

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



加强国家金融顶层设计，

更加关注“一带一路”金融业现在与未来

金融摩擦、产权异质与不同类型货币正常工具的效应

价格型货币政策调控中的实际利率锚

房地产价格上升能拉动经济增长吗？——基于中国的实证

陈云贤

战明华、徐杰灵、王石磊

李宏瑾、苏乃芳、洪浩

闫先东、朱迪星

IMI 顾问委员会

主任	
Pan Gongsheng	潘功胜
Robert A. Mundell (以姓氏拼音为序)	
Edmond Alphandery	
Yaseen Anwar	
Chen Yunxian	陈云贤
Steve H. Hanke	
Li Yang	李扬
Li Ruogu	李若谷
Ma Delun	马德伦
Joseph C.K. Yam	任志刚
Su Ning	苏宁
Wang Zhaoxing	王兆星
Wu Qing	吴清
Xia Bin	夏斌

IMI 学术委员会

主任	
Chen Yulu	陈雨露
(以姓氏拼音为序)	
Ben Shenglin	贲圣林
Cao Tong	曹彤
Chen Weidong	陈卫东
Ding Zhijie	丁志杰
Ding Jianping	丁剑平
E Zhihuan	鄂志寰
Robert Elsen	
Feng Bo	冯博
Tomoyuki Fukumoto	
Guo Qingwang	郭庆旺
Hu Xuehao	胡学好
Huang Jinlao	黄金老
Ji Zhihong	纪志宏
Jiao Jinpu	焦瑾璞
Jin Yu	金煜
Jaya Josie	
Rainer Klump	
Li Wenhong	李文红
Il Houng Lee	李一衡
Liu Jun	刘珺
Liu Qingsong	刘青松
Lu Lei	陆磊
David Marsh	
Juan Carlos Martinez Oliva	
Miao Yufeng	苗雨峰
Herbert Poenisch	
Qu Qiang	瞿强
Alain Raes	
Alfred Schipke	
Anoop Singh	
Sun Lujun	孙鲁军
Wanda Tseng	曾颂华
Tu Yonghong	涂永红
Wang Yi	王毅
Wang Yongli	王永利
Wei Benhua	魏本华
Xuan Changneng	宣昌能
Zhang Jie	张杰
Zhang Xiaopu	张晓朴
Zhang Zhixiang	张之骥
Zhao Haiying	赵海英
Zhao Xijun	赵锡军
Zhou Aiding	周阿定
Zhou Daoxu	周道许
Zhuang Yumin	庄毓敏

IMI 管理团队

所长	
Zhang Jie	张杰
Cao Tong	曹彤
执行所长	
Ben Shenglin	贲圣林
副所长	
Tu Yonghong	涂永红
Song Ke	宋科

【IMI 动态·9月简讯】

- 9月18日下午，第35期“大金融思想沙龙暨 IMI 短期课题结项发布会”在中国人民大学明德主楼 801 会议室顺利举行，主讲嘉宾为 IMI 特约研究员、中国人民大学财政金融学院教授何青。国家外汇管理局原副局长魏本华出席发布会并发表点评。本次报告会由中国人民大学国际货币所研究员罗煜主持。
- 9月25日下午，由中国人民大学国际货币研究所 (IMI)、财政金融学院货币金融系主办的大金融思想沙龙 (第36期) 在明德主楼 801 会议室举行。本次沙龙邀请到中国社会科学院经济研究所所长裴长洪担任主讲嘉宾，针对“世界经济形势与中国应对——杭州 G20 峰会”这一主题发表演讲。本期沙龙由中国人民大学财政金融学院院长郭庆旺主持。
- 9月28日，“《中资银行国际化报告 2016》发布会”在人民大学举行。本次会议由浙江大学互联网金融研究院 (AIF)、中国国际金融学会、普华永道联合主办，中国人民大学国际货币研究所 (IMI) 承办。IMI 执行所长、AIF 院长贲圣林教授对报告进行解读。中国光大集团股份公司副总经理刘珺、中国银行国际金融研究所所长陈卫东、普华永道大中华区金融行业主管合伙人张立钧、河南证监局局长刘青松、神华集团董秘黄清、威斯康辛大学管理学教授张瑞东、德国中央合作银行北京代表处原首席代表陈慧君、德勤咨询有限公司总监马立、浙江大学经济学院金融系副主任俞洁芳等专家学者出席会议并对报告做出精彩点评。发布会由 IMI 副所长宋科主持。
- 中国金融会计学会会长、中国人民银行原副行长马德伦、广东省人民政府原副省长、广东省人民政府党组成员，原副省长陈云贤、上海证券交易所理事长吴清受聘担任 IMI 顾问委员。



IMI

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

目 录

【卷首】

- 加强国家金融顶层设计，更加关注“一带一路”金融业现在与未来 —— 陈云贤 01
- 金融摩擦、产权异质与不同类型货币政策工具的效应 —— 战明华、徐杰灵、王石磊 05
- 价格型货币政策调控中的实际利率锚
- 基于状态空间模型的中国自然利率估算 —— 李宏瑾、苏乃芳、洪浩 25
- 货币政策预期与通货膨胀管理
- 基于消息冲击的 DSGE 分析 —— 王曦、王茜、陈中飞 46
- 人民币离岸市场发展对我国货币政策的影响 —— 杨雪峰 70
- 房地产价格上升能拉动经济增长吗？—— 基于中国的实证 —— 闫先东、朱迪星 81
- 人民币非抛补利率平价为什么不成立：对四个假说的检验 —— 肖立晟、刘永余 110
- 通货膨胀预测方法研究新进展 —— 丁慧、范从来、钱丽华 133

【卷首】

加强国家金融顶层设计 更加关注“一带一路”金融业现在与未来¹

陈云贤²

中国与世界，金融扮演着重要角色。

美国“强盛”世界，靠军事、信息技术、金融业发展。而军事、信息技术后面的支撑，是依靠金融业的强大。

世界第三次工业革命，呈现个性、分散、智能化特征，服务业呈现主要新的经济增长点。而金融、科技、产业融合创新发展成其核心。

中国建立新型大国关系，推进国内改革转型，金融是离不开的话题与手段。

我国已步入到“紧迫的跨国域金融布局，艰巨的跨部委金融改革，繁重的促增长金融举措”的关键时期。

一、应完善中央金融改革发展组织架构

2013 年 8 月 15 日国函[2013]91 号：《国务院关于同意建立金融监管协调部际联系会议制度的批复》，批准由人民银行牵头，银监会、证监会、保监会和外汇局参加的金融监管协调部际联席会议制度，我认为，它只是一个“狭义”的金融联席会议概念。现代金融发展，涉及到财政、货币、汇率、监管(框架)、宏观审慎(风控)和国内外金融发展(经济增长)等一系列重大政策与机制的决策、布局、实施问题，它应该由一个“广义”的金融组织制度来替代。

我国已到金融改革发展顶层设计的时期，尤其要清晰 2020 年我国现代金融改革发展的具体路径。目前，国家实施的一些金融改革，在多个方面仍然缺位。比如，现代金融体系定位、中央地方金融发展监管界定、人民币离岸在岸互动机制、货币政策金融秩序应对“互

¹本文系作者于“国际金融论坛（IFF）第 13 届全球年会”上的主题演讲内容

²陈云贤，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、广东省人民政府党组成员、广东省原副省长

联网+”冲击，等等。完善中央金融改革发展组织架构，强化国家金融顶层设计，采取系统性金融改革发展措施，将有助于破解“十三五”发展之瓶颈。

二、应明晰“国家现代金融体系定位”

现代金融体系，需要培植发展“四大市场”，即货币市场、外汇市场、债券市场和股票市场。其功用最终演进成银行主导型金融体系（前二市场比重大）和资本市场主导型金融体系（后二市场比重大）。

当今发达国家，美国和英国属资本市场主导型金融体系，德国、日本等为银行主导型金融体系。

我国 1983 年确定中国人民银行为中央银行行使职能，1995 年颁布《商业银行法》确定中国金融监管体系实施分业经营分业管理，2003 年完成银、证、保分业监管组织模式……时间短，变化大，发展快，使我国目前对“现代金融体系定位取向”缺乏论证，更缺乏政策措施引导。

2015 年中国金融总资产近 250 万亿，其中银行业总资产占近 90%，证券业占约 7%，保险业占约 3%。现实存在告诉我们，中国不可能也没有必要去培植“资本市场主导型金融体系”，但又要加快发展资本市场。即银行业和证券业资产规模比重是 6：4 的话，资本市场在金融体系中都至少还有超 30% 比重的发展空间。我国应有顶层设计，明晰“国家现代金融体系定位取向”。可否这样认为：坚持银行体系的主导地位，加快资本市场发展，优化联动货币市场、外汇市场、债券市场和股票市场功用，真正形成一个以服务于实体经济为导向、服务于国家战略为导向的健康、积极、稳定的现代金融体系。

三、应完善中央与地方金融发展监管体制

党的十八届三中、四中全会通过改革决议，其中包括金融改革相关设计。但现有金融政策执行的困境是，中间层次或地方层次不作为或难有作为。

地方经济发展、产业转型、改革创新，当前都提出了金融支撑的需求。能否从理顺中央与地方金融发展监管体制入手，既坚持中央统一领导、组织、推进国家金融体制改革，完善金融分层发展监管的法律法规建设，又籍此推动地方层次的金融改革创新和解决不作为、难有作为问题，形成新的经济增长点。

可从有无“法定存款准备金”或“法定存款准备金率比例大小”的金融机构分类入手，明确界定中央和地方二者在“机构准入”和“业务审批”方面的权利责任、风险控制、监督管理范围，从而形成一个既适应地方差异和不同层次的金融需求支撑，促进新的经济增长，又有序发展、监管有则，中央、地方分层承担化解金融风险 and 弥补风险损失的完善机制。

按此进程，可否考虑在适当时机，探讨设立“区域性存款保险公司”。

四、应设立人民币离岸业务在岸交易结算中心

目前我国人民币正处在由周边化走向区域化、国际化，由贸易结算货币走向支付货币、储备货币的迈坎时期，央行的侧重点在加快推动人民币离岸市场发展。但现实问题是，其如何对接境内，从而形成离岸在岸互动、覆盖亚洲、辐射全球、繁荣活跃的人民币离岸市场。

美国于1981年批准美国银行、境内外国银行分支机构等，建立了IBFs (International Banking Facilities)，即“国际银行便利”特别账户，开创了一国通过在岸方式设立离岸本币金融市场先河，离岸在岸对接，促使了美国离岸金融迅速发展。日本于1986年，在东京建立了JOM (Japan Offshore Market) 离岸市场，形成了一套离岸在岸交易体系，促进了日元输出与回流。

我国应设立人民币离岸业务在岸结算交易中心。既对接和促进人民币离岸业务发展，又最终促成与香港、新加坡、伦敦等离岸市场在清算结算体系、规则标准体系和法律制度体系等方面对接互动，从而形成一个“以我为主、交流合作、监管联动、同步发展”的人民币离岸业务在岸国际管理中心，并籍此加快推进人民币国际化、本土企业国际化和国内银行国际化。

可否选择在深圳前海自贸区或上海自贸区设立人民币离岸业务在岸结算交易中心。通过设置特别账户，对接境内境外，互联本币外币，促使各种可流动要素通过金融安排实现无障碍配置，最终形成自贸区内离岸人民币定价体系和价格指数，成为人民币汇率市场的风向标。

五、应探研货币政策金融秩序受“互联网+”冲击问题

应该说，我国当前分支型网络金融还没有形成对现有金融体系、金融秩序的根本冲击；当前电子货币、虚拟货币出现和发展还未对我国货币发行体系、货币政策、货币监管造成实质性影响。

但网络金融业务向综合方向发展趋势、网络社交平台向金融化发展趋势、新网络金融形态挑战金融监管和国家法律趋势，促使我们应在国家层面把网络金融发展纳入国家战略议事日程，进行总体规划，统一规范，有序推进。

网络金融既有巨大的发展空间，又存在自身特有的技术风险、认证风险和监管风险，并可能冲击现行国家货币政策和金融秩序。因此，国家层面可否加强探研，健全网络金融清算体系，加强网络金融法律框架顶层设计，强化制度层面、技术层面、行业层面和企业层面相结合的网络金融风险防控机制，从而既抢占发展先机，又防范潜在可能爆发的金融风险。

六、应创设碳期货交易所，抢占国际金融制高点

“一带一路”、“亚投行”、“金砖银行”、“南南合作基金”、等等一系列高瞻远瞩、脚踏实地举措，正在不断完善国际金融秩序。

加快建设我国碳期货交易市场，并使之成为覆盖亚洲，“碳交易”捆绑“人民币结算”，也将是我国抢占国际金融制高点、实现人民币国际化“弯道超车”新路径。

《2015 中国碳价格调查》发布指出，中国碳排放峰值将出现在 2030 年。世界银行预测，2020 年，全球碳排放交易市场总额将达到 3.5 万亿美元，碳交易市场有望赶超石油市场成为世界第一大市场。中国面对如此庞大的市场机遇，显然需要一个顶层成熟的体系设计。

1997 年，全球 100 多个国家为应对温室效应签订了《京都议定书》。碳配额交易、直接投融资、银行贷款、碳互换等碳金融体系产生，碳现货、碳远期、碳期货、碳期权等碳排放交易品种涌现。世贸组织制定了世界有形商品贸易体系，《京都议定书》制定了世界无形产品贸易体系。欧盟 2005 年 1 月碳交易体系（EUETS）正式运行；美国加州 2013 年 1 月启动碳交易运行体系；亚洲日本 2005 年、印度 2008 年先后着手碳交易；我国如果抢抓制高点，加快创设碳期货交易所，在国际货币先后经历了“煤炭——捆绑英镑结算”、“石油——捆绑美元结算”之后，我们以“碳交易——捆绑人民币结算”为载体，制定标准，覆盖亚洲至国际，我国将能在国际金融秩序中弯道超车，脱颖而出。

是否可迅速把此布局上升至国家层面，全面提速建立统一的国内碳现货市场，加快创设碳期货交易所，建立健全多元化的碳金融组织服务体系，加快碳市场体系标准化制定，覆盖亚洲至国际，掌握未来碳交易市场制度主导权、话语权和定价权。

我们应加强国家金融顶层设计，更加关注“一带一路”金融业的现在与未来，推动“一带一路”发展取得实质性更大进展。

金融摩擦、产权异质与不同类型货币政策工具的效应

战明华¹ 徐杰灵² 王石磊³

【摘要】以金融摩擦与国有投资比重为约束条件，在新古典的逻辑框架内，本文首先构建了一个既体现中国经济结构的特殊性，又符合主流经济逻辑的，打开货币政策传导机制“黑箱”的理论模型。然后，据此对中国不同类型货币政策工具的传导机制与传导效应进行了剖析，并提出了假说及对假说进行了实证检验。研究获得了如下重要结论：一是市场的严重不完全，可以衍生出货币政策效果具有货币政策工具类型的敏感性、货币政策函数应当既包含总量也包含效率、货币政策效果具有内生的阶段性等重要政策含义；二是就货币政策的传导效果而言，利率市场化的绩效与由经济的产权结构和金融摩擦等所构成的“媒介介质”密切相关，利率市场化改革的含义远非是仅仅放开金融资源的价格，而是一个系统工程。

【关键词】金融摩擦 国有投资比重 货币政策工具类型

一、相关研究评述与本文研究贡献

源自于对始于2007年全球金融危机许多新的金融现象的思考，近几年来，作为新的约束条件，金融摩擦被用来重新考察最优货币政策规则。Cúrdia和Woodford（2009）在将经济中的借贷者以及借贷利率水平异质性作为金融摩擦具体形式的条件下，分析了金融摩擦对新凯恩斯主义最优货币政策规则的影响。他们发现，即便考虑到信贷配给缺口，通胀率与产出缺口之间存在线性关系的新凯恩斯主义货币目标函数模型仍是成立的，相对而言，虽然对泰勒方程的截距项进行扩展调整有助于提高泰勒规则的预测精度，但新凯恩斯主义的拇指规则仍优于泰勒规则。与此不同的是，在将金融摩擦设定为信息不对称和借贷合约不完备的条件下，Fiore和Tristani（2009）考察了金融变量是否对货币政策具有实际的意义。他们发现，在这种情况下，货币政策的社会成本函数不仅是通胀和产出缺口的函数，而且还受到信贷配给的严重程度和名义利率的影响，因此，最优货币政策规则就必须同时考

¹战明华，博士，教授，博士生导师，浙江理工大学经管学院副院长

²徐杰灵，浙江理工大学经管学院硕士研究生

³王石磊，中国交通银行浙江省分行

考虑信贷配给和名义利率。

关于货币政策传导机制的识别，金融摩擦为货币政策信贷渠道的存在性，提供了具有微观经济基础的解释。利率渠道难以解释总需求及其各个组成部分对货币政策冲击的反应的事实，迫使人们反思存在着一个货币政策直接影响总需求的信贷渠道的可能性（Bernanke and Gertler, 1995），金融摩擦则为这一渠道的存在，提供了理论解释的逻辑出发点。在考虑到信息不对称、金融资产和借贷者异质性等金融摩擦的具体表现形式后，信贷渠道的观点认为，货币政策的变动不仅通过利率价格渠道，而且还通过信贷数量渠道进行传导，销售量、企业自有现金流和企业的规模等数量因素，对货币政策变动有着很强的敏感性（Walsh, 2010, P477-479）。

由上可见，从国外的研究来看，绝大多数文献并未涉及对货币政策工具类型的划分，而货币政策社会成本函数中也仅包含经济总量目标而未包含经济效率目标，这主要是出于如下几个方面的考虑：一是不同于中国这样的发展中国家，尽管许多学者支持货币K规则，但发达国家的货币政策仍然是将货币市场短期利率作为中介目标，货币当局通过操控货币工具来改变货币市场的供需，从而达到调整中介目标的目的（Romer, 2006, P525），货币当局并不直接干预市场利率，因而此时对货币政策工具进行价格型与数量型的划分没有意义。二是货币政策的功能通常被界定为是熨平短期总需求波动，而经济效率则显然是一个长期问题。不过，2007年全球金融危机以来，Kaiji Chen 和 Zheng Song(2013)等人的研究表明，在存在金融摩擦的情况下，名义外部冲击会通过金融资源的结构配置效应而影响经济的全要素生产率（TFP），而这显然赋予了外部名义冲击以长期含义，从而使货币政策目标函数应同时考虑经济效率具有了必要性。

与本文主题相关的国内研究主要包括如下三个方面：一是关于货币政策传导机制的研究；二是关于货币政策工具类型划分的研究；三是考虑到中国经济环境某些特殊性的关于中国货币政策的研究。

关于第一个方面，大多数的研究集中于对不同传导渠道的有效性，以及何种渠道在传导过程中居于更重要的地位等问题进行考察（蒋瑛琨，2005；范志勇，2008；许伟，2009等）。不过，由于已有研究主要是实证的，因而大多数研究所关注的主要是货币政策工具变量与最终经济目标变量之间的相关性，货币传导机制的“黑箱”一般被忽略。另外，虽然一些研究在理论中提出了货币政策传导机制，但在实证设计时并没有从微观上刻画“渠道”变量，这使得实证与理论存在某种程度的“脱节”。对于第二个方面，谢平和刘锡良（2001）最早对我国货币政策工具的类型进行了细致的划分，他们指出，在我国的货币政

策操作实践中, 货币政策工具包括数量和价格两种类型。依照谢平的分类, 马文涛(2011)把价格型工具和数量型工具直接纳入金融加速器模型内, 从政策冲击效应、非政策冲击下宏观经济波动幅度和中央银行损失函数三个方面比较了不同货币工具的调控绩效, 但在他们的研究中不需要区分货币政策工具的具体传导机制。何东和王红林(2011)在对货币政策工具类型进一步细分的基础上, 实证考察了不同货币政策工具的变动对货币和债券市场利率的影响, 但影响的传导机制并非其关注的重点。徐明东和陈学彬(2011)从银行信贷渠道视角, 基于银行的微观特征, 比较了银行信贷供给对存贷款基准利率、存款准备金率以及公开市场操作三种不同的货币政策工具的敏感程度。显然, 他们关注的主要是货币政策是如何在金融市场内部进行传导的, 货币政策工具变动如何影响最终目标非其考察对象。胡志鹏(2012)论证了价格型与数量型工具的优劣取决于货币需求函数的波动性, 得出中国货币政策过渡到价格型调控模式的条件已经成熟的结论, 他们的研究关注的政策最终目标是短期的总量因素而并没有涉及长期的效率因素。

相对而言, 考虑中国特殊性的货币政策研究还相对较少。在考虑到国有投资的因素后, 马草原和李成(2013)对我国“先紧缩乏力, 后政策超调”现象做出了解释。他们认为, 国有投资渠道造成货币政策效应初期的紧缩不足, 从而“倒逼”货币当局加强政策力度引起后期政策效果的“超调”。不过, 国有投资对货币政策传导渠道的影响机制并非文章关注的重点。一些研究则从产权结构的异质性出发, 研究了我国银行在信贷配给上, 是否存在着所有制歧视的现象。但是, 研究的结果存在歧义, 部分研究认为我国确实存在着所有制歧视问题(Huang, 2003; 赵奇伟, 2009; 叶康涛和祝继高, 2009; 饶品贵和姜国华, 2013), 另一些研究则发现如果将禀赋因素纳入回归模型, 则所有制因素的解释能力将被显著削弱, 因而表面的所有制歧视实际反映的是深层次的企业禀赋差异(白俊和连立帅, 2012; 苟琴等, 2014)。

在已有研究的基础上, 本文的边际贡献主要体现在如下几个方面: 一是将金融摩擦与产权结构作为约束条件, 在非瓦尔拉斯经济的框架内, 构建了一个试图打开货币政策传导微观机制“黑箱”的非规范的新古典货币传导机制分析框架; 二是利用这一分析框架, 在对货币政策工具加以分类的基础上, 对价格型与数量型工具的传导机制与传导效应, 从理论与实证两个角度进行了深入的剖析; 三是不仅将经济总量而且将经济效率纳入货币政策目标的考虑视野, 从而证明了在市场严重不完全的条件下, 货币政策目标不仅应是总量的函数, 还应是效率的函数。本文余下部分结构安排如下: 一是构建理论分析框架并提出假说; 二是对假说加以验证并进行稳健性检验; 最后是结论并阐释研究的政策含义。

二、理论分析框架与假说

(一) 基准模型

1. 价格型

在满足 Stiglitz 和 Weiss (1981) 的模型假定，以及银行信贷渠道存在等的条件之下，由于金融市场存在着摩擦，因而银行贷款供给曲线关于利率将不是线性的，我们用图 1 所示的银行贷款供需曲线来考察货币政策工具的作用机制及效应。

首先，图1显示了贷款供求曲线与利率的关系存在着相当的差异。由图1可知，尽管贷款需求曲线 L^d 和贷款供给曲线 L^s 都是利率 r 的函数，但与完全竞争市场的需求曲线一样， L^d 与 r 具有完全的线性关系且是向下倾斜的。与此相比， L^s 与 r 并不具有线性关系且也非像完全竞争市场一样，是严格向上倾斜的。按照Walsh (2010, P157-160)，这可通过在竞争市场框架中的银行利润最大化条件中，加入投资项目风险与企业类型异质两个新的约束条件来得到解释。直观上，在加入这两个新的条件后，由于企业投资项目的预期收益相同，因而投资项目成功概率不再是外生的，而是内生化的于利率水平。于是，银行贷款行为实际上是在提高利率所带来的两个效应间做边际决策：一是利息增加所带来的边际收益；二是投资项目风险增加所带来的边际损失。正是这种银行边际权衡决策行为以及借款者类型内生化的与利率水平相结合，使得贷款供给曲线呈现图1中的倒“U”形特征。

根据上述机制，从对投资总量与投资效率的影响角度看，价格型货币政策工具的作用可

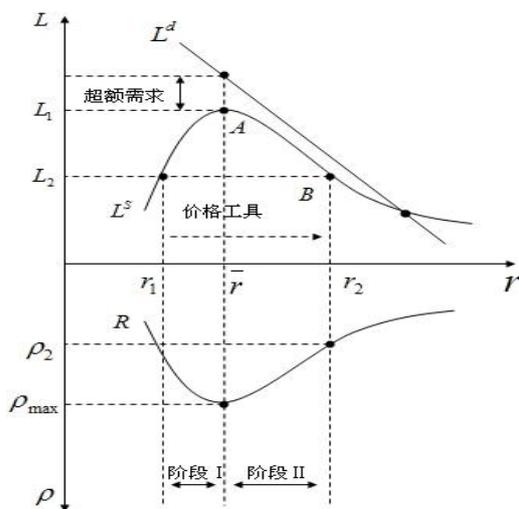


图 1 价格型工具信贷供求曲线

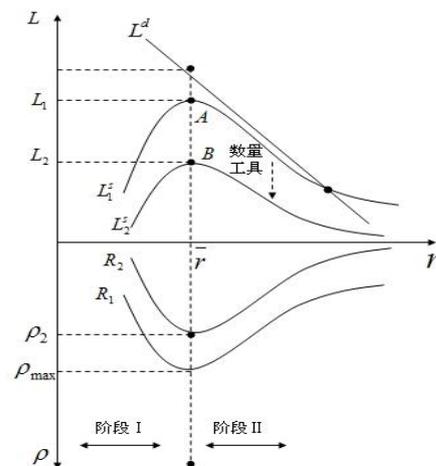


图 2 数量型工具信贷供求曲线

以 A 点为界分为两个阶段：阶段 I，对于投资总量，随着基准利率渐趋至 \bar{r} ，银行的预期净收益 R 提高，贷款供给增加，投资总量增加；关于投资效率，根据新古典的资本边际产出递减规律，在基准利率提升至 \bar{r} 以前，投资效率随着投资总量的增加在不断递减。阶段 II，随着银行在边际收益与边际成本之间的边际权衡，随着基准利率由 \bar{r} 趋向 r_2 ，市场将达到一个新的均衡点 B。在此过程中，一方面，随着预期净收益率降低，银行将收缩信贷供给量（L1→L2），总投资减少。另一方面，根据资本边际递减规律，总投资减少使得资本边际产出增加，经济的投资效率上升。

2. 数量型

关于数量型货币政策工具对投资总量与投资效率的影响，由于利率价格水平是一定的，因而，若货币当局采取紧缩性货币政策（图 2），贷款供给曲线将向下平移（LS1→LS2）。具体的，货币政策当局的这种政策选择，首先将导致经济中的投资总量的减少；然后，类似于价格型政策工具阶段 II 的分析，根据资本边际收益递减规律，投资总量的减少将导致资本边际产出的增加，投资效率上升。

3. 假说 1

假说 1：不同类型货币政策工具的效果，通过存在摩擦的金融市场的传导效应是不同的。其中，数量型货币政策工具紧缩的效果为投资总量减少，投资效率上升；价格型货币政策工具的效果分为两个阶段：在阶段 I，随着利率上升，投资总量增加，投资效率下降。在阶段 II，随着利率上升，投资总量减少，投资效率上升。

（二）拓展模型

1. 价格型

与基准模型相比，拓展模型增加了两个假定：①国有企业拥有更多的抵押品，因而获取贷款的能力更强；②由于产权明晰和拥有更有效的内部治理结构，同样情况下，民营企业的资本边际产出高于国有企业。据此，由图 1，在阶段 I，关于投资总量，如果银行提高贷款利率逐渐至 \bar{r} ，那么，贷款供给总量也将渐次增加，企业总投资增加；关于投资效率，由于更高的资本投入意味着更低的资本边际产出，而国企的存在进一步降低了资本边际产出，所以相较于基准模型，拓展模型在阶段 I 的投资效率更低。在阶段 II，关于投资总量，随着利率的提高，信贷供给总量降低，企业总投资减少。投资效率的变化则取决于两个方面：一方面，资本投入的减少使得资本边际产出增加，故投资效率上升。另一方面，由于受到的信贷

约束较弱，故银行将把更大比重的信贷配给给国企。但是，由于民企的投资效率大于国企，所以整个经济的加权平均投资效率下降。也就是说，在拓展模型的阶段 II，经济的投资效率变化是两种因素共同作用的结果：投资总量降低的增加效应与投资结构恶化的降低效应，但二者共同作用的方向难以确定。不过，容易得到的一个结论是，与阶段 I 相似，在同一利率水平下，在阶段 II，拓展模型的投资效率也要低于基准模型。

2. 数量型

在阶段 I，首先，从投资总量来看，与基准模型相似，由于不存在信贷配给，故如果货币当局实施紧缩性货币政策，那么，信贷供给曲线将向下平移，直至新的均衡水平，投资总量减少。其次，从投资效率来看，一方面，由于政策实施前后企业类型构成没有发生变化，故与政策实施前相比，政策实施后经济的投资总量降低导致了投资效率的上升。另一方面，国企的存在降低了企业平均投资效率，所以相较于基准模型，经济的投资效率降低。在阶段 II，首先，对于投资总量，与基准模型相似，紧缩的数量型货币政策工具的实施将减少信贷数量，从而减少投资总量。其次，对于投资效率，由于此时存在信贷配给，且国企在信贷获取中更具优势但投资效率却相对较低，故信贷资源对国企偏好所产生的资源配置结构效应，将使得在阶段 II，拓展模型的投资效率要低于基准模型的投资效率。

3. 假说 2

假说 2：在将企业产权异质性纳入考虑范围之后，价格型政策工具紧缩的效果为：在阶段 I，随着利率上升，投资总量增加，投资效率下降；在阶段 II，随着利率上升，投资总量减少，投资效率变化不确定；整个过程相较于基准模型，投资总量不变，投资效率下降。数量型货币政策工具效果则表现为：在阶段 I，投资总量减少，投资效率不确定；在阶段 II，投资总量减少，投资效率变化不确定；整个过程相较于基准模型，投资总量不变，投资效率下降。

三、假说 1 的证明

（一）模型、变量与数据

遵循假说 1 的逻辑，我们将基准计量模型设定如下：

$$\ln I_{it} = \alpha + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 Pps_t + \beta_2 Qps_t + \beta_3 (Pps_t \Omega_t)^2 + \beta_4 Pps_t \Omega_t + \beta_5 Qps_t Bc_t + \theta \ln I_{i,t-1} + \gamma Z_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln MPK_{it} = \alpha' + \alpha'_i + \alpha'_t + \beta'_1 Pps_t + \beta'_2 Qps_t + \beta'_3 (Pps\Omega_t)^2 + \beta'_4 Pps\Omega_t + \beta'_5 QpsBc_t + \theta' \ln MPK_{it-1} + \gamma' Z'_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式 (1)、(2) 分别为投资总量模型与效率模型。i 表示分省截面单元，t 表示时间。各变量含义： I_{it} —用企业固定资产投资表示的投资总量， MPK_{it} —投资效率， Pps_t —价格型货币政策工具变量， Qps_t —数量型货币政策工具变量， Bc_t —银行信贷渠道变量， Ω_t —金融市场摩擦变量， Z_t —其他控制变量， ε_{it} —随机扰动项。交叉项 $Pps\Omega$ 和 $QpsBc$ 分别反映理论模型中，价格型货币政策工具通过一般的金融市场摩擦机制，以及数量型货币政策工具通过银行信贷渠道机制，而对投资总量与投资效率产生的非线性影响。考虑到货币政策仍可能对经济产生线性影响，故保留 Pps 与 Qps 以控制这种影响。仅出现价格作用渠道的二次项 $(Pps\Omega)^2$ ，是为了反映理论模型中，价格型货币政策工具具有阶段性特征，而数量型工具不具有阶段性特征的事实。其中，基于与理论模型逻辑一致的原则，阶段的划分是以抛物线的形态变化为准则的：如果估计结果的二次项是显著的，说明式 (1)、(2) 具有明显的抛物线特征，则将抛物线的左边，记作阶段 1，抛物线的右边，记作阶段 2。拓展模型的处理方式同此。滞后项是为了控制投资的不可逆性的影响。容易看出，如果假说 1 成立，那么式 (1)、(2) 的系数分别应该具有如下特点： $\beta_3 < 0$ ， $\beta_4 > 0$ ， $\beta_5 < 0$ ； $\beta'_3 > 0$ ， $\beta'_4 < 0$ ， $\beta'_5 > 0$ 。

本文样本数据包括全国 32 个省级区域，样本区间涵盖 2005 年至 2012 年的季度数据。数据主要来自《中宏数据库》、国家统计局网站、人民银行网站以及证监会网站。计算金融市场摩擦 (Ω) 的原始样本数据来源于《中国征信业发展报告 2003—2013》，估计 Bc_1 、 Bc_2 的样本数据来源于 14 家上市银行的资产负债表。所有季度数据均利用 eviews7.2 中的 Census X12 或 X11 方法进行了季节调整，缺失数据均采用考虑预测误差动态调整的指数平滑 (exponential smoothing) 方法进行了补充。

表 1 主要变量的定义与测算

变量名称	变量符号	测算方法
投资总量	I_{it}	经季节调整后的各省固定资产投资季度增加值的对数
投资效率	MPK_{it}	资本边际产出 ($\Delta Y/\Delta K$)
价格型货币政策工具	Pps_t	每个季度的一年期贷款基准利率。若当前季度没有进行利率调整，那么利率值与上一季度保持相同
数量型货币政策工具	Qps_t	法定存款准备金率。处理方法与利率类似
银行信贷渠道强度	Bc_t	Bc_1 : 银行资产结构替代弹性； Bc_2 : 银行负债结构替代弹性； Bc_3 : 间接融资/(直接融资+间接融资)； Bc : 综合指标，由 Bc_1 、 Bc_2 、 Bc_3 通过主成份法计算而得。

金融市场摩擦强度	Ω_t	规模以上工业企业数量/企业信用信息数据库中有贷款卡企业数
银行融资比重	Z_t	银行贷款/（银行贷款+股票及债券市场筹资合计）

（二）实证结果

1. 关于投资总量的实证结果

表 2 给出了消除固定效应后方程（1）的逐步回归结果。通过对不同结果的比较和统计指标的分析，遵循 Sargan(1975)的理想计量模型，应当满足估计结果与经济直觉相统一的模型选择原则，最终选择估计结果 V 作为进一步分析的依据，结论如下：

第一，假说 1 中关于货币政策工具与投资总量的关系的判断，得到了实证结果的较强有力支持。根据表 2 的回归结果 V，观察 $QpsBc$ 、 $Pps\Omega$ 和 $(Pps\Omega)^2$ 的系数估值及显著性检验统计量可知：首先，数量型工具通过银行信贷渠道对投资总量的影响是显著为负的。结合 QPS 系数显著为负的结果容易判断，这意味着紧缩性的数量型货币政策工具通过银行信贷渠道的作用，而对投资总量的减少起到了加速数作用。其次，价格型工具通过金融市场摩擦，而对投资总量影响的二次项结果显著为负，表明价格型工具因金融市场摩擦的影响，而导致政策效果呈现倒“U”型。结合 Pps 系数显著大于 0 的回归结果可知，这意味着虽然样本期内，紧缩性的价格型工具可能总体上增大了投资总量(McKinnon and Show,1973;Taylor,1995)，但是，就价格型工具通过摩擦的金融市场而发生作用这一渠道来看，政策工具的效应出现了一定程度的扭曲：在阶段 I，随着利率的上升，投资总量增加；在阶段 II，随着利率上升，投资总量减少。总起来看，无论是价格型还是数量型政策工具的实证结果，均支持了假说 1 的成立。

第二，实证结果为中国“紧缩乏力、超调加剧”的货币政策调控困境，从不同类型政策工具“叠加效应”视角提供了新的解释。紧缩性货币政策的初期紧缩效果不佳，后期超调加剧的现象，始终困扰着转型时期中国的宏观调控，以往的研究主要将此归咎于国有投资在初期对紧缩性货币政策的“减压效应”，以及货币当局随后为抵消这一作用而采取的过度反应（马草原和李成，2013）。但是，由于我国紧缩性货币政策的实施，通常是价格与数量型工具的搭配使用，因而基准模型关于投资总量的实证结果，从整体政策效果是价格与数量型工具效果叠加的角度，对此提供了新的解释：在低利率水平的阶段 I，两种工具同时紧缩的结果是，价格工具的“扩张”作用和数量工具的“紧缩”作用相互抵消，从而使政策效果呈现初期的紧缩“乏力”特征；而随着调控进程的推进，市场利率逐渐升高，在高利率水平的阶段 II，价格工具和数量工具将出现紧缩效应的双重叠加，从而使政策效果表现为后期的“超

调”现象。

第三,其他非关注变量的回归结果表明,价格型工具效应的悖异性以及价格与数量型工
具效应间的差异,实际上反映了中国利率控制的现实并具有较强的政策含义。如前所说,表 5
中的回归结果显示,当期价格型工具变量 Pps 的系数显著大于 0,这意味着贷款利率的提高
会增加投资,而这无疑有悖于新古典的标准假说。对此的解释是:贷款利率在样本期内是受
控的,故它的每一次变动,并非是由一种均衡向另一种均衡的转移。利率的提高,实际上
是在贷款需求始终大于供给条件下向均衡水平的趋近。但是,这一特征在一期滞后后迅速发生
了逆转,Pps 的系数显著为负。这说明,在控制了金融市场摩擦的条件下,尽管供给大于需
求的市场结构,使得贷款利率的增加没有起到立即阻碍投资增加的效果,但由于利率增加往
往是政府解决经济过热问题的指示器,因而利率与投资正相关的反常效应迅速消失。另外,
由于 Pps 和 Qps 的系数分别显著为正与负,因此,比较价格型工具与数量型工具的动态作
用效果可以发现,似乎就解决中国的经济过热问题而言,数量型工具远比价格型货币政策工
具有效。

表 2 假说 1 的投资总量回归结果

I		II		III		IV		V	
变量	系数								
Pps	21.49** (2.14)	Pps	14.37** (2.31)	Pps	129.1*** (7.95)	Pps	116.7*** (5.53)	Pps	112.3*** (4.07)
Qps	10.96*** (7.67)	Qps	12.31*** (7.17)	Qps	-8.99*** (-2.87)	Qps	-9.72*** (-2.93)	Qps	-10.07*** (-2.96)
(Pps Ω) ²	-15827* (-1.89)	(Pps Ω) ²	6968.6 (0.70)	(Pps Ω) ²	-10518 (-1.07)	(Pps Ω) ²	-11154 (-1.07)	(Pps Ω) ²	-28447** (-2.40)
Pps Ω	248.65 (1.00)	Pps Ω	-486.7 (-1.54)	Pps Ω	-242.1 (-0.79)	Pps Ω	-176.8 (-0.55)	Pps Ω	353.0 (0.90)
QpsBc	-21.12*** (-7.95)	QpsBc	-23.33*** (-8.69)	QpsBc	-26.21*** (-9.99)	QpsBc	-25.86*** (-9.51)	QpsBc	-25.17*** (-9.18)
lnI ₋₁	90.82*** (8.14)	lnI ₋₁	97.09*** (8.75)	lnI ₋₁	76.31*** (7.23)	lnI ₋₁	87.53*** (7.92)	lnI ₋₁	102.3*** (9.98)
Z	-0.32 (-1.64)	Z	-0.04 (-0.22)	Z	-0.23 (-1.21)	Z	-0.20 (-0.96)	Z	-0.32 (-1.48)
		Pps(-1)	-5.44 (-0.93)	Pps(-1)	-43.96*** (-5.94)	Pps(-1)	-41.57*** (-5.40)	Pps(-1)	-36.15*** (-4.47)
				Qps(-1)	27.11*** (8.03)	Qps(-1)	30.31*** (6.84)	Qps(-1)	30.23*** (6.81)
						Qps(-2)	-3.40 (-1.22)	Qps(-2)	-4.01 (-0.93)
								Qps(-3)	0.86

注：括号内是 T 值（下同）；回归样本期为 2005 年第一季度至 2012 年第四季度（下同）；***表示在 1% 显著性水平下显著，**表示在 5% 显著性水平下显著，*表示在 10% 显著性水平下显著（下同）。

2. 关于投资效率的回归结果

表 3 给出了式（2）关于投资效率的回归结果，类似于表 2，我们选择表 3 中的 V 作为最优回归结果，可以发现：

第一，回归结果支持了假说 1 中货币政策工具与投资效率关系的判断。回归结果 V 显示，一方面，数量型工具通过银行信贷渠道传导而对投资效率的影响显著为正（ $QpsBc > 0$ ）。另一方面，随着利率的升高，价格型工具通过有摩擦的金融市场传导，对投资效率的影响呈先减后增的“U”形变化特征（ $(Pps\Omega)^2 > 0$, $Pps\Omega < 0$ ），且二次交叉项的结果是显著的。显然，这一结果支持了假说 1 中关于投资效率变化轨迹的判断。

第二，价格型工具的直接效应比数量型工具要重要的多，而数量型工具的效应则似乎主要是通过银行信贷渠道起作用的。对比回归结果 V 中，代表不同货币政策工具直接效应的当期 Pps 和 Qps 的系数估值，及其显著性水平可以发现，数量型工具对投资效率的影响是不显著的，而价格型工具的影响是显著为负的。这说明在政策工具的当期变动中，价格型工具比数量型工具的作用要重要的多。不过，当期 QpsBc 的系数是显著的表明，虽然直接效应不明显，但数量型工具对投资效率的影响却可以通过银行信贷渠道而发挥重要作用。

第三，在考虑了金融摩擦与利率控制的条件下，货币政策不同工具的效应并未出现违背新古典理论预期的情形。对比表 2 与表 3 中的当期 Pps 和 QpsBc 的系数可以发现，两种情况下系数均是显著非 0 的，且无论是 Pps 还是 QpsBc，两种情况下系数的正负号是相反的。也就是说，在投资总量增加时，投资效率降低，反之亦反。这意味着，就对投资的影响而言，无论是价格型还是数量型货币政策工具，作用效果均符合新古典的理论预期。

表 3 假说 1 的投资效率回归结果

I		II		III		IV		V	
变量	系数								
Pps	29.19 (0.68)	Pps	3.204 (0.06)	Pps	-237.5*** (-3.22)	Pps	-249.6*** (-2.94)	Pps	-295.9*** (-2.65)
Qps	-27.05*** (-4.40)	Qps	-30.42*** (-4.49)	Qps	22.99* (1.82)	Qps	19.13 (1.43)	Qps	17.95 (1.31)
$(Pps\Omega)^2$	83557** (2.32)	$(Pps\Omega)^2$	7312.2 (0.19)	$(Pps\Omega)^2$	51165 (1.29)	$(Pps\Omega)^2$	68223 (1.62)	$(Pps\Omega)^2$	114986** (2.39)
Pps Ω	-2341**	Pps Ω	81.48	Pps Ω	-532	Pps Ω	-985.5	Pps Ω	-2176

	(-2.20)		(0.07)		(-0.43)		(-0.76)		(-1.36)
QpsBc	41.64*** (3.65)	QpsBc	48.62*** (4.59)	QpsBc	55.84*** (5.29)	QpsBc	58.33*** (5.33)	QpsBc	51.92*** (4.95)
Lnmpk ₋₁	11.28* (2.51)	Lnmpk ₋₁	7.93* (2.12)	Lnmpk ₋₁	6.79* (1.98)	Lnmpk ₋₁	6.91* (2.52)	Lnmpk ₋₁	6.82* (2.31)
Z	1.07 (0.68)	Z	0.49 (0.06)	Z	-0.76 (-3.22)	Z	-1.13 (-2.94)	Z	-1.24 (-2.65)
		Pps(-1)	10.65 (0.46)	Pps(-1)	107.2*** (3.60)	Pps(-1)	105.1*** (3.39)	Pps(-1)	93.68*** (2.86)
				Qps(-1)	-67.99*** (-5.00)	Qps(-1)	-62.32*** (-3.49)	Qps(-1)	-63.05*** (-3.51)
						Qps(-2)	-3.96 (-0.35)	Qps(-2)	9.437 (0.54)
								Qps(-3)	-15.42 (-1.06)

四、假说 2 的证明

(一) 模型构建

根据假说 2 的逻辑，将拓展的计量模型设定如下：

$$\begin{aligned} \ln I_{it} = & \alpha + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 Pps_t + \beta_2 Qps_t + \beta_3 (Pps_t \Omega_t)^2 + \beta_4 Pps_t \Omega_t \\ & + \beta_5 Qps Bc_t + \beta_6 w Pps_t \Omega_t + \beta_7 w Qps Bc_t + \gamma Z_t + \theta \ln I_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \ln MPK_{it} = & \alpha' + \alpha'_i + \alpha'_t + \beta'_1 Pps_t + \beta'_2 Qps_t + \beta'_3 (Pps_t \Omega_t)^2 + \beta'_4 Pps_t \Omega_t \\ & + \beta'_5 Qps Bc_t + \beta'_6 (w Pps_t \Omega_t)^2 + \beta'_7 w Qps Bc_t + \beta'_8 Dw Qps Bc_t \\ & + \gamma' Z'_t + \theta' \ln MPK_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

式 (5)、(6) 分别为拓展的投资总量与投资效率模型。w 为国有投资比重变量，类似于马草原和李成 (2013)，这里将国有投资比重定义为：国有投资比重=国有及国有控股企业固定资产投资/全社会固定资产投资。D 为反映阶段性特征的虚拟变量，赋值方法如下：首先根据基准模型变化轨迹的抛物线特点，利用回归结果计算出价格工具分界点的值，记为 H；然后，当 $Pps\Omega_t < H$ 时，令 $D=1$ （即阶段 I），否则为 0（即阶段 II）。其余变量的定义同基准模型。如果假说 2 是成立的，则我们预期 β_6 、 β_7 是不显著的， β'_6 、 β'_7 显著小于 0， β'_8 显著大于 0。

(二) 实证结果

1. 关于投资总量的实证结果

表 4 给出了式 (5) 关于投资总量的实证结果，从模型内生性及与理论预期一致性原则出发，我们选择混合模型作为分析的结果，可得如下结论：

第一，混合模型中的 OLS、DPD 和 EGLS 估计结果大致是稳健的，但考虑到参数估计的有效性，这里选择 OLS 模型的估计结果作为最优模型选择。对比表 4 中混合模型的三种估计方法的估计结果可以发现，各交叉项的系数估值的符号方向与显著性水平，均大致是一致的，且与基准模型相比，各变量的系数估值符号方向及显著性也未发生明显变异，说明估计结果具有较强的稳健性。不过，混合模型的 DPD 和 EGLS 法估计结果的 Qps 项，系数估计符号方向不符合预期，这可能与 OLS 模型设定已相对完备，复杂的统计处理更多的是增加累积误差有关，故最后选择 OLS 法估计结果做为进一步分析的依据。

第二，回归结果基本支持了假说 2 的成立。首先，根据表 4 中的 OLS 回归结果， $(Pps\Omega)^2$ 、 $Pps\Omega$ 、 $QpsBc$ 的回归结果系数符号和显著性，既符合假说 2 的预期，也与基准模型的回归结果相一致，但系数点估计结果与假说 1 有差异。这表明，虽然国有投资比重变化可能是影响总量投资的一个重要因素，但这一因素尚不足以对价格与数量型工具的政策效果产生决定性的影响。其次，反映国有投资比重对数量型工具通过银行信贷渠道传导影响投资作用的 $wQpsBc$ 项系数小于 0 但不显著，这与假说 2 的预期是一致的。最后，反映国有投资比重对价格型工具通过有摩擦的金融市场影响投资的非线性作用的 $wPps\Omega$ 项系数显著小于 0，这与假说 2 的预期是不符的，但却有如下第四条所述的经济含义。

第三，将基准模型与拓展模型加以对比可以发现，数量型工具的调控效应似乎比价格型工具更稳定。在考虑产权异质性因素之后，数量型工具通过银行信贷渠道的传导对投资总量的边际效应并未发生显著的变异。但是，价格型工具的三次交叉项 ($wPps\Omega$) 系数显著小于 0，这意味着价格型工具通过有摩擦的金融市场的传导，对投资总量的边际效应会受到国有投资比重的负向影响。这种负向影响具体表现为：随着国有投资比重的增加，价格型工具对投资总量的扩张效应减弱，紧缩效应增强。上述分析似乎表明，就价格型工具对投资总量的调控效应而言，存在着紧缩超强、松动乏力的非对称性特征（宋立，2002）。我们没有在数量型工具上发现这种特征，说明价格型工具的调控效果相对而言更容易受产权异质性的影响。

表 4 拓展模型投资总量回归结果

混合面板模型				单一价格工具模型		单一数量工具模型	
变量	OLS	DPD	EGLS	变量	OLS	变量	OLS
Pps	125.23*** (6.64)	34.43*** (23.72)	3.13 (0.35)	Pps	44.52* (2.34)	Pps	10.21* (1.70)

Qps	-1.21 (-0.42)	21.84*** (42.94)	11.23*** (11.39)	Qps	-11.26*** (-3.77)	Qps	-3.55 (-1.28)
(PpsΩ) ²	-72928*** (-7.05)	-98501*** (-51.50)	-48104*** (-7.97)	(PpsΩ) ²	-70434*** (-6.32)		
PpsΩ	2322*** (6.44)	3597*** (52.07)	1836.6*** (8.72)	PpsΩ	2213*** (5.79)		
QpsBc	-14.98* (-1.70)	-30.23** (-2.41)	-7.03 (-1.37)			QpsBc	-7.65 (-1.08)
wPpsΩ	-1587*** (-6.12)	-2162*** (-47.95)	-1147*** (-7.62)	wPpsΩ	-485.3** (-2.20)		
wQpsBc	-32.00 (-1.46)	-3.95 (-0.16)	-20.22 (-1.59)			wQpsBc	-30.86* (-1.70)
J-statistic		28.32					
R ²	0.372		0.448		0.269		0.306
DW	2.41		2.36		2.38		2.35

注：篇幅所限，估计过程中一些滞后非关注变量被删除，下同。

2. 关于投资效率的实证结果

类似表 4，这里仍选择表 5 中的混合模型作为分析的依据，结论如下：

第一，模型回归结果对假说 2 的成立提供了较强有力的证据，政策工具的类型与政策工具的作用阶段，均显示出对经济产权结构的敏感性。这主要表现在两个方面：一是考虑国有投资比重的拓展模型关注变量系数估计结果符合预期。首先，价格型政策工具交叉项 $(wPps\Omega)^2$ 系数估计结果显著小于 0，表明随着国有投资比重的上升，价格型工具通过有摩擦的金融市场传导会降低投资效率，并且呈现出从阶段 I 到阶段 II 加速下降的特征；其次，数量型工具交叉项 $wQpsBc$ 系数估计结果表明，国有投资比重每增加 1 单位，数量型工具通过银行信贷渠道传导对投资效率的边际效应将平均减小 27.33-60.24%。二是不同阶段政策工具的效应变动符合预期。一方面，就价格型工具政策效应而言， $Pps\Omega$ 、 $(wPps\Omega)^2$ 的系数均显著小于 0，说明在阶段 I 投资效率是下降的； $(Pps\Omega)^2$ 和 $(wPps\Omega)^2$ 的系数绝对值差异表明，国有投资比重变化带来的结构效应对投资效率的负效应（43054-88359）仍然小于投资总量减少引起边际投资效率升高带来的正效应（41566-126243），故可以认为在阶段 II，综合效应的结果是投资效率上升。另一方面，对于数量型工具的政策效应， $wQpsBc$ 系数的绝对值总体大于 $QpsBc$ 系数的绝对值，表明在整个过程投资效率是下降的。进一步的，交叉项 $DwQpsBc$ 系数均显著大于 0，意味着，随着国有投资比重的变化，在阶段 II，数量型工具通过银行信贷渠道传导对投资效率的减弱效果要比阶段 I 增加 15.62-46.03 个单位。

