

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



大力发展绿色信贷促进经济可持续发展

王兆星

经济增长、融资与债务风险

王彬

美元货币供给、价格传导和增长效应

曲双石、谭琦

利率市场化、汇率自由化和资本账户开放的顺序

陈中飞、王曦、王伟

利率市场化、非效率投资与资本配置

杨第、刘放、李茫茫

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke	涂永红	
曾颂华	张晓朴	张之骧	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：王昊鹏
栏目编辑：刘 欣

刊 名：国际货币评论
刊 期：月 刊
主办单位：中国人民大学国际货币研究所
出版单位：《国际货币评论》编辑部
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室
邮 编：100872
网 址：www.imi.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】

- 大力发展绿色信贷 促进经济可持续发展 ————— 王兆星 01
- 从金砖国家视角看公共基础设施投资的包容性可持续发展 ————— Jaya Josie 08
- 经济增长、融资与债务风险 ————— 王彬 18
- 竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗？
- 中国利率市场化进程的微观证据 ————— 刘莉亚、余晶晶、杨金强、朱小能 25
- 美元货币供给、价格传导和增长效应 ————— 曲双石、谭琦 43
- 利率市场化、汇率自由化和资本账户开放的顺序 ————— 陈中飞、王曦、王伟 50
- 利率市场化、非效率投资与资本配置
- 基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验 ————— 杨箬、刘放、李茫茫 70

【卷首】

大力发展绿色信贷促进经济可持续发展

王兆星¹

2016 年，在习近平主席的倡导下，G20 杭州峰会首次将绿色金融列为峰会重点议题。此举将国际社会对绿色金融支持可持续发展的重视程度推到一个新的高度。中国在倡导和推动绿色金融的理念与实践中发挥的引领作用，得到与会各国和国际舆论的积极评价。在 G20 峰会召开前，习近平主席特使张高丽副总理赴联合国，于首个开放签署日签署《巴黎协定》，以实际行动践行中国对国际社会的庄重承诺，彰显了中国作为负责任大国的良好形象。

金融是现代经济的核心，是优化社会资源配置的重要工具和方式，对各行业发展具有不可替代的导向、引领、支撑与促进作用。金融机构树立可持续发展理念，建立绿色信贷文化，发展绿色金融，支持绿色经济、循环经济、低碳经济发展，对实现可持续发展至关重要。

一、可持续发展成为新的世界发展观

第二次世界大战后的 20 多年中，各国经济迅速增长，全世界流行着对经济增长的极度崇拜。这时期，《寂静的春天》《人口炸弹》《增长的极限》等一批著作开始对人类增长方式提出反思，对人类无节制消耗自然资源发出警醒。1972 年罗马俱乐部成员撰写的《增长的极限》指出：“地球上生产粮食的土地、可供开采的资源和容纳环境污染的能力都是有限的，无法支持无限的经济增长。如果今后世界人口、经济、粮食消费、资源消耗和污染仍按指数方式增长，每隔一定时间翻一番，世界经济将因失去支持而崩溃”。国际社会对增长极限问题旷日持久的争论，促使人类在发展过程中，对经济增长、人口、资源环境三者关系的研究不断深入。

20 世纪 80 年代，可持续发展这一概念正式进入公众视野。1987 年，世界环境和发展委员会在其报告《我们共同的未来》中第一次阐述了可持续发展的概念，即：“既满足当代人的需要，又不对后代人满足其需要的能力构成伤害”。人们的关注已经扩大到社会、环境与经济三者之间如何相互依存、平衡发展的问题上。经济、社会、环境成为可持续发展的三大支柱。

1992 年，里约联合国环境与发展大会重点讨论环境与发展问题，通过了《里约环境与发展宣言》《气候变化框架公约》等一系列重要文件，后者是人类第一份控制温室气体排放

¹王兆星，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、中国银行业监督管理委员会党委委员、副主席

的国际公约。1997年，日本东京气候变化大会（COP3）通过了具有法律约束力的《京都议定书》，确立了各国在应对气候变化活动中应承担“共同但有区别”的责任，并量化规定了发达国家在2020年以前应承担的减排责任。为落实《京都议定书》，此后的联合国气候变化大会上，又陆续制定了发达国家履约的三种规则（COP7，2001年）、“巴厘路线图”（COP13，2007年），以及发达国家向发展中国家提供资金和技术援助的方案（COP15，2009年）等。

2015年末，联合国巴黎气候变化大会（COP21）达成《巴黎协定》，对2020年后全球应对气候变化作出具有法律约束力的制度安排，吸引了196个《联合国气候变化框架公约》成员国中的186个成员国提交国家自主贡献目标，相当于覆盖了全球96%的温室气体排放量，被认为是全球气候变化谈判在经历了哥本哈根气候变化大会（COP15）低潮与挫折之后，全球协同应对气候变化努力进程中的又一个里程碑。《巴黎协定》通过不到一年即正式生效，是历史上生效最快的多边国际条约之一，体现了世界各国对合作应对气候变化、共同推进可持续发展的期待。当选美国总统特朗普退出《巴黎协定》的言论，给全球气候治理增加了不确定性，但这无法阻挡全球可持续发展的大趋势。

二、金融业推动可持续发展大有可为

国际社会高度重视金融在推动可持续发展中的重要作用。20世纪90年代，联合国环境规划署金融行动机构（UNEP-FI）发布了银行业《金融业环境暨可持续发展宣言》，强调要把环境考虑纳入标准的风险评估流程，倡导银行业在运作时必须充分重视环境因素。2015年，包括习近平主席在内的各国首脑齐聚联合国，通过了《2030年可持续发展议程》。与会政要呼吁各国政府、企业、金融机构等利益相关者积极行动，特别是注重鼓励和引导金融机构通过积极支持惠及经济、社会、环境发展的项目，发挥杠杆作用，推动可持续发展。

从国际经验看，金融机构推动可持续发展主要方式包括：

为可持续项目提供融资。据估计，为应对气候变化，全球每年在基础设施等领域的投资需求约为5万亿-7万亿美元，其中发展中国家的整体投资需求每年达到3.3万亿-4.5万亿美元，当前面临的投资资金缺口约为1.9万亿-3.1万亿美元。中国环境与发展国际合作委员会的研究报告显示：“十三五”期间，中国在可再生能源、环境基础设施建设、环境修复、工业污染治理、能源与资源节约等五大领域的资金缺口为14.6万亿元人民币。因此，银行业在为可持续项目融资方面肩负着重大使命。

在各类项目融资过程中加强环境和社会风险管理。随着可持续发展理念逐渐深入人心，包含经济、环境和社会在内的三重底线理念逐渐融入商业决策。2003年，世界银行集团国际金融公司会同十家国际活跃的银行发起了“赤道原则（Equator Principles）”，旨在为金融机构开展项目融资提供一套识别、评估和管理环境与社会风险的准则，并确立了配套的项目融资环境与社会最低行业标准（EHS Guidelines）。赤道原则要求对融资项目按照环境和社会风险实施分类管理，针对不同风险级别的项目开展不同的环境和社会风险审查。在此基

础上要求借款企业针对风险点编制《行动计划》并写入借款合同。目前，赤道原则金融机构已遍布全球，所提供的融资占到全球新兴市场国家国际项目融资的70%以上。

积极参与排放权交易，推动污染物以及温室气体减排。20世纪70年代，为有效防止酸雨，美国修订了《清洁空气法》，在全球范围内率先将二氧化硫排放权交易制度法律化，形成了排污权交易制度。金融机构通过结算、清算、代理（自营）交易等各种方式参与二氧化硫排放权市场的建立与运营，既从整体上削减了污染物排放，保护了生态环境，同时又促进了经济发展。欧盟充分吸收了美国在排污权交易领域的经验，于2003年正式建立欧盟碳排放权交易制度，并于2005年开始交易。经过十余年的发展，碳排放权初始分配、登记和交易、抵消、监测和报告等方面的机制均已初步建立。目前，欧盟碳排放权交易体系已成为全球覆盖国家最多、交易量最大、影响力最广的碳排放权交易体系。欧盟通过碳排放权交易体系的运作，达到了温室气体减排的阶段性目标。欧盟碳交易的许多经验已被世界其他国家和地区参考和借鉴。

通过创新性金融产品和服务，推动可持续发展。首先是发行绿色金融债以及绿色信贷资产证券化产品。2007年，欧洲投资银行（EIB）发行全球首个气候相关债券。2013年，国际金融公司（IFC）与纽约摩根大通共同发行IFC绿色债券，绿色金融市场开始蓬勃发展。2015年，国际资本市场协会（ICMA）公布《绿色债券原则》，成为绿色债券国际主流标准。其次是大力发展能效信贷产品。由于能效项目经济可行性普遍较好，可以在项目实施后较短的时间内，以节约的能源费用覆盖节能项目的全部投资，因此被世界各国作为优先发展的项目类型。据国际能源署（IEA）预测，发展中国家三分之二的温室气体减排需要来自能效项目。2006年，IFC在中国首推CHUEE项目，从能效融资扩展到水效融资，推动一批国内银行机构发展绿色信贷。再次是创新面向个人消费者的绿色金融产品和服务。荷兰国际集团推出绿色抵押贷款，可向绿色住宅购买者提供优惠利率的抵押贷款。英国巴克莱银行向信用卡用户购买绿色产品和服务提供较低的借款利率，信用卡利润则用于世界范围的碳减排项目。加拿大和澳大利亚的银行向低排放车型的购买者提供优惠利率汽车贷款。此外，瑞士信贷银行、东京海上保险公司等对于环境友好型的投保人，可以较低的保费提供保险服务。

三、中国银行业积极推进绿色信贷

绿色信贷是我国绿色金融的重要组成部分，是我国绿色金融中起步最早、规模最大、发展最成熟的部分。近年来，中国银监会认真贯彻落实党中央、国务院各项方针政策和决策部署，深入领会绿色发展理念内涵，将鼓励银行业金融机构大力发展绿色信贷列为重点工作，积极推动银行业金融机构以绿色信贷为抓手，持续优化信贷结构，创新金融产品与服务，取得了显著成效，有力地促进了我国经济可持续发展。

绿色信贷政策体系逐步完善，为绿色信贷发展提供明确的导向和依据。一是建立绿色信贷制度框架。2007年以来，中国银监会陆续出台《节能减排授信工作指导意见》《绿色信贷指引》《能效信贷指引》，目前已基本建立以《绿色信贷指引》为核心的绿色信贷制度框架，对银行业金融机构开展节能环保授信和绿色信贷的政策界限、管理方式、考核政策等作出明确规定，确保信贷资金投向绿色、循环、低碳领域。

二是建立信贷统计监测体系。为准确掌握银行业金融机构绿色信贷开展情况，2013年，中国银监会印发《绿色信贷统计制度》，定期统计银行业金融机构涉及落后产能、环境、安全等重大风险企业信贷情况、支持节能环保项目及服务贷款情况、绿色信贷资产质量情况，以及贷款支持的节能环保项目所形成的年节能减排能力情况等，为完善绿色信贷考核评价机制奠定基础。

三是建立综合考核评价体系。2014年，中国银监会印发《绿色信贷实施情况关键评价指标》，并在《银行业金融机构绩效考评监管指引》中设置社会责任类指标。从2015年起每年组织国内主要银行业金融机构开展绿色信贷自评价，督促全面对照标准自查绿色信贷工作中的缺陷并要求及时整改。目前，正在指导中国银行业协会制定绿色银行评价制度，通过公开评价接受公众监督，形成外部激励约束机制。

四是建立跨部门信息共享机制。中国银监会与环保、安监、工信、能源等主管部门建立了信息共享机制，及时收集并向银行业金融机构通报违反环境保护和安全生产法律法规的企业名单，为银行业金融机构完善信贷决策、防范化解风险等提供了重要的信息支撑。2016年，中国银监会与工信部、中国人民银行联合出台《加强信息共享促进产融合作行动方案》，并积极通过产融合作试点城市总结经验，将产融信息共享进一步推向深入。

绿色信贷业务快速发展，为可持续发展提供有力支撑。一是绿色信贷增长较快。根据《绿色信贷统计制度》，目前绿色信贷包括支持节能、环保项目和服务（共包含12个项目类型）的贷款，以及支持节能环保、新能源、新能源汽车等三大战略性新兴产业生产制造端的贷款。截至2016年6月末，21家主要银行机构绿色信贷余额达7.26万亿元，占各项贷款的9.0%。其中，节能环保、新能源、新能源汽车等战略新兴产业贷款余额1.69万亿元，节能、环保项目和服务贷款余额5.57万亿元。绿色信贷余额占各项贷款比例持续增高，2013年末是8.7%，2014年提高到9.3%，2015年又提高到9.7%。

二是节能环保项目和服务资产质量较好。2013-2015年末，21家主要银行机构节能环保项目和服务贷款不良率分别为0.32%、0.2%和0.42%。2016年6月末该不良率为0.41%，不良贷款余额为226.25亿元，低于同期各项贷款不良率1.35个百分点。

三是节能环保项目和服务贷款环境效益显著。按照2016年6月末节能环保项目和服务贷款支持资金比例测算，预计可年节约标准煤1.87亿吨，减排二氧化碳当量4.35亿吨，减排化学需氧量397.73万吨、氨氮43.45万吨、二氧化硫399.65万吨、氮氧化物200.60万吨，节水6.23亿吨。

不断创新绿色金融产品和服务，为可持续发展提供新动能。一是能效金融的创新和实践。一方面，鼓励和引导银行业金融机构创新风险控制手段，探索能效融资业务。例如，一些银行接受节能服务公司提供的合同能源管理合同项下的未来收益权作为质押或作为其他担保抵押物的补充，为节能服务公司提供贷款；有的银行接受合法拥有碳配额的控排企业提供的可交易的碳资产作为主要质押物，为其提供融资，支持其项目建设和运营；有的银行接受融资企业提供的特许经营权作为质押，为其绿色交通、集中供热、垃圾处理等市政环境基础设施项目建设、运营提供融资。另一方面，鼓励和引导银行机构通过信贷风险损失分担、国际资金转贷款等模式，加强与国际领先金融机构合作，提高我国银行机构绿色信贷的意识和能力。

二是排放权金融领域的创新和实践。银行业监管部门支持银行机构为试点地区交易所开发碳排放权、排污权交易清算系统，鼓励和引导银行机构在有效控制风险和商业可持续的前提下，探索国内碳排放权、排污权抵（质）押融资业务，发行低碳信用卡等。

三是积极拓宽绿色信贷资金来源。中国银监会鼓励和支持符合条件的银行业金融机构发行绿色金融债，拓宽绿色信贷资金来源。2015年以来，先后批准中国进出口银行、中国农业发展银行、中国农业银行、中国银行、交通银行、上海浦东发展银行、兴业银行、青岛银行、江西银行、乌鲁木齐银行、江苏南通农商银行、广东华兴银行等在境内外发行绿色金融债、绿色信贷资产证券化产品等。截至2016年12月末，我国银行机构在境内外资本市场累计发行绿色金融债折合人民币超过1800亿元，为扩大绿色信贷投放提供了有力的资金来源保障。

推动国际交流合作，发挥中国绿色信贷的引领作用。一是发起设立新兴市场国家绿色信贷工作组（SBN）。2012年，中国银监会联合世界银行集团国际金融公司召开了首届“绿色信贷论坛”，并倡导成立了“新兴市场绿色信贷跨国工作组”，中国银监会成为跨国工作组常任主席。之后，中国银监会联合国际金融公司，开发了绿色信贷互联网交流平台，积极推动各国监管部门和金融机构在绿色信贷工作方面的交流互动。目前，工作组成员包括31个国家的银行业监管机构和银行业协会。2013-2016年，跨国工作组分别在尼日利亚、秘鲁、印度尼西亚召开了第二届至第四届绿色信贷年会。

二是中国绿色信贷制度和实践为各国借鉴和效仿。近年来，中国银监会先后接待越南、肯尼亚、蒙古、印度尼西亚、俄罗斯等国家的银行业监管部门和银行机构来中国学习交流绿色信贷工作。应世界银行集团国际金融公司、世界自然基金会、美国工业生产力研究所及相关国家邀请，先后派员赴世界银行、越南、泰国、印度尼西亚、蒙古、日本、孟加拉国、莫桑比克、尼日利亚、美国、南非、秘鲁、巴西等地介绍中国的绿色信贷经验和做法。在中国的影响和带动下，孟加拉国、越南、蒙古、印度尼西亚、秘鲁等国的银行业监管部门或银行业协会先后制定了本国的绿色信贷制度，指导本国银行业开展绿色信贷工作。

四、进一步推动绿色信贷发展建议

我国银行业要深入学习党的“十八大”以来习近平总书记关于生态文明建设的一系列重要讲话，深刻理解“绿水青山就是金山银山”的科学论断，牢固树立创新、协调、绿色、开放、共享五大发展理念，积极贯彻落实中国人民银行、中国银监会等七部委联合印发的《关于构建绿色金融体系的指导意见》，以及中国银监会的相关监管规定，大力开展绿色信贷，有力推动可持续发展。下一阶段，重点要做好以下几个方面的工作：

将绿色信贷理念融入到银行业工作的各个方面、各个环节中去。绿色信贷理念是五大发展理念在银行业工作中的具体体现。银行业金融机构董事会、高管层、条线和分支机构负责人要树立和践行绿色信贷理念，以上率下，以绿色信贷理念来统率资源配置、内部管理和业务发展，将绿色信贷理念融入到机构的战略和政策、组织架构、管理程序、业务流程中去，覆盖所有机构、所有条线、所有业务、所有人员，确保银行业金融机构的资本配置、资金投向、风险管理等符合绿色信贷的发展方向 and 内在要求。

主动作为，积极支持可持续发展。银行业金融机构要结合国家发展战略和自身业务特点，主动适应供给侧结构性改革的要求，创新绿色金融债、绿色信贷资产证券化、绿色信贷资产流转、能效融资、碳融资、排污权融资等金融产品和服务，优化内部管理流程，合理强化激励措施，积极支持节能节水、环境保护、生态修复、资源循环利用、绿色交通、绿色建筑、可再生能源等绿色、循环、低碳项目；积极支持节能环保产品、新能源产品、新能源汽车、新材料、现代通讯产品等各类战略新兴产业；积极支持绿色农业、绿色林业、光伏发电等各类绿色扶贫项目；积极支持传统产业中以节能减排、智能制造、清洁生产为核心的各类技术改造项目，切实加强高能耗、高排放行业的环境和社会风险管理。

切实加强环境和社会风险管理。首先，对环境和社会风险较高的客户，督促银行业金融机构开展环境和社会风险专业评审或实施动态评估管理。将客户的环境和社会风险因素作为客户评级、信贷准入、管理和退出的重要依据，在贷款“三查”、贷款定价和经济资本分配等方面采取差别化的风险管理措施。其次，对存在重大环境和社会风险的客户，针对其面临的环境和社会风险的特点，督促银行业金融机构采取有针对性的风险缓释措施，制定并落实重大风险应对预案，寻求第三方分担环境和社会风险等。再次，引导银行业金融机构完善环境和社会相关信息披露。加强与利益相关方充分沟通和互动，吸收有益的建议和意见，改进本机构对环境和社会风险的管理。

着力绿色信贷专业化团队建设。银行业金融机构要整合资源，切实加强绿色信贷创新、环境和社会风险管理、提升机构自身环境和社会表现等三个方面的专业化团队建设。在绿色信贷创新团队建设方面，要组织跨条线、总行与分支机构相结合的绿色信贷创新团队，有效识别国家推进可持续发展中涌现的商业机会，准确把握市场和客户定位，响应多样化、个性化的市场需求，及时开发各类创新性的绿色信贷产品和服务。在环境和社会风险管理团队方

面，要建立相对独立、具有环境和社会风险管理知识与专长、专司环境和社会风险管理、对融资中的环境社会风险担负独立审查责任的团队，确保融资中的环境和社会风险有人负责、有能力负责、最终可问责。在提升机构自身环境和社会表现团队建设方面，要建立包括董秘办、风险管理、公共关系等条线人员在内的跨条线团队，建立健全工作机制，主动开展沟通交流，及时回应群众团体、社会舆论及其他利益相关者等对本机构融资项目、企业社会责任的关注，确保机构的绿色形象和声誉得到有效维护。

从金砖国家视角看公共基础设施投资的

包容性可持续发展¹

Jaya Josie²

【摘要】本文旨在探讨公共基础设施投资在金砖国家发展规划中对整合可持续发展目标（SDG）所发挥的作用。全文首先详细探讨了公共基础设施投资在实现金砖国家可持续发展目标中扮演的角色，并指出公共基础设施服务作为保障个人生活水平、社会经济与政治权益长期可持续发展的主要影响因素。其次，从一个长期的金砖国家视角评述了与金砖国家固定资本形成总额相关的基础设施投资领域的趋势，并从金砖国家公共基础设施融资、基础设施投资指标—资本存量、金砖国家固定资本形成总额等三个方面阐述了这种趋势。同时，提出在公共投资理论的框架下来解决金砖国家包容性可持续发展和基础设施服务储备短缺的问题，从而实现可持续发展目标。最后，作者探讨了金砖国家开发性金融机构在公共基础设施融资中扮演的角色，并提出相关结论建议。

【关键词】金砖国家 基础设施投资 开发性金融

一、基础设施投资：2015年后可持续发展目标实现的催化剂

过去二十年来，国际上有关发展的争论主要有两种趋势（Sachs，2012年；Loewe，2012年），即可持续发展目标（SDG）和千年发展目标（MDG）。千年发展目标行动计划来源于2000年联合国成员国签署的《联合国千年宣言》，旨在2015年之前实现相关目标（《千年发展报告》，2013年）。2001年，联合国大会正式批准这一计划，并纳入联合国议程。千年发展目标力求确保个人生活水平、能力以及人权、社会经济和政治权利的长期可持续性。共确认的八项千年发展目标包括：（1）消除极端贫困和饥饿；（2）普及基础教育；（3）促进性别平等和妇女赋权；（4）降低儿童死亡率；（5）改善孕产妇保健；（6）防治艾滋病/艾滋病、疟疾和其他疾病；（7）保障环境可持续性；（8）促进发展全球伙伴关系。千年发展目标的前提要求获得充足人力资本、基础设施、社会经济和政治人权，从而提高生活水平和人类能力。

¹ 本文根据作者在中国人民大学货币研究所（IMI）第6期麦金农大讲坛上的讲座内容整理而成。

² Jaya Josie，博士，中国人民大学国际货币研究所国际委员会委员、南非人文科学研究委员会（HSRC）、金砖国家研究中心主任

另一方面，可持续发展目标行动计划始于1992年的里约热内卢地球峰会，并在2012年6月召开的“里约+20”峰会上得以延续（Loewe，2012年）。“里约+20”峰会的讨论焦点是整合和拓展千年发展目标，作为实现全球可持续发展目标2015年后行动计划的组成部分；2013年5月，联合国有关2015年后发展议程的小组报告发布，主要关注新全球合作伙伴关系的建立，旨在于2030年之前通过可持续发展消除极端贫困并进行经济改革，从而使可持续发展目标达到新的高峰。联合国的2015年后发展议程主要强调对千年发展目标和可持续发展目标的整合。其中有观点认为（Sachs，2012年），可持续发展目标可为可持续全球发展轨迹提供必要的动力；也有观点认为（Loewe，2012年），可持续发展目标议程事实上是实现千年发展目标并使之在2015年后发展中得以持续的前提条件。可持续发展目标议程包括：扶贫；食品安全、营养与农业可持续发展；水与卫生；能源；可持续旅游、交通、城市与人类居住环境；卫生与人口；充分就业与生产性就业、针对所有保障计划和社会保障计划的体面工作；最不发达国家；内陆发展中国家；非洲区域发展；教育；性别平等和妇女赋权（Loewe，2012年）。

若将千年发展目标和可持续发展目标进行比较，可以发现，两者之间有很多共同之处，同时也互为补充。但是，要实现千年发展目标和可持续发展目标中明确要求的提供可持续性基础设施服务目标，则需长期承诺进行基础设施投资，尤其是对实体和社会领域的基础设施投资。并且必须对相关基础设施投资进行区分，以寻求解决地区间、区域内的社会经济差距，而此等差异会对千年发展目标和可持续发展目标的实现造成一定影响。

若可持续发展目标政策旨在制定须在2015年之后实现的公共基础设施标准，那么公共基础设施融资必须寻求在可持续发展目标2015年后的时间范围内逐渐缩小现有标准和期望标准之间的差距。接下来，我们从金砖国家角度审视这一议题。一是回顾金砖成员国基础设施投资的趋势和需求，二是从理论上探讨金砖国家开发性金融机构，譬如新成立的金砖国家开发银行（BDB），如何针对金砖成员国、相关发展中国家和新兴国家范围内实现可持续发展目标的地区差异，对公共基础设施投资形成有益补充。

二、了解基础设施投资趋势：金砖国家长期视角

金砖成员国已经建立了新开发银行，作为辅助和补充的开发性金融机构，以便为金砖国家、其它新兴国家和发展中国家调动基础设施和开发项目资源。此项计划是对发展中国家面临的长期融资和外国直接投资不足问题的积极应对措施，以解决基础设施建设带来的相关挑战。

要通过基础设施投资解决社会经济和地区差异造成经济、社会基础设施积压问题，政策制定者们需要了解“包容性可持续增长和发展在国家层面和人均基础设施层面的需求”这一指标。有关促进经济发展公共基础设施投资的相关文献认为，基础设施投资在宏观经济总

量中的作用体现在对资本存量的贡献。资本存量在可持续经济发展中所起的作用和影响表明，资本存量和资本积压预测可与资金成本差异指标相结合一同用于估计弱势区域和次区域经济体中实体和社会基础设施投融资需求水平（Josie 等人，2008 年）。

基础设施投资和 GDP 之间的关系可以表述为，一个国家基础设施投资资产部分在其 GDP 国民账户计算值总固定资本形成总价值中所占的那部分价值³（Natrass: 2000 年；Vane 与 Thompson, 1989 年）。尽管也存在一般投资等其它决定因素，譬如，商业信心和税收政策的变化（Vane 与 Thompson, 1989 年），但公共基础设施投资的增加通常会对资本存量，尤其是经济发展的水平形成重大影响。Timmer 和 van Ark（2002 年）阐述了韩国和台湾在构建固定非居民资本存量时存在的这种关系。Aschauer（1989 年）在一篇影响力较大的文章中对这一命题进行了论证，其中，作者列示了相关估值，表明美国公共资本投资回报丰厚。Naqvi（2003 年）采用 Aschauer 模型对 1965-2000 年期间巴基斯坦公共资本和私人资本的生产力进行了比较，结果表明，根据公共资本存量所产生的外部效应，公共资本相比私人资本对于经济增长而言更具生产力。Romp 和 de Haan（2005 年）在针对整个欧洲的调查研究报告中也有类似结论，“尽管并非所有的实证研究都能表明公共资本对于经济增长具有积极影响，但目前一致公认公共资本投资可促进经济增长。”

Aschauer 以及其他人所提出的观点和结论在方法和概念层面受到了 Hulten 和 Schwab（1993 年）的挑战。后者认为，美国数据或许可以表明基础设施和产出增长之间的相互关系，但这种联系并不能诠释为较少的基础设施投入是增长放缓的成因。上述两位作者争辩道，在 Aschauer 的研究中，生产效率低下和高额成本等变量中的任一因素可能都已对经济增长放缓产生了重大影响。但是，Hulten 和 Schwab（1993 年）未质疑公共基础设施投资的必要性，而仅仅是针对公共基础设施投资和经济增长之间的假定因果关系提出了挑战。两位学者不是主张更多的公共基础设施投资，而是更为重视开发和制定更有效的方法，以及调整和消耗当前的公共资本支出水平。

中国近期承诺（中非合作论坛（FOCAC），2015 年 12 月）将在非洲投资 600 亿美元，这即是尝试为发展中国家基础设施积压和赤字提供资金支持的案例。Ndulu 等人（2005 年）和 Ndulu（2006 年）注意到，撒哈拉以南非洲地区公共基础设施不足对于加快经济增长是最大的障碍。就此点而言，撒哈拉以南非洲地区经济体特点可以概括为：资本积累水平低、投资商品价格高、投资生产率低、地理劣势相对较大，从而影响了经济增长和区域一体化。鉴于文献中达成的共识似乎在增加公共基础设施投资方面存在错误，因此有必要重申基础设施投资在资本存量中的作用和贡献。

基础设施为一个国家资本存量的组成部分。而基础设施资产在固定资本形成总值中的价值则可以通过下述因素确定，即，该资产使用年限内预期用于特定交付、生产或产生具体资

³因此，GDP 等于消费(C)、投资(GCF)、政府支出(G)、出口(X)和进口(Z)的总和，表述为公式，即， $GDP = C + GCF + G + X - Z$ 。

本服务而获取的价值（《经合组织手册》：16）。计算基础设施资产价值的标准公式（《经合组织手册》：16）如下所示：

$$V_t = \sum_{\tau=1}^T \frac{f_{t+\tau-1}}{(1+r)^\tau}$$

其中：

- V_t 指第 t 年初期的资产实际价值；
- f 指每期实际租金；
- T 指资产的使用年限；
- τ 指取值 1, 2, 3... T ；
- r 指用于将未来租金流量减少至其现值的折扣率。

基础设施投资在固定资本形成总值中的作用再次说明了资本存量对于经济增长的重要性。这从以下所示的金砖成员国固定资本形成总值趋势走向便可见一斑。

根据 2013 年世界银行提供的历史数据表明，过去 9-10 年来，中国和印度的固定资本形成总值均呈增长趋势。其他国家的固定资本形成总值则在一年或超过一年的时间内有所上升。中国的固定资本形成总值平均增长 13.5%，而南非则在过去 10 年间下滑至 7.7% 的最低点，该国也是唯一一个固定资本形成总值在 2009 年和 2010 年期间连续两年呈下降趋势的国家。巴西在 2009 年和 2012 年均呈上升态势，而俄罗斯的固定资本形成总值则在 2009 年有所下降（参见表 1）。

表 1：按 2005 年不变价（美元）计价的固定资本形成总值

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
巴西	124.35	135.69	140.61	154.35	175.73	199.58	186.16	225.87	236.52	227.04
俄罗斯	108.93	122.65	135.65	160.07	193.68	214.21	183.37	194.13	213.96	226.80
印度	175.65	217.77	253.04	288.00	334.67	346.40	372.96	425.15	443.79	451.44
中国	721.63	809.57	905.91	1020.96	1158.79	1270.03	1560.87	1741.93	1907.41	
南非	33.11	37.37	41.48	46.51	53.01	60.05	57.34	56.17	58.70	62.03

数据来源：世界银行，2013 年

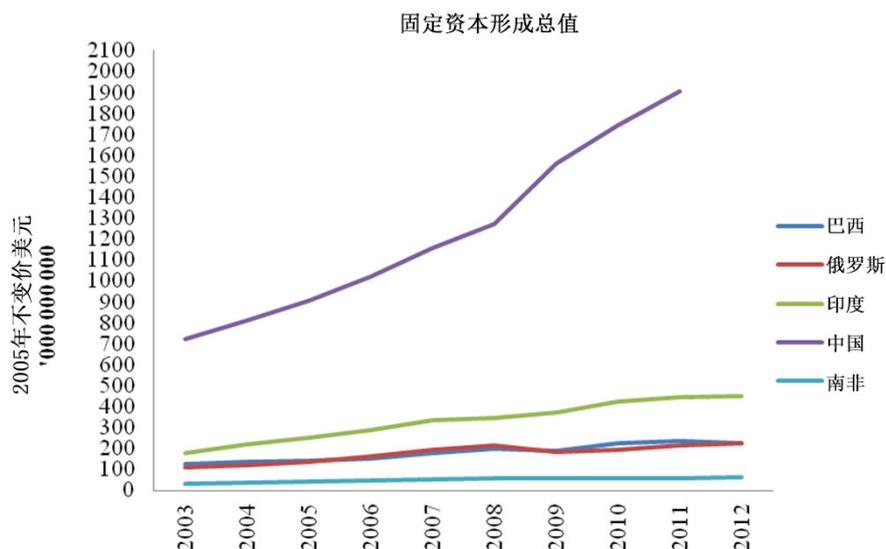


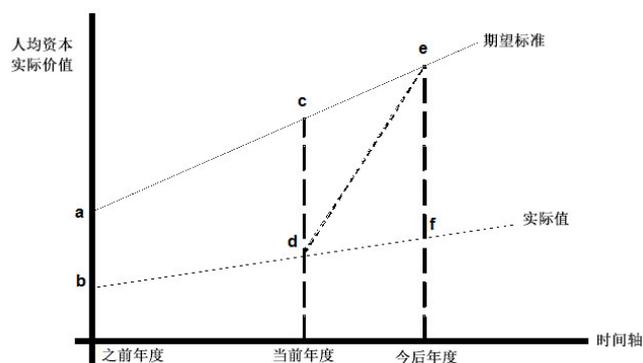
图 1 2003-2012 年金砖国家固定资本形成总值

三、 理论性框架：用于支持基础公共服务的公共基础设施投资

理论上，要确定实现经济目标的预期资本存量水平，需要合理估算现有资本存量。预期资本存量和现有资本存量之间的差异即为必须消除的资本积压。若考虑区域和次区域资本成本差异，则消除资本积压发生的成本可用于确定实现社会经济目标所需的固定投资水平。因此，资本存量数据是衡量和预测基础设施投资以及估计基础设施不足或积压的关键输入值（Levtchenkova 与 Petchey，2000 年）。但是，对于南非等新兴经济体公共基础设施投资的挑战在于，缺少本地资本存量和固定资本形成总值细分数据。南非储备银行（SARB）负责公布南非固定资本形成总值中的公共部门经济、基础设施组成要素以及国家层面的人均固定资本储备汇总等数据，尽管这些数据均是在本地收集。然而，对于跨区域公共基础设施投资目标，相关地区的资本存量估值可提供重要指标，确定为满足经济体内预期资本存量水平所需的公共投融资数额。其它用于估计资本存量的方法，如永续盘存法（OPIM），则要求至少具备 20-30 年期间的基础设施支出时间序列数据，从而尽量减少误差（Levtchenkova 与 Petchey，2002 年）。

