

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



货币政策将从三方面发力服务“六稳”、“六保”

宏观审慎政策如何影响企业金融化

中国货币政策不确定性和宏观经济新闻的人民币汇率效应

全球价值链、国内价值链与经济增长：替代还是互补

银行业竞争、创新资源配置和企业创新产出

陈雨露

马勇、陈点点

丁剑平、刘璐

盛斌、苏丹妮、邵朝对

戴静、杨笋等

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）

賁圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Houn 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】

货币政策将从三方面发力服务“六稳”、“六保”	陈雨露	01
宏观审慎政策如何影响企业金融化	马勇、陈点点	04
中国货币政策不确定性和宏观经济新闻的人民币汇率效应	丁剑平、刘璐	20
全球价值链、国内价值链与经济增长：替代还是互补	盛斌、苏丹妮、邵朝对	38
银行业竞争、创新资源配置和企业创新产出		
——基于中国工业企业的经验证据	戴静、杨箐、刘贯春、许传华	52
地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率		
——基于我国城市商业银行的研究证据	祝继高、岳衡、饶品贵	69
从乐观预期到审慎预期：		
基于经济政策不确定性对中国经济冲击的视角	郑忠华、李清彬	90

·货币政策将从三方面发力服务“六稳”、“六保”

陈雨露¹

【编者按】海外疫情仍在持续，我国经济发展外部环境还存在很大不确定性。在经历一季度艰难开局后，中央提出“六稳”、“六保”，成为常态化疫情防控下的经济工作思路。应对短期风险冲击，助力经济尽快恢复元气，推进生产生活秩序全面恢复，货币政策接下来将如何发力？全国两会期间，中国人民银行副行长陈雨露在接受记者专访时表示，人民银行将继续保持稳健的货币政策更加灵活适度，在确保总量力度足够、融资成本明显下降、向中小微企业倾斜三方面进一步发力，对冲疫情影响，服务好“六稳”、“六保”工作大局。

一、央行宏观调控与信贷支持

记者：应对新冠肺炎疫情带来的经济下行压力，央行宏观调控和信贷支持政策进展如何？

陈雨露：这次新冠肺炎疫情，是一次重大国际突发公共卫生事件，对全球经济和中国经济也是一次重大冲击。IMF认为，全球经济将出现大萧条以来最严重的滑坡。我国经济同样也受到前所未有的冲击，一季度GDP同比下降6.8%。

今年以来，人民银行认真落实党中央、国务院决策部署，在加大总量逆周期调节的同时，创新运用结构性货币政策工具，出台了一系列强有力、累计达5.9万亿元的宏观对冲措施。主要包括：

一是及时果断向金融体系提供充足的流动性。在1月全面降准的基础上，3月、4月两次定向降准，累计释放长期资金1.75万亿元；2月3日金融市场节后开市当天和次日，通过公开市场操作投放短期流动性1.7万亿元。

二是精准支持防疫保供和中小微企业复工复产方面，人民银行从1月27日研究制定金融支持政策，2月1日，会同财政部、银保监会等部门出台30条金融支持政策措施。其中，为确保疫情防控所必需的医疗物资生产和生活必需品供应，提供3000亿元低成本专项再贷款资金支持。到目前为止，已支持了7000多家企业，财政贴息后，企业实际融资利率只有1.25%左右。央行还分两次增加1.5万亿元普惠性再贷款再贴现额度，支持中小银行以优惠利率向量大面广的中小微企业提供贷款。同时，调增政策性银行全年信贷计划6000亿元。要求国有大行上半年优惠利率普惠型小微企业贷款同比增速不低于30%，新增贷款4000亿元。对约1万亿元中小微企业贷款给予

¹ 陈雨露，中国人民银行副行长

临时性延期还本付息安排。

三是引导市场整体利率和贷款利率下行。今年以来，公开市场逆回购操作利率、中期借贷便利利率、1年期贷款市场报价利率（LPR）分别下行30个基点。人民银行还如期启动存量浮动利率贷款定价基准转换工作，推动降低存量贷款利率。

此外，疫情以来，人民银行及时开通了支付清算、国库调拨、现金投放、征信管理、外汇管理、债券发行等“绿色通道”，确保疫情防控和人民群众对金融服务的需求得到及时有效满足。

二、企业复工复产与信贷需求

记者：为了应对疫情冲击，今年以来货币政策持续加大逆周期调节力度，在疫情防控、支持企业复工复产方面也出台了多项措施，从目前来看，政策效果如何？小微企业的信贷需求是否有明显改善？

陈雨露：前期出台的各项政策为疫情防控和经济社会发展提供了有力支持，我想可以从一些具体的数字上得到印证。

一是货币信贷逆势大幅增长。1-4月人民币贷款新增8.8万亿元，同比多增近2万亿元。4月末，M2和社会融资规模增速分别为11.1%和12%，均较上年末有较大提高，体现了有力的逆周期调节。

二是社会综合融资成本明显下降。4月份一般贷款加权平均利率为4.81%，较LPR改革前的2019年7月份下降0.51个百分点。4月末，10年期国债利率较上年高点下降0.9个百分点。

三是中小微企业融资“量增、价降、面扩”。4月末，普惠小微贷款余额同比增长25.1%，增速比上月末和上年末分别高1.5个和2个百分点。4月新发放普惠小微贷款平均利率为5.24%，比上年12月下降0.77个百分点。前4个月所有金融机构已支持中小微企业超过2800万户。

四是债券市场融资功能增强。1-4月，债券市场共发行债券16.7万亿元，同比增长17.6%。同时，债券市场利率下行明显，4月末1年期、5年期AAA级信用债收益率分别大幅下行1.42个和1.37个百分点至1.76%、2.9%。

五是股市、汇市平稳运行。2月3日，金融市场坚定如期开市。在全球金融市场剧烈动荡背景下，我国股市跌幅明显低于其他国家，人民币汇率双向浮动，市场预期稳定。今年以来，上证指数累计下跌6%左右，深成指还累计上涨接近4%；人民币汇率双向浮动，累计贬值2%左右。

目前，我国疫情防控向好态势进一步巩固，复工复产正在逐步接近或达到正常水平，关系国计民生的基础行业 and 重要产品稳定增长，基本民生得到较好保障，经济社会发展大局稳定。近期经济数据呈现好转态势，4月份制造业PMI为50.8，已连续2个月保持在荣枯线上方。我们对经济未来加快复苏充满信心。

三、货币政策将从三方面发力服务“六稳”、“六保”

记者：当前，经济社会中的一些挑战仍较为突出，既有疫情带来的短期困难，也包括一些长期性、结构性问题，下一步，进一步支持实体经济，货币政策是否还有更多空间？在拉动经济的同时，如何避免“后遗症”？

陈雨露：下一步，人民银行将继续保持稳健的货币政策更加灵活适度，在确保总量力度足够、融资成本明显下降、向中小微企业倾斜三方面进一步发力，对冲疫情影响，服务好“六稳”、“六保”工作大局。

一是总量力度足够。就是综合运用多种货币政策工具，加强逆周期调节，把握好信贷投放的总量和节奏，实现M2和社会融资规模增速与应对疫情和促进经济社会发展的需要相适应。

二是融资成本明显下降。就是继续通过央行提供低成本资金、引导LPR进一步下行、加强利率定价自律管理、银行让利等灵活多样的方式，进一步促进企业贷款利率明显下行。

三是向中小微企业倾斜。就是在继续发挥好前期出台的结构性货币政策作用的基础上，抓紧落实好李克强总理在政府工作报告中刚刚宣布的稳企业金融支持政策，进一步延长中小微企业贷款延期还本付息政策至明年3月底，鼓励银行大幅增加小微企业信用贷、首贷、无还本续贷，支持企业扩大债券融资。

宏观审慎政策如何影响企业金融化？¹

马勇² 陈点点³

【摘要】本文分析了宏观审慎政策对企业金融化的影响及其传导机制，发现通过限制银行信贷，宏观审慎政策将减少企业从事投资活动的资金来源，进而抑制企业的金融投资。这一过程可以概括为“宏观审慎政策——银行信贷——企业金融化”。本文以 2000—2016 年沪深两市 A 股非金融行业所有上市公司的年度财务数据为样本进行实证分析，结果表明，宏观审慎政策能够显著降低非金融企业的金融投资增长率，有利于抑制企业金融化趋势，促使企业回归主营业务，避免经济脱实向虚。考察不同的宏观审慎工具，本文发现相比准备金要求，贷款价值比工具对降低企业金融投资增长率的作用更强烈。本文还通过中介效应检验，验证了银行信贷是宏观审慎政策影响企业金融化的部分中介变量，其中介效应在总效应中占比约为 20%。

【关键词】宏观审慎；金融化；银行信贷

一、引言

20 世纪 80 年代以来，金融在经济中的作用日益显著，全球经济金融化程度不断加深。非金融企业大幅增加金融资产投资，企业盈利越来越依赖金融渠道的利润累积（张成思和张步昙，2015）。企业金融化使得实业投资率下降，经济出现脱实向虚的趋势，而实体经济与金融日益紧密的联系将加大系统性风险甚至引发经济危机。自 2007 年次贷危机发生以来，各主要经济体逐渐认识到经济脱实向虚的危害，开始关注并运用宏观审慎政策来调节经济，宏观审慎政策的使用频率、幅度和关注度大幅上升。尤其是 2015 年以来，我国政策当局通过引入 MPA 考核框架，联合推出一系列监管新规等政策，强调宏观审慎原则在金融监管中的重要性。那么，宏观审慎政策是否会对企业金融化趋势产生影响？产生影响的机制是什么？影响程度有多大？回答这一系列问题对我国构建宏观审慎政策框架、防范系统性金融风险具有重要的学术价值和现实意义。

西方学者很早就注意到金融化这一现象。Baran & Sweezy（1966）最早考察了垄断资本主义的金融化，但没有明确“金融化”一词的含义。根据 Orhangazi（2006），金融化“是指非金融企业部门的金融投资及其引致的金融收入增加”。Minsky（1986）“金融不稳定假说”指出，金融化增加了经济的脆弱性和不稳定性，使得金融陷入自我膨胀的循环，日益脱离生产基础，将经济带向更加脆弱的没有积累过程支持的金融结构，危害经济的健康运行。国内研究中，张成思和张

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号 No.2007

² 马勇，中国人民大学国际货币研究所特约研究员、中国人民大学财政金融学院教授

³ 陈点点，中国人民大学财政金融学院

步昙（2016）主张企业金融化是中国实业投资率下降的原因。胡奕明等（2017）证实了企业金融资产配置存在以牺牲实体经济投资为代价，追求金融资产收益率的“替代动机”。杜勇等（2017）实证研究发现，总体上，企业金融化对实体投资的“挤出效应”大于金融资产配置的“蓄水池效应”，最终损害实体经济的主营业绩。这说明金融化的治理具有必要性。然而，目前鲜有文献讨论金融化趋势的治理，尤其是宏观审慎政策对金融化进程的影响仍然缺乏来自实际经验的证据。本文试图从实证角度为这一领域的空白做一点补充。

与以往研究相比，本文的主要贡献在于：着眼于企业金融化的治理，从金融资产投资增长率这一层面度量企业金融化程度，进而考察宏观审慎政策的影响及其传导机制，重点分析银行信贷的中介作用，并探讨了融资约束以及宏观经济环境对两者关系的影响。研究结果显示，宏观审慎政策有效抑制了企业金融化趋势，这意味着宏观审慎政策有利于企业去杠杆，对于抑制经济脱实向虚，防范系统性风险具有重要的参考价值。

本文余下部分结构安排为：第二部分分析宏观审慎政策对企业金融化的作用机制，提出研究假说；第三部分介绍数据来源、指标选取和计量模型的设定；第四部分利用中国非金融类上市公司的数据进行实证检验；第五部分进行稳健性检验；第六部分提出相关政策建议。

二、机理分析与研究假设

由于宏观审慎政策主要针对银行而非企业进行监管，宏观审慎评估框架的各项指标与政策工具是针对银行而设，并不直接对企业产生影响，因此，宏观审慎政策对企业金融化进程的影响途径必须经过银行信贷这一环。一方面，银行与企业的联系主要是银行为企业融通资金，提供财务上的便利，而这其中又以贷款为主要融资途径。我国的金融体系以间接融资为主导，直接融资的规模和份额相对较小。因此，银行信贷对于企业的资金约束具有举足轻重的影响。另一方面，企业的投资决策受到自身融资约束的影响。由于金融投资项目大量依赖银行信贷的外部资金，在金融监管收紧的情况下，银行迫于监管压力和考核要求可能提前收回贷款，对企业的投资尤其是监管重点关注的金融投资、房地产投资项目的放贷意愿下降。企业收紧的融资约束进一步缩小了企业的金融投资规模，间接影响了企业金融化程度，从而完成了“宏观审慎政策——银行信贷——企业金融化”这一链条的传导。综合上述分析，本文提出假说1。

假说1：宏观审慎政策对企业金融化趋势有抑制作用。

方意（2013）从理论上分析了宏观审慎政策作用于信贷周期的传导途径。以资本类宏观审慎工具为例，若政策当局动用逆周期资本缓冲、资本金要求等工具，银行等金融机构可以通过扩大存贷利差、减少分红、发行新股或降低资产持有来调整资本金水平，这将抑制企业的贷款需求；如果银行降低资产持有规模，则对企业的贷款供给会有所减少。同时，宏观审慎政策也具有强烈的信号作用，预期因素在宏观审慎政策机制中的作用不可忽视。宏观审慎政策收紧使

得预期资产价格降低，在信贷抵押机制的作用下，预期资产价格的下降将进一步导致信贷规模收缩。据此，本文提出假说 2。

假说 2：宏观审慎政策对银行信贷具有显著的负向影响。

银行信贷是企业投资资金的重要来源，而企业的投资资金会影响企业的投资行为。在我国银行对企业负债具有软约束的情况下，负债尤其是银行借款可以抑制企业过度投资，企业投资规模会随着负债程度的提高而下降。相关文献也证实了银行借款对企业过度投资行为以及投资高风险项目的抑制作用，但没有进一步区分金融资产投资和固定资产投资。据此，本文提出假说 3。

假说 3：银行信贷对企业金融化趋势具有显著的影响。

进一步分析，在考察银行信贷对企业金融投资行为的影响时，还需要注意区分融资约束的异质性。由于金融资源稀缺，我国金融机构提供金融服务时存在较为严重的信贷配给（卢峰和姚洋，2004；叶康涛和祝继高，2009）。国有企业与政府、国有商业银行存在天然联系，融资约束较弱。彭俞超等（2018）指出，融资约束弱的企业预防性储蓄动机较弱，更倾向于以获利动机进行金融投资。由于国有企业更依赖于银行信贷，受宏观审慎政策影响可能更大，因此金融资产投资增长率的下降要快于出于预防性储蓄动机持有金融资产的非国有企业。

假说 4：融资约束程度越弱，其金融化趋势对宏观审慎政策越敏感。

考虑到经济环境对宏观审慎政策的有效性可能产生影响，本文从三个角度进行分析。首先是经济增长率。由于宏观审慎政策是逆周期调节，经济增长率较高，采用宏观审慎工具的数目可能越多。其次是政策间的相互作用。在研究企业投资行为的文献（如祝继高和陆正飞，2009；靳庆鲁等，2012）中，货币政策通常作为控制变量被纳入企业投资决策过程中，以考察其对企业投资行为的影响。第三是金融资产价格。由于宏观审慎政策会对预期产生影响，引起金融资产价格的波动，而金融资产价格是影响企业金融投资决策的重要因素。基于以上讨论，本文提出假说 5。

假说 5：在不同的经济环境下，宏观审慎政策对企业金融化的影响具有差异性。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文从 CSMAR 中国上市公司财务报表数据库中选取 2000 年到 2016 年沪深两市 A 股非金融行业所有上市公司的年度财务数据作为研究样本。参考标准文献的界定，“金融行业”是指包括金融、保险业及房地产业在内的 FIRE 行业。剔除 ST 股票和按证监会 2012 年行业分类的 FIRE 公司数据后，最终样本为 2202 家上市公司。为保证样本的连续性，本文仅保留有连续 6 年资料的公司。为消除极端值对结果的影响，本文对所有变量采取 1% 的双侧截尾处理。对于缺失值，

本文采取列删的方法处理。

（二）变量定义

1. 金融资产投资增长率 (Gf)。参考彭俞超等 (2018)，本文关注的是企业金融化趋势，因此选取金融资产投资增长率而非水平值作为被解释变量，以企业持有金融资产规模自然对数值的一阶差分来衡量。其中，金融资产包括货币资金、持有至到期投资、交易性金融资产、衍生性金融资产、可供出售的金融资产、投资性房地产、长期股权投资以及应收股利和应收利息等 9 个科目。参考张成思和张步昙 (2016)，这里区分狭义和广义两个口径：上述 9 个科目的金融资产为广义口径，记为 Gf1；扣除长期股权投资的广义金融资产为狭义口径的金融资产，记为 Gf2。下文金融资产持有规模以及资产收益率差距两个变量的计算口径与此相对应。

2. 宏观审慎政策变量 (MPI)。本文采用 Cerutti et al. (2017) 编制的宏观审慎政策指数作为宏观审慎政策的代理变量。数据来源于 IMF 全球宏观审慎工具 (GMPI) 调查。该指数¹越大，表明当年采用的宏观审慎工具越多，宏观审慎监管的力度越大。荆中博和方意 (2018) 指出，在宏观审慎工具箱中，中国使用频率最高的是贷款价值比上限和准备金率政策。为此，本文将重点分析这两个宏观审慎工具对金融化趋势的作用。

3. 金融资产持有规模 (F)。参考彭俞超等 (2018)，本文使用企业持有金融资产规模的自然对数值衡量金融资产持有规模，用 F 表示，以捕捉企业金融化的均值收敛特征。若金融资产持有规模的估计系数小于 0，则意味着金融化水平低的企业趋向金融化的速度要快于金融化水平高的企业。

4. 相对收益率指标。行业收益率差距 ROEdiff 由企业的净资产收益率 $ROE_{i,t}$ (净利润/所有者权益) 减去金融企业同期的平均净资产收益率 $ROE_{FIRE,t}$ 计算得出，用以衡量非金融行业企业与金融行业收益率差距。资产收益率差距 Rdiff 则衡量固定资产投资收益率与金融资产投资收益率差距。参考张成思和张步昙 (2016)，固定资产投资收益率由固定资产获利占经营资产的比重计算得出；对于金融资产收益率，广义口径的金融资产收益率由广义金融渠道获利 (即投资收益+公允价值变动损益+其他综合收益) 除以广义金融资产计算得到，记为 Rdiff1；狭义口径的金融资产收益率由狭义金融渠道获利 (即投资收益+公允价值变动损益+净汇兑收益-对联营和合营企业的投资收益) 占狭义金融资产的比重计算得出，记为 Rdiff2。

5. 企业层面的其他控制变量。本文还考虑了一系列影响企业金融化程度的因素，加入经营性现金流 (CFO)、总资产收益率 (ROA)、营业收入增长率 (Grow)、托宾 Q (TobinQ)、企业规模 (Size) 等变量来控制公司业绩和可支配资金对金融投资增长率的影响。

6. 银行借款。由于银行信贷是宏观审慎政策向企业金融化传导的重要一环，参考童盼和陆正

¹文章篇幅有限，用于统计的审慎工具未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

飞（2005），本文用长期借款和短期借款之和来衡量企业从银行获得的信贷规模，将银行借款的自然对数值（Loan1）以及银行借款对总资产比例（Loan2）依次作为中介变量进行检验。

7.融资约束（Constr）。一是产权状态（State），根据前文分析可知，国有企业受融资约束轻，非国有企业受融资约束重。二是参考王红建等（2016）和彭俞超等（2018）的做法构建 KZ 指数，然后以中位数为界对企业进行分组。KZ 指数高于同期中位数的企业属于融资约束组（Constr），所受的融资约束较强；反之则属于非融资约束组（Unconstr），受到的融资约束较弱。

8.宏观经济变量（Macro）。参考廖岷等（2014），本文使用 GDP 增长率衡量经济增长率，使用货币供给增长率（M2）作为货币政策的代理变量，采用上证综指（SHSI）以及非住宅房屋销售价格指数（HP）作为金融及房地产资产价格的代理变量，其中上证综指为年末数的自然对数值，房屋销售价格指数为月度数据年平均值自然对数。宏观经济变量数据来源于 Wind 数据库。

表 1 汇总了企业层面主要指标的选取及度量方式。表 2 对所有变量进行了描述性统计。表 3 汇报了核心变量之间的皮尔逊相关系数。

表 1 指标选取及度量方式

符号	基本定义	度量方式
Gf	金融资产投资增长率	企业金融资产持有规模自然对数值的一阶差分
MPI	宏观审慎政策指数	宏观审慎工具箱中当年使用的审慎工具个数
LTV_CAP	贷款价值比上限	当年是否使用该工具
RR_REV	准备金要求	当年是否使用该工具
F	金融资产持有规模	企业金融资产持有规模的自然对数值
ROEdiff	行业收益率差距	该企业的 ROE-同期金融企业的平均 ROE
Rdiff	资产收益率差距	固定资产收益率-金融资产收益率
ROA	总资产收益率	净利润/总资产
TobinQ	托宾 Q	企业市场价值/重置成本
CFO	经营性现金流占比	经营活动产生的现金流净额/总资产
Grow	营业收入增长率	前后两年营业收入之差/当年营业收入
Size	企业规模	总资产的自然对数

表 2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Gf1	25856	0.108	0.547	-1.459	2.178
Gf2	25852	0.109	0.541	-1.456	2.218
MPI	27263	5.177	2.747	1	10
F1	27260	20.063	1.394	16.087	23.887
F2	27258	20.211	1.411	16.211	24.078
Rdiff1	27227	0.012	0.084	-0.405	0.226
Rdiff2	27227	0.014	0.073	-0.354	0.189
ROEdiff	27260	0.416	1.351	-0.382	6.134
ROA	27260	0.034	0.065	-0.285	0.206
TobinQ	25873	2.151	1.919	0.21	11.396
CFO	27259	0.048	0.075	-0.183	0.264
Grow	25799	0.206	0.525	-0.63	3.646
Size	27260	21.664	1.25	18.919	25.518

Loan1	23247	19.784	1.76	14.914	24.241
Loan2	26359	0.187	0.156	0	0.671
GDP	27263	9.172	1.977	6.73	14.25
M2	27263	16.256	3.561	11.85	26.51
HP	14255	4.64	0.022	4.592	4.674
SHSI	27263	7.762	0.326	7.051	8.352

表 3 主要核心变量的相关系数矩阵

	<i>GfI</i>	<i>MPI</i>	<i>FI</i>	<i>RdiffI</i>	<i>ROEdiff</i>	<i>ROA</i>	<i>TobinQ</i>	<i>CFO</i>	<i>Grow</i>
MPI	0.040***								
F1 ^①	0.245***	0.279***							
Rdiff1	-0.008	-0.079***	-0.044***						
ROEdiff	-0.042***	-0.167***	-0.132***	0.002					
ROA	0.174***	0.016***	0.228***	0.086***	-0.131***				
TobinQ	0.043***	0.101***	-0.300***	0.048***	-0.072***	0.161***			
CFO	0.171***	-0.032***	0.124***	0.176***	0.016**	0.331***	0.043***		
Grow	0.234***	-0.034***	0.024***	0.072***	-0.021***	0.203***	0.061***	0.038***	
Size	0.113***	0.318***	0.853***	-0.076***	-0.100***	0.112***	-0.426***	0.105***	0.029***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

① 未免赘述，金融化相关变量仅报告广义口径，狭义口径的结果与此相近。

（三）模型设定

为研究宏观审慎政策对企业金融化趋势的影响，参考宋军和陆旸（2015）以及彭俞超等（2018），本文首先使用固定效应模型来评估宏观审慎政策以及不同审慎工具对企业金融化的影响，设定基准实证模型如下：

$$Gf_{i,t} = \eta + \alpha MPI_t + \lambda_1 F_{i,t} + \lambda_2 Roediff_{i,t} + \lambda_3 Rdiff_{i,t} + \lambda_4 ROA_{i,t} + \lambda_5 TobinQ_{i,t} + \lambda_6 CFO_{i,t} + \lambda_7 Grow_{i,t} + \lambda_8 Size_{i,t} + \sum \delta Industry_i + \sum \gamma Year_t + u_{i,t} \quad (1)$$

式中， $Gf_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年的金融投资增长率， $Industry$ 和 $Year$ 分别控制行业固定效应和时间效应，行业分类依据证监会行业分类 2012 年版的门类标准， $u_{i,t}$ 为随机误差项。所有回归均使用稳健标准误。

由于企业的投资行为具有一定的连续性，其金融资产投资决策可能受到前期投资决策的影响，具有动态调整的特点。本文在上式右手侧引入被解释变量的一阶滞后项以构建动态面板：

$$Gf_{i,t} = \psi Gf_{i,t-1} + \alpha MPI_t + \sum \lambda Controls_{i,t} + \sum \delta Industry_i + \sum \gamma Year_t + u_{i,t} \quad (2)$$

式中， $Controls_{i,t}$ 为企业层面的控制变量。该模型中，企业层面变量均由企业的财务报表计算得到，报表之间存在的勾稽关系使得被解释变量和解释变量相互影响，从而导致双向因果。同时，引入被解释变量的滞后项、扰动项中潜在的遗漏变量可能与解释变量存在相关性，因此模型可能存在内生性问题。为了克服潜在的内生性问题对实证估计结果的影响，借鉴已有文献

（张成思和郑宁，2018；刘贯春等，2018）的通行做法，本文采用系统矩估计（S-GMM）方法对模型进行估计，将企业层面的控制变量均作为内生变量处理，使用二阶以上滞后项作为相应变量的工具变量。

四、实证分析

（一）基本回归结果

表4报告了宏观审慎政策对企业金融化趋势的影响的基准回归结果。前2列被解释变量采用广义口径下的金融资产投资增长率，对应的解释变量中金融资产持有规模以及资产收益率差距同样采用广义口径。后2列为狭义口径的金融投资增长率的回归结果，对应解释变量也进行了相应调整。从结果来看，广义口径和狭义口径的估计量差异不大，为避免赘述，下文主要采用广义口径进行分析。第1列和第3列采用式（1）进行回归，第2列和第4列为对式（2）进行GMM估计的结果。从检验统计量来看，动态GMM通过了AR（2）检验和Hansen检验，表明回归估计中所选取的工具变量有效，且不存在二阶序列相关问题，因而回归结果是可靠的。核心解释变量宏观审慎政策指数（MPI）的回归系数在4个模型中均在1%的置信水平上显著为负，表明加强宏观审慎政策力度能够显著促使企业降低其金融资产的投资增长率。在控制了公司层面的变量之后，OLS估计中MPI的影响系数为-0.0115，即每增加一项宏观审慎工具的使用将带来非金融上市公司的金融投资增长率降低约1.15%。这一结果说明，严格的宏观审慎政策可以有效抑制企业的金融化趋势。由此，假说1得到验证。

表4 基本回归结果

因变量: Gf	广义口径 ($Gf1$)		狭义口径 ($Gf2$)	
	(1)OLS	(2)GMM	(3)OLS	(4)GMM
MPI	-0.0115*** (-4.1377)	-0.0241*** (-3.1998)	-0.0092*** (-3.2503)	-0.0413*** (-6.3696)
L.Gf1 ^①		-0.1099*** (-7.7849)		
L.Gf2				-0.0979*** (-6.6898)
_cons	-0.2189*** (-2.7392)	-5.6532*** (-3.8553)	-0.2643*** (-3.3134)	-3.0323** (-2.3573)
Controls ^②	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24431	22301	24427	22296
F 统计量	100.7021***		89.9247***	
Wald 统计量		870.7793***		994.6134***
调整后 R2	0.1946		0.1795	

AR (1) 检验 ^①	0.0000	0.0000
AR (2) 检验	0.6572	0.5425
Hansen 检验	0.3491	0.2026

注：括号内的数值为稳健标准误修正的 t 统计量，***、**、* 分别代表小于 1%、5% 和 10% 的显著性水平。下同。

① L.Gf 是对应口径的金融资产投资增长率 Gf 的滞后项。下同。

② Controls 代表上文所述的一系列企业层面的控制变量，Year 和 Industry 分别代表年份和行业固定效应。下同。

③ AR (1) 检验、AR (2) 检验和 Hansen 检验汇报的数值为对应 p 值。下同。

（二）不同宏观审慎工具的影响

宏观审慎政策的实施效果如何，与其采用什么样的宏观审慎工具有密切联系。为考察贷款价值比上限和准备金率这两个宏观审慎工具对企业金融化趋势的影响，本文使用贷款价值比上限（LTV_CAP）和准备金率（RR_REV）两个变量作为上述模型中的宏观审慎政策变量，依次进行回归。从 OLS 估计结果来看，贷款价值比上限对广义口径下的金融化趋势的影响更强一些：在其他条件不变的情况下，动用贷款价值比上限工具比不采用该工具时将使非金融上市公司的金融资产投资增长率降低 27.92%；动用准备金率工具则将使金融资产投资增长率降低 10.36%。对贷款价值比上限和准备金率的系数进行进行组间差异检验，Wald 统计量为 80.56，在 1% 的水平上显著，表明使用不同的宏观审慎工具对企业金融化趋势的影响程度存在较大差别。GMM 回归结果与此一致。因此，宏观审慎政策对企业金融化趋势的影响不仅与动用的工具个数有关，还与采用哪一种审慎工具相关。狭义口径下，GMM 的估计结果与广义口径的结果接近，而 OLS 的估计结果出现了分歧：准备金率的影响强于贷款价值比上限的影响程度，不过二者的差异不具备统计显著性。

表 5 不同宏观审慎工具的回归结果

因变量： Gf	广义口径（Gf1）				狭义口径（Gf2）			
	OLS 估计		GMM 估计		OLS 估计		GMM 估计	
	(1)LTV_CAP	(2)RR_REV	(3)LTV_CAP	(4)RR_REV	(5)LTV_CAP	(6)RR_REV	(7)LTV_CAP	(8)RR_REV
LTV_CAP	-0.2792*** (-11.5933)		-0.1687*** (-3.1998)		-0.0320 (-0.5024)		-0.2933*** (-6.4620)	
RR_REV		-0.1036*** (-4.8150)		-0.0486 (-0.7721)		-0.0825*** (-3.8474)		-0.0834 (-1.3029)
L.gf1			-0.1099*** (-7.7849)	-0.1125*** (-7.9966)				
L.gf2							-0.1048*** (-6.8868)	-0.1056*** (-6.8808)
_cons	-0.2304*** (-2.9104)	-0.2304*** (-2.9104)	-5.6773*** (-3.8811)	-6.2825*** (-4.3348)	-0.2735*** (-3.4592)	-0.2735*** (-3.4592)	-2.9997** (-2.3453)	-3.0554** (-2.4708)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24431	24431	22301	22301	24427	24427	22296	22296	
F 统计量	152.3074***	152.3074***			138.0490***	138.0490***			
Wald 统计量 ^①	80.56***		622.5467***	889.9277***	0.37		950.8050***	791.7147***	
调整后 R2	0.1946	0.1946			0.1795	0.1795			
AR (1) 检验			0.0000	0.0000			0.0000	0.0000	
AR (2) 检验			0.6572	0.4462			0.7725	0.5516	
Hansen 检验			0.3491	0.4819			0.1788	0.1770	

注：① OLS 估计结果下的 Wald 统计量为组间差异检验统计量。

（三）银行借款：中介效应检验

上文的机制分析表明，在宏观审慎政策、银行信贷和企业金融化趋势三者的关系中，宏观审慎政策为自变量，企业金融化趋势为被解释变量，银行信贷为宏观审慎政策作用于企业金融化趋势的中介变量。宏观审慎政策通过影响银行信贷对企业的投资行为产生影响。根据温忠麟等（2004）设计的中介效应检验程序，本文建立如下递归模型对信贷约束的中介效应进行检验。

$$Gf_{i,t} = \eta_1 + \alpha_1 MPI_t + \sum \lambda Controls_{i,t} + \sum \delta Industry_i + \sum \gamma Time_t + u_{i,t} \quad (3)$$

$$Loan_{i,t} = \eta_2 + \alpha_2 MPI_t + \sum \lambda Controls_{i,t} + \sum \delta Industry_i + \sum \gamma Time_t + u_{i,t} \quad (4)$$

$$Gf_{i,t} = \eta_3 + \alpha_3 Pru_t + \beta_3 Loan_{i,t} + \sum \lambda Controls_{i,t} + \sum \delta Industry_i + \sum \gamma Time_t + u_{i,t} \quad (5)$$

其中，式（2）考察宏观审慎政策是否能够影响信贷约束，式（3）则关注银行信贷对企业金融化趋势是否具有影响。

逐步回归结果如表 1 所示，前 2 列是以银行借款的自然对数值（Loan1）作为银行借款的代理变量进行中介效应检验，后 2 列则以银行借款对总资产比例（Loan2）作为代理变量。第 1 列和第 3 列报告了宏观审慎政策对企业信贷约束的作用。宏观审慎政策的系数显著为负，说明宏观审慎政策对银行信贷有显著的负向影响。宏观审慎政策收紧 1 个单位，则企业的银行借款减少 6.94%，在总资产占比中下降 1%。第 2 列和第 4 列报告了在控制宏观审慎政策变量下银行信贷对企业金融化趋势的影响。银行借款的系数显著为正，表明企业从银行获得的贷款越多，趋向于金融化的速度就越快，说明样本中企业的金融化行为主要基于投机动机。银行借款每减少 1%，金融投资增长率将降低 1.33%；银行借款在总资产中占比减少 1%，金融投资增长率将降低 1.18%。结合式（2）（3）可知，宏观审慎政策对企业投资行为的影响中至少有一部分是通过影响银行借款实现的，即银行信贷扮演了部分中介效应的角色。Sobel 检验结果显示，以绝对值衡量的银行借款中介效应占总效应的比重为 20.59%，间接效应的影响系数为-0.0034，以总资产占比衡量的中介效应占比则为 24.32%，间接效应的影响系数为-0.0037。上述结果为假说 2 和 3 提

供了经验支持。紧缩的宏观审慎政策将减少银行信贷规模，在紧缩的信贷条件下，企业面临的资金压力上升，将改变其投资行为，放缓金融资产投资速度；反之，宽松的宏观审慎政策将提供宽松的信贷环境，间接鼓励企业积累金融资产的行为。

表 6 中介效应检验

中介变量	Loan1		Loan2	
因变量	(1)Loan1	(2)Gf1	(3)Loan2	(4)Gf1
MPI	-0.0694*** (-13.0608)	-0.0133*** (-4.5304)	-0.0100*** (-15.0560)	-0.0118*** (-4.0654)
Loan1		0.0496*** (15.2786)		
Loan2				0.3780*** (13.9618)
_cons	-2.6203*** (-14.1213)	0.0713 (0.8443)	-0.1889*** (-8.6541)	-0.1316 (-1.6253)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20956	20954	23618	23616
F 统计量	1097.3987***	95.6352***	278.5699***	97.2738***
调整后 R2	0.6447	0.2170	0.3263	0.2018
Sobel Z		-9.672***		-10.610***
中介效应占比		20.5878%		24.3210%

(四) 融资约束：异质性检验

上文分析，融资约束对企业金融化趋势具有重大影响，是宏观审慎政策影响企业金融化的机制中的重要一环。本文依次使用产权状态和 KZ 指数来衡量企业受到的融资约束程度，依据融资约束程度将非金融上市企业划分为融资约束轻的样本组和融资约束重的样本组，分别对式 (1) 进行回归。分组回归结果见表 7。按照产权状态划分融资约束程度，MPI 对国有企业的金融资产投资增长率的影响系数为-0.019，对非国有企业的影响系数为-0.014。二者相差不大。按照 KZ 指数划分融资约束程度，宏观审慎政策指数对融资约束重的企业影响系数为-0.010，对融资约束轻的企业影响系数为-0.014。可见，融资约束程度越轻，宏观审慎政策对其金融资产投资增长率的影响力度越大，说明企业金融投资行为主要基于获利动机，印证了假说 4。组间差异检验结果表明，两个系数不存在显著差异，表明宏观审慎政策对金融化趋势的影响力度在面临不同融资约束程度的企业之间的区别并不显著。

表 7 融资约束、宏观审慎政策与企业金融化

因变量: Gf1	产权状态		KZ 指数	
	(1)State	(2)Private	(3)Constr	(4)Unconstr
MPI	-0.0189*** (-6.3786)	-0.0142*** (-3.4609)	-0.0101*** (-2.8096)	-0.0137*** (-4.2521)
_cons	0.0459 (0.4721)	-0.5440*** (-3.8096)	-0.0533 (-0.4031)	0.0139 (0.1235)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	12376	12055	12314	12117

F 统计量	77.1951***	84.7137***	78.7501***	68.8593***
调整后 R2	0.1896	0.2088	0.1976	0.1793
Wald 统计量	0.66		0.40	

五、进一步分析：经济环境的影响

考虑到不同的经济环境可能会对企业金融化趋势产生影响，以及在不同的经济环境下宏观审慎政策对企业金融化趋势的影响可能不同，本文将经济增长率、货币供给增长率和金融资产价格作为控制变量，将三者依次加入基准回归模型中，并考察各个宏观变量与宏观审慎政策的交互项¹，即：

$$Gf_{i,t} = \eta + \alpha MPI_t + \omega Macro_t + \sum \lambda Controls_{i,t} + \sum \delta Industry_i + \sum \gamma Time_t + u_{i,t} \quad (6)$$

$$Gf_{i,t} = \eta + \omega Macro_t + \sigma MPI_t \times Macro_t + \sum \lambda Controls_{i,t} + \sum \delta Industry_i + \sum \gamma Time_t + u_{i,t} \quad (7)$$

表 8 顺次报告了各个变量对上述两个模型的回归结果。从第 2 列中可以看到，经济增长率与宏观审慎政策的交叉项回归系数显著为负，即在经济增长的环境下，宏观审慎政策对金融资产投资增长率的抑制作用更加显著，表明采用宏观审慎政策有助于降低经济的顺周期性和企业金融化程度。第 4 列中，货币供给增长率每提高 1% 将使得企业金融资产投资增长率下降 0.27%，且交乘项系数符号与宏观审慎政策系数相同，说明 M2 的增加有助于强化宏观审慎政策对金融资产投资增长率的抑制作用。这一结论的政策含义是：在经济管理的过程中，宏观审慎政策和货币政策的取向与各自对经济变量的作用应该同时考虑，才能达到良好的协调效果。由表中第 6 列和第 8 列可知，房地产和金融资产价格走高与宏观审慎政策对金融化趋势的抑制作用一致。由于宏观审慎政策目标在于防范资产价格泡沫，资产价格越高，当局采用的宏观审慎政策工具可能越多，对企业金融化的抑制就越强。