第二，国有投资比重变化对价格与数量型工具的作用效果的影响具有较大的差异性，数量型工具对国有投资更敏感，而且作用效果更具时间的持久性。首先，就投资效率而言，数量型工具似乎对国有投资比重的变化更敏感。具体的，综合比较 $wQpsBc$ 和 $QpsBc$ 系数符号的绝对值，混合模型中 $wQpsBc$ (-2) 的系数值 (27.33-60.24) 基本上大于 $QpsBc$ 的系数值 (7.74-39.72)。同样，单一数量模型中 $wQpsBc$ 的系数值 256.3 大于 $QpsBc$ 的系数值 138.04。上述结果表明，在考虑国有投资比重之后，数量型工具对投资效率的正向影响，小于国有投资比重变化带来的结构性因素造成的负效应，从而导致了最终政策效果的变异。如前文所述，虽然国有投资比重对价格型工具的效应也产生了影响，但这种影响并没有导致其作用效果发生方向性的改变。其次，就政策的时效性而言，数量型工具似乎具有更久的滞后性特征。混合模型中，尽管 $wQpsBc$ 的各项系数均小于 0，但只有二期滞后项才在统计上显著，意味着国有投资比重变化影响数量型工具的政策效果具有 6 个月的时滞。对国有投资比重能够更快地影响价格型工具政策效果的一种具有微观基础的可能解释是：首先，由于在样本期内，中国的货币政策价格型工具的实施，主要是直接调整“零售市场”的基准借贷利率，因而，货币政策价格型工具的传导链条就主要是“基准利率——借贷利率——投资”，这意味着价格型工具的效果取决于借贷利率调整的灵活性。其次，从合约价格设定的时间依赖与状态依赖等不同角度对微观名义不完全性的解释，国有投资比重变化也可能会强化经济的非瓦尔拉斯特征，这使得市场借贷利率更具粘性，从而影响了由基准利率到借贷利率，再到企业投资的价格型货币政策工具的传导效果。

第三，在有摩擦的金融市场中，国有投资比重对货币政策工具经济效果的影响，是依赖于货币政策工具的类型，并且总量效应与效率效应存在很大的差异，因而货币政策工具的选择须考虑工具类型与调控目标的对应性。一些研究表明，与通常将货币政策的福利效果看作是通胀与产出的非线性函数的传统观点不同 (Kydland and Prescott, 1977)，在中国，国有投资比重是影响货币政策效果的重要因素 (马草原、李成, 2013)，本文的研究为此提供了进一步支持的证据。但是，不仅如此，将表 4、5 的回归结果加以对比可知，本文以金融市场摩擦为条件的分析还可进一步获得如下判断：一是国有投资比重对同一类型货币政策工具影响投资总量与投资效率的效果存在着差异。实证结果表明，国有投资对价格型工具影响投资总量的效果，相对于对投资效率的影响更大；数量型工具则反之。二是如果给定投资总量或投资效率作为具体的考察对象，那么国有投资比重对不同类型的货币政策工具的影响有着很大的不同。具体的，对于投资总量，国有投资比重对价格型工具的影响更大；对于投资效率，国有投资比重对数量型工具的影响更大。三是无论是投资总量还是投资效率，国有

投资对货币政策效果的影响，均依赖于货币政策工具类型的选择。这些进一步的结论表明，我国货币政策操作的优化，不仅要考虑诸如国有投资比重这样的产权结构因素，还应考虑由金融市场摩擦所诱致出的，不同货币政策工具类型如何与总量和效率调控目标实现有效对应的问题。

第四，就货币政策的传导效果而言，利率市场化的绩效与由经济的产权结构和金融摩擦等所构成的“媒介介质”密切相关。虽然诸多的研究将我国利率渠道的传导效果欠佳，归结为因利率非市场化而导致的利率期限结构的非均衡，以及由此所产生的政策目标利率向市场利率传导的“断裂”（方先明和熊鹏，2005；盛松成和吴培新，2008），但是，拓展模型的实证结果表明，利率变动的效果具有很强的阶段性特征。具体的，随着利率的升高，投资效率呈现先减后增的“U”型变化特征，且产权异质性因素加剧了下降的过程，减弱了上升过程。由于利率市场化过程中中国的利率波动，基本呈逐渐升高的趋势，因而这表明，在金融摩擦与经济产权结构异质的条件下，我们不应对利率市场化的效果期待过高，利率市场化改革是一个系统工程，其涵义远非仅仅调整金融资源的价格所能涵盖。

表5 拓展模型投资效率回归结果

混合面板模型				单一价格模型		单一数量模型	
变量	Ols	DPD	EGLS	变量	系数	变量	系数
Pps	-22.3 (-0.30)	-19.29 (-0.79)	32.5 (1.31)	Pps	3.665 (0.05)	Pps	14.49 (0.46)
Qps	-26.9 (-4.27)	-17.19*** (-6.97)	-14.62*** (-6.87)	Qps	36.57*** (3.01)	Qps	6.692 (0.56)
(Pps Ω) ²	96665** (2.32)	58651*** (5.41)	41566*** (2.96)	(Pps Ω) ²	126243*** (3.19)		
Pps Ω	-2266.5* (-1.77)	-1406.1*** (-5.46)	-1079.6** (-2.49)	Pps Ω	-3649.4*** (-2.96)		
QpsBc	39.72 (0.88)	37.21** (2.43)	7.74 (0.51)			QpsBc	138.04*** (6.53)
(wPps Ω) ²	-88359*** (-3.37)	-43816*** (-3.91)	-43054*** (-4.86)	(wPps Ω) ²	-77573*** (-5.76)		
wQpsBc	-29.53 (-0.27)	-38.87 (-1.22)	14.22 (0.39)			wQpsBc	-256.3*** (-4.73)
wQpsBc(-1)	-11.11 (-0.32)	-9.23 (-1.09)	3.79 (0.32)				
wQpsBc(-2)	-60.24** (-2.10)	-49.50*** (-4.72)	-27.33** (-2.81)				
wQpsBc(-3)	-46.15* (-1.67)	-28.26*** (-3.87)	-13.11 (-1.40)				
DwQpsBc	38.04**	23.53***	15.62***			DwQpsBc	46.03***

	(2.18)	(4.03)	(2.64)				(2.62)
J-statistic		72.45					

五、结论与政策含义

第一，金融摩擦和国有投资比重等反映经济的非瓦尔拉斯市场不完全特征的因素，对于理解中国货币政策的传导机制，具有至关重要的意义。对货币政策传导机制的理解，是货币政策实施的前提。Mishkin(2001)强调了借贷者异质性和金融资产异质性等对货币政策不同传导渠道划分的重要性，本文以中国为对象的研究，为这一判断提供了进一步的证据。根据本文的研究，在考虑到金融摩擦与国有投资比重等因素后，货币政策目标函数的含义、货币政策工具类型的划分对于政策效果分析的重要性，以及不同类型货币政策工具效果的阶段性特征，均与传统货币政策理论有着重大差异。

第二，假说 1、2 中关于货币政策工具的类型效果差异性与阶段性判断，得到了实证证据的较强有力支持。在 Stiglitz-Weiss 的信贷配给模型基础之上，本文分别在考虑和不考虑国有投资比重的情况下，提出了基于基准模型的假说 1 和基于拓展模型的假说 2。建立在稳健性检验基础上的实证结果，为假说 1、2 的成立提供了有力证据：关于基准模型的回归结果表明，数量型货币政策工具的紧缩效果为投资总量减少、投资效率上升；价格型货币政策工具的紧缩效果具有阶段性。在阶段 I，随着利率上升，投资总量增加，投资效率下降。在阶段 II，随着利率上升，投资总量减少，投资效率上升。关于拓展模型的回归结果显示，在引入国有投资比重因素后，两类工具的政策效应都发生了不同程度的变异。其中，国有投资比重对数量型工具的投资总量边际效应影响不显著，但对价格型工具却有显著的负向影响；国有投资比重对两类工具的投资效率效应，都有着显著的负向影响，且效率变化呈现从阶段 I 到阶段 II 加速下降的特征。

第三，货币政策工具的类型划分，对于最优货币政策的实施具有极为重要的意义，在市场严重不完全的条件下，货币政策效果具有对政策工具类型的很强的敏感性。以特定货币市场短期利率为中介目标，通过货币政策工具的调整来影响货币市场的供需，从而影响中介目标利率的变动，进而影响市场利率变动的，以成熟市场经济为对象的：中介利率——市场利率——总需求货币政策操作模式，显然无需对货币政策工具的类型加以划分。但是，中国的货币政策工具箱却包含着对市场利率的直接调整，因而货币政策工具可以划分为价格和数量两种类型。更重要的是，本文的实证结果表明，在考虑金融市场摩擦和国有投资比重的条件

下,两种类型工具的政策效果有着巨大的差异,货币政策效果对于政策工具的类型具有极强的敏感性。

第四,两种类型政策工具的实证结果均表明,在考虑金融市场不完全的条件下,货币政策目标函数既应包括经济总量,也应包括经济效率。由于传统货币政策理论假定市场是基本完全的,因而市场本身即可实现资源配置的帕累托最优,故总量而非效率才是货币政策关注的目标。但是,严重的市场不完全仍是中国经济的主要特征,本文的实证结果表明,此时将经济总量与经济效率作为货币政策目标选择,有着非常大的差异:若将经济总量作为货币政策目标选择,那么,国有投资比重对数量型工具的政策效应并没有产生显著影响,却对价格型工具产生了显著的负向影响;若将经济效率作为货币政策目标选择,那么,国有投资比重对价格和数量型工具的政策效应均产生了负向影响。显然,从不同货币政策工具效应比较来看,即便在长期,总量目标和效率目标也不存在内在逻辑的一致性,因而应当考虑将经济效率也同样纳入货币政策目标函数。

最后,本文的另一个重要政策含义是对中国利率市场化改革的启示。本文的研究表明,就货币政策的传导效果而言,利率市场化的绩效与由经济的产权结构和金融摩擦等所构成的“媒介介质”密切相关。虽然一些研究将利率的非市场化而导致的政策目标利率向市场利率传导的“断裂”,看作是我国货币政策利率传导渠道失效的原因,但是,本文的研究表明,由于利率变动的效果具有内生的很强阶段性特征,因而,即便利率完全实现市场化,货币政策的利率渠道也很难获得预期的效果。这表明,在金融摩擦与经济产权结构异质的条件下,我们不应期待利率市场化的效果过高,利率市场化改革是一个系统工程,其涵义远非仅仅调整金融资源的价格所能涵盖。

参考文献

- [1] 白俊、连立帅：《信贷资源配置差异：所有制歧视抑或禀赋差异？》，《管理世界》2012年第6期。
- [2] 范志勇、徐贲：《中国货币政策冲击的真实利率渠道：国际比较与政策含义》，《世界经济》2008年第11期。
- [3] 方光明、熊鹏：《我国利率政策调控的时滞效应研究——基于交叉数据的实证检验》，《财经研究》2005年第8期。
- [4] 苟琴、黄益平、刘晓光：《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗？》，《管理世界》2014年第1期。
- [5] 胡志鹏：《中国货币政策的价格型调控条件是否成熟？——基于动态随机一般均衡模型的理论实证分析》，《经济研究》2012年第6期。
- [6] 何东，王红林：《利率双轨制与中国货币政策实施》，《金融研究》2011年第12期。
- [7] 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全：《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析——兼论货币政策中介目标的选择》，《金融研究》2005年第5期。
- [8] 林毅夫：《新结构经济学——重构发展经济学的框架》，《经济学(季刊)》2010年第10卷第1期。
- [9] 马草原、李成：《国有经济效率、增长目标硬约束与货币政策超调》，《经济研究》2013年第7期。
- [10] 马文涛：《货币政策的数量型工具与价格型工具的调控绩效比较——来自动态随机一般均衡模型的证据》，《数量经济技术经济研究》2011年第10期。
- [11] 饶品贵、姜国华：《货币政策、信贷资源配置与企业业绩》，《管理世界》2013年第3期。
- [12] 盛松成、吴培新：《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》2008年第10期。
- [13] 宋立：《我国货币政策信贷传导渠道存在的问题及其解决思路》，《管理世界》2002年第2期。
- [14] 谢平、刘锡良：《从通胀到通货紧缩》，西南财经大学出版社2001年。
- [15] 徐明东、陈学彬：《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》，《管理世界》2011年第5期。
- [16] 许伟、陈斌开：《银行信贷与中国经济波动：1993-2005》，《经济学(季刊)》第8卷第3期。
- [17] 叶康涛、祝继高：《银根紧缩与信贷资源配置》，《管理世界》2009年第1期。
- [18] 赵奇伟：《东道国制度安排、市场分割与FDI溢出效应：来自中国的证据》，《经济学(季刊)》2009年第3期。
- [19] Agénor and Montiel, Development Macroeconomic. Princeton University Press, 2008.
- [20] Ben Bernanke and Mark Gertle, Inside The Balck Box: The Credit Chanel of Monetary Policy Transmission. NBER Working Paper, No.5146, 1995.
- [21] David H. Romer, Advanced Macroeconomics. McGraw Hill Higher Education, 2006.

- [22] Fiorella De Fiore and Oreste Tristani, Optimal Monetary Policy in a Model of the Credit Channel. European Central Bank Working Paper, No.1043, 2009.
- [23] Frederic S. Mishkin, The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. NBER working paper, No.8617, 2001.
- [24] Huang Y., Selling China: Foreign Direct Investment During the Reform Era. Cambridge University Press, 2003.
- [25] John B. Taylor., The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. The Journal of Economic Perspective, Vol.9, 1995, pp.11~26.
- [26] Kaiji Chen and Zheng Song, Financial frictions on capital allocation: A mechanism of TFP fluctuations. Journal of Monetary Economics, Vol.60, 2013, pp.683~703.
- [27] Kydland, Finn E., and Prescott, Edward C., Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. Journal of Political Economy, Vol.87, 1977, pp.473~492.
- [28] McKinnon, R.I., Money and capital in Economic development. Brookings Institution, 1973, .
- [29] Sargan, J.D., Asymptotic theory and large models. International Economic Review Vol. 16, 1975, pp.75~91.
- [30] Stiglitz, Joseph E., and Andrew Weiss, Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. American Economic Review, Vol.53, 1981, pp.393~410.
- [31] Vasco Cúrdia and Michael Woodford, Credit frictions and optimal Monetary policy. BIS Working Papers, No.278, 2009. .
- [32] Walsh, Carl E, Monetary theory and policy. The MIT Press, 2010.

The Effects of Financial Friction, Property Rights Heterogeneity and Different Types of Monetary Policy Instruments

Abstract: This paper constructed a theoretical model which embodies China's economic structure, but also in line with the mainstream of economic logic, opening the monetary policy transmission mechanism "black box". Then, the transmission mechanism and the effects of different type of monetary policy tools in China were analyzed based on the model. We put forward the hypothesis and test them. Following important conclusions were obtained: First, derived from incomplete markets, the effect of monetary policy should be sensitive to the type of monetary policy instruments, monetary policy function should include both total and efficiency factors, monetary policy has the endogenous effect of stage characteristics and other policy implications. Second, in the sense of monetary policy effect, the performance of interest rate liberalization is closely related to the character of the "media" which formed by economic ownership structure, financial friction and so on. The implication of interest rate reform is far from just price liberalization of financial resources, but a systematic engineering.

Keywords: Financial friction; State-owned investment proportion; Monetary policy instrument type

价格型货币政策调控中的实际利率锚

——基于状态空间模型的中国自然利率估算

李宏瑾¹ 苏乃芳² 洪浩³

【摘要】随着利率管制的基本放开，货币政策亟需由传统数量调控向以利率为主的价格调控模式转型。作为价格型货币政策调控的实际利率锚，自然利率将为中央银行政策利率的制定提供重要依据。本文以新凯恩斯一般均衡模型为基础，从自然利率的三层含义出发，构建状态空间模型，对中国的自然利率进行估算。结果显示，我国自然利率在一定程度上可作为经济增长的先行指标，为解释和预测经济运行态势提供依据，利率缺口不仅是经济波动的“指示器”，而且可以为货币政策的制定和评价提供重要依据，这对新常态下的货币政策转型和宏观调控具有重要的参考意义。

【关键词】自然利率 潜在产出 价格型货币调控 状态空间模型

一、引言

2015年10月，我国基本取消了利率管制，利率市场化改革和货币调控开始进入以建立健全与市场相适应的利率形成和调控机制为核心的新阶段。⁴受金融体系发育程度、货币传导机制和计划经济思维的影响（周小川，2004），长期以来我国货币政策以数量调控为主，对利率价格机制重视不够。随着市场化进程的加快推进和金融市场的迅速发展，我国货币数量调控效率大大下降，利率调控有效性日益提高（Zhang, 2009；项卫星和李宏瑾，2012）。针对公开市场操作和收益率曲线的理论和经验分析表明，货币当局完全有能力调节市场流动性并进行利率引导，向价格型货币调控方式转型的充分条件日趋成熟（李宏瑾，2012a、2013）。为此，在加快推进利率市场化的同时，作为全面深化金融市场化改革和健全货币传导机制的关键环节，中国人民银行针对向以利率为主的价格型货币政策转型开展了深入研究（中国人民银行营业管理部课题组，2013），并围绕公开市场操作的完善、利率走廊的构建、市场利

¹李宏瑾，中国金融四十人论坛，中国人民银行营业管理部

²苏乃芳，中国人民银行营业管理部

³洪浩，中国人民银行金融研究所

⁴《利率市场化改革迈出关键一步》，《中国货币政策执行报告》（2015年第3季度）。

率有效引导等方面，开展了大量工作。

价格型货币调控模式下，政策利率目标水平设定是否合理，对利率调控成败非常关键。利率决策需要盯住一个合理水平的利率“锚”，当通胀或产出偏离目标时，利率应在锚定利率基础上根据目标缺口情况进行相应调整，从而实现经济和通胀的稳定。合理的利率“锚”，在理论上可以追溯到 Wicksell（1898）提出的“自然利率”（natural rate of interest）思想，并与著名的“泰勒规则”（Taylor, 1993）中的“均衡实际利率”（equilibrium real interest rate）一致，又被称作“中性（实际）利率”（neutral（real）interest rate）。20 世纪 90 年代以来，主要国家中央银行都普遍采取了以物价稳定作为最主要目标（之一）并遵循一定规则（泰勒规则）的价格型货币调控模式，获得了广泛成功，利率调控甚至成为中央银行唯一的货币政策工具（李宏瑾，2013）。在自然利率水平基础上，根据产出和通胀情况设定合理的利率水平，对能否顺利实现货币政策最终目标至关重要。然而，2001 年以来以美联储为代表的主要国家中央银行采取了低利率政策，政策利率长期低于泰勒规则所揭示的利率水平（IMF, 2008），这在很多经济学家看来是引发房地产泡沫和金融危机的重要原因（Taylor, 2007; Cociuba et al., 2011）。除了通胀预期偏差问题，⁵Bernanke（2010）和 Summers（2013）等认为，全球储蓄过剩（saving glut）压低了实际利率也是低利率政策的重要原因。但是，Taylor（2014）利用 IMF 数据分析表明，全球储蓄过剩假说并不成立，21 世纪第一个 10 年联邦实际利率为负时期占比高达 40%，这在 20 世纪 70 年代之后就从未出现过（Hoenig, 2010）。针对全球金融危机之后长期超低（零）利率刺激下各国经济迟迟不见起色，BIS（2014）深刻地指出，正是过低利率才引发了经济金融非理性繁荣及其后的资产负债表衰退，（危机后的）低利率政策使风险定价消失，金融与经济基本面明显脱节，因而刺激性货币政策必须及早退出。可见，自然利率的准确估计对成功的利率决策和货币调控至关重要。

尽管我国货币政策尚未完全转向利率调控模式，但货币市场利率稳定始终是重要的货币政策操作目标（张晓慧，2008）。无论是政策实践还是理论研究都表明，利率双轨制下中国的市场利率是偏低的（He & Wang, 2012; 李宏瑾，2012b），这既与货币政策当局的产出偏好有关，也表明利率政策未围绕均衡实际利率水平操作。在自然利率思想指导下确定符合中国情况的实际利率锚，并根据物价产出缺口的变化开展利率调控，对于成功实现价格型货币政策改革、准确判断经济运行和货币政策态势、有效开展利率调控并顺利实现物价产出稳

⁵Bernanke（2010）指出，利率决策所依据的预期通胀水平过低是导致低利率的重要原因。不过，Taylor（2010）指出美联储的通胀预测过低，而且即使是采用联储预测数据得到的政策利率也未必能改善货币政策绩效。

定的最终目标，具有非常重要理论和政策指导意义。不过，虽然自然利率有着悠久的理论渊源，对成功的货币政策实践至关重要，但对自然利率估算的工作在国际上也仅是最近十多年才开始进行。自然利率的含义、指标选取、估计方法等研究仍在探索完善中，对中国自然利率估计的研究仍不多见并存在诸多问题。为此，本研究试图在此方面进行尝试。全文安排如下：第二部分对自然利率理论及其估计研究进行简要综述；第三部分将借鉴 Laubach & Williams (2003) 的方法，采用状态空间模型对中国自然利率进行估算；第四部分将根据中国资本回报率的典型性事实，说明自然利率估计的合理性，并分析自然利率在判断经济运行态势和货币政策调控中的重要作用；最后是结论性评述。

二、自然利率及其估算简要综述

(一) 自然利率理论简述

为弥补传统货币数量论在货币流通速度等分析上的缺陷，Wicksell (1898) 根据累积过程 (cumulative process) 理论提出了自然利率的概念，并通过利率机制 (自然利率与货币利率的关系) 将实体经济和货币经济有机联接在一起，从而使古典二分法中完全割裂的经济理论和货币理论融为一体，并为 Keynes (1936) 开创的宏观经济学奠定了基础 (刘黎敖, 2010)。Myrdal (1939) 将自然利率划分为三个层次：与实物资本收益率或生产率相符、与资本供求 (储蓄与投资) 一致、保持物价中性的利率，分别说明自然利率的本质起源 (物质生产)、形成决定过程 (资本市场供求) 和作用 (物价稳定)。之后，Lindahl (1939) 证明，只有货币利率等于资本边际生产率 (即自然利率)、资本供求相等、价格稳定，经济才可能是均衡的，而根据累积过程，货币利率等于自然利率又是经济均衡的根本条件，直接决定着后两个条件的实现。然而，由于时代的局限，以及 Wicksell (1898) 仅是含混地阐述了自然利率思想但未明确定义自然利率，其创造性工作在当时并未获得应有认可，直至 20 世纪 30 年代 Keynes 和 Hayek 的论战才逐渐深入人心。但是，Hayek 和 Keynes 从不同角度对自然利率进行引申，特别是 Keynes (1936) 扬弃了“自然利率”概念并采用“资本边际效率” (marginal efficiency of capital, 亦即资本边际生产率)，同时结合边际消费倾向分析建立宏观经济学框架，“自然利率”在很长一段时期并未受到重视而几乎被人们“遗忘” (Leijonhufvud, 1981; 韦森, 2014)。

20 世纪 90 年代以来，随着主要国家利率市场化的完成和货币政策重新转向利率调控，在广泛讨论利率规则的同时，经济学家们开始关注“均衡实际利率”或“自然利率”问题。

特别是，由 Woodford（2003）所倡导的新魏克塞尔（New Wickcell）框架使人们重新认识到“自然利率”的重要性。基于新凯恩斯理论，Woodford（2003）提出了“均衡利率”的概念，也就是其他条件不变时，经济当期及未来都不存在价格粘性（垄断竞争厂商价格充分调整）下稳态经济所对应的实际利率。⁶当现实的实际利率与均衡利率相等时，实际产出与潜在产出一致，经济处于稳态水平，因而储蓄与投资相等，中央银行实现一般物价稳定。因而，Woodford（2003）的均衡利率与 Myrdal（1939）对 Wickcell（1898）自然利率三重含义的解释相吻合，并与 Taylor（1993）中的“均衡实际利率”内涵相一致。

（二）自然利率的主要估算方法

虽然自然利率在理论和政策实践中非常重要，但与潜在产出类似，自然利率是一个不可观测的变量。通常在理论和政策讨论中都将自然利率与稳态路径下的经济增速联系在一起，如在新古典增长理论中著名的“黄金法则”认为，最优增长路径下的利率等于经济增长率或资本回报率，这与自然利率的第一层含义相符。但是，“黄金法则”在理论上过于严格，经验上也往往并不成立（He et al., 2014）。因此，长期以来，自然利率被认为很难估计而仅作为一个理论抽象（Blinder, 1998）。随着自然利率研究的深入，自然利率的估计才逐渐成为一个重要的课题，并涌现出很多估算方法，主要根据自然利率不同层次定义和稳态增长路径所体现的某些利率特征进行估计。具体而言，目前的估算方法大体分为三类：单纯统计方法、基于金融市场方法和经济学模型方法。

单纯统计方法认为，作为货币政策的锚，自然利率反映了实际利率的波动趋势。因此，基于实际利率的历史数据，采用简单平均（Archibald & Hunter, 2001）、HP 滤波（Amato, 2005）或状态空间模型（Cuaresma et al., 2003）等方法剔除周期性、随机性等因素，就可以估计自然利率水平。统计方法从数据出发计算简便而且易于预测，但缺乏完整坚实的理论基础。更重要的是，统计方法实际上假设货币政策应符合稳态经济增长路径要求，不能长期压低市场利率，也即利率水平的设定必须满足稳定货币政策所要求的“泰勒原理”（Woodford, 2001）。否则，统计方法得到的仍是偏离于稳态经济的有偏的趋势性数据。

基于金融市场的估计方法认为，长期债券、通货膨胀指数债券等金融产品利率反映了实际利率的均衡水平，可替代自然利率（Bomfim, 2001）。虽然这种方法计算简便，但主要还是根据金融市场无套利和理性预期假说，对经济稳态运行缺乏必要的理论解释，而且隐含

⁶也即由于存在价格粘性，经济变量的当期和历史水平实际上也不同于价格不存在粘性的情况，这也意味着均衡实际利率可以定义为在既定市场结构下，经济在任何时候（过去、当期及未来）都不存在价格粘性下稳态增长路径所对应的实际利率（Woodford, 2003; Amato, 2005）。

着货币政策并未长期压低市场利率的假设，依赖于金融市场产品安排和交易数据，并不适合中国等金融市场发育并不完善的国家。

经济学模型方法根据经济系统中的产出、通胀和利率等变量间的理论关系估计自然利率，由于依据的经济理论不同，估计方法也存在差别。例如，Plantier & Scrimgeour (2002) 基于泰勒规则方法估计自然利率；Brzoza-Brzezina (2002) 认为自然利率与实际利率的差决定了通货膨胀变化，并通过结构向量自回归 (SVAR) 模型估计自然利率。不过，上述方法主要是根据缺乏微观基础的理论并依赖具体统计方法，并未考虑稳态增长路径下自然利率的主要特征和核心含义。

Woodford (2003) 基于标准新凯恩斯理论提出的新魏克塞尔框架和均衡利率的定义，为动态随机一般均衡模型 (DSGE) 估计自然利率提供了坚实的理论基础。Neiss & Nelson (2003) 在 Woodford (2003) 基础上，最早利用 DSGE 方法对均衡实际利率进行了估算。作为当前宏观经济学的主流研究方法，DSGE 非常适合用来进行政策评估，因而得到了广泛应用 (如 Barsky et al., 2014)。但是，DSGE 模型往往采用校准方法来估算模型稳态特性的参数 (刘斌, 2014)，因而估算的自然利率对模型稳态特征比较敏感。对于数据质量欠佳经济体而言，经济稳态特征可能变化较大，从而导致 DSGE 方法的估计结果并不十分稳健。

同样是在 Woodford (2003) 基础上，Laubach & Williams (2003) 进一步明确了自然利率的定义，认为自然利率是实际产出与潜在产出相等时所对应的短期实际利率。其中，潜在产出定义为在不存在暂时性供给冲击时，与稳定通胀水平相对应的产出水平。他们构建了描述利率、产出和通货膨胀等变量的经济动态模型，并利用状态空间方法联合估计了潜在产出和自然利率。这一模型在新凯恩斯理论基础上深入刻画了经济变量的动态关系，具有完整的经济学理论含义。同时，模型考虑了经济变量的时间序列特征，采用极大似然法获得参数，模型估计结果更为稳健。因此，基于经济模型的状态空间方法同样得到了广泛应用 (如 Berger & Kempa, 2014)。

(三) 对中国自然利率的估算

近年来，国内学者也开始关注自然利率的估算问题，利用各种方法对中国自然利率进行了估计 (见表 1)。由于金融抑制的利率管制政策，长期以来中国利率水平偏低，因而统计方法并不适用。虽然大部分研究都考虑了经济理论模型，但由于指标选取和估计方法不同，自然利率估计结果差异很大且都存在一定的缺陷。

一方面，从利率指标选取来看，很多研究都选择存贷款利率进行估算。尽管估计的自然存贷款利率水平较高，但利率市场化后中央银行通常仅调控短端（通常是隔夜）政策利率目标（李宏瑾，2013）。正如 Yellen（2015）指出的，典型的均衡实际利率是指未来经济处于稳态增长路径下与最大就业和长期物价稳定相符的剔除预期通胀的短期利率。存贷款利率包含了信贷市场非常复杂的期限和风险因素，无法反应自然利率无期限溢价和无风险溢价的特征。有的研究（He et al., 2014, Liu, 2015）根据代表性消费者优化条件的 Euler 方程所揭示的利率与潜在产出增速、时间偏好和跨期消费替代弹性等变量的理论关系，采用校准方法对中国自然利率进行估计，但并未说明其估计的自然利率具体是哪个市场和期限的利率，估计结果并不稳健。因而，这些估计对价格型货币调控改革和中央银行利率决策意义不大。另外，虽然贺聪等（2013）采用 DSGE 模型，但他们推导计算的是经济均衡存款利率，不同于 Woodford（2003）、Neiss & Nelson（2003）等在新魏克塞尔框架下的价格和工资具有充分弹性下的均衡利率，与自然利率的定义并不相符。

表 1 有关中国自然利率水平估计的相关研究成果

方法	文献	利率指标选取	样本区间	自然利率估计结果
泰勒规则	金中夏（2012）	隔夜同业拆借利率	2000-2011	2.77%
SVAR	田建强（2009）	六月名义贷款利率	1996-2010	-4%~20%，在 12% 附近波动
	李良松（2014）	隔夜同业拆借利率	1999Q3-2014Q1	2%~4%，在 3% 附近波动
状态空间模型	石柱鲜等（2006）	六月名义贷款利率	1996Q1-2005Q1	-5%~10%，在 5% 附近波动
	邓创等（2009）	七天同业拆借利率	1996Q1-2008Q2	-10%~10%，在 0 附近波动
	邓创等（2012）	七天同业拆借利率	1996-2010	-5%~15%，在 0 附近波动
	潘淑娟和叶斌（2013）	三月 Shibor	1998-2012	-6%~6%，在 0 附近波动
DSGE	贺聪等（2013）	存款利率	2001-2011	-10%~10%，在 5% 附近波动
Euler 方程校准	He et al.（2014）	未知	未知	4.05%~5.67%
	Liu（2015）	未知	未知	8.2%~8.7%

注：自然利率估计结果是大致范围，根据文献中的自然利率图形观察而得。

另一方面，即使是针对市场利率的研究，大部分估计结果基本上都在零附近波动，这显然与我国改革开放后三十多年来年均近 10% 的经济增速及支撑高增长的高资本回报率这一反映自然利率的典型性事实不符。很显然，这些研究虽然考虑了某些经济理论模型，但在以货币政策满足泰勒原理为假设前提的情况下，无法解决统计方法所存在的问题。尽管李良松（2014）估计的水平较高，但由于是采用核心 CPI 计算实际利率，这相当于人为高估了实际利率水平，由此得到的结果并不可靠。金中夏（2012）仅报告了估计方法和结果，但并未给出具体的估算过程。

三、基于状态空间模型的中国自然利率估算

(一) 模型的构建

鉴于国内对于自然利率估算研究的不足,本文采用状态空间模型对中国的自然利率进行估算和分析。基于目前国内外研究对于自然利率的定义,认为自然利率是当经济达到均衡且物价水平稳定时对应的实际利率,相应的产出为潜在产出,实际产出与潜在产出的差定义为产出缺口,实际利率与自然利率的差定义为利率缺口。状态空间法通过刻画产出缺口、利率缺口和通货膨胀率之间的动态关系,从而对未知的潜在产出、自然利率进行估计。

这里,我们参考 Laubach & Williams (2003) 模型来完整地刻画经济系统的结构。代表总需求的 IS 曲线、反映总供给的菲利普斯曲线和中央银行泰勒规则形式的货币反应函数,这三个方程构成了 Woodford (2003) 新凯恩斯主义框架下的无限期界一般均衡模型。由自然利率的定义可见,自然利率与经济增速密切相关。高经济增长意味着较高的资本边际收益,相应的自然利率也处于较高水平。经典的拉姆齐模型对这一关系进行了理论刻画。考虑到经济活动人口因素对我国经济的重要作用,我们基于扩展的拉姆齐模型推导得到自然利率由产出增长率和人口增长率决定的函数形式,这一方程刻画了自然利率水平和产出增长率之间的动态关系。⁷四个方程具体形式如下:

$$r_t^* = \theta g_t + n_t + z_t \quad (\text{拉姆齐模型})$$

$$x_t = b_1 x_{t-1} + b_2 x_{t-2} + b_3 (r_{t-1} - r_{t-1}^*) + \epsilon_{1t} \quad (\text{IS 曲线})$$

$$\pi_t = c_1 \pi_{t-1} + k x_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (\text{菲利普斯曲线})$$

$$i_t = r_t^* + \pi_t^* + a_1 x_t + a_2 \left(\frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j} - \pi_t^* \right) + \epsilon_{3t} \quad (\text{泰勒规则})$$

其中 $x_t = y_t - y_t^*$, y_t 为产出水平, y_t^* 为潜在产出水平, x_t 为产出缺口。 i_t 为名义利率, π_t 为通货膨胀率, r_t 为事前 (ex ante) 实际利率, r_t^* 为自然利率。 g_t 为技术增长率, n_t 为人口增长率, π_t^* 为通胀目标 (这里假定为常数 π^* , 设为 2%)。 z_t 为随机冲击, ϵ_t 为随机项, 服从正态分布。这四个方程所刻画的自然利率正好对应于自然利率的三重含义。拉姆齐模型表示自然利率与资本收益率相符,总需求和总供给曲线表示自然利率是使资本需求和供给达

⁷拉姆齐模型的具体推导过程可参见 Blanchard & Fischer (1989), 其中 z_t 为除技术、人口之外, 包括家庭时间偏好等因素在内的与 r_t^* 有关的决定因素; 可见, 如果相对风险厌恶系数趋近于 1, 则自然利率与由技术和人口增长所决定的潜在产出增速相一致, 而这恰符合自然利率第一层含义。

到均衡的利率，泰勒规则表示自然利率是使货币中性的利率。这四个方程从不同角度完整描述了自然利率的经济学含义。

相较于 Laubach & Williams (2003) 等的研究，本文的估算主要有两点改进。一是目前常用的状态空间模型主要采用总需求和总供给曲线描述经济系统，忽略了货币政策的作用。本文在宏观经济模型中加入了泰勒规则型的货币政策方程，从而更加全面的描述整个经济系统的关系。二是目前对于自然利率的估算都忽略了人口因素，而中国的人口变化对经济增长的作用不容忽视。因此，我们通过拉姆齐模型中考虑了人口变量，这一改进更符合我国的经济状况。

(二) 模型求解与数据说明

根据 Laubach & Williams (2003)，将一般均衡模型的三个方程作为测量方程，描述可观测变量与潜在产出、自然利率等未知状态变量的关系。潜在产出满足 $y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + n_{t-1} + \epsilon_{4t}$ ，设模型中的冲击和技术增长率分别服从如下随机过程： $z_t = cz_{t-1} + \epsilon_{6t}$ ， $g_t = g_{t-1} + \epsilon_{5t}$ ，将这些方程和拉姆齐模型作为状态方程，用于描述状态变量间的关系。模型中 y_t 、 i_t 、 π_t 、 n_t 、 r_t 为可观测变量， y_t^* 、 r_t^* 、 g_t 、 z_t 为未知变量， b_1 、 b_2 、 b_3 、 c_1 、 k 、 a_1 、 a_2 、 θ 、 c 为待估计参数。由此可得如下状态空间方程：

测量方程：

$$\begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t \\ i_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_3 \\ c_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_2/4 & a_2/4 & a_2/4 & a_2/4 & 1-a_2 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \pi_{t-4} \\ \pi^* \\ r_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & b_1 & b_2 & -b_3 & 0 & 0 \\ 0 & k & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_1 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_t^* \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ r_{t-1}^* \\ g_t \\ z_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

状态方程：

$$\begin{pmatrix} y_t^* \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ r_{t-1}^* \\ g_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \theta & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & c \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^* \\ x_{t-2} \\ x_{t-3} \\ r_{t-2}^* \\ g_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} n_{t-1} \\ y_{t-1} \\ 0 \\ n_{t-1} \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{4t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \epsilon_{5t} \\ \epsilon_{6t} \end{pmatrix}$$

模型可简化为：

$$\text{测量方程： } Y_t = BZ_t + CX_t + V_tV_t \sim N(0, R)$$

$$\text{状态方程： } X_t = AX_{t-1} + \mu_t + W_tW_t \sim N(0, Q)$$

在状态空间模型的求解中，我们首先采用趋势分析和最小二乘回归的方法确定模型的初始状态和参数初值，然后采用卡尔曼滤波和最大似然估计的 EM 算法对状态空间模型中的参数和未知变量进行估计。

以中国 2004-2014 年季度数据为样本估算自然利率，数据源于 CEIC。在名义利率方面，选择货币市场中具有较强代表性且风险低、交易量大的银行间债券隔夜质押式回购利率。实际 GDP 根据名义 GDP 与实际 GDP 同比及环比增长率推算得到（选择 2011 年第一季度为基期），对实际 GDP 进行对数化处理并用 X11 法进行季节调整。通胀率为月度同比 CPI 季度均值，以 15-64 岁人口数作为人口变量，利用线性差值法将年度数据转化为季度数据。以名义利率减去通胀预期得到事前（ex ante）实际利率。根据实际 GDP 同比增速、名义利率、通胀率、人口增速的 VAR 模型，得到通货膨胀率的预测值并将其作为通胀预期变量（经 ADF 平稳检验，各变量均为 I(1) 序列且存在协整关系，根据 SC 准则确定滞后阶数，后文分析均进行类似检验，限于篇幅不报告具体结果）。

（三）自然利率估计结果

根据状态空间模型，可以估计得到我国的自然利率运行情况（图 1）。观察发现，自然利率有以下几个特点。首先，自然利率水平大致在 1.5%~4.5% 之间，平均值为 2.64%。这说明我国的均衡利率水平在 2.64% 左右波动，高于美国约 2% 的自然利率水平，与我国长期保持高速的经济增长的现实相一致。同时，自然利率呈现平稳化，其标准差为 0.68%，低于实际利率的标准差 1.81%，反映了自然利率作为均衡利率的平滑性特征。

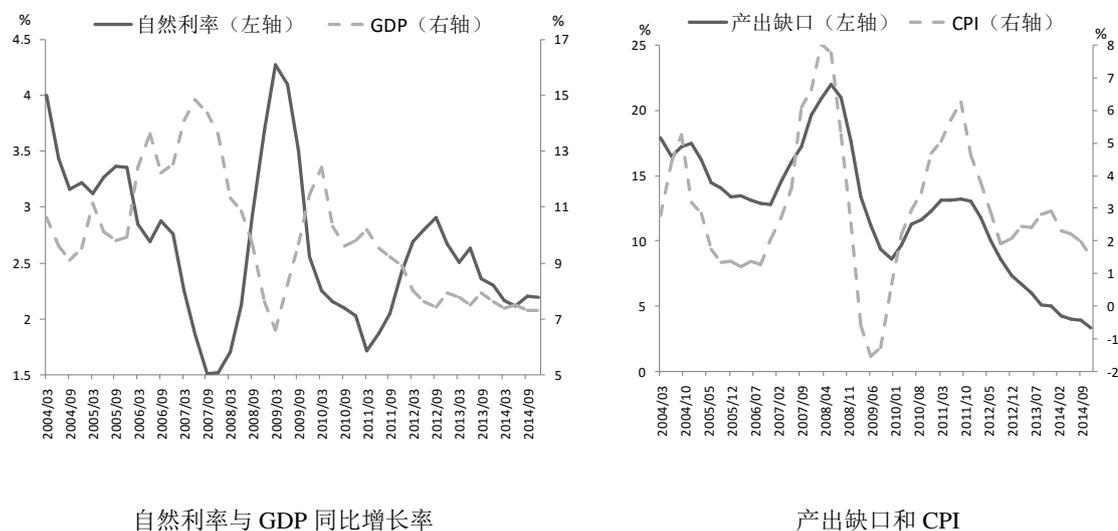


图 1：自然利率与产出缺口

其次，自然利率与经济增长密切相关。从经济运行特征上看，大致分为三个阶段：2004-2007 年初的经济高速增长期、2007 年年中—2011 年的危机影响和政策应对期、2012 年以来的中高速增长新常态时期。2004 年—2007 年 1 季度，我国经济平稳高速增长，自然利率处于较高水平，平均为 3.10% ($\pm 0.43\%$)（括号中表示标准差，下同）。2007 年 2 季

度开始，受国内紧缩性政策及美国次贷危机影响，自然利率持续下滑并在 2007 年 3 季度降至最低的 1.51%，2008 年仍处于相对较低水平。全球金融危机后，在大规模刺激政策作用下，中国经济迅速反弹，自然利率随之上升，到 2009 年 3 季度达到 4.27% 的最高点。2010 年末随着刺激政策效应递减及货币政策转向，自然利率逐步回落到 2007 年初水平。由于经济的内外冲击，这一阶段自然利率呈现大幅波动特征，平均为 2.44% ($\pm 0.85\%$)。2012 年以来，自然利率波动平稳且呈现小幅温和下降趋势，平均为 2.46% ($\pm 0.27\%$)，在 2014 年末降至 2.19%，这与我国进入经济新常态的特征相符。

表 2 自然利率和 GDP 同比增长率的格兰杰因果关系检验

因变量：自然利率				因变量：GDP 同比增长率			
排除变量	卡方统计量	自由度	p-值	排除变量	卡方统计量	自由度	P-值
GDP 同比增长率	0.40	2	0.82	自然利率	11.50	2	0.00

同时，自然利率的波动与 GDP 同比增长率高度相关，分析二者的动态相关系数发现，在自然利率滞后一年时，其与 GDP 增长率相关系数最高，达到 0.48 ($p=1.57e-03$)。对自然利率和 GDP 同比增速在 VAR 框架进行格兰杰因果检验。结果表明，自然利率是 GDP 同比增长率的格兰杰原因。这说明自然利率在一定程度上可作为经济增长的先行指标，在预测经济波动态势中起到“指示器”的作用。自然利率上升预示着一年之后经济即将上行，而自然利率下降也表明经济将下行。特别是，近年来自然利率呈现平稳下降态势，这为判断未来经济走势提供了重要参考。

（四）产出缺口估计结果

状态空间模型可以同时得到潜在产出以及产出缺口的估计（图 1），其变化与自然利率类似经历了三个阶段。2004 年—2007 年 1 季度，经济高速增长，通货膨胀率较稳定，产出缺口平稳波动，在 14.92% ($\pm 1.89\%$) 左右。2007 年 2 季度—2011 年，危机影响和政策应对期，产出缺口的标准差最大，说明其波动很大，在 14.42% ($\pm 4.17\%$) 附近。2007 年，通货膨胀加剧，产出缺口持续上升，2008 年初在经济危机的背景下，通货膨胀率和产出缺口持续下降。2010 年危机影响减退，产出缺口上升。2012 年以来，经济进入新常态，产出缺口平稳下降，平均为 6.33% ($\pm 2.65\%$)。产出缺口与通货膨胀率呈现显著正相关关系，相关系数为 0.53 ($p=2.09e-04$)，这反应了二者在经济中的联动关系，同时也说明我们计算的潜在产出是合理的。

四、有关中国资本回报率的典型性事实及自然利率在货币政策中的作用

根据 Myrdal (1939)、Lindahl (1939) 的研究及新古典增长理论, 与资本回报率相符是自然利率的核心含义和典型特征, 因而可以通过观察中国资本回报率的典型性事实, 进一步验证自然利率估计的合理性。同时, 正如前面指出的, 利率缺口的变化将引发累积过程、物价波动和经济偏离均衡状态, 因而利率缺口与实体经济运行及货币政策密切相关。我们将对利率缺口与经济波动和货币政策的关系进行深入考察。

(一) 中国资本回报率的典型性事实与自然利率水平

作为衡量投资效率并为投资决策提供重要参考的资本回报率, 有很多的估计方法, 但大致可分为以财务报表数据为基础的微观非模型化方法和根据经济理论的宏观模型化方法(白重恩和张琼, 2014)。虽然两种方法出发点不同, 在理论基础和数据选取方面各有优劣, 国内很多学者分别采用微观方法(蔡真, 2013)或宏观方法(Bai et al., 2006)对中国资本回报率进行了大量研究, 但张勋和徐建国(2014)的分析表明, 两种方法估算结果大体一致。由于仅 Bai et al. (2006)、白重恩和张琼(2014)提供了具体的估计数据, 因此, 本文主要利用白重恩和张琼(2014)的结果进行分析。由于自然利率是反映经济总体运行情况的重要变量, 而白重恩和张琼(2014)指出, 存货也是当期用于消费之外的投资的重要构成, 因此选用包含存货因素的全部资本回报率。

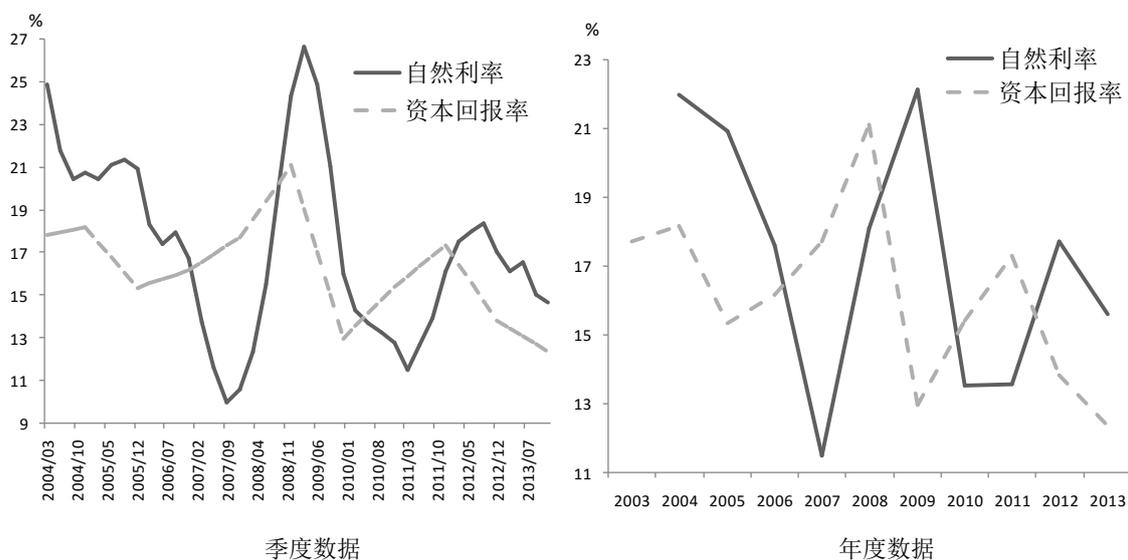


图 2 一年期自然利率与资本回报率

本文是根据中央银行利率调控的作用对隔夜水平的自然利率进行估计, 而资本回报率的估计则是反映一年期资本回报情况。为使利率在期限上两者可比, 需要将隔夜利率水平转换

为一年期利率。这里，我们根据利率期限结构预期理论（Campbell & Shiller, 1987），在期限溢价为零的纯预期理论下，可以通过如下公式获得一年期自然利率序列：

$$R_t^k = \sum_{j=1}^k \frac{1}{j} ER_{t+j-1}^1, k = 1, 2, \dots, 360$$

其中，变量上标代表期限，设一年为360天，根据理性预期理论，设 $ER_t^1 = R_t^1$ 。转化后一年期季度自然利率均值为17.27%，中位数为16.89%。

将年度资本回报率水平通过线性插值转化为季度数据，可得季度资本回报率均值为16.24%，中位数16.26%，两者高度一致。将各季自然利率平均得到一年期自然利率年度序列，其均值为17.27%，中位数为17.67%，年度资本回报率均值和中位数分别为16.04%和15.78%，两者仍非常接近。对季度和年度一年期自然利率和资本回报率的相等性检验都无法显著拒绝两组序列均值和中位数相等的原假设（表3），这充分说明自然利率与中国资本回报率这一典型性事实相吻合，也体现了 Myrdal（1939）、Lindahl（1939）所表明的自然利率的第一层含义和经济均衡根本性条件，说明本文对中国自然利率水平的估算是合理的。

表3 一年期自然利率与资本回报率均值和中位数相等性检验

	检验方法	季度数据		年度数据	
		统计量	p-值	统计量	p-值
均值相等性检验	t-test	1.39	0.17	-0.85	0.41
中位数相等性检验	Wilcoxon/Mann-Whitney	0.97	0.34	0.72	0.47

进一步对自然利率和资本回报率在VAR框架下进行格兰杰因果检验，结果表明，自然利率始终是资本回报率的格兰杰原因，而在5%显著性水平下无论是年度还是季度序列的资本回报率都不是自然利率的格兰杰原因，这与前面自然利率是GDP的格兰杰原因分析结论类似，充分说明自然利率作为经济运行的“指示器”，领先于实体经济。自然利率的上升或下降预示着经济的扩张和收紧，相应的经济增速和资本回报率也随之改变。这不仅再次验证了本文估计的自然利率的合理性，而且也进一步揭示了自然利率在分析经济总体运行情况中的指示作用。

表4 自然利率和资本回报率的格兰杰因果关系检验

季度数据结果							
因变量：资本回报率				因变量：自然利率			
排除变量	卡方统计量	自由度	p-值	排除变量	卡方统计量	自由度	p-值
自然利率	11.52	2	0.00	资本回报率	5.77	2	0.06
年度数据结果							
因变量：资本回报率				因变量：自然利率			
排除变量	卡方统计量	自由度	p-值	排除变量	卡方统计量	自由度	p-值
自然利率	33.73	2	0.00	资本回报率	4.02	2	0.13

