

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰

全面强化上海全球金融资源配置功能，建设更具影响力的国际金融中心

吴清

数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果

战明华、汤颖菲、李帅

从统计数据看新冠肺炎疫情对中国经济的影响

许宪春、常子豪、唐雅

中央银行与宏观审慎政策有效性

宋科、邵梦竹

可预期的外生冲击与中国经济周期

邹甘娜、孙睿

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏宁
王兆星	吴清	夏斌	

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘珺	陆磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	赵锡军	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：黄辉煌

栏目编辑：颜子惠

美术编辑：包晗

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.org.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.org.cn/>

目 录

【卷首】

全面强化上海全球金融资源配置功能，建设更具影响力的国际金融中心 —— 吴清 01

数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果 —— 战明华、汤颜菲、李帅 05

从统计数据看新冠肺炎疫情对中国经济的影响 —— 许宪春、常子豪、唐雅 26

中央银行与宏观审慎政策有效性

——来自 121 家央行的经验证据 —— 宋科、邵梦竹 44

可预期的外生冲击与中国经济周期

——基于 Search-Matching 模型的分析 —— 邹甘娜、孙睿 59

互联网使用对居民健康的影响

——基于 2016 年中国劳动力动态调查数据的研究 —— 杨克文、何欢 78

对“一带一路”国家对外投资支点选择

——基于金融生态环境视角 —— 胡冰、王晓芳 100

全面强化上海全球金融资源配置功能，建设更具影响力的国际金融中心

吴清¹

一、引言

2020 年是个不平常的年份，我国将全面建成小康社会，实现第一个一百年的奋斗目标。年初，突如其来的疫情对我国经济社会发展带来前所未有的冲击，在以习近平总书记为核心的党中央的坚强领导下，全国上下齐心协力，在统筹疫情防控和复工复产复市等方面都取得了重大成就，各类经济指标最近都出现明显的边际性改善，GDP 从一季度的同比下降 6.8% 转为二季度同比增长 3.2%。在这样的特殊时刻，本次论坛聚焦“财政货币政策合力与稳定市场主体发展”、“上海国际金融中心建设与人民币国际化”等议题，深入探讨当前我国和全球经济金融形势，展望未来发展，对于应对当前复杂严峻的挑战，以及进一步谋划和建设后 2020 的国际金融中心，加快推进人民币国际化，更好地服务以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局具有非常重要的意义。

二、十余年发展，上海国际金融中心建设成绩卓著

按照国家部署，2020 年上海将实现基本建成与我国经济实力以及人民币国际地位相适应的国际金融中心的目標。上个月在上海举办的第十二届陆家嘴论坛上，刘鹤副总理在致辞中提出，上海是中国经济发展的重要增长极和动力源，在新的发展阶段，上海的金融、科技和产业潜力巨大，要进一步发挥上海国际金融中心的作用，在金融、科技和产业良性循环与三角互动方面进行新的探索。易纲行长、郭树清主席和易会满主席也都分别发表了主题演讲，并且对上海国际金融中心建设所取得的成就给予了肯定。经过十多年的发展，上海国际金融中心建设取得重要进展，较好的完成了国务院在 2009 年 19 号文件当中所提出的目标任务，为下一步建设更具全球影响力的国际金融中心奠定了坚实的基础。

第一，具备了较为完备的国际金融中心的核⼼功能，正在成为人民币金融资产配置和风险管理中心。各类金融市场、金融基础设施等金融要素齐备，市场格局比较完

¹ 吴清，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、上海市委常委、上海市人民政府副市长

备，技术手段比较先进，各类人民币金融资产连续交易定价并且具备充足的流动性，使得各类投资者都可以有效的管理风险、分散风险。上海银行间同业拆借利率、贷款市场报价利率、国债上海关键收益率，以及上海金、上海银、上海油等，以人民币计价的各类上海价格逐渐成为各类人民币资产的定价标准和风向标。用易纲行长的话来说，全球一流投资者只要投资人民币资产首先就应该会想到上海。

上海在人民币国际化中扮演着重要角色。2009 年 7 月全国首笔跨境人民币结算业务在上海落地，以此为标志开启了人民币国际化的征程。此后上海陆续开展了人民币对外直接投资、境外放款、跨境双向资金池等多项业务的先行先试。今年 2 月经国务院同意，一行两会一局和上海市政府等共同发布了《关于进一步加快推进上海国际金融中心建设和金融支持长三角一体化发展的意见》，即金融 30 条，进一步探索开展优质企业、跨境人民币结算便利化、境内贸易融资资产跨境转让等创新举措。上半年虽然受到国内外疫情的影响，但是人民币跨境使用仍然保持了良好的势头。最新的数据显示，今年上半年上海跨境人民币收付金额合计 6.63 万亿元，同比增长近 40%，占全国人民币跨境收付总金额的 52.3%，人民币跨境收付占全部本外币收付的比重为 58.6%，比去年同期高出了 16 个百分点。目前人民币跨境使用已经进入到市场驱动的良好发展阶段。

第二，金融对外开放持续扩大，互联互通取得重大的进展，集聚辐射效应不断增强。2013 年在全国率先设立自贸试验区，与之相适应的上海探索建立了引领全国金融开放创新的推进体系，先后出台 20 多部政策文件和相关细则，跨境双向人民币资金池、经常项下跨境人民币收付等多个创新政策复制推广到全国或在其他的自贸试验区推广。2019 年 8 月按照习近平总书记宣布的三项新的重大任务，又成立了自贸试验区的临港新片区，进一步推进金融的先行先试，探索实施资金便利收付的跨境金融管理制度体系，金融市场和金融服务业对外开放取得重大成效。上海正在成为金融开放的中心，成功的启动了债券通、沪港通、沪伦通、黄金国际版等试点，银行间证券、外汇货币等金融市场双向开放步伐加快，上海证券交易所、中国金融期货交易所等陆续入股或与外方共同合资设立境外的交易所。近年来上海积极打造对外开放的桥头堡，一批国际知名的金融机构陆续的落户上海，取得了许多首家或者是首批的效应。在沪的外资法人银行、法人保险机构合资证券公司、合资基金管理公司家数均占国内总数的一半左右。全国一共 26 家外商独资的私募证券投资基金管理人（WFOE PFM），26 家中有 25 家落户上海。截止到 2019 年末，上海外资金融机构已经达到了 517 家。

第三，金融改革深入推进，金融科技快速发展，形成了与服务实体经济和支持经济高质量发展较为适配的金融服务体系。成功推出科创板并试点注册制，资本市场深

化改革，试验田的示范性引领作用更好的发挥。通过重点支持高新技术产业和战略性新兴产业等相关的企业上市，将头雁效应进一步的形成，有效地带动了全社会加大科技投入以及对科创企业的培育发展，投融资服务能力不断的增强。2019 年上海金融市场直接融资额 12.7 万亿，占全国直接融资总额的 85%以上，是 2009 年的 4.8 倍。勇当金融创新发展的先行者，在全国首先开展了跨国公司总部外汇资金集中运营、期货保税交割、巨灾保险、个人税收递延性商业保险、大数据普惠金融应用等创新试点。抢抓金融科技发展的机遇、探索人工智能大数据云计算等新技术在金融领域的广泛的应用，构建起金融科技生态圈，金融科技发展水平在全球居于前列。一批有影响力的金融科技公司在上海设立，通过金融科技产品的应用，较好地服务了重点产业、中小微企业、以及长三角区域一体化的高质量发展。

第四，金融法治和监管环境持续完善，配套服务不断健全，金融中心城市影响力进一步扩大。颁布实施了上海市推进国际金融中心建设条例和上海市地方金融监管条例等，陆续的成立了上海金融法院、金融仲裁院、破产法庭、金融检察处等专业性机构、金融法治和监管治理水平显著的提升。人民银行征信中心、金融消费者权益保护局、中证中小投资者服务中心等落户上海，信用与消费者保护体系不断健全。强化引才、育才和聚才，创新人才服务体制机制，当好金牌“店小二”，优化出入境办理、医疗、教育等服务，努力营造更好的营商环境。目前在沪金融从业人员超过了 47 万人，城市治理日益完善，市场化、法治化、国际化的营商环境进一步的提升。在前面三次排名全球第五的基础上，最新一期的全球金融中心指数排名中上海首次晋级了全球第四位。

上海国际金融中心建设在取得重大成就的同时，相比较国际一流的金融中心仍然有一定的差距：比如以配置国内金融资源为主、配置国际资源的能力还不足；金融市场规模比较大、而国际投资者占比还比较低；业务创新和投融资能力还比较弱；定价能力和辐射能力还比较有限；统筹发展、在岸业务和离岸业务还刚刚起步，支持企业利用两个市场、两种资源的途径和举措还不够多样等等。

三、多维度发力，全面强化全球金融资源配置功能

去年 11 月，习近平总书记在上海视察时进一步要求上海要强化四大功能，即全球资源配置功能、科技创新策源功能、高端产业引领功能及开放枢纽门户功能，为上海推动经济高质量发展、提升城市能级进一步指明了主攻方向。这四大功能要求面向全球和运作全球，作为实体经济的动脉，金融是上海强化四大功能的关键领域。面对百年未有之大变局，我们将以提升金融市场国际化水

平为核心，进一步扩大对外开放和推进人民币国际化，构建更加开放、高效、富有活力的金融市场体系、金融机构体系和金融业务创新体系，全面强化上海配置全球金融资源的功能。

一是显著增强人民币金融资产的全球定价能力和话语权，全面打造人民币金融资产配置和风险管理中心。进一步强化上海在服务国内外企业中资本市场融资的主平台作用，增强市场的包容性，交易的便利性以及流动性和灵活性，更好的服务投资者、服务创新、服务经济高质量发展和转型升级，优化与全球主要金融市场的互动互联机制，增强关键产品和重要业务全球定价的主导权，更好地推动国内国际市场有效的双循环。

二是显著增强全球和区域金融服务能级，强化基于全球资源配置的金融基础设施建设。将连接境内外金融市场的通道模式升级为连通全球金融市场的大平台、大网络，代表国家参与全球金融行业规则制定，加快提升人民币跨境支付系统的服务能级、深度参与中央对手方的跨境监管规则制定，不断丰富再保险平台功能，推进重要的基础设施跨境互联合作。

三是显著增强自贸试验区及新片区金融改革开放的引领作用，打造统筹在岸业务和离岸业务的枢纽。争取在人民币自由使用和资本项目可兑换方面进一步的先行先试，大力发展跨境金融、打造国际化的业务创新体系，打造开放枢纽门户。加快高能级的金融机构的全国首创性的项目在上海集聚，加快全球资产管理中心建设，争取在跨境信息交互、跨境资产管理等方面能够进一步的有所突破，抢占金融科技的制高点、构建符合我国国情与国际相衔接的金融科技创新体系。

四是显著增强金融中心发展软环境，构建全球领先的金融科技创新体系和营造国际一流的金融生态。进一步的提升上海金融法治国际化水平、争取国家立法支持和行业指导，探索更加灵活的金融政策体系监管模式和管理体制，加快推进金融开放创新，打造更加市场化、法治化、国际化的营商环境。

数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果

战明华¹ 汤颜菲² 李帅³

【摘要】利用拓展的 IS-LM-CC 模型，本文构建了理解数字金融如何通过利率与信贷两个传导渠道机制，影响货币政策整体效果的理论模型。在此基础上，我们首先利用条件脉冲响应 IVAR 模型对数字金融的总体影响效果进行了测算，接着对数字金融影响货币政策两个传导渠道功能的发挥进行了实证判断。研究主要得到了如下结论：一是数字金融发展总的来说提高了货币政策的效果，其主要表现是放大了产出关于政策冲击的脉冲响应幅度、减少了滞后时段和弱化了“价格之谜”。这显示金融发展对中国货币政策效果的影响更符合发展中国家而非发达国家的特征；二是货币政策效果提高的深层机理，主要是因为数字金融对利率渠道的放大效应要强于对信贷渠道的弱化效应。数字金融发展对信贷渠道的弱化作用主要体现在完善了银行外部融资市场方面，但对企业外部融资市场的完善影响不大。

【关键词】数字金融；传导渠道；货币政策效果

一、引言

十九届四中全会提出了提高经济宏观调控能力，促进新时期国家治理水平现代化的重大战略举措。由于相对财政政策更经常被使用和更具灵活性，因此货币政策的有效性对于这一战略目标的实现具有举足轻重的意义。实践中，虽然影响货币政策的因素多种多样，但货币政策对实体经济的影响，本质上是一个货币政策冲击在特定金融结构中的动态传播过程，因此货币政策的有效性与货币政策传导的“中介介质”——金融结构密切相关（Agénor & Montiel, 2015）。近年来，中国金融发展的一个突出特征是数字金融的迅速兴起。根据易观的统计，至 2019 年第二季度末，我国互联网理财用户已达 1.7 亿，比 2018 年底增长 12.12%，第三季度末第三方支付与 GDP 之比则达到了 261%。与历史上其他金融创新一样，数字金融在带来金融风险的同时，也对金融结构变迁产生了深远而广泛的影响。那么，数字金融对中国货币政策效果产生了何种影响？这种影响又是如何通过利率渠道和信贷渠道等传导机制的共同作用而实现呢？

¹ 战明华，广东外语外贸大学金融学院，华南财富管理研究中心基地

² 汤颜菲，广东外语外贸大学金融学院

³ 李帅，浙江理工大学经管学院

理论上，数字金融的发展对货币政策效果会产生两种相反的效应：一方面，关于发展中国家的大多数研究表明，随着金融市场的完善，人们将越来越多的参与金融市场并对货币政策冲击做出反应，货币政策的利率传导机制也将更加畅通，因而货币政策效果会得到强化（Mishra et al., 2014）。如果认为数字金融的发展完善了金融市场，那么根据这一观点，数字金融的发展会增强货币政策的效果。另一方面，关于发达国家的实证大多认为，金融市场的完善，为企业和家庭等部门平滑货币政策冲击提供了更好的条件，因而货币政策效果将被弱化（Mishra & Montiel, 2013）。显然，从这一角度来看，数字金融的发展又会弱化货币政策效果。那么，中国的情况又将如何呢？虽然伴随着各种新的金融风险，但数字金融通过规模与竞争效应，无疑促进了中国金融市场的发展与完善（陈雨露，2016）。不过与此同时，虽然至 2018 年，中国人均国内生产总值已达到 1 万美元左右，与中等收入国家基本持平，但中国仍是一个由发展中国家向发达国家转型的新兴经济体，经济运行机制和经济金融结构兼具发达与发展中国家的特征，因此很难直接判断数字金融对中国货币政策效果的影响方向，有说服力的结论有赖于基于中国实际的更深入的理论分析与具体的实证结果，这正是本文的具体工作。

二、文献述评与本文贡献

货币政策作为重要的宏观经济调控手段之一，其有效性对于一国经济的平稳发展具有重大的现实意义，因此历来备受关注。一些研究表明，金融创新、结构性制度变革以及宏观环境的发展等外生冲击，均可能改变货币政策的边际效应（De Paoli & Zabczyk, 2013; Huber & Fischer, 2018），而作为货币政策的传导中介，金融发展更是对货币政策的效果具有重大影响（Ma & Lin, 2016）。已有的研究表明，随着金融发展水平的提高，金融市场摩擦程度会被弱化，但这对发达与发展中国家会产生两种方向相反的效应：发展中国家的货币政策因金融发展水平提高而被强化但发达国家却与此相反。根据 Boivin & Giannoni（2006），对发达国家来说，政策效果被“削弱”的可能原因如下：一方面，金融发展使得货币当局能够实施更好的前瞻性货币政策，因而可以有效对冲各种经济扰动冲击，从而弱化政策变动与产出变动的相关性。显然此种情形下，政策被弱化的判断实际上来自类似“伪回归”的假象。另一方面，金融发展为私人部门提供了更多应对政策冲击的缓冲方式，从而真正的弱化了货币政策冲击效果。

不同于发达国家，对于发展中国家来说，欠发达的金融市场使得货币政策传导渠道受

阻，因此实体经济对货币政策冲击的响应往往较弱。而随着金融市场的发展，经济中私人部门的参与度不断提高，货币政策传导机制逐渐被疏通，货币政策效果也得以提升（Mishra et al., 2014）。关于中国的情况，转型时期的一些结构性特质对货币政策效果的影响，在近些年得到了比较广泛的关注，但这些研究主要考察的是经济产权结构或企业类型的异质性（马草原和李成，2013；刘莉亚等，2019）、央行的前瞻性预期管理等行为（谭旭东，2008；卞志村和高洁超，2014；郭豫媚和周璇，2018），以及微观银行的融资决策行为（冯科和何理，2011；方意，2015）等因素对货币政策效果的影响，但并未涉及金融结构或金融发展对货币政策效果的影响。

与本文研究相关的一个问题是如何打开影响货币政策有效性经济动因的“黑箱”。对此，基于 IS-LM 模型的利率渠道认为，货币政策作为外生冲击通过利率改变了资本成本而影响了私人部门投资决策（Mishkin, 2001）。但利率渠道是以资金价格机制有效性为前提的，从市场不完全性视角出发，Bernanke & Gertler（1995）进一步提出了信贷渠道。他们认为金融市场摩擦的存在导致了信息不对称问题，当银行资产结构的调整不完全或企业内外部融资来源存在不完全替代性时，货币政策的变动将影响信贷供给水平，从而对实体经济产生独立的影响。许多关于中国的研究也发现，信贷渠道在货币政策的传导机制中具有非常重要的地位（高然等，2018；战明华和李欢，2018）。随着研究的深入，近些年来抵押品、预期和风险承担等渠道被相继提出和关注（蒋海和储著贞，2011；王永钦和吴娴，2019）。总的来看，一般认为金融发展会弱化金融市场摩擦的程度，从而增强利率渠道作用而弱化信贷渠道的作用，因为后者的作用与金融摩擦程度成正比（Mishra et al., 2014；Aysun et al., 2013）。

近年来，随着我国数字金融的迅速发展，金融体系的互联网化显著降低了金融交易成本，提高了金融资源配置效率并降低了市场的信息不对称性（Shen & Huang, 2016）。总体上，虽然关于数字金融的研究已有较多的文献，但人们的关注点目前主要集中在数字金融对经济的一般性影响和监管等方面（Hou et al., 2016；姚耀军和施丹燕，2017；黄益平和黄卓，2018），数字金融对货币政策影响的研究则很鲜见。在为数不多的文献中，刘澜飏等（2016）基于微观银行学的框架，研究了互联网金融对我国不同货币政策类型的影响，认为互联网金融增强了价格型货币政策有效性而减弱了数量型货币政策有效性。不过，这一研究并未对数字金融影响货币政策的总体效果给出判断，也未深入探究影响的传导机理。战明华等（2018）利用构建的一般均衡模型，分析了互联网金融影响货币政策银行信贷渠道的微观机理。这一研究虽然关注了具体的传导机制，但仅考察了互联网金融对银行信贷

渠道的影响，而并未分析对政策的总体影响以及对不同传导渠道的相对影响。

与以往的研究相比，本文可能的贡献如下：第一，将数字金融引入标准的 IS-LM-CC 模型，创新性的解析了数字金融影响货币政策效果的两类机制路径；第二，利用条件脉冲 IVAR 模型，对数字金融影响货币政策的效果进行了识别；第三，提出信贷渠道的“两市场失灵”传导机理，并根据数字金融对两市场失灵影响不相关假定，对数字金融影响信贷渠道的两个机理环节进行了结构差异性检验。后文的结构框架如下：第二部分是理论模型框架与假说，第三部分和第四部分分别是基于 IVAR 技术的总量层面分析，以及基于单方程模型对货币政策传导机制中渠道效应的分析，最后给出结论和政策建议。

三、理论分析框架与假说

这一部分构建了一个用于分析数字金融发展如何通过提高金融市场的完全度，以影响货币政策传导机理的理论模型。基本思路是根据研究问题的约束条件，对标准 IS-LM-CC 模型加以拓展，并根据模型的逻辑提出相应的假说。

（一）理论模型

除标准 IS-LM-CC 模型的固有假定外，本文给出如下新的假定：第一，贷款市场存在摩擦，银行在向企业提供贷款时，要考虑诸如企业抵押能力等所导致的贷款风险。第二，由于金融市场越健全，投资越取决于利率价格机制，而数字金融通过竞争等效应具有完善金融市场的功能，因此假定投资或产出关于利率的敏感系数与数字金融发展水平（INF）正相关，而关于抵押能力等因素的敏感系数与数字金融发展水平负相关¹。

1. 商品市场

由于假定企业的运营资本数量即所获贷款数量会影响投资，因而商品市场均衡方程为：

$$Y = Y(R^b, R^L, \rho, P), \quad \frac{\partial Y}{\partial R^b} < 0, \frac{\partial Y}{\partial R^L} < 0, \frac{\partial Y}{\partial \rho} < 0 \quad (1)$$

其中 Y 为产出， R^b 为债券利率， R^L 为贷款利率， ρ 为贷款风险因素，P 为价格水平。

式（1）IS 方程围绕稳定状态的近似线性表达式如下：

$$y = -a_1 r^b - a_2 (INF) r^L - a_3 (INF) \rho, \quad a_j > 0, j = 1, 2, 3 \quad (2)$$

其中 y 等小写字母表示产出 Y 等变量相对其稳定状态的离差（下同）。根据假设，数字金融的发展可以通过减少信息不对称程度而弱化风险程度，因此有： $\frac{\partial a_2}{\partial INF} > 0, \frac{\partial a_3}{\partial INF} < 0$ 。

¹ 关于模型系数外生假定的微观基础，我们通过一个拓展的 DSGE 模型进行了证明，限于篇幅，此处未列出。

2. 货币市场

假定经济中的通货数量不变，因此当货币市场处于均衡状态时，家庭部门对于存款的需求与由准备金供给额所能支持的存款水平相等。由于不存在超额准备金，因此货币市场均衡条件为：

$$\frac{RE}{\tau} = M^d(Y, R^b, P) \quad (3)$$

其中 RE 为准备金， τ 为准备金率 ($0 < \tau < 1$)。进一步，可以得到式 (3) LM 方程围绕稳定状态的偏差近似线性表达式：

$$\frac{re}{\tau} = b_1 y - b_2 r^b, b_j > 0, j = 1, 2 \quad (4)$$

3. 贷款市场

银行的贷款供给数量受到贷款供给收益率 (R^L) 和债券投资收益率 (R^b)，以及贷款风险因素 (ρ) 的影响。因此，银行的贷款供给方程可表示为： $L^s = L^s[\gamma(R^L, R^b, \rho)(\frac{1-\tau}{\tau})RE]$ ， $\frac{\partial L^s}{\partial R^L} > 0$ ， $\frac{\partial L^s}{\partial R^b} < 0$ ， $\frac{\partial L^s}{\partial \rho} < 0$ 。企业对银行贷款的需求既与贷款成本有关也与企业的产出有关，于是银行贷款需求方程可表示为： $L^d = L^d(R^L, Y, P)$ ， $\frac{\partial L^d}{\partial R^L} < 0$ ， $\frac{\partial L^d}{\partial Y} > 0$ 。因此，贷款市场的均衡条件为：

$$L^s \left[\gamma(R^L, R^b, \rho) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) RE \right] = L^d(R^L, Y, P) \quad (5)$$

类似的，可以得到式 (5) CC 方程围绕稳定状态的近似线性表达式：

$$[c_1(INF)r^L - c_2r^b - c_3(INF)\rho] \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re = c_4y - c_5(INF)r^L, c_j > 0, j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (6)$$

其中 c_1 等系数表示贷款利率的变化值 r^L 等变量所产生的影响。根据假定有： $\frac{\partial c_1}{\partial INF} > 0$ ， $\frac{\partial c_5}{\partial INF} > 0$ ， $\frac{\partial c_3}{\partial INF} < 0$ 。

4. 均衡

① 数字金融对利率渠道的影响

将式 (2)、(4)、式 (6) 联立消除内生变量 ρ 和 r^b ，得到均衡产出稳态偏差表达式：

$$y = A \times \left\{ \left[\left(c_1(INF) + \frac{c_3 a_2(INF)}{a_3} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + c_5(INF) \right] r^L - \left[\left(\frac{c_3 a_1}{a_3} - c_2 \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re \right] \frac{re}{b_2 \tau} \right\} \quad (7)$$

其中 $A = 1 / \{ c_4 - \frac{c_3}{a_3} \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re - \frac{b_1}{b_2} [\left(\frac{c_3 a_1}{a_3} - c_2 \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re] \}$ 。由式 (7) 计算 y 关于 r^L 的一阶偏导可得：

$$\frac{\partial y}{\partial r^L} = A \times \left[\left(c_1(INF) + \frac{c_3 a_2(INF)}{a_3} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + c_5(INF) \right] \quad (8)$$

由式 (8) 可知 $\left[\left(c_1(INF) + \frac{c_3 a_2(INF)}{a_3} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + c_5(INF) \right]$ 大于 0, 因此 $\frac{\partial y}{\partial r^L}$ 的正负必然与 A 相同, 但 A 的表达式表明其正负性是不确定的。计算 y 关于 r^L 和 INF 的二阶偏导可得:

$$\frac{\partial^2 y}{\partial r^L \partial INF} = A \times \left[\left(\frac{\partial c_1}{\partial INF} + \frac{c_3}{a_3} \frac{\partial a_2}{\partial INF} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + \frac{\partial c_5}{\partial INF} \right] \quad (9)$$

由于 $\frac{\partial a_2}{\partial INF} > 0, \frac{\partial c_1}{\partial INF} > 0, \frac{\partial c_5}{\partial INF} > 0$, 因此 $\left[\left(\frac{\partial c_1}{\partial INF} + \frac{c_3}{a_3} \frac{\partial a_2}{\partial INF} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + \frac{\partial c_5}{\partial INF} \right]$ 必然大于 0, 这一结果表明 $\frac{\partial^2 y}{\partial r^L \partial INF}$ 的正负同样与 A 即 $\frac{\partial y}{\partial r^L}$ 相同。故 y 关于 r^L 的一阶偏导与 y 关于 r^L 和 INF 的二阶偏导正负号保持一致, 即数字金融强化了货币政策利率渠道的作用效果。

② 数字金融对信贷渠道的影响

类似的, 我们可以得到数字金融对货币政策信贷渠道的影响机理。由于信贷渠道取决于银行贷款市场的完全性, 市场越完全, 由信息不对称引起的市场风险越小, 因此 ρ 可作为信贷渠道的代理变量。具体的, 结合式 (2) 与式 (6) 消除内生变量 r^L 和 r^b , 并经与利率渠道推导相似的系列变换后, 最终得到均衡产出稳态偏差表达式为:

$$y = B \times \left\{ - \left[\left(c_3(INF) + \frac{c_1 a_3(INF)}{a_2} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + \frac{c_5 a_3(INF)}{a_2} \right] \rho + \left[\left(\frac{c_1 a_1}{a_2} + c_2 \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + \frac{c_5 a_1}{a_2} \right] \frac{re}{b_2 \tau} \right\} \quad (10)$$

其中 $B = 1 / \left\{ \frac{b_1}{b_2} \left[\left(\frac{c_1 a_1}{a_2} + c_2 \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + \frac{c_5 a_1}{a_2} \right] + \left[\frac{c_1}{a_2} \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + c_4 + \frac{c_5}{a_2} \right] \right\}$ 。由式 (10) 计算 y 关于 ρ 的一阶偏导可得:

$$\frac{\partial y}{\partial \rho} = -B \times \left[\left(c_3(INF) + \frac{c_1 a_3(INF)}{a_2} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + \frac{c_5 a_3(INF)}{a_2} \right] \quad (11)$$

由式 (11) 可知, B 与 $\left[\left(c_3(INF) + \frac{c_1 a_3(INF)}{a_2} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + \frac{c_5 a_3(INF)}{a_2} \right]$ 均大于 0, 因此 $\frac{\partial y}{\partial \rho} < 0$ 。

类似的, 进一步计算 y 关于 ρ 和 INF 的二阶偏导可得:

$$\frac{\partial^2 y}{\partial \rho \partial INF} = -B \times \left[\left(\frac{\partial a_3}{\partial INF} \frac{c_1}{a_2} + \frac{\partial c_3}{\partial INF} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} \right) re + \frac{\partial a_3}{\partial INF} \frac{c_5}{a_2} \right] \quad (12)$$

由于 $\frac{\partial a_3}{\partial INF} < 0, \frac{\partial c_3}{\partial INF} < 0$, 因此 $\frac{\partial^2 y}{\partial \rho \partial INF} > 0$ 。故 y 关于 ρ 的一阶偏导与 y 关于 ρ 和 INF 的二阶偏导正负号相反, 表明数字金融弱化了货币政策信贷渠道。

(二) 假说提出

根据理论模型的结果可以发现, 数字金融强化了货币政策利率渠道的作用效果而弱化了信贷渠道的作用效果, 因而在货币政策的传导机制仅包含利率与信贷两种渠道的条件下, 数字金融对于货币政策总体效果影响是不确定的, 具体结论取决于数字金融对于利率与信贷渠道影响的相对大小。综上, 我们提出如下假说:

假说 1: 在存在着信息不对称等摩擦问题的金融市场中，数字金融可以通过竞争效应等途径来弱化金融摩擦从而完善金融市场，进而对货币政策的总量作用效果产生影响，但其对于货币政策总量作用效果的影响方向则无法确定。

假说 2: 数字金融完善了金融市场中的利率传导链条并降低了贷款市场整体风险水平，从而强化了货币政策利率渠道的作用效果而弱化了货币政策信贷渠道的作用效果。

四、假说 1 的总量经验证据¹

(一) 模型、变量与数据

1、计量模型设定

类似于 Ma & Lin (2016)，这里采用产出和通胀两个指标关于货币政策的响应来判断政策效果，所用技术为条件脉冲响应 IVAR 方法。按照 Towbin & Weber (2013)，通过在普通 VAR 模型中增加系统内生变量与影响政策的机制变量交叉项，并在这种条件下观察政策冲击的效应，就可有效识别这种机制变量对货币政策效果的影响。据此，参考 Ülke & Berument (2015)，我们将条件脉冲响应 VAR 系统 (IVAR) 设定如下：

$$\text{基准模型: } A_0 Z_t = C + \sum_{l=1}^p A_l Z_{t-l} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (13)$$

$$\text{拓展模型: } A_0 Z_t = C + \sum_{l=1}^p A_l Z_{t-l} + DX_t + \sum_{l=1}^p B_l X_t Z_{t-l} + u_t \quad (14)$$

内生向量 Z 中的元素由系统中内生变量所组成， X 是影响货币政策的机制变量。模型估计的基本思路是：首先分别对基准模型与拓展模型进行估计，然后，求出两种估计结果条件下，货币政策冲击对关注宏观经济变量（产出与通胀）的脉冲响应值，二者之差所体现的即为关注机制变量对货币政策效果的影响。

2、变量与数据

货币政策 (MP): 由于政策的多工具特征和多目标性，中国货币政策指标的选择存在争议。一些研究选择银行同业拆借利率作为货币政策指标，但这一指标存在预期前瞻性以及自身变动与政策变动严重不同步等缺陷。另一些研究则选择 M2 作为货币政策变量，本文选择的是后者。不过，政策变动引起的是货币供给的变动，而现实观测到的 M2 变动却是供给与需求共同作用的结果，因此类似 Chen et al. (2018)，需要将引起 M2 变动的需求因素予以剔除。为此，构造如下模型：

$$\ln M_{2t} = \alpha + \beta_1 R_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_{t+1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

其中，工业生产增长率 (Y) 和真实基准贷款利率 (R) 分别代表产出和实际利率。我

¹ 我们对实证结果也做了货币政策扩张与紧缩的稳健性检验，限于篇幅，这里从略。

们将式（15）的回归残差作为货币政策指标。

货币政策传导渠道变量（R 和 L）：自 1996 年全国统一的银行同业拆借市场建立以来，银行同业拆借利率对银行实际贷款利率产生重要影响，且这一利率变动对于货币政策表现出较高敏感性。因此，我们采用中国的银行同业拆借利率作为货币政策利率渠道的代理变量。另外，类似 Gunji et al.（2009），本文用银行贷款额的对数代表信用渠道。

数字金融（INF）：目前国内部分学者选择将北京大学数字金融研究中心发布的“中国数字金融普惠发展指数”作为数字金融发展的指标变量（谢绚丽等，2018）。然而，这一指标时间跨度较短且时间频率为年度，与本文的研究样本存在较大差异，因此须寻找其他指标变量来对中国的数字金融发展进行测度。当前，数字金融发展的一个可测的重要表征是第三方支付，我们对 2011-2015 年期间“中国数字金融普惠发展指数”与“第三方在线支付规模”相关性统计分析发现，二者之间的相关系数约为 0.94。可见，“第三方在线支付规模”可以看作是数字金融发展的一个代理变量。具体的，我们参考战明华等（2018）的做法，以对数形式计算的第三方在线支付规模作为数字金融的代理变量。

本部分样本期为 2000 年至 2018 年，相关序列已做 Census X-12 季节调整，数据均来自 Wind 数据库。

表 1 变量定义

变量符号	变量定义
Y	产出水平变量，以工业增加值比率表示
P	价格水平变量，以 CPI 指数表示
MP	货币政策变量，以计量模型 $\ln M_2_t = a + b_1 R_t + b_2 Y_t + b_3 Y_{t+1} + u$ 的残差项表示
R	利率渠道变量，以 7 天加权平均月度同业拆借利率表示
L	信贷渠道变量，以银行贷款额对数表示
INF	数字金融变量，以对数形式计算的第三方在线支付规模表示

（二）实证结果

1. 数字金融对产出的影响

由图 1，总的来说，数字金融增强了货币政策对产出的影响，并加速了货币政策冲击的传导速度。如图 1 所示，根据 SVAR 基准模型中产出关于政策冲击的脉冲响应结果，产出关于 1 单位标准差货币政策冲击的响应在第三个月达到最大值，约为 18 个基点，并从第四个月开始逐步收敛，但收敛时期持续很长。相对而言，在引入数字金融变量的 IVAR 拓展模型中，产出响应峰值为 60 个基点，且占总体约 90% 的累积响应量在前 5 个月内实现，后迅速收敛到 0，这意味着政策效应在 5 个月后基本消失。

这一结果与关于发展中国家的大多数研究结果是一致的，并支持了数字金融发展促进了金融市场总体完善的观点。但是，关于这一结果的解释却可遵循两条不同的逻辑：一是数字金融对市场功能完善的主要表现，是促进了微观主体对金融市场的参与，而货币政策是通过金融市场传导的，故数字金融的发展在总量上放大了产出关于货币政策冲击的响应。这一思路是解释发展中国家金融发展对货币政策影响的主要依据。二是本文的理论部分所给出的逻辑。虽然数字金融发展通过完善金融市场弱化了数量型的货币政策信贷传导渠道，但却强化了价格型的利率传导渠道，而且对后者的强化作用要大于对前者的弱化作用。从中国的具体现实来看，如果数字金融通过金融产品和交易机制的创新，改变了家庭部门的投资组合，并通过竞争效应推进了利率市场化的进程，那么，它对信贷渠道的弱化作用就会较弱而对利率渠道的强化作用则会较强。

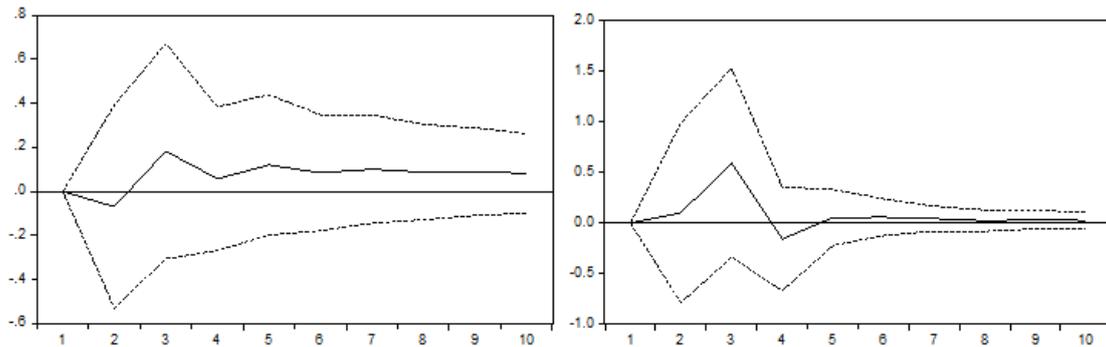


图 1 产出对货币政策响应的 SVAR 基准模型（图左）和 IVAR 拓展模型（图右）

2. 数字金融对通胀的影响

基准模型结果表明，当货币政策产生一个标准差的正向新息冲击后，CPI 同比增速随之出现了总体为负的脉冲响应值。图 2 中结果表明，这一负向响应于第一期开始出现，在第三期达到最大值-0.05，后平稳地逐渐收敛于 0，至大约第 10 期政策效应消失，这表明基准情形下的中国货币政策冲击可能同样存在“价格之谜”。但当模型加入数字金融交叉项后，CPI 同比增速关于货币政策冲击的响应变为总体为正。图 2 中结果显示，价格水平大致于第三期开始表现出显著的响应，并在第四期达到最大值 0.1，随后逐渐向 0 收敛，这意味着数字金融对于消除“价格之谜”具有显著的作用。那么，数字金融产生这一效应的机理是什么呢？

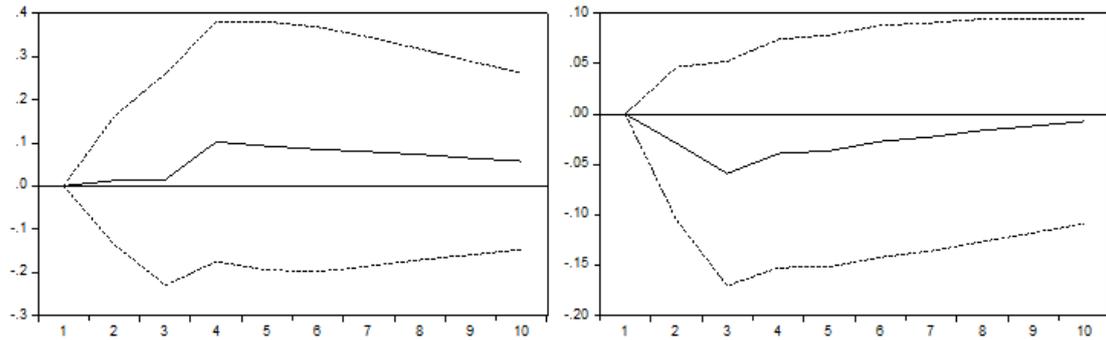


图 2 通胀对货币政策响应的 SVAR 基准模型（图左）和 IVAR 拓展模型（图右）

虽然货币政策“价格之谜”可从政策滞后效应和央行决策信息集等角度进行解释，但我们认为，数字金融弱化“价格之谜”的原因源自于数字金融在中国的两大功能：一是极大的改变了中国生产与交易中的支付体系；二是通过“鲶鱼效应”促进了中国金融市场的完善。对于前者，移动支付已成为中国日常货币支付的最主要形式，这种支付方式的巨变通过如下机制弱化了“价格之谜”：数字金融的发展促使货币更快地流通，从而在增发货币后快速地拉动了总需求，加速了符合理论预期的价格调整速度。我们称数字金融消除“价格之谜”的这一机制为“支付功能弱化效应”。关于后者，数字金融对金融市场的完善作用，意味着微观主体能够迅速根据货币政策引起的价格变动调整其决策信息集。在此情况下，卢卡斯总供给函数所强调的未预期到的价格变化对于经济的影响便不再重要。相反，畅通的货币价格传导机制更加契合不存在“价格之谜”的古典学派货币数量论。数字金融消除“价格之谜”的这一机制可称为“金融摩擦弱化效应”。

五、假说 2 的经验证据

由于货币政策不同传导渠道的相对作用取决于金融市场摩擦状况，因而数字金融的发展对于货币政策不同传导渠道的影响有可能表现出显著的异质性。虽然货币政策各种渠道的作用通常是交织在一起的，但是，不同渠道传导机理的差异性构成了识别条件，从而为不同渠道的实证识别提供了可能性。与理论部分相对应，尽管货币政策传导渠道总体上包括利率渠道、信贷渠道、汇率渠道、资产价格渠道四大类（Mishkin, 2001），但由于中国仍实行的是有管理的浮动汇率制且汇率波动幅度较小、债券市场尤其是企业债券市场不发达和股票市场投机性过强，以及银行贷款仍占全社会融资规模的主体，因此下面我们主要考虑数字金融对于利率与银行信贷渠道相对作用的影响。

（一）数字金融对利率渠道的影响

1. 模型设定

货币政策利率渠道的微观基础是市场完全条件下的新古典企业投资理论，传导机制是货币政策通过改变企业资本成本来影响投资进而影响总产出，因此我们构建如下实证模型来检验数字金融对货币政策利率渠道作用效果的影响：

$$\frac{I_{it}}{K_{it}} = c + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \frac{I_{it-j}}{K_{it-j}} + \beta_2 IR_t + \beta_3 LR_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 IR_t * INF_t + \beta_6 LR_t * INF_t + \delta_1 ESI_t + \delta_2 SB_t + \varphi_j Z_{it}^j + \gamma + \lambda + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中被解释变量 I/K 为企业投资情况。核心关注解释变量为银行间同业拆借利率（ IR ）、贷款利率（ LR ）与数字金融（ INF ）的交叉项，即 $IR*INF$ 和 $LR*INF$ 。 ESI 为宏观经济状况，用于控制经济周期性因素对企业投资变化所产生的影响。 SB 为影子银行，用于控制资金的体制外或银行表外循环对企业资金获取能力的影响。 Z^j 为企业层次的各种控制变量组成的向量，包括企业资产规模（ si ）、企业营业收入（ in ）、企业股权结构（ es ）、企业管理费用（ mc ）、托宾 Q （ qt ）和企业现金流（ cf ）等。

根据理论，若数字金融加强了货币政策利率渠道的作用效果，则 INF 与 IR 、 LR 的相关交叉项符号与原有变量应保持一致，即 $INF*IR$ 和 $INF*LR$ 的系数均为负。需要说明的是，模型中之所以同时包含同业拆借利率和贷款利率，是考虑到利率的期限结构传导问题：若两个系数是联合显著的，则显然可证明数字金融强化了利率渠道；若中国的利率期限结构传导机制仍然存在问题，则可能出现同业拆借利率的交叉项系数显著而贷款利率交叉项系数不显著的结果，这种情况说明尽管数字金融强化了利率渠道，但其效果在实际传导中会受到不同期限结构利率间传导不畅的阻滞。

2. 数据与变量

本部分所使用的数据为时间频率为季度的面板数据，样本截面为沪深两市包括中小企业的部分 A 股上市公司，样本区间为 2006 年第一季度至 2018 年第四季度。所用数据包括宏观经济指标与微观经济指标，其中宏观经济指标如银行间同业拆借利率、国内生产总值等来自中国人民银行网站和 wind 数据库；企业层次的微观数据来自 wind 数据库。为保证企业层次微观数据的有效性，对样本主要做了如下处理：一是剔除所有的金融类、PT 和连续出现 ST、当年 IPO 和主营业务利润率持续为负的公司；二是对于主要解释变量进行了头尾缩减 1% 的 Winsorize 处理；三是对部分少量缺失数据采用了平滑移动平均法予以补齐。经过上述处理，最终筛选得到了 769 家上市公司作为样本。本部分新增变量定义见表 2。

表 2 变量定义

变量符号	变量定义
I/K	企业投资, 用“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/总资产”表示
IR	银行间同业拆借利率, 用“7 天期银行间同业拆借平均加权利率”表示
LR	贷款利率, 用“1 至 3 年中长期贷款利率”表示
SCI	宏观经济状况, 用“gdp 同比增长率”表示
SB	影子银行变量, 用“委托贷款、信托贷款、未贴现银行承兑汇票之和占 GDP 的比值”表示
si	企业资产规模, 用“企业总资产的对数值”表示
in	企业经营收入, 用“主营业务收入/总资产”表示
es	企业股权结构, 用“前十大股东持股比例”表示
mc	企业管理费用, 用“企业管理费用/总资产”表示
tq	托宾 Q 值, 用“企业近三年的净利润平均值/总资产”表示
cf	企业现金流, 用“经营活动产生的现金流量净额/总资产”表示