为减少转型经济体的资本积压，Petchey 与 Levtchenkova（2002 年）采用南非作为案例研究，制订了相关政策模型，最后的结论是：相比国际基准，可用于提供基本服务的实体基础设施和社会基础设施总体数量尚不充足。研究结果表明，南非各省差异明显，且各省的服务获取存在较大变数。根据图 2 所示，缩小预期基准标准和实际标准之间的资本存量差异在理论上是可行的。

有关政策规范和标准的实际资本存量示图



10

图 2：缩小政策标准和预期标准之间的资本存量差异

数据来源：源自 Petchey、Macdonald、Josie 与 Nthite, 2004 年

图 2 中，针对特定服务的贫困代表地区实际人均资本存款以虚线表示（b 点），与各地区该服务的标准资本存量进行对比，其中，标准资本存量会随时间而增长。图中的实际资本存量位于标准资本存量下面。该地区的资本积压等于 ab 表示的距离。同一期间内，该距离会增大至 cd ，这是因为投资额尚不足以减少之前期间的资本积压。此外，随着时间推移，投资额降低，资本积压会进一步上升至 ef 。这里的关键问题是如何提高净投资水平，从而使实际资本存量可以等于某些未来期间的预期标准？ de 线段表示缩小投资缺口的发展轨迹，图示中属于任意数值。当然，也可以存在多种发展轨迹，这主要取决于投资缺口是快速缩小，还是逐步缩小，因此，投资速度和金额将决定 de 线段的形状。

四、金砖国家新开发银行和公共基础设施投资

2013 年南非德班金砖国家峰会领导人声明中确认：由于长期融资和外国直接投资、尤其是资本存量投资不充足，发展中国家面临基础设施投资挑战。声明宣称，金砖国家就提高全球金融资源使用效率方面的合作将积极促进上述问题的解决。表 1 说明，金砖成员国之间的资本和固定资本形成总值趋势存在较大差异。同时，资本投资总额占 GDP 比例也已发生变化（参见表 2 和图 3）。根据《国际商业观察》预测，俄罗斯的资本投资额在 2008-2011 年经历了下挫之后，有望在 2012-2022 年回升。巴西同样在 2009 年降低了投资额，《国际商业观察》预计该国 2012 年的数据将会继续下滑。但是，对于其它年度，包括《国际商业观察》在内的各种预测数据均预期投资支出增长。2008-2010 年期间，中国的资本投资呈增长趋势，但 2011 年出现下滑，预计此等状态将持续至 2022 年。而南非则是唯一一个投资支出呈长期边际下降态势的国家。

表 2：资本投资总额占 GDP 比例

	2008	2009	2010	2011	2012 e*	2013 f*	2014 f*	2015 f*	2016 f*	2017 f*	2018 f*	2019 f*	2020 f*	2021 f*	2022 f*
巴西	19	16.9	18.4	19.3	18.9	19.6	20.2	20.8	21.2	21.5	21.7	21.9	22	22.1	22.2

俄罗斯	23.8	22	21.9	20.9	21.8	22.3	23.4	24.3	25	25.2	25.6	25.9	26.2	26.5	26.8
印度	33.9	33.5	32.6	32.9	31.3	31.5	32	32.5	33	33.1	33.2	33.4	33.4	33.3	33
中国	40.7	45.3	47.9	46.2	44.8	43.5	42.8	42.2	41.4	40.7	40	39.3	38.7	38	37.4
南非	23	21.8	19.6	18.9	19.6	19.4	19.3	19.2	19.1	19	18.9	18.8	18.8	18.8	18.7

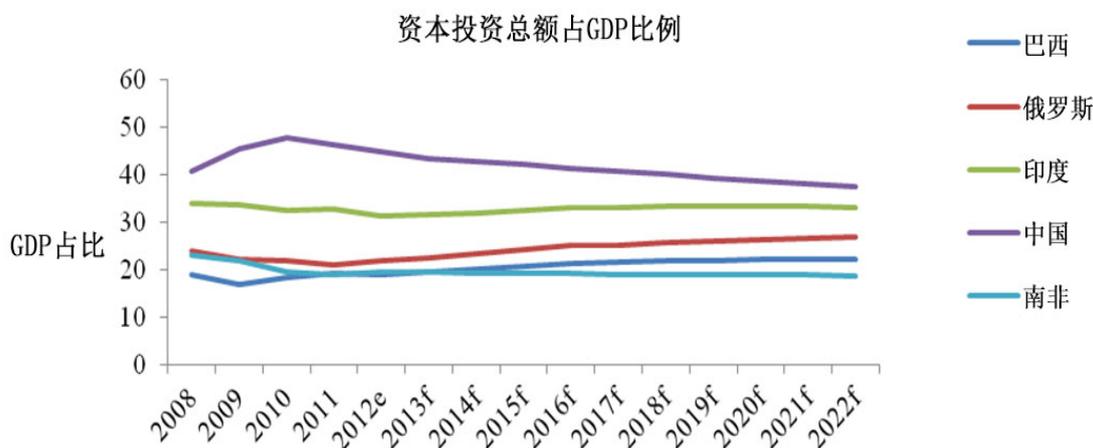


图 3 2008-2022 年金砖国家资本投资总额占 GDP 的比例

数据来源：国际商业观察

2014 年之后，预计所有金砖国家的人均投资额均会增长（参见表 3 和图 4）。此前的趋势表明，2008-2011 年期间，中国增加了其投资额，预期这种增长态势将持续至 2022 年。巴西、俄罗斯和南非在 2008-2009 年均缩减了其投资额；同时，预计南非会在 2011-2013 年期间进一步减少支出，而其它三个国家的投资额预计将有所增长。金砖成员国中，印度的人均投资额最低。

表 3：人均资本投资（美元）

	2008	2009	2010	2011	2012e *	2013f *	2014f *	2015f *	2016f *	2017f *	2018f *	2019f *	2020f *	2021 f*	2022f *
巴西	1556.5	1395.0	1972.4	2424.5	2122.0	2187.1	2267.1	2363.5	2638.0	3084.3	3516.5	4015.5	4593.4	5268.5	5891.2
俄罗斯	2764.4	1876.7	2267.5	2713.7	2764.8	3049.7	3484.2	4084.2	4749.0	5380.5	6058.5	6795.4	7629.5	8554.3	9609.8
印度	326.1	357.9	418.2	494.5	526.6	477.3	555.9	607.3	671.0	734.8	805.0	882.1	962.2	1045.0	1129.8
中国	1387.6	1718.1	2099.2	2470.3	2693.9	2843.6	2990.1	3176.3	3381.4	3601.0	3836.2	4088.0	4357.7	4646.6	4956.2
南非	1276.3	1245.8	1418.1	1527.7	1494.5	1458.4	1571.8	1690.2	1817.4	1954.2	2101.3	2259.5	2429.4	2612.0	2808.2

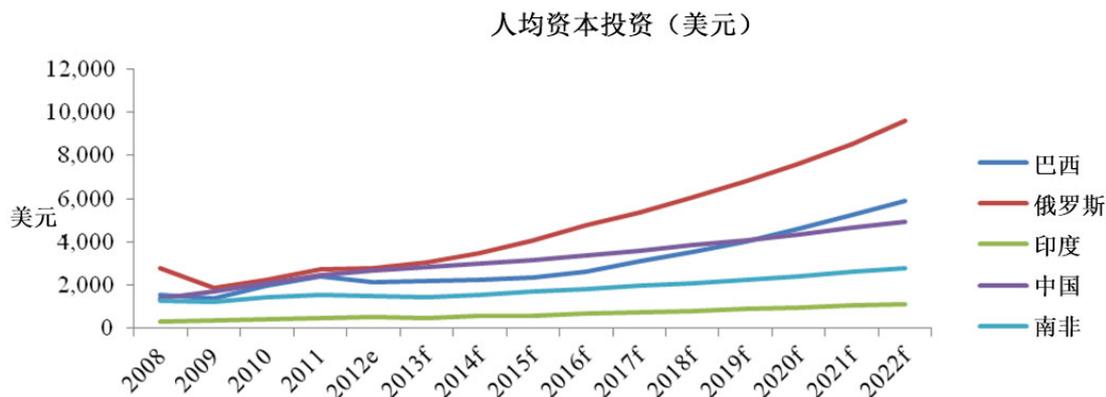


图 4 2008-2022 年金砖国家人均资本投资

数据来源：国际商业观察

* 注：e = 预期水平，f = 预测水平

结论和建议

得出结论之前，首先要思考几个问题，一是金砖国家发起的基础设施投资在各成员国和相关地区经济体内是否能具有平等地位？二是公共基础设施投资如何促进遭遇公共基础设施积压问题的金砖成员国和相关地区经济体的可持续经济发展？而这些问题又引出一个基本问题，即公共基础设施投资在可持续、包容性经济发展中的作用和影响。

本文简要评述并探讨了一些关键性概念和问题，这些概念和问题可能会改变公共基础设施投资对于可持续、包容性经济增长的作用和影响，从而促进基础设施可持续发展目标的实现。若金砖成员国计划加入可持续发展目标议程，需考虑以下建议：1) 金砖国家新开发银行需针对基本服务的提供制定公共基础设施投资计划；2) 认真考虑在本地层面促进和分享资本存量数据细分和重新校准研究成果，以便促进基础设施投资规划和目标设定；3) 在金砖国家范围内制定统一的整套可持续发展目标适用指标，用于计量不同区域、次区域和社区之间的社会经济和地区性差异。就实现可持续发展目标做出投资决策而言，后两点尤为重要。

参考文献

- [1] Aschauer, D.A. 1989; Is Public Expenditure Productive, *Journal of Monetary Economics*, 23: 177-200, USA.
- [2] Business Monitor International (BMI) [Accessed 3 October 2013], *Industry Reports*,(2012) *Brazil Infrastructure Report Q2 2012*
- [3] Hulten C. R. and Schwab R. M., 1993, *Infrastructure Spending: Where do we go from Here?* *National Tax Journal*, Vol. 46, no. 3, pp 261-73.
- [4] Josie, J., MacDonald, G. and Petchey, J., 2008; A Dynamic Equalization Model for social capital grants with a South African example, *Journal of Development Studies*, 2008, Vol. 44, No. 8, UK.
- [5] Levchenkova, S. and Petchey, J. (2000); *Regional Capital Stock Estimates for Australia*, *Australian Economic Review*, Vol. 33, No. 2, Australia
- [6] Loewe, M.; 2012, *Post 2015 – How to reconcile the Millennium Development Goals (MDGs) & the Sustainable Development Goals (SDGs)?* German Development Institute (DIE), Briefing Paper 18/2012, Bonn, Germany.
- [7] Naqvi N., 2003, *Is Public Capital more Productive than Private Capital? Macroeconomic Evidence from Pakistan, 1965-2000*, Working Paper No. 03/03; University of Durham, UK.
- [8] Natrass, N., 2000, *Macroeconomics – Theory and Policy in South Africa*, 2nd Edition, David Phillip, Cape Town, South Africa.
- [9] Ndulu, Benno, 2006, *Infrastructure, Regional Integration and Growth in Sub-Saharan Africa: Dealing with disadvantages of Geography and Sovereign Fragmentation*, *Journal of African Economics*, 10 1093/jae/ej1033., Oxford University Press, UK.
- [10] Ndulu, B., Kritzinger-van Niekerk, L. and R. Ritva, *Infrastructure*, 2005, *Regional Integration and Growth in Sub-Saharan Africa, From: Africa in the World Economy - The National, Regional and International Challenges* Fondad, The Hague, www.fondad.org
- [11] Organization for Economic Cooperation and Development (OECD), 2001, *Manual for Measuring Capital: Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services*, OECD, Paris, France.
- [12] Petchey, J. D. and Levchenkova, S. 2002, *A Policy Model for Reducing Public Capital Backlogs in Transitional Economies with Regions: The Case of South Africa*; School of Economics and Finance, Curtin University of Technology, Perth, Western Australia
- [13] MacDonald, G., Petchey, J. and Josie J., 2005, *Allocating Spending on Public Infrastructure in Developing Economies with Regional Disparities*, (Mimeograph), Occasional Paper, School of Economics, Curtin University of Technology, Perth, Australia
- [14] Petchey, J., Josie, J., MacDonald, G. and Nthite, R., 2004, *Provincial Growth and Development Through The Equitable Sharing of Infrastructure Finance*, paper prepared for the Conference, 10 Years of the FFC: Consolidation for Greater Equity, 10-12, August 2004, Cape Town International Convention Centre.
- [15] Romp, W. and de Haan, J. 2005, *Public Capital and Economic Growth: A critical Survey*, *European Investment Bank (EIB) Papers*, Vol 10 No. 1 (http://www.eib.org/attachments/efs/eibpapers_2005_v10_no1_en.pdf)
- [16] Sachs, J., 2012, *From Millennium Development Goals to Sustainable Development Goals*, *Lancet* 2012; 379: 2206–11, Earth Institute, Columbia University, New York, NY, USA
- [17] Timmer M. P. and van Ark B., 2002, *Capital Formation and Productivity Growth in South Korea and Taiwan: Beating Diminishing Returns through Realising the Catch-up Potential*,. mimeograph, Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen, Netherlands.
- [18] South African Reserve Bank, 2010, *South Africa's national accounts, 1946-2009*, Supplement to the South African Reserve Bank Bulletin, March 2010, Pretoria.
- [19] UN Fact Sheet, *Millennium Development Goals Report & Rio+20*, UN Conference on Sustainable Development, Rio de Janeiro, 20-22 June 2010, <http://www.un.org/millenniumgoals/poverty.shtml>, (retrieved 26 Feb. 2014)

- [20] Vane, H. R. and Thompson, J. T., 1989, *An Introduction to Macroeconomic Policy*, 3rd Edition, Harvester Wheatsheaf, London, UK.
- [21] World Bank, 2013 <http://data.worldbank.org/indicator/NE.GDI.FTOT.CD> [Accessed 8 October 2013]

经济增长、融资与债务风险¹

王彬²

【摘要】2009年以来，经济增长从贸易+投资的双轮驱动转换为投资单极驱动。经济增速放缓、债务型为主体的融资结构导致债务持续、加速积累。我国总体债务尚处于可控水平，但增速过快；各部门债务存在显著的不平衡，企业债务、政府部门债务偏高；债务投向主要是生产和投资领域；外部债务风险敞口小，为债务处置提供回旋余地。我国目前利息支出负担已经超过了当年GDP的环比增量，旁氏融资已现。从融资角度来看，2015年新增社会融资的近一半被用作利息支出。关注地产价格在债务周期中的重要作用。此外，财政收支矛盾加大了债务违约救助的难度。我国债务风险的长期决定因素在未来并不乐观。未来需要更多着重的应该是部门间债务率的平衡、优化与总体债务增速的可控。

一、经济增长与债务融资

（一）增长驱动因素的转换

1992年邓小平同志南巡确立社会主义市场经济体制后，我国经济增长的驱动因素大致可以分为四个阶段：第一，1992年以来出现的投资过热和高通胀，随后经济97年亚洲金融危机+98全国性洪水冲击+国企改革脱困，经济面临紧缩局面。第二，2001年我国加入世贸，全球化进程我国对外贸易增长迅速，此时贸易+投资成为经济增长的两大驱动因素，这一阶段经济增速出现了持续高增长，直到2008年末金融危机全面影响我国。第三，金融危机后时代，全球化进程退潮，贸易保护主义抬升，以邻为壑政策不断上演。贸易部门衰退背景下，国内投资成为这一时期我国经济增长主要驱动因素。这一阶段最典型的是2009年“四万亿”投资计划的推出。第四，2013年以来，新一届政府试图改变低效率的投资模式，但效果并不显著。地方政府既有投融资机制被打破、国企部门高负债率制约投资的增长，我国经济增长的最后驱动因素正面临冲击，也导致了经济增速的持续下降。

（二）债务融资与社会融资成本

2009年以来的经济增长驱动因素向投资的单极转换，使得我国社会融资规模在2009年之后有了显著跃升并一直位置在较高水平。我国信贷、非标融资、债券等为代表的债务型为主体的融资结构使得我国各部门总债务率不断上升。社会融资成本又受到货币政策松紧变化、

¹本文系中国人民大学国际货币研究所（IMI）工作论文，编号 IMI Working Papers No.1618

²王彬，中国人民大学国际货币研究所研究员，工商银行高级分析师

市场风险偏好的影响。2013年货币政策从紧加速了“钱荒”的出现，导致社会融资成本整体呈现上升趋势。2014年二季度从定向宽松开始直至下半年以来的持续降息降准后，货币流动性趋向宽松，无风险利率下降带动社会融资成本高的局面有所缓解。但2015年经济增速持续放缓导致“资产荒”的出现，金融市场风险波动加大又使得市场风险偏好降低，融资成本风险加权提高。经济持续下行、债务型主体的融资结构、刚性兑付、金融市场波动性加大，由此形成债务融资主体的负债端成本下行空间有限但资产端收益持续下行的不利局面。

二、我国各部门债务情况

（一）中国各部门债务的历史演进、特点与横向比较

从我国债务率的动态演进轨迹来看，2008年之后，受到大规模经济刺激的冲击，我国债务率有了显著上升，此后一路上行，直至近期235%的负债率。横向来看，我国债务率总水平已经超过了新兴市场国家的均值，但仍然显著低于美日欧等发达国家经济体。从债务结构来看，我国高负债率主要来自于政府部门的公共债务和非金融企业债务。经过2015年接近3万亿的地方债务置换，政府债务水平有所下降，目前与新兴市场国家均值接近，远低于发达国家，40%的负债率也低于一般公认的60%警戒线。但是，非金融企业部门债务率不仅远高于所有国家，债务增长也在不断加速，成为我国债务风险最为集中的部门。随着经济增速不断放缓、融资成本下降缓慢，企业债务风险面临较大挑战。金融和家庭部门债务率偏低，其中家庭部门负债与新兴市场国家均值较为接近，但近年有超越的趋势。金融部门债务远低于发达国家，但也呈现出上行的趋势。

总的来看，我国总体债务水平的特点是，债务总体水平尚处于可控水平，但总体债务增速过快，特别是2009年以来；各部门债务存在显著的不平衡，企业债务、政府部门债务绝对水平偏高、债务增速较快，居民、金融部门债务较低；由于我国债务主体来自于企业和融资平台，我国债务投向主要是生产和投资领域，这与部分发达国家以居民消费为债务主体、债务主要投向消费领域有着很大的差别；我国外部债务比例显著低于新兴市场国家，外部债务风险敞口很小，较低的外部债务比例也为我国债务问题的处置提供了较大的回旋余地。

需要指出的是，2008年以来，市场出清较为彻底、总体债务率下降最为明显的只有美国。特别是金融危机前高杠杆的金融部门、家庭部门，负债率有了显著下降。非金融企业债务也呈现出温和的下降，政府债务则有所上升。对比其他国家，无论是欧日还是新兴市场国家，总体债务率均处于上升态势。从这一角度看，降低债务总负担并不容易，美国量化宽松政策最为坚决，但市场出清也作为彻底；欧洲、日本不仅在货币宽松上表现出犹豫和妥协，其在处理欧洲主权债务危机、日本“僵尸型”企业的过程中也受到更多非市场化因素的干扰，最终导致债务负担依然过重，高负债部门没有实质性的改善。

（二）地方政府债务风险可控，稳增长压力下新债务积聚

如果按照 2015 年地方上报的 16 万亿债务规模同比例计算, 2015 年到期地方债可达 2.6 万亿, 总计 3 万亿债务置换略微超出 2.6 万亿置换缺口。考虑到 2015 年是到期债务较为集中的年份, 2016 年到期债务预期将比 2015 年有所下降, 届时新增债务置换将会在稳增长中发挥更多的积极作用。按财政部的公告, “发行地方政府债券置换存量债务也是稳增长、防风险的重要举措。当经济下行压力加大、地方财政收入增速持续放缓时, 发行地方政府债券置换存量债务, 有利于保障在建项目融资和资金链不断裂, 处理好化解债务与稳增长的关系, 还有利于优化债务结构, 降低利息负担, 缓解部分地方支出压力, 腾出更多资金用于重点项目建设”, 也可加以佐证债务置换是稳增长的手段。

随着经济持续放缓, 稳增长已暂时超越去杠杆, 对地方政府的投融资限制又在逐步放宽, 尤其在基础设施融资方面获得了一定的政策支持, 这将利好短期稳增长, 但可能加剧长期债务风险。需要注意的是, 传统的投融资模式尚未实质改变, 刚性兑付难以打破, 地方融资平台又在变种, 隐性担保依然存在。要保持债务风险的可控, 我们需要相对更高的经济增速、相对更低的债务增速和更合理的债务期限与结构。在 L 型复苏趋势下, 后两者无疑是现实出路, 这也是近年来宏观调控的思路, 但去杠杆和稳增长之间的平衡无疑是个高难度的任务。

(三) 非金融类企业部门债务风险面临挑战

企业总体债务水平对宏观经济影响的研究始于 20 世纪 80 年代末。当时美国企业部门正处于债务高速增长期, 节节攀升的企业债务对 GNP 比和不断下降的企业信用评级, 引起了学者们的广泛关注。Kaufman(1986) 和 Friedman(1986) 率先提出警告, 称过高的债务将在企业收入下降时限制企业行为, 危害金融稳定。他们指出, 在经济衰退发生时, 中断的现金流会使得企业无法偿债, 这必然带来两个后果: 一是金融体系风险的累积, 二是产出和就业因企业削减产量而下降。为防止这种情况出现, 在企业部门负债较高时期, 联储势必更倾向于采取扩张性的货币政策以避免经济下滑, 最终引发通货膨胀。

中国企业杠杆率变化的历史沿革。一, 上世纪 90 年代以来的加杠杆。改革开放初期, 我国企业负债率普遍处于低位, 但经过 10 多年不断累积, 特别是 1992 年以后全国性的投资热潮涌现, 企业负债率从 90 年代中后期开始加速上升, 这其中很多国有、民营企业出现了资金链断裂, 陷入资不抵债的境地, 而且形成了以“三角债”为主要特征的企业债务结构。1997 年亚洲金融危机的冲击使得我国加大了扩张内需的力度, 国内企业债务率继续攀升。到 2000 年至 2001 年, 国家开始采取破产核销呆坏账、债转股、通过上市公司增资扩股等方式, 债务杠杆率重新有所回落。

二, 2001-2007 年的去杠杆。这一阶段是我国企业资产负债率有效降低的黄金时期。这最主要得益于 2001 年我国加入 WTO 后, 经济快速增长的红利带动了各行业领域的迅速发展。从 2001 年到 2007 年, 快速的信贷扩张也并未导致过度杠杆化。2006 年经济初现过热的苗头, 企业杠杆率再次回升。2007 年通胀风险开始受到关注, 企业杠杆率重新回落到 2001 年水平。

三，2008年以来的加杠杆。2008-2009年国际金融危机的外部冲击下，我国推出大规模刺激政策，产能扩张是以负债率提升作为基础的。这一阶段我国各部门负债率均出现了显著攀升，其中企业和地方政府负债占GDP的比重年均分别上升6%和1.36%，企业债务增速远大于地方政府债务增速。经济增速放缓，产能严重过剩，盈利能力下降，财务与利息费用持续超出利润增速，导致企业负债居高不下。目前，企业部门负债占比GDP已经超过123%，显著高于新兴市场国家和发达国家经济体。

民营企业顺周期降杠杆，国有企业逆周期加杠杆。从企业的属性来看，2008年以后随着经济实质性的转差，国有、民营企业和各自主导的行业负债率出现了明显的背离，国有企业负债率逆经济周期显著上升，民营企业负债率则顺周期下行。总体盈利能力系统性下滑，其中国有企业下滑最为明显，这与其高负债率与高融资成本、过剩产能突出有直接关系。民营企业盈利虽有下滑，但依然在所有属性的企业中高居首位。民营企业多涉及更具市场化竞争的行业和领域，其自身的灵活调整与市场化机制运作，有利于其在所属领域的市场出清与价格灵活调整，规避了逆经济周期出现的高负债率与低效投资等问题。

从行业的属性来看，高负债率行业也大都与国企占主导的行业重合。特别是在能源、钢铁、基础设施建设以及房地产行业，在2009年之后有了显著地跃升，显示出逆经济周期调控在行业层面的干预和影响。

当前我国企业的债务主要集中在贷款和债券方面。从贷款和债券数据方面看，我国企业部门债务的绝大部分来自国有企业负债，占80%左右。从2008年以来企业新增贷款的行业分布看，主要分布在工业、材料、公用事业和能源等领域；从当前存量债务的行业分布情况看，主要分布在公用、铁路、矿产、运输、石油天然气等行业。

中国企业杠杆率过高的原因。当前，我国企业部门债务不仅远超新兴市场国家平均水平，也高于发达国家经济体。事实上，在2008年之前，我国企业部门债务就已经处于较高水平，2008年之后的进一步上升与持续的逆周期政策调控固然有着密切关系，但我们也应当关注企业债务率高升的一些基本的结构性因素：

第一，我国企业融资方式多以债权融资为主，股权融资规模仍然偏低。中国企业部门的债务主要由非上市公司负担，而这国企又占了约90%，其中包含了大量的地方融资平台。债务融资偏好国企和地方融资平台，是导致这些部门负债出现结构性偏高的重要原因。第二，国企为代表的融资主体预算软约束问题也推高了债务负担。我国国企运营缺乏完善的责任体系，国企容易产生更多的融资冲动，破产概率低，不易承担投资失败的责任，导致国有企业有扩大资产负债表的冲动。第三，我国居民部门消费增长一直不够显著，储蓄率在全世界仍处于较高水平。我国持续偏高的储蓄率为投资扩张提供了一定的支撑。我国经济以高储蓄、高投资、高负债的模式维持高增长。

三、关于债务问题的几点思考

（一）债务扩张的极限

经济增长中的投资融资很大一部分来自于债务融资。海曼·明斯基在《稳住不稳定的经济》认为，经济系统存在固有的不稳定性，其根本问题在于资本的投资/融资过程中具有内在的不稳定因素。结合经济周期，从债务融资来看，当经济处于上一衰退周期后的复苏和繁荣阶段时，债务融资的边际收益也处于较高水平，足以覆盖债务利息的支出，这可以称作是对冲型债务融资；此后，随着经济进入衰退和萧条阶段，债务不断积累，但投资收益边际持续下滑，其投资收益可能仅仅能够覆盖利息支出而不能偿还本金，债务被迫展期，形成投机型债务融资。更有甚者，可能出现旁氏债务融资的局面，即利息的支付也存在困难，债务不断增加，必须再融资或变卖资产。一个经济体中的庞氏融资比例越来越高将会导致整个经济信用增长必须加速，否则庞氏借贷人将大量违约，造成经济系统的崩溃。当投机、旁氏债务融资比例逐渐增多，就可能导致经济与金融体系的不稳定，最终达到临界点，即“明斯基时刻”，发生系统性的金融危机。

从我国近年来的社会融资规模增长与 GDP 增量来看，我国高杠杆率的债务体系的脆弱性正在不断增加。我国 2015 年社会融资规模存量为 130 万亿元左右，如果假设 5% 的平均利率，那么利息支出为 6.5 万亿元左右。同时，2014 年 63 万亿元左右，2015 年 GDP 实际增速 6.9%，2015 年名义 GDP 增量为 4.4 万亿左右。也就是说，我国目前的利息支出负担已经超过了当年 GDP 的环比增量，旁氏融资已现。从融资角度来看，2015 年社融增长为 15 万亿左右，新增社会融资的近一半被用作为形式利息支出。目前，货币继续保持宽松态势、地方政府债务置换、企业信用实现有限违约、不良资产推行债转股，正是这一背景下的产物。

（二）房地产价格、债务负担与宏观经济

资产价格与金融加速器效应。资产价格变化对经济中各部门资产负债表的变动影响很大，并且这一传导存在自我强化机制。资产价格处于上涨周期中，抵押物价值上升，企业负债率也会下降，金融机构信贷扩张，推动总需求扩张，有利的经济形势推动资产价格新一轮上升。当经济基本面出现调整、政策方向逆转或者市场预期改变冲击因素出现时，资产价格开始出现调整，当资产价格下降，抵押物随之减值，企业经营困难、负债率提高，信用出现收缩，总需求下降，资产价格进一步下跌。由此形成资产价格对信用扩张、总需求的正向反馈的自我强化机制。

Bernanke, Gertler and Gilchfist (1999) 认为，投资水平依赖于企业的资产负债表状况，较高的现金流量和资产净值对于投资有直接或间接的正面影响，直接的影响是因为它增加了内部融资的来源，间接的影响是因为它提供更多的抵押品而减少外部融资成本。当企业遭受到经济中的正向冲击或负向冲击，其净值随之升高或降低时，经由信贷市场的作用会将这种冲击对经济的影响放大，这种效应称为金融加速器效应。

房地产价格与债务负担。一般认为，房地产价格波动是宏观经济和金融周期的重要部分。房价波动周期较长，其杠杆周期的跨度比一般的总需求波动周期要长得多。房地产在我国债

务扩张中扮演着重要作用，从抵押物、融资需求和土地出让金收入三个方面影响我国债务扩张。

首先，正如之前所述，很多企业融资抵押物是地产，大量的贷款是用土地和房地产抵押的，我国绝大多数的地方政府债务是以地方政府手中的土地储备来作为抵押的。当房地产价格出现大幅下跌，导致这些企业难以获得预期的融资规模，企业投资扩张下降，降低总需求。同时资产价格作为未来经济的晴雨表，其价格下跌也会在拉低未来的通胀水平，降低公众通胀预期，使得经济陷入通缩局面。

其次，房地产自身的融资需求直接带动了负债的扩张。一方面，房地产企业资产负债率明显高于一般性的工业企业，另一方面，居民部门中长期贷款主要是购置房地产。2016年1季度，金融机构贷款投向来看，直接与房地产投资相关的贷款达到1.5万亿，同比多增5000多亿，占据1季度信贷总额度4.6万亿的近三分之一，这还没有考虑到与房地产行业存在间接联系的诸多上下游产业链的融资需求。

最后，房地产价格变动直接关系到土地出让金收入，这是地方政府进行基建投资、债务偿还的重要资金来源。2014年以来一段时期内房地产价格持续低迷，政府性基金收入同比也出现了大幅的负增长。近期随着房价持续走高，这一状况有所好转。

决定房地产价格的基本面与货币金融因素。我们可以从三个方面来看待地产周期：人口因素、城镇化进程和货币金融条件。从我国人口结构比例来看，15-64岁人口比例从2010年开始趋势性下降，未来劳动力占总人口比例将会逐步减少，购房人口数和住房需求也会随之减弱；供给方面，目前已建和在建住宅面积与住宅销售面积之间存在较大缺口，我国人均住房面积也与发达国家相差无几，未来提升空间有限，房地产市场面临较大的去库存压力。另一方面，从城镇化率角度看，我国城镇化水平与发达国家相比仍然有较大的提升空间，这意味着人口集中的区域地产价格仍有持续的支撑动力。人口愈加集中也意味着另一些区域人口的净流出，这些地方的地产价格面临更多的调整压力。从全球视角来看，横向从房价收入比、房价租金比以及住房空置率等指标看，我国房地产价格已经逐步远离市场的基本面因素。因此，仅从基本面因素来看，未来房地产价格高速增长的基础条件已经不再。但是，从货币金融方面来看，房地产价格未来依然面临很大的不确定性，非基本面因素在房地产价格中的作用将会越来越显著。