（二）利率缺口在经济运行和货币政策中的作用

1、利率缺口与经济波动

从利率缺口的变化情况可以看出（图 3），在 2004 年到 2013 年间，利率缺口经历了平稳波动，大幅下降后上升，之后平稳回升的阶段。分析发现，利率缺口与通货膨胀率的变化呈现显著的负相关关系，相关系数为-0.66（ $p=1.06e-06$ ）。这与国内外学者对于利率缺口的讨论相符（Laubach & Williams, 2003；石柱鲜等, 2006）。当利率缺口上升，说明实际利率偏离自然利率的程度提高，经济有收紧的趋势，预示着通货膨胀率的下降。当利率缺口减小，说明实际利率偏离自然利率的程度减小，经济即将扩张，通货膨胀率有上涨的压力。由此可见，利率缺口可以为中央银行的货币政策的制定和评价提供重要的参考依据。

同时，利率缺口与产出缺口呈现显著的负相关关系，二者的相关系数为-0.92（ $p=0$ ）。2004 年~2007 年一季度的经济高速增长时期，通货膨胀率较稳定，产出缺口和利率缺口均保持平稳波动。2007 年二季度开始受经济危机影响，通货膨胀加剧，产出缺口大幅上升，利率缺口大幅下降。随着危机影响的减弱和相应政策的实行，通胀下降，产出缺口和利率缺口回归初始水平。从 2012 年开始，随着我国经济进入中高速增长的新常态时期，经济增速放缓，产出缺口下降，利率缺口上升。利率缺口与产出缺口始终保持负向联动关系，这也与总需求方程 IS 曲线的理论假设相一致。

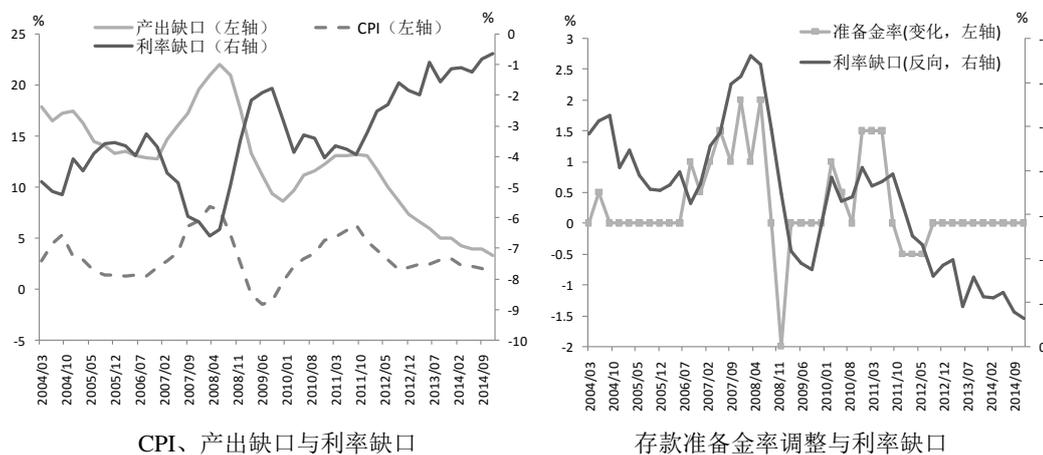


图 3 利率缺口与主要经济和货币政策变量情况

2、利率缺口在经济运行中的“指示器”作用

进一步对利率缺口、产出缺口和通货膨胀率等各变量在 VAR 框架下进行格兰杰因果分析。由表 5 可见，利率缺口、产出缺口都是通货膨胀率的格兰杰原因，通货膨胀率反过来也是利率缺口和产出缺口的格兰杰原因，同时利率缺口是产出缺口的格兰杰原因。这与前面的

分析相符，利率缺口的变化反映了经济波动的态势，产出缺口随之改变，同时也决定了通货膨胀率未来变化趋势，而通货膨胀率的改变反之也影响了利率缺口和产出缺口，三者动态相关，相互影响。这一结论说明利率缺口可以作为经济运行的“指示器”，为制定和评价货币政策提供依据。

表 5 利率缺口、产出缺口和通货膨胀率的格兰杰因果关系检验

因变量：通货膨胀率				因变量：利率缺口				因变量：产出缺口			
排除变量	卡方统计量	自由度	p-值	排除变量	卡方统计量	自由度	p-值	排除变量	卡方统计量	自由度	p-值
利率缺口	19.73	1	0.00	通货膨胀率	6.11	1	0.01	通货膨胀率	5.64	1	0.02
产出缺口	18.84	1	0.00	产出缺口	3.54	1	0.06	利率缺口	126.86	1	0.00
所有变量	20.44	2	0.00	所有变量	7.28	2	0.02	所有变量	143.98	2	0.00

3、利率缺口与货币政策的关系

观察法定准备金率从 2004 年到 2014 年的调整情况，发现它与利率缺口呈现显著的负相关关系（见图 3），相关系数为-0.50（ $p=5.19e-04$ ）。从 2004 年到 2014 年，我国准备金率的几次连续上调，分别在 2006 年底到 2008 年年中、2010 年年初到 2011 年年中，都对应了利率缺口的减小，说明经济有扩张态势，央行采取紧缩的货币政策，通过上调准备金率抑制通货膨胀。与此同时，央行在 2008 年底和 2011 年末至 2012 年中期数次下调准备金率，对应了利率缺口的增大，说明经济受呈现收紧态势，央行采取扩张的货币政策刺激经济增长。

进一步在 VAR 框架下对利率缺口和准备金率变化关系进行格兰杰因果检验。结果表明，利率缺口是准备金率调整的格兰杰原因，而准备金变化则并不是利率缺口的格兰杰原因。当利率缺口增大时，说明实际利率增速高于自然利率，未来的市场利率预期下降，经济有收紧的趋势，通货膨胀率即将下降，此时采取降低准备金的宽松货币政策，抑制通货膨胀率的下降，促进经济增长，使实际利率增速提高；相反亦然。当实际利率与自然利率一致，经济达到均衡，货币政策中性。随着我国潜在经济增速的下行，2014 年利率缺口呈现明显的升高趋势，表明经济下行压力加大，货币政策应适度宽松。正是在这一背景下，2015 年以来我国连续数次采取了降准降息政策。可见，自然利率可以作为货币政策的“指示器”并在价格调控中发挥“利率锚”的作用。

表 6 利率缺口和准备金率调整的格兰杰因果关系检验

因变量：利率缺口				因变量：准备金率调整			
排除变量	卡方统计量	自由度	p-值	排除变量	卡方统计量	自由度	p-值
准备金率调整	4.46	2	0.11	利率缺口	12.85	2	0.00

4、自然利率的宏观经济预测作用

根据状态空间模型的转移方程和测量方程，可以进行未来时期的变量预测。首先假设外生变量中的人口增长率和实际利率保持线性变化趋势（假设人口增长率以 0.01% 的速度递减，实际利率以 0.1% 的速度递增），然后带入状态空间模型预测未来两年我国自然利率、经济增速和通货膨胀水平。由表 7 可见，未来两年我国的自然利率基本稳定略有下降，这预示着我国经济进入中高速增长的新常态后，经济增速将呈现温和下降趋势。今后两年中国经济增速将在波动中明显下降，预计 2015 年全年 GDP 增速为 6.84%，这与 IMF 在 2015 年 10 月最新发布的《世界经济展望》中对 2015 年经济增长 6.762% 的预测结果非常接近。相应地，CPI 仍维持在零以上，但物价将持续走低，这意味着经济将呈现收缩态势并面临一定的通货紧缩风险，对今后更有力度的积极财政政策和松紧适度的稳健货币政策，提出了更高的要求。

表 7 自然利率、GDP 增速和通货膨胀率预测 (%)

	GDP	CPI	自然利率
2015-03	6.77	1.20	2.19
2015-06	6.97	1.13	2.18
2015-09	6.83	1.07	2.17
2015-12	6.79	1.01	2.16
2016-03	7.27	0.95	2.15
2016-06	7.08	0.90	2.14
2016-09	7.03	0.85	2.13
2016-12	6.99	0.80	2.12

五、结论性评述

本文借鉴 Laubach & Williams (2003) 的方法，在新凯恩斯理论框架下采用状态空间模型，对中国自然利率进行了估算，并分析了自然利率与经济运行和货币政策的关系。估计结果表明，2004 年以来中国隔夜自然利率平均约为 2.64%，与中国资本回报率的典型性事实相符，说明本文对自然利率的估计是合理的。自然利率和利率缺口与经济运行和货币政策密切相关。经验分析表明，利率缺口与通货膨胀率、产出缺口不仅显著相关，而且利率缺口始

终都是通胀和产出缺口的格兰杰原因,这说明自然利率和利率缺口是实体经济和通货膨胀的先行指标,一定程度上可以作为经济运行的“指示器”,这对解释经济波动,判断经济运行走势,具有非常重要的意义。同时,自然利率与货币政策密切相关,并且可以作为货币政策制定和评判的重要依据。当实际利率高于自然利率,利率缺口扩大,经济有收紧的趋势,产出增速下滑,通货膨胀率下降,此时应采取相对宽松货币政策;反之亦然。由此可见,自然利率可以作为价格型货币调控中的实际利率锚,利率决策应在自然利率水平基础上,根据产出和通胀缺口变化情况进行政策反馈,从而更好地实现产出和物价稳定的货币政策最终目标。针对自然利率和潜在产出增速的估计和预测表明,近年来以及未来几年,我国的自然利率和潜在产出增速呈现温和下降的趋势,相应的产出增速和通货膨胀率也将减低,这也与我国步入由高速向中高速增长的新常态阶段一致。

早在1993年党十四届三中全会正式明确我国利率改革设想时就指出,利率市场化的长远目标是“建立以市场资金供求为基础,以中央银行基准利率为调控核心,由市场资金供求决定各种利率水平的市场利率体系的市场利率管理体系”。《金融业发展和改革“十二五”规划》也指出,要进一步“完善市场化的间接调控机制,逐步增强利率、汇率等价格杠杆的作用,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”。2015年政府工作报告更是明确提出“推进利率市场化改革,健全中央银行利率调控框架”的政策要求。在利率管制基本取消的当下,让市场在金融资源配置中起决定性作用的同时,货币政策当局以自然利率为基础并根据产出物价的实际情况设定合理的中央银行政策利率,从而实现产出和物价稳定的最终目标,正是金融领域更好发挥政府作用的具体体现。作为价格型货币调控的实际利率锚,自然利率为利率目标水平的设定、利率规则选择以及货币政策评价都提供了重要的参考依据,这对转型时期的货币政策改革具有重要的参考意义。因此,今后应进一步加强对中国自然利率估算的研究并将其作为货币政策的重要参考,根据物价产出缺口的变化通过持续的政策尝试逐步探索出符合中国国情的利率操作规则,只有这样才能顺利完成价格型货币调控转型、有效开展利率调控并促进经济金融的长远健康发展。

参考文献

- [1] 白重恩、张琼, 2014:《中国的资本回报率及其影响因素分析》,《世界经济》第 10 期。
- [2] 蔡真, 2013:《中国的资本回报率、实际利率与投资:基于行业数据的分析》,《金融评论》第 6 期。
- [3] 邓创、李玉梅、孙皓, 2009:《基于自然利率对我国货币政策反应函数的实证分析》,《吉林大学社会科学学报》第 3 期。
- [4] 邓创、吴泰岳、石柱鲜, 2012:《我国潜在产出、自然利率与均衡汇率的联合估计及其应用》,《数理统计与管理》第 3 期。
- [5] 贺聪、项燕彪、陈一稀, 2013:《我国均衡利率的估算》,《经济研究》第 8 期。
- [6] 金中夏, 2012:《寻找中国的均衡利率》,经济研究论文 WP325。
- [7] 李宏瑾, 2012a:《利率期限结构的远期利率预测作用——经期限溢价修正的预期假说检验》,《金融研究》第 8 期。
- [8] 李宏瑾, 2012b:《基于标准泰勒规则的我国货币市场利率偏离估算》,《金融评论》第 2 期。
- [9] 李宏瑾, 2013:《流动性效应、预期效应与中央银行利率操作》,《经济学动态》第 2 期。
- [10] 李良松, 2014:《开放经济条件下中国自然利率的计算及应用》,中国人民银行金融研究所工作论文。
- [11] 刘斌, 2014:《动态随机一般均衡模型及其应用》,中国金融出版社。
- [12] 刘絜教, 2010:《国外货币金融学说》,中国金融出版社。
- [13] 潘淑娟、叶斌, 2013:《中国自然利率及其货币政策意义》,《金融经济研究》第 1 期。
- [14] 石柱鲜、邓创、刘俊生、石庆华, 2006:《中国的自然利率与经济增长、通货膨胀的关系》,《世界经济》第 4 期。
- [15] 田建强, 2010:《中国自然利率的测算——基于 SVAR 方法》,《管理评论》第 2 期。
- [16] 韦森, 2014:《重读哈耶克》,中信出版社。
- [17] 项卫星、李宏瑾, 2012:《我国数量型货币调控的挑战与方向》,《国际金融研究》第 7 期。
- [18] 张晓慧, 2008:《走向间接调控的中国货币政策》,《中国金融》第 23 期。
- [19] 张勋、徐建国, 2014:《中国资本回报率的再测算》,《世界经济》第 8 期。
- [20] 中国人民银行营业管理部课题组, 2013:《中央银行利率引导》,《金融研究》第 9 期。
- [21] 周小川, 2004:《当前研究和完善货币政策传导机制需要关注的几个问题》, www.pbc.gov.cn, 4 月 14 日。

- [22] Amato, J., 2005, “The Role of the Natural Rate of Interest in Monetary Policy”, *BIS Working Papers*, No.171.
- [23] Archibald, J. and Hunter, L., 2001, “What is the neutral real interest rate, and how can we use it? ”, *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, 64(3), 15-28.
- [24] Bai, C., Hsieh, C., and Qian, Y., 2006, “The Return to Capital in China”, *Brooking’s Papers on Economic Activity*, 37(1): 61-88.
- [25] Barsky, R., Justiniano, A., and Melosi, L., 2014, , “The Natural Rate of Interest and Its Usefulness for Monetary Policy”, *American Economic Review*, 104(5): 37-43.
- [26] Berger, T., and B. Kempa, 2014, “Time-Varying Equilibrium Rates in Small Open Economies: Evidence for Canada”, *Journal of Macroeconomics*, 39(PA): 203-214.
- [27] Bernanke, B., 2010, “Monetary Policy and Housing Bubble”, Speech at the *Annual Meeting of the American Economic Association*, Jan., 3rd.
- [28] BIS, 2014, 84th BIS Annual Report, June.
- [29] Blanchard, O. and S. Fische, 1989, *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge MA: MIT Press.
- [30] Blinder, A., 1998, *Central Banking in Theory and Practice*, Cambridge, MA: MIT Press.
- [31] Bomfim, A., 2001, “Measuring Equilibrium Real Interest Rates: What can We Learn from Yields on Indexed Bonds?”, *Journal of Fixed Income*, 11(3): 61-69.
- [32] Brzoza-Brzezina, M., 2002, “Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach”, *National Bank of Poland Working Papers*, No.27.
- [33] Campbell, J. and Shiller R., 1987, “Cointegration and Tests of Present Value Models”, *Journal of Political Economy*, 95(5):1063-1088.
- [34] Cociuba, S. , Shukayey M. , and Ueberfeldt A. , 2011, “Do Low Interest Rates Sow the Seeds of Financial Crises?”, *Bank of Canada Working Papers*, No. 2011-31.
- [35] Cuaresma, J., Gnan E., and Ritzberger-Gruenwald D., 2003, “Searching for the Natural Rate of Interest: A Euro Area Perspective”, *Switzerland National Bank Working Papers*, No.84.
- [36] He, D., and Wang H., 2012, “Dual-Track Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy in China”, *China Economic Review*, 23 (4): 928-947.
- [37] He, D., Wang H. , and Yu X., 2014, “Interest Rate Determination in China: Past, Present, and Future”, *Hong Kong Institute for Monetary Research Working Papers*, No.04/2014.

- [38] Hoenig, T., 2010, “The 2010 Outlook and the Path Back to Stability”, *President Speech of Federal Reserve Bank of Kansas City*, Jan., 7th.
- [39] IMF, 2008, *World Economic Outlook*, October.
- [40] Keynes, J., 1936, *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. New York: Macmillan.
- [41] Laubach, T. and Williams J., 2003, “Measuring the Natural Rate of Interest”, *Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1063-1070.
- [42] Leijonhufvud, A., 1981, “The Wicksell Connection: Variations on A Theme”, in *Information and Coordination: Essays in Macroeconomic Theory*, 131-202. Oxford: Oxford University Press.
- [43] Lindahl, E., 1939, *Studies in the Theory of Money and Capital*. London: Allen & Unwin.
- [44] Liu, J., 2015, “Estimation of Natural Real Interest Rates”, Conference paper of “Macro Economic and Monetary Policy Analysis Academic Seminar”, China Society for Finance, Shanghai Advanced Institute of Finance, Beijing, March.
- [45] Myrdal, G., 1939, *Monetary Equilibrium*. London: William Hodge & Co.
- [46] Neiss, K., and Nelson E., 2003, “The Real-Interest-Rate Gap as An Inflation Indicator”, *Macroeconomic Dynamics*, 7(2): 239-262.
- [47] Plantier, L., and Scrimgeour D., 2002, “Estimating a Taylor Rule for New Zealand with a Time-varying Neutral Real Rate”, *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, No.DP2002/06.
- [48] Summers, L., 2013, “Causes and Effects of Financial Crisis”, Speech at the Conference of *US Financial System—Five Years after the Crisis*, October 1st.
- [49] Taylor, J., 1993, “Discretion Versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1): 195-214.
- [50] Taylor, J., 2007, “Housing and Monetary Policy”, Paper for the Symposium on Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Symposium Conference Proceedings*, 463-476.
- [51] Taylor, J., 2010, “The Fed and the Crisis: A Reply to Ben Bernanke”, www.wsj.com, Jan., 11th.
- [52] Taylor, J., 2014, “The Role of Policy in the Great Recession and the Weak Recovery”, *American Economic Review*, 104(5): 61-66.
- [53] Wicksell, K., 1898, *Interest and Prices*. London: MacMillan, 1936.

[54] Woodford, M., 2001, “The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy”, *American Economic Review*, 91(2): 232-237.

[55] Woodford, M, 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

[56] Yellen, J., 2015, “Normalizing Monetary Policy: Prospects and Perspectives”, Speech at the New Normal Monetary Policy Research Conference, San Francisco, Mar., 27th.

[57] Zhang, W., 2009, “China’s Monetary Policy: Quantity versus Price Rules”, *Journal of Macroeconomics*, 31(3): 473–484.

The Real Interest Anchor for the Price-based Monetary Policy: Estimation of the Natural Interest Rate of China based on State Space Model

Li Hongjin Su Naifang Hong Hao

Abstract: With interest rate in China almost liberalized, it has signified the importance and urgency of the central bank to turn to priced based monetary policy. As the anchor in the price based monetary policy, the natural rate of interest provides an essential benchmark in the interest control of the central bank. In this article, we construct a state space model based on New Keynesian general equilibrium model to estimate the natural rate of interest of China. The results show that natural rate of interest is a leading indicator to the GDP growth, and could interpret and forecast the economic growth trend. Meanwhile, the real interest rate gap is an inflation indicator and is helpful in making and evaluating the monetary policy. Generally, the natural rate of interest plays an important role in price-based monetary policy transformation and macro-economy policy under the New Normal.

Keywords: Natural rate of interest; Potential output; Price-based monetary policy; State space model

货币政策预期与通货膨胀管理 ——基于消息冲击的 DSGE 分析

王曦¹ 王茜² 陈中飞³

【摘要】本文在新凯恩斯 DSGE 的框架下，从消息冲击的视角，区分并探讨了预期与未预期的货币政策冲击对我国通货膨胀的作用。同时通过中美政策作用比较，以及参数和预期结构替换，来探寻我国货币政策作用特征的根源及其机制。主要结论为：(1) 我国货币政策预期冲击的效果要远强于未预期冲击；(2) 与美国相比我国货币政策的调控力度更大、持续性更小且存在轻微超调；(3) 我国货币政策的特征源于经济主体的短视预期以及央行货币政策的不连贯性。对通货膨胀管理的政策启示是：(1) 央行应通过央行沟通等形式引导公众预期以增强政策效果；(2) 尽力避免相机抉择式的政策制定方式，保持货币政策的持续性；(3) 货币政策应言行一致。概言之，我国货币政策应该更加透明、连贯和可信。

【关键词】货币政策预期 通货膨胀管理 消息冲击 DSGE

一、引言

“通货膨胀无时无刻不是一个货币现象”(Friedman & Schwartz, 1963)，通货膨胀管理因此一直是各国货币政策的首要职责，中国也无外乎此。2008 年金融危机之后，我国货币政策从极度宽松到适度紧缩再到适度宽松，几度转换。然而对于其管理通货膨胀的效果和方式却一直有很大争论(苏剑，2011；王曦等，2012)。

关于货币政策的通货膨胀管理功能，一类十分重要的问题是：在央行调控过程中，被公众所预料到和未预料到的货币政策对于经济是否具有迥异的效果，其机制如何，对于改进通货膨胀管理有什么重要启示？首先，对该问题的探讨有助于深入了解我国宏观经济的运行机制，尤其是其中公众预期行为的特征及作用，这也是我们当前研究的薄弱之处。更重要的是，公众对货币政策的预期直接影响了其通货膨胀预期，进而影响现实通货膨胀表现(Sargent &

¹王 曦，中山大学岭南学院/中国转型与开放经济研究所

²王 茜，中国邮政储蓄银行广东省分行

³陈中飞，暨南大学经济系

Wallace, 1975)。因此, 如果预期与未预期货币政策具有不同的调控效果, 我们就可以检讨货币政策操作并提高其调控效率, 尤其是反思其中的央行沟通行为(Blinder, 2008; Woodford, 2005)⁴, 这也是通胀预期管理的一个探讨和实现⁵——例如就 2015 年的宏观经济情况, 社会普遍认为央行会实行宽松性政策, 那么央行是否应把降息等政策工具的实施时间和力度信息提前告知公众?

可见, 货币政策的有效性还取决于公众对未来货币政策的预期。然而文献回顾可以发现, 国内学术界对该问题一直有所忽视, 可能的原因是研究难度较大。预期研究涉及不确定性、模型结构设定和公众行为研究, 一直是宏观经济学的难点。在上世纪 70、80 年代, 理性预期革命是预期研究的一个突破并成为国外经济学主流思想工具。但理性预期本身是一个很强的假定。之后也出现了有限理性(bounded rationality)、学习(learning)、鲁棒性(robustness)等的扩展, 但从这些扩展的接受性上看, 仍然具有局限性, 也未成体系。

国外关于消息冲击(News Shock)的新进展提供了一个很好的研究思路。消息冲击的概念源于庇古, 这种由消息推动的经济周期又称为“庇古周期”(Pigou, 1927)。根据 Milani(2011), 消息冲击是两种外生的预期冲击(expectation shocks)中的一种⁶, 是指人们在某一时刻提前获得有关未来发展状态的新信息。在模型设定上, 政策性消息冲击表现为历史上已经预料到的并在本期得以实现的政策冲击部分, 于是当期政策冲击就可以区分为历史上已经预料到的政策冲击(亦即消息冲击)以及未预料到的其它外生冲击, 本文分别简称为预期冲击和未预期冲击。

借鉴以上进展, 本文首先构建一个同时包含预期与未预期货币政策冲击的典型三方程新凯恩斯 DSGE 模型作为基准模型, 模拟输出预期与未预期的货币政策冲击对我国通货膨胀的作用。随后, 通过比较中美两国两类冲击作用的异同, 以及替换参数和预期结构展开分析, 来探寻我国货币政策特征的根源及其机制, 再据此提出货币政策改进建议。为确保模型结果的稳健性, 本文分别考虑了不同的参数环境、区分非货币政策冲击的预期与未预期部分以及对基准模型进行扩展三种情况。本文研究得出了关于我国管控通货膨胀和改进货币政策操作的一些新结论, 主要创新和贡献为: (1)对我国货币政策预期和未预期冲击进行区分, 利用

⁴Blinder et al.(2008)将央行沟通定义为: 央行向公众发布关于货币政策目标、操作策略、经济展望以及未来货币政策决策相关消息的过程。央行沟通就是利用改变公众对货币政策的预期达到经济调控目的。

⁵各国中央银行越来越开始注重对通货膨胀预期的管理, 这也是近年来我国宏观调控尝试涉足的重点领域。2009年以来我国国务院常务会议多次提及“管理好通胀预期”。2013年第三季度的《中国货币政策执行报告》也指出, “要继续引导、稳定好通货膨胀预期。”

⁶另一种预期冲击为太阳黑子冲击(sunspot shocks), 是指那些本身与经济不相关的外在不确定性(如太阳黑子、动物精神和情绪波动)引起的预期外生变化。

新凯恩斯 DSGE 模型，讨论两类冲击对通货膨胀的作用及作用特征；(2)通过国别比较和模型变换，更加鲜明和深入地探讨我国经济结构和预期特征，阐释两类冲击作用异同的根源和机制；(3)通过规范分析，有依据地提出了我国货币政策的系列改进方向，包括增进货币政策透明性和平稳性等，并对央行沟通的必要性提供了充分的理论与实证支持。

本文余下的结构为：第二部分为研究综述；第三部分为理论模型的构建；第四部分为模型的参数校准与贝叶斯估计；第五部分为实证结果的动态分析与稳健性检验；第六部分是实证结果的经济解释与模型应用；第七部分是全文总结。

二、理论来源与研究进展

(一) 消息冲击的理论来源与应用

在理性预期假说之后，对预期形成过程的研究有了不少新进展。其中消息冲击就是对理性预期假说的一个修正，它指的是新消息改变了人们的预期，预期再导致经济主体实际行为的改变而引起经济波动。近年来，得益于 DSGE 模型以及不确定性处理技术的进展，消息冲击在建模技术上得以实现并被融入规范的主流经济学分析。含有消息冲击的经济模型保留了理性预期理论的理性人假定，但外生冲击的来源不仅包括当期未预期到的外生冲击，还包括经济个体在当期可以获得关于未来时刻经济变量的信息，即消息冲击。也就是说，消息冲击的存在扩大了模型中经济个体的信息集：每期的扰动项既包含了未预期到的冲击，也包含了历史上已经预期到在本期得以实现的冲击(Beaudry & Portier, 2007; Milani, 2011 等)。

消息冲击的一个重要的研究方向是对政策效果的考察。Mountford & Uhlig(2009), Forni & Gambetti(2014)在 SVAR 框架下研究了税收和财政支出的预期变化所带来的影响。Leeper et al.(2013)则在 DSGE 框架下探讨了预期与未预期到的税收政策冲击的作用。关于货币政策预期冲击的作用，早期 Mishkin (1982)使用一个简约的模型，发现货币政策的预期冲击确实产生了重要作用。Cochrane (1998)、Hoover & Jorda (2001) 发现对预期和未预期货币政策冲击的区分是必要的，直接影响到对货币政策实际效果的评估；Milani & Treadwell(2012)在不同的泰勒规则下比较了预期与未预期到的货币政策冲击对美国通货膨胀与产出的影响，并证明了提前一年、两年和三年的货币政策消息冲击影响最大。目前，关于消息冲击在货币政策中的应用，仍然是比较新的研究领域。

国内目前只有少数关于消息冲击的研究应用。吴化斌等(2011)在新凯恩斯 DSGE 框架下研究了我国财政政策消息冲击的影响。庄子罐等(2012)在生产率、特定投资技术以及政府支

出中引入消息冲击, 在新古典 DSGE 框架下考察了消息冲击对我国经济波动的作用。

(二) 我国货币政策的通货膨胀管理问题

2008 金融危机后, 国内不少学者对我国的货币政策的通货膨胀管理职能进行了研究。方勇和吴剑飞(2009)认为加强对基础货币的调控是央行治理通货膨胀的重要方法。苏剑(2011)认为, 应该通过数量型的货币政策而不是加息来实施紧缩性的需求管理, 对于供给造成的通胀部分则应靠降低企业税收等政策来进行调控。王曦等(2012)发现, 对不同程度的通货膨胀应采用不同手段, 治理较为严重的通货膨胀应该采取严格的信贷规模控制, 应对温和的通货膨胀则应该利用存款准备金等市场化工具。另外不少研究开始关注货币政策预期对通胀管理的作用。徐亚平(2009)发现, 预期引导功能有助于货币政策发挥效用。姜伟等(2011)也发现, 消费者情绪会影响物价和消费的波动, 并对货币政策效果产生影响。李云峰(2012)将央行沟通引入修正的卢卡斯总供给模型, 利用 SVAR 方法证明了央行沟通能有效地治理通货膨胀。卞志村和张义(2012)利用 SVAR 方法证明了央行信息披露比传统货币政策工具更加有效。

综上, 国内目前尚没有出现对我国货币政策消息冲击的研究。虽然有部分实证研究支持的央行沟通的作用, 但仍未能真正地从理论和实证上区分预期与未预期的货币政策冲击, 也未能探讨两类冲击的作用及其机制。本文从货币政策消息冲击角度探讨货币政策预期对通货膨胀管理的作用, 是我国货币政策研究中的一个新尝试。

三、基准模型的理论构建

本文构建一个典型的三方程新凯恩斯 DSGE 模型 (Walsh, 2010), 这也是文献中的常见设定。模型中的主体包括代表性家庭、中间品厂商、最终品厂商以及货币当局。其中最终品厂商被假定为是完全竞争的, 中间品厂商是垄断性竞争的, 并在货币当局行为方程中纳入预期与未预期货币政策冲击。

(一) 经济主体行为刻画

1、代表性家庭

假定经济中家庭是同质且具有无限期寿命, 代表性家庭 $j(j \in [0,1])$ 通过选择当期的消费支出为 $C_t(j)$, 提供劳动 $L_t(j)$ 并获得名义工资 $W_t(j)$, 并拥有单期债券 $B_t(j)$ 以实现效用

最大化。假设家庭的效用函数为 $E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \{z_{t+s} \log(C_{t+s}(j) - \vartheta C_{t+s-1}) - L_{t+s}^{1+\sigma_l} / (1+\sigma_l)\}$; ϑ 为消

费习惯形成系数； σ_l 为劳动供给弹性的逆。家庭面临的预算约束为：

$$C_{t+s}(j) + \frac{B_{t+s}(j)}{R_{t+s} P_{t+s}} + T_{t+s} = \frac{W_{t+s}(j)L_{t+s}(j)}{P_{t+s}} + \frac{F_{t+s}}{P_{t+s}} + \frac{B_{t+s-1}(j)}{P_{t+s}}$$

2、最终品厂商

最终品厂商利用中间产品 $Y_t(i)$ ($i \in [0, 1]$) 生产最终产品 Y_t ：

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t(i))^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

最终品厂商被假定为是完全竞争的，其利润最大化问题为：

$$\begin{aligned} \max_{Y_t(i)} P_t Y_t - \int_0^1 P_t(i) Y_t(i) di \\ s.t. Y_t = \left[\int_0^1 (Y_t(i))^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \end{aligned}$$

中间品 $Y_t(i)$ 的需求为 $Y_t(i) = [P_t(i) / P_t]^{-\varepsilon} Y_t$ ，由于最终生产厂商被假定为是完全竞争的，

则最终产品的价格指数为 $P_t = \left[\int_0^1 (P_t(i))^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ 。

3、中间品厂商

中间品厂商是垄断性竞争的，生产函数为 $Y_t(i) = a_t L_t(i)$ ， $E(a_t) = 1$ 。

中间品厂商按照 Calvo(1983) 的定价模型，每期只有 $1 - \xi_p$ 的概率被重新定价，而有 ξ_p 的概率根据规则 $P_t(i) = P_{t-1}(i) \pi_{t-1}^{\gamma_p}$ 调整价格。对在 t 期可以重新设定价格的企业而言，其真实边际成本为 $mc_t = W_t / P_t a_t$ 。中间品厂商的最优价格问题为：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{P_t^*(i)} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\xi_p \beta)^s \lambda_{t+s} [P_{t+s}(i) Y_{t+s}(i) - mc_{t+s} Y_{t+s}(i)] \\ s.t. Y_{t+s}(i) = [P_t(i) / P_{t+s}]^{-\varepsilon} Y_{t+s} \end{aligned}$$

4、货币当局及政策冲击设定

货币政策规则采用对数线性形式的泰勒规则：

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\rho_R} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\chi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\chi_y} \right]^{1-\rho_R} mp_t$$

其中， R 和 π 分别表示均衡时的名义短期利率以及通货膨胀率； Y_t^* 表示弹性价格假设下的产出；参数 ρ_R 表示货币政策惯性； χ_π 表示货币当局对于通胀的反应系数； χ_y 表示货币当局对产出缺口的反应系数。

mp_t 表示货币政策冲击，是本文的关键考察点，其设定满足：

$$\ln(mp_t) - \ln(mp) = \rho_{mp} [\ln(mp_{t-1}) - \ln(mp)] + \eta_t^{mp}$$

$$\eta_t^{mp} = \varepsilon_t^{mp,0} + \varepsilon_{t-1}^{mp,1} + \dots + \varepsilon_{t-H}^{mp,H}$$

其中， ρ_{mp} 为自回归系数， η_t^{mp} 代表当期新的冲击； $\varepsilon_{t-h}^{mp,h} (h=0, \dots, H)$ 表示在 $t-h$ 期来看， h 期以后变量 mp_t 中可预期的部分，即经济行为人在 $t-h$ 时期已经获得的在未来时期 t 才实现的货币政策信息，它属于经济行为人第 $t-h$ 期的信息集，但只在第 t 期才会对变量 mp_t 的水平值产生实际的影响。 $\varepsilon_{t-h}^{mp,h} (h=0, \dots, H)$ 为独立的基础白噪声，即 $\varepsilon_{t-h}^{mp,h} \sim i.i.d(0, \sigma_{mp,h}^2)$ 、 $E_t \varepsilon_t^{mp,k} \varepsilon_{t-m}^{mp,h} (h, k=1, \dots, H; m > 0)$ 且 $E \varepsilon_t^{mp,k} \varepsilon_t^{mp,h} = 0 (\forall h \neq k)$ 。这些假设意味着， η_t^{mp} 的非条件期望为零，而且是序列不相关的。

注意到， $\varepsilon_t^{mp,0}$ 是在 t 期才被经济主体掌握的，因此它实际上是以前未预料到的本期新发生的外生冲击；而 $\varepsilon_{t-h}^{mp,h} (h=1, \dots, H)$ 中包含了有关货币政策规则未来变化的消息，这些消息多数来源于央行沟通，但也有可能是经济个体的私人信息，这部分冲击就是货币政策的消息冲击，是在 t 期之前就已经被预期的。 η_t^{mp} 因此包括两个部分：未预期的政策冲击 $\varepsilon_t^{mp,0}$ 和预期政策冲击 $\varepsilon_{t-h}^{mp,h} (h=1, \dots, H)$ 。

5、经济均衡

劳动市场的出清条件为 $L_t = \int_0^1 L_t(j) dj$ ，产品市场的出清条件为 $Y_t = C_t = \int_0^1 C_t(j) dj$ ，

总生产函数为 $Y_t = a_t L_t$ 。

(二) 经济动态系统

定义变量 $\hat{x}_t = \ln(x_t / x)$ ，则 \hat{x}_t 刻画了对变量 x_t 对稳态 x 的偏离。求解模型得其线性化均衡系统为⁷：

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t^{gap} &= \frac{1}{1+\vartheta} E_t \hat{Y}_{t+1}^{gap} + \frac{\vartheta}{1+\vartheta} \hat{Y}_{t-1}^{gap} - \frac{1-\vartheta}{1+\vartheta} \left(\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1} \right) + \hat{d}_t \\ \hat{\pi}_t &= \frac{\beta}{1+\beta\gamma_p} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1+\beta\gamma_p} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{(1-\xi_p)(1-\xi_p\beta)}{\xi_p(1+\beta\gamma_p)} \left(\frac{\hat{Y}_t^{gap} - \vartheta \hat{Y}_{t-1}^{gap}}{1+\beta\gamma_p} + \sigma_l \hat{Y}_t^{gap} \right) + \hat{\mu}_t \\ \hat{R}_t &= \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1-\rho_R) \left(\chi_\pi \hat{\pi}_t + \chi_y \hat{Y}_t^{gap} \right) + \hat{mp}_t \\ \hat{b}_t &= \rho_b \hat{b}_{t-1} + \varepsilon_t^b \\ \hat{\mu}_t &= \rho_\mu \hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \\ \hat{mp}_t &= \rho_{mp} \hat{mp}_{t-1} + \eta_t^{mp}; \quad \eta_t^{mp} = \varepsilon_t^{mp,0} + \varepsilon_{t-1}^{mp,1} + \dots + \varepsilon_{t-H}^{mp,H} \end{aligned}$$

其中， \hat{Y}_t^{gap} 为产出缺口， \hat{d}_t 为总需求冲击， $\hat{\mu}_t$ 表示成本推动的供给冲击， ρ_b 和 ρ_μ 分别为总需求冲击和总供给冲击的自回归系数。 $\varepsilon_t^v (v = d, \mu, mp)$ 均表示独立同分布，零均值，有限方差的冲击， $\varepsilon_t^v \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$ 。

四、参数估计和最优消息期限选择

(一) 方法说明

本文根据相关文献中的常用参数值，并结合中国经济的季度数据⁸来确定模型的结构参数。结构参数向量为 $\Theta_A = [\vartheta, \sigma_l, \xi_p, \gamma_p, \beta, \varepsilon, \rho_R, \chi_\pi, \chi_y, \rho_d, \rho_\mu, \rho_{mp}, \sigma_d, \sigma_\mu, \sigma_{mp}, \sigma_{mp,h=1}, \dots, \sigma_{mp,h=H}]$ 。

其中， $\sigma_d, \sigma_\mu, \sigma_{mp}, \sigma_{mp,h=1}, \dots, \sigma_{mp,h=H}$ 为结构冲击的标准差。模型中需要估计的参数分为两类：

一类是表示内生变量稳态关系的行为参数，如 $\vartheta, \sigma_l, \beta, \varepsilon$ ；另一类是刻画内生变量间动态关系的结构性参数，这类参数的值是不确定的，如 $\rho_R, \xi_p, \gamma_p, \chi_\pi, \chi_y, \rho_d, \rho_\mu, \rho_{mp}$ 以及结构冲击的标准差。对于第一类参数，我们可以采取传统的校准方法对其进行设定；但对后一类参数

⁷限于篇幅，文中未给出模型求解具体过程，推导细节可向作者索取。

⁸跨度为 1996 年第 1 季度至 2013 年第 4 季度。为了与模型中的变量相匹配，数据中的变量都经过了对数化和季节性调整处理。数据来源为：中国人民银行网站、中经网统计数据库与国家统计局官方网站。

而言, 校准方法因为缺乏正式的统计基础而不适用(Kim & Pagan, 1995), 因此本文采用贝叶斯方法对这些参数进行估计。

由于考虑了消息冲击下经济主体的预期行为, 模型涉及最优消息期限结构的选择, 而实证结果对不同消息期限的结构具有敏感性。对应于每一种不同的消息期限结构, 给定参数的先验均值, 会估计出不同的后验参数分布。即最优消息期限选择和贝叶斯估计是同步的, 二者存在一个内在的闭环逻辑。本文使用穷举法来解决这个问题: 考虑所有可能的消息期限结构组合, 分别进行贝叶斯估计; 再比较不同消息期限结构的实证结果以选择最优的模型。最优模型选择标准是模型的边际数据密度最大化。

(二) 参数校准

部分参数由校准方法进行估计。参考梅冬州和龚六堂(2011)、吕朝凤和黄海波(2011)的做法, 本文将贴现因子 β 的稳态值设为 0.985, 系数 σ_l 设定为 2。借鉴马文涛和魏福成(2011)的做法, 系数 θ 设定为 0.7, 中间品的替代弹性 ε 设定为 11, 体现了稳态时企业的成本加成率为 10%。

(三) 消息期限选择和贝叶斯估计

消息期限选择和贝叶斯估计是同步的。首先要根据现有文献确定参数的先验分布: (1) 参考 An & Schorfheide(2007), 各个冲击的自回归系数的先验均值为 0.5, 标准差为 0.1 的 Beta 分布(因其取值在 0 与 1 之间); (2) 各个冲击的标准差先验均值为 0.1, 均服从标准差为 0.01 的逆伽马分布; (3) 依据贺聪等(2013)的做法, 设定 ξ_p 的先验均值为 0.75, 服从标准差为 0.15 的 Beta 分布; 设定价格指数 γ_p 的先验均值为 0.7, 服从标准差为 0.15 的 Beta 分布; 系数 ρ_R 的先验均值为 0.7, 服从标准差为 0.15 的 Beta 分布; (4) 参照 Lubik & Schorfheide(2004), 设定系数 χ_π 的先验均值为 1.5, 服从标准差为 0.15 的正态分布; 设定系数 χ_x 的先验均值为 0.25, 服从标准差为 0.05 的正态分布。

之后考虑各种可能的消息期限结构。参考 Fujiwara et al.(2011), 我们设置最大的期限 H 等于 12, 即人们最多记忆三年的信息。表 1 的第 1 和第 3 列给出了 23 种期限组合情况⁹。给定每个消息期限组合, 结合参数的先验分布, 分别进行贝叶斯估计, 计算模型的边际数据密度, 见表 1 的第 2、4 列。

⁹限于篇幅不能将所有的消息期限结构组合全部列出, 完整情况可向作者索取。

表1 消息期限选择(1996-2013)

单消息期限	边际数据密度	复合消息期限	边际数据密度
$h=0$ (无消息冲击)	167.018		
$h=1$	170.359	$h=1, 4$	164.756
$h=2$	169.206	$h=4, 8$	162.224
$h=3$	168.357	$h=4, 8, 12$	155.726
$h=4$	167.288	$h=1, 4, 8$	157.940
$h=5$	167.288		
$h=6$	166.959	$h=1, 2$	165.657
$h=7$	166.763	$h=1, 2, 3$	160.227
$h=8$	166.654	$h=1, \dots, 4$	154.853
$h=9$	166.459	$h=1, \dots, 5$	149.635
$h=10$	166.280	$h=1, \dots, 6$	144.707
$h=11$	166.161	$h=1, \dots, 7$	140.089
$h=12$	166.028	$h=1, \dots, 8$	135.783

由表 1, 我们发现复合期限模型的表现较差, 并且当消息期限 $h=1$ 时边际数据密度最大, 说明此时的模型是最优的。故定义 $h=1$ 时模型为基准模型, 其贝叶斯参数估计如下:

表2 贝叶斯估计结果

参数	参数说明	先验分布		后验分布	
		先验均值	先验密度函数	后验均值	90%置信区间
ξ_p	Calvo 价格粘性系数	0.750	贝塔分布	0.745	[0.526, 0.978]
γ_p	价格指数化参数	0.700	贝塔分布	0.104	[0.042, 0.171]
ρ_R	货币政策平滑因子	0.700	贝塔分布	0.488	[0.354, 0.626]
χ_π	通胀缺口系数	1.500	正态分布	1.567	[1.343, 1.803]
χ_y	产出缺口系数	0.250	正态分布	0.301	[0.238, 0.386]
ρ_d	需求冲击系数	0.500	贝塔分布	0.178	[0.096, 0.256]
ρ_μ	供给冲击系数	0.500	贝塔分布	0.137	[0.077, 0.192]
ρ_{mp}	货币政策冲击系数	0.500	贝塔分布	0.433	[0.312, 0.555]
σ_d	需求冲击的标准差	0.100	逆伽马分布	0.068	[0.061, 0.075]
σ_μ	供给冲击的标准差	0.100	逆伽马分布	0.066	[0.059, 0.071]
σ_{mp}	未预期到的货币政 策冲击标准差	0.100	逆伽马分布	0.099	[0.085, 0.114]
$\sigma_{mp,h=1}$	预期到的货币政 策冲击标准差	0.100	逆伽马分布	0.102	[0.088, 0.118]

五、模型表现与实证输出

首先使用提前一期的预测比较对模型的拟合优度进行评价; 然后模拟输出本文关注的主题, 即预期与非预期货币政策冲击对通货膨胀的影响(脉冲响应), 并评估模型的稳健性表现。其中, 拟合优度对比不存在消息冲击的模型, 稳健性检验分别考虑了不同的参数环境、区分

非货币政策冲击的预期与未预期部分以及对基准模型进行扩展三种情况。

(一) 模型预测优度比较

图 1 分别给出了本文基准模型与不考虑消息冲击模型对于通货膨胀(右图)、利率(中图)和产出缺口(左图)的预测效果。

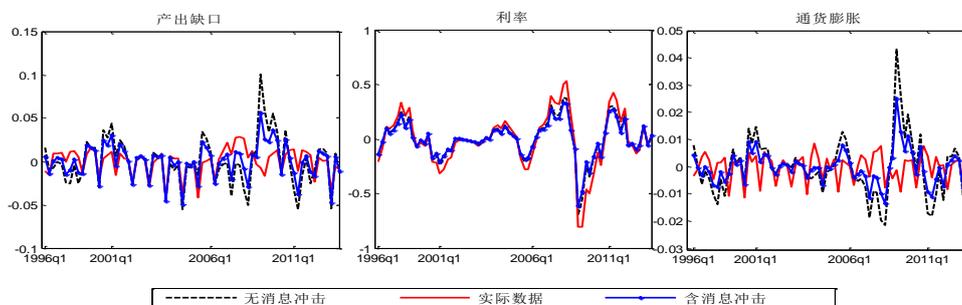


图 1 模型提前一期预测值与实际数据的比较

从图 1 对产出和通货膨胀的预测可以看出，考虑和不考虑消息冲击的两类模型基本上都捕捉到了通货膨胀与产出的波动特征，这说明使用新凯恩斯 DSGE 理论框架来刻画中国经济是可行的。关于两类模型的对比，可以明显看出，考虑货币政策预期的模型与产出和通货膨胀的实际值更加贴合，其表现要优于不考虑政策预期的模型。尤其是在 1996Q2~2001Q2 和 2007Q1~2012Q4 两个时期，本文模型的优势更加明显。我们认为，导致这种状况的原因是：1996Q2~2001Q2 和 2007Q1~2011Q4 分别是亚洲金融危机和 2007 年源于美国的全球金融危机时期，在这两个特定阶段，经济形势更加复杂混乱，经济政策也变换频繁，人们更加需要也会更加主动地对货币政策进行前瞻性的预期，以期实现其决策目标最优化。相对而言，在这两次危机之间，经济运行比较平稳，货币政策也比较稳定，人们预期的改变不大，因而不能充分体现政策预期的作用。

本节对比说明，构建包含政策预期的一般均衡模型是必要的，尤其是在经济动荡时期。

(二) 脉冲响应分析——预期与未预期货币政策对通货膨胀的作用

图 2 刻画了在单位正的预期到的与未预期到的利率冲击下，通货膨胀的脉冲响应结果。可以看出，在 1 单位紧缩性货币政策的作用下，通货膨胀迅速下滑，这与经济理论是一致的，也说明货币政策对于通货膨胀的调控是有效的。其中未预期到的货币政策冲击的作用在第 4 个季度达到最大，每一个单位的利率上升最大导致通货膨胀降低约 0.044 个单位，其调控力度约为 0.011。¹⁰而预期到的货币政策冲击的作用在第 4 个季度达到最大，每一个单位的利

¹⁰调控力度，定义为“变量的峰值(谷底)/达到峰值(谷底)的时间”的绝对值。该值越大，说明货币政策对该经济变量的作用力度越大。

率上升最大导致通货膨胀降低 0.077 个单位，其调控力度约为 0.019，远高于未预期的货币政策。还可以看到，经历约 14 个季度后的下降之后，无论对于预期还是未预期的货币政策冲击，通货膨胀均回到 0 点的稳态水平。之后稍微超出稳态水平，表明两种货币政策稍有振荡性的超调表现，但幅度较小。之后大约在第 25 个季度，货币政策效果完全消失。

由此可见，对于管控通货膨胀而言，两类货币政策冲击的作用效果都较为明显。特别地，预期货币政策冲击更为有效，其冲击调控力度为未预期货币政策的 1.8 倍。

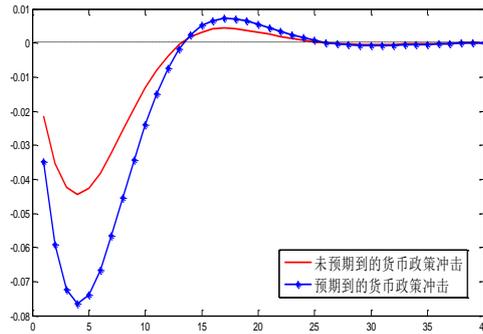


图 2 货币政策冲击的脉冲响应函数

(三) 稳健性检验

为了确保实证结果的稳健性，本文依次对进行以下三种稳健性检验：（1）考虑不同的参数环境；（2）区分非货币政策冲击的预期与未预期部分；（3）对基准模型进行扩展。

1、稳健性检验：不同的参数环境

为了考察本文实证结果对不同参数环境的敏感性，对部分参数进行了变动（见表 3）：

表 3 稳健性检验说明与结果

	检验项目	本文取值	替换值及出处
情形 1	货币政策惯性系数	0.488	0.863(马文涛和魏福成, 2011)
情形 2	价格指数化参数	0.104	0.546(马文涛和魏福成, 2011)
情形 3	消费习惯系数	0.7	0.913(李成等, 2010)
情形 4	价格粘性程度系数	0.745	0.785(李成等, 2010)

各情形相应的脉冲响应函数如图 3 所示：

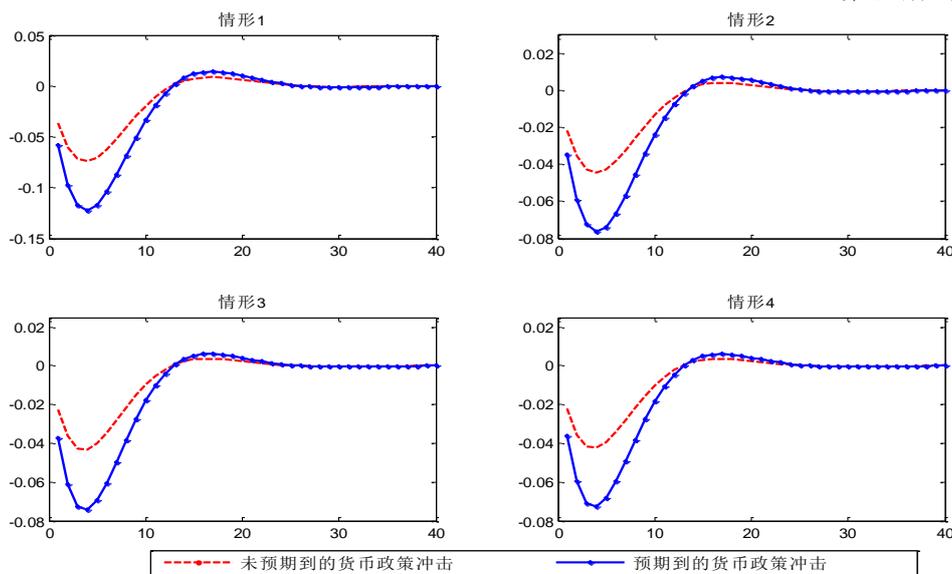


图 3 通货膨胀对 1 单位货币政策冲击的脉冲响应函数（不同参数时）

对比图 1 和图 3 的脉冲响应函数，可以直观地看到在不同参数变动情形下，预期到的货币政策冲击作用力度仍大于未预期到的货币政策冲击，而政策作用的持续性、时间特征和微超调的情况也与基准模型一致。

