<i>c_jcsstzgdp</i>	0.438 *** (3.260)	0.515 *** (3.780)	0.357 *** (2.690)	0.424 *** (3.150)	0.399 *** (3.020)
<i>c_tradegdp</i>	-0.545 *** (-9.490)	-0.534 *** (-9.370)	-0.621 *** (-10.94)	-0.567 *** (-10.010)	-0.595 ** (-10.650)
<i>c_jrzjzgdgdp</i>	1.888 ** (2.400)	3.314 *** (4.030)	1.968 ** (2.570)	2.121 *** (2.720)	1.581 ** (2.020)
<i>c_gdp1</i>	-0.647 ** (-2.560)				



续前表

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_debtyepop</i>	<i>c_debtyepop</i>
<i>c_taxgdp</i>		-2.011*** (-3.520)			
<i>c_kjzc</i>			1.832*** (4.030)		
<i>c_lnsbzc</i>				3.377* (1.820)	
<i>c_lnylzc</i>					5.807*** (3.880)
常数项	-8.975*** (-2.870)	-6.988** (-2.230)	-9.137*** (-2.960)	-9.377*** (-2.950)	-10.65*** (-3.390)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	390	390	390	390	390
$R^2$	0.556	0.563	0.567	0.553	0.566
$F$	47.54	48.84	49.68	46.82	49.42

汇总表6和表7,结合中介效应流程、判断标准和Bootstrap检验,绘制表8。结合表8,老龄化对地方债务的影响机制有以下几点需要说明:第一,经济增长机制视角。从sobel检验结果看,经济增长(*gdp1*)对地方债务有显著的抑制作用(系数*b*为-0.647),但老龄化对经济增长的影响不显著(系数*a*为-0.0191),从而导致老龄化通过抑制经济增长来影响地方债务的机制作用并不显著。关于老龄化对经济增长的作用如何,学界并没有形成共识,Bootstrap的结果再次印证了这一点,中介效应为0.012,但其*p*值以及置信区间都表明中介效应并不显著,老龄化并不能通过经济增长对地方债务增长产生影响。主要原因可能是,中国人口老龄化的创新效应大于劳动力效应,老龄化对经济增长的阻碍作用并未显现(谢雪燕和朱晓阳,2020<sup>[47]</sup>)。(2) 税收收入机制视角。从sobel检验结果看,税收收入(*taxgdp*)对地方债务有显著的抑制作用(系数*b*为-2.011),但老龄化对税收收入的影响不显著(系数*a*为0.0148),从而导致老龄化通过税收收入来影响地方债务的机制作用并不成立。Bootstrap的结果也印证了这一点,中介效应为-0.030,但其*p*值以及置信区间都表明中介效应并不存在,老龄化并不能通过对税收收入产生影响进而影响地方债务增长。(3) 科教支出机制视角。从sobel检验结果看,科教支出(*kjzc*)对地方债务有显著的正向作用(系数*b*为1.832)。根据

2013年全国政府性债务审计结果显示,2013年6月底,政府负有偿还责任的债务在科教文卫方面为4878.88亿元,占政府负有偿还责任债务的4.82%。由此可见,科教支出的增加会推动地方债务增长。而实证结果表明,人口老龄化对科教支出有显著的挤出效应(系数*a*为-0.183),从而呈现人口老龄化通过科教支出来抑制地方债务的机制作用。Bootstrap的结果印证了这一点,科教支出的中介效应为-0.335,其*p*值以及置信区间都表明中介效应显著,即人口老龄化通过科教支出对地方债务增长产生抑制影响。(4) 社会保障支出视角。从sobel检验结果看,社会保障支出(*lnsbzc*)对地方债务有显著的正向作用(系数*b*为3.377)。2013年6月底,政府负有偿还责任的债务分别在保障性住房方面投入6851.71亿元,占政府负有偿还责任债务的6.77%。由此可见,社会保障支出的增加会推动地方债务增长。而实证结果表明,老龄化对社会保障支出有显著的刺激作用(系数*a*为0.0957),从而呈现老龄化通过社会保障支出来推动地方债务增长的机制作用。Bootstrap的结果印证了这一点,社会保障支出的中介效应为0.323,其*p*值以及置信区间都表明中介效应显著,即人口老龄化通过社会保障支出对地方债务增长产生推动影响。(5) 医疗支出视角。从sobel检验结果看,医疗支出(*lnylzc*)对地方债务有显著的正向作用(系数*b*为5.807)。实证结果表明,老龄化对医

疗支出有显著的刺激作用（系数  $a$  为 0.076 4），从而呈现老龄化通过增加医疗服务支出来推动地方债务增长的机制作用。Bootstrap 的结果印证了这一点，医

疗支出的中介效应为 0.444，其  $p$  值以及置信区间都表明中介效应显著，即人口老龄化通过公共服务支出对地方债务增长产生推动影响。

表 8 人口老龄化与人口流动对地方债务影响的机制分析（中介效应分析）

	中介变量 (1)	中介变量 (2)	中介变量 (3)	中介变量 (4)	中介变量 (5)
	<i>gdp1</i>	<i>taxgdp</i>	<i>kjzc</i>	<i>lnsbzc</i>	<i>lnylzc</i>
系数 $c$	1.994 ***	1.994 ***	1.994 ***	1.994 ***	1.994 ***
系数 $a$	-0.019 1	0.014 8	-0.183 ***	0.095 7 ***	0.076 4 ***
系数 $b$	-0.647 ***	-2.011 ***	1.832 ***	3.377 *	5.807 ***
系数 $c'$	1.981 ***	2.012 ***	2.328 ***	1.670 ***	1.550 ***
是否通过 Bootstrap 检验	否	否	是	是	是
中介效应	0.012	-0.030	-0.335	0.323	0.444
中介效应占比	0.602%	-1.505%	-16.800%	16.199%	22.267%
$p$ 值	0.845	0.804	0.049	0.026	0.005
置信区间	(-0.130, 0.129)	(-0.294, 0.212)	(-0.703, -0.030)	(0.073, 0.609)	(0.168, 0.804)
直接效应	1.981	2.023	2.328	1.670	1.550
$p$ 值	0.001	0.000	0.000	0.004	0.005
置信区间	(0.880, 3.385)	(1.149, 3.300)	(1.229, 3.570)	(0.583, 2.753)	(0.503, 2.601)

### 七、基本结论与政策建议

本文以人口结构变动为切入点，利用 2006—2018 年中国 30 个省份的面板数据，实证分析老龄化对地方债务的影响及其作用机制。主要研究结论有：（1）人口结构变动是推动我国地方债务增长的原因之一。本文实证结果表明，人口老龄化与人口流动对地方债务增长的影响显著为正，而且人口流入越多的地区，老龄化与人口流动越会加重人口流入地的地方债务负担。（2）在变换实证方法、改变被解释变量和核心解释变量的衡量指标以及消除内生性之后，老龄化与人口流动对地方债务的正向影响及异质性结论依然显著。（3）面板中介效应检验结果显示，人口老龄化对地方债务的作用机制比较复杂。当前人口老龄化还没实现通过影响财政收入进而推动地方债务增长，人口老龄化主要是通过影响财政支出实现对地方债务的推动作用。而财政支出的影响路径中，人口老龄化对地方债务的影响机制存在区别。实证发现，人口老龄化主要是通过挤出科教支出进而抑制地方债务增长（中介效应占比为 -16.800%）。同时，人口老龄化会通过加大社会保障支出（中介效应占比为 16.199%）以及要求提高医疗服务（中介效应占比为 22.267%）等财政负担进而推动地方债务增长。

本文的发现提供了以下政策启示：

第一，制定地方债务管理制度时，要充分考虑人口结构变动因素。由文献综述以及地方债务管理制度可知，人口结构变化并未成为地方债务研究以及地方债务管理的重点。中国人口老龄化呈现出的规模大、发展快速以及未富先老的特征，叠加人口流动带来的公共服务供给压力等问题，对地方债务产生的推动作用不容忽视。因此，在构建和完善地方债务管理体系以及风险防范的指标体系时，要考虑人口老龄化与人口流入指标。例如，构建老龄化与地方债务联动指标，动态关注老龄化与地方债务变化趋势，尤其是老龄化、地方债务均较高的省份。老龄化的不断加深，势必会在一定时期内对财政支出带来较大的压力，而地方债务的化解也需要时间，二者带来的压力如果同期叠加，可能会带来一定的风险。因此，要长期重点关注老龄化与地方债务均较高的省份，防范风险的同时，积累管理经验。

第二，利用好人口老龄化的时间窗口期，大力发展银发经济。由机制分析部分可知，当前阶段的人口老龄化对经济增长以及税收收入的影响并未呈现明显的负向作用，即并未从财政收入端形成对地方债务的推动路径。中国老龄化程度虽然会不断加深，但老年人口的年龄结构仍会在未来十五年内保持相对年轻。

中国在2035年之前,年轻老年人(60~69岁)比重将保持在全部老年人口的一半以上。2035年之后,老年人口将以高龄老年人(70岁及以上)为主。因此,在“十四五”期间乃至今后十五年的时间里,中国仍将处于一个短暂的时间窗口期(蔡昉,2021<sup>[6]</sup>)。《中共中央关于制定国民经济和社会发展的第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》指出,要实施积极应对人口老龄化国家战略,积极开发老龄人力资源,发展银发经济。在推延老龄化对经济增长产生负向影响之前,积极合理调整产业、消费结构,例如推动养老相关产业的发展,提高老年医疗健康行业的规模和质量,培育适合老龄社会的新的经济增长点。此外,合理制定延长退休年龄政策。采用渐进性和有弹性的延迟退休政策,可以考虑率先在知识密集型、技术密集型和轻体力型行业实施。尤其是前两种行业,从业时需要获得的知识与技术积累需要较长时间,从业后这些行业的人力资本比较丰富,延迟退休能更充分利用人力资源、避免人力资源浪费,使老龄化能够充分发挥对经济的正向刺激作用。

第三,积极应对老龄化对财政支出的影响。由机制分析部分可知,人口老龄化对地方债务的影响主要体现在财政支出端,尤其是社会保障和医疗支出等老年人口急需的公共服务供给方面需求会更大。未来

20年,是我国老龄化速度最快的时期,意味着失能半失能老人的长期照护需求及费用都会迅速增长(葛延风等,2020<sup>[48]</sup>)。由此,要接受老龄化对财政支出进而对地方债务的推动影响,老龄化在对社会保障和医疗支出等公共服务支出有非常重要的刺激作用,同时对科教支出等方面也存在挤出效应。因此,在确定地方债务投向、考核地方债务支出效率时,需要充分考虑人口结构的变化与特征,并根据相关路径进行调整。例如,2021年发行的专项债约三成投向保障性安居工程以及卫生健康、教育以及养老等社会事业。<sup>①</sup> 债务投向卫生健康、教育和养老的比例相较于往年有提高,未来应该随着人口老龄化的加深债务投向还会有所调整。此外,需要在公共服务供给方向快速向适应老龄化社会转变,财政支出结构应该向民生支出倾斜,尤其要加大与人口老龄化密切相关的医疗、教育、社会保障、社会救济等方面的支出,将现有基础设施向满足老年人需求方向改造,降低公共供给之间的代际矛盾,防范可能出现的社会风险。在当前经济发展下行压力较大,财政收支剪刀差比较大的情况下,在调整财政支出结构的同时,更要注重提升财政支出效率。增强财政资金监管力度、提高预算透明度,以高效提升财政支出效率的方式,弥补或降低因适应人口结构变动而产生的财政支出扩大所带来的财政压力。

## 参考文献

- [1] Kremer M, Thomson J. Young Workers, Old Workers and Convergence [J]. Journal of Economic Growth, 1998, 3 (1): 5-28.
- [2] Tabata K. Population Aging, the Costs of Health Care for the Elderly and Growth [J]. Journal of Macroeconomics, 2005, 27 (3): 472-493.
- [3] Bloom D E, Canning D, Fink G. Implications of Population Ageing for Economic Growth [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2010, 26 (4): 583-612.
- [4] 姚东旻, 宁静, 韦诗言. 老龄化如何影响科技创新 [J]. 世界经济, 2017 (4): 105-128.
- [5] 齐红倩, 闫海春. 人口老龄化抑制中国经济增长了吗? [J]. 经济评论, 2018 (6): 28-40.
- [6] 蔡昉. 中国老龄化挑战的供给侧和需求侧视角 [J]. 经济学动态, 2021 (1): 27-34.
- [7] 郑秉文. 欧债危机下的养老金制度改革——从福利国家到高债国家的教训 [J]. 中国人口科学, 2011 (5): 2-15.
- [8] 周茂华. 欧债危机的现状、根源、演变趋势及其对发展中国家的影响 [J]. 经济学动态, 2014 (3): 138-153.
- [9] 马宇, 王群利. 人口老龄化对政府债务风险影响的实证研究——基于20个发达国家动态面板数据的分析 [J]. 国际金融研究, 2015 (5): 46-55.
- [10] 黄晓薇, 黄亦炫, 郭敏. 人口结构变迁、福利制度错配与主权债务适度规模 [J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2015 (2): 19-33.
- [11] 杜萌, 马宇. 国家政治风险、人口老龄化与主权债务违约——来自新兴市场和发展中国家的证据 [J]. 国际金融研究, 2015 (1): 37-47.
- [12] 赫国胜, 柳如眉. 金砖五国人口老龄化、公共养老金支出及其改革策略分析 [J]. 经济体制改革, 2016 (5): 56-61.

① 2021年发行的专项债,从资金投向看,全部用于党中央、国务院确定的重点领域,其中约五成投向交通基础设施、市政和产业园区基础设施领域;约三成投向保障性安居工程以及卫生健康、教育、养老、文化旅游等社会事业;约两成投向农林水利、能源、城乡冷链物流等。参见新华社北京2021年12月16日电,专项债怎么样、怎么管?债务风险有多大、如何防?——财政部详解地方政府债务管理热点问题。



- [13] 黄晓薇, 黄亦炫, 郭敏. 老龄化冲击下的主权债务风险 [J]. 世界经济, 2017 (3): 3-25.
- [14] 祁毓, 张丹. 人口老龄化对主权债务风险的影响及内在机制——基于跨国面板数据的实证分析 [J]. 东北财经大学学报, 2020 (6): 48-56.
- [15] 李明镇. 历史欠债怎么来还? ——关于社会养老保险制度改革中隐性债务问题及对策研究 [J]. 人口研究, 2001 (3): 40-46.
- [16] 夏鹰, 潘广云. 社会养老保险制度改革中隐性债务问题及对策 [J]. 东北财经大学学报, 2002 (3): 41-44.
- [17] 姜永宏. 关于中国隐性养老金债务问题研究 [J]. 暨南学报 (哲学社会科学版), 2006 (3): 66-73, 196.
- [18] 肖严华. 21世纪中国人口老龄化与养老保险个人账户改革——兼谈“十二五”实现基础养老金全国统筹的政策选择 [J]. 上海经济研究, 2011 (2): 88-100, 116.
- [19] 刘学良. 中国养老保险的收支缺口和可持续性研究 [J]. 中国工业经济, 2014 (9): 25-37.
- [20] 李时宇, 冯俊新. 老龄化对中国政府资产负债表影响及政策空间比较分析 [J]. 经济学动态, 2014 (1): 73-81.
- [21] 龚锋, 余锦亮. 人口老龄化、税收负担与财政可持续性 [J]. 经济研究, 2015 (8): 16-30.
- [22] 黄春元. 人口老龄化对我国财政稳定性影响的定量解析 [J]. 西北人口, 2015 (2): 13-19.
- [23] 仲凡, 杨胜刚. 人口结构、财政支出刚性对地方政府性债务的影响——基于中国省级面板数据的研究 [J]. 财经理论与实践, 2016 (4): 78-83.
- [24] 刘禹君. 人口老龄化、房价波动与地方债务风险 [J]. 山西大学学报 (哲学社会科学版), 2019 (2): 86-92.
- [25] 陈小亮, 谭涵予, 刘哲希. 老龄化对地方政府债务的影响研究 [J]. 财经研究, 2020 (6): 19-33.
- [26] Melo P C, Graham D J. Testing for Labour Pooling as a Source of Agglomeration Economies: Evidence for Labour Markets in England and Wales [J]. Papers in Regional Science, 2014, 93 (1): 31-52.
- [27] Lima R C, Silveira-Neto R M. Physical and Human Capital and Brazilian Regional Growth: A Spatial Econometric Approach for the Period 1970-2010 [J]. Regional Studies, 2015 (10): 1688-1701.
- [28] 章屹祯, 曹卫东, 张宇, 袁婷, 朱鹏程. 江苏省人口与经济发展的是空格局演变 [J]. 安徽师范大学学报 (自然科学版), 2019 (5): 490-496.
- [29] 禄进, 王晓飞, 刘璐, 陈阳. 中国省域老龄化、人口流动与产业结构的协同效应 [J]. 经济地理, 2019 (9): 39-47.
- [30] Faruqee H, Mühleisen M. Population Aging in Japan: Demographic Shock and Fiscal Sustainability [J]. Japan and the World Economy, 2003, 15 (2): 185-210.
- [31] Afflatet N. The Impact of Population Ageing on Public Debt: A Panel Data Analysis for 18 European Countries [J]. International Journal of Economics and Financial Issues, 2018, 8 (4): 68-77.
- [32] 段成荣, 谢东虹, 吕利丹. 中国人口的迁移转变 [J]. 人口研究, 2019 (2): 12-20.
- [33] 甘行琼, 刘大帅, 胡朋飞. 流动人口公共服务供给中的地方政府财政激励实证研究 [J]. 财贸经济, 2015 (10): 87-101.
- [34] 江依妮, 张光. 财政资源错配: 户籍区隔下的地方公共服务供给 [J]. 经济体制改革, 2016 (4): 5-11.
- [35] 韩秀兰, 赵楠. 中国人口老龄化对个人所得税收入的影响研究 [J]. 税务研究, 2019 (3): 34-39.
- [36] 黄春元, 毛捷. 财政状况与地方债务规模——基于转移支付视角的新发现 [J]. 财贸经济, 2015 (6): 18-31.
- [37] 陈诗一, 汪莉. 中国地方债务与区域经济增长 [J]. 学术月刊, 2016 (6): 37-52.
- [38] 毛捷, 黄春元. 地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证 [J]. 金融研究, 2018 (5): 1-19.
- [39] 徐军伟, 毛捷, 管星华. 中国地方政府隐性债务再认识——给予融资平台公司的精准界定和金融势能的视角, 管理世界, 2020 (9): 37-59.
- [40] 黄春元, 刘瑞. 地方政府债务、区域差异与空间溢出效应——基于空间计量模型的研究 [J]. 中央财经大学学报, 2020 (4): 3-14.
- [41] 石绍宾, 尹振东, 汤玉刚. 财政分权、融资约束与税收政策周期性 [J]. 经济研究, 2019 (9): 90-105.
- [42] Hauner D. Public Debt and Financial Development [J]. Journal of Development Economics, 2009, 88 (1): 171-183.
- [43] Reinhart C M, Rogoff, K S. From Financial Crash to Debt Crisis [J]. American Economic Review, 2011, 101 (5): 1676-1706.
- [44] 毛捷, 刘潘, 吕冰洋. 地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角 [J]. 中国社会科学, 2019 (9): 45-67, 205.
- [45] Hayes A F. Beyond Baron and Kenny, Statistical Mediation Analysis in the New Millennium [J]. Communication Monographs, 2009, 76 (4): 408-420.
- [46] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型进展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [47] 谢雪燕, 朱晓阳. 人口老龄化、技术创新与经济增长 [J]. 中国软科学, 2020 (6): 42-53, 76.
- [48] 葛延风, 王列军, 冯文猛, 张冰子, 刘胜兰, 柯洋华. 我国健康老龄化的挑战与策略选择 [J]. 管理世界, 2020 (4): 86-96.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

# 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

Empirical Study of Funding Inputs Efficiency for Chinese World First-class

Universities Construction: Three-stage DEA-Tobit Based

on Panel Data of 34 Universities

栗玉香 边忠让 张荣馨

LI Yu-xiang BIAN Zhong-rang ZHANG Rong-xin

**[摘要]** 2017—2020年我国一流大学建设高校的经费预算平均增长了31.29%，一流大学建设的经费投入及效率受到学界及社会的广泛关注。笔者使用国际通用的投入产出指标，采用三阶段DEA方法分析一流大学建设高校经费投入效率情况，并运用Tobit模型分析经费投入和使用结构对效率的影响。研究发现，我国一流大学建设高校经费投入效率较高，并呈现“西部最高、东部次之、中部最低”的区域差异特征；规模效率是影响技术效率的主要因素，纯技术效率小于1会带来明显的学术产出不足；城市人均GDP、财政投入教育的比例、一流大学建设高校数量对经费投入效率有正向作用；财政拨款、事业经费、捐赠经费占比对效率的影响呈“U型”，基本支出占比对效率的影响呈“倒U型”。应适当控制一流大学建设高校的规模，提升学术影响力，优化经费结构，建立经费投入效率监督问责机制。

**[关键词]** 一流大学 经费投入效率 影响因素 三阶段DEA Tobit模型

**[中图分类号]** G40-054 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0030-14

**Abstract:** The budget of first-class universities construction increased by 31.29% on average from 2017 to 2020 in China. The fund input and efficiency of first-class universities construction have been widely concerned by the academic circle and the society. This paper uses the internationally input-output index in three-stage DEA method to analyze the fund input efficiency of first-class universities construction, and uses the Tobit model to analyze the influence of fund input and expenditure structure on the efficiency. The results show that the fund input efficiency of Chinese first-class universities construction is high with the regional characteristic “the highest in the west, the second in the east and the lowest in the middle”. Scale efficiency is the main factor leading to inefficiency, and the lack of pure technical efficiency leads to the obvious lack of academic output. Urban per capita GDP, the proportion of education financial expenditure of government and the number of first-class universities construction have positive effects on the fund input efficiency. The effects of proportion of financial appropriation, undertaking fund and donation fund on efficiency are u-shaped, while the effect of proportion of basic expenditure on efficiency is inverted U-shaped. Correspondingly, the strategies like proper controlling the scale of first-class universities construction, enhancing academic influence, optimizing the structure of funds, and establishing the supervision and accountability mechanism of funds input efficiency should be applied.

**Key words:** First-class university Efficiency of funding inputs Influence factor Three-stage DEA-Tobit model

**[收稿日期]** 2022-02-12

**[作者简介]** 栗玉香，女，1963年10月生，中央财经大学政府管理学院教授，博士生导师，研究方向为教育经济与管理；边忠让，男，1987年10月生，中央财经大学政府管理学院博士研究生，研究方向为教育经济与管理；张荣馨，女，1993年6月生，安徽师范大学经济管理学院讲师，硕士生导师，研究方向为教育财政与政策。本文通讯作者为张荣馨，联系方式为 zhangrongxin@ahnu.edu.cn。

**[基金项目]** 安徽省教育厅人文科学研究重大项目“安徽省建设高质量教育体系的财政投入长效机制研究”（项目编号：SK2021ZD0021）。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

国内外对世界一流大学已有广泛研究与探讨。世界一流大学的内涵可以概括为能够引领大学发展,具备“普遍主义”精神气质(丁学良,2001<sup>[1]</sup>),始终位居全世界最前列、具备全球竞争力,达到卓越国际标准,具备服务国家社会发展和为全人类创造价值能力的综合性研究型大学(王战军和刘静,2018<sup>[2]</sup>)。世界一流大学具有拥有一流师资队伍、培养一流人才、产出一流成果、引领文化发展、参与国际治理等普遍特征,对一个国家、区域发展具有重要驱动作用。国家高度重视世界一流大学建设,出台了一系列政策进行支持和指导。早在1998年5月,我国就提出“为了实现现代化,我国要有若干所具有世界先进水平的一流大学”(即“985工程”)。“985工程”的实施为我国世界一流大学建设拉开序幕。2015年10月,国务院印发的《统筹推进世界一流大学和一流学科建设总体方案》,提出“统筹推进世界一流大学和一流学科建设,实现我国从高等教育大国到高等教育强国的历史性跨越。”2017年9月,教育部、财政部、国家发展改革委联合印发的《统筹推进世界一流大学和一流学科建设实施办法(暂行)》对世界一流大学建设提出了政策目标,即推动一批高水平大学和学科进入世界一流行列或前列,加快高等教育治理体系和治理能力现代化,全面提升我国高等教育在人才培养、科学研究、社会服务、文化传承创新和国际交流合作中的综合实力。“双一流”建设的提出和实施将我国世界一流大学建设推向新的层次。

政策支持下,国家为世界一流大学建设投入了大量的经费。“985工程”一至三期,中央共投入经费554亿元,地方配套共投入350.76亿元。2017年“双一流”建设高校名单公布以来,至2020年一流大学建设高校的经费预算四年间平均增长了31.29%,清华大学更是因经费预算超300亿元引起社会关注。此外,在中央财政的支持引导下,有11个省份明确提出了“双一流”建设的经费保障计划,规模达400亿元。基于政策保障和经费投入倾斜,一流大学建设高校的生均教育经费比其他普通高校至少高一倍。构建高质量教育体系不仅要求一流大学建设有充足的经费投入,更依赖于高效率地使用教育经费。我国一流大学建设的经费投入效率如何?高投入是否带来了高产?如何进一步提升经费使用效率?基于这些问题,本文首先根据国际标准构建了适用于

我国一流大学建设的经费投入产出指标,依据34所一流大学建设高校2015—2019的面板数据,运用三阶段DEA方法,滤除环境因素和随机因素的影响,计算一流大学建设高校经费投入的效率值;其次,运用面板固定效应Tobit模型,分析经费投入和使用结构对经费投入技术效率、纯技术效率和规模效率的影响;最后,总结研究的主要结论,提出政策建议。对一流大学建设高校经费投入效率及其影响因素进行实证分析,不仅能够理论上丰富高等教育经费投入与产出的研究成果,为教育生产理论提供更丰富的经验证据,而且在实践上也为我国高校建设一流大学的经费投入和使用提供决策依据,进而促进“双一流”建设和高等教育高质量发展。

## 二、文献回顾

教育经费投入效率本质上是教育投入产出的依赖关系,即各类教育经费投入通过教育生产过程能够获得的最大产出,体现为教育生产效率。对高校生产效率问题的研究已经取得了较丰富的成果,相关的研究主题主要集中在资源配置总体效率、科研效率、人才培养效率等方面。研究对象包括高校效率地域间的空间格局,各级各类高校的效率对比,“985”、“211”、部属高校、“双一流”建设高校等类别的效率。研究方法主要包括参数法和非参数法。参数法即构建生产函数模型,分析实际产出与最大可能产出或实际成本与理论最小成本之间的关系。由于教育生产过程仍旧是一个“黑箱”,参数法的函数设定往往根据研究者的经验来判断,常用的函数形式包括线性函数(由等,2016<sup>[3]</sup>;Agasisti和Belfield,2017<sup>[4]</sup>)、二次函数(Cohn等,1989<sup>[5]</sup>;Hashimoto和Cohn,1997<sup>[6]</sup>;成刚和吴克明,2007<sup>[7]</sup>;毛建青等,2021<sup>[8]</sup>)、CES函数(Izadi等,2002<sup>[9]</sup>;方超和黄斌,2019<sup>[10]</sup>)等形式。运用面板数据进行随机前沿分析(SFA)已成为参数法的主流。非参数法因不需要预设函数形式、能够处理多投入产出问题应用更加广泛,最常用的分析方法为数据包络分析法(DEA)。传统DEA具有诸多限制和不足,研究者在其基础上衍生出不同的方法进行分析,如Malmquist指数分析两年之间的效率动态变化(张惠琴和尚甜甜,2015<sup>[11]</sup>)、视窗分析法分析不同时间段的效率变化(李经路和闫维艳,2017<sup>[12]</sup>)、博弈交叉效率模型解决地区内高校资源竞争的影响(张必胜,2019<sup>[13]</sup>)、bootstrap-DEA对效率值进行纠偏(刘巍和宫舒文,2018<sup>[14]</sup>)、滞后DEA



考虑教育投入产出的滞后性（陈洪转等，2011<sup>[15]</sup>）、超效率 DEA 使得效率值可以大于 1（段晓梅，2019<sup>[16]</sup>）、三阶段 DEA 分离管理无效率（李康和范跃进，2021<sup>[17]</sup>）。

不同研究方法对高校效率计算结果的影响并不一致，有的研究发现不同方法的研究结果呈现高相关性（Bates，1997<sup>[18]</sup>），有的研究则发现不具有相关性（Cubbin 和 Zamani，1996<sup>[19]</sup>；Johnes，1998a<sup>[20]</sup>）。对研究结果影响较大且持续争论不休的是投入产出指标的选择。投入指标围绕人（教师数量、职称和学历等）、财（不同来源和类别的经费额和资产额等）、物（建筑面积、校舍面积、图书等）等方面进行选择。产出指标围绕着教学、科研、社会服务三个方面，但具体的指标选择较为宽泛，较多使用学生数量、论文数、课题数等数量型指标，而分析高校效率最大的问题是缺乏统一的、全面的产出质量指标（Massy 等，2013<sup>[21]</sup>）。也有研究发现尽管投入指标的选择存在差异，高校效率的排序结果是稳健的（Johnes 等，1993<sup>[22]</sup>；成刚和孙志军，2008<sup>[23]</sup>）。虽然不同的研究存在较大的结论差异，但高校效率具有提升空间（Ng 和 Li，2000<sup>[24]</sup>；陆书根和刘蕾，2006<sup>[25]</sup>）、校际间和地域间差异较大（沈能和宫为天，2013<sup>[26]</sup>；Guccio 等，2015<sup>[27]</sup>；张海波等，2021<sup>[28]</sup>）、规模效率低于纯技术效率（陈嵩，2000<sup>[29]</sup>；刘亚荣，2001<sup>[30]</sup>）、存在规模经济和范围经济（Lloyd 等，1993<sup>[31]</sup>；成刚，2006<sup>[32]</sup>）等特征在诸多研究中得以论证。

更为关键的问题是高等教育的效率受哪些因素的影响。现有的研究主要从高校外部环境和内部特征寻找因素。外部环境的影响因素考虑了地区经济条件（张晓秋等，2009<sup>[33]</sup>）、政治环境（刘天佐和许航，2018<sup>[34]</sup>）、产业结构（杨劲松，2018<sup>[35]</sup>）、政府投入（王燕等，2016<sup>[36]</sup>；许晓东和智耀徽，2021<sup>[37]</sup>）等因素，内部特征的影响因素考虑了行政管理（Levin，1991<sup>[38]</sup>）、学术环境（Cherchy 和 Abeele，2005<sup>[39]</sup>）、学校规模（Wolszczak-Derlacz，2017<sup>[40]</sup>）、经费规模与结构（Gulbrandsen 和 Smebyb，2005<sup>[41]</sup>）等因素。但这些因素的影响效果未形成一致性的结论，存在正向影响、负向影响、无影响等不同结论。

现有的研究使用回归分析、DEA 等现代计量方法为高等教育生产效率和效率影响因素提供了大量的经验证据。但是教育生产过程的“黑箱”仍未被打开，不同的研究结果也存在差异。现有的关于高校效率的研究还存在如下问题：第一，缺乏纯粹的经费投

入效率研究。经费投入作为流量指标经常与校舍、资产等存量指标混用，导致投入指标体系存在逻辑缺陷。第二，产出的衡量指标较单一。多数研究用学生数量或科研产出作为高等教育投入的产出，忽略了更广泛、更长期结果的重要影响。第三，部分回归方法无法解决教育投入产出的内生性问题，其结果无法体现因果效应。第四，由于面板数据较难获得，选择固定效应模型的研究相对较少。研究学校层面经费投入产出的关系，不仅应控制学校特征，且应控制地区特征。针对上述问题，本文分析政府、个人、社会对一流大学建设高校的经费投入，构建纯粹的经费投入指标；结合国际标准和中国特色，从国际声誉、教学能力、科学研究和国际合作多维度构建符合我国一流大学建设目标的产出指标体系；采用三阶段 DEA 方法，避免对教育生产函数的预设，且考虑到地区的环境特征对效率的影响；运用固定效应模型控制高校个体特征分析效率的影响因素。

### 三、研究方法与模型设定

#### （一）三阶段 DEA

DEA 方法因无需预设具体的生产函数、能够处理多投入多产出问题等优点，被广泛运用于多条件约束下综合事物的效率评价。但该方法并未考虑随机误差和环境因素的影响，会导致效率计算结果被高估或低估（Bratti，2002<sup>[42]</sup>）。三阶段 DEA 则可以有效解决该缺陷，其基本思路包括如下三个阶段：

##### 1. 投入导向型 DEA-BCC 模型。

第一阶段运用传统 DEA 方法进行效率分析，获得样本高校的初始效率值和投入指标的松弛变量值。经费投入效率评估中投入变量是决策的基本变量，因此选择投入导向型 DEA-BCC 模型进行分析。BCC 模型将技术效率（TE）分解为纯技术效率（PTE）与规模效率（SE）的乘积，并使规模报酬可变，解决了某些高校可能处在递增或递减的变动规模报酬下生产的问题。其模型可表达为：

$$\begin{aligned} \min: & \theta - \varepsilon (\hat{e}^T S^- + e^T S^+) \\ \text{s. t. } & \begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j X_j + S^- = \theta X_0 \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j Y_j - S^+ = Y_0 \\ \lambda_j \geq 0, S^-, S^+ \geq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

其中,  $\theta$  为被考察高校的总效率值, 取值范围为  $[0, 1]$ 。当  $\theta=1$  时, 该高校处于 DEA 有效状态; 当  $0 \leq \theta < 1$  时, 则处于非有效状态。 $\varepsilon$  为非阿基米德无穷小,  $e^T$  和  $e^T$  为单位向量空间,  $S^-$  和  $S^+$  分别为投入松弛变量和产出松弛变量。 $X_j$ 、 $Y_j$  和  $\lambda_j$  分别为第  $j$  个高校的经费投入向量、产出向量和权重变量。 $X_0$  和  $Y_0$  分别为选中高校的投入向量和产出向量。由于高校的经费投入和生产活动具有持续性特征, 投入和产出形成了稳定的关系, 因此未考虑时间滞后效应。

### 2. SFA 回归模型。

第二阶段运用 SFA 模型将投入松弛变量分解成环境因素、统计噪声和管理因素三个解释变量的函数:

$$S_{ik} = f(Z_k, \beta^i) + V_{ik} + U_{ik} \quad (i=1, 2, \dots, m; k=1, 2, \dots, n)$$

其中,  $S_{ik}$  表示第  $k$  个高校的第  $i$  种经费投入的原始值  $x_{ik}$  与目标值  $x_{ik}$  的差值向量, 即投入松弛向量。 $Z_k$  为  $k$  个高校的外部环境向量,  $\beta^i$  为第  $i$  种经费投入的外部环境变量待估参数。 $V_{ik}$  为随机干扰项,  $U_{ik}$  表示管理无效率。对模型进行最大似然估计可得  $\beta^i$ 、 $\delta^2$ 、 $\gamma$  的估计值,  $\delta^2 = \delta_{\mu i}^2 + \delta_{\nu i}^2$ ,  $\gamma = \delta_{\mu i}^2 / (\delta_{\mu i}^2 + \delta_{\nu i}^2)$  为管理无效率方差占总方差的比重。当  $\gamma$  的值趋近于 1 时, 表示管理因素的影响占主导地位; 当  $\gamma$  的值趋近于 0 时, 则表示随机误差的影响占主导地位。回归结果用于对样本高校的投入变量进行调整, 使每个决策单元都面临相同的外部环境和随机因素。

### 3. 调整数据后的 DEA 模型。

第三阶段将 SFA 回归结果调整的经费投入值重新代入 DEA-BCC 模型中评估效率值。所得结果不受环境因素和随机误差影响的效率值, 能够体现管理无效率的情况。调整公式为:

$$X_{ik}^* = X_{ik} + [\max_k \{Z_k \hat{\beta}^i\} - Z_k \hat{\beta}^i] + [\max_k \{\hat{V}_{ik}\} - \hat{V}_{ik}] \quad (i=1, 2, \dots, m; k=1, 2, \dots, n)$$

其中,  $X_{ik}^*$  为调整后的投入向量,  $X_{ik}$  为原始投入向量,  $\hat{\beta}^i$  为环境变量参数的估计值,  $\hat{V}_{ik}$  为随机误差的估计值。

### (二) Tobit 回归模型

通过 DEA 方法计算出一流大学经费投入效率值后, 进一步构建 Tobit 回归模型分析管理无效率的影响因素。由于 DEA 效率值受限于  $[0, 1]$  之间, 直接进行回归会导致估计量不一致, 需采用 Tobit 回归

模型进行最大似然估计。为控制不随时间变化的影响因素, 使用 Tobit 固定效应进行分析。高等教育生产函数中经常使用二次函数形式 (Baumol 等, 1982<sup>[43]</sup>), 可以探讨自变量对因变量影响的理论极值。本文运用二次函数形式构建 Tobit 固定效应模型:

$$y_{it}^* = X_{it}'\beta_1 + X_{it}^2\beta_2 + \gamma S_t + u_i + \varepsilon_{it}$$

$$y_{it} = \begin{cases} y_{it}^* & \text{if } y_{it}^* < 1 \\ 1 & \text{if } y_{it}^* \geq 1 \end{cases}$$

其中,  $y_{it}^*$  为第  $i$  个高校第  $t$  年的效率潜变量。当  $y_{it}^*$  小于 1 时, 被解释变量  $y_{it}$  等于  $y_{it}^*$  本身; 当  $y_{it}^*$  大于等于 1 时, 被解释变量  $y_{it}$  等于 1。 $X_{it}'$  为影响因素变量,  $X_{it}^2$  为影响因素变量的二次项,  $\beta_1$  和  $\beta_2$  为系数。 $\beta_2$  大于 0 时, 影响因素对效率值的影响存在理论极小值点,  $\beta_2$  小于 0 时, 则存在理论极大值点,  $-\beta_1/2\beta_2$  即为极值点。 $S_t$  是不可观测的时间趋势项,  $\gamma$  为其系数。 $u_i$  为不随时间变化的误差项,  $\varepsilon_{it}$  为扰动项。

## 四、变量选取与数据说明

根据研究方法和模型, 需选取投入和产出变量计算 DEA 效率值; 选取环境变量进行 SFA 回归; 选取效率影响因素变量进行 Tobit 回归。具体变量和数据说明如下。

### (一) 投入变量选取

高等教育是同时具备私人性和外部性的准公共物品。根据“谁收益、谁付费”的成本分担原则, 高等教育的办学经费应由政府、个人和社会共同承担 (王善迈, 2000<sup>[44]</sup>)。政府、个人和社会对高校投入的经费分别为财政拨款、事业收入和捐赠收入。此外, 高校的经费来源还包括经营收入、附属单位上缴收入等其他经费。因此, 最终选取财政拨款经费 (I1)、事业经费 (I2)、捐赠经费 (I3) 和其他经费 (I4) 作为世界一流大学建设高校经费投入指标。

### (二) 产出变量选取

我国一流大学的建设基本原则和总体目标是以世界一流为目标, 以学科为基础, 培养一流人才, 产出一流成果。现有文献中经常使用的学生数、论文数、专著数、鉴定成果数等产出指标并非国际性指标, 也无法体现世界一流大学的特征。周光礼 (2010)<sup>[45]</sup> 认为世界一流大学特质归纳了七大要素特征, 即具有一流的国际声誉、具有世界一流的师资队伍、具有世界一流的优势学科、培养出大批的精英人才、具有充足而灵活的办学资源、具有完善的管理构架、具有较高

的国际化水平。世界四大权威大学排名机构——QS世界大学排名、泰晤士高等教育世界大学排名、U. S. News世界大学排名、软科世界大学学术排名对一流大学的评价从声誉、教学、研究、国际化水平等方面构建指标体系（表1）。综合我国世界一流大学建设的任务和目标以及世界大学排名的评价体系，本文从国际声誉、教学能力、科学研究、国际合作四个维度构建了一流大学建设的产出指标体系。考虑到数据的可获得性和可用性，国际声誉根据QS世界大学排名进行赋值（O1），赋值计算公式为 $(1000 - QS \text{ 排名}) / 100$ ，排名低于1000名的高校赋值为0。教学能力用百名学生拥有教师数（O2）衡量，一个教师

所要指导的学生越少，那么每个学生得到的指导越多，学生培养质量就越高（丁学良，2001<sup>[41]</sup>）。世界一流学科的标志是取得世界一流的学术成果，用ESI前1%学科数（O3）衡量高校的一流学术产出。此外，将论文篇均引用数（O4）作为科学研究影响力的评价指标。西安交通大学高等教育研究所综合学生国际化、教师国际交流、中外合作办学、科研国际化、文化交流、国际显示度、国际化保障等指标全面地对“双一流”建设相关高校、教育部直属高校的国际化水平进行分值测算和排名（URI），本文用其公布的大学国际化水平得分（O5）作为国际合作产出评价指标。

表1 2021年世界四大大学排行榜指标体系

类别	指标体系
Quacquare Symonds (QS)	学术声誉 40%、雇主声誉 10%、师生比例 20%、单位教员论文引用数 20%、国际教师比例 5%、国际学生比率 5%
泰晤士高等教育 (THE)	教学（学习环境）30%、研究（论文发表数量、收入和声誉）30%、论文引用（研究影响）30%、国际化程度（工作人员、学生和研究生）7.5%、产业收入（知识转移）2.5%
美国新闻与世界报道 (U. S. News)	全球研究声誉 12.5%、区域研究声誉 12.5%、学术论文发表 10%、专著 2.5%、学术会议 2.5%、标准化引用影响力 10%、总被引次数 7.5%、前10%高被引文献 12.5%、前10%高被引文献占比 10%、国际合作 5%、国际合作论文占比 5%、前1%高被引论文数量 5%、前1%高被引论文占比 5%
软科 (ARWU)	校友获奖 10%、教师获奖 20%、高被引科学家 20%、N&S 论文 20%、国际论文 20%、师均表现 10%

### （三）环境变量选取

我国一流大学建设高校分布于全国东、中、西部不同城市，地域之间经济、政治、教育发展等外部环境存在巨大差异，这些环境差异必然体现在高校经费投入生产过程中。经济发展水平的高低源于经济生产效率的高低，经济生产效率是否会外溢至高校？以Friedman为代表的新自由主义经济学质疑政府配置教育资源的效率，政府配置教育资源的程度是否会影响高校经费投入效率？行业在空间上集中能够在某种程度上对组织中知识进行传播和共享，进而提高组织效率。那么，高等教育的行业聚集是否会带动一流大学建设高校的经费投入效率？市场竞争理论认为市场中提供相同产品和服务的组织越多，组织在利润驱动下则会提高效率，一流大学建设高校之间是否存在该竞争效应影响？为解答这些问题，本文选取城市人均GDP（E1）、财政教育支出比例（E2）、高校数量（E3）、一流大学数量（E4）作为环境变量，用SFA模型分析环境变量对投入松弛变量的影响。

### （四）效率影响因素变量选取

现有的研究经常将高校内部的经费规模与结构作为影响高校生产效率的重要因素，但往往仅限于对财政拨款收入的探讨，忽视了事业收入、捐赠收入以及

经费支出结构的影响。为细化经费结构的影响，选取财政拨款占比（X1）、事业经费占比（X2）、捐赠经费占比（X3）等变量分析经费投入结构的影响，选取体现学校日常运转必须经费的基本支出占比（X4）分析经费支出结构的影响。此外，将高校总收入（X5）、学生数量（X6）、高考录取分数线（X7）作为控制变量。

### （五）数据说明

因北京航空航天大学、北京理工大学、哈尔滨工业大学、国防科技大学、西北工业大学、郑州大学、新疆大学、云南大学8所高校相关数据不全，本文的研究对象为2017公布的42所一流大学建设高校的其他34所高校。研究的时间跨度为2015—2019年。上文所选取的变量的定义和来源如表2所示，描述性统计如表3所示。DEA模型要求投入和产出满足“同向性”假定，即投入和产出不能存在显著的负相关关系。一流大学经费投入和产出指标的Pearson相关系数检验（表4）结果表明，所有的投入与产出指标均存在正相关关系，除捐赠经费与百名学生拥有教师数的相关性在10%的水平上不显著外，其他均在5%的水平上具有显著的正相关，满足DEA对变量的要求。



表2 一流大学建设高校投入、产出、环境因素和效率影响因素变量的定义及来源

类型	维度	变量	单位	数据来源
投入指标	政府投入	财政拨款经费 I1	万元	各大学的年度部门决算报告
	个人投入	事业经费 I2	万元	
	社会投入	捐赠经费 I3	万元	
	其他投入	其他经费 I4	万元	
产出指标	国际声誉	QS 世界大学排名赋值 O1	分	(1 000-QS 排名)/100 计算所得, QS 排名来源于青塔高校全景云数据管理平台
	教学能力	百名学生拥有教师数 O2	人	各大学本科教学质量报告获取的全日制学生数和专任教师数计算所得
	科学研究	ESI 前 1% 学科数 O3	个	Essential Science Indicators 网站
		论文篇均引用数 O4	次	
国际合作	国际化水平得分 O5	分	西南交通大学高等教育研究所	
环境因素	经济发展	城市人均 GDP E1	万元	E1 和 E2 都来源于中国城市统计年鉴
	政府配置	城市财政教育支出比例 E2 (%)	—	E3 和 E4 根据全国普通高等学校名单计数
	高校聚集	城市高校数量 E3	所	
	学校竞争	城市一流大学建设高校数量 E4	所	
效率影响因素	投入结构	财政拨款占比 X1	—	各大学的部门决算报告
		事业经费占比 X2	—	
		捐赠经费占比 X3	—	
	支出结构	基本支出占比 X4	—	
	控制变量	总收入 X5	亿元	各大学的年度部门决算报告、本科教学质量报告
		全日制在校生数量 X6	万人	
		高考平均录取分数线 X7	分	

表3 一流大学建设高校投入、产出、环境因素和效率影响因素变量的描述性统计

类型	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
投入指标	I1	170	244 105.800	100 771.300	70 206.370	641 567.100
	I2	170	229 819.900	181 767.900	19 852.390	1 158 564.000
	I3	170	7 754.893	13 035.130	116.000	98 929.450
	I4	170	94 737.960	92 439.640	9 516.000	563 506.600
产出指标	O1	170	4.796	3.335	0.000	9.830
	O2	170	7.072	1.358	3.579	10.189
	O3	170	9.588	6.093	0.000	21.000
	O4	170	9.826	3.315	0.000	17.196
	O5	170	57.552	22.056	17.822	100.000
环境因素	E1	100	11.097	3.060	3.879	16.568
	E2	100	14.907	2.147	10.992	21.563
	E3	100	59.753	22.939	11.000	93.000
	E4	100	2.588	1.822	1.000	6.000
效率影响因素	X1	170	0.464	0.101	0.248	0.718
	X2	170	0.376	0.075	0.136	0.554
	X3	170	0.011	0.013	0.000	0.083
	X4	168	0.579	0.096	0.272	0.774
	X5	170	57.625	34.661	10.072	212.826
	X6	170	3.954	1.334	1.538	7.070
	X7	170	605.677	34.727	535.000	727.000

表 4 投入指标和产出指标的 Pearson 相关系数分析结果

投入指标 \ 产出指标	国际声誉	百名学生拥有教师数	ESI 前 1% 学科数	论文篇均引用数	国际化水平得分
财政拨款经费	0.665***	0.283***	0.604***	0.479***	0.560***
事业经费	0.614***	0.191**	0.539***	0.401***	0.567***
捐赠经费	0.481***	0.089	0.315***	0.306***	0.372***
其他经费	0.574***	0.270***	0.530***	0.390***	0.537***

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平（双尾）上显著相关。

## 五、实证结果分析

### （一）第一阶段 BCC 模型实证结果分析

利用 DEAP2.1 软件对 34 所一流大学建设高校经费投入和产出原始值进行第一阶段的 DEA 效率值计算：2015—2019 年的技术效率、纯技术效率、规模效率均值分别为 0.895、0.962、0.931。年均有 8 所一流大学建设高校因存在经费投入冗余而未实现 DEA 有效，这些高校财政拨款收入、事业收入、捐赠收入、其他收入的平均冗余率分别为 17.64%、25.52%、38.69%、21.25%。但该结果未剔除环境因素和随机因素的影响，不能反映真实的管理无效率水平。下文将通过第二阶段的 SFA 回归弄清环境因素和随机因素如何影响效率结果。

### （二）第二阶段 SFA 回归结果分析

运用 frontier4.1 将第一阶段得出的经费投入松弛变量作为因变量，环境因素作为自变量，进行 SFA 回归分析，以分解环境因素、随机因素和管理无效率对经费投入效率的影响程度。回归结果的单边广义似然比检验（LR test of the one-sided error）在 1% 的水平上显著，拒绝不存在无效率项的原假设，说明 SFA 模型的设定是合理的（表 5）。各项经费投入松弛变量回归结果的  $\gamma$  值均为 0.999，在 1% 的水平上显著趋近于 1，说明管理因素在效率值中占主导地位。环境因素对经费投入效率的影响呈现如下特征。

第一，经济发展效率能够对财政拨款和事业经费投入效率产生正向作用。城市人均 GDP 对财政拨款经费、事业经费松弛变量的影响系数在 1% 的显著水平上均为负数。这说明一流大学建设高校所处城市的经济发展水平越高，财政拨款经费、事业经费的松弛变量越低，也即意味着城市经济发展水平对一流大学建设高校财政拨款经费、事业经费的投入效率有正向促进作用。其中，城市经济发展水平对财政拨款投入效率的正向促进作用最为明显，人均 GDP 每提升 1 万元，能够降低 1 165.612 万元的财政拨款投入冗

余。经济发展水平对捐赠经费和其他经费投入冗余的影响为正。因为高校在经济发达地区能够获得更多的捐赠经费和其他经费，而捐赠经费和其他经费一般有固定的用途（如奖学金、校办产业运转），并不能配置到最有效率的领域。

第二，政府配置教育资源能够提升经费投入效率。财政教育支出比例对财政拨款经费、事业经费、捐赠经费、其他经费松弛变量的影响系数在 1% 的显著性水平上均为负数。这说明政府参与配置教育资源的程度越高，一流大学建设高校的经费投入效率越高。政府对教育的财政投入每增长 1% 能够使财政拨款经费投入的松弛变量降低 1 957.285 万元，事业经费投入松弛变量降低 1 774.542 万元，捐赠经费投入松弛变量降低 32.698 万元，其他经费投入松弛变量降低 800.540 万元。该结果与方超和黄斌（2019）<sup>[10]</sup> 论证政府配置教育资源能够提高高等教育的产出效率的研究结果是一致的。

第三，高校聚集不能促进一流大学建设高校的经费投入效率。一流大学建设高校所在城市的高校数量对财政拨款经费、事业经费和其他经费松弛变量的影响系数在 1% 的显著性水平上为正数，对捐赠经费松弛变量的影响系数在 1% 的显著性水平上为负数，但系数（-8.070）远小于另外三项经费松弛变量的正向影响系数。综合来看，高校的聚集对一流大学建设高校经费投入效率具有负向作用。城市具有有限的空间和公共资源，如果一个城市内高校越多，一流大学建设高校能够获得的“生存空间”越少，进而影响经费的投入产出效率。行业聚集效应对效率的正向作用未体现，可见高等教育内部具有层次性，区域内一流大学建设高校与非一流大学建设高校不具有同质性，无法形成行业聚集。

（4）同地域内一流大学建设高校的“竞争”能够有效促进经费投入效率。相同城市内一流大学建设高校数量对财政拨款、事业经费和其他经费松弛变量的影响系数均显著为负数，且系数值较大，分别为 -5 759.062、-6 492.670、-3 785.072。同地域内一

流大学建设高校的数量越多，即同市场内提供相同水平教育服务的高校越多，高校之间必然会产生一定的“竞争”关系并通过更有效进行教育生产表现出来，该“竞争”关系的影响效应相较于其他环境因素的影响更高。城市内一流大学建设高校数量对捐赠经费

松弛变量具有正向影响作用，但其系数值不高。一流大学建设高校之间的“竞争”作用在捐赠经费上较难发挥作用，因为捐赠经费主要来自与高校直接相关的关系圈，如校友。

表 5 第二阶段 SFA 回归结果

变量	财政拨款经费投入松弛变量	事业经费投入松弛变量	捐赠经费投入松弛变量	其他经费投入松弛变量
常数项	15 343.466*** (15 290.350)	7 984.962*** (8 412.562)	-1 576.890*** (-1 564.657)	-12 526.460*** (-2 316.195)
人均 GDP (万元)	-1 165.612*** (-1 139.151)	-284.961*** (-81.316)	78.962*** (73.389)	441.612*** (7.794)
财政教育支出比例 (%)	-1 957.285*** (-1 282.270)	-1 774.542*** (-384.307)	-32.698*** (-15.636)	-800.540*** (-10.743)
所在城市高校数量 (所)	408.309*** (161.796)	383.542*** (21.356)	-8.070*** (-20.457)	290.157*** (78.970)
所在城市一流大学数量 (所)	-5 759.062*** (-6 034.943)	-6 492.670*** (-26 540.180)	255.025*** (241.315)	-3 785.072*** (-255.162)
$\delta^2$	1 899 996 300.000*** (1 899 996 300.000)	1 274 761 700.000*** (1 274 761 700.000)	37 912 860.000*** (37 912 860.000)	709 175 960.000*** (709 175 960.000)
$\gamma$	0.999*** (4 353 124.300)	0.999*** (17.017)	0.999*** (15 148 594.000)	0.999*** (303 127.150)
Periods	5	5	5	5
Log-likelihood function	-1 923.890	-1 901.846	-1 567.654	-1 838.835
LR test of the one-sided error	108.912	85.154	163.973	119.510

注：括号内为 t 值；\* 为 10% 的显著性水平；\*\* 为 5% 的显著性水平；\*\*\* 为 1% 的显著性水平。

(三) 第三阶段调整后经费投入效率分析

根据第二阶段 SFA 回归结果调整经费投入变量，滤除环境因素和随机因素的影响，重新进行 BCC 模型的效率值计算。2015—2019 年一流大学建设高校经费投入的真实技术效率、纯技术效率、规模效率均值分别为 0.924、0.973、0.950，高于第一阶段的效率值。各年份内，第三阶段的效率值均有效纠正了第一阶段效率值被低估的问题，同时二者具有同样的变化趋势（图 1）。2015—2017 年，一流大学建设高校经费投入的技术效率从 0.936 逐步降低至 0.895，效率降低的主要原因是规模效率的降低。2017 年后，技术效率在 2018 年明显提升至 0.944，提升的主要原因也来源于规模效率。2019 年技术效率稳定在 0.945，尽管纯技术效率稳步提升，但规模效率略微降低。与该变化趋势对应的事件是，2017 年教育部确定了“双一流”建设的具体方案，并公布了 42 所一流大学建设高校的名单，可以说，2017 年是一流大学建设正式开启元年。一流大学建设方案实施后，经费投入效率不断下降的趋势得以逆转。

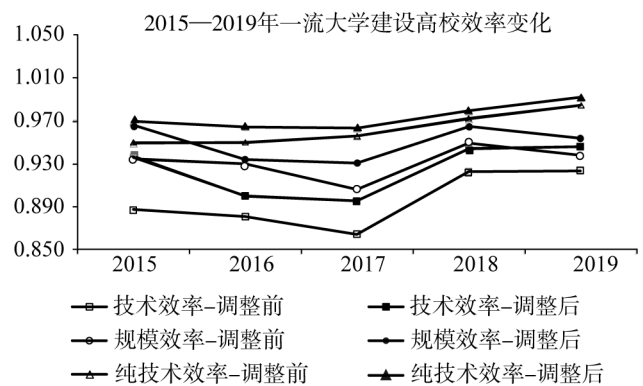


图 1 2015—2019 年一流大学建设高校三阶段 DEA 效率值调整前后变化

从各高校的效率值来看，2015—2019 年能够达到 DEA 有效的高校数分别为 17 所、15 所、14 所、18 所、21 所，2017 年前后同样呈现“先降后增”的趋势。各年稳定实现 DEA 有效的高校包括中国农业大学、北京师范大学、中央民族大学、南开大学、华东师范大学、南京大学、中南大学、兰州大学 8 所高校（表 6）。未达到 DEA 有效既有纯技术效率的因素也有规模效率的因素，纯技术效率普遍高于规模效



率。17所高校各年技术效率均值大于等于0.9且小于1；6所高校效率均值大于等于0.8且小于0.9；3所高校效率均值小于0.8，分别是清华大学（0.592）、北京大学（0.689）、吉林大学（0.738）。将各高校按照所在地域进行划分，东、中、西部的一流大学建设高校经费投入效率呈现“西部最高、东部次之、中部最低”的特征。西部地区的6所一流大学建设高校技术效率平均值为0.962；东部地区的22所一流大学建设高校技术效率平均值为0.927；中部地区的6所一流大学建设高校技术效率平均值为0.878。西

部地区效率值较高的主要来源于规模优势，其规模效率平均值在三地区中最高，为0.980，这与西部地区高校学生规模较高相关。另外，文中西部地区样本高校分布在重庆、成都、西安、兰州，均为西部地区经济较发达的大城市，并非欠发达地区，生产水平和管理水平相对较高，这决定了西部地区样本高校的平均纯技术效率较高（0.981），略低于东部地区的高校。东部地区样本高校效率提升的关键在于提升规模效率，中部地区样本高校效率提升的关键在于提升纯技术效率。

表6 2015—2019年一流大学建设高校第三阶段DEA效率平均值

院校名称	TE	PTE	SE	院校名称	TE	PTE	SE
东部地区一流大学建设高校				中国海洋大学	0.999	1.000	0.999
北京大学	0.689	1.000	0.689	中山大学	0.986	0.989	0.997
中国人民大学	0.886	0.914	0.969	华南理工大学	0.964	0.977	0.987
清华大学	0.592	1.000	0.592	东部均值	0.927	0.983	0.943
中国农业大学	1.000	1.000	1.000	中部地区一流大学建设高校			
北京师范大学	1.000	1.000	1.000	吉林大学	0.738	0.785	0.944
中央民族大学	1.000	1.000	1.000	中国科学技术大学	0.953	1.000	0.953
南开大学	1.000	1.000	1.000	武汉大学	0.842	0.912	0.924
天津大学	0.867	0.885	0.979	华中科技大学	0.801	0.936	0.860
大连理工大学	0.989	1.000	0.989	中南大学	1.000	1.000	1.000
东北大学	0.936	0.970	0.963	湖南大学	0.931	0.945	0.985
复旦大学	0.957	1.000	0.957	中部均值	0.878	0.930	0.944
同济大学	0.978	1.000	0.978	西部地区一流大学建设高校			
上海交通大学	0.900	1.000	0.900	重庆大学	0.954	0.959	0.994
华东师范大学	1.000	1.000	1.000	四川大学	0.965	0.989	0.975
南京大学	1.000	1.000	1.000	电子科技大学	0.980	0.994	0.986
东南大学	0.956	0.999	0.957	西安交通大学	0.902	0.959	0.942
浙江大学	0.901	1.000	0.901	西北农林科技大学	0.968	0.987	0.980
厦门大学	0.896	0.916	0.978	兰州大学	1.000	1.000	1.000
山东大学	0.887	0.975	0.910	西部均值	0.962	0.981	0.980

注：TE为技术效率，PTE为纯技术效率，SE为规模效率， $TE=PTE \times SE$ 。按照《国务院办公厅关于印发教育领域中央与地方财政事权和支出责任划分改革方案的通知》（国办发〔2019〕27号）确定的档次划分东、中、西部。第一档为西部地区，包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆12个省份；第二档为中部省份，包括河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、海南10个省份；第三、四、五档为东部地区，包括辽宁、福建、山东、天津、江苏、浙江、广东、北京、上海9个省份。

尽管一流大学建设高校的平均经费投入效率在0.9以上，但仍旧具有一半左右的样本高校在纯技术效率和规模效率的共同影响下未达到DEA有效。核心问题是：样本高校效率不足的程度如何？投入产出应如何调整以进一步提高效率表现？

