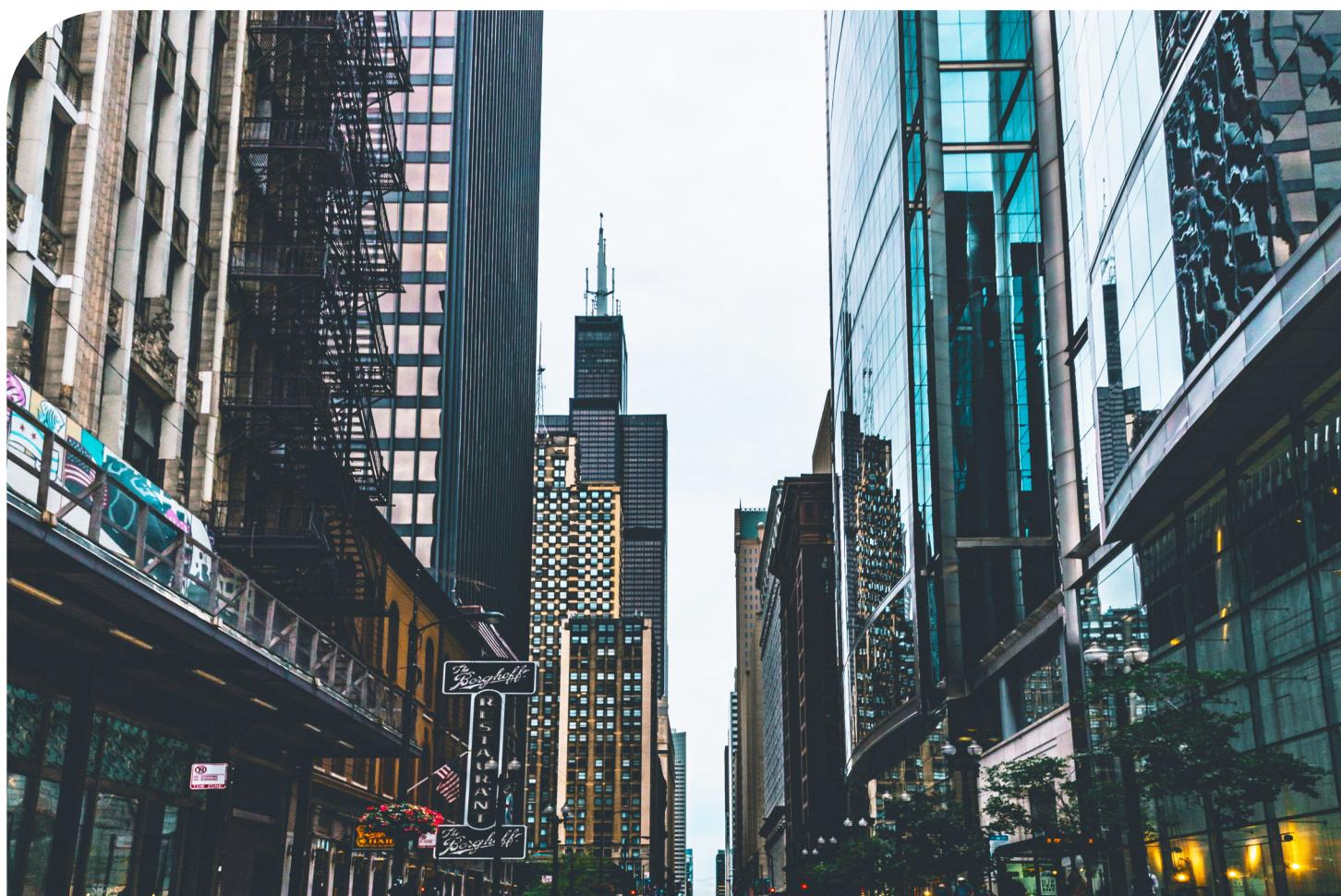


I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



推动绿色金融标准体系建设

陈雨露

人民币汇率市场化改革 40 年：进程、经验与展望

丁志杰、严灏、丁玥

区域创新、制度环境与银行稳定

宋科、李振、赵琼薇

亚洲区域经济一体化的“缺位”与“一带一路”的发展导向

李向阳

信贷管制、隐性契约与贷款利率变相市场化

沈永建、徐巍、蒋德权

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）

贡圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平 丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL HOUNG Lee 刘 珺	陆 磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿 强	Alfred Schipke 涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骥	赵锡军	庄毓敏	

主 编：张 杰
副 主 编：何 青 苏 治 宋 科
编辑部主任：何 青
编辑部副主任：赵宣凯 安 然
责任编辑：黄辉煌
栏目编辑：杨章轶
美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论
刊 期：月 刊
主办单位：中国人民大学国际货币研究所
出版单位：《国际货币评论》编辑部
地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室
邮 编：100872
网 址：www.imi.org.cn
电 话：86-10-62516755
传 真：86-10-62516725
邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

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

目 录

【卷 首】

推动绿色金融标准体系建设	陈雨露	01
人民币汇率市场化改革 40 年：进程、经验与展望	丁志杰、严灏、丁玥	05
区域创新、制度环境与银行稳定	宋科、李振、赵琼薇	23
亚洲区域经济一体化的“缺位”与“一带一路”的发展导向	李向阳	53
信贷管制、隐性契约与贷款利率变相市场化		
——现象与解释	沈永建、徐巍、蒋德权	64
货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动	陈创练、戴明晓	88
货币政策对住宅商品房价格影响的区域差异		
——来自我国 31 省际单位的证据	王天雨	116

推动绿色金融标准体系建设

陈雨露¹

绿色金融的快速发展是近年来我国金融改革发展的一大亮点，是金融业更好服务实体经济和助力供给侧结构性改革的重要抓手。为支持实体经济绿色转型和高质量发展，绿色金融首先要实现自身的可持续和规范化发展。而建立健全国内统一、国际认同、清晰可执行的绿色金融标准体系，是确保绿色金融高质量发展的重要前提。

一、我国绿色金融标准体系建设已取得阶段性重要成果

党中央、国务院高度重视绿色发展，党的十九大报告、“十三五”规划、政府工作报告等重要文献都提出要大力发展绿色金融。过去两年多来，中国绿色金融发展取得显著成效，已经走在了国际第一方阵。中国是为数不多的构建了系统性绿色金融政策框架的国家。作为全球最大的绿债发行国之一，2018 年上半年，全国累计发行绿色债券超 850 亿元，存量规模居世界前列。截至 6 月末，全国绿色贷款余额 7.7 万亿元，占企业贷款余额的近 10%。绿色金融产品创新活跃，绿色基金、绿色租赁、绿色 PPP、环境权益融资等产品和业态蓬勃发展，有力地推动了中国经济绿色转型。绿色金融理念正在深入人心，绿色投资者队伍正在不断壮大，绿色金融领域的国际合作成绩斐然，中国已成为全球绿色金融发展的重要引领者之一。

中国绿色金融在短期内取得显著进展的原因是多方面的，其中一个重要动力就是高度重视并积极推进绿色金融标准体系建设，确保绿色金融发展始终沿着正确的轨道推进，着力实现绿色金融的高质量发展。作为绿色金融领域的通用语言，绿色金融标准既是规范绿色金融业务、确保绿色金融自身实现商业可持续性的必要技术基础，也是推动经济社会绿色发展的重要保障。

中国绿色金融标准体系建设起步较早，已经取得重要进展。从国内看，2017 年 5 月，人民银行联合相关部门印发了《金融业标准化体系建设发展规划（2016-2020 年）》，把绿

¹ 陈雨露，中国人民银行副行长

色金融标准化工作确定为“十三五”时期金融业标准化体系建设的重点工作之一。在绿色信贷领域，人民银行和银保监会出台文件，对绿色信贷统计、环境效益评价等内容予以规范，为金融机构开展绿色信贷业务提供了标准。在绿色债券领域，发展改革委、人民银行发布的标准，已经成为各类绿色债券和债务融资工具发行、资金使用及监管的重要依据。在环境信息披露、评估认证等方面，相关部门也发布了相应的指引和规则，为推动绿色金融规范发展、加快政策落地提供了支持和保障。在浙江、广东、江西、贵州、新疆五省（区）绿色金融改革创新试验区建设过程中，我们从绿色项目库建设着手，率先探索绿色项目的认定标准和边界，形成了一套可执行的绿色项目库标准体系，并在绿色金融产品服务标准、绿色信用评估认证标准、环境信息披露标准、信息统计和数据共享标准等领域都进行了不同程度的探索，为全国层面构建绿色金融标准体系提供了有益的经验借鉴。

从国际上看，在个别国家退出《巴黎协定》、对绿色发展态度发生消极转变的背景下，中国坚持绿色可持续发展的承诺，积极利用 G20、“一带一路”倡议等多边和双边框架推进绿色金融合作，在绿色金融领域的国际地位和领导力不断提升。目前，人民银行已与欧洲投资银行及英国相关机构在绿色债券和可持续金融等领域开展了标准一致性研究的初步合作，为中国绿色金融市场接轨国际提供了良好条件。

二、完善绿色金融标准体系迫在眉睫

与此同时，我们要清醒地认识到，中国绿色金融发展还处于初期阶段，标准不统一、不完备、业务发展先于标准制定的问题依然比较突出。这既影响了市场主体公平、有序地开展绿色金融业务，影响了激励约束等配套政策的有效落地，也对强化监管和防范风险形成了挑战。可以说，构建统一完备的中国绿色金融标准体系已经迫在眉睫。

一是助力经济绿色转型的内在需要。绿色金融标准来源于实体、服务于实体。绿色金融作为资源配置的有效手段，核心作用在于通过市场化方式引导资金流向绿色环保、污染防治等政策重点支持的攻坚战领域。例如，绿色信贷、绿色债券等标准，主要是在绿色产业标准基础上形成的行业标准。因此，依托绿色产业目录等实体经济层面的标准和规范，制定统一、明确和细化的绿色金融标准，是发挥金融资源配置作用的重要前提，也是金融支持实体经济绿色转型、服务国家绿色发展战略的必然要求。

二是促进绿色金融稳健发展的内在需要。完整的绿色金融生态链包含标准体系、评估

认证、数据统计、激励约束等环节，而标准体系的构建是核心和基础。绿色金融发展初期，各类主体的多元化探索是推动市场快速发展的重要途径；但伴随着市场扩大，如果绿色金融产品、绿色项目库、第三方评估认证、绿色信用评价、环境效益评估、绿色金融监管等标准不完备，容易引发市场无序竞争或搭便车等行为，既不利于规范市场主体绿色投融资行为、营造公平竞争环境，也不能确保信息完整准确、难以帮助监管部门客观评估市场发展情况，在一定程度上将阻碍绿色金融健康发展。

三是完善有效的激励约束机制的内在需要。目前绿色项目的正外部性尚未充分内生，完全按照市场化原则运行不能吸引足够的社会资金进入绿色领域。这就需要政府通过相应的政策引导和制度安排，如财政补贴、税收减免、监管指标倾斜等，实现绿色投资的商业可持续。构建奖惩分明的激励约束机制的前提，就是要制定清晰、统一的绿色金融标准，增强政策的有效性、防止可能的监管套利。若缺乏统一的绿色金融标准，社会各界可能产生绿色金融概念泛化的质疑，各类优惠政策也难以做到精准支持和有效落地。

四是防范化解潜在金融风险的内在需要。保障支持项目全生命周期的绿色属性，是防范“洗绿”风险的关键环节，也是金融机构开展绿色金融业务的工作重点。而绿色项目外部性的内生需要相应的政策安排，这一过程也可能增加金融机构的合规风险、操作风险和业务成本。监管部门有必要建立一套针对绿色金融业务的监管规则、行为指引和信息披露标准，保证标准前后一致、市场主体严格落实，帮助金融机构更好地管理风险、拓展业务，同时也防止绿色金融的支持导向走偏或适得其反。

五是提高国际标准制定话语权的内在需要。标准是衡量绿色金融发展软实力的重要标志。近年来，欧盟、英国等发达经济体利用对国际规则更加熟稔的优势，纷纷争取绿色金融标准国际话语权。部分发达国家主导的标准没有充分考虑发展中国家在能源产业结构、社会发展阶段方面的特殊性，不利于发展中国家公平参与绿色金融国际合作。因此，我们应主动以国内标准体系建设推动国际规则制定，提升参与度和影响力，帮助国内企业和金融机构更好地参与国际绿色投资和绿色金融市场。

三、明确绿色金融标准体系的目标和要求

总体而言，构建绿色金融标准体系，应当立足中国经济发展的现实国情、产业特点以及资源禀赋，顺应结构调整大方向，服务国家绿色发展战略；同时也要充分尊重市场规律

和国际共识，确保标准既能促进市场公平竞争，又能有效兼容国际规则。总的目标是要研究制定国内统一、国际认同、清晰可执行的绿色金融标准，为行业规范发展提供明确的指向和依据。在内容上，主要涵盖通用基础标准、产品服务标准、信用评级评估标准、信息披露标准、统计共享标准以及风险管理与保障标准。在功能定位上，是国家和行业层面的基础性标准，着重从制度建设、产品服务、操作流程、风险防控等角度全面系统地对绿色金融予以规范。构建绿色金融标准体系，应当遵循三条基本原则。

一是公平性、完备性与统一性。推动绿色金融标准规划、制定、实施、修订的有机协调，实现国家、行业等各层面标准相互补充，形成有效合力。

二是统筹兼顾、急用先行。优先研究制定通用基础标准、统计与信息共享标准、风险管理标准等基础性、关键性标准，尽快补齐制约绿色金融可持续发展的短板。

三是开放性、前瞻性。标准制定要兼收并蓄，不断吸收国际标准领域的前沿成果和最佳实践；也要有前瞻性眼光，考虑长远，为绿色金融适应未来技术发展、理论和制度创新留下余地。在已形成国际惯例、需要进一步完善修订的国内标准领域，按照先易后难原则，通过双边或多边合作，积极宣传推介国内做法，以点带面推进国内外标准融合。例如，利用中国香港的国际金融中心地位和先进的金融科技，率先实现内地与香港绿色债券市场互联互通和标准对接，提升中国绿色债券标准的国际影响力；对于绿色项目认定等与发达经济体差异较大的标准体系，要立足国情、分层次、分步骤有序推进，将来逐步实现与国际标准的融合。在尚未形成统一标准的全新领域，在国内标准制定过程中要坚持严要求、高水平；同时充分发挥中国优势，提高中国在新标准领域的参与度和国际引领力。

人民币汇率市场化改革 40 年：进程、经验与展望¹

丁志杰² 严灏³ 丁玥⁴

【摘要】 汇率决定和汇率制度选择是长盛不衰的经济学话题，关于汇率管理更是争论不休。本文基于情景和目标两个维度，客观评价改革开放 40 年来人民币汇率改革，以期达到以史为鉴、用实践检验理论的目的。本文认为改革基本实现了市场化目标，人民币汇率完成了从记账核算工具到宏观经济调节工具的转变，正在实现从宏观经济金融管理自变量到因变量的转变；改革在成功解决汇率高估问题的基础上实现人民币稳中有升，避免了汇率贬值惯性难题；改革的成功在于坚持市场化取向、采取渐进式、积极管理稳定汇率等。让汇率主要由市场决定，协调好政府与市场作用，实行真正的有管理浮动，是适合我国近中期的汇率制度选择，也是未来深化汇率市场化改革的方向。

【关键词】 改革开放；人民币汇率；市场化改革；经验与展望；

一、引言

1978 年党的十一届三中全会掀起了波澜壮阔的改革开放大潮。40 年来人民币汇率历经五轮重大改革，基本实现了市场化目标，人民币汇率也走出了一条自己的轨迹（见图 1），避免了其他发展中国家面临的汇率贬值惯性和货币危机困境，在我国经济发展和对外开放过程中发挥了重要作用。在中国特色社会主义进入新时代的今天，回望历史、总结经验，无疑对进一步深化改革开放、讲好讲对中国故事有积极意义。

¹ 本文原载于《管理世界》2018 年第 10 期，本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Paper No.1819

² 丁志杰，中国人民大学国际货币研究所学术委员，对外经济贸易大学副校长、教授、博士生导师

³ 严灏，对外经济贸易大学博士生

⁴ 丁玥，对外经济贸易大学硕士生

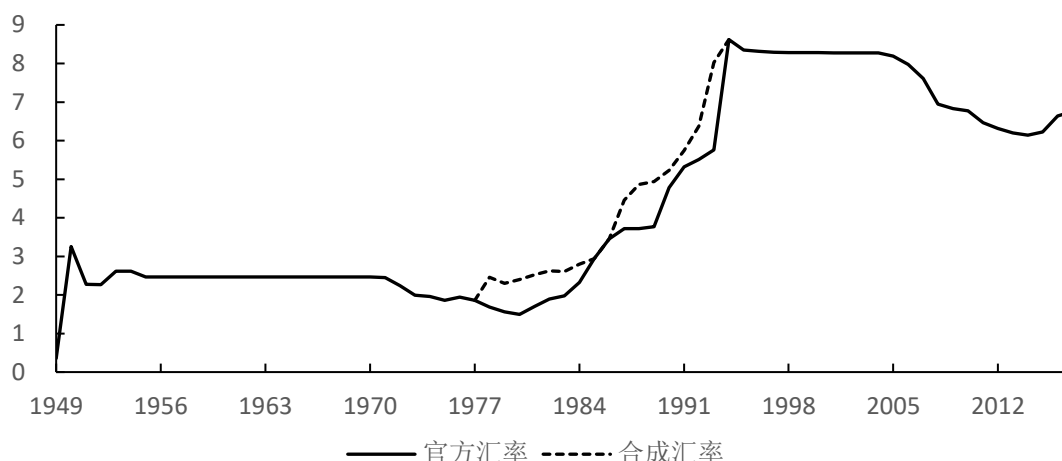


图1 新中国成立以来人民币汇率全景图

资料来源：国家外汇管理局，世界银行¹

二、向市场经济体制过渡时期的人民币汇率市场化探索

在计划经济时期人民币汇率失去经济调节作用。1953 年我国进入有计划的社会主义建设时期，逐步建立起大一统的外贸和外汇体制。对外贸易由国营外贸公司按计划统一经营，外贸部统一核算，财政部统收统支、统付盈亏。进口的数量和构成根据经济计划的需要制定，出口基本上是为了赚取计划进口所需的外汇，人民币汇率不对进出口起调节作用，而仅仅是外贸内部核算和编制计划的工具。在布雷顿森林体系时期，人民币实行单一的固定汇率制度，由国家规定并实行严格的管理和控制。1955 年我国进行币制改革，按 1:10000 用新币取代旧币，人民币兑美元汇率也由 2.6170 调整至 2.4618，并一直保持至 20 世纪 70 年代初。1973 年布雷顿森林体系崩溃，人民币改按一篮子货币计算的浮动汇率制度²。由于美元走弱，人民币对美元升值。这一时期我国对外推行人民币计价结算³，基于保值目的将人民币定得稍高。到 1979 年年底，人民币兑美元汇率调至 1.5 左右，人民币升值达到 50% 的水平，远高于美元本身的贬值幅度，从而使人民币汇率出现高估。由于外贸部门采取“进出核算、以进贴出”办法，实行内部核算，汇率高估的影响不大。

¹ 图中合成汇率是官方汇率与市场汇率的加权平均。1978 年及以后的数据来自世界银行，之前的数据来自国家外汇管理局，根据日度数据简单算术平均得到年度汇率。除本图外，其他图表和文中的人民币兑美元汇率数据均来自国家外汇管理局。

² 严格来说按一篮子货币计算人民币汇率属于盯住汇率，但当时主要以布雷顿森林体系为参照，认为汇率是可变的浮动汇率制度。这一做法此后一直延续。本文继续沿用当时的名称。

³ 1967 年 11 月 18 日英镑大幅度贬值，我国外汇储备以英镑为主，遭受了重大损失。为了避免发达国家货币贬值风险，1968 年春我国对外贸易推广使用人民币计价结算，直到改革开放前夕。

改革开放对传统的人民币汇率管理提出挑战。1979 年外贸体制改革启动，下放外贸经营权，开展工贸结合试点，新生一批部委、地方外贸公司，一些工业企业也获得外贸经营权，大一统的外贸体制被打破，汇率高估带来的问题开始暴露出来。那些不属于外贸部系统的企业出口业务面临严重亏损，出口积极性不足，财政补贴压力加大，外汇短缺状况进一步加剧。

双重官方汇率由此应运而生。1979 年 8 月国务院决定改革汇率体制，拟引入贸易内部结算价，形成与非贸易官方牌价并存的双重汇率制度。贸易内部结算价按 1978 年全国出口平均换汇成本再加上 10% 的毛利计算，定为 1 美元兑换 2.8 元人民币。对于非贸易官方牌价当时存在较大分歧，一种观点认为按照消费物价比对大概是 1 美元兑换 0.8 元人民币，人民币应该升值。到 1980 年年底，我国外汇储备竟然为 -12.96 亿美元。形势逼人，最终双重汇率制度于 1981 年正式施行，非贸易官方牌价延续以前的汇率，仍按一篮子货币计算得出（见图 2）。



图 2 双重官方汇率时期人民币汇率走势

贸易内部结算价开始发挥汇率的调节作用。基于出口换汇成本确定贸易内部结算价，降低了汇率高估的程度，调动了企业出口创汇的积极性，外汇储备开始积累。更为重要的是，这为我国调整和理顺价格体系提供了参照系。贸易品部门开始注重从价格层面和国际市场接轨，并逐渐扩散到整个商品市场，计划经济时期的进口替代工业化战略也让位于出口导向战略，开启了长达三十多年的以出口和利用外资为主的对外开放模式，对推动我国融入世界经济参与国际竞争起到决定性作用。

贸易内部结算价也打开了市场发挥作用的空间。由于双重汇率存在套利空间，单位结

汇争取使用较高的贸易内部结算价，用汇争取使用较低的官方牌价，还出现套汇、骗汇等非法行为，外汇黑市开始出现。例如，随着改革开放，旅游外汇、侨汇收入等非贸易外汇理应增加，但实际上旅游收入基本没有增加，而以侨汇为主的私人部门转移收入反而下降。这些行为带来外汇领域的秩序混乱，但也倒逼政府进行改革。由于贸易内部结算价在 1981-1984 年间一直未变，国内通货膨胀使得汇率高估又变得严重起来，国际收支逆差重现，外汇储备下降。尽管 1984 年仍然是按一篮子货币调整汇率，但人民币官方牌价贬值明显加快，到当年年底已接近贸易内部结算价。1985 年我国取消贸易和非贸易双重汇率，恢复以贸易汇率为基础的单一汇率制。

由于外汇调剂市场的出现，1985 年后我国又形成了官方汇率和外汇调剂汇率¹并存的双重汇率制度。为了调动企业创汇积极性，在汇率高估难以一步调整到位的情况下，1979 年我国实行外汇留成制度，允许创汇企业和地方政府保留一定的外汇额度即用汇权，留成的比例根据收入的性质、地区有所不同。外汇留成制度产生了外汇调剂需求。1980 年 10 月中国银行开始开办外汇调剂业务，价格以贸易内部结算价为基础上浮 5%-10%。1985 年下半年深圳等地外汇调剂中心成立，当年 10 月在上海开始进行调整外汇调剂价格的试点，每美元额度的调剂价格上升到 1 元人民币。1986 年外汇调剂业务由中国银行移交国家外汇管理局，外汇调剂市场初步形成。同年 10 月全国外汇调剂价格统一调整到 1 元人民币，随后逐步放开调剂价格和调剂范围。1988 年 9 月我国首家公开化的外汇调剂中心在上海成立，实行会员制，引入公开竞价成交方式。至 1993 年年底，全国各地共建立 121 个外汇调剂中心，其中 18 个是公开化的调剂中心。

外汇调剂市场的发展启动了汇率形成的市场机制。由于调剂价格受限，最初调剂市场主要在不同企业之间发挥调剂外汇余缺的作用，但供求不平衡的问题一直未能解决。1986 年后外汇调剂价格放开，通过汇率的变化来平衡外汇供求关系，市场供求状况开始对人民币汇率发挥作用。

外汇调剂汇率为官方汇率调整提供了参照系。外汇调剂汇率一直高于官方汇率，显示出人民币官方汇率高估。最初采取官方汇率不断小幅贬值的方式趋向外汇调剂汇率，但贬值带来进一步贬值的预期，随后官方汇率采取一次性大幅贬值与小幅微调相结合的方式稳定汇率预期。在此期间，人民币官方汇率经历了三次大幅贬值，1986 年 7 月 5 日人民币

¹ 外汇调剂价格是指用汇额度买卖的价格，外汇调剂汇率包括官方汇率和外汇调剂价格两部分。

兑美元汇率从 3.1983 调整至 3.7036，随后较长时间稳定在 3.7221，1989 年 12 月 16 日一次性调至 4.7221，1990 年 11 月 17 日再调至 5.2221，1991 年 4 月重启小幅微调方式，1993 年年底官方汇率调至 5.8 左右（见图 3¹）。因此，外汇调剂汇率避免了官方汇率的进一步高估。同时，由于越来越多的外汇交易在调剂市场进行，外汇调剂汇率也缓解了官方汇率高估产生的扭曲，特别是对贸易的影响，国际收支状况逐步改善。

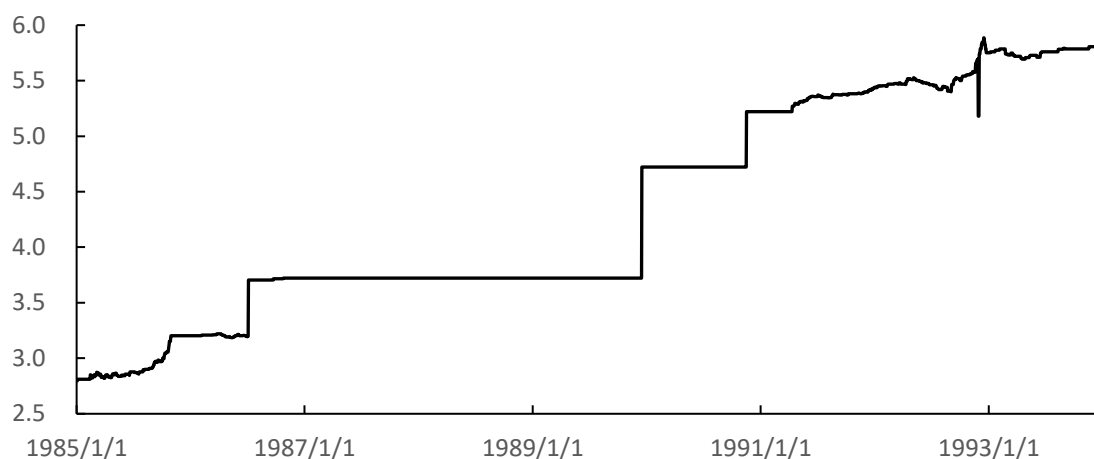


图 3 外汇调剂汇率时期人民币官方汇率走势

三、社会主义市场经济体制建设时期的人民币汇率市场化改革

1993 年党的十四届三中全会通过《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》，作为全面经济体制改革的一部分，1994 年外汇管理体制进行了重大改革，再次实现汇率并轨，实行以市场供求为基础、单一的、有管理的浮动汇率制度。此次汇率改革被认为是最难的也是最成功的改革。

此次汇率并轨彻底解决了人民币汇率高估难题。1993 年上半年外汇调剂汇率一度超过 11，在中国人民银行的干预下年底回到 8.7 左右。此时外汇调剂汇率和官方汇率的价差高达 3 元人民币/美元，存在巨大套利空间，滋生寻租和腐败行为，唯有取消双重汇率才能从根本上加以解决。由于对贬值的认识差异，分歧集中在并轨到何种水平上。一派认为不可再贬，应并轨到官方汇率上。另一派认为多年汇率调整仍未到位，干脆并轨到市场化的调剂汇率上。还有一派认为理应并到均衡汇率水平，理论上外汇调剂汇率反映的只是局部供求

¹ 由于当时外汇调剂市场的分散，加之后期的管理混乱，外汇调剂汇率日度数据缺乏连续的权威官方来源。

关系，由于官方汇率高估，调剂汇率则低估了人民币，均衡汇率应在两者之间¹。最终汇率并轨在 8.7，有“矫枉过正”之嫌。事后来看，恰恰是因为矫枉过正，并轨后人民币汇率才能稳中有升，到 1997 年升至 8.3 左右，从而阻断了长期持续存在的贬值预期和贬值惯性难题（见图 4）。

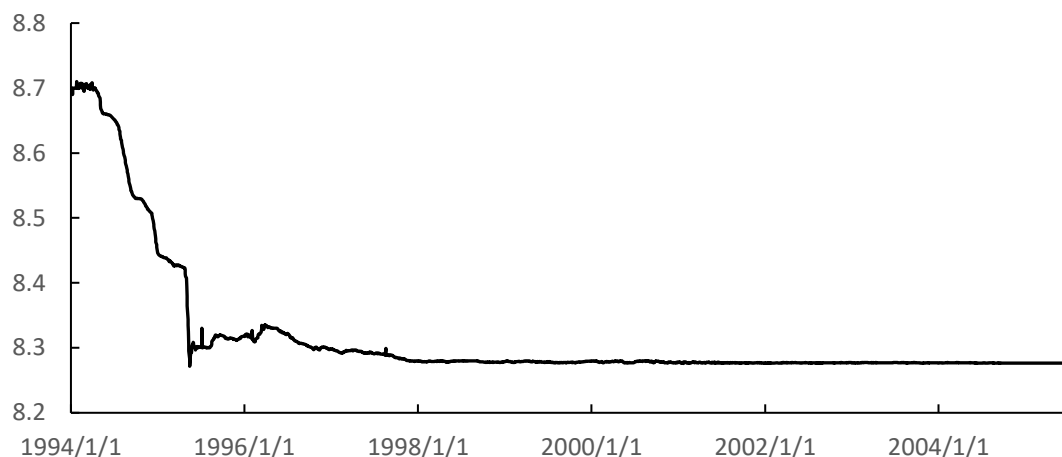


图 4 1994-2005 年人民币汇率走势

1994 年改革还建立了银行间外汇市场，使我国有了真正意义上的外汇市场。一般来说外汇市场就是指银行间外汇市场，而外汇调剂市场只是企业间外汇交易的市场，还不是真正意义上的外汇市场。此次改革取消了企业外汇留成制度，改行结售汇制度，对办理结售汇业务的银行规定外汇周转头寸限额。与之相适应，1994 年 4 月建立银行间外汇市场，仿效公开化的外汇调剂中心，实行会员制和竞价成交方式，会员变成主要是银行等金融机构。

银行间外汇市场的独特安排对稳定汇率起到了重要作用。人民币汇率实行日波幅管理，银行间美元交易在央行公布的基准汇率基础上可以有 0.3% 的浮动区间。与国外市场不同，最初银行间市场采取竞价成交而非议价成交方式，是集中的场内市场而非国际通行的场外市场模式。由于结售汇制度和外汇周转头寸限额，企业出口外汇收入必须卖给银行，符合条件的进口用汇从银行购买，银行结售汇产生的外汇头寸高于或低于外汇周转头寸限额部分需要在银行间市场抛出或补进，市场上供求失衡时由央行买卖外汇来平衡。这种安排给管理汇率提供了便利。需要时央行可以主动报价买卖美元，在竞价成交方式下这一价格就能够成为最高价或最低价。例如，在市场有贬值预期时，央行挂出某一卖出价无限供汇，那么更高的价格就无法成交，从而构成美元的最高价，起到阻止人民币贬值的作用。1997 年亚洲金融危机爆发后，在周边货币都出现大幅度贬值并导致人民币承受很大贬值压力的

¹ 按出口换汇成本测算，当时均衡汇率应该在 7.5 左右。

情况下，我国政府承诺人民币不贬值。这一承诺能最终兑现，离不开银行间市场的制度设计。我国承诺人民币不贬值，对亚洲经济金融的稳定起到了积极作用，赢得了广泛的国际赞誉。

银行间外汇市场的独特安排也限制了市场在汇率决定中的作用。银行间市场买卖外汇需要支付手续费，最初是交易价值的万分之三，即每美元的交易银行需支付约 25 个点的人民币手续费。统计 1995 年 7 月 21 日-2005 年 7 月 21 日每日最高价与最低价价差，即每日最大价差发现，在总共 2483 个交易日里，仅有 351 天最大价差超过 25 个点，大多数交易日的最大价差在 10 个点以内（见图 5）。这意味着绝大多数交易日的日内投机性交易是亏损的，因为其可能的最高收益低于手续费这项交易成本，使之失去存在的价值。如果一个市场没有投机性交易，就很难具备价格发现功能，因此银行间市场沦为银行结售汇头寸平补的市场。事实上，只要结汇大于售汇，市场始终都会处于供过于求的状况，即使存在贬值预期和压力，银行也只能通过非合规的交易转移等数量调节做出反应，市场很难通过价格调整来达到均衡。例如，尽管亚洲金融危机期间人民币存在很强的贬值预期，但银行间市场上仍然是供大于求，外汇储备逐年增长。

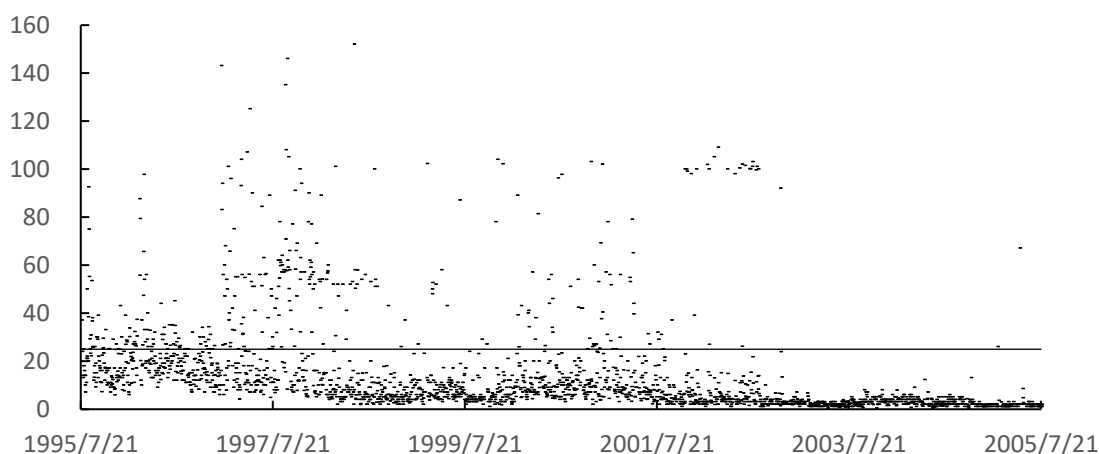


图 5 1995-2005 年人民币汇率每日最大价差（单位：基点）

2003 年党的十六届三中全会通过《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》，提出完善和深化人民币汇率改革的要求。同时，来自国际社会的压力也使改革变得迫切。2005 年 7 月 21 日央行发布公告，宣布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，人民币汇率不再盯住单一美元，要形成更富弹性的人民币汇率机制，同时兑美元汇率一次性从 8.2765 调整到 8.11。

完善汇率形成机制成为改革的核心。改革要求在自主、渐进、可控的原则下，保持人

民币在合理均衡水平上基本稳定。外汇市场基础设施是汇率形成机制的基础。为与国际外汇市场接轨，2006年1月4日即期交易中引入场外交易模式，推行做市商制度和询价交易，询价交易逐渐取代竞价交易成为最主要的交易方式，市场的价格发现功能得到发展。2005年8月8日引入远期外汇交易，并允许银行在获得远期交易资格6个月后从事掉期交易，2011年4月1日引入人民币外汇期权交易，以培育银行间外汇市场的风险管理功能。其次是扩大汇率波动幅度，提高汇率弹性，提高市场作用的空间。2007年5月18日、2012年4月14日、2014年3月15日，先后三次将日波幅从0.3%调整至0.5%、1%、2%，以便充分发挥供求的作用，容纳正常的市场汇率变动需求。

参考一篮子货币进行调节成功实现了人民币汇率稳中有升和有序调整。一篮子货币本身具有稳定器作用，如果严格盯住一篮子货币，汇率变动仅仅反映国际市场上篮子货币之间的汇率变化。这种外生性使得汇率不能反映经济基本面变化和外汇供求关系，因此此次改革创造性地提出是参考而非盯住。一般来说，在参考一篮子货币调节汇率时，如果美元对篮子中其他非美元货币贬值，那么人民币将对美元升值，反之则反是。事实是改革后三年里，人民币对美元呈现单边升值态势，升值20%左右（见图6）。这表明实际采取的是单向参考一篮子货币方式，即美元贬时人民币升，美元升时人民币基本保持稳定，从而实现汇率从低估向均衡的调整。2008年国际金融危机爆发，为了应对复杂的国际经济金融形势，人民币汇率暂时放弃参考一篮子货币，重新恢复对美元的汇率稳定。2010年6月19日汇率改革重启，汇率波动明显扩大并呈现双向波动特征，基本完成汇率达到合理均衡水平这一目标。

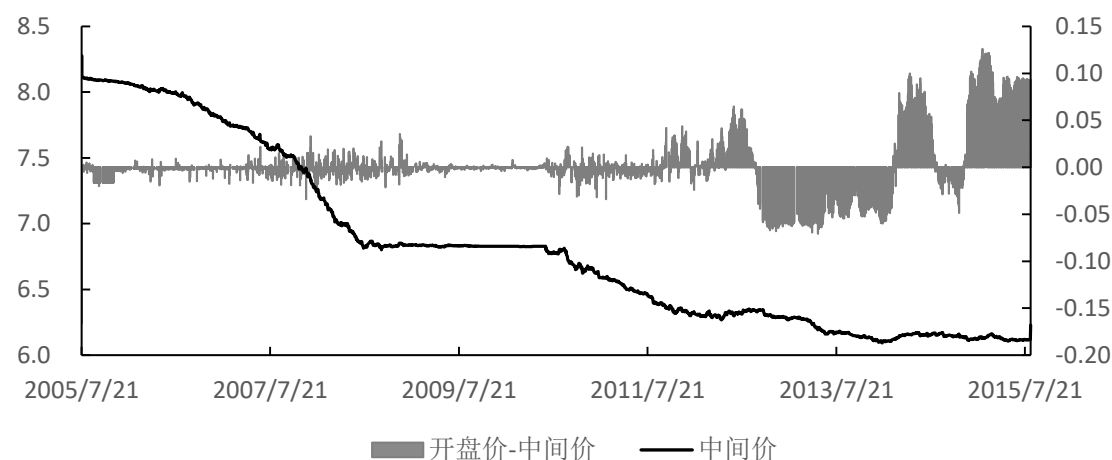


图6 2005-2015年人民币汇率走势

中间价管理成为人民币汇率干预的重要手段。最初将上一日收盘价作为人民币兑美元

汇率中间价，2006 年年初将中间价改为开盘前市场做市商银行报价的加权平均价。由于做市商及其报价和权重不对外公布，而且代表央行公布中间价的中国外汇交易中心还有权根据自己的判断进行调整，中间价便成为一个黑匣子。每日 9 点 15 分公布的中间价和 9 点半的开盘价理应很接近，但实际上在人民币汇率面临较大升贬值压力尤其是贬值压力时，如 2011 年欧债危机爆发期间和 2014 年美联储停止量化宽松以后，开盘价连续触及跌停位，而中间价却是基本稳定的（见图 6）。中间价操作简便易行，使之成为央行管理汇率的重要选项，但这容易扭曲和抑制市场机制的作用。如果市场升贬值压力是短期的或者异常的，这种管理方式有稳定汇率的作用。然而，如果升贬值压力是来源于经济基本面或者是趋势性的，就很容易引起汇率失衡。能否应用得好，取决于央行的判断是否正确。2014 年下半年美元出现趋势性走强，人民币兑美元汇率选择保持基本稳定，人民币被动升值，就造成人民币汇率高估。

2013 年党的十八届三中全会通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，明确要求完善人民币汇率市场化形成机制。在人民币国际化快速发展，特别是人民币行将加入特别提款权之际，2015 年 8 月 11 日汇率改革再出发，主要内容是完善人民币兑美元汇率中间价报价机制，以增强中间价市场化程度和基准性。

中间价的定价机制透明化推动了人民币汇率市场化。改革要求做市商报价要参考上一日银行间外汇市场收盘价，并综合考虑外汇供求情况以及国际主要货币汇率变化。中间价定价实际变成上一日收盘价+参考一篮子货币，央行操控中间价的空间被大大压缩。实行新的中间价定价机制以来，中间价和上一日收盘价的价差显著收窄，主要受来自夜盘国际市场上主要货币汇率变化的影响，而且是双向的，中间价的变动基本能反映和吸纳汇率升贬值压力（见图 7）。

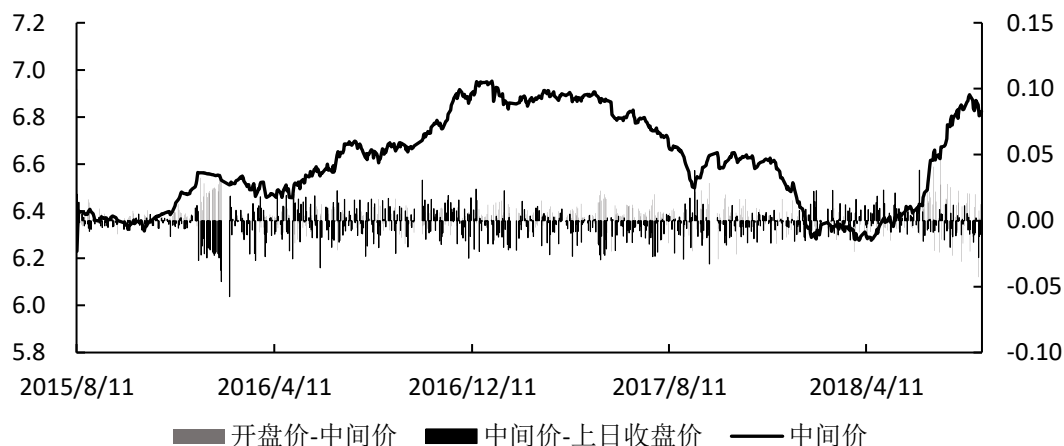


图 7 2015 年汇改以来人民币汇率走势

人民币离岸市场的发展也推动了境内人民币汇率市场化。人民币国际化在香港等境外形成了人民币离岸市场，其中包括离岸人民币外汇交易。由于离岸市场受到的管制较少，汇率的市场化程度高。此次汇改的另一个约束目标是要促进形成境内外一致的人民币汇率，以增强境内外市场的联动性，改革后境内外市场的价差也逐渐收窄。

保持汇率稳定的目标转向名义有效汇率，参考一篮子货币进行调节被赋予新的内涵。2015年12月11日中国外汇交易中心发布三种人民币汇率指数，央行引导市场关注人民币汇率指数的走势。人民币汇率指数是根据人民币对一篮子货币汇率加权平均而成，即名义有效汇率。这一方面促动人民币与美元进一步脱钩，另一方面汇率稳定转向名义有效汇率。从实际运行效果来看，人民币对美元有升有贬，波动较大，而人民币汇率指数相对稳定，波动远小于对美元的双边汇率。

四、人民币汇率市场化改革的经验与启示

汇率改革是我国经济体制改革的有机组成部分，与整体经济体制改革变迁进程基本是一致的，对我国对外开放的深化特别是外贸事业的发展起到了破冰和领航的关键性作用。汇率改革整体来说是成功的，对其他领域改革和其他发展中国家都有启示和借鉴作用。

坚持市场化取向。让市场在汇率调整和决定中发挥作用，并逐步发挥越来越重要的作用。在经济体制转轨时期，引入贸易内部结算价和外汇调剂汇率，引导官方汇率的调整；在建立和完善社会主义市场经济体制时期，建立真正意义上的外汇市场，让市场在汇率决定中发挥基础性作用；党的十八大提出全面深化改革以来，打开中间价黑匣子，让市场在汇率形成中发挥决定性作用。由于复杂的国内外经济金融形势，改革过程中出现走走停停，甚至有所反复，但市场化取向和目标一直不变。尽管均衡汇率理论上是可以计算出来的，但实际应用会有较大偏差。由政府来确定汇率水平，往往造成汇率调整滞后甚至失衡。让市场来决定汇率，才能真正做到市场出清，避免汇率扭曲及其对经济的负面影响。

以价格为核心推进改革。改革开放以来，我国从外汇极度短缺国家变为外汇储备第一大国，外贸量从可以忽略不计变为货物贸易第一大国。这些成就离不开人民币汇率改革，成功的关键就是抓住了汇率这一价格“牛鼻子”，激发经济活力和潜力。这对我国整体金融改革具有重要启示作用。四十年来我国金融改革取得了很大成绩，但也应看到当前系统性金融风险的严重性。原因之一就是利率市场化改革滞后，金融主体在扭曲的利率体系下做

出一系列扭曲的反应，从而产生各种金融乱象。在金融组织体系、金融市场建设、金融监管体制、金融宏观调控等各方面取得重要进展的情况下，金融改革需要再起航：以利率市场化为核心，疏通货币政策传导渠道，促进金融健康发展。

采取渐进式改革方式。过去主流理论认为一步到位式改革优于渐进式改革，但在国内外实践中成功的往往是渐进式改革。对于事关全局的改革，尤其是像汇率等重要价格变量，一步到位的调整如果幅度过大，即使方向是对的，但产生的严重冲击也会使结果适得其反。因为在微观层面一些企业由于资产负债币种错配而直接倒闭，幸存的企业由于不适应新的汇率环境还会陆续倒闭。汇率大幅度变动产生资源重新配置的压力，重新组织生产要素组成新的企业需要时间，短期内大量资源闲置浪费，经济出现断崖式下滑甚至崩溃，长期内产业体系也可能难以恢复。考虑到资源重新配置的难度和成本，所谓的“阵痛”并不必然带来新生。渐进式改革以时间换空间，通过摊薄资源重新配置的成本，以实现经济平稳过渡。货币危机也为此提供了案例。货币危机是一种极端的一步到位式汇率调整，如 1997 年亚洲金融危机，从最初的货币危机演变为全面的经济金融综合性危机，主要危机国家的货币汇率至今也未能回到危机前水平，经济发展受阻。渐进式改革的成功也从一个侧面表明，要避免长期积累导致的汇率过度扭曲，应允许市场不断纠正扭曲和释放风险。

