

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



化解地方债务风险要有体制解决方案

李 扬

中国金融高质量发展之要义

王国刚

劳动供给转变、有为政府作用与人工智能时代开启

郭凯明、王钰冰、龚六堂

城市群政策的收入分配效应

江轩宇、朱梦遥、谢蓉蓉

宏观金融杠杆波动抑制了金融服务实体经济效率的提高吗？

张焕明、马昭君

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery

李 扬

Yaseen Anwar

李若谷

陈雨露

任志刚

Steve H. Hanke

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林

曹 彤

陈卫东

丁剑平

鄂志寰

郭庆旺

焦瑾璞

Rainer Klump

IL Houng Lee

David Marsh

庞 红

Herbert Poenisch

瞿 强

Alfred Schipke

谭松涛

涂永红

汪昌云

王国刚

王 芳

肖 耿

杨 涛

曾颂华

张成思

张之骥

赵锡军

周道许

庄毓敏

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：吴晓桐

栏目编辑：张思瑾

美术编辑：陈一欣

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.ruc.edu.cn/>

目 录

【卷 首】

化解地方债务风险要有体制解决方案 ————— 李扬 01

中国金融高质量发展之要义 ————— 王国刚 04

劳动供给转变、有为政府作用与人工智能时代开启 ————— 郭凯明、王钰冰、龚六堂 12

城市群政策的收入分配效应

——基于微观企业劳动收入份额视角的研究 ————— 江轩宇、朱梦遥、谢蓉蓉 31

宏观金融杠杆波动抑制了金融服务实体经济效率的提高吗? ————— 张焕明、马昭君 68

金融稳定目标下非常规财政政策与宏观审慎政策的协同效应研究 —— 司登奎、李小林、葛新宇 83

数字化进程与线上市场配置效率

——基于平台流量倾斜的微观证据 ————— 刘诚 103

化解地方债务风险要有体制解决方案

李 扬¹

化解地方债务风险，首先是一个体制问题。我从五个方面谈如何进行体制问题的改革。

体制改革的五个方面问题

首先，要了解中国政府部门杠杆率。

虽然国际社会对中国政府的杠杆率这一问题多有微词，但此前我国政府杠杆率一直比较平稳，而疫情三年来上升得非常快，上升幅度超过了我们的预期。其中的原因当然很多，比如疫情后一些企业和居民“躺平”了，政府必然要出手多做一些事。

地方政府债务问题的大背景，是公共财政预算收入增速下降，预算支出增速总体上升、高于预算收入。这样财政赤字会增大，从而政府债务也会增大。中国的赤字概念和债务概念并不等同，因为政府债务有一些是非赤字的债务，而赤字和债务都将会增大。

近几年，财政收入占 GDP 的比重下降得很快。2015 年，我国预算内财政收入与 GDP 之比达到 22.1%，但现在下降到 16.8%。1994 年实行分税制改革是下了很大决心的，当时朱镕基总理要啃这个改革的硬骨头，就是因为两个比重下降。财政问题在宏观经济中占有重要地位，财政出问题，经济就会真正出问题。财政比重下降是一个值得关注的危险信号，它预示着政府调控经济的能力正在下降。

政府性基金收入，2022 年也是断崖式下跌，迅速减少了 2 万亿元。基金收入主要成分是土地出让金，2022 年基本上都封在那里，土地卖不掉或者卖不出价钱来。房地产市场问题成为我国经济的一个大问题，而化解地方政府债务风险，就成为解决当前面临困难的关键。

第二个问题，地方政府的债务问题，它是体制性矛盾的一个集中体现。

我们可以从几个角度来看。一是地方财政供养人口过多。每年财政供养人群支出，保守估计在 6.8 亿元以上，占税收的比例至少达到 41%。

地方政府财政承担的功能过多，这是一直没有得到解决的老问题。政府干预太多了，什么事都揽着干，这就需要大量的财政收入，而财政收入在经济下行的情况下又不可能增长，于是政府只能借债，甚至产生潜在的负债。

中国地方政府都不能依靠自己的税收收入来平衡自己的支出。地方财政收入包括三部分，第一是公共财政，北京、上海的财政收入非常好，但也只满足 70%。中间有一部分是转移支付和税收返还，包括增值税分成比例等等。第二是政府性基金收入，其中主要是土地收入。第三是其他渠道。

当年搞分税制时，原则是一级政府有一级事权，基本可以用自己的收入来满足所承担事权的需要，这样才比较稳定。但现在地方财政可支配的财力结构状况并不稳定。

¹ 李扬，中国社会科学院学部委员、国际金融与发展实验室理事长

表 1 2019 年各地财政困难系数排名

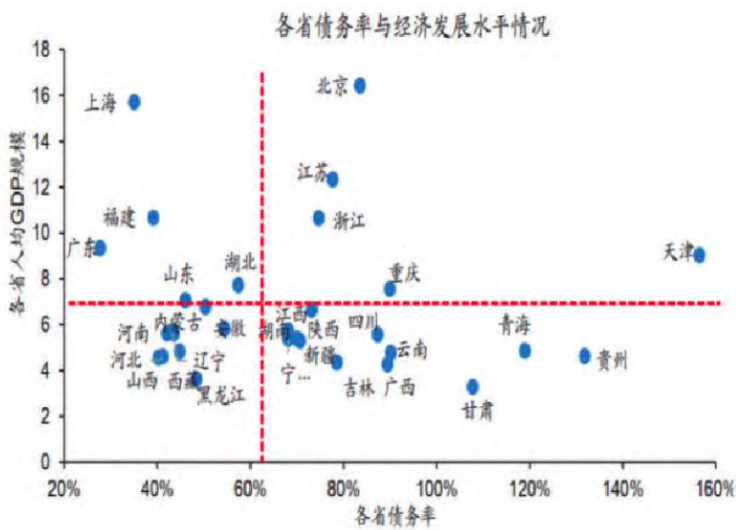
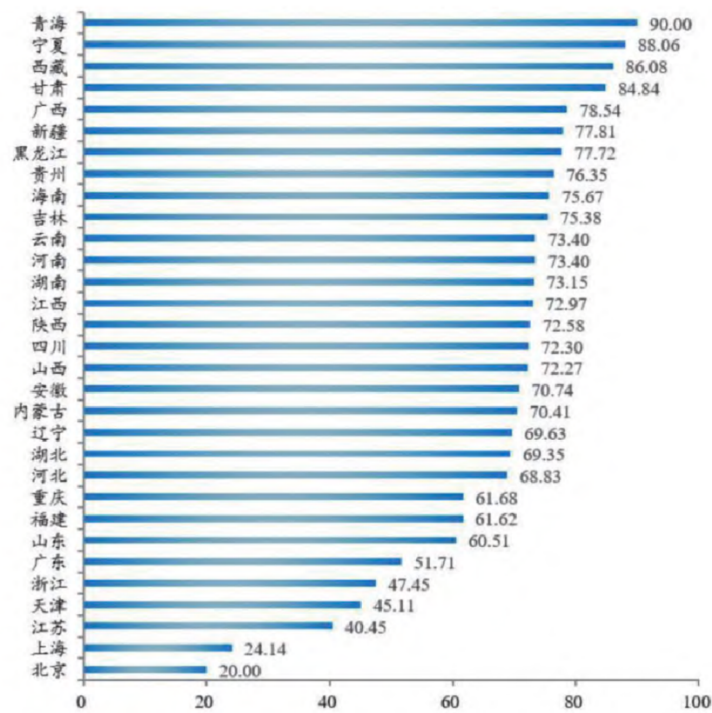


图 1 地方政府债务率与经济发展水平

根据表 1 可知，财政最困难的是青海，最不困难的是北京，北京的困难系数为 20%。如果我们重新编一个 2022 年各地财政困难系数排名的话，各地的困难系数应该都会提高。

由此可见，地方政府债务问题其实与体制上不能够得到稳定的财政支持密切相关。

第三个问题，地方债务与经济发展。

我们研究了各省的债务率和经济发展水平的关系。有些省市，例如北京、上海，它的债务高，但经济增长情况好，债务问题就不是很大。根据图 1，政府债务率与经济发展水平关系最好的是上海，北京，江苏、浙江都处在经济发展的上限上。天津的债务率很高，但经济增长还没落在线下。最不好的情况应当是贵州、甘肃、青海，他们的债务率很高，而经济增长情况又落在下面。这表明，中国的债务问题，特别是

地方债务问题，要进行分类解决。

第四个问题，讲地方债务不能就财政论财政，它和金融密切相关。

现在大家谈债务的货币化，其实债务货币化早就发生了，而且程度已经很深了。我们总的债券被商业银行持有 70% 以上。尽管央行基本上对于政府债券是袖手旁观的，但鉴于商业银行是货币供应的主体，中国政府债务的货币化程度事实上是很高的。

地方政府债的资金来源，基本上都是商业银行，所以称为财政风险和金融风险互溢。这不是简单的财政问题，其实已经成为金融问题了。所以财政政策的金融化或者金融财政风险和金融风险互溢性增强，这是我们在考虑和讨论地方政府债务时不能回避的一个问题。

第五个问题，化解地方债务需要有综合措施。

(一)体制改革最重要。第一，中国现行五级财政不应再继续下去，建议实行三级财政。财政部 10 年前在一些地方推动过县、乡、镇财政合并试点。我国在改革开放前也是三级财政，地区和乡是上级派出机构，没有财政权。而现在“地区”和“乡”已成为实际的层级。1994 年分税制改革后，我们去调查分税制的效果，其中很突出的一个问题是，分税制里中央税是清楚的，虽然中央只拿“瘦肉”，地方拿“肥肉”，但“瘦肉”长得很快。地方四级财政权总共就分到七种税，而且都是小税。所以做不到一级政权一级收入、能够基本平衡。我觉得还是要坚决地回到三级财政。

第二，政府干预过多，参与的事过多。

第三，财政分权还是分财？1994 年分税制时的提法，是一级事权对一级财权，现在出台的文件是说一级事权对一级财力，而财力是可以调控的，调控权在中央。

第四，要切实减少财政供养人口。现在全社会就业形势不好，大家都要去考公务员。

(二)解决中央和地方关系，要有一套稳定的制度安排。需要实事求是确认并厘定地方政府应当承担的事权，并且为履行这些事权提供稳定、透明、可持续的财力支持。制度安排也应有立法的考虑，现在中央和地方的财政关系还没有成法。党的二十大报告中关于财政讲了三条：预算；税制；转移支付制度。有关转移支付制度，实际上是央地之间的关系，这个不解决的话，体制是不能够稳定的。

(三)政府债务管理。目前政府债种类已很多了，还会继续发。要有一个专门的地方政府债务的管理安排，要管理发、用、管、还的问题，需要建立一套科学衡量的指标，同时完善管理体系，要设立单独的金融机构来专门为政府做这个事。

目前地方债问题越来越突出。我曾到日本访问调研有关地方问题，日本的体制跟我们一样，也是单一体制，它不允许地方政府发债，而是由中央统一制定额度指标、配合指标，由地方去发。地方政府发行债券，基本上是由专门的金融机构安排。现在日本的地方政府债务资金来自三部分：第一部分是地方政府发债的专门机构，设在它的内务省；第二部分是在市场上直接发债，像东京都，那肯定没有问题；第三部分是商业银行贷款。我觉得我们需要借鉴日本的经验。

中国解决债务问题，应当说不是很难。为回击国际上对中国债务问题的攻击，我们曾经编制了国家资产负债表。中国政府确实有负债，而且近些年债务增长很快，但同时中国政府的资产额也很大，这几年增长得更快。目前政府资产占全社会资产的 30%-40%，其中很大部分是经营性资产、优良资产，因此可以通过资产置换的方式解决当下的债务问题，这应该是可行的。可考虑妥善安排出售部分经营性国有资产，以弥合地方政府的债务空缺。这里涉及部分国有企业的民营化问题，当然需要在政治上和经济上做好平衡。

中国金融高质量发展之要义¹

王国刚²

【摘要】高质量发展是中国式现代化建设的首要任务，金融高质量发展是经济高质量发展的重要机制和推进器。金融高质量发展应以习近平总书记关于金融问题的系列重要论述为行动指南。紧扣实体经济高质量发展的内在要求，提高金融与经济的契合程度，这同时就是金融高质量发展的过程。要守住不发生系统性金融风险的底线，金融在高质量发展过程中需要有效解决好完善金融统计、防范债务增长风险、引导资本健康发展、加强对跨境资本流动的监控等问题。深化金融供给侧结构性改革应确立尊重常识、尊重规律和尊重法律的改革理念，厘清各层面的改革重心，形成判别金融改革成效的标准体系。

【关键词】高质量发展 化解风险 金融改革

党的二十大报告郑重宣告：“从现在起，中国共产党的中心任务就是团结带领全国各族人民全面建成社会主义现代化强国、实现第二个百年奋斗目标，以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴”。建设中国式现代化是贯穿于新中国 70 多年社会主义经济发展的主线，也是党的几代领导核心始终不渝地领导全国人民努力奋斗的目标。与他国现代化相比，中国式现代化既有共同特征，更有基于自己国情的鲜明特色、本质要求和重大原则。它的本质要求是“坚持中国共产党领导，坚持中国特色社会主义，实现高质量发展，发展全过程人民民主，丰富人民精神世界，实现全体人民共同富裕，促进人与自然和谐共生，推动构建人类命运共同体，创造人类文明新形态”。³

“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”，是中国式现代化建设的主题。在发展内涵上，它要求构建高水平社会主义市场经济体制、建设现代化产业体系、全面推进乡村振兴、促进区域协调发展、推进高水平对外开放。金融是现代经济的核心，导向着资源有效配置、产业优化升级和区域合理布局。金融高质量发展与经济高质量发展相辅相成。金融高质量发展既是经济高质量发展的基础条件和构成内容，也是经济高质量发展的重要机制和推进器。金融高质量发展的程度和进程制约着经济高质量发展的步速、节奏、程度、质量和成效。

一、金融高质量发展的行动指南

构建现代金融体系是党中央在推进中国式现代化一以贯之的方略。十八大报告强调：要构建“健全促进宏观经济稳定、支持实体经济发展的现代金融体系”。十九大报告将金融纳入到“产业体系”范畴，强调要“着力加快建设实体经济、科技创新、现代金融、人力资源协同发展的产业体系”。十九届四中全会的《决定》进一步指出：要“健全具有高度适应性、竞争力、普惠性的现代金融体系”。这些论述明确了金融高质量发展的定位、目标、功能、内容和机制。

构建现代金融体系，推进金融高质量发展应以习近平总书记关于金融问题的系列重要论述为行动指南。2017 年 7 月，在全国第五次金融工作会议上，习近平总书记明确提出了“服务实体经济、防控金融风险、深化金融改革”的“三位一体”金融工作总方针，其中，服务实体经济是金融发展的方向和使命，防控金融风险是金融发展的底线，深化金融改革是金融发展的路径；同时，他强调推进金融发展要把握好的四项重

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI WorkingPapers NO.2309。

² 王国刚，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国人民大学财金学院、中国财政金融政策研究中心一级教授，中国社会科学院学部委员。

³ 习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，载《人民日报》2022 年 10 月 26 日。本文中有关二十大报告的引文均引自该文。

要原则：一是回归本源，金融要服从服务于经济社会发展，把为实体经济服务作为出发点和落脚点，全面提升服务效率和水平；二是优化结构，在完善金融市场、金融机构、金融产品体系的过程中，坚持质量优先，引导金融业发展同经济社会发展相协调；三是强化监管，提高防范化解金融风险能力，以强化金融监管为重点，以防范系统性金融风险为底线，加快相关法律法规建设；四是市场导向，发挥市场在金融资源配置中的决定性作用，处理好政府和市场关系，提高金融资源配置效率。¹

2019年2月22日，在主持中央政治局第十三次集体学习时，以深化金融供给侧结构性改革为主题，习近平总书记系统论述了五个方面内容：一是金融在经济中的重要性。金融是国家重要的核心竞争力，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。金融活，经济活；金融稳，经济稳。经济兴，金融兴；经济强，金融强。经济是肌体，金融是血脉，两者共生共荣。二是金融使命。金融要为实体经济服务，满足经济社会发展和人民群众需要。三是金融供给侧结构性改革的重心。深化金融供给侧结构性改革必须贯彻落实新发展理念，强化金融服务功能，找准金融服务重点，以服务实体经济、服务人民生活为本；要以金融体系结构调整优化为重点，优化融资结构和金融机构体系、市场体系、产品体系，为实体经济发展提供高质量、更有效率的金融服务。四是推动金融高质量发展的重点。“我们要深化对金融本质和规律的认识，立足中国实际，走出中国特色金融发展之路”；要抓住完善金融服务、防范金融风险这个重点，推动金融业高质量发展。五是防范金融风险的经济基础。实体经济健康发展是防范化解风险的基础。要注重在稳增长的基础上防风险，强化财政政策、货币政策的逆周期调节作用，确保经济运行在合理区间，坚持在推动高质量发展中防范化解风险。²

2022年4月29日，在主持中央政治局第三十八次集体学习时，以依法规范和引导我国资本健康发展为主题，习近平总书记强调了三方面问题：一是规范资本健康发展的重要性。他说：“资本是社会主义市场经济的重要生产要素，在社会主义市场经济条件下规范和引导资本发展，既是一个重大经济问题、也是一个重大政治问题，既是一个重大实践问题、也是一个重大理论问题，关系坚持社会主义基本经济制度，关系改革开放基本国策，关系高质量发展和共同富裕，关系国家安全和社会稳定。必须深化对新的时代条件下我国各类资本及其作用的认识，规范和引导资本健康发展，发挥其作为重要生产要素的积极作用”。要规范和引导资本发展，就要设立“红绿灯”，健全资本发展的法律制度，形成框架完整、逻辑清晰、制度完备的规则体系。二是资本在社会主义市场经济中的主要功能。他指出，我国改革开放40多年来，资本同土地、劳动力、技术、数据等生产要素共同为社会主义市场经济繁荣发展作出了贡献，各类资本的积极作用必须充分肯定。要历史地、发展地、辩证地认识和把握我国社会存在的各类资本及其作用。在社会主义市场经济体制下，资本是带动各类生产要素集聚配置的重要纽带，是促进社会生产力发展的重要力量，要发挥资本促进社会生产力发展的积极作用。同时，必须认识到，资本具有逐利本性，如不加以规范和约束，就会给经济社会发展带来不可估量的危害。三是要深化资本市场改革。要继续完善我国资本市场基础制度，更好发挥资本市场功能，为各类资本发展释放出更大空间。要健全产权保护制度，深入推进实施公平竞争政策，全面落实公平竞争审查制度，消除各种市场壁垒，使各类资本机会平等、公平进入、有序竞争。³

习近平总书记的系列论述指明了金融高质量发展的方向、目标、重心、机制、路径、关键要点和应守住的底线。其中，“三位一体”的金融工作总方针居于统领地位，是推进金融高质量发展的行动指南。

二、紧扣服务实体经济 推进金融高质量发展

金融是实体经济发展的产物，实体经济高质量发展是金融高质量发展的坚实基础和根本动力。200多年来，实体经济（尤其是科技）发展推进了金融发展。第一次产业革命时期，为破解批发性交易中“钱货难以同时两讫”的难题，以商业票据为代表的商业信用体系应运而生，不仅为银行券、信用货币体系的问世奠

¹ 参见《服务实体经济防控金融风险深化金融改革 促进经济和金融良性循环健康发展》，载《人民日报》2017年7月16日。

² 参见《深化金融供给侧结构性改革 增强金融服务实体经济能力》，载《人民日报》2019年2月24日。

³ 参见《依法规范和引导我国资本健康发展 发挥资本作为重要生产要素的积极作用》，载《人民日报》2022年5月1日。

定了基础性条件，而且推进了商业银行存款机制与贷款机制的联结。第二次产业革命时期，电力、石化、钢铁、轮船、汽车等重工产业的发展客观上要求有巨额资金的投入，由此，推进了资本集中，股份公司高歌猛进，产业资本和银行资本的溶合，资本市场快速发展；同时，贵金属货币体系向信用货币体系转变，货币发行从财政机制转向了金融机制，商业银行获得了创造信用货币的能力，为中央银行、货币政策发轫提供了实践依据。20 世纪 50 年代以后，电子信息技术的快速发展，互联网机制的拓展，推进了电子货币的诞生、金融工具的电子化和金融服务效率的提高，各种金融衍生品的交投活跃。进入 21 世纪以后，以人工智能为代表的现代科技发展，开启了金融科技和数字金融发展，提高了金融服务效率，扩展了普惠金融、绿色金融的覆盖面。200 多年历史中，实体经济的发展不仅从数量、规模上推进了金融服务面，而且从质量、结构、机制和效率等方面提高了金融服务质量。这一历史进程揭示了两个基本逻辑：其一，金融高质量发展是在持续满足实体经济的需求过程中实现的，离开了实体经济的高质量发展，金融就将成为无源之水，失去高质量发展的方向和动力。其二，金融高质量发展状况应以实体经济高质量发展为唯一标准，简单以金融增长率、金融收益率等指标度量金融高质量发展程度有失偏颇，它可能掩盖金融偏离服务实体经济的程度。

实体经济的高质量发展是一个内容丰富且复杂多元的动态系统，为此，金融高质量发展可从不同角度展开研讨。李俊玲等（2019）基于省际面板数据，对 2013—2017 年 31 个省市（自治区）的金融高质量发展水平进行了测度，认为这五年各省市金融高质量发展平均水平小幅提高（其中，金融自身发展水平、金融支持经济创新发展水平提升较快），但金融高质量发展程度参差不齐。钟华星（2021）基于国际比较的角度，从规模、结构、稳定性和效率等维度分析了我国金融高质量发展的现状以及存在的问题，提出了推动金融高质量发展的对策。王曙光（2019）强调在深入推进金融发展和深化金融体制改革过程中，应同时贯彻金融供给主体和金融需求主体意义上的竞争中性原则，对各类金融机构一视同仁。孙兆斌（2018）、陈斌辉（2021）从普惠金融角度，尚猛、刘钰和曹峻玮（2022）从产业数字金融角度，吴健（2022）从乡村振兴战略角度，陈敏安（2022）从共同富裕角度，李伟（2019）从标准化建设角度，梁儒谦和贺祯（2021）从文化金融角度，分别研讨了金融高质量发展中实体经济需求和可选择的应对之策。

紧扣实体经济高质量发展的内在要求，充分发挥金融的各项功能，提高金融与经济的契合程度，这同时就是金融高质量发展的过程。

第一，加快推进新发展格局的构建。习近平总书记指出，加快构建新发展格局是把握未来发展主动权的战略部署，是夯实经济发展根基的战略决策。¹金融支持新发展格局的构建可从三个层面展开：一是在宏观层面上，通过加快建设现代中央银行制度、完善货币政策调控机制和宏观审慎政策，以流动性为抓手，着力提高资金流与物流、人流和信息流的契合度，有效协调生产、交换、分配、消费和投资的循环，在推进消费结构升级和区域经济发展平衡过程中解决不充分不平衡的短板，实现需求牵引供给、供给创造需求在更高水平的动态平衡。二是在微观层面上，通过加快建立现代商业信用体系，以贷款回流为抓手，打通实体企业再生产微循环中的堵点，切实提高内源融资的比重和效能，实现国内大循环的良性运行。三是在国际经济层面上，通过国际收支的平衡机制，以汇率市场化为抓手，完善人民币汇率市场机制，提高国内国际两个市场两种资源联动效应，加快“一带一路”建设，推进国内国际双循环的畅通。

第二，支持打赢关键核心技术攻坚战。第一次产业革命以来的历史证明，关键核心技术是市场竞争（尤其是国际市场竞争）的根本。中国已经走过依靠大量引进先进技术、缩小与发达国家差距的后发优势阶段。关键核心技术是要不来、买不来、讨不来的，唯一出路在于自主创新。金融支持“坚决打赢关键核心技术攻坚战”可从四个层面展开：一是在科研人员层面，形成对人力资本的社会共识，突破唯有资金投入才能形成股权的认知，建立人力资本转化为股权（包括无面值股票）的机制，提高由人力资本形成的股份在公司股份中的比重和公司治理中的话语权，激励科研人员的创造力和积极性。二是在社会层面，激励天使投资向“种子”投资聚集，将各种偶发灵感、奇思妙想等转化为可以看得见摸得着的图纸、模型或方案，为研发关键核心技术、整合科技资源等提供充足的种子来源。三是在公司层面，积极推进创业投资发展，充分发挥创业投资基金和股权基金的积极作用，给关键核心技术提供可持续的资本性资金，将关键核心技术的研发

¹ 参见《加快构建新发展格局 增强发展的安全性主动权》，载《人民日报》2023 年 2 月 2 日。

建立在长期资金支持的基础上;同时,深化银行体系支持科技创新的体制机制改革,形成知识产权质押融资、科技保险、科技成果转化中的贷款风险补偿机制等。四是在股票市场层面,要充分发挥科创板的机制,突破以财务成本计算创业投资价值的认识,确立以市场机制计量创业资本和创业利润,由此,激励社会资金向“硬科技”领域聚集,加速高新技术产业化。

第三,加快建设现代产业体系。现代产业体系是中国式现代化建设的经济基础,也是中国的国际竞争力的根基。鉴于以引进海外先进技术、投资于“短平快”项目已成历史,现代产业体系建设要求以中长期资产为基础,因此,金融支持现代产业体系建设应从中长期资金供给上着眼:一是在实体企业层面上,充分发挥债市股市在提供中长期资金方面的融资功能,运用市场机制吸引社会资金(包括外资)向制造业倾斜,支持制造业的技术升级和设备改造。二是在产业链层面,以主干企业为抓手,发挥商业信用机制,在产业关联、技术关联、市场关联和信息关联的基础上加上金融关联,提高主干企业对上下游中小微企业的引领能力、带动能力和整合能力,形成具有市场竞争力和较强韧性的产业链。三是在市场层面,发挥股权投资基金的功能,积极促进公司并购、资产重组、产业整合和结构调整,推进产业在科技持续进步基础上的规模经济、范围经济和提质增效。

第四,积极推进乡村振兴。中国式现代化建设中最艰巨最繁重的任务在农村。乡村振兴是一个复杂且长期的系统工程,既要大力发展农业经济,也要推进绿色发展和生态文明,更要提高农民的收入水平和生活水平。金融支持乡村振兴战略的实施,应以普惠金融为基点、综合运用各种金融机制、补足农村金融短板。具体来看,可从四个层面展开:一是积极支持农村的土地确权,在此基础上,加快发展和进一步完善“公司+农户”的运作模式,尊重市场规则,推进土地使用权的抵押贷款,扩展农户和农业可运作的资产规模。二是协调各类金融机构的金融机制,加快推进“资源变资产、资金变股金、农民变股东”进程,培育和选择符合条件的农业经济组织进入资本市场放债发股,使得农民在分享产业增值收益的基础上,可获得资本市场的金融运作收益。三是提高商业性金融机构与政策性金融机构、地方财政、公益性机构等的合作水平,借助现代数字信息技术和支付系统,支持乡村基础设施建设,提高公共服务水平,提升农民可获得的金融服务内容、数量和质量,缩小城乡金融服务差距。四是适应绿色发展的新需求,综合运用各类金融机制和绿色金融产品提高金融支持生态建设、绿色发展的力度、广度和深度,为生态建设提供充足的中长期资金。

第五,加快推进高水平对外开放。提高以开放促改革的力度。依托中国超大规模市场的优势,加大双向开放水平,增强国内国际两个市场两种资源的联动效应,提升贸易投资合作质量和水平。金融支持双向开放,应以多边规则和共商共建共享原则为基点,可从三个层面展开:一是以加大资本账户开放为抓手,进一步拓宽境内外的资本市场的互联互通,推进外资金融机构进入中国金融领域,深化境内金融市场的全球化程度。二是以人民币国际化为抓手,加大人民币跨境使用力度,提高人民币在国际贸易和国际投资中的比重。三是以“一带一路”建设为抓手,充分发挥亚投行、丝路基金的作用,按照多边规则的要求,探索多国联手投资运作新路径,创新国际金融合作新机制,形成多元化投融资机制,逐步提高资本性资金在资金输出中的比重,提高中国配置全球经济资源的能力。

三、坚守防范风险底线 夯实金融高质量发展基础

防范金融风险是金融高质量发展的永恒主题。十八大以来,党中央始终强调要守住不发生系统性金融风险的底线。2018-2020年间将化解金融风险列为三大攻坚战的首位,采取了一系列举措处置了经济金融运行中存在的严重风险。二十大报告再次指出,在推进经济高质量发展中要“加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险底线”。金融高质量发展必然要以守住不发生系统性金融风险为最基本的底线。

在马科维茨资产组合理论的基础上,1964年威廉·夏普提出了系统性风险理论,认为在多种金融产品组合中不可对冲的风险属于系统性风险;系统性风险主要由宏观经济变化所引致,如政策风险、经济周期风险、汇率风险等。此后几十年,经济金融领域在理论、制度、流程和技术等方面发展形成了系统的从微

观角度识别风险、评价风险、分散（或组合）风险和管理风险的机制，通过金融产品、资产定价和金融运作等将实体企业经营中的相关风险转移到了金融领域，同时，通过资金供给、金融交易、资产组合等机制将对应风险分散给了各类市场参与者，促进了资产-风险-收益之间的匹配。这些认识暗含着两个理论逻辑：一是微观主体（实体企业、金融机构等）可以充分化解经营运作中所出现的各种微观风险（一旦风险难以处置，破产就成为最终选项）；二是微观主体的金融风险不会引发系统性金融风险。但 2008 年爆发的美国金融危机打破了这些认识，微观主体成为引发和推动此轮金融危机的主要力量。它告诉人们，在现代电子信息技术条件下，由市场主体引致的微观金融风险是有可能聚集和蔓延为系统性金融风险的。系统性金融风险一旦发生，不仅可能引致前期经济金融发展的成果受到重创，给经济社会生活带来灾难性影响，而且可能成为阻碍经济金融的进一步发展。

引致金融风险的成因相当复杂，但大多与债务相联。资金可得性理论、金融加速器理论和金融脆弱性理论从各自角度解释了金融风险与债务（或信贷）的内在机制。对任何一个高负债的微观主体来说，一旦发生资产损失就将通过资产负债表的“负债—资产—负债”的联动机制影响到债权人的资产质量。在经济上行期间，市场购销两旺，实体企业的货款回流、利润、资产等的财务表现良好，基本能够按期偿付债务本息，经济风险不易显示；在金融面上，信贷本息大致能够如期收回，金融市场交投活跃、收益率上行，金融风险不易暴露。但在经济下行期间，市场购销萧条，实体企业的财务表现下滑，如期偿付债务本息的难度加大，融入资金的成本上升且难度提高，偿付到期本息的风险向金融机构转移，同时，信贷收缩，金融市场交投下滑、收益率降低，债务链的脆弱性凸显，系统性金融风险加速形成。中国经济已从高速增长转向了中高速增长，在需求收缩、供给冲击、预期转弱的三重压力之下，还可能进一步走低，金融风险进入了易发高发期间。二十大报告指出，在经济高质量发展过程中，存在着一系列长期积累及新出现的突出矛盾和问题亟待解决。一是经济的结构体制性矛盾突出，传统发展模式难以为继，一些深层次体制机制问题和利益固化藩篱日益显现；二是经济社会发展中的不平衡不充分问题仍然突出，推进高质量发展还有许多卡点瓶颈；三是科技创新能力还不强，还需要攻克不少难点；四是确保粮食、能源、产业链供应链可靠安全和防范金融风险还须解决许多重大问题；五是重点领域改革还有不少硬骨头要啃；六是城乡区域发展和收入分配差距仍然较大；七是群众在就业、教育、医疗、托育、养老、住房等方面面临不少难题；八是生态环境保护任务依然艰巨。

要守住不发生系统性金融风险的底线，中国金融在高质量发展过程中就需要有效解决好四个方面的问题：

第一，完善金融统计。防范金融风险，要实现金融监管对各类金融活动的全覆盖，就必须完善金融统计，使得金融监管耳聪目明，各种金融政策的选择有着充分可靠的依据。完善金融统计，有三方面工作有待完善：一是建立金融总量指标体系。2022 年底，M2 为 2664320.84 亿元，社会融资存量规模为 344.21 万亿元，其他存款性公司总资产 3766293.96 亿元。这些数值虽有总量色彩，但均非金融总量。缺乏金融总量指标体系，不仅意味着有一部分金融活动可能未纳入统计（从而监管）视野，而且意味着各类彼此关联的金融活动所引致的风险状况有一部分可能未被察觉。2018 年 3 月，国务院办公厅出台了《关于全面推进金融业综合统计工作的意见》，但从公开披露的信息看，进展并不明显。二是建立金融流程体系。每项金融活动均有着与制度规定、体制机制等相符合逻辑流程，它们是防范风险的重要基础，也是金融监管“顺藤摸瓜”的重要抓手。一旦流程出错，该项金融运作的风险就将明显加大。各项金融活动流程相互交织形成了金融活动网络体系，如果一些金融活动偏离流程规定，通过涟漪效应，就可能引致系统性金融风险。三是建立资金流量（金融交易）分析体系。1986 年以后，中国就开始编制资金流量表并逐步予以完善，但“资金流量表”的公开披露缺乏及时性（时常延期两年以上），金融监管部门难以通过资金的流量、流向和流速展开金融风险的研判预测，也难以依此研讨相关的经济金融活动，选择应对之策。

第二，防范债务增长风险。以银行信贷放款为主的间接金融机制必然引致经济金融运行中的债务规模增长，债务规模一旦突破了资本性资产可承受的程度，难以偿付到期本息的风险就将陡增。金融高质量发展过程中，防范债务风险需要关注三个问题：一是加大处置不良贷款的力度。随着经济增长率下行，前期信贷进入了不良率易发高发期间，尤其是 2020-2022 的 3 年间，为了抗击新冠病毒冲击，以展期、无还本

续贷等方式投放的 6.53 万亿元贷款¹, 在经济步入常态运行后, 延期还贷政策逐步退出, 大量不良贷款将陆续显现。二是加快处置地方政府债务。2020 年以来, 为了抗击新冠病毒疫情冲击, 稳增长、保就业、扩投资, 地方政府显性债务快速增长, 到 2022 年底已达 35.1 万亿元。经济高质量发展要求地方政府给予足够的财政支持, 在财政收支矛盾比较突出的条件下, 如何化解地方政府债务风险已日渐紧迫。三是稳住宏观杠杆率。以银行信贷资金为主支持经济发展, 由于所有信贷资金均属债务性资金, 由此, 必然导致宏观杠杆率的上行。2020-2022 的 3 年间, 中国的宏观杠杆率上升了 26.6 个百分点, 年均增速达到 10.8%, 远高于 GDP 增速。²宏观杠杆率的上升意味着由债务增加引致的风险正在加速累积。不难看出, 防范化解风险依然任重道远。

第三, 规范和引导资本健康发展。资本无序扩张和垄断严重影响着市场经济的运行秩序, 是引致系统性金融风险的重大隐患。2021 年以来治理资本无序扩张、反垄断和反不正当竞争虽取得了一定成效, 但深层长效机制还有待完善。一是要坚持社会主义市场经济体制基本经济制度, 完善和落实公司法等法律制度, 毫不动摇地巩固和发展公有制经济, 毫不动摇地鼓励、支持、引导非公有制经济发展, 规范资本发展, 充分发挥各类资本作为重要生产要素的积极作用。二是要进一步完善资本制度, 设置红绿灯机制, 限制创设子公司、孙子公司的层级以限制资本扩张倍数, 限制股权质押的效力以遏止同一股权反复质押套取银行信贷资金的行为, 禁止同业竞争的法律规定以弱化垄断的形成机制。三是加强监管力度, 防范各种“黑天鹅”、“灰犀牛”事件的发生。

第四, 加强对跨境资本流动的监控。随着国内国际双循环新格局发展, 资本账户开放力度扩大, 跨境资本流动将进一步增加, 国际金融市场的金融风险向境内传递的几率也将增加。一是深化人民币汇率市场化改革, 推进境内外人民币汇市的联通, 加强运用汇率机制抵御海外价格波动和金融市场波动对境内市场冲击的能力。二是强化对出入境大额资金的审核力度, 防范非法资金和问题资金假借各种名义流入流出。三是加大对国际收支表主要项目的跟踪监查力度, 不仅应形成对贸易项、资本与金融项的重要资金流出的监查机制, 而且应对“误差与遗漏”项的长期巨额负数进行系统剖析并形成纠错机制。四是坚持多边主义原则, 贯彻合作共赢理念, 联合有意愿的国家和地区共同投资推进“一带一路”建设, 加快借贷资金输出向资本性资金输出的转变。

四、坚持改革开放不动摇 推动金融高质量发展

改革开放既是金融高质量发展的路径, 也是金融高质量发展的动力。在推进发展新格局建设中, 金融要适应经济高质量发展的需要, 提高服务实体经济的能力、质量和效率, 就必须从深度和广度上改革现有体制机制、调控方式和金融体系, 调整金融资源配置格局, 更加充分地发挥金融市场功能; 在面对数字信息技术、人工智能、绿色经济等快速发展所形成的多元复合要素配置趋势, 要有效化解风险, 守住不发生系统性金融风险的底线, 也必须对现行的金融运行机制、资金结构、组织体系和监管体制等进行改革。

金融供给侧结构性改革是金融制度、体制机制和金融结构的重大变革, 与政策调控相比, 具有长期性、深层性和系统性。深化金融改革需要把握好三个要点:

第一, 确立尊重常识、尊重规律和尊重法律的改革理念。常识是人们在长期实践中形成的共识, 具有很强的理念性和实践性; 金融改革思路和举措一旦偏离了常识, 就将面对难以有效实施的困难。经济规律是经济运行和经济发展的内在机理, 是不以人的意志为转移的客观必然性; 金融改革举措一旦偏离了经济规律的要求, 金融发展就将遇到挫折, 事倍功半, 甚至因受到客观机制惩罚而付出沉重的代价; 法律是市场经济的活动规矩, 金融改革中要破解妨碍高质量发展的难点和堵点, 必须依法展开; 一旦偏离了法治, 不仅将大大降低相关举措的合法性、可行性和有效性, 影响法治环境的建设, 而且将受到法律的惩罚。金融供给侧结构性改革是一个复杂的系统工程, 时常遇到一些需要凝聚共识、通盘谋划、审慎抉择之事, 只有在敬畏常识、敬畏规律和敬畏法律的理念指引下, 才可能舍繁就简, 求得最大公约数, 攻坚克难。

¹ 数据来源于《6.53 万亿元延期还本付息政策退出 如何避免大转弯?》, 载《第一财经日报》2023 年 1 月 18 日 A07 版。

² 参见张晓晶、刘磊《资产负债表“躺平”与宏观杠杆率攀升的迷思》, 载《第一财经日报》2023 年 2 月 13 日 A11 版。

第二，厘清各层面的改革重心。金融改革的过程是一个不断克服金融压抑、推进金融深化的过程。金融体系的改革涉及诸多方面，内容丰富繁杂，抓住重心展开改革，有利于施展破解主要矛盾的效应，推进其他矛盾迎刃而解。在支持经济高质量发展过程中，金融体系改革需要同时解决好五个相互关联的重大问题：一是建立现代中央银行制度，构建宏观审慎政策体系，货币政策调控机制从直接调控为主转变为间接调控为主，调控重心从“重需求管理”转向“需求管理与供给管理相协调”。二是加快形成有效的市场价格基准体系。进一步完善反映市场供求关系的国债收益率曲线，以形成金融产品价格的基准；加快形成利率的市场化形成机制，减弱存贷款基准利率的效应，构建完善的市场利率体系和有效的利率传导机制；进一步完善人民币汇率市场化形成机制，推进外汇市场的国际化，弱化央行对外汇市场的常态式干预。在这些改革推进的基础上，加快形成央行运用价格机制调控金融运行的新格局。三是加快金融脱媒进程，提高直接融资的比重，积极推进商业银行的业务转型，明显降低生息业务在总业务量中的比重，提高综合经营比重；同时，切实降低实体企业的融资成本和提高城乡居民的金融财产收入水平，充分发挥金融促进财产分配和共同富裕的功能。四是进一步完善金融监管体制机制，加快从机构监管为主向功能监管为主的转变，建立金融监管的负面清单机制，形成统一协调的金融监管部门机制、中央与地方分层监管体系。五是加大资本市场双向开放的力度和宽度，在继续扩展沪港通、深港通和债券通的基础上，有序推进跨境资本和金融交易可兑换。

第三，形成判别金融改革成效的标准体系。金融体系的改革是否深化，应以服务实体经济的高质量发展为基本判别标准，具体包括：一是货币政策调控方式是否已向价格调控转变？二是金融机构为自己服务的比重是否已有效降低，在降低实体企业融资成本的同时提高了各类资金供给者的金融资产收入水平，有效形成了金融推进共同富裕的机制和普惠金融的机制？三是直接融资比重是否明显提高，多层次债券市场体系是否已经形成，股票发行注册制是否切实落实，以交易规则不同为划分标准的多层次股票市场体系是否建立？四是金融监管的体系机制是否从转向了行为监管为主，是否实现了金融活动全覆盖，是否形成了市场化的风险处置体系和防范系统性金融风险的机制？五是加快人民币资本项目可兑换步伐是否与构建新发展格局的要求相适应？

【参考文献】

- [1] 陈斌辉.数字普惠金融高质量发展之路[J].中国金融,2021,No.958(16):65-66.
- [2] 陈敏安.普惠金融高质量发展推进共同富裕[J].中国金融,2022,No.981(15):82-83.
- [3] 服务实体经济防控金融风险深化金融改革 促进经济和金融良性循环健康发展[N].人民日报,2017-7-16(01).
- [4] 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[N].人民日报,2022-10-26(01).
- [5] 加快构建新发展格局 增强发展的安全性主动权[N].人民日报,2023-2-2(01).
- [6] 李俊玲,戴朝忠,吕斌等.新时代背景下金融高质量发展的内涵与评价——基于省际面板数据的实证研究[J].金融监管研究,2019,No.85(01):15-30.
- [7] 李伟.标准化建设助力金融高质量发展[J].中国金融,2019,No.900(06):65-66.
- [8] 梁儒谦,贺祯.我国文化金融高质量发展路径[J].中国金融,2021,No.948(06):97-98.
- [9] 尚猛,刘钰,曹峻玮.中国产业数字金融高质量发展的区域差异与驱动因素[J].技术经济与管理研究,2022,No.314(09):89-93.
- [10] 深化金融供给侧结构性改革 增强金融服务实体经济能力[N].人民日报,2019-2-24(01).
- [11] 孙兆斌.商业银行普惠金融高质量发展的逻辑与路径[J].新金融,2018,No.358(11):57-62.
- [12] 王曙光.论竞争中性原则与金融高质量发展[J].人民论坛·学术前沿,2019,No.170(10): 20-27.
- [13] 吴健.农村金融高质量发展精准服务乡村振兴[J].人民论坛,2022,No.733(06):93-95.
- [14] 依法规范和引导我国资本健康发展 发挥资本作为重要生产要素的积极作用[N].人民日报,2022-5-1(01).
- [15] 张晓晶,刘磊.资产负债表“躺平”与宏观杠杆率攀升的迷思[N].第一财经日报,2023-2-13(A11).
- [16] 钟华星.我国金融高质量发展的现状及对策——基于国际比较的研究[J].西南金融,2021,No.475(02):74-84.

The essence of China's high-quality financial development

Wang Guogang

Abstract: High-quality development is the primary task of Chinese path to modernization, and high-quality financial development is an important mechanism and propeller for high-quality economic development. The high-quality financial development should be guided by General Secretary Xi Jinping's series of important expositions on financial issues. Keeping close to the inherent requirements of the high-quality development of the real economy and improving the fit between finance and the economy is the process of high-quality financial development. In order to keep the bottom line of avoiding systemic financial risks, in the process of high-quality financial development, it is necessary to effectively solve the problems of improving financial statistics, preventing debt growth risks, guiding the healthy development of capital, and strengthening the monitoring of cross-border capital flows. To deepen the structural reform of the financial supply side, it is necessary to establish a reform concept that respects common sense, respect for laws and laws, clarify the focus of reform at all levels, and form a standard system for judging the effectiveness of financial reform.