研究显示，样本高校纯技术效率水平较高，且效

率值小于1的高校数量逐年降低（表7）。纯技术效率小于1即说明经费投入和产出未达到现有技术水平下的最优值，导致存在产出不足或经费冗余。基于实际的经费投入，国际声誉产出需进一步提升的样本高校数量2017年和2018年增加至4所后，2019年又降低至2所，这些高校的QS排名可以提升100名左右。

百名教师拥有教师数产出需进一步提升的样本高校从2015年的8所逐年降低至2019年的1所，其产出不足的数值也逐步从1.292降低至0.680。ESI前1%学科数产出不足的样本高校数量从2015年的3所增加至2018年的7所，2019年降低为2所。2018年产出不足的数值也最高，7所高校ESI前1%学科数需平均增加4.065个。2019年尽管产出不足的高校仅2所，但需提高的ESI前1%学科数无明显降低，平均为3.944。论文篇均引用数产出不足的高校数量2015—2018年稳定在5~6所，但不足的平均值从3.060逐步降低至1.774。2019年产出不足的高校数量为3所，不足的平均值为2.448。大学国际化水平得分产出不足的高校数量2015—2018年稳定在3~4所，国际化水平得分需平均增加2分左右。2019年所有样本高校的大学国际化水平得分均不存在产出不足。基于实际的产出，财政拨款投入2015—2017年存在投入冗余的样本高校，高校数量从5所降低至2所，冗余的平均数值从51996.149万元降低至25811.525万元。2018年和2019年所有样本高校均不存在财政拨款投入冗余。事业经费投入存在冗余的样本高校数量

2015年最高，有10所，冗余经费的平均值为39218.908万元。2016—2018年波动下降后，2019年所有样本高校均不存在事业经费投入冗余。捐赠经费投入存在冗余的样本高校数量2015—2018年稳定在4~5所，冗余投入的平均值2962.335万元至9673.944万元不等。2019年仅1所样本高校存在捐赠经费投入冗余，冗余值为6893.432万元。其他经费投入2016和2019年所有样本高校均不存在冗余，2015年、2017年、2018年有3~4所样本高校存在冗余，平均冗余值6239.655万元至42540.052万元不等。

研究还显示，规模效率导致的不效率更为广泛。实现规模报酬不变的样本高校均达到了DEA有效，其他样本高校因为规模报酬递增或递减使得规模效率值偏离有效值1。其中，规模效率递减是导致规模不效率的主要原因，2015—2019年分别有14所、11所、19所、12所、12所样本高校规模效率递减，而规模递增的样本高校各年分别为3所、8所、1所、4所、1所（表8）。这说明当前一流大学建设高校的经费投入规模已经达到一个饱和状态，进一步提升经费投入规模并不会为效率不足的样本高校带来产出的增加。

表7 2015—2019年一流大学建设高校产出不足与投入冗余值

		2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	
纯技术不效率数量		12	8	8	7	4	
产出不足	国际声誉(分)	数量	2	2	4	4	2
		均值	1.343	0.544	1.199	1.581	1.258
	百名教师拥有教师数(人)	数量	8	7	5	6	1
		均值	1.292	1.073	0.918	0.878	0.680
	ESI前1%学科数(个)	数量	3	4	5	7	2
		均值	0.238	1.530	1.278	4.065	3.944
	论文篇均引用数(次)	数量	6	6	5	6	3
		均值	3.060	2.369	2.958	1.774	2.448
	大学国际化水平得分(分)	数量	3	4	3	4	0
		均值	2.199	2.380	1.609	2.431	0.000
投入冗余	财政拨款投入(万元)	数量	4	2	2	0	0
		均值	51996.149	31132.185	25811.525	0.000	0.000
	事业经费投入(万元)	数量	10	8	2	8	0
		均值	39218.908	17934.69	28639.288	27534.258	0.000
	捐赠经费投入(万元)	数量	4	5	4	4	1
		均值	6436.098	8044.611	9673.944	2962.335	6893.432
	其他经费投入(万元)	数量	4	0	3	4	0
		均值	42540.052	0.000	40707.520	6239.655	0.000

表 8 2015—2019 年规模不变、递减、递增的一流大学建设高校经费投入数量 单位：所

规模报酬	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年
不变	17	15	14	18	21
递减	14	11	19	12	12
递增	3	8	1	4	1

#### (四) 经费投入效率影响因素分析

利用 Stata15.0 对调整后的效率值进行面板固定效应 Tobit 回归, 分析一流大学建设高校的内部特征对经费投入效率的影响。Hausman 检验的结果拒绝固定效应与随机效应估计系数一致的原假设, 选择固定效应更有效。回归结果 (表 9) 的 Chi2 值 (卡方值) 在 1% 的水平上显著, 说明模型设定是有效的。从经费投入结构来看, 财政拨款占比平方项对效率的影响在 1% 的统计水平上显著为正, 财政拨款占比对效率的影响呈 “U 型”, 分别当财政拨款占比达到 49.496%、44.236%、51.852% 时 (表 9), 技术效率、纯技术效率和规模效率达到最低点。超过该临界值, 增加财政拨款占比能够提高技术效率、纯技术效率和规模效率。一流大学建设高校 2015—2019 年的

财政拨款占比从 50.100% 下降至 43.658% (表 10), 该下降的趋势对应了效率的提升。事业经费占比在 10% 的统计水平上仅对纯技术效率产生显著影响, 该影响为 “U 型”, 当事业经费占比小于 26.743% 时, 纯技术效率不断降低, 大于该临界值后, 纯技术效率随之增加。2015—2019 年, 一流大学建设高校的事业经费占比从 36.739% 提升至 38.229%, 该增长趋势能够带来纯技术效率的提升。捐赠经费占比在 10% 的统计水平上对技术效率有显著影响, 该影响也为 “U 型”, 其最低点为 5.083%。捐赠经费占比小于最低点对技术效率产生负向影响。2015—2019 年, 一流大学建设高校的捐赠经费占比平均为 1.104%, 在该水平上, 增加捐赠经费占比会降低技术效率。从经费支出结构来看, 基本支出占比平方项对纯技术效率的影响系数在 1% 的统计水平上显著为负, 意味着基本支出对纯技术效率的影响为 “倒 U 型”, 理论最优为 57.896%。2015—2019 年一流大学建设高校的基本支出占比从 53.521% 提高至 62.055%, 在最优点左右波动。控制变量中, 高校的总收入和学生规模对效率的影响为负, 进一步验证了一流大学建设高校经费投入规模递减的结论。

表 9 一流大学建设高校经费投入效率面板固定效应 Tobit 回归结果

	技术效率	纯技术效率	规模效率
财政拨款占比	-5.505*** (1.143)	-6.462*** (2.240)	-4.368*** (1.002)
财政拨款占比平方	5.561*** (1.320)	7.304*** (2.453)	4.212*** (1.241)
事业经费占比	0.048 (1.065)	-3.958*** (1.502)	0.335 (0.507)
事业经费占比平方	0.175 (1.335)	7.400*** (2.714)	-0.598 (0.602)
捐赠经费占比	-3.475* (1.807)	-8.959 (6.995)	-0.777 (0.872)
捐赠经费占比平方	34.184* (18.657)	93.99 (71.720)	21.459 (14.263)
基本支出占比	1.47 (1.202)	3.897*** (1.349)	-0.164 (0.496)
基本支出占比平方	-1.308 (1.031)	-3.350*** (1.252)	0.017 (0.493)
总收入 (亿元)	-0.004*** (0.001)	0.001 (0.001)	-0.004*** (0.000)
学生规模 (万人)	-0.034*** (0.008)	-0.086*** (0.013)	-0.003 (0.006)
高考成绩 (分)	0.001* (0.001)	0.002 (0.001)	0.000 (0.000)
Obs/Units	168/5	168/5	168/5
Chi2	294.687***	33.062***	28.048***



续前表

	技术效率	纯技术效率	规模效率
财政拨款占比理论极小值点	49.496%	44.236%	51.852%
事业经费占比理论极小值点	—	26.743%	—
捐赠经费占比理论极小值点	5.083%	—	—
基本支出占比理论最大值点	—	57.896%	—

注：运用 Stata 的 two\_side 程序运算所得。括号中为标准误；\* 为 10% 的显著性水平；\*\* 为 5% 的显著性水平；\*\*\* 为 1% 的显著性水平。理论极值根据  $-\beta_1/2\beta_2$  计算所得， $\beta_1$  为经费占比一次项系数， $\beta_2$  为经费占比二次项系数。“—”表示因结果不显著无法算出理论极值点。

表 10 2015—2019 年一流大学建设高校经费结构均值变化

经费结构	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	总体
财政拨款占比	50.100%	47.546%	46.255%	44.449%	43.658%	46.402%
事业经费占比	36.739%	36.914%	37.533%	38.602%	38.229%	37.604%
捐赠经费占比	1.203%	1.141%	1.076%	1.009%	1.090%	1.104%
基本支出占比	53.521%	58.544%	58.570%	56.371%	62.055%	57.863%

## 六、结论与建议

本文运用三阶段 DEA-Tobit 模型对 34 所一流大学建设高校经费投入的效率及其影响因素进行分析，主要研究结论为：

第一，一流大学建设高校经费投入效率较高。三阶段 DEA 模型有效地解决了传统 DEA 模型效率值低估的问题，剔除环境因素和随机因素后，一流大学建设高校经费投入的平均技术效率、纯技术效率、规模效率分别从 0.895、0.962、0.931 提高至 0.924、0.973、0.950。

第二，一流大学建设高校经费投入效率具有“西部最高、东部次之、中部最低”的区域差异特征。东、中、西部一流大学建设高校的经费投入技术效率平均值分别为 0.927、0.878、0.962。西部地区效率值较高主要来源于规模优势，东部地区样本高校效率提升的关键在于提升规模效率，中部地区样本高校效率提升的关键在于提升纯技术效率。

第三，从高校个体效率值看，有一半左右的样本高校受纯技术效率和（或）规模效率的影响未达到 DEA 有效。纯技术效率不足导致的经费冗余的情况至 2019 年有一所样本高校的捐赠经费投入存在 6 893.432 万元的冗余，导致的产出不足情况为 QS 排名可提升 100 名左右，百名教师拥有教师数可增加 1 个单位，ESI 前 1% 学科数可增加 4 个，论文篇均引用数可增加 3 个单位。规模效率导致的不效率更为广泛，规模效率递减是导致规模不效率的主要原因。

第四，城市人均 GDP、财政投入教育的比例、

一流大学建设高校数量对经费投入效率有正向作用。这说明经济生产效率会外溢至高校；政府配置教育资源能够提高一流大学建设高校的经费投入效率；一流大学建设高校之间存在“竞争效应”，而高等教育具有层次性，城市内拥有高校的数量多少并不能促进一流大学建设高校的经费投入效率。

第五，财政拨款、事业经费、捐赠经费占比对效率的影响呈“U 型”，基本支出占比对效率的影响呈“倒 U 型”。财政拨款占比、事业经费占比、捐赠经费占比分别为 49.496%、26.743%、5.083% 时，一流大学建设高校的经费投入效率最低。基本支出占比为 57.896% 时，一流大学建设高校的经费投入效率最高。

为进一步提升一流大学建设高校的经费投入效率，本文提出如下建议：

第一，适当控制一流大学建设高校的规模。自 1998 年起我国大学经历了多轮扩招，让更多学子圆了大学梦，也推动我国高等教育进入了普及化阶段。但大学扩招的背后也带来了高等教育质量下滑的问题，引发了如何提高高等教育质量的讨论。一流大学建设高校作为我国高等教育的“领头羊”，其经费投入规模随着学生规模不断增加，平均总经费投入从 2015 年的 47.648 亿元提高至 2019 年 68.281 亿元。但一流大学建设高校的规模扩张已经为其经费投入效率带来了负面影响，未达到规模效率的样本高校平均在校生规模（4.491 万人）比达到规模效率的样本高校（3.416 万人）高 1.075 万人。如果不能改变教育生产的技术条件，需要以控制学生规模过度扩张为切

入点,参照达到规模效率高校的规模将学生规模控制在3万人左右,提高师生比、调节经费投入规模,促进科研产出与人才培养的协调发展,推进一流大学建设高校的高质量发展。

第二,提升一流大学建设高校的学术影响力。在当前的经费投入水平下,一流大学建设高校产出不足的问题较为明显,尤其是ESI前1%学科数和篇均论文引用数两项学术影响力指标。一流大学建设高校的建设目标是成为世界一流大学,而学术影响力是世界一流大学的“硬指标”。提升学术影响力首先要有一流研究素质的教师,一所大学的水平由其所拥有的教师水平来决定(张新民,2019<sup>[46]</sup>)。应以优质的学术环境提高一流师资的吸引力,组建独立的行政体系的招聘委员会,在全球范围内寻找最适合的人选。其次要有综合的学科体系,不集中资金支持少数重点学科,牢固树立特色发展、错位发展、多元卓越的办学理念(常文磊和仇鸿伟,2016<sup>[47]</sup>)。最后要有世界主义的研究议题,对世界上人类求知的奥妙领域进行探索,在知识创新、成果转化及杰出人才培养上对世界做出更大贡献(许长青,2018<sup>[48]</sup>)。

第三,优化一流大学建设高校的经费结构。在经济进入新常态、财政收入增速减缓的背景下,“双一流”建设财政保障面临较大压力,依赖财政拨款收入难以满足加快世界一流大学建设的发展需求。对

此,高校应继续拓宽经费来源渠道,主动寻求更多收入来源,增加社会资金在高校经费收入中的比重(王战军等,2019<sup>[49]</sup>),形成多元化的经费收入结构。增加事业经费的投入比例,提高学费标准,在政府确定学杂费定价标准的基础上,给予一流大学建设高校更多的定价自主权。完善高等教育捐赠制度,通过税收、土地、财政等优惠政策和社会荣誉等方式调动社会捐赠的积极性,不拘捐赠的形式和用途,充分发挥捐赠经费的效率。参照基本支出占比最优值的计算结果,合理分配基本支出和项目支出的比例,维持6:4的比值,降低对经费使用的限制,给予高校更多的管理权、分配权、决策权。

第四,建立经费投入效率监督问责机制。将财政监督贯穿一流大学建设高校资金运行的每一个环节,建立起事前监督预警、事中跟踪问效、事后检查考评“三位一体”的财政监督工作方式(马海涛,2009<sup>[50]</sup>)。彻底消除部分一流大学建设高校部门预决算信息不完全公开的现象,通过财务公开敦促经费投入效率的提升。构建多元主体参与的一流大学建设高校经费投入问责体系,对经费投入和使用效率进行考评,考评过程由教育部进行管理和操作,并向公众公开过程和结果。设立经费投入效率奖励基金,给予经费投入有效的一流大学建设高校额外的奖励资金,由高校自主分配。

## 参考文献

- [1] 丁学良. 什么是世界一流大学 [J]. 高等教育研究, 2001 (3): 4-9.
- [2] 王战军, 刘静. 世界一流大学的三大标志和四大特征 [J]. 中国高等教育, 2018 (19): 11-13.
- [3] 由由, 吴红斌, 闵维方. 高校经费水平、结构与科研产出——基于美国20所世界一流大学数据的分析 [J]. 高等教育研究, 2016 (4): 31-40.
- [4] Agasisti T, Belfield C. Efficiency in the Community College Sector: Stochastic Frontier Analysis [J]. Tertiary Education & Management, 2017, 23 (3): 237-259.
- [5] Cohn E, Rhine S L W, Santos M C. Institutions of Higher Education as Multi-product Firms: Economies of Scale and Scope [J]. The Review of Economics and Statistics, 1989, 71 (2): 284-290.
- [6] Hashimoto K, Cohn E. Economies of Scale and Scope in Japanese Private Universities [J]. Education Economics, 1997 (2): 107-115.
- [7] 成刚, 吴克明. 我国高校内部效率研究——基于范围经济的分析 [J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2007 (2): 81-91.
- [8] 毛建青, 陈文博, 刘美佳. 怎样的经费收支结构有助于提升学术产出——基于我国36所世界一流大学建设高校校际面板数据的分析 [J]. 教育发展研究, 2021 (9): 1-11.
- [9] Izadi H, Johnes G, Oskrochi R, Crouchley R. Stochastic Frontier Estimation of a CES Cost Function: The Case of Higher Education in Britain [J]. Economics of Education Review, 2002 (1): 63-71.
- [10] 方超, 黄斌. 我国高等教育经费投入的资源配置效率评价——基于空间计量经济学的实证检验 [J]. 重庆高教研究, 2019 (5): 91-103.
- [11] 张惠琴, 尚甜甜. 高校科研创新效率对比分析——基于全国30个省份的面板数据 [J]. 科研管理, 2015 (S1): 181-186.
- [12] 李经路, 闫维艳. DEA视窗分析的高校科研效率: 2009—2015年间的A区数据 [J]. 科技管理研究, 2017 (23): 142-151.
- [13] 张必胜. 我国高等教育效率的动态分析——基于博弈交叉效率模型与全局Malmquist指数 [J]. 国家教育行政学院学报, 2019 (10): 65-72.
- [14] 刘巍, 宫舒文. 基于Bootstrap-DEA区域高校科研效率测算及差异分析 [J]. 统计与决策, 2018 (1): 100-102.
- [15] 陈洪转, 羊震, 刘思峰, 许静. 基于滞后DEA的我国高校科研经费使用效率评价 [J]. 管理评论, 2011 (8): 72-77.

- [16] 段晓梅. 系统思维下我国高校科研绩效的超效率 DEA 评价 [J]. 系统科学学报, 2019 (4): 51-54, 76.
- [17] 李康, 范跃进. “双一流”目标下一流大学科研效率评价 [J/OL]. (2021-10-11) [2021-10-23]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.1567.g3.20211011.1629.024.html>.
- [18] Bates J M. Measuring Predetermined Socio-Economic “Inputs” When Assessing the Efficiency of Educational Outputs [J]. Applied Economics, 1997, 29 (1): 85-93.
- [19] Cubbin J, Zamani H. A Comparison of Performance Indicators for Training and Enterprise Councils in the UK [J]. Annals of Public Choice and Co-operative Economics, 1996, 67 (4): 603-632.
- [20] Johnes G. The Costs of Multiproduct Organizations and the Heuristic Evaluation of Industrial Structure [J]. Socio-Economic Planning Sciences, 1998a, 32 (3): 199-209.
- [21] Massy W F, Sullivan T A, Mackie C. Improving Measurement of Productivity in Higher Education [J]. Change: The Magazine of Higher Learning, 2013, 45 (1): 15-23.
- [22] Johnes J, Taylor J, Francis B. The Research Performance of UK Universities: A Statistical Analysis of the Results of the 1989 Research Selectivity Exercise [J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1993, 156 (2): 271-86.
- [23] 成刚, 孙志军. 我国高校效率研究 [J]. 经济学 (季刊), 2008 (3): 1079-1104.
- [24] Ng Y, Li S. Measuring the Research Performance of Chinese Higher Education Institutions: An Application of Data Envelopment Analysis [J]. Education Economics, 2000, 8 (2): 139-156.
- [25] 陆根书, 刘蕾. 不同地区教育部直属高校科研效率比较研究 [J]. 复旦教育论坛, 2006 (2): 55-59.
- [26] 沈能, 宫为天. 我国省区高校科技创新效率评价实证分析——基于三阶段 DEA 模型 [J]. 科研管理, 2013 (12): 125-132.
- [27] Guccio C, Martorana M F, Monaco L. Evaluating the Impact of the Bologna Process on the Efficiency Convergence of Italian Universities: A Non-parametric Frontier Approach [J]. Journal of Productivity Analysis, 2015, 45 (3): 275-298.
- [28] 张海波, 郭大成, 张海英. “双一流”背景下高校科技创新资源配置效率研究 [J]. 北京理工大学学报 (社会科学版), 2021 (1): 171-179.
- [29] 陈嵩. 用 DEA 法评价高校办学效益的研究 [J]. 预测, 2000 (1): 77-79, 70.
- [30] 刘亚荣. 我国高等学校办学效率评价分析 [J]. 教育与经济, 2001 (4): 31-36.
- [31] Lloyd P J, Morgan M H, Williams R A. Amalgamations of Universities: Are There Economies of Scale or Scope? [J]. Applied Economics, 1993, 25, 1081-1092.
- [32] 成刚. 中国高等教育规模经济的经验分析 [J]. 世界经济, 2006 (12): 53-62.
- [33] 张晓秋, 李华, 蒋华林. 部属高校人才培养效率综合评价与影响因素分析 [J]. 高等工程教育研究, 2009 (3): 132-137.
- [34] 刘天佐, 许航. 我国不同区域高校科研投入产出绩效及其影响因素分析——基于 DEA-Tobit 模型的实证研究 [J]. 科技管理研究, 2018 (13): 113-118.
- [35] 杨劲松. 高职院校科研效率的影响因素分析 [J]. 科技管理研究, 2018 (12): 156-162.
- [36] 王燕, 吴蒙, 李想. 我国高校人才培养、科学研究与社会服务效率研究——基于超效率的三阶段 DEA 模型 [J]. 教育发展研究, 2016 (1): 39-47.
- [37] 许晓东, 智耀微. 双一流背景下高校科研效率的区域差异与影响因素研究 [J]. 科学管理研究, 2021 (4): 50-57+78.
- [38] Levin H M. Raising Productivity in Higher Education [J]. The Journal of Higher Education, 1991, 62 (3): 241-262.
- [39] Cherchye L, Abeele P V. On Research Efficiency: A Micro-analysis of Dutch University Research in Economics and Business Management [J]. Research Policy, 2005, 34 (4): 495-516.
- [40] Wolszczak-Derlacz J. An Evaluation and Explanation of (in) Efficiency in Higher Education Institutions in Europe and the U. S. with the Application of Two-stage Semi-parametric DEA [J]. Research Policy, 2017, 46 (9): 1595-1605.
- [41] Gulbrandsen M, Smebyb J. Industry Funding and University Professors’ Research Performance [J]. Research Policy, 2005 (3): 932-950.
- [42] Bratti M. Does the Choice of University Matter? A Study of the Differences Across UK Universities in Life Sciences Students’ Degree Performance [J]. Economics of Education Review, 2002, 21: 431-443.
- [43] Baumol W, Panzar J, Willig R. Contestable Markets and the Theory of Industry Structure [M]. San Diego: Harcourt Brace Jovanovich, 1982.
- [44] 王善迈. 论高等教育的学费 [J]. 北京师范大学学报 (人文社会科学版), 2000 (6): 24-29.
- [45] 周光礼. 世界一流大学的特质 [J]. 中国高等教育, 2010 (12): 44-47.
- [46] 张新民. 加快“双一流”建设 走好高校内涵式发展之路 [J]. 北京教育 (高教), 2019 (4): 23-25.
- [47] 常文磊, 仇鸿伟. 世界一流大学及一流学科建设: 核心论域与路径突破 [J]. 教育探索, 2016 (12): 47-50.
- [48] 许长青. “双一流”大学建设绩效监测与评估: 一个基于 AHP 理论的分析框架 [J]. 教育经济评论, 2018 (4): 26-44.
- [49] 王战军, 蓝文婷, 布莱恩·麦考尔. 美国一流高校经费收入特征及其对我国“双一流”建设的启示 [J]. 高等教育研究, 2019 (10): 96-102.
- [50] 马海涛. 完善财政监督体系的若干思考 [J]. 中央财经大学学报, 2009 (10): 73-78.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)



# 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

## Land Supply and Financial Deepening in Bond Market: An Assessment of China's Inland-favoring Land Supply Policies

金媛 张鑫 邱丽 王世尧

JIN Yuan ZHANG Xin QIU Li WANG Shi-yao

**[摘要]** 旨在平衡地区间经济发展的土地供给偏移政策可能存在扭曲债券市场资金配置效率的意外之失。本文基于 2001—2017 年债券和土地出让市场的省级层面数据,通过实证研究发现欠发达地区土地出让对债券市场金融资源的干预程度均远高于全国平均水平。欠发达地区土地出让面积每增长 1%,债券市场金融深化程度平均降低 0.14%。与此同时,欠发达地区债务“借新还旧”的现象超过发达地区,但呈现逐年递减的趋势。土地供给偏移政策间接抑制了欠发达地区债券市场价格机制的发挥,使得欠发达地区更加依赖土地抵押的举债投资增长模式,不利于经济高质量发展。鉴于实证结果,笔者建议作为掌握建设用地分配指标的中央政府应对建设用地指标进行适当的调整以实现全国层面资源配置效率的提高,中央政府有必要使紧缺的土地资源与地区经济总量、人口发展需求相匹配。

**[关键词]** 土地供给偏移政策 债券市场金融深化 经济增长质量

**[中图分类号]** F830.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0044-15

**Abstract:** The land supply deviation policy for balancing regional economic development may have the unexpected loss in the bond market. Based on the provincial data of bond and land transfer market from 2001 to 2017, we find out the intervention degree of land transfer in underdeveloped areas is much higher than the national level. For every 1% increase in land transfer in underdeveloped areas, the financial deepening degree of bond market decreases by 0.14% on average. At the same time, the phenomenon of “borrowing new debts to repay old debts” in underdeveloped areas exceeds the national average level, but it shows a decreasing trend year by year. The policy of land supply deviation indirectly distorts the price mechanism of bond market in underdeveloped areas, which makes underdeveloped areas relying on the growth mode of debt investment with land mortgage. It is not conducive to high-quality economic development. In view of the empirical results, the allocation of land supply should be proper to match the regional economic level and population development.

**Key words:** Land supply deviation policy Bond market financial deepening Quality of economic growth

**[收稿日期]** 2021-11-01

**[作者简介]** 金媛,女,1986年10月生,贵州财经大学大数据应用与经济学院副教授,金融减贫与可持续发展调查研究中心执行主任,研究方向为金融与区域经济;张鑫,男,1998年1月生,贵州财经大学大数据应用与经济学院硕士研究生,研究方向为地方政府债务;邱丽,女,1998年6月生,贵州财经大学大数据应用与经济学院硕士研究生,研究方向为土地与金融;王世尧,男,1983年7月生,贵州财经大学经济学院副教授,研究方向为农业经济理论与政策。本文通讯作者为王世尧,联系方式为 wangshiyao511720@163.com。

**[基金项目]** 贵州省哲学社会科学规划课题“土地供给政策优化与西部地区金融支持实体经济高质量发展研究”(项目编号:21GZQN05)。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、问题的提出

理论上而言,随着中国一系列金融市场内部制度的改革,金融对经济高质量发展的促进作用理应加强(King 和 Levine, 1993<sup>[1]</sup>; Merton 和 Bodie, 1995<sup>[2]</sup>; Beck 等, 2000<sup>[3]</sup>)。然而,欠发达地区债券市场的经验数据却显示上述理论机制并不稳健。从图 1 测算的数据来看,一方面,欠发达地区投融资增速极快,但投融资的主体主要集中在地方政府:地方政府平台公司发行的城投债比重从 2003 年的 1.49% 上升至 2017 年的 39.42%,政府投资为主导的基础设施投资占 GDP 的比重由 2001 年的 7.11% 上升至 2019 年的 26.87%;另一方面,在经历 2003 年和 2008 年之后短暂的投资弹性上涨后,投资弹性持续下跌至负数,投资效率不断降低。上述数据在一定程度上反映了欠发达地区以地方政府为主导的投融资模式效率持续降低,将不利于经济的高质量增长。因此,可以推论是否存在某些外生因素阻碍了债券市场价格机能的有效发挥,从而造成了欠发达地区债券市场金融资源错配的现象。如果我们一致认定金融价格机制的发挥有利于金融资源分配到非国有部门,那么何种外力使得金融资源的配置功能难以有效发挥?

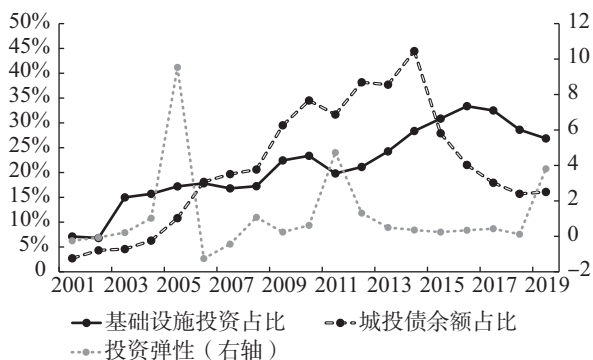


图 1 2001—2019 年欠发达地区基础设施投资、城投债、投资弹性变化趋势

注:基础设施投资占比=基础设施投资额/GDP,此处借鉴姜轶高和朱喜(2004)<sup>[4]</sup>、孙早等(2015)<sup>[5]</sup>的做法,将电力、燃气及水的生产和供应,交通运输、仓储和邮政业以及水利、环境公共设施管理的全社会固定资产投资总和作为基础设施投资;城投债余额占比=城投债余额/债券余额的总额;投资弹性=地区生产总值变化率/基础设施投资额变化率。

数据来源:《中国统计年鉴》、各省的统计年鉴以及 wind 数据库整理计算。下文若无特别说明,均表示相同含义。

对于影响金融市场资源配置的外生因素探讨,已有学者主要关注了政府对金融市场的直接干预导致的

金融抑制(张军和金煜, 2005<sup>[6]</sup>; 周立和胡鞍钢, 2002<sup>[7]</sup>)。国有银行股份制改革、银行业准入门槛的降低以及利率市场化等金融深化改革措施的推进,理论上应该有利于金融资源配置效率的提高和经济增长质量的提升。然而,部分文献发现欠发达地区的金融错配正在不断加剧(彭俞超等, 2018<sup>[8]</sup>; 蔡跃洲和付一夫, 2017<sup>[9]</sup>; 陆铭和向宽虎, 2014<sup>[10]</sup>; 郭峰, 2015<sup>[11]</sup>; 吕健, 2014<sup>[12]</sup>; 范剑勇和莫家伟, 2014<sup>[13]</sup>),且从本文图 2 和图 3 的统计分析来看,欠发达地区债券市场政府挤出私人融资的趋势在逐渐加剧。因此,仅仅关注金融市场内部直接金融抑制并没有捕捉到欠发达地区债券市场金融深化受到阻碍的本质,我们需要思考金融市场之外其他要素市场的变化对债券市场资源配置的影响。较多的研究发现,土地的可抵押特性使其成为撬动资本的杠杆,促进了地方政府以地引资、以地融资模式的快速发展(刘元春和陈金至, 2020<sup>[14]</sup>; 刘守英, 2017<sup>[15]</sup>; Kiyotaki 和 Moore, 1997<sup>[16]</sup>)。

从图 1 观察可知,欠发达地区投资弹性出现重大波动的两个年份是 2003 和 2008 年。而与这两个年份对应的重大政策转变都与地方政府、土地、金融三者的关系密不可分。2003 年开始,为了平衡地区间经济增长的差距,中央政府开始实施偏向内地增加建设用地指标的用地政策(陆铭等, 2015<sup>[17]</sup>)。由于地方政府是土地出让市场的独家垄断者,欠发达地区新增的建设用地指标可以为地方政府带来土地出让收入。同时,预算法对地方政府直接从金融市场融资有较为严格的限制,政府融资平台公司承担了地方政府融资的重要职责。因此,新增的建设用地指标所带来的土地出让收入增加了政府融资平台的可抵押资产(孙秀林和周飞舟, 2013<sup>[18]</sup>)。2008 年金融危机后,为避免经济陷入衰退,中央政府出台了“4 万亿经济刺激计划”,且这些资金通过银行和债券市场主要流向了以土地作抵押担保的地方政府融资平台,资金高达 1.25 万亿元(常晨和陆铭, 2017<sup>[19]</sup>)。这些较有洞察力的研究为本文将要回答的问题提供了启发,即偏向内地的土地供给政策是否强化了地方政府对债券市场资源配置的干预,进而抑制了债券市场的金融深化对经济高质量发展的作用?目前尚无研究明确地分析土地供给政策的变化如何影响债券市场金融资源配置,进而影响欠发达地区的经济增长质量。

本研究致力于通过经验数据去验证旨在实现公平

的土地供给偏移政策的意外结果是减弱了欠发达地区价格机制在债券市场资源配置的引导作用,使得欠发达地区更加依赖土地抵押的举债投资增长模式,阻碍了债券市场金融深化对经济高质量的促进。在已有文献发现土地资源错配引致金融资源错配的基础上,进一步讨论引致土地资源错配的外生因素与我国2003年开始实施的向内地倾斜的用地政策之间的关系。从而能更好地解释2003年之后欠发达地区投融资效率持续降低,但地方政府仍然以城投债的方式获得大量金融资源的扭曲现象。从土地供给政策优化这个新的视角,为地区间债券市场金融深化差距的缩小,实现金融对实体经济高质量发展的目标提供参考。

本文的其他部分安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是政策背景与研究假说;第四、五部分是计量分析、结果和稳健性检验;第六部分是研究结论与启示。

## 二、文献综述

部分学者开始关注纠正金融市场的扭曲有助于提高金融深化水平,促进资源配置效率的提高(Banerjee和Moll, 2009<sup>[20]</sup>; Greenwood等, 2010<sup>[21]</sup>; Song等, 2011<sup>[22]</sup>)。国有银行股份制改革、银行业准入限制的逐步取消以及利率市场化等一系列金融深化改革的实施,应该有利于我国金融资源配置效率的提高和经济增长质量的提升,然而欠发达地区的金融错配现象不但没有得到改善,反而出现了进一步恶化的趋势。实证研究表明,2003年开始我国的资源在企业间的配置效率在逐渐降低,且中西部企业资源配置效率恶化比东部地区更严重(陆铭和向宽虎, 2014<sup>[10]</sup>)。与此同时,彭俞超等(2018)<sup>[8]</sup>的研究表明西部地区金融效率下降明显。蔡跃洲和付一夫(2017)<sup>[9]</sup>发现2003年之后出现要素的“逆技术进步倾向”配置现象,大量信贷资源配置在产能过剩的钢铁、水泥领域和技术停滞或倒退的金融与保险以及房地产等行业。此外,2003年后西部地区债券市场资金大量配置到以满足政府投资为主的城投债,且西部地区债务膨胀程度远高于其他地区(陆铭和向宽虎, 2014<sup>[10]</sup>; 郭峰, 2015<sup>[11]</sup>; 吕健, 2014<sup>[12]</sup>; 范剑勇和莫家伟, 2014<sup>[13]</sup>)。上述事实说明了仅仅关注金融市场内部的直接金融抑

制并没有捕捉到金融深化对经济增长质量促进作用不断下降的本质,我们需要思考金融市场之外的其他要素市场的变化对金融资源配置的影响。

究竟是什么因素导致欠发达地区债券市场错配的持续,从而抑制经济增长高质量的提升?已有部分文献发现我国的土地出让制度为地方政府“以地融资,以地投资”的城市经营模式创造了天然的条件(冯奎, 2016<sup>[23]</sup>; 常晨和陆铭, 2017<sup>[19]</sup>)。由于预算法中严格限制了地方政府直接在金融市场上融资,因而地方政府通过划拨土地、股权等注资成立城投公司,在地方政府垄断土地一级开发主体地位下,从债券市场和商业银行融资<sup>①</sup>进行基建投资、新城建设。已有学者从1994年分税制改革对地方政府造成的财政支出压力,以及地方官员在晋升激励下的政绩观和官员短任期所产生的短视行为解释地方政府的以地融资行为(龚强等, 2011<sup>[25]</sup>; 钱先航等, 2011<sup>[26]</sup>; 纪志宏等, 2014<sup>[27]</sup>)。然而,政绩考核激励和分税制改革带来的财政支出压力是全国层面的,不会因地区的异质性而产生局部冲击。因此,上述理论不能很好地解释地方政府干预债券市场资源配置程度出现的地区分化(本文的图3中明确发现欠发达地区地方政府干预债券市场资源配置的程度比发达地区更大)。

那么,是否存在某种外部冲击导致政府在债券市场干预资源配置能力的分化?陆铭等(2015)<sup>[17]</sup>、Han和Lu(2017)<sup>[28]</sup>发现我国从2003年开始实施的向内地倾斜建设用地指标的供地政策成为扭曲要素市场价格,导致资源空间错配的重要外生因素。该研究为我们思考地区间土地出让水平的分化,进而导致地方政府干预金融市场资源配置能力的差异提供了重要思路。与我们研究有密切联系的是,常晨和陆铭(2017)<sup>[19]</sup>发现大规模的新城建设会导致地方债务的增加,且在人口流出地,中西部地区的中小城市更为突出。金媛等(2021)<sup>[29]</sup>的研究验证了2003年偏向内地的土地供给政策与中西部地区新城建设偏离人口及经济增长需求,进而降低信贷市场金融资源配置效率的关系。但还未深入讨论土地供给政策的这一重大空间转变是否成为中西部地区地方政府干预债券市场资源配置,从而导致中西部地区债券市场资源配

① 由于中国人民银行制定的《贷款通则》明确指出地方政府不能直接向商业银行贷款,且地方政府债券直至2015年才准予发行,因此以划拨土地、财政注资等形式组建的从事市政基础设施和公用事业建设的“地方融资平台公司”(以城市建设投资公司、城市建设开发公司、城市建设资产经营公司等各种形式存在)成为地方政府在债券市场上获取融资的载体,参见《大国治理》<sup>[24]</sup>。



置效率降低的重要原因。

对于由土地资源错配而间接引致的金融抑制，采用传统的指标并不能准确地刻画我国的金融深化水平。现有文献对于金融深化的测量，多采用年终信贷额/GDP、M2/GDP、银行金融资产/GDP等指标来衡量(Liang, 2005<sup>[30]</sup>；卢峰和姚洋, 2004<sup>[31]</sup>)。然而，由于中国的银行部门存在大量的政策导向贷款和不良资产，这种测度会高估我国的金融深化水平(张军和金煜, 2005<sup>[6]</sup>)。本文对债券市场金融深化的衡量建立在金融深化的基本定义，即金融决策的市场化和自由化(McKinnon, 1973<sup>[32]</sup>；Shaw, 1973<sup>[33]</sup>；King和Levine, 1993<sup>[1]</sup>)的基础上，进而对债券市场金融决策自由化所产生的结果进行思考。具体而言，当债券市场金融深化程度越高，金融抑制越低，投资效率较低的地方政府或者国有企业在债券市场上获得金融资源的概率就越低，非国有企业获得融资的概率越大。由于地方政府融资平台获得的资金中，公开可得的数据仅仅包括地方融资平台在债券市场上发行的城投债数据(从商业银行获得信贷数据非公开可得)。基于此，本文对于债券市场金融深化的刻画以地方政府融资平台发行的城投债的数量进行衡量，城投债发行数量越多，说明地方政府对债券市场金融资源的干

预程度越强，相应的民营企业在债券市场的融资被挤出的程度越大，债券市场金融深化程度越低。

相较于已有文献，本文的边际贡献是：第一，从土地供给政策变化这个较新的视角解释债券市场金融深化受到阻碍的影响机制，有助于我们认识到旨在促进公平的内地倾向的用地政策的意外后果是强化了落后地区地方政府干预债券市场资源配置，进而阻碍了金融对经济高质量发展目标的实现；第二，从土地供给政策的优化调整有助于纠正欠发达地区依赖土地融资，基建投资拉动经济增长的低质量发展模式，从而有利于金融资源更好地配置到效率更高的民营企业，有利于经济高质量发展。

### 三、土地供给政策变化背景与研究假说

#### (一) 影响中国区域间建设用地指标变化的政策背景

改革开放之后，市场力量和全球化趋势使得经济产生了向沿海地区集聚的趋势，中央政府为了平衡地区间的经济发展，在土地要素市场上采取了偏向内地的政策导向。表1统计了政府在土地要素市场实行的偏向内地的用地政策。

表1 影响区域建设用地指标分配变化的政策背景

区域分布 用地政策导向	东部 11 省份：上海、江苏、浙江、福建、广东、海南、北京、天津、山东、河北、辽宁	东北 2 省份：黑龙江、吉林	中部 5 省份：河南、安徽、湖北、湖南、江西	西部 11 省份：重庆、四川、云南、贵州、广西、山西、陕西、宁夏、甘肃、青海、西藏
《全国土地利用总体规划纲要》(1997—2010)	严格控制各类建设特别是城镇和开发区建设用地规模	严格控制大城市建设用地规模	严格控制城乡居民点用地外延扩大	没有限制城镇建设用地规模
区域分布 用地政策导向	东部 10 省份：北京、天津、河北、山东、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南	东北 3 省份：黑龙江、吉林、辽宁	中部 6 省份：山西、河南、湖南、湖北、安徽、江西	西部 10 省份：陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、贵州、云南、重庆、青海、西藏
《全国土地利用总体规划纲要》(2006—2020)	降低年均新增建设用地规模	适度增加年均新增建设用地规模	适度增加年均新增建设用地规模	适度增加城镇建设用地

注：根据《全国土地利用总体规划纲要》(1997—2010)、《全国土地利用总体规划纲要》(2006—2020)中相关政策整理得到。

在土地公有制的基本约束下，我国的土地实行严格的用途管制和耕地保护制度，因而一个地区的土地供应受到中央政府的严格管制。从表1的政策梳理可以看出，我国的建设用地指标分配制度不是按市场价格机制进行调配，而是以中央政府的行政配置为主体。1986年颁布的《中华人民共和国土地管理法》中明确了区域间的建设用地指标的分配和调控是以全国土地利用总体规划为依据。目前，我国的土地利用总体规划进行了两轮。分别是《全国土地利用总体

规划纲要》(1997—2010)、《全国土地利用总体规划纲要》(2006—2020)。这两轮土地利用规划纲要中体现出的区域用地政策倾向都是严格控制东部沿海地区的建设用地指标，而将建设用地指标向内地较落后地区倾斜(文中简化为“土地供给偏移政策”)。这一空间资源跨区域调配的重大政策拐点是在2003年(2003年前，土地资源的分配是与该地区的经济总量与人口规模协调的)，其目的在于通过向内地省份转移经济资源(包括土地和资金)，更快地实现地区

间经济增长的平衡。值得关注的是,这一空间资源的重大转移是否匹配当地的人口密度对土地资源的需求,从而有效地吸引资本投资该地区。相反,如果土地供给偏移政策所增加的建设用地指标与当地人口密度脱节,那么,旨在平衡地区发展的政策将可能对金融资源市场配置产生意外后果。

(二) 旨在实现公平的土地供给偏移政策在债券市场的“无心之失”

2003年开始实施的土地供给偏移政策可能强化了欠发达地区地方政府干预债券市场资源配置的能力。1994年出台的《中华人民共和国预算法》对地方政府直接从金融市场融资进行了严格的限制,因而城市开发和基础设施建设投资公司以及政府融资平台公司充当了地方政府融资的主要载体。由于融资平台公司往往以土地注资,土地出让收入作为抵押担保进行融资,因此土地供给偏移政策为欠发达地区提供了更多的建设用地指标,形成了地方政府征地—卖地—债权融资—基建投资—再征地的经济增长模式(冯奎,2016<sup>[23]</sup>)。根据我们的统计(见图2),建设用地指标的变化与城投债余额的变化在时间上高度重

合。特别说明的是,公开可得的债务数据中,仅能获得地方政府融资平台发行的城投债数据,但由于发行城投债的主体融资平台是隶属于地方政府部门,故我们采用城投债的规模作为地方政府干预债券市场资源配置的主要度量。图2绘制了2001—2017年欠发达地区的土地供给水平与城投债余额占比的变化趋势图。巧合的是,土地供给偏移政策实施的节点2003年也同样是欠发达地区城投债大幅上升的转折点。自2003年以来,欠发达地区的土地供给水平出现了上升的拐点,上升至2017年的47%。与此同时,欠发达地区的城投债余额占比也由2003年的0上升至了2014年的28%,2015年之后城投债余额占比有所下降,主要是由于地方政府可以直接发行地方政府债券引起的。这在一定程度上说明了土地供给偏移政策可能对债券市场的资源配置产生了影响。从图2的统计结果可以发现,以地方政府为依托的融资平台在债券市场的融资能力与土地供给偏移政策可能有密切联系。由此可以得到的推论是,地方政府干预债券市场资源配置的能力会随着建设用地指标的变化而产生分化。

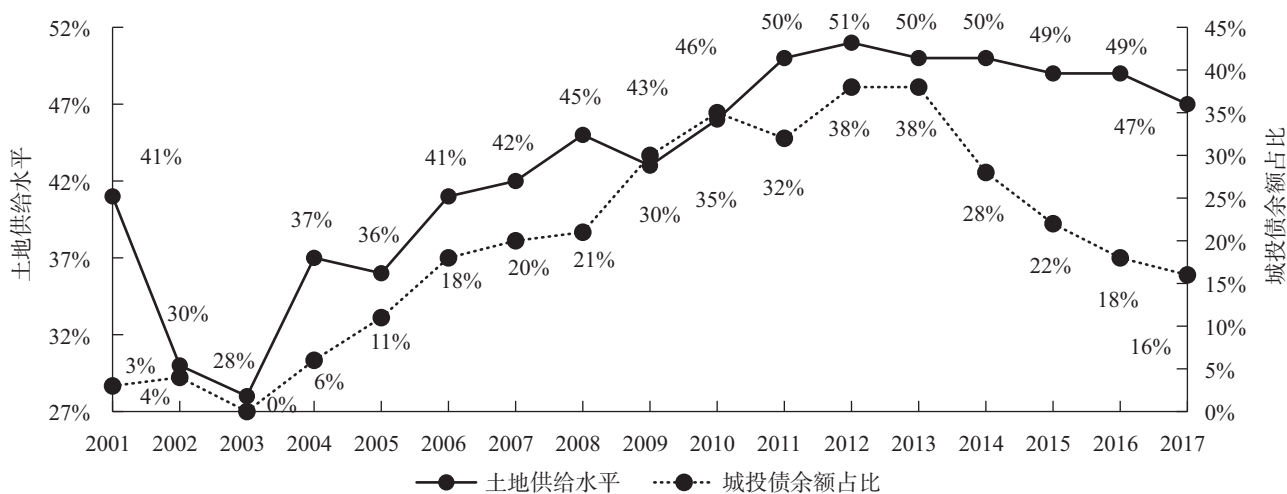


图2 2001—2017年欠发达地区土地供给水平与城投债余额占比变化趋势图

注:土地供给水平=欠发达地区建设用地出让面积之和/全国建设用地出让面积之和。

数据来源:《中国国土资源年鉴》《中国国土资源统计年鉴》和EPS数据库。

在图3的统计中,我们可以看到2003年之后发达地区和欠发达地区地方政府在债券市场获取资金的比重表现出较大差异,且差距扩大的拐点同样出现在2003年。2000—2003年发达地区与欠发达地区城投债占比均在5%以下,至2003年,发达地区城投债占比为0.81%,欠发达地区城投债占比为1.12%,这

一时期城投债比重没有出现地区分化,且整体水平较低的原因可能是债券市场发展并不完善,融资平台主要通过银行贷款为基础设施建设与城市建设融资。2003—2008年,发达地区债券市场上的城投债占比变化并不大,仅从2003年的0.81%变为了2008年的2.73%,而欠发达地区的城投债占比由2003年的

1.12%变为了2008年的20.60%。这说明在2003年后欠发达地区债券市场上越来越多的金融资源流向了地方政府的融资平台，从事基础设施建设与城市建设相关的项目。2009—2019年间，发达地区的城投债与地方政府债券余额占比明显比2003—2008年的占比上升了，其主要原因是2009年开始仅在部分发达地区开始试行了地方政府债券的代偿代还，直至2015年

开始所有地区均可自发自还政府债券，故发达地区地方政府债券数量有较大的增幅。然而，尽管加入了地方政府债券余额，发达地区债券市场上城投债与地方政府债券余额占比远远低于欠发达地区的城投债和地方政府债券余额。经验数据显示，发达地区仅从2009年的7.59%变为了2019年的21.95%，而欠发达地区却从2009年的29.51%变为了2019年的83.49%。

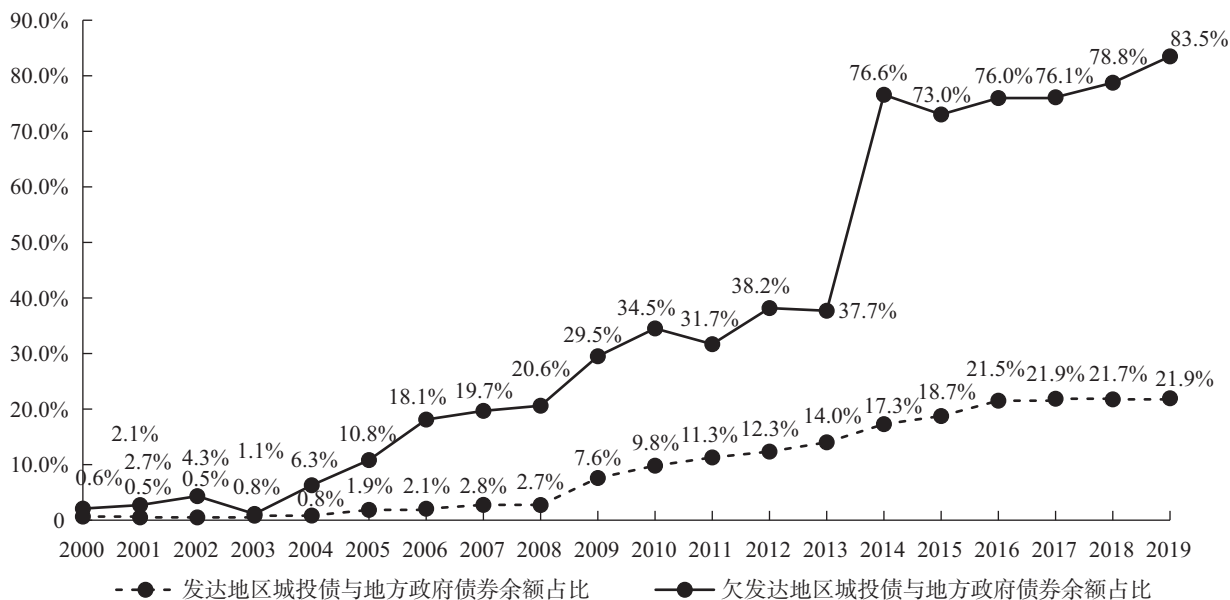


图3 2000—2019年发达与欠发达地区城投债与地方政府债券占比变化趋势图

注：发达地区（欠发达地区）城投债与地方政府债券余额占比=发达地区（欠发达地区）城投债与地方政府债券余额总和/发达地区（欠发达地区）地方所有债券余额总和。

数据来源：城投债余额、地方政府债券余额、地方所有债券余额相关数据来源于wind数据库，余额占比由作者计算整理得到。

欠发达地区债券市场在加入政府债券余额后占比在2014年发生了突变，由2013年的37.7%变为2014年的76.58%，这可能是由于地方融资平台之前通过银行贷款为地方政府融资的方式也体现在了地方政府债券余额上。欠发达地区地方政府在债券市场获取金融资源的能力明显强于发达地区，且二者分化的时点同样出现在2003年。据此可以推论，债券市场金融深化程度越高，生产效率较高的民营企业在债券市场获得的融资比重将越大。而如果债券市场融资主体中国企或者以地方政府为依托的融资平台公司获得的融资份额比重越大，说明该债券市场受到的政府干预程度越大，该债券市场金融深化程度越低。根据以上分析，本文提出待验证的假说一。

**假说一：**欠发达地区建设用地指标增长越快，政府对债券市场金融资源的干预程度越大，债券市场金融深化程度越低。

### （三）债券市场金融抑制对经济增长质量影响的间接证据：债务依赖式的增长

以上分析可知，土地供给偏移政策增强了欠发达地区地方政府干预债券市场资源配置的能力，债券市场的金融资源更多地配置到了以政府为依托的融资平台公司，这些金融资源以城投债的形式流向地方政府，并投入到地方基础设施建设中，从而促进地区经济增长。然而，依靠土地举债融资的经济增长质量如何，在一定程度上取决于经济增长是否长期可持续。可以推论，如果举债投资的投资组合是有效的，可以产生较高投资回报率，政府的债务压力将得到有效的缓解；相反，如果投资组合本身缺乏效率，那么，地方政府将会产生更严重的债务依赖，即是借新债还旧债。这里，我们统计了欠发达地区和发达地区城投债发行的票面利率和基建投资项目的平均投资收益增速。研究结果发现，欠发达地区、西部地区城投债发行的票面利率高于发达地区，且



2018、2019年电力、热力、燃气以及水生产和供应业等基础设施投资项目的投资收益平均增速为-5%左右。发达地区票面利率2009—2014年在4.88~6.49%之间,2015—2020年在4.14~5.42%之间;欠发达地区票面利率2009—2014年在5.66~7.07%之间,2015—2020年在4.9~6.1%之间<sup>①</sup>。因此,可以推论,如果一个地区的地方政府借新债还旧债的现象持续存在,可以间接说明地方政府的项目投资效率较低,对经济增长质量将产生负面影响。基于此,提出本文待验证的假说二。

**假说二:**获得更多建设用地指标的欠发达地区,地方政府借新还旧的程度越大,债务依赖式的经济增长模式越严重,从而越不利于经济高质量增长。

#### 四、数据与计量模型设定

##### (一) 数据来源

本文所使用样本为31个省份,不包括港澳台地区,样本期间为2001—2017年。由于建设用地土地出让数量的相关数据在2001前后统计口径单位出现差异<sup>②</sup>,为了使计量结果更加准确,涉及建设用地土地出让变量的样本期选择为2001—2017年。建设用地土地出让数量2001年开始在《中国国土资源年鉴》中披露,2004—2017年建设用地土地出让数量由数据库整理并导出,2001—2003年建设用地出让数量由手工整理所得。本文涉及变量的来源及统计性描述如表2所示。

表2 变量描述性统计

变量类型	变量名称	来源	观测值	均值	标准差
被解释变量	金融深化 ( <i>Fin_deep</i> )	1	415	0.686	0.208
	经济增长 ( <i>GrgDP</i> )	3	589	10.13	0.807
核心解释变量	土地出让数量 ( <i>Land</i> )	2	527	8.435	1.155
	金融深化 ( <i>Fin_deep</i> )	1	425	0.632	0.921
	<i>Land</i> × <i>Fin_deep</i>	1、2	363	5.277	7.641
控制变量	经济发展水平 ( <i>rjGDP</i> )	3	589	9.894	0.727
	人口总数的对数值 ( <i>pop</i> )	3	589	8.088	0.858
	财政自给率 ( <i>Fin_self</i> )	3	589	0.495	0.201
	固定资产投资占比 ( <i>Fix_Assets</i> )	3	589	0.681	0.287
	城镇化率 ( <i>Urban</i> )	3	589	0.504	0.155
	产业结构 ( <i>Indus_Struc</i> )	3	589	1.174	0.613
	市场化指数的对数值 ( <i>Market</i> )	4	583	1.553	0.854
	真实人均GDP滞后一期 $\ln(rjGDP(-1))$	3	589	0.426	0.772
	财政支出 ( <i>Exp</i> )	3	589	0.246	0.184
	政府干预 ( <i>Loan</i> × <i>Exp</i> )	3	589	7.591	1.223
	外商直接投资 ( <i>FDI</i> )	3	582	0.025	0.024
	对外贸易 ( <i>Trade</i> )	3	589	0.318	0.378
	投资 ( <i>INV</i> )	3	589	0.681	0.287
	教育 ( <i>EDU</i> )	3	589	3.986	0.925
	劳动力增长 ( <i>Labor</i> )	3	589	0.015	0.026
	政府消费 ( <i>Gov_Consum</i> )	3	589	0.165	0.066

注:上表中数据来源中的1表示的是该数据来源于wind数据库;2表示的是该数据来源于《中国国土资源统计年鉴》与EPS数据库;3表示的是该数据来源于国家统计局、各省份统计年鉴、《中国统计年鉴》、中国经济社会大数据研究平台;4表示的是该数据来源于《中国分省份市场化指数报告》。

① 数据来源:基础设施投资收益增速来源于国家统计局,城投债票面利率来源于wind数据库。

② 《中国国土资源年鉴》中2001年之前的建设用地土地出让数量的统计单位为宗数,具体出让面积没有披露。用宗数刻画,具有一定误差。2001年之后的统计单位为出让数量的面积,出让面积能更准确地刻画当地的土地供给水平,因此本文的样本期间为2001—2017年。

(二) 计量模型设定

在本文拟验证的影响机制中,地区间因土地出让而引致债券市场金融资源配置效率发生变化的过程中,存在着随着地区而改变,但不随着时间而改变的因素。比如,在18亿亩耕地红线内,中央分配给各地区的新增建设用地指标。这一因素与本文的关键解释变量地区间的土地出让面积密切相关,但在公开可得的数据中并未公布,因此作为地区固定效应因素纳入模型。此外,本文中确实也存在着一定程度的时间固定效应,比如中央政府对地区间的用地政策倾向,这种意图不因地区而改变,但年度上存在一定的动态调整。这也可以从《1997—2010年全国土地利用总体规划纲要》以及《全国土地利用总体规划纲要(2006—2020年)》两个文件看出这种意图。但是,中央对于地方的态度从理论上来说虽然存在年度变化(可能根据经济增长速度与地区差异调整用地指标),但变化很小;同时,我们控制过时间固定效应,与不控制相比,回归结果对关键解释变量的回归系数以及相应的标准误影响不大,为了模型简洁,我们没有展示同时控制时间固定效应的回归结果。为了考察土地供给偏移政策如何影响债券市场金融资源配置,以及最终对经济增长质量的影响,设定如下的回归方程。方程(1)考察了土地出让是否会对债券市场金融深化产生影响,方程(2)考察了土地出让、债券市场金融资源配置对经济增长质量的影响。

$$Fin\_deep_{i,t} = \alpha + \beta Land_{i,t} + \lambda X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$GrjGDP_{i,t} = \alpha + \beta_1 Land_{i,t} + \beta_2 Fin\_deep_{i,t} + \beta_3 Land_{i,t} \times Fin\_deep_{i,t} + \lambda X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中, $i$ 代表省份, $t$ 代表年份。方程(1)中, $Land$ 为本文的核心解释变量,用土地出让面积来衡量各地区的土地供给水平,这一指标参考了陆铭等(2015)<sup>[17]</sup>的衡量方法,能够较好地展现我国土地供给偏移政策对地区土地供应的影响。被解释变量 $Fin\_deep$ <sup>①</sup>刻画的是债券市场的金融深化程度。金融深化可以理解为金融市场化改革的程度(McKinnon, 1973<sup>[32]</sup>; Shaw, 1973<sup>[33]</sup>; King和Levine, 1993<sup>[1]</sup>),据此可以推论债券市场金融深化程度越高,效率较高的民营企业在债券市场获得的融资比重将越大。而以

政府为依托的平台公司获得的融资比重越大,说明政府干预债券市场金融资源配置程度越大,金融深化程度越低。地方政府融资平台获得的资金中,公开可得的数据仅仅包括地方融资平台在债券市场上发行的城投债数据(从商业银行获得信贷数据非公开可得)。基于此,本文对于债券市场金融深化的刻画以地方政府发行城投债的数量进行衡量,即是债券市场金融深化的程度采用1-城投债余额/全部债券余额来衡量。

控制变量中,本文控制了以下变量:(1)经济的发展水平( $rjGDP$ ),使用各省份的真实人均GDP的对数值衡量。(2)人口规模( $pop$ ),使用各省份的总人口数的对数值衡量。人口是影响债务规模的重要因素(罗党论和余满国,2015<sup>[34]</sup>)。(3)地方财政自给率( $Fin\_self$ ),使用地方政府的一般预算收入比一般预算支出衡量。已有很多研究认为地方财政自给率是政府举债融资的重要原因,也即是政府干预金融资源的重要原因之一,财政自给率越高,政府负债率可能越低,反之则越高(庞保庆和陈硕,2015<sup>[35]</sup>;黄春元和毛捷,2015<sup>[36]</sup>)。(4)固定资产占比( $Fix\_Assets$ ),用固定资产投资与GDP的比重衡量。这一指标能够反映地区经济的发展对投资的依赖程度,而固定资产投资大部分资金来源于地方政府融资,因此这一指标也能够间接反映地方政府的干预程度(张莉等,2018<sup>[37]</sup>)。(5)城镇化率( $Urban$ ),使用城镇人口占总人口的比值衡量。城镇化的建设与地方融资平台的资金支持息息相关,因此也能够影响到债券市场上城投债余额的占比(黄元春和毛捷,2015<sup>[36]</sup>)。(6)产业结构( $Indus\_Struc$ ),使用第三产业增加值与第二产业增加值的比值衡量,第二三产业的发展情况反映着地方政府偿还债务的能力,以及土地的利用效率(陆铭,2011<sup>[38]</sup>)。(7)各省份的市场化程度( $Market$ ),使用各省份的市场化指数的对数值衡量。市场化指数选自《中国分省份市场化指数报告(2018)》<sup>[39]</sup>。