通过积极管理稳定汇率。汇率完全由市场决定，也可能出现过度波动和中长期失衡，即市场失灵。政府汇率管理的目的是纠正这种市场失灵，不是设置汇率水平而是稳定汇率。在人民币汇率市场化改革中，不同时期设置不同的汇率稳定机制。在双轨制汇率时期，官方汇率起到事实上的稳定器作用；随着市场化改革的深化，银行间外汇市场的独特安排、参考一篮子货币进行调节、人民币兑美元汇率中间价、人民币汇率指数，都不同程度地发挥稳定汇率的作用。在外汇短缺时期我国银行间外汇市场的独特安排，对普遍面临外汇短缺的其他发展中国家具有重要的借鉴价值。

避免汇率贬值惯性。在市场化大背景下，通过渐进式改革和积极管理，人民币汇率实现有序调整，没有带来大的震荡，我国成为为数不多的没有发生货币危机的国家，在发展中国家货币乃至全球货币体系中人民币可谓独树一帜。美联储提供三种美元指数，其中一种是美元对包括人民币在内的 19 种新兴市场国家货币的汇率指数，即美元对其他主要贸易伙伴国汇率指数（OITP 指数）。图 8 显示，OITP 指数从 1973 年 1 月的 2.1287 升至 2018 年 8 月的 163.4462，美元对这 19 种货币升值幅度超过 75 倍！1997 年以来 OITP 指数的升幅也达 63%。这表明货币贬值和贬值惯性一直困扰着发展中国家，也是导致发展中国家陷入中

等收入陷阱乃至低收入陷阱的重要因素。反观人民币，则走出完全相反的轨迹，对美元整体处于升值态势，1994年以来对美元升值最高超过42%，2005年以来升值最高超过35%。这表明汇率管理是必要的，也为驳斥国际上中国是汇率操纵国的指责提供了依据。汇率操纵的一个重要特征是低估汇率以获得竞争优势，而人民币汇率的实际情况并非如此，不能简单粗暴地把汇率管理等同于汇率操纵。

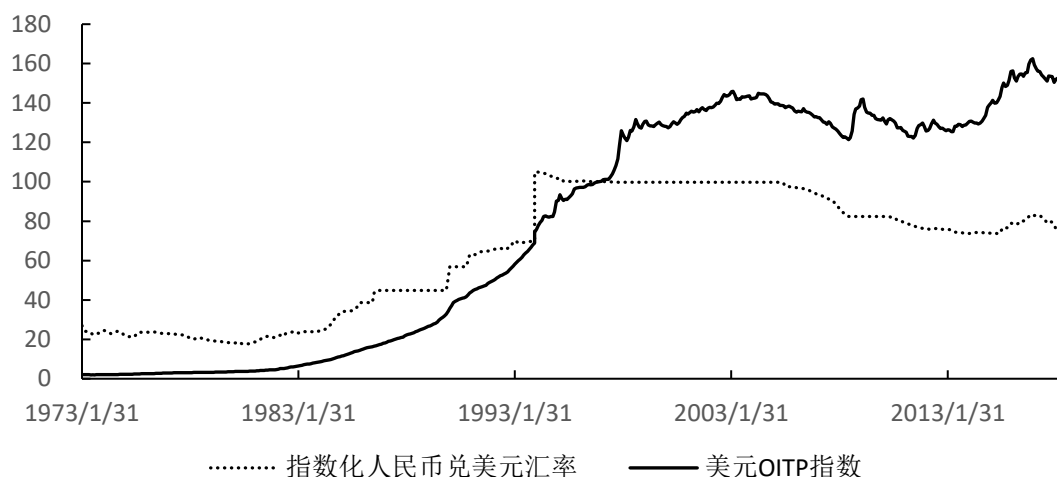


图8 人民币汇率与发展中国家货币汇率走势比较¹

在“错误的时间”做正确的事。改革不仅需要必要性，还面临时机选择问题。理论上，经济形势好的时候是改革的有利时机。从实际情况来看，1980年我国外汇奇缺、国家外汇储备寅吃卯粮，1983-1984年国际收支持续恶化、外汇储备下降，1993年外汇调剂市场大幅震荡、国内通货膨胀高达14.7%，都是经济形势不好的时候，但恰恰在这些节点上推出了重大改革。事实上，帕累托改进式改革是少数，更多的改革是整体改善但总有局部受损，而且改革在解决问题的同时会产生新的问题，对改革总有不同的声音。经济形势好的时候，反对的声音会增加政府声誉风险和改革者风险，从而对改革形成掣肘。反之，穷则思变。经济形势不好、过不下去了，反对的声音会弱化，有利于形成合力，局部利益让位于整体利益，有利于改革顺利推进，并降低政府声誉风险和改革者的风险。因此，现实可行的改革往往是基于问题导向。利用国际压力推进必要的改革，也是选择之一。

联系实际创造性应用理论。理论来源于实践，也应运用于实践，但从理论到实践是巨大的质的跨越。作为购买力平价理论的应用，物价比对法在计划经济时期造成人民币汇率持续高估，改革开放后出口换汇成本法的创造性应用，却开启了汇率市场化改革和出口导向型经济发展的大门。人民币汇率改革进程和汇率制度选择也没有完全遵循主流理论和国

¹ 为了便于直观比较，以1997年1月为基期100，将人民币兑美元汇率指数化。

际经验，而是根据现实需要走出了一条中国特色的道路。对改革开放包括人民币汇率改革丰富实践的总结凝练，需要进一步系统化、一般化，才能建立具有中国特色、中国风格、中国气派的哲学社会科学，发挥理论对实践的指导作用，让国际社会更加认同中国道路，让中国经验得到更多的国际推广应用。

五、人民币汇率市场化改革的未来展望

人民币汇率改革还在路上。同时，中国特色社会主义进入新时代，出现许多新问题、新现象，对汇率改革提出新的要求和挑战。

首先，政府作用的定位不清。经济体制改革的核心问题仍然是处理好政府和市场关系。使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用，是十八届三中全会提出的一个重大理论观点。尽管汇率改革的市场化取向一直未变，政府也积极推动市场作用的发挥，从被市场约束到主动自我约束，但政府管理汇率仍时常越位，凌驾甚至替代市场发挥作用。究其原因，一方面是政府和市场作用的边界界定不清，另一方面是由于汇率的特殊性。与利率、物价等经济变量不同，汇率是集微观与宏观变量属性于一身，政府管理汇率容易直接触及到微观层面的市场及其主体，使政府与市场作用的界定更加困难。

其次，新形势带来新挑战。新兴市场国家崛起，贸易投资保护主义抬头，甚至出现逆全球化势头，国际经济关系错综复杂，世界经济出现失序迹象，人民币汇率改革面临不确定的国际环境。我国继续深化对外开放，努力构建开放型经济新体制。金融开放特别是资本账户开放，使影响人民币汇率的因素更加多元，跨境资本流动的影响日益重要，对人民币汇率改革提出了新的课题。

最后，汇率制度选择分歧。应该选择适合我国国情的汇率制度是有共识的，但什么是适合的汇率制度，无论在决策层面还是理论讨论中一直有争议。从主流理论来看实行政府不干预的自由浮动是最优的，这在我国也有较多的支持者。还有观点认为人民币汇率需要管理，但政府管理到什么程度既说不清楚，也莫衷一是。汇率制度的选择事关进一步改革的风险乃至成败。

从全球范围来看，自由浮动从来不是大多数国家的选择。根据国际货币基金组织年报，2017 年在其 192 个成员中，实行自由浮动的只有 31 个，其中包括 19 个欧元区成员国，而欧元区在之前的分类中属于固定汇率。发展中国家实行自由浮动的只有 4 个，分别是索马

里、俄罗斯、墨西哥、智利。索马里是因为政府没有能力管理而听任汇率浮动，俄罗斯是在转向浮动汇率后因发生卢布危机不得不进一步放弃汇率管理。

大多数国家选择对汇率进行不同程度的管理是基于现实的次优选择。20 世纪 70 年代全球进入浮动汇率体系以来，货币危机频发，美元走强是重要推手。根据国际货币基金组织统计，1975-1996 年全球共发生 116 次货币危机。1997 年亚洲金融危机爆发，中间汇率制度被认为是引发危机的重要原因，汇率两极化理论盛行。受此影响许多国家放弃中间汇率制度，但这些国家的绝大多数又因为承受不了汇率动荡的冲击陆续回归中间汇率制度。2014 年美联储开始退出量化宽松，美元走强，全球外汇市场动荡加剧，许多发展中国家货币出现大幅度贬值。采用国际货币基金组织对货币危机的界定标准¹，分析 2014 年到 2018 年 6 月间世界各国汇率发现，共有 55 个国家发生了货币危机，比以往任何时期都频繁，而且本轮汇率动荡还远未结束。在这 55 个国家中，有 30 个属于自由浮动和有管理浮动²，浮动汇率发生危机的概率比其他汇率制度要高。这一事实表明当前国际货币体系缺少全球性货币锚，所以被称为“无体系的体系”。欧洲当年推行货币一体化并最终启动欧元，应对全球浮动汇率冲击是重要原因之一。处于外围的发展中国家和中心货币国家相比力量更为不对等，听任汇率浮动不仅不能让汇率成为吸纳外部冲击的缓冲器，还有可能使其变为外部冲击的来源。

自由浮动优先的逻辑也值得商榷。货币的价格有三种，即货币价格三重性：物价、利率与汇率，分别体现货币的对内价值、时间价值和对外价值。在主流理论中，保持物价稳定是货币政策的首要目标，利率是重要的货币政策工具，唯独汇率要自由浮动。同是货币的价格，却差异化对待，从逻辑上难以自圆其说。事实上，全球固定汇率体系的存在时间要比浮动汇率体系长得多，自由浮动优先的理论也许是基于某种先入为主的理念或者某些国家的自身利益而演绎出来的故事。自由浮动被称为清洁浮动，有管理浮动被称为肮脏浮动。这些人为炮制的概念站在道德制高点上，自觉不自觉地驱使其他国家往某个方向走。

¹ 国际货币基金组织的货币危机标准是货币贬值超过 25%，同时与前一年相比超过 10%。鉴于本文统计分析的时间跨度较短，而且本轮外汇市场动荡还未结束，将这一标准调整为统计期间内货币贬值超过 25%，某一年时间里贬值超过 10%。

² 2009 年国际货币基金组织对汇率制度划分进行调整，将之分为包括无单独法定货币、货币局安排、传统盯住、稳定化安排、爬行盯住、准爬行、水平区间内盯住、其他有管理汇率、浮动、自由浮动等十种类型，前两者属于硬盯住，后两者属于市场决定的浮动汇率，其他属于中间汇率，其中浮动相当于以前的有管理浮动。为了避免中文歧义，本文还是用人熟知的有管理浮动指代第九种汇率类型。

人民币汇率制度选择必须基于我国国情。实行真正的有管理浮动是在当前国际货币体系下适合我国国情的较长期选择，也是对改革开放以来汇率市场化改革成果的继承和发展，也符合党的十八届三中全会对政府与市场关系界定的精神。20 世纪 90 年代以来，我国就一直宣布人民币实行的是有管理的浮动汇率制度，并在不同时期赋予“有管理”不同的内涵，但离真正的有管理浮动还有差距。按照国际货币基金组织的界定，我国汇率制度一直在中间汇率制度内变动。真正的有管理浮动属于浮动汇率，汇率主要由市场决定，没有公开的汇率管理目标，允许存在基于汇率稳定的政府干预。从我国来看，实行真正有管理浮动，就是让市场来发现均衡汇率水平，通过政府管理维护汇率稳定，保持汇率在合理均衡水平上基本稳定，从而实现均衡汇率和汇率稳定双重目标的协调。

转向真正的有管理浮动，参考一篮子货币进行调节需要逐步淡出历史舞台。参考一篮子货币进行调节，属于有公开的汇率管理目标，在特定情况下与汇率主要由市场决定可能产生冲突。2014 年央行扩大波幅后参考一篮子货币一度在官方文件中消失，2015 年汇改后又重新提及，并明确与名义有效汇率稳定挂钩。参考一篮子货币的淡出，还需要央行退出常态化外汇市场干预，转向使用间接调控工具。央行频繁的、大额的外汇买卖，有影响汇率水平之嫌。由于我国外汇储备合理规模问题一直没有得到解决，利率市场化改革还未完成，转向真正的有管理浮动难以一蹴而就，近期最有可能的选择是回到其他有管理汇率类型之中。

转向真正的有管理浮动，近期还需要解决境内外人民币外汇市场发展不一致的问题。我国外汇交易实行实需原则，外汇交易需要有真实的商业背景。一些没有外汇头寸但受汇率变动影响的企业难以进入境内市场从事套期保值或投机性交易，而这些交易有其合理性，实需原则限制了这些需求的满足。随着离岸人民币市场的发展，这类交易转移至香港等境外市场，客观上加大了境内外市场的参与者差异，离岸市场可能出现类似外汇调剂市场曾经发生过的超调现象。这种超调又通过市场联动机制传导到境内汇率上，造成人民币汇率异常波动。因此，要择机放松实需原则，加强国内外汇市场建设。另外，企业目前管理汇率风险的工具有限，渠道也主要是银行，处于相对不利的地位。发展境内人民币外汇期货市场，给企业开辟新的汇率风险管理渠道，提高外汇业务的竞争性，有利于降低外汇交易的成本，使企业能更好地适应更具弹性的汇率制度。

转向真正的有管理浮动有助于国际货币体系变革。在当前国际货币体系中，全球性货币锚缺失，很多国家货币盯住与其经济联系紧密的国家的货币，使一些主要国际货币成为

区域性货币锚，形成货币区，主要有美元区、泛欧元区¹。在 2014 年以来这轮外汇市场动荡中，属于这两类货币区的货币汇率要稳定得多。另一个货币相对稳定的地区是曾经的亚洲金融危机重灾区的东亚及东南亚，只有马来西亚、缅甸达到货币危机的标准，但货币贬值幅度远小于其他地区货币。这得益于中国经济发展红利和人民币汇率稳定的溢出效应。随着我国与越来越多国家经贸关系日益密切，彼此货币之间的关联性不断增强，形成与上述两大货币区并列的人民币区的条件将不断成熟。汇率有没有扭曲将成为这些国家是否选择人民币作为货币锚的重要考量因素。一旦形成全球三大货币区，探讨全球汇率稳定机制就有了基础，从而可能推动全球汇率体系走向以规则为基础的有管理浮动。这无疑对构建公平、公正和有序的国际货币体系具有积极意义

¹ 除了欧元区 19 个成员国，目前世界上还有 20 多个国家货币盯住欧元，泛欧元区包括这两个部分。

参考文献

- [1] 编辑组:《朱镕基讲话实录》(第一、二、三卷),人民出版社,2011年9月。
- [2] 吴念鲁、陈全庚:《人民币汇率研究》(第二版),中国金融出版社,1992年1月。
- [3] 中共中央文献研究室编:《十四大以来重要文献选编》(上),人民出版社,1996年2月。
- [4] 中共中央文献研究室编:《十六大以来重要文献选编》(上),中央文献出版社,2005年2月。
- [5] 中共中央文献研究室编:《十八大以来重要文献选编》(上),中央文献出版社,2014年9月。
- [6] 丁志杰:《1999-2003年国际汇率体系变迁的统计分析》,《金融研究》,2004年第5期。
- [7] 丁志杰、谢峰:《汇率对中等收入国家经济跨越的影响研究》,《金融研究》,2017年第2期。
- [8] 丁志杰、赵家悦、施建军:《正确认识和发挥汇率在我国经济跨越发展中的作用》,《管理世界》,2017年第2期。
- [9] 郭树清:《人民币可兑换与外汇管理体制改革》,《改革》,1993年第5期。
- [10] 李扬、余维彬:《人民币汇率制度改革:回归有管理的浮动》,《经济研究》,2005年第8期。
- [11] 易纲:《汇率制度选择》,《金融研究》,2000年第9期。
- [12] 余永定、肖立晟:《论人民币汇率形成机制改革的推进方向》,《国际金融研究》,2016年第11期。
- [13] 张晓朴:《关于人民币汇率机制中长期改革的几点思考》,《管理世界》,2000年第1期。
- [14] 周小川:《积极推进外汇体制改革稳步实现人民币自由兑换》,《国际金融研究》,1997年第1期。

40 years on the Road of Market-Oriented RMB Exchange

Rate Reform:

Process, Experience and Prospects

Abstract: Exchange rate determination and the choice of exchange rate regime have been enduring topics in economics, while exchange rate management is an even more controversial issue. This paper evaluates the exchange rate reform of RMB from the dimensions of circumstance and objectives, which enables us to learn from history and examine theory by practice. Our findings suggest that exchange rate reform of RMB has basically achieved marketization. It is in the transition from independent to dependent variable in the macroeconomic management after fulfilling the mission being a tool to adjust economy. Reform leads to a gradual appreciation of RMB after dealing with overvaluation issue, beating the trap of currency depreciation inertia. We argue that sticking to marketization and adopting gradual but positive exchange rate policy are the two most critical elements for a successful reform. The appropriate regime for China is a market-oriented managed floating exchange rate considering the harmonization between government and market, which also indicates a direction to deepen exchange rate reform.

Key words: Reform and Opening-up; RMB Exchange Rate; Marketization; Experience and Prospects;

区域创新、制度环境与银行稳定¹

宋科² 李振³ 赵琼薇⁴

【摘要】区域是技术创新的重要载体，技术进步是区域经济增长的动力源泉。本文选取 2004—2016 年中国 139 个城市的 235 家地方商业银行的非平衡面板数据，研究区域创新能力与地方银行稳定的关系。结果发现：（1）区域创新能力的增加显著增强地方银行稳定，即区域创新能力每提高 1 个单位，地方银行稳定性增强约 10%；（2）在产权制度和契约制度较强地区的地方银行以及城市商业银行，区域创新能力增加均会更加显著地增强地方银行稳定；（3）区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响；（4）基准模型的内生性问题和稳健性问题也都分别进行检验，所得结果增强本文结论的稳健性。本文丰富商业银行风险承担行为的研究，为区域创新对微观经济主体影响提供重要补充，也为不同制度环境的作用提供微观层面的新证据。

【关键词】区域创新；市场环境；银行稳定；银行风险承担；

一、引言

实体经济是金融创新发展的基础，金融是实体经济稳健发展的源泉，服务好实体经济是金融立业的根本。金融和实体经济共生共荣，实体经济充满创新活力，金融才能稳固发展。因此，金融发展稳定是实体经济健康成长的结果。但如果通过金融做大以推动实体经济发展，这可能就会本末倒置，容易发生系统性金融风险。党的十九大报告及随后召开的中央经济工作会议明确提出，要坚决打好防范化解重大风险的攻坚战，守住不发生系统性金融风险的底线。在以间接融资为主的中国金融体系中，银行业金融机构占据主要地位，及时发现并消灭风险问题及隐患，银行业做好风险防范至关重要。区域是技术创新的重要载体，技术进步是区域经济增长的根本动力。因此，技术创新能力不足，会降低区域经

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Paper No.1820

² 宋科，中国人民大学国际货币研究所副所长，中国人民大学财政金融学院院长助理、副教授

³ 李振，中国人民大学国际货币研究所副研究员，中国人民大学财政金融学院博士研究生

⁴ 赵琼薇，武汉工程大学理学院

增长速度，由于银行信贷行为的顺周期性，以银行为主的金融机构面临的风险增大。因此，本文研究的区域创新能力与地方银行稳定的关系问题，具有十分重要的现实意义。

商业银行稳定性不仅与自身特征有关（Ellul and Yerramilli, 2013; Minton et al., 2014; Goetz et al., 2016; Egan et al., 2017），也受到外部宏观环境变化的影响（张健华和王鹏，2012; Claessens et al., 2013; Schliephake, 2016; Dell’Ariccia et al., 2017），但很少有文献研究区域创新对银行稳定的影响。此外，已有大量文献研究不同的企业、市场、地区和国家层面的特征如何影响技术创新，但反过来研究技术创新对不同主体反应的研究较为不足（He and Tian, 2017）。目前，有关区域创新的研究主要集中在区域创新能力的概念界定、影响因素、指标构建和综合评价（Cooke et al., 1998; Tura and Harmaakorpi, 2005; Schiuma and Lerro, 2008; González-Pernía et al., 2012），以及区域创新能力对经济增长的影响（Schumpeter, 1934; Grossman and Helpman, 1994; Cameron, 1996），但很少有文献涉及区域创新与银行稳定关系。因此，本文研究的区域创新能力与地方银行稳定的关系问题，具有十分重要的理论价值。

本文选取 2004—2016 年中国 139 个城市的 235 家地方商业银行的非平衡面板数据，研究区域创新能力与地方银行稳定的关系。我们首先研究区域创新能力对地方银行稳定的具体影响，发现区域创新能力的增加显著增强地方银行稳定，即区域创新能力每提高 1 个单位，地方银行稳定性增强约 10%。同时，较高的资本资产比率有助于地方银行稳定。由于所在地区产权制度、契约制度和银行类型的不同，都会造成不同地方银行稳定性的差异。我们对基准模型进行异质性分析，根据地方银行所在地的产权制度和契约制度、地方商业银行类型划分为不同子样本。我们发现，在产权制度和契约制度较强的地区，区域创新能力对地方银行稳定的影响更大也更显著。区域创新能力增加会更加显著地增强城市商业银行稳定，对农村商业银行稳定的影响较弱也不显著。本文进一步分析区域创新能力如何影响地方银行稳定，我们探讨区域创新能力对地方银行稳定的可能影响机制。我们发现，区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。

为解决基准模型可能存在的内生性问题，本文使用面板工具变量两阶段最小二乘估计（IV-2SLS）固定效应模型进行回归，选用城市宽带接入用户数作为工具变量。为进一步降低对因果识别问题的关注，我们使用倾向得分匹配（PSM）估计分析区域创新能力对地方银行稳定的处理效应。此外，我们使用解释变量和控制变量的滞后一期进行回归，以避免可能存在的因果关系导致的内生性问题。为进一步增强基准模型回归结果的稳定性，我们

分别使用不同年限移动均值和标准差计算得到的 Z 值, 作为不同的银行稳定代理变量。我们使用城市发明专利申请量、实用新型申请量和外观设计申请量, 以及城市发明专利授权量、实用新型授权量和外观设计授权量, 作为城市创新能力代理变量。由于地区专利申请量和授权量是非连续变量, 我们使用泊松计数模型进行稳健性检验。此外, 我们还将研究样本划分为危机时期和正常时期进行稳健性检验。我们发现, 基于不同银行稳定代理变量、不同区域创新能力代理变量、不同估计方法和不同样本时间段, 所得回归结果与基准模型基本保持一致。

本文在宏观环境影响微观主体的分析框架下, 研究区域创新能力对地方银行稳定的影响, 可能在以下三个方面丰富已有文献: 第一, 关于宏观环境对银行风险承担的研究已经存在大量文献, 但几乎没有文献探讨区域创新能力与银行稳定的关系, 尤其是对相关影响机制的分析严重不足, 本文拓展银行风险承担行为的研究。第二, 关于区域创新在总体上如何影响地区金融机构风险的研究几乎不可见, 本文丰富区域创新在总体上对微观经济主体影响的研究。第三, 在异质性分析方面, 由于所在地区产权制度、契约制度等制度环境的不同, 我们考察区域创新能力对地方银行稳定性的差异, 为不同制度环境的作用提供微观层面的新证据。

本文其余部分的结构如下: 第二部分是理论分析与研究假设; 第三部分是研究设计, 包括变量说明、模型设定和样本选择; 第四部分是经验结果与分析, 包括基准模型回归结果、进一步分析和影响机制分析; 第五部分是稳健性检验, 包括内生性检验和进一步检验; 最后是本文总结和相关政策建议。

二、理论分析与研究假设

宏观环境对微观商业银行风险承担的研究, 一直以来尤其 2008 年国际金融危机后都是学术界关注的热点。现有文献主要从货币政策 (Kishan et al., 2012; Valencia, 2014; Paligorova and Santos, 2017; Dell’Ariccia et al., 2017; 张雪兰和何德旭, 2010; 江曙霞, 2012; 王晋斌和李博, 2017)、宏观审慎监管 (Gauthier et al., 2012; Claessens et al., 2013; Guidara et al., 2013; Shim, 2013; 张琳和廉永辉, 2015)、微观审慎监管 (Vallascas and Hagendorff, 2013; Kiema and Jokivuolle, 2014; Dermine, 2015; Schliephake, 2016; 代军勋和陶春喜, 2016; 范小云和廉永辉, 2016)、利率市场化 (田国强等, 2016)、法律保

护水平（张健华和王鹏，2012）、地方市场化（尹志超等，2014）、互联网金融发展（刘忠璐，2016）、媒体（金智和赖黎，2014；Smales，2016）、宗教信仰（Adhikari and Agrawal，2016）等方面，探讨宏观环境变化对微观银行稳定的影响。

区域是技术创新的重要载体，也是创新体系中必不可少的角色（王建民和王艳涛，2015）。在 Freeman（1987）和 Nelson（1993）提出国家创新体系以后，Cooke et al.（1998）在有关国家创新系统研究的基础上，发展区域创新系统的概念，从演化经济学的视角理解发展系统创新的区域潜力。此后，区域创新能力研究获得学术界的广泛关注，相关理论和实证研究不断出现。区域创新能力是指区域创新网络利用和更新现有资源配置的能力，以便在不断变化的环境中通过创新活动创造可持续的竞争优势（Tura and Harmaakorpi，2005）。区域创新能力蕴含一个地区所能够表达的实际的和潜在的整体创新能力，包括区域级别的创新动态，也包括旨在利用当地知识资源的政策和管理行动所推动的创新动态（Schiuma and Lerro，2008）。区域创新能力也是产生新的知识并创造商业机会的潜在能力，与本地区区的经济环境和制度环境高度相关，这种能力由于地区间存在的异质性而不能被模仿和复制（Romijn et al.，2002；González-Pernía et al.，2012）。

“创造性破坏”是经济增长的动力源泉，技术创新对于地区乃至国家的增长至关重要（Schumpeter，1934；Solow，1957）。经济增长的源泉是技术创新引致的生产力持续提升（Romer，1986，1990）。Cameron（1996）发现，创新对经济增长有重大贡献，在企业、行业和国家之间存在显著的溢出效应，但是这些溢出效应往往是局部的。内生经济增长理论认为区域创新能力和技术进步是导致区域经济差距的根本所在（Grossman and Helpman，1994）。区域创新能力的提高，有助于提升地区全要素生产率，持续优化产业结构，提升地区竞争力水平，实现更高效益的经济增长。由于商业银行的顺周期特征，更高效益的区域经济增长，意味着风险更低和稳定性更强的地方银行。基于此分析得到以下假设：

假设 1：区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。

假定区域创新能力增加会增强地方银行稳定，在好的制度环境中，地方银行可以利用制度形成的良好社会关系，进一步增强区域创新能力对地方银行稳定性的影响；在差的制度环境中，地方银行可能受限于缺乏良好制度环境的保障，难以化解可能存在的经济金融风险，从而减弱区域创新能力对地方银行稳定的促进作用。良好的制度应该为私人合同的执行保驾护航，同时也应该减少国家或特权阶层对私人利益的掠夺侵害。前者由契约制度支持，后者由产权制度保障。契约制度界定人与人之间的关系，为保护私人交易提供法

律保护；产权制度界定人与政府之间的关系，为减少政府对私人财产的掠夺提供制度保障（Acemoglu and Johnson, 2005）。契约制度会影响金融中介的发展，而产权制度有助于长期金融发展和经济增长（Stulz, 2005; Acemoglu and Johnson, 2005）。虽然两种制度之间存在差异，但良好的制度环境对于区域创新能力促进地方银行稳定的影响可能是一致的。

无论是城市商业银行还是农村商业银行，均属于地方金融机构，地方政府均持有股份，同时，地方政府也具有对城市商业银行人事安排的主导权。地方政府可能利用拥有的政治权利，将地方银行变成自己的提款机。然而，在产权制度较强的地区，政府的掠夺行为会受到限制，此时，银行会考虑自身的风险承担水平和能力，不会毫无限制的向地方政府提供大规模的贷款，可以更加主动地控制自身的风险水平，有助于增强区域创新对银行稳定的促进作用。在契约制度较强的地区，良好的法律和司法体系会维护银行的正当权益，减少银行对借款者违约的担心，在增加银行提供信贷信心的同时，也会降低贷款者违约的可能，从而可以有效降低信贷活动的成本，对于区域创新对银行稳定的影响起到润滑的作用。基于此分析得到以下假设：

假设 2：在产权制度较强的地区，区域创新能力增加会更加显著地增强地方银行稳定。

假设 3：在契约制度较强的地区，区域创新能力增加会更加显著地增强地方银行稳定。

一般而言，城市商业银行的前身是城市信用社，主要分布在城市核心区，营业网点以市区为主，为作为创新主体的企业提供金融支持。农村商业银行的前身是农村信用社，主要分布在乡镇，营业网点以农村为主，为社员提供金融服务，服务“三农”，支持新农村建设。在分支机构市场准入方面，2009 年，银监会放松城市商业银行在同城设立支行的数量限制；但直到 2016 年，银监会才开始支持优质农村商业银行在所在地市范围内以及经济欠发达地区的县域设立分支机构。总体而言，城市商业银行的资产规模大于农村商业银行，也具有更好的业务服务能力，对于区域企业的信贷支持也更大。此外，由于城区的创新能力强远强于农村，因此，城市商业银行受到区域创新的影响更为显著，农村商业银行由于机构网点和服务对象的限制反而较弱。基于此分析得到以下假设：

假设 4：区域创新能力增加会更加显著地增强城市商业银行稳定，对农村商业银行稳定的影响较弱。

利润是成功创新的额外奖励（Schumpeter, 1934），作为创新主体的企业会将利润存入商业银行或其他金融机构。传统存款理论认为，存款是商业银行最主要的资金来源，也是保障银行流动性和经营安全的前提。企业存款增加会增强商业银行的稳定性（Martinez

Peria and Schmukler, 2001; Haq et al., 2014)。银行利用企业存款进行放贷，赚取存贷款之间的利差作为利润主要来源，这会降低银行的非利息收入。随着非利息收入程度的降低，银行要承担的风险更小，银行稳定性会提高（Lepetit et al., 2008; Brunnermeier et al., 2012）。此外，由于非利息收入的降低，银行的收入多元化也会由此受到限制。来自不同活动的收入多元化水平的下降，会降低银行的系统性风险，增强银行自身的稳定性（Baele et al., 2007）。因此，随着区域创新能力的提高，作为创新主体的企业的利润增加，会增强地方银行实现自身稳健经营的目标。基于此分析得到以下假设：

假设 5：区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。

三、研究设计

在本部分，我们首先对本文使用的主要变量进行说明，给出相关变量的定义和描述性统计；为分析区域创新能力对银行稳定的影响，我们给出基准模型并进行说明；本文选取地方商业银行作为研究对象，并对初始样本进行处理。

（一）变量说明

1. 银行稳定的代理变量。借鉴 Laeven and Levine（2009）的做法，我们选用 Z 值衡量地方商业银行的稳定性，具体计算公式如下：

$$Z = \ln((ROA + EquityToAsset)/SDROA) \quad (1)$$

如公式（1）所示，我们使用两种方法计算 Z 值，方法一是计算 Z-score，其中，ROA 是资产利润率的 3 年移动均值，EquityToAsset 是资本资产比率的 3 年移动均值，SDROA 是资产利润率的标准差；方法二是计算 Z-index，其中，ROA 是当期资产利润率，EquityToAsset 是当期资本资产比率，SDROA 是资产利润率的 3 年移动标准差。我们对 Z 值取自然对数，以避免尖峰后尾的性质对回归结果的影响。Z 值数值越大，表明地方银行面临的违约风险越小，银行稳定性越强。



图 1 2016 年中国区域创新能力分布图：以城市创新指数为例

注：本图使用地图慧（dituhui.com）在线制作，使用城市创新指数进行自然对数化处理后数据。

资料来源：寇宗来和刘学悦（2017）及作者计算。

2. 核心解释变量。区域创新可以从创新投入和创新产出两个视角进行度量，使用研发支出、人数和项目数等创新投入端指标有其局限性，只能衡量社会资源的投入情况，不能较好地衡量创新效率和创新质量（Lerner et al., 2011）。运用区域专利申请和专利授权等创新产出指标，可以更好地衡量区域创新产出水平和能力，同时，具有较高的数据质量和可获得性。因此，我们使用寇宗来和刘学悦（2017）提供的城市创新指数作为区域创新能力的代理变量，该指数在考虑不同年龄的专利价值差异的基础上，使用专利更新模型估计发明授权专利价值，并加总单个专利价值到城市层面，从而获得城市创新能力指数。为增强回归结果的稳健性，我们同时使用中国研究数据服务平台（CNRDS）提供的地级市专利申请量和专利授权量。参照既有文献对专利数量的处理方法，我们对城市创新指数、专利申请量和专利授权量进行自然对数化处理。近年来，中国各地区创新能力普遍增强，但区域间创新能力的差异也愈加显著，以发明专利作为度量的创新产出在空间上表现出日趋集聚的态势（李习保，2007）。如图 1 所示，2016 年中国区域创新能力分布图，中国的创新在区域分布上非常不平衡，基本上呈现出东部沿海集聚、中部地区散落和西部地区微弱的态势。

3. 控制变量。为避免遗漏变量的影响，我们参考张健华和王鹏（2012）、Jiang et al.（2017），控制一系列的商业银行特征变量和宏观经济变量。本文使用的银行特征变量包括总资产规模（TotalAssets）、资本资产比率（EquityToAsset）、存款资产比（DepositToAsset）和贷款资产比（LoanToAsset），宏观经济变量是 GDP 同比增速（GDPG）。一般而言，银行的资产规模、存款资产比和资本资产比率越大，贷款资产比越小，宏观经济增速越高，地方银行稳定性越强。为防止其他不可观察因素对银行风险的影响，我们也对年份固定效应、省份固定效应和银行类型固定效应进行控制。

表 1 主要变量定义

变量名称	具体说明
被解释变量	
Z-score	$\text{Ln}(\text{资产利润率与资本资产比率 3 年移动均值之和}/\text{资产利润率标准差})$
Z-index	$\text{Ln}((\text{资产利润率}+\text{资本资产比率})/\text{资产利润率 3 年移动标准差})$
解释变量	
Innovation	$\text{Ln}(\text{城市创新指数}+1)$
PatentApply	$\text{Ln}(\text{城市专利申请量}+1)$
PatentGrant	$\text{Ln}(\text{城市专利授权量}+1)$
PatentInva	$\text{Ln}(\text{城市发明申请量}+1)$
PatentUma	$\text{Ln}(\text{城市实用新型申请量}+1)$
PatentDesa	$\text{Ln}(\text{城市外观设计申请量}+1)$
PatentInvg	$\text{Ln}(\text{城市发明授权量}+1)$
PatentUmg	$\text{Ln}(\text{城市实用新型授权量}+1)$
PatentDesg	$\text{Ln}(\text{城市外观设计授权量}+1)$
控制变量	
TotalAssets	银行总资产规模的虚拟变量，总资产大于当年样本中值赋值为 1，否则为 0
DepositToAsset	银行存款总额/总资产
LoanToAsset	银行贷款总额/总资产
EquityToAsset	银行资本资产比率，即股东权益比总资产
GDPG	银行所在城市 GDP 同比增速
其他变量	
Web	$\text{Ln}(\text{城市宽带接入用户数（千户）})$
DepositGrowth	银行存款总额/总资产的年度增长率
IncomeDiversity	$\text{收入多元化}=1- ((\text{利息净收入}-\text{非利息收入})/\text{营业收入}) $
NoninterestIncomeRatio	非利息收入占比=非利息收入/营业收入
NoninterestToNetinterest	非利息收入/利息净收入

表 1 是本文主要变量的符号及含义，表 2 给出这些变量的描述性统计。如表 2 所示，我们根据城市创新指数（Innovation）是否超过当年所有城市创新指数的中位数，将样本划分为低创新组和高创新组，分别赋值为 0 和 1，并根据是否为高创新组进行均值差异检验。检验结果表明，地方银行稳定性（Z-score、Z-index）、区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）均表现出高度的一致性，即高创新组平均值均在 1%的水平上显著大于低创新组平均值。更重要的是，我们发现更高的区域创新能力对应着更强的地方银

行稳定性。因此，初步分析表明区域创新能力可能会增强地方银行稳定。此外，所有控制变量的均值差异检验结果均在 1%的水平上显著，初步说明本文选择的控制变量是合理的。

表 2 主要变量描述性统计

列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本	全样本				低创新组	高创新组
变量	样本量	平均值	中位数	标准差	平均值	平均值
Z-score	1175	3.299	3.221	0.536	3.227	3.356***
Z-index	1175	3.963	3.905	0.868	3.813	4.080***
Innovation	1175	2.477	2.379	1.421	1.260	3.427***
PatentApply	1175	8.534	8.631	1.571	7.179	9.592***
PatentGrant	1175	8.333	8.413	1.574	6.998	9.374***
PatentInva	1175	7.309	7.438	1.691	5.872	8.431***
PatentUma	1175	7.713	7.790	1.490	6.438	8.708***
PatentDesa	1175	6.706	6.714	1.875	5.250	7.842***
PatentInvg	1175	6.150	6.213	1.719	4.673	7.302***
PatentUmg	1175	7.771	7.863	1.503	6.512	8.753***
PatentDesg	1175	6.805	6.846	1.884	5.349	7.941***
TotalAssets	1175	0.644	1.000	0.479	0.404	0.832***
DepositToAsset	1175	0.739	0.744	0.112	0.750	0.731***
LoanToAsset	1175	0.463	0.472	0.107	0.451	0.472***
EquityToAsset	1175	0.072	0.070	0.019	0.074	0.069***
GDPG	1175	0.098	0.095	0.035	0.094	0.101***
Web	1141	6.880	6.914	0.885	6.177	7.434***
DepositGrowth	1168	-0.028	-0.021	0.081	-0.031	-0.026
IncomeDiversity	1175	0.342	0.273	0.265	0.378	0.314***
NoninterestIncomeRatio	1175	0.197	0.140	0.180	0.232	0.170***
NoninterestToNetinterest	1175	0.355	0.159	0.566	0.467	0.268***

注：根据城市创新指数（Innovation）是否超过当年所有城市创新指数的中位数，将样本划分为低创新组和高创新组，分别赋值为 0 和 1，并根据是否为高创新组进行均值差异检验，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

（二）模型设定

为分析区域创新对地方银行稳定的影响，本文使用 OLS 估计方法建立如下基准模型：

$$Stability_{bt} = \delta + \beta_0 \cdot Innovation_{bt} + \gamma' \cdot X_{bt} + \theta_t + \theta_p + \theta_s + \varepsilon_{bt} \quad (2)$$

其中，被解释变量 $Stability_{bt}$ 表示地方银行 b 在时期 t 的稳定性，在基准模型中我们使用取自然对数的 Z 值（Z-score、Z-index）作为代理变量。核心解释变量 $Innovation_{bt}$ 表示区域创新能力，用城市创新指数（Innovation）、专利申请量（PatentApply）和专利授权量（PatentGrant）进行表示。控制变量 X_{bt} 包括银行层面的总资产虚拟变量（TotalAssets）、资本资产比率（EquityToAsset）、存款资产比（DepositToAsset）和贷款资产比（LoanToAsset），地区层面控制变量是 GDP 同比增速（GDPG）。 θ_t 是地方银行年份效应， θ_p 是地方银行省份效应， θ_s 是地方银行类型效应，包括城市商业银行和农村商业银行， δ 是截距项， ε_{bt} 是残差项。为检验区域创新对地方银行稳定的影响，我们把注意力放在 β_0 的符号方向以及显著性水平。在回归结果中，我们报告异方差稳健标准误并在地方银行层面进行聚类。

（三）样本选择

本文选取 2004—2016 年中国 139 个城市的 235 家地方商业银行作为研究样本。区域创新数据来源于寇宗来和刘学悦（2017）以及中国研究数据服务平台（CNRDS），其他数据均来源于万德（Wind）数据库、全球银行和金融机构分析（BankScope）数据库以及中国地方商业银行年报。我们对初始样本进行如下处理：（1）考虑到本文研究的对象，剔除国有商业银行、股份制商业银行、政策性银行和外资法人银行；（2）为计算商业银行稳定性指标 Z 值，剔除资产利润率和资本资产比率数据连续期少于 3 年的银行；（3）剔除基准模型所用变量存在缺失值的银行样本；（4）为消除离群值对回归结果的影响，我们对选用变量在上下 1%分位点进行缩尾处理。原始数据样本时间是 2002—2016 年，由于使用三年移动均值和标准差计算 Z 值，要损失最初的两年数据，所以本文样本时间范围是 2004—2016 年。

研究样本中 139 个城市包括 4 个直辖市、14 个副省级城市和 121 个地级市。按照中国银监会的分类标准，235 家样本商业银行包括 114 家城市商业银行和 121 家农村商业银行，历年地方银行样本数量如表 3 所示。截至 2016 年底，本文选取样本的银行总资产占有所有地方商业银行总资产的比例为 77.81%，占银行业金融机构总资产的比例为 16.25%。因此，本文选取的地方银行样本覆盖中国主要地方银行，是一个具有代表性的研究样本。为避免潜在的样本选择问题，由于银行样本均值年限是 5 年，我们也对剔除所有变量连续期少于 3 年和 5 年的银行样本分别进行检验，本文主要结论保持稳健。此外，在对所有变量在上下 5%分位点进行缩尾处理，发现回归结果与本文主要结论保持一致。

表 3 地方银行样本

年份	城市商业银行	农村商业银行	合计
2004	5	0	5
2005	6	0	6
2006	9	1	10
2007	10	2	12
2008	19	4	23
2009	62	7	69
2010	74	12	86
2011	86	21	107
2012	91	26	117
2013	99	36	135
2014	109	64	173
2015	113	98	211
2016	113	108	221
合计	796	379	1175

四、经验结果与分析

为研究区域创新能力对地方银行稳定的具体影响，我们在对基准模型进行分析的基础上，从产权制度、契约制度和银行类型等方面对基准模型进行异质性分析，并从存款增速、收入多元化和非利息收入等因素探讨可能的影响机制。

（一）基准模型

我们对基准模型的方程（2）进行回归，所得结果如表 4 所示，经检验模型（1）—（6）中各变量的方差膨胀因子 VIF 最大值均不超过 8，可以认为基准模型中不存在多重共线性问题。在表 4 中，我们分别使用 Z 值两种计算方法（Z-score、Z-index）作为被解释变量，使用城市创新指数（Innovation）、专利申请量（PatentApply）和专利授权量（PatentGrant）作为核心解释变量。所得结果表明区域创新能力与银行稳定存在显著的正相关关系，即区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。

模型（1）给出城市创新能力指数（Innovation）对地方银行稳定（Z-score）的回归结果。由模型（1）可知，解释变量 Innovation 系数为 0.1006，且在 1%的水平上显著，说明城市创新指数与地方银行稳定存在显著的正相关关系，城市创新指数每提高 1 个单位，地方银行稳定性增强约 10%。因此，无论是统计意义还是经济意义，区域创新能力对地方银行稳定的促进作用均十分显著，这证明假设 1。模型（2）和（3）分别给出城市专利申请量（PatentApply）和专利授权量（PatentGrant）对地方银行稳定的回归结果，城市专利申请量和专利授权量均与地方银行稳定存在显著的正相关关系，城市专利申请量或城市专利授权量每提高 1 个单位，地方银行稳定性增强约 10%，所得结果与模型（1）完全保持一致。为增强回归结果稳健性，我们在模型（4）、（5）和（6）中使用 Z 值的不同计算方法 Z-index 进行回归，所得结果与使用 Z-score 完全保持一致。

从控制变量的符号及显著性水平来看，在表 4 所有模型中，资本资产比率（EquityToAsset）与地方银行稳定均在 1%的水平上显著正相关，这与表 2 主要变量描述性统计的均值差异检验所得结果保持一致。说明资本资产比率越高，地方银行稳定性越强，结论符合资本缓冲理论，即商业银行的资本可以吸收不利冲击并增强自身稳定性（Liang et al., 2017）。在表 4 中我们使用异方差稳健标准误并在银行层面进行聚类，并对控制变量、时间效应、省份效应和类型效应均进行控制。总之，假设 1 成立，区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定，区域创新能力每提高 1 个单位，地方银行稳定性增强约 10%。

表 4 基准模型

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score			Z-index		
Innovation	0.1006*** (0.0299)			0.1291*** (0.0344)		
PatentApply		0.0939*** (0.0257)			0.1095*** (0.0303)	
PatentGrant			0.0916*** (0.0253)			0.1079*** (0.0299)
TotalAssets	-0.1711** (0.0713)	-0.1592** (0.0684)	-0.1541** (0.0682)	0.0310 (0.0881)	0.0590 (0.0825)	0.0637 (0.0818)
EquityToAsset	5.9709*** (1.5874)	5.8798*** (1.5790)	5.7523*** (1.5808)	6.1129*** (1.9177)	5.9624*** (1.9301)	5.8155*** (1.9274)
DepositToAsset	0.0137 (0.3338)	0.0316 (0.3290)	0.0171 (0.3298)	-0.1111 (0.4438)	-0.1045 (0.4476)	-0.1200 (0.4488)
LoanToAsset	-0.3615 (0.4198)	-0.4001 (0.4102)	-0.3893 (0.4089)	0.3745 (0.5480)	0.3457 (0.5532)	0.3563 (0.5536)
GDPG	-0.3390 (1.0193)	-0.1303 (0.9951)	-0.1336 (0.9960)	0.2525 (1.6962)	0.5607 (1.6777)	0.5527 (1.6804)
常数项	3.2253*** (0.5782)	2.6430*** (0.6027)	2.7087*** (0.5996)	4.1231*** (0.6036)	3.4726*** (0.6464)	3.5402*** (0.6392)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R2	0.2706	0.2737	0.2712	0.1446	0.1430	0.1420
样本数	1175	1175	1175	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

(二) 进一步分析

由于所在地区产权制度、契约制度和银行类型的不同，都会造成不同地方银行稳定性的差异。我们对基准模型进行异质性分析，根据不同的标准来划分样本。如表 5—7 所示，模型（1）—（6）的被解释变量均是 Z-score，我们也使用 Z-index 以增强回归结果的稳健性，所得结果基本保持一致。