当前，房地产价格出现了新一轮分化式的上涨，这主要依赖于持续的购房鼓励政策出台和宽松的货币政策，很大程度上是对未来住房需求的提前透支。以2008年金融危机为分界点，之前的房地产价格持续上涨来自住房需求基本面因素的推动更多，金融危机特别是2010年我国人口红利拐点出现之后，房地产价格上涨来自基本面以外的政策刺激、货币金融条件宽松等因素的影响更多，房地产作为资产品的属性明显加强。未来房地产价格增长将会呈现出更加分化的格局，稳增长压力下的货币宽松将会持续，部分热点地区房价成为坚挺的孤岛。这些热点地区的房价由于其稀缺性将会受到城镇化率进一步提高带来的基本面因素和货币

金融因素的共同支撑，但广大的三四线城市将更多决定于基本面因素，净流出地区面临价格调整压力。

（三）财政兜底、财政可持续性与债务违约

财政收支面临长期矛盾。在财政力度不断加强的背景下，我国财政支出增速不断提高、财政收入增速放缓，财政收支之间的矛盾在未来将会显现。财政预算支出方面，面临经济下行压力，财政政策在 2016 年更加积极，赤字率也提升至 3%。从广义财政资金来源看，包括以税收为支持的预算内公共财政收和以土地使用权出让收入为支持的预算外政府性基金收入。具体来看，具有代表性的主体税种如增值税、企业所得税、营业税的增速与金融危机后的高点相比已出现严重下滑。一般性预算收入总体不乐观，未来主体税收下行压力未减。此外，政府性基金收入近期有所改善，但持续的透支未来需求使得本轮房地产反弹力度和周期均弱于往年。无论是一般预算收入还是政府性基金收入都面临着可持续发展的巨大压力。

企业债务违约风险加大。从防范地区出现金融风险的较度来看，地方政府有激励救助债务违约主体，特别是对于地方国企的债务违约。去年以来，企业债务违约开始出现，特别是今年地方国企债务违约的神话被打破，近期企业债违约事件频出，信用利差走廊，甚至是出现了融资主体提前赎回的另类违约事件。

当前企业债务违约出现的表面原因是，监管层允许在不出现系统性金融风险的前提下，出现可控的债务违约。深层次的原因是，总的社会债务规模的不可持续性、债务扩张极限的限制、经济处于降速调整的大环境。从政府层面看，财政收入压力增加、财政收支矛盾、财政存量资金的系统性下降，使得政府在救助企业债务违约、进行财政兜底能力受到制约。

（四）债务风险的长期决定因素并不乐观

综合以上分析，我国债务风险的长期决定因素在未来并不乐观：首先，经济增长持续放缓已经难以逆转的趋势，投资收益也在趋势性下行，这从根本上制约了各部门债务率下降的空间。事实上，20 世纪末上一轮高企的企业债务率逐步下行主要是得益于加入世贸后经济快速增长，高债务在高速增长中被逐步抵消，但这一条件至少在短期内难以出现。其次，增长目标约束、经济下行容忍度有限使得政府更偏好频繁使用逆周期调控，导致国企、地方政府融资平台债务持续增加，但这其中很多的无效投资加速了债务的积聚。此外，制度性的预算软约束、财政隐形兜底也使得这些融资主体融资更为大胆。再次，出于系统性金融风险的审慎考虑，我国出现大范围破产清算的可能性不大。债务违约尽管已经出现，但是要在可控、有限的承受范围之内，更多的将会依靠债务展期、债务置换、债转股、财政救助等非市场化手段实现对债务风险的控制，这些措施显然无法系统性的改善债务率，只是风险的转嫁与利益格局的调配。最后，从历史数据的经验来看，无论是美日还是新兴市场国家，其债务率是一个持续漫长的上升过程，直至目前仍未看到有系统性下降的迹象。从这一角度看，我们未来需要更多着重的应该是部门间债务率的平衡、优化与总体债务增速的可控。

竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗？

——中国利率市场化进程的微观证据

刘莉亚¹ 余晶晶² 杨金强³ 朱小能⁴

【摘要】在“十三五规划”大力强调金融机构改革的形势下，2015年名义上走完最后进程的利率市场化是否会推动银行业竞争环境改变，促使银行信贷结构调整以提高其经营效率成为银行业深化改革的重要现实问题。为此，本文探讨了利率市场化进程中竞争影响商业银行信贷结构的作用机制，并通过对2007年至2014年中国银行业微观数据的分析，得到如下结论：（1）竞争有利于调整银行信贷结构，但会促使银行追求信贷扩张的冒险行为；（2）中小规模、低流动性水平、低资本充足率水平的银行的信贷结构调整更积极，且更易寻求信贷扩张；（3）竞争加剧促使银行进一步增加对长期贷款的信贷资源配置。最后本文从改善银行业市场环境和银行业监管措施方面提出了相应建议。

【关键词】利率市场化 贷款价格竞争 信贷结构 银行异质性

一、引言

经济“新常态”形势下，由于银行信贷数量受管制、债市门槛高筑使得中国央行的降息、降准等货币政策措施很难真正发挥效果。加之监管对影子银行的打压、外汇占款受全球资本向美国回流的影响而减弱，实体经济融资渠道受阻、流动性难于提高。根本性的解决方法是通过完善金融市场、打破旧的基于数量控制的流动性框架，打通银行间市场和实体经济的流动性通道，实行利率市场化，让资金依据市场信号来配置。十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》对利率市场化改革做了全面部署。2015年11月，国务院总理李克强主持召开的国务院常务会议特别强调“深化金融改革，推进利率市场化，加快建设适应市场需求的利率形成和调控机制”。中国的利率市场化改革以稳步推进为原则，采取了先放开货币市场利率和债券市场利率，再逐步推进存、贷款利率市场化的总体改革思路，历经二十年之久，与完成利率市场化的主要国家和地区相比改革的进程相对缓慢。

利率市场化改革的目的是逐步建立由市场供求决定的金融机构存贷款利率水平的利率形成机制，通过货币政策工具，包括数量和价格工具来调控和引导市场利率，使市场机制在

¹刘莉亚，上海财经大学金融学院、上海市金融信息技术研究重点实验室

²余晶晶，上海财经大学金融学院

³杨金强，上海财经大学金融学院

⁴朱小能，上海财经大学金融学院

金融资源配置中发挥主导作用，并以此促进实体经济的发展。商业银行作为利率市场化最直接的承压主体与货币政策的主要传导途径（李涛和刘明宇，2012；Juurikkala et al., 2011），其发展战略、管理模式和业务结构都将随着利率市场化改革的推进而发生深刻变化。随着利率市场化改革的进一步推进，商业银行负债领域的竞争性、波动性和不可控性必然加大，商业银行的盈利将更多取决于对资产业务的管理，集中体现为对信贷总量和信贷资源配置结构的管理。宏观审慎管理框架下，单靠规模扩张的粗放型增长模式难以为继，而信贷资源配置结构优化作用凸显。优化信贷资源配置结构是决定商业银行经营优势的关键因素，也是提高利率承受力的重要途径。政策利率向存款和贷款利率的传导主要通过商业银行和投资者的资产配置优化行为来实现（马骏等，2015），因此研究利率市场化改革进程中商业银行的信贷资源配置行为有助于提高商业银行的盈利能力、增强商业银行的自主定价能力、为商业银行深化改革指引方向，同时对疏通货币政策信贷传导渠道、支持实体经济发展具有重大的意义。

银行的信贷资源配置行为主要表现为信贷结构的调整行为，信贷结构主要包括信贷的持有部门结构（个人贷款与公司贷款）、期限结构（长期贷款与短期贷款）、信用结构（担保贷款与信用贷款）。现阶段中国银行业的经营环境变化主要体现在利率市场化进程中银行的竞争程度发生剧烈变化。一方面利率市场化引致的直接融资工具的快速发展，银行业经历着“脱媒”的考验，信贷业务竞争性分流压力骤增；另一方面，全球经济一体化快速发展及外资银行准入条件的放松，使中国银行业面临越来越激烈的竞争环境，而且银行的竞争行为经历着从机构扩张为主到价格竞争的转变（易纲和赵先信，2011），基于此，我们不禁要问：利率市场化进程逐步深化的背景下，银行业价格竞争行为如何影响银行的信贷资源配置？银行会由于竞争的压力去寻求高收益高风险的信贷吗？不同性质的银行信贷结构调整步调一致吗？明确上述问题对评估当前利率市场化进程中银行业竞争环境对银行信贷结构影响的机制并合理引导银行进行信贷结构调整有重要的意义。

目前对利率市场化进程中竞争影响银行信贷行为的研究文献较少，大多数学者直接研究竞争对银行信贷资源配置的影响。当前国外学者对此问题的研究有争议，一类观点认为竞争会减弱银行的垄断能力、降低银行的边际利润率，鼓励银行的道德风险行为，从而促使银行铤而走险，追逐高风险资产（Hellman et al., 2000；Jiménez et al., 2013）；另一类观点认为竞争会减弱银行的道德风险和逆向选择问题、有助于打破垄断优势，促使管理者付出努力以提高公司经营效率，表现更好的银行会获得更多的信贷资源，从而使得信贷的发放更有效。同时信贷市场的竞争会限制银行进行跨期盈余分摊，从而抑制银行发放高风险信贷（Petersen & Rajan, 1995；González & González, 2014）。国内学者主要从竞争影响银行风险的角度研究问题，并不涉及信贷结构。现有研究认为竞争通过影响银行的特许权价值、边际利润率，从而影响银行的风险承担（李燕平和韩立岩，2006；王东静和张祥建，2007；张宗益等，2012）。部分学者从银企关系出发研究竞争对银行信贷行为影响的研究中，部分国外学者认为竞争会抑制关系型贷款的增长，竞争使银行系统变得更加有效率，中小企业能获得较多贷款

(Petersen & Rajan, 1995; Paravisini, 2008; Kerr & Nanda, 2009), 部分学者认为竞争会使得大中型企业更容易获得贷款 (Bernanke et al., 1996; Boyd et al., 2006)。国内部分学者认为通过增加中小银行数量等方式来增加银行之间的竞争程度有利于中小微企业获得贷款 (李志赟, 2002; 谭之博和赵岳, 2013), 部分学者认为竞争会促使银行贷款集中于信用水平及财务状况好的大中型企业 (朱晶晶等, 2015)。少量文献直接从信贷期限结构、信用结构等角度研究竞争对银行信贷结构的影响。Hainz (2003) 指出银行间竞争程度弱化时, 银行趋于向客户提供抵押贷款。马君潞等 (2013) 论证了竞争对借款期限存在客户争夺效应和代理成本效应的双重效应, 因而会促使银行选择延长贷款期限来争夺客户或者缩减贷款期限来减少代理成本。

无论从理论或实证角度, 银行业竞争对商业银行信贷行为影响的研究都尚未定论。并且以往学者研究银行业竞争影响银行信贷行为时研究对象都是国外的银行, 样本多为已经完成利率市场化的发达国家数据, 不同的国家制度环境决定了银行的信贷行为会有很大的差异, 且少有学者研究利率市场化改革背景下竞争对银行信贷结构调整的影响。为此, 本文结合了利率市场化背景, 构建了商业银行最优新增信贷决策的理论模型, 以此来分析竞争对商业银行信贷结构影响的作用机制。同时本文选取2007-2014年中国银行业的微观数据, 实证检验了利率市场化进程中竞争对中国银行业信贷结构的影响, 并细分银行业微观结构层面评估利率市场化背景下竞争对不同性质银行信贷结构的动态影响。

二、利率市场化进程中竞争影响银行信贷结构的理论分析框架

为了研究利率市场化进程中银行的竞争程度变化对银行信贷资源配置结构的影响, 本文基于DeYoung et al. (2015) 提出的贷款供给模型框架, 结合中国银行业特点, 对构建商业银行最优新增信贷决策的理论模型进行了拓展式优化。同时, 在垄断竞争市场的情况下, 通过引入竞争程度与银行单位资金贷款收益率的关系函数, 分析了竞争影响银行信贷资源配置结构的作用机制。

(一) 模型设定

模型的假设条件。本文考虑在垄断竞争市场中, 代表性银行通过最大化其目标效用函数来最优化经营策略。银行从事贷款的经营行为, t 期末代表性银行部门 i 的贷款存量满足 $L_{t,i} = L_{t-1,i} + NL_{t,i}$, 其中 $L_{t-1,i}$ 是 $t-1$ 期末部门 i 的贷款余额, $NL_{t,i}$ 为 t 期末部门 i 的新增贷款额。考虑到中国银行业自有资金较少, 故假定 t 期末代表性银行的可贷资金来源 L_t 全部为客户存款 F_t 。

竞争会影响银行的可贷资金成本和贷款的风险补偿收益, 因此首先需要定义借款成本下的银行单位资金贷款收益率。由于代表性银行部门 i 在 t 期末的贷款收益包含上期贷款余额

和当期新增贷款的共同收益,因此需要分别定义单位资金贷款收益率以区分收益率的实际作用区间。定义起始于 $t-1$ 期的 t 时期银行部门 i 的单位资金贷款收益率为 $\tilde{R}_{t,i/t-1} = 1 + r_t + \kappa_{t-1,i} - \tilde{\eta}_{t,i}$, 起始于 t 期的 t 时期银行部门 i 的单位资金贷款收益率为 $\tilde{R}_{t,i/t} = 1 + r_t + \kappa_{t,i} - \tilde{\eta}_{t,i}$, 其中 $1 + r_t$ 为单位外部融资成本, $r_t = r_t(h_{t,i})$ 表示为银行竞争程度 $h_{t,i}$ 的函数, 即融资成本主要受市场竞争程度决定。 $\kappa_{t,i}$ 为 t 期银行部门 i 的信用利差, 衡量部门 i 超出成本之外的风险补偿收益率, $\kappa_{t,i} = \kappa_{t,i}(h_{t,i})$ 表示贷款的风险补偿收益主要由市场竞争程度决定。 $\tilde{\eta}_{t,i}$ 是 t 期部门 i 的单位资金贷款损失, 分布为 $\tilde{\eta}_{t,i} \sim N(\mu_{t,i}, \sigma_{t,i})$, 其协方差矩阵衡量了部门内及部门间的风险程度。代表性银行部门 i 在 t 期的单位资金贷款收益率决定了该部门的新增贷款量, 即 $NL_{t,i} = NL_{t,i}(\tilde{R}_{t,i/t})$, 故可得 $\tilde{R}_{t,i/t} = \tilde{R}_{t,i/t}^{-1}(NL_{t,i})$ 。定义 $C_{t,i} = C_{t,i}(NL_{t,i})$ 为 t 期代表性银行部门 i 的经营管理成本。

根据现有的研究, 竞争会影响银行的贷款利率弹性, 银行间的竞争程度越大, 利率弹性越大 (Davis et al., 1987; Berger & Hannan, 1989)。同时由经典的垄断银行Monti-Klein模型可知, 代表银行垄断程度的指数与银行贷款利率弹性存在反向等式关系。定义新增贷款的

利率弹性为 $\varepsilon_L(\kappa_{t,i}) = -\frac{\partial NL_{t,i} / NL_{t,i}}{\partial \kappa_{t,i} / \kappa_{t,i}} > 0$, 则可假设 $\varepsilon_L(\kappa_{t,i}) = A \cdot h_{t,i}$, $A > 0$ 。

银行的利润构成及最优化目标函数。 定义 t 期代表性银行共有 n 个部门, 则 t 期末代表性银行的利润函数为

$$W_t = \sum_{i=1}^n (\tilde{R}_{t,i/t-1} \cdot L_{t-1,i} + \tilde{R}_{t,i/t} \cdot NL_{t,i}) - (1 + r_t) \cdot F_t - \sum_{i=1}^n C_{t,i}(NL_{t,i}) \quad (1)$$

代表性银行追求最大化期望效用, 定义代表性银行在 t 期的期望效用函数为 $E[U(W_t)]$, 其中 W_t 为利润函数, 效用函数为凹函数, 满足 $U_w > 0, U_{ww} < 0$ 。

(二) 模型的均衡条件与分析

t 期, 代表性银行通过调整新增贷款 $NL_{t,i}$ 来最大化期望效用 $E[U(W_t)]$, 最优化问题为:

$$\max_{NL_{t,i}} E[U(W_t)] \quad (2)$$

一阶必要条件为:

$$NL_{t,i} = -L_{t-1,i} - \sum_{j \neq i} \frac{\sigma_{i,j}}{\sigma_{i,i}} \cdot L_{t-1,j} - \sum_{j \neq i} \frac{\sigma_{i,j}}{\sigma_{i,i}} \cdot NL_{t,j} + \frac{1}{\gamma} \cdot \frac{\kappa_{t,i}(h_{t,i}) - \mu_{t,i} - \partial C_{t,i} / \partial NL_{t,i}}{\sigma_{i,i}} - \frac{1}{A\gamma} \cdot \frac{\kappa_{t,i}(h_{t,i})}{h_{t,i} \cdot \sigma_{i,i}} \quad (3)$$

$L_{t-1,i}$ 表示上一期代表性银行部门 i 的贷款存量, $\sigma_{i,i}$ 表示代表性银行部门 i 贷款损失的方差, $\sigma_{i,j}$ 表示代表性银行部门 i 和部门 j 之间的贷款损失协方差。 $\gamma = -\frac{E[V_{ww}]}{E[V_w]}$ 表示

Arrow-Pratt绝对风险规避系数。 $(\kappa_{t,i} - \mu_{t,i} - \partial C_{t,i} / \partial NL_{t,i}) / \sigma_{i,i}$ 是经风险调整后的贷款期望收益率（也可看成部门*i*贷款的*sharpe ratio*）。

最优化均衡条件（3）说明银行不同部门的信贷受一系列因素影响，这些影响因素共同决定了银行的信贷资源配置结构。当上一期的贷款余额 $L_{t-1,i}$ 过大时，银行会降低该部门的新增贷款量，即在不完美市场中，存量多的资产一般来说会产生较多的流动性弱的资产，为了防范风险，银行会减少新增贷款量；部门*i*与*j*之间贷款风险负相关时，部门*j*的贷款存量与贷款增量增加会促进部门*i*信贷的增加，体现出风险规避原则；风险规避程度与*sharpe ratio*共同影响银行部门*i*信贷的增量，*sharpe ratio*越高，风险规避程度越小，则银行越会增加该部门的信贷投放；部门*i*的新增贷款与银行间的竞争程度有关，竞争程度通过影响部门*i*的信用利差，也即影响该部门的单位资金贷款收益率来影响新增贷款量。由于不同部门的单位资金贷款收益率受竞争程度影响不同，决定了竞争影响银行信贷资源配置的差异性。

（三）竞争影响银行信贷结构的逻辑框架与假设提出

根据已有的研究成果，结合本文理论层面的分析，归纳出竞争与其它主要因素影响银行信贷结构的机制与逻辑框架（见图1），并提出本文的研究假设。

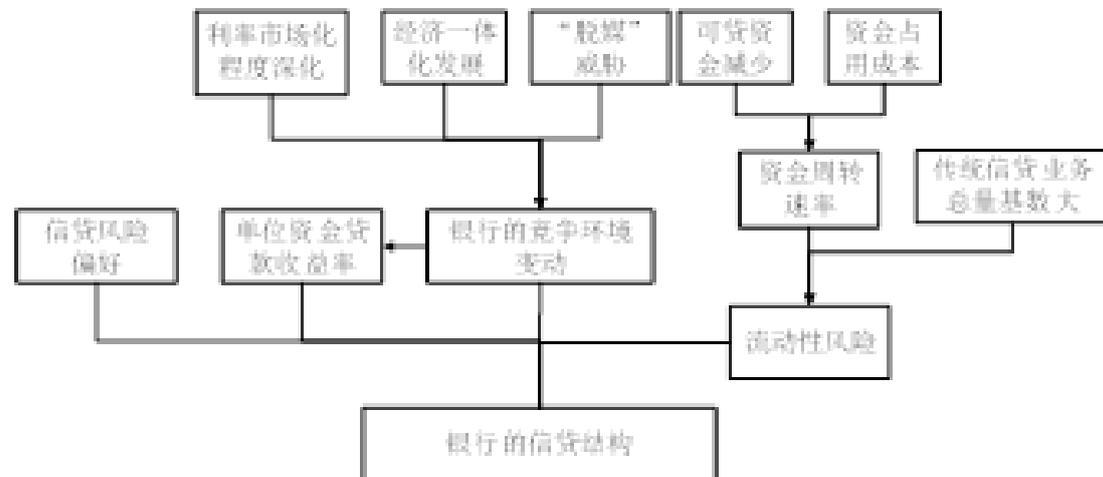


图1 影响银行信贷结构的机制

假设1：银行业之间的贷款价格竞争会影响银行的信贷结构变动，使银行增加（减少）对信贷的发放；

假设2：信贷部门经风险调整后的单位资金贷款收益率对贷款价格竞争的敏感程度高，则银行会增加（减少）对该部门的信贷资源配置；

假设3：银行会降低对流动性风险发生概率大的信贷的投放。

三、经验方程与数据描述

（一）样本描述

考虑到数据的完整性及大型国有银行股份制改革以前，不良资产较多的事实，本文实证部分选择了大型国有银行股份制改革基本结束后2007-2014年共8年的中国银行业数据分析，数据主要来源于Bankscope数据库和Wind资讯。剔除政策性银行、外资银行、邮政储蓄银行、证券公司、信托公司以及80%以上指标数据缺失的银行，并查阅银行年报进行数据补缺和纠正，最终分析的银行共67家，其中大型国有银行5家，股份制银行11家，农村商业银行12家，城市商业银行39家。样本银行资产占全部银行资产比在样本期间一直维持在70%以上，具有较高的代表性。

（二）经验方程设定及估计方法

根据前述的理论模型分析框架，得到如下一般性的经验方程：

$$\begin{aligned} \frac{Ratio_{NL_{t,i,j}}}{L_{t-1,i,j}} = & \alpha + \sum_m (L_{t-1,i,m})\beta_m + \sum_{m \neq j} \left(\frac{Ratio_{NL_{t,i,m}}}{L_{t-1,i,m}} \right) \varphi_m + \frac{\kappa_{t,i,j} - MC_{t,i,j}}{\sigma_{i,j}} \cdot \delta \\ & + c_{t,i} \cdot \pi + z_{t,i} \cdot \rho + x_t \cdot \theta + \varepsilon_{t,i,j} \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $i=1,2,\dots,N$ 表示银行个体； $m=1,2,\dots,n$ 表示各贷款部门； t 表示数据时间长度； $\frac{Ratio_{NL_{t,i,j}}}{L_{t-1,i,j}} = \frac{NL_{t,i,j}}{L_{t-1,i,j}}$ ， ${}^5NL_{t,i,j}$ 表示银行 i 第 t 年部门 j 的新增贷款额， $L_{t-1,i,j}$ 表示银行 i 第 t 年部门 j 的上期贷款余额，信贷增速作为因变量能直观的反映信贷资源配置结构的变化； $(\kappa_{t,i,j} - MC_{t,i,j}) / \sigma_{i,j}$ 表示银行 i 第 t 年部门 j 经风险调整后的资产收益率， $MC_{t,i,j}$ 表示银行 i 第 t 年部门 j 的资产边际成本； $c_{t,i}$ 表示银行贷款价格竞争程度； $z_{t,i}$ 是包含银行规模的银行特征变量； x_t 是包含 GDP 增长率、通货膨胀率 CPI 、存贷款利率差 $loan - spread$ 的衡量宏观经济的变量；残差项 $\varepsilon_{t,i,j}$ 表示随时间改变的不可观测的贷款扰动。

本文因变量为 t 期银行 i 部门 j 的贷款增长率，对应资产负债表为该部门相邻两年贷款额的差值与上一期贷款余额之比，自变量包含上一期的贷款余额，所以模型是一个动态方程。动态方程将因变量的滞后项作为解释变量会导致解释变量具有内生性，因此采用普通的最小二乘法或极大似然法等估计结果将有偏。Arellano & Bond (1991) 提出的广义矩估计 (GMM) 方法可以很好的处理内生变量问题，并通过工具变量过度识别检验和残差序列相关检验来检验估计方法的合理性。Sargan 检验用来检验工具变量的过度识别问题，P 值大于 0.1 说明在 10% 的显著性水平上不能拒绝工具变量有效的零假设，故不存在过度识别的问题。GMM 估计要求不能存在二阶序列相关，AR (2) 的 P 值大于 0.1，则模型不存在二阶序列相关问题。以上两个条件都满足说明 GMM 估计方法有效。

（三）模型变量的选取

⁵不同于理论模型，经验方程中因变量考察信贷的增速，比用信贷增量更能直观反映出信贷的资源配置偏好程度。

本文分析中，各变量的含义、计算方法、对应符号如表1所示。

因变量的选取。因变量旨在测定银行的信贷资源配置结构，这里用不同类型信贷的增速来衡量信贷资源的配置结构。综合中国商业银行年报中披露的贷款分类情况，大致可以按照贷款对象、期限、信用结构和投向行业等进行分类。由于按行业分类一般会得到10种以上的贷款类别，不利于分析研究，故本文仅采用前三种分类方式，根据模型（4）分别建立三个回归模型：模型1按贷款对象分类考察公司商业贷款（）、消费零售贷款（）和住房抵押贷款（）受的影响；模型2按贷款期限分类考察短期贷款(short loans)和长期贷款(long loans)受的影响；模型3按信用结构分类考察信用贷款(credit loans)和担保贷款(guarantee loans)受的影响。

表1 主要变量的说明

变量类型	变量符号		变量含义	变量计算方法	
因变量	按贷款对象分类	$R_{NL_{CRL,t,i}}$	消费零售贷款增长率	(当期消费零售贷款额-上期消费零售贷款额)/上期消费零售贷款额	
		$R_{NL_{RML,t,i}}$	住房抵押贷款增长率	(当期住房抵押贷款额-上期住房抵押贷款额)/上期住房抵押贷款额	
		$R_{NL_{CCL,t,i}}$	公司商业贷款增长率	(当期公司商业贷款额-上期公司商业贷款额)/上期公司商业贷款额	
	按期限分类	$R_{NL_{short,t,i}}$	短期贷款增长率	(当期短期贷款额-上期短期贷款额)/上期短期贷款额	
		$R_{NL_{long,t,i}}$	长期贷款增长率	(当期长期贷款额-上期长期贷款额)/上期长期贷款额	
	按信用结构分类	$R_{NL_{credit,t,i}}$	信用贷款增长率	(当期信用贷款额-上期信用贷款额)/上期信用贷款额	
		$R_{NL_{guarantee,t,i}}$	担保贷款增长率	(当期担保贷款额-上期担保贷款额)/上期担保贷款额	
	自变量	$C_{t,i}$		竞争指标	1-贷款边际成本/贷款价格
Sharpe Ratio		$ROL_{t,i}$	贷款收益率	贷款利息收入/不良贷款调整前的实际贷款余额	
		$NPLS_{t,i}$	不良贷款率	银行不良贷款率	
上期贷款存量		贷款对象	$L_{CRL_{t-1,i}}$	消费零售贷款存量	上期消费零售贷款额
			$L_{RML_{t-1,i}}$	住房抵押贷款存量	上期住房抵押贷款额
			$L_{CCL_{t-1,i}}$	公司商业贷款存量	上期公司和商业贷款额
		期限	$L_{short_{t-1,i}}$	短期贷款存量	上期短期贷款额
			$L_{long_{t-1,i}}$	长期贷款存量	上期长期贷款额
		信用结构	$L_{credit_{t-1,i}}$	信用贷款存量	上期信用贷款额
			$L_{guarantee_{t-1,i}}$	担保贷款存量	上期担保贷款额

其它控制变量	$LN(TA)_{t,i}$	银行规模	总资产的对数
	r_GDP_t	GDP 增长率	GDP 平减指数
	CPI_t	消费价格指数	消费价格指数
	$loan_spread_t$	利差	一年期短期贷款利率-一年期定期存款利率

自变量的选取。 (1) 银行贷款价格竞争指标 ($C_{t,i}$)。分析竞争程度对银行信贷资源配置结构的影响, 竞争指标的选择比较重要。银行竞争度测量方法有传统的产业组织IO (Industrial Organization) 方法和新的实证IO方法。传统的IO方法基于SCP模型 (Structure Conduct Performance即结构-行为-效果), 该模型认为日益增加的集中度会减弱银行之间的竞争, 进而为银行带来更高的利润。衡量银行竞争度指标可以用银行集中度 (CR4) 或者赫芬达尔指标 (HHI) 度量, 但是有学者论证了集中度或HHI并不能很好的反映银行之间的竞争程度 (Bikker et al., 2012)。新的实证IO方法基于银行市场行为角度而非银行市场结构角度来解释竞争程度, 能从微观角度衡量竞争的影响, 衡量银行竞争的指标主要有Lerner Index (Berger et al., 2009) 和H统计量 (Panzar & Rosse, 1987)。由于H统计量只能用宏观数据分析整个银行业的竞争程度, 适用范围有限, 因此本文选择用LernerIndex (勒纳指数) 来衡量银行的竞争程度。

Lerner Index (LI) 用银行的市场价格背离其边际成本的百分比来度量, 计算公式表示为 $LI_{t,i} = (p_{t,i} - MC_{t,i}) / p_{t,i}$, 价格 $p_{t,i}$ 表示银行i第t年的产出价格, $MC_{t,i}$ 表示边际成本。Lerner Index介于0到1之间, 1表示市场完全垄断, 0表示市场完全竞争, 因此, 高的Lerner Index意味着银行具有更高的垄断竞争能力, 反之意味着银行面临着更激烈的市场价格竞争。为了分析方便, 回归中用 $C_{t,i} = 1 - LI_{t,i}$ 来代表竞争程度正向变化的分析指标, 即 $C_{t,i}$ 越大, 竞争程度越高。

(2) *sharpe ratio* ($(\kappa_{t,i,j} - MC_{t,i,j}) / \sigma_{i,j}$)。sharpe ratio反映经风险调整后的贷款期望收益率。由于目前银行的贷款细分项披露数据较少, 无法准确计算理论模型的代表性银行部门i在t期贷款损失的期望估计值 $\mu_{t,i}$ 和方差估计值 $\sigma_{t,i}$, 因此本文选择盈利指标和风险指标共同刻画风险调整下的资产收益率。选择贷款利息收入与不良贷款调整前的实际贷款余额之比作盈利指标。常见的衡量银行风险水平的指标有衡量信用风险的不良贷款额与不良贷款率 ($NPLs$), 衡量破产风险的Z-score, 衡量流动性风险的流动性覆盖率 (LCR)、存贷比 (LD)、法定存款准备金率 (RRR)。考虑盈利指标的选取方式, 取不良贷款率 $NPLs$ 来衡量银行风险。

(3) 银行的贷款存量 ($L_{t-1,i,j}$) 与银行规模 ($LN(TA_{t,i})$)。贷款存量在模型中用上一期贷款余额表示。资产总额用来衡量银行规模大小, 本文用 $LN(TA_{t,i})$ 作为银行的特征变量。

(4) 利息差 ($loan_spread$)。利息差反映银行的盈利空间, 是影响银行信贷的重要

因素。

(5) 其它宏观经济衡量指标 (CPI 、 $r-GDP$)。本文用通货膨胀率 CPI 和 GDP 平减指数 ($r-GDP$) 来衡量宏观经济发展程度。

描述性统计分析。表2给出了本文研究所需变量的描述性统计结果。从贷款增速来看,消费零售贷款增长率均值高于公司商业贷款增长率和住房抵押贷款增长率均值,长期贷款增长率均值高于短期贷款增长率均值,信用贷款增长率均值高于担保贷款增长率均值;从贷款存量均值来看,公司商业贷款存量、长期贷款存量、担保贷款存量均值分别高于其它贷款存量均值。从资产总量上,银行综合考虑资金安全性、流动性和盈利性来配置资产,侧重于对公司商业贷款、担保贷款和长期贷款的资源配置,而这种资源配置结构与当前中国的投融资方式、信用评价体系、贷款主体等有关。目前以投资拉动为主的经济增长方式决定了企业占投资主体,自然人贷款份额较少。政府主导型的投资一般以长期贷款为主,且大规模银行贷款数量要远远高于中小规模银行,而大规模银行这类垄断程度较高的银行一般同企业会建立良好的关系,从而长期贷款中关系型贷款较多(Rajan, 1992; Petersen & Rajan, 1995),这就决定了贷款期限调整较困难。中国征信与信用评价体系不完善,因而银行会偏向于担保贷款这一类有抵押、质押品的贷款。从信贷增速这一可以反映信贷结构变化的统计值来看,信贷期限结构方面,银行还是偏向于长期贷款,其它类型贷款结构方面,银行逐步偏向于消费零售贷款、信用贷款的资源配置,反映出银行信贷结构的变化。