方程(2)考察了土地出让、债券市场金融资源配置对经济增长的影响,核心解释变量 $Land_{i,t}$ 是*i*省份第*t*年的土地出让面积的对数值; $Fin\_deep_{i,t}$ 是*i*省份第*t*年的债券市场金融深化程度; $Land_{i,t} \times Fin\_deep_{i,t}$ 是*i*省份第*t*年的土地出让面积对数值与债券市场金融深化程度的交互项。被解释变量 $GrjGDP_{i,t}$ 是*i*省份第*t*

① 在方程(1)中为被解释变量,在方程(2)中为解释变量。

年的真实人均 GDP 的增长率,用以衡量区域经济增长的质量,各地区的对外贸易、投资、教育等因素也可能对地区的经济增长质量产生影响,故我们控制了已有的被学术界公认影响经济增长质量的变量  $X_{i,t}$ 。

## 五、实证结果与计量经济分析

### (一) 土地供给偏移对债券市场金融深化影响的地区差异分析

为了验证土地出让对债券市场金融深化存在干预的地区差异,我们通过在表 3 中引入土地出让面积和地区虚拟变量的交互项  $Land \times Zone$  来体现。地区虚拟变量  $Zone$  的设置中,我们将发达地区设置为 0,欠发达地区设置为 1。列 (1) 是未加入地区虚拟变量的固定效应面板模型的回归结果,列 (2)、列 (3) 是加入了土地出让面积和地区虚拟变量的交互项的回归结果。通过观察  $Land \times Zone$  的系数的正负号来体现因土地出让而对债券市场金融深化产生抑制的地区差异。表 3 中列 (2)、列 (3) 中  $Land \times Zone$  的回归系数均小于 0,且在 1% 的水平上显著为负,表明欠发达地区地方政府利用土地对债券市场金融资源干预的强度确实大于发达地区,与假说一的预期一致。欠发达地区土地出让面积每增加 1% 公顷,欠发达地区债券市场金融深化程度比发达地区降低 0.14% 左右。这也在一定程度上表明了土地供给偏移政策的实施扩大了区域间债券市场金融深化水平的差距。人均生产总值仅在第一列的回归方程中表现出显著为正,其可能的原因是人均生产总值的大小本身受到影响因素较多,因此对债券市场金融深化水平的偏移效应体现得不够纯粹。固定资产占比回归系数为负从另一个角度证明了我国债券市场金融深化程度总体较低,在一定程度上反映了我国债券市场金融资源配置与实体经济投资之间存在一定的错配;城镇化率回归系数在 1% 的显著性水平上为正与预期较为一致。城市化水平越高,人力资本积累在该地区越充分,对其他资源配置效率的提高有较强的正外部性。产业结构回归系数在 1% 的水平上显著为正,也与预期的估计一致。第二三产业发展程度越高的地区,地方政府偿债能力越强,依赖土地抵押或担保获取债券市场金融资源的意愿越低,对债券市场金融资源配置中的干预也就越弱。列 (2) 市场化指数回归系数在 5% 的水平上显著为正,与预期的估计一致,一般而言,地区总体市场化程度越高,单个市场资源配置效率也表现为与总

体的一致性。

为了排除土地出让面积受到地区债券市场资源配置效率影响的因果关系导致的内生性问题,我们将核心解释变量替换为土地出让面积的滞后一期,并加入地区虚拟变量,对模型重新进行回归检验,以观察是否存在上述因果关系的内生性问题。回归的结果见表 4。

表 3 土地供给偏移政策对债券市场金融深化的地区差异

	被解释变量: $Fin\_deep$		
	(1)	(2)	(3)
$Land$	-0.072 *** (0.023)		-0.059 *** (0.022)
$Land \times Zone$		-0.158 *** (0.039)	-0.141 *** (0.039)
$Zone$		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$\gamma GDP$	0.134 ** (0.066)	-0.079 (0.075)	-0.069 (0.074)
$pop$	-0.299 (0.279)	-0.335 (0.297)	-0.377 (0.294)
$Fin\_self$	-0.698 *** (0.252)	-0.478 * (0.266)	-0.372 (0.266)
$Fix\_Assets$	-0.036 (0.087)	0.016 (0.090)	0.033 (0.089)
$Urban$	1.928 *** (0.599)	1.561 ** (0.645)	1.595 ** (0.638)
$Indus\_Struc$	0.152 *** (0.053)	0.215 *** (0.054)	0.172 *** (0.056)
$Market$	0.016 (0.019)	0.114 ** (0.055)	0.003 (0.008)
$Constant$	4.213 ** (2.107)	4.089 * (2.221)	4.714 ** (2.210)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	348	318	318
$R-squared$	0.211	0.279	0.297

注: 括号中报告的是标准误, \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著。下同。

表 4 土地出让滞后项对债券市场金融深化的影响

	被解释变量: $Fin\_deep$		
	(1)	(2)	(3)
$Land(-1)$	-0.070 *** (0.023)		-0.064 *** (0.023)
$Land \times Zone(-1)$		-0.086 ** (0.040)	-0.068 * (0.040)



续前表

	被解释变量: <i>Fin_deep</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Zone</i>		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
控制变量	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	318	353	147
<i>R-squared</i>	0.263	0.209	0.094

注: 本表控制变量与表3相同。

表4的回归结果发现关键解释变量的估计系数与预期的假说一致, 且显著为负, 回归结果稳健, 再一次验证了土地供给偏移政策对债券市场金融深化的抑制作用更为明显地体现于欠发达地区。与我们预期一致的是, 表4中将土地出让面积滞后一期所得到的估计系数比表3中的对应变量的估计系数略小。欠发达地区上一期的土地出让面积每增加1%公顷, 欠发

达地区债券市场金融深化程度比发达地区降低0.07%左右(表3中对应的变量的估计系数为0.14)。这在一定程度上表明欠发达地区土地出让对债券市场金融深化的抑制程度上一期比当期要弱50%。

(二) 土地供给偏移下债券市场金融深化差异对经济增长质量的影响

上述实证结果揭示了土地供给偏移政策的“无心之失”: 旨在平衡地区经济发展的建设用地指标倾斜政策, 为欠发达地区地方政府发行城投债和地方政府债券提供了更多抵押担保品, 从而间接干扰了当地债券市场金融资源配置, 阻碍了地区间债券市场金融深化差距的收敛。更进一步而言, 土地供给偏移政策背景下债券市场金融资源的干预程度是否会影响到经济增长的质量, 将通过引入土地出让与债券市场金融深化的交互项作为关键解释变量进行考察, 该部分同样考虑变量滞后期所带来的影响差异, 回归结果见表5。

表5 土地供给偏移下债券市场金融深化差异对经济增长质量的影响 (全样本)

被解释变量: <i>GrgDP</i>	<i>FE</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Land</i>	0.031 *** (0.006)	0.008 *** (0.002)	0.031 *** (0.006)	0.027 *** (0.006)	0.005 ** (0.002)	0.027 *** (0.006)
<i>Fin_deep</i>	0.250 *** (0.064)	0.019 (0.022)	0.267 *** (0.066)	0.236 *** (0.065)	0.023 (0.022)	0.254 *** (0.067)
<i>Land</i> × <i>Fin_deep</i>	-0.029 *** (0.007)		-0.028 *** (0.007)	-0.027 *** (0.007)		-0.026 *** (0.007)
<i>Land</i> (-1)× <i>Fin_deep</i>		-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)		-0.003 (0.003)	-0.003 (0.002)
$\ln(rjGDP-1)$	-0.065 *** (0.003)	-0.062 *** (0.003)	-0.064 *** (0.003)	-0.122 *** (0.017)	-0.116 *** (0.017)	-0.120 *** (0.017)
<i>Exp</i>				0.001 (0.058)	-0.030 (0.059)	0.005 (0.058)
<i>Loan</i> × <i>Exp</i>				0.030 *** (0.009)	0.033 *** (0.010)	0.029 *** (0.010)
<i>FDI</i>				0.236 ** (0.097)	0.267 *** (0.099)	0.236 ** (0.097)
<i>Trade</i>				-0.003 (0.007)	0.001 (0.007)	-0.003 (0.007)
<i>Urban_r</i>				0.052 (0.068)	0.006 (0.068)	0.061 (0.069)
<i>INV</i>				-0.014 (0.009)	-0.012 (0.009)	-0.012 (0.009)
<i>EDU</i>				0.010 (0.009)	0.016 * (0.009)	0.010 (0.009)
<i>Labor</i>				0.139 *** (0.046)	0.147 *** (0.047)	0.140 *** (0.046)

续前表

被解释变量: <i>GrjGDP</i>	FE					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Gov_Consum</i>				-0.137** (0.060)	-0.121** (0.061)	-0.139** (0.060)
<i>Constant</i>	0.481*** (0.055)	0.656*** (0.032)	0.476*** (0.055)	0.795*** (0.118)	0.905*** (0.116)	0.785*** (0.118)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	351	351	351	348	348	348
<i>R-squared</i>	0.672	0.657	0.673	0.712	0.701	0.713

表5的回归结果支持我们提出的假说二,欠发达地区增加的建设用地指标所吸引的资本抑制了当地经济的高质量增长。这一点可以从当期的土地出让面积与债券市场金融深化的交互项的回归系数显著为负得到验证。列(1)~列(3)与列(4)~列(6)分别是未控制与控制了省份特征、政府财政状况的回归结果。对比分析发现,省份特征、政府财政状况的特征的控制与否对关键变量的回归系数的显著性及大小并无明显的影响,说明土地供给政策的变化对地区经济增长质量确实具有关键性影响。由表5发现,土地出让面积与债券市场金融深化的回归系数均在不同显著性水平上显著为正,表明土地要素的投入和金融深化水平的提升对经济增长质量均呈现显著的促进作用。

但当期的土地出让面积与债券市场金融深化的交互项的回归系数皆在一定显著性水平上显著为负,表明了土地出让面积与债券市场金融深化之间存在互补效应:当土地出让面积较高时,则债券市场的金融深化程度将会受到抑制,此时将会对经济增长的质量造成一定程度上的负面影响;滞后一期的土地出让面积与债券市场金融深化的交互项回归系数有20~30%的概率为负,<sup>①</sup>这在一定程度上说明了在总体样本中,上一期的土地出让面积与债券市场之间的互补效应不明显,可能会存在一定的异质性。地区间影响经济增长质量的因素可能会有所不同,为了考察土地和债券市场金融深化对经济增长的跨区域影响,以下将对样本进行分区域检验。

表6 土地供给偏移下债券市场金融深化差异对地区经济增长的影响(分地区)

被解释变量: <i>GrjGDP</i>	发达地区			欠发达地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Land</i>	0.027*** (0.008)	-0.001 (0.002)	0.027*** (0.008)	0.032*** (0.010)	0.025*** (0.004)	0.028*** (0.010)
<i>Fin_deep</i>	0.301*** (0.081)	0.034 (0.022)	0.309*** (0.082)	0.151 (0.117)	0.153*** (0.048)	0.186 (0.114)
<i>Land×Fin_deep</i>	-0.031*** (0.009)		-0.030*** (0.009)	-0.018 (0.013)		-0.004 (0.014)
<i>Land(-1)×Fin_deep</i>		-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)		-0.019*** (0.006)	-0.018*** (0.006)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	134	134	134	181	181	181
<i>R-squared</i>	0.812	0.792	0.812	0.824	0.835	0.835

注:本表报告的是固定效应回归模型的回归结果。本表控制变量与表5相同。欠发达地区省份包括吉林、安徽、江西、山西、河南、湖南、黑龙江、内蒙古、云南、四川、宁夏、广西、新疆、甘肃、西藏、贵州、青海、海南、辽宁。

① 统计结果显示,其回归结果 $t$ 值在1附近,且土地供给偏移政策的实施使得发达地区土地指标减少,而欠发达地区土地指标增多,因而其回归系数不显著的原因是由于存在区域上的异质性导致。

表6的研究结论再次证明了土地供给偏移政策对发达地区和欠发达地区经济增长质量都起到了抑制作用。列(1)中,发达地区土地出让与债券市场金融深化的交叉项回归系数为负,且绝对值略大于全国样本,这说明了现阶段发达地区虽然债券市场金融深化水平逐渐提高,但是土地供给偏移政策实施后,土地供给水平的下降所带来的经济增长质量的损失较大。列(5)中,欠发达地区土地出让的滞后一期与债券市场金融深化交互项的回归系数为负,这表明了土地供给偏移政策实施后,欠发达地区土地出让水平的上升所带来的债券市场金融抑制同样引起了经济增长质量的损失。此外,发达地区与欠发达地区土地出让面积对经济增长质量的影响与全国样本保持一致,发达地区债券市场金融深化对金融资源配置效率的影响强于全国样本。这一回归结果符合经典经济学理论,金融深化程度越高的地区,对金融资源的配置效率会越高。表明发达地区的债券市场金融深化水平强于全国的平均水平,而欠发达地区债券市场金融深化程度较弱。

(三) 土地供给偏移下债券市场金融深化差异对经济增长质量影响的渠道检验

根据前文的检验可知,城投债发行的数量占当地债券市场的比重体现了当地债券市场金融深化的程度,而偏向性的土地供给政策确实强化了欠发达地区政府融资平台和国有企业城投债发行的能力,进而阻碍了欠发达地区金融深化的发展。为了更确切地证明

欠发达地区债券市场金融深化受到阻碍对经济增长质量的负面影响,我们拟通过对地方债务是否存在“借新还旧”来间接证明。如果一个地区的债券市场金融深化程度越高,项目投资的预期回报率将能越好地消化存量债务问题。相反,如果债券市场金融配置受到干预越大,项目预期回报率无法保障债务的按期偿还,就意味着债务存量逐年递增的可能性越大,并且通过不断地借新债来偿还旧债,长期持续下去所带来的债务风险将极大地影响经济增长质量。

由于城投债发行的爆发主要发生在2009年金融危机之后,且2015年之后地方政府主要以发行地方政府债券进行融资,故以2015年为节点分开进行回归。表7为城投债的借新还旧检验,样本区间为2011—2014年。表8为地方债务(城投债与地方政府债券发行总和)的借新还旧检验,样本区间为2015—2017年。我们借鉴了钟辉勇和陆铭(2015)<sup>[40]</sup>的研究方法,首先计算出样本期间年末尚未到期的债务存量作为关键解释变量,再将当年新发行的债务与债务存量进行回归,若存量债务的回归系数显著为正,则在一定程度上间接证明地方政府确实存在借新还旧的现象。这里与钟辉勇和陆铭(2015)<sup>[40]</sup>的做法有两点不同:第一,为了验证欠发达地区债务借新还旧现象是否普遍高于全国平均水平,我们引入了地区虚拟变量与债务存量的交互项进入模型;第二,考虑到有些地区可能存在发新债偿还较早期债务的情况,我们将关键解释变量债务存量滞后一期进行回归。

表7 城投债的借新还旧(2011—2014年)

	被解释变量:人均城投债							
	2011		2012		2013		2014	
人均城投债存量 (滞后一期)	0.167 (0.115)		0.628*** (0.189)		0.947*** (0.179)		1.016*** (0.142)	
人均城投债存量×地区虚拟变量 (滞后一期)		0.553 (0.343)		0.964* (0.485)		0.003 (0.591)		0.632* (0.355)
地区虚拟变量		-0.024 (0.014)		-0.069* (0.035)		-0.068 (0.062)		-0.135 (0.079)
人均转移支付	0.004 (0.014)	0.010 (0.014)	0.018 (0.022)	0.034 (0.025)	-0.003 (0.025)	0.017 (0.036)	0.002 (0.026)	0.053 (0.042)
人均财政收入	0.087 (0.077)	0.189*** (0.064)	-0.172 (0.127)	0.116 (0.112)	-0.156 (0.129)	0.361** (0.162)	-0.080 (0.119)	0.440** (0.180)
人均土地出让收入	0.106** (0.043)	0.103** (0.043)	0.163** (0.076)	0.146 (0.086)	0.125 (0.136)	0.136 (0.205)	0.045 (0.103)	0.353** (0.158)
人均GDP	-0.009 (0.008)	-0.016* (0.008)	0.010 (0.012)	-0.004 (0.015)	0.025* (0.014)	0.000 (0.022)	0.007 (0.014)	-0.020 (0.027)



续前表

	被解释变量：人均城投债							
	2011		2012		2013		2014	
人均贸易量	-0.014 (0.032)	-0.025 (0.033)	-0.024 (0.049)	-0.027 (0.057)	-0.124** (0.054)	-0.168* (0.091)	-0.078 (0.057)	-0.143 (0.102)
常数项	0.012 (0.016)	0.019 (0.021)	0.027 (0.034)	0.033 (0.048)	-0.019 (0.040)	-0.007 (0.080)	0.005 (0.047)	-0.018 (0.108)
观察值	31	31	31	31	31	31	31	31
<i>R-squared</i>	0.784	0.798	0.683	0.619	0.813	0.628	0.899	0.729

由表7的回归结果可知,总体而言,城投债借新还旧现象在2011—2014年间存在不断强化趋势,但欠发达地区表现出比发达地区更严重的趋势仅仅体现在2012和2014年。滞后一期的人均城投债存量在2012、2013、2014年都通过了1%的显著性检验,符号为正。这表明城投债发行中确实存在着借新还旧的现象,且存在偿还较早期遗留债务的情况,与我们预期一致。该系数不断变大的趋势,表明城投债借新还旧的趋势在2015年之前不断被强化。此时,2012年人均存量债务增加1元,会使得2014年的人均城投债发行增加1.02元。2012、2014年交互项系数显著为正,说明城投债的“借新还旧”现象确实存在着明显的地区差异,也即欠发达地区的“借新还旧”现象更为明显。除此以外,2011、2013年城投债存量的滞后一期与地区虚拟变量的交互项回归结果为正,但并不显著,可能的原因是2009年开始,部分地区开始直接发行地方政府债券,逐渐减少了城投债的发行。但由图1可知,我国的基础设施建设的投资并没有因此而减少,其原因可能是部分地方政府债券的发行也是为地方政府的基础设施建设而融资。因此,

2015年及以后将人均城投债及人均地方政府债券的总和作为研究对象,以检验2015年及以后是否存在地方债务的“借新还旧”现象。

表8为2015年之后地方债务(城投债与地方政府债券发行总和)借新还旧检验的回归结果。人均债务存量的回归系数显著为正,但是系数的大小不断缩小。其经济含义表明国家不断规范地方政府融资平台债务融资的相关政策在2015年之后起到明显效果,债务借新还旧现象在全国层面虽然存在,但是程度在弱化。债务存量与地区虚拟变量交互项的回归系数在2015—2017年间都通过了显著性检验,且符号为正。这表明欠发达地区借新还旧债的现象确实强于发达地区。但从该系数不断变小的过程来看,这种现象仍然呈现出不断弱化的趋势。2015年欠发达地区人均债务存量若新增1元,则欠发达地区比发达地区在2017年人均债务发行量多0.25元。因此,可以推论欠发达地区借新还旧现象依然强于全国平均水平,与土地供给偏移政策给当地所带来的富余的建设用地指标有一定的联系。

表8 地方债务的借新还旧(2015—2017年)

	被解释变量：人均地方债务(包括城投债与地方政府债券)					
	2015		2016		2017	
人均地方债务存量 (滞后一期)	0.674*** (0.199)		0.482*** (0.086)		0.244*** (0.036)	
人均地方债务存量×地区 虚拟变量(滞后一期)		0.933** (0.380)		0.567*** (0.111)		0.249*** (0.058)
地区虚拟变量		-0.187 (0.124)		-0.500*** (0.137)		-0.207 (0.123)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	31	31	31	31	31	31
<i>R-squared</i>	0.784	0.747	0.882	0.872	0.827	0.714

注：本表控制变量与表7同。

#### (四) 稳健性检验

为了使得本文的研究结论更为可信,我们对实证模型中的解释变量和被解释变量更换测算指标后重新进行回归。将经济增长的度量替换为全要素生产率( $TFP$ ),将债券市场金融深化的测算指标替换为(全部债券余额-城投债余额)/GDP(用 $Fin\_deep_{new}$ 表示)。

将经济增长质量替换为 $TFP$ 的检验中,回归结果依然稳健。与表5的回归结果相比<sup>①</sup>,当期的土地出让面积与债券市场金融深化交互项的回归系数皆在一定显著性水平上显著为负,表明了土地出让面积与债券市场金融深化之间存在互补效应:当土地出让面积较高时,债券市场的金融深化程度将会受到抑制,此时将会对经济增长的质量造成一定程度上的负面影响。但是,滞后一期的土地出让与债券市场金融深化交互项的回归系数为正,与我们的推论不一致,这可能是土地出让水平在地区上的异质性造成的,因此进行了分地区的回归。回归结果均表明土地供给偏移政策对发达地区和欠发达地区经济增长质量都起到了抑制作用,故而,替换了被解释变量的回归结果依然稳健。同时,发达地区土地出让的滞后一期与债券市场金融深化交互项的回归系数为正,说明发达地区地方政府利用土地发行城投债对经济增长质量的影响没有持续效应。

将债券市场金融深化测度指标替换为 $Fin\_deep_{new}$ 的检验结果中,得到的回归结果依然稳健。在控制了可能对关键解释变量存在干扰的因素的方程中,我们最关心的解释变量,土地出让与债券市场金融深化程度交互项的系数在5%的显著性水平上为负。这说明因土地出让而干扰债券市场金融深化程度确实会降低经济增长质量。这里得出的结论与张军和金煜(2005)<sup>[6]</sup>讨论的金融深化与经济增长之间的关系具有一致性。而我们在前人研究的基础上,进一步考虑了土地要素市场的资源错配所引致的债券市场的金融错配,进而对经济增长质量的抑制。

## 六、结论与启示

### (一) 研究结论

对于正同时经历投融资规模迅速扩张但投资效率不断下滑的欠发达地区,厘清究竟是什么外生因素阻

碍了欠发达地区债券市场金融深化,对于更好地发挥金融支持实体经济高质量发展十分重要。本文的研究结论发现旨在公平的偏向中西部的用地政策所产生的意外结果是抑制了价格机制对欠发达地区债券市场金融资源的配置作用,造成了政府在债券市场的“越位”,债券市场配置效率降低成为土地供给偏移政策在西部地区的“无心之失”。利用2001—2017年省际债券和土地出让市场相关数据,我们发现土地出让对债券市场金融资源的干预有即期与持续效应,土地供给偏移政策加剧了区域间债券市场金融深化的差距。与此同时,欠发达地区债务“借新还旧”的现象远远超过全国平均水平,但呈现逐年递减的趋势。旨在公平的土地供给偏移政策意外地使得欠发达地区更加依赖土地抵押的举债投资增长模式。债务借新还旧的现象将可能产生债务危机,不利于经济高质量发展。

### (二) 启示

我们的研究为中国的区域发展政策在债券市场的“无心之失”提供了证据。中央政府为了实现区域发展,通过调控土地供给来加快欠发达地区的经济增长速度,欠发达地区过快的建设用地指标增长速度意外地增强了国有企业和地方政府在债券市场的融资竞争能力,弱化了价格机制在债券市场配置金融资源的能力。这导致金融资源过度转移到欠发达地区的国有企业和地方政府中进行基础设施投资,促使欠发达地区更加依赖土地作为抵押的投资增长模式,偏离金融支持实体经济高质量发展的目标。

为此,建设用地指标的分配要进行适当的调整以实现全国层面资源配置效率的提高,作为掌握建设用地分配指标的中央政府有必要使紧缺的土地资源与地区经济总量、人口发展需求相匹配,从而弱化地方政府依靠土地干预金融市场的作用,真正发挥金融配置资源的功能,促进经济高质量增长。

同时,本研究也为中国的土地管理政策的调控趋势提供了经验支持。2019年8月26日中央财经委员会第五次会议,最终明确了将使土地供应与人口流动方向一致。因此,将土地供应与人口流动方向一致,增加土地管理的灵活性,也有助于欠发达地区地方政府在债券市场的“越位”变成“归位”。最大程度避免欠发达地区地方政府以地融资、以地投资行为对金融深化进程的阻碍。

① 限于篇幅,未报告当前以及后续稳健性检验的回归结果。如读者需要,可向作者索取。

## 参考文献

- [1] King R G, Levine R. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108 (3): 717-737.
- [2] Merton R C, Bodie Z. A Conceptual Framework for Analysing the Financial Environment [R]. *The Global Financial System*, 1995.
- [3] Beck T, Levine R, Loayza N. Finance and Sources of Growth [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000 (58): 261-310.
- [4] 姜轶嵩, 朱喜. 中国的经济增长与基础设施建设 [J]. *管理评论*, 2004 (9): 57-62, 64.
- [5] 孙早, 杨光, 李康. 基础设施投资促进了经济增长吗——来自东、中、西部的经验证据 [J]. *经济学家*, 2015 (8): 71-79.
- [6] 张军, 金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987—2001 [J]. *经济研究*, 2005 (11): 34-45.
- [7] 周立, 胡鞍钢. 中国金融发展的地区差距状况分析 (1978—1999) [J]. *清华大学学报 (哲学社会科学版)*, 2002 (2): 60-74.
- [8] 彭俞超, 黄婧静, 沈吉. 房地产投资与金融效率——金融资源“脱实向虚”的地区差异 [J]. *金融研究*, 2018 (8): 51-68.
- [9] 蔡跃洲, 付一夫. 全要素生产率增长中的技术效应与结构效应——基于中国宏观和产业数据的测算及分解 [J]. *经济研究*, 2017 (1): 72-88.
- [10] 陆铭, 向宽虎. 破解效率与平衡的冲突——论中国的区域发展战略 [J]. *经济社会体制比较*, 2014 (4): 1-16.
- [11] 郭峰. 土地资本化和中国地区金融扩张 [J]. *财经研究*, 2015 (8): 4-18.
- [12] 吕健. 影子银行推动地方政府债务增长了吗 [J]. *财贸经济*, 2014 (8): 38-48.
- [13] 范剑勇, 莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长 [J]. *经济研究*, 2014 (1): 41-55.
- [14] 刘元春, 陈金至. 土地制度、融资模式与中国特色工业化 [J]. *中国工业经济*, 2020 (3): 5-23.
- [15] 刘守英. 中国土地制度改革: 上半程及下半程 [J]. *国际经济评论*, 2017 (5): 29-56, 4.
- [16] Kiyotaki N, Moore J. Credit Cycles [J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105 (2): 211-248.
- [17] 陆铭, 张航, 梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资 [J]. *中国社会科学*, 2015 (5): 59-83, 204-205.
- [18] 孙秀林, 周飞舟. 土地财政与分税制: 一个实证解释 [J]. *中国社会科学*, 2013 (4): 40-59, 205.
- [19] 常晨, 陆铭. 新城之殇——密度、距离与债务 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017 (4): 1611-1642.
- [20] Banerjee A V, Moll B. Why Does Misallocation Persist? [J]. *American Economic Journal Macroeconomics*, 2010, 2 (1): 189-206.
- [21] Greenwood J, Sanchez J M, Wang C. Financing Development: The Role of Information Costs [J]. *American Economic Review*, 2010, 100 (4): 1875-1891.
- [22] Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. Growing Like China [J]. *The American Economic Review*, 2011, 101 (1): 196-233.
- [23] 冯奎. 中国新城新区现状与创新重点 [J]. *区域经济评论*, 2016 (6): 15-25.
- [24] 陆铭, 陈钊. 大国治理: 发展与平衡的空间政治经济学 [M]. 上海: 上海人民出版社, 2021: 291.
- [25] 龚强, 王俊, 贾坤. 财政分权视角下的地方政府债务研究: 一个综述 [J]. *经济研究*, 2011 (7): 144-156.
- [26] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为 [J]. *经济研究*, 2011 (12): 72-85.
- [27] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 赵鹰妍. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据 [J]. *金融研究*, 2014 (1): 1-15.
- [28] Han L, Lu M. Housing Prices and Investment: An Assessment of China's Inland-Favoring Land Supply Policies [J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, 22 (1), 106-121.
- [29] 金媛, 邱丽, 徐德贵, 王世尧. 偏向性的土地供给政策是否抑制了金融深化的经济效果 [J]. *金融经济研究*, 2021 (5): 98-113.
- [30] Liang Z. Financial Development, Growth, and Regional Disparity in Post-Reform China [EB/OL]. University of Au-vergne Working Paper, 2003 (1): 1-15.
- [31] 卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长 [J]. *中国社会科学*, 2004 (1): 42-55, 206.
- [32] McKinnon R I. Money and Capital in Economic Development [M]. Washington, DC: Brookings Institute Press, 1973.
- [33] Shaw E S. Financial Deepening in Economic Development [M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [34] 罗党论, 余国满. 地方官员变更与地方债发行 [J]. *经济研究*, 2015 (6): 131-146.
- [35] 庞保庆, 陈硕. 央地财政格局下的地方政府债务成因、规模及风险 [J]. *经济社会体制比较*, 2015 (5): 45-57.
- [36] 黄春元, 毛捷. 财政状况与地方债务规模——基于转移支付视角的新发现 [J]. *财贸经济*, 2015 (6): 18-31.
- [37] 张莉, 年永威, 刘京军. 土地市场波动与地方债——以城投债为例 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (3): 1103-1126.
- [38] 陆铭. 建设用地使用权跨区域再配置: 中国经济增长的新动力 [J]. *世界经济*, 2011 (1): 107-125.
- [39] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告 (2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [40] 钟辉勇, 陆铭. 财政转移支付如何影响了地方政府债务? [J]. *金融研究*, 2015 (9): 1-16.

(责任编辑: 李 晟 张安平)



# 女性高管能否改善业绩预告质量？

## Can Female Executives Improve Management Earnings Forecasts?

窦超 韦婧婧 王瑞华 孙睿

DOU Chao WEI Jing-jing WANG Rui-hua SUN Rui

**[摘要]** 近几年业绩预告相关问题频发，利用业绩预告误导市场、牟取私利的案件屡见不鲜，引发投资者、债权人对业绩预告质量的担忧，如何有效解决这一问题成为眼下实务界与学术界共同关注的一大热点。在女性高管群体日益壮大、影响力逐步提升的大背景下，本文以我国A股上市公司数据为样本，考察女性高管对管理层业绩预告的影响。研究发现：女性高管有助于提高管理层业绩预告质量，具体包括业绩预告的准确度、业绩预告的精确度以及业绩预告的积极性。进一步，通过异质性分析发现内部寻租动机较强的企业，或外部治理环境较差的企业，或核心岗位高管为女性的企业，女性高管对业绩预告准确度和精确度的提高作用更为明显。本文不仅丰富了女性高管的相关研究，拓展了业绩预告分析的文献，也对提高上市公司质量的监管机制具有重要启示。

**[关键词]** 女性高管 业绩预告 寻租动机 治理环境 核心高管

**[中图分类号]** F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0059-11

**Abstract:** In recent years, problems related to earnings forecasts have occurred frequently. Cases of using earnings forecasts to mislead the market and seek private interests are common, which has aroused investors and creditors' concerns about the quality of earnings forecasts. How to solve the problem has become a hot spot in the practical and academic circles. Under the background of the growing group of female executives and the gradual improvement of their influence, the paper takes the data of China's A-share listed companies as the research sample to examine the impact of female executives on the earnings forecasts of management. The results show that: female executives help to improve the quality of corporate earnings forecasts, including the accuracy of earnings forecasts, the precision of earnings forecasts and the enthusiasm of earnings forecasts. Further, through heterogeneity analysis, it is found that for enterprises with strong internal rent-seeking motivation, or enterprises with poor external governance environment, or enterprises with female executives in core positions, female executives play a more obvious role in improving the quality of earnings forecasts. The paper not only enriches the relevant research of female executives and expands the literature of earnings forecasts analysis, but also has important enlightenment for the regulatory mechanism to improve the quality of listed companies.

**Key words:** Female executives management Earnings forecasts Rent-seeking motivation External governance Core executive

**[收稿日期]** 2020-11-27

**[作者简介]** 窦超，男，1990年9月生，中央财经大学商学院副教授，管理学博士，研究方向为财务会计与资本市场；韦婧婧，女，1984年10月生，中央财经大学商学院博士研究生，研究方向为财务会计与公司治理；王瑞华，男，1962年1月生，中央财经大学商学院教授，博士生导师，研究方向为财务会计与资本市场；孙睿，女，1988年10月生，就职于农银金融资产投资有限公司，管理学硕士，研究方向为企业创新、政府采购和资产评估。本文通讯作者为韦婧婧，联系方式为417918634@qq.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目“政府背景大客户能否助力民企纾困？——影响因素、作用机理及经济后果”（项目编号：72002235）；教育部人文社会科学研究青年基金项目“政府背景客户能否改善资本市场认知——基于“供应链风险传递”与“政府扶持”双重视角”（项目编号：20YJC30016）。

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

针对我国转轨制度背景,为深化改革和加强监管,推动资本市场持续健康发展,中国证监会适时推出了半强制业绩预告制度。然而,由于我国证监会对业绩预告“违规”的惩罚力度较弱(宋云玲等,2011<sup>[1]</sup>),上市公司业绩预告中“违规”披露、准确率低、非精确披露行为屡见不鲜,严重干扰了正常的市场秩序。类似獐子岛集团“扇贝跑了”的业绩预告变脸案件在近年我国资本市场层出不穷,成为影响市场公平公正的绊脚石,严重阻碍了业绩预告的风险警示作用,与中国共产党第十九次全国代表大会报告提出的“防范化解重大风险”政策相悖。因此,在现有“依法、全面、从严”的监管体系下,“业绩预告与实际情况差异较大”<sup>①</sup>的行为无疑将导致中小投资者权益无法得到有效保障,滋生内幕交易与违规操作,不利于我国资本市场的长期健康发展。那么,中小投资者困境如何改善?企业业绩预告质量如何得到保障?随着众多公司治理机制在长期运用过程中逐渐被市场实践证明无效,传统公司治理视角研究其对企业信息披露质量的影响开始显现出很多的缺陷与争议。在这一背景下,从高管团队结构出发探求企业治理机制变革的呼声不断出现,让更多女性参与公司治理的倡议和实践也变得越来越来(李小荣和刘行,2012<sup>[2]</sup>),相关研究也开始受到实务界和学术界的广泛关注,这也为本文研究女性高管如何影响企业业绩预告提供了不可多得的窗口。

事实上,从我国资本市场近些年涌现出来的风云人物与重大事件不难观察到,女性管理层正成为影响我国企业经营决策的重要力量。如董明珠女士选择刘姝威女士担任独立董事,践行相对严格的公司治理和监管,这与其坚持自主研发、对抗宝能系、保住格力制造属性、坚持行业打假的做法相承,也与女性高管道德水平较高等特质相吻合。与之对应的,学术界对女性的研究也大量发现女性参与高管团队的优势,如Francis等(2014)<sup>[3]</sup>发现女性CFO的税务处理更为稳健;Faccio等(2016)<sup>[4]</sup>认为女性CEO管理的公司运营更长久。业绩预告作为企业信息披露的重要组成部分,其质量把关尤为重要。一方面高质量的业绩预告可以降低信息不对称,为企业股东、债权人以及外

部监管者、分析师等判断公司价值和前景提供必要的信息(罗玫和宋云玲,2012<sup>[5]</sup>;Huang等,2018<sup>[6]</sup>)且在加总层面影响宏观经济预判(李晓溪等,2019<sup>[7]</sup>),可为国家政策制定和经济调控提供依据(Anilowski等,2007<sup>[8]</sup>;孙坚强等,2018<sup>[9]</sup>);另一方面,在公司业绩可能剧烈变动时高质量的业绩预告能够及时警示投资者(孙坚强等,2018<sup>[9]</sup>),维护中小投资者权益,因此女性高管在这一过程能否发挥积极作用成为一件值得关注的事情。基于女性高管影响不断增强的社会文化背景,探究女性高管能否有效提高管理层业绩预告质量极具研究价值。

本文可能的贡献如下:第一,丰富了女性高管和业绩预告的研究。现有研究多探讨女性高管对定期报告等历史信息或公司监管的作用,较少关注到业绩预告这一前瞻性的信息披露,更遑论影响机制。本文有助于拓展女性高管和管理层业绩预告的相关文献。第二,本文从公司治理角度提供了管理层业绩预告影响因素的经验证据,丰富了公司治理的有效途径。已有文献研究提供了外部监管影响业绩预告质量的证据,但是关于直接参与业绩预告行为的管理层的研究相对缺乏,本文丰富了公司治理的有效途径。第三,在中国共产党第十九次全国代表大会报告强调“转变政府职能,创新监管方式”背景下,如何有效创新监管是项有意义的课题。基于本研究,我国是否可借鉴国外经验,颁布律法增加女性高管比例?本文的研究为创新监管进行了铺垫。第四,本文的研究还具有重要的现实文化意义。如今男女平等已经是社会潮流,本文的研究丰富并推进了这一社会文化发展。

## 二、文献回顾及研究假设

### (一) 文献综述

#### 1. 管理层业绩预告。

业绩预告作为推动资本市场持续健康发展的重要一环,在理论界引起广泛关注,现有文献主要集中于业绩预告的影响因素研究。刘慧芬和王华(2015)<sup>[10]</sup>、周楷唐等(2017)<sup>[11]</sup>、宋云玲和罗玫(2017)<sup>[12]</sup>发现企业外部环境如竞争环境与政策不确定性、外部制度会影响业绩预告质量;袁振超等(2014)<sup>[13]</sup>、王玉涛和段梦然(2019)<sup>[14]</sup>分别从企业所有权性质、公司战略方面论述;余怒涛等(2020)<sup>[15]</sup>、袁振超等

<sup>①</sup> 业绩预告与实际情况差异较大,主要指需要警惕的上市公司业绩预告变脸行为,详见中证网:[http://www.cs.com.cn/sylm/zjyl\\_1/201708/t20170815\\_5423346.html](http://www.cs.com.cn/sylm/zjyl_1/201708/t20170815_5423346.html)。

(2014)<sup>[13]</sup>、Cheng等(2013)<sup>[16]</sup>从公司内部治理方面展开研究,发现公司规模、代理成本、股权质押、机构投资者持股、上市公司股权激励、大股东减持会影响业绩预告质量(鲁桂华等,2017<sup>[17]</sup>;钱爱民,2018<sup>[18]</sup>);宋云玲等(2011)<sup>[1]</sup>、王允英等(2019)<sup>[19]</sup>、李晓溪等(2019)<sup>[7]</sup>认为外部监督机制如诉讼成本、证监会处罚、分析师跟踪、投资者注意力以及年报问询函等均对业绩预告质量产生积极影响。

## 2. 女性高管。

女性参与高管团队对企业行为的影响,即以高管中至少存在一名、多名女性高管或者高管中女性比例为研究变量,研究其对企业行为的影响(Gul等,2011<sup>[20]</sup>)。

按照女性高管的影响机理和理论基础划分,女性高管的相关文献可分为风险厌恶、不过度自信、沟通技巧强及伦理道德高四个方面。第一,风险厌恶与企业行为。Huang和Kisgen(2013)<sup>[21]</sup>、Khan和Vieito(2013)<sup>[22]</sup>认为,女企业家厌恶风险,她们经营稳健并且任职公司具备较强的危机管理水平,外部宏观经济水平下行对其业绩冲击不大。第二,不过度自信与企业行为。Barber和Odean(2001)<sup>[23]</sup>发现女性高管更不过度自信,这一特征导致男性参与市场交易的交易量显著高于女性,具体来看,交易量约高出45%。李世刚(2013)<sup>[24]</sup>发现女性高管能显著减少上市公司冒险行为,并进一步影响投资现金流敏感度和内部融资偏好。随后,Levi等(2014)<sup>[25]</sup>发现女性董事可以降低企业并购溢价,这说明女性董事在决策中更不过度自信。孙亮等(2016)<sup>[26]</sup>也表明,女性董事可有效抑制过度投资。第三,沟通技巧与企业行为。Bostjancic(2010)<sup>[27]</sup>和Groves(2005)<sup>[28]</sup>指出,女性领导者比男性更善于控制自己的情绪从而避免冲突;合作意识与个人感召力强,掌握情感技巧并擅长社交。第四,伦理道德与企业行为。Eagly等(2004)<sup>[29]</sup>指出,女性比男性更有同情心,对一些反常行为也更为宽容;Manner(2010)<sup>[30]</sup>进一步研究发现女性CEO会提高企业社会责任绩效。曾春影(2018)<sup>[31]</sup>也从利他动机视角出发,表明女性CEO与企业捐赠显著正相关。

## (二) 研究假说

管理层披露业绩预告信息有多种动机,具体而言,包括资本市场交易动机(王允英等,2019<sup>[19]</sup>)、薪酬激励动机(Aboody等,2000<sup>[32]</sup>)和规避诉讼风险动机(李晓溪等,2019<sup>[7]</sup>)等。基于以上动机,

管理层一方面会通过信息披露来降低信息不对称,另一方面也会为了私利而滥用自由裁量权(鲁桂华等,2017<sup>[17]</sup>)。由于业绩预告失实引发的监管风险较低(宋云玲等,2011<sup>[1]</sup>),所以在实际操作中,管理者在一定范围内可以选择是否披露以及是否真实、准确、完整、及时地披露业绩预告,然而,过度乐观和过度保守的业绩预告均非高质量的业绩预告。高质量的业绩预告对业绩预告的准确度和精确度要求更为严格,也只有高质量的业绩预告才能降低信息不对称,为企业股权、债券投资者以及外部监管者如分析师等预判公司价值和前景提供必要的信息,并予以警示。而业绩预告失实会影响投资者和分析师对公司前景和价值的判断(Huang等,2018<sup>[6]</sup>;罗玫和宋云玲,2012<sup>[5]</sup>),更在加总层面影响宏观经济预测及政策变更(孙坚强等,2018<sup>[9]</sup>;Anilowski等,2007<sup>[8]</sup>)。所以,作为业绩预告的直接参与者,高管团队对管理层业绩预告质量的影响值得关注,而高管的背景特征将在很大程度上影响企业行为(Hambrick和Mason,1984<sup>[33]</sup>),性别恰好是背景特征的重要维度之一。已有研究表明女性高管具有风险厌恶、不过度自信、沟通技巧强以及伦理道德水平高等特征(Khan和Vieito,2013<sup>[22]</sup>;Levi等,2014<sup>[25]</sup>;Bostjancic,2010<sup>[27]</sup>;曾春影,2018<sup>[31]</sup>),所以女性高管必将影响其业绩预告行为。

具体到高管中的女性高管身上,大量的实践经验与研究成果都发现女性高管较男性高管有着特殊优势:首先,女性高管相对更厌恶风险和谨慎小心,所以女性高管可以促进业绩预告质量的提高。一来,高质量的业绩预告可以使投资者获取真实、准确、完整、及时的财务信息,反之,如果参与管理层业绩预告的人员提供的业绩预告质量较低,那么投资人获得的业绩预告可能为虚假记载、误导性陈述或者重大遗漏和不及时的业绩预告,这无疑增加了公司信息不对称程度。投资者掌握公司经营状况的信息相对越少,其参与公司投资以及认购公司股份的积极性越低,进而提高了企业融资难度,从而提高了企业资本成本(章卫东等,2017<sup>[34]</sup>)。企业资本成本的增加意味着企业经营难度的提高,此举甚至增加了企业陷入财务困境乃至财务破产的风险。高管个人的声誉和职业通道与企业经营息息相关,可见,女性高管不过度自信和谨慎的个人特质(Faccio等,2016<sup>[4]</sup>)会促使其提高业绩预告质量以降低一系列的风险。二来,虽然监管部门对业绩预告违规的处罚方式绝大部分为



“公开谴责”，然而仍不乏针对高管个人做出严重行政处罚的个案，如证监会对“欧浦智网”董事长兼时任董秘、“中润资源”董事长以及财务总监和董秘等出具警示函，而女性高管较男性而言具有风险厌恶和更为谨慎的特质（Levi等，2014<sup>[25]</sup>；孙亮，2016<sup>[26]</sup>），这必然促使女性高管提高业绩预告质量从而降低诉讼风险。三来，一旦管理层人员涉嫌操纵业绩预告，那么无疑将会面临证监会依法惩处，而在高管受到证监会惩处后，很可能将会面临再就业风险。具体而言，监管部门对业绩预告违规的处罚方式绝大部分为“公开谴责”，这对公司业绩而言，影响有限（宋云玲等，2011<sup>[1]</sup>），然而，就参与业绩预告的高管而言，诚信档案制度的普及使得这一“公开谴责”对高管个人声誉造成极大负面影响。显然，声誉较高的高管在业内拥有更高的公信力和更顺利的职业通道。由于“玻璃天花板”的广泛存在，女性重新进入新公司的高管团队变得很有挑战。女性高管生理与文化上的“局限”，使其在就业市场与职业晋升上面临诸多劣势，所以她们在操纵业绩预告时会面临更大的机会成本，而女性高管较男性而言具有风险厌恶和更为谨慎的特质（Levi等，2014<sup>[25]</sup>；孙亮，2016<sup>[26]</sup>），据此，女性参与高管团队很可能会促进管理层提高业绩预告质量。

其次，女性高管沟通能力相对更强，所以女性高管可以促进业绩预告质量的提高。具体而言，业绩预告具有多种形式，分为点估计、区间估计和定性估计，所以管理层在半强制预告前提下对上市公司业绩预告质量的控制具有一定现实复杂性。一方面，现今社会商业极度繁荣，经济高速发展，上市公司面临的各项交易纷繁复杂，复杂交易可能横跨相关部门，一些交易事项的会计处理可能需要部门间反复沟通才能得出恰当的处理结论。另一方面，财务信息的形成不仅仅是机械化的簿记工作，虽然会计电算化的普及大幅提高了基础财务核算、简单的会计报表编制等工作效率，但是在具体会计核算、信息披露等事项处理方面还包含较多信息系统无法替代人工完成的工作内容，如公司在对外披露财务报告前，还需与税务部门沟通税收结算，聘请会计师事务所完成审计工作，获取合并范围内各会计主体的财务报表、合并报表等。这些会计事项的处理均需要上传下达，人际沟通。而女性高管比男性更善于情绪管控（Bostjancic，2010<sup>[27]</sup>），而且拥有较高的合作意识、社交情感技巧和更高的个人感召力（Groves，2005<sup>[28]</sup>），所以更擅

长处理此类纷繁复杂的事务。据此，女性参与高管团队会促进管理层提高业绩预告质量。

再者，女性高管道德水平相对更高，所以女性高管可以促进业绩预告质量的提高。一方面，在非强制披露条件下，管理层可以不进行业绩预告披露，或者不真实、准确、完整、及时地披露。但是，据证监会《上市公司信息披露管理办法》，高管人员应当忠实、勤勉地履行披露职责，真实、准确、完整、及时地披露业绩预告，而女性高管更勇于承担企业社会责任，所以，高管团队女性比例越高，其对信息披露的成本、需求、风险等因素的考量更具社会责任意识，对企业社会责任披露越有积极的影响（Manner，2010<sup>[30]</sup>；王士红，2016<sup>[35]</sup>）。另一方面，纷繁复杂的交易事项使得相关会计处理需要耗费更多的时间和精力，非程序化交易事项的处理甚至可能需要横跨相关月度，这就需要管理层付出更多时间和精力来估算业绩预告。女性高管相对男性而言，道德水平和责任心更强（Manner，2010<sup>[30]</sup>；曾春影，2018<sup>[31]</sup>），所以其更能付出较多的时间和精力来精进业绩预告质量。据此，女性参与高管团队会促进管理层提高业绩预告质量。

基于上述分析，本文提出了第一个研究假说：

**H1：**女性高管会促进管理层提高业绩预告质量。

在前文主要假说的基础上，本文进一步考察企业内部寻租动机、外部治理环境以及公司核心岗位高管性别对女性高管与业绩预告准确度和精确度关系的影响。首先，企业内部寻租机会强化女性高管的影响力，可能进一步影响女性高管改善业绩预告水平。一来，寻租企业为了逃避司法行政处罚和免除舆论监督压力，有动机操纵会计信息，降低财务报告质量，增加企业的信息不对称程度（陈骏和徐捍军，2019<sup>[36]</sup>）。二来，寻租行为会降低企业的投资效率、创新活动，扭曲企业配置，阻碍企业成长（Claessens和Laeven，2003<sup>[37]</sup>），在此，本文也怀疑管理者的消极心理会影响企业的信息披露水平。所以，在内部寻租动机较强的企业，管理者更有动机通过业绩预告“变脸”误导投资者决策，从而达到其市场操纵和内幕交易的目的，而女性高管具备的优点无疑能较好克服管理层寻租动机，其在这一逆境中女性高管的优势反而能更加明显地体现出来。管理层权力会影响其薪酬的制定，从而使薪酬制定成为管理者的寻租手段（Bebchuk等，2002<sup>[38]</sup>），当管理者操纵薪酬进行寻租时，为达到攫取私人利益的目的，这些管理者通常

通过会采用不领取薪酬（或领取 1 美元）方式掩饰其寻租目的。本文参考 Loureiro 等（2010, 2011）<sup>[39][40]</sup>的方法，采用“零薪酬”来衡量企业寻租行为<sup>①</sup>。基于以上分析，本文提出假设 2a。

**H2a:** 在内部寻租动机较强的企业，女性高管更可能提高管理层业绩预告的准确度和精确度。

其次，由于有效的外部治理可以约束管理层行为，所以公司外部治理水平会影响女性高管的影响力，进一步影响女性高管改善业绩预告水平。企业所处地区的市场化程度是外部治理环境的重要特征之一（李延喜等，2012<sup>[42]</sup>），而地方市场分割是建设全国统一的市场体系的重要阻碍，也是改革开放以来中国经济发展的重要特征之一。一方面，市场化进程越高，越利于社会中介组织和法律系统实施监督（杨兴全等，2014<sup>[43]</sup>）；另一方面，市场化程度越高的地区，比如东部沿海地区，要素市场和产品市场发育程度更高，这使得企业更容易获取从事经营活动所必需资金（周泽将和李鼎，2019<sup>[44]</sup>），业绩预告的违规动机也更低，即在市场化进程落后的地区，企业不但外部监督有限，而且融资困难，企业违规动机更高。基于此，本文提出假设 2b。

**H2b:** 在外部治理环境较差的企业，女性高管更可能提高管理层业绩预告的准确度和精确度。

再者，高管团队的职位限定使得部分职位对业绩预告质量的影响有限，而核心岗位领导影响较大，会影响女性高管的影响力，进一步影响女性高管改善业绩预告水平。通过对沪深两市上市公司“业绩变动原因”的文本信息进行提取，参与主体为“董事会”的文本出现频率最高，可见在进行业绩预告时，董事会的意见极其重要。公司的董事长作为公司的最高领导者，由董事会选出，代表董事会领导公司的方向和策略（Adams 和 Ferreira，2009<sup>[45]</sup>）。同时，公司的 CEO 是企业决策的主体，掌握公司长期战略和日常运营决策权（李小荣和刘行，2012<sup>[2]</sup>），全面负责企业经营管理并向董事会负责。在此背景下，董事长或者 CEO 为女性时，女性高管的发言权和影响力增加（Faccio 等，2016<sup>[4]</sup>），有利于女性高管发挥性别优势做出更高质量的业绩预告。基于此，本文提出假设 2c。

**H2c:** 当企业的核心岗位高管为女性时，女性高

管更可能提高管理层业绩预告的准确度和精确度。

### 三、研究设计

#### （一）样本与数据

为研究女性高管对高管团队业绩预告水平的影响，鉴于新会计准则的实施，本文使用 2008—2017 年沪深两市上市公司为样本，考察女性高管对高管团队业绩预告水平的影响。上市公司业绩预告以及公司基本特征、年报相关数据来自 WIND 数据库；高管团队的个人特征相关数据来自国泰安数据库。参考相关文献（李晓溪等，2019<sup>[7]</sup>），本文以观测当年参与业绩预告的公司为样本。筛选过程详见表 1。

表 1 筛选过程

样本组成		样本数量
初始样本		13 371
删除	银行类	379
	非银金融类	836
	主要变量缺失	3 376
最终样本		8 780

资料来源：本文整理。

#### （二）变量定义

##### 1. 业绩预告质量。

为检验女性高管对高管团队业绩预告水平的影响，本文需要考察业绩预告质量的差异。考虑到准确度和精确度较高的业绩预告能够降低法律风险（Houston 等，2019<sup>[46]</sup>），且自愿业绩预告有助于扭转市场负面预期（Graham 等，2005<sup>[47]</sup>），故有关业绩预告的信息质量，本文采用业绩预告准确度（*Error*）、业绩预告精确度（*Width*）、业绩预告的积极性（*Voluntarys*）来衡量。

##### 2. 女性高管。

本文参考 Gul 等（2011）<sup>[20]</sup>，采用高管团队<sup>②</sup>的女性占比作为女性高管（*Femalerate*）的衡量指标。

##### 3. 控制变量。

本文借鉴李晓溪等（2019）<sup>[7]</sup>、Cassell 等（2013）<sup>[48]</sup>选择控制变量。A. 股权特征：是否国有企业（*SOE*）、股权集中度（*OWNCON*）；B. 公司基本面不同，故控制公司特征变量，具体包括：公司资产负债率

① 依据“管理层权力理论”，管理层巨额薪酬也是内部寻租的手段（唐松和孙铮，2014<sup>[41]</sup>），针对与“零薪酬”对应的“天价薪酬”现象，本文采用高管薪酬水平进行了稳健性检验。

② 高管团队主要包括董事、监事、总经理、副总经理、财务负责人以及上市公司董事会秘书和公司章程规定的其他人员。

(*Lev*)、市账比 (*MB*)、公司业绩 (*Opic\_ratio*)、增长率 (*Growth*)、上市年限 (*Age*)、公司规模 (*Size*)、盈余管理水平 (*DACC*)、经营活动现金净额 (*Cash*)；

C. 控制了年度 (*Year*) 和行业 (*Industry*) 固定效应。为避免极端值影响，本文对所有连续变量进行 1% 缩尾处理。变量含义详见表 2。

表 2 变量含义

变量名称	变量符号	变量说明
业绩预告的准确度	<i>Error</i>	借鉴 Ajinkya 等 (2005) <sup>[49]</sup> 、李晓溪等 (2019) <sup>[7]</sup> ，(预测净利润-实际净利润)×100/股价，取绝对值
业绩预告的精确度	<i>Width</i>	借鉴 Li 和 Zhang (2015) <sup>[50]</sup> 、李晓溪等 (2019) <sup>[7]</sup> ，点估计则为 0；区间估计采用 (预测区间上限-预测区间下限)×100/股价
业绩预告积极性	<i>Voluntarys</i>	参照王玉涛和段梦然 (2019) <sup>[14]</sup> 、李晓溪等 (2019) <sup>[7]</sup> ，采用所有参与业绩披露公司是否为强制披露来衡量业绩预告积极性，即公司自愿披露业绩预告则 <i>Voluntary</i> 取 1，否则取 0
女性高管	<i>Femalerate</i>	参考 Gul 等 (2011) <sup>[20]</sup> 采用女性高管占比衡量
高管薪酬	<i>CEOPaidSigns</i>	哑变量，参考 Loureiro 等 (2010, 2011) <sup>[39][40]</sup> ，CEO “零薪酬” 为 0，其他为 1。
市场化进程	<i>Fangang</i>	参考赵永亮等 (2008) <sup>[51]</sup> ，采用樊纲市场化指数
核心岗位高管性别	<i>CGender</i>	董事长为女性或者 CEO 为女性时 <i>CGender</i> 取值为 1，否则取 0
股权制衡	<i>OWNCON</i>	第一大股东持股比例/第二大股东持股比例
是否国有企业	<i>SOE</i>	哑变量，国有为 1，其他为 0
财务杠杆	<i>Lev</i>	资产负债率，计算为期末负债总额除以期末资产总额
市账比	<i>MB</i>	公司市值账面比 (证监会算法)
经营业绩	<i>Opic_ratio</i>	年度经营活动净收益除以当年利润总额
营业利润增长率	<i>Growth</i>	营业利润增长率
上市年限	<i>Age</i>	(上市年限+1) 的对数
公司规模	<i>Size</i>	公司营业收入的对数
经营活动现金净额	<i>Cash</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
盈余管理	<i>DACC</i>	基本 JONES 模型计算

资料来源：笔者整理。

### (三) 模型设计

本文从两个方面对提出的假设分别进行了实证研究。首先，针对假设 1 女性高管对业绩预告质量的影响，本文借鉴李晓溪等 (2019)<sup>[7]</sup> 所使用的实证模型，设计了如下框架作为本文所使用的主要实证方法，为了控制其他因素对女性高管与公司业绩预告质量关系的影响，基于参与业绩预告的公司数据，建立如下模型：

$$MFQuality_i = \beta_0 + \beta_1 Femalerate_i + \beta_2 Controls + Industry + year + \varepsilon \quad (1)$$

其中，被解释变量 *MFQuality<sub>i</sub>* 为业绩预告质量，包括 *Error<sub>i</sub>*、*Width<sub>i</sub>*、*Voluntary<sub>i</sub>*。变量定义见表 2。本文参考王玉涛和段梦然 (2019)<sup>[14]</sup> 的做法，控制年度 (*year*) 和行业 (*Industry*) 固定效应。

进一步，针对假设 2 本文考察企业内部寻租动机、外部治理环境和核心岗位高管性别对女性高管与管理层业绩预告水平关系的影响。本文采用如下模型

检验：

$$MFQuality'_i = \beta_0 + \beta_1 Femalerate_i + \beta_2 Group_i \times Femalerate_i + \beta_3 Group_i + \beta_4 Controls + Industry + year + \varepsilon \quad (2)$$

其中，被解释变量 *MFQuality'<sub>i</sub>* 为业绩预告的精确度和准确度，包括 *Error<sub>i</sub>*、*Width<sub>i</sub>*、*Group<sub>i</sub>*，调节变量包括高管薪酬 (*CEOPaidSigns<sub>i</sub>*)、企业所在地区市场化进程水平 (*Fangang*)、核心岗位高管性别 (*CGender*)。具体定义参见表 2。

## 四、实证结果及分析

### (一) 描述性统计

表 3 报告了样本主要变量的描述性统计。企业女性高管占比均值为 0.154，说明我国上市公司女性高管占比较低，这与瑞信研究部公布的中国女性高管的占比现状是一致的，而本文的研究正是致力于改变这一现状进而促进男女平等，体现了研究意义之所在。



*Voluntarys* 均值为 0.345, 说明在业绩预告样本中, 有 34.5% 为自愿披露, 这符合我国半强制性预告制度的现 实。*Error*、*Width* 在分布上均存在较大差异, 这为研究 女性高管如何影响业绩预告质量提供了潜在的可行性。

表 3 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Error</i>	8 780	0.495	0.982	0.001	6.562
<i>Width</i>	8 780	0.477	0.541	0.000	3.159
<i>Voluntarys</i>	8 780	0.345	0.475	0.000	1.000
<i>Femalerate</i>	8 780	0.154	0.158	0.000	1.000
<i>OWNCON</i>	8 780	10.459	18.328	0.765	129.4
<i>SOE</i>	8 780	0.343	0.475	0.000	1.000
<i>Size</i>	8 780	13.119	0.931	11.270	16.166
<i>MB</i>	8 780	1.187	0.790	0.117	15.725
<i>Lev</i>	8 780	0.447	0.232	0.053	0.985
<i>Opic_ratio</i>	8 780	0.693	0.856	-3.558	1.662
<i>Growth</i>	8 780	-0.201	4.478	-17.868	16.187
<i>Age</i>	8 780	2.714	0.389	1.609	3.401
<i>Voluntarys</i>	8 780	0.345	0.475	0.000	1.000
<i>DACC</i>	8 780	-0.004	0.101	-0.318	0.353
<i>Cash</i>	8 780	0.037	0.076	-0.188	0.337