Key words: high-quality development, risk mitigation, financial reform

劳动供给转变、有为政府作用与人工智能时代开启

郭凯明¹ 王钰冰² 龚六堂³

【摘要】人工智能技术革命是机器由在工业经济时代主要替代人的体力劳动转变为在数字经济时代主要替代人的脑力劳动的更深层次和更广范围的工业革命，本文研究了机器应用和劳动供给转变对生产结构转型和分配结构演化的影响。本文发现只有在特定的经济结构中，机器应用、劳动供给转变或通用技术创新才能促进机器更多地替代人的脑力劳动和脑力密集型生产方式更多地替代体力密集型生产方式，进而开启人工智能时代。如果机器和人的替代弹性还不高，机器的脑力工作偏向型技术还不成熟，那么须发挥有为政府作用，通过加强数字基础设施建设实现结构转型升级的路径转换。为了稳定劳动收入份额，政府还应逐步加强加大机器收入税调节，形成工业革命红利由人民共享的新发展模式与效率和公平更加统一的新经济形态。

【关键词】人工智能 结构转型 有为政府 劳动供给 劳动收入份额

一、引言

新发展阶段中国将长期面临劳动供给和人口结构转变的基本背景，如何以技术红利释放对冲人口红利收缩，是中国着力推动高质量发展的重大课题。当前人工智能技术革命和数字经济产业变革在全球范围内方兴未艾、蓬勃发展，准确把握技术发展规律、积极发挥有为政府作用，在全球竞争格局演变中率先开启人工智能时代，将为中国促进经济结构转型升级、实现经济增长动能转换和推动高质量发展创造历史性机遇。党的二十大报告明确提出，要“构建新一代信息技术、人工智能、生物技术、新能源、新材料、高端装备、绿色环保等一批新的增长引擎”，“加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合，打造具有国际竞争力的数字产业集群。”事实上，回顾人类社会从农业经济到工业经济的发展历程，三次工业革命开启了生产方式的全方位变革，依次推动了工业经济的形成、发展和成熟，而资本深化带来的机器换人趋势贯穿始终。作为新一代战略性通用技术，人工智能技术与三次工业革命通用技术是有本质区别的，人工智能技术将把机器由主要替代人的体力劳动变革为主要替代人的脑力劳动，从而启动更深层次和更广范围的第四次工业革命，推动人类社会从工业经济迈入数字经济的新经济形态。世界主要国家均高度重视发展人工智能，纷纷出台战略规划和产业政策，数字经济国际竞争新格局正在形成演化中。

如何成功开启人工智能时代，不仅是通用技术创新的科技性问题，而且也是通用技术应用的经济学问题。从三次技术革命中引爆三次工业革命，都是在一定经济社会环境中实现的。开启人工智能时代依赖于什么经济结构和技术结构？决定人工智能的机器换人属性转变的经济力量是什么？如何发挥有为政府作用推动人工智能生产方式变革？这是本文研究的主要问题。本文的理论创新视角是人工智能推动了机器由在工业经济时代主要替代人的体力劳动变革为在数字经济时代主要替代人的脑力劳动，而附着人工智能技术的机器是被配置在脑力工作任务中还是被配置在体力工作任务中，就依赖于一定的经济技术结构特征。虽然劳动供给转变和机器应用都会加速生产过程的机器换人趋势，但机器是换了脑力工作的人还是换了体力工作的人，才是经济是否开启人工智能时代的标志。

从这一理论视角出发，本文建立了一个多部门动态一般均衡模型，其中刻画了机器和人在不同生产部门合作从事脑力工作任务和体力工作任务时的替代互补关系和技术结构特征，研究了机器应用和劳动供给

¹ 郭凯明，中山大学岭南学院

² 王钰冰，中山大学岭南学院

³ 龚六堂，北京工商大学国际经管学院，北京大学光华管理学院

转变对生产结构转型和分配结构演化的影响。之后本文进一步分别引入了数字基础设施和结构性财政补贴政策, 研究了这些政策对经济结构转型的影响。

本文创新了关于数字经济和结构转型的理论研究。当前已有大量文献拓展经济增长理论模型, 研究了数字经济对增长、分配与福利的影响(徐翔、赵墨非, 2020; 琼斯和托内特, 2020; 丛等, 2021; 柏培文、张云, 2021; 法布迪和维尔德坎普, 2021)。还有一些重要文献直接关注人工智能, 比如本泽尔等(2018)、阿西莫格鲁和雷斯特雷波(2018)、陈彦斌等(2019)、程文(2021)、阿西莫格鲁和雷斯特雷波(2022)把人工智能技术看作是机器换人的自动化过程, 阿吉翁等(2017)、格雷兹和迈克尔斯(2018)、杨飞和范从来(2020)、诺德豪斯(2021)把人工智能技术看作是要素扩展型技术, 研究了人工智能给经济增长和要素分配带来的深刻变革。这些文献有力推动了人工智能和数字经济在经济增长领域的研究发展, 但是很少直接关注其在经济结构转型中的重要作用, 也没有专门研究人工智能与自动化或与资本深化的区别。另一方面, 经济结构转型领域研究自本世纪以来逐步形成了较为成熟的研究范式(孔萨穆特等, 2001; 魏和皮萨里德斯, 2007; 阿西莫格鲁和圭列里, 2008), 最近一段时间在需求结构和分配结构等方面又取得了很多重要发展(乌伊等, 2013; 郭凯明等, 2020a; 徐朝阳、张斌, 2020; 郭等, 2021; 赫伦多夫等, 2021; 徐朝阳、王韡, 2021; 布埃拉等, 2022), 不少研究也直接关注人口结构和劳动供给推动经济结构转型的理论机制和定量影响(洛伊希娜和特诺夫斯基, 2016; 颜色等, 2021; 克拉维诺等, 2022; 颜色等, 2022)。但是直接关注数字经济和人工智能对经济结构转型的影响的文献还较少, 郭凯明(2019)、郭凯明等(2020b)、郭凯明和王钰冰(2022)研究了人工智能和新型基础设施对经济结构转型的重要影响, 但也没有关注到人工智能技术变革生产方式的结构性特征本身依赖于一定的经济社会条件。与现有文献相比, 本文从人工智能推动机器由主要替代人的体力劳动变革为主要替代人的脑力劳动的崭新视角出发, 分析了人工智能技术革命产生的经济结构条件和有为政府作用, 对数字经济和结构转型的理论研究具有重要贡献。

二、模型框架

模型中所有市场是完全竞争的。供给方面由一个最终品生产部门和两个中间品生产部门组成。用下标 $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ 表示时期。两个中间品生产部门用下标 $j \in \{1, 2\}$ 进行区分。最终品生产部门用一个代表性企业行为刻画。该企业以 P_{1t} 和 P_{2t} 的价格购买两个中间品生产部门的产出 Y_{1t} 和 Y_{2t} , 生产最终品 $Q_t = \left[(\omega_1)^{1/\varepsilon} (Y_{1t})^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} + (\omega_2)^{1/\varepsilon} (Y_{2t})^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} \right]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}$ 。参数 $\omega_j, \varepsilon > 0$ 为常数。把最终品作为计价物, 其价格标准化为 1。求解企业利润最大化问题, 可以得到:

$$\frac{P_{1t} Y_{1t}}{P_{2t} Y_{2t}} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_{1t}}{P_{2t}} \right)^{1-\varepsilon} \quad (1)$$

两个中间品生产部门分别用一个代表性企业行为刻画。这两个企业的生产过程分为脑力工作任务和体力工作任务, 用上标 m 和 p 进行区分。脑力和体力工作任务又分别包括一系列子任务, 设定子任务分布在 $[0, 1]$ 区间, 用 $s \in [0, 1]$ 进行区分。中间品生产部门 j 的生产过程中, 脑力工作任务的子任务 s 使用劳动 $l_{jt}^m(s)$ 和机器 $d_{jt}^m(s)$ 生产产出 $n_{jt}^m(s)$, 体力工作任务的子任务 s 使用劳动 $l_{jt}^p(s)$ 和机器 $d_{jt}^p(s)$ 生产产出 $n_{jt}^p(s)$, 分别满足:

$$n_{jt}^m(s) = \left[\gamma_{Lt}^m \left(l_{jt}^m(s) \right)^{(\kappa^m-1)/\kappa^m} + \gamma_{Dt}^m \left(d_{jt}^m(s) \right)^{(\kappa^m-1)/\kappa^m} \right]^{\kappa^m/(\kappa^m-1)} \quad (2)$$

$$n_{jt}^p(s) = \left[\gamma_{Lt}^p (l_{jt}^p(s))^{\frac{(\kappa^p-1)}{\kappa^p}} + \gamma_{Dt}^p (d_{jt}^p(s))^{\frac{(\kappa^p-1)}{\kappa^p}} \right]^{\kappa^p/(\kappa^p-1)}$$

其中，参数 $\kappa^m > 0$ 和 $\kappa^p > 0$ ，分别表示脑力工作任务和体力工作任务中机器和人的替代弹性。变量

$\gamma_{Lt}^m, \gamma_{Dt}^m, \gamma_{Lt}^p, \gamma_{Dt}^p$ 分别表示脑力工作任务和体力工作任务中的劳动扩展型技术和机器扩展型技术。脑力和体力

工作任务中所有子任务形成了脑力要素 N_{jt}^m 和体力要素 N_{jt}^p ，满足：

$$N_{jt}^m = \left[\int_0^1 (n_{jt}^m(s))^{\frac{(\rho^m-1)}{\rho^m}} ds \right]^{\rho^m/(\rho^m-1)} \quad (3)$$

$$N_{jt}^p = \left[\int_0^1 (n_{jt}^p(s))^{\frac{(\rho^p-1)}{\rho^p}} ds \right]^{\rho^p/(\rho^p-1)}$$

其中， $\rho^m > 0$ 和 $\rho^p > 0$ 为常数，分别表示脑力工作子任务和体力工作子任务之间的替代弹性。脑力要素

和体力要素生产形成中间品 Y_{jt} ，满足： $Y_{jt} = (\alpha_j^m)^{-\alpha_j^m} (\alpha_j^p)^{-\alpha_j^p} (N_{jt}^m)^{\alpha_j^m} (N_{jt}^p)^{\alpha_j^p}$ 。其中， $0 < \alpha_j^m, \alpha_j^p < 1$ 为常数，

满足 $\alpha_j^m + \alpha_j^p = 1$ 。用 v_{Lt} 和 v_{Dt} 分别表示劳动工资和机器租金。求解企业利润最大化问题，可知在脑力工作

任务或体力工作任务中，所有子任务的产出、劳动投入、机器投入均相等，脑力要素 N_{jt}^m 和体力要素 N_{jt}^p 分别满足：

$$N_{jt}^m = \left[\gamma_{Lt}^m (L_{jt}^m)^{\frac{(\kappa^m-1)}{\kappa^m}} + \gamma_{Dt}^m (D_{jt}^m)^{\frac{(\kappa^m-1)}{\kappa^m}} \right]^{\kappa^m/(\kappa^m-1)} \quad (4)$$

$$N_{jt}^p = \left[\gamma_{Lt}^p (L_{jt}^p)^{\frac{(\kappa^p-1)}{\kappa^p}} + \gamma_{Dt}^p (D_{jt}^p)^{\frac{(\kappa^p-1)}{\kappa^p}} \right]^{\kappa^p/(\kappa^p-1)}$$

其中，变量 $L_{jt}^m = \int_0^1 l_{jt}^m(s) ds$ 、 $D_{jt}^m = \int_0^1 d_{jt}^m(s) ds$ 、 $L_{jt}^p = \int_0^1 l_{jt}^p(s) ds$ 、 $D_{jt}^p = \int_0^1 d_{jt}^p(s) ds$ 分别表示脑力工作任务和

体力工作任务中的劳动投入和机器投入。两个中间品生产部门使用的脑力要素之和 $N_t^m = N_{1t}^m + N_{2t}^m$ 和体力要素

之和 $N_t^p = N_{1t}^p + N_{2t}^p$ 分别满足：

$$N_t^m = \left[\gamma_{Lt}^m (L_t^m)^{\frac{(\kappa^m-1)}{\kappa^m}} + \gamma_{Dt}^m (D_t^m)^{\frac{(\kappa^m-1)}{\kappa^m}} \right]^{\kappa^m/(\kappa^m-1)} \quad (5)$$

$$N_t^p = \left[\gamma_{Lt}^p (L_t^p)^{\frac{(\kappa^p-1)}{\kappa^p}} + \gamma_{Dt}^p (D_t^p)^{\frac{(\kappa^p-1)}{\kappa^p}} \right]^{\kappa^p/(\kappa^p-1)}$$

其中， $L_t^m = L_{1t}^m + L_{2t}^m$ 、 $L_t^p = L_{1t}^p + L_{2t}^p$ 、 $D_t^m = D_{1t}^m + D_{2t}^m$ 、 $D_t^p = D_{1t}^p + D_{2t}^p$ 分别表示从事脑力和体力工作任务的

劳动和机器。用 w_t^m 和 w_t^p 表示脑力和体力要素的单位使用成本，满足：

$$\alpha_j^m P_{jt} Y_{jt} = w_t^m N_{jt}^m, \quad \alpha_j^p P_{jt} Y_{jt} = w_t^p N_{jt}^p \quad (6)$$

$$w_t^m \left[\gamma_{L_t}^m (L_t^m)^{\frac{\kappa^m-1}{\kappa^m}} + \gamma_{D_t}^m (D_t^m)^{\frac{\kappa^m-1}{\kappa^m}} \right]^{\frac{1}{\kappa^m-1}} \gamma_{D_t}^m (D_t^m)^{-\frac{1}{\kappa^m}} = w_t^p \left[\gamma_{L_t}^p (L_t^p)^{\frac{\kappa^p-1}{\kappa^p}} + \gamma_{D_t}^p (D_t^p)^{\frac{\kappa^p-1}{\kappa^p}} \right]^{\frac{1}{\kappa^p-1}} \gamma_{D_t}^p (D_t^p)^{-\frac{1}{\kappa^p}} = v_{D_t} \quad (7)$$

$$w_t^m \left[\gamma_{L_t}^m (L_t^m)^{\frac{\kappa^m-1}{\kappa^m}} + \gamma_{D_t}^m (D_t^m)^{\frac{\kappa^m-1}{\kappa^m}} \right]^{\frac{1}{\kappa^m-1}} \gamma_{L_t}^m (L_t^m)^{-\frac{1}{\kappa^m}} = w_t^p \left[\gamma_{L_t}^p (L_t^p)^{\frac{\kappa^p-1}{\kappa^p}} + \gamma_{D_t}^p (D_t^p)^{\frac{\kappa^p-1}{\kappa^p}} \right]^{\frac{1}{\kappa^p-1}} \gamma_{L_t}^p (L_t^p)^{-\frac{1}{\kappa^p}} = v_{L_t} \quad (8)$$

家庭方面劳动供给为 L_t ，劳动工资为 $v_{L_t} L_t$ ，家庭拥有机器 D_t ，获得机器租金 $v_{D_t} D_t$ 。家庭收入的 s_{D_t} 比例用于储蓄，储蓄形成了投资 I_t ，用于机器的积累，于是有：

$$I_t = s_{D_t} (v_{L_t} L_t + v_{D_t} D_t), \quad D_{t+1} = (1 - \delta_D) D_t + I_t \quad (9)$$

其中， $0 < \delta_D < 1$ 为机器折旧率。每一期 L_t 和初期 D_0 外生给定。市场出清条件为：

$$L_t = L_{1t}^m + L_{1t}^p + L_{2t}^m + L_{2t}^p, \quad D_t = D_{1t}^m + D_{1t}^p + D_{2t}^m + D_{2t}^p \quad (10)$$

三、理论分析

这一部分关注劳动供给转变和机器应用对生产结构和分配结构的影响。所有变量省略下标 t 。用劳动供给总量 L 的降低来反映劳动供给转变过程，用机器供给总量 D 的提高来反映机器应用过程。定义 $x_L = L^m / L$ 和 $x_D = D^m / D$ ，分别表示生产过程中劳动和机器用于脑力工作任务的比重。定义 $z^m = N_1^m / N^m$ ， $z^p = N_1^p / N^p$ ， $z^y = P_1 Y_1 / (P_1 Y_1 + P_2 Y_2)$ ，分别表示脑力要素、体力要素和产出在生产部门 1 的比重。不失一般性地，假设 $\alpha_1^m > \alpha_2^m$ ，即生产部门 1 是脑力密集型生产部门，生产部门 2 是体力密集型生产部门。变量 x_L, x_D, z^m, z^p, z^y 满足：①

$$\frac{\alpha_2^m}{\alpha_1^m} \frac{z^m}{1 - z^m} = \frac{\alpha_2^p}{\alpha_1^p} \frac{z^p}{1 - z^p} = \frac{z^y}{1 - z^y} \quad (11)$$

$$\frac{z^m}{1 - z^m} = \frac{\alpha_1^m}{\alpha_2^m} \left[\frac{(\alpha_1^m)^{-\alpha_1^m} (\alpha_1^p)^{-\alpha_1^p}}{(\alpha_2^m)^{-\alpha_2^m} (\alpha_2^p)^{-\alpha_2^p}} \right]^{\frac{(\varepsilon-1)/\varepsilon}{\kappa^m-1}} \left(\frac{\omega_1}{\omega_2} \right)^{1/\varepsilon} \frac{(z^m)^{\alpha_1^m (\varepsilon-1)/\varepsilon}}{(1 - z^m)^{\alpha_2^m (\varepsilon-1)/\varepsilon}} \frac{(z^p)^{\alpha_1^p (\varepsilon-1)/\varepsilon}}{(1 - z^p)^{\alpha_2^p (\varepsilon-1)/\varepsilon}} \left(\frac{N^m}{N^p} \right)^{(\alpha_1^m - \alpha_2^m)(\varepsilon-1)/\varepsilon} \quad (12)$$

$$\frac{(x_L)^{1/\kappa^m}}{(1 - x_L)^{1/\kappa^p}} L^{\frac{1}{\kappa^m} - \frac{1}{\kappa^p}} = \frac{\alpha_1^m}{\alpha_1^p} \frac{\gamma_{L_t}^m}{\gamma_{L_t}^p} \frac{z^p}{z^m} \frac{(N^m)^{(1-\kappa^m)/\kappa^m}}{(N^p)^{(1-\kappa^p)/\kappa^p}} \quad (13)$$

$$\frac{\gamma_L^m (1-x_L)^{1/\kappa^p} L^{1/\kappa^p}}{\gamma_D^m (1-x_D)^{1/\kappa^p} D^{1/\kappa^p}} = \frac{\gamma_L^p (x_L)^{1/\kappa^m} L^{1/\kappa^m}}{\gamma_D^p (x_D)^{1/\kappa^m} D^{1/\kappa^m}} \quad (14)$$

本文重点关注生产结构和分配结构的变化，前者用 x_D, z^y 的变化衡量，后者用劳动和机器的收入之比 $(v_L L)/(v_D D)$ 的变化衡量。定义人工智能时代为随着机器应用（ D 提高），更多比重的新增机器用于脑力工作任务（ x_D 提高），且脑力密集型生产部门比重上升（ z^y 提高）的生产结构转型过程。引入变量 $\theta_L^m, \theta_D^m, \theta_L^p, \theta_D^p$ 分别表示脑力工作任务和体力工作任务中劳动和机器的产出弹性。对(11)-(14)式进行比较静态分析，得到如下结论。

结论 1：劳动供给转变和机器应用对生产结构转型的影响方向相同，对配置在脑力工作任务中的机器比重和脑力密集型生产部门比重的影响方向取决于脑力工作任务和体力工作任务中机器和人之间的替代弹性、机器的产出弹性、脑力密集型生产部门和体力密集型生产部门之间的替代弹性，即：

$$\frac{d \log x_D}{d \log D} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log x_D}{d \log L} < 0 \Leftrightarrow \frac{1}{\kappa^m} \left(\frac{1}{\kappa^p} - \frac{1}{\Delta} \right) \theta_L^p > \frac{1}{\kappa^p} \left(\frac{1}{\kappa^m} - \frac{1}{\Delta} \right) \theta_L^m \quad (15)$$

$$\frac{d \log z^y}{d \log D} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log z^y}{d \log L} < 0 \Leftrightarrow (\varepsilon - 1)(\theta_D^m - \theta_D^p) > 0 \quad (16)$$

其中，变量 $\Delta = 1 + (\varepsilon - 1)(\alpha_1^m - \alpha_2^m)(z^m - z^p)$ 。为了理解结论 1，分两种情形进行讨论。

特殊情形 1： $\kappa^m = \kappa^p = 1$ 。此时，(15)式和(16)式变为：

$$\frac{d \log x_D}{d \log D} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log x_D}{d \log L} < 0 \Leftrightarrow \frac{d \log z^y}{d \log D} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log z^y}{d \log L} < 0 \Leftrightarrow (\varepsilon - 1)(\gamma_D^m - \gamma_D^p) > 0$$

在特殊情形 1 时，脑力工作任务和体力工作任务中机器和人之间的替代弹性均为 1，没有差别。此时劳动供给转变和机器应用对生产结构转型的影响方向取决于机器的产出弹性和两个生产部门之间的替代弹性。随着劳动供给转变或机器应用，在两个生产部门之间替代弹性较高时，如果脑力工作任务中机器的产出弹性高于体力工作任务，那么配置在脑力工作任务中的机器比重会上升，脑力密集型生产部门比重也会提高。反之亦然。这是因为，脑力工作任务中机器的产出弹性高于体力工作任务中机器的产出弹性，意味着机器应用后脑力要素与体力要素之比将会提高，同时脑力工作任务中劳动的产出弹性低于体力工作任务中劳动的产出弹性，意味着劳动供给转变后脑力要素与体力要素之比也会提高。这就会降低脑力要素与体力要素的使用成本之比，从而进一步降低脑力密集型生产部门与体力密集型生产部门的产品相对价格。在两个生产部门之间替代弹性较高时，脑力密集型生产部门的产品相对需求就会更大幅度上升，大于其产品相对价格下降的幅度，从而提高脑力密集型生产部门比重。这就会促使机器更多配置在脑力工作任务以提供更多脑力密集型产品。

特殊情形 2： $\varepsilon = 1$ 。此时，(15)式和(16)式变为：

$$\frac{d \log x_D}{d \log D} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log x_D}{d \log L} < 0 \Leftrightarrow (\kappa^m - 1)\theta_L^m > (\kappa^p - 1)\theta_L^p, \quad \frac{d \log z^y}{d \log D} = \frac{d \log z^y}{d \log L} = 0$$

在特殊情形 2 时，脑力密集型和体力密集型生产部门之间的替代弹性为 1，脑力密集型生产部门比重不会变化。此时劳动供给转变和机器应用的影响机制取决于脑力和体力工作任务中机器和人的替代弹性和

产出弹性。随着劳动供给转变或机器应用, 在脑力工作任务中机器和人的替代弹性相对较高时, 配置在脑力工作任务中的机器比重会上升。反之亦然。这是因为, 随着劳动供给转变或机器应用, 机器相对劳动的成本更低, 如果脑力工作任务中机器和人的替代弹性相对较高, 那么企业就会把更大比例的机器配置在脑力工作任务中去替代人。此时机器是否会更多配置在脑力工作任务中不仅取决于脑力工作任务和体力工作任务中机器和人的替代弹性的差别, 而且还取决于机器(或人)在脑力工作任务和体力工作任务中的产出弹性的差别。即使机器和人的替代弹性在脑力和体力工作任务中都较低, 只要机器在脑力工作任务中产出弹性较高, 企业仍会把更大比例的机器配置到脑力工作任务。

根据结论 1, 当机器和人的替代弹性较低而生产部门之间替代弹性较高时, 机器在脑力和体力工作任务中产出弹性的差别对劳动供给转变和机器深化的影响效应有着重要作用:

$$\theta_D^m > \theta_D^p \Leftrightarrow \frac{\gamma_D^m/\gamma_D^p}{\gamma_L^m/\gamma_L^p} > \left(\frac{D^m}{L^m} \right)^{1/\kappa^m - 1/\kappa^p} \quad (17)$$

定义机器(或劳动)的脑力工作偏向型技术为机器(或劳动)在脑力工作任务和体力工作任务中的扩展型技术之比 γ_D^m/γ_D^p (或 γ_L^m/γ_L^p)。此时由(17)式, 只有在机器的脑力工作偏向型技术超过一定阈值时, 机器在脑力工作任务中的产出弹性才会高于在体力工作任务中的产出弹性, 才可能促使劳动供给转变和机器应用推动机器更多配置在脑力工作任务中, 提高脑力密集型生产部门比重, 进而开启人工智能时代。

结论 1 给出了人工智能时代开启的前提条件, 在脑力工作任务中机器的产出弹性与机器和人的替代弹性较高, 且脑力密集型和体力密集型生产部门产出之间的替代弹性较高时, 机器应用将会促进更大比例的机器替代人的脑力工作任务, 促进脑力密集型生产方式替代体力密集型生产方式, 从而开启人工智能时代。劳动供给转变与机器应用的影响机制和影响方向是一致的, 劳动供给转变将会强化机器应用的影响。但劳动供给转变和机器应用都不必然会开启人工智能时代。在机器和人在脑力工作任务中的替代弹性较低时, 如果机器的脑力工作偏向型技术水平较低, 使得机器在脑力工作任务中的产出弹性也会相对较低, 此时劳动供给转变和机器应用反而会促使机器替代人的体力劳动, 提高体力密集型生产部门比重。只有在机器的脑力工作偏向型技术超过一定水平时, 才有可能开启人工智能时代, 经济呈现越来越高比例的机器替代人的脑力工作、且脑力密集型生产部门比重逐渐提高的转型趋势。

结论 2: 劳动供给转变和机器应用对分配结构转型的影响方向相同, 对劳动收入份额的影响方向取决于脑力工作任务和体力工作任务中机器和人之间的替代弹性、脑力密集型生产部门和体力密集型生产部门之间的替代弹性, 即:

$$\frac{d \log(v_L L/v_D D)}{d \log D} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log(v_L L/v_D D)}{d \log L} < 0 \Leftrightarrow \kappa^m \kappa^p \Delta \Omega < 1 \quad (18)$$

$$\text{其中, 变量 } \Omega = \frac{1}{\kappa^m \kappa^p} (\theta_D^m - \theta_D^p) (x_D - x_L) + \frac{1}{\Delta} \left\{ \frac{1}{\kappa^m} [\theta_D^p (1 - x_L) + \theta_L^p (1 - x_D)] + \frac{1}{\kappa^p} (\theta_D^m x_L + \theta_L^m x_D) \right\}.$$

特殊情形 1: $\kappa^m = \kappa^p = 1$ 。此时, (18)式变为:

$$\frac{d \log(v_L L/v_D D)}{d \log D} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log(v_L L/v_D D)}{d \log L} < 0 \Leftrightarrow \varepsilon < 1$$

在特殊情形 1 时, 劳动供给转变和机器应用对分配结构转型的影响方向取决于脑力密集型和体力密集型生产部门产出之间的替代弹性。随着劳动供给转变或机器应用, 在两个生产部门之间替代弹性较高时, 劳动收入份额将会下降。反之亦然。这是因为, 如果脑力工作任务中机器的产出弹性高于体力工作任务中机器的产出弹性, 那么劳动供给转变或机器应用降低了机器相对劳动的成本, 就会进一步降低脑力要素相对体力要素的使用成本, 进而降低脑力密集型生产部门的产品相对价格。由于两个生产部门产品之间的替

代弹性较高，相对价格下降的脑力密集型生产部门的产出比重反而会上升，即脑力密集型生产部门产品大幅替代了体力密集型生产部门产品。此时又由于脑力工作任务中机器的产出弹性较高，脑力密集型生产部门比重的上升就会更大比例地提高机器相对劳动的需求，降低劳动收入份额。同理可知如果体力工作任务中机器的产出弹性高于脑力工作任务，那么劳动收入份额也会降低。

特殊情形 2: $\varepsilon = 1$ 。此时，(18)式变为：

$$\frac{d \log(v_L L / v_D D)}{d \log D} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log(v_L L / v_D D)}{d \log L} < 0 \Leftrightarrow (\kappa^m - 1)[\theta_D^m x_L + \theta_L^m x_D] + (\kappa^p - 1)[\theta_D^p (1 - x_L) + \theta_L^p (1 - x_D)] < 0$$

在特殊情形 2 时，劳动供给转变和机器应用对分配结构转型的影响方向取决于脑力和体力工作任务中机器和人的替代弹性。随着劳动供给转变或机器应用，在脑力和体力工作任务中机器和人的替代弹性较高时，劳动收入份额会下降。反之亦然。这是因为，如果机器在脑力和体力工作任务中都易于替代人，那么劳动供给转变和机器应用都会促使企业在两类工作任务中大幅用机器替代人，从而降低对劳动的相对需求，降低劳动收入份额。但如果在脑力工作任务或体力工作任务中机器和人之间的互补性很强，那么劳动供给转变或机器深化反而会更大幅度提高该工作任务中对劳动的相对需求，进而提高劳动收入份额。

四、数值模拟

把模型每一期对应到每一年，模拟 50 年的经济结构转型过程。参数 α_j^m 决定了两个生产部门的脑力要素产出弹性，分别设定为 0.75 和 0.25，使生产部门 1 和 2 分别是脑力密集型和体力密集型生产部门。模型中两个生产部门刻画了两种不同生产方式，其产出之间替代弹性较高。参照西蒙诺夫斯卡和沃（2011）等相关研究关于同一细分行业或同一类型产品之间替代弹性的估计结果，这里设定两个生产部门产出的替代弹性 $\varepsilon = 4$ 。参数 ω_j 只影响两个生产部门比重的相对大小，不会显著影响其动态特征，为此设定 $\omega_1 = \omega_2 = 0.5$ 。设定脑力工作任务和体力工作任务中机器和人的替代弹性均大于 1，参数 κ^m 和 κ^p 均取值 1.5。不失一般性地，这里在 $\gamma_D^p + \gamma_L^p = \gamma_D^m + \gamma_L^m = 1$ 的环境中进行模拟，先直接设定 $\gamma_D^p = \gamma_L^p = 0.5$ ，然后依次把 γ_D^m 取值由 0.2 提高到 0.8，相应把 γ_L^m 取值由 0.8 降低到 0.2，模拟机器的脑力工作偏向型技术逐步提高过程。固定劳动供给总量 L 为 1，取第 1 期的机器数量为 1。设定机器折旧率 δ_D 为 0.05，并假设投资率 s_{D_t} 保持在 25%。中国剔除房地产开发和基础设施建设投资后的投资率在 20%-30% 之间，接近这里取值。把上述参数取值下的模型定义为基准模型。

图 1 给出了基准模型的模拟结果。可以看到，在机器应用过程中，劳动收入份额持续降低，但机器用于脑力工作任务的比重、脑力密集型生产部门产出比重的变化方向取决于机器的脑力工作偏向型技术。只有在机器的脑力工作偏向型技术水平相对较高的环境中，机器用于脑力工作任务的比重和脑力密集型生产部门产出比重才会随着机器应用呈现持续上升的动态转型过程，使经济进入人工智能时代。

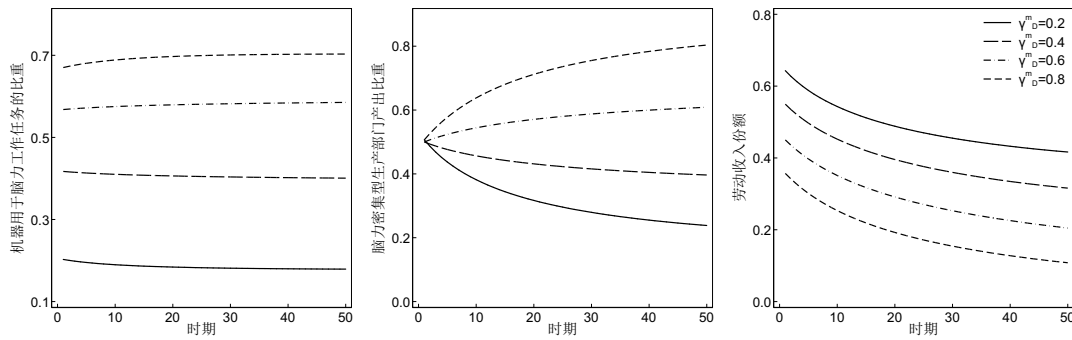


图 1 机器应用对生产结构和分配结构的影响

为了衡量劳动供给转变的影响, 在脑力工作任务中机器和劳动扩展型技术 γ_D^m 和 γ_L^m 分别取值 0.2 和 0.8 与分别取值 0.8 和 0.2 的两个模拟环境中, 分别令劳动供给总量年均下降 1% 和年均下降 2%。图 2 给出了模拟结果。与基准模型进行对比可以反映出劳动供给转变的影响。可以看到, 劳动供给转变与机器应用的影响方向是一致的, 劳动供给转变强化了机器应用的影响效应, 加速了机器换人过程, 但本身没有改变生产结构和分配结构的转型方向。

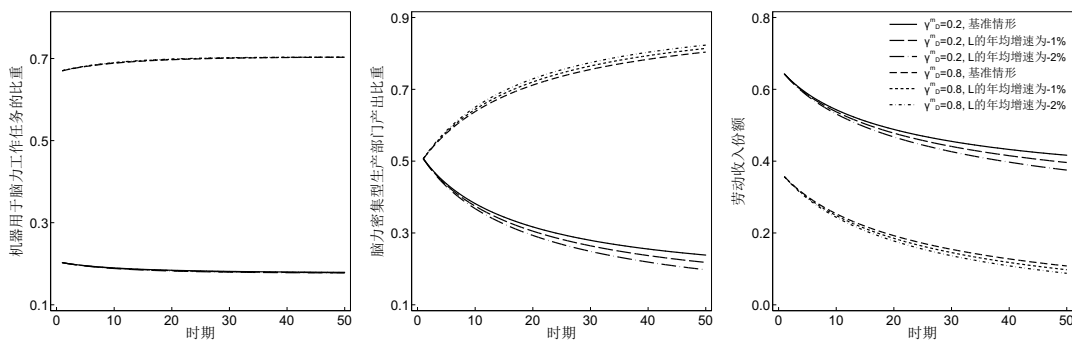


图 2 劳动供给转变对生产结构和分配结构的影响

为了评估脑力工作任务中机器和人的替代弹性的影响, 分别设定参数 κ^m 取值为 0.5、1.5 和 2.5。结果表明, 随着脑力工作任务中机器和人的替代弹性下降, 相对而言体力工作任务中机器和人的替代弹性就会变得更高, 机器就更可能被配置到体力工作任务中去替代人的劳动, 机器用于脑力工作任务的比重就更可能下降。因此, 脑力工作任务中机器和人的替代弹性对人工智能技术革命是否产生起着重要作用。特别地, 此时脑力工作任务中机器的产出弹性下降, 体力工作任务中机器的产出弹性上升, 当前者低于后者时, 脑力密集型生产部门产出比重就会持续下降。在脑力工作任务中机器和人的替代弹性较低时, 二者呈现较强的互补关系, 此时机器应用就会大幅提高脑力工作任务对劳动的相对需求, 从而有助于提高劳动收入, 因此劳动收入份额的降幅就会收窄, 甚至转为上升。

为了评估体力工作任务中机器和人的替代弹性的影响, 分别设定参数 κ^p 取值为 0.5、1.5 和 2.5。结果表明, 随着体力工作任务中机器和人的替代弹性下降, 相对而言脑力工作任务中机器和人的替代弹性就会变得更高, 机器就更可能被配置到脑力工作任务中去替代人的劳动, 机器用于脑力工作任务的比重就更可能上升。因此, 体力工作任务中机器和人的替代弹性对人工智能技术革命是否产生也同样起着重要作用。特别地, 此时脑力工作任务中机器的产出弹性上升, 体力工作任务中机器的产出弹性下降, 当前者大于后者时, 脑力密集型生产部门产出比重就会持续提高。在体力工作任务中机器和人的替代弹性较低时, 二者呈现较强的互补关系, 因此劳动收入份额的降幅也会显著收窄。

为了评估脑力密集型和体力密集型生产部门产品替代弹性的影响,分别设定参数 ε 取值为0.5、2和4。结果表明,在机器的脑力工作偏向型技术水平相对较低时,随着脑力密集型和体力密集型生产部门产品替代弹性下降,机器用于脑力工作任务的比重和脑力密集型生产部门产出比重的降幅均会收窄甚至转为上升,劳动收入份额降幅收窄。这是因为此时机器应用提高了体力要素与脑力要素之比,进而降低了体力密集型生产部门的相对价格。在两个生产部门产品替代弹性较低时,反而更可能会提高脑力密集型生产部门的比重,从而促使机器更多配置在脑力工作任务中。在机器的脑力工作偏向型技术水平相对较高时,随着脑力密集型和体力密集型生产部门产品替代弹性下降,机器用于脑力工作任务的比重和脑力密集型生产部门产出比重的升幅均会收窄甚至转为下降,劳动收入份额降幅也会收窄,其背后的经济机制也是完全等价的。

为了评估脑力密集型和体力密集型生产部门要素密集程度的影响,分别改变参数 α_1^m 取值为0.5或改变参数 α_2^m 取值为0.5。结果表明,当两个生产部门要素密集程度的差别缩小时,两个生产部门产出相对价格的变化幅度就会降低,因此无论是上升趋势还是下降趋势,脑力密集型生产部门产出比重的变化幅度都会缩小。这就降低了脑力密集型生产部门产出比重变化对脑力要素的相对需求的影响,甚至使机器用于脑力工作任务的比重的变化趋势发生转变。

五、数字基础设施建设的政策评估

这一部分考察政府开展数字基础设施建设对人工智能时代开启以及结构转型的影响。假设数字基础设施具有正外部性,同时提高了脑力工作任务和体力工作任务中的机器扩展型技术。正外部性使政府发挥有为作用具有一定必要性,但并不天然意味着政府开展数字基础设施建设就一定可以开启人工智能时代,还依赖于一定的经济结构条件。

用 G_t 表示数字基础设施存量,此时(2)式变为:

$$\begin{aligned} n_{jt}^m(s) &= \left[\gamma_{Lt}^m \left(l_{jt}^m(s) \right)^{(\kappa^m-1)/\kappa^m} + \gamma_{Dt}^m \left(G_t^{\eta^m} d_{jt}^m(s) \right)^{(\kappa^m-1)/\kappa^m} \right]^{\kappa^m/(\kappa^m-1)} \\ n_{jt}^p(s) &= \left[\gamma_{Lt}^p \left(l_{jt}^p(s) \right)^{(\kappa^p-1)/\kappa^p} + \gamma_{Dt}^p \left(G_t^{\eta^p} d_{jt}^p(s) \right)^{(\kappa^p-1)/\kappa^p} \right]^{\kappa^p/(\kappa^p-1)} \end{aligned} \quad (19)$$

其中,参数 $\eta^m \geq 0$ 和 $\eta^p \geq 0$ 为常数,衡量了数字技术设施对脑力工作任务和体力工作任务中机器扩展型技术的影响。假设 $\eta^m > \eta^p$,即数字基础设施更大幅度地提高了脑力工作任务中机器扩展型技术,也就是提高了机器的脑力工作偏向型技术。政府通过收取总量税收 T_t 为数字基础设施建设融资,于是家庭预算约束方程变为: $I_t = s_{Dt}(v_{Lt}L_t + v_{Dt}D_t - T_t)$ 。用 δ_G 表示数字基础设施的折旧率,于是其动态积累方程为:

$$G_{t+1} = (1 - \delta_G)G_t + T_t。$$

重新求解模型并进行比较静态分析,可知结论1和结论2依然成立。同样地,在机器和人的替代弹性较低而生产部门之间替代弹性较高时,只有当脑力工作任务中机器的产出弹性大于体力工作任务中机器的产出弹性时,机器应用和劳动供给转变才可能开启人工智能时代。依然用变量 $\theta_L^m, \theta_D^m, \theta_L^p, \theta_D^p$ 表示脑力工作任务和体力工作任务中劳动和机器的产出弹性,有:

$$\theta_D^m > \theta_D^p \Leftrightarrow \frac{\gamma_D^m / \gamma_D^p}{\gamma_L^m / \gamma_L^p} G^{\frac{\kappa^m - 1}{\kappa^m} \eta^m - \frac{\kappa^p - 1}{\kappa^p} \eta^p} > \left(\frac{D^m}{L^m} \right)^{1/\kappa^m - 1/\kappa^p} \quad (20)$$

由上式, 如果数字基础设施更大幅度地提高了脑力工作任务中机器扩展型技术, 那么政府加大数字基础设施建设, 就可能推动经济结构转型进入人工智能时代。因此, 虽然在存在数字基础设施的环境中机器应用和劳动供给转变的影响机制依然不变, 但是决定其影响方向的前提条件发生了变化。政府加大数字基础设施建设, 可能推动经济进入机器应用和劳动供给转变推动人工智能变革的内生路径, 实现经济结构转型的路径转换。

易于证明, 如果 η^m 和 η^p 同时为正, 那么数字基础设施的影响可以分离为 $G^{\eta^m - \eta^p}$ 和 G^{η^p} 的影响, 后者的影响与机器应用的影响机制是完全相同的。因此, 这里只需关注前者的影响。不失一般性地, 在 $\eta^m > 0$, $\eta^p = 0$ 的环境中进行讨论。此时可以得到如下结论。

结论 3: 数字基础设施对生产结构的影响方向取决于脑力和体力工作任务中机器和人的替代弹性、机器的产出弹性、脑力密集型 and 体力密集型生产部门之间的替代弹性:

$$\frac{d \log x_D}{d \log G} > 0 \Leftrightarrow \frac{\kappa^m - 1}{\kappa^m} \left[\left(\frac{1}{\kappa^m} - \frac{1}{\Delta} \right) \theta_D^m (1 - x_L) + \left(\frac{1}{\kappa^p} - \frac{1}{\Delta} \right) \theta_D^p x_L + \frac{1}{\Delta} \right] + \left[\frac{1}{\kappa^m} (1 - x_L) + \frac{1}{\kappa^p} x_L \right] \left(\frac{1}{\kappa^m} - \frac{1}{\Delta} \right) \theta_D^m > 0 \quad (21)$$

$$\frac{d \log z^y}{d \log G} > 0 \Leftrightarrow (\varepsilon - 1) \left\{ \frac{1}{\kappa^m} \theta_D^m [\theta_D^p (1 - x_L) + \theta_L^p (1 - x_D)] + \frac{1}{\kappa^p} \theta_D^p [\theta_D^m x_L + \theta_L^m x_D] + \frac{1}{\kappa^m} \frac{1}{\kappa^p} (\theta_D^m - \theta_D^p) x_D \right\} > 0 \quad (22)$$

特殊情形 1: $\kappa^m = \kappa^p = 1$ 。此时式(21)和式(22)变为:

$$\frac{d \log x_D}{d \log G} > 0 \Leftrightarrow \frac{d \log z^y}{d \log G} > 0 \Leftrightarrow \varepsilon > 1$$

在特殊情形 1 时, 数字基础设施对生产结构转型的影响方向取决于两个生产部门产出的替代弹性。随着数字基础设施提高, 在两个生产部门之间的替代弹性较高时, 数字基础设施提高了配置在脑力工作任务中的机器比重, 也提高了脑力密集型生产部门产出比重。反之亦然。这是因为, 数字基础设施更大幅度地提高了脑力工作任务中机器扩展型技术, 也就会更大幅度地提高脑力要素, 从而降低脑力要素与体力要素的使用成本之比。因此, 脑力密集型生产部门与体力密集型生产部门的产品相对价格也会随之下降, 在两个生产部门之间替代弹性较高时, 脑力密集型生产部门的产品相对需求就会更大幅度上升, 从而提高脑力密集型生产部门比重。这就会促使机器更多配置在脑力工作任务中, 以提供更多的脑力密集型产品。

特殊情形 2: $\varepsilon = 1$ 。此时式(21)和式(22)变为:

$$\frac{d \log x_D}{d \log G} > 0 \Leftrightarrow \frac{\kappa^m - 1}{\kappa^m} \left[\frac{1}{\kappa^p} \theta_L^m + \frac{\kappa^p - 1}{\kappa^p} (\theta_L^m (1 - x_L) + \theta_L^p x_L) \right] > 0, \quad \frac{d \log z^y}{d \log G} = 0$$

在特殊情形 2 时, 在脑力工作任务中机器和人的替代弹性较高 ($\kappa^m > 1$), 且脑力工作任务中机器的产出弹性低于体力工作任务中机器的产出弹性 ($\theta_L^m > \theta_L^p \Leftrightarrow \theta_D^m < \theta_D^p$) 时, 数字基础设施将会提高配置在脑力工作任务中的机器比重。这是因为, 数字基础设施更大幅度地提高了脑力工作任务中机器扩展型技术, 如果脑力工作任务中机器和人的替代弹性相对较高, 那么企业就倾向于把更大比例的机器配置在脑力工作任务中去替代人。特别是此时脑力工作任务中机器的产出弹性较低, 把机器配置在脑力工作任务中对脑力要素与体力要素的相对数量和相对使用成本的影响较小, 就更易于激励企业在脑力工作任务中用机器替代人。

结论 4: 数字基础设施对分配结构的影响方向取决于脑力工作任务和体力工作任务中机器和人之间的替代弹性、脑力密集型生产部门和体力密集型生产部门之间的替代弹性, 即:

$$\frac{d \log(v_L L / v_D D)}{d \log G} > 0 \Leftrightarrow \kappa^m \left(\frac{1}{\kappa^m} - \frac{1}{\Delta} \right) (\theta_L^m x_D + \theta_D^m x_L) > \left(1 - \frac{1}{\Delta} \right) x_D \quad (21)$$

特殊情形 1: $\kappa^m = \kappa^p = 1$ 。此时(21)式变为:

$$\frac{d \log(v_L L / v_D D)}{d \log G} > 0 \Leftrightarrow (\varepsilon - 1)(\gamma_D^m - \gamma_D^p) < 0$$

在特殊情形 1 时, 数字基础设施对分配结构转型的影响方向取决于两个生产部门之间的替代弹性。如果两个生产部门之间的替代弹性较高, 那么在脑力工作任务中机器的产出弹性高于体力工作任务中机器的产出弹性时, 就会带来劳动收入份额下降。反之亦然。这是因为, 数字基础设施更大幅度提高了脑力工作任务中机器扩展型技术, 就会增加脑力要素相对供给, 在两个生产部门之间的替代弹性较高时, 就会进而提高脑力密集型生产部门比重, 从而更大幅度提高脑力要素相对需求。如果脑力工作任务中机器的产出弹性高于体力工作任务中机器的产出弹性, 这就会进一步扩大对机器的相对需求, 从而降低劳动收入份额。

特殊情形 2: $\varepsilon = 1$ 。此时(21)式变为:

$$\frac{d \log(v_L L / v_D D)}{d \log G} > 0 \Leftrightarrow \kappa^m < 1$$

在特殊情形 2 时, 数字基础设施对分配结构转型的影响方向取决于脑力工作任务中机器和人的替代弹性。数字基础设施更大幅度地提高了脑力工作任务中机器扩展型技术, 就会促使企业用机器替代人的脑力劳动, 当脑力工作任务中机器和人的替代弹性较高时, 对劳动的相对需求就会大幅下降, 从而降低劳动收入份额。

通过数值模拟展示数字基础设施的定量影响。设定脑力工作任务中机器和劳动扩展型技术 γ_D^m 和 γ_L^m 分别取值 0.2 和 0.8, 来模拟机器的脑力工作偏向型技术相对较低的情形。设定数字基础设施的折旧率为 0, 投资率 (用 $s_G = T/Q$ 表示) 分别为 5% 和 10%。贾俊雪 (2017)、赵扶扬和陈斌开 (2021) 所选取的基础设施产出弹性基本在 0.2 以内, 这里设定参数 η^m 分别为 0.1、0.2、0.5 和 1.0。图 3 给出了此时的模拟结果。

可以看到, 在基准模型环境, 由于机器的脑力工作偏向型技术相对较低, 机器应用会降低机器用于脑力工作任务的比重和脑力密集型生产部门比重。如果加强数字基础设施建设, 提高数字基础设施建设投资率, 那么与前文理论分析相符, 机器应用就更可能提高机器用于脑力工作任务的比重和脑力密集型生产部门比重, 从而开启人工智能时代, 实现经济结构转型的路径转换。数字基础设施对脑力工作任务中机器扩展型技术的影响越大, 数字基础设施投资率越高, 那么数字基础设施建设就越可能改变结构转型路径。相对于提高脑力密集型生产部门产出比重, 数字基础设施建设更可能提高机器用于脑力工作任务的比重。但同时劳动收入份额会呈现出更为明显的下降趋势。

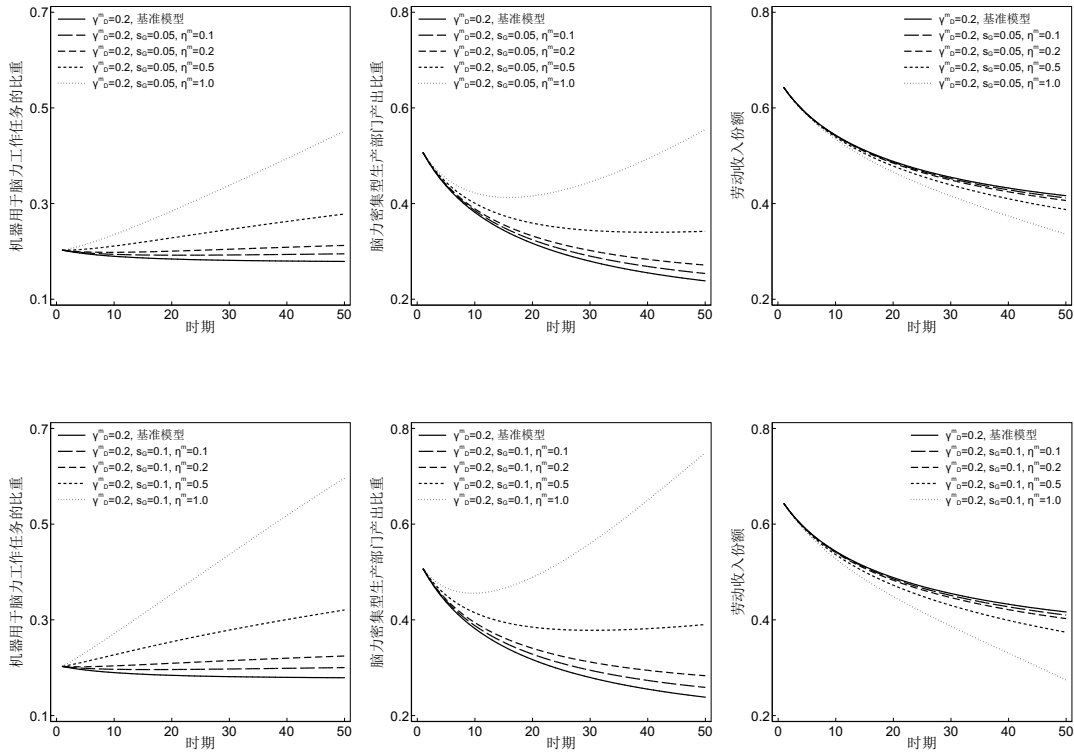


图 3 数字基础设施建设与经济结构转型路径变化

六、结构性财政补贴的政策评估

(一) 为机器从事脑力工作任务提供结构性财政补贴

政府为机器从事脑力工作任务和体力工作任务提供财政补贴，使企业将机器配置在脑力和体力工作任务中支付的租金成本分别为 $(1-\tau^m)v_{D_t}$ 和 $(1-\tau^p)v_{D_t}$ ，其中 $\tau^m, \tau^p \geq 0$ 为补贴率。政府收取总量税收 T_t 为补贴融资，满足预算平衡： $T_t = \tau^m v_{D_t} D_t^m + \tau^p v_{D_t} D_t^p$ 。重新求解模型均衡并进行比较静态分析，知只要 κ^m 和 κ^p 不足够低，结论 1 和 2 仍成立。在机器和人的替代弹性较低而生产部门之间替代弹性较高时，只有脑力工作任务中机器的产出弹性大于体力工作任务中机器的产出弹性，机器应用和劳动供给转变才可能开启人工智能时代。此时有：

$$\theta_D^m > \theta_D^p \Leftrightarrow \frac{\gamma_D^m / \gamma_D^p \left(\frac{1-\tau^p}{1-\tau^m} \right)^{(\kappa^p-1)/\kappa^p}}{\gamma_L^m / \gamma_L^p} > \left(\frac{D^m}{L^m} \right)^{1/\kappa^m - 1/\kappa^p} \Leftrightarrow \frac{\gamma_D^m / \gamma_D^p \left(\frac{1-\tau^p}{1-\tau^m} \right)^{(\kappa^m-1)/\kappa^m}}{\gamma_L^m / \gamma_L^p} > \left(\frac{D^p}{L^p} \right)^{1/\kappa^m - 1/\kappa^p} \quad (22)$$

在 $\kappa^p > 1$ 时，如果政府为机器从事脑力工作任务提供更大幅度的财政补贴，即 $\tau^m > \tau^p$ ，那么上式更可能成立，就可能推动经济结构转型进入人工智能时代。

设定 $\tau^m > 0$ ， $\tau^p = 0$ 的环境，模拟政府更大幅度为机器从事脑力工作任务提供补贴。

结论 5：只要脑力和体力工作任务中机器和人的替代弹性不足够低，政府为机器从事脑力工作任务提供结构性财政补贴，将会提高机器用于脑力工作任务的比重。在脑力密集型和体力密集型生产部门产出的

替代弹性较高时，会提高脑力密集型生产部门产出比重。反之亦然。即只要 κ^m 和 κ^p 不足够低，有：

$$\frac{d \log x_D}{d \tau^m} > 0, \quad \frac{d \log z^y}{d \tau^m} > 0 \Leftrightarrow \varepsilon > 1 \quad (23)$$

结论 5 背后的经济含义是比较直观的。在政府更大幅度地为机器从事脑力工作任务提供补贴时，将会激励企业更多把机器配置在脑力工作任务中，从而提高了机器用于脑力工作任务的比重。同时，政府财政补贴降低了脑力要素的使用成本，也就降低了脑力密集型生产部门产出的相对价格。在两个生产部门替代弹性较高时，脑力密集型生产部门产出就会大幅替代体力密集型生产部门产出，进而提高了脑力密集型生产部门产出比重。

结论 6：政府为机器从事脑力工作任务提供结构性财政补贴对分配结构的影响方向取决于脑力工作任务中机器和人之间的替代弹性，以及脑力工作任务和体力工作任务中机器和人的产出弹性的差别，即：

$$\frac{d \log (v_L L / v_D D)}{d \tau^m} > 0 \Leftrightarrow \frac{1}{\kappa^m} \theta_D^m (x_L - x_D) > \frac{1}{\Delta} (\theta_L^m x_D + \theta_D^m x_L) \quad (24)$$

结论 6 背后的经济含义如下。为机器从事脑力工作任务提供财政补贴首先会倾向于降低劳动收入份额，特别是当脑力工作任务中机器的产出弹性大于体力工作任务中机器的产出弹性（等价于 $x_L < x_D$ ）时，相对于体力工作任务，脑力工作任务是机器更加密集型的工作任务，这一机制就会被加强。但当脑力工作任务中机器的产出弹性小于体力工作任务中机器的产出弹性（等价于 $x_L > x_D$ ）时，如果脑力工作任务中机器和人的替代弹性较高（ $\kappa^m > 1$ ），那么就更能促使机器替代人，从而降低劳动收入份额。只有当脑力工作任务中机器和人的替代弹性非常低时，脑力工作任务中劳动收入份额才会倾向于上升，在从事脑力工作任务的劳动比重相对较高（ $x_L > x_D$ ）时，就可能拉动整体劳动收入份额上升。

通过数值模拟评估为机器从事脑力工作任务提供结构性财政补贴政策的定量影响。设定脑力工作任务中机器和劳动扩展型技术 γ_D^m 和 γ_L^m 分别取值 0.2 和 0.8 与分别取值 0.8 和 0.2，来模拟机器的脑力工作偏向型技术相对较低和相对较高的情形。分别设定政府为机器从事脑力工作任务提供的财政补贴率 τ^m 为 0.2 和 0.4。图 4 给出了此时的模拟结果。可以看到，政府为机器从事脑力工作任务提供结构性财政补贴将会提高机器用于脑力工作任务的比重和脑力密集型生产部门的产出比重，同时降低劳动收入份额。但在脑力工作偏向型技术相对较低时，仅靠这一财政补贴政策并不能改变转型路径，机器应用仍使机器更多用于体力工作任务，降低了脑力密集型生产部门产出比重。

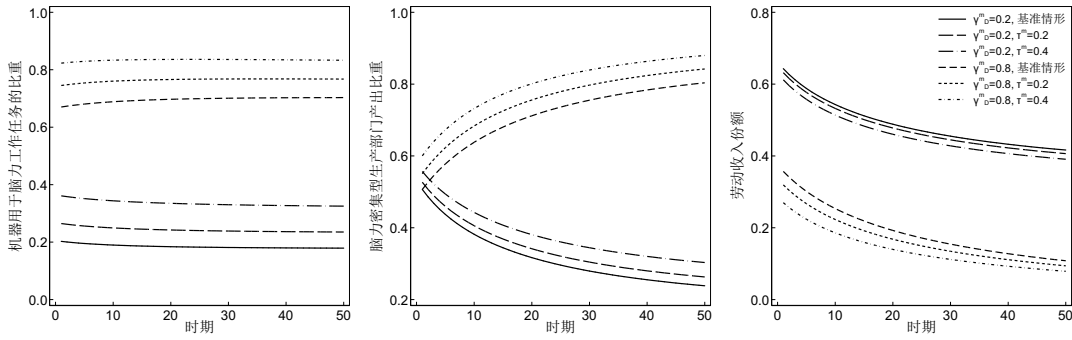


图 4 为机器从事脑力工作任务提供结构性财政补贴的政策影响

在人工智能时代开启后，对机器从事体力工作任务征收结构性税收，不仅可以提高劳动收入份额，而且也有利于促进机器更多地配置在脑力工作任务中，并扩大脑力密集型生产部门产出比重。为了模拟机器收入税收调节政策效应，这里设定脑力工作任务中机器和劳动扩展型技术 γ_D^m 和 γ_L^m 分别取值 0.8 和 0.2，此时基准模型模拟了人工智能时代。在这一环境中令 τ^m 或 τ^p 取值 -0.2 或 -0.4，来刻画机器收入税政策。图 5 给出了模拟结果。对机器收入征税可以较大幅度提高劳动收入份额。尽管对机器从事脑力工作任务征税不利于机器更多配置在脑力工作任务中，也会降低脑力密集型生产部门产出比重，但对机器从事体力工作任务征税可以对冲这一影响，并进一步提升劳动收入份额。