同时可以看到，当货币政策平滑因子的参数值由 0.488 变为 0.863 时(情形 1)，货币政策冲击的调控力度有所加大，而其他几种情形下则基本没有改变。这说明货币政策平滑因子对于货币政策冲击效果的影响仍有待进一步考察。这将在下一节详细讨论。

2、稳健性检验：多种消息冲击

为了检验实证结果对模型中冲击构成的敏感性，本节将基准模型的供给冲击与需求冲击都进行预期和未预期的划分¹¹。对包含多种消息冲击模型中估计的参数进行动态分析，其脉冲响应函数如图 4 所示。对比图 1 和图 4 的脉冲响应函数，可以看到在模型含有多种消息冲击时，预期到的货币政策冲击的调控力度稍有减小，但预期到的货币政策冲击作用力度仍大于未预期到的货币政策冲击，并且冲击作用的形态基本保持不变。

¹¹限于篇幅，文中未能给出多种消息冲击模型的详细方程与实证结果，完整情况备索。

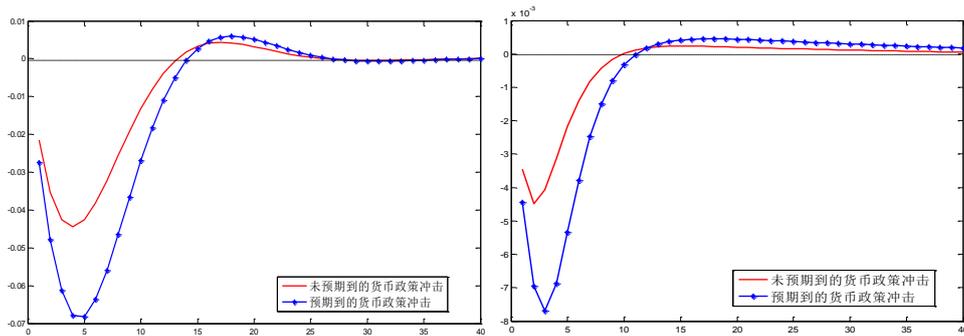


图 4 多种消息冲击时货币政策冲击的脉冲响应 图 5: 拓展模型时货币政策冲击的脉冲响应

3、稳健性检验：对基准模型的扩展

为了进一步检验实证结果的可信性，本节参照 Smets 和 Wouters (2007)，在基准模型中引入资本、投资、折旧等因素，以及大量名义摩擦、实际摩擦以及外生冲击¹²。

对比图 1 和图 5 的脉冲响应函数，可以看到在包含了多种外生冲击的拓展模型中，两种货币政策冲击对通货膨胀的调控力度均比基准模型时有所减少¹³，但不变的是预期到的货币政策冲击作用力度仍大于未预期到的货币政策冲击，在冲击作用的形态上基本保持不变。

综上，本文考虑预期消息冲击的模型具有更好的预测效果，具备稳健性，可以用以进行我国货币政策预期与通货膨胀管理的应用分析。

六、我国货币政策的通货膨胀管理：作用、机制与改进

下面深入展开分析，以阐述本文的应用性命题。首先通过方差分解考察不同货币政策冲击的贡献(考察二阶矩)，以及通过历史分解考察不同政策冲击的贡献(考察一阶矩)。之后，通过中美参数和预期结构替换来比较输出结果，以探寻我国货币政策特征的根源及其机制。本文还将进一步考察我国货币政策持续性的作用以加强机制判断。最后总结提出政策建议，以改进、完善我国货币政策的通货膨胀管理职能。

(一) 预期与未预期货币政策对通货膨胀的作用

1. 无条件方差分解

无条件方差分解考察的是每单位冲击对主要经济变量波动的边际影响。见表 4。首先，产出波动的主要原因仍是实体经济冲击尤其是总需求冲击（贡献 84.66%）。而货币政策总体

¹²限于篇幅，文中未能给出拓展模型的详细构建与实证结果，完整情况备索。

¹³在对 DSGE 模型拓展之后，各类冲击的水平解释力度会有所减少，这也是 DSGE 分析的通常特征。但图 5 可见货币政策两类冲击的时间作用特征基本不变。事实上，脉冲相应主要考虑冲击变动的水平影响，我们也对拓展模型进行了通货膨胀的方差分解，即考虑二阶矩的作用。我们发现，对比后文的表 4，方差分解的结果基本不变，即在对通货膨胀波动的解释上，是否进行模型拓展基本没有影响。详细结果备索。

效果有限，两类冲击合计只贡献了 12.43%。其次，对于通货膨胀，实体经济和货币政策冲击的贡献都很明显，其中实体经济中总需求冲击贡献了 39.97%，总供给冲击 23.98%；货币政策冲击总贡献为 $2.57\%+33.48\%=36.05\%$ 。最后，无论是对于产出还是通货膨胀，预期货币政策冲击的作用远大于未预期货币政策冲击，为后者的 10 倍以上。

表 4 方差分解结果 (单位%)

变量	总需求冲击	总供给冲击	未预期到的政策 货币冲击	预期到的货币 政策冲击
产出	84.66	2.91	1.10	11.33
通货膨胀	39.97	23.98	2.57	33.48

为了进一步考察消息冲击的作用，我们还使用了不考虑预期冲击的 DSGE 模型进行对比¹⁴。此时的方差分解如表 5 所示。可以发现没有消息冲击时，货币政策冲击对产出和通货膨胀的影响很小(分别是 1.24%与 3.86%)。

表 5 无消息冲击时的方差分解 (单位%)

变量	总需求冲击	总供给冲击	货币政策冲击
产出	95.48	3.28	1.24
通货膨胀	60.09	36.05	3.86

对比表 4 与表 5 的结果，可以得出以下结论：(1)不考虑预期冲击会严重低估货币政策的作用，尤其是其对通货膨胀的作用。(2)货币政策对于通货膨胀的作用更加显著，对于产出影响较小。(3)不能忽视通货膨胀的实体经济作用因素。

2. 历史分解

基于基准模型，历史分解见图 6。结果显示，在大多数情况下，货币政策消息冲击与实体经济冲击的作用是反向的，这体现了我国央行逆风向的政策取向。特别有代表性的是图中的“危机前、中、中后”三个阶段。在金融危机之前的 2006~2008 年间(图中“危机前”)，通货膨胀主要是实体经济冲击引起的，即通货膨胀主要是由实体经济的经济过热造成的，货币政策主要任务是抑制经济过热；而在全全球金融危机全面爆发的 2008~2010 年间(图中“危机中”)，为了配合 4 万亿投资等应对金融危机的政策，货币急转为宽松，导致当年新增贷款快速增长，货币供应量大幅上升，通货膨胀体现出明显的货币超发特征。2010 年之后至 2012 年(图中“中后”)，由于经济中出现了明显的通货膨胀，信贷政策开始由宽松转为稳健，这个阶段货币政策为了抑制通货膨胀，其冲击的贡献为负，但相对前两个时期幅度已经变小。

¹⁴这对应于表 1 中 $h=0$ 的情形。

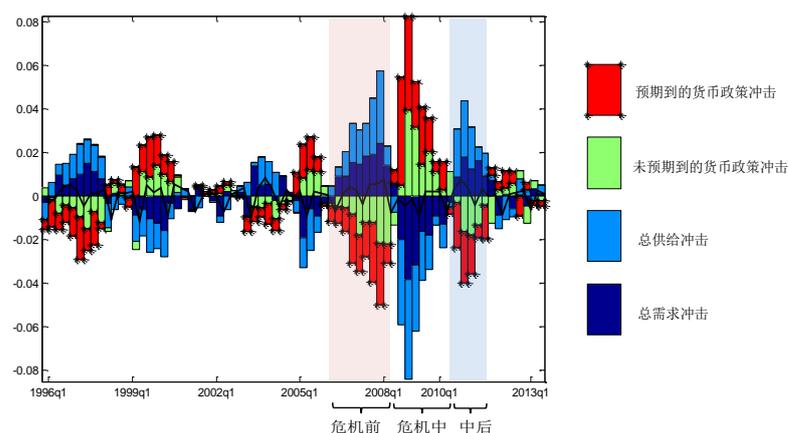


图6 通货膨胀的历史分解

下面进一步比较预期与未预期货币政策冲击的作用。图6首先可以明显看到，二者从总体上的贡献幅度大体相等。联系到前面方差分解中两种政策冲击边际作用力度的比较，这说明：在我国央行的货币政策操作过程中，未预期的货币政策手段使用更加频繁，而央行沟通等促成预期到的货币政策手段使用得较少。其次，我们也注意到在“危机中”阶段，尤其是在2008年末至2009年初，预期到的货币政策冲击占据了重要的地位。联系当时的现实状况，政府和央行纷纷表态称要坚决实行反危机的政策¹⁵，这说明：央行沟通等行为确实引导了公众预期并取得了效果，这也再次说明了预期到的货币政策能更有效地进行调控。

通过更加细致的观察还可以发现，预期与未预期货币政策冲击的作用方向在大部分的时间里是基本相同的，但也有部分时段如在2012Q4~2013Q3期间二者方向则是相反的。这显示现实中存在预期不一致或者预期错误的情况，即公众根据历史信息对当期货币政策的预期不但并未实现，甚至与实际货币政策方向相反。预期不一致的原因有两种可能：央行政策信息的不确定导致了公众错误的判断；或者央行公布了未来政策意向但事后却反其道而行，即央行言行不一。

（二）货币政策对于通货膨胀的作用机制：基于中美对比和结构替换

下面结合对美国货币政策消息冲击的研究结果进行对比分析。对比采用了Milani & Treadwell(2012)的研究结果。本文模型与他们的模型架构是一致的，但最优消息冲击期限结构和模型中参数的赋值不同，这反映了两国预期行为和经济结构的差异。

¹⁵温家宝：“中央出台扩大内需促进经济增长的十条措施，……，总的要求是，出手要快，出拳要重”，见《北京晚报》2008年11月11日。之后周小川也提出了对货币政策操作同样的要求。

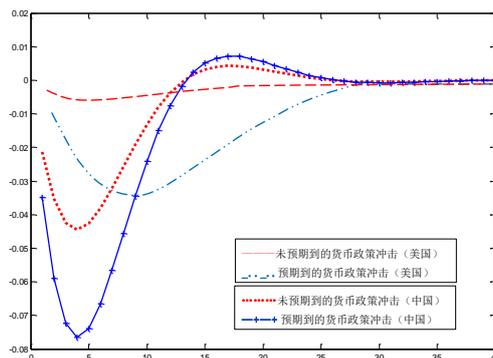


图 7 货币政策冲击的脉冲响应 (中美对比)

图 7 给出了中美两国预期与未预期货币政策冲击对通货膨胀的作用¹⁶。从图 7 来看，中美紧缩性的货币政策都抑制了通货膨胀，并且美国的货币政策消息冲击对通货膨胀的影响更为显著，这与中国相同。但两国两类冲击的作用力度和时间特征有所区别。首先，中国货币政策冲击的作用更加短促和激烈。其中，两国未预期到的货币政策冲击的作用均在第 4 个季度达到最大，但美国未预期政策的调控力度仅为 0.001，中国的为 0.011；在美国，预期到的货币政策冲击的作用在第 8 个季度达到最大，每一个单位的利率上升最大导致通货膨胀降低 0.042 个单位，调控力度约为 0.005，而中国在第 4 季度即达到峰值，通胀降低 0.077 个单位，作用力度为 0.018。其次，中国货币政策作用的持续性弱于美国并呈现轻微的超调震荡特征。中国货币政策在达到峰值之后，在 15 期之后即回到稳态点，并且之后继续突破表现出轻微的超调特征；而美国的政策效果达到峰值后仍持续作用，直至第 25 季度才回到稳态点，其更加平缓也未发现超调震荡。最后，美国未预期政策冲击的效果较弱，而中国未预期冲击的作用仍较显著。

中美模型有两个不同之处。第一，Milani & Treadwell(2012)发现提前一年、两年和三年的中长期复合期限的消息冲击对经济效果最为明显，即 $h=4,8,12$ ；而中国仅提前一个季度的预期最显著， $h=1$ 。第二，中美两国参数的后验均值不同。因此，造成中美实证结果差异的原因只有三种可能性：一是中美结构参数不同；二是中美预期行为不同；三是二者兼备。

为了证明哪一种解释更为合理，我们改变模型结构设置两个检验。其中检验 1 针对可能性一。所采用的方法是将基准模型的所有参数值替换成美国的参数值进行模拟，消息期限还是保留中国特征即提前 1 期。检验 2 则保留中国的所有参数值，但将最优消息期限结构改为美国情况，即 $h=4,8,12$ 。两个结构替换后的脉冲响应函数分别见图 8 和图 9。

¹⁶美国参数的选择完全依照 Milani & Treadwell(2012)。

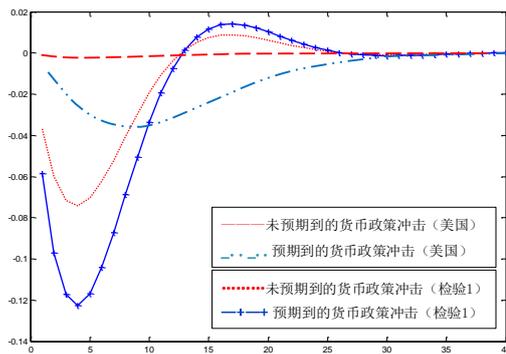


图8 中美差异之参数替换(检验1)

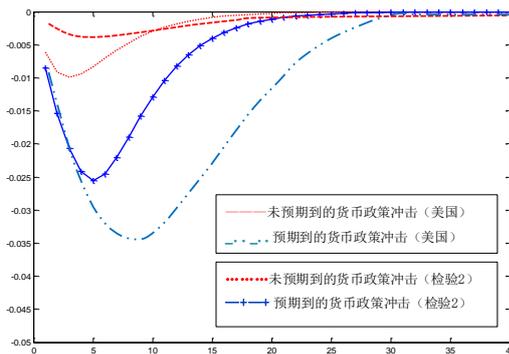


图9 中美差异之预期替换(检验2)

对于检验1, 比较图8和图7中的中国政策情形, 可以发现除了货币政策冲击在图8中的力度有所加大, 中国的两类货币政策冲击作用的曲线形状和特征仍然基本保持一致。这就说明参数值差异不是引起中美实证结果差异的主要原因。

检验2中, 对比图9和图7的中国情形, 再将图7中的中美情形进行对比, 可以发现中国两类政策的作用特征发生了明显的变化。其中未预期冲击的作用力度明显变小了, 峰值由0.044下降到0.01, 峰值出现的时间也由4季度变为3季度; 预期冲击的变化更加明显, 峰值在第5季度出现, 由0.077下降到了0.025, 甚至低于美国预期冲击的峰值0.035。另外, 超调震荡的情形也不再出现。再注意到我国的最优预期结构是 $h=1$, 即人们仅仅关注1季度之内的货币政策信息, 这实际上体现出人们预期的一种短视性(myopia)。

综上可以得出结论: 我国特定的消息期限结构或者人们对货币政策预期的短视性是造成我国货币政策冲击作用独特特征的最主要原因。

(三) 关于货币政策持续性的再讨论

图8相比图7, 中国货币政策的峰值和调控力度有所上升。这说明我们仍然不能忽视模型参数的作用, 尽管这不是中美差异的最主要原因。

回忆前文稳健性检验中的单一参数替换结果, 我们发现除了货币政策持续性系数 ρ_R 以外, 其它模型参数不能改变脉冲相应曲线的基本形状特征。因此, 这里对 ρ_R 进行更多的讨论。我们维持基准模型的其它参数不变, 将货币政策平滑因子设置为0.1、0.3、0.5、0.7和0.9共5种情形。对于每种情形, 重复前文分析步骤得到最优消息期限结构, 见表6:

表6 货币政策平滑因子不同数值下的最优消息期限

货币政策持续性系数	$\rho_R=0.1$	$\rho_R=0.3$	$\rho_R=0.5$	$\rho_R=0.7$	$\rho_R=0.9$
最优消息期限	$h=1$	$h=1$	$h=1$	$h=1$	$h=3$

由表6, 当货币政策持续性的参数值与本文的后验估计值相差不大时, 模型模拟得到的最优消息期限没有变化。而当货币政策持续性接近1时, 最优消息期限从提前1个季度变为

提前 3 个季度。由此表 6 可以推知我国的消息期限较短的原因之一是货币政策持续性偏低。持续性偏低体现了货币政策的不连贯或易变性,使得经济行为人对中长期的消息变得不信任,导致预期的短视性。

图 10 展示了不同政策持续性系数下货币政策消息冲击对通货膨胀作用效果。可以发现随着货币政策持续性的增加,货币政策消息冲击对通货膨胀的作用力度也随之增大。进一步表明了货币政策持续性越高,货币政策预期对通货膨胀的管理能力越强。

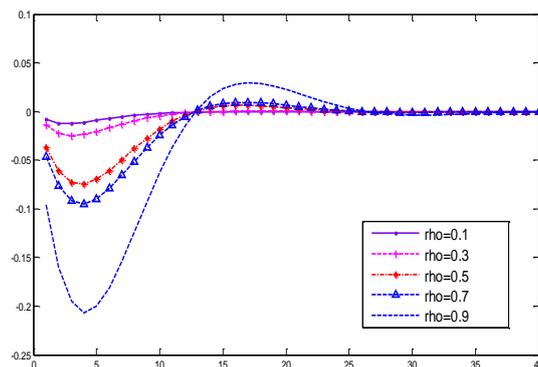


图 10 不同政策持续性下消息冲击的脉冲响应

(四) 对于货币政策通货膨胀管理职能的政策启示

以上分析对于我们检讨和改进我国的货币政策操作具有重要启示,论述如下。

1. 透明性——央行应转变货币政策“相机抉择”的操作思路,积极采取央行沟通等手段进行货币政策操作,通过公众预期机制更好地发挥其对通货膨胀的管控职能。

首先,通过模型优度对比,我们发现考察政策预期行为的模型优于一般模型。其次由方差分解,我们发现预期货币政策冲击的边际作用远大于未预期冲击的作用,因此从调控效率的角度,预期政策冲击效果更优。最后再从历史分解中我们发现,现实中央行更加倾向于实施“相机抉择”式的货币政策操作。由此三点,可以推断央行对于通货膨胀的调控效率还有很大的提升空间。央行应增进货币政策的透明性,通过央行沟通等行为提前告知公众未来的货币政策取向、政策力度大小和时间安排等信息。这有利于通过引导公众预期来影响现实的通货膨胀走势,取得更优的调控效果。这是央行预期管理的新方向,但我国央行在这些方面尚有很多不足。如在政策信息沟通方面,我国货币政策委员会只公布会议决议,而美联储等还公布会议纪要和投票结果;中国人民银行的《中国货币政策执行报告》中的措词经常不够清晰,很少提及报告预测所依赖的统计数据与模型,等等。

2. 连贯性——央行的货币政策操作不宜大起大落,应尽力保持货币政策的平稳和连贯,货币政策的重大调整可以考虑“小步快调”或“连续微调”的操作方式。

前文关于货币政策持续性的分析表明，货币政策平滑因子越大，预期和未预期货币政策对于通货膨胀的作用就越大。平滑因子代表了货币政策本身的平稳和连贯性。前文的中美对比中，美国的平滑因子为 0.877，中国为 0.488，因此，我们应尽力维持货币政策的平稳和连贯，以提高货币政策对于通货膨胀的调控效率。即便有货币政策的变动，我们也应该使得这种变动在方式上更加连贯平缓。例如，在应对剧烈的经济动荡，需要货币政策进行重大调整之时，我们不应一步到位剧烈变换，而应该使用类似“小步快调”或者“连续微调”的方式进行政策操作。治大国如烹小鲜，类似“出手要快、出拳要重”这类政策方式值得反思和检讨。

3. 可信性——央行在公布政策取向之后，应该遵守承诺言行一致，以避免造成额外的经济振荡，实现对公众长期预期的引导。

前文历史分解分析表明，我国确实存在货币政策的预期不一致现象。原因或者由于央行政策信息的不确定，或者由于央行言行不一导致了公众错误的货币政策预期。在这种情况下，货币政策实际上造成了对实体经济的新扰动。举例来讲，如果公众历史上预期本期应该实行一个宽松的货币政策，但现实中预期未能实现，这种预期的落空实际上相当于在当期出现了一个反方向且是未预料到的紧缩性货币政策冲击。由于预期本身就会带来经济行为和实体经济的变动，这个“预期形成→预期落空”的过程将造成额外的经济振荡。

增加货币政策透明性、连续性和可信性的必要性还在于我国公众特殊的短视预期特征。前文中美对比及其结构参数替换发现，我国货币政策对于通货膨胀的作用表现出振荡性甚至轻微超调的特征，且该特征主要源于我国公众预期的短视性。如果公众预期结构更加趋向长期，则我国货币政策的振荡性将会减弱，更有利于其通货膨胀管理职能的发挥。道理十分明显，如果央行政策失信于民，并且货币政策也不够连续透明，理性的公众只能根据短期信息来预判未来的短期政策走势。对他们而言，由于货币政策操作方式的不明确和言行不一，央行的长期承诺很难令人信服，长期判断基本上是没有意义的。

七、总结

正如 Woodford(2005)指出的：“成功的货币政策不仅是有效控制隔夜利率的事宜，而且还应该是管理市场预期的艺术”。但在我国，货币政策预期与通货膨胀管理这一问题一直缺乏正式的学术探讨。为弥补这一不足之处，本文借鉴国外关于消息冲击研究的最新进展，将货币政策区分为未预期冲击和预期冲击，在随机一般动态均衡的框架下进行了正式讨论了我国两类货币政策冲击对于通货膨胀的作用特征、作用机制及其政策启示。

具体地,本文首先构建了一个同时包含预期与未预期货币政策冲击、以及粘性价格调整机制的新凯恩斯 DSGE 模型,在“总供给——总需求——货币政策规则”的框架下从理论上刻画两类冲击的作用。在实证分析方面,我们结合现有文献,综合使用校准和贝叶斯方法估计我国 DSGE 模型的参数,细致考察了公众政策预期行为的期限结构特征,模拟输出预期与未预期的货币政策冲击对我国通货膨胀的作用,并进行了模型优度比较和稳健性检验。结论包括:(1)经济主体消息预期行为的最优刻画为提前一个季度,公众对货币政策冲击的预期呈现出短视的特征;(2)区分预期与未预期货币政策的一般均衡模型要明显优于未进行预期区分的模型,尤其是在经济动荡时期;(3)对于管控通货膨胀而言,两类货币政策冲击的作用效果都较为明显。特别地,预期到的货币政策冲击比未预期到的货币政策更为有效,其冲击调控力度为未预期货币政策的 1.8 倍。

接下来的应用部分,我们首先对货币政策管控通货膨胀的作用进行了量化评估。我们综合使用了无条件方差分解和历史分解两种方法,其中无条件方差分解还对比了不考虑预期冲击模型的表现。方差分解和历史分解的应用,再次证明了预期货币政策冲击的作用远大于未预期货币政策冲击的作用,也再次表明了考虑预期冲击的模型相对于普通模型的优越性。我们还发现:(1)在我国央行的货币政策操作过程中,未预期的货币政策使用更加频繁,而央行沟通等手段使用得较少;(2)在现实中存在经济主体对货币政策的预期不一致的情况。

我们还进一步从多个方面分析我国两类货币政策冲击作用特征的根源及其机制。包括:比较中美两国两类冲击作用的异同,通过替换模型参数和经济主体预期结构展开讨论,以及考察不同货币政策平滑因子的作用。结论是:(1)在我国公众对货币政策预期的短视性是造成我国货币政策冲击作用独特特征的最主要原因;(2)货币政策持续性越强,货币政策的边际作用越高;(3)提高货币政策持续性有助于改进公众预期行为的短视性。

对于我国货币政策的通货膨胀管理方式和职能,政策启示或建议包括:(1)央行应积极采取央行沟通等手段进行货币政策操作,通过公众预期机制更好地发挥其对通货膨胀的管控职能;(2)央行的货币政策操作不宜大起大落,应尽力保持货币政策的平稳和连续;(3)央行应该遵守关于货币政策的承诺,做到言行一致,以避免造成额外的经济振荡,引导实现对公众的长期预期。概言之,我国货币政策应该更加透明、连贯和可信。

参考文献

- [1] 卞志村、张义, 2012: 《央行信息披露, 实际干预与通胀预期管理》, 《经济研究》第 12 期.
- [2] 贺聪、项燕彪、陈一稀, 2013: 《我国均衡利率的估算》, 《经济研究》第 8 期.
- [3] 李成、马文涛、王彬, 2010: 《通货膨胀预期, 货币政策工具选择与宏观经济稳定》, 《经济学季刊》第 1 期.
- [4] 李云峰, 2012: 《中央银行沟通, 实际干预与通货膨胀稳定》, 《国际金融研究》第 12 期.
- [5] 吕朝凤、黄梅波, 2011: 《习惯形成、借贷约束与中国经济周期特征—基于 RBC 模型的实证分析》, 《金融研究》第 9 期.
- [6] 姜伟、闫小勇、胡燕京, 2011: 《消费者情绪对通货膨胀影响的理论分析》, 《经济研究》(增刊 S1).
- [7] 马文涛、魏福成, 2011: 《基于新凯恩斯动态随机一般均衡模型的季度产出缺口测度》, 《管理世界》第 5 期.
- [8] 梅冬州、龚六堂, 2011: 《新兴市场经济国家的汇率制度选择》, 《经济研究》第 11 期.
- [9] 苏剑, 2011: 《中国目前的通货膨胀: 特点, 成因及对策》, 《经济学动态》第 1 期.
- [10] 王曦、邹文理、叶茂, 2012: 《中国治理通货膨胀的货币政策操作方式选择》, 《中国工业经济》第 8 期.
- [11] 吴化斌、许志伟、胡永刚、鄢萍, 2011: 《消息冲击下的财政政策及其宏观影响》, 《管理世界》第 9 期.
- [12] 徐亚平, 2009: 《公众学习, 预期引导与货币政策的有效性》, 《金融研究》第 1 期.
- [13] 庄子罐、崔小勇、龚六堂、邹恒甫, 2012: 《预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗?》, 《经济研究》第 6 期.
- [14] An, S., and F. Schorfheide, 2007, “Bayesian Analysis of DSGE Models”, *Econometric Reviews*, 26(2-4), 113-172.
- [15] Beaudry, P., and F. Portier, 2007, “When Can Changes in Expectations Cause Business Cycle Fluctuations in Neo-classical Settings?”, *Journal of Economic Theory*, 135(1), 458-477.
- [16] Blinder, A. S., Ehrmann, M., Fratzscher, M., De Haan, J., and Jansen, D. J., 2008, “Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence”, National Bureau of Economic Research.
- [17] Calvo, G., 1983, “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- [18] Cochrane, J.H., 1998, “What Do the VARs Mean? Measuring the Output Effects Of Monetary Policy,”

Journal of Monetary Economics, vol. 41(2), 277-300.

[19] Forni, M., and Gambetti, L., 2014, "Sufficient information in structural VARs", *Journal of Monetary Economics*, 66, 124-136.

[20] Friedman, M., and Schwartz, A., 1963, "A Monetary History of the United States, 1867-1960", Princeton University Press, Princeton, NJ.

[21] Fujiwara, I., Hirose, Y., and Shintani, M., 2011, "Can News Be A Major Source of Aggregate Fluctuations? A Bayesian DSGE Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1), 1-29.

[22] Hoover, K.D., and Jorda, O., 2001, "Measuring Systematic Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 113-144.

[23] Kim, K., and Pagan, A. R., 1995, "The Econometric Analysis of Calibrated Macroeconomic Models", *Handbook of Applied Econometrics in Macroeconomics*, Oxford: Blackwell, 356-390.

[24] Leeper, E. M., Walker, T. B., and Yang, S. C. S., 2013, "Fiscal Foresight and Information Flows", *Econometrica*, 81(3), 1115-1145.

[25] Lubik, T. A., and Schorfheide, F., 2004, "Testing for Indeterminacy: An Application to US Monetary Policy", *American Economic Review*, 94(1), 190-217.

[26] Milani, F., 2011, "Expectation Shocks and Learning as Drivers of the Business Cycle", *The Economic Journal*, 121(552), 379-401.

[27] Milani, F., and Treadwell, J., 2012, "The Effects of Monetary Policy 'News' and 'Surprises'". *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(8), 1667-1692.

[28] Mishkin, F. S., 1982, "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation," *Journal of Political Economy*, vol. 90(1), p 22-51.

[29] Mountford, A., and Uhlig, H., 2009, "What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?" *Journal of applied econometrics*, 24(6), 960-992.

[30] Pigou, A., 1927, "Industrial Fluctuations", London: MacMillan.

[31] Sargent, T. J., and Wallace, N., 1975, "'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 83(2), 241-254.

[32] Smets, F., and Wouters, R., 2007, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97(3), 586-606.

[33] Walsh, C. E., 2010, "Monetary Theory and Policy", Volume 1 of MIT Press Books, The MIT Press.

[34] Woodford, M., 2005, "Central Bank Communication and Policy Effectiveness", In *The Greenspan Era: Lessons for the Future*. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, 399-474.

Monetary Policy Expectation and Inflation Management: A DSGE Analysis based on News Shocks

Abstract: From the perspective of news shocks, this paper distinguishes and studies the effects of both the anticipated and unanticipated monetary policy shocks on China's inflation in a New Keynesian DSGE model. Furthermore, we analyze the characteristics and mechanism of China's monetary policy by Sino-US policy effect comparison, and the replacement of parameters and expectation structure. The conclusions are as follows: (1) The impacts of the anticipated shocks are much stronger than the unanticipated ones in China. (2) Compared with the case of the United State, China's monetary policy has a larger and less persistent effect together with a minor over-shooting feature. (3) The above characteristics origin from the incoherency of the monetary policy conducted by the central bank and the short-sighted expectation from the economic agents. The policy implications are derived: (1) To make monetary policy more effective, the central bank should guide the public's expectations by means of central bank communications, etc. (2) The central bank should try to avoid discretion in order to maintain the consistency of monetary policy. (3) The implementation of monetary policy should keep its deeds with its words. In sum, China's monetary policy should be more transparent, coherent and credible.

Key Words: Monetary Policy Expectations; Inflation Management; News Shocks; DSGE

人民币离岸市场发展对我国货币政策的影响

杨雪峰¹

【摘要】人民币离岸市场正在获得快速发展。在发展过程中，离岸市场与在岸市场的人民币双向流动规模不断增大，离岸市场的人民币汇率与利率市场化定价体系逐步形成，离岸市场与在岸市场联系与互动日益增强，离岸市场对我国货币政策制定和实施产生了一定的影响，干扰了我国货币政策目标的实现。在现阶段，我国央行应建立资本流动的监管与预警系统，动态地监控和分析人民币在岸与离岸流速与流量，并在资本流动异常时采取逆向干预，保持国内货币政策的独立性和金融市场稳定。

【关键词】人民币离岸市场 汇率 利率 货币政策

一、引言

在人民币国际化过程中，人民币开始承担计价、结算及储备货币三种国际货币职能。随着三种国际货币职能的履行，人民币从境内流通转向境内和境外同时流通，人民币离岸市场逐渐形成并得到了快速发展。人民币离岸市场形成后，离岸人民币利率、汇率与在岸人民币利率、汇率之间的相互影响关系变得复杂，人民币在岸与离岸之间的双向流动导致国内货币供给发生变化，由此，人民币离岸市场发展对国内货币政策的影响渐渐成为学界研究的重点。

从目前研究的进展上看，国内学者对此的研究正处于逐渐增多的过程中，现有的研究倾向认为人民币离岸市场发展对境内货币货币政策产具有影响，如中国人民银行广州分行课题组（2013）认为，从短期来看，香港人民币离岸市场对内地货币政策的影响相当有限；从长期来看，随着香港人民币离岸市场规模的扩大以及境外人民币回流渠道的增加，香港人民币离岸市场对内地货币政策将会产生实质性的影响。伍戈、杨凝（2015）研究认为，对我国货币供应量产生影响的是从境内流入离岸人民币市场并存放于境内银行体系的“基础货币”，而这些“基础货币”在境外派生出的人民币存款不进入境内货币统计体系，不会对境内货币供应量产生影响。本文拟从人民币在岸与离岸双向流动、人民币离岸与在岸利差、人民币离岸与在岸汇差的角度分析人民币离岸市场发展对国内货币政策的影响，旨在理论上研究人民

¹杨雪峰，上海社会科学院世界经济研究所国际金融研究室副研究员、经济学博士

币离岸市场对国内货币政策影响的机制与效应,同时为我国央行制定货币政策提供可供借鉴的参考。

二、人民币流出与回流对国内货币供给的影响

人民币流出是否会对国内货币供应产生影响,取决于获得人民币债权的境外机构和境外银行以何种形式持有离岸人民币存款,不同的持有形式对应着在岸商业银行和中央银行不同的资产负债表结构,在岸商业银行和中央银行资产负债表的结构变化影响了国内货币供给。

下面我们可以用使用包括中央银行、离岸银行、在岸商业银行、境内机构和境外机构等多部门的 T 账户方法,考察人民币从在岸流出导致国内基础货币和广义货币的变化。T 账户变化如下图所示:

表 1 在岸流出的人民币存在在岸商业银行²

境内机构		在岸商业银行		离岸银行		境外机构	
资产	负债	资产	负债	资产	负债	资产	负债
-A			-A				
			+A	+A	+A	+A	
-A			-A				
			+A			+A	

注:绿颜色对应着人民币跨境贸易结算代理行模式,黄颜色对应着 NRA(境内银行为境外机构开立境内外汇账户)账户模式

表 1(绿色部分)的初始是境内机构向境外机构支付了人民币贷款 A 元,境外机构将资金 A 存在了离岸银行,离岸银行选择了代理行模式,又将资金 A 存在了在岸商业银行,其实质是 A 元人民币的所有权由境内机构转为境外机构,但是,资金仍在国内的银行体系,并没有流出到境外。对于在岸商业银行来说,先减少了人民币活期存款 A 元,随着离岸银行的资金存入,又增加了境外人民币同业存款 A 元,最终结果是在岸商业银行资产负债表在存款总量上没有发生变化,但在结构上发生改变。虽然在岸商业银行的资产负债表结构发生改变,但是,负债方的存款总量不变,国内基础货币供应不变,但是,按照我国 M2 的统计口径,存款类金融机构的同业存款不计入 M2,国内广义货币规模出现下降。

表 1(黄色部分)显示,在 NRA 账户模式下,境内机构向境外机构支付了人民币贷款 A 元,仅仅是 A 元人民币的所有权由境内机构转为境外机构,境外机构仍将收到的人民币

²人民币跨境贸易结算代理行和 NRA(境内银行为境外机构开立境内外汇账户)模式对应着此种 T 账户变化。

存在 NRA 账户。但是，在岸商业银行的资产负债表总量不发生变化，同样的发生结构性变化，由对境内机构负债转为对境外机构的负债，负债方的存款总量不点，国内基础货币供应不变。按照我国 M2 的统计口径，境外机构的 NRA 账户计入国内广义货币，因此，广义货币供应量同样保持不变。

表 2 在岸流出的人民币存在中央银行³

境内机构		在岸商业银行		离岸银行		中央银行	
资产	负债	资产	负债	资产	负债	资产	负债
-A			- A				
A				+ A	+ A		+ A

表 2 同 1 区别在于，离岸银行选择了清算行模式，将清算账户开在境外清算行，而境外清算行在中央银行开立账户。境内机构将境内银行 A 元活期存款转存到境外银行，境外银行增加了 A 元人民币活期存款并将其存在中央银行，其结果是在岸商业的负债减少了 A 元，中央银行的负债增加了 A 元。对于在岸商业银行来说，负债的减少导致其资产负债表收缩，国内基础货币和广义货币出现了同等规模的收缩，同时，商业银行流动性下降。我们在来看中央银行的资产负债表，中央银行负债增加了 A 元，中央银行的对外负债不计入基础货币，其结果是国内基础货币降低了 A 元，再通过货币的乘数效应导致国内广义货币出现下降。

表 3 离岸人民币回流到在岸

境内机构		在岸商业银行		离岸银行		境外机构	
资产	负债	资产	负债	资产	负债	资产	负债
-A			- A				
			+ A	+ A	+ A	+A	
			-0.5A	-0.5A	-0.5A	-0.5A	
+0.5A			+0.5A				

表 3 代表着境外机构向境内机构支付了人民币 0.5A 元，即人民币由离岸市场回流到在岸。离岸银行执行境外机构的支付指令时减少了其在在岸商业银行的存款 0.5A，同时，境内机构将收到的人民币 0.5A 元存放在在岸商业银行，其结果是先减少了 0.5A 的境外同业存款，后增加了 0.5A 的国内存款，最终结果是在岸商业银行资产负债表在存款总量上没有发生变化，但是，国内存款增多相应地增加了基础货币投放和国内广义货币。因此，人民币回流对国内货币供应的供给同人民币流出的效应正好相反，相当于部分抵消了人民币流出的负

³人民币跨境贸易结算清算行模式对应着此种 T 账户变化。

效应。

总的来说,人民币流出与回流对国内货币供给的影响受货币统计口径的影响,如伍戈和杨凝(2013)研究认为,欧洲美元市场对美国货币政策的影响与货币定义密切相关,是否有影响以及影响的程度部分取决于货币供应量的定义。我们讨论的人民币流出与回流对国内基础货币和广义货币的影响是基于同业存款不计入货币统计口径。对于美国银行体系来所,由于其国内货币统计口径同我国存在着一定的差别,譬如美国货币统计中包含境外商业银行在美国银行的活期存款,欧洲美元存款的变化对美国基础货币和广义货币的影响同中国比相对较小。因此,如果未来我国货币统计口径发生变化,这是可能的事情,一旦银行存贷比指标不再使用,银行同业存款可以计入广义货币,那么,人民币流出对国内广义货币的影响将变小。

人民币流入与回流对国内货币供应究竟有多大影响呢?我们可以根据人民币离岸市场发展现状和发展趋势简单估算其对国内货币政策产生的可能影响。首先,截止 2014 年年底,离岸人民币存款余额约 1.9867 万亿元,其中,香港为 9929 亿元。2014 年 12 月末,我国广义货币(M2)余额 122.84 万亿元,离岸人民币余额尚且不到国内货币供给的 2%。在现有的存量规模下,人民币流出与流入对国内基础货币和广义货币不足以产生大的影响,但总归会有一些正向或负向冲击。我们在来分析流量,2014 年,全年经常项目人民币实收 2.73 万亿元,实付 3.83 万亿元,净流出 1.1 万亿元,对外直接投资(ODI)人民币结算金额为 1865.6 亿元,外商来直接投资(FDI)人民币结算金额为 8620.2 亿元,净流入 6755 亿元,二者之和为净流出 4255 亿元,在不考虑资本项下债券和股票(这部分人民币双向流动的数据难以获得)的情况下,4255 亿元的净流出占我国现有货币存量的比例不到 0.4%,其流入流出对我国货币供给的影响确实不大。再次,我们应该看到,人民币离岸市场正处于快速发展的过程。在这一过程中,离岸市场对人民币的需求日益提高。最近出现了一些新变化催生了离岸人民币需求,如人民币兑美元汇率出现贬值趋势,同时,人民币处于降息周期,弱势货币和低息货币增加了融资吸引力,此外,“一带一路”逐渐得到落实,带动了境外实体经济对人民币的融资需求。离岸人民币需求扩大必然导致离岸人民币存款增加。在离岸市场与在岸市场之间流通渠道足够通畅的情况下,人民币离岸与在岸之间的大规模快速流动将严重地干扰到国内货币基础货币和广义货币供给,为保持国内货币供给的稳定,央行需要通过公开市场操作来抵消负向冲击,由此,国内货币政策独立性受到影响。

三、离岸与在岸人民币利差对国内货币政策的影响

一国货币的离岸市场发展形成较大的规模后，离岸市场利率同在岸市场利率之间价差的存在极易导致跨市场套利行为的存在。在资本自由流动的条件下，套利在短时间会缩窄两个市场的价差，同时不可避免地带来巨量资本的大规模流动，在存在资本流动限制的条件下，套利的机会会延长，同样会带来资本持续性和投机性流动的冲击。

在理想状态下，如果在岸市场与离岸市场的交易成本足够低，资本完全自由流动，那么在岸利率与离岸利率将趋于一致，趋于一致的原因在于离岸市场和在岸市场间存在套利机制，所以两个市场间的利率差异通常不大。一般的情况是，离岸市场存款利率高于在岸市场存款利率，离岸市场贷款利率低于在岸市场贷款利率。离岸市场一般没有存款准备金的要求，离岸金融机构在吸收存款上具有成本上的优势，同时，需要给予在岸资金一定的超额收益才能够吸引在岸资本向离岸流入，此外，离岸市场相对在岸市场的高风险性需要提供额外的风险溢价，因而离岸存款利率略高于在岸存款利率。由于离岸货币的持有成本较低，加之离岸市场资金借贷的最低数额较大，交易成本相对较低，因而离岸贷款利率略低于在岸贷款利率⁴。

人民币离岸市场符合上述规律吗？在香港的人民币离岸市场，主要有三种方式来获取人民币流动性：货币掉期（CNH SWAP）、同业拆借和货币利率交叉互换（CNH CCS）。三种方式对离岸市场人民币利率的影响各不相同，但是，都会导致套利行为的发生。我们借用香港人民币离岸市场的银行同业拆借利率（HIBOR CNY）作为贷款基准利率。该利率由中银香港于 2009 年 11 月推出，HIBOR CNY 是以上海银行同业拆借利率（SHIBOR）为基础设定，同时又反映香港离岸资金的供求关系。在岸利率我们采用上海银行间市场同业拆借利率。根据图 1 可以发现，上海银行间市场同业拆放利率一直高于香港人民币离岸市场的银行同业拆借利率，隔夜拆息就可能出现一定基点的利差。上述利差的存在，基本上符合离岸市场贷款利率低于在岸市场贷款利率的规律。

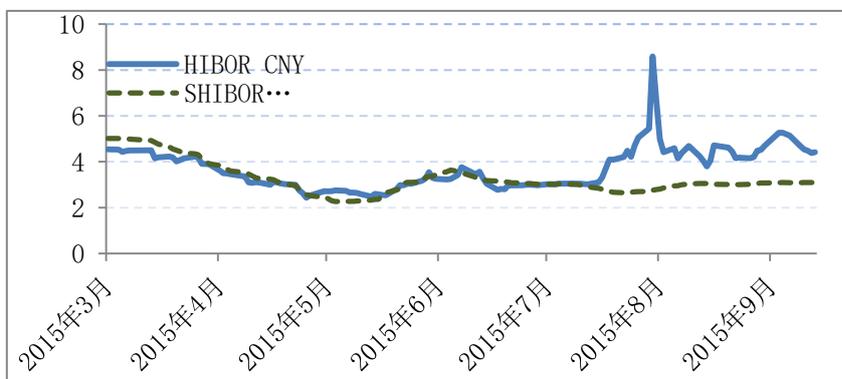


图 1 SHIBOR CNY 和 HIBOR CNY(1月)走势

⁴刘辉.人民币离岸市场的形成与发展——基于香港的实践.
<http://www.icaijing.com/entrepreneurship/article3322350/>

我们再来分析存款利率，在沪港通开通前，离岸人民币缺少投资渠道，离岸人民币需求较低，加上对人民币升值的强烈预期，以及离岸人民币只能通过相关清算银行按照清算协议回流国内，以低于超额准备金率的水平支付利率，离岸人民币持有者只能并愿意以低利率持有人民币。离岸市场人民币存款利率长期低于在岸市场人民币存款利率。但是，随着在岸金融市场的逐渐开放，诸如对符合条件的境外机构开放银行间债券市场和沪港通等措施实施，离岸市场人民币需求急剧升温，银行间出于争夺存款的需要，纷纷开始提高离岸人民币存款利率。进入 2015 年 3 月，香港与内地的人民币存款利率出现“倒挂”，多家银行的人民币存款利率(一年或一年以内)高达 4% 以上，而内地一年期存款利率上浮 30% 到顶后依然仅为 3.25%。离岸人民币存款利率高于在岸人民币存款利率是否长期存在还有待观察，至少在一定阶段符合理论给出的结论。

人民币在岸与离岸利差存在的结果是套利一定发生。套利的主要表现形式是境内机构从离岸市场申请贷款、同业拆借市场借入人民币或者发行企业债券，大量的人民币从在岸流入离岸，同时，大量的在岸存款向离岸市场转移，离岸人民币存款大幅度增长。根据套利机制，只要存在利差，就会有机构和个人从事套利，直到离岸贷款利率下降，存款利率上升，利差不足以支付交易成本，套利得以完成。

套利以何种形式存在呢？张明（2012）给出了基于人民币信用证的内保外贷套利的一种解释。2008 年初至今，香港银行对内地银行的债务几乎没有变化，稳定在 3000 亿港元左右，而香港银行对内地银行的债权则从 2010 年起迅速攀升，由 3000 亿港元左右增长至 1.6 万亿港元左右。其结果造成了香港银行对内地银行的债权债务基本平衡之格局，演变为香港银行对内地银行持有超过 1 万亿港元净债权之格局⁵。发行离岸人民币债券也是一种套利形式。渣打银行预计 2014 年债券发行总额约为 5500-5800 亿元人民币，较 2013 年 3720 亿元的发行规模增加 48-56%。理论上，大量套利行为的存在会迅速推升离岸贷款利率，导致在岸和离岸之间的利率趋同，我们看到的是，趋同正在发生，但是，没有实现金融场所赋有的效率，即短时间内的快速趋同。

由于趋同处于渐进的过程中，其好处显而易见。如果趋同在短时间内完成，一个结果就是，大规模的资金会在此时间段内发生由离岸向在岸的流动，从而给货币政策的数量调控带来一定的难度。央行为了应对短期大规模的资金流动，必须要进行类似规模的公开市场操作

⁵张明、何帆.人民币国际化进程中在岸离岸套利现象研究.国际金融研究, 2012, 10.

以抵消冲击。可是，如果换做长时间的套利资金流动，一定时间内流入的资金相对有限，央行面临的压力相对较小，基本可以不受干扰地执行既定的货币政策。渐进趋同的产生源于制度上的设计，如我国央行控制着境外人民币发债和贷款回流的审批规模和节奏，一旦制度发生改变，实行更为开放和自由的制度，央行将面临套利导致的资本快速流入问题。目前，境外人民币贷款和人民币境外直接投资的限制在减少，以 R-QFII 扩容相类似的中国资本账户进一步放开措施在得到落实，一个在岸与离岸市场的套利完成将更加快速，需要央行做好制度和预案上的准备。

四、离岸与在岸人民币汇差对国内货币政策的影响

人民币在岸市场的汇率形成机制正处于市场化改革的过程当中，从最近推出的汇率中间价的改革的方向看，汇率的市场化程度在提高，但是，央行在汇率形成中的作用仍然不可忽视，因此，人民币在岸市场的即期和远期汇率都只是部分程度上反映了市场需求，汇率价格必然存在着一定程度的扭曲。人民币离岸市场的汇率形成机制是 2011 年 6 月由财资公会推出的即期汇率定价盘，此价格是结合 15 家报价银行的中间价格所公布的平均价。这使得离岸市场的人民币汇率的定价更为透明，并为衍生品定价提供了依据，也降低了香港人民币外汇衍生品的结算风险⁶。人民币离岸市场远期汇率形成机制是人民币 NDF，其更多反映了离岸市场对人民币升值预期。由于人民币在岸市场即期汇率同人民币离岸市场即期汇率（见图 2），人民币在岸市场远期汇率同人民币离岸市场 NDF 之间长期存在着汇差，因而，离岸与在岸间的套汇行为长期存在。

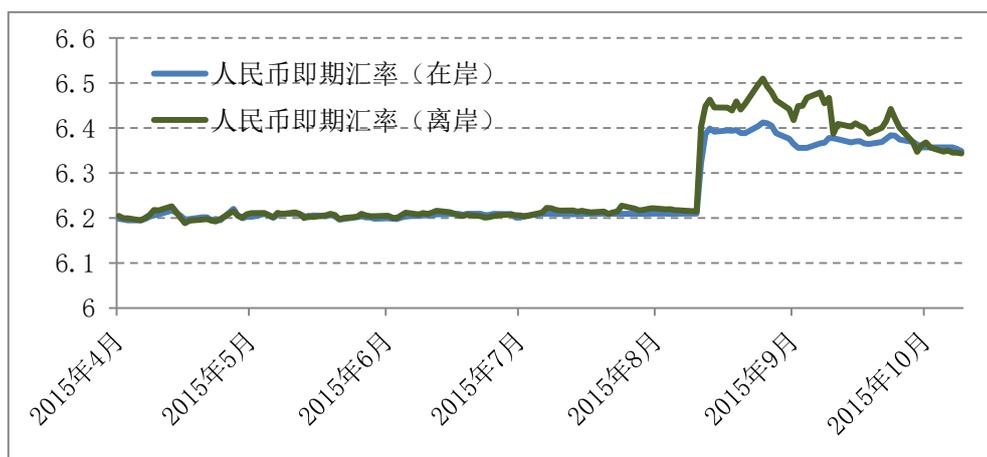


图 2 人民币在岸和离岸汇率（美元兑人民币）

⁶刘辉.人民币离岸市场的形成与发展——基于香港的实践.
<http://www.icaijing.com/entrepreneurship/article3322350/>

人民币离岸即期汇率同人民币在岸即期汇率,人民币离岸远期汇率同人民币在岸即期汇率存在相互引导关系,如人民币离岸即期汇率贬值,且同人民币在岸即期汇率的汇差扩大,投机资金加大在岸人民币抛售,人民币在岸汇率贬值后,反过来给人民币离岸即期汇率贬值提供了支撑,由此形成了人民币离岸即期汇率贬值——人民币在岸即期汇率贬值——人民币离岸汇率再贬值的循环。反过来,人民币汇率贬值也可由人民币在岸即期汇率引导,即人民币在岸即期汇率贬值——人民币离岸汇率即期汇率贬值——人民币在岸即期汇率贬值的循环。人民币离岸远期汇率同人民币离岸即期汇率、人民币在岸即期汇率、人民币在岸远期汇率的关系同样如此。总的来说,人民币在岸汇率同人民币离岸汇率存在相互引导的关系,且这种关系随着资本流动的放松而日益密切。

无论出现了哪一种贬值的引导关系,当人民币贬值的预期与趋势出现时,外汇市场出现人民币的过度抛售,我国央行为了减缓贬值保持汇率相对稳定,必须要进行外汇市场干预,购买市场上被大量抛售的人民币,其结果是回收了同等数量的基础货币。为实现货币政策的目标,央行需要通过降准等手段来释放回收的人民币,增加了央行实现国内货币政策目标的难度。特别是在经济下行的周期,需要宽松性货币政策来避免经济陷入通缩,可是,一旦通过降准来释放基础货币,宽松性货币政策会强化人民币汇率贬值的预期,而人民币汇率贬值,预期的强化导致外汇市场再度投机性抛售人民币,央行不得不再次进入市场干预汇率,直到贬值预期消除。当人民币贬值预期由在岸引导并传到到离岸,央行通过在岸外汇市场干预即可消除贬值预期,消耗的外汇储备较少,而一旦人民币贬值预期由离岸引导并传导到在岸,央行需要通过在岸和离岸市场的同时干预,由于离岸贬值预期的消除难度较高,需要消耗的外汇储备较多。外汇市场干预的结果是外汇储备逐渐减少与国内基础货币供给下降,央行将面临汇率目标与货币供应目标选择的两难困境,若要两个目标同时实现,其难度较高,考验着央行的管理智慧。

上述仅仅是理论上的分析,央行货币政策受到制约或者说是否需要干预取决于套汇投机的规模。如果在岸市场和离岸市场的汇差相对较小,引来的套汇投机规模同样不会不大,那么,离岸市场与在岸市场美元与人民币的流入与流出规模在可控的范围内。根据马俊的研究,在离岸 CNH/CHY 有一个 1%左右的溢价的情况下,人民币净流入香港市场估计在每个月几百亿的速度。这是一个健康的速度,可以支持离岸市场在今后几年内达到前文所预期的目标。保持这样一个人民币向香港的流入的态势,有利于支持离岸市场的发展。当然,如果 CNH/CNY 的差价飙升到 3-5%,导致人民币流入香港的速度突然大幅增加到每个月几千亿,

那就应该警惕了⁷。

五、基本结论与政策建议

人民币在在岸与离岸市场之间的资本流动影响到国内货币政策的独立性。人民币流出对国内货币供应产生影响，取决于获得人民币债权的境外机构和境外银行以何种形式持有离岸人民币存款，不同的持有形式对应着在岸商业银行和中央银行不同的资产负债表结构和变化，其结果不尽相同。境外机构选择将人民币存于在岸商业银行，对国内基础货币供给和广义货币供给没有影响。境外机构将人民币存在离岸商业银行，离岸银行将账户开在中央银行，这两种情况下或者国内基础货币，或者是国内广义货币的数量会随着人民币在境内外的流动发生增减变化。

人民币离岸市场和在岸市场是两个不同的定价体系。人民币离岸市场的人民币汇率和利率是市场化定价，在岸市场由于利率市场化和汇率市场化尚未完成，其定价非完全市场化，两个定价体系的不同带来价格的差异。在相当长的时间段内，离岸市场和在岸市场存在着汇差和价差。汇差和价差的存在着激励着套利和套汇资本，导致人民币在在岸和离岸之间流动，大规模的人民币流入流出势必对国内货币政策带来影响，需要我国央行采取反向措施抵消冲击。

鉴于人民币离岸市场发展对国内货币政策存在的影响，在推动人民币离岸市场的发展过程中，应该采取相应的措施将人民币离岸市场对在岸市场的影响降低。我们给出的措施是：构建全球的离岸人民币交易网络，离岸的事情离岸解决；建立资本流动的监管与预警系统，动态的监控和分析人民币在岸与离岸流速与流量，并在资本流动异常时采取逆向干预，加强同离岸市场货币当局的合作，保持离岸和在岸之间的信息共享与联合行动机制，打击基于贸易渠道和其它渠道的投机资本流入。

⁷马骏.如何看待人民币离岸市场发展对货币金融的影响. 国际投资, 2011.05.