资料来源: 笔者通过 Stata 软件计算, 下同。

(二) 女性高管与业绩预告

为了检验女性高管对管理层业绩预告质量的影响, 表 4 依据模型 1 参照主流做法采用全样本数据进行相应的回归分析, 结果如表中 Panel A 所示。列 (1)~列 (3) 对全变量从业绩预告的准确度、业绩预告的精确度以及业绩预告的自愿性分析, 发现女性高管与业绩预告准确度指标 *Error* 负相关 ( $\beta = -0.127$ ), 且结果在 5% 的水平上显著; 女性高管与业绩预告精确度指标 *Width* 负相关 ( $\beta = -0.111$ ), 且结果在 1% 的水平上显著; 女性高管与业绩预告积极性指标 *Voluntarys* 正相关 ( $\beta = 0.556$ ), 且结果在 1% 的水平上显著。这表明女性高管可以提高管理层业绩预告质量。由于自愿业绩预告上市公司自由裁量权更大, 所以表 4 列 (4)、列 (5) 选取自愿业绩预告公

司的披露质量作为研究对象进行了检验, 得出了一致结论。其中, 有关业绩预告积极性的研究, 由于创业板 2012 年后为全强制业绩预告披露要求 (周楷唐等, 2017<sup>[11]</sup>)、中小板上市公司从 2007 年起执行强制性业绩预告制度 (宋云玲和罗玫, 2017<sup>[12]</sup>), 故表 4 列 (6) 删除创业板和中小板样本, 仅用主板样本进行了检验。研究显示女性高管与业绩预告积极性指标 *Voluntarys* 显著正相关 ( $\beta = 0.744$ ), 进一步表明女性高管可以提高管理层业绩预告积极性。

此外, VIF 的检验结果也均小于临界值 10, 表明本文研究模型不存在明显的自相关问题。综上所述, 女性高管能够改善管理层业绩预告质量, 与假说 1 的预期相一致。

表 4 女性高管比例与管理层业绩预告行为

变量	Panel A			Panel B		
	<i>Error</i> (1)	<i>Width</i> (2)	<i>Voluntarys</i> (3)	<i>Error</i> (4)	<i>Width</i> (5)	<i>Voluntarys</i> (6)
<i>Femalerate</i>	-0.127** (-2.14)	-0.111*** (-3.30)	0.556*** (3.12)	-0.190** (-2.16)	-0.088** (-1.97)	0.744* (1.88)
<i>OWNCON</i>	-0.002*** (-2.87)	-0.001 (-1.46)	-0.002 (-1.35)	-0.002** (-2.41)	-0.001 (-1.50)	-0.005 (-1.34)
<i>SOE</i>	0.028 (1.06)	-0.005 (-0.39)	-0.047 (-0.66)	0.037 (1.09)	0.015 (0.87)	0.264* (1.86)
<i>SIZE</i>	0.086*** (7.58)	0.064*** (12.06)	0.192*** (6.34)	0.095*** (6.94)	0.047*** (7.64)	0.258*** (4.92)

续前表

变量	Panel A			Panel B		
	Error (1)	Width (2)	Voluntarys (3)	Error (4)	Width (5)	Voluntarys (6)
<i>MB</i>	-0.129*** (-7.25)	-0.104*** (-10.58)	0.264*** (5.38)	-0.164*** (-6.20)	-0.078*** (-6.91)	-0.054 (-0.48)
<i>Lev</i>	0.835*** (11.85)	0.180*** (5.13)	-1.920*** (-10.07)	1.032*** (11.80)	0.217*** (5.18)	-1.833*** (-5.25)
<i>Opic_ratio</i>	0.111*** (10.53)	0.057*** (11.08)	0.196*** (4.43)	0.111*** (9.83)	0.052*** (9.81)	0.017 (0.29)
<i>Growth</i>	0.001 (0.34)	-0.000 (-0.18)	-0.009 (-1.38)	0.002 (0.55)	0.000 (0.11)	-0.000 (-0.05)
<i>Age</i>	0.079** (2.26)	-0.081*** (-4.12)	-2.574*** (-25.44)	0.034 (0.79)	-0.090*** (-3.91)	0.120 (0.27)
<i>Voluntarys</i>	-0.081*** (-4.35)	0.077*** (6.29)				
<i>DACC</i>	-1.478*** (-6.38)	-0.096 (-0.98)	4.613*** (11.19)	-1.730*** (-6.43)	-0.201* (-1.81)	2.477*** (4.22)
<i>Cash</i>	-1.236*** (-4.52)	0.240* (1.88)	5.647*** (10.54)	-1.516*** (-4.62)	0.054 (0.36)	1.761** (1.97)
<i>_cons</i>	-0.355* (-1.84)	-0.032 (-0.34)	4.087*** (8.72)	-0.368 (-1.55)	0.156 (1.39)	-5.024*** (-3.27)
<i>Year&amp; Industry</i>	control	control	control	control	control	control
<i>N</i>	8 780	8 780	8 780	5 751	5 751	3 846
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.163	0.154	0.282	0.154	0.111	0.091
<i>VIF</i>	2.61	2.61	5.21	2.46	2.46	6.31

注：括号内为基于稳健标准误修正的 *t* 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。

### (三) 企业内部寻租动机、外部治理环境以及核心岗位高管性别的影响

在上述研究发现的基础上，接下来本文分别从内部寻租动机、外部治理环境以及核心岗位高管性别特征出发，进行了一系列异质性检验。

表 5 列示了企业内部寻租动机对女性高管与业绩预告披露质量关系的影响，删除调节变量缺失样本 1 474 个，本组检验最终获得 7 306 个公司-年度样本。列 (1)、列 (2) 采用单变量分析检验，*Femalrate* ×

*CEOPaidSigns* 的相关系数分别为 0.662、0.309；列 (3)、列 (4) 采用多变量分析，结果与列 (1)、列 (2) 基本一致，分别为 0.607、0.290，并且均在 1% 的水平上显著；列 (5)、列 (6) 采用自愿性样本进行分析，结果与列 (1)、列 (2) 基本一致，分别为 0.708、0.348，并且均在 1% 的水平上显著。这说明当内部寻租动机较强时，企业的女性高管更可能提高业绩预告的准确度和精确度<sup>①</sup>。

表 5 高管薪酬管制的影响

变量	Error	Width	Error	Width	Error	Width
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Femalrate</i>	-0.839*** (-4.16)	-0.433*** (-3.96)	-0.619*** (-3.24)	-0.376*** (-3.54)	-0.716*** (-3.25)	-0.387*** (-3.31)
<i>Femalrate</i> × <i>CEOPaidSigns</i>	0.662*** (3.12)	0.309*** (2.69)	0.607*** (3.01)	0.290*** (2.60)	0.708*** (2.93)	0.348*** (2.76)
<i>CEOPaidSigns</i>	-0.208*** (-3.33)	-0.054* (-1.71)	-0.095 (-1.62)	-0.077** (-2.46)	-0.100 (-1.46)	-0.078** (-2.23)
控制变量和截距项	control	control	control	control	control	control

① 参考刘慧龙 (2017)<sup>[52]</sup>、罗宏等 (2016)<sup>[53]</sup> 的做法，选取上市公司薪酬最高的前三位高管薪酬作为高管薪酬衡量指标进行稳健型检验，检验结果与表 5 基本一致。

续前表

变量	Error	Width	Error	Width	Error	Width
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Year& Industry	control	control	control	control	control	control
N	7 306	7 306	7 306	7 306	4 571	4 571
Adj R <sup>2</sup>	0.065	0.094	0.167	0.160	0.163	0.110

表6列示了企业外部治理环境对女性高管比例与业绩预告质量关系的影响。列(1)、列(2)为单变量检验,  $Femalerate \times Fangang$  的回归系数分别为0.070、0.044, 分别在5%的水平上显著; 列(3)、列(4)的多变量检验结果与列(1)、列(2)一

致, 分别为0.059、0.030, 均在10%的水平上显著; 列(5)、列(6)采用自愿性样本进行分析, 结果与列(1)、列(2)基本一致, 分别为0.040、0.040。研究表明在外部治理环境差的地区, 女性高管对管理层业绩预告精确度和准确度的改善作用更为明显。

表6 企业所在地区市场化进程的影响

变量	Error	Width	Error	Width	Error	Width
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Femalerate</i>	-0.910*** (-3.02)	-0.525*** (-3.47)	-0.611** (-2.11)	-0.356** (-2.40)	-0.508 (-1.39)	-0.402** (-2.27)
<i>Femalerate</i> × <i>Fangang</i>	0.070** (2.00)	0.044** (2.41)	0.059* (1.78)	0.030* (1.69)	0.040 (0.91)	0.040* (1.83)
<i>Fangang</i>	-0.033*** (-3.57)	0.004 (0.86)	-0.010 (-1.15)	-0.003 (-0.55)	-0.006 (-0.49)	-0.002 (-0.37)
控制变量和截距项	control	control	control	control	control	control
Year & Industry	control	control	control	control	control	control
N	8 780	8 780	8 780	8 780	5 751	5 751
Adj R <sup>2</sup>	0.060	0.094	0.163	0.154	0.155	0.111

表7列示了企业董事长或者CEO为女性对女性高管比例与业绩预告质量关系的影响, 删除调节变量缺失样本15个, 本组检验最终获得8765个公司-年度样本。列(1)、列(2)为单变量检验,  $Femalerate \times CGender$  的回归系数分别为-0.277、-0.152; 列(3)、列(4)的多变量检验结果与列(1)、列(2)

一致, 分别为-0.324、-0.161; 列(5)、列(6)采用自愿性样本进行分析, 检验结果与列(1)、列(2)基本一致, 分别为-0.487、-0.214。研究表明当公司董事长或者CEO为女性时, 女性高管对管理层业绩预告精确度和准确度的改善作用更为明显。

表7 核心岗位高管性别的影响

变量	Error	Width	Error	Width	Error	Width
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Femalerate</i>	-0.316*** (-4.37)	-0.126*** (-3.19)	-0.093 (-1.35)	-0.076* (-1.96)	-0.142 (-1.40)	-0.049 (-0.95)
<i>Femalerate</i> × <i>CGender</i>	-0.277* (-1.84)	-0.152* (-1.72)	-0.324** (-2.24)	-0.161* (-1.89)	-0.487** (-2.38)	-0.214** (-1.99)
<i>CGender</i>	0.028 (0.51)	-0.020 (-0.69)	0.058 (1.14)	-0.017 (-0.58)	0.097 (1.34)	-0.004 (-0.12)
控制变量和截距项	control	control	control	control	control	control
Year& Industry	control	control	control	control	control	control
N	8 765	8 765	8 765	8 765	5 741	5 741
Adj R <sup>2</sup>	0.059	0.094	0.162	0.156	0.155	0.113



#### (四) 稳健型检验

##### 1. 内生性问题。

为了控制可能存在的由于遗漏变量和互为因果导致的内生性问题,采用两阶段最小二乘法对模型(1)重新进行回归分析。我们把企业所在行业和年份的女性高管占比均值  $Femalrate\_meanIY_t$  作为工具变量。在控制了可能的内生性问题后,本文的结论依然可靠。

##### 2. 自变量替代变量。

由于 Gul 等 (2011)<sup>[20]</sup>在对女性高管检验时,采用女性高管占比 ( $Femalrate$ )、数量 ( $Femalenum$ ) 进行双重检验,现采用女性高管数量 ( $Femalenum$ ) 进行稳健型检验,研究结果与表 4 的结果基本一致,支持了本文研究假说 1。

### 五、结论及政策建议

伴随 2017 年 12 月业绩预告公示格式指引规范化的实施,交易所对业绩预告的管控越发规范。在此背景下,本文研究女性高管对公司业绩预告这一前瞻性信息的影响,研究发现:女性高管有助于提

高企业的管理层业绩预告质量,具体包括业绩预告的准确度、业绩预告的精确度以及业绩预告的积极性。进一步,本文进行异质性分析,发现在内部寻租动机较强的企业,或外部治理环境较差的企业,或核心岗位高管性别为女性的企业,女性高管对业绩预告准确度和精确度的提高作用更为明显。本文不仅丰富了女性高管的相关研究,拓展了业绩预告分析的文献,也对提高上市公司质量的监管机制具有重要启示。

在实践层面,考虑到现有业绩预告消极披露或虚假披露的违规成本较低,本文建议监管层加强对业绩预告违规披露的监管,如对非积极披露的公司开展问询,加大对违规披露的处罚力度等。值得注意的是,本文也存在一定的局限:由于本文仅将研究对象集中在业绩预告的最终结果,对业绩预告变动和修正的情况关注不够,故在此基础上仅关注了业绩预告的数字信息,对文本信息的关注有所不足。因此,后续的研究可以基于文本分析的视角继续关注女性高管对业绩预告信息披露的影响,以帮助我们就相关问题获得更加全面、可靠的认识。

### 参考文献

- [1] 宋云玲,李志文,纪新伟.从业绩预告违规看中国证券监管的处罚效果[J].金融研究,2011(6):136-149.
- [2] 李小荣,刘行.CEO vs CFO:性别与股价崩盘风险[J].世界经济,2012(12):102-129.
- [3] Francis B, Hasan B, Qiang I. Are Female CEOs Less Tax Aggressive? Evidence from Tax Aggressiveness [J]. Journal of American Taxation Association, 2014, 36 (2): 171-202.
- [4] Faccio M, Marchica M, Mura R. CEO Gender, Corporate Risk-taking, and the Efficiency of Capital Allocation [J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 39 (8): 193-209.
- [5] 罗玫,宋云玲.中国股市的业绩预告可信吗[J].金融研究,2012(9):168-180.
- [6] Huang X, Li X, Tse S. The Effects of a Mixed Approach toward Management Earnings Forecasts: Evidence from China [J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2018, 45: 319-351.
- [7] 李晓溪,饶品贵,岳衡.年报问询函与管理层业绩预告[J].管理世界,2019(8):173-192.
- [8] Anilowski C, Feng M, Skinner D J. Does Earnings Guidance Affect Market Returns? The Nature and Information Content of Aggregate Earnings Guidance [J]. Journal of Accounting and Economics, 2007, 44: 36-63.
- [9] 孙坚强,吴灏,蔡玉梅.通胀预期是否对意外盈余做出反应[J].经济研究,2018(5):161-174.
- [10] 刘慧芬,王华.竞争环境、政策不确定性与自愿性信息披露[J].经济管理,2015(11):145-155.
- [11] 周楷唐,姜舒舒,麻志明.政治不确定性与管理层自愿业绩预告预测[J].会计研究,2017(10):65-70.
- [12] 宋云玲,罗玫.中小板公司的业绩预告质量问题[J].会计研究,2017(6):24-30.
- [13] 袁振超,岳衡,谈文峰.代理成本、所有权性质与业绩预告精确度[J].南开管理评论,2014(3):49-61.
- [14] 王玉涛,段梦然.企业战略影响管理层业绩预告行为吗[J].管理评论,2019(2):200-213.
- [15] 余怒涛,李文文,张伟,张华玉.大股东股权职业行为会影响管理层业绩预告吗[J]? 投资研究,2020(4):47-81.
- [16] Cheng Q, Luo T, Yue H. Managerial Incentives and Management Forecast Precision [J]. The Accounting Review, 2013, 88: 1575-1602.
- [17] 鲁桂华,张静,刘保良.中国上市公司自愿性积极业绩预告:利公还是利私——基于大股东减持的经验证据[J].南开管理评论,2017(2):133-143.
- [18] 钱爱民.股权质押与信息披露策略[J].会计研究,2018(12):34-40.
- [19] 王允英,彭正银,高敬忠.投资者注意力与管理层业绩预告择机——积极监督抑或过度压力[J].经济管理,2019(2):139-155.
- [20] Gul F A, Srinidhi B, Ng A C. Does Board Gender Diversity Improve the Informativeness of Stock Prices [J]. Journal of Accounting and Econom-

- ics, 2011, 51 (3): 314-338.
- [21] Huang J K, Kisgen D. Gender and Corporate Finance: Are Male Executives Overconfident Relative to Female Executives [J]. Journal of financial Economics, 2013, 108 (3): 822-839.
- [22] Khan W, Vieito P. CEO Gender and Firm Performance [J]. Journal of Economics and Business, 2013, 67 (5): 55-66.
- [23] Barber B M, Odean T. Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2001, 116 (1): 261-292.
- [24] 李世刚. 女性高管、过度投资与企业价值——来自中国资本市场经验数据 [J]. 经济管理, 2013 (7): 74-84.
- [25] Levi M, Li K, Zhang F. Director Gender and Mergers and Acquisitions [J]. Journal of Corporate Finance, 2014, 28 (10): 185-200.
- [26] 孙亮, 周琳. 女性董事、过度投资与绩效波动——基于谨慎性视角的研究 [J]. 管理评论, 2016 (7): 165-178.
- [27] Bostjancic E. Job Satisfaction, Life Orientation and Perception of Family Role—Comparison between Women Employed in Public Sector and in Economy [J]. Chemical Engineering Journal, 2010, 163 (3): 989-1110.
- [28] Groves K. Gender Differences in Social and Emotional Skills and Charismatic Leadership [J]. Journal of Leadership and Organizational Studies, 2005, 11 (3): 30-46.
- [29] Eagly A, Diekmann A, Johannesen M. Gender Gaps in Sociopolitical Attitudes: A Social Psychological Analysis [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2004, 87 (6): 796-816.
- [30] Manner M H. The Impact of CEO Characteristics on Corporate Social Performance [J]. Journal of Business Ethics, 2010, 93: 53-72.
- [31] 曾春影, 茅宁. 女性 CEO 与企业捐赠——基于利他视角的实证研究 [J]. 经济管理, 2018 (1): 123-139.
- [32] Aboody D, Kasznik R. CEO Stock Option Awards and the Timing of Corporate Voluntary Disclosures [J]. Journal of Accounting and Economics, 2000, 29: 73-100.
- [33] Hambrick D C, Mason P A. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Manager [J]. Academy of Management Review, 1984, 9 (2): 193-206.
- [34] 章卫东, 黄一松, 李斯蕾, 鄢翔. 信息不对称、研发支出与关联股东认购定向增发股份——来自中国证券市场的经验数据 [J]. 会计研究, 2017 (1): 68-74, 96.
- [35] 王士红. 所有权性质、高管背景特征与企业社会责任披露——基于中国上市公司的数据 [J]. 会计研究, 2016 (11): 53-60, 96.
- [36] 陈骏, 徐捍军. 企业寻租如何影响盈余管理 [J]. 中国工业经济, 2019 (12): 171-188.
- [37] Claessens S, Laeven L. Financial development, property rights, and growth [J]. Journal of Finance, 2003, 58 (6): 2401-2436.
- [38] Bebchuk L A, Jesse M, David W. Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation [A]. Ph. D. Dissertation, University of Chicago Law Review, 2002.
- [39] Loureiro G R, Makhija A K, Zhang D. The Ruse of a One-dollar CEO Salary [R]. Working Paper, Social Science Electronic Publishing, 2010.
- [40] Loureiro G R, Makhija A K, Zhang D. Why Do Some CEOs Work for a One-dollar Salary [R]. Working Paper, SSRN Electronic Journal, 2011.
- [41] 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.
- [42] 李延喜, 陈克兢, 姚宏, 刘伶. 基于地区差异视角的外部治理环境与盈余管理关系研究——兼论公司治理的替代保护作用 [J]. 南开管理评论, 2012 (4): 89-100.
- [43] 杨兴全, 张丽平, 吴昊旻. 市场化进程、管理层权力与公司现金持有 [J]. 南开管理评论, 2014 (2): 34-45.
- [44] 周泽将, 李鼎. 轻资产运营对企业投入的影响研究: 以中国上市公司为例 [J]. 管理评论, 2019 (6): 91-101.
- [45] Adams R, Ferreira D. Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94: 291-309.
- [46] Houston J F, Lin C, Liu S. Litigation Risk and Voluntary Disclosure: Evidence from Legal Changes [J]. The Accounting Review, 2019, 94 (5): 247-272.
- [47] Graham J R, Harvey C R, Rajgopa S. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting [J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, (40): 3-73.
- [48] Cassell C A, Dreher L M, Myers L A. Reviewing the SEC's Review Process: 10K Comment Letters and the Cost of Remediation [J]. The Accounting Review, 2013, 88: 1875-1908.
- [49] Ajinkya B, Bhojraj S, Sengupta P. The Association between Outside Directors, Institutional Investors and the Properties of Management Earnings Forecasts [J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43: 343-376.
- [50] Li Y, Zhang L. Short Selling Pressure, Stock Price Behavior and Management Forecast Precision: Evidence from a Natural Experiment [J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53: 79-117.
- [51] 赵永亮, 刘德学. 市场歧视、区际边界效应与经济增长 [J]. 中国工业经济, 2008 (12): 27-37.
- [52] 刘慧龙. 控制链长度与高管薪酬契约 [J]. 管理世界, 2017 (3): 95-112.
- [53] 罗宏, 曾永良, 宛玲羽. 薪酬攀比、盈余管理与高管薪酬操纵 [J]. 南开管理评论, 2016 (2): 19-31.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 物流标准化是否促进了企业分工?

## Can Logistics Standardization Promote Vertical Specialization?

张博雅 唐大鹏 刘翌晨

ZHANG Bo-ya TANG Da-peng LIU Yi-chen

**[摘要]** 物流标准化试点制度是政府针对流通领域出台的标准引领,属于流通领域的软件建设。本文以2009—2018年中国A股上市公司为研究样本,利用物流标准化试点建设这一准自然实验,实证检验了物流标准化对企业分工的影响。研究发现,物流标准化建设显著促进了企业分工水平的提升。机制检验发现,物流标准化对企业专业化分工的推动作用主要通过扩大企业对于供应商和客户的选择范围,降低企业所面临的外部交易成本而实现。进一步分析发现,在物流成本较高的行业、交通基础设施建设水平和市场化程度较高的地区、内部组织成本较高的企业中,物流标准化对企业分工水平的提升效果更加显著。本文结果表明,政府针对流通体系的软件建设能够有效降低外部交易成本,推动分工深化,对中国构建新发展格局具有重大的现实意义。

**[关键词]** 物流标准化 企业分工 流通体系

**[中图分类号]** F425 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0070-12

**Abstract:** The pilot system of logistics standardization is the standard guidance issued by the government in the field of circulation and belongs to the software construction in the field of circulation. Based on a sample of Chinese A-share listed firms from 2009 to 2018, this paper examines the impact of logistics standardization on vertical specialization using the quasi-natural experiment of pilot construction of logistics standardization. We find that the logistics cost reduction brought by logistics standardization construction significantly promotes the vertical specialization. We also find that the above results are more significant when logistics costs are higher, industry competition is higher, internal organization costs are higher, and logistics is more relevant. The results show that the government's software construction for circulation system can effectively reduce market transaction costs and promote the deepening of vertical specialization, which has great practical significance for China's construction of a new development pattern.

**Key words:** Logistics standardization Vertical specialization Circulation system

**[收稿日期]** 2021-10-06

**[作者简介]** 张博雅,女,2001年7月生,中央财经大学统计与数学学院学生,研究方向为宏观经济统计分析、应用统计分析;唐大鹏,男,1985年4月生,东北财经大学会计学院/中国内部控制研究中心教授,博士生导师组成员,研究方向为公共风险与财政管理、企业风险与内部控制;刘翌晨,男,1996年7月生,东北财经大学会计学院/中国内部控制研究中心博士研究生,研究方向为绿色创新与内部控制。本文通讯作者为刘翌晨,联系方式为 liuyichen\_dufe@163.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“差异模式下社保基金市场化投资研究:风险测度方法与风险控制机制”(项目编号:71602022);国家社会科学基金项目一般项目“基于政府公信力视角的公共养老保险基金投资绩效评价及相关信息披露研究”(项目编号:18BG1062);辽宁省教育厅科学研究项目面上项目“公共教育投资、高等教育公共品配置与企业技术创新”(项目编号:LJKR0450)。

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

构建国内大循环为主、双循环相互促进新发展格局的核心是循环，位于不同空间内的经济循环离不开现代流通体系的建设和完善。中央财经委员会第八次会议指出，要统筹推进现代流通体系硬件和软件建设<sup>①</sup>。可见，流通体系建设可分“硬件建设”和“软件建设”两个维度，其中“硬件建设”主要包括高速公路、高速铁路等交通基础设施建设，而“软件建设”则主要包括流通领域制度规范和相关标准。物流标准化试点建设则是中国政府在流通领域的一项战略性制度安排，旨在提高流通效率、降低物流成本、打造高水平现代供应链（王雄元和谭建华，2019<sup>[1]</sup>）。事实上，物流标准化试点建设已经取得一定的进展，《中国物流标准化发展监测分析报告（2017年）》指出，截至2017年年底，已完成试点建设的城市社会物流总费用占GDP的比重平均持续下降0.5%；较试点开展前，试点城市内各类企业平均物流成本占主营业务收入的比重下降31.6%，平均货损率下降61.4%，平均装卸搬运单位成本下降59.0%，平均车辆周转效率提高1.17倍，平均装卸工时效率提高24倍。因此，物流标准化试点建设有助于推动区域内供应链体系协调发展，符合构建现代流通体系的时代要求。

已有研究围绕物流标准化的含义和经济后果进行了多方面的探讨。有研究指出，物流标准化是对运输、装卸、包装、储存、信息管理等物流活动有关标准的总称（李松庆，2003<sup>[2]</sup>；张宝友等，2020<sup>[3]</sup>），有助于规范物流活动（Lau和Su，2016<sup>[4]</sup>），降低物流成本（Islam和Zunder，2014<sup>[5]</sup>；叶萌和祝合良，2018<sup>[6]</sup>）。在物流标准化试点建设后，有研究从微观企业层面检验了物流标准化试点建设的经济后果。王雄元和谭建华（2019）<sup>[1]</sup>发现物流标准化通过降低物流成本，能够增强企业的投资能力。Tan等（2020a）<sup>[7]</sup>发现物流标准化所带来的较低物流成本能够优化企业供应链的资金流，进而提升企业现金管理效率。Tan等（2020b）<sup>[8]</sup>发现物流标准化有助于提升企业经营效率，增加企业价值。Tan等（2022）<sup>[9]</sup>发现物流标准化通过增强产品市场竞争、降低融资约束、降低经营风险，进而促进企业创新。但尚未有研究从企业分

工角度分析物流标准化试点建设所带来的物流成本降低对供应链上各个企业节点之间协作关系的影响。企业分工是新制度经济学研究的核心问题，也对打通供应链各个环节、畅通国民经济循环、构建新发展格局具有重大的现实意义。

交易成本理论认为，企业 and 市场是两种相互替代的资源配置方式，交易成本是影响企业分工程度的关键因素（Coase，1937<sup>[10]</sup>；Williamson，1979<sup>[11]</sup>）。物流标准化建设所带来的物流成本降低，有助于提高企业的市场可达性，扩大企业对于交易对象的选择范围。此时，企业在与交易对象进行契约谈判的过程中具有较高的议价能力，交易对象发生“敲竹杠”等机会主义行为的可能性较低（McLaren，2000<sup>[12]</sup>；郑辛迎等，2014<sup>[13]</sup>；郝闻汉等，2021<sup>[14]</sup>）。由于“敲竹杠”等机会主义行为是企业所面临外部交易成本的重要源泉之一（Williamson，1985<sup>[15]</sup>），因此物流标准化具有降低企业所面临外部交易成本的经济功能，有助于提升企业分工水平。

本文利用物流标准化试点建设这一准自然实验，采用多期双重差分模型为研究策略，以2009—2018年A股上市企业为研究对象，考察了物流标准化对企业分工水平的影响。研究发现，物流标准化建设显著提升了企业分工水平。该结果在经过分工水平其他度量检验、平行趋势检验、倾向得分匹配检验、安慰剂检验等一系列稳健性检验后依然成立。机制检验发现，物流标准化对企业专业化分工的推动作用主要通过扩大企业对于产业链上供应商和客户的选择范围，降低企业所面临的外部交易成本而实现。进一步分析发现，在物流成本较高的行业、交通基础设施建设水平和市场化程度较高的地区、内部组织成本较高的企业中，物流标准化对企业分工水平的提升效果更加显著。本文结果整体表明，政府针对流通体系的“软件建设”——物流标准化战略性制度安排，能够有效降低外部交易成本，推动企业分工深化。

本文可能的研究贡献主要有如下三点。第一，揭示了流通体系的“软件建设”对分工深化的作用机制。建设现代流通体系能够推动分工深化，对构建新发展格局具有重要意义，其中流通体系建设可分“硬件建设”和“软件建设”两个维度。已有研究从流通体系的“硬件建设”维度考察了交通基础设

① 参见 [http://www.gov.cn/xinwen/2020-09/09/content\\_5542047.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2020-09/09/content_5542047.htm)。

施对企业分工的影响（张学良，2009<sup>[16]</sup>；李超等，2021<sup>[17]</sup>），而物流标准化试点制度是政府针对流通领域出台的标准引领，属于流通领域的“软件建设”。因此，全面分析物流标准化试点建设对企业分工水平的影响对未来系统建设现代流通体系的方向能够产生深远影响，对中国构建新发展格局具有重大的现实意义。第二，补充了关于企业边界影响因素，尤其是制度因素对企业边界影响的相关研究。关于企业分工的动因研究较多，其中交易成本理论已得到大量经验证据的支持。近年来，学者们加强了对制度环境（Fan等，2017<sup>[18]</sup>；战相岑等，2021<sup>[19]</sup>）和具体制度因素的考察。其中，具体制度因素主要包括“营改增”政策（陈钊和王昉，2016<sup>[20]</sup>；范子英和彭飞，2017<sup>[21]</sup>）、税收优惠政策（袁淳和盛誉，2021<sup>[22]</sup>）、区域一体化政策（郝闻汉等，2021<sup>[14]</sup>）、市场分割政策（张婷婷等，2021<sup>[23]</sup>）等。本文基于交易成本理论，检验了物流标准化试点建设这一制度因素对企业分工水平的影响，补充了作用于企业边界的影响因素相关研究。第三，为物流标准化试点建设的实施效果提供了一定政策评估效果。已有文献考察了物流标准化试点建设对企业投资、现金管理、企业价值和企业创新的影响，但缺乏从企业分工角度探究物流标准化对企业间协作关系的作用效果。本文立足于交易成本视角，考察物流标准化试点建设对企业分工水平的影

响，扩展了关于物流标准化试点建设的政策效果评估。

本文后续安排如下：第二部分介绍制度背景，并进行理论分析与假设提出；第三部分介绍研究设计；第四部分报告实证结果，并进行稳健性检验；第五部分进一步分析；最后得出结论并提出政策启示。

## 二、制度背景、理论分析与假设提出

### （一）制度背景

物流标准化是对运输、装卸、包装、储存、信息管理等物流活动有关标准的总称，包括制定、发布和实施有关物流技术和物流管理方面的标准，统一整个物流标准体系（李松庆，2003<sup>[2]</sup>；张宝友等，2020<sup>[3]</sup>）。深化物流标准化建设能够对物流活动加以规范，保障物流运作高效通畅，在降低物流成本等方面发挥着至关重要的作用（Islam和Zunder，2014<sup>[5]</sup>；叶萌和祝合良，2018<sup>[6]</sup>）。中国于2014年启动了物流标准化试点建设工作，目前已在32个城市先后开设了三批试点。具体而言，2014年10月在北京、上海和广州开展了第一批试点城市建设，2015年7月在京津冀、长三角以及珠三角的11个城市开展了第二批试点城市建设，2016年7月在遍布全国的18个城市开展了第三批试点城市建设。历次试点城市范围如表1所示。

表1 历次物流标准化改革的试点城市范围

试点批次	试点城市	政策依据	
		政策名称	发文字号
第一批试点 (2014年10月)	上海、北京、广州	《财政部办公厅、商务部办公厅、国家标准委办公室关于开展物流标准化试点有关问题的通知》	财办建〔2014〕64号
第二批试点 (2015年7月)	石家庄、天津、唐山、杭州、徐州、南京、芜湖、东莞、肇庆、佛山、中山	《财政部办公厅、商务部办公厅、国家标准委办公室关于做好2015年物流标准化试点工作的通知》	财办建〔2015〕73号
第三批试点 (2016年9月)	邯郸、承德、德州、临沂、淄博、无锡、合肥、马鞍山、武汉、黄石、怀化、常德、贵阳、遵义、南昌、九江、厦门、三明	《财政部办公厅、商务部办公厅、国家标准委办公室关于2016年开展物流标准化试点工作的通知》	财办建〔2016〕85号

资料来源：依据财办建〔2014〕64号、财办建〔2015〕73号、财办建〔2016〕85号整理。

物流标准化试点建设工作明确要求，加强托盘与包装标准化、物流配套设施设备标准化、物流综合信息服务平台标准化、创新循环共用与绿色发展模式等方面建设，并要求监测城市物流运行成本，反映试点成效。此外，试点建设要求省级主管部门对试点城市进行对口业务指导、工作督导和绩效评价，有助于促使试点城市进一步落实国家有关政策并制定地方配套

支持政策。且中央对试点城市也会进行财政资金支持，以改善物流标准化中的薄弱环节和重点领域建设。由此，企业所在城市的流通环境将得以改善，经济系统运转过程中流通环节所要付出的成本将大幅降低。2014年国务院印发的《物流业发展中长期规划（2014—2020）》将物流标准化建设上升到战略层面，明确了物流标准化建设的方向，即完善物流标准

体系,加大物流标准实施力度,提升物流服务、枢纽和设施设备的标准化运作水平;2016年商务部和国家标准委印发了《国内贸易流通标准化建设“十三五”规划(2016—2020)》,进一步构建了物流标准体系的结构;2019年国家发改委等部门发布《关于推动物流高质量发展促进形成强大国内市场的意见》,提出要加强物流标准在相关试点示范中的应用,提升物流标准化水平。据《中国物流标准化发展监测分析报告(2017年)》数据显示,截至2017年年底,我国已完成试点建设的城市的社会物流总费用占GDP的比重平均持续下降0.5%;较试点开展前,试点城市内各类企业平均物流成本占主营业务收入的比重下降31.6%,平均货损率下降61.4%,平均装卸搬运单位成本下降59.0%,平均车辆周转效率提高1.17倍,平均装卸工时效率提高24倍。以上数据表明,物流标准化试点建设有助于提高企业流通效率,降低企业物流成本。

## (二) 理论分析与假设提出

交易成本理论认为,企业 and 市场是两种相互替代的资源配置方式,交易成本是影响企业分工程度的关键因素(Coase, 1937<sup>[10]</sup>; Williamson, 1979<sup>[11]</sup>)。由于人性中存在有限理性,交易对象可能利用契约的不完全性采取机会主义行为,从而使企业面临被“敲竹杠”的风险,进而产生了外部交易成本(Williamson, 1985<sup>[15]</sup>)。若企业所面临的外部交易成本较高,企业将倾向于以内部权威关系配置资源,即进行纵向一体化;反之,企业将倾向于与交易对象在市场内进行交易,即进行专业化分工(Coase, 1937<sup>[10]</sup>)。因此,外部交易成本的降低有助于促进企业提升分工水平。

物流标准化建设所带来的运输成本降低,有助于扩大企业对于交易对象的选择范围,进而减少企业被“敲竹杠”的可能性,具有降低企业所面临外部交易成本的经济功能。具体而言,物流成本的降低有助于提高企业的市场可达性(张学良, 2012<sup>[24]</sup>),促进企业在更广阔的空间范围内选择数量更多、质量更高的交易对象(Bernard等, 2019<sup>[25]</sup>),为企业分工的发展提供有利条件(杨小凯和黄有光, 1999<sup>[26]</sup>;姜丕军, 2010<sup>[27]</sup>)。一方面,在企业所在城市被纳入物流标准化试点之前,长距离运输过程中的货损率较高、装卸搬运成本较高、车辆周转效率较低等因素导致企业与交易对象之间的物流成本较高,因而限制了企业

对于交易对象的空间选择范围。另一方面,在企业所在城市参与物流标准化试点改革之后,企业与交易对象进行合作所耗费的物流成本明显降低,企业对于交易对象的选择范围得以扩大,对近距离交易对象的依赖程度也随之降低。

当企业对于交易对象有较大的选择范围时,企业在与交易对象进行契约谈判的过程中具有较高的议价能力,被“敲竹杠”的可能性较低(袁淳等, 2021<sup>[28]</sup>)。一方面,随着企业对交易对象的选择范围扩大,交易对象的市场势力下降,有意愿维系与企业的关系,因此进行“敲竹杠”等机会主义行为的可能性降低,如供应商恶意提高原材料价格或客户恶意压低产品价格的可能性降低。另一方面,即使交易对象发生“敲竹杠”等机会主义行为,企业也可选择质量更高的交易对象加以代替(Ohanian, 1994<sup>[29]</sup>)。而当企业只能依赖于少量的交易对象进行交易时,交易对象具有较强的集中度,其市场势力较强,可能处于垄断地位,发生“敲竹杠”等机会主义行为的可能性较大(MacDonald, 1985<sup>[30]</sup>; Caves和Bradburd, 1988<sup>[31]</sup>)。因此,物流标准化对物流成本的降低扩大了企业对于交易对象的选择范围,提高了企业的议价能力,使企业受到交易对象“敲竹杠”等机会主义行为的可能性大大减小。由于“敲竹杠”等机会主义行为是外部交易成本产生的重要源泉之一(Williamson, 1985<sup>[15]</sup>),物流标准化能够降低企业所面临的外部交易成本,使企业更倾向于提升分工水平。基于以上分析,提出假设1:

**H1:** 物流标准化试点建设能够显著提升试点城市企业的分工水平。

## 三、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

中国已先后开设三批物流标准化试点,分别为2014年10月在北京、上海和广州开设第一批试点,2015年7月在京津冀、长三角以及珠三角的11个城市开设第二批试点,以及2016年7月在遍布全国的18个城市开展第三批试点。参考王雄元和谭建华(2019)<sup>[1]</sup>的研究,本文选取沪深股市2009—2018年A股上市公司作为初始样本。为提高研究有效性,本文按照以下原则对样本进行剔除:(1)物流公司样本;(2)金融行业样本;(3)当年交易状态为ST、\*ST以及净资产为负的样本;(4)其他变量



缺失样本。经过上述筛选,得到三次试点城市的1 279家上市公司,8 332个公司-年度观测值;从未参与试点城市的2 012家上市公司,13 347个公司-年度观测值。最终总样本为21 679个有效的公司-年度观测。另外,本文所需数据皆来源于国泰安(CSMAR)数据库。为缓解极端值的影响,本文对所有连续型变量按照上下1%的水平进行了Winsorize处理。

## (二) 变量定义与模型构建

### 1. 分工水平的度量。

企业分工水平的度量起源于企业纵向一体化,企业纵向一体化水平越高(低),分工水平则会越低(高)。Adelman(1955)<sup>[32]</sup>提出使用价值增值法(Value added to sales, VAS)来度量企业纵向一体化水平,在计算中采用企业增加值占主营业务收入的比重,其中增加值是企业主营业务收入与原材料采购额之差,比重越高说明企业纵向一体化水平越高,分工水平越低。考虑到价值增值法可能受到企业盈利能力差异和企业所处产业链位置的影响,Buzzell(1983)<sup>[33]</sup>进而提出了修正的价值增值法。本文参考Adelman(1955)<sup>[32]</sup>、Buzzell(1983)<sup>[33]</sup>、范子英和彭飞(2017)<sup>[21]</sup>的做法,按照公式(1)计算经修正的企业纵向一体化水平,记为ADJVAS:

$$ADJVAS = \frac{\text{增加值} - \text{税后净利润} + \text{正常利润}}{\text{主营业务收入} - \text{税后净利润} + \text{正常利润}} \quad (1)$$

其中,正常利润为企业净资产与同行业企业过去3年净资产收益率均值的乘积<sup>①</sup>;增加值为企业主营业务收入与采购额之差。采购额的计算方法为:采购额=(购买商品、接受劳务支付的现金+期初预付账款-期末预付账款+期末应付账款-期初应付账款+期末应付票据-期初应付票据)/(1+采购商品的增值税率)+期初存货-期末存货<sup>②</sup>。

在公式(1)中,ADJVAS度量了修正后的企业增加值占主营业务收入的比重,ADJVAS越大,表明企业纵向一体化水平越高。参考Zhang(2004)<sup>[34]</sup>的做法,本文将企业分工水平(VSI)定义为:

$$VSI = 1 - ADJVAS \quad (2)$$

在公式(2)中,VSI越高,表明企业分工水平越高,为保证指标度量有效性,本文参考范子英和彭飞(2017)<sup>[21]</sup>的做法,将VSI偏离合理值域[0, 1]的观测值予以剔除。

### 2. 模型构建。

物流标准化改革属于试点性质的政策冲击,因此本文构建多期双重差分模型(Difference in Differences, DID)对假设1进行检验。参考Bertrand和Mullainathan(2003)<sup>[35]</sup>、王雄元和谭建华(2019)<sup>[1]</sup>的方法,构建模型(3)如下:

$$VSI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LOGITICS_{i,t} + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (3)$$

模型(3)中被解释变量VSI为公司*i*在*t*年的分工水平。解释变量LOGITICS为哑变量,衡量公司所在城市进入物流标准化试点与否。具体地,若公司*i*所在城市在*t*年进入了物流标准化试点,则对于公司*i*而言,*t*年以后年份中LOGITICS取1,*t*年及以前年份LOGITICS取0;若公司*i*所在城市在样本期间内始终未进入物流标准化试点,则该公司样本期间内的LOGITICS皆取0。此外,本文在模型中控制公司(Firm)和年度(Year)固定效应,并采用公司层面的聚类回归。

参考以往文献,本文选取相关的控制变量。首先,考虑到企业相关特征对分工水平的影响,本文在模型中控制了公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、产权性质(SOE)、总资产收益率(ROA)、市值账面比(MTB)、资本集中度(CapInt)、子公司数量(Sub)、独立董事比率(IndepR)、股权制衡度(Equ)、是否两职兼任(Dual)变量。其次,考虑到地区相关特征对企业分工水平的影响,本文加入了企业所在地区的经济发展水平(GDP)、总人口(Population)、第二产业比重(Psi)和高速公路里程(Highway)变量。表2列示了本文的主要变量定义。根据前文研究假设,预期LOGITICS系数 $\beta_1$ 显著为正,即某城市进入物流标准化试点后,位于该城市的上市公司分工水平显著提高。

① 参考范子英和彭飞(2017)<sup>[21]</sup>的做法,本文净资产收益率采用扣除非经常损益后的净利润与期末净资产的百分比,该指标静态地反映了企业净资产创造利润的能力。

② 采购商品的增值税率采用17%税率进行检验,在稳健性检验中,本文也分别采用0%和13%的增值税税率进行了检验。

表2 变量定义

变量类别	变量符号	变量描述
被解释变量	<i>VSI</i>	经修正价值增值法计算的企业分工水平
解释变量	<i>LOGISTICS</i>	物流标准化试点前后哑变量。若公司所在城市 <i>t</i> 年进入物流标准化试点, <i>t</i> 年以后年度取 1, 否则为 0
公司层面控制变量	<i>Size</i>	公司规模, 总资产的自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率, 总负债/总资产
	<i>SOE</i>	产权性质, 若为国有企业取 1, 否则取 0
	<i>ROA</i>	总资产收益率, 净利润/总资产
	<i>MTB</i>	市值账面比, 总市值/所有者权益
	<i>CapInt</i>	资本集中度, 固定资产净额/总资产
	<i>Sub</i>	子公司数量, 年末子公司数量加 1 的自然对数
	<i>IndepR</i>	独立董事比率, 独立董事人数与董事会总人数的比值
	<i>Equ</i>	股权制衡度, 第二至第五大股东持股比例合计/第一大股东持股比例
	<i>Dual</i>	是否两职兼任, 若 CEO 兼任董事长即为 1, 否则为 0
城市层面控制变量	<i>GDP</i>	经济发展水平, 城市人均国民生产总值的自然对数
	<i>Population</i>	总人口, 城市人口总数的自然对数
	<i>Psi</i>	第二产业比重, 城市第二产业总值与生产总值的比值
	<i>Highway</i>	高速公路里程, 省份高速公路里程的自然对数

#### 四、实证结果

##### (一) 描述性统计

本文初步对主要实证变量进行了描述性统计, 结果见表 3。分工水平 (*VSI*) 的均值为 0.543 4, 中位数为 0.557 1, 标准差为 0.209 1, 说明各个公司的分

工水平具有一定的差异。试点前后哑变量 (*LOGISTICS*) 的均值为 0.156 6, 说明在本文的样本区间内, 公司所在城市进入物流标准化试点之后的样本数量为全样本的 15.66%。其他各变量的分布均在合理范围, 此处不再赘述。

表3 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
<i>VSI</i>	21 679	0.543 4	0.209 1	0.050 3	0.398 1	0.557 1	0.698 5	0.953 2
<i>LOGISTICS</i>	21 679	0.156 6	0.363 4	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Size</i>	21 679	22.034 3	1.267 7	19.818 8	21.097 6	21.857 8	22.754 1	26.046 9
<i>Lev</i>	21 679	0.420 6	0.209 5	0.047 0	0.250 6	0.411 5	0.582 0	0.875 7
<i>SOE</i>	21 679	0.381 7	0.485 8	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>ROA</i>	21 679	0.040 9	0.052 1	-0.178 5	0.015 8	0.038 8	0.067 4	0.186 3
<i>MTB</i>	21 679	4.011 2	2.834 6	1.307 5	2.320 1	3.244 3	4.649 1	19.898 2
<i>CapInt</i>	21 679	0.219 7	0.162 3	0.002 7	0.093 5	0.185 4	0.312 4	0.700 0
<i>Sub</i>	21 679	2.333 0	0.981 4	0.000 0	1.609 4	2.302 6	2.944 4	4.828 3
<i>IndepR</i>	21 679	0.373 2	0.052 8	0.333 3	0.333 3	0.333 3	0.428 6	0.571 4
<i>Equ</i>	21 679	0.684 8	0.586 4	0.025 1	0.225 6	0.523 6	0.978 1	2.719 8
<i>Dual</i>	21 679	0.267 4	0.442 6	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>GDP</i>	21 679	11.269 3	0.555 7	9.727 6	10.928 1	11.354 2	11.680 1	12.201 1
<i>Population</i>	21 679	6.401 1	0.646 0	4.651 5	5.961 0	6.478 8	6.803 5	8.110 7
<i>Psi</i>	21 679	43.570 3	10.704 5	18.630 0	38.380 0	44.910 0	51.040 0	66.600 0
<i>Highway</i>	21 679	8.119 1	0.708 4	6.643 8	7.883 1	8.362 9	8.582 1	9.105 3

(二) 回归结果分析

表4报告了国家物流标准化对企业分工水平影响的回归结果。列(1)仅控制年度和公司固定效应,本文所关心的物流标准化试点前后哑变量(*LOGITICS*)的回归系数为0.0119(*t*值为2.2110),在5%的水平上显著为正。在列(2)中,加入所有公司层面控制变量之后,*LOGITICS*的回归系数为0.0105(*t*值为2.1386),仍在5%的水平上显著为正。在列(3)中,进一步加入地区层面的控制变量,*LOGITICS*的回归系数为0.0148(*t*值为2.7745),在1%的水平上显著为正。从经济意义上看,以列(3)为例,当企业所在城市被设为物流标准化试点后,企业分工水平提升了0.0148,相对于样本期间内上市公司分工水平均值0.5434而言,大约提升了2.72%(=0.0148/0.5434×100%)。表4的回归结果表明,无论是统计意义还是经济意义上,物流标准化对企业分工水平具有显著提升作用,支持了本文的研究假设1。

表4 物流标准化与企业分工水平

因变量: <i>VSI</i>	(1)	(2)	(3)
<i>LOGITICS</i>	0.0119** (2.2110)	0.0105** (1.9890)	0.0148*** (2.7745)
公司层面控制变量	No	Yes	Yes
地区层面控制变量	No	No	Yes
公司/年度固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21679	21679	21679
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.012	0.038	0.040

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为*t*统计值,采用公司聚类的稳健标准误。下同。

(三) 稳健性检验

1. 分工水平其他度量检验。

第一,参考范子英和彭飞(2017)<sup>[21]</sup>的方法,以0%和13%的增值税税率计算企业分工水平。

第二,以未经修正的价值增值法度量企业纵向一体化水平(*VAS*),此时企业分工水平等于1减*VAS*。

第三,参考Gort(1962)<sup>[36]</sup>的主辅分离法度量企业分工水平,以主营业务收入与主营行业数的比值作为企业分工水平的替代指标。

所关注的*LOGITICS*系数仍至少在5%的水平上显著为正,研究结论依然稳健。

2. 平行趋势检验。

将核心解释变量*LOGITICS*划分为以物流标准化

改革试点当年为参照系的前后4年共9个时序哑变量,并纳入模型(3)中代替*LOGITICS*,其他控制变量保持不变。整体而言,在纳入物流标准化改革试点前的年份,试点城市企业的分工水平没有显著变动。而在试点当年及之后年度,试点城市企业的分工水平开始显著提升,且逐年增强。

3. 倾向得分匹配检验。

参考王雄元和谭建华(2019)<sup>[1]</sup>的方法,以所在城市被纳入物流标准化试点的上市公司作为实验组,所在城市未被纳入物流标准化试点的上市公司作为对照组,将模型(3)中控制变量的滞后一期和行业与年度虚拟变量作为匹配变量,建立地区是否实施物流标准化的Probit模型,进行1:1无放回匹配,重复模型(3)的基准回归,研究结论依然稳健。

4. 安慰剂检验。

第一,基于实际的物流标准化试点时间,根据样本中每年试点样本所占比例,随机产生一个试点名单,进行循环1000次的自抽样回归。虚拟试点的模拟分布在0左右,近似于正态分布,且与真实估计值间隔较远。这说明其他非观测因素并不会产生显著影响,研究结论依然稳健。

第二,将企业所处各地区的国家物流标准化试点年度分别向前平推4年,并只保留实验组试点年度之前样本和对照组全部样本进行回归。在设置虚拟物流标准化试点时点的情况下,*LOGITICS*的系数均不再显著,研究结论稳健。

五、作用机制分析

(一) 外部交易成本的影响

物流标准化提升企业分工水平的可能机制是外部交易成本的降低,即企业对供应商和客户的选择范围扩大,被“敲竹杠”的可能性降低。那么当企业所面临的外部交易成本较高时,物流标准化改革带来的交易成本的下降效果就越明显,企业分工水平的提升效果越显著。本文以行业竞争程度反映企业所面临的外部交易成本,研究物流标准化对企业分工的影响在面临不同交易成本的企业中是否存在差异。具体而言,行业竞争程度会影响企业的交易对象选择范围,进而影响企业现有产业链合作关系的不确定性(Acemoglu等,2010<sup>[37]</sup>)。当某企业所在地区的行业竞争程度比较激烈时,其上下游企业即便切断与该企业的合作关系,在同地区同行业企业中寻找新的合作对



象的可行性也很高，这意味着企业被交易对象“敲竹杠”的可能性更高，即所面临的交易成本更高（Aghion等，2006<sup>[38]</sup>）。因此本文预期，当企业所在行业竞争程度较高时，企业在物流标准化改革后对供应商和客户依赖减轻的程度更明显，企业分工水平提升更显著。

为了验证上述推测，本文计算各省份各行业的赫芬达尔指数以度量企业所在地区的行业竞争程度，其中赫芬达尔指数越大表示行业竞争程度越低。本文按照所计算的行业竞争程度的年度中位数将样本分为行业竞争程度高（H\_Compete）组和行业竞争程度低（L\_Compete）组，在两组样本中重新对模型（3）进行估计，结果列示于表5列（1）和列（2）。在H\_Compete组中，LOGITICS的系数为0.0270，且在1%的水平上显著，而在L\_Compete组中，LOGITICS的系数为0.0073，且并不显著。采用SUE（Seemingly Unrelated Estimation）方法对系数差异进行检验表明，两组系数在10%的水平上存在显著差异。结果表明，当企业所在行业竞争程度较高时，物流标准化对企业分工水平的提升作用更显著。这说明该提升作用主要是通过降低外部交易成本实现的，初步证实了交易成本降低机制。

表5 行业竞争程度的影响

因变量: VSI	(1)	(2)
	H_Compete	L_Compete
<b>LOGITICS</b>	<b>0.0270***</b> (3.5483)	<b>0.0073</b> (0.9394)
公司/地区控制变量	Yes	Yes
公司/年度固定效应	Yes	Yes
N	10 821	10 858
Adj-R <sup>2</sup>	0.045	0.042
Chi <sup>2</sup>	3.69*	
P-value	[0.0549]	

(二) 供应商/客户集中度的变化

物流标准化提升企业专业化分工水平的机制是降低企业外部交易成本，那么这一机制背后的成因是否如理论分析中所述的可选交易对象数量增多？具体而言，物流标准化降低企业外部交易成本的一个可能渠道是否为扩大了企业对于产业链上供应商或客户的选择范围，降低了企业对主要供应商或主要客户的依赖程度？这可能体现为企业向主要供应商采购或向主要

客户销售的份额减少，而对产业链上其他企业进行采购或销售的份额增加。为了验证这一逻辑机制，本文从供应商集中度和客户集中度两个维度来刻画企业对上下游交易对象的选择范围。本文预期，物流标准化有助于降低企业供应商集中度和客户集中度。据此，本文构建如下的模型（4）予以检验：

$$Supplier_{i,t}/Customer_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LOGITICS_{i,t} + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (4)$$

其中，被解释变量为供应商集中度（Supplier）和客户集中度（Customer），分别采用向前5名主要供应商采购额占年度采购总额比例、企业向前5名主要客户销售额占年度销售总额比例来衡量。模型（4）中其他变量与模型（3）相一致。回归结果如表6所示，列（1）被解释变量为Supplier，LOGITICS的系数为-0.0099，在10%的水平上显著为负；列（2）被解释变量为Customer，LOGITICS的系数为-0.0110，在5%的水平上显著为负，说明物流标准化对企业供应商集中度和客户集中度具有显著的降低作用。表6结果表明，物流标准化有助于发展企业的要素市场和产品市场，扩大了企业对供应商和客户的选择范围，降低了企业对主要供应商或主要客户的依赖程度，进一步佐证了本文所论述的交易成本降低机制。

表6 供应商/客户集中度的变化

变量	(1)	(2)
	Supplier	Customer
<b>LOGITICS</b>	<b>-0.0099*</b> (-1.8798)	<b>-0.0110**</b> (-2.2110)
公司/地区控制变量	Yes	Yes
公司/年度固定效应	Yes	Yes
N	15 156	19 766
Adj-R <sup>2</sup>	0.033	0.031

六、进一步分析

(一) 物流成本的影响

物流标准化有助于降低企业物流成本，从而扩大企业供应商和客户选择范围并进一步降低交易成本。根据这一逻辑机制，本文进一步考察物流标准化对企业分工的影响在面临不同物流成本的企业里是否存在

差异。当企业物流成本较高时，其生产经营受物流成本变动的的影响较强，进而受物流标准化改革的影响也将较强。反之，若企业本身物流成本较低，则物流标准化改革难以通过对其物流成本的影响降低交易成本。因此本文预期，当物流成本较高时，企业在物流标准化改革后交易成本降低和交易对象范围的扩大更明显，企业分工水平提升更显著。

为了验证上述推测，本文以产品的单位价值重量度量企业物流成本。产品的单位价值重量越高，该行业对交通运输的依赖性可能越大（Duranton 等，2014<sup>[39]</sup>），其物流成本越高。参考张勋等（2018）<sup>[40]</sup>的做法，本文单位价值重量数据来源于美国商品流动调查（CFS）于2007年的分行业调查数据，依据NAICS行业编码匹配至中国国民经济行业分类编码，由此根据产品的单位价值重量对行业进行了划分。本文按照所计算的物流成本的中位数将样本分为物流成本高行业（H\_Weight）组和物流成本低行业（L\_Weight）组，在两组样本中重新对模型（3）进行估计，结果列示于表7列（1）和列（2）。在H\_Weight组中，LOGISTICS的系数为0.0178，在5%的水平上显著，而在L\_Weight组中，LOGISTICS的系数为0.0027，且并不显著，两组系数在10%的水平上存在显著差异。这说明当企业物流成本较高时，物流标准化对企业分工水平的提升作用更显著。

表7 不同物流成本的影响

因变量：VSI	(1)	(2)
	H_Weight	L_Weight
<b>LOGISTICS</b>	<b>0.0178**</b> (2.1087)	<b>0.0027</b> (0.3211)
公司/地区控制变量	Yes	Yes
公司/年度固定效应	Yes	Yes
N	9605	6354
Adj-R <sup>2</sup>	0.055	0.070
Chi <sup>2</sup>	2.88*	
P-value	[0.0896]	

(二) 交通基础设施的影响

物流标准化通过扩大了企业对于供应商和客户的选择范围，降低企业所面临的外部交易成本，提升了企业专业化分工水平。在本部分，考察这种提升作用是否会因地区交通基础设施建设水平的不同而存在异

质性。当企业所在地区交通基础设施建设水平越高时，说明地区流通体系建设中的“硬件建设”较完善，此时物流标准化这一“软件建设”能够发挥更大的作用；而当企业所在地区交通基础设施建设水平较低时，即使物流标准化这一“软件建设”进行了相应规范，地区的“硬件建设”也难以提供充分的支持，此时物流标准化所能发挥的作用将受到很大局限。据此本文预期，当企业所在地区交通基础设施建设水平越高时，物流标准化所产生的交易成本降低效应越显著，从而物流标准化对企业专业化分工的促进作用越明显。

为了验证上述推测，本文参考李涵和唐丽森（2015）<sup>[41]</sup>的做法，使用交通线路里程与省份面积的比值，即交通基础设施密度，度量地区的交通基础设施建设水平。交通基础设施密度越大，地区交通基础设施越便捷，交通基础设施建设水平越高。本文按照交通基础设施密度的年度中位数将样本分为交通基础设施密度高（H\_Infrastructure）组和交通基础设施密度低（L\_Infrastructure）组，在两组样本中重新对模型（3）进行估计，结果列示于表8列（1）和列（2）。在H\_Infrastructure组中，LOGISTICS的系数为0.0327，且在1%的水平上显著，而在L\_Infrastructure组中，LOGISTICS的系数为-0.0056，且并不显著，两组系数在1%的水平上存在显著差异。结果表明，当企业所在地区交通基础设施建设水平较高时，物流标准化对企业分工水平的提升作用更显著。这说明物流标准化改革对企业分工的推动作用有赖于企业所在地区的交通基础设施建设水平，较高的交通基础设施建设水平更有益于物流标准化对企业外部交易成本的降低，进而促进企业专业化分工水平的提升。

表8 交通基础设施的影响

因变量：VSI	(1)	(2)
	H_Infrastructure	L_Infrastructure
<b>LOGISTICS</b>	<b>0.0327***</b> (4.7024)	<b>-0.0056</b> (-0.5390)
公司/地区控制变量	Yes	Yes
公司/年度固定效应	Yes	Yes
N	12743	8936
Adj-R <sup>2</sup>	0.051	0.040
Chi <sup>2</sup>	11.00***	
P-value	[0.0009]	

(三) 市场化程度的影响

进一步地, 物流标准化对企业分工的推动作用是否会因地区市场化程度的不同而存在异质性? 当企业所在地区市场化程度较高时, 企业对供应商和客户可增加的选择范围较大, 此时物流标准化能够充分地发挥交易成本降低作用; 而当企业所在地区市场化程度较低时, 即使物流标准化能够扩大企业对于供应商和客户的选择范围, 企业所拥有的交易对象选择也有限, 企业仍面临着较高的外部交易成本。据此本文预期, 当企业所在地区市场化程度越高时, 物流标准化所产生的交易成本降低效应越显著, 从而物流标准化对企业专业化分工的促进作用越明显。

为了验证上述推测, 本文使用王小鲁等 (2019)<sup>[42]</sup> 测度的中国分省份市场化指数度量地区市场化程度, 该指数越大, 地区市场化程度越高。本文按照市场化指数的年度中位数将样本分为市场化程度高 (H\_MktIndex) 组和市场化程度低 (L\_MktIndex) 组, 在两组样本中重新对模型 (3) 进行估计, 结果列示于表 9 列 (1) 和列 (2)。在 H\_MktIndex 组中, LOGITICS 的系数为 0.035 8, 且在 1% 的水平上显著, 而在 L\_MktIndex 组中, LOGITICS 的系数为 0.002 9, 且并不显著, 两组系数在 1% 的水平上存在显著差异。结果表明, 当企业所在地区市场化程度较高时, 物流标准化对企业分工水平的提升作用更显著。这说明物流标准化改革对企业分工的推动作用有赖于企业所在地区的市场化程度, 较高的市场化程度更有益于物流标准化对企业外部交易成本的降低, 进而促进企业专业化分工水平的提升。

表 9 市场化程度的影响

因变量: VSI	(1)	(2)
	H_MktIndex	L_MktIndex
LOGITICS	0.035 8*** (4.642 5)	0.002 9 (0.353 5)
公司/地区控制变量	Yes	Yes
公司/年度固定效应	Yes	Yes
N	10 495	11 184
Adj-R <sup>2</sup>	0.045	0.037
Chi <sup>2</sup>	16.03***	
P-value	[0.000 1]	

(四) 内部组织成本的影响

企业如降低分工水平而选择纵向一体化将面临更大的内部组织成本 (Hill 和 Hoskisson, 1987<sup>[43]</sup>), 因此当企业既有内部组织成本较高时, 若外部交易成本出现了同等幅度的下降, 企业将更倾向于进行分工生产。良好的公司治理有利于加强对内部人的监督、制约和激励, 从而抑制内部人私利行为, 降低内部组织成本。因此本文预期企业内部组织成本越高, 即治理水平越低时, 物流标准化改革对企业分工水平提升更显著。本文分别从独立董事比例和机构投资者持股比例两个维度刻画公司治理。一方面, 独立董事是现代公司治理机制中的重要组成部分, 作为与企业相关利益主体没有利益关系的独立第三方, 独立董事可以通过对内部人的监督, 防止经理人或大股东滥用权力, 掏空企业资源 (Klein, 2002<sup>[44]</sup>), 进而降低企业内部组织成本。另一方面, 机构投资者比个人投资者具有更强的信息优势、专业优势和资金优势 (Cohen 等, 2002<sup>[45]</sup>), 能够对企业进行有效监督, 进而降低企业内部组织成本。因此本文预期, 当董事会中独立董事比例较低或机构投资者持股比例较低时, 企业进行纵向一体化的内部组织成本较高, 物流标准化中交易成本的降低对此类企业分工水平的提升效果更加显著。

为了验证上述推测, 本文分别按照独立董事比例的年度中位数和机构投资者持股比例的年度中位数将样本分为独立董事比例高 (H\_IndepR) 组和独立董事比例低 (L\_IndepR) 组以及机构投资者持股比例高 (H\_Institution) 组和机构投资者持股比例低 (L\_Institution) 组, 并分别在四组子样本中重新对模型 (3) 进行估计, 结果列示于表 10。列 (1) 显示, 在 H\_IndepR 组中, LOGITICS 的系数为 0.011 2, 且并不显著, 而在 L\_IndepR 组中, LOGITICS 的系数为 0.023 1, 在 1% 的水平上显著, 两组回归系数差异在 10% 的水平上显著。列 (3) 显示, 在 H\_Institution 组中, LOGITICS 的系数为 0.005 9, 且并不显著, 而在 L\_Institution 组中, LOGITICS 的系数为 0.032 1, 在 1% 的水平上显著, 两组回归系数差异在 1% 的水平上显著。表 10 的结果整体表明, 物流标准化对企业分工水平的提升作用在内部组织成本较高 (独董比例较低、机构投资者持股比例较低) 的企业中更加显著, 进一步加强了主结论。



表 10 内部组织成本的影响

因变量: <i>VSI</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
	H_IndepR	L_IndepR	H_Institution	L_Institution
<i>LOGISTICS</i>	<b>0.011 2</b> (1.437 1)	<b>0.023 1***</b> (3.147 0)	<b>0.005 9</b> (0.861 7)	<b>0.032 1***</b> (3.998 5)
公司/地区控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司/年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	9 373	12 306	10 964	10 715
<i>Adj-R</i> <sup>2</sup>	0.037	0.043	0.040	0.048
<i>Chi</i> <sup>2</sup>	3.09*		12.24***	
<i>P-value</i>	[ 0.078 9]		[ 0.000 5]	

### 七、结论与政策启示

建设现代流通体系能够推动分工深化,对构建新发展格局具有重要意义。相比于交通基础设施等“硬件建设”,物流标准化试点制度是政府针对流通领域出台的标准引领,属于流通领域的“软件建设”。因此,全面分析物流标准化试点对企业分工水平的影响,是一个具有时代意义的重大现实问题。本文利用物流标准化试点建设这一准自然实验,采用多期双重差分模型为研究策略,以2009—2018年A股上市企业为研究对象,实证检验了物流标准化对企业间专业化分工的影响。研究发现,物流标准化建设所带来的物流成本降低,显著提升了企业分工水平。该结果在经过分工水平其他度量检验、平行趋势检验、倾向得分匹配检验、安慰剂检验等一系列稳健性检验后依然成立。机制检验发现,物流标准化对企业专业化分工的推动作用主要通过扩大企业对于产业链上供应商和客户的选择范围,降低企业所面临的外部交易成本而实现。进一步分析发现,在物流成本较高的行业、交通基础设施建设水平和市场化程度较高的地区、内部组织成本较高的企业中,物流标准化对企业

分工水平的提升效果更加显著。本文结果整体表明,政府针对流通体系的“软件建设”——物流标准化战略性制度安排,能够有效降低外部交易成本,推动企业分工深化。

本文研究结论可能具有如下政策启示:第一,加强流通体系“软件建设”。目前中国正处于建设现代流通体系,构建新发展格局,推动经济高质量发展的关键时期。在物流标准化试点这一制度基础的支持之上,政府还应积极进行流通体系“软件建设”,为企业间分工协作搭建有利平台,以充分发挥政策效用。第二,加强供应链体系建设。打造高水平现代供应链已经成为畅通国民经济循环、建设现代化经济体系的重要内容。政府应按照“市场主导、政策引导、聚焦链条、协同推进”原则,积极推进现代供应链体系建设,培育新增长点、形成新动能,为企业间分工协作提供有力支撑。第三,以“有为政府”推动“有效市场”。应高度重视新发展格局背景下政府与市场如何发挥作用的问题,以完善流通体系为例,政府应继续改善营商环境,着力降低外部交易成本,从而引导企业发挥专业化效率优势,推动经济长足发展。

### 参考文献

- [1] 王雄元,谭建华. 国家物流服务标准化促进了企业投资吗[J]. 会计研究, 2019(12): 46-51.
- [2] 李松庆. 我国物流标准化建设思路探讨[J]. 中国流通经济, 2003(6): 23-26.
- [3] 张宝友,唐宇飞,杨玉香,孟丽君,于艳娜. 标准对提升物流服务质量的门结构门槛效应与机制研究[J]. 产经评论, 2020(3): 32-48.
- [4] Lau A, Su M. 2016. China's E-commerce Soft Spot: Logistics [J]. McKinsey Quarterly, 2016(2): 24-25.
- [5] Islam D M Z, Zunder T H. The Necessity for a New Quality Standard for Freight Transport and Logistics in Europe [J]. European Transport Research Review, 2014, 6(4): 397
- [6] 叶萌,祝合良. 标准化对我国物流业经济增长的影响——基于C-D生产函数及主成分分析法的实证研究[J]. 中国流通经济, 2018(6): 25-36.