3. 实证结果

表 3 给出了式 (16) 的实证估计结果, 根据表中结果可以得到以下结论。第一, 货币政策利率渠道在中国显著存在, 且利率期限结构传导机制已较为完善。表中第 1 列和第 3 列的实证结果显示, 当模型中仅包括同业拆借利率或者贷款利率之一时, 其系数分别为-0.0219 和-0.2094 且均在 1%的水平下显著, 这说明同业拆借利率或者贷款利率的提高均会使得企业投资显著降低, 货币政策利率渠道显著存在。而第 5 列的结果显示, 当模型中同时包括同业拆借利率和贷款利率时, 二者的显著性水平均有所降低, 并且对于二者系数的联合显著性水平进行的 wald 检验结果显示, 二者的系数在 1%的水平下联合显著。这表明中国的货币政策利率渠道作用不仅显著, 而且不同期限结构利率谐动性在增强, 利率链条传导机制正在逐渐完善。

第二, 数字金融通过直接与间接两种效应, 显著强化了货币政策利率渠道的作用效果, 从而支持了假说 2 的判断。表中第 2 列和第 4 列的结果显示, 在模型中仅加入了数字金融与同业拆借利率或者贷款利率的交叉项后, 交叉项 IR*INF 和 LR*INF 的系数分别为-0.0278 和-0.0583, 且均在 1%的水平下显著, 这说明数字金融水平的提高使得利率对投资的边际影响显著增大, 即企业投资对利率的变化更加敏感。因此, 数字金融水平的提高使得“政策利率—市场利率—投资”这一传导链条更加有效, 从而强化了货币政策利率渠道的作用效果。进一步的, 第 6 列的结果显示, IR 和 LR 的系数在 1%的水平下联合显著, 而交叉项 IR*INF 和 LR*INF 的系数不仅联合显著, 而且各自仍然显著, 这很可能说明数字金融不仅通过完善短期与长期利率所各自对应的金融市场而直接强化了利率对投资的影响, 而且通过使得短期利率与长期利率间的传导更符合利率期限结构理论预期, 而进一步间接放大了货币政策利率传导渠道的效果。

表 3 数字金融对利率渠道作用效果的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(I/K)-1	0.1739*** (0.0430)	0.1607*** (0.0029)	0.1687*** (0.0026)	0.1570*** (0.0026)	0.1650*** (0.0510)	0.1606*** (0.0030)
(I/K)-2	-0.0012*** (1.74e-05)	-0.0006*** (1.67e-05)	-0.0010*** (1.62e-05)	-0.0005*** (1.81e-05)	-0.0008* (0.0004)	-0.0005*** (1.93e-05)
IR	-0.0219*** (0.0080)	-0.1770*** (0.0528)			-0.3123** (0.1582)	-0.1328 (0.0872)
LR			-0.2094*** (0.0091)	-0.4036*** (0.0534)	-0.5257*** (0.1788)	-0.1478 (0.0979)
INF		-0.0043*** (0.0001)		-0.0072*** (0.0002)		-0.0059*** (0.0003)
IR*INF		-0.0278*** (0.0057)				-0.0094 (0.0086)
LR*INF				-0.0583*** (0.0051)		-0.0569*** (0.0088)
ESI	0.0261*** (0.0058)	0.1046*** (0.0076)	0.0385*** (0.0060)	0.0632*** (0.0075)	0.0004 (0.0579)	0.0336*** (0.0079)
SB	0.0310*** (0.0006)	0.0321*** (0.0008)	0.0218*** (0.0007)	0.0236*** (0.0008)	0.0057 (0.0274)	0.0108*** (0.0008)
si	0.0032*** (0.0001)	0.0069*** (0.0002)	0.0022*** (0.0001)	0.0068*** (0.0001)	0.0010 (0.0055)	0.0072*** (0.0002)
in	0.0168*** (0.0001)	0.0151*** (0.0001)	0.0158*** (0.0001)	0.0150*** (0.0001)	0.0168 (0.0101)	0.0157*** (0.0001)
tq	0.0011*** (0.0002)	0.0012*** (0.0002)	0.0014*** (0.0002)	0.0017*** (0.0002)	0.0014 (0.0049)	0.0015*** (0.0002)
cf	0.0037*** (0.0004)	0.0011** (0.0005)	0.0035*** (0.0004)	0.0009*** (0.0002)	0.0021 (0.0056)	0.0013** (0.0005)
mc	-0.0572*** (0.0111)	-0.0303*** (0.0014)	-0.0492*** (0.0010)	-0.0302 (0.0011)	-0.0502 (0.1798)	-0.0330*** (0.0015)
es	0.0890*** (0.0011)	0.0757*** (0.0014)	0.0916*** (0.0012)	0.0807*** (0.0012)	0.0955*** (0.0310)	0.0868*** (0.0017)
Wald 检验原假设: $\beta_2 = \beta_3 = 0$					0.0000	0.0001
Wald 检验原假设: $\beta_5 = \beta_6 = 0$						0.0000
样本数量	19504	19504	19504	19504	19504	19504
J 统计量值	557.41	584.45	550.58	576.61	91.35	559.10

注：括号“()”内为稳健标准误，***、**、*分别表示双边 t 检验在 1%、5%、10%的水平上显著，Wald 检验给出的是 P 值，下同。

(二) 数字金融对银行信贷渠道的影响

货币政策通过银行信贷渠道对总需求的影响，包括两个环节：一是政策对银行贷款供给的影响；二是企业外部融资对银行贷款的依赖度。背后的逻辑是：如果政策冲击不能影响银行贷款供给，或者企业外部融资具有完全的弹性，那么银行信贷渠道的作用就是无效的。显然，数字金融也是通过影响这两个环节而影响银行信贷渠道的效果的。具体来说，数字金融是通过“两融资市场失灵”机制影响银行信贷渠道的：一是强化还是弱化了银行外部融资市场的失灵？二是强化还是弱化了企业外部融资市场的失灵？

1、对银行贷款供给的影响

(1) 计量模型

银行外部融资市场存在失灵问题的一个逻辑推论是，不同类型银行的外部融资条件是不同的。据此，借鉴 Kashyap & Stein (1995) 和 Sanfilippo-Azofra et al. (2018) 的方法，我们将计量模型设定如下：

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{loan})_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(\text{loan})_{i,t-1} + \beta_2 MP_t + \beta_3 \text{Size}_{i,t-1} + \beta_4 \text{Liq}_{i,t-1} + \beta_5 \text{Cap}_{i,t-1} \\ & + \beta_6 INF_t + \beta_7 MP_t * \text{Size}_{i,t-1} + \beta_8 MP_t * \text{Liq}_{i,t-1} + \beta_9 MP_t * \text{Cap}_{i,t-1} \\ & + \beta_{10} MP_t * \text{Size}_{i,t-1} * INF_t + \beta_{11} MP_t * \text{Liq}_{i,t-1} * INF_t + \beta_{12} MP_t * \text{Cap}_{i,t-1} * INF_t \\ & + \delta_1 \Delta \ln(\text{GDP})_t + \delta_2 SB_t + \delta_3 GSR_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (17)$$

式 (19) 中，loan 表示银行贷款供给量；SIZE 为总资产的对数；LIQ 为流动性资产占总资产百分比；CAP 为所有者权益占总资产百分比。GDP 用于控制需求因素对银行贷款供给的影响。考虑到银行资产组合的配置问题，对于可能影响到银行信贷水平的影子银行 (SB) 及国债收益率 (GSR)，我们将其作为控制变量纳入了模型。在样本数据处理过程中，我们剔除了经营期内资产、信贷、存款等指标或盈利能力出现异常值的部分银行，最终得到了由 32 家上市商业银行 2007-2017 年 352 个观测值组成的样本数据集。

根据前面理论模型，如果数字金融减少了银行外部融资市场的摩擦，那么随着数字金融发展水平的提高，银行贷款供给对于货币政策冲击的响应将有所减弱。也就是说，式 (19) 的计量结果将满足如下条件：当模型中不控制数字金融相关变量时，紧缩性货币政策将降低银行信贷水平，因此预期 MP 系数显著为正。当模型中控制数字金融及其交互项后，相当于金融市场得到了一定程度的完善，此时关注解释变量的系数 β_7 、 β_8 、 β_9 的显著性水平应明显降低甚至不再显著，并且各三交互项系数 β_{10} 、 β_{11} 、 β_{12} 应与 β_7 、 β_8 、 β_9 的系数符号相反。

(2) 实证结果

表 4 给出了当面临货币政策冲击时，数字金融发展对银行贷款关于银行特征敏感度影响的三种实证结果。其中，表中 (1)、(3)、(5) 列为不包括数字金融的基准模型实证结果，(2)、(4)、(6) 列为包括数字金融因素的拓展模型实证结果。由于 J 统计量计算出的 Sargan 值不显著，说明动态 GMM 方法可能存在工具变量过度识别问题。另外，相对一阶差分，固定效应的一些变量估计结果与现实明显不符，而随机扰动项一阶差分的假定更符合数据生成过程的实际。因此，下面主要以一阶差分的估计结果作为分析依据。

根据 4 表中实证结果，可以得到以下结论：第一，货币政策信贷渠道在中国显著存在，并且同时存在于大型银行和小型银行之间。表中一阶差分的估计结果显示，在不控制数字

金融相关变量时，MP 的系数在 10%的置信水平下显著，交互项 $SIZE_{it-1} * MP_t$ 、 $LIQ_{it-1} * MP_t$ 和 $CAP_{it-1} * MP_t$ 的系数也均至少在 5%的置信水平下显著，这说明货币政策通过自身以及银行规模等特质变量对于银行的贷款供给产生了显著的影响，即货币政策信贷渠道在我国显著存在并且效力较强。但需要注意的是，实证结果显示，信贷渠道的存在性不仅体现在中小银行对于货币政策冲击具有敏感性，大银行对冲击的响应同样显著。如前所述，我们认为产生这一结果的原因，主要是由于我国的国有大银行通常承担的政策执行责任更多，因而作为对货币政策走向的响应，银行贷款的增减表现出高度的顺政策周期特征。

第二，数字金融通过影响银行贷款供给这一环节弱化了我国货币政策信贷渠道的作用效果，从而支持了假说 2 的判断。表中结果显示，在模型中控制了数字金融后，交互项 $SIZE_{it-1} * MP_t$ 、 $LIQ_{it-1} * MP_t$ 和 $CAP_{it-1} * MP_t$ 的系数显著性水平明显下降，而三交互项 $SIZE_{it-1} * MP_t * INF_t$ 和 $CAP_{it-1} * MP_t * INF_t$ 的系数均显著为负，仅 $LIQ_{it-1} * MP_t * INF_t$ 的系数不显著。这一结果说明将数字金融引入模型中后，金融市场得到了一定程度的完善，这使得银行的外部融资环境得到了改善，因而信贷渠道中的银行贷款供给这一环节受到了数字金融发展的显著影响，此时货币政策通过银行规模等特质变量影响银行贷款供给的功能被显著弱化。另外，在截距水平上，数字金融每上升 1%，银行信贷大约显著减少 0.03%，这说明数字金融可能存在着竞争效应：一方面抢占了银行外部融资来源，另一方面促使银行开展理财产品、影子银行等表外业务增加利润，从而在总量层面限制了银行放贷行为。

表 4 数字金融对不同类型银行贷款供给影响效果

变量	动态 GMM 法		固定效应法		一阶差分法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c			0.0538*** (0.0101)	0.0548*** (0.0093)	0.0206** (0.0107)	0.0220* (0.0134)
$\Delta \ln(\text{loan})_{it-1}$	0.0495** (0.0242)	-0.0764** (0.0371)	0.2472*** (0.0497)	0.1767*** (0.0444)	0.3056*** (0.0396)	0.3032*** (0.0413)
MP_t	0.0450*** (0.0041)	0.0115 (0.0135)	0.0080 (0.0072)	-0.0022 (0.0065)	0.0617* (0.0325)	0.0432** (0.0173)
INF_t		0.0602*** (0.0106)		0.0401*** (0.0057)		-0.0300** (0.0137)
$SIZE_{it-1}$	0.6692*** (0.0331)	0.6539*** (0.1234)	0.3602*** (0.0398)	0.3413*** (0.0362)	0.3131*** (0.0323)	0.2937*** (0.0320)
LIQ_{it-1}	0.0875 (0.0876)	-0.0107 (0.1344)	-0.0433 (0.0515)	0.0230 (0.0473)	0.0010** (0.0005)	-0.0339 (0.0387)
CAP_{it-1}	-0.0444*** (0.0148)	0.0144 (0.0601)	-0.0008 (0.2109)	-0.3921 (0.2570)	0.0003 (0.0019)	0.0169 (0.1091)
$SIZE_{it-1} * MP_t$	-0.2450*** (0.0206)	0.3286*** (0.1226)	-0.1052*** (0.0315)	0.3218*** (0.0552)	0.3537*** (0.1104)	-0.0763 (0.0986)
$LIQ_{it-1} * MP_t$	-0.1131** (0.0455)	0.2205 (0.3012)	0.0264* (0.0563)	-0.0756 (0.0857)	0.0046** (0.0018)	0.1691 (0.1635)
$CAP_{it-1} * MP_t$	0.2251*** (0.0297)	2.2793*** (0.7516)	1.2655*** (0.3181)	0.2905 (0.3419)	-0.0308*** (0.0069)	0.6493** (0.2761)
$SIZE_{it-1} * MP_t * INF_t$		-0.6269*** (0.1240)		-0.5887*** (0.0656)		-0.2737*** (0.0970)
$LIQ_{it-1} * MP_t * INF_t$		-0.7107 (0.4387)		0.1991 (0.1334)		0.2239 (0.1465)
$CAP_{it-1} * MP_t * INF_t$		-0.0362 (0.0698)		1.3172*** (0.2422)		-0.2396** (0.1861)
$\Delta \ln(GDP)_t$					0.2774*** (0.0963)	0.1552 (0.1862)
SB_t					0.0070* (0.0040)	0.0088* (0.0051)
GSR_t					-0.2171* (0.1168)	0.1338 (0.1551)
obs	268	268	300	300	300	300
Ad. R ²			0.53	0.63	0.67	0.67
J 统计量值	28.76	21.90				

2、对企业外部融资的影响

(1) 计量模型

关于货币政策银行信贷渠道的研究，大多遵循 Kashyap et al. (1993) 的政策冲击所导致的企业负债结构差异性方法，基本思想是：如果企业外部融资市场是存在摩擦的，而银行贷款与其他资产工具是不可完全替代的，那么当面临紧缩性货币政策冲击时，银行贷款

供给的减少会导致企业负债结构中银行贷款占比的减小。据此，参考 Huang（2003），本部分的计量模型设定如下：

$$BS_{it} = c + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} BS_{i,t-j} + \beta_2 MP_t + \beta_{3j} Z_{i,t-1}^j + \beta_{4j} MP_t * Z_{i,t-1}^j + \beta_5 INF_t + \beta_{6j} MP_t * Z_{i,t-1}^j * INF_t + \delta_1 ESI_t + \delta_2 SB_t + \gamma + \lambda + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

此处，BS 为企业信贷融资占比，用“（企业短期借款+企业长期借款）/企业负债合计”表示。Z^j 为企业层次的特质变量，包括企业规模（si）、经营收入（in）和托宾 Q 值（tq）。按照前面的逻辑，如果数字金融显著弱化了货币政策银行信贷渠道中企业外部融资的这一环节，则此时二交叉项 MP*Z^j 的系数绝对值或者显著性水平应有明显下降，且三交叉项 MP*Z^j*INF 的系数应为负且较为显著。另外，在后面实证分析中，我们还进一步考察了企业规模因素的影响。

本部分所用样本也为季度面板数据，样本截面为沪深两市部分 A 股上市公司，样本区间为 2006 年第一季度至 2018 年第四季度。经过剔除异常值和 ST 公司等处理，最终筛选出的有效混合样本共包含 768 家企业，其中大企业样本集包括 258 家，小企业样本集包括 248 家。数据来源与数据其它处理方式同前。

（2）实证结果

由表 5 可以得到以下结论：第一，货币政策信贷渠道中的银行贷款影响企业外部融资这一环节仅在小企业中显著存在而在大企业中并不显著。表中结果显示，MP 和 MP*si₋₁ 等二交叉项的系数估计值虽然均为正但仅在小企业样本中十分显著，而在大企业样本中几乎完全不显著，在混合样本中也只是部分较为显著。这一结果说明随着货币政策的紧缩，小企业融资中的外源性贷款融资占比显著降低，进而表明货币政策信贷渠道中的银行贷款影响企业外部融资这一环节对于小企业而言十分明显。

第二，数字金融对于货币政策信贷渠道中的企业外部融资这一环节并无明显的作用效果，并且这一结果对于异型企业无较大差异，从而仅在一定程度上支持了假说 2 的判断。表中结果显示，在所有的样本中，三交叉项 MP*si₋₁*INF、MP*in₋₁*INF 和 MP*tq₋₁*INF 的系数仅部分为负且均不显著；并且即便是在银行信贷渠道企业外部融资环节显著存在的小企业样本中，在控制了数字金融等相关变量后，MP*si₋₁ 等二交叉项系数的绝对值大小和显著性水平并没有明显降低。这一结果表明，数字金融并没有对货币政策影响企业外部融资选择产生明显的作用，进而说明数字金融对于货币政策信贷渠道作用效果的影响主要体现在了银行贷款供给那一环节而非企业外部融资这一环节，并且这一结果在各类企业中均成

立，即说明企业异质性对于这一问题并无显著影响。这一结果与现实相符，虽然近些年来数字金融发展迅猛，但是由于其具有风险性高、易泄露客户信息和易发生卷款跑路等问题，无法作为企业的稳定融资来源。因此。当今中国企业的主要外部融资来源仍为银行贷款，数字金融并没有对银行贷款在企业外部融资中的主导地位产生明显的冲击，进而导致数字金融对于货币政策信贷渠道中企业外部融资这一环节并未产生明显的影响。

表 5 数字金融对企业外部融资影响的实证结果

变量	混合样本		大企业组		小企业组	
BS-1	0.0181** (0.0074)	0.0187** (0.0080)	0.8353*** (0.0177)	0.0483** (0.0224)	0.2761*** (0.0002)	0.2837*** (0.0048)
MP	0.0873** (0.0381)	0.0974** (0.0447)	0.0552 (0.0649)	-0.0240 (0.0491)	0.1541*** (0.0016)	0.2314*** (0.0424)
INF		8.04e-05 (4.97e-05)		0.0002*** (7.09e-05)		0.0026 (0.0022)
si-1	0.0912*** (0.0099)	0.0900*** (0.0119)	0.0131*** (0.0040)	0.0418*** (0.0122)	0.0547*** (0.0005)	0.0559*** (0.0026)
in-1	0.0038** (0.0016)	0.0046** (0.0018)	0.0014 (0.0041)	0.0046* (0.0027)	0.0010*** (0.0001)	0.0042 (0.0031)
tq-1	0.0116** (0.0050)	0.0085 (0.0070)	0.0018 (0.0044)	0.0070** (0.0032)	0.0260*** (0.0013)	0.0486*** (0.0074)
MP*si-1	0.0041** (0.0017)	0.0045** (0.0020)	0.0018 (0.0029)	0.0012 (0.0022)	0.0077*** (8.05e-05)	0.0114*** (0.0019)
MP*in-1	0.0071** (0.0027)	0.0050 (0.0041)	0.0232*** (0.0078)	-0.0083 (0.0054)	0.0255** (0.0004)	0.0348*** (0.0052)
MP*tq-1	0.0023 (0.0054)	0.0055 (0.0092)	0.0093 (0.0169)	0.0111 (0.0077)	0.0394*** (0.0017)	0.0027* (0.0015)
MP*si-1*INF		-1.19e-07 (1.07e-05)		-1.47e-05 (1.36e-05)		0.0001 (0.0001)
MP*in-1*INF		0.0004 (0.0005)		0.0010 (0.0006)		1.59e-05 (0.0002)
MP*tq-1*INF		0.0020 (0.0015)		0.0002 (0.0011)		-0.0080 (0.0141)
ESI	0.1638** (0.0785)	0.1782** (0.0844)	0.2109** (0.0823)	0.2024* (0.1224)	1.0850** (0.0020)	1.0728** (0.0718)
SB	0.0197 (0.0143)	0.0198 (0.0155)	0.0058 (0.0197)	0.0471** (0.0221)	0.0783*** (0.0014)	0.0683*** (0.0182)
样本数量	37967	37967	12767	12767	12293	12293
J 统计量值	3459.96	3439.80	1818.99	1934.33	1386.399	9258.23

六、结论与政策启示

利用所构建的拓展 IS-LM-CC 模型，本文的分析发现，在只考虑利率与信贷两种传导渠道的条件下，数字金融发展对货币政策效果的影响取决于其对利率与信贷两种渠道影响的相对大小，其微观机制是数字金融发展完善了金融市场而减小了金融摩擦，从而强化了货币政策传导的利率价格机制的作用，而弱化了政策传导的数量型信贷供给机制的作用。

根据条件脉冲响应 IVAR 模型的估计结果，数字金融的发展总体上增强了货币政策的效果，这体现了虽然规模巨大，但中国金融市场的结构特征仍主要更类似于发展中国家而

非发达国家的现实。实证结果显示，数字金融放大了产出关于货币政策冲击的响应幅度，并且减小了产出关于货币政策冲击的响应时间，同时弱化了货币政策的“价格之谜”。这些结果都可以从数字金融的“金融摩擦弱化效应”获得解释。分析表明，如果通过金融产品与机制创新，数字金融改变了家庭部门的投资组合行为和强化了金融市场的竞争，那么它对利率渠道的强化作用就会大于对信贷渠道的弱化作用。而在数字金融使得信息传播更为迅速与完全的情况下，微观主体对政策外来冲击的响应会更为有效和迅速，从而弱化卢卡斯供给函数所强调的预期非完全效应，进而弱化因微观主体不具有货币当局所具有的信息所引起的“价格之谜”。但是，进一步的分析表明，除“金融摩擦弱化效应”之外，数字金融弱化“价格之谜”还会通过加快货币流通速度、增加总需求的“支付功能弱化效应”实现。

关于货币政策传导机理的实证结果表明，首先，数字金融强化了货币政策利率渠道的效应，从而支持了理论假说的判断。实证结果显示，数字金融对货币政策效果的强化，是通过“直接效应”和“间接效应”两个效应共同实现的。其中，直接效应是数字金融强化了利率对投资的边际影响，从而使得“政策利率—市场利率——投资”这一货币政策传导链条更加有效，间接效应则是数字金融完善了政策短期利率到长期利率期限结构的传导机制。其次，关于数字金融对货币政策信贷渠道“两市场失灵”环节影响的实证表明，数字金融发展主要对银行外部融资市场有重要的影响，但对企业外部融资市场影响不大，这主要是由当前中国数字金融的工具产品及主体业务范围决定的。不过，与大多数以成熟经济体为对象的研究结果不同的是，对中国来说，当面临货币政策冲击时，不仅小银行，而且大银行的贷款供给行为也发生了显著变异。这主要可归因于中国的国有大银行承担了更多的政策执行责任有关，这一特征使得大银行的贷款供给行为也表现出显著的顺政策周期性。

最后，本研究有着比较重要的政策含义：虽然优化货币政策传导机制，大力强化价格型传导机制的作用，对于建立和完善中国的现代货币政策调控模式具有基本的重要性（徐忠，2018），且如何通过优化货币政策传导机制，增强货币政策的逆周期和供给侧结构调整的效果，也是2019年中央经济工作会议所强调的货币政策调控模式改革与完善的重点，但是，本文的研究表明，优化货币政策的传导机制是一个长期的金融结构演进过程，而非短期政策调整问题。货币政策由数量型传导机制向价格型机制的转变，需要在加强对金融创新风险监管条件之下，促进以数字金融为代表的科技金融的发展，实现新时期科技金融背景下的金融机构多元化竞争，并以此改进金融结构和减小金融摩擦程度。

参考文献

- [1].卞志村、高洁超, 2014:《适应性学习、宏观经济预期与中国最优货币政策》,《经济研究》第 4 期。
- [2].陈雨露, 2016:《论国家金融战略》,《中国领导科学》第 8 期。
- [3].方意, 2015:《货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析》,《世界经济》第 7 期。
- [4].冯科、何理, 2011:《我国银行上市融资、信贷扩张对货币政策传导机制的影响》,《经济研究》第 2 期。
- [5].高然、陈忱、曾辉、龚六堂, 2018:《信贷约束、影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第 12 期。
- [6].郭豫媚、周璇, 2018:《央行沟通、适应性学习和货币政策有效性》,《经济研究》第 4 期。
- [7].黄益平、黄卓, 2018:《中国的数字金融发展: 现在与未来》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- [8].蒋海、储著贞, 2011:《紧缩性货币政策冲击、成本渠道与通货膨胀: 来自中国的检验》,《金融研究》第 9 期。
- [9].刘莉亚、刘冲等, 2019:《僵尸企业与货币政策降杠杆》,《经济研究》第 9 期。
- [10].刘澜飏、齐炎龙、张靖佳, 2016:《互联网金融对货币政策有效性的影响》,《财贸经济》第 1 期。
- [11].马草原、李成, 2013:《国有经济效率、增长目标硬约束与货币政策超调》,《经济研究》第 7 期。
- [12].谭旭东, 2008:《中国货币政策的有效性——基于政策时间不一致性的分析》,《经济研究》第 9 期。
- [13].王永钦、吴嫻, 2019:《中国创新型货币政策如何发挥作用: 抵押品渠道》,《经济研究》第 12 期。
- [14].谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, 2018:《数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- [15].徐忠, 2018:《经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型》,《金融研究》第 4 期。
- [16].姚耀军、施丹燕, 2017:《互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角》,《金融研究》第 5 期。
- [17].战明华、李欢, 2018:《金融市场化进程是否改变了中国货币政策不同传导渠道的相对效应?》,《金融研究》第 5 期。
- [18].战明华、张成瑞、沈娟, 2018:《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》,《经济研究》第 4 期。
- [19].Agénor, P. R., and Montiel, P. J., 2015, *Development macroeconomics*, Princeton University Press.
- [20].Aysun, U., Brady, R., and Honig, A., 2013, "Financial frictions and the strength of monetary transmission", *Journal of International Money and Finance*, 32, 1097-1119.
- [21].Bernanke, B. S., and Gertler, M., 1995, "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission", *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 27-48.
- [22].Boivin, J., and Giannoni, M. P., 2006, "Has monetary policy become more effective?", *The Review of Economics and Statistics*, 88(3), 445-462.
- [23].Chen, K., Ren, J., and Zha, T., 2018, "The nexus of monetary policy and shadow banking in China", *American Economic Review*, 108(12), 3891-3936.
- [24].De Paoli, B., and Zabczyk, P., 2013, "Cyclical risk aversion, precautionary saving, and monetary policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(1), 1-36.
- [25].Gunji, H., Miura, K., and Yuan, Y., 2009, "Bank competition and monetary policy", *Japan & the World Economy*, 21(1), 105-115.
- [26].Hou, X., Gao, Z., and Wang, Q., 2016, "Internet finance development and banking market discipline: evidence from China", *Journal of Financial Stability*, 22, 88-100.
- [27].Huang, Z., 2003, "Evidence of a bank lending channel in the UK", *Journal of Banking & Finance*, 27(3), 491-510.

- [28].Huber, F., and Fischer, M. M., 2018,“A Markov Switching Factor-Augmented VAR Model for Analyzing US Business Cycles and Monetary Policy”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 80(3), 575-604.
- [29].Kashyap, A. K., and Stein, J. C., 1995, “The impact of monetary policy on bank balance sheets.” *In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, 151-195.
- [30].Kashyap, A.K., Stein, J.C. and Wilcox. D.W., 1993, “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance”, *American Economic Review*, 83(1):78-98.
- [31].Ma, Y., and Lin, X., 2016, “Financial development and the effectiveness of monetary policy.” *Journal of Banking & Finance*, 68, 1-11.
- [32].Mishkin, F. S., 2001, “The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy”, NBER Working Papers, No. 8617.
- [33].Mishra, P., and Montiel, P., 2013, “How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence”, *Economic Systems*, 37(2), 187-216.
- [34].Mishra, P., Montiel, P., Pedroni, P., and Spilimbergo, A., 2014, “Monetary policy and bank lending rates in low-income countries: Heterogeneous panel estimates”, *Journal of Development Economics*, 111, 117-131.
- [35].Sanfilippo-Azofra, S., Torre-Olmo, B., Cantero-Saiz, M., and López-Gutiérrez, C., 2018, “Financial development and the bank lending channel in developing countries”, *Journal of Macroeconomics*, 55, 215-234.
- [36].Shen Y. and Huang Y..2016.“Introduction to the special issue: Internet finance in China”, *China Economic Journal*, 9(3), 221-224.
- [37].Towbin, P., and Weber, S., 2013, “Limits of floating exchange rates: The role of foreign currency debt and import structure”, *Journal of Development Economics*, 101, 179-194.
- [38].Ülke, V., and Berument, H., 2015, “Effectiveness of monetary policy under different levels of capital flows for an emerging economy: Turkey”, *Applied Economics Letters*, 22(6), 441-445.

从统计数据看新冠肺炎疫情对中国经济的影响

许宪春¹ 常子豪² 唐雅³

【摘要】2020 年一季度，新冠肺炎疫情对中国经济造成严重冲击，三次产业增加值、三大需求、企业利润、一般公共预算收入均下降，居民收入改变了以往平稳增长的走势，增速明显回落。随着疫情得到控制，复工复产加快推进，3、4 月份经济增长呈现出恢复态势。本文运用统计数据从生产、需求、收入、价格角度分析新冠肺炎疫情对中国经济的影响。此外，本文也对新冠肺炎疫情防控下的新机遇进行了探讨，对中国经济的未来发展进行了展望，期望为在疫情防控状态下继续保持中国经济活力、持续健康发展提供参考。

【关键词】新冠疫情；中国经济；危中有机；审慎乐观

一、引言

2020 年年初，新型冠状病毒肺炎疫情（以下简称新冠疫情）爆发，对中国经济社会发展 and 人民生活造成了严重冲击。为有效遏制新冠疫情扩散、保护人民群众生命安全和身体健康，党中央采取了最全面、最严格的防控措施，在较短时间较好地控制住了疫情，随后采取了一系列有效措施，推动经济社会发展和人民生活逐步恢复。本文分别从生产、需求、收入、价格角度分析新冠疫情对中国经济的影响，探讨新冠疫情防控状态下经济发展的新机遇，展望中国经济的未来发展。

二、从生产角度看新冠疫情对中国经济的影响

从生产角度看，2020 年一季度中国经济运行表现出以下突出特点：一是新冠疫情对中国经济产生严重冲击；二是新经济新动能依然保持增长，对抑制经济下降起重要作用；三是 3、4 月份经济增速呈现明显的恢复态势。

（一）新冠疫情对中国经济产生严重冲击

从生产角度看，新冠疫情对一季度中国经济的严重冲击表现在以下六个方面：

一是受新冠疫情冲击，中国经济增速大幅下跌。一季度，中国经济同比下降 6.8%，这是中国 1992 年建立季度 GDP 核算制以来首次出现季度经济负增长，增速比 2019 年同期跌落了 13.2 个百分点，跌落幅度远超过 1998 年亚洲金融危机和 2008 年爆发的国际金融危机

¹ 许宪春，清华大学中国经济社会数据研究中心、清华大学经济管理学院

² 常子豪，清华大学经济管理学院

³ 唐雅，清华大学经济管理学院

对中国经济增速的冲击。1998年亚洲金融危机对中国同年二季度经济增速的冲击最大，增长6.9%，比1997年同期回落3.9个百分点。2008年爆发的国际金融危机对中国2009年一季度经济增速的冲击最大，增长6.4%，比2008年同期回落5.1个百分点。新中国成立以来，只有两个时期，共5个年度经济是下降的，分别是：三年自然灾害时期的1961年和1962年，经济分别下降27.3%和5.6%；文化大革命时期的1967年、1968年和1976年，经济分别下降5.7%、4.1%和1.6%。从历史上看，新冠疫情对中国经济带来非常严重的冲击。

二是受新冠疫情冲击，三次产业增加值都下降。一季度，第一产业增加值同比下降3.2%，第二产业增加值下降9.6%，第三产业增加值下降5.2%（见图1）。第二产业增加值降幅最大，对经济下降的影响也最大。

三是新冠疫情对第二产业中的制造业和建筑业的冲击突出。一季度，受新冠疫情冲击，制造业和建筑业增加值分别下降10.2%和17.5%，增速比上年同期分别回落16.7和23.7个百分点。制造业供应链条长，生产严重依赖物流及线下生产，而新冠疫情期间，防控需要限制了物资和人口的流动，导致制造业原材料短缺、工人返工困难；建筑业同样因人员流动的管控，农民工无法返回工程项目施工，工程进度受到较大影响，部分项目招标工作也因新冠疫情推迟。制造业和建筑业增加值的大幅下降导致第二产业增加值明显下降，对经济下降产生重要影响。

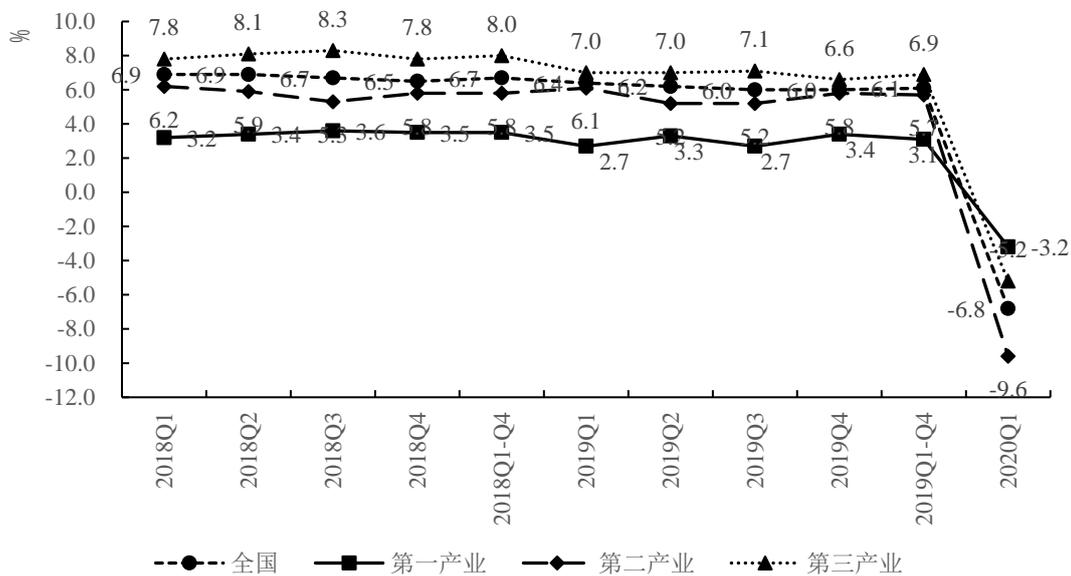
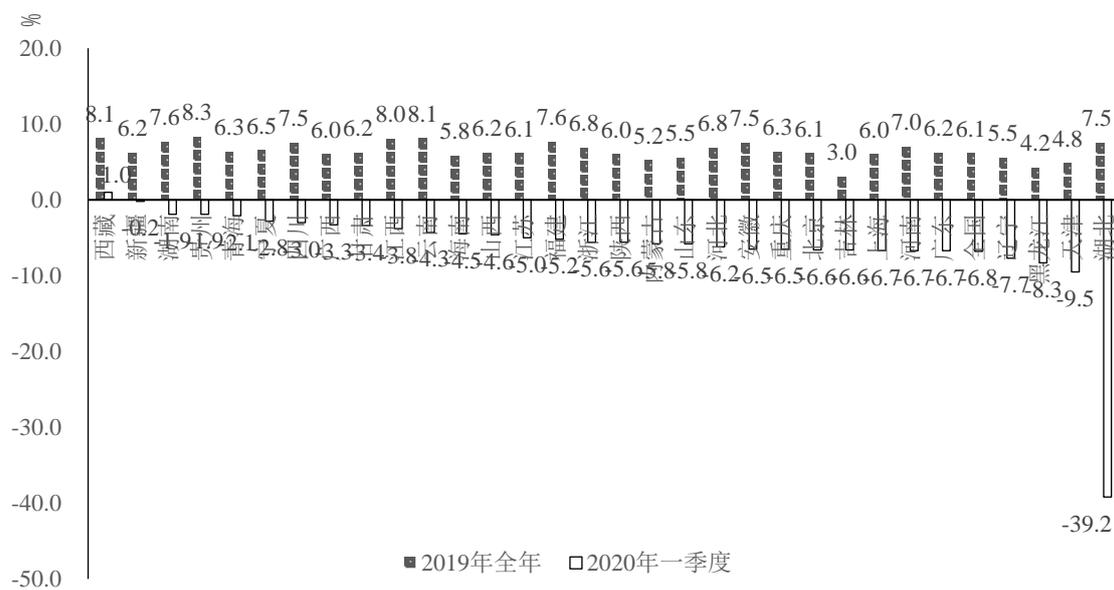


图1 2018-2020年国内生产总值实际增速

四是新冠疫情对第三产业中的批发和零售业，交通运输、仓储和邮政业，住宿和餐饮业的冲击突出。一季度，批发和零售业增加值同比下降17.8%，交通运输、仓储和邮政业增加值下降14.0%，住宿和餐饮业增加值下降35.3%，均表现为两位数下降，增速分别比2019年同期回落23.6、21.3和41.3个百分点。其中住宿和餐饮业增加值降幅和回落幅度最大。新冠疫情期间，居民大幅减少外出购物与就餐，导致批发和零售业及住宿和餐饮业增

增加值大幅下降。疫情防控限制人口和货物流动，导致交通运输、仓储和邮政业受到严重冲击。然而，应对新冠疫情、支持经济恢复和发展的政策一定程度上减缓了上述行业的影响，使第三产业增加值没有大幅度下降。灵活的货币政策和及时调整的信贷政策使一季度金融业增加值实现正增长，同比增长 6.0%。为应对新冠疫情，一季度国家用于卫生防疫、医院及基层医疗卫生组织等方面的支出达 1372 亿元，促进了公共管理、卫生和社会工作等行业增加值保持增长。

五是新冠疫情对第一产业中的畜牧业的冲击突出。一季度，受新冠疫情和非洲猪瘟疫情持续影响叠加冲击，猪牛羊禽出栏减少，导致畜牧业总产值下降 10.6%，是第一产业增加值比 2019 年同期下降的主要原因。



受新冠疫情影响，人们出行受到限制，但也促使网络会议、在线教育、在线娱乐、线上交易及远程诊疗等新模式迅速发展。一季度，信息传输、软件和信息技术服务业同比增长 13.2%，实物商品网上零售额增长 5.9%。工业中的新经济新动能保持增长。一季度，自动售货机、发电机组、电子元件、集成电路、城市轨道车辆、工业机器人、太阳能电池产量分别增长 35.3%、20.0%、16.2%、16.0%、13.1%、12.9%和 3.4%；3 月份，高技术制造业增加值同比增长 8.9%，其中计算机、通信和其他电子设备制造业增长 9.9%，实现逆势增长。一季度，规模以上工业战略性新兴产业增加值同比下降 6.0%，规模以上工业高技术制造业增加值同比下降 3.8%，降幅分别比全部规模以上工业增加值低 2.4 和 4.6 个百分点（赵同录，2020）。

（三）3、4 月份经济增速呈现出明显的恢复态势

随着国内疫情逐步得到控制，复工复产进度加快推进，3、4 月份经济增速呈现出明显的恢复态势。3 月份规模以上工业增加值下降 1.1%，降幅比 1-2 月份收窄 12.4 个百分点，4 月份规模以上工业增加值增长 3.9%，实现正增长（见图 3）。截至 4 月 9 日，规模以上工业企业复工率已达 97.2%，比 2 月底提高 18.9 个百分点。3 月份，从行业看，41 个大类行业中 37 个行业的增加值比 1-2 月份增速加快或降幅收窄，其中有 16 个行业同比正增长。从主要工业产品看，612 种工业产品中 508 种产品产量增速加快或降幅收窄，227 种产品产量正增长，比 1-2 月份增加 148 种，增长面提高至 37.1%，工业生产恢复效果比较明显。全国服务业生产指数 3 月份下降 9.1%，降幅比 1-2 月份收窄 3.9 个百分点，4 月份下降 4.5%，降幅比 3 月份进一步收窄 4.6 个百分点。从主要行业看，信息传输、软件和信息技术服务业 3 月份同比增长 8.2%，4 月份同比增长 5.2%；金融业 3 月份同比增长 3.3%，4 月份同比增长 4.4%；批发和零售业，交通运输、仓储和邮政业，房地产业，租赁和商务服务业 3 月份降幅比 1-2 月份明显收窄，批发和零售业，交通运输、仓储和邮政业 4 月份降幅进一步收窄，房地产业 4 月份同比增长 1.1%，服务业生产状况持续改善（杜希双，2020）。

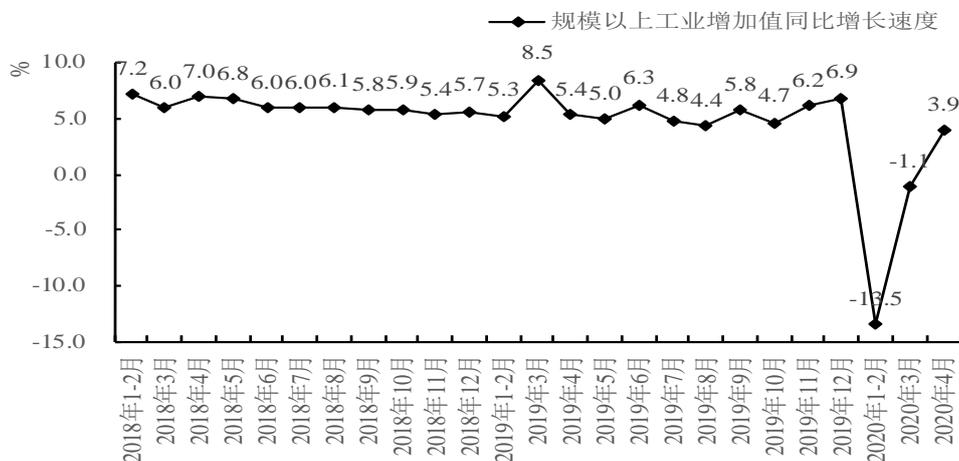


图 3 2018-2020 年规模以上工业增加值增长速度

三、从需求角度看新冠疫情对中国经济的影响

从需求角度看，2020 年一季度中国经济运行表现出以下突出特点：一是新冠疫情导致消费需求、投资需求和净出口需求均明显下降；二是新冠疫情导致基础设施、制造业和房地产开发三大领域投资明显下降；三是 3、4 月份三大需求呈现出明显的恢复态势。

（一）消费需求、投资需求和净出口需求均明显下降

受新冠疫情冲击，消费需求、投资需求和净出口需求比 2019 年同期均明显下降，共同拉动整体经济下降。

1. 受新冠疫情冲击，消费需求明显下降，对经济下降起主要拉动作用。

在支出法 GDP 中，消费需求称为最终消费支出，包括居民消费支出和政府消费支出。根据国家统计局住户调查数据，一季度，全国居民人均现金消费支出¹名义下降 8.2%，实际下降 12.5%，增速比 2019 年同期分别回落了 15.5 和 17.9 个百分点（见图 4）。除居民人均食品烟酒消费支出及人均居住消费支出均表现出 2.1% 的小幅增长外，其余类别消费支出均呈下降走势。这表明支出法 GDP 中居民消费支出明显下降。一季度，全国一般公共预算支出下降 5.7%（见图 5），由于政府加大疫情防控支出，与政府消费支出相关的一般公共服务、国防、公共安全，教育以及卫生健康等支出同比仅略有下降。因此，一季度，政府消费支出比 2019 年同期略有下降。居民消费支出和政府消费支出的表现导致消费需求同比明显下降。一季度，消费需求对经济增长的贡献率为-64.1%，拉动经济下降 4.4 个百分点。