(1) 不同制度环境地区

本文合并使用 1997—2009 年市场化指数（樊纲等，2010）和 2008—2014 年市场化指数（王小鲁等，2017），刻画地区产权制度和契约制度的相对进程。其中，2004—2007 年数据使用前者，2008—2014 年使用后者，虽然基期的变化使得数据有偏差，但这种偏差并不大，而且由于我们分为高低两组进行检验，新老指数偏差对回归结果的影响会更小。由于地区排名每年变化不大，2015—2016 年数据使用 2014 年进行填补。我们使用“政府与市场关系”评分作为产权制度的代理变量，“市场中介组织的发育和法律制度环境”评分作为契约制度的代理变量。我们按照产权制度进行分组检验，定义当银行所在省份评分大于当年样本中值时为强产权制度地区，赋值为 1；反之则是弱产权制度地区，赋值为 0。同理，契

约制度也按此方法进行分组划分。

我们使用自体抽样 (Bootstrap) 检验组间区域创新能力 (Innovation、PatentApply、PatentGrant) 系数差异的显著性 (Efron and Tibshirani, 1993; 连玉君等, 2010)。原假设是组间系数的估计值不存在显著性差异, 即 $d_0=0$ 。通过自体抽样 1000 次计算出的经验 p 值, 表示实际观察到的组间系数差异可能出现的概率。以区域产权制度为例的计算步骤如下所示: (1) 假设来自弱产权制度地方银行数量是 n_1 , 强产权制度地方银行数量是 n_2 , 则共有 $n=n_1+n_2$ 家样本银行, 并将弱强两组的样本银行进行混合; (2) 每一次模拟中, 在 n 家样本银行中有放回随机抽取 n_1 和 n_2 家银行, 分别定义为弱组和强组; (3) 分别估计弱强两组的系数值, 它们的系数差异记为 d_i ; (4) 对第二步和第三步反复进行 k 次 (本文 $k=1000$) 随机抽样, 从而得到 d_i ($i=1, 2, \dots, k$) 大于实际系数差异 $d_0=0$ 的百分比, 即可以获得经验 p 值。经验 p 值与传统检验的 p 值含义相同。

如表 5 所示, 模型 (1)、(3) 和 (5) 使用的是解释变量分别为城市创新指数 (Innovation)、专利申请量 (PatentApply) 和专利授权量 (PatentGrant) 的弱产权制度地方银行样本, 模型 (2)、(4) 和 (6) 使用的是对应的强产权制度地方银行样本。从表 5 中区域创新能力 (Innovation、PatentApply、PatentGrant) 系数可以看出, 当采用产权制度作为分组依据时, 强组均至少在 5% 的水平上显著, 即在产权制度较强的地区, 区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。同时, 强产权制度地区的区域创新能力的系数大于弱产权制度地区, 且分别分布在基准模型系数均值 (0.1054) 的上下两侧。为进一步验证上述差异在统计意义上的显著性, 经由 Bootstrap 法计算得到的经验 p 值分别为 0.001、0.000 和 0.000, 均至少在 1% 水平上显著, 即组间系数的估计值存在显著性差异。总之, 上述结果支持假设 2, 在产权制度较强的地区, 区域创新能力增加, 会更加显著地增强地方银行稳定。

表 5 进一步分析：弱产权制度地区与强产权制度地区

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score					
子样本	弱	强	弱	强	弱	强
Innovation	0.0435 (0.0376)	0.1399** (0.0556)				
PatentApply			0.0513 (0.0316)	0.1436** (0.0564)		
PatentGrant					0.0479 (0.0320)	0.1448*** (0.0547)
TotalAssets	-0.1583** (0.0773)	-0.1327 (0.1153)	-0.1754** (0.0779)	-0.0949 (0.1057)	-0.1704** (0.0780)	-0.0918 (0.1050)
EquityToAsset	6.7612*** (2.1366)	5.4868** (2.3860)	6.8656*** (2.1077)	5.4016** (2.3773)	6.7631*** (2.1041)	5.3149** (2.3867)
DepositToAsset	-0.1447 (0.4169)	0.1940 (0.5767)	-0.1492 (0.4164)	0.3455 (0.5741)	-0.1602 (0.4181)	0.3299 (0.5780)
LoanToAsset	-0.0808 (0.5118)	-0.5527 (0.7350)	-0.0806 (0.5073)	-0.6991 (0.7341)	-0.0631 (0.5093)	-0.7121 (0.7384)
GDPG	-1.1788 (1.0606)	3.7648 (2.3853)	-1.1703 (1.0380)	4.5230* (2.3052)	-1.1462 (1.0353)	4.4438* (2.3166)
常数项	1.3407*** (0.3283)	2.7613*** (0.6481)	1.0684*** (0.3388)	1.6957** (0.6837)	1.1142*** (0.3363)	1.7460** (0.6730)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经验 p 值	0.001***		0.000***		0.000***	
R2	0.3436	0.2321	0.3484	0.2295	0.3467	0.2279
样本数	576	599	576	599	576	599
银行数	126	127	126	127	126	127

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。
*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。经验 p 值用于检验组间区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数差异的显著性，通过自体抽样（Bootstrap）1000 次取得。

如表 6 所示，模型（1）、（3）和（5）使用的是解释变量分别为城市创新指数（Innovation）、专利申请量（PatentApply）和专利授权量（PatentGrant）的弱契约制度地方银行样本，模型（2）、（4）和（6）使用的是对应的强契约制度地方银行样本。从表 6 中区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数可以看出，当采用契约制度作为分组依据时，强组均至少在 5%的水平上显著，即在契约制度较强的地区，区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。同时，强契约制度地区的区域创新能力的系数大于弱契约制度地区，且分别分布在基准模型系数均值（0.1054）的上下两侧。为进一步验证上述差异在统计意义上的显著性，经由 Bootstrap 法计算得到的经验 p 值分别为 0.003、0.002 和 0.000，均至少在 1%水平上显著，即组间系数的估计值存在显著性差异。总之，上述结果支持假设 3，在契约制度较强的地区，区域创新能力增加，会更加显著地增强地方银行稳定。

6 进一步分析：弱契约制度地区和强契约制度地区

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score					
子样本	弱	强	弱	强	弱	强
Innovation	0.0480 (0.0372)	0.1296** (0.0501)				
PatentApply			0.0515 (0.0314)	0.1258*** (0.0478)		
PatentGrant					0.0473 (0.0310)	0.1304*** (0.0478)
TotalAssets	-0.1277* (0.0709)	-0.1548 (0.1221)	-0.1384* (0.0700)	-0.1097 (0.1135)	-0.1331* (0.0699)	-0.1103 (0.1126)
EquityToAsset	7.2069*** (2.1827)	6.1809** (2.5012)	7.1102*** (2.1618)	6.2518** (2.5085)	7.0177*** (2.1680)	6.2062** (2.5166)
DepositToAsset	0.4784 (0.4125)	-0.5256 (0.5568)	0.4486 (0.4085)	-0.3406 (0.5526)	0.4407 (0.4091)	-0.3451 (0.5546)
LoanToAsset	-0.7028 (0.5112)	0.0570 (0.6051)	-0.6670 (0.4979)	-0.1588 (0.6155)	-0.6598 (0.4971)	-0.1673 (0.6147)
GDPG	-1.5253 (0.9376)	4.2646 (2.7030)	-1.5702* (0.9296)	5.1678** (2.5797)	-1.5321 (0.9291)	5.1078** (2.5798)
常数项	1.3190*** (0.2908)	1.7438** (0.7239)	1.0886*** (0.3242)	0.7876 (0.6874)	1.1296*** (0.3156)	0.8373 (0.6936)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经验 p 值	0.003***		0.002***		0.000***	
R2	0.3198	0.2583	0.3229	0.2549	0.3210	0.2559
样本数	583	592	583	592	583	592
银行数	125	139	125	139	125	139

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。
*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。经验 p 值用于检验组间区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数差异的显著性，通过自体抽样（Bootstrap）1000 次取得。

（2）不同地方银行类型

如表 7 所示，模型（1）、（3）和（5）使用的是解释变量分别为城市创新指数（Innovation）、专利申请量（PatentApply）和专利授权量（PatentGrant）的农村商业银行样本，模型（2）、（4）和（6）使用的是对应的城市商业银行样本。从表 7 中区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数可以看出，当采用地方银行类型作为分组依据时，城市商业银行均在 1%的水平上显著，即区域创新能力增加会显著增强城市商业银行稳定。同时，区域创新能力对城市商业银行影响的系数大于对农村商业银行影响的系数，且分别分布在基准模型系数均值（0.1054）的上下两侧。为进一步验证上述差异在统计意义上的显著性，经由 Bootstrap 法计算得到的经验 p 值分别为 0.034、0.001 和 0.001，均至少在 5%水平上显著，即组间系数的估计值存在显著性差异。总之，上述结果支持假设 4，区域创新能力增加会更加显著地增强城市商业银行稳定，对农村商业银行稳定的影响较弱。

表 7 进一步分析：农村商业银行与城市商业银行

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score					
子样本	农村	城市	农村	城市	农村	城市
Innovation	0.0612 (0.0453)	0.1215*** (0.0398)				
PatentApply			0.0249 (0.0427)	0.1168*** (0.0321)		
PatentGrant					0.0288 (0.0429)	0.1143*** (0.0308)
TotalAssets	-0.0755 (0.1160)	-0.0808 (0.0806)	-0.0046 (0.1134)	-0.0855 (0.0779)	-0.0098 (0.1111)	-0.0807 (0.0780)
EquityToAsset	6.6168* (3.4574)	7.2986*** (1.9942)	6.7771* (3.4507)	7.0209*** (1.9573)	6.7610* (3.4606)	6.8421*** (1.9461)
DepositToAsset	1.1790* (0.6532)	-0.0329 (0.3398)	1.2657* (0.6454)	-0.0236 (0.3330)	1.2531* (0.6417)	-0.0392 (0.3334)
LoanToAsset	-1.3816 (1.0543)	-0.4296 (0.5033)	-1.4682 (1.0453)	-0.3865 (0.4846)	-1.4670 (1.0433)	-0.3652 (0.4812)
GDPG	6.5119* (3.3141)	-1.9952** (0.9998)	7.1714** (3.4562)	-1.8949** (0.9526)	7.1463** (3.4435)	-1.8942** (0.9513)
常数项	0.4550 (0.8394)	2.2912*** (0.3190)	0.0518 (0.8459)	1.6055*** (0.3176)	0.0906 (0.8413)	1.7090*** (0.3134)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经验 p 值	0.034**		0.001***		0.001***	
R2	0.2604	0.3454	0.2538	0.3536	0.2543	0.3498
样本数	379	796	379	796	379	796
银行数	121	114	121	114	121	114

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。
*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。经验 p 值用于检验组间区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数差异的显著性，通过自体抽样（Bootstrap）1000 次取得。

（三）影响机制

在本部分，我们进一步分析区域创新能力如何影响地方银行稳定。由于无法探讨所有可能的影响机制，我们选择存款增速、收入多元化和非利息收入等因素，检验区域创新能力影响地方银行稳定的潜在机制。

（1）存款增速

传统存款理论认为，存款是商业银行最主要的资金来源，也是保障银行流动性和经营安全的前提。存款增加会增强商业银行稳定性（Martinez Peria and Schmukler, 2001；Haq et al., 2014）。如表 8 所示，模型（1）、（2）和（3）使用银行存款资产比的年度增长率（DepositGrowth）作为被解释变量，分别使用城市创新指数（Innovation）、专利申请量（PatentApply）和专利授权量（PatentGrant）作为解释变量。从模型（1）、（2）和（3）的区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数可以看出，在所有情况下，区域创新能力与地方银行存款增速均在 1%的水平上显著正相关，即区域创新能力增加，会显著提高地方银行存款增速。因此，区域创新能力增强通过提高存款增速对地方银行稳定产

生影响。

(2) 收入多元化

来自不同活动的收入多元化会降低商业银行稳定性，加大银行的系统性风险（Baele et al., 2007）。参考 Goetz et al. (2016) 的做法，我们采用收入多元化来度量地方银行收入在利息收入和非利息收入之间的多元化程度，其中，收入多元化=1-|(利息净收入-非利息收入)/营业收入|。如表 8 所示，模型（4）、（5）和（6）使用收入多元化（IncomeDiversity）作为被解释变量，分别使用城市创新指数（Innovation）、专利申请量（PatentApply）和专利授权量（PatentGrant）作为解释变量。从模型（4）、（5）和（6）的区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数可以看出，在所有情况下，区域创新能力与地方银行收入多元化均至少在 10%的水平上显著负相关，即区域创新能力增加，会显著降低地方银行的收入多元化。因此，区域创新能力增强通过降低收入多元化对地方银行稳定产生影响。

表 8 影响机制：存款增速和收入多元化

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	DepositGrowth			IncomeDiversity		
Innovation	0.0068*** (0.0024)			-0.0262** (0.0119)		
PatentApply		0.0060*** (0.0021)			-0.0209** (0.0104)	
PatentGrant			0.0062*** (0.0021)			-0.0180* (0.0105)
TotalAssets	0.0016 (0.0060)	0.0028 (0.0058)	0.0027 (0.0058)	-0.0323 (0.0321)	-0.0395 (0.0306)	-0.0434 (0.0303)
EquityToAsset	0.3010* (0.1650)	0.2941* (0.1641)	0.2868* (0.1635)	-0.6493 (0.5563)	-0.6148 (0.5560)	-0.5821 (0.5560)
DepositToAsset	0.3752*** (0.0333)	0.3760*** (0.0328)	0.3756*** (0.0328)	-0.1525 (0.1510)	-0.1519 (0.1527)	-0.1453 (0.1526)
LoanToAsset	-0.1218*** (0.0433)	-0.1239*** (0.0431)	-0.1238*** (0.0431)	-0.3094* (0.1834)	-0.3060 (0.1857)	-0.3127* (0.1860)
GDPG	0.2253* (0.1328)	0.2402* (0.1315)	0.2386* (0.1312)	-0.2732 (0.5304)	-0.3405 (0.5381)	-0.3489 (0.5377)
常数项	-0.2416*** (0.0427)	-0.2777*** (0.0474)	-0.2751*** (0.0466)	0.7645*** (0.1901)	0.8851*** (0.2090)	0.8504*** (0.2077)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R2	0.1735	0.1735	0.1738	0.1724	0.1708	0.1689
样本数	1168	1168	1168	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

(3) 非利息收入

随着非利息收入程度的提高, 商业银行的风险加大、稳定性降低 (Lepetit et al., 2008; Brunnermeier et al., 2012)。参考 Jiang et al. (2017) 的做法, 我们使用两种非利息收入代理变量, 即非利息收入占比 (NoninterestIncomeRatio) 以及非利息收入与利息净收入比值 (NoninterestToNetinterest) 作为被解释变量。如表 9 所示, 模型 (1)、(2) 和 (3) 我们使用非利息收入占比 (NoninterestIncomeRatio) 作为被解释变量, 模型 (4)、(5) 和 (6) 使用非利息收入与利息净收入比值 (NoninterestToNetinterest) 作为被解释变量, 同时, 使用衡量区域创新能力的城市创新指数 (Innovation)、专利申请量 (PatentApply) 和专利授权量 (PatentGrant) 作为解释变量。从表 9 中的区域创新能力 (Innovation、PatentApply、PatentGrant) 系数可以看出, 在所有情况下, 区域创新能力与地方银行非利息收入均在 1% 的水平上显著负相关, 即区域创新能力增加, 会显著降低地方银行的非利息收入。因此, 区域创新能力增强通过降低非利息收入对地方银行稳定产生影响。

表 9 影响机制: 非利息收入

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	NoninterestIncomeRatio			NoninterestToNetinterest		
Innovation	-0.0249*** (0.0081)			-0.0807*** (0.0246)		
PatentApply		-0.0224*** (0.0069)			-0.0758*** (0.0239)	
PatentGrant			-0.0206*** (0.0070)			-0.0715*** (0.0244)
TotalAssets	-0.0209 (0.0212)	-0.0248 (0.0201)	-0.0274 (0.0199)	-0.0402 (0.0592)	-0.0491 (0.0568)	-0.0560 (0.0563)
EquityToAsset	0.0862 (0.4493)	0.1112 (0.4469)	0.1439 (0.4473)	2.1469 (1.7049)	2.2183 (1.6891)	2.3256 (1.6926)
DepositToAsset	-0.1300 (0.1024)	-0.1332 (0.1045)	-0.1279 (0.1044)	-0.4593 (0.3304)	-0.4745 (0.3395)	-0.4594 (0.3390)
LoanToAsset	-0.4370*** (0.1285)	-0.4290*** (0.1289)	-0.4339*** (0.1294)	-1.3542*** (0.3997)	-1.3223*** (0.3916)	-1.3354*** (0.3924)
GDPG	0.0508 (0.3708)	-0.0038 (0.3711)	-0.0079 (0.3720)	-0.1931 (1.2299)	-0.3585 (1.2134)	-0.3651 (1.2200)
常数项	0.5859*** (0.1173)	0.7227*** (0.1317)	0.6964*** (0.1307)	1.5484*** (0.3442)	2.0201*** (0.4423)	1.9469*** (0.4379)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R2	0.2475	0.2480	0.2449	0.2056	0.2077	0.2051
样本数	1175	1175	1175	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注: 本表使用 OLS 模型, 表内数字为变量的回归系数, 对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

总之, 本部分回归结果支持假设 5, 即区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。

五、稳健性检验

在本部分，我们首先使用面板工具变量估计、倾向得分匹配估计和自变量滞后一期等方法，对基准模型可能存在的内生性问题进行检验。为进一步增强基准模型回归结果的稳定性，我们基于不同银行稳定代理变量、不同区域创新能力代理变量、不同估计方法和不同样本时间段进行稳健性检验。

（一）内生性检验

（1）面板工具变量估计

为解决基准模型中可能的内生性问题，本文使用面板工具变量两阶段最小二乘估计（IV-2SLS）固定效应模型进行回归。我们选用城市宽带接入用户数（千户）的自然对数（Web）作为工具变量。城市宽带接入用户数的增加，意味着区域内企业或个人可以更加方便有效的利用互联网获取知识资源，提高其进行创新活动的能力和水平，从而对区域创新能力产生影响。但城市宽带接入用户数的增加并不会直接影响地方银行的稳定性。表 10 使用面板 IV-2SLS 估计报告区域创新能力对地方银行稳定的回归结果。模型（2）、（3）和（4）是使用城市宽带接入用户数（Web）作为工具变量的第二阶段回归结果，区域创新能力与地方银行稳定均在 1%的水平上显著正相关，即区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定，这与基准模型所得结论保持一致。从第一阶段回归结果可以看出，城市宽带接入用户数（Web）与城市创新指数（Innovation）在 1%的水平上显著正相关。根据 Bound et al.（1995）以及 Staiger and Stock（1997），F 统计量小于 10 或者偏 R² 接近零均表示存在弱工具变量问题。从模型（1）可知，F 统计量为 82.829，偏 R² 不接近零（0.403），这表明不存在弱工具变量的问题。为增强回归结果的稳健性，我们也使用 Z 值的其他代理变量（Z-index）、面板工具变量广义矩估计（GMM）和有限信息极大似然估计（LIML）进行回归分析，所得结果保持一致。

表 10 内生性分析：面板工具变量估计

模型	(2)	(3)	(4)	(5)
估计方法	第一阶段	第二阶段		
被解释变量	Innovation	Z-score		
Web	1.040*** (0.1142)			
Innovation		0.093*** (0.0254)		
PatentApply			0.156*** (0.0446)	
PatentGrant				0.126*** (0.0351)
控制变量	控制	控制	控制	控制
F 统计量/偏 R ²	82.829/0.403			
样本数	1117	1117	1117	1117
银行数	206	206	206	206

(2) 倾向得分匹配估计

为进一步降低对因果识别问题的关注，我们使用倾向得分匹配（PSM）估计分析区域创新能力对地方银行稳定的处理效应。首先，我们根据城市创新指数（Innovation）是否超过当年所有城市创新指数的中位数，将样本划分为高创新组和低创新组，并分别赋值为 1 和 0，作为处理变量。我们使用地方银行稳定代理变量 Z-score 作为结果变量，使用基准模型的所有控制变量作为协变量。在表 10 中，汇报包括一对四匹配、半径匹配、核匹配、局部线性匹配、样条匹配和马氏匹配等匹配方法的估计结果。ATT 是高创新组的匹配结果，ATU 是低创新组的匹配结果，ATE 是整个样本的匹配结果。从表 11 可知，高创新组（ATT）和全样本（ATE）的匹配结果均在 1% 的水平上显著正相关，低创新组均至少在 10% 的水平上显著正相关。倾向得分匹配的估计结果与基准模型基本保持一致，这进一步验证本文结论，即区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。

表 11 内生性分析：倾向得分匹配估计

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score					
估计方法	一对四匹配	半径匹配	核匹配	局部线性匹配	样条匹配	马氏匹配
ATT	0.3351*** (0.0822)	0.3376*** (0.0775)	0.3286*** (0.0665)	0.3699*** (0.1134)	0.3038*** (0.0754)	0.1154*** (0.0340)
ATU	0.1294* (0.0672)	0.1406*** (0.0542)	0.1483** (0.0678)	0.0985* (0.0584)	0.2045*** (0.0710)	0.1268** (0.0521)
ATE	0.2356*** (0.0417)	0.2422*** (0.0499)	0.2413*** (0.0468)	0.2386*** (0.0788)	0.2557*** (0.0563)	0.1204*** (0.0333)
样本数	1063	1063	1063	1063	1063	1175

注：本表通过自助法取得标准差，控制变量、时间效应、省份效应和类型效应均进行控制。

(3) 自变量滞后一期

我们使用解释变量和控制变量的滞后一期进行回归，以避免可能存在的因果关系导致的内生性问题。如表 12 所示，模型（1）、（2）和（3）使用 Z-score 作为被解释变量，模型（4）、（5）和（6）使用 Z-index 作为被解释变量，对应的解释变量分别为城市创新指数滞

后一期 (L.Innovation)、专利申请量滞后一期 (L.PatentApply) 和专利授权量滞后一期 (L.PatentGrant)。从表 12 中区域创新能力 (L.Innovation、L.PatentApply、L.PatentGrant) 系数可以看出, 区域创新能力滞后一期与地方银行稳定均在 1% 的水平上显著正相关, 同时, 区域创新能力每提高 1 个单位, 地方银行稳定性增强约 10%。总之, 考虑被解释变量和自变量相互影响的内生性问题后, 所得回归结果也与基准模型完全保持一致。

表 12 内生性分析: 自变量均滞后一期

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score			Z-index		
L.Innovation	0.1161*** (0.0318)			0.1532*** (0.0401)		
L.PatentApply		0.1089*** (0.0282)			0.1167*** (0.0358)	
L.PatentGrant			0.1040*** (0.0277)			0.1162*** (0.0348)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2626	0.2678	0.2631	0.1289	0.1224	0.1220
样本数	940	940	940	940	940	940
银行数	210	210	210	210	210	210

注: 本表使用 OLS 模型, 表内数字为变量的回归系数, 对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

(二) 进一步检验

(1) 不同银行稳定代理变量

前文使用 Z 值的两种不同计算方法, 我们根据公式 (1) 分别使用 4 年移动均值和标准差计算得到的 Z 值 (Z-score4、Z-index4), 分别使用 5 年移动均值和标准差计算得到的 Z 值 (Z-score5、Z-index5), 作为不同的银行稳定代理变量。如表 13 所示, 模型 (1)、(2) 和 (3) 的被解释变量是 Z-score4, 模型 (4)、(5) 和 (6) 的被解释变量是 Z-index4。如表 14 所示, 模型 (1)、(2) 和 (3) 的被解释变量是 Z-score5, 模型 (4)、(5) 和 (6) 的被解释变量是 Z-index5。表 13 和表 14 中所有模型使用的解释变量分别为城市创新指数 (Innovation)、专利申请量 (PatentApply) 和专利授权量 (PatentGrant)。从表 13 和表 14 中区域创新能力 (Innovation、PatentApply、PatentGrant) 系数可以看出, 区域创新能力与地方银行稳定均在 1% 的水平上显著正相关, 同时, 区域创新能力每提高 1 个单位, 地方银行稳定性增强约 10%—18%。因此, 无论是统计意义还是经济意义, 区域创新能力对地方银行稳定的促进作用均十分显著, 使用不同地方银行稳定代理变量, 所得回归结果与基准模型基本保持一致。

表 13 稳健性检验：其他银行稳定代理变量（1）

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score4			Z-index4		
Innovation	0.1092*** (0.0310)			0.1554*** (0.0372)		
PatentApply		0.1051*** (0.0279)			0.1309*** (0.0334)	
PatentGrant			0.1036*** (0.0273)			0.1291*** (0.0328)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R2	0.2754	0.2799	0.2776	0.1744	0.1686	0.1668
样本数	940	940	940	940	940	940
银行数	210	210	210	210	210	210

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

表 14 稳健性检验：其他银行稳定代理变量（2）

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score5			Z-index5		
Innovation	0.1332*** (0.0317)			0.1828*** (0.0405)		
PatentApply		0.1329*** (0.0290)			0.1700*** (0.0368)	
PatentGrant			0.1318*** (0.0283)			0.1663*** (0.0365)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R2	0.2931	0.3026	0.2996	0.2209	0.2205	0.2163
样本数	730	730	730	730	730	730
银行数	167	167	167	167	167	167

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

（2）不同地区创新能力代理变量

为检验本文结论对不同地区创新能力代理变量的稳健性，我们使用城市发明申请量（PatentInva）、实用新型申请量（PatentUma）和外观设计申请量（PatentDesa），以及城市发明授权量（PatentInvg）、实用新型授权量（PatentUmg）和外观设计授权量（PatentDesg），作为城市创新能力代理变量。如表 15 所示，所有模型的被解释变量是 Z-score，模型（1）、（2）和（3）的解释变量分别是城市发明申请量（PatentInva）、实用新型申请量（PatentUma）和外观设计申请量（PatentDesa），模型（4）、（5）和（6）的解释变量分别是城市发明授权量（PatentInvg）、实用新型授权量（PatentUmg）和外观设计授权量（PatentDesg）。从表 15 中区域创新能力（PatentInva、PatentUma、PatentDesa；PatentInvg、PatentUmg、PatentDesg）系数可以看出，区域创新能力与地方银行稳定均在 1%的水平上显著正相关，同时，区域创新能力每提高 1 个单位，地方银行稳定性增强约 8%，近似于基准

模型的约 10%。当被解释变量是 Z-index 时, 所得结果保持一致。因此, 无论是统计意义还是经济意义, 区域创新能力对地方银行稳定的促进作用均十分显著, 使用不同地区创新能力代理变量, 所得回归结果与基准模型基本保持一致。

表 15 稳健性检验: 其他地区创新代理变量

被解释变量	Z-score					
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PatentInva/ PatentInvg	0.0846*** (0.0240)			0.0828*** (0.0227)		
PatentUma/ PatentUmg		0.0823*** (0.0267)			0.0832*** (0.0265)	
PatentDesa/ PatentDesg			0.0800*** (0.0206)			0.0791*** (0.0204)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2739	0.2642	0.2741	0.2723	0.2649	0.2735
样本数	1175	1175	1175	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注: 本表使用 OLS 模型, 表内数字为变量的回归系数, 对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

(3) 不同回归估计方法

由于地区专利申请量和授权量是非连续变量, 我们使用泊松计数模型进行稳健性检验。如表 16 所示, 模型 (1)、(2) 和 (3) 的被解释变量是 Z-score, 模型 (4)、(5) 和 (6) 的被解释变量是 Z-index。对应模型使用的解释变量分别为城市创新指数 (Innovation)、专利申请量 (PatentApply) 和专利授权量 (PatentGrant)。从表 16 中区域创新能力 (Innovation、PatentApply、PatentGrant) 系数可以看出, 区域创新能力与地方银行稳定均在 1%的水平上显著正相关, 同时, 区域创新能力每提高 1 个单位, 地方银行稳定性增强约 3%, 与基准模型的约 10%相差不是太大。因此, 无论是统计意义还是经济意义, 区域创新能力对地方银行稳定的促进作用均十分显著, 使用泊松计数模型进行稳健性检验, 所得回归结果与基准模型基本保持一致。

表 16 稳健性检验：泊松分布

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score			Z-index		
Innovation	0.0306*** (0.0089)			0.0327*** (0.0086)		
PatentApply		0.0288*** (0.0077)			0.0281*** (0.0076)	
PatentGrant			0.0282*** (0.0076)			0.0277*** (0.0075)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	1175	1175	1175	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注：本表使用泊松计数模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

(4) 不同样本时间段

如表 17 所示，模型（1）、（3）和（5）使用的是解释变量分别为城市创新指数（Innovation）、专利申请量（PatentApply）和专利授权量（PatentGrant）的正常时期地方银行样本，模型（2）、（4）和（6）使用的是对应的危机时期地方银行样本，其中危机时期是指 2008—2012 年的国际金融危机和欧债危机时期。从表 17 中区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数可以看出，正常时期的地方银行样本均在 1%的水平上显著，危机时期的地方银行样本均在 5%的水平上显著，即无论是否处在危机时期，区域创新能力增加均会显著增强地方银行稳定。同时，正常时期的区域创新能力的系数与危机时期的系数相差不大，均处在基准模型的系数均值（0.1054）附近。为进一步验证上述差异在统计意义上的显著性，经由 Bootstrap 法计算得到的经验 p 值分别为 0.459、0.266 和 0.358，均在 10%水平上不显著，即组间系数的估计值不存在显著性差异。当被解释变量是 Z-index 时，所得结果保持一致。总之，无论是否处在危机时期，区域创新能力增加均会显著增强地方银行稳定，同时，这种影响不存在显著性差异。

表 17 稳健性检验：正常时期（2004—2007 年，2013—2016 年）与危机时期（2008—2012 年）

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score					
子样本	正常	危机	正常	危机	正常	危机
Innovation	0.0914*** (0.0313)	0.0950** (0.0433)				
PatentApply			0.0806*** (0.0272)	0.0975** (0.0401)		
PatentGrant					0.0806*** (0.0272)	0.0909** (0.0383)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经验 p 值	0.459		0.266		0.358	
R2	0.2118	0.4609	0.2105	0.4650	0.2094	0.4623
样本数	773	402	773	402	773	402
银行数	233	118	233	118	233	118

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。经验 p 值用于检验组间区域创新能力（Innovation、PatentApply、PatentGrant）系数差异的显著性，通过自体抽样（Bootstrap）1000 次取得。

六、结论与政策启示

本文选取 2004—2016 年中国 139 个城市的 235 家地方商业银行的非平衡面板数据，研究区域创新能力与地方银行稳定的关系。经验研究发现：区域创新能力的增加显著增强地方银行稳定，即区域创新能力每提高 1 个单位，地方银行稳定性增强约 10%。由于所在地区产权制度、契约制度和银行类型的不同，都会造成不同地方银行稳定性的差异。具体而言，强产权制度地区比弱产权制度地区、强契约制度地区比弱契约制度地区、城市商业银行比农村商业银行，区域创新能力增加均会更加显著地增强地方银行稳定。本文进一步分析区域创新能力影响地方银行稳定的潜在机制。我们发现，区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。对于基准模型可能存在的内生性问题，我们使用面板工具变量估计、倾向得分匹配估计和自变量滞后一期等方法解决。为进一步增强基准模型分析结果的稳定性，我们基于不同银行稳定代理变量、不同区域创新能力代理变量、不同估计方法和不同样本时间段进行稳健性检验，所得回归结果与基准模型基本保持一致。

2008 年国际金融危机后，中国经济增速开始放缓，经济发展进入“新常态”，加快实施创新驱动发展战略，成为中国经济持续健康发展的保证。“创造性破坏”是经济增长的动力源泉，实现更高效益的区域经济增长，有助于增强地方银行稳定。为提高区域创新能力，地方政府必须努力培育好创新环境，推动技术创新的市场取向改革，激发创新创业活力，提高自主创新水平。完善好和维护好产权制度，建立良好的政府与企业关系，强化知识产权保护，对于区域创新能力增强地方银行稳定十分重要。契约制度为保护私人交易提供法律保护，建立良好的法律和司法体系，维护企业和银行的正当权益，对于区域创新能力增强地方银行稳定不可或缺。总之，在努力提高区域创新能力的同时，也要形成良好的制度环境，尤其是完善的产权制度和契约制度，才能更好地增强地方银行稳定。

参考文献

- [1] 代军勋、陶春喜 (2016):《资本和流动性双重约束下的商业银行风险承担》,《统计研究》,第 12 期。
- [2] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏 (2010):《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2009 年报告》,经济科学出版社。
- [3] 范小云、廉永辉 (2016):《资本充足率缺口下的银行资本和风险资产调整研究》,《世界经济》,第 4 期。
- [4] 江曙霞 (2012):《货币政策、银行资本与风险承担》,《经济研究》,第 4 期。
- [5] 金智、赖黎 (2014):《媒体在银行风险治理中的角色:中国的逻辑》,《金融研究》,第 10 期。
- [6] 寇宗来、刘学悦 (2017):《中国城市和产业创新力报告 2017》,复旦大学产业发展研究中心。
- [7] 李习保 (2007):《中国区域创新能力变迁的实证分析:基于创新系统的观点》,《管理世界》,第 12 期。
- [8] 连玉君、彭方平、苏治 (2010):《融资约束与流动性管理行为》,《金融研究》,第 10 期。
- [9] 刘忠璐 (2016):《互联网金融对商业银行风险承担的影响研究》,《财贸经济》,第 4 期。
- [10] 田国强、赵禹朴、宫汝凯 (2016):《利率市场化、存款保险制度与银行挤兑》,《经济研究》,第 3 期。
- [11] 王建民、王艳涛 (2015):《我国区域创新能力研究述评》,《经济问题探索》,第 12 期。
- [12] 王晋斌、李博 (2017):《中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究》,《世界经济》,第 1 期。
- [13] 王小鲁、樊纲、余静文 (2017):《中国分省份市场化指数报告 (2016)》,社会科学文献出版社。
- [14] 尹志超、吴雨、林富美 (2014):《市场化进程与商业银行风险——基于中国商业银行微观数据的实证研究》,《金融研究》,第 1 期。
- [15] 张健华、王鹏 (2012):《银行风险、贷款规模与法律保护水平》,《经济研究》,第 12 期。
- [16] 张琳、廉永辉 (2015):《我国商业银行资本缓冲周期性研究——基于银行资本补充能力的视角》,《管理世界》,第 7 期。
- [17] 张雪兰、何德旭 (2012):《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究 (2000—2010)》,《经济研究》,第 5 期。
- [18] Acemoglu, D. and S. Johnson (2005): “Unbundling Institutions”, *Journal of Political Economy*, 113, 949—995.
- [19] Adhikari, B. K. and A. Agrawal (2016): “Does Local Religiosity Matter for Bank Risk-taking?” *Journal of Corporate Finance*, 38, 272—293.
- [20] Baele, L., O. De Jonghe and R. Vander Venet (2007): “Does the Stock Market Value Bank Diversification?” *Journal of Banking & Finance*, 31, 1999—2023.
- [21] Bound, J., D. A. Jaeger and R. M. Baker (1995): “Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak”, *Journal of the American Statistical Association*, 90, 443—450.

- [22] Brunnermeier, M., G. N. Dong and D. Palia (2012): “Banks’ Non-Interest Income and Systemic Risk”, AFA 2012 Chicago Meetings Paper.
- [23] Cameron, G. (1996): Innovation and Economic Growth. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- [24] Claessens, S., S. R. Ghosh and R. Mihet (2013): “Macro-prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities”, *Journal of International Money and Finance*, 39, 153–185.
- [25] Dell’Ariccia, G., L. Laeven and G. A. Suarez (2017): “Bank Leverage and Monetary Policy’s Risk-taking Channel: Evidence from the United States”, *Journal of Finance*, 72, 613–654.
- [26] Dermine, J. (2015): “Basel III Leverage Ratio Requirement and the Probability of Bank Runs”, *Journal of Banking & Finance*, 53, 266–277.
- [27] Efron, B. and R. J. Tibshirani (1993): *An Introduction to the Bootstrap*. New York: Chapman & Hall.
- [28] Egan, M., A. Hortaçsu and G. Matvos (2017): “Deposit Competition and Financial Fragility: Evidence from the US Banking Sector”, *American Economic Review*, 107, 169–216.
- [29] Ellul, A. and V. Yerramilli (2013): “Stronger Risk Controls, Lower Risk: Evidence from US Bank Holding Companies”, *Journal of Finance*, 68, 1757–1803.
- [30] Freeman, C. (1987): *Technology Policy and Economic Performance: Lessons from Japan*. London: Pinter Publishers.
- [31] Gauthier, C., A. Lehar and M. Souissi (2012): “Macroprudential Capital Requirements and Systemic Risk”, *Journal of Financial Intermediation*, 21, 594–618.
- [32] Goetz, M. R., L. Laeven and R. Levine (2016): “Does the Geographic Expansion of Banks Reduce Risk?” *Journal of Financial Economics*, 120, 346–362.
- [33] González-Pernía, J. L., I. Peña-Legazkue and F. Vendrell-Herrero (2012): “Innovation, Entrepreneurial Activity and Competitiveness at a Sub-national Level”, *Small Business Economics*, 39, 561–574.
- [34] Grossman, G. and E. Helpman (1994): “Foreign Investment with Endogenous Protection”, *National Bureau of Economic Research*, No.w4876.
- [35] Guidara, A., I. Soumaré and F. T. Tchana (2013): “Banks’ Capital Buffer, Risk and Performance in the Canadian Banking System: Impact of Business Cycles and Regulatory Changes”, *Journal of Banking & Finance*, 37, 3373–3387.
- [36] Haq, M., R. Faff, R. Seth and S. Mohanty (2014): “Disciplinary Tools and Bank Risk Exposure”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 37–64.
- [37] He, J. and X. Tian (2017): “Finance and Corporate Innovation: A Survey”, Working paper.
- [38] Jiang, L., R. Levine and C. Lin (2017): “Does Competition Affect Bank Risk?” NBER Working Paper, No.w23080.
- [39] Kiema, I. and E. Jokivuolle (2014): “Does a Leverage Ratio Requirement Increase Bank Stability?” *Journal of Banking & Finance*, 39, 240–254.
- [40] Kishan, R. P. and T. P. Opiela (2012): “Monetary Policy, Bank Lending, and the Risk: Pricing Channel”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 44, 573–602.
- [41] Laeven, L. and R. Levine (2009): “Bank Governance, Regulation and Risk Taking”, *Journal of Financial Economics*, 93, 259–275.
- [42] Lepetit, L., E. Nys, P. Rous and A. Tarazi (2008): “Bank Income Structure and Risk: An Empirical Analysis of European Banks”, *Journal of Banking & Finance*, 32, 1452–1467.

- [43] Lerner J., M. Sorensen and P. Strömberg (2011): “Private Equity and Long-Run Investment: The Case of Innovation”, *Journal of Finance*, 66, 445—477.
- [44] Martinez Peria, M. S. and S. L. Schmukler (2001): “Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crises”, *The Journal of Finance*, 56, 1029—1051.
- [45] Minton, B. A., J. P. Taillard and R. Williamson (2014): “Financial Expertise of the Board, Risk Taking, and Performance: Evidence from Bank Holding Companies”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49, 351—380.
- [46] Nelson, R. (1993): *National Innovation Systems*. London: Oxford University Press.
- [47] Paligorova, T. and J. A. Santos (2017): “Monetary Policy and Bank Risk-taking: Evidence from the Corporate Loan Market”, *Journal of Financial Intermediation*, 30, 35—49.
- [48] Romer, P. M. (1986): “Increasing Returns and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy*, 94, 1002—1037.
- [49] Romer, P. M. (1990): “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, 98, 71—102.
- [50] Romijn, H. and M. Albu (2002): “Innovation, Networking and Proximity: Lessons from Small High Technology Firms in the UK”, *Regional Studies*, 36, 81—86.
- [51] Schiuma, G. and A. Lerro (2008): “Knowledge-based Capital in Building Regional Innovation Capacity”, *Journal of Knowledge Management*, 12, 121—136.
- [52] Schliephake, E. (2016): “Capital Regulation and Competition as a Moderator for Banking Stability”, *Journal of Money Credit and Banking*, 48, 1787—1814.
- [53] Schumpeter, J. A. (1934): *The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*. Transaction Publishers.
- [54] Shim, J. (2013): “Bank Capital Buffer and Portfolio Risk: The Influence of Business Cycle and Revenue Diversification”, *Journal of Banking & Finance*, 37, 761—772.
- [55] Smales, L. A. (2016): “News Sentiment and Bank Credit Risk”, *Journal of Empirical Finance*, 38, 37—61.
- [56] Solow, R. (1957): “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, 39, 312—320.
- [57] Staiger, D. O. and J. H. Stock (1994): “Instrumental Variables Regression with Weak Instruments”, *Econometrica*, 65, 557—586.
- [58] Stulz, R. M. (2005): “The Limits of Financial Globalization”, *The Journal of Finance*, 60, 1595—1638.
- [59] Tura, T. and V. Harmaakorpi (2005): “Social Capital in Building Regional Innovative Capability”, *Regional Studies*, 39, 1111—1125.
- [60] Valencia, F. (2014): “Monetary Policy, Bank Leverage, and Financial Stability”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47, 20—38.
- [61] Vallascas, F. and J. Hagendorff (2013): “The Risk Sensitivity of Capital Requirements: Evidence from an International Sample of Large Banks”, *Review of Finance*, 17, 1947—1988.

Regional Innovation, Institutional Environment and Bank Stability

SONG Ke LI Zhen ZHAO Qiongwei

Abstract: Region is an important carrier of technological innovation, and technological progress is the driving force of regional economic growth. This paper uses the unbalanced panel data of 235 regional commercial banks in 139 cities in China from 2004 to 2016 to study the relationship between regional innovation capacity and local bank stability. The main findings are as follows. (1) The increase of regional innovation capacity significantly enhances the stability of local banks, namely, for every 1 unit increase in regional innovation capacity, the stability of local banks increases by about 10%. (2) For local banks in areas with stronger property rights and contractual systems, and city commercial banks, the increase in regional innovation capacity can enhance the stability of local banks more significantly. (3) Regional innovation capability can influence the stability of local banks by increasing deposit growth, reducing income diversification and non-interest income. (4) Both the problem of endogeneity and robustness are examined respectively, and the results enhance the robustness of the conclusion. This paper enriches the research on the commercial bank risk-taking behavior, provides important supplements for the impact of regional innovation on microeconomic entities. It also provides new evidence for the role of different institutional environments on the micro-level.

Key Words: Regional Innovation; Institutional Environment; Bank Stability; Bank Risk-taking

亚洲区域经济一体化的“缺位”与“一带一路”的发展导向

李向阳¹

亚洲在中国周边战略中具有特殊意义。“一带一路”地理上首先面对的是亚洲国家或中国的周边。在业已出台的六大经济走廊规划中（中蒙俄经济走廊、中巴经济走廊、孟中印缅经济走廊、中国—中亚—西亚经济走廊、中国—中南半岛经济走廊、新欧亚大陆桥经济走廊），除了新欧亚大陆桥经济走廊，其他五个走廊的辐射对象都是亚洲地区。2013 年，中国国家主席习近平几乎同时提出了“一带一路”倡议和新时期中国周边战略的“亲诚惠容”理念，这显然并不是一种巧合。我们认为，“一带一路”倡议是新时期中国周边战略的重要依托。这就注定其与亚洲地区现有的区域经济一体化格局存在千丝万缕的联系。在国际范围内，近年来人们关注的热点之一即“一带一路”是否会取代或颠覆已有的亚洲区域经济一体化机制。本文基于对亚洲区域经济一体化的失衡和“缺位”特征分析，提出具有发展导向的“一带一路”倡议将有助于填补这种“缺位”，并将成为中国向亚洲乃至世界提供的一项公共产品。

一、亚洲区域经济一体化的失衡与“缺位”

在北美地区有覆盖美加墨三国的北美自由贸易区（NAFTA），在南美地区有覆盖主要大国的南方共同市场（MERCOSUR），在欧洲有欧盟（EU），在大洋洲有澳新自由贸易区（ANFTA），只有在非洲和亚洲没有统一的、覆盖主要国家的区域贸易协定（RTAs）。考虑到亚洲是全球经济增长最有活力的地区，也是开放程度最高的地区之一，这不能不说是一个奇怪的现象。纵观亚洲区域经济一体化的发展历程，其特征可以概括为一系列的失衡：

第一，亚洲区域贸易协定的数量与质量失衡。按照亚洲开发银行的统计，截止到 2016 年 8 月，亚洲地区的自由贸易协定（FTAs）总量达到了 491 个，其中已经签署并生效的有

¹ 李向阳，中国社会科学院亚太与全球战略研究院

328 个。¹就数量而言，亚洲地区是全球最多的。进入 21 世纪以来，亚洲地区自由贸易协定数量的增速也是最快的。然而迄今为止，亚洲并没有一个统一的自由贸易区协定，或覆盖主要经济体的自由贸易区协定。²在这种意义上，亚洲地区的区域经济一体化质量又是最低的。

第二，亚洲区域经济一体化中的制度安排与市场动力的失衡。从区域经济一体化的理论范式看，一个地区通常是先签署区域贸易协定，然后带来区域内贸易、投资一体化程度的提升。而亚洲地区则不然，尽管缺少统一的区域贸易协定，但域内贸易投资自由化水平却很高。这是一种市场驱动型的区域经济一体化模式。³2015 年亚洲区域内贸易份额为 57.1%（相比之下，欧盟与北美自由贸易区的对应指标分别为 63% 和 25%）；区域内外国直接投资的份额达到了 52.6%；区域内跨境持有资产占有所有跨境持有资产的份额为 26.1%（2014 年）。⁴这种失衡的背后反映了本地区全球价值链（GVC）的特殊作用。这也就是说，亚洲地区的贸易投资自由化主要是由全球价值链所驱动，而不是由区域贸易协定所驱动。

第三，亚洲区域经济一体化中的大国与小国地位的失衡。在其他地区，区域经济一体化进程通常是由本地区的大国所推动的。例如，法德是欧洲一体化的倡导者和推动者，美国是北美区域经济一体化的领导者，巴西和阿根廷引领南美洲的一体化进程。而亚洲地区

¹ ADB, *Asian Economic Integration Report 2016: What Drives Foreign Direct Investment in Asia and Pacific?* Manila, Philippines, 2016, pp.182-183. 该项统计包括中亚、南亚、东亚、太平洋岛国、大洋洲国家。

² 目前，亚洲地区覆盖范围较大的自由贸易区协定有两个，一是全面与进步跨太平洋伙伴关系协定（CPTPP）。它是在美国退出跨太平洋伙伴关系协定（TPP）后剩余 11 国于 2017 年底完成谈判的，因此也被称为 TPP11。在该协定的 11 个成员国中，亚洲国家只有 5 个（日本、新加坡、文莱、马来西亚、越南），未来可能会有更多亚洲国家加入，但由于中国和印度不在其列，很难把它称之为真正意义上的亚洲区域经济一体化组织。另一个是区域全面经济伙伴关系协定（RCEP），它涵盖了亚洲主要经济体（东盟十国与中国、日本、韩国、澳大利亚、新西兰、印度），但其谈判进程极为艰难，从 2012 年启动到现在仍未完成，谈判结束期限一再被推后。

³ 有学者对拉美地区与东亚地区的经济一体化模式进行了比较研究，并把拉美模式称之为协定驱动型一体化，把东亚模式称之为市场驱动型一体化。参见 Nathalie Aminian, K.C.Fung and Francis Ng, “Integration of Markets vs. Integration by Agreements,” *Policy Research Working Paper*, no.4546, 2008.