- [7] Tan J, Wang X, Chan K C. Does a National Reform of a Logistics System Matter in Corporate Cash Management? Evidence from Logistics Service Standardization in China [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2020, 63: 101399-101414.
- [8] Tan J, Yan L, Chan K C. The Impact of the Logistics Service Standardization on Firm Value: Evidence from China [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2020, 52: 101134-101146.
- [9] Tan J, Wang X, Zhang P. Logistics Service Standardization and Corporate Innovation: Evidence from a Natural Experiment [J]. International Review of Economics & Finance, 2022, 77: 549-565.
- [10] Coase R. The Nature of the Firm [J]. Economica, 1937, 4 (16): 386-405.
- [11] Williamson O E. Transaction Cost Economics: The Governance of Contractual Relations [J]. Journal of Law and Economics, 1979, 22 (2): 233-261.
- [12] McLaren J. "Globalization" and Vertical Structure [J]. American Economic Review, 2000, 90 (5): 1239-1254.
- [13] 郑辛迎, 方明月, 聂辉华. 市场范围、制度质量和企业一体化: 来自中国制造业的证据 [J]. 南开经济研究, 2014 (1): 118-133.
- [14] 郝闻汉, 袁淳, 耿春晓. 区域一体化政策能促进企业垂直分工吗? ——来自撤县设区的证据 [J]. 经济管理, 2021 (6): 22-37.
- [15] Williamson O E. The Economic Institutions of Capitalism [M]. New York: Free Press, 1985.
- [16] 张学良. 交通基础设施, 空间溢出与区域经济增长 [M]. 南京大学出版社, 2009.
- [17] 李超, 李涵, 唐丽森. 高速铁路、运输效率与垂直专业化分工 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (1): 51-70.
- [18] Fan J P H, Huang J, Morck R, Yeung B. Institutional Determinants of Vertical Integration in China [J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 44: 524-539.
- [19] 战相岑, 荣立达, 张峰. 经济政策不确定性与垂直整合——基于供应链视角的传导机制解释 [J]. 财经研究, 2021 (2): 49-63.
- [20] 陈钊, 王旸. "营改增" 是否促进了分工: 来自中国上市公司的证据 [J]. 管理世界, 2016 (3): 36-45, 59.
- [21] 范子英, 彭飞. "营改增" 的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角 [J]. 经济研究, 2017 (2): 82-95.
- [22] 袁淳, 盛誉. 税收优惠政策与企业纵向一体化——来自"加速折旧政策" 的准自然实验证据 [J]. 吉林大学社会科学学报, 2021 (6): 116-126, 233.
- [23] 张婷婷, 宋冰洁, 荣幸, 罗婧文. 市场分割与企业纵向一体化 [J]. 财贸经济, 2021 (6): 150-164.
- [24] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应 [J]. 中国社会科学, 2012 (3): 60-77, 206.
- [25] Bernard A B, Moxnes A, Saito Y U. Production Networks, Geography, and Firm Performance [J]. Journal of Political Economy, 2019, 127 (2): 639-688.
- [26] 杨小凯, 黄有光. 专业化与经济组织: 一种新兴古典微观经济学框架 [M]. 张玉纲, 译. 北京: 经济科学出版社, 1999.
- [27] 姜丕军. 交通运输促进经济增长的机制探析 [J]. 北京交通大学学报 (社会科学版), 2010 (2): 1-7.
- [28] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 盛誉. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化 [J]. 中国工业经济, 2021 (9): 137-155.
- [29] Ohanian N K. Vertical Integration in the US Pulp and Paper Industry, 1900-1940 [J]. The Review of Economics and Statistics, 1994, 76 (1): 202-207.
- [30] MacDonald J M. Market Exchange or Vertical Integration: An Empirical Analysis [J]. The Review of Economics and Statistics, 1985, 67 (2): 327-331.
- [31] Caves R E, Bradburd R M. The Empirical Determinants of Vertical Integration [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 1988, 9 (3): 265-279.
- [32] Adelman M A. Concept and Statistical Measurement of Vertical Integration [M]. Princeton: Princeton University Press, 1955.
- [33] Buzzell R D. Is Vertical Integration Profitable? Harvard Business Review [J]. 1983, 61 (1): 92-102.
- [34] Zhang Y. Vertical Specialization of Firms: Evidence from China's Manufacturing Sector [R]. CCR Series Paper, 2004.
- [35] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111 (5): 1043-1075.
- [36] Gort M. Diversification and Integration in American Industry [M]. Greenwood Press, 1962.
- [37] Acemoglu D, Aghion P, Griffith R, Zilibotti F. Vertical Integration and Technology: Theory and Evidence [J]. Journal of the European Economic Association, 2010, 8 (5): 989-1033.
- [38] Aghion P, Griffith R, Howitt P. Vertical Integration and Competition [J]. The American Economic Review, 2006, 96 (2): 97-102.
- [39] Duranton G, Morrow P M, Turner M A. Roads and Trade: Evidence from the US [J]. Review of Economic Studies, 2014, 81 (2): 681-724.
- [40] 张勋, 王旭, 万广华, 孙芳城. 交通基础设施促进经济增长的一个综合框架 [J]. 经济研究, 2018 (1): 50-64.
- [41] 李涵, 唐丽森. 交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存 [J]. 管理世界, 2015 (4): 126-136.
- [42] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告 (2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [43] Hill C W L, Hoskisson R E. Strategy and Structure in the Multiproduct Firm [J]. Academy of Management Review, 1987, 12 (2): 331-341.
- [44] Klein A. Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management [J]. Journal of Accounting and Economics, 2002, 33 (3): 375-400.
- [45] Cohen R B, Gompers P A, Vuolteenaho T O. Who Underreacts to Cash-flow News? Evidence from Trading Between Individuals and Institutions [J]. Journal of Finance, 2002, 66 (2/3): 409-462.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 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

Does the Minimum Wage Increase the Consumption of Low-income Population?

A Comparative Analysis of Urban Minimum Wage Households in China

金岳 郑文平 王文凯

JIN Yue ZHENG Wen-ping WANG Wen-kai

**[摘要]** 最低工资标准是保障我国低收入者生活水平、激发我国城镇低收入家庭消费潜力的重要手段。在实现“共同富裕”目标背景下，从比较分析的视角对最低工资的消费带动作用进行准确检验，具有重要的理论与现实意义。本文运用1992—2009年中国城镇住户调查数据，以家庭人均收入低于当地最低工资标准的最低工资线家庭为研究对象，分别检验了最低工资认定及标准提升对于最低工资线家庭消费水平的实际影响效果。结果发现，最低工资线家庭本身具有抑制自身消费的倾向，其消费水平也显著低于相近条件下的其他家庭，并呈现出显著的结构特征。本文进一步以2004年《最低工资规定》实施为政策冲击，检验了最低工资标准提升对于最低工资线家庭消费水平的影响，发现了不同条件下的差异性结果：与收入情况相近的家庭相比，最低工资线家庭的消费水平并未得到显著提升；而与包括中高收入家庭在内的全部样本相比，最低工资线家庭的消费水平得到了显著改善。这一结果与最低工资的消费抑制倾向形成了有效呼应，同时为我国消费升级背景下最低工资标准的实际影响效果及相关政策制定提供了思路与借鉴。

**[关键词]** 最低工资标准 城镇居民消费 比较分析

**[中图分类号]** F063.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0082-11

**Abstract:** As an important policy to protect the living standards of low-income people and stimulate the consumption potential of urban low-income households, it is an important research topic to accurately test the consumption-driven effect of the minimum wage from the perspective of comparative analysis under the background of realizing common prosperity in China. Using the data of Urban Household Survey in China from 1992 to 2009 and taking households whose per capita income is lower than the local minimum wage as the research object, this paper examines the actual effects of minimum wage recognition and promotion on the consumption of low-income households. We find there is a tendency of consumption inhibition in low-income households, and their consumption is also lower than that of other households with similar income level, showing significant structural characteristics. Taking the minimum wage regulation in 2004 as the policy shock, we further test the impact of the minimum wage increase on the consumption of low-income households, and find the results under different conditions. Compared with families with similar income level, the consumption of low-income households has not been significantly increased. Compared with all the samples, including middle and high-income households, the consumption of low-income households has been significantly improved. The results confirm the consumption inhibition tendency of the minimum wage, and provide a reference for China's minimum wage policy and the improvement of low-income households consumption.

**Key words:** Minimum wage standard Consumption of urban households Comparative analysis

**[收稿日期]** 2021-12-03

**[作者简介]** 金岳，男，1992年3月生，中国社会科学院工业经济研究所助理研究员，研究方向为产业经济；郑文平，男，1990年7月生，对外经济贸易大学国际经济贸易学院副教授，研究方向为创新、财税政策、国际贸易；王文凯，男，1993年6月生，中国人民大学经济学院博士研究生，研究方向为发展经济学、区域经济学。本文通讯作者为郑文平，联系方式为 wenpingzheng@uibe.edu.cn。

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“创新扶持产业政策对企业创新规模和创新质量二元边际的影响研究”（项目编号：71803023）；北京市社科基金青年项目“北京创新驱动经济高质量发展的产业政策转型研究”（项目编号：19YJC024）；对外经济贸易大学优秀青年学者资助项目（项目编号：20YQ01）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。



## 一、引言和文献评述

保障低收入者的劳动收益、维持低收入者基本生活水平是各国政府最低工资政策所希望实现的最基本、最重要的功能之一 (Flinn, 2006<sup>[1]</sup>)。在我国扎实推进共同富裕战略目标和持续完善劳动保障制度的背景下,通过最低工资制度提升低收入群体收入水平和消费能力是改善我国分配结构、让全体人民共享改革开放成果的重要思路与方法之一。然而,结合我国经济典型特征来看,最低工资对于居民消费水平的实际影响效果却存在着其他复杂因素。一方面,以《最低工资规定》颁布年份 2004 年为基期,截至 2018 年,我国城市居民消费价格指数仅在 2009 年出现下降,总体维持了长期稳定增长态势。由于城镇低收入家庭面临较强的预算约束压力,对物价上涨的敏感度高、耐受力差,以食品、衣着、交通通信和家庭设备用品及服务为代表的必需品价格上涨会对低收入家庭的整体收入产生“捆绑”效应。另一方面,随着最低工资水平的逐年增长和低收入群体多样化、多层次需求的不断提升,以房屋、车辆为代表的耐用品投资消费行为和以医疗、养老为代表的预防性储蓄行为对低收入群体消费产生了不可忽视的“挤占”效应。因此,自然产生的问题就是,以提升低收入群体福利为导向的最低工资政策究竟是否真正提升了目标群体的消费水平?从整体来看具备何种比较性和结构性的特征?这一研究话题对于准确检验我国最低工资实施的基本效果,从更广阔的研究视角下探究最低工资的实际消费带动效应具有重要的研究价值与现实意义。

国外相关文献从耐用品和非耐用品支出两个层面研究了最低工资标准对消费的影响。绝对收入假说在解读收入变动对耐用品和非耐用品消费的实际影响中存在反事实的共同作用 (Barsky 等, 2007<sup>[2]</sup>; Sterk, 2010<sup>[3]</sup>)。一方面,具有储蓄性特征的耐用品消费与个人信贷约束条件具有紧密的联系 (Monacelli, 2009<sup>[4]</sup>)。对此, Aaronson 等 (2012)<sup>[5]</sup>利用 1982—2008 年消费者调查数据,从家庭层面进行研究发现,在最低工资标准上调的过程中,低收入群体实际收入的提升会有效放宽个体信贷约束条件,进而增加抵押债务数量。再考虑到一定数量的低收入家庭具有选择购买车辆的消费行为,从而使得家庭支出增长超过最低工资的上调幅度。另一方面,非耐用品消费特性受制于永久收入假设的消费平滑特征,在即时的家庭反应、较低的

调整成本和稳定的福利需求下,容易受到收入变动的积极影响 (Monacelli, 2009<sup>[4]</sup>; Friedman, 1957<sup>[6]</sup>)。在该逻辑的引导下, Alonso (2016)<sup>[7]</sup>利用 2006—2014 年零售业数据,验证了最低工资的提升通过重新分配效应对不同消费倾向的低收入者产生明显的外溢效应,从而造成最低工资上涨对非耐用品消费的促进效应。这一效应在最低工资标准较高、政策约束力较强的地区尤为明显。

国内文献对低收入群体消费问题的研究集中在促进、抑制或结构性影响三个方面。第一,在收入对消费倾向的促进效应方面,由于低收入群体具有较高的用于防范风险的预防性储蓄动机,缺乏足够的资金购买耐用品和生产性资产,且具有自身低社会地位认知,导致低收入阶层边际消费倾向处于较低水平。当面临一定幅度的收入增加时,其边际消费倾向会得到显著提升 (朱国林等, 2002<sup>[8]</sup>; 杨汝岱和朱诗娥, 2007<sup>[9]</sup>; 杨文辉, 2012<sup>[10]</sup>)。以房产为代表的家庭资产和财富拥有量、合理的收入转移和收入再分配会有助于消费的提升 (袁志刚和朱国林, 2002<sup>[11]</sup>; 张大永和曹红, 2012<sup>[12]</sup>)。第二,在收入对消费倾向的抑制效应方面,收入的不确定性、医疗支出不确定性、住房价格、养老金缴费率和高等教育支出对居民消费有显著的挤出效应 (罗楚亮, 2004<sup>[13]</sup>; 杨汝岱和陈斌开, 2009<sup>[14]</sup>; 白重恩等, 2012<sup>[15]</sup>; 谢洁玉等, 2012<sup>[16]</sup>)。第三,在收入对消费倾向的结构性影响效应方面,农民阶层、工人阶层和老中产阶层在整体消费倾向、生存性边际消费倾向和发展性边际消费倾向等方面呈现出显著的结构特征 (张翼, 2016<sup>[17]</sup>),增加中低阶层的工资性收入和经营性收入能够显著缩小他们与高收入阶层农民在居住、文教娱乐和医疗保健等较高层次消费领域的差距。同时,增加财产性收入和转移性收入也有助于中低收入农民在家庭设备、居住、衣着等方面的提高和改善 (周建等, 2013<sup>[18]</sup>)。

与已有文献相比,本文可能具有的不同或改进之处在于:第一,已有的关于最低工资问题的研究鲜有直接涉及居民消费状况的研究成果。一方面,国内关于最低工资政策为低收入群体所能提供的实际福利效果的研究还停留在经验层面,难以为中国最低工资对消费的实际影响效果提供有力支撑。另一方面,国外文献仍缺少对“最低工资-消费”影响效应的深入探究和微观层面证据,导致其研究结果存在与家庭层面微观事实相背离的可能。有基于此,本文使用家庭层面的城镇住户调查数据 (Urban Household Survey,

UHS), 结合数据时间段内全国各地最低工资标准, 充分考虑中国居民消费特征和典型事实, 对最低工资提升的消费影响效应进行系统的分析和解读。第二, 本文采用比较分析方法, 通过家庭特征对样本进行匹配与比较研究: 在全样本下验证了 2004 年《最低工资规定》颁布后各地最低工资标准的“竞赛式增长”对地区低收入群体消费水平的促进效应, 在得分倾向匹配后的相近样本下验证了低收入群体的消费抑制效应, 从而有效兼顾了各个收入群体的异质性消费特征与复杂影响机制, 使研究结果更加全面与准确。第三, 为了使研究更贴近中国现实, 我们将 Aaronson 等 (2012)<sup>[5]</sup> 的耐用品和信贷约束机制引入 Kimball (1990)<sup>[19]</sup> 和 Dynan (1993)<sup>[20]</sup> 的消费者模型以及周建等 (2013)<sup>[18]</sup> 在中国情境下构建的预防性储蓄动机模型。在得到双重效应推论的同时, 对其内部实现机制提供了理论解读, 为后文实证检验提供了理论基础和方法引导。

## 二、理论模型

### (一) 模型设定

#### 1. 家庭。

为了使理论分析更能代表最低工资目标家庭的实际消费行为, 我们在 Kimball (1990)<sup>[19]</sup>、Dynan (1993)<sup>[20]</sup> 构建的消费者审慎消费模型和周建等 (2013)<sup>[18]</sup> 在中国情境下构建的预防性储蓄动机模型的基础上, 进一步引入 Aaronson 等 (2012)<sup>[5]</sup> 的耐用品和信贷约束模型, 综合探讨在预防性储蓄、信贷约束和耐用品消费等条件同时存在的背景下, 处于最低工资线的消费者自身消费水平的变动规律。

首先考虑含时间贴现变量的代表性消费者动态模型, 消费者  $i$  在时间  $t$  的消费效用条件期望最大化问题可以表述为:

$$\max_{C_{i,t+n}} E \left( \sum_{n=0}^{T-t} (1+\delta)^{-n} U(C_{i,t+n}) \mid t \right) \quad (1)$$

其中,  $T$  代表个体死亡时间,  $\delta$  代表消费者的时间偏好率,  $C_{i,t+n}$  代表非耐用品消费水平。  $U(C_{i,t+n})$  表示具有特定风险厌恶和偏好性质的消费效用函数。消费者的跨期预算约束为:

$$A_{i,t+n+1} = (1+r_{i,t+n})A_{i,t+n} + Y_{i,t+n} - C_{i,t+n} - I_{i,t+n} \quad (2)$$

其中,  $Y_{i,t+n}$  是消费者的劳动收入,  $A_{i,t+n}$  是总资产水平,  $r_{i,t+n}$  为当期利率,  $I_{i,t+n}$  为消费者的耐用品投资水平。耐用品的积累规律可以表示为:

$$D_{i,t+n+1} = (1-\gamma)D_{i,t+n} + I_{i,t+n} \quad (3)$$

$\gamma$  为耐用品折旧率,  $D_{i,t+n}$  为消费者耐用品存量。信贷约束使得如下关系成立:

$$(1+\eta)A_{i,t+n} = (1-\pi)D_{i,t+n} \quad (4)$$

$\eta$  和  $\pi$  分别为消费者的信贷偏好和耐用品首付比例。代入后得到如下关系式:

$$A_{i,t+n+1} = \frac{(1+r_{i,t+n})A_{i,t+n} + Y_{i,t+n} - C_{i,t+n}}{(1+\eta)[A_{i,t+n+1} - (1-\gamma)A_{i,t+n}]} \quad (5)$$

式 (5) 可以转化为:

$$A_{i,t+n+1} = \frac{1-\pi}{2+\eta-\pi} \left[ (1+r_{i,t+n})A_{i,t+n} + Y_{i,t+n} - C_{i,t+n} + \frac{(1-\gamma)(1+\eta)A_{i,t+n}}{1-\pi} \right] \quad (6)$$

横截条件可以表示为:

$$A_{i,t+n+1} = \frac{1-\pi}{2+\eta-\pi} \left[ Y_{i,t+n} - C_{i,t+n} + \frac{[(1+r_{i,t+n})(1-\pi) + (1-\gamma)(1+\eta)]A_{i,t+n}}{1-\pi} \right] \quad (7)$$

根据动态规划原理, Bellman 价值方程的表示形式为:

$$V(A_{i,t+n})_{\max} = U(C_{i,t+n}) + \frac{V(A_{i,t+n+1})}{1+\delta} \quad (8)$$

通过一阶条件得到:

$$\frac{\partial V(A_{i,t+n})}{\partial A_{i,t+n+1}} = 0 \Leftrightarrow \frac{2+\eta-\pi}{1-\pi} U'(C_{i,t+n}) = \frac{V'(A_{i,t+n+1})}{1+\delta} \quad (9)$$

通过包络引理得到:

$$V'(A_{i,t+n}) = \frac{(1+r_{i,t+n})(1-\pi) + (1-\gamma)(1+\eta)}{1-\pi} U'(C_{i,t+n}) \quad (10)$$

进一步得到欧拉方程式:

$$U'(C_{i,t+n}) = \frac{[(1+r_{i,t+n})(1-\pi) + (1-\gamma)(1+\eta)]}{(2+\eta-\pi)(1+\delta)} U'(C_{i,t+n+1}) \quad (11)$$

#### 2. 生产者。

考虑企业生产函数为:

$$Y = K^{\alpha_1} L^{\alpha_2} H^{\alpha_3} \quad (12)$$

其中,  $K$ 、 $L$ 、 $H$  分别为企业资本、低素质劳动力和高素质劳动力等生产要素。企业面临的预算约束可以表示为:

$$E = rK + w_L L + w_H H \quad (13)$$

$W_L$  和  $W_H$  分别表示低素质劳动力和高素质劳动力的市场价格。由此, 可以认为最低工资由低素质劳动力市场价格和溢价工资两部分组成, 高素质劳动力市场价格也可以表现为最低工资及其与高素质劳动力的收入差距两部分之和的形式:

$$w_{\min} = w_L + \Delta w_1 \quad (14)$$

$$w_H = w_{\min} + \Delta w_2 \quad (15)$$

对生产函数求最优解, 资本利率可以表示为:

$$r = \frac{(w_{\min} - \Delta w_1) \alpha_1 L}{\alpha_2 K} = \frac{(w_{\min} + \Delta w_2) \alpha_1 H}{\alpha_3 K} \quad (16)$$

## (二) 均衡结果分析

**命题 1:** 与类似条件的低收入群体相比, 处于最低工资线的家庭起初更倾向于降低自身消费水平。虽然在最低工资标准提升到一定程度且对低素质劳动力市场价格产生扭曲作用时, 消费开始转向呈现增长的态势, 但是由于最低工资调节效应的存在, 通过提升最低工资标准拉动低收入群体消费的难度较大。

将式 (11) 转化为连续时间的欧拉方程:

$$U'(C_{i,t+n+1}) = U'(C_{i,t+n}) + U''(C_{i,t+n+1})(C_{i,t+n+1} - C_{i,t+n}) \quad (17)$$

则有

$$\frac{U'(C_{i,t+n}) + U''(C_{i,t+n+1})(C_{i,t+n+1} - C_{i,t+n})}{U'(C_{i,t+n})} = \frac{(2 + \eta - \pi)(1 + \delta)}{[(1 + r_{i,t+n})(1 - \pi) + (1 - \gamma)(1 + \eta)]} \quad (18)$$

结合式 (16) 和式 (18) 可知, 当  $\frac{(w_{\min} - \Delta w_1) \alpha_1 L}{\alpha_2 K} < \frac{(2 + \eta - \pi)(1 + \delta) - (1 - \gamma)(1 + \eta) + \pi - 1}{1 - \pi}$  时, 低收入家庭消费呈现缩减趋势, 而当  $\frac{(w_{\min} - \Delta w_1) \alpha_1 L}{\alpha_2 K} > \frac{(2 + \eta - \pi)(1 + \delta) - (1 - \gamma)(1 + \eta) + \pi - 1}{1 - \pi}$  时, 消费转而呈现增长态势。因此, 一方面, 在低素质劳动力市场价

格和最低工资标准相对较低的情况下, 处于最低工资线的家庭消费更倾向于呈现缩减趋势。另一方面, 《最低工资规定》要求, 各地区在确定和调整最低工资标准时, 应参考当地平均工资、经济发展水平和就业等状况, 并适当考虑非全日制劳动者在工作稳定性、劳动条件和劳动强度、福利等方面与全日制就业人员之间的差异, 从而使得最低工资标准对低素质劳动力市场价格的扭曲作用相对稳定和可控。因此, 最低工资标准与低素质劳动力市场价格之差  $\Delta w_1$  在最低工资标准提升的过程中具有稳定的调节作用, 从而使最低工资标准的提升难以形成对消费水平的有效拉动。综上所述, 与低素质劳动力相比, 最低工资标准的提升对消费水平的带动作用相对有限, 通过提升最低工资标准拉动低收入群体消费水平的难度较大。这一命题的理论依据来源于预防性储蓄动机和耐用品消费信贷约束两方面理论 (刘金全等, 2003<sup>[21]</sup>): 第一, 最低工资提升反而造成消费降低的原因在于居民具有预防性储蓄动机 (Leland, 1968<sup>[22]</sup>; Caballero, 1990<sup>[23]</sup>; Hubbard 等, 1995<sup>[24]</sup>)。收入增长过慢、养老保险制度风险等都是造成低收入群体预防性储蓄动机提升的重要原因 (杭斌, 2008<sup>[25]</sup>; 康书隆等, 2017<sup>[26]</sup>)。第二, 耐用品消费与信贷约束的原因。低收入群体面临紧绷的信贷约束 (李力行和周广肃, 2014<sup>[27]</sup>; 康书隆等, 2017<sup>[26]</sup>), 这也是信贷约束模型将研究对象区分为高收入和低收入群体的重要原因 (Hayashi, 1985<sup>[28]</sup>; Zeldes, 1989<sup>[29]</sup>; Johnson 等, 2006<sup>[30]</sup>; Berger-Thompson 等, 2010<sup>[31]</sup>)。随着最低工资标准的提升, 低收入群体的生活水平得到了改善, 购买耐用品的动机也逐渐增强。结合耐用品自身具有的信贷约束特性, 低收入群体购买耐用品很容易在最低工资标准提升的情况下挤占原有的消费水平, 最终造成低收入群体消费水平不升反降。

**命题 2:** 与高素质劳动力相比, 最低工资标准的提升更倾向于促进低收入家庭消费水平的提升。

与高收入群体相比, 最低工资与高素质劳动力价格差异  $\Delta w_2$  相对较大, 从而保证最低工资标准的提升更倾向于增加目标群体的消费水平。当  $\frac{(w_{\min} + \Delta w_2) \alpha_1 H}{\alpha_3 K} < \frac{(2 + \eta - \pi)(1 + \delta) - (1 - \gamma)(1 + \eta) + \pi - 1}{1 - \pi}$  时, 能够保证  $\frac{C_{i,t+n+1} - C_{i,t+n}}{C_{i,t+n}} < 0$  的条件成立, 反之则有  $\frac{C_{i,t+n+1} - C_{i,t+n}}{C_{i,t+n}} > 0$ 。在实际背景下, 这一结论可以解释为, 当目标生



产者模型中高素质劳动力收入足够接近最低工资标准时,低收入群体消费水平呈现缩减趋势;而当二者差距达到一定水平后,低收入群体的消费则持续增长。贫富差距是我国经济发展过程中所需要关注的重要问题(沈凌和田国强,2009<sup>[32]</sup>),最低工资制度实施的基本目标在于满足低收入劳动者基本生活需要,由于贫富差距问题的存在,最低工资与高素质劳动力市场价格本身具有较大的差距。高收入群体由于固定资产和房产的持有(黄静和屠梅曾,2009<sup>[33]</sup>;金烨等,2011<sup>[34]</sup>;李涛和陈斌开,2014<sup>[35]</sup>)、消费习惯的形成和高储蓄倾向(贾男和张亮亮,2011<sup>[36]</sup>)以及财富的积累和消费行为的改变(郭庆旺,2013<sup>[37]</sup>)等特征,使得其边际消费倾向要低于低收入群体的边际消费倾向水平。这也使得提升低收入群体收入水平、降低收入差距,成为进一步拉动我国居民消费水平、激发消费活力的重要途径(朱国林等,2002<sup>[8]</sup>;吴晓明和吴栋,2007<sup>[38]</sup>;方福前,2009<sup>[39]</sup>;段先盛,2009<sup>[40]</sup>)。

### 三、数据说明和研究设计

#### (一) 数据说明

本文样本数据由两部分构成。第一部分数据为中国国家统计局城镇调查队提供的1992—2009年城镇住户调查数据(Urban Household Survey, UHS),该调查数据涵盖了7个省份的市级分层抽样家庭和家庭成员的各项指标,提供了包括家庭成员个人特征、家庭人口情况、家庭居住情况、家庭消费、家庭收支等类别在内的700余项指标的详细信息。我们对数据进

行了如下处理:(1)将2002—2009年按月份累计的数据通过取均值的方法得到与其他年份相对应的观测值,平均后的家庭人口数通过四舍五入方法取整。(2)删除了家庭人口数、家庭工薪收入、家庭有收入者人数等指标中任意一项为负值或缺省的观测值。第二部分数据来自1992—2009年各省份县市级正式员工月最低工资标准数据。根据中国劳动保障部门以及各省份发布的最低工资规定,通过查找搜集的方法经过筛选、对应和调整得到。我们进一步按照“县市+年份”的方式进行匹配,对UHS数据与最低工资数据进行整合。对于同一个4位城市代码可能对应多个区县标准的情况,本文进一步按照6位县市代码所代表的地级市、县级市、县的最低工资标准进行分档对应,从而保证匹配样本的全面性与准确性。

经过上述数据选取和处理过程,如表1所示,本文共得到有效样本100 627个。值得说明的是,在户主年龄(Age)指标中,其中仅有2个样本的户主年龄低于16岁(均为5岁),且家庭样本中均存在有收入者。相关事实表明,未成年人在满足特定条件的情况下存在成为户主的可能,使该样本具备客观性和合理性,因此本文对其进行保留。在家庭无收入者占比(Noincome)指标中,由于家庭人口统计值通过按月叠加的方式得到,因此本文采取相对更加准确的方式——通过全年无收入人口占全年人口数比值的形式得到。这也使部分样本中家庭无收入者占比(Noincome)指标与家庭人口数量(Population)指标不直接挂钩。

表1 变量描述性统计

变量	变量内容	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
LnConsumption	家庭人均消费水平	100 627	8.70	0.93	4.71	12.47
ConsRate	家庭消费占收入比重	100 627	0.70	0.19	0.05	1.00
MW	最低工资线家庭虚拟变量	100 627	0.07	0.25	0.00	1.00
LnIncome	家庭有收入者人均工资水平	100 627	7.20	0.75	4.24	11.82
LnOther	家庭人均其他收入水平	86 027	5.81	1.61	0.00	13.14
Age	户主年龄	99 862	46.67	10.25	5.00	97.00
Experience	户主工作经历	93 929	25.56	10.62	0.00	82.00
Education	户主受教育程度	99 862	5.17	1.69	0.00	9.00
Careertype	户主职业类型	99 862	3.35	3.15	0.00	15.00
Population	家庭人口数量	100 627	3.01	0.84	1.00	9.00
Noincome	家庭无收入者占比	100 627	0.25	0.19	0.00	0.97

(二) 研究思路和基本计量模型

1. 最低工资线家庭的消费效应检验。

根据命题1的内容,由于预防性储蓄动机、耐用消费品消费和信贷约束的存在,处于最低工资标准的低收入群体具有抑制自身消费的倾向。为了检验最低工资标准对城镇居民消费的抑制效应是否真实存在,我们设计了如下的计量模型:

$$Consumption_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Income_{ijt} + \alpha_2 MW_{ijt} \times \ln Income_{ijt} + \gamma X + \eta_{city} + \eta_{year} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

在计量方程(1)式中,下标*i*、*j*、*t*分别代表家庭、所处的地级市以及相应的年份。我们关注的因变量  $Consumption_{ijt}$  有两种形式:一是家庭人均消费水平 ( $\ln Consumption_{ijt}$ ),我们使用家庭消费总额除以家庭人口数量后的对数值来表示。二是家庭消费占收入比重 ( $ConsRate_{ijt}$ ),我们使用家庭消费占可支配收入的比值进行表示。模型的核心解释变量我们选用家庭有收入人均工资水平的对数 ( $\ln Income_{ijt}$ ) 来表示,并引入交互项  $MW_{ijt} \times \ln Income_{ijt}$ ,其中  $MW_{ijt}$  表示家庭有收入者人均工资收入水平与该年度该地区最低工资标准的比较 (0=人均工资收入高于最低工资水平,1=人均工资收入不高于最低工资水平)。控制变量集  $X$  中包括的变量有:(1) 户主特征变量。主要包括:户主年龄因素 ( $Age_{ijt}$ )、户主工作经历 ( $Experience_{ijt}$ )、户主受教育程度 ( $Education_{ijt}$ ) 和户主职业类型 ( $Careertype_{ijt}$ )。(2) 家庭特征变量。包括家庭人口规模 ( $Population_{ijt}$ )、家庭无收入者占比 ( $Noincome_{ijt}$ ) 和家庭人均其他收入的对数 ( $\ln Other_{ijt}$ )。此外,我们还控制了具有固定效应性质的哑变量,包括所处地级市的固定效应 ( $\eta_{city}$ ) 和所处年份的固定效应 ( $\eta_{year}$ ),  $\varepsilon_{ijt}$  是随机误差项。

尽管计量方程(1)检验了最低工资标准对不同家庭消费水平的直接影响效应,但是仍存在三个主要问题制约着计量模型的全面性和代表性。第一,最低工资线家庭的代理变量 ( $MW_{ijt}$ ) 不仅受到地区宏观经济因素的影响,还与家庭收入水平有着密不可分的联系。由此可能产生的内生性和多重共线性使得其准确性有待进一步检验。第二,以整体样本作为回归对象使得最低工资线两端的收入差距过大,会导致回归结果倾向于反映最低工资线家庭相较于社会各个收入群体的综合影响效应,存在进一步缩小样本、深入检验,从而提升其准确性与代表性的关键需求。第三,由于  $MW_{ijt}$  直接与工资水平挂钩,我们只能通过研究

其对边际消费倾向的间接影响效应,以避免可能产生的内生性影响。因此,为了更为有效地解决计量方程(1)存在的问题,我们拟采用PSM方法(Propensity Score Matching)进行处理。PSM方法的优势在于分析因果关系时所具有的独特性,因而,使用该方法能够有效地处理上述问题,更加准确地检验出最低工资对家庭消费的实际影响效应。

我们将处理组设定为家庭有收入者人均工资不高于最低工资标准 ( $MW_i = 1$ ) 的样本,将对照组设定为家庭有收入者人均工资高于最低工资标准 ( $MW_i = 0$ ) 的样本。接下来,我们定义  $y_i^1$  为不高于最低工资线的家庭消费情况,  $y_i^0$  为高于最低工资线的家庭消费情况。平均处理效应 (Average Treatment Effect on the Treated, ATT) 可表示为:

$$ATT = \{y_i^1 - y_i^0 | MW_{ijt} = 1\} = E \{y_i^1 | MW_{ijt} = 1\} - E \{y_i^0 | MW_{ijt} = 1\} \quad (2)$$

其中,  $E \{y_i^0 | MW_{ijt} = 1\}$  表示不高于最低工资线的家庭假如高于最低工资水平后的消费情况,作为一个反事实是无法直接观测到的。为此,我们使用模型(1)中包括收入在内的家庭核心特征变量,通过构建Probit模型对其进行得分倾向匹配,从而得到平均处理效应的估计值。

2. 政策冲击、最低工资标准提升对低收入家庭消费的影响效应。

结合理论模型中命题1和命题2的内容,在收入异质性分类条件下,为了检验最低工资标准的提升对低收入群体消费的影响效应,并有效控制模型可能产生的内生性,我们拟采用DID模型分别在全样本和经PSM匹配的情况下,对2004年《最低工资规定》的消费影响效应进行检验。我们引入《最低工资规定》政策实施的代理变量  $Policy_{ijt}$  (2004年及以后=1,2004年以前=0),以及政策变量与最低工资线家庭认定变量的交互项  $MW_{ijt} \times Policy_{ijt}$ ,其他主要变量与模型(1)保持一致,据此构建DID模型如下:

$$Consumption_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 MW_{ijt} + \alpha_2 Policy_{ijt} + \alpha_3 MW_{ijt} \times Policy_{ijt} + \gamma X + \eta_{city} + \eta_{year} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

四、实证分析

(一) 基本回归结果

表2报告了家庭人均收入水平和最低工资标准实施状况对家庭消费影响效应的检验结果。根据列

(1) 结果得知, 在控制了年份和地区影响因素的情况下, 人均收入水平对家庭消费水平的影响效应在1%的统计水平上显著为正, 人均收入与最低工资标准虚拟变量的交互项系数则在1%的统计水平上显著为负。结果表明, 最低工资线家庭人均收入水平的提升对人均消费的拉动作用小于其他家庭。我们进一步在列(2)加入代表户主个人特征和家庭特征的变量, 将户主受教育程度和户主职业类型作为虚拟变量加以控制, 结果显示, 人均收入系数、人均收入与最低工资交互项系数的正负值与显著性与列(1)结果完全相同。列(3)将人均消费占收入比重作为被解释变量, 结果显示, 收入水平对家庭人均消费占比的影响效应在1%的统计水平上显著为负, 最低工资与人均收入交互项系数仍在1%的统计水平上显著为负。类似地, 在加入户主特征和家庭特征变量后, 关键变量均未发生实质性改变。实证结果反映出了一个重要现象: 对处于最低工资线的低收入家庭而言, 收入提升对消费的拉动作用呈现出显著的抑制效应, 导致人均收入提升对消费的促进效应显著低于其他非最低工资家庭的水平。

表2 最低工资线家庭的消费抑制效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LnIncome</i>	0.751*** (0.0017)	0.723*** (0.0025)	-0.118*** (0.0010)	-0.135*** (0.0015)
<i>MW×LnIncome</i>	-0.0048*** (0.0006)	-0.0047*** (0.0007)	-0.004*** (0.0003)	-0.002*** (0.0004)
<i>Age</i>		-0.003*** (0.0003)		-0.002*** (0.0001)
<i>Experience</i>		0.0015*** (0.0002)		0.0011*** (0.0001)
<i>Noincome</i>		0.028*** (0.0066)		0.069*** (0.0039)
<i>Population</i>		-0.038*** (0.0014)		-0.023*** (0.0008)
<i>LnOther</i>		-0.002*** (0.0009)		0.007*** (0.0005)
户主受教育程度	未控制	控制	未控制	控制
户主职业类型	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9033	0.9059	0.1899	0.2128
样本数	100627	79789	100627	79789

注: \*\*、\*、\*分别表示1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。括号内的数值为标准误。下同。

实证结果所揭示的现象可能产生的原因在于, 一方面, 低收入群体面临着相对紧张的信贷约束 (杭

斌, 2008<sup>[25]</sup>; 康书隆等, 2017<sup>[26]</sup>)。在原有消费水平能够满足生活需求的情况下, 出于对未来收入和消费预期的不确定性, 低收入家庭具有更强的预防性储蓄动机, 以应对在养老、医疗和教育等方面可能存在的风险与消费需求。另一方面, 低收入群体耐用品消费空间较大, 最低工资标准的提升改善了低收入群体的生活水平, 使最低工资线家庭购买房产、汽车等耐用品的可能性得到提升 (Aaronson, 2012<sup>[5]</sup>)。耐用品消费的负债与借贷属性对低收入群体原本就相对紧张的信贷约束增加了更大的压力, 成为低收入群体进一步抑制消费增长甚至缩减消费的重要动机。综上所述, 低收入群体为改善未来生活水平的预防性储蓄行为和改善当期生活水平的耐用品消费行为, 成为抑制和缩减自身消费水平的主要原因。

在此基础上, 我们进一步使用得分倾向匹配方法进行检验。表3报告了多种匹配方法下是否处于最低工资标准对家庭消费的影响效应。结果证明, 按照三种不同方法进行匹配后, 最低工资线家庭的人均消费水平均在10%~5%的显著性水平上低于与之相匹配的其他家庭。将被解释变量换为人均消费占可支配收入比例之后, 平均处理效应均不显著。

PSM-DID的结果与命题1形成了有效呼应, 当包括收入在内的家庭特征足够接近时, 最低工资线家庭对自身消费具有明显的抑制甚至缩减效应。这一结果表明: 一方面, 与其他低收入群体相比, 最低工资线家庭由于耐用品消费和预防性储蓄动机的提升, 在信贷约束紧张的情况下倾向于挤占家庭消费水平, 通过缓慢提升、维持甚至降低消费的方式以增加储蓄或购买耐用品, 通过这种方式实现生活水平的改善和提升。另一方面, 与表2结论不同的是, 表3研究中所选取的控制组是与最低工资家庭在收入、家庭结构和劳动者素质等方面相近的样本, 使得实证结论不仅为表2全样本比较下的结果提供支撑, 还表明在其他特征相近的情况下, 处于最低工资线这一特征对于低收入家庭的消费行为而言同样具有重要影响。最低工资政策本身具有“维持低收入者基本生活水平”的消费行为示范和导向作用。处于最低工资线的家庭既可能形成“节衣缩食”等仅维持基本生活水平的消费理念和习惯, 又存在提升自身财富和房产、汽车等耐用品消费, 从而提升社会地位和获得社会认同感的动机。因此, 在不考虑家庭特征差异的情况下, 最低工资线的示范和引导效应也是抑制最低工资家庭消费水平的重要原因。



表 3 最低工资线消费抑制效应的 PSM-DID 检验结果

匹配方法	变量	最低工资标准及以下	最低工资标准以上	差异	T-test
常规匹配	人均消费	8.477	8.530	-0.053	-2.23**
	ATT	0.700	0.702	-0.002	-0.31
半径匹配	人均消费	8.496	8.534	-0.038	-2.21**
	ATT	0.699	0.702	-0.004	-0.96
核密度匹配	人均消费	8.477	8.516	-0.039	-1.78*
	ATT	0.700	0.700	0.000	0.03
邻近匹配	人均消费	8.477	8.512	-0.035	-1.75*
	ATT	0.700	0.704	-0.004	-0.76

(二) 消费结构检验结果

为了进一步检验最低工资标准对家庭消费结构的影响，参照国家统计局的消费分类方法，我们将 UHS 数据按照支出功能分为食品、衣着、家庭设备

用品及服务、医疗保健、交通和通信、教育文化娱乐用品及服务、居住、杂项商品和服务等八个类别进行检验，结果如表 4 所示。

表 4 消费分类下的 PSM-DID 检验结果

匹配方法	变量	食品	衣着	家庭设备用品及服务	医疗保健	交通和通信	教育文化娱乐服务	居住	杂项商品和服务
常规匹配	人均消费	-0.047** (0.022 3)	-0.190*** (0.041 0)	-0.040 (0.045 2)	0.023 (0.055 8)	-0.163*** (0.042 2)	-0.079 (0.055 7)	0.027 (0.028 9)	-0.136*** (0.042 8)
	ATT	0.000 6 (0.004 2)	-0.008 (0.001 6)	-0.000 9 (0.001 2)	0.004** (0.002 0)	-0.002 6* (0.001 57)	-0.001 (0.002 5)	0.006 4*** (0.001 8)	-0.000 9 (0.000 8)
半径匹配	人均消费	-0.023 (0.015 9)	-0.176*** (0.025 5)	-0.039 (0.028 9)	0.026 (0.034 8)	-0.148*** (0.029 5)	-0.089** (0.034 9)	0.034 8* (0.020 6)	-0.120*** (0.028 5)
	ATT	0.003 6 (0.002 6)	-0.007*** (0.001 0)	-0.000 9 (0.000 8)	0.005 1*** (0.001 2)	-0.004 9*** (0.001 0)	-0.003 1** (0.001 6)	0.005 2*** (0.001 1)	-0.001 4*** (0.000 5)
核密度匹配	人均消费	-0.027 (0.019 9)	-0.177*** (0.031 1)	-0.021 (0.035 3)	0.038 (0.041 8)	-0.157*** (0.038 0)	-0.096** (0.041 7)	0.058** (0.026 0)	-0.121*** (0.034 2)
	ATT	0.002 3 (0.003 1)	-0.007*** (0.001 2)	-0.000 3 (0.000 9)	0.005 6*** (0.001 4)	-0.004*** (0.001 2)	-0.003 (0.001 9)	0.007 7*** (0.001 3)	-0.001* (0.000 6)
邻近匹配	人均消费	-0.030 (0.019 2)	-0.153*** (0.035 2)	-0.023 (0.038 3)	0.036 (0.045 9)	-0.165*** (0.035 7)	-0.062 (0.046 8)	0.039 (0.024 9)	-0.102*** (0.036 8)
	ATT	-0.001 5 (0.003 6)	-0.006*** (0.001 36)	-0.000 4 (0.001 0)	0.005 5*** (0.001 75)	-0.005*** (0.001 36)	-0.001 56 (0.002 2)	0.006 2*** (0.001 57)	-0.000 86 (0.000 7)

对表 4 结果的解读分为三个方面：(1) 在衣着、交通和通信、杂项商品和服务等容易进行节制和缩减的消费品方面，在各种匹配方法下，家庭人均消费水平均在 1% 的统计水平上显著为负，由此验证了最低工资线家庭更倾向于主动缩减具备较高弹性、相对非必要的家庭消费品支出。(2) 最低工资线家庭在食品、家庭设备用品和服务、教育文化娱乐服务等弹性相对较小、占比相对固定、节制和缩减空间相对有限的消费品方面，呈现出的抑制和缩减特征要明显低于衣着、交通和通信、杂项商品和服务等消费品。(3) 在医疗保健和居住这两类对于最低工资家庭而言优先度较高、具备刚性需求的消费品方面，平均处理效应均不显著。值得注意的是，医疗保健和居住消费占比的平均处理效应均在 1%~10% 的统计水平上显著为正。检验结果证明了最低工资线家庭在面临医疗、居住等不易进行规划和压缩的支出项目时，

不仅无法显著降低消费支出水平，还会比高于最低工资线的家庭在同类别消费品支出上占据更高的份额。尤为值得注意的是，医疗保健消费的实证结果可能与“因病致贫”这一重要现象相吻合。贫困与疾病的双重制约很容易导致低收入群体的消费结构向医疗保健的方向过度倾斜，从而造成部分最低工资线家庭医疗保健消费占比的相对提升，形成不利于家庭健康情况与收入能力的恶性循环。因此，运用更为详细的家庭卫生数据对这一问题进行独立和深入的研究，显然是兼具理论与现实意义的重要研究主题。

分类检验结果充分表明，最低工资线家庭会主动缩减衣着、交通和通信、杂项商品和服务等节制空间较大、弹性较高、对于基本生活质量提升不存在直接、显著作用的消费品支出。对于食品、家庭设备用品和服务、教育文化娱乐服务等消费品而言，由于弹性相对较小，对于基本生活质量的改善作用也有所提

升,因此相对不易对消费支出进行缩减。而对于居住和医疗等低收入群体存在刚性需求和迫切希望得到改善的消费,最低工资线家庭并未呈现显著的抑制效应,反而具有相对促进和提升此类消费的趋势。这一结果既与我国低收入群体的现实情况充分吻合,又验证了命题1的准确性,为表2和表3的结论提供了结构性的有效解读。

(三) 2004年《最低工资规定》的影响效应

2004年《最低工资规定》实施后,各地最低工资标准呈现出明显的大幅提升态势,最低工资标准的提升频率也增加为“每两年至少调整一次”,由此引发了全国范围内各地最低工资标准“竞赛式增长”的态势。作为最低工资标准提升的重要政策冲击和时间节点,2004年《最低工资规定》是检验最低工资标准提升实际影响效果、构建“准自然实验”、解决

内生性问题的重要条件,在已有的研究成果中得到了广泛的应用。

因此,一方面,在验证了最低工资线家庭消费抑制效应的情况下,为了进一步检验最低工资标准提升对家庭消费水平的实际影响效应,从而使研究结果更加充实和贴合实际,本文拟在2004年《最低工资规定》这一外生政策冲击的基础上,使用DID方法对最低工资提升的消费影响效果进行检验。另一方面,为了验证命题1和命题2的有效性并进一步验证最低工资线抑制效应的真实存在,鉴于PSM方法在控制样本特征上的重要作用,本文拟在对全样本进行DID检验后,进一步对样本进行PSM-DID检验,得到与最低工资家庭特征相近的样本回归结果,以此与DID结果进行对比,从而在验证命题1和命题2准确性的同时,更加充分、全面地探究最低工资提升的消费影响效应。

表5 2004年《最低工资规定》的全样本DID检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	DID				PSM-DID			
	人均消费		消费占比		人均消费		消费占比	
<i>MW×Policy</i>	0.027* (0.0153)	0.020** (0.0097)	-0.0003 (0.0055)	0.006 (0.0056)	-0.054* (0.0268)	-0.018 (0.0155)	-0.005 (0.0102)	-0.009 (0.0093)
<i>MW</i>	-0.446*** (0.0135)	-0.049*** (0.0088)	0.034*** (0.0049)	-0.019*** (0.0051)	0.013 (0.0235)	-0.005 (0.0136)	-0.004 (0.0089)	-0.003 (0.0082)
<i>Policy</i>	2.523*** (0.0585)	2.412*** (0.0340)	-0.070*** (0.0021)	-0.078*** (0.0198)	2.059*** (0.1873)	2.210*** (0.108)	-0.145** (0.0712)	-0.153** (0.0650)
<i>LnIncome</i>		0.722*** (0.0025)		-0.135*** (0.0015)		0.767*** (0.0095)		-0.139*** (0.0057)
<i>Age</i>		-0.003*** (0.0003)		-0.002*** (0.0001)		-0.002*** (0.0007)		-0.001*** (0.0004)
<i>Experience</i>		0.0015*** (0.0002)		0.0012*** (0.0001)		0.0007 (0.0005)		0.0008** (0.0003)
<i>Noincome</i>		0.028*** (0.0066)		0.0690*** (0.0039)		0.060*** (0.022)		0.047*** (0.0132)
<i>Population</i>		-0.038*** (0.0014)		-0.023*** (0.0008)		-0.030*** (0.004)		-0.021*** (0.0025)
<i>LnOther</i>		-0.002*** (0.0009)		0.007*** (0.0005)		-0.013*** (0.003)		-0.009*** (0.0020)
户主受教育程度	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
户主职业类型	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.7229	0.9059	0.0779	0.2128	0.5582	0.8534	0.0873	0.2444
样本数	100627	79789	100627	79789	6482	6482	6482	6482

表5报告了计量模型(3)的估计结果。列(1)~(4)为全样本DID模型的估计结果,当以人均消费为被解释变量时,核心解释变量*mw×time*的回归系数在10%和5%的统计水平上显著为正,说明相比于全样本下的其他家庭,《最低工资规定》的实施提升

了最低工资线家庭的消费水平。当以消费占比为被解释变量时,*mw×time*的系数均不显著,表明政策实施对最低工资线家庭消费占比的影响相对并不显著。造成这一结果的原因主要在于,一是高收入群体具有相对稳定的消费习惯(贾男和张亮亮,2011<sup>[36]</sup>),与

2004年后最低工资标准的显著提升趋势不同,高收入群体的收入水平在2004年前后并未发生明显的变化,这更促进了高收入群体维持相对稳定的消费水平,使得最低工资标准对低收入群体的消费拉动效应更为明显。二是对于中等收入群体而言,同样具有比低收入群体更加稳定的消费习惯,从而凸显了2004年前后最低工资变动对低收入群体消费的拉动效应。此外,虽然我国中等收入群体具有更高的边际消费倾向,但是也具有明显的消费结构特征(李春玲,2011<sup>[41]</sup>),与低收入群体存在较大差别,主要体现在以文化娱乐为代表的享受型消费和以教育为代表的发展型消费水平的提升,这也成为中等收入群体消费能力提升的主要原因。相比之下,低收入群体在医疗、住房等刚性需求方面具有更加强烈的改善意愿,维持生活基本所需的消费倾向也要高于中等收入群体改善生活质量的消费倾向,在最低工资标准提升的背景下,更容易表现为消费水平的提升效应。三是根据前文结论得知,与低收入群体相比,最低工资线家庭表现出明显的消费抑制效应,这一效应也导致最低工资标准难以有效促进最低工资线家庭消费水平的相对提升。因此,实证结果证明了相比于中高收入群体,最低工资标准的提升拉动了目标群体的消费水平,且这一促进效应抵消了最低工资群体相比于低收入群体的消费抑制效应,最终表现为2004年《最低工资规定》对于拉动低收入群体消费水平的有效性。值得注意的是,最低工资线家庭的消费结构通胀情况也可能是导致《最低工资规定》消费带动效应的重要原因。因此,对不同结构类别的消费商品进行校正,得到基于不同视角的多样化与补充性结论,是针对这一问题进行拓展性研究的重要思路。

列(5)~列(8)汇报了根据家庭收入等重要特征进行得分倾向匹配与处理后的PSM-DID回归结果。可以发现,在分别以人均消费和消费占比作为被解释变量时,除列(4)系数在10%的统计水平上显著为负之外,核心解释变量 $mu \times time$ 的系数均不显著。由此可以得出结论:2004年最低工资规定实施所引发的最低工资水平提升,使得最低工资家庭与同类型的低收入群体相比,消费情况并未发生明显改善。这一结论有效地呼应了前文的实证结果:与状况相似的低收入群体相比,最低工资线家庭出于预防性储蓄动机、耐用品消费动机和最低工资示范效应等影响,具有缩减自身消费水平的倾向。因此,即使在2004年以后最低工资大幅提升的背景下,由于受到相对于其