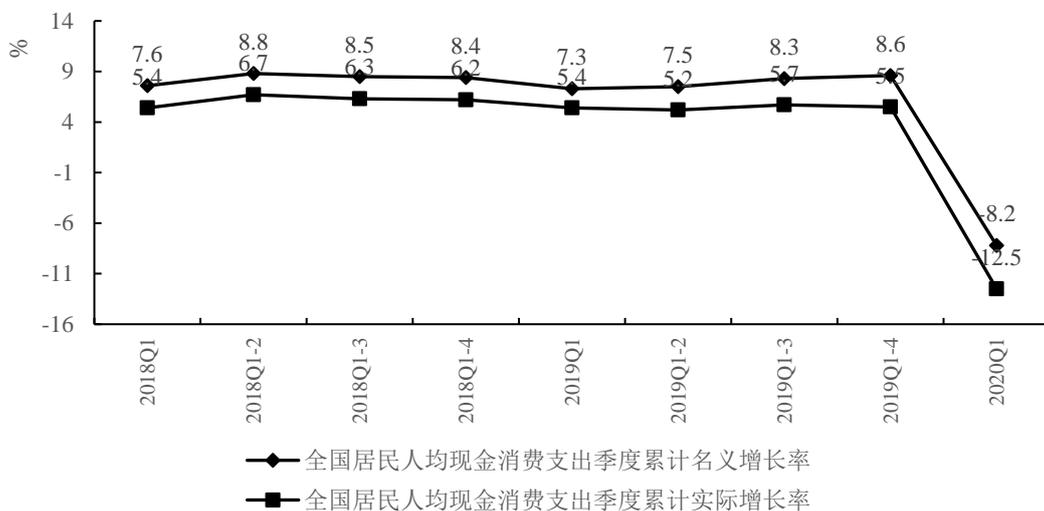


图 4 2018-2020 年全国居民人均现金消费支出累计名义和实际增长率

¹ 住户调查中的全国居民消费支出与支出法 GDP 中的居民消费支出在口径范围上是有区别的（许宪春，2017），但到目前为止，两者在口径范围上是最接近的指标，变化趋势基本一致。

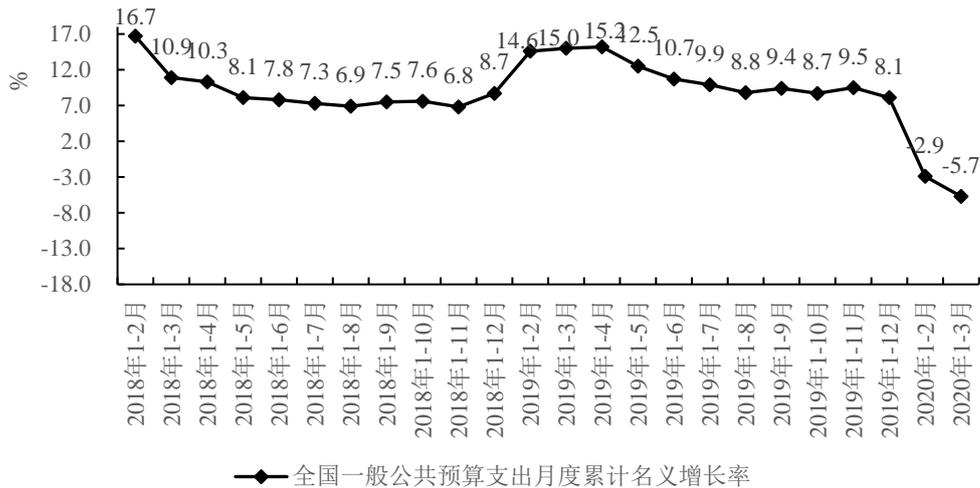


图5 2018-2020年全国一般公共预算支出月度累计名义增长率

2.受新冠疫情冲击，投资需求明显下降，对经济下降起重要拉动作用。

在支出法 GDP 中，投资需求称为资本形成总额，包括固定资本形成总额和存货变动，其中以固定资本形成总额为主。一季度，受新冠疫情冲击，固定资产投资（不含农户，下同）¹同比下降 16.1%，增速比 2019 年同期回落 22.4 个百分点。从三次产业看，一季度第一产业投资下降 13.8%，第二产业投资下降 21.9%，第三产业投资下降 13.5%，增速比 2019 年同期分别回落 16.8、26.1 和 21.0 个百分点。在三次产业中，第二产业投资下降幅度最大，对固定资产投资下降的拉动作用最大。分投资主体看，一季度民间投资下降 18.8%，国有控股投资下降 12.8%，增速分别比 2019 年同期回落 25.2 和 19.5 个百分点。国有控股投资抗风险能力较强，受新冠疫情冲击相对较小，而民间投资抗风险能力较弱，受新冠疫情冲击较大。民间投资的大幅下降对固定资产投资形成了向下拉动作用，国有控股投资对固定资产投资下降起到了抑制作用。一季度，固定资产投资显著下降决定了固定资本形成总额显著下降，从而决定了投资需求明显下降。投资需求对经济增长的贡献率为-21.5%，拉动经济下降 1.4 个百分点。

3.受新冠疫情冲击，净出口需求明显下降，对经济下降起重要拉动作用。

在支出法 GDP 中，净出口需求称为货物和服务净出口，即货物和服务出口与进口的差额。据海关统计，一季度中国货物出口下降 11.4%，进口下降 0.7%，货物贸易顺差减少 80.6%，是拉动净出口需求下降的主要因素。1-2 月份，服务出口下降 6.0%，进口下降 14.6%，服务贸易逆差延续了上年以来的缩小势头。服务贸易结构有所改善。其中，知识密集型服务贸易表现出较强抗冲击能力，1-2 月份，其进出口额同比增长 1.0%，占服务贸易总额的比重较上年同期提升 4.7 个百分点。一季度，我国货物和服务净出口对经济增长的贡献率为-14.4%，拉动经济下降 1 个百分点。

¹ 固定资产投资与固定资本形成总额在口径范围、资料来源和总量数据表现上并不一致（许宪春，2014），但在增速上往往呈现出同样的走势，本文运用固定资产投资增速走势判断固定资本形成总额增速走势。

（二）基础设施、制造业和房地产开发三大领域投资均明显下降

制造业、基础设施和房地产开发三大领域投资在固定资产投资中占有 70%左右的份额，对固定资产投资走势产生重要影响。一季度，受新冠疫情冲击，制造业投资下降 25.2%，基础设施投资下降 19.7%，房地产开发投资下降 7.7%（见图 6）。其中，制造业投资下降幅度最大，对固定资产投资下降的拉动作用最大；房地产开发投资降幅最小，对固定资产投资的下降起到抑制作用。受新冠疫情影响，劳动力流动受到限制，物流也几乎处于停滞状态，施工受阻，是导致制造业投资、基础设置投资和房地产开发投资下降的主要原因。

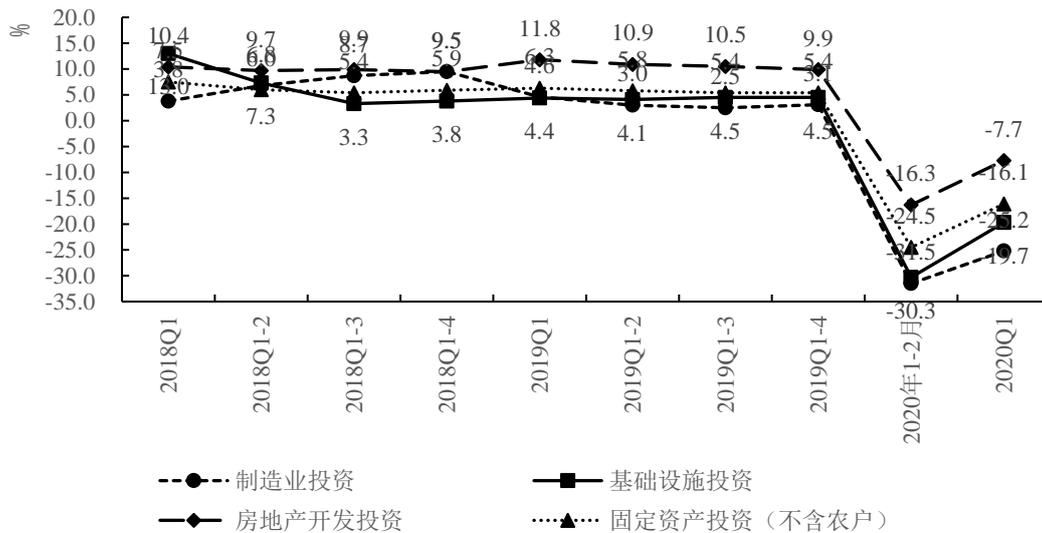


图 6 2018-2020 年分行业固定资产投资累计名义增长率

（三）3、4 月份三大需求呈现出明显的恢复态势

由上所述，受新冠疫情冲击，与 2019 年同期相比，一季度消费需求、投资需求和净出口需求均明显下降，但 3、4 月份三大需求均呈现出明显的恢复态势。随着复工复产快速推进，居民消费能力逐步恢复；政府加大了卫生健康等民生保障支出，国内市场需求潜力逐步释放，消费需求呈现恢复态势。社会消费品零售总额 3 月份同比下降 15.8%，降幅比 1-2 月收窄 4.7 个百分点，4 月份下降 7.5%，降幅比 3 月份进一步收窄 8.3 个百分点。固定资产投资一季度同比下降 16.1%，降幅比 1-2 月份收窄 8.4 个百分点，1-4 月份同比下降 10.3%，降幅比一季度收窄 5.8 个百分点，投资需求持续恢复。其中，基础设施、制造业和房地产开发投资一季度降幅分别比 1-2 月收窄 10.6、6.3 和 8.6 个百分点，1-4 月份降幅比一季度进一步收窄 7.9、6.4 和 4.4 个百分点。部分高技术领域投资增速降幅收窄、由负转正或保持较快增长。例如，高技术制造业投资一季度下降 13.5%，降幅比 1-2 月份收窄 3.0 个百分点，1-4 月份下降 3.6%，降幅比一季度进一步收窄 9.9 个百分点。其中，生物医药制品制造业投资一季度增长 15.1%，计算机及办公设备制造业投资一季度增长 3.2%，增速由负转正（彭永涛，2020）。地方专项债的提前发行促使基础设施投资迅速回升。一季度，国务院提前下达了 1.29 万亿元地方专项债额度，实际发行 1.08 万亿元，其中 77% 用于投资项目，促使 3、

4 月份基础设施投资增速大幅回升。政府加大土地供应、信贷对房产投资支持增强的双重措施以及刚需支持的房地产销售顺利修复均保证了 3、4 月份房地产开发投资增速的回升。

3、4 月份，净出口需求下降得到缓解。前期外贸稳增长效应逐步显现，对外贸企业支持力度加大、进口生产设备和原材料验收加快、农产品和食品进口扩大、企业出口流程优化、特殊医疗物品检疫手续简化等，促进了外贸增长。并且，疫情初期因复工复产进程延期而积压的出口订单开始陆续交付，出口需求得以增加。3 月份出口下降 3.5%，而 4 月份出口实现 8.2% 的增长，进口由 3 月份的增长 2.4% 变为 4 月份的下降 10.2%，货物贸易差额由前两个月的逆差转为顺差。

四、从收入角度看新冠疫情对中国经济的影响

从收入角度看，新冠疫情对中国经济造成严重冲击，主要表现在以下三个方面：一是全国居民人均可支配收入名义增速明显回落，实际增速为负；二是规模以上工业企业利润总额显著下降。三是全国一般公共预算收入明显下降。

（一）全国居民人均可支配收入名义增速明显回落，实际增速为负。就业压力较大。

一季度，全国居民人均可支配收入名义增长 0.8%，增速比 2019 年同期回落 7.9 个百分点；扣除价格因素，实际下降 3.9%，增速比 2019 年同期回落 10.7 个百分点（见图 7）。分城乡看，城镇居民人均可支配收入实际下降 3.9%，增速比 2019 年同期回落 11.8 个百分点，农村居民人均可支配收入实际下降 4.7%，增速比 2019 年同期回落 11.6 个百分点。从收入来源看，经营性收入下降是全国居民人均可支配收入实际下降的主要原因。一季度，生产经营活动受到新冠疫情严重冲击，企业复工时间延缓，经营净收入同比下降 7.3%。工资性收入保持基本稳定，缓解了新冠疫情给居民人均可支配收入带来的部分影响（方晓丹，2020）。一季度，工资性收入同比上升 1.2%。政府转移支付上升，提高了居民转移净收入，有效保证了低收入群体的基本生活。一季度，居民转移净收入同比增长 6.8%，增速较快。总体来看，受新冠疫情冲击，全国居民人均可支配收入名义增速比 2019 年同期明显回落，实际增速由正转负。

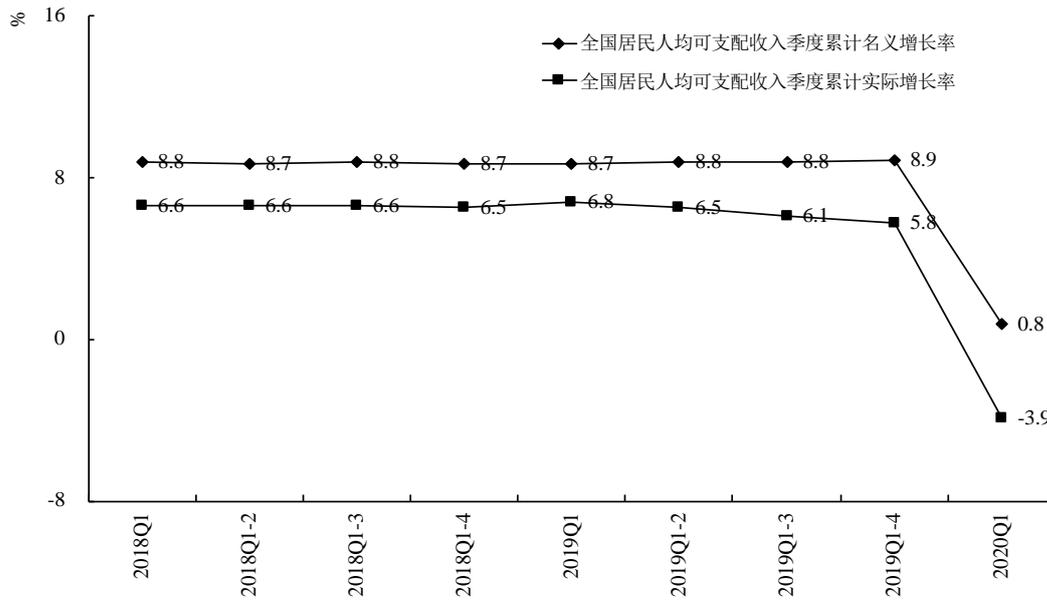


图 7 2018-2020 年全国居民人均可支配收入季度累计名义与实际增长率

从就业形势看，受新冠疫情影响，就业压力较大。1 月份，全国城镇调查失业率为 5.3%，受春节因素影响，环比略有上升，上升幅度为 0.1 个百分点。2 月份，受新冠疫情影响，企业普遍停工停产，失业率显著上升，全国城镇调查失业率为 6.2%，环比上升 0.9 个百分点。3 月份，随着复工复产的推进，全国城镇调查失业率下降为 5.9%，环比回落 0.3 个百分点。4 月份，全国城镇调查失业率为 6.0%，环比上升 0.1 个百分点，说明全国就业压力依然较大。

（二）规模以上工业企业利润总额显著下降

一季度，规模以上工业企业利润总额同比下降 36.7%，与 2019 年同期相比，降幅扩大 33.4 个百分点。2019 年规模以上工业企业利润总额持续负增长，但降幅较小，总体稳定（见图 8）。一季度，不少规模以上工业企业生产销售受到新冠疫情的严重冲击，工业生产者出厂价格同比下降，加之用工成本和折旧费用的刚性支出提高了企业成本，导致利润总额明显下降。但随着复工复产的推进，3 月份，规模以上工业企业利润总额同比下降 34.9%，降幅比 1-2 月份收窄 3.4 个百分点。3 月份，41 个工业大类中，28 个行业利润增速比 1-2 月份加快或降幅收窄，其中有 8 个行业利润实现正增长（张卫华，2020）。

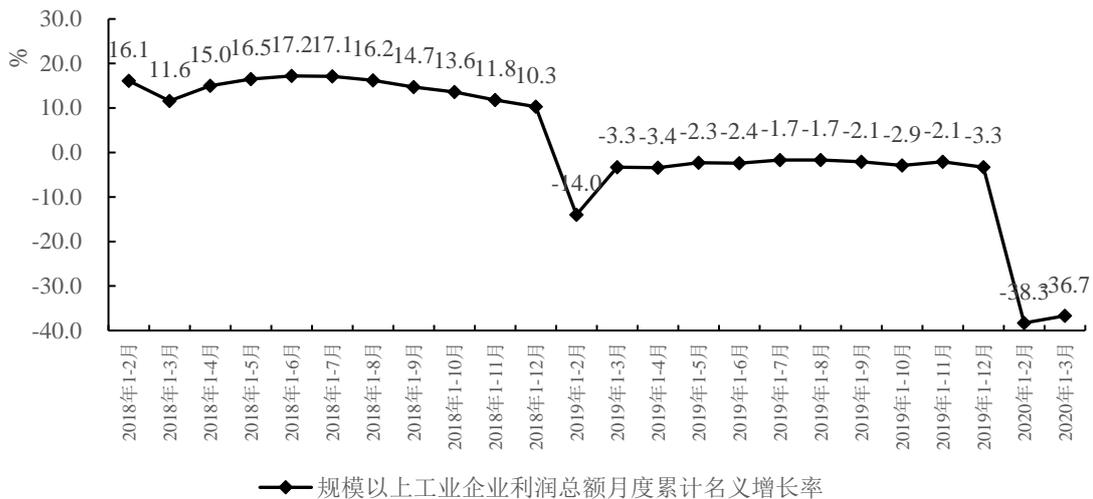


图 8 2018-2020 年规模以上工业企业利润总额月度累计名义增长率

(三) 全国一般公共预算收入明显下降

一季度，受新冠疫情冲击，全国一般公共预算收入同比下降 14.3%，增速比 2019 年同期回落 20.5 个百分点（见图 9）。税收收入的下降是全国一般公共预算收入下降的主要原因。一季度，全国税收收入同比下降 16.4%；非税收入同比增长 0.1%。全国税收收入同比明显下降，一是由于新冠疫情对正常生产生活的限制，不少行业生产经营受到严重冲击，税基明显减少；二是为支持疫情防控和复工复产，采取了各项减免税和缓税措施；三是源于更大规模的减税降费政策。

随着复工复产全面推进，全国一般公共预算收入未来将会得到改观。

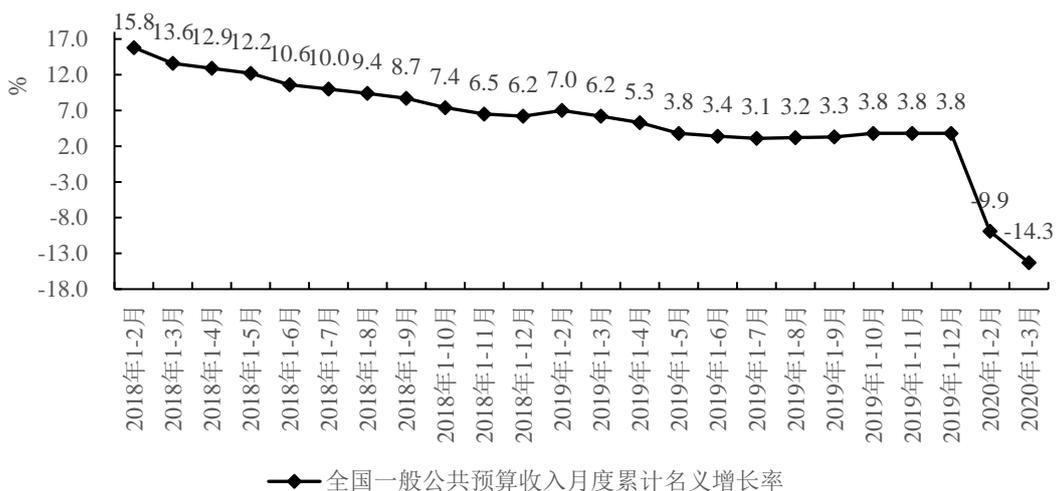


图 9 2018-2020 年全国一般公共预算收入月度累计名义增长率

五、从价格角度看新冠疫情对中国经济的影响

从价格角度看，新冠疫情对中国经济造成严重冲击，主要表现在以下两个方面：一是居民消费价格明显上涨；二是全国工业生产者出厂价格和工业生产者购进价格均有所下降。

（一）居民消费价格明显上涨，涨幅开始回落

一季度，居民消费价格（CPI）同比上涨4.9%，涨幅比2019年同期提高3.1个百分点。受新冠疫情影响，CPI上涨较为明显，为2018年以来最高涨幅（见图10）。3月份CPI同比上涨4.3%，涨幅比2月份回落0.9个百分点，环比下降1.2%。4月份CPI同比上涨3.3%，涨幅比3月份回落1.0个百分点，环比下降0.9%，CPI同比涨幅连续出现收窄的趋势。一季度，食品价格上涨是推动CPI上涨的主要因素（赵茂宏，2020）。一方面新冠疫情对食品供应链产生冲击，另一方面新冠疫情初期部分居民存在抢购行为，因此，一季度食品价格上涨20.3%。其中，猪肉价格上涨122.5%，鲜菜价格上涨9.0%。非食品价格上涨温和，仅为1.1%。随着复工复产工作的推进，3月份，食品和非食品供应保障均更加稳定，价格涨幅均有所下降，回落至18.3%和0.7%，4月份，进一步回落至14.8%和0.4%。

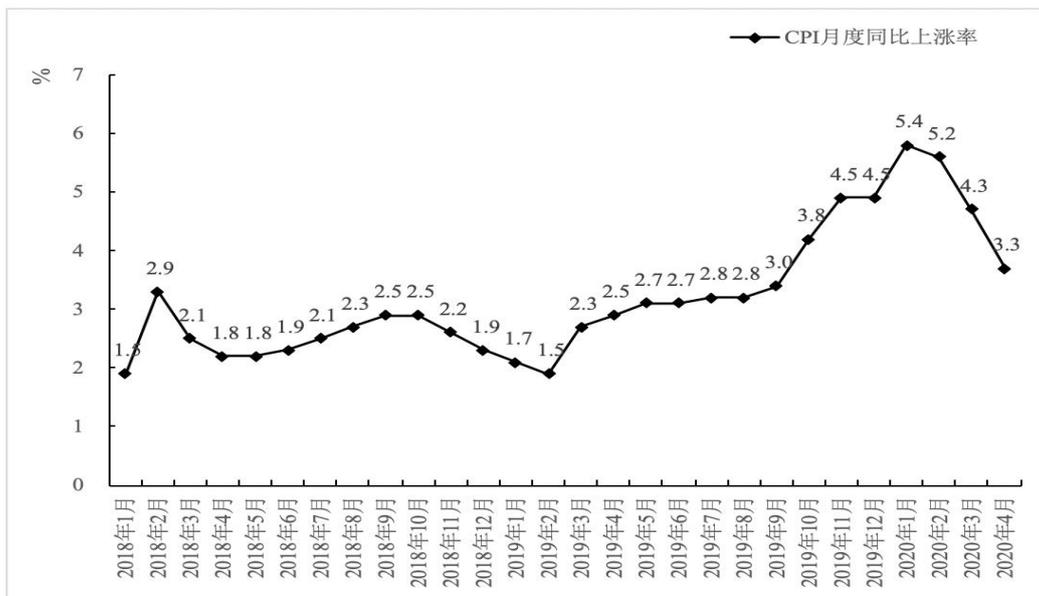


图 10 2018-2020 年 CPI 月度同比上涨率

从类别看，一季度，居民消费价格八大类中七项上涨，其中，食品烟酒价格上涨14.9%，上涨较明显。其他六项涨势较温和。其中，医疗保健价格上涨2.2%，涨势平稳。主要原因是政府的有效管控措施抑制了医疗物资价格可能出现的大幅上涨。

分城乡看，一季度，城市居民消费价格上涨4.6%，比2019年同期提高2.7个百分点；农村居民消费价格上涨5.9%，比2019年同期提高4.1个百分点。由于物资供给原因，农村居民消费价格比城市居民消费价格上涨更加明显。

（二）全国工业生产者出厂价格和工业生产者购进价格均有所下降

一季度，全国工业生产者出厂价格（PPI）同比下降 0.6%，涨幅较 2019 年同期下降 0.8 个百分点。受新冠疫情影响，2019 年末 PPI 降幅收窄的势头被扭转，3 月份降幅继续扩大至 1.5%，4 月份降幅进一步扩大至 3.1%（见图 11）。生产资料价格下降是 PPI 下降的主要因素。受新冠疫情冲击，生产活动受到抑制，生产资料需求下降，导致生产资料价格下跌。一季度生产资料价格下降 1.3%，3 月份降幅扩大至 2.4%，4 月份降幅进一步扩大至 4.5%。一季度生活资料价格上涨 1.3%，3 月份涨幅为 1.2%，4 月份涨幅为 0.9%，涨幅略有下降。

一季度，全国工业生产者购进价格同比下降 0.8%，涨幅较上年同期下降 0.9 个百分点。其中，3 月份降幅继续扩大至 1.6%。4 月份降幅进一步扩大至 3.8%。从类别看，一季度，九大类价格六降三涨。其中，化工原料类价格同比下降 6.4%，降幅最大；农副产品类价格上涨 7.3%，涨幅最大。

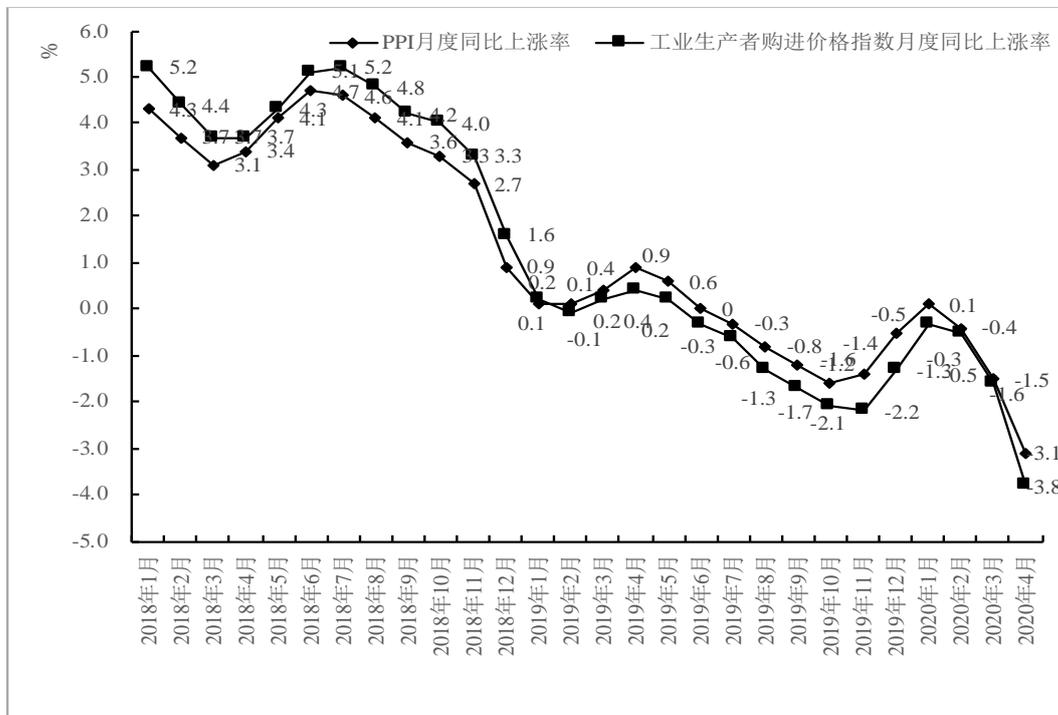


图 11 2018-2020 年工业生产者出厂价格和购进价格月度同比上涨率

六、新冠疫情防控下的经济发展新机遇

（一）从生产角度看新冠疫情带来的新机遇

新冠疫情期间，各行业受到不同程度的冲击，但产业升级持续，新经济新动能逆势增长。3 月份，高技术制造业增加值同比增长 8.9%，增速比 1-2 月份大幅回升了 20 个百分点；智能手表、3D 打印设备、集成电路圆片、服务器、半导体分立器件等电子产品继续保持高速增长态势，同比增速分别为 112.8%、86%、79.7%、68.3%、66.9%（张卫华，2020）。一季度，信息传输、软件和信息技术服务业增加值增长 13.2%，拉动 GDP 增长 0.6

个百分点。金融业增加值也保持增长，达到 6% 的增速。智能制造、在线教育、线上办公、远程医疗等新模式得以快速发展，促进了生产效率的提高。因此，尽管新冠疫情给生产带来了不少负面冲击，但也为以新产业、新产品和新的商业模式为代表的新动能提供了迅速发展的机会，对中国产业升级形成了倒逼机制。新动能可能在未来经济发展中发挥越来越大的作用。

此外，新冠疫情冲击也加速了供给侧结构性改革的继续深化。部分行业去库存进程加快，为发展和转型腾出空间，畅通了经济循环。积极的财政政策和稳健的货币政策也有助于支持实体经济，精准助力中小微企业发展，增强企业抗风险能力。

（二）从消费角度看新冠疫情带来的新机遇

新冠疫情期间，由于出行限制，线上消费蓬勃发展。3 月份，实物商品网上零售额增长 5.9%，占全社会消费品零售总额的比重为 23.6%，比 2019 年同期提高了 5.4 个百分点。与网络相关的消费新业态表现强劲，互联网的应用越来越广泛，以网络购物、共享平台等为代表的新型消费模式发展迅速。更多传统商场、超市和餐厅积极开拓线上销售、无人配送，更多消费者开始习惯线上消费模式。尽管一季度受疫情影响，消费受到一定抑制，随着生产生活秩序的逐渐恢复，前期被抑制的消费需求有望在二季度及未来得到释放。近期，各地出台了不少消费刺激政策，二季度消费潜力将被激发。随着新冠疫情防控的常态化以及人们疫情防控意识的增强，新型的消费模式将被越来越多的人所接受，由此可能释放巨大的经济增长动能。应当借新冠疫情带来的机遇，培育壮大新型消费模式。

（三）从投资角度看新冠疫情带来的新机遇

3 月 4 日，中央政治局常务会议再次强调，“加快 5G 网络、数据中心等新型基础设施建设进度，要注重调动民间投资积极性”。新型基础设施建设主要包含“特高压、新能源汽车充电桩、5G 基站建设、大数据中心、人工智能、工业互联网、城际高速铁路和城际轨道交通”七大领域，是推动产业智能化、促进经济高质量发展的重要要素。新冠疫情全球大流行对经济最重要的影响之一是供需双杀，随着国内疫情逐步得到控制，复工复产快速开展，我国目前面临的主要问题是需求不足。海外疫情爆发和蔓延意味着依靠净出口需求拉动经济增长难以实现。而反观国内，基础设施建设具有强外部性、受益范围广，在经济发展中具有基础性地位，起到稳定托底经济的作用。在新冠疫情导致传统投资需求下降的情况下，将新型基建投资作为基础设施建设的未来方向，具有重要意义和必要性，在疫情防控的大背景下，给投资提供了有力抓手，为复工复产指明了方向，稳定了经济预期，对拉动经济增长起到重要作用。从需求看，新型基建为服务消费升级提供了良好的软硬件环境，有助于更好满足新型消费需求。从供给看，新型基建为中国新兴产业的创新发展甚至抢占全球新一代信息技术制高点创造了基础条件，对未来新动能的释放具有重大意义。因此，应当加快推进新型基建进度，加大新型基建投资力度。

七、未来经济发展展望

（一）从短期看未来经济发展

从短期看，中国国内的新冠疫情防控工作已取得阶段性重要成果，复工复产基本完成，财政货币政策初现成效，主要经济指标逐渐回升。不过也要看到，境外疫情的拐点尚未到来，世界经济下行压力较大，经济增长不确定因素增多，中国经济仍面临一系列困难与挑战。

一是新冠疫情进入常态化防控阶段，管理限制短时间无法完全放开，经济活动受到一些限制。虽然中国国内疫情总体得到控制，复工复产有序推进。但全球病例仍在继续上升，境外疫情拐点仍未到来。因此，外防输入、内防反弹仍然是今后一段时间内的重点工作。防控不能松懈，聚集活动限制开展，一些劳动力密集型工厂难以保证所有工人全部到岗，一些服务业企业也难以正常对外经营。

二是产业链受到负向冲击。受境外疫情影响，不少境外企业难以复工复产，海外订单需求与核心零部件供给均有所下降。企业既可能由于海外订单需求不足而暂停生产，又可能因为核心零部件短缺而产能下降。因此，可能对中国产业链，特别是制造业上下游产业链，产生负向冲击。

三是三大需求仍然受到一些抑制。居民可支配收入减少，部分低收入群体消费能力受限，居民外出活动仍然较新冠疫情爆发前有所减少，与之相关的餐饮娱乐等消费、服装鞋类等支出相应下滑，居民消费需求仍无法完全恢复。由于企业生产仍然受到常态化防控的一些限制，民间投资需求在短时间内迅速上升的难度较大，投资具有一定的延迟。受境外疫情影响，国外产品需求也有所下降，尽管口罩等医疗物资出口快速增加，但整体进出口仍然受阻。外贸环境的不利影响短时间内仍会持续，对净出口需求带来较大影响。

综合来看，短期内对中国经济增长应保持审慎态度，应充分发挥制度优势，积极进行宏观调控，推动经济恢复增长

（二）从长期看未来经济发展

长期来看，新冠疫情冲击没有伤及根本，中国经济长期向好的基本面没有改变。

一是新冠疫情防控下的新机遇长期仍然存在。在新冠疫情冲击下，新经济新动能逆势成长、不断壮大，新型消费模式继续激发消费潜力，转型升级趋势良好。未来新型基础设施的建设将促进产业数字化、智能化转型，为进一步的产业升级提供了软硬件基础。

二是完整的产业体系为产业自我调整提供了空间。中国是世界工业门类最全的国家，生产能力巨大，内部消化能力强劲。海外订单的减少可能转化为内销订单的增加，海外关键零部件的供应不足也可能被国内自主创新的零部件逐渐补充。

三是市场规模优势明显，内需空间较大。当前中国仍处于工业化和城镇化持续推进、信息化和农业现代化快速发展的阶段，投资需求潜力巨大，且有效投资增长必然带动消费

市场的拓展。同时，中国仍是全球最大的成长性市场，消费升级方兴未艾，消费潜力较大，人力资本和人口红利也仍然存在，潜在增长动能较大。

四是政策的有效性和针对性支撑了经济的稳健运行。特别国债、定向减税和定向补贴等财政政策将有效降低中小企业经营压力、稳定居民生活。灵活适度的降息降准、提高再贷款额度等货币政策将更好地保持流动性充足与平稳发展的关系。

五是未来新冠病毒疫苗的成功研发将有利于全球经济复苏。疫苗被不少专家认为是新冠疫情最终解决方案。疫苗成功研发后，全球疫情有望得到最终控制。全球经济将会释放被疫情抑制的增长动能，实现反弹。

因此，应乐观看待中国经济的未来长期发展。

八、主要结论

2020 年一季度，新冠疫情对中国经济造成严重冲击，随着疫情得到控制，复工复产加速推进，3、4 月份主要经济指标呈现恢复态势。本文分别从国民经济生产、需求、收入和价格角度，运用相应统计指标和统计数据分析了新冠疫情对中国经济的影响。

从生产角度看，一季度，新冠疫情对中国经济产生重大冲击，三次产业增加值均下降，其中第二产业下降幅度最大，对经济下降的影响最大；新经济新动能依然保持逆势增长，对抑制经济下降起到重要作用；3、4 月份经济增速呈现持续恢复态势。从需求角度看，受新冠疫情冲击，一季度消费需求、投资需求和净出口需求均明显下降，带动整体经济下降；基础设施、制造业和房地产开发三大领域投资均明显下降，制造业投资降幅最大；3、4 月份有关需求指标呈现持续恢复态势。从收入角度看，受新冠疫情冲击，一季度全国居民人均可支配收入名义增速比 2019 年同期明显回落，实际增速由正转负，经营性净收入下降是全国居民人均可支配收入实际下降的主要原因；规模以上工业企业利润总额显著下降；受到税收收入下降的影响，全国一般公共预算收入比 2019 年同期明显下降。从价格角度看，居民消费价格明显上涨，但涨幅开始回落，食品价格上涨是推动 CPI 上涨的主要因素；全国工业生产者出厂价格和工业生产者购进价格均有所下降。

危中有机，新冠疫情也为中国经济发展带来一些新机遇。从生产角度看，新冠疫情对中国产业升级形成倒逼机制，激发了新动能的增长潜力，促进了供给侧结构性改革的继续深化。从消费角度看，新型消费模式进一步培育壮大，将释放出巨大的经济增长动能；从投资角度看，新型基础设施建设进一步加强，为将来经济发展提供良好的软硬件环境。

同时也要注意，新冠疫情进入常态化防控阶段、境外疫情形势依然严峻，产业链可能面临负向冲击，消费需求、投资需求和净出口需求均可能对经济增长产生负面影响。未来，应对中国经济短期发展保持审慎态度，积极进行宏观调控，在三大需求上精准发力。消费需求方面，必须加大对消费需求的支撑力度，特别是要重视吸收大量就业人员的中小

企业的生存和发展问题以及低收入群体的收入问题；投资需求方面，要高度重视投资补短板和提升创新能力的作⽤，包括加大数字经济基础设施投资力度；净出口需求方面，要重视新冠疫情在国际蔓延期间对中国对外贸易的影响，也要高度重视新冠疫情之后，复杂的国际环境对中国出口需求的影响。不过长期来看，新冠疫情冲击没有伤及根本，应对中国经济长期发展保持乐观态度。新机遇将长期存在，完整的产业体系为产业自我调整提供了空间，市场规模优势明显，各项政策的积极性和针对性将充分发挥作⽤，疫情也终将得到有效控制。中国经济长期向好的趋势不会改变。

参考文献

- [1]. 赵同录, 2020: 《一季度经济受疫情冲击影响显现 长期向好发展趋势没有改变》, 国家统计局网站 4 月 19 日 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200419_1739684.html。
- [2]. 杜希双, 2020: 《3 月份服务业生产出现明显改善》, 国家统计局网站 4 月 19 日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200419_1739674.html。
- [3]. 许宪春, 2017: 《2017 年一季度经济运行的若干特点》, 《经济学动态》第 5 期。
- [4]. 许宪春, 2014: 《中国国民经济核算中的若干重要指标与有关统计指标的比较》, 《世界经济》第 3 期。
- [5]. 彭永涛, 2020: 《一季度投资呈逐月回升态势》, 国家统计局网站 4 月 19 日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200419_1739676.html。
- [6]. 方晓丹, 2020: 《疫情影响下居民基本生活得到有效保障》, 国家统计局网站 4 月 19 日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200419_1739682.html。
- [7]. 张卫华, 2020: 《3 月份工业企业利润降幅收窄》, 国家统计局网站 4 月 27 日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/202004/t20200427_1741736.html。
- [8]. 赵茂宏, 2020: 《一季度 CPI 涨幅逐月回落特征明显 PPI 稳中有降》, 国家统计局网站 4 月 19 日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200419_1739684.html。
- [9]. 张卫华, 2020: 《复工复产加快推进 工业生产明显恢复》, 国家统计局网站 4 月 19 日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200419_1739670.html。

The impact of COVID-19 epidemic on China's economy from the perspective of statistical data

XU Xianchun CHANG Zihao TANG Ya

Abstract: Corona Virus Disease 2019 (COVID-19) epidemic in the first quarter of 2020 brought severe tests to China's economy. Economic operation was negatively affected. This article uses the corresponding statistical data to analyze the impact of COVID-19 epidemic on China's economy from the perspective of production, demand, income and price. Due to COVID-19 epidemic, the added value of the three industries showed negative growth, the three major demands decreased significantly, the income of household income, enterprises profits and finance revenue decreased significantly, CPI increased, and PPI decreased. However, with the acceleration of work resumption, economic growth has shown a rebound trend. In addition, Opportunities are in the danger. This paper also discusses the new opportunities under the epidemic prevention and control as well as prospects for the future development of the Chinese economy, hoping to provide a reference for promoting the continuous vitality and healthy development of China's economy in the normalized epidemic prevention and control.

Key Words: COVID-19 Epidemic; China's Economy; Opportunities in pressure; Cautious and optimistic.