⁴ ADB, *Asian Economic Integration Report 2016: What Drives Foreign Direct Investment in Asia and Pacific?*, pp.180-181. 近年来，亚洲开发银行创立了一个衡量区域经济一体化程度的综合指数 ARCII（亚太区域合作与一体化指数）。该指数涵盖了贸易和投资、货币与金融、区域价值链、基础设施与互联互通、人员流动、制度与社会一体化等六个领域的指标。研究显示，在 2006 年至 2016 年间这一指数稳步提升；从横向比较看，亚太地区的发展水平仅次于欧盟。参见 Cyn-Young Park and Racquel Claveria, “Constructing the Asia-Pacific Regional Cooperation and Integration Index: A Panel Approach,” *ADB Economics Working Paper Series*, no.544, May 2018.

的一体化进程则是由东盟引领的（它自称为亚洲区域经济一体化的“驾驶员”）。以 RCEP 为例，东盟先是与中日韩（随后与澳大利亚、新西兰和印度）分别签署双边自由贸易区协定（简称为“10+1”），以此为基础形成了以东盟为主导的 RCEP 谈判格局。名义上，RCEP 是东盟与其他六国开展的自由贸易区谈判，实际上是在六个“10+1”基础上的谈判。这就能够保证东盟成为亚洲区域经济一体化进程中的“轮轴”。¹这种现象被人们称之为“小马拉大车”。其结果是，面对印度这样的大国拒绝接受既定谈判目标时，东盟无力充当谈判协调人的角色，相反在实践中我们看到贸易谈判通常是其他国家对东盟给予让步或提供特殊待遇。当然，这样做客观上也限制了本地区大国提供区域公共产品的动力。

第四，亚洲区域经济一体化中的区域外国家与区域内国家作用的失衡。区域经济一体化本身就是区域内国家因寻求共同利益而联合在一起的，如果不能由区域内国家决定一体化的命运，那么它在很大程度上就失去了存在的价值。回顾亚洲区域经济一体化的进程可以看到，美国一直是主导者，本地区的国家则是从属者。1997 年亚洲金融危机之后，日本曾提出建立“亚洲货币基金”的构想，但因美国的反对而告吹。2008 年国际金融危机之后，以“10+3”（东盟+中日韩）为基础的自由贸易区方案浮出水面，美国再次以 TPP 为平台改变了亚洲区域经济一体化的进程。特朗普执政后奉行双边主义，对区域经济一体化采取消极立场，主动退出了 TPP，从而为日本在 CPTPP 谈判中发挥引领作用创造了条件。但这并不意味着美国对亚洲区域经济一体化进程影响力的消失。一方面，日本一直致力于美国“回归 TPP”；另一方面，特朗普政府也表示在满足美国要求的前提下可以考虑重新加入 TPP。

第五，不发达国家与发达国家参与区域经济一体化的能力失衡。现有的亚洲区域经济一体化主要是在新兴经济体之间、发达国家与新兴经济体之间进行的。不发达国家缺少参与区域经济一体化的能力和机会，即便参与到特定的区域经济一体化机制内也难以从中获得发展的机遇。以南亚地区为例，南亚七国 1985 年就成立了南亚区域合作联盟（SAARC），2006 年又进一步升级为南亚自由贸易区（SAFTA），但区域内贸易的比例一直微不足道（近年来维持在 5% 的水平上）；在中亚地区，俄罗斯主导建立的欧亚经济联盟属于关税同盟的范畴（其一体化程度理论上高于自由贸易区），但中亚成员国却难以从中获得预期的收

¹ 在区域经济一体化理论中，有一个所谓的“轮轴-轮辐”效应。充当轮轴的国家与每一个充当轮辐的国家分别签署区域贸易协定，但轮辐国之间却没有相应的区域贸易协定。这样做能够保证轮轴国从中获得贸易投资自由化的额外收益。RCEP 试图在轮辐国之间也建立起区域贸易协定，但东盟仍然是决定谈判进程和方向的主导者。

益；在东南亚地区，东盟的一体化进程被认为是最成功的，但发展水平落后的“新东盟成员国”与“老东盟成员国”之间的差距并未缩小。

造成上述失衡的原因是多方面的：其一，亚洲地区国家之间存在巨大的差异性或多样性。本地区既有发达国家又有最不发达国家，既有资本主义国家又有社会主义国家，既有佛教文化，又有伊斯兰文化、基督文化。此外，尚未了结的历史纠葛成为许多国家双边关系的负担。这种多样性阻碍了一体化的进程。其二，区域内大国之间的矛盾与竞争，尤其是非经济领域的矛盾成为亚洲区域经济一体化的主要障碍。以中日韩自由贸易区为例，几乎所有的理论模拟结果都证明，它不仅对三国的潜在经济收益巨大，而且以此为基础的“10+3”自由贸易区会给亚洲经济，乃至全球经济带来收益，但经过近 20 年的努力，其前景仍然不确定，关键在于中日韩三方在非经济领域的矛盾无法调和。其三，亚洲地区的全球价值链缺少最终消费市场。换言之，本地区的最终产品出口主要依赖区域外市场。亚洲区域内贸易水平与欧盟不相上下，但其主体是中间品贸易。亚洲开发银行所做的研究显示，截止到国际金融危机，亚洲国家的出口中，本地区提供的最终消费市场份额只有 28.9%，而美国一家提供的市场份额就达到了 23.9%。¹其四，本地区的大国没有能够提供全面的区域公共产品，致使本地区的中小国家在大国之间奉行骑墙战略。区域经济一体化不仅要求大国提供出口市场、不对等的区域贸易协定安排，而且还要求大国提供与此相配套的安全保障机制。

特朗普当选美国总统是一个新的转折点，其反全球化的理念和“美国优先”的政策导向将为亚洲区域经济一体化进程带来新的挑战。其一，特朗普政府退出 TPP 之后将寻求与亚洲国家开展双边自由贸易区谈判。这意味着美国将选择有利于自己的谈判对象和谈判方式，同时也意味着它不再充当推动亚洲区域经济一体化的公共产品提供者。其二，特朗普政府在对外投资领域的保护主义政策有可能打乱亚洲地区的全球价值链。鉴于美国是亚洲经济的最终消费市场，美国企业在全价值链中处于顶端的地位，特朗普政府奉行的“买美国货，雇美国人”理念与“制造业回归”政策有可能会使亚洲的全球价值链“缩短”。其三，特朗普政府在贸易领域的保护主义可能会使亚洲国家被迫纠正与美国的贸易失衡。这对亚洲国家长

¹ ADB, *Institutions for Regional Integration: Toward an Asian Economic Community*, Manila, Philippines, 2010, p.31. 亚行研究所最近所做的另一项研究显示，在 2011 年东亚和东南亚国家的出口中，区域内市场提供的最终消费需求只占 22.2%，美日欧市场提供的最终消费需求占 41.9%。参见 Cyn-Young Park, “Decoupling Asia Revisited,” *ADB Economics Working Paper Series*, no.506, January 2017.

期奉行的出口导向型模式会构成巨大压力。

二、“一带一路”的发展导向型特征

在上述背景下，中国所倡导的“一带一路”对亚洲区域经济一体化的发展方向注定会有重要的影响。与现有区域经济一体化机制的规则导向相比，“一带一路”作为一种新型的区域合作机制呈现为发展导向。¹在现有的区域经济一体化机制中，无论是何种形式都要首先围绕准入门槛、成员国的权利与义务、时间表与路线图、争端解决机制等制定明确的规则。“一带一路”则不然，它不以明确的规则为前提，而是以发展为导向确立了其整体架构。2015年中国政府发布的《推动共同建设丝绸之路经济带与 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动》充分体现了这一导向。²

第一，“一带一路”继承了古丝绸之路的和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢的精神，以运输通道为纽带把众多国家和地区联系起来。现有的区域经济一体化机制多是在地理上毗邻、文化上相通、政治上认同的国家之间首先形成的。“一带一路”则不然，它基于古丝绸之路，但又不限于古丝绸之路。因而，它涵盖亚洲、欧洲、非洲、大洋洲等众多国家。在经济全球化时代，古丝绸之路作为纯粹的运输通道并无特殊的价值，这种联系纽带的背后是古丝绸之路的精神。在这种意义上，“一带一路”具有开放性特征。与现有区域经济一体化机制通常设置一系列准入门槛不同，“一带一路”可以把众多发展中国家纳入进来，为他们参与区域经济一体化创造了条件。对他们而言，经济发展水平滞后与无力参与国际经济合作是互为因果的，“一带一路”的开放性有助于打破这种恶性循环。

第二，以基础设施为核心的互联互通是“一带一路”的前提和基础。大多数现有区域经济一体化机制的成员因地理上相互毗邻，经济发展水平相近，互联互通是一个自然的前提。而“一带一路”涵盖不同地区、经济发展水平差异巨大的众多国家，没有互联互通就谈不上经济合作。即使在与中国地理上毗邻的亚洲国家，缺乏互联互通也是限制区域经济合作的重要障碍。因此，对沿途发展中国家而言，互联互通既有助于消除经济发展的瓶颈，也有助于消除区域经济合作的障碍，以至于很多国家把互联互通看成是“一带一路”的标志。

¹ 李向阳：《跨太平洋伙伴关系协定与“一带一路”之比较》，《世界经济与政治》2016年第9期。

² 国家发展改革委员会、外交部、商务部：《推动共建丝绸之路经济带与 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动》，2017 年 4 月 25 日，<http://ydyl.people.com.cn/n1/2017/0425/c411837-29235511.html/>，2018 年 5 月 20 日。

第三，多元化合作机制是“一带一路”治理结构的重要特征。中国倡导“一带一路”并不寻求建立一个统一的机制化安排，至少在起步阶段是如此。这与现有区域经济一体化机制完全不同，它们要么是自由贸易区，要么是更为高级的关税同盟、共同市场、经济共同体等。在“一带一路”框架下，中国并不排斥机制化的安排，但又不以机制化安排为前提条件，如中国与东盟国家的合作就依托已有的双边自由贸易区协定（升级版），但同时又有中国—中南半岛经济走廊、澜沧江—湄公河合作机制等。在与南亚、中亚、西亚、东北亚、欧洲地区国家开展合作时，中国也不以签署自由贸易区协定为前提，而是根据双方的需要构建多种形式的合作机制，如经济走廊、次区域合作、合作机制对接、产业园区等等。在这种意义上，“一带一路”的治理结构是多元化的。¹可以说，“一带一路”合作机制的选择原则是遇山开道，遇河架桥，只要能促进合作共赢与发展。这是“一带一路”共商、共建原则的具体体现。

第四，秉承正确的义利观是推进“一带一路”建设的基本原则，确定了中国与沿途国家之间的利益分配关系。义利观是一个具有中国特色的经济外交理念。它源于儒家文化的以义为先，义利并举的伦理观。这与西方大国奉行的胡萝卜加大棒经济外交理念形成了鲜明的反差。把义利观应用于“一带一路”建设无论是在理论还是实践上都是一项重大创新。义利观是一个关于中国与沿途国家利益分配的完整理论体系。正确理解义利观至少要涉及以下几对关系：其一，政府与企业的关系。如果说政府层面追求的主要目标是义的话，那么企业层面追求的则主要是利。我们不能要求企业为了国家的战略目标而牺牲自身的利益，因此如何引导企业在实现自身利益的同时服务于国家战略目标是“一带一路”建设中政府的优先任务。其二，长期目标与短期目标的关系。对多数企业来说，注重短期目标是一种自然选择，但如果不注重长期目标，义的目标将无从谈起。其三，予和取的关系。在国际经济合作中，予取大致平衡是一种正常的要求，但先予后取、多予少取，甚至是只予不取又是义利观的基本内涵。其四，利用现有比较优势与创造新比较优势的关系。作为一种国际经济合作模式，实现优势互补是前提条件，但许多发展中国家，尤其是最不发达国家不具备参与国际竞争的比较优势，这就需要为其创造新的比较优势。义利观把“一带一路”建设

¹ 针对“一带一路”的机制化和治理结构问题，陈伟光与王燕提出“一带一路”的治理结构是“关系治理”与“规则治理”的结合，前者是指非机制化合作，后者是指机制化合作。这两类治理在“一带一路”建设中可针对不同成员方、不同阶段及不同议题发挥替代性和互补性功能。参见陈伟光、王燕：《共建“一带一路”：基于关系治理与规则治理的分析框架》，《世界经济与政治》2016年第6期。

中利己与利他目标有机地结合起来，同时也澄清了国内外关于“一带一路”认识上的许多误解和猜疑，如把它看成是“中国版的马歇尔计划”（或对外援助计划）、“新殖民主义”、“新时期的朝贡体系”等等。在“一带一路”建设中，能否秉承正确的义利观是判定其成功与否的标志：没有“义”，“一带一路”将失去应有之意；没有“利”，“一带一路”将失去可持续发展的基础。在这种意义上，义利观是中国和平发展的必然要求，也是中国特色经济外交的核心内容。它与“亲诚惠容”、周边命运共同体、人类命运共同体具有内在的一致性。

第五，“一带一路”的最终目标是要实现利益共同体、责任共同体与命运共同体。按照一体化的发展水平，现有的区域经济一体化合作机制从低级到高级可以划分为自由贸易区、关税同盟、共同市场、经济共同体及政治经济一体化。每一种形式都有其明确的标准，如自由贸易区要求成员国内部取消关税壁垒，关税同盟则要求在此基础上建立共同的关税。而“一带一路”的目标则是非常宽泛的三个共同体，即建立在利益共同体与责任共同体之上的命运共同体。即便是在命运共同体目标之下的“五通”（政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通）也要比绝大多数现有区域经济一体化机制的目标要宽泛的多。在“一带一路”的目标体系中，既有传统的贸易投资自由化，又有软硬件的联通，甚至是民心相通。尽管各类目标没有明确的量化指标（体系）和时间表，但他们体现了广义合作发展的要求。

基于上述分析，我们可以把“一带一路”界定为一种以发展为导向的新型区域经济合作机制，即以古丝绸之路为纽带，以互联互通为基础，以多元化合作机制为特征，以义利观为建设原则，以实现命运共同体为目标。

三、“一带一路”将填补亚洲区域经济一体化的“缺位”

亚洲区域经济一体化的“缺位”是双重的，一方面表现为缺乏统一的区域经济一体化制度安排，另一方面表现为本地区的不发达国家难以真正参与到区域经济一体化进程中，并从中获得发展的机会。而“一带一路”作为一种发展导向型的区域经济合作机制，在很大程度上可以填补这种“缺位”。

第一，“一带一路”为亚洲区域经济一体化提供了一个新的选择。目前，能够覆盖亚洲主要经济体的区域贸易协定有两个：CPTPP 与 RCEP。与 TPP 相比，CPTPP 对美国所倡导的 22 项规则进行了搁置和修改，但它仍然是一个高门槛的自由贸易区协定，在可预见的将来，包括中国、印度及中亚地区、南亚地区的众多发展中国家仍难以加入进去。相比之下，

RCEP 的进入门槛较低，其成员国涵盖了亚洲主要经济体。但因印度不能接受 RCEP 的规则要求，致使其谈判进程频频受阻。目前尽快完成 RCEP 谈判的选择有两个：一是接受印度的要求，给予其特殊待遇，这意味着进一步降低 RCEP 的规则标准；二是采取“X-1”谈判策略，把印度暂时排除在外。无论是接受哪一种选择，RCEP 的效能都将受到削弱：要么进一步降低其规则标准，要么缩小其覆盖范围。¹

相比之下，“一带一路”是一种新型的区域经济合作机制，其开放性、治理结构、目标体系都有别于 RCEP 与 CPTPP。它为亚洲区域经济一体化未来的发展提供了一种新的选择。其一，“一带一路”与亚洲现有的区域经济一体化机制可以做到并行不悖，相互促进。国际上有人担心中国通过“一带一路”来替代现有的区域和国际秩序。这是一种误解。RCEP 与 CPTPP 属于传统的自由贸易区协定，本质是规则导向性的区域经济一体化机制，关注的重点是区域内的贸易投资自由化。而“一带一路”作为一种发展导向型的区域合作机制，超越了贸易投资自由化，关注的重点是区域内的共同发展。它们之间不会构成竞争或替代关系。其二，“一带一路”的发展导向决定了它可以同业已存在的区域经济一体化机制或沿途国家发展战略进行对接。目前，对接工作已经在与印尼的“全球海上支点”战略、蒙古的“草原之路”战略、越南的“两廊一圈”战略、哈萨克斯坦的“光明之路”战略、印度的“季风计划”、俄罗斯的欧亚经济联盟之间展开。即便是沿途国家之外在本地区的战略，“一带一路”也有与之对接的可能性，如美国的“新丝绸之路计划”、日本的“亚洲基础设施建设计划”等。²其三，“一带一路”的互联互通具有促进区域经济一体化的效应。³一方面，它表现为规模经济效应，即互联互通有助于克服区域合作的基础设施瓶颈，使规模经济在更大区域内实现。考虑到亚洲地区全球价值链内部的贸易特征（低关税或零关税），互联互通的改善比降低关税对促进贸易自由化的作用更大。⁴另一方面，它还表现为贸易创造效应，即通过物理联通、制度

¹ RCEP 的“低质量”还源于“东盟宪章”所坚持的“东盟中心”（ASEAN Centrality）原则，“东盟中心”原则在贸易领域体现为，给予任何“10+1”贸易协定中的利益和承诺都不能多于东盟内部的利益和承诺（否则东盟成员的离心力就会加剧）。这意味着 RCEP 的自由化水平不可能高于东盟 FTA 的水平。参见 Joko Siswanto and Alwin Adityo, “ASEAN’s Pathway to Engage the World,” *East Asia Forum*, June 3, 2017.

² “一带一路”与其他区域经济一体化组织或民族国家发展战略的对接并非是无条件或自动发生的。面对不同类型的对接对象需要不同的对接机制，同时也会产生不同的对接结果。这是一个有待进一步讨论的问题。

³ 王玉主：《“一带一路”与亚洲一体化模式的重构》，北京：社科文献出版社，2015 年，第 24-30 页。

⁴ 有经济学家曾经对 TPP 与“一带一路”的贸易自由化效应做过模拟研究，结果显示前者的作用小于后者。主要原因就在于此。Andrew Elek, “AIIB Miles Ahead of TPP in Promoting Integration,” 2015 年 4 月 14

联通、人员联通改变产品的可贸易性，扩展贸易规模。其四，互联互通本身有可能成为亚洲区域经济一体化的一种新型理论范式。¹欧洲一体化被称之为区域合作的典范。它以一体化为思维模式，求“同”思维，通过趋同过程，从多元走向统一，最终建立政治联盟，但实践证明并不适用于发展中国家。而亚洲的区域合作以互联互通为思维模式，求“通”思维，通过对接过程，从多元走向共通，目标是建立共通的区域。

第二，“一带一路”有助于解决亚洲国家的发展问题。除了少数发达国家之外，发展是绝大多数亚洲国家面临的共同难题。开放是发展的前提，但长期以来许多国家难以达到区域经济一体化所设置的准入门槛，而“一带一路”的开放性为亚洲发展中国家，尤其是最不发达国家提供了参与国际经济一体化的机遇。理论上，只要接受丝路精神，任何国家都有机会参与到“一带一路”中来。这是“一带一路”在中亚、非洲发展中国家受到普遍肯定的主要原因。困扰发展中国家参与国际经济一体化的另一个障碍是国内基础设施落后，难以和其他国家形成互联互通的格局。亚洲开发银行的一项最新研究显示，本地区国家要保持现有的增长势头，到 2030 年基础设施建设投资需求将达到 22.6 万亿美元，每年需要 1.5 万亿美元。如果考虑到应对全球气候变化协议的要求，这一额度还要提高到 26 万亿美元。目前，多边开发银行只能满足亚洲发展中国家基础设施投资所需融资的 2.5%。²“一带一路”把以基础设施为核心的互联互通建设作为前提适应了亚洲国家发展的需要。即便如此，一些最不发达国家在起步阶段仍然会面临融资和建设困难。“一带一路”建设中义利观所包含的“多予少取，只予不取”原则对此提供了新的选择。如果说传统的国际经济合作是各国利用原有的比较优势，那么“一带一路”还将承担起为最不发达国家创新比较优势的任务。³在这种意义上，“一带一路”为最不发达国家提供的是“造血”功能，而非简单地对其“输血”（如对外援助）。

第三，“一带一路”标志着中国开始向本地区提供区域公共产品。美国作为区域外大国之所以一直能够主导亚洲区域经济一体化的进程，关键在于它是区域公共产品的提供者。美国不仅为亚洲国家提供了自由贸易的理念、最终消费市场，而且还提供与此相关的区域安全理念和安全构架（突出表现为它的亚洲同盟体系）。以特朗普执政为标志，“美国优先”

日，<http://www.eastasiaforum.org/2015/04/14/aiib-miles-ahead-of-tpp-in-promoting-integration/>，2016 年 5 月 20 日。

¹ 吴泽林：《亚洲区域合作的互联互通：一个初步的分析框架》，《世界经济与政治》2016 年第 6 期。

² ADB, *Meeting Asia's Infrastructure Needs*, Manila, Philippines, 2017, p.xi-xix。

³ 李向阳：《构建“一带一路”需要优先处理的关系》，《国际经济评论》2015 年第 1 期。

理念意味着美国将减少或放弃提供全球性公共产品，这就必然会引发其亚洲战略的调整。虽然特朗普政府在安全层面对其亚洲同盟体系的调整方向尚不明晰，但在经济层面做出调整已经成为事实，最明确的信号就是宣布退出 TPP。这种调整一方面反映了美国对全球化的认知发生了重大变化，另一方面也反映了美国的力不从心。事实上，自国际金融危机爆发以来，美国对亚洲经济的影响已经呈现出明显的下降，而中国对亚洲经济的影响则在上升。亚洲开发银行的一项研究显示，综合贸易联系、金融联系、财政政策、货币政策四个变量，亚洲国家商业周期与美国经济周期的同步性从国际金融危机开始迅速下降，而与中国的同步性则呈上升趋势。¹

在这种背景下，中国开始通过“一带一路”向本地区提供区域性公共产品。这包括：其一，提出了促进亚洲共同发展的亚洲命运共同体理念。亚洲命运共同体是人类命运共同体的组成部分，同时也是新时期中国周边战略“亲诚惠容”理念的自然延伸。在“一带一路”中，这种理念体现为义利观，与“美国优先”理念形成了鲜明的反差。其二，为本地区的经济增长提供最终消费市场。现阶段，受经济规模和发展模式限制，中国还难以做到向全球提供最终消费市场，但亚洲国家对中国市场的依存度越来越高。目前，对中国出口额/出口国 GDP 超过 2% 的 13 个经济体中有 8 个在亚洲地区（如果把澳大利亚和沙特纳入进来就占到了 10 个）；对中国出口额/总出口额超过 10% 的 11 个经济体中有 10 个在亚洲地区。²近年来，中国的消费需求对经济增长的贡献度迅速上升，反映到贸易结构上就是制成品的进口比例提高。伴随“一带一路”在亚洲地区的实施，中国将为本地区更多的国家提供最终消费市场。³其三，以亚洲新安全观为指导促进亚洲安全体系的建设。2014 年 5 月 21 日，习近平主席在“亚信峰会”上明确提出了“共同、综合、合作、可持续”的新亚洲安全观。这对于消除亚洲国家在非经济领域的矛盾无疑有着积极的影响，进而有助于减少亚洲区域经济合作的障碍。

¹ Yuwen Dai, “Business Cycle Synchronization in Asia: The Role of Financial and Trade Linkages,” *ADB Working Paper Series on Regional Economic Integration*, no. 139, October 2014. 同时，该项研究也显示，同一时期，亚洲国家商业周期与日本商业周期的同步性也在迅速下降。

² Willem Thorbecke, “How Would a Slowdown in the People’s Republic of China Affect its Trading Partners?” *ADB Working Paper Series*, no. 634. January 2017.

³ 在 2017 年 5 月召开的“一带一路”国际合作高峰论坛上，中国政府承诺从 2018 年开始将举办“中国国际进口博览会”；在 2018 年博鳌论坛上习近平主席进一步提出，中国不以追求贸易顺差为目标，真诚希望扩大进口，促进经常项目收支平衡。参见习近平：《开放共创繁荣，创新引领未来》2018 年 4 月，http://www.xinhuanet.com/politics/2018-04/10/c_1122659873.htm/，2018 年 5 月 20 日。

第四,“一带一路”为经济全球化提供了新的动力,从而有助于亚洲国家应对反全球化的挑战。特朗普政府的反全球化立场对亚洲地区的全球价值链、区域经济一体化,乃至亚洲出口导向型发展模式的冲击将是前所未有的。“一带一路”为亚洲国家应对“特朗普冲击”提供了新机遇。首先,中国领导人所倡导的人类命运共同体为经济全球化的可持续发展提供新理念。人类命运共同体把合作共赢作为核心,把责任共担与利益共享作为基本原则,把包容与可持续发展作为目标。“一带一路”成为贯彻这一理念的主要载体。¹其次,“一带一路”本身就是新时期中国对外开放的重大举措。在地理上,中国的对外开放从东南沿海扩展到了中西部内陆地区;在方式上,对外开放从“引进来”发展到“走出去”;在内容上,从被动适应多边贸易规则的要求进行开放转化为主动的开放(与自由贸易园区的“负面清单”相结合)。中国的开放程度越高,亚洲国家获益的空间也就越大。最后,“一带一路”为亚洲地区全球价值链的延伸创造了条件。国际金融危机之后,亚洲地区的全球价值链受到来自两方面的挑战:一是全球贸易增速放慢;二是中国在全球价值链中向高端攀升,减少了高附加值中间品的进口,客观上缩短了全球价值链的长度。未来全球价值链还可能受到“特朗普冲击”的影响。对于“中国因素”的影响,这是经济发展的自然结果,不可能要求中国停止产业升级。同时,中国的产业升级又会带来一个积极的结果:通过“一带一路”框架下的国际产能合作将会延长亚洲地区的全球价值链。

总之,“一带一路”的发展导向不仅有助于克服亚洲区域经济一体化的固有缺陷,而且有助于应对反全球化的新挑战。这是中国向亚洲,也是向世界提供的一项制度性公共产品。

¹ 习近平主席在“一带一路”国际合作高峰论坛上的主旨演讲把“一带一路”概括为“和平之路、繁荣之路、开放之路、创新之路、文明之路”,充分体现了人类命运共同体的理念。参见习近平:《携手推进“一带一路”建设》,《习近平谈治国理政》(第二卷),北京:外文出版社,第 506-517 页。

信贷管制、隐性契约与贷款利率变相市场化

——现象与解释

沈永建¹ 徐巍² 蒋德权³

【摘要】随着金融市场化改革的深入，金融抑制已经得到很大改善。但是一方面改革尚在渐进式的过程之中，各项管制的影响在一定时期内仍然存在。另一方面，理解金融抑制对企业信贷的真实影响，也是对市场化改革效果进行准确评判的基础。有鉴于此，本文将视角聚焦于利率市场化改革之前，重点研究金融抑制对银企信贷契约的异化。研究发现，在金融抑制的背景下银企之间存在以留存贷款为表现的隐性契约，用以帮助银行在满足管制要求的同时追求利润最大化。本文对这一现象进行了理论分析与实证检验，发现隐性契约的发生与否会随着货币政策、企业特征等因素的改变而有所差异，这在一定程度上起到了利率的变相市场化的作用。进一步研究则发现，这一隐性契约对企业价值产生了负向影响。本文丰富了宏观政策与微观企业行为的文献，并将之与隐性契约研究文献相联结，加深了对金融抑制背景下银企关系的理解，并可能为金融体制改革提供部分借鉴。

【关键词】金融抑制；隐性契约；留存贷款；利率市场化；

一、引言

金融抑制是指政府对金融体系进行了过度的干预和管制，抑制了金融体系的发展（McKinnon，1973），在中国过去很长一段时期内，金融抑制突出表现为存贷款利率管制与银行市场准入管制等（陈斌开和林毅夫，2012）。而中国金融体系的改革，正是一个破除金融抑制、逐步走向金融市场化的过程（易纲，2009）。近年来，以利率市场化为典型表现的金融体系改革不断深入，与之相伴随，学术界的兴趣也从金融抑制的宏观后果，逐步

¹ 沈永建，会计学博士，南京财经大学会计学院教授

² 徐巍，会计学博士，南京财经大学会计学院讲师

³ 蒋德权，会计学博士，武汉大学经管学院副教授

转向对金融市场化的关注。然而，对金融抑制背景下银行和企业之间信贷契约进行再审视可能仍有其必要性。一方面，金融市场化改革仍处于实施过程之中，利率“双轨制”、存贷款基准利率仍然存在¹，“市场利率定价自律机制”等约束机制尚未完全消失，银行业准入限制等管制措施也仍未改革完全，金融市场化改革的完成可能还需要一个较为长期的过程。另一方面，对金融体制市场化的后果理论上也还没有形成一致。其中部分学者认为，原先的部分管制措施造成了资金价格的扭曲，市场化改革会导致原本被压抑的资金价格上涨，进而对经济运行产生冲击（盛松成，2013；陈彦斌等，2014）；也有学者认为这一过程可能导致贷款利率的下降，缓解企业的资金需求，对宏观经济的影响相对温和（纪洋等，2015）。实际上，现有相关研究均从名义利率角度着眼进行推演，忽视了对企业实际信贷成本的考察。在金融抑制背景下，银企信贷活动中的某些隐性契约可能使得企业实际承担的信贷成本高于或低于名义利率。而市场化改革的过程中，这些因由管制而产生的隐性契约可能逐步退出甚至消失，原本隐性的负担转而以显性的方式呈现。如果忽视这些隐性契约的存在，则可能对市场化改革的实际效果难以形成准确的评价。这就要求我们对管制背景下银企之间的信贷契约进行细致的考察，还原企业信贷成本的真实情况，进而为相关研究提供一个较为准确的参照。

有鉴于此，我们的研究遵循宏观经济环境对微观企业行为产生影响的思路（范从来等，2017），将研究场景聚焦在贷款利率管制取消之前，主要讨论和分析以下问题：

1、管制对信贷契约的影响。本研究发现，在准入管制和利率管制的共同作用下，银企之间除了显性贷款契约还存在以留存贷款为表现的隐性贷款契约。从理论上而言，利率管制和市场准入等管制措施会导致商业银行总体处于资金卖方垄断位置，仍有机会获得垄断收益。与此同时，存款准备金、存贷比管制使得银行无法通过显性契约的方式合规地最大化垄断收益，转而可能通过隐性契约的方式追求垄断收益。要求企业在贷前预存或贷后留存部分存款，从而造成名义贷款和实际贷款不符就是其中一种。在实践中，这一现象已经为监管部门所重视，如在 2012 年 2 月银监会发布的《中国银监会关于整治银行业金融机构不规范经营的通知》就明确提出不允许将存贷挂钩。但这一监管方向仅仅立足于整治，而对其产生的内在机理关注不多，相关实证研究也未能提供较为准确的经验证据。这可能是由于留存贷款作为一项隐性契约的产物，计量较为困难所致，而本文的工作之一即为尝试

¹ 参见易纲行长在 2018 年 4 月 11 日在博鳌论坛的讲话。

通过计量模型对留存贷款情况进行估计。

2、影响企业贷款被留存的因素。尽管贷款被留存可能是一个较为普遍的现象，但并不意味着所有求贷企业都会被无差别地留存贷款。这是因为，银行处于中央银行、地方政府和自身利益三重利益体的博弈之中，部分因素可能会影响到银行留存贷款的概率和数额。一方面，银行是宏观货币政策向微观企业传导的中介，要执行中央存款准备金率、利率等货币政策，满足央行的管制要求，这必然会约束其设立和执行隐性契约的动机和能力。具体到留存贷款问题，在不同的利率水平和货币环境下，银行留存贷款的动机和能力就可能存在差异。比如在货币供应量充足时，企业资金需求下降，银行实行留存贷款的动机受到限制，从而较少发生留存贷款现象；而在存贷利差较高的情况下，银行通过留存贷款获得的回报更大，其在贷款契约中要求企业留存的动机更为强烈，从而留存贷款现象更为明显。于此同时，银行与地方政府也存在复杂的契约关系（Shleifer et al., 1994；钱先航等，2011），该契约关系以推动地方经济发展和银行自身利益最大化为基础。因此，银行在具体操作中可能会出于和地方政府的关系考虑而有选择性的实施留存贷款，对于那些获得地方政府支持的企业较少地采取上述留存贷款行为。基于上述考虑，我们对可能影响企业贷款被留存的因素进行了实证检验，并得到了和上述分析基本一致的实证结果。

3、留存贷款对企业价值所带来何种影响。信贷管制作为一项宏观背景，对经济总体的影响已多有研究（周业安，1999；王勋等，2013；金中夏等，2013），但对微观企业个体的价值会带来怎样影响似乎是一个难以回答的问题。对于不同类型的企业而言，受到信贷管制影响的程度不尽相同，反映在本文中，即贷款被留存的概率存在差异。这就为我们回答上述问题提供了一个良好的研究场景。我们的进一步检验表明，若贷款被留存，未来一期企业的会计业绩会下降，投资者损失也较为显著。

对留存贷款为代表的变相利率市场化进行研究，进而管窥金融抑制背景下信贷契约隐性化的现象，存在以下几点意义。首先，现有针对金融抑制的研究大多集中于宏观层面（周业安，1999；刘瑞明，2011；王勋等，2013），少量微观层面的研究也大多关注于管制的最终后果方面（唐国正和刘力，2005；王彦超，2014）。对信贷管制传导的直接机制尚未有成熟的实证分析，本文则填补了这一文献空白。其次，通过对留存贷款现象的揭示，展示了在金融抑制情境下利率变相市场化的实现形式。这一工作不仅可以加深对管制的理解，还可以为金融市场化改革的效果评价研究提供了一个更为贴近实际的参照。第三，前人研究发现中国部分企业资产负债表中同时存在高额现金和贷款，即“双高”现象（戴璐和汤谷

良, 2007)。现有研究对此关注不多, 仅有少量研究从委托代理和所有制角度进行分析(邓路等, 2016), 本文的研究则从信贷契约角度为之提供了一个新的解释。最后, 这一工作可能还会对于理解发展中国家与发达国家的企业融资决策存在的差异(Booth et al., 2001)以及考察中国上市公司真实资本结构等问题具有一定意义。这些可能也是本文的贡献所在。

二、制度背景、理论分析与假设发展

(一) 金融抑制与贷款被留存

所谓留存贷款, 是指银行和企业制定信贷契约时, 除了在显性契约中约定的贷款要素之外, 根据银企双方状态的不同, 约定在获得授信之前或之后, 将部分企业资金以存款的方式冻结, 造成实际授信低于名义授信, 同时由于利差的存在, 实际利率也高于名义利率的一项隐性信贷契约。这一隐性契约在一定程度上起到了利率变相市场化的客观效果, 会造成银行资产负债表中资产和负债的同时扩张, 帮助银行满足利率、存贷比等管制要求。对企业而言, 这一隐性契约在增加其实际贷款成本的同时, 也缓解了其融资约束, 因而有动机接受这一非正式安排。

为更好地理解这一现象, 本文简要回顾了信贷管制的变革过程。八十年代后期, 为提高国有企业经济效益, 中国实行了“拨改贷”改革。自此, 银行和国有企业建立了名义上的银企关系。但实际上, 由于银行和国有企业均在政府的控制之下, 银行成为政府的“出纳”, 预算软约束在此背景下产生(林毅夫等, 2004)。预算软约束造成的直接后果就是国有企业的负债率偏高, 银行形成大量的不良资产。1995 年颁布的《商业银行法》开启了银行业商业化改革的步伐, 银行由原来的非独立实体转变为自负盈亏的独立法人。随着中国金融体制改革不断深入, 2009 年, 银监会下发《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见(试行)》取消了中小商业银行分支机构指标的控制, 城市商业银行开始加速异地扩张, 进一步加大了银行业内部的竞争。

尽管中国银行业内竞争激烈, 但金融体系在过去一个较长时间内均处于受抑制的状态, 主要表现为利率管制、准入管制和存款准备金管制(卢峰和姚洋, 2004; 刘瑞明, 2011)。利率管制方面, 在 2004 年之前, 存贷款利率管制较为严格。2004 年 10 月开始, 利率管制改革形成了存款利率管上限, 贷款利率管下限的格局(易纲, 2009)。直到 2013 年取消贷款利率下限管制, 2015 年放开存款利率上限的管制, 实现了名义利率的市场化。但是, 利

率“双轨制”仍未完全破除，存贷款基准利率仍在实行。操作层面，由于对恶性竞争等的顾虑，银行之间实际也存在“行业自律”等利率同盟，信贷利率市场化尚未完全形成。存款利率上限以及贷款利率下限管制确保了银行基本利差，创造了可增加银行“特许权价值”的租金机会，为银行经营提供了有效的激励机制（王国松，2001）。同时，银行的资金供给还受到存款准备金率和存贷比管制。自 2003 年至 2013 年，银行的存款准备金由 6% 逐渐调高至 20% 左右，并要求实际操作中存贷比不超过 75%，直至 2015 年取消存贷比管制。

由此可见，在过去相当长的时间内，银行无法通过价格竞争获得更多的存款（存款利率管上限），而由于存贷比管制的存在，限制了基于存款数量的贷款额度。这就使得银行单纯通过提高贷款利率追求利润并不是最优选择，如何在保证实际贷款利率的同时，兼顾获得存款以扩张可以使用的贷款额度成为银行在面对管制时的现实需求。于是，包括留存贷款在内的某些隐性契约被设计出来用以满足需求。在企业需求贷款时，银行利用垄断地位，要求企业留存或者预存部分贷款充当存款，并以全部名义贷款额计息。既增加了银行吸储基数，为银行进一步放贷提供了可能，同时也通过存贷利差，获得了高于名义贷款利率的收益，实现了利率的变相市场化。

对于企业而言，权益融资和债券市场的门槛较高，信贷成为企业资金缺口的重要来源。由于银行业市场准入的存在，大量民间资本无法通过正规渠道进入金融市场（卢峰和姚洋，2004），使得银行作为一个整体呈现卖方垄断的态势，信贷资源的供需关系紧张，企业处于相对弱势地位。例如以往的研究发现银行在信贷资金分配过程中存在所有制歧视，民营企业在同等条件下更难以取得贷款，或者能够取得的贷款数量更少，期限更短（Brandt and Li, 2003；方军雄，2007；陆正飞等，2009，2015；刘瑞明，2011）。以及规模歧视，小企业在寻求银行贷款时可能需要支付关系租金（邓超等，2010）等等。这样一来，企业在求贷时可能接受银行的留存贷款条件，以一个高于名义利率的价格获得所需信贷资金，也是一项现实的选择。

如此，一个银企之间的隐性契约便有了执行的可能。银企双方通过缔结包含名义贷款数额、名义利率、期限等要素的具有法律效力的显性契约来保障各自的基本利益和控制风险，同时相互以隐性方式约定留存的数额、期限等要素。银行从中获得更多的存款和相应的利息收入并满足管制要求；企业以一个趋近于“市场化”的利率水平从银行获取所需资金，至少在短期内缓解其急需的资金问题。这一隐性契约在一定程度上满足了双方的需求，因而可以在多次重复博弈中自动执行（Fehr et al., 2000）。而在具体个案中贷款是否被留存、

留存数额等取决于外部环境和互相之间的相对议价能力，例如在货币宽松时期，市场资金充足，企业的议价能力提高，可能较少地被留存；或者企业在所在地的重要性较高因而得到地方政府的支持，也可能较少地被留存。

贷款被留存这一现象也引起了监管部门的高度重视，2012 年 2 月 10 日，银监会发布《中国银监会关于整治银行业金融机构不规范经营的通知》，对贷款定价提出了七项禁止性规定，其中就包括：不准以贷转存和不准存贷挂钩等¹。但由于银行相对企业的垄断地位，以及隐性契约执行的双方“自愿”特性，单纯的监管措施可能并不能完全消除这一隐性契约。需要指出的是，随着利率市场化的实施和存贷比管制的退出，以上隐性契约有改变甚至消失的可能。但正如我们前文所述，一方面，金融市场化改革仍在持续进行的过程之中，部分管制措施的退出还需要一定的时间，另一方面，本文对于金融抑制背景下信贷契约扭曲的揭示，可以为市场化改革效果提供一个更为客观的评价参照。因而在改革的背景下，对金融抑制下信贷隐性契约的再审视仍有其理论和实践价值。

既然银行会通过设计隐性契约的方式应对金融抑制对自身的不利影响，那么，隐性契约在哪些场景下发挥作用？如何发挥作用？借鉴以往学者对银行贷款的研究，我们从货币政策、产权性质以及企业地区贡献等角度考察企业贷款被留存情况，这三者分别对应货币政策、信贷歧视、政府干预这三个以往文献中重要的信贷契约影响因素。

（二）假设发展

1. 货币政策

货币政策是中央政府用来影响或引导微观企业经济行为的重要宏观政策之一。货币政策的宽松与否对企业融资行为产生实际影响（叶康涛和祝继高，2009；饶品贵和姜国华，2011）。从货币政策到微观企业融资行为的一般传导路径为：央行通过调控各商业银行的存款准备金率和存贷比来控制银行的信贷规模，银行按照受管制的存贷款利率来吸收存款和发放贷款，赚取利差收益。因此，银行的主要盈利取决于两个基本因素：一是吸收存款的数量；二是基准贷款利率和存款利率之差。

在货币紧缩时，央行会降低商业银行的货币供应量，企业贷款被留存的可能性增加。

¹ 七不准包括：1. 不准以贷转存（强制设定条款或协商约定将部分贷款转为存款）；2. 不准存贷挂钩（以存款作为审批和发放贷款的前提条件）；3. 不准以贷收费（要求客户接受不合理中间业务或其他金融服务而收取费用）；4. 不准浮利分费（将利息分解为费用收取，变相提高利率）；5. 不准借贷搭售（强制捆绑搭售理财、保险、基金等产品）；6. 不准一浮到顶（笼统地将贷款利率上浮至最高限额）；7. 不准转嫁成本（将经营成本以费用形式转嫁给客户）。

理由有三：一是允许发放的贷款量直接减少，降低了银行利息收入；二是受存贷比管制而无法发放的存款部分需要支付利息，增加了利息成本；三是因为货币供给的减少导致银行在信贷契约谈判中优势更强，可以要求更高的回报。因此，货币紧缩时，企业利用隐性契约获取银行存款的动机相对更强，企业因“存贷结合”或“以贷转存”而产生的贷款被留存可能性更大。在货币宽松期，情况反之。为此，我们提出假设一：

H1：其他条件不变，货币政策越紧缩，企业贷款被留存的可能性越大。

2. 信贷歧视

银行对民营企业的信贷歧视不仅影响到显性契约的贷款数量、期限结构等（陆正飞等，2009），也可能影响到企业被留存贷款的数量。以往研究表明，银行向国有企业提供更多、期限更长、成本更低的贷款（江伟和李斌，2006；李广子和刘力，2009；陆正飞等，2009；邓路等，2016）。其中原因之一即为，相对民营企业，国有企业为政府承担了更多的社会负担，因而受到政府更多的支持，银行贷款可能就是其中之一。而民营企业在向银行贷款时则面临更严格的约束条件。如 Brandt & Li（2003）利用江苏和浙江两省民营企业的调查数据验证了银行对民营企业的信贷歧视，认为信息不对称以及国有银行对民营企业的偏见等是造成信贷歧视的重要原因。

银行在显性贷款契约中对民营企业的歧视会映射至隐性契约中。相对国有企业，民营企业缺乏政府的支持，在和银行的贷款谈判中处于弱势，贷款被留存的可能性更大。同时尽管民营企业能够意识到在隐性契约执行过程中会受到银行的不公平对待，但其仍然可以从银行获得信贷资金为发展和生存服务，也可能接受银行的留存要求。因此，我们提出假设二：

H2：其他条件不变，相比国有企业，民营企业贷款被留存的可能性更大。

3. 政府干预

国有企业要由政府承担必要的政治和经济目标（Shleifer et al., 1994；林毅夫等，2004）。随着民营企业地迅速发展，民营企业也能够为政府承担更多的地方经济发展任务，譬如缴纳更多的税收，创造更多的就业岗位等。对于能帮助完成政治经济发展目标的民营企业而言，他们也有机会获得政府的支持。因此，政府是否支持企业可能部分地取决于企业是否能够帮助政府完成政治目标，是否对地区经济发展有所贡献（谭燕等，2011）。具体地，政府除了税收减免、财政补贴等方式支持企业外，还会通过对本地银行机构实施信贷干预来支持企业发展（袁淳等，2010）。银行与地方政府维持较好的关系，符合政府和银行

的利益诉求。因此，地方政府有能力也有动机对银行的信贷实施干预。企业对地区的贡献越大，政府的实施信贷干预的动机越强，在与银行贷款的谈判中的力量越强，企业贷款被留存的可能性越小。综上所述，我们提出假设三：