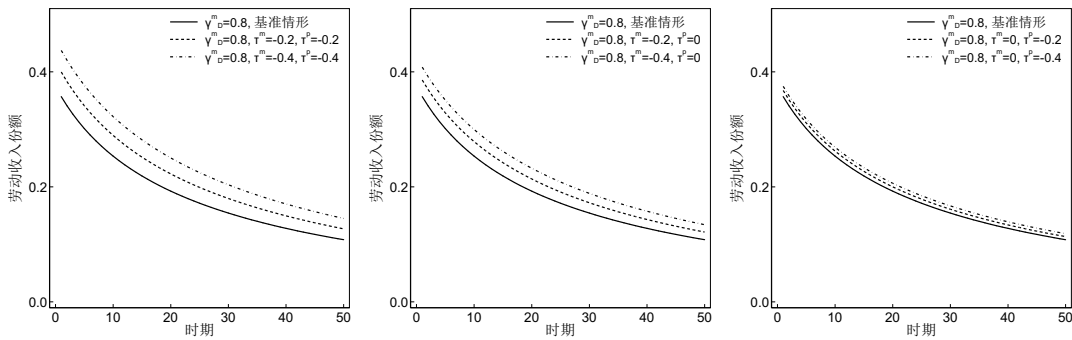


图 5 机器收入税对劳动收入份额的影响

(二) 为脑力劳动密集型生产部门提供结构性财政补贴

政府为两个生产部门分别提供财政补贴，使企业收入为 $(1+\tau_j)P_jY_j$ ， $\tau_j > 0$ 为补贴率。政府通过总量税 T_t 为补贴融资，满足预算平衡： $T_t = \tau_1 P_{1t} Y_{1t} + \tau_2 P_{2t} Y_{2t}$ 。重新求解模型均衡并进行比较静态分析，知结论 1 和 2 依然成立。只有脑力工作任务中机器的产出弹性大于体力工作任务中机器的产出弹性，机器应用和劳动供给转变才可能开启人工智能时代。此时有：

$$\theta_D^m > \theta_D^p \Leftrightarrow \frac{\gamma_D^m / \gamma_D^p}{\gamma_L^m / \gamma_L^p} > \left(\frac{D^m}{L^m} \right)^{1/\kappa^m - 1/\kappa^p} \quad (25)$$

如果政府为脑力劳动密集型生产部门提供更大幅度的财政补贴，即 $\tau_1 > \tau_2$ ，那么并不直接改变上式。

补贴率 τ_j 只会间接影响 D_m/L_m ，从而改变上式的方向，但只要 κ^m 和 κ^p 的差别不大，这一间接影响就不会起到主导作用。在 $\tau_1 > 0$ ， $\tau_2 = 0$ 环境中讨论，得到如下结论。

结论 7：政府为脑力劳动密集型生产部门提供结构性财政补贴，将会提高机器用于脑力工作任务的比重。在脑力密集型和体力密集型生产部门产出的替代弹性较高时，将会提高脑力密集型生产部门产出比重。反之亦然：

$$\frac{d \log x_D}{d \tau_1} > 0, \quad \frac{d \log z^y}{d \tau_1} > 0 \Leftrightarrow \varepsilon > 1 \quad (26)$$

结论 7 背后的经济含义如下。如果为脑力密集型生产部门提供更大幅度的补贴，那么就会扩大脑力密集型生产部门的相对实际产出，从而更大幅度地提高对脑力要素的相对需求，因此就会促使更多的机器配置到脑力工作任务中。由于财政补贴降低了脑力密集型生产部门产出价格，在两个生产部门替代弹性较高时，就会大幅提高脑力密集型生产部门的实际产量以替代体力密集型生产部门的产出，进而提高脑力密集型生产部门产出比重。反之亦然。

结论 8：如果机器在脑力工作任务中的产出弹性高于在体力工作任务中的产出弹性，那么政府为脑力劳动密集型生产部门提供结构性财政补贴会降低劳动收入份额。反之亦然：

$$\frac{d \log (v_L L / v_D D)}{d \tau_1} > 0 \Leftrightarrow \theta_D^m < \theta_D^p \quad (27)$$

结论 8 背后的经济含义如下。为脑力劳动密集型生产部门提供结构性财政补贴，提高了脑力密集型生产部门的实际产量。当机器在脑力工作任务中的产出弹性较大时，脑力工作任务中机器就会更加密集地被使用，那么脑力密集型生产部门的实际产量上升就会更大幅度地提高对机器的相对需求，从而降低劳动收入份额。反之亦然。结论 8 也意味着，在人工智能时代对脑力密集型生产部门提供更大幅度的补贴，就会降低劳动收入份额。

为了评估为脑力劳动密集型生产部门提供结构性财政补贴政策的影响，这里沿用基准模型中的参数和外生变量取值进行数值模拟。设定脑力工作任务中机器和劳动扩展型技术 γ_D^m 和 γ_L^m 分别取值 0.2 和 0.8 与分别取值 0.8 和 0.2，来模拟机器的脑力工作偏向型技术相对较低和相对较高的情形。分别设定政府为脑力劳动密集型生产部门提供的财政补贴率 τ_1 为 0.1 和 0.2。图 6 给出了此时的模拟结果。可以看到，政府为脑力劳动密集型生产部门提供结构性财政补贴，将会提高机器用于脑力工作任务的比重和脑力密集型生产部门的产出比重。在机器的脑力工作偏向型技术水平较低时，这一政策会提高劳动收入份额；在机器的脑力工作偏向型技术水平较高时，这一政策会降低劳动收入份额。而且在脑力工作偏向型技术相对较低时，仅靠这一财政补贴政策也无法改变转型路径，机器应用仍然使机器更多用于体力工作任务，也降低了脑力密集型生产部门产出比重。

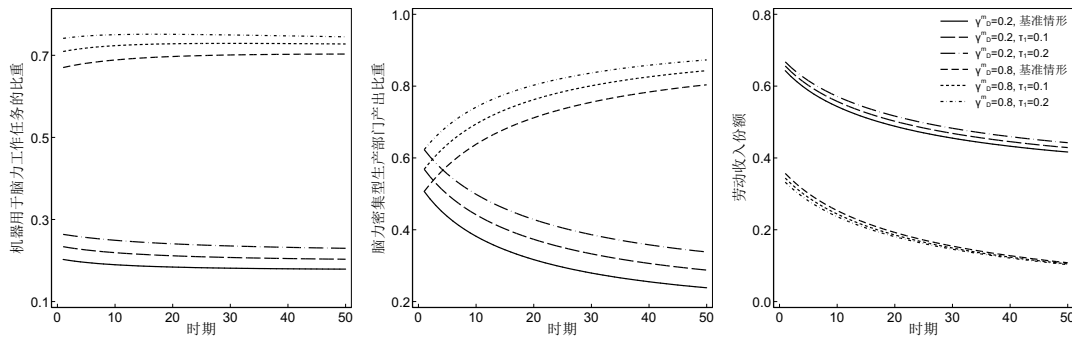


图6 为脑力密集型生产部门提供结构性财政补贴的政策影响

从每一期静态均衡看, 数字基础设施通过提高机器的脑力工作偏向型技术水平进而降低了使用有效机器的成本, 为机器从事脑力工作任务或为脑力密集型生产部门提供结构性财政补贴也直接或间接降低了使用机器的成本, 使得二者在每一期内的影响机制是类似的。但从动态均衡视角看, 数字基础设施可以不断积累, 进而持续提高机器的脑力工作偏向型技术水平, 因此其影响会不断加大; 而结构性财政补贴只是在每一期内激励更多比例的机器配置在脑力工作任务中, 而补贴带来的机器配置在脑力工作任务和体力工作任务上的成本差别、或脑力密集型和体力密集型生产部门的收入差别始终不变, 也没有直接提高机器数量或改变机器扩展型技术, 因此其影响就不会发生显著变化。

七、总结

本文研究了人工智能变革的经济结构条件和有为政府作用, 主要结论如下。第一, 劳动供给转变和机器应用对生产结构转型和分配结构演化的影响取决于脑力工作任务和体力工作任务中机器和人的替代弹性、机器的产出弹性、脑力密集型生产部门和体力密集型生产部门之间的替代弹性。在脑力工作任务中机器的产出弹性与机器和人的替代弹性较高, 且脑力密集型和体力密集型生产部门之间的替代弹性较高时, 机器应用和劳动供给转变会促进更大比例的机器替代人的脑力工作任务, 促进脑力密集型生产方式替代体力密集型生产方式, 从而开启人工智能时代。

第二, 在机器和人的替代弹性还不高, 机器的脑力工作偏向型技术还不成熟时, 劳动供给转变和机器应用并不会加速人工智能变革, 此时政府加强数字基础设施建设可以更大幅度提高脑力工作任务中机器扩展型技术, 从而促使经济进入机器应用和劳动供给转变推动人工智能变革的内生动态路径, 实现经济结构转型的路径转换。虽然为机器从事脑力工作任务或为脑力劳动密集型生产部门提供结构性财政补贴可以加速经济结构转型, 但如果无法大幅改变机器积累路径或机器的脑力工作偏向型技术水平, 就难以独立改变结构转型路径。

第三, 在机器和人之间的替代弹性较高或脑力密集型和体力密集型生产部门之间的替代弹性较高时, 劳动供给转变和机器应用会促进机器和人的替代或脑力密集型和体力密集型生产方式的替代, 进而降低劳动收入份额。为了稳定劳动收入份额、促进共同富裕, 政府发挥有为作用开启人工智能时代后, 应逐步加大对机器收入的征税力度, 特别是对机器从事体力工作任务征收结构性税收, 推动中国形成工业革命红利由人民共享的新发展模式与效率和公平更加统一的新经济形态。

基于研究结论, 本文提出如下四点政策建议。一是加快数字基础设施建设。本文研究表明, 如果数字基础设施显著提高了脑力工作任务中机器扩展型技术, 那么就应当积极发挥有为政府作用推动开启人工智能时代。建议政府为数字基础设施投资明确中长期发展目标和实施方案, 认定一批具有显著技术提升效应的中高端大型数字基础设施项目, 把国家重大工程项目向这些项目适度倾斜。优先保障数字基础设施的产业链供应链安全, 布局建设新一代超算、云计算、宽带基础网络等设施, 加快实施东数西算工程, 推动人

工智能平台和智能计算中心发展，构建一体化大数据中心体系。加快智慧城市和数字乡村建设，推动传统基础设施上云用数赋智，引导产业园区基础设施数字化转型。

二是加强人工智能技术基础研究。本文研究表明，开启人工智能时代需要机器与人的替代弹性或机器的脑力工作偏向型技术超过一定阈值，而这本身也高度依赖人工智能基础技术的突破创新和普及应用。建议政府加大基础研究财政投入力度，稳步提高人工智能技术研发经费比重，集中力量加强核心科技攻关，突破卡点瓶颈技术。组建人工智能国家实验室，设立人工智能国际创新中心，实施人工智能前沿基础理论重大科技项目，提升关键软件技术创新和供给能力。在国家重大科技基础设施建设中优先发展人工智能，鼓励国家自主创新示范区、高新技术产业开发区、经济技术开发区统筹开展人工智能原创性引领性技术研发。

三是加大结构性补贴力度。本文研究表明，即使结构性财政补贴难以显著改变机器扩展型技术，补贴政策本身也可以直接改善机器设备配置过程，提高脑力密集型生产部门比重。建议政府顺应技术发展规律，调整优化数字经济核心产业政策，针对一批人工智能和数字经济相关的重点行业和大型项目，实施更大力度的研发费用加计扣除等减税降费政策，并引导政府采购向相关产品与服务倾斜。加强知识产权保护力度，发挥好资本市场的资源配置功能，扶持一批专精特新企业，鼓励国有企业加大研发投入和加快智能设备更新改造，增强市场主体创新动力。支持建立全国统一的数据平台和开发端口，加快推动公共数据资源开放共享，发挥数据的规模经济效应释放数据红利。

四是加强收入再分配调节。本文研究表明，如果人工智能技术革命加速了机器和人的替代或脑力密集型和体力密集型生产方式的替代，那么可能会降低劳动收入份额，恶化收入分配格局。建议政府在人工智能技术应用相对成熟的行业和领域，逐步提高资本收入所得税累进程度，探索直接对机器人特别是从事体力工作任务的机器人征税，调节过高收入。加大公共教育投入力度，缩小区域城乡家庭之间和不同收入群体之间的公共服务差距，缓冲人工智能技术革命对就业市场的不均衡冲击。优化平台经济常态化监管体系，加强金融科技领域监管，建立健全数据权属界定、开放共享和流通交易的标准规范和交易平台，完善数据资产定价机制，保障人民分享数据收益②。

注释

① 这一部分理论分析的推导过程参见《管理世界》网络发行版附录 A1。

② 中外文人名（机构名）对照：琼斯（Jones）；托内特（Tonetti）；丛（Cong）；法布迪（Farboodi）；维尔德坎普（Veldkamp）；本泽尔（Benzell）；阿西莫格鲁（Acemoglu）；雷斯特雷波（Restrepo）；阿吉翁（Aghion）；格雷兹（Graetz）；迈克尔斯（Michaels）；诺德豪斯（Nordhaus）；孔萨穆特（Kongsamut）；魏（Ngai）；皮萨里德斯（Pissarides）；圭列里（Guerrieri）；乌伊（Uy）；郭（Guo）；赫伦多夫（Herrendorf）；布埃拉（Buera）；洛伊希娜（Leukhina）；特诺夫斯基（Turnovsky）；克拉维诺（Cravino）；西蒙诺夫斯卡（Simonovska）；沃（Vaughn）。

【参考文献】

- [1] 柏培文、张云：《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》，《经济研究》，2021年第5期。
- [2] 陈彦斌、林晨、陈小亮：《人工智能、老龄化与经济增长》，《经济研究》，2019年第7期。
- [3] 程文：《人工智能、索洛悖论与高质量发展：通用目的技术扩散的视角》，《经济研究》，2021年第10期。
- [4] 郭凯明：《人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动》，《管理世界》，2019年第7期。
- [5] 郭凯明、杭静、颜色：《资本深化、结构转型与技能溢价》，《经济研究》，2020a年第9期。
- [6] 郭凯明、潘珊、颜色：《新型基础设施投资与产业结构转型升级》，《中国工业经济》，2020b年第3期。
- [7] 郭凯明、王钰冰：《人工智能技术方向、时间配置结构转型与人类劳动变革远景》，《中国工业经济》，2022年第12期。
- [8] 贾俊雪：《公共基础设施投资与全要素生产率：基于异质企业家模型的理论分析》，《经济研究》，2017年第2期。
- [9] 徐朝阳、王韡：《部门异质性替代弹性与产业结构变迁》，《经济研究》，2021年第4期。
- [10] 徐朝阳、张斌：《经济结构转型期的内需扩展：基于服务业供给抑制的视角》，《中国社会科学》，2020年第1期。
- [11] 徐翔、赵墨非：《数据资本与经济增长路径》，《经济研究》，2020年第10期。
- [12] 颜色、郭凯明、段雪琴：《老龄化、消费结构与服务业发展》，《金融研究》，2021年第2期。
- [13] 颜色、郭凯明、杭静：《中国人口红利与产业结构转型》，《管理世界》，2022年第4期。
- [14] 杨飞、范从来：《产业智能化是否有利于中国益贫式发展？》，《经济研究》，2020年第5期。
- [15] 赵扶扬、陈斌开：《土地的区域间配置与新发展格局——基于量化空间均衡的研究》，《中国工业经济》，2021年第8期。
- [16] Acemoglu, D. and Guerrieri, V., 2008, "Capital Deepening and Non-balanced Economic Growth", *Journal of Political Economy*, vol. 116(3), pp.467~498.
- [17] Acemoglu, D. and Restrepo, P., 2018, "The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment", *American Economic Review*, vol. 108(6), pp.1488~1542.
- [18] Acemoglu, D. and Restrepo, P., 2022, "Demographics and Automation", *Review of Economic Studies*, vol. 89(1), pp.1~44.
- [19] Aghion, P., Jones, B. F. and Jones, C. I., 2017, "Artificial Intelligence and Economic Growth", NBER Working Paper, No. 23928.
- [20] Benzell, S. G., Kotlikoff, L. J., LaGarda, G. and Sachs, J. D., 2018, "Robots Are Us: Some Economics of Human Replacement", NBER Working Paper, No. 20941.
- [21] Buera, F. J., Kaboski, J. P., Rogerson, R. and Vizcaino, J. I., 2022, "Skill-Biased Structural Change", *Review of Economic Studies*, vol. 89(2), pp.592~625.
- [22] Cong, L. W., Xie, D. and Zhang, L., 2021, "Knowledge Accumulation, Privacy, and Growth in a Data Economy", *Management Science*, vol. 67(10), pp.6480~6492.
- [23] Cravino, J., Levchenko, A. and Rojas, M., 2022, "Population Aging and Structural Transformation", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 14(4), pp.479~498.
- [24] Farboodi, M. and Veldkamp, L., 2021, "A Growth Model of the Data Economy", NBER Working Paper, No. 28427.
- [25] Graetz, G. and Michaels, G., 2018, "Robots at Work", *Review of Economics and Statistics*, vol. 100(5), pp.753~768.
- [26] Guo, K., Hang, J. and Yan, S., 2021, "Servicification of Investment and Structural Transformation: The Case of China", *China Economic Review*, vol. 67, pp.1~25.
- [27] Herrendorf, B., Rogerson, R. and Valentinyi, A., 2021, "Structural Change in Investment and Consumption", *Review of Economic Studies*, vol. 88(3), pp.1311~1346.
- [28] Jones, C. I. and Tonetti, C., 2020, "Nonrivalry and the Economics of Data", *American Economic Review*, vol. 110(9), pp.2819~2858.

- [29] Kongsamut, P., Rebelo, S. and Xie, D., 2001, “Beyond Balanced Growth”, *Review of Economic Studies*, vol. 68(4), pp.869~882.
- [30] Leukhina, O. M. and Turnovsky, S. J., 2016, “Population Size Effects in the Structural Development of England”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 8(3), pp.195~229.
- [31] Ngai, L. R. and Pissarides, C. A., 2007, “Structural Change in a Multisector Model of Growth”, *American Economic Review*, vol. 97(1), pp.429~443.
- [32] Nordhaus, W., 2021, “Are We Approaching an Economic Singularity? Information Technology and the Future of Economic Growth”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 13(1), pp.299~332.
- [33] Simonovska, I. and Waugh, M. E., 2011, “Different Trade Models, Different Trade Elasticities?”, NBER Working Paper, No. 16796.
- [34] Uy, T., Yi, K.-M. and Zhang, J., 2013, “Structural Change in an Open Economy”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 60(6), pp.667~682.

Labor Supply, Well-functioning Government and the Era of Artificial Intelligence

Guo Kaiming, Wang Yubing and Gong Liutang

Abstract: The technological revolution of artificial intelligence (AI) is a profounder industrial revolution under which machines replace human's brain labor in the digital economy, other than replacing human's brawn labor in the industry economy. The paper studies the effects of machine utilization and labor supply on structural transformation and income distribution. We find that only with specific economic structures, the broad use of machines, the shrinking labor supply or the new general-purpose technology can initiate the AI era with widespread substitution between machines and human's brain labor, or between brain-labor-intensive and brawn-labor-intensive production. If the elasticity between machines and human's labor is low, or the brain-labor-biased technology of machines is low, then the well-functioning government should ramp up investment in digital infrastructure to switch the process of structural transformation. To stabilize the labor share, the government should also strengthen the income tax reform for machines, which may help form the new development mode with benefits of industrial revolution shared by people and new economy with more harmonious relationship between efficiency and equality.

Key Words: Artificial Intelligence, Structural Transformation, Well-functioning Government, Labor Supply, Labor Share

城市群政策的收入分配效应

——基于微观企业劳动收入份额视角的研究

江轩宇¹ 朱梦遥² 谢蓉蓉³

【摘要】基于国家持续推进新型城镇化建设和强调在高质量发展中促进共同富裕的现实背景,本文探讨了作为新型城镇化的主体形态和高质量发展重要动力源的城市群对劳动收入份额的影响。研究发现,城市群政策显著提高了区域内企业的劳动收入份额,表明城市群政策有助于优化初次收入分配制度,使得员工更好地分享企业的发展成果。进一步的研究结果表明:(1)促进市场公平竞争、降低企业垄断利润,缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资,以及增强自主研发强度是城市群政策提高企业劳动收入份额的重要作用路径;(2)城市群政策对企业劳动收入份额的影响存在一定的异质性,当企业所在地行政垄断水平较高、企业所处地区政府干预程度较高、企业的劳动资本互补关系较强时,城市群政策与劳动收入份额之间的正向关系更加显著;(3)城市群政策主要提高了普通员工而非高管的劳动收入份额,同时降低了企业内部薪酬差距,体现了共同富裕的内涵;(4)纳入城市群政策的中心城市和非中心城市的企业劳动收入份额均显著得到了提升,且不存在明显的外溢效应,排除了中心城市“虹吸效应”对本文研究结论的干扰。本文的研究结论不仅丰富了城市群政策经济后果及劳动收入份额影响因素领域的文献,也对如何在高质量发展中促进全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展提供了重要的政策启示。

【关键词】劳动收入份额;城市群政策;市场公平竞争;政府干预;自主研发强度

一、引言

习近平总书记在中央城镇化工作会议中指出,城镇化是现代化的必由之路,城镇化目标正确、方向对头,将有利于促进社会公平和共同富裕。《国家新型城镇化规划》明确把城市群作为中国新型城镇化发展的主体形态。但现有文献主要关注了城市群政策对经济发展的影响,而对其与共同富裕的关系缺乏探讨。收入分配政策是促进共同富裕的基础性制度安排,而劳动收入份额是初次分配的核心指标(刘亚琳等,2022),提高劳动收入份额是保证全体人民共享经济发展成果、实现共同富裕的重要机制(施新政等,2019;江轩宇和朱冰,2022;方明月等,2022)。因此,本文从上市公司劳动收入份额的角度考察了城市群政策的收入分配效应,以期更为全面地评价城市群规划的政策效应。同时,二十大报告指出,实现高质量发展和全体人民共同富裕是中国式现代化的本质要求。《“十四五”规划和2035年远景目标纲要》强调城市群是开拓高质量发展的重要动力源。故关于这一问题的探讨对如何推进中国式现代化也有重要的启示意义。

之所以选择上市公司的微观数据进行检验,本文主要基于以下两点考虑。第一,尽管从传统理论的角度,劳动收入份额属于宏观经济问题(贾琬和申广军,2016),但宏观劳动收入份额是微观企业劳动收入份

¹ 江轩宇,中央财经大学会计学院教授,博士生导师

² 朱梦遥,中央财经大学会计学院博士研究生

³ 谢蓉蓉,中央财经大学会计学院讲师

额的加总（王雄元和黄玉菁，2017）。从微观企业的角度理解劳动收入份额的聚集过程，有利于深入剖析劳动收入份额在微观层面的基本事实与影响机制（方军雄，2011）。并且伴随着资本市场的壮大，上市公司在中国经济中的作用日益凸显（方军雄，2011）。基于上市公司数据对劳动收入份额展开研究具有典型性和代表性。第二，现有文献（贾坤和申广军，2016；文雁兵和陆雪琴，2018；施新政等，2019）指出，使用公司层面的微观数据，能够有效避免使用宏观数据衡量劳动收入份额时存在的统计口径不同、数据平衡和修订等问题，缓解了数据层面度量问题对研究结论造成的干扰。

基于 2007-2020 年沪深两市 A 股上市公司数据，本文发现（1）城市群政策能够显著提高区域内企业的劳动收入份额，表明城市群政策有助于优化初次收入分配制度，让员工更好地分享企业的发展成果；（2）促进市场公平竞争、降低企业垄断利润，缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资，以及增强自主研发强度是城市群政策提高企业劳动收入份额的重要作用路径；（3）城市群政策对企业劳动收入份额的影响存在一定的异质性，当企业所在地行政垄断水平较高、企业所处地区政府干预程度较高以及企业的劳动-资本互补关系较强时，城市群政策与劳动收入份额之间的正向关系更加显著；（4）城市群政策主要提高了普通员工而非高管的劳动收入份额，同时降低了企业内部薪酬差距，体现了共同富裕的内涵；（5）纳入城市群的中心城市和非中心城市的企业劳动收入份额均显著得到了提升，且不存在明显的外溢效应，排除了中心城市“虹吸效应”¹对研究结论的干扰。

本文的研究贡献主要表现在以下三个方面。第一，拓展了劳动收入份额影响因素的研究视角。中国学者从区域发展与变革等特征维度对劳动收入份额变化的原因进行了有益探讨，发现地区性别失衡（魏下海等，2017）、要素市场分割（王宋涛等，2017）、企业空间集聚程度（张晓磊等，2018）、产业升级（周茂等，2018）、行政审批改革（郭小年和邵宜航，2021）和财政收入目标制定（张少辉等，2021）等因素对劳动收入份额具有重要影响。虽然同样立足于区域发展视角展开研究，但不同于前述文献主要着眼于区域自身的个体特征进行分析，本文重点探讨了区域之间的协同发展，即城市群政策对企业劳动收入份额的影响，进一步丰富了劳动收入份额决定因素领域的文献。

第二，丰富了城市群政策经济后果领域的相关研究。现有文献从城市发展（Portnov 和 Schwartz，2009；原倩，2016）、企业投资策略联动性（赵娜等，2017）、环境保护（张可，2018）、金融发展质量（刘倩等，2020）和地方税收竞争（龚锋等，2021）等维度检验了城市群政策的经济后果。但鲜有研究关注城市群政策对企业要素收入分配决策的影响。而企业是经济发展的微观主体，承担着初次分配的重要职责；企业就业是广大劳动者从经济发展中取得收入的最重要途径。故提高企业层面劳动收入份额，对扎实促进共同富裕具有重大意义。为此，本文从企业劳动收入份额维度展开研究，为城市群政策的经济后果补充了经验证据。

第三，本文在验证城市群政策提高企业劳动收入份额的基础上，为二者关系的作用机理提供了经验证据。具体来说，城市群政策能通过促进市场公平竞争、降低企业垄断利润，缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资，以及提升自主研发强度三大渠道提高企业的劳动收入份额。同时，本文分别从地区行政垄断水平、地区政府干预程度、企业的资本-劳动要素互补性水平系统分析了城市群政策与企业劳动收入份额关系的异质性特征。这有助于揭开城市群政策影响企业劳动收入份额的黑箱。

余文结构安排如下：第二部分进行制度背景介绍并提出研究假说；第三部分介绍研究设计；第四部分报告主要实证结果和稳健性检验；第五部分为拓展性研究；最后是研究结论及启示。

¹ “虹吸效应”的本意是指有限的经济要素（人力、技术、资本）在市场力量下会向资源利用效率更高的中心城市集聚。而本文所提及的“虹吸效应”特指城市群政策在收入分配中，会以城市群内非中心城市（或城市群周边城市）劳动者的报酬转移为牺牲，仅提高城市群内中心城市（或城市群本身）企业的劳动收入份额。

二、制度背景介绍与理论假说发展

（一）制度背景介绍

城市群是—定地域范围内, 基于人口、交通、贸易等联系机制, 以中心城市为核心向周围辐射形成的空间组织紧凑、经济联系紧密的城市集合体。自2006年“十一五规划”首次提出“将城市群作为推进城镇化的主体形态”以来, 中国的区域发展格局逐渐由“四大板块”战略向城市群战略拓展延伸。群内城市会自发推进区域联动, 达成专题项目(张学良等, 2017)。但在缺乏“顶层设计”的指导下, 城市群总体仍处于建设过程中的培育阶段, 高效协同的发展机制亟待健全。

基于摆脱传统发展模式束缚的诉求, 国务院相继批复各大城市群, 并发布包括经济要素流动、产业分工协作、公共服务均等和基础设施共享等在内的配套政策文件, 将城市群建设推进至2.0版本, 旨在以政府引导、政策赋能的方式从整体规划的角度将城市间的非正式合作上升至组织层面, 明确城市群协同发展的共同目标、细化清单和路径设计(陈浩和罗力菲, 2022)。具体来看, 城市群发展规划在得到国务院正式批复以后, 各级政府会依据发展规划的总体部署, 从国家战略出发, 通过设计、建设、管理、服务等“一盘棋”谋划, 一体化推动城市群的空间布局整体优化和发展体系整体提升。城市群建设的一个重要目标就是为了切实消除行政藩篱, 提升合作层次与水平。政策颁布后群内城市签署了一系列合作协议, 定期完善会商机制和工作推进机制, 依法落实发展规划提出的主要目标和重点任务, 并在交通、文化、旅游、政务服务和一些产业项目上进行对接, 共同构建大产业、细分工的区域产业发展高地。例如, 长江中游城市群鄂湘赣三省签署《区域协同创新合作框架协议》, 打造跨省产业合作示范区; 长三角城市群新设智慧城区、产业特色小镇等协作联盟, 并定期召开省会城市合作协调会¹。同时, 城市群政策还加快了内部的行政审批制度改革, 推动政府的职能转型。例如, 京津冀城市群达成《行政审批制度改革协同发展战略合作共识》, 促进行政审批便利化和服务标准化; 成渝城市群发布《川渝通办事项清单》, 实现“一地许可, 三地经营”; 长三角城市群全力推进政务服务“一网通办”、“一窗式服务”; 关中平原城市群和长江中游城市群也分别实现29项和124项服务事项的“跨省通办”, 实现了政务服务的跨边界无差异管理, 减少了办事流程等。截至2020年, 国务院正式批复的十一大城市群GDP总额超过68.5万亿元, 约占全国GDP总量的68%。可见城市群政策实施后, 城市群经济飞速发展, 一体化建设水平大幅提高, 以城市群为核心的块状模式逐渐成为拉动中国经济高质量发展的重要引擎。

（二）理论假说发展

本文认为城市群政策可能通过以下三条途径提高企业的劳动收入份额。

1、促进市场公平竞争, 降低行政垄断下企业的垄断利润

现有研究指出, 垄断是降低企业劳动收入份额的重要原因(文雁兵和陆雪琴, 2018; Autor等, 2020)。我国企业垄断的形成涉及非市场因素, 在官员晋升“锦标赛”机制下, 地方政府可能会通过行政干预的方式影响竞争, 使当地企业在特定行业中获得竞争优势, 阻碍生产要素跨区域流动, 损害市场统一与公平竞争(陆铭和陈钊, 2009; 徐业坤和马光源, 2019)。

而城市群经济的本质是要求要素和资源可以自由跨越行政边界, 通过中央统筹规划和地区间利益协调

¹ 各大城市群还建立了如下会商机制和工作推进机制: 长三角合作发展联席会、京津冀协同发展领导小组会议、粤港澳大湾区发展办公室和人才协作办公室、成渝经济圈市长联席会议、北部湾经济区规划建设管理办公室、兰西城市群协调会议、呼包鄂榆市长联席会议、长江中游城市群省会城市合作协调会及联合办公室、中原城市群市长联席会议、关中平原城市群区域合作办公室、哈长城市群协调层联席会议等。

机制的建立，在更大范围内实现要素优化配置，进而推动区域一体化的发展（唐为，2021）。城市群这种由传统行政区向经济功能区转变的新型城镇化道路，有效地推动了城市之间的交流与合作（张学良等，2017），打破了原有经济治理的“藩镇割据”思维（刘倩等，2020）。一方面，这有助于各地区间积极推进行政许可、工商登记、食品药品检验等领域的互通互认，制定统一的市场准入和市场监管标准，清理废除妨碍市场公平竞争的规定，更好地发挥市场在资源配置中的基础性地位。另一方面，通过促进一体化商品市场和要素市场的形成，既可以让企业更好地实现商品和服务的跨区域销售，充分调动统一市场的潜力，共享城市群政策产生的市场需求；又能够帮助企业享受到更多中间投入品，降低自身的生产和交易成本（李培鑫和张学良，2021），从而吸引新企业进入城市群进行投资。可见，城市群政策有助于破除市场分割下的地区行政垄断，促进企业主体的区域集聚、提升市场活力，从而降低企业的垄断利润、提高劳动收入份额。

2、缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资问题

由于资本密集型企业的所得税税基更大以及对地区经济总量的提升作用更明显，在地区“锦标赛”竞争机制的压力下，地方政府对发展资本密集型产业表现出了强烈的偏好（陆铭和欧海军，2011）。地方政府通常会利用行政审批等权力干预微观企业的生产经营活动，将自己对于资本密集型产业的偏好强加于企业，促使企业在资本要素支出方面进行过度投资，进而降低了企业的劳动收入份额（郭小年和邵宜航，2021）。并由此导致部分行业和地区出现了盲目投资扩张、重复建设、体制性产能过剩（张卫国等，2011；干春晖等，2015；徐业坤和马光源，2019）等“资本偏向”的逆资源禀赋趋势。

国家颁布的城市群发展规划、实施方案等政策文件中大多旗帜鲜明地制定了“市场主导、政府引导”的基本原则，即遵循城市群演进的客观规律，充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，更好地发挥政府在空间开发管制、基础设施布局、公共服务供给、体制机制创新等方面的作用，提升城市群的发展质量。同时，相关文件均明确强调深化“放、管、服”改革，最大限度精简行政审批事项和环节，推行政务服务“最多跑一次”改革，发布“零跑腿”事项清单。行政审批制度改革使地方政府通过行政审批来干预区域产业结构和企业活动的的能力受到约束，提高了市场效率（郭小年和邵宜航，2021）。“中国城市营商环境评价研究”课题组（2021）的研究结果也表明，城市群所属城市的营商环境整体水平优于全国平均水平。可见，城市群政策有助于加快服务型政府建设，打造市场化、法治化、国际化营商环境，使企业更多依据劳动要素和资本要素的边际产出价值而非政府偏好配置要素资源，进而缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资行为，提高劳动收入份额。

3、增大自主研发强度，增强企业在价值创造过程中对高素质人力资本的依赖程度

在现实中，产品市场并不是充分竞争的，由此导致企业能够获得超额收益。与此同时，要素市场同样面对市场摩擦，例如劳资双方存在着讨价还价的现象（Blanchard 和 Giavazzi，2003）。虽然白重恩和钱震杰（2010）指出，中国劳动力缺乏谈判能力，可以忽略讨价还价能力的因素，企业的超额利润完全划归资本要素所有。但盛丹（2013）认为虽然中国的工会制度相对于发达国家有待改进，但企业招聘时存在的“工资面议”说明劳动者具备一定议价能力。申广军等（2018）也强调，在对超额收益进行分成时，考虑劳动者的议价能力更加符合现实。可见，劳动者议价能力的提高将显著提升企业的劳动收入份额。

在价值创造过程中，企业对人力资本的依赖程度是影响劳动者议价能力的关键因素（盛丹和陆毅，2016）。城市群政策将“创新驱动经济”提升至城市群建设的重要战略，强调要不断整合创新资源，推动城市群从“要素驱动时代”进入“创新驱动时代”。地方政府通过设立协同创新中心、孵化科技产业园区、完善知识产权体系、培育创新服务机构等途径营造有利于创新的良好生态环境，例如，长三角城市群打造 G60 科创走廊，深化产业布局；成渝城市群建成川渝科技资源共享服务平台，搭建创新载体；京津冀城市群实现京津冀研发与河北转化优化衔接，共享科技资源，这些措施有利于激发城市群内企业的创新活力，刺激市场主体完

成转型升级。与此同时,城市群建设过程中产生的集聚经济效应也有助于促进企业的自主创新。一方面,同行企业在城市群范围内的空间集聚将产生马歇尔外部经济性,有利于同行员工之间的交流和学习、促进创新知识溢出。另一方面,跨行业企业在城市群范围内的空间集聚将产生雅各布外部经济性,多样化的产业环境既能为区域内企业带来更多思想碰撞的机会,增大新思想、新方法出现的概率;又可以帮助创新失败的企业以较低的成本调整经营策略、产品或行业,寻找到新的生产方法,增强企业对创新失败的包容性(董晓芳和袁燕,2014)。而与传统固定资产投资不同,企业的自主创新活动通常创造知识型资产,需要依靠新的技术和方法(Moshirian等,2021)。而这些新技术和新方法往往来源于劳动者的聪明才智(江轩宇等,2019)。就像习近平(2021)强调的,“全部科技史都证明,谁拥有了一流创新人才、拥有了一流科学家,谁就能在科技创新中占据优势”。张莉等(2012)也指出,发展中国家通过引进国外先进的技术、设备等方式复制发达国家的技术进步方向,而非根据自身的禀赋来进行自主创新,将导致技术进步偏向资本,降低劳动收入份额。因此,当企业提高自主创新强度时,对高技能人力资本的依赖程度会更强,使得企业愿意让渡更多的利益给高素质的人力资本,以吸引和保留人才,进而提高企业的劳动收入份额(江轩宇和朱冰,2022)。

值得注意的是,自主研发活动还包括劳动节约型生产流程创新(*Process Innovation*),这类研发活动可能会通过工业机器人、自动化等数字技术,在一些相对于人工更具比较优势的岗位上实现对劳动力的替代,从而降低劳动收入份额。但自主研发项目并非完全是成本节约型的生产流程创新,还包括新产品创新、新材料创新和新技术创新等关键内容。打造优势产业集群,强化产业分工协作,着力培育产业以技术、品牌、质量、服务为核心的竞争新优势是城市群规划的重要战略定位和发展目标。显然,简单依靠劳动节约型的生产流程创新难以实现城市群提升产业核心竞争力、促进产业高级化的目的。而新产品、新材料和新技术在研发过程中可能需要借助于先进设备(资本品)的使用,其本质上产生的是新的知识,在很大程度上需要依赖高水平创新人才的智力劳动。周茂等(2018)也指出,地区产业升级显著增强了对高技能劳动即人力资本的需求和依赖,进而提升了劳动收入份额。此外,现有文献(金陈飞等,2020;肖土盛等,2022)还发现与对低技能劳动的替代效应相比,包括人工智能、数字化转型在内的一系列促进产业升级的先进技术更多地增加了企业对高素质人力资本的需求。综上,本文认为城市群政策下,企业以提升核心竞争力为导向开展的创新活动对高素质人力资本需求的增进效应将占据主导地位,大于其对低技能劳动产生的替代效应,进而增加劳动者的薪资谈判能力,提高劳动收入份额。综合上述分析,提出本文的研究假说:

H: 城市群政策将提高区域内企业的劳动收入份额。

三、研究设计

(一) 城市群界定

欧美国家采用不同城市的人口通勤频率为指标来划分城市群的边界;美国管理与预算办公室(*Office of Management and Budget*)对城市群的定义是以超大城市为核心,由周围经济联系紧密的城市形成的一核心多极结构,其中对联系紧密的具体标准是外围城市至少有25%的劳动力在核心城市工作,或者外围城市25%的就业来自居住在核心城市的居民,因此随着经济活动在空间分布上的变化,城市群的范围也在不断调整(唐为,2021)。

但是我国的城市群并非依据上述标准确定,已有政策和文献对我国城市群的数量和边界缺乏共识(张学良,2014),本文聚焦的城市群是在“十三五规划”中提出且被国务院正式批复的各大城市群,自2015年3月长江中游城市群被首次批复以来,国务院接连批复了京津冀(2015年6月)、哈长(2016年2月)、长三角(2016年5月)、成渝(2016年4月)、中原(2016年12月)、北部湾(2017年1月)、关中平原(2018

年1月)、呼包鄂榆(2018年2月)、兰西(2018年2月)、粤港澳(2019年2月)共11个城市群,本文采用城市群发展规划中包含的城市名单来界定具体城市群范围,这一方法也为现有国内文献所普遍采用。(刘倩等,2020;唐为,2021)

(二) 样本选择与数据来源

为避免2006年会计准则变化对数据造成的可能影响(王雄元和黄玉菁,2017)以及考虑到研发投入数据的可得性,本文选取2007-2020年沪深A股上市公司为研究样本,城市群数据来源于中华人民共和国中央人民政府国务院¹,共包括京津冀、长三角、粤港澳、长江中游、哈长、成渝、中原、北部湾、关东平原、呼包鄂榆、兰西十一大城市群;企业研发支出和区域经济数据源自WIND数据库,其他数据均源自CSMAR数据库。

在具体的样本筛选过程中,参考王雄元和黄玉菁(2017)、江轩宇和贾婧(2021)的做法,本文按照下述步骤进行了处理:(1)剔除注册地位于“十四五规划”提出的城市群中未被国务院批复的八个城市群中的公司²;(2)剔除金融业上市公司;(3)剔除ST、*ST及PT公司;(4)剔除劳动收入份额大于1小于0的异常值;(5)剔除资不抵债的公司;(6)剔除控制变量缺失的样本观测。最终得到23936个公司-年样本观测值。为减少异常值对研究结论的干扰,本文对连续变量在上下1%水平进行Winsorize处理。

(三) 模型设定与变量定义

基于城市群分批批复这一错层发生事件形成的准自然实验情境,本文构建如下双重差分模型以检验城市群政策对劳动收入份额的影响:

$$LS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cities + \Sigma Controls + \Sigma Firm + \Sigma Ind + \Sigma Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

具体变量定义如下:

1. 被解释变量

$LS_{i,t}$ 为企业*i*第*t*年的劳动收入份额,参考王雄元和黄玉菁(2017)及施新政等(2019)的做法,采用(劳动报酬+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬)/销售收入进行衡量。同时,为了使劳动收入份额在取值上更加符合正态分布,本文还参考方军雄(2011)及魏下海等(2013)的处理方式,对 LS 进行了对数化处理, $LNLS = \ln(LS/(1-LS))$ 。

2. 解释变量³

$Cities$ 为虚拟变量,衡量城市群政策。若公司*i*所处城市在第*t*年被国务院批复进入城市群,则*t*年及以后年份*Cities*取值为1⁴,否则为0;若公司*i*所处城市从未被国务院批复进入城市群,则样本期内*Cities*始终为0。

3. 控制变量

参考现有文献(方军雄,2011;王雄元和黄玉菁,2017;施新政等,2019),本文主要控制以下变量,

¹ 数据来源:中华人民共和国中央人民政府国务院网站: <http://www.gov.cn/>

² 十四五规划共包括19个城市群,其中未被国务院正式批复的城市群包括:海峡西岸城市群、山东半岛城市群、辽中南城市群、天山北坡城市群、黔中城市群、滇中城市群、宁夏沿黄城市群、晋中城市群。为了防止未被批复的城市群对本文结果的影响,本文将未批复的城市群中包含的城市进行剔除。当前学术界和政府部门对中国城市群数量以及各城市群包括范围的界定存在多种划分标准,对这一问题的争议可参见张学良(2013)等的综述,本文以十三五规划中提出的城市群为界定标准。

³ 需要注意的是,在城市群正式批复前,城市群的协同建设的前期基础工作已经展开。但一方面,正式批复之前,城市群协同发展的起始时间节点难以获取;另一方面,正式批复之后,城市群建设的深度和广度也有了实质性的提升。因此,参考刘倩等(2020)的方法,本文以城市群批复为外生冲击事件,探讨城市群政策对企业劳动收入份额的影响。

⁴ 由于中原城市群在2016年12月28日被国务院所批复,可能在下一年政策才会产生影响,因此本文将注册地位于中原城市群所属城市的企业在2017年后*Cities*取值为1,2017年前*Cities*取值为0;其余城市群均在上半年被批复,无需进行调整。

公司规模 (Size)、资产负债率 (Lev)、总资产收益率 (Roa)、销售收入增长率 (Growth)、资本产出比 (KY)、资本密集度 (CI)、董事会规模 (Broadsize)、独立董事比 (Indir)、第一大股东持股比例 (First)、管理层持股比例 (Mhold)、上市年限 (Lnage)、是否两职合一 (Dual)、托宾 Q 值 (Q)、销售毛利率 (Margin)、上市公司注册省份的出口金额(按当年平均汇率转换人民币)占 GDP 的比值 (Export)、现金持有水平 (Cashhold)、员工人均收入的自然对数 (Ln timer)。变量具体定义如表 1 所示，此外，本文在模型中控制了公司 (Firm)、行业 (Ind) 和年度 (Year) 固定效应¹。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	劳动收入份额	LS	(劳动报酬+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬)/销售收入
		$LNLS$	$LNLS = \ln (LS / (1 - LS))$
解释变量	城市群政策	$Cities$	虚拟变量。若公司 i 所处城市在第 t 年被国务院批复进入城市群，则 t 年及以后年份 $Cities$ 取值为 1；若公司 i 所处城市从未被国务院批复进入城市群，则样本期内 $Cities$ 始终为 0。
控制变量	公司规模	$Size$	总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	总资产收益率	Roa	公司当年净利润除以年末总资产
	销售收入增长率	$Growth$	公司销售收入增长率
	资本产出比	KY	公司固定资产净额除以主营业务收入
	资本密集度	CI	公司总资产除以营业收入
	董事会规模	$Broadsize$	公司董事会人数的自然对数
	独立董事比	$Indir$	公司当年独董人数除以董事会总人数
	第一大股东持股比例	$First$	第一大股东持股占总股数比例
	管理层持股比例	$Mhold$	公司管理层持股占总股本比例
	上市年限	$Ln timer$	公司上市年限的自然对数
	是否两职合一	$Dual$	虚拟变量
	托宾 Q	Q	托宾 Q 值
	销售毛利率	$Margin$	销售毛利率
	地区出口额占 GDP 比例	$Export$	公司所属地区的地区出口额占 GDP 的比例
	现金持有水平	$Cashhold$	货币资金除以总资产
	员工人均收入的自然对数	$Ln timer$	员工人均收入的自然对数

¹ 部分公司在样本期内行业发生了变化，因此本文同时对行业固定效应进行了控制。

（四）描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计。由表 2 可见，劳动收入份额（LS）的均值（中位数）为 0.124（0.106），标准差为 0.083，说明不同企业的劳动收入份额差距较大；城市群政策的虚拟变量（Cities）的均值为 0.360，说明处理组观测占全样本的 36.0%。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>LS</i>	23 936	0.124	0.083	0.011	0.106	0.425
<i>LNLS</i>	23 936	-2.175	0.807	-4.492	-2.135	-0.301
<i>Cities</i>	23 936	0.360	0.480	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	23 936	22.176	1.292	19.785	21.999	26.097
<i>Lev</i>	23 936	0.425	0.198	0.058	0.423	0.845
<i>Roa</i>	23 936	0.049	0.041	-0.037	0.041	0.192
<i>Growth</i>	23 936	0.206	0.424	-0.446	0.125	2.795
<i>KY</i>	23 936	0.482	0.567	0.007	0.312	3.755
<i>CI</i>	23 936	2.353	1.735	0.397	1.866	10.575
<i>Boardsize</i>	23 936	2.144	0.200	1.609	2.197	2.708
<i>Indir</i>	23 936	0.373	0.054	0.091	0.333	0.571
<i>First</i>	23 936	0.355	0.150	0.091	0.337	0.750
<i>Mhold</i>	23 936	0.128	0.196	0.000	0.002	0.676
<i>Lnage</i>	23 936	2.109	0.787	0.000	2.197	3.296
<i>Dual</i>	23 936	0.258	0.437	0.000	0.000	1.000
<i>Q</i>	23 936	2.478	1.683	0.836	1.940	9.851
<i>Margin</i>	23 936	0.096	0.097	-0.058	0.072	0.463
<i>Export</i>	23 936	0.276	0.203	0.019	0.272	0.876
<i>Cashhold</i>	23 936	0.186	0.129	0.016	0.151	0.623
<i>Lnpay</i>	23 936	11.484	0.597	9.183	11.480	13.237

四、实证结果

（一）主要回归结果

表 3 报告了城市群政策对企业劳动收入份额影响的回归结果。其中，列（1）和列（3）仅控制了公司、行业、年份固定效应，城市群政策（Cities）的回归系数均显著为正，与本文的研究假说相符，说明城市群政策提高了区域内企业的劳动收入份额。在列（2）和列（4）中，当本文进一步控制公司和区域层面影响企业劳动收入份额的主要因素后，Cities 的回归系数有所下降，但依然显著为正。除统计意义显著外，城市群政策提高企业劳动收入份额的效应还具有较高的经济意义，以列（2）回归结果为例，在城市群正式批复后，城市群内上市公司的劳动收入份额平均上升了 0.2 个百分点，相当于劳动收入份额样本均值（中位数）的 1.61%（1.89%）。

表 3 城市群政策与企业劳动收入份额

	<i>LS</i>		<i>LNLS</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Cities</i>	0.002** (2.42)	0.002** (2.18)	0.031*** (3.38)	0.026*** (3.38)
<i>Size</i>		-0.015*** (-16.05)		-0.172*** (-18.04)
<i>Lev</i>		-0.029*** (-8.61)		-0.303*** (-8.79)
<i>Roa</i>		-0.079*** (-5.63)		-0.829*** (-6.34)
<i>Growth</i>		-0.005*** (-6.07)		-0.071*** (-8.99)
<i>KY</i>		0.012*** (8.59)		0.118*** (8.56)
<i>CI</i>		0.012*** (24.60)		0.139*** (28.38)
<i>Boardsize</i>		0.009*** (3.24)		0.079*** (2.96)
<i>Indir</i>		-0.010 (-1.21)		-0.108 (-1.42)
<i>First</i>		0.019*** (3.97)		0.194*** (3.89)
<i>Mhold</i>		-0.006 (-1.53)		-0.048 (-1.33)
<i>Lnage</i>		0.002** (2.07)		0.033*** (3.01)
<i>Dual</i>		0.001 (0.68)		0.008 (1.01)
<i>Q</i>		0.001* (1.80)		0.004 (1.55)
<i>Margin</i>		-0.068*** (-9.24)		-0.302*** (-4.50)
<i>Export</i>		0.005 (1.10)		0.107** (2.20)
<i>Cashhold</i>		-0.003 (-0.79)		-0.076** (-2.54)
<i>Lnpay</i>		0.012***		0.121***

		(11.28)		(11.39)
<i>_cons</i>	0.124***	0.281***	-2.186***	-0.229
	(304.99)	(11.54)	(-551.64)	(-0.94)
公司	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.830	0.868	0.827	0.874

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验

在前文中，本文发现城市群政策对区域内企业的劳动收入份额有积极的促进作用。但潜在的一个担忧是在城市群正式批复之前，处理组公司的劳动收入份额相对于控制组就有一个上升趋势。为了排除这一可能对研究结论造成的干扰，本文通过构建动态 DID 模型，进行平行趋势检验。参考陈胜蓝和马慧（2017）的方法，本文设置如下虚拟变量：城市群得到正式批复前的第 n 年 $Pre(n)$ 取值为 1，否则为 0；城市群得到正式批复的当年， $Current$ 取值为 1，否则为 0；城市群得到正式批复后的第 n 年 $Post(n)$ 取值为 1，否则为 0。本文选择城市群得到正式批复前的第一年 $Pre(1)$ 为基期，动态 DID 的回归结果如表 4 所示：（1） $Pre(n)$ 的回归系数均不显著为正，表明在城市群得到正式批复之前，与控制组公司相比，处理组公司的劳动收入份额并没有明显的上升趋势，基本满足平行趋势假定；（2）在公司所处城市的城市群得到正式批复后， $Post(n)$ 的回归系数均显著为正，清晰地揭示出了城市群政策与企业劳动收入份额之间在时序上的因果关系。

表 4 动态 DID 回归

	<i>LS</i>	<i>LNLS</i>
	(1)	(2)
<i>Pre(6)</i>	-0.003* (-1.70)	-0.022 (-1.45)
<i>Pre(5)</i>	-0.003** (-2.22)	-0.030** (-2.20)
<i>Pre(4)</i>	-0.002 (-1.32)	-0.016 (-1.33)
<i>Pre(3)</i>	0.000 (0.18)	-0.003 (-0.30)
<i>Pre(2)</i>	0.000 (0.03)	0.001 (0.11)
<i>Current</i>	0.001 (0.70)	0.006 (0.64)
<i>Post(1)</i>	0.001 (1.09)	0.025** (2.35)