中央银行与宏观审慎政策有效性

——来自 121 家央行的经验证据

宋科¹ 邵梦竹²

【摘要】 本文基于 2002—2017 年 121 个国家（或地区）数据分析了中央银行作为宏观审慎政策主体对政策有效性的影响以及主体选择的决定因素。结果表明：中央银行作为宏观审慎政策主体能够显著提升审慎政策的有效性，并对不同类型工具产生异质性影响。中央银行能够加强缓冲型工具、借款人工具以及资产负债工具抑制信贷扩张的作用；改善缓冲型工具和借款人工具降低金融机构杠杆水平的效果；提高借款人工具和资产负债工具缓解跨境资本流动的效力。但对于资产负债工具调整金融机构杠杆水平以及缓冲型工具调控跨境资本流动并未产生显著影响。本文还发现经济金融发展水平、制度背景以及中央银行自身特征等因素均会影响各国家（或地区）对宏观审慎政策主体的选择。本文结论对于完善宏观审慎政策框架具有重要意义。

【关键词】 中央银行；宏观审慎政策；金融监管

一、引言

2008 年国际金融危机以来，为了保障金融体系长期稳定与可持续性，各国先后进行了不同程度的监管体制改革，将“宏观审慎维度”纳入宏观调控体系。由此转变货币政策与金融监管长期分离的趋势，将两者职能统归中央银行并明确其在实施宏观审慎政策、防范和化解系统性风险中的主体地位，实现中央银行金融监管职能“再统一”。此次“再统一”，并不是 20 世纪末期监管职能分离的简单再回归，而是如何将宏观审慎政策职能纳入央行，并加强货币政策与宏观审慎政策分工与协调，更多涉及到央行职能重塑和金融稳定框架改革。在此过程当中，中央银行在宏观审慎政策框架中的职能定位和相关制度安排是实现货币政策和宏观审慎政策功能链接、完善金融稳定治理、保障宏观审慎政策有效性的关键（郑联盛，2019）。

目前，对于宏观审慎政策的制度框架与治理机制，特别是中央银行作为宏观审慎政策主体有效性实证研究相对较少。鉴于此，本文使用 121 个国家（或地区）的数据，重点探究由中央银行作为宏观审慎政策主体，对政策整体以及不同类型工具有效性的影响，并进一步对宏观审慎政策主体的决定因素进行了研究。本文的创新之处在于：（1）通过对中央银行作为宏观审慎政策主体的制度有效性分析，能够为中央银行承担宏观审慎政策职能提供新的理论支撑。（2）通

¹ 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长、中国人民大学财政金融学院党委副书记、中国人民大学财政金融学院副教授、金融科技研究所执行所长

² 邵梦竹，中国人民大学财政金融学院博士研究生

过考察不同审慎工具的异质性问题，以及中央银行作为宏观审慎政策主体的决定因素，为进一步发挥中央银行宏观审慎政策主体职能提供了可鉴之策。

本文余下部分安排如下：第二部分对相关文献进行梳理；第三部分介绍研究设计；第四部分为宏观审慎政策主体有效性的实证分析；第五部分进一步探究中央银行成为宏观审慎政策主体的决定因素；最后总结全文并提出政策建议。

二、文献综述

2008 年全球金融危机以来，以防范系统性风险，维护金融稳定为目标的宏观审慎政策，在时隔三十多年后重回理论视野。各国先后将宏观审慎政策纳入现行金融监管框架，是对此次金融危机的政策响应（周小川，2011）。宏观审慎政策通过抑制信贷过热、降低金融机构杠杆水平、调控房地产市场、管理跨境资本流动等渠道有效防范系统性风险，提高金融稳定性（Lim et al., 2011; Claessens et al., 2013; 王志强和李青川，2014; Cerutti et al., 2017; 荆中博和方意，2018; 宋科和李振，2019）。尽管宏观审慎政策的有效性得到了广泛的验证，但关于宏观审慎政策的制度框架，尤其是宏观审慎政策主体的研究仍处于起步阶段。明确宏观审慎政策主体并以此为基础建立一套完善的制度体系，才能切实保障宏观审慎政策的有效实施。

中央银行自成立之初，凭借最后贷款人角色就天然地拥有金融监管职能。20 世纪末，为保障货币政策独立性，出现了分离中央银行金融监管职能的浪潮。金融危机后，吴晓灵（2011）、Bernanke（2013）等认为，中央银行监管职能丧失，导致其缺乏对金融机构信息的充分掌握，未能及时发挥最后贷款人职责，加剧了危机影响。此后，以加强宏观审慎政策为契机，各国中央银行不同程度地实现了金融监管职能的“再统一”，并在危机预防和处置、维护金融稳定方面得到了进一步扩权。IMF（2011）明确提出，中央银行应该在宏观审慎政策框架中发挥主体作用。从职能角度来看，中央银行作为流动性供给者和最后贷款人，具有宏观调控和危机救助职责，在维护金融稳定方面不可替代（Goodhart，2010）。从激励角度来看，中央银行具有承担宏观审慎政策职能的内在需求和强烈意愿。金融不稳定将会给中央银行实现价格稳定、经济增长等目标带来更大的额外成本（Blinder，2010）。从能力角度来看，中央银行作为货币政策制定者、支付清算中心等，能够从多种渠道获取金融机构信息并监测金融系统运行（Boyer & Ponce，2013）。同时，中央银行在金融机构经营、金融市场运转以及实体经济与金融系统相互作用等方面具有成熟的宏观分析经验，有利于中央银行识别和监测系统性风险（Osborne，2015）。由中央银行主导宏观审慎政策，还能够利用其独立性优势，有效避免政治干预，保证宏观审慎政策自主、有序、高效实施（Ingves et al.，2011）。从协调角度来看，宏观审慎政策的实施需要各监管机构协调合作，共同参与系统性风险的防范（Blinder，2010; IMF，2011）。Nier et al.（2011）认为，中央银行拥有多种身份，能够有效降低不同监管机构之间的协调成本以及政策制定与政

策执行之间的沟通成本，保障监管效力。

但部分研究认为，中央银行不应承担宏观审慎政策职能。首先，中央银行监管权力过于集中，将面临更大的政治压力。其次，中央银行同时作为货币政策和宏观审慎政策实施主体，会对两种政策独立性产生不利影响。中央银行可能会使用审慎监管权力促进货币政策目标的实现，或调整货币政策来弥补宏观审慎政策在解决金融失衡方面的不足，政策界限越来越模糊，公众无法形成稳定的政策预期，反而不利于金融稳定（Masciandaro, 2009; Wall, 2012; Masciandaro & Volpicella, 2016）。

尽管就中央银行是否应该承担宏观审慎政策职能问题尚未达成共识，但各国已为此提供了丰富的实践。Serge（2014）对 114 个国家的中央银行展开调查发现，截至 2012 年年末，94 家央行都被赋予了金融监管职责，其中，75 家央行已明确将维护金融稳定作为政策目标。IMF（2017）调查显示，在 121 个成员国家和地区中，76 家中央银行都已经具有宏观审慎监管职责，在维护金融稳定方面发挥着核心作用。2008 年金融危机前，约三分之二国家以法律形式明确中央银行具有监督管理金融体系的职责，2009 年以来该比例达到五分之四以上（卜永祥，2016）。Matysek- J 誰 drych（2018）对 30 个主要国家进行调查，发现相比其他监管模式，由中央银行作为宏观审慎政策主体在制度设计、问责机制和透明度方面均具有明显优势。Limet al.（2013b）的实证分析发现，中央银行在宏观审慎政策框架中作用越大，政策反应时间越短，对于防范时间维度的系统性风险也越及时有效。陈雨露和马勇（2012）也通过跨国实证分析发现，中央银行拥有金融监管职权更能促进实体经济的增长和金融系统的稳定。

整体来看，现有文献关于中央银行充当宏观审慎政策主体的定性分析与调查报告较多，但缺乏有关其有效性的实证分析。特别是在当前大部分中央银行已经初步实现金融监管职能“再统一”背景下，此问题显得更为现实与迫切。

三、研究设计

（一）变量说明

宏观审慎政策代理变量。本文结合 IMF 在 2013 年和 2017 年对成员国家（或地区）宏观审慎政策实施情况的调查数据，依据立法时间统计 16 种审慎工具使用情况。若该国家和地区在该年份中实施了该种工具，则该种工具的实施变量记为 1；反之，记为 0。将 16 种审慎工具实施变量加总，得到宏观审慎政策代理变量（Mapp）。该变量数值越大，表示该国家和地区宏观审慎政策实施程度越高。同时，本文借鉴 BOE（2011），Claessens et al.（2013）等的研究，根据作用对象和机理差异，将审慎工具分为缓冲型工具（Buffer）、资产负债工具（Bssheet）以及借款人工具（Borrower）三大类别，以考察中央银行对不同类型工具有效性的异质性影响。

中央银行宏观审慎政策职能代理变量。本文基于 Limet al.（2013a），Egawa et al.（2015）

的研究，依据 IMF 对宏观审慎政策主体调查结果，以法理原则统计各国家和地区中央银行是否以及何时承担宏观审慎政策主体职能，作为中央银行宏观审慎政策职能的代理变量（CB）。数值 1 表示中央银行在该年份承担主体职能，具体包括中央银行是宏观审慎政策唯一授权机构，由中央银行内设金融稳定委员会负责宏观审慎政策，由中央银行外设金融稳定委员会承担宏观审慎政策职能且央行行长担任委员会主席。数值 0 表示其他机构在该年份承担主体职能，具体包括由其他机构作为宏观审慎政策授权机构，由多个机构共同负责宏观审慎政策，由中央银行外设金融稳定委员会承担宏观审慎政策职能且中央银行仅作为参与者。

控制变量。为避免遗漏变量，本文控制了来自经济环境、金融结构、制度背景等多种因素对系统性风险的影响，具体选取货币政策（Mpolicy）、实际人均 GDP 增长率（GDP）、金融自由度（Fifree）、VIX 指数（VIX）、汇率制度（Erra）、金融危机（Crisis）等作为控制变量（Lim et al., 2011; Cerutti et al., 2017; 荆中博和方意, 2018）。

表 1 变量说明

	变量名称	释义	数据来源
被解释变量	Credit	金融部门对私人部门总债权的对数差分值	IMF-IFS
	Banklev	银行机构资产与权益的比值	IMF-FSIs
	Intercap	金融部门对非居民债务和债权总额增长率	IMF-IFS
解释变量	Mapp	依据法理原则统计的各国家（或地区）当年实施宏观审慎政策工具总数	IMF-GMPIE
	Buffer	依据法理原则统计的各国家（或地区）当年实施的缓冲型工具总数	IMF-GMPIE
	Borrower	依据法理原则统计的各国家（或地区）当年实施的借款人工具总数	IMF-GMPIE
	Bsheet	依据法理原则统计的各国家（或地区）当年实施的资产负债工具总数	IMF-GMPIE
	CB	若中央银行作为宏观审慎政策主体，则记为 1；否则记为 0	IMF-GMPIE
控制变量	Mpolicy	各国家（或地区）货币政策利率水平	IMF-IFS
	GDP	剔除价格水平影响的人均实际 GDP 增长率	World Bank
	Fifree	从银行效率、政府干预程度、资本市场发展程度以及对外开放程度等方面反应各国家（或地区）金融部门自由度的综合指数	Index of Economic Freedom
	VIX	芝加哥期权交易所 VIX 指数，反应全球金融市场的波动情况	芝加哥期货交易所
	Erra	各国家（或地区）的汇率制度安排，数值越高，表示汇率制度越自由浮动	IMF
	Crisis	若该国家（或地区）在该年发生金融危机，则记为 1；否则记为 0	Laeven & Valencia(2013)

（二）模型设定和样本选择

在对宏观审慎政策有效性的考察中，首先使用 OLS 模型进行初步分析，具体如下：

$$Risk_{i,t} = \alpha + \beta MAP_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Risk_{i,t}$ 为系统性风险代理变量; 解释变量 $MAP_{i,t-1}$ 为宏观审慎政策代理变量滞后项; $X_{i,t-1}$ 为控制变量滞后项; μ_i 为国家效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项; 模型使用稳健标准误。

考虑到金融风险变量具有持续性, 模型加入被解释变量的滞后项来控制历史数据的影响。使用系统 GMM 方法 (Blundell & Bond, 1998) 来解决引入滞后被解释变量产生的内生性问题。模型设定如下:

$$Risk_{i,t} = \alpha + \beta Risk_{i,t-1} + \gamma MAP_{i,t-1} + \delta X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Risk_{i,t-1}$ 表示被解释变量一阶滞后项, 其他变量与式 (1) 相同。模型使用两步法并对标准误进行纠偏 (Windmeijer, 2005)。

为了进一步探究由中央银行作为宏观审慎政策主体对政策有效性的影响, 在式 (2) 中引入中央银行宏观审慎政策职能代理变量以及其与宏观审慎政策代理变量相乘得到的交互项。同时, 本文对低次项和交互项进行“去平均值”处理, 以降低二者之间的相关性, 得到模型如下:

$$Risk_{i,t} = \alpha + \beta Risk_{i,t-1} + \gamma MAP_{i,t-1}^* + \delta CB_{i,t-1}^* \times MAP_{i,t-1}^* + \theta CB_{i,t-1}^* + \eta X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$MAP_{i,t-1}^* = MAP_{i,t-1} - \overline{MAP_{i,t-1}} \quad (4)$$

$$CB_{i,t-1}^* = CB_{i,t-1} - \overline{CB_{i,t-1}} \quad (5)$$

根据数据可得性, 本文最终使用 121 个国家 (或地区) 2002—2017 年的面板数据进行实证分析。为避免极端值影响, 本文对连续型变量进行 1% 缩尾处理。

四、实证结果与分析

(一) 基准模型

表 2 给出了基于政策整体视角的回归结果。本文发现在不同系统性风险代理变量的回归结果中, 核心解释变量 $Mapp$ 系数均在 1% 水平上显著为负, 说明宏观审慎政策的实施能够有效缓解信贷过热、降低金融机构杠杆水平、抑制跨境资本扩张, 在防范系统性风险方面具有显著效果。从控制变量来看, 经济增长与信贷规模和跨境资本流动呈正相关关系, 在一定程度上反映了信贷规模和跨境资本流动的顺周期特征。宽松的货币政策将刺激信贷规模和跨境资本流动扩张, 但对金融机构杠杆水平的影响有所不同。全球市场环境不确定性增加会降低市场参与者风险偏好, 从而引起金融机构杠杆水平下降, 信贷规模增长和跨境资本流动也得以抑制。金融危机爆发使得信贷过热和资本流动加剧现象有所缓解。金融自由度结果表明, 金融自由程度越高, 越有利于信贷规模扩张。汇率制度并未有显著影响。

表 2 宏观审慎政策有效性：基于整体视角

	信贷规模		金融机构杠杆		跨境资本流动	
	(1)OLS	(2)GMM	(3)OLS	(4)GMM	(5)OLS	(6)GMM
L.Credit		0.2297*** (0.0657)				
L.Banklev				0.6043*** (0.0972)		
L.Intercap						-0.0121 (0.0434)
L.Mapp	-0.7746*** (0.0963)	-0.9995*** (0.1670)	-0.6042*** (0.1017)	-0.4044*** (0.1149)	-3.0749*** (0.4011)	-4.0303*** (0.7533)
L.GDP	0.3792*** (0.0501)	0.2087*** (0.0642)	-0.0094 (0.0338)	-0.0272 (0.0484)	0.4873** (0.2212)	0.5675 (0.4168)
L.Mpolicy	-0.0571 (0.0564)	-0.2948*** (0.0933)	0.0122 (0.0312)	0.0792** (0.0376)	-0.5356*** (0.2005)	-1.0516** (0.4684)
L.Crisis	-2.2686*** (0.6124)	-1.3404 (0.8845)	-0.6474 (0.5833)	-0.6091 (1.006)	-8.4556*** (2.1007)	-13.4114** (5.7539)
L.VIX	-0.1167*** (0.0225)	-0.1255*** (0.0218)	0.0127 (0.0162)	-0.0287** (0.0132)	-0.6541*** (0.1027)	-0.5613*** (0.1448)
L.Fifree	-0.0106 (0.0213)	0.1661*** (0.0543)	0.0113 (0.0151)	-0.0179 (0.0224)	0.0984 (0.0904)	0.2739 (0.2514)
L.Erra	-0.0929 (0.0803)	0.0946 (0.1448)	0.0808 (0.0860)	-0.0208 (0.1121)	-0.3249 (0.3091)	0.0464 (0.9406)
国家效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R 方	0.3792		0.6927		0.2219	
AR (1)		0.000		0.004		0.000
AR (2)		0.605		0.460		0.242
Hensen 检验		0.770		0.191		0.823
N	1480	1408	1294	1286	1248	1176

注：括号内为标准差；*、**、***分别代表在 10%、5%和 1%的水平下显著；常数项结果省略。下同。

表 3 给出了基于不同类型工具的回归结果。本文发现三类审慎工具的系数均显著为负，表明缓冲型工具、借款人工具以及资产负债工具对于防范系统性风险都具有显著效果。所得结论与 Claessens et al. (2013)，Cerutti et al. (2017)，荆中博和方意 (2018) 等基本一致。

表 3 宏观审慎政策有效性：基于不同类型工具视角

	信贷规模					
	缓冲型工具		借款人工具		资产负债工具	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
L.Credit		0.2530*** (0.0622)		0.2495*** (0.0636)		0.2227*** (0.0670)
L.Buffer	-1.3410*** (0.1877)	-1.6990*** (0.3247)				
L.Borrower			-1.7690*** (0.3163)	-2.7300*** (0.6786)		
L.Bssheet					-1.3288*** (0.1935)	-2.1346*** (0.3800)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R 方	0.3635		0.3563		0.3738	
AR (1)		0.000		0.000		0.000
AR (2)		0.537		0.646		0.560
Hensen 检验		0.786		0.709		0.682
N	1480	1408	1480	1408	1480	1408

金融机构杠杆						
	缓冲型工具		借款人工具		资产负债工具	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
L.Banklev		0.3594*** (0.0895)		0.4892*** (0.1081)		0.5809*** (0.1085)
L.Buffer	-0.7175*** (0.2134)	-0.9958** (0.4104)				
L.Borrower			-0.7311*** (0.2315)	-0.9795** (0.3841)		
L.Bssheet					-1.1789*** (0.2086)	-0.8184** (0.3289)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R 方	0.6830		0.6828		0.6969	
AR (1)		0.007		0.005		0.005
AR (2)		0.621		0.485		0.464
Hensen 检验		0.974		0.973		0.256
N	1294	1286	1294	1286	1294	1286
跨境资本流动						
	缓冲型工具		借款人工具		资产负债工具	
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
L. Intercap		0.0205 (0.0390)		0.0059 (0.0427)		0.0126 (0.0382)
L.Buffer	-5.6920*** (0.8290)	-6.6406*** (1.2095)				
L.Borrower			-4.6982*** (1.3839)	-9.8466** (3.9671)		
L.Bssheet					-5.4488*** (0.7510)	-8.5128*** (1.4327)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R 方	0.2083		0.1894		0.2190	
AR (1)		0.000		0.000		0.000
AR (2)		0.190		0.252		0.125
Hensen 检验		0.662		0.933		0.779
N	1248	1176	1248	1176	1248	1176

注：控制变量结果省略。下同。

(二) 中央银行作为宏观审慎政策主体对政策有效性的影响

本文进一步引入中央银行宏观审慎政策职能代理变量，并构建其与宏观审慎政策代理变量相乘得到的交互项，来分析由中央银行作为宏观审慎政策主体对政策有效性的影响。表 4 给出基于政策整体视角的回归结果。交互项 $CB \times Mapp$ 均在 5% 水平上显著为负，表明由中央银行作为宏观审慎政策主体能够明显提高审慎政策在抑制信贷过热、调控金融机构杠杆水平以及管理跨境资本流动方面的有效性。可能原因在于中央银行具有维护金融稳定的内在激励，在信息搜集与分析、政策协调、独立性等方面的优势都有利于加强宏观审慎政策的作用效果，提高监管效力 (Os-borne, 2015; 郑联盛, 2019)。Mapp 与 CB 均显著为负，符合预期。控制变量的回归结果与表 2 基本一致，但加入中央银行宏观审慎政策职能代理变量及交互项后，在一定程度上削弱了 GDP 增长率和金融自由度对信贷规模增长的影响，而汇率制度对金融机构杠杆水平的影

响略有增强。

表 4 中央银行作为宏观审慎政策主体对政策有效性的影响：基于整体视角

	信贷规模	金融机构杠杆	跨境资本流动
L.Credit	0.2074** (0.0872)		
L.Banklev		0.3811*** (0.1091)	
L.Intercap			-0.2254* (0.1248)
L.CB*Mapp	-0.7885** (0.3631)	-0.6577** (0.3327)	-6.0628** (2.9837)
L.Mapp	-0.4934** (0.2000)	-0.3604** (0.1768)	-2.7345** (1.2792)
L.CB	-7.9962*** (1.9935)	-2.2778** (1.005)	-34.5626*** (10.7776)
L.GDP	0.0762 (0.0789)	-0.0581 (0.0367)	0.6659 (0.4976)
L.Mpolicy	-0.1896** (0.0754)	0.0836* (0.0446)	-2.5492*** (0.9444)
L.Crisis	-3.0984** (1.1984)	-0.9269 (0.9469)	-25.1092*** (9.3165)
L.VIX	-0.1443*** (0.0211)	-0.0289** (0.0135)	-0.5743*** (0.2167)
L.Fifree	0.0648 (0.0521)	-0.0106 (0.0314)	0.1174 (0.5249)
L.Erra	0.1526 (0.2305)	0.2366* (0.1382)	-0.5743 (1.0317)
国家效应	控制	控制	控制
AR (1)	0.001	0.009	0.008
AR (2)	0.654	0.645	0.399
Hensen 检验	0.248	0.247	0.113
N	1408	1286	1176

本文引入基于不同类型审慎工具的交互项 $CB \times Bu$ 、 $CB \times Bo$ 、 $CB \times Bs$ 来考察异质性影响。如表 5 所示，三类审慎工具与 CB 的系数均显著为负，符合预期。交互项回归结果中，对于缓冲型工具而言，中央银行作为政策主体能够显著提升其在抑制信贷扩张、降低金融机构杠杆水平方面的有效性，但对于管理跨境资本流动缺乏改善效果。可能原因在于，一国经济繁荣会吸引国际资本大量涌入，造成本币升值，中央银行为维持币值稳定很可能采取降低利率水平、增加货币投放等措施（伍戈和严仕锋，2015），与缓冲型工具逆周期调节目标相左，影响监管效果。对于借款人工具而言，中央银行作为政策主体能够显著提升其在抑制信贷扩张、降低金融机构杠杆水平以及管理跨境资本流动方面有效性，从多个渠道改善监管效力。对于资产负债工具而言，中央银行作为政策主体能够显著提升其在抑制信贷扩张以及管理跨境资本流动方面有效性，但不能强化其对于金融机构杠杆水平的调节作用。可能原因在于，资产负债工具主要通过调整金融机构资产负债结构来调节杠杆水平，具有微观审慎特征。相比之下，中央银行更擅长宏观经济分析与调控，更加注重系统重要性金融机构监管，而非系统重要性金融机构监管可以由其他机构来承担（Blinder，2010）。

表 5 中央银行作为宏观审慎政策主体对政策有效性的影响：基于不同类型工具视角

	信贷规模			金融机构杠杆			跨境资本流动		
	缓冲型工具	借款人工具	资产负债工具	缓冲型工具	借款人工具	资产负债工具	缓冲型工具	借款人工具	资产负债工具
L.Credit	0.2028*** (0.0648)	0.1456 (0.1038)	0.1412 (0.0935)						
L. Banklev				0.3764*** (0.0919)	0.4912*** (0.0973)	0.4815*** (0.1251)			
L. Intercap							-0.0486 (0.0991)	-0.1439 (0.1092)	-0.3026*** (0.1019)
L.Buffer	-1.0930** (0.5158)			-0.9059* (0.5107)			-6.9533*** (2.1609)		
L.CB*Bu	-2.1929** (1.1013)			-2.9256* (1.7229)			3.4978 (3.7864)		
L.Borrower		-4.1827*** (1.1534)			-1.008** (0.4814)			-8.2774** (3.5721)	
L.CB*Bo		-3.3356* (1.9439)			-1.9126** (0.9286)			-13.4868* (7.9337)	
L.Bssheet			-1.0833** (0.4334)			-0.8059* (0.4383)			-8.1108*** (2.7965)
L.CB*Bs			-1.3390* (0.8127)			0.3783 (.3595)			-8.6238* (4.7690)
L.CB	-9.5919*** (2.6074)	-10.8853*** (2.6558)	-9.9703*** (2.1780)	-3.3163** (1.5291)	-1.4157** (0.6837)	-0.6859** (0.2955)	-18.3204** (8.1147)	-35.4594*** (-3.47)	-29.8073*** (10.8613)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR (1)	0.000	0.002	0.002	0.006	0.005	0.005	0.000	0.002	0.008
AR (2)	0.727	0.677	0.852	0.537	0.540	0.555	0.680	0.659	0.144
Hensen 检验	0.625	0.223	0.172	0.998	0.988	0.151	0.622	0.170	0.284
N	1408	1408	1408	1286	1286	1286	1176	1176	1176

(三) 稳健性检验

为保证结果稳健性，本文采用更换解释变量、被解释变量，改变宏观审慎政策主体统计标准，改变缩尾处理方式，子样本分组回归等进行稳健性检验，均表明由中央银行作为宏观审慎政策主体可以显著提高政策有效性并对不同类型工具产生异质性影响¹。

四、进一步分析

在前文分析基础上，本文进一步考察究竟哪些因素决定中央银行能否作为宏观审慎政策主体。

¹文章篇幅有限，稳健性检验结果未予以列式，感兴趣读者可向作者索取。

（一）变量说明

本文将中央银行宏观审慎政策职能代理变量作为被解释变量，解释变量选取人口规模（Lpopu）、GDP 实际增长率（Realgdp）、金融市场发展指数（FM）、是否为发达经济体（Dev）来表示经济金融发展水平；是否兼顾金融稳定目标（Fistability）、通货膨胀水平（Inflation）来反映中央银行特征；是否为英美法系（Law）、汇率制度（Erra）来体现制度背景差异。同时，加入金融危机指示变量（Fc）。本文最终使用 121 个国家和地区 2002—2017 年数据作为样本，使用面板 Logit 模型探究中央银行作为宏观审慎政策主体的决定因素。

（二）实证分析与稳健性检验

如表 6 所示，本文发现经济金融发展水平、中央银行特征以及制度背景等多种因素均会影响宏观审慎政策主体选择。经济金融发展因素中，人口规模系数显著为负，说明一国和地区规模越大，其经济金融系统越复杂庞大，如果无法实现充分的政策协调和较高的监管效率，由央行集中监管将具有一定局限性（Lim et al., 2013a; Egawa et al., 2015）。实际 GDP 增长率系数显著为正，表明经济发展有助于中央银行发挥宏观审慎政策职能。Dev 系数显著为负，说明发达经济体倾向于选择政府等其他机构承担宏观审慎政策职能，而发展中经济体则选择由中央银行集中负责金融监管。FM 系数显著为负，表明资本市场越发达，金融市场化程度越高，由央行作为宏观审慎政策主体的可能性越小。

中央银行特征因素中，Fistability 系数显著为正，表明具有金融稳定职责的中央银行更倾向于主导宏观审慎政策，有效丰富中央银行金融稳定工具箱。Inflation 系数显著为负，表明如果中央银行能够维持较低水平通货膨胀，高效执行货币政策，具有良好的声誉和公信力，公众也将信任其能够更好地履行宏观审慎政策职能。

制度背景因素中，英美法系对授权中央银行负责宏观审慎政策具有积极作用。Jacome et al.（2012）认为，大陆法系国家和地区的央行需要依据明确法律规定行使宏观审慎政策职能，但目前法律制度框架尚不完善，在一定程度上阻碍了中央银行职能发挥。汇率制度结果显著为正，说明汇率浮动程度越高，越有利于中央银行主导宏观审慎政策。FC 系数显著为正，表明危机后中央银行普遍加强了宏观审慎政策主体作用，符合国际实践。

本文同时使用面板 Probit 模型、基于事实原则统计宏观审慎政策主体、对连续变量进行 5% 缩尾处理等方法进行稳健性检验，回归结果保持一致。

表 6 决定中央银行作为宏观审慎政策主体的主要因素分析

	法理原则统计	法理原则统计	事实原则统计	5%缩尾处理
	Logit 回归	Probit 回归	Logit 回归	Logit 回归
Lpopu	-0.5910* (0.3351)	-0.3231* (0.1954)	-0.5663* (0.3070)	-0.6875** (0.2879)
Realgdp	0.1761*** (0.0533)	0.1011*** (0.0303)	0.2000*** (0.0632)	0.2401*** (0.0711)
Dev	-3.2582** (1.4809)	-2.2564** (0.8973)	-5.0921*** (1.5640)	-7.4325*** (1.6436)
FM	-4.7534** (2.0522)	-2.8151** (1.3104)	-6.1737*** (1.9620)	-6.4348*** (2.3788)
Law	2.8017** (1.3293)	3.8183*** (0.6028)	3.9202*** (0.9952)	4.6704*** (0.9797)
Fistability	2.3154** (1.0898)	1.8572*** (0.5986)	5.2373*** (0.9593)	4.4139*** (0.8444)
Erra	0.3432*** (0.1217)	0.1997*** (0.0720)	0.3469*** (0.1269)	0.3579*** (0.1310)
Inflation	-0.1824*** (0.0571)	-0.0899*** (0.0258)	-0.2987*** (0.0573)	-0.3093*** (0.0704)
Fc	6.5152*** (0.7075)	3.9401*** (0.4298)	6.4691*** (0.6374)	6.6117*** (0.7323)
Insig2u	4.4726*** (0.2768)	3.2320*** (0.2728)	4.6769*** (0.2652)	4.4845*** (0.3021)
N	1508	1508	1776	1508

五、结论与建议

本文基于 2002—2017 年 121 个国家和地区的数据，对中央银行作为宏观审慎政策主体的有效性进行实证分析，所得结论如下：

第一，在控制其他因素的情况下，宏观审慎政策能够有效防范系统性风险，且由中央银行作为宏观审慎政策主体能够显著增强宏观审慎政策在抑制信贷过热、降低金融机构杠杆水平以及管理跨境资本流动等方面的实施效果，提高政策有效性。

第二，中央银行对不同类型工具的有效性产生异质性影响。对于缓冲型工具而言，中央银行作为政策主体能够显著提升其在抑制信贷扩张、降低金融机构杠杆水平方面的有效性，但对管理跨境资本流动的影响并不显著。对于借款人工具而言，能够显著改善其在抑制信贷扩张、降低金融机构杠杆水平以及管理跨境资本流动方面的效果。对于资产负债工具而言，能够显著提高其在抑制信贷扩张、管理跨境资本流动方面的效力，但对降低金融机构杠杆水平的影响并不明显。

第三，经济金融发展水平、制度背景以及中央银行自身特征等因素均会影响各国家和地区的宏观审慎政策主体选择。经济规模较小、资本市场发展水平较低的发展中经济体更倾向于选择央行作为宏观审慎政策主体；英美法系、浮动汇率制度因素有利于央行承担宏观审慎政策职

能；央行金融稳定职责、良好的声誉和公信力也会增加其作为宏观审慎政策主体的可能性。

本文据此提出以下政策建议：一是中央银行相比其他监管机构更有激励和能力来实施宏观审慎政策，其拥有广泛的信息来源、成熟的政策协调能力以及良好的声誉和独立性，都有利于提高政策有效性。各国要充分发挥中央银行优势，强化其金融监管职能，在维护金融稳定方面发挥重要作用。二是虽然本文结论支持中央银行承担宏观审慎政策主体职能，但并不意味着“放之四海而皆准”。经济金融发展水平、制度背景以及中央银行自身特征等都会产生异质性影响。各国要立足于自身实际，以更为合理有效的方式赋予中央银行宏观审慎政策职能。三是随着中央银行监管职能扩大和权力集中，各国要建立配套的防火墙机制，完善中央银行问责和信息披露机制。同时，中央银行要谨慎决策、稳健执行，避免决策偏差而引发系统性风险。

2008 年全球金融危机以来，顺应强化宏观审慎政策的大趋势，我国提出了构建“货币政策 + 宏观审慎政策”双支柱宏观调控框架，并赋予中国人民银行宏观审慎管理的法定职责，充分发挥和利用了中国人民银行在宏观调控、政策协调、社会公信力等方面的既有优势，是基于我国经济金融条件和制度背景、符合我国基本国情的合理决策，也是现阶段进一步加强与完善我国金融监管体制的必要选择。

参考文献

- [1] 卜永祥. 金融管理体制改革的的关键问题[J]. 财新周刊, 2016 (6): 67-71
- [2] 陈雨露, 马勇. 中央银行的宏观监管职能: 经济效果与影响因素分析[J]. 财经研究, 2012 (5): 4-14
- [3] 荆中博, 方意. 中国宏观审慎政策工具的有效性和靶向性研究[J]. 财贸经济, 2018 (10): 75-90
- [4] 宋科, 李振. 宏观审慎政策、杠杆率与银行风险承担[J]. 金融监管研究, 2019 (10): 1-19
- [5] 吴晓灵. 发挥中央银行在宏观审慎管理中的主导作用[J]. 银行家, 2011 (6): 10-10
- [6] 王志强, 李青川. 资本流动、信贷增长与宏观审慎监管政策——基于门限向量自回归的实证分析[J]. 财贸经济, 2014 (4): 38-47.
- [7] 伍戈, 严仕锋. 跨境资本流动的宏观审慎管理探索: 基于对系统性风险的基本认识[J]. 新金融, 2015 (10): 14-18
- [8] 周小川. 金融政策对金融危机的影响——宏观审慎政策框架的形成背景、内在逻辑和主要内容[J]. 金融研究, 2011 (1): 1-14
- [9] 郑联盛. 中央银行职能演进与拓展的脉络[J]. 经济学动态, 2019 (3): 105-119
- [10] Bank of England. Instruments of Macroprudential Policy [J], BOE Discussion Paper, 2011
- [11] Bernanke B. A Century of U.S. Central Banking: Goals, Frameworks, Accountability[J]. NBER Papers, 2013
- [12] Blinder A S. How Central Should the Central Bank Be[J]. Journal of Economic Literature, 2010 (48): 123-133.
- [13] Blundell R, Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998 (87): 115-143
- [14] Boyer P C, Ponce J. Central Banks and Banking Supervision Reform, Chapters in Handbook of Central Banking, Financial Regulation and Supervision——After the Financial Crisis[M]. 2013
- [15] Cerutti E, Claessens S, Laeven L. The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence[J]. Journal of Financial Stability, 2017 (28): 203-224
- [16] Claessens S, Ghosh S, Mihet R. 2013. Macro-prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities[J]. Journal of International Money and Finance, 2013 (39): 153-185
- [17] Egawa E, Akira O, Toshiyuki S. What Determines Institutional Arrangements for Macroprudential Policy[J]. IMES Discussion Paper Series, 2015, No.15-E-03
- [18] Goodhart C A E. The Changing Role of Central Banks[J]. BIS working paper, 2010
- [19] IMF. Macroprudential Policy: An Organizing Framework[J]. IMF Policy Papers, 2011
- [20] Ingves S. Central Bank Governance and Financial Stability[J]. BIS Papers, 2011

- [21] Jácome L I, Nier W, Imam P. Building Blocks for Effective Macroprudential Policies in Latin America: Institutional Considerations[J]. IMF Working Paper, 2012, WP/12/18
- [22] Laeven L, Valencia F. Systemic Banking Crises Database[J]. IMF Economic Review, 2013 (61): 225-270.
- [23] Lim C H, Columba F, Costa A, Kongsamut P, Otani A, Saiyid M, Wezel T, Xiaoyong W. Macroprudential Policy: What Instruments and How to Use Them? Lessons from Country Experiences[J]. IMF Working paper, 2011, WP/11/238: 1-85
- [24] Lim C H, Ramch R, Hong W, Xiaoyong W. Institutional Arrangements for Macroprudential Policy in Asia[J]. IMF Working Paper, 2013a, No.13/165
- [25] Lim C H, Ivo K, Fabian L, Akira O, Xu W. The Macroprudential Framework: Policy Responsiveness and Institutional Arrangements[J]. IMF Working Paper, 2013b, No.13/165: 1-40
- [26] Masciandaro D. Politicians and Financial Supervision Unification Outside the Central Bank: Why Do They Do It[J]. Journal of Financial Stability, 2009 (5)
- [27] Masciandaro D, Volpicella A. Macroprudential Governance and Central Banks: Facts and Drivers[J]. Journal of International Money and Finance, 2016 (61): 101-119
- [28] Matysek-Jędrych A. On the Growing Accountability of Central Banks for Financial Stability—the Macroprudential Perspective[J]. Economics and Business Review, 2018 (4): 30-45
- [29] Nier J, Jácome L, Osinski J, Madrid P. Institutional Models for Macroprudential Policy[J]. IMF Staff Discussion Notes, 2011, No.11/18
- [30] Osborne G. Speech by the Chancellor of the Exchequer at the Lord Mayor's dinner for bankers and merchants of the City of London, 10 June, 2015
- [31] Serge J. Financial Stability Objectives and Arrangements—What's New[J]. BIS Papers, 2014
- [32] Wall L D. Central Banking for Financial Stability: Some Lessons from the Recent Instability in the United States and Euro Area[J]. ADBI Working Paper, 2012
- [33] Windmeijer F. A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators[J]. Journal of Econometrics, 2005 (126): 25-51

Central Bank and Macroprudential Policy's Effectiveness

—Evidence from 121 Central Banks

Song Ke and Shao Mengzhu

Summary: Existing literature lacks research on the institutional framework and governance mechanism of macroprudential policy, especially the effectiveness of central bank as macroprudential policy authority. Based on the data of 121 countries (or regions) from 2002 to 2017, this study empirically investigates the impact of central bank, being the macroprudential policy authority, on the effectiveness of overall policy and different types of instruments, and further analyzes what determines the institutional arrangements for macroprudential policy. We find that, central bank has inherent incentives to maintain financial stability, and has obvious advantages in information collection, macroeconomics analysis, policy coordination, and independence. Being macroprudential policy authority, central bank can significantly enhance the effectiveness of macroprudential policy. Due to the differences in objects and mechanisms among different instruments, central bank has heterogeneous impact on different types of instruments. Central bank can strengthen the power of buffer instruments, borrower instruments, and asset-liability instruments to curb credit expansion; improve the effectiveness of buffer instruments and borrower instruments to reduce financial institutions' leverage; enhance borrower instruments' and asset-liability instruments' effects on cross-border capital flows. However, as the macroprudential policy authority, central bank seems to have no significant influence on asset-liability instruments to adjust financial institutions' leverage, and buffer instruments to control cross-border capital flows. This study also finds that economic and financial development, institutional background, and the characteristics of the central bank can all affect macroprudential policy's institutional arrangements. The conclusions of this article provide new theoretical evidence for central bank to undertake macroprudential policy authority function, and is of great significance for improving the institutional framework of macroprudential policy.

China has proposed to build the two-pillar policy framework of “monetary policy + macroprudential policy”, and has empowered the People's Bank of China legal responsibilities for macroprudential management, making full use of the existing advantages of the People's Bank of China in information collection, macro-control, policy coordination, social credibility, etc. It is a reasonable and necessary institutional choice based on China's economic and financial conditions and institutional background.

Keywords: Central Bank; Macroprudential Policy; Financial Supervision

可预期的外生冲击与中国经济周期

—基于 Search-Matching 模型的分析

邹甘娜¹ 孙睿²

【摘要】预期是导致宏观经济波动的重要因素，同样的冲击，如果能让各类经济主体在冲击来临之前形成预期，那么冲击对经济的作用效果可能会截然不同。为了更好地理解可预期的外生冲击对中国经济周期的影响，本文使用 Search-Matching 模型作为分析框架，相比于传统的 DSGE 模型，Search-Matching 模型考虑了劳动市场摩擦的存在，而这恰好和我国实体经济的就业市场高度吻合。同时，为了能够更加准确地估计模型中的结构参数，本文基于 1991-2017 年的中国季度宏观经济数据对模型进行了贝叶斯估计，得到了比使用既有文献进行校准拟合度更高的模拟结果。通过脉冲响应分析，我们发现，可预期的资本税冲击能够在长期明显缓解税收增加对实体经济的负面影响，同时，可预期的资本税冲击也可以在短期缓解资本税冲击对实体经济的负面影响。上述结果表明，如果中央政府能够先促进政策预期形成，并最终实施政策，能够很好地缓解税收冲击对于经济体产生的负面作用。

【关键词】可预期外生冲击；Search-Matching 模型；贝叶斯估计；经济周期；摩擦性失业

一、引言

随着全球经济增速放缓，以及中美贸易战的发生，中国经济将持续面临下行压力。但是，另一方面，与美国和西欧发达国家所不同的是，我国通过各种统计口径得到的城镇失业率并没有表现出明显的提升，这显然和传统真实经济周期模型的预测是相背离的。经济周期的波动很大程度上来源于外生冲击的变化(Kydland 和 Prescott, 1982)。因此要理解中国经济周期的运行机制，就必然要分析各类外生冲击对中国经济周期的影响。所以如果能够理解外生冲击对宏观经济的作用方式，中央政府就可以做到有的放矢，更好地通过财政政策来保障就业，从而使得经济体走出衰退。本文试图从劳动力市场摩擦和可预期外生冲击的角度来分析中国经济周期波动。

劳动力市场是国家经济运行的重要组成部分。而作为劳动力市场的核心特征，就业与失业摩擦是劳动力市场推动经济周期运行的主要机制。Mortensen & Pissarides(1985)使用 Search-Matching 模型很好地解释了劳动力市场摩擦对经济体实际变量的作用方式。尽管 Shimer(2005)

¹ 邹甘娜，武汉大学经济与管理学院博士研究生

² 孙睿，伦敦政治经济学院

认为加入劳动力市场摩擦，并不能完美地校准美国的各项实际经济数据。但是 Shimmer(2005)并没有考虑可预期冲击的影响，而不可预期冲击和可预期冲击对于经济周期的作用在实际经济周期模型中(RBC)呈现出明显不同的特征(Wouter et.al, 2009)。另一方面，考虑到当前处于数据爆炸的时代，现实中各个经济运行主体获取信息的能力有了大幅增强。因此在冲击到来之前，经济主体很有可能就对未到来的冲击形成了预期。所以单独考虑未预期到冲击对经济体的影响可能已经无法准确地呈现出生产力冲击的经济周期作用。

Search-Matching 模型提出了一个在考虑劳动力市场摩擦的情况下，分析需求冲击、供给冲击、技术冲击以及政策冲击对于经济周期影响的基本框架。相比于以新凯恩斯菲利普斯曲线、动态总需求方程和货币政策规则为基准的传统的新凯恩斯模型，Search-Matching 模型充分考虑了劳动力市场的异质性，加入了劳动力摩擦，能够更好地分析投资是如何通过创造更多的就业机会，来影响经济实际变量的波动的，其核心机制来源于对于市场工作机会和失业人群规模的相对分析，比如说当企业提供的工作机会减少时，在失业规模不变的情况下，劳动力市场供给侧竞争加剧，导致工资降低。Mortensen and Pissarides(1985)使用这一框架很好地拟合了美国宏观数据。毫无疑问，现实经济中的劳动力市场既不是如传统 RBC 模型描述的一般：一直都处于充分就业状态，不存在非自愿失业，也不是像新凯恩斯模型认为的：失业是不受技术冲击影响的。要回答各类冲击对中国经济周期的作用机制，就必须充分考虑就业市场上所存在的摩擦，只有这样，才能更好地模拟真实的劳动力市场运作模式。

目前分析中国经济周期的文献大多使用新凯恩斯 DSGE 模型，如王曦等关于货币政策预期与通货膨胀管理的研究；庄子罐等对于中国经济波动中消息冲击作用的分析；尚玉皇、郑挺国(2018)根据引入了利率期限结构信息的新凯恩斯模型对我国经济周期的讨论。这些研究深入探索了各类外生冲击对于中国宏观经济的影响，并给出了丰富的政策内涵。但是，却忽视了广泛存在的劳动力市场的摩擦。而根据 Hagedor 和 Manovskii(2008)的研究结论，尽管基准 Search-Matching 模型在冲击发生时，不能产生足够大的就业波动，但是，只要降低原有模型中企业在总剩余所获取的比列，并提高工资粘性，就可以保证当可预期到的冲击发生时，投资、就业和产出就可以表现出和历史数据一致的大幅度波动。从另一方面看，当前国内关于政策冲击的研究主要聚焦于不可预期的冲击。如卞志村等关于央行信息披露这一外生消息冲击对于通货膨胀影响的分析；吴化斌等基于新凯恩斯模型，从财政政策的角度对政策冲击在经济周期中的作用解读等。只有王曦等(2016)在探究货币政策预期和通货膨胀管理关系的 DSGE 模型中，考虑了预期到的货币政策冲击对通胀率的作用。

基于 Search-Matching 模型，我们首次尝试将可预期到的技术冲击、财政政策冲击、税收冲击和消费者偏好冲击纳入分析框架，探讨可预期冲击对经济体的产出、消费、投资、就业等实际变量的影响。本研究的贡献主要体现在如下两个方面：第一，本文首次使用 Search-Matching 模型分析中国经济周期的波动，弥补了现有文献的不足。加入劳动力市场摩擦后，模型能够更

好地模拟真实经济环境，进而考察各类政策冲击的实际效果。就如 Hagedorn 和 Manovskii(2008) 所强调的，在对企业的谈判能力和工资粘性做出合理假设后，Search-Matching 模型能够很好地反应出各类冲击对于经济体的短期影响和长期影响。第二，相比于国内既有文献过分聚焦于无法预期的外生冲击，本文将可预期的政策冲击加入到了对我国宏观经济波动的研究中，因为随着信息爆炸，各类微观经济主体都会对未发生的冲击形成预期，并改变自身的市场行为，从而作用经济体。因此要探究导致经济繁荣和衰退的重要因素，一方面要考虑普遍存在的劳动力市场摩擦，更为重要的是，要将这类可预期冲击纳入到分析框架中。

本文接下来的部分具体安排如下：第二部分为 Search-Matching 基准模型构建；第三部分为参数的贝叶斯估计与校准；第四部分是脉冲响应分析的经验结果；最后是结论。

二、基准 Search-Matching 模型构建

Search-Matching 基准模型通常假定经济是由工人和企业构成的。他们都是做出决策的代表性主体。在每一期的期末，这些代表性主体一起支配企业所创造的收入，并做出关于消费、投资、劳动力市场参与度的决定(Mortensen and Pissarides, 1994)。劳动力市场分为继续在原岗位工作的工人(就业者)和搜索工作的工人(失业者)。具体来看，模型中的主要部分包括生产、新项目、匹配市场和家庭主体，其中最关键的决策是每期投入多少的新项目(新工作岗位)，此外，搜索工作的工人和新项目之间按照标准的柯布道格拉斯函数匹配，每一个成功的“工人-项目”匹配在每期终结的概率为外生参数 λ 。