H3：其他条件不变，企业的地区贡献越大，贷款被留存的可能性越小。

三、研究设计

（一）研究样本与数据来源

本文研究样本为 1999 至 2011 年的 A 股主板上市公司。之所以样本选择截止 2011 年，这可以使得样本避免受到利率管制市场化改革预期的影响，能够更清晰地考察金融抑制背景下的银行留存企业贷款的变相利率市场化行为，使得研究场景更符合研究主题。1998 年央行改革了信贷管理模式，将以往通过对商业银行信贷规模的直接调控方式改革为对商业银行资产负债比例的管理（盛松成，2008）。本文为避免这一制度变化对本文研究的影响，故选择 1999 年作为研究起点。样本的选择遵循以下原则：1、剔除金融类公司；2、剔除资不抵债的公司；3、剔除样本期间内相关变量缺失的公司。最终得到 1349 家公司，共计 12314 个观测值。为了避免异常值的影响，本文对所有连续变量在上下 1%做了缩尾（Winsorize）处理。本文所有财务数据来源于 CSMAR 数据库，宏观金融数据来自于 CCER 数据库。

（二）模型设定与变量定义

本文研究设计的一个难点在于如何度量企业被留存贷款。鉴于企业被留存贷款的隐性特征，我们无法直接观测贷款是否被留存、留存数额等信息。因此，我们只能通过计量模型估计银行是否留存企业贷款，从而形成事实上的市场化利率。本文将企业贷款被留存视为一个“概率事件”，重点考察企业贷款是否被留存。具体的，我们从两个维度进行定义。

维度一：如果企业贷款存在被留存现象，那么相应的，其反映在资产负债表中的银行借款就存在超出其实际需要的贷款部分。换句话说，企业持有的贷款中应该有无法解释的部分。于是我们首先考察了企业无法解释的贷款，参照陆正飞等（2009）对企业短期借款影响因素的分析，通过模型估计企业正常情况下所需求的银行贷款，计算名义贷款数额和实际需求贷款的数额之差。建立模型 1 如下：

$$Shloan_t = \alpha + \beta_1 Lev_{t-1} + \beta_2 Profit_{t-1} + \beta_3 Size_t + \beta_4 Fd_t + \beta_5 Tan_t + \beta_6 Cash_t + \beta_7 Seo_t + \beta_8 Indtor_t + \beta_9 Mb_t + \sum \beta Indu_t + \varepsilon$$

其中，Shloan 指企业当年的银行短期借款与总资产的比值。之所以选择短期借款是因为：一是我国企业普遍存在短贷长用的现象，且只有 68% 的观测值有长期借款余额，说明研究短期借款可能更具现实意义；二是短期借款中被留存贷款现象可能更为明显。在稳健性测验中，我们使用了长期借款和短期借款总和作为贷款的度量。

我们使用上一期的资产负债率 Lev_{t-1} 表示企业的融资风险，同时控制固定资产净值占总资产的比重 Tant 作为企业资产抵押性的代理变量，控制信贷风险。使用上一期的资产净利率 Profit_{t-1} 作为企业盈利能力的代理变量。同时，控制了当期的企业规模 Size、现金持有余额 Cash 和资金需求量 Fd。资金需求量 Fd 用经营活动产生现金流量净额和投资活动产生现金流量净值的和表示。叶康涛（2009）发现银行信贷流向和行业成长性有关系，我们控制了成长性变量市值账面比 Mb。另外，在模型中还控制了公司治理变量——独立董事比例。为最大限度体现行业差别，我们按照三维码分类得到 116 个细分行业。

维度二：无论是贷前“自愿”留存还是贷后被强制留存，企业总会部分货币资金被冻结无法使用，这就可能导致企业超额现金持有。因此，我们又考察了企业是否存在差额现金持有。借鉴辛宇和徐莉萍（2006）的模型估计超额现金持有，建立模型 2 如下：

$$Cash_t = \alpha + \beta_1 Size_t + \beta_2 Lev_t + \beta_3 Turnover_t + \beta_4 Cf_t + \beta_5 Growth_t + \beta_6 Div_t + \beta_7 Seo_t + \varepsilon$$

其中，Cash 为期末货币资金除以总资产，Size 为企业规模，Lev 为企业负债率，Turnover 为资产周转率，Cf 为经营现金流除以总资产，Growth 为总资产增长率，Div 为本年是否发放现金股利哑变量，Seo 为企业是否在本年度增发或配股哑变量，Indu 为按照三维码划分的行业哑变量。

通过对模型 1 和 2 分年度进行 OLS 多元回归得到残差，当这两个残差同时大于 0 时，企业既无法解释的银行借款，又存在无法解释的现金持有时（即“双高”现象），我们认为其符合贷款被留存的特征。因此，设置哑变量 Exloaned，当模型 1 和 2 回归残差均大于 0 时为 1，否则为 0，作为企业是否存在贷款被留存的代理变量。

表 1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
短期借款	Shloan	短期借款期末余额除以期末总资产
贷款被留存	Exloaned	如果模型 1 和模型 2 的残差均大于 0，该哑变量则赋值为 1，否则为 0
M2 增长率	Mopcy1	广义货币供应量 M2 的增长率，T 期的 M2 减去 T-1 期的 M2 再除以 T-1 期的 M2
存贷差	Mopcy2	T 年央行公布的 6 个月至一年贷款基准利率减去一年期定期存款利率。若一年内多次调整，则按天数加权平均
产权性质	State	公司实际控制人性质，若为国有企业则赋值为 1，否则为 0
企业地区贡献	Contb	T 年公司所得税纳税总额乘以 100 再除以 T 年公司所在省份企业所得税收缴总额
名义贷款利率	Finexp	当期财务费用除以期末借款总额
金融竞争指数	Comti	公司所在省份的当年金融企业竞争指数，2010 和 2011 年的指标由 2009 年的指标替代
银行集中度	Hbank	四大银行贷款占有所有银行贷款比值的平方之和
资产负债率	Lev	期末总负债除以期末总资产
盈利能力	Profit	当期净利润除以期末总资产
规模	Size	期末总资产的对数
资金需求	Fd	(经营活动产生现金流净额+投资产生现金流净额)除以期末总资产
资产有形性	Tan	期末固定资产净值除以期末总资产
持有现金	Cash	现金和现金等价物的期末余额除以期末总资产
是否配股增发	Seo	如果本年配股或者增发为 1，否则为 0
公司治理	Indtor	独立董事人数占董事会总人数的比例
成长性	Mb	公司总资产市值和账面价值的比值
一年期股票回报率	Bhar	公司股票一年内的购买并持有超额累计回报率
风险系数	Beta	公司的 β 系数
总资产周转率	Turnover	销售收入除以期末总资产
经营活动现金流	Cf	经营活动现金净流量除以期末总资产
总资产成长率	Growth	年末总资产减去年初总资产之差除以年初总资产
股利发放	Div	当年是否发放现金股利，若发放则赋值为 1，否则为 0

进一步的，我们构建以 Exloaned 为因变量的 Logistic 多元回归模型 3，考察贷款被留存的影响因素：

$$Exloaned_i = \alpha + \beta_1 Mopcy_i + \beta_2 Contb_i + \beta_3 State_i + \beta_4 Finexp_i + \beta_5 Comti_i + \beta_6 Hbank_i + \varepsilon$$

其中，Mopcy 为当年的货币松紧程度。盛松成（2008）发现，在我国货币政策中货币渠道和信贷渠道同时存在，这意味着央行可能混合使用货币供应和信贷控制这两种方式调节市场货币松紧程度。为更好地反映这一制度背景，本文度量了两种货币调节方式。首先采用广义货币供应量（M2）的增长速度作为货币政策的代理变量，这是货币渠道；其次是信贷渠道，我们采用央行公布的半年期至一年的基准贷款利率与一年期定期存款利率之差（后文简称存贷差）。其中，M2 可以视为货币供给数量，存贷差可视为相对货币供给价格，该价格由贷款基准利率和定期存款利率共同决定。

参照钱先航（2011）、谭燕等（2011）关于地方政府对企业行为干预的文献，我们设计了地区贡献 Contb 变量，用以衡量企业对地方经济的影响力，具体定义为某企业当年所得税纳税额占所在省份的企业所得税总额比重。

我们在模型中控制了企业的名义贷款利率，理由主要有二：一是考虑到银行可能在显性契约中对企业提出利率上浮等要求，提高贷款利率，我们想知道显性的贷款利率是否会与隐性契约具有替代作用。二是考虑到银行为了应付 75%的“存贷比”等监管红线，可能会存在向企业“购买”存款行为，而该行为一般发生在具有良好关系的银行和企业之间。我们将名义贷款利率作为银企关系的代理变量，以控制银行的购买贷款行为对本文实证结论的影响。具体地，定义名义贷款利率 $Finexp$ 为企业财务费用与借款总额的比例，将该变量作为显性贷款契约中货币价格的代理变量。 $Comti$ 是当地金融业竞争指数，参照余明桂等（2010）以及徐礼敏等（2012）的研究，我们使用樊纲等（2011）的金融行业竞争指数衡量一个地区金融行业竞争程度。参照 Beck et al.（2004）以及谭之博等（2012）的研究，我们在模型中控制了银行集中度 $Hbank$ ，类似于赫芬达尔指数，我们使用四大银行贷款占有所有银行贷款比值的平方之和作为银行集中度的代理变量。

为进一步考察贷款被留存对投资者利益的影响，我们参照陆正飞等（2009）的研究，使用模型 4 考察被留存贷款对一年期长期股票回报 $Bhar$ 和会计业绩增长 $Difroe$ 的影响。为避免银行贷款被留存而导致的银行贷款利息增加对业绩的机械影响，我们使用滞后一期的贷款被留存哑变量。

$$Bhar_t / Difroe_{t+1} = \alpha + \beta_1 Exloand_t + Other\ variables + \varepsilon$$

本文主要变量的定义如表 1 所示。

四、描述性统计分析

对主要变量的描述性统计分析如表 2 所示，其中 M2 增长率最小值为 0.123，最大值为 0.276，表明样本期间内，货币增长较快。存贷差均值 0.033，标准差为 0.002，波动较小，表明银行的存贷差因为管制而相对比较稳定。短期借款 $Shloan$ 均值为 0.178，高于中位数 0.161，最大值为 0.515，表明部分企业短期银行借款较多，拉高了平均数。现金持有 $Cash$ 也体现了类似特征。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
------	------	-----	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

M2 增长率	Mopcy1	12134	0.177	0.035	0.123	0.157	0.173	0.178	0.276
存贷差	Mopcy2	12134	0.033	0.002	0.031	0.032	0.033	0.035	0.036
短期借款	Shloan	12134	0.178	0.118	0.002	0.086	0.161	0.252	0.515
负债率	Lev	12134	0.517	0.171	0.126	0.393	0.520	0.640	0.924
控制人性性质	State	12134	0.729	0.444	0	0	1	1	1
名义贷款利率	Finexe	12134	0.053	0.037	-0.021	0.032	0.051	0.071	0.141
金融竞争	Comti	403	7.159	2.684	-4.250	5.630	7.350	8.900	12.410
银行集中度	Hbank	13	0.051	0.020	0.033	0.036	0.041	0.056	0.105
地区贡献	Contb	12134	0.479	0.800	0.000	0.037	0.151	0.520	3.010

进一步的，我们分别按照年度货币政策中位数大小、年度地区贡献中位数大小以及实际控制人性质将样本划分为宽松货币和紧缩货币、高企业地区贡献和低企业地区贡献以及国有和民营等样本，对短期银行借款率和贷款被留存概率进行单变量检验，结果如表 3 所示。由表 3 第二行可见，货币紧缩时期，短期借款均值为 0.185，在 0.01 水平下显著高于货币宽松时期的 0.171。理论上，货币政策越宽松，企业越容易得到借款。但数据表明，货币紧缩时期的短期银行借款却显著高于货币宽松时期。地区贡献和企业实际控制人性质也体现了类似特征。理论上，对地区贡献高/国有企业更容易得到贷款，其银行借款应该显著高于对地区贡献低/民营企业，但数据显示了相反的结果。

表 3 银行短期借款率和贷款被留存概率的单变量检验

变量\组别	货币宽松 M2	货币紧缩 M2	高企业地区 贡献	低企业地区 贡献	国有企业	民营企业
短期借款/资产	0.171	0.185	0.153	0.202	0.170	0.197
均值检验 (T 值)	6.552***		23.423***		11.448***	
贷款被留存概率 Exloaned	0.282	0.303	0.273	0.309	0.281	0.320
均值检验 (T 值)	2.590***		4.474***		4.209***	

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

在表 3 第三行，我们按照不同的分组，对贷款被留存概率进行了单变量检验，货币宽松组和货币紧缩组贷款被留存的概率均值分别为 0.2826 和 0.303，在 0.01 水平下存在显著差异。高地区贡献组与低地区贡献组概率均值分别为 0.273 和 0.309，国有企业和民营企业组的概率均值分别为 0.281 和 0.32，均在 0.01 水平下显著。这一结果部分的解释了第二行中理论和实际不一致的矛盾，也在一定程度上支持了我们关于企业贷款被留存的逻辑。

五、留存贷款的估计

本文将企业贷款被留存视为概率事件，其前提要满足两个基本条件：一是企业存在无法解释的银行贷款；二是企业超额持有货币资金。本部分我们分别利用模型 1 和模型 2 估计超额银行贷款和超额现金持有。限于篇幅，我们没有列示逐年回归过程，仅在表 4 和表 5 中报告了所得残差的描述性统计情况。

（一）超额贷款的估计

理论上，如果企业贷款被银行留存，企业需要向银行申请超过实际需求的银行贷款，这在一定程度上导致企业的银行贷款虚增。经过累积，企业总的银行贷款水平会超过企业实际需求。因此，我们按模型 1 逐年计算残差，相应的，残差大于 0 的样本就在一定程度上可能存在贷款被留存现象，其描述性统计如表 4 所示。

表 4 被留存贷款的描述性统计

年份	样本量	国有企业		民营企业		
		均值	中位数	样本量	均值	中位数
1999	222	0.059	0.047	90	0.072	0.066
2000	219	0.056	0.044	79	0.068	0.058
2001	237	0.062	0.053	103	0.066	0.058
2002	264	0.066	0.059	107	0.076	0.072
2003	300	0.067	0.059	116	0.073	0.063
2004	325	0.071	0.060	123	0.074	0.057
2005	331	0.072	0.061	122	0.073	0.068
2006	320	0.068	0.051	150	0.075	0.060
2007	304	0.071	0.052	136	0.074	0.058
2008	298	0.083	0.067	135	0.078	0.060
2009	295	0.076	0.059	142	0.065	0.043
2010	288	0.074	0.053	135	0.074	0.061
2011	291	0.075	0.059	141	0.076	0.056
总计	3694	0.070	0.056	1579	0.073	0.060

（二）超额现金持有的估计

无论企业贷款是贷前“自愿”留存还是贷后被强制留存，被留存的贷款都被冻结在企业存款账户内，最终表现为企业的货币资金增加。由于这部分货币资金无法使用，而企业又必须持有适当的可流动性货币资金以满足经营性需要，因此，贷款被留存也会反映为企业超额持有货币资金。此时，相应的描述性统计如表 5 所示。由表 5 可见，残差大于 0 的样本中，民营企业的残差均值和中位数在大多年份高于国有企业，总体均值 0.073 和中位数 0.060 均高于国有企业，体现了产权特征的影响。无论是国有企业还是民营企业，残差均值均在 0.07，而企业短期借款均值为 0.178，表明银行借款虚高 39.3% (0.07/0.178) 左右。换

言之，实际利率比名义利率高 39.3%左右。从分布看，国有企业和民营企业的残差均值（0.07 左右）均高出中位数（0.06 左右）0.01，表明部分企业的残差较高，亦即贷款被留存现象可能具有选择性。从表 5 可见，国有企业和民营企业中，超额现金持有的均值（中位数）分别为 0.065（0.046）和 0.063（0.044），民营企业与国有企业差异不大。

表 5 超额现金持有的描述性统计

年份	样本量	国有企业			样本量	民营企业		
		均值	标准差	中位数		均值	标准差	中位数
1999	229	0.055	0.053	0.041	65	0.053	0.056	0.036
2000	215	0.063	0.055	0.049	51	0.067	0.073	0.038
2001	231	0.067	0.062	0.048	76	0.069	0.075	0.045
2002	247	0.072	0.063	0.059	79	0.074	0.065	0.052
2003	256	0.074	0.068	0.054	101	0.078	0.072	0.061
2004	298	0.064	0.060	0.047	108	0.066	0.058	0.053
2005	286	0.064	0.064	0.041	104	0.064	0.063	0.051
2006	307	0.058	0.056	0.047	127	0.056	0.060	0.037
2007	307	0.062	0.062	0.043	125	0.058	0.055	0.040
2008	296	0.062	0.059	0.047	114	0.057	0.059	0.038
2009	295	0.071	0.071	0.050	117	0.058	0.060	0.044
2010	300	0.067	0.069	0.047	122	0.058	0.059	0.040
2011	293	0.063	0.064	0.041	107	0.071	0.063	0.063
总计	3560	0.065	0.063	0.046	1296	0.063	0.063	0.044

在此基础上，我们将同时在模型 1 和模型 2 中均存在残差大于 0 的样本视为存在留存贷款，以哑变量 *Exloaned* 表示。这些样本同时具有无法解释的贷款，又持有无法解释的现金，在一定程度上符合本文所描述的存在留存贷款的特征。当然，这一方式衡量留存贷款存在一定的噪音，但考虑到留存贷款作为隐性契约在度量上的难度，以及该研究话题的重要性，本文的衡量方式在一定程度上可能是一种有益的尝试。

六、实证检验结果

（一）贷款被留存概率的影响因素

在估计贷款是否被留存之后，一个自然的议题是，作为金融抑制后果的留存贷款代表了银行和企业之间的一项隐性贷款契约，这一隐性契约在不同的情况下会有所变化，哪些情况下银行和企业会选择以这一方式进行信贷交易。有鉴于此，我们以是否发生贷款被留存哑变量为因变量，对假设 1-3 进行检验的回归结果见表 6：

表 6 企业贷款被留存影响因素的 Logistic 多元回归检验

因变量: Exloaned			
变量名称	变量符号	1	2
M2 增长	Mopcy1	-1.7083** (-2.54)	
贷存差	Mopcy2		0.6058*** (4.85)
企业地区 贡献	Contb	-0.1758*** (-5.69)	-0.1699*** (-5.50)
产权性质	State	-0.2302*** (-5.01)	-0.2323*** (-5.05)
名义贷款 利率	Finexp	-5.5866*** (-9.81)	-5.6080*** (-9.82)
银行集中 度	Hbank	2.0812 (1.62)	0.5511 (0.42)
地区金融 竞争指数	Comti	-0.0016 (-0.18)	0.0019 (0.21)
常数项	Cons	-0.1870 (-0.92)	-2.4538*** (-5.87)
其他变量	Other	控制	控制
	N	12134	12134
	Pseudo R2	0.015	0.016

注：本表回归为混合面板的 Logistic 多元回归，括号内为 Z 值，*p<0.1，**p<0.05，***p<0.01。

由表 6 列 1 可见，M2 增长 Mopcy1 回归系数-1.7083，在 5%的水平下显著。企业地区贡献 Contb 回归系数-0.1758，在 0.01 水平下显著，表明企业地区贡献越大，在银企谈判过程中的地位越高，越不容易被银行留存贷款。这印证了我们之前的假设，即地方政府干预会对隐性贷款契约产生重要影响。产权性质 State 回归系数为-0.2302，也在 0.01 水平下显著，表明国有企业被银行留存贷款的可能性相对较小。该结果在逻辑上也与以往研究中发现的“信贷歧视”一致。列 2 的结果与之类似，存贷差和被留存概率之间显著正相关，表明银行通过留存贷款获利的动机与其实施留存贷款契约之间存在正相关关系。总体而言，表 2 的回归结果支持研究假设，表明留存贷款这一隐性贷款契约会受到多重因素的影响，是在金融抑制背景下权衡的结果。

（二）名义利率对隐性契约影响因素的调节作用

以上的检验结果表明，隐性契约在上述不同情况下会有所差异，进一步我们关心的是显性贷款契约会对留存贷款带来何种影响。隐性契约之所以存在，是因为契约具有不完备性（Hart, 1988），在金融抑制的背景下，以借款利率为代表的显性契约无法完全反映借贷双方的真实需求，因而留给了隐性契约存在的必要性。从这一意义上来说，两者可能构成

互补关系，当显性契约能够对契约双方行为产生更为清晰的或更大幅度的约束时，隐性契约的效果会相应地减少。具体到银行与企业的信贷合同中，如果以名义贷款利率为代表的显性契约更能够反映真实的货币使用价格，那么不同场景下隐性契约发挥作用的空间可能会降低。然而值得注意的是，金融抑制下的利率管制是留存贷款存在的原因但不是全部原因，金融抑制还包括信贷市场准入等多个方面，总体而言信贷市场的供给竞争尚不充分，单纯的显性利率变化并不一定能够给隐性契约带来根本性的改变。因此，本文以公司借款的名义利率作为隐性契约执行的代理变量，使用混合面板的 Logistic 多元回归考察了名义贷款利率对主要考察变量与企业贷款被留存关系的调节作用。回归结果见表 7：

表 7 名义利率对隐性契约影响因素的调节作用

变量名称	变量符号	因变量：Exloaned					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
名义利率*M2 哑变量	Finexp_Dmp1	-0.5655 (-0.50)					
名义利率*存贷 差哑变量	Finexp_Dmp2				0.2222 (0.19)		
名义利率*地区 贡献哑变量	Finexp_Dcontb		2.3589** (2.10)			2.2806** (2.03)	
名义利率*产权 性质	Finexp_State			-1.0938 (-0.89)			-1.1669 (-0.95)
名义利率、 M2、地区贡 献、产权性 质、存贷差 的单个变量		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业、年份 常数项	Cons	Control -0.4863*** (-3.13)	Control -0.1256 (-0.61)	Control -0.2297 (-1.10)	Control -0.5820*** (-3.91)	Control -2.4097*** (-5.74)	Control -2.5035*** (-5.94)
	N	12134	12134	12134	12134	12134	12134
	Pseudo R2	0.015	0.015	0.015	0.016	0.016	0.016

注：本表回归为混合面板的 Logistic 多元回归。括号内为 Z 值，*p<0.1，**p<0.05，***p<0.01。

为便于解释交叉变量，我们将部分连续变量替换为哑变量。我们定义了 M2 增长哑变量和存贷差哑变量，如果 M2 增长和存贷差超过中位数，则定义该变量为 1，否则为 0。名义贷款利率和宏观货币政策哑变量的交叉变量回归系数并不显著。说明贷款显性契约并没有对宏观货币政策与留存贷款之间的关系起到显著的影响。我们定义了高地区贡献哑变量，如果企业地区贡献 Contb 超过了年度行业中位数，则定义高地区贡献哑变量 Dcontb 为 1，否则为 0。名义贷款利率与地区贡献之间的交叉项 Finexp_Dcontb 回归系数分别为 2.3589 和 2.2806，均在 5%水平下显著，说明贷款名义利率的提高可以改善由于地区贡献差别带来的留存贷款差异，一定程度上起到了对隐性契约的替代效应。在回归 3 和回归 6 中，名义贷款利率与产权性质之间的交叉项也不显著。说明即使调高贷款名义利率，留存贷款在国有和民营之间的差别也不会有所改善。

（三）准入管制改善与对隐性契约影响因素的调节作用

考虑到银行市场较为严格的准入管制，我们从银行竞争的角度对此做了检验。回顾银行业近年来的发展发现，2006 年外资银行业务加入人民币业务的竞争；2007 年南京银行、宁波银行和北京银行三家城市商业银行同年上市；2009 年，银监会取消了中小商业银行分支机构指标的限制，城市商业银行异地扩张加快，这进一步加大了银行业的竞争。以 2006 年为界，本文考察不同的银行业竞争环境中主要考察变量与企业贷款被留存关系的变化。如果年份大于 2006 年，则定义哑变量 Y2006 为 1，否则为 0。

表 8 准入管制改善与对隐性契约影响因素的调节作用

变量名称	变量符号	因变量：Exloaned					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
M2 增长*	Mopcy1_y2006	0.8326					
2006 哑变量		(0.50)					
存贷差*	Mopcy2_y2006				-1.0051***		
2006 哑变量					(-3.35)		
地区贡献*	Contb_y2006		5.5322			4.2161	
2006 哑变量			(0.98)			(0.74)	
产权性质*	State_y2006			0.0423			0.0460
2006 哑变量				(0.47)			(0.51)
交乘项中的单个变量		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业		Control	Control	Control	Control	Control	Control
常数项	Cons	0.0508	-0.0703	-0.0735	-4.9863***	-2.2898**	-2.3033***
		(0.15)	(-0.33)	(-0.34)	(-5.52)	(-5.33)	(-5.37)
N		12134	12134	12134	12134	12134	12134
Pseudo R2		0.015	0.015	0.015	0.017	0.017	0.016

注：本表回归为混合面板的 Logistic 多元回归。括号内为 Z 值，*p<0.1，**p<0.05，***p<0.01。

由表 8 可见，只有回归（4）中的存贷差与 2006 年哑变量的交叉变量的回归系数-1.0051，在 1%水平下显著，表明银行业的竞争仅对企业贷款被留存的影响较弱，说明在金融抑制背景下，单纯的增加竞争并不能很好地解决抑制下存在的相关问题。

4. 被留存贷款的经济后果

企业被留存贷款会对企业会计业绩和市场业绩产生如何影响？我们对此进行了检验。

表 9 留存贷款的经济后果

变量名称	变量符号	Bhar	Difroe
		(3)	(4)
贷款被留存哑变量	Exloaned	-0.0187* (-1.72)	
滞后期贷款被留存哑变量	L. Exloaned		-0.0026** (-2.24)
控制变量		Yes	Yes
行业、年份		Control	Control
常数项	Cons	-0.9554*** (-8.21)	0.0194 (1.55)
	N	10338	10338
	Adj_R2	0.127	0.036

注：本表回归为混合面板的 OLS 多元回归。括号内为 T 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

结果表明，企业贷款被留存，不仅仅有损于短期的会计业绩，对公司的长远利益也构成损害。我们也考察了不同现金需求程度企业贷款被留存的经济后果，并没有发现两类样本的显著差异。

七、稳健性测试

本文进行了如下稳健性测试：第一，留存变量的多种定义。贷款被留存是本文的关键变量。为保证结果的稳健性，我们使用多种方法衡量定义贷款被留存变量。1) 仅模型 1 的回归残差（无法解释的贷款）作为贷款被留存的代理连续变量。2) 将模型 1 的回归残差大于零的部分定义为贷款被留存的哑变量。3) 参照戴璐、汤谷良（2007）的研究，我们也考虑了较多的货币资金持有作为贷款被留存的条件之一。具体的，如果模型 1 的回归残差大于零，并且货币资金占总资产比重超过 20%或 10%，将其定义为贷款被留存。以上三种方法所得到的实证结果基本与正文实证发现一致。第二，用 Tobit 模型解决残差小于零问题。我们利用基于面板数据的 Tobit 模型检验了假设一至假设三。第三，将短期银行借款替换为银行总借款。第四，将地区贡献变量替换为利润总额占企业所在地政府的财政收入。第五，分国有和民营两类样本回归。实证结论基本不变。第六，考虑代理问题的影响。现实中，可能会存在部分企业因为代理问题而主动向银行申请超过实际需求的银行贷款，导致企业实际银行负债水平超过预测值，其表现与企业贷款被留存的结果一致。为避免该代理问题对本文实证结论的影响，我们按照企业是否需求现金，将样本划分为需求现金的企业和不需求现金的企业进行进一步讨论，以降低企业管理层的代理问题对本文研究结论的影响。没有发现两类样本的显著差异。我们也分别对资金需求不同的样本分别进行了回归，回归结果基本与全样本基本一致。回归结果表明，代理问题可能并不是影响企业贷款被留存的

主要因素¹。

八、研究结论、启示和局限

（一）研究结论和启示

以银行为核心的金融体系经过几十年的改革，对中国经济发展起到了重要支持作用（Allen 等，2005）。回顾这一改革历程，总体上遵循了从金融抑制到金融市场化的改革方向。就当下而言，以利率市场化为代表的金融改革不断深化，这一方面代表着对过去各种金融管制措施的变革。另一方面，其渐进式改革的路径也意味着利率双轨制、准入管制等金融抑制现象在一定程度上还会持续一定的时间。就学理上而言，前者意味着需要厘清消除管制前后企业真实的信贷成本，以准确理解市场化改革的政策效果；后者则意味着需要客观看待管制对信贷契约的影响，以便为进一步改革提供参考。

在此背景下，我们将视角聚焦于利率市场化之前，研究银企之间的信贷契约在利率、存贷比等管制措施影响下会产生怎样的异化。我们发现，在金融抑制的大背景下，除了名义上的显性信贷契约，银企之间还存在以留存贷款为表现的隐性契约。这一契约以企业接受在贷前或贷后将部分贷款转为存款冻结留存的形式，帮助银行绕过管制，从而实现银行追求利润最大化的逐利动机。由于这一契约是否实施以及实施程度会伴随着企业特征的差异而有所区别，这就在客观上实现了管制条件下的利率变相市场化。具体研究发现，在货币紧缩或者资金供给价格相对较高时，企业贷款被留存的可能性增加，民营企业相对国有企业贷款被留存的可能性较大，对地方财税贡献大的企业在贷款过程中可能得到政府的支持，贷款被留存的可能性较小。该研究结论在逻辑上与 Brandt & Li（2003）、方军雄（2007）、陆正飞等（2009）、饶品贵和姜国华（2011）等研究中，关于信贷歧视、货币政策以及政府干预对企业融资行为影响的发现相一致。进一步则研究发现，若企业贷款被留存，会计业绩下降，投资者发生损失。这为 Huang & Wang（2011）、刘瑞明（2011）利用宏观数据发现金融抑制阻碍经济增长的研究结论提供了微观企业层面的佐证。

本研究在理论上丰富和发展了宏观政策对微观企业影响的研究文献，同时也将宏观政策与隐性契约相结合，分析两者对微观企业的影响。在宏观上有助于加深对金融抑制及其后果的理解，并为市场化改革之前企业的真实信贷成本提供了一个值得注意的视角，从而

¹ 限于篇幅，以上稳健性检验的结果未在文中报告，读者可联系作者索取。

可能可以为市场化改革带来的微观影响提供一个较为贴近真实的参照。在微观上，本研究为现有研究中较难理解的企业“双高”现象提供了一个可能的新解释；在实践中，本文的相关结论能够为中国正在进行的金融体制改革提供实证借鉴。并为进一步的金融改革提供了一定的借鉴与参考。

（二）研究局限

本文研究中国金融抑制背景下的企业贷款被银行留存的影响因素及经济后果。其中，如何度量企业名义贷款和实际贷款的差异是其中的难题之一。虽然我们使用多种方法相互验证，也得到了和主要结论相一致的结果，但限于数据的隐性特征和我们的研究能力，在识别被留存贷款时仍存在一定的噪音，这也是本文的一大不足。我们期待有更好的方法能够将该问题刻画的更为精确，这也是我们下一步研究可能突破的方向之一。

参考文献

- [1] 陈斌开和林毅夫,2012,《金融抑制,产业结构与收入分配》,《世界经济》,第1期,第3~23页。
- [2] 陈彦斌、陈小亮和陈伟泽,2014,《利率管制与总需求结构失衡》,《经济研究》,第2期,第18~31页。
- [3] 戴璐和汤谷良,2007,《长期“双高”现象之谜:债务融资、制度环境与大股东特征的影响——基于上海科技与东盛科技的案例分析》,《管理世界》第08期,第129~139页。
- [4] 邓超、敖宏、胡威和王翔,2010,《基于关系型贷款的大银行对小企业的贷款定价研究》,《经济研究》第02期,第83~96页。
- [5] 邓路、刘瑞琪和廖明情,2016,《宏观环境、所有制与公司超额银行借款》,《管理世界》第9期,第149~160页。
- [6] 樊纲、王小鲁和朱恒鹏,2011,《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社2011。
- [7] 范从来、陈冬华、王宇伟等,2017,《宏观问题之微观证据与微观研究之宏观价值——第五届宏观经济政策与微观企业行为学术研讨会综述》,《经济研究》第1期,第195~200页。
- [8] 方军雄,2007,《所有制、制度环境与信贷资金配置》,《经济研究》第12期,第82~92页。
- [9] 纪洋、徐建炜和张斌,2015,《利率市场化的影响、风险与时机——基于利率双轨制模型的讨论》,《经济研究》,第1期,第38~51页。
- [10] 贾春新、夏武勇和黄张凯,2008,《银行分支机构、国有银行竞争与经济增长》,《管理世界》第2期,第7~14页。
- [11] 江伟和李斌,2006,《制度环境、国有产权与银行差别贷款》,《金融研究》第11期,第119~129页。
- [12] 姜国华和饶品贵,2011,《宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域》,《会计研究》第3期,第9~18页。
- [13] 金中夏、洪浩和李宏瑾,2013,《利率市场化对货币政策有效性和经济结构调整的影响》,《经济研究》第04期,第69~82页。
- [14] 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。
- [15] 林毅夫和李志赞,2004,《政策性负担、道德风险与预算软约束》,《经济研究》第2期,第17~27页。
- [16] 刘瑞明,2011,《金融压抑、所有制歧视与增长拖累——国有企业效率损失再考察》,《经济学:季

- 刊》第 101 期,第 603~618 页。
- [17] 卢峰和姚洋,2004,《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》,《中国社会科学》第 01 期,第 42~55 页。
- [18] 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。
- [19] 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。
- [20] 钱先航、曹廷求和李维安,2011,《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》第 12 期,第 72~85 页。
- [21] 饶品贵和姜国华,2011,《货币政策波动、银行信贷与会计稳健性》,《金融研究》第 3 期,第 51~71 页。
- [22] 盛松成和吴培新,2008,《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标、两调控对象”模式研究》,《经济研究》第 10 期,第 37~51 页。
- [23] 谭燕、陈艳艳、谭劲松和张育强,2011,《地方上市公司数量、经济影响力与过度投资》,《会计研究》第 4 期,第 43~51 页。
- [24] 谭之博和赵岳,2012,《银行集中度、企业储蓄与经常账户失衡》,《经济研究》第 12 期,第 55~68 页。
- [25] 唐国正和刘力,2005,《利率管制对我国上市公司资本结构的影响》,《管理世界》第 1 期,第 50~58 页。
- [26] 王国松,2001,《中国的利率管制与利率市场化》,《经济研究》第 6 期,第 13~20 页。
- [27] 王勋和 Johansson Anders,2013,《金融抑制与经济结构转型》,《经济研究》第 1 期,第 54~67 页。
- [28] 王彦超,2014,《金融抑制与商业信用二次配置功能》,《经济研究》第 6 期,第 86~99 页。
- [29] 辛宇和徐莉萍,2006,《公司治理机制与超额现金持有水平》,《管理世界》第 5 期,第 136~141 页。
- [30] 徐礼敏,2012,《金融发展能缩小中小企业融资中的政治差异吗?——基于正式与非正式制度的替代效应分析》,《会计与经济研究》第 261 期,第 20~28 页。
- [31] 叶康涛和祝继高,2009,《银根紧缩与信贷资源配置》,《管理世界》第 1 期,第 22~28 页。
- [32] 易纲,2009,《中国改革开放三十年的利率市场化进程》,《金融研究》第 1 期,第 1~14 页。
- [33] 余明桂和潘红波,2010,《金融发展、商业信用与产品市场竞争》,《管理世界》第 8 期,第 117~129 页。

- [34] 袁淳、荆新和廖冠民,2010,《国有公司的信贷优惠:信贷干预还是隐性担保?——基于信用贷款的实证检验》,《会计研究》第8期,第49~54页。
- [35] 周业安,1999,《金融抑制对中国企业融资能力影响的实证研究》,《经济研究》第2期,第13~20页。
- [36] Allen Franklin, Qian Jun and Qian Meijun, 2005, "Law, Finance, and Economic Growth in China". *Journal of Financial Economics*, 77(1), pp.57~116.
- [37] Beck Thorsten, Demirgüçunt Asli and Maksimovic Vojislav, 2004, "Bank Competition and Access to Finance: International Evidence". *Journal of Money Credit & Banking*, 36(3), pp.627~648.
- [38] Booth Laurence, Aivazian Varouj, Demirgüç-Kunt Asli and Maksimovic Vojislav, 2001, "Capital Structures in Developing Countries". *Journal of Finance*, 56(1), pp.87~130.
- [39] Brandt L. and Li H., 2003, "Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, Or Incentives?". *Journal of Comparative Economics*, 31(3), pp.387~413.
- [40] Fehr Ernst and Gächter Simon, 2000, "Fairness and Retaliation: The Economics of Reciprocity". *Journal of Economic Perspectives*, 14(3), pp.159~181.
- [41] Hart Oliver D., 1988, "Incomplete Contracts and the Theory of the Firm". *Journal of Law Economics & Organization*, 4(1), pp.119~139.
- [42] Huang Yiping and Wang Xun, 2011, "Does Financial Repression Inhibit Or Facilitate Economic Growth? A Case Study of Chinese Reform Experience". *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 73(6), pp.833~855.
- [43] Levine Ross and Zervos Sara, 1998, "Stock Markets, Banks, and Economic Growth". *American Economic Review*, 88(3), pp.537~558.
- [44] Lu Susan Feng and Yao Yang, 2009, "The Effectiveness of Law, Financial Development, and Economic Growth in an Economy of Financial Repression: Evidence From China". *World Development*, 37(4), pp.763~777.
- [45] Mckinnon Ronald I., 1973, *Money and Capital in Economic Development*. Brookings Institution.
- [46] Shleifer Andrei and Vishny Robert W., 1994, "Politicians and Firms". *Quarterly Journal of Economics*, 109(4), pp.995~1025.

Financial Repression, Implicit Contract and Disguised Loan Interest Rate Marketization:

Phenomenon and Explanation

Abstract: Along with the financial market reform, the financial repression has been greatly improved. On one hand, however, the reform is still in a gradual progress and the effects of regulation still exist; on the other hand, understanding of the effect of financial repression to corporate credit and loan is the basic of correctly evaluate the reform's outcome. Therefore, our study focus on the heterization of contract between banks and corporations affected by financial repression before the financial market reform. The results shows that under the background of financial repression, invisible contracts of retained loans exist between banks and corporations. Banks use retained loans to maximize their profit while fulfill regulations. This study theoretically and empirically analyses this phenomena and find out that the occurrence of invisible contract are affected by factors like monetary policy, corporate character etc. Such invisible contracts are acting as overt market interest rate. Further study suggest that this invisible contract negatively affected firm value. Our paper enriches the literary of macro policy and micro corporate behavior, connect with the studies of invisible contract, enhance the comprehension of bank and corporation relationship under financial repression and could provide policy suggestion to the reform of financial institutions.

Key Words: Financial Repression; Retained Loans; Implicit Contract; Capital Structure; Interest Rate Liberalization

货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动

陈创练¹ 戴明晓²

【摘要】考虑到货币政策与杠杆周期和房价之间的内生性关系以及货币政策所呈现出来的非线性特征，本文构建了一个关于房价和银行信贷的局部均衡模型，并首次设计了时变参数结构式模型实证分析我国 1996 年一季度至 2016 年四季度的货币剩余、利率、杠杆周期与房价之间的内生关系。研究结果表明，价格型和数量型货币政策盯住杠杆目标的政策偏好均存在适时调整迹象；但次贷危机以来两种类型货币政策均具有显著盯住房价目标的政策取向。从政策效果看，数量型货币政策在管控房价和杠杆率上更为有效，央行可以进一步强化数量型货币政策执行力度；同时需要发挥价格型货币政策在去杠杆中的作用，因目前利率通过资金成本影响房价的传导渠道并未顺畅，这也进一步制约了其在管控房价上的功效；而且从长期看，价格型货币政策盯住杠杆目标并未保持永久为正。此外，利率在调控两类目标的政策效果上均只有短期效应，缺乏长期持久性，一个主要原因在于许多政策不具长期连贯性；另外则是由于缺乏引导民众对诸如房价的合理预期。最后，本文提出相应的对策建议。

【关键词】货币政策;杠杆周期;信贷缺口;时变参数;

一、引言

资产价格特别是房价处于高位以及杠杆率高企是目前我国金融市场两大突出特点，也是影响我国未来经济增长与金融稳定的两个重要问题。如果这两个问题处理不当，则极有可能引发资产价格泡沫破裂或由于负债过高导致企业破产，进而对金融系统甚至是实体经济造成极大危害。尤其在当前经济新常态和房地产税即将立法背景下，若危机爆发会严重拖慢经济增速，甚至危及社会稳定。统计显示，我国信贷与 GDP 比例缺口预警指标自 2008 年以来迅速飙升，并于 2013 年起超过 10% 的国际警戒线，甚至于 2016 年一季度达到 28.8%

¹ 陈创练，暨南大学金融研究所和经济学院

² 戴明晓，暨南大学金融研究所和经济学院

的历史高位（图 2），金融市场蕴含着极大风险。特别是，自 1998 年我国初步建立房地产市场以来，房价更是从 1998 年一季度的 2124 元/平方米暴涨近四倍至 2017 年二季度的 7830 元/平方米，房价飙升更进一步催生了金融体系蕴含的系统性风险以及各类金融资产泡沫。更重要的是，企业杠杆率高企、债务负担日益加重、各类金融风险指标不断突破警戒线、金融失衡和金融系统性风险不断累积，一旦引发崩盘连锁效应，将不仅重创我国金融业，而且给我国宏观经济带来毁灭性破坏。为此，近年来政府与央行把维护房价稳定和去杠杆作为首要政策目标，同时以多种货币政策共同实施和健全宏观审慎框架为原则，通过“缩短放长”抬高逆回购资金成本或直接提高贷款利率、甚至限购限贷等数量手段以期遏制房价暴涨和降低杠杆率。然而，在此过程中，以利率为代表的价格型货币政策和以货币供给流动性调控为主的数量型货币政策在多大程度上能够起到抑制房价和严控杠杆目标的作用，这在当前学术界并没有形成统一定论。但对上述问题的科学研判，不仅有助于我们理解两种类型货币政策在“去杠杆”和“抑泡沫”中的功效，而且亦能为后续围绕金融风险不爆发底线的货币政策制定与部署提供重要的决策参考依据。

宏观金融风险主要体现在两个方面，一是资产价格泡沫，特别是房价泡沫引发的危机；二是企业、家庭或政府负债过重导致违约爆发的金融风险。可见，维护金融市场稳定的主要目标就是有效管控资产价格泡沫和宏观杠杆规模，而后两者亦是货币政策严控宏观金融风险的主要政策着眼点。现有研究表明，货币政策通过利率渠道和风险承担渠道影响银行信贷杠杆（Zicchino, 2006; Bruno & Shin, 2015），低利率的货币政策还会抬高银行杠杆率并增加银行风险（Angeloni et al., 2015），甚至是危及金融市场稳定（Borio & Zhu, 2012）。但高利率却通过提高购房成本渠道降低住房需求进而迫使房价下跌（Goodman & Thibodeau, 2008）。特别是，信贷市场越发达，则利率政策通过信贷渠道对房地产市场价格的负向影响效应越明显（Zhu et al., 2017; Robstad, 2018），而且，在高杠杆率环境下，货币政策对房价的调控效果更大（Notaprietro & Siviero, 2015）。但在资产价格暴跌时，则银行主动收缩信贷，企业和家庭获批贷款额度受限并伴随着宏观杠杆率下降（Jiménez et al., 2012）。可见，货币政策与信贷杠杆和资产价格之间存在一个相互影响和相互制约的动态关系。然而，近年来，也有研究在对货币政策通过利率渠道和股票市场渠道影响银行贷款效果的检验中发现拒绝利率渠道，即价格型货币政策对杠杆率的影响相对有限（Krainer, 2014）。特别是，在紧缩性货币政策下，高杠杆率的企业可以如“绝缘假说”那样隔绝掉利率对其负债杠杆约束的传导（Kaya & Banerjee, 2014）。有别于上述价格型货币政策，最近，Zhu et al. (2017)

通过欧洲房地产市场的研究发现，在自由抵押贷款市场中，货币量化宽松冲击可以显著地激发房地产市场繁荣。但也有研究认为数量型货币冲击虽然可以在短期内成功地调控房价，然而政策效果却难以持续到长期（Chen et al., 2013）。鉴于发达国家多数采用以利率为代表的价格型货币政策调控宏观经济和维护金融稳定，因此，有关数量型货币政策及其政策效果测定的文献则相对较少。

历史上，我国长时期执行利率双轨制和以数量型为主的货币政策，直至 2012 年《金融业发展和改革“十二五”规划》出台，央行才明确提出“推进货币政策从以数量型调控为主向以价格型调控为主转型”。此后，有关文献不断涌现，代表性研究如胡志鹏（2012）就曾指出我国目前主要依赖数量型货币政策，但由于货币需求函数越发不稳定，数量型货币政策的局限性已逐步显现，央行应更侧重于价格型货币政策。而且，价格型货币政策相比数量型货币政策更能有效调节宏观经济波动（杨源源等，2017），但鉴于其持续时间相对较短（马鑫媛和赵天奕，2016），故此，短期上，采取价格型货币政策更为有效，但长期上，调控宏观经济运行采用数量型货币政策更为适合（卞志村和胡恒强，2015），特别是，通过加强预期管理还可进一步激发货币政策功效（郭豫媚等，2016）。在货币政策治理房市稳定上，代表性研究如谭政勋和王聪（2015）通过 SVAR 模型进行动态检验，发现数量型货币政策对房价的调控效果更为显著，而价格型货币政策则对房价波动不是很敏感。特别是在东部地区尤其是一二线城市，数量型货币政策在管控房价上效果更突出（余华义和黄燕芬，2015）。尤其是，当杠杆率高企时，房价与杠杆率之间的关联会被放大（贾庆英和孔艳芳，2016），同时，过高的杠杆率还会导致资产价格泡沫激增（刘晓星和石广平，2018），并由此催生金融体系蕴含的系统性风险从而危及宏观金融稳定。

从上述研究可知，价格型货币政策在短期内抑制经济过热有效，而长期上数量型货币政策效果更为显著，且影响周期更长但收敛速度则相对缓慢。在当前经济形势和我国货币政策规则转型背景下，到底应该使用何种货币政策以实现去杠杆和管控房价，这是一个值得深究的话题。而且纵观现有国内外文献，大部分研究仅限于分析货币政策对杠杆率或房价单方面的影响效应，没有很好地处理变量之间的内生关系，即杠杆率与房价之间的相互影响和反馈关系，尤其是在杠杆率很高的国家房价同杠杆率之间的关联会被放大。特别是在危机爆发之后的几年内，我国金融经济环境以及货币政策等都发生了巨大转变，杠杆率与房价之间的关联也愈发紧密，局部或单一的分析框架已经无法很好地刻画当前经济形势，如果不考虑杠杆率和房价等宏观经济变量之间的内生性关系，则可能会导致模型参数估计