<i>Post</i> (2)	0.004*** (3.00)	0.058*** (4.85)
<i>Post</i> (3)	0.004*** (2.97)	0.071*** (5.14)
<i>Post</i> (4)	0.005*** (2.80)	0.085*** (5.13)
<i>Post</i> (5)	0.007*** (2.84)	0.108*** (4.61)
<i>Size</i>	-0.015*** (-16.12)	-0.172*** (-18.15)
<i>Lev</i>	-0.029*** (-8.58)	-0.300*** (-8.75)
<i>Roa</i>	-0.078*** (-5.61)	-0.821*** (-6.29)
<i>Growth</i>	-0.005*** (-6.08)	-0.071*** (-9.02)
<i>KY</i>	0.012*** (8.61)	0.119*** (8.65)
<i>CI</i>	0.012*** (24.65)	0.139*** (28.49)
<i>Boardsize</i>	0.009*** (3.25)	0.080*** (2.99)
<i>Indir</i>	-0.009 (-1.20)	-0.107 (-1.41)
<i>First</i>	0.019*** (3.97)	0.194*** (3.90)
<i>Mhold</i>	-0.006 (-1.62)	-0.054 (-1.48)
<i>Lnage</i>	0.003** (2.24)	0.036*** (3.23)
<i>Dual</i>	0.001 (0.66)	0.008 (0.98)
<i>Q</i>	0.000* (1.78)	0.004 (1.55)
<i>Margin</i>	-0.067*** (-9.20)	-0.298*** (-4.45)
<i>Export</i>	0.005 (0.96)	0.080 (1.55)
<i>Cashhold</i>	-0.002	-0.070**

	(-0.68)	(-2.36)
<i>Lnpay</i>	0.012***	0.122***
	(11.34)	(11.47)
<i>_cons</i>	0.281***	-0.230
	(11.56)	(-0.95)
公司	控制	控制
行业	控制	控制
年份	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.868	0.874

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

2. 安慰剂检验

与城市群政策颁布同期的其他政策也可能会对本文的研究结论产生干扰。为了更好地验证劳动收入份额的提高确实由城市群政策所引起，本文进行了安慰剂检验。具体来看，参考 Chetty 等（2009）的做法，本文在企业层面随机假定城市群的正式批复时间，并代替模型（1）中的解释变量 *Cities*。本文进行了 1000 次随机抽样回归，从图 1 的回归系数分布图可见，回归系数的估计值均匀分布在 0 附近，服从正态分布。表明真实的政策效应与安慰剂检验结果显著不同，可以在一定程度上排除其他随机因素对研究结论的干扰。

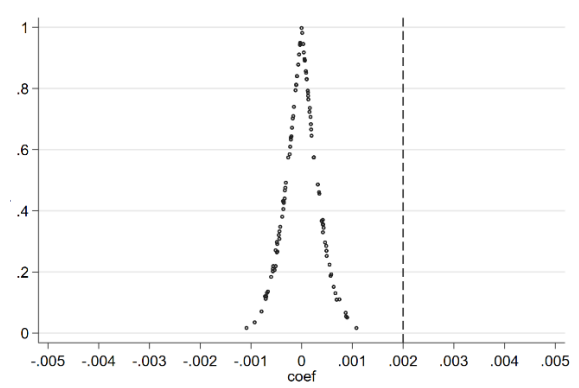


图 1 企业层面安慰剂检验

3. 更换劳动收入份额的衡量方法

借鉴白重恩等（2004）及方军雄（2011）的做法，本文以要素成本计算的增加值衡量劳动收入份额，即 $LSI = \text{劳动报酬} / (\text{劳动报酬} + \text{营业利润} + \text{折旧摊销} + \text{营业税金及附加})$ 。结果如表 5 所示，研究结论保持不变。

表 5 更换劳动收入份额的衡量方法¹

	<i>LSI</i>	<i>LNLSI</i>
	(1)	(2)
<i>Cities</i>	0.005** (2.50)	0.025*** (2.89)
<i>Size</i>	-0.040*** (-19.49)	-0.182*** (-18.81)
<i>Lev</i>	0.015* (1.87)	0.074** (2.03)
<i>Roa</i>	-1.857*** (-52.11)	-8.640*** (-49.89)
<i>Growth</i>	-0.017*** (-10.39)	-0.086*** (-10.95)
<i>KY</i>	-0.027*** (-8.56)	-0.147*** (-9.92)
<i>CI</i>	-0.003*** (-3.32)	-0.005 (-1.02)
<i>Boardsize</i>	0.015** (2.47)	0.094*** (3.22)
<i>Indir</i>	-0.013 (-0.73)	-0.043 (-0.53)
<i>First</i>	0.022** (2.09)	0.083* (1.65)
<i>Mhold</i>	-0.017** (-2.06)	-0.060 (-1.53)
<i>Lnage</i>	0.005** (2.02)	0.002 (0.13)
<i>Dual</i>	-0.001 (-0.68)	-0.005 (-0.58)
<i>Q</i>	0.029*** (2.66)	0.148*** (2.92)
<i>Margin</i>	0.030*** (13.51)	0.138*** (12.86)
<i>Export</i>	0.003*** (6.02)	0.018*** (6.80)
<i>Cashhold</i>	-0.502***	-2.592***

¹ 在以要素成本法计算劳动收入份额的过程中，本文借鉴已有文献的做法，删除 *LSI* 大于 1 或者小于 0 的异常观测值，从而导致样本量下降至 23685。

	(-30.79)	(-32.87)
<i>Lnpay</i>	-0.002	-0.009
	(-0.29)	(-0.29)
<i>_cons</i>	1.052***	2.545***
	(20.37)	(10.49)
公司	控制	控制
行业	控制	控制
年份	控制	控制
<i>N</i>	23 685	23 685
<i>Adj_R2</i>	0.857	0.869

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

4. 控制高维固定效应。

虽然控制公司、行业、年份固定效应能够部分缓解遗漏变量对研究结论的干扰。但行业和省份层面仍可能存在随时间变化的宏观影响因素。为此，本文在模型（1）中进一步控制了“行业-年度”维度（*Ind*Year*）和“省份-年度”维度（*Province*Year*）的高阶固定效应。表 6 的回归结果表明，控制了高阶固定效应后，结果仍旧保持稳健。

表 6 控制高维固定效应

	<i>LS</i>	<i>LNLS</i>
	(1)	(2)
<i>Cities</i>	0.004*** (2.94)	0.051*** (3.64)
<i>Size</i>	-0.016*** (-16.61)	-0.178*** (-18.62)
<i>Lev</i>	-0.029*** (-8.41)	-0.290*** (-8.43)
<i>Roa</i>	-0.073*** (-5.24)	-0.801*** (-6.08)
<i>Growth</i>	-0.005*** (-6.01)	-0.069*** (-8.64)
<i>KY</i>	0.013*** (8.95)	0.120*** (8.77)
<i>CI</i>	0.012*** (24.59)	0.139*** (28.15)
<i>Boardsize</i>	0.010*** (3.54)	0.077*** (2.90)
<i>Indir</i>	-0.011 (-1.32)	-0.098 (-1.28)
<i>First</i>	0.022***	0.225***

	(4.70)	(4.56)
<i>Mhold</i>	-0.006	-0.055
	(-1.51)	(-1.49)
<i>Lnage</i>	0.001	0.021*
	(0.48)	(1.83)
<i>Dual</i>	0.000	0.007
	(0.54)	(0.83)
<i>Q</i>	0.000	0.002
	(1.47)	(0.79)
<i>Margin</i>	-0.070***	-0.347***
	(-9.51)	(-5.13)
<i>Export</i>	0.024	0.371*
	(1.53)	(1.95)
<i>Cashhold</i>	-0.000	-0.060**
	(-0.11)	(-1.98)
<i>Lnpay</i>	0.011***	0.111***
	(9.72)	(10.21)
<i>_cons</i>	0.304***	-0.038
	(11.91)	(-0.15)
公司	控制	控制
行业-年度	控制	控制
省份-年度	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.872	0.877

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* $p<0.10$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

五、拓展性研究

（一）城市群政策影响企业劳动收入份额的作用机理研究

本文在研究假说中提出，城市群政策可能通过降低企业垄断利润、缓解企业对资本要素的过度投资及增大企业自主研发强度三大路径提高企业劳动收入份额。本部分尝试为这三大路径提供经验证据，以期揭开其中的黑箱。

1. 降低垄断利润路径

首先，本文检验了城市群政策对企业垄断利润的影响，以验证城市群政策是否有助于促进市场公平竞争，降低行政垄断下企业的垄断利润。为此，本文参考 Nickell 等（1996）和韩忠雪和周婷婷（2011）的做法，采用经行业年度中位数调整后的垄断租金（*PMC*）来衡量企业的垄断势力，垄断租金 $PMC = (\text{息税前利润及折旧} + \text{财务费用} - (\text{权益资本} / \text{资本总额}) \times \text{权益资本成本} - \text{实际利息支出}) / \text{销售总额}$ 。其中，公司的权益资本成本采用 CAPM 模型衡量，权益资本成本 = 无风险利率 + 系统风险 × 市场组合的风险溢价。垄断租金越高，企业的垄断势力越大，面临的产品市场竞争越低。结果如表 7 的列（1）所示，*Cities* 的系数显著为

负，说明城市群政策在一定程度上促进了市场公平竞争，降低了区域内企业的垄断利润。

其次，如果降低垄断利润是城市群政策提高企业劳动收入份额的重要路径，可以预期当企业的垄断利润下降时，城市群政策与劳动收入份额的正向关系会更显著。在此基础上，本文计算处理组中每家公司进入城市群之后和之前 PMC 均值的差异 ΔPMC ： ΔPMC 大于 0，说明当企业所在城市被正式批复进入城市群之后，企业的垄断利润上升，此时 $Cities_HPMC$ 取值为 1，否则为 0； ΔPMC 小于 0，说明当企业所在城市被正式批复进入城市群之后，企业的垄断利润下降， $Cities_LPMC$ 取值为 1，否则为 0。结果如表 7 的列（2）和列（3）所示：不论因变量为 LS 还是 $LNLS$ ， $Cities_LPMC$ 的系数均显著为正； $Cities_HPMC$ 的系数虽然为正，但并不显著。这一结果与本文的逻辑相符，即城市群建设将通过降低垄断利润路径提高企业的劳动收入份额。

表 7 机制检验：降低企业垄断利润路径

	PMC	LS	$LNLS$
	(1)	(2)	(3)
$Cities_HPMC$		0.002 (1.14)	0.016 (1.19)
$Cities_LPMC$		0.002** (2.50)	0.029*** (3.61)
$Cities$	-0.283*** (-3.04)		
$Size$	-0.258*** (-2.94)	-0.016*** (-15.92)	-0.172*** (-18.06)
Lev	0.299 (0.90)	-0.030*** (-8.31)	-0.302*** (-8.77)
Roa	-1.199 (-0.84)	-0.079*** (-5.33)	-0.830*** (-6.34)
$Growth$	0.006 (0.09)	-0.004*** (-5.31)	-0.071*** (-8.96)
KY	-0.262** (-2.23)	0.012*** (8.08)	0.118*** (8.53)
CI	-0.097** (-2.51)	0.012*** (23.92)	0.139*** (28.30)
$Boardsize$	0.001 (0.01)	0.009*** (3.15)	0.079*** (2.95)
$Indir$	0.338 (0.37)	-0.012 (-1.48)	-0.108 (-1.43)
$First$	0.458 (0.94)	0.019*** (3.83)	0.194*** (3.90)
$Mhold$	-0.781* (-1.73)	-0.006 (-1.50)	-0.048 (-1.32)

<i>Lnage</i>	0.782*** (5.54)	0.002** (2.11)	0.032*** (2.95)
<i>Dual</i>	0.037 (0.39)	0.001 (0.61)	0.008 (1.04)
<i>Q</i>	0.101*** (3.20)	0.004 (0.78)	0.107** (2.19)
<i>Margin</i>	-0.498 (-0.72)	0.013*** (11.13)	0.121*** (11.40)
<i>Export</i>	-0.916* (-1.75)	0.001* (1.89)	0.004 (1.56)
<i>Cashhold</i>	-1.463*** (-4.15)	-0.076*** (-9.80)	-0.303*** (-4.51)
<i>Lnpay</i>	-0.060 (-0.60)	-0.002 (-0.53)	-0.077** (-2.56)
<i>_cons</i>	-1.697 (-0.75)	0.289*** (11.45)	-0.217 (-0.89)
公司	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.802	0.873	0.874

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

2. 缓解资本要素过度投资路径

首先，本文检验了城市群政策对企业资本要素过度投资水平的影响，以验证城市群政策是否有助于缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资。参考林毅夫等（2004）及白俊和连立帅（2014）的方法，利用模型（2）的残差衡量企业对资本要素的过度投资水平（*OverCI*）。具体而言：

$$CI_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Size_{t-1} + \theta_2 Lev_{t-1} + \theta_3 Roa_{t-1} + \theta_4 Growth_{t-1} + \theta_5 Tangible_{t-1} + \Sigma Zone + \Sigma Ind + \Sigma Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，*CI* 为企业的资本密集度，采用“固定资产账面价值（百万元）/员工人数”进行衡量，*Size* 为企业规模，*Lev* 为资产负债率，*Roa* 为总资产收益率，*Growth* 为销售收入增长率，*Tangible* 为资本结构，*Zone*、*Ind* 和 *Year* 分别是省份、行业和年度的虚拟变量。模型（2）的残差为企业实际的资本密集程度与最优资本密集程度的偏离程度，即资本要素过度投资水平 *OverCI*：残差为正代表企业的资本密集程度超过了基于要素禀赋的最优资本密集程度。结果表 8 的列（1）所示，*Cities* 的系数显著为负，说明城市群政策在一定程度上降低了区域内企业对资本要素的过度投资。

其次，如果缓解资本要素过度投资是城市群政策提高企业劳动收入份额的重要路径，可以预期当企业对资本要素的过度投资水平下降时，城市群政策与劳动收入份额的正向关系更显著。为此，本文进一步计算处理组中每家公司进入城市群之后和之前 *OverCI* 均值的差异 $\Delta OverCI$ ：若 $\Delta OverCI$ 大于 0，说明企业所在城市被正式批复进入城市群之后，企业的资本要素过度投资水平上升，此时 *Cities_HCI* 取值为 1，否则为 0；若 $\Delta OverCI$ 小于 0，说明企业所在城市被正式批复进入城市群之后，企业的资本要素过度投资水平下降，

Cities_LCI 取值为 1，否则为 0。从表 8 列 (2) 和列 (3) 可见，只有 *Cities_LCI* 的回归系数显著为正，这一结果与本文的逻辑相符，说明城市群建设将通过缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资路径提高劳动收入份额。

表 8 机制检验：缓解资本要素过度投资路径

	<i>OverCI</i>	<i>LS</i>	<i>LNLS</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Cities_HCI</i>		-0.004*** (-4.40)	-0.030*** (-3.28)
<i>Cities_LCI</i>		0.007*** (7.07)	0.076*** (7.99)
<i>Cities</i>	-0.034*** (-3.44)		
<i>Size</i>	0.072*** (7.86)	-0.015*** (-16.21)	-0.173*** (-18.21)
<i>Lev</i>	-0.128*** (-3.36)	-0.031*** (-9.13)	-0.318*** (-9.24)
<i>Roa</i>	0.305* (1.81)	-0.076*** (-5.44)	-0.803*** (-6.15)
<i>Growth</i>	0.016* (1.76)	-0.004*** (-5.82)	-0.070*** (-8.78)
<i>KY</i>	0.565*** (21.05)	0.014*** (9.72)	0.136*** (9.66)
<i>CI</i>	-0.037*** (-6.50)	0.012*** (24.50)	0.138*** (28.27)
<i>Boardsize</i>	-0.100*** (-3.14)	0.010*** (3.52)	0.086*** (3.23)
<i>Indir</i>	-0.161* (-1.70)	-0.008 (-1.03)	-0.094 (-1.25)
<i>First</i>	-0.093* (-1.74)	0.020*** (4.09)	0.200*** (4.01)
<i>Mhold</i>	0.129*** (4.38)	-0.006 (-1.52)	-0.048 (-1.31)
<i>Lnage</i>	0.048*** (3.67)	0.002** (2.16)	0.034*** (3.10)
<i>Dual</i>	0.000 (0.02)	0.000 (0.48)	0.007 (0.82)
<i>Q</i>	0.005** (2.31)	0.008 (1.63)	0.131*** (2.69)

<i>Margin</i>	0.050 (0.50)	0.013*** (11.99)	0.129*** (12.04)
<i>Export</i>	0.035 (0.46)	0.001* (1.79)	0.004 (1.54)
<i>Cashhold</i>	0.077** (2.40)	-0.066*** (-8.98)	-0.284*** (-4.23)
<i>Ln timer</i>	0.427*** (16.45)	-0.002 (-0.73)	-0.074** (-2.48)
<i>_cons</i>	-6.311*** (-17.00)	0.271*** (11.14)	-0.321 (-1.32)
公司	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.621	0.869	0.874

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

3. 增大自主研发强度路径

首先，本文检验了城市群政策对研发投入强度的影响，以验证城市群政策是否有助于企业增大自主研发强度。本文采用研发投入占总资产的比重 (*RD*) 来衡量企业的自主研发投入强度，结果如表 9 列 (1) 所示，*Cities* 的系数显著为正，说明城市群政策在一定程度上增强了区域内企业的自主研发强度。

其次，如果增大自主研发强度是城市群政策提高企业劳动收入份额的重要路径，可以预期当企业的研发投入强度上升时，城市群政策与劳动收入份额的正向关系更显著。为此，本文进一步计算每家公司进入城市群之后和之前研发投入占总资产的比重 (*RD*) 均值的差异 ΔRD ：若 ΔRD 大于 0，说明企业所在城市被批复进入城市群后，企业的自主研发投入强度提高，此时 *Cities_HRD* 取值为 1，否则为 0； ΔRD 小于 0，说明企业所在城市被批复进入城市群后，企业的自主研发投入强度降低，此时 *Cities_LRD* 为 1，否则为 0。检验结果如表 9 的列 (2) 和列 (3) 所示：*Cities_HRD* 的系数显著为正，*Cities_LRD* 的系数均不显著。这一结果与本文的逻辑相符，说明城市群建设将通过增大自主研发投入强度路径提高企业的劳动收入份额。

表 9 机制检验：增大自主研发强度路径

	<i>RD</i>	<i>LS</i>	<i>LNLS</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Cities_HRD</i>		0.005*** (3.31)	0.066*** (4.37)
<i>Cities_LRD</i>		-0.003 (-1.29)	-0.034 (-1.61)
<i>Cities</i>	0.001** (2.37)		
<i>Size</i>	0.003*** (5.70)	-0.012*** (-23.36)	-0.125*** (-24.74)

<i>Lev</i>	-0.024*** (-14.14)	-0.052*** (-14.77)	-0.464*** (-13.70)
<i>Roa</i>	-0.028*** (-3.31)	-0.003 (-0.18)	0.243 (1.38)
<i>Growth</i>	-0.002*** (-4.37)	-0.010*** (-8.99)	-0.137*** (-11.51)
<i>KY</i>	0.001 (1.62)	0.019*** (14.74)	0.198*** (16.80)
<i>CI</i>	0.003*** (9.69)	0.008*** (17.72)	0.092*** (23.29)
<i>Boardsize</i>	-0.001 (-0.46)	0.030*** (11.25)	0.285*** (10.96)
<i>Indir</i>	-0.011*** (-2.63)	0.048*** (5.34)	0.377*** (4.27)
<i>First</i>	-0.004 (-1.62)	0.010*** (3.06)	0.058* (1.90)
<i>Mhold</i>	0.002 (0.64)	0.003 (1.03)	0.024 (0.89)
<i>Lnage</i>	-0.001* (-1.92)	-0.001 (-0.86)	0.002 (0.31)
<i>Dual</i>	-0.001 (-1.20)	0.003*** (3.05)	0.021** (2.11)
<i>Q</i>	0.001*** (3.85)	0.004*** (10.76)	0.034*** (10.41)
<i>Margin</i>	-0.014*** (-3.39)	-0.083*** (-10.32)	-0.559*** (-7.50)
<i>Export</i>	-0.000 (-0.15)	-0.003 (-0.53)	0.121** (2.16)
<i>Cashhold</i>	0.003 (1.42)	0.030*** (7.00)	0.187*** (4.84)
<i>Lnpay</i>	0.003*** (4.56)	0.012*** (11.28)	0.105*** (10.12)
<i>_cons</i>	-0.039*** (-3.36)	0.149*** (9.48)	-1.619*** (-10.63)
公司	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.814	0.869	0.875

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

最后，在增大自主研发强度路径的机制路径中，本文指出城市群政策会让企业价值驱动更加依赖高素质的人力资本。那么一个值得继续探讨的问题是城市群政策是否真的能够促进企业对高素质人力资本的需求呢？参考肖曙光和杨洁（2018）以及何小钢等（2019）的方法，本文分别采用研发人员占比（RL）和本科及以上学历员工占比（Edu）衡量企业的劳动力结构水平，对这一问题进行检验。回归结果如表 10 所示：不论用哪种方式衡量企业的劳动力结构，城市群政策的回归系数显著为正，支持了本文的研究逻辑，即城市群政策确实增大了企业对高素质人才的需求、推动了企业劳动力结构的优化升级。

表 10 城市群政策与企业劳动力结构优化升级

	<i>RL</i>	<i>Edu</i>
	(1)	(2)
<i>Cities</i>	0.016*** (8.71)	0.007*** (3.28)
<i>Size</i>	0.017*** (11.33)	0.009*** (3.94)
<i>Lev</i>	-0.022*** (-3.87)	0.002 (0.21)
<i>Roa</i>	-0.074*** (-2.87)	-0.007 (-0.19)
<i>Growth</i>	-0.002 (-1.44)	0.008*** (3.63)
<i>KY</i>	-0.010*** (-5.39)	0.000 (0.06)
<i>CI</i>	-0.000 (-0.04)	0.007*** (5.53)
<i>Boardsize</i>	-0.013** (-2.54)	0.006 (0.83)
<i>Indir</i>	-0.019 (-1.31)	-0.051** (-2.32)
<i>First</i>	-0.030*** (-3.36)	-0.011 (-0.87)
<i>Mhold</i>	-0.050*** (-5.91)	0.017* (1.75)
<i>Lnage</i>	0.037*** (15.56)	-0.028*** (-8.76)
<i>Dual</i>	0.001 (0.34)	0.002 (0.97)
<i>Q</i>	0.004*** (6.88)	0.002*** (2.59)

<i>Margin</i>	0.005 (0.41)	0.055*** (2.74)
<i>Export</i>	-0.048*** (-5.50)	-0.006 (-0.37)
<i>Cashhold</i>	-0.069*** (-10.24)	0.011 (1.21)
<i>Lnpay</i>	0.016*** (9.38)	0.088*** (21.76)
<i>_cons</i>	-0.483*** (-12.44)	-0.931*** (-14.29)
公司	控制	控制
行业	控制	控制
年份	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.734	0.820

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

（二）异质性分析

1. 基于行政垄断水平视角的检验

如果打破行政垄断，降低企业的垄断势力是城市群政策提高企业劳动收入份额的一个重要机制，可以预期当企业所在地的行政垄断水平更高时，二者的正向关系将更显著。这是因为当企业所在地行政垄断水平更高时，市场分割现象更加严重，企业受到的保护屏障更强，获取的垄断收益更大。此时，城市群政策能够通过打破区域壁垒，促进市场公平竞争，更好地提高上市公司的劳动收入份额。因此，本文借鉴王彦超和蒋亚含（2020）的方法，利用市场分割指数（*Segm*）来衡量地区行政垄断程度。

具体计算方法是：（1）确定相邻省份；（2）摘取 2004-2020 年《中国统计年鉴》中的分地区商品零售价格指数，选取 21 种商品价格指数作为基础数据；（3）确定一组包含年度、省份、商品种类的三维（ $t \times n \times k$ ）面板数据，本文共选取粮食、禽肉、蛋、水产品、菜、干鲜瓜果、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器及音像器材、文化办公用品、日用品、体育娱乐用品、交通通信用品、家具、化妆品、金银饰品、中西药品及医疗保健用品、书报杂志及电子出版物、燃料、建筑材料及五金电料共 21 种商品的价格指数作为基础数据；（4）依据公式（3）计算相邻 i 、 j 两省份的相对价格绝对值 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。其中， p_{it}^k 、 p_{jt}^k 表示第 t 年商品 k 在省份 i 和省份 j 的价格；（5）计算每一对相邻省份各商品相对价格均值的方差，以确定每两个地区的分割程度；最后，计算每个省份与其所有相邻省份相对价格方差的均值，得到该企业所在地的行政垄断程度 *Segm*。本文将行政垄断程度 *Segm* 按照 2007-2020 年各省的市场分割指数中位数进行排序，前 15 个省份为市场分割程度较高的地区。

$$|\Delta Q_{ijt}^k| = |\ln (P_{it}^k / P_{jt}^k) - \ln (P_{it-1}^k / P_{jt-1}^k)| \tag{3}$$

结果如表 11 所示，可以看出，当企业所在地的行政垄断水平较高时，城市群政策（*Cities*）的回归系数显著为正，与本文逻辑相符。

表 11 城市群政策与企业劳动收入份额：考虑行政垄断水平的影响

	<i>LS</i>		<i>LNLS</i>	
	垄断水平高	垄断水平低	垄断水平高	垄断水平低
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Cities</i>	0.004*** (3.02)	0.001 (0.61)	0.041*** (2.95)	0.020 (1.30)
<i>Size</i>	-0.012*** (-8.07)	-0.017*** (-14.23)	-0.147*** (-9.60)	-0.184*** (-7.69)
<i>Lev</i>	-0.037*** (-6.80)	-0.026*** (-6.01)	-0.335*** (-6.04)	-0.293*** (-3.78)
<i>Roa</i>	-0.089*** (-3.60)	-0.074*** (-4.46)	-0.962*** (-4.25)	-0.753*** (-3.35)
<i>Growth</i>	-0.004*** (-3.56)	-0.005*** (-5.36)	-0.066*** (-5.22)	-0.078*** (-7.89)
<i>KY</i>	0.014*** (6.92)	0.012*** (6.51)	0.126*** (6.66)	0.124*** (4.15)
<i>CI</i>	0.011*** (14.64)	0.013*** (19.79)	0.126*** (18.97)	0.144*** (15.19)
<i>Boardsize</i>	0.002 (0.49)	0.013*** (3.72)	0.029 (0.63)	0.107** (2.06)
<i>Indir</i>	-0.045*** (-2.98)	0.007 (0.81)	-0.362*** (-2.65)	0.029 (0.21)
<i>First</i>	0.029*** (3.93)	0.013** (2.12)	0.188** (2.37)	0.186 (1.64)
<i>Mhold</i>	-0.020*** (-3.17)	0.000 (0.06)	-0.135** (-2.36)	-0.014 (-0.18)
<i>Lnage</i>	0.002 (1.04)	0.002 (1.49)	0.033* (1.81)	0.027 (1.19)
<i>Dual</i>	-0.000 (-0.15)	0.001 (1.30)	0.002 (0.12)	0.015 (0.94)
<i>Q</i>	0.000 (0.19)	0.001 (1.60)	-0.004 (-0.92)	0.007 (1.59)
<i>Margin</i>	-0.049*** (-4.02)	-0.078*** (-8.53)	-0.207* (-1.90)	-0.342** (-2.49)
<i>Export</i>	-0.008 (-0.52)	-0.005 (-0.79)	-0.054 (-0.39)	0.045 (0.40)
<i>Cashhold</i>	-0.012** (-2.16)	0.002 (0.40)	-0.121** (-2.35)	-0.060 (-1.15)

<i>Lnpay</i>	0.016*** (7.90)	0.011*** (8.33)	0.159*** (8.34)	0.107*** (5.20)
<i>_cons</i>	0.194*** (4.99)	0.339*** (10.98)	-0.921** (-2.40)	0.122 (0.19)
公司	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8 173	15 982	8 173	15 982
<i>Adj_R2</i>	0.852	0.878	0.868	0.879

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

2. 基于政府干预程度视角的检验

依据前文所言，如果城市群政策提高企业劳动收入份额的效应源于其缓解了政府干预下企业对资本要素的过度投资问题，那么理论上，地方政府干预程度越强，城市群政策提高企业劳动收入份额的效应应当更加明显。这是因为在政府干预程度越强的地区，政府更容易利用行政审批等权力干预微观企业的生产经营活动、使得区域产业结构偏向资本密集型（郭小年和邵宜航，2021）。此时，城市群政策能够更好地通过加快政府职能转型来缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资，提高劳动收入份额。为此，本文参考现有文献（潘红波等，2008；王小鲁等，2018），主要利用财政赤字率和樊纲市场化指数中的“政府与市场关系”¹两个指标对政府干预程度进行刻画，展开检验。首先，按照财政赤字率的年度中位数进行分组，如果公司所在地区的财政赤字率大于当年样本中位数，视其政府干预程度较强；否则政府干预程度较弱。结果如表 12 的 A 栏所示：城市群政策（*Cities*）的回归系数仅在政府干预较强的地区显著，与本文逻辑相符。

其次，按照“政府与市场关系”指数得分的年度中位数分组，如果公司所在地区的“政府与市场关系”指数得分小于当年样本中位数，视其政府干预程度较强；否则政府干预程度较弱。从表 12 的 B 栏可见，研究结论保持不变。

表 12 城市群政策与企业劳动收入份额：考虑政府干预程度的影响

	<i>LS</i>		<i>LNLS</i>	
	政府干预程度较强	政府干预程度较低	政府干预程度较强	政府干预程度较低
	(1)	(2)	(3)	(4)
A 栏：基于财政赤字率视角衡量政府干预程度				
<i>Cities</i>	0.006*** (4.40)	-0.001 (-1.22)	0.050*** (4.07)	0.007 (0.61)
<i>Size</i>	-0.012*** (-8.82)	-0.019*** (-13.02)	-0.142*** (-10.49)	-0.208*** (-13.69)
<i>Lev</i>	-0.040*** (-7.95)	-0.020*** (-4.16)	-0.435*** (-8.55)	-0.185*** (-3.61)
<i>Roa</i>	-0.073*** (-3.32)	-0.087*** (-4.53)	-1.075*** (-5.31)	-0.667*** (-3.66)

¹ 由于市场化指数更新到 2019 年，本文的样本区间为 2007-2020 年，因此本文采用自回归移动平均模型（ARIMA）进行预测，在已有样本的基础上外推得到 2020 年数据。

<i>Growth</i>	-0.003*** (-3.02)	-0.005*** (-4.37)	-0.062*** (-5.45)	-0.075*** (-6.28)
<i>KY</i>	0.013*** (6.39)	0.011*** (5.07)	0.130*** (7.01)	0.108*** (4.94)
<i>CI</i>	0.012*** (15.36)	0.012*** (18.05)	0.127*** (17.87)	0.147*** (21.04)
<i>Boardsize</i>	0.003 (0.86)	0.012*** (2.98)	0.051 (1.28)	0.091** (2.28)
<i>Indir</i>	-0.018 (-1.51)	-0.003 (-0.26)	-0.202* (-1.74)	-0.013 (-0.12)
<i>First</i>	0.017** (2.49)	0.022*** (3.00)	0.181** (2.50)	0.203*** (2.62)
<i>Mhold</i>	0.001 (0.13)	-0.011** (-1.98)	-0.047 (-0.90)	-0.080 (-1.50)
<i>Lnage</i>	0.003* (1.74)	0.002 (1.47)	0.030* (1.65)	0.028* (1.89)
<i>Dual</i>	0.003** (2.06)	-0.000 (-0.07)	0.027** (2.17)	-0.001 (-0.12)
<i>Q</i>	-0.004 (-0.47)	0.015** (2.03)	-0.259*** (-2.84)	0.276*** (3.71)
<i>Margin</i>	0.017*** (9.98)	0.008*** (5.36)	0.167*** (10.35)	0.080*** (5.35)
<i>Export</i>	0.000 (0.11)	0.001** (2.12)	-0.002 (-0.41)	0.007* (1.85)
<i>Cashhold</i>	-0.048*** (-4.47)	-0.082*** (-7.76)	-0.116 (-1.15)	-0.457*** (-4.68)
<i>Lnpay</i>	-0.011** (-2.45)	0.001 (0.31)	-0.125*** (-2.92)	-0.060 (-1.36)
<i>_cons</i>	0.171*** (4.94)	0.407*** (10.82)	-1.216*** (-3.65)	0.926** (2.37)
公司	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9 982	13 954	9 982	13 954
<i>Adj_R2</i>	0.857	0.878	0.869	0.879
B 栏：基于市场化指数中“政府与市场关系”得分衡量政府干预程度				
<i>Cities</i>	0.005*** (3.80)	-0.000 (-0.25)	0.062*** (5.34)	-0.001 (-0.12)
<i>Size</i>	-0.013***	-0.018***	-0.148***	-0.208***

	(-11.18)	(-10.88)	(-11.64)	(-12.84)
<i>Lev</i>	-0.043***	-0.015***	-0.432***	-0.152***
	(-8.66)	(-2.79)	(-8.85)	(-2.86)
<i>Roa</i>	-0.093***	-0.058***	-1.107***	-0.517***
	(-4.75)	(-2.92)	(-6.07)	(-2.72)
<i>Growth</i>	-0.005***	-0.005***	-0.079***	-0.068***
	(-5.29)	(-3.58)	(-7.50)	(-5.42)
<i>KY</i>	0.015***	0.009***	0.143***	0.096***
	(7.99)	(3.84)	(8.37)	(3.95)
<i>CI</i>	0.012***	0.013***	0.129***	0.151***
	(19.07)	(14.86)	(22.62)	(17.40)
<i>Boardsize</i>	0.007**	0.015***	0.084**	0.108**
	(2.10)	(3.21)	(2.35)	(2.50)
<i>Indir</i>	-0.001	-0.015	-0.031	-0.174
	(-0.08)	(-1.18)	(-0.31)	(-1.43)
<i>First</i>	0.026***	0.014*	0.229***	0.175**
	(4.15)	(1.69)	(3.23)	(2.23)
<i>Mhold</i>	-0.009	0.003	-0.053	-0.013
	(-1.58)	(0.61)	(-1.00)	(-0.25)
<i>Lnage</i>	0.002	0.003*	0.019	0.040**
	(1.14)	(1.74)	(1.18)	(2.40)
<i>Dual</i>	0.001	0.001	0.015	0.011
	(1.15)	(0.43)	(1.26)	(0.90)
<i>Q</i>	-0.007	0.017*	-0.150	0.383***
	(-0.61)	(1.83)	(-1.33)	(4.10)
<i>Margin</i>	0.019***	0.007***	0.182***	0.080***
	(11.38)	(4.89)	(11.38)	(5.21)
<i>Export</i>	0.000	0.001*	0.000	0.006*
	(0.51)	(1.75)	(0.14)	(1.67)
<i>Cashhold</i>	-0.058***	-0.086***	-0.194**	-0.402***
	(-5.95)	(-7.34)	(-2.21)	(-3.66)
<i>Lnpay</i>	-0.007	0.001	-0.119***	-0.052
	(-1.61)	(0.27)	(-3.01)	(-1.09)
<i>_cons</i>	0.168***	0.387***	-1.355***	0.794*
	(5.40)	(9.16)	(-4.25)	(1.94)
公司	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	12 800	11 136	12 800	11 136

<i>Adj_R2</i>	0.863	0.884	0.869	0.890
---------------	-------	-------	-------	-------

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

3. 基于劳动与资本要素互补性的检验

本文在自主研发强度路径中提出，城市群政策可能增大企业在价值创造过程中对高素质人力资本的依赖程度，进而提高劳动收入份额。但这一效应的大小取决于自主研发强度对高素质人力资本需求的增进效应和对低技能劳动的替代效应之间的动态权衡。因而可以预期当资本要素和劳动要素更多呈现互补效应时，城市群政策通过加强企业的自主研发强度，能够更明显地提高企业对高技能劳动力的需求，即城市群政策与企业劳动收入份额之间的正向关系会更为显著。为了对这一逻辑进行验证，本文参考江轩宇和朱冰（2022）的做法，采用每家公司在 2007-2020 年的时间序列数据，基于模型（4）对公司 i 的劳动要素和资本要素的互补性 $COMPLE$ 进行估计：

$$GFA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GPAY_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中， $GFA_{i,t}$ 为公司 i 第 t 年的固定资产净值增长率； $GPAY_{i,t}$ 代表公司 i 在第 t 年支付给职工以及为职工支付的现金的增长率。 $COMPLE$ 为模型（4）的回归系数 β_1 ， $COMPLE$ 越大，意味着劳动要素和资本要素的互补性就越强。在得到 $COMPLE$ 后，按照样本的行业中位数分组：若公司的 $COMPLE$ 处于行业中位数之上，视为劳动要素和资本要素互补性较强组；否则视为劳动要素和资本要素互补性较弱组。从表 13 可见， $Cities$ 的回归系数仅在劳动要素和资本要素互补性较强时显著，与前述逻辑相符。

表 13 城市群政策与企业劳动收入份额：考虑资本与劳动要素互补性的影响

	<i>LS</i>		<i>LNLS</i>	
	要素互补效应较强	要素互补效应较弱	要素互补效应较强	要素互补效应较弱
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Cities</i>	0.003** (2.36)	0.001 (0.58)	0.040*** (3.91)	0.008 (0.66)
<i>Size</i>	-0.017*** (-15.00)	-0.012*** (-7.68)	-0.199*** (-17.71)	-0.127*** (-7.55)
<i>Lev</i>	-0.034*** (-7.78)	-0.024*** (-4.94)	-0.283*** (-6.44)	-0.333*** (-6.28)
<i>Roa</i>	-0.093*** (-5.04)	-0.080*** (-4.07)	-0.845*** (-4.94)	-1.051*** (-5.50)
<i>Growth</i>	-0.005*** (-4.98)	-0.005*** (-4.00)	-0.068*** (-7.00)	-0.076*** (-5.90)
<i>KY</i>	0.020*** (10.70)	0.003 (1.38)	0.198*** (11.59)	0.013 (0.59)
<i>CI</i>	0.011*** (19.15)	0.014*** (16.71)	0.131*** (22.86)	0.150*** (18.00)
<i>Boardsize</i>	0.004 (1.09)	0.016*** (3.95)	0.044 (1.27)	0.126*** (3.20)
<i>Indir</i>	-0.016* (-1.66)	0.003 (0.27)	-0.191** (-2.11)	0.104 (0.89)

<i>First</i>	0.014** (2.45)	0.035*** (5.01)	0.098* (1.65)	0.405*** (5.10)
<i>Mhold</i>	0.008* (1.87)	-0.026*** (-4.01)	0.062 (1.49)	-0.172*** (-2.80)
<i>Lnage</i>	0.002 (1.09)	0.002 (1.32)	0.013 (0.91)	0.042** (2.53)
<i>Dual</i>	0.001 (0.80)	-0.001 (-0.48)	0.013 (1.22)	-0.006 (-0.48)
<i>Q</i>	0.000 (1.10)	0.001** (2.05)	0.001 (0.33)	0.008** (2.28)
<i>Margin</i>	-0.074*** (-7.96)	-0.049*** (-4.31)	-0.317*** (-3.72)	-0.194* (-1.86)
<i>Export</i>	-0.002 (-0.30)	0.009 (1.29)	-0.004 (-0.07)	0.179** (2.45)
<i>Cashhold</i>	-0.003 (-0.86)	-0.002 (-0.45)	-0.071* (-1.90)	-0.104** (-2.14)
<i>Lnpay</i>	0.011*** (7.85)	0.018*** (10.59)	0.107*** (7.56)	0.173*** (11.26)
<i>_cons</i>	0.365*** (12.23)	0.121*** (3.19)	0.723** (2.46)	-2.050*** (-5.11)
公司	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	13 764	10 172	13 764	10 172
<i>Adj_R2</i>	0.876	0.874	0.882	0.877

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

（三）城市群政策真的有助于实现共同富裕吗

1. 区分对普通员工及高管劳动收入份额的影响

考虑到劳动收入份额可以区分为普通员工的劳动份额和高管的劳动收入份额（方军雄，2011；施新政等，2019）。要实现扩大中等收入人群、促进共同富裕的目标，显然更应当提高普通员工的劳动收入份额。那么，城市群政策对普通员工和高管劳动收入份额的提升作用是否存在差异呢？为了对这一问题进行解答，本文采用“高管薪酬总额/营业总收入”衡量高管的劳动收入份额（*MLS*），采用“（支付给职工以及为职工支付的现金+期末应付职工薪酬-期初应付职工薪酬-高管薪酬总额）/营业总收入”衡量普通员工的劳动收入份额（*LIS*），利用模型（1）进行重新回归。

从表 14 的列（1）、（2）可见，城市群政策（*Cities*）显著提高了普通员工的劳动收入份额（*LIS*），但对高管的劳动收入份额（*MLS*）没有显著影响。这表明城市群政策能够让更多的普通员工分享企业的发展成果，有利于促进共同富裕目标的实现。

2. 城市群政策与公司内部薪酬差距

实现共同富裕目标的关键是“缩小劳动收入内部差距”，本文进一步实证检验了城市群政策对公司内部薪酬差距的影响，借鉴孔东民等（2017）的研究，本文采用“管理层平均薪酬/员工平均薪酬”衡量企业内部薪酬差距（*FPG*），其中管理层平均薪酬等于“监管层薪酬总额/（董监高总人数-独立董事人数-未领取薪酬的监管层人数）”，员工平均薪酬等于“（应付职工薪酬的变化值+支付给职工以及为职工支付的现金-监管层薪酬总额）/员工人数”，比值越大，说明公司内部薪酬差距越大，从表 14 的列（3）中可以看出，城市群政策在一定程度上降低了公司内部薪酬差距，体现了共同富裕的内涵。

表 14 城市群政策有助于实现共同富裕吗

	<i>MLS</i>	<i>LLS</i>	<i>FPG</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Cities</i>	-0.000 (-0.17)	0.002** (2.21)	-0.067* (-1.69)
<i>Size</i>	-0.001*** (-32.09)	-0.014*** (-15.03)	0.967*** (25.33)
<i>Lev</i>	-0.000*** (-3.71)	-0.029*** (-8.69)	-0.134 (-0.97)
<i>Roa</i>	-0.000 (-0.61)	-0.078*** (-5.64)	6.068*** (9.81)
<i>Growth</i>	-0.000*** (-4.35)	-0.004*** (-5.93)	-0.311*** (-9.53)
<i>KY</i>	0.000** (2.40)	0.012*** (8.57)	-0.038 (-0.85)
<i>CI</i>	0.000*** (23.43)	0.012*** (23.78)	-0.102*** (-6.65)
<i>Boardsize</i>	0.000*** (5.27)	0.008*** (3.08)	0.119 (0.90)
<i>Indir</i>	0.000* (1.91)	-0.010 (-1.29)	0.385 (1.01)
<i>First</i>	-0.000 (-0.54)	0.019*** (3.97)	-0.244 (-1.10)
<i>Mhold</i>	0.000 (0.19)	-0.006 (-1.51)	-0.696*** (-4.02)
<i>Lnage</i>	-0.000*** (-10.39)	0.003** (2.47)	-0.268*** (-5.10)
<i>Dual</i>	0.000*** (2.87)	0.001 (0.66)	-0.064 (-1.60)
<i>Q</i>	0.001*** (3.99)	0.005 (1.02)	0.066*** (5.61)

<i>Margin</i>	0.000*** (6.96)	0.012*** (11.10)	0.931*** (3.50)
<i>Export</i>	0.000*** (3.71)	0.000 (1.60)	0.289 (1.30)
<i>Cashhold</i>	0.001*** (2.90)	-0.069*** (-9.56)	-0.151 (-1.11)
<i>Lnpay</i>	0.001*** (5.51)	-0.003 (-1.09)	-2.620*** (-54.16)
<i>_cons</i>	0.018*** (27.84)	0.262*** (10.79)	13.530*** (13.42)
公司	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.828	0.867	0.743

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

（四）排除中心城市的“虹吸效应”对研究结论的干扰

根据新经济地理学的理论（Krugman，1991），较为发达的中心城市，经济发展好，创新能力高，可能会对周边的低能级城市形成“虹吸效应”，带来“集聚阴影”。那么，由于位于中心城市的上市公司数量更多，本文的研究结论是否是由城市群内中心城市的影响导致？或是城市群政策是否以牺牲周边城市劳动者的收入报酬为代价，提高了城市群内企业的劳动收入份额？为排除中心城市“虹吸效应”对研究结论的干扰，本文从以下两个方面展开检验。

1. 区分城市群内中心城市和非中心城市的影响

本文依据各大城市群发展规划将城市群内的城市划分为中心城市和非中心城市¹，若公司 *i* 的所处城市为中心城市，且在第 *t* 年被批复进入城市群，则 *t* 年及以后年份 *Centre* 取值为 1，否则为 0；若公司 *i* 的所处城市为非中心城市，且在第 *t* 年被批复进入城市群，则 *t* 年及以后年份 *NonCentre* 取值为 1，否则为 0。结果如表 15 所示，无论以 *LS* 还是 *LNLS* 为因变量，*Centre* 和 *NonCentre* 系数都显著为正，且系数差异检验显示无明显差异。表明城市群政策对于中心城市和非中心城市企业的劳动收入份额都存在积极的促进作用，本文的结论并非由城市群内中心城市的影响主导。

¹ 依据国务院颁布的各大城市群发展规划中的界定，京津冀城市群中心城市为北京，长三角城市群中心城市为上海，粤港澳大湾区中心城市为广州和深圳，长江中游城市群中心城市为武汉、长沙、南昌，成渝城市群中心城市为成都和重庆，哈长城市群中心城市为哈尔滨和长春，中原城市群中心城市为郑州，北部湾城市群中心城市为南宁，关中平原城市群中心城市为西安，呼包鄂榆城市群中心城市为呼和浩特，兰西城市群中心城市为兰州和西宁。

表 15 排除中心城市的“虹吸效应”对研究结论的干扰

	<i>LS</i>	<i>LNLS</i>
	(1)	(2)
<i>Centre</i>	0.002* (1.92)	0.020** (2.15)
<i>NonCentre</i>	0.002* (1.65)	0.034*** (3.61)
<i>Size</i>	-0.015*** (-16.05)	-0.172*** (-18.05)
<i>Lev</i>	-0.029*** (-8.62)	-0.302*** (-8.76)
<i>Roa</i>	-0.079*** (-5.63)	-0.830*** (-6.35)
<i>Growth</i>	-0.005*** (-6.07)	-0.071*** (-8.99)
<i>KY</i>	0.012*** (8.59)	0.118*** (8.56)
<i>CI</i>	0.012*** (24.59)	0.139*** (28.38)
<i>Boardsize</i>	0.009*** (3.24)	0.079*** (2.95)
<i>Indir</i>	-0.010 (-1.21)	-0.108 (-1.43)
<i>First</i>	0.019*** (3.97)	0.193*** (3.87)
<i>Mhold</i>	-0.006 (-1.53)	-0.049 (-1.35)
<i>Lnage</i>	0.002** (2.08)	0.032*** (2.94)
<i>Dual</i>	0.001 (0.67)	0.009 (1.05)
<i>Q</i>	0.006 (1.12)	0.095* (1.91)
<i>Margin</i>	0.012*** (11.28)	0.121*** (11.39)
<i>Export</i>	0.001* (1.81)	0.004 (1.53)
<i>Cashhold</i>	-0.068***	-0.303***

	(-9.23)	(-4.51)
<i>Lnpay</i>	-0.003	-0.077**
	(-0.78)	(-2.57)
<i>_cons</i>	0.281***	-0.220
	(11.53)	(-0.90)
公司	控制	控制
行业	控制	控制
年份	控制	控制
<i>N</i>	23 936	23 936
<i>Adj_R2</i>	0.868	0.874

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

2. 城市群政策对企业劳动收入份额的影响是否存在溢出效应

本文借鉴蒋灵多等（2021）的方法，构建以下模型，以检验城市群政策的实施是否会通过“虹吸效应”对周边城市企业的劳动收入份额存在负向溢出效应：

$$LS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NCities + \Sigma Controls + \Sigma Firm + \Sigma Ind + \Sigma Year + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

其中，*NCities* 的定义为如果企业 *i* 所在城市在第 *t* 年其相邻城市被批复进入城市群，则 *NCities* 取值为 1，否则为 0；因为本模型主要考察了城市群政策对周围城市的影响，因此在模型中剔除了已经被批复进入城市群的样本。如果“虹吸效应”存在，预期回归系数 α_1 显著为负。结果如表 16 所示，*NCities* 的系数均为正数，且当因变量为 *LNLS* 时，这一结果在 5% 的置信水平下显著。上述结果说明城市群政策对周边城市劳动收入份额的提高也有一定的促进作用，并非通过对周边城市产生虹吸效果而提高城市群内企业的劳动收入份额。

表 16 城市群政策的溢出效应

	<i>LS</i>	<i>LNLS</i>
	(1)	(2)
<i>NCities</i>	0.002	0.051**
	(1.02)	(2.36)
<i>Size</i>	-0.016***	-0.203***
	(-7.37)	(-8.66)
<i>Lev</i>	-0.034***	-0.336***
	(-4.69)	(-4.30)
<i>Roa</i>	-0.083***	-0.991***
	(-2.73)	(-3.05)
<i>Growth</i>	-0.008***	-0.116***
	(-3.91)	(-5.44)
<i>KY</i>	0.016***	0.162***
	(5.77)	(5.26)
<i>CI</i>	0.012***	0.135***
	(10.32)	(10.31)

<i>Boardsize</i>	-0.001 (-0.21)	0.060 (0.98)
<i>Indir</i>	0.008 (0.39)	0.045 (0.23)
<i>First</i>	0.012 (1.26)	0.043 (0.40)
<i>Mhold</i>	0.009 (1.59)	0.023 (0.37)
<i>Lnage</i>	0.002 (0.93)	0.047* (1.83)
<i>Dual</i>	-0.000 (-0.08)	-0.001 (-0.03)
<i>Q</i>	0.000 (0.13)	0.001 (0.20)
<i>Margin</i>	-0.056*** (-3.38)	-0.333* (-1.86)
<i>Export</i>	-0.021 (-1.33)	-0.401** (-2.39)
<i>Cashhold</i>	-0.004 (-0.60)	0.003 (0.04)
<i>Ln timer</i>	0.021*** (8.22)	0.208*** (7.42)
<i>_cons</i>	0.223*** (4.21)	-0.508 (-0.94)
公司	控制	控制
行业	控制	控制
年份	控制	控制
<i>N</i>	4 258	4 258
<i>Adj_R2</i>	0.842	0.862

注：括号中报告经公司层面聚类调整的 t 值，* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

六、研究结论与启示

如何在高质量发展过程中促进全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展是 2035 远景目标的重要内容。城市群作为先进的空间组织形态，是开拓中国经济高质量发展的重要动力源。那么，城市群政策是否有助于提高劳动收入份额、促进共同富裕呢？利用 2007-2020 年沪深 A 股上市公司数据，本文发现城市群政策能够显著提高区域内企业的劳动收入份额，表明城市群政策有助于优化初次收入分配制度，使得员工更好地分享企业的发展成果。进一步的研究结果表明：（1）促进市场公平竞争、降低企业垄断利润，缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资，以及增强自主研发强度是城市群政策提高企业劳动收入份额的重要作