(一) 新项目

首先借鉴 Mortensen 和 Pissarides(1985)关于劳动力市场摩擦的经典设定，对就业的搜索和匹配进行如下设定：

$$m_t = \min \left\{ v_t, u_t, \alpha_0 v_t^{\alpha_1} u_t^{1-\alpha_1} \right\} \quad (19)$$

(1)式中 m_t 代表每一期投资的新项目，即新工作机会，与失业工人的最终匹配数量。 v_t 表示该期投资的新项目数， u_t 指代当期的失业工人数， $\alpha_0 v_t^{\alpha_1} u_t^{1-\alpha_1}$ 为两者之间满足科布道格拉斯的函数形式的匹配的函数。本文假设 v_t 和 u_t 都足够大，那么每一期劳动力市场上失业工人与新项目的成功匹配数即为：

$$m_t = \alpha_0 v_t^{\alpha_1} u_t^{1-\alpha_1} \quad (20)$$

接下来，考虑劳动力市场上新项目和失业工人的成功匹配概率，首先，设 $\varphi_t = v_t/u_t$ 为劳动力市场的紧实度(tightness)。那么新项目被失业工人填充和失业工人找到工作的概率分别为：

$$p_t^f = \frac{m_t}{v_t} = \alpha_0 \left(\frac{v_t}{u_t} \right)^{\alpha_1 - 1} = \alpha_0 \varphi_t^{\alpha_1 - 1} \quad (21)$$

$$p_t^u = \frac{m_t}{u_t} = \alpha_0 \left(\frac{v_t}{u_t} \right)^{\alpha_1} = \alpha_0 \varphi_t^{\alpha_1} \quad (22)$$

其中, p_t^f 为新项目被填充的概率, p_t^u 为失业工人找到新工作的概率。接下来本文考察了在匹配的过程中提供新项目的企业价值变化情况。在这里, 我们沿用 Diamond(1982)、Pissarides(1985)、Mortensen 和 Pissarides(1985) 的设定, 假设企业由代表性家庭持有, 但是本文认为企业在动态决策过程中并不是风险中性的。其具体动态系统方程组如下所示:

$$V_t^f = -x + \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} (p_t^f J_{t+1}^f + (1 - p_t^f) V_{t+1}^f) \right] \quad (23)$$

$$J_t^f = p_t + \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} (p_{t+1} + (1 - \lambda) J_{t+1}^f) \right] \quad (24)$$

(5)式的左侧 V_t^f 表示在 t 期新项目给企业带来的效用, 结合模型的设定, 它应该等于(5)式右边的表达式。(5)式右边的第一项 $-x$ 指代企业为了创建一个新项目而必须在当期付出的成本, 第二项表示提供这一工作机会能为企业带来的后续收入, 如果匹配成功那么带来的效用为 J_{t+1}^f , 如果下一期匹配失败, 那么继续进行匹配, 效用仍然为 V_{t+1}^f 。所以能带来的期望效用为 $E_t [p_t^f J_{t+1}^f + (1 - p_t^f) V_{t+1}^f]$, 其中 p_t^f 为这一新项目在第 t 期成功找到工人的概率。最后, 由于基于模型设定, 不管第 t 期的匹配成功与否, 新的工作机会都只能在 $t+1$ 期产生价值, 所以首先要乘以随机贴现因子, 即 $\beta E_t \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$ 。由此, (5)式右边的第二项为

$$\beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} (p_t^f J_{t+1}^f + (1 - p_t^f) V_{t+1}^f) \right]。$$

(6)式的左边 J_t^f 表示一个已经匹配成功的新项目给企业带来的效用, 根据模型的设定, 这一效用应该等于(6)式的右侧。(6)式右边表达式的第一项 p_t 是该工作机会当期给企业带来的利润。而匹配成功的新项目给企业带来的后续效用可以分为三个部分, 首先是下一期的利润 p_{t+1} , 如果下一期由于外生因素, 工人与工作分离, 那么企业会转而创造新项目并搜索工人, 其效用为 V_{t+1}^f , 此外, 如果不发生分离, 那么这仍然是一个匹配成功的项目, 对企业而言其效用为 J_{t+1}^f 。最后由于后续效用都发生在下一期, 所以和(5)式一样, 还要乘以随机贴现因子 $\beta E_t \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$ 。

综合上述分析, J_t^f 应该等于 $p_t + \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} (p_{t+1} + \lambda V_{t+1}^f + (1-\lambda) J_{t+1}^f) \right]$, 其中 λ 为工人与工作分离的概率, 为一外生变量。

在本文的分析中, 沿用 Mortensen 和 Pissarides(1994)的设定, 假设企业提供新项目的自由进入条件(Free Entry Condition)满足。自由进入条件满足意味着, 创建一个新项目对于当期的企业而言是无利可图, 没有效用的, 即 $V_t^f = 0$ 。因此, 结合(5)式, 企业创建一个新项目的成本 x 应该等于企业创造一个工作机会的期望效用, 即 $\beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} p_t J_{t+1}^f \right]$, 从而得到(7)。同时匹配成功的新项目价值 J_t^f 等于该项目产生的当期利润与后续价值之和 $p_t + \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} (p_{t+1} + (1-\lambda) J_{t+1}^f) \right]$, 即(8)式。

$$x = \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} p_t J_{t+1}^f \right] \quad (25)$$

$$J_t^f = p_t + \beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} (p_{t+1} + (1-\lambda) J_{t+1}^f) \right] \quad (26)$$

(二) 生产厂商

本文假设生产是在企业的新项目和失业工人成功匹配后发生的, 具体的生产函数借鉴 Wouter 等(2009)的方式, 设为 $Y_t = A_t k_t^{\alpha_2}$ 。这里, A_t 表示当期经济体的总体生产率, 并满足随机过程 $\ln(A_t) = \delta_1 \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_{A,t}$, 其中, δ_1 的绝对值小于 1, $\{\varepsilon_{A,t}\}$ 为独立同分布的扰动项序列, Y_t 表示总产出, k_t 表示企业用于生产的资本投入。假设资本当期的租金率为 R_t , 那么创造新项目的企业和被匹配到这一新项目的失业工人在当期获得的总收入为: $r_t = A_t k_t^{\alpha_2} - R_t k_t$ 。假设企业在生产过程中只考虑当期的总收入 r_t , 因此根据一阶条件易得企业的最优资本使用量为: $k_{op,t} = (A_t \alpha_2)^{1/(1-\alpha_2)} R_t^{1/(\alpha_2-1)}$ 。此外, 沿用 Wouter 等(2009)的设定, 假设工资满足如下动态方程:

$$w_t = \theta_0 (\theta_1 r_t + (1-\theta_1) E[r_t]) \quad (27)$$

方程(9)中的 w_t 为经标准化当期工人工资, θ_0 为企业在新项目总收入中所获得的比例, θ_1 表示工资变动对总收入的敏感度, $E[r_t]$ 是根据总体生产率 A_t 的随机过程得出的关于 r_t 的无条件期望值。

(三) 家庭

代表性家庭在每期可以选择消费支出、劳动供给和资本存量来极大化自身的效用。其最优化问题可以通过如下动态优化系统求解:

$$\max_{\{C_t, u_t, l_t\}} E \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i H_t^c \left[\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \eta \frac{(l_t^* - u_t - l_t)^{1-\xi} - 1}{1-\xi} \right] \quad (28)$$

$$s.t. \quad l_{t+1} = p_t^u u_t + (1-\lambda)l_t \quad (29)$$

$$(1+\nu_g \omega_t^g)(C_t + l_{t+1} k_{t+1} - (1-\kappa)l_t k_t + I_{t,t} - p_t l_t) = w_t l_t (1-\nu_w \omega_t^w) + R_t l_t k_t (1-\nu_k \omega_t^k) \quad (30)$$

$$I_{t,t} = x \nu_t \quad (31)$$

$$U(C_t, u_t, l_t) = \left[\frac{C_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \eta \frac{(l_t^* - u_t - l_t)^{1-\xi} - 1}{1-\xi} \right]$$

上述动态系统中,

为代表性家庭的效用函数。(10)式中

的 l_t^* 为代表性家庭可提供劳动力的最大值, H_t^c 是表示消费者跨期偏好冲击的随机变量。(11)式

为就业的动态方程, 其中, l_t 为当期劳动力供给量, 即就业水平, u_t 为失业率, p_t^u 指代(4)式

计算得到的失业工人匹配到新项目, 成功就业的概率。(12)式表示代表性家庭的预算约束, 该方程

中, κ 为资本折旧率, ν_g 、 ν_w 、 ν_k 分别指代政府对代表性家庭转移支付比率、工资税率和资

本税率, ω_t^g 、 ω_t^w 、 ω_t^k 分别为上述三个比率参数的随机成分, 用以衡量对相应参数的外生冲击,

$I_{t,t}$ 表示当期对新项目的投资, 其值满足(13)式, 即增加一个新项目的成本和新项目总数的

乘积。最后由于每一个成功的“工人—项目”匹配的企业当期需要 k_t 单位的资本, 而代表性家庭的

劳动供给为 l_t , 所以家庭当期持有的总资本为 $k_t l_t$ 。

(四) 均衡条件

首先求解由(10)-(13)式构成的优化问题, 设 ψ_t 为关于就业的约束条件(11)式的拉格朗日乘子, 得到如下—阶条件:

$$\eta H_t^c (l_t^* - u_t - l_t)^{-\xi} = p_t^u \psi_t \quad (32)$$

$$H_t^c C_t^{-\sigma} / (1 + \nu_g \omega_t^g) = \beta E_t \left[(H_{t+1}^c C_{t+1}^{-\sigma} / (1 + \nu_g \omega_{t+1}^g)) ((1 + \nu_g \omega_{t+1}^g)(1 - \kappa) + (1 - \nu_k \omega_{t+1}^k) R_{t+1}) \right] \quad (33)$$

$$\psi_t = \beta E_t \left[(1 - \lambda) \psi_{t+1} - \eta H_{t+1}^c (l_{t+1}^* - u_{t+1} - l_{t+1})^{-\xi} + w_{t+1} (1 - \nu_w \omega_{t+1}^w) C_{t+1}^{-\sigma} / (H_{t+1}^c (1 + \nu_g \omega_{t+1}^g)) \right] \quad (34)$$

方程(14)为代表性家庭关于闲暇的最优解, 方程的左边表示进入劳动力市场就业所带来的效

用的减少, 方程的右侧指代失业工人进行搜索的期望收益。(15)式是代表性家庭进行跨期决策的

欧拉方程。(16)式的左侧通过拉格朗日乘子定义了了在 t 期工人成功找到工作后的期望效用 ψ_t 应该

由三部分组成: 首先是匹配后, 工资带来的效用, 为 $w_{t+1} (1 - \nu_w \omega_{t+1}^w) C_{t+1}^{-\sigma} / (H_{t+1}^c (1 + \nu_g \omega_{t+1}^g))$, 然后是由于

工作导致闲暇减少而带来的效用降低 $-\eta H_{t+1}^c (l_{t+1}^* - u_{t+1} - l_{t+1})^{-\xi}$, 最后是, 如果工人不和工作岗位

分离, 这一工作带来的后续效用 $(1 - \lambda) \psi_{t+1}$ 。将这三部分加总并贴现到 t 期, 就得到了(8)式的

右侧。同时，政府要保持收支平衡，所以转移支付和税收必须满足如下等式：

$$v_g \omega_g^i (C_t + l_{t+1} k_{t+1} - (1-\kappa) l_t k_t + I_{l,t} - p_t I_t) = v_w \omega_g^w w_t l_t + v_k \omega_g^k R_t k_t l_t \quad (35)$$

最后根据总供给等于总需求，市场最终处于出清状态，我们可以得到方程(18)：

$$C_t + l_{t+1} k_{t+1} - (1-\kappa) l_t k_t + I_{l,t} = A_t l_t k_t^{\alpha_2} \quad (36)$$

(五) 外生政策冲击

在本文构建的 Search-Matching 模型中，存在随机性的外生冲击的变量包括总体生产率 A_t ，消费跨期偏好 H_t^c ，政府转移冲击 ω_t^g ，工资税率冲击 ω_t^l ，资本税率冲击 ω_t^k 。借鉴 Hall(1997)、Chari 等(2007)和 Wouter 等(2009)。本文设定上述冲击均服从对数 AR(1)过程。具体方程依次为 $\ln(A_t) = \delta_1 \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_{A,t}$ ， $\ln(H_t^c) = \delta_2 \ln(H_{t-1}^c) + \varepsilon_{c,t}$ ， $\ln(\omega_t^g) = \delta_3 \ln(\omega_{t-1}^g) + \varepsilon_{g,t}$ ， $\ln(\omega_t^l) = \delta_4 \ln(\omega_{t-1}^l) + \varepsilon_{l,t}$ ， $\ln(\omega_t^k) = \delta_5 \ln(\omega_{t-1}^k) + \varepsilon_{k,t}$ 。其中 $\delta_i (i=1,2,3,4,5)$ 的绝对值均小于 1， $\varepsilon_{A,t}$ 、 $\varepsilon_{c,t}$ 、 $\varepsilon_{g,t}$ 、 $\varepsilon_{l,t}$ 、 $\varepsilon_{k,t}$ 分别为对应方程的独立同分布的扰动项。此外，由于本文的主要研究对象是预期到的冲击对于经济周期的影响，因此我们假设如果冲击在 t_0 时期发生，那么所有的外生冲击变量在 $[t_0 - \varsigma, t_0)$ 期间的取值都是已知的，即所有经济主体能对 ς 期后发生的外生冲击进行预期。

三、参数的贝叶斯估计与校准

(一) 参数校准

首先，本文使用 CSMAR 中国宏观经济数据库中 1991-2018 季度的数据作为历史数据进行校准。然后遵从 Search-Matching 主流文献的设定，本文基准模型中的每一期指代一个季度。参考 Wouter 等(2009)、吕朝凤等(2011)和王曦等(2016)的做法，我们设代表性家庭的主观贴现因子 β 等于 0.98。同时，沿用 Wouter(2009)、Shimmer(2005)、马文涛等(2011)的处理方式，本文模型中代表性家庭效用函数的相对风险系数 σ 取为 0.43。根据 CSMAR 宏观数据库显示，2001-2018 年间，中国的劳动参与率的平均值为 0.63，即 $\frac{u_t + l_t}{l_t} = 0.63$ ，所以遵从 Chen 和 Song 的模型假定，取标准化后的当期失业率 u_t 和当期就业 l_t 的和为 1，得到 $l^* = 1.58$ 。并且，为了保证等式 $u_t + l_t = 1$ 成立，本文设代表性家庭效用函数中关于闲暇的调整参数 η 为 0.42。之后，借鉴 Chen 和 Song(2013)、Song 等(2011)对中国宏观经济劳动市场参与度波动率的校准结果，将代表性家庭效用函数关于闲暇的曲度参数 ξ 设为 2.7。从另一个角度看， ξ 也反应了中国就业市场劳动力供给关于新项目匹配预期收益的弹性。没有考虑就业摩擦的新凯恩斯 DSGE 模型通常将这一参数设为 2，如田国强等(2014)、王曦等(2016)，如果本文的模型使用这一校准结果，那么显然，模拟

结果将无法匹配中国经济周期的波动情况。¹

参考 Wouter 等(2009)、田国强等(2014)、王擎等(2016)实体经济中的资本季度折旧率为 2.5%，所以取 κ 为 0.025。对于经济总体生产率的随机过程，本文根据观测期样本数据对其中的一阶自回归系数和扰动项的方差进行矩条件匹配，得到 δ_1 为 0.98，扰动项是均值为 0，方差等于 0.006 的正态分布序列。同理，我们使用数据库中关于财政支出，税收支出，转移支付的数据对对应的反应财政政策冲击的随机过程进行了校准，依次得到 $\delta_3=0.96$ 、 $\delta_4=0.96$ 、 $\delta_5=0.97$ ，相应的扰动项分别是方差为 0.01、0.02、0.008，均值为 0 的正态分布序列。之后，本文借鉴 Pissarides 等(2009)的方法，对 α_0 、 χ 、 λ 的值进行校准，使得基准模型在稳定状态下的新项目被填充概率 p_t^f ，失业工人找到新项目概率 p_t^u 和失业率 u_t 分别等于观测器样本的对应数据。²接下来，我们对反应工资动态变化的方程(9)中的参数进行了校准，首先， θ_0 为企业在新项目总收入中所获得的比列，如果其取值较高，这会导致匹配成功的新项目价值 J_t 对生产率的冲击不敏感，从而使得就业波动降低，因此为了匹配观测期样本数据中就业率的方差，取 $\theta_0=0.025$ 。参数 θ_1 体现了工资变化对于总收入的敏感度，为了反应工资的波动，我们使用了 Lozej 等的结果，设其为 0.763。最后考虑对生产函数进行校准，本文遵从 Galí 等(2010)的处理方式，使用观测期样本的“实体资本-产出”比率和“总资本-产出”比率的一阶矩估计值作为校准对象，在结合田国强等(2014)对中国产出资本贡献率和劳动贡献率的校准结果，设 $\alpha_2=0.5$ 。

此外，对于财政政策参数，遵从 Villaverde 等(2015)的校准结果，取 ν_g 、 ν_k 、 ν_w 依次为 0.186、0.192、0.123。同时，沿袭 Chari 等(2007)和 Hall(1997)模型中的估计值，设跨期偏好冲击过程、政府转移冲击过程、工资税收冲击过程和资本税冲击过程的一阶自回归系数 δ_2 、 δ_3 、 δ_4 、 δ_5 分别为 0.96、0.95、0.96、0.97，并假设相应冲击过程的扰动项均为白噪声序列。

(二) 参数的贝叶斯估计

根据 Smets 和 Wouters(2007)对既有新凯恩斯宏观模型和真实经济周期模型文献的分析，模型结构的设定和参数值的选取会对数量分析的结果产生很大的影响，并且，即便在既有文献中，不同研究的参数校准结果也差异较大。根据 Villaverde(2015)、Wouter(2009)、Chari(2007)和 Hall(1997)的参数校准结果对中国宏观经济进行分析的结果可能并不准确。所以本文在使用校准参数估计之外，也借鉴 Wouter 等(2009)的方法，对上文基准 Search-Matching 模型中关于劳动力市场摩擦和外生政策冲击的参数进行了贝叶斯估计。要进行贝叶斯估计，首先要给出模型参数

¹在基准新凯恩斯模型的框架中，劳动供给仅出现在代表性家庭的效用函数中，没有考虑劳动力市场摩擦的存在，同时也没有加入代表性家庭投资新项目，创造新就业岗位的作用渠道。因此在对本文的 Search-Match 模型进行数量分析时，直接使用新凯恩斯文献中的校准结果是不准确的。

²与传统的新凯恩斯模型相比，本文除了对代表性家庭问题的参数进行校准外，还需要对存在摩擦的劳动力市场参数进行校准。

的先验分布, 本文沿用了 Smets 和 Wouters(2007)、Rabanal 等(2005)、Molinari 等(2018)、罗时空等(2014)、马文涛等(2011)对模型参数的先验分布假设。此外, 除了对模型结构参数的先验分布做出设定外, 本文还参照 Coeurdacier 等(2010)的做法, 给出了生产率冲击、代表性家庭跨期偏好冲击、政府转移冲击、工资税冲击和资本税冲击方程扰动项标准差 σ_A 、 σ_c 、 σ_h 、 σ_t 、 σ_k 的先验分布。我们使用的观测数据包括失业率、消费和资本投资, 样本区间为 1991 年第一季度至 2018 年第一季度。

我们通过蒙特卡洛模拟的方法从均值、方差和偏度的角度检验了贝叶斯估计的稳健性。在进行了 20000 次模拟后, 无论是均值、方差还是偏度, 参数加总形式的组间值和组内值都趋于一致, 这样就表明本文由贝叶斯估计得到的后验分布通过了蒙特卡洛诊断, 具有一定的稳健性。同时, 借鉴 Christiano 等(2016)的处理方式, 我们可以得到不同模型的参数后验分布似然函数估计值, 并进行比较, 判断模型的优劣。在这里我们考虑了劳动力市场摩擦后进行贝叶斯估计得到的后验估计能够包含更多的信息, 提高了模型的拟合优度。

四、模拟结果分析

(一) 方差分解

本文主要的研究问题是探究可预期的外生冲击能够对中国的宏观经济周期产生怎样的影响。为了准确地解释其中的内在机制, 分析各类可预期的外生冲击对主要的宏观经济指标的作用大小, 我们采用了方差分解的方法来度量各类冲击的波动贡献率。首先, 根据校准得到的参数值进行数值分析, 得到的方差分解结果如表 1 所示, 其中基准 Search-Matching 模型中反应经济周期的变量有资本投资、新项目投资、总产出、消费、就业和摩擦性失业, 而本研究考虑的可预期的外生冲击包括总体生产率冲击 A_t 、代表性家庭跨期偏好冲击 H_t^c 、政府转移支付冲击 ω_t^g 、工资税冲击 ω_t^l 和资本税冲击 ω_t^k 。

由表 1 可以看到, 根据使用校准参数进行估计得到的结果以及贝叶斯方法, 对涉及劳动力市场的参数和外生冲击参数进行了重新估计。并将参数的后验分布结果带入第二部分的基准 Search-Matching 模型, 对于除消费、资本投资、新项目投资和利率水平之外的实际变量和名义变量, 总体生产率冲击基本能够解释他们超过 80% 的波动。这和考虑不可预期外生冲击的实际经济周期模型基本一致(王国静、田国强, 2014)。说明如果对存在摩擦的劳动力市场使用既有文献中的校准参数可能无法准确地捕捉可预期外生冲击对宏观经济周期的作用。同时, 可预期到的政府转移支付冲击是导致消费、资本投资和新项目投资波动的最主要因素, 这可能符合社会保障体系完善的西方发达国家的经验证据, 但是和我国的社会现状及经济事实却存在一定差距。

表 1 使用校准参数估计的方差分解 (%) 贝叶斯估计的方差分解 (%)

变量名	$\ln(A_t)$	$\ln(H_t^c)$	$\ln(\omega_t^s)$	$\ln(\omega_t^k)$	$\ln(\omega_t^l)$		$\ln(A_t)$	$\ln(H_t^c)$	$\ln(\omega_t^s)$	$\ln(\omega_t^k)$	$\ln(\omega_t^l)$
总产出	82.80	2.19	11.74	2.44	1.10		86.35	3.67	0.16	0.02	9.79
消费	28.01	6.24	56.15	7.49	2.11		32.73	24.66	0.75	0.10	41.76
就业	85.45	2.20	13.74	2.76	1.61		88.02	3.15	0.14	0.02	8.67
就业与摩擦失业之和	81.83	2.48	11.09	2.18	2.42		96.14	1.30	0.04	0.01	2.51
资本投资	24.02	9.87	51.48	12.39	2.24		16.09	1.26	0.34	0.03	82.29
资本投资与新项目投资之和	27.12	9.48	48.25	11.84	3.32		18.09	1.31	0.34	0.03	80.24
企业利润	79.69	2.51	13.74	2.76	1.30		78.27	6.39	0.26	0.03	15.05
企业价值	75.39	3.10	16.96	3.14	1.40		77.64	6.57	0.26	0.03	15.49
工资率	79.69	2.20	13.74	2.76	1.61		78.27	6.39	0.26	0.03	15.05
利率水平	50.10	6.45	36.11	6.01	1.32		95.72	1.26	0.05	0.01	2.96
摩擦性失业率	74.43	3.43	17.69	3.11	1.34		96.97	1.27	0.03	0	1.73
新项目成功匹配率	93.39	0.67	3.74	0.90	1.30		87.76	3.22	0.15	0.02	8.85

通过上表可知相较现实数据的贝叶斯估计结果优于相较现实数据的参数校准结果。相比于跨期偏好冲击和各类财政政策冲击，生产率冲击对所有的经济周期变量的波动均有较大的贡献率，其中对于总产出、就业以及就业与摩擦性失业之和的波动贡献率均超过了 85%。而代表性家庭跨期偏好冲击只对家庭消费的波动有接近 25% 的贡献率，对其他宏观指标的影响均较小，这一发现也和现有文献的结论相一致(Gali 和 Monacelli, 2016)。同时，相比于转移支付冲击和资本税冲击，对收入税收的冲击会对宏观变量产生更大的影响，最为重要的是，即便控制了其他外生冲击，税收冲击仍然能够对资本投资和家庭消费产生决定性的作用。这一结论更加符合我国宏观经济运行的客观事实，经济下行时，中央政府主要通过调整所得税政策，刺激居民消费、资本投资来推动中国经济走出低迷期。

(二) 脉冲响应分析

首先，根据校准得到的参数结果，本文展示了基准 Search-Matching 模型中的实际变量，即就业、摩擦性失业与就业之和、资本投资、资本投资与新项目投资之和、消费、总产出的模拟二阶矩。然后，又汇报了名义变量，包括企业利润、企业价值、工资率、利率水平，摩擦性失业率、新项目成功匹配率的的模拟二阶矩。并与使用贝叶斯方法进行估计的模拟结果进行了比较，具体结果表 2 所示¹：

表 2 贝叶斯估计和校准估计的拟合效果二阶矩比较

变量名	校准估计模拟结果	贝叶斯估计模拟结果	样本数据
总产出	13.91	3.97	3.73
消费	6.59	1.67	1.86
就业	7.59	1.78	1.58
就业与摩擦失业之和	1.94	0.31	—
资本投资	25.55	6.2	7.32
资本投资与新项目投资之和	25.26	8.2	—
企业利润	9.77	0.52	—
企业价值	7.99	0.51	—

¹ 由于样本宏观数据中没有关于摩擦性失业，及相关变量的取值，因此在表 6 中都没有进行汇报，取为缺失，即“—”。

工资率	4.79	1.46	1.95
利率水平	20.85	11.04	2.34
摩擦性失业率	5.47	1.63	—
新项目成功匹配率	15.35	0.78	—

表 2 分别汇报了使用校准参数估计和使用贝叶斯方法进行估计得到的各主要宏观变量的标准差，并和样本数据中相关观测变量的标准差进行了比较。可以看到，当摩擦失业存在时，如果对涉及劳动力市场的参数和外生冲击参数使用 Villaverde(2015)、Wouter(2009)、Chari(2007)和 Hall 等(1997)既有国外文献中的参数校准值，各主要经济变量的标准差均明显高于基于贝叶斯估计得到的模拟结果。更为重要的是，基于校准得到的模拟结果和本文使用的观测样本存在很大出入，根据和表 2 的第三列的对比不难发现，通过校准参数得到的模拟数据的波动性显著大于样本数据，拟合效果较差，另一方面，如果使用基于样本的贝叶斯估计，模拟数据和样本数据的标准差差异较小。这表明贝叶斯估计的结果更符合中国经济运行的经验证据，能够较好地帮助我们分析可预期的外生冲击对于主要宏观变量的影响。

基于对劳动力市场和外生冲击相关参数的贝叶斯估计，本文对基准模型重新进行了脉冲响应分析。得到了所有内生变量，即就业、摩擦性失业与就业之和、资本投资、资本投资与新项目投资之和、消费、总产出、企业利润、企业价值、工资率、利率、摩擦性失业率和新项目成功匹配率对各类外生冲击的反应。这里，我们重点考虑可预期外生财政政策冲击对经济周期的影响。可预期生产率冲击和消费习惯冲击的结果可参考附录部分。具体结果如图 1 至图 3 所示：

接下来，我们给出了通过贝叶斯估计生成的经济实际变量对各类可预期的财政政策冲击的脉冲响应趋势，首先是对可预期的政府转移冲击的反应。如图 1 所示，而当转移支付冲击来临时，摩擦性失业会下降，这表明代表性家庭由于预期到未来的政府转移会增加，所以会增加当前的劳动供给水平，因此导致了当期的摩擦性失业降低，而当冲击真正发生时，由于转移支付增加，收入效应使得代表性家庭减少劳动供给，使得就业总数和积极搜索工作的人群均显著减少。同时，和就业市场的波动相一致，顺周期变量总产出，资本投资也呈现出先增后减的趋势。此外，顺周期变量消费在可预期的政府转移冲击发生后长期保持在比初始状态要低的水平，这一数量结果表明，虽然代表性家庭获得的政府转移支付增加，但是由此造成的劳动力供给减少会在更大程度上压缩代表性家庭的长期预期收入。从企业的角度来看，顺周期变量企业利润表现出先减少后增加的趋势，这也和家庭部门劳动供给增加的结果相一致。同时，企业价值在可预期冲击发生后即刻减少，然后会有少许的回升，而利率的变化虽然有所波动，但相比于初始状态仍然有明显的提高。当预期的转移支付冲击发生后，除了利率有了更大幅度的上升外，所有的名义变量均大幅下降。这一结论也表明，如果政府提前公布转移支付增加的方案，让代表性家庭提前形成预期，那么也只能在短期对就业市场形成刺激作用，而在长期会使得企业的市场表现减弱，导致新项目的匹配成功率降低，即失业者更加难以找到工作。

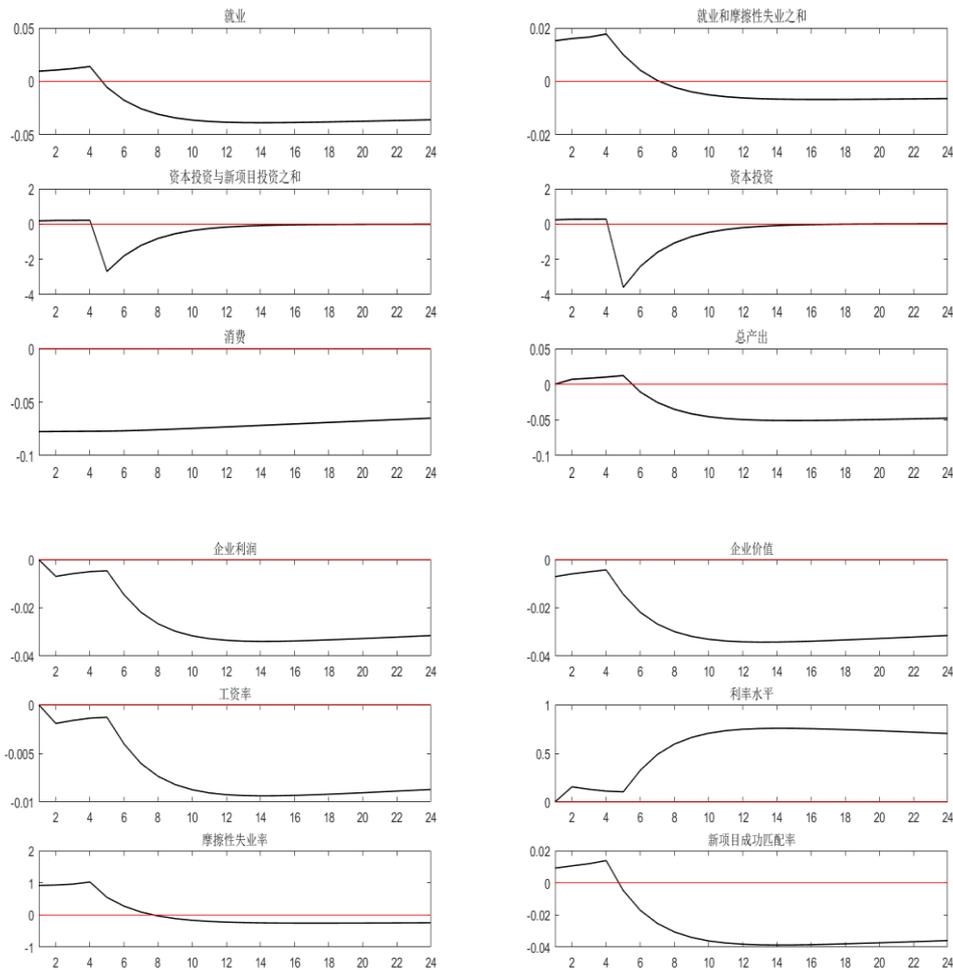


图 1 贝叶斯估计得到的可预期政府转移支付冲击的脉冲响应

然后，我们又分析了实际经济变量对可预期到的资本税冲击的脉冲响应，结果如图 2 所示。这里我们探究的是一个标准差大小的正向可预期的资本税冲击对实际变量的影响。可以发现，当正向的可预期资本税冲击发生时，顺周期变量就业、总产出都呈现出先增后降的走势。而同样作为顺周期变量，消费则表现出立刻减少并长期处于一个较低水平的特性。与此同时，新项目投资作为顺周期变量在可预期资本税冲击发生时，也表现出先增后降的趋势。上述特征说明如果中央政府能够提前释放出资本税增加的消息，让代表性家庭形成预期，那么能够在短期对冲加税对于实体经济的负面影响，使得就业、产出在征税提高实施前小幅增加，但是在资本税冲击发生后，依然会在长期导致经济体的表现下滑。这也和代表性家庭的预防性储蓄假说相一致，由于预期到了未来的负面冲击，所以在当期增加储蓄，降低消费，使得产出、就业、资本投资、新项目投资短暂提升。从企业的角度来看，顺周期变量企业利润，项目成功匹配率和企业价值均呈现出先小幅减少，然后急速下降的态势。

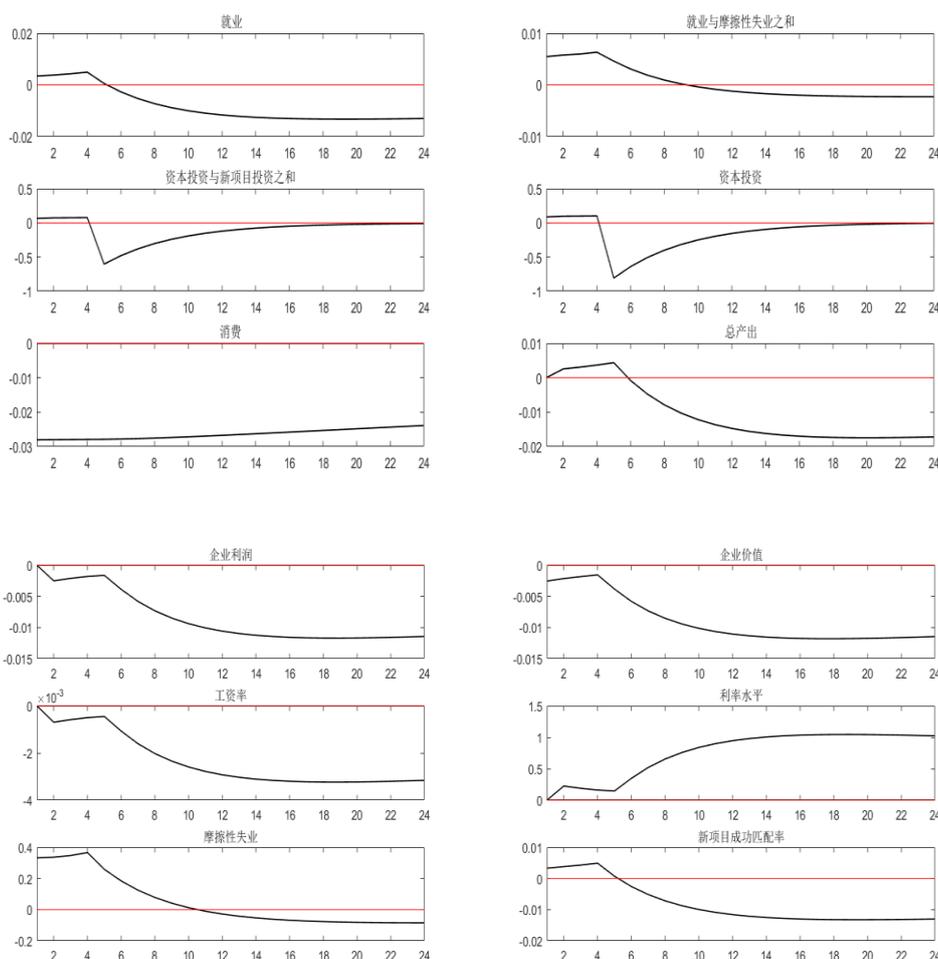
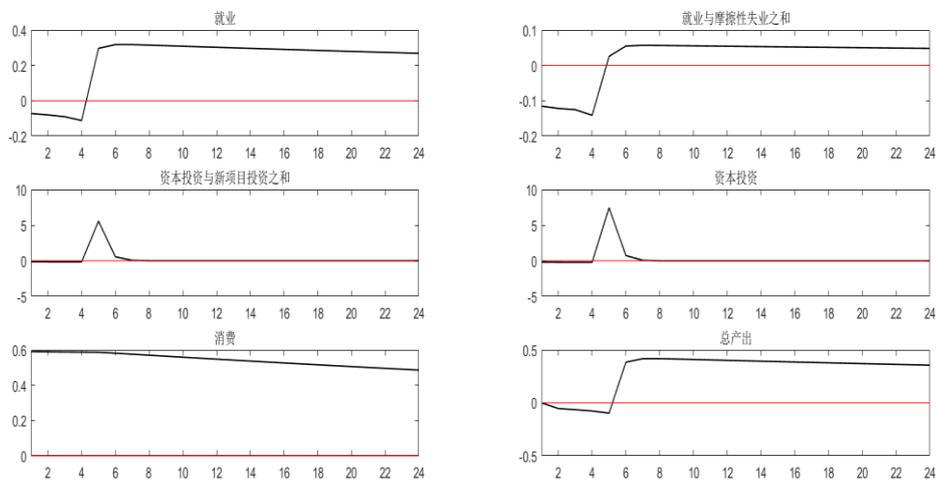


图 2 贝叶斯估计得到的可预期资本税冲击的脉冲响应

接下来，本文给出了经济实际变量对于可预期工资税冲击的脉冲响应分析。根据图 3，不难发现，当一个标准差单位的正向可预期工资税冲击发生时，顺周期变量企业利润、企业价值都会即刻上升，而当工资税冲击来临后，两者还会有一个更大幅度的增加。同时，逆周期变量摩擦性失业率在正向的可预期资本税冲击发生时 would 立即下降，当工资税冲击兑现后，摩擦性失业率会回升到比初始状态更高的水平。这一结果也和中国宏观经济的现实状况相吻合，当工资税增加时，企业不得不小幅提高工资水平以保持对劳动力的吸引力，而较高的工资水平降低了劳动需求，是的摩擦性失业率上升。另一方面，对于代表性家庭而言，顺周期变量资本投资、新项目投资都不会即时做出响应，而是当工资税上涨落实之后，大幅上升，然后在长期回到初始状态。此外，顺周期变量就业和总产出虽然在工资税冲击兑现后会大幅上升，并在长期保持在一个比初始状态更高的水平，然而，在工资税上涨发生前的预期阶段，两者均会略微下降。这说明在预期阶段，替代效应居于主导地位，由于代表性家庭预期工资税上升，所以减少劳动供给，使得就业和摩擦性失业降低，总产出缩水。当工资税确认上涨之后，收入效应居于主导地位，因为此时，劳动供给水平较低，工资税的上升进一步减少了劳动收入，因此，代表性家庭

为了提升自己的效用水平，会增加劳动供给，使得冲击后的劳动供给水平比初始状态要高。更为重要的是，代表性家庭的消费水平会在冲击发生后，会立即增加，这也与上文关于劳动供给水平会在长期提高和持久收入假说相一致，因为可预期正向工资税冲击的最终结果是代表性家庭的劳动供给在长期增加，这使得其预期持久收入提高，所以顺周期变量消费也会随之上升。

另一方面，从企业的角度来看，利率、摩擦性失业率和新项目成功匹配率在正向的可预期工资税冲击发生时立即下降，当工资税冲击兑现后，摩擦性失业率和新项目成功匹配率会回升到比初始状态更高的水平，而利率则会迎来一个更大幅度的下降。这一结果也和中国宏观经济的现实状况相吻合，当可预期的正向工资税冲击发生时，企业不得不小幅提高工资水平以保持对劳动力的吸引力，另一方面，代表性家庭由于预期工资税上升，所以转而投资更多的资本，导致利率下滑，同时，他们还会减少自己的劳动的供给，这使得摩擦性失业率和新项目的成功匹配率降低，而当工资税增加正式施行后，代表性家庭的财富缩水，收入效应迫使其提供更多的劳动力，这也就造成了摩擦性失业和新项目成功匹配率的提高。此外，预防性储蓄动机也会促使代表性家庭减少消费，增加资本累计，这又进一步地压低了利率水平。最后，顺周期变量企业利润、企业价值的上升主要来源于资本利率的下降，这也是他们的变化趋势和利率基本完全相反的主要原因。



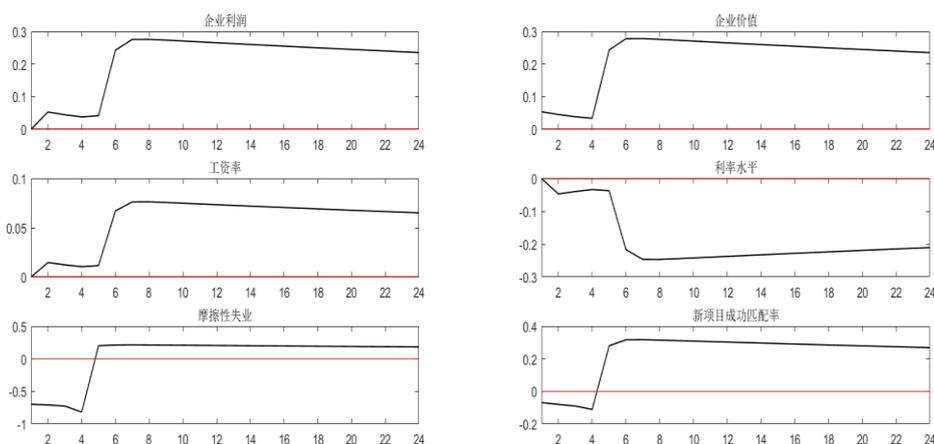


图3 贝叶斯估计得到的可预期工资税冲击的脉冲响应

（三）敏感性分析

接下来，本文使用不同的校准参数和贝叶斯先验分布来分析基准 Search-Matching 模型的敏感性。首先，我们根据有别于上文的校准结果和先验假设，对原模型重新进行贝叶斯估计，进而对主要的宏观经济变量进行模拟，比较其波动性和基准贝叶斯估计模拟结果之间的差异。我们从模拟宏观变量的标准差发现，相比于基准贝叶斯估计，提高扰动项的先验期望显著增加了所有变量的波动性。本文将外生冲击一阶自回归系数的先验分布期望取为 0.69，而基准贝叶斯估计中的设定为 0.75，比较后不难发现，降低自回归系数的先验期望明显降低了所有变量模拟结果的标准差，模型的波动性降低¹。上述数量分析也和基准 Search-Matching 模型中外生冲击对于经济周期的作用原理相吻合，即当扰动项增加时，冲击的波动会越明显，也就意味着模拟数据的标准差会越大，另一方面，如果外生冲击的自回归系数降低，则代表冲击的持续性减弱，经济周期的波动也会随之变小。

五、结论

本文考虑劳动力市场的就业摩擦构建了一个 Search-Matching 的宏观分析框架，并采用贝叶斯估计的方法进行了估计，基于上文的分析可以看到，无论是方差分解的结果还是模拟数据的波动性特征，都和样本期间的中国宏观数据高度一致，说明本文由数量分析得到经验证据是稳健的。与经典的新凯恩斯模型不同的是，由于本文考虑了劳动力市场摩擦，因此在数量分析中还汇报了企业价值、新项目匹配成功率、新项目投资等宏观变量受到冲击后的走势，从结果来看，各类可预期的财政政策冲击对经济周期的影响，结果表明，可预期的政府转移支付冲击虽然会在预期阶段起到活跃劳动力市场的效果，提升代表性家庭的劳动参与度和新项目成功匹配