他低收入群体的消费抑制效应的影响,最低工资家庭的消费水平仍无法呈现显著的提升效应。

## 五、结论与政策建议

最低工资对低收入群体消费水平的实际影响效应,是政府着力提升低收入群体收入、加快低收入群体分享经济增长成果、促进橄榄型社会分配体系形成背景下的重要研究主题。基于此,本文采用1992—2009年UHS样本数据与最低工资数据,对最低工资的消费影响效应进行比较研究后发现,一方面,针对最低工资标准认定问题,最低工资线家庭相比于其他家庭具有更小的边际消费倾向,呈现出明显的消费抑制效应,且按照消费类别呈现出明显的结构性特征。另一方面,针对最低工资标准提升问题,作为推动最低工资在全国范围实施和快速提升的重要节点,2004年《最低工资规定》的实施使得最低工资线家庭消费增长水平显著高于全样本下的其他家庭,却并未显著高于与其特征相似的低收入家庭。实证结果与本文的理论模型形成了有效呼应:在最低工资提升的背景下,低收入家庭的必要消费支出、耐用品投资支出和预防性储蓄动机共同组成了最低工资对消费双重影响效应的内在机制。

本文研究结论可能带来的启示在于:第一,在最低工资标准的制定过程中,除考虑本地区当地城镇居民生活费用支出、职工个人缴纳社会保险费、住房公积金、职工平均工资、失业率、经济发展水平等整体性一般指标之外,为了进一步提升最低工资对消费的拉动效应,还应分类考察中高收入群体、低收入群体(高于最低工资线)和最低工资线群体的消费水平,通过综合比较地区异质性收入群体的消费特征,最终确定能够最大程度提升消费的最低工资阈值和最优水平。第二,为了更好地发挥最低工资标准拉动消费的政策预期,政府需要从储蓄和消费观念转型方面进一步引导和激发低收入群体的消费潜力,同时为了充分顺应以耐用品消费为代表的低收入群体消费多样化、生活质量改善等趋势,政府还应考虑出台放宽低收入群体信贷约束、鼓励和支持低收入群体消费升级等政策,从而积极配合和保障最低工资的消费带动作用。第三,应进一步降低低收入群体医疗、住房等刚性需求消费成本,持续“解绑”,改善低收入群体紧绷的信贷约束条件,支持和引导低收入群体消费流向多元化和高端化领域。



## 参考文献

- [1] Flinn C. Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search Matching and Endogenous Contact Rates [J]. *Econometrica*, 2006, 74 (4): 1013-1062.
- [2] Barsky R B, House C L, Kimball M S. Sticky-Price Models and Durable Goods [J]. *American Economic Review*, 2007, 97 (3): 984-998.
- [3] Sterk V. Credit Frictions and the Comovement between Durable and Non-durable Consumption [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57 (2): 217-225.
- [4] Monacelli T. New Keynesian Models, Durable Goods, and Collateral Constraints [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56 (2): 242-254.
- [5] Aaronson D, Agarwal S, French E. The Spending and Debt Response to Minimum Wage Hikes [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (7): 3111-3139.
- [6] Friedman M. A Theory of the Consumption Function. National Bureau of Economic Research [M]. Princeton, 1957.
- [7] Alonso C. Beyond Labor Market Outcomes: The Impact of the Minimum Wage on Nondurable Consumption [J]. SSRN Electronic Journal, 2016.
- [8] 朱国林, 范建勇, 严燕. 中国的消费不振与收入分配: 理论和数据 [J]. *经济研究*, 2002 (5): 72-80, 95.
- [9] 杨汝岱, 朱诗娥. 公平与效率不可兼得吗? ——基于居民边际消费倾向的研究 [J]. *经济研究*, 2007 (12): 46-58.
- [10] 杨文辉. 利益格局与居民消费 [J]. *经济研究*, 2012 (S1): 28-37.
- [11] 袁志刚, 朱国林. 消费理论中的收入分配与总消费——及对中国消费不振的分析 [J]. *中国社会科学*, 2002 (2): 69-76.
- [12] 张大永, 曹红. 家庭财富与消费: 基于微观调查数据的分析 [J]. *经济研究*, 2012 (S1): 53-65.
- [13] 罗楚亮. 经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为 [J]. *经济研究*, 2004 (4): 100-106.
- [14] 杨汝岱, 陈斌开. 高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为 [J]. *经济研究*, 2009 (8): 113-124.
- [15] 白重恩, 吴斌珍, 金烨. 中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响 [J]. *中国社会科学*, 2012 (8): 48-71, 204.
- [16] 谢洁玉, 吴斌珍, 李宏彬, 郑思齐. 中国城市房价与居民消费 [J]. *金融研究*, 2012 (6): 13-27.
- [17] 张翼. 当前中国社会各阶层的消费倾向——从生存性消费到发展性消费 [J]. *社会学研究*, 2016 (4): 74-97, 243-244.
- [18] 周建, 艾春荣, 王丹枫, 唐莹. 中国农村消费与收入的结构效应 [J]. *经济研究*, 2013 (2): 122-133.
- [19] Kimball M S. Precautionary Saving in the Small and in the Large [J]. *Econometrica*, 1990, 58 (1): 53-73.
- [20] Dynan K E. How Prudent Are Consumers? [J]. *Journal of Political Economy*, 1993, 101 (2): 1104-1113.
- [21] 刘金全, 邵欣炜, 崔畅. “预防性储蓄”动机的实证检验 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2003 (1): 108-111.
- [22] Leland H E. Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1968, 82 (3): 465-473.
- [23] Caballero R J. Consumption Puzzles and Precautionary Savings [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1990, 25 (1): 113-136.
- [24] Hubbard R G, Skinner J, Zeldes S P. Precautionary Saving and Social Insurance [J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103 (2): 360-399.
- [25] 杭斌. 基于财富目标的居民储蓄行为 [J]. *统计研究*, 2008 (2): 65-70.
- [26] 康书隆, 余海跃, 王志强. 基本养老保险与城镇家庭消费: 基于借贷约束视角的分析 [J]. *世界经济*, 2017 (12): 165-188.
- [27] 李力行, 周广肃. 家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性 [J]. *经济学 (季刊)*, 2015 (1): 65-82.
- [28] Hayashi F. The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-sectional Analysis [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1985, 100 (1): 183-206.
- [29] Zeldes S P. Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation [J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97 (2): 305-346.
- [30] Johnson D S, Parker J A, Souleles N S. Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001 [J]. *American Economic Review*, 2006, 96 (5): 1589-1610.
- [31] Berger-Thompson L, Chung E, McKibbin R. Estimating Marginal Propensities to Consume in Australia Using Micro Data [J]. *Economic Record*, 2010, 86 (S1): 49-60.
- [32] 沈凌, 田国强. 贫富差别、城市化与经济增长——一个基于需求因素的经济学分析 [J]. *经济研究*, 2009 (1): 17-29.
- [33] 黄静, 屠梅曾. 房地产财富与消费: 来自于家庭微观调查数据的证据 [J]. *管理世界*, 2009 (7): 35-45.
- [34] 金烨, 李宏彬, 吴斌珍. 收入差距与社会地位寻求: 一个高储蓄率的原因 [J]. *经济学 (季刊)*, 2011 (3): 887-912.
- [35] 李涛, 陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费: 来自中国城镇家庭的经验证据 [J]. *经济研究*, 2014 (3): 62-75.
- [36] 贾男, 张亮亮. 城镇居民消费的“习惯形成”效应 [J]. *统计研究*, 2011 (8): 43-48.
- [37] 郭庆旺. 消费函数的收入阶层假说 [J]. *经济理论与经济管理*, 2013 (1): 5-9.
- [38] 吴晓明, 吴栋. 我国城镇居民平均消费倾向与收入分配状况关系的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2007 (5): 22-32.
- [39] 方福前. 中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据 [J]. *中国社会科学*, 2009 (2): 68-82, 205-206.
- [40] 段先盛. 收入分配对总消费影响的结构分析——兼对中国城镇家庭的实证检验 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009 (2): 151-161.
- [41] 李春玲. 中产阶级的消费水平和消费方式 [J]. *广东社会科学*, 2011 (4): 210-218.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

# 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

The Research on the Influence Mechanism of Cooperative Innovation of  
Service Enterprises on Their Innovation Output Level: The Meditating  
Effect of Innovative Information Access Channels

尹志锋 曹爱家 刘梦瑶 王康

YIN Zhi-feng CAO Ai-jia LIU Meng-yao WANG Kang

**[摘要]** 服务业企业开展合作创新提升其创新产出水平的机理部分在于拓宽创新信息获取渠道,即开展合作创新的服务业企业因能够从更多渠道获得创新信息而促进其创新产出水平提高。笔者以中关村海淀科技园服务业企业为研究样本,对接了2014年企业创新调查数据与第三次全国经济普查数据,采用多元线性回归方法、倾向得分匹配法及工具变量法检验服务业企业开展合作创新对包含产品创新、服务创新、流程创新在内的企业创新产出水平的影响,并进一步考察创新信息获取渠道数量在此影响过程中的中介效应。研究发现:服务业企业开展合作创新提升了企业自身的创新产出水平,且创新信息获取渠道数量增加部分中介了服务业企业开展合作创新对其创新产出水平的正向影响。本研究探讨了合作创新如何影响服务业企业创新产出水平,在理论上揭示出二者内在联系的机理,所得结论拓展了合作创新、创新信息来源的研究边际,为服务业企业通过合作创新提升创新产出水平提供了理论依据。

**[关键词]** 合作创新 服务业 创新产出水平 创新信息获取

**[中图分类号]** F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0093-11

**Abstract:** The mechanism for service enterprises to carry out cooperative innovation to improve their innovation output is to broaden the access to innovation information, that is, service enterprises carrying out cooperative innovation can obtain innovation information from more channels and further promote their innovation output. Taking the service enterprises in Zhongguancun, Haidian Science Park as the research sample, this paper matches the data of enterprise innovation survey in 2014 with the data of the third national economic census. We use multiple linear regression method, propensity score matching method and instrumental variable method to explore the impact of cooperative innovation of service enterprises on their innovation output including product innovation, service innovation and process innovation. We further test the meditating effect of the number of innovative information access channels. The research results show that the cooperative innovation of service enterprises improves their own innovation output, and the increase in the number of innovation information access channels partly mediates the positive impact of cooperative innovation on their innovation output. This study discusses how cooperative innovation affects the innovation output of service enterprises, and theoretically reveals the mechanism of the internal relationship between the two. The conclusions expand the research margin of cooperative innovation and innovation information sources, and provide a theoretical basis for service enterprises to improve the innovation output through cooperative innovation.

**Key words:** Cooperative innovation Service industry Innovation output Innovative information access

**[收稿日期]** 2021-08-16

**[作者简介]** 尹志锋,男,1982年11月生,中央财经大学经济学院副教授,经济学博士,主要研究方向为创新经济学;曹爱家,女,1997年8月生,中央财经大学经济学院硕士研究生,主要研究方向为创新经济学;刘梦瑶,女,1996年12月生,中央财经大学经济学院硕士研究生,主要研究方向为创新经济学;王康,男,1987年8月生,北京工商大学数学与统计学院副教授,经济学博士,主要研究方向为科技创新。本文通讯作者为尹志锋,联系方式为 innovationyzf@126.com。

**[基金项目]** 科学技术部高技术研究发展中心项目“基于大数据智能的非公经济群体感知与服务辅助技术研究与应用”(项目编号:2019AA0105100);中央高校基本科研业务费专项资金。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言

技术复杂度的提升和需求不确定性的增加使得企业进行创新的成本和风险不断提高（高良谋和马文甲，2014<sup>[1]</sup>；杨震宁和赵江，2021<sup>[2]</sup>），并驱动企业通过开展合作创新分担创新成本及风险（Trigo 和 Vence，2012<sup>[3]</sup>）。学术界对于制造业企业开展合作创新能够促进其创新产出水平提升这一点已形成基本共识，即企业通过合作创新能够整合内外部创新资源（陈钰芬和陈劲，2009<sup>[4]</sup>；Liu 和 Huang，2018<sup>[5]</sup>）、提升创新效率（Mairesse 和 Mohnen，2004<sup>[6]</sup>；Schmiedeberg，2008<sup>[7]</sup>）并降低创新的不确定性（Dyer 和 Singh，1998<sup>[8]</sup>；Thanasopon 等，2015<sup>[9]</sup>），进而促进制造业企业创新产出水平的提升。已有学者认识到技术知识、市场需求、政策环境等创新信息是企业外部创新资源的重要组成部分，并基于创新信息来源理论，将创新信息来源分为企业内部来源和企业外部来源，从企业外部创新信息来源的角度对制造业企业合作创新促进其创新产出增加的影响机理进行了探讨。其中，Liu 和 Huang（2018）<sup>[5]</sup>、王悦亨等（2015）<sup>[10]</sup>均认为合作创新将增强企业外部信息流动性，促使制造业企业从外部获取更多多元化的创新信息并利用创新信息优势提高创新产出水平。然而，现有文献中尚未涉及有关合作创新是否以及如何影响服务业企业创新产出水平这一问题。以制造业企业为研究样本得出的结论不一定适用于服务业企业，这是由于服务业企业与制造业企业在产品及生产流程方面存在不同之处，相应的创新过程也具有差异（徐从才和丁宁，2008<sup>[11]</sup>）。服务业产品具有无形性以及用户互动性强等特点，相应地，服务业创新偏向市场导向，要求企业在创新过程中能够对已有和未来市场需求情况做出快速反应（汪涛和蔺雷，2010<sup>[12]</sup>），由此服务业在创新过程中相比于制造业更依赖外部创新信息。换言之，服务业企业创新的特殊性决定了服务业企业开展合作创新对其创新产出水平影响机理的独特性，创新信息获取渠道在此影响过程中发挥的机制作用也具有其独特性。基于此，笔者以中关村海淀科技园服务业企业为研究对象，从外部创新信息获取的角度切入，探讨服务业企业开展合作创新影响其创新产出水平的机理，并通过数据实证检验创新信息获取渠道数量在合作创新影响服务业企业创新产出水平的过程中发挥着怎样的中介作用。

## 二、文献综述与研究假说

### （一）合作创新对创新产出水平的影响

合作创新指的是企业系统地获取、整合企业内外部创新资源并用于技术研发的一类创新模式（Chesbrough，2003<sup>[13]</sup>；West 和 Gallagher，2006<sup>[14]</sup>）。其内涵在于创新活动不再局限于企业边界内，强调企业在创新过程中与外部建立连接的重要性（Rothwell 和 Zegveld，1985<sup>[15]</sup>）。企业选择的合作创新的对象通常包括拥有异质性创新资源的组织或个人，其中同行业竞争企业、供应链上游的供应商、供应链下游的客户、大学、研究机构、政府等外部组织对于目标企业来说都构成重要的创新源，将助力开展合作创新企业创新产出水平的提升（高良谋和马文甲，2014<sup>[1]</sup>）。

创新具有高投入与高风险并存的特点。创新需要投入包括高素质人才、设施设备、资金等在内的劳动力和资本要素，投入效果取决于要素投入的数量与利用效率。由于在技术开发与市场落地方面均存在不确定性，创新又具有高风险性（冯根福和温军，2008<sup>[16]</sup>）。创新产出水平作为创新活动的“结果”变量，其增加依赖于创新投入的增大、创新效率的提升以及对创新过程中不确定性的有效控制（Carlino 和 Kerr，2015<sup>[17]</sup>；叶静怡等，2019<sup>[18]</sup>；王峤等，2021<sup>[19]</sup>）。

企业开展合作创新能够增加企业创新投入、提高创新效率、降低创新过程中的不确定性，由此对企业创新产出水平形成积极影响（高良谋和马文甲，2014<sup>[1]</sup>；Liu 和 Huang，2018<sup>[5]</sup>）。首先，在创新投入方面，依托合作创新搭建起的外部创新网络，目标企业得以更深层次地接触和利用原本难以获得的包括资金、人才、技术、知识产权等在内的外部创新资源（West 和 Gallagher，2006<sup>[14]</sup>），缓解单个企业研发存在的创新资源缺乏问题（白俊红和蒋伏心，2015<sup>[20]</sup>；Miles 等，1978<sup>[21]</sup>）。随着技术复杂度提高，研发活动技术门槛相应提升，单个企业所掌握的知识、人才和资金有限，难以满足技术创新要求，而开展合作创新使企业能够与其他合作对象共享创新资源，在创新过程中形成“合力”，提高创新成功的可能性（白俊红等，2009<sup>[22]</sup>；高良谋和马文甲，2014<sup>[1]</sup>；Liu 和 Huang，2018<sup>[5]</sup>）。其次，在创新效率方面，合作创新帮助企业识别创新方向并避免重复研发，利用既有的创新投入获得更高的创新产出水平。合作创新对象带来的创新信息将助力企业发现创新“蓝海”，确立



产出效率更高的创新方向。各类合作对象带来异质的创新信息,包括同业竞争企业可供模仿的创新策略、供应链上下游的市场信息、高校及科研机构的知识信息等(Dyer和Singh,1998<sup>[8]</sup>;白俊红和蒋伏心,2015<sup>[20]</sup>),将帮助开展合作创新的企业识别出创新效率更高的技术空白领域(Tether,2002<sup>[23]</sup>)。最后,在创新不确定性方面,合作创新中各主体通过风险共担提高了对不确定性的承受能力,通过信息共享降低了创新过程中的不确定性(Segarra和Arauzo,2008<sup>[24]</sup>)。与合作对象在创新能力和资源上的互补性有利于目标企业在创新活动的开发阶段就识别出可能导致创新失败的因素并做出预案,降低创新早期阶段(即模糊前端)的不确定性,减少创新技术开发过程中的失误率(Dyer和Singh,1998<sup>[8]</sup>;Thanasopon等,2015<sup>[9]</sup>),从而有效降低创新风险。

综上,开展合作创新可以帮助目标企业打破组织边界,与外部主体形成新的、扩大的创新单元。在新的创新单元内部各主体间原本孤立、有限的创新资源得以重构、整合,使得目标企业创新投入增加,创新效率提高,创新风险分散,进而对目标企业创新产出水平形成正向影响。基于此,本文提出研究假说1。

**假说1:**服务业企业开展合作创新正向影响其创新产出水平。

## (二) 创新信息渠道的中介效应

服务业企业通过合作创新能够增强外部知识流动性并拓宽自身创新信息获取渠道(王悦亨等,2015<sup>[10]</sup>)。企业开展创新合作的对象主要包括同业竞争企业、供应链上下游的供应商或客户、大学和科研机构等科研型组织、政府和行业协会等非营利组织。相应地,上述外部组织也构成目标企业的外部创新信息来源(Von Hippel,1988<sup>[25]</sup>),为目标企业开展创新提供所需的信息。以各个参与合作的创新组织为节点,合作创新为合作各方搭建起创新信息共享平台,知识、市场、创新环境等创新信息在平台中充分共享。目标企业通过开展合作创新成为创新信息共享平台中的一员,在与企业外部主体开展交流与合作的同时,其外部知识的流动性随之提升,创新信息来源也相应扩大(Escribano等,2009<sup>[26]</sup>),目标企业的创新信息获取渠道得以拓宽。

拓宽的创新信息渠道会进一步助力目标企业提升创新产出水平。获得的外部创新信息与开展合作创新的目标企业既有知识体系深度融合(Chesbrough,

2003<sup>[13]</sup>;Beers等,2008<sup>[27]</sup>;Escribano等,2009<sup>[26]</sup>),有利于提高创新效率,进而提升创新产出(Leoncini,2016<sup>[28]</sup>)。具体而言,依据合作对象不同,可以将目标企业的外部信息按照来源归为同业竞争企业信息、供应链上下游信息、科学型机构信息及非营利机构信息四类(Segarra和Arauzo,2008<sup>[24]</sup>;Mention,2011<sup>[29]</sup>)。同业竞争企业提供的信息涵盖市场需求、创新风险、政策导向等方面。由于同业企业面对的外部条件与目标企业有较高相似度,其提供的创新信息能有效赋能目标企业创新(Miotti和Sachwald,2003<sup>[30]</sup>)。供应链上游供应商或下游客户提供的市场供求信息能够帮助目标企业直接“把脉”市场趋势,形成有市场价值的创新理念。其中,供应链上游供应商的创新信息能够有效激励目标企业改进自身技术以畅通供应链运转,供应链下游客户的创新信息则能从需求侧为目标企业创新提供方向指引,使目标企业的创新更具市场适应性(蒋楠和赵嵩正,2016<sup>[31]</sup>;张克英等,2018<sup>[32]</sup>)。高校和科研机构为目标企业创新补充领域前沿的技术知识,有助于目标企业增强创新过程的科学性和创新成果的前瞻性(Beers等,2008<sup>[27]</sup>;白俊红等,2009<sup>[22]</sup>)。行业协会、政府部门等非营利机构依托其搭建的信息公开平台(白俊红和蒋伏心,2015<sup>[20]</sup>),为目标企业提供业内创新活动、创新成果、政策法规等信息,目标企业从中能够广泛地汲取创新经验教训,提升创新成功概率。

如上所述,开展合作创新使目标企业得以接触并利用超越企业内部所及的多元创新信息,摆脱了被单一信息来源锁定的创新困境;拓宽的创新信息渠道进一步为目标企业确定合理的创新方向提供信息支持,从而获得更高的创新产出水平。本文据此提出研究假说2。

**假说2:**创新信息获取渠道的增加在服务业企业开展合作创新对其创新产出水平的影响过程中发挥中介效应。

## 三、研究设计

### (一) 数据来源

本研究使用的数据来源于2014年中关村海淀科技园企业创新调查及第三次经济普查数据。2014年国家统计局开展了继2007年之后的第二次全国企业创新调查。此次调查的范围为国民经济中创新活动相

对活跃的部分行业内的企业<sup>①</sup>。与第一次全国工业企业创新调查相比,第二次调查的对象增加了建筑业和服务业企业。其中,服务业企业创新调查的主题包括创新成果(产品创新、流程创新、组织创新和营销创新)、创新信息来源、合作创新情况、创新阻碍因素及知识产权相关情况。

第三次全国经济普查面向我国境内从事第二和第三产业的所有单位和个体经营户,普查收集的数据主要包括单位基本属性、从业人员、财务状况、生产经营情况、科技活动情况等<sup>②</sup>。基于企业名称及组织机构代码,本研究匹配第二次全国企业创新调查和第三次经济普查数据,构建了一个既包含创新信息又具有企业经营信息的数据集。

中关村科技园是首个国家级高新技术产业开发区,历经三十多年发展成为国家自主创新示范区,形成了“一区十六园”的发展格局。其中,海淀园是中关村国家自主创新示范区的核心区和全国科技创新中心核心区,已初步成为以IT产业为主导的高新技术产业企业总部和企业研发总部聚集区。2017年的数据显示<sup>③</sup>,海淀区国家级高新技术企业保有量超过8980家,规模以上工业企业实现工业总产值2057.8亿元,园区企业总收入超过2万亿元;在创新产出方面,发明专利授权量达2.08万件,每万人发明专利拥有量达272件,技术市场成交总额达到1620亿元;在创新生态方面,园区全区已初步形成40余个专业园区(包括中关村软件园、中关村集成电路设计园等)、21家大学科技园,以及93家国家级众创空间、105家市级众创空间、67家创新型孵化器、150家集中办公区构成的创业服务体系。作为中国创新高地,海淀科技园园区企业开展合作创新如何影响创新产出,对其他地区企业的创新实践预期具有示范作用。

## (二) 主要变量定义

### 1. 被解释变量。

创新产出水平(*innovation*),为表示企业是否进

行创新的二元变量。结合既有研究,本文从产品创新、服务创新和流程创新三方面来表征企业创新产出水平。其中,产品(服务)创新是指企业向市场推出了全新的或有重大改进的产品(服务);流程创新是指企业在推出产品或服务的过程以及辅助性活动中采用了全新的或有重大改进的技术,主要包括“采用了全新的或有重大改进的技术、设备或软件”(流程创新I)、“采用了新的或有重大改进的辅助性活动”(流程创新II)两类。变量构造上,以构建产品创新变量(*product*)为例,本文将在2013—2014年间向市场推出了全新或具有重大改进的功能或特性的产品的企业记为1,反之为0。按照类似的方法,本研究构建了服务创新变量(*service*)和流程创新变量(*process I*及*process II*)。

### 2. 核心解释变量。

合作创新(*cooperation*),为表示企业是否开展合作创新的二元变量。当企业在2013—2014年间与其他主体<sup>④</sup>开展合作创新时记为1,反之为0。

### 3. 中介变量。

开展合作创新的服务业企业的创新信息获取渠道数量(*Information*),根据企业在回答调查问卷中“2013—2014年间,以下哪些信息来源<sup>⑤</sup>对贵企业开展产品(服务)或工艺(流程)创新活动影响较大”一题时提供的信息,计算了企业创新信息获取渠道数量。

### 4. 控制变量。

参考既有研究并基于数据的可得性(王永贵等,2015<sup>[33]</sup>;Peters等,2018<sup>[34]</sup>;高孟立和范钧,2018<sup>[35]</sup>),本研究控制了企业规模、企业年龄、企业所有制类型、是否上市及企业行政隶属关系。其中,企业规模用从业人员对数表示;企业年龄用调查开展年份与企业成立年份差值表示;企业所有制包括内资企业、港澳台资企业及外商投资企业;企业是否上市为二元变

① 具体包括:规模以上工业企业;特、一级建筑业企业;限额以上批发和零售业企业;规模以上交通运输、仓储和邮政业;信息传输、软件和信息技术服务业;租赁和商务服务业;科学研究和技术服务业;水利、环境和公共设施管理业企业;省级及以上金融业企业。

② 数据来源:国家统计局官网(<http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/jjpc/3jp/indexch.htm>)。

③ 数据来源:中关村科技园区管理委员会官网([zcgkw.beijing.gov.cn/](http://zcgkw.beijing.gov.cn/))、海淀区人民政府官网([www.bjhd.gov.cn/](http://www.bjhd.gov.cn/))。

④ 问卷中设定的主体包括:01集团内其他企业,02高等学校,03研究机构,04政府部门,05行业协会,06设备、原材料、组件或软件供应商,07客户或消费者,08竞争对手或同行业其他企业,09咨询顾问、市场分析或中介机构,10风险投资机构,11其他合作对象。

⑤ 问卷中可供选择的信息来源包括:01企业内部信息,02企业集团内部信息,03来自高等学校的信息,04来自研究机构的信息,05来自政府部门的信息,06来自行业协会的信息,07来自设备、原材料、组件或软件供应商的信息,08来自客户或消费者的信息,09来自竞争对手或同行业其他企业的信息,10来自咨询顾问、市场分析或中介机构的信息,11来自商品交易会、展览会的信息,12来自科技或贸易文献、期刊、出版物的信息,13来自互联网媒体的信息,14其他。

量,当企业在2013年为上市公司时记为1,反之为0;企业隶属关系包括中央属、省属、地属及其他。

### (三) 模型设定

本研究聚焦于考察合作创新对于企业创新产出的影响,采用Probit模型来检验研究假说1,将基准模型设定如下:

$$\text{Probit}(\text{innovation}) = b_0 + b_1 \times \text{cooperation} + B \times X + \varepsilon \quad (1)$$

其中, *innovation* 为创新产出水平, *cooperation* 为是否开展合作创新, *X* 为包含企业层面控制变量的特征向量,方程中  $\varepsilon$  为误差项。

本文采用两种方法来缓解合作创新变量的内生性问题。一是采用倾向得分匹配法(PSM)加强被试组(开展合作创新组)与控制组(未开展合作创新组)在可观测维度上的平衡性。用于匹配的协变量需要满足两个条件:一为可观测;二为会对个体是否被试以及结果均产生影响。本文的协变量包括企业规模、企业年龄、所有制类型、是否上市以及企业隶属关系。上述协变量对企业是否开展合作创新影响如下:大规模企业在创新资源禀赋、知识积累和创新效率等方面具有优势,较中小型企业更有可能开展合作创新(Mina等,2014<sup>[36]</sup>);成熟期企业具有丰富的知识积累和合作创新经验,相对于资金不足、创新成果转化经验缺乏的初创企业更有可能开展合作创新(张秀峰等,2015<sup>[37]</sup>);外资和港澳台资企业较内资企业更具先进的技术、人才和管理经验,开展合作创新的意愿可能更强(Sadowski和Sadowski-Rasters,2006<sup>[38]</sup>);拥有直接融资渠道的上市企业相对于非上市企业面临更小的融资约束,开展合作创新的可能性更大;省属和地属企业相对于中央属企业经营的盈利目标更明确,更有动力寻求合作创新机会以建立竞争优势。

二是采用工具变量法。本研究采用如下两个工具变量:一为相同产业内、具有相同年龄的企业组中开展合作创新的企业占比;二为具有相同所有制及隶属关系的企业组中开展合作创新的企业占比。本文认为同产业-同年龄组企业中开展合作创新的企业占比这一工具变量能够满足相关性条件,原因在于合作创新作为一种企业间策略互动下的创新选择,受到目标企业内外部因素的共同影响,具体地:第一,相同产业内企业面临相同的外部环境,使同产业内企业的合作创新行为具有相关性。合作创新具有显著的行业特征(Hagedoorn,2001<sup>[39]</sup>;钟书华,2000<sup>[40]</sup>),在产业

间分布不均衡。企业是否选择合作创新受到本产业技术特征的影响:研发难度高、技术生命周期长、网络外部性大的产业内企业倾向于选择合作创新来分担研发成本及风险,并通过内部化研发成果的外溢性来缓解“搭便车”问题,实现双赢。第二,相同年龄的企业拥有相似的创新经验,使同年龄企业的合作创新行为表现出相关性。企业成立时间越长,其积累的技术基础越深厚,涉及的知识领域更广更深,在合作创新中能更好地吸收外部创新信息并与内部资源整合。基于以上两点,同产业-同年龄组企业的合作创新行为表现出相关性。同时,同产业-同年龄企业组中开展合作创新的企业占比这一变量又满足外生性条件。原因在于,该变量作为产业-企业年龄组层面的平均值,反映的是组内的合作创新氛围与整体意愿,且主要通过影响目标企业的合作创新选择来影响企业创新产出水平,在一定程度上满足排他性约束。

类似地,同所有制-同隶属关系的企业组中开展合作创新的企业占比这一变量也满足相关性与外生性条件。相关性方面,第一,外资和港澳台资企业依靠母公司的技术转移,在技术、设备等创新要素上拥有相对优势(吴延兵,2012<sup>[41]</sup>),且其相对丰富的研发管理经验减轻了合作创新中沟通协调的交易成本(张秀峰等,2015<sup>[42]</sup>),较内资企业更倾向于开展合作创新。第二,隶属关系不同会带来政企关系和经营目标的差异,省属及地属企业在地方官员晋升锦标赛的压力之下更多承担创造利润的功能,相较于中央属企业更有激励通过合作创新来形成市场优势(张峰等,2019<sup>[43]</sup>)。基于所有制和隶属关系对企业合作创新的影响,可以认为同所有制-同隶属关系的企业的合作创新选择与目标企业是否开展合作创新具有相关性。外生性方面,同所有制-同隶属关系的企业组中开展合作创新的企业占比这一变量反映了相似产权结构与政企关系下企业的平均合作创新水平,相对独立于目标企业的合作创新决策,且主要是通过影响目标企业的合作创新行为改变其创新产出水平,由此表现出一定的外生性。

假说2旨在说明合作创新通过拓宽创新信息渠道促进创新产出,即创新信息渠道数量构成合作创新影响创新产出的中介变量。为验证该假说,本研究基于Baron和Kenny(1986)<sup>[44]</sup>的分析框架展开研究。具体模型设定如下。

$$\text{Information} = f_0 + f_1 \times \text{cooperation} + F \times X + \eta \quad (2)$$



$$\text{Probit}(\text{innovation}) = g_0 + g_1 \times \text{cooperation} + g_2 \times \text{Information} + G \times X + \delta \quad (3)$$

其中 *Information* 表示企业创新信息获取渠道的数量。模型 (3) 在模型 (1) 的基础上进一步控制了创新信息获取渠道数量。创新信息获取渠道数构成服务业企业合作创新影响其创新产出水平的中介变量, 需要满足如下条件: 一是在模型 (1) 中, 合作创新会显著影响创新产出水平; 二是在模型 (2) 中, 合作创新会显著影响创新信息获取渠道数量; 三是在模型 (3) 中, 创新信息获取渠道数量会显著影响创新产出水平, 且模型 (3) 中合作创新变量的回归系数较模型 (1) 在显著程度上有所下降, 或系数的绝对值变小。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 描述性统计

表 1 展示了本文核心变量的描述性统计。表 1 结果显示, 在服务业企业创新产出水平方面, 实现产品创新和服务创新的企业各占 15%; 从流程创新的实现情况来看, “采用了全新的或有重大改进的技术、设备或软件”的企业约占 15%, “采用了新的或有重大改进的辅助性活动”的企业约占 14%。在服务业企业开展合作创新水平方面, 约 20% 的样本企业开展了合作创新, 说明样本服务业企业在合作创新开展水平方面尚有较大提升空间。

表 1 变量描述统计表

变量	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>product</i>	产品创新	5 633	0.15	0.35	0	1
<i>service</i>	服务创新	5 633	0.15	0.36	0	1
<i>processI</i>	流程创新 I	5 633	0.15	0.36	0	1
<i>processII</i>	流程创新 II	5 633	0.14	0.35	0	1
<i>cooperation</i>	合作创新	5 635	0.20	0.40	0	1
<i>Information</i>	信息来源数量	5 635	0.83	1.29	0	3
<i>Cyrs</i>	从业人数	5 635	122.87	258.74	2	1 858
<i>Age</i>	企业年龄	5 635	11.27	6.43	1	65
<i>Own</i>	所有制	5 635	0.14	0.48	0	2
<i>List</i>	上市	5 635	0.02	0.14	0	1
<i>Affiliation</i>	企业隶属	5 635	3.66	0.88	1	4

控制变量方面, 样本企业从业人数的均值为 123 人; 平均企业年龄为 11 年; 内资企业的占比为 91.68%, 港澳台和外商投资企业占比分别为 2.93% 及 5.39%; 有 2% 的企业为上市企业; 隶属于中央、省的企业占比分别为 8.04% 及 3.23%, 隶属于地市的企业占比为 3.35%, 隶属于“其他”的企业占比为 85.38%。

##### (二) 合作创新对企业创新产出水平的影响

为检验服务业企业开展合作创新对其创新产出水平的影响, 本文采用模型 (1) 进行回归分析。表 2

报告了模型 (1) 的估计结果。列 (1) 至列 (4) 的结果显示, 合作创新与企业的创新产出水平之间存在显著的正相关关系, 服务业企业开展合作创新对其产品创新、服务创新以及流程创新的成功实现均有显著的正向影响, 假说 1 得以验证。具体来说, 合作创新对创新产出的促进作用效果因创新产出类型不同而略有差异, 对流程创新的促进作用相比于产品创新和服务创新更为明显; 在流程创新内部, 合作创新对企业实现技术、设备和软件上的更新与对企业实现辅助性活动改进的促进作用大体相当。

表 2 合作创新与服务业企业创新产出水平: 基准回归

变量	产品创新	服务创新	流程创新 I	流程创新 II
合作创新	1.531 *** (0.054)	1.481 *** (0.054)	1.620 *** (0.054)	1.654 *** (0.056)
企业规模	0.120 *** (0.020)	0.144 *** (0.021)	0.124 *** (0.021)	0.166 *** (0.021)
企业年龄	-0.007 (0.004)	-0.012 *** (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.004)

续前表

变量	产品创新	服务创新	流程创新 I	流程创新 II
港澳台	0.143 (0.132)	-0.015 (0.133)	-0.250* (0.139)	-0.249* (0.138)
外商	-0.134 (0.106)	-0.060 (0.102)	-0.097 (0.107)	-0.158 (0.116)
上市	0.024 (0.148)	0.050 (0.155)	0.120 (0.146)	-0.152 (0.147)
省属	-0.110 (0.153)	0.044 (0.160)	-0.014 (0.146)	-0.043 (0.141)
地属	0.018 (0.154)	0.143 (0.170)	0.050 (0.150)	-0.156 (0.158)
其他	0.014 (0.096)	0.185* (0.105)	-0.007 (0.097)	-0.055 (0.096)
产业	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.387 (0.903)	-0.578 (0.917)	-5.125*** (0.226)	4.145*** (0.247)
对数似然值	-1 563.497	-1 571.349	-1 589.153	-1 547.097
样本量	5 577	5 580	5 591	5 599

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著，下同；括号内为稳健标准误。

(三) 稳健性检验

考虑可能存在的内生性问题，本文通过倾向得分匹配法(PSM)检验合作创新对于创新产出的影响。表3为使用倾向得分匹配法匹配前后的被试组与控制组的协变量均值检验结果，结果显示匹配后协变量在平衡性上有了明显提升。基于匹配权重，本文重新考察了合作创新对于创新产出的影响，估计结果如表4

所示。基于PSM权重的估计结果显示，合作创新对四类创新产出水平提升的促进作用仍然保持显著，合作创新变量的回归系数相比于基准回归略微减小。与基准回归结果一致，相比于产品创新和服务创新，合作创新对流程创新产出水平提升的促进效用更为明显，研究结论稳健。

表3 PSM匹配：协变量平衡性检验

变量	匹配前/匹配后	均值		t检验	
		被试组	控制组	t	p
规模	匹配前	4.58	3.61	21.92	0.00
	匹配后	4.58	4.55	0.47	0.64
年龄	匹配前	11.77	11.12	3.03	0.00
	匹配后	11.72	11.66	0.22	0.83
港澳台	匹配前	0.04	0.03	2.59	0.01
	匹配后	0.04	0.04	-0.19	0.85
外商	匹配前	0.07	0.05	3.23	0.00
	匹配后	0.07	0.08	-0.31	0.76
上市	匹配前	0.05	0.01	8.66	0.00
	匹配后	0.05	0.05	0.04	0.97
省属	匹配前	0.04	0.03	2.19	0.03
	匹配后	0.04	0.04	-0.02	0.99
地属	匹配前	0.04	0.03	1.02	0.31
	匹配后	0.04	0.04	-0.09	0.93
其他	匹配前	0.79	0.87	-6.78	0.00
	匹配后	0.79	0.80	-0.17	0.87

表 4 合作创新与服务业企业创新产出水平：基于 PSM 权重

变量	产品创新	服务创新	流程创新 I	流程创新 II
合作创新	1.427 *** (0.056)	1.373 *** (0.056)	1.504 *** (0.055)	1.558 *** (0.057)
企业规模	0.054 ** (0.025)	0.071 *** (0.026)	0.051 ** (0.025)	0.126 *** (0.025)
企业年龄	-0.002 (0.005)	-0.011 ** (0.005)	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.004)
港澳台	0.157 (0.146)	0.017 (0.146)	-0.149 (0.146)	-0.154 (0.149)
外商	-0.120 (0.114)	-0.060 (0.111)	-0.097 (0.113)	-0.205 * (0.120)
上市	0.034 (0.153)	0.054 (0.158)	0.066 (0.146)	-0.184 (0.150)
省属	0.063 (0.173)	0.164 (0.179)	0.185 (0.166)	0.162 (0.159)
地属	0.083 (0.171)	0.095 (0.186)	0.229 (0.173)	-0.058 (0.175)
其他	0.049 (0.103)	0.184 * (0.112)	0.046 (0.104)	0.009 (0.103)
产业	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.277 (0.914)	-0.328 (0.938)	-4.160 *** (0.256)	3.125 *** (0.299)
对数似然值	-1 084.915	-1 089.627	-1 087.227	-1 038.050
样本量	5 563	5 566	5 588	5 596

注：括号内为标准误。

本文进一步采用工具变量法解决内生性问题，以检验服务业合作创新与其创新产出水平的因果关系，回归结果列示于表 5。列（1）中第一阶段回归的结果显示，所选的两个工具变量（同产业-企业年龄组开展合作创新企业占比、同所有制-隶属关系组开展合作创新企业占比）均与目标企业合作创新显著正相关，表明两个工具变量均能满足相关性条件。列（2）~列（5）展示了第二阶段回归的结果。其中，Wald F 统计量的值显示四个回归均通过了弱工具变

量检验；Sargan 统计量的值显示，除流程创新 I 外（对应的 *Sargan\_P* 值为 0.096），另外三个回归均不存在工具变量的过度识别问题。这表明两个工具变量基本有效。在采用工具变量法后，合作创新变量的回归系数均有所下降，但仍然在 1% 的水平上显著，且合作创新对流程创新产出水平的正向影响依然大于产品创新和服务创新。综合表 2~表 5 的回归结果可知，合作创新有利于提升服务业企业的创新产出水平，在考虑内生性问题后假说 1 仍然成立。

表 5 合作创新与服务业企业创新产出水平：工具变量回归

变量	合作创新	产品创新	服务创新	流程创新 I	流程创新 II
合作创新		0.514 *** (0.036)	0.402 *** (0.036)	0.529 *** (0.036)	0.610 *** (0.036)
产业-企业年龄 合作占比	0.959 *** (0.042)				
所有制-隶属 合作占比	0.876 *** (0.210)				
企业规模	0.053 *** (0.004)	0.012 *** (0.004)	0.021 *** (0.004)	0.014 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)
企业年龄	-0.003 *** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 *** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)
港澳台	-0.102 *** (0.035)	0.037 (0.024)	0.006 (0.024)	-0.036 (0.024)	-0.028 (0.024)



续前表

变量	合作创新	产品创新	服务创新	流程创新 I	流程创新 II
外商	-0.121 *** (0.029)	-0.023 (0.018)	-0.010 (0.018)	-0.013 (0.018)	-0.021 (0.018)
上市	-0.117 (0.074)	0.013 (0.029)	0.040 (0.029)	0.045 (0.029)	-0.035 (0.029)
省属	0.024 (0.034)	-0.001 (0.026)	0.024 (0.026)	0.014 (0.026)	0.008 (0.026)
地属	0.013 (0.038)	0.017 (0.026)	0.029 (0.026)	0.024 (0.026)	-0.009 (0.026)
其他	0.045 (0.035)	0.015 (0.017)	0.038 ** (0.017)	0.009 (0.017)	0.003 (0.016)
产业	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.403 (0.261)	0.451 ** (0.209)	0.403 * (0.209)	-0.071 (0.209)	0.938 *** (0.208)
Cragg-Donald Wald F statistic		266.222	266.222	266.222	266.222
Sargan statistic		0.002	0.040	2.771	0.039
Sargan_P		0.966	0.842	0.096	0.844
对数似然值	-2 134.042	-1 075.495	-1 090.517	-1 070.947	-1 059.443
样本量	5 633	5 633	5 633	5 633	5 633

注：括号内为标准误。

(四) 中介效应检验

本文接下来考察服务业企业开展合作创新影响其创新产出水平的机理，对创新信息获取渠道在影响过程中的中介效应进行检验。表6报告了合作创新对企业创新信息获取渠道数量的影响，OLS回归和泊松(poisson)回归结果均显示合作创新能显著拓宽企业的创新信息获取渠道。表7报告了在基准回归的基础上控制创新信息渠道数量这一变量的回归结果。从表7的各列结果来看：首先，创新信息获取渠道数量对创新产出水平的影响是正向显著的，表明创新信息获取渠道数量的增加，能够显著提升企业实现各类创新产出的概率；其次，相比于表2，合作创新的回归系数虽保持显著，但数值减小。综合表2、表6和表7的估计结果可知，创新信息获取渠道数量构成合作创新影响创新产出水平的部分中介变量，假说2得以验证。

表6 合作创新与创新信息获取渠道数量：中介效应检验

变量	信息渠道数量	
	OLS	Poisson
合作创新	2.177 *** (0.029)	1.757 *** (0.048)
企业规模	0.105 *** (0.009)	0.136 *** (0.012)
企业年龄	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)

续前表

变量	信息渠道数量	
	OLS	Poisson
港澳台	-0.066 (0.073)	-0.096 (0.072)
外商	-0.099 (0.061)	-0.096 (0.059)
上市	0.054 (0.096)	-0.088 (0.068)
省属	-0.172 *** (0.063)	-0.229 *** (0.080)
地属	0.039 (0.074)	0.026 (0.083)
其他	0.019 (0.042)	-0.010 (0.048)
产业	控制	控制
常数项	2.651 *** (0.077)	0.666 *** (0.094)
对数似然值	-6 748.463	-5 414.750
样本量	5 635	5 635

注：括号内为稳健标准误。

表7 创新信息获取渠道数量与服务业企业创新产出水平：中介效应检验

变量	产品创新	服务创新	流程创新 I	流程创新 II
合作创新	0.522 *** (0.072)	0.468 *** (0.073)	0.587 *** (0.072)	0.619 *** (0.074)
信息渠道数	0.670 *** (0.026)	0.679 *** (0.026)	0.696 *** (0.027)	0.710 *** (0.028)
企业规模	0.038 (0.025)	0.063 ** (0.025)	0.041 (0.025)	0.103 *** (0.026)

续前表

变量	产品创新	服务创新	流程创新 I	流程创新 II
企业年龄	-0.005 (0.005)	-0.013*** (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)
港澳台	0.251* (0.151)	0.078 (0.156)	-0.214 (0.151)	-0.212 (0.157)
外商	-0.059 (0.113)	0.044 (0.113)	-0.019 (0.116)	-0.114 (0.121)
上市	0.070 (0.155)	0.085 (0.161)	0.162 (0.152)	-0.097 (0.157)
省属	0.080 (0.180)	0.246 (0.186)	0.228 (0.174)	0.214 (0.170)
地属	-0.010 (0.170)	0.094 (0.183)	0.058 (0.177)	-0.171 (0.184)
其他	0.014 (0.108)	0.205* (0.115)	0.004 (0.111)	-0.039 (0.107)
产业	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.155** (0.934)	-2.354** (0.954)	-7.028*** (0.267)	2.363*** (0.291)
对数似然值	-1 258.986	-1 253.084	-1 260.881	-1 229.080
样本量	5 577	5 580	5 591	5 599

注：括号内为稳健标准误。

## 五、研究结论与展望

### (一) 研究结论

本研究以 2014 年中关村海淀科技园区服务业企业作为研究样本，通过对接 2014 年全国创新调查数据与第三次全国经济普查数据，实证检验了服务业企业开展合作创新对其创新产出水平的影响以及创新信息获取渠道在其中发挥的中介效应。通过研究，本研究得到如下结论。

第一，服务业企业开展合作创新能够有效提升其创新产出水平。通过开展合作创新，服务业企业可以充分接触和利用企业外部组织提供的包括人力、资本、信息、技术等在内的创新资源，促使其在创新过程中增加创新要素投入、提升创新效率、降低创新不确定性，从而提升包括产品创新、服务创新和流程创新在内的创新产出水平。

第二，服务业企业开展合作创新能够拓展其创新信息获取渠道，进而实现更高的创新产出水平。本研究发现，开展合作创新有利于扩大服务业企业的创新信息来源，也即增加服务业企业的创新信息获取渠道，对创新所需的各类异质性信息的掌握进一步提升了目标企业的创新产出水平。具体而言，服务业企业在合作创新过程中将获得更多包括政策、市场、技术在内的企业外部创新信息，这些信息帮助企业摆脱被单一创新信息来源锁定的创新认知困境，确定更合理

的创新方向，提升创新效率，进而形成更高水平的创新产出。

### (二) 管理启示

笔者从上述研究结论中得到管理启示，相应给出建议如下。

第一，服务业企业需要重视合作创新并借此提升创新产出水平。本研究发现，企业开展合作创新将有利于全面提升其创新产出水平。目前在本研究的样本中，仅有近 20% 的企业开展了合作创新，表明样本企业在利用合作创新提升创新产出方面仍具有较大的提升空间。其一方面依赖于企业逐步意识到开展合作创新对于提升其创新产出水平的战略意义，另一方面也依赖于在全社会范围内形成诚实守信等有利于合作创新开展的氛围。实践中，鉴于合作创新过程中存在“搭便车”问题，我国政府可面向服务业企业建立公共服务平台，引导和监管合作主体切实有序地开展合作创新，降低企业参与合作创新的门槛，监督合作创新中的机会主义行为，提升企业开展合作创新的动力。

第二，服务业企业在开展合作创新的过程中应注重拓宽创新信息来源。本研究发现，企业开展合作创新能够通过拓宽其创新信息获取渠道，进而提升其创新产出水平。目标企业能够在与高校及科研院所的合作中获取前沿技术知识信息，在与供应链上下游的供应商或客户的合作中获取市场供求信息，在与同业竞争企业的合作中获取来自竞争对手的互补信息，在与非营利机构的合作中得到创新政策法规信息。这些外部创新信息将构成目标企业创新过程中的核心要素投入，助力企业选择适宜的创新方向并提升创新效率，降低创新过程中的风险，进而增加创新产出。因此企业在合作创新中应加强与其他合作主体之间的信息沟通，主动增强外部创新信息流动性，拓宽创新信息获取渠道。

### (三) 研究局限与展望

本研究基于中关村海淀科技园企业创新调查数据，考察了服务业企业开展合作创新对其创新产出水平的影响，并深入探究合作创新影响创新产出水平的机理，但仍存在一定的局限性，未来可以在如下方面进行拓展研究：第一，本研究基于 2014 年的截面数据开展，且样本为中关村海淀科技园区企业。鉴于创新是一个积累性的过程，且园区企业在创新政策支持、创新能力方面具有特殊性，后续可以基于跨年度的企业调查构建面板数据，并将样本拓展至全国企业，以检验研究结论的外部有效性。第二，在中介机

制分析中,本研究用创新信息获取渠道数量表征企业获取外部创新信息的能力,没有涉及创新信息在合作主体间转移和吸收的效率,未来研究可进一步通过问

卷调查、访谈等方式获取合作主体在知识溢出能力和知识吸收能力等方面的信息(叶伟巍等,2014<sup>[45]</sup>),从有效创新信息转移的角度细化中介机制分析。

## 参考文献

- [1] 高良谋, 马文甲. 开放式创新: 内涵、框架与中国情境 [J]. 管理世界, 2014 (6): 157-169.
- [2] 杨震宁, 赵红. 中国企业的开放式创新: 制度环境、“竞合”关系与创新绩效 [J]. 管理世界, 2020 (2): 139-160, 224.
- [3] Trigo A, Vence X. Scope and Patterns of Innovation Cooperation in Spanish Service Enterprises [J]. Research Policy, 2012, 41 (3): 602-613.
- [4] 陈钰芬, 陈劲. 开放式创新促进创新绩效的机理研究 [J]. 科研管理, 2009 (4): 1-9, 28.
- [5] Liu F H, Huang T L. The Influence of Collaborative Competence and Service Innovation on Manufacturers' Competitive Advantage [J]. Journal of Business & Industrial Marketing, 2018, 33 (4): 466-477.
- [6] Mairesse J, Mohnen P. The Importance of R&D for Innovation: A Reassessment Using French Survey Data [J]. The Journal of Technology Transfer, 2004, 30 (1): 183-197.
- [7] Schmiedeberg C. Complementarities of Innovation Activities: An Empirical Analysis of the German Manufacturing Sector [J]. Research Policy, 2008, 37 (9): 1492-1503.
- [8] Dyer J H, Singh H. The Relational View: Cooperative Strategy and Sources of Interorganizational Competitive Advantage [J]. Academy of Management Review, 1998, 23 (4): 660-679.
- [9] Thanasopon B, Papadopoulos T, Vidgen R. The Role of Openness in the Fuzzy Front-end of Service Innovation [J]. Technovation, 2015 (47): 32-46.
- [10] 王悦亨, 王毅, 李纪珍. 创新目标、信息来源与创新成功关系实证研究 [J]. 科研管理, 2015 (1): 8-17.
- [11] 徐从才, 丁宁. 服务业与制造业互动发展的价值链创新及其绩效——基于大型零售商纵向约束与供应链流程再造的分析 [J]. 管理世界, 2008 (8): 77-86.
- [12] 汪涛, 蔺雷. 服务创新研究: 二十年回顾与展望 [J]. 软科学, 2010 (5): 17-20, 36.
- [13] Chesbrough H W. Open Innovation: The New Imperative for Creating and Profiting from Technology [M]. Boston: Harvard Business Press, 2003.
- [14] West J, Gallagher S. Challenges of Open Innovation: The Paradox of Firm Investment in Open-source Software [J]. R&D Management, 2006, 36 (3): 319-331.
- [15] Rothwell R, Zegveld W. Reindustrialization and Technology [M]. London: Logman Group limited, 1985.
- [16] 冯根福, 温军. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析 [J]. 中国工业经济, 2008 (7): 91-101.
- [17] Carlino G, Kerr W R. Agglomeration and Innovation [J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2015 (5): 349-404.
- [18] 叶静怡, 林佳, 张鹏飞, 曹思未. 中国国有企业的独特作用: 基于知识溢出的视角 [J]. 经济研究, 2019 (6): 40-54.
- [19] 王峤, 刘修岩, 李迎成. 空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效 [J]. 中国工业经济, 2021 (5): 114-132.
- [20] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效 [J]. 经济研究, 2015 (7): 174-187.
- [21] Miles R E, Snow C C, Meyer A D. Organizational Strategy, Structure, and Process [J]. Academy of Management Review, 1978, 3 (3): 546-562.
- [22] 白俊红, 江可申, 李婧. 应用随机前沿模型评测中国区域研发创新效率 [J]. 管理世界, 2009 (10): 51-61.
- [23] Tether B S. Who Co-operates for Innovation, and Why: An Empirical Analysis [J]. Research Policy, 2002, 31 (6): 947-967.
- [24] Segarra-Blasco A, Arauzo-Carod J M. Sources of Innovation and Industry-University Interaction: Evidence from Spanish Firms [J]. Research Policy, 2008, 37 (8): 1283-1295.
- [25] von Hippel E. The Sources of Innovation [M]. New York: Oxford University Press, 1988.
- [26] Escribano A, Fosfuri A, Tribó J A. Managing External Knowledge Flows: The Moderating Role of Absorptive Capacity [J]. Research Policy, 2009, 38 (1): 96-105.
- [27] Beers C V, Berghäll E, Poot T. R&D Internationalization, R&D Collaboration and Public Knowledge Institutions in Small Economies: Evidence from Finland and the Netherlands [J]. Research Policy, 2008, 37 (2): 294-308.
- [28] Leoncini R. Learning-by-failing. An Empirical Exercise on CIS Data [J]. Research Policy, 2016, 45 (2): 376-386.
- [29] Mention A L. Co-operation and Co-opetition as Open Innovation Practices in the Service Sector: Which Influence on Innovation Novelty? [J]. Technovation, 2011, 31 (1): 44-53.
- [30] Miotti L, Sachwald F. Co-operative R&D: Why and with Whom?: An Integrated Framework of Analysis [J]. Research Policy, 2003, 32 (8): 1481-1499.
- [31] 蒋楠, 赵高正. 服务型制造企业服务提供、知识共创与服务创新绩效 [J]. 科研管理, 2016 (6): 57-64.
- [32] 张克英, 吴晓曼, 李仰东. 顾客互动对服务创新及企业绩效的影响研究 [J]. 科研管理, 2018 (11): 69-78.

(下转第 115 页)



# 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

## Influence Mechanism of Retailer Information Sharing on Product Pricing and Service Quality Decision in Extended Warranty Service Supply Chain

伍星华 艾兴政

WU Xing-hua AI Xing-zheng

**[摘要]** 当零售商与生产商分享需求预测信息时,对延保服务供应链的产品定价、服务定价和服务质量决策均产生影响,但现有文献尚未涉及有关零售商信息分享对延保服务供应链成员企业定价及服务质量决策的影响机理。笔者依据主从博弈理论,通过建立延保服务供应链分别采用集中决策与分散决策两种模式、零售商进行信息分享或不分享情形下的决策模型,对不同决策模式下延保服务供应链成员的均衡产品价格高低、延保服务价格高低及延保服务质量优劣之对比分析,探讨零售商与生产商进行需求信息分享对延保服务供应链成员的产品价格、延保服务价格及延保服务质量决策的影响机理。研究发现:随着消费者的延保服务质量敏感性提高、价格敏感性降低及延保服务成本系数减小,集中决策模式下需求信息分享使得延保服务供应链整体利润提升的额度增大;分散决策模式下,若零售商对市场需求的预测值大于市场需求的均值,信息分享使得产品批发价及零售价、延保服务批发价及质量均提高。本研究揭示了需求信息分享对延保服务供应链成员定价及延保服务质量决策的影响机理,丰富了延保服务供应链运营决策研究的现有文献,为合理运用需求预测信息优化延保服务供应链运营决策提供了理论依据。

**[关键词]** 信息分享 延保服务 定价决策 影响机理 主从博弈

**[中图分类号]** F274 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0104-12

**Abstract:** When retailers and manufacturers share demand prediction information, it has an impact on product pricing, service pricing and service quality decisions of the extended warranty service supply chain. However, the existing literature has not covered the influence mechanism of retailer information sharing on pricing and service quality decisions of the members of the extended warranty service supply chain. Based on the master-slave game theory, the author establishes decisionmaking models under which the extended warranty service supply chain adopts two modes of centralized decision making or decentralized decision making, and retailers share information or do not share information, the comparative analysis of equilibrium product price, extended warranty service price and quality of extended warranty service among members of extended warranty service supply chain under different decision-making modes are made, then discusses the influence mechanism of demand information sharing between retailers and manufacturers on product price, extended warranty service price and extended warranty service quality decision of extended warranty supply chain members. The results show that: with the increase of consumers' sensitivity to the quality of extended warranty service, the decrease of price sensitivity and the decrease of the cost coefficient of extended warranty service, the demand information sharing under the centralized decisionmaking mode lead to the amount of overall profit promotion increases in the extended warranty service supply chain. In decentralized decisionmaking mode, if the retailer's forecast value of market demand is greater than the mean value of market demand, information sharing will improve the wholesale price and retail price of products, the wholesale price and quality of extended warranty service. This study reveals the influence mechanism of demand information sharing on pricing and service quality decisionmaking of extended warranty service supply chain members, enriches existing literature on operation decisionmaking of extended warranty service supply chain, and provides theoretical basis for optimizing operation decisionof extended warranty service supply chain by rational use of demand prediction information.