用路径；(2)城市群政策对企业劳动收入份额的影响存在一定的异质性，当企业所在地行政垄断水平较高、企业所在地政府干预程度较高、企业的劳动资本互补关系较强时，城市群政策与劳动收入份额之间的正向关系更加显著；(3)城市群政策主要提高了普通员工而非高管的劳动收入份额，同时降低了企业内部薪酬差距，体现了共同富裕的内涵；(4)纳入城市群政策的中心城市和非中心城市的企业劳动收入份额均显著得到了提升，且不存在明显的外溢效应，排除了中心城市“虹吸效应”对本文研究结论的干扰。本研究具有重要的理论和现实意义。在理论上，本文的研究丰富了城市群政策的经济后果及劳动收入份额的影响因素的相关文献，并揭示了城市群政策影响企业劳动收入份额的作用机理。同时，本研究还具有如下政策启示。

第一，对揭示在高质量发展中促进共同富裕的路径具有重要意义。共同富裕是中国共产党团结带领人民一直为之奋斗的目标。而实现共同富裕的基本保障是先把“蛋糕”做大，再通过完善的分配机制将“蛋糕”分好。本文发现作为开拓中国经济高质量发展的重要动力源的城市群战略有助于提高劳动收入份额、促进共同富裕目标实现。因此，相关部门应当通过优化行政区划设置打破区域行政壁垒，不光仅以协调会和座谈会等非正式合作的形式推进区域合作，更应该深入构建城市群内城市的利益发展共享机制，增加融合发展指标的考核，同时推动各地区市场运行和经济治理规则的相互衔接，以持续的改革创新更充分地释放城市群协同发展的活力，帮助劳动者更好地分享经济高质量发展的成果。

第二，对进一步通过供给侧改革、促进共同富裕目标实现提供了有益启示。本文发现，促进市场公平竞争、降低企业垄断利润，缓解政府干预下企业对资本要素的过度投资，以及增强自主研发强度是促进共同富裕的三大路径。因此，政府首先应当强化反垄断、及时废除含有地方保护主义等妨碍市场统一的政策，形成公平竞争的市场环境，提高企业主体的市场化地位，为各类市场主体提供广阔的发展空间。其次，应该更好地推动以“放、管、服”为核心的行政管理体制改革、加快政府职能转变、充分调动市场主体的积极性，减少地方政府对经济的过度干预，提升政府对市场主体的服务意识，让企业更多依据要素禀赋而非政策性目标组织生产。最后，应当完善技术创新市场导向机制，强化企业创新主体地位，促进各类创新要素向企业集聚，由此提高企业根据自身禀赋进行自主创新的能力，让企业的发展更加依靠高素质的人力资本，改变以往技术进步高度依赖从发达国家引进、技术进步偏向资本的局面。

第三，对人力资本如何匹配高质量发展提供了参考。现有研究指出，产业升级、技术进步等将增大企业对高素质、高技能人力资本的需求。本文也发现，城市群政策显著促进了企业劳动力结构的优化升级。而劳动力结构优化对于人力资本提出了更高的要求，一方面，劳动者自身应当积极参加技能培训和继续教育来提升职场竞争力，实现就业的向上跃升。另一方面，政府部门应当引导企业开展职业技能提升培训，通过培训补贴、培训支出税前扣除等优惠等方式进行激励，加强对创新型、应用型人才的培养，同时建设一批产教融合基地、推动职工培训基础平台共享来健全终身职业技能培训制度。由此增加高素质劳动力的有效供给、深化人力资本结构性改革，为我国经济高质量发展保驾护航。

【参考文献】

- [1] 白俊, 连立帅. 国企过度投资溯源: 政府干预抑或管理层自利[J]. 会计研究, 2014, (2): 41-48.
- [2] 白重恩, 杜颖娟, 陶志刚, 等. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J]. 经济研究, 2004, (4): 29-40.
- [3] 白重恩, 钱震杰. 劳动收入份额决定因素: 来自中国省际面板数据的证据[J]. 世界经济, 2010, (12): 3-27.
- [4] 陈浩, 罗力菲. 区域协同发展政策对要素流动与配置的影响: 京津冀例证[J]. 改革, 2022, 1-19.
- [5] 陈胜蓝, 马慧. 卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据[J]. 管理世界, 2017, (7): 142-156.
- [6] 董晓芳, 袁燕. 企业创新、生命周期与聚集经济[J]. 经济学(季刊), 2014, (2): 767-792.
- [7] 方军雄. 劳动收入比重真的一致下降吗——来自中国上市公司的发现[J]. 管理世界, 2011, (7): 31-41.
- [8] 方明月, 林佳妮, 聂辉华. 数字化转型是否促进了企业内共同富裕——来自中国 A 股上市公司的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (11): 50-70.
- [9] 干春晖, 邹俊, 王健. 地方官员任期、企业资源获取与产能过剩[J]. 中国工业经济, 2015, (3): 44-56.
- [10] 龚锋, 陶鹏, 潘星宇. 城市群对地方税收竞争的影响——来自两区制面板空间杜宾模型的证据[J]. 财政研究, 2021, (4): 17-33.
- [11] 郭小年, 邵宜航. 行政审批改革、产业结构与劳动收入份额[J]. 财经研究, 2021, (8): 19-33.
- [12] 韩忠雪, 周婷婷. 产品市场竞争、融资约束与公司现金持有: 基于中国制造业上市公司的实证分析[J]. 南开管理评论, 2011, (4): 149-160.
- [13] 何小钢, 梁权熙, 王善骞. 信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜[J]. 管理世界, 2019, (9): 65-80.
- [14] 贾坤, 申广军. 企业风险与劳动收入份额: 来自中国工业部门的证据[J]. 经济研究, 2016, (5): 116-129.
- [15] 蒋灵多, 陆毅, 张国峰. 自由贸易试验区建设与中国出口行为[J]. 中国工业经济, 2021, (8): 75-93.
- [16] 江轩宇, 贾靖. 企业债券融资与劳动收入份额[J]. 财经研究, 2021, (7): 139-153.
- [17] 江轩宇, 朱冰. 资本市场对外开放与劳动收入份额——基于沪深港通交易制度的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2022, (4): 1101-1124.
- [18] 江轩宇, 朱琳, 伊志宏, 等. 工薪所得税筹划与企业创新[J]. 金融研究, 2019, (7): 135-154.
- [19] 金陈飞, 吴杨, 池仁勇, 等. 人工智能提升企业劳动收入份额了吗[J]. 科学学研究, 2020, (1): 54-62.
- [20] 孔东民, 徐茗丽, 孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究, 2017, (10): 144-157.
- [21] 李培鑫, 张学良. 城市群集聚空间外部性与劳动力工资溢价[J]. 管理世界, 2021, (11): 121-136.
- [22] 林毅夫, 刘明兴, 章奇. 政策性负担与企业的预算软约束: 来自中国的实证研究[J]. 管理世界, 2004, (8): 81-89.
- [23] 刘倩, 朱书尚, 吴非. 城市群政策能否促进区域金融协调发展——基于方言视角下的实证检验[J]. 金融研究, 2020, (3): 39-57.
- [24] 刘亚琳, 申广军, 姚洋. 我国劳动收入份额: 新变化与再考察[J]. 经济学(季刊), 2022, (5): 1467-1488.
- [25] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护[J]. 经济研究, 2009, (3): 42-52.
- [26] 陆铭, 欧海军. 高增长与低就业: 政府干预与就业弹性的经验研究[J]. 世界经济, 2011, (12): 3-31.
- [27] 潘红波, 夏新平, 余明桂. 政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J]. 经济研究, 2008, (4): 41-52.
- [28] 申广军, 周广肃, 贾坤. 市场力量与劳动收入份额: 理论和来自中国工业部门的证据[J]. 南开经济研究, 2018, (4): 120-136.
- [29] 盛丹. 外资进入是否提高了劳动者的讨价还价能力[J]. 世界经济, 2013, (10): 54-78.
- [30] 盛丹, 陆毅. 出口贸易是否会提高劳动者工资的集体议价能力[J]. 世界经济, 2016, (5): 122-145.
- [31] 施新政, 高文静, 陆瑶, 等. 资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据[J]. 经济研究, 2019, (12): 21-37.
- [32] 唐为. 要素市场一体化与城市群经济的发展——基于微观企业数据的分析[J]. 经济学(季刊), 2021, (1): 1-22.

- [33] 王宋涛, 朱腾腾, 燕波. 制度环境、市场分割与劳动收入份额——理论分析与基于中国工业企业的实证研究[J]. 南开经济研究, 2017, (3): 70-87.
- [34] 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.
- [35] 王雄元, 黄玉菁. 外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额: 趁火打劫抑或锦上添花[J]. 中国工业经济, 2017, (4): 135-154.
- [36] 魏下海, 董志强, 蓝嘉俊. 地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响: 理论与经验研究[J]. 世界经济, 2017, (4): 129-146.
- [37] 文雁兵, 陆雪琴. 中国劳动收入份额变动的决定机制分析——市场竞争和制度质量的双重视角[J]. 经济研究, 2018, (9): 83-98.
- [38] 王彦超, 蒋亚含. 竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 经济研究, 2020, (8): 137-152.
- [39] 习近平. 努力成为世界主要科学中心和创新高地[J]. 求是, 2021, (6): 4-11.
- [40] 肖土盛, 孙瑞琦, 袁淳, 等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022, (12): 220-237.
- [41] 肖曙光, 杨洁. 高管股权激励促进企业升级了吗——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2018, (3): 66-75.
- [42] 徐业坤, 马光源. 地方官员变更与企业产能过剩[J]. 经济研究, 2019, (5): 129-145.
- [43] 原倩. 城市群是否能够促进城市发展[J]. 世界经济, 2016, (9): 99-123.
- [44] 张可. 区域一体化有利于减排吗[J]. 金融研究, 2018, (1): 67-83.
- [45] 张莉, 李捷瑜, 徐现祥. 国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配[J]. 经济学(季刊), 2012, (2): 409-428.
- [46] 张少辉, 李经, 余泳泽. 地方财政收入目标制定对企业劳动收入份额的影响[J]. 经济学动态, 2021, (6): 98-112.
- [47] 张卫国, 任燕燕, 花小安. 地方政府投资行为、地区性行政垄断与经济增长——基于转型期中国省级面板数据的分析[J]. 经济研究, 2011, (8): 26-37.
- [48] 张晓磊, 谢建国, 张二震. 企业的空间集聚与劳动收入份额——来自中国微观工业企业的实证[J]. 南开经济研究, 2018, (3): 157-171.
- [49] 张学良. 2013 中国区域经济发展报告: 中国城市群的崛起与协调发展[M]. 北京: 人民出版社, 2013.
- [50] 张学良, 李培鑫, 李丽霞. 政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验[J]. 经济学(季刊), 2017, (4): 1563-1582.
- [51] 赵娜, 王博, 刘燕. 城市群、集聚效应与“投资潮涌”——基于中国 20 个城市群的实证研究[J]. 中国工业经济, 2017, (11): 81-99.
- [52] 中国城市营商环境评价研究课题组. 中国城市营商环境评价的理论逻辑、比较分析及对策建议[J]. 管理世界, 2021, (5): 98-112.
- [53] 周茂, 陆毅, 李雨浓. 地区产业升级与劳动收入份额: 基于合成工具变量的估计[J]. 经济研究, 2018, (11): 132-147.
- [54] Autor D, Dorn D, Katz L F, et al. The fall of the labor share and the rise of superstar firms[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2020, 135(2): 645-709.
- [55] Blanchard O, Giavazzi F. Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor markets[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118(3): 879-907.
- [56] Chetty R, Looney A, Kroft K. Salience and taxation: Theory and evidence[J]. American economic review, 2009, 99(4): 1145-1177.
- [57] Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [58] Moshirian F, Tian X, Zhang B, et al. Stock market liberalization and innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2021, 139(3): 985-1014.
- [59] Nickell S J. Competition and corporate performance[J]. Journal of Political Economy, 1996, 104(4): 724-746.
- [60] Portnov B A, Schwartz M. Urban clusters as growth foci[J]. Journal of Regional Science, 2009, 49(2): 287-310.

The Income Distribution Effect of the City Clusters Policies: A Perspective Based on Corporate Labor Income Share

Jiang Xuanyu Zhu Mengyao Xie Rongrong

Summary: Based on the background of promoting urbanization and common prosperity in high-quality development, this paper investigates the impact of city clusters, the main form of urbanization and an important power source for high-quality development, on the labor income share. This paper finds that the city clusters policies can significantly increase the labor income share, indicating that the city clusters policies can help employees better share the achievements of firms, and promote the realization of the goal of common prosperity in high-quality development. Our further evidences show that: (1) strengthening fair market competition to reduce monopoly profits of enterprises, alleviating excessive capital investment under government intervention and improving R&D intensity are important channels through which the city clusters policies increase the labor income share; (2) the positive relation between city clusters policies and labor income share is stronger if the company faces a high level of administrative monopoly, the level of government intervention is high and the complementary effect between labor and physical capital is high; (3) city clusters policies only has significant positive effect on non-managers' labor income share, it does not affect managers' labor income share, and city clusters policies reduce the pay gap within companies; (4) The labor income share in both central and non-central cities included in the city clusters policies has been significantly increased and city clusters policies have no significant spillover effects, eliminating the interference of "siphon effect".

Overall, our study contributes to the literature on determinants of labor income share, economic consequences of city clusters policies and policy implications. Firstly, our study enriches the literature about the determinants of labor income share by verifying that city clusters policy is one of the important factors that affect labor income share. Secondly, we extend the literature about economic consequences of the city clusters policies by correlating it with a vital dimension of corporate income distribution decision, namely, corporate labor income share. Finally, under the background that the central government propose to build "a unified national market", our findings also have important policy implication for how to make more visible and substantial progress in promoting the common prosperity of people in the process of high-quality development.

Key words: Labor Income Share; City Clusters Policies; Fair Market Competition; Government Intervention; R&D Investment Intensity

宏观金融杠杆波动抑制了金融服务实体经济效率的提高吗？

张焕明¹ 马昭君²

【摘要】推动经济高质量发展，需要在新发展理念下进一步强化金融对实体经济的支持作用，作为连接二者的风险载体，宏观金融杠杆是推动实体经济发展的工具。为考察宏观金融杠杆波动对金融服务实体经济效率水平的影响，本文选取 2008—2020 年我国省级面板数据，利用 DEA-Malmquist 指数对各省份的金融服务实体经济效率进行测度。研究发现：金融发展受到外部环境变化以及政策的冲击，各省份金融服务实体经济的全要素生产率波动较大，主要受技术进步指数的影响；宏观金融杠杆波动不利于金融服务实体经济效率水平的提升，存在显著的负向空间溢出效应；宏观金融杠杆波动通过阻碍技术进步抑制了金融业对实体经济的支撑能力。本研究在结构性杠杆调整的背景下，为维护金融稳定、提高金融效率，强化金融对实体经济的支持功能提供了有益借鉴。

【关键词】宏观金融杠杆波动；实体经济；效率测度

一、引言

党的二十大报告中提到：“坚持把发展经济的着力点放在实体经济上。”金融是国民经济的血脉，是配置资源要素的枢纽，而实体经济是国民经济的“压舱石”，是财富创造的根本源泉，服务实体经济是金融的本源。在传统理论中，金融杠杆是金融支持实体经济的有效渠道，是推动实体经济发展的工具，也是连接二者之间的风险载体。

2008 年国际金融危机爆发后，各经济体开始实行大规模的经济刺激政策，全球出现了加杠杆的浪潮。发达经济体和新兴市场经济体的杠杆率均呈现上升的态势，我国的金融发展也受到冲击，金融杠杆水平迅速攀升。金融机构人民币贷款余额占国内生产总值的比重从 2008 年的 95.04% 上升至 2020 年的 170.03%，累计上升了 74.99%³。随着我国经济发展进入新常态，经济增速进入中高速阶段，高杠杆问题备受关注（郭桂霞和黄冠群，2020）。2015 年末，中央经济工作会议明确提出“去杠杆”，实行了一系列控制宏观杠杆率的措施。金融去杠杆的方向在于降低以商业银行为代表的金融机构负债率（潘敏和袁歌骋，2018），同时也意味着降低实体经济部门的杠杆，从而对金融服务实体经济效率产生影响。2018 年和 2019 年，中央政府由强调“坚持结构性去杠杆的基本思路”转向“保持宏观杠杆率基本稳定”。总体而言，我国金融体系运行平稳，具备化解各类风险的能力，从助力稳增长的层面来说，需要在一定程度上容忍杠杆率上升。

在现代市场经济中，合理的杠杆水平能够规避投资风险，提高金融的支持能力，合理运用宏观金融杠杆对实体经济健康稳定发展具有重要推动作用，也有助于经济和资产价格的稳增长（桂文林等，2021）。因此，值得思考的是，杠杆水平的快速上升和“去杠杆”政策引发的宏观金融杠杆波动对金融服务实体经济效率会产生怎样的影响？本文对宏观金融杠杆波动与金融服务实体经济效率之间的关系进行了深入研究，试图探索宏观金融杠杆波动对实体经济发展的影响，为我国的杠杆化问题、金融改革以及实体经济发展提供有益参考。

本文的其余部分安排如下：第二部分为文献综述；第三部分为金融服务实体经济效率的测度及特征事实分析；第四部分为研究样本、计量模型及估计方法；第五部分为宏观金融杠杆波动对金融服务实体经济

¹ 张焕明，安徽财经大学统计与应用数学学院教授、博士生导师

² 马昭君，中国社会科学院大学经济学院博士研究生

³ 本文使用金融机构人民币贷款余额占国内生产总值的比重来表示宏观金融杠杆水平，金融机构人民币贷款余额和国内生产总值数据分别来源于 Wind 数据库和历年《中国统计年鉴》

效率影响的实证结果与分析, 第六部分为研究结论与政策启示。

二、文献综述

金融服务实体经济发展效率最早由 Schumpeter (1912) 在金融促进论中提出, 他认为金融投资能推动技术的创新, 对实体经济的发展具有促进作用。在后续的研究中, “债务紧缩论”、“投资融资理论”、“金融加速理论”和“信贷周期理论”等主流宏观理论深入分析金融作用于实体经济的内在机制 (Fisher, 1933; Bernanke 等, 1996; Moore 和 Kiyotaki, 1997)。关于金融对实体经济是否具有支撑作用, 有学者认为信贷资源投向是关键因素。当信贷资源更多地流向生产性领域, 金融业对实体经济发展具有积极的影响, 而当信贷资源过度地配置于房地产业等虚拟经济领域, 挤占了实体经济所需的资源, 会对实体经济发展产生负面效应 (Arcand 等, 2015; Beck 等, 2012)。近年来, 关于金融服务实体经济效率评价的相关研究也日益丰富 (贾高清, 2019; 孙爱军等, 2011)。Tone (2001) 在研究中提出了基于松弛变量的数据包络分析 (DEA) 效率测度方法 (SBM), 解决了决策单元投入过剩和产出不足的相关问题, 同时能够兼容其他效率工具。之后的研究中, 有学者进一步将 DEA 和 Malmquist 指数相结合, 解释决策单元效率的动态变化, 并对指数变化进行分解。宋志秀等 (2021) 运用 DEA-Malmquist 方法测度长江经济带各省份的金融服务实体经济效率, 发现了全要素生产效率及其分解后效率的变化特征。

在实体经济增长中, 作为实体经济增长的基本动力, 劳动、资本和技术等要素投入的优化配置至关重要, 而其中技术进步和创新蕴含着知识外溢效应, 更是实体经济增长的源泉。虚拟经济领域中, 作为金融衍生工具, 金融杠杆能够以较为固定的比例扩大或收缩资本, 而作为融资杠杆, 能够更多的用于实体企业融资 (王兴和刘超, 2020)。目前, 国内外关于宏观金融杠杆的研究主要集中在金融发展与经济增长之间的关系上。Shen 和 Lee (2006) 在研究中表明金融杠杆过高会削弱经济增长。Reinhart 和 Rogoff (2010) 基于 44 个国家的宏观数据发现, 当政府部门杠杆率达到 90%, 经济增速呈现较为明显的下降趋势, 并且会伴随着高水平的通货膨胀。马勇和陈雨露 (2017) 以 68 个国家为研究样本对金融杠杆、杠杆波动和经济增长之间的关系进行了实证分析, 研究发现金融杠杆和经济增长之间存在倒 U 型的非线性关系, 随着杠杆水平的提升, 对经济增长表现的推动作用存在边际递减效应, 同时杠杆波动明显不利于经济增长。黄倩等 (2021) 基于省级面板数据, 研究了金融杠杆对经济增长和金融风险的影响, 结果表明杠杆率的剧烈波动不利于经济增长, 同时加剧金融风险。

通过对上述文献的梳理不难发现, 已有的研究侧重于金融与实体经济的相关性 (李延凯和韩廷春, 2011; 李青原等, 2013), 以及杠杆率与经济增长的关系 (郭文伟和周媛, 2020; 王学凯和姜卫民, 2020), 对宏观金融杠杆如何影响金融服务实体经济效率鲜有提及。本文的边际贡献主要体现在: 从动态角度对我国金融服务实体经济效率进行测度分析, 研究效率变化的决定因素; 探索宏观金融杠杆对金融服务实体经济效率的影响效应, 考虑了内生性、地区差异和影响机制, 对宏观金融杠杆波动的经济后果进行分析, 弥补了已有实证研究的不足。

三、金融服务实体经济效率测度和特征事实分析

(一) 金融服务实体经济效率的测度

1. 测算方法。

DEA 模型是以线性规划为基础, 用于测度效率最有效的工具之一, 包括 CCR (Charnes-Cooper-Rhodes) 模型和 BCC (Banker-Charnes-Cooper) 模型。前者以产出为主导, 假定生产规模报酬不变, 后者以投入为主导, 假定生产规模报酬可变。针对本文所要研究的问题, 金融服务实体经济效率的影响因素众多, 且量纲不一致, 因而通过构建非参数的前沿面对效率进行计算。我国金融规模庞大, 相较于投入, 产出在一定时期内较为稳定, 从服务实体经济视角, 规模报酬可变的假定更加合理。鉴于此, 本文选择了投入导向型的 BCC 模型, 充分考虑了投入的变化。求解效率值的基本原理可以通过如下约束方程组进行展现:

$$\min [\eta - \varepsilon (e^T s^- + e^T s^+)] \quad (1)$$

$$\text{s.t. } \sum_{j=1}^n \lambda_j X_j + s^+ = \eta X_0 \quad (2)$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j Y_j - s^- = Y_0 \quad (3)$$

其中, $s^+ \geq 0$, $s^- \geq 0$, $\lambda_j \geq 0$, $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$, n 是被评价地区个数, 每个地区包含 m 个投入变量和 p 个产出变量。 $X_j = (x_{1j}, x_{2j}, x_{3j}, \dots, x_{mj})^T$ 为投入向量, $Y_j = (y_{1j}, y_{2j}, y_{3j}, \dots, y_{pj})^T$ 为产出向量, $x_{mj} > 0$, $y_{pj} > 0$ 。

ε 为无穷小量, e^T 为单位向量。 s^+ , s^- 为松弛向量, 分别代表投入冗余和产出不足。若 $\eta = 1$, 且 s^+ 、 s^- 全为零向量, 则表明被评价地区 DEA 有效, 否则认为无效率。

传统的 DEA 方法未考虑时间因素, Malmquist 指数的提出能够有效解决 DEA 方法中效率相对变化的问题。基于距离函数构建效率评价指数, 实现了对决策单元的动态变化分析。具体的定义如下:

定义 $D^t(x^{t+1}, y^{t+1}) / D^t(x^t, y^t)$ 表示在 t 期技术条件下, t 到 $t+1$ 期技术效率的变化;
 $D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) / D^{t+1}(x^t, y^t)$ 表示在 $t+1$ 期的技术条件下, t 到 $t+1$ 期技术效率的变化。在此基础上定义 Malmquist 生产指数效率为:

$$m(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) = (m^t \times m^{t+1})^{1/2} = \left[\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \quad (4)$$

依据 Fare 等 (1994) 的分析, 两期 Malmquist 生产效率指数的平均值即为金融市场对实体经济的服务效率 (tfpch)。金融服务实体经济效率可以被分为技术进步效率 (techch) 和综合技术效率 (effch)。经济活动的效率主要强调投入的最小化和产出的最大化。技术进步效率主要反映技术的更新和科技的投入, 综合技术效率则强调企业的经营管理和投入。具体有如下表示:

$$m(y^{t+1}, x^{t+1}, y^t, x^t) = \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{D^t(x^t, y^t)}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} = \text{effch} \times \text{techch} \quad (5)$$

2. 指标选取。

基于本文研究的效率为宏观效率, 根据前文所述, 确定有效决策单元以及投入产出变量尤为重要。由于西藏自治区部分数据缺失, 本文将其他 30 个省 (区、市) 作为决策单元。同时, 在统一决策单元系统内纳入从人力资本、物质资本、金融资本三个层面反映的金融投入变量以及实体经济产出变量, 构建金融服务实体经济效率评价指标体系。同时, 利用 DEA 方法和 Malmquist 指数对 2008—2020 年各省份的效率水平进行测算, 并从时间维度和地区维度进行效率变化的比较分析。数据来源于 Wind 数据库、《中国统计年鉴》和《中国金融统计年鉴》等。具体投入产出变量指标及其定义如表 1 所示。

表 1 投入产出变量指标及定义

变量类型	变量名称	变量定义
投入变量	人力资本投入	金融从业人员数
	物质资本投入	金融业社会固定资产投资
	金融资本投入	社会融资规模
产出变量	实体经济	扣除房地产业、金融业增加值的国内生产总值

3. 结果分析

使用 DEA 方法和 Malmquist 指数测算 2008—2020 年各省份金融服务实体经济效率的结果如表 2 所示。

表 2 2008—2020 年金融服务实体经济效率测算结果

地区	北京	天津	河北	山西	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江	上海	江苏
2008	1.098	1.323	1.039	0.785	1.074	1.000	0.855	0.777	0.966	1.003
2009	0.907	0.537	0.559	0.433	0.713	0.833	0.676	0.417	1.056	0.714
2010	1.021	1.139	1.343	1.073	1.224	1.187	1.662	1.303	0.931	1.082
2011	1.158	0.861	1.037	1.429	1.115	1.163	1.248	1.103	1.085	1.103
2012	1.060	1.081	1.062	0.919	1.044	1.071	0.927	0.903	0.927	0.994
2013	0.996	1.018	0.715	0.680	0.892	0.933	0.689	0.674	1.095	1.007
2014	0.959	1.033	1.234	1.320	1.004	1.058	0.736	1.201	0.973	1.001
2015	1.009	1.011	0.934	0.675	1.352	0.941	1.115	1.210	1.136	1.031
2016	1.148	1.232	0.838	0.993	1.017	1.385	0.986	1.023	1.176	1.077
2017	1.221	1.100	0.980	1.721	0.718	1.025	1.382	0.794	1.118	1.071
2018	0.977	1.205	1.352	1.197	1.526	1.395	1.582	1.729	1.050	1.058
2019	1.128	0.547	0.892	0.956	1.038	0.967	0.790	0.532	1.018	1.098
2020	0.994	1.026	0.947	0.880	1.226	1.657	1.311	1.240	0.944	1.022
地区	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南	湖北	湖南	广东	广西
2008	1.132	1.082	1.171	1.053	1.052	0.942	1.205	1.066	1.185	1.025
2009	0.826	0.776	0.821	0.643	0.814	0.605	0.696	0.726	0.823	0.647
2010	1.124	1.223	1.215	1.319	1.125	1.288	1.271	1.570	1.041	1.403
2011	1.245	1.138	1.165	1.171	1.033	1.246	1.187	1.007	1.213	1.171
2012	0.856	1.053	0.998	0.982	0.964	0.901	1.075	1.034	0.782	1.040
2013	1.025	0.937	0.914	0.762	0.926	0.791	0.879	0.855	1.013	0.855
2014	1.091	1.116	1.404	1.032	1.029	0.943	1.088	1.109	0.996	0.974
2015	1.251	1.142	0.902	1.129	1.129	1.150	1.152	1.000	0.975	1.193
2016	0.985	0.954	1.104	0.921	0.984	0.867	1.238	1.031	1.176	1.116
2017	0.938	1.060	1.337	0.950	0.920	0.903	0.935	0.923	1.117	0.759
2018	1.117	1.175	1.137	1.107	1.124	1.042	1.109	1.027	1.071	1.145
2019	1.052	1.141	1.050	1.082	0.796	0.988	1.078	0.955	0.962	0.911
2020	0.971	0.922	0.948	0.938	0.883	1.005	0.871	0.978	0.950	0.925
地区	海南	重庆	四川	贵州	云南	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆
2008	0.825	1.137	0.950	1.155	1.126	0.917	0.955	1.417	1.815	1.225
2009	0.799	0.838	0.722	0.651	0.801	0.935	0.535	0.588	0.278	0.489
2010	1.103	1.315	1.078	1.072	1.300	1.658	1.394	1.172	2.124	1.003

2011	1.137	1.316	1.018	2.379	1.313	1.245	0.782	1.996	0.600	1.291
2012	1.898	1.053	0.981	0.950	1.032	0.703	1.007	0.694	1.571	1.097
2013	0.572	0.883	0.802	0.808	0.910	0.891	1.038	0.815	0.713	1.070
2014	1.436	1.065	1.229	0.988	1.110	1.039	0.848	1.290	0.815	1.184
2015	0.911	0.691	1.220	0.770	0.995	1.239	1.017	0.786	1.195	0.598
2016	1.256	1.275	1.044	0.920	1.169	0.960	0.922	0.752	1.695	1.128
2017	1.527	1.141	0.890	1.072	0.824	0.929	1.310	1.247	0.619	0.663
2018	1.701	1.223	1.118	1.301	1.154	1.425	1.330	2.736	2.186	2.451
2019	0.748	1.185	1.115	1.061	1.263	0.974	1.221	0.329	3.056	0.824
2020	1.306	0.963	0.998	0.975	1.060	0.883	0.763	3.059	0.395	0.783

根据表 2 的测算结果，绘制 2008—2020 年全国技术进步效率、综合技术效率和全要素生产率变化折线图¹，如图 1 所示。总体而言，我国金融服务实体经济的效率在 2008—2020 年呈现较大的波动。具体来看，最低点出现在 2009 年。纵观样本期内的国内外经济金融形势可知，2008 年国际金融危机使全球经济陷入困局，我国金融业也遭受较大冲击，金融资源配置不畅、金融风险加剧等问题使我国面临着金融服务与实体经济脱节的不利情况，引发了效率水平的降低。我国金融服务效率水平的最高点和次高点分别出现在 2018 年和 2010 年，为了应对金融危机，我国积极推进宏观经济政策调控，实施四万亿投资计划，虽然强刺激政策诱发了产能过剩等问题，但随后两年其积极的政策效果更为凸显，扩大了内需，激发了经济活力。2010 和 2011 年的金融服务实体经济效率值都处于较高的水平，金融活跃度提升较快。2015—2017 年，各项经济金融改革政策处于实施阶段，结构性矛盾还较为突出，加之国际经济环境疲软，该时期的金融服务实体经济效率水平较为稳定。2018 年，我国经济结构性改革卓有成效，各项经济金融改革政策得到积极落实和完善，也使得金融支持实体经济效率的水平有所提升，且效率水平达到最高值。2019 年和 2020 年，金融服务实体经济效率水平值有所回落，可能的原因是，经济增速的放缓以及 2020 年初暴发的新冠疫情导致金融活跃度和实体经济发展受到了一定程度的负面影响。

从金融服务实体经济效率的分解值来看，技术进步效率与金融服务实体效率值的变化趋势基本一致，而综合技术效率在研究样本期内波动较小。换言之，金融服务实体经济的全要素生产率提高主要体现在技术进步效率的提高，而综合技术效率变化对全要素生产率的影响较小。金融服务实体经济的效率值在不同省份之间存在着较大的差异，2008—2020 年间，海南的效率值上涨年份最多，四川的效率值下降年份最多。值得关注的是，2009 年除上海以外其他省份的效率值均有所下降，而 2010 年除上海以外其他省份的效率值均有所回升。主要原因是，国际金融危机期间，由于上海具备较好的经济金融基础，市场机制较为成熟，相比来说效率值的变化较为稳定。

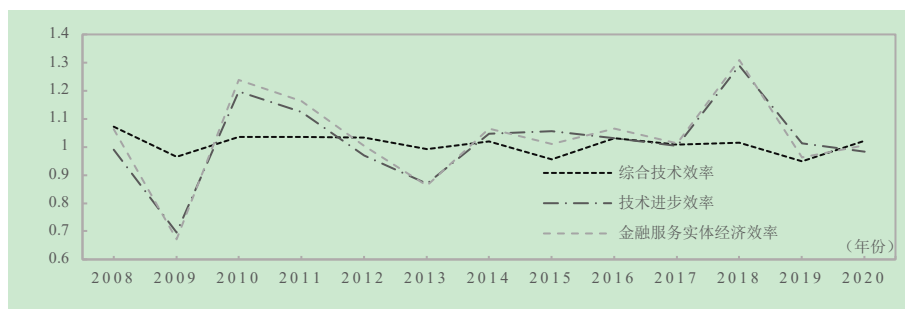


图 1 综合技术效率、技术进步效率和金融服务实体经济效率的年平均趋势

同时，我国幅员辽阔，地区发展较不平衡，金融服务实体经济的效率可能具有空间异质性。为此，本

¹本文使用各省份历年的技术进步效率、综合技术效率和全要素生产率的简单算术平均来计算全国历年的技术进步效率、综合技术效率和全要素生产率。

文将样本数据划分为东部、中部和西部三个地区¹, 分析不同地区效率值的变化特点, 西藏自治区由于数据缺失不参与测算。图2为各地区历年效率值的趋势图。一般而言, 由于经济发展水平以及经济禀赋的不同, 经济增长相关要素会按照东部、中部和西部地区依次呈现递减趋势。但通过图2可以发现, 除2018年以外其他年份的效率值在地区之间不具有明显的差异性。分省份来看, 在我国金融服务实体经济效率达到最高点的2018年, 效率水平前十名的省份大多为中部或西部省份², 属于脱贫攻坚重点地区和西部大开发区域, 经济发展水平相对较低。政府的政策支持以及资金投入给这些地区的经济发展注入了活力, 市场环境得到持续优化, 效率的提升较为明显。

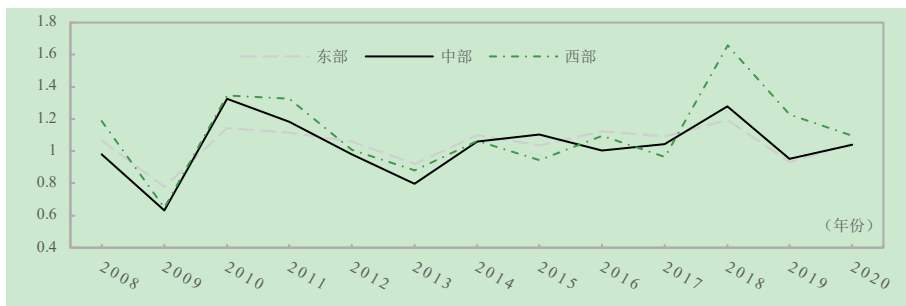


图2 各地区金融服务实体经济效率的变化趋势

（二）实体经济与宏观金融杠杆特征事实分析

社会融资规模是实体经济从金融体系获得的全部资金总额, 全面反映了金融与实体经济之间的紧密关系, 包括实体经济的融资需求以及金融系统对实体经济的资金支持。图3绘制了2008—2020年社会融资规模及增速、实体经济规模及增速的变化趋势。我国实体经济规模从2008年的29.40万亿元上升至2020年的85.74万亿元, 年均增加4.70万亿元, 增速相对平稳。社会融资规模由2008年的37.98万亿元上升至2020年的284.75万亿元, 年均增加20.56万亿元, 增速波动较大。值得注意的是, 社会融资规模的增速大多高于实体经济增速, 表明金融系统信贷资金的投向存在脱离实体经济的现象, 金融资源的配置更多地流向了虚拟经济。

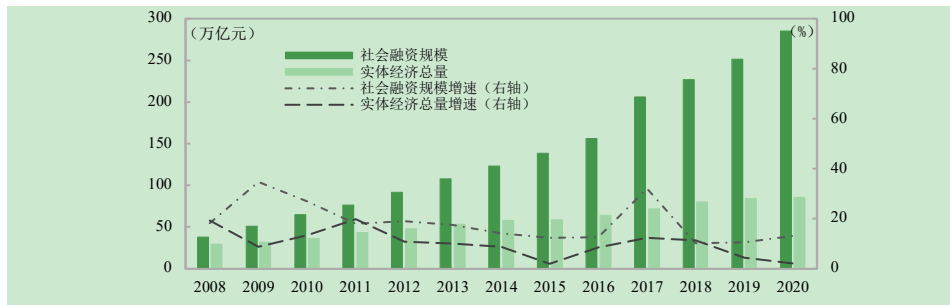


图3 2008—2020年我国社会融资规模和实体经济规模及增速趋势

注：数据来源于Wind数据库和《中国统计年鉴》。下同。

在研究期内, 我国的宏观金融杠杆水平经历了快速上涨的加杠杆周期和“三去一降一补”的去杠杆时期（图4）。2016—2018年我国宏观金融杠杆水平的年均增长率为1.89%, 小于2008—2015年的年均增长率（5.3%），去杠杆政策有所成效。2020年, 受新冠疫情的影响, 中央采取扩张性的宏观政策进行应对, 宏观金融杠杆由2019年的154.52%攀升至170.03%。加杠杆作为一种经济刺激方式, 所产生的金融资源在

¹根据三大经济带的划分, 结合现实我国各区域的经济发展水平和地理位置的差异, 本文所划分的东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等11个地区; 中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南等9个地区; 西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等10个地区。

²因篇幅所限, 2018年tfpch前10位省份以附图1展示, 见《统计研究》网站所列附件。下同。

实体经济中的配置是否得到了优化还有待考究。此外，宏观金融杠杆的高企也会存在潜在的风险，不利于金融系统的稳定性，降低企业的抗风险能力，对实体经济形成负面的冲击。

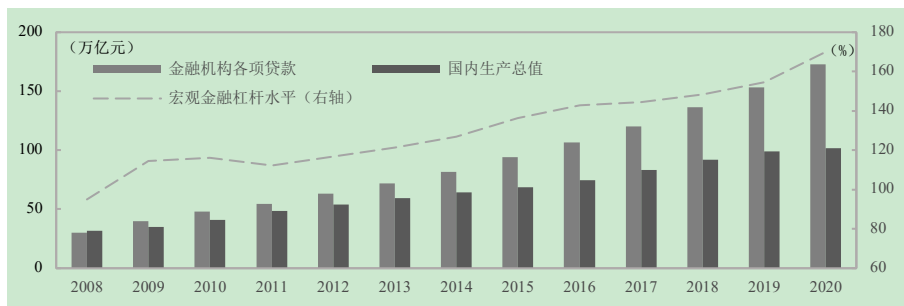


图 4 2008—2020 年宏观金融杠杆变化

宏观金融杠杆的波动主要来源于信贷资源的流向，信贷交易受到与金融杠杆有关的宏观调控和外部政策环境的影响，信贷供给方和需求方的数量产生变化，进而影响金融体系的稳定性和实体经济领域的运行成本。从宏观层面来看，金融杠杆的存在为实体经济融资提供了便利，有利于提高全要素生产率，但是杠杆的高企也会破坏投融资关系的稳定。杠杆的过度波动会放大金融杠杆对信贷交易的影响，引起资产价格的变化，对金融资源的优化配置以及实体经济投资产生负面影响。从服务实体经济的角度来说，未来以间接融资为主的传统金融机构仍将发挥主导作用，适度的杠杆水平能够通过促进有效投资推动实体经济的发展。因此，为了使资金配置更加合理高效，增强实体经济发展的韧性，研究“去杠杆”策略所引发的杠杆波动对金融服务实体经济效率的影响效应具有重要的现实意义。

Hodrick Prescott (HP) 滤波法是分析宏观经济指标波动较为常用的方法 (Hamilton, 2018)，本文使用 HP 滤波法来测度宏观金融杠杆的波动。该方法将时间序列的趋势项和循环项通过极小化波动方差进行分解，具有不损失序列首位信息的优势。具体分解方式如下：

$$y_t = c_t + g_t \quad (6)$$

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \quad (7)$$

式 (6) 中， y_t 为原始序列， c_t 表示周期成分， g_t 表示趋势成分。式 (7) 为损失函数， λ 为平滑参数，表示对趋势性成分的惩罚力度。当序列为年度数据时， λ 的取值存在一定的争议。Ravn 和 Uhlig (2002) 在 HP 滤波调整方法的研究中建议年度数据的平滑参数 λ 应选取 6.25，这一取值也更符合我国目前的经济形势¹。因此，本文在后续的分析中同样选取 $\lambda = 6.25$ 。图 5 绘制了 2008—2020 年我国整体宏观金融杠杆波动的趋势图。

¹参考杨宁 (2019) 的研究，使用不同 HP 滤波平滑参数对我国经济潜在增长率进行估算时，取值 6.25 计算出来的结果更加符合我国经济发展的实际情况。

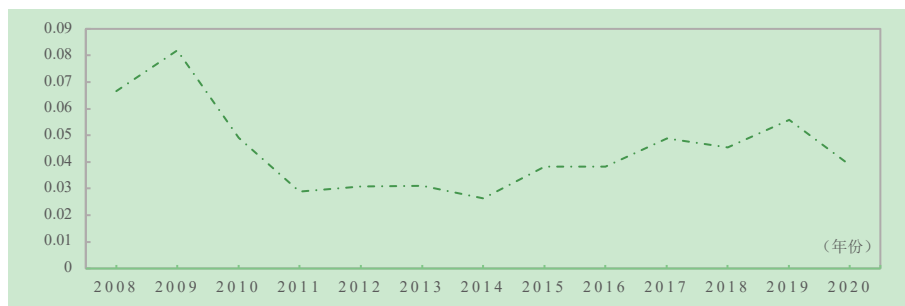


图 5 2008—2020 年我国宏观金融杠杆波动情况

四、研究设计

（一）数据来源与变量选择

鉴于数据的可得性和完整性，本文的研究对象为除西藏自治区以外的 30 个省（区、市），时间跨度为 2008—2020 年。数据主要来源于 Wind 数据库、《中国统计年鉴》和各省份统计年鉴、统计公报等，部分缺失数据使用均值法、线性插值法予以补齐。

1. 被解释变量。

根据本文的研究目标，选取前文测算得到的全要素生产率（ tfpch ）作为被解释变量，体现了金融服务实体经济的效率。

2. 核心解释变量。

本文借鉴马勇（2017）的做法，使用各省份当年全部金融机构人民币贷款余额/国内生产总值来衡量省际层面的宏观金融杠杆水平。宏观金融杠杆波动的计算参考主流文献的做法，采用了 HP 滤波法对宏观金融杠杆提取波动因子，得到周期波动项，再取其绝对值，得到波动水平（ v ）。除了 HP 滤波法，本文还使用宏观金融杠杆的移动标准差（ $v1$ ）作为替代指标，进行稳健性的检验。上述指标值越大，意味着杠杆的不稳定性就越高。

3. 控制变量。

本文将以下可能会对金融服务实体经济效率产生影响的因素作为控制变量：地区经济发展水平（ $\ln\text{pgdp}$ ），使用人均地区生产总值进行测度；国有经济比重（ soe ），使用地区国有及国有控股工业企业资产额占规模以上工业企业资产总额比重进行测度；政府干预程度（ gov ），使用财政支出占地区生产总值比重进行测度；劳动力素质（ edu ），使用劳动力平均受教育年限进行测度；实体经济产业结构（ ris ），使用第二产业增加值和第三产业增加值之和占地区生产总值比重进行测度；对外开放程度（ open ），使用进出口总额占地区生产总值比重进行测度；信息化水平（ inf ），使用交通运输仓储及邮电通信业产值占地区生产总值比重进行测度。上述所涉及的各项变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量的描述性统计

变量	观察数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>tfpch</i>	390	1.061	0.317	0.278	3.059
<i>v</i>	390	0.045	0.038	0.000	0.244
<i>v1</i>	390	0.073	0.059	0.000	0.468
<i>lnpgdp</i>	390	10.434	0.560	8.847	11.789
<i>soe</i>	390	0.490	0.172	0.140	0.827
<i>gov</i>	390	0.240	0.101	0.087	0.643
<i>edu</i>	390	9.206	1.128	6.764	14.185
<i>ris</i>	390	0.896	0.055	0.680	0.997
<i>open</i>	390	0.288	0.317	0.008	1.597
<i>inf</i>	390	0.049	0.014	0.022	0.104

(二) 模型设定与估计方法

为研究宏观金融杠杆波动对金融服务实体经济效率的影响，本文设定如下基准回归模型：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 v_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

其中，*i* 和 *t* 表示分别表示地区和年份，*Y_{it}* 为金融服务实体经济效率水平，*v_{it}* 为宏观金融杠杆波动指

标，*X_{it}* 为一系列控制变量，*u_i* 和 *λ_t* 分别表示地区固定效应和时间固定效应，*ε_{it}* 为随机扰动项。

考虑到前期金融服务实体经济效率对当期效率水平的影响，在解释变量中引入金融服务实体经济效率的一阶滞后项以反映其动态渐进的特点，构建动态面板模型如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 v_{it} + \beta_2 Y_{i,t-1} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

其中，*i* 和 *t* 表示分别表示地区和年份，*Y_{i,t-1}* 代表效率水平的滞后项，*v_{it}* 为宏观金融杠杆波动指标，*X_{it}*

为一系列控制变量，*u_i* 和 *λ_t* 分别表示地区固定效应和时间固定效应，*ε_{it}* 为随机扰动项。

考虑到各省份的宏观金融杠杆波动水平可能会受到其他省份经济活动的影响，若忽视空间相关性，将导致模型的估计结果存在较大偏差。与此同时，内生性问题也同样存在于空间计量分析中，为此本文借鉴 Elhorst（2012）所提出的动态空间面板模型测算宏观金融杠杆波动对金融服务实体经济效率的影响，其一般设定形式如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 v_{it} + \beta_2 Y_{i,t-1} + \beta_3 WY_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

其中，*i* 和 *t* 表示分别表示地区和年份，*Y_{it}* 为金融服务实体经济效率水平，*v_{it}* 为宏观金融杠杆波动指

标，*X_{it}* 为一系列控制变量，*W* 表示空间权重矩阵；*u_i* 和 *λ_t* 分别表示地区固定效应和时间固定效应，*ε_{it}* 为随机扰动项。在实际的计量检验中，基于模型设定的不同，具体有以下几种模型形式：空间自回归模型（SAR），空间误差模型（SEM）和空间杜宾模型（SDM）。

对于空间计量模型的分析而言，空间权重矩阵的设置至关重要。通常，地理距离权重矩阵的具体形式如下：

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (11)$$

其中, d_{ij} 代表地区 i 与地区 j 之间地理中心位置的距离。

为了更好地测度各省份经济发展的空间关联关系, 本文参照邓飞和柯文进 (2020), 使用经济发展水平与地理距离嵌套的非对称性空间权重矩阵, 其具体计算公式如下:

$$W = W_d \cdot \text{diag}(\frac{\bar{y}_1}{\bar{y}}, \frac{\bar{y}_2}{\bar{y}}, \dots, \frac{\bar{y}_n}{\bar{y}}) \quad (12)$$

其中, W_d 代表地理距离空间权重矩阵, $\bar{y}$ 为样本期内我国人均国内生产总值的平均值, $\bar{y}_i$ 为样本期内第 i 个省份的人均地区生产总值的平均值。

五、实证结果与分析

(一) 计量结果分析

对前文设定的模型, 本文首先使用静态面板模型分析宏观金融杠杆波动对金融服务实体经济效率的边际作用。表 4 为混合回归、固定效应、随机效应三种模型的拟合结果。Hausman 检验结果显示, 固定效应模型更为适合。根据固定效应模型结果, 宏观金融杠杆波动项的回归系数为-0.9846, 在 5% 的水平下显著, 初步判定在研究样本期内, 宏观金融杠杆的波动对金融服务实体经济效率存在显著地抑制作用。

表 4 基准回归结果

变量	混合回归	固定效应	随机效应
v	-0.8616* (-1.9353)	-0.9846** (-2.0188)	-0.8616* (-1.9353)
$\ln pgdp$	0.1117 (1.6084)	0.2918** (2.2933)	0.1117 (1.6084)
soe	0.0540 (0.3901)	1.0342** (2.1520)	0.0540 (0.3901)
gov	0.6635*** (3.1972)	0.3994 (0.6107)	0.6635*** (3.1972)
edu	-0.0367 (-1.4049)	-0.0745* (-1.9197)	-0.0367 (-1.4049)
ris	0.0411 (0.0920)	-0.1228 (-0.1223)	0.0411 (0.0920)
$open$	-0.0097 (-0.1395)	0.1181 (0.6235)	-0.0097 (-0.1395)
inf	-0.5587 (-0.4798)	-2.8119 (-1.2412)	-0.5587 (-0.4798)
常数项	0.0790 (0.1595)	-1.6420 (-1.4277)	0.0790 (0.1595)

续表 4

样本量	390	390	390
R2	0.0518	0.0483	0.0304

注：括号中为 t 统计量，*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。下同。

为缓解内生性问题以及提高结果的可靠性，将被解释变量滞后一期纳入回归方程，运用两阶段最小二乘法进行重新回归，即对式（9）进行估计，结果如表 5 所示。列（1）~（3）对应的核心解释变量为 v ，列（4）~（6）对应的核心解释变量为替代指标 $v1$ 。

表 5 内生性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
v	-0.9567** (-2.0051)	-1.2393** (-2.3876)	-0.9964** (-2.0089)			
$v1$				-1.6208*** (-7.8720)	-1.6355*** (-7.8402)	-1.6013*** (-7.6934)
$lnpgdp$	-0.1045* (-1.8587)	-0.0896 (-1.3304)	-0.1563* (-1.9522)	-0.1030** (-2.0983)	-0.0745 (-1.2821)	-0.1292* (-1.7251)
soe	-0.0925 (-1.6235)	-0.0656 (-1.1681)	-0.0686 (-1.1741)	-0.1174** (-2.0718)	-0.0906 (-1.5867)	-0.0799 (-1.3627)
gov	0.0896*** (2.8727)	0.0800*** (2.7193)	0.1022*** (2.8516)	0.0755*** (2.6907)	0.0647** (2.4442)	0.0848** (2.4878)
edu		0.4783 (0.7850)	0.6804 (1.0958)		0.2339 (0.4414)	0.3721 (0.6719)
ris		0.5442* (1.7736)	0.7869** (2.0751)		0.4767* (1.7116)	0.7118** (1.9631)
$open$			-0.3072* (-1.9109)			-0.2710* (-1.6953)
inf			0.2329 (0.1685)			1.0228 (0.7864)
常数项	1.3944*** (3.2704)	0.7683 (1.5200)	1.1481** (2.3000)	1.5874*** (4.2825)	1.0559** (2.2560)	1.3354*** (2.8329)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	360	360	360	360	360	360

由表 5 估计结果显示，核心解释变量系数的符号、大小及显著性无明显变化，说明宏观金融杠杆波动显著抑制了金融服务实体经济效率的提高。杠杆的波动对实体经济发展存在潜在的风险，符合现实预期。具体而言，宏观金融杠杆波动性的加大不利于投资效率和质量提升，不利于形成稳定的金融环境，从而对实体经济持续稳定发展和金融服务实体经济效能的提升产生抑制作用。同时，已有学者发现金融杠杆的剧烈波动也不利于经济发展，会引发经济波动（吴建奎等，2018）。控制变量中，政府干预程度的回归系数在模型中均显著为正，说明推动产业结构高级化等一系列政策举措坚持了以金融服务实体经济发展为导向，有效推动了金融服务实体经济效率的提升。实体经济结构的回归系数显著为正，表明第二产业和第三产业的快速发展有助于提升金融服务实体经济效率水平。对外开放度的回归系数显著为负，说明现阶段对外开放对实体经济产业升级并未起到有益的促进作用，还存在一些不利于实体经济发展的不合理因素。