¹具体分析结果限于篇幅未报告，感兴趣读者可向作者索取。

概率，但是在长期会抑制企业的市场表现，从而使得经济体的实际变量低于初始状态。可预期的资本税冲击虽然依旧会在长期降低所有实际变量和名义变量的水平，但是和传统的只考虑当期冲击的 DSGE 模型相比，可预期资本税冲击能在预期阶段起到促进就业，增加产出的作用。最为重要的是，可预期的工资税冲击呈现出和实际经济周期模型中即期工资税冲击完全不同的特征，虽然在预期阶段，可预期的工资冲击也会在一定程度上降低就业，但是当工资税增加来临后，就业，产出，消费都会处于一个比初始状态更高的水平，说明在这一作用过程中，收入效应占据了主导地位。

为了应对当前中美贸易冲突、实体经济低迷等挑战，合理的运用财政政策是宏观调控中必不可少的一环。本文的研究基于 Search-Matching 模型，考虑了劳动力市场摩擦的存在，充分符合当前我国实体经济摩擦性失业广泛存在的现状。根据我们对各类可预期财政政策冲击的分析，提前让各类经济主体形成对财政政策预期能在长期很大程度上缓解增税对经济的负面作用。特别是在当前，财政当局要应对各种挑战，必然要增加支出，随之而来的就是税收的增加，为了缓解税收增加给经济周期带来的负面效应，提前让各类经济主体对财政政策的波动形成预期是很有必要的。

参考文献

- [1].卞志村、张义：《央行信息披露、实际干预与通胀预期管理》，《经济研究》2012年第12期。
- [2].卢锋、刘晓光、姜志宵、张杰平：《劳动力市场与中国宏观经济周期：兼谈奥肯定律在中国》，《中国社会科学》2015年第12期。
- [3].罗时空、龚六堂：《金融抑制、金融摩擦与企业债务融资的经济周期性》，《经济研究》2014年第1期。
- [4].吕朝凤、黄梅波：《习惯形成、借贷约束与中国经济周期特征—基于RBC模型的实证分析》，《金融研究》2011年第9期。
- [5].马文涛、魏福成：《基于新凯恩斯动态随机一般均衡模型的季度产出缺口测度》，《管理世界》2011年第5期。
- [6].梅冬州、龚六堂：《新兴市场经济国家的汇率制度选择》，《经济研究》2011年第11期。
- [7].11期。
- [8].尚玉皇、郑挺国：《基准收益率曲线与宏观经济：基于混频DSGE模型的研究》，《经济研究》2018年第6期。
- [9].王国静、田国强：《金融冲击和中国经济波动》，《经济研究》2014年第3期。
- [10].王擎、田娇：《银行资本监管与系统性金融风险传递—基于DSGE模型的分析》，《中国社会科学》2016年第3期。
- [11].王曦、王茜、陈中飞：《货币政策预期与通货膨胀管理—基于消息冲击的DSGE分析》，《经济研究》2016年第2期。
- [12].《经济研究》2016年第2期。
- [13].吴化斌、许志伟、胡永刚、鄢萍：《消息冲击下的财政政策及其宏观影响》，《管理世界》2011年第9期。
- [14].杨灿明、詹新宇：《中国宏观税负政策偏向的经济波动效应》，《中国社会科学》2016年第4期。
- [15].庄子罐、崔小勇、龚六堂、邹恒甫：《预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗？》，《经济研究》2012年第6期。
- [16].Barro,RJ.,Rational Expectations and Macroeconomics. *American Economic Review*,Vol.74,No.2,1984,pp.179-182.
- [17].Beaudry, P., & Portier, F., When Can Changes in Expectations Cause Business Cycle Fluctuations in Neo-Classical Settings? *Journal of Economic Theory*, Vol.135, No.1, 2007, pp.458-477.
- [18].Benigno, P., & Woodford, M., Inflation stabilization and welfare: The case of a distorted steady state. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 6, No.3, 2005, pp. 1185-1236.
- [19].Blanchard, O., & Gali, J., Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 2, 2010, pp. 1-30.
- [20].Bloom, N., The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, Vol. 77, No. 3, 2009, pp. 623-685.
- [21].Chari, VV., Kehoe, PJ., & McGrattan, ER., Business Cycle Accounting. *Econometrica*, Vol. 75, No. 3, 2007, pp. 781-836.
- [22].Chen, KJ., & Song, Z., Financial Frictions on Capital Allocation: A Transmission Mechanism of TFP Fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, No. 6, 2013, pp. 683-703.
- [23].Christiano, LJ., Eichenbaum, MS., & Trabandt, M., Unemployment and Business Cycles. *Econometrica*, Vol. 84, No. 4, 2016, pp. 1523-1569.
- [24].Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M., Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 1, 2000, pp. 147-180.
- [25].Coeurdacier, N., Kollmann, R., & Martin, P., International Portfolios,
- [26].Capital Accumulation and Foreign Assets Dynamics. *Journal of International Economics*, Vol. 80, No. 1, 2010, pp. 100-112.
- [27].Covas, F., & Den Haan, WJ., The Role of Debt and Equity Finance Over the Business Cycle. *The Economic Journal*,

- Vol. 122, No. 565, 2012, pp. 1262-1286.
- [28].Den Haan, Wouter., & Kaltenbrunner, G, Anticipated Growth and Business Cycles in Matching Models. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, No. 3, 2009, pp. 309-327.
- [29].Diamond, PA., Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium.
- [30].*Review of Economic Studies*, Vol. 49, No. 2, 1982, pp. 217-227.
- [31].Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J., Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity. *American Economic Review*, Vol. 105, No. 11, 2015, pp. 3352-3384.
- [32].Galí, J., The Return of the Wage Phillips Curve. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 9, No. 3, 2011, pp. 436-461.
- [33].Hall, RE., Macroeconomic Fluctuations and the Allocation of Time. *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, 1997, pp. 223-250.
- [34].Helpman, E., & Itskhoki, O., Labour market rigidities, trade and unemployment. *The Review of Economic Studies*, Vol. 77, No.3, 2010, pp. 1100-1137.
- [35].Kydland, FE., & Prescott EC., Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 50, No. 5, 1982, pp. 1345-1370.
- [36].Leeper, EM., Walker TB., & Yang SCS., Fiscal Foresight and Information Flows. *Econometrica*, Vol. 81, No. 3, 2013, pp. 1115-1145.
- [37].Mertens, K., & Ravn, M. O., Empirical evidence on the aggregate effects of anticipated and unanticipated US tax policy shocks. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol.4, No. 2, 2012, pp. 145-81.
- [38].Miao, J., Wang, P., & Xu, Z., A Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model of stock market bubbles and business cycles. *Quantitative Economics*, Vol.6, No. 3, 2015, pp. 599-635.
- [39].Mortensen, DT., & Pissarides, CA., Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. *Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 3, 1994, pp. 397-415.
- [40].Pigou, AC., Wage Policy and Unemployment. *The Economic Journal*, Vol. 37, No. 147, 1927, pp.355-368.
- [41].Pissarides, CA., Short-run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages. *American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, 1985, pp. 676-690.
- [42].Pissarides, CA., The Unemployment Volatility Puzzle: Is Wage Stickiness the Answer. *Econometrica*, Vol. 77, No. 5, 2009, pp. 1339-1369.
- [43].Primiceri, GE., Why Inflation Rose and Fell: Policy-Makers' Beliefs and US Postwar Stabilization Policy. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121, No. 3, 2006, pp. 867-901.
- [44].Rabanal, P., & Rubio-Ramírez, JF., Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 6, 2005, pp. 1151-1166.
- [45].Ramey, V. A., Identifying government spending shocks: It's all in the timing. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.126, No.1, 2011, pp. 1-50.
- [46].Shimer, R., The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies. *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, 2005, pp. 25-49.
- [47].Smets, F., & Wouters, R., Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, 2007, pp. 586-606.
- [48].Song, Z., Storesletten, K., & Zilibotti, F., Growing Like China. *American Economic Review*, Vol. 101, No. 1, 2011, pp. 196-233.

Anticipated Exogenous Shocks and China's Business Cycles:

Analysis based on Search-Matching Model.

Ganna Zou Rui Sun

Abstract: Expectation is an important factor leading to macroeconomic fluctuations. The impact of shocks on the economy, if the various economic entities can form expectations before the impact, can be very different. In order to better understand the impact of anticipated exogenous shocks on China's business cycle, this paper uses the search-matching model as the analytical framework. Compared with the traditional dynamic stochastic general equilibrium model, the search-matching model includes labor market frictions. And this coincides with features of the employment market in China. At the same time, in order to estimate the structural parameters in the model more accurately, this paper makes Bayesian estimation based on the Chinese quarterly macroeconomic data from 1991 to 2017, and obtains a higher degree of fit than using the calibration results from existing literature. Through impulse response analysis, we find that the expected wage tax shock can significantly mitigate the negative impact of tax increases on the real economy in the long run. At the same time, the anticipated capital tax shock can also promote the economic cycle in the anticipated stage. The above results show that if the central government can promote the formation of policy expectations and finally implement the policy, it will be very beneficial to ensure that the real economy will be revitalized soon.

Key Words: Anticipated Exogenous Shocks, Search-Matching Model, Bayesian Estimation, Business Cycles, Frictional Unemployment

互联网使用对居民健康的影响

——基于 2016 年中国劳动力动态调查数据的研究

杨克文¹ 何欢²

【摘要】 在中国经济“新常态”背景下，人力资本的重要性日益凸显。采用 2016 年的中国劳动力动态调查（CLDS）数据，本文考察了互联网使用对居民健康的影响，并探讨了该影响在不同群体中可能存在的异质性及其影响机制。结果发现，使用互联网对居民健康具有显著的正面影响。相比不使用互联网，使用互联网时，居民自评非常健康的可能性上升 3.9%，没有身体疼痛的可能性上升 2.7%，情绪改善约 0.75，遭遇伤病和住院的可能性分别下降 1.3%和 1.1%。考虑到可能存在的内生性问题，本文通过选择合适的工具变量处理内生性之后，结果仍然稳健。对该影响在不同群体中可能存在的异质性进行分析，结果发现，相比经济条件较差、在城镇居住和青年群体，互联网使用对经济条件较好、在农村居住和中年群体的影响程度更大。进一步对影响机制分析发现，互联网使用能够通过提升居民收入水平和锻炼等可能性，进而促进他们的健康改善。即预算约束放松和健康生产效率提升是互联网使用改善居民健康的重要机制。在此基础上，本文建议从提高互联网普及率、提升互联网使用技能和正确引导互联网使用等方面努力，以借力互联网的健康促进效应推动中国经济健康发展。

【关键词】 互联网；健康；工具变量；异质性分析；影响机制

一、引言

改革开放以来，得益于人口年龄结构所蕴含的丰富人口红利和制度变迁等有利因素，中国经济快速发展，并于 2010 年成为全球第二大经济体。但是随着人口出生率下降和老龄化问题日益严峻，中国正在经历快速的人口结构转型。2012 年中国劳动年龄人口数量首次出现下降，标志着人口红利正在快速消失。未来，人口数量型优势在推动中国经济快速发展的过程中所发挥的作用不断下降。在此背景下，人口的质量型需求不断突出，通过提高人力资本，实现经济的快速发展（蔡昉，2010）。健康不仅是构成人力资本的重要组成部分，而且是教育、迁移等人力资本发挥作用的重要基础（Grossman，1972）。2016 年以来，习近平总书记在全国卫生与健康大会上的讲话、十九大报告等重要文件，确立了健康在民族昌盛和国家经济社会发展中的基础性

¹ 杨克文，西北农林科技大学经济管理学院

² 何欢，西南财经大学公共管理学院

和战略性地位。针对国情，中共中央和国务院提出实施《“健康中国 2030”规划纲要》，明确提出要普及健康生活方式，建设健康环境，以提高全民健康水平。

进入新世纪以来，随着 2013 年“宽带中国”战略的提出，中国互联网事业得到了飞速发展。根据《第 43 次中国互联网络发展状况统计报告》¹数据，截至 2018 年 12 月，中国网民数量达到了 8.29 亿，比 2017 年增加了 5653 万，互联网普及率为 59.6%，比 2017 年提高了 3.8%。其中，手机网民数量为 8.17 亿，比 2017 年增加了 6444 万。根据《世界互联网发展报告 2018》²，中国的互联网发展指数排名世界第二，仅次于美国。

在网络基础设施大幅改善和网民数量日益庞大的背景下，2015 年，《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》（简称“意见”）指出，要加快推进“互联网+”发展，使互联网的创新成果与经济社会各领域深度融合，充分发挥“互联网+”在推动经济社会健康发展过程中的重要作用。在“互联网+”益民服务领域，“意见”指出要充分发挥互联网的高效、便捷优势，提高资源利用效率并降低服务消费成本，加快发展基于互联网的医疗、健康等新兴服务，推广在线医疗卫生新模式，促进智慧健康养老产业发展。

互联网与医疗、健康的结合，为居民获取健康信息、预防疾病和接受医疗服务提供了便利。以往，在医院就医往往需要排长队挂号、支付，较高的时间成本导致有些病人因此而放弃就医。随着电子支付场景不断延伸，网络支付应用已经在医疗、健康领域形成突破，极大地节约了就医人员的时间成本。从信息获取的角度来看，根据《第 43 次中国互联网络发展状况统计报告》数据，受限于使用技能和教育水平等因素，中国非网民规模为 5.62 亿。但是为了方便获取医疗、健康等专业信息，高达 19.2% 的非网民愿意上网。

随着互联网与医疗、健康产业的深度融合以及越来越多的居民使用互联网很方便地进行信息咨询、看病就诊和结算，一个很自然的问题就是，互联网使用能改善居民的健康吗？现有研究并未给出一致性的结论。一些研究认为，互联网使用有利于老年人与社会沟通，降低他们的孤独感，从而能够改善健康（Mellor 等，2008；Erickson 和 Johnson，2011；Cotton 等，2012；Heo 等，2015；周广肃和孙浦阳，2017）。如 Cotten 等（2014）使用美国 2002 年至 2008 年的健康与退休调查数据（HRS）考察互联网使用对老年人抑郁的影响。结果发现，相比不使用互联网，使用互联网时，老年人的抑郁可能性下降 33%。对影响机制的分析发现，使用互联网便于老年人与他人沟通和交流，进而降低抑郁可能性。另一些研究认为，互联网也为居民提供了多样化的娱乐方式（Lisa，2017），从而会使人上瘾而导致健康恶化（Azher 等，2014；Noh 和 Kim，2016；Sami 等，2018；Kitazawa 等，2018）。如 Billari 等（2018）使用 2008 年、2010 年和 2012 年德国的社会经济面板数据（SOEP）考察了睡前的互联网使用对睡眠的影响。结果发现，互联网使用会导致睡眠不足，并降低睡眠满意度。

¹ http://www.cac.gov.cn/wxb_pdf/0228043.pdf

² http://www.cac.gov.cn/2019-03/06/c_1124199104.htm

以上文献虽然对互联网使用与居民健康之间的关系进行了富有启发性的探索，但是尚未理清两者之间的关系。其主要原因在于，一方面，目前考察样本主要集中于大学生等青年群体和已退休的老年人群体，对居民整体的研究较少，因此样本的选择性容易产生不一致结论。另一方面，现有研究主要关注的是某一方面的主观健康指标，如睡眠、焦虑和抑郁等，缺乏综合性的健康指标，难以整体把握互联网使用与居民健康之间的关系。鉴于此，本文使用 2016 年的中国劳动力动态调查（CLDS）数据，对两者之间的关系进行详细考察。具体来说，本文将考察互联网使用是否影响居民健康？存在什么样的影响？在不同群体中是否存在异质性？以及可能的影响机制？与已有文献相比，本文的边际贡献在于：第一，由于从信息化的角度研究互联网使用对居民健康影响的文献较少，本文的研究结果有利于我们更深刻地理解互联网使用与居民健康之间的关系；第二，本文从经济状况和健康行为的角度考察互联网使用影响居民健康的可能渠道，一方面弥补了现有研究的不足，另一方面为更好地指导互联网使用改善居民健康提供了现实依据；第三，在人力资本对中国未来经济的健康发展日益重要的背景下，对互联网使用与居民健康之间关系的考察，一方面，有利于从健康的角度评估中国互联网发展的价值和意义，另一方面，可以更好地针对中国互联网发展现状从健康的角度提供有效的政策建议，促进中国经济社会健康发展。

余下部分安排如下：第二部分是理论假说；第三部分是研究设计；第四部分是实证结果；第五部分是进一步讨论；最后是本文的结论及政策建议。

二、理论假说

Grossman（1972）的健康资本需求理论认为，健康投资取决于投资的收益和成本。收益主要包括两部分，一是作为消费品直接进入效用函数，增加投资者的效用；二是作为资本品决定着可用于市场和非市场活动的总时间。成本也包括两部分，一是由时间、医疗服务等商品、饮食、锻炼、娱乐和居住等投入要素构成的成本；二是受环境变量的影响，如教育直接影响健康投资效率。是否进行更多健康投资取决于收益与成本的比较。如果收益大于成本，进行更多健康投资是有利的；反之则反之。

随着信息技术的发展和成熟，互联网不仅越来越广泛地影响人们的生产和生活（周广肃和孙浦阳，2017），而且对健康投资的影响也日益深入。在上网越来越呈现出大众化和自由化的情况下，利用网络进行健康投资逐渐成为居民改善健康的重要方式之一。互联网对居民健康的影响主要表现在以下三个方面。

第一，互联网使用可以提升健康投资效率和节约就医成本。首先，与传统的线下会诊相比，使用互联网可以打破医患之间的时空约束，提高诊疗效率并降低成本。中国医疗资源配置存在着区域和城乡之间的不平衡性，许多居民由于缺乏必要的健康知识，导致非理性就医行为，经

济条件允许的情况下无论大病小病都会到大医院就医（王波和杨林，2017），不仅费时费力，而且成本很高。借助于互联网，通过适时对话、虚拟对话和延时对话等形式，患者可以破除时间和空间的约束，很方便地和医务人员进行交流和沟通，不仅有利于及时会诊并解决问题，而且极大地节约了交通和食宿等费用。其次，互联网使用可以提高支付效率并降低成本。与医疗资源配置不均衡导致的大医院人满为患相伴随的是，无论挂号还是支付医疗费用，均需长时间排队等候，而且有时候难以实现当天就诊。使用互联网不仅可以提前预约挂号就诊，而且不用排队，极大地提高了看病效率。而且由于可以提前安排，也降低了工作上的损失。再次，互联网使用可以提高医保结算效率并降低成本。在我国绝大多数居民已经参保的情况下，医保的不可携带性已经成为阻碍劳动力流动的重要因素（贾男和马俊龙，2015）。2014年以来，随着异地联网结算信息系统不断完善，越来越多的居民实现了异地就医。“往返奔波累、报销周期长”逐渐成为历史，不仅提升了异地就医效率而且节约了成本。

第二，互联网使用可以增加健康投资时间。首先，借助于互联网可以直接增加健康投资时间。传统的线下健康活动如社交娱乐通常需要人与人的近距离接触才可以实现信息的有效传递。但是，借助于互联网，通过音频和视频的方式实现远程交流和沟通，人与人之间可以不用直接接触。这有利于节省往返交通时间和费用，直接增加健康投资时间。其次，借助于互联网可以间接增加健康投资时间。家庭作为生产和生活单位，需要家庭成员共同努力才能提高家庭产出和效用（Becker，1981）。随着互联网的发展，电子商务、电子支付和物流系统不断成熟，极大地方便了消费选择和购物，节约了大量家务时间，有利于间接增加健康投资时间（李海舰等，2014）。

第三，互联网使用有利于获取更好的健康知识和信息。机构和个人均可以通过终端设备实现健康信息上传，因此互联网具有丰富的海量资源，极大地提高了健康资源质量。但是，网络上丰富的健康信息也会产生干扰性，易对人们产生负面影响。为此，网络上的生产者、消费者和第三方发展出来了很多有益的方法帮助人们识别有价值的健康信息。一方面，健康信息更注重以人们的需求为中心，满足他们的个性化需求（辜胜阻等，2016）。通过定向推送，好的健康信息能够得到人们的口碑相传（李海舰等，2014）。另一方面，通过对网站影响力进行评价，可以帮助人们识别和确定影响力大、利用价值高的网站，从而降低了互联网上海量资源对人们的干扰（姜吉栋等，2015）。

在以上分析的基础上，本文认为互联网使用能够在健康投资过程中，通过提高效率、降低直接成本、增加时间和改善资源质量等方式，降低健康投资成本。因此，本文提出如下假说。

假说 1：整体而言，在其他条件不变的情况下，互联网使用会改善居民健康。

由于我国经济发展具有多方面的不平衡性，当使用互联网能够通过降低健康投资成本促进居民健康改善时，具有不同特征的居民在使用互联网改善健康的程度上可能存在异质性。

从年龄的角度来看，相比中年人，互联网上丰富的娱乐功能会使自制能力较差的青年人更

容易上瘾。长时间使用互联网会导致他们焦虑（Azher 等，2014）、睡眠不足（Billari 等，2018）和抑郁（Kitazawa 等，2018），从而损害健康。而相比青年人，中年人自控能力更强，更善于使用互联网获取有益的健康信息并进行健康投资，从而有利于改善他们的健康（Cotten 等，2014）。

从城乡差异来看，长期的城镇优先发展战略和城市偏向性政策使得城镇和农村在社会经济等诸多方面存在显著差异（陈斌开和曹文举，2013）。具体到医疗资源的配置和网络基础设施建设上，首先，相比城镇，农村的医疗资源较为匮乏，难以及时满足他们对医疗服务的有效需求，这使得他们更可能依靠互联网改善健康，互联网对他们的健康影响更大。其次，相比农村，城镇互联网普及率较高。根据《第 43 次中国互联网络发展状况统计报告》数据，2018 年，城镇地区互联网普及率为 74.6%，而农村地区仅为 38.4%。城镇地区互联网的高普及率，一方面，有利于他们利用互联网获取健康知识以改善健康；另一方面，意味着高渗透率，容易诱使他们使用互联网的时间延长，从而导致健康受损（Billari 等，2018；Kitazawa 等，2018）。

从收入的角度来看，相对于低收入者，一方面，高收入者更可能使用互联网改善健康。根据《第 43 次中国互联网络发展状况统计报告》数据，收入在 2000 元以上的居民更可能上网，而收入低于 2000 元的网民不足 40%；另一方面，高收入者也更可能根据互联网上的健康信息进行健康投资，从而改善他们的健康。综上，本文提出如下假说：

假说 2：相比年轻、城镇和收入较低居民，使用互联网的健康促进效应在中年、农村和收入较高群体中的作用更大。

Grossman（1972）的健康资本需求理论认为，健康投资受到预算约束和生产效率的影响。宽松的预算约束有利于增加健康资源投入，较高的生产效率有利于提高健康产出。互联网使用不仅可以提高居民收入，从而放松预算约束，而且有利于提高健康生产效率。

较高的收入不仅有利于提供营养更均衡合理的饮食，而且还可以进行专门的健康投资，如旅游度假、健身锻炼等，从而有利于改善居民身心健康（Cutler 等，2010）。而互联网使用可以将人们从传统的劳动中解脱出来，去从事创新、高效的工作，这有利于提高人们的劳动生产率，从而提高收入（Krueger，1993；陈玉宇和吴玉立，2008；高梦滔等，2009）。

此外，使用互联网可以很方便地获取与健康相关的知识和信息。因此，相比不使用互联网，使用互联网时，居民能够利用他们所掌握的健康知识和健康信息来提高健康资源的配置效率和利用效率。从配置效率的角度来看，互联网使用能够使居民更好地优化健康投入组合，有针对性地改善身体健康；从利用效率的角度来看，这意味着同样的健康资源投入可以得到更多的健康产出，如对治疗方案的理解更深刻，对治疗过程的配合更准确，治疗效果就会更好。基于以上分析，本文进一步提出如下理论假说：

假说 3：预算约束放松和健康生产效率提升是互联网使用影响居民健康的重要机制。

三、研究设计

（一）模型设定

根据前面所提出的理论假说，本文将重点检验互联网使用与居民健康之间的关系。考虑到衡量居民健康的指标包括五分类变量、连续值变量和二分类变量，因此，本文的基本计量经济学模型在设定时分为以下三类：

第一、针对五分类变量，本文设定如下 Ordered Probit 模型：

假设健康变量原始数据的取值范围为 1, ..., m, 则 Ordered Probit 模型可表述为：

$$Y_i = j, \text{ 当 } u_{j-1} < Y_i^* \leq u_j, j = 1, \dots, m \quad (1)$$

其中， Y_i^* 是有序分类变量 Y_i 背后的潜在连续变量，并受互联网 $Internet_i$ 、人口和社会经济变量 X_i 以及地区特征 μ_c 的影响：

$$Y_i^* = \beta Internet_i + \gamma X_i + \mu_c + u_i, u_i \sim N(0,1) \quad (2)$$

此外， $u_0 = -\infty, u_j \leq u_{j+1}, u_m = \infty$ 。根据 (2) 式对 u_i 的假设， Y_i 取值为 j 的概率为：

$$P_{ij} = P(Y_i = j) = \Phi(u_j - \beta Internet_i - \gamma X_i - \mu_c) - \Phi(u_{j-1} - \beta Internet_i - \gamma X_i - \mu_c) \quad (3)$$

其中， $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的累积密度函数，且 $j = 1 \sim 5$ 。如果 β 为正，表示随着解释变量增加，会减少低级别取值的概率，并增加高级别取值的概率。

第二、针对连续值变量，本文设定如下 OLS 模型：

$$Y_i = \alpha + \beta Internet_i + \gamma X_i + \mu_c + u_i \quad (4)$$

第三、针对二分类变量，本文设定如下 Probit 模型：

$$\Pr(Y_i=1) = \Phi(\alpha + \beta Internet_i + \gamma X_i + \mu_c + u_i) \quad (5)$$

其中， i 表示居民； Y_i 表示居民 i 的健康。 $Internet_i$ 表示互联网使用； X_i 代表控制变量； μ_c 表示城市固定效应； u_i 为随机扰动项， β 和 γ 分别表示相应变量的系数。

上述基本模型可能因为存在内生性问题而使得估计结果存在有偏和非一致性 (Cotten 等, 2012; Cotten 等, 2014)。内生性主要来自于两方面：一是遗漏变量问题。能力较高的居民不仅更容易提高互联网使用技能 (陈玉宇和吴玉立, 2008)，而且由于投资成本较低，健康通常也较好 (Becker, 1962)。二是联立性问题。当健康较差时可能会降低使用互联网的可能性 (Cotten 等, 2014)。综上，本文认为基本模型可能存在内生性问题。为此，本文将使用工具变量来解决该问题。下文将对此进行详细阐述。

（二）数据及变量

本文使用的是 2016 年的中国劳动力动态调查 (China Labor Force Dynamic Survey, 简称 CLDS) 数据。该数据采用科学的概率抽样方法和轮换样本追踪方式，既能较好地适应中国剧烈的变迁环境，又能同时兼顾横截面调查的特点。CLDS 建立了以 15-64 岁的劳动力为调查对象的综合性数据库，包含劳动力个体、家庭和社区三个层次的追踪和横截面数据。2016 年 CLDS 样本覆盖中国 29 个省市，样本规模为 401 个村居，14226 户家庭，21086 个个体，具有全国代表性。

经过整理，本文删除了还在上学、年龄等关键变量缺失的样本点。

本文研究的被解释变量为居民健康。健康指标大致可以分为客观指标和主观指标。相对于客观健康指标而言，主观指标虽然简单，但已被证明能成功预测死亡率和失能率（Mossey 等，1982）。此外，根据世界卫生组织（WHO，1946）¹对健康的定义可以发现，主观健康指标更符合 WHO 所定义的健康，即不仅仅没有疾病或者体质强健，而是生理和心理的健康，以及社会福利和完美状态。由于现有研究多使用焦虑、抑郁等主观健康指标衡量健康，鲜有学者使用客观健康指标，为了更全面地考察互联网使用对居民健康的影响，本文将同时采用主观和客观健康指标测度居民健康状况。

衡量主观健康的指标包括：（1）自评健康，采用问题“您认为自己现在的健康状况如何？”来衡量，答案分别为“非常不健康、比较不健康、一般、比较健康和非常健康”。分别用 1-5 来表示，值越大表示越健康。（2）身体疼痛，采用问题“过去一个月内，是否有过身体疼痛现象”来衡量，答案分别为“总是、经常、有时、很少和没有”。分别用 1-5 来表示，值越大表示身体疼痛越少。（3）情绪，采用问题“上周出现下列情况的频率”来测度：如“因一些小事烦恼”、“不想吃东西”、“感到情绪低落”、“做任何事情都很费劲”、“感到害怕”、“睡眠不好”等 20 个小问题。答案分别为“没有或者基本没有”、“少有”、“常有”、“几乎一直有”。本文将“没有或者基本没有”赋值为 4，“少有”赋值为 3，“常有”赋值为 2，“几乎一直有”赋值为 1，然后将 20 个小问题相加得到总值。因此，值越大表示情绪越好。

衡量客观健康的指标包括：（1）伤病，采用问题“过去两周是否有伤病”来衡量，答案分别为：1-无，0-有。（2）住院，采用问题“2015 年 7 月以来，您是否有医生诊断需要住院？”来衡量，答案分别为：1-无，0-有。

本文研究的核心解释变量为互联网使用情况。通过问题“过去一年中，您家使用互联网的情况”来衡量，该问题的答案分别为：“只使用电脑上网（包括 pad）、只使用手机上网、既使用电脑上网也使用手机上网和不上网”。本文将“不上网”归为一类并赋值为 0，其它归为一类并赋值为 1。

此外，参照健康资本需求理论和已有研究文献（Grossman，1972；Cotten 等，2014；Heo 等，2015），本文还控制了个体特征，如性别、年龄、居住地、教育、婚姻状况、医疗保险、被动吸烟和年收入等变量；家庭特征，如五年前家庭社会层级和兄弟姐妹数量等变量；社区特征，如社会经济水平和社区环境污染程度。考虑到不同地区的社会经济发展水平和习俗存在差异，本文进一步控制了城市固定效应。在满足年龄要求的情况下，家庭内可能多个劳动力被抽样，因此本文在家庭层面上进行了聚类。以上变量的进一步处理结果、含义和描述性统计结果见表 1。

从该表可以看出，整体上，居民健康较好，3 个主观健康指标和 2 个客观健康指标均值均较

¹ <http://www.who.int/suggestions/faq/en/>

高，最差的自评健康指标也达到了 3.6，介于一般和健康之间。以上健康指标的结果较为一致，表明对居民健康状况的衡量比较稳健。我国家庭的互联网普及率约为 66.9%，与全国的均值水平较为接近。

表 1 样本的描述性统计表

变量	含义/取值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量:						
自评健康	五分类变量	18767	3.604	1.002	1	5
身体疼痛	同上	18767	4.006	1.152	1	5
情绪	连续值	18786	72.53	9.538	4	80
伤病	1-否 0-是	18763	0.895	0.307	0	1
住院	同上	18763	0.909	0.288	0	1
解释变量:						
互联网使用	1-使用, 0-否	18666	0.669	0.471	0	1
个体特征:						
性别	1-男, 0-女	18786	0.463	0.499	0	1
年龄	岁	18786	44.92	12.64	15	64
居住地	1-城镇, 0-农村	18786	0.381	0.486	0	1
教育	年	18757	8.731	3.941	1	22
婚姻	1-已婚, 0-无	18778	0.854	0.353	0	1
医疗保险	1-有, 0-无	18786	0.902	0.297	0	1
被动吸烟	1-是 0-否	18765	0.563	0.496	0	1
年收入	加1取对数	13415	5.899	5.027	0	14.51
家庭特征:						
家庭社会层级	越大层级越高	13303	3.850	1.770	1	10
兄弟姐妹数量	不包括个体	18768	3.105	2.023	0	10
社区特征:						
经济水平	加1取对数	18653	1.378	1.313	0.0953	3.932
空气污染	1-有 0-无	18666	0.207	0.405	0	1

数据来源：2016年 CLDS 数据，下同。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

根据理论假说和公式 (1) - (5)，本文采用多种计量模型进行估计。结果如表 2 和表 3 所示。

从表 2 可以看出，互联网使用对居民健康具有显著影响。相比不使用互联网，使用互联网时，自评健康向好的方向提升 0.157 个 Probit 单位，身体疼痛向好的方向提升 0.074 个 Probit 单

位, 情绪改善约 0.75, 遭遇伤病和住院的可能性分别下降 1.3%和 1.1%。以上结果表明互联网使用能够改善居民健康。这与现有研究结果一致 (Cotten 等, 2014; Heo 等, 2015; 周广肃和孙浦阳, 2017)。

由于“自评健康”和“身体疼痛”皆为五分类变量, 表 2 的估计系数仅反映了互联网使用对它们的影响程度, 而不是边际效应。为此, 结合各切点估计值, 考察互联网使用对“自评健康”和“身体疼痛”的边际效应, 结果如表 3 所示。从该表可以看出, 相比不使用互联网, 使用互联网时, 自评健康为“非常不健康、比较不健康和一般”的概率分别下降 0.4%、2.3%和 2.6%; 为“比较健康和非常健康”的概率分别上升 1.4%和 3.9%。而身体疼痛为“总是、经常、有时、很少”的概率分别下降 0.2%、1.2%、1.1%和 0.3%; 为“没有”的概率上升 2.7%。

根据回归结果, 表 2 中控制变量基本符合理论预期。从个体特征来看, 男性相比女性的健康更好 (Case 和 Paxson, 2005)。年龄越大, 生理机能越差 (Grossman, 1972)。相比农村, 在城镇居住时医疗服务可及性更高, 因而健康更好 (王波和杨林, 2017)。教育能够提升投资效率, 从而改善健康 (Grossman, 1972)。相比未婚, 已婚居民的健康更好 (赵忠, 2006)。被动吸烟对健康具有显著的负面影响 (Moesgaard 等, 2017)。收入提高有利于增加投资, 从而改善健康 (Grossman, 1972)。从家庭特征来看, 家庭社会层级越高, 意味着可用的资源越丰富, 因而能够改善个体健康 (宋月萍, 2007; Sonego 等, 2013; Silles, 2015; Li 等, 2015)。兄弟姐妹数量越多, 根据资源的稀释理论, 个体获得的资源越有限, 健康越差 (Becker 和 Lewis, 1973)。从社区特征来看, 社区经济条件越好, 卫生健康服务设施就越好, 越有利于改善居民健康 (靳永爱等, 2017)。社区空气污染越严重, 对居民健康的损害越大 (陈硕和陈婷, 2014)。

表 2 基本模型

被解释变量 \ 解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	自评健康	身体疼痛	情绪	伤病	住院
核心解释变量:					
互联网使用	0.157*** (0.029)	0.074*** (0.028)	0.745*** (0.227)	0.013* (0.007)	0.011* (0.006)
个体特征:					
男	0.174*** (0.019)	0.239*** (0.021)	1.777*** (0.147)	0.159*** (0.033)	0.165*** (0.035)
年龄	-0.026*** (0.001)	-0.020*** (0.001)	-0.029*** (0.009)	-0.006*** (0.002)	-0.013*** (0.002)
城镇	0.030 (0.035)	0.070* (0.037)	-0.033 (0.253)	-0.041 (0.056)	0.030 (0.061)
教育	0.011*** (0.003)	0.016*** (0.004)	0.123*** (0.027)	0.012** (0.006)	0.010* (0.006)
已婚	0.104***	0.105***	1.316***	0.160***	-0.007

	(0.032)	(0.032)	(0.257)	(0.050)	(0.058)
医疗保险	0.016	0.016	0.274	-0.133**	-0.130**
	(0.037)	(0.038)	(0.300)	(0.061)	(0.065)
被动吸烟	-0.065***	-0.086***	-0.609***	-0.083**	-0.051
	(0.021)	(0.022)	(0.163)	(0.035)	(0.036)
年收入	0.009***	0.008***	0.051***	0.007*	0.001
	(0.002)	(0.003)	(0.019)	(0.004)	(0.004)
家庭特征:					
家庭社会层级	0.075***	0.059***	0.518***	0.050***	0.026**
	(0.006)	(0.006)	(0.049)	(0.010)	(0.010)
兄弟姐妹数量	0.004	-0.003	-0.091**	-0.012	0.003
	(0.006)	(0.006)	(0.046)	(0.010)	(0.010)
社区特征:					
经济水平	-0.014	0.001	-0.065	-0.001	0.008
	(0.012)	(0.012)	(0.085)	(0.019)	(0.019)
空气污染	-0.139***	-0.143***	-1.106***	-0.083*	-0.073
	(0.027)	(0.028)	(0.214)	(0.043)	(0.046)
常数项	-	-	68.438***	1.140***	1.838***
	-	-	(1.009)	(0.191)	(0.211)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	12978	12978	12978	12337	12621
Wald/F-统计值	2783.41	1773.01	8.845	558.14	417.47
Pseudo-R ² /Adj- R ²	0.086	0.055	0.090	0.073	0.061

注：（1）括号内为聚类稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。（2）限于篇幅，切点省略。（3）在Probit模型中，解释变量互联网使用的系数为边际效应。

表3 OProbit 模型边际效应

解释变量	Y=1	Y=2	Y=3	Y=4	Y=5
自评健康					
	-0.004***	-0.023***	-0.026***	0.014***	0.039***
	(0.001)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.008)
互联网使用	身体疼痛				
	-0.002**	-0.012**	-0.011***	-0.003**	0.027***
	(0.001)	(0.005)	(0.004)	(0.001)	(0.010)

注：括号内为Delta-method标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

（二）工具变量法

采用不同代理变量指标，较为详细地考察了互联网使用对居民健康的影响，发现互联网使用能够改善居民健康。对于可能存在的内生性问题，本文在控制变量的选择方面进行了较多努力。通过尽可能控制个体特征、家庭背景、社区环境以及城市固定效应等相关影响因素，以减

少不可观测因素所导致的遗漏变量问题。但仍然可能存在内生性问题。进一步地，本文将寻找居民互联网使用情况的工具变量以降低可能存在的内生性问题所导致的有偏和非一致性。

有效的工具变量要满足两个条件，一是与随机扰动项不相关；二是与内生变量相关。本文将使用个体所在社区的平均互联网使用情况（不包含家户本身的互联网使用情况）作为个体家户互联网使用情况的工具变量。

一方面，住在相同社区的人群容易体现出行为的互动效应（郑磊，2015）。通常情况下，为了节约成本，网络基础设施的铺设具有区域性特征。如果该区域搭建了网络基础设施，社区内的不同家户可以很方便地随时开通网络。因此，预期行为的互动效应会促使社区内具体家户的互联网使用情况与社区的平均水平趋于相关。结果如表 4 的所示。从该表可以看出，无论是否控制其他变量和地区固定效应，排除个体家户的社区平均互联网使用情况均与个体家户互联网使用情况存在显著的正相关关系。即工具变量与内生变量显著相关，因此满足工具变量的相关性假设。此外，无论是否控制其他变量和地区固定效应，F 统计值均大于 10，表明不存在弱工具变量问题（Staiger 和 Stock，1997）。

表 4 工具变量检验（1）：相关性检验

被解释变量 解释变量	互联网使用			
	(1)	(2)	(3)	(4)
社区互联网使用均值	0.982*** (0.013)	0.852*** (0.028)	0.787*** (0.021)	0.625*** (0.035)
控制变量	N	N	Y	Y
地区固定效应	N	Y	N	Y
样本量	18666	18453	13140	12978
F-统计值	5960.88	257.81	779.16	102.49
调整后R ²	0.328	0.333	0.420	0.432

注：（1）括号内为聚类稳健标准误，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。（2）为了节约篇幅，控制变量和常数项未在此报告。（3）所控制变量同表 2。

另一方面，网络基础设施是否在某个区域铺设，受该区域的经济水平和环境等因素的影响较大。因而，社区平均互联网使用情况可能会与该社区的经济水平和环境等因素有关，并影响社区内居民的健康。为此，本文通过控制社区经济状况和空气质量，使社区平均互联网使用情况在微观个体层面上与居民健康不相关。而且居民健康也无法反过来影响社区平均互联网使用情况，因此能够克服反向因果问题。此外，社区平均互联网使用情况也大大降低了个体家户互联网使用情况可能存在的测量误差。该工具变量的设计已有学者采用（Lisa，2017；周广肃和孙浦阳，2017；杨克文和李光勤，2018；杨克文等，2019）。

鉴于工具变量只有一个，具有恰好识别的特征。为了检验工具变量的外生性，本文借鉴 Baron 和 Kenny（1986）提出的方法进行检验，具体步骤如下：①检验社区平均互联网使用情况

对居民健康的影响，如果社区平均互联网使用情况的系数显著，表明社区平均互联网使用情况对居民健康具有显著影响，同时，进行下一步骤检验；②检验社区平均互联网使用情况对作为内生变量的居民互联网使用情况的影响，如果社区平均互联网使用情况系数显著，说明社区平均互联网使用情况与内生变量居民互联网使用情况相关；③在步骤①的基础上加入居民互联网使用情况变量，如果内生变量的影响显著，同时社区平均互联网使用情况的系数相对于步骤①中的系数不显著，表明社区平均互联网使用情况作为居民互联网使用情况的工具变量，仅能通过居民互联网使用情况对居民健康产生间接影响，即满足外生性要求。由于步骤②已经在表4中考察并且结果符合预期，此处主要考察步骤①和步骤③。结果如表5所示。

从该表的 Part A 可以看出，当不控制居民互联网使用时，排除家户本身的社区平均互联网使用情况仅对自评健康、情绪和住院存在显著影响，但是不影响身体疼痛和伤病。当控制居民互联网使用之后，如 Part B 所示，排除个体本身的社区平均互联网使用情况仅对情绪存在显著影响，并不影响其他衡量居民健康的指标。因此，总体而言，排除家户本身的社区平均互联网使用情况相对于居民健康来说，具有较好的外生性。需要注意的是，由于工具变量相对于情绪不满足外生性要求，因此，在工具变量回归分析中，暂时不考虑互联网使用该指标的关系。

表5 工具变量检验 (2): 外生性检验

被解释变量 \ 解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	自评健康	身体疼痛	情绪	伤病	住院
Part A					
社区互联网使用均值	0.089** (0.038)	0.048 (0.045)	1.093*** (0.373)	0.017 (0.012)	0.018* (0.011)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	12978	12978	12978	12976	12976
F-统计值	21.302	13.243	8.832	7.907	5.884
调整后R ²	0.195	0.127	0.089	0.042	0.025
Part B					
互联网使用	0.070*** (0.013)	0.026* (0.015)	0.479*** (0.126)	0.004 (0.004)	0.005 (0.004)
社区互联网使用均值	0.045 (0.039)	0.032 (0.046)	0.794** (0.388)	0.015 (0.012)	0.015 (0.011)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	12978	12978	12978	12976	12976
F-统计值	21.391	13.145	8.844	7.865	5.922
调整后R ²	0.197	0.127	0.090	0.042	0.025

注：(1) 括号内为聚类稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。(2) 为了节约篇幅，控制变量和常数

项未在此报告。(3) 所控制变量同表 2。

根据上文的分析,基本模型很可能存在内生性问题,从而导致所得结果不准确。为此,本文首先在控制变量上进行努力,尽可能选择合适的控制变量以减少内生性问题的影响。进一步地,本文还试图使用工具变量法来更全面地考察和解决内生性问题。前面对工具变量的合理性进行了详细而充分的检验,表明本文所选择的工具变量是合适的。本部分将使用上文所选择的工具变量进行模型估计。结果见表 6。

首先,使用本文所选择的工具变量对互联网使用的内生性进行检验。通过 DWH 检验发现,除情绪指标之外,均未拒绝原假设,即不存在内生性问题。这表明本文通过控制变量的选择已经较好地处理了内生性问题。因此,基准回归的估计结果是可信的。