详细比较样本期间各银行的信贷存量与增量发现,存量方面,大型国有银行占据绝对优势,且在大型国有银行中,以中国工商银行业绩表现最佳,可见规模对银行信贷存量起至关重要的作用。增量方面,中小银行表现优于大型国有银行。近年来,中小银行机构和规模发展速度快于国有银行,特别是2015年后贷款向中小银行集中态势明显,体现出中小银行差异化竞争的策略。这是因为一方面,中小银行受地域、客户准入能力等限制,更擅长对接中小企业贷款;另一方面,由于利率市场化影响,中小银行吸收存款增加、同业拆借增加及定向降准等原因使中小银行可贷资金增加,提供了新增贷款增长的资金支持。

根据规模、流动性、资本充足率水平分类比较可知,小规模、低流动性、低资本充足率水平的银行按信贷结构分类的贷款增长率大部分高于大规模、高流动性、高资本充足率水平的银行,表明小规模、低流动性、低资本充足率水平银行的信贷扩张速度较高,反映出规模、流动性与资本充足率水平之间的一致关联性。

表2 变量的描述性统计

变量名	变量符号	均值	方差	中位数	最小值	最大值
消费零售贷款增长率	$R_{NL_{CRL}}$	0.78	2.61	0.35	-0.90	34.79
住房抵押贷款增长率	$R_{NL_{RML}}$	0.27	0.59	0.16	-0.90	5.23
公司商业贷款增长	$R_{NL_{CCL}}$	0.23	0.40	0.17	-0.12	6.60

率						
短期贷款增长率	R_NL_{short}	0.21	0.21	0.18	-0.35	1.90
长期贷款增长率	R_NL_{long}	0.36	0.84	0.18	-0.72	7.79
担保贷款增长率	$R_NL_{guarantee}$	0.25	0.40	0.21	-0.84	7.44
信用贷款增长率	R_NL_{credit}	0.74	4.67	0.14	-0.98	73.63
消费零售贷款存量	L_{CRL}	63.46	156.40	7.35	0.008	1007
住房抵押贷款存量	L_{RML}	142.10	358.20	5.26	0.004	2273
公司商业贷款存量	L_{CCL}	526.50	1258	55	0.38	7963
短期贷款存量	L_{short}	601.10	918.20	120.80	2.63	4281
长期贷款存量	L_{long}	664.70	1276	81.29	0.14	6487
担保贷款存量	$L_{guarantee}$	480.50	1200	58.34	3.53	7871
信用贷款存量	L_{credit}	158.80	463.70	7.27	0.002	3155
贷款收益率	ROL	0.07	0.01	0.06	0.01	0.14
资产规模	$LN(TA)$	5.24	1.75	4.81	0.61	9.93
不良贷款率 (%)	$NPLs$	1.27	1.71	0.97	0	23.57
利差 (%)	$loan_spread$	3.15	0.04	3.06	2.85	3.60
贷款价格竞争	LI	0.41	0.08	0.42	-0.19	0.64
通货膨胀率 (%)	CPI	103.20	2.00	103.00	99.30	105.90
GDP平减指数 (%)	r_GDP	9.48	2.08	9.35	7.30	14.20

注：以上的贷款存量单位为十亿人民币。

四、经验回归结果与分析

(一) 竞争对银行信贷结构的影响

表3给出了利率市场化进程中竞争对银行信贷资源配置结构影响的估计结果,⁶可知竞争明显促进了银行信贷资源配置结构的改变,验证了假说1。模型一考察了按贷款业务对象分类的信贷资源配置结构受影响的估计结果。竞争(C)对消费零售贷款增长率(R_NL_{CRL})影响显著为正,对公司商业贷款增长率(R_NL_{CCL})和住房抵押贷款增长率(R_NL_{RML})影响均显著为负,说明竞争促进消费零售贷款的增长,表现出信贷资源配置结构从传统的公司商业贷款为主向消费零售贷款方向转移。模型二考察了按期限分类的信贷资源配置结构受影响的估计结果,期限结构方面银行依然维持以长期贷款为主的期限结构,原因可能在于银行与企业之间建立融资契约的博弈结果。尽管Diamond& Dybvig(1983)论述短期贷款有利于提高银行的信息优势和企业的谈判能力,但Rajan(1992)基于关系贷款角度论述长期贷款有利于企业与银行建立良好的关系,有效避免“赢者诅咒”的问题。短期贷款增加银行成本的“代理成本效应”与长期贷款留住客户的“客户争夺效应”的博弈,在金融发展程度较高的市场环境下,“客户争夺效应”占优,则银行更倾向于发放长期贷款(马君潞等,2013)。模型三考察了按信用分类的信贷资源配置结构受影响的估计结果,竞争(C)显著促进了信用贷款的(R_NL_{credit})增长,竞争显著抑制了担保贷款($R_NL_{guarantee}$)的增长,即信贷

6由于篇幅限制,正文中所有的回归分析结果只列出部分主要解释变量的回归结果,详细的回归结果可以向作者索取。

资源配置结构从传统的担保贷款为主向信用贷款方向转移。

另一方面,竞争促进了银行的总体信贷增长。从竞争对信贷结构影响程度可知,竞争显著促进了银行总体的信贷增长。此外分析竞争对表内信贷增长率与表外资产业务增长率、表内其他收益性资产业务增长率的影响,同样表明竞争促进表内信贷的增长,即竞争促进银行信贷扩张。

表3 利率市场化进程中竞争对银行信贷结构影响的估计

因变量 自变量	模型一			模型二		模型三	
	(1) R_NL_{CCL}	(2) R_NL_{RML}	(3) R_NL_{CRL}	(1) R_NL_{short}	(2) R_NL_{long}	(1) $R_NL_{guarantee}$	(2) R_NL_{credit}
C	-0.212*** (-3.23)	-0.523*** (-5.04)	7.156*** (3.41)	-0.121 (-0.73)	0.892* (1.92)	-0.377*** (-4.42)	3.905*** (7.69)
$L.L_{CCL}$	-0.000*** (-4.64)	0.000*** (8.38)	0.000*** (3.18)				
$L.L_{RML}$	0.000*** (4.05)	-0.000*** (-7.05)	-0.000** (-2.19)				
$L.L_{CRL}$	0.000*** (3.65)	-0.000*** (-9.57)	-0.000*** (-3.60)				
$L.L_{short}$				-0.000*** (-6.27)	0.000 (0.06)		
$L.L_{long}$				0.000*** (3.74)	-0.000 (-0.38)		
$L.L_{guarantee}$						-0.000*** (-8.85)	0.000 (0.40)
$L.L_{credit}$						0.000*** (5.94)	0.000 (0.37)
ROL	0.296 (0.67)	-14.521*** (-7.55)	-36.975*** (-3.04)	-4.273*** (-2.72)	-12.989** (-5.89)	-3.268*** (-9.29)	-23.194*** (-5.80)
$NPLs$	0.028*** (3.57)	0.076*** (5.92)	-0.418** (-2.25)	-0.005 (-0.46)	0.116*** (6.34)	-0.045*** (-8.14)	-0.094 (-1.24)
$LN(TA)$	-0.026*** (-5.86)	-0.050*** (-3.05)	-0.244** (-2.25)	-0.005 (-0.46)	-0.121*** (-4.70)	-0.006 (-1.52)	-0.328*** (-17.73)
CPI	-0.028*** (-15.76)	-0.081*** (-22.26)	0.070 (1.40)	0.014* (2.01)	-0.021*** (-3.06)	-0.019*** (-6.70)	-0.128*** (-12.77)
r_GDP	0.018*** (3.23)	-0.038** (-2.34)	-0.043 (-0.56)	-0.047*** (-7.23)	0.065* (1.87)	0.010*** (3.16)	0.124*** (3.89)
$loan_spread$	0.292*** (8.41)	0.039 (0.33)	0.417 (0.67)	0.665*** (6.80)	-1.345*** (-2.97)	0.223*** (6.68)	-0.114 (-0.83)
$_cons$	2.399*** (13.47)	10.376*** (21.51)	-3.180 (-0.52)	-2.395*** (-3.93)	8.361*** (7.66)	1.805*** (7.47)	19.395*** (16.17)
N	133	126	135	97	97	144	145
$Sarganp$	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9774	0.9171
$Ar(2)$	0.5381	0.2532	0.3965	0.1738	0.2403	0.2610	0.5147

分析其它因素对银行信贷增速的影响。上期贷款存量的估计系数大部分显著为负,基于风险分散的管理理念,贷款存量过高流动性水平受抑制时,银行会相应减少该部门信贷投放来降低风险,从而银行信贷结构向消费零售贷款、信用贷款这类贷款存量较少的贷款调整,验证了假说3;规模对信贷增长率影响大部分显著为负,即规模较小的银行更容易寻求信贷扩张,在当前“大而不倒”的经营模式下,扩大经营规模是银行提高利润、寻求隐性担保的经营策略;贷款收益率对贷款的影响等同于贷款利率对贷款的影响,该影响大部分显著为负,

符合贷款利率弹性为负的事实；反映风险控制程度和资产质量的不良贷款率水平对信贷增速影响大部分显著为负，说明银行风险程度提高时会降低对新增信贷的发放，与银行风险敞口管理原则一致。利息差显著促进公司商业贷款、担保贷款和短期贷款的增长，即银行在利息差扩大的情况下会显著增加对这几类贷款的资源配置，当利息差缩减时，银行对此类贷款的资源配置相应减少。住房抵押贷款和短期贷款具有明显的“逆经济周期特性”，其它贷款表现出“顺经济周期特性”。这与近年来经济增速放缓的情况下，信贷“脱实向虚”、期限错配加剧的事实基本吻合，故在深化经济改革的过程中，亟需关注期限错配风险和系统性风险；消费价格指数CPI对信贷增速影响显著为负，CPI越小表明经济增长相对越稳定，银行会增加自身的资产配置，以获取更大的利润。

进一步分析竞争影响信贷结构的作用机制，由理论模型分析可知竞争通过影响信贷的单位资金贷款收益率来影响银行信贷结构的调整程度。银行的单位资金贷款收益率即ROL，因此加入竞争与ROL的交互项来考察竞争影响信贷结构的作用机制，回归结果见表4。ROL对信贷增长率的影响系数可以近似看成贷款增长率的利率敏感程度，由表4可以看出ROL对消费零售贷款增长率、长期贷款增长率、信用贷款增长率的影响程度强于同类型的其它贷款，竞争与ROL的交互项同样对消费零售贷款增长率、长期贷款增长率、信用贷款增长率的影响程度强于同类型的其它贷款，表明竞争促进了此类贷款的利率敏感度增加，在利率敏感度为负的情况下，降低贷款利率会促进信贷增长率的增加，从而银行信贷结构得到调整，验证了假说2。原因可以从以下几方面来解释，第一，利率市场化深化过程中，银行在一定的范围内自主决定贷款利率，在竞争的压力下，银行为了抢占市场份额一般会降低贷款利率(Barajas et al., 2000; 隋聪和邢天才, 2013)，利率敏感度大的贷款会相应获得多的贷款资源配置，公司商业贷款和担保贷款这类相对面临软预算约束的贷款利率敏感度相对较低；第二，银行资金成本中有一项很重要的成本即资金占用成本，即自有资金覆盖的贷款风险拨备金。利率市场化早期，银行的可贷资金来源较为稳定，因而能承受较高的资金占用成本，侧重于公司商业贷款和担保贷款这类贷款利率较高但资金占用成本也较高的信贷。随着利率市场化程度不断深化，利息差缩减，盈利空间缩减，则银行会寻求资金占用成本较低的信贷，以提高资金周转速度来增加利润。信贷结构的变化正说明了竞争促使银行向低资金占用成本的信贷转移；第三，消费零售贷款、信用贷款此类贷款开发维护成本相对较高，需要信用体系、银行监督管理机制健全的较发达金融市场环境，随着金融发展市场化程度提升，银行需要开拓新的利润来源，表现为信贷结构逐步向消费零售贷款和信用贷款方向转移。

表4 竞争影响银行信贷结构机制分析的估计结果

因变量 自变量	模型一			模型二		模型三	
	(1) R_NL_{CCL}	(2) R_NL_{RML}	(3) R_NL_{CRL}	(1) R_NL_{short}	(2) R_NL_{long}	(1) R_NL_{gt}	(2) R_NL_{credit}
C	-0.217 (-0.94)	-1.152** (-2.00)	38.717*** (4.97)	4.353*** (2.92)	14.010*** (4.70)	-0.112 (-0.35)	22.242*** (7.47)
ROL	-1.216*	-11.542***	-69.994***	-4.601***	-8.905**	-3.551***	-39.899***

	(-1.65)	(-8.90)	(-4.50)	(-4.84)	(-2.50)	(-6.68)	(-8.22)
<i>C·ROL</i>	0.308	4.371	-492.687**	-72.177***	-214.843**	-3.963	-313.213**
	(0.08)	(0.50)	(-3.90)	(-2.98)	(-4.38)	(-0.88)	(-7.58)
<i>N</i>	133	126	135	97	97	144	145
<i>Sarganp</i>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9839	0.9724
<i>Ar (2)</i>	0.6287	0.4434	0.9607	0.1595	0.1770	0.2529	0.1228

(二) 银行异质性微观结构

已有文献分析规模、流动性水平及资本充足率水平等异质性特征会影响银行的信贷行为 (Dinc, 2005; Berger et al., 2009; 戴金平等, 2008; 孙莎等, 2014), 因此对银行进行分组研究微观特性下信贷结构的调整行为。

表5的PANEL A、PANEL B、PANEL C分别考察按银行规模、流动性水平、资本充足率水平异质性微观特征分类的估计结果, 可以看出微观特性不同的银行信贷行为受竞争影响不一样。第一、不同类型银行的信贷结构在竞争的压力下实现了转型, 即从传统的公司商业贷款、担保贷款为主向消费零售贷款、信用贷款转移, 但信贷期限结构方面依然以长期贷款为主; 第二、相比大规模、高流动性水平、高资本充足率水平的银行, 小规模、低流动性水平、低资本充足率水平银行的信贷结构调整对竞争的影响更敏感; 第三、竞争抑制了大规模、高流动性水平、高资本充足率水平银行的信贷增长, 但促进了小规模、低流动性水平、低资本充足率水平银行的信贷扩张。

表5 银行异质性微观结构分组下信贷结构受竞争的影响估计

PANEL A	模型一			模型二		模型三	
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(1)	(2)
	R_NL_{CCL}	R_NL_{RML}	R_NL_{CRL}	R_NL_{short}	R_NL_{long}	$R_NL_{guarantee}$	R_NL_{credit}
C_{big_size}	-0.350*** (-5.62)	-1.049*** (-4.14)	2.749** (2.41)	-0.538*** (-4.21)	-0.512*** (-2.63)	-0.570*** (-6.74)	-0.788 (-1.34)
C_{small_size}	0.282** (2.21)	1.010*** (4.14)	23.751*** (5.78)	0.580 (1.01)	3.344* (1.70)	0.166** (2.05)	18.685*** (44.95)
<i>ROL</i>	0.444 (1.29)	-11.861*** (-8.01)	-33.352*** (-3.44)	-4.979*** (-3.40)	-12.266* (-1.70)	-3.027*** (-6.35)	11.241 (1.47)
<i>N</i>	133	126	135	97	97	144	145
<i>Sarganp</i>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9750	0.9960
<i>Ar (2)</i>	0.8502	0.3363	0.2131	0.1888	0.2190	0.2709	0.1796
PANEL B	R_NL_{CCL}	R_NL_{RML}	R_NL_{CRL}	R_NL_{short}	R_NL_{long}	R_NL_{gua}	R_NL_{credit}
C_{high_liqui}	0.000 (0.00)	0.701*** (-5.01)	3.760* (-1.82)	-0.519 (-1.42)	1.772*** (2.90)	-0.643*** (-9.59)	1.485** (2.18)
C_{low_liqui}	-0.442*** (-5.81)	-2.004*** (-8.74)	15.350*** (-6.26)	0.081 (0.32)	1.013* (1.83)	-0.304*** (-2.89)	9.443*** (14.28)
<i>ROL</i>	0.699*** (-2.7)	-15.510*** (-10.29)	-40.259*** (-3.29)	-5.607 (-1.42)	-22.170*** (-3.33)	-2.231*** (-6.01)	-33.964*** (-8.08)
<i>N</i>	133	126	135	97	97	144	145
<i>Sarganp</i>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9737	0.9831
<i>Ar (2)</i>	0.8267	0.2593	0.9189	0.2248	0.2641	0.4162	0.9848
PANEL C	R_NL_{CCL}	R_NL_{RML}	R_NL_{CRL}	R_NL_{short}	R_NL_{long}	$R_NL_{guarantee}$	R_NL_{credit}
C_{high_capi}	-0.264 (-1.59)	0.980** (2.04)	15.228*** (3.48)	-0.959** (-2.24)	-0.855 (-0.60)	-0.028 (-0.28)	1.350*** (3.00)
C_{low_capi}	-0.173*** (-2.77)	-1.198*** (-6.22)	3.371*** (3.52)	-0.506** (-2.44)	-0.561 (-1.44)	-0.580*** (-6.04)	7.277*** (5.93)
<i>ROL</i>	0.576	-14.379***	-48.920***	-4.414**	-10.320*	-2.920***	-41.255***

	(1.41)	(-8.56)	(-3.55)	(-2.01)	(-1.70)	(-4.71)	(-18.85)
<i>N</i>	133	126	135	97	97	144	145
<i>Sarganp</i>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9879	0.9713
<i>Ar</i> (2)	0.4022	0.2265	0.2323	0.1989	0.7460	0.4754	0.8349

小规模、低流动性水平、低资本充足率水平的银行信贷结构对竞争的影响更敏感且更易寻求信贷扩张，反映出大中小不同类型银行竞争力的差异。大型银行具有品牌、渠道、技术等优势使得其存款服务具有较高的附加值，同时融资渠道广泛，能更方便进入拆借、回购市场甚至是国际借贷市场，可贷资金来源的广泛性使得大型银行具有资金成本优势。贷款业务上大型银行具有“超级市场”式的综合业务，收入来源更广泛，而中小型银行具有特定市场功能、地域性特点明显，收入来源比较单一，因而相比大型银行对竞争的影响更敏感（Paravisini, 2008; Kerr & Nanda, 2009）；中小型银行追求信贷扩张的行为反映出银行寻求规模效应，试图通过扩大规模来降低资金成本、抵抗风险。大中型银行盈利能力相对较强，在竞争的压力下并不会贸然采取追求信贷扩张的冒险行为。近年来大中型银行的不良贷款率逐年下降，非利息收入比逐年上升，表明大中型银行在开拓新业务和管理风险方面卓有成效。城商行和农商行这些中小型商业银行的非利息收入比并没有明显的增长趋势，且利息收入占总收入比超过90%，传统的存贷利差收入构成其主要的收入来源。因而竞争加剧时，在盈利的压力下，中小型银行会铤而走险追逐高风险信贷。

（三）稳健性检验

为了进一步说明实证结果的有效性，本文还做了以下的稳健性检验：

1、不同的银行竞争程度指标。本文用代表市场结构的竞争指标HHI（赫芬达尔指数）对实证结果做稳健性检验。分别选取贷款市场占有率、资产市场占有率计算的HHI来衡量银行的市场竞争程度， $HHI_t = \sum_{i=1}^n (X_{t,i} / X_t)^2$ ，其中 $X_{t,i}$ 代表 t 期银行 i 的贷款规模（或资产规模）， X_t 代表 t 期整个银行业的总贷款额（或资产规模）， HHI_t 越大说明市场垄断程度越高。结果显示HHI对公司商业贷款的促进作用大于对住房抵押贷款和消费零售贷款的促进作用，即垄断促进银行贷款向公司商业贷款转移，则竞争促进银行贷款偏好于消费零售贷款。对长短期贷款、担保和信用贷款的分析结论与用Lerner Index衡量竞争程度的结果一致，证明了本文实证结果的可靠性。

2、样本标准化处理。考虑按银行资产权重对样本进行处理，以控制异方差和样本非标准化的问题。稳健性检验结果同样支持本文的实证结论，证明了本文实证结果的可靠性。

五、结论及建议

中国渐进式的利率市场化改革走了二十年之久，直到2015年放开存款利率上限才标志着利率市场化改革的初步谢幕。在《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》重点强调金融机构特别是银行业深化改革的背景下，利率市场化改革给银行业带来新的

机遇和挑战。宏观审慎管理框架下，优化银行信贷结构是提高银行经营效率和利率风险承受力、保障货币政策传导渠道通畅的充要条件。利率市场化背景下竞争变动对银行信贷结构的影响效果，目前缺乏必要的理论与经验分析。为此，本文通过对DeYoung et al. (2015) 提出的贷款供给模型进行优化，分析了利率市场化进程中贷款价格竞争对银行信贷结构影响的作用机制，并进行了实证研究。经过严格的理论推导与实证分析，本文得到以下几点主要结论：

1. 银行贷款价格竞争对银行信贷结构调整有着双刃剑的效果。一方面，竞争通过影响银行的贷款利率弹性来改变银行的信贷结构，促使银行信贷资源配置从传统的公司商业贷款、担保贷款为主向消费贷款、信用贷款转移，助力银行追求边际利润高的信贷，促进银行效率的提高；另一方面，竞争又会促进银行追求信贷扩张的冒险行为，从而加剧了银行的经营风险。

2. 贷款价格竞争对微观特性不同的银行信贷结构调整也有双刃剑的效果。相比大规模、高流动性水平、高资本充足率水平银行来说，小规模、低流动性水平、低资本充足率水平银行的信贷结构对竞争的影响更敏感，信贷转型更积极，且更易寻求信贷扩张以追求规模效应带来的边际利润提高的益处，这会增加这类银行的风险程度；与之相反，竞争会抑制大规模、高流动性水平、高资本充足率水平银行的信贷扩张。

3. 竞争促使银行进一步增加对长期贷款的信贷资源配置。长期贷款有助于提高企业的财务稳健性从而降低贷款的违约概率，但在当前银行短时期的平均负债期限约束下，期限错配风险应为银行风险管理的重要内容之一。

本文的研究分析结果对深化中国银行业改革具有重要的政策含义：

第一，监管机构应充分利用竞争手段引导商业银行经营转型。竞争能积极推动银行信贷结构的改变，有助于打破银行垄断、增强市场机制在资金配置中的作用。因此，监管机构可以通过放低银行业准入门槛、减少民间和国外资本投资银行业的限制性条件、降低非国有控股商业银行分支机构设置要求等措施来加大银行之间的竞争，以积极推动银行信贷结构转型。同时应该继续推进利率市场化改革，通过深化利率市场化改革来提高银行间的竞争程度，助力银行深化改革。

第二，监管机构应使用差异化监管手段。小规模、低资本充足率水平、低流动性水平的银行有强烈的信贷结构转型意愿，且对竞争的影响更敏感。监管机构可通过适度增加发放该类银行营业执照的数量、减弱市场准入条件来增加此类银行的竞争，并给予定向可贷资金、专业技术人才培养资金等方式鼓励扶持该类银行的发展。另外，资本监管与流动性管理对中小型银行更有效，监管机构可以深化资本监管与流动性水平的差异性管理，以提高自身的监管效率。

第三，在宏观审慎管理的框架下，健全银行业风险管理措施。竞争会促进银行特别是小规模、低流动性、低资本充足率水平的银行追逐高风险信贷的冒险行为，该行为极易诱发系

统性风险。因此，对银行来说，应该建设事前防范、事中控制、事后监督和纠正的银行业风险管理体系，重点防范流动性、利率和期限错配等风险。对监管机构来说，需要建设商业银行市场退出机制、加快建立存款保险制度、完善商业银行破产清算的法律法规等等。

本文存在一些局限性，需要继续完善和扩展。其一，本文并未分析贷款的信息不对称因素对信贷结构变化的影响，可能对结论有一定影响。其二，受限于数据条件，本文对贷款分类不够细致，信贷投向研究不足。其三，由于存款利率市场化实施时间较短，导致对利率市场化长期影响研究不足。同时并未考虑其它市场对银行竞争的影响，这也是未来要研究的方向。

参考文献

- [1] 戴金平、金永军、刘斌, 2008:《资本监管、银行信贷与货币政策非对称效应》,《经济学(季刊)》第2期。
- [2] 李涛、刘明宇, 2012:《资本充足率水平、银行信贷与货币政策传导——基于中国25家银行面板数据的分析》,《国际金融研究》第11期。
- [3] 李燕平、韩立岩, 2006:《中国上市银行特许权价值与风险行为》,《金融研究》第12期。
- [4] 李志赞, 2002:《银行结构与中小企业融资》,《经济研究》第6期。
- [5] 马君潞、郭枚炫、李泽广, 2013:《银行竞争、代理成本与借款期限结构——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》第4期。
- [6] 马骏、施康、王红林、王立升, 2015:《利率传导机制的动态研究》,中国人民银行工作论文 No.11。
- [7] 孙莎、李明辉、刘莉亚, 2014:《商业银行流动性创造与资本充足率水平关系研究——来自中国银行业的经验证据》,《财经研究》第7期。
- [8] 隋聪、邢天才, 2013:《基于非完全利率市场化的中国银行业贷款定价研究》,《国际金融研究》第12期。
- [9] 谭之博、赵岳, 2013:《银行集中度、企业规模与信贷紧缩》,《金融研究》第10期。
- [10] 王东静、张祥建, 2007:《利率市场化、企业融资与金融机构信贷行为研究》,《世界经济》第2期。
- [11] 易纲、赵先信, 2011:《中国的银行竞争:机构扩张、工具创新与产权改革》,《经济研究》第8期。
- [12] 张宗益、吴恒宇、吴俊, 2012:《商业银行价格竞争与风险行为关系——基于贷款利率市场化的经验研究》,《金融研究》第7期。
- [13] 朱晶晶、张玉芹、蒋涛, 2015:《银行业市场结构影响我国企业信贷约束吗》,《财贸经济》第10期。
- [14] Arellano, M., and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58(2):277-297.
- [15] Barajas, A., R. Steiner, and N. Salazar, 2000, "The Impact of Liberalization and Foreign Investment in Colombia's Financial Sector", *Journal of Development Economics*, 63(1):157-196.
- [16] Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist, 1996, "The Financial Accelerator and Flight to Quality Review of Economics and Statistics", *Review of Economics and Statistics*, Vol.78, 1-15.
- [17] Berger, A. N., L. F. Klapper, and R. Turk-Ariss, 2009, "Bank Competition and Financial Stability", *Journal of Financial Services Research*, 35(2):99-118.
- [18] Berger, A. N., and T. H. Hannan, 1989, "The Price-Concentration Relationship in Banking", *The Review of Economics and Statistics*, 71(2):291-99.
- [19] Bikker, J. A., S. Shaffer and L. Spierdijk, 2012, "Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium", *The Review of Economics and Statistics*, 94(4):1025-1044.
- [20] Boyd, J. H., G. De-Nicolò, and A. M. Jalal, 2006, "Bank Risk-Taking and Competition Revisited New Theory and New Evidence", IMF Working Paper.
- [21] Paravisini, D., 2008, "Local Bank Financial Constraints and Firm Access to External Finance", *The Journal of Finance*, Vol.63, 2161-2193.
- [22] Davis, R. G., L. Korobow, and J. Wenninger, 1987, "Bankers on Pricing Consumer Deposits", *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Vol.11, 6-13.
- [23] DeYoung, R., A. Gron, and G. Torna, 2015, "Risk Overhang and Loan Portfolio Decisions: Small Business Loan Supply Before and During the Financial Crisis", *The Journal of Finance*, 70(6):2451-2488.
- [24] Dinc, S., 2005, "Politicians and Banks: Political Influences on Government-Owned Banks in Emerging

- Markets”, *Journal of Financial Economics*, Vol.77, 453-479.
- [25] Diamond, D. W., and P. H. Dybvig, 1983, “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity”, *The Journal of Political Economy*, 91(3):401-419.
- [26] González, V. M., and F. González, 2014, “Banking Liberalization and Firms’ Debt Structure International Evidence”, *International Review of Economics and Finance*, Vol.29, 466-482.
- [27] Hainz, C., 2003, “Bank Competition and Credit Markets in Transition Economies”, *Journal of Comparative Economics*, Vol.31, 223-245.
- [28] Hellman, T. F., K. C. Murdock and J. E. Stiglitz, 2000, “Liberalization, Moral Hazard in Banking, and Prudential Regulation Are Capital Requirements Enough”, *The American Economic Review*, Vol.90, 147-165.
- [29] Jiménez, G., J. A. Lopez and J. Saurina, 2013, “How Does Competition Impact Bank Risk-Taking?”, *Journal of Financial Stability*, Vol.9, 185-195.
- [30] Juurikkala, T., A. Karas, and L. Solanko, 2011, “The Role of Banks in Monetary Policy Transmission Empirical Evidence from Russia”, *Review of International Economics*, Vol.19, 109-121.
- [31] Panzar, J.C., and J.N. Rosse, 1987, “Testing for Monopoly Equilibrium”, *The Journal of Industrial Economics*, 35(4):443-456.
- [32] Petersen, M., and R. Rajan, 1995, “The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships”, *Journal of Economics*, 110(2):407-443.
- [33] Rajan, R. G., 1992, “Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm’s-Length Debt”, *The Journal of Finance*, 47(4):1367-1400.
- [34] Wang, C., N. Wang, and J. Yang, 2012, “A Unified Model of Entrepreneurship Dynamics”, *Journal of Financial Economics*, 106(1): 1-23.
- .