（二）稳健性检验

考虑到宏观金融杠杆波动对金融服务效率水平影响可能存在空间溢出效应以及内生性问题，本文选择使用动态空间面板模型来进行稳健性检验。建立空间计量模型之前，需要对空间面板模型进行筛选，似然比（Likelihood Ratio）检验结果表明 SDM 可以等价转换为 SAR 和 SEM。同时，通过比较各检验统计量的大小及显著性水平，发现 SAR 模型更适合本文数据的回归分析。具体的回归结果如表 6 所示¹。

表 6 动态空间面板回归结果

	效应类别	地理距离矩阵		经济距离矩阵	
		ν	$\nu 1$	ν	$\nu 1$
短期	直接效应	-0.8878** (-1.9974)	-1.2093*** (-5.5378)	-0.9749** (-2.1647)	-1.3112*** (-6.0666)
	间接效应	-1.0633* (-1.6666)	-0.7756*** (-2.6300)	-1.0434* (-1.6468)	-0.7167** (-2.1975)
	总效应	-1.9511* (-1.9082)	-1.9849*** (-5.1288)	-2.0183** (-2.0094)	-2.0279*** (-5.0563)
长期	直接效应	-0.6716** (-1.9934)	-0.9347*** (-5.4949)	-0.7350** (-2.1597)	-1.0131*** (-6.0130)
	间接效应	-0.4715* (-1.8257)	-0.3995*** (-3.0569)	-0.4569* (-1.8807)	-0.3694*** (-2.5778)
	总效应	-1.1431** (-1.9921)	-1.3342*** (-5.7652)	-1.1919** (-2.1457)	-1.3825*** (-6.0171)
rho		16.3528*** (7.0520)	11.7846*** (4.2848)	14.0910*** (6.2266)	9.8001*** (3.5337)

对空间自回归模型进行分解，得到宏观金融杠杆波动的直接效应、间接效应和总效应的估计结果。可以发现，在地理距离矩阵和经济距离空间权重矩阵的假设下，无论是短期效应还是长期效应，三类效应具有较高的一致性。宏观金融杠杆波动的直接效应显著为负，均通过了至少 5%水平的显著性检验，表明杠杆的波动对金融服务实体经济效率具有明显的抑制作用，证明了本文结论的稳健性。同时，宏观金融杠杆波动的间接效应在两种空间权重矩阵的假设下均为负数，且通过了至少 10%水平的显著性检验，意味着杠杆的波动存在一定的空间溢出效应。本地区杠杆水平的波动程度对周边地区金融服务实体经济的效率有着不可忽视的影响，说明随着各地区经济的互联互通，以及金融产业的联合发展，地区之间的信贷联系日益密切，周边省份的“加杠杆”与“去杠杆”等政策的实施及调控会影响其他地区金融服务实体经济效率水平的发展。

（三）对金融服务实体经济效率分解项的检验

为了探讨宏观金融杠杆波动主要受何种效率影响对金融服务实体经济效率的提升产生抑制作用，本部分将技术进步效率（techch）和综合技术效率（effch）分别作为被解释变量，考察金融杠杆波动水平对二者的影响，核心解释变量与控制变量与前文相同。考虑了内生性的回归结果如表 7 所示。

¹因篇幅所限，正文部分仅汇报核心解释变量即宏观金融杠杆波动的回归结果。完整回归结果以附表 1 展示。

表 7 金融服务实体经济效率分解项的检验

	<i>techch</i>	<i>effch</i>
<i>v</i>	-0.2168* (0.0840)	0.0965 (0.3852)
<i>vl</i>	-0.2374*** (-4.1548)	0.0402 (0.5117)
其他控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	360	360

表 7 的结果显示以技术进步效率为被解释变量时，宏观金融杠杆波动的回归项系数分别在 10%和 1% 的水平上显著为负，对技术效率的提升起到了一定的阻碍作用。蕴含着空间知识溢出的技术进步即技术效率的提升，是实体经济增长重要的动力源泉。从现实角度来说，开放型的创新时代，研发要素流动性加大，金融体系日趋完善，金融杠杆波动对实体经济的负面影响可以通过技术创新有所体现。企业的发展和产业的转型都需要技术创新与研发投入，但是技术的升级往往受到诸多因素的限制，具有一定规模性和风险性的研发投资就是其中的重要因素。因而产生了企业的外部融资需求，而由于杠杆波动导致的企业净值和利润预期下降，外部融资的可得性也有所降低，抑制企业的研发投资强度，不利于技术的转型升级和企业发展。同时可以发现，以综合技术效率为被解释变量时，宏观金融杠杆波动的系数并不显著。

六、研究结论与政策启示

本文基于我国除西藏自治区以外 30 个省（区、市）2008—2020 年的面板数据，采用 Malmquist 指数模型测度金融服务实体经济的全要素生产率变化值，实证考察了宏观金融杠杆波动对金融服务实体经济效率水平的影响。研究发现，各省份金融服务实体经济的全要素生产率波动较大，我国经济和金融市场受到一定的外部冲击和政策性冲击；宏观金融杠杆波动显著抑制了金融服务实体经济效率的提升，同时存在负向空间溢出效应；宏观金融杠杆波动通过阻碍技术进步抑制了金融业对实体经济的支撑能力。金融业对我国的经济 development 意义重大，与实体经济共生共荣，能够有效促进实体经济增长。结合本文的实证分析可以得到以下政策启示：

第一，平衡金融杠杆的变动和实体经济发展。由于“去杠杆”策略不可避免的会对实体经济产生负面的效应，因而在当下结构性杠杆调整的过程中，需把握好节奏与方向，稳定市场预期。采取可控的方式，引导金融机构通过筹措新资本主动降低杠杆率，调整信贷资产结构，降低系统性风险，维护金融稳定，充分发挥金融杠杆在信贷资源配置方面的积极作用，以加大对实体经济的支持力度。同时，过度的宏观金融杠杆波动也会对金融服务实体经济效率产生负面影响，应从宏观上采取更为积极主动的动态管理措施，完善宏观审慎政策框架，保障实体经济正常运行的同时控制杠杆过度攀升。

第二，优化配置金融资源能力，回归服务实体经济。加强各地区金融市场建设，提高资金利用效率，对于资金信贷应合理投放。一方面，适度放宽信贷规模，加大实体经济投放，推动金融资源回归服务实体经济；另一方面，加大对科技创新产业的投放力度，满足科技研发企业的金融资源需求，有效发挥科技与金融的互动机制，做好新旧动能转换，有利于提高科技对金融服务实体经济的支撑作用。同时，中小企业作为发展实体经济的基础力量和我国国民经济的主体，中小企业的生存困境会抑制宏观金融杠杆对实体经济表现的推动作用，因而需要提升小微金融服务能力，健全与中小企业融资需求相匹配的融资体系，夯实实体经济基础。

第三，加强金融创新，提高企业技术创新的作用效能。推动金融市场多元化建设，鼓励金融业态创新，在政策上给予更多的鼓励和支持，提升金融市场厚度，缓解创新企业的融资约束。对于宏观金融杠杆波动较大的地区或时期，应当疏通传导渠道，增加创新企业的财政补贴和税收优惠，减轻内外源融资压力，充

分发挥金融对实体经济的支撑作用。同时, 技术进步是推动实体经济可持续发展的重要驱动力, 对于政府而言, 可通过引导资金低成本流向实体经济, 鼓励新兴产业的发展。各类企业应发挥创新引领作用, 积极吸收现有的前沿技术, 找到符合生产实际的技术进步之路。

【参考文献】

- [1] 邓飞, 柯文进. 异质型人力资本与经济发展——基于空间异质性的实证研究[J]. 统计研究, 2020, 37(2): 93—104.
- [2] 郭桂霞, 黄冠群. 我国省级分部门杠杆率对经济增长的门槛效应研究[J]. 宏观质量研究, 2020(2): 55—74.
- [3] 郭文伟, 周媛. 高杠杆率会抑制全要素生产率吗?[J]. 首都经济贸易大学学报, 2020(5): 3—16.
- [4] 桂文林, 程慧. 杠杆率、资产价格与经济增长时变关联研究——基于混频 MS-VAR 分析[J]. 统计研究, 2021, 38(7): 47—63.
- [5] 黄倩, 李江城, 熊德平. 金融风险视角下金融杠杆对经济增长的影响研究[J]. 改革, 2021(4): 78—94.
- [6] 贾高清. 金融服务实体经济效率分析——基于动态异质性随机前沿模型[J]. 工业技术经济, 2019(6): 28—37.
- [7] 李青原, 李江冰, 江春, 等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2013(2): 527—548.
- [8] 李延凯, 韩廷春. 金融生态演进作用于实体经济增长的机制分析——透过资本配置效率的视角[J]. 中国工业经济, 2011(2): 26—35.
- [9] 马勇, 陈雨露. 金融杠杆、杠杆波动与经济增长[J]. 经济研究, 2017(6): 31—45.
- [10] 潘敏, 袁歌骋. 金融去杠杆对经济增长和经济波动的影响[J]. 财贸经济, 2018(6): 58—72.
- [11] 孙爱军, 蒋彧, 方先明. 金融支持经济发展效率比较——基于 DEA-Malmquist 指数方法的分析[J]. 中央财经大学学报, 2011(11): 34—39.
- [12] 宋志秀, 梁松. 长江经济带金融服务实体经济效率测度[J]. 统计与决策, 2021(4): 154—158.
- [13] 王学凯, 姜卫民. 去杠杆与稳增长能同时实现吗?: 基于 58 个国家面板数据的实证研究[J]. 世界经济研究, 2020(7): 76—89.
- [14] 王兴, 刘超. 中高等收入国家金融杠杆的门槛效应——来自跨国面板数据的经验分析[J]. 会计与经济研究, 2020(4): 115—128.
- [15] 吴建奎, 赵春艳, 南士敬. 金融杠杆波动与中国经济波动——来自我国省级面板数据的实证研究[J]. 当代经济科学, 2018, 40(5): 12—20+124.
- [16] 杨宁. 基于 HP 滤波平滑参数的中国经济潜在增长率研究[J]. 时代金融, 2019(10): 68—69.
- [17] Arcand J L, Berkes E, Panizza U. Too Much Finance?[J]. Journal of Economic Growth, 2015, 20(2): 105—148.
- [18] Beck T, Büyükkarabacak B, Rioja F K, et al. Who Gets the Credit? And Does It Matter? Household vs. Firm Lending Across Countries[J]. The B.E. Journal of Macroeconomics, 2012, 12(1): 1—44.
- [19] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The Financial Accelerator and the Flight to Quality[J]. The Review of Economics and Statistics, 1996, 78(1): 1—5.
- [20] Elhorst J P. Dynamic Spatial Panels: Models, Methods, and Inference[J]. Journal of Geographical Systems, 2012, 14(1): 5—28.
- [21] Fisher I. The Debt-Deflation Theory of Great Depressions[J]. Econometrica, 1933, 1(4): 337—357.
- [22] Hamilton J D. Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. Review of Economics and Statistics, 2018, 100(5): 831—843.
- [23] Moore J, Kiyotaki N. Credit Cycles[J]. Social Science Electronic Publishing, 1997, 105(2): 211—248.
- [24] Ravn M O, Uhlig H. On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations[J]. The Review of Economics

and Statistics, 2002, 84(2): 371—376.

[25] Reinhart C M. and Rogoff K S. Growth in a Time of Debt[J], Social Science Electronic Publishing, 2010, 100(2): 573—578.

[26] Shen C H, Lee C C. Same Financial Development Yet Different Economic Growth: Why?[J]. Journal of Money Credit & Banking, 2006, 38(7), 1907—1944.

[27] Schumpeter J A. The theory of economic development[M]. Harvard University Press.

[28] Tone K. A Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498—509.

Does the Fluctuation of Macro Financial Leverage Inhibit the Improvement of the Efficiency of Financial Services to the Real Economy?

Zhang Huanming Ma Zhaojun

Abstract: Strengthening the ability of financial services to the real economy is the necessary way to achieve high-quality economic development in China. As a risk carrier connecting the two, macro leverage is an important tool to promote the development of the real economy. Based on this, the paper selects the provincial panel data of China from 2008 to 2020, and uses the DEA Malmquist index to measure the efficiency of financial services to the real economy in various regions, and empirically examines the impact of macro leverage fluctuations on the efficiency of financial services to the real economy. The research finds that first, economic and financial development is impacted by external changes and policy changes. The total factor productivity of the financial services to the real economy in each province fluctuates greatly, mainly affected by the technological progress index. Second, the fluctuation of macro financial leverage has a negative effect on the efficiency of financial services, and there is a significant negative spatial spillover effect. The stability of the development of the real economy is significantly affected by the fluctuation of financial leverage. Third, the fluctuation of macro financial leverage inhibits the support ability of the financial industry to the real economy by hindering technological progress. In the background of structural leverage adjustment, this study provides a useful reference for maintaining financial stability, improving financial efficiency, and strengthening the supporting function of finance to the real economy.

Key words: Macro Financial Leverage Fluctuations; Real Economy; Efficiency Measure

金融稳定目标下非常规财政政策与宏观审慎政策的协同效应研究

司登奎¹ 李小林² 葛新宇³

【摘要】如何有效促进经济“稳中求进”并严密防范各种风险,实现“稳增长”和“防风险”的长期均衡以助力构建新发展格局,是现阶段政策部门关注的重点所在。本文在一个包含多部门的动态随机一般均衡模型中纳入家庭住房抵押借款摩擦和银行贷款摩擦,深入探讨非常规财政政策和宏观审慎政策对房地产市场、金融市场以及宏观经济运行的调控效果,并分别考察了非常规财政政策、信贷类宏观审慎政策及其二者协同调控的福利效应。研究发现,非常规财政政策能够通过降低利差维护金融稳定,但会产生道德风险和效率成本问题;宏观审慎政策能够有效发挥“抑房价”并弱化住房贷款与非住房贷款之间“挤出效应”的作用,但对社会福利的影响呈“倒U”型特征。“财政政策—宏观审慎政策”协同调控能够有效引导信贷资金流向实体部门并缓解企业“融资难、融资贵”困境,对于促进我国经济与金融的稳定、健康发展具有重要作用。

【关键词】金融稳定;非常规财政政策;宏观审慎政策;金融摩擦;协同效应

一、引言

目前,由于国内外环境复杂性、不确定性加剧,我国经济发展面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力,经济的结构性矛盾逐渐凸显。一方面,杠杆率高企、金融资产投资乱象以及经济“金融化”现象尤为突出;另一方面,在金融业不断增长的同时,我国实体投资以及经济增速却呈现明显的下滑迹象,非金融企业不断脱离实体主营业务转而涉足金融活动,由此导致资本呈现“脱实向虚”态势,这不仅会对实体投资产生“挤出效应”,还会弱化金融服务实体经济的结构性调节功能并引发潜在的系统性风险。同时,新型冠状病毒感染疫情在全球的蔓延对我国经济发展造成了严重冲击,实体企业的有序发展面临着前所未有的不确定性,普遍存在的“融资难、融资贵”等现实困境一定程度上制约着企业的有序运营(司登奎等,2021)。全面强化金融服务实体经济能力,坚决遏制“脱实向虚”是深化金融供给侧结构性改革的重要目标之一。“十四五”规划明确指出“构建金融有效支持实体经济的体制机制,提升金融科技水平,增强金融普惠性”。2022年政府工作报告提出“设立金融稳定保障基金,运用市场化、法治化方式化解风险隐患,牢牢守住不发生系统性风险的底线”。党的二十大报告高屋建瓴地提出“深化金融体制改革,建设现代中央银行制度,加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系”。因此,如何构建中国式现代化金融体系以实现金融与实体经济高质量发展,特别是如何从根本上缓解企业融资约束并扭转资金“脱实向虚”,不仅是政策部门面临的重大难题,而且是学界亟需研究的重要现实问题。

为应对2008年国际金融危机引致的流动性不足问题,欧美等发达国家相继采取大幅降低短期名义利率甚至维持零利率的宽松货币政策以支持实体经济发展。然而,在资产负债表持续恶化的情形下,金融机构表现出明显的“惜贷”行为,从而导致中央银行(简称央行)所释放的流动性并未真正进入实体部门(司登奎等,2022)。因此,在国际金融危机时期,常规货币政策的操作空间和调控效果均受到较大程度的限制。与之不同的是,我国政府主要是通过非常规财政政策应对重大突发事件所引起的经济下滑压力,一个典型例证是专项债的发行。相较于常规财政政策而言,以专项债为代表的非常规财政政策具有较强的针对

¹ 司登奎,青岛大学经济学院教授、博士生导师

² 李小林,中国海洋大学经济学院副教授、博士生导师

³ 葛新宇,苏州大学商学院副教授、硕士生导师

性，政府部门可以通过专项债为企业提供定向资金支持，从而降低企业的融资成本。此外，非常规财政政策还可以缓解传统财政政策缺乏灵活性的问题。特别地，传统税收政策在实施时，部分税收（如企业所得税、消费税和增值税等）的立法权主要集中在中央，税率调整需中央及最高立法机构批准并通过后才能实施，这会导致常规财政政策在重大突发事件冲击下无法及时进行调整，因而会影响政策调控的有效性。然而，以专项债为代表的非常规财政政策可以根据经济形势的变化，及时进行逆周期调控，避免政策干预的“时滞问题”，进而提高政策的有效性。

需要指出的是，以专项债为代表的非常规财政政策也存在一定的局限性。一方面，由于政府部门在债务管理、资产投资、风险管理等方面的效率通常低于金融机构，因此在实施非常规财政政策时，其产生的效率成本亦高于金融机构。另一方面，实施专项债非常规财政政策也可能引起“脱实向虚”及道德风险问题。具体而言，当资产价格下行时，如果金融机构预期到政府将实施积极政策进行调控，则会导致银行缺乏动机来增加实体企业贷款，进而使得更多的信贷资金流入收益率较高的金融市场和房地产市场。此时，实施宏观审慎政策可以在较大程度上减缓由金融顺周期行为和风险传染对宏观金融和经济稳定造成的冲击，对于防范系统性风险具有重要作用。因此，为缓解道德风险问题并提高政策调控的有效性，非常规财政政策需要与宏观审慎政策搭配发挥作用。然而，专项债这一非常规财政政策与其他政策在调控机制、范围及着力点上存在明显差异，如若配合不当，很可能在调控过程中因“政策叠加”“反应过度”等问题而导致金融和经济波动加剧。因此，如何制定相关政策组合以充分发挥专项债券的效能，对于实现经济和金融稳定发展具有重要的实践指导意义。

本文以房地产贷款占比超过 27%的房地产市场为研究对象¹，重点关注以下问题：非常规财政政策与宏观审慎政策是否可以通过协调搭配，弱化房地产需求冲击下住房贷款对非住房贷款的“挤出效应”，引导信贷资金流向实体部门以解决企业“融资难、融资贵”的问题？二者如何在不损害彼此目标的前提下实现“稳金融”“稳投资”和“稳增长”的多重目标？如何根据具体的金融与经济环境来协调非常规财政政策与宏观审慎政策的制定与执行，以消除政策间的潜在冲突、增强政策调控效果并改进社会福利？厘清上述问题，有助于深层次探索我国财政政策与宏观审慎政策在维护宏观金融稳定方面的协调机制，对于完善政策调控体系以促进经济与金融的有序发展具有一定的理论与现实意义。

事实上，关于本文的研究需追溯至传统的货币经济学理论。其中，传统货币经济学理论认为经济稳定能够自动促进金融稳定（Bernanke 和 Gertler, 2001）。然而，在稳定经济环境时，金融机构可能会过度承担风险，进而导致金融系统更加脆弱。特别地，金融内在的顺周期特征放大了实体经济周期的波动并由此加剧金融体系的不稳定。此外，由于金融机构之间的风险存在相互传染的可能性，致力于防范单家金融机构破产风险的微观审慎政策，并不能有效阻止事前的风险传染以及促进事后实体经济的恢复（Rubio 和 Carrasco-Gallego, 2014），因此监管部门需要采取宏观审慎措施来控制风险。

近年来，学者基于金融稳定视角研究了货币政策与宏观审慎政策协调搭配的有效性。Kannan 等（2009）研究发现，当宏观审慎政策盯住信贷市场周期、货币政策锚定资产价格且二者协调配合时能够有效维护经济稳定。马勇和陈雨露（2013）研究发现，通过合理的规则设计与组合搭配，基于宏观审慎的货币政策、信贷政策与金融监管政策能较好地稳定金融体系和宏观经济。王爱俭和王璟怡（2014）研究发现，当面临非预期金融冲击时，货币政策和宏观审慎政策的协调搭配有助于消除系统性金融风险并维持经济稳定。童中文等（2017）研究发现，高风险状态下货币政策与宏观审慎政策的“逆周期缓冲”机制能够兼顾通货膨胀（简称通胀）和产出的目标要求，从而更有效地维护经济与金融稳定。还有部分研究基于政策目标和工具视角，分析“货币政策—宏观审慎政策”组合存在的局限性，如：方意（2016）研究发现，“货币政策—宏观审慎政策”组合存在渠道重叠与政策溢出问题，若两类政策目标一致，则调控效果相互促进，但若政策目标相反，调控效果则会被削弱。刘泽琴等（2022）认为，货币政策和宏观审慎政策的同向组合会减弱货币政策与银行风险承担水平的负相关关系，这会进一步降低单一货币政策对资本充足率和风险加权资产比例增长率的影响。

¹房地产贷款占比是指金融机构房地产贷款余额与各项贷款余额之比，截至 2021 年第 4 季度，房地产贷款占比约为 27.1%，数据来源于 Wind 数据库。

另一类文献研究了货币政策与财政政策的协调配合问题。陈创练等(2022)研究发现货币政策和财政政策在维护金融稳定上呈现互动响应特征,且在2008年国际金融危机后,政策取向更倾向于“稳增长”与“防风险”目标。此外,货币政策与财政政策的协调配合能更加有效地抑制高通胀(Kliem等,2016;Carrillo等,2021)。陈小亮和马啸(2016)研究发现,货币政策和财政政策协调可以为财政政策创造空间,并为货币政策节省空间。部分学者认为“货币政策—财政政策”在实施过程中可能存在无法协调甚至冲突的问题,Christiano等(2015)认为,抵御通胀压力的货币政策会削弱扩张性财政政策的效果。Battistini等(2019)发现,常规“货币政策—财政政策”组合调控可能出现“合作共赢”和“零和博弈”两类不同的经济均衡现象。马勇和姚弛(2021)研究发现,货币政策与宏观审慎政策存在相互作用,一方面,宏观审慎监管能够抵消货币政策的银行风险承担渠道的影响;另一方面,货币政策的放松恶化了宏观审慎监管所面临的权衡。

尽管现有研究基于经济周期视角探究货币政策、宏观审慎政策、财政政策及其协调机制,但忽略了多部门异质性及金融摩擦引发的跨市场风险传染问题,因而不利于提高政策调控的有效性。伴随着我国经济与金融环境的结构性变迁,加上近年来重大突发事件和非预期外部冲击的多样性,探究非常规财政政策与宏观审慎政策的协同效应十分必要。原因在于,常规财政政策并不能改变银行贷款的激励机制,无法从根本上解决中小微企业所面临的“融资难、融资贵”困境,特别是在中美贸易摩擦及新型冠状病毒感染疫情等重大非预期事件的不利冲击下,传统政策体系的调控效果明显被削弱,进而对金融和实体经济的稳定带来挑战。

本文的边际贡献及主要工作体现于:第一,基于我国现实,将房地产市场与金融市场的周期性特征同时纳入动态系统之中,在考虑异质性经济主体行为变化、双重金融摩擦及其交互效应的基础上重点分析房地产需求冲击下系统性金融风险的形成机制,揭示了住房贷款和非住房贷款之间存在“挤出效应”的事实,并进一步解释了信贷资金“脱实向虚”是导致企业“融资难、融资贵”的重要原因;第二,本文分别对非常规财政政策和信贷类宏观审慎政策规则进行创新性设计,并通过逆周期实验系统评估其在“稳金融”“稳投资”和“稳增长”及福利改进方面所呈现的调控效果;第三,本文进一步对上述两类政策工具的协调机制进行深入探讨,并对最优政策组合的调控方向和操作力度进行详细描述,为政策部门完善现有宏观政策调控体系以促进实体经济平稳、健康发展提供启示。

二、模型设定

本文构建的动态随机一般均衡模型主要包括异质性家庭部门、金融性企业(以商业银行为典型表征)、非金融性企业(最终品生产商、中间品生产商、房地产生产商)和政府等多个经济主体。考虑到不同家庭的财务自由程度不尽一致,不同类型的家庭在面对房价变动时,其反应的敏感程度有所差异。借鉴Iacoviello和Neri(2010)的研究,本文将家庭分为耐心家庭和非耐心家庭,其中耐心家庭可以理解为信贷非受限家庭,而非耐心家庭为信贷受限家庭。耐心家庭和非耐心家庭行为决策的共同特征是两类家庭均通过消费、劳动和持有住房最大化其效用。银行部门作为金融中介,主要从耐心家庭部门吸收存款,并向非耐心家庭部门及最终产品部门发放贷款。中间品生产商利用最终品生产资本品,同时最终品部门又会利用中间品作为生产要素,但前者存在一定的调整成本。房地产生产商从两类家庭部门雇佣劳动力,并利用土地要素生产住房。政府部门可向耐心家庭部门发行专项债券以购买企业的资本权益,但会产生债务管理成本(效率成本)。为了提高模型对现实的解释力,本文在模型中纳入家庭部门的住房抵押借款摩擦和银行部门的贷款摩擦。与现有研究不同,家庭部门的住房抵押贷款摩擦的程度不仅取决于抵押品(住房)价值和贷款价值比,还与借款人的收入水平相关,特别地,借款人收入水平越高,其融资约束及其住房抵押贷款摩擦程度相对较小。

(一) 家庭部门

1. 耐心家庭。

假设经济系统中的耐心家庭部门会消费最终产品并从房地产部门购买住房,其资金主要来自于向最终

品部门和房地产部门提供劳动获取相应的工资。本文将耐心家庭部门的效用函数表达为：

$$U_p = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_p^t \{ \Gamma_p \ln(c_{p,t} - \tau_p c_{p,t-1}) + j_t \ln h_{p,t} - \frac{1}{1+\eta_p} (l_{pc,t}^{1+\varepsilon_p} + l_{ph,t}^{1+\varepsilon_p})^{\frac{1+\eta_p}{1+\varepsilon_p}} \} \quad (1)$$

其中， c_p, h_p, l_{pc} 和 l_{ph} 分别表示耐心家庭的消费、住房以及向最终品部门和房地产部门提供的劳动力。

E_0 为期望算子，为使耐心家庭在稳态时的消费边际效用为 $1/c_p$ ，令 $\Gamma_p = (1-\tau_p)/(1-\beta_p\tau_p)$ 。 η_p 为劳动力供给弹性。借鉴 Horvath (2000) 的研究，假设异质性劳动力可以跨部门流动，即：当 $\varepsilon_p > 0$ 时，意味着不同部门间劳动力为非完全替代品。 j_t 表示住房偏好冲击，且遵从 AR(1) 过程， β_p 表示贴现因子， τ_p 为消费惯性。

需要注意的是，本文还假设耐心家庭会向银行部门储蓄或贷款，且该部门拥有土地，并能为房地产企业提供租赁，同时耐心家庭持有银行资本权益并在每期收到分红。然而，当银行因为破产而退出市场时，耐心家庭部门将会收到一次性转移支付。为此，可将耐心家庭部门的约束条件表示为：

$$c_{p,t} + q_t h_{p,t} + p_{x,t} x_t + d_t = w_{pc,t} l_{pc,t} + w_{ph,t} l_{ph,t} + q_t (1-\delta_h) h_{p,t-1} + (p_{x,t} + R_t^x) x_{t-1} + R_t^d d_{t-1} + \Pi_t - T_t \quad (2)$$

式 (2) 所隐含的经济含义为，耐心家庭在期初选择消费 $c_{p,t}$ 、持有住房 $h_{p,t}$ 、持有土地 x_t 、存款和政府债券 d_t 、劳动 $l_{pc,t}$ 及 $l_{ph,t}$ 来最大化其效用。需要注意的是，存款和政府债券为完全替代品，且这两种资产会产生相同的无风险收益。 δ_h 表示住房折旧率， q_t 与 $p_{x,t}$ 分别表示房价和土地价格， $w_{pc,t}$ 与 $w_{ph,t}$ 分别为最终产品部门和房地产部门的工资率。 R_t^d 为实际存款和政府债券的无风险收益， R_t^x 为土地的租赁价格。 Π_t 表示耐心家庭从银行和资本品生产部门所获得的一次性转移支付和利润， T_t 为一次性总额税。

为在预算约束式 (2) 下实现效用函数式 (1) 最大化，通过构建拉格朗日函数并求一阶偏导可得到如下最优条件：

$$1 = \beta_p E_t \left(\frac{U_{cp,t+1}}{U_{cp,t}} R_{t+1}^d \right) \quad (3)$$

$$q_t = \frac{j_t}{U_{cp,t} h_{p,t}} + \beta_p E_t \left[\frac{U_{cp,t+1}}{U_{cp,t}} (1-\delta_h) q_{t+1} \right] \quad (4)$$

$$p_{x,t} = \beta_p E_t \left[\frac{U_{cp,t+1}}{U_{cp,t}} (p_{x,t+1} + R_{t+1}^x) \right] \quad (5)$$

$$w_{pc,t} = \frac{1}{U_{cp,t}} (l_{pc,t}^{1+\varepsilon_p} + l_{ph,t}^{1+\varepsilon_p})^{\frac{\eta_p - \varepsilon_p}{1+\varepsilon_p}} l_{pc,t}^{\varepsilon_p} \quad (6)$$

$$w_{ph,t} = \frac{1}{U_{cp,t}} (l_{pc,t}^{1+\varepsilon_p} + l_{ph,t}^{1+\varepsilon_p})^{\frac{\eta_p - \varepsilon_p}{1+\varepsilon_p}} l_{ph,t}^{\varepsilon_p} \quad (7)$$

$$U_{cp,t} = \Gamma_p \left(\frac{1}{c_{p,t} - \tau_p c_{p,t-1}} - \frac{\beta_p \tau_p}{c_{p,t+1} - \tau_p c_{p,t}} \right) \quad (8)$$

其中, 式 (3) 表示存款的欧拉方程, 式 (4) 为住房价格方程, 式 (5) 为土地价格方程, 式 (6) ~ (7) 分别表示最终品部门和房地产部门的工资方程, 式 (8) 表示耐心家庭在 t 时刻的消费边际效用方程。

2. 非耐心家庭。

假设非耐心家庭部门不拥有土地、不持有银行资本权益, 但会工作、消费并通过住房抵押的形式向银行贷款。其中, $c_{i,t}$ 表示非耐心家庭部门的消费, $h_{i,t}$ 表示非耐心家庭部门持有的住房, $l_{ic,t}$ 、 $l_{ih,t}$ 分别表示非耐心家庭部门向最终品部门和房地产部门提供的劳动数量, b_t 为非耐心家庭部门向银行的贷款。因此, 可将非耐心家庭部门的效用函数表示为:

$$U_i = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_i^t \left\{ \Gamma_i \ln(c_{i,t} - \tau_i c_{i,t-1}) + j_t \ln h_{i,t} - \frac{1}{1+\eta_i} (l_{ic,t}^{1+\varepsilon_i} + l_{ih,t}^{1+\varepsilon_i})^{\frac{1+\eta_i}{1+\varepsilon_i}} \right\} \quad (9)$$

相应的两类约束条件为:

$$c_{i,t} + q_t h_{i,t} + R_t^b b_{t-1} = w_{ic,t} l_{ic,t} + w_{ih,t} l_{ih,t} + q_t (1 - \delta_h) h_{i,t-1} + b_t - T_t \quad (10)$$

$$b_t \leq m \frac{(1 - \gamma_t) E_t(q_{t+1} h_{i,t}) + \gamma_t (w_{ic,t} l_{ic,t} + w_{ih,t} l_{ih,t})}{R_{t+1}^b} \quad (11)$$

其中, R_t^b 表示贷款利率, m 为住房贷款与住房价值之比 (贷款价值比), 用来刻画非耐心家庭部门向银行借款的上限。 γ_t 表示监管部门所规定的信贷要求中的工资权重。该数值越大, 意味着借款人在申请贷款时的工资要求越高。因此, 监管部门可以通过调整信贷要求中的工资权重对贷款规模进行逆周期调节, τ_i 表示消费惯性参数。为了满足稳态时非耐心家庭的消费边际效用为 $1/c_i$, 本文令 $\Gamma_i = (1 - \tau_i) / (1 - \beta_i \tau_i)$ 。

为实现非耐心家庭部门效用最大化, 本文通过构建拉格朗日函数并通过求解一阶偏导得到如下最优条件:

$$\frac{j_t}{U_{ci,t} h_{i,t}} + \beta_i E_t \left[\frac{U_{ci,t+1}}{U_{ci,t}} (1 - \delta_h) q_{t+1} \right] = q_t - \lambda_{i,t} (1 - \gamma_t) m_t E_t \left(\frac{q_{t+1}}{U_{ci,t} R_{t+1}^b} \right)$$

$$1 = \beta_i E_t \left(\frac{U_{ci,t+1}}{U_{ci,t}} R_{t+1}^b \right) + \frac{\lambda_{i,t}}{U_{ci,t}}$$

$$w_{ic,t} = \frac{1}{U_{ci,t}} (l_{ic,t}^{1+\varepsilon_i} + l_{ih,t}^{1+\varepsilon_i})^{\frac{\eta_i - \varepsilon_i}{1+\varepsilon_i}} l_{ic,t}^{\varepsilon_i} - \lambda_{it} \frac{\gamma_t m w_{ic,t}}{U_{ci,t} R_{t+1}^b}$$

$$w_{ih,t} = \frac{1}{U_{ci,t}} (l_{ic,t}^{1+\varepsilon_i} + l_{ih,t}^{1+\varepsilon_i})^{\frac{\eta_i - \varepsilon_i}{1+\varepsilon_i}} l_{ih,t}^{\varepsilon_i} - \lambda_{it} \frac{\gamma_t m w_{ih,t}}{U_{ci,t} R_{t+1}^b}$$

$$b_t = m \frac{(1-\gamma_t) E_t(q_{t+1} h_{i,t}) + \gamma_t (w_{ic,t} l_{ic,t} + w_{ih,t} l_{ih,t})}{R_{t+1}^b}$$

$$U_{ci,t} = \Gamma_i \left(\frac{1}{c_{i,t} - \tau_i c_{i,t-1}} - \frac{\beta_i \tau_i}{c_{i,t+1} - \tau_i c_{i,t}} \right)$$

其中, $U_{ci,t}$ 表示非耐心家庭在 t 时刻的消费边际效用, λ_{it} 表示抵押约束的拉格朗日乘子。当该拉格朗日乘子为正时, 抵押约束条件是紧的 (Binding)。

(二) 金融性企业

考虑到我国金融市场的发展模式是以银行为主导的间接融资体系, 本文重点将商业银行作为金融性企业的典型代表。假设银行信贷全部来自于耐心家庭部门的存款 $d_{b,t}$, 且存款利率为 R_{t+1}^d 。同时, 银行会向非耐心家庭部门发放贷款 b_t , 但在向最终品部门发放贷款时, 会获得价格为 p_t 的资本权益¹。由于银行能够有效评估与监测最终品部门 (非金融企业) 的行为, 因此为简化起见, 假设最终品部门不受借贷摩擦的约束, 即银行向企业部门发放无摩擦贷款, 同时借款企业向银行提供同价值的资本权益。进一步可将银行部门的净资产 n_t 表示为 $n_t = [Z_t + (1-\delta_k) p_t] s_{b,t-1} + R_t^b b_{t-1} - R_t^d d_{b,t-1}$ 。其中, $s_{b,t}$ 为 t 时刻银行所持有的企业权益。结合银行资产负债表, 可将银行在 t 时刻的流动性约束表示为:

$$p_t s_{b,t} + b_t = n_t + d_{b,t} \quad (12)$$

本文需要考虑这样一种可能性: 当银行获得充足资本后, 其可以选择隐匿资产并退出市场, 也可选择遵守与家庭部门的借贷合同并继续经营。如果选择前者, 此时银行将会转移一定比例的资产, 但会损失继续经营并获得未来收益的能力。相反, 如果选择遵守与家庭部门的借贷合同, 银行将会得到未来持续经营的收益, 此时银行必须满足如下动机约束:

$$V_t(s_{b,t}, b_t, d_{b,t}) \geq \theta(p_t s_{b,t} + b_t) \quad (13)$$

此外, 本文还假设新银行进入银行系统和接管退出银行经营业务的成本为 0。令 $A_{t,t+i}$ 为随机贴现因子, 该值等于耐心家庭在 t 期与 $t+i$ 期的消费边际替代率与银行贴现因子的乘积。在 t 期时, 银行最大化其预期

未来净资产的现值 $V_t(s_{b,t}, b_t, d_{b,t}) = E_t \sum_{i=1}^{\infty} (1-\sigma) \sigma^{i-1} A_{t,t+i} n_{t+i}$ 。同时, 银行所面临的约束条件如式 (12) ~

(13) 所示。此外, 银行在退出时会支付分红, 在第 i 期退出并支付分红的概率为 $(1-\sigma) \sigma^{i-1}$, $i \in [1, \infty)$ 。因此, 本文可将银行的 Bellman 方程及价值函数分别表示为:

¹现实中, 企业在向银行借款时, 通常将股权作为抵押品, 即通过股权质押的形式进行贷款, 因此本文假设银行向最终产品部门发放商业贷款时, 同时获得企业等价值的资本权益, 这一假设符合经济学直觉, 同时也符合我国的发展实际。

$$V_{t-1}(s_{b,t-1}, b_{t-1}, d_{b,t-1}) = E_{t-1} A_{t-1,t} \{ (1-\sigma)n_t + \sigma \max_{s_{b,t}, b_t, d_{b,t}} V_t(s_{b,t}, b_t, d_{b,t}) \}$$

$$V_t(s_{b,t}, b_t, d_{b,t}) = v_{s,t} s_{b,t} + v_{b,t} b_t - v_{d,t} d_{b,t}$$

其中, $v_{s,t}$ 、 $v_{b,t}$ 、 $v_{d,t}$ 分别表示资本权益、住房贷款和存款的影子价格。需要指出的是, $v_{s,t}$ 、 $v_{b,t}$ 与 $v_{d,t}$ 均不受个别银行的影响。

令 λ_t^b 表示与银行动机约束相关的拉格朗日乘子, 通过对上述 Bellman 方程求解, 可得到如下—阶最优条件:

$$\frac{v_{s,t}}{p_t} - v_{b,t} = 0 \quad (14)$$

$$(1 + \lambda_t^b)(v_{b,t} - v_{d,t}) = \theta \lambda_t^b \quad (15)$$

$$[\theta - (v_{b,t} - v_{d,t})]b_t + [\theta - (\frac{v_{s,t}}{p_t} - v_{d,t})]p_t s_{bt} - v_{d,t} n_t \quad (16)$$

其中, 式 (14) 意味着资本权益的边际价值等于家庭贷款的边际价值, 表明不同资产间不存在套利机会, 也体现了银行向企业和家庭发放的贷款无差异性。式 (15) 表明, 当银行的动机约束为紧 ($\lambda_t^b > 0$) 时, 家庭贷款的边际价值超过存款的边际成本, 即银行具有超额边际收益。式 (16) 刻画了银行的动机约束, 表明银行的净资产不低于各类资产的加权平均。需要指出的是, 由于银行目标函数呈线性特征, 因此在求解其最优化问题时, 需要式 (14)~(16) 同时成立才能满足在资本市场均衡条件下存在内点解 (Interior Solutions)。

将式 (14) 代入式 (16) 中可得:

$$p_t s_{bt} + b_t - \phi_t n_t \quad (17)$$

其中, $\phi_t = \frac{v_{d,t}}{\theta - \mu_t}$ 表示银行杠杆率, $\mu_t = \frac{v_{s,t}}{p_t} - v_{d,t}$ 为边际利差。当银行面临贷款摩擦, 即 $\lambda_t^b > 0$ 时,

式 (17) 中等号成立; 反之, 即 $\lambda_t^b = 0$ 时, 式 (17) 中不等号成立。

进一步可通过 Bellman 方程得到如下影子价格表达式:

$$v_{b,t} = E_t A_{t,t+1} \Omega_{t+1} R_{t+1}^b \quad (18)$$

$$v_{d,t} = E_t A_{t,t+1} \Omega_{t+1} R_{t+1}^d \quad (19)$$

$$v_{s,t} = E_t A_{t,t+1} \Omega_{t+1} [Z_{t+1} + (1 - \delta_k) p_{t+1}] \quad (20)$$

$$\Omega_{t+1} = 1 - \sigma + \sigma(v_{d,t+1} + \phi_{t+1} \mu_{t+1}) \quad (21)$$

$$\mu_t = E_t A_{t,t+1} \Omega_{t+1} (R_{t+1}^k - R_{t+1}^d) \quad (22)$$

$$R_{t+1}^k = \frac{Z_{t+1} + (1 - \delta_k)p_{t+1}}{p_t} \quad (23)$$

基于上述分析，本文提出如下命题 1：

命题 1：当且仅当式 (18) ~ (23) 同时成立时，价值函数 $V_t(s_{bt}, b_t, d_{bt})$ 为资产和负债组合 (s_{bt}, b_t, d_{bt}) 的线性表达形式。

需要指出的是，式 (21) 隐含了银行净资产的边际价值等于退出银行与继续经营银行边际价值的加权平均，继续经营的银行在 $t+1$ 时刻每增加一单位净资产，不仅可以降低储蓄成本 $v_{d,t+1}$ ，还能通过积累资产获得额外收益。式 (22) 意味着边际利差等于增广随机贴现因子与利差之积，式 (23) 为权益资本的收益率。

结合式 (14)、(15)、(18)、(19)、(22)，本文提出命题 2 与命题 3：

命题 2：当 $\lambda^b > 0$ 时，银行存在超额收益 ($\mu > 0$)，即： $R_{t+1}^k = R_{t+1}^b > R_{t+1}^d$ 。

命题 3：当 $\lambda^b = 0$ 时，银行不存在超额收益 ($\mu = 0$)，即： $R_{t+1}^k = R_{t+1}^b = R_{t+1}^d$ 。

其中，命题 2 描述了银行面临借贷摩擦的情形，而命题 3 则描述了银行不面临借贷摩擦时的情形。需要指出的是，由于本文所设定的银行部门无差异，因而可将银行部门的总资产和净资产总值分别表示为 $p_t S_{bt} + B_t = \phi_t N_t$ 和 $N_t = N_{o,t} + N_{y,t}$ 。其中，继续经营与新进入银行净资产总值的函数分别为 $N_{o,t} = \sigma\{[Z_t + (1 - \delta_k)p_t]S_{b,t-1} + R_t^b B_{t-1} - R_t^d D_{b,t-1}\}$ 和 $N_{y,t} = \xi\{[Z_t + (1 - \delta_k)p_t]S_{b,t-1} + R_t^b B_{t-1}\}$ 。进一步可将银行部门的总流动性约束表示为 $p_t S_{b,t} + B_t = N_t + D_{b,t}$ 。其中，上述各式中的大写字母表示总量。当模型处于均衡状态时，大小写对应的变量含义一致。

(三) 非金融企业

1. 最终品部门。

最终品部门采用劳动和资本两类要素生产最终品，且生产函数具有规模报酬不变特征。企业通过发行权益向银行借款购买新的资本，劳动要素来自于耐心家庭部门和非耐心家庭部门。在完全竞争的市场环境下，最终品部门的经济利润为 0。最终品部门生产商将选择劳动 $(l_{pc,t}, l_{ic,t})$ 、中间资本品 k_t 生产最终品 Y_t ，其利润最大化问题为 $\max[Y_t - (w_{pc,t}l_{pc,t} + w_{ic,t}l_{ic,t} + Z_t k_t)]$ ，生产函数约束条件为 $Y_t = [A_c(l_{pc,t}^\alpha l_{ic,t}^{1-\alpha})]^{1-\mu_c} k_t^{\mu_c}$ 。其中， A_c 表示最终品部门劳动生产率， α 表示耐心家庭部门的劳动收入份额， μ_c 表示资本收入份额。因此，最终品部门的最优条件为：

$$w_{pc,t} = \alpha(1 - \mu_c) \frac{Y_t}{l_{pc,t}} \quad (24)$$

$$w_{ic,t} = (1 - \alpha)(1 - \mu_c) \frac{Y_t}{l_{ic,t}} \quad (25)$$

$$Z_t = \mu_c \frac{Y_t}{k_t} \quad (26)$$

其中, 式(24)~(25)为最终品部门的工资函数, 式(26)隐含着每单位资本权益的分红与资本利得相等。

2. 房地产部门。

假设房地产部门处于完全竞争状态, 且以规模报酬不变技术生产住房。房地产部门通过采用劳动力和土地两种要素进行生产。因此, 本文将房地产部门的目标函数为 $\max[q_t I_{h,t} - (w_{ph,t} l_{ph,t} + w_{ih,t} l_{ih,t} + R_t^x x_{t-1})]$, 生产函数约束为 $I_{h,t} = [A_h (l_{ph,t}^\alpha l_{ih,t}^{1-\alpha})]^{1-\mu_h} x_{t-1}^{\mu_h}$ 。其中, A_h 为房地产部门劳动生产率, R_t^x 为土地租金, μ_h 为土地份额。通过上述成本最小化问题求解, 房地产部门的最优条件为:

$$w_{ph,t} = \alpha(1-\mu_h) \frac{q_t I_{h,t}}{l_{ph,t}} \quad (27)$$

$$w_{ih,t} = (1-\alpha)(1-\mu_h) \frac{q_t I_{h,t}}{l_{ih,t}} \quad (28)$$

$$R_t^x = \mu_h \frac{q_t I_{h,t}}{x_{t-1}} \quad (29)$$

其中, 式(27)~(28)分别为耐心家庭部门和非耐心家庭部门的工资函数, 式(29)为土地租金的函数表达式。

3. 资本品生产商。

本文所设定的经济系统中, 资本品部门生产的中间品能够作为最终品部门的生产要素, 同时资本品部门在生产中间品的过程中, 也需要最终品作为生产要素。假设资本品生产商在生产时会产生一定的调整成本。借鉴司登奎等(2019)的研究, 将资本调整成本函数及目标函数分别表示如下:

$$f\left(\frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}}\right) = \frac{\chi_k}{2} \left(\frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}} - 1\right)^2$$

$$\max E_t \sum_{i=t}^{\infty} \Lambda_{t,i} \{p_i I_{k,i} - [1 + \frac{\chi_k}{2} (\frac{I_{k,i}}{I_{k,i-1}} - 1)^2] I_{k,i}\}$$

在既定的约束条件下可得到如下最优条件:

$$p_t = 1 + \frac{\chi_k}{2} \left(\frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}} - 1\right)^2 + \chi_k \left(\frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}} - 1\right) \frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}} - \chi_k \Lambda_{t,t+1} \left(\frac{I_{k,t+1}}{I_{k,t}} - 1\right) \left(\frac{I_{k,t+1}}{I_{k,t}}\right)^2$$

（四）政府部门

为实施非常规财政政策，政府部门通过向耐心家庭部门发行短期政府专项债券筹措资金，并以市场贷款利率 R_{t+1}^k 向企业提供贷款用于交换企业证券（资本权益） $S_{g,t}$ ¹。与银行传统信贷资金不同，发行专项债券所筹集的资金仅用于购买企业证券，其主要目的是在异常经济情形下引导社会资金有序流向实体经济，妥善解决实体部门特别是中小微企业“融资难、融资贵”的困境，并增加该部门的流动性，从而促进非金融企业的投资和产出。

由于政府和银行所持有资本权益的收益率相同，因此可将资本权益的总值表示为 $p_t S_t = p_t S_{b,t} + p_t S_{g,t}$ 。

当政府购买资本权益时，会产生一定的效率成本（管理成本），即 $f(p_t S_{g,t}) = \chi_g (p_t S_{g,t})^2$ 。其中， χ_g 为效率成本参数，该数值越高，效率成本就越大。效率成本一方面反映了政府举债筹资时所产生的管理成本，

另一方面也反映了证券等级识别时所产生的成本。假设政府购买资本权益的比例为 ψ_t ，即 $S_{g,t} = \psi_t S_t$ 。政府总支出 G_t 包括政府固定支出 G 和资本权益持有所产生的效率成本， $G_t = G + f(p_t S_{g,t})$ 。相应地，政府预算约束为

$$G_t + p_t S_{g,t} + R_t^d D_{g,t-1} = [Z_t + (1 - \delta_k) p_t] S_{g,t-1} + D_{g,t} + T_t。$$

（五）市场出清

当经济处于均衡时，各市场的出清条件分别为：

$$Y_t = C_t + [1 + \frac{\chi_k}{2} (\frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}} - 1)^2] I_{k,t}$$

$$I_{h,t} = H_t - (1 - \delta_h) H_{t-1}$$

$$D_t = D_{b,t} + D_{g,t}$$

$$S_t = K_{t+1}$$

$$\text{其中， } C_t = c_{p,t} + c_{i,t}, \quad H_t = h_{p,t} + h_{i,t}, \quad D_{b,t} = p_t S_{b,t} + B_t - N_t, \quad K_{t+1} = I_{k,t} + (1 - \delta_k) K_t。$$

为简化起见，本文将土地数量进行标准化处理，即 $x_t = 1$ 。因此，耐心家庭部门从商业银行与资本品生产商所获得的净利润为：

$$\begin{aligned} \Pi_t = & p_t I_{k,t} - [1 + \frac{\chi_k}{2} (\frac{I_{k,t}}{I_{k,t-1}} - 1)^2] I_{k,t} + (1 - \sigma) \{ [Z_t + (1 - \delta_k) p_t] S_{b,t-1} + R_t^b B_{t-1} - R_t^b D_{b,t-1} \} \\ & - \xi \{ [Z_t + (1 - \delta_k) p_t] S_{b,t-1} + R_t^b B_{t-1} \} \end{aligned}$$