总体来看，GDP 增长率提高、M2 增长率提高、股票和房地产价格走高都是经济环境良好的表现。宏观审慎政策与上述 4 个经济变量的交叉项系数均显著为负，意味着宏观审慎政策在经济环境良好时对企业金融资产投资增长率的抑制作用会增强，假说 5 成立。

表 8 不同经济环境下的宏观审慎政策与企业金融化

因变量：	GDP		M2		HP ^②		SHSI	
GfI	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
MPI	-0.0154***		-0.0153***		-0.0945***		-0.0414***	
	(-4.7758)		(-4.6386)		(-10.1449)		(-9.5211)	

¹由于宏观经济变量与宏观审慎政策指数之间有较强的相关性，如房地产价格指数与 MPI 的相关系数高达 0.736，主变量之间、主变量和交互项中存在较为严重的共线性问题。为了保留交互项，式（7）不加入主变量 MPI。

Macro ^①	0.0059 (1.4260)	0.0100*** (2.9741)	-0.0080*** (-4.7789)	-0.0027** (-2.2972)			0.3945*** (13.6779)	0.4256*** (13.4541)
MPI*Macro		-0.0014*** (-3.4266)		-0.0011*** (-4.6386)		-0.0201*** (-10.1449)		-0.0053*** (-9.5211)
_cons	-0.2651*** (-2.8546)	-0.3035*** (-3.4244)	-0.0869 (-0.9527)	-0.1694** (-1.9639)	0.0982 (0.8044)	0.0960 (0.7868)	-3.1636*** (-15.8453)	-3.3999*** (-15.4600)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	24431	24431	24431	24431	12222 ^③	12222	24431	24431
F 统计量	100.7021***	100.7021***	100.7021***	100.7021***	65.8913***	65.8913***	100.7021***	100.7021***
调整后 R2	0.1946	0.1946	0.1946	0.1946	0.2015	0.2015	0.1946	0.1946

注：① Macro 为对应各栏的宏观经济变量；

② HP 与 MPI 的相关系数高达 0.736，模型中存在较为严重的共线性问题，故无法对 HP 系数进行估计；

③ 房屋销售价格指数数据截止至 2010 年，故观测值较少。

六、主要结论与政策建议

本文基于 2000-2016 年沪深两市 A 股非金融行业所有上市公司的年度财务数据，从理论和实证两方面分析“宏观审慎政策——银行信贷——企业金融化”之间的关系和传导机制，并在此基础上讨论了融资约束和宏观环境的调节作用。本文的实证结果表明：第一，宏观审慎政策能够显著降低非金融企业的金融投资增长率，有利于抑制企业金融化趋势；第二，不同的宏观审慎工具对企业金融化趋势的影响存在显著差别，较之准备金要求，贷款价值比（LTV）工具对降低企业金融投资增长率的作用更加明显；第三，银行信贷是宏观审慎政策影响企业金融化的部分中介变量，其中介效应在总效应中占比约为 20%；第四，与受融资约束重的企业相比，受融资约束轻的企业金融资产投资增长率受宏观审慎政策的影响更为明显；第五，不同经济环境下宏观审慎政策对企业金融化的影响具有差异性，在经济环境良好时，宏观审慎政策对企业金融资产投资增长率的抑制作用会增强。

基于上述研究结果，本文得到以下两个方面的基本启示：一是由于宏观审慎政策对非金融行业上市公司的投资行为具有显著影响，在经济活动监管中，尤其当金融领域投资过热、出现较为严重的金融化趋势时，政策当局可以充分发挥宏观审慎政策的作用，运用“宏观审慎政策——银行信贷——企业投资”这一传导机制来引导企业投资行为，增强宏观政策在微观层面的传导效率和实现效果；二是由于不同的宏观审慎工具对企业金融化趋势的影响存在差别，且在不同的经济环境下，宏观审慎政策的作用有所差异，因此在使用宏观审慎政策时，既要考虑政策的

使用方向，又要考虑政策实施时所处的经济环境。尤其是当宏观审慎政策与货币政策可能对同一经济变量产生影响时，政策之间更要进行协调与配合，充分考虑政策取向的一致性以及政策之间的相互作用。概要言之，宏观审慎政策在实践中应充分考虑多方面的相关因素，通过制定出更具有针对性和更为有效的方案，更加有效地引导社会资金从金融和房地产领域流向实体经济。

参考文献

- [1] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017, 357 (12): 113-131
- [2] 方意. 中国宏观审慎监管框架研究[D]. 南开大学, 2013
- [3] 韩珣, 田光宁, 李建军. 非金融企业影子银行化与融资结构——中国上市公司的经验证据[J]. 国际金融研究, 2017 (10): 44-54
- [4] 胡奕明, 王雪婷, 张瑾. 金融资产配置动机: “蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2017, 52 (1): 181-19
- [5] 靳庆鲁, 孔祥, 侯青川. 货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J]. 经济研究, 2012, 47 (05): 96-106
- [6] 靳庆鲁, 李荣林, 万华林. 经济增长、经济政策与公司业绩关系的实证研究[J]. 经济研究, 2008 (8): 90-101
- [7] 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, 39 (10): 75-90
- [8] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. 金融研究, 2015 (04): 115-129
- [9] 廖岷, 林学冠, 寇宏. 中国宏观审慎监管工具和政策协调的有效性研究[J]. 金融监管研究, 2014 (12): 1-23
- [10] 刘贯春, 张军, 刘媛媛. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J]. 世界经济, 2018, 41 (1): 148-173
- [11] 刘贯春. 金融资产配置与企业研发创新: “挤出”还是“挤入”[J]. 统计研究, 2017, 34 (7): 49-61
- [12] 陆正飞, 韩非池. 宏观经济政策如何影响公司现金持有的经济效应?——基于产品市场和资本市场两重角度的研究[J]. 管理世界, 2013
- [13] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, 2018 (1): 137-155
- [14] 宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究, 2015 (6): 111-127
- [15] 童盼, 陆正飞. 负债融资、负债来源与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济研究, 2005 (05): 75-84+126
- [16] 王红建, 李茫茫, 汤泰劼. 实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响[J]. 中国工业经济, 2016 (11): 73-89
- [17] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004 (05): 614-620
- [18] 叶康涛, 祝继高. 银根紧缩与信贷资源配置[J]. 管理世界, 2009 (01): 22-28+188
- [19] 张成思, 刘贯春. 中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角[J]. 经济研究, 2018, 53 (12): 51-67
- [20] 张成思, 张步昙. 再论金融与实体经济: 经济金融化视角[J]. 经济学动态, 2015 (6): 56-66
- [21] 张成思, 张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016, 51 (12): 32-46
- [22] 张成思, 郑宁. 中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究[J]. 世界经济, 2018, 41 (12): 3-24
- [23] 祝继高, 陆正飞. 货币政策、企业成长与现金持有水平变化[J]. 管理世界, 2009 (03): 152-158+188
- [24] Baran P A, Sweezy P M. Monopoly Capital: An Essay on the American Economic and Social Order[M].

Monthly Preview Press, 1966

[25] Casey T. How Macroprudential Financial Regulation Can Save Neoliberalism[J]. British Journal of Politics & International Relations, 2015, 17 (2)

[26] Cerutti E, Claessens S, Laeven L. The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence[J]. Journal of Financial Stability, 2017, 28: 203-224

[27] IMF. Macroprudential Policy: An Organizing Framework[R]. IMF policy paper, 2011

[28] Minsky H. Stabilizing an Unstable Economy[M]. New Haven, Yale University Press, 1986

[29] Orhangazi O. Financialization of the U.S. economy and its effects on capital accumulation: A theoretical and empirical investigation[J]. Dissertations & Theses - Gradworks, 2006

Do Macro-Prudential Policies Affect the Financialization of Firms?

Ma Yong Chen Dian dian

Summary: This paper analyses the influence of macroprudential policy on the financialization of enterprises. Theoretically, macroprudential policy have impacts on loans from banks, through which restrict investment activities of enterprises. Consequently, financial investments of enterprises are limited by macroprudential policy. The mechanism is summarized as "Macroprudential policy - bank credit – financialization of enterprises". Based on the annual financial data of A-share non-financial listed companies in Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2000 to 2016, we test the relationship between macroprudential policy and financialization of enterprises. Further, we study the mediating effect of loans and the impacts of economic conditions. The empirical results are as follows. First, macroprudential policy significantly depresses the growth rate of financial investment of enterprises. Second, there are significant differences in the impacts of different macroprudential instruments on financialization. Compared with reserve requirements, limits on loan-to-value ratio have a greater impact on the speed of financialization. Third, loan is a partial mediation of macroprudential policy and financialization of enterprises. The mediating effect accounts for about 20% of total effect. Fourth, the speed of financialization of enterprises with loose financing constraints are more affected by macroprudential policies than those with tight constraints. Finally, the depressing effect of macroprudential policy is stronger under better economic conditions, such as higher economic growth, higher monetary growth and higher asset prices. For the implementation of macroprudential policy, this article suggests that the policy should be given full consideration when investments in financial activities are overheated since the depressing effect of macroprudential policy is evidenced. In addition, not only the direction and degree of policy, but also the economic condition in which the policy is implemented have influences on the effectiveness of the policy. Noticing that macroprudential policy and monetary policy may have different impacts on the same economic variable, it is important to coordinate and cooperate these policies, obtaining the consistency of policy orientation.

Keywords: Macroprudential Policy; Financialization; Bank Loan

中国货币政策不确定性和宏观经济新闻的人民币汇率效应¹

丁剑平² 刘璐³

【摘要】基于 2012 年 4 月 30 日至 2018 年 12 月 17 日的银行间 7 天逆回购操作利率，本文首次使用波动率回归拟合(Regression-fitted Volatility)的方法，从政策利率的角度改进中国货币政策不确定性指数的衡量，并进一步研究了在不同程度货币政策不确定性的情况下，人民币兑美元汇率对宏观经济新闻的反应。收集和构建 10 项宏观经济新闻后，本文发现当市场参与者普遍不能较为准确地预测未来政策变化的情形时，货币政策不确定性上升，在岸、离岸人民币兑美元汇率对宏观经济新闻的反应显著减弱。当货币政策存在较高不确定性时，市场对未来政策判断的分歧程度加剧，进而人民币汇率对宏观经济新闻的反应不足。在货币政策不确定性较高时，增加央行的汇率沟通，可以发挥其对宏观经济新闻的补充作用，同时增强市场对宏观经济基本面信息的反应。本文不仅丰富了货币政策不确定性的负面影响、经济后果以及宏观新闻的人民币汇率效应相关理论研究，而且对于未来货币政策制定、调整和实施提供有价值的依据，为货币当局进行有效外汇市场干预提供经验参考。

【关键词】货币政策不确定性；宏观经济新闻；人民币汇率

一、引言

外汇市场中的新闻，即“新息”，指令经济代理人感到未预见的或意外的，并且可以引起他们对于汇率的预期进行修正的信息（朱孟楠，闫帅，2018）。新闻中包含的宏观经济信息，是经济主体预期之外的信息冲击，通过关于未来经济状况的基本面信息直接地影响汇率，也可通过市场对政策的预期反应间接地影响汇率。Cook 和 Korn(1991)提出“政策预期假说”，指出宏观新闻可以通过对未来政策期望的引导，从而对金融市场的资产价格产生影响。

2005 年 7 月启动人民币汇率形成机制改革以来，人民币汇率弹性加强。随着人民币汇率形成机制市场化改革的推进，市场预期对于汇率形成机制的作用不可小觑，新闻对汇率产生越来越重要的影响。随着外汇市场透明化不断推进及其交易规模的迅速扩大，汇率变动不仅体现货币当局的意愿，而且反映经济运行状况。人民币国际化进程也不断推进，2010 年离岸人民币市

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号 No.2008

² 丁剑平，中国人民大学国际货币研究所学术委员，上海国际金融中心研究院副院长

³ 刘璐，上海财经大学金融学院博士研究生

场开始逐步形成, 市场建设全面展开, 伦敦、香港、新加坡等地成立了人民币离岸交易中心。因此, 中国宏观经济新闻在对在岸及离岸人民币市场发挥越来越重要的作用。

然而, 从实践的角度, 外汇市场的汇率变动还受到宏观不确定性的影响。在金融危机后, 较为复杂的经济局面会引发意见分歧、政策争论以及政策实施困境, 这些宏观不确定性会对经济造成一定程度的冲击 (Nakata, 2017)。屈文洲和崔峻培 (2018) 认为不确定条件下的行为决策是经济学中的前沿问题, 宏观不确定性的影响可以外溢到政治学和大众传媒等许多领域。但是, 目前不确定性的研究并未得到应有的关注, 关于宏观新闻和汇率的分析大多局限于“预期”研究, 而并未进一步对影响预期的宏观不确定性变量进行考察。总体上, 宏观不确定性指由于未预期到的整体冲击或波动, 引发行为人的信息集发生变动, 最终导致决策者对未来经济状况无知或难以预测的市场状态 (屈文洲和崔峻培, 2018)。货币政策不确定性作为宏观不确定性中重要类别之一, 指市场参与者不能较为准确地预期未来政策变化的情形。邓月 (2015) 表示, 如果外汇市场参与者未预期到某项政策操作, 可能产生货币政策意外 (Monetary Policy Surprise) 而影响汇率。Greenspan (2003) 最早将这种外生的偶发政策性意外冲击定义为货币政策不确定性 (Monetary Policy Uncertainty)。本文主要关注货币政策不确定性带来的冲击影响, 其产生原因分为主观和客观。对市场参与者主体而言, 不确定性源于已知信息约束下有限的认知能力, 即货币政策实施时, 若市场参与者未预期到, 产生的市场波动; 客观上, 不确定性来自于超出政策决策者认知的意外冲击性事件或市场波动, 即货币当局制定货币政策时市场所面临的不确定性。

Kurov 和 Stan (2017) 认为当政府减少货币刺激量、减少政府资产购买, 或首次上调联邦基金目标利率时, 均会导致美国货币政策不确定性的增加。在主观和客观层面, 不确定性反映出市场参与者意见的差异以及客观环境的波动和变化。若市场参与者对货币政策前景的预期和判断出现较大的分歧和争议, 说明此时货币政策不确定性上升; 若央行增加干预措施或实施新政策变革, 且货币政策的实施意图为稳定市场波动, 表示当前市场环境存在较多的波动和风险, 亦说明货币政策不确定性上升。如果市场参与者对于货币政策实施的前景和预估存在较为一致的乐观, 或货币政策的意图为增加市场透明化、增加与市场沟通, 则说明货币政策不确定性将下降。本文旨在考察中国货币政策的不确定性能否影响人民币汇率对宏观经济新闻的反应。

本文首先对 2012 年 4 月 30 日至 2018 年 12 月 17 日中国货币政策不确定性进行了衡量, 捕捉到未来政策预期的变化; 其次, 以 2015 年 5 月 1 日中国存款保险制度正式建立作为货币政策存在高度不确定性和政策预期平稳的分界点, 研究了官方定期公开的 10 项宏观经济数据公告发布后对人民币汇率的影响。本文最重要的发现是, 在中国货币政策不确定性上升的时期, 人民币汇率对宏观经济信息冲击的反应程度显著减弱。该结论在控制了其他可能影响未来货币政策预期或可能导致汇率对宏观新闻做出类似反应的变量后依然稳健。本文的主要贡献或创新点有: 第一, 本文从政策利率的角度改进货币政策不确定性指数, 并首次采用波动率回归拟合 (Regression-fitted Volatility) 的方法对金融危机后中国货币政策不确定性进行衡量和分析。第二,

以往政策不确定性问题的探讨集中于以经济政策或财政政策不确定性问题作为研究重点，本文以货币政策不确定性对人民币汇率新闻反应的影响为侧重点。并且，本文首次验证了货币政策不确定性会导致人民币汇率对宏观新闻反应的弱化。第三，本文将央行汇率沟通同人民币汇率的新闻反应相结合，证明了央行的汇率沟通信息可在货币政策不确定性升高时对宏观经济新闻进行有效补充，较大幅度地提升人民币汇率对宏观经济新闻中基本面信息的反应。第四，本文研究的结论不仅丰富了货币政策不确定性的负面影响、经济后果以及宏观新闻的人民币汇率效应相关理论研究，而且对于未来货币政策制定、调整和实施提供有价值的依据，为货币当局进行有效外汇市场干预提供经验参考。

二、 文献综述

国外文献基于汇率的决定因素，聚焦宏观新闻对汇率影响的显著性与解释力。Simpson, Ramchander 和 Chaudhry (2005) 对 23 类宏观新闻对汇率的作用进行研究，发现消费需求、利率以及通胀相关的新闻可以显著影响汇率，但经济总体实力相关的新闻作用并不显著。

本文与以往的宏观经济新闻研究相关，并结合独特的视角，主要表现为 2 个方面的区别，包括对于外汇市场中汇率的关注以及对货币政策不确定性的关注。

第一，本文关注宏观经济信息冲击对外汇市场中汇率变动而非其他金融市场的影响。

将股票市场同宏观经济信息联系在一起的文献最多，并且不少结合了信息冲击符号及冲击来源的非对称效应进行考察（如寇明婷、杨海珍和汪寿阳（2018）等）。

一部分研究将目光聚焦至债券市场、外汇市场和原油市场，但聚焦中国外汇市场的单一研究很少。Balduzzi, Elton 和 Green (2001) 发现债券市场在新闻公布的一分钟内进行可对信息进行调整。类似地，Caporale, Spagnolo 和 Spagnolo (2016) 基于 VAR-GARCH(1,1) 模型，研究了报纸头条对金砖四国货币日度汇率的影响，结果证实了宏观新闻日益增长的全球角色使一国的外汇市场对本国内和国外新闻均越来越敏感。有的研究通过不同市场间宏观新闻效应的差异展开分析。王云升和杨柳（2008）基于 GARCH 模型针对五个宏观经济数据的发布影响进行分析，发现股票市场的日收益率受到新闻影响最大；在债券市场和外汇市场中的经济数据的公布对它们的价格行为影响较小。

第二，考虑货币政策不确定性而非其他宏观不确定性对宏观经济新闻效应的影响。

徐剑刚和唐国兴（1998）认为不能量化的不确定因素在新闻模型中不能体现，但不确定因素对汇率的影响可能会高于新闻变量对汇率的影响。从市场反应层面，Todorov(2010)发现不确定性会加深投资者心理预期的偏差，因此对信息冲击的反应不足与反应过度的程度均会增加。当考察人民币汇率对宏观新闻的反应时，不确定因素的扰动作用也应当予以关注。

一些文献将新闻反应同经济不确定性相结合，考察新闻作用会产生的变化。Anderson,

Bollerslev, Diebold 和 Vega (2003) 发现外汇市场的新闻非对称符号效应是由经济状况潜在的不确定性导致的。从经济不确定性角度研究新闻的汇率效应, 朱孟楠和闫帅 (2018) 发现中国经济不确定性的加剧对人民币汇率水平无显著影响。Kurov 和 Stan (2017) 首次将股票市场、外汇市场、债券市场以及原油市场对宏观新闻的反应同货币政策的不确定性联系起来, 发现美国较高的货币政策不确定性会显著影响宏观新闻对股票市场、外汇市场、债券市场的效应。

本文聚焦人民币汇率变动, 从市场反应角度, 对人民币兑美元汇率的宏观新闻效应进行研究, 并考虑中国货币政策不确定性对于在岸及离岸人民币市场新闻反应的影响。

三、理论模型

本文基于汇率决定的柔性价格货币模型和无抛补利率平价理论, 依据 Edwards (1982) 及徐剑刚和唐国兴 (1998) 关于汇率决定模型的构建, 引入货币政策不确定性的影响, 从理论角度对宏观新闻的汇率效应及货币政策不确定性加剧下的新闻反应变化进行推导。

汇率决定的柔性价格模型的基本形式为:

$$e_t = m_t - m_t^* - \mu(y_t - y_t^*) + \varphi(i_t - i_t^*) \quad (1)$$

等式(1)中 e_t 、 m_t 、 y_t 分别表示汇率、货币供应量、实际收入的对数; i_t 表示利率; *表示国外的对应变量; 系数 μ 是货币需求的收入弹性; φ 为货币需求的利率半弹性。假设无抛补利率平价成立, 即:

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^* \quad (2)$$

令 $z_t = m_t - m_t^* - \mu(y_t - y_t^*)$, 即宏观基本变量。将公式 (2) 代入 (1) 可得:

$$e_t = z_t + \varphi(E_t e_{t+1} - e_t) \quad (3)$$

公式 (3) 表示基本变量 z_t 和下一期汇率的预期变动共同决定本期汇率水平。由公式 (3) 整理可得 (4) 和 (5):

$$e_t = \frac{1}{1+\varphi} z_t + \frac{\varphi}{1+\varphi} E_t e_{t+1} \quad (4)$$

$$e_{t+1} = \frac{1}{1+\varphi} z_{t+1} + \frac{\varphi}{1+\varphi} E_{t+1} e_{t+2} \quad (5)$$

将式 (5) 代入式 (4), 在理性预期的条件下, 有:

$$e_t = \frac{1}{1+\varphi} z_t + \frac{\varphi}{(1+\varphi)^2} E_t z_{t+1} + \frac{\varphi^2}{(1+\varphi)^2} E_t E_{t+1} e_{t+2} \quad (6)$$

由期望迭代定律 $E_t E_{t+1} e_{t+2} = E_t e_{t+2}$, 由 (6) 式向前迭代可得:

$$e_t = \frac{1}{1+\varphi} (z_t + \frac{\varphi}{1+\varphi} E_t z_{t+1} + \dots + \frac{\varphi^\infty}{(1+\varphi)^\infty} E_t z_{t+\infty}) \quad (7)$$

假设 $0 < \frac{\varphi}{1+\varphi} < 1$, 可知 $\frac{\varphi^\infty}{(1+\varphi)^\infty} E_t e_{t+\infty} \rightarrow 0$, 整理可得:

$$e_t = \frac{1}{1+\varphi} \sum_{j=0}^{\infty} (\frac{\varphi}{1+\varphi})^j E_t z_{t+j} \quad (8)$$

在 $t-1$ 期依照可获得的所有信息 I_{t-1} 对 t 期汇率的理性预期为:

$$E_{t-1} e_t = \frac{1}{1+\varphi} \sum_{j=0}^{\infty} (\frac{\varphi}{1+\varphi})^j E_{t-1} z_{t+j} \quad (9)$$

将式 (8) 减式 (9) 式可得:

$$e_t - E_{t-1} e_t = \frac{1}{1+\varphi} (z_t - E_{t-1} z_t) + \frac{1}{1+\varphi} \sum_{j=0}^{\infty} (\frac{\varphi}{1+\varphi})^j (E_t z_{t+j} - E_{t-1} z_{t+j}) \quad (10)$$

由于即期汇率由市场预期到的部分 $E_{t-1} e_t$ 和未预期到的部分 $e_t - E_{t-1} e_t$ 构成, 故:

$$e_t = E_{t-1} e_t + UE_t \quad (11)$$

其中, UE_t 即式 (10), 表示未预期到的汇率变动。用 t 期与 $t-1$ 期的式 (11) 相减, 整理可得当期汇率变动:

$$\Delta e_t = (E_{t-1} e_t - E_{t-2} e_{t-1}) + \Delta UE_t \quad (12)$$

式 (10) 中, $z_t - E_{t-1} z_t$ 是 t 期基本变量的实际值与依 I_{t-1} 对 t 期基本变量的预期之差, 即预期外的基本变量, 反映经济基本面的新闻。 $E_t z_{t+j} - E_{t-1} z_{t+j}$ 是依 I_t 对 $t+j$ 期经济基本变量的预期值与依 I_{t-1} 对 $t+j$ 期经济基本变量的预期值之差。因为 t 期可获得的全部信息已经包含了 $t-1$ 可获得的信息, 所以 $E_t z_{t+j} - E_{t-1} z_{t+j}$ 也可表示依 I_t 对依 I_{t-1} 关于 $t+j$ 期经济基本变量 z_{t+j} 预期的修订。由此可知, 预期外汇率变动是由经济基面变量的新闻以及对未来各期经济基本面变量预期修订的加权平均和所决定。新闻在汇率决定中的重要性显而易见, 且证明一项声明或公告中包含的新闻对汇率变动的影响会以市场预期外部分的显著作用来体现。

当存在较高的货币政策不确定性时, 市场参与者出于对风险的防范, 不断修改对未来各期基本面变量的预期。朱军、蔡恬恬 (2018) 发现货币政策不确定性对公众通胀预期带来较大的冲击; 随后形成了来回往返的震荡过程; 最终公众通胀预期才恢复到稳态。因此, 随着货币政策不确定性上升, 等式 (10) 第二项关于未来宏观经济变量的预期修订 $E_t z_{t+j} - E_{t-1} z_{t+j}$ 会增加。给定当日汇率变动水平, 未来宏观经济变量的预期修订项的加强系数减少, 即 $(\varphi/1+\varphi)^j$ 下降。

由于 $0 < \varphi/1 + \varphi < 1$, φ 会上升。结合等式 (1), 随着货币政策不确定性的提升, 汇率对于国内外利差的变动更加敏感。因此, 等式 (10) 第一项经济新闻前的系数 $1/1 + \varphi$ 下降。由此可知, 货币政策不确定性升高时, 宏观新闻变量对于外汇市场汇率的影响会减弱。

综上, 在宏观新闻对外汇市场作用的传导机制中, 货币政策产生的不确定性会影响市场的价格反应程度, 需要引起关注。据此, 在“政策预期假说”的前提下, 本文提出以下假设: 假设 H1, 宏观新闻可以显著影响人民币汇率变动; 假设 H2, 货币政策不确定性升高可以削弱人民币汇率对宏观新闻的反应。

四、 数据说明

(一) 宏观经济新闻公告

参考 Kurov 和 Stan (2017) 的研究, 基于实际经济活动、消费、投资、价格、净出口以及购买力六大类别选取合适的宏观经济公告类别。依据 Balduzzi 等 (2001)、Anderson 等 (2003)、魏英辉 (2009) 以及朱孟楠和闫帅 (2018) 等的研究, 选择中国 GDP 当季同比、工业增加值当月同比、新增人民币贷款规模、社会消费品零售额、固定资产投资累计完成额当月同比、CPI 当月同比、PPI 当月同比、新建商品住宅价格涨幅当月同比、贸易差额和 M2 当月同比, 将这 10 个定期发布的宏观经济公告作为中国宏观经济新闻的来源类别。如表 1 所示:

表 1 中国宏观经济新闻公告

宏观经济新闻公告	公告来源	观测值数量	发布频率	起始发布日期	最后发布日期
实际经济活动					
GDP 当季同比	国家统计局	25	季度	2012/10/18	2018/10/20
工业增加值当月同比	国家统计局	80	月度	2012/5/11	2018/12/14
新增人民币贷款规模	中国人民银行	80	月度	2012/5/11	2018/12/11
消费					
社会消费品零售额	国家统计局	74	月度	2012/5/11	2018/12/14
投资					
固定资产投资累计完成额同比	国家统计局	74	月度	2012/5/11	2018/12/14
价格					
CPI 当月同比	国家统计局	80	月度	2012/5/11	2018/12/9
PPI 当月同比	国家统计局	80	月度	2012/5/11	2018/12/10
新建商品住宅价格涨幅当月同比	国家统计局	78	月度	2012/5/18	2018/10/20
净出口					
贸易差额	海关总署	80	月度	2012/5/10	2018/12/8
购买力					
M2 当月同比	中国人民银行	80	月度	2012/5/11	2018/12/11

注: 选取 2012 年 4 月 30 日至 2018 年 12 月 17 日的 10 个定期发布的宏观经济公告。官网会在发布日定期发布具体数据。

本文选用宏观经济指标实现值和预期值的偏差来衡量宏观新闻。由于各个经济变量是用不同单位衡量的，本文借鉴 Balduzzi 等(2001)的方法，将新闻公告意外进行标准化：

$$S_{jt} = \frac{A_{jt} - E_{t-\tau}(A_{jt})}{\sigma_j}$$

S_{jt} 表示在日期 t 宏观经济公告 j 产生的新闻。 A_{jt} 是新闻公告 j 在日期 t 公布的实际数据值， $E_{t-\tau}(A_{jt})$ 是宏观经济公告 j 的预期数据值。对于定期发布的宏观经济公告，本期发布的经济数据通常是上一期的宏观经济数据实际值，即 $\tau=1$ 。预期值来源于 Wind 数据库的中国金融机构对中国宏观经济预测均值。 σ_j 是实际值与预期值差额的标准差。¹

（二）汇率变动

本文数据集包括从 2012 年 4 月 30 日到 2018 年 12 月 17 日在岸和离岸人民币兑美元的每日汇率。依据 Ho,Shi 和 Zhang（2017）的方法，设置汇率对宏观新闻的反应窗口为 1 日，选择新闻发布当日在岸及离岸人民币兑美元即期汇率收盘价数据，并各取其对数差分作为在岸和离岸人民币兑美元汇率变动的衡量。数据来源为 WIND 数据库。

（三）货币政策不确定性

国外文献大多采用两种方式衡量货币政策不确定性：市场利率预期值与基准利率的差值；利率期货收益率的变化。衡量市场利率预期值主要基于调查数据，由于中国调查数据的不可得性，第一种方式不适用。中国利率期货发展历史较短，机构投资者是主力参与者，交易量不高、流动性有限，第二种方式也不合适。国内文献较早选择使用 M2 衡量静态的货币政策。为了更好地刻画货币政策的动态变化，一些国内文献以上海银行间同业拆借利率（SHIBOR）的变化衡量货币政策不确定性。有的文献以多个宏观经济变量自行构建货币政策不确定性。

目前国内研究选用的主要衡量方式都有一定的局限性。选用多个宏观经济变量作为构建不确定性指标的基础具有主观性，会影响最终货币政策不确定性的衡量。货币政策不确定性实质上表示货币政策预期的不稳定性，因此采用政策利率的波动性相比市场利率的变化对货币政策不确定性的衡量更具针对性和说服力。国外已有相关研究选用银行间 7 天逆回购操作利率（DR007）来衡量政策利率。（Hansen S 和 McMahon M，2016）。在 2016 年第三季度的《货币政策执行报告》中，中国人民银行表示“DR007 贴近公开市场 7 天逆回购操作利率平稳运行，能够更好地反映银行体系流动性松紧状况，对于培育市场基准利率有积极作用。”央行可使用 DR007 发出政策变化的信号，故本文选用银行间 7 天逆回购操作利率的实际波动率作为货币政策不确定性的代理变量。市场利率的日实际波动率（ rv_t^D ）存在长记忆过程，故本文综合 Kurov 和 Stan (2017) 以及 Ho,Shi 和 Zhang（2017）的方法，先计算不同频率实际波动率的回归拟合，再计算拟

¹为了检验货币政策不确定性与各项宏观新闻存在共线性的问题，对于它们进行相关性分析，结果表明仅 5 项新闻之间存在较弱的相关关系，中国货币政策不确定性与宏观经济新闻之间的关联基本可以忽略。

合值的移动平均，窗口为 200 天。

$$rv_t^D = \alpha + \sum_{K=D}^Q \beta^K rv_{t-1}^K + \varepsilon_t \quad (13)$$

其中， $K=D, W, M, Q$ 。 $K=D$ 时， rv_t^W 表示平均日实际波动率； $K=W$ 时， rv_t^Q 表示平均周实际波动率； $K=M$ 时， rv_t^M 表示平均月实际波动率； $K=Q$ 时， rv_t^Q 表示平均季实际波动率。

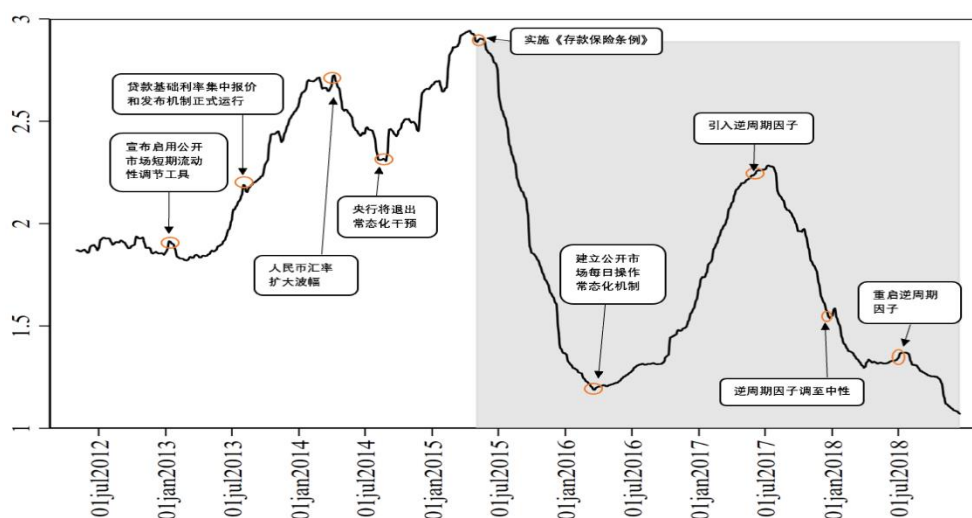


图 1 MPU 中国货币政策不确定性 (单位: %)

注：图 1 为 MPU 衡量。白色区域为中国货币政策不确定性升高的区间，而深色区域为中国货币政策不确定性较低的区间。

从图 1 来看，中国货币政策不确定性的较大起伏、峰值和谷值与一些重大的突发事件以及中国经济现实情况相符合。邝雄、胡南贤和徐艳（2019）研究发现，中国货币政策不确定性可以反映在国内外环境变动的影响下，货币政策频繁变动所引发的不确定性。因此，一旦货币政策打破以往的稳定性并呈现出逆周期性质，货币政策不确定性就呈现出较高的水平或明显的持续上升态势，说明当时金融市场面临着重要的经济突发事件或外生的政策性冲击。

由图 1 深色区域所示，中国货币政策不确定性（MPU）从 2015 年 5 月开始进入呈下降趋势的状态，虽然期间存在上升，但 MPU 水平程度基本小于白色区域。2015 年 5 月 1 日起施行《存款保险条例》，中国存款保险制度正式建立，全国 3000 多家吸收存款的银行业金融机构全部办理投保手续，这对于及时防范和化解金融风险具有积极意义，至此 MPU 开始呈现大幅下降的趋势。所以，本文以 2015 年 5 月 1 日作为 MPU 高和低时期的分界点。2012 年至 2014 年期间，金融市场中存在的不稳定性的因素较多，人行基于市场形势实施一系列货币政策的调整，逆周期调节和政策优化，MPU 呈上升趋势。2013 年 1 月 18 日，央行宣布启用公开市场短期流动性调节工具作为公开市场常规操作的必要补充，说明当时银行体系流动性出现临时性波动，MPU 增加。2014 年 3 月 15 日央行宣布，银行间即期人民币兑美元交易价浮动幅度将由 1% 扩大至 2%，要求人民币升值的政治压力较大，MPU 继续上升。2014 年 8 月 8 日央行表示会退出常态化干预，意

意味着央行较为隐秘的实际干预将显著减少，市场透明性增加，MPU 在白色区域首次展现出较强的下降趋势。2016 年 2 月 18 日在外汇占款持续下降的背景下，央行决定正式建立公开市场每日操作常态化机制，增加公开市场操作频率可以稳定流动性预期，加强与市场的沟通，保持市场利率的稳定，MPU 明显下降。

由于汇率对货币政策变动的反应较敏感，当货币当局释放潜在改变当前货币政策的信号后、实施新的货币政策调整后或公众对货币政策何时变化产生分歧时，原本市场上较平稳的预期被打破。市场对未来汇率变动有了新的预期，并不断修正已有的预期，短期内汇率会产生强烈的波动。然而，市场中存在新的宏观经济信息时，汇率本该对新闻产生的变动很大一部分被上升的货币政策不确定性所吸收并分散，最终导致汇率对宏观新闻反应程度的减弱。

五、 实证检验与分析

（一）基准模型

首先，检验宏观经济新闻对汇率的平均影响。本文关注围绕宏观经济数据公告发布附近的时间窗口——宏观经济公告发布当天汇率的变化。以（14）式作为基准实证模型进行估计：

$$Y_t = \omega + \beta_0 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j S_{jt} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Y_t 表示发布宏观新闻公告当天的汇率水平变动。 S_{jt} 表示由新闻公告 j 引起的一个标准化的变动。在 1 天的窗口期内，至少包含一个公告；若在估计的间隔内出现超过一个宏观公告，则选用同一个间隔内出现的 S_{jt} 的均值作为宏观经济新闻衡量。对于没有发布宏观经济公告的时间间隔，本文将该间隔的宏观经济新闻设置为 0。魏英辉（2009）发现受制度层面因素影响基本面新闻对即期人民币汇率的影响较小。考虑到汇率对过去趋势的惯性会影响汇率的变化，故引入汇率变动的一阶滞后变量 Y_{t-1} 。而且，作为对公式（12）中 $E_{t-1}e_t - E_{t-2}e_{t-1}$ 的衡量，选择上一期汇率变动作为代理变量也较合理。首先，根据基准模型（14）并选用 2015 年 5 月 1 日至 2018 年 12 月 17 日的样本，将 10 类新闻公告对汇率变动进行回归。在基准模型中，不包含对于货币政策不确定性的考虑，直接考察宏观新闻对于汇率变动的平均影响。

表 2 货币政策不确定性较低时人民币汇率的反应

新闻公告	在岸即期汇率 (USDCNY)		离岸即期汇率 (USDCNH)		Wald 检验
	系数	标准误	系数	标准误	
实际经济活动					
GDP	-0.00365	(0.00499)	-0.00591	(0.00726)	0.6884
工业增加值	-0.00008	(0.000556)	-0.000252	(0.000808)	0.9506
新增人民币贷款规模	0.00101***	(0.000269)	0.00162***	(0.000391)	0.0001
消费					
社会消费品零售额	-0.000928	(0.00101)	-0.000228	(0.00147)	0.5685
投资					
固定资产投资累计完成额	-0.00190*	(0.00108)	-0.00454***	(0.00157)	0.0149
价格					
CPI	0.000267	(0.000506)	-0.000122	(0.000736)	0.713
PPI	-0.000607**	(0.000304)	0.0000702	(0.000341)	0.3388
新建商品住宅价格涨幅	-0.000613	(0.000540)	-0.000658	(0.000786)	0.517
净出口					
贸易差额	-0.000607**	(0.000304)	-0.000517	(0.000443)	0.1359
购买力					
M2	0.00140***	(0.000483)	0.00234***	(0.000702)	0.0022
USDCNY(-1)	0.0219	(0.0289)			
USDCNH(-1)			-0.291***	(0.0311)	
观测值数量	701		701		