**Key words:** Information sharing Extended warranty service Pricing decision Influence mechanism Master-slave Game

**[收稿日期]** 2022-02-16

**[作者简介]** 伍星华,男,1981年6月生,怀化学院商学院副教授,电子科技大学经济与管理学院在站博士后,主要研究方向为物流与供应链管理;艾兴政,男,1969年8月生,电子科技大学经济与管理学院教授,博士研究生导师,主要研究方向为决策优化、供应链管理等。本文通讯作者为伍星华,联系方式为 wxhcqu@163.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金资助项目“不确定环境下智能互联产品平台竞争的兼容性结构与竞合机制”(项目编号:72072022)。

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

延保服务供应链节点企业产品售价及其售后服务质量决策,程度不同地受制于市场需求预测信息分享状况。为保障消费者的合法权益,家电和汽车等耐用消费品在销售时都明确规定基本保修期。消费者在基本保修期过后继续享有的某些服务,可谓延保服务。所谓延保服务,是指在商品的基本保修期过后,消费者通过支付适当的费用可以在未来一定时期内继续享受产品的维护或更换服务(唐华等,2021<sup>[1]</sup>)。实践证明,商品生产商和销售商,作为延保服务供应链中的节点企业,通过提供商品延保服务这一售后服务,不仅可以为客户提供良好的产品使用体验,赢得良好的社会声誉和获得稳定的客户群体,也能够创造新的利润增长点。然而,影响企业经营的市场需求波动性风险也影响延保服务供应链的经营决策。其中,基于商品的历史销售数据,运用信息技术进行市场需求信息预测不失为一条有效途径,如沃尔玛、玛莎百货等大型零售商已经通过挖掘消费者的行为数据实现了市场需求的精确预测并取得了较好的效果(王桐远等,2021<sup>[2]</sup>),京东、苏宁等知名零售商也已采取收集消费数据的方式进行市场需求信息预测(石纯来等,2021<sup>[3]</sup>;石纯来和聂佳佳,2019<sup>[4]</sup>;张盼,2019<sup>[5]</sup>;罗春林等,2017<sup>[6]</sup>);在开发商品延保服务市场的过程中,通过有效利用市场需求预测信息降低市场需求不确定性风险的影响,对于延保服务供应链的健康发展也具有重要意义。本文聚焦于零售商与生产商分享市场需求预测信息如何影响延保服务供应链成员的产品价格决策、延保服务价格决策及延保服务质量决策,以及由此如何有效提高延保服务供应链节点企业之效率和效益,深入探究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的机理。

## 二、文献综述与研究假设

随着商品市场竞争的加剧,关于如何通过合理开发商品的延保服务市场以便拓宽企业的利润来源,进而提升企业的整体利润成为企业界和理论界共同关注的热点问题(郑晨等,2018<sup>[7]</sup>;艾兴政等,2018<sup>[8]</sup>;易余胤等,2017<sup>[9]</sup>)。为更好地提供延保服务,许多学者关注了市场竞争、产品属性以及延保模式等因素对延保供应链运营决策及绩效的影响。郑晨等(2018)<sup>[7]</sup>探讨了零售商竞争程度对延保供应链决策

的影响,发现随着零售商竞争的加剧,延保服务售价在分散决策模式下提高。Panda等(2020)<sup>[10]</sup>分析了实体渠道和网络渠道之间存在激烈竞争时的延保服务策略,发现传统零售商采用合适的延保服务策略可以获得比制造商更高的利润分成。Chai等(2020)<sup>[11]</sup>研究了面对新进入者竞争时供应链的延保服务提供策略,发现由零售商销售延保服务对生产商和零售商而言均是最优决策。唐华等(2021)<sup>[1]</sup>研究了产品和延保服务两个维度的竞争对延保供应链决策的影响,发现分散决策下产品批发价格随着延保服务竞争强度的加剧而提高。产品的属性不同,延保服务的策略也可能存在差异。张永芬和魏航(2021)<sup>[12]</sup>探讨了产品质量属性对延保供应链决策的影响,发现当零售商提供延保服务时供应链的产品质量、产品需求量和延保服务需求量比制造商提供延保服务时更高。寇军和赵泽洪(2019)<sup>[13]</sup>分析了产品质量属性对延保服务决策的影响,发现分散决策模式下产品的质量成本系数越低延保服务售价越高。易余胤等(2016)<sup>[9]</sup>探讨了产品网络外部性对延保服务模式的影响,发现延保服务售价、质量和销量均与产品网络外部性正相关。Chen等(2020)<sup>[14]</sup>研究了产品失效率对于延保服务供应链决策的影响,发现当产品失效率随时间递增或保持恒定时,零售商提供延保服务的时长比制造商更长。现实中,延保服务可以由生产商、零售商甚至第三方提供,当延保服务模式不同时,延保供应链的决策和绩效会有所区别。艾兴政等(2018)<sup>[8]</sup>比较了由供应商或零售商提供延保服务对于收益共享合同有效性的影响,发现供应链整体利润高低与延保服务成本和延保服务敏感系数相关。马建华等(2018)<sup>[15]</sup>研究了由零售商提供延保服务和制造商之间存在竞争情形下制造商的两部定价合同选择策略,发现当两个制造商同时采用两部定价合同时能够实现供应链协调。Zhang等(2020)<sup>[16]</sup>比较分析了供应链中的三种延保服务策略,发现由生产商提供延保服务对消费者最有利,由零售商提供延保服务时供应链的整体利润更高。此外,也有少量文献探讨了决策者行为以及延保服务销售策略等因素对于延保供应链的影响,例如易余胤等(2017)<sup>[17]</sup>探讨了生产商的公平关切属性对供应链延保服务决策和协调的影响,发现延保服务的售价与公平偏好负相关。但斌等(2020)<sup>[18]</sup>分析了产品与延保服务单独销售或捆绑销售策略对供应链成员及整体利润的影响,发现当捆绑销售策略对制

造商和零售商均不利时，供应链成员会对单独销售策略达成一致。

市场需求的波动性使得企业经营决策与市场需求匹配的难度增大，利用信息技术进行市场需求信息预测有利于降低市场需求不确定性对企业经营决策的影响，提高企业的经营绩效。已有大量的文献研究了市场需求信息预测对于再制造供应链或闭环供应链运营决策的影响，王桐远等（2021）<sup>[2]</sup>探讨了零售商信息共享模式对第三方回收闭环供应链绩效的影响，发现信息共享模式的选择与生产商的规模不经济程度和回收效率相关。石纯来等（2021）<sup>[3]</sup>分析了制造商开展再制造背景下零售商的信息分享策略，发现信息分享总是对制造商有利，零售商分享市场需求信息的动机强弱取决于旧产品回收效率。张盼（2019）<sup>[5]</sup>研究了政府奖惩机制下制造商负责回收闭环供应链的信息分享策略问题，发现提高信息预测精度可以使供应链成员受益，制造商在回收率较高时愿意与零售商分享信息。Nie等（2021）<sup>[19]</sup>探讨了当产品线中增加再制造产品时零售商的信息分享策略，发现信息分享可以实现零售商、制造商和环境的三赢局面。Wang等（2020）<sup>[20]</sup>研究发现零售商的信息分享行为对回收商和供应链整体有利，零售商的信息预测精度满足一定条件时，制造商主导或回收商主导的渠道结构对供应链成员更有利。在互联网技术普及使用的背景下，线上渠道已成为商品销售的常见渠道，不少文献关注了线上销售背景下的预测信息分享策略问题。石纯来和聂佳佳（2019）<sup>[4]</sup>探讨了产品网络外部性对双渠道供应链信息共享策略的影响，发现当产品网络外部性较小时，零售商不愿与制造商分享信息。罗春林等（2017）<sup>[9]</sup>研究了网络平台销售模式中的信息共享策略问题，发现当平台提成比例过高且生产商具有规模经济属性时，分享需求信息未必会为平台带来更多的期望利润。此外，也有少量文献关注了信息分享对医药供应链或供应链学习能力的影响，吴璐等（2020）<sup>[21]</sup>分析了线下医疗机构预测信息分享对医药企业和医疗机构的影响，发现当医疗机构的预测精度较低时分散采购有利于医药企业。Huo等（2020）<sup>[22]</sup>运用结构方程模型对信息分享与供应链学习能力和柔性的关系进行了实证分析，发现信息分享提升了供应链的学习能力，缓和了供应链学习能力和柔性的关系。

综上所述，延保服务供应链管理的研究已成为国内外学术界关注的热点，已有文献主要涉及市场竞

争、产品属性以及延保模式等因素对延保服务供应链经营决策的影响方面，而关于需求信息分享对于延保服务供应链经营决策的影响及其机理问题，亟需学术探讨。在当今时代，延保服务市场需求的不确定性日益突出，使得延保服务供应链的经营风险逐渐增大，因此有必要深入探讨需求预测信息分享对于延保服务供应链经营决策的影响机理问题。此外，在需求信息共享的相关文献中，已有文献主要集中于需求信息分享对于再制造供应链或闭环供应链经营决策的影响机理方面，而需求信息分享对于延保服务供应链经营决策的影响机理研究尚无研究结论。因此，本文运用主从博弈理论探讨零售商进行需求信息分享对于延保服务供应链的产品价格决策、服务价格决策及服务质量决策的影响机理，在一定程度上丰富和深化了现有研究。

本文研究的延保服务供应链系统由一个生产商和一个零售商构成，生产商负责生产产品，并将产品批发给零售商，同时生产商负责提供某种质量等级的延保服务，并将延保服务批发给零售商。零售商负责销售产品，并将产品出售给消费者，同时向消费者销售延保服务。零售商可以基于历史销售数据，运用信息技术对未来市场需求信息进行预测，所得到的预测信息是零售商的私有信息，依据利益最大化原则决定是否跟生产商分享。

为了简化研究问题便于进一步分析，本文作如下假设：

**假设 1：**产品的市场需求量可表示为  $Q = a - bp$ ，其中  $a$  代表产品的市场潜在需求量， $b$  表示需求的价格弹性， $p$  表示产品售价。

**假设 2：**延保服务的需求量受到产品销售量、延保服务售价和延保服务质量三个因素的共同影响，延保服务的需求函数如下：

$$Q_e = Q - \beta p_e + \gamma q_e = a - bp - \beta p_e + \gamma q_e$$

其中  $\beta$  和  $\gamma$  分别表示消费者对于延保服务价格及质量的敏感系数，两者均大于零，且满足关系  $\beta p_e > \gamma q_e$ ，意味着只有部分消费者购买了延保服务。此外，由于延保服务是一种衍生需求，消费者对于延保服务的选择弹性比产品本身更大，即  $\beta > b$ 。易余胤（2018）<sup>[9]</sup>、Panda（2020）<sup>[10]</sup>、Chen等（2020）<sup>[14]</sup>也作了类似的假设。

**假设 3：**提供延保服务需要的成本支出为  $1/2kq_e^2$ ，



$k$  表示延保服务的成本系数,  $k$  值越大说明延保服务的供应效率越低,  $q_e$  表示延保服务的质量水平。易余胤 (2018)<sup>[9]</sup>、Chen 等 (2020)<sup>[14]</sup> 也作了类似的假设。

**假设 4:** 生产商和零售商均为理性的决策者, 它们以自身的利润最大化作为决策目标。

将本文中的其他符号及含义说明如下:

$m$ : 制造商;  $r$ : 零售商;  $s$ : 低碳供应链;  $w$ : 低碳产品的批发价格;  $\{CD, DD\}$ : 集中决策, 分散决策;  $\{CDIS, CDNI\}$ : 集中决策且信息分享, 集中决策且无信息分享;  $\{DDIS, DDNI\}$ : 分散决策且信息分享, 分散决策且无信息分享;  $\pi_i^j$ : 情形  $j$  下低碳供应链成员  $i$  的利润, 其中  $j=CDIS, CDNI, DDIS, DDNI, i=m, r, s$ ;  $V_i^j$ : 情形  $j$  下信息分享对低碳供应链成员  $i$  的价值, 其中  $j=CD, DD, i=m, r, s$ 。

参考石纯来等 (2021)<sup>[3]</sup>、石纯来和聂佳佳 (2019)<sup>[4]</sup>、Nie 等 (2021)<sup>[19]</sup> 和 Li 等 (2013)<sup>[23]</sup> 等的研究, 假设市场潜在需求  $a$  具有不确定性, 且可用  $a=a_0+e$  来表示, 其中  $a_0$  表示确定部分,  $e$  表示不确定部分, 且其期望为 0, 方差为  $\sigma$ 。零售商可以通过对历史销售数据的统计分析, 预测未来的市场潜在需求, 预测值为  $f=a+\varepsilon$ , 其中  $\varepsilon$  为预测误差, 其期望为 0, 方差为  $v$ , 方差  $\sigma$  和  $v$  相互独立。则根据 Nie (2021)<sup>[19]</sup>、吴璐等 (2020)<sup>[23]</sup> 的研究, 有如下等式成立:

$$E(a|f) = \frac{v}{\sigma+v}a_0 + \frac{\sigma}{\sigma+v}f, E((f-a_0)^2) = \sigma+v$$

令  $t=\sigma/(\sigma+v)$  表示预测信息的精度, 其值越大, 表示零售商的信息预测精度越高。当  $t=1$  时表示预测值接近实际值, 预测信息的精度最高;  $t=0$  时表示预测值与实际值之间的差距较大, 预测信息的精度很低。

### 三、两种决策模式下延保服务供应链的决策模型

延保服务供应链有两种可能的决策模式, 即集中决策模式和分散决策模式。在集中决策模式下, 生产商和零售商属于同一个“超组织”的成员, 他们均以延保供应链整体利润的最大化为决策目标。而在分散决策模式下, 生产商和零售商是独立决策的经济人, 他们均以自身利益的最大化为目标进行决策。下面分别构建延保服务供应链在两种决策模式下的决策

模型, 然后进行求解, 并对均衡决策结果进行比较分析。

#### (一) 集中决策模式 (CD)

在此情形下, 零售商首先对市场需求信息进行预测, 然后延保服务供应链依据零售商的预测信息, 遵循供应链整体利润最大化的原则进行产品价格、延保服务质量和延保服务价格的决策。延保服务供应链的决策目标函数为:

$$\max_{p, p_e, q_e} \pi_s^{CD} = E((p-c)(a-bp) + p_e(a-bp-\beta p_e + \gamma q_e) - \frac{1}{2}kq_e^2 | f) \quad (1)$$

显然, 式 (1) 取得极大值的条件是其海塞矩阵负定, 即满足  $4\beta k - bk - 2\gamma^2 > 0$ 。为求式 (1) 的极大值, 令其一阶条件为零, 联立求解得到:

$$p^{CDIS} = \frac{bc(2\beta k - \gamma^2) + A(2\beta k - bk - \gamma^2)}{(4\beta k - bk - 2\gamma^2)b} \quad (2)$$

$$p_e^{CDIS} = \frac{k(A-bc)}{4\beta k - bk - 2\gamma^2} \quad (3)$$

$$q_e^{CDIS} = \frac{\gamma(A-bc)}{4\beta k - bk - 2\gamma^2} \quad (4)$$

其中  $A = E(a|f) = (1-t)a_0 + tf$ , 后文同。将式 (2)~式 (4) 代入到式 (1), 得到零售商进行信息预测时采用集中决策模式的延保服务供应链整体利润为:

$$\pi_s^{CDIS} = \frac{(2\beta k - \gamma^2)[(a_0 - bc)^2 + t\sigma]}{2b(4\beta k - bk - 2\gamma^2)} \quad (5)$$

此外, 通过运算可以得到在集中决策模式下, 零售商没有进行信息预测时的供应链整体利润为:

$$\pi_s^{CDNI} = \frac{(a_0 - bc)^2(2\beta k - \gamma^2)}{2b(4\beta k - bk - 2\gamma^2)},$$

两者作差得到延保服务供应链在集中决策模式下零售商进行信息预测的价值为:

$$V_s^{CD} = \frac{(2\beta k - \gamma^2)t\sigma}{2b(4\beta k - bk - 2\gamma^2)} \quad (6)$$

#### (二) 分散决策模式 (DD)

分散决策模式下, 生产商和零售商是独立的决策者, 延保服务供应链的决策顺序为: 首先零售商决策是否与生产商分享预测信息, 然后生产商做出产品批发价、延保服务批发价和延保服务质量的决策, 零售

商在观测到生产商的决策后，做出产品零售价和延保服务零售价的决策。零售商的市场需求预测信息有分享或不分享两个选项，下面分别对此两种情形进行建模分析。

### 1. 零售商不与生产商分享信息。

此时，生产商在没有得到零售商的市场需求预测信息下进行决策，其决策目标函数为：

$$\max_{w, w_e, q_e} \pi_m^{DDNI} = (w-c)(a-bp) + w_e(a-bp-\beta p_e + \gamma q_e) - \frac{1}{2}kq_e^2 \quad (7)$$

零售商的决策目标函数为：

$$\max_{p, p_e} \pi_r^{DDNI} = E((p-w)(a-bp) + (p_e-w_e)(a-bp-\beta p_e + \gamma q_e) | f) \quad (8)$$

运用逆向归纳法求解，令式(8)的一阶条件为零，联立求解得到零售商的最优反应函数为：

$$p^{DDNI} = \frac{b\beta(2w+w_e) - b\gamma q_e - A(2\beta-b)}{b(4\beta-b)} \quad (9)$$

$$p_e^{DDNI} = \frac{(2\beta-b)w_e - bw + 2\gamma q_e + A}{4\beta-b} \quad (10)$$

由于生产商没有零售商的预测信息，它对产品零售价和延保服务零售价的预期分别为： $p = \frac{b\beta(2w+w_e) - b\gamma q_e - a_0(2\beta-b)}{b(4\beta-b)}$ ， $p_e = \frac{(2\beta-b)w_e - bw + 2\gamma q_e + a_0}{4\beta-b}$ 。

于是，将预期零售价和延保服务售价代入式(7)，式(7)取得极大值的条件是其海塞矩阵负定，即满足条件 $4\beta k - bk - \gamma^2 > 0$ 。此时，令其一阶条件为零，联立求解可得：

$$w^{DDNI} = \frac{1}{2b}(a_0 + bc) \quad (11)$$

$$w_e^{DDNI} = \frac{\gamma^2(a_0 - bc)}{4\beta(4\beta k - bk - \gamma^2)} \quad (12)$$

$$q_e^{DDNI} = \frac{\gamma(a_0 - bc)}{2(4\beta k - bk - \gamma^2)} \quad (13)$$

将式(11)~式(13)代入式(9)、式(10)，得到贝叶斯均衡的产品零售价和延保服务零售价分别为：

$$p^{DDNI} = \frac{(b^2c - 4b\beta c - 8A\beta - 4a_0\beta)(4\beta k - \gamma^2) + 4Ab(6\beta k - bk - \gamma^2) + a_0b(4\beta k + \gamma^2)}{4b(4\beta - b)(4\beta k - bk - \gamma^2)} \quad (14)$$

$$p_e^{DDNI} = \frac{a_0\gamma^2(8\beta - b) + 4\beta A(4\beta k - bk - \gamma^2) - (2b\beta c k + bc\gamma^2 + 2a_0\beta k)(4\beta - b)}{4\beta(4\beta - b)(4\beta k - bk - \gamma^2)} \quad (15)$$

将式(11)~式(15)代入到式(7)、式(8)，得到分散决策且零售商不分享信息下延保服务供应链中生产商和零售商的利润分别如下：

$$\pi_m^{DDNI} = \frac{(4\beta k - \gamma^2)(a_0 - bc)^2}{8b(4\beta k - bk - \gamma^2)} \quad (16)$$

$$\pi_r^{DDNI} = \frac{[(4\beta k - \gamma^2)^2 - 2bk(2\beta k - \gamma^2)](a_0 - bc)^2}{16b(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} + \frac{\beta t \sigma}{b(4\beta - b)} \quad (17)$$

对式(16)和式(17)求和，得到分散决策且零售商不分享信息下延保服务供应链的整体利润为：

$$\pi_s^{DDNI} = \frac{[3(4\beta k - \gamma^2)^2 - 4bk(3\beta k - \gamma^2)](a_0 - bc)^2}{16b(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} + \frac{\beta t \sigma}{b(4\beta - b)} \quad (18)$$

### 2. 零售商与生产商分享信息。

此时生产商将依据零售商分享的预测信息进行决策，其决策目标函数为：

$$\max_{w, w_e, q_e} \pi_m^{DDIS} = E((w-c)(a-bp) + w_e(a-bp-\beta p_e + \gamma q_e) - \frac{1}{2}kq_e^2 | f) \quad (19)$$

零售商的决策目标函数为：

$$\max_{p, p_e} \pi_r^{DDIS} = E((p-w)(a-bp) + (p_e-w_e)(a-bp-\beta p_e + \gamma q_e) | f) \quad (20)$$

运用逆向归纳法求解上述模型，令式(20)的一阶条件为零，联立求解可得：

$$p^{DDIS} = \frac{b\beta(2w-w_e) - b\gamma q_e + (2\beta-b)A}{b(4\beta-b)} \quad (21)$$

$$p_e^{DDIS} = \frac{(2\beta-b)w_e - bw + 2\gamma q_e + A}{4\beta-b} \quad (22)$$

将式(21)、式(22)代入式(19)，式(19)取得极大值的条件是其海塞矩阵负定，即满足条件 $4\beta k - bk - \gamma^2 > 0$ 。此时，令其一阶条件为零，联立求解可得：

$$w^{DDIS} = \frac{bc+A}{2b} \quad (23)$$

$$w_e^{DDIS} = \frac{\gamma^2(A-bc)}{4\beta(4\beta k-bk-\gamma^2)} \quad (24)$$

$$q_e^{DDIS} = \frac{\gamma(A-bc)}{2(4\beta k-bk-\gamma^2)} \quad (25)$$

将式 (23) ~ 式 (25) 代入式 (21)、式 (22), 得到结果如下:

$$p^{DDIS} = \frac{bc(4\beta k-\gamma^2)+4Ak(3\beta-b)+3A\gamma^2}{4b(4\beta k-bk-\gamma^2)} \quad (26)$$

$$p_e^{DDIS} = \frac{(2\beta k+\gamma^2)(A-bc)}{4\beta(4\beta k-bk-\gamma^2)} \quad (27)$$

将式 (23) ~ 式 (27) 代入式 (19)、式 (20), 得到分散决策且信息共享下延保服务供应链中生产商和零售商的利润分别为:

$$\pi_m^{DDIS} = \frac{(4\beta k-\gamma^2)[(a_0-bc)^2+t\sigma]}{8b(4\beta k-bk-\gamma^2)} \quad (28)$$

$$\pi_r^{DDIS} = \frac{[(4\beta k-\gamma^2)^2-2bk(2\beta k-\gamma^2)][(a_0-bc)^2+t\sigma]}{16b(4\beta k-bk-\gamma^2)^2} \quad (29)$$

对式 (28) 和式 (29) 求和, 得到分散决策且零售商分享信息下延保服务供应链的整体利润为:

$$\pi_s^{DDIS} = \frac{[3(4\beta k-\gamma^2)^2-4bk(3\beta k-\gamma^2)][(a_0-bc)^2+t\sigma]}{16b(4\beta k-bk-\gamma^2)^2} \quad (30)$$

#### 四、均衡比较分析

**命题 1:** 延保服务供应链采用集中决策模式下, 零售商进行市场需求信息预测并分享使供应链整体利润增加, 且利润增加的额度与消费者的延保服务质量敏感系数、信息预测精度和市场需求波动程度正相关, 与消费者的延保服务价格敏感系数和延保服务成本系数负相关。

**证明:** 由于  $4\beta k-bk-2\gamma^2 > 0$  成立, 故  $2\beta k-\gamma^2 > 0$  恒成立, 因此由式 (6) 可得,  $V_s^{CD} > 0$  恒成立, 即零售商信息分享总能够增加集中决策下延保供应链的整体利润。

又由式 (6) 可得:

$$\frac{\partial V_s^{CD}}{\partial \gamma} = \frac{k\gamma t\sigma}{(4\beta k-bk-2\gamma^2)^2} > 0, \quad \frac{\partial V_s^{CD}}{\partial t} = \frac{(2\beta k-\gamma^2)\sigma}{2b(4\beta k-bk-2\gamma^2)} > 0,$$

$$\frac{\partial V_s^{CD}}{\partial \sigma} = \frac{(2\beta k-\gamma^2)t}{2b(4\beta k-bk-2\gamma^2)} > 0, \quad \frac{\partial V_s^{CD}}{\partial \beta} = \frac{-k^2 t\sigma}{(4\beta k-bk-2\gamma^2)^2} < 0,$$

$$\frac{\partial V_s^{CD}}{\partial k} = \frac{-\gamma^2 t\sigma}{2(4\beta k-bk-2\gamma^2)^2} < 0。证毕。$$

命题 1 表明, 延保供应链采用集中决策模式下, 当消费者对于延保服务质量的敏感性较高时, 零售商进行市场需求信息预测并分享有助于供应链更好地决策延保服务质量, 显著提升供应链整体利润。当市场需求的波动较大、零售商的信息预测精度较高时, 进行市场需求信息预测可以使延保供应链的整体利润较快地提升, 因此有必要开展市场需求信息预测。当消费者对于延保服务的价格敏感性较高、供应链提供延保服务的效率较低时, 零售商进行市场需求信息预测会降低市场的消费需求, 弱化供应链提升延保服务质量的动机, 使得信息共享的价值呈下降趋势。

**命题 2:** 延保服务供应链采用分散决策模式下, 零售商进行市场需求信息预测并与生产商分享使自身的利润下降, 生产商的利润增加。当产品的需求价格弹性满足一定条件时, 零售商信息共享使得延保服务供应链整体的利润增加。

证明过程见附录。

命题 2 表明, 延保服务供应链采用分散决策模式下, 零售商进行市场需求信息预测并分享总是对自身不利, 而对生产商是有利的。这是因为生产商可以利用市场需求预测信息更好地进行产品批发价格、延保服务批发价格以及延保服务质量的决策, 使得自身的利润得到增加, 而零售商在延保供应链中处于从属地位, 对于产品零售价格和延保服务零售价格的调整空间有限, 使得自身利润出现下降。对于延保服务供应链整体而言, 当消费者对于产品价格的敏感系数位于某个区间时, 零售商进行信息预测并分享所引起的生产商利润上涨幅度超过了零售商利润下降幅度, 使得供应链整体利润增加, 反之供应链整体利润减少。

**命题 3:** 延保服务供应链采用分散决策模式下, 零售商进行需求信息预测并分享对于生产商、零售商及供应链整体的价值均与消费者对于延保服务的价格敏感系数和延保服务的成本系数成反比, 与消费者对于延保服务的质量敏感系数成正比。

**证明:** 由命题 2 可得:

$$\frac{dV_r^{DD}}{d\beta} = \frac{[(4\beta k-bk-2\gamma^2)^2+2\gamma^2 k^2(4\beta-b)^2]t\sigma}{-4(4\beta-b)^2(4\beta k-bk-\gamma^2)^3} < 0,$$



$$\begin{aligned} \frac{dV_r^{DD}}{dy} &= \frac{k^2\gamma(4\beta-b)t\sigma}{4(4\beta k-bk-\gamma^2)^3} > 0, \quad \frac{dV_r^{DD}}{dk} = \frac{-k\gamma^2(4\beta-b)t\sigma}{8(4\beta k-bk-\gamma^2)^3} < 0, \\ \frac{dV_m^{DD}}{d\beta} &= \frac{-k^2t\sigma}{2(4\beta k-bk-\gamma^2)^2} < 0, \quad \frac{dV_m^{DD}}{dy} = \frac{k\gamma t\sigma}{4(4\beta k-bk-\gamma^2)^2} > 0, \\ \frac{dV_m^{DD}}{dk} &= \frac{-\gamma^2t\sigma}{8(4\beta k-bk-\gamma^2)^2} < 0, \quad \frac{dV_s^{DD}}{d\beta} = \frac{k^2(8\beta k-2bk-\gamma^2)}{-4(4\beta k-bk-\gamma^2)^3} < 0, \\ \frac{dV_s^{DD}}{dy} &= \frac{k\gamma(8\beta k-2bk-\gamma^2)}{4(4\beta k-bk-\gamma^2)^3} > 0, \quad \frac{dV_s^{DD}}{dk} = \frac{-\gamma^2(8\beta k-2bk-\gamma^2)}{8(4\beta k-bk-\gamma^2)^3} < 0. \end{aligned}$$

证毕。

命题3表明, 延保供应链采用分散决策模式时, 消费者的延保服务质量敏感系数对于信息分享的价值具有强化作用, 即对于供应链成员及整体而言, 消费者的延保服务质量敏感程度越高, 零售商进行信息分享所引起的利润增长现象越显著, 而消费者的延保服务价格敏感系数和成本系数对于信息分享的价值具有弱化作用, 即当此二者越大时, 零售商进行信息分享使得延保供应链成员及整体的利润增幅下降。

**命题4:** 零售商进行需求信息分享时, 采用集中决策模式的延保服务供应链中产品零售价格低于分散决策模式, 而延保服务价格、延保服务质量、产品销量和延保服务销量均高于分散决策模式。

**证明:** 由式(2)~式(4)、式(25)~式(27)可得:

$$\begin{aligned} p^{CD} - p^{DD} &= \frac{[(4\beta k-bk-\gamma^2)(4\beta k-bk-2\gamma^2)+bk(4\beta k-bk)](A-bc)}{-4b(4\beta k-bk-\gamma^2)(4\beta k-bk-2\gamma^2)} < 0, \\ p_e^{CD} - p_e^{DD} &= \frac{[2\beta k(4\beta k-bk-2\gamma^2)+\gamma^2(bk+2\gamma^2)](A-bc)}{4\beta(4\beta k-bk-\gamma^2)(4\beta k-bk-2\gamma^2)} > 0, \\ q_e^{CD} - q_e^{DD} &= \frac{k\gamma(4\beta-b)(A-bc)}{2(4\beta k-bk-\gamma^2)(4\beta k-bk-2\gamma^2)} > 0, \\ Q_{CD} - Q_{DD} &= \frac{[2(2\beta k-\gamma^2)(4\beta k-bk-\gamma^2)+b\gamma^2k](A-bc)}{4(4\beta k-bk-\gamma^2)(4\beta k-bk-2\gamma^2)} > 0, \\ Q_e^{CD} - Q_e^{DD} &= \frac{[2(2\beta k-\gamma^2)(4\beta k-bk-\gamma^2)+b\gamma^2k](A-bc)}{4(4\beta k-bk-\gamma^2)(4\beta k-bk-2\gamma^2)} > 0. \end{aligned}$$

证毕。

命题4表明, 不论零售商对于市场需求信息的预测结果如何, 延保服务供应链在集中决策模式下都将制定比分散决策模式更低的产品零售价格, 通过扩大产品的销量来实现产品销售利润的最大化。在延保服务方面, 集中决策模式下消费者将享受比分散决策模式更高质量的延保服务, 但与此同时也将支付比分散决策模式更高的延保服务价格, 二者共同作用的结果

是集中决策模式下延保服务的销量更高, 从而实现供应链在延保服务领域的利润最大化。

**命题5:** 延保服务供应链采用分散决策模式下, 当零售商对市场需求信息的预测值大于市场需求的均值时: (1) 零售商进行信息分享下的产品批发价格、延保服务批发价格、延保服务质量和产品零售价格均高于不分享情形; (2) 当  $k < \frac{(8\beta-b)\gamma^2}{2\beta(4\beta-b)}$  时, 零售商进行信息分享下的延保服务零售价格高于信息不分享情形, 否则延保服务零售价格低于信息不分享情形。

**证明:** 由式(11)~式(15)、式(23)~式(27)可得:

$$\begin{aligned} w^{DDIS} - w^{DDNI} &= \frac{t(f-a_0)}{2b}, \quad w_e^{DDIS} - w_e^{DDNI} = \frac{\gamma^2 t(f-a_0)}{4\beta(4\beta k-bk-\gamma^2)}, \\ q_e^{DDIS} - q_e^{DDNI} &= \frac{\gamma t(f-a_0)}{2(4\beta k-bk-\gamma^2)}, \\ p^{DDIS} - p^{DDNI} &= \frac{t[4\beta(4\beta k-bk-2\gamma^2)+(4\beta-b)\gamma^2](f-a_0)}{4b(4\beta-b)(4\beta k-bk-\gamma^2)}, \\ p_e^{DDIS} - p_e^{DDNI} &= \frac{t(8\beta\gamma^2+2b\beta k-8\beta^2 k-b\gamma^2)(f-a_0)}{4\beta(4\beta k-bk-\gamma^2)(4\beta-b)}. \end{aligned}$$

由此可见, 当  $f > a_0$  时,  $w^{DDIS} > w^{DDNI}$ ,  $w_e^{DDIS} > w_e^{DDNI}$ ,  $q_e^{DDIS} > q_e^{DDNI}$ ,  $p^{DDIS} > p^{DDNI}$ , 而当  $f > a_0$  且满足  $8\beta\gamma^2+2b\beta k-8\beta^2 k-b\gamma^2 > 0$ , 即  $k < \frac{(8\beta-b)\gamma^2}{2\beta(4\beta-b)}$  时,  $p_e^{DDIS} > p_e^{DDNI}$  成立, 否则  $p_e^{DDIS} < p_e^{DDNI}$ 。证毕。

命题5表明, 延保服务供应链采用分散决策模式下, 若零售商对于市场需求信息的预测结果比较乐观, 相对于信息不分享情形, 在信息分享情形下生产商将制定更高的产品批发价格和延保服务批发价格, 同时提供更高质量的延保服务, 此时零售商也将相应地提高产品的零售价格, 实现自身利润的最大化。而延保服务零售价格的变化趋势与延保服务的供应效率相关, 当供应效率较高时, 信息分享情形下零售商会制定比信息不分享情形下更高的延保服务零售价格, 否则零售商会制定更低的延保服务零售价格。

**命题6:** 零售商进行市场需求信息预测并分享情形下, 采用集中决策模式的延保服务供应链整体利润总是高于分散决策模式, 且二者的差额随着市场需求波动程度、信息预测精度、消费者对于延保服务的价格敏感系数以及延保服务的成本系数的提

高而扩大，随着消费者对于延保服务质量敏感系数的提高而缩小。

证明过程见附录。

命题6表明，当延保服务供应链中的零售商进行市场需求信息预测并与生产商分享时，相对于集中决策模式，采用分散决策模式总会导致延保供应链的决策效率损失。且这种效率损失的变化趋势为：(1) 市场需求的波动程度越大，零售商的预测信息精度越高，消费者对于延保服务的质量敏感度越高，延保服务供应链因分散决策所导致的决策效率损失越大。(2) 消费者对于延保服务的价格敏感性越高，延保服务的成本系数越大时，决策效率损失越小。因此对于采用分散决策模式且零售商进行需求信息分享下的延保服务供应链，需要设计合理的契约机制来改善供应链的决策效率。

### 五、信息分享补偿机制

由命题2可知，当产品的需求价格弹性满足一定条件时，延保服务供应链采用分散决策模式下零售商进行需求预测信息分享会导致自身利润下降，同时使得生产商的利润增加，因此如果不能对零售商的信息分享行为进行利益补偿，则它没有分享需求预测信息的动机。本部分拟借鉴纳什讨价还价模型设计零售商的信息分享补偿机制，为使生产商和零售商均有分享信息的动机，该机制需要满足两个条件：其一是信息分享后零售商的利润高于利润分享前，其二是信息分享后生产商的利润高于信息分享前。假设信息分享使得延保供应链整体的利润增加值为  $V_s^{DDIS}$ ，其中生产商和零售商的利润增加值分别为  $\Delta V_m^{DDIS}$  和  $\Delta V_r^{DDIS}$ ，他们的风险规避系数分别为  $\lambda_m$  和  $\lambda_r$ ，则二者的效用函数分别为  $u_m = (\Delta V_m^{DDIS})^{\lambda_m}$ ， $u_r = (\Delta V_r^{DDIS})^{\lambda_r}$ ，于是可以建立如下纳什讨价还价模型：

$$\begin{aligned} \max_{\Delta V_m^{DDIS}, \Delta V_r^{DDIS}} \quad & u = u_m \cdot u_r = (\Delta V_m^{DDIS})^{\lambda_m} (\Delta V_r^{DDIS})^{\lambda_r} \\ \text{s. t.} \quad & \begin{cases} \Delta V_m^{DDIS} + \Delta V_r^{DDIS} = V_s^{DDIS} = \frac{Bt\sigma}{16b(4\beta-b)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} \\ \Delta V_m^{DDIS} > 0, \Delta V_r^{DDIS} > 0 \end{cases} \end{aligned}$$

对上述模型进行求解，得到结果为： $\Delta V_m^{DDIS} = \frac{\lambda_m}{\lambda_m + \lambda_r} V_s^{DDIS}$ ， $\Delta V_r^{DDIS} = \frac{\lambda_r}{\lambda_m + \lambda_r} V_s^{DDIS}$ ，因此当风险规避系数  $\lambda_m$  和  $\lambda_r$  确定以后，生产商和零售商的利润补偿额度就可以确定下来。在此补偿机制下，生产商和零售商获得

的利润分别为  $E(\pi_m^{DDIS}) - \Delta V_r^{DDIS}$  和  $E(\pi_r^{DDIS}) + \Delta V_r^{DDIS}$ 。

命题7：若分散决策模式下延保供应链中的生产商与零售商具有相同的风险规避程度，则当满足条件  $b\gamma^2(32\beta k - 8bk - 5\gamma^2) > 28\beta(4\beta k - bk - \gamma^2)^2$  时，信息分享补偿机制下零售商分享信息后生产商和零售商的利润均高于信息分享前。

证明：因为  $\lambda_m = \lambda_r$ ，由纳什讨价还价模型可求得  $\Delta V_m^{DDIS} = \Delta V_r^{DDIS} = \frac{1}{2} V_s^{DDIS}$ ，因此信息分享补偿机制实施后延保供应链中的生产商和零售商的利润增加分别为：

$$\begin{aligned} & [E(\pi_m^{DDIS}) - \Delta V_r^{DDIS}] - E(\pi_m^{DDNI}) \\ &= \frac{[20\beta k(4\beta - b)(4\beta k - bk - 2\gamma^2) + \gamma^4(20\beta - b)]t\sigma}{32b(4\beta - b)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} > 0 \\ & [E(\pi_r^{DDIS}) + \Delta V_r^{DDIS}] - E(\pi_r^{DDNI}) \\ &= \frac{[b\gamma^2(32\beta k - 8bk - 5\gamma^2) - 28\beta(4\beta k - bk - \gamma^2)^2]t\sigma}{32b(4\beta - b)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} \end{aligned}$$

因此，当满足条件  $b\gamma^2(32\beta k - 8bk - 5\gamma^2) > 28\beta(4\beta k - bk - \gamma^2)^2$  时， $E(\pi_r^{DDIS}) + \Delta V_r^{DDIS} > E(\pi_r^{DDNI})$ ，此时信息分享后生产商和零售商的利润均高于信息分享前。证毕。

命题7表明，采用分散决策模式的延保服务供应链在一定情况下，实施信息分享补偿机制可以促进生产商和零售商之间的信息分享合作，使得二者均有意愿通过需求信息分享提高自身的利润。

### 六、算例分析

为考察延保服务供应链的主要参数对信息分享下供应链成员以及整体利润的影响，本部分将运用数值算例进行分析演示。参考相关文献的假设，令参数  $a_0 = 1\,000$ ， $c = 100$ ， $b = 2$ ， $\beta = 4$ ， $\gamma = 2$ ， $k = 1.5$ ， $t = 0.6$ ， $\sigma = 6$ 。图1、图2中固定其他参数不变， $\beta$  的变化范围为  $[3, 5]$ ；图3、图4中固定其他参数不变， $\gamma$  的变化范围为  $[1, 3]$ ；图5、图6中固定其他参数不变， $k$  的变化范围为  $[2, 3]$ 。用 Matlab 作图，得到结果如下：

由图1可见，延保服务供应链采用分散决策模式且零售商进行信息分享的情形下，随着消费者对于延保服务价格敏感性的增强，生产商和零售商的利润均呈现非线性下降趋势，但生产商的利润总是高于零售商。这是由于消费者对延保服务价格敏感性的增强使得延保服务的销量下降，让生产商和零售商的利润均

受到影响，但是生产商是延保供应链的主导方，可以利用优先定价权获得比零售商更高的利润分成。由图2可见，随着消费者对于延保服务价格敏感性的增强，集中决策和分散决策模式下延保供应链的整体利润均呈现下降趋势，但是集中决策模式下延保供应链整体利润下降的幅度更大，使得二者的差距逐渐缩小。因为消费者对于延保服务价格敏感性的增强使得集中决策模式下延保服务销量的下降幅度更大，此时分散决策的效率损失呈逐渐弱化的趋势。

图3、图4揭示了消费者的延保服务质量敏感性对于延保供应链成员及整体利润的影响。由图3可见在分散决策模式下，随着消费者的延保服务质量敏感性的增强，生产商和零售商的利润均呈现逐渐上升的趋势，生产商的利润总是高于零售商，但由于零售商的利润上升速度更快，使得二者的差距在缩小，这表明零售商从消费者延保服务质量敏感性增强中获益更多。图4则说明在集中决策模式和分散决策模式下延

保供应链整体利润均随着消费者的延保服务质量敏感性增强而增加，但由于集中决策模式下供应链整体利润的上升幅度更大，使得二者的差距呈扩大趋势，表明延保供应链的决策效率损失随着消费者的延保服务质量敏感性增强而增大。

图5、图6呈现了延保服务成本系数对于供应链成员及整体利润的影响。在分散决策模式下，随着延保服务成本系数的增大，生产商和零售商的利润均呈非线性下降趋势，但是零售商的利润下降趋势更显著，使得二者的利润差距呈逐步扩大的趋势，这表明延保服务成本系数增大对零售商的伤害更大。随着延保服务成本系数的增大，集中决策模式与分散决策模式下延保供应链的整体利润均呈逐渐下降的趋势，然而集中决策模式下供应链整体利润的下降幅度更大，使得二者的差距逐步缩小，这表明随着延保服务成本系数的增大，分散决策引起的延保供应链决策效率损失得到缓解。

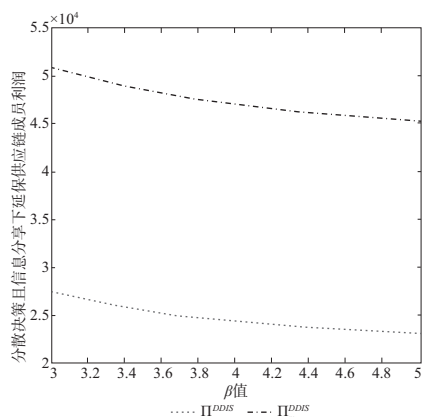


图1 消费者的延保服务价格敏感性对延保服务供应链成员利润的影响

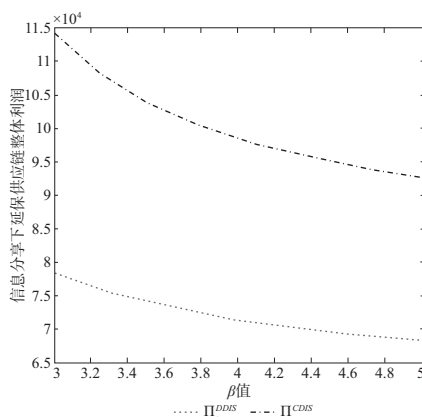


图2 消费者的延保服务价格敏感性对延保服务供应链整体利润的影响

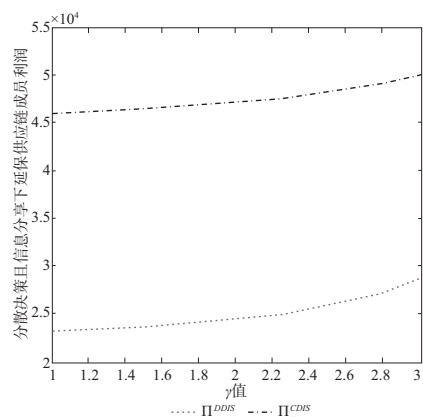


图3 消费者的延保服务质量敏感性对延保服务供应链成员利润的影响

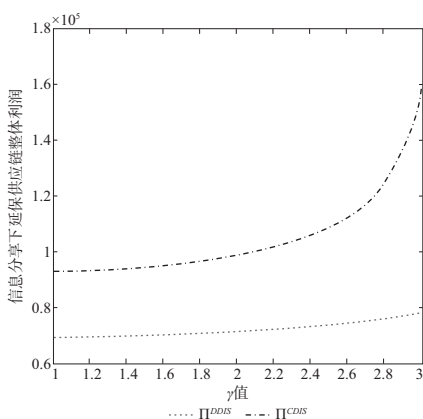


图4 消费者的延保服务质量敏感性对延保服务供应链整体利润的影响

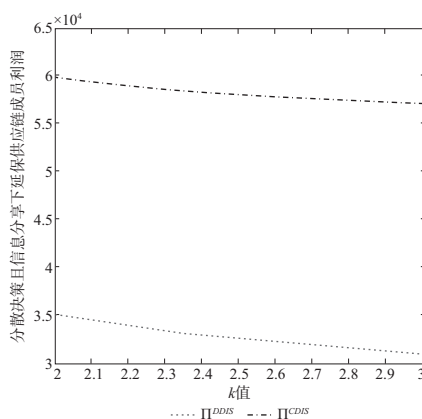


图5 延保服务成本系数对于延保服务供应链成员利润的影响

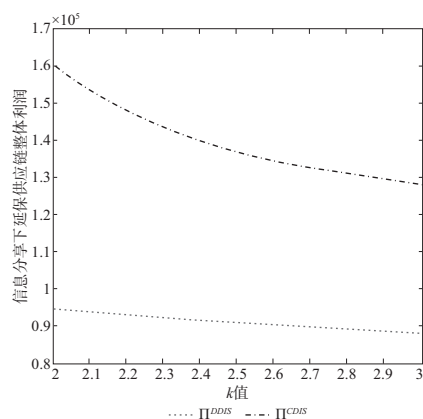


图6 延保服务成本系数对于延保服务供应链整体利润的影响



## 七、研究结论与展望

### (一) 研究结论

为探讨零售商进行需求预测信息分享对延保服务供应链产品定价、延保服务定价以及延保服务质量决策的影响机理,笔者依据主从博弈理论建立了延保服务供应链分别采用集中决策与分散决策两种模式、零售商进行信息分享或不分享情形下的决策模型,通过对决策模型进行求解并对产品价格、延保服务价格以及延保服务质量决策的均衡决策结果进行了比较分析,在此基础上进一步比较分析延保服务供应链成员企业及整体的期望利润,得出如下主要研究结论。

第一,集中决策模式下,零售商进行需求信息分享使得延保服务供应链整体的利润得到提升。随着消费者的延保服务质量敏感性提高、信息预测精度提高以及市场需求的波动程度增大,延保服务供应链整体利润提升的额度增加;随着消费者的延保服务价格敏感性提高以及延保服务的成本系数增大,延保服务供应链整体利润提升的额度减少。

第二,分散决策模式下,若零售商对于市场需求的预测值大于市场需求的均值,信息分享使得产品批发价格、产品零售价格、延保服务批发价格以及延保服务质量提高。当延保服务的成本系数低于某个阈值时,信息分享使得延保服务零售价格提高。

第三,零售商信息分享下,相对于分散决策模式,集中决策模式的延保服务供应链中产品零售价格更低,延保服务价格、延保服务质量、产品销售量和延保服务销售量更高。

第四,零售商信息分享下,分散决策的延保服务供应链中存在决策效率损失。当市场需求波动程度越大、需求信息的预测精度越高、消费者的延保服务质量敏感性越高时,决策效率损失越大。当消费者的延保服务价格敏感性越高、延保服务成本系数越高时,决策效率损失越小。

### (二) 管理启示

第一,若消费者对于延保服务质量的敏感度高、

价格的敏感度低,且延保服务的成本系数较小,集中决策模式下零售商应该进行市场需求信息预测并分享。因为此时进行需求信息分享可以大幅度提高延保服务供应链整体的利润。延保服务供应链采用分散决策模式下,只有设计合适的信息分享补偿机制才能使零售商有动机进行信息分享。

第二,延保服务供应链在分散决策模式下,零售商应该尽量提高需求预测信息的精准度。因为需求预测信息的精准度会直接影响延保服务供应链中的产品批发价格、产品零售价格、延保服务批发价和延保服务质量的决策结果,进而影响延保服务供应链的经济效益。

第三,当零售商进行需求信息分享时,延保服务供应链应该尽可能采用集中决策模式。因为采用集中决策模式可以让消费者以更低的价格购买产品,并获得更高质量的延保服务,同时供应链整体还可以获得更高额的利润,从而实现延保服务供应链和消费者的双赢。

第四,零售商可以通过营销手段提高消费者的延保服务价格敏感性,降低消费者的延保服务质量敏感性,生产商可以通过降低延保服务的供应效率来弱化分散决策下因为信息分享导致的延保服务供应链决策效率损失。

### (三) 局限与展望

关于延保服务供应链运营决策的诸多文献中,需求信息分享的作用和价值尚未涉及。基于此,本文从零售商进行市场需求信息预测的视角探讨了信息分享对于延保服务供应链运营决策的影响机理,后续研究可以从如下两方面进行拓展和延伸。第一,现实中不仅零售商会预测市场需求信息,生产商也能够运用信息技术进行市场需求信息预测,因此可以进一步探讨生产商和零售商进行双向需求信息分享对于延保服务供应链运营决策的影响机理问题;第二,本文假设零售商仅对市场需求信息进行预测并分享,现实中延保服务供应链中的其他信息也可能是不透明的,需要事先进行预测和评估,例如产品和延保服务的成本信息、延保服务的质量信息等,对此类信息进行预测并分享会如何影响延保服务供应链的运营决策也需要拓展和深化。

## 附录

### 1. 命题2的证明。

由式(16)~式(18)和式(28)~式(30)可得:

$$\pi_m^{DDIS} - \pi_m^{DDNI} = V_m^{DD} = \frac{(4\beta k - \gamma^2)t\sigma}{8b(4\beta k - bk - \gamma^2)} > 0$$

$$\begin{aligned}\pi_r^{DDIS} - \pi_r^{DDNI} &= V_r^{DD} = \frac{\{b\gamma^2[2(4\beta k - bk - \gamma^2) + \gamma^2] - 12\beta(4\beta k - bk - \gamma^2)^2\}t\sigma}{16b(4\beta - b)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} \\ &< \frac{\{b\gamma^2[2(4\beta k - bk - \gamma^2) + \gamma^2] - 12b(4\beta k - bk - \gamma^2)^2\}t\sigma}{16b(4\beta - b)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} \\ &= \frac{\{2b(4\beta k - bk - \gamma^2)[4(4\beta k - bk - 2\gamma^2) + 3\gamma^2] + b[2(4\beta k - bk - \gamma^2) + \gamma^2][2(4\beta k - bk - 2\gamma^2) + \gamma^2]\}t\sigma}{-16b(4\beta - b)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} < 0 \\ \pi_s^{DDIS} - \pi_s^{DDNI} &= V_s^{DD} = \frac{(32b\beta^2 k^2 + 8b\beta\gamma^2 k + 32\beta^2 \gamma^2 k - 4b^2\beta k^2 - 4b^2\gamma^2 k - 3b\gamma^4 - 64\beta^3 k^2 - 4\beta\gamma^4) t\sigma}{16b(4\beta - b)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2}\end{aligned}$$

令  $B = 32b\beta^2 k^2 + 8b\beta\gamma^2 k + 32\beta^2 \gamma^2 k - 4b^2\beta k^2 - 4b^2\gamma^2 k - 3b\gamma^4 - 64\beta^3 k^2 - 4\beta\gamma^4$ , 显然  $B$  是关于  $b$  的二次函数, 且函数图像开口朝下, 为判断  $B$  的正负性, 令其对  $b$  求一阶导数, 得到:

$$\frac{dB}{db} = -8b\beta k^2 - 8b\gamma^2 k + 32\beta^2 k^2 + 8\beta\gamma^2 k - 3\gamma^4 > -8b\beta k^2 - 8\beta\gamma^2 k + 32\beta^2 k^2 + 8\beta\gamma^2 k - 4\gamma^4 = 8\beta k(4\beta k - bk - \gamma^2) + 4\gamma^2(2\beta k - \gamma^2) > 0,$$

故  $B$  是关于  $b$  的增函数, 令  $B = 0$  求得两个零点为:

$$b_1 = \frac{32\beta^2 k^2 + 8\beta\gamma^2 k - 3\gamma^4 - \sqrt{320\beta^2 \gamma^4 k^2 - 112\beta\gamma^6 k + 9\gamma^8}}{8k(\beta k + \gamma^2)}$$

$$b_2 = \frac{32\beta^2 k^2 + 8\beta\gamma^2 k - 3\gamma^4 + \sqrt{320\beta^2 \gamma^4 k^2 - 112\beta\gamma^6 k + 9\gamma^8}}{8k(\beta k + \gamma^2)}$$

因此当  $b \in (b_1, b_2)$  时  $B > 0$ ,  $\pi_s^{DDIS} - \pi_s^{DDNI} > 0$ , 否则  $\pi_s^{DDIS} - \pi_s^{DDNI} < 0$ 。证毕。

## 2. 命题6的证明。

由式(5)和式(30)可得:

$$\begin{aligned}\pi_s^{CDIS} - \pi_s^{DDIS} &= \frac{[2(2\beta k - \gamma^2)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2 + 2bk\gamma^2(4\beta k - bk - \gamma^2) + bk\gamma^4][(a_0 - bc)^2 + t\sigma]}{16b(4\beta k - bk - 2\gamma^2)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} > 0 \\ \frac{d(\pi_s^{CDIS} - \pi_s^{DDIS})}{dt} &= \frac{[2(2\beta k - \gamma^2)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2 + 2bk\gamma^2(4\beta k - bk - \gamma^2) + bk\gamma^4]\sigma}{16b(4\beta k - bk - 2\gamma^2)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} > 0 \\ \frac{d(\pi_s^{CDIS} - \pi_s^{DDIS})}{d\sigma} &= \frac{t[2(2\beta k - \gamma^2)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2 + 2bk\gamma^2(4\beta k - bk - \gamma^2) + bk\gamma^4]}{16b(4\beta k - bk - 2\gamma^2)(4\beta k - bk - \gamma^2)^2} > 0 \\ \frac{d(\pi_s^{CDIS} - \pi_s^{DDIS})}{d\beta} &= \frac{k^3[k(4\beta - b)^2(4\beta k - bk - \gamma^2) + 2\gamma^2(4\beta - b)(4\beta k - bk - 2\gamma^2)][(a_0 - bc)^2 + t\sigma]}{-4(4\beta k - bk - 2\gamma^2)^2(4\beta k - bk - \gamma^2)^3} < 0 \\ \frac{d(\pi_s^{CDIS} - \pi_s^{DDIS})}{d\gamma} &= \frac{k^3\gamma(4\beta - b)^2[2(4\beta k - bk - 2\gamma^2) + \gamma^2][(a_0 - bc)^2 + t\sigma]}{4(4\beta k - bk - 2\gamma^2)^2(4\beta k - bk - \gamma^2)^3} > 0 \\ \frac{d(\pi_s^{CDIS} - \pi_s^{DDIS})}{dk} &= \frac{k^2\gamma^2(4\beta - b)^2[2(4\beta k - bk - 2\gamma^2) + \gamma^2][(a_0 - bc)^2 + t\sigma]}{-8(4\beta k - bk - 2\gamma^2)^2(4\beta k - bk - \gamma^2)^3} < 0\end{aligned}$$

证毕。

## 参考文献

- [1] 唐华, 艾兴政, 钟丽. 基于产品与延保服务竞争的供应链协调机制研究 [J]. 管理学报, 2021 (6): 929-937.
- [2] 王桐远, 王增强, 李延来. 规模不经济下零售商信息分享模式对双渠道闭环供应链影响 [J]. 管理工程学报, 2021 (3): 195-207.
- [3] 石纯来, 李进军, 舒夕珂. 回收再制造对双渠道供应链中零售商信息分享策略的影响 [J]. 管理评论, 2021 (4): 295-305.
- [4] 石纯来, 聂佳佳. 网络外部性对双渠道供应链信息共享的影响 [J]. 中国管理科学, 2019 (8): 142-150.
- [5] 张盼. 政府奖惩下闭环供应链中需求预测信息共享研究 [J]. 中国管理科学, 2019 (2): 107-118.
- [6] 罗春林, 毛小兵, 田歆. 网络平台销售模式中的需求信息共享策略研究 [J]. 中国管理科学, 2017 (8): 149-157.
- [7] 郑晨, 艾兴政, 李晓静, 汪敢甫. 竞争零售商的供应链延保服务两部定价合同选择 [J]. 系统工程学报, 2018 (5): 674-686.
- [8] 艾兴政, 张越, 李晓静, 汪敢甫. 延保服务的供应链收益共享合同选择 [J]. 系统工程学报, 2018 (4): 500-510.

- [9] 易余胤, 张永华, 姚俊江. 考虑网络外部性和渠道权力结构的供应链延保服务模式研究 [J]. 管理工程学报, 2018 (3): 92-104.
- [10] Panda S, Modak N M, Eduardo L. Does Extended Warranty Depict Competitive Advantage to a Retailer in a Retail-e-tail Channel Supply Chain [J]. Computers and Industrial Engineering, 2020, 149: 1-12.
- [11] Chai J W, Li H Y, Yan W, Li Y W. Should a Retailer Sell Its Own Extended Warranties or Resell Those from the Manufacturer When Confronting Supplier Encroachment? [J]. Journal of the Operational Research Society, 2020 (9): 1-13.
- [12] 张永芬, 魏航. 基于产品质量的供应链延保服务模式研究 [J]. 管理评论, 2021 (2): 278-288.
- [13] 寇军, 赵泽洪. 产品质量影响下延保服务与产品联合定价与库存策略 [J]. 管理评论, 2019 (6): 225-237.
- [14] Chen Y W, Qin J, Jin T D, Chen Y T. Coordinating an Extended Warranty Supply Chain under Increasing, Constant and Decreasing Products Failure rates [J]. Journal of System Science and System Engineering, 2020 (10): 1-20.
- [15] 马建华, 艾兴政, 潘燕春, 杨雯. 基于零售商延保服务的竞争性制造商两部定价合同决策 [J]. 管理学报, 2018 (2): 301-308.
- [16] Zhang L M, Guan L, Long Z Y, Shen H C, Tang H J. Who Is Better off by Eelling Extended Warranties in the Supply Chain: The Manufacturer, the Retailer, or Both? [J]. Annals of Operations Research, 2020 (7): 1-27.
- [17] 易余胤, 梁家密, 谭燕菲. 基于公平偏好的供应链延保服务模式研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2017 (12): 3066-3078.
- [18] 但斌, 高艳, 掌曙光. 产品服务供应链中延保服务销售策略研究 [J]. 管理评论, 2020 (4): 171-182.
- [19] Nie J J, Wang Q J, Li G D, Liu D. To Share or Not to Share? When Information Sharing Meets Remanufacturing [J]. Annals of Operations Research, 2021 (6): 42-74.
- [20] Wang T Y, Wang Z Q, He P. Impacts of Information Sharing Modes on the Dual-channel Closed Loop Supply Chains Under Different Power Structures [J]. Asia-Pacific Journal of Operational Research, 2020 (8): 1-36.
- [21] 吴璐, 郭强, 聂佳佳, 李富昌. 预测信息共享对药品双渠道供应链集团采购策略的影响 [J/OL]. (2020) [2021-12-23]. <https://doi.org/10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2020.1590>.
- [22] Huo B F, Haq M Z, Gu M H. The Impact of Information Sharing on Supply Chain Learning and Flexibility Performance [J]. International Journal of Operational Research, 2020 (4): 1-24.
- [23] Li Z X, Gilbert S M, Lai G M. Supplier Encroachment under Asymmetric Information [J]. Management Science, 2013, 46 (5): 651-659.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

## (上接第 103 页)

- [33] 王永贵, 马双, 杨宏恩. 服务外包中创新能力的测量、提升与绩效影响研究——基于发包与承包双方知识转移视角的分析 [J]. 管理世界, 2015 (6): 85-98.
- [34] Peters B, Riley R, Siedschlag I. Internationalisation, Innovation and Productivity in Services: Evidence from Germany, Ireland and the United Kingdom [J]. Review of World Economics, 2018, 154 (3): 585-615.
- [35] 高孟立, 范钧. 外部创新氛围对服务创新绩效的影响机制研究 [J]. 科研管理, 2018 (12): 106-115.
- [36] Mina A, Bascavusoglu-Moreau E, Hughes A. Open Service Innovation and the Firm's Search for External Knowledge [J]. Research Policy, 2014, 43 (5): 853-866.
- [37] 张秀峰, 陈光华, 胡贝贝, 杨国梁. 企业生命周期对产学研合作创新绩效的影响 [J]. 中国科技论坛, 2015 (6): 44-48.
- [38] Sadowski B M, Sadowski-Rasters G. On the Innovativeness of Foreign Affiliates: Evidence from Companies in the Netherlands [J]. Research Policy, 2006, 35 (3): 447-462.
- [39] Hagedoorn J. Inter-firm R&D Partnerships: An Overview of Major Trends and Patterns Since 1960 [J]. Research Policy, 2001, 31 (4): 477-492.
- [40] 钟书华. 我国企业技术联盟现状分析 [J]. 科研管理, 2000 (4): 51-55.
- [41] 吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性? [J]. 世界经济, 2012 (6): 3-25, 28-29, 26-27.
- [42] 张秀峰, 陈光华, 杨国梁, 刘霞. 企业所有权性质影响产学研合作创新绩效了吗? [J]. 科学学研究, 2015 (6): 934-942.
- [43] 张峰, 刘曦苑, 武立东, 殷西乐. 产品创新还是服务转型: 经济政策不确定性与制造业创新选择 [J]. 中国工业经济, 2019 (7): 101-118.
- [44] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [45] 叶伟巍, 梅亮, 李文, 王翠霞, 张国平. 协同创新的动态机制与激励政策——基于复杂系统理论视角 [J]. 管理世界, 2014 (6): 79-91.