尽管互联网使用在本文中经检测不存在内生性问题,但是通过工具变量估计结果仍然可以发现,互联网使用对居民的自评健康和住院指标均存在显著影响,这表明互联网使用对居民健康的影响是稳健的。需要注意的是,尽管在工具变量估计结果中互联网使用对居民的身体疼痛和伤病的影响不显著,但是并不能认为此时互联网使用对居民的身体疼痛和伤病就真的没有影响。这是由于当模型不存在内生性时,使用工具变量会导致估计结果的方差大大增加,从而会降低显著性。

需要说明的是,首先,在检验工具变量和内生变量的相关性时,为了获得 F 统计值,本部分对内生变量互联网使用进行了重新处理。将“不上网”赋值为 1,“只使用电脑上网(包括 pad)、只使用手机上网”归为一类并赋值为 2,“既使用电脑上网也使用手机上网”赋值为 3。使之可以当做连续值变量进行处理。其次,由于 Ordered Probit 模型难以直接采用工具变量法进行估计,参照周广肃和孙浦阳(2017)的方法,本文采用线性两阶段最小二乘方法(2SLS)进行回归。按上述方法处理之后,基本模型和工具变量模型中互联网使用对居民健康的影响程度不在具有可比性,但是本文关注的重点是影响性质,在这一点上来看,结果是一致的。

综上,从基准回归和工具变量法的估计结果发现,互联网使用对居民健康具有显著的正面影响,验证了理论假说 1。

表 6 工具变量估计

被解释变量 \ 解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	自评健康	身体疼痛	情绪	伤病	住院
互联网使用	0.143** (0.061)	0.078 (0.071)	1.749*** (0.598)	0.028 (0.019)	0.029* (0.017)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	12978	12978	12978	12976	12976
F-统计值	21.331	13.179	8.593	7.476	5.275
调整后R ²	0.194	0.126	0.081	0.040	0.022

DWH检验 1.36 0.50 4.19** 1.51 1.83

注：（1）括号内为聚类稳健标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。（2）为了节约篇幅，控制变量和常数项未在此报告。（3）所控制变量同表2。

五、进一步讨论

（一）异质性分析

第四部分对互联网使用与居民健康之间的因果关系进行了详细讨论，但是并没有回答互联网使用对不同群体影响的异质性问题。我国经济发展具有诸多方面的不平衡性特点，就网络基础设施而言，城乡之间的普及率差距较大，而且互联网使用在不同年龄和收入群体中也存在显著差异。因此，考察互联网使用与居民健康的关系在不同群体中的异质性，具有重要的现实意义。本部分分别从年龄、城乡和收入等不同角度考察互联网使用对居民健康的异质性影响。表7汇报了估计结果。

对于年龄层面的异质性来说，45岁通常是划分中青年群体的重要标志，因此本文按照此年龄来划分不同的年龄组别。表7的第（1）列显示，对于45岁以上的群体来说，互联网使用能够显著改善他们的自评健康和情绪，但是对其他健康指标的影响不显著；表7的第（2）列显示，互联网使用对45岁及以下组别不同主观健康指标均存在显著影响，但是不影响客观健康指标。与此同时，相比45岁及以下群体，互联网使用对45岁以上群体的影响程度更大；但是相比45岁以上群体，互联网使用对45岁及以下群体的影响范围更广泛。整体来看，互联网使用对居民健康的影响具有年龄异质性，特别地，互联网使用对45岁以上群体的健康影响程度更大。

对于居住层面的异质性来说，表7的第（3）列显示，互联网使用仅对居住在城镇地区组别的伤病指标具有显著影响，但是不影响其他健康指标；表7的第（4）列显示，互联网使用对居住在农村地区群体的不同主观健康指标均具有显著影响，但是不影响客观健康指标。与此同时，相比居住在城镇的群体，互联网使用对居住在农村地区群体的影响程度更大范围更广泛；但是相比居住在农村的群体，互联网使用对居住在城镇地区群体的客观健康指标伤病具有显著的正面影响。整体来看，互联网使用对居民健康的影响存在城乡居住地异质性，特别地，互联网使用对居住在农村地区群体的健康影响程度更大。

对于收入层面的异质性来说，由于年收入的均值约为21792元，因此本文按照此标准来划分不同的收入组别。表7的第（5）列显示，对于收入较高的群体来说，互联网使用对不同主观健康指标均具有显著影响，但是不影响客观健康指标；表7的第（6）列显示，对于收入较低的群体来说，互联网使用对自评健康和情绪存在显著影响，但是不影响其他健康指标。与此同时，相比低收入群体，互联网使用对高收入群体的影响程度更大范围更广泛。整体来看，互联网使用对居民健康的影响存在收入异质性，特别地，互联网使用对收入较高群体的健康影响程度更大。

上述结果表明，互联网使用对居民健康的影响在不同年龄、居住地和经济条件等方面存在显著差异。相比青年、城镇和低收入群体，互联网使用对中年、农村和高收入群体的影响程度更大。以上结果验证了理论假说 2。

表 7 异质性分析

被解释变量	年龄		居住地		收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	>45岁	≤45岁	城镇	农村	>21792元	≤21792元
自评健康	0.177*** (0.035)	0.109** (0.049)	0.049 (0.070)	0.172*** (0.031)	0.172*** (0.065)	0.137*** (0.031)
身体疼痛	0.054 (0.035)	0.105** (0.048)	0.025 (0.067)	0.061** (0.031)	0.164** (0.065)	0.034 (0.031)
情绪	0.727** (0.297)	0.583* (0.336)	-0.005 (0.546)	0.772*** (0.254)	1.240** (0.487)	0.536** (0.253)
伤病	0.060 (0.053)	0.066 (0.072)	0.182* (0.101)	0.041 (0.046)	0.145 (0.105)	0.055 (0.046)
住院	0.026 (0.052)	0.108 (0.078)	-0.010 (0.108)	0.075 (0.046)	0.111 (0.100)	0.075 (0.047)

注：（1）括号内为聚类稳健标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。（2）为了节约篇幅，控制变量和常数项未在此报告。（3）所控制变量同表 2。

（二）机制分析

目前，关于互联网使用影响居民健康的机制尚不明确（Cotten 等，2014；Heo 等，2015）。现有文献从理论上探讨了互联网使用影响居民健康的可能机制，认为互联网使用能够通过放松预算约束和提高健康生产效率实现改善居民健康的目的，但是对此进行实证检验的文献较少。

由于预算约束主要通过个体的经济状况来体现，而健康生产效率主要通过健康行为来实现，为此，本文将从经济状况和健康行为的角度探讨互联网使用影响居民健康的传导机制。鉴于数据的可得性，本文使用收入作为居民经济状况的衡量指标；使用是否吸烟、饮酒和锻炼作为居民健康行为的衡量指标，该数据可以通过 2016 年的 CLDS 数据得到，不再详述。

为了有效地揭示该传导机制，根据 Baron 和 Kenny（1986）提出的中介效应检验方法，设定如下依次递归模型来检验经济状况和健康行为的中介效应：①检验互联网使用对居民健康的影响，如果互联网使用的系数显著，表明互联网使用对居民健康具有显著影响，同时，进行下一步骤的检验；②检验互联网使用对作为中介变量的经济状况和健康行为的影响，如果互联网使用的系数显著，说明互联网使用能够影响居民经济状况和健康行为；③在步骤①的基础上加入经济状况和健康行为变量，如果中介变量的影响显著，同时互联网使用的系数相对于步骤①中的系数变小甚至不显著，表明经济状况和健康行为具有部分甚至全部的中介效应。

按照以上检验思路，我们设定如下实证模型¹：

第一步，检验互联网使用是否影响居民健康。

$$Y_i = \alpha + \beta Internet_i + \gamma D_i + \mu_c + u_i \quad (6)$$

第二步，检验互联网使用是否影响经济状况和健康行为。

$$IB_i = \alpha + \beta Internet_i + \gamma D_i + \mu_c + u_i \quad (7)$$

第三步，将互联网使用变量、经济状况和健康行为变量同时放入模型。

$$Y_i = \alpha + \beta Internet_i + \lambda IB_i + \gamma D_i + \mu_c + u_i \quad (8)$$

其中， D_i 表示控制变量。排除居民年收入变量之后，与式（4）中的控制变量 X_i 相同。 IB_i 代表中介变量：居民经济状况和健康行为。第一步结果如表8所示，第二步结果如表9所示，第三步结果如表10所示。表8中第一步的检验结果表明，互联网使用对居民健康具有显著影响。

表9中第二步的检验结果表明，互联网使用对居民经济状况和健康行为具有显著影响。相比不使用互联网，使用互联网时，居民饮酒、锻炼的可能性更高、年收入也更高。但是是否使用互联网不影响居民的吸烟行为。由于以是否饮酒和锻炼表示的居民健康行为和以年收入表示的居民经济状况是显著的，因此在第三步中，本文仅加入这三个变量进行中介效应检验。

表10中第三步的检验结果表明，互联网使用显著影响居民健康，而且饮酒、锻炼行为和收入对居民健康的影响同样显著。与此同时，还

可以发现，当控制中介变量之后，相比模型（6）中互联网使用的系数估计结果（见表8），模型（8）中的互联网使用对居民健康的影响程度均有所下降（见表10）。因此，本文可以认为以收入表示的经济状况和以是否饮酒和锻炼表示的健康行为在互联网使用影响居民健康的过程中发挥着重要的中介效应，从而表明互联网使用可以通过放松预算约束和改善健康生产效率，对居民健康产生正面影响。

尽管有研究表明，饮酒对身体健康具有负面影响（Mokdad等，2004）。但是，也有研究表明，受教育程度更高的老人更可能经常饮酒（程令国等，2014）。如果饮酒是一种喜好，适度饮酒不仅对身体健康的负面影响较小，而且由于使个体需求得到有效满足，能够使人身心愉悦，从而改善健康。因此，饮酒与健康的关系，尚需进一步研究。

总体而言，以上结果验证了理论部分的假说。

¹ 对于模型（6）-（8），根据因变量的特性，参照基准模型选择对应的线性和非线性模型进行估计。

表 8 机制分析 (1)

被解释变量	第一步				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
解释变量	自评健康	身体疼痛	情绪	伤病	住院
互联网使用	0.162*** (0.028)	0.079*** (0.028)	0.775*** (0.226)	0.081** (0.041)	0.075* (0.042)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	12981	12981	12981	12340	12624
Wald/F-统计值	2768.32	1759.45	8.909	556.70	417.36
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.086	0.055	0.089	0.073	0.061

注：(1) 括号内为聚类稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。(2) 为了节约篇幅，控制变量和常数项未在此报告。

表 9 机制分析 (2)

被解释变量	第二步			
	(1)	(2)	(3)	(4)
解释变量	吸烟	饮酒	锻炼	收入
互联网使用	-0.024 (0.039)	0.085** (0.038)	0.164*** (0.037)	0.595*** (0.109)
控制变量	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	12959	12927	12801	12978
Wald/F-统计值	3016.66	2343.52	1777.93	88.167
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.394	0.250	0.154	0.339

注：(1) 括号内为聚类稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。(2) 为了节约篇幅，控制变量和常数项未在此报告。

表 10 机制分析 (3)

被解释变量	第三步				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
解释变量	自评健康	身体疼痛	情绪	伤病	住院
互联网使用	0.152*** (0.029)	0.073*** (0.028)	0.726*** (0.227)	0.077* (0.041)	0.072* (0.042)
饮酒	0.135*** (0.027)	0.075*** (0.029)	0.026 (0.193)	0.181*** (0.047)	0.217*** (0.049)
锻炼	0.080*** (0.024)	-0.003 (0.025)	0.428** (0.178)	-0.030 (0.039)	-0.080 (0.062)
收入	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.050*** (0.019)	0.007* (0.004)	0.001 (0.004)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y

地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	12977	12977	12977	12337	12621
Wald/F-统计值	2833.77	1785.06	8.809	572.85	440.27
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.087	0.055	0.090	0.075	0.064

注：（1）括号内为聚类稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。（2）为了节约篇幅，控制变量和常数项未在此报告。

六、结论及政策建议

采用2016年的中国劳动力动态调查（CLDS）数据，本文考察了互联网使用对居民健康的影响，并探讨了该影响在不同群体中可能存在的异质性及其影响机制。结果发现，互联网使用对居民健康具有显著的正面影响。具体来说，相比不使用互联网，使用互联网时，居民自评非常不健康、比较不健康和一般的可能性分别下降0.4%、2.3%和2.6%；自评比较健康和非常健康的可能性分别上升1.4%和3.9%。总是、经常、有时和很少身体疼痛的概率分别下降0.2%、1.2%、1.1%和0.3%；没有身体疼痛的可能性上升2.7%，情绪改善约0.75，遭遇伤病和住院的可能性分别下降1.3%和1.1%。考虑到可能存在的内生性问题，本文通过选择合适的工具变量处理内生性之后，结果仍然稳健。对该影响在不同群体中可能存在的异质性进行分析，结果发现，互联网使用对居民健康的影响在不同经济条件、居住地和年龄等方面存在显著差异。相比经济条件较差、在城镇居住和青年群体，互联网使用对经济条件较好、在农村居住和中年群体的影响程度更大。进一步对影响机制的分析发现，互联网使用能够提升居民收入水平、锻炼和饮酒可能性，进而促进他们的健康改善。即预算约束放松和健康生产效率提升是互联网使用促进居民健康改善的重要机制。以上结果证实了本文的理论假说。

需要说明的是，本文讨论的问题主要集中于“使用”和“不使用”之间的差异。但事实上，利用设备获取信息仅仅是基础技能，能够识别信息价值并快速获取所需信息的能力更为重要。尤其当基础技术逐步普及之后，后两种能力的差异将在决定互联网价值方面变得尤为重要（汪明峰和邱娟，2011）。但是，囿于数据的可得性，本文未能考察互联网使用质量对居民健康的影响，未来将会进一步对该问题进行考察。

在以上分析的基础上，为推动中国经济健康发展，本文提出如下建议。

第一，继续提高互联网普及率，尤其是农村地区。本文的研究结果表明，互联网使用能够改善居民健康，进而有利于推动中国经济健康发展。但是，《第43次中国互联网络发展状况统计报告》数据显示，中国互联网普及率刚接近60%，远低于发达国家的81%¹。而且，在城乡之间，互联网普及率差异巨大。截止2018年12月，中国城镇地区互联网普及率达到了74.6%，而农村

¹ <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Documents/facts/ICTFactsFigures2017.pdf>

地区仅为 38.4%。从增长率的角度看，城乡之间的数字鸿沟存在不断拉大的趋势。因此，继续提高中国整体尤其是农村地区的互联网普及率，是未来中国经济健康发展的重要基础。

第二，开展公益性互联网使用方法培训讲座，提升互联网使用技能。本文的研究结果表明，互联网使用对居民健康的影响存在城乡差异。相比城镇，对农村居民的健康促进效应更大。但是，根据《第 43 次中国互联网络发展状况统计报告》数据，非网民主要集中在农村地区，技能缺乏和教育程度有限是他们不上网的重要原因。在农村医疗资源可及性有限的情况下，这可能限制农村居民利用互联网改善健康的能力（贺娅萍和徐康宁，2019）。因此，增加公益性互联网使用技能培训，有利于扩大互联网使用人群，从而使互联网的价值进一步提升。

第三，合理引导互联网使用，充分发挥互联网的积极作用，降低互联网对居民尤其是自制能力较差的未成年人健康的负面影响。互联网使用虽然能够改善健康，但是长时间上网会损害健康。截止 2018 年 12 月，根据《第 43 次中国互联网络发展状况统计报告》数据，互联网游戏类应用数量约为 138 万款，占比高达 30.7%，是排名第二的生活服务类应用规模的 2.5 倍。而在中国网民群体中，学生数量最多，占比为 25.4%，比排名第二的群体高出 5.4 个百分点。游戏和工作、学习均需要占用大量时间，而且游戏更容易上瘾。如果不能合理控制互联网使用，可能会对健康带来负面影响。因此，合理分配娱乐和工作、学习时间并加强自律，对居民尤其是学生使用互联网改善健康具有重要意义。

参考文献

- [1]. 蔡昉.人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J].经济研究, 2010 (4): 4-13.
- [2]. 陈斌开, 曹文举.从机会均等到结果平等:中国收入分配现状与出路[J].经济社会体制比较, 2013 (6): 44-59.
- [3]. 陈硕, 陈婷.空气质量与公共健康:以火电厂二氧化硫排放为例[J].经济研究, 2014 (8): 158-169.
- [4]. 陈玉宇, 吴玉立.信息化对劳动力市场的影响:个人电脑使用回报率的估计[J].经济学(季刊), 2008 (4): 1149-1166.
- [5]. 程令国, 张晔, 沈可.教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据[J].经济学(季刊), 2014 (1): 305-330.
- [6]. 高梦滔, 颜明, 毕岚岚.计算机使用对青年人工资率的影响:来自云南的经验证据[J].中国人口科学, 2009 (1): 59-67.
- [7]. 辜胜阻, 曹冬梅, 李睿.让“互联网+”行动计划引领新一轮创业浪潮[J].科学学研究, 2016 (2): 161-165, 278.
- [8]. 贺娅萍, 徐康宁.互联网对城乡收入差距的影响:中国事实的检验[J].经济经纬, 2019 (2) .
- [9]. 贾男, 马俊龙.非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究[J].管理世界, 2015 (9): 82-91.
- [10]. 姜吉栋, 彭洁, 赵辉.网站影响力评价研究现状综述[J].情报科学, 2015 (9): 157-161.
- [11]. 靳永爱, 周峰, 翟振武.居住方式对老年人心理健康的影响——社区环境的调节作用[J].人口学刊, 2017 (3): 66-77.
- [12]. 李海舰, 田跃新, 李文杰.互联网思维与传统企业再造[J].中国工业经济, 2014 (10): 135-146.
- [13]. 宋月萍.中国农村儿童健康:家庭及社区影响因素分析[J].中国农村经济, 2007 (10): 69-76.
- [14]. 王波, 杨林.共享发展理念下医疗卫生资源有效供给:基于城乡比较[J].东岳论丛, 2017 (9): 158-166.
- [15]. 汪明峰, 邱娟.中国互联网用户增长的省际差异及其收敛性分析[J].地理科学, 2011 (1): 42-48.
- [16]. 杨克文, 李光勤.教育获得对初婚年龄的影响研究[J].人口学刊, 2018 (6): 5-19.
- [17]. 杨克文, 臧文斌, 李光勤.子女教育对中老年父母健康的影响[J].人口学刊, 2019 (5): 72-90.
- [18]. 赵忠.我国农村人口的健康状况及影响因素[J].管理世界, 2006 (3): 78-85.
- [19]. 郑磊.教育中的社区效应和同伴效应:方法证据及政策启示[J].教育学报, 2015 (5): 99-110.
- [20]. 周广肃, 孙浦阳.互联网使用是否提高了居民的幸福——基于家庭微观数据的验证[J].南开经济研究, 2017 (3): 18-33.
- [21]. Azher et al. The Relationship Between Internet Addiction and Anxiety Among Students of University of Sargodha[J]. International Journal of Humanities and Social Science, 2014, 4(1): 288-93.
- [22]. Baron R. M., Kenny D. A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6):1173-98.
- [23]. Becker G. S. A Treatise on the Family[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1981.
- [24]. Becker G. S., Lewis H. G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(2): 279-88.
- [25]. Billari F. C., Osea G., Luca S. Broadband Internet, Digital Temptations, and Sleep[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2018(153): 58-76.
- [26]. Case A., Paxson C. Sex Differences in Morbidity and Mortality[J]. Demography, 2005, 42(2): 189-214.
- [27]. Cotten et al. Internet Use and Depression among Older Adults[J]. Computers in Human Behavior, 2012, 28(2): 496-

- 99.
- [28]. Cotten et al. Internet Use and Depression among Retired Older Adults in the United States: A Longitudinal Analysis[J]. *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 2014, 69(5): 763-71.
- [29]. Cutler D. M., Lleras-Muney A. Understanding Differences in Health Behaviors by Education[J]. *Journal of Health Economics*, 2010, 29(1): 1-10.
- [30]. Erickson J, Johnson G. M. Internet Use and Psychological Wellness during Late Adulthood[J]. *Canadian Journal on Aging*, 2011, 30(2):197-209.
- [31]. Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J].*Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223-55.
- [32]. Heo et al. Internet Use and Well-Being in Older Adults[J]. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 2015, 18(5): 268-72.
- [33]. Kitazawa et al. Associations between Problematic Internet Use and Psychiatric Symptoms Among University Students in Japan[J]. *Psychiatry Clin Neurosci*, 2018, 72(7): 531-539.
- [34]. Krueger A. How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(1): 33-60.
- [35]. Li Q., Gordon L., Zang W. B. The Health of Left-behind Children in Rural China[J]. *China Economic Review*, 2015(36):367-76.
- [36]. Lisa J. D. Broadband in the Labor Market: The Impact of Residential High-Speed Internet on Married Women's Labor Force Participation[J]. *ILR Review*, 2017, 70(2): 451-82.
- [37]. Mellor D., Firth L., Moore K. Can the Internet Improve the Well-being of the Elderly? [J]. *Ageing International*, 2008(32): 25-42.
- [38]. Moesgaard et al. Global, Regional, and National Comparative Risk Assessment of 84 Behavioural, Environmental and Occupational, and Metabolic Risks or Clusters of Risks, 1990–2016: A Systematic Analysis for the Global Burden of Disease Study 2016[J]. *Lancet*, 2017, 390(10100): 1345-422.
- [39]. Mokdad A., Marks J., Stroup D., Gerberding J. Actual Causes of Death in the United States, 2000[J].*Journal of American Medical Association*, 2004, 291(10): 1238-45.
- [40]. Mossey J. M., Shapiro E. Self-Rated Health: A Predictor of Mortality Among the Elderly[J].*American Journal of Public Health*, 1982, 72 (8): 800-08.
- [41]. Noh D., Kim S. Dysfunctional Attitude Mediates the Relationship between Psychopathology and Internet Addiction among Korean College Students: A Cross-sectional Observational Study[J]. *International Journal of Mental Health Nursing*, 2016(25): 588-97.
- [42]. Sami. et al. The Effect of Sleep Disturbances and Internet Addiction on Suicidal Ideation among Adolescents in the Presence of Depressive Symptoms[J]. *Psychiatry Research*, 2018(267): 327-32.
- [43]. Silles M. A. The Intergenerational Effect of Parental Education on Child Health: Evidence from the UK[J]. *Education Economics*, 2015, 23(4): 455-69.
- [44]. Sonogo M., Alicia L., Inraki G., Fernando S. The Influence of Parental Education on Child Mental Health in Spain[J]. *Quality of Life Research*, 2013, 22(1): 203-11.
- [45]. Staiger D., Stock J.H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments[J]. *Econometrica*, 1997 (3):1033-82.

The Impact of Internet Usage on Health of Residents

—A Study from the China Labor-force Dynamic Survey 2016

Yang Kewen¹ and He Huan²

Abstract: Given that China's economic development is now going through a period of "new normal", human capital of labor has become increasingly prominent. Using the data from the China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) 2016, this study examines the effects of internet use on health of residents, and explores the possible subgroup heterogeneity of effects and the underlying mechanisms. The results showed that the use of the internet had a significant positive effect on the health of residents. Compared to non-users, the probability of internet users to report "very healthy" on a self-rated scale increased by 3.9%, the probability to report feeling no physical pain increased by 2.7%, the emotional improvement was about 0.75, the probability of being injured and hospitalized decreased by 1.3% and 1.1%, respectively. After dealing with possible endogenous problems by applying appropriate instrumental variables estimation, the main findings of this study are still robust. Heterogeneity analysis suggested that the effect of internet use was greater on those subgroups of higher income level, living in rural area, and were middle-aged, than the poorer, the urban, and the younger subgroups. Further analysis of the underlying mechanisms show that internet use might improve health of residents via the paths of increasing income and rationalizing people's health behaviors. This indicates relaxation of budget constraints and improvement of health production efficiency are both possible mechanisms explaining how internet use could influence health of residents. Thus, this article recommends increasing the internet penetration rate, improving the internet skills of residents, and reducing the negative impact of internet use, so as to promote the healthy development of China's economy through the health promotion effect of the internet.

Keywords: Internet; Health; Instrumental Variable; Heterogeneity Analysis; Influential Mechanism

对“一带一路”国家对外投资支点选择

——基于金融生态环境视角

胡冰¹ 王晓芳²

【摘要】 如何选择投资支点国家以推动“一带一路”建设，是当前需要解决的问题。本文的理论分析表明，将东道国区位优势与 OFDI 效率两项定量指标作为支点国家选择标准更具有科学性。而通过实证分析发现，“一带一路”国家具备的市场、能源、政治关系及自由贸易的优势更能够吸引中国投资，但目前技术获取型投资还会受到多种因素的制约。在对沿线国家金融生态评估的基础上，进一步通过实证检验发现，不同区位特征的国家的金融生态环境均能够影响中国在当地 OFDI 效率，两指标呈显著的正相关关系。故本文认为，应选择金融生态环境较好，区位优势明显，OFDI 效率较高的国家为支点国家，通过打造利益共同体，推进“一带一路”建设的深化。

【关键词】 区位优势；OFDI 效率；金融生态

一、引言

“一带一路”建设旨在通过利用我国与沿线国家的多边机制和区域合作平台，促进经济要素有序自由流动、资源高效配置和市场深度融合，以应对国际贸易保护主义的抬头及缓解我国产能过剩的局面。2017年，我国对“一带一路”沿线57个国家进行了投资，累计投资201.7亿美元，同比增长31.5%，占当年流量的12.7%³。总的来看，我国与沿线国家的投资合作稳步增加，投资行业日趋多元，“一带一路”建设取得初步成效。

但“一带一路”国家绝大部分为发展中国家，制度建设及基础设施服务与发达国家存在较大差距。根据穆迪信用评级，沿线有42个国家评级低于投资级别或不在信用评级的范围内，再加上部分国家的担忧与猜忌，使我国与沿线国家的合作存在阻碍。因此，在我国人力、财力及物力相对有限的情况下，就需要优先与具有关键意义和起到支撑作用的国家进行合作，逐步推进

¹ 胡冰，西安交通大学

² 王晓芳，西安交通大学

³ 数据来源：《2017 对外直接投资统计公报》

“一带一路”建设。但是，沿线国家众多，情况复杂。各国对中国OFDI的吸引力如何，这些国家该怎样确定，是否存在明确的选择标准，这些问题均需要进行深入研究。

目前来看，国内学术界对这些问题的研究缺乏深层次的理论分析和量化标准的判断。因此，本文首先对支点国家选择的理论进行梳理。然后考察沿线各国的区位特征对中国OFDI的作用效果。根据沿线国家的区位特征进行分类的基础上，进一步对各样本的金融生态环境与OFDI效率的影响进行评估，并测算我国OFDI效率。依据相应结果并结合当前实际，筛选出我国在“一带一路”沿线的支点国家。

二、相关文献综述

核心与边缘理论认为，国际级、洲级、国家级等都是一个空间系统，核心区作为该空间系统的一个次系统，对外围地区的决策具有决定性意义。而“一带一路”沿线作为一个空间系统，系统内各国民族、宗教矛盾尖锐，地区冲突频繁。因此，我国要在该地区进行投资，就需要与核心区，即该区域具有影响力支点国家进行合作。而支点国家主要指在多边合作框架下，能够通过双边交流与合作，有效发挥对全局的支撑或关键作用，并对其他各方产生积极的引导、示范和推动效应，从而有助于稳定实现战略目标的国家（张洁，2015）。

其中，有学者认为沿线国家如蒙古、泰国、印尼、巴基斯坦、俄罗斯、哈萨克斯坦及波兰等国存在地理位置突出、辐射能力强、参与意愿强烈、国内政治和双边关系稳定等优势，可作为支点国家（杜正艾，2016）。而王勇辉（2016）、韦红等（2017）则对“21世纪海上丝绸之路”支点国家的选择进行了重点考察，认为在保持国内政局稳定的前提下，这些国家不能与我国存在核心利益冲突，同时对周边国家产生示范效应。印尼、泰国、吉布提、塞舌尔等国具备成为支点国家的条件。与此对应，哈萨克斯坦、白俄罗斯等国可成为“丝绸之路经济带”的支点候选国家，认为中国与这些国家来往密切，政治关系的稳定有利于双方深层次的交流合作。这些国家也是“一带一路”向西推进的重要节点，具有重要的地缘优势（赵雅婷，2015；赵会荣，2017）。此外，沿线部分关键性小国拥有较好的地缘优势与资源禀赋，具有较高的国际地位，我国与这些国家的合作有助于推进区域间的政治和经济关系。新加坡、卡塔尔、阿联酋、以色列及捷克等国具有上述条件（陈翔，2015）。

现有研究认为，中国的OFDI主要以市场、资源及技术寻求为主要特征。如Buckley等（2007）基于对中国在1984-2001年间对49个国家的OFDI数据分析，认为市场寻求是中国OFDI

的主要战略目标。也有学者证明了我国OFDI具有显著的资源寻求型特征。Rasamay等（2012）发现我国国有企业对外投资的动机主要在于资源获取。但Gammeltoft（2013）则认为新兴国家，特别是中国的OFDI更倾向于对生产技术和能力的寻求。而东道国制度质量也会对OFDI选择产生影响。国内学者如蒋冠宏等（2012）、冀相豹（2014）针对中国的OFDI数据，通过构建制度质量指标后发现中国的OFDI存在制度风险规避的特征，两国间制度的绝对差异会对OFDI产生正向影响。但Cheung等（2009）则认为东道国制度因素对中国OFDI影响并不显著。可以看到，“一带一路”国家的区位特征对我国OFDI的影响作用如何决定着OFDI规模，因而可考虑将该指标作为支点国家的选择标准。

此外，投资效率也可作为选择支点国家的标准。因为要在周边国家产生示范效应，就需要与支点国家实现利益共赢。故在OFDI受到约束时，就需要提升资本效率。但传统古典经济理论却认为，市场能够有效调节宏观经济达到均衡状态，不存在由国家主导的大规模投资，也就不存在宏观层面的效率损失。然而，有学者认为国家间资本配置能力的差异会影响资本效率，使得资本逐步向高边际收益国家流动（Wurgler，2000）。基于此，我国学者从不同角度考察了我国OFDI产生非效率的原因。季凯文等（2018）通过构建制度环境指标考察了我国在“一带一路”国家的OFDI效率情况，认为东道国制度环境对我国OFDI效率产生正向影响。而胡浩等（2017）等学者则认为东道国的资本配置能力会受当地的经济结构、金融自由度及产权保护等影响，导致我国OFDI投资存在效率损耗。此外，还有学者认为东道国信用状况也会对OFDI效率产生作用，因为东道国信用风险上升会影响到我国企业的融资成本，进而会产生效率损失（刘晓光等，2016）。

综上所述，现有文献对“一带一路”支点国家的研究取得了一定成果。但由于选择标准的不同，导致了不同结论的产生。本文认为，应将区位特征和效率作为支点国家的选择标准，通过利用Heckman选择模型将含有政治关系及贸易壁垒的东道国区位特征对我国OFDI选择的影响进行考察以拓展现有结论。同时，将投资引力模型进行拓展，并对沿线国家金融生态环境与中国OFDI效率的关系进行评估。在此基础上，选出沿线各区域具有示范作用的支点国家，为“一带一路”建设提供参考。

三、理论分析与研究假设

“一带一路”支点国家的选择应以坚持合作共赢，共同寻求双方合作的最大公约数为原则，

不能单纯的基于地理位置、国土面积、人口及经济规模等相对简单的指标。本文认为，双方合作的“互补性”和“有效性”可作为支点国家的选择标准。“互补性”即东道国发挥自身区位优势吸引我国OFDI的进入，这种区位优势既包括传统的东道国区位特征，还应包含双边政治关系和自由贸易等因素。通过对“一带一路”国家区位优势的甄别，能够将我国资本与各国区位特点有效地结合，有利于推进“一带一路”建设。“有效性”则指在互利共赢的原则下，我国对各国资金投入的效益水平如何，能否实现资本效益的最大化，这主要会受到东道国资本配置能力的制约，而东道国金融生态环境决定了其资本配置能力。

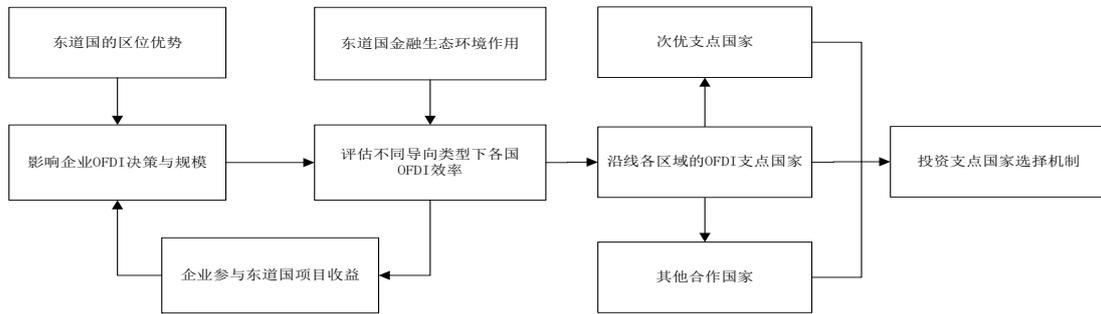


图1 投资支点国家选择机制

金融生态是参与主体在发展过程中形成的具有分工、合作与执行等功能的动态平衡过程，该体系内的经济环境、政治环境、法律环境等相互影响、相互依赖，共同推动系统内的资本配置能力的改善，推动资本在项目间的转移过程（徐诺金，2005；李延凯等，2011）。而我国在“一带一路”建设中要实现要素自由流动、资本高效配置和市场深度融合，必然会受到东道国的法律制度、信用体系、中介服务与信贷水平等状况的约束（陈涛，2017）。基于此，通过对“一带一路”国家与我国OFDI“互补性”和“有效性”的考察，可以明确我国在沿线不同国家的投资情况。结合地理位置、地缘政治等因素，可确定支点国家和次优支点国家使我国对外投资更具有梯次性，从而构成了支点国家选择机制。

对沿线国家区位特征与中国OFDI的理论分析将利用拓展的Dixit-Stiglitz(D-S)模型进行展开。假设所有企业的生产只利用劳动(L)和资本(K)两要素进行。仅生产A和B两种商品，且商品B是在垄断条件下本地和外地企业生产的差异化产品，存在规模报酬递增的情况。假定用C-D函数表示两种商品消费的效用函数，用CES函数表示商品B的消费效用函数：

$$U = M_A^\xi M_B^{1-\xi}, \quad (\xi > 0) \quad (1)$$

$$U_{M_B} = \left(\sum_{i=1}^Q M_{Bi}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \sum_{j=1}^W M_{Bj}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (\sigma > 1) \quad (2)$$

M_A 为本地企业使用劳动要素生产的产品，且单位商品的劳动工资为1。 M_{Bi} 和 M_{Bj} 为消费者对本地和外资企业生产的B类商品中*i*和*j*产品的消费量。 Q 和 W 为两企业生产的产品种类， σ 为各产品替代弹性。当地居民要在有限的预算约束下实现效用最大化，其表达式为：

$$M_A + pM_B = I \quad (3)$$

结合（1）式，两商品的效用最大化函数为：

$$M_A = (1 - \xi)I, \quad M_B = \frac{\xi}{p}I \quad (4)$$

消费本地企业商品的预算支出最小化的表达式为：

$$\sum_{i=1}^Q p(i)m(i) = \xi I \quad (5)$$

借助拉格朗日方程求得两企业B类每种商品的需求关系：

$$L = \left(\sum_{i=1}^Q M_{Bi}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \sum_{j=1}^W M_{Bj}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} + \lambda \left(\sum_{i=1}^n p(i)m(i) - \xi I \right) \quad (6)$$

$$M_{Bi} = \xi I \times \frac{p_i^{-\sigma}}{p^{1-\sigma}}, \quad M_{Bj} = \xi I \times \frac{[f(\tau)p_j]^{-\sigma}}{p^{1-\sigma}} \quad (7)$$

p_i 和 p_j 分别为两企业的商品价格。假设外资企业的运输成本为 $f(\tau)$ ，则外资企业生产的产品价格为：

$$p_j = p_i f(\tau) \quad (8)$$

可得当地消费者对B类商品的需求：

$$D = \xi I \times \frac{p_i^{-\sigma}}{p^{1-\sigma}} + \xi I \times \frac{[f(\tau)p_i]^{-\sigma}}{p^{1-\sigma}} \quad (9)$$

设东道国对外资企业的商品征收关税总额为 C ，资源开采成本为 R 。东道国技术水平，特别是劳动者素质的高低会影响投资成本，因而需要考虑科技变量 Ta 的影响。而两国间政治关系的变化 Pr 也会影响OFDI进入东道国的市场成本，则商品B的成本函数为：

$$Z = S + (C^\varphi R^{1-\varphi} e^{-Ta} e^{-Pr}) M_B, \quad (0 < \varphi < 1) \quad (10)$$

根据上式的边际成本函数，可求得在商品垄断竞争条件下的。商品B在垄断竞争条件下，企业按照利润最大化进行定价，即：

$$p = \frac{\sigma}{\sigma-1} C^\varphi R^{1-\varphi} e^{-Ta} e^{-Pr} \quad (11)$$

因而外地企业的利润函数可表示为：

$$\pi = PQ - M = PQ / \sigma \quad (12)$$

将（9）和（11）分别代入（12）式，得到：

$$\begin{aligned} \pi &= \frac{\sigma}{\sigma-1} C^\varphi R^{1-\varphi} e^{-Ta} e^{-Pr} \left(\xi I \times \frac{p_i^{-\sigma}}{p^{1-\sigma}} + \xi I \times \frac{[f(\tau)p_i]^{-\sigma}}{p^{1-\sigma}} \right) / \sigma \quad (13) \\ &= C^\varphi R^{1-\varphi} e^{-Ta} e^{-Pr} \xi I p_i^{-\sigma} (1 + f(\tau)^{-\sigma}) / p^{1-\sigma} (\sigma-1) \\ &= \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} (C^\varphi R^{1-\varphi} e^{-Ta} e^{-Pr})^{1-\sigma} \xi I (1 + f(\tau)^{-\sigma}) / p^{1-\sigma} (\sigma-1) \end{aligned}$$

对上式人均GDP指标求偏导后可得：

$$\begin{aligned} \frac{\partial \pi}{\partial pgdp} &= \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} (1-\sigma)^3 \varphi (1-\varphi) C^{\varphi(1-\sigma)-1} R^{(1-\varphi)(1-\sigma)-1} e^{-(Ta+Pr)(1-\sigma)} \quad (14) \\ &\quad (TaPr) \xi I (1 + f(\tau)^{-\sigma}) / p^{1-\sigma} (pgdp) \end{aligned}$$

等式左边结果小于零。表明投资地区人均消费水平越低，越有助于企业获取东道国市场。但东道国人均收入提升时，外商所面临竞争的增加会导致市场占有率下降，影响企业利润。同理，对指标 Ta 和 R 求偏导，得到：

$$\frac{\partial \pi}{\partial Ta} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} \xi I (1 + f(\tau)^{-\sigma}) (C^\varphi R^{1-\varphi} e^{-Ta} e^{-Pr})^{1-\sigma} / p^{1-\sigma} \quad (15)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial R} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} (1-\varphi)(1-\sigma) R^{(1-\varphi)(1-\sigma)-1} (C^\varphi R^{1-\varphi} e^{-Ta} e^{-Pr})^{1-\sigma} \xi I (1 + f(\tau)^{-\sigma}) / p^{1-\sigma} (\sigma-1) \quad (16)$$

式（15）左边结果大于零。表明东道国科技的发达能够带动劳动者技能的提高，同时技术的反溢出效应也能够促使外商改进生产技术，降低生产成本。而（16）式左侧结果小于零，表明在外企逐步获得东道国开采权以扩大开采规模的方式，借助规模效应降低外企成本，故东道国丰富的自然资源与外企利润呈正相关。

假设一：OFDI与东道国人均收入、资源禀赋负相关，与东道国技术水平正相关。

而对指标 Pr 求偏导，得到：

$$\frac{\partial \pi}{\partial Pr} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{-\sigma} \xi I (1 + f(\tau)^{-\sigma}) (C^\varphi R^{1-\varphi} e^{-Ta} e^{-Pr})^{1-\sigma} / p^{1-\sigma} \quad (17)$$

可知，该式的一阶偏导大于零，表明国家间稳定的政治关系可降低对外投资的不确定风险，也有利于以经促政，提高投资国的国际话语权。

而对 (14) 指标 C 求偏导后为：

$$\frac{\partial \pi}{\partial C} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)^{-\sigma} \varphi(1-\sigma) C^{\varphi(1-\sigma)-1} \xi I(1+f(\tau))^{-\sigma} (R^{1-\varphi} e^{-T_a} e^{-Pr})^{1-\sigma} / p^{1-\sigma} (\sigma-1) \quad (18)$$

该结果的一阶偏导小于零可知，说明降低关税壁垒也有助于国际资本的进入。当东道国取消贸易壁垒，外商投资企业在该国的投资能以较低的进入成本获取高额收益。

假设二：稳定的政治关系及贸易自由化有利于增加外商投资的利润水平。

依据前文假设，借助CES生产函数表示利润最大化下的商品B的产量：

$$\max M_B = [\alpha(E_k K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \beta(E_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (19)$$

E_k 为资本效率，表示在资本规模不变的情况下，可通过提高资本效率的方式增加企业产量。根据前文分析，东道国诸多环境因素如政治稳定性、产权保护政策、该国信用水平及金融状况等均会对OFDI效率产生影响，因而OFDI效率与东道国各类环境因素可能存在如下的函数关系：

$$E_k = f(N_1, N_2 \cdots N_m) \quad (20)$$

N_m 为东道国各类环境因素。本文借鉴有关金融生态的研究成果，认为东道国的经济环境、法律与行政环境、信用环境及金融环境等因素均会通过影响其资本配置能力进而对OFDI效率产生影响。

东道国金融环境状况的好坏关系到外企在当地的经营和融资成本。因为东道国金融资源易获得性与稳定性程度决定了是否能够帮助企业扩张融资渠道，获得稳定的金融支持。金融深度和效率代表东道国金融机构的资本供给与盈利水平，有助于降低信息获取成本与融资成本，保证资本的合理配置，减少在当地的资本损耗。而当OFDI进入东道国参与项目合作时，会直接受到东道国经济环境的影响。因为经济环境直接影响金融生态环境的质量，进而会对东道国产生正向协调或负向失调效应（申韬等，2018）。若东道国经济持续萎靡，产业结构畸形、通胀严重及科技创新能力不足时会导致企业产生额外的投资成本，也会影响OFDI的长期收益。但若东道国经济环境较好时，国际资本的集聚就会影响竞争力不足的国家在东道国的项目参与和重视程度，导致OFDI效率下降。

假设三：由于不同国家的经济与金融环境存在差异，因而对OFDI效率产生不同影响。

而东道国法律体系是否完善也会影响企业在该国的投资状况。因为损害企业的投资权益会影响到本国的金融运行体系，唯有通过法律体系的完善、执行效率的提升及公司的股权调整等措施为投资者构造权益保护机制才能防止金融运行体系受到损害（La Porta et al, 2000），客观上也改善了OFDI效率。此外，东道国合理的政府调节行为也可有效地对跨国资本进行配置，避免因跨国资本配置扭曲产生的效率损失，与东道国法律环境一道构筑起维护企业产权的制度屏障。

此外，信用状况也会影响OFDI效率。新凯恩斯理论认为，金融市场不稳定性的存在正是由于市场中信息不对称、外部性及无管制的竞争造成的。而道德约束作为法律体系不完备下的有益补充，可减少资本供需双方的信息不对称问题，提高资本配置能力。特别是在发展中国家，金融及法律体系的不完善会增加参与者的成本，而良好的信用约束可有效降低交易双方的风险预期。同样，以上环境的改善会吸引国际资本的集聚，使某些国家的OFDI受到限制。但若参与受限项目的收益小于在以上环境较差国家的项目收益与资本配置扭曲所产生的成本差额时，以上环境的改善也会产生效率损失。