注：USDCNY(-1)和 USDCNH(-1)分别表示在岸及离岸人民币兑美元汇率变动滞后一阶项。最后一列显示 Wald 联合显著性检验的 p 值，零假设为给定的公告对在岸和离岸人民币兑美元汇率变动指标中的任何一个都不存在显著影响。选用迭代 SUR 似不相关方程对在岸和离岸汇率变动进行回归估计，表 2-7 所有回归中括号内表示各系数相应的标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

模型 (14) 的回归结果如表 2 所示，在岸和离岸人民币兑美元汇率变动对 3 个宏观经济新闻产生联合显著的反应，即新增人民币贷款规模、固定资产投资完成额以及 M2 同比的宏观新闻公告至少对在岸或离岸汇率变动中的一个中起到了显著的影响。对离岸和在岸人民币汇率而言，宏观新闻的反应系数基本呈现出相同的符号。固定资产累计完成额的新闻对在岸和离岸人民币汇率的影响程度最大，且影响显著为负，即一个标准化的固定资产累计完成额的新闻公告意外对在岸和离岸人民币具有升值效应，分别影响在岸和离岸人民币汇率变化-0.0019%和-0.0045%。固定资产投资的增加可能预示着固定资产投资规模的扩大和经济增速的提升，会显著推动在岸和离岸人民币的升值；另外，固定资产投资超预期增长会促进对能源和原材料的需求，增加政府对严重通胀的担忧，因此加大收紧政策的可能性。政府倾向出台行政和经济手段加强调控，抑制投资过热，其中经济调控措施包括提高利率和升值人民币。

新增人民币贷款规模和 M2 当月同比的宏观新闻均对在岸和离岸人民币收益率产生显著为正影响，即一个标准化的新增人民币贷款规模或 M2 当月同比的宏观新闻均可对在岸和离岸人民币具有显著的贬值效应。高于预期的新增人民币贷款规模表明央行货币政策过于宽松，市场流动性过于充足，因此人民币的贬值压力增加。相似地，高于预期的 M2 表明央行释放的流动性高于

市场预期，意味着货币市场利率处在较低的水平，因此显著促进了人民币贬值趋势。对通过 Wald 联合显著性检验的这三类新闻系数对比，离岸人民币市场的新闻反应均强于在岸人民币市场。在岸市场发展时间较长、规模大，但受到央行政策的影响程度较大；离岸人民币市场发展时间较短、规模较小，但受到的限制更少，对于经济金融形势变动以及相关新闻冲击的反应更为灵敏强烈，更能充分反映市场对于人民币的真实供求状况。

虽然离岸人民币对宏观新闻的反应程度高于在岸人民币，但显著影响在岸人民币的新闻种类多于离岸人民币。PPI 和贸易差额的新闻可对在岸人民币收益率产生显著为负的影响，产生升值的效应。若市场低估了 PPI，则通货膨胀的可能性增加，央行更有可能实行紧缩的货币政策，从而促进在岸人民币升值。预期外的贸易差额的新闻意味着市场低估了净出口额，出口意外地增长会导致国际市场上对人民币的需求增加，因此产生在岸人民币升值的作用。

因此，假设 H1 成立，宏观新闻可显著影响汇率变动。

（二）货币政策不确定性影响下的人民币汇率对宏观经济公告反应

接着，检验中国货币政策不确定性是否会影响人民币汇率对宏观经济新闻的反应。在这一部分分析中，仅考虑能对人民币汇率起关键作用的宏观新闻，即至少对在岸或离岸汇率变动中的一个能起显著影响的宏观经济公告。因此仅关注通过 Wald 联合显著性检验的新增人民币贷款规模、固定资产投资完成额以及 M2 同比的 3 项宏观经济公告。针对这 3 项中的每一项新闻，本文同时对人民币兑美元在岸及离岸汇率进行以下回归的估计：

$$Y_t = \omega + \beta_0 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j S_{jt} + bMPU_t + \sum_{j=1}^J \gamma_j S_{jt} MPU_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

其中， Y_t 和 S_{jt} 的定义与上文一致。 MPU_t 为前文构造的货币政策不确定性。 γ_j 是新闻与货币政策不确定性交乘项的系数，捕捉当出现较高货币政策不确定性时人民币汇率对宏观公告 j 的反应。模型（15）中仅对 3 个新闻公告进行检验， $J=3$ 。选用 2012 年 4 月 30 日至 2018 年 12 月 17 日的全样本基于迭代 SUR 似不相关方程进行回归。

表 3 在岸和离岸人民币对宏观新闻的反应受货币政策不确定性的影响

新闻公告	在岸即期汇率（USDCNY）		离岸即期汇率（USDCNH）	
	β_j	γ_j	β_j	γ_j
实际经济活动				
新增人民币贷款规模	-0.00071 (0.000730)	0.000905** (0.000394)	-0.00131 (0.00103)	0.00160*** (0.000553)
投资				
固定资产投资累计完成额	-0.000731 (0.00217)	-0.00025 (0.000973)	-0.00553* (0.00305)	0.00112 (0.00137)
购买力				
M2	0.000159 (0.00116)	0.000285 (0.000557)	-0.000467 (0.00163)	0.000711 (0.000783)

USDCNY(-1)	-0.00247 (0.0220)	
USDCNH(-1)		-0.260*** (0.0233)
Wald 联合检验	0.0686	0.0017
观测值数量	1260	1260

注：Wald 联合显著检验的 p 值予以展示，零假设为对于每一个给定的汇率变动指标，三个新闻公告意外都不显著。

对模型（15）的估计结果如表 3 所示。从符号来看，在岸和离岸汇率的回归中新增人民币贷款规模新闻和货币政策不确定性交乘项系数 γ_j 均显著为正，说明随着货币政策不确定性的提高，新增人民币贷款高于预期越多，造成的人民币贬值程度越大。但从影响程度来看，在岸和离岸汇率的回归中可以显著估计的新增人民币贷款规模新闻交乘项系数 γ_j 与表 2 中显示的相应新闻系数 β_j 相比，影响程度均明显缩小。此外，固定资产投资以及 M2 的相关新闻交乘项系数 γ_j 对在岸离岸市场均不显著。以上均表明较高的货币政策不确定性会弱化宏观经济新闻对在岸和离岸人民币汇率的影响，造成人民币汇率对新闻反应不充分。而且，回归估计出的交乘项系数均通过了 Wald 联合显著性检验。说明在岸及离岸人民币汇率对宏观经济新闻的敏感性都受到货币政策不确定性增加的显著影响，新闻敏感性减弱。

当货币政策不确定性升高时，市场对未来政策预测的差异加大，从而导致汇率对宏观经济新闻所包含的基本面信息反应不足。离岸和在岸人民币市场均展现出在货币政策不确定性较高时期对宏观经济新闻的反应减弱。因此，证实假设 H2 成立。

（三）重大宏观新闻对人民币汇率的平均效应

接着，本文研究人民币汇率对于宏观经济新闻总体的平均反应。对显著影响在岸和离岸汇率变动的重大宏观新闻变量进行构建：首先，基于模型（15），选用货币政策不确定性较低时期，即 2015 年 5 月 1 日之后的样本，对在岸和离岸人民币兑美元汇率进行回归，只关注通过了表 3 中 Wald 联合显著性检验的 3 项宏观经济新闻的 $\hat{\beta}_j$ 。其次，依据等式 $SS_t = \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_j S_{jt}$ ，使用估计出的 $\hat{\beta}_j$ 计算这三项宏观新闻的拟合值，将同一日该三项新闻拟合值进行加总，分别对在岸及离岸汇率，即可将这三项新闻融合为宏观重大新闻总体变量 SS_t 。最后，再将构建的 SS_t 代入模型（16）中：

$$Y_t = a + b_0 Y_{t-1} + b SS_t + u_t \quad (16)$$

为了对比不同货币政策不确定性水平的时期，人民币汇率对宏观新闻总体反应是否依然遵循在货币政策不确定性升高时有所减弱的规律，需要先捕捉货币政策不确定性较低时重大新闻总体对于在岸和离岸人民币汇率变动的影响。因此，选用 2015 年 5 月 1 日之后的样本，依据模型（16）和估计出的新闻总体变量 SS_t ；类似 Kurov 和 Stan (2017)，为获得重大新闻总体对单一

市场的平均效应，使用 OLS 分别对在岸和离岸汇率进行回归，结果如表 4：

表 4 货币政策不确定性低时宏观新闻的人民币汇率平均效应

汇率变动	新闻反应系数		汇率滞后项系数		观测值数量
	<i>b</i>	标准误	<i>b0</i>	标准误	
在岸即期汇率	1.004***	(0.177)	0.101***	(0.0344)	702
离岸即期汇率	0.964***	(0.147)	-0.007	(0.0349)	753

由表 4 可知，在货币政策不确定性较低的时期，重大宏观新闻对在岸及离岸人民币的平均影响均在 1% 的水平上显著为正。这意味着对于由固定资产投资累计完成额、新增人民币贷款规模和 M2 当月同比相关新闻构成的重大新闻总体变量是具有统计和经济意义的，分别对在岸、离岸人民币兑美元汇率产生显著为正的影响，使人民币贬值。

（四）货币政策不确定性升高时重大宏观新闻总体对人民币汇率的平均效应

为了检验宏观新闻的在岸、离岸汇率平均效应受货币政策不确定性的影响，需要对从 2012 年 4 月 30 日至 2018 年 12 月 17 日的在岸和离岸人民币汇率，基于(17)进行 OLS 回归：

$$Y_t = a + b_0 Y_{t-1} + b_{MPU} MPU_t + b_s SS_t + c_{MPU} SS_t MPU_t + u_t \quad (17)$$

其中， c_{MPU} 表示，在更大的货币政策不确定性下，人民币汇率对宏观经济公告意外整体的平均反应。 SS_t 为上文构建的重大新闻总体变量。具体的回归结果如表 5 的 Panel A 所示。

Panel A 的所有回归中，系数 c_{MPU} 与表 4 显示的新闻系数 b 相比，虽然符号一致但系数大小程度却明显减小。这与表 3 的回归结果一致，意味着随货币政策不确定性的升高，人民币汇率对宏观重大新闻总体的平均效应显著减弱。

现存的文献指出，还有一些其他的因素可以引起人民币汇率对宏观经济新闻做出反应。考虑到其他可能会影响汇率反应的变量，应该引入一些控制变量进行检验。具体模型如（18）：

$$Y_t = a + b_0 Y_{t-1} + b_{MPU} MPU_t + b_X X_t + b_s SS_t + c_{MPU} SS_t MPU_t + c_X SS_t X_t + u_t \quad (18)$$

其中， X_t 表示控制变量。 c_X 是宏观重大新闻与控制变量交乘项的系数，表示当存在升高的货币政策不确定性时，汇率对控制变量 X_t 的反应。回归方法为 OLS 回归。

2017 年 5 月 26 日，货币当局表示汇率中间价定价中将引入“逆周期因子”。2018 年 1 月 19 日报价行将“逆周期因子”调整至中性，2018 年 8 月 24 日重启“逆周期系数”以对冲市场情绪。中间价对于即期汇率具有引导作用，强化中间价的政策意图会造成基本面预期变动。因此，本文引入逆周期因子的哑变量 F_t 作为一个控制变量：将 2017 年 5 月 26 日至 2018 年 1 月 19 日及 2018 年 8 月 24 日之后的 F_t 设置为 1，其余为 0。此外，中国货币政策不确定性的度量方式可能会影响本文的研究结果。邓月（2015）选用 SHIBOR7 日利率的变化作为货币政策意外的衡量，故本文引

入 SHIBOR7 日利率的变化 SH_t 作为另一个控制变量分别回归。

模型 (18) 的回归结果如表 5 的 Panel B 和 Panel C 所示, 估计出的 c_{MPU} 依然显著为正, 且程度小于表 4 中系数 b , 即小于货币政策不确定性较低时期的新闻总体平均效应。说明增加控制变量并没有改变 Panel A 的结论, 原结论稳健。

表 5 宏观新闻的人民币汇率效应受货币政策不确定性的平均影响 (以及考虑控制变量时)

Panel A:基准模型回归	b_s	c_{MPU}	c_F	c_{SH}	观测值数量
在岸即期汇率	-0.024	0.396*			1273
离岸即期汇率	0.028	0.344*			1284
Panel B:控制逆周期因子					
在岸即期汇率	-0.270	0.484**	0.769*		1273
离岸即期汇率	-0.021	0.362**	0.065		1284
Panel C:控制 MPU 的其他衡量					
在岸即期汇率	0.017	0.396*		1.168	1273
离岸即期汇率	0.078	0.335*		1.213*	1284

注: Panel B 控制变量 $X_t = F_t$; Panel C 控制变量 $X_t = SH_t$ 。表 5-7 中样本时间均为 2012 年 4 月 30 日至 2018 年 12 月 17 日。

六、 进一步检验：央行汇率沟通对人民币汇率宏观经济新闻效应的补充作用

李云峰和李仲飞 (2011) 结合利率变化的角度, 发现央行沟通信息是整个宏观经济信息的补充物。因此, 央行对于汇率的公开表态会在一定程度上引导汇率朝央行合意的政策方向变动, 汇率沟通可为经济新闻中的基本面信息增加说服力。在货币政策不确定性升高的情况下, 检验央行汇率沟通信息对宏观经济基本面新闻的补充效应具有一定的必要性。

基于全样本, 检验汇率沟通信息对宏观经济新闻效应补充作用的步骤为: 首先, 利用表 5 的 Panel A 估计的模型 (17) 的残差平方, 根据 (19a) 和 (19b) 式, 分别将其对汇率沟通变量以及升值倾向沟通信息变量进行 OLS 回归。其次, 若央行沟通能够显著地解释残差平方, 再基于 (18) 式将汇率沟通变量和升值倾向沟通信息分别作为控制变量 X_t , 考察在货币政策不确定性升高时, 央行沟通的内容和意向能否对宏观经济新闻起到补充作用。

$$u_t^2 = a_0 + b_E IO_t + \eta_t \quad (19a)$$

$$u_t^2 = a_0 + b_R RO_t + \eta_t \quad (19b)$$

其中, $\eta_t \sim N(0,1)$; u_t^2 表示在岸和离岸汇率基于模型 (17) 回归后的残差平方; IO_t 表示人行汇率沟通信息变量, 选用人行行长在演讲、采访、新闻发布会、国内外经济论坛等场合发表的可能引导汇率变动的公开表态, 将其进行赋值: 将具有人民币升值意图或含有增加人民币汇率弹性的表态赋值为+1; 将具有人民币贬值意图或者含有缩小人民币汇率浮动区间的表态赋值为-1;

将没有明确表明人民币升贬态度或含有当前人民币汇率处在合理均衡水平的表态赋值为 0； RO_t 表示升值倾向的沟通信息，即 IO_t 等于 1 时， RO_t 赋值为 1，其余赋值为 0。

表 6 模型（17）残差平方 OLS 回归

残差平方	央行汇率沟通系数		升值倾向沟通系数		观测值数量
Panel D	b_E	标准误	b_R	标准误	
在岸即期汇率模型	0.000005*	0.000003			1273
离岸即期汇率模型	0.000014*	0.000007			1284
Panel E					
在岸即期汇率模型			0.000007*	0.000004	1273
离岸即期汇率模型			0.000018**	0.000009	1284

根据表 6 对 b_E 的估计可知，央行的汇率沟通信息可以显著地解释残差平方。根据对 b_R 的估计可知，具有升值意图的央行沟通信息也对残差平方具有显著作用。因此，央行的汇率沟通能够对宏观经济新闻起到补充作用。为了进一步结合货币政策不确定性，考察汇率沟通对宏观经济新闻的补充作用，基于模型（18）将央行汇率沟通变量和升值倾向的沟通信息变量分别作为控制变量 X_t ，对在岸和离岸人民币汇率进行 OLS 回归，结果如表 7 所示：

表 7 货币政策不确定性升高时考虑央行汇率沟通内容及意向的新闻效应

Panel F:加入央行汇率沟通	b_S	c_{MPU}	c_E	c_R	观测值数量
在岸即期汇率	-0.488	0.614***	-0.003***		1273
离岸即期汇率	-0.529	0.605***	-0.005***		1284
Panel G:加入升值倾向沟通					
在岸即期汇率	-0.684	0.723***		-0.005***	1273
离岸即期汇率	-0.637*	0.669***		-0.008***	1284

根据 Panel F 对 c_E 估计可知，随着货币政策不确定性的升高，央行汇率沟通信息可以有效地引导在岸和离岸人民币汇率朝央行的合意方向变动。根据 Panel G 对 c_R 的估计可知，随着货币不确定性的提升，具有升值意图的央行汇率沟通信息可以显著而有效地引导在岸和离岸人民币升值。将表 7 中对 c_{MPU} 的所有估计和表 5 中 Panel A 的 c_{MPU} 估计值对比，发现加入汇率沟通变量或加入升值倾向的沟通变量后，在货币政策不确定性升高时，宏观经济新闻对于在岸和离岸汇率的影响程度显著增加。然而，即使考虑汇率沟通信息可以一定程度上增加人民币汇率对宏观经济新闻的反应，表 7 中 c_{MPU} 仍然小于表 4 中新闻反应系数 b 的估计，虽然央行汇率沟通在货币政策不确定性升高时可以对宏观经济新闻起到补充的作用，但是人民币汇率对宏观新闻的反应依然弱于货币政策不确定性较低的时期。央行汇率沟通是宏观经济新闻的有效补充，在一定程度上缓解货币政策不确定性升高对宏观经济新闻效应的弱化影响。

七、结论与启示

基于构建的中国货币政策不确定性指数，本文对人民币汇率的宏观经济新闻反应以及货币政策不确定性的影响进行了检验。研究结果证明了本文的假设 H1 及假设 H2 均成立。

首先，本文研究发现在 2015 年 5 月 1 日后，新增人民币贷款规模、固定资产投资完成额以及 M2 同比的 3 个宏观公告至少对在岸或离岸汇率变动中的一个中起到显著影响。其次，在货币政策不确定性升高时，人民币兑美元汇率对于 3 个宏观新闻的反应均显著减弱。中国货币政策不确定性的激增往往是宣告实施新的货币政策、运用新的货币政策工具或进行一些制度改革的时期，这些新的政策工具意图增强市场的作用或防范金融风险，市场在实施或制定货币政策时面临潜在的不确定性，在一定程度上抵消宏观经济新闻包含的基本面信息冲击对人民币汇率的直接影响。再者，根据构建的宏观重大新闻总体变量相关回归结果显示货币政策不确定性的影响是具有经济意义的。在较高的货币政策不确定性下，在岸和离岸人民币汇率对宏观重大经济新闻的平均反应减弱。这再次证实随着市场预期的分歧及调整增多，汇率对宏观经济新闻的反应较大程度被分散和抵消。引入控制变量后，货币政策不确定性对人民币新闻反应的影响依然稳健。最后，本文发现在货币政策不确定性升高时，央行汇率沟通，尤其是升值意图的沟通，是宏观经济新闻的补充物，可有效提升人民币汇率对宏观经济新闻中基本面信息的反应程度，缓解货币政策不确定性对人民币汇率新闻反应的削弱效应。

刘璐和丁剑平（2019）发现央行汇率沟通能显著引导人民币升值，但影响程度很小。沟通效果不及预期有效，意味着货币当局的汇率沟通内容并不受市场认可。原因可能是货币当局不能以确切形式提供具有市场说服力的引导人民币升值或稳定币值的证据。这可通过及时扭转市场对于宏观基本面的预期来实现。中国的宏观经济新闻，特别是固定资产投资累计完成额新闻，是影响人民币汇率的关键变量。在货币政策不确定性升高时，宏观经济新闻对汇率的作用减弱，但此时增加央行的汇率沟通可以较大程度地增强人民币汇率的新闻效应。

因此，中国货币当局应当首先着力于加强新增人民币贷款规模、固定资产投资完成额以及 M2 同比的基本面预期的改善，结合自己的政策目标，对外汇市场进行具体的高效干预。其次，还需加强货币政策不确定性的日常监测，对潜在的不确定性及时沟通或声明，调整货币政策及使用货币政策工具时提高透明度；对外汇市场施加干预时综合考虑货币政策预期的稳定性，使得汇率能更好地反映基本面变化。此外，中国货币当局应择机进行外汇市场的汇率沟通，对宏观经济新闻进行及时补充，缓解货币政策不确定性对宏观新闻效应的弱化。

参考文献

- [1]邓月:《宏观经济信息、货币政策意外对汇率的影响研究》,大连理工大学学位论文,2015年。
- [2]寇明婷、杨海珍、汪寿阳:《股票价格与宏观经济联动关系研究——政策预期视角》,《管理评论》2018年第9期。
- [3]邝雄、胡南贤、徐艳:《货币政策不确定性与银行信贷决策——基于新闻报道文本分析的实证研究》,《金融经济研究》2019年第5期。
- [4]李云峰、李仲飞:《中央银行沟通、宏观经济信息与货币政策有效性》,《财贸经济》2011年第1期。
- [5]刘璐、丁剑平:《货币当局汇率沟通有效性及趋势研究:基于中美汇率沟通联动效应的实证分析》,《世界经济研究》2019年第2期。
- [6]屈文洲、崔峻培:《宏观不确定性研究新进展》,《经济学动态》2018年第3期。
- [7]王云升、杨柳:《宏观经济统计数据公布对中国金融市场影响的实证研究》,《上海金融》2008年第7期。
- [8]魏英辉:《宏观基本面新闻对人民币/美元汇率的影响研究——基于境内即期汇率与境外 NDF 汇率的比较分析》,《金融理论与实践》2009年第5期。
- [9]徐剑刚、唐国兴:《汇率决定的新闻模型》,《数量经济技术经济研究》1998年第11期。
- [10]朱军、蔡恬恬:《中国财政、货币政策的不确定性与通货膨胀预期——基于中国财政-货币政策不确定性指数的实证分析》,《财政研究》2018年第1期。
- [11]朱孟楠、闫帅:《经济新闻的人民币汇率效应》,《国际金融研究》2018年第7期。
- [12] Anderson, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, & C. Vega., Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange. *American Economic Review*, Vol.93, No.1, Jan 2003, pp.38-62.
- [13] Balduzzi, P., E. J. Elton, & T. C. Green., Economic News and Bond Prices: Evidence from the U.S. Treasury Market. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Vol.36, No.4, April 2001, pp.523-543.
- [14] Caporale, G. M., F. Spagnolo, & N. Spagnolo., Macro News and Exchange Rates in the BRICS. *Finance Research Letters*, Vol.21, 2016, pp.140-143.
- [15] Cook T. Q., & S. Korn., The Reaction of Interest Rates to the Employment Report: The Role of Policy Anticipations. *Social Science Electronic Publishing*, Sep 1991, pp.3-12.
- [16] Edwards S. Floating exchange rates, expectations and new information., *Journal of Monetary Economics*, Vol.11, No.3, Mar 1983, pp.0-336.
- [17] Greenspan A., Opening remarks at “Monetary Policy Under Uncertainty”[C]//at a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, 2003.
- [18] Hansen, S., & M. McMahon., First Impressions Matter: Signalling as a Source of Policy Dynamics. *Review of Economic Studies*, Vol.83, No.4, Apr 2016, pp.1645-1672.
- [19] Ho, K. Y., Y. Shi, & Z. Zhang., Does news matter in China's foreign exchange market? Chinese RMB volatility and public information arrivals. *International Review of Economics & Finance*, Vol.52, 2017, pp.302-321.
- [20] Kurov A., & R. Stan., Monetary Policy Uncertainty and the Market Reaction to Macroeconomic News. *Journal of Banking & Finance*, Vol.86, 2017, pp.127-142.
- [21] Nakata T., Uncertainty at the Zero Lower Bound. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.9, No.3, Mar 2017, pp.186-221.
- [22] Simpson, M. W., S. Ramchander, & M. Chaudhry., The impact of macroeconomic surprises on spot and forward foreign exchange markets. *Journal of International Money and Finance*, Vol.24, No.5, May 2005, pp. 693-718.
- [23] Todorov V., Variance Risk-Premium Dynamics: The Role of Jumps. *Review of Financial Studies*, Vol.23, No.1, Jan 2010, pp.345-383.

China's Monetary Policy Uncertainty and Macroeconomic News Effect on the RMB Exchange Rate

DING Jianping LIU Lu

Abstract: Based on the interbank 7-day reverse repurchase operation rates from 30 April 2012 to 17 December 2018, this paper is the first to improve the measure of China's Monetary Policy Uncertainty (MPU) from a perspective of policy interest rate using a method of volatility regression fitting. Then it further studies the impact which macroeconomic news has on RMB exchange rate under different MPU levels. After collecting and constructing 10 macroeconomic news, it finds when market participants cannot accurately predict future policy changes, MPU increases. Meanwhile, responses of both onshore and offshore RMB to macro news are significantly weakened by increasing MPU. When MPU is relatively high, difference in market's judgment on future policies has increased, in turn generating an inadequate response in the RMB exchange rate to macro news. When MPU is high, central bank exchange rate communication plays a supplementary role to macroeconomic news, enhancing market's response to information about macro fundamentals at the same time. This paper not only enriches theoretical research on negative impact of MPU, economic consequences and effect of RMB exchange rate on macro news, but also provides a valuable basis for future monetary policy formulation, adjustment and implementation. It offers empirical reference for the monetary authorities to intervene foreign exchange market effectively.

Key words: Monetary Policy Uncertainty, Macroeconomic News, the RMB Exchange Rates

全球价值链、国内价值链与经济增长：替代还是互补

盛斌¹ 苏丹妮² 邵朝对³

【摘要】 本文首次利用 2002、2007 和 2010 年中国 30 个省区区域间投入产出表考察了参与全球价值链（GVC）和国内价值链（NVC）对中国地区-产业维度经济增长的影响。研究表明，参与 GVC 和 NVC 均能显著促进中国经济增长，且两者的促进作用存在互补关系。同时，参与 GVC 和 NVC 对中国经济增长的影响效应在时间和空间上存在异质性，参与 GVC 对经济增长的促进作用在全球金融危机爆发之后明显减弱；参与 GVC 和 NVC 及两者的互动效应对沿海地区经济增长的影响均显著大于内陆地区。此外，NVC 的不同参与方式与 GVC 参与在促进经济增长上的互动关系呈非对称特征，NVC 下游参与是衔接 GVC 与 NVC 有效互动的主要方式。

【关键词】 全球价值链；国内价值链；经济增长；价值链参与方式

一、引言

20 世纪 80 年代以来，随着贸易成本的降低和信息通讯技术的提升，国际分工格局迅速变革，促成了以“碎片化”生产模式为鲜明特征的全球价值链（Global Value Chain, GVC）。中国作为世界上最大的发展中国家，借助劳动力资源廉价且丰裕的“先天优势”以及加入 WTO 的“东风”，迅速融入全球价值链，通过对国际先进技术与管理经验的引进、学习和模仿，创造了令人瞩目的“增长奇迹”（戴翔和金碚，2014；黎峰，2016）。现有考察全球价值链与经济绩效的文献众多，普遍得出参与全球价值链有利于技术进步与经济增长（Amiti 和 Wei，2009；Baldwin 和 Yan，2014；唐东波，2014；Taglioni 和 Winkler，2016；Kummritz，2016；苏丹妮和邵朝对，2017）。

中国在融入全球分工体系的同时，国内价值链（National Value Chain, NVC）也逐步孕育和迅速发展。国内价值链是一个与全球价值链相对应的概念，是在一个主权国家内部开展的基于各地区比较优势的地域分工生产体系，其强调国内资源的配置整合（刘志彪和张少军，2008；黎峰，2016）。虽然部分学者已经意识到，国内价值链对中国这样一个区域禀赋和发展条件差异较大国家的经济非常重要，他们开始借鉴全球价值链的测算框架对国内价值链进行定量核算。苏庆义（2016）借鉴 Koopman 等（2014）的方法，采用中国 2007 年 30 个省区区域间投入产出表对各省区出口的国内增加值来源进行了分解。而李跟强和潘文卿（2016）参考 Koopman 等（2014）与 Wang 等（2013）的思路，黎峰（2016）参考 Foster 等（2012）与 Koopman 等（2014）

¹ 盛斌，南开大学跨国公司研究中心

² 苏丹妮，南开大学经济学院

³ 邵朝对，南开大学经济学院

的思路,利用1997、2002和2007年八大地区区域间投入产出表分解了中国各地区总流出的国内增加值来源,但他们均未关注参与国内价值链对经济增长的影响。

更为重要的是,在经济全球化和区域一体化的双重背景下,国际分工和区际分工并行不悖地发展,全球价值链也在国内地区和产业间延伸。中间产品在一国内部不同地理单元和产业主体之间流转,使得全球价值链与国内价值链相互对接与整合(李跟强和潘文卿,2016)。在此背景下,参与全球价值链和国内价值链对经济增长的影响效应很可能相互交织并相互作用。但遗憾的是,阅读所及,目前尚未有文献对这一问题进行研究。虽然张少军和刘志彪(2013a、b)使用联立方程模型考察了参与全球价值链与国内价值链之间的关系,但既未探讨参与全球价值链和国内价值链对经济增长的影响,也未涉及两者对经济增长的互动效应。

与本文紧密相关的另一支文献是关于通过考察对外贸易或国内贸易对经济增长的互动效应以探讨国外和国内两个市场、两种资源统筹问题的研究,但得出的结论并不一致。主要有对外贸易和国内贸易替代论(黄玖立和李坤望,2006;盛斌和毛其淋,2011)、互补论(洪占卿和郭峰,2012)以及不相关论(柯善咨和郭素梅,2010)。然而,这些文献均关注参与国外与国内总贸易的互动情况,忽略了近年来随着碎片化生产模式深化而出现的参与全球价值链与国内价值链的相互作用。进一步地,由于不同的价值链参与方式承担了不同生产环节,从价值链上游环节参与方式主要是供应者角色,在价值链中更多承担关键零部件供应等上游环节任务;从价值链下游环节参与方式主要是生产者角色,在价值链中更多从事生产制造等下游环节生产(Wang等,2013;樊茂清和黄薇,2014),这使得全球价值链和国内价值链的不同参与方式在互动过程中可能对经济增长产生异质性影响。本文将从价值链的不同参与方式角度,细致纵深地剖析参与全球价值链和国内价值链对经济增长的影响,以加深对中国国内外两个市场和两种资源统筹问题的理解。

本文首次将全球价值链和国内价值链置于统一分析框架中,力图在以下几个方面做出拓展:第一,在研究视角上,不仅探讨了参与全球价值链和国内价值链对经济增长的影响,还考察了二者对经济增长的互动效应。我们发现参与全球价值链和国内价值链均显著促进了中国经济增长,且二者在促进经济增长上存在互补关系,为在碎片化生产模式背景下中国国内外两个市场和两种资源的统筹问题提供了全新解读。第二,从经验研究方法角度,在李跟强和潘文卿(2016)研究的基础上进一步将进口产品中回流的国内增加值考虑在内,构建了一国内部地区层面流出的增加值分解框架,并使用地理单元更细化,时间跨度更长的2002、2007和2010年中国30个省区区域间投入产出表,对中国各地区-产业的全球价值链和国内价值链参与指标进行了科学测算。同时,抓住“央管干部”的外生化制度特征,尝试用省区官员交流次数作为工具变量,丰富了解决现有贸易与经济系统运行内生性问题的方案。第三,通过深入分析价值链不同参与方式,本文还发现无论以何种方式参与全球和国内价值链,均能促进经济增长,但在促进经济增长的互动关系上,国内价值链的不同参与方式与全球价值链呈非对称互动特征。国内价值链

上游参与和全球价值链参与并不存在显著互补关系，而国内价值链下游参与和全球价值链参与则存在显著互补关系，这意味着国内价值链下游参与是衔接全球和国内价值链有效互动的主要方式，而上游参与方式在其中并未发挥明显作用。

本文余下内容安排为：第二部分介绍地区流出的增加值分解框架和说明相关指标的测度；第三部分为计量模型设定、变量选取和数据说明；第四部分是经验研究结果与分析；第五部分进一步分析价值链的不同参与方式；最后是本文结论与启示。

二、指标测度：全球价值链和国内价值链参与

（一）地区流出的增加值分解框架

为考察参与全球价值链和国内价值链对经济增长的互动效应，需先将全球价值链和国内价值链参与指标整合到一个统一框架下进行核算。李跟强和潘文卿（2016）借鉴 Koopman 等（2014）与 Wang 等（2013）的方法，利用 1997、2002 及 2007 年中国八大地区区域间投入产出表对这些区域流出的增加值进行分解，从而将全球价值链与国内价值链的核算置于了统一框架下，这为本文提供了重要的借鉴思路。但与之不同的是，本文利用地理单元和产业主体更细化的 2002、2007 及 2010 年中国 30 个省区区域间投入产出表对省区流出的增加值进行了分解。此外，李跟强和潘文卿（2016）假设国内进口产品的增加值均来自于国外，不包含本国增加值，即本国出口的产品完全被国外吸收，没有回流到国内，而本文则参照苏庆义（2016）的方法尝试放松这一假设，考虑了进口产品中回流的国内增加值，以更精确地对一国内部地区流出的增加值进行分解。

假设一个国家有 G 个地区 N 个产业，对比 Koopman 等（2014）使用的世界投入产出表，除本国 G 个地区 N 个产业外，区域间非竞争型投入产出表还存在国外，即国内所有地区-产业对其他国家的出口和进口。对于进口，又区分为两部分：进口的真正国外部分（纯进口）和通过进口中间产品回流的国内增加值（回流）。区域间投入产出表的行和为地区总产出，包括国内各地区所有产业的中间产品、国内各地区的最终产品以及对外出口 3 部分；列和为地区总投入，包括国内各地区所有产业的中间投入、纯进口、回流增加值和本地增加值 4 部分。因此，某一地区产品的增加值只可能来自于本地区、国内其他地区、本地区纯进口、国内其他地区纯进口、本地区回流增加值以及国内其他地区回流增加值。由于一国区域间非竞争型投入产出表只记录了进口中间产品这一项，并未将进口中间产品区分为纯进口和回流增加值，因此，参照苏庆义（2016）的做法，借助世界投入产出表将两者进行分离¹。

¹ 具体做法为：使用 Wang 等（2013）提供的分解方法，通过 2016 年发布的世界投入产出表分别计算出 2002、2007 及 2010 年中国各产业从不同国家（地区）进口中间产品中回流的国内增加值，然后根据中国从这些国家进口中间产品占总进口中间产品的比重计算出各产业整体进口中间产品中蕴含的回流增加值，最后再根据各地区-产业进口中间产品比重进行加权平均得到各地区-产业回流增加值份额，从而获得各地区-产业进口中间产品中包

最终, 本文将一国内部地区双边流出根据增加值的来源分解为 6 大类 57 项, 即在国内其他地区或国外吸收的本地区增加值、流出后又返回本地区被吸收的本地区增加值、国内其他地区增加值、国外成分、通过进口回流的增加值以及重复计算项。在此基础上, 进一步将地区总流出分解为 63 项。相较于 Koopman 等 (2014) 构建的国家层面出口的增加值分解框架, 本文构建的一国内部地区层面流出的增加值分解框架将他们的“国内增加值”部分进一步细分为“国内本地区增加值”和“国内其他地区增加值”2 类, 这使得国内各地区与国外和国内其他地区之间的价值联系能够得以同时展现出来, 进而可以在统一的核算框架下对国内各地区全球价值链和国内价值链参与指标进行测算。

(二) 全球价值链和国内价值链参与指标的测度

在碎片化生产模式下, 某一产品不再仅由一个国家 (地区) 制造和销售, 而是由多个国家 (地区) 分工协作完成, 由此产生价值链。本文将一国内部各地区-产业全球价值链和国内价值链参与程度分别定义为全球价值链 (国内价值链) 的上游参与程度和下游参与度之和, 前者反映了各地区-产业作为上游供应者参与全球价值链 (国内价值链) 的程度; 后者则反映了各地区-产业作为下游生产者参与全球价值链 (国内价值链) 的程度。

关于价值链不同参与方式的测度, 本文借鉴 Wang 等 (2013) 与樊茂清和黄薇 (2014) 的做法, 将某地区-产业的增加值作为中间投入流入到国外 (国内其他地区) 占该地区-产业总流出的比重定义为该地区-产业的全球价值链 (国内价值链) 上游参与度; 将某地区-产业总流出中使用的来自国外 (国内其他地区) 中间投入占该地区-产业总流出的比重定义为全球价值链 (国内价值链) 下游参与度。

三、计量模型设定、变量和数据

(一) 计量模型设定

本研究重点考察参与全球价值链和国内价值链对中国经济增长的影响, 以及检验二者对经济增长的互动效应, 因此, 将基准回归模型设定为:

$$\ln Y_{it}^r = \lambda_0 + \lambda_1 \ln gvc_{it}^r + \lambda_2 \ln nvc_{it}^r + \lambda_3 \ln gvc_{it}^r \times \ln nvc_{it}^r + \gamma \ln \bar{X} + \vartheta_i + \vartheta^r + \vartheta_t + \varepsilon_{it}^r \quad (1)$$

其中, 上标 r 表示产业, 下标 i 和 t 表示地区和时间; 被解释变量 $\ln Y$ 表示经济增长, 采用各地区-产业实际 GDP 的对数值表示; gvc 和 nvc 分别表示全球和国内价值链参与程度, 两者的交互项 $\ln gvc \times \ln nvc$ 用于捕捉参与全球价值链和国内价值链对经济增长的互动效应, 是本文关注的核心解释变量; $\bar{X}$ 表示影响经济增长的其他控制变量; ϑ_i 、 ϑ^r 及 ϑ_t 分别表示地区、行业及年

含的纯进口部分。在这一过程中, 由于世界投入产出表中的产业分类 (19 个制造业部门) 和本文所使用的中国区域间投入产出表的产业分类 (15 个制造业部门) 并不统一, 会出现中国区域间投入产出表中产业对应多于 1 种世界投入产出表中产业的情况, 此时, 根据产业进口中间产品比重进行加权平均获得回流增加值份额。

份固定效应； ε 表示随机扰动项。同时，为减缓异方差问题，对所有变量均做对数化处理。

（二）变量

1. 核心解释变量。全球价值链参与程度（*gvc*）和国内价值链参与程度（*nvc*）的具体构建过程请参见本文第二部分。

2. 其他控制变量。（1）物质资本（*K*），用永续盘存法估算得到。（2）劳动力（*L*），用各地区-产业的全社会年末从业人员来衡量。（3）专业化经济（*LE*），用区位熵即各地区-产业的就业人数占本地区全部就业人数的比例除以全国该行业就业人数占全国全部就业人数的比例来度量。

（4）多样化经济（*UE*），用本地区其他制造业行业就业人数占本地区就业的比例与其他行业全国就业人数占全国就业比例的绝对值偏差和的倒数来表示。（5）赫芬达尔指数（*HHI*）：用产业内企业市场份额的平方和来衡量，以控制国内市场的竞争程度。（6）国有资本所占比重（*RSC*）：用产业层面国有资本占实收资本的比重来表示，以控制国家对产业的干预程度。（7）基础设施（*infra*）：用公路密度，即各地区公路总里程除以国土面积来衡量。