¹实践中，地方政府可通过发行企业专项债券，而中央政府则通过发行特别国债建立“企业稳定专项基金”等方式来实现上述非常规财政政策的实施。

三、参数校准

为使参数符合样本期内（2005 年第 1 季度至 2021 年第 4 季度）中国房地产市场、金融市场及宏观经济的周期特征，本文对相关参数进行校准以匹配特定的标靶。具体而言，耐心家庭贴现因子设为 $\beta_p = 0.9975$ ，意味着国债平均实际年利率为 1%。参考 Iacoviello 和 Neri（2010）的研究，非耐心家庭贴现因子设定为 $\beta_i = 0.9650$ ，这是因为在模型中，本文只需要保证该部门的贴现因子小于耐心家庭的贴现因子，并以此使得非耐心家庭部门在稳态附近面临住房抵押约束。参考国内大多数文献的研究（康立和龚六堂，2014；赵扶扬等，2017），季度资本折旧率一般设定为 0.0250~0.0300，因此本文将资本折旧率设定为 $\delta_k = 0.0300$ 。最终产品部门生产函数中的资本份额设定为 $\mu_c = 0.3000$ ，这与国内外大多数文献的研究相一致（Iacoviello，2005；康立和龚六堂，2014）。而对于住房折旧率 δ_h ，依据房地产投资占 GDP 比重计算，由于样本期内房地产投资占 GDP 比重的均值为 11%，因此，在给定其他参数值（如住房偏好系数 j ）下，稳态时的住房折旧率 $\delta_h = 0.0076$ 。同时关于土地份额的计算，由于样本期间内土地份额值介于 0.2~0.4 之间，因此设定土地份额 $\mu_h = 0.3000$ 。住房偏好系数设为 $j = 0.4456$ 以拟合样本期内我国房地产财富占 GDP 的比值（14.4800），该赋值高于美国的水平 0.1000，反映中国家庭对住房的偏好显著高于美国家庭，这一结果符合中美两国的基本现实。关于银行部门有关的参数，本文将隐匿资产的比例设定为 $\theta = 0.5892$ 以拟合样本期内我国商业银行的杠杆率（3.8200），将新加入银行获得资产比例设定为 $\xi = 0.0053$ 以拟合样本期内所有期限的 AA-公司债与国债、房贷利率与国债的平均利差（约为 3%）。由于银行生存年限不定，本文设定银行的存活率为 $\sigma = 0.9500$ 。该参数的设定只是用来保证银行不会无限期不支付分红。此外，由于我国目前首套住房贷款比例为 30%，因此设定贷款价值比为 $m = 0.7000$ 。最后，基于数据的可得性，耐心家庭部门的劳动力份额比较难于估计。更为重要的是，由于估计方法和数据来源不同，该参数值也不尽一致。借鉴 Iacoviello（2005）的研究，本文将耐心家庭部门的劳动力份额设为 $\alpha = 0.6400$ 。其余结构性参数赋值则参考了司登奎等（2019）的研究，参数定义和赋值见表 1。

表 1 参数校准

变量	经济含义	参数值
β_p	耐心家庭贴现因子	0.9975
β_i	非耐心家庭贴现因子	0.9650
δ_k	资本折旧率	0.0300
δ_h	住房折旧率	0.0076
μ_c	资本份额	0.3000
μ_h	土地份额	0.3000
j	住房偏好系数	0.4456

m	贷款价值比	0.7000
a	耐心家庭劳动份额	0.6400
τ_p	耐心家庭消费惯性	0.4776
τ_i	非耐心家庭消费惯性	0.4516
η_p	耐心家庭劳动力供给弹性	0.5337
η_i	非耐心家庭劳动力供给弹性	0.3849
ε_p	耐心家庭劳动力替代系数	1.0003
ε_i	非耐心劳动力替代系数	0.9973
θ	隐匿资产比例	0.5892
ξ	新加入银行获得资产的比例	0.0053
σ	银行存活率	0.9500
χ_g	效率成本参数	0.0010
χ_k	资本调整成本参数	3.9080
ρ_j	住房需求冲击惯性	0.9900
σ_j	住房需求冲击标准差	0.1410

注：表中银行杠杆率依据流动性约束方程，用总资产与净资产之比度量。

四、政策实验及福利分析

现有研究表明逆周期的宏观审慎政策不仅能够削弱房地产市场及金融市场的顺周期行为，还能降低住房贷款及房价的波动率，对于降低房地产市场波动及维护金融市场稳定具有显著效果(Lambertini 等，2013；司登奎等，2019)。然而，上述研究虽在一般均衡模型中考虑了“金融加速器”机制，但忽视了宏观政策组合调控的协调机制以及具体实施路径，因而有失一定的实践指导意义及应用价值。

为应对房地产市场波动及其对金融市场稳定的冲击，并立足于提高宏观政策调控的有效性，本文分别引入非常规财政政策和信贷类宏观审慎政策工具。具体而言，假设政府通过调节资本权益的持有比例以维持其边际利差稳定，其理论形式如下所示：

$$\psi_t = \left[\frac{E_t(R_{t+1}^k - R_{t+1}^d)}{R^k - R^d} \right]^{\pi_s} - 1, \quad \Omega_t \in [0,1]$$

其中， R^k 和 R^d 分别为资本权益和存款（或专项债券）的稳态收益率， π_s 是财政政策的响应参数，用于捕捉对利差的反应程度。

为抑制房价的快速增长，央行可能会要求商业银行调整抵押贷款标准中工资收入的权重。为此，假设央行对个人住房贷款中工资收入标准的要求随房价的变化而变化，即：

$$\gamma_t = \left(\frac{q_t}{q}\right)^{\pi_q} - 1, \quad \gamma_t \in [0, 1]$$

其中, q 是房价的稳态值, π_q 是信贷类宏观审慎政策的响应参数, 用于捕捉对房价偏离的反应程度。

(一) 政策调控分析

为检验无政策调控、财政政策调控以及“财政政策—宏观审慎政策”调控对关键经济和金融变量的影响, 本文对其进行脉冲响应分析。图1报告了无政策调控(实线)、财政政策调控(虚线)、“财政政策—信贷类宏观审慎政策”调控(点状线)情形下的脉冲响应走势。可以发现, 在无政策调控情形下, 房地产需求正向冲击会助推房价上升, 且在金融摩擦的作用下对经济和金融变量产生正向且持久的影响。

该结果所隐含的潜在作用机理可概述为, 房价上涨会引起抵押品价值增加, 由此会放松非耐心家庭部门的借款约束并引发住房贷款增加, 住房贷款的增加又会反过来进一步增加住房需求并助推房价上涨。同时, 房价上涨在增加住房价值的同时, 还会增加非耐心家庭部门的财富效应, 并进一步促进家庭部门消费。对于耐心家庭部门而言, 当房价上涨时, 耐心家庭部门在短期内会通过增加储蓄、降低住房投资以实现其效用最大化。但从长期来看, 耐心家庭部门的消费和住房投资均会呈现明显的增加态势。由于这两种家庭消费行为存在一定的差异, 因而导致总消费和总住房投资呈现较大波动。对于金融部门而言, 在房地产需求冲击下, 住房贷款的增加会对非住房贷款产生一定的“挤出效应”, 从而使得非住房贷款及非住房投资在短期内下降。此外, 住房贷款和非住房贷款之间的“挤出效应”会对证券(资本权益)价格产生下行压力, 进而使得银行净资产下降, 并导致利差扩大以及金融杠杆增加, 从而对金融稳定产生潜在威胁。从脉冲响应的结果不难看出, 在房地产需求冲击下, 非金融企业将会面临非常明显的“融资难、融资贵”等现实困境。因此, 通过财政政策和信贷类宏观审慎政策的协调搭配能够降低企业融资成本, 引导资本流向实体部门并助推实体经济发展, 这对于维护我国金融市场稳定、防范系统性金融风险, 进而促进经济平稳、有序及健康发展具有一定意义。

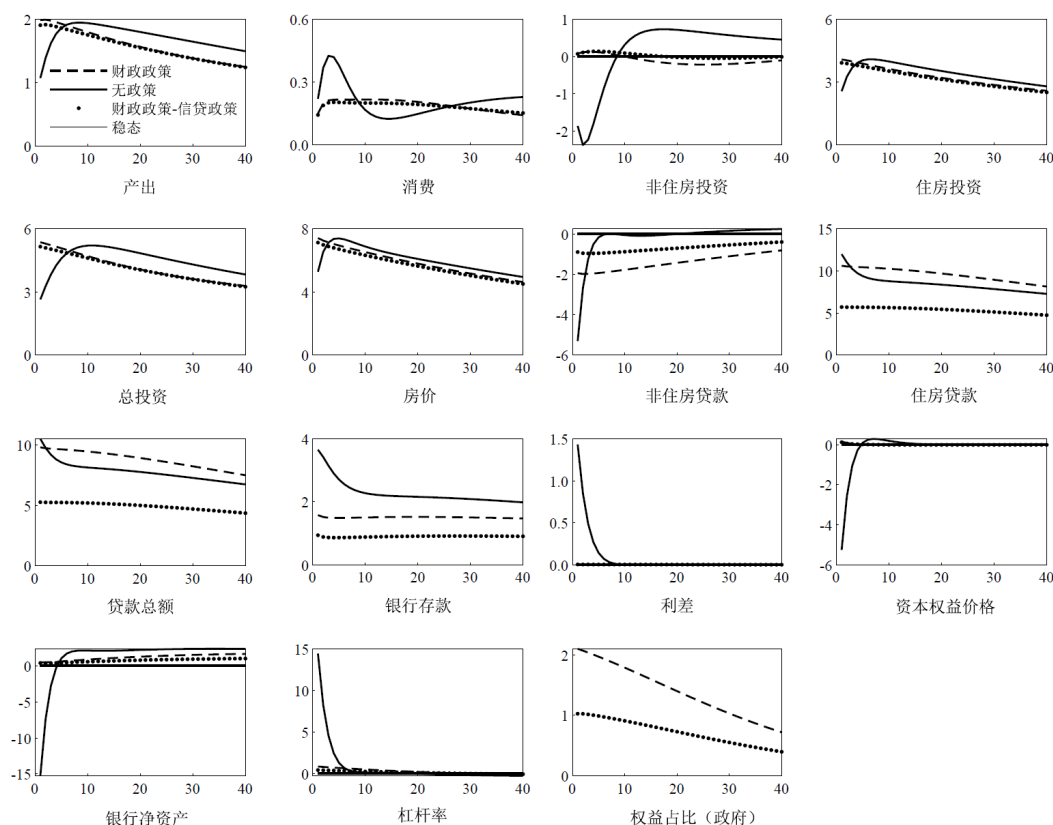


图1 无政策干预、单一财政政策和财政政策-信贷政策组合的脉冲响应

政策实践中，政府部门可以通过发行专项债券向非房地产企业提供定向资金支持，这不仅有助于降低该部门的融资成本并缓解融资约束，而且能促进非住房投资和产出。如图 1 所示，当政府部门通过发行专项债券购买企业权益时，利差会明显下降，使得企业的融资成本减少，从而增加非住房投资、最终品产出、资本价格和银行净资产，但这并不会缓解住房贷款和非住房贷款间的“挤出效应”。相较于无政策调控情形，住房贷款总体上呈上升态势，而非住房贷款呈下降特征，这意味着银行信贷供给的激励机制并未从根本上得到改变。需要特别注意的是，房价和住房投资下降主要源于耐心家庭部门因增加政府债券的持有而减少住房需求。事实上，当银行净资产增加时，依然有较多的信贷资金流向房地产市场。从脉冲响应的结果来看，虽然该财政政策有利于解决企业“融资难、融资贵”的问题，并在“稳金融”“稳投资”和“稳增长”方面具有较好的调控效果，但由于其尚未改变银行的信贷激励机制，因而无法从根本上扭转资本“脱实向虚”的态势。更为重要的是，通过发行政府专项债券定向扶持实体经济的非常规财政政策还会引发潜在的道德风险问题。

需要提及的是，如果该政策能够被银行提前预期，此时银行将会有更大的动机增加房贷供给，而不必考虑由于资本价格下降引发的净资产缩水，因为银行预期政府部门会通过发行专项债券促进非住房投资并助推资本价格提升，从而避免净资产下降的情形。因此，为避免道德风险的产生，在政策实施过程中，非常规财政政策应与信贷类宏观审慎政策协调搭配，从根本上改变银行住房贷款供给的激励机制，并弱化住房贷款对非住房贷款的“挤出效应”，从而引导信贷资金更多地流向实体经济。此外，当政府部门通过发行专项债券购买企业权益时，还会面临资产识别问题。特别地，由于信息不对称，政府部门在实践中很难识别哪些企业权益属于优质资产，这为政策实施带来巨大挑战。最后，政府部门在发行专项债券和管理所购买的企业权益时，会产生一定的效率成本。效率成本越高，潜在的无谓损失就越大，从而对整个社会的福利产生负面影响。

为解决上述财政政策所引起的道德风险和效率成本问题，本文在财政政策的基础上，引入信贷类宏观审慎政策，通过调整借款人在住房贷款中的工资收入要求，降低住房抵押贷款摩擦的“放大效应”及对财政政策的依赖度。在一个正向的房地产需求冲击下，央行指导商业银行提高借款人在住房抵押贷款中的工资收入要求，降低住房作为抵押品的权重，会对信贷约束家庭（非耐心家庭）部门的借款激励机制产生负面冲击，因而可在一定程度上降低该家庭部门的房贷需求。如图 1 所示，在“财政政策—信贷政策”组合的调控下，住房贷款对非住房贷款的“挤出效应”得到弱化。与单一财政政策调控效果相比，住房贷款显著下降，而非住房贷款增加。同时，本文发现政府购买企业权益的比例明显下降，意味着财政政策的依赖度变弱，从而降低道德风险和效率成本。更为重要的是，该政策组合在降低银行杠杆率和利差的同时，并不会引起消费、投资及产出的下降和剧烈波动，其脉冲响应结果与单一财政政策调控的情形基本一致，表明该政策组合在“稳金融”“稳投资”和“稳增长”方面具有较好的政策调控效果。

（二）福利效应分析

由上述分析可知单一财政政策和“财政政策—信贷政策”组合在“稳金融”“稳投资”和“稳增长”方面具有良好的调控效果，但并未探究上述政策调控是否可以改进家庭部门和社会的福利。为回答这一问题，本文进一步对政策的福利效应进行深入分析，进而评估和判断政策的有效性。

借鉴 Mendicino 和 Punzi（2014）的研究，本文分别采用耐心家庭、非耐心家庭和全社会的消费等价（Consumption Equivalent, CE）衡量政策的福利效应。特别地，消费等价为正，表明政策的实施会造成福利损失。相反，消费等价为负，意味着政策的调控能够带来福利改进。消费等价福利的具体形式如下：

$$\Delta_p = \exp\left[\left(\frac{1-\beta_p}{\Gamma_p}\right)(U_p^* - U_p^{MP})\right] - 1 \quad (30)$$

$$\Delta_i = \exp\left[\left(\frac{1-\beta_i}{\Gamma_i}\right)(U_i^* - U_i^{MP})\right] - 1 \quad (31)$$

$$\Delta = \exp\left(\frac{U^* - U^{MP}}{\frac{\Gamma_p}{1-\beta_p} + \frac{\Gamma_i}{1-\beta_i}}\right) - 1 \quad (32)$$

其中，式（30）～（31）分别表示耐心与非耐心家庭的消费等价福利，式（32）表示全社会的消费等价福利， U_p^* 、 U_i^* 及 U^* 分别表示未实施政策调控下的耐心家庭、非耐心家庭及社会福利，而 U_p^{MP} 、 U_i^{MP} 及 U^{MP} 则分别表示政策调控下的耐心家庭、非耐心家庭及社会福利。

借鉴司登奎等（2019）的研究，本文将政策参数的区间设定为[0, 2]，格点间距为0.1。其中，0表示不实施任何政策调控，2表示实施较强力度的调控。表2汇报了单一财政政策、单一宏观审慎政策和“财政政策—宏观审慎政策”组合调控下的福利效应，以及对家庭部门的消费、住房和劳动力周期波动的影响。不难发现，在房地产需求冲击下，财政政策对利差缺口的最优响应参数为1.8，即财政部门应对利差进行积极调控。在该政策调控下，耐心家庭部门、非耐心家庭部门和社会的福利分别增加了0.0011，0.0074和0.0015。其中，非耐心家庭部门的福利改进明显高于耐心家庭部门。潜在原因可概述为：在逆周期财政政策的调控下，利差和银行杠杆波动显著下降，而房价、存款和贷款的波动则趋于平稳，从而最终降低消费、住房投资和劳动力的周期波动，进而改进家庭部门 and 全社会的福利。

从图2可以看出，在不考虑非常规财政政策实施过程中所引起的潜在道德风险和资产识别问题时，随着财政部门对利差缺口的响应程度增加，社会福利呈渐进增加态势。当利差的响应参数从0（无政策干预）增加至1.8（积极干预）时，社会福利单调递增，表明财政部门应实施积极的财政政策，通过降低利差来维护金融稳定并提高社会福利。尽管上述财政政策在福利改进方面具有较好的调控效果，但在政策实践中不应忽略效率成本。如前文所言，当财政部门通过发行专项债券定向扶持非房地产企业时，会因资产识别而产生一定的效率成本。当效率成本较高时，该政策可能会对社会福利产生负面影响，这一推断在图3中得到验证¹。因此，为降低因道德风险、资产识别及效率成本问题带来的潜在负面影响，政策部门应考虑财政政策与信贷类宏观审慎政策的搭配和协调，通过降低对财政政策的依赖，进而在稳定经济周期和金融周期波动的同时，提高社会福利。

表2 政策的福利效应

参数	基准模型	财政政策	信贷政策	财政政策-信贷政策
π_s	0.0000	1.8000	0.0000	1.2000
π_q	0.0000	0.0000	0.9000	1.4000
Δ_p	—	-0.0011	-0.0012	-0.0012
Δ_i	—	-0.0074	-0.0076	-0.0077
Δ	—	-0.0015	-0.0016	-0.0016
$SD(c_p)$	0.0021	0.0003	0.0003	0.0004
$SD(h_p)$	0.0045	0.0027	0.0026	0.0024
$SD(l_{pc})$	0.0019	0.0005	0.0006	0.0006
$SD(l_{ph})$	0.0058	0.0065	0.0060	0.0060

¹图中的社会福利已被正指标化。

$SD(c_i)$	0.0053	0.0011	0.0011	0.0006
$SD(h_i)$	0.0089	0.0020	0.0018	0.0025
$SD(l_{ic})$	0.0072	0.0009	0.0064	0.0007
$SD(l_{ih})$	0.0095	0.0066	0.0055	0.0058

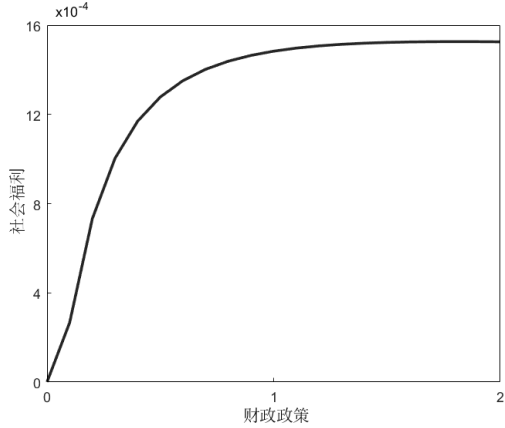


图 2 非常规财政政策的福利效应

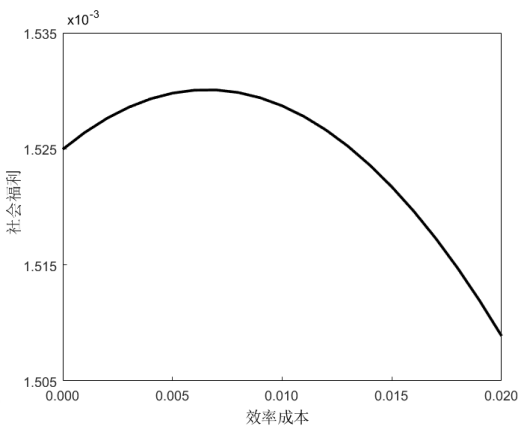


图 3 效率成本的福利效应

在单一宏观审慎政策调控下，信贷类宏观审慎政策对房价缺口的最优响应参数为 0.9，即央行应指导商业银行对房贷标准进行中性调控。如表 2 所示，在房贷标准中纳入工资要求的信贷政策调控下，非信贷约束家庭部门、信贷约束家庭部门和社会福利分别增加了 0.0012、0.0076 和 0.0016。尽管该宏观审慎政策与财政政策的福利效应基本一致，但其传导路径及金融稳定效果与单一财政政策调控的情形显著相异。在政策传导路径方面，逆周期宏观审慎政策通过对房价响应，不仅会在一定程度上降低非耐心家庭部门的杠杆率，还会通过降低房地产市场波动抑制宏观经济的周期性波动，因而有利于提高非耐心家庭部门和整个社会的福利，这一传导路径与财政政策有所差异。

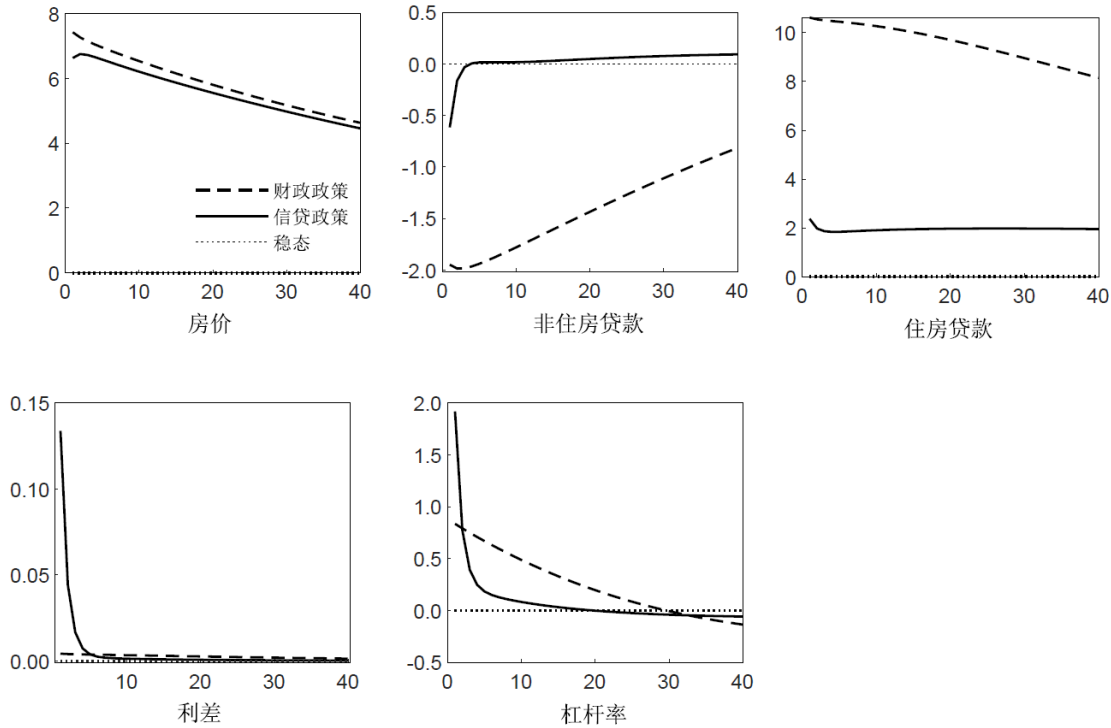


图 4 单一财政政策与单一信贷政策的脉冲响应比较

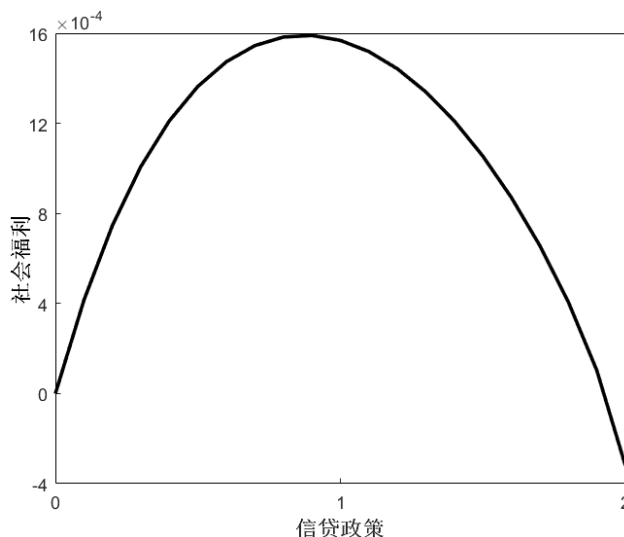


图5 单一信贷政策的福利效应

图4报告了单一财政政策和单一信贷类宏观审慎政策调控下各关键经济与金融变量的脉冲响应结果。与财政政策调控的情形相比,该信贷类宏观审慎政策在“去杠杆”和“降利差”方面劣于财政政策,但在“抑房价”和弱化住房贷款和非住房贷款间“挤出效应”上具有更好的调控效果。此外,在该信贷类宏观审慎政策的实施过程中,政策部门应注意把握政策调控力度,避免因政策“反应过度”而导致经济和金融波动加剧并降低社会福利。图5报告了政策响应力度对社会福利的影响,不难发现,福利函数曲线呈“倒U”型特征,且在政策响应参数为0.9时,社会福利达到最大值,该结果隐含的政策含义可概述为:政府部门通过信贷类宏观审慎政策对房地产市场进行调控时,应把握政策力度,避免因政策调控过度引发房价的剧烈波动,进而对社会福利产生巨大的负面冲击。

在“财政政策—信贷类宏观审慎政策”组合调控下,政策组合对利差缺口和房价缺口的最优响应参数为(1.2, 1.4),即财政部门应锚定利差并实施中性调控,而货币部门应通过指导商业银行的信贷标准对房价进行积极调控。值得注意的是,在引入逆周期信贷政策后,财政政策对利差的响应变弱,表明金融稳定对财政政策的依赖度有所下降,该结果也在图1中政府持有企业权益比例的脉冲响应中得到验证。如表2所示,在该政策组合调控下,耐心家庭部门、非耐心家庭部门和社会的福利分别增加了0.0012、0.0077和0.0016,社会福利改进略高于单一财政政策情形。原因在于,在“财政政策—信贷类宏观审慎政策”组合调控下,逆周期财政政策通过对利差缺口的响应,使得利差和银行杠杆率水平显著下降,同时也降低了这两个变量的波动率,进而促进金融稳定并提高全社会的福利,该结果与单一财政政策调控的情形基本一致。如上文所述,引入信贷类宏观审慎政策可以减轻金融稳定对财政政策的依赖,减少政府持有企业权益的比例并降低效率成本,从而增加社会福利。尽管从理论上来说,单一财政政策与“财政政策—信贷类宏观审慎政策”组合的福利效应基本一致,但从实践角度来看,“财政政策—信贷类宏观审慎政策”组合明显优于单一财政政策。“财政政策—信贷类宏观审慎政策”组合不仅可以扭转资本“脱实向虚”以促进实体经济发展,而且可以降低在政策实施过程中的道德风险和效率成本问题。

五、结论与启示

本文基于我国经济与金融的发展现实,从理论层面构建了一个包含多部门、异质性金融摩擦的动态随机一般均衡模型,深入探讨了非常规财政政策和信贷类宏观审慎政策对房地产市场、信贷市场以及宏观经济的调控效果,并重点分析了不同政策工具的福利效应。研究表明,与单一财政政策调控的情形比较,“财政政策—信贷类宏观审慎政策”组合调控有效弱化了住房需求冲击下住房和非住房贷款间的“挤出效应”,能够扭转信贷资金“脱实向虚”,并在“稳金融”“稳投资”和“稳增长”方面具有良好的调控效果。

本文进一步对上述政策的福利效应进行深入探讨,并以此评估和判断政策的有效性。研究发现,第一,

积极的财政政策通过降低信贷利差促进金融稳定，进而提高整个社会的福利。然而，当财政部门通过发行专项债券定向扶持非住房企业部门时，会产生效率成本。当效率成本较高时，该政策会对社会福利产生负面影响。第二，信贷类宏观审慎政策在“抑房价”以及弱化住房贷款和非住房贷款间的“挤出效应”上具有较好的调控效果。该政策对社会福利的影响呈倒“U”型特征。第三，在“财政政策—信贷类宏观审慎政策”组合调控下，风险利差和银行杠杆率及其波动显著下降，信贷约束家庭部门的负债压力得到有效缓解，政府持有企业权益的效率成本降低，进而使得整个社会的福利显著提高。

结合以上研究，本文提出如下五点政策启示。第一，政策部门应注重财政政策和信贷类宏观审慎政策的合理搭配和协调，从而弱化住房贷款和非住房贷款间的“挤出效应”，更好引导信贷资金流向实体部门。第二，在政策调控过程中，非常规财政政策与宏观审慎政策的协调搭配不仅能够降低对财政政策的依赖程度，还可以减少道德风险的发生，通过降低效率成本所产生的无谓损失，进而提高全社会福利。第三，政策部门在实施“财政政策—信贷类宏观审慎政策”组合调控时，应注重调控力度以避免政策“反应过度”而导致金融和经济波动加剧。第四，目前，我国地方政府专项债资金主要用于土储、棚改、基础设施建设、公共服务、园区建设等领域，政府部门可扩大专项债发行的范围，通过发行企业专项债或建立企业稳定专项基金，定向扶持实体经济的发展，并从根本上解决企业“融资难、融资贵”的困境。第五，财政部门在发行企业专项债券时，应加强与行业主管部门、金融机构及第三方评级机构的配合，引导专项债资金更多地流向生产力水平较高、发展潜力较强的企业，从而提高资金的使用效率，优化资源配置，进而降低债务风险。

【参考文献】

- [1] 陈创练, 高锡蓉, 刘晓彬. “稳增长”与“防风险”双目标的宏观调控政策抉择[J]. 金融研究, 2022 (1): 19-37.
- [2] 陈小亮, 马啸. “债务—通缩”风险与货币政策财政政策协调[J]. 经济研究, 2016, 51 (8): 28-42.
- [3] 方意. 宏观审慎政策有效性研究[J]. 世界经济, 2016, 39 (8): 25-49.
- [4] 侯成琪, 龚六堂. 货币政策应该对住房价格波动作出反应吗——基于两部门动态随机一般均衡模型的分析[J]. 金融研究, 2014 (10): 15-33.
- [5] 康立, 龚六堂. 金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析[J]. 经济研究, 2014, 49 (5): 147-159.
- [6] 刘泽琴, 蔡宗武, 方颖. 货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架效应研究[J]. 经济研究, 2022, 57 (4): 138-153.
- [7] 马勇, 陈雨露. 宏观审慎政策的协调与搭配: 基于中国的模拟分析[J]. 金融研究, 2013 (8): 57-69.
- [8] 马勇, 姚弛. 双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应——基于银行风险承担的视角[J]. 管理世界, 2021, 37 (6): 51-69.
- [9] 司登奎, 葛新宇, 曾涛, 等. 房价波动、金融稳定与最优宏观审慎政策[J]. 金融研究, 2019 (11): 38-56.
- [10] 司登奎, 李小林, 赵仲匡. 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2021 (6): 174-192.
- [11] 司登奎, 李颖佳, 李小林. 中国银行业竞争与非金融企业影子银行化[J]. 金融研究, 2022 (8): 171-188.
- [12] 童中文, 范从来, 朱辰. 金融审慎监管与货币政策的协同效应——考虑金融系统性风险防范[J]. 金融研究, 2017 (3): 16-32.
- [13] 王爱俭, 王璟怡. 宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究[J]. 经济研究, 2014, 49 (4): 17-31.
- [14] 王频, 侯成琪. 预期冲击、房价波动与经济波动[J]. 经济研究, 2017, 52 (4): 48-63.
- [15] 赵扶扬, 王忬, 龚六堂. 土地财政与中国经济波动[J]. 经济研究, 2017, 52 (12): 46-61.
- [16] Battistini N, Callegari G, Zavalloni L. Dynamic Fiscal Limits and Monetary-Fiscal Policy Interactions [R]. SSRN Working Paper, 2019.
- [17] Bernanke B S, Gertler M. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? [J]. American Economic Review, 2001, 91(2): 253-257.
- [18] Born B J, Pfeifer J. Policy Risk and the Business Cycle[J]. Journal of Monetary Economics, 2014, 68: 68-85.
- [19] Carrillo J A, Mendoza E G, Nuguer V, et al. Tight Money-Tight Credit: Coordination Failure in the Conduct of Monetary and Financial Policies [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2021, 13(3): 37-73.
- [20] Christiano L J, Eichenbaum M S, Trabandt M. Understanding the Great Recession[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(1): 110-167.
- [21] Gertler M, Kiyotaki N, Queralto A. Financial Crises, Bank Risk Exposure and Government Financial Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2012, 59: 17-34.
- [22] Horvath M. Sectoral Shocks and Aggregate Fluctuations [J]. Journal of Monetary Economics, 2000, 45(1): 69-106.
- [23] Iacoviello M, Neri S. Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model[J]. American Economic Journal Macroeconomics, 2010, 2(2): 125-164.
- [24] Iacoviello M. Financial Business Cycles[J]. Review of Economic Dynamics, 2015, 18(2): 140-163.
- [25] Iacoviello M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle[J]. American Economic Review, 2005, 95(3): 739-764.
- [26] Kannan P, Pau R, Alasdair S. Monetary and Macroprudential Policy Rules in a Model with House Price Booms[R]. IMF Working Paper, 2009.
- [27] Kliem M, Kriwoluzky A, Sarferza S. Monetary-Fiscal Policy Interaction and Fiscal Inflation: A Tale of Three Countries[J]. European Economic Review, 2016, 88: 158-184.
- [28] Lambertini L, Mendicino C, Punzi M T. Leaning against Boom-Bust Cycles in Credit and Housing Prices[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2013, 37(8): 1500-1522.

- [29] Mendicino C, Punzi M T. House Prices, Capital Inflows and Macroprudential Policy[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 49:337–355.
- [30] Rubio M, Carrasco-Gallego J A. Macroprudential and Monetary Policies: Implications for Financial Stability and Wealfare[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 49: 326–336.

The Coordination between Unconventional Fiscal Policy and Macroprudential Policy under the Goal of Financial Stability

Si Dengkui Li Xiaolin Ge Xinyu

Abstract :How to promote the economy’s stable progress to achieve a long-term stability and prevent it from potential risks is the focus of policymakers at present. We develop a dynamic stochastic general equilibrium model with financial frictions, which incorporates heterogeneous households, financial intermediaries, final goods producers, intermediate goods producers, housing producers and government, to investigate the performance of unconventional fiscal policy and credit policy in regulating the housing market, credit market and the macroeconomy. We find that an unconventional fiscal policy works well to promote financial stability by reducing interest spread, but may induce a moral hazard problem and efficiency costs. A credit policy aimed at the lending standard could restrain the rapid growth of house prices, and attenuates the crowd-out effect between residential and nonresidential loans. In addition, the welfare effects of credit policy turn out to be hump-shaped. Unconventional fiscal policy and credit policy under coordination performs well in piloting credits to the real economy in response to the housing demand shocks, ensuring economic and financial stability in the long run.

Key words: Financial Stability; Unconventional Fiscal Policy; Macroprudential Policy; Financial Frictions; Policy Coordination

数字化进程与线上市场配置效率

——基于平台流量倾斜的微观证据

刘 诚¹

【摘要】数字化进程助推中国进入数字经济时代，资源配置场所逐渐从线下转到线上。与传统的线下市场相比，流量成为线上市场资源配置的重要手段，而平台往往对与之建立紧密合作关系的部分商家进行流量倾斜，这深刻影响了资源配置效率。本文基于携程特牌酒店准自然实验，使用入住率体现线上市场配置效率，实证考察享受流量倾斜的特牌酒店是否获得更高的入住率及其作用机制。研究发现，流量倾斜显著提升了酒店入住率，与价格机制相比其作用较为突出，并且处理内生性问题后该结果仍然成立。在数字化进程不同时期、对于不同类型酒店，流量倾斜对资源配置效率的提升作用分别具有动态递增性和普遍性。流量倾斜的作用机制可以归纳为数据机制，即针对性强化特牌酒店的数据流量及其数据服务，提升酒店产品和服务质量，提高网上评分，从而提高入住率。此外，流量倾斜可以引导用户提前预订，促进跨时间的供需匹配。相关结论对各行业推进数字化进程、研判平台流量实际效益以及提高线上市场配置效率具有一定的现实意义和政策启示。

【关键词】数字化进程；资源配置效率；流量倾斜；数据机制

一、引言

数字化进程促使资源配置场所发生变化。近年来，基于数字技术进步、相关设备成本下降、企业数字化投资增多以及互联网平台积极推广等因素，企业数字应用场景不断拓展和深化。据统计，2021年中国处于数字化初步探索的企业占比为79%，相较上年下降10个百分点，而达到应用践行阶段、深度应用阶段的企业占比分别为12%和9%，分别增长4个和6个百分点²。与此同时，线上经济活动不断扩围，线上市场对社会资源配置的能力随之提高，甚至一些线下市场的经济活动也卷入了平台的运行逻辑（谢富胜等，2019）。今后，随着数字化进程从消费端向产业端延伸³，线上市场将在生产、消费、交易、流通等环节的资源配置过程中发挥更大作用。

线上市场的资源配置更多围绕价格之外的因素展开。数字化进程不是把线下经济活动简单地搬到线上，不是线下产业链供应链在线上的完美镜像，而是线上对线下的优化、重塑、改造和颠覆，改变生产关系和生产方式，从而改变资源配置效率。特别是，平台成为强大的参与者，与固有市场势力（如市场份额集中度、潜在竞争者等）一同决定资源配置，并重塑了许多产品和服务市场，在市场机制及其运行模式上留下了深深的“数字化”烙印（Franck 和 Peitz，2023）。为此，需要深入洞察数字化之后形成的线上市场的运行模式，并找出影响资源配置的作用机制。一方面，由于双边市场、网络效应等因素，线上价格机制变得更加复杂甚至出现一定的扭曲（Rochet 和 Tirole，2003；李三希等，2022）。另一方面，线上市场往往围绕价格之外的因素（如物流时间和个性化体验）使用非价格的方式配置资源（Jullien 和 Sand-Zantman，2021）。周潇（2021）以货运市场为例研究发现，车货交易场所从货运站的“小黑板”转向云端之后，货车司机、货运中介以及物流企业的境遇都发生了深刻变化。也有研究发现，即便平台上产品价格不具有竞争优势导致出现“展厅效应”（从平台上对比选择产品却在实体店或商家官网等其他渠道下单），商家依

¹ 刘诚，副研究员，中国社会科学院财经战略研究院

² 参见中国电子技术标准化研究院：《中小企业数字化转型分析报告（2021）》，2022年5月。

³ 截至2021年底，全国工业企业关键工序数控化率、数字化研发设计工具普及率分别达到51.3%和74.7%，比2012年分别提高30.7和25.9个百分点。

然愿意入驻平台（Wang 和 Wright，2020）。毫无疑问，线上市场在价格机制之外存在着其他重要的资源配置方式。

伴随数字化进程，流量成为线上市场资源配置的重要手段，深刻影响配置效率。基于双边市场理论，平台上集合了买卖两侧和产业链上下游的大量市场主体及其产销信息，这就是社会上俗称的“流量”。对于商家而言，流量的作用在于扩大潜在用户群体，并通过精细化、数字化运营与用户之间做持续的价值连接，促进商品交换、信息交互以及信任关系的建立，更精准地匹配用户需求。现实中，我们不难观察到，流量对线上市场资源配置的作用较大。例如，部分直播人员一天可以销售上百亿元的商品，超过大型百货商场一年的营业额。

流量倾斜是平台普遍采取的策略性行为。鉴于流量的重要作用，平台自然会使用流量谋利，为愿意支付更高服务费（主要是佣金）的商家针对性提供更多流量及专业服务。这种流量倾斜的做法，受到部分商家的欢迎。它们以战略合作、独家合作等形式与平台签订合作协议，获得平台流量倾斜。顾名思义，相比其他商家，被倾斜商家可以从平台获得更多加持流量，增加了与用户的有效触达频次，进而提高了供需匹配质量，从而获得一定的经济效益。但流量本身也是“一把双刃剑”，许多商家因为曝光而倒闭。例如，狗不理北京王府井店因粗暴对待网络差评而被迫解除代理¹。因此，流量倾斜给商家带来的效益如何，仍存在一定的社会争议。尽管流量倾斜已成为线上市场区别于线下市场的重要资源配置方式，但目前仍鲜有这方面的微观实证分析。

本文选取携程网旗下携程、艺龙和去哪儿三个客房预订平台作为线上市场的代表，对上述理论假说进行了严格的实证检验。酒店行业的线上交易数据在各大平台上都有公开记录，本文获取了携程网约 10 万家酒店 2019 年 1 月 1 日~6 月 30 日的日度数据，共 1716 万个样本点。在计量识别上，通过酒店入住率体现线上市场配置效率，观察判断享受流量倾斜的特牌酒店的入住率是否更高。而且，本文试图研究流量倾斜对入住率的具体作用机制，提出了“数据机制”的概念²，用以表示流量倾斜实质上是利用大数据精细综合地进行产品刻画并形成供需匹配的过程。

特别说明的是，选择酒店这类数字化进程较深入、线上市场较成熟的行业进行实证检验具有代表性和长期现实意义。正如 Haltiwanger 和 Jarmin（1999）指出，对数字化进程的经济结果的检验，需要丰富的数据来支撑，那些数字化较早的行业可以为其他行业提供经验证据。所以，对酒店行业的检验可以反映数字化对市场配置效率的影响，从中得出的结论对当下餐饮、物流、金融等数字化较成熟的服务业具有普遍适用性，对制造业和农业等数字化程度相对较低行业的平台接入和上云等数字化进程也具有一定的长期参考意义。

本文的边际贡献体现在以下三点：第一，以酒店入住率为切入点，探究线上市场的资源配置效率。入住率既是酒店效益的体现，也是资源配置效率的反映。尽管线上市场的规模和市场影响力不断壮大，逐渐与线下市场等量齐观，但仍鲜有对线上市场配置效率的研究，本文试图对此进行实证检验。第二，检验平台流量倾斜的微观影响，并与价格机制进行比较。有学者讨论了价格机制在线上市场的失灵问题（Rochet 和 Tirole，2003），关注到平台利用价格之外的因素配置资源（Jullien 和 Sand-Zantman，2021），社会上也经常热议直播、热搜、流量炒作等现象，但鲜有对流量倾斜的实证分析。本文利用携程酒店数据进行微观检验，并试图比较流量倾斜与价格机制的作用大小。第三，考察了线上市场的数据机制。对于数字化推动经济增长、提高经济效率的具体机制，已有文献主要从制度经济学的交易费用和搜寻成本入手分析，认为线上交易突破了地理界线（Krasnokutskaya 等，2020）、制度限制（马述忠和房超，2020）和委托代理问题（Hubbard，2003），使产品和服务可以低成本地覆盖更多用户。而本文立足于线上市场与线下市场的实际差异，从流量视角提出了数据机制。

¹ 参见《狗不理集团发声明：解除与王府井店加盟方的合作》，中国新闻网，2020 年 9 月 15 日，<https://www.chinanews.com/cj/2020/09-15/9291029.shtml>。

² 一方面，它是利用线上数据进行供求匹配的统称，且现有文献仍未明确提出一个公认的概念，所以本文姑且称之为“数据机制”。另一方面，这一概念与“价格机制”“竞争机制”“价格竞争机制”等传统市场作用机制的常见概念相统一，易于直观对比，并暗示“数据机制”已经可以与“价格机制”相提并论。此外，数据机制与微观经济学理论的声誉机制、信用评级假说等有相似之处，但其理论内涵相对更加宽泛，可能涉及算法、人工智能、机器学习等概念内涵。

二、文献综述与研究假说

随着数字化进程不断加快, 数字平台在线上市场上掌控着愈来愈多的流量, 并策略性地提供给不同商家。本文着重探究流量倾斜对线上市场配置效率的影响及其作用机制。

(一) 线上市场的资源配置效率

数字化可以提高生产率, 逐渐成为研究共识。在全球数字化进程的早期, Solow (1987) 提出了著名的“生产率悖论”, 他指出, “你可以在任何别的地方看到计算机时代, 但在生产率统计中看不到。”但随着数字技术进步和数字化进程加快, 后来的一系列研究大都肯定了数字化对生产率的贡献。Haltiwanger 和 Jarmin (1999) 认为“生产率悖论”很可能是由可用数据不足所导致, 随着数字经济的发展, 这一数据局限将得到缓解。Van Ark (2016) 认为, 相比数字化的安装阶段 (installation phase), 数字化对经济增长的长期贡献将在应用阶段 (deployment phase) 更加明显地释放出来。杨俊等 (2022) 研究发现, 大数据通过“乘数作用”促进技术进步, 持续推动经济增长, 且这种“乘数作用”随其“应用程度”的提高而放大。Cette 等 (2022) 通过对法国制造业企业的实证研究发现, 数字化可以使劳动生产率提高 23%、全要素生产率提高 17%。余文涛和杜博涵 (2022) 采用中国 A 股制造业上市公司 2015~2020 年的面板数据实证发现, 电商平台应用有利于提升制造业企业全要素生产率。方明月等 (2022) 研究发现, 企业数字化转型具有生产率效应和就业创造效应, 可分别提高企业营业总收入和劳动收入份额。

但这类文献主要基于对技术的论证或实证检验, 确切地说, 它们是对数字技术的研究, 而不是对数字化形成的线上市场的研究; 它们证明的是数字经济的技术效率, 而不是市场配置效率。那么市场配置效率到底如何呢? 这就需要在数字技术因素之外, 干净地识别数字化进程对线上市场配置效率的影响。酒店行业的样本就较好满足这样的研究条件: 一是酒店行业能够较好体现市场配置效率。酒店行业数字化进程以数字应用场景的拓展为主, 很少有酒店专门对数字技术进行研发创新¹, 故其经济效率的提升主要来自市场配置效率。二是可以直接计算线上市场的配置效率。酒店入住率数据可得性较好, 相比制造业的产能利用率、卡车和网约车的利用率等数据, 酒店数据可以准确识别出在线上实现的入住率。鉴于此, 本文以酒店行业为研究对象, 探究流量倾斜和数据机制等线上市场因素对酒店入住率的影响。

(二) 线上市场的价格机制

价格机制是包括线上市场在内的市场经济的核心机制。平台和商家可以利用信息优势策略性地制定线上商品和服务的价格 (Zhong, 2022; 尹振东等, 2022), 市场均衡价格或低 (孙浦阳等, 2017) 或高 (姜婷凤等, 2020), 但总体上与线下实体店并无显著差异 (Cavallo, 2017; 刘诚, 2022)。同时, 一些学者关注到价格机制对线上市场的作用可能在下降。Rochet 和 Tirole (2003) 对平台的规模经济性和网络外部性进行了研究, 并建立了双边市场模型, 强调双边市场不能用传统的竞争—垄断理论框架来分析。李三希等 (2022) 也认为, 数字经济不再适用传统的价格中心型分析框架, 它具有“平台—数据—算法”的三维竞争结构。张文魁 (2022) 提出了与之相似的观点, 认为数字经济的“要害”在于它基于数据和算法在经济活动中表现出一些新式行为。那么, 在价格机制之外, 线上市场存在哪些不同于传统经济的资源配置方式呢? 结合现实, 本文认为流量的作用日益凸显。

(三) 流量倾斜

已有文献对流量作用的分析, 主要是围绕增强供需匹配展开的, 具体包括扩大产品交易范围、降低搜寻成本和突破制度壁垒三个方面。Krasnokutskaya 等 (2020) 发现, 线上交易可以借助互联网扩大商品选择范围, 从而帮助消费者在更多元化的商品中选择价格更低廉的商品。Jullien 和 Sand-Zantman (2021) 认为, 数字技术降低了搜寻成本, 帮助供需双方找到让他们利润或效用最大化的交易方。Hubbard (2003) 使

¹ 酒店数字化进程中采购和应用先进数字设备等做法, 也内生包含了数字技术的因素, 但相比以数字技术研发为主的数字化产业以及依赖数字技术从事生产的制造业而言, 酒店对数字技术的应用属性更强、技术属性更弱, 从而因果识别中反映出的市场配置效率更直观。

用美国卡车数据实证发现,车载电脑为更好地监控车辆和司机提供了便利,降低了委托代理问题,提高了车辆使用效率。马述忠和房超(2020)研究发现,线上市场是相对统一完整的,可以打破线下市场的地区分割。从管理学的角度看,一个单位的流量意味着一次与用户互动、传递信息的机会,可以帮助商家提升用户价值,增强用户黏性和推荐意愿,并维护长远且忠诚的客户关系。刘向东等(2022)研究发现,商家与平台联合提供的商品展示、信息触达和履约交付等服务均有助于吸引消费者。刘诚等(2023)实证发现,非连锁酒店借助平台流量获得了更大成长机会,削弱了连锁店的传统竞争优势,改变了行业竞争格局。

流量倾斜可以提升流量数量和利用效率。现实中,平台往往依据与商家合作关系紧密程度、获取佣金多少等因素,对商家采取差异化服务,对部分商家实施流量倾斜。流量倾斜是公域流量向私域流量加快转化的过程,为商家提供了汇聚更多流量的“快车道”。以直播为例,平台可以在商家直播前发布预告并反复播报,在商家直播过程中配合组织抢红包、会员积分翻倍等活动。而且,在大量企业无法精准识别用户、无法持续地触达用户的情况下,平台的专业运营可使流量的颗粒度细化到每位用户,增强流量推送的精准性、持续性以及定制化服务。Rhee等(2022)研究发现,中国网约车可以应用线上信息提高出租车运力的利用率,不仅使车辆能匹配更多的订单,而且能精准匹配边际利润更高的订单。有文献研究了电子病历等线上医疗数据如何促进患者与床位、药物等医疗资源的合理搭配,以提高人们的健康水平(Freedman, 2016)。此外,部分文献从市场竞争秩序(陈冬梅等, 2020)、佣金成本(唐要家和傅樟洋, 2022)、社会公平(陈琳琳等, 2021)等角度,对平台流量倾斜及其相关影响提出了质疑。综合上述分析,得出研究假说 1: 流量倾斜能够提高酒店入住率,可作为数字化提升线上市场配置效率的一个微观证据。

(四) 数据机制

从本质上看,流量是可流动的线上数据,其优势集中表现为信号性强。根据经典理论,信息、声誉、口碑是表征产品的信号,很大程度上决定了市场均衡(Shapiro, 1982; Kreps 和 Wilson, 1982),而线上数据在这方面的表现更加突出。人们借助线上数据可及时触达供需双方,基于历史数据提供“自动”交易机会,远超出了线下数据的累积数量和应用范畴。一方面,快速、高频累积的线上数据在细节上对现实情境具有较高还原度(Krasnokutskaya 等, 2020),例如许多用户对酒店口碑声誉品牌等信息一无所知,却可以通过线上历史交易和评价获得酒店舒适度、地理位置、价格、早餐质量等信息。方明月等(2023)研究发现,企业通过引入人工智能、大数据、云计算等数字技术可以减少信息不对称,提高信息处理能力。另一方面,线上数据可以被平台、商家和用户等各类主体,以低成本甚至零成本检索和使用(李唐等, 2020; 刘诚, 2022)。尽管部分线下交易数据可以通过口碑、信誉、商誉以及老字号等累积和流传,但更新速度较慢,传递范围较小。陈冬梅等(2020)研究认为,数据已成为企业的重要战略资源,很大程度上决定了企业的资源配置水平和市场竞争力。

对于数据机制的实证检验,现有文献主要集中于数字化较早的电商、电影、住宿及餐饮行业。考虑到评分是各类线上数据综合的外在的评价,且易于观察和获取,已有研究大都使用网上评分作为代理变量。Chong 等(2016)基于亚马逊网站的数据,建立了产品销量、折扣、免运费,以及用户好评、差评等变量间的神经网络预测模型,发现上述变量均能引导消费者的购买行为,而用户评论的作用最突出。Basuroy 等(2003)、Tsang 和 Prendergast(2009)发现,影评会深刻影响人们的观影倾向。Zervas 等(2017)发现爱彼迎(Airbnb)对民宿的评分反馈机制,推动了民宿相对于传统酒店的市场份额快速上升。Dai 和 Luca(2020)研究发现,将餐厅卫生评分在美国点评网 Yelp 上显示之后,低评分餐厅的市场需求降低 13%,将低评分以警告方式凸显之后需求进一步下降 7%。这里,进一步提出研究假说 2: 流量倾斜可以通过数据机制提高线上市场配置效率。