假设四：东道国法律、行政与信用环境也会影响到投资国的OFDI效率。

四、模型构建与数据分析

（一）模型设定

由于我国对“一带一路”各国的OFDI是不连续的，故在实证分析过程中需将OFDI视作大于零的自我选择样本。由于这种非随机样本的筛选具有有偏性，本文采用Heckman两阶段选择模型来解决样本自选择问题。第一阶段为Probit投资选择模型，研究沿线国家区位特征对我国企业决策的影响，第二阶段为修正的投资规模模型，分析我国OFDI的区位分布因素。

$$\Pr(\text{dofdi} = 1) = \phi\left(\sum_n \alpha^n Z_{it}^n\right) \quad (21)$$

$$\ln \text{opdi}_{it} = \sum_n \alpha^n Z_{it}^n + \beta \gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

两式为基准投资引力模型。本文拓展后加入所需的控制变量和核心变量，模型如下：

$$\Pr(\text{ofdi}) = \phi(\alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{gdp}_{it} + \alpha_2 \ln \text{pgdpc}_{it} + \alpha_3 \ln \text{dist}_{it} + \alpha_4 \text{open}_{it} + \alpha_5 \text{infra}_{it} + \sum_k \theta^k X_{it}^k + \lambda_{it} + \mu_i) \quad (23)$$

$$\ln opdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln gdp_{it} + \alpha_2 \ln pgdpc_{it} + \alpha_3 \ln dist_{it} + \alpha_4 open_{it} + \alpha_5 \ln infra_{it} + \sum_k \theta^k X_{it}^k + \lambda_{it} + \mu_{it} + \gamma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

$opdi_{it}$ 为我国对沿线各国的实际投资流量规模。若大于零则 $dofdi = 1$ ，否则等于零。 Z 为影响我国 OFDI 的因素， X 为核心解释变量，即市场、资源、技术、政治关系及自由贸易因素。

$\phi(\sum_n \alpha^n Z_{it}^n)$ 为标准正态分布的概率函数， γ_{it} 为逆米尔斯比率，考察模型是否克服样本选择偏差，并采用 Wald 检验法考察样本是否存在自选择问题。

在此基础上，还需对我国在不同区位类型国家的效率进行评估。对此，利用随机前沿引力模型（SFA）进行考察，判断我国实际 OFDI 规模与“前沿”水平的偏离程度。形式如下：

$$Y_{it}^* = f(X_{it}, \beta) \exp(v_{it}) \quad (25)$$

Y_{it}^* 为理论规模， X_{it} 为解释变量， v_{it} 为服从于 $(0, \sigma^2)$ 分布的随机干扰项。但由于阻力因素的存在，导致对外投资存在损耗，故需对（25）式进行调整，即：

$$Y_{it} = f(X_{it}, \beta) \exp(v_{it} - \mu_{it}) \quad (26)$$

Y_{it} 为实际规模， μ_{it} 为效率损失的扰动项，并服从于非负的截断型半正态分布，与 v_{it} 相互独立。结合公式（24），本文构建的 SFA 模型如下：

$$\begin{aligned} \ln opdi_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 \ln pgdpc_{it} + \beta_3 \ln dist_{it} + \beta_4 open_{it} + \beta_5 \ln infra_{it} \\ & + \beta_6 \ln pgdp_{it} + \beta_7 rent_{it} + \beta_8 tech_{it} + \beta_9 \ln im_{it} + \beta_{10} antid_{it} + \beta_{11} contig_{it} \\ & + \beta_{12} lang_{it} + \beta_{13} bia_{it} + \beta_{14} fta_{it} + v_{it} - \mu_{it} \end{aligned} \quad (27)$$

考虑到当前我国对沿线国家的基础设施投资建设周期较长，其效率必然会受到东道国资本配置能力的变化而变化。因此，SFA 模型选择 OFDI 的存量数据。

根据前文分析，一国金融生态环境会影响外商投资效率。故对 OFDI 效率的考察时，非效率函数设为：

$$u_{it} = N_{it} \delta + \eta \quad (28)$$

δ 为待估参数， N_{it} 为金融生态的各项环境指标， η 为非效率随机扰动项。本文金融生态环境由经济环境、行政与法律环境、信用环境及金融环境组成。根据 Battese 等(1995)所提出的一步法对 SFA 模型进行估计，可避免因两步法导致的估计结果有偏性的问题。

在两模型中，东道国的市场区位指标用 $pgdp_{it}$ 代表的人均 GDP 表示。 $rent_{it}$ 为自然资源租金占 GDP 比重，可作为东道国资源区位优势指标。东道国技术区位优势用 $tech_{it}$ 代表的年均科技

发变量表示。政治指标 $intim_{it}$ 借鉴詹德斌（2017）的研究成果，用伙伴关系定位、亲密度及大使行政级别指标进行量化，并结合我国在东道国的领事馆数量进行加总来表示。用反倾销数量 $antid_{it}$ 表示东道国是否存在投资贸易壁垒，以考察其对中国OFDI的关系。

其他变量方面， gdp_{it} 、 $pgdpc_{it}$ 分别表示东道国市场规模和我国人均收入水平。而对东道国消费者对进口商品的偏好衡量，用我国向该国出口额占该国进口额比重 $open_{it}$ 表示。外企在东道国市场的运输成本用我国与该国外国首都间的球面距离指标 $dist$ 来表示，并考察该国基础设施水平 $infra_{it}$ 对我国OFDI的影响。此外，选择是否与我接壤 $contig$ ，是否存在共同语言 $lang$ ，是否与我签署双边投资与自贸协定 bia 与 fta 等四项虚拟指标为控制变量。与我接壤，拥有共同语言，两国签署双边投资与自贸协定取值为1，反之为0。

gdp_{it} 、 $pgdpc_{it}$ 、 $pgdp_{it}$ 、 $rent_{it}$ 、 $tech_{it}$ 和 $open_{it}$ 指标数据来源于WDI和Wind数据库， $intim_{it}$ 和 $antid_{it}$ 则来源于詹德斌（2017）文章数据和WTO网站， $infra_{it}$ 来源于全球竞争力报告， $dist$ 、 $contig$ 和 $lang$ 指标来源于CEPII网站， bia 与 fta 指标为商务部网站整理所得。

构建多元协同的“一带一路”金融生态体系，能够帮助东道国发挥金融引导和聚合作用，推动资本有效配置和产业链条的优化整合，有助于实现共同繁荣。因此，研究沿线国家的金融生态多样性对提高我国OFDI效率具有重要意义。但国内仅有申韬等（2018）少数学者对国外金融生态问题进行了研究，且金融生态评价体系存在不够完善的问题。因此，本文在借鉴研究国外金融生态成果的基础上，结合李扬等（2005）、逯进（2015）等构建的国内金融生态评价体系，在数据的科学性、可比性和可获得性的原则下，对“一带一路”国家的金融生态环境评价体系进行构建。即表1所示：

表1 “一带一路”沿线国家金融生态指标

序号	指标	含义
1、经济环境		
X1	经济增长速度	衡量实体经济持续发展程度
X2	第三产业占 GDP 比重	衡量经济结构指标
X3	固定资产投资占 GDP 比重	衡量实体经济投资程度
X4	外资流入占 GDP 比重	衡量吸引外资能力
X5	消费支出占 GDP 比重	衡量经济整体消费能力
X6	通货膨胀	衡量经济的稳定能力
X7	政府收入占 GDP 比重	衡量调控经济的能力
2、信用环境		

X8	征信深度	衡量征信机构的征信授权范围
X9	企业信息披露	衡量企业财务信息披露
X10	公共征信系统覆盖	公共征信系统提供的信贷状况
X11	私营信贷所覆盖面	私营信贷所提供的信贷状况
3、行政与法律环境		
X12	公民话语权与问责制	衡量政治民主程度
X13	政府稳定无动乱	衡量政府稳定程度
X14	政府效率	衡量政府行政效率水平
X15	监管质量	衡量经济体监管能力
X16	法律制度	衡量经济体法律完善程度
X17	抑制腐败	衡量经济体控制腐败的能力
4、金融环境		
X18	M2/GDP	衡量经济体货币化程度
X19	私人部门信贷占 GDP 比重	衡量私人部门获取信贷的能力
X20	银行对私人部门的信贷比重	衡量银行对私人部门的支持度
X21	通过股票融资	衡量企业直接融资程度
X22	获得贷款容易性	衡量企业获得贷款难易程度
X23	风险投资有效性	衡量金融投资的收益能力
X24	银行稳健性	衡量银行控制风险的能力
X25	国民储蓄占 GDP 比重	衡量经济体获取存款的能力
X26	每十万人商业银行数量	衡量金融服务的便利化水平

利用因子分析法对2008-2017年各国数据进行考察。其中，X21-X25的数据来源于全球竞争力报告，其余数据均来自于WDI与WGI数据库。此外，部分指标在有关国家的部分年份数据缺失，用插值法填补。该对各项指标无量纲、正向标准化处理的基础上，利用SPSS 22.0进行信度和效度检验以确保结果的稳健性。

（二）实证检验与数据分析

本节首先进行描述性统计检验，发现模型的描述性统计显示各变量无异常值，可进行后续检验。其次，经多重共线性检验显示，模型的方差膨胀因子小于10，表明解释变量间并不存在严重的多重共线性问题，故该数据可进行实证检验。对数据的实证分析，将采用Heckman选择模型对东道国的区位特征指标进行逐次回归，以增加结果的稳健性。

表 2 Heckman 模型整体检验结果

first	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lngdp	1.321*** (8.369)	1.647*** (2.751)	2.583*** (8.489)	1.594*** (6.539)	1.294*** (5.193)	1.734*** (5.185)
lnpgdpc	1.104*** (2.439)	1.385*** (2.848)	1.693*** (3.859)	1.395*** (3.884)	1.951*** (3.663)	1.755*** (3.838)
lnpgdp		-1.391*** (-5.496)	-1.695*** (-5.284)	-1.604*** (-5.221)	-1.593*** (-3.859)	-1.753*** (-4.294)
rent			16.994*** (3.769)	25.366*** (3.959)	22.339*** (5.191)	21.736*** (7.049)
tech				0.042** (2.673)	0.023 (1.492)	0.015 (1.411)
intim					0.455*** (3.783)	0.477*** (3.839)
antid						-0.087*

						(-1.812)
Indist	-6.193*** (-8.030)	-6.395*** (-5.662)	-3.409*** (-2.673)	-3.324*** (-4.212)	-2.375* (-1.911)	-2.594* (-1.699)
open	0.151 (1.662)	0.269 (1.503)	0.312 (1.511)	0.295 (1.325)	0.251 (0.849)	0.396 (0.738)
infra	-0.411*** (-4.152)	0.283 (1.629)	0.292 (1.463)	0.225 (1.543)	0.159 (0.749)	0.289 (1.153)
fta	2.799** (2.024)	2.949*** (3.593)	2.748*** (3.898)	2.684*** (3.599)	2.504*** (3.748)	2.859*** (4.495)
bia	0.503* (1.883)	0.776*** (3.193)	1.022*** (2.977)	1.179*** (3.285)	1.253*** (3.027)	1.436*** (3.851)
cons	-15.194** (-2.848)	-15.066 (0.633)	-16.898* (-1.905)	-13.685 (-1.423)	-18.485* (-1.707)	-21.850* (-1.757)
second						
lngdp	0.418*** (3.584)	0.397*** (5.475)	0.468*** (6.858)	0.488*** (4.728)	0.434*** (4.054)	0.399*** (3.989)
lnpgdpc	1.295*** (3.263)	1.272*** (3.443)	1.646*** (4.595)	1.757*** (4.884)	1.545*** (3.663)	1.644*** (4.748)
lnpgdp		-0.204 (-0.299)	-0.166 (-1.405)	-0.188 (-1.374)	-0.119 (-1.355)	-0.211 (-1.321)
rent			2.751*** (3.547)	2.848*** (4.095)	3.104*** (4.199)	2.883*** (3.949)
tech				3.06e-05 (0.235)	4.75e-05 (0.204)	0.075*** (2.996)
intim					0.319*** (4.933)	0.294*** (3.940)
antid						-0.063*** (-3.243)
Indist	-1.732*** (-5.233)	-2.013*** (-6.048)	-1.955*** (-5.323)	-1.819*** (-5.001)	-1.778*** (-5.932)	-1.639*** (-5.945)
open	0.409 (1.583)	0.194 (1.285)	0.224 (1.388)	0.365 (1.593)	0.494 (1.598)	0.425* (2.104)
infra	-0.035 (-0.561)	-0.066 (-0.821)	-0.036 (-0.294)	-0.091 (-0.774)	-0.083 (-0.519)	-0.045 (-0.729)
fta	0.794*** (3.284)	0.633*** (2.741)	0.882*** (4.454)	0.910*** (4.064)	0.876*** (3.052)	0.943*** (3.582)
bia	1.591*** (7.048)	1.663*** (6.996)	1.650*** (7.275)	1.799*** (6.942)	1.657*** (6.064)	1.709*** (6.719)
cons	12.004*** (3.923)	11.381*** (3.018)	9.057* (1.922)	8.773** (2.062)	12.385*** (3.996)	10.484* (1.853)
Lambda	-1.596*** (-5.947)	-1.528*** (-5.376)	-1.118*** (-3.676)	-1.499*** (-4.683)	-1.356*** (-4.194)	-1.163*** (-3.772)
Wald	259.329***	309.186***	355.468***	327.849***	389.674***	418.885***
sigma	1.182	1.774	1.712	1.715	1.662	1.635

注：采用 stata14.2，***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%统计水平上显著，括号内为 z 值，保留三位小数，下同

表2第一部分为Probit投资选择模型，第二部分为修正后的投资规模模型。其中，模型（1）为基准模型，模型（2）-（6）为加入核心变量后的模型。表2显示，两模型的东道国市场规模和我国人均收入水平均能够影响企业决策与投资规模。既说明“一带一路”国家的市场广阔，是转移我国过剩产能和提高企业收益的重要突破口，也说明我国人均收入水平的提高，企业获取所有权、内部化及国外区位优势的能力得到提升，显著地带动了OFDI的对外输出。而两国间的距

离远近与OFDI选择和规模均为显著的负相关关系，表明产品的运输成本能够影响企业决策，也影响了OFDI规模的扩大。在所有模型中，基础设施指标仅在基准模型中显著，说明我国对沿线国家的基础设施建设仅是实现战略目标的手段，根本目的是为了进入东道国以获取当地的区位优势。此外，沿线国家资本要素匮乏，我国在这些国家的大规模投资能够缓解当地的资本约束，因而与贸易依赖度无关。

核心解释变量方面，第一阶段模型中东道国人均收入与我国OFDI显著负相关。我国输出产品成本优势明显，在东道国预算约束的条件下我国产品能够满足低收入国家的消费需求。但当东道国购买力的提升后可能会影响到我国产品在该国的市场占有率。而在第二阶段模型中，投资规模却与东道国人均收入呈非显著的负相关关系，而获取沿线国家资源要素才是中国在沿线国家持续增加投资的主要原因。当前我国的资源要素禀赋已难以满足经济发展所需，对资源进口依赖度不断上升。沿线部分国家具有丰富的资源要素禀赋，与这些国家展开合作有助于维护我国经济发展过程中的能源安全。而沿线少数国家在部分领域科技水平较高。我国企业可发挥“干中学”的优势，获得上述国家的先进技术，促使相关产业的改进升级。从结果上看，模型

(4) - (6) 中该指标与我国OFDI的进入和增加呈正相关，但相关系数较小且显著性偏弱，说明沿线大部分国家科技实力不足以及技术转移政策的限制，使得我国企业难以获得相关技术，这应成为今后我国对外投资的突破点。总的来看，三项指标的数据结果验证了假设一的推论。

两国间政治关系的稳定有利于对外投资。在两阶段模型中，政治指标与OFDI间的相关系数均在1%的统计水平上显著，且对OFDI规模的带动作用分别为0.319、0.294，证明了本文关于政治关系的稳定有助于我国向该国投资规模增加的假设，也说明我国资本持续输出能够改善沿线国家经济落后的状况，有利于我国国际话语权的提升。此外，若沿线国家贸易壁垒越高，越会影响到我国的投资选择，但不影响我国企业获取该国的市场份额。但当输出产品在该国形成垄断地位时，便会触发市场保护机制，对产品进行反倾销措施，会影响到OFDI规模的扩大。但贸易与投资协定指标的相关系数在不同的显著性水平下均为正值，因而我国要进行“一带一路”建设，需通过谈判的方式降低两国间投资贸易的政策限制，维护两国间的友好关系，以促进资本的交流与融合。模型结果基本证明了假设二的论述。

考虑到整体检验无法具体地对我国OFDI与沿线各国区位特点的相关关系进行判定。因此，将核心解释变量的10年数据进行平均，利用SPSS 22.0并采用Ward系统聚类法对沿线国家进行分类。根据分类结果，将沿线国家分为政治导向下的市场寻求型投资，资源导向下的政治友好型

及自由贸易导向下的技术获取型投资，分类如下：

表 3 聚类结果

类别	国家
I类	阿尔巴尼亚、阿富汗、巴勒斯坦、巴基斯坦、白俄罗斯、俄罗斯、菲律宾、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、印尼、泰国、马来西亚、柬埔寨、老挝、摩尔多瓦、孟加拉、缅甸、尼泊尔、马尔代夫、斯里兰卡、塔吉克斯坦、黑山
II类	阿联酋、卡塔尔、文莱、巴林、黎巴嫩、阿曼、东帝汶、阿塞拜疆、科威特、蒙古、沙特、土库曼斯坦、叙利亚、也门、伊拉克、土耳其、乌兹别克斯坦、伊朗、约旦、越南、东帝汶、亚美尼亚
III类	爱沙尼亚、新加坡、以色列、保加利亚、波黑、波兰、格鲁吉亚、捷克、克罗地亚、拉脱维亚、立陶宛、罗马尼亚、塞尔维亚、马其顿、乌克兰、斯洛伐克、斯洛文尼亚、匈牙利、印度

根据表3的分类结果，可对我国在沿线不同国家的OFDI效率进行评估。但在此之前，还需对沿线各国的金融生态环境进行评价，以便获取非效率函数的解释变量指标。首先，需要对正向标准化后的数据样本进行信度和效度检验。信度和效度检验分别利用Cronbach's的 α 系数和KMO法检验，两者指标越接近于1，说明指标具有实际一致性和长期可信性，且不能小于0.6。数据显示，金融生态指标评价体系的联合信度为0.868，KMO检验结果为0.849，数值较高，长期内部一致性较好，不存在信度和效度问题，该体系适用于进行因子分析。

其次，通过对有关矩阵进行因子提取所获得特征值、累计贡献率等指标，来判断是否完整表达原始数据的信息。应按照特征值大于1且累计贡献率不小70%的原则来提取。总的来看，金融生态各项环境的累计方差贡献率均在70%以上，且整体及四项环境的主因子分别为8个、3个、2个、2个、2个，这些提取的公因子就组成了因子载荷矩阵。通过利用最大方差旋转法对矩阵进行旋转，得到特征向量、累计贡献率、因子符合矩阵以及金融生态及四项环境的主因子得分，再利用式（29）即可得到因子总得分。

$$\text{因子总得分} = \text{因子 1} * \text{权重 1} + \text{因子 2} * \text{权重 2} + \dots + \text{因子 n} * \text{权重 n} \quad (29)$$

表 4 “一带一路”国家金融生态评价结果

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
阿联酋	65.56	66.60	68.22	71.71	67.12	68.80	71.79	71.63	73.57	73.85
阿曼	62.86	63.29	66.59	61.98	64.54	65.74	66.73	66.71	66.88	67.19
科威特	76.87	75.88	76.08	75.89	74.59	71.11	70.57	71.49	70.38	68.64
巴基斯坦	37.81	37.76	36.60	35.16	36.21	35.37	34.63	34.35	34.55	35.19
斯里兰卡	45.27	45.89	43.67	44.49	43.64	44.98	45.14	47.01	47.92	49.48
马来西亚	70.08	70.61	71.69	77.44	74.65	74.25	74.81	75.22	76.63	75.99
泰国	60.39	61.20	63.16	63.84	60.92	66.77	64.23	67.87	70.42	70.23
印尼	47.46	48.37	47.48	48.69	47.54	48.11	50.02	51.98	54.46	53.64
爱沙尼亚	70.37	71.16	77.05	72.24	69.45	70.39	69.88	72.26	68.99	75.09
白俄罗斯	43.62	44.57	39.82	48.48	44.55	44.50	49.90	49.68	51.55	52.80
保加利亚	44.60	45.42	52.08	58.57	57.19	57.13	57.62	57.92	55.98	49.28
波兰	58.97	59.88	63.60	64.26	64.47	64.17	66.37	67.35	70.81	66.01

俄罗斯	45.54	46.97	49.96	51.35	48.09	51.16	54.42	56.05	60.58	60.88
捷克	64.06	64.86	68.98	70.70	66.13	68.29	66.80	67.57	69.65	71.84
罗马尼亚	47.75	48.31	50.48	57.91	55.19	55.83	55.13	54.65	56.05	54.26
匈牙利	52.53	52.78	51.74	56.29	60.08	59.40	57.85	63.62	53.93	54.49
哈萨克斯坦	45.92	46.15	49.48	45.48	44.86	45.55	46.30	46.95	51.42	52.46
吉尔吉斯斯坦	33.15	32.05	27.16	34.38	32.42	30.96	35.91	29.07	34.94	31.92

注：小数点保留后两位。限于篇幅，本文仅列出“一带一路”沿线 18 个国家的数据结果，作者备案，表 7 同。

表 5 三组国家十年间金融生态环境评估均值变化

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
I类	37.90	38.55	39.13	40.85	39.09	39.75	40.91	41.24	42.95	43.26
II类	48.49	48.97	51.25	50.69	49.09	52.57	52.71	54.09	53.46	52.43
III类	53.57	54.31	57.96	60.85	58.54	58.71	59.86	59.69	60.45	59.64
均值	45.81	46.45	48.49	50.01	48.11	49.33	50.22	50.65	51.46	51.05

表4、5为不同区位特征下各国的百分制转换后的金融生态得分及趋势变化。总的来看，2008-2017年间“一带一路”国家的金融生态环境建设稳中有升，年均值由45.813上升至51.047。具体的看，I类国家经济落后，法律体系也不完善，导致金融生态环境相对滞后。但发展潜力巨大，金融生态得分由2007年的37.904上升至43.258。II类国家自然资源丰富，国内政治相对稳定，十年间金融生态环境由48.491上升至52.426。III类国家地理位置上紧靠发达国家，容易获取先进生产要素的优势，经济发展程度较高。法律与信用建设较为完善，金融市场活跃，是三类国家中金融生态环境建设最好的地区。

在进行金融生态环境的评估后，还需进行模型的适用性检验。数据显示¹，在我国十年间对“一带一路”国家是否存在效率损失，OFDI效率是否随时间发生变化，加入的控制变量是否适用于SFA模型方面，三项检验结果的LR统计量在1%的显著性水平下拒绝了原假设，可以对模型进行评估。

表6显示。三组模型中的东道国人均收入与我国OFDI负相关。II类国家人均收入最高，与我国OFDI的反向关系也最明显，III类、I类次之。但II类国家在自然资源丰富，而我国的能源进口和消费量巨大，因而这些国家对我国在资源方面的投资持欢迎态度。I类部分国家如俄罗斯、哈萨克斯坦、伊朗等也拥有丰富的石油资源，加之这些国家与我国政治关系良好，该指标与我国OFDI也为正相关。而三组模型技术指标与我国OFDI的关系有所不同。III类国家技术水平相对较高，但与我国OFDI相关性较小且显著性偏弱。说明这些国家囿于地缘政治及技术转移政策的限制，我国当前难以利用OFDI进行技术获取。我国从I类国家获取技术的数据结果显著，但从数值上看还难以满足当前经济发展所需。而我国对II类国家的OFDI由于带去了石油加工等产业的技

¹ 运用似然比检验法对模型的适用性进行检验，数据从略

术优势，呈技术输出态势。政治关系方面，该项指标与我国OFDI均为显著的正相关关系，均有利于有利于企业OFDI规模的扩大。自由贸易方面，I类和III类国家与我国OFDI显著负相关，这与组国家对本国产品的保护是有关的，而因经济的互补性合作使我国与II类国家不存在市场壁垒。

此外，三组国家对我国进口产品的依赖带动了OFDI的输出，这与我国基础设施建设投资是分不开的。三组国家的基础设施状况指标均与我国OFDI呈显著的正相关关系，表明“一带一路”国家希望借助我国OFDI改善本国基础设施状况的愿望较为迫切。而与我国签署投资与贸易协定能够显著扩大我国在该国的OFDI规模，这对缺乏经济资本要素的国家来讲是有益的。

表 6 拓展的随机前沿引力模型实证结果

lnopdi	(7)	(8)	(9)
lngdp	-0.131* (-1.849)	2.208*** (4.531)	1.763*** (9.845)
lnpgdpc	1.689*** (3.036)	2.126*** (9.273)	1.403*** (4.681)
lnpgdp	-1.274*** (-3.703)	-2.322*** (-4.265)	-1.423*** (-11.929)
rent	4.874*** (11.801)	5.285*** (9.778)	-7.566** (-2.351)
tech	0.001*** (9.011)	-0.002*** (-2.632)	3.84e-06 (0.266)
intim	0.299*** (41.849)	0.201*** (4.734)	0.245*** (4.536)
antid	-0.023* (-1.863)	0.033 (0.582)	-0.132*** (-3.842)
Indist	-0.826*** (-12.996)	-1.328*** (-3.747)	-0.367* (-1.745)
open	0.445*** (6.989)	0.383* (1.745)	1.886*** (5.676)
infra	0.408*** (9.355)	0.922*** (4.855)	0.225* (1.801)
fta	0.786*** (12.774)	7.282*** (3.099)	2.252*** (5.884)
bia	0.216** (2.762)	2.585*** (4.357)	0.385* (1.958)
cons	7.545*** (9.388)	-5.038 (-1.044)	-10.566 (-1.596)
μ			
N1	-0.507* (-1.693)	0.665*** (3.910)	-3.205** (-2.717)
N2	-0.981*** (-4.406)	0.967** (1.949)	-2.028** (-2.345)
N3	2.878*** (4.979)	-3.329*** (-4.511)	-4.295*** (-2.867)
N4	-1.862*** (-4.205)	0.476** (2.237)	-5.285*** (-3.439)
cons	1.349*** (4.277)	0.225* (1.876)	-3.566** (-2.008)
lambda	19.942*** (14.086)	1.077*** (5.051)	2.603*** (7.440)
W	998.499	923.162	721.694
LR	-279.636	-168.746	-364.137

非效率函数的实证结果显示，三组国家金融生态各项环境均对我国OFDI效率产生了不同程度的影响。其中，III类国家经济基础与社会信用较好，法律体系完善。国内金融市场活跃或紧邻全球金融中心，故III类国家金融生态各项环境的改善可有效降低我国OFDI的效率损失。I类国家的信用与金融运行环境改善可减少我国对外投资损耗，但经济、行政与法律环境的改善却增加了OFDI的效率损失。由于I类国家存在着信用体系建设不完善，金融市场不够活跃的问题，两项环境的改善能够降低我国企业在该国投资面临的投资风险，帮助企业提高OFDI效率。但I类国家与我国地理位置较近或制度差异较小，当这些国家的行政与法律环境发生变化时，客观上会增加企业的适应性成本，导致OFDI的损耗增加。

但II类国家的实证结果却得出了相反的结论。II类国家内部宗教矛盾突出，外部威胁加剧。我国OFDI一方面要适应这些国家的宗教性法规，另一方面也因政治局势的不稳定增加了安全成本。故当II类国家行政与法律环境的改善，则会有效降低我国OFDI的效率损失。但这些国家经济与信用环境的改善会吸引国际资本的集聚，由于现阶段我国产品核心竞争力还略有不足，客观上会增加我国OFDI的效率损失，也就导致这些国家金融运行环境的改善会增加我国OFDI的效率损失，实证结果证明了假设三、四的判断。

表7 我国在“一带一路”国家OFDI效率

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
阿联酋	0.917	0.916	0.922	0.922	0.919	0.921	0.918	0.921	0.922	0.910
阿曼	0.851	0.822	0.817	0.829	0.838	0.810	0.802	0.785	0.819	0.782
科威特	0.232	0.212	0.253	0.310	0.371	0.409	0.429	0.449	0.464	0.498
巴基斯坦	0.579	0.495	0.482	0.395	0.314	0.270	0.243	0.336	0.374	0.407
斯里兰卡	0.291	0.320	0.350	0.362	0.365	0.355	0.329	0.289	0.272	0.226
马来西亚	0.989	0.746	0.988	0.987	0.643	0.748	0.515	0.569	0.598	0.740
泰国	0.812	0.630	0.534	0.921	0.829	0.536	0.585	0.705	0.784	0.790
印尼	0.799	0.584	0.555	0.381	0.494	0.782	0.890	0.899	0.699	0.657
爱沙尼亚	0.815	0.815	0.860	0.827	0.800	0.712	0.737	0.720	0.755	0.779
白俄罗斯	0.209	0.347	0.368	0.265	0.341	0.516	0.511	0.586	0.565	0.591
保加利亚	0.339	0.387	0.347	0.364	0.375	0.377	0.376	0.367	0.363	0.368
波兰	0.723	0.753	0.720	0.686	0.598	0.561	0.581	0.645	0.544	0.388
俄罗斯	0.685	0.659	0.783	0.658	0.628	0.631	0.637	0.631	0.645	0.645
捷克	0.720	0.786	0.804	0.745	0.725	0.779	0.777	0.782	0.778	0.736
罗马尼亚	0.722	0.751	0.745	0.712	0.676	0.653	0.622	0.653	0.691	0.700
匈牙利	0.577	0.372	0.408	0.345	0.484	0.508	0.528	0.571	0.673	0.640
亚美尼亚	0.399	0.443	0.323	0.224	0.223	0.218	0.556	0.536	0.520	0.546
阿尔巴尼亚	0.047	0.030	0.084	0.045	0.025	0.020	0.029	0.025	0.024	0.021
哈萨克斯坦	0.653	0.740	0.979	0.585	0.359	0.703	0.669	0.685	0.608	0.593
吉尔吉斯斯坦	0.490	0.546	0.751	0.493	0.402	0.594	0.311	0.290	0.303	0.340

表8 我国在三组国家十年间OFDI效率均值变化

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
I类	0.348	0.327	0.437	0.402	0.390	0.318	0.346	0.341	0.354	0.342
II类	0.452	0.472	0.464	0.531	0.564	0.525	0.551	0.507	0.471	0.461
III类	0.515	0.478	0.504	0.468	0.431	0.430	0.442	0.472	0.468	0.458
均值	0.432	0.415	0.466	0.455	0.440	0.401	0.420	0.419	0.415	0.413

表7、8显示，我国在沿线国家的十年间OFDI效率存在着上升趋势，且三组国家的OFDI效率呈梯次变化。I类国家效率均值均在0.5以下，低于其他两类国家，说明我国在维护政治关系目标下的市场型投资存在较大的效率损失，今后需要兼顾经济效益来深化“一带一路”建设。我国在II类国家的效率居中，但较之前有所下降。说明为获取资源要素而进行的大规模投资产生了规模报酬递减效应，今后不仅要发挥冶炼、加工等下游产业的技术优势，也要做好资源项目的上游勘探开发及投资运营与回收工作来提升OFDI效率。而我国在III类国家的OFDI效率最高，均未低于0.4。表明技术型投资可有效地帮助我国企业降低生产本来提高效益。但如何从这些国家获取先进的技术是今后我国在III类国家持续投资的关键。

总的来看，我国在金融生态良好的国家的OFDI效率较高。可以认为，现阶段需要通过在不同区位类型下选择金融生态较好，OFDI效率较高的国家作为支点国家和亚支点国家。在政府引导和帮助下，通过发挥资本的示范效应，带动周边国家放开市场，逐步推进“一带一路”建设，实现“五通”的长期目标。

表9 “一带一路”沿线各区域支点国家的选择

地区	支点国家	投资类型	亚支点国家	投资类型	亚支点国家	投资类型
东南亚	泰国	I类	马来西亚	I类	印尼	I类
南亚	巴基斯坦	I类	斯里兰卡	I类		
中亚	哈萨克斯坦	I类	吉尔吉斯斯坦	II类		
中东	阿联酋	II类	阿曼	II类	科威特	II类
东欧	爱沙尼亚	III类	俄罗斯	I类	白俄罗斯	I类
中欧	捷克	III类	波兰	III类	匈牙利	III类
东南欧	罗马尼亚	III类	保加利亚	III类		

表9所示，将沿线63个国家分为七个区域。其中，我国OFDI在东南亚地区的泰国、马来西亚和印尼的OFDI效率较高，三国的金融发展水平较好。泰国与我国是传统睦邻友好的国家，希望通过“一带一路”来提升其在东盟互联互通的枢纽地位，可作为我国在该地区的投资支点国家。马来西亚和印尼两国扼守多处连接印度洋和太平洋的海峡，地理位置优越，我国OFDI效率及金融生态环境较好，且两国在国际与地区事物中，是较为积极的倡导者，能够发挥重要作用，可以作为亚支点国家参与“一带一路”建设。

南亚地区部分国家对我国“一带一路”建设存在疑虑，导致我国在该地区“一带一路”建设的推进存在困难。目前来看，我国在巴基斯坦和斯里兰卡两国的OFDI效率相对较高，两国对我国“一带一路”倡议持欢迎态度。巴基斯坦是中国唯一的“全天候全方位战略合作伙伴”，政治经贸合作程度较深。而斯里兰卡对基础设施建设需求迫切，也是与我国在南亚地区政治关系较为稳定的国家之一。两国地理位置优越，瓜达尔港和科伦坡是我国能源航线的重要中转站和补给地，故可选择两国作为我国在该地区的支点和亚支点国家。而哈萨克斯坦凭借其自身实力在中亚地区居于主导地位，也是上合组织在该地区的重要成员国，位于“丝绸之路经济带”的核心区域。中哈两国的产能合作方面有较高的利益契合度，可作为我国在该区域的支点国家。此外，吉尔吉斯斯坦的金融生态环境在该地区相对较好，我国在该国的OFDI效率也在该区域处于较高水平。该国拥有丰富的资源要素，且愿意借助“一带一路”合作改善本国的基础设施建设，可作为我国在该区域投资的亚支点国家。

中东地区存在尖锐的民族和宗教矛盾，也面临着恐怖主义威胁。我国在该地区选择支点国家，既要能够稳定实现对外投资的战略目标，也要避免陷入该地区的民族宗教冲突。阿联酋、阿曼和科威特三国金融生态环境较好，地理位置优越，国内政治稳定。而且这些国家与我国政治关系良好，对我国“一带一路”建设持欢迎态度，OFDI效率较高，可作为我国在该区域投资的支点和亚支点国家。而中欧地区金融生态环境较好，科技水平发达。捷克、波兰及匈牙利等国与我国拥有良好的战略伙伴关系，且都为欧盟组织成员国。两国对我国改善其基础设施建设的意愿强烈，且金融生态环境良好，我国的OFDI效率较高，同时也为我国进入其他欧盟国家市场提供了突破口，可作为我国OFDI在该地区的支点和亚支点国家。

东欧方面，受地缘政治的影响，该地区国家间冲突频繁，为我国在该地区的投资带来了不确定性，增加了在该地区的投资风险。我国对爱沙尼亚和白俄罗斯的OFDI效率较高，两国参与“一带一路”建设的意愿强烈，且两国在该地区的国际关系良好，可通过发挥关键性小国的作用，为“一带一路”在该地区的推进发挥示范效应。我国与俄罗斯拥有全面战略合作伙伴关系在国际舞台上相互支持。其中，俄罗斯自然资源丰富，能够对我国经济发展提供支持。同时，我国资本及基础设施建设的输出也能够改善俄罗斯自金融危机后经济萎缩的局面。尽管其与部分周边国家存在冲突，但在独联体国家中仍具有较高的影响力，可作为亚支点国家。而在东南欧地区，中国应与罗马尼亚和保加利亚进行深度合作，因为该地区民族及宗教问题尖锐，国际关系复杂。但我国在上述两国的OFDI效率相对较高，且金融生态环境较好，与周边国家不存在民

族宗教矛盾。两国与我国政治关系友好，对改善本国经济的愿望强烈，同时作为欧盟组织成员国，还能够通过发挥欧盟组织在该地区的影响力。因此，可选择两国作为我国在该地区的支点和亚支点国家。

五、结语

本文通过对支点国家选择机制的分析认为，应以沿线国家的区位特征是否对我国OFDI具有吸引力，OFDI在该国是否存在较小的效率损失作为支点国家的选择标准。而借助相关模型的评估后发现，“一带一路”沿线低收入、资源丰富且与我国政治关系友好的国家对我国OFDI的吸引力较强。受技术垄断等因素的限制，我国通过OFDI还难以获得先进技术，部分国家贸易壁垒的存在也不利于我国OFDI的增加。效率方面，不同区位特征国家对我国OFDI效率的影响有所不同，但金融生态环境良好的国家，我国OFDI效率普遍较高。因此，结合地理地缘因素，本文认为应加强与上述两项标准筛选出的投资支点国家和亚支点国家展开合作以推进“一带一路”建设，相关政策启示如下：

总体来讲，中国当前进行“一带一路”建设最大的阻碍在于沿线部分国家对我国OFDI的疑虑，认为会伤其经济主权。因而在与沿线国家，特别是支点国家的合作过程中积极开展战略对接，如印尼“海洋轴心”、“中巴经济走廊”、哈萨克斯坦“光明之路”、欧亚经济联盟的“互联互通总体规划”等，以互利共赢的方式消除沿线国家的合作顾虑。同时，考虑到沿线国家金融生态质量较低，一方面可逐步将总部级金融机构、功能性金融机构、新型金融机构向支点国家集中，发挥金融的集聚效应，为投资企业提供金融支持，另一方面，深化金融服务实体经济政策，通过与沿线国家的金融服务的对接，消除影响沿线国家金融生态质量提升的不利因素。强化金融传导机制和能力建设，拓展企业融资的多方渠道，为“一带一路”建设提供金融支持的同时，带动沿线国家金融生态质量的提升。

鉴于当前中国OFDI效率偏低的问题，因而要在今后进行更有针对性的投资。政府主管部门应通过自身的权威性，及时发布对外投资的风险评估报告及沿线国家金融生态评估报告，为海外投资企业提供投资信息，避免产生投资损耗。金融机构应发挥其信息集散的功能，建立海外投资的预警机制，为相关企业及时提供业务指导。同时，考虑到中国当前难以通过OFDI获取技术要素的问题，一方面要进一步发挥中国在基础设施建立领域的技术优势，并与沿线高技术国家开展信息技术、生物制药及能源开发等领域的合作，另一方面也需要通过建立标准互认程

序，推动重点技术领域的标准化建设，从而带动自身产业技术的升级。由于沿线国家众多，社会制度、宗教文化、法律体系及道德约束等方面存在差异，中国企业应主动适应当地环境，逐步实现企业的本土化发展。此外，也鼓励沿线国家，特别是支点国家的学生来华留学，为推进“一带一路”建设培育人才。

参考文献

- [1]. Battese G., T Coelli.,1995, A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data[J]. Empirical Economics, 52(20):325-332.
- [2]. Buckley P.J.et al.,2007, The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment[J].Journal of International Business Studies, 38(4):499—518.
- [3]. Cheung Y W., Qian X.,2009, Empirics of China's Outward Direct Investment[J]. Pacific Economic Review, 14(3):312-341.
- [4]. Gammeltoft P., Barnard H., Madhok A.,2010, Emerging Multinationals, Emerging Theory: Macro-and-Micro level Perspectives[J]. Journal of International Management, 16(2):95-101.
- [5]. Rafael La Portal et al.,2000, Investor Protection and Corporate Governance[J]. Journal of Financial Economics,58(2):3—27.
- [6]. Ramasamy B., Yeung M.,2012, China's outward foreign direct investment: location choice and firm ownership. Journal of World Business,62(4):17-25.
- [7]. Wurgler J.,2000, Financial Markets and the Allocation of Capital[J]. Journal of Financial Economics, 58(1-2): 187-214.
- [8]. 陈涛:《构建“一带一路”包容性金融生态圈》[B],《经济参考报》2017年5月16日。
- [9]. 陈翔:《关键性小国与中国的支点外交》[J],《江南社会学院学报》2015第1期。
- [10]. 杜正艾:《精选“一带一路”建设战略支点国家的意义与建议》[J],《行政管理改革》2016年第6期。
- [11]. 胡浩、金钊、谢杰:《中国对外直接投资的效率估算及其影响因素分析》[J],《世界经济研究》2017年第10期。
- [12]. 冀相豹:《制度差异、累积优势效应与中国OFDI的区位分布》[J],《世界经济研究》2014年第1期。
- [13]. 蒋冠宏、蒋殿春:《中国对发展中国家的投资——东道国制度重要吗?》[J],《管理世界》2012年第11期。
- [14]. 季凯文,周吉.“一带一路”建设下我国对外直接投资效率及其影响因素——基于随机前沿引力模型[J].《经济与管理评论》2018年第4期。
- [15]. 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年第2期。
- [16]. 李扬、王国刚、刘煜辉:《中国城市金融生态环境评价》[M],北京:人民出版社, 2005.
- [17]. 逯进、朱顺杰:《金融生态、经济增长与区域发展差异——基于中国省域数据的耦合实证分析》[J],《管理评论》2015年第11期。
- [18]. 刘晓光、杨连星:《双边政治关系、东道国制度环境与对外直接投资》[J],《金融研究》2016年第12期。
- [19]. 申韬、李卉卉:《“一带一路”沿线国家金融生态环境、经济增长耦合集聚效应分析》[J],《南洋问题研究》2018年第2期。
- [20]. 王勇辉:《“21世纪海上丝绸之路”东南亚战略支点国家的构建》[J],《世界经济与政治论坛》2016第3期。
- [21]. 韦红、尹楠楠:《“21世纪海上丝绸之路”东南亚战略支点国家的选择》[J],《社会主义研究》2017年第6期。
- [22]. 徐诺金:《论我国的金融生态问题》[J],《金融研究》2005年第2期。
- [23]. 詹德斌:《试析中国对外关系的差序格局——基于中国“好关系”外交话语的分析》[J],《外交评论(外交学院学报)》2017年第2期。
- [24]. 张洁:《海上通道安全与中国战略支点的构建——兼谈21世纪海上丝绸之路建设的安全考量》[J],《国际安全研究》2015年第2期。

- [25]. 赵会荣:《对中国与白俄罗斯关系的分析与思考》[J],《国外理论动态》2017年第11期。
- [26]. 赵雅婷:《“一带一路”背景下中国战略支点的选择——以中国同哈萨克斯坦的战略合作为例》[J],《新疆社会科学(汉文版)》2015年第6期。

The Choice of China's Foreign Investment Fulcrum Countries

-- Based on the Analysis of "the Belt and Road" Country

Hu Bing Wang Xiaofang

Abstract: How to choose investment pivot countries to promote the construction of "the Belt and Road" is a problem that needs to be solved at present. The theoretical analysis of this paper shows that, it is more scientific to take the location advantage of host country and OFDI efficiency as the criteria for selecting pivotal countries. Through empirical analysis, it is found that the advantages of the market, energy, political relations and free trade in these countries are more able to attract Chinese investment, but technology acquisition investment is still restricted by many factors at present. Based on the financial ecological assessment of these countries, it is further found through empirical test that the financial ecological environment of countries with different location characteristics can affect the local OFDI efficiency of China, and two indicators show a significant positive correlation. Therefore, this paper believes that countries with better financial ecological environment, obvious geographical advantages and higher OFDI efficiency should be selected as pivot countries to deepen the construction of "the Belt and Road" by building a community of interests.

Key Words: location characteristics; OFDI efficiency; financial ecology

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





元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼
电话：010-82602070