（三）数据

限于中国 30 个省区区域间投入产出表的可得性，本文将样本期选为 2002、2007 和 2010 年，考察对象为中国 30 个省区 15 个制造业行业¹，剔除了数据缺失的西藏、中国港澳台地区，最终样本为 1350 个。分析所用数据主要涉及 3 类：（1）2002、2007 和 2010 年中国 30 个省区区域间非竞争型投入产出表，用于测度被解释变量各地区-产业经济增长以及核心解释变量各地区-产业全球价值链和国内价值链参与指标；（2）世界投入产出数据库（WIOD）发布的世界投入产出表 2016 年版本，用于补充全球价值链参与和国内价值链参与指标测度过程中所需的通过中间产品进口回流的增加值信息；（3）历年《中国工业企业数据》《中国工业经济统计年鉴》及《中国统计年鉴》，用于测度相关控制变量，其中物质资本、劳动力、专业化经济、多样化经济和国有资本所占比重利用《中国工业经济统计年鉴》进行测算，赫芬达尔指数利用《中国工业企业数据》进行测算，基础设施利用《中国统计年鉴》进行测算。

四、经验研究结果及分析

（一）基准回归

本文依据计量模型(1)式的估计结果表明，在控制了众多因素之后，参与全球价值链和国内价值链均促进了经济增长，且二者在促进经济增长上是互补的。首先，参与全球价值有助于经济增长可能通过以下渠道实现。第一，市场扩张效应。参与全球价值链的地区-产业会面对更大

¹ 15 个制造业行业分别是食品制造及烟草加工业；纺织业；木材加工及家具制造业；造纸印刷及文教体育用品制造业；石油加工、炼焦及核燃料加工业；化学工业；非金属矿物制造业；金属冶炼及压延加工业；金属制品业；通用、专用设备制造业；交通运输设备制造业；电气机械及器材制造业；通信设备、计算机及其他电子设备制造业；仪器仪表及文化办公用机械制造业；其他制造业。

的国外市场,市场规模扩大有助于充分挖掘全球价值链参与地区-产业的生产潜力,实现规模经济,进而促进其经济增长(Feder, 1983)。第二,促竞争效应。参与全球价值链的地区-产业会面临更为激烈的国际市场竞争,将激励全球价值链参与地区-产业改进自身生产流程、调整产品结构、更新机器设备、加强劳动力培训以及使用新技术,以迎合国外消费者对产品安全、质量、款式等高标准要求,继而提升自身国际竞争力,获得经济增长(Bernard 和 Wagner, 1997; Humphrey 和 Schmitz, 2002)。第三,学习合作效应。一方面参与全球价值链的地区-产业不仅可以接触更先进的生产工艺,还可以获得高质量的中间产品和机器设备,从而能够以较低成本学习和模仿国际先进技术与管理经验;另一方面不管是新产品、新技术,还是新设计,率先进行研发创新的经济体往往需要承担较大风险,全球价值链参与地区-产业可以通过“以资金换技术”方式与发达国家跨国公司合作进行联合研发,这不仅能够节约全球价值链参与地区-产业的研发成本,降低研发风险,还能促使其开辟新的价值点,继而获取更多的价值链利益。这两方面均有助于全球价值链参与地区-产业的经济增长(Bernard 和 Jensen, 1999; Francoise 和 Deniz, 2004; Pradhan 和 Singh, 2009)。

其次,参与国内价值有助于经济增长则可能通过以下渠道实现。第一,资源整合效应。国内价值链有利于整合地理单元和产业主体之间的要素禀赋,按照地区-产业比较优势对产品的生产阶段进行优化配置,这有助于充分利用各地区-产业的物质资本、人力资本及生产技术优势,降低各地区-产业的市场扭曲和产出损失,进而促进经济增长(Waugh, 2010; 黎峰, 2016)。第二,规模经济效应。国内价值链细化了产品生产工序,带来了生产迂回和专业化分工的加深,而分工越深化,规模经济越显著,生产率也就越高。同时,分工越深化,对物质资本和劳动力的专业化水平要求也越高,从而激励各地区-产业提高自身物质资本和人力资本水平。这些均有助于经济增长(Smith, 1776; 刘志彪和张少军, 2008)。第三,投入产出关联效应。国内价值链通过国内循环的投入产出关联机制将各地理单元和产业主体置于紧密的专业化分工网络和一体化经济中,这既有利于地区-产业间物质资本和劳动力等生产要素的流通与交流,也有利于地区-产业间知识、技术及信息的扩散与传播,继而促进各地区-产业物质资本、人力资本及生产率水平的提高,并最终带来经济增长(邵朝对和苏丹妮, 2017)。

最后,参与全球价值链和国内价值链在促进经济增长方面呈现互补关系的原因可能在于。一方面,参与国内价值链能增强全球价值链的经济增长效应。第一,国内价值链的构建可以延长全球价值链在国内的循环链条,全球价值链链条的延伸与完整带来了生产迂回与专业化分工的深化,这不仅能提升全球价值链的分工效率,还能积累高端物质资本、人力资本及知识资本,继而强化全球价值链的经济增长效应(刘志彪和张少军, 2008)。第二,全球价值链在国内的开放度有赖于国内良好的制度环境(戴翔和金碚, 2014)。目前中国各方面的社会制度还不够完善,而国内价值链作为一种有序化、规范化、稳定化的地域分工网络,可以在一定程度上弥补国内社会制度的不完善,降低国内交易风险和交易成本,提高全球价值链在国内的开放度,进而有

助于强化全球价值链的经济增长效应（邵朝对和苏丹妮，2017）。第三，国内价值链的构建和发展，可以充分盘活国内广阔的市场，利用大国优势以更高程度和更高水平参与全球价值链，充分发挥参与全球价值链带来的市场扩张效应、促竞争效应及学习合作效应，从而强化全球价值链的经济增长效应¹（张少军和刘志彪，2013a、b）。另一方面，参与全球价值链能够增强国内价值链的经济增长效应。其一，全球价值链部分生产环节向国内转移客观上有助于打破国内区域行政性壁垒和地方保护主义，促进全国统一市场的形成，这为国内价值链的开展提供了可依托的巨大国内市场（黎峰，2016）。其二，通过参与全球价值链分工，国内各地区-产业可以学习全球价值链的链条优势和网络优势，将其在全球价值链参与过程中学习和积累到的链条管理经验与组织协调能力运用到国内价值链中，提高国内价值链各生产环节的匹配质量与运作效率。其三，国内各地区-产业承担的国内价值链生产环节也会通过其融入国际分工网络而发生迂回式关联（刘志彪和张少军，2008）。这些均有利于国内价值链的资源整合效应、规模经济效应及投入产出关联效应更为有效地发挥，最终强化国内价值链的经济增长效应。

（二）内生性问题

无论是关于国际贸易还是区际贸易的研究，无法回避的就是贸易与经济系统运行之间可能存在的内生性问题。严重的内生性会使普通最小二乘（OLS）估计结果有偏和非一致。此时较为普遍的处理方法是为贸易寻找一个合适的工具变量。合适的工具变量要同时满足相关性和外生性的条件。由于外生性条件一般较难满足，因此，为贸易寻找合适的工具变量一直是国际经济学和区域经济学领域相关研究的一个重点和难点。

关于对外贸易工具变量的选取问题，现有文献已经进行了颇多有益的探索（Frankel 和 Romer，1999；Wei 和 Wu，2001；黄玖立和李坤望，2006；盛斌和毛其淋，2011）。本文借鉴盛斌和毛其淋（2011）的做法，选用各省区海外市场接近度和 1975 年外贸依存度作为全球价值链参与指标的工具变量。就相关性而言，接近国际市场可以降低运输成本，从而有利于全球价值链参与，而历史上外贸依存度越高的地区往往具有越好的参与全球价值链的基础设施和技能经验。就外生性而言，海外市场接近度是由自然地理因素决定的，而 1975 年的外贸依存度是历史数据，因此可以认为它们是外生的。其中，1975 年外贸依存度采用各省区 1975 年出口占 GDP 的比重来衡量；海外市场接近度采用各省区省会城市到海岸线距离的倒数再乘以 100 来表示。

对于国内贸易工具变量的选取问题，现有文献探讨较少。本文先选取了一个具有历史信息的各省区 1975 年全社会消费品零售额作为国内价值链参与指标的工具变量。通常而言，全社会消费品零售额越高的地区往往与其他地区有更密切的经济往来与联系，从而具备更好参与国内价值链的条件，因此各省区 1975 年全社会消费品零售额与其国内价值链参与程度应该正相关。此外，本文在工具变量选取上最主要的贡献是抓住了中国央管干部的制度化特征，尝试构造省

¹ Schmitz（2004）对发展中国家全球价值链参与的研究发现，凭借国内市场发育而成长，然后进入全球市场的本土企业，在全球价值链中往往能够获得更多的经济利益。

区官员（省委书记或省长）交流次数作为本文国内价值链参与指标的工具变量，丰富了现有贸易与经济系统运行内生性问题的解决方案。

在构造地区官员交流次数变量时，我们将某地区在 2002 年之前发生过省委书记或省长从该地区调任到另一地区或从另一地区调任到该地区的情况视作该地区 2002 年及之后年份发生了官员交流，将 2002-2006 年发生调任的情况视作 2007 年及之后年份该地区发生了官员交流，将 2007-2009 年发生调任的情况视作 2010 年该地区发生了官员交流，因此，2002 年官员交流次数为第一种情况下的次数；2007 年为第一和第二种情况下的次数加总；2010 年为三种情况下的次数加总。官员任命和调动的资料来自于《中华人民共和国职官志》及人民网和新华网等公布的干部资料。首先从相关性角度看，省委书记或省长作为党政一把手，是其所在省区对外经济政策的推动者和执行者，其流动有助于省区间沟通交流，且流动次数越多，与其他省区沟通交流的可能性和频率越高，越有利于降低贸易和分工成本，从而越能促进该省区参与国内价值链。其次从外生性角度看，官员交流主要目的在于防止裙带关系和腐败的政治需求，与如因腐败、责任事故出现职务空缺等不可控的突发事件紧密关联，而且中央对地方官员的任免包括来源、去向、任期长短等拥有绝对权威（邵朝对等，2018），官员交流与否及其最终去向地方官员事先较难获知。因此，地区官员交流较好地外生于地区的经济特征，对地区经济增长较难产生直接影响。综上所述，地区官员交流次数是国内价值链参与指标的一个较为合理的工具变量。

使用工具变量进行两阶段最小二乘（2SLS）法回归的估计结果表明，Kleibergen-Paap rk LM 和 Kleibergen-Paap Wald rk F 检验均拒绝了工具变量识别不足和弱识别的原假设，Hansen 过度识别检验也不能在 10% 的显著性水平上拒绝工具变量外生的原假设，上述检验结果反映出本文选取的工具变量是合理的。为进一步缓解内生性，我们还使用全球价值链和国内价值链参与程度两者的滞后项¹进行估计。总体来看，即使在考虑了内生性问题后，本文的核心结论依旧成立，即参与全球价值链和国内价值链均能促进经济增长，且两者在促进经济增长方面存在互补关系。

（三）异质性分析

1. 时间特征：全球金融危机前后。2008 年席卷全球的金融危机使国际贸易量和投资量锐减，全球价值链在世界范围内的延伸广度和深度出现明显下降，这给中国外向型经济发展造成了强有力的冲击（Wang 等，2017）。在此背景下，国内市场变得更为重要（黎峰，2016）。因此，以 2008 年全球金融危机为界，参与全球价值链与国内价值链对中国经济增长的相对重要性也可能发生改变。本文以 2008 年作为分界点构造金融危机虚拟变量，即金融危机爆发之前即 2002 和 2007 年取值为 0，金融危机爆发之后即 2010 年取值为 1，以此考察参与全球价值链和国内价值链对中国经济增长影响的结构性差异。从结果中可知，全球价值链参与程度、国内价值链参与程度及二者交互项的估计系数均显著为正，表明金融危机爆发之前参与全球价值链和国内价值

¹ 具体做法为用 2002 年的全球价值链和国内价值链参与程度替代 2007 年的，用 2007 年的替代 2010 年的。

链均能够促进经济增长，且两者在促进经济增长方面存在互补关系。进一步由以上三者与金融危机虚拟变量的交互项回归系数可知，金融危机爆发之后参与国内价值链对经济增长的促进作用与爆发之前并未呈现明显差异，而参与全球价值链对经济增长的促进作用在金融危机爆发之后明显减弱，两者之间的互补关系在金融危机爆发前后差异也不大，反映出当面对强有力的外部冲击和不确定性时，国内各地区-产业之间的价值链关联和经济技术联系并未受到较大影响，基于地区比较优势的专业化分工协作仍能促进经济增长；而全球价值链在金融危机后的“低迷”使得参与全球价值链的经济增长效应大为减弱。

2.地区特征：沿海地区和内陆地区。中国沿海地区和内陆地区由于在地理位置、资源禀赋及经济基础等方面存在差异，因此对外开放程度和市场化程度也具有明显差异。沿海地区地理位置优越，对外开放程度较高，且在很多领域基本已完成市场化改革；而内陆地区对外开放程度较低，市场化改革步伐相对迟缓。这使得两大地区在参与全球价值链和国内价值链方面均表现出较大的不平衡，从而可能对参与全球价值链和国内价值链的经济增长效应产生影响。为此，本文以内陆地区为基准对沿海地区和内陆地区的异质性影响进行考察。结果显示，全球价值链和国内价值链参与程度的估计系数均显著为正，但两者交互项的估计系数不显著，反映出全球价值链和国内价值链参与程度的提高都显著促进了内陆地区经济增长，但两者促进内陆地区经济增长的互补关系并不明显；进一步由全球价值链参与程度、国内价值链参与程度及二者交互项与沿海地区虚拟变量的交互项结果可知，不管是全球价值链参与度、国内价值链参与度，还是二者的交互项，对沿海地区经济增长的影响均显著大于内陆地区，其中的原因可能在于，沿海地区对外开放和市场化改革都较早，使得参与全球价值链和国内价值链的经济增长效应得到了更为有效地发挥；与此同时，率先加入全球价值链的沿海地区往往也是国内价值链的领导地区，它们会充分利用自身在全球价值链中积累的柔性生产、规模制造、运筹管理等“在位优势”以及在国内价值链中形成的文化认同、血脉相连、环境熟悉等“本土优势”将全球价值链与国内价值链进行有效对接，形成良性互动，进一步助推自身经济增长。而内陆地区不仅全球价值链参与程度较低，而且在国内价值链中也处于相对低端位置，因此参与全球价值链与国内价值链的经济增长联动作用在内陆地区较弱。

（四）稳健性检验

1.截面分析。为进一步减弱经济波动对本文回归结果造成的可能扰动，也为了检验本文基本结论对不同数据结构和回归方法的稳健性，本文将2002、2007和2010年作为一个整体进行截面回归。从回归结果看，本文核心结论依旧成立，参与全球价值链和国内价值链均能促进经济增长，且两者在促进经济增长方面存在互补关系，说明本文核心结论不会因数据结构和回归方法的不同而发生实质性变化。

2.地区层面分析。我们也做了地区层面的稳健性检验，由回归结果可知，本文的核心结论在地区层面依然成立，具有较强的可靠性和适用性，它不会因考察维度的不同而发生较大改变。

五、价值链参与方式的进一步分析

前文从价值链参与的整体视角考察了参与全球价值链、国内价值链及其互动效应对经济增长的影响,发现参与全球价值链和国内价值链均能够促进中国经济增长,且两者在促进经济增长上存在互补关系。但尚未区分价值链参与的不同方式,由于不同价值链参与方式承担了不同的生产环节,这使得全球价值链、国内价值链的不同参与方式在互动过程中可能对经济增长产生异质性影响。下面我们将进一步从价值链的不同参与方式深入剖析参与全球价值链和国内价值链对经济增长的影响,以加深对中国国内外两个市场和两种资源统筹问题的理解。

全球价值链和国内价值链不同参与方式对经济增长影响的估计结果显示,无论以供应者还是生产者的角色参与全球价值链和国内价值链,均能促进经济增长。一方面,以供应者角色参与价值链可以通过下游环节反馈机制有效引导其改进自身生产流程、调整产品结构、更新机器设备、加强劳动力培训、使用新技术等,进而促进经济增长;另一方面,以生产者角色参与价值链可以通过上游环节获得高质量中间品和机器设备以较低成本进行学习与创新,继而获得物质资本、人力资本及知识资本,最终带来经济增长。

进一步考虑两种互动效应后发现,国内价值链不同参与方式与全球价值链参与在促进经济增长上的互动关系呈非对称特征,国内价值链上游参与与全球价值链参与并不存在显著互补关系,而国内价值链下游参与与全球价值链参与则存在显著互补关系,这意味着国内价值链下游参与是衔接全球价值链与国内价值链有效互动的主要方式,而上游参与方式在其中并未发挥明显作用。对此可能的解释是,中国经济转型过程中出现的“上游市场垄断、下游市场竞争”的非对称市场结构,及地方保护主义和地区市场分割,特别是掌握关键资源和经济命脉的上游要素市场(Bai等,2004;Guariglia和Poncet,2008;刘瑞明和石磊,2011),使得国内价值链上游环节存在明显的行业垄断和区域分割特征,具有较强的内在封闭性,其知识、技术、资本及人才等资源不易在上游链条外扩散与流通,从而无法与全球价值链网络形成有效对接与整合,因此国内价值链上游参与和全球价值链参与的互动作用不明显;而下游环节基本实现了竞争开放,具有较高的有序性和开放度,其资源基本可以实现跨区域和跨行业的自由流动,因而能有效对接和整合全球价值链的各个生产环节,延长全球价值链在国内的循环链条和提高全球价值链的国内开放度,因此国内价值链下游参与和全球价值链参与形成了良性互动。

六、结论与启示

在经济全球化和区域一体化的背景下,国际分工和区际分工并行不悖地发展,中国各地区-产业表现出既加入全球价值链又加入国内价值链的双重特征。本文将全球价值链和国内价值链置于统一分析框架内,改进了区域流出的增加值分解方法,全面测度了各地区-产业全球价值链

和国内价值链参与指标，并利用地理单元更细化、时间跨度更长的 2002、2007 和 2010 年中国 30 个省区区域间投入产出表对参与全球价值链、国内价值链及其互动效应对中国经济增长的影响进行了经验分析。结果表明：第一，参与全球价值链和国内价值链均显著促进了中国经济增长，且两者在促进经济增长上存在互补关系，这一结论在进行稳健性检验后依旧成立。第二，参与全球价值链、国内价值链对经济增长的影响效应在时间和空间上呈现异质性。2008 年全球金融危机爆发之后参与国内价值链对经济增长的促进作用与爆发之前并未呈现明显差异，而参与全球价值链对经济增长的促进作用在金融危机爆发之后明显减弱，两者之间的互补关系在金融危机爆发前后差异也不大；参与全球价值链和国内价值链及两者的互动效应对沿海地区经济增长的影响均显著大于内陆地区。第三，无论以何种方式参与全球价值链和国内价值链均能促进经济增长，但在促进经济增长的互动关系上，国内价值链不同参与方式与全球价值链参与呈非对称互动特征，只有国内价值链下游参与和全球价值链参与存在显著的互补关系。这意味着国内价值链下游参与是衔接全球价值链与国内价值链有效互动的主要方式，而上游参与方式在其中并未发挥明显作用。

本研究肯定了参与全球价值链和国内价值链在促进中国经济增长中的重要作用，这对中国在深化改革开放过程中构建新型对外开放体系，保持经济增长具有重要政策启示。首先，政府应进一步扩大开放力度，降低进出口关税，致力于双边和多边贸易合作，推动贸易便利化、自由化，鼓励更多地区、更高水平的参与全球价值链；其次，政府应依托“长江经济带”和“一带一路”等贯穿南北、承东启西的轴带式发展模式，充分盘活国内市场，塑造有利于培育国内价值链的经济地理格局，加强国内各地理单元和产业主体之间的价值链关联和经济技术联系；第三，在统筹国内外两个大局时，政府更应将视角转向价值链分工网络的塑造，通过搭建全球价值链与国内价值链、国际分工与区际分工之间的良性对接关系，构筑内外联动的新型开放格局，继而助推经济的转型升级与持续增长。同时，本文也发现国内价值链下游参与是衔接全球价值链与国内价值链有效互动的主要方式，上游参与方式在其中未能发挥明显作用，因此政府应致力于打破国内行业垄断和整合国内区域市场，改变国内价值链上游环节的行业垄断和区域分割现状，提高国内价值链上游环节的竞争性与开放度，进而支撑参与国内价值链与全球价值链对经济增长的互动效应更为全面、有效、充分地释放。

参考文献

- [1] 戴翔、金碚 (2014):《产品内分工、制度质量与出口技术复杂度》,《经济研究》第 7 期。
- [2] 樊茂清、黄薇 (2014):《基于全球价值链分解的中国贸易产业结构演进研究》,《世界经济》第 2 期。
- [3] 黄玖立、李坤望 (2006):《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》第 6 期。
- [4] 黎峰 (2016):《增加值视角下的中国国家价值链分工——基于改进的区域投入产出模型》,《中国工业经济》第 3 期。
- [5] 李跟强、潘文卿 (2016):《国内价值链如何嵌入全球价值链:增加值视角》,《管理世界》第 7 期。
- [6] 刘瑞明、石磊 (2011):《上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质》,《经济研究》第 12 期。
- [7] 洪占卿、郭峰 (2012):《国际贸易水平、省际贸易潜力和经济波动》,《世界经济》第 10 期。
- [8] 柯善咨、郭素梅 (2010):《中国市场一体化与区域经济增长互动:1995~2007 年》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- [9] 刘志彪、张少军 (2008):《中国地区差距及其纠偏——全球价值链和国内价值链的视角》,《学术月刊》第 5 期。
- [10] 邵朝对、李坤望、苏丹妮 (2018):《国内价值链与区域经济周期协同:来自中国的经验证》,《经济研究》第 3 期。
- [11] 邵朝对、苏丹妮 (2017):《全球价值链生产率效应的空间溢出》,《中国工业经济》第 3 期。
- [12] 盛斌、毛其淋 (2011):《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985~2008 年》,《世界经济》第 11 期。
- [13] 苏丹妮、邵朝对 (2017):《全球价值链参与、区域经济增长与空间溢出效应》,《国际贸易问题》第 11 期。
- [14] 苏庆义 (2016):《中国省级出口的增加值分解及其应用》,《经济研究》第 1 期。
- [15] 唐东波 (2014):《垂直专业分工与劳动生产率:一个全球化视角的研究》,《世界经济》第 11 期。
- [16] 张少军、刘志彪 (2013a):《国内价值链是否对接了全球价值链——基于联立方程模型的经验分析》,《国际贸易问题》第 2 期。
- [17] 张少军、刘志彪 (2013b):《产业升级与区域协调发展:从全球价值链走向国内价值链》,《经济管理》第 81 期。
- [19] Amiti, M. and Wei, S. J. "Service Offshoring and Productivity: Evidence from the US." *World Economy*, 2009, 32(2), pp.203-220.
- [20] Bai, C. E.; Du, Y.; Tao Z. G. and Tong, S. Y. "Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China's Industries." *Journal of International Economics*, 2004, 63(2), pp.397-417.
- [21] Baldwin, J. R. and Yan, B. "Global Value Chains and the Productivity of Canadian Manufacturing Firms." *Economic Analysis Research Paper Series*, No.090, 2014.
- [22] Bernard, A. and Jensen, J. B. "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 1999, 47(1), pp.1-25.
- [23] Bernard, A. and Wagner, J. "Exports and Success in German Manufacturing." *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1997, 133(1), pp.134-157.
- [24] Feder, G. "On Exports and Economic Growth." *Journal of Development Economics*, 1983, 12(1), pp.59-73.
- [25] Foster, N.; Stehrer, R. and De Vries, G. "Trade in Value Added and Factors: A Comprehensive Approach." *WIIW Working Paper No.80*, 2012.

- [26] Francoise, L. and Deniz, U. K. “Assembly Trade and Technology Transfer: The Case of China.” *World Development*, 2004, 32(5), pp.829-850.
- [27] Frankel, J. and Romer, D. “Does Trade Cause Growth?” *American Economic Review*, 1999, 89(3), pp.379-399.
- [28] Guariglia, A. and Poncet, S. “Could Financial Distortions Be No Impediment to Economic Growth after All? Evidence from China.” *Journal of Comparative Economics*, 2008, 36(4), pp.633-657.
- [29] Humphrey, J. and Schmitz H. “How Does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading in Industrial Clusters.” *Regional Studies*, 2002, 36(9), pp.1017-1027.
- [30] Koopman, R.; Wang, Z. and Wei, S. J. “Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports.” *American Economic Review*, 2014, 104(2), pp.459-494.
- [31] Kummritz, V. “Do Global Value Chains Cause Industrial Development?” CTEI Working Papers 01-2016, Centre for Trade and Economic Integration, Graduate Institute Geneva, 2016.
- [32] Pradhan, J. P. and Singh, N. “Outward FDI and Knowledge Flows: A Study of the Indian Automotive Sector.” *International Journal of Institutions and Economies*, 2009, 1(1), pp.156-187.
- [33] Redding, S. and Venables, A. J. “Economic Geography and International Inequality.” *Journal of International Economics*, 2004, 62(1), pp.53-82.
- [34] Schmitz, H. “Local Upgrading in Global Chains: Recent Findings.” Paper to be Presented at the DRUID Summer Conference, 2004.
- [35] Smith, A. *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. University of Chicago Press, 1776.
- [36] Taglioni, D. and Winkler, D. *Making Global Value Chains Work for Development*. World Bank Publications, 2016.
- [37] Wang, Z.; Wei, S. J. and Zhu, K. F. “Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Level.” NBER Working Paper No.19677, 2013.
- [38] Wang, Z.; Wei, S. J.; Yu, X. D. and Zhu, K. F. “Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness.” NBER Working Paper No.23261, 2017.
- [39] Wei, S. J. and Wu, Y. “Globalization and Inequality: Evidence from within China.” NBER Working Paper No.8611, 2001.
- [40] Waugh, M. E. “International Trade and Income Differences.” *American Economic Review*, 2010, 100(5), pp.2093-2124.

Global Value Chain, National Value Chain and Economic Growth:

Substitution or Complementarity

Abstract: This paper uses, for the first time, interregional input-output tables of 30 provinces in China for 2002, 2007 and 2010, to examine the impact of participation in global value chain (GVC) and national value chain (NVC) on China's economic growth in the regional-industrial dimension. The results show that participation in GVC and NVC can significantly promote China's economic growth, and present a complementary relationship with respect to their impact on economic growth. At the same time, the impact on economic growth of participation in GVC and NVC is heterogeneous in time and space. The role of participation in GVC in promoting economic growth obviously weakens after the global financial crisis, and participation in GVC and NVC and their interactive effect have significantly greater impact in coastal areas than in inland areas. Finally, the interactive relationship between the different ways of NVC and GVC participation in promoting economic growth shows asymmetric characteristics, which means that the NVC downstream participation constitutes a fundamental way for GVC and NVC to connect and interact effectively.

Key Words: global value chain (GVC), national value chain (NVC), economic growth, value chain participation ways

银行业竞争、创新资源配置和企业创新产出

—基于中国工业企业的经验证据

戴静¹ 杨笋² 刘贯春³ 许传华⁴

【摘要】本文利用城市级商业银行分支机构数据，结合中国工业企业数据和企业专利数据，实证分析银行业竞争对中国企业创新产出的影响。研究发现，竞争性的银行业市场结构显著促进了企业创新产出，对非国有企业和中小企业尤为显著。进一步的，本文基于资源配置视角，从新进入企业和在位企业双重视角探讨银行业竞争影响企业创新产出的作用途径。检验发现，银行业竞争提高条件下，更多的高效率企业进入创新部门，更多的高效率在位企业增加创新投入，且上述影响在非国有企业和中小企业中更为凸显。本文检验结果显示，银行业竞争提高银行对高效率企业的信贷支持，优化企业之间创新资源配置，并通过引导高效率非国有企业和中小企业增加创新投入而推动整体层面的创新产出。本文拓展了银行业竞争对企业创新的微观影响研究，为制定基于创新驱动的金融发展政策提供新思路。

【关键词】银行业竞争；企业创新；创新资源配置

一、研究背景及文献综述

中国经济已由高速发展阶段转向高质量发展阶段，加快创新成为中国实现经济新旧动能转换的必由之路。习近平总书记指出，“要充分认识科技创新的重大意义。纵观国际大势，大国之间的竞争，本质上是生产力之争，其核心是科技创新能力之争。”2018年我国企业科技创新研发投入约2万亿元，已经占到GDP的2.18%⁵，而与此形成鲜明对比的是，在Clarivate Analytics（前汤森路透）发布的《2018-2019年全球创新企业百强》名单中，日本和美国企业占据主导地位，中国只有3家企业上榜。如何提高中国企业创新投入的利用效率，促进创新产出的“提质增效”，已成为中国企业创新领域亟待解决的问题。

在探讨如何促进企业创新的研究中，熊彼特创新理论早已发现，金融体系具有识别筛选功能，富有竞争的金融体系能将资本配置到最具潜力的创新企业，是创新驱动型经济增长的基础

¹ 戴静，经济学博士，湖北经济学院金融学院副教授

² 杨笋，管理学博士，武汉纺织大学管理学院讲师

³ 刘贯春，经济学博士，上海财经大学公共经济与管理学院副教授

⁴ 许传华，经济学博士，湖北经济学院金融学院教授

⁵ 数据来源于《中国科技统计年鉴2019》。

制度之一 (Kerr 和 Nada, 2014)。现实中, 我国银行信贷卖方强势依然存在, 银行体系长期由国有大银行主导, 将大量信贷配置给受政府支持的大企业和部门, 富有效率的小企业却长期饱受信贷难问题, 难以满足创新需求 (Wei et al., 2017; 张璇等, 2019)。为提高金融服务实体经济的质量和效率, 我国政府推出放松银行进入管制等一系列政策措施, 中小银行不断壮大, 银行业竞争势态不断增加。2019年习近平总书记在中共中央政治局第十三次集体学习时提出, 要以金融体系结构调整优化为重点, 优化融资结构和金融机构体系, 构建多层次、广覆盖、有差异的银行体系。如何通过银行业结构的良性变迁, 将资金引入实体企业创新, 实现金融服务实体经济效率的提升, 是深化金融供给侧结构性改革的重要目标之一。

目前银行业竞争对企业创新的影响研究主要基于融资约束视角从“信息假说”和“市场力量假说”展开, 其结论在理论和实证上并未取得一致 (Petersen和Rajan, 1995; Love和Peria, 2012)。针对中国的相关实证研究大多发现, 竞争性银行业市场结构有助于促进中国企业创新, 其内在逻辑在于竞争促使商业银行增加对优质企业的信贷配置, 企业的融资约束得以缓解, 创新投入由此得以提高 (巫岑和黎文飞等, 2016; 方芳和蔡卫星, 2016; 蔡竟和董艳, 2016)。这些工作为理解中国银行业竞争和企业创新之间关系提供了有益参考, 但研究视角始终停留在企业创新整体层面, 未考虑企业间的结构性配置。有研究发现, 中国创新资源在企业间存在误置: 一些企业创新投入过度, 投资边际报酬递减进而创新产出下降; 而一些企业却面临投入短缺之苦, 远未达到最优创新投资规模, 创新产出提升潜力巨大。如果提高企业间的创新投入配置效率, 中国企业生产率可进一步增加1/3至1/2 (Wei et al., 2017)。实际上, 经济体的总创新产出是市场中各主体产出某种形式的加总, 因此理论上即使创新投入数量和质量没有发生变化, 仅通过在不同效率的企业之间重新优化配置, 也可实现更高的总的创新产出 (Hsieh和Klenow, 2009)。而银行的主要职能正是选择最具竞争力的企业及项目, 促进资源在企业间的优化配置并促进创新。因此, 如果要全面评估银行业竞争对我国企业创新的政策效果, 需要进一步分析在银行业竞争条件下, 创新资金是否流向了高效率创新企业, 企业间创新资源配置是否优化, 并转换为企业创新产出增长。但纵观现有文献, 相关研究多从地区、行业和规模等中观层面分析银行业竞争对资源配置的影响 (简泽等, 2013; 吴晗和贾润崧, 2016; 张雪兰和龚元, 2017), 其具体传导机制和作用途径仍旧是一个“黑匣子”, 提供直接的经验证据尤为关键。澄清这一问题, 有助于为金融供给侧结构性改革提供微观基础, 更关系到金融体系格局的顶层设计问题。

有鉴于此, 考虑到银行业市场结构对企业信贷资金配置的关键作用, 本文在资源配置框架下利用各地级市银行分支机构数据构建银行业竞争指标, 结合中国工业企业相关数据, 实证考察探讨银行业结构变化对企业创新产出的影响。实证结果表明, 我国银行业竞争有效促进了企业创新产出, 进一步机制检验显示, 银行业竞争加剧条件下, 更多高效率企业进入创新部门、更多高效率在位企业增加创新投入, 企业间的创新资源配置得到优化, 由此在整体层面促进企业创新产出, 上述机制在非国有企业和中小企业中尤为显著。

本文的边际贡献可能在于以下方面：第一，当前研究大多分析银行业竞争对企业创新投入整体层面的影响，本文尝试从资源配置视角分析银行业竞争条件下的企业创新投入结构变化，并在此基础上补充并形成“银行业竞争→企业创新资源配置→企业创新产出”的较完整的逻辑链条；第二，本文从新企业进入和在位企业双重视角，探讨银行业竞争影响企业创新资源配置的实现途径和作用机制，包括激励高效率企业进入创新部门，促进在位高效率企业增加创新投入，从而提高整体层面创新产出；第三，考虑企业异质性，发现银行业竞争对我国企业创新产出的作用主要通过引导创新资源流向中小企业和非国有企业来实现。本文研究结果显示，我国银行业竞争政策促进了创新资源在企业间的优化配置，并转换为实际产出增长。论文的其它部分安排如下：第二部分为理论分析与研究假说，第三部分是研究设计、实证分析与结果和进一步讨论，最后一部分是研究结论及政策启示。

二、理论分析及假设提出

已有研究发现，随着中国银行业竞争程度不断提升，银行不断增加对优质企业的信贷配置（姜付秀等，2019），由此激励更多的企业提高创新投入（巫岑和黎文飞等，2016；方芳和蔡卫星，2016；蔡竟和董艳，2016；张璇等，2019）。基于过往资源配置的理论研究（Hsieh and Klenow, 2009），信贷资源配置影响企业创新产出的作用途径主要包括两条：第一，影响企业进入创新部门；第二，改变在位企业的创新激励（Moll, 2014），这均会引起企业最终创新产出的变化。结合我国目前银行业市场结构状况和企业创新行为，本文将银行业竞争如何改变企业信贷配置，进而影响创新产出的理论分析如下。

第一，银行业竞争、企业进入和企业创新产出。研究发现银行业竞争提高增加了高效率企业的信贷可得性（姜付秀等，2019），因此高效率企业进入创新部门的机率不断提高，从而引起创新产出增长。当融资约束缓解后，企业才有机会从“盈利模式”转变为“增长模式”，有动力购买新设备和聘请研发人员等创新初始成本，进入创新部门并维持后续创新活动，促进企业创新（Aghion和Griffith, 2007；Hottenrott和Peters, 2009；Moll, 2014）。银行业竞争激励高效企业进入创新部门主要通过增加信贷可得性来实现，作用途径主要有以下四条。首先，银行间具有“规模分工”，中小银行因其自身资产规模较小，难以为在位大企业提供贷款，有动力寻找潜力企业并为之提供贷款（张一林等，2019；林毅夫和孙希芳，2008）；其次，新建银行难以与大型银行争夺客户资源，因此倾向于为信息透明度较低的潜力企业提供关系型贷款；再次，银行业竞争有助于提高潜力企业议价能力，降低银行提供抵押型贷款时所要求的抵押品价值，提高了企业贷款可获性；最后，银行业竞争促进银行提高筛选审查技术，有助于识别更多的潜力企业并为其提供信贷支持。总的来说，银行业竞争有助于提高高效率潜力企业对银行的议价能力，缓解这些企业的创新融资约束，为更多高效率企业进入创新部门提供了必要资金条件，从而促进

企业整体层面的创新产出增长概率。

第二，银行业竞争、在位企业创新激励与企业创新产出。随着信贷环境的改善，新进入企业或者进入威胁不断增加，对在位企业构成竞争压力，促使在位企业形成“摆脱进入”的创新激励，从而影响创新产出（Aghion和Griffith, 2007）。在这个过程中，在位企业“摆脱进入”的激励效果具有异质性，与企业生产效率等因素密切相关（Aghion和Griffith, 2007）。一方面，低效率在位企业无力竞争，市场份额将被新企业逐渐取代，企业利润不断下降，经理人将放弃创新并退出创新部门；另一方面，高效率在位企业为保住市场份额，会加大创新力度，提高管理效率，从而进一步稳固自身竞争优势。在优胜劣汰的市场机制实现过程中，银行业竞争承担了“催化剂”功能：高效率在位企业将获得更多的信贷配置，提高企业生产及研发能力利用，大大提升在位企业创新成功的几率，获得更高的创新产出（Amore, 2013; Chava, 2013）；低效率在位企业所获的信贷资金则不断缩减，加速被淘汰。随着该过程的不断持续，创新资金来源不断转移至优质在位企业，而优质在位企业进一步增加创新投入，并将创新资源在新产品、创新项目、研发和运营部门之间再配置，促进提高整体层面的企业创新产出。因此，根据上述分析，本文提出如下待检验假说：限定其他条件，银行业竞争的提高对我国企业创新产出具有促进作用。

三、研究设计及实证分析

（一）数据来源与样本

借鉴He等（2017），本文主要选取国家统计局公布的中国工业企业数据和中国国家知识产权局的专利数据库数据进行实证检验。本文尽可能按照张杰等（2017）等既有文献的处理方法，在处理过程中细心梳理和整理相关的数据信息，力求最大量得到有效的样本数据，尽可能保证研究样本数据的科学性和合理性。特别的，由于考虑企业进入退出，为减少统计口径变化的影响，剔除了仅出现过一次的企业样本。此外，由于工业企业数据库对“研发支出”指标并非每年都进行统计，因此本文将考察期限限定于2005年至2007年，删除了数据缺失的企业，并对变量首尾各1%的观测值进行Winsorize处理。