参考文献

- [1] 张明、何帆.人民币国际化进程中在岸离岸套利现象研究.国际金融研究, 2012, 10.
- [2] 中国人民银行广州分行课题组.香港人民币离岸市场发展对内地货币政策的影响.南方金融, 2013,08.
- [3]刘辉.人民币离岸市场的形成与发展——基于香港的实践.
<http://www.icaijing.com/entrepreneurship/article3322350/>
- [4] 伍戈、杨凝.离岸市场发展对本国货币政策的影响: 一个综述.金融研究,2013, 10.
- [5] 伍戈、杨凝.人民币跨境流动与离岸市场货币创造: 兼议对我国货币政策的影响.比较, 2015,04.
- [6] 马骏.人民币离岸市场发展对境内货币和金融的影响.国际投资, 2011,05.

The Impact of RMB Offshore Market Development on Mainland's Monetary Policy

Yang Xuefeng

Abstract:RMB offshore market is gaining rapid development. In the development process, two-way flow of RMB between offshore and onshore is increasing, offshore market pricing system of RMB exchange rate and interest rate gradually formed, mutual influence exists between offshore and onshore, the offshore market have had a certain influence on China's monetary policy formulation and implementation, interferes with the goal of China's monetary policy. In the present stage, the People's Bank of China shall establish monitoring and warning system on capital flows, dynamic monitoring and analysis on RMB velocity and flow rate between offshore and onshore, take reverse intervention once the capital flows appears abnormal, maintain domestic monetary policy independence and financial market stability.

Keyword:RMB Offshore Market ; Exchange Rate ; Interest Rate ; Monetary Policy

房地产价格上升能拉动经济增长吗？¹

——基于中国的实证研究

闫先东² 朱迪星³

【摘要】房地产市场的价格波动如何影响经济增长、结构调整以及民生福利，一直备受理论界和实务界的关注。在对房地产价格与实体经济关系等相关领域的国内外前沿理论进行梳理的基础上，本文利用经验数据分析了我国房地产市场与经济 and 物价等宏观因素之间的内在联系。结论表明，货币宽松在房地产市场泡沫形成中发挥了重要作用，而基于房价外生假设的研究可能高估了房地产市场对经济的拉动作用。后者在货币扩张和房市繁荣阶段尤为明显。主要原因在于，房价上升后刚性需求带来的替代效应以及高收入阶层投机动机对消费的负面影响。另一方面，高房价可能导致企业部门资源配置扭曲，降低制造业等领域的投资动力。

【关键词】房地产市场；货币政策；经济周期；资产价格

一、引言

住房制度改革以来，房地产业在我国国民经济中发挥着越来越重要的作用。其发展不仅与经济增长有高度的相关性，而且对政府财政和社会民生产生了巨大影响。一般认为，房地产市场的价格波动与经济金融稳定和政府调控政策有着密切的联系，因此受到理论界和实务界的广泛关注。

与欧美国家相比，我国房地产市场与经济运行的关系更加复杂。一方面，房地产业投资对国民经济的其他产业有较强的带动作用（戴国强和张建华，2009 等），对地方财政收入的影响较大（Ambrose, Deng 和 Wu, 2015）。这也导致在以 GDP 增速为基础的官员考核机制下，地方政府有较强的内在动力做大做强房地产业。另一方面，我国特殊的住户消费和企业投资决策方式，使房地产市场繁荣对实体经济效率的长期影响不显著。一是财富效应弱化。

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 Papers No.1617

²闫先东，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民银行调查统计司

³朱迪星，经济学博士，中国人民银行武汉分行

高房价和刚性需求并存导致了严重的替代效应（盛松成和张次兰，2010）以及投机需求的强化（陈崇，2011），反而造成消费缩减。二是资产负债表渠道弱化。高房价可能会吸引过多的资源进入房地产行业，挤出制造业等其他低收益领域的投资，造成实体产业的空心化（吴海民，2012；Deng, Ranall, Wu 和 Yeung, 2011 等）。

除了对经济有更复杂的影响渠道外，我国房地产市场的价格形成机制也与欧美国家有很大不同：一方面，经济增长持续高位使我国住户部门有较强的收入增长预期，并转化为对高房价收入比的承受能力（Cheng, Raina 和 Xiong, 2014），而对房地产的刚性需求也体现在所有收入层次群体上（Fang, Gu, Xiong 和 Zhou, 2015）；另一方面，政府对房地产市场有极强的控制动力和能力，无论价格还是交易规模都受到行政手段有效的干预。

具体来看，在住房制度改革后的大部分时间里，拉动经济增长和地方财政收入目标主导了房地产市场的政策决策，大多数城市的房价持续上升。在 2007 年和 2010 年前后，政府出于民生诉求和行业风险的考虑，实施了一系列包括按揭贷款首付比例、所得税调整、保障性住房建设以及限购等在内的调控政策，试图抑制房地产市场的投机行为。但持续的经济下行压力使得稳增长的相关动机一直左右着这种政策调整。2014 年下半年以来，受经济进入下行区间、房地产市场投资销售持续低迷的影响，政府再次开始在供需两侧同时刺激房地产市场。2015 年末召开的中央经济工作会议，将房地产“去库存”列为我国经济社会发展的五大任务之一，要求进一步扩大房地产市场的有效需求，打通供需通道。面对经济增速放缓和产能严重过剩的双重挑战，地方政府期望借助房地产去库存对冲下行压力，纷纷出台房地产消费刺激政策。但从实践看，非预期的市场变化使很多政策争议较大。一、二线城市房价大幅上涨，民生领域的矛盾凸显，而中小城市的库存消化周期未见收窄，一些类似刺激农民进城购房的政策反而给银行体系带来了潜在风险。

从长期政策调整过程可以看出，政府对房地产市场的调控具有多重目标，房地产市场既能拉动经济增长，又不会带来风险和民生问题。但多目标不仅操作困难，而且政策强度的确定往往取决于相关部门的主观判断。现实中对房地产供给需求的调控往往反应过度，一些稳定房价预期的政策最后导致泡沫积聚。这说明，至少在很长一段时间内，管理层对我国房地产市场的价格形成机制、房地产对经济的影响逻辑尚未做到清晰、准确的把握，但这些恰恰是房地产市场调控政策决策的基础。另一方面，实践中房地产市场的刺激政策往往与政府稳增长的目标相配合，同时财政和货币政策相对宽松，对经济增长等指标有正向刺激作用，即产出和房价可能受到相关外生因素的影响同时上升。在这种条件下，前期研究中估计的房地产市场对实体经济的拉动作用可能被显著高估。

显然,对我国房地产市场与宏观经济之间相互影响的内在逻辑进行更加深入的研究具有较强的理论和现实意义。本文研究的主要目的是试图分析房地产市场发展对实体经济拉动的真正效率。具体来看,一方面,需要分析房地产市场对经济增长影响的渠道和特征;另一方面,需要考虑我国特殊的房价形成机制,在排除共同驱动因素的前提下,分析房价与经济之间的真实关联关系。

本文首先对房地产价格波动影响实体经济的国内外文献进行整理,从传导渠道和价格形成机制方面梳理该领域的理论框架和关键问题。在此基础上,设计了两个部分的实证研究。第一,利用 2005 年 7 月—2015 年 10 月中国的宏观时间序列数据,构建 MSVAR 模型分析房地产价格、货币态势、产出缺口和物价水平之间的时态变动关系。结论表明,房地产价格与宏观经济的关系在不同区制下存在差异,繁荣阶段正向的房价冲击在长期内可能不会带来产出的持续扩张,而在两个区制下房价变动背后的流动性驱动特征都存在,并且在繁荣阶段更为显著。第二,利用 2005—2013 年 70 个大中城市的宏观经济面板数据,分析了区域房价变化与当地产出之间的关系。结论表明,房价和产出同时受到货币政策等外生冲击的影响,内生假设下房价对经济的影响明显低于外生假设;面板实证结果中时间效应显著,且与 MSVAR 分析的结论类似,即货币增速较高的年份,“经济-房价”的敏感性会降低;从渠道分析可以看出,财富效应由于受刚性需求和投机需求等因素影响的显著性较差,房价上升对企业部门投资的正向影响较弱,但会显著提高房地产投资在城镇固定资产投资中的比例;房价对经济的影响存在明显的区位差异,财富效应和财政收入的异质性导致高收入地区房价上升对经济的影响弱于低收入地区。

本文剩余部分的安排如下:第二部分是基于前沿文献的理论评述:首先,梳理了国外前沿研究中房地产价格与实体经济的关系以及房价形成机制特点的相关研究;其次,探讨了中国企业、住户和政府部门的特殊效用偏好特征及对相关理论渠道和定价机制的影响。第三和第四部分是基于中国宏观经济数据的实证分析。最后一部分是结论和建议。

二、房地产价格影响经济增长的机制分析:理论评述

从概念上来说,房地产市场波动与实体经济之间具有内在的直接关联。在经济增长方面,房地产业增加值是 GDP 的组成部分,房地产销售和价格上升会传导到房地产业的投资,带动其他相关产业投资和产值的上升(Davis 和 Heathcote, 2005)。在物价方面,多数国家房地产租金价格是消费物价指数的组成部分,房价上涨会形成名义工资上升的压力,最终用工

成本会直接转移到商品服务价格中，形成通胀压力（Yu, Tang 和 Wu, 2012）。本文在介绍目前房价影响实体经济的相关前沿理论的同时，对我国房地产市场的相关研究也进行了梳理。

（一）房地产价格影响经济波动的国外理论

一是关于财富效应与抵押品渠道研究的新进展。从前期研究看，除了经济意义上的直接关联外，财富效应和抵押品渠道是两者之间最重要的影响因素。财富效应主要指资产价格波动会改变消费者的财富水平，进而影响其消费决策，导致消费总量和总需求的变化。其存在性得到了多个国家经验证据的支持（Benjamin, Chinloy 和 Jud, 2004; Case, Quigley 和 Shiller, 2005 等）。在近期的研究中，Arrondel, Lamarche 和 Savignac（2015）基于法国住户调查数据，也得到类似结论，且首套房或自住房价值变化对消费的影响低于其他房产。另一方面，学者们近期的研究还表明，房价上升可能会通过预算约束效应和替代效应抑制消费（Airaudò, Nisticò 和 Zanna, 2015）。对于需求刚性的消费者而言，房价上升可能表示预期名义以及当期实际收入水平下降，并可能有削减消费的动机。基于美国和英国微观数据的研究，Banks, Blundell, Oldfield 和 Smith（2015）指出，高房价波动会迫使消费者更早购买更大面积的房产，或尽快选择改善住房，从而降低了后期的融资和消费需求。从宏观上看，较高的房价波动会造成房地产需求在短期内明显提高，但在长期内会下降。

房地产市场的价格变化也会通过抵押品渠道放大经济周期。当宏观经济和房地产市场萧条时，抵押品价值下降会抑制企业投资欲望，从而拖累经济使其进一步下行；而当经济快速发展时，情况正好相反。一方面，企业持有房产的价格波动，会显著改善企业的融资能力和动力（Chaney, Sraer 和 Thesmar, 2012 等）。Cvijanovic（2014）利用微观财务数据证实，美国上市公司持有房产市值变化会对企业的债务结构和成本产生影响。另一方面，住户部门持有房价变化，同样会影响其消费和投资决策（Greenspan 和 Kennedy, 2008 等）。Calza, Monacelli 和 Stracca（2013）指出，房价上升带来的财富效应在抵押品市场相对发达的国家更加明显。Adelino, Schoar 和 Severino（2015）以及 Corradin 和 Popov（2015）基于美国微观调查数据的研究表明，房价上升会显著提高居民投资实业或自主创业的动力。

二是关于房地产对实体经济影响的非对称性的研究。相对房价上升对经济的促进作用，房地产市场萧条对实体经济的负面作用巨大而持久，而且被认为可能是引起长期衰退的重要因素。Sinai（2012）指出，美国房价上涨幅度在不同区域存在异质性，但下跌恐慌则有普遍性。在经济和资产价格繁荣阶段，乐观情绪会使借贷双方均低估风险，导致企业投资过度 and 借款人债务增加，并推动资产进一步泡沫化（Claessens, Kose 和 Terrones, 2012 等）。

Ungerer (2015) 认为, 危机前宽松的货币态势, 使银行具有主动提高住户部门杠杆来扩大房地产的市场流动性, 进而提高抵押物处置效率的动力; 但事实证明, 这种反馈机制会造成风险的快速积累。另一方面, 住户部门的融资约束和债务水平与实际消费决策之间存在非对称性的关系。如果家庭未来收入预期提高, 会有更强的动力抵押房地产提高债务率 (Dyan, 2012 等)。Eggertsson 和 Krugman (2012) 以及 Mian, Rao 和 Sufi (2013) 等通过心理实验得出的结论是, 危机前住户部门的高债务对刺激当时的投资消费有正面意义; 但泡沫破裂后的负向财富效应则会更加显著。后者也是经济复苏初期动能较弱的原因。

危机后, 房地产泡沫对经济福利的负面影响也受到了广泛关注。高估的房价导致房地产市场的过度供给, 而房地产库存在经济下行阶段则会给市场稳定带来很大的负面影响 (Adam, Kuang 和 Marcet, 2012)。Albuquerque 和 Krustev (2015) 认为, 房价泡沫导致的高债务与去杠杆过程影响至少能解释经济下行期消费下降原因的 1/6。而房地产市场更高的交易成本及所具有的离散交易特征和受到卖空的限制等, 则导致房地产价格调整相对于基本面变化的敏感性较弱, 因而市场波动的风险更大 (Gelain, Lansing 和 Mendicino, 2013), 且其不可分割性带来的较高处置成本还加大了价格下行的动能 (Crowe, Dell'Ariccia, Lgan 和 Rabanal, 2013)。

三是关于价格形成机制对房地产市场与经济增长关系影响的研究。经验证据说明, 房价与经济波动之间存在高相关性。一些研究指出, 这其中的部分原因可能是两者都受到相同外部因素的同向冲击, 例如货币政策 (Andre 和 Girouard, 2010)。同样, 企业持有房产价值变化与投资水平的真实关联度也可能被高估。一方面, 不可观测的经济冲击因素可能对企业的房地产价格和投资水平产生同方向的冲击 (Chaney, Sraer 和 Thesmar, 2012); 另一方面, 拥有较多房地产资产的上市公司可能也对当地的需求冲击更加敏感 (Cvijanovic, 2014)。

因此, 对房价形成机制的研究对于了解房地产市场与宏观经济的真实关联性有非常重要的意义。从总体来看, 在近期的研究中, 除了居民收入 (Towbin 和 Weber, 2015 等)、房产特征 (Bayer, Ferreira, 和 McMillan, 2007 等) 以及税收政策调整 (Kopczuk 和 Munroe, 2014; Nardi 和 Yang, 2015) 等影响房地产基本需求的因素外, 不少研究还将注意力放在了流动性和信用扩张的影响上。

传统观点认为, 货币供给的增加, 在刺激经济的同时也会扩大资产需求, 从而推动资产价格上涨。为了解房价与经济之间的关系, 必须关注利率等货币态势因素与房价的内在关系。在近期研究中, Kuttner (2013) 以及 Bordo 和 Landon-Lane (2013) 基于跨国数据的实证表

明，相对于人口增长、收入和建筑成本，利率政策的调整是房价变动更重要的影响因素。Sa, Towbin 和 Wieladek (2014) 等进一步指出，这种影响在按揭市场发达的国家可能更加明显。Gomes 和 Mendicino (2015) 利用 DSGE 模型从理论上证实了市场对利率调整的预期，可能是影响房价波动的重要因素。与货币流动性相比，银行信贷扩张对资产价格的影响可能更加直接 (Walentin, 2014)。有些研究关注了信贷扩张传导到房地产市场的效率问题，证券化刺激抵押贷款的快速扩张 (Mian 和 Sufi, 2009)、金融创新效率 (Jorda, Schularick 和 Taylor, 2013)、银行规模限制政策调整 (Di Maggion 和 Kermani, 2014) 以及外部监管指导 (Adelino, Schoar 和 Severino, 2015) 等事件或环境因素变化，被认为可能显著影响了房地产价格与信贷规模之间的敏感系数。Jorda, Schularick 和 Taylor (2015) 利用长期数据进行分析后指出，信用扩张驱动的资产价格泡沫，会导致更大的金融危机风险，且在泡沫破裂后造成更严重的衰退和更缓慢的复苏。Favara 和 Imbs (2015) 指出，房价也会通过抵押品渠道向信贷总量传导，两者的关系可能是相互的反馈。他们的实证检验还表明，贷款管制放松的银行信用扩张与房价的关系更加紧密。

(二) 我国房地产市场影响经济增长的制度因素分析

经过近 20 年的发展，我国房地产业已经成为国民经济的支柱型产业，价格变化与实体经济之间的关联既存在国外理论实证研究阐述的特征，也具有我国特有的特征。从直接的经验数据来看，一方面，房价的波动与产出和通胀之间存在正向关系 (唐志军、徐会军和巴曙松, 2010)，且两者的正向关联可能同时受到流动性等因素的影响 (黄益平、王勋和华秀平, 2011)。另一方面，与欧美国家相比，我国房地产市场对其他产业 (行业) 有更加明显的带动作用 (王国军和刘水杏, 2004; 梁云芳、高铁梅和贺书平, 2006; 戴国强和张建华, 2009); 同时，我国房地产市场对实体经济的财富效应与抵押品渠道效应也与欧美国家存在显著的差异。

一是财富效应与抵押品渠道的弱化。与国外显著的正向关系不同，实证中，我国房地产市场价格上升与居民消费增长之间的关联存在一定的不确定性，且短期财富效应在不同地区呈现明显的差异性 (李亚明和佟仁城, 2007); 同时，我国住户部门的消费惯性对当期消费的影响较高，而财富效应的影响过小 (唐志军、徐会军和巴曙松, 2010)。一方面，我国房地产市场影响消费的替代效应可能强于国外 (盛松成和张次兰, 2010)。黄静和屠梅曾 (2009) 以及 Chamon, Liu 和 Prasad (2010) 等指出，如果房价增长快于经济和收入增长，低收入且风险厌恶的群体会被迫放弃或推迟购房行为，甚至被挤出市场，并被动的将资金转化为银行储蓄。另一方面，对消费倾向较低的高收入阶层，则对房地产市场有较大的投机需求。戴

国强和张建华（2009）指出，房地产在我国一直被认为是较好的投资对象，包括外国热线、国内实体资本、信贷资本和储蓄资本，甚至包括腐败资本在内的资金，都会大量进入房市。而房价上涨带来的是更高的投机需求，对实际消费的影响并不显著。基于微观数据，Fang, Gu, Xiong 和 Zhou（2015）指出，与其他资产相比，在我国投资房产有着更高的回报率以及更低的风险，而这种风险与收益不对等的关系，极大地削弱了财富效应的效果。

我国的抵押品渠道效应与国外也存在很大差异。企业持有房产收益的上升，吸引了更多实体资本进入相关领域，造成产业空心化（吴海民，2012）。房地产价格变动还表现在对民营工业技术效率的反向抑制方面。Deng, Randall, Wu 和 Yeung（2011）指出，“4万亿”刺激计划中，国有企业将获得的大量廉价信贷资源投入到房地产领域，制造业投资被挤出。罗知和张川川（2015）指出，这种挤出效应导致的房地产过度投资，导致要素价格的变化并最终造成资源错配；而在当前的土地财政环境下，短期内房地产投资增加会持续推高地价和房价。Wu, Gyourko 和 Deng（2015）认为，一方面，我国的上市企业，尤其是国企面临的融资约束程度较低，债务结构选择能力较强，并不存在抵押品渠道作用的基础；另一方面，我国企业违约成本较高，银行也不必依靠抵押品的市场价值变动改变对企业的授信额度，因此抵押价值变动对企业融资能力及投资不会产生显著影响。

二是我国房地产市场特殊的价格形成机制。我国房地产市场上涨与实体经济之间的关联方式之所以与国外存在较大差异，很大一部分原因是我国房地产市场的价格形成机制扭曲。何兴强、费怀玉和张昱乾（2015）认为，在我国，非市场化因素在价格形成中作用过高，很多时候家庭宁可放弃预期收益补贴也愿意持有住房资产，房地产市场传统意义上“高风险高收益”的关系并不存在；另一方面，消费者之所以认为是低风险，主要源于政府托市的一致性行为，而实际上，我国房地产市场风险仍然较高（Wu, Gyourko 和 Deng, 2015）。

我国政府对房地产市场的干预被认为是影响房地产市场波动的重要因素。纪敏、周源和彭恒文（2012）指出，房价与实体经济之间不稳定的关系是由几次房地产政策的重大调整造成的。从1994年分税制改革后，土地出让收益成为地方政府预算的重要部分。由于房价波动与地方政府可支配财力之间有明显的关联性，因而成为整个房地产市场持续发展的内生动力（丰雷、朱勇和谢经荣，2002；平新乔和陈敏彦，2004等）。近期，Wu, Gyourko 和 Deng（2015）基于调查数据的研究表明，土地价值的增长是房地产市场波动的核心驱动因素。Ambrose, Deng 和 Wu（2015）也找到了类似的证据，并指出，2010年房地产市场的收缩对我国许多地区财政收入和地方债务产生了较为显著的影响。另一方面，近期关于限购和房产

税政策这类对需求直接干预因素的研究开始增多。从经验证据来看，限购政策的效果存在较大的不确定性（张德荣和郑晓婷，2013）；而重庆和上海的房产税试点，对治理房价波动的效果也不明显（Du 和 Zhang，2015）。

消费者较弱的购房需求弹性是影响我国房地产价格走势特征的另一个重要因素。肖卫国、郑开元和袁威(2012)指出，我国住户部门的房地产刚需特征是推动其价格上升的重要原因。Fang, Gu, Xiong 和 Zhou（2015）对微观数据进行分析后指出，低收入人群购房行为与中等收入和富裕收入购房者几乎没有区别。

总的来看，我国房地产市场对实体经济的影响渠道比较复杂，其价格形成也受到多种市场和非市场因素的影响。这些都对政府有效治理房地产市场造成了较大障碍。下文将分别利用区制转换模型和面板数据模型对我国房地产市场与宏观经济之间的动态关系和内在逻辑进行分析。

三、基于区制转换模型的房价和宏观经济的动态关系

从前期研究可以看出，一方面，货币政策等外部因素可能会同时作用于房地产市场和经济增长，使研究者高估两者的正向关系；另一方面，房价与经济增长，货币政策与房价之间的关系可能存在显著的非对称性。本文选择使用多区制的宏观模型，来分析不同区制下货币政策、房地产价格和宏观经济因素之间的长短期关系，意在寻找房地产市场影响宏观经济的内在逻辑。

（一）主要回归指标的设定

本文的回归变量选择了通胀水平、产出缺口、货币态势和房地产价格。由于国内产出为季度数据，因此本文利用同期季度内的工业增加值变化趋势对其进行了月度平滑，将其转化为月度数据。

表 1 主要回归变量的计算方法

变量名称	变量符号	计算方法
通胀水平	cpi_t	CPI 指数的当月同比增幅
产出	y_t	GDP 当月同比增速。假定 GDP 波动在短期内与规模以上工业增加值增速趋同，利用工业增速在季度内的变动对 GDP 进行差值处理，得到近似的 GDP 月度估计值。具体的计算方法如下： $y_{T+i} = y_T + \frac{ind_{T+i} - ind_T}{ind_{T+3} - ind_T} (y_{T+3} - y_T), \text{其中 } i=1, 2$
产出缺口	$ygap_t$	对序列 y_t 进行 HP 滤波后得到的变动成分
货币态势	m_t	货币供应量 M2 的同比增速减 CPI 当月同比增幅

房地产价格	ha_t	70 大中城市新建住宅价格指数（同比）减 CPI 当月同比增幅（该数据自 2015 年 7 月起）
	hb_t	商品房销售均价=当月商品房销售额/商品房销售面积，同时减去 CPI 当月同比增幅

注：五个变量均在 1% 的置信区间内拒绝存在单位根的原假设，直接进入 VAR 模型进行估计。

（二）基于区制转换的模型设定

由于房地产价格和货币态势以及产出缺口等核心变量之间的相互关系并不稳定，本文采用基于马尔可夫区制转换的向量自回归模型（MS-VAR）分析房价在不同区制下与其他核心经济变量的动态关系。本文构建了包括房地产价格、国内产出缺口、物价水平和货币态势在内的四因素 MS-VAR 模型，样本周期为 2005 年 7 月至 2015 年 10 月的月度数据。本文的模型估计过程选择 GiveWin2 环境下的 Oxmetrics 程序。结合 AIC、HQ、SC 规则和对数似然值的大小综合来看，选择 MSIH（2）-VAR（3）模型拟合的效果最优。从表 2 可知，在区制 2 中，房地产指数的截距和扰动项方差相对较高，表示此状态下房地产价格处于快速上升态势的概率较高；物价水平和货币态势的截距相对较高，产出缺口较低，说明房地产市场繁荣阶段与货币扩张和物价上涨相伴随，但同期经济增长处于低位。同时，货币态势扰动项的方差在两个区制差异较小，表明我国货币供应量增速即使处于不同的水平也都比较平稳；而区制 2 中物价与产出缺口方差明显较高，表明经济在房地产价格上升时波动明显扩大。

表 2 MSIH（2）-VAR（3）模型估计结果

	cpi_t	ha_t	m_t	$ygap_t$
con_reg1	-0.0033 (-0.0126)	0.0061 (1.3929)	0.0130*** (2.2680)	-0.0042*** (-2.4815)
con_reg2	0.0054 (0.1311)	0.0135** (2.0574)	0.0212*** (3.0174)	-0.0063*** (-2.6838)
$s.e_reg1$	0.0039	0.0044	0.0092	0.0022
$s.e_reg2$	0.0058	0.0080	0.0099	0.0080

注：①括号内的数据为相关估计系数的 t 统计量；②*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的置信区间下显著；③主要回归变量的滞后项不影响 VAR 模型分析，篇幅原因未列出；④ con_reg 表示不同区制模型的常数项， $s.e_reg$ 表示不同区制下扰动项的方差。

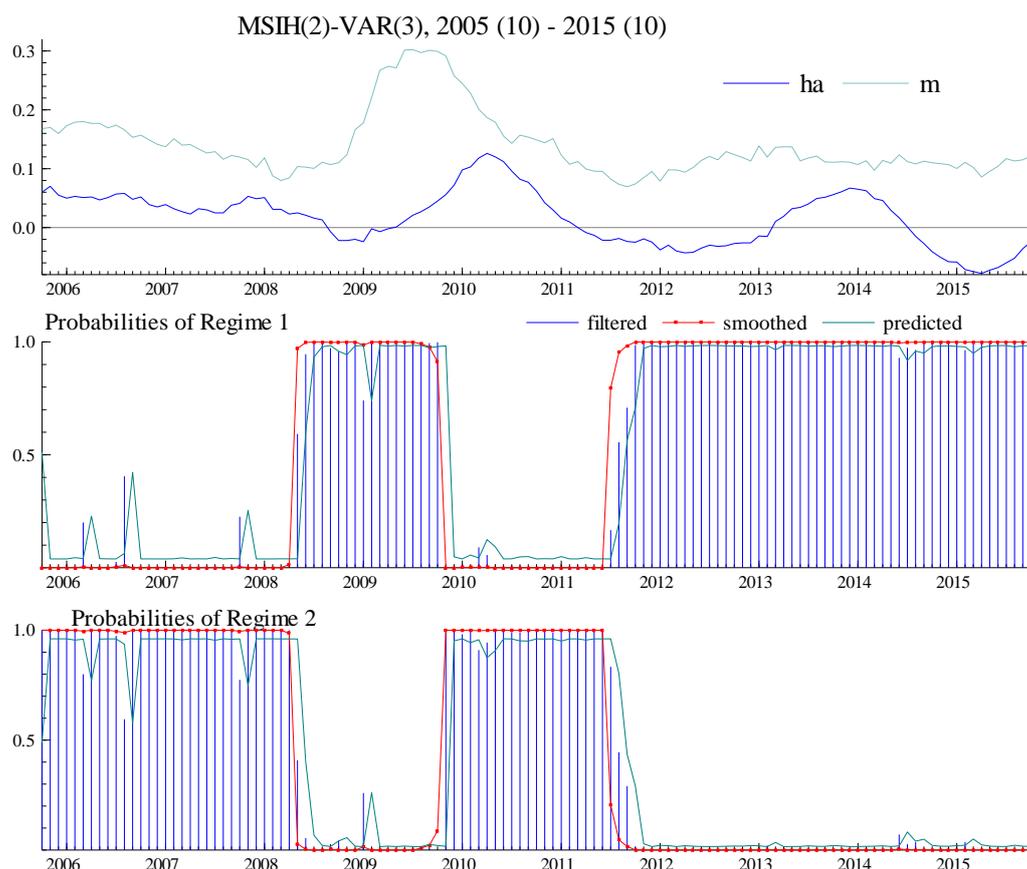


图 1 :MSVAR 模型估计的区制概率

图 1 显示了模型的估计概率。区制 1 概率较大地集中在 2008 年中至 2009 年末，以及 2011 年下半年至今。该阶段为 2009 年前后房地产价格增速较慢以及限购政策开始实施后的时期，限购政策效果较明显，房价涨幅虽然有波动但整体处于较低水平。区制 2 概率较大地集中在 2005 年至 2008 年上半年，以及 2009 年末至 2011 年上半年。该阶段基本涵盖了限购政策前新建住房价格指数涨幅较快的时期。

综合区制估计概率、房地产指数的基本变化趋势以及回归模型中两个区制方程的截距和方差来看，区制 1 为房地产市场增幅较慢、政策控制的平稳阶段，区制 2 为房价快速上升的繁荣阶段。

（三）脉冲响应分析

为了进一步判断宏观经济变量之间的短期动态关系，比较房地产市场繁荣和平稳状态下这种动态关系的差异，本文采用脉冲响应方法进行分析⁴。

⁴不同区制的脉冲响应分析运用 Krolzig 于 1997 年开发的 MSVAR 代码包进行计算。该程序无法得到脉冲响应函数的置信区间，这与脉冲响应的趋势无关，但可能对结果解释的稳健性有影响。

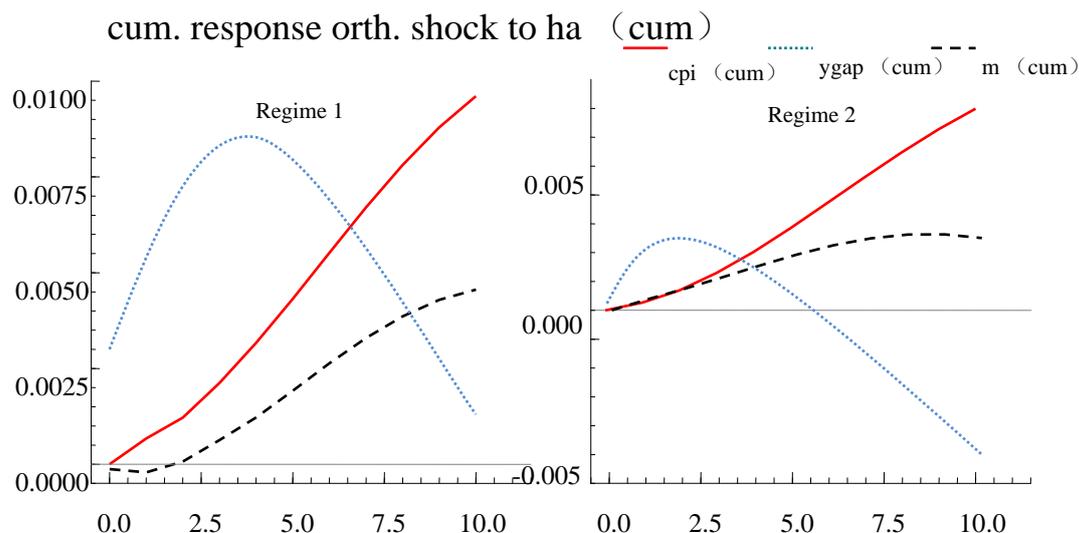


图 2 不同区制下各宏观变量对房地产价格冲击的累积响应

在不同区制下，物价水平、产出缺口和货币供应量受到房地产价格一个标准差正向冲击的累积脉冲响应情况如图 2 所示。具体来看，通胀在两个区制下对房价外生冲击都会有持续的正向响应。这符合大多数文献的研究结论。产出缺口对房价冲击的响应两个区制则存在差异：在市场平稳区制，这种累积冲击连续 10 个月都处于正值区间；而在市场繁荣区制，房价上升对产出缺口的正向冲击只持续了 5 个月左右就进入负值区间，并持续扩大。前者表明，泡沫较小阶段外生的房价波动通过财富效应和抵押品渠道正向影响实体经济的能力更强。后者则一方面表明，高涨的房价会导致购房需求刚性的住户部门缩减消费开支（Chamon 和 Prasad, 2010 等），同时会扩大高收入人群在房地产市场的投机需求（Fang, Gu, Xiong 和 Zhou, 2015）；另一方面表明，房价的快速上升可能导致投资结构的扭曲，房地产领域会吸纳过多的稀缺资源，从而挤出企业部门在制造业等相对收益低的领域的投入（罗知和张川川, 2015）。这也就是说，在市场繁荣阶段，房价的正向波动不仅无法通过财富效应和抵押品渠道刺激经济增长，反而会由于我国市场上投资者和消费者的特殊偏好，负向作用于产出增长。

在两个区制中，房价上升对货币供应量都有正向影响，且在平稳状态下冲击更强。这一方面表明，央行并没有在房价上升阶段有明显的紧缩倾向，只是在价格高涨阶段相对放缓了货币扩张态势；另一方面，则可能是房地产市场发展增加了对货币需求的反映。较高的房价不仅没有紧缩消费者的购房需求，反而刺激了刚性需求者的购房意愿（Banks, Blundell, Oldfield 和 Smith, 2015）；同时，还会扩大房地产领域的投资，相应的货币信贷需求也被释放出来（唐志军、徐会军和巴曙松, 2010 等）。

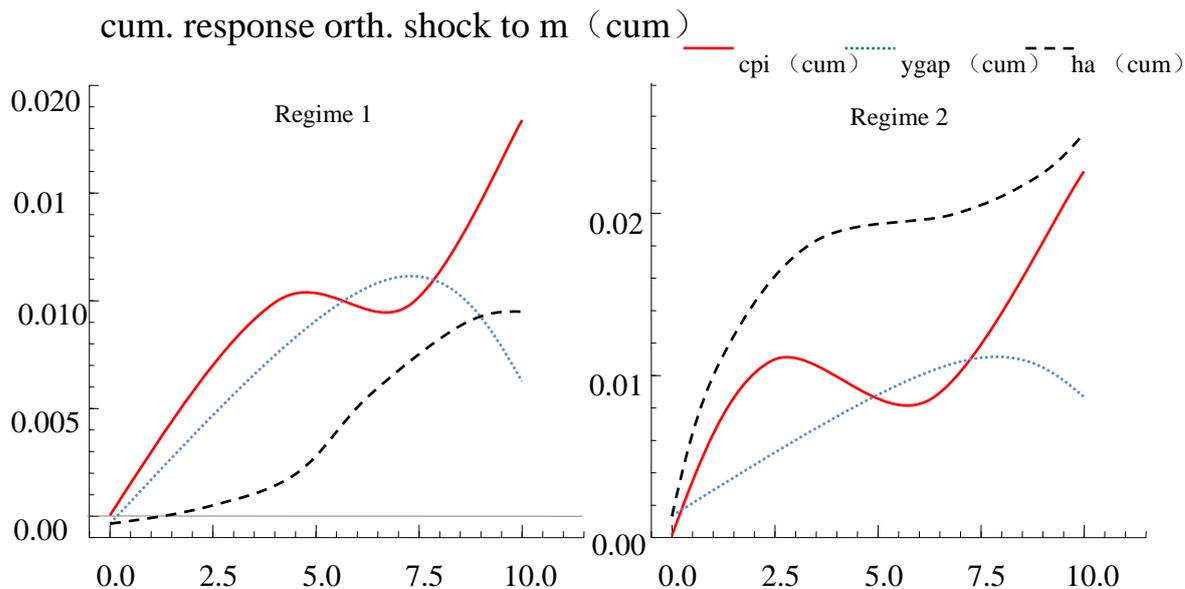


图3 不同区制下各宏观变量对货币冲击的累积响应

在不同区制下，产出、物价和房地产价格水平受一单位外生货币冲击的响应情况如图3所示。具体来看，在两个区制下，货币态势调整都在长期内带动房价的正向波动。从累计响应的情况看，繁荣阶段货币冲击的影响比稳定阶段高一倍，进一步证明我国房价高涨背后存在明显的流动性驱动特征。产出和物价对货币冲击的累计响应从一年左右的时间看是正向的，且两个区制内的变化比较相似。这与传统货币理论的观点相一致。但值得注意的是，产出缺口会在三个季度后出现向下的趋势，而物价水平则会继续上升。这说明，货币政策的调整对经济的促进作用在短期内比较明显，但长期内则可能存在障碍；而货币扩张对通胀压力的作用很明显。

总体来看，房地产价格与宏观经济之间的关系在不同区制下存在差异。在两种状态下，房价变动背后都存在流动性驱动因素，而且在繁荣阶段更为显著；此外，繁荣阶段正向的房价冲击在长期内可能并不能带来产出的持续扩张。为了更加准确地判断房地产市场对经济增长影响的内在逻辑，下文将利用我国70个大中城市的面板数据进行相关分析。

四、基于面板数据房地产价格对宏观经济的影响分析

(一) 数据来源和变量说明

本文运用面板数据模型分析70个大中城市房价对宏观经济的影响，样本周期为2004—2014年（其中房价数据自2005年起）。核心的房地产价格为国家统计局公布的70个大中城

市住宅销售价格同比指数。包括新建商品住宅销售价格指数 $H_{i,t,T}$ （自 2005 年 7 月起）、90 平方米及以下新建商品住宅销售价格指数（2009 年 3 月起）、90—144 平方米新建商品住宅销售价格指数（2011 年 1 月起）、144 平方米以上新建商品住宅销售价格指数（2011 年 1 月起）、二手住宅销售价格指数（2005 年 7 月起）。其中，角标表示城市 i 第 t 年度第 T 个月的该指标房价指数（-100）。由于本文选择年度数据，具体的平滑方法为同比指数在年度内算数平均值，即 $h_{i,t} = \frac{1}{12} \sum_{T=1}^{12} H_{i,t,T}$ 。其他房价指标计算方法与之相同。除核心变量房地产价格外，其他变量包括产出变量、产出增长影响因素、内生房价影响因素、控制因素、经济水平、分省和年度虚拟变量。具体的变量定义和计算方法如表 3 所示。同时，为了剔除异常离群值对实证结果的影响，所有连续变量进行了 1% 水平下的 wizerize 处理。

表 3 主要回归变量的定义和计算方法

产出变量	产出增长	$y_{i,t}$	国内生产总值取自然对数差分
	人均产出	$yx_{i,t}$	人均国内生产总值取自然对数差分
房地产价格	房价	$h_{i,t}$	见正文
	房价 A	$ha_{i,t}$	同上
	房价 B	$hb_{i,t}$	同上
	房价 C	$hc_{i,t}$	同上
	二手房价	$hre_{i,t}$	同上
产出增长影响因素	消费增长	$c_{i,t}$	社会消费品零售总额取自然对数差分
	投资增长	$inv_{i,t}$	城镇固定资产投资完成额取自然对数差分
	财政支出	$fix_{i,t}$	地方公共财政支出额取自然对数差分
	贷款增长	$loan_{i,t}$	贷款余额取自然对数差分
	货币态势	m_t	当年末 M2 同比增速，对于每一个城市在同期是相同的
内生房价影响因素	产业结构	$indstr_{i,t}$	第二产业增加值/第三产业增加值
	就业结构	$empstr_{i,t}$	第二产业就业人数/第三产业就业人数
	基础设施	$infra_{i,t}$	市辖区道路面积/市辖区建设用地面积
	人口密度	$popden_{i,t}$	市辖区人口密度
	教育资源	$edu_{i,t}$	（普通中学数+普通小学数）/人口数
	医疗资源	$med_{i,t}$	执业（助理）医师数/人口数
控制因素	财政收入	$fisr_{i,t}$	地方公共财政收入额取自然对数差分
	投资结构	$est_{i,t}$	房地产投资完成额/城镇固定资产投资完成额
经济发展水平虚拟变量		$Y - dummy$	2013 年 70 个城市国内生产总值排序，按照每 10 分位数（7 个城市）分别设置虚拟变量，并推至全样本
分省虚拟变量		$pro - dummy$	70 个城市所在省份设置虚拟变量
年度虚拟变量		$year - dummy$	样本中每个年度分别设置虚拟变量

数据来源：中经网统计数据库和 WIND 数据库。

所有参与回归的变量描述性统计见表 4。所有城市样本中全部新建住宅平均涨幅达 4.6%，最高的样本涨幅为 15.8%，均高于二手房住宅的价格增幅。值得注意的是，小面积新建商品

住宅销售价格涨幅要快于大面积住宅,但中等面积住宅的平均涨幅均低于全部住宅平均增幅。

其主要原因是 $ha_{i,t}$ $hb_{i,t}$ $hc_{i,t}$ 三个变量的样本周期较短,且主要集中在限购政策实施后的区间。

表 4 主要变量的描述性统计

variable	Obs.	mean	sd	p50	min	max
$y_{i,t}$	700	0.157	0.072	0.155	-0.059	0.393
$yx_{i,t}$	700	0.139	0.14	0.136	-0.285	0.623
$h_{i,t}$	700	0.046	0.036	0.045	-0.036	0.158
$ha_{i,t}$	420	0.042	0.043	0.039	-0.054	0.189
$hb_{i,t}$	280	0.033	0.035	0.033	-0.081	0.147
$hc_{i,t}$	280	0.027	0.033	0.026	-0.066	0.145
$hre_{i,t}$	700	0.033	0.035	0.031	-0.052	0.137
$c_{i,t}$	700	0.171	0.107	0.161	-0.351	0.686
$inv_{i,t}$	700	0.199	0.162	0.187	-0.376	0.797
$fixx_{i,t}$	700	0.196	0.145	0.194	-0.405	0.757
$loan_{i,t}$	700	0.158	0.355	0.145	-1.053	1.418
$indstr_{i,t}$	770	1.069	0.436	0.995	0.316	2.575
$empstr_{i,t}$	770	1.026	0.547	0.932	0.15	3.524
$infra_{i,t}$	770	0.001	0	0.001	0	0.003
$popden_{i,t}$	770	0.131	0.093	0.108	0.026	0.525
$edu_{i,t}$	770	0.018	0.007	0.016	0.007	0.038
$med_{i,t}$	770	0.342	0.12	0.327	0.118	0.817
$fisr_{i,t}$	700	0.202	0.161	0.199	-0.572	0.803
$est_{i,t}$	770	0.276	0.108	0.27	0.07	0.554

另外,房价和产出变量的均值和方差在不同的年份呈现较大差异,但整体上两者均值呈现类似的趋势,只是方差有一定非对称特征。房价的横截面方差在繁荣期上升,萧条期下降。这与 Sinai (2012) 的研究结论类似,即房价上涨存在异质性,而下跌则存在一定普遍性。很显然,如果不考虑年度之间的系统性差异,将所有指标放在同一框架进行估计,可能会遗漏一些影响“经济-房价”敏感性的外生因素。

(二) 房地产价格对总量产出增长影响的实证分析

简单的房价外生假设可能会高估其与经济增长之间的正向关系⁵,包括货币态势在内的宏观因素可能同时作用于房地产价格和产出。因此本文选择利用联立方程模型考察房地产价

⁵本文利用面板数据分析了产出与外生房价变量的关系,结果显示,增加时间虚拟变量后,两者关系的显著性明显下降。这印证了前期研究关于房价外生可能导致结果偏误的推断。由于篇幅限制,本文未列出相关实证结果。

格在内生条件下，宏观产出增长的关系。联立方程如下：

$$\begin{cases} y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t} + \beta_2 m_t + (\beta_3 ycontrol_) + pro - dummy + \varepsilon_{i,t} \\ h_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 m_t + (\phi_2 hcontrol_) + pro - dummy + \varphi_{i,t} \end{cases} \quad (1)$$

产出方程主要的回归变量为新建商品住宅销售价格和货币政策(在每一个年度对所有城市都有相同的冲击)， $ycontrol_$ 表示影响产出变化的其他重要宏观因素，选择的指标为消费增长、投资增长、财政支出和贷款增长。房价本身也受到一系列宏观经济因素的影响，除货币态势外，还包括产业结构、就业结构、基础设施、人口密度、教育资源和医疗资源。两个方程都进行了分省聚类。联立模型中 β_1 表示房价内生条件下对实体经济的影响。为解决潜在的内生性问题和充分利用扰动项之间的关系，选择 3SLS 方法进行估计。

表 5 内生房价模型——利用 3SLS 估计联立方程

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方程 1	$y_{i,t}$	$y_{i,t}$	$y_{i,t}$	$yx_{i,t}$	$yx_{i,t}$	$yx_{i,t}$
m_t	0.040 (0.080)	0.031 (0.085)	0.015 (0.108)	0.304** (0.152)	0.329** (0.142)	0.422** (0.191)
$h_{i,t}$	0.192*** (0.078)	0.165*** (0.079)	0.158** (0.077)	1.461* (0.848)	0.825 (0.633)	0.397 (1.178)
$c_{i,t}$			0.139*** (0.035)			0.101 (0.069)
$inv_{i,t}$			0.069*** (0.019)			-0.0170 (0.039)
$fixx_{i,t}$			0.069*** (0.021)			0.0530 (0.043)
$loan_{i,t}$			0.0260 (0.018)			0.0280 (0.033)
$Cons$	0.097*** (0.031)	0.070** (0.028)	0.001 (0.045)	0.120** (0.058)	0.154*** (0.046)	0.164** (0.079)
$pro - dummy$	yes	yes	yes	yes	yes	yes
方程 2	$h_{i,t}$	$h_{i,t}$	$h_{i,t}$	$h_{i,t}$	$h_{i,t}$	$h_{i,t}$
m_t	0.084** (0.033)	0.113*** (0.034)	0.109*** (0.034)	0.084** (0.033)	0.108*** (0.034)	0.109*** (0.034)
$indstr_{i,t}$		0.004 (0.004)	0.003 (0.004)		-0.001 (0.005)	-0.004 (0.005)
$empstr_{i,t}$		0.027*** (0.004)	0.025*** (0.003)		0.026*** (0.004)	0.0025*** (0.004)
$infra_{i,t}$		-4.444 (3.985)	-4.050 (3.827)		-2.764 (4.677)	-2.163 (4.583)
$popden_{i,t}$		0.074*** (0.023)	0.070*** (0.024)		0.050* (0.027)	0.0430 (0.027)
$edu_{i,t}$		1.494*** (0.373)	1.372*** (0.399)		1.394*** (0.415)	1.455*** (0.414)
$med_{i,t}$		-0.0220 (0.013)	-0.0200 (0.013)		-0.0140 (0.016)	-0.0190 (0.015)
$Cons$	0.045***	0.047***	0.053***	0.048***	0.053***	0.056***

	(0.013)	(0.013)	(0.014)	(0.013)	(0.015)	(0.015)
<i>pro-dummy</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Obs.</i>	628	607	607	628	607	607
$\chi^2-stat.$	9.216	20.35	185.0	13.06	10.68	39.06

注：①括号内数据为相关估计系数的标准误；②*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的置信区间下显著。