美元货币供给、价格传导和增长效应¹

曲双石² 谭琦³

【摘要】本文使用 VECM 模型估计了美元货币供给对中国经济增长和物价水平的影响,发现美元贬值对我国经济具有增长效应和价格效应。(1)美元货币供给增长 1%会导致国内物价水平上升增长 4.21%,但是美元贬值通过物价传导影响国内价格水平的幅度会不断降低。

(2)美元贬值具有刺激我国经济增长的作用,美元贬值 1%可以带来国内 GDP 提高 1.06%。美元贬值的生长效应与经典的 MFD 模型预测相左,增加了宏观调控的难度。

【关键词】货币政策量化宽松中国影响

2008 年美国雷曼兄弟公司倒闭,随后美联储主席伯南克进行了大规模量化宽松政策(QE1),时间周期为 2008 年 11 月到 2010 年 3 月。QE1 耗资 1.725 万亿美元,主要购买抵押贷款支持证券、美国国债和机构债券等。美联储通过货币政策挽救美国经济,给全世界带来了两个影响:(1)大宗商品价格大幅上涨,特别是铁矿石、石油等资源价格暴涨,新兴世界国家普遍通货膨胀较高;(2)货币政策具有以邻为壑的特点,美元大幅度贬值引起其他国家货币被动升值,造成这些国家出口减缓,引起增长速度下滑。

根据经典的蒙代尔-弗莱明模型,小国经济无法影响世界利率水平,大国宽松的货币政策会牺牲小国的利益。根据世界银行统计,2010 年中国 GDP 总量占全球 9.5%,中国经济已经不是传统意义上的经济小国,那么美联储货币政策变化将对中国经济产生怎样的影响?中国作为世界经济大国,大国的货币政策冲击程度可能会弱于小国。本文使用 2000-2015 年月度数据对美联储货币政策对中国经济增长和物价水平的影响进行了实证分析,并预测了货币政策冲击的中长期影响。

一、美联储量化宽松政策研究简述

Mundell(1963)、Fleming(1962)、Mundell&Fleming(1964)分析了开放经济条件下国内产出依赖于相对价格、利率水平和真实收入等因素。大量文献利用 MFD 模型来解释利率、汇率和产出的关系,但是这个模型缺乏微观基础。Obstfeld, Roggoff(1995)建立了关于两国经济的一般均衡模型,他们使用 Redux 分析框架分析了国外货币扩张对本国产出具有负效应。Corsetti, Pesenti(2001), Betts&Devereux(2000)等修改了个人对商品的偏好或者厂商定价机

¹本文系中国人民大学国际货币研究所(IMI)工作论文,编号 IMI Working Papers No.1602

²曲双石,中国人民大学国际货币研究所研究员

³谭琦,国防科技大学人文与社会科学学院

制等因素重新考察了货币政策的效果。

货币危机理论研究了当内部均衡和外部均衡发生冲突时,政府会使用货币政策满足内部均衡目标使得货币流出国外。代表性的研究有 Krugman(1998)、Gourinchas&Ray(2007)等人认为美元主导的国际货币体系,使得发展中国家货币被动形成固定汇率,美国国内的货币政策使得这些国家货币大幅波动,形成货币危机。张纯威(2007, 2008)、安佳(2006)等也认为美国货币政策会影响国际美元的需求,从而加剧了这些国家的产出和汇率波动。

美元不仅仅是美国货币,也是一种世界货币。很多文献也研究了美国货币政策的溢出效应。Jian et al. (2006)认为美国货币政策对 G7 国家有重要影响,林玉红(2008)等分析了美元导致的发展中国输入型通货膨胀的原因是美元的贬值效应。陈彦斌(2008)、哈继铭(2009)认为美元带动大宗商品价格上涨是国内物价水平和生产成本提高的主要原因。一些文献从利率传导和汇率传导机制进行了分析,比如 Craine, Martin(2008)、Wongswan (2011)美国货币政策可能冲击这些国家的债券市场、证券市场,从而影响这些国家企业的投融资行为。其中王胜和邹恒甫(2006)认为美国货币政策对于中国国内利率水平的影响最大,主要原因是中国的货币政策参考美国的经济状况或者货币政策。

此外,美元对于大宗商品的影响也有不少研究。Akram(2009)使用 SVAR 方法分析了美元低利率与国际大宗商品价格之间的联系,类似的研究还有 Svensson(2006)、Cronin(2010)、Azar(2012)等。美元利率变化、国际大宗商品价格、发展中国家利率水平之间有协整关系,美元流动性变化对于发展中国家的资产市场和价格水平具有显著影响。

二、计量模型

在小国经济下,根据 MFD 模型,国内产出与相对价格、实际利率和真实收入的关系可以表示为如下方程:

$$\ln AD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(e_{i,t} - p_{i,t}) + \alpha_2 e y_{i,t} - \alpha_3 r_{i,t} \quad (1)$$

其中 AD、e、p、y、r 分别表示国内产出水平、名义汇率、价格水平、真实收入、国内利率水平,理论模型预测国内产出水平与汇率、真实收入水平同方向变动,与利率水平、物价水平反向变动。具体模型推导可以参考 Dornbusch(1976)。

在开放经济的框架下,美元货币宽松政策会影响中国汇率水平、价格水平、利率水平。根据理论模型我们有 3 个简单推论:(1)美元宽松货币政策会导致中国货币被动升值,即 e 下降可能从而降低国内产出水平;(2)宽松货币政策导致大宗商品价格上涨,从而引起国内通胀水平提高,不利于国内产出提高;(3)宽松货币政策会导致世界利率水平下降,国内利率相对于国外利率水平提高,不利于产出水平增加。由于货币政策会传导至汇率、价格、利率等 3 个因素,最终国内产出水平的变化取决于这些因素的共同作用。值得注意的是,利用模型(1)来估计美元货币政策的影响具有内生性,即如果将货币作为变量放入模型(1)中,美元货币供给的内生性会影响汇率、价格水平和利率,我们不能判断美元货币供给对产出和

价格水平的影响。

由于模型（1）存在变量内生性问题，不能使用。为了检验美元货币供给对产出和价格的双重影响，本文使用向量自回归（VAR）的方法来检验。本文选取 1999-2015 年美元货币供给（m1）、中国 GDP、大宗商品交易指数（CBRI）、国内物价水平（CPI）4 个变量，其中美元货币供给来自美联储月度数据、GDP 和 CPI 来自中经网统计数据库、CBRI 来自美国商品统计局（CBR）商品交易指数。量化宽松政策 Q1 的时间周期是 2008-2010 年，但是美元量化宽松政策的影响有滞后效应，故我们采纳了更长时间周期的样本。本文对量化宽松期间的回归估计结果与更长时间周期的估计结果没有根本差异，说明美元作为全球货币对其他国家的影响是持久的，量化宽松政策使得这种影响更为显著。

（一）数据描述

下图从时间序列展示了美元货币供给与我国 GDP，中国宏观经济指数、CPI、PPI 与美元货币供给之间的关系，他们有着共同增长趋势。（图 1）

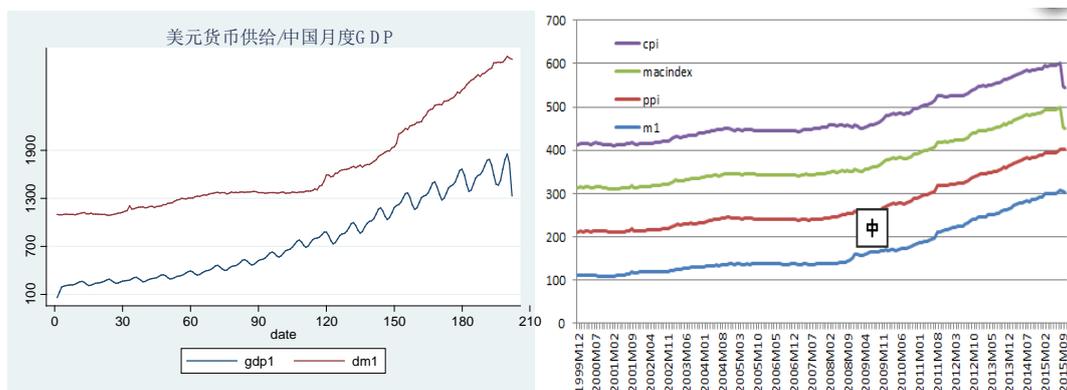


图1 美元货币供给与中国月度GDP(左) 美元货币供给与国内主要宏观指标(右)

从图上可以看到 GDP、M1、CPI、CRBI 等序列具有明显的增长特征，通过序列平稳性检验可知这些序列都是 I(1)序列，差分后变成平稳序列。由于 VAR 模型要求变量具有平稳性、而且变量具有相同的滞后结构，故我们不能简单采用 VAR 模型来估计参数，我们必须对 VAR 模型进行修正，使用 VECM 模型。序列平稳性检验结果如表 1 所示。

表1 四个序列平稳性检验（括号中是p值）

变量	原序列 DF 检验	一阶差分 ADF 检验
CPI	-1.562 (0.5025)	-13.784 (0.000)
GDP	-1.913 (0.3261)	-6.950 (0.000)
M1	-4.973 (0.000)	-11.775 (0.000)
CRBI	-1.364 (0.5992)	-11.431 (0.000)

(2) 计量模型设定

根据时间序列分析研究，大多数时间序列都会表现出趋势性特征。（Nelson 和 Plosser, 1982）即时间序列一般都不会是平稳序列，故采用传统的 VAR 模型和 ARIMA 模型可能导致虚假回归。Granger 和 Engle(1987)提出了非平稳时间序列的建模思路，即协整回归(CI)。非平稳时间序列之间可能存在着长期均衡关系，这些 I(1)序列之间通过线性组合可以实现平稳。非平稳时间序列的误差修正模型如下所示：

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + Hx_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, $y_t = (GDP_t, M1_t, CPI_t, CBRI_t)$ 、 x_t 是外生向量序列, Δy_{t-i} 是滞后项。 α 是调整参数矩阵, β 是协整向量, $\beta' y_{t-1}$ 即是 I(0)序列。模型详细讨论可以参见计量经济学教科书以及 Johansen(1988, 1994)文章。通过 VECM 模型, 我们可以找到四个序列之间的相互影响的长期均衡关系和当期相互影响关系。

正式估计之前, 我们检验了序列 $y_t = (GDP_t, M1_t, CPI_t, CBRI_t)$ 的滞后阶数。根据模型统计量选择标准, 即 LogL, LR, FPE, AIC、SC、HQ 信息选择准则可知序列 y_t 的 VECM 模型滞后阶数为 4 阶。相关统计见表 2。根据协整系数检验我们发现序列 y_t 存在着 1 个协整关系, 协整检验如表 3。

表 2 模型最佳滞后阶数

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5298.85	5.00E+19	56.715	56.743	56.7841	
1	-4076	2445.7	16	0	1.20E+14	43.8075
2	-3963.1	225.8	16	0	4.40E+13	42.7711
3	-3853.87	218.47	16	0	1.60E+13	41.774
4	-3818.3	71.137*	16	0	1.3e+13*	41.5647*

注: *表示依据不同的选择标准得到的最佳阶数。

表 3 Johansen 协整系数检验

协整方程个数	Eigen value	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic	5%临界值	Prob.**
0	0.23417	74.81616	49.62396	47.85613	0.0000
1	0.082453	25.1922	16.00557	29.79707	0.1547
2	0.03849	9.186632	7.300606	15.49471	0.3484
3	0.010089	1.886026	1.886026	3.841466	0.1696

三. 主要结论

按照标准的 VECM 的估计程序分为两步: 首先估计协整方程; 其次根据协整关系构造误差修正项, 并估计将误差修正项作为回归量的一阶差分形式的 VAR 模型。估计结果的平稳性和误差相关图省略, 符合模型设定的基本要求。

(一) 协整方程估计如下:

$$\text{产出方程: } GDP_t = 81230.71 - 1288.932CPI_t + 15.529CBRI_t + 54.37M1_t$$

或者价格方程

$$CPI_t = -0.000775GDP_t + 0.01205CBRI_t + 0.0421M1_t + 63.0217$$

协整方程代表了美元货币供给、国内产出、价格水平和大宗商品价格之间的长期均衡关系。从上面的估计结果可以看到, 当美元实行货币宽松政策时候, 长期来看会增加国内产出水平。数据标准化处理之后, 可以知道美元贬值增长效应大约是 1.063%, 即美元贬值在长期会提高国内产出水平大约 1.1%。从价格方程我们可以看到, 美元宽松货币政策会导致价格水上升, 经过数据标准化后我们知道, 美元贬值 1%, 可以带来国内价格水平提高 4.21%,

及国内物价水平在很大程度上受到美联储货币政策的影响。

（二）经济解释

首先，从价格水平方程来说，美联储作为世界性央行，对于大宗商品的价格有着巨大的影响力，美元与大宗商品的价格变化方向相反，美元贬值大宗商品价格大涨，从而带动国内价格水平上升，形成输入型通货膨胀，引起国内物价水平上升。这与我们观察到的美联储量化宽松的货币政策实施以来，国际上铁矿石、石油、铜等商品价格大涨相一致。

但是，美元贬值对中国经济的增长效应并没有理论支持。根据模型（1）理论分析，美元贬值造成了人民币升值、国内价格水平上升，从而实际贸易条件恶化，这会降低国内的产出水平。虽然数据给出的分析结果却正好相反，但是模型给出的是小国经济模型，中美之间互为贸易大国，中美之间贸易依存度较大，美元贬值可能导致中国对美国商品需求增加，从而可以看到美元货币供给增加没有减少中国国内产出水平，反而增加了国内产出水平。美元贬值效应刺激美国经济增长，美国经济增长刺激了居民消费增加，加大了对中国商品的消费进口，从而扩大了产出。与中国不同，其他发展中小国因为与美国经济联系度不大，美元贬值对这些国家造成的成本增加和不利贸易条件减少了这些国家的产出和就业水平。

（三）脉冲响应分析

我们使用 STATA 对模型（2）进行估计，我们可以得到 α 、 β 估计，其中 α 表示调整参数向量， β 表示协整向量，从而我们可以估计将误差修正项加入到回归方程中的 VAR 模型，模型的估计结果如下：

表 4 误差修正模型估计结果（省略其他变量）

	D(CPI)	D(GDP)
CointEq1	-0.006013	-113.9058
D(M1(-1))	-0.002105	2.569651
D(M1(-2))	-0.003065	8.794191
D(M1(-3))	-0.00262	3.788193
D(M1(-4))	0.000416	20.19832
C	0.04293	-309.0754

从美元货币供给的影响来看，我们可以看到美元货币供给对产出和价格的影响与长期关系表现出不同的模式。美元宽松货币政策对我国产出始终呈现出正向影响，根据下面脉冲响应函数分析，美元宽松货币政策会导致我国产出水平先上升后下降，但是总体是美元宽松促进了我国的增长。与产出增长不一样，尽管货币供给加大了输入型通货膨胀的可能，但是美元货币供给增加对价格水平的绝对影响越来越小，最近美元供给增加会对我国价格水平影响最大，但是时间越远的货币供给冲击影响越小。

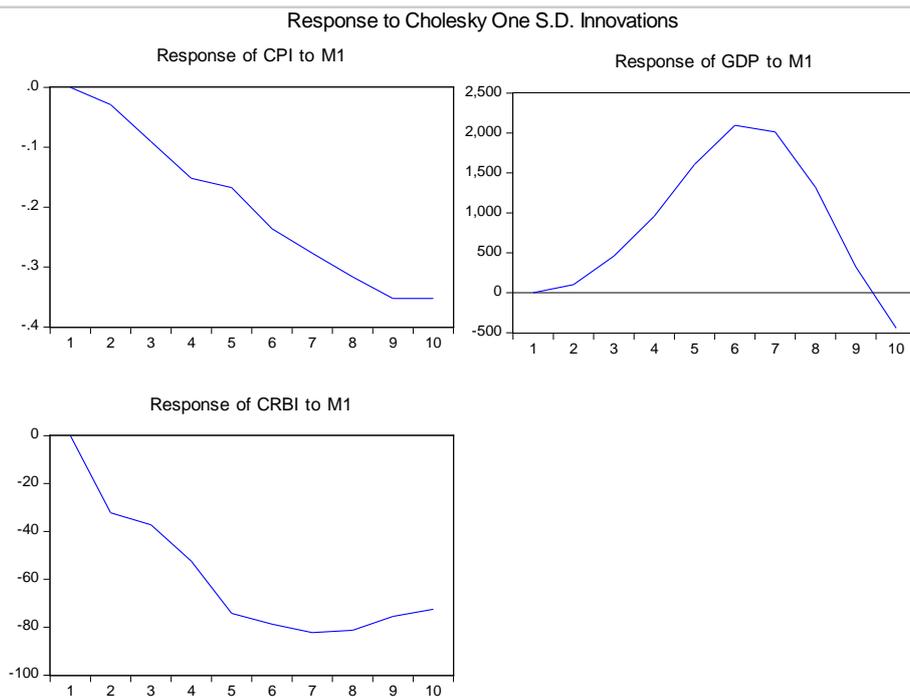


图2 美元货币供给冲击的脉冲响应分析

综上所述，我们使用 VECM 模型估计了美元货币供给对我国产出水平、价格水平的影响。从长期来看，美元货币供给增加会导致国内产出水平和物价水平上升。美元贬值的物价传导作用更大，大约 1 个百分点的美元货币供给增加会带来国内物价水平增长 4.21% 左右。美元贬值对中国产出的影响与经典的 MFD 模型预测相反，1 个百分点的货币供给增长会促进我国 GDP 大约 1.06% 的增长。

本文使用 VECM 模型估计的美元量化宽松货币政策对中国产出和价格水平的影响，对我国的货币政策和宏观调控具有重要意义。首先，我国货币政策受到美元货币供给的深刻影响，美元货币供给会通过商品传导至国内，增加了我国货币政策独立性的难度；其次，美元贬值效应对于小国经济具有抑制作用，但是对于大国经济具有刺激功能，美元量化宽松政策对我国产出的影响是复杂的。

参考文献

- [1] Fleming, J. Marcus. "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates", Staff Papers-International Monetary Fund(1962): 369-380.
- [2] Corsetti, Giancarlo, and Paolo Pesenti. "International dimensions of optimal monetary policy." *Journal of Monetary economics* 52.2 (2005): 281-305.
- [3] Dornbusch, Rudiger. "Expectations and exchange rate dynamics." *The journal of political economy* (1976): 1161-1176.
- [4] Gourinchas, Pierre-Olivier, and Helene Rey. "From world banker to world venture capitalist: US external adjustment and the exorbitant privilege." *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*. University of Chicago Press, 2007. 11-66.
- [5] Hausman, Joshua, and Jon Wongswan. "Global asset prices and FOMC announcements." *Journal of International Money and Finance* 30.3 (2011): 547-571.
- [6] Johansen, Søren. "Statistical analysis of cointegration vectors." *Journal of economic dynamics and control* 12.2 (1988): 231-254.
- [7] Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff. *The mirage of fixed exchange rates*. No. w5191. National bureau of economic research, 1995.
- [8] 陈彦斌. "中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究." *经济研究* 12 (2008): 50-64.
- [9] 王胜, and 邹恒甫. "开放经济中的货币政策." *管理世界* 2 (2006): 23-31.
- [10] 张纯威. "美元本位, 美元环流与美元陷阱." *国际金融研究* 6 (2008): 4-13.

利率市场化、汇率自由化和资本账户开放的顺序

陈中飞¹ 王曦² 王伟³

【摘要】基于 Abiad、Anderson 等学者构建的“金融改革”和汇率制度数据库，本文将格兰杰因果思想应用于离散型数据，运用有序 probit 和 logit 模型分析全球 66 个国家（地区）1970-2005 年利率市场化、汇率自由化和资本账户开放三项改革相互促进的一般规律。我们还基于 Reinhart 和 Rogoff 的危机数据库，进一步考证三项改革对于货币危机爆发的影响。研究发现，汇率自由化与利率市场化互为因果相互促进，二者促进了资本账户开放进程；汇率自由化不仅有利于利率市场化、资本账户开放改革的实现，而且更有助于抑制货币危机的爆发。因而三项改革的顺序应该是汇率先行、利率跟随、资本账户最后。

【关键词】利率市场化 汇率自由化 资本账户开放

一、引言

利率市场化、汇率自由化改革和资本账户开放是一国金融体系升级的重要内容，也是一国经济走向更高发展阶段的必经通道。同时，无论哪项改革都是一把双刃剑。如何对以上三项改革进行合适的安排，就成为各国迫切希望解决的问题。

利率市场化、汇率制度改革和资本账户开放已成为当前中国金融改革开放的三大核心内容。虽然改革已经取得一定进展，但是对于如何安排三大金融改革的先后顺序还未有清晰的认识，学界的争论仍然激烈。李扬和殷剑峰（2000）、余永定和张明（2012）、余永定（2016）、陈元和钱颖一（2015）等学者提出在完全开放资本项目之前，要先完成人民币利率和汇率的市场化改革。而张健华（2011）认为中国资本账户开放与利率、汇率制度改革的先后顺序并不是绝对的，不是仅在利率、汇率制度改革改革完全到位后才可以启动资本账户开放，三者间也没有固定的改革次序可供遵循。盛松成和刘西（2015）、伍戈和温军伟（2013）等学者认为中国资本账户开放的前提条件是相对的，资本账户开放与利率、汇率制度改革需要协调推进。这些讨论大多采用定性分析或者案例分析的方法，其选择的参照国家或者参照时段较为主观并有明显差异，没有进行系统性的定量分析。

国外学者很早就开始关注金融改革的顺序，但是对于利率市场化、汇率自由化和资本账户开放三大改革的排序，其系统性的论证和分析仍十分少见。早期的研究主要聚焦于拉美和

¹陈中飞，暨南大学经济学院、中国经济发展与创新战略研究中心

²王曦，中山大学岭南学院、中国转型与开放经济研究所

³王伟，中山大学中国转型与开放经济研究所

东南亚国家的金融改革经验，并从中归纳金融部门改革和实体部门改革的先后顺序，认为开放的具体次序应为：实体部门、金融部门、资本账户开放（McKinnon, 1973; Bhattacharya 和 Linn, 1988）。之后，研究开始强调开放顺序的机理。其中Johnston（1998）认为各项改革是相互影响的，因此改革顺序应着重分析整个改革计划的具体搭配和安排。大约同一时期，Krugman（1998）提出了“三元悖论”，对资本账户开放与汇率制度、货币政策三者关系进行了经典论述，即资本自由流动、汇率稳定与货币政策独立性三个目标最多只能实现其中两个。沿着Johnston和Krugman的思路，后续研究重点转为对以上三项政策的组合搭配效果进行经验研究，主要分析汇率制度和资本账户开放搭配对危机爆发的影响（Glick和Hutchison, 2005; Prasad和Rajan, 2008; Edwards和Rigobon, 2009; Esaka, 2010a、b; Ha 等, 2013）。Chinn和Ito（2006）运用格兰杰因果检验的思路对全球108个国家的贸易开放和资本项目开放的先后顺序进行经验分析，发现贸易开放应先于资本账户开放。其在方法论上有较好的借鉴意义，但是他们的研究仅局限于贸易和资本项目二者的开放顺序，并未涵盖利率市场化和汇率制度改革。

国内关于三大改革顺序的规范性研究还相当薄弱。李扬和殷剑峰（2000）基于凯恩斯式的蒙代尔-弗莱明模型，考虑不同自由化安排下政府干预对经济的冲击。但其仅为理论探讨，并未进行经验分析。胡小文和章上峰（2015）尝试使用小型开放经济DSGE模型，分析不同制度安排下政策冲击对宏观经济波动的影响，并以此为据讨论三大金融改革的先后顺序。黄志刚和郭桂霞（2016）基于DSGE模型考察了资本账户开放和利率市场化的先后顺序对宏观经济波动和社会福利的影响。金中夏和洪浩（2015）通过新凯恩斯两国开放经济DSGE模型，发现利率和汇率动态最优调整路径取决于它们相对于各自均衡状态的失衡程度，应先调整失衡程度较重者，后调整失衡程度较轻者。而肖卫国等（2015）在传统DSGE模型的基础上，发现汇率和利率制度改革孰先孰后取决于外在冲击类型。赵胜民等（2013）利用DCC-GARCH模型和非线性格兰杰因果检验方法分析了中国汇率和利率改革先后次序。但他们仅仅讨论了三大改革中两项改革的顺序。张春生和蒋海（2015）对三大金融改革的国际经验进行了总结归纳，但其局限于定性分析，缺乏严谨的定量证据。

总体上，国内外学者对于相关问题已经进行了一些有益的研究和探索。但很少系统地分析利率市场化、汇率制度改革和资本账户开放的搭配和顺序。经典的“三元悖论”虽然隐含了利率、汇率和资本账户开放之间的关系，但并不能对改革的顺序安排提供解答。有鉴于此，本文尝试借鉴国外关于改革顺序的研究思路，结合国际上相关金融改革比较成熟的数据库，对三项改革的顺序问题进行系统的定量分析。本文的创新之处体现在：借鉴国际研究新进展，首次将格兰杰因果思想应用于有序probit和logit模型，分析了利率市场化、汇率自由化和资本账户开放三项改革政策安排、组合的一般促进经验和推进顺序；通过定量分析进一步考察三大改革对防范货币危机的作用，以最终确定三大改革的合理顺序；使用数量型指标，对中国三大改革的进程进行清晰的描述，检讨当前金融改革推进顺序问题并提出改进方向。

余下部分的安排：第二部分为计量模型、相关变量、样本和数据说明；第三部分分析利率市场化、汇率自由化和资本账户开放顺序的国际规律，并进行稳健性检验；第四部分从危机防范的角度进一步研究以上货币体系三项重大改革的顺序；最后是对中国金融改革开放过程的评估和全文总结。

二、模型、变量和数据说明

（一）计量模型的设定说明

本文主要借鉴Chinn和Ito（2006）的研究思路和方法。他们研究贸易开放和资本账户开放孰先孰后问题的模型如下：

$$KAOPEN_t = \xi_0 + \xi_1 KAOPEN_{t-5} + \xi_2 TradeOPEN_{t-5} + \mathbf{Z}_{t-1|t-5} \Xi + v_t,$$

$$TradeOPEN_t = \psi_0 + \psi_1 KAOPEN_{t-5} + \psi_2 TradeOPEN_{t-5} + \mathbf{Z}_{t-1|t-5} \Xi + \varepsilon_t$$

其中， $KAOPEN$ 表示资本账户开放程度， $TradeOPEN$ 表示贸易开放程度， \mathbf{Z} 是控制变量， Ξ 是其待估计系数， v_t 和 ε_t 是残差项。他们认为，通过检验滞后变量系数 ξ_1 和 ξ_2 、 ψ_1 和 ψ_2 的显著性，可以判断资本账户开放和贸易开放是否是彼此的先决条件，进而判定开放的先后顺序，即如果 ξ_2 显著大于0，那么贸易开放是资本账户开放的先决条件，意味着贸易的开放应先于资本账户开放；如果 ξ_2 不显著，则说明资本账户开放的安排可以单独推进。同理，对于 ψ_1 针对的资本账户开放项，也有类似的判定。

Chinn和Ito的研究逻辑与格兰杰因果关系检验完全一致。格兰杰因果关系由诺贝尔奖获得者格兰杰首创（Granger, 1969、1980），是指在包含了变量X、Y过去信息的条件下，对变量Y的预测效果要优于只由Y的过去信息对Y进行的预测效果，即变量X有助于解释变量Y的将来变化，则变量X是引致变量Y的格兰杰原因。

遵循以上数据处理和研究方法，本文分析利率市场化程度、汇率制度自由化程度和资本账户开放程度三者之间的格兰杰因果关系，以捕捉其相互作用的方向。基本逻辑可以表述为：如果A项改革进程的滞后变量（即A项的早期改革）有助于预测B项改革进程，并且这种关系在统计上是显著正向的，则A项改革有助于促进B项改革进程；进而在拇指准则（rule of thumb）的意义上认为，在改革推进顺序上A项改革应先于B项改革。

本文分别将利率市场化程度、汇率制度自由化程度和资本账户开放程度等变量作为被解释变量，再考虑其它控制变量，分析三者之间的相互促进关系。由于在现有数据库中，这些被解释变量均是离散变量，而且都是依照开放程度或者管制解除程度而进行有序划分的，因此，本文采用有序logit或probit模型进行计量分析。

我们以 int_{it} 、 exr_{it} 和 ko_{it} ($i=1, 2, \dots, N$; $t=1, 2, \dots, T$) 分别来表示事后观察到的

样本国家（地区） i 在第 t 年的利率市场化程度、汇率制度类型和资本账户开放度，它们是一个诸如0、1、2、3这样的离散变量；以 int_{it}^* 、 exr_{it}^* 和 ko_{it}^* 分别表示与相关离散变量对应的潜变量（latent variable），潜变量是连续但不可观察的。各潜变量可能的决定因素包括：自身的滞后、其它改革进程的滞后、以及控制向量 X 。以利率自由化为例，基准计量模型设定如下：

$$int_{it}^* = \alpha + \beta in_{it-L} + \gamma_1 exr_{it-L} + \gamma_2 ko_{it-L} + \mathbf{X}_{it-L}^T \Theta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，上标 T 代表向量的转置，下标 L 代表滞后的时间； α 、 β 、 γ_1 、 γ_2 是待估计参数， Θ 是待估计参数向量； ε_{it} 服从逻辑分布或正态分布，前者情形下为有序logit模型，后者为有序probit模型。另外，按照Chinn和Ito的做法， L 取滞后5期，以控制潜在的内生性问题⁴。以上模型设定处理虽然与一般的格兰杰因果检验略有不同，但本质思想是一致的⁵。

有序logit或probit模型还可以估计出相应的阈值参数 μ_j （ $j=0、1、2、3$ ，代表离散变量的排序取值）。当潜变量 int_{it}^* 在取值范围（ μ_{j-1}, μ_j 】时，国家 i 在第 t 年将选择利率市场化程度 j ，或者 int_{it} 事后表现为利率市场化程度 j 的条件概率为：

$$Pr(int_{it}=j|x_{it-L}) = \frac{F(\mu_j - \alpha - \beta int_{it-L} - \gamma_1 exr_{it-L} - \gamma_2 ko_{it-L} - \mathbf{X}_{it-L}^T \Theta)}{F(\mu_{j-1} - \alpha - \beta int_{it-L} - \gamma_1 exr_{it-L} - \gamma_2 ko_{it-L} - \mathbf{X}_{it-L}^T \Theta)} \quad (2)$$

其中， $F(\cdot)$ 为累积逻辑分布或者正态分布函数，并满足 $\sum_j Pr(y_{it}=j) = 1, \forall i, t$ 。

以上模型检验关注的焦点在于 γ_1 和 γ_2 的显著性，即关注 exr_{it} 和 ko_{it} 对于 int_{it} 的促进作用。类似地，将式（1）和（2）中各项改革变量的位置对换，我们就可以分别检验其他两项改革分别对 ko_{it} 和 exr_{it} 的促进作用。这样，我们将检验三个计量模型，并以解释变量统计上的显著性来判断利率市场化、汇率制度自由化和资本账户开放是否是彼此的先决条件，进而讨论这三项重大改革的相互促进作用。另外，我们还将使用同样的研究思路，考虑三项改革措施滞后项对货币危机爆发的影响。最后综合两方面的分析得出利率、汇率和资本账户改革的顺序。

（二）变量说明

被解释变量利率市场化程度、资本账户开放程度均来自Abiad等（2010）的“金融改革”数据库⁶。其中，利率市场化程度变量是根据一国（地区）的存款利率、贷款利率受管制情况来确定的，包括政府是否直接控制利率，利率上限、下限和区间是否存在等三个主要问题。利率市场化程度变量根据管制强度分为4个类别，取值0-3，值越大市场化程度越高。资本账

⁴对于年度数据，滞后5期已经足够。在后文的稳健性检验中，我们也尝试了其它的滞后期限，并给出了滞后6期的结果，结论一致。

⁵格兰杰因果关系检验的是所有滞后变量的联合显著性，而本文只考虑单一滞后项。这主要是由于现有技术的限制：对于含有离散变量的面板数据，其滞后项联合检验方法尚不成熟。

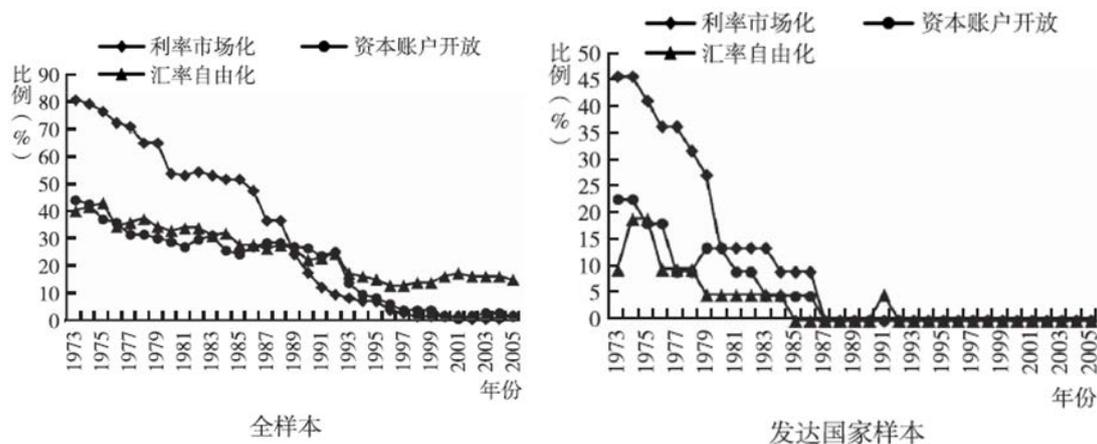
⁶ Chinn-Ito Financial Openness Index 也是文献中较为常用的指标，但是从Chinn和Ito（2006）的介绍来看，该指标并没有单独测度资本账户开放程度。

户开放程度变量是根据各国（地区）对资本流入、流出的管制状况来衡量的，包括三个方面的问题：汇率体系是否统一、对资本流入是否存在管制、对资本流出是否存在管制。每一项问题都进行0或1赋值，0表示存在管制，而1表示不存在管制，或者仅保留很少的审批要求。对以上三项问题的打分进行加总，即为资本账户开放程度变量的分值，取值0-3，其中，0表示完全管制，1表示部分管制，2表示部分开放，3表示完全开放。

前面两项被解释变量均是法定法下的测度指标，且本文着重研究货币体系中三项不同政策的顺序和搭配，因此，汇率制度类型变量也采用法定法下的测度。基于Anderson（2012）的数据库，并根据汇率制度的弹性和其他学者的做法（Bubula和Otker-Robe，2003；Reinhart和Rogoff，2004；Reinhart和Ilzetzi，2009；Esaka，2010b），本文将汇率制度划分为钉住、爬行钉住、管理浮动和自由浮动，分别赋值0-3。值越大，汇率制度弹性越大。

此外，本文还将利用汇率制度类型的其他测度指标进行稳健性检验。本文选用了同属法定法的IMF汇率分类指标。该指标分为严格钉住、较严格的管理浮动、偏自由的管理浮动、自由浮动。该指标分为4种类型，按汇率制度弹性，取值0-3，值越大，汇率制度弹性越大。