1. 银行业竞争指标

由于数据限制，很难通过公开渠道获取分地区的银行业数据，本文从中国银监会网站提供的商业银行分支机构的金融许可证信息中统计了各地级市商业银行全部分支机构的数量。进一步，借鉴蔡竟和董艳（2016），利用商业银行在各城市的分支行数量份额构造了赫芬达尔指数（HHI）指标，主要方法是通过加总市内各商业银行分支行数量份额的平方得到赫芬达尔指数（HHI），计算公式是 $HHI = \sum_{i=1}^N S_i^2$ 其中S是每家商业银行分支行数量与城市内商业银行分支行数量总数的比值。

此外，为保证检验结果的稳健性，本文借鉴方芳和蔡卫星（2016），采用前5大银行市场份

额来衡量银行业市场竞争程度，定义 $CR5 = 1 - cr_5$ ，其中 cr_5 是前5大银行，即中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行和交通银行分支机构数占该市全部商业银行分支机构数的比重。 $CR5$ 指标取值0-1之间，越接近1表示银行业市场竞争程度越强。需要注意的是，近年来我国区域性商业银行特别是各地农村商业银行快速发展，其分支机构数量不断增加，既有市场因素也有政策性因素。而由于定位分工的错位发展，农村商业银行的服务对象侧重于“支农支小”，为企业融资可能并非其优势。因此，为减轻检验过程中农村商业银行支行数量增长的干扰影响，本文计算了剔除各地农村商业银行之后的银行业集中度指标 $HHI2$ 。本文在检验中将使用这些指标分别从集中度和竞争度来衡量银行业市场结构。

2. 企业创新产出和投入指标

考虑到中国工业企业的数据构成，结合相关技术创新文献（He等，2017），我们将工业企业数据与中国专利数据库进行匹配，以“企业专利申请”为基准构建企业创新产出指标，包括企业是否有专利申请 $Patentdum$ 、以专利申请数量为基础构建的专利变量 $Lnpatent$ 等反映制造企业的创新产出水平。此外，创新投入指标 $Rdinput$ 是企业研发费用除以销售收入，即企业创新投入强度。

3. 控制变量

企业控制变量目的是控制一系列影响企业创新产出的各项经济因素，综合以往相关研究，本文考虑了企业创新投入、企业绩效、公司治理情况和公司所有制和政府干预等因素，控制了企业规模($Size$)、企业年龄(Age)、企业负债率($Debt$)、资产利润率(Roa)和补贴收入($Subsidy$)等。除此之外，本文还控制了反映地区经济重要特征的变量，包括地区GDP增速和人口等，这些变量也会影响地区企业创新活动。

表 1 研究变量设计

变量名称	变量内容	变量说明
HHI	银行业集中度	基于市级商业银行分支行数量的赫芬达尔指数
$CR5$	银行业竞争度	1-（中国工商银行+中国建设银行+中国农业银行+中国银行和交通银行分支机构数）/该市全部商业银行分支机构数
$HHI2$	银行业集中度	基于各城市剔除各农村商业银行之后商业银行分支行数量的赫芬达尔指数
Roa	企业资产利润率	利润/总资产（%）
$Debt$	企业负债率	负债/资产（%）
$Size$	企业规模	企业职工人数对数值
Age	企业年龄	企业成立年限
$Rdinput$	企业研发投入	企业研发费用/销售收入
$Subsidy$	补贴收入	企业补贴收入/工业销售产值
Gdp	GDP	城市GDP增长率
$Population$	人口	城市常住人口（万人）
被解释变量		
$Lnpatent$	企业创新产出	（企业专利申请数量+1）取对数
$Patentdum$	企业是否有创新产出	如果有专利申请，取值为1

（二）描述性统计

本文所使用的主要变量描述性统计结果见表 2 和表 3。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>HHI</i>	312,814	0.1570	0.0643	0.0571	1.0000
<i>CR5</i>	312,814	0.4666	0.0946	0.0600	0.7009
<i>HHI2</i>	312,814	0.1842	0.0576	0.0926	1.0000
<i>Lnpatent</i>	312,814	0.0800	0.3933	0.0000	8.5267
<i>Patentdum</i>	312,814	0.0535	0.2250	0.0000	1.0000
<i>Rdinput</i>	312,814	0.0020	0.0080	0.0000	0.0550
<i>Roa</i>	312,814	0.0847	0.1657	-0.1687	0.9203
<i>Debt</i>	312,814	0.5483	0.2658	0.0169	1.2416
<i>Size</i>	312,814	9.8963	1.1470	8.5346	13.9595
<i>Age</i>	312,814	18.9607	10.9295	8.0000	63.0000
<i>Subsidy</i>	312,814	0.0041	0.0312	0.0000	0.8676
<i>Gdp</i>	312,814	14.6564	4.5082	2.7000	108.0000
<i>Population</i>	312,814	354.9450	294.9950	17.2200	3235.3200

资料来源：作者根据搜集的数据计算而来。

对于关键变量银行业赫芬达尔指数 *HHI*，可以看出 2005 年至 2007 年间均值为 0.1570，样本中最大值为 1，而最低值为 0.0571，说明各城市和年份银行业市场结构差距较大。为进一步观察不同创新行为企业的特征，本文将观测企业分为有专利和无专利两组，并进行了均值比较的 *t* 检验，结果见表 3。检验结果均在 1% 水平上拒绝了两组不存在显著差异的原假设，说明有专利和无专利的企业存在显著差异。

表 3 主要变量分组描述性统计分析

变量	均值		中位数		标准差		最小值		最大值	
	有	无	有	无	有	无	有	无	有	无
<i>HHI</i>	0.1433	0.1578	0.1307	0.1434	0.0541	0.0647	0.0763	0.0764	1.0000	1.0000
<i>HHI2</i>	0.1760	0.1902	0.1621	0.1862	0.0472	0.0580	0.0926	0.0566	1.0000	1.0000
<i>Rdinput</i>	0.0099	0.0015	0.0007	0.0000	0.0150	0.0069	0.0000	0.0000	0.0550	0.0550
<i>Roa</i>	0.0729	0.0860	0.0453	0.0349	0.1133	0.1687	-0.1687	-0.1687	0.9203	0.9203
<i>Debt</i>	0.5587	0.5472	0.5687	0.5582	0.2168	0.2684	0.0168	0.0168	1.2416	1.2416
<i>Size</i>	10.500	9.8638	10.251	9.557	1.3730	1.1247	8.5346	8.5346	13.959	13.959
<i>Age</i>	22.042	18.765	17.500	15.000	13.316	10.720	8.0000	63.000	63.000	63.000

资料来源：作者根据搜集的数据计算而来

（三）模型设定

根据前文假设，本文借鉴方芳和蔡卫星（2016），将在如下基准模型基础上进行检验：

$$\ln patent_t = a_0 + a_1 HHI_t + a_2 Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Patentdum_t = a_0 + a_1 HHI_t + a_2 Z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

模型中的被解释变量是 *Lnpatent* 和 *Patentdum*，均反映企业创新产出，解释变量是银行业竞争变量 *HHI*，*Z* 代表一系列控制变量。在进行回归之前，本文首先对面板数据进行了一系列检验，为排除年份、行业差异对结果的影响，检验中还控制了时间、行业和地区。模型中 a_1 刻画在不同银行业竞争条件下企业创新投入变化，也是本文关注的重点估计结果。如果 a_1 为负，说明随着银行业竞争程度提高，企业有更高概率增加创新产出，从而支持本文假设。

四、实证检验及结果分析

本文首先检验银行业竞争对企业创新产出的影响，然后进一步分析作用机制，即银行业竞争是否促进了高效率企业进入创新部门和增加创新投入，以及银行业竞争条件下的企业创新资源配置状况。

（一）银行业竞争影响企业创新产出的基准检验

本文首先分析银行业竞争与企业创新产出 $Lnpatent$ 和 $Patentdum$ 的关系。变量 $Lnpatent$ 中存在大量零值，使用专门用于处理因变量存在大量零值的零膨胀负二项分布模型方法（ZINB）来加以估计（张杰等，2017）。后者是虚拟变量，因此使用Probit方法进行估计，采用稳健性聚类标准误。结果表4检验结果显示，银行业集中度变量 HHI 与创新产出 $Lnpatent$ 和 $Patentdum$ 存在显著负向关系，显示出在银行业竞争性较强的地区，企业创新成功概率较高，验证了本文提出的假说。

表4 银行业竞争对企业创新产出的影响检验

	被解释变量为 $Lnpatent$			被解释变量为 $Patentdum$		
	Zinb估计			Probit估计		
HHI	-2.6631*** (-14.27)	-1.5071*** (-8.33)	-1.5311*** (-7.97)	-1.1436*** (-9.97)	-0.6795*** (-6.12)	-0.7026*** (-5.91)
Age		0.0122*** (16.51)	0.0124*** (16.52)		0.0070*** (15.79)	0.0071*** (15.80)
$Size$		0.5035*** (71.56)	0.5017*** (70.42)		0.2158*** (47.64)	0.2150*** (46.91)
$Debt$		0.2606*** (7.04)	0.2609*** (6.96)		0.1021*** (5.37)	0.1025*** (5.32)
Roa		0.4395*** (6.65)	0.4435*** (6.64)		0.1967*** (6.31)	0.1992*** (6.33)
$Rdinput$		36.3497*** (51.25)	36.3810*** (50.56)		20.6110*** (52.33)	20.6228*** (51.70)
$Subsidy$		-2.3283*** (-4.80)	-2.5819*** (-4.98)		-0.8983*** (-4.30)	-1.0255*** (-4.46)
Gdp			-0.0099 (-0.78)			0.0005 (0.08)
$Population$			-0.0001*** (-3.02)			-0.0001*** (-2.66)
常数项	-3.8264*** (-25.56)	-10.2056*** (-58.80)	-10.7737*** (-4.68)	-2.0136*** (-24.42)	-4.8849*** (-52.21)	-4.1173*** (-4.43)
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是	是
观测值	312,814	312,814	312,814	312,814	312,814	312,814

注：括号中为z或t值；*，**，***分别代表90%，95%，99%的置信区间。

（二）稳健性检验

1. 更换银行业竞争指标

进一步的，为保证实证检验结果的稳健性，本文更换银行业竞争变量，分别使用银行业竞争变量 $CR5$ 、剔除各地农村商业银行之后的银行业集中度指标 $HHI2$ 进行稳健性检验。表5检验结果显示，当替换使用 $CR5$ 和 $HHI2$ 指数时， $Lnpatent$ 和 $Patentdum$ 等创新产出变量估计系数分别始

终为正和负,进一步显示本文检验结果的稳健性。

表 5 更换银行业竞争指标对企业创新产出的影响检验

	被解释变量为 $Lnpatent$		被解释变量为 $Patentdum$	
$HHI2$	-2.6574*** (-12.20)		-1.2357*** (-8.84)	
$CR5$		0.5234*** (6.48)		0.1916*** (3.91)
Age	0.0123*** (16.34)	0.0125*** (16.61)	0.0070*** (15.64)	0.0071*** (15.86)
$Size$	0.5009*** (70.30)	0.5022*** (70.48)	0.2143*** (46.63)	0.2154*** (47.00)
$Debt$	0.2705*** (7.21)	0.2620*** (6.99)	0.1063*** (5.51)	0.1028*** (5.34)
Roa	0.4649*** (6.96)	0.4519*** (6.77)	0.2096*** (6.66)	0.2013*** (6.39)
$Rdinput$	36.1354*** (50.24)	36.4902*** (50.71)	20.5555*** (51.60)	20.6849*** (51.85)
$Subsidy$	-2.5337*** (-4.89)	-2.5876*** (-4.99)	-1.0064*** (-4.36)	-1.0288*** (-4.48)
Gdp	-0.0100 (-0.79)	-0.0102 (-0.80)	0.0005 (0.07)	0.0003 (0.06)
$Population$	-0.0002*** (-4.12)	-0.0001*** (-2.90)	-0.0001*** (-3.61)	-0.0001** (-2.30)
常数项	-10.6171*** (-4.61)	-11.3736*** (-4.94)	-3.9992*** (-4.30)	-4.3094*** (-4.62)
年份	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
地区	是	是	是	是
观测值	312,814	312,814	312,814	312,814

注: 扩号中为z或t值; *, **, ***分别代表90%, 95%, 99%的置信区间。

2. 工具变量回归

上述回归中, 关键变量银行竞争度可能存在内生性问题。比如银行竞争能促进企业创新, 但企业创新产出越多的城市也会吸引更多的银行进入, 这种双向因果关系会导致模型的内生性问题。因此本文借鉴蔡竞和董艳(2016)构造工具变量, 将城市按地理位置划分为东北、东南、西南、中部和环渤海等组, 然后使用同地区城市银行竞争度均值 $HHI-mean$ (不包括自身城市银行竞争度) 作为工具变量。构建原因在于, 企业研发创新本身具有极高信息不对称, 银行跨区借贷会进一步增加信息成本和交易成本, 因此其他城市银行分布对本地区企业研发创新融资的影响可能相对较低。另一方面, 我国同一区域内城市具有地理临近或经济相似特征, 银行在新设立分支行时, 可能会选取该区域中银行竞争度较低的省份作为备选地, 因此同一区域之间银行分布情况具有相关性。表6是工具变量回归的二阶段回归结果, 可以看出银行竞争变量与企业创新产出的关系依然显著为负, 再次显示结果的稳健性。

表6 工具变量回归结果

	被解释变量为Lnpatent	被解释变量为Patentdum
HHI	-1.5545*** (-8.05)	-1.9818*** (-6.17)
控制变量	是	是
年份	是	是
行业	是	是
地区	是	是
观测值	312,814	312,814

注：扩号中为z或t值；*，**，***分别代表90%，95%，99%的置信区间。控制变量见表4及表5，因篇幅限制控制变量的估计结果不再报告。

（三）机制检验

本文进一步结合企业异质性，从企业进入概率和创新投入提升双重视角，分析银行业竞争对企业创新产出的作用机制。

1. 银行业竞争对不同所有制和规模企业创新的异质性影响分析

尽管很多证据显示我国民营企业和中小企业生产效率高于平均水平（Wei et al., 2017），但由于缺乏足够抵押物，它们在获取银行信贷时遭受“规模歧视”，优质非国有企业和中小企业在市场上难以获得融资以支持创新。当银行业竞争提升后，竞争压力促使银行关注优质非国有企业和中小企业，缓解这些企业的创新融资约束，为其进入创新部门提供必要信贷支持。因此，银行业竞争激励较高效率的非国有企业和中小企业进入创新市场，促进企业提高创新产出。其次，当这些企业进入创新部门后，与资金充裕的国有企业和大规模企业相比，它们的创新投资规模尚未达到最优，投资回报处于上升区间，一旦有机会扩大创新投资，它们的创新产出提升潜力巨大，而银行业竞争同样也为这些企业扩大创新投资规模提供资金支持。本文预计，银行业竞争对非国有企业和中小企业的创新产出影响更显著。本文根据工业企业数据库的企业规模变量，将企业分为非国有企业和国有企业、中小企业和大企业进行分组检验，检验结果见表7。

表7 银行业竞争对不同特征企业创新产出的影响

	因变量为Lnpatent				因变量为Patentdum			
	非国有企业	国有企业	中小企业	大企业	非国有企业	国有企业	中小企业	大企业
HHI	-1.5177*** (-7.76)	-1.8748* (-1.77)	-1.5746*** (-6.94)	-1.3677*** (-3.77)	-0.3878*** (-3.78)	-0.4565 (-1.01)	-0.3399*** (-2.99)	-0.5544*** (-3.33)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	299,960	12,854	234,996	77,818	299,960	12,427	234,996	77,267

注：扩号中为z或t值；*，**，***分别代表90%，95%，99%的置信区间。

表7检验结果发现，国有企业样本中银行业竞争变量HHI估计系数不显著或者显著程度较弱，非国有企业、中小企业和大企业HHI估计系数显著为负。该结果显示，银行业竞争提高对国有企业的创新产出并没有发挥作用，但对其他企业具有积极促进作用。上述检验结果也对前文假设进行了进一步补充，即银行业竞争在整体上促进了企业创新产出，但对企业创新具有异质

性影响,从所有制角度看,主要通过对非国有企业发生作用而推动了企业整体层面的创新产出。检验结果也提示,银行业竞争提高条件下,异质性企业间的创新资源可能出现了再配置。

2. 银行业竞争影响企业创新产出的机制分析

基于银行业竞争条件下企业创新行为异质性分析,本文进一步探讨银行业竞争条件下企业创新产出增长的实现路径,包括银行业竞争是否促进企业进入创新部门、促进在位企业增大创新投入两条机制(Aghion 和 Griffith, 2007)。本文变量构建步骤如下:第一,借鉴吴晗和贾润崧(2016),以企业是否创新投入为标准,并以 2005 年为基期构建企业进入变量 *Dumin*。为减少统计口径变化的影响,本文剔除了仅出现过一次的企业样本。为分析企业异质性影响,本文分别计算了中小企业和大企业、非国有企业和国有企业的创新进入率;第二,以企业研发费用为基准,构建企业创新投入变量,即企业研发投入与销售收入的比值 *Rdinput*;第三,借鉴 Aghion 和 Griffith (2007),用本企业生产效率与行业生产效率前沿的比值构建企业生产效率变量 *Dis*,变量 *Dis* 值越大表明企业距离行业效率前沿越近,相对于行业内其他企业更具有生产效率优势,具有更好的创新基础。为保证结果的稳健性,我们也将同时使用以企业专利申请构建的两个变量,即是否有专利(*Patentdum*)和专利数量(*Lnpatent*)进行检验。

机制 1: 银行业竞争促进更多高效率企业进入创新部门。借鉴刘贯春等(2017),本文构建以下基准模型:

$$Dumin_t = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 HHI_t * Dis_t + \beta_3 Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中,被解释变量 *Dumin* 是企业进入创新部门的概率, *Dis* 是企业生产效率变量, *Z* 刻画企业特征变量,包括规模和所有制结构, *Z* 是控制变量。 β_1 刻画了银行业竞争对企业进入创新部门概率的共同影响。 β_2 刻画了银行业竞争对企业进入概率的影响是否随着企业效率而变化。如果 β_2 为正,说明当银行业竞争程度一定情况下,高效率的企业具有更高的概率进入创新部门。为分析企业异质性,本文分别检验非国有企业、国有企业、中小企业和大企业进入创新部门和创新成功的概率,结果见表8和表9。

表8总体检验显示,在整体层面,银行业集中度与企业进入创新部门的概率显著负相关,且交互项 $HHI * Dis$ 为正。这说明,随着银行业竞争程度的不断提高,进入创新部门的企业范围将扩大,更多的较高效率企业有机会进入创新部门。银行在竞争压力下改进审查筛选技术,原本受到信贷约束的高效率企业被识别出来,使得这些企业获得更多的信贷支持,它们进入创新部门的概率也随之提升,从而提高企业整体层面的创新投入和产出。分样本检验显示,机制1在国有企业和大规模企业中不显著,在非国有企业和中小企业中非常显著,意味着有更多的高效率非国有企业和中小企业增加创新投入,进入创新部门。表9检验结果与表8基本一致,在国有企业中不显著,在非国有企业和中小企业中非常显著,考虑到大型企业的创新基础可能较好,因此其专利产出未受太大影响。

表 8 银行业竞争、企业生产效率与企业进入概率

	因变量为 <i>Dumin</i>				
	全样本	非国有企业	国有企业	中小企业	大企业
<i>HHI</i>	-2.8866*** (-13.24)	-1.0737*** (-11.61)	-1.6377*** (-3.23)	-1.0408*** (-9.81)	-1.1902*** (-6.60)
<i>HHI*Dis</i>	8.8525*** (4.32)	4.3684*** (3.75)	5.9564 (1.31)	4.8603*** (3.65)	3.2328 (1.53)
<i>Dis</i>	-0.0043 (-0.02)	-0.0081 (-0.04)	0.0728 (0.09)	-0.0406 (-0.17)	0.1307 (0.34)
控制变量	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是
观测值	312,043	299,295	12,576	234,460	74,806

注：扩号中为 z 或 t 值；*，**，***分别代表 90%，95%，99%的置信区间。

表 9 银行业竞争、企业生产效率与企业创新成功概率

	因变量为 <i>Patentdum</i>				
	全样本	非国有企业	国有企业	中小企业	大企业
<i>HHI</i>	-1.403*** (-10.01)	-1.391*** (-9.77)	-1.754*** (-3.06)	-1.423*** (-9.00)	-1.291*** (-5.65)
<i>HHI*Dis</i>	5.967*** (4.49)	6.138*** (4.47)	6.381 (1.31)	5.293*** (3.43)	7.888*** (3.64)
<i>Dis</i>	-0.120 (-0.47)	-0.124 (-0.47)	-0.648 (-0.66)	-0.034 (-0.11)	-0.311 (-0.77)
控制变量	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是
观测值	312,043	299,295	12,320	234,460	74,511

注：扩号中为 z 或 t 值；*，**，***分别代表 90%，95%，99%的置信区间。

(2) 机制 2：银行业竞争促进更多高效率在位企业增加创新。进一步的，随着更多企业进入创新部门以及进入威胁的增加，在位企业之间的竞争压力也在不断提升，形成“摆脱进入激励”（Aghion 和 Griffith，2007）。“摆脱进入激励”对在位企业具有不同的效应：高效率企业将继续加大创新，包括改善管理制度等等，以保持不被淘汰；而落后企业则面临利润被蚕食，无力承担创新成本而退出创新部门。银行业竞争则催化加速这个优胜劣汰过程，持续不断的将信贷资源由低效企业转移配置给高效率企业，从而进一步提高高效企业创新投入。本部分检验了银行业竞争是否激励高效率企业进一步加大创新投入，基本检验模型如下。

$$Rdinput_t = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 HHI_t * Dis_t + \beta_3 Z_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

类似的，被解释变量 *Rdinput* 是企业创新投入，*Dis* 仍反映企业生产效率，*Z* 刻画企业特征变量，包括规模和所有制结构等。 β_1 反映了银行业竞争对在位企业创新投入的共同影响。 β_2 刻画在相同的银行业竞争水平下，银行业竞争对企业创新投入的影响是否随着企业生产率而变化。如果 β_2 为正，说明当银行业竞争程度一定情况下，高效率企业具有更高的概率增加创新投入，这将有利于进一步增加创新产出。为分析企业异质性，本文同样区分了非国有企业、国有企业、中小企业和大企业，并进行了整体检验和分样本检验。同样的，为保证结果的稳健性，本文也将同时使用专利数量 (*Lnpatent*) 进行检验，分析是否增加企业的创新产出，结果见表10和表11。

表10的检验结果显示, 银行业竞争变量 HHI 与在位企业创新强度显著负相关, 且交互项 $HHI*Dis$ 为正, 说明在银行业竞争程度提高情况下, 高效率企业有更高的概率增加创新投入。也就是, 增加创新投入的企业范围进一步扩大, 更多的较高效率的企业有机会增加创新投入。原因在于, 竞争促进银行不断改进审查筛选技术, 高效率企业信贷可得性不断提高, 这些企业为保护自己的市场份额和竞争优势, 有动力进一步加大创新投入避免被淘汰并维持竞争优势, 从而增加最终创新产出, 也即形成了“自动追赶”效应(Aghion和Griffith, 2007)。进一步的, 分样本检验显示机制2在国有企业中不显著, 在非国有企业和中小企业中非常显著, 在大企业中显著程度下降, 与前述机制一致。表11检验结果与表10结果基本一致, 在国有企业中不显著, 在非国有企业和中小企业中非常显著, 仍然考虑到大型企业的创新基础较好, 因此其专利产出数量未受影响依然显著。

表10 银行业竞争、企业生产效率与在位企业创新投入

因变量为Rdinput					
	全样本	非国有企业	国有企业	中小企业	大企业
HHI	-0.0362*** (-19.14)	-0.0362*** (-18.85)	-0.0327*** (-4.33)	-0.0335*** (-16.11)	-0.0423*** (-13.57)
HHI*Dis	0.0642*** (3.32)	0.0633*** (3.19)	0.0316 (0.49)	0.0584*** (2.74)	0.0845** (2.55)
Dis	0.0046 (1.38)	0.0044 (1.29)	0.0141 (1.18)	0.0060 (1.64)	0.0010 (0.17)
控制变量	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是
观测值	312,043	299,295	12,748	234,460	75,051

注: 扩号中为z或t值; *, **, ***分别代表90%, 95%, 99%的置信区间。

表11 银行业竞争、企业生产效率与在位企业创新产出

因变量为Lnpatent					
	全样本	非国有企业	国有企业	中小企业	大企业
HHI	-3.123*** (-13.06)	-3.074*** (-12.63)	-4.2454*** (-3.23)	-3.2123*** (-11.47)	-2.723*** (-5.84)
HHI*Dis	13.620*** (5.79)	13.648*** (5.66)	17.6964 (1.57)	11.7745*** (4.34)	19.091*** (3.92)
Dis	0.006 (0.01)	0.004 (0.01)	-0.7875 (-0.35)	0.2478 (0.48)	-0.611 (-0.67)
控制变量	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是
观测值	312,043	299,295	12,748	234,460	75,051

注: 扩号中为z或t值; *, **, ***分别代表90%, 95%, 99%的置信区间。

(3) 异质性企业的主导机制分析。基于上述机制检验结果发现, 对于非国有企业和中小企业中, 不论是机制1还是机制2均十分显著; 对于国有企业, 机制1和机制2均不显著; 对于大规模企业, 机制2在创新投入中显著程度有所下降。这说明, 在银行业竞争加剧条件下, 更多的高效率非国有企业和中小企业被银行识别筛选出来并得到信贷支持, 因此更多高效率中小企业和非国有企业进入创新部门并增加创新投入。也就是, 当银行业竞争提升后, 相对于其他企业,

非国有企业和中小企业的创新活动显著受益。

另一方面，我国银行一直倾向于将信贷优先配置给具有政府背景的国有企业，国有企业并不存在严重的融资约束，加之这些企业的创新决策容易受到政府政策干预影响，因此国有企业的创新行为对银行业竞争条件下的信贷环境变化并不敏感。特别是，本文检验结果显示，国有企业样本中机制1和机制2均不显著，进一步说明国有企业的创新资源没有按照效率分配，存在严重的资源误置。这个结果也进一步支持和验证了前文分析，银行业竞争主要是通过引导高效率中小企业和民营企业增加创新投入而推动了整体层面的创新产出。

(4) 进一步检验：银行业竞争与企业创新资源再配置效应。进一步的，为明晰银行业竞争是否影响企业创新投入配置，本文也检验了银行业竞争与企业创新投入分布之间关系，基准检验模型如下。

$$Rdsfd_t = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 Z_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

参照过往研究，本文通过变量离散程度来反映创新分布状况，使用企业创新强度标准差构建企业创新投入分布变量 *Rdsfd* (Hsieh 和 Klenow, 2009)，也同时使用企业专利数量变量 *Lnpatent* 的标准差构建企业创新产出分布变量 *Patentsfd* 进行检验，本文使用 *HHI*、*HHI2* 和 *CR5* 供3个银行业竞争变量进行检验，采用固定效应并控制时间效应，表12是银行业竞争状况对企业创新投入和产出分布的检验结果，结果显示银行业竞争程度与企业创新分布变量均显著相关，说明银行业竞争对企业之间创新行为产生了再配置效应。银行业竞争变量的估计系数符号均显示，当银行业竞争程度上升后，企业之间创新强度离散程度具有显著变化，企业创新投入强度和产出分布收紧。这进一步证实，银行业竞争不仅在整体层面提高了企业创新投入，对地区企业之间的创新资源具有再配置效应，促进了资源向高效率企业的流动，这都有助于有效提高整体层面的企业创新产出。

表 12 银行业竞争与地区企业创新资源再配置

	因变量为 <i>Rdsfd</i>			因变量为 <i>Patentsfd</i>		
<i>HHI</i>	0.0959*** (15.77)			0.2154*** (39.57)		
<i>HHI2</i>		0.0725*** (31.99)			0.2602*** (51.47)	
<i>CR5</i>			-0.0400*** (-35.94)			-0.0798*** (-33.82)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
地区	是	是	是	是	是	是
观测值	312,814	312,814	312,814	312,814	312,814	312,814

注：括号中为 z 值或 t 值，*，**，*** 分别代表 90%，95%，99% 的置信区间

综合上述机制检验可知，银行业竞争促进了更多高效率企业进入创新部门、激励更多的在位高效率企业提高创新强度，从而促进企业整体层面的创新提升，上述作用机制在非国有企业和中小企业中尤为显著。这说明，银行业竞争促进了商业银行对高效率企业的识别，特别是高

效率非国有企业和中小企业，因此促进了资金等创新资源在企业之间的重新配置，这种再配置效果在较大程度上促进了整体层面的企业创新产出增长。本文的研究结论拓展了张璇等（2019）、方芳和蔡卫星（2016）和巫岑和黎文飞等（2016）的发现，银行业竞争不仅促进了企业的创新投入，更通过对创新资源在企业间的再配置，使新进入的增量资金发挥了更显著的效果，最终实现了企业创新投入和产出的双重提升。

五、结论及政策建议

探寻银行业竞争究竟如何影响企业创新等问题是近年来学术界关注的焦点。为进一步明晰银行业结构变化是否优化企业创新资源配置,并有效转换为企业创新产出,本文利用手工搜集的城市级银行数据构建银行业竞争指标,结合工业企业专利相关数据,实证考察中国银行业竞争对企业创新产出的影响。本文检验发现银行业竞争在整体层面上促进了企业创新产出,对非国有企业和中小企业的促进效果显著。进一步的,本文从资源配置视角探讨了银行业竞争影响企业创新的两条路径:一是银行业竞争对不同效率企业进入创新部门概率的影响;二是银行业竞争对不同效率企业的创新投入的提升作用。研究发现,银行业竞争加剧条件下,更多的高效率企业进入创新,更多高效率在位企业增加创新投入。子样本估计显示,上述两条路径在非国有企业和中小企业中非常显著,因而银行业竞争对这两类企业的创新产出提升最显著。总的来说,本文检验结果显示,银行业竞争提高了银行对高效率企业的创新融资支持,企业间的创新资源配置得以优化,从而促进了企业创新产出。本文从创新资源配置的角度,不仅为中小金融机构市场份额有助于现阶段促进企业创新“提质增效”的结论提供了一个可能的微观证据,也为增加市场机制在创新要素配置中的决定性作用、改善偏向性产业政策对企业创新资源配置扭曲提供了可能的解决途径。

本文的研究结论还具有以下政策启发意义:第一,在促进经济增长质量的关键时期,培育企业创新能力已经成为中国经济发展方式转型的重要因素。结合创新发达国家的经验,创新驱动阶段的创新已经不再由某项核心技术或单个企业决定,而是整个系统共同维护新技术的动态生产和消费,需要更多类型的创新企业共同发展壮大,推动企业整体创新能力的系统性提升(江飞涛,2017)。以往政府主导的“相马模式”可能将难以提前识别创新机会,更需要通过实施普惠性科技金融政策,再交由基于市场配置的“赛马模式”进行挑选的方式将更有效率。而银行业竞争正是基于市场对企业创新资金进行配置的重要通道,对促进企业创新资源优化和提升创新绩效具有重要的引流功能,本文的研究发现有助于监管部门更好地评估中国银行业市场结构改革的经济绩效;第二,在有效防控风险的前提下,金融监管机构要合理赋予地方性银行信贷业务权限,进一步激发信贷市场对创新企业的识别和筛选效率,拓宽科技信贷的发放对象和渠道,促进企业实现技术升级,优化创新产业生态环境。

参考文献

- [1] 边文龙, 沈艳和沈明高, 2017, 《银行业竞争度、政策激励与中小企业贷款——来自 14 省 90 县金融机构的证据》, 《金融研究》第 1 期 114-129 页。
- [2] 蔡竞和董艳, 2016, 《银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据》, 《金融研究》第 11 期 96-111 页。
- [3] 方芳和蔡卫星, 2016, 《银行业竞争与企业成长:来自工业企业的经验证据》, 《管理世界》第 7 期 63-75 页。
- [4] 简泽, 干春晖和余典范, 2013, 《银行部门的市场化、信贷配置与工业重构》, 《经济研究》第 5 期 112-127 页。
- [5] 江飞涛, 2017, 《中国产业组织政策的缺陷与调整》, 《学习与探索》第 8 期 118-126 页。
- [6] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮和李行天, 2019, 《银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据》, 《经济研究》第 6 期 72-88 页。
- [7] 刘贯春, 陈登科和丰超, 2017, 《最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析》, 《中国工业经济》第 7 期 62-80 页。
- [8] 林毅夫和孙希芳, 2008, 《银行业结构与经济增长》, 《经济研究》第 9 期 31-45 页。
- [9] 巫岑, 黎文飞, 唐清泉, 等, 2016, 《银企关系、银行业竞争与民营企业研发投入》, 《财贸经济》第 1 期 74-91 页。
- [10] 吴晗和贾润崧, 2016, 《银行业结构如何促进行业资源的有效配置——基于异质性企业进入退出视角的分析》, 《当代经济科学》第 38 期第 5 卷 77-88 页。
- [11] 尹志超, 钱龙和吴雨, 2015, 《银企关系、银行业竞争与中小企业借贷成本》, 《金融研究》第 1 期 134-149 页。
- [12] 张杰, 郑文平和新夫, 2017, 《中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新》, 《中国工业经济》第 10 期 118-136 页。
- [13] 张璇, 李子健和李春涛, 2019, 《银行业竞争、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据》, 《金融研究》第 10 期 98-116 页。
- [14] 张雪兰和龚元, 2017, 《银行业市场结构与产业增长:基于资源再配置与技术进步效应的探析》, 《财贸经济》第 38 期第 10 卷 99-114 页。
- [15] 张一林, 林毅夫和龚强, 2019, 《企业规模、银行规模与最优银行业结构》, 《管理世界》第 3 期 31-47+206 页。
- [16] Acemoglu D, Aghion P and Zilibotti F., 2006, “Distance to Dis, Selection, and Economic Growth”, *Journal of the European Economic Association*, 4(1), pp.37-74.
- [17] Aghion, P. and Griffith, R., 2007, “Competition and Growth. Reconciling Theory and Evidence”, *Journal of Economics*, 90(1), pp.111-116.
- [18] Amore M D, Schneider C and Žaldokas A., 2013, “Credit supply and corporate innovation”, *Journal of Financial Economics*, 109(3), pp.835-855.
- [19] Chava S, Nanda, Vikram K and Xiao S C., 2013, “Lending to Innovative Firms: The Role of Lender Expertise and Control Rights”, *SSRN Electronic Journal*.
- [20] Chong T, L. Lu and S. Ongena, 2013, “Does Bank competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small and Medium Enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking and Finance*, 37(9), pp.3412-3424.

- [21] He Z L, Tong T W, Zhang Y, et al., 2018, “Constructing a Chinese patent database of listed firms in China: Descriptions, lessons, and insights”. *Journal of Economics & Management Strategy*, 27, pp.579-606.
- [22] Hottenrott H, Peters B., 2009, “Innovative Capability and Financing Constraints for Innovation: More Money, More Innovation?”, *Review of Economics and Statistics*, 94, pp.9-081.
- [23] Hsieh C.T and Klenow P., 2009, “Misallocation and manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), pp.1403-1448.
- [24] Kerr W R and Nanda R, 2014, “Financing Innovation”, *Annual Review of Financial Economics*, 7(1), pp.445-462.
- [25] Love, I. and Pería, M. S. M., 2012, “How Bank Competition Affects Firms’ Access to Finance”, *World Bank Economic Review*, 29(3): pp. 413-448.
- [26] Moll, 2014, “Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-Financing Undo Capital Misallocation”, *American Economic Review*, 104(10): pp. 3186-3221.
- [27] Petersen, M. A. and Rajan, R. G., 1995, “The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships”, *Quarterly Journal of Economics*, 110(2): pp. 407-443.
- [28] ShangJin Wei, Zhuan Xie and Xiaobo Zhang, 2017, “From “Made in China” to “Innovated in China”: Necessity, Prospect, and Challenges”, NBER Working Paper 22854.

Bank Competition, Innovation Resource Allocation and Enterprise Innovation Output

--Empirical Evidence from China Industry Census Database

Abstract: Using city commercial bank branches data, linking China Industry Census and State Intellectual Property Office (SIPO) patents, this paper examines the effect of bank competition on innovation output of China's enterprises. The study finds that the competitive market structure of the bank industry significantly promotes the innovation output, which is particularly significant in non-state-owned enterprises and small and medium enterprises (SEMs). Furthermore, this article explores two paths of banking competition affecting innovation from the perspective of resource allocation. The results find bank competition fosters the willingness of potential firms to develop R&D and encourages high-efficiency incumbents to increase R&D expenditure and ultimately leads to significant growth of innovation output. The effect is more significant for non-state enterprises and SEMs. This article shows that competition improves banks' financing support for high-efficiency enterprises, optimizes the allocation of innovation resources among enterprises, and promotes innovation output at the overall level by guiding efficient non-state-owned enterprises and SMEs to increase innovation input. Our paper sheds new light on real effect of bank structure on innovation and helps government establish policy based on innovation driven.