从表 5 可以看出，在所有模型中，货币政策与房价之间存在显著的正向关系，说明流动性驱动是房价上升的重要因素。在其他控制变量中，显著性较高的是就业结构、人口密度和教育资源情况。在经济增长的核心方程中，货币态势系数同样显著。房价的系数值和显著性明显低于外生房价的模型。这与之前的理论分析一致，即外生房价假设下两者的正向关系可能被明显高估，房价上升对经济的促进作用并没有两者的相关系数那么明显。

本文进一步分析了不同年份“经济-房价”敏感性的时变特征，探索这种货币冲击状态对房价传导渠道的影响。为此，对不同年份的样本分别进行了截面的回归估计，方程如下：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 h_i + \beta_2 ycontrol_ + pro-dummy + \varepsilon_{i,t} (by-year)$$

$$\begin{cases} y_i = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t} + \beta_2 m_t + \beta_3 ycontrol_ + pro-dummy + \varepsilon_i (by-year) \\ h_i = \phi_0 + \phi_1 hcontrol_ + pro-dummy + \varphi_i \end{cases} \quad (2)$$

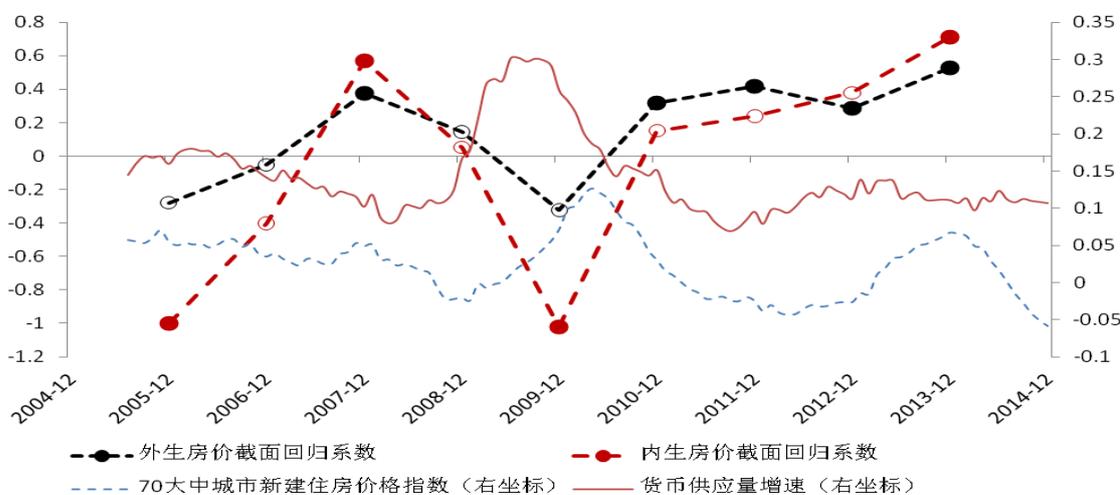


图 4 不同年度下房价对经济变量影响的时变特征

注：其中每个点表示该年度在模型中房价系数的估计值 β_1 ，图中未填充的点表示该系数在 5%的水平下并不显著，以下皆同。

在每个年度估计外生房价和内生房价的两个模型中，上述所有变量都是截面变量，因此在内生房价的方程中并不包含时间变量。估计结果如图 4 所示：在内生和外生模型中，房价的系数在不同年度中有明显的时变特征，即房价对经济的影响在不同周期环境中有较大差异，变化趋势比较接近，而内生房价模型的波动性可能更大。总的来看，在房价指数和货币增速较高的阶段，房价本身对实体经济的正向影响较弱，甚至有负向的冲击（如 2009 年），

而房价指数平稳增长的阶段，对经济的促进作用更加显著。这一结论也与本文在 MSVAR 中脉冲响应的结果类似。

(三) 房地产价格变动对经济影响的渠道分析

根据前期的研究看，房价的波动主要通过财富效应驱动和抵押品渠道对经济产生影响。但我国由于特殊的消费者结构和价格形成机制，两个渠道的效应与国外存在较大差异。财富效应渠道的分析主要研究房地产价格波动是否影响消费水平，回归方程为：

$$c_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t-1}(ha_{i,t-1}, hb_{i,t-1}, hc_{i,t-1}, hre_{i,t-1}) + \beta_2 h_{i,t}(ha_{i,t}, hb_{i,t}, hc_{i,t}, hre_{i,t}) + fixedeffect(pro - dummy) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

考虑到消费决策可能滞后于房价波动，因此在模型中估计了房价及其滞后值对消费增长的影响，并替换了不同的房价指数进入模型，以比较不同类型房地产需求与实际消费的关系。

表 6 财富效应渠道的分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$c_{i,t}$	$c_{i,t}$	$c_{i,t}$	$c_{i,t}$	$c_{i,t}$	$c_{i,t}$
$h_{i,t-1}$	0.219* (0.119)	0.208* (0.115)				
$h_{i,t}$	0.261** (0.118)	0.251** (0.114)				
$ha_{i,t-1}$			0.266** (0.124)			
$ha_{i,t}$			0.262** (0.122)			
$hb_{i,t-1}$				0.0810 (0.341)		
$hb_{i,t}$				-0.0280 (0.256)		
$hc_{i,t-1}$					0.0640 (0.356)	
$hc_{i,t}$					-0.0580 (0.233)	
$hre_{i,t-1}$						0.230* (0.118)
$hre_{i,t}$						0.369*** (0.121)
<i>Cons</i>	0.145*** (0.009)	0.127*** (0.035)	0.083* (0.047)	0.0880 (0.054)	0.091* (0.053)	0.119*** (0.035)
<i>fixed - effect</i>	yes	no	no	no	no	no
<i>pro - dummy</i>	no	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Obs.</i>	560	560	280	140	140	560
<i>F - stat.</i>	3.725	0.522	0.618	0.461	0.463	0.736
<i>AdjR²</i>	-0.129	-0.0290	-0.0470	-0.144	-0.144	-0.0160
<i>WithinR²</i>	0.0150					

从表 6 可以看出，无论是固定效应还是分省聚类的估计方法，新建商品住房价格的升高

在长期会显著提高消费水平。其他房价指数的实证结果则有所分化。小面积住房和二手房价格的上升与消费增长加速的关系并存；当期值和滞后值的系数都显著为正时，中等面积和大面积新房的价格上升反而会削弱消费。这一结论与 Sinai 和 Souleles（2005）的观点相反，他们认为，自住房价格与消费的关系小于改善住房。但我国的经验数据则表现为改善性住房（大中面积新房）的价格上升，会削弱消费的动力。这一方面可能与 Fang, Gu, Xiong 和 Zhou（2015）提出的与中国住户部门预期收入高增长的态度有关（对未来充满信心的中国住户部门会认为，住房条件改善是一种“刚需”，消费决策更多地受到未来“必然”会支出的大面积房购房成本的影响）；另一方面，对于大面积房的拥有者来说，其财富水平较高，本身财富的边际消费倾向比较低，且高涨的房价会进一步刺激其对房市的投资动力（戴国强和张建华，2009；陈崇，2011），从而对消费增长产生负面影响。

房地产价格对投资水平的影响可以从一个侧面反映抵押品渠道的存在。本文利用相关数据设置了如下估计投资水平影响的模型：

$$inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t-1} + (\beta_2 h_{i,t}) + (\beta_3 invcontrol_) + pro - dummy + (year - dummy) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式（4）中，投资水平可能受到房价及其滞后项的影响。本文增加了投资水平的其他控制因素 $invcontrol_$ ，主要包括财政支出 $fisx_{i,t}$ 和贷款增长 $loan_{i,t}$ 。

表 7 房地产价格对投资增长的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$inv_{i,t}$	$inv_{i,t}$	$inv_{i,t}$	$inv_{i,t}$	$inv_{i,t}$	$inv_{i,t}$	$inv_{i,t}$	$inv_{i,t}$
$h_{i,t-1}$	-0.190 (0.176)	0.0610 (0.256)	-0.152 (0.190)	0.0260 (0.257)	-0.188 (0.177)	0.0950 (0.263)	-0.152 (0.190)	0.0550 (0.264)
$h_{i,t}$					0.0230 (0.176)	-0.155 (0.261)	-0.0350 (0.181)	-0.126 (0.262)
$fisx_{i,t}$			0.152*** (0.045)	0.145*** (0.045)			0.152*** (0.045)	0.145*** (0.045)
$loan_{i,t}$			0.180*** (0.018)	0.173*** (0.022)			0.180*** (0.018)	0.171*** (0.022)
<i>Cons</i>	0.0640 (0.054)	0.0900 (0.056)	0.0590 (0.054)	0.106* (0.057)	0.0630 (0.055)	0.098* (0.058)	0.0600 (0.055)	0.114* (0.059)
<i>pro - dummy</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>year - dummy</i>	no	yes	no	yes	no	yes	no	yes
<i>Obs.</i>	558	558	558	558	558	558	558	558
<i>F - stat.</i>	1.603	2.117	1.581	2.112	1.551	2.069	1.533	2.063
<i>AdjR²</i>	0.0330	0.0720	0.0340	0.0750	0.0310	0.0710	0.0320	0.0740

从表 7 可以看出，无论模型选择是否加入当期房价、控制变量或者年度虚拟变量，房价指数和滞后项都没有对当年的投资增长产生显著的正向影响；相反，财政和信贷资金供给对

投资行为的影响都是直接而显著的。这侧面反映了我国经济结构中投资增长存在明显的资金推动。根据前期的研究结论，我国抵押品渠道的效率较低主要受产业空心化因素的影响。吴海民（2012）以及 Deng, Ranall, Wu 和 Yeung（2011）等的研究表明，持续扩大的房价泡沫可能导致实体产业的规模和效率空心化，降低制造业投资增速，使技术创新动力下滑。为了进一步分析这种产业空心化（投资的挤出效应）是否存在，本文估计了房地产价格变动对投资结构的影响，具体的方程如下：

$$est_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t-1} + \beta_2 h_{i,t-1} * loan_{i,t} + \beta_3 loan_{i,t} + pro - dummy + (year - dummy) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式（5）中， $est_{i,t}$ 表示当年房地产投资在城镇固定资产投资中的占比，系数 β_1 表示房地产价格上升对房地产投资对其他领域投资的挤出效应。为了分析信贷规模在其中发挥的作用，本文添加了交互项 $h_{i,t-1} * loan_{i,t}$ 进入模型，显著而正的系数 β_2 表示在较高的信贷规模下，房价上升对房地产投资占比的促进作用更强。

表 8 房地产价格对房地产投资占比的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$est_{i,t}$	$est_{i,t}$	$est_{i,t}$	$est_{i,t}$
$h_{i,t-1}$	0.620*** (0.094)	0.691*** (0.136)	0.615*** (0.100)	0.677*** (0.139)
$h_{i,t-1} * loan_{i,t}$			0.796*** (0.266)	0.556* (0.287)
$loan_{i,t}$			0.047** (0.018)	0.036* (0.021)
<i>Cons</i>	0.370*** (0.029)	0.366*** (0.030)	0.362*** (0.029)	0.379*** (0.031)
<i>pro - dummy</i>	yes	yes	yes	yes
<i>year - dummy</i>	no	yes	no	yes
<i>Obs.</i>	558	558	558	558
<i>F - stat.</i>	14.29	12.84	13.88	12.33
<i>AdjR²</i>	0.429	0.450	0.436	0.452

从表 8 可以看出，一方面，房价滞后项的系数均显著为正，即房价上升虽然对整体投资规模提高的促进作用有限，但会改变投资结构，提高房地产投资的比重；另一方面，交互项 $h_{i,t-1} * loan_{i,t}$ 系数也显著为正，说明当年信贷规模提高会影响房价与投资结构的联动关系。这与罗知和张川川（2015）的分析结果相似，即房地产市场迅猛发展，会吸引大量资金涌入该领域，同时导致生产要素价格的变化，造成资源错配。特别是在信贷大幅扩张的情况下，会进一步刺激房价上升，更大幅度地挤出对收益率较低的制造业等领域的投资。

（四）房地产对经济影响的横截面分析

虽然本文在估计模型中约束了城市或者省份的虚拟变量，但大量前期研究指出，房价在不同经济社会特征的区域，其价格形成机制和影响经济的效率也存在差异。简单的截距约束难以完全描述“经济-房价”敏感性的区位特征差异。本文首先利用分位数回归的方法估计了房价在不同分位数水平下对实际产出增长的系数是否存在差异。估计的基本方程是：

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t} + (\beta_2 ycontrol _) + pro - dummy + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

利用自助法求解协方差矩阵，并取 q 在每 5% 处分别估计，得到的分位数回归结果中，房价 $h_{i,t}$ 回归系数和置信区间（如图 5 所示）。

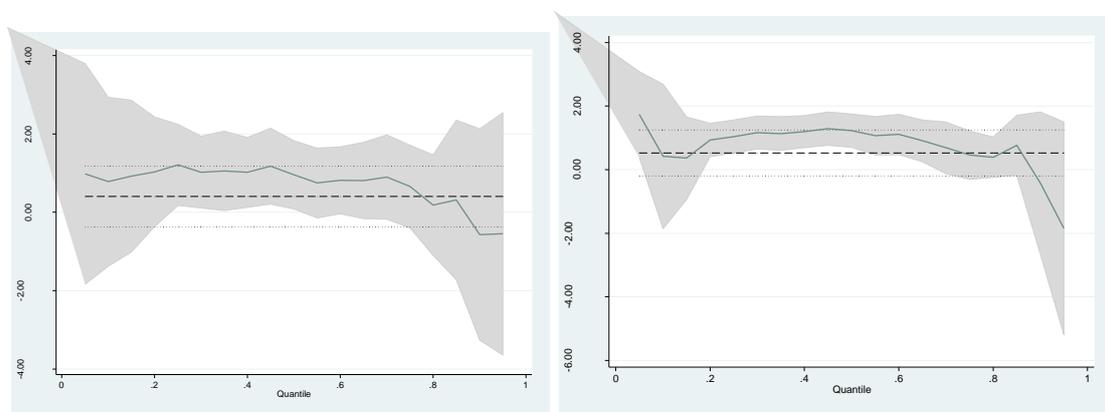


图 5 分位数回归房地产价格系数的变化

注：图中的曲线为方程随着分位数增加，房地产价格系数的变化趋势，在条件分布的两端，由于系数估计值的标准误变大，置信区间也有所扩大。

房地产价格在不同分位数下对经济的影响呈现向下的态势。房价较高的样本区间内，其对实体经济的影响较弱，而房价较低样本对经济的影响较强。本文将不同类型城市的情况进行区别分析，研究不同的城市样本中房价对实体经济的影响是否存在系统性偏差。

本文选择的是最基本的分类方法，即按照经济发展总量区分企业类型。根据 2013 年 70 个大中城市的实际名义 GDP 总量排序，将城市分为 10 个子样本组，其中组 10 为经济规模最大的 7 个城市，组 1 为经济规模最小的 7 个城市。

表 9 列举了主要的三个核心变量在不同组的描述性统计情况。从表 9 可以看出，经济发展的总规模和产出增速之间没有对应的关系。2013 年，最发达地区和最不发达地区在整个样本期内的经济增速并不是最快的。GDP 增速较快仍主要集中在相对发达的地区，但增速最快的反而来自二线城市（第 6、7 组样本）。从房价来看，情况则有所不同。整体上房价涨幅最快的地区都是经济规模最大的，一线城市和一些发达的二线城市（第 9、10 组样本）的房价涨幅在整个样本期内也是最快的，简单的统计特征符合 Wu, Gyourko 和 Deng（2015）

的研究结论。

表 9 按经济规模分组城市核心变量的描述性统计

	<i>Y - dummy</i>	mean	sd	p50	min	max
$y_{i,t}$	1	0.153	0.097	0.158	-0.059	0.393
	2	0.155	0.06	0.151	0.028	0.344
	3	0.152	0.079	0.152	-0.012	0.393
	4	0.152	0.072	0.157	-0.059	0.322
	5	0.148	0.075	0.142	-0.059	0.393
	6	0.169	0.071	0.167	-0.03	0.393
	7	0.169	0.075	0.164	-0.059	0.393
	8	0.145	0.059	0.145	0.002	0.376
	9	0.161	0.062	0.158	0	0.352
	10	0.165	0.067	0.157	0.049	0.393
	Total	0.157	0.072	0.155	-0.059	0.393
$yx_{i,t}$	<i>Y - dummy</i>	mean	sd	p50	min	max
	1	0.138	0.144	0.136	-0.285	0.623
	2	0.139	0.111	0.139	-0.174	0.526
	3	0.134	0.157	0.139	-0.285	0.623
	4	0.144	0.117	0.152	-0.275	0.507
	5	0.125	0.133	0.126	-0.264	0.623
	6	0.143	0.16	0.136	-0.285	0.623
	7	0.151	0.16	0.137	-0.285	0.623
	8	0.122	0.125	0.131	-0.285	0.517
	9	0.15	0.137	0.143	-0.203	0.551
	10	0.146	0.152	0.119	-0.151	0.623
Total	0.139	0.14	0.136	-0.285	0.623	
$h_{i,t}$	<i>Y - dummy</i>	mean	sd	p50	min	max
	1	0.04	0.032	0.039	-0.016	0.158
	2	0.042	0.039	0.038	-0.036	0.158
	3	0.047	0.035	0.048	-0.013	0.158
	4	0.047	0.033	0.046	-0.009	0.141
	5	0.043	0.036	0.046	-0.036	0.158
	6	0.049	0.036	0.047	-0.009	0.158
	7	0.042	0.033	0.044	-0.035	0.114
	8	0.045	0.032	0.042	-0.036	0.129
	9	0.05	0.036	0.057	-0.036	0.128
	10	0.054	0.047	0.056	-0.032	0.158
Total	0.046	0.036	0.045	-0.036	0.158	

为了比较不同经济发展水平地区房地产对产出的影响是否存在差异,本文对不同的样本组分别进行了估计。估计模型如下:

$$\begin{cases}
 y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t} + \beta_2 m_t + (\beta_3 ycontrol_) + pro - dummy + \varepsilon_{i,t} \quad (by - Y) \\
 \begin{cases}
 y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t} + \beta_2 m_t + (\beta_3 ycontrol_) + pro - dummy + \varepsilon_{i,t} \\
 h_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 m_t + (\phi_2 hcontrol_) + pro - dummy + \varphi_{i,t}
 \end{cases}
 \end{cases} \quad (7)$$

对每个子样本组，分别估计内生和外生房价模型，比较房价 $h_{i,t}$ 的系数 β_1 在不同样本组中的差异性。

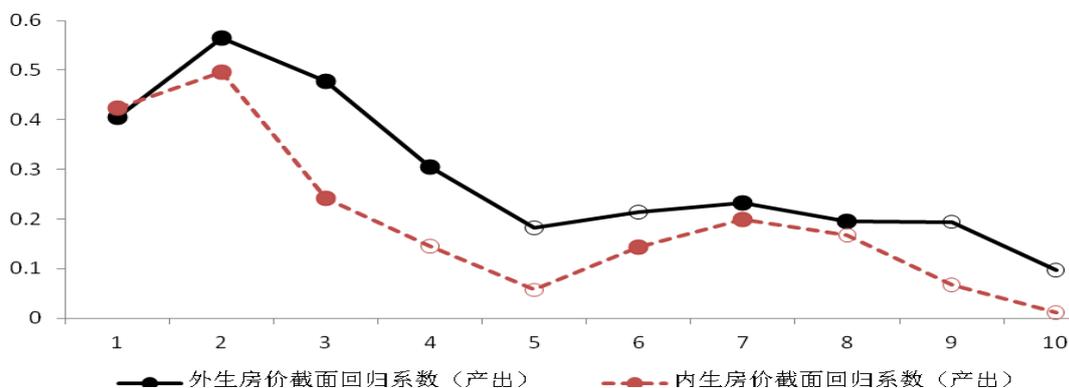


图 6 不同经济发展水平样本组房价对产出影响的比较

注：每个点表示该子样本组在模型中房价系数的估计值 β_1 ，图中未填充的点表示该系数在 5% 的水平下并不显著。

从图 6 可以看出，系数序列整体呈现明显的向下特征，即经济发达地区房价变化对当地经济增速的影响明显弱于不发达地区。尤其是内生房价模型，在最发达的三个城市样本组中对经济都不显著，在最不发达的三个城市样本组中则是显著的。

根据上文分析，这种特征可能需从低收入地区房价形成机制以及对经济影响渠道的差异进行分析。本文分别研究了不同地区房价对消费以及财政收入增长的影响。针对消费的估计方程如下：

$$c_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t-1} + \beta_2 h_{i,t} + pro-dummy + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{by-Y}) \quad (8)$$

即对每个样本组估计滞后期和当期房价对消费的影响，并比较样本的系数趋势。

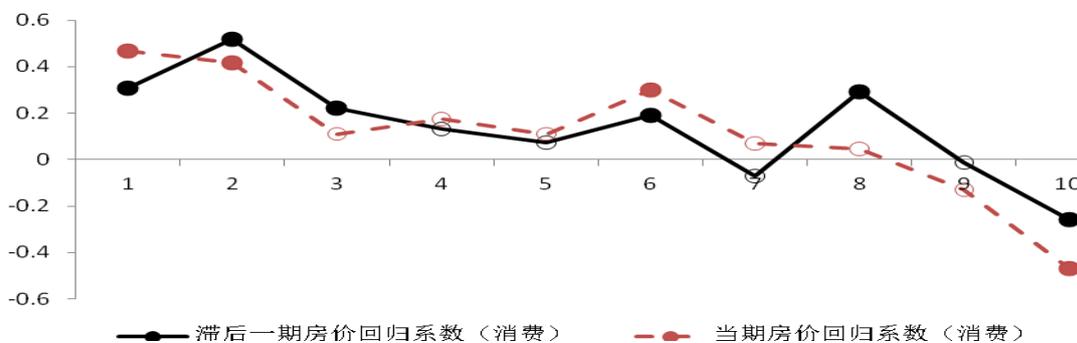


图 7 不同经济发展水平样本组房价对消费增长影响的比较

图 7 显示了不同组房价系数呈现向下的变化趋势，即经济发达或者说是高收入地区，房

价上升对整体消费增长的影响是负向的；而低收入地区，房价增长对消费的刺激是正向的。这一结论与上文对财富效应传导渠道的分析一致，即投机性需求的扩大和低边际消费倾向，可能是抑制高收入阶层在房价上升时提高消费的主要原因；同时，在城镇化过程中，高收入地区吸纳外部人口流入的比重较高，其中购房的潜在需求远远大于人口流动较少的一般城市，刚性需求导致的替代效应可能更强。

针对财政收入的估计模型如下：

$$firs_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 h_{i,t-1} + \beta_2 h_{i,t} + \beta_3 y_{i,t} + pro-dummy + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{by-Y}) \quad (9)$$

在模型中，除了滞后期和当期房价指标外，还加入了产出增长作为财政收入变化的控制因素。

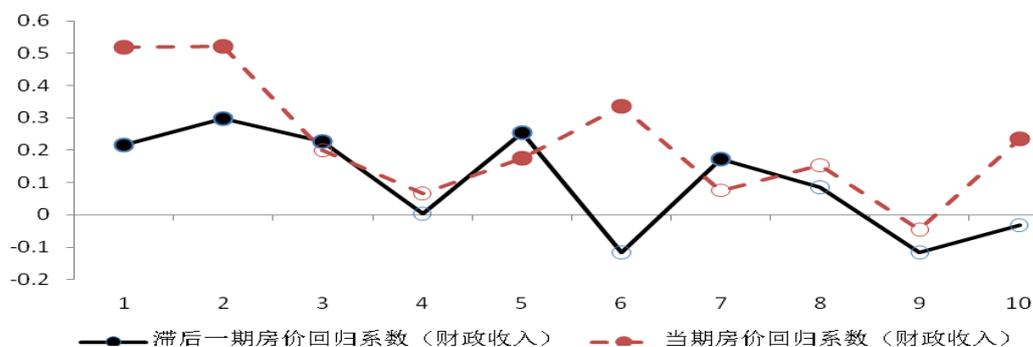


图 8 不同经济发展水平样本组房价对财政收入增长影响的比较

从图 8 可以看出，无论是当期还是滞后期，房价指标对当地财政收入增长的影响都存在较大差异。总体看，在经济发达收入较高地区的相关系数在 5% 的条件下不显著的概率较大；而最不发达的二个城市组回归系数整体显著，且 1 组和 2 组的当期房价回归系数都达到了 0.5 的较高水平。这说明，房价上升对当地财政收入的正面影响更多地体现在不发达地区。一方面，经济落后地区往往产业结构单调，增长点较少，政府更多希望通过土地交易和相关税收收入的增长完成收入预算；另一方面，经济不发达地区政府对经济干预更加直接，在 1994 年分税制改革后，有更强的动力为刺激房地产市场发展提供财力保证，“房价上升-财政收入-政府主导投资增加”的模式在不发达地区更加明显。

五、结论及建议

房地产作为我国的支柱产业，其发展与经济社会的各个方面都有密切的关系。因此，房地产价格波动会通过何种方式以何种程度影响经济增长、结构调整、民生福利以及自身特殊

的价格形成机制等问题，引发了理论界和实务界的广泛讨论。根据本文的分析，对这些问题的回答也是房地产市场治理政策选择的基础。

在对房地产价格与实体经济关系等相关领域的国内外前沿理论进行梳理后，本文利用我国的经验数据分析了国内房地产市场与经济物价等宏观因素之间的内在联系，通过区制转换模型和面板数据的一系列模型估计，得到以下结论：一是货币宽松是房地产市场繁荣阶段泡沫形成的重要原因。由于房地产价格与产出物价等同时受到货币冲击的正向影响，基于房价外生假设的研究可能明显高估了房地产市场对经济的正面影响。二是在货币增速较高、房地产市场繁荣阶段，房价的继续上升对实体经济的正面影响非常有限。一方面，房价上升后刚性需求的低收入者预期未来购房或改善购房的成本上升，而高收入者边际消费倾向较低而投机动机更强，因此我国房价通过住户部门财富效应传导到产出物价的效果很弱；另一方面，房价上升对企业部门投资的正向影响较弱，但房地产业的高收益可能挤出其他低收益产业，实证结果也表明房价上升会显著提高房地产投资在城镇固定资产投资中的占比。三是房价对经济的影响存在明显的区位差异。实证表明，高收入区域财富效应相对较弱，而低收入区域偏好土地财政，从而导致经济相对发达地区房价上升对经济增长的影响要弱于不发达地区。

虽然本文并没有直接分析房地产市场治理政策的效果，但基于上述研究结论，给出如下政策建议：一是事实上高房价的继续上升对经济的正向影响非常有限，即使是在短期，也不应该对房地产市场发展的稳增长效率评价过高。二是货币政策的扩张在房价的泡沫形成中发挥了明显的作用，即便不考虑对房地产价格进行逆向调控，也需要重新考虑在高房价和低物价并存时货币态势的权衡。三是高房价会导致严重的产业空心化问题，这背后主要是由于房地产市场定价机制不健全造成的收入风险不对等，政府的持续干预导致整个社会都认为房地产是一个“过于重要而不能倒下”的投资方向。一方面，道德风险的存在会在前期加剧泡沫形成的内在动力，减少不必要的对价格和交易规模的干预，有利于缓解这一问题；另一方面，也需要对信贷等领域杠杆资金的用途有更严格的监控和限制，减少房地产对其他制造业领域的挤出。四是利用房地产行业稳增长的另一个负面问题是去产能效率弱化。房地产高速发展带动的主要是钢铁水泥等严重产能过剩行业，当前供给侧改革框架下“去产能”是未来一段时间经济发展的重要任务，但房地产的快速发展可能会对相关行业带来新的需求，如果再考虑到相关领域严峻的就业问题，后期去产能的内生和外生难度可能会进一步加大。五是在城镇化过程中，由于人口流动呈现单向特征，不同类型的区域住户部门收入增长预期以及对房地产的需求弹性可能呈现较大差异，对房地产的调控政策应更注重区位的差异性。

从后期的研究看，仍有如下几个方面的问题值得关注和进一步完善。一是由于中国房地

产市场并未出现真正意义上的价格下行或者萧条区制,因此利用经验数据很难准确估计房地产市场价格下行会造成多大的经济社会福利损失。而这一问题对后续的房地产市场治理政策选择可能有较大影响。二是我国正面临人口结构的较大变化,部分研究已经关注了不同年龄结构对房地产市场的需求弹性和效用偏好存在较大的差异,人口老龄化趋势可能明显改变房地产市场的价格形成机制以及房地产对经济的影响方式。显然,这一问题利用当前的经验数据很难得出具体的结论。三是在房价形成机制中,政策的影响非常明显且具有极强的外生性和主观性,限购等政策可能是影响房地产价格和行业发展的重要因素。但出于简化和模型设定方面的问题,本文在实证分析中未能深入探讨相关问题。在后续研究中,可以加入限购以及房产税试行等因素,以更真实地描述我国房地产市场的特点。

参考文献

- [1]. 陈崇, 房地产价格波动及其宏观效应研究, 南京大学博士论文, 2011年。
- [2]. 戴国强和张建华, 货币政策的房地产价格传导机制研究, 财贸经济, 2009年第12期, 31-37。
- [3]. 丰雷和朱勇, 中国地产泡沫实证研究, 管理世界, 2002年第10期, 57-64。
- [4]. 何兴强、费怀玉和张昱乾, 住房市场风险-收益关系研究——基于住房消费套保效应的证据, 金融研究, 2015年第2期, 76-94。
- [5]. 黄静和屠梅曾, 基于非平稳面板计量的中国城市房价与地价关系实证分析, 统计研究, 2009年第7期, 13-19。
- [6]. 黄益平、王勋和华秀萍, 中国通货膨胀的决定因素, 金融研究, 2010年第6期, 46-59。
- [7]. 纪敏、周源和彭恒文, 资产价格影响通货膨胀了吗?——基于中国月度数据的实证分析, 国际金融研究, 2012年第11期, 23-29。
- [8]. 李亚明和佟仁城, 中国房地产财富效应的协整分析和误差修正模型, 系统工程理论与实践, 2007年第11期, 1-6。
- [9]. 梁云芳, 高铁梅和贺书平, 房地产市场与国民经济协调发展的实证分析, 中国社会科学, 2006年第3期, 74-84。
- [10]. 罗知和张川川, 信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率, 金融研究, 2015年第7期, 60-75。
- [11]. 平新乔和陈敏彦, 融资、地价与楼盘价格趋势, 世界经济, 2004年第7期, 3-10。
- [12]. 盛松成和张次兰, 货币供应量的增加能引起价格水平的上涨吗——基于资产价格波动的财富效应分析, 金融评论, 2010年第3期, 1-16。
- [13]. 唐志军、徐会军和巴曙松, 中国房地产市场波动对宏观经济波动的影响研究, 统计研究, 2010年第2期, 15-22。
- [14]. 王国军和刘水杏, 房地产业对相关产业的带动效应研究, 经济研究, 2004年第8期, 38-47。
- [15]. 吴海民, 资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究, 中国工业经济, 2012年第1期, 46-56。
- [16]. 肖卫国、郑开元和袁威, 住房价格、消费与中国货币政策最优选择: 基于异质性房价预期的视角, 经济评论, 2012年第2期, 105-115。
- [17]. 张德荣和郑晓婷, “限购令”是抑制房价上涨的有效政策工具吗? ——基于70个大中城市的实证研究, 数量经济技术经济研究, 2013年第11期, 56-72。
- [18]. Corradin, S., and A. Popov, House Prices, Home Equity Borrowing and Entrepreneurship, Review of

Financial Studies, 2015, 28(8), 2399-2428.

[19]. Crowe, C., G. Dell’Ariccia, and D. Igan, How to Deal with Real Estate Booms: Lessons From Country Experiences, *Journal of Financial Stability*, 2013, 9(3), 300-319.

[20]. Cvijanović, D., Real Estate Prices and Firm Capital Structure, *Review of Financial Studies*, 2012, 27(9), 2690-2735.

[21]. Davis, M., J. Heathcote, Housing and the Business Cycle, *International Economic Review*, 2005, 46(3), 751-784.

[22]. Deng, Y., R. Morck, and J. Wu, Monetary and Fiscal Stimuli, Ownership Structure, and China's Housing Market, NBER Working Paper, 2011.

[23]. Di Maggio, M., A. Kermani, and R. Ramcharan, Monetary Policy Pass-Through: Household Consumption and Voluntary Deleveraging, Columbia Business School Research Paper, 2014, 14-24.

[24]. Du, Z., and L. Zhang, Home-purchase Restriction, Property Tax and Housing Price in China: A Counterfactual Analysis, *Journal of Econometrics*, 2015.

[25]. Dynan, K., W. Edelberg, The Relationship Between Leverage and Household Spending Behavior: Evidence from the 2007-2009 Survey of Consumer Finances, *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 2013, 95(5), 425-448.

[26]. Eggertsson, G., P. Krugman, Debt, Deleveraging and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach, *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(3), 1469-1513.

[27]. Fang, H., Q. Gu, W. Xiong, and L. Zhou, Demystifying the Chinese Housing Boom, Nber Working Papers, 2015.

[28]. Favara, G., J. Imbs, Credit Supply and the Price of Housing, *The American Economic Review*, 2015, 105(3), 958-992.

[29]. Gelain, P., K. Lansing, and C. Mendicino, House Prices, Credit Growth, and Excess Volatility: Implications for Monetary and Macprudential Policy, Federal Reserve Bank of San Francisco WP series, 2013.

[30]. Gomes, S., and C. Mendicino, Housing Market Dynamics: Any News?, ECB Working Paper, No.1775, 2015.

[31]. Greenspan, A., and J. Kennedy, Sources and Uses of Equity Extracted From Homes, *Oxford Review of Economic Policy*, 2008, 24(1), 120-144.

[32]. Jordà Ò, Schularick M, Taylor A M., When Credit Bites Back, *Journal of Money, Credit and Banking*,

2013, 45(s2), 3-28.

[33]. Jordà Ò., M. Schularick, and A. Taylor, Leveraged Bubbles, Social Science Electronic Publishing, 2015, 76:S1-S20.

[34]. Kopczyk, W., and D. Munroe, Mansion Tax: The Effect of Transfer Taxes on the Residential Real Estate Market, NBER Working Paper, 2014.

[35]. Kuttner, K., Low Interest Rates and Housing Bubbles: Still No Smoking Gun, World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd., 2013.

[36]. Mian A, and A. Sufi, the Consequences of Mortgage Credit Expansion: Evidence from the U.S. Mortgage Default Crisis, Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4), 1449-1496.

[37]. Mian, A., K. Rao, and A. Sufi, Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump, Quarterly Journal of Economics, 2013, 128(4), 1687-1726.

[38]. Nardi, M., and F. Yang, Wealth Inequality, Family Background, and Estate Taxation, NBER Working Paper, 2015, No. 21047.

[39]. Sà F., P. Towbin, and T. Wieladek, Capital Inflows, Financial Structure and Housing Booms, Journal of the European Economic Association, 2014, 12(2), 522-546.

[40]. Walentin, K., Housing Collateral and the Monetary Transmission Mechanism, Scandinavian Journal of Economics, 2014, 116(3), 635-668.

[41]. Sinai, T., House Price Moments in Boom-bust Cycles, NBER Working Paper, 2012.

[42]. Towbin, P., and S. Weber, Price Expectations and the U.S. Housing Boom, IMF Working Paper, 2015.

[43]. Ungerer, C., Monetary Policy, Hot Housing Markets and Household Debt, FED Working Paper, 2015.

[44]. Wu, J., J. Gyourko, and Y. Deng, Evaluating the Risk of Chinese Housing Markets: What We Know and What We Need to Know, Nber Working Papers, 2015.

[45]. Yu, H., X. Tang, and R. Wu, The Subnational Penn Effect: Evidence from China, 中国经济学前沿, 2012, 7(4), 627-650.

Can Rising Real Estate Prices Stimulate Economic Growth: Evidence from China

Yan Xiandong; Zhu Dixing

Abstract: Influencing output, economic structure and welfare, the path of the real estate market has drawn wide attention and discussion. This paper reviews the frontier theories of how real estate prices affect economy and its formation mechanism, and empirical analyses the relationship between real estate and macroeconomic factors such as output and inflation in China. The result shows that the easy monetary policy has played an important role in the formation of property bubble and the previous study that assuming the real estate prices exogenous may have overstated the stimulation of real estate to economic growth. The phenomenon is more apparent in the phase of monetary expansion and property boom. The reason is that the substitution effect from rigid demand and speculative motive of high-income group lead to low efficiency of rising house price stimulation of consumption. On the other hand, the higher house price may cause the resource allocation efficiency of the enterprise sector reducing and industry hollowing, relationship between real estate market and economic fluctuations in China is more complex than that in the European and American countries. The local governments have more impetus to develop the real estate market because of its investment driving effects and fiscal revenue superiority. But the weaker wealth effects and collateral channels effects lead to low efficiency of real estate's stimulation of economy. On the other hand, the special price formation mechanism of real estate in China has significant difference with the developed countries because of the special consumer utility structure and government interference so that the positive linkage between our real estate market and economy gets disturbed.

Key Words: Real Estate Market; Monetary Policy; Business Cycle; Asset Price

人民币非抛补利率平价为什么不成立： 对四个假说的检验

肖立晟¹ 刘永余²

【摘要】本文采用市场调查的汇率预期数据，运用非线性时变平滑转换模型验证了“风险溢价”、“交易成本”、“外汇市场干预”和“套利受限”四种非抛补利率平价不成立假说。结果表明，交易成本会改变汇率对利差的反应方向，在交易成本较低的区域，人民币非抛补利率平价倾向于成立。时变的风险溢价对人民币非抛补利率平价系数的偏离并没有显著影响。央行的外汇市场干预和跨境套利收益变化会改变人民币对利差的响应时间和程度，导致非抛补利率平价系数的偏离更加严重。总体上，人民币非抛补利率平价并不成立，而且近期偏离程度越来越高。这意味中国的资本账户开放政策，与以中间价为基础的人民币汇率形成机制，在短期正面临越来越突出的矛盾。

【关键词】非抛补利率平价 汇率预期 外汇市场干预 非线性调整

一、引言

非抛补利率平价理论（UIP）是最重要的汇率决定理论之一，检验 UIP 是否成立一直是国际经济学的热点问题。利率是否可以影响汇率，关键在于国际资本流动能否自由的进行跨境套利，并通过外汇市场交易改变汇率水平。2005 年人民币汇改之前，由于人民币利率和汇率都缺乏弹性，资本账户存在严格管制，国内外利差对人民币汇率水平的影响非常有限，非抛补利率平价并不成立。2005 年汇改以后，中国金融市场通过推进汇率形成机制、利率市场化、人民币国际化等一系列改革进程，增强了货币市场和外汇市场之间价格信号传递的有效性。政策当局和投资者开始从非抛补利率平价的角度来考察人民币汇率的波动。

一方面，人民币国际化在封闭的资本账户中打开了一个缺口，引发的跨境资本流动自由化增加了外汇市场的流动性，强化了利差对汇率的影响。另一方面，外汇市场却由于存在央行干预和中间价引导，人民币汇率缺乏足够的弹性对外汇市场的供求作出反应。在这种情况

¹肖立晟，中国社科院世界经济与政治研究所，副研究员

²刘永余，南开大学金融学院，博士研究生

下,汇率对利差变化反应的方向和速度,都会随着人民币国际化的进展和外汇市场干预强度的变化而调整。由此引发的问题是:利差对人民币汇率的影响是线性的还是非线性的?如何揭示并刻画利差对人民币汇率的影响机制?这种影响机制给政策制定者带来何种启示?研究上述问题将有助于货币当局制定适当的货币政策,对汇率和利率市场化改革有重大的理论价值和现实意义。

相对于前人对人民币非抛补利率平价理论的研究,本文的贡献主要有以下两点。其一,首次采用市场调查数据作为人民币汇率的预测数据,减少了投资者对汇率是理性预期这一前提假设。此前大多数研究均假定投资者是理性预期,直接使用人民币下一期的即期汇率作为汇率的预期值。然而,在持续的央行干预和人民币渐进升值的背景下,外汇市场的投资者在一定程度上表现出了适应性预期和推断预期等非理性预期特征,以市场调查数据作为预测值有助于克服这一不足。

其二,采用时变的平滑转换回归(TV-STR)模型分析了中美利差对人民币/美元汇率的非线性影响机制,考察了资本管制、央行干预、套利受限等因素对非抛补利率平价的影响,在此基础上,检验了人民币对美元的非抛补利率平价是否成立。之前的研究主要侧重于利差对汇率的线性影响,然而,汇率对利率的冲击反应,会随着市场环境的变化而改变,传统的线性回归模型无法体现这一过程中外生变量的动态变化。如图1所示,人民币汇率市场在自我完善的过程中,经历了美国次贷危机、欧债危机、人民币国际化、央行干预等冲击。这些外部冲击都有可能改变汇率对利差的调整速度甚至调整方向。基于非线性模型的经验分析可以更清晰的反映利率与汇率之间的关系,也可以更有效的验证人民币非抛补利率平价是否成立。

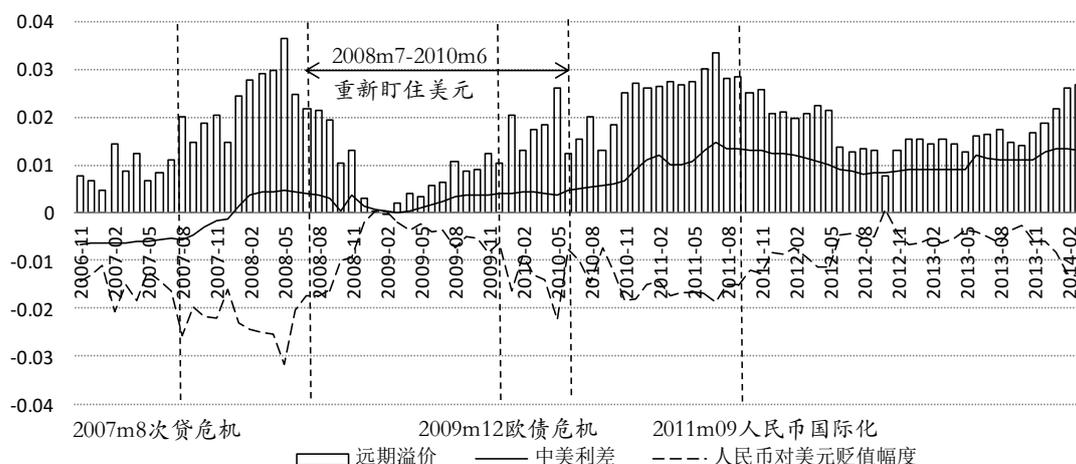


图1 人民币对美元汇差、利差与远期溢价

文章余下部分结构安排如下：第二部分是相关文献综述，第三部分是数据说明与结构断点分析，第四部分是非线性检验与回归分析，第五部分是结论与政策建议。

二、文献综述

利率平价理论是最重要的汇率决定理论之一，根据对投资者风险偏好假设的差异，分为抛补利率平价和非抛补利率平价。抛补利率平价并没有限定投资者的风险偏好，Keynes(1924)和 Einzig(1937)认为，远期汇率的升贴水由两国利率差异决定，高利率国家的货币的远期汇率贴水，低利率国家的货币远期汇率升水，这被称为抛补的利率平价。实证结果表明大多数国家都满足抛补的利率平价。后续研究主要侧重于验证非抛补利率平价是否成立。非抛补利率平价假定投资者风险偏好为中性，即国内外金融资产对国际投资者完全可替代。Fama(1984)认为基于非抛补利率平价理论，远期汇率应等于未来即期汇率，但实证表明二者有时会呈负向关系，他把这种现象称为所谓的“远期汇率偏离之谜”。

围绕这一谜团，各国学者根据本国数据做了详细的实证分析。然而，早期的线性检验结果中，UIP 回归式的斜率项估计参数均为负值，高利率国家未来货币反而升值而非贬值，“远期汇率偏离之谜”一直无法得到合理的解释(Froot and Thaler, 1990)。随后，有学者开始从非线性模型的视角来检验非抛补利率平价。Sarno et al.(2006)指出线性模型隐含其模型残差会以固定速度调整至均衡，若模型中各变量存在非线性调整关系，那么使用线性模型将难以捕捉其动态调整行为。事实上，随着国际金融市场状态变化，投资者对利率和汇率的敏感程度并不会完全一样，这将会导致远期汇率的偏离呈现非线性特征。因此，最新的研究开始侧重于应用非线性的方法验证非抛补利率平价。研究表明，风险偏好(Sarantis, 2006)，套利受限(Lyons, 2001)、央行干预(Mark and Moh, 2007)等都会引发即期汇率变动率与利差之间存在非线性的关系。

最早的研究方向是 Fama(1984)提出的“风险溢价假说”。他认为远期汇率之所会产生偏离，是由于远期汇率中的风险溢价成分与汇率预期的协方差为负，而且时变风险溢价方差显著大于汇率预期的方差，此时利差与未来即期汇率变动呈负相关关系。(Engel, 1996; Meredith and Chinn, 1998)。Sarantis(2006)认为需要进一步考虑金融市场的波动性，远期汇率的偏离主要源于风险溢价的非线性变化。Sarantis(2006)用交易货币期货合约的波动率来测度外汇市场的波动性，结果发现当交易货币期货合约的波动率较高时，汇差与利差之间的关系会进入相对不再稳定的区间。

另一个研究方向是 Baldwin (1990) 提出的“交易成本假说”，他认为国际资本套利的交易成本是远期汇率偏离的主要原因。Baldwin (1990) 构建了一个包含两类投资机会和风险中性投资者的两国模型，他指出较小的交易成本就可以在两国金融资产之间构造一个磁滞区间 (hysteresis band)，在此区间内没有任何跨境交易发生，汇率无法对利差的变化做出反应，只有利差的变化超过了这一区间，才会引发汇率变动。Kyle (1985) 认为噪音交易者 (noise trades) 的非理性行为会使非抛补利率平价向上和向下偏离，偏离的界限来自于市场交易摩擦 (market frictions)，当偏离值足够大时，套利交易者会进入市场，降低汇率偏离程度，从而引发汇率的非线性变化。此后，由于发达国家普遍放开了资本管制，关于跨境交易成本的研究开始转向各国资产收益率的差异。

在交易成本的基础上，Lyons (2001) 进一步提出了“套利受限假说”。他认为正是因为外汇市场投资者收益率的差异导致远期汇率出现了长期偏离。国际套利交易者在进入外汇市场之前，会衡量不同投资工具的收益率，如果进行非抛补套利获得的收益低于其他投资机会，投资者将不会对远期汇率偏离的现象产生兴趣。他认为正是因为外汇市场上远期汇率偏离的夏普比率 (Sharp ratio，收益与风险之比) 相对较小，“远期汇率偏离之谜”才会长期显著存在。Sarno et al. (2006) 在此基础上建立非线性的平滑转换模型验证了套利受限假说，证实当非抛补套利的夏普比率较高时，并不会出现远期汇率偏离，而且较大的偏离现象都会逐步自我修正，较小的偏离则会长期存在。根据这一理论，非抛补套利的夏普比率绝对值高低可以用来构造吸引投资者进入套利交易的区间。Hochradl and Wagner (2010) 通过实证研究表明，非抛补套利的夏普比率显著高于 S&P 500 指数和 MSCI 指数，有限套利是潜在的解释因素。

第三个研究方向是从外汇市场交易主体有限参与 (limited participation) 的角度切入。Froot and Thaler (1990) 认为外汇市场参与者对资产调整速度缓慢是远期溢价偏离的主要原因。假定投资者并不是完全理性，至少一部分投资者对利差变动的反应较为缓慢，这可能是由于投资者需要一些时间在执行交易前进行思考，无法快速对信息做出反应；或者是“中央银行”的“逆风而行”的政策行为减弱了利率上升对汇率变动的影 响。Bacchetta and Wincoop (2010) 构造了一个两国一般均衡模型分析了投资者资产配置调整频率较低 (infrequent portfolio decision) 对远期汇率溢价的影响，研究结果表明虽然短期内存在“远期汇率溢价之谜”，但是在长期内这一现象会逐渐消失。这是因为短期内投资者并没有充分调整资产配置，利率上升的同时汇率也会随之上升。

在 Froot and Thaler (1990) 的研究基础上, McCallum (1994) 提出了“央行干预假说”。他们认为货币当局干预效果的非对称性是远期汇率偏离的主要原因。McCallum (1994) 指出若一国货币当局作为外汇市场重要参与者, 进入外汇市场干预的目的是平滑汇率或利率的变动速度, 汇率与基本面的关系将会受到影响, 货币面的冲击会造成远期汇率持续偏离。当政策干预对市场的影响是渐进性过程时, UIP 模型中估计的参数可能也是呈现渐进式变动, 线性模型的估计方法忽略了政策干预对参数的影响, 估计结果会出现参数不一致的问题。Mark and Moh (2007) 建立了内嵌央行干预的非线性函数, 以动差模拟法 (simulated method of moments) 检验了德国马克、日元与美元之间的非抛补利率平价。研究表明, 对于德国马克而言, 远期汇率的偏离只存在于外汇市场干预期间, 对日元而言, 远期汇率的偏离同时存在于干预和非干预期间, 但是在干预期间, 远期汇率的偏离估计系数为负, 且更加显著。这表明, 央行的外汇市场干预至少是改变非抛补利率平价的一个因素。

近年来, 伴随数据可得性和实证方法改善, 国际学者对于非抛补利率平价的研究进一步深化。首先, 针对非抛补利率平价实证的非线性检验方法逐步完善, Alper et al. (2009) 强调结构突变对于非抛补利率平价检验的影响, Lothian and Wu (2011) 通过分样本和滚动回归检验 UIP 回归式中系数的时变特征, Sarno et al. (2006) 采用指数平滑转换模型 (ESTR) 检验了“套利受限”假说, Baillie and Chang (2011) 采用对数平滑转换模型 (LSTR) 检验了不同交易策略对于非抛补利率平价的非线性影响。其次, 针对非抛补利率平价理论的期限结构进行研究, Chinn and Meredith (2004)、Boudoukh et al. (2013) 指出非抛补利率平价在长期中相对成立, 而在短期不成立。Chaboud and Wright (2005) 则通过隔夜数据表明 UIP 在超短期中成立。Ding and To (2010) 发现“远期汇率溢价之谜”在中期最为显著, 而在超短期和长期则不明显。再次, 针对非抛补利率平价理论的国别差异进行研究, Frankel and Poonawala (2010)、Alper et al. (2009) 等均指出, 相比发达国家, 新兴市场国家的远期汇率偏离程度更小。Tanamee (2014) 指出, 由于通胀水平差异, 名义远期汇率偏离在发达国家比较明显, 实际远期汇率偏离则在两类国家基本相同。

国内大多数的研究成果认为, 由于金融管制、交易成本等多种原因, 中国不存在利率平价理论的前提条件。其中, 张萍 (1996) 通过纳入交易成本因素对利率平价模型进行修正, 并对利率平价的“中性区间”进行定性分析。易纲和范敏 (1997) 提出, 汇率变动应该等于两国利率之差加一个摩擦系数, 而这个摩擦系数就是由于体制等原因产生的。薛宏立 (2002) 则在利率平价模型修正过程中同时强调了交易成本和制度摩擦系数的影响。在实证方面, 崔明超和黄运成 (2010) 通过格兰杰检验和协整检验对人民币利率平价进行验证, 结果表明人