按照以上指标，图1给出了对利率、汇率、资本账户进行完全管制的国家数量比重⁷。从全样本来看，开始时利率管制的比重最高，但之后迅速下降；汇率和资本账户管制比重的下降相对较慢。上世纪七八十年代发达国家的汇率和资本管制情况有所波动，总体上比重呈降低趋势，且汇率管制的放松快于资本账户开放。发展中国家的资本账户开放进程和汇率自由化改革在1993年前缓慢推进并基本并行，之后资本账户开放进程快于汇率自由化。



⁷每项制度改革都分0、1、2、3四个等级，单一图形只能给出其中某个等级的时间序列。因此下图仅提供三项指标均为0的情况，后文的经验分析将给出正式的结论。

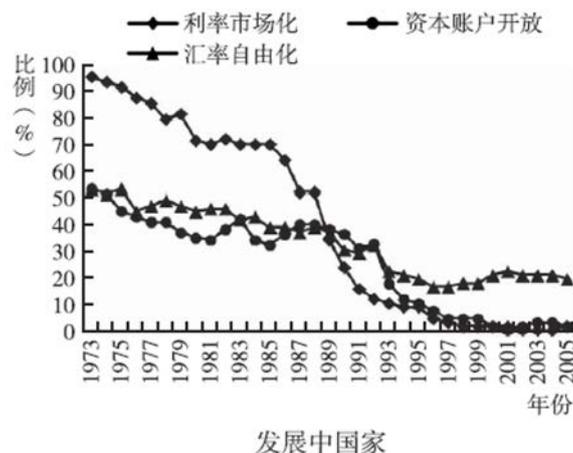


图1: 对利率、资本账户和汇率进行完全管制的国家数量比重 (%)

综合考虑Aizenman和Pasricha (2013) 的做法、金融改革的影响因素 (McKinnon, 1973; Johnston, 1998; Chinn和Ito, 2006; Ha等, 2013) 以及数据的缺失情况和可得性, 解释变量中的控制变量包括: 实际人均GDP, 使用2005年固定美元计价的人均GDP来衡量; 外汇储备水平, 用外汇储备占GDP的比重来衡量; 政府支出水平, 利用一国 (地区) 的政府最终消费占GDP比重来表示; 金融发展水平, 用广义货币供应量M2占GDP比重来测度; 制度民主程度, 选择Freedom House的政权集中指数来衡量一国 (地区) 的政权集中程度, 该指标取值1-7, 得分越高说明该国政治权利越集中。

在稳健性检验中, 本文采用Polity IV数据库的政体民主程度替代Freedom House的政权集中指数。Polity IV数据库的政体民主程度是学术界广泛采用的测度一国政治民主程度的指标之一, 是政治参与的竞争度、公务员招聘的开放度和竞争度、对最高行政长官的约束等指标的加权平均, 该指标值越高, 表示一国政体民主程度越高。此外, 本文还利用Maddison Project数据库提供的人均GDP来替换原有世界银行WDI数据库提供的人均GDP数据。

综上, 各变量的符号、具体定义和数据来源见表1。

表1 各类变量说明

	变量	描述	单位	数据来源
被解释变量	利率市场化程度 (<i>int</i>)	值越大, 利率市场化程度越高		Abiad 等 (2010)
	资本账户开放程度 (<i>ko</i>)	值越大, 资本账户开放程度越高		
	汇率制度类型 (<i>exr</i>)	值越大, 汇率自由化程度越高		Anderson (2012)
控制变量	经济发展水平 (<i>gdpp</i>)	实际人均 GDP, 取对数	美元	WDI (World Development Indicators) Freedom House
	外汇储备 (<i>resv</i>)	外汇储备占 GDP 比重, 取对数	%	
	政府支出水平 (<i>govc</i>)	政府最终消费占 GDP 比重, 取对数	%	
	金融发展水平 (<i>fd</i>)	广义货 M2 占 GDP 比重, 取对数	%	
	制度民主程度 (<i>plr</i>)	政权分散化程度, 得分高的国家政治权利越集中		
稳健性检验变量	汇率制度类型 (<i>exrr</i>)	值越大, 汇率自由化程度越高		Reinhart 和 Ilzetzki (2009)
	人均 GDP (<i>gdppm</i>)	实际人均 GDP, 取对数	美元	Maddison database
	民主程度 (<i>polity</i>)	政体民主程度		Polity IV

(三) 样本选择

样本的选择主要参考了Abiad 等（2010）的金融改革数据库、Anderson（2012）汇率数据库中涵盖的样本国家（地区）。其中，Abiad等（2010）发布了全球91个主要经济体在1973-2005年期间的利率市场化、资本账户开放等金融改革的情况，而Anderson（2012）则发布了全球199个国家（地区）在1945-2006年的汇率制度安排。由此，本文数据涵盖期间为1973—2005年。另外，考虑到低收入国家和小型岛屿国家的特殊性，本文剔除了相关样本。同时，鉴于本文着眼于中国对国际经验的借鉴，本文进一步剔除了中国，最终确定了66个国家（地区）作为样本。各变量具体的统计描述如表2所示。

表2 变量统计特征

变量	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>int</i>	1955	1.963	1.288	0	3
<i>exr</i>	1927	1.513	1.104	0	3
<i>ko</i>	1955	1.795	1.133	0	3
<i>gdpp</i>	1951	8.616	1.363	5.575	11.094
<i>resv</i>	1922	1.772	0.921	-4.210	3.999
<i>govc</i>	1916	2.693	0.385	1.090	3.771
<i>fd</i>	1733	3.782	0.616	1.920	5.483
<i>plr</i>	1935	2.665	1.850	1	7
<i>exrr</i>	1922	1.508	1.185	0	3
<i>gdppm</i>	2605	8.420	1.044	6.209	10.337
<i>polity</i>	1902	5.063	6.507	-10	10

三、利率、汇率和资本账户改革顺序的国际证据

(一) 基本模型

本文采用有序probit和logit模型进行混合数据回归。计量模型具体设定如下：

$$int_{it}^* = a + \beta_1 int_{it-5} + \beta_2 exr_{it-5} + \beta_3 ko_{it-5} + \beta_4 gdpp_{it-5} + \beta_5 resv_{it-5} + \beta_6 govc_{it-5} + \beta_7 fd_{it-5} + \beta_8 plr_{it-5} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$exr_{it}^* = a + \beta_1 int_{it-5} + \beta_2 exr_{it-5} + \beta_3 ko_{it-5} + \beta_4 gdpp_{it-5} + \beta_5 resv_{it-5} + \beta_6 govc_{it-5} + \beta_7 fd_{it-5} + \beta_8 plr_{it-5} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$ko_{it}^* = a + \beta_1 int_{it-5} + \beta_2 exr_{it-5} + \beta_3 ko_{it-5} + \beta_4 gdpp_{it-5} + \beta_5 resv_{it-5} + \beta_6 govc_{it-5} + \beta_7 fd_{it-5} + \beta_8 plr_{it-5} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， ε_{it} 是残差项， int_{it}^* 、 exr_{it}^* 、 ko_{it}^* 分别是潜变量。

本文先根据式（3）、（4）、（5）基准模型进行回归分析，重点关注利率、汇率和资本账户改革之间的影响，检验它们是否是彼此管制放松的前提条件。回归结果如表3所示：其中，列（1）-（3）是有序probit模型下的回归结果，而列（4）-（6）是有序logit模型下的回归结果。

根据表3中的回归结果可以发现：在全样本条件下，利率市场化变量（*int*）、汇率制度变量（*exr*）和资本账户开放变量（*ko*）均与各自的滞后项紧密相关，其系数均在1%的水平上显著为正，说明利率市场化、汇率制度改革和资本账户开放以前的改革基础越好，越有利于后期改革的推行；对于利率市场化而言（列（1）和（4）），汇率制度变量（*exr*）的系数显著为正，说明汇率制度弹性的提高将为利率市场化改革创造有利条件，而资本账户开放（*ko*）的显著性水平不高，表明资本账户的开放对利率市场化改革的影响力度不大；对于汇率自由化（列（2）和（5）），利率市场化变量（*int*）的系数在5%的水平上显著为正，说明利率市场化的推行也将加快汇率自由化的步伐，而资本账户管制放松对其影响较小，其系数并不显著；资本账户开放下的回归结果（列（3）和（6））显示：利率市场化变量（*int*）、汇率制度变量（*exr*）的系数均显著为正，反映了利率、汇率管制的解除和改革将为资本账户开放提供有利的条件。除了系数上有差别外，有序probit和logit模型下的回归结果基本一致，不再赘述。此外，我们还进行了滞后项联合统计检验，发现对应的P值均为0.00，表明滞后项均显著异于0。

对于控制变量，可以发现：人均GDP的系数在不同回归方程中基本上都显著为正，说明经济发展水平越高，一国越倾向于推动金融体系的三大改革；金融发展水平在列（1）-（6）中均显著为正，表明金融发展水平的提升将为利率市场化、汇率自由化和资本账户开放创造好的环境和外部条件；虽然外汇储备的系数仅在利率、汇率方程下显著，但在不同模型下均为负，说明外汇储备积累越多，越可能降低改革的意愿和动力；从制度变量的结果来看，政治民主程度的系数均为负，且大多显著；政府财政支出水平反映了一国政府规模的大小，但表现并不稳定。

表3 基本模型回归结果

	orderedprobit模型			orderedlogit模型		
	(1) 利率	(2) 汇率	(3) 资本账户	(4) 利率	(5) 汇率	(6) 资本账户
L5. <i>int</i>	0.793*** (17.013)	0.071** (2.481)	0.193*** (5.924)	1.423*** (16.790)	0.124*** (2.607)	0.316*** (5.478)
L5. <i>exr</i>	0.176*** (4.298)	0.688*** (16.440)	0.063* (1.650)	0.296*** (4.057)	1.315*** (15.360)	0.125* (1.856)
L5. <i>ko</i>	0.059 (1.245)	-0.004 (-0.105)	0.731*** (15.165)	0.134 (1.602)	0.032 (0.552)	1.322*** (15.097)
L5. <i>gdpp</i>	0.097** (2.280)	0.056* (1.700)	0.237*** (5.999)	0.219*** (2.974)	0.083 (1.589)	0.384*** (5.379)
L5. <i>resv</i>	-0.122** (-2.412)	-0.210*** (-5.444)	-0.048 (-0.937)	-0.264*** (-2.941)	-0.359*** (-5.404)	-0.071 (-0.766)
L5. <i>govc</i>	-0.163 (-1.339)	-0.371*** (-3.408)	0.074 (0.684)	-0.397* (-1.769)	-0.630*** (-3.570)	0.166 (0.881)
L5. <i>fd</i>	0.298*** (3.372)	0.112* (1.768)	0.158** (2.300)	0.507*** (2.956)	0.200* (1.948)	0.293** (2.440)
L5. <i>plr</i>	-0.077*** (-2.938)	-0.027 (-1.209)	-0.071*** (-2.964)	-0.098** (-2.180)	-0.037 (-1.032)	-0.113*** (-2.787)
样本数	1342	1342	1342	1342	1342	1342
准R ²	0.338	0.184	0.316	0.341	0.198	0.318

Wald值	591.485	395.219	850.248	513.090	359.887	753.992
准对数似然值	-899.366	-1508.681	-1190.583	-895.077	-1481.381	-1186.509

总体而言，利率市场化、汇率自由化、资本账户开放改革进程均受到自身历史推进水平的正向影响。从三者关系上看，利率市场化、汇率自由化之间存在相互促进的机制；利率市场化、汇率自由化将进一步推动资本账户开放进程；而资本账户开放不是利率和汇率改革的格兰杰原因（如图2所示）。此外，一国的经济发展和金融发展水平越高、制度建设越民主、外汇储备越低，越有可能加速利率市场化、汇率自由化和资本账户开放时机的成熟。

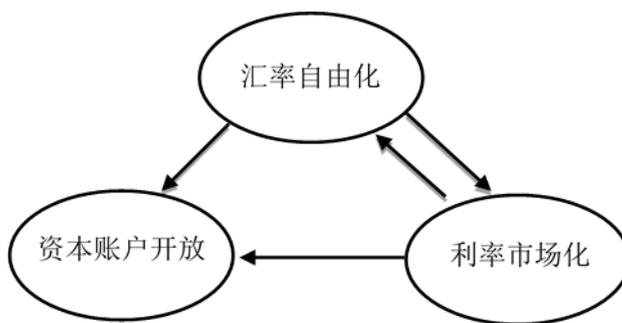


图2 利率市场化、汇率自由化、资本账户开放关系

（二）稳健性检验

在以上基准模型回归分析的基础上，本文进一步改换样本口径、替换相关变量进行分析，以验证结论的稳健性。

1、稳健性检验——分国家样本。

考虑到不同类型的国家国情不同，本文根据基本模型对发达国家、发展中国家分别进行分析。同时，鉴于有序probit与有序logit模型的结果一致和论文篇幅，此处仅报告有序probit模型下的回归结果（如表4所示）。其中，列（1）-（3）是发达国家样本口径下的回归结果，而列（4）-（6）是发展中国家样本口径下的回归结果。

由表4可知，无论是发达国家还是发展中国家，利率市场化变量（*int*）、汇率自由化变量（*exr*）和资本账户开放变量（*ko*）与各自的滞后项均存在正相关关系，而且都在1%水平上显著。但在其他方面，两个样本口径下的经验证据存在一定差别。其中，对于发达国家，利率市场化和资本账户开放对汇率自由化的影响不显著，而汇率自由化则显著地促进了利率市场化和资本账户开放，利率市场化和资本账户开放显著地提升了彼此管制放松的程度。对于发展中国家，资本账户开放变量对利率市场化和汇率自由化的影响并不显著，但是利率市场化和汇率自由化的实现均显著地推动了资本账户开放，显著水平分别为1%和15%（如图3所示），而且汇率自由化和利率市场化对对方的影响是正向的。

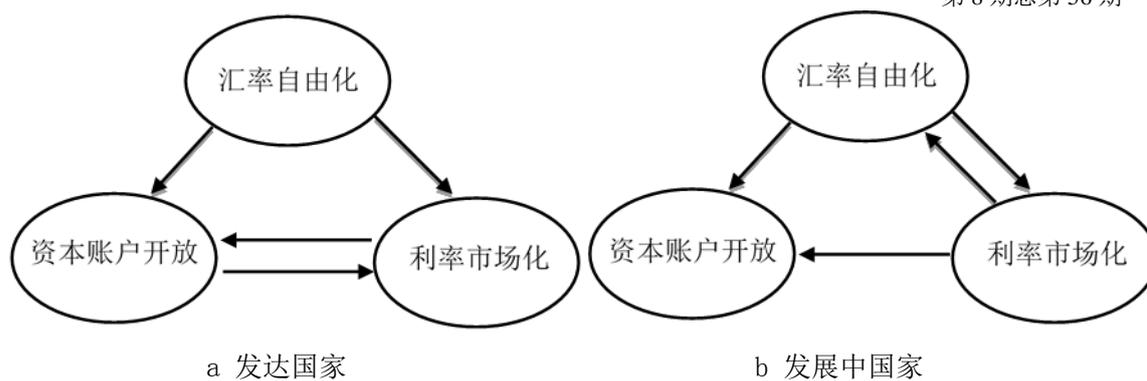


图3 利率市场化、汇率自由化、资本账户开放关系（分样本）

由于发达国家样本量很少，可能影响了结果，因此在发达国家样本条件下，控制变量的显著性水平有所降低。但整体来看，控制变量的回归结果基本上与表3一致。其中，人均GDP (*gdpp*) 基本上显著为正，而且发达国家样本口径下的系数比发展中国家的；外汇储备 (*resv*) 的系数在发展中国家样本口径下显著为负；制度民主程度 (*plr*) 在发达国家样本下系数为负，但不显著，而在发展中国家样本口径下基本上显著为负，这可能是因为在发达国家普遍制度民主程度均较高；金融发展水平 (*fd*) 的系数基本上都为正，只有在列(2)中显著为负，这可能是异常值导致的；政府支出水平 (*govc*) 的回归结果与表3类似，但是列(1)和列(6)系数显著为正。

表4 分国家样本回归结果

	发达国家			发展中国家		
	(1) 利率	(2) 汇率	(3) 资本账户	(4) 利率	(5) 汇率	(6) 资本账户
<i>L5.int</i>	0.747*** (5.297)	0.023 (0.335)	0.236*** (3.097)	0.799*** (15.803)	0.125*** (3.752)	0.196*** (5.431)
<i>L5.exr</i>	0.282** (2.322)	0.996*** (11.388)	0.289*** (2.695)	0.198*** (4.290)	0.570*** (11.640)	0.060 (1.448)
<i>L5.ko</i>	0.389*** (2.850)	-0.013 (-0.148)	0.974*** (7.132)	-0.038 (-0.665)	-0.004 (-0.089)	0.610*** (11.076)
<i>L5.gdpp</i>	1.608*** (3.456)	-0.143 (-0.905)	1.427*** (3.970)	0.130** (2.121)	0.033 (0.740)	0.249*** (4.764)
<i>L5.resv</i>	0.144 (0.902)	-0.084 (-1.159)	-0.036 (-0.285)	-0.120** (-2.075)	-0.245*** (-5.147)	0.046 (0.742)
<i>L5.govc</i>	0.875* (1.925)	-0.657** (-2.132)	-0.323 (-0.812)	-0.139 (-1.042)	-0.487*** (-3.845)	0.282*** (2.585)
<i>L5.fd</i>	0.109 (0.364)	-0.554*** (-3.397)	0.208 (0.731)	0.317*** (3.122)	0.230*** (3.107)	0.066 (0.854)
<i>L5.plr</i>	-0.214 (-1.117)	-0.275 (-1.404)	-0.135 (-0.506)	-0.084*** (-3.220)	-0.016 (-0.691)	-0.081*** (-3.428)
样本数	412	412	412	930	930	930
准R ²	0.444	0.294	0.476	0.295	0.149	0.225
Wald值	188.202	157.604	209.537	438.060	237.936	452.587
准对数似然值	-137.347	-342.778	-173.768	-736.009	-1069.693	-988.962

总体来看，分样本的回归结果与基本模型的结果大体一致。而其对于利率市场化、汇率自由化、资本账户开放相互影响的经验证据差别能够解释当前定性分析和案例比较中的一些争论。

2、稳健性检验——替换变量1。

Reinhart和Ilzetzki（2009）提供了法定法下的IMF汇率分类指标，这也是较为权威的汇率制度测度指标之一，因此，本文替换原有Anderson（2012）的汇率测度指标，对基本模型重新回归，以进行稳健性检验。回归结果如表5所示。其中，列（1）-（3）是有序probit模型下的回归结果，而列（4）-（6）是有序logit模型下的回归结果。

由表5可知，替换相关变量后，并没有改变模型的基本性质。相比于表3，汇率自由化变量（*exrr*）在列（3）和（6）中均不再显著。同时，若延长滞后期限，如7期（见表6），*exrr*在列（3）和（6）中均开始变得显著。这主要是因为三项金融改革都是长期的过程（Eichengreen和Rose，2014），而在短期内它们之间的作用关系可能会因为偶然因素变得并不显著。在IMF的分类法下，欧元区国家的汇率制度均被划定为固定汇率制度，这也可能影响了表5中的结果。

表5 稳健性检验I

	orderedprobit模型			orderedlogit模型		
	(1) 利率	(2) 汇率	(3) 资本账户	(4) 利率	(5) 汇率	(6) 资本账户
<i>L5.int</i>	0.800*** (16.069)	0.090*** (2.739)	0.191*** (5.488)	1.449*** (16.070)	0.146*** (2.625)	0.325*** (5.205)
<i>L5.exrr</i>	0.101*** (2.581)	0.451*** (12.758)	0.039 (1.076)	0.144** (2.111)	0.816*** (12.212)	0.048 (0.745)
<i>L5.ko</i>	0.072 (1.514)	0.048 (1.322)	0.735*** (15.240)	0.152* (1.800)	0.093 (1.516)	1.331*** (15.138)
<i>L5.gdpp</i>	0.101** (2.367)	0.030 (0.868)	0.244*** (6.285)	0.222*** (2.985)	0.052 (0.911)	0.394*** (5.581)
<i>L5.resv</i>	-0.139*** (-2.744)	-0.283*** (-6.708)	-0.046 (-0.891)	-0.297*** (-3.319)	-0.487*** (-6.647)	-0.073 (-0.787)
<i>L5.govc</i>	-0.190 (-1.601)	-0.367*** (-3.325)	0.075 (0.694)	-0.456** (-2.098)	-0.670*** (-3.452)	0.153 (0.822)
<i>L5.fdl</i>	0.315*** (3.565)	0.136** (2.162)	0.162** (2.385)	0.522*** (3.078)	0.242** (2.279)	0.297** (2.493)
<i>L5.plr</i>	-0.071*** (-2.674)	-0.035* (-1.673)	-0.070*** (-2.926)	-0.088** (-1.967)	-0.042 (-1.225)	-0.114*** (-2.800)
样本数	1351	1341	1351	1351	1341	1351
准R ²	0.338	0.141	0.320	0.341	0.147	0.322
Wald值	606.524	352.432	884.665	514.684	334.906	777.769
准对数似然值	-902.056	-1458.276	-1184.035	-897.952	-1448.512	-1180.946

表6 稳健性检验II

	orderedprobit模型			orderedlogit模型		
	(1) 利率	(2) 汇率	(3) 资本账户	(4) 利率	(5) 汇率	(6) 资本账户
<i>L7.int</i>	0.667*** (13.150)	0.101*** (2.975)	0.201*** (5.376)	1.200*** (12.381)	0.171*** (2.941)	0.344*** (5.119)
<i>L7.exrr</i>	0.162*** (3.982)	0.315*** (9.288)	0.098** (2.569)	0.252*** (3.395)	0.551*** (9.286)	0.169** (2.511)
<i>L7.ko</i>	0.079 (1.591)	0.028 (0.735)	0.563*** (11.721)	0.162* (1.798)	0.060 (0.944)	1.006*** (11.781)
<i>L7.gdpp</i>	0.132*** (2.935)	0.064* (1.728)	0.252*** (6.271)	0.272*** (3.465)	0.105* (1.704)	0.415*** (5.654)
<i>L7.resv</i>	-0.197*** (-3.937)	-0.317*** (-7.345)	-0.069 (-1.279)	-0.362*** (-4.098)	-0.561*** (-7.455)	-0.135 (-1.438)

L7.govc	-0.144 (-1.135)	-0.506*** (-4.364)	0.124 (1.084)	-0.424* (-1.796)	-0.942*** (-4.579)	0.244 (1.228)
L7.fd	0.415*** (4.326)	0.156** (2.392)	0.297*** (3.935)	0.712*** (3.762)	0.282*** (2.607)	0.526*** (3.991)
L7.plr	-0.078*** (-2.896)	-0.038* (-1.802)	-0.105*** (-4.353)	-0.102** (-2.222)	-0.056 (-1.627)	-0.176*** (-4.234)
样本数	1219	1207	1219	1219	1207	1219
准R ²	0.295	0.110	0.292	0.294	0.114	0.293
Wald值	474.767	256.203	730.074	410.960	253.973	652.965
准对数似然值	-837.296	-1355.159	-1103.993	-838.275	-1349.954	-1103.371

3、稳健性检验——替换变量2。

本文进一步将Polity IV数据库的政体民主程度 (*polity*) 替代Freedom House的政权集中指数, 即制度民主程度变量 (*plr*); 将Maddison Project数据库提供的人均GDP来替换原有的世界银行WDI数据库提供的人均GDP测度指标, 从而进行稳健性检验。回归结果如表7所示。其中, 列(1) - (3)是有序probit模型下的回归结果, 而列(4) - (6)是有序logit模型下的回归结果。

对比基本模型的回归结果表3与表7, 可以发现回归结果仍保持不变, 各变量的符号和显著性水平基本没有变化。政体民主程度变量 (*polity*) 在不同的样本口径下均显著为正, 表明政体民主程度越高, 越有利于三项金融改革的推行。源自Freedom House的制度民主程度变量 (*plr*) 值越高, 制度民主程度越低, 而政体民主度 (*polity*) 则恰好相反, 因此, 表7和前面各表的结论仍旧一致。

表7 稳健性检验III

	orderedprobit模型			orderedlogit模型		
	(1) 利率	(2) 汇率	(3) 资本账户	(4) 利率	(5) 汇率	(6) 资本账户
L5.int	0.770*** (16.024)	0.068** (2.260)	0.174*** (5.092)	1.391*** (15.841)	0.126** (2.521)	0.285*** (4.725)
L5.exr	0.145*** (3.399)	0.693*** (16.272)	0.074* (1.863)	0.240*** (3.122)	1.327*** (15.203)	0.130* (1.841)
L5.ko	0.076 (1.562)	-0.023 (-0.634)	0.685*** (13.633)	0.155* (1.789)	-0.013 (-0.209)	1.244*** (13.613)
L5.gdppm	0.132* (1.759)	0.061 (1.129)	0.475*** (7.159)	0.321** (2.412)	0.114 (1.357)	0.771*** (6.307)
L5.resv	-0.127** (-2.506)	-0.208*** (-5.283)	-0.059 (-1.118)	-0.275*** (-3.079)	-0.352*** (-5.142)	-0.092 (-0.969)
L5.govc	-0.139 (-1.097)	-0.437*** (-3.632)	-0.103 (-0.906)	-0.378 (-1.616)	-0.772*** (-4.089)	-0.133 (-0.663)
L5.fd	0.280*** (3.167)	0.119* (1.871)	0.174** (2.445)	0.494*** (2.845)	0.210** (2.022)	0.331*** (2.618)
L5.polity	0.027*** (3.757)	0.019*** (3.531)	0.025*** (4.229)	0.035*** (2.853)	0.028*** (3.124)	0.042*** (4.143)
样本数	1314	1314	1314	1314	1314	1314
准R ²	0.338	0.191	0.322	0.341	0.205	0.324
Wald值	610.855	403.559	852.380	517.763	370.265	759.913
准对数似然值	-878.487	-1464.293	-1146.089	-875.162	-1437.545	-1143.079

4、稳健性检验——改变滞后期。

我们还考虑了其它滞后期限的影响。由于利率市场化、汇率自由化和资本账户开放是一

个长期过程，因此我们主要选取了较长时间的滞后，即滞后6-10期。我们发现，在滞后6-10期的模型中，结论没有改变。表8给出了滞后6期的回归结果。

相对于基本模型，表8中各变量的回归结果变化不大，系数的显著性水平和符号方向也基本一致。其中，利率市场化变量 (*int*) 在模型 (1) - (6) 中均显著为正；资本账户开放变量 (*ko*) 仅在模型 (3)、(4)、(6) 中显著为正；汇率制度改革变量 (*exr*) 在列 (1) - (6) 中均显著，符号方向与基本模型一致。

表8 稳健性检验IV

	ordered probit模型			ordered logit模型		
	(1) 利率	(2) 汇率	(3) 资本账户	(4) 利率	(5) 汇率	(6) 资本账户
L6.int	0.730*** (15.964)	0.061** (2.162)	0.204*** (6.126)	1.304*** (15.422)	0.109** (2.288)	0.341*** (5.778)
L6.exr	0.186*** (4.519)	0.593*** (14.825)	0.070* (1.822)	0.328*** (4.435)	1.108*** (14.135)	0.141** (2.064)
L6.ko	0.066 (1.353)	0.015 (0.420)	0.627*** (13.319)	0.147* (1.703)	0.062 (1.069)	1.125*** (13.309)
L6.gdpp	0.093** (2.149)	0.078** (2.283)	0.232*** (5.815)	0.212*** (2.802)	0.126** (2.279)	0.374*** (5.155)
L6.resv	-0.154*** (-3.075)	-0.228*** (-5.986)	-0.067 (-1.285)	-0.296*** (-3.451)	-0.407*** (-6.235)	-0.119 (-1.276)
L6.govc	-0.138 (-1.117)	-0.452*** (-4.079)	0.085 (0.760)	-0.374 (-1.631)	-0.795*** (-4.318)	0.191 (0.974)
L6.fd	0.364*** (3.898)	0.121* (1.837)	0.232*** (3.293)	0.633*** (3.418)	0.233** (2.123)	0.410*** (3.327)
L6.plr	-0.090*** (-3.425)	-0.019 (-0.837)	-0.094*** (-3.950)	-0.119*** (-2.646)	-0.021 (-0.577)	-0.160*** (-3.896)
样本数	1276	1276	1276	1276	1276	1276
准R ²	0.313	0.157	0.293	0.315	0.169	0.295
Wald值	509.608	340.612	766.271	446.755	323.995	679.790
准对数似然值	-872.933	-1477.246	-1162.419	-870.460	-1457.085	-1160.123

整体而言，在通过分样本、替换变量、改变滞后期等稳健性检验之后，可以发现模型的回归结果基本上是稳健的。

四、改革顺序的进一步讨论：基于危机防范的视角

对金融体系重大改革最大的担忧来自于金融不稳定，其极端形式就是危机。因此在方法论上，如果说拇指准则是偏实证的 (positive)，那么危机防范的角度就是偏规范的 (normative)。二者结合相得益彰。

(一) 变量和基本模型介绍

本文采用 Reinhart 和 Rogoff (2010) 的货币危机测度指标作为被解释变量。其判定货币危机的标准是：对美元、欧元 (或者法郎、德国马克)、英镑等货币锚的年度贬值在 15% 以上。利率、汇率和资本账户相关制度的重大变动均会影响国际上对一国经济金融状况的判断，进而导致国际资本流动的突然中断或突然外逃，这将直接体现于币值的变动之上，其极端情况就是货币危机。货币危机因而测度了实行金融改革国家的金融不稳定状况。

我们重点考察利率市场化、汇率自由化和资本账户开放程度等变量对危机爆发的影响。

参照 Kaminsky 和 Reinhart (1999)、Esaka (2010b) 的研究和数据的可获性, 其它控制变量包括: (1) GDP 的实际增速 (*gdpg*), 以实际 GDP 的年度增长率测度; (2) 信贷增速 (*crdg*), 以私人信贷的实际增长率衡量; (3) 通货膨胀水平 (*cpi*), 以消费者物价指数衡量; (4) 经济发展水平 (*gdpp*), 以实际人均 GDP 衡量; (5) 汇率低估程度 (*undv*), 来源于 Rodrik (2008) 的研究; (6) M2 占外汇储备比重 (*mre*)。相关数据主要来源于世界银行数据库。部分变量的方差较大, 为避免异常值对结果的影响, 本文根据主流文献的做法, 采用 winsor 程序对其进行缩尾调整, 平滑数据, 减少两侧极端值的影响。除了三大金融改革变量之外, 各变量的具体定义、符号和数据来源见表 9。

表9 变量说明

	变量	描述	单位	数据来源
被解释变量	货币危机 (<i>currency</i>)	0 表示无危机, 1 表示危机爆发		Reinhart 和 Rogoff (2010)
	利率市场化程度 (<i>int</i>)	值越大, 利率市场化程度越高		Abiad 等 (2010)
其它解释变量	资本账户开放程度 (<i>ko</i>)	值越大, 资本账户开放程度越高		
	汇率制度类型 (<i>exr</i>)	值越大, 汇率自由化程度越高		Anderson (2012)
	GDP 的实际增速 (<i>gdpg</i>)	实际 GDP 的年度增长率	%	
	信贷增速 (<i>crdg</i>)	私人信贷的实际增长率	%	WDI
	通货膨胀水平 (<i>cpi</i>)	消费者物价指数	%	Rodrik (2008)
	汇率低估程度 (<i>undv</i>)	实际汇率偏离均衡的程度		
	M2 占外汇储备比重 (<i>mre</i>)	广义货币供应量 M2 占外汇储备比重	%	

本文以前面部分确定的 66 个国家 (地区) 作为样本, 各变量具体的统计描述见表 10。

表10 变量统计特征

变量	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>currency</i>	1645	0.221	0.415	0	1
<i>gdpg</i>	1930	3.394	4.767	-44.900	33.736
<i>crdg</i>	1802	7.111	12.550	-18.689	35.959
<i>cpi</i>	1767	14.009	17.107	0.688	66.694
<i>undv</i>	1852	0.005	0.465	-1.613	2.608
<i>mre</i>	1732	1.994	1.101	-0.534	8.214
<i>int</i>	1955	1.795	1.133	0	3
<i>exr</i>	1955	1.963	1.288	0	3
<i>ko</i>	1927	1.513	1.104	0	3