Key words: Bank Competition; Enterprise Innovation; Innovation Resource Allocation

地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率

——基于我国城市商业银行的研究证据

祝继高¹ 岳衡² 饶品贵³

【摘要】基于 2005-2015 年我国城市商业银行的样本，本文研究省级地方政府财政压力是否对商业银行信贷资金投向和信贷资源配置效率产生影响。本文研究发现，地方政府财政压力是影响城市商业银行信贷资源配置的重要因素。具体而言，省级地方政府的财政压力越大，省内城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越高。然而，信贷资源更多投向地方国有经济部门的银行有更高的不良贷款率和更差的会计业绩。进一步研究发现，在财政压力大的省份，城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越高，则贷款拨备率越低，这表明城市商业银行会通过盈余管理行为来应对监管压力。本文的研究结论具体化了地方政府影响银行信贷资源配置效率的重要途径和机制，丰富了转型经济时期中国商业银行研究的文献，同时本文的结论对商业银行监管以及防范化解金融风险也有重要的启示。

【关键词】地方政府；财政压力；城市商业银行；信贷资源配置

一、引言

在一个国家的经济发展过程中，金融体系发挥着基础性的资源配置作用。改革开放以来，我国金融体系的不断发展与完善对我国经济发展起到了良好的推动作用。但是，我国的金融体系总体而言尚未成熟，其特点是仍然以银行为主导，资本市场包括股票市场和债券市场尚在发展过程中，利率体系至今未实现完全自由化等(饶品贵和姜国华，2013)。更为重要的是，在我国金融体系发展与完善过程中，政府扮演了至关重要的角色，不管是在制度变革还是金融发展方面，可以说我国的金融体系仍然是政府主导的金融体系。

在我国现有的官员晋升锦标赛制度下(周黎安，2007)，地方之间的竞争主要表现为经济发展(GDP)竞争，而 GDP 竞争则主要依赖于投资规模的增长。各地方政府为了实现投资增长，一方面依赖于地方财政投入，另一方面则是金融资源的投入⁴。随着我国 1994 年分税制改革的进行，税源大而集中的税种逐渐成为中央税，而税源分散、收入零星、涉及面广的税种逐渐成为地方

¹ 祝继高，对外经济贸易大学国际商学院

² 岳衡，新加坡管理大学会计学院

³ 饶品贵，暨南大学管理学院

⁴ 主要的表现形式是地方政府举债和金融机构向政府控制的企业提供信贷支持。

税。地方政府在财权上税收收益递减，事权费用却是不减反增，财政分权无形中增加了地方政府的财政压力(傅勇和张宴，2007；李涛和周业安，2009；赵文哲等，2010)，使得财政投入远远无法满足政府的投资需要。因此，在推动地方经济发展的目标下，地方政府为了弥补其财政能力的不足，必然有强烈动机介入金融市场的资源配置(巴曙松等，2005)¹。

那么，地方政府财政压力是如何影响当地商业银行的信贷投向，以及这种来自于地方政府的干预会对银行信贷资源配置效率产生怎样的影响呢？本文采用 2005-2015 年我国城市商业银行的数据进行实证分析并试图回答上述问题²。采用城市商业银行为研究样本主要基于以下两点原因：第一，城市商业银行是经国务院批准，在部分城市信用社基础上组建起来的区域性股份制商业银行。在城市商业银行成立之初，中国人民银行就针对城市商业银行提出了“立足地方经济建设、立足中小企业发展、立足城市居民”的市场定位。因此，城市商业银行的市场定位和业务性质决定了其与地方政府存在千丝万缕的联系。第二，对于全国性商业银行而言，总行对分行的垂直管理限制了地方政府命令或者变相命令商业银行对于地方政绩项目贷款的通道(刘志彪，2013)。而约 75%的城市商业银行第一大股东为地方政府或者国有企业，地方政府对于城市商业银行具有很强的控制力和影响力，比如国有城市商业银行的人事任免权、股本投入等(徐忠，2018)。城市商业银行甚至被地方政府视为“第二财政”(钱先航等，2011)。

本文所指的地方财政压力是指省级层面的财政压力。我们选择省级层面的主要原因如下：首先，始于 1994 年的我国分税制改革使得地方财政压力越来越大(赵文哲等，2010)，但需要注意的是分税制改革只是对中央和省级财政的收入划分做了规定，而省以下的收入划分则由省政府决定(周飞舟，2006)，因此城市层面的财政受制于省级政府；其次，省级政府对城市商业银行的组建(或改制)、组织形式、人事任免等发挥主导作用或者有重大影响³，因此省级政府对城市商业银行信贷投放拥有话语权；第三，区域内商业银行的发展对于优化地方信贷资源配置和促进当地经济的发展至关重要，而这个区域概念更多应该是省一级层面，而非单个城市层面；最后，按照《城市商业银行异地分支机构管理办法》(银监发[2006]第 12 号)，资产规模较大、经营管理水平较高的城市商业银行可以突破单个城市经营区域的限制，发展跨区域业务(包括省内设立异地分支机构和跨省设立异地分支机构)。允许城市商业银行省内设立异地分支机构使得城

¹ 根据审计署 2013 年 12 月 30 日发布的《全国政府性债务审计结果》公告(2013 年第 32 号)，截止 2013 年 6 月底，地方政府性债务资金来源中，政府负有偿还责任的债务有 108 859.17 亿元，其中银行贷款 55 252.45 亿元，占比 50.76%；政府负有担保责任的债务有 26 655.77 亿元，其中银行贷款 19 085.18 亿元，占比 71.60%；政府可能承担一定救助责任的债务有 43 393.72 亿元，其中银行贷款 26 849.76 亿元，占比 61.87%。这一事实充分说明，地方政府实质性地介入了金融资源的配置。

² 从城市信用社开始，城市商业银行经历了三十多年发展历程，逐步成为中国银行业的重要组成部分。根据中国银行业监督管理委员会 2015 年年报的统计，截止到 2015 年 12 月 31 日，城市商业银行资产总额为 226 802 亿元，占银行业金融机构资产总额的 11.38%。

³ 例如，晋商银行在太原市商业银行的基础上组建，在整个组建过程中，山西省政府一直发挥着主导作用，包括人事任命和资产重组等(资料来源：<http://www.jshbank.com/jsyh/gywm/363.html>)。又比如，2013 年安徽省委组织部任命宿州前市委书记李宏鸣担任徽商银行董事长。

市商业银行可以在全省范围内配置信贷资源和开展经营业务¹。有鉴于此,我们认为研究地方财政与城市商业银行信贷投放之间的关系更宜采用省份层面的财政数据。

本文实证研究发现,地方政府财政压力是影响城市商业银行信贷投放的重要影响因素,省级地方政府的财政压力增大,省内城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越高。但是信贷资源向地方国有经济部门集中损害了商业银行的业绩(更高的不良贷款率和更差的会计业绩)。进一步的研究发现城市商业银行会通过盈余管理行为来应对监管压力,具体表现为在财政压力大的省份,投向地方国有经济部门贷款比率高的城市商业银行,贷款拨备率更低²。

相比已有的研究,本文的理论贡献主要有以下两点:第一,以往的文献更多地是从获得贷款的企业入手,研究政府如何将信贷资源配置给企业(例如,卢峰和姚洋,2004;余明桂和潘红波,2008),本文则从城市商业银行入手,分析地方政府财政压力对于信贷资源的提供者商业银行的信贷行为和绩效的影响³,丰富了地方政府与商业银行信贷资源配置方面的研究,凸显了转型经济国家制度环境对于金融发展的影响。第二,现有关于商业银行的文献很少分析商业银行如何应对政府对于信贷资源配置的干预,本文则发现城市商业银行会通过盈余管理行为应对信贷资源流向地方国有经济部门所产生的不利影响。本文为转型经济国家商业银行的盈余管理研究提供了新的视角。

同时,本文也具有非常重要的现实意义:第一,本文的结论有助于理解城市商业银行的信贷资源配置行为,进而对其更好地监管,从而改善城市商业银行公司治理,并提高商业银行业绩;第二,近年来,我国地方政府性债务规模快速增长,由此带来的地方金融风险尤为引人关注,本文的研究结论对于理解地方债务形成的原因,加强城市商业银行的贷款风险控制,促进地方金融安全,主动防范化解系统性金融风险具有重要的意义。

本文其他部分的结构安排如下:第二部分是文献回顾与研究假设;第三部分是研究设计和描述性统计;第四部分、第五部分和第六部分是结果分析;第七部分是研究结论与启示。

二、文献回顾与研究假设

(一) 地方政府财政压力与信贷资源配置

¹ 在本文的样本中,许多城市商业银行的客户为省内城市商业银行非注册地城市客户。例如,2008年九江银行(银行总行注册地为江西省九江市)的第五大贷款客户为南昌城市建设投资发展有限公司(注册地为江西省南昌市)、第六大贷款客户为南昌市土地储备中心(注册地为江西省南昌市)。

² 财政部2012年颁布的《金融企业准备金计提管理办法》(财金〔2012〕20号)对拨备和贷款拨备率进行了定义。拨备是指金融企业对承担风险和损失的金融资产计提的准备金,包括资产减值准备和一般准备。贷款拨备率,是指金融企业计提的与贷款损失相关的资产减值准备与各项贷款余额之比。

³ 钱先航等(2011)和钱先航(2012)主要分析官员晋升压力和官员任期对于贷款投放量、贷款投放期限和贷款投放行业的影响,而本文主要关注省级地方政府财政压力对城市商业银行信贷资源流向地方国有经济部门的影响及其经济后果(包括对于城市商业银行业绩和盈余管理行为的影响)。因此,本文的研究视角和思路与上述两篇论文存在显著的差异。

我国经济发展过程中，各地方的竞争扮演了关键角色。中央对地方政府的考核机制是以GDP为主的政绩考核，将地方官员的晋升与地方经济增长挂钩，实行官员晋升锦标赛体系(周黎安，2007)，因此发展经济是地方官员任内的重中之重。实现经济增长，最为重要的推手是固定资产投资。地方政府可以通过财政的大规模投入加大固定资产投资，这表现为地方财政中一般公共预算的基本建设支出增加。但是，我国的分税制改革使得地方政府的财政压力越来越大，使得大规模的财政投入非常困难。赵文哲等(2010)统计了1980-2006年中国省级地方政府总的赤字规模，他们发现在“分税制”改革之前，地方政府的预算基本持平；而在“分税制”改革后地方政府财政支出规模和赤字规模持续升高，到2006年地方政府财政缺口的名义值已经高达12127.75亿元。刘志彪(2013)指出，中央地方分税制改革使得地方政府的财权和事权严重不匹配，地方政府的一般公共预算支出要远远大于一般公共预算收入。

有鉴于财政压力的增大，地方政府有强烈的动机从其他渠道获取资金来弥补预算内财政资金不足，以推动投资的增长。由于金融体系发挥着基础性的资源配置作用，并且金融资源能够发挥杠杆效应，有助于投资规模的快速扩大，因此，地方政府对金融资源的利用对投资增长，乃至经济发展至关重要。巴曙松等(2005)指出，GDP增长竞争的主要靠投资竞争，而投资的竞争表现为金融资源的竞争。

在中国目前银行占主导、同时银行又为政府控制的金融体系中，商业银行自然成为地方政府的重要资金来源。由于地方政府很难对全国性商业银行的信贷行为进行影响(刘志彪，2013)，地方政府拥有很强控制力和影响力的城市商业银行于是成为地方政府筹集资金的一个重要来源(钱先航等，2011)。现有的实证研究也支持地方政府会对城市商业银行的信贷资源投放施加重大影响。例如，钱先航等(2011)发现地方官员晋升压力大时，城市商业银行会减少短期贷款，增加中长期贷款；且从贷款行业分析，会减少批发零售业贷款而增加建筑和房地产业贷款。他们认为，官员的晋升压力影响了城市商业银行信贷资源的配置方向，官员希望更多的长期贷款能够支持地方经济发展，并通过房地产业拉动经济快速发展。徐忠(2018)指出，地方政府利用财政等手段干预金融资源配置，通过财政存款、财政补贴、高管任免奖励等手段诱导金融机构加大对当地经济建设的资金支持。

为了促进地方投资，地方政府希望地方国有经济部门(包括地方政府、事业单位、国有企业、国资公司、开发公司、城投公司、土地储备中心等)成为信贷资源配置的主要对象。这是因为多数固定资产投资项目是基础设施建设，这些项目通常由国有经济部门承担，具有周期长、周转资金大的特点，对地方经济的拉动作用非常明显。国际货币基金组织的一份研究报告(Lu and Sun, 2013)发现，中国的地方政府会对商业银行尤其是城市商业银行的信贷施加影响，使得银行更多地将信贷资金投向地方国有经济部门，而很多地方国有经济部门就承担着一定的社会职能(例如，公共基础设施建设和事业单位发展)。由于法律对于地方政府直接向金融市场借贷存在限制，因此各种融资平台成为地方政府获取信贷资金的主要渠道。这份报告认为地方融资平台的快速发

展是地方财政支出不断增加的产物，而且地方融资平台的资金主要来自于商业银行贷款。

综上所述，地方政府为了发展经济，在投资上进行竞争，在财政缺口的压力下，地方政府有很强的动机影响城市商业银行的信贷决策。地方政府财政压力越大，地方政府控制的商业银行越有可能将信贷资源配置给地方国有经济部门，来帮助地方政府推动经济发展和履行相应的社会职能。基于以上分析，我们提出假设 1：

假设 1：随着地方政府财政压力的增大，城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率会越高。

（二）信贷资源配置与银行绩效

根据世界银行(World Bank)(2001)的统计，在 20 世纪 90 年代，全世界有 40%的银行资产由国家控制着，而且政府拥有银行股权的现象在经济发展水平较低、金融体系不发达、政府干预性强且效率低下以及产权保护较差的国家更为普遍(La Porta et al., 2002)。现有的研究表明，政府通过持股控制银行的一个直接经济后果就是银行效率低下，金融体系不稳定(La Porta et al., 2002; Levine, 2003)，其直接原因就是政府控制银行更多地是为了服务其政治目的，而非出于经济意义上的考虑，即政府持股银行的“政治观”。例如，Micco et al.(2007)通过对 1995-2002 年 179 个国家的商业银行研究发现，在大选年份，政府利用其控制的银行向企业提供更多的低息贷款。Shih et al.(2007)以 2002 年中国商业银行为样本发现，大量贷款流向经营不善的国有企业损害了商业银行的业绩。

由于城市商业银行的信贷决策容易受到地方政府的控制和影响，因此城市商业银行的信贷资源配置存在低效率的情形。例如，钱先航等(2011)发现官员晋升压力会通过城市商业银行中长期贷款、增加房地产贷款和提高集中度的途径形成不良贷款。祝继高等(2012)发现，贷款集中度高的城市商业银行不良贷款率更高，业绩更差。他们认为，贷款流向地方融资平台、土地中心和国资公司等地方国有经济部门会增加银行的信贷风险。

而另一方面，现有文献指出国有企业的经营效率更差，许多国有经济部门还承担大量的社会职能(林毅夫和李志赞，2005)，因此大量城市商业银行贷款流向地方国有经济部门造成较高的不良贷款率，从而损害银行业绩。尽管很多国有经济部门的贷款有地方政府的担保，但一些地方政府的偿债能力存在一定的不确定性¹。基于以上分析，我们提出假设 2a 和假设 2b：

假设 2a：城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越高，其不良贷款率越高。

假设 2b：城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越高，其业绩越差。

（三）地方政府财政压力、信贷资源配置与银行绩效

财政压力无疑是扣在地方政府身上的“紧箍咒”，可以预见财政压力大的地方政府更有可能干扰商业银行的信贷资源配置来实现其地方政府目标（黎凯和叶建芳，2007）。余明桂和潘红波

¹ 审计署 2013 年 12 月 30 日发布的《全国政府性债务审计结果》公告(2013 年第 32 号)指出：“我国政府性债务风险总体可控，但有的地方也存在一定的风险隐患”。

(2008)以地方政府控制的国有企业为样本发现,在政府干预强的地区,抵押资产相对较少和风险相对较高的国有企业能获得较多的银行贷款和更长期限的银行贷款。而且,这些地方政府控制的国有企业管理层的代理成本更高,经营绩效更差。毛捷和黄春元(2018)发现,在经济发展水平较低的地方(地方政府财政压力也更大),地方债务资金的使用效率更低,更有可能出现地方债务对于经济增长的负向影响。信贷资源低效率的配置最终将传导到贷款银行,从而导致商业银行更高的不良贷款率和更差的银行业绩。Shih et al.(2007)发现,政府干预强的地区的城市商业银行业绩更差。钱先航等(2011)也指出,财政压力、GDP增长率和失业率等指标会使得地方官员面临较大的晋升压力,导致城市商业银行信贷资源的低效率配置,形成更高的不良贷款率。谭劲松等(2012)研究了某国有商业银行1988-2005年全部剥离的不良资产数据,发现政府干预是产生银行不良贷款的主要原因,而政府干预的动机和能力来源于政治晋升锦标赛的激励、地方分权和财政分成体制的改革。因此,我们预期假设2a中的正相关关系和假设2b中的负相关关系在财政压力大的地方更为显著,即地方政府财政压力存在调节作用。基于上述分析,我们提出假设3a和3b:

假设 3a: 地方政府财政压力越大,城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率与不良贷款率的正相关关系就越强。

假设 3b: 地方政府财政压力越大,城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率与业绩的负相关关系就越强。

三、研究设计与描述性统计

(一) 研究样本

本文以2005-2015年的中国城市商业银行为研究样本。我们剔除了研究变量缺失的观测,最终获得研究样本473个(银行/年),占城市商业银行银行总数的32.07%。本文研究样本的年度分布(银行/年)见表1,地区分布(银行/年)见表2。城市商业银行的财务信息和公司治理信息来自《金融时报》和城市商业银行网站披露的年报。¹

¹ 城市商业银行主要以非上市银行为主体,因此本文的数据主要通过手工收集《金融时报》和城市商业银行网站披露的年报。与已有关于城市商业银行的研究类似,本文也存在由于非上市城市商业银行年报的自愿披露以及信息披露的不完整性导致缺失值较多的问题。根据本文的统计,2005-2015年,研究样本总资产合计占城市商业银行全样本总资产合计的58.93%,研究样本所有者权益合计占城市商业银行全样本所有者权益合计的56.18%;2007-2015年,研究样本净利润合计占城市商业银行全样本净利润合计的57.54%。这说明尽管本文样本的观测数量仅占全部城市商业银行数量的32.07%,但是本文样本在总资产规模、股东权益规模和净利润规模方面均具有较强的代表性。另外,本文样本平均的ROA为1.00%,城市商业银行全样本平均的ROA为1.14%,这表明两组样本在盈利能力方面并不存在显著的偏差。

表 1 样本年份分布统计

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	合计
城市商业银行总数	113	113	124	136	143	147	144	144	145	133	133	1,475
本文样本量	7	32	42	33	42	52	45	41	41	72	66	473
比率(%)	6.19	28.32	33.87	24.26	29.37	35.37	31.25	28.47	28.28	54.14	49.62	32.07

注：城市商业银行总数来自于中国银行业监督管理委员会年报

表 2 样本地区分布统计

地区	观测数	地区	观测数	地区	观测数	地区	观测数
安徽	8	河南	29	内蒙古	8	天津	4
北京	9	黑龙江	9	宁夏	9	新疆	2
福建	13	湖北	18	青海	6	云南	7
甘肃	5	湖南	7	山东	60	浙江	77
广东	14	吉林	3	山西	15	重庆	8
广西	17	江苏	20	陕西	14		
贵州	8	江西	12	上海	11		
河北	26	辽宁	24	四川	30		

(二) 主要变量定义

1. 地方政府财政压力

鉴于省级政府对城市商业银行的影响力和城市商业银行跨区经营特征，我们采用省份数据计量地方财政压力。我们借鉴赵文哲等(2010)、Liao and Liu(2014)的做法，采用“(一般公共预算支出-一般公共预算收入)/一般公共预算收入”来度量各个省份的财政压力。¹地方政府财政缺口等于一般公共预算支出减去一般公共预算收入。由于地方政府预算内财政缺口是绝对数，我们采用一般公共预算收入进行标准化。

2. 投向地方国有经济部门的贷款比率

投向地方国有经济部门的贷款比率是指城市商业银行投向同一省份国有经济部门的贷款占全部贷款余额的比率。国有经济部门包括：地方政府、事业单位、国有企业、国资公司、开发公司、城投公司、土地储备中心。由于信息披露的限制，本文采用“银行贷款前十大客户中投给地方国有经济部门的贷款余额/全部贷款余额”来度量投向地方国有经济部门的贷款比率。

3. 其他变量定义

本文借鉴 Haw et al.(2010)、徐忠等(2009)、祝继高等(2012)、张健华和王鹏(2012)、Rao et al.(2015)的做法，采用不良贷款率(NPR)来度量银行贷款质量，采用总资产报酬率(Return on Asset, ROA)来衡量银行的会计业绩。

李维安和曹廷求(2004)、Micco et al. (2007)、Haw et al.(2010)、祝继高等(2012)、Rao et

¹ 一般公共预算收入和一般公共预算支出的数据来自《中国统计年鉴》。需要说明的是，在衡量地方财政收支时，2015年和2016年《中国统计年鉴》中列示的是一般公共预算收入和一般公共预算支出，2013年和2014年《中国统计年鉴》中列示的是地方公共财政收入和地方公共财政支出，2008-2012年《中国统计年鉴》中列示的是一般预算收入和一般预算支出，2006年和2007年《中国统计年鉴》中列示的是收入合计和支出合计。由于本文采用的比率数，因此可能存在的统计口径差异对于本文的结论影响不大。

al.(2015)发现, 商业银行的股权性质、贷款比率、银行资产规模对于商业银行的信贷投放和银行绩效具有重要影响。因此, 本文将股权性质(*State*)、贷款比率(*Loan*)和银行资产规模(*Size*)作为控制变量。由于城市商业银行的信贷投放和绩效会受到各省经济发展的影响, 因此我们在回归模型中还控制了各个省份的 GDP 增长率(*GDPG*)。

本文涉及到的变量定义参见表 3。

表 3 主要变量的描述性统计

变量名	变量	变量定义
地方政府财政压力	Deficit	(省级一般公共预算支出-省级一般公共预算收入)/省级一般公共预算收入
投向地方国有经济部门的贷款比率	LSloan	前十大贷款客户中投给地方国有经济部门的贷款余额/全部贷款余额, 地方国有经济部门是指与城市商业银行注册地在同一省份的地方政府、事业单位、国有企业、国资公司、开发公司、城投公司和土地储备中心
不良贷款率	NPR	不良贷款率
总资产收益率	ROA	净利润/总资产
贷款拨备率	Allowance	贷款减值准备余额/贷款余额
股权性质	State	如果第一股东的背景为国有则取值为 1, 否则为 0
贷款比率	Loan	贷款总额/总资产
银行规模	Size	银行总资产的自然对数
各个省份 GDP 增长率	GDPG	各个省份 GDP 增长率

(三) 回归模型

1. 地方政府财政压力与信贷资源配置

本文采用模型(1), 通过 OLS 回归来分析地方政府财政压力对于城市商业银行投向地方国有经济部门贷款比率的影响。地方政府财政压力(*Deficit*)¹是我们关心的变量, 我们预期该变量的回归系数显著为正。

$$LSloan = \alpha + \beta_1 Deficit + \beta_2 State + \beta_3 Loan + \beta_4 Size + \beta_5 GDPG + Year\ Effects + \varepsilon \quad (1)$$

2. 信贷资源配置与银行绩效

本文采用模型(2)和模型(3), 通过 OLS 回归来分析城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率对于银行绩效(包括 *NPR* 和 *ROA*)的影响, 以及地方政府财政压力(*Deficit*)的调节作用, 即检验假设 2a 和 2b、假设 3a 和 3b。LSloan 和 LSloan*Deficit 是我们关心的变量。

$$NPR(ROA) = \alpha + \beta_1 LSloan + \beta_2 Deficit + \beta_3 State + \beta_4 Loan + \beta_5 Size + \beta_6 GDPG + Year\ Effects + \varepsilon \quad (2)$$

$$NPR(ROA) = \alpha + \beta_1 LSloan + \beta_2 Deficit + \beta_3 LSloan * Deficit + \beta_4 State + \beta_5 Loan + \beta_6 Size + \beta_7 GDPG + Year\ Effects + \varepsilon \quad (3)$$

(四) 描述性统计

表 4 是研究样本的描述性统计。由表 4 Panel A 可知, 平均而言, 地方政府一般公共预算支出是一般公共预算收入的 1.8934 倍, 体现出地方政府巨大的财政压力。*Deficit* 的最小值大于 0,

¹ 模型设定中我们也尝试采用滞后一期的 *deficit*, 本文的研究结果不会发生实质性改变。

表明所有的样本城市商业银行所在省份的一般公共预算支出都大于一般公共预算收入。在表 4 的 Panel B 中, 我们进一步区分了不同省份之间财政压力的差异。北京、上海和广东的财政压力较小, 青海、甘肃和宁夏的财政压力较大。

在表 4 的 Panel A 中, *LSloan* 的均值是 0.0471, 说明城市商业银行前十大贷款客户中投给地方国有经济部门的贷款余额占全部贷款余额的比率是 4.71%, 该比率的最大值 54.45%。2005-2015 年, 样本城市商业银行平均的 *ROA* 为 1.00%, 平均的不良贷款率为 1.52%, 平均的贷款减值准备比率为 2.78%。有 75.69% 的城市商业银行第一大股东产权性质为国有。平均而言, 城市商业银行的贷款比率为 48.53%。资产规模的标准差较大, 这是由于不同城市商业银行发展状况差异较大导致的。

表 4 样本的描述性统计

Panel A: 主要变量的描述性统计

	N	Mean	STD	Min	Q1	Median	Q3	Max
<i>Deficit</i>	473	0.8934	0.7621	0.0517	0.2517	0.7807	1.2731	5.7450
<i>LSloan</i>	473	0.0471	0.0720	0.0000	0.0000	0.0201	0.0593	0.5445
<i>ROA</i>	473	0.0100	0.0045	-0.0010	0.0078	0.0099	0.0122	0.0288
<i>NPR</i>	473	0.0152	0.0146	0.0000	0.0072	0.0109	0.0182	0.1458
<i>Allowance</i>	361	0.0278	0.0151	0.0017	0.0209	0.0262	0.0311	0.1545
<i>State</i>	473	0.7569	0.4294	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>Loan</i>	473	0.4853	0.2140	0.0246	0.4076	0.4868	0.5628	4.4769
<i>Size</i>	473	17.8187	1.2819	14.1839	16.9545	17.7927	18.6427	21.3357
<i>GDPG(%)</i>	473	0.1311	0.0674	-0.0068	0.0760	0.1212	0.1930	0.3227

Panel B: 各个地区财政压力(*Deficit*)均值统计

地区	均值	地区	均值	地区	均值	地区	均值
安徽	1.2425	河南	1.3629	内蒙古	1.1747	天津	0.2198
北京	0.1266	黑龙江	1.6980	宁夏	2.1793	新疆	1.7231
福建	0.3999	湖北	1.1725	青海	4.9745	云南	1.6158
甘肃	2.8781	湖南	1.3075	山东	0.4431	浙江	0.2198
广东	0.1775	吉林	1.6434	山西	0.8716	重庆	0.7937
广西	1.4650	江苏	0.1937	陕西	1.2346		
贵州	1.8136	江西	1.2787	上海	0.1214		
河北	1.0084	辽宁	0.7098	四川	1.3840		

注: 变量定义参见表 3(下同)。

主要变量相关系数表(Pearson) (限于篇幅, 未报告) 发现, *Deficit* 与 *LSloan* 显著正相关, 表明地方政府财政压力越大, 城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越高, 这与本文的预期是一致的。*LSloan* 与 *ROA* 负相关, 与 *NPR* 显著正相关, 说明城市商业银行信贷资源配置对银行绩效有显著影响。以上是单变量分析, 未控制其他影响因素, 有待多元线性回归分析做进一步的检验。

四、地方政府压力、信贷资源配置与银行绩效

(一) 地方政府财政压力与信贷资源配置

由表 5 的模型 2 可知, *Deficit* 系数是 0.0195, 在 1%水平下显著, 说明地方政府一般公共预算支出(占一般公共预算收入)上升 1%, 那么这个省份的城商行投给地方国有经济部门的贷款比率相应地上升 0.0195%, 这在经济意义上也是显著的, 上述结果支持了假设 1。回归模型 1 的 R^2 是 0.3713, 回归模型 2 的 R^2 是 0.4061, 加入 *Deficit* 使得 R^2 提高了 0.0348(F 检验在 1%水平下显著)。这表明地方政府财政压力是影响城市商业银行信贷资源配置的重要因素。¹

在模型 1 中, *State* 显著为正, 这说明国有城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率更高, 而在本文的样本中, 75.69%的城市商业银行第一大股东产权性质为国有, 这也体现出政府对于城市商业银行的控制能力。*Size* 显著为负, 这说明城市商业银行的规模越大, 城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越低。

表 5 地方政府财政压力与城市商业银行信贷资源配置

因变量=LSloan	模型 1	模型 2
<i>Deficit</i>		0.0195***
		(4.38)
<i>State</i>	0.0181**	0.0113*
	(2.50)	(1.85)
<i>Loan</i>	-0.0110	-0.0049
	(-1.35)	(-0.67)
<i>Size</i>	-0.0156***	-0.0126***
	(-4.44)	(-3.84)
<i>GDPG</i>	0.3007**	0.1913*
	(2.47)	(1.85)
<i>Constant</i>	0.2801***	0.2137***
	(4.23)	(3.50)
<i>Year</i>	Controlled	Controlled
<i>N</i>	473	473
<i>R2</i>	0.3713	0.4061

注: 1. 括号内是 T 值, 标准误差经异方差调整, 并按照省份聚类²; 2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

(二) 信贷资源配置与银行绩效

在表 6 的模型 1 中, *LSloan* 系数是 0.0391, 在 1%水平下显著, 这说明城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率增加 1%, 城商行的不良贷款率相应提高 0.0391%; 在表 6 的模型 2 中, *LSloan* 系数为-0.0166, 在 1%水平下显著, 即城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率增加 1%, 城商行的 *ROA* 相应降低 0.0166%。上述结论不仅在统计意义上显著, 在经济意义上也是重要的, 从而支持了本文的假设 2a 和假设 2b。上述结论表明, 地方政府因财政压力对于城市商业银行信贷行为的干预损害了城市商业银行的绩效。

¹ 本文还分析了城市商业银行所在地级市的财政压力对于城市商业银行信贷行为的影响。我们发现城市商业银行所在地级市的财政压力对于“前十大贷款客户中投给同一地级市国有经济部门的贷款余额/全部贷款余额”和“前十大贷款客户中投给同一省份国有经济部门的贷款余额/全部贷款余额”的影响均不显著。我们认为, 由于大多数城市商业银行的信贷投放遍及全省, 这显然不是城市商业银行所在城市的地方政府控制和影响的, 其更有可能受到省级政府和省级财政压力的影响。因此, 本文采用省级层面的财政数据度量城市商业银行面临的财政压力是合适的。

² 我们采用 Petersen(2009)推荐的方法, 在回归模型中根据年份和银行同时进行聚类(Cluster)回归, 研究结论保持不变。

贷款向地方国有经济部门集中会损害城市商业银行绩效,那么这种关系是否因地方政府财政压力的不同而存在差异呢?在表 6 模型 3 和模型 4 中,我们将 *LSloan* 与 *Deficit* 做交互项。由表 6 的模型 3 可知, *LSloan* 显著为正,“*LSloan * Deficit*”不显著,这表明贷款向国有经济部门集中会导致更高的不良贷款率,但是这种关系在财政压力不同的地方并不存在显著的差异,假设 3a 未获得支持。在表 6 的模型 4 中, *LSloan* 显著为负,“*LSloan * Deficit*”显著为正,这表明贷款向地方国有经济部门集中会导致损害银行业绩,但是这种负相关关系在财政压力高的地方更弱。因此,假设 3b 未获得支持。

表 6 地方政府财政压力、城市商业银行信贷资源配置与银行绩效

	模型 1 因变量=NPR	模型 2 因变量=ROA	模型 3 因变量=NPR	模型 4 因变量=ROA
<i>LSloan</i>	0.0391*** (3.05)	-0.0166*** (-4.28)	0.0359** (2.12)	-0.0235*** (-4.49)
<i>Deficit</i>	0.0001 (0.11)	0.0007* (1.85)	-0.0001 (-0.13)	0.0002 (0.41)
<i>LSloan * Deficit</i>			0.0033 (0.30)	0.0071** (2.18)
<i>State</i>	0.0007 (0.33)	0.0002 (0.25)	0.0007 (0.35)	0.0003 (0.37)
<i>Loan</i>	0.0030 (1.18)	0.0003 (0.59)	0.0029 (1.16)	0.0001 (0.30)
<i>Size</i>	-0.0002 (-0.33)	-0.0003* (-1.80)	-0.0002 (-0.35)	-0.0003* (-1.97)
<i>GDPG</i>	0.0113 (0.52)	0.0007 (0.10)	0.0113 (0.52)	0.0007 (0.11)
<i>Constant</i>	0.0161 (1.11)	0.0131*** (3.81)	0.0165 (1.14)	0.0141*** (4.24)
<i>Year</i>	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
<i>N</i>	473	473	473	473
<i>R2</i>	0.4578	0.2143	0.4579	0.2211

注: 1.括号内是 T 值,标准误差经异方差调整,并按照省份聚类; 2.*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

为什么贷款向地方国有经济部门集中对于城市商业银行会计业绩的负面影响在地方政府财政压力大的地方反而更弱呢?(但不良贷款率却不存在显著差异)有以下三种推测:(1)在其他条件相同的情况下,地方政府财政压力越大,城市商业银行给地方国有经济部门贷款越多,贷款利率越高,获得利息收入越多;(2)在其他条件相同的情况下,地方政府财政压力越大,城市商业银行给地方国有经济部门贷款越多,获得补贴收入越多;(3)地方政府财政压力越大,城市商业银行贷款给地方国有经济部门贷款的比率越高,面临的绩效考核和监管压力就越大。因此,城市商业银行很有可能出于监管压力进行盈余管理。

为了检验推测(1),本文以“利息净收入/总资产”为因变量,在模型(2)的基础上进行分析,发现“*LSloan * Deficit*”并不显著(限于篇幅,结果未报告),因此推测(1)并不成立。为了检验推测(2),本文借鉴祝继高等(2012)的做法,采用“其他业务收入/总资产”来测度城市商业银行可能获得的政府补贴,即以“其他业务收入/总资产”为因变量,在模型(2)的基础上进行分析。本文发现“*LSloan*

* *Deficit*”并不显著(限于篇幅, 结果未报告), 推测(2)并不成立。因此剩下可能的解释是推测(3)。我们将在第五部分对城市商业银行出于监管压力进行盈余管理的行为进行理论分析和实证检验。

五、进一步讨论：监管压力与商业银行的贷款减值准备

(一) 监管压力与商业银行计提贷款减值准备的理论分析

相比其他行业, 银行业是高度管制的行业, 而且会计信息在银行的审慎监管中发挥着非常重要的作用(Levine, 2003; Beatty and Liao, 2014)。因此, 商业银行除了具有一般企业的盈余管理动机, 还具有满足银行监管部门要求的盈余管理动机。由于银行业的特殊性, 银行有其自身独特的会计应计——贷款减值准备本期计提(Loan Loss provision)。贷款减值准备是针对银行未来可能发生的坏账损失而计提的坏账准备。贷款减值准备本期计提在银行会计应计中所占比重很大。在 Beatty and Liao(2014)的研究样本(2005-2012 年美国商业银行)中, 贷款减值准备本期计提绝对值占银行会计应计绝对值的比高达 56%。因此, 贷款减值准备问题也就成为商业银行会计信息质量研究的重要话题。

Beatty et al.(2002)通过对美国上市银行和非上市银行的对比分析发现, 上市银行由于受到资本市场的压力, 更有可能通过贷款减值准备本期计提和金融资产收益的确认来避免因银行盈利微小下滑引起的业绩亏损。Huizinga and Laeven(2012)以美国的上市商业银行为研究样本发现, 在 2008 年金融危机期间, 商业银行会高估其资产和监管资本以避免业绩下滑和违反监管规定, 其进行盈余管理的重要手段包括少计提本期贷款减值准备和将住房抵押贷款证券的资产分类从可供出售资产(资产的公允价值变动计入当期损益)调整为持有到期资产(资产的公允价值变动不计入当期损益)。Bushman and Williams(2012)利用 27 个国家商业银行的研究发现, 如果商业银行通过贷款减值准备本期计提平滑利润会使得银行信息变得更不透明(银行面临的外部监管会减弱), 此时商业银行更有可能从事高风险活动; 如果商业银行的贷款减值准备本期计提是对银行未来风险的有效估计, 此时商业银行更不可能从事高风险活动。Kilic et al.(2013)则发现, 利用贷款减值准备本期计提平滑利润会损害贷款减值准备预测未来贷款未来违约的信息含量。

银行计提贷款减值准备除了会影响会计利润, 还会影响银行的监管资本。在现行的《巴塞尔协议》监管体系中, 银行资本包括核心资本和附属资本, 其中银行的贷款减值准备余额(Allowance for loan losses)不能计入核心资本(Tier 1 Capital), 但可以计入附属资本(Tier 2 Capital)。银行计提贷款减值准备会减少利润和股东权益, 从而减少了银行的核心资本, 但是会增加银行的附属资本¹。因此, 银行计提贷款拨备的另一个重要动机就是满足资本监管的需求²。Huizinga and Laeven(2012)指出, 由于监管部门对于商业银行存在最低资本要求, 因此商业银行会通过少

¹ 银行的贷款减值准备余额占风险资产的比率不能超过 1.25%。

² 具体说明可以参见 Beatty and Liao(2014)中的图 3。

计提贷款减值准备来使得监管资本达标。如果商业银行的核心资本充足率较低,此时商业银行会尽量少计提贷款减值准备以避免违反资本监管要求(Ahmed et al., 1999; Beatty and Liao, 2014)。

从文献可以看出,商业银行有很强的动机操纵贷款减值准备计提。与国外商业银行类似,中国商业银行同样面临监管压力。首先,计提贷款减值准备会减少利润,减少商业银行的核心资本,从而降低商业银行的核心资本充足率¹。其次,监管部门会对商业银行的盈利能力进行考核,考核结果作为重要的监管依据。例如,在《商业银行监管评级内部指引(试行)》(银监发[2005]第 88 号)中,盈利状况就是商业银行监管评级的重要维度之一,其中规定:“监管评级结果应当作为监管规划和合理配置监管资源的主要依据;监管评级结果应当是监管机构采取监管措施和行动的主要依据”。

在财政压力大的地方,城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率更高,地方国有经济部门的信贷资源配置效率更低,对于城市商业银行的经营业绩扭曲也更大。因此,这些城市商业银行为了满足监管要求,计提贷款减值准备的金额就会更少,贷款拨备率就更低,从而表现出更强的盈余管理动机。基于上述分析,我们预期地方政府财政压力越大,投向地方国有经济部门贷款比率高的城市商业银行计提的贷款减值准备就越少。

(二) 研究模型和实证结果

本文采用贷款拨备率来衡量贷款减值准备的计提情况²。与祝继高等(2015)、祝继高等(2017)的方法一致,我们采用贷款减值准备余额来衡量商业银行计提贷款减值准备的水平。从会计角度而言,贷款减值准备余额是以往会计年度贷款减值准备本期计提的累积,它反映的是商业银行在某个时点上贷款减值准备的历史存量,是贷款余额的备抵账户。

本文采用模型(4),通过 OLS 回归来分析随着地方政府财政压力(*Deficit*)的增大,城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率对于贷款拨备率的影响。

$$Allowance = \alpha + \beta_1 LSloan + \beta_2 Deficit + \beta_3 LSloan * Deficit + \beta_4 State + \beta_5 Loan + \beta_6 Size + \beta_7 GDPG + Year\ Effects + \varepsilon \quad (4)$$

由表 7 的模型 1 可知, *LSloan* 和 *Deficit* 均不显著,但是在模型 2 中,“*LSloan * Deficit*”显著为负(在 5%水平下显著),这表明随着地方政府财政压力的增大,城市商业银行给地方国有经济部门的贷款比率越高,贷款拨备率就越低。由于贷款给地方国有经济部门的不良贷款率在财政压力不同的地区并不存在显著差异(见表 6),贷款拨备率更低并不是因为贷款质量更高所以需要