人民币抛补利率平价在长期成立,而非抛补利率平价不能成立,但是未进行归因分析。金中夏和陈浩(2012)通过 VAR 模型实证表明,人民币利率平价并不体现在汇率变动,而是由于外汇干预影响体现在外汇储备积累的变动。潘锡泉(2013)则通过分阶段的协整检验表明,考虑交易成本因素的人民币非抛补利率平价在长期成立。综上,现有对于人民币非抛补利率平价的研究多是定性和简单定量分析,缺乏对于人民币“远期汇率溢价之谜”的全面检验,未能刻画出多种因素影响下人民币利率和汇率之间的非线性联动特征。

如果利差对人民币汇率影响的动态过程中存在结构性变化与非线性这两种特征,那么孤立地考察利差的作用将不能很好地揭示利率与汇率之间的联动机制。最佳的方式是通过样本数据来内生地判定利差对汇率的影响机制中是否同时存在结构性变化与非线性这两种特征,或者只存在其中一种特征,或者两种特征都不存在,这样就能避免模型的误设问题。Lundbergh et al. (2003)提出的时变平滑转换回归(TV-STR)模型能够很好地用来解决上述问题。该模型不仅能同时考察经济变量的结构性变化与非线性调整,并且能通过模型设定检验来区分这两种不同特征。另外,许多宏观经济变量的机制变化是逐步调整过程,马尔科夫机制转换以及门槛转换等均假设机制间的转换非常突然,因而不能描述机制的渐进变化过程。TV-STR 模型由于能通过转换参数来控制转换速度的大小,所以不仅能够刻画较突然的机制变化,也能刻画渐进形式的机制变化。正因为 TV-STR 模型具有以上许多优良性质,因此被广泛用于研究经济、金融变量的运动特征,如 Franses and Dijk (2005)比较了各类线性与非线性模型的预测效果,发现 TV-STR 模型在长期中的预测效果要优于其他模型。

鉴于此,本文通过引入 TV-STR 模型来考察我国汇率与利率之间的动态联系,运用资本管制、夏普比率、外汇市场干预和 VIX 指数作为转换变量,在统一框架下检验“风险溢价”、“交易成本”、“外汇市场干预”和“套利受限”四种人民币非抛补利率平价不成立的假说。

三、数据说明与结构断点分析

(一) 样本说明与描述性分析

本文样本区间为 2006 年 10 月到 2014 年 3 月,共计 90 个月度样本数据。其中,汇率预期数据采用 Consensus Forecast 的 3 个月期汇率预期数据³,中国利率采用 SHIBOR 的 3 个月期利率水平⁴,美国利率采用 LIBOR 的 3 个月期利率水平,上述数据均来自于汤森路透数据

³人民币汇率预期的 Consensus Forecast 数据来源于 Consensus Forecast 公司。该数据是 Consensus Economics 公司对全球 700 多位金融机构或者高校的经济学家市场调查的统计结果。

⁴本文同时采用银行间同业拆借利率做了稳健性检验,结果与 SHIBOR 的结果基本一致。感兴趣的朋友可以

库 (Datastream)。夏普比率的构建参考 Sarno et al. (2006) 的方法, 即 $SR_t = (ER_t^e) / \hat{\sigma}_{ER^e}$, 其中 ER_t^e 为人民币预期超额收益。外汇市场干预指标的构建参考 Levy-Yeyati and Sturzenegger (2005) 的方法, 即 $MR_t = \frac{|R_t - R_{t-1}| * E_{t-1}}{B_{t-1}}$, 其中 R_t 为体现外汇干预的外汇储备⁵, B_{t-1} 为基础货币, E_{t-1} 为名义汇率。目前, 我国外汇交易的成本主要体现在资本管制程度, 本文采用 Ma and McCauley (2008) 的方法测度资本管制强度, 他们认为跨境资本流动越便利, 那么离岸和在岸之间的利差应该越小。本文采用人民币 3 个月在岸利率与香港离岸市场上人民币 3 个月隐含利率之差测度资本管制, 即 $CC_t = r_t - r_t^*$, 该指标越小代表资本管制程度越低。

表 1 描述性分析

变量	E_t	$E(E_t)$	ΔR_t	MR_t	VIX_t	SR_t	CC_t
均值	6.7424	6.6702	2.4099	0.0255	22.2512	1.4518	0.0073
标准差	0.5046	0.4693	2.4855	0.0231	10.2347	1.1751	0.0085
偏度	0.7115	0.7932	-4.8862	3.1340	1.9231	1.3800	-0.6538
峰度	2.6525	2.7852	2.2724	18.2976	7.1977	4.6393	6.7770
最小值	6.0509	6.035	-2.5043	0.0000	10.82	0.0127	-0.0304
最大值	7.9032	7.79	6.0112	0.1689	62.64	5.2573	0.0329

表 1 的数据分析表明, 人民币名义汇率 E_t 及其预期值 $E(E_t)$ 分布基本相似, 中美利差数据 ΔR_t 由于危机中美国利率的迅速调整具有明显的左偏分布。外汇干预指标 MR_t 呈现明显的右偏分布和厚尾特征, 外汇干预指标在多数时期处于均值附近的较低程度, 但少数时期存在较大的异常值使其分布明显右偏。夏普比率 SR_t 由于受到套利因素影响其峰度和右偏性均相对较低, 而波动率指数 VIX_t 则因其外生性致使右偏性和厚尾情况较为显著。资本管制指标 CC_t 基本近似于正态分布特征, 具有明显对称分布状态。

(二) 基本回归模型

目前, 关于“远期汇率偏离之谜”实证文献的主要思路有两种, 其一是以 Fama (1984) 等为代表的间接法, 通过远期汇率与即期汇率之差 ($f_t - s_t$) 作为解释变量进行分析; 其二是直接法, 直接通过两国实际利差 ($i_t - i_t^*$) 作为解释变量进行分析。间接法的优势在于数

发函索取结果。

⁵ $R_t = (\text{央行对外资产} - \text{央行对外负债} - \text{政府存款}) / \text{名义汇率}$ 。

据可得性,但是间接法是基于抛补利率平价(CIP)和非抛补利率平价(UIP)的联合检验,无法真正判断远期汇率的偏离是源于 UIP 偏离还是 CIP 偏离。直接法通过实际利差作为解释变量能够克服上述联合检验的限制。此外,根据 Marey (2004) 的研究,非理性的汇率预期范式将对非抛补利率平价理论中的回归系数产生决定性影响。因此,本文选取中美利差作为模型的解释变量,同时采用 Consensus Forecast 的调查数据作为汇率变动的预期值。

$$\Delta E(e_{t+1}) = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) \quad (1)$$

模型(1)的分析结果如表3的第一列所示,在2006年10月至2014年3月期间,人民币汇率预期与利差间的回归系数为0.432,在整个样本区间,中美利差扩大将会导致人民币汇率的预期贬值。尽管这一结果相对接近非抛补利率平价的理论值,但是该模型并没有考虑到内生性和非线性问题,而且模型的可决系数仅为0.08,结果的稳健性存疑。

事实上,风险偏好(Sarantis, 2006),套利受限(Lyons, 2001)、央行干预(Mark and Moh, 2007)等多种外生变量都会导致汇率与利差之间产生非线性关系。参考 Baillie and Kilic(2006)的回归方法,本节采用门槛回归模型初步考察人民币利率与汇率之间的非线性特征,分析的非线性因素包括外汇干预、夏普比率、VIX 指数和资本管制四个变量。模型的具体设定如下:

$$\Delta E(e_{t+1}) = \alpha + \beta_1 \Delta r_1 + \beta_2 \Delta r_2 + \beta_3 \Delta r_3 \quad (2)$$

其中, Δr_1 、 Δr_2 和 Δr_3 分别在上述四个变量属于第一个区间、第二个区间和第三个区间时取值为利差 Δr , 否则为零。首先对(2)式采用 Hansen (2000) 方法进行门槛回归检验,结果如表2。检验结果表明,外汇干预指标 MR_t 、夏普比率 SR_t 、波动率指数 VIX_t 和资本管制 CC_t 被划分为三个区间,其中 MR_t 的两个门槛为 0.0126 和 0.039, SR_t 的两个门槛为 0 和 1.86, VIX_t 的两个门槛分别为 15 和 19, CC_t 的两个门槛为 0.002 和 0.013。

表 2 门槛回归检验结果

变量	MR_t	VIX_t	SR_t	CC_t
LM 值	16.8837	20.8623	8.6943	53.2681
P 值	0.0002	0.000	0.0632	0.000

根据模型估计,表3的第2列结果表明伴随外汇干预指数上升,利率对于汇率预期的影响系数逐步降低,而且在干预程度高于0.039的区间内该影响不再显著。第3列结果表明,夏普比率所代表的超额收益增加能够显著提高利率与汇率的联动关系,尤其当夏普比率绝对值大于1.86时回归系数接近于1。第4列结果表明,伴随VIX指数的上升,利率对于汇率

预期的影响系数逐步降低，当其系数高于 19 时作用不再显著，当 VIX 指数低于 15 时该系数接近于理论值。第 5 列的结果表明，伴随资本管制水平的上升，利率与汇率之间的关联机制迅速降低。

通过对线性回归模型的非线性调整，结果表明人民币利率和汇率预期之间存在显著的非线性特征。此外，表 3 的结果表明资本管制水平对于利率与汇率关系的影响似乎最为重要。虽然门槛式的回归能够一定程度提高模型可决系数，但是由于其间断的机制转换方式无法捕捉外汇市场中连续反应，因此模型的准确性仍有待提高。

表 3 基本模型估计

	(1)	(2)	(4)	(5)	(6)
		MR_t	SR_t	VIX_t	CC_t
Δr	0.432*** (2.93)				
Δr_1		0.751*** (3.34)	-1.229 (-1.14)	0.966*** (4.98)	1.554*** (7.42)
Δr_2		0.345** (2.00)	0.293* (1.86)	0.349* (1.72)	0.469*** (3.22)
Δr_3		0.094 (0.23)	0.817*** (3.71)	-0.181 (-0.90)	-0.324* (-1.91)
C	-0.0127*** (-10.76)	-0.0130*** (-10.93)	-0.0129*** (-11.15)	-0.0115*** (-10.34)	-0.0124*** (-13.47)
$Adj-R^2$	0.0784	0.0951	0.1339	0.2327	0.4409

注：*、**和***分别表示 1%、5%和 10%的显著性，括号内为估计参数的 t 统计量。

四、非抛补利率平价非线性检验与回归分析

基于门槛回归模型的实证结论，人民币利率与汇率预期之间存在明显的非线性变化机制。但是，Lucas（1976）指出固定参数的经济计量分析未能充分考虑公众预期及其行为变动的的影响，无法体现系数的时变性。因此，基于时变性和非线性特征的实证检验对于考察人民币利率与汇率关系显得非常必要。时变平滑转换模型（TV-STR）是由 Lundbergh et al.（2003）通过组合 Ter äsvirta（1994）提出的平滑转换模型（STR）和 Lin and Ter äsvirta（1994）所提出的时变回归（TV-R）模型而产生，该模型能够通过同时考察模型的时变性和非线性两种特征，有效提高模型估计的准确性和有效性。STR 模型、TV-R 模型和 TV-STR 模型的基本形式分别如下：

$$\Delta E(e_{t+1}) = \phi'_0 X_t + \theta'_0 X_t G(\gamma, c, z_t) + \mu_t \quad (3)$$

$$\Delta E(e_{t+1}) = \phi'_0 X_t + \phi'_1 X_t G(\gamma_t, c_t, t) + \mu_t \quad (4)$$

$$\Delta E(e_{t+1}) = \phi_0' X_t + \theta_0' X_t G(z_t) + [\phi_1' X_t + \theta_1' X_t G(z_t)] G_1(t) + \mu_t \quad (5)$$

上述模型的解释变量为 $X_t = (1, \Delta r_t)'$ ，估计系数 ϕ_i 和 θ_i 均为 2 维列向量。其中，STR 模型中的非线性转换函数 $G(\gamma, c, z_t)$ 以资本管制、夏普比率和央行干预等指标作为转换变量来刻画利率与汇率关联机制的非线性特征。TV-R 模型中结构性转换函数 $G(\gamma_t, c_t, t)$ 则是以时间变量为转换变量来刻画利率与汇率关联机制的时变结构性特征，TV-STR 模型则通过同时引入 $G(\gamma, c, z_t)$ 和 $G(\gamma_t, c_t, t)$ 两个转换函数估计模型结构性与非线性特征。转换函数的基本设定形式为 $G(\gamma, c, z) = \left(1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (z_t - c)\}\right)^{-1}$ ，其中变量 K 表明函数的具体转换特征，变量 γ 体现机制转换的速度，变量 c 体现机制转换的阈值。当 K=1 时，平滑转换函数为 LSTR1 形式，该转换形式为存在一个转换阈值的非对称型函数。当 K=2 时，平滑转换函数为 LSTR2 形式，该形式为存在两个转换阈值的对称型函数。

关于 TV-STR 模型的建模，Lundbergh et al. (2003) 提出 “Special to General” 和 “Special to General to Special” 两种方法。“Special to General” 的建模方法是指首先通过分别检验模型的时变性 (TV-R) 和非线性 (STR)，从而进行判断 TV-STR 模型的适用性。“Special to General to Special” 的建模方法则是首先通过同时检验模型的时变性 (TV-R) 和非线性 (STR)，在此基础上进行分别检验，最终判断 TV-STR 模型的适用性。目前，“Special to General” 方法存在两方面的问题，首先其估计过程低效，其次估计的最终结果依赖于其估计的路径 (TV-R 或者 STR)。因此，基于“Special to General” 方法仍然存在较多争议，本文采取“Special to General to Special” 方法。该方法的具体步骤如下：首先，直接通过 LM 检验模型是否存在 TV-STR 的非线性形式，该检验最早由 Luukkonen et al. (1988) 提出，通过对模型转换函数进行 1 阶泰勒展开式⁶进行检验以避免模型中相关参数无法定义的问题；其次，如果上述线性原假设被拒绝，继续进行 LM 子检验。子检验将验证 STR 或者 TV-R 是否足以解释模型，验证 TV-STR 模型的必要性；最后，根据上述检验结果，选择合适的模型进行模型估计和预测。

根据 Terasvirta (1994) 的研究建议，本文模型的检验和估计过程中将转换变量进行了标准化调整，避免建模过程中参数无法收敛、收敛非常慢以及过度估计等异常问题。下表 4

⁶该一阶泰勒展开检验式为 $\Delta E(e_{t+1}) = \alpha^* X_t + \beta^* X_t z_t + \pi^* X_t t + \theta^* X_t z_t t + R(\gamma_1, \gamma_2) + \varepsilon_t$ ，检验原假设依次为 $H_0^{TV-STR} : \beta^* = \pi^* = \theta^* = 0$ ， $H_0^{STR} : \beta^* = \theta^* = 0$ ， $H_0^{TV-R} : \pi^* = \theta^* = 0$ 。

的检验结果表明，人民币利率和汇率预期存在显著的时变性，而且同时存在以外汇干预、夏普比率、VIX 波动指数和资本管制为转换变量的非线性特征。

表 4 TV-STR 非线性检验

转换变量	检验	H_0^{TV-STR}	H_0^{STR}	H_0^{TV-R}	模型选择
MR_t	LM 检验	5.55E-10	0.0538	3.34E-08	TV-STR
	F 检验	8.22E-15	0.0596	4.25E-10	TV-STR
SR_t	LM 检验	1.86E-10	0.0055	4.77E-11	TV-STR
	F 检验	5.55E-16	0.0053	9.99E-16	TV-STR
VIX_t	LM 检验	1.97E-10	0.0062	1.54E-10	TV-STR
	F 检验	6.66E-16	0.006	1.40E-14	TV-STR
CC_t	LM 检验	5.48E-13	1.05E-08	5.61E-05	TV-STR
	F 检验	0	5.67E-11	2.29E-05	TV-STR

对于时变平滑转换模型转化机制的检验，Luukkonen et al. (1988) 指出可以通过对转换变量附近进行 3 阶泰勒公式展开的辅助回归式⁷进行检验。根据表 4 的检验结果，本文结构性转换变量时间 t 具有较强的显著性，其转换机制为 LSTR1 的非对称性平滑转换。此外，本文非线性转换变量中， MR_t 、 SR_t 、 VIX_t 和 CC_t 同样具有 LSTR1 的非对称性的平滑转换。而且，根据模型检验结果，资本管制的非线性作用效果最为明显，这一点与线性基本模型的结论一致。

表 5 模型平滑转换机制检验

转换变量	F	F ₃	F ₂	F ₁	模型
MR_t	0.0447	0.0653	0.5837	0.0411	LSTR1
SR_t	0.0099	0.1004	0.0544	0.0395	LSTR1
VIX_t	0.0000	0.0000	0.0401	0.0022	LSTR1
CC_t^*	0.0000	0.0181	0.0107	0.0000	LSTR1
t	0.0000	0.1906	0.9433	0.0000	LSTR1

表 6 剩余非线性检验

变量	变量	TV-STR	TV2-STR	模型选择
MR_t	MR	0.2844	0.9488	TV2-STR
	T	0.0021	0.1822	
SR_t	SR	0.6798	0.3451	TV2-STR
	T	0.0424	0.1312	
VIX_t	VIX	0.1142	0.5654	TV2-STR
	T	0.0589	0.1408	
CC_t	CC	0.2078		TV1-STR
	T	0.2227		

⁷该三阶泰勒展开检验式为 $\Delta e_t = \beta_0 X_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j X_t z_t^j + \mu_t^*$ ，检验原假设依次为 $F: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ ， $F_3: \beta_3 = 0$ ， $F_2: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$ ， $F_1: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$ 。

由于模型中可能存在多个时间节点或者结构节点的转换,采用单一机制的 TV-STR 模型可能无法捕捉模型的全部信息,导致模型估计仍然存在剩余非线性问题。因此,本文通过参照 Eitrheim and Ter äsvirta (1996) 所提出的剩余非线性检验方法,对单一机制 TV-STR 进行进一步检验。模型检验的结果如表 6 所示,外汇干预指标、夏普比率和 VIX 指数的非线性模型均存在 2 个时间节点和 1 个结构节点,而资本管制 CC_t 的非线性模型则只存在 1 个时间节点和 1 个结构节点。

表 7 非线性模型估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	TV2-R	TV2-STR (MR)	TV2-STR (VIX)	TV2-STR (SR)	TV1-STR (CC)
ϕ_{01}	-0.0221*** (-15.44)	-0.0077* (-1.96)	-0.0262*** (-8.27)	-0.0222*** (-24.04)	-0.0375*** (-3.51)
ϕ_{02}	-0.974*** (-3.52)	-13.12*** (-61.25)	-1.801*** (-3.34)	-0.950*** (-7.77)	-3.909** (-2.19)
θ_{01}		-0.0134*** (-3.30)	0.0033 (1.10)	17.66*** (7716.12)	0.0143 (1.36)
θ_{02}		12.35 .	1.419** (2.58)		3.484* (1.97)
ϕ_{11}	0.0172*** (8.63)	0.0000 .	0.0121** (2.59)	0.0192*** (11.90)	0.0354*** (3.29)
ϕ_{12}	0.141 (0.47)	12.72*** (29.31)	1.810*** (2.94)		4.468** (2.48)
θ_{11}		0.0167*** (9.73)	0.0071 (1.54)	-17.67 .	-0.0262** (-2.40)
θ_{12}		-12.96*** (-31.07)	-2.370*** (-3.62)	0.505* (1.98)	-4.086** (-2.29)
ϕ_{21}	0.0316*** (4.85)	0.0452*** (4.35)	0.0408*** (5.91)	0.0598*** (6.69)	
ϕ_{22}	-1.574** (-2.58)	-3.135*** (-3.16)	-2.416*** (-3.74)	-4.892*** (-5.35)	
θ_{21}		-0.0206 (-1.53)		-0.0343*** (-2.99)	
θ_{22}		2.404* (1.89)		4.067*** (3.60)	
γ_z		192.8 (0.23)	721.6 (0.44)	580.3 .	7.929*** (3.97)
c_z		0.955*** (29.81)	2.061*** (306.72)	1.088*** (230.15)	0.738*** (18.20)
γ_{1r}	74.10* (1.68)	119.2 (1.40)	65.48* (1.71)	63.60*** (13.27)	60.44** (2.44)
c_{1r}	0.256*** (28.66)	0.267*** (39.81)	0.252*** (22.10)	0.260*** (39.10)	0.255*** (25.14)
γ_{2r}	269.5 (0.88)	898.6 (0.00)	171.3* (1.76)	278.7 (1.25)	
c_{2r}	0.799*** (232.56)	0.800*** (13.86)	0.796*** (201.99)	0.798*** (258.04)	

$Adj-R^2$	0.7752	0.8119	0.8065	0.8380	0.8630
-----------	--------	--------	--------	--------	--------

注：1、*、**和***分别表示1%、5%和10%的显著性，括号内为估计参数的t统计量。表中第1列为TVR模型，表中第2-5列依次是以外汇干预、VIX波动指数、夏普比率和资本管制为转换变量所构建TV-STR模型。

根据模型检验，本文实证模型中以资本管制水平 CC_t 构建的模型为单一机制 TV-STR 模型，外汇干预、夏普比率和 VIX 指数为转换变量所构建的模型则为两个时间节点的多机制 TV-STR 模型，其模型设定如下：

$$\Delta e_t = \phi'_0 X_t + \theta'_0 X_t G(z_t) + [\phi'_1 X_t + \theta'_1 X_t G(z_t)] G_1(t) + [\phi'_2 X_t + \theta'_2 X_t G(z_t)] G_2(t) + \mu_t \quad (6)$$

其中，非线性转换函数为 $G(\gamma, c, z_t)$ ，结构性转换函数分别为 $G_1(\gamma, c, t)$ 和 $G_2(\gamma, c, t)$ 。

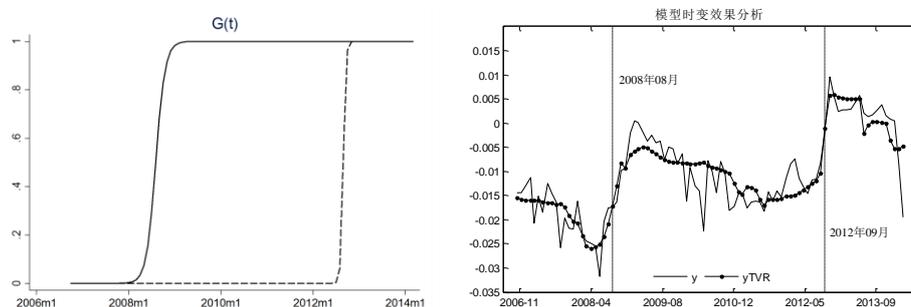
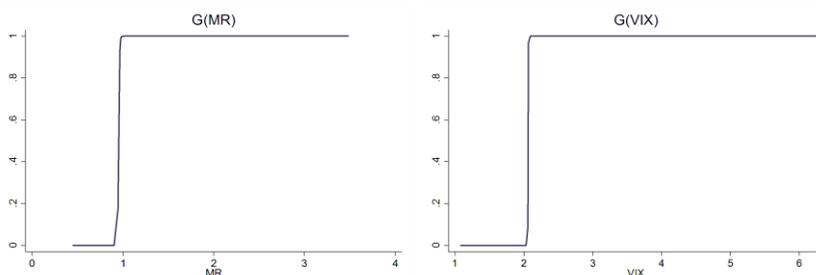


图 2 模型结构性转换效果

根据表 7 的实证结果分析，本文模型存在显著的结构特征。其中，表中前四列所估计的模型时变阈值均具有较高的显著性，且阈值估计值均为 0.26 和 0.80，其对应的时间节点分别为 2008 年 8 月和 2012 年 9 月。根据表 7 中第一列时变回归 (TV-R) 模型估计，图 2 分别描述了人民币利率与汇率结构性转换的特征和模型拟合效果。结果表明，利率与汇率间的关联机制在 2008 年 8 月金融危机爆发前后产生相对平滑的变化过程，而在 2012 年 9 月存在迅速的结构突变，上述结构变化同样在图 2 的右侧得到了验证。此外，根据表中第 5 列结果显示，以资本管制为转换变量的模型中仅仅存在 2008 年 8 月一个结构性转换。因此，本文结合资本管制指标分析认为，模型中 2012 年 9 月前后的结构突变很大程度是由于人民币资本管制水平在此期间迅速降低所导致的。



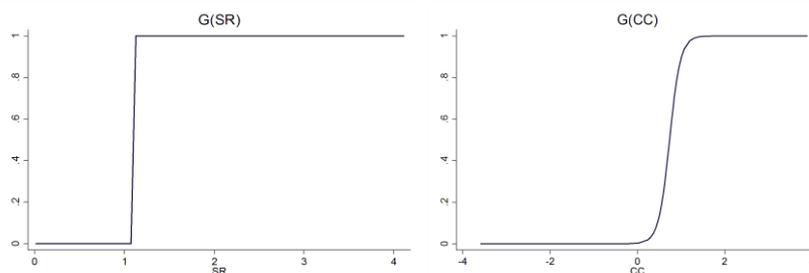


图 3 模型非线性转换函数

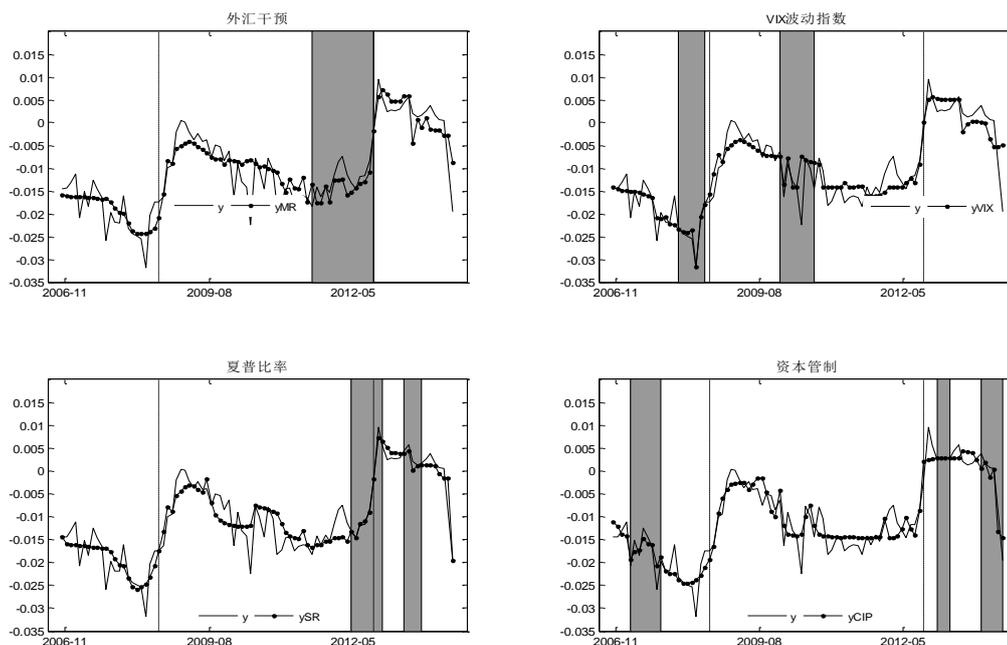


图 4 模型拟合效果分析图

注：图中阴影部分标注为该时期中的最优模型选择。

通过对 TV-R 模型的拟合效果分析，结构性特征有效地提高了模型的估计效果（调整 R^2 增加为 0.7752），然而，汇率预期在拟合过程中变得相对平缓，无法解释实际汇率预期过程中存在的频繁波动情况。通过表 6 中第 2-5 列的结果分析表明，外汇干预、VIX 波动指数、夏普比率和资本管制通过对利率与汇率预期关联的非线性调整，在不同程度提高了模型的估计效果。其中，资本管制水平的变动导致利率与汇率间的关联机制具有平滑转换的非线性特征，其他转换变量则对其产生门槛式非线性特征。此外，根据模型估计结果，本文选取不同区间的最优模型并在图 4 中予以阴影标注，选择的首要标准为模型残差最小化，其次最优模型相对于时变回归（TV-R）模型应能够显著提高对于汇率预期波动的拟合效果。**结果表明，2008 年 8 月危机之前资本管制和 VIX 波动指数对于模型非线性调整具有更好的解释力，而在 2008 年 8 月至 2012 年 9 月间 VIX 波动指数和外汇干预的影响则更为明显，2009 年之后**

夏普比率和资本管制的非线性影响较为显著。

根据本文的实证,表 8 列示了模型中汇率与利率之间的结构性变化与非线性关系。其中,第一列依次表示所估计的模型,即时变模型(TVR)和四个不同转换变量的时变平滑转换模型(TV-STR)。第二列为不同模型中转换变量的阈值,剩余六列分别表示不同结构性时间阶段中利率与汇率之间的截距项(α)和回归系数(β)。

第二行是单独以时间作为转换变量的时变回归模型(即 4 式)的估计结果,分为三个时间阶段。在第一阶段,2006.10-2008.08,利差对汇率预测变动的影响为-0.974,高利率货币反而会升值,非抛补利率平价并不成立,这主要是由于该期间有严格的资本管制和较高的外汇市场干预,人民币相对美元利差上升无法通过资本流动套利降低人民币升值预期。在第二个阶段,2008.08-2012.09,利差对汇率预期变动的影响上升为-0.833,这主要是因为 2008 年 7 月至 2010 年 6 月,人民币重新盯住美元,降低了人民币升值预期,同时 2009 年 12 月至 2012 年 9 月的欧债危机导致国际资本流动大幅降低,也降低了人民币升值预期。在第三个阶段,2012.09-2014.03,利差对汇率预期变动的影响下降至-2.407,这是因为人民币国际化政策显著降低了资本管制的程度,跨境资本的套利需求更加强烈。另一方面,人民币汇率形成机制尚不完善,在 2012 年 4 月人民币波动幅度扩大至中间价上下 1%后,央行依然维持了中间价干预措施。实证结果表明,无论在哪个区间,非抛补利率平价均不成立。然而,在三个时间区间内,都存在外生的结构性变化,仅仅依据利差与远期汇率预测值之间的负相关性的变化,不能完整的反映利差对汇率的影响。接下来继续考察以央行干预、VIX 指数、夏普比率和资本管制为转换变量的非线性回归结果。

表 8 利差对汇率预期的非线性影响

模型	时期	2006.10-2008.08		2008.08-2012.09		2012.09-2014.03	
	变量	α	β	α	β	α	β
TVR		-0.022*** (-15.44)	-0.974*** (-3.52)	-0.005*** (-4.05)	-0.833*** (-5.68)	0.027*** (4.17)	-2.407*** (-4.05)
TVSTR(VIX)	VIX<2.061	-0.026*** (-8.27)	-1.801*** (-3.34)	-0.014*** (-4.31)	0.009 (0.03)	0.027*** (4.42)	-2.406*** (-4.32)
	VIX>2.061	-0.023*** (-14.10)	-0.382 (-0.88)	-0.004*** (-2.99)	-0.941*** (-5.38)	0.037*** (5.27)	--
TVSTR(MR)	MR<0.955	--	--	-0.008* (-1.96)	-0.403 (-1.07)	0.038*** (3.90)	-3.538*** (-3.85)
	MR>0.955	-0.021*** (-19.42)	-0.769*** (-3.59)	-0.004*** (-3.31)	-1.016*** (-5.79)	0.020** (2.34)	-1.747** (-2.22)
TVSTR(SR)	SR<1.088	-0.022*** (-24.04)	-0.950*** (-7.77)	-0.003*** (-2.80)	-0.950*** (-7.77)	0.057*** (6.41)	-5.842*** (-6.44)

	SR>1.088	--	--	-0.010 ^{***} (-5.22)	-0.445 ^{**} (-2.04)	0.015 ^{**} (2.15)	-1.270 [*] (-1.98)
TVSTR(CC)	CC<0.738	-0.038 ^{***} (-3.51)	-3.909 ^{**} (-2.19)	-0.002 (-1.36)	0.559 ^{***} (3.21)	-0.002 (-1.36)	0.559 ^{***} (3.21)
	CC>0.738	-0.023 ^{***} (-19.92)	-0.424 (-1.45)	-0.014 ^{***} (-7.47)	-0.042 (-0.24)	-0.014 ^{***} (-7.47)	-0.042 (-0.24)

注：1、表中数字依据表 6 的估计按照公式（4）进行计算求得。其中，区间 2006.10-2008.08 时 $G_1(t)=G_2(t)=0$ ，区间 2008.08-2012.09 时 $G_1(t)=1, G_2(t)=0$ ，区间 2012.09-2014.03 时 $G_1(t)=G_2(t)=1$ 。同样的，当 $z_t < c_z$ 时 $G(z_t)=0$ ，当 $z_t > c_z$ 时 $G(z_t)=1$ 。2、--表示该时期不存在该机制实际发生。

第三行是以风险波动指数（VIX 指数）为转换变量的 TV-STR 模型的结果，一共分为三个时间阶段和两个强度区制（以 6 式回归）。根据风险溢价假说，之所以未来即期汇率预期值与利差之间呈现负相关，是因为时变的风险溢价方差大于未来即期汇率预测变动值的方差，而且风险溢价与汇率的贬值预期的协方差为负数。如果风险溢价假说成立，那么，在波动率较高时期时变风险溢价波动和方差将会增加，风险溢价方差的增大进而导致利差与汇率预测值之间的负相关系数应该更低。这种现象在模型中的第三阶段比较明显，VIX 波动指数增加导致利率与汇率预期的负相关性增强，而在模型的第一阶段则没有呈现上述现象。此外，在第一阶段和第三阶段的风险波动较低区制，利率与汇率预期二者为显著负相关，在第二阶段（2008.08-2012.09），次贷危机和欧债危机引发了全球投资者风险偏好发生急剧变化，然而此时的系数反而比第一阶段和第三阶段的波动率较低时期的系数更高，表明风险溢价对于利差系数的影响并不显著。风险溢价假说不成立。

第四行是以外汇市场干预作为转换变量的 TV-STR 模型的结果，一共分为三个时间阶段和两个强度区制（以 6 式回归）。外汇市场干预的主要作用是降低人民币升值幅度，根据“外汇干预假说”，在央行干预程度较高时，汇率对利差的反应速度会更缓慢。在上表中，央行外汇市场干预强度较高的区制在三个时间段都很显著，第一阶段利差系数是-0.769，第二阶段是-1.016，第三阶段是-1.747，这反映央行入市干预降低汇率升值预期的效果越来越弱。在相同的央行干预强度下，当中美利差上升 1%，人民币汇率在第三阶段会出现 1.747% 的升值预期，是第一阶段的 2.3 倍。在央行外汇市场干预强度较低区制中，前两个阶段均不显著，第三个阶段利差系数则达到-3.538。

从上述结果可以发现，在外汇市场干预程度较高和较低的两个区制中，人民币汇率均存在较高的远期偏离，非抛补利率平价不成立。这其中有两个主要原因，其一是央行的数量型干预扭曲了外汇市场，其二是央行以中间价为指导的价格型干预降低了汇率形成机制的弹性。在 2012 年 4 月之前，央行在外汇市场主要采取数量干预政策，直接进入外汇市场购买美元

降低人民币升值幅度。大规模数量干预所形成的汇率预期，难以反映市场均衡变化，会阻塞利差向远期汇率的传递渠道。2012年4月之后，人民币波动幅度扩大至中间价上下1%。央行主要采取以中间价为指导的价格型干预措施，即控制每日的开盘中间价来维持开盘中间价的稳定，降低即期汇率的波动幅度。此后人民币汇率接近或触及上下1%浮动区间边缘的频率显著增加，显示市场供需力量没有得到完全平衡。虽然日度波动区间上升，但是汇率在更长的时间周期内（如月内、季内、年内）仍然缺乏上下波动的灵活性。在央行数量型干预和价格型干预的作用下，投资者对人民币汇率的预期并不是理性预期，更大程度上表现出适应性预期和基本面预期的特征（李晓峰，2010）。在单向适应性升值预期的引导下，非抛补利率平价不再成立，利差系数为负表明人民币的远期偏离程度较高（Engel，2013），跨境资本具有一定的套利（carry trade）收益。

以央行外汇市场干预指标为转换变量的结果表明，外汇市场干预假说成立。在前两个时段，干预较高的区制，汇率对利差的反应均为负数；干预较低的区制，汇率对利差之间的关系则不再显著，这与 Mark and Moh（2007）对日元的检验结果类似，说明央行干预的确会改变汇率对利差的反应时间和程度。值得注意的是第三阶段（2012年9月至2014年3月）。在这一时期，由于央行干预方式发生改变，在增加汇率波幅后，降低了外汇市场数量干预程度，改为采用中间价干预，所以在数量干预程度较低的区间利差系数是-3.538，反而比同期强度较高区制的利差系数（-1.747）更低。在这一阶段，央行开始扩大人民币波动幅度至中间价上下1%，转换变量中的央行干预程度较低意味央行不再频繁入市购买美元，这些操作原本应该有利于外汇市场自然出清，使汇率波动在更大程度上反映市场供需变化。然而干预强度较低区制的利差系数却更高，这表明尽管汇率波动幅度扩大了，以中间价为基础的汇率形成机制依然缺乏有效的价格发现机制，随着中间价调整滞后效应的累积，形成了持续的套利机会，加剧人民币远期汇率溢价的偏离程度。

第五行是以夏普比率（sharp ratio）作为转换变量的 TV-STR 模型的结果，分为三个时间阶段和两个强度区制（以6式回归）。在套利收益较低的区制（夏普比率小于1.088），三个阶段的利差系数都较为显著，前两个阶段利差的系数为-0.95，第三阶段则迅速上升至-5.842。在套利收益较高的区制（夏普比率高于1.088），第二、三个阶段的利差系数均较为显著，分别是-0.445和-1.270。横向比较而言，套利收益较高区制的利差系数远小于同期较低区制，这符合套利受限模型中利差对汇率的非线性调整，在套利收益较高时，利差会通过跨境资本套利降低汇率的升值预期，套利收益较低时，跨境资本活跃度下降，利差对汇率的影响也随之降低。纵向比较而言，套利收益的高低并不会改变利差对汇率影响的方向，特别

是在第三个阶段,非抛补利率平价严重偏离理论值,这可能是由于人民币一直处于升值通道,套利收益的变化只能影响人民币升值的幅度,但是并不足以改变人民币汇率波动的方向。

第六行是资本管制作为转换变量的 TV-STR 模型的结果,分为两个时间阶段和两个强度区制(以 5 式回归)。与央行干预转换函数相反,资本管制较宽松区制内利差的系数都较显著;资本管制较严格的区制,利差的系数都不显著。从中可以发现,在第一阶段,尽管处于资本管制较宽松的区制,利差与远期汇率预期值依然是负相关关系,这表明在此期间,资本管制对套利活动限制较多,且外汇市场干预程度较高,利率和汇率之间的关系并不显著;在第二阶段,利差与远期汇率预测值之间呈现正相关性,符合非抛补利率平价假说。当人民币利率相对美元利率上升时,人民币汇率的升值预期会相对下降。这表明随着人民币国际化程度推进,国际资本的跨境套利愈来愈频繁,利率和汇率之间的关系也越来越密切。货币当局放松资本管制后,跨境资本流动会通过套利机制降低人民币升值预期。上述结果表明,交易成本假说成立。资本管制放松会改变汇率对利差影响的方向。当资本管制程度由高变低时,汇率与利差之间的关系从负相关变成正相关。

上述非线性回归结果表明:(1)风险溢价假说不成立。在投资者风险偏好波动较剧烈的时候,汇率对利差的相关系数反而比 VIX 较低的其他阶段更高,这表明风险溢价并不是最重要的影响变量。(2)外汇市场干预假说成立。在干预较高的时候,汇率对利差的相关系数均为负数,干预较低的区制,汇率对利差之间的关系不显著,说明央行干预的确会改变汇率对利差的反应速度。(3)套利受限假说成立。套利收益较高区制的利差系数远小于同期较低区制,例如,在第二阶段,套利收益较低区制内,利差变化 1%,人民币可能会升值 0.95%,当套利收益上升时,利差变化 1%,期间跨境资本的套利使人民币却仅升值了 0.445%。这符合套利受限模型中利差对汇率的非线性调整,但是外汇市场干预和套利收益的高低并不会改变利差对汇率影响的方向。(4)交易成本假说成立。资本管制放松会改变汇率对利差影响的方向。当资本管制程度由高变低时,汇率与利差之间的关系会从负相关变成正相关。

五、结论与政策启示

本文实证检验了 2005 年“汇改”以来人民币非抛补利率平价是否成立。针对“风险溢价”、“外汇市场干预”“套利受限”和“交易成本”四种假说,采用非线性时变系数模型(TV-STR)研究了利差对人民币汇率波动的影响机制。研究发现,在样本期间,人民币非抛补利率平价并不成立,而且人民币远期汇率偏离程度不断上升。具体而言,央行外汇市场

干预和套利收益的变动改变了汇率对利差的反应速度和时间。在央行外汇市场干预程度较高和套利空间较低的区间，利差和汇率之间的负相关程度更高。在资本管制较严格的区制，利差与汇率之间没有相关性，在资本管制较宽松的区制，利差与汇率之间会出现显著的正相关，高利率货币远期会出现贬值预期。而 VIX 指数波动引起的风险溢价变化并不是人民币远期汇率偏离的主要原因。

从结论的政策涵义来看，资本管制是人民币非抛补利率平价成立与否的关键，央行的外汇市场干预则会影响到人民币对利差的响应时间和程度。随着中国资本账户开放度的提升，以中间价为基础的人民币汇率形成机制与跨境资本流动的套利，在短期正面临越来越突出的矛盾。不论是 2012 年之前央行的数量型外汇市场干预，还是此后以管理中间价为目标的价格型外汇市场干预方式，都扭曲了市场预期，不能合理地反映外汇市场供求关系变化，导致利差对汇率的影响相对有限。而且在以中间价为目标的管理方式下，外汇市场经常出现人民币汇率触及日波幅上限的情况，即期外汇市场交易活跃程度也因此下降，这进一步降低了人民币汇率对利差的响应速度。值得注意的是，在第三阶段 2012 年 9 月至 2014 年 3 月期间，人民币国际化进程不断上升，跨境套利愈演愈烈，利率较高的人民币相对美元的汇率预期反而升值得更剧烈。这表明，在利率和人民币汇率市场化实现之前，实施资本项目的渐进式自由化，会为国际投资的套利和套汇提供巨大利润空间，而中国则将因此蒙受巨大福利损失。

参考文献

- [1] 崔明超、黄运成:《人民币远期汇率定价实证分析》,《国际金融研究》,2008年第10期。
- [2] 金中夏、陈浩:《利率平价理论在中国的实现形式》,《金融研究》,2012年第7期。
- [3] 李晓峰、陈华:《交易者预期异质性、央行干预效力与人民币汇率变动——汇改后人民币汇率的形成机理研究》,《金融研究》,2010年第8期。
- [4] 潘锡泉:《中美利率和汇率动态效应研究:理论与实证——基于拓展的非抛补利率平价模型的研究》,《国际贸易问题》,2013年第6期。
- [5] 薛宏立:《浅析利率平价模型在中国的演变》,《财经研究》,2002年第2期。
- [6] 易纲、范敏:《人民币汇率的决定因素及走势分析》,《经济研究》,1997年第10期。
- [7] 张萍:《利率平价理论及其在中国的表现》,《经济研究》,1996年第10期。
- [8] Alper, C. E., O. P. Ardic and S. Fendoglu, 2009, “The Economics of the Uncovered Interest Parity Condition for Emerging Markets”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 23(1), pp. 115~138.
- [9] Bacchetta, P. and E. V. Wincoop, 2010, “Infrequent Portfolio Decisions: A Solution to the Forward Discount Puzzle”, *The American Economic Review*, Vol. 100(3), pp. 870~904.
- [10] Baillie, R. T., and S. S. Chang, 2011, “Carry Trades, Momentum Trading and the Forward Premium Anomaly”, *Journal of Financial Markets*, Vol. 14(3), pp.441~464.
- [11] Baillie, R. T. and R. Kilic, 2006, “Do Asymmetric and Nonlinear Adjustments Explain the Forward Premium Anomaly?”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25(1), pp. 22~47.
- [12] Baldwin, R. E., 1990, “Re-interpreting the Failure of Foreign Exchange Market Efficiency Tests: Small Transaction Costs, Big Hysteresis Bands”, NBER Working Papers, No. 3319.
- [13] Boudoukh, J., M. Richardson and R. F. Whitelaw, 2013, “New Evidence on the Forward Premium Puzzle”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forthcoming.
- [14] Chaboud, A. P. and J. H. Wright, 2005, “Uncovered Interest Parity: It Works, but not for Long”, *Journal of International Economics*, Vol. 66(2), pp. 349~362.
- [15] Chinn, M. D. and G. Meredith, 2004, “Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity”, IMF Staff Papers, Vol. 51(3), pp. 409~430.
- [16] Ding, L. and L. To, 2010, “The Forward Premium Puzzle across Maturities”, *Economics Bulletin*, Vol. 30(2), pp. 1113~1119.
- [17] Einzig, P., 1937, *The Theory of Forward Exchange*. Macmillan press.

- [18] Eitrheim, Ø. and T. Teräsvirta, 1996, “Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 74(1), pp. 59~75.
- [19] Engel, C., 1996, “The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence”, *Journal of empirical finance*, Vol. 3(2), pp. 123~192.
- [20] Engel, C., 2013, “Exchange Rates and Interest Parity”, NBER Working Paper, No.19336.
- [21] Fama, E. F., 1984, “Forward and Spot Exchange Rates”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14(3), pp. 319~338.
- [22] Frankel, J. and J. Poonawala, 2010, “The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased than in Major Currencies”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29(3), pp.585~598.
- [23] Franses, P. H. and D.V. Dijk, 2005, “The Forecasting Performance of Various Models for Seasonality and Nonlinearity for Quarterly Industrial Production”, *International Journal of Forecasting*, Vol. 21(1), pp. 87~102.
- [24] Froot, K. A. and R. H. Thaler, 1990, “Anomalies: Foreign Exchange”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4(3), pp. 179~192.
- [25] Hansen, B. E., 2000, “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica*, Vol. 68(3), pp. 575~603.
- [26] Keynes, J. M., 1924, *A Tract on Monetary Reform*, Macmillan press.
- [27] Kyle, A. S., 1985, “Continuous Auctions and Insider Trading”, *Econometrica*, Vol. 53(6), pp. 1315~1335.
- [28] Levy-Yeyati, E. and F. Sturzenegger, 2005, “Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds VS. Words”, *European economic review*, Vol. 49(6), pp. 1603~1635.
- [29] Lin, C. F. J. and T. Teräsvirta, 1994, “Testing the Constancy of Regression Parameters against Continuous Structural Change”, *Journal of Econometrics*, Vol. 62(2), pp. 211~228.
- [30] Lothian, J. R. and L. Wu, 2011, “Uncovered Interest-Rate Parity Over the Past Two Centuries”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 30(3), pp. 448~473.
- [31] Lucas Jr, R. E., 1976, “Econometric Policy Evaluation: A Critique”, *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, Vol. 1, pp. 63~64.
- [32] Lundbergh, S., T. Teräsvirta and D. V. Dijk, 2003, “Time-varying Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 21(1), pp. 104~121.
- [33] Luukkonen, R., P. Saikkonen and T. Teräsvirta, 1988, “Testing Linearity against Smooth Transition

Autoregressive Models”, *Biometrika*, Vol. 75(3), pp. 491~499.

[34] Lyons, R. K., 2001, *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, MIT press.

[35] Ma, G. and R. N. McCauley, 2008, “Efficacy of China's Capital Controls: Evidence from Price and Flow Data”, *Pacific Economic Review*, Vol. 13(1), pp. 104~123.

[36] Marey, P. S., 2004, “Uncovered Interest Parity Tests and Exchange Rate Expectations”, METEOR, Maastricht research school of Economics of Technology and Organizations.

[37] Mark, N. C. and Y. K. Moh, 2007, “Official Interventions and the Forward Premium Anomaly”, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 14(4), pp. 499~522.

[38] McCallum, B. T., 1994, “A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 33(1), pp. 105~132.

[39] Meredith, G. and M. D. Chinn, 1998, “Long-horizon Uncovered Interest Rate Parity”, NBER Working Paper, No. 6797.

[40] Sarantis, N., 2006, “Testing the Uncovered Interest Parity Using Traded Volatility, a Time-varying Risk Premium and Heterogeneous Expectations”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25(7), pp. 1168~1186.

[41] Sarno, L., G. Valente and H. Leon, 2006, “Nonlinearity in Deviations from Uncovered Interest Parity: An Explanation of the Forward Bias Puzzle”, *Review of Finance*, Vol. 10(3), pp. 443~482.

[42] Tanamee, D., 2014, “Forward Premium Puzzle”, Economics and the Graduate Faculty, University of Kansas.

[43] Teräsvirta, T., 1994, “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89(425), pp. 208~218.

Uncovered Interest Rate Parity Puzzle: Four Hypothesis Test

Abstract: This paper uses survey data on market exchange rates to carry out an empirical investigation of the RMB against the U.S. dollar uncovered interest parity. It incorporates a nonlinear time-varying coefficient depends on "risk premium", "transaction costs", "foreign exchange market intervention" and "limited arbitrage", which are four uncovered interest parity hypothesis. The results show that transaction costs will change the direction of exchange rate spreads reaction: one regime with high transaction cost has persistent deviations from UIP, in the regime with low cost, the UIP hold. Time-varying risk premium has no significant effect on UIP deviation. The central bank's intervention and cross-border arbitrage return will change the RMB response speed to interest rate spreads, cause the UIP deviation coefficient more serious. Recently, RMB UIP deviations are increasingly penetrating, which means that the contradiction between the gradual opening of China's capital account and the RMB exchange rate formation is increasingly severe.