(责任编辑: 邵霖 张安平)



# 中国南北经济差距及其趋势预测

## China's North-South Economic Gap and Trend Forecast

吕承超 崔悦

LYU Cheng-chao CUI Yue

**[摘要]** 南北地区发展问题近年来逐渐凸显,促进南北地区协调发展有利于推动经济高质量发展。本文利用 Dagum 基尼系数和空间 Markov 链方法,使用 1978—2019 年中国 31 个省份人均 GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额和进出口额数据,测度中国南北地区经济差距,并对其时空演进趋势作出预测。研究表明,1978 年以来中国南北地区经济发展水平不断提高,近年来南方地区人均 GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额和进出口额均高于北方。Dagum 基尼系数结果发现,人均 GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额和进出口额的地区差距主要来源均为地区内差距,考察后期南北地区间基尼系数均呈现升高态势。空间 Markov 链结果表明,南北地区经济发展水平存在显著空间依赖性,南方地区在人均 GDP、进出口额方面向上转移概率较高,北方地区在居民人均可支配收入、居民消费水平和固定资产投资额方面向上转移概率较高。

**[关键词]** 南北经济差距 Dagum 基尼系数 Kernel 密度估计 空间 Markov 链

**[中图分类号]** F129.9 F061.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 06-0116-13

**Abstract:** The optimization of the north-south regional economic distribution is an important measure to promote the realization of high-quality development in the new period. The purpose of this paper is to measure the economic gap between north and south in China, and to predict its temporal and spatial evolution trends. Based on the data of per capita GDP, per capita disposable income of residents, consumption level, fixed asset investment and import and export volume of 31 provinces in China from 1978 to 2019, the paper uses Dagum Gini coefficient and spatial markov chain to conduct research. It is found that the level of economic development in the north and south of China has been rising since 1978. In recent years, the level of economic development in the south has gradually been higher than that in the north. The results of Dagum Gini coefficient found that the main sources of regional gaps in per capita GDP, per capita disposable income of residents, consumption level, fixed asset investment, and imports and exports are all regional gaps. In the later period of the study, the Gini coefficient between regions of the north and south continued to increase. The results of the spatial markov chain show that the level of economic development in the north and south shows a significant spatial dependence. South has a higher probability of upward transfer in terms of per capita GDP and import and export volume. North has a higher probability of upward transfer in terms of per capita disposable income, consumption level and fixed asset investment.

**Key words:** North-south economic gap Dagum Gini coefficient Kernel density estimation Spatial markov chain

**[收稿日期]** 2021-11-20

**[作者简介]** 吕承超,男,1983年11月生,青岛科技大学经济与管理学院教授,博士生导师,研究方向为国民经济学及品牌经济学;崔悦,女,1996年9月生,青岛科技大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向为产业经济学。本文通讯作者为吕承超,联系方式为 chengchao0532@163.com。

**[基金项目]** 山东省高等学校“青创科技计划”项目“山东省社会保障收入再分配效应研究”(项目编号:2020RWE003);山东省教育“十三五”规划重点课题“山东省教育高质量发展指标评价体系及区域协同机制研究”(项目编号:2020ZD029);青岛市社科规划项目“青岛市实体经济高质量发展研究”(项目编号:QDSKL2101386)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言

党的十八大以来,党中央提出了“创新、协调、绿色、开放、共享”新发展理念,实施了京津冀协同发展、长江经济带、粤港澳大湾区建设、长三角一体化等引导区域发展的重大战略。党的十九大指出我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,同时指出要实施区域协调发展战略。“十四五”规划明确要求坚持实施区域重大战略、区域协调发展战略,推动区域协调发展,这意味着我国进入了区域发展的新阶段。但是2013年以来,增速换挡、结构优化、动能转换的经济发展新常态特征逐渐显著,我国区域发展逐渐出现新情况,呈现新趋势,区域分化格局逐渐显现。随着经济重心进一步南移(习近平,2019<sup>[1]</sup>),在南北区域间表现出较为明显的分化趋势。2013年南方省份整体名义GDP增速首次超过北方,此后南北地区间经济增速差距逐渐扩大,2013—2019年南北地区经济增速差距由1.40%扩大至13.83%<sup>①</sup>;2019年南方省份名义GDP占全国总量的64.56%,北方仅为35.44%,北方经济总量占比是1978年以来的最小值。南北地区经济增速与总量占比呈现出“南快北慢”和“南升北降”的格局,南北发展非均衡现象引起广泛关注,“南北差距”逐渐扩大问题已然成为中国区域协调发展面临的新问题与新情况。鉴于此,本文梳理中国南北地区经济发展现状,测度南北地区经济差距并分析差距的来源,预测南北经济差距未来的演变趋势,进而提出缩小南北地区经济差距的对策。本文研究对构建南北地区经济发展新格局、促进区域协调发展具有重要意义。

## 二、文献综述

中国长期存在着地区经济差距现象(Lee等,2012<sup>[2]</sup>),并且始终处于变化之中。已有学者从不同视角对中国地区经济差距展开研究,部分学者重点研究了中国东中西部地区经济差距的演变趋势。1978—2019年中国地区经济差距的演变过程可分为三个阶段:第一阶段为1978—1990年,中国地区经济差距呈现缩小态势(宋德勇,1998<sup>[3]</sup>),造成该现象的主要原因是东部地区内部收敛(石磊和高帆,2006<sup>[4]</sup>);

第二阶段为1990—2003年,中国地区经济差距呈现扩大趋势(章奇,2001<sup>[5]</sup>;李广众,2001<sup>[6]</sup>),主要源自中部与东部地区的省际发散(石磊和高帆,2006<sup>[4]</sup>);第三阶段为2003—2019年,中国地区经济差距呈现收敛态势(刘志杰,2011<sup>[7]</sup>;刘华军和杜广杰,2017<sup>[8]</sup>)。此外,彭文斌和刘友金(2010)<sup>[9]</sup>基于1979—2008年的省际面板数据发现东中西部地区内部经济差距逐渐扩大,且存在“俱乐部收敛”现象。具体来看,东部地区内部经济差距变化趋势与总体趋势相似,中部与西部地区内部经济差距较小且变化缓慢(徐建华等,2005<sup>[10]</sup>)。东中西部地区间经济差距自改革开放以来占总体经济差距比重持续扩大,20世纪90年代后东中西部地区间经济差距成为总体经济差距的主要来源(吴三忙和李善同,2010<sup>[11]</sup>)。

学者们从不同维度对东中西部地区经济差距的成因展开了研究。第一,从产业角度展开研究,分析产业发展差异、产业分布不均衡对地区经济发展的影响。例如:覃成林等(2011)<sup>[12]</sup>采用人口加权变异系数分析发现造成地区经济差距的主要原因是工业发展水平存在差异。范剑勇和朱国林(2002)<sup>[13]</sup>基于基尼系数结构分解法的分析显示,第二产业高产值份额与非农产业空间分布不均等造成了地区经济差距扩大,地区差距扩大的主要原因是非农产业向东部沿海地区集中(周明和黄慧,2012<sup>[14]</sup>)。刘军和徐康宁(2010)<sup>[15]</sup>从产业集聚角度展开研究,发现产业集聚可以明显推动东部地区经济增长,一定程度上促进了中部与东北部地区的经济发展,但是对西部地区的带动作用并不明显,认为产业分布不均衡导致东中西部地区经济差距呈现扩大趋势。第二,从要素角度展开研究,例如高帆(2012)<sup>[16]</sup>采用泰尔指数对1978—2009年省际数据进行了分析,发现资本产出比是导致地区经济差距发生变化的关键因素。有学者研究显示决定地区经济差距的主要因素是要素投入,但要素投入的影响作用不断减弱,全要素生产率的影响作用在不断增强,认为全要素生产率是未来影响地区经济差距的主要因素(朱承亮,2014<sup>[17]</sup>;刘华军等,2018<sup>[18]</sup>)。第三,从人力资源角度展开研究,例如彭国华(2015)<sup>[19]</sup>采用匹配理论模型发现改革开放后东部地区与中西部地区相比引进了更多的高技术型岗位,中部和西部地区技能型人才向东部地区流动,从

① 数据通过《中国统计年鉴》计算所得。

而扩大了地区经济差距。有学者通过对比人力资本相关因素的差异对三大地区经济差距的影响,发现人力资本结构高级化存在显著的地区差异性,能够更好地解释地区差距(刘智勇等,2018<sup>[20]</sup>)。此外,还有学者从制度角度展开研究,例如赵勇和魏后凯(2015)<sup>[21]</sup>发现政府干预对地区差距的形成存在差异化影响。

近年来南方地区经济呈现强劲发展趋势,GDP增速迅速提升,南北地区经济发展差距日益扩大(董雪兵和池若楠,2020<sup>[22]</sup>),但中国南北地区经济差距的研究相对较少。杨多贵等(2018)<sup>[23]</sup>研究了中国南北地区经济差距的演变趋势,通过对比分析了南北地区生产总值与财政收入,发现1953—2016年中国南北地区经济发展的演变过程可分为四个阶段,1953—2012年为前三个阶段,依次为均衡发展、差距分化与调整缓和阶段,2013年后南北差距激增,南北地区经济差距形势严峻。有学者对南北地区差距的影响因素展开研究,例如:杨明洪和黄平(2020)<sup>[24]</sup>通过测度1992—2018年南北地区结构红利,发现结构效应是影响南北地区经济差距加剧的重要因素。邓忠奇等(2020)<sup>[25]</sup>通过实证研究发现南方经济转型相对成功、北方相对落后,南北差距扩大问题在本质上是南北经济增长方式转型问题。盛来运等(2018)<sup>[26]</sup>从区域、生产、需求三个方面对2012—2017年中国南北经济增速差距展开了研究,发现南北差距扩大的根源在于北方资本积累速度慢。

国内外学者对地区经济差距的研究做出了重要贡献,为本文的研究提供了重要启示与参考,但由于已有研究考察角度不同,研究跨度、测度方法、考察数据等方面各异,以至于研究结果存在一定出入。综观中国南北地区经济差距的相关研究仍然存在一些不足之处:(1)现有研究大多通过单一角度研究南北地区经济差距的演变过程,少有文献从多个维度对南北地区经济差距展开较为全面的测度;(2)过往研究多关注于分析南北地区经济差距的影响因素,鲜有文献关注于剖析南北地区经济差距的主要来源;(3)尚未有文献基于时间与空间两个维度对南北地区经济发展趋势作出预测,未能有效对我国南北地区经济差距的时空演变趋势展开深入研究。

本文的贡献在于:(1)从南北视角出发全面系统地分析我国地区经济差距的演变趋势,对南北地区

经济发展的现状、差距来源、极化情况以及未来趋势展开研究;(2)通过基尼系数对南北地区经济差距进行测度与分解,从地区内部、地区之间与交叉重叠三个方面探究我国南北地区经济差距的主要来源,并且通过核密度估计方法探究南北地区空间极化趋势;(3)使用1978—2019年省级面板数据,结合时空演进预测方法,分析我国南北地区经济形势并对南北地区经济发展作出预测。

本文的结构如下:第二部分介绍测度南北地区经济差距的Dagum基尼系数法以及时空演进趋势预测方法空间Markov链,并说明数据来源以及南北地区划分标准;第三部分从人均GDP、人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额和进出口额五个方面阐述中国南北经济发展现状并测度其地区差距;第四部分利用空间Markov链对上述五个指标的长期发展趋势进行预测;第五部分基于研究结果,就缩小南北差距和促进区域协调发展提出相关政策建议。

## 二、研究方法与数据来源

### (一) 经济差距测度与分解方法

本文采用Dagum(1997)<sup>[27]</sup>提出的基尼系数及其分解方法对中国南北地区经济差距进行测度与分解。Dagum将基尼系数( $G$ )按照子群分解的方式分解成三部分,分别是地区内差距( $G_w$ )、地区间差距( $G_{nb}$ )和超变密度( $G_t$ ),且满足 $G = G_w + G_{nb} + G_t$ 。其中,地区内差距体现了同一地区内部不同省份之间发展不平衡;地区间差距将不同地区各自视为一个整体,反映了不同地区之间发展不平衡;超变密度则表示由于地区之间重叠引起的地区发展不平衡。产生这种地区间交叉重叠现象的原因是:某一地区指标水平较高仅能反映该地区整体水平较高,而不能反映该地区内各个省份的指标均处于较高水平。例如,北方地区内部分省份经济发展水平高于南方地区内经济发展水平较低的省份,这就产生了上述交叉重叠的现象。如果忽略该现象,仅研究各地区间差距,则无法完整识别出地区间差距对整体差距的贡献。这种方法通过对子样本的分布情况进行充分考虑,解决了样本数据之间存在的交叉重叠和地区差异来源的问题,弥补了传统基尼系数和泰尔指数的局限性<sup>①</sup>。

① 受篇幅限制,文中无法列出计算公式,若有需要可以联系作者索取。



## (二) Kernel 密度估计

Kernel 密度估计法是研究空间非均衡分布的一种非参数检验方法,通过光滑且连续的密度曲线刻画南北地区经济发展水平的分布动态演进,反映其空间分布特征和空间极化演进趋势。核函数有多种形式,例如高斯核函数、三角核函数、四角核函数、Epanechnikov 核函数等,本文采用高斯核函数对南北地区经济发展水平的分布动态和演变趋势进行估计。在估计时,带宽  $h$  会对核密度非参数估计的结果产生较大影响,若选取较大带宽,核密度估计方差较小,估计精度较低,密度曲线也就越光滑;反之,若选取较小带宽,密度曲线棱角更加分明,估计精度较高。因此,在实际研究中为了保障估计精度,在密度曲线较为光滑美观的前提下,尽可能选取较小带宽。由于本文所选指标数据存在数量级差异较大情况,所以本文先对指标数据进行取对数处理后再进行核密度估计<sup>①</sup>。

## (三) 空间 Markov 链

空间 Markov 链是在传统 Markov 链基础上结合“空间滞后”这一概念,用于分析相邻地区对本地区“转移”的影响,具体通过空间权重矩阵实现,各地区水平值向量乘以空间权重矩阵得到该地区邻域地区水平。空间 Markov 转移概率矩阵基于传统  $N \times N$  马尔科夫转移概率矩阵,以  $N$  个空间滞后类型为地区转移条件,得到  $N \times N \times N$  条件转移概率矩阵。为了检验空间因素对指标水平的影响是否显著,本文采用卡方分布进行检验,检验统计量  $Q$  渐进服从卡方分布,其自由度为  $N \times (N-1)^2$  减去转移矩阵中转移概率为 0 的元素个数<sup>②</sup>。

## (四) 数据来源

本文选取 1978—2019 年中国 31 个省份面板数据,测度指标从人均角度、收入角度与支出角度出发,具体包括人均 GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额、进出口总额五项指标。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》《中国人口统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》。关于南北地区的划分,本文以秦岭—淮河线为界进行划分,北方地区包括北京、天津、河北、山东、河南、山西、内蒙古、黑龙江、

吉林、辽宁、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 15 个省份,南方地区包括上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、西藏 16 个省份,不包含中国港澳台地区。

## 三、中国南北经济差距测度与比较分析

(一) 北方地区人均 GDP 增速连续七年低于南方,南北地区经济差距逐渐扩大

北方地区近四年的人均 GDP 数值被南方地区反超,如图 1<sup>③</sup> 所示。2016 年南方省份平均人均 GDP 为 56 834.19 元,比北方高 150.52 元;2019 年南方省份平均人均 GDP 为 75 672.50 元,比北方高 13 304.03 元,人均 GDP 差距比 2016 年扩大 13 153.51 元;2016—2019 年南方地区人均 GDP 增长速度快于北方地区。从南北地区人均 GDP 地区差距的空间来源及其演变趋势来看,南北地区间差距呈现“下降—上升—下降—上升”的演变过程,2016—2019 年南北地区间差距呈现出显著上升趋势,说明北方经济被南方反超后,南北之间经济发展差距逐渐扩大。可能的原因是中国早期在北方地区大力发展重工业,在南方地区设立经济特区,二者均呈现快速发展状态且发展差距相对较小,随着经济进入新常态后,中国经济增长从高速发展转为高质量发展,推进去产能、调结构,促进产业转型升级,以重工业为主的北方地区产业转型任务十分繁重,面临一定阻力,在短期内无法全面完成,与南方地区之间差距逐渐显现。

从人均 GDP 演变趋势来看,南北地区人均 GDP 水平均呈现出显著上升趋势,考察期内其演变过程可分为 1978—1992 年、1993—2001 年、2002—2019 年三个阶段。第一阶段中国经济正由计划经济转向市场经济,人均 GDP 水平较低,南北经济差距并不明显;第二阶段随着邓小平南方谈话与中共十四大的召开,标志着我国进入社会主义市场经济体制改革新阶段,人均 GDP 整体呈现小幅增长趋势;第三阶段中国加入世贸组织后,人均 GDP 水平快速提高,南北经济发展由“北强南弱”逐渐向“南快北慢”发展。具体来看,2002—2009 年南北经济增速并无显著差异,

①② 受篇幅限制,文中无法列出计算公示,若有需要可以联系作者索取。

③ 受篇幅限制,文中仅列出南北地区人均 GDP 演变趋势图、经济差距及其来源分解图、北方和南方人均 GDP 核密度估计图(图 1~图 4),南北地区居民人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额、进出口额相关图不再列示,若有需要可以联系作者索取。

自2010年以来,南方地区人均GDP增长率始终高于北方,南方经济呈现追赶态势,先逐渐缩小与北方地区的人均GDP差距,随后与北方差距不断扩大。

从南北地区人均GDP基尼系数及其来源分解来看,南北地区人均GDP经济差距主要来源于地区内差距,其次是超变密度,最后是地区间差距。地区内差距与总体人均GDP差距波动走势基本一致,基尼系数呈现“下降—上升—下降—平稳”演变趋势,但总体差距波动幅度略大。地区内差距对总体人均GDP差距平均贡献率最高,数值为48.80%,超变密度先下降后上升再下降,2016年后下降速度加快,平均贡献率为43.48%,地区间差距走势与超变密度相反,对总体人均GDP差距平均贡献率最低,仅为7.72%,这说明地区内部发展不平衡与地区间交叉重叠现象是造成南北地区人均GDP发展非均衡的重要原因。造成该现象的原因是南方与北方地区内部省份之间人均GDP发展存在一定差异,并且南北方地区之间存在较为明显的交叉重叠现象。例如:1978年

北方地区人均GDP最高和最低省份分别是北京和河南,数值分别为1257.00元和232.00元,南方地区人均GDP最高和最低省份分别是上海和贵州,数值分别为2485.00元和175.00元;2019年北方地区人均GDP最高和最低省份分别是北京和甘肃,数值分别为164220.00元和32995.00元,南方地区人均GDP最高和最低省份分别是上海和广西,数值分别为157279.00元和42964.00元;南北地区内部省份人均GDP最高与最低省份差距较大,北方人均GDP最高省份与南方人均GDP最低省份也存在明显差距。从南北地区人均GDP核密度估计结果来看,南方与北方地区分布均向右侧移动,波峰高度呈现升高趋势,带宽逐渐变窄,且均为单峰分布,这说明南北地区人均GDP水平逐渐提升,空间差距逐渐缩小,无极化现象出现。综上所述,要持续推进南北区域协调发展,就要加快北方地区内部均衡发展速度,努力缩小各省份之间发展差距。

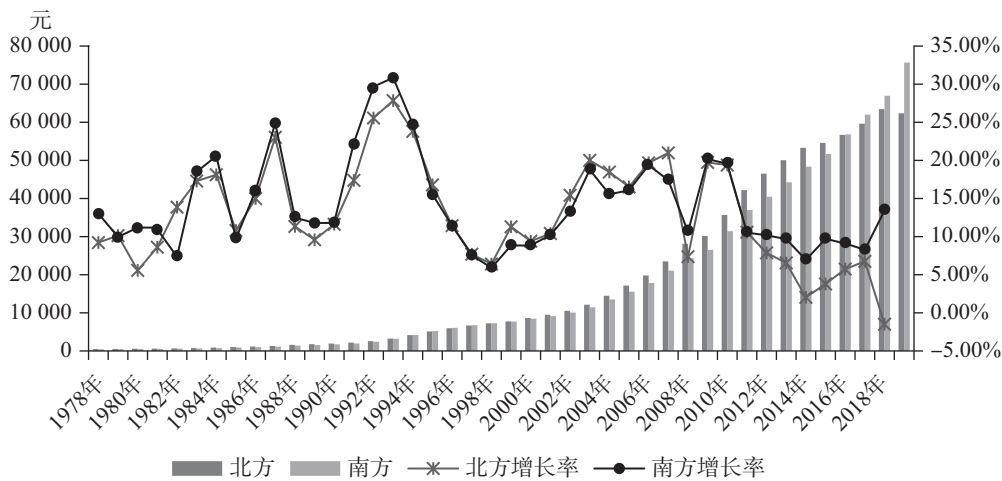


图1 中国南北地区人均GDP

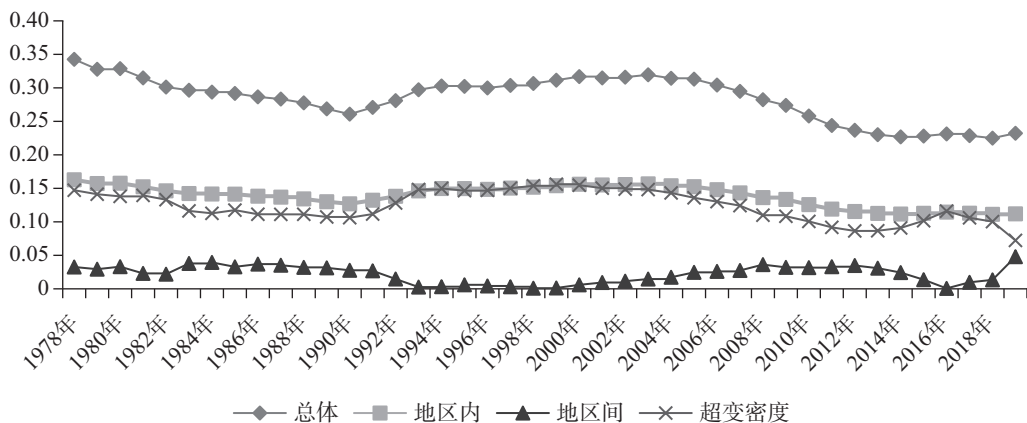


图2 中国南北地区人均GDP经济差距及其来源分解

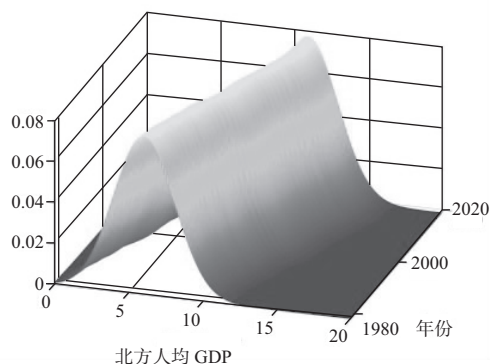


图3 北方人均GDP核密度估计

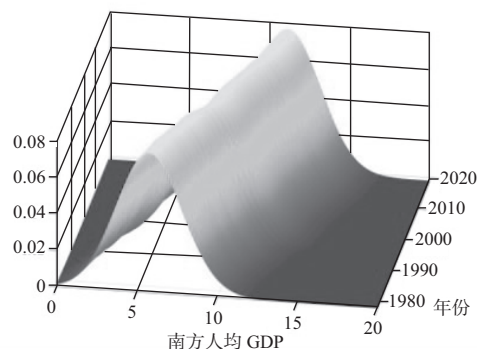


图4 南方人均GDP核密度估计

(二) 近年来南北地区居民人均可支配收入差距持续扩大, 南北地区居民消费水平存在不平衡现象

1. 南北地区居民人均可支配收入差距。

2013年以来, 随着南方经济反超北方, 南方和北方地区居民人均可支配收入的基尼系数也逐渐升高, 南北地区居民人均可支配收入差距逐年扩大。2013年北方省份平均居民人均可支配收入为17 908.79元, 南方地区为18 631.93元, 南方比北方高723.14元; 2019年北方省份平均居民人均可支配收入为29 352.16元, 南方地区为31 853.72元, 南方比北方高2 501.56元, 南北地区居民人均可支配收入差距与2013年相比收入差距扩大了3.46倍。

从南北地区居民人均可支配收入演变趋势以及其核密度估计结果来看, 居民人均可支配收入水平迅速提升, 南方与北方地区居民人均可支配收入曲线分布呈现出右移趋势, 整体上波峰升高带宽减小, 均为单峰分布, 没有出现极化现象。从居民收入水平发展过程来看, 1978—1992年各地区居民人均可支配收入还处于较低水平, 南北地区居民人均可支配收入差距数值较小, 1992年以后各地区居民人均可支配收入呈现快速增长趋势, 南北地区居民人均可支配收入差距数值逐渐拉大。

从南北地区居民人均可支配收入基尼系数及其来源分解来看, 地区内基尼系数走势与总体基尼系数相似, 呈现出两段波动演变趋势, 1978—1992年为第一阶段波动, 1992—1994年地区内基尼系数出现明显上升, 达到峰值0.0683, 随后1995年基尼系数下降, 此后为第二阶段波动。地区间基尼系数在1978—1993年波动下降, 1993—1995年先快速上升后迅速下降, 1995—2019年呈现波动上升态势; 超变密度与地区间基尼系数演变态势基本相反, 1978—1993年超变密度快速上升, 1993—1995年先降后升,

随后呈现下降态势, 变化幅度大于地区间基尼系数。从差距来源大小来看, 地区内差距贡献相对最大, 考察期内均值为0.0564, 显著高于超变密度贡献的0.0350和地区间差距贡献的0.0282; 从差距贡献率大小来看, 地区内差距贡献率均值为47.27%, 显著高于超变密度贡献率的均值30.06%和地区间差距贡献率的均值22.66%。这说明地区内差距是影响总体地区差距的主要因素, 超变密度和地区间差距则分别位于第二、三位。以北方地区为例, 1978年居民人均可支配收入最高为黑龙江的455.30元, 最低为河北的277.58元, 2019年居民人均可支配收入最高为北京的73 848.50元, 最低为黑龙江的30 944.60元, 考察期内北方地区省份收入增长速度差距较大, 地区内基尼系数较高, 成为南北地区居民人均可支配收入差距的主要来源。因此, 要缩小南北地区居民收入不平衡问题, 关键在于缩小区域内部之间的收入差异。

2. 南北地区居民消费水平差距。

1991年南方地区居民消费水平首次超过北方, 此后南方居民消费水平始终高于北方, 消费水平差距数值随着时间的推移不断扩大。从中国居民消费水平发展过程来看, 考察期内发展阶段的划分与人均GDP基本一致, 1978—1992年居民消费水平整体较低, 1993—2001年随着人均GDP水平和居民人均可支配收入水平的提高, 居民消费水平也呈现出快速增长趋势, 2002—2019年居民消费水平与居民人均可支配收入的走势较为相似, 增速较快, 消费水平不断升高。具体来看, 1991年南方省份平均居民消费水平为889.49元, 北方比南方低16.82元, 2019年南方省份平均居民消费水平为30 828.60元, 北方比南方低1 587.82元, 消费差距比1991年扩大1 571.00元。

从中国南北地区居民消费水平地区差距的空间来源及其演变趋势来看, 整体而言, 总体基尼系数呈现



先上升后下降的走势, 1978—1992年总体基尼系数缓慢波动上升, 1993—2004年迅速攀升, 2005年出现小幅下跌情况, 2006—2012年呈现缓慢下降趋势, 此后总体基尼系数稳中有升。地区内基尼系数与总体基尼系数演变态势差异不大, 但变化幅度明显小于总体基尼系数, 整体走势较为平稳。地区间基尼系数走势较为复杂, 1978—1991年迅速下降, 1992—2001年和2002—2013年地区间差距均呈现先升后降的变化趋势, 2014—2019年南北地区间差距呈现小幅扩大态势。1978—2019年地区内、地区间和超变密度基尼系数的均值分别为0.1089、0.0181、0.0933, 地区内、地区间和超变密度基尼系数的平均贡献率分别为49.36%、8.65%、41.99%, 因此从差距来源大小及其贡献率来看, 总体居民消费水平差距主要是地区内差距。从南北地区居民消费水平核密度估计结果来看, 南方与北方地区分布右移, 波峰高度逐渐上升, 带宽逐渐缩小, 单峰分布, 说明南北地区居民消费水平不断提高, 空间消费水平差距逐渐缩小, 无极化现象出现。

(三) 北方与南方固定资产投资额差距近五年内迅速扩大, 南北地区进出口发展水平差异明显

#### 1. 南北地区固定资产投资额差距。

南方地区固定资产投资水平连续五年显著高于北方地区, 南北地区间固定资产投资额基尼系数快速上升, 南北投资差距持续扩大。1978—1999年南北地区固定资产投资水平较低, 但南北地区间投资差距呈现先下降后上升再下降的演变趋势, 其中1991—1995年地区间基尼系数增速较快, 由0.0236升至0.1056, 扩大3.47倍; 总体基尼系数呈现波动上升后小幅下降的变化趋势, 在1996年达到考察期内最大值0.4572; 总体地区内基尼系数在波动中小幅上升, 与南方地区内基尼系数走势基本一致, 北方地区内基尼系数变化不大。2000—2009年南北地区固定资产投资水平不断提高, 各地区增速基本保持在同一水平, 地区间基尼系数呈现出下降趋势, 总体基尼系数小幅波动下降, 总体地区内基尼系数变化较为平稳, 北方地区内基尼系数上升, 南方下降。2010—2019年南方地区固定资产投资增长率显著高于北方地区, 北方与南方地区固定资产投资额年均增长率分别为8.01%、13.74%, 南方地区固定资产投资额发展速度较快。地区间基尼系数呈现快速升高态势, 由2010年的0.0072增至2019年的0.1199, 南北地区

间固定资产投资分化加速, 差距急剧扩大。从绝对数来看, 2010年南方省份平均固定资产投资额为8875.63亿元, 高出北方364.84亿元, 2019年南方省份平均固定资产投资额为28274.72亿元, 高出北方11016.19亿元。从南北地区固定资产投资额核密度估计结果来看, 南北地区分布整体上呈现右移趋势, 但北方地区分布在考察后期出现轻微左移趋势, 与南北地区固定资产投资额差距扩大事实相符合, 二者波峰高度呈现波动上升态势, 带宽整体呈现收紧趋势, 均为单峰分布无极化现象。为缩小南北地区投资差距, 北方地区应深化要素市场改革, 完善市场经济体制, 构建区域协调合作体系, 明晰产权, 明确分工, 消除资源配置扭曲, 促进各类要素合理流动与高效集聚, 提高资源配置效率, 进一步加强区域协作, 全面提升地区内部经济社会发展。

从南北地区固定资产投资额基尼系数大小及其贡献率来看, 考察期内地区内基尼系数均值为0.1899, 平均贡献率为48.93%; 地区间基尼系数均值为0.0446, 平均贡献率为11.10%; 超变密度基尼系数均值为0.1537, 平均贡献率为39.97%, 由此可知总体地区差距主要来源于地区内差距, 其次是超变密度, 最后为地区间差距。1978年北方与南方地区固定资产投资额最高省份分别为山东(41.87亿元)和湖北(33.58亿元), 最低省份分别为宁夏(0.99亿元)和重庆(0.85亿元); 2019年北方与南方地区固定资产投资额最高省份分别为山东(52753.80亿元)和江苏(59073.80亿元), 最低省份分别为宁夏(2735.70亿元)和西藏(2121.49亿元)。考察期内地区内省份之间固定资产投资额数值差距明显增大, 北方地区最高省份与南方地区最低省份之间固定资产投资额数值也存在显著差距, 显著的地区内部差异与地区间重叠现象是造成南北地区固定资产投资额总体差距的重要原因。随着时间的推移, 北方沿海地区的固定资产投资相对减少, 对南方地区如湖南、湖北、四川等地固定资产投资力度逐渐加大, 从而呈现出南北地区固定资产投资额逐渐扩大趋势。

#### 2. 南北地区进出口额差距。

考察期内北方与南方地区进出口额差异十分显著, 南方地区进出口额明显高于北方地区。1978年北方省份平均进出口额仅为4.92亿元, 南方进出口额是北方的1.71倍; 2019年北方省份平均进出口额为5667.54亿元, 南方为14413.41亿元, 南方是北

方的2.54倍;1978—2019年北方地区进出口额年均增长率为18.76%,南方年均增长率为20.62%。这说明考察期内南方地区进出口额发展水平与速度均高于北方。究其原因,可能是因为各省份进出口额与其地理位置关系密切,2019年进出口额最高的省份是广东,进出口额高达71487.7亿元,处于绝对优势地位,其次是江苏、上海、浙江、北京和山东,均分布于沿海地区,且多位于南方地区。

从南北地区进出口额核密度估计结果来看,北方地区分布整体向右移动,在考察后期出现轻微左移现象,说明北方地区进出口额发展速度相对较慢,波峰高度整体呈现升高趋势,带宽缩小,空间差异呈现减小态势,无极化现象;南方地区分布不断右移,波峰高度与带宽在考察前中期呈现出缓慢上升收紧态势,在考察后期上升收紧速度加快。从南北地区进出口额基尼系数及其演变趋势来看,地区间基尼系数与超变密度走势正好相反,呈现镜像对称,就地区间基尼系数而言,1978—1987年南北地区间基尼系数呈现先下降后上升再下降的变化趋势,振荡幅度较大;1988—1994年快速升高,由0.0059上升到0.1914,年均增长率78.48%,南北间进出口额差距迅速扩大;1995—2019年南北地区间基尼系数在波动中呈现小幅上升趋势,2019年达到0.2145,南方地区逐渐加大与北方地区之间进出口额差距。地区内基尼系数在1978—1982年逐渐下降,1983年显著升高,达到最大值0.3960,1984—2019年呈现缓慢下降态势,2019年降至0.3211。从基尼系数来源大小和贡献率来看,地区内基尼系数贡献最高,研究期间平均值为0.3595,明显高于超变密度贡献的0.2031以及地区间基尼系数的0.1687;从基尼系数贡献率大小来看,地区内基尼系数平均贡献率为49.16%,显著高于超变密度平均贡献率27.73%和地区间基尼系数平均贡献率23.11%。这说明总体地区差距主要来源于地区内差距,其次是超变密度和地区间差距。

#### 四、中国南北经济趋势预测

(一) 中国地区间经济发展水平分布的时空动态演进

由于地区间经济发展水平受到一定程度上的地理

影响,为了对中国南北经济发展的长期演变趋势作出预测,本文引入经济距离权重矩阵<sup>①</sup>,以滞后一年为条件,采用空间Markov链方法,探究邻域发展水平对本地区发展水平的转移特征有何影响。本文依据测度指标类型划分,将对应地区省域类型划分为低水平、中低水平、中高水平、高水平,定义测度指标在相邻类型发生变化的现象称为向上转移或向下转移,在跨相邻类型发生变化的现象称为正向跳跃转移或负向跳跃转移,对全国、北方和南方地区发展水平转移特征展开研究<sup>②</sup>。

第一,全国均存在“高水平垄断”现象,在不同邻域经济发展环境下,高水平地区省份维持自身状态的概率值介于0.6667~1.0000之间,表明高水平地区省份保持自身类型不变的概率至少为66.67%,向下转移的概率最大为33.33%。例如:在固定资产投资额空间马尔科夫转移概率矩阵中,当固定资产投资额邻域环境由低到高,全国低水平省份维持自身状态的概率分别为64.58%、86.49%、85.39%、50.00%,均大于向上转移概率33.33%、9.91%、10.11%、34.38%及正向跳跃概率2.08%、3.60%、3.37%、15.63%,说明在任何邻域环境下,低水平省份存在较高概率不发生转移,存在“低水平陷阱”现象。同理,由进出口额空间马尔科夫转移概率矩阵可知,全国在邻域进出口额环境为低、中低和中高水平时,均存在“低水平陷阱”现象。

第二,全国经济发展水平的转移,在地理空间效应的影响下,呈现出一定的空间依赖性。全国地区的人均GDP、人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额和进出口额空间马尔科夫转移概率矩阵各不相同,说明在不同水平邻域经济发展环境的影响下,省域经济发展水平发生转移的概率并不相同。例如:在居民人均可支配收入空间马尔科夫转移概率矩阵中,当邻域居民人均可支配收入环境为低水平时,全国中低、中高省份向下转移概率为零,高水平省份存在5.26%概率向下转移,低、中低、中高省份分别存在37.80%、67.20%、54.39%概率向上转移。当邻域居民人均可支配收入环境为中低水平时,全国中低、中高和高水平省份向下转移概率分别均为零,低、中低和中高水平省份向上转移概率分别为

① 经济距离权重矩阵使用1978—2019年中国对应地区省份人均GDP数据计算所得。

② 受篇幅限制,文中无法列出全表,感兴趣的读者可以联系作者索取。

45.35%、82.30%、45.95%。当邻域居民人均可支配收入环境中高水平时,全国中低和高水平省份向下转移概率为零,中高水平省份向下转移概率为0.91%,低、中低和中高水平省份向上转移概率分别为40.00%、71.79%、65.45%。当邻域居民人均可支配收入环境为高水平时,全国中低、中高和高水平省份向下转移概率均为零,低、中低、中高水平省份分别存在30.00%、25.00%、86.00%概率向上转移。

第三,全国地区内邻域经济发展环境对省域经济发展水平转移的影响作用存在一定差异,且该差异对省域经济发展水平转移概率的影响呈现同步变化趋势。例如:在人均GDP空间马尔科夫转移概率矩阵中,当邻域人均GDP环境为低水平时,全国低水平省份向上转移概率为56.09%,中低水平省份向上转移概率为31.71%,中高水平省份向上转移概率为46.15%;当邻域人均GDP环境为高水平时,全国低水平省份向上转移概率为100.00%,中低水平省份向上转移概率为89.47%,中高水平省份向上转移概率为64.71%。这说明邻域人均GDP环境为高水平的省份,其人均GDP水平向上转移的概率明显大于邻域人均GDP环境为低水平的转移概率。当邻域人均GDP环境为中低水平时,全国低水平省份向上转移概率为51.16%,中低水平省份向上转移概率为61.35%,中高水平省份向上转移概率为20.00%;当邻域人均GDP环境为中高水平时,全国低水平省份向上转移概率为76.92%,中低水平省份向上转移概率为68.57%,中高水平省份向上转移概率为40.91%。这说明邻域人均GDP环境为中低水平的省份,其人均GDP水平向上转移概率明显小于邻域人均GDP环境为中高水平的转移概率。以上结果一方面说明水平较高的邻域人均GDP环境能够提高周边省域向上转移的概率,对周边省域人均GDP的发展具有一定的推动作用,而水平较低的邻域人均GDP环境对周边省域人均GDP的发展起到一定的消极作用;另一方面说明随着相邻地区人均GDP水平不断提高,相邻地区对周边地区人均GDP发展水平的促进作用越显著,对周边地区的辐射带动效应呈现出增强态势。

## (二) 中国南北地区经济发展水平分布的时空动态演进

第一,南方与北方地区高水平经济发展类型省份存在“高水平垄断”现象,南北地区低、中低和中高水平经济发展类型省份存在较大概率发生转移。转

移概率矩阵对角线上的数值表示南北地区省域经济发展水平保持在原有状态的概率,非对角线上的数值则相反。由南北地区的人均GDP、人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额和进出口额空间马尔科夫转移概率矩阵可知,南方与北方地区在人均GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额与进出口额五个方面的空间Markov转移概率矩阵中,对角线上数值并非全都大于非对角线上数值。例如:在南北地区人均GDP空间马尔科夫转移概率矩阵中北方地区高水平省份在邻域人均GDP环境为低、中低、高水平情况下维持自身状态的概率均为100.00%,在邻域人均GDP环境为中高水平情况下存在96.77%的概率保持自身高水平不发生变动;南方地区高水平省份在邻域人均GDP环境由低水平到高水平情况下保持自身水平的概率均为100.00%。这说明南方和北方地区高水平省份在人均GDP发展方面存在“高水平陷阱”现象。当邻域人均GDP环境为低水平时,北方地区低水平省份向上转移概率为66.67%,正向跳跃概率为13.33%,仅20.00%概率维持低水平不变,中低水平省份向上转移概率为65.28%,正向跳跃概率为2.78%,存在31.94%概率保持中低水平不发生转移;南方地区低水平省份向上转移概率为44.78%,正向跳跃概率为34.33%,仅有20.90%的概率维持原状,中低水平省份向上转移概率为61.90%,正向跳跃概率为1.19%,存在36.90%概率维持中低水平状态。邻域人均GDP环境为中低和中高水平时,南北地区省域转移情况与邻域环境低水平时情况相似。当邻域人均GDP环境为高水平时,南北地区低水平省份均100.00%向上转移;北方地区中低水平省份存在17.39%概率维持原状,82.61%概率向上转移,中高水平省份存在35.29%概率维持原状,64.71%概率向上转移;南方地区中低水平省份均发生转移,维持原状概率为零,向上转移概率为96.34%,正向跳跃转移概率为3.36%,中高水平省份仅有7.32%概率维持原有水平,存在92.68%概率向上转移。以上结果表明南方和北方地区低、中低和中高水平省份人均GDP发展类型的稳定性相对较弱,存在较大概率发生转移,同时南北地区内高水平省份存在垄断现象。中国实施区域发展总体战略,采取了一系列政策措施,有效促进了区域协调发展和地区经济合理布局。南北地区内人均GDP高水平省份多集中于东部沿海地区,由于地理位置优



越加之早期政策倾斜使得这些省份基础设施建设与产业结构发展较为完善,经济发展水平达到较高水准,后期国家积极支持和推动东部地区率先发展,大力促进产业结构转型升级,改善外贸环境,积极参与国际合作与竞争,使得南北地区内人均 GDP 高水平省份始终保持发展活力,形成“高水平垄断”现象,未来随着经济发展方式的转变,高耗能、高污染的企业逐渐被高新技术产业和新兴服务业取代,南北地区内人均 GDP 高水平省份能够带动邻域地区经济发展,继续发挥推动效用。南北地区内人均 GDP 低、中低和中高水平省份通过国家对重点地区发展的规划引导和政策支持以及对困难地区的扶持与对口支援,不断提高自身发展水平,逐步缩小与高水平省份之间的发展差距。“十四五”规划中明确指出要优化国土空间布局,各地要根据发展情况,充分发挥比较优势,逐步形成主体功能明显、优势互补、高质量发展的国土空间开发保护新格局。

第二,南方与北方地区省域经济发展类型向上转移概率明显大于向下转移概率,北方地区省份在居民人均可支配收入、居民消费水平与固定资产投资额方面向上转移概率高于南方,南方地区在人均 GDP 与进出口额方面向下转移概率小于北方。例如:在南北地区人均 GDP 空间马尔科夫转移概率矩阵中,仅当邻域人均 GDP 环境为中高水平时,北方地区高水平省份存在 3.23% 的概率向下转移,其余各邻域人均 GDP 环境下南方与北方地区内省份向下转移概率均为 0;南北地区省域人均 GDP 类型向上转移概率数值介于 0.076 9~1.000 之间。这说明南北地区省域人均 GDP 类型向下转移概率最大为 3.23%,向上转移概率最小为 7.69%,即南北地区省域在人均 GDP 方面存在较大概率发生向上转移。在南北地区人均可支配收入空间马尔科夫转移概率矩阵中,仅当邻域居民人均可支配收入环境为高水平时,南方地区高水平省份存在 1.11% 的概率向下转移,其余各邻域居民人均可支配收入环境下南方与北方地区内省份向下转移概率均为零;在高水平邻域环境下,北方地区低水平省份向上转移概率为 19.05%,正向转移至中高、高水平省份的概率分别为 61.90%、9.52%,中高水平省份向上转移概率为 88.89%;南方地区低水平省份存在 77.78% 概率保持原有水平,正向跳跃至中高、高水平省份的概率均为 11.11%。这说明整体来看,南北地区省域在居民人均可支配收入方面向上转移的

可能性相对更高。由南北地区的人均 GDP、人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额和进出口额空间马尔科夫转移概率矩阵可知,北方地区在居民人均可支配收入、居民消费水平与固定资产投资额空间 Markov 转移概率矩阵中省域向上转移概率均值分别为 45.61%、33.52%、25.49%,高于南方地区省域向上转移概率均值 35.80%、30.72%、23.30%;在人均 GDP 与进出口额空间 Markov 转移概率矩阵中北方地区省域向下转移概率均值分别为 0.29%、1.37%,高于南方地区省域向下转移概率均值 0.00%、0.41%。这说明北方地区内省份居民人均可支配收入、居民消费水平和固定资产投资额的提高速度相对较快,而南方地区内省份在人均 GDP 与进出口方面的发展速度较为迅速。

第三,南方与北方地区的邻域经济发展水平对省域经济发展存在差异化影响。如在人均 GDP 方面,从低水平到高水平类型省域相邻,北方地区内中高水平省份向高水平省份转移概率由 34.88% 上升至 64.71%,南方地区省份由中高水平向高水平转移的概率由 30.00% 上升至 92.68%。这说明随着邻域人均 GDP 环境水平的提升,南方地区中高水平省份向上转移概率升高幅度大于北方地区。当邻域人均 GDP 环境为低水平时,北方和南方地区初始状态为低水平的省份向上转移的概率分别为 66.67%、44.78%,正向跳跃至中高水平的概率分别为 13.33%、34.33%;当邻域人均 GDP 环境为高水平时,北方和南方地区初始状态为低水平的省份向上转移概率均为 100%,正向跳跃至中高水平的概率均为零。这表明高水平邻域省份能够有效地促进南北地区低水平省份向中低水平转移,但难以实现跨相邻类型转移。造成该现象的原因可能是当相邻省份人均 GDP 发展水平差距较小时,省域间经济发展的促进作用效果较好,协同发展带动效应明显,但当相邻省份人均 GDP 发展水平差距较大时,人均 GDP 水平较低的省份可能由于要素扩散效应不明显、产业结构不合理等原因,高水平省份对其辐射效果较为有限,实现跨越式发展难度较高。例如:在南北地区居民消费水平空间马尔科夫转移概率矩阵中,当邻域居民消费水平环境为低水平时,北方地区低、中低和中高水平省份向上转移概率分别为 70.21%、73.21%、38.46%,南方分别为 55.93%、70.59%、36.36%,北方高水平省份维持现状概率为 100.00%,南方高水平省份存在 88.89%

概率保持不变, 11.11% 概率向下转移; 当邻域居民消费水平环境为中低水平时, 北方地区低、中低和中高水平省份向上转移概率分别为 47.62%、80.00%、39.47%, 南方分别为 35.86%、51.43%、27.03%, 南北地区高水平省份保持原有状态概率均为 100.00%; 当邻域居民消费水平环境为高水平时, 北方地区低、中低和中高水平省份向上转移概率分别为 66.04%、65.63%、75.51%, 南方分别为 80.00%、82.05%、19.64%, 南北地区高水平省份存在 100.00% 概率保持原有状态; 当邻域居民消费水平环境为高水平时, 北方地区低水平省份存在 100.00% 概率正向跳跃至中高水平, 中低和中高水平省份向上转移概率分别为 61.90%、52.00%, 南方地区低水平省份存在 83.33% 概率维持现状, 16.67% 概率正向跳跃至高水平, 中低和中高水平省份向上转移概率分别为 40.00%、95.00%, 南北地区高水平省份不发生转移概率均为 100.00%。因此, 除邻域环境为中高水平、北方初始状态为低、中低水平省份与邻域环境为高水平、北方初始状态为中高水平省份向上转移概率小于南方外, 其他邻域环境条件下, 北方省域向上转移概率均大于南方地区, 这表明在邻域环境较低的情况下, 北方地区省域向上转移概率相对较大, 省域自身发展能力较强, 居民消费水平提升速度相对较

快, 而在邻域环境较高的情况下, 南方地区省域居民消费水平更容易受到较高邻域环境的带动, 较高邻域环境对南方地区省域居民消费水平的推动作用比北方地区更为有效。国家着力推进条件较好的地区开发开放, 以城市群、都市圈为依托促进大中小城市和小城镇协调联动、特色化发展, 培育形成新的增长极, 以此让人民群众可以享有更高生活品质。目前长三角、珠三角、京津冀、成渝和长江中游城市群经济规模较高, 其次是海峡西岸、山东半岛、中原、辽中南等, 其中长三角和珠三角趋于成熟, 京津冀等 11 城市群正处于快速发展阶段, 黔中和呼包鄂榆等 6 个城市群还在雏形发育阶段。这说明南方地区城市群起步早, 发展程度高, 正在逐步发挥带动示范作用, 北方地区城市群发展还需时间才能充分发挥溢出效应。

### (三) 显著性检验

为了检验空间因素对测度指标的显著性, 本文利用卡方检验进行验证, 原假设为空间因素不影响地区测度指标的转移, 检验结果如表 1 所示。由表 1 可知, 全国与南北地区的人均 GDP、人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额和进出口额五项测度指标的 Q 统计值均大于临界值, 这说明邻域省份对本地区省份所测度指标的转移具有显著影响。

表 1 空间马尔科夫链显著性检验结果

地区	全国				北方				南方			
	Q 值	df	$\chi^2$ 值	P 值	Q 值	df	$\chi^2$ 值	P 值	Q 值	df	$\chi^2$ 值	P 值
人均 GDP	87.891 2	6	16.811 9	0	49.449 0	7	18.475 3	0	157.512 0	3	11.344 9	0
人均可支配收入	85.008 1	14	29.141 2	0	42.204 4	11	24.725 0	0	80.456 7	14	29.141 2	0
居民消费水平	107.839 5	10	23.209 3	0	51.103 2	6	16.811 9	0	170.104 7	8	20.090 2	0
固定资产投资额	67.123 2	18	34.805 3	0	56.798 6	9	21.666 0	0	60.096 6	13	27.688 2	0
进出口额	132.389 8	9	21.666 0	0	119.745 1	5	15.086 3	0	144.210 0	5	15.086 3	0

## 五、结论与建议

本文基于 1978—2019 年中国 31 个省份的面板数据, 采用 Dagum 基尼系数、Kernel 密度估计和空间 Markov 链, 从人均 GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额与进出口额五个维度对中国南北地区的地区差距与趋势预测展开实证分析, 研究结果如下:

第一, 中国南北地区人均 GDP 在考察期内呈现出三个阶段演变过程, 第一阶段南北地区人均 GDP 均处于较低水平, 第二阶段呈现小幅增长趋势, 南北间差距并不显著, 第三阶段南北地区人均 GDP 呈现快速增长趋势, 南方增速高于北方, 呈现追赶态势, 2016 年南方人均 GDP 反超北方, 南北间差距呈现出先缩小后扩大的变化趋势。第二, 中国南北地区居民人均可支配收入与居民消费水平不断提高, 整体来看

南方地区居民人均可支配收入水平高于北方，北方居民消费水平在1991年被南方反超，此后南北居民消费水平数值差距不断扩大。南北地区居民人均可支配收入差距在1978—1992年呈现上升趋势，1993—2003年呈现下降态势，2004—2019年存在小幅升高；南北地区居民消费水平差距变化较大，呈现波动走势，2013—2019年南北地区居民消费水平差距逐渐扩大。第三，1978—1999年南北地区固定资产投资水平相对较低，地区间基尼系数呈现出“下降—上升—下降”的变化趋势；2000—2009年南北地区固定资产投资水平持续提升，地区间基尼系数呈现下降趋势；2010—2019年南北地区间固定资产投资额基尼系数快速上升，地区间固定资产投资额差距不断加大，其中南方固定资产投资额在2015—2019年明显高于北方，南北分化现象显著。南方地区进出口额在考察期内显著高于北方地区，数值上约为北方的两倍，南北地区间进出口额基尼系数在1978—1994年处于振荡态势，此后存在小幅波动。第四，从全国地区经济发展的空间动态演进来看，受到地理空间效应影响，全国经济发展水平的转移具有一定空间依赖性，且存在“高水平垄断”现象，不同邻域环境下高水平省份保持自身状态不变的概率处于较高水平。同时，邻域省份的经济发展水平对省域经济发展水平转移的影响作用表现出一定差异化，环境水平较高的邻域可以较好地带动周边省份的发展。第五，从南北地区经济发展的空间动态演进来看，南方与北方地区的高水平省份存在垄断现象，南北地区内其他水平省份有较大概率发生向上转移，且不同经济发展水平的邻域对南北地区省域经济发展影响不同。南方地区在人均GDP、进出口额向上转移概率高于北方，北方在居民人均可支配收入、居民消费水平与固定资产投资额向上转移概率较高。

根据上述结论，为了促进南北地区互动合作，构建协调发展新格局，本文提出以下几点建议：

第一，促进南北地区低水平省份经济发展，发挥高水平省份优势，逐步缩小地区内经济发展差距。中国人均GDP、居民人均可支配收入、居民消费水平、固定资产投资额及进出口额的地区差距主要来源均为地区内差距，造成该现象的原因可能是地区内部中心城市对周边城市存在“虹吸效应”，因此缩小南方与北方地区内发展差距是解决南北地区发展非均衡的关键；并且地区内较低水平省份实现正向跳跃转移存在

一定难度，表明地区内部的协调机制还有待完善，较高水平省份的辐射带动作用尚未完全发挥。因此，要完善低水平省份的基础建设，推动产业体系发展，构建配套产业链，更好地满足高水平省份的需求，积极承接高水平省份的功能转移。同时，要打破行政区域壁垒，依据当地自身发展状况因地制宜，低水平省份优化投资环境，注重科技发展，强化创新驱动，优化资源配置与地区产业结构，发挥产业聚集效应；高水平省份增强自身核心优势，保持经济良好运行态势，加强与低水平省份的人才、资金、技术等多方面的交流与合作，发挥区域发展溢出效应，提升辐射作用效果，推动周边省份跨区域一体化建设，从而缩小地区内部经济发展差距。

第二，积极推动区域协调发展，促进南北地区深度合作。一方面，深化经济改革，持续推进供给侧结构性改革，抓住“供给侧”与“结构性”两个方面，整合地方资源，促进产业高质量发展，推进市场高质量一体化发展。另一方面，建立健全区域经济协调发展的组织机制、市场机制和合作机制，统筹南北地区规划，推动地区间互利合作发展，加快构建南北地区协同开放体系，充分发挥南方与北方地区比较优势，积极鼓励南北地区深度协作，加强南北地区间资源利用、产业融合等方面的交流合作，提高南北地区共建共享层次与水平，逐步实现南北地区共同发展，推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局，加快“双循环”新发展格局的形成与发展。

第三，培育经济增长新动能，促进内生增长。北方地区应该整合资源，积极调整经济结构促进产业升级，认真学习借鉴南方先进经验，推进东北地区老工业基地全面振兴，大力培育发展战略性新兴产业；加快转变政府职能，简政放权，持续深化“放管服”改革，提升政府治理效能；深化国有企业改革，实现国有经济高质量发展，完善产权制度，优化营商环境，着力打造良好政务环境、政策环境与法治环境，推动民营经济健康繁荣发展；构建区域创新体系，切实增强自主创新能力，加强顶层设计，培养造就具有国际水平的创新人才与高水平创新团队，重视学科交叉。同时，北方地区要全面提升对内对外开放水平，营造与国内外市场接轨的制度环境，加快形成全方位、多层次、宽领域的双向开放格局，加大内陆开放力度，深化国内外区域合作，推动形成新时代全面开



放新格局。

第四, 加快构建并完善区域发展风险预警机制, 警惕北方地区经济增长放缓问题向南方蔓延的危险。首先, 应该保证南北地区经济数据真实性, 改革统计数据收集整理方式, 以便为决策提供准确参考。其次, 应该构建区域发展风险预警指标体系与政策应对

机制, 细化测度指标, 对地级市的经济发展进行及时的监测, 以确保能够及时发现问题, 快速推出有针对性的应对政策与措施。最后, 南北地区应建立风险控制联动机制, 实施区域经济发展联防联控, 加强经济风险联动机制合作, 树立共同意识应对区域经济问题。

## 参考文献

- [1] 习近平. 推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局 [J]. 求是, 2019 (24): 4-9.
- [2] Lee B S, Peng J, Li G, et al. Regional Economic Disparity, Financial Disparity, and National Economic Growth: Evidence from China [J]. *Review of Development Economics*, 2012, 16 (2): 342-358.
- [3] 宋德勇. 改革以来中国经济发展的地区差距状况 [J]. 数量经济技术经济研究, 1998 (3): 15-18.
- [4] 石磊, 高帆. 地区经济差距: 一个基于经济结构转变的实证研究 [J]. 管理世界, 2006 (5): 35-44.
- [5] 章奇. 中国地区经济发展差距分析 [J]. 管理世界, 2001 (1): 105-110.
- [6] 李广众. 区域经济增长差距扩大的内生机制分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2001 (7): 37-39.
- [7] 刘志杰. 中国地区经济差距时空演变: 基于 Dagum 基尼系数分解 [J]. 统计与决策, 2011 (2): 103-105.
- [8] 刘华军, 杜广杰. 中国经济发展的地区差距与随机收敛检验——基于 2000—2013 年 DMSP/OLS 夜间灯光数据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017 (10): 43-59.
- [9] 彭文斌, 刘友金. 我国东中西三大区域经济差距的时空演变特征 [J]. 经济地理, 2010 (4): 574-578.
- [10] 徐建华, 鲁凤, 苏方林, 卢艳. 中国区域经济差异的时空尺度分析 [J]. 地理研究, 2005 (1): 57-68.
- [11] 吴三忙, 李善同. 中国地区差距的历史考察与演变新趋势: 1952—2008 [J]. 宁夏社会科学, 2010 (2): 23-30.
- [12] 覃成林, 张华, 张技辉. 中国区域发展不平衡的新趋势及成因——基于人口加权变异系数的测度及其空间和产业二重分解 [J]. 中国工业经济, 2011 (10): 37-45.
- [13] 范剑勇, 朱国林. 中国地区差距演变及其结构分解 [J]. 管理世界, 2002 (7): 37-44.
- [14] 周明, 黄慧. 中国地区经济差距演变及其结构分解: 1990—2009 [J]. 统计与决策, 2012 (16): 122-125.
- [15] 刘军, 徐康宁. 产业聚集、经济增长与地区差距——基于中国省级面板数据的实证研究 [J]. 中国软科学, 2010 (7): 91-102.
- [16] 高帆. 中国地区经济差距的“空间”和“动力”双重因素分解 [J]. 经济科学, 2012 (5): 5-17.
- [17] 朱承亮. 中国地区经济差距的演变轨迹与来源分解 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014 (6): 36-54.
- [18] 刘华军, 彭莹, 裴延峰, 贾文星. 全要素生产率是否已经成为中国地区经济差距的决定力量? [J]. 财经研究, 2018 (6): 50-63.
- [19] 彭国华. 技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距 [J]. 经济研究, 2015 (1): 99-110.
- [20] 刘智勇, 李海峥, 胡永远, 李陈华. 人力资本结构高级化与经济增长——兼论东中西部地区差距的形成和缩小 [J]. 经济研究, 2018 (3): 50-63.
- [21] 赵勇, 魏后凯. 政府干预、城市群空间功能分工与地区差距——兼论中国区域政策的有效性 [J]. 管理世界, 2015 (8): 14-29, 187.
- [22] 董雪兵, 池若楠. 中国区域经济差异与收敛的时空演进特征 [J]. 经济地理, 2020 (10): 11-21.
- [23] 杨多贵, 刘开迪, 周志田. 我国南北地区经济发展差距及演变分析 [J]. 中国科学院院刊, 2018 (10): 1083-1092.
- [24] 杨明洪, 黄平. 南北差距中的结构效应及空间差异性测度 [J]. 经济问题探索, 2020 (5): 1-13.
- [25] 邓忠奇, 高廷帆, 朱峰. 地区差距与供给侧结构性改革——“三期叠加”下的内生增长 [J]. 经济研究, 2020 (10): 22-37.
- [26] 盛来运, 郑鑫, 周平, 李拓. 我国经济发展南北差距扩大的原因分析 [J]. 管理世界, 2018 (9): 16-24.
- [27] Dagum C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio [J]. *Empirical Economics*, 1997, 22 (4): 515-531.

(责任编辑: 李 晟 张安平)