¹ 中国的商业银行资本监管体系框架与巴塞尔协议监管框架是一致的。中国银监会(现为中国银保监会)2007 年 7 月 3 日公布的《商业银行资本充足率管理办法》规定:“商业银行资本充足率的计算应建立在充分计提贷款损失准备等各项损失准备的基础之上”,“商业银行资本包括核心资本和附属资本。核心资本包括实收资本或普通股、资本公积、盈余公积、未分配利润和少数股权。附属资本包括重估储备、一般准备、优先股、可转换债券、混合资本债券和长期次级债务。”因此,在核心资本中并不包括计提的贷款拨备。

² 《关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》(银监发[2011]第 44 号)要求商业银行贷款拨备率不低于 2.5%。该标准自 2012 年 1 月 1 日开始实施,系统重要性银行应于 2013 年底前达标;对非系统重要性银行,监管部门将设定差异化的过渡期安排,并鼓励提前达标:盈利能力较强、贷款损失准备补提较少的银行业金融机构应在 2016 年底前达标;个别盈利能力较低、贷款损失准备补提较多的银行业金融机构应在 2018 年底前达标。

计提的贷款减值准备更少，而是城市商业银行为了避免监管压力而少计提贷款减值准备的盈余管理行为导致的。因此，表 7 的回归结果支持了本文的预期，即地方政府财政压力越大且投向地方国有经济部门贷款比率高的城市商业银行，计提的贷款减值准备就越少。

表 7 地方政府财政压力与贷款拨备率

因变量= Allowance	模型 1	模型 2
<i>LSloan</i>	0.0229 (0.84)	0.0413 (1.34)
<i>Deficit</i>	-0.0012 (-0.97)	0.0003 (0.27)
<i>LSloan * Deficit</i>		-0.0194** (-2.14)
<i>State</i>	0.0023* (1.99)	0.0022* (1.92)
<i>Loan</i>	-0.0013 (-0.38)	-0.0009 (-0.27)
<i>Size</i>	-0.0015* (-1.70)	-0.0014 (-1.62)
<i>GDPG</i>	-0.0235 (-0.86)	-0.0233 (-0.85)
Constant	0.0634*** (3.11)	0.0602*** (3.05)
Year	Controlled	Controlled
N	361	361
R ²	0.0664	0.0715

注：1. 括号内是 T 值，标准误差经异方差调整，并按照省份聚类；2. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

为了进一步验证表 6 模型 4 中的结果是否是城市商业银行的盈余管理行为，我们将样本根据贷款拨备率的大小分成两组分别进行回归。由表 8 可知，“*LSloan * Deficit*”只在模型 1 中(贷款拨备率低的银行组)显著为正，说明城市商业银行的盈余管理行为能够显著提高城市商业银行的会计业绩。这也从另一个角度说明，随着地方政府财政压力的增大，给地方国有经济部门贷款比率高的城市商业银行更有可能通过少计提贷款减值准备来防止会计业绩下滑。总之，表 7 和表 8 的结果较好地解释了表 6 中发现的“贷款向地方国有经济部门集中会导致损害银行业绩，但是这种负相关关系在财政压力高的地方更弱”。

表 8 地方政府财政压力、贷款拨备率与银行绩效

因变量=ROA	模型 1: 贷款拨备率低的银行	模型 2: 贷款拨备率高的银行
<i>LSloan</i>	-0.0385*** (-2.88)	-0.0142* (-1.87)
<i>Deficit</i>	-0.0004 (-0.78)	0.0013* (1.97)
<i>LSloan * Deficit</i>	0.0132*** (3.30)	0.0032 (0.63)
<i>State</i>	0.0001 (0.15)	0.0010 (0.81)
<i>Loan</i>	0.0014 (0.37)	0.0001 (0.25)
<i>Size</i>	-0.0001 (-0.37)	-0.0003 (-0.78)
<i>GDPG</i>	-0.0070	-0.0045

	(-0.67)	(-0.54)
Constant	0.0112	0.0113*
	(1.35)	(1.76)
Year	Controlled	Controlled
N	179	182
R2	0.1956	0.2973

注：1.括号内是 T 值，标准误差经异方差调整，并按照省份聚类；2.注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$

六、稳健性检验

（一）地方政府财政压力的测度

地方政府还有其他收入来源，包括中央政府转移支付、预算外收入以及国有土地使用权出让金。Lu and Sun(2013)指出，各个地方政府对于中央政府的转移支付存在激烈的竞争博弈，地方政府所获得的中央政府转移支付并不能很好地填补预算内财政缺口。预算外收入则存在较大的不确定性。孙秀林和周飞舟(2013)认为，分税制改革使得地方政府逐渐形成了土地财政。作为稳健性检验，我们考虑了国有土地使用权出让金收入对于地方财政压力的影响。我们构建了新的指标“ $DeficitI = (\text{一般公共预算支出} - \text{一般公共预算收入} - \text{国有土地使用权出让金}) / (\text{一般公共预算收入} + \text{国有土地使用权出让金})$ ”来衡量地方政府面临的财政压力。如果采用该指标，本文中的主要研究结论保持不变（限于篇幅，未报告）。

（二）控制地方政府债务和城投债的影响

地方政府的政府性债务是过往多年累积的结果，这些政府性债务未来的偿付会形成地方政府未来的财政压力。根据《国务院办公厅关于做好全国政府性债务审计工作的通知》（国办发明电[2013]20号）的要求，审计署组织审计了各个省份截至2012年底和2013年6月底的政府性债务情况。我们手工收集了各个省份政府性债务审计结果。作为稳健性检验，我们定义了测度各个省份政府性债务的变量“ $Debt = \text{政府负有偿还责任的债务} / \text{地方 GDP}$ ”，并将该变量分别放入到本文的主要回归模型中。罗党论和余国满（2015）指出，地方政府通过设立投融资平台发行城投债是地方政府负债的重要来源，由于政府的“隐性”担保，城投债通常被视为“准市政债”。因此，我们还在本文的主要回归模型中控制了“ $Bond = \text{年度地方城投债发行量} / \text{年度地方 GDP}$ ”。在控制地方政府的政府性债务和城投债的发行后，本文中的主要结论不变（限于篇幅，未报告）。

（三）内生性问题

论文的研究结论可能会受到内生性问题的影响。通常，内生性问题主要源于三个方面：

第一是遗漏变量。对于这方面的问题，我们采用固定效应模型来解决可能存在的遗漏变量问题，固定效应模型的回归发现本文的主要结果是稳定的，这说明本文的结果基本不受遗漏变量的影响（限于篇幅，未报告）。

第二是变量计量误差。本文主要变量包括省级层面的财政缺口、城市商业银行信贷配置等，这些数据均来自于年鉴或城市商业银行的年报，因此我们的变量计量是相对准确的。但不可否

认的是，本文“投向地方国有经济部门的贷款比率”（*LSloan*）定义为“前十大贷款客户中投给地方国有经济部门的贷款余额/全部贷款余额。地方国有经济部门是指与城市商业银行注册地在同一省份的地方政府、事业单位、国有企业、国资公司、开发公司、城投公司和土地储备中心”。我们从城市商业银行年报附注中手工摘录了贷款前十大客户的信息，并通过百度检索、电话问询等多种方式判断贷款客户是否为地方国有经济部门。本文在文中也承认了信息披露的限制，我们无法获得城市商业银行投向地方国有经济部门的所有贷款信息，但这已经是目前国内研究商业银行所能获得的最为完整和可靠的公开信息。

第三是反向因果关系。从宏观到微观的研究，通常较少探讨内生性的问题，这是因为单一微观主体的决策行为更多是受到制度和外部环境的影响，而不是影响制度和外部环境。例如，钱先航等（2011）研究官员晋升压力对于银行信贷资源配置的影响，饶品贵和姜国华（2013）研究货币政策对银行信贷与商业信用互动关系的影响，上述两篇文献均未讨论内生性问题。本文主要研究地方政府财政压力对于城市商业银行信贷资源配置的影响，城市商业银行由于受到其体量的影响，在同一地区还存在很多国有大型银行（比如国有四大银行）的分支机构，因此我们认为某一家城市商业银行对于地方经济的影响是较小的，很难改变外部制度环境，但另一方面城市商业银行却可能受到所在省份制度环境的影响，因此我们认为本文的研究也不存在严重的反向因果关系导致的内生性问题。

为了进一步缓解可能存在的内生性问题，我们采用了两阶段回归。针对表5中，地方政府财政压力（*Deficit*）可能存在的内生性问题，我们采用各个省份国有企业及规模以上非国有企业数量（*Firmnumber*，取自然对数）作为地方政府财政压力的工具变量，通常而言，国有企业及规模以上非国有企业数量越多，地方政府的财政压力越小，但是国有企业及规模以上非国有企业数量不太可能影响前十大贷款客户中投给地方国有经济部门的贷款比率。两阶段的回归结果表明，本文的主要结论依然成立（限于篇幅，未报告）。

七、研究结论与启示

本文研究了地方政府财政压力是否对商业银行信贷资金投向和信贷资源配置效率产生影响。采用2005-2015年我国城市商业银行的样本，我们研究发现地方政府财政压力是影响城市商业银行信贷资源配置的重要因素。具体而言，省级地方政府的财政压力越大，省内城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越高，而且信贷资源更多投向地方国有经济部门的银行会有更高的不良贷款率和更差的会计业绩。进一步我们还发现在财政压力大的省份，城市商业银行投向地方国有经济部门的贷款比率越高，则贷款拨备率越低，这表明城市商业银行会通过盈余管理行为来应对监管压力。

与以往的研究文献相比较,本文手工收集的中国城市商业银行数据对于检验地方政府与商业银行的关系更有普遍意义。本文的研究结论从更深层次上研究了地方政府影响银行信贷资源配置及其效率的途径与机制。此外,本文的研究还具有重要的政策意义。如何防范与化解由地方政府大规模举债引发的潜在金融风险,一直是理论界和实务界关注的焦点问题。一方面,地方政府的财权与事权不匹配会导致地方政府举债引发的金融风险;另一方面,地方官员晋升锦标赛制度也是引起地方政府金融风险的重要原因。因此,建立良好的举债融资体制,完善地方政府债券的融资市场对于缓解地方政府的融资压力和化解金融风险具有积极的意义。但更为重要的是启动新一轮的财政体制改革,平衡地方政府的财权与事权(刘志彪,2013),并有效地监督和约束地方官员的升迁动机。最后,减轻政府对商业银行的干预,真正提高市场化水平才能提升商业银行的经营绩效、让商业银行发挥信贷资源配置的主体作用,进而更好地服务实体经济。

参考文献

- [1] 巴曙松、刘孝红和牛播坤, 2005,《转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究》,《金融研究》第5期,第25~37页。
- [2] 傅勇和张晏, 2007,《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期,第4~12页。
- [3] 黎凯和叶建芳, 2007,《财政分权下政府干预对债务融资的影响》,《管理世界》第8期,第23~34页。
- [4] 李涛和周业安, 2009,《中国地方政府间支出竞争研究》,《管理世界》第2期,第12~22页。
- [5] 李维安和曹廷求, 2004,《股权结构、治理机制与城市银行绩效》,《经济研究》第12期,第4~15页。
- [6] 林毅夫和李志赞, 2005,《中国的国有企业与金融体制改革》,《经济学(季刊)》第4卷第4期,第913~936页。
- [7] 刘志彪, 2013,《我国地方政府公司化倾向与债务风险:形成机制与化解策略》,《南京大学学报》第5期,第24~31页。
- [8] 卢峰和姚洋, 2004,《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》,《中国社会科学》第1期,第42~55页。
- [9] 罗党论和余国满, 2015,《地方官员变更与地方债发行》,《经济研究》第6期,第131~146页。
- [10] 毛捷和黄春元, 2018,《地方债务、区域差异与经济增长》,《金融研究》第5期,第1~19页。
- [11] 钱先航, 2012,《官员任期、政治关联与城市商业银行的贷款投放》,《经济科学》第2期,第89~101页。
- [12] 钱先航、曹廷求和李维安, 2011,《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》第12期,第72~85页。
- [13] 饶品贵和姜国华, 2013,《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系的影响研究》,《经济研究》第1期,第68~82页。
- [14] 孙秀林和周飞舟, 2013,《土地财政与分税制:一个实证解释》,《中国社会科学》第4期,第40~59页。
- [15] 谭劲松、简宇寅和陈颖, 2012,《政府干预与不良贷款——以某国有商业银行1988-2005年的数据为例》,《管理世界》第7期,第29~43页。
- [16] 徐忠, 2018,《新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化》,《经济研究》第7期,第4~20页。
- [17] 徐忠、沈艳、王小康和沈明高, 2009,《市场结构与我国银行业绩效:假说与检验》,《经济研究》第10期,第75~86页。
- [18] 余明桂和潘红波, 2008,《政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款》,《金融研究》第9期,第1~22页。
- [19] 张健华和王鹏, 2012,《银行风险、贷款规模与法律保护水平》,《经济研究》第5期,第18~30页。
- [20] 赵文哲、杨其静和周业安, 2010,《不平等厌恶性、财政竞争和地方政府财政赤字膨胀关系研究》,《管理世界》第1期,第44~53页。
- [21] 周飞舟, 2006,《分税制十年:制度及其影响》,《中国社会科学》第6期,第100~115页。
- [22] 周黎安, 2007,《中国地方政府官员的晋升竞标赛模式研究》,《经济研究》第7期,第36~50页。
- [23] 祝继高、李天时和尤可畅, 2017,《房地产价格波动与商业银行贷款损失准备》,《金融研究》第9期,第83~98页。
- [24] 祝继高、饶品贵和鲍明明, 2012,《股权结构、信贷行为与银行绩效》,《金融研究》第7期,第48~62页。
- [25] 祝继高、王春飞和尤可畅, 2015,《审计师特征与商业银行贷款损失准备》,《审计研究》第4期,第105~112页。

- [26] Ahmed A. S., C. Takeda and S. Thomas, 1999. "Bank Loan Loss Provision: A Reexamination of Capital Management, Earnings Management and Signaling Effects", *Journal of Accounting and Economics*, 28:1~25.
- [27] Beatty A. L., B. Ke and K. R. Petroni, 2002. "Earnings Management to Avoid Earnings Declines across Publicly and Privately Held Banks", *The Accounting Review*, 77(3): 547~570.
- [28] Beatty A. and S. Liao, 2014. "Financial Accounting in the Banking industry: A Review of the Empirical Literature", *Journal of Accounting and Economics*, 58: 339~383.
- [29] Bushman R. M. and C. D. Williams, 2012. "Accounting Discretion, Loan Loss Provisioning, and Discipline of Banks' Risk-taking", *Journal of Accounting and Economics*, 54: 1~18.
- [30] Haw I., S. S. M. Ho, B. Hu and D. Wu, 2010. "Concentrated Control, Institutions, and Banking Sector", *Journal of Banking and Finance*, 34: 485~497.
- [31] Huizinga H. and L. Laeven, 2012. "Bank Valuation and Accounting Discretion During a Financial Crisis", *Journal of Financial Economics*, 106: 614~634.
- [32] Kilic E., G. J. Lobo, T. Ranasinghe and K. Sivaramakrishnan, 2013. "The Impact of SFAS 133 ON Income Smoothing by Banks through Loan Loss Provisions", *The Accounting Review*, 88: 233~260.
- [33] La Porta R., F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer, 2002. "Government Ownership of Banks", *Journal of Finance*, 57: 265~301.
- [34] Levine R., 2003. "The Corporate Governance of Banks: A Concise Discussion of Concepts and Evidence", Working paper.
- [35] Liao X. and Y. Liu, 2014. "Local Fiscal Distress and Investment Efficiency of Local SOEs", *China Journal of Accounting Research*, 7: 119~147.
- [36] Lu Y. and T. Sun, 2013. "Local Government Financing Platforms in China: A Fortune or Misfortune?", IMF Working Paper.
- [37] Micco A., U. Panizza and M. Yanez, 2007. "Bank Ownership and Performance: Does Politics Matter?", *Journal of Banking and Finance*, 31: 219~241.
- [38] Petersen M. A., 2009. "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches", *Review of Financial Studies*, 22: 435~480.
- [39] Rao P., H. Yue and J. Zhu, 2015, "An investigation of credit borrower concentration", *Journal of Banking and Finance*, 54: 208~221.
- [40] Shih V., Q. Zhang and M. Liu, 2007. "Comparing the Performance of Chinese Banks: A Principal Component Approach", *China Economic Review*, 18: 15~34.
- [41] World Bank, 2001. "Finance for Growth: Policy Choices in a Volatile World", New York: Oxford University Press.

Local Government's Fiscal Pressure and Bank Credit Resource Allocation Efficiency

——Evidence from Chinese City Commercial Banks

ZHU Jigao YUE Heng RAO Pingui

Summary: The financial system plays a fundamental role in resource allocation during the process of economic development of a country. Since the reform and opening up, the continuous development and improvement of financial system of China has promoted the rapid growth of economy. The government has played a vital role in the development and improvement process of financial system in China. It could be said that the current financial system in China is still a government-dominated system both in financial development and in reform of related financial institutions.

Based on the current institutional background of officer promotion tournament (Zhou, 2007), the competition among local governments is mainly manifested as competition of economic development (GDP) which is heavily dependent on investment growth. To achieve investment growth, local governments rely heavily on both local public finance and the financial market. However, the tax-sharing reform conducted from 1994 has made fiscal investment far from meeting the investment needs of local governments. Under the reform, taxes collected from concentrated sources gradually become central taxes, while taxes from scattered and sporadic sources become local taxes. Therefore, the reform results in declining tax revenues and increasing government expenses, increasing fiscal pressure of local governments (Fu and Zhang, 2007; Li and Zhou, 2009; Zhao et al., 2010). Under this circumstance, local governments, motivated by goals of achieving local economic development, always have strong incentives to intervene in the resources allocation of financial market in order to make up for their lack of fiscal investments (Ba et al., 2005). According to the above discussion, we intend to investigate how local government's fiscal pressure influences commercial banks' credit investment and how this kind of government intervention influences the credit resource allocation efficiency.

To explore these questions, we conduct empirical analysis based on data of Chinese city commercial banks from 2005 to 2015. We use data of city commercial banks mainly for two reasons. On the one hand, the market positioning and business nature of city commercial banks indicate that there are inextricable links between city commercial banks and local governments. In China, city commercial banks are local joint-equity commercial banks approved by the State Council and founded on the basis of urban credit cooperatives. According to the market positioning proposed by the central bank of China, city commercial banks should provide financial services to promote local economy, facilitate the development of small and medium-sized enterprises, and serve local urban residents. On the other hand, data of city commercial banks are more appropriate than those of national commercial banks because local governments are

usually able to exert stronger influence on city commercial banks. As for national commercial banks, the vertical management structure makes local branches of national commercial banks directly controlled by the head office, and limits channels that local governments orders these branches to lend to local performance related projects (Liu, 2013). However, largest shareholders of 75% city commercial banks are local governments or state-owned enterprises. Thus local governments could easily control equity investments as well as personnel appointment and dismissal of state-owned city commercial banks (Xu, 2018). For local governments, city commercial banks could also be regarded as their “second public finance” (Qian et al., 2011).

Through empirical analysis, we confirm that local government’s fiscal pressure significantly determines city commercial banks’ credit allocation. When local government’s fiscal pressure increases, local city commercial banks will allocate more credit resources to local state-owned economic sectors. However, this kind of credit resource allocation negatively affect performance of city commercial banks, resulting in higher non-performing loan and worse accounting performance. Further analysis finds that the allowance ratio for loan losses is lower for banks locate in provinces with higher fiscal pressure and allocate more credit resources to local state-owned economic sectors. This finding indicates that banks use the allowance for loan losses as an earnings management tool to deal with regulation pressure.

Compared with existing research, our study uses data manually collected from city commercial banks, which is more general to test the relationship between local governments and commercial banks. Findings of our study are of important significance in explaining the channel through which local government influences banks’ credit resource allocation efficiency. Besides, our study also has significant policy implications. The issue of preventing potential financial risks brought by large-scale borrowing of local governments has drawn great attention both in theory and in practice. According to our study, this kind of local government related financial risks could be resulted from both the local officer promotion tournament and the mismatch between financial and administrative powers of local governments. To alleviate fiscal pressure of local governments and reduce financial risks, it is important to build a well-established debt financing system and improve the financial market for local government bonds. It is even more important to launch a new round of fiscal reform, balance the financial and administrative power of local governments (Liu, 2013), and effectively supervise the promotion of local officers. Furthermore, to improve performance of commercial banks, ensure commercial banks to play a major role in credit resources allocation and better serve the real economy, intervention of local governments in commercial banks should be further reduced, and the level of marketization should be further improved.

Key Words: Local government; Fiscal pressure; City commercial bank; Bank credit resource allocation

从乐观预期到审慎预期：基于经济政策不确定性对中国 经济冲击的视角

郑忠华¹ 李清彬²

【摘要】 本文借鉴 Baker 等人开发的经济政策不确定指数（EPU），构建 TVAR、MSVAR 模型分析政策不确定性对中国主要经济变量的冲击。研究发现政策不确定性对经济变量产生明显冲击，且以 2008 年为分界点，政策不确定性对中国宏观经济主要变量的冲击发生了显著变化。2008 年之前，政策不确定性对经济增速产生正向刺激作用，更大程度上反映了乐观预期；2008 年之后，政策不确定性对经济增速产生明显抑制作用，更多显示出审慎预期。从政策不确定性的经济冲击视角可以看出，中国经济增长预期出现由乐观到审慎的系统性变化。进一步分析发现，这种不同反应在实体经济、信贷增速和货币领域中的差距尤为明显，政策不确定性因素在更大程度通过影响中长期贷款传导至经济波动，而对短期信贷则无明显影响。相应的政策启示是，要保持政策连续性稳定性，并强化预期管理，引导改革和政策发挥积极正向作用，更好利用长期信贷政策来保持经济平稳运行。

【关键词】 经济政策；不确定性；信贷

一、引言

2012 年以来，中国经济发展也进入新时代，最突出的一个特征就是告别了以往的高速增长态势，经济增速从过去 30 多年平均增速在 10% 以上，逐步下降到 2019 年的 6.1%。伴随着这一重大转折进程，我国经济面临着更多的不确定性因素，如，中美贸易摩擦、“一带一路”的挑战、经济体制改革所引发的矛盾冲突以及应对政策的变化等。大量既有研究表明，经济和政策的不确定性是引致经济波动甚至下行的的重要因素。大量研究认为，不确定性对于金融市场、净出口、企业创新、工业企业就业、企业投资、储蓄等有显著的抑制作用（Alessandri 和 Mumtaz, 2019；谢申祥和冯玉静，2018；亚琨、罗福凯和李启佳，2018；辛大楞，2018；Gulen 和 Ion, 2015；王义中和宋敏，2014；Gourio, 2012），因为在市场主体无法准确判断政府未来政策方向情况下，就可能作出适应性调整以应对未来的不确定性。当然，也有研究认为不确定性也意味着机会，对经济的冲击并不一定是负面的。相比既有研究，本文更加关注不同时期不同条件下

¹ 郑忠华，天津工业大学经济学院

² 李清彬，中国宏观经济研究院经济研究所

政策不确定性对经济冲击的差异性，使用 Baker、Bloom 和 Davis（2014、2016）开发的经济政策不确定性指数（Economic Policy Uncertainty Index, EPU 指数）和上海交通大学上海高级金融学院的宏观金融研究中心（简称 CMF）公布的宏观数据，构建了贝叶斯向量自回归模型（BVAR）分析经济政策不确定性冲击对我国经济的传导和冲击影响。我们发现，中国政策不确定性对经济的冲击在 2008 年前后变化很大，此前相对乐观而之后则更加审慎，这些发现有助于丰富不确定性对经济变量冲击的理论认知，也有助于针对当前经济形势提出更科学合理的应对方案。

本文余下部分安排是：第二部分是文献回顾，第三部分是典型事实的描述和分析，第四部分是实证分析及稳健性检验，第五部分是考虑信贷影响的进一步分析，第六部分是简要结论。

二、文献回顾

大量研究表明，未来的不确定性会对消费、投资、经济增长等经济活动变量产生重要影响（Leland, 1968; Bernanke, 1983; Kimball, 1990; Carroll 和 Samwick, 1995; Dixit 和 Pindyck, 1994; Bloom, 2009、2014 等）。然而，既有研究在不确定性如何测量、不确定性影响经济变量的机理、影响方向等问题上仍存在较多争议。第一，对不确定性的理解远没有统一，Stock 和 Watson（2012）认为，对不确定性的测量将金融、政策等诸多不确定性混合在一起，不确定性对经济的冲击实际上是多种冲击的混合结果，而真正的不确定性对经济波动的影响则被掩藏起来了。第二，不确定性对经济产生冲击的方向并不明确。Born 和 Pfeifer（2014）指出，不确定性对经济的影响至少有三个渠道。一是投入成本渠道。不确定性提高会推高融资成本，生产者就会减少投资，进而导致未来产出降低。二是预防储蓄的渠道。不确定性提高会促使厂商增加更多储备，以应对未来可能发生的未知事件，因而生产者将持有更多现金或其他资源，从而减少当期的投入，进而影响未来产出。三是实物期权的渠道。如果把企业投资的项目看成一个看涨期权，那么企业投资项目就相当于在当前买入这个看涨期权，当前的投资就是这个看涨期权的期权价值，不确定性就是这个看涨期权的波动率。根据 B-S 期权定价公式，波动率上升意味着期权价值上升，导致当前的投资增加。因而，不确定性通过前两个渠道对投资产生负向冲击，而通过第三个渠道的产生正向影响，总的冲击结果方向并不确定。Bachmann 和 Bayer（2014）将这种影响机制称为 Oi-Hartman-Abel 效应，即投资者可能会由于投资不确定性上升可能带来潜在利润，进而增加当期投资，但也可能由于潜在风险提高而推迟投资，以获得更大的等待价值。Born 和 Pfeifer（2014）认为，既有研究可能高估了不确定性对经济的冲击作用，与技术进步、信贷冲击、偏好冲击等因素对经济的影响相比，不确定性冲击的影响实际上很小。

近年来，国内研究者也开始关注不确定性对经济变量的影响，但在研究结论上同样差异较大。部分学者发现不确定性对经济变量产生负向冲击。张军和高远（2007），王贤彬、徐现祥和

李郇（2009），曹春芳（2013），徐业坤、钱先航和李维安（2013）以政府官员更替代表政治不确定性，发现地方政府的政策不确定性对企业经营投资存在巨大影响，李凤羽和杨墨竹（2015）发现，政策不确定性上升对企业投资产生抑制作用，并且在 2008 年后这种作用表现的愈加明显。陈国进和王少谦（2016）利用国内上市企业数据研究发现，政策不确定性通过资金成本渠道和资本边际收益率渠道对企业投资行为产生抑制作用。才国伟、吴华强和徐信忠（2018）关注了政策不确定性对企业投融资的影响，他们使用 A 股上市公司的财务数据和 31 个省市自治区地方官员的变动数据作为地方政策不确定性的代理变量，发现政策不确定性显著降低企业的债权融资，但是对股权融资影响不显著，这种作用机制在国有企业、大企业等与政策联系紧密的企业中作用更为显著，而在非国有企业中并不显著。陈胜蓝和刘晓玲（2018）同样使用上市公司数据发现，经济政策不确定性的提高会显著减少公司提供的商业信用，外部融资环境和内部经营不确定性是这一影响的重要渠道，经济政策不确定性的提高还会导致公司缩短商业信用的供给期限。也有一些研究发现不确定性对部分经济变量产生正向影响。王义中和宋敏（2014）用 GDP 方差表示宏观经济的不确定性，发现宏观不确定性对公司投资有正向作用。顾夏铭、陈勇民和潘士远（2018）发现经济政策不确定性对上市公司 R&D 投入和专利申请量有正向影响。对于这种结论差异，张玉鹏和王茜（2016）的研究指出，在不同的经济形势下，不确定性所产生的作用也不尽相同。在经济低迷时期，政策不确定性对产出增长存在显著的正向冲击效应；而在经济繁荣时期，政策不确定性对产出增长则存在显著的负向冲击效应。不过，田磊、林建浩和张少华（2017）认为，政策的不确定性冲击并不是中国经济波动的主要因素，需求冲击才是中国经济波动的首要因素。在不确定性对经济产生影响的传导机制上，国内学者也做了相关探索。陈国进、张润泽和赵向琴（2017）指出，政策不确定性通过随机的政策调整影响政府决策，进而影响随机贴现因子波动和股票价格，企业利润率、风险资产投资比例在政策不确定性冲击下形成对经济波动的传导过程。不少学者特别关注不确定性通过金融信贷向经济传导的作用。郝威亚、魏玮和周晓博（2017）认为，资本充足率不同的银行，在信贷扩张动力方面有明显差异，政策不确定性就会通过改变银行净流动性头寸和信贷规模影响银行风险承担，进而通过信贷规模影响经济波动。彭俞超、韩珣和李建军（2018）指出企业出于金融市场风险和经营风险的考虑，在面临上升的不确定性时，会减持投机性金融资产，并且增持保值性金融资产。

总体来看，既有研究认为，不确定性对经济波动产生显著作用，并且在公司的资产结构、企业创新、银行风险承担起到明显作用，但在不确定性对宏观变量的影响、传导机制、影响方向等方面尚未形成共识。当前我国经济处于一个重要的历史转型期，体制和制度政策的调整、国际贸易的冲击及自身在转型期的种种不确定因素深刻影响了中国经济运行状况。在国内深入推进供给侧结构性改革、经济转向高质量发展阶段的关键时期，国际环境发生深刻复杂变化，国际贸易保护主义抬头，中美贸易摩擦不断升级，这给我国经济带来更多的内部和外部不确定性，应对这些复杂局势的政策不确定性势必将对我国经济运行产生重要而深远的影响。那么，

各类不确定因素到底在中国经济中扮演什么样的角色？在不同时期不同情况下，不确定性对中国经济的冲击是否也会显著不同？本文将在既有研究基础上采用适宜方法对这些问题进行分析回答。

三、典型事实的描述和分析

（一）指标数据选择

在不确定性的衡量上，国内研究者有以政府官员更替代表政治不确定性，或者以 GDP 方差代表宏观经济不确定性。我们认为，官员更替只包括一定的政治周期信息，而缺少对于经济不确定性的信息，而以 GDP 方差作为不确定性的代理变量，实际上是以事后经济运行结果的不确定性来替代预期的不确定性，这在指标设定上就默认了政策不确定性与经济冲击的密切关联，结论容易引起偏差。为规避这些问题，同时将关注点放在政策不确定性上，我们采用 Baker 等人开发的**经济政策不确定指数（EPU）中的中国指数来衡量中国政策不确定性。Baker、Bloom 和 Davis（2013、2016）运用文本分析法从报纸新闻信息、专家预测报告等公开资料中提取经济政策不确定性指数（Economic Policy Uncertainty Index，EPU 指数）¹。这一指数使得经济政策不确定性的连续定量描述成为可能，我们认为相较其他指标也更为客观，信息更为全面。

在中国宏观经济数据上，我们没有直接使用国家统计局公布的宏观经济指标，而使用了 Chang 等（2016）发布的处理后的宏观数据。国家统计局公布的宏观经济变量大部分是年度数据，缺少直接在更高的频率上进行分析的可能，相关的季度数据也缺少严谨的处理，例如季节调整和节假日数据处理，无法很好的进行纵向比较，难以得到准确和稳健的结论。我们使用的 Chang 等（2016）发布的中国宏观经济数据，这一数据利用国家统计局、财政部、中国人民银行公布的原始宏观经济序列并做了严谨的处理，得到中国经济主要变量的年度值、季度值、月度值，数据质量得到了提高，使用这些数据相关研究已经发表在国际主流期刊²，获得广泛认可。

（二）中国 EPU 指数描述

审视中国的 EPU 月度数据可以发现，中国的 EPU 指数总体呈上涨趋势且波动越来越大，这种特征在 2008 年之后进一步凸显。2008 年之前，EPU 指数均值为 86.4，波动也不大，而 2008 年之后，EPU 指数均值高达 196.8，波动也更为剧烈。转换为季度数据后，这一特征更为明显。

回顾历史，在 2008 年美国次贷危机导致全球经济衰退中，中国经济也经受了巨大冲击。中国 GDP 增速在 2007 年还高达 14.23%，2008 年迅速下降至 9.65%，尽管在经济刺激政策下，2010 年经济增速有所反弹，但随后一路下降。2008 年之后中国的 EPU 指数明显提高，波动性也较此

¹ Baker 用香港南华早报（South China Morning Post）作为新闻报道来源，计算出符合条件的词汇数占出版报纸词汇总数比例，然后把得到的时间序列进行正规化，从而得到不确定指数。

² 例如 Chang、Liu 和 Spiegel（2015），Chang 等（2016）。

前大幅增加。对此，我们初步判断，2008 年可能是政策不确定性发生系统性变化的拐点。

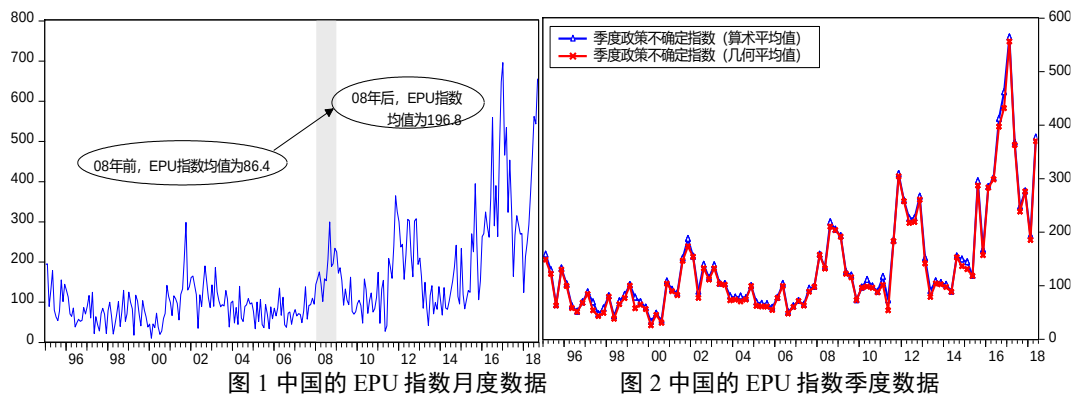


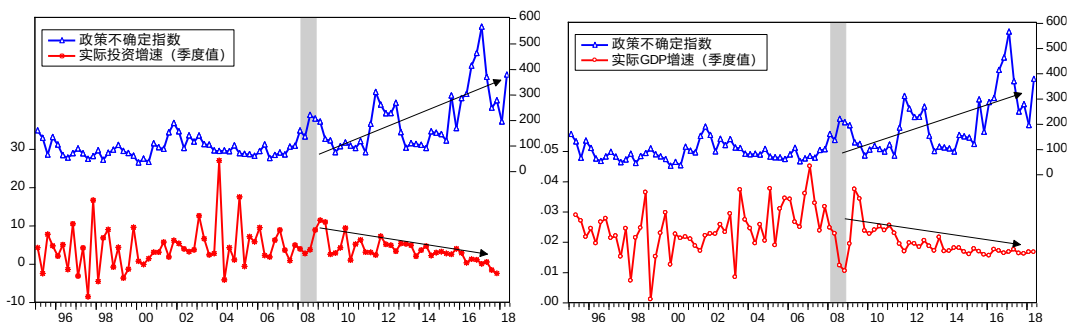
图 1 中国的 EPU 指数月度数据

图 2 中国的 EPU 指数季度数据

（三）政策不确定性指数与主要经济变量的关系

利用 EPU 指数月度数据分别计算了 EPU 指数的季度算术平均值和季度几何平均值，进一步分析政策不确定性指数和主要经济变量之间关系。在主要经济变量上，选择实际投资增速、实际 GDP 增速，实际社会商品零售总额增速¹，分别代表经济中的投资、产出、消费情况，选择 M2 增速和实际净出口额增速分别代表货币和净出口情况。政策不确定性指数和主要经济变量均以季度数值来分析。

从图中可以看出，政策不确定性与主要经济变量间确实存在明显的相关关系。2008 年之前，政策不确定性与经济变量增速之间的关系不甚明显，而 2008 年之后则明显呈负相关关系，伴随着政策不确定性的提高，投资、产出、消费、M2 的增速都在下滑，净出口额和政策不确定指数之间的缺口也在增大。这初步表明，我国政策不确定性提高，经济活动受到抑制，这种特征在 2008 年之后表现更为明显。张玉鹏、王茜（2016）指出在经济低迷和繁荣时期，不确定性产生的冲击方向可能相反，我们的分析也提供了印证。



¹ 以上数据来源于 Chang 等（2016），并用名义值除以对应的价格因素求出实际值。

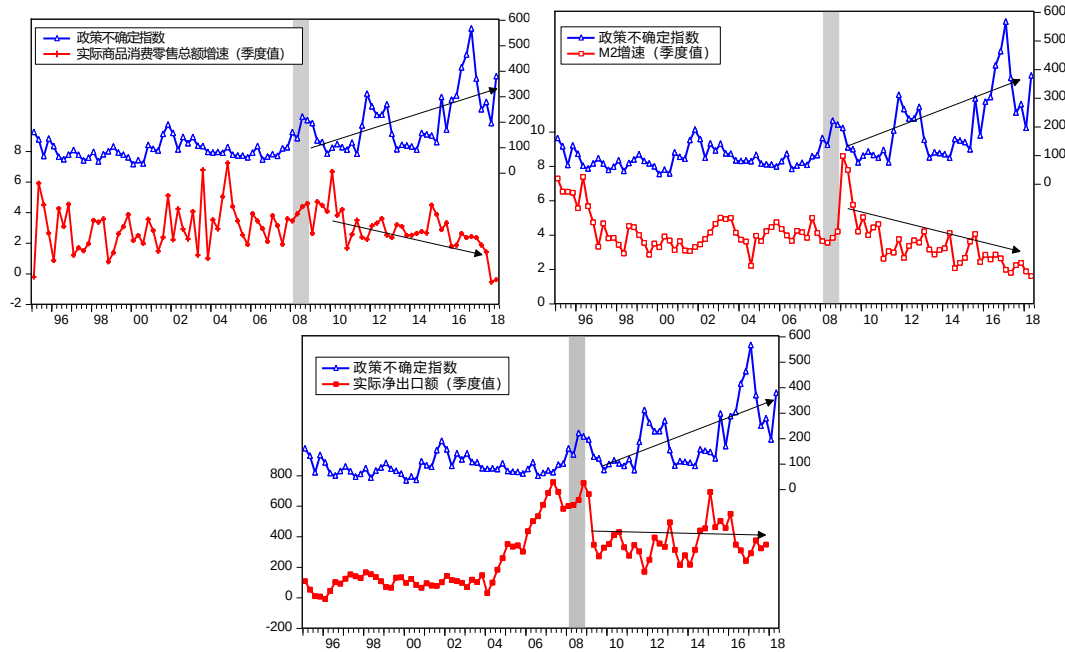


图3 政策不确定性指数与主要经济变量

注：左轴数值为经济变量，右轴数值为政策不确定性。

为了进一步验证这种关系，我们以 2008 年为界分为两个时间段，分别观测 EPU 指数和上述变量的相关系数。可以看到，2008 年之前和之后的相关系数发生了明显的变化。如，实际 GDP 增速和 EPU 之间的相关系数从 08 年之前的-0.076 微弱负相关，变为-0.405，且显著性水平不显著转变为显著，除实际净出口外，实际投资增速、实际社会零售商品总额增速和 M2 增速和 EPU 指数之间也由弱的正相关转变为显著的负相关。