(二) 结果及分析

本文将不同的 logit 和 probit 模型进行经验分析, 以保证结果的稳健性。同时, 考虑到逆向因果关系, 所有的解释变量均取滞后 5 期值回归。回归结果如表 11 所示。其中, 列 (1) - (3) 是 logit 模型下的回归结果, 而列 (4) - (6) 是 probit 模型下的回归结果; 同时, 列 (1) 和 (4) 全样本下的回归结果, (2) 和 (5) 对应的是发达国家样本口径下的回归结果, (3) 和 (6) 则是发展中国家样本口径下的回归结果。

根据表 11 可以发现: 利率市场化变量 (*int*) 和资本账户开放变量 (*ko*) 在不同模型、不同样本口径下几乎均不显著, 而汇率制度变量 (*exr*) 则相反, 其在列 (1) - (6) 中均显著为负, 即汇率自由化的推进、汇率弹性的增加能够显著降低危机爆发的可能性。这些结果

是在控制了汇率偏离幅度等变量之后得出的，具有独立的解释力。

对于控制变量，可以发现回归结果与其他学者的研究大体一致。其中，通货膨胀水平(cpi)基本上显著为正，即通货膨胀水平越高，越有可能导致货币危机的爆发；广义货币供应量M2占外汇储备比重(mre)在各列的回归中基本上显著，列(2)与(5)在20%水平也是显著的，而且符号方向均为正，即广义货币供应量M2占外汇储备比重越高，发生危机的概率越大；在列(3)和(6)中，汇率低估程度(undv)在1%水平显著为负，而在列(1)和(4)中，其在20%水平上亦显著为负，即货币的高估将会加大货币危机爆发的危险，这与Esaka(2010b)等的研究一致。其他控制变量基本上并不显著，此处不多加讨论。

总体而言，相对于利率市场化、资本账户开放等改革，提高汇率制度弹性将显著降低货币危机爆发的概率。而且，通货膨胀水平越低、汇率高估程度越低、广义货币供应量M2占外汇储备比重越低，发生货币危机的可能性将越小。

表11货币危机回归结果

	logit模型			probit模型		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L5.int	-0.062 (-0.616)	0.143 (0.363)	0.028 (0.235)	-0.036 (-0.626)	0.078 (0.424)	0.015 (0.218)
L5.ko	-0.147* (-1.660)	-0.116 (-0.498)	-0.144 (-1.442)	-0.076 (-1.555)	-0.073 (-0.624)	-0.080 (-1.401)
L5.exr	-0.228** (-2.348)	-0.701*** (-2.793)	-0.189* (-1.820)	-0.132** (-2.536)	-0.318*** (-2.706)	-0.114* (-1.903)
L5.gdpg	0.019 (0.772)	0.069 (0.700)	0.007 (0.318)	0.010 (0.748)	0.030 (0.592)	0.004 (0.269)
L5.crdg	0.013 (1.619)	-0.020 (-0.650)	0.010 (1.208)	0.008* (1.667)	-0.011 (-0.686)	0.006 (1.331)
L5.cpi	0.054*** (10.148)	-0.058 (-0.557)	0.048*** (8.915)	0.032*** (10.678)	-0.025 (-0.550)	0.029*** (9.390)
L5.undv	-0.361 (-1.447)	0.185 (0.173)	-0.834*** (-3.143)	-0.206 (-1.532)	0.081 (0.147)	-0.485*** (-3.111)
L5.mre	0.155* (1.783)	0.369 (1.616)	0.308*** (2.755)	0.090* (1.843)	0.169 (1.518)	0.182*** (2.786)
_cons	-2.083*** (-6.323)	-2.108 (-1.166)	-2.072*** (-5.412)	-1.253*** (-6.868)	-1.211 (-1.403)	-1.254*** (-5.736)
样本数	988	348	640	988	348	640
准R ²	0.160	0.069	0.153	0.162	0.062	0.155
Wald值	132.005	9.515	98.099	146.179	9.058	109.638
准对数似然值	-434.544	-90.662	-327.348	-433.816	-91.366	-326.782

五、结论与应用：中国金融改革开放进程的评估

(一) 结论

通过上述研究本文发现：(1) 利率市场化、汇率自由化、资本账户开放改革进程均受到自身历史水平的影响，而且利率市场化和汇率自由化之间存在相互促进的机制，利率市场化和汇率自由化将进一步推动资本账户开放进程。此外，一国的经济和金融发展水平高、民主制度建设得好以及外汇储备低将加速利率市场化、汇率制度改革和资本账户开放时机的成熟。分样本、替换变量、变换滞后期等的稳健性检验也基本支持了以上结论。(2) 关于危

机爆发的研究结果显示,相对于利率市场化、资本账户开放等改革,汇率自由化将显著降低货币危机爆发的概率。而且,通货膨胀水平越低、汇率高估程度越低、广义货币供应量 M2 占外汇储备比重将越低,货币危机发生的可能性就越小。

综上,利率与汇率制度改革相互促进,为资本账户开放奠定了基础,因此二者应该先于资本账户开放;在规范的意义上,汇率自由化对于防范危机具有特殊作用,更应首先推进。因此,三项改革的顺序应该是汇率先行,利率跟随,资本账户最后。

在作用机理上,从既有研究来看,国际上有关国际资本流动突然停止和突然外逃的研究证明了灵活的汇率安排有助于防范国际金融危机的发生(Mendoza 和 Smith, 2006; Mendoza, 2010)。其机制主要是通过迅速的市场汇率调节,缓解主权货币的贬值预期,从而有助于缓解国际资本异常流动,防止货币危机的发生。而这正是亚洲金融危机最为深刻的教训。同时,根据利率平价理论,优先考虑国内利率市场化和汇率制度自由化,才能使得境内外资金市场符合利率平价条件,减少利率、汇率套利的压力,为资本账户顺利开放提供条件。对于利率市场化和汇率自由化,前者会削弱货币政策的独立性,而后者则相反。因此,二者协调推进才能使货币政策保持独立,有利于金融改革的顺利推行。这也与本文前面部分的结果一致。在不同国家三大金融改革及其顺序安排方面,张春生和蒋海(2015)做了十分不错的总结工作,他们发现采取利率市场化→资本项目开放→汇率自由化模式往往风险极大,最终导致不得不重新调整汇率制度;利率市场化→汇率自由化→资本项目开放模式和资本项目开放→汇率自由化→利率市场化模式都十分少见,而汇率先行的模式往往更加理想。因此,本文的研究结论亦具备可靠的现实基础。

(二) 对中国金融改革开放进程的量化评估

对于评估和反思中国近年来的金融改革开放进程安排,以上结论具有重要启示。首先总结中国利率市场化、资本账户开放和汇率自由化的现状。根据本文使用的国际数据库及其测算方法,1994年以来中国三大金融改革的推进状态描述见图4。

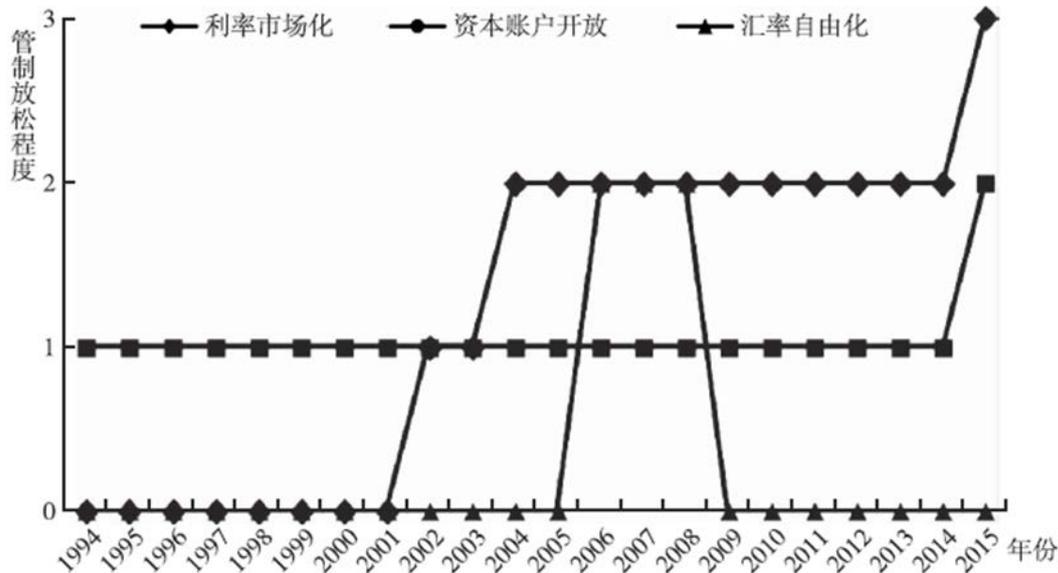


图4中国利率市场化、资本账户开放和汇率改革推进状况

从图 4 可以看出，中国利率市场化的步伐最快，2013 年 7 月 20 日，金融机构贷款利率管制全面放开，贷款利率市场化完成；2015 年 5 月 11 日，央行宣布存款利率浮动区间上限调整为基准利率的 1.5 倍；2015 年 8 月 26 日，1 年以上存款利率市场化，存款利率市场化基本完成。在汇率制度改革上，尽管中国早在 2005 年 7 月 21 日就宣称实行“以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度”，但经验研究发现，参考一篮子货币的汇率机制并没有生效，基本上还是实行单一钉住美元的固定汇率制度(Frankel 和 Xie, 2010)。根据 Anderson (2012) 的事实分类法、Reinhart 和 Rogoff (2004) 的 RR 分类法，中国汇率制度仍偏向于固定，而且在 2008 年金融危机后主要钉住美元。从图 4 中我们还可以观察到 2006—2008 年中国汇率制度改革有所进展，但之后受金融危机的影响，汇率弹性减弱。

在资本账户开放方面，2014 年以前改革步伐还相对较慢，大部分子项目仍处于管制状态。如果按照国外学者 Schindler (2009)、Klein (2012)、Bayoumi 和 Ohnsorge (2013) 的分类标准，中国资本账户管制十分严格，基本上没有开放(王曦等, 2015)。但资本账户开放在 2014 年尤其是 2015 年之后开始发力。先是在 2014 年开放了沪港通；2015 年 2 月外管局发布《关于进一步简化和改进直接投资外汇管理政策的通知》，基本实现了直接投资的完全可兑换；4 月在试点地区推出企业自主对外发债试点；自 6 月 1 日开始实行外汇资本金意愿结汇；3 月 22 日，周小川出席中国发展高层论坛 2015 年年会时表示，2015 年是第十二个五年规划的最后一年，打算通过各方面改革的努力来实现资本项目可兑换。表 12 给出了我们总结的可兑换限制明细。

表12 中国资本账户可兑换限制明细表（2015年）

	不可兑换	部分可兑换	基本可兑换	完全可兑换	合计
资本和货币市场工具交易	2	9	5		16
衍生品及其他工具交易	2	2			4

信贷工具交易	1	3	2	6
直接投资		2		2
直接投资清盘			1	1
房地产交易	1	1	1	3
个人资本交易	6	2		8
小计	4	19	13	40

综上，从金融制度改革层面来看，中国目前利率市场化改革进展迅猛，汇率自由化基本未动，资本账户开放已经有重要进展。这与我们的研究结论，即“汇率先行、利率跟随、资本账户最后”的合意顺序并不匹配。尤其是在决策层大力推行“资本账户开放”并作为新的发展战略背景下，汇率制度改革较为滞后，而且可能会成为掣肘改革成效的瓶颈。事实上，近期发生的大规模外汇储备降低可能已经体现了问题的征兆。因此，未来改革的突破口应是汇率制度，并在推进汇率自由化的同时，协调推进资本账户开放的相关改革。对于当前三项核心金融改革孰先孰后的争论，我们始终认为“顶层设计”是必要的，但“顶层设计”必须依赖于科学的决策，应有系统性分析，而非主观判断。

六、总结

鉴于现有研究的不足，本文沿用 Chinn 和 Ito (2006) 对贸易开放、资本账户开放孰先孰后进行排序的思路，运用格兰杰因果检验思想、有序 probit 和 logit 模型，对全球 66 个国家（地区）在 1970-2005 年的利率市场化、资本账户开放和汇率自由化的推进顺序进行经验分析，并以其来指导中国的改革实践。此外，本文进一步从防范危机研究的角度，分析上述三项改革组合对于货币危机爆发的影响，以寻求三项改革的突破口。相对于现有文献，本文的创新和主要贡献是首次将格兰杰因果检验思想应用于离散因变量模型，即用有序 probit 和 logit 模型来分析金融三大改革的相互促进作用；其次，除了基于拇指原则的思路，我们还考虑了危机防范的规范方法；最后我们采用定量的分析方法系统地分析了中国利率市场化、汇率自由化和资本账户开放改革的进程安排，并指出其不足以及改进方向。文章最终的结论可以概括为：三项金融改革的顺序应该是汇率先行、利率跟随、资本账户最后；中国三项改革的现实顺序与此并不相符，亟需调整。

参考文献

- [1] 陈元、钱颖一 (2015):《资本账户开放: 战略、时机与路线图》, 北京: 社会科学文献出版社。
- [2] 胡小文、章上峰 (2015):《利率市场化, 汇率制度改革与资本账户开放顺序安排——基于 NOEM-DSGE 模型的模拟》, 《国际金融研究》第 11 期。
- [3] 黄志刚、郭桂霞 (2016):《资本账户开放与利率市场化次序对宏观经济稳定性的影响》, 《世界经济》第 9 期。
- [4] 金中夏、洪浩 (2015):《国际货币环境下利率政策与汇率政策的协调》, 《经济研究》第 5 期。
- [5] 李扬、殷剑峰 (2000):《开放经济的稳定性和经济自由化的次序》, 《经济研究》第 11 期。
- [6] 盛松成、刘西 (2015):《金融改革协调推进论》, 北京: 中信出版社。
- [7] 王曦、陈中飞、王茜 (2015):《我国资本账户加速开放的条件基本成熟了吗》, 《国际金融研究》第 1 期。
- [8] 伍戈、温军伟 (2013):《破解资本账户开放迷思》, 《金融发展评论》第 3 期。
- [9] 肖卫国、陈宇、张晨冉 (2015):《利率和汇率市场化改革协同推进的宏观经济效应》, 《国际贸易问题》第 8 期。
- [10] 余静文 (2013):《最优金融条件与经济发展——国际经验与中国案例》, 《经济研究》第 12 期。
- [11] 余永定 (2016):《最后的屏障: 资本项目自由化和人民币国际化之辩》, 北京: 东方出版社。
- [12] 余永定、张明 (2012):《资本管制和资本项目自由化的国际新动向》, 《国际经济评论》第 5 期。
- [13] 张春生、蒋海 (2015):《利率市场化, 汇率自由化与资本项目开放的次序: 理论、经验与选择》, 《经济学家》第 5 期。
- [14] 张健华 (2011):《资本项目可兑换的国别比较》, 《中国金融》第 14 期。
- [15] 赵胜民、谢晓闻、方意、田庄 (2013):《金融市场化改革进程中人民币汇率和利率动态关系研究——兼论人民币汇率市场化和利率市场化次序问题》, 《南开经济研究》第 5 期。
- [16] 中国人民银行调查统计司课题组 (2012):《协调推进利率、汇率改革和资本账户开放》。
- [17] Abiad, A. G.; Detragiache, E. and Tressel, T. "A New Database of Financial Reforms." IMF Staff Papers, 2010, 57(2), pp. 281-302.
- [18] Aizenman, J. and Pasricha, G. K. "Why Do Emerging Markets Liberalize Capital Outflow Controls? Fiscal versus Net Capital Flow Concerns." Journal of International Money and Finance, 2013, 39, pp. 28-64.
- [19] Anderson, H. "Fear of Floating Revisited." SSRN working paper, 2012.
- [20] Bayoumi, M. T. and Ohnsorge, F. "Do Inflows or Outflows Dominate? Global Implications of Capital Account Liberalization in China." International Monetary Fund working paper, 2013.
- [21] Bhattacharya, A. and Linn, J. F. "Trade and Industrial Policies in the Developing Countries of East Asia." World Bank report, 1988.
- [22] Bubula, A. and Otker-Robe, I. "Are Pegged and Intermediate Exchange Rate Regimes More Crisis Prone." SSRN working paper, 2003.
- [23] Chinn, M.D. and Ito, H. "What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions." Journal of Development Economics, 2006, 81(1), pp. 163-192.
- [24] Edwards, S. and Rigobon, R. "Capital Controls on Inflows, Exchange Rate Volatility and External Vulnerability." Journal of International Economics, 2009, 78(2), pp. 256-267.
- [25] Eichengreen, B. and Rose, A. "Capital Controls in the 21st Century." Journal of International Money and Finance, 2014, 48, pp. 1-16.

- [26] Esaka, T. "De Facto Exchange Rate Regimes and Currency Crisis: Are Pegged Regimes with Capital Account Liberalization Really More Prone to Speculative Attacks." *Journal of Banking & Finance*, 2010a, 34(6), pp. 1109-1128.
- [27] Esaka, T. "Exchange Rate Regimes, Capital Controls, and Currency Crises: Does the Bipolar View Hold?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2010b, 20(1), pp. 91-108.
- [28] Frankel, J. A. and Xie, D. "Estimation of De Facto Flexibility Parameter and Basket Weights in Evolving Exchange Rate Regimes." *American Economic Review*, 2010, 100(2), pp. 568-572.
- [29] Glick, R. and Hutchison, M. "Capital Controls and Exchange Rate Instability in Developing Economies." *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24(3), pp. 387-412.
- [30] Granger, C. W. J. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods." *Econometrica*, 1969, 37 (3), pp. 424-438.
- [31] Granger, C. W. J. "Testing for Causality: A Personal Viewpoint." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1980, 2, pp. 329-352.
- [32] Ha, E.; Amri, P. and Lee, D. W. "The Impact of Government Ideology, Capital Openness, and Exchange Rate Regime on Currency Crisis." Claremont Graduate University working paper, 2013.
- [33] Johnston, R. B. "Sequencing Capital Account Liberalizations and Financial Sector Reform." *International Monetary Fund Paper on Policy Analysis and Assessment No.98*, 1998.
- [34] Kaminsky, G. L. and Reinhart, C. M. "The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems." *American Economic Review*, 1999, 89(3), pp. 473-500.
- [35] Klein, M. W. "Capital Controls: Gates versus Walls." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, 2, pp. 317-367.
- [36] Krugman, P., "The Eternal Triangle: Explaining International Financial Perplexity." Mimeo, 1998. <http://web.mit.edu/krugman/www/triangle.html>.
- [37] McKinnon, R. I. *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D.C.: Brookings Institution, 1973.
- [38] Mendoza, E. G. "Sudden Stops, Financial Crises, and Leverage". *American Economic Review*, 2010, 100(5), pp. 1941-1966.
- [39] Mendoza, E. G. and Smith K. A. "Quantitative implications of a debt-deflation theory of Sudden Stops and asset prices". *Journal of International Economics*, 2006, 70(1), pp. 82-114.
- [40] Prasad, E. S. and Rajan, R. "A Pragmatic Approach to Capital Account Liberalization." NBER working paper No. w14051, 2008.
- [41] Reinhart, C. M. and Ilzetzki, E. O. "Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold." Working paper, 2009.
- [42] Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S. "The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation." *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119 (1), pp. 1-48.
- [43] Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S. "From Financial Crash to Debt Crisis." NBER working paper No. w15795, 2010.
- [44] Rodrik, D. "The Real Exchange Rate and Economic Growth." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008, (2), pp. 365-412.
- [45] Schindler, M. "Measuring Financial Integration: A New Data Set." *IMF Staff Papers*, 2009, 56(1), pp. 222-238.

利率市场化、非效率投资与资本配置

——基于中国人民银行取消贷款利率上下限的 自然实验

杨箐¹ 刘放² 李茫茫³

【摘要】中国人民银行对贷款利率上下限的完全取消，标志着我国利率市场化改革已经基本完成。本文以 2003-2015 年非金融类上市公司为研究样本，以中国人民银行取消贷款利率上下限作为自然实验，实证检验我国利率市场化如何影响企业投资决策及其资本配置效率。本文研究发现：（1）利率市场化推进带来了企业非效率投资的减少，特别是对非国有企业尤甚；（2）相对于放宽贷款利率下限，放宽贷款利率上限更有助于抑制企业非效率投资；（3）随着利率市场化程度推进，企业投资的价值效应呈现不断提升趋势。本文检验还发现：利率市场化不仅显著抑制了企业非效率投资，而且还抑制了企业激进性负债程度。本文的发现为解读我国利率市场化如何影响企业投资决策及其资本配置效率提供了理论依据，同时对当前我国推行经济体制改革、推动供给侧改革、进而实现“三去一降一补”也具有一定的借鉴意义。

【关键词】利率市场化 非效率投资 价值效应 资本配置

一、引言

一直以来，我国经济增长效率低下广受诟病，而学术界普遍认为造成这种效率低下的根本原因在于要素市场化程度不够，其中以借贷资本价格——利率的市场化进程最为缓慢。这是因为，我国客观存在的银行主导型金融体系决定了银行借款是企业资金的主要来源，而利率作为调节银行信贷供求关系的指示器，为了有效防范和化解金融风险、保持金融体系稳定、促进经济健康发展，我国利率市场化一直采取渐进式改革的方式。然而根据“金融抑制理论”（McKinnon, 1973）和“金融深化理论”（Show, 1973），在利率市场化改革完成之前，利率管制会导致实际利率偏离市场均衡利率水平，致使资本要素存在错配，进一步加剧了我国当前产能过剩与高杠杆风险的危机，使得有限的资金不能得到有效配置，从而扭曲企业投资行为。

¹杨箐，武汉大学经济与管理学院

²刘放，高级经济师，武汉市武昌区国有资产监督管理办公室

³李茫茫，暨南大学管理学院

在我国改革开放近40年的历程中,要素市场改革一直贯穿于整个改革进程中,但以资本价格——利率为代表的要素市场改革则明显滞后于整个历程。我国利率市场化进程按照“先外币后本币、先贷款后存款、先长期后短期、先大额后小额”的改革步骤拉开(李萍和冯梦黎,2016)。自1996年6月1日放开银行间同业拆借利率开始,中国人民银行先后多次通过扩大贷款利率的浮动空间来推进利率的市场化进程。直至2015年10月24日,中国人民银行宣布完全放开存款利率上限区间,各大商业银行开始根据市场的供求关系对存贷款利率拥有了自主定价权,至此利率市场化已宣布基本实现。

已有文献分别研究利率市场化对企业融资约束、融资结构及商业银行经营效率等行为的影响(Siregar, 1992; Jaramilo et al., 1992; Harris et al., 1994; Gelos and Werner, 2002; Laeven, 2003; Ameer, 2003; Koo and Shin, 2004; 王东静和张祥建, 2007)。以上文献研究发现,利率市场化通过匹配资金收益与风险的关系,来调剂资金的供求关系,从而有助于企业缓解融资约束乃至改善融资结构。因此,利率市场化的推进首先会通过改善信贷资源配置影响企业投资效率,而且这些研究均不能很好地控制内生性问题。然而,目前国内鲜有权威文献讨论利率市场化如何影响企业投资决策行为,特别是是否改善了企业长期以来的非效率投资问题,此类问题的研究对于未来我国如何利用利率市场化改革实现去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板“三去一降一补”五大重点任务具有重要的现实意义。

利率市场化作为一项重要经济制度的完善,极大地改变了企业融资环境,对企业投资决策及资本配置效率具有重要影响。本文通过中央银行取消利率上下限这一外生事件,检验利率市场化如何影响企业投资决策与投资的价值效应。本文研究发现,利率市场化对企业投资不足及投资过度均有显著的抑制作用,并且在非国有企业样本组中及取消利率下限时抑制作用更强。利率市场化增加了企业投融资的灵活性,进而提高了投资的价值效应。以上检验结果不仅基于微观层面证据验证了利率市场化的积极意义,而且对于未来我国推进市场化改革也具有一定的指导意义。

本文的理论贡献与现实意义如下:第一,本文以取消贷款利率上下限为自然实验,实证验证了利率市场化对企业投资效率的影响,发现利率市场化的推进显著抑制了企业非效率投资,这不仅很好地克服了已有研究关于利率市场化的内生性问题,同时利用微观企业数据证实了利率市场化的积极意义。第二,本文还研究发现利率市场化能够抑制企业过度负债,使得企业债务回归正常水平,从而揭示了利率市场化影响企业非效率投资的具体作用机制。第三,本文检验还发现,利率市场化会显著增加非国有企业投资的价值效应,从而为利率市场化的经济后果提供了经验证据。最后,本文实践意义主要体现在:本文对于利率市场化积极意义的验证,为我国供给侧结构性改革提供经验证据支持并指明方向,将为我国有效缓解产能过剩问题提供思路;政策制定者可通过制定推进金融市场自由发展的政策,推进资源优化配置,进而为企业转型升级提供有利条件。

二、制度环境、文献回顾与理论推演

（一）制度环境

利率市场化是指以中央银行指定的基础利率为基础，由金融机构根据市场资金供求关系及资金松紧程度自主决定存贷款利率水平的利率定价机制（马弘和郭于玮，2016），进而有效实现资金最优化配置的过程。我国利率市场化大致可以分为以下三个重要阶段：

第一，稳步推进阶段（1993-2012）：银行间同行业拆借利率和债券利率的市场化。1993年确实了利率市场化的基本设想后，1996年6月1日银行间同业拆借利率放开，标志着利率市场化进程的开端。2004年完全放开金融机构人民币贷款利率上限，基本确定了“贷款利率管下限，存款利率管上限”的利率政策框架。

第二，加速推进阶段（2013-2014）：贷款利率、贴现利率的市场化。标志事件为2012年多次下调贷款利率下限，2013年7月20日，中国人民银行取消金融机构贷款利率0.7倍的下限，并取消票据贴现利率管制，表明我国全面放开了对金融机构贷款利率的管制。

第三，完全市场化阶段（2015-）：存款利率市场化的放开。标志事件为2015年10月24日，中国人民银行对商业银行和农村合作金融机构等不再设置存款利率浮动上限，表明存款利率完全放开，这也标志着历时二十多年的利率市场化改革宣告完成。

（二）文献回顾

利率市场化作为市场经济制度建设的重要组成部分，很早就引起了国外学者的关注。金融抑制理论认为，管制造成的低利率不仅会引致过度资金需求，而且会给政府带来沉重的管制成本（McKinnon, 1973）。利率市场化不仅可以抑制管制带来的社会福利的无谓损失，而且增加了金融机构的定价权，有助于金融机构参与企业项目风险分担，增加对风险项目的信贷，进而缓解了企业融资约束问题（Obstfeld, 1994; Harris et al., 1994; Gelos and Werner, 2002）。如Laeven（2003）利用发展中国家的跨国数据研究表明，利率市场化显著缓解了中小企业的融资约束问题，而大企业融资开始变得困难。Harris et al.（1994）、Gelos and Werner（2002）、Koo and Shin（2004）利用墨西哥、韩国及印度尼西亚等国家的经验证据也证实了利率市场化可显著缓解企业融资约束。此外，还有部分文献考察了利率市场化如何影响企业融资结构决策与银行运营效率。如Siregar（1992）、Jaramilo et al.（1992）、Ameer（2003）研究发现利率市场化有助于企业资本结构趋于最优状态，表现为小企业财务杠杆增加，而大企业杠杆会有所降低。银行运营效率方面，Maghyereh（2004）以苏丹银行为样本，研究发现利率市场化加强了银行间的竞争程度，从而提高了银行效率，Ataullah et al.（2004）、Senda et al.（2006）等的研究也发现了类似的结果。以上文献多数以单一国家或者跨国样本为研究对象，没有针对中国这样的发展中国家就渐进式利率市场化改革究竟如何影响企业投融资决策及资源配置等问题开展专门研究。

由于我国利率市场化起步较晚，早期研究主要集中于理论模型的推导。近几年国家开始

放开存贷款利率的上下限,这为实证检验利率市场化对企业行为影响提供了较为干净的实验条件,相关研究开始日渐增多。如王东静和张祥建(2007)利用2004年贷款利率上限的取消,实证检验利率市场化对企业债务融资的影响,证实了利率市场化有助于缓解中小企业融资约束问题。李萍和冯梦黎(2016)基于多维度构建利率市场化指标,研究利率市场化对经济增长质量影响的内在关联与作用机理,证实了利率市场化的积极意义。马弘和郭于玮(2016)利用2004年贷款利率改革的准自然实验,通过构造双重差分模型,实证研究发现利率市场化有助于降低信贷歧视问题。以上文献分别从不同维度论证了利率市场化在改善资源配置效率方面的积极作用,但这些文献要么以宏观方面的证据为主,要么仅仅停留在融资约束层面,而对于如何通过改变融资环境对投资效率产生影响则涉及较少,且难以解决因利率市场化的测度误差等原因而可能产生的内生性问题。

投资效率问题一直是财务与会计领域研究的重要议题,因此国内外关于投资效率问题的研究非常丰富。已有研究文献分别从代理问题与公司治理(Jensen, 1986; Johnson, 2000; 辛清泉等, 2007; 申慧慧等, 2012)、信息不对称与融资约束(Myers and Majluf, 1984; Fazzari et al., 1988)及政府干预(Chen et al., 2011; 唐雪松等, 2010; 万良勇, 2013; 黄俊和李增泉, 2014)等视角研究了其对企业投资效率的影响。此外,还有部分文献分别从会计信息治理(Chen et al., 2011; 李青原, 2009; 李青原等, 2010)、盈余管理(刘慧龙等, 2014)及政策冲击(喻坤等, 2014)等视角研究了其对企业投资效率的影响,如喻坤等研究(2014)发现近年来我国非国有企业的投资效率更低,并从融资约束视角解释了企业投资效率之谜。以上文献证实了企业面临的融资环境会显著影响企业投资效率,但这些研究均未关注要素市场的市场化程度特别是资本市场中的资本价格形成机制的演进,即利率市场化的推进如何影响企业投资效率。

综合上述文献我们可以得到,利率市场化通过匹配金融机构的收益与风险,从而有助于改善民营企业融资状况,而融资结构的不合理是导致企业非效率投资的关键因素。然而,尚未有权威文献考察利率市场化如何影响企业投资决策及其投资效率,这无疑不能够全面认识利率市场化改革对我国经济发展的积极意义。

(三) 理论分析与研究假设

根据“金融抑制理论”和“金融深化理论”可知,在利率管制时期,政府出于稳定金融市场目的,会对存贷款利率上下限进行限制,此时利率不能反映资本的稀缺性,特别是贷款利率的上限控制使得我国一部分企业(国有企业)可以通过低成本的方式获得大量资金,同时另一部分企业(非国有企业)即使能够承担更高债务融资成本也无法获得信贷支持,即所谓的信贷歧视。从而造成一部分企业会出现低资金成本的过度投资现象,而另一部企业在融资约束的瓶颈下出现投资不足。

这种信贷歧视,使得我国国有与非国有这两类产权属性不同的企业在融资约束程度与投资效率方面均存在显著的差异。大量研究文献普遍表明,由于信贷歧视的存在致使我国非国

有企业相比国有企业面临更为严重的融资约束问题(陈耿等, 2015; 程六兵和刘峰, 2013)。同时, 大量文献研究也表明, 在政府干预与政治激励, 特别是在信贷歧视的影响下, 导致国有企业存在严重的过度投资现象, 而非国有则表现为明显的投资不足(李广子和刘力, 2009; 陆正飞等, 2009; 张敏等, 2010; 黄健柏等, 2015)。因信贷歧视造成国有企业与非国有企业的非效率投资方向不同, 为我们考察利率市场化对企业非效率投资影响的横截面差异提供了很好的实验场所。

在利率的管制时期, 金融机构无法要求具有高风险的民营企业支付更高的风险溢价。较高的经营风险与信息不对称问题, 导致民营企业因借款风险与收益出现不匹配而难以获得银行贷款。但随着利率市场化进程的推进, 存贷款利率的逐步放开, 特别是贷款利率上限的放开, 作为资本的价格利率不仅可以反映资本稀缺性, 而且金融机构也可以根据贷款的项目风险, 来确定更高的利率以弥补风险溢价, 使得项目风险与项目收益进行匹配, 有助于改变民营企业融资状况, 如王东静和张祥建(2007)研究发现利率市场化显著缓解了非国有企业融资约束问题。据此, 我们提出以下研究假设H1:

研究假设H1: 利率市场化会显著抑制企业非效率投资。

企业投资的价值效应主要取决于非效率投资程度的高低, 高效率的投资会带来更高的价值效应, 相反投资决策的偏离最终会损害企业的价值(McConnel and Muscarella, 1985)。如辛清泉等(2007)、万良勇等(2013)及金宇超等(2016)研究均发现, 企业低效率的投资行为均会带来更低的企业价值。但企业次优投资决策对企业价值的损害可能因外部市场环境的不同而具有程度上的差异(金宇超等, 2016)。