结果有偏。此外,考虑到当前货币政策可能呈现的非线性特征,本文构建了一个关于房价和信贷杠杆的局部均衡模型,并在时变框架下首次设计了时变参数结构式向量自回归模型,从多个方面来解析价格型与数量型货币政策对杠杆率和房价调控的传导机制和作用效果。本文主要贡献体现在,第一,构建了一个关于房价和信贷杠杆的局部均衡模型,并由此解释了价格型和数量型货币政策对房价和杠杆率动态影响的微观机制,同时,该模型框架还能够有效估计和识别各内生变量之间的动态时变反馈关系。第二,在充分考虑变量之间的内生性关系后,首次通过逆推方法从时变参数约简式向量自回归模型中得到时变参数结构式向量自回归模型,由此可以实现价格型和数量型货币政策盯住杠杆周期和房价目标时变参数的精确估计。从经验估计结果,我们可以详尽分析两类货币政策盯住政策目标的强度及动态演变历史。第三,通过多种动态分析方法,包括立体时变脉冲响应分析、时变参数走势分析和预测方差分解,在时变框架下识别和断定我国不同时期价格型和数量型货币政策对杠杆周期和房价目标的盯住强度和作用功效,以期为央行在不同阶段“去杠杆”和“控房价”的政策工具选择和政策制定与实施提供决策参考依据。

二、局部均衡模型与实证设计

(一) 理论模型

1、房地产市场。因为本文不考虑劳动行为决策,不失一般性,设定经济行为主体的效用仅来自于消费和住房;结合当前经济现实,假定个人以利率为 r_t^L 在银行获取购房贷款(b_t),同时,在金融市场能够获取收益为 r_t 的投资回报,则经济行为主体的动态规划可表述如下:

$$\underset{\{C_t, h_t, a_t\}}{\text{Max}} E_t U = \sum_{i=0}^{\infty} \left[\beta^i (\ln C_{t+i} + j \ln h_{t+i}) \right] \quad (3)$$

约束条件为:

$$C_t + a_t + q_t(h_t - h_{t-1}) + (1 + r_{t-1}^L)b_{t-1} \leq y_t + (1 + r_t)a_{t-1} + b_t \quad (4)$$

其中, $E_t U$ 为期望效用, β 为贴现因子, j 为权重, q_t 表示房价, h_t 表示住房面积。

(2) 式左边表示 t 期支出项, 包括消费 C_t 、持有金融资产支出 a_t 、增持房产支出

$q_t(h_t - h_{t-1})$ 以及上期购房抵押贷款的本息支出 $(1+r_t^L)b_{t-1}$ ；右边则为 t 期收入项，包括家庭收入 y_t 、上期金融资产本息回报 $(1+r_t)a_{t-1}$ 和购房抵押贷款 b_t 。鉴于房市是一个最受银行信贷规模影响的金融市场，特别是信贷越宽松，则经济行为主体贷款购房能力越强，可见信贷约束对房价上涨起推波助澜作用（Duca et al., 2011）。故此，与 Gambacorta & Signoretti（2014）设定相一致，令贷款价值比 m_t 表示银行信贷约束因子，用于刻画银行信贷杠杆。通常商业银行可通过限购和上调首付比例等方式调节银行信贷约束因子，该值越大，表示购房信贷约束越小；反之，则家庭购房信贷约束强度越大。特别是，当且仅当购房者在银行的预期信贷规模贴现值大于其债务水平时，则继续持有房产；否则，资不抵债，则购房者破产，并由银行拍卖房产。故此，信贷约束条件可重新表达为：

$$b_t \leq m_t E_t q_{t+1} h_t / (1+r_t^L) \quad (5)$$

其中，购房者的信贷规模取决于期望房价的贴现值以及信贷约束因子。在上述动态规划模型中，令在紧约束条件下，构建拉格朗日函数可得模型最优化的一阶条件和欧拉方程为：

$$\lambda_t = \beta^t / C_t, \quad \lambda_{t+1}(1+E_t r_{t+1}) = \lambda_t, \quad \frac{\beta^t j}{h_t} = \lambda_t \left(q_t - \frac{m_t q_{t+1}}{1+r_t^L} \right) + \lambda_{t+1} q_{t+1} (m_t - 1) \quad (6)$$

联立（4）式三条方程，并对等式两边取对数，同时利用等价无穷小原理近似替代，可得：

$$\ln q_t = \ln \left(\frac{jC_t}{h_t} \right) + \frac{\phi_{t+1}}{1+E_t r_{t+1}} + \left(\frac{1}{1+r_t^L} - \frac{1}{1+E_t r_{t+1}} \right) m_t \phi_{t+1} \quad (7)$$

其中， $\phi_{t+1} = q_{t+1}/q_t$ 。上式给出了房价关于信贷杠杆的需求函数，由该式可知，房价受银行信贷杠杆、抵押贷款利率、金融市场预期收益率等因素的共同影响。特别是，在均衡状态下，由该式求房价关于信贷杠杆的一阶偏导可得 $\frac{\partial q_t}{\partial m_t} = e^{\ln \left(\frac{jC_t}{h_t} \right) + \frac{1}{1+E_t r_{t+1}} + \left(\frac{1}{1+r_t^L} - \frac{1}{1+E_t r_{t+1}} \right) m_t} \left(\frac{1}{1+r_t^L} - \frac{1}{1+E_t r_{t+1}} \right)$ ，故此，当 $E_t r_{t+1} > r_t^L$ ，即家庭在金融市场的预期收益率大于购房抵押贷款利率时， $\partial q_t / \partial m_t > 0$ ，此时，如若银行上调贷款价值比，则购房信贷融资约束越小，家庭在套利机制下主动负债，并进一步推高银行信贷杠杆率，市场需求激增最终导致房价上涨；反之，下调贷款价值比和信贷杠杆率则房价被迫

下降。当 $E_t r_{t+1} < r_t^L$ 时, $\partial q_t / \partial m_t < 0$, 此时, 银行信贷杠杆率与房价负相关, 其主要原因在于, 家庭在金融市场投资的预期回报率不足以弥补购房在银行的抵押贷款利息支出, 持有房产反而进一步增加全局范围内的成本支出, 并恶化家庭的整体福利。由此, 在跨期最优投资决策下, 银行信贷杠杆越大, 成本损失越高, 一旦突破家庭的整体承受能力, 则出现资不抵债和房产抛售以期弥补亏空, 最终引发房价暴跌 (模型均衡分析证明备案)。当 $E_t r_{t+1} = r_t^L$ 时, $\partial q_t / \partial m_t = 0$, 此种情况可视为家庭将购房的银行信贷负债全部投资于金融市场, 并将投资回报恰好完全弥补购房抵押贷款的利息支出, 因此, 信贷杠杆规模与房价走势无关。

2、商业银行。假定商业银行从事信贷业务, 而且信贷规模取决于存贷业务、房地产市场以及货币政策规则。参考 Dell'Ariccia et al., (2010) 设定, 令银行资本为 K_t , 银行存款为 D_t , 信贷资本为 B_t , 且满足 $B_t = D_t + K_t$, 此时, 银行自有资本比率为 $k_t = K_t / B_t$, 存款占信贷资本比重为 $1 - k_t$ 。假设存款准备金率为 e_t , 故此, 在存款准备金不付息条件下, 一单位银行资本的贷款额度为 $1/k_t$, 对应的存款额度则为 $(1 - k_t) / [k_t(1 - e_t)]$ 。同时, 在当前严控房价背景下, 各主要城市均在不同程度上采取限购、限价或提高购房首付比例以及贷款利率等方式严控银行信贷资金流向房地产市场, 因此, 借鉴 Gambacorta & Signoretti (2014) 研究, 我们设定银行利润的惩罚函数为 $\chi[m_t - \gamma q_t]^2 / 2$, γ 表示银行信贷杠杆盯住房价目标的调整转换系数, χ 为惩罚函数转换系数, 该式通过惩罚负向的形式进入银行利润函数。特别是, 当房价上涨时, 在信贷杠杆保持不变情况下, 惩罚函数导致银行利润的福利损失下降。令 r_t^d 表示存款利率, 则由上述设定可得商业银行的利润最大化问题表述如下:

$$\text{Max}_{\{r_t^L, m_t\}} \Pi_t = r_t^L b_t - r_t^d \frac{1 - k_t}{1 - e_t} b_t - \frac{\chi}{2} [m_t - \gamma q_t]^2 \quad (8)$$

在紧约束条件下, 联立 (3) 式和 (6) 式, 对 m_t 求一阶条件可得:

$$m_t = q_t \left[\frac{\phi_{t+1} h_t}{\chi(1 + r_t^L)} (r_t^L - r_t^d \frac{1 - k_t}{1 - e_t}) + \gamma \right] \quad (9)$$

上式是信贷杠杆关于房价的供给函数。在均衡状态下

$$\frac{\partial m_t}{\partial q_t} = \frac{h_t}{\chi(1+r_t^L)} (r_t^L - r_t^d \frac{1-k_t}{1-e_t}) + \gamma > 0$$
，可知，从银行信贷供给角度看，当房价上涨时，银行的信贷供给规模被迫增加，并通过上调信贷杠杆的形式减少惩罚函数损失和增加银行利润收益；反之，当房价下跌时，则银行的信贷供给规模和信贷杠杆双双下降，这同时也通过减少惩罚函数数值的方式增加银行的利润收益。

3、局部均衡模型及中央银行货币政策规则

上述需求函数（5）式和供给函数（7）式可构成一个关于房价和银行信贷杠杆的局部均衡模型。由前文分析可知，当预期回报率不足以弥补抵押贷款利率成本（ $E_t r_{t+1} < r_t^L$ ）时，模型系统不具有稳定性，故此本文在局部均衡模型框架中仅分析金融市场的预期回报率高于购房抵押贷款利率情形（ $E_t r_{t+1} > r_t^L$ ）。此时，需求函数（DD）和供给函数（SS）如图1所示。当且仅当满足条件

$$\left[\frac{h_t}{\chi(1+r_t^L)} (r_t^L - r_t^d \frac{1-k_t}{1-e_t}) + \gamma \right] \left(\frac{1}{1+r_t^L} - \frac{1}{1+E_t r_{t+1}} \right) e^{1+\ln\left(\frac{JC_t}{h_t}\right) + \frac{1}{1+E_t r_{t+1}}} < 1$$
 时，模型存在两个解。

在局部均衡状态下，模型均衡点为 E 和 F，结合动态规划理论可知，只要控制银行信贷杠杆小于 m^{****} ，则供需模型只收敛于均衡点 E，对应的均衡房价和信贷杠杆分别为 q^* 和 m^* ，即一个相对更低的房价水平和银行信贷杠杆规模。接下来考虑分析央行货币政策对模型均衡的影响效应。

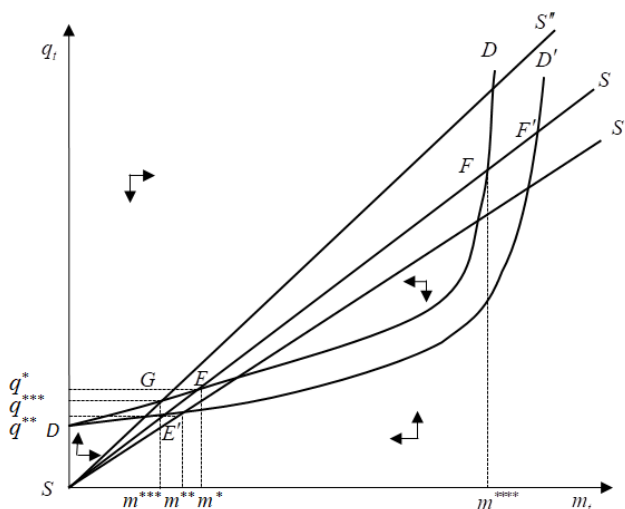


图1 房价与信贷杠杆关系

首先, 价格型货币政策效应。假定贷款利率 (r_t^L) 上浮的紧缩性货币政策, 此时直接效应是购房需求急速下跌, 需求曲线则从 DD 下移至 DD' , 表现为从初始均衡 E 点沿着需求曲线向左下方移动。但同时亦激励银行增加信贷杠杆供给, 特别是当供给曲线从 SS 移动至 SS' 期间, 沿着 DE' 方向表现为银行放贷规模小幅增加, 模型均衡点从 E 沿着鞍点路径最终收敛于 E' 点 (m^{**}, q^{**})。故此, 紧缩性价格型货币政策直接导致均衡房价下跌 ($q^{**} < q^*$) 和银行信贷杠杆下降 ($m^{**} < m^*$)。可见, 抵押贷款利率上浮的价格型货币政策主要是通过需求方抑制房价和信贷杠杆规模, 但同时供给方亦会激励银行增加放贷, 从而削弱了价格型货币政策在严控信贷供给上的政策功效。

其次, 数量型货币政策效应。假定存款准备金率 (e_t) 上调的紧缩性货币政策, 此时供给曲线从 SS 向左上方移动至 SS'' , 但需求曲线却保持不变。由此均衡点从最初 E 点向左下方沿着鞍点路径移动至均衡 G 点 (m^{***}, q^{***})。紧缩性数量型货币政策直接导致均衡房价下跌 ($q^{***} < q^*$) 和银行信贷杠杆下降 ($m^{***} < m^*$)。可见, 从政策传导机制看, 数量型货币政策主要是通过约束商业银行放贷供给规模, 由此导致信贷杠杆下降, 并进一步降低房地产市场的购房需求, 最终在供需均衡力量的作用下直接迫使房价下降。故此, 数量型货币政策对管控银行信贷杠杆起到最为直接的政策效果。

(二) 实证设计及货币政策盯住杠杆周期和房价目标的时变政策取向

由理论分析可知, 房价与银行信贷杠杆存在相互影响和反馈的内生关系, 即房价上涨势必导致银行信贷杠杆增加, 同时信贷杠杆增长亦会通过激发市场需求进一步推高房价。在此过程中, 央行可通过两种类型的货币政策予以调节, 银行信贷与货币政策之间的互动关系是十分明显的, 由 (7) 式可知, 当银行严控信贷杠杆时, 货币市场供不应求必定导致利率上浮; 同时, 当贷款利率下浮时市场需求激增必然推高银行信贷杠杆规模。更重要的是, 在房价暴涨时, 为了稳住房价, 央行可选择紧缩性货币政策, 此时银行信贷杠杆收缩, 并通过抑制市场需求促使房价稳定甚至是下调。可见, 房价、银行信贷与央行货币政策之间存在相互影响和反馈的内生关系。特别是, 由 DD 需求曲线可知, 随着信贷杠杆规模增加, 信贷杠杆对房价的偏相关影响效应显著递增, 内生关系更为明显。同时, 结合价格型货币政策效果可知, 当利率上浮时, 均衡点从最初的 E 移动至 E' , 此时, 房价对信贷杠杆

的敏感度下滑，而且，随着利率上调幅度增加，敏感度下滑幅度更为显著；而由数量型货币政策效果可知，当存款准备金率上调时，均衡点从最初的 E 移动至 G 时，房价对信贷杠杆的敏感度亦显著递增，而且递增幅度与存款准备金率上调幅度呈现鲜明的正相关关系。故此，由理论模型可知，随着银行信贷杠杆变化及两类货币政策调整，货币政策与信贷杠杆和房价之间的内生互动关系并非恒定，而是随着规模变化呈现显著的非线性甚至是时变关系。此外，结合货币经济学理论可知，当货币供给增加时，在货币市场供需均衡条件下，市场均衡利率势必下滑；反之，货币供给收缩则利率上升；同时，当央行下调利率时，则贷款需求激增并由此导致货币供给增加；反之，利率上调则意味着货币供给收缩。鉴于此，本文构建一个关于房价、信贷杠杆与数量型和价格型货币政策之间的内生时变参数模型系统 $y_t = (M_{2,t} \quad r_t^L \quad m_t \quad q_t)'$ ，其中，贷款价值比 m_t 和房价 q_t 分别采用信贷杠杆周期和对数房价周期作为政策目标的替代变量；价格型货币政策 r_t^L 则选取贷款利率代替，数量型货币政策规则 $M_{2,t}$ 采用货币剩余表示，即 M_2 增速减去 GDP 增速计算得到。这样的设定是合理的，McCallum（1988）以及郭豫媚等（2016）均采用货币增速或货币余额作为数量型货币政策的替代变量，代表性的麦克勒姆规则更是强调基础货币增长率依赖于宏观变量与政策目标之间的缺口而适应调整；Clarida et al.（2000）以及陈创练等（2016）等均采用名义利率作为价格型货币政策的替代变量。由此，在该框架下可以进一步区分和量化在“量价转换”进程中，央行价格型和数量型货币政策在“去杠杆”和“抑泡沫”中的政策效果及异同。考虑到房价和银行信贷杠杆具有惯性以及货币政策的平滑性特征（Woodford，2003），本文设定模型内生变量相互影响和反馈关系具有如下时变参数简约式向量自回归过程：

$$y_t = \Gamma_t + H_t y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

其中， Γ_t 和 H_t 为待估时变参数， u_t 为残差项。同时，对模型系统（8）式残差的四类冲击做界定，其中，对于房价关于信贷杠杆需求函数方程的估计残差定义为房市需求冲击；信贷杠杆关于房价供给函数方程的残差定义为信贷供给冲击；而数量型和价格型货币政策方程的残差则分别定义为数量货币冲击和价格货币冲击。基于上述模型估计结果，本文在 Primiceri（2005）估计方法基础上，首次通过逆推方式估计得到时变参数结构式向量自回归模型系统，由该系统采取马尔科夫链蒙特卡洛抽样的方式分别估计得到价格型货币政策和数量型货币政策盯住杠杆周期和房价目标的时变政策取向。其中，数量型货币政策规则

逆推结果为（证明备案）：

$$M_{2,t} = (1 - \hat{\theta}_t)(\hat{\phi}_{1,t}r_t^L + \hat{\phi}_{2,t}m_t + \hat{\phi}_{3,t}q_t + \hat{\phi}_{0,t}) + \hat{\theta}_t M_{2,t-1} + \hat{v}_t \quad (11)$$

$$\hat{\theta}_t = \hat{H}_{11,t} - \frac{\sum_{j=2}^4 (\hat{H}_{1j,t} \sum_{i=2}^4 \hat{H}_{i1,t} \hat{\Phi}_{i-1j-1,t})}{|\hat{\Phi}_t|},$$

其中，

$$\hat{\phi}_{0,t} = \frac{\hat{H}_{11,t} - \sum_{j=2}^4 (\hat{H}_{1j,t} \sum_{i=2}^4 \hat{H}_{i1,t} \hat{\Phi}_{i-1j-1,t})}{1 - \hat{\theta}_t} \Big/ |\hat{\Phi}_t|, \quad \hat{\phi}_{1,t} = \sum_{i=2}^4 \hat{H}_{li,t} \hat{\Phi}_{li-1,t} \Big/ [|\hat{\Phi}_t|(1 - \hat{\theta}_t)],$$

$$\hat{\phi}_{2,t} = \sum_{i=2}^4 \hat{H}_{li,t} \hat{\Phi}_{2i-1,t} \Big/ [|\hat{\Phi}_t|(1 - \hat{\theta}_t)], \quad \hat{\phi}_{3,t} = \sum_{i=2}^4 \hat{H}_{li,t} \hat{\Phi}_{3i-1,t} \Big/ [|\hat{\Phi}_t|(1 - \hat{\theta}_t)], \quad \hat{v}_t \text{ 为残差, } \hat{\Gamma}_{ij,t} \text{ 和 } \hat{H}_{ij,t}$$

表示 t 时刻模型系统待估时变参数矩阵 $\hat{\Gamma}_t$ 和 $\hat{H}_t$ 第 i 行第 j 列的观察值。

同理，价格型货币政策规则为：

$$r_t^L = (1 - \hat{\rho}_t)(\hat{\phi}_{1,t}M_{2,t} + \hat{\phi}_{2,t}m_t + \hat{\phi}_{3,t}q_t + \hat{\phi}_{0,t}) + \hat{\rho}_t r_{t-1}^L + \hat{\mu}_t \quad (10)$$

$$\hat{\phi}_{1,t} = \frac{\hat{H}_{21,t} \hat{\Delta}_{11,t} + \sum_{i=3}^4 \hat{H}_{2i,t} \hat{\Delta}_{li-1,t}}{|\hat{\Delta}_t|(1 - \hat{\rho}_t)}, \quad \hat{\phi}_{2,t} = \frac{\hat{H}_{21,t} \hat{\Delta}_{21,t} + \sum_{i=3}^4 \hat{H}_{2i,t} \hat{\Delta}_{2i-1,t}}{|\hat{\Delta}_t|(1 - \hat{\rho}_t)},$$

其中，

$$\hat{\phi}_{3,t} = \frac{\hat{H}_{21,t} \hat{\Delta}_{31,t} + \sum_{i=3}^4 \hat{H}_{2i,t} \hat{\Delta}_{3i-1,t}}{|\hat{\Delta}_t|(1 - \hat{\rho}_t)},$$

$$\hat{\rho}_t = \hat{H}_{22,t} - \left(\hat{H}_{21,t} \hat{H}_{12,t} \hat{\Delta}_{11,t} + \sum_{j=3}^4 (\hat{H}_{21,t} \hat{H}_{j2,t} \hat{\Delta}_{(j-1)1,t} + \hat{H}_{2j,t} \hat{H}_{12,t} \hat{\Delta}_{1j-1,t}) + \sum_{j=3}^4 (\hat{H}_{2j,t} \sum_{i=3}^4 \hat{H}_{i2,t} \hat{\Delta}_{i-1j-1,t}) \right) \Big/ |\hat{\Delta}_t|$$

,

$$\hat{\phi}_{0,t} = \frac{\hat{\Gamma}_{21,t} - \left(\hat{H}_{21,t} \hat{\Gamma}_{11,t} \hat{\Delta}_{11,t} + \sum_{j=3}^4 (\hat{H}_{21,t} \hat{\Gamma}_{j1,t} \hat{\Delta}_{(j-1)1,t} + \hat{H}_{2j,t} \hat{\Gamma}_{11,t} \hat{\Delta}_{1j-1,t}) + \sum_{j=3}^4 (\hat{H}_{2j,t} \sum_{i=3}^4 \hat{\Gamma}_{i1,t} \hat{\Delta}_{i-1j-1,t}) \right)}{1 - \hat{\rho}_t} \Big/ |\hat{\Delta}_t|$$

$$\hat{\Delta}_t = \begin{pmatrix} \hat{H}_{11,t} & \hat{H}_{13,t} & \hat{H}_{14,t} \\ \hat{H}_{31,t} & \hat{H}_{33,t} & \hat{H}_{34,t} \\ \hat{H}_{41,t} & \hat{H}_{43,t} & \hat{H}_{44,t} \end{pmatrix}$$

, $\hat{\mu}_t$ 为残差, $\hat{\Delta}_{ij,t}$ 和 $\hat{\Phi}_{ij,t}$ 分别为矩阵

$$\hat{\Phi}_t = \begin{pmatrix} \hat{H}_{22,t} & \hat{H}_{23,t} & \hat{H}_{24,t} \\ \hat{H}_{32,t} & \hat{H}_{33,t} & \hat{H}_{34,t} \\ \hat{H}_{42,t} & \hat{H}_{43,t} & \hat{H}_{44,t} \end{pmatrix} \text{第 } i \text{ 行 } j \text{ 列的代数余子式。}$$

在上述模型系统中， $\hat{\phi}_{2,t}$ 和 $\hat{\phi}_{2,t}$ 分别表示数量型和价格型货币政策盯住杠杆周期的时变参数，而 $\hat{\phi}_{3,t}$ 和 $\hat{\phi}_{3,t}$ 则分别表示数量型和价格型货币政策盯住房价目标的时变政策取向，其大小则反映了货币政策的偏好强度。而且，从两者的估计系数走向我们还可以进一步分析我国两种类型货币政策盯住房价和杠杆周期的时变演进历史，并结合响应系数的正负号方向和大小考察货币政策对于调节房价波动和维持杠杆稳定的强度以及政策效果，以期为我国央行货币政策如何维护金融市场稳定和坚守金融风险不爆发的底线提供重要的决策依据。

三、实证结果及分析

（一）数据来源及说明

本文选取中国银行同业拆借利率、广义货币供给、杠杆周期以及房价的季度数据展开建模。由于 1996 年以前我国尚无统一的银行同业拆借利率，因此本文选取 1996 年第一季度至 2016 年第四季度作为样本区间。数据来源及说明如下：

利率：利率作为价格型货币政策的中介工具，能够准确反映市场上货币供求力量对比，相比于贷款利率或债券到期收益率等，银行间同业拆借利率是金融市场上更极具代表性的价格指标。故此，本文选取上海银行间同业拆借市场利率（SHIBOR）作为价格型货币政策的替代变量。数据来源：《中国人民银行统计季报》。

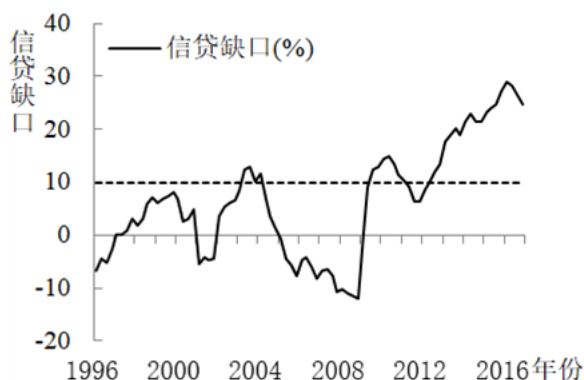


图 2 1996-2016 年我国杠杆周期走势图

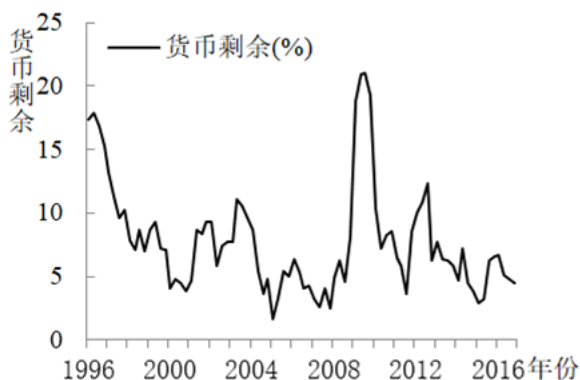


图 3 1996-2016 年货币剩余走势

杠杆周期：杠杆率是指银行信贷/GDP 比率，等于家庭、企业和政府三个部门在银行中

的信贷总额占 GDP 比重，国际清算银行（BIS）采用该比率测度宏观杠杆率。特别是，BIS 还设计采用信贷与 GDP 比率缺口（Credit-to-GDP gap）即信贷占 GDP 比例与历史长期趋势的差值来作为杠杆周期指标的测度变量。信贷缺口数值越大意味着杠杆率越高，通常来说当信贷缺口超过 10% 时便意味着未来爆发银行危机的概率越大。数据来源于国际清算银行，图 2 展现了杠杆周期走势。

房价：本文基于国家统计局获取累积已出售商品房零售额除以累积销售面积得到平均房价，并采用 Tramo-Seats 消除季节性，在此基础上，基于 HP 滤波得到对数房价周期指数。

货币剩余：M2 即为广义货币供给，等于 M1（现金和商业银行活期存款）加上定期存款和储蓄存款。McCallum（1988）和郭豫媚等（2016）均采用 M2 增速或 M2 余额作为数量型货币政策的替代变量。本文采用 M2 增速减去实际 GDP 增速计算得到货币剩余指标（图 3），并将其作为数量型货币政策的替代变量。当该值为正数表示货币供给剩余，反之则代表货币供给不足。中国广义货币供给增速的季度数据来源于中国人民银行，实际 GDP 增速数据来自于国家统计局。

（二）实证模型参数检验

基于理论模型设定，接着本文采用时变参数向量自回归方法对第二部分理论模型展开实证检验，其中，马尔科夫链蒙特卡洛（MCMC）抽样次数设定为 2 万次，预烧抽样舍去前 2 千次。在实际估计过程中，与现有研究相一致（Primiceri, 2005），设定先验分布函数及参数值。由结果可知，Geweke 检验在 1% 显著性水平无法拒绝原假设，即参数估计结果收敛于后验分布。同时，模型估计的参数无效因子普遍较小，最大值仅为 181.50，因 MCMC 随机抽取次数为 2 万次，则至少可获得 $20000/181.50 \approx 110$ 个不相关样本观测值，满足统计推断可以得到后验分布的参数均值等于真实值的样本需求，可见模型设定的模拟结果是合理的（估计结果备索）。

（三）立体时变参数脉冲响应分析

在模型参数识别基础上，紧接着采用广义脉冲响应函数估计四类冲击对各内生变量的时变影响效应，以期考察第二部分房价与信贷杠杆局部均衡模型在中国现实的解释力。为了测度随着时间变迁的动态效应，图 4 和图 5 分别给出提前 1 期至提前 16 期两种货币政策的时变脉冲响应函数。

从价格型货币政策的时变脉冲响应函数结果（图 4）可知，短期看，2001 年以前利率并未对杠杆周期的变化作出显著反应，表现为利率对信贷供给冲击的响应为负，即信贷杠

杆扩张却伴随着利率下调，宽松的货币政策进一步导致信贷杠杆上升，可见，在此时期价格型货币政策加剧了杠杆波动。此后，利率对信贷供给冲击的响应转负为正，尤其自 2008 年后，该响应值相对较大表明信贷杠杆增加伴随着利率上调。究其原因，美国次级抵押贷款危机让央行也开始反思货币政策应该把维护金融稳定作为一个主要政策目标（周小川，2011；马勇和陈雨露，2013），特别是，2008 年起我国杠杆率激增，其所蕴含的系统性风险也随之增加，因此，央行开始着手在 2009 年第三季度起逐步建立宏观审慎的货币政策管理制度，以期通过跨周期的逆向调整策略维护金融体系稳定。结合图 1 可以看到，利率对信贷供给冲击的响应与杠杆周期走势十分类似，可见，货币政策调控杠杆目标的意图非常明显，其政策效果也较为显著。但 2014 年后利率对信贷供给冲击的敏感度却开始下降，这主要因为在此期间我国房价步入高速上涨通道，为了有效遏制房价，央行多次调高利率予以应对，由此也使得利率对杠杆冲击的响应逐步下滑，但对房价的响应却在此期间激增。

价格型货币政策取向的转变也使得近年来我国杠杆率暴涨，并且居高不下，金融系统蕴含极大风险。长期上，利率对信贷供给冲击的响应收敛于零，表明货币政策管控高杠杆的政策取向不具持久性。从政策效果看，信贷杠杆周期对价格型货币冲击的响应短期内均为负，从长期看该效应逐渐收敛于零，可见，与中长期相比短期效应更为显著。从时间趋势看，2007-2015 年间的响应值相对较大，其中，2012 年的价格型货币政策在“去杠杆”上的政策效果最为明显，但此后呈减弱态势。这符合第二部分理论模型规律，短期上，贷款利率上浮的价格型货币政策增加了高负债成本，并通过需求方迫使经济行为主体主动降低负债杠杆率，即需求曲线和供给曲线均向右下方移动，并最终使均衡杠杆率下降。

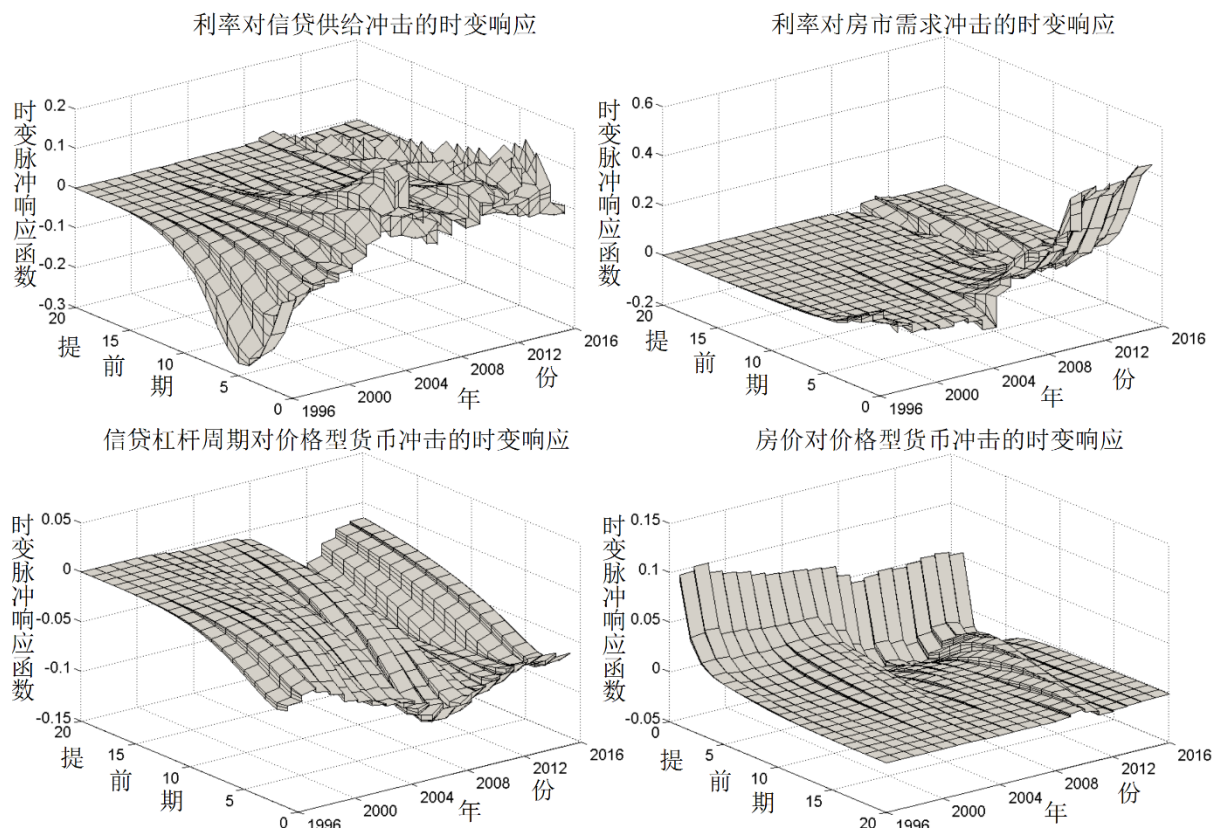


图 4 价格型货币政策的时变脉冲响应函数

从图 4 时变响应函数还可知，短期内，2006 年以前利率对房市需求冲击的响应近乎为零，但此后该效应逐渐增加，即价格型货币政策调控房价目标的倾向越发明显；只是从长期看，随着时间推移，利率对房价的长期响应消失，表明房市需求冲击对利率的影响缺乏长期持久性。从政策效果看，2006 年以前利率上调居然伴随着房价上涨，其主要原因可能在于当时我国房价相对较低，由此使得此时央行并未将调控房价作为其主要的政策目标。但在 2008 年之后，随着国家“应对国际金融危机的一揽子计划”出台，刺激性财政政策导致房价开始猛涨。脉冲响应估计结果显示，自 2008 年以来，从提前第 2 期起，房价对价格型货币冲击的响应显著为负，而且，在中期政策效果最为显著，表明近年来利率政策对房价的调控是十分有效的，能够在短期上，特别是中期上起到一定控制房价的目的，这与第二部分理论模型分析结论相一致，即利率上调导致需求曲线和供给曲线均向右下方移动，最终均衡房价下跌。但就长期看，利率对房价调控的长期机制依然不甚有效。其主要原因在于我国货币政策，如利率调整虽然短期内具有较强调控房价目标的政策偏好，但从近期利率调整看，该政策表现出太强的短期特征，由此也使得其政策效果不具长期连贯性，则民众对房价继续上涨依然存在较强预期，这必将削弱价格型货币政策在调控房价上的长期有效性。这与郭豫媚等（2016）强调货币政策应该加强预期管理的观点相一致，他们认为预

期管理的逆周期效应可以大幅度降低经济波动和社会福利损失。可见，坚守货币政策的长期连贯性以及引导民众正确甚至是逆向预期是确保价格型货币政策在管控房价上具备长期有效性的重要前提。

从数量型货币政策的时变脉冲响应函数结果（图 5）可知，货币剩余对信贷供给冲击的响应除 2005-2006 年外均显著为负，其传导路径是当杠杆率增加时，央行会主动下调货币供给，由此供给曲线往左上方移动（见图 1），需求曲线则保持不变，最终导致杠杆下降。从时间推移看，自 2008 年起数量型货币政策对一单位信贷供给冲击的响应稳定维持在-0.2 的水平，特别是，从长期看货币剩余对信贷供给冲击的响应值虽然低于短期效应，但依旧保持为负数，表明近年来货币政策对杠杆周期变化的调整具有长期持久性。从政策效果看，短期内，正的数量型货币冲击导致信贷杠杆上升，究其原因，正的货币供给冲击意味着国家实行积极货币政策，市场与企业通常都会有好的经济预期，则会进一步刺激企业通过贷款等方式扩大生产，并引起杠杆率增加。尤其是在 2010 年之后杠杆周期对于数量型货币冲击的响应明显增大，表明数量型货币冲击会加速杠杆率增长；而且，次贷危机以来，数量型货币冲击对信贷杠杆的影响效应均长期为正，表明货币规模扩张势必在长期上导致宏观杠杆率高企，其表现为市场均衡不断变迁和宏观杠杆率持续攀升，因此，“去杠杆”必须采取持之以恒地严控数量型货币供给规模。

由图 5 还可知，2006 年起房价对数量货币冲击的响应大于零，尤其在 2015 年之后响应值逐渐增大，结合第二部分理论模型可知，扩张性的数量型货币政策导致供给函数往右下方移动，需求曲线则保持不变，由此均衡房价上涨，可见，数量型货币政策对房价传导的渠道是顺畅的，因此，在此期间可采用紧缩性货币政策短期内控制房价上涨，但长期看，数量型货币政策对房价的影响收敛于零，即不具长期持久性。究其原因，2006 年以前货币剩余并未对房市需求冲击做出调整，但此后，短期内货币剩余对房市需求冲击的响应为负，特别是，2008-2009 年间短期内货币剩余的负向调整最为明显。可见，短期内当房价上涨时伴随着货币供给下调，结合理论模型可知，信贷供给曲线上移，由此房价下跌。但从长期看，货币剩余对房市需求冲击的长期响应基本在零附近，即虽然短期内房价上涨冲击迫使央行下调货币剩余予以应对，但长期看货币剩余并未做出相应调整。可见，数量型货币政策维护房价稳定亦只存在短期偏好，缺乏长期持久性，由此削弱了数量型货币政策在调控房价上的长期有效性。这也与 Chen et al., (2013) 的研究结论相吻合，他们认为货币冲击可以在短期内成功地调控房地产价格，然而政策效果很难持续到长期。主要是因为一个非

连续性的紧缩数量型货币冲击，导致市场均衡从 E 移动至 G 点（见图 1），在新的稳态时，货币冲击对房价的影响收敛于零，即不具有长期持久性。

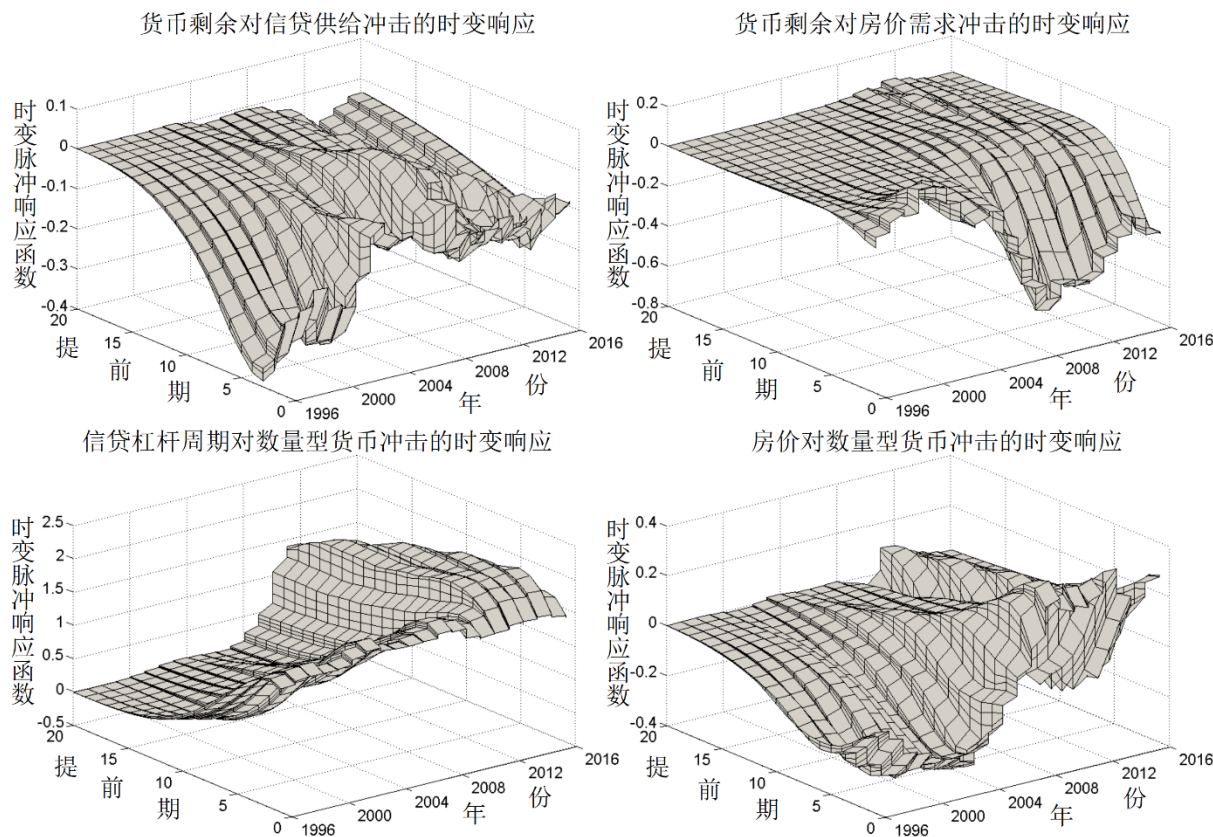


图 5 数量型货币政策的时变脉冲响应函数

此外，对比图 4 和图 5 时变脉冲响应值可知，数量型货币政策对杠杆周期和房价的调节效应显著大于价格型货币政策，这同时也说明虽然近年来价格型货币政策短期内能够逐渐起到“去杠杆”和“抑泡沫”的政策效果，但从政策强度对比看，采取数量型货币政策明显优于价格型货币政策。究其原因，当货币政策通过利率渠道影响银行贷款效果时，则价格型货币政策对杠杆率的影响有限（Krainer, 2014），更重要的是，在加息的紧缩性货币政策下，高杠杆率企业可以如“绝缘假说”那样隔绝掉利率对其债务的传导（Kaya & Banerjee, 2014），因此极大削弱了价格型货币政策对非金融企业杠杆率的抑制效果。以上发现还与谭政勋和王聪（2015）认为“价格型货币政策规则对房价波动不是很敏感，但数量型货币政策对房价调控效果更为显著”的结论相一致；也支持 Zhu et al.（2017）基于欧洲房地产市场经验证据发现“数量型货币政策可以通过改变货币供应量对房价产生很大影响”的研究结论。与上述研究相比，本文从时变和短长期两个角度立体地刻画了我国价格型和数量型货币政策在治理两类金融风险上的政策效果及动态演变，从而不仅能够捕捉不同时期我国货币政策取向的转变特征，而且亦能为货币政策效果变化时后续的政策制定与执行提供重要的决

策参考依据。特别是，在当前我国央行的货币政策应以数量型为主，因其可以更好地发挥调控杠杆率和抑制房价泡沫以达到预期管理目标的功效。

（四）货币政策目标取向的时变参数估计结果

上述时变脉冲响应虽然给出了货币政策对信贷供给冲击和房市需求冲击的提前响应规则，但依旧无法捕捉两种类型货币政策盯住杠杆周期和房价目标的同期政策取向，也即无法刻画出央行货币政策制定的具体规则。鉴于此，接下来在上述模型参数估计基础上，将每一次抽样估计时变参数 $\hat{\Gamma}_{il,t}$ 和 $\hat{H}_{ij,t}$ ($i, j = 1, 2, 3, 4$) 代入 (9) 和 (10) 式，可得到每一时刻基于 MCMC 抽样的 2 万个时变参数估计值。最后，采用分位数法求得每一时刻中位数的 $\hat{\phi}_{l,t}$ 和 $\hat{\phi}_{l,t}$ ($l = 2, 3$) 估计值。由此，可得两种类型货币政策盯住杠杆周期和房价目标的时变参数 (图 6 和图 7)。其中，对于价格型货币政策，这两个时变参数大于零，表示杠杆增加或房价上涨时，央行逆周期上调利率，由此货币政策通过增加成本渠道起到抑制杠杆和稳定房价的目标；反之，小于零则意味着央行顺周期下调利率，从而加剧杠杆攀升和房价上涨。对于数量型货币政策，这两个时变参数小于零，表示杠杆增加或房价上涨时，央行通过逆周期收紧银根 (货币供给) 的方式以期降低杠杆率抑或遏制房价继续上涨；反之，大于零则意味着央行顺周期增加货币供给从而进一步推高房价和杠杆率。