表 1 EPU 指数和主要经济变量之间相关系数

与EPU相关系数 (P值)	实际GDP增速	实际投资增速	实际社会零售 商品消费增速	实际净出口	M2增速
1995Q1~	-0.076	0.0169	0.1731	-0.2028	0.0671
2007 Q4	(0.5958)	(0.9063)	(0.2244)	(0.1493)	(0.6397)
2008Q1~	-0.405	-0.3978	-0.4112	-0.2455	-0.346
2017 Q4	(0.001)	(0.011)	(0.0081)	(0.1082)	(0.029)

(四) 转折点的确定

相关系数的变化或许会因为选择不同的时间节点而有所不同，为了证实我们对 08 年是一个转变点的猜想，我们用 TVAR(Threshold -VAR)模型去寻找政策不确定性的门限值¹。我们发现，检验结果拒绝了无门限的结论，接受了有 1 个门限的结果，进一步我们发现，政策不确定性指数的门限值为 167.1，而 2008 年的不确定性指数均值为 179.0，恰好超过门限值，这是 2008 年是重要转折点的猜想的一个重要依据。

¹ TVAR 使用 R 软件 tsDyn 包，MS-VAR 使用 matlab 的 dynare 工具箱，如果需要具体结果请向作者索取。

表 2 TVAR 门限值检验结果

Test	LR test	
	无门限vs1门限	1门限vs2门限
P-Val	214.273 (0.000)	514.749 (0.3333)

为进一步检验我们的判断，我们又做了 MS-VAR 分析，用政策不确定性指数作为指示变量， $s_t = [EPU_t]$ ，用实际的投资、GDP、M2 的增速和净出口额作为相关变量， $Y_t = [r_invest \ r_GDP \ r_M2 \ export]'$ ，使用 1995 年 1 季度到 2017 年 4 季度数据，利用如下模型进行分析：

$$Y_t = v(s_t) + A_1(s_t)Y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)Y_{t-p} + u_t$$

在图 4 中，横轴为时间，纵轴为高低不确定性转换的概率，明显可以看出，政策不确定性概率在 2008 年发生了变换，由较低的不确定性跃迁为较高的不确定性，即 2008 年之前，中国基本上处于一个政策不确定性较低的阶段，从 2008 年开始，中国进入一个政策不确定性较高的阶段。

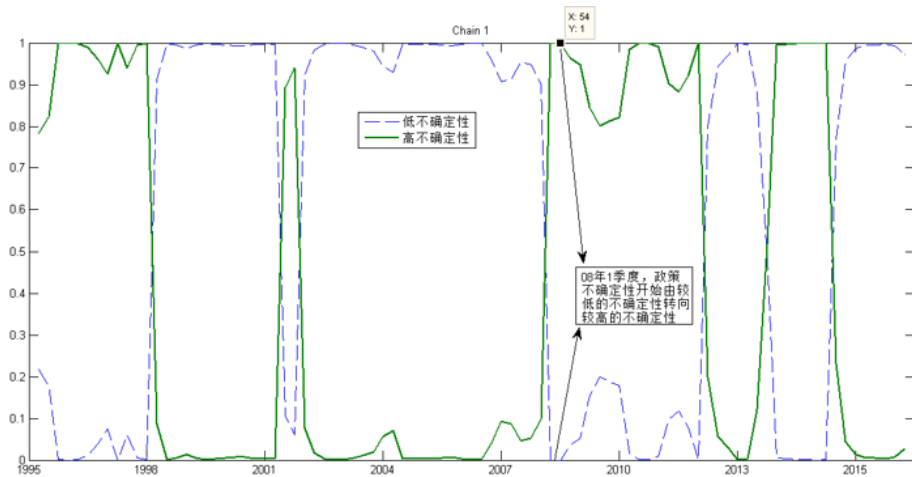


图 4 区制转换图示

综合上述分析，我们发现，当政策不确定性较低的时候，宏观经济变量对不确定性冲击并不敏感。一些相关系数为正，说明当不确定性提高时，在一定程度上刺激经济增速增加，此时经济主体更多充满乐观预期。但是 2008 年之后，伴随着政策不确定性的提高，经济主体对不确定性的冲击越来越敏感，M2 和实际投资、消费、GDP 的增速都出现了下降，说明经济中更多的是审慎预期，经济活动受到抑制。从政策不确定性对主要经济变量的影响看，我们判断，2008 年由美国次贷危机引发的全球金融危机对中国经济的冲击，是导致人们对中国经济预期由乐观转为审慎转变的重要诱因。乐观预期下的不确定性和审慎预期下的不确定性对经济的冲击也出现显著差异，我们将在后文做进一步验证。

四、基于 BVAR 模型的实证分析

(一) 方法选择

Sims (1980) 提出的 VAR 方法在宏观经济分析中大量应用, 但 VAR 模型中需要估计的参数随着变量的增加而迅速增加, 这种问题被称为“维数诅咒”。为了解决这一问题, 人们从贝叶斯学派的研究中得到启示, 用贝叶斯方法解决估计中参数过多的问题, 将 BVAR (Bayesian VAR) 引入到宏观实证分析当中。BVAR 方法的优点在于, 它可以突破实际观测中数据量小的制约, 很好解决了“维数诅咒”问题。在传统 VAR 中, 我们用数据去估计参数, 而在 BVAR 中, 参数是被视作随机变量, 利用贝叶斯法则不断用数据去修正后验分布, 在解决“维数诅咒”问题的同时, 还可以避免因为时间序列变量存在协整而出现的错误。

BVAR 的基本思路是: 首先, 给出参数的先验分布, 然后求出模型的对数似然函数, 然后用贝叶斯法则求出后验分布, 然后求出极值, 反复以上过程, 直到找到最优的参数值为止。在 BVAR 中, 我们可以把模型写成:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + Cx_t + \varepsilon_t$$

其中 $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$, x_t 为外生变量, Y_t 是我们需要研究的变量向量, A 是参数, p 是滞后期, 对于先验分布, 我们定义: $p(A) = N(\bar{A}, \bar{\Omega})$, $p(\Sigma) = |\Sigma|^{-\frac{n-1}{2}}$, $p(A/\Sigma, Y) = N(\tilde{A}, \tilde{\Omega})$, $p(\Sigma^{-1}) = W(\Sigma^{-1}, T)$ 那么似然函数函数 π 就可以写为如下形式:

$$\pi(\beta, f^{-1}, \lambda, \phi / y) \propto f(y / \beta, f^{-1}, \lambda) \pi(\beta) \left(\prod_{i=2}^n \pi(f_i^{-1}) \right) \left(\prod_{i=1}^n \pi(\lambda_i / \phi_i) \right) \left(\prod_{i=1}^n \pi(\phi_i) \right)$$

其中 f 是概率密度函数, F 是方差协方差矩阵, 概率密度函数为:

$$f(y / \beta, f^{-1}, \lambda) \propto \prod_{t=1}^T |F \Lambda_t F'|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(y_t - \bar{X}_t \beta)' (F \Lambda_t F')^{-1} (y_t - \bar{X}_t \beta)\right)$$

$$\text{其中: } \sum_t = F \Lambda_t F' \quad , \quad \beta_t = \mu_\beta + v_t \quad , \quad C_t = \mu_C + \zeta_t \quad , \quad h_t = \mu_h + \xi_t$$

$$F = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ f_{21} & 1 & \cdots & \cdots & 0 \\ f_{31} & f_{32} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ f_{n1} & f_{n2} & \cdots & f_{n(n-1)} & 1 \end{pmatrix}$$

在得到似然函数后, 求出对数似然函数的极值, 最终可以得到对位置参数的估计值。

(二) 基本模型

为了进一步验证我们的初步分析结论, 我们使用 BVAR 的方法, 分析政策不确定性冲击在 2008 年前后的情况。根据数据可得性和适宜 EPU 指数和主要经济变量的时间区间为 1995 年 1 季

度到 2017 年 4 季度。变量的排列顺序如下：

$$Y_t = [EPU \quad r_M2 \quad r_invest \quad r_consum \quad export \quad r_GDP]'$$

我们使用欧洲中央银行开发的 BEARTool4.2 工具箱，这个工具箱基于 MATLAB 平台适用于 Bayesian VAR、TVP-VAR、随机波动模型等多种应用的分析软件。由上述变量组成 VAR 模型的 5 个变量的根都位于单位圆内，说明模型是稳定的，对于滞后期我们分别选择滞后 2、4、6、8 期，根据 AIC、BIC 准则判断，滞后 4 期极大似然函数值略好于滞后 2、6、8 期，并且冲击反应上差距也不明显。为了估计上更少的自由度损失，我们最终选择了滞后 4 期，结果如下。

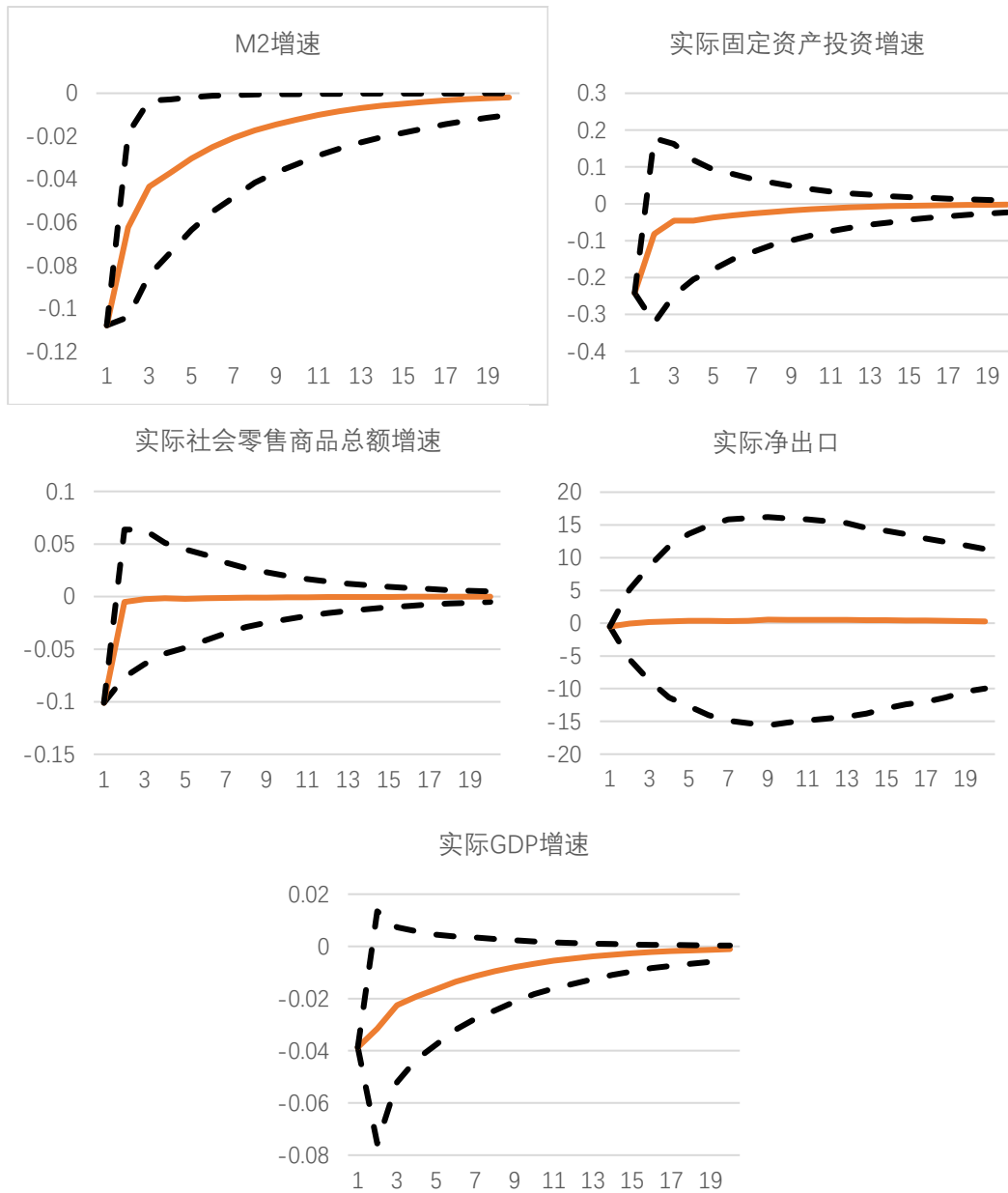


图 5 BVAR 冲击结果图

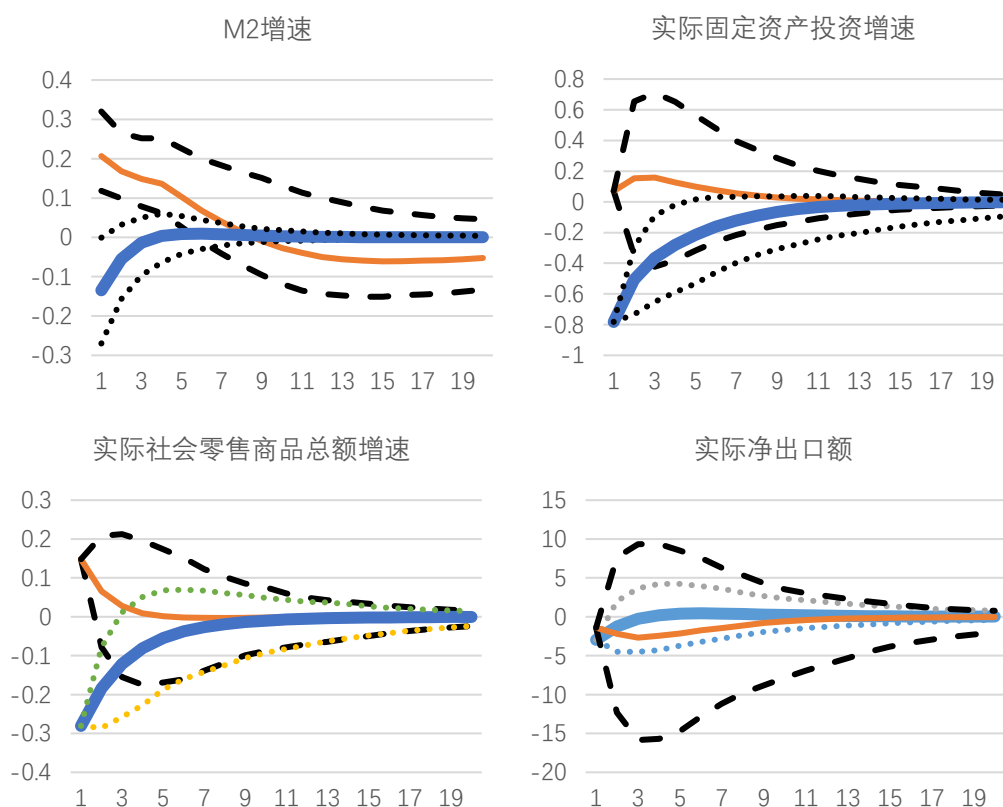
注：实线是变量的均值冲击反应，虚线为变量的 95% 的置信区间

从基准模型冲击反应可以看出, 对经济施加一个不确定性冲击, 主要经济变量增速都呈现下滑变化。M2 增速下降 0.1%, 并持续 17 个周期; 实际社会商品零售总额增速、实际投资增速、实际 GDP 增速分别下滑 0.1%、0.2% 和 0.04%。这表明政策不确定性对整个经济增速有减速作用, 这和我们数据的相关性分析基本一致。从持续周期看, 投资、和消费的变动周期相差不多, 大约 3~4 个周期, 而 M2 和 GDP 增速则持续时间较长, 净出口额变动最不显著, 这和我们之前政策不确定性指数和净出口额之间不显著的相关系数相一致。

以上结论表明, 在我国宏观经济层面, 除净出口额外, 政策不确定性对主要经济变量产生了显著影响。徐业坤等 (2013) 研究指出民营企业在面临更大的政治不确定性时, 投资支出会明显下降, 这种影响不会提前或滞后。我们的研究从宏观角度上佐证了他们的结论, 不只是民营企业, 整个经济都会受到政策不确定性的影响冲击。

(三) 分阶段的冲击结果

前面我们分析指出, 2008 年后中国经济主要变量增速与政策不确定性呈显著负相关关系。对此, 我们进一步对 2008 年之前和之后两个阶段分别作了冲击反应分析。



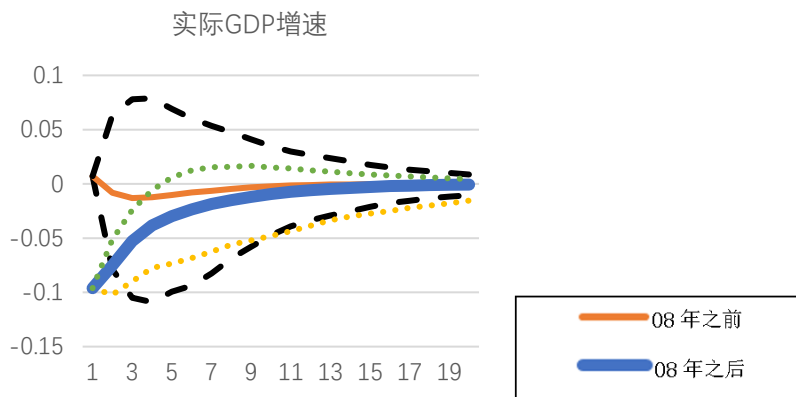


图6 BVAR冲击结果图：分阶段

注：细线是08年之前的冲击反应，粗线是08年之后的冲击反应，虚线为变量冲击反应95%的置信区间。

分段的实证分析表明，2008年前后，政策不确定性对主要经济变量的冲击发生了显著变化。2008年前，政策不确定性冲击发生后，实际投资和代表实际居民消费的实际社会商品零售总额增速都出现了上升，甚至实际GDP增速也在冲击发生初期微微抬头，而M2增速和出口增速在初期的下跌后，分别经过了3至4个季度后，增速开始上升。而在2008年之后，同样是政策不确定性冲击发生后，实际固定资产投资和实际居民消费增速出现了下降，GDP增加值增速也迅速下滑，在各自经过7至10个季度不等的调整后，才逐步恢复，出口增速则出现了上升。可以看出，在2008年前后两个阶段，同样的政策不确定性对主要经济变量的冲击表现明显不同。

为何不同不确定情况会带来方向不同的冲击？既有研究也有相关解释。Dario Bonciani（2016）认为：在经济扩张期，投资类似一种看涨期权，不确定性升高，期权价值越大，投资价值就越大，投资就更多；而经济收缩期，主要是不确定性主要体现在“等等看”（wait and see）的渠道，即更大的不确定性引起更多的顾虑，投资者就更加愿意等待，愿意为更为明朗的经济状况而推迟进行投资，导致投资下降。也就是说在经济不同时期，投资出现了不同的倾向。结合他们的研究，我们可以把2008年之前看作是乐观的扩张期，而之后则转为审慎的低潮期，经济主体对于我国经济的整体预期从乐观走向了相对审慎，在不同预期背景下，经济主体行为发生了重要变化，经济变量受政策不确定性的影响也就显著不同。由此，2008年之前主要体现了政策不确定性的刺激作用，而2008年之后则更多体现出收缩作用。

（四）稳健性检验

我们做了如下稳健性检验。首先，对于不确定性指数，我们选择几何平均值作为替代，即把每个季度内三个月的指数相乘，并且开三次方，作为新的季度指数，通过比较，我们发现两只区别不是很大，我们依旧做了如上的BVAR分析，结果基本一致。其次，在估计方法上做多种先验假设，除了先前用的Minnesota先验（Minnesota prior）之外，我们又分别采用正态威沙特先验（Normal-Wishart prior）分布，正态发散先验（Normal Diffuse prior）分布，分别进行回归，结果依旧稳健，并没有明显差异。第三，最后我们其次把季度数据转换为月度数据进行同样的

分析, 结果¹也类似。因而, 我们认为, 上述分析结论具有相当强的稳健性。

总体分析判断, 从 2008 年开始, 中国逐步进入了一个新的历史时期, 经济不确定性由较低转向较高, 人们对经济的预期由乐观转为审慎。这一转变表明, 2008 年是中国经济增长进入中低速时期的重要时间节点。

五、考虑信贷影响的进一步分析

面对美国次贷危机带来的压力, 2008 年中央政府出台了“四万亿元”的刺激计划, 大量投资通过信贷形式注入经济, 带动地方政府联动投资, 天量信贷的注入刺激经济走出低谷, 从此中国信贷走上了一个迅速扩张的路径。从中国 EPU 指数和金融机构新增信贷的序列图上可以发现两者呈明显正相关关系。以 2008 年为分界计算两者相关系数, 1995—2007 年间, 两者相关系数为-0.045, 但统计上不显著; 而 2008 年之后相关系数增大为 0.53, 且通过了 1% 的统计显著水平, 而 2010 年到之后相关系数甚至达到 0.61, 也通过了 1% 的统计显著水平。这说明政策不确定性和信贷之间的关系在 2008 年之后发生了变化, 这其中, 信贷变化可能是最为重要的影响因素。是不是信贷变化影响了中国经济的整体变动而并非政策不确定性?

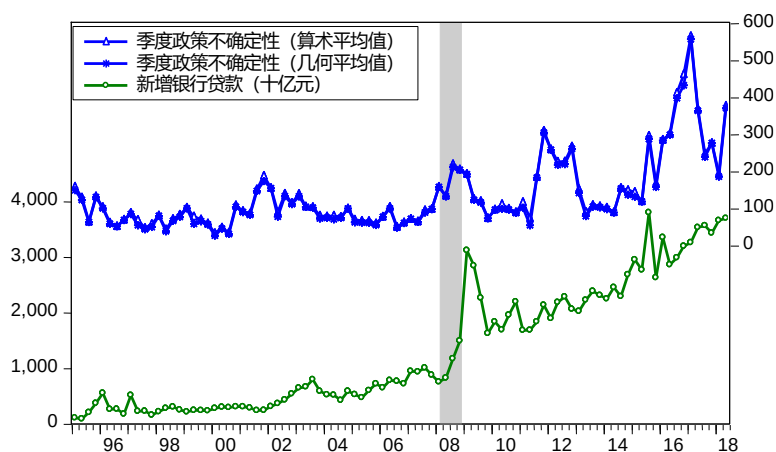


图 7 政策不确定性和新增银行贷款关系

为此, 我们在模型中加入金融机构新增信贷这个变量, 如果冲击反应发生和前面明显的不一致, 说明模型不稳健, 政策不确定性对于经济整体预期改变的结论需要重新思考。我们在模型中分别加入银行新增信贷总额, 表达式如下:

$$Y_t = [EPU \quad r_M2 \quad new_bankload \quad r_invest \quad r_consum \quad r_GDP \quad r_export]'$$

其中 r_M2 是 M2 增速, $new_bankload$ 是金融机构新增贷款, r_invest 、 r_consum 、 r_GDP 分别为投资、社会零售消费总额、实际 GDP 增速, $export$ 为实际净出口。在上面同

¹ 相应结果备案。

样的分析框架下，对比短期信贷和长期信贷在不确定性冲击下的变动，数据来源依旧如前所述，使用其季度数据值。为了清晰起见，我们没有标注置信区间，结果如下：

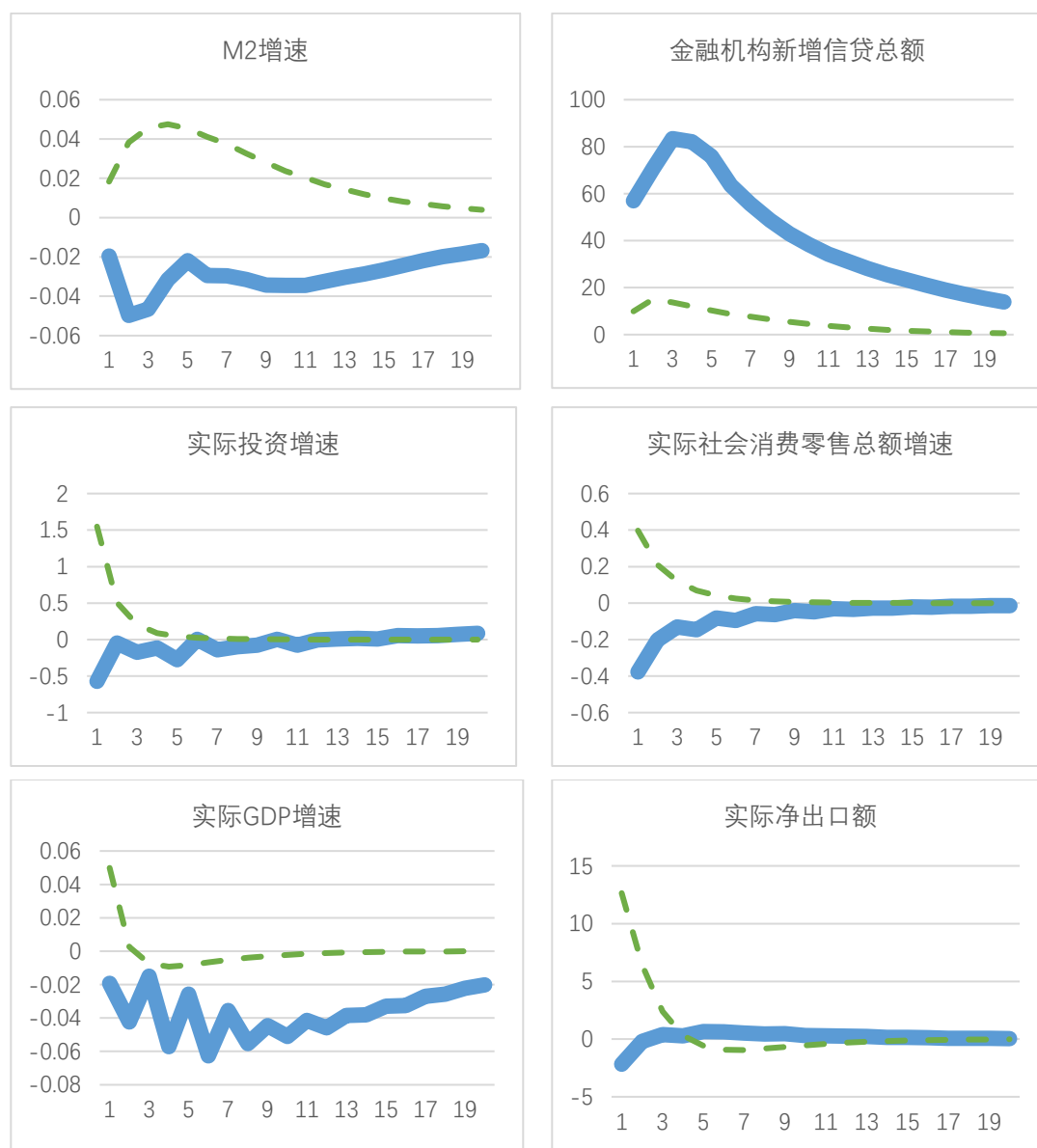


图8 BVAR冲击结果图：加入新增银行贷款变量

注：——虚线为2008年之前，——实线是2008年之后

从结果来看，主要经济变量变动和前面的分析基本一致，并没有因为加入新增银行信贷这一变量而发生变化。2008年之前，政策不确定性冲击导致实际GDP增速、实际投资增速、实际社会零售商品总额增速发生正向反应，显示出乐观预期。2008年之后，所有我们加入的宏观经济变量都出现负向反应结果，同样的冲击，在加入了金融机构新增银行信贷这个变量后，2008年之前和之后的结果依然迥异，仍然支持前述从乐观预期转为审慎预期的结论。

进一步，我们使用金融机构新增中长期贷款及短期贷款两个变量，对新增银行信贷变量进行替换，做稳健性检验。首先我们把EPU指数和这两个变量作一比较，横轴是时间，从95年1

季度开始到 18 年 2 季度结束，左侧纵轴刻度是贷款量，右侧纵轴刻度是 EPU 指数。

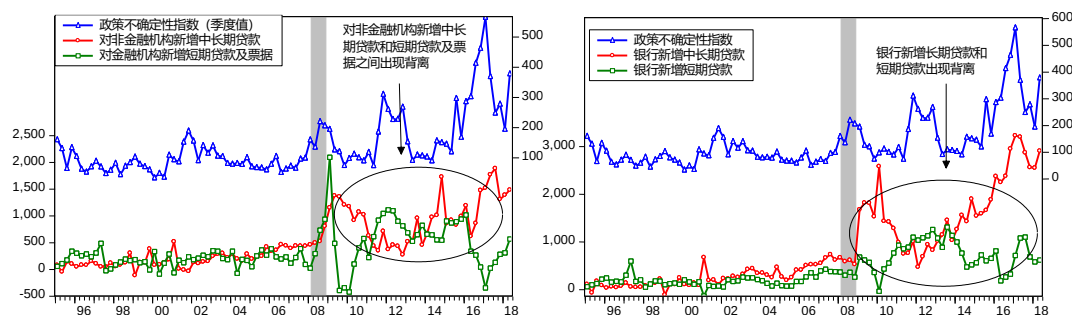


图 9 政策不确定性和新增中长期贷款及短期贷款

通常的观点是，如果信贷增加，实际投资增速应该上升。但是在我们的结果中却发现，以 2008 年为界，之前新增中长期贷款、短期贷款和 EPU 指数之间波动相关性不是很大，但是从 2008 年开始，两者之间波动相关性增大。同时，从 2008 年开始，新增短期贷款和新增中长期贷款之间出现一定程度的背离，金融机构新增中长期贷款和 EPU 指数变动相对一致，而短期贷款变动则相对背离。我们又选取对非金融机构的中长期贷款和短期贷款及票据，做类似比较，结果更加明显。这在一定程度上表明，政策的不确定性恶化了经济主体对未来的乐观预期，政府和企业缺乏对未来的信心。尽管央行加大了信贷供给，大量中长期贷款增加，但金融机构新增短期信贷却明显下降，依旧无法改变投资增速下降、实际零售商品消费额增速下降、产出增速下降的局面。这进一步证实了审慎预期下的政策不确定性往往产生负向冲击的结论。

我们把金融机构新增短期贷款和中期贷款引入模型， new_sload 为短期贷款， new_lload 为长期贷款，模型数据排列如下：

$$Y_t = [EPU \quad new_sload \quad new_lload \quad r_invest \quad r_consum \quad r_GDP \quad r_export]'$$

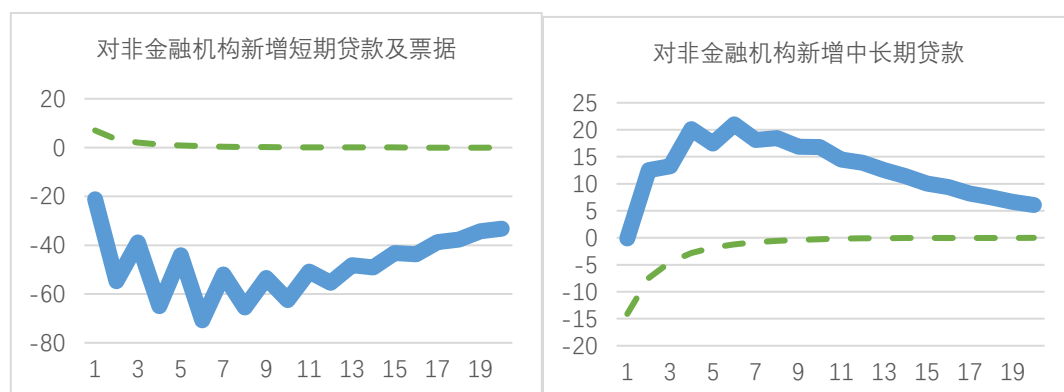


图 10 BVAR 冲击结果图：短期贷款和中期贷款

注：—— 1995 年 1 季度到 07 年 4 季度，—— 是 08 年 1 季度到 17 年 4 季度

这里我们只给出了金融机构新增中长期贷款和短期贷款的冲击反应，其余结果和我们前面

的分析一致。政策不确定性提高，新增中长期贷款增加而短期贷款下降，和我们的数据基本分析一致。我们又使用对非金融机构新增中长期贷款和短期贷款票据替换前面的变量，结果类似。使用政策不确定性的几何平均值去替换算术平均值，结果基本没有变化，表明上述结论比较稳健。

六、结 论

通过对政策不确定性冲击和我国主要经济变量的比较分析，我们发现：以 2008 年为界，同样的政策不确定性对各个主要经济变量的冲击方向刚好相反。2008 年之前，政策不确定性冲击对各个主要经济变量增速呈现微弱的推动作用，而 2008 年之后，同样的政策不确定性冲击，对主要经济变量增速呈现明显抑制作用。我们认为，这主要是由于对经济的预期在 2008 年发生了由乐观转为审慎的转折性变化，不同预期条件下政策不确定性影响出现显著差异。进一步考虑信贷变化的影响，发现我国经济政策不确定性因素更大程度上影响中长期贷款，而对短期信贷则无明显影响。对此，相应的政策启示是：一方面要降低政策不确定性的风险，把政策不确定性风险纳入到整个宏观经济管理之中，防止政策不确定性冲击对经济引起更大的波动；另一方面，要强化预期管理，保持政策连续性、稳定性和透明性，引导经济主体形成稳定的乃至相对乐观的预期，从而让改革和政策变化对经济发挥积极正向作用，避免形成审慎乃至悲观预期，导致政策变化对经济带来负向冲击。

参考文献

- [1] 曹春方:《政治权力转移与公司投资:中国的逻辑》,《管理世界》2013年第1期。
- [2] 陈国进、王少谦:《经济政策不确定性如何影响企业投资行为》,《财贸经济》2016年第5期。
- [3] 陈国进,张润泽,赵向琴:《政策不确定性、消费行为与股票资产定价》,《世界经济》2017年第1期。
- [4] 陈胜蓝,刘晓玲:《经济政策不确定性与公司商业信用供给》,《金融研究》2018年第5期。
- [5] 亚琨、罗福凯、李启佳:《经济政策不确定性、金融资产配置与创新投资》,《财贸经济》2018年第12期。
- [6] 辛大楞:《经济政策不确定性与工业企业就业》,《产业经济研究》2018年第5期。
- [7] 王义中、宋敏:《宏观经济不确定性、资金需求与公司投资》,《经济研究》2014年第2期。
- [8] 李凤羽、杨墨竹:《经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究》,《金融研究》2015年第4期。
- [9] 曹春方:《政治权力转移与公司投资:中国的逻辑》,《管理世界》2013年第1期。
- [10] 张军、高远:《官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》,《经济研究》2007年第11期。
- [11] 王贤彬、徐现祥、李郇:《地方官员更替与经济增长》,《经济学(季刊)》2009年第4期。
- [12] 田磊,林建浩:《经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应吗?来自中国的经验证据》,《南开经济研究》2016年第2期。
- [13] 田磊、林建浩、张少华:《政策不确定性是中国经济波动的主要因素吗——基于混合识别法的创新实证研究》,《财贸经济》2017年第1期。
- [14] 郝威亚、魏玮、周晓博:《经济政策不确定性对银行风险承担的影响研究》,《经济问题探索》2017年第2期。
- [15] 徐业坤、钱先航、李维安:《政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据》,《管理世界》2013年第5期。
- [16] 彭俞超、韩珣、李建军:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》2018年第1期。
- [17] 张玉鹏、王倩:《政策不确定性的非线性宏观经济效应及其影响机制研究》,《财贸经济》2016年第4期。
- [18] 顾夏铭、陈勇民、潘士远:《经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析》,《经济研究》2018年第2期。
- [19] 谢申祥、冯玉静:《21世纪中国制造业出口产品的规模、结构及质量》,《数量经济技术经济研究》2019年第11期。
- [20] Alessandria, P. and Mumtaz, H., Financial regimes and uncertainty shocks. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.101, No.1, 2019.
- [22] Bachmann, R. and Bayer, C., Investment dispersion and the business cycle. *American Economic Review*, Vol.104, No.4, 2014.
- [33] Baker, S., Bloom, N., Canes-Wrone, B., Davis, S.J. and Rodden, J., Why has US policy uncertainty risen since 1960?. *American Economic Review*, Vol.104, No.5, 2014.
- [21] Baker, S., Bloom, N. and Davis, S., Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal Of Economics*, Vol.131, No.4, 2016.
- [22] Born, B. and Pfeifer, J., Policy risk and the business cycle. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.68, No.4, 2014.
- [23] Bernanke, B.S., Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quarterly Journal Of Economics*, Vol.98,

No.1, 1983.

[24] Bloom, N., The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, Vol.77, No.3, 2009.

[25] Chan, J. and Jeliazkov, I., Efficient simulation and integrated likelihood estimation in state space models. *International Journal Of Mathematical Modelling And Numerical Optimisation*, Vol.1, No.1-2, 2009.

[26] Chang, C., Chen, K., Waggoner, D.F. and Zha, T., Trends and cycles in China's macroeconomy. *NBER Macroeconomics Annual*, Vol.30, No.1, 2016.

[27] Chang, C., Liu, Z. and Spiegel, M., Capital controls and optimal Chinese monetary policy. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.74, No.9, 2015.

[29] Dieppe, A., Van Roye, B. and Legrand, R., The BEAR toolbox. *European Central Bank Working Paper*, No.1934, 2016.

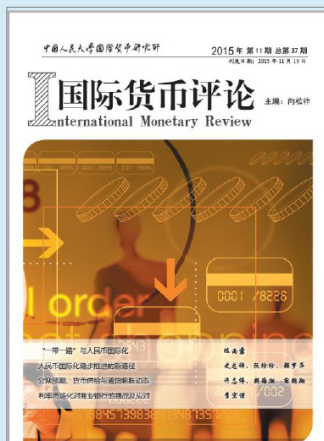
[28] Dixit, R.K. and Pindyck, R.S., *Investment Under Uncertainty*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.

[30] Gulen, H. and Ion, M., Policy uncertainty and corporate investment. *Review Of Financial Studies*, Vol.29, No.3, 2015.

[31] Leland, H.E., Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving. *Quarterly Journal Of Economics*, Vol.82, No.3, 1968.

[32] Stock, J.H. and Watson, M.W., Generalized shrinkage methods for forecasting using many predictors. *Journal Of Business And Economic Statistics*, Vol.30, No.4, 2012.

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