在无摩擦的市场条件下, 企业投资价值效应与融资决策并没有关系(Modigliani and Miller, 1958)。然而, 利率市场化的不完全增加了企业融资决策的摩擦, 致使企业低效率投资从而有损于公司价值。反之, 随着利率市场化的进一步推进, 通过调整利率使得资金成本与项目得到更好的匹配, 有助于抑制企业非效率投资, 王东静和张祥建(2007)研究发现利率市场化改善了市场在资源配置中的作用, 从而通过缓解企业融资约束与遏制过度资金需求来提高资本配置效率, 最终提升了投资的价值效应。对此, 提出研究假设H2:

研究假设H2: 利率市场化水平显著促进了企业投资的价值效应。

三、回归方程设计与样本选择

(一) 非效率投资测度与回归方程

在检验利率市场化对企业非效率投资的影响之前, 我们首先需要对非效率投资进行测度, 因此我们选择 Richardson(2006)、Biddle et al.(2009)作为测度模型, 然后借鉴国内已有权威文献如申慧慧等(2012)和万良勇(2013)对该模型进行必要修正, 具体模型如下:

$$Invest_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times Invest_{it-1} + \beta_2 \times Size_{it-1} + \beta_3 \times Lev_{it-1} + \beta_4 \times Growth_{it} + \beta_5 \times Lnage_{it-1} + \beta_6 \times Ret_{it-1} + \beta_7 \times CFO_{it-1} + \sum \beta_i Industry + \sum \beta_j Year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上述模型中，因变量为企业当期投资规模（Invest），同时分别控制了上一期投资规模（Invest_{it-1}）、上一期公司规模（Size_{it-1}）、上一期资本结构（Lev_{it-1}）、上一年主营业务收入增长率（Growth_{it-1}）、企业年龄的自然对数（Lnage_{it-1}）、股票收益率（Ret_{it-1}）及经营活动净现金流（CFO_{it-1}），同时并分别控制了行业效应与年度效应。使用上述模型来估计企业当期最佳投资规模，然后使用实际投资规模减去最佳投资规模，即残差部分取绝对值表示企业非效率投资水平。

根据上述模型（1）估算的残差项取绝对值表示企业非效率投资，其中残差项大于零表示过度投资，而小于零则表示投资不足。对研究假设 1 检验。具体模型如下：

$$Abste_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Interest_{it} + \alpha_2 Nsoe + \alpha_3 \times Nsoe \times Interest_{it} + \beta_2 \times Independent_{it} + \beta_3 \times Board_{it} + \beta_4 \times Dividends_{it} + \beta_5 \times Executiveshare_{it} + \beta_6 \times Power_{it} + \sum \beta_i Industry + \sum \beta_j Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上述模型中，Abste_{it} 为被解释变量，表示企业当期投资效率，具体估算过程详见模型（1）。

Interest 则为本文重点关注的自变量，即利率市场化。根据前文研究背景介绍可知，我国利率市场化是一个缓慢渐进式的过程，其中 2004 年与 2013 年是最为关键的两个年份，2004 年取消了贷款利率的上限，而 2013 年取消了贷款利率的下限。为此，我们借鉴马弘和郭于玮（2016），分别设置了取消贷款利率上限（Marketup）与取消贷款利率下限（Marketdown）两个指标来捕捉利率市场化，同时分别与产权性质（Nsoe，非国有企业取值为 1，否则取值为 0）进行交乘，来构造双重差分模型。之所以选择产权性质作为横截面差异，是因为在利率市场化之前，国有与非国有这两类企业由于存在信贷歧视，致使国有企业更容易获取银行贷款，而非国有企业普遍受到融资约束（Ge and Qiu, 2007；陆正飞等，2015；李健和陈传明；2013），因此利率市场化后更有助于非国有企业获得资金。

根据研究假设 1 可以知道，利率市场化与产权性质交互项系数是本文重点关注的系数，该系数显著为负，表示提高了民营企业投资效率，反之则降低了民营企业投资效率。此外，为了使本文研究结论更加稳健，本文还分别借鉴顾海兵等（2013）及李萍（2013）两种方法来测度我国年度利率市场化，对本文主检验进行稳健性检验⁴。本文还借鉴申慧慧等（2012）、万良勇（2013）等文献，在对投资效率进行回归时，分别控制了第一大股东持股比例（Firstshare）、实际控制人两权分离度（VC）、独立董事占比（Independent）、管理层持股比例（Executiveshare）、董事会规模（Board）及董事长与 CEO 两职合一（Power），同

⁴其中前者主要基于官方实际利率与民间实际利率比重进行权重加总，而后者则是根据实际利率水平、利率决定方式及利率浮动的幅度和范围进行合成，以上两种算法指标越大，均表示年度利率市场化进程程度越高。自此，我们将第一种方法称之为权重法，第二种称之为合成法。

时控制了行业效应。由于在构造双重差分（DID）模型时，分别根据年度区间构造了利率市场化前后的虚拟变量，控制时间效应将会产生完全共线性，因此我们选择不控制时间效应。以上变量的具体定义，详见表 1 所示。

表 1 主要变量的具体定义

变量类型	变量名称	变量具体定义
被解释变量	Invest	表示投资规模，使用现金流量表中构建固定资产、无形资产等现金流的支出，并除以期末总资产。
	Abste	表示非效率投资，基于 Richardson（2006）模型估算的残差取绝对值作为非效率投资指标，未取绝对值时残差大于 0 表示过度投资，而残差小于 0 则表示投资不足。
解释变量	Marketup	2004 年开始取值为 1，否则取值为 0，表示中央银行放开贷款利率上限。
	Marketdown	2013 年开始取值为 1，否则取值为 0，表示中央银行放开贷款利率上限。
控制变量	Nsoe	表示产权性质，根据实际控制人性质，当为非国有企业时，取值为 1，否则取值为 0，表示国有企业。
	Firstshare	表示第一大股东持股比例，该值越大，表示第一大股东持股比例越高。
	VC	表示实际控制人两权分离度，等于实际控制日的控制权与所有权之差。
	Independent	表示独立董事占比，使用独立董事数量与董事规模之比。
	Board	表示董事会规模，使用董事会董事数量取自然对数。
	Dividends	表示股利支付率，使用股利占净收益的比重。
	Executiveshare	表示管理层持股比例，使用管理层持股量占总股数量之比。
	Power	表示两职合一，当董事长与总经理两职合一时取值为 1，否则取值为 0。
	Ind_dummy	表示行业虚拟变量，当为该行业时取值为 1，否则取值为 0，以控制行业效应。
	Year_dummy	表示年度虚拟变量，当为该年度时取值为 1，否则取值为 0，以控制年度效应。

（二）样本选择

本文选择 2003-2015 年度数据作为研究样本，之所选择从 2003 年开始，是因为 CSMAR 数据库自 2003 年才开始较为完备地披露独立董事等公司治理信息。由于在使用 Richardson 模型估计投资效率时，如企业规模等部分变量需要滞后一期，因而实际原始样本区间为 2002-2015 年。在回归检验之前，我们对原始样本数据分别做了如下处理：第一，剔除了观测值缺失的样本；第二，剔除了产权性质不明确的样本；第三，剔除了金融类上市公司。最终得到了 17 122 个样本观测值进行回归。为了避免异常值对回归结果的影响，分别对除虚拟变量外的所有连续变量进行上下 1%的 Winsorize 处理。

四、实证结果

（一）描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计，其中样本数量根据主回归结果统计得到。可以发现：回归样本观测值为 17 122 个，其中投资效率的均值大于中位数，另根据样本中投资规模的平均值来看，约占总资产的 5.8%左右，而非效率投资为 2.7%，表明我国非效率投资问题较为严重。产权性质（Nsoe，非国有企业）均值为 0.463，表明样本观测值中 46.3%为非国有企业样本，这与目前多数文献的发现基本一致。实际控制人两权分离度中位数为 0，表明约超过一半的企业不存在两权分离。第一大股东平均持股比例为 36.3%，独立董事占比与董事会规模均呈现正态分布，股利支付率均值为 6.6%，表明样本中 6.6%的年度企业支付了股利，

管理层持股 (Executiveshare) 占 1.8%，两者合一的样本为 11.9%。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准误	Q1	中位数	Q3
Abste	17 122	0.027	0.028	0.009	0.019	0.034
Nsoe	17 122	0.463	0.499	0	0	1
VC	17 122	0.055	0.080	0.000	0.000	0.104
Firstshare	17 122	0.361	0.154	0.238	0.338	0.474
Independent	17 122	0.365	0.052	0.333	0.333	0.385
Board	17 122	2.180	0.202	2.079	2.197	2.197
Dividends	17 122	0.227	0.294	0	0.144	0.338
Executiveshare	17 122	0.066	0.154	0	0.000	0.006
Power	17 122	0.189	0.392	0	0	0

(二) 实证结果

表 3 为研究假设 1 利率市场化与企业非效率投资之间关系的检验,根据双重差分(DID)模型,主要关注交互项系数。其结果显示:取消贷款利率上限与非国有企业交互项(Nsoe \times Marketup)系数均显著为负,取消贷款利率下限与非国有企业交互项(Nsoe \times Marketdown)系数均不显著,而无论是取消贷款利率上限(Marketup)还是下限(Marketdown)单项系数均显著为负。这表明,取消贷款利率上限显著抑制了企业非效率投资,特别是显著抑制了非国有企业非效率投资,但取消贷款利率下限则无显著作用,取消贷款利率上下限对企业非效率投资的影响呈现非对称性。

这是因为,取消贷款利率上限后,商业银行可以通过针对企业不同投资项目的风险来调整利率水平,从而不仅有助于消除信贷歧视,实现非国有企业与国有企业平等融资机会,而且有助于非国有企业融得更多资金,投资更多的高风险投资项目。支持了研究假设的推理,即利率市场化通过完善资本价格形成机制,同时通过利率来调节资本的供求平衡,最终抑制了企业非效率投资。控制变量显示:董事会规模与两职合一促进了企业投资效率的提升,而管理层持股则显著抑制了企业投资效率的提升。

表 3 利率市场化与非效率投资

	(1)	(2)	(3)
	因变量: 非效率投资程度		
Marketup	-0.006*** (0.001)		-0.003*** (0.001)
Nsoe	0.005*** (0.000)	0.002* (0.001)	0.005*** (0.000)
Nsoe \times Marketup	-0.003*** (0.000)		-0.004*** (0.000)
Marketdown		-0.009*** (0.001)	-0.009*** (0.001)
Nsoe \times Marketdown		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
VC	-0.003 (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.004 (0.003)
Firstshare	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
Independent	-0.007 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.003 (0.005)

<i>Manager_share</i>	0.003 (0.003)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)
<i>Lnboard</i>	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
<i>Power</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>Dividends</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>_cons</i>	0.034*** (0.004)	0.032*** (0.004)	0.035*** (0.005)
行业效应	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.035	0.049	0.050
F	25.464	37.854	35.913
N	17122	17122	17122

借鉴金宇超等（2016）、李焰等（2011）、王红建等（2014）及万良勇（2013）等文献，使用下一期 Tobin' s Q 的自然对数作为因变量来表示公司价值。为了保证研究结论的稳健性，在计算托宾 Q 值时关于非流通股我们使用了两种方法进行估算，即 $Tqa = (\text{流通股市值} + \text{净资产} + \text{账面价值}) / \text{总资产账面价值}$ ， $Tqb = (\text{流通股市值} + \text{非流通股市值} + \text{账面价值}) / \text{总资产账面价值}$ ，其中非流通股市值等于非流通股数乘以流通股价格。将利率市场化与产权性质交互项构造双重差分模型，然后与当期投资规模进行交乘，来捕捉利率市场化对投资价值效应的影响，即检验研究假设 H3。具体模型如下：

$$\begin{aligned} \ln Tq_{it+1} = & \beta_0 + \beta_1 \times Invest_{it} + \beta_2 \times Nsoe_{it} + \beta_3 \times Marketup_{it} + \beta_4 \times Marketdown_{it} + \\ & \beta_5 \times Nsoe_{it} \times Invest_{it} + \beta_6 \times Marketup_{it} \times Invest_{it} + \beta_7 \times Invest_{it} \times Marketdown_{it} + \\ & \beta_8 \times Nsoe_{it} \times Marketup_{it} + \beta_9 \times Nsoe_{it} \times Marketdown_{it} + \beta_{10} \times Nsoe_{it} \times Marketup_{it} \\ & \times Invest_{it} + \beta_{11} \times Nsoe_{it} \times Marketdown_{it} \times Invest_{it} + \sum \beta_i \times x_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

根据研究假设 H2，上述模型中 β_{10} 和 β_{11} 为主要检验系数，分别表示中国人民银行取消贷款上下限的利率市场化如何影响投资的价值效应，若其显著为正，表明利率市场化会显著提升企业投资的价值效率。同时，我们还分别控制了企业规模 (Size)、财务杠杆率 (Lev)、当期主营业务收入增长率 (Growth)、经营净现金流 (CFO)、当期资产利润率 (ROA)、企业年龄的自然对数 (Lnage)、独立董事占比 (Independent) 及管理层持股比例 (Manager_share)，其检验结果见表 4，其中利率市场化沿用方程 (2) 中中国人民银行取消贷款利率上下限与产权性质的交互项构造的双重差分模型来表示。

检验结果显示：利率市场化（取消贷款利率上限）、产权性质与投资规模的交互项 ($Nsoe \times Marketup \times Invest$) 系数显著为正，而利率市场化（取消贷款利率下限）、产权性质与投资规模的交互项 ($Nsoe \times Marketdown \times Invest$) 系数则不显著。该结果表明取消贷款利率上限的利率市场化显著提升了投资的价值效应，而取消贷款利率下限的利率市场化则没有显著性作用，这与前文表 3 中，即抑制非效率投资结果一致。

表 4 产权性质、利率市场化与投资价值效应

	(1)	(2)
	因变量：对托宾Q值取自然对数	
	Lntqa _{t+1}	Lntqb _{t+1}
Invest	-0.496 [*] (0.262)	-0.276 [*] (0.165)
Nsoe	0.151 ^{**} (0.066)	0.090 ^{**} (0.039)
Marketup	-0.027 (0.029)	0.019 (0.017)
Marketdown	-0.005 (0.026)	0.011 (0.016)
Nsoe × Invest	-1.558 ^{***} (0.585)	-0.876 ^{**} (0.351)
Nsoe × Marketup	0.080 (0.069)	0.045 (0.041)
Marketup × Invest	-0.904 ^{***} (0.292)	-0.490 ^{***} (0.180)
Nsoe × Marketup × Invest	1.640^{***} (0.621)	0.855^{**} (0.374)
Nsoe × Marketdown	0.216 ^{***} (0.035)	0.180 ^{***} (0.023)
Marketdown × Invest	0.246 (0.357)	0.208 (0.211)
Nsoe × Marketdown × Invest	0.116 (0.441)	-0.252 (0.278)
控制变量	控制	控制
_cons	0.379 ^{***} (0.052)	0.831 ^{***} (0.033)
行业效应	控制	控制
Adj. R ²	0.283	0.259
F Value	360.362	310.181
N	19115	19115

(三) 拓展性检验

第一，根据 Richardson (2006) 模型，非效率投资可以分为过度投资与投资不足两种类型，为了进一步考察利率市场化究竟是抑制了过度投资还是投资不足，本文分别将过度投资与投资不足的绝对值作为因变量，对研究假设 1 进行重新检验。检验结果可以发现，Nsoe × Marketup 系数均显著为负，而 Nsoe × Marketdown 系数则不显著，这表明取消贷款利率上限的市场化行为不仅显著抑制了过度投资行为，而且显著抑制了企业投资不足，从而进一步支持了研究假设 1 的推理。

第二，处于转型经济阶段的中国，地区市场化发展程度的不平衡是我国企业面临的重要制度环境。很显然，地区市场化与利率市场化之间可能存在“替代”与“互补”两种关系。具体来说，当位于市场化进程越高的地区，利率市场化对非效率投资的抑制效应越显著，那么两者呈现一种“互补”关系，这是因为市场化进程高的地区，要素市场更加发达，银行受到来自政府的干预程度更低，市场化机制更加成熟，从而更有助于市场化利率发挥作用。反过来当位于市场化进程越低的地区，利率市场化对非效率投资的抑制效应可能越显著，那么两者呈现一种“替代”关系，这可能源于产品市场与要素市场发育不成熟的条件下，利率市

场化的推进可能显得更为重要。

为此，我们使用樊刚（2015）披露的各地区市场化进程指数，并按照中位数进行分组检验，同时还设置了市场化进程虚拟变量（Market，大于中位数取值为1，小于中位数则取值为0），然后与产权性质、利率市场化三个指标进行交互进行全样本检验，由于目前公开数据只披露到2014年，因此2015年使用2014年来代替，其中利率市场化沿用方程（2）中中国人民银行取消贷款利率上下限与产权性质的交互项构造的双重差分模型来表示。检验结果显示：分组检验中，取消上限的利率市场化与产权性质的交互项（Nsoe×Marketup）系数在市场化进程高组更显著为负，而取消上限的利率市场化与产权性质的交互项（Nsoe×Marketdown）系数显著为正，市场化进程、产权性质与利率市场化（取消上限）的交互项（Nsoe×Marketup×Market）显著为负，而市场化进程、产权性质与利率市场化（取消上限）的交互项（Nsoe×Marketdown×Market）则不显著。综合以上结果表明，位于市场化进程高的地区，取消上限的利率市场化对非效率投资的抑制效应更显著，表现为一种“互补关系”，而取消下限的利率市场化则无显著差异。

第三，已有文献研究发现致使国有企业非效率投资，特别是过度投资严重的原因除了来自政府干预与政治晋升等因素外，更便利地获得银行贷款则是另一重要原因。那么利率市场化进程的推进是否降低了企业债务融资，特别是企业的过度债务融资呢？为此，我们根据借鉴Harford et al., (2009)、Denis and McKeon (2012)及陆正飞等（2015），使用以下模型估算激进性负债，回归模型如下：

$$\begin{aligned} Lev_t = & \beta_0 + \beta_1 \times Nsoe_{t-1} + \beta_2 \times ROA_{t-1} + \beta_3 \times Indlev_{t-1} + \beta_4 \times Agrowth_{t-1} \\ & + \beta_5 \times Tang_{t-1} + \beta_6 \times Size_{t-1} + \beta_7 \times Firstshare_{t-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

基于以上模型分年度进行Tobit回归估计企业目标负债率，然后使用实际负债率减去目标负债率得到企业激进性负债率。上述模型中，Lev为资产负债率，Nsoe为产权性质，ROA为资产净利润率，Indlev为行业负债率的中位数，Tang为固定资产占比，Size为总资产的自然对数，Firstshare为第一大股东持股比例。

然后将上述模型估计的激进性负债率对利率市场化进程回归，并检验不同产权属性下利率市场化对激进性负债的影响，其中利率市场化沿用方程（2）中中国人民银行取消贷款利率上下限与产权性质的交互项构造的双重差分模型来表示。研究发现：取消上限的利率市场化与产权性质的交互项（Nsoe×Marketup）系数显著为负，而取消下限的利率市场化与产权性质的交互项（Nsoe×Marketdown）系数显著为正。这表明取消上限的利率市场化有助于降低企业的过度负债，但取消下限的利率市场化则提升了企业的过度负债，从而证实了利率市场化抑制非效率投资的具体作用机理。

第四，企业投资效率的提升，不仅表现为抑制了非效率投资，即抑制过度投资或缓解投资不足，同时还表现为投资与投资机会敏感性的提升（余明桂等，2013；靳庆鲁等，2015；

金宇超等, 2016)。因此, 如果利率市场化抑制非效率投资的理论逻辑成立, 那么随着利率市场化进程的推进, 企业投资与投资机会之间的敏感性会显著提升。为了使研究结论更加稳健, 我们分别使用了上一期主营业务收入增长率(李青原和王红建, 2013; 靳庆鲁等, 2015)与托宾 Q 值托宾 Q 值(辛清泉等, 2007; 喻坤等, 2014)来表示企业面临的投资机会, 其中托宾 Q 值使用前文的 T_{qa} , 然后与利率市场化(中央银行取消贷款利率上下限与产权性质的交互项)进行交乘后进行回归, 其中利率市场化沿用方程(2)中中国人民银行取消贷款利率上下限与产权性质的交互项构造的双重差分模型来表示。

检验结果显示: 取消上限的利率市场化与投资机会的交互项 ($Nsoe \times Marketup \times Growth_{t-1}$, $Nsoe \times Marketup \times Tbq_{t-1}$) 均显著为正, 而取消下限的利率市场化与投资机会的交互项 ($Nsoe \times Marketdown \times Growth_{t-1}$, $Nsoe \times Marketdown \times Tbq_{t-1}$) 系数则均不显著, 这表明取消贷款上限的利率市场化显著增加了投资与投资机会的敏感性, 进而支持了投资效率的提升, 这与前文表 3 研究结论是一致的。

此外, 为了使本文研究结论更加稳健, 我们还分别做如下稳健性检验:

第一, 我们对本文关键变量利率市场化进程, 借鉴顾海兵等(2013)及李萍(2013)两种方法来测度我国年度利率市场化指标(连续变量), 对本文主要研究结论进行稳健性检验。检验结果显示: 利率市场化显著抑制了非效率投资, 不仅抑制了过度投资, 而且缓解了投资不足, 该研究结论与前文表 3 检验结果一致, 证实了研究结论的稳健性。

第二, 我们在估算投资效率时, 使用托宾 Q 值替代主营业务收入增长率作为投资机会, 重新估计企业非效率投资额度, 对研究假设 1 进行实证检验, 其中托宾 Q 值计算与前文表 5 中公司价值计算方法相同。检验结果显示: 利率市场化显著提升了投资效率, 进一步支持了本文主要研究结论。

受篇幅所限, 以上内容我们均未报告具体回归结果, 读者若有兴趣, 请来函索取。

五、研究结论与政策意义

为进一步发挥市场在资源配置中的决定性作用, 中央明确了全面深化市场化取向的改革, 释放改革红利, 以促进宏观经济的持续发展, 其中利率市场化是一项非常重要的改革。为保持金融系统的稳定, 避免爆发系统性风险, 我国一直采取的是渐进式的利率市场改革, 2004 年与 2013 年两次取消存贷款利率上下限是中国人民银行推进我国利率市场化进程的重要举措, 这种外生冲击为我们考察利率市场化的影响提供了很好的实验场所。利率市场化改革作为要素市场改革的重要组成部分, 对改善资源配置效率、消除信贷歧视均具有非常重要的意义。然而, 目前鲜有权威文献利用中国利率市场化的自然实验来考察利率市场化对企业投资决策特别是对资本配置效率的影响。

因此, 本文以我国中央银行分别于 2004 年与 2013 年取消贷款利率的上下限作为外生冲

击，考察利率市场化如何通过改变融资环境进而对投资效率产生影响。检验发现：利率市场化对企业非效率投资的抑制作用主要体现在非国有企业样本组中，且放开利率上限作用更显著。从融资行为来看，利率市场化显著抑制了企业过度负债；从经济后果看，利率市场化的推进明显提升了企业的投资价值效应。

本文兼具理论与现实意义。首先，本文从利率市场化这一视角出发，考察了市场化改革如何通过影响企业的投资不足与投资过度行为，进而对公司价值创造产生影响，因而为市场化改革的积极意义提供了比较细致的微观证据。其次，本文利用中央银行取消贷款利率上下限作为自然实验，考察了利率市场化如何影响企业捕捉投资机会，及对投资偏差的价值效应，因而为研究利率市场化与微观企业行为具有明显的增量贡献。最后，本文还结合我国企业在产权方面的异质性，检验发现利率市场化在消除企业信贷歧视，改善国有与非国有企业这两类企业的投资效率方面存在显著差异。这一方面不仅丰富了金融抑制与金融自由化理论的相关文献，而且为我国未来推进市场化改革提供了理论依据。

参考文献

- [1] 陈耿、刘星和辛清泉, 2015,《信贷歧视、金融发展与民营银行借款期限结构》,《会计研究》第4期,第40~46页。
- [2] 程六兵和刘峰, 2013,《银行监管与信贷歧视——从会计稳健性的视角》,《会计研究》第1期,第28~34页。
- [3] 樊纲、王小鲁和朱恒鹏, 2015,《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2015 年报告》,北京:经济科学出版社。
- [4] 顾海兵、夏梦和张安军, 2013,《1996-2010 年中国利率市场化程度的测定》,《价格理论与实践》,第2期,第27~28页。
- [5] 黄健柏、徐震和徐珊, 2015,《土地价格扭曲、企业属性与过度投资——基于中国工业企业数据和城市地价数据的实证研究》,《中国工业经济》,第3期,第57~69页。
- [6] 黄俊和李增泉, 2014,《政府干预、企业雇员和过度投资》,《金融研究》,第8期,第118~130页。
- [7] 靳庆鲁、侯青川、李刚和谢亚茜, 2015,《放松卖空管制、公司投资决策与期权价值》,《经济研究》,第10期,第76~88页。
- [8] 金宇超、靳庆鲁和宣扬, 2016,《“不作为”或“急于表现”: 企业投资中的政治动机》,《经济研究》,第10期,第126~139页。
- [9] 李广子和刘力, 2009,《债务融资成本与民营信贷歧视》,《金融研究》,第12期,第137~150页。
- [10] 李健和陈传明, 2013,《企业家政治关联、所有制与企业债务期限结构——基于转型经济制度背景的实证研究》,《金融研究》,第3期,第157~169页。
- [11] 李萍和冯梦黎, 2016,《利率市场化对我国经济增长质量的影响: 一个新的解释思路》,《经济评论》,第2期,第74~85页。
- [12] 李青原和王红建, 2013,《货币政策、资产可抵押性、现金流与公司投资》,《金融研究》,第6期,第31~45页。
- [13] 李青原、陈超和赵翌, 2010,《最终控制人性性质、会计信息治理与公司投资效率——来自中国上市公司的经验证据》,《经济评论》,第2期,第81~93页。
- [14] 李青原, 2009,《会计信息治理、审计监督与公司投资效率——来自我国上市公司的经验证据》,《审计研究》,第4期,第65~73页。
- [15] 李焰、秦义虎和张肖飞, 2011,《企业产权、管理者背景特征与投资效率》,《管理世界》,第1期,第135~144页。
- [16] 刘慧龙、王成方和吴联生, 2014,《决策权配置、盈余管理与投资效率》,《经济研究》,第8期,第93~106页。
- [17] 陆正飞、何捷和窦欢, 2015,《谁更过度负债: 国有还是非国有企业?》,《经济研究》,第12期,第54~67页。
- [18] 陆正飞、祝继高和樊铮, 2009,《银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失》,《金融研究》,第8期,第124~136页。
- [19] 马弘和郭于玮, 2016,《利率市场化与信贷歧视——基于 2004 年贷款利率改革的倍差法检验》,《经济研究》,工作论文。
- [20] 申慧慧、于鹏和吴联生, 2012,《国有股权、环境不确定性与投资效率》,《经济研究》,第7期,第113~126页。

- [21] 唐雪松、周晓苏和马如静, 2010,《政府干预、GDP 增长与地方国企过度投资》,《金融研究》,第 8 期,第 33~48 页。
- [22] 万良勇, 2013,《法治环境与企业投资效率——基于中国上市公司的实证研究》,《金融研究》,第 12 期,第 154~166 页。
- [23] 王东静和张祥建, 2007,《利率市场化、企业融资与金融机构信贷行为研究》,《世界经济》,第 2 期,第 50~59 页。
- [24] 王红建、李青原和邢斐, 2014,《金融危机、政府补贴与盈余操纵——来自中国上市公司的经验证据》,第 7 期,第 157~167 页。
- [25] 辛清泉、郑国坚和杨德明, 2007,《企业集团、政府控制与投资效率》,《金融研究》,第 10 期,第 123~142 页。
- [26] 喻坤、李治国、张晓融和徐剑刚, 2014,《企业投资效率之谜: 融资约束假说与货币政策冲击》,《经济研究》,第 5 期,第 106~120 页。
- [27] 余明桂、李文贵和潘红波, 2013,《管理者过度自信与企业风险承担》,《金融研究》,第 1 期,第 149~163 页。
- [28] 张敏、吴联生和王亚平, 2010,《国有股权、公司业绩与投资行为》,《金融研究》,第 12 期,第 115~130 页。
- [29] 赵静和郝颖, 2014,《政府干预、产权特征与企业投资效率》,《科研管理》,第 5 期,第 84~92 页。
- [30] Ameer R. 2003. "Financial Liberalization and Capital Structure Dynamics in Developing Countries: Evidence from Emerging Markets of South East Asia" SSRN Working Paper.
- [31] Ataulh Ali, Tony Cockerill, and Le Hang. 2004. "Financial Liberalization and Bank Efficiency: a Comparative Analysis of India and Pakistan" *Applied Economics*, 36(17):1915-1924
- [32] Biddle G. C., Hilary G., and Verdi. R. S. 2009. "How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency?" *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3):112-131.
- [33] Chen F., Hope O. K., Li, Q. and Wang X.. 2011. "Financial Reporting Quality and Investment Efficiency of Private Firms in Emerging Markets" *The Accounting Review*, 86(4): 1255-1288.
- [34] Chen S., Sun Z., Tang S. and Wu D.. 2011. "Government intervention and investment efficiency: Evidence from China" *Journal of Corporate Finance*, 17(2):259-271.
- [35] Denis D. J., and McKeon S. B.. 2012. "Debt Financing and Financial Flexibility: Evidence from Proactive Leverage Increase" *Review of Financial Studies*, 25:1897-1929.
- [36] Fazzari S. M., Hubbard R. G., and Petersen B. C.. 1988. "Financing Constraints and Corporate Investment" *Brooking Papers on Economic Activity*, 1.
- [37] Ge Y., and Qiu J.. 2007. "Financial Development, Bank Discrimination and Trade Credit" *Journal of Bank and Finance*, 31(2):513-530.
- [38] Gelos G., and Wermer A.. 2002. "Financial Liberalization, Credit Constraints, and Collateral: Investment in the Mexican Manufacturing Sector" *Journal of Development Economics*, 67:1-27.
- [39] Harford J., Klasa S., and Walcott N.. 2009. "Do Firms Have Leverage Targets? Evidence from Acquisitions" *Journal of Financial Economics*, 93:1-14.
- [40] Harris J. R., Schiantarelli F., and Siregar M. G.. 1994. "The Effect of Financial Liberalization on the Capital Structure and Investment Decisions of Indonesian Manufacturing Establishments" *World Bank Economic Review*, 8:17-47.
- [41] Johnson S., La Porta R., Lopez-de-Silanes F., and Shleifer. A. 2000. "Tunneling" *American Economic Review*, 90(5):22-27.
- [42] Koo J., and Shin S.. "Financial Liberalization and Corporate Investments: Evidence from Korean Firm Data"

- Asian Economic Journal, 18:277-292.
- [43] Laeven L. 2003. "Does Financial Liberalization Reduce Financing Constraints?" *Financial Management*, 32:5-34.
- [44] Maghyereh A.. 2004. "The Effect of Financial Liberalization on the Efficiency of Financial Institutions: The Case of Jordanian Commercial Banks" *Ssrn Electronic Journal* , 9(2-3):71-106.
- [45] McKinnon R. I. 1973. "Money and Capital in Economic Development". Washington, D.C.: The Brookings Institution.
- [46] Modigliani F., and Miller M. H.. 1958. "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Invest" *The American Economics Review*, 48: 261-297.
- [47] Myers S., and Majluf. N. 1984. "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investor Do Not Have" *Journal of Financial Economics*, 13(2):187-221.
- [48] Richardson S. 2006. "Over-investment of Free Cash Flow" *Review of Accounting Studies*, 11(2):159-189.
- [49] Senda A., Sami B. N., and Omri A. 2006. "Does Financial Liberalization Spur Tunisian Banking Industry Efficiency?" *SSRN Electronic Journal*, 3.
- [50] Shaw. E. S. 1973." *Financial Deepening in Economic Development*". New York: Oxford University Press
- [51] Siregar M. 1992. "Financial Liberalization, Investment and Debt Allocation" PhD Dissertation, Boston University.

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

厦门 国金

XFinTech

资产证券化专业服务商

ASSET BACKED SECURITIZATION SPECIALIST



0755-26418011

xft@xfintech.com.cn

深圳市福田区高新兴金融大厦
2468号怡化金融大厦2015