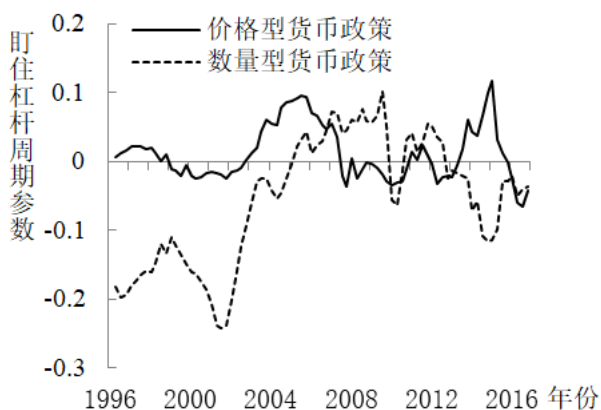


图 6 货币政策盯住杠杆周期的时变参数

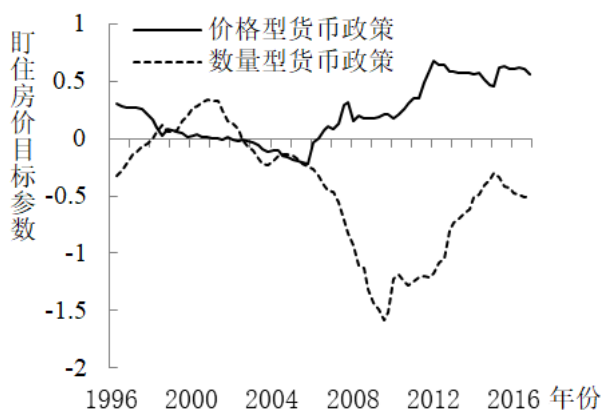


图 7 货币政策盯住房价目标的时变参数

由图 6 可知，价格型货币政策盯住杠杆目标围绕零呈现周期性适时调整过程，从数值大小看 2003 年以前价格型货币政策并未对杠杆周期做出正确反应，一个可能原因在于这段时期我国的杠杆率依然处于较低水平 (见图 2)，并未引起央行政策制定的足够重视。此后，为了抑制过度投资，2004-2008 年间央行通过九次提高贷款利率的方式控制信贷规模，货币政策具有明显盯住杠杆周期的偏好，在此期间，我国宏观杠杆率也呈少有的下降趋势，杠杆风险得以有效控制。次贷危机期间为了抵御金融危机的影响，央行多次调低利率刺激经

济增长, 由此也使得盯住杠杆目标强度有所下滑, 而杠杆率则急速飙升 (见图 2)。但自 2013 年起央行又重启盯住杠杆目标, 特别是在 2014-2015 年间达到了最高位, 参数数值的大小反映了央行的偏好取向, 这同时也与 2015 年中央明确去杠杆目标的表态相一致。但我们必须认识到自 2016 年起价格型货币政策盯住杠杆目标的强度有所下降, 由前文分析可知, 这主要是由于这期间利率对杠杆周期的敏感度呈下降趋势, 同时也表明价格型货币政策在去杠杆目标上的有效性呈现下滑。该图形走势也与前文脉冲响应的估计结果相一致 (见图 4), 可见, 模型结论是稳健的。从数量型盯住杠杆周期的时变参数走势看, 2005 年以前我国数量型货币政策盯住杠杆周期基本均为负, 表明这段时期数量型货币政策降低杠杆目标的政策取向是明显的。此后, 2005-2012 年间盯住强度却呈正负切换, 严控杠杆目标的政策不甚明显; 但 2013 年又重启较强盯住杠杆目标的偏好和政策取向, 由此也使得在此期间数量型货币政策在“去杠杆”目标上的政策效果得以显著飙升 (见图 5), 但我们也需要清晰认识到 2016 年该政策取向又不断减弱。由上述分析可知, 央行在盯住杠杆目标的政策制定上并没有形成一个较为连贯和一致的选择策略, 而更多地表现出“被动性”的政策取舍, 即只有当宏观杠杆高于一定门槛值, 如 2012 年起超越国际警戒线时, 不论是价格型抑或是数量型货币政策才呈现出显著盯住杠杆周期的目标偏好。从时变参数的平均值看, 我国的宏观杠杆率每增加 1 个百分点, 则名义利率平均上浮 0.012 个百分点, 货币剩余下调 0.055 个百分点, 可见, 在“去杠杆”目标上, 央行更倾向于采取数量型手段予以应对, 而且从政策效果看也相对更为有效。

由图 7 可知, 2008 年以前央行两种类型货币政策并未表现出盯住房价目标的政策偏好, 一个主要原因可是在此期间我国房价相对较低, 货币政策还是以盯住物价稳定和经济增长等传统目标为主, 并未将房价等金融目标纳入政策调控范围内。次贷危机爆发促使各国开始反思房市泡沫危害以及央行货币政策是否应该盯住金融稳定目标, 从时变参数走势看, 自 2008 年起我国价格型货币政策开始呈现盯住房价目标的苗头, 特别是自 2012 年起盯住强度愈发强烈, 表明价格型货币政策具有显著盯住房价目标偏好, 货币政策稳住资产价格和遏制房价上涨的目标十分明显, 这主要也是由于近年来我国的房价暴涨所致, 央行不得已被动采取非常手段予以抑制。该估计结果也与近年来央行应对房地产市场价格上涨过快的政策制定与实施相吻合。由图中的估计结果还可以发现, 近乎同时期自 2008 年起, 央行具有采取数量型货币政策盯住和管控房价的目标偏好, 并且呈不断增强态势, 其中于 2009 年间达到极大值。其主要原因在于 2007-2008 年间我国股市经历了一个暴涨暴跌周期, 由

此使得市场上过多的流动性不断涌进房市，并进一步推高房价。为此央行不惜在 2008 年分四次提高利率以期收回市场流动性，由此也使得价格型和数量型货币政策呈现出明显盯住房价目标偏好。此后虽然数量型货币政策依然盯住房价目标，但强度却呈减弱态势，该估计结果也与脉冲响应的结论相一致（见图 5）。从时变参数的平均值看，我国房价每增加 1 个百分点，则名义利率平均上浮 0.213 个百分点，货币剩余下调 0.44 个百分点，可见，央行更倾向于采取数量型手段抑制房市泡沫目标。特别是，结合图 6 和图 7 的平均时变参数，我们可以发现，两种类型货币政策控房价的政策偏好远高于去杠杆目标。

（五）政策效果评估的预测方差分解分析

在上述脉冲响应和时变参数政策取向分析基础上，接下来采用时变预测方差分解方法对政策效果强度和货币政策传导机制展开详尽检验。基于时变参数向量自回归模型，我们可以估计得到相互正交结构残差的时变预测残差，在马尔科夫链蒙特卡洛抽样 2 万次的基础上，将每次抽样的各时变参数代入向量方程估计得到四条方程的残差，由此可再求得每一时刻的 2 万个残差估计值，并基于方差估计函数可计算得到 1996-2016 年每一时刻的方差。为了保持数据可比性，我们将四条方程的时变方差作标准化处理，并结合上述提前 1 期至 20 期的时变脉冲响应函数值，可估计得到各内生变量的预测方差分解估计值，同时还可计算得到不同提前预测期的平均值（表 1）。

表 1 预测方差分解结果

预测期 (季度)	数量型 货币冲击	价格型 货币冲击	信贷供 给冲击	房市需 求冲击	数量型 货币冲击	价格型 货币冲击	信贷供 给冲击	房市需 求冲击
货币剩余的预测方差分解结果				贷款利率的预测方差分解结果				
1	90.5147	0.1242	4.3851	4.9760	26.2979	20.9954	19.5844	33.1223
2	82.9272	0.1600	9.5458	7.3670	23.8321	15.4349	26.0327	34.7003
4	74.1034	0.1721	17.0617	8.6628	23.5574	11.9142	31.7327	32.7957
12	69.9623	0.1637	22.0560	7.8179	28.6179	9.3979	33.4541	28.5300
20	69.3975	0.1614	22.8771	7.5640	29.5337	9.0979	33.5747	27.7938
信贷杠杆周期的预测方差分解结果				房价的预测方差分解结果				
1	33.7028	0.0739	65.9672	0.2561	6.2631	0.7807	11.6248	81.3314
2	38.4630	0.0856	60.8716	0.5798	10.6154	0.6717	16.7946	71.9182
4	43.6958	0.0984	54.9843	1.2215	16.8826	0.5971	21.7293	60.7910
12	47.8374	0.1073	49.8891	2.1661	23.1376	0.5300	24.7069	51.6255
20	48.2545	0.1079	49.3084	2.3292	23.8993	0.5238	25.1094	50.4675

由预测方差分析结果可知，货币剩余高达 69% 的波动由数量型货币冲击所解释，而分别有 22.9% 和 7.6% 波动是由信贷供给冲击和房市需求冲击所决定，可见相比较而言，我国数量型货币政策更趋向于盯住杠杆周期。但结果也发现价格型货币冲击与货币剩余波动无关（仅解释不足 0.2%），表明在当前“量价转变”背景下，价格型货币政策对市场货币供给影响的传导渠道断裂，我国名义利率尚未在货币市场供需均衡中起到决定性作用。同时，

利率波动在期初主要由房市需求冲击所解释，其次是数量型货币冲击，最后是信贷供给冲击。但是随着时间的推移，可以发现信贷供给冲击和房市需求冲击分别解释了利率波动高达 33.6% 和 27.8%，表明价格型货币政策具有一定随着信贷杠杆周期和房价变化进行调整的偏好。特别是，数量型货币冲击解释了 29.5% 的利率波动，表明货币剩余对市场利率决定的逆向传导信号是十分显著的。

由预测方差分析结果还可知，杠杆周期波动高达 49.3% 是由信贷供给冲击所解释，而房市需求冲击仅解释不足 3%；从长期看，数量型和价格型货币政策分别解释杠杆波动的 48.3% 和 0.1%，表明数量型货币政策在管控杠杆周期上存在显著的政策效果；但价格型货币政策在治理杠杆率上基本是无效的。最后，房价波动超出 50% 是由房市需求冲击所致，其次是信贷供给冲击解释其波动的 25%，高达 23.9% 和不足 1% 的波动能由数量型货币冲击和价格型货币冲击分别解释。结合前文分析可知，虽然当前两种类型货币政策均具有较强盯住房价目标的偏好，而且由脉冲响应可知，价格型货币政策在“去杠杆”和“抑泡沫”上的政策效果是有效的，但与数量型货币相比其政策效果显得非常弱小，由此也导致数量型货币政策在管控房价和杠杆率上更为显著，而利率的政策效果则相对较弱。一个主要原因可能在于，利率对货币供给量的调节渠道断裂，从而极大削弱了紧缩性货币政策通过降低市场货币供给量渠道达到遏制宏观“杠杆率”和房价的政策目的。因此，当前央行应该完善和健全利率对货币市场供给量的调节机制，增强渠道传导的政策功效，这一方面不仅能够进一步发挥利率的价格职能，而且亦能够增强价格型货币政策对两类金融风险目标影响的政策效果；而严控货币供给增速才是遏制宏观杠杆率和房价泡沫的最根本策略。

此外，由预测方差分析结果可知，信贷供给冲击对房价波动以及数量型货币冲击对利率波动均存在较强的解释力度，由此可见，各变量之间存在很强的相互依赖关系，因此忽视模型系统变量之间的内生关系会导致模型参数的估计结果有偏，而本文构建的模型系统可以很好地捕捉货币政策与杠杆周期和房价之间的相互反馈关系，因此能够有效克服内生性对模型系统估计的影响。

四、结论与启示

伴随着 2008 年危机爆发以及 2013 年我国经济步入新常态，高杠杆率和高房价已经成为当前中国经济主要的两大突出问题，并且蕴含极大的金融风险，为此 2009 年第三季度起央行更是明确建立宏观审慎的货币政策制度予以管控。鉴于此，本文构建一个关于房价与信贷杠杆的局部均衡模型，并从时变角度检验分析货币政策对调控杠杆率和房价走势的有效性，同时，由于杠杆周期与房价存在较强内生性，为此本文首次设计了结构式时变参数模型，以期能够有效捕捉各内生变量之间相互作用的反馈关系，并基于 1996 年一季度至 2016 年四季度的经验数据展开实证检验。

研究结果表明，价格型货币政策自 2002 年起存在盯住杠杆周期倾向，而且在 2014-2015 年达到极大值，但此后盯住强度有所下降，究其原因，在此期间利率对杠杆周期的敏感度呈下降态势。而且由于房价暴涨和我国经济步入新常态，央行政策偏好向着盯住房价目标倾斜。更重要的是，从政策效果看，信贷杠杆周期对价格型货币冲击的响应短期内均为负，但长期上该效应逐渐收敛于零，表明价格型货币政策对杠杆周期的调节作用缺乏长期有效性。此外，自 2008 年以来，价格型货币政策盯住房价呈不断增强态势，特别是 2012 年起愈发强烈，表明当前央行盯住房价目标取向的偏好尤为明显，这主要是由于近年来我国房价暴涨，为了遏制房价央行不得已被动而为之。从政策效果看，虽然利率政策对房价的调节具有较强的短期效应， just 却不具长期持久性，由此导致长期上民众对房价上涨依旧存在较强预期，这也进一步削弱利率政策在调控房价上的长期有效性。研究还进一步表明，价格型货币政策在调控房价上中期最为有效，但长期机制依然不甚有效。

研究结果还表明，2005 年以前数量型货币政策“去杠杆”目标的政策取向是明显的，此后 2005-2012 年间盯住强度不甚明朗，但 2013 年又重启较强盯住杠杆目标的政策取向。从脉冲响应角度看，自次贷危机以来货币剩余对信贷供给冲击的长期响应值虽然低于短期响应值，但是依旧保持为负，表明 2012 年以来货币政策对杠杆周期变化的调整具有长期持久性。从政策执行效果看，短期内随着我国政策不断强调去杠杆目标，近年来特别是 2014 年以来数量型货币政策在管控杠杆率上的有效性大幅提升。也即虽然数量型货币政策盯住杠杆率目标在此期间有所下降，但是由于中央政策不断强化预期，由此也导致数量型货币政策管控杠杆率目标越发显著。此外，2008 年以前由于房价处于低位，数量型货币政策并未盯住房价目标，但此后央行盯住房价目标的偏好不断增强，并于 2010 年达到极大值，表明

央行具有较强遏制房价偏好。从政策执行效果上也可以看出自 2015 年后数量型货币政策对房价的影响效应不断增强，表明其对房价的影响越发显著。

由上述分析，我们还可以得到如下两点启示：第一，严控货币剩余才是有效遏制宏观杠杆高企和房价泡沫的最根本策略。特别是，目前在降低杠杆上数量型货币政策相对更为有效，但同时需要发挥价格型货币政策在去杠杆中的作用，其主要原因在于价格型货币政策盯住杠杆目标并未保持长期为正（见图 5），由此使得其对杠杆周期的传导影响不具长期持久性；但数量型货币政策在“去杠杆”上则具有长期政策偏好。此外，虽然次贷危机以来央行两种类型货币政策均表现出较强盯住房价的政策取向，但从执行效果看，我们发现数量型货币政策在管控房价上优于价格型货币政策，可见，目前利率通过资金成本影响房价的传导渠道并未顺畅，这也进一步制约了价格型货币政策在管控房价上的作用和有效性。

第二，由于价格型货币政策在调控房价上具有短期偏好，由此也使得其政策效果不具长期持久性，则民众对资产价格继续上涨依然存在较强的预期，这也进一步导致房价居高不下。因此，只有培育民众对房价的合理预期甚至是逆向预期，即引导民众对房价走势的正确预期，甚至是让其具有房价存在下跌预期，同时，坚守政策的长期一致性才是保持和发挥货币政策长期有效性的重要前提。而且，鉴于数量型货币政策在管控房价和杠杆率上更为有效，央行可以进一步强化数量型货币政策盯住两类目标的政策取向，以期防止资产价格泡沫破灭和高杠杆所蕴含的系统性风险爆发危及实体经济。同时，央行也需要进一步完善货币市场的价格引导功能，以期增强价格型货币政策通过资金成本渠道对房价和杠杆目标影响的调节功效。

参考文献

- [1] 卞志村、胡恒强, 2015:《中国货币政策工具的选择:数量型还是价格型?》,《国际金融研究》第6期。
- [2] 陈创练、郑挺国、姚树洁, 2016:《时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究》,《经济研究》第8期。
- [3] 郭豫媚、陈伟泽、陈彦斌, 2016:《中国货币政策有效性下降与预期管理研究》,《经济研究》第1期。
- [4] 胡志鹏, 2012:《中国货币政策的价格型调控条件是否成熟?》,《经济研究》第6期。
- [5] 贾庆英、孔艳芳, 2016:《资产价格、经济杠杆与价格传递》,《国际金融研究》第1期。
- [6] 刘晓星、石广平, 2018:《杠杆对资产价格泡沫的非对称效应研究》,《金融研究》第3期。
- [7] 马鑫媛、赵天奕, 2016:《非正规金融与正规金融双重结构下货币政策工具比较研究》,《金融研究》第2期。
- [8] 马勇、陈雨露, 2013:《宏观审慎政策的协调与搭配:基于中国的模拟分析》,《金融研究》第8期。
- [9] 谭政勋、王聪, 2015:《房价波动、货币政策立场识别及其反应研究》,《经济研究》第1期。
- [10] 杨源源、张晓林、于津平, 2017:《异质性预期、宏观经济波动与货币政策有效性》,《国际金融研究》第9期。
- [11] 余华义、黄燕芬, 2015:《货币政策效果区域异质性、房价溢出效应与房价对通胀的跨区影响》,《金融研究》第2期。
- [12] 周小川, 2011:《金融政策对金融危机的响应:宏观审慎政策框架的形成背景、内在逻辑和主要内容》,《金融研究》第1期。
- [13] Angeloni, I., E. Faia, and M. L. Duca, 2015, “Monetary Policy and Risk Taking”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 52, 285-307.
- [14] Borio, C., and H. Zhu, 2012, “Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?”, *Journal of Financial Stability*, 8(4), 236-251.
- [15] Bruno, V., and H. S. Shin, 2015, “Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 71(2), 119-132.
- [16] Chen, N. K., Y. H. Chou, and J. L. Wu, 2013, “Credit Constraint and the Asymmetric Monetary Policy Effect on House Prices”, *Pacific Economic Review*, 18(4), 431-455.

- [17] Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 2000, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180.
- [18] Dell'Ariccia, G., L. Laeven, and R. Marquez, 2010, "Monetary Policy, Leverage, and Bank Risk-Taking", IMF Working Paper. No. 10/276.
- [19] Duca, D. V., J. Muellbauer, and A. Murphy, 2011, "House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the US Experience", *Economic Journal*, 121(552), 533-551.
- [20] Gambacorta, M., and F. M. Signoretti, 2014, "Should Monetary Policy Lean Against the Wind?: An Analysis Based on a DSGE Model with Banking", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 43, 146-174.
- [21] Goodman, A. C., and T. G. Thibodeau, 2008, "Where Are the Speculative Bubbles in US Housing Markets?", *Journal of Housing Economics*, 17(2), 117-137.
- [22] Jiménez, G., S. Ongena, J. L. Peydró, and J. Saurina, 2012, "Credit Supply and Monetary Policy: Identifying the Bank Balance-Sheet Channel with Loan Applications", *American Economic Review*, 102(5), 2301-2326.
- [23] Kaya, H. D., and G. Banerjee, 2014, "The Impact of Monetary Policy and Firm Characteristics on Firms' Short-Term Assets, Liabilities, Term Structure of Debt and Liquidity Ratios: Evidence from U.S. Industrial Firms", *Journal of Accounting, Business & Management*, 21, 23-35.
- [24] Krainer, R. E., 2014, "Monetary Policy and Bank Lending in the Euro Area: Is There a Stock Market Channel or An Interest Rate Channel?", *Journal of International Money & Finance*, 49, 283-298.
- [25] Mccallum, B. T., 1988, "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, 173-203.
- [26] Notarpietro, A., and S. Siviero, 2015, "Optimal Monetary Policy Rules and House Prices: The Role of Financial Frictions", *Journal of Money Credit & Banking*, 47, 383-410.
- [27] Primiceri, G. E., 2005, "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy", *Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852.
- [28] Robstad, O., 2018, "House Prices, Credit and the Effect of Monetary Policy in Norway: Evidence from Structural VAR Models", *Empirical Economics*, 54(2), 461-483.
- [29] Woodford, M., 2003, "Optimal Interest-Rate Smoothing", *Review of Economic Studies*, 70, 861-886.
- [30] Zhu, B., M. Betzinger, and S. Sebastian, 2017, "Housing Market Stability, Mortgage Market Structure,

and Monetary Policy: Evidence from the Euro Area”, *Journal of Housing Economics*, 37, 1-21.

- [31] Zicchino, L., 2006, “A Model of Bank Capital, Lending and the Macroeconomy: Basel I Versus Basel II”, *The Manchester School*, 74, 50-77.

Monetary Policy, Leverage Cycle and House Price Fluctuation

CHEN CHUANGLIAN a, DAI MINGXIAO a

Summary: Asset prices, especially high house price and high leverage, are two prominent features of current Chinese financial market and are also two important issues that affect Chinese future economic growth and financial stability. Therefore, the central bank had established macro-prudential monetary policies to stabilize the financial market since the third quarter of 2009. Therefore, this paper constructs a partial equilibrium model of house price and credit leverage, then examines and analyzes the dynamic effectiveness of price-oriented and quantity-oriented monetary policy rules on deleveraging and adjusting house price from a time-varying perspective. Furthermore, due to the strong endogenous relationship among leverage cycle, house price and monetary policy, we propose a time-varying parameters structural vector autoregressive model to effectively capture the feedback relationship between the endogenous variables during 1996Q1 to 2016Q4 in China.

The estimated results show that the monetary policy preference of quantity versus price rules targeting to leverage cycle has timely adjusted, while both monetary policies have a significant preference targeting to house price since the subprime crisis. Furthermore, quantity-oriented monetary policies are more effective in controlling house price and leverage rate. Therefore, the central bank can further strengthen the policy orientation of quantity-oriented monetary policy targeting to both leverage cycle and asset price, while need to activate the role of price-oriented monetary policy in deleveraging. Since the transmission channel of interest rate in influencing asset price through capital cost isn't effective, it further restricts the role and effectiveness of price-oriented monetary policy in controlling asset price, and another reason is that the parameter of price-oriented monetary policy targeting to leverage hasn't always kept positive in the long-run. In addition, the price-oriented monetary policy has only a short-term effect of regulating and

controlling the two types of targets, while lacks a long-term persistent effect. One of the main reasons is that many policies don't have long-term coherence, the other reason is that the authorities lacks of guiding people to take a reasonable expectation of house price. Therefore, we should guide the people to hold a correctly anticipation of house price, even let them recognize that the house price will fall. Especially, keeping the long-term policy consistent and cultivating people's rational expectation even reverse expectation of house price are the both important conditions to improve the transmission effectiveness of monetary policy. Moreover, since the quantity-oriented monetary policy is more effective in controlling house prices and leverage, then in order to prevent the burst of the asset price bubble and outbreak of systemic risk under high leverage that endangers the real economy, the central bank can further strengthen the quantity-oriented monetary policy of targeting to the two types of goals. Meanwhile, the central bank also needs further improve the price guidance function of the monetary market, which can furthermore enhance the effectiveness of price-oriented monetary policy in influencing asset price and leverage cycle.

The contributions of this paper can be concluded in the following three aspects. Firstly, we construct a partial equilibrium model of house price and credit leverage to explain the micro-mechanism of quantity-oriented versus price-oriented monetary policies on house price and leverage dynamics. This model can effectively identify and capture the dynamic feedback relationship among endogenous variables. Secondly, through backstepping from TVP-VAR model, we can derive a TVP-SVAR model to accurately estimate the time-varying parameters of both price-oriented and quantity-oriented monetary policies targeting to the leverage cycle and asset price, and then we can furthermore analyze the strengthen and evolutions of monetary policy in regulating and controlling the both types of targets. Thirdly, this paper also uses lots of dynamic analysis methods, including time-varying impulse response, time-varying parameters and variance decomposition methods to identify and investigate the targeting degree and effectiveness of both price-oriented and quantity-oriented monetary policies on the leverage cycle and asset price in different periods from a time-varying framework in China. Finally, we put forwards some constructive policy enlightenments for the authorities to choose policies tools and implementation behavior to deal with deleveraging and controlling house price in different economic stages based on the above conclusions.

Keywords: Monetary Policy; Leverage Cycle; Credit-to-GDP Gap; Time-varying Parameters

货币政策对住宅商品房价格影响的区域差异

——来自我国 31 省际单位的证据

王天雨¹

【摘要】我国房地产市场的发展演进与我国宏观经济走向有着密切的关系。从实践经验亦不难看出，经济增速的快慢与货币政策的宽严对住宅商品房市场价格的波动有着不容忽视的影响。然而，由于我国不同地区间经济发展水平各异，经济运行特点有别；因此，我国区域住宅商品房市场价格与宏观经济的联动关系以及对货币政策的反应效力均呈现出明显差异。根据我国 31 省际单位相关宏观数据，通过 VAR/PVAR 模型及统计学方法，研究发现了能够解释各区域住宅商品房价格趋势被持续维持的“正螺旋反馈机制”及货币政策的时滞效应；基于此，可将全国各省际单位住宅商品房价格趋势的形成类型划分为货币政策主导型、经济增长主导型、混合主导型与房地产主导型。

【关键词】货币政策；联动机制；正反馈循环

一、引言

从我国上世纪 90 年代住房分配制度改革后至今的经济发展经验看，我国房地产市场的发展演进总是与我国的宏观经济走向有着千丝万缕的联系。长期以来，房地产业被定位为我国国民经济的支柱产业，其投资开发规模与交易水平均在某种程度上被视作宏观经济的指示器与晴雨表。由于房地产作为实体经济的重要组成部分，涉及上下游众多制造产业，能够很好地吸收相应的过剩产能，并促进基础设施建设。因此，当宏观经济下行时，往往通过加大房地产投资力度，同时施以相对宽松的货币政策和积极的财政政策，使房地产承担起提振经济的重要使命。而当宏观经济上行时，房地产业的发展也总是能够在经济的发展红利中实现更大程度上的产业繁荣。然而，近年来，伴随着金融创新与金融科技变革的突飞猛进，我国房地产业日渐凸显出有别于传统实体经济的投资属性，使得房地产市场价

¹ 王天雨，清华大学五道口金融学院博士研究生

格的形成、产业整体的发展与宏观经济的互动关系变得更为错综复杂。是房地产业单向决定着宏观经济，还是宏观经济单向影响着房地产业，或二者兼而有之？

因住宅商品房在房地产业中占有绝对比重，也与人民生活直接相关，所以住宅商品房的市价更受社会的普遍关注。截至 2015 年底，我国住宅商品房开发投资额达到 64595.24 亿元，占同年房地产开发投资总额的 67.30%。自 2016 年 12 月我国中央经济工作会议首次明确了要坚持“房子是用来住的，不是用来炒的”的定位开始，十九大报告中再次对“房住不炒”的立场予以重申。只有深入了解我国住宅商品房市价与宏观经济的联动关系以及不同区域住宅商品房市场对货币政策的反应效力，才能更好地认识并解释我国住宅商品房市场区域价格异化的现象，有效评估区域房地产业的发展，对相关政策的制定及房地产调控长效机制的建立提供有益的参考，具有重要的现实意义。

二、文献综述

根据现有文献的研究成果，概括而言，货币政策与资产价格的波动存在着互为因果，相互影响的关系。货币当局实施的宽严不同的货币政策，将会通过多种渠道的传导影响资产价格水平；而资产价格本身是否被纳入货币政策的反应函数以进行事前干预或事后引导，也将会面临社会福利损益的权衡[1]。从主流学术观点看，货币政策主要存在利率与信贷两种传导渠道，对资产价格产生影响[2]。而资产价格，又将会通过托宾 Q 效应、财富效应、资产负债表效应等影响实体经济[3]。具体到我国而言，王丹[4]指出，我国货币政策的传导渠道可以被描述为：再贷款路径、再贴现路径、公开市场业务路径、准备金率路径、存贷款利率路径、窗口指导路径等。

货币政策的利率传导机制主要以凯恩斯学派提出的 IS-LM 模型为代表。他们认为，货币供应量的增加，会导致利率的降低，进而使资本成本下降，投资上升；最终造成总产出与总需求的增加。K. Adam, A. Marcet 和 J.P. Nicolini[5]研究也指出，对于风险厌恶的市场参与者，低利率水平将会提高资产价格的波动性。然而，货币学派则认为，货币政策的资产价格传导表现为信贷渠道。货币供应量的增加会增加银行储备，可贷资金增多一方面使银行更愿意贷出资金，另一方面对于企业也更希望得到贷款以进行更多投资，最终导致总产出的上升。伴随着总需求与总产出水平的增加，资产价格趋于上升；由于信贷市场存在着委托—代理问题，为降低信息不对称所产生的代理成本，资产本身也是外部融资的重要

担保。因此，资产价格的提高，会增进其信用的表现，银行便更乐于贷款；不断取得的贷款又将会促使资产价格的进一步提高；如此正向的反馈循环，将会在一段时间内持续，造成资产价格水平的连续攀升，形成泡沫。这也就是 Bernanke 和 Gertler[6]提出的“金融加速器”效应。Aoki 等[7]通过构建 DSGE 模型也发现了房地产价格由于金融加速器效应的存在增强了货币政策的作用。而由 Tobin[8]和 Friedman[9]分别提出的“托宾 Q 效应”与财富效应，也能够部分解释货币政策与资产价格之间联动的关系。当货币政策较为宽松时，资产的 Q 值通常会大于 1，且有上升的趋势；即意味着对资产进行新增投资能够获益。由此会吸引更多的资金和投资者参与，并引发需求的扩张，产出与价格将出现上升。另外，宽松的货币政策能够使社会公众持有的财富量增加，从而提高可支配收入水平；可支配收入水平的增加，又会增强人们的消费欲望，刺激需求，资产价格上升；反之亦然。

若仅就我国近年来房地产市场价格与货币关系方面的研究来看，大致可将其分为以 VAR 模型及其相关修正模型为基础的实证分析和以动态随机一般均衡模型（DSGE 模型）为主要理论模型的推导两类。同时，由于我国幅员辽阔，自然禀赋与历史条件等多重原因造成的各区域及各省际单位层面经济发展水平参差不齐，差异显著；故而，基于 Mundell[12]提出的“最优货币区理论”，相关学者对因我国货币政策区域效应的不同从而影响房地产市场价格方面也进行了相关研究。蒋益民、陈璋[11]运用 SVAR 模型证明了我国存在明显的货币政策区域效应，且区域生产力水平的差异是造成货币政策区域效应的长期因素。另外，区域产业结构和区域金融结构也是形成货币政策区域效应的重要因素。周晖、王擎[12]通过实证检验发现，我国房地产价格与货币供应量的联动变化非常剧烈，但货币政策对不同城市房价的调控效果不同。王先柱、赵奉军[13]则指出，货币政策的利率传导机制对房地产价格的影响不明显，而信贷渠道显著促使了房地产价格的快速上涨。黄飞雪、王云[14]，沈悦、周奎省、李善燊[15]，程凤琴[16]，余华义、黄燕芬[17]分别选用 SVAR、FAVAR、VAR、GVAR 模型对我国货币政策的房价传导机制及区域异质性进行了实证分析。实证结果显示，从全国层面看，货币供应量是影响我国房价的主要因素；而从区域层面看，相较于中西部城市，货币供应量对于一线城市和东部城市房价有更大的正向影响。与此同时，沈悦等发现，利率对于房价的影响也是明显的。王先柱、毛中根、刘洪玉[18]，詹力[19]，徐忠、张春雪、邹传伟[20]，陈长石、刘晨晖[21]则通过构建基本计量模型或 MS-VAR、MS-VECM 等模型，说明了房价和货币供应量对经济增长在相当长的时间内对经济增长的影响较大；而且，在房价快速增长和增速衰退时，货币供应量对房价的影响尤为明

显。房地产泡沫对实际利率的反映存在明显的非线性特征，利率只有达到一定水平后才能有效抑制房地产需求，且东部地区较中西部地区效果更好；该负向关系，在长期中趋于弱化。

另外，诸多学者在动态随机一般均衡模型的理论框架下，也对我国货币政策与房地产价格波动展开了分析。梁斌、李庆云[22]基于贝叶斯估计构建了包含房地产部门的动态随机一般均衡模型，通过方差分解发现，我国的货币政策总体上是宽松的，且房地产成本冲击是影响我国房地产价格的主要因素。货币政策的最优选择应是温和地对房地产价格波动进行反应。陈利锋、范红忠[23]也采用贝叶斯估计方法建立了一个包含普通消费品部门与房地产部门的多部门 NKMP-DSGE 模型。研究结果显示：宽松的货币政策在推动我国房价上涨中扮演了重要作用。同时，相关的研究发现，货币政策不仅会对我国房地产价格造成影响；而且，反过来，我国房地产价格也会影响我国中央银行制定相应的货币政策。如：徐妍、郑冠群、沈悦[24]进一步将我国房地产价格纳入货币政策规则——泰勒规则、麦科勒姆规则，基于多部门 NK-DSGE 模型的推导，说明了房地产市场对于经济增长和金融稳定的影响不仅通过直接的产业和信贷关系发挥作用，而且可能通过央行的货币政策将来自本市场的冲击和波动溢出到其他部门。这就本质上对我国央行的货币政策调控水平提出了更高的要求。杜修立、董凯[25]则是将房地产价格因素引入货币政策的反应函数，得出了考虑房地产价格后的反应函数对于通胀的反应更为显著，且与我国的实际情况更加吻合。因此，建议央行在制定货币政策时需考虑房地产价格的影响。

综上所述，对于我国房地产区域价格与货币政策联动关系的研究，不仅能够从反应速度上掌握我国房地产市场区域价格形成对货币政策的敏感性，而且有利于从体量规模上制定差异化的货币政策使其更有效地调控房价。笔者将根据弗里德曼所提出的“货币供应量渠道”传导机制理论，从实证的角度探讨货币供应量与我国各区域房地产价格的相关性，进而分析我国房地产市场区域异化的相关问题。

三、机制讨论

大量国内外研究表明，房地产价格与经济增长、货币供应量、信贷规模等相关宏观经济变量之间均存在着相互作用与影响。Iacoviello[26]以美国房地产为例，研究表明，美国房价变动的 20% 能够被货币政策所解释。谭正勋、王聪建立四部门一般动态均衡模型证明

了房价波动通过银行信贷对宏观经济产生影响；同时，房地产价格的银行反馈系统能够显著增大宏观经济的波动。本文旨在探究我国住宅商品房区域价格与区域经济增长、货币政策三者之间的互动关系，故而，在实证研究之前，对变量间的影响机制进行基本的讨论与梳理。

（一）影响机制

1、货币政策与住宅商品房销售价格的影响机制

货币政策的宽松或紧缩意味着增加或减少货币的供应量，货币供应量的多寡将分别通过

利率渠道与信贷渠道，从供给需求两个方面对市场参与主体的交易行为产生影响。货币流动性充裕，资金的使用成本——利率下降。从需求角度看，家庭的借款能力增强，会增加对住宅商品房的需求，推动住宅商品房销售价格的上涨。再从供给角度看，利率下降会降低房地产开发商的借贷成本，使其增加投资，产生更多的住宅商品房供给，有利于住宅商品房销售价格的下降。因此，从理论上讲，名义利率对住宅商品房销售价格的影响将取决于其对住宅商品房需求和供给两方面影响的相对大小。另外，货币供给量增加，将会放松银行的信贷约束，银行的借贷能力提升，通过信贷渠道的传导，导致货币供应量的进一步扩张，产生住宅商品房价格的上升。同理，当货币供应量下降时，上述机制仍然适用。

2、信贷规模与住宅商品房销售价格的影响机制

住宅商品房作为家庭有效的资产与抵押品，其价值与数量将直接决定家庭的借贷能力。当经济向好，资产价格上升时，家庭“资产负债表”的表现良好，借贷能力增强、信用度提升。家庭能够从银行获得更多的贷款，用以增加消费或投资，导致市场总需求上升，资产价格的进一步上涨。当经济受到负向冲击，资产价格下降时，资产负债表情况恶化使家庭的借贷能力萎缩，消费与投资减少，资产价格继续下降。由此可见，资产负债表效应形成了“资产价格上升\下降—借贷能力上升\下降—资产价格新一轮上升\下降”的正螺旋反馈循环。另外，从银行的角度看，房地产价格的上升将导致银行贷款的抵押资产价值上升，信贷风险下降，银行更有意愿发放贷款。

3、经济增长与住宅商品房销售价格的影响机制

住宅商品房销售价格与经济增长之间是由于财富效应与托宾 Q 效应的存在，引起消费和投资的变动，进而对宏观经济波动产生影响。住宅商品房是微观个体财富水平的重要体现，当价格上升时，在边际消费倾向不变的情况下，会使消费增加，导致市场总需求增加。

同时，当住宅商品房销售价格高于其重置成本时，托宾 Q 值大于 1，将导致住宅商品房投资收益的增加，从而刺激总需求。

综上所述并参照叶欣、王婕的研究，可将住宅商品房价格、货币政策与经济增长的影响机制概括如下（如图 1 所示）：

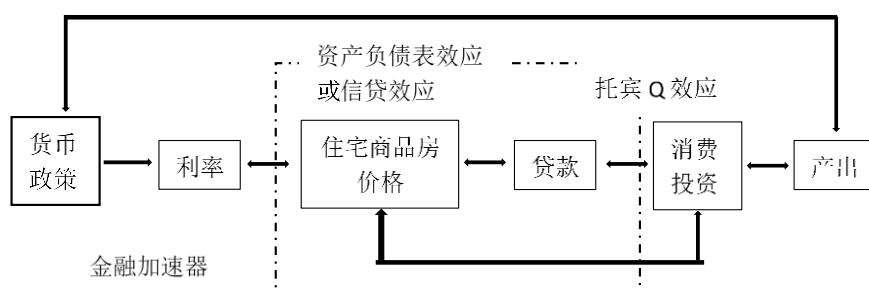


图 1 住宅商品房价格、货币政策与经济增长的影响机制

然而，由于我国各省际单位省情省策各异，住宅商品房销售价格、货币政策与经济增长之间的相互影响机制亦会有所不同。根据各省际单位住宅商品房销售价格、广义货币供应量、本外币各项贷款余额、国内生产总值增长率两两之间同期及错期相关系数的计算结果（详见表 1），并综合考虑相关性强度、历史数据所显示的趋势关系等因素，可将我国各省际单位住宅商品房销售价格的变动划分为货币政策主导型、经济增长主导型、混合主导型与房地产主导型。同时，可以发现，我国各省际单位在上述四变量增长率之间均明显存在着正螺旋反馈机制。该机制能够很好地解释我国住宅商品房销售价格水平与货币政策宽严、经济增长快慢之间同涨同跌以及伴随经济的快速增长，我国住宅商品房销售价格持续居高不下的现象。

表 1 我国各省际单位住宅商品房销售价格增长率与国内生产总值 GDP、
本外币各项贷款余额 Loan、广义货币供应量 M2 增长率的相关系数

	GDP 与 Loan	GDP 与 M2	GDP 与 hp	M2 与 Loan	M2 与 hp	Loan 与 hp
北京市	0.693+	-0.347-	-0.302-	0.5650	0.483-	0.568-
天津市	0.469+	-0.518-	0.506-	0.6670	0.2970	0.660-
河北省	-0.454-	0.579-	0.565+	0.6380	0.428-	0.579-
山西省	-0.515-	0.524-	0.3380	0.5420	-0.252-	0.468+
内蒙古	0.549+	-0.524-	0.799+	0.6110	0.401+	0.816-
辽宁省	0.542+	0.566-	0.684-	0.516+	0.414-	-0.669+
吉林省	-0.461-	0.567-	0.726+	0.4740	-0.583-	-0.499+
黑龙江省	-0.547-	0.653-	0.519+	0.4790	0.614-	-0.492+
上海市	0.535+	-0.462-	0.440-	0.6760	0.7200	0.6990
江苏省	0.596-	0.502-	0.666-	0.5970	0.4450	0.5770
浙江省	0.766-	0.533-	0.642+	0.448+	0.3800	0.649+
安徽省	0.586-	0.702-	0.5530	0.5300	-0.438+	-0.559-
福建省	0.765-	0.612-	0.6460	0.510+	0.422+	0.6610
江西省	-0.499-	0.637-	0.456+	0.5440	0.612+	-0.547-
山东省	0.535+	-0.493-	0.502-	0.5910	0.427+	0.4810
河南省	-0.7000	0.431-	0.584+	0.4740	0.326+	0.4500
湖北省	0.458-	0.498-	-0.538+	0.6170	0.371+	-0.619-
湖南省	-0.430-	0.618-	0.656-	0.6170	0.441+	0.4720
广东省	-0.491-	-0.451-	0.488+	0.5920	0.481-	-0.574+
广西	0.506-	0.650-	0.519+	0.6070	0.509-	0.7260
海南省	-0.600-	0.747-	0.551-	0.6160	0.459+	-0.692+
重庆市	0.440-	0.666-	0.760-	0.5700	0.537+	0.5160
四川省	0.493+	0.672-	0.7470	0.5220	0.368+	0.725-
贵州省	-0.7370	0.593-	0.665-	0.4550	0.500+	0.537-
云南省	0.646-	0.640-	0.525+	0.7020	0.533+	0.762+
陕西省	-0.375-	0.575-	0.600-	0.5590	0.503+	-0.372-
甘肃省	-0.458-	0.688-	0.431+	0.3510	0.2460	-0.534-
青海省	-0.544-	0.593-	0.5350	0.364+	0.446+	0.509-
宁夏	0.556+	0.517-	0.687-	0.524+	0.4270	0.7080
新疆	-0.363-	0.685-	0.377-	0.504+	0.483+	0.6880

注：各相关系数的上标具有如下含义：+表示在列变量名中，前变量对后变量有先期影响；如：北京市 GDP 与 Loan 的相关系数为 0.693+，即表示北京市 GDP 与 Loan 具有 0.693 水平的正向相关关系，且 GDP 对 Loan 存在时间上的先期影响；-表示在列变量名中，后变量对前变量有先期影响；0 表示在列变量名中，前后变量之间相互存在同期影响。

（二）我国各省际单位正螺旋反馈机制类型

1. 货币政策主导型

货币政策主导型主要表现为：住宅商品房销售价格的波动及经济增长速度的起落均是由货币政策（广义货币供应量或本外币各项贷款余额）的初始变动所带动的。多年来，在我国的天津市、山东省、湖南省、贵州省与新疆维吾尔自治区等地，先期的广义货币供应量与信贷供给的变动能够更好地直接或间接解释其同期或后期住宅商品房销售价格与经济增长速度的升降，形成如图 2 所示的周而复始的“正螺旋反馈闭环”。

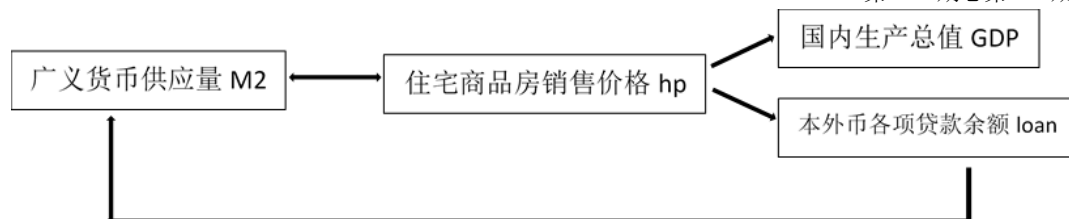


图 2 货币政策主导型（非独立型）“正螺旋反馈机制”

同时，我国辽宁省、安徽省、福建省、海南省及重庆市则更多地表现出了广义货币供应量与本外币贷款余额的相对独立性，二者相关关系较弱，且分别直接先期影响着区域内住宅商品房销售价格的波动及直接或间接地先期影响区域经济增长。该机制的特点在于，货币政策对住宅商品房销售价格的影响效力可以通过不同渠道（即货币供应量渠道与信贷渠道）同时得到发挥，但住宅商品房销售价格与货币政策仅存在单向影响，并未形成严格意义上的“正螺旋反馈闭环”（如图 3 所示）。也就是说，具有货币政策主导型（独立型）“正螺旋反馈机制”的省际单位，相较于具有货币政策主导型（非独立型）“正螺旋反馈机制”的省际单位，在其他条件相同的情况下，面对同一货币政策的冲击，将会产生强度更为明显但持续期更短的住宅商品房销售价格的波动。

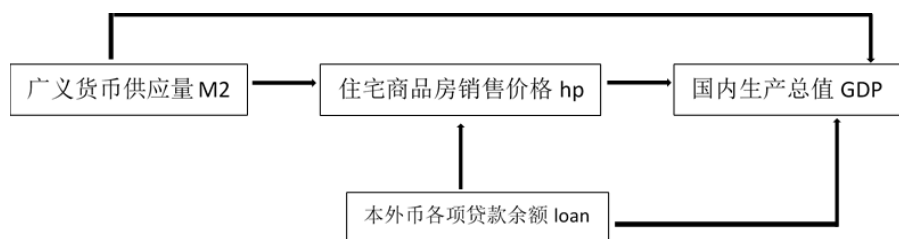


图 3 货币政策主导型（独立型）“正螺旋反馈机制”

2. 经济增长主导型

经济增长主导型是指住宅商品房销售价格的上涨主要受经济增长的先期影响。经济向好，导致住宅商品房销售价格升高，并进而推动货币政策的宽松——广义货币供应量的增加。同时，信贷规模的扩张一方面直接推升住宅商品房销售价格，另一方面通过拉动经济的增长，进而间接对住宅商品房销售价格产生正面影响。山西省、浙江省、吉林省与黑龙江省等均具有该类型机制的表现特点（如图 4 所示）。

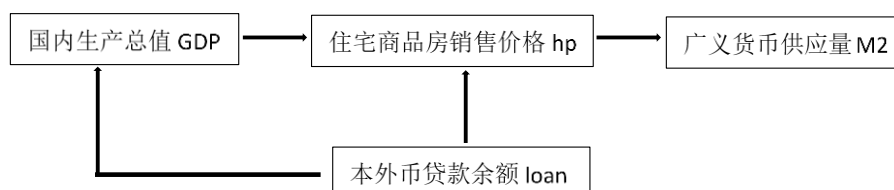


图 4 经济增长型（开放型）“正螺旋反馈机制”

另外，经济增长主导型正螺旋反馈机制还有另外一种表现形式，如图 5 所示。该机制与经济增长型（开放型）“正螺旋反馈机制”的不同在于，当经济增长的初始变动引起住宅商品房销售价格上升后，不仅使广义货币供应量增加，而且直接导致了信贷的扩张。广义货币供应量进而推动经济上行，重复上述过程，形成完整的“正螺旋反馈闭环”。因此，一旦进入经济上行通道，房价上涨与流动性增长趋势便很难逆转。统计数据显示，我国河北省、广东省、甘肃省与广西省等多存在该机制运行的特点。