三、实证设计

(一) 研究样本

本文使用的数据来自携程网。酒店行业数字化时间早、程度高、覆盖广, 绝大多数酒店或多或少接入了 OTA (在线旅行社), 这对于检验平台流量倾斜如何影响线上市场配置效率, 提供了绝佳的微观样本。携程网是中国酒店行业数字化的主要服务商¹, 不论规模大小和细分类型 (如大型连锁酒店、公寓、民宿等) 如何, 大多数酒店都把接入携程网旗下的酒店服务平台作为其数字化的重要方式 (如改变营销和支付方式、从平台购买流量、参与竞价排名、在平台推出特价房等)。因此, 该研究样本的覆盖面较广、样本点较多、代表性较强。而且, 对代表性平台的学术研究具有较强的社会普适性和广泛的文献支撑, 大量文献使用携程网 (Bloom 等, 2015)、Yelp (Luca, 2016)、爱彼迎 (Zervas 等, 2017)、淘宝网 (Zhong, 2022) 等平台数据开展实证研究。

本文通过爬虫技术获取了携程网旗下携程、艺龙和去哪儿三个平台上的所有酒店 2019 年 1 月 1 日~6 月 30 日的日度数据。酒店接入三个平台是一个渐进的过程, 各日期的样本个数如图 1 所示, 从样本期初的 8 万多家至最高峰接近 18 万家, 但在五一劳动节之后数量出现一定的下滑。删除部分缺失值样本, 最终获得一个包含 1716 万个观察值的非平衡面板数据。主要指标包括: 酒店位置、房间总数、成立时长、星级、是否连锁品牌、入住率、价格、评分、订单来源、预付订单占比等。样本总体上为酒店日度面板数据, 其中位置、房间总数、成立时长、星级、是否连锁品牌和评分 6 个指标为截面数据。

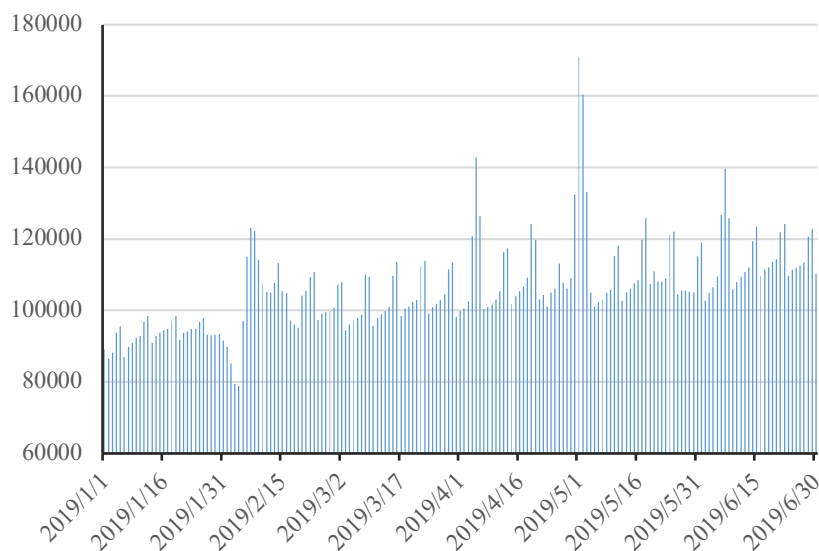


图 1 各日期的酒店样本个数分布情况

(二) 实证方程

本文主要探讨流量倾斜对线上市场配置效率的影响, 并以酒店行业的相关样本和变量进行实证检验, 基本回归方程如下:

$$occupancy_{ijt} = \alpha_1 + \alpha_2 digital_{ijt} + \theta X_{it} + \varepsilon_i + \lambda_t + \mu_{jt} + \varphi_{ijt} \quad (1)$$

其中, 下角标 t 、 j 和 i 分别表示第 t 日 j 城市 (全国所有地级及以上城市, 不包括港澳台) 的酒店。 $occupancy$ 表示线上市场配置效率, 用酒店每日的线上订单实现的入住率来衡量。 $digital$ 表示流量倾斜, 用

¹ 参见《携程发布 2020 年财报: 全年交易额 3950 亿元 连续三年稳居全球旅企第一》, 证券日报网, 2021 年 3 月 4 日。
<http://www.zqrb.cn/tmt/tmthangye/2021-03-04/A1614825378431.html>。

是否携程网特牌酒店来表示。 ε 表示酒店固定效应， λ 代表每日的时间固定效应， μ 表示城市时间联合固定效应。

X 表示可能影响酒店入住率的机制变量和控制变量，包括：数据机制（score），用样本期初的评分来测算；时间匹配程度（leadtime），用当日入住房间的平均提前预订天数来刻画¹；房间价格（price），使用酒店每日入住房间的平均价格来表示；手机 APP 订单占比（mobile），等于酒店每日来自手机 APP 订单的入住房房数除以当日入住房房总数；当日入住房房的平均预付比例（prepay），等于预付客房数量除以入住房房数；预订订单在当日的实际成行率（actual），等于入住房房数除以预订客房数；房间总数（rooms），用以衡量酒店的规模；成立时长（establish），表示酒店截至 2019 年已成立的年份数；星级（star），根据酒店实际情况取值；是否连锁品牌（nonchain），是取值为 0，否则为 1。

（三）变量识别

1. 线上市场配置效率：线上订单实现的酒店入住率

借鉴卡车使用率（Hubbard, 2003）、航班上座率（Dana 和 Orlov, 2014）、床位使用率（Freedman, 2016）、产能利用率（董敏杰等, 2015）、企业开工率（魏下海等, 2015）等文献的做法，采用企业资源的使用效率来衡量线上市场的资源配置效率，具体使用酒店通过线上订单实现的入住率来表示。本文不区分房型和价格，使用线上订单入住房间数/房间总数表示酒店入住率（occupancy）。特别指出的是，该入住率仅表示通过携程网旗下三个平台达成的订单交易与酒店所有房间的占比，不包括现场订房等线下订单，这就相对准确地识别出线上市场对酒店资源使用效率的影响。

2. 流量倾斜：是否特牌酒店

一些文献使用国家智慧城市和宽带中国准自然实验的方式来测度地区层面的数字化程度（石大千等, 2020；薛成等, 2020）。对于企业数字化进程的识别，主要基于信息设备的使用情况（邵文波和李坤望, 2014），如企业电脑使用率（刘政等, 2020）、是否接入互联网（施炳展和李建桐, 2020）、是否有网址和电子邮箱（马述忠和房超, 2020）等，鲜有涉及平台流量。故需结合企业获取平台流量的实际情况，选择更加具体的识别指标。

本文使用是否特牌酒店来表征酒店是否获得流量倾斜。特牌酒店与携程网建立了紧密合作关系，它们在携程网三个平台的接入程度较高，可以在平台更多地曝光和提取信息，并将这些信息有效对接到酒店实际业务流程之中。具体地，相对于其他酒店，特牌酒店从平台获得的流量倾斜大致包括五个方面：一是官网及其 APP 界面上的主动推送，当用户进入相应界面时可以较便捷地看到酒店信息；二是搜索排名时优先显示，在满足用户搜索条件前提下，特牌酒店往往优先展示在用户搜索结果之中；三是平台为特牌酒店定制各类促销和直播活动；四是在平台的机票、景点等多个频道上，绑定促销特牌酒店，提供“酒店+机票”“酒店+景点门票”等产品组合；五是酒店主动适应平台运行逻辑，譬如改变业务方式对接平台规则、参与平台促销团购和会员等活动、上传文字图片 VR 等客房信息、与潜在用户通过直播和问问店家等方式互动交流，以充分利用特牌带来的流量增值服务。有研究表明，平台策略性地为部分商家提供更优质或更优先的辅助服务（Li 等, 2022；尹振东等, 2022），“助推”可以使社交平台的内容增加 13%、转发增加 16%（Zeng 等, 2022）。因此，本文以是否特牌酒店（digital）作为流量倾斜的代理变量²。亦有文献采取了类似的识别方法，使用是否阿里巴巴中国站付费会员（岳云嵩和李兵, 2018）、是否使用平台云服务（DeStefano 等, 2020）、是否享受爱彼迎共享住宿服务（Alyakoob 和 Rahman, 2022）来衡量微观主体的数字化进程或平台倾斜程度。图 2 显示，2019 年上半年携程网上特牌酒店数量大幅上升，其间平台接入酒店也在增长，故特牌占比有所上涨但相对稳定。

¹ 严格来说，当日预订的订单也可能比实际入住时间提前了若干小时，但由于本文数据只能具体到日，所以将当日预订订单 leadtime 取值为 0。

² 携程网旗下三个平台均与入驻酒店建立了不同程度的合作关系，其中特牌酒店是它们对最紧密合作酒店的一般性称谓，具体包括携程特牌、艺龙特牌和去哪儿钻石三类酒店。

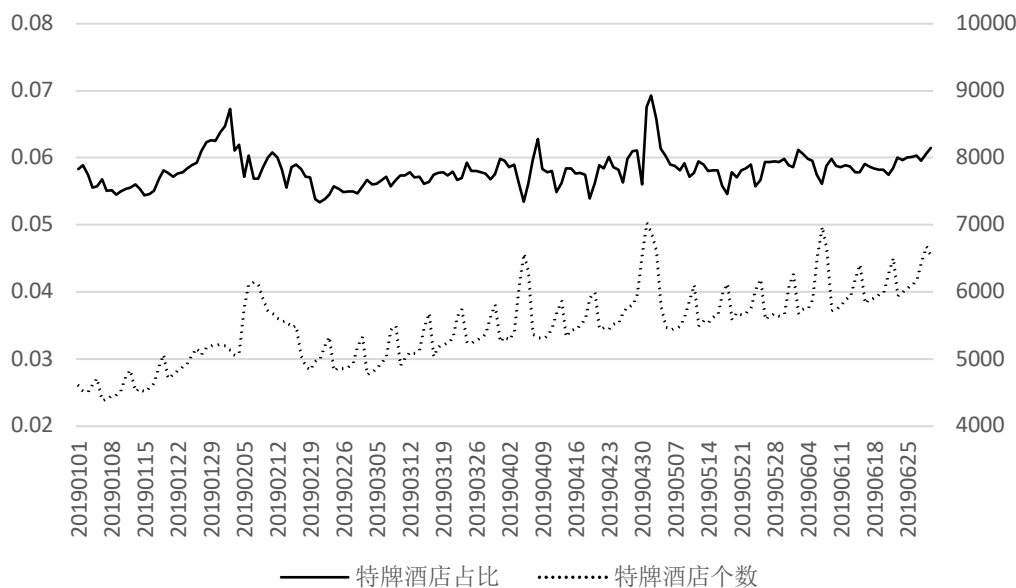


图 2 特牌酒店数量及占比

3. 网上评分

用网上评分来衡量数据机制，是一个较为巧妙的设计（Tsang 和 Prendergast, 2009; Luca, 2016; Dai 和 Luca, 2020; 刘诚等, 2023）。因为评分往往概括了线上各类数据的综合内容，且在长期中累积形成并不断更新，所以它较好地捕获了数据的“信号”特征。借助大数据技术和算法，线上商品或服务的价格、品牌、厂家、交易量、质量等各类数据均可被记录和传播，并作为信号内生到企业生产和经营过程之中，为市场配置资源提供详实的现实依据。为此，本文使用携程网上每个酒店的评分（score）作为代理变量，并据此检验数据机制。该评分是大量用户基于客房信息日积月累形成的，取值为 0~5 分，具体到一位小数，如 3.8 分、4.9 分等。将每个分值处上的酒店数量作图可知，酒店评分集中在 4~5 分之间，低于 3 分的酒店非常少，如图 3 所示。

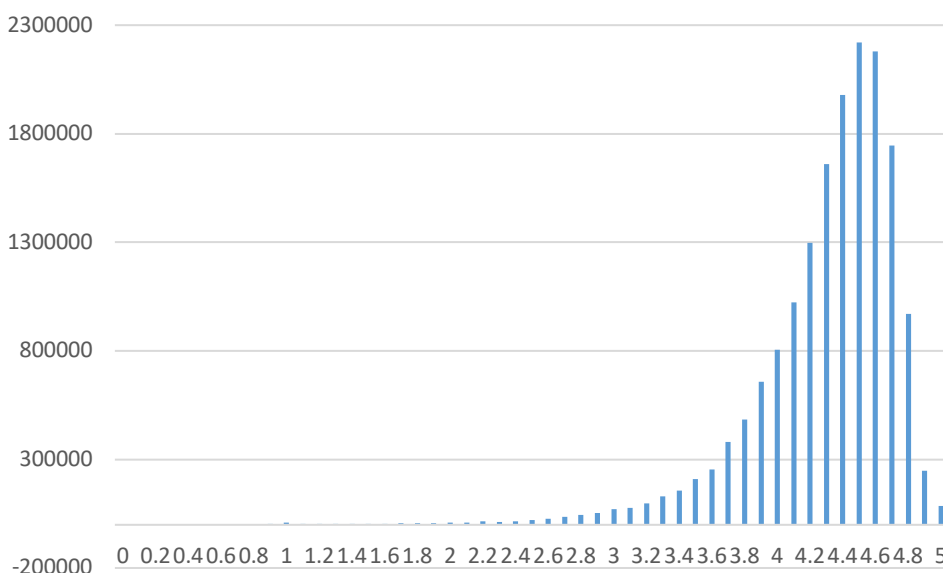


图 3 酒店网上评分的分布情况

（四）描述性统计

本文所使用的主要变量的描述性统计见表 1。酒店入住率（occupancy）平均为 10.5%，表明样本涉及

的约 10 万家酒店仅通过携程网旗下三个平台就实现了超过一成的入住率。并且,根据酒店房间总数(*rooms*)的平均值 82.056 可以推测,每个酒店平均每天可以从携程网获得 8.6 个有效订单。是否特牌酒店(*digital*)平均值为 5.8%,表明大部分酒店虽然接入了平台,但选择“特牌”这个身份以获取流量倾斜的酒店比例较低。网上评分(*score*)的平均值为 4.294,处于 0~5 分的偏高位置。

表 1 主要变量的描述性统计

变量类型	变量名	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>occupancy</i>	17157641	0.105	0.131	0.000	1.000
解释变量	<i>digital</i>	17157641	0.058	0.234	0.000	1.000
机制变量	<i>score</i>	17157641	4.294	0.452	0.900	5.000
控制变量	<i>price</i>	17157641	244.352	254.761	0.000	73865.000
	<i>mobile</i>	17157641	0.409	0.358	0.000	1.000
	<i>prepay</i>	17157641	0.373	0.363	0.000	1.000
	<i>actual</i>	17157641	0.367	0.357	0.000	1.000
	<i>rooms</i>	17157641	82.056	82.915	0.000	4001.000
	<i>establish</i>	17157641	6.206	5.995	1.000	157.000
	<i>star</i>	17157641	2.533	0.830	2.000	5.000
其他变量	<i>nonchain</i>	17157641	0.708	0.455	0.000	1.000
	<i>leadtime</i>	17157641	0.317	0.674	0.000	53.000

四、计量结果分析

(一) 基本回归结果

使用酒店入住率(*occupancy*)作为被解释变量,是否特牌酒店(*digital*)作为主要解释变量,作面板固定效应回归,结果如表 2 所示。容易发现,表 2 的四列回归结果中是否特牌酒店(*digital*)的系数都显著为正,且显著水平都在 1%以上。从系数大小来看,以第(4)列回归结果为例,获得平台流量倾斜的特牌酒店相比其他酒店而言,入住率提高 4.5 个百分点。即,流量倾斜给特牌酒店带来的资源配置效率为:增加入住率 4.5%。考虑到样本酒店通过携程实现的入住率(*occupancy*)的均值为 10.5%,流量倾斜增加的入住率占其 40%以上,可见特牌酒店在全部入驻酒店之中存在显著的入住率优势。假如特牌酒店数量翻番(即 *digital* 增加 0.058),那么将带动酒店入住率总体上涨 0.3 个百分点。

以酒店客房收入简单估算流量倾斜给酒店行业带来的总体效益。文化和旅游部定期发布全国星级饭店统计报告,其中 2019 年上半年报告显示,入住率每提高 1 个百分点,大约可使客房收入每年增加 16.086 亿元¹。本文研究样本约是文旅部报告样本量 10284 的 10 倍,据此简单推算,每提高入住率 1 个百分点,全国酒店每年客房收入约增加 160.863 亿元。特牌酒店占比若在样本均值上翻番,年度客房收入将增加 48.259 亿元。并且,酒店入住率带来的效益不仅是客房收入,还包括餐饮、旅游、会展等其他直接和间接收入。因此,流量倾斜通过提高酒店资源配置效率而带来的总体效益是非常大的。

表 2 还可以简单比较流量倾斜与价格机制之间的关系。后三列显示,价格依然是决定线上资源配置的重要方式,但降低房价对入住率的提升作用有限,以第(4)列回归结果为例,房价下降 100 元仅提升入住率 0.7 个百分点。这可能是因为入住率(*occupancy*)仅涉及携程网三个平台,没有包含降价后在其他渠道实现的入住率增长。粗略比较可以发现,流量倾斜增加的入住率(4.5%)大约相当于房间降价 600 元的效果。当然,为深入探究二者大小关系,还应考虑特牌酒店支付的成本、因选择特牌而放弃的其他销售渠道

¹ 参见文化和旅游部市场管理司:《2019 年上半年全国星级饭店统计报告》,2019 年 11 月。

¹等因素, 特牌成本越低、其他销售渠道越少的酒店成为特牌, 其产生的效益相对越大。

表2 流量倾斜对酒店入住率的影响

变量	(1) <i>occupancy</i>	(2) <i>occupancy</i>	(3) <i>occupancy</i>	(4) <i>occupancy</i>
<i>digital</i>	0.085*** (0.000)	0.047*** (0.000)	0.036*** (0.000)	0.045*** (0.000)
<i>price</i>		-0.001*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.007*** (0.000)
<i>mobile</i>		-0.063*** (0.000)	-0.068*** (0.000)	-0.060*** (0.000)
<i>prepay</i>		0.008*** (0.000)	-0.029*** (0.000)	0.004*** (0.000)
<i>actual</i>		-0.036*** (0.000)	-0.021*** (0.000)	-0.005*** (0.000)
<i>rooms</i>			-0.001*** (0.000)	
<i>establish</i>			-0.001*** (0.000)	
<i>star</i>			-0.005*** (0.000)	
<i>nonchain</i>			-0.003*** (0.000)	
常数项	0.101*** (0.000)	-2.484*** (0.001)	-0.161*** (0.001)	-2.025*** (0.007)
酒店	是	是	否	是
城市	否	否	是	否
时间	是	是	是	是
城市×时间	否	否	否	是
样本量	17157641	17157641	17157641	17157641
R ² 值	0.023	0.181	0.437	0.207

注: *, **, ***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平; 括号内为聚类到城市层面的稳健标准误; *price* 的单位为百元, 以更清晰地显示回归系数。

(二) 内生性讨论

使用工具变量方法处理可能的内生性问题。第一个工具变量是不含酒店自身的各城市特牌酒店占比的均值 (*digital_city*)。Lin 等 (2011) 认为, 企业数据加总到地区或行业层面, 有助于缓解企业层面存在的内生性问题。但简单加总变量不能体现个体上的差异, 为此, 本文参照 Cetté 等 (2021) 的做法, 将不含酒店自身的城市均值作为工具变量。在这个工具变量基础上进一步构造 Bartik 工具变量 (*digital_bartik*), 用 *digital_city* 初始值乘以每日全国酒店中特牌酒店占比的变化程度来表示。第三个工具变量是各城市的邮局数量 (*post*)。中国的邮局原本与电信产业是一体的, 邮局数量多的地方信息基础设施也较为充足。因此, 参照施炳展和李建桐 (2020) 的做法, 使用 2019 年各城市每万人的邮局数量作为 *digital* 的工具变量。

实证结果如表 3 所示, 使用三个工具变量后, 四列特牌酒店变量 *digital* 依然显著为正, 系数值明显增

¹ 特牌酒店是与平台专门签订了合作协议的, 要向平台履行一定的责任, 其中包括房间线上预订渠道的排他性, 即成为携程网三个平台的特牌酒店意味着放弃一些其他线上市场。

大，表明流量倾斜可以提高酒店入住率。而且，第一阶段回归结果的 F 值非常大，证明了三个工具变量与特牌酒店变量的相关性。Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量、Hansen J 检验的 P 值分别显示，不存在弱工具变量和过度识别问题。

表 3 工具变量 2sls 回归结果

变量	(1) <i>occupancy</i>	(2) <i>occupancy</i>	(3) <i>occupancy</i>	(4) <i>occupancy</i>
<i>digital</i>	0.120*** (0.011)	0.119*** (0.015)	0.121*** (0.011)	0.125*** (0.021)
控制变量	是	是	是	是
工具变量: <i>digital_city</i>	是			是
<i>digital_bartik</i>		是		是
<i>post</i>			是	是
酒店	是	是	是	是
时间	是	是	是	是
城市×时间	是	是	是	是
样本量	17157641	17157641	17157641	17157641
R ² 值	0.192	0.181	0.167	0.198
第一阶段 F 值	145.340	270.215	38.606	296.379
Kleibergen-Paap rk Wald F	340.628	697.041	162.493	899.302
Hansen J 检验的 P 值				0.246

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；括号内为聚类到城市层面的稳健标准误； Kleibergen-Paap rk Wald 检验的原假设是存在弱工具变量，若 F 统计量大于该检验 10%临界值则拒绝原假设；Hansen J 检验的原假设是回归方程不存在 IV 过度识别问题，若 P 值大于 0.1 表示不能拒绝原假设。

（三）稳健性检验

1. 将金牌银牌等其他享受流量倾斜的酒店作为控制组

现实中，特牌是平台和酒店双向选择的结果，酒店要满足一定的客观条件（如收益要在区域内同类型酒店排名靠前）且要履行一定的责任（如与平台独家合作），所以它们可能是一个相对特殊的群体。由此得出的回归结果，可能存在样本自选择等问题。因此，本文把与特牌较为相似的样本作为控制组，通过是否特牌虚拟变量（*digital*）来识别较大程度的流量倾斜是否带来更高的入住率，以增强结论稳健性。

具体地，本文把所有获得平台流量倾斜的其他酒店作为控制组。获得平台流量倾斜的酒店种类有很多，包括特牌、金牌、银牌等，它们在一些个体特征方面较为相似，而特牌是携程网旗下三个平台合作最紧密、流量倾斜程度最大的酒店。通过对照检验，可以识别出特牌酒店更高的流量倾斜，相对于其他酒店的较低的流量倾斜，是否带来了较高的入住率。不过，平台与酒店合作类型较多且各平台对其称谓有差异，很难准确辨别获得平台流量倾斜的全部酒店，鉴于此，我们采用迂回策略，将每日新增评价大于 0 的酒店作为平台流量倾斜样本¹，与特牌进行对照检验。具体做法为：先把样本限于每日评价大于 0 的酒店（共 1758086 个），再根据是否特牌区分为实验组和控制组，进而作回归分析。实证结果如表 4 所示，特牌酒店（*digital*）的系数值略有下降，但仍然保持 1%水平上的显著性，可见特牌酒店的流量倾斜相对于其他酒店的流量倾斜仍然具有提高入住率的显著作用。

¹ 大部分酒店在各日期的流量普遍较低（尤其是非节假日），获得新增评价是流量较高的重要体现（Alyakoob 和 Rahman，2022）。

表 4 对流量倾斜样本的检验结果

变量	(1) 流量倾斜样本 <i>occupancy</i>	(2) 流量倾斜样本 <i>occupancy</i>	(3) 流量倾斜样本 <i>occupancy</i>	(4) 流量倾斜样本 <i>occupancy</i>
<i>digital</i>	0.064*** (0.000)	0.021*** (0.000)	0.019*** (0.000)	0.024*** (0.000)
控制变量	否	是	是	是
酒店	是	是	否	是
城市	否	否	是	否
时间	是	是	是	是
城市×时间	否	否	否	是
样本量	1758086	1758086	1758086	1758086
R ² 值	0.050	0.289	0.462	0.329

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；括号内为聚类到城市层面的稳健标准误；与全文把特牌酒店作为流量倾斜样本、其他酒店作为非倾斜样本进行对照不同，本表把流量倾斜样本扩大到金牌、银牌等其他类型酒店，以加强特牌与其他流量倾斜酒店的可对照性。

2. 使用交叠双重差分模型

使用是否特牌酒店（*digital*）来衡量流量倾斜，可以采用面板数据固定效应方法进行估计，同时 *digital* 作为可随时间变化的虚拟变量可就不同样本不同时期进行对照，故亦可采用交叠双重差分模型进行检验。根据 Goodman-Bacon（2021）的做法，把多处理时点效应进行分解，据此判断数字化进程的动态效果。

实证结果如表 5 所示，把早期特牌酒店作为处理组，后期加入特牌的酒店作为控制组，得到的 DID 估计量为 0.067；反过来，后期特牌酒店作为处理组而早期特牌酒店作为控制组时，DID 估计量为负值，这表明早期特牌对入住率的作用更大。样本期间所有加入特牌的酒店作为处理组，分别以从未加入特牌和已经加入特牌的酒店作为控制组，得到的 DID 估计量都是正值，且前者系数大于后者，这表明特牌的作用在时间上具有递增性。由此可知，流量倾斜的作用随着时间的延长而逐渐显露。

表 5 交叠双重差分估计的多时点分解结果

对照样本	权重	平均 DID 估计量
早期处理与后期处理	0.120	0.067
后期处理与早期处理	0.136	-0.005
所有处理与从未处理	0.365	0.157
所有处理与已经处理	0.379	0.033

注：被解释变量为 *occupancy*；由于 *bacondecomp* 命令的限制，回归未加入控制变量；使用平衡面板数据。

3. 提升资源配置效率的普遍性

面对数字化进程，不同类型酒店入住率变化可能具有异质性。如果流量倾斜对不同酒店入住率的作用仅存在大小程度的差异，那可以说从酒店行业的微观检验来看，数字化进程对线上市场配置效率的作用是普遍的；但如果流量倾斜对不同酒店入住率的作用存在方向性的差异，那么就会令人质疑数字化进程提升资源配置效率的结论。为此，需要作出进一步检验。

上文已经使用总体样本对流量倾斜促进酒店入住率进行了检验，结论都较为稳健。从细分酒店类型来看，可能存在怀疑性观点，主要存在于高档和低档两类酒店。高档酒店的潜在用户群体较小且较固定，他们对价格的敏感性、使用手机 APP 的习惯、公费差旅的可能性等方面都与低档酒店消费者存在一定差异，可能对平台的流量倾斜不敏感。低档酒店的潜在用户群体也有特殊性，而且酒店的位置、卫生条件、评分等可能不同于其他酒店，这类酒店过多地在平台上曝光后入住率可能受到负面冲击。为此，本文使用二星级及以下酒店、三星级及以上酒店、五星级酒店分别做分样本检验，实证结果如表 6 所示。可以发现，不

论对于高档、中档还是低档酒店，流量倾斜都会提高它们的入住率，这验证了流量倾斜提升资源配置效率的普遍性。

表 6 对低档、中档和高档酒店样本的检验

变量	(1) 二星级及以下样本	(2) 三星级以上样本	(3) 五星级样本
<i>digital</i>	0.054*** (0.001)	0.037*** (0.003)	0.041*** (0.001)
控制变量	是	是	是
酒店	是	是	是
时间	是	是	是
城市×时间	是	是	是
样本量	11145783	6011858	635320
R ² 值	0.223	0.196	0.322

注：同表 2。

五、机制分析与研究拓展

现实中，平台的流量倾斜手段不仅可以向商家提供更多流量、让更多潜在消费者知悉，也可通过流量蕴藏的数据内涵和外延（如酒店地理位置、有无早餐等）引导人们作出消费选择。尤其是，近年来手机 APP、小程序、公众号等数字化应用被社会广泛接受之后，消费者可以更加便利地对平台流量作出评价。即，不能把流量倾斜简单地等价于更多的社会曝光，而需要挖掘流量倾斜通过评分等线上数据影响交易的具体机制。为此，本文检验流量倾斜影响线上市场配置效率背后的数据机制。另外，流量倾斜在促进跨空间供需匹配的同时，也能实现跨时间的供需匹配，鉴于此，本文将之作为拓展分析。

（一）对数据机制的检验

使用酒店的网上评分（*score*）作为代理变量，据此检验数据机制。实证设计上，采用两种方式检验数据机制：一是采用类似中介效应模型的方式，先由网上评分对特牌酒店作回归，再由酒店入住率对网上评分作回归，观察特牌酒店是否通过提升酒店评分来提高入住率。二是采用类似于异质性分析的方式，在回归中加入网上评分与流量倾斜的交互项，据此判断对于那些网上评分更高的酒店，流量倾斜对入住率的作用是否更大。这两种方式都是机制检验或作用渠道分析的常见方法。

采用上述两种方式得到检验结果，如表 7 所示。第（1）列结果显示，特牌酒店的网上评分显著高于其他酒店 0.046 分，在酒店评分普遍差异较小（如图 3 所示）的情况，该分值已然不低。这表明，特牌酒店与平台的深度合作，不仅引来了流量，还扩大了积极的、互动的、易被信任的流量宣传，使其获得了更高的用户评价。也即，酒店成为特牌的一个重要目的可能是借助平台提升业务水平，打造良好且有影响力的声誉。第（2）列和第（3）列结果显示，网上评分显著提高酒店入住率。这说明，数据机制不仅依靠更多流量促进匹配，而且可建立买卖双方的信任关系并促进今后交易的发生。第（4）列显示交互项 *score*×*digital* 的系数显著为正，表明对于网上评分较高的酒店，流量倾斜提高入住率的作用更大，验证了数据机制确实存在。¹

¹ 近年来，随着平台经济和平台生态系统的发展壮大，平台之间的竞争已成为区别于企业竞争的重要竞争形态。其带来的一个重大转变是，企业在市场上开展竞争时主要依靠价格，而平台（及其入驻企业）之间的竞争则更依赖数据，这可能是导致数据机制作用愈发凸显的重要现实原因。

表 7 数据机制的检验结果

变量	(1) <i>score</i>	(2) <i>occupancy</i>	(3) <i>occupancy</i>	(4) <i>occupancy</i>
<i>digital</i>	0.046*** (0.004)		0.033*** (0.006)	0.030*** (0.003)
<i>score</i>		0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>score</i> × <i>digital</i>				0.031*** (0.005)
控制变量	是	是	是	是
城市×时间	是	是	是	是
样本量	17157641	17157641	17157641	17157641
R ² 值	0.151	0.101	0.111	0.111

注：同表 2。

（二）研究拓展：时间匹配

线上市场可以更方便地实现跨区域、跨制度、跨时间的资源匹配。已有文献对数字化进程影响资源配置效率的研究，大都是基于地理空间的供需匹配展开。实际上，流量倾斜还可以提前锁定交易，促进时间上的供需匹配。例如，Dana 和 Orlov（2014）使用美国航班互联网订票数据实证发现，航空公司根据旅客订票时间做出的动态定价策略显著提高了航班上座率。本文也试图探究流量倾斜的时间匹配效应。

相比现场预订、熟人介绍等传统方式，线上预订可以做到快速便捷下单，随时随地匹配人们的多元需求。而且，不同于可随时补充库存的一般商品，酒店房间数在特定时间的供应量是固定的，潜在用户提前预订天数越长则越容易选到满意的房间。即，通过线上远程操作，人们预订越早价格往往越低、可挑选房间范围也越大，从而实现跨期效用最大化。对于酒店而言，房间较早被预订，可较早锁定交易，故可降低之后的营销推广等交易成本。因此，提前预订对于交易双方均有利，是提高供需匹配效率的重要表现。

特别地，提前预订不是固化交易，它允许动态调整优化订单，随时与人们变化的行程相匹配。提前预订时间较长的用户可更方便作出多次更改，而较晚预订则可能错失更改订单的机会（或需支付一定的担保金）。即，线上提前预订可以做到提前规划、零成本调整、快速实时匹配，规避时间上不确定性的冲击。换句话说，提前预订时间越长越能体现出时间匹配的价值。所以，本文使用酒店当日入住客房的平均提前预订天数来度量时间匹配程度（*leadtime*）。

实证结果如表 8 所示，第（1）列结果表明特牌酒店相比其他酒店的平均提前预订时间长 0.686 天，这与人们日常生活中“流量倾斜促进提前预订”的直觉是非常吻合的。后两列的时间匹配程度 *leadtime* 的系数显著为正，且经济显著性较大，以第（2）列回归结果为例，酒店订单平均每提前 1 天则可以提升入住率 0.2 个百分点。这表明，酒店通过吸引旅客作出长期旅行规划可以更好抓住潜在市场份额，提高其每日入住率。

表 8 流量倾斜的时间匹配效应

变量	(1) <i>leadtime</i>	(2) <i>occupancy</i>	(3) <i>occupancy</i>
<i>digital</i>	0.686*** (0.003)		0.021*** (0.003)
<i>leadtime</i>		0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>leadtime</i> × <i>digital</i>			0.032*** (0.001)
控制变量		是	是
城市×时间		是	是
样本量	17157641	17157641	17157641
R ² 值	0.202	0.120	0.121

注：同表 2。

六、结论与启示

随着数字化进程深入，资源配置场所逐渐从线下转到线上，而线上市场的资源配置方式有较大差异，主要表现为依靠流量配置资源。本文以酒店行业样本进行实证检验，使用特牌酒店表示流量倾斜，并用酒店入住率衡量线上市场配置效率。实证发现，获得平台流量倾斜的特牌酒店相比其他酒店而言，具有更高的资源配置效率，且与数据机制相比，流量倾斜的作用较为突出。流量倾斜对资源配置效率的提升作用，在处理内生性问题后依然得证，且具有动态递增性和普遍性。借助网上评分数据检验证实，数据机制是流量倾斜的主要作用机制。

本文研究具有较强的现实意义和政策启示。本文虽以特牌酒店流量倾斜数据进行检验，但相关结论适用于经济数字化的各方面，包括工业、服务业、农业的数字化，以及政府治理方式的数字化。当然，限于研究样本的特性，本文相关结论对于那些以数字技术应用（而非研发）为主的领域借鉴意义可能更大。具体政策启示包括如下三个方面：

第一，加快各行业数字化进程。加强数字基础设施和公共数据服务平台建设，由政府直接出资或与科技公司共同出资建立一些公共数字平台，降低企业上云等平台接入行为的制度壁垒和成本。以税收优惠或返还等方式，鼓励企业加大数字化投资、促进数字化进程，尤其要加快工业、制造业等数字化进程相对较低行业的数字化进程。鼓励企业通过自建平台、入驻平台及与平台深度合作等方式，积极利用社会流量和数据机制，以激发出比传统市场竞争更大的商业效益。平台应进一步做优做强流量服务功能，帮助企业引流、增强声誉和社会认可度及扩大市场份额，并根据与企业合作程度策略性提供差异化服务，以满足不同企业的差异化需求。

第二，建立更加合理有序的网上评分系统。放权给平台一定的监管权力，通过平台自治及时甄别入驻企业的刷分行为，并以罚款、退出平台等方式予以制裁。政府对平台的自治行为进行监管，对平台未发现的企业刷分行为追究连带责任，对平台直接实施的刷分行为进行更加严厉地制裁。鼓励平台和入驻企业依靠评分反馈系统，改进产品和服务质量。打造政府、平台及入驻企业、消费者、金融机构等主体共同参与的线上信用体系，加快形成平台及入驻企业以客观公正的网上评分形成长期可靠的声誉机制、消费者依据该声誉机制选择合适的产品或服务、金融机构依据该声誉机制为企业信贷和上市服务、政府依据该声誉机制实施针对性监管的良性互动格局。

第三，提升产品供需匹配效率。鼓励平台进一步专业化分层，着力促进各类产品和服务的供需匹配，依靠数字化帮助打通各行业供应链产业链和创新链的国内大循环。通过提前预订、非接触配送、居家办公等新业态新模式，增强平台的时间、空间匹配效果，引导人们更加健康舒适地生活、更加高效灵活地生产，

提高经济社会发展韧性。

展望未来，平台和流量对经济高质量发展的深层次影响及其作用机制将成为一个重要的理论和现实问题，值得深入探讨，主要包括四个方面：一是将流量倾斜的成本纳入分析框架，综合考究平台流量的成本收益，进而判断何种企业更倾向于与平台建立更紧密的合作关系，以及平台更倾向于对何种企业采取流量倾斜行为。二是分析流量倾斜中的平台垄断问题。客观地说，流量倾斜本质上是企业从平台购买中介服务，是正常的市场行为。但如果平台在给予特牌身份、搜索排名等方面滥用市场支配地位，这种流量倾斜活动就是反竞争行为。就本文研究样本而言，考虑到携程网之外还有大量 OTA 平台的存在，携程网没有强制酒店成为特牌（占比较低）且给了金牌、银牌等多种战略合作关系选项，所以可能较少涉及平台垄断内容。当然，本文研究重点为流量倾斜对商家效益的影响，不直接涉及平台垄断与否的评价问题。既然流量成为线上市场资源配置的重要手段，流量倾斜是否构成垄断，如何界定其中的垄断，必将成为重要课题，值得今后深入研究。三是数字化对制造业资源配置的影响。对于制造业的相关研究，不能限于价格、市场份额和商业模式，更需关注人工智能、机器学习、云计算及平台创新生态对企业生产和供应活动的技术改造。例如，工业互联网赋予企业的人工智能技术提高了企业的生产效率和产品质量，对企业资源配置效率也产生了深刻影响。四是对宏观经济和社会福利的分析。本文以平台流量倾斜为出发点，落脚于酒店入住率的微观证据和作用机制上，得到的估计效果可能包括竞争效应带来的非特牌酒店的损失，未能对酒店整体收益及社会福利的影响作出全面估计。今后需要从经济增长理论、经济均衡和社会福利等方面做进一步论述。

【参考文献】

- [1] 陈冬梅,王俐珍,陈安霓.数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望[J].管理世界,2020,(5):220~236.
- [2] 陈琳琳,夏杰长,刘诚.数字经济市场化监管与公平竞争秩序的构建[J].改革,2021,(7):44~53.
- [3] 董敏杰,梁泳梅,张其仔.中国工业产能利用率:行业比较、地区差距及影响因素[J].经济研究,2015,(1):84~98.
- [4] 方明月,林佳妮,聂辉华.数字化转型是否促进了企业内共同富裕?——来自中国 A 股上市公司的证据 [J].数量经济技术经济研究,2022,(11):50~70.
- [5] 方明月,聂辉华,阮睿,沈昕毅.企业数字化转型与经济政策不确定性感知[J].金融研究,2023,(2):21~39.
- [6] 姜婷凤,汤珂,刘涛雄.基于在线大数据的中国商品价格粘性研究[J].经济研究,2020,(6):56~72.
- [7] 李三希,张明圣,陈煜.中国平台经济反垄断:进展与展望[J].改革,2022,(6):62~75.
- [8] 李唐,李青,陈楚霞.数据管理能力对企业生产率的影响效应——来自中国企业—劳动力匹配调查的新发现[J].中国工业经济,2020,(6):174~192.
- [9] 刘诚.线上市场的数据机制及其基础制度体系[J].经济学家,2022,(12):96~105.
- [10] 刘诚,王世强,叶光亮.平台接入、线上声誉与市场竞争格局[J].经济研究,2023,(3):191~208.
- [11] 刘向东,何明钦,刘雨诗.数字化零售能否提升匹配效率?——基于交易需求异质性的实证研究[J/OL].南开管理评论,2022,知网网络首发.
- [12] 刘政,姚雨秀,张国胜,匡慧姝.企业数字化、专用知识与组织授权[J].中国工业经济,2020,(9):156~174.
- [13] 马述忠,房超.线下市场分割是否促进了企业线上销售——对中国电子商务扩张的一种解释[J].经济研究,2020,(7):123~139.
- [14] 邵文波,李坤望.信息技术、团队合作与劳动力需求结构的差异性[J].世界经济,2014,(11):72~99.
- [15] 施炳展,李建桐.互联网是否促进了分工:来自中国制造业企业的证据[J].管理世界,2020,(4):130~148+233.
- [16] 石大千,李格,刘建江.信息化冲击、交易成本与企业 TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验[J].财经经济,2020,(3):117~130.
- [17] 孙浦阳,张靖佳,姜小雨.电子商务、搜寻成本与消费价格变化[J].经济研究,2017,(7):139~154.
- [18] 唐要家,傅樟洋.平台佣金征收的影响因素及剥削性滥用分析[J].东北财经大学学报,2022,(3):52~61.
- [19] 魏下海,董志强,金钊.腐败与企业生命力:寻租和抽租影响开工率的经验研究[J].世界经济,2015,(1):105~125.
- [20] 谢富胜,吴越,王生升.平台经济全球化的政治经济学分析[J].中国社会科学,2019,(12):62~81+200.
- [21] 薛成,孟庆玺,何贤杰.网络基础设施建设与企业技术知识扩散——来自“宽带中国”战略的准自然实验[J].财经研究,2020,(4):48~62.
- [22] 杨俊,李小明,黄守军.大数据、技术进步与经济增长——大数据作为生产要素的一个内生增长理论[J].经济研究,2022,(4):103~119.
- [23] 尹振东,龚雅娴,石明明.数字化转型与线上线下动态竞争:消费者信息的视角[J].经济研究,2022,(9):192~208.
- [24] 余文涛,杜博涵.电商平台应用与制造业企业全要素生产率——来自 A 股上市公司的经验证据[J].中国经济学,2022,1(2):207~233.
- [25] 岳云嵩,李兵.电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究[J].中国工业经济,2018,(8):97~115.
- [26] 张文魁.数字经济的内生特性与产业组织[J].管理世界,2022,(7):79~89.
- [27] 周潇.数字平台、行业重组与群体生计——以公路货运市场车货匹配模式的变迁为例[J].社会学研究,2021,(5):47~69+227.
- [28] Alyakoob M., Rahman M. S., 2022, *Shared Prosperity (or Lack Thereof) in the Sharing Economy* [J], *Information Systems Research*, 33 (2), 638~658.
- [29] Basuroy S., Chatterjee S., Ravid S. A., 2003, *How Critical are Critical Reviews? The Box Office Effects of Film Critics, Star Power, and Budgets* [J], *Journal of Marketing*, 67 (4), 103~117.

- [30] Bloom N., Liang J., Roberts J., Ying Z. J., 2015, *Does Working from Home Work? Evidence from a Chinese Experiment* [J], Quarterly Journal of Economics, 130 (1), 165~218.
- [31] Cavallo A., 2017, *Are Online and Offline Prices Similar? Evidence from Large Multi-Channel Retailers* [J], American Economic Review, 107 (1), 283~303.
- [32] Cette G., Nevoux S., Py L., 2022, *The Impact of ICTs and Digitalization on Productivity and Labor Share: Evidence from French Firms* [J], Economics of Innovation and New Technology, 31 (8), 669~692.
- [33] Chong A., Li B., Ngai E., Ch'ng E., Lee F., 2016, *Predicting Online Product Sales via Online Reviews, Sentiments, and Promotion Strategies: A Big Data Architecture and Neural Network Approach* [J], International Journal of Operations & Production Management, 36 (4), 358~383.
- [34] Dai W., Luca M., 2020, *Digitizing Disclosure: The Case of Restaurant Hygiene Scores* [J], American Economic Journal: Microeconomics, 12 (2), 41~59.
- [35] Dana J., Orlov E., 2014, *Internet Penetration and Capacity Utilization in the US Airline Industry* [J], American Economic Journal: Microeconomics, 6 (4), 106~137.
- [36] DeStefano T., Kneller R., Timmis J., 2020, *Cloud Computing and Firm Growth* [R], CESifo Working Paper, No. 8306.
- [37] Franck J., Peitz M., 2023, *Market Power of Digital Platforms* [J], Oxford Review of Economic Policy, 39 (1), 34~46.
- [38] Freedman S., 2016, *Capacity and Utilization in Health Care: The Effect of Empty Beds on Neonatal Intensive Care Admission* [J], American Economic Journal: Economic Policy, 8 (2), 154~185.
- [39] Goodman-Bacon A., 2021, *Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing* [J], Journal of Econometrics, 225 (2), 254~277.
- [40] Haltiwanger J., Jarmin R. S., 1999, *Measuring the Digital Economy* [R/OL], DOI:10.1787/9789264221796-en.
- [41] Hubbard T. N., 2003, *Information, Decisions, and Productivity: On-Board Computers and Capacity Utilization in Trucking* [J], American Economic Review, 93 (4), 1328~1353.
- [42] Jullien B., Sand-Zantman W., 2021, *The Economics of Platforms: A Theory Guide for Competition Policy* [J], Information Economics and Policy, 54, 100880.
- [43] Krasnokutskaya E., Song K., Tang X., 2020, *The Role of Quality in Internet Service Markets* [J], Journal of Political Economy, 128 (1), 75~117.
- [44] Kreps D. M., Wilson R., 1982, *Reputation and Imperfect Information* [J], Journal of Economic Theory, 27 (2), 253~279.
- [45] Li J., Pisano G., Xu Y., Zhu F., 2022, *Marketplace Scalability and Strategic Use of Platform Investment* [J/OL], Management Science, DOI:10.1287/mnsc.2022.4522.
- [46] Lin C., Lin P., Song F. M., Li C., 2011, *Managerial Incentives, CEO Characteristics and Corporate Innovation in China's Private Sector* [J], Journal of Comparative Economics, 39 (2), 176~190.
- [47] Luca M., 2011, *Reviews, Reputation, and Revenue: The Case of Yelp.com* [R], Harvard Business School Working Paper, No.12-016.
- [48] Rhee K. S., Zheng J., Wang Y., Tan Y., 2022, *Value of Information Sharing via Ride-Hailing Apps: An Empirical Analysis* [J/OL], Information Systems Research, DOI:10.1287/isre.2022.1181.
- [49] Rochet J. C., Tirole J., 2003, *Platform Competition in Two-Sided Markets* [J], Journal of the European Economic Association, 1 (4), 990~1029.
- [50] Shapiro C., 1982, *Consumer Information, Product Quality, and Seller Reputation* [J], Bell Journal of Economics, 13 (1), 20~35.
- [51] Solow R., 1987, *We'd Better Watch Out* [N], New York Times Book Review, July 12.
- [52] Tsang A., Prendergast G., 2009, *Is a "Star" Worth a Thousand Words? The Interplay Between Product-review Texts and Rating Valences* [J], European Journal of Marketing, 43 (11-12), 1269~1280.
- [53] Van Ark B., 2016, *The Productivity Paradox of the New Digital Economy* [J], International Productivity Monitor, 31, 3~18.
- [54] Wang C., Wright J., 2020, *Search Platforms: Showrooming and Price Parity Clauses* [J], RAND Journal of Economics, 51 (1), 32~58.
- [55] Zeng Z., Dai H., Zhang D., Zhang H., Zhang R., Xu Z., Shen Z., 2022, *The Impact of Social Nudges on User-Generated Content*

for Social Network Platforms [J/OL], Management Science. DOI:10.1287/mnsc.2022.4622.

[56] Zervas G., Proserpio D., Byers J. W., 2017, *The Rise of the Sharing Economy: Estimating the Impact of Airbnb on the Hotel Industry* [J], Journal of Marketing Research, 54 (5), 687~705.

[57] Zhong Z., 2022, *Chasing Diamonds and Crowns: Consumer Limited Attention and Seller Response* [J], Management Science, 68 (6), 4380~4397.

Digitization and Online Market Allocative Efficiency: Based on Micro-evidence of Platform Traffic Skew

LIU Cheng

Summary: In recent years, the digitization process has prompted the change of resource allocation place. Based on the progress of digital technology, the decrease of related equipment costs, the increase of enterprise digital investment and the active promotion of Internet platforms and other factors, the enterprise digital application scenarios continue to expand and deepen. At the same time, online economic activities continue to expand, prompting the online market to improve the ability of resource allocation.

The allocation of resources in the online market is more about factors other than price. The process of digitalization is to optimize, reshape, transform and subvert economic activities, change production relations and production modes, and thus change the efficiency of resource allocation. The platform has become a powerful player, deciding resource allocation together with the inherent market forces (such as market share concentration, potential competitors, etc.), leaving a deep "digital" imprint on the market mechanism. We need to have a deep insight into the operation mode of online market and find out the mechanism that affects the allocation of resources.

Traffic has become an important means of resource allocation in online market. Based on the two-sided market theory, the platform gathers a large number of market players on both sides of the buying and selling and the upstream and downstream of the industrial chain as well as their production and marketing information, which is commonly known as "traffic". Traffic skew is a strategic behavior commonly adopted by platforms. Given the importance of traffic, platforms naturally use it for profit and target more traffic to merchants who are willing to pay more for their services (mainly commissions). This kind of traffic skew practice, obtain the favor of some merchants. They sign cooperation agreements with platforms in the form of strategic cooperation, exclusive cooperation and so on to obtain traffic skew. Therefore, skewed merchants can get more traffic from the platform than other merchants, and improve the frequency of contact with users, and thus improve the quality of supply and demand matching, so as to obtain certain benefits.

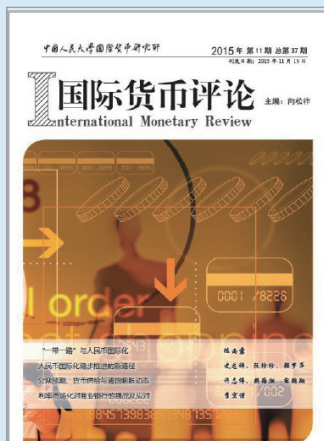
Based on the quasi-natural experiment of Ctrip's Special Hotels (i.e., the hotels that have established close cooperation with Ctrip in reality), using panel data of 17.16 million samples of about 100,000 hotels from January 1 to June 30, 2019, the empirical findings are as follows: (1) Compared with other hotels, the occupancy rate of Special Hotels increased by 4.5 percentage points, indicating that the traffic skew can bring great benefits to merchants; (2) Using the average proportion of Special Hotels in the city excluding the hotel itself, the Bartik IV and the number of post offices in the city as the three IVs, the overlapping DID method was used for dynamic analysis, carrying out the sub-sample test of high-end and low-end hotels, and the Gold hotels and Silver hotels that enjoyed the traffic skew were taken as the control group of Special Hotels, robust empirical results were obtained.

(3) The mechanism of traffic skew on occupancy rate can be summarized as data mechanism, which is verified by online scoring data in this paper. In addition, traffic skew can guide users to book in advance, facilitating supply and demand matching across time. The relevant conclusions have significant policy implications for guiding platform traffic reasonably and promoting digitization process.

Our work contributes to the literature in the following three aspects. First, this paper explores the online market resource allocation efficiency. Although the size of online market are growing and gradually equal to that of offline market, there are still few studies on the efficiency of resource allocation in online market. This paper attempts to make an empirical test of this. Secondly, the micro influence of platform traffic skew is tested and compared with the price mechanism. Some scholars have discussed the failure of the price mechanism in the online market, and the phenomenon of live streaming, hot search, traffic speculation is often discussed in the society, but there are few empirical analyses on how the traffic skew affects the benefit of merchants. This paper uses the data of Ctrip hotels to conduct a micro test, and tries to compare the role of traffic skew and price mechanism. Third, it examines the data mechanism of online market. As for the specific mechanism of digitalization to promote economic growth and improve economic efficiency, existing literature mainly analyzes from the transaction cost, and believes that online transaction breaks through geographical boundaries, institutional restrictions and principal-agent problems. Based on the differences between online market and offline market, this paper proposes a data mechanism from the perspective of traffic.

Keywords: Digitization; Allocative Efficiency; Traffic Skew; Data Mechanism

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自 2010 年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求:

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过 20 字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于 6000 字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式:

来稿请首选 E-mail, 请通过电子邮箱将论文电子版(word 格式)发送至 imi@ruc.edu.cn, 并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用 A4 纸打印注明“《国际货币评论》投稿”, 并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址:

北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学文化大厦 605 室 邮编: 100872

《国际货币评论》编辑部

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云.



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注