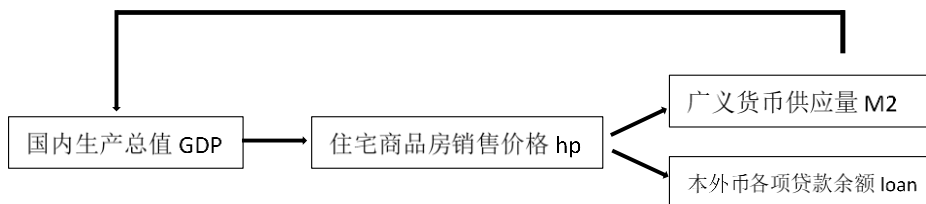
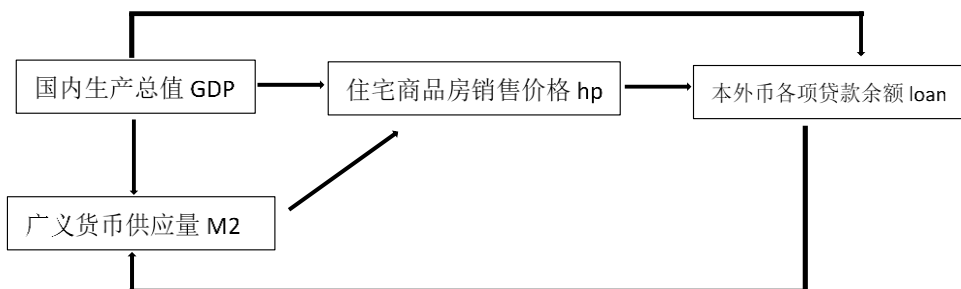


图 5 经济增长型（闭合型）“正螺旋反馈机制”

3. 混合主导型

从图 6 中不难看出，相较于货币政策主导型与经济增长主导型，混合主导型的不同在于，该区域住宅商品房销售价格的变动同时受到来自于经济增长与货币政策先期变化的双重影响，更具复杂性。内蒙古自治区、江西省、河南省、湖北省、四川省、陕西省、青海



省及宁夏回族自治区的住宅商品房销售价格与相关宏观经济变量之间的动态关系均呈现出混合主导型的特点。

图 6 混合主导型“正螺旋反馈机制”

4. 房地产主导型

在我国北京市、上海市与江苏省则又表现为房地产主导型“正螺旋反馈机制”。该地区的经济增长，货币供应与信贷供给均主要受到住宅商品房销售价格的初始影响。并通过房价与广义货币供应量的相互反馈，形成了支撑房价长期高企的“正螺旋反馈闭环”（如图 7 所示）。

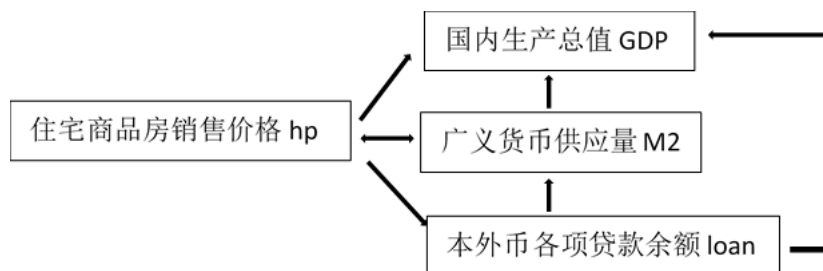


图 7 房地产主导型“正螺旋反馈机制”

另外，在分析的过程中发现，云南省较为特别：其住宅商品房销售价格与货币政策、经济增长之间的动态关系无法归于上述反馈机制中的任何一类。国内生产总值、广义货币供应量与本外币贷款余额的原始变动均会造成云南省住宅商品房销售价格的后期的变化；而且，并不具有“正螺旋反馈闭环”的特点。

综上所述，我国东部地区各省际单位更多表现为住宅商品房销售价格的先期上涨带动当地经济增长的特点，而中西部地区各省际单位则更倾向于由经济增长拉动住宅商品房销售价格的上升。通过对不同类型正螺旋反馈机制的简要阐释，将会对我国相关实际政策的制定实施提供有益的思考。货币政策主导型意味着广义货币供应量或信贷规模的先期变动能够解释住宅商品房价格的部分波动。而其存在的“正螺旋反馈闭环”则又说明，住宅商品房价格将会反过来进一步刺激货币政策的持续宽松。因此，对于具有货币政策主导型特征的省际单位，采用包括货币供应、利率水平以及存贷款准备金率等手段的调控政策，将会真正发挥调节房地产价格的作用。对于经济增长主导型的省份，因其住宅商品房价格的高企更多来自于宏观经济繁荣抑或萧条的周期性影响，是与经济发展相伴相生的部分。所以，笔者认为，经济增长主导型的住宅商品房价格上涨属于阶段性上涨，在一定时期内，可以给予较货币政策主导型房价上涨更大的容忍度。在政策方面，应主要通过调整经济增长方式，逐步减弱房地产与经济发展的强依赖性，而非直接打压或刺激房地产市场。混合主导型因其变量的联动关系中同时包含经济增长与货币政策的双重影响，所以，政策的制定与实施应兼顾二者的利害。房地产主导型则应更加注意引起住宅商品房价格变化的外生性因素，尽量避免住宅商品房价格发生“自我实现”式的趋势加强。同时，从变量间相关系数的计算结果看，相较于全国广义货币供应量，住宅商品房销售价格对区域本外币各项贷款余额的变动更为敏感。因此，区域货币政策的制定，在保持与全国整体层面货币政策方向一致的前提下，应适当兼顾本地区住宅商品房价格与信贷、经济总量等因素错期相关的动态影响。

四、数据与方法

（一）样本来源与数据处理

本文旨在探究我国住宅商品房区域价格波动与相关宏观经济因素的联动性及价格的区域异化特征。国内外现有研究结果表明，中国 GDP 增长与住宅价格变化的相关性逐渐增强，且二者的变动具有同步性。美国经济学家西蒙·库兹涅茨也在对多国的实证分析中得出，经济增长与房地产业发展高度相关：通常情况下，经济增长率小于 4% 将与房地产业发展萎缩同时发生；而当经济增长率在 10%-15% 水平，则会伴随着房地产业的飞速发展[27]。与此同时，相关研究发现，住宅商品房价格还与货币供应量具有较强的相关性，二者在计量分析中能够显示出 Granger 因果关系[28]。Gerlach 和 Peng 在对香港住宅价格、房地产信贷、经济增长的研究中认为，房价显著影响了银行贷款规模[29]。然而，以往对住宅商品房价格与宏观经济因素动态关系的研究相对分割或分散，即仅单独分析房价与信贷的关系，房价与产出的关系等，并未注重系统性的整合研究[30]。

基于此，在现有研究成果的基础上，本文在具体的计量模型分析中将分别选取各省际单位住宅商品房销售价格作为反映房地产市场区域价格的描述；选取国内生产总值作为各省际单位宏观经济走势的度量。同时，为保证结果的稳健性与可信度，将广义货币供应量、区域本外币各项贷款余额作为各省际层面宏观经济政策的衡量指标，分别纳入模型进行分析。

住宅商品房销售价格 hp 。住宅商品房是房地产业的重要组成部分，并具有更强的社会属性。因此，本文将住宅商品房价格作为房地产市场区域价格的有效度量，用以研究宏观经济因素与之的互动关系。

广义货币供应量 $M2$ 。广义货币供应量 $M2$ 是或有通货膨胀风险的重要表征，并可被用于中长期金融市场均衡目标的调控。目前，在我国的公开数据中，仅有全国口径广义货币供应量的统计。因此， $M2$ 可以作为我国货币政策宽严的度量指标，并进行 $M2$ 对各区域层面影响差异性的分析。

本外币各项贷款余额 $Loan$ 。本外币贷款余额可以反映某一特定时点前已发生但截止该时点尚未偿还的本外币贷款总额。本外币各项贷款余额的增速是市场流动性变化的有效反映，也是货币政策宽严的重要度量指标之一。现阶段，因我国对各省际层面本外币贷款余额均有统计，相较于全国层面的广义货币供应量包含有更多的地域信息。所以，本研究在

模型分析中将选择区域本外币各项贷款余额作为 M2 的替代变量,以保证结果的稳健性。

国内生产总值 GDP。国内生产总值是反映一个国家(或区域)经济发展水平和经济总体规模的一个最综合、最具代表性的指标。GDP 的增长速度能够反映一个国家(或区域)经济发展的快慢,并主要通过影响就业率、固定资产投资、市场预期等方式,直接或间接影响房地产业发展与房地产价格的变化。

鉴于我国宏观经济数据的可得性与存续的时间长度,本文分别选取 1999 年第四季度—2015 年第四季度广义货币供应量 M2、2003 年第四季度—2015 年第四季度各省际单位本外币各项贷款余额 Loan 以及与 M2、Loan 同期的国内生产总值 GDP、住宅商品房销售价格 hp。因所有原始数据均未能通过 ADF 的单位根检验,存在非平稳性;所以,笔者首先选用 X-12-ARIMA 方法对所有变量的原始数据进行季度调整;然后,分别取对数并做一阶差分处理,以近似表示各变量的增长率,记为 $d\ln gdp(i)$ 、 $d\ln hp(i)$ 、 $d\ln m2$ 与 $d\ln loan(i)$,最大程度消除变量数据的非平稳因素,保证回归模型结果的稳健性。其中, $i=1,2,\dots,31$, 对应我国 31 省份(自治区、直辖市)。本研究原始数据主要来自于国家统计局、中国人民银行、中国统计年鉴、中国金融统计年鉴、中国房地产统计年鉴、各类地方统计年鉴、Wind 数据库、EPS 数据库、塔塔数据库、中宏数据库等;少量数据来自于全国或各省际单位《政府工作报告》。

(二) VAR/PVAR 方法及参数估计

VAR 模型不以经济理论为基础,而是通过多方程的联立使得系统内每个方程都包含有相同的内生变量的滞后期,以用于描述系统内全部内生变量的动态关系、分析随机扰动对变量系统的动态冲击,并进一步解释经济冲击对经济变量所产生的影响。Holtz-Eakin、Newey 和 Rose 认为,向量自回归方法(VAR)能够较好的反映各变量之间的动态关系,而不需要对各变量的内生性与外生性进行严格的区分。所以,VAR 模型被主流经济学界公认为描述变量间动态关系的一种实用方法。由于货币政策、经济增长与住宅商品房销售价格之间存在相互影响,互为因变量和自变量的复杂关系。所以,传统只能反映出多变量之间单向关系的多元回归计量模型,不能够满足本研究的需要;而向量自回归模型则将三者同时作为内生变量,可以更好地呈现出住宅商品房价格与我国相关宏观经济变量之间在时间与空间上的动态关系。然而,由于我国住宅商品房销售价格及相关宏观因素变量数据在时间维度层面的存续时长较短;因此,单从每个省际单位看,其数据的样本量十分有限。为保证研究结果的稳健性,本文将在 VAR 模型的基础上,采用面板向量自回归模型(PVAR)

方法，对我国整体层面及东、中、西部区域层面做进一步的分析。

具体而言，滞后阶数为 p 的固定参数向量自回归（VAR）模型的基本表达式为：

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad t = p+1, \dots, n \quad (12)$$

y_t 为 k 维向量，由模型中所有内生变量的第 t 期值组成； $A_1, A_2, \dots, A_p$ 为 $k \times k$ 的待估系数矩阵， u_t 为 k 维误差向量。式（1）中所有待估参数均为非时变参数（固定值），即为 VAR 模型变量系数的取值。

p 阶滞后的 PVAR 模型基本表达式如下：

$$y_{it} = B_0 + B_1 y_{it-1} + B_2 y_{it-2} + \dots + B_p y_{it-p} + f_i + v_t, \quad i=1, 2, \dots, 30; \quad t=p+1, \dots, n \quad (13)$$

其中， i 是区域标识，对应我国 30 个省（直辖市、自治区）（除新疆自治区）； t 代表时间。 $\{y_{it}\}_{i=1}^{30}$ 为面板数据第 t 期横截面， $\{y_{it}\}_{t=1}^n$ 为面板数据第 i 个时间序列。 y_{it} 分别包含变量 $\text{dlnngdp}(i)$ 、 $\text{dlnhp}(i)$ 、 dlnm2 与变量 $\text{dlnngdp}(i)$ 、 $\text{dlnhp}(i)$ 、 $\text{dlnloan}(i)$ ，且分别记作模型（1）与模型（2）。由于每个区域面板数据中住宅商品房市场存在结构差异，所以，PVAR 模型需引入代表固定效应的变量 f_i 并采用“前向均值差分法”以消除系数估计所可能产生的偏误。

五、实证分析

（一）VAR 模型分析

本研究首先将分别以变量 dlnngdp 、 dlnhp 、 dlnloan （模型（1））与变量 dlnngdp 、 dlnhp 、 dlnm2 （模型（2））为基础构建各省际单位的 VAR 模型。

1. VAR 模型最优阶数的确定。

建立 VAR 模型的第一步，就是要确定 VAR 模型变量间的最优阶数；由于不同省际单位具有不同的省策省情，所以，在 VAR 模型中也具有不同的最优阶数。表 2 分别显示了变量 dlnm2 、 dlnhp 、 dlnngdp 之间（模型（1））与变量 dlnloan 、 dlnhp 、 dlnngdp 之间（模型（2））通过 LR、FPE、AIC、HQIC、SBIC 等原则判定的各省际单位 VAR 模型最优阶数的结果。

表 2 各省际单位 VAR 最优阶数判定结果

省份	模型 (1)	模型 (2)	省份	模型 (1)	模型 (2)	省份	模型 (1)	模型 (2)
北京市	4	3	浙江省	2	1	海南省	4	4
天津市	3	1	安徽省	2	2	重庆市	4	1
河北省	1	3	福建省	1	4	四川省	3	3

续表 2

省份	模型 (1)	模型 (2)	省份	模型 (1)	模型 (2)	省份	模型 (1)	模型 (2)
山西省	2	1	江西省	3	3	贵州省	1	1
内蒙古	1	1	山东省	4	4	云南省	2	2
辽宁省	1	1	河南省	1	4	陕西省	1	1
吉林省	2	3	湖北省	3	4	甘肃省	2	1
黑龙江	3	4	湖南省	1	3	青海省	4	1
上海市	1	1	广东省	1	1	宁夏	2	4
江苏省	2	1	广西	1	1	新疆	2	4

2. 格兰杰因果关系。

表 3 中所列示的 Granger 因果关系, 是根据 EVIEWS 8.0 Granger 检验结果, 并按照 10% 可信度水平作为判断标准, 归纳而得。可以看出, 全国大部分省份都存在着明显的经济增长、信贷规模或广义货币供应量、住宅商品房销售价格之间的互动关系。其中, 有 23 个省际单位存在单向或双向的房价与经济增长的 Granger 因果关系, 12 个省际单位存在单向或双向的房价与信贷规模、10 个省际单位存在单向或双向的房价与广义货币供应量之间的 Granger 因果关系。这说明了, 我国现阶段房地产业的发展与经济增长仍存在着较强的依赖关系: 房地产繁荣推进经济的快速增长, 经济的快速增长又将刺激房地产市场的进一步繁荣。

另外, 从 Granger 因果关系方面看, 大多省际单位存在能够长时间维持房价攀升的“正螺旋反馈机制”。如: 天津市表现出了广义货币供应量是国内生产总值的 Granger 因; 国内生产总值是住宅商品房销售价格的 Granger 因; 住宅商品房销售价格又是国内生产总值与广义货币供应量的 Granger 因; 如此一来, 若广义货币供应量出现原始的增加, 便会继而传导至经济增长, 并对住宅商品房价格产生正向影响。可以看出, 这与上述的统计学分析结果一致。

概而言之, 根据 Granger 因果关系的计量结果显示, 我国住宅商品房销售价格长期的高位维持可以通过各区域内的“正螺旋反馈机制”进行说明。国内生产总值、货币供应量或信贷规模以及住宅商品房销售价格一旦发生上升性变动, 便会因“正螺旋反馈机制”的互动影响, 造成住宅商品房价格的多轮持续上涨。而各区域的不同在于其初始变动的主导变量, 有些是货币政策 (广义货币供应量或本外币贷款余额)、有些是经济增长, 有些则是二者的

共同作用或者房价自身的变化。Granger 因果关系所得结论虽略与上述统计学分析的结果略有差别，但具有高度相关的一致性。

表 3 经济增长、信贷规模（或广义货币供应量）与住宅商品房销售价格之间的 Granger 因果关系

	包含省际单位
dln _{gdp} 是 dln _{loan} 的因	黑龙江省、江苏省、浙江省、福建省、江西省、湖南省、海南省、重庆市、四川省、贵州省、云南省、新疆维吾尔自治区
dln _{loan} 是 dln _{gdp} 的因	河北省、吉林省、黑龙江省、浙江省、福建省、山东省、河南省、湖北省、湖南省、海南省、重庆市、四川省、陕西省、青海省
dln _{gdp} 是 dln _{hp} 的因	天津市、河北省、内蒙古自治区、吉林省、江苏省、浙江省、江西省、山东省、湖北省、海南省、广西壮族自治区、重庆市、四川省、陕西省、贵州省、甘肃省、青海省
dln _{hp} 是 dln _{gdp} 的因	天津市、吉林省、黑龙江省、江苏省、浙江省、福建省、江西省、河南省、湖北省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、海南省、四川省、云南省、陕西省
dln _{loan} 是 dln _{hp} 的因	河北省、黑龙江省、山东省、湖北省、广西壮族自治区、贵州省、宁夏回族自治区
dln _{hp} 是 dln _{loan} 的因	吉林省、上海市、湖北省、广西壮族自治区、重庆市、四川省、新疆维吾尔自治区
dln _{m2} 是 dln _{hp} 的因	北京市、内蒙古自治区、浙江省、福建省、湖北省、贵州省、新疆维吾尔自治区
dln _{hp} 是 dln _{m2} 的因	天津市、重庆市、青海省
dln _{m2} 是 dln _{gdp} 的因	天津市、山西省、安徽省、江西省、山东省、海南省、四川省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区
dln _{gdp} 是 dln _{m2} 的因	浙江省、安徽省、江西省、山东省、海南省、重庆市、青海省

3. 脉冲响应函数分析。

对于连续时间系统来说，脉冲响应函数（Impulse Response Function, IRF）刻画了 VAR 模型中一个内生变量的冲击对于模型中其他内生变量所产生的影响。根据上述最优滞后阶数的判定结果建立相应的 VAR 模型，并依次检验模型的单位根是否全部落在单位圆内，用以保证 VAR 模型的稳定。在验证了各省际单位 VAR 模型全部稳定的基础上，分别对本外币贷款余额增长率或广义货币供应量增长率施加一个标准差的新息冲击后，住宅商品房销售价格增长率在 28 个季度内的变化情况。

整体来看，由于所选取广义货币供应量的数据是全国层面的总体水平，而采用的本外币各项贷款余额数据，均来自于各省际单位。所以，从脉冲响应分析图中可以发现，人民币各项贷款余额增长率一个标准差的新息冲击对于住宅商品房销售价格增长率的影响，较广义货币供应量增长率而言，更为明显与直接。全国各省际单位（除西藏自治区）本外币各项贷款余额增长率的冲击对住宅商品房价格的影响大多延续至 8-12 个季度，即 2-3 年；而广义货币供应量的冲击对住宅商品房价格的影响多持续 6-8 个季度，即 1.5-2 年。因此，较信贷规模，广义货币供应量对住宅商品房价格的冲击影响往往更加短暂。

具体来讲，同一标准差的本外币各项贷款余额（或广义货币供应量）增长率的新息冲击，对于全国各省际单位有着不同的影响时长与程度。其中，北京市、天津市、山西省、

内蒙古自治区、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、安徽省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、重庆市、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省等 18 个省际单位具有较为理想的本外币各项贷款余额增长率对住宅商品房销售价格增长率的脉冲响应；天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、上海市、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、山东省、湖北省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、四川省、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区等 24 个省际单位具有较为理想的广义货币供应量增长率对住宅商品房销售价格增长率的脉冲响应。其共同的特点在于，上述省际单位对一标准差的新息冲击在一定时间范围内，均出现了冲击影响的明显减弱过程并趋于收敛。

仅就本外币各项贷款余额对房价的脉冲响应图看，除安徽省外，贷款规模的变动对各省际单位的房价影响不存在明显的滞后效应。北京市、天津市、浙江省、江苏省、安徽省、广西壮族自治区、贵州省、甘肃省以及云南省，从冲击影响产生开始至冲击影响消失止，均表现为信贷规模冲击对住宅商品房价格的正向影响，且冲击影响的峰值多出现在冲击发生后的第 2 季度或第 3 季度。然而，河北省、山西省、内蒙古自治区、吉林省、江西省、陕西省、重庆市与青海省则表现为，住宅商品房价格对本外币各项贷款余额的初始冲击反应为负。虽然，除江西省外，以上其他 7 省份的负向影响均较弱，且在后续时间内，本外币各项贷款余额的冲击仍表现为正向影响。但冲击所产生的初始负向影响，确实有悖于传统的“信贷扩张会导致资产价格上涨”的理论认知。不难看出，这些存在本外币各项贷款余额增长率新息冲击初始负向影响的省际单位，大多与上述“正螺旋反馈机制”变量主导类型划分中的“经济增长主导型”或“混合主导型”的省际单位高度重合。另外，河北省、山西省、内蒙古自治区、湖南省与四川省，其对应的脉冲响应图呈现出冲击影响周期内的波动。这意味着，本外币各项贷款余额增长率的新息冲击在持续期内并非对住宅商品房价格产生同一方向的变化。所以，这也为相应的调控政策提供了“择时”的灵活空间，利用冲击影响延续期内的正向或负向影响时点，走高或走低的阶段趋势。此外，吉林省、黑龙江省、福建省、山东省、河南省、海南省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区表现为冲击影响持续减弱但长时间并未消失的“慢收敛性”特点。因冲击影响作用能够长期存在，所以，在选择使用信贷工具调控住宅商品房销售价格的政策时，应需慎重。

再从广义货币供应量对房价的脉冲响应图看，全国各省际单位均表现出了对货币供应量变化的滞后效应。在新息冲击发生后的第 1 个季度，住宅商品房销售价格均未受到影响；

且冲击产生影响的峰值大多出现在第 2 个季度。在广义货币供应量增长率对住宅商品房价格增长率的脉冲响应中,除北京市、海南省、重庆市、青海省外,全国其他各省际单位都具有冲击影响的良好收敛性,影响持续约为 6-8 个季度。同时,亦不难看出,广义货币供应量增长率一标准差的新息冲击给房价带来的影响普遍弱于以本外币各项贷款余额增长率为代表的信贷规模。河北省、山西省、湖南省、广东省与广西壮族自治区货币供应量增长率的变化对住宅商品房价格的影响甚微,住宅商品房价格对货币供应量的敏感性极弱。

综上所述,我国各省际单位住宅商品房销售价格对信贷规模变化以及货币供应量的变化反应不尽一致;但若仅就冲击影响的持续时长而言,各省际单位依然表现出了基本趋同的特点。因此,相关调控政策的实施时点仍可在时间上保持区域的同步性,但调控政策的具体措施应因省制宜,因区有变。另外,本外币各项贷款余额与广义货币供应量对各省际单位住宅商品房价格的影响多呈现省际单位的空间溢出与板块齐同现象。而且,从已构建的 VAR 模型脉冲响应函数分析看,现阶段,我国货币政策与住宅商品房销售价格之间虽仍存在一定的影响与联系;但该影响与联系趋于弱化。

4. 方差分解。

方差分解 (Variance Decomposition) 是通过对每个结构冲击对内生变量变化产生影响程度的分析来评价不同结构冲击的重要性并研究 VAR 模型中变量间的动态特征。现将模型 (1) 与模型 (2) 冲击影响趋于稳定后变量 $dlnm2$ 与 $dlnloan$ 对变量 $dlnhp$ 波动的方差分解结果列示如下 (如表 4 所示)。

表 4 VAR 模型方差分解结果

省份	Percent $dlnhp$ variance due to $dlnm2$	Percent $dlnhp$ variance due to $dlnloan$	省份	Percent $dlnhp$ variance due to $dlnm2$	Percent $dlnhp$ variance due to $dlnloan$
北京市	32.32	11.51	河南省	0.82	21.20
天津市	1.91	2.59	湖北省	25.71	27.33
河北省	0.24	32.30	湖南省	0.08	11.61
山西省	0.09	1.25	广东省	0.17	7.25
内蒙古	5.94	1.76	广西	0.04	4.33
辽宁省	0.41	1.06	海南省	8.31	21.08
吉林省	2.64	7.54	重庆市	19.21	3.49
黑龙江省	4.03	2.30	四川省	2.78	15.54
上海市	12.87	10.63	贵州省	1.79	16.05
江苏省	1.00	10.07	云南省	0.50	1.30
浙江省	9.64	7.92	陕西省	0.09	2.22
安徽省	1.16	6.42	甘肃省	3.87	14.77
福建省	1.56	10.65	青海省	33.59	3.95
江西省	6.57	15.73	宁夏	5.69	31.72
山东省	3.96	9.87	新疆	4.65	10.08

结果显示,广义货币供应量结构冲击对房价的影响贡献度普遍弱于本外币各项贷款余

额。这再次说明,我国各省际单位的本外币各项贷款余额对当地住宅商品房价格的影响比全国整体层面的广义货币供应量更为明显与直接。河北省、河南省、湖北省、海南省与宁夏回族自治区,本外币贷款余额增长率的冲击对住宅商品房价格影响的贡献度均超过了 20% 的水平。而仅有北京市、湖北省和青海省,实现了 20%及以上的广义货币供应量的冲击影响贡献度。同时,根据方差分解的情况,对于天津市、山西省、辽宁省、内蒙古自治区、吉林省、广东省和陕西省,国内生产总值与本外币各项贷款余额的冲击对于房价变化的解释力较弱。天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、福建省、河南省、广东省、广西壮族自治区、四川省与新疆维吾尔自治区等 11 省际单位,其相应住宅商品房价格表现出的影响,虽与广义货币供应量、国内生产总值存在关系,但能够被其解释的部分十分有限。

从我国东、中、西部区域层面看,广义货币供应量的结构冲击对住宅商品房销售价格的影响贡献度分别为 6.58%、5.14%与 7.10%;西部高于东部,中部最低。就整体而言,该贡献程度不强。本外币各项贷款余额的结构冲击对住宅商品房销售价格的平均贡献度分别为 11.36%、11.67%、9.56%。信贷规模对住宅商品房价格的影响,在中部地区表现得最为明显,略强于东部;西部地区最弱。因此,中部地区住宅商品房价格会更加敏感于有关信贷变化的政策。

(二) PVAR 模型分析

在上述各省际单位 VAR 模型分析的基础上,为保证计量结果的稳健性与可信度,避免数据样本量有限而造成回归偏误,进而考虑将全国各省际单位数据作为全样本,我国东部、中部、西部各省际单位数据分别作为子样本,分别构建变量 $dlngdp(i)$ 、 $dlnhp(i)$ 、 $dlnm2$ (模型 (3)) 与变量 $dlngdp(i)$ 、 $dlnhp(i)$ 、 $dlnloan(i)$ (模型 (4)) 的 PVAR 模型。

1. PVAR 模型 GMM 估计。

根据 PVAR 模型的估计方法,可以对模型 (3) 及模型 (4) 各变量进行面板向量自回归

GMM 估计。根据 AIC、BIC 和 HQIC 准则判定模型的滞后阶数,从全国层面看,模型 (3) 与模型 (4) 均选取滞后 5 阶较为合适(如表 5 所示)。按照同样方法,我国东部、中部、西部在模型 (3) 中分别选择滞后 1 阶、滞后 5 阶与滞后 5 阶;在模型 (4) 中分别选择滞后 8 阶、滞后 4 阶、滞后 7 阶较为合适。由于篇幅所限,我国东部、中部、西部滞后阶数判定的具体结果不再予以列示。

表 5 PVAR 模型滞后阶数选择

模型 (3)				模型 (4)		
lag	AIC	BIC	HQIC	AIC	BIC	HQIC
1	-9.55432	-9.27125	-9.45025	-8.854	-8.47209	-8.71098
2	-9.73665	-9.4239	-9.62158	-8.93456	-8.5103	-8.7755
3	-9.75066	-9.40744	-9.62427	-9.06269	-8.59447	-8.88694
4	-9.81273	-9.43823	-9.67471	-9.12767	-8.61379*	-8.93456
5	-9.84842*	-9.44179*	-9.69845*	-9.14647*	-8.5851	-8.93526*

根据所选滞后阶数, 采用 GMM 估计方法分别得到了全国 PVAR 模型的参数估计结果, 现仅列示出模型 (3) 与模型 (4) 当变量 dlnhp 作为被解释变量时方程的回归系数 (见表 6):

表 6 全国 PVAR 模型的 GMM 估计结果

被解释变量	dlnhp		被解释变量	dlnhp	
	b GMM	z GMM		b GMM	z GMM
L1.h dlngdp	0.042**	2.05	L1.h dlngdp	0.002	0.73
L1.h dlnhp	-0.225***	-3.80	L1.h dlnhp	-0.100***	-2.69
L1.h dlnm2	0.518***	5.23	L1.h dlnloan	0.344***	10.61
L2.h dlngdp	0.053**	2.18	L2.h dlngdp	0.009**	2.08
L2.h dlnhp	0.132***	3.56	L2.h dlnhp	-0.009**	-2.42
L2.h dlnm2	0.575***	5.16	L2.h dlnloan	0.165***	8.83
L3.h dlngdp	0.055**	2.52	L3.h dlngdp	0.016***	3.14
L3.h dlnhp	0.069**	2.07	L3.h dlnhp	0.002	0.51
L3.h dlnm2	0.109	0.94	L3.h dlnloan	0.086***	4.22
L4.h dlngdp	0.057**	2.23	L4.h dlngdp	0.013**	2.00
L4.h dlnhp	0.039	0.93	L4.h dlnhp	0.000	-0.05
L4.h dlnm2	0.022	-0.25	L4.h dlnloan	0.018	1.00
L5.h dlngdp	0.027	1.36	L5.h dlngdp	0.006*	1.71
L5.h dlnhp	-0.011	-0.33	L5.h dlnhp	0.007**	2.04
L5.h dlnm2	0.094	1.10	L5.h dlnloan	0.227***	8.86

注: (1) b_GMM 表示 GMM 估计系数, z_GMM 表示 GMM 估计系数的 Z 值; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

从表 6 中可以看出, 全国住宅商品房价格受广义货币供应量与本外币各项贷款余额所有滞后期的影响为正, 且受本外币各项贷款余额滞后期的影响更为显著。可见, 多年来我国货币政策与住宅商品房价格始终具有“宽涨严跌”的正向关系。另外, 全国住宅商品房价格也受到国内生产总值滞后期的影响并呈显著正效应。进一步说明了经济增长与住宅商品房价格仍存在相互依赖, 住宅商品房价格的顺周期性明显。

2. 格兰杰因果检验

表 7 PVAR 模型的 granger 因果关系

	全国	东部	中部	西部
GDP 是 hp 的 granger 因	是	否	否	是
GDP 是 loan 的 granger 因	是	是	否	是
GDP 是 m2 的 granger 因	是	是	是	是
hp 是 GDP 的 granger 因	是	是	否	是
hp 是 loan 的 granger 因	是	是	是	是
hp 是 m2 的 granger 因	是	否	是	是
m2 是 GDP 的 granger 因	是	否	否	是
m2 是 hp 的 granger 因	是	是	否	是
loan 是 GDP 的 granger 因	否	是	否	是
loan 是 hp 的 granger 因	否	否	否	否

从 granger 因果检验的结果看, 全国层面以及东部、中部、西部地区均再次呈现出了“正螺旋反馈机制”的特点。全国层面以“混合主导型”特征为主, 东部地区以“房地产主导型”为主, 中部地区同时兼有“货币政策主导型”与“房地产主导型”的特点, 而西部地区则表现出“经济增长主导型”特点。该研究结果与上述各省际单位 VAR 模型的研究结果在区域层面高度一致。

3. 脉冲响应与方差分解

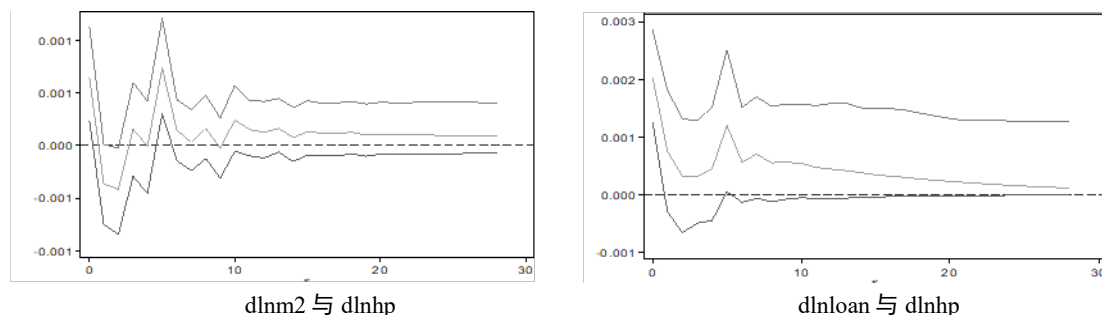


图 9 全国 PVAR 模型 $dlnm2/dlnloan$ 与 $dlnhp$ 脉冲响应图

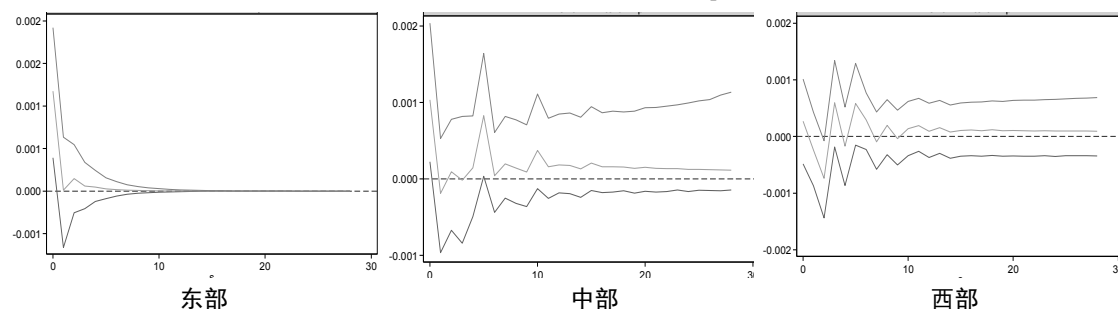


图 10 我国东部、中部、西部地区变量 $dlnm2$ 与 $dlnhp$ 脉冲响应图

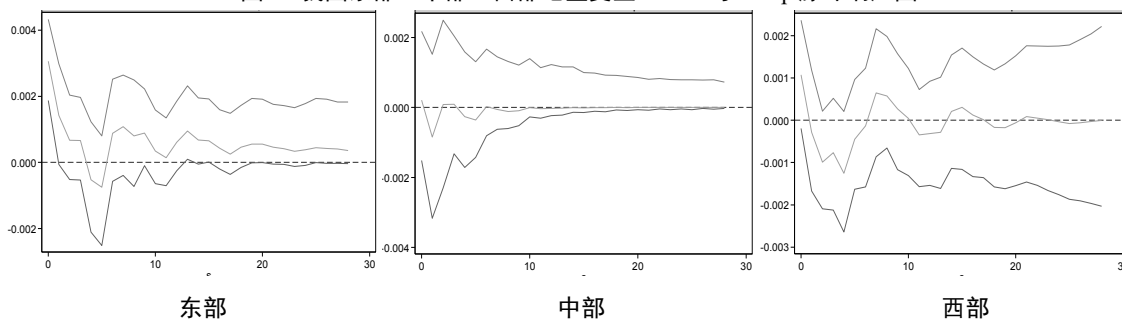


图 10 我国东部、中部、西部地区变量 $dlnloan$ 与 $dlnhp$ 脉冲响应图

PVAR 模型的部分脉冲响应图显示, 在全国层面, 广义货币供应量与本外币贷款余额增长率对我国住宅商品房价格增长率的冲击在持续期内均为正向冲击, 且冲击影响分别在第 8 个季度与第 6 个季度明显减弱。从各地区看, 东部与西部的本外币贷款余额增长率冲击影响均比广义货币供应量增长率冲击影响持续时间更长, 且二者冲击在持续期内表现为对本地区住宅商品房价格的正向影响。而中部地区本外币贷款余额增长率对住宅商品房价

格增长率的冲击影响并不显著。

4. 方差分解结果

表 8 显示的是全国及各地区 PVAR 模型冲击影响趋于稳定时各变量对住宅商品房价格的

方差分解结果。根据结果可以看出，全国及地区住宅商品房价格冲击的来源主要为自身的冲击和货币政策的冲击。同时，相较于广义货币供应量的冲击，住宅商品房价格对区域本外币贷款余额的冲击更为敏感。其中，西部地区住宅商品房价格受货币政策的冲击影响最明显。

表 8 方差分解结果

变量	区域	dlnGdp	dlnhp	dlnm2	区域	变量	dlnGdp	dlnhp	dlnloan
dlnhp	全国	0.50	94.40	5.10	全国	dlnhp	2.10	75.70	22.20
dlnhp	东部	0.40	97.40	2.20	东部	dlnhp	0.60	94.00	5.40
dlnhp	中部	0.30	98.70	1.10	中部	dlnhp	0.70	87.00	12.30
dlnhp	西部	1.60	96.10	2.40	西部	dlnhp	12.60	62.10	25.30

注：限于篇幅，本文只列出了收敛后预测方差的分解数据

六、结论与启示

我国各省际单位住宅商品房销售价格与国内生产总值的相关系数水平表现为西部各省际单位强于东部，中部各省际单位最弱。而住宅商品房销售价格与广义货币供应量的相关性则表现为，西部各省际单位平均水平高于东部各省际单位平均水平，中部各省际单位平均水平仍为最低。不难看出，除上海市外，广义货币供应量与各省（自治区、直辖市）住宅商品房销售价格的直接相关关系较弱。另外，当以各省际单位本外币各项贷款余额作为衡量货币政策宽严的指标时，全国东、中、西部各省际单位住宅商品房销售价格与货币政策的相关性均发生了显著提高。这说明了，我国货币政策的宽严只有真正反映到相应的区域层面才能够真正发挥调控住宅商品房价格的作用；区域货币政策的制定，应在保持与全国整体层面货币政策方向一致的前提下，兼顾本地区房地产价格与信贷、经济总量等错期相关的动态影响。

除我国云南省、西藏自治区外，其他所有省际单位均存在能够解释区域住宅商品房销售价格持续上涨（或下跌）的“正螺旋反馈机制”，并可根据造成住宅商品房销售价格长期上涨（或下跌）的主导变量类型的不同，将全国各省际单位（除云南省、西藏自治区）的“正螺旋反馈机制”划分为货币政策主导型、经济增长主导型、混合主导型与房地产主导型等四类。不同类型的“正螺旋反馈机制”具有不同的政策含义，了解各省际单位住宅商品房

价格差别化运行机制的特点，将有利于我国现阶段相关政策的制定与实施。

与此同时，通过 VAR/PVAR 模型的计量分析，本研究发现了我国大部分省际单位都存在着经济增长、信贷规模或广义货币供应量、住宅商品房销售价格之间的互动关系。通过 Granger 因果检验分析，也进一步证明了我国各省际单位能够长时间维持住宅商品房价格攀升的“正螺旋反馈机制”的现实存在。VAR/PVAR 模型的脉冲响应函数分析结果显示，我国各省际单位（除西藏自治区）、东中西部区域及全国层面本外币各项贷款余额的冲击对住宅商品房价格的影响大多延续至 8-12 个季度，即 2-3 年；而广义货币供应量的冲击对住宅商品房价格的影响多持续 6-8 个季度，即 1.5-2 年。较信贷规模而言，广义货币供应量对房价的冲击影响往往更加短暂。除安徽省外，本外币各项贷款余额的变动对各区域层级的住宅商品房价格的影响不存在滞后效应，而广义货币供应量则对各区域层级住宅商品房价格具有明显的滞后效应。另外，从 VAR/PVAR 模型的方差分解结果看，中部地区及中部地区各省际单位住宅商品房价格变动更敏感于有关信贷规模的变化，西部地区及区域内各省际单位则同时受到经济增长与信贷规模变动所带来的冲击影响。然而，对于东部地区及东部地区各省级单位而言，经济增长与货币政策对区域内住宅商品房价格的冲击影响十分有限，本外币各项贷款余额对住宅商品房价格变动的影响强于广义货币供应量对其变动的影响。由此可见，地区之间住宅商品房价格正螺旋反馈机制的差异，本质上要求了相关调控政策应充分考虑区域特征，因地制宜。

参考文献

- [1]谭正勋、王聪.房价波动、货币政策立场识别及其反应研究[J].2015年第1期.67-83
- [2]刘博、韩晓琴.房价与货币政策互动关系研究综述[J].武汉金融.2011年第10期.40-43
- [3]E.S. Mishkin. The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. NBER Working Paper, No. 8617(12)
- [4]王丹.中国货币政策区域效应理论与实证研究[M].中国社会科学出版社.2015年2月第1版.88-93
- [5]K. Adam, A. Marcet and J.P. Nicolini. Asset Prices and Learning, European Central Bank, Frankfurt. Conference on Money Policy. November.
- [6]Bernanke B.S., M.Gertler. The Financial Accelerator and the Flight to Quality. Review of Economics and Statistics.1996
- [7]Aoki K., Ptoudman J., Vlieghe G. House Price Consumption and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach [J]. Journal of Financial Intemediation. 2004. 13: 414-435
- [8]Tobin J. A Central Equilibrium Approach to Monetary Theory [J].Journal of Money. Vol.1. 15-29
- [9]Friedman M. A Theory of the Consumption Functions. Princeton : Princeton University Press
- [10]Robert A. Mundell. A Theory of Optimum Currency Areas. The American Economic Review. Vol.51. No.4. 657-665
- [11]蒋益民、陈璋.SVAR 模型框架下货币政策区域效应的实证研究: 1978~2006[J].金融研究.2009年第4期.180-195
- [12]周晖、王擎.货币政策与资产价格波动: 理论模型与中国的经验分析[J].经济研究.2009年第10期.61-74
- [13]王先柱、赵奉军.房地产市场货币政策效应: 基于我国 35 个大中型城市的实证分析[J].经济体制改革.2010年第3期.157-161
- [14]黄飞雪、王云.基于 SVAR 的中国货币政策的房价传导机制[J].当代经济科学.2010年5月.26-35
- [15]沈悦、周奎省、李善燊.基于 FAVAR 模型的货币政策的房价传导机制研究[J].当代经济科学.2011年5月.50-58
- [16]程凤琴.论我国房价与货币政策的相互影响关系—基于 VAR模型的实证[J].特区经济.2015年5月.86-87
- [17]余华义、黄燕芬.货币政策效果区域异质性、房价溢出效应与房价对通胀的跨区影响[J].金融研

究.2015 年第 2 期.95-113

[18]王先柱、毛中根、刘洪玉.货币政策的区域效应——来自房地产市场的证据[J].金融研究.2011 年第 9 期.42-53

[19]詹力.中国房价、货币政策与宏观经济稳定的研究——基于 MS-VECM 的实证分析[J].当代经济.2012 年 9 月（上）.141-145

[20]徐忠、张春雪、邹传伟.房价、通货膨胀与货币政策——基于中国数据的研究[J].金融研究.2012 年第 6 期.1-12

[21]陈长石、刘晨晖.利率调控、货币供应与房地产泡沫——基于泡沫测算与 MS-VAR 模型的实证分析[J].国际金融研究.2015 年 10 月.21-31

[22]梁斌、李庆云.中国房地产价格波动与货币政策分析——基于贝叶斯估计的动态随机一般均衡模型[J].经济科学.2011 年第 3 期.17-32

[23]陈利锋、范红忠.房价波动、货币政策与社会福利损失[J].中国管理科学.2014 年 5 月.42-50

[24]徐妍、郑冠群、沈悦.房地产价格与我国货币政策规则——基于多部门 NK-DSGE 模型的研究[J].南开经济研究.2015 年第 4 期.136-152

[25]杜修立、董凯.引入房地产价格因素的货币政策反应函数在研究[J].统计与决策.2016 年第 8 期.166-169

[26] Iacoviello M. Housing Prices, Borrow Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle [J]. The American Economic Review. 2005. 95(3). 739-764

[27]西蒙·库兹涅茨（著）、常勋等（译）.各国的经济增长[M].商务印书馆.1999

[28] 李景国、李奇岭.宏观经济因素与住宅价格关系的中韩比较研究[J].中国社会科学院研究生院学报.2010 年第 5 期.5-12

[29]Gerlach S.,Peng W. Bank Lending and Property Prices in HongKong[J].Journal of Banking & Finances.2005(29):461-481

[30]叶欣、王婕.宏观经济环境下我国银行贷款和房价动态影响关系：基于 SVAR 模型的实证分析[J].管理评论.2013 年第 9 期.62-71

Monetary policy has different regional effects on the residential housing prices:

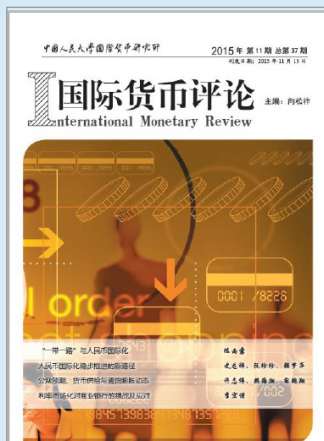
the evidence from China's 31 provincial units

Wang-Tianyu

Abstract: The development and evolution of the real estate market in China has a close relationship with the trend of macro-economy. Based on practical experiences, it seems apparently that the both monetary policy and the level of liquidity in the market have significant effects on fluctuations of the residential housing prices. However, due to the different levels of economic development in various regions of China, there exist a variety of characteristics of economic operation. Therefore, the dynamic relationships between the residential housing prices and regional macro-economy, in addition to the responses to the monetary policy are significantly different. The empirical analysis with 31 provincial macro data shows that the “spiral feedback loop” is consisted of every regional residential housing prices tendency by VAR/PVAR model and statistical method . According to the “spiral feedback loop”, all of the provincial units can be divided into four categories respectively: monetary policy leading, economic growth leading, mixed leading and real estate leading model.

Key words: monetary policy; linkage mechanism; positive feedback loop;

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—26416011



xft@xfintech.com.cn



深圳市南山区高新科技园前海大道
2388号怡化金融科技大厦20楼