Key words: Uncovered interest parity Exchange rate expectation Foreign exchange market intervention Nonlinear adjustment

通货膨胀预测方法研究新进展

丁 慧¹ 范从来² 钱丽华³

【摘要】前瞻性货币政策的实施、企业产品价格的设定以及劳动契约的签订等皆离不开对未来通货膨胀方向与通货膨胀水平的准确预测。通货膨胀发生机理的极端复杂性及其驱动因素的多元性与时变性,使得通货膨胀的实际预测过程包含科学与艺术。基于现有的相关研究,本文从菲利普斯曲线模型的新修正、通胀趋势的新理解、通胀预期的新测度和通胀解释变量的新扩展这四个角度出发,对近年来国外的通货膨胀预测方法及其发展进行系统的梳理与总结,并对未来研究方向做出展望,以期为中国通货膨胀预测研究的进一步发展提供有益参考。

【关键词】通货膨胀 菲利普斯曲线 通货膨胀预测

物价水平是经济运行的关键指标,长期物价稳定是经济持续平稳增长的重要前提。由于货币政策发挥作用存在时滞,稳定物价目标的实现亟需货币当局提高货币政策的前瞻性,而这有赖于精准的通货膨胀预测。此外,从微观层面来看,投资者名义资产风险的对冲、企业产品价格的设定以及劳动工资契约的签订等微观经济主体的重要决策也都离不开对未来通胀率的准确预测。但目前国内关于通货膨胀预测问题的研究仍相对缺乏,仅有少量文献对此展开了初步的尝试。例如,肖曼君和夏荣尧(2008)构建 ARIMA 模型并运用 1990 年 1 月至 2007 年 11 月的 CPI 月度数据,对我国的通货膨胀率进行了短期预测。郑挺国等(2012)从实时分析的角度讨论了基于产出缺口的菲利普斯曲线在我国通胀预测中的适用性,研究表明“产出—通胀”型菲利普斯曲线虽然可以在最终数据分析上用于描述我国产出波动对通胀率的预测关系,但在实际操作中,它对通胀实时预测的效果较差,表明该菲利普斯曲线在我国通胀实时预测中并不适用。李宏瑾等(2010)研究了中国银行间市场国债利率期限结构对通货膨胀的预测能力,发现中国短期利率期限结构(特别是中短端)包含了未来通货膨胀变动的信息,可以作为判断未来通货膨胀走势的预测变量。崔百胜(2012)运用允许预测方程

¹ 丁 慧, 南京大学商学院经济学系

² 范从来, 南京大学商学院经济学系

³ 钱丽华, 南京邮电大学管理学院财富管理系

所含变量、变量系数及模型所含方程同时变动的动态模型平均（DMA）方法对中国的通货膨胀率进行了实时预测，发现引入 DMA 方法可以改进我国通货膨胀实时预测精度。陈伟和牛霖琳（2013）采用贝叶斯模型平均（BMA）方法对中国的通胀过程实施动态拟合并对通胀进行预测，结果表明，由于 BMA 方法可以综合备选模型及变量的信息、控制模型的不确定性，其预测效果要优于自回归模型、菲利普斯曲线模型、利率期限结构模型等其他几种通胀预测模型。

总体而言，国内通货膨胀预测研究起步较晚，相关文献数量还较少，现有的文献也基本仅运用了较为经典的几种模型对中国的通货膨胀实施预测，鲜有涉及最新的通胀预测方法。不同于国内，西方发达国家很早就开始了该领域的研究，积累了丰富的研究成果，且近年来在通货膨胀预测方法上取得了诸多新突破，可以为国内通胀预测研究提供有益借鉴。为此，本节回顾国外既有研究成果，从菲利普斯曲线模型的新修正、通胀趋势的新理解、通胀预期的新测度和通胀解释变量的新扩展这四个角度出发，对国外通货膨胀预测方法及其发展进行较为系统的梳理和较为详尽的述评，并对未来研究方向做出展望，以期更好地推进国内通货膨胀预测研究的发展，并为中国通货膨胀预测实践提供参考。

一、对菲利普斯曲线模型的新修正

菲利普斯曲线在通货膨胀动态拟合以及预测研究中占据着非常重要的地位。通货膨胀与产出缺口等宏观经济变量之间的关系构成了菲利普斯曲线模型预测通货膨胀的理论基础。菲利普斯曲线最原始的含义是工资增长率与失业率之间存在替代关系。鉴于工资增长率与通货膨胀率之间的同向变动关系以及失业率与产出增长率之间的反向变动关系（即奥肯定律），菲利普斯曲线进而转变为通货膨胀率与产出缺口之间的函数关系。随后，菲利普斯曲线的具体形式又经历了一系列演化，现阶段的菲利普斯曲线模型大致分为两类：菲利普斯曲线后顾模型（三角模型）与新凯恩斯菲利普斯曲线模型。基于菲利普斯曲线的通货膨胀预测研究中，主要采取的是菲利普斯曲线后顾模型（三角模型）（Stock and Watson, 2009），这类预测模型尽管在具体细节上存在一定差异，但基本的模型形式都是将通货膨胀率作为被解释变量，将通货膨胀率滞后项、产出缺口、货币供应量等变量作为解释变量，通过迭代、回归等方法对通货膨胀动态过程进行拟合，找出通货膨胀的关键驱动因素，估计出模型参数，再对未来的通货膨胀率进行预测。文献检索发现，Gordon（1982、1990）最早运用菲利普斯曲线模型预测通货膨胀。Gordon（1982）所构建了菲利普斯曲线“三角模型”刻画通货膨胀过程，

“三角”指的是影响通货膨胀动态过程的三个平行因素：需求冲击、供给冲击以及通胀惯性。

具体模型形式为： $\pi_t = X + a(L)\pi_{t-1} + b(L)(U_t - U_t^N) + c(L)s_t + \varepsilon_t$ ，其中， X 为常数项， π_{t-1} 表示通货膨胀惯性， $(U_t - U_t^N)$ 代表需求冲击， s_t 代表供给冲击， ε_t 为连续不相关的误差项， L 是滞后算子的多项式。Gordon（1990）对“三角模型”进行了一些细节层面的修正，并运用修正后的“三角模型”准确预测了美国 20 世纪 80 年代早期的通胀率。

尽管 Gordon（1982、1990）对菲利普斯曲线的通胀预测能力甚为推崇，但后续研究中出现了一些质疑之声。最早对菲利普斯曲线的通胀预测效果提出不同看法的是 Jaditz and Sayers（1994），但这篇文献并未引起学术界的充分重视。真正开始引起学术界强烈反响的是 Atkeson and Ohanian（2001）的这篇文献，该文基于通胀持久性理论指出，由于通货膨胀具有惯性特征，当前和过去的通货膨胀蕴含了未来通货膨胀的信息，可以运用当前与过去的通货膨胀数据，构建单变量模型以预测未来的通货膨胀方向和水平。据此，Atkeson and Ohanian（2001）构建了一个简单随机游走模型（以下简称 AO 模型）实施通货膨胀预测，具体模型形式为： $\pi_{t+4}^4 = \pi_t^4 + v_{t+4}^4$ ，式中 π_{t+4}^4 表示 t 期对 $(t+1)$ 到 $(t+4)$ 期共 4 期“平均通货膨胀率”的预测， π_t^4 表示到 t 期为止前 4 期的“平均通货膨胀率”。他们通过实证分析惊奇地发现，在预测 1984—1999 年间美国的通货膨胀时，各种形式的菲利普斯曲线模型在通胀预测方面均不敌简单的 AO 模型。Stock and Watson（2003）采用美国 1985—1999 年间的季度数据，重新检验了菲利普斯曲线的通胀预测效果，研究发现，当预测期为 12 个月时，Atkeson and Ohanian（2001）的基本结论得以证实。Stock and Watson（2007）的研究也得出了 AO 模型虽较为简单但其通胀预测效果却优于菲利普斯曲线模型的结论。此外，Hubrich（2005）在预测欧元区 1992—2001 年间的月度通货膨胀时采用了自回归（AR）模型： $\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \dots + \alpha_p\pi_{t-p} + v_t$ ，其中 π_t 为通货膨胀率， $\pi_{t-1} \dots \pi_{t-p}$ 为滞后 1 期至 p 期的通货膨胀率， v_t 为 t 期的扰动项， $\alpha_1 \dots \alpha_p$ 为 p 个 AR 参数， α_0 是常数项，通过构建 AR 模型拟合通货膨胀的动态过程，并估计出各个滞后项的系数，再进行一步向前预测。Hubrich（2005）的实证结果发现，相比于菲利普斯曲线模型等多变量模型，AR 模型的预测表现更好，尤其是当预测期限为 12 个月时，实证研究采用的所有模型中，AR 模型能够实现最为准确的通胀预测。类似地，Stock and Watson（2009）的研究表明，在通货膨胀波动率小、惯性特征明显的条件下，AR 模型等单变量预测模型往往呈现出更好的通胀预测能力和效果。

D'Agostino and Surico (2012) 基于美国 20 世纪长达 100 年间的通胀率、产出增长率、货币量等数据, 构建了 AR 模型与菲利普斯曲线模型, 并比较两者预测通货膨胀的效果, 发现当货币当局拥有清晰的名义锚和良好的反通胀声誉时, AR 模型的通胀预测效果更佳, 菲利普斯曲线模型虽更为复杂却很难改进边际预测效果。

然而, 与上述否定菲利普斯曲线模型通胀预测能力的文献不同, Fisher *et al.* (2002) 通过对美国 1977—2000 年间季度通货膨胀的预测研究发现, 在 1977—1984 年间菲利普斯曲线模型的通胀预测效果优于 AO 模型, 而 1984 年之后, 在某些时段以及对于某些通胀衡量指数而言, 菲利普斯曲线模型的通胀预测表现亦胜过 AO 模型。因此他们提出, 简单地认为菲利普斯曲线模型的通胀预测能力不如单变量模型的观点并不恰当, 不能武断地否定菲利普斯曲线的通胀预测能力, 菲利普斯曲线的通胀预测表现在很大程度上取决于样本区间、预测步长、通胀测量方式等诸多因素。Brave and Fisher (2004) 在 Atkeson and Ohanian (2001) 和 Fisher *et al.* (2002) 这两篇文献的研究基础之上, 引入了组合预测方法和其他预测指标对美国 1993—2000 年间的季度通货膨胀进行预测时发现, 某些形式的菲利普斯曲线模型比 AO 模型更能准确地预测未来通胀。Stock and Watson (2009、2010) 通过研究美国通货膨胀的动态特征, 对 Fisher *et al.* (2002) 的基本结论表示赞同, 并进一步指出菲利普斯曲线的通胀预测效果在很大程度上取决于菲利普斯曲线的具体形式、预测的样本区间以及所处经济周期的阶段, 而菲利普斯曲线具体形式的正确设定还取决于通胀预测时所面临的经济运行的实际状态 (Fuhrer and Olivei, 2010; Dotsey *et al.*, 2015)。

围绕基于菲利普斯曲线的多变量模型与单变量模型在通胀预测方面孰优孰劣的争论一直持续。从直觉上看, 基于菲利普斯曲线的多变量模型由于纳入了更多的变量信息, 在通胀预测效果方面理应优于单变量模型, 但为何会出现单变量模型的通胀预测效果在很多时候优于多变量模型这一有悖直觉的现象? 事实上, 之前运用菲利普斯曲线模型拟合通货膨胀动态进行通胀预测的研究, 通常都假定经济结构、政策环境等因素是稳定的, 也就意味着菲利普斯曲线模型中的解释变量及待估系数固定不变, 而这种假定有悖于客观现实。由于经济周期波动、结构变化、宏观政策改变等诸多因素的影响, 在样本区间内, 通货膨胀的关键驱动因素以及通货膨胀与其驱动因素之间的关系都处于变化之中, 呈现明显的“时变性”特征。最新研究指出, 菲利普斯曲线模型在通胀预测效果方面的不稳定性问题与过去模型中忽视了经济周期波动、结构变化、宏观政策改变等这些客观情况有关 (D'Agostino *et al.*, 2013)。由此, 在菲利普斯曲线模型中引入“时变性”成为新近相关研究努力的内容。

一方面, 就通货膨胀与其驱动因素之间关系的“时变性”而言, D'Agostino *et al.* (2013)

通过对美国通胀动态的研究发现, 20 世纪 80 年代后, 通货膨胀的波动程度变小, 而持久程度增大; 通货膨胀与其他经济变量之间的关系亦发生了显著的改变, 表现为通货膨胀与其驱动因素之间的关系不再稳定, 而是呈现出明显的“时变性”特征, 但这种“时变性”显然难以通过传统的固定系数菲利普斯曲线模型反映出来, 这很可能是导致菲利普斯曲线模型的通胀预测效果在过去很长一段时期内难敌单变量模型的症结所在。由此, 在应用菲利普斯曲线模型预测美国 1970—2007 年间季度通胀率的研究中, D'Agostino *et al.* (2013) 构建了包含随机波动的时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型, 以反映通货膨胀与其影响因素之间关系的“时变性”, 具体模型形式为: $Y_t = A_{0,t} + A_{1,t}Y_{t-1} + \dots + A_{p,t}Y_{t-p} + \varepsilon_t$, 其中 Y_t 表示包含通货膨胀、失业率、产出缺口等变量的向量, $A_{i,t}$ 表示时变系数矩阵, $i=1,2,\dots,p$, ε_t 表示均值为零、协方差矩阵时变的高斯白噪声。D'Agostino *et al.* (2013) 的实证结果表明, 纳入结构变化的时变参数 VAR 模型的通胀预测效果显著优于固定系数 VAR 模型, 也显著优于单变量预测模型。借鉴并拓展 D'Agostino *et al.* (2013) 的研究思路, Barnett *et al.* (2014) 构建了包括 TVP-VAR 模型在内的一系列时变参数模型对英国的通货膨胀进行预测, 实证结果表明, 相较于单变量 AR 模型以及固定系数 VAR 模型, 他们所构建的这一系列时变参数模型明显改善了通货膨胀预测的精准度, 而且其中 TVP-VAR 模型的预测误差最小。进一步地, Eickmeier *et al.* (2015) 构建了时变参数—因子增广 VAR 模型 (TVP-FAVAR 模型) 预测美国 1972—2012 年间的季度通胀率, 研究发现, 相比于固定系数 FAVAR 模型、时变系数 AR 模型等, TVP-FAVAR 模型展现出更优的通胀预测效果, 因为它在允许模型参数时变的同时还纳入了众多宏观经济变量所包含的通胀信息。

另一方面, 就通货膨胀关键驱动因素本身的“时变性”而言, 由于不同经济周期阶段下影响通货膨胀的关键因素不尽相同, 所以运用菲利普斯曲线模型拟合、预测通货膨胀时, 潜在预测变量的选择上存在较大不确定性, 因而纳入通货膨胀预测模型中的解释变量应随时间发生变化, 而不是“机械”地固定下来。早期研究中选择变量的惯用做法是通过假设检验删除相对不重要的变量, 但在包含较多解释变量的模型中, 这种做法需要给模型施加大量的假设限制, 不可避免地会增加模型估计误差, 势必将影响模型预测的准确性。例如, 在含有 K 个解释变量的 VAR 模型中, 有超过 2^K 个可能的回归, 如何选择限制条件从而确定模型中应包含哪些解释变量、删除哪些解释变量, 是模型准确预测的重要环节。最新文献处理潜在解释变量选择不确定性问题时主要采取的是贝叶斯模型平均 (BMA) 和动态模型平均 (DMA) 两种方法。

(1) 贝叶斯模型平均 (BMA) 方法。该方法的核心思想是, 使用贝叶斯模型后验概率作为模型权重。一方面, 事前对所有可能的模型进行平均, 避免人为筛选解释变量所造成的信息损失; 另一方面, 计算出的解释变量后验概率可以度量备选解释变量的重要程度, 有助于选择出最关键的通胀解释变量, 从而更准确地拟合通胀动态过程、预测未来通胀水平。具体而言, 考虑 R 个预测模型的组合 $M_1 \dots M_r \dots M_R$, 假设 t 期模型 M_r 对 $(t+1)$ 期通货膨胀的预测值为 $\tilde{y}_{t+1,r}$, 则基于贝叶斯模型后验概率可以得到通货膨胀预测的加权平均值:

$\tilde{y}_{t+1} = E(y_{t+1} | y) = \sum_{r=1}^R [\tilde{y}_{t+1,r} p(M_r | y)]$, 其中 $p(M_r | y)$ 是模型 M_r 的后验概率, 是基于模型先验概率 $p(M_r)$ 使用贝叶斯公式计算得来:

$$p(M_r | y) = \frac{p(y | M_r) p(M_r)}{\sum_{r=1}^R [p(y | M_r) p(M_r)]} \quad (1)$$

其中, $p(y | M_r) = \int p(y | \theta_r, M_r) p(\theta_r | M_r) d\theta_r$ 是模型 M_r 的边际似然值, $p(\theta_r | M_r)$ 是模型 M_r 参数向量的先验概率密度。因此, 运用 BMA 方法进行通胀预测的关键在于设定单一模型 M_r 、模型先验概率 $p(M_r)$ 以及参数向量先验概率密度 $p(\theta_r | M_r)$ 。

(2) 动态模型平均 (DMA) 方法。该方法的核心思想是, 根据备选模型某时点之前的预测表现来计算各模型在该时点被选中的概率并将它作为模型权重。一方面, 由于各时点预测模型的选择皆是依据之前的预测效果来决定, 从而可以在每个时点选择最优模型, 确立那些最为核心的通胀预测变量; 另一方面对所有模型的预测值按权重进行加权平均可以最大限度地利用解释变量中包含的通胀信息。具体而言, 同样考虑 R 个预测模型的组合 $M_1 \dots M_r \dots M_R$, 假设 t 期模型 M_r 对 $(t+1)$ 期通货膨胀的预测值为 $\tilde{y}_{t+1,r}$, 则基于模型预测后验概率可以得到通货膨胀预测的加权平均值: $\tilde{y}_{t+1} = E(y_{t+1} | y) = \sum_{r=1}^R \tilde{y}_{t+1,r} p_{t|t-1,r}$, 其中, $p_{t|t-1,r}$ 是模型 M_r 的后验概率, 是基于模型 M_r 前 $(t-1)$ 期的预测表现计算而来。具体计算公式为:

$$p_{t|t-1,r} = \prod_{i=1}^{t-1} [p_r(y_{t-i} | y^{t-i-1})]^\alpha \quad (2)$$

其中, $p_r(y_{t-i} | y^{t-i-1})$ 为模型 M_r 的预测密度, 用于衡量 M_r 在第 $(t-i)$ 期的预测效果, α 被称为遗忘因子, 主要用以简化预测模型的估计过程。运用 DMA 方法预测通胀的关键

在于遗忘因子 α 的设定以及预测密度 $p_r(y_{t-i} | y^{t-i-1})$ 的估计。

Groen *et al.* (2013) 运用包含结构断点的 BMA 方法建模, 兼顾参数时变性与模型变量不确定性, 对美国 1960—2011 年间的季度通胀率进行实时点预测与密度预测, 发现预测效果良好, 特别是在 1984 年以后的时期, 预测效果往往更优。Maas (2014) 采用允许参数时变的 BMA 方法预测了美国 1960—2011 年间的季度 PCE 通胀率, 研究表明, 尽管在点预测方面 BMA 的方法不敌简单的随机游走模型, 但在密度预测方面, BMA 方法的效果优于其他备选的通胀预测模型。Koop and Korobilis (2012) 基于广义菲利普斯曲线框架, 采用 DMA 方法预测美国的通胀率, 发现由于 DMA 方法可以同时处理模型变量时变与系数时变, 相较于基准的 AR 模型、随机游走模型以及一般时变参数模型, 它可以显著改善通胀预测的效果。Koop and Korobilis (2013) 构建了基于动态模型平均的时变参数向量自回归 (TVP-VAR-DMA) 模型以预测美国 1959—2010 年间的季度通胀率, 该模型根据预测表现来动态选择解释变量、系数时变程度及模型维度, 在有效控制模型和参数不确定性的同时, 最大限度地综合利用宏观经济信息, 实证结果表明, TVP-VAR-DMA 模型的预测效果优于普通 VAR 模型和 TVP-VAR 模型。

二、对通胀趋势的新理解

毋庸置疑, 通货膨胀的精准预测离不开对通货膨胀动态特征的把握。然而, 由于遵循通货膨胀稳态水平为零的经典假设, 以往的通胀预测研究中并未考虑通货膨胀趋势 (trend inflation) 的作用。随着对通货膨胀动态特征理解的逐步深入, 许多最新文献对通胀稳态值为零的假设提出质疑, 通过模型推导与经验分析发现, 通货膨胀趋势值通常为正且具有“时变性”特征 (Cogley and Sbordone, 2008; Ascari and Sbordone, 2014; Chan *et al.*, 2016)。包含于实际通胀率内的趋势性成分会对通胀动态过程产生重要影响这一事实逐步被学者和政策制定者所接受, 他们越来越意识到通货膨胀趋势在通胀预测特别是中长期通胀预测中的重要作用。

Kaihatsu and Nakajima (2015) 发现, 如果通胀趋势与一国的通胀目标相同, 则该国的实际通胀最终会向通胀目标收敛, 否则实际通胀会偏离通胀目标。正因为通胀趋势决定实际通胀的长期走势, 所以可以利用通胀趋势与通胀目标的偏离程度来衡量通胀预期锚定的效果。Cogley *et al.* (2010)、Clark (2011)、Dotsey *et al.* (2015) 及 Wright (2013) 发现, 随着预测期 (forecast horizon) 的延长, 通胀预测模型得出的预测值会逐步收敛于模型估计出的通

胀基本趋势值。Faust and Wright (2013) 在通胀预测过程中, 假定通货膨胀趋势服从随机游走过程, 定义“通胀缺口”为实际通胀率与通货膨胀趋势之差, 对“通胀缺口”而非实际通胀率实施预测发现, 准确估计通胀趋势值并将其纳入通胀预测模型是改善通胀预测精度的关键。通货膨胀趋势对通胀预测的重要性逐渐凸显, 但问题在于通货膨胀趋势在现实当中往往难以直接观察到, 因此如何准确测度通货膨胀趋势成为此类研究的基础。

最新相关文献中, 有学者提出直接采用经由调查方式得来的公众中长期通胀预期作为通胀趋势的测度。例如, Clark (2011), Kozicki and Tinsley (2012), Faust and Wright (2013), Wright (2013) 及 Chan *et al.* (2015) 等发现, 相比于不考虑通胀趋势的预测模型, 将通胀预期测度的通胀趋势值纳入通胀预测模型, 可以显著改善通胀预测的精度。但与此同时, Chan *et al.* (2016) 指出简单地将通胀趋势与长期通胀预期等同起来的做法其实欠妥。Clark and Doh (2014) 和 Kaihatsu and Nakajima (2015) 等认为, 直接以公众中长期通胀预期来测度通胀趋势的做法存在固有缺陷, 主要表现为其估计出的通胀趋势值可能由于通胀预期调查数据本身存在的各种偏误而出现失真的现象, 他们主张应该通过构建计量模型的方法来估计通货膨胀趋势, 这种做法具备多方面的优势: 既可以更为清晰地了解决定通货膨胀趋势的关键因素, 也可以随时将通货膨胀趋势纳入模型进行通胀预测, 还可以更为容易地复制估计结果。模型估计法也是目前通货膨胀趋势测度的主流方法, 以 Stock and Watson (2007) 的开创性研究为基础, 一些最新文献在这方面取得了较大进展。

Stock and Watson (2007) 提出了包含随机波动的不可观测成分 (UC-SV) 模型以估计通货膨胀趋势, 具体形式如下:

$$\pi_t = \tau_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_{\eta,t}^2) \quad (3)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,t}^2), \quad \text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t) = 0 \quad (4)$$

UC-SV 模型的实际通货膨胀率被分解为周期成分与不可观测趋势成分两大部分, 其中, 周期成分产生的冲击是暂时性的, 而不可观测趋势成分 (即通货膨胀趋势) 服从随机游走过程, 其变化具有高度持续性。这一模型可以通过转换成状态空间模型的形式, 运用卡尔曼滤波的方法进行参数估计。Stock and Watson (2007) 运用 UC-SV 模型, 对美国 1970—2004 年间的实际通货膨胀率进行分解, 估计出了包含于其中的不可观测趋势成分, 即通货膨胀趋势, 研究发现, 1970—1983 年间通货膨胀趋势的水平较高且波动程度较大, 而在 1983 年之后, 通货膨胀趋势呈现水平下降且波动程度减小的迹象。

在 Stock and Watson (2007) 所构建的 UC-SV 模型中, 假定通货膨胀趋势 τ_t 服从不带漂

移项的随机游走过程，即 $\tau_t = \tau_{t-1} + \varepsilon_t$ ，可以证明在该条件下， τ_t 的方差会随时间而增大，即 τ_t 的波动幅度会越来越大，而这与现实情况相悖。20 世纪 80 年代以来，由于许多国家的货币当局将物价稳定作为货币政策的最主要目标，并实施了明确的或隐含的通货膨胀目标制，设定了通货膨胀目标范围，从而将通货膨胀的变动锁定在一定的区间范围之内。鉴于此，Chan *et al.* (2013) 明确指出，运用 UC-SV 模型测度通货膨胀趋势，应对通货膨胀趋势本身施加约束条件，具体而言，需要将通胀趋势的变动范围限定在有界区间之内，而这一区间的左右界限值则可以通过模型来进行估计。由此，他们假定通货膨胀趋势 τ_t 的变动区间为 (a, b) ，修正传统 UC-SV 模型中通货膨胀趋势 τ_t 服从一般正态分布的假定，提出通货膨胀趋势 τ_t 服从左截断点为 a 、右截断点为 b 、期望为 μ 、方差为 σ_τ^2 的双边截断正态分布，即 $\tau_t \sim TN(a, b; \mu, \sigma_\tau^2)$ 。具体模型形式如下：

$$\pi_t = \tau_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_{\eta,t}^2) \quad (5)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim TN(a - \tau_{t-1}, b - \tau_{t-1}; 0, \sigma_{\varepsilon,t}^2), \quad \text{cov}(\eta_t, \varepsilon_t) = 0 \quad (6)$$

Chan *et al.* (2013) 的实证结果表明，修正后的 UC-SV 模型不仅可以更加准确地估计出美国通货膨胀趋势，而且能够显著提高其通货膨胀预测的精准度。

此外，Stock and Watson (2007) 构建 UC-SV 模型测度通货膨胀趋势时只纳入了 PCE 这一总体通货膨胀指标，而并未考虑 PCE 分项通胀指标所包含的信息。由于通货膨胀趋势是实际通货膨胀率所包含的不可观测趋势成分，它必然是 PCE 各分项价格指数的共同变化趋势。鉴于此，Stock and Watson (2015) 构建了包含 PCE 的 17 大分项通胀指标的多变量 UC-SV 模型，以同时利用 PCE 分项通胀指标的时间序列与截面数据所包含的信息，从而更准确地测度通货膨胀趋势。具体而言，Stock and Watson (2015) 将动态因子分析的思想引入到 UC-SV 模型中，在将分项通胀指标分解为不可观测趋势成分与周期成分之后，进一步对趋势成分与周期成分进行分解：趋势成分分解为共同趋势成分与部门趋势成分，周期成分分解为共同周期成分与部门周期成分。其模型形式如下：

$$\pi_{i,t} = \alpha_i \tau_t + \beta_i \tau_{c,t} + \gamma_i \eta_i + \eta_{i,t}, \quad \eta_{c,t} \sim N(0, \sigma_{\eta,c,t}^2), \quad \eta_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\eta,i,t}^2) \quad (7)$$

$$\tau_{c,t} = \tau_{c,t-1} + \varepsilon_{\tau,c,t}, \quad \varepsilon_{\tau,c,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,\tau,c,t}^2) \quad (8)$$

$$\tau_{i,t} = \tau_{i,t-1} + \varepsilon_{\tau,i,t}, \quad \varepsilon_{\tau,i,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,\tau,i,t}^2) \quad (9)$$

$$\alpha_{i,\tau,t} = \alpha_{i,\tau,t-1} + \lambda_{i,\tau,t}, \lambda_{i,\tau,t} \square N(0, \sigma_{\alpha,\tau,t}^2) \quad (10)$$

$$\alpha_{i,\eta,t} = \alpha_{i,\eta,t-1} + \lambda_{i,\eta,t}, \lambda_{i,\eta,t} \square N(0, \sigma_{\alpha,\eta,t}^2) \quad (11)$$

其中, $\alpha_{i,\tau,t}$ 和 $\alpha_{i,\eta,t}$ 表示因子载荷, 服从随机游走过程。据公式可知, 各分项通胀指标中包含的趋势成分表示为 $(\alpha_{i,\tau,t}\tau_{c,t} + \tau_{i,t})$, 总体通货膨胀趋势表示为 $\tau_t = \sum_{i=1}^{17} \omega_{it}(\alpha_{i,\tau,t}\tau_{c,t} + \tau_{i,t})$, 即各分项通胀趋势的加权平均, 权重 ω_{it} 为各分项部门的支出份额占总支出的比重。Stock and Watson (2015) 实证检验发现, 相比于只采用总体通货膨胀的单变量 UC-SV 模型, 采用部门分项通胀数据的多变量 UC-SV 模型能够大幅减轻模型滤波过程中存在的不确定性, 从而显著提高通货膨胀趋势估计的精确程度, 而且相比单变量 UC-SV 模型以及 AO 模型等基准模型, 多变量 UC-SV 模型的通货膨胀预测效果更佳。

Garnier *et al.* (2015) 针对 Stock and Watson (2007) 构建的单变量 UC-SV 模型也做出了改进, 主要体现在两个方面: 其一, 基于不同通胀测量指标存在共同趋势成分的假定, 将标题 CPI、核心 CPI 及 GDP 平减指数这三种通胀测量指标纳入 UC-SV 模型, 使传统的单变量 UC-SV 模型拓展为多变量 UC-SV 模型, 修正了 Stock and Watson (2007) 只采用单一通胀测量指标测度通胀趋势的做法。其二, 放松传统 UC-SV 模型中通胀缺口 (实际通货膨胀对通胀趋势的偏离) 序列不相关的假设, 允许通胀缺口存在一定程度的持久性, 并采用向量自回归过程来描述通胀缺口动态。用公式表示为:

$$Y_t = \tau_t + Z_t, \tau_t = \lim_{k \rightarrow \infty} E_t Y_{t+k} \quad (12)$$

$$A(L)Z_t = \tilde{e}_t, \tilde{e}_t \square N(0, \Sigma_t), \Sigma_t = L \text{diag}(\sigma_t^2) L \quad (13)$$

$$\log \tilde{\sigma}_t^2 = \tilde{h}_t = (I - 0.95)^{-1} \tilde{h} + 0.95 \tilde{h}_{t-1} + \Theta_{\tilde{h}} \tilde{\xi}_t \quad (14)$$

$$\tilde{\xi}_t \square N(0, 1) \quad (15)$$

其中, Y 表示包含标题 CPI、核心 CPI 及 GDP 平减指数三种通胀测量指标的向量, L 为常参数下三角矩阵, \tilde{h}_t 代表方差矩阵且矩阵中各要素均服从系数为 0.95 的 AR(1) 过程。运用上述修正后的 UC-SV 模型, Garnier *et al.* (2015) 测度了美国、英国、法国等 14 个发达国家自 1960 年第一季度至 2013 年第四季度期间的通货膨胀趋势, 并将估计出的通胀趋势纳入通胀预测模型对这些国家的通货膨胀率实施预测。实证结果表明, 修正后的 UC-SV 模型所估计出的通胀趋势波动程度更小且更为稳健; 在通胀预测方面, 相比传统的单变量

UC-SV 模型，纳入多种通胀衡量指标并允许通胀缺口存在惯性的多变量 UC-SV 模型，几乎在所有考察预测期内都显示出更优的通胀预测表现。

然而，值得注意的是，Stock and Watson (2015) 和 Garnier *et al.* (2015) 针对 Stock and Watson (2007) 单变量 UC-SV 模型所作的多变量扩展，都是从通货膨胀本身着手，却并未考虑到通货膨胀之外的其他宏观经济变量对通胀趋势测度可能产生的影响。由于通货膨胀趋势具有不可观测性特征，且通货膨胀与其他关联经济变量之间存在错综复杂的关系，如何纳入与通货膨胀相关联的宏观经济变量对通胀趋势的影响，成为运用模型法准确估计通货膨胀趋势的一个难题 (Nason and Smith, 2008)。对此，Mertens (2016) 构建了与 Garnier *et al.* (2015) 相类似的计量模型，但他基于广义动态因子分析的思想，纳入了实际通货膨胀率、经由调查的通胀预期以及利率期限结构等变量，对传统 US-SV 模型进行多元扩展，以提炼美国通货膨胀中蕴含的不可观测趋势成分。Mertens (2016) 观察新模型估计出的通货膨胀趋势，发现美国通货膨胀趋势值在 2008 年全球金融危机爆发前的 10 年即“大缓和”时期，与美联储的隐含通胀目标值 2% 较为一致，而全球金融危机爆发以来，通胀趋势水平呈现下降趋势的同时伴随着波动程度的明显加大，这意味着通货膨胀预期的锚定程度在减弱，使美联储实现物价稳定的职责面临严峻挑战；从通胀预测效果来看，多元扩展后的 UC-SV 模型显著优于传统单变量 UC-SV 模型等其他预测模型。

三、对通胀预期的新测度

通胀预期具有“自我实现”功能，对实际通胀存在很大影响，这已然成为共识。因此，如何准确测度通胀预期以及如何有效运用这一信息以预测未来的通货膨胀率一直以来都是实际通胀预测中所需考虑的关键性问题，但这一问题的解决却并不容易。回顾已有研究发现，基于通胀预期理论的预测法大致归为两类：一是通过构建计量模型捕捉金融市场中隐含的通胀预期并将其纳入通胀预测模型；二是通过调查方式直接得到职业经济学家、企业以及居民的通胀预期并将其纳入通胀预测模型。

已有相关研究在利用通胀预期来预测实际通胀时一般选择通过计量模型提取嵌在资产价格中的预期通胀信息以预测未来通胀水平，而其中最主要的一种模型形式是基于利率期限结构的通胀预测模型。利率期限结构又称收益率曲线，是由风险、流动性和税收等性质相同仅期限不同的债券利息收益率所描绘的曲线，反映了无风险利率与期限之间的函数关系。根据预期理论和费雪效应假说，当预期通胀率上升，一方面会使预期实际利率下降，从而导致

债券市场参与者用短期债券替代长期债券，引发长期债券价格的下跌；另一方面会使通胀风险溢价上升，这两方面都会导致长期名义利率上升，收益率曲线变得陡峭，反之，使长期名义利率下降，收益率曲线变得平坦。因此，利率期限结构对未来通货膨胀走势的反映主要表现在收益率曲线斜率的变化上：当收益率曲线变陡，则意味着未来通胀率会上升；而当收益率曲线变平坦，则意味着未来通胀率会下降。在实际建模过程中，已有研究通常利用长期利率与短期利率之差，即长短期利差来度量收益率曲线的斜率。虽然根据费雪效应，名义利率等于实际利率与预期通胀率之和，长短期（名义）利差的变动不仅包含预期通胀的变动，还包括未来实际利率的变动，但 Fama（1975）指出名义利率的变动主要还是反映预期通胀的变化而非实际利率的变化。因此，收益率曲线斜率的变化将主要反映未来通货膨胀率的变化，这为后续研究运用利率期限结构信息预测通货膨胀提供了理论基础。在 Fama（1975）的基础上，Mishkin（1990a）构建了基于利率期限结构的通胀预测模型：

$$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n}(i_t^m - i_t^n) + v_t^{m,n}$$
，其中 π_t^m ， π_t^n 分别表示未来 m 期和 n 期的通胀率， i_t^m ， i_t^n 分别表示未来 m 期和 n 期的名义利率， $v_t^{m,n}$ 是随机扰动项 ($m > n$)。若 $\beta_{m,n}$ 显著不为 0，则可以认为名义利率期限结构的斜率包含了未来 n 期到 m 期之间通货膨胀变动的重要信息。运用该模型，Mishkin（1990a、1990b）选取美国国债收益率数据对利率期限结构预测未来通胀变动的效果进行实证分析发现，短期（一年期及以下）收益率曲线短端（6 个月及以下）几乎无法预测通胀的变化，但短期收益率曲线的中长端以及中长期收益率曲线包含了大量预测通胀走势的信息。

然而，后续许多研究基于 Mishkin（1990a）的经典模型进一步对利率期限结构信息预测未来通胀的效果展开实证检验，大多数实证研究却发现，利率期限结构预测通胀的效果通常并不尽如人意。例如，Mishkin（1991）通过对包括美国、欧洲以及日本在内的 10 个经济合作组织（OECD）国家短期收益率曲线的研究表明，只有法国、英国和德国的收益率曲线包含了未来通胀动态的信息，而其他国家的利率期限结构则无法很好地预测未来通胀走势。此外，Stock and Watson（2003）采用美国数据对利率期限结构模型的通货膨胀预测表现进行了较为详尽的考察，以 1983 年为界，他们将样本区间分为两段，发现利率期限结构模型的预测效果并不尽如人意。实证结果表明，在 1983 年之前，利率期限结构模型的通胀预测效果不敌菲利普斯曲线模型，而在 1983 年之后，利率期限结构模型的通胀预测效果比不上简单的单变量预测模型。Stock and Watson（2003）的结论也被其他一些研究所证实：无论将利率期限结构中隐含的通胀预期作为单独的预测变量抑或再引入其他经济变量，Mishkin

(1990a) 经典模型的通胀预测效果都不好 (Fisher *et al.*, 2002; Canova, 2007)。有鉴于此, 后续研究对 Mishkin 模型进行了修正, 以期改善利率期限结构模型的通胀预测效果。Nielsen (2006) 认为 Mishkin 模型中的实际利率期限结构固定的假设不太合理, 此外这一模型亦未考虑通货膨胀风险溢价, 对此, Nielsen (2006) 同时考虑了实际利率的“时变性”特征与通货膨胀风险溢价, 构建了扩展的 Mishkin 模型。运用这一新模型, Nielsen (2006) 检验了利率期限结构对英国通货膨胀的预测效果, 结果表明, 相比于经典的 Mishkin 模型, 扩展的 Mishkin 模型中中长期利差的估计系数更为显著, 这意味着利率期限结构在预测未来通货膨胀变化时的信息价值得到了更多体现。然而, Ang *et al.* (2007) 对经典的 Mishkin 模型施加限制, 构建了固定参数与时变参数两种形式的无套利期限结构模型, 对美国的 CPI、核心 CPI、扣除房价的 CPI 以及 PCE 等多种形式的通胀率进行预测, 研究发现, 1985—2002 年间和 1995—2002 年间两个子样本区间, 相较于基准预测模型 ARMA (1, 1) 模型, 无套利期限结构模型的预测均方根误差 (RMSE) 在 1.05~1.59 之间波动, 说明其预测效果不如 ARMA (1, 1) 模型。综上, 以利率期限结构模型为代表的基于市场的通胀预期预测方法总体表现并不十分理想。

随着通胀预期调查方法的改善以及调查数据处理技术的进步, 新近研究逐渐将目光转向第二类方法, 越来越显现出采用经由调查直接获取的通胀预期而非金融市场隐含的通胀预期来预测未来通货膨胀的趋势。近年来的一些研究表明, 许多因素使得基于市场的通胀预期衡量指标往往无法准确反映市场对物价变化的真正预期, 从而严重地降低了其预测通胀变化的能力 (Faust and Wright, 2013; Bauer and McCarthy, 2015)。因为基于市场的通胀预期既包含了投资者对承担未来通胀不确定性所要求的风险溢价补偿, 同时还会受到流动性和超常需求的变化以及与预期无关但同样会引发价格变化的“动物精神” (animal spirits) 的影响, 在实际预测通货膨胀的过程中, 我们不清楚它们究竟能提供多少有用的信息, 以及应该在多大程度上去关注它们 (Bauer and McCarthy, 2015), 所以若过于依赖“客观”的计量模型来捕捉金融市场中隐含的通胀预期, 而忽视基于调查的“主观”通胀预期, 显然会损害实际通胀预期测量的精确程度, 妨碍通胀预测效果的发挥。而且, Bernanke (2007) 指出, 诚然建模和统计分析方法在不断改进, 但实际通胀预测兼具“科学性”与“艺术性”。计量经济学检验理论上能够决定应该赋予各模型预测结果多大的权重, 但实践中计量模型应对突发状况时往往缺乏灵活性, 也很难反映影响通胀前景的一些特殊因素。出于这些考虑, 通货膨胀精准预测的实现不可避免地需要考虑计量模型所不能捕捉到的信息, 而专业预测人士的“主观判

断”在一定程度上可以弥补计量经济学检验的短板。此外，由于各国央行通常要求通胀预测需与央行对经济的总体看法保持一致，为保持这种一致性，必须细致考察为何不同经济部门的通胀预测可能相互矛盾以及如何最好地协调它们之间的冲突。理论上，不同部门之间通胀预测的一致性可以通过将通胀预测方程纳入一般均衡系统加以实现。近年来，可用于政策分析和备选情景模拟的动态随机一般均衡（DSGE）模型的确有很大发展，未来它们亦将发挥更重要的作用，但与其他模型一样，它们无法取代专业预测人士“主观判断”。梳理最新相关文献可知，基于调查的通胀预期、尤其是通过调查方式得到的包含专业预测人士“主观判断”的通胀预期，在通货膨胀预测中的作用已经凸显出来，尽管切实地将经由调查直接获取的通胀预期纳入模型中进行通胀预测的实证文献数量尚不充足，但以 Ang *et al.* (2007) 的开创性研究为基础，一些最新文献在这方面所做出的努力探索和尝试以及取得的进展亦不可忽视。

Ang *et al.* (2007) 深入系统地比较分析了包括基于调查的通胀预测、菲利普斯曲线模型、利率期限结构模型以及差分自回归移动平均模型在内的四类通胀预测方法的效果，结果表明，基于调查的通胀预测模型优于其他三类“纯”模型。Faust and Wright (2013) 将基于调查的通胀预测称作“主观”通胀预测，根据他们的研究，“主观”通胀预测中包含的被调查者、特别是专业预测人员的经济直觉与职业判断，可以有效避免模型固有“机械性”所带来的预测误差，使“主观”通胀预测在很多情况下比其他预测模型表现更好。不同于上述文献中直接将基于调查的通胀预期作为一个变量纳入到单方程通胀预测模型的做法，Altug and Cakmakli (2016) 在运用基于调查的通胀预期信息对巴西和土耳其 2001-2014 年间的月度通胀实施预测的研究中，构建了包含通货膨胀方程、通货膨胀预期方程的多方程通胀预测模型，用公式表示为：

$$\pi_t = \alpha_t + \gamma_t + \phi(\pi_{t-1} - \alpha_{t-1} - \gamma_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$E_t^S[\pi_{t+k}] = \sum_{j=1}^k \phi^j \pi_t + (k - \sum_{j=1}^k \phi^j) \alpha_t + \frac{k(k+1)}{2} \mu_t - \sum_{j=1}^k \phi^j \gamma_t + v_{k,t} \quad (16)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \mu_{t-1} + \eta_{\alpha,t} \quad (17)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_{\mu,t} \quad (18)$$

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^{11} \gamma_{t-j} + \eta_{\gamma,t} \quad (19)$$

其中, π_t 表示通货膨胀率, α_t 表示通货膨胀趋势, γ_t 表示通货膨胀中的季节成分, $E_t^s[\pi_{t+k}]$ 表示通过调查得到的 $(t+k)$ 期的通胀预期。该多方程通胀预测模型可以通过转换成状态空间模型的形式, 运用卡尔曼滤波的方法进行估计。相比于一般的单方程通胀预测模型, Altug and Cakmakli (2016) 所构建的多方程预测模型可以更加敏锐地捕捉到发展中国家多变的货币制度及经济结构所导致的通胀过程突变。此外, 由于纳入了刻画通货膨胀预期动态特征的方程, 该模型亦能更为有效地将专家判断融入到通胀预测过程之中。预测结果表明, 相较于未纳入通胀预期的简单随机游走模型以及纳入通胀预期的新凯恩斯菲利普斯曲线模型而言, Altug and Cakmakli (2016) 所构建的包含通货膨胀方程、通货膨胀预期方程的多方程通胀预测模型在通胀预测方面精确度更高。

四、对通胀解释变量的新扩展

传统的通胀预测法虽具有较强的理论支撑, 但由于经济学界在通胀运行机理研究方面至今尚未形成一种能够为大家所普遍认可的学说, 一般而言, 基于通胀理论的预测法仅聚焦于通货膨胀的某类或某几类影响因素, 在变量选取上受到限制, 无法将更多潜在的重要因素涵盖进去, 致使视野相对狭隘。例如, 基于通胀持久性理论的单变量预测法只包含通货膨胀滞后项。尽管 Atkeson and Ohanian (2001)、Stock and Watson (2007) 等经典文献发现单变量预测法可以取得良好的通胀预测效果, 但这些文献预测通货膨胀的样本区间处于“大缓和”时期, 而这段时期内通货膨胀具有波动小、惯性大的突出特征, 使仅纳入通胀滞后项的单变量模型表现出令人惊奇的通胀预测能力。随着“大缓和”时期的终结, 通货膨胀呈现波动加大、惯性变小的新特征, 导致单变量方法的预测效果不再理想。此外, 基于菲利普斯曲线的多变量法也只选取产出缺口、通胀预期等有限几个变量进行通货膨胀预测。虽然菲利普斯曲线模型被 Stock and Watson (2009) 称作最具影响力的通胀预测模型, 被许多研究所采用, 但不可否认的是, 菲利普斯曲线模型的通胀预测效果并不十分稳定, 这实际上正是通货膨胀运行机理复杂性的写照。现阶段在通货膨胀形成机制愈发复杂、影响因素日趋多元的背景下, 只包含少量解释变量的传统预测方法可能将难以提供足够的预测信息, 而且从模型构建角度来看, 预测模型中若只包含较少的解释变量, 可能会导致“变量遗漏误差”(variable omitting error), 致使预测精准度下降。因此, 构建包含众多解释变量的通胀预测模型具有相当的必要性 (Bańbura *et al.*, 2010)。但与此同时, 不可忽视的问题是, 当预测模型所包含的变量

越多，为保证递归性需要施加越多的限制，从而增加估计误差，这势必又会反过来影响到模型的预测精度。如何在不增加估计误差的条件下，纳入更多的预测变量信息，实现二者间的平衡，从而保证最大限度地综合利用宏观经济变量中蕴含的未来通胀信息，成为构建包含大量解释变量通胀预测模型的关键所在。对此，最新相关文献运用动态因子方法与允许模型维度动态选择的方法进行建模，扩展通胀预测模型的变量数量，以达到这一目的。

具体而言，运用动态因子模型（Dynamic Factor Model）预测通货膨胀的机理是通过提取众多通胀驱动因素中蕴含的共同因子，实现最大限度利用通胀预测信息的目标。Gavin and Kliesen（2008）通过构建动态因子模型对美国 1983 年 1 月至 2007 年 9 月的通货膨胀率实施预测时发现，纳入丰富预测变量信息的动态因子模型的预测效果要优于简单的 AR 模型和 AO 模型，特别是当预测期限变长，这种优势就更为明显。Gupta and Kabundi（2011）构建了包含 267 个季度宏观经济变量的动态因子模型，对南非 2001—2006 年间的季度通胀率实施预测，实证结果表明，动态因子模型的预测效果明显优于 VAR 模型、BVAR 模型以及 DSGE 模型。

允许模型维度动态选择的方法是新近发展起来的一种计量经济学方法，这种方法也可以在不增加模型估计误差的情况下，最大限度地利用宏观经济变量中蕴含的未来通胀信息。所谓预测模型的维度是指模型中所包含的变量的数量。预测模型维度的动态选择则是指预测模型中的变量数量并非固定，而是随时间改变，具体体现为预测模型中应包含预测变量的多寡是伴随经济运行状态的变化而变化的，当经济运行平稳时，只需包含较少变量就可以实现较好的预测效果，而当经济波动加剧时，就需构建包含更多解释变量的通胀预测模型（Chan et al., 2012; Koop, 2013）。预测模型维度的动态选择，一方面有利于兼顾不同经济状态对通货膨胀的深刻影响，从而减少预测效果面临的不确定性；另一方面有助于增加模型维度的灵活性，实现模型降维的效果，减轻因大量解释变量的纳入所可能引发的估计误差，提高通胀预测模型的精准度。根据 Koop and Korobilis（2013）的研究，将模型维度动态选择引入到通胀预测模型之中，可以显著提高通胀预测的精准度，他们构建了能够同时实现模型待估系数、模型变量以及模型维度动态选择的 TVP-VAR 模型以预测美国 1959—2010 年间的季度通胀率，实证结果发现，相较于常规的固定系数 VAR 模型和固定维度的 TVP-VAR 模型，模型维度动态选择的引入可以改善通胀预测的准确度。Koop（2014）的研究进一步完善了模型维度动态选择的方法，将动态模型平均（DMA）的思想引入到模型维度动态选择的过程中，构建了全新的动态维度选择（DDS）方法以实现大型 VAR 模型维度的动态选择，并依此预测了美国 1973—2012 年间的月度通货膨胀，结果表明，允许模型维度动态选择的 VAR

模型其通胀预测效果优于固定模型维度的 VAR 模型。

五、主要结论与展望

近年来,随着金融改革的深化,尤其是利率市场化、金融脱媒等的不断推进,我国货币政策调控正由“数量型”调控向“价格型”调控加速转变。相应地,货币政策目标、传导机制以及操作工具也在发生深刻的改变。在此背景下,对未来通货膨胀方向与水平的准确预测,很大程度上关乎我国稳定物价货币政策目标的顺利实现。相比于西方学界对通货膨胀预测研究的重视,国内相关研究却未能及时跟进,现有文献的数量仍十分有限,且基本仅运用了较为经典的几种预测模型对中国的通货膨胀实施预测,鲜有涉及最新的通胀预测方法。然而,2008 年全球金融危机爆发以来,随着“大缓和”时期的终结,通货膨胀发生机理日益复杂、驱动因素愈发多元,呈现出波动幅度加大、惯性程度降低等新特征,导致通胀预测的难度不断增加,面临新的挑战,以往的一些传统方法在通胀预测过程中渐趋乏力。对此,国外最新相关文献从模型优化、变量扩展等方面对传统预测方法进行了一系列的修正和拓展,取得了许多新的研究突破。此外,得益于通胀预期调查方法的改善以及调查数据处理技术的进步,基于调查的通胀预期在通胀预测中的价值越来越受到学术界的关注。

本文回顾国外相关文献,对已有研究成果进行了较为系统的梳理与评述,发现通货膨胀预测新方法的应用主要显示出以下两大趋势:一是从假设条件放松、估计方法优化、预测变量扩展等多个方面对原有的通货膨胀预测模型进行拓展。其中包括,放松通货膨胀长期均衡水平为零的经典假设,将通货膨胀中的趋势成分纳入通胀预测模型;将通胀影响因素以及通胀与影响因素之间关系的“时变性”特征引入菲利普斯曲线模型,解决由结构变化、潜在解释变量选择不确定性所导致的菲利普斯曲线模型通胀预测效果“不稳定性”问题;在预测变量选择方面,从单变量、多变量走向“大变量”,采用动态因子分析方法或允许模型维度动态选择的方法来构建包含众多预测变量的通胀预测模型,以期在不增加模型估计误差的情况下,最大限度综合利用实现通胀精准预测所需的信息。二是实际通胀预测过程在注重预测“科学性”的同时,也开始考虑融入预测的“艺术性”。专业预测人士对未来通胀动态走势的主观判断在通胀预测中的作用逐渐凸显,在“纯”计量模型中纳入专家主观判断的做法越来越受到学术界的青睐。

尽管近期西方的通货膨胀预测研究已在多方面取得了重要进展,积累了丰硕的研究成果,但由于通货膨胀形成机理与动态特征的极端复杂性,实施精准的通货膨胀预测仍面临许多挑

战。因此，通货膨胀预测方法依然有待进一步优化。就通货膨胀预测模型而言，能否实施准确预测的关键在于模型结构是否正确反映了通货膨胀形成与动态变化的客观过程，所以未来通胀预测模型的构建与完善还有赖于继续深化对通货膨胀惯性、通货膨胀波动性、通货膨胀预期形成与演化等重要问题的研究。此外，由于实际通货膨胀预测兼具“科学性”与“艺术性”，如何更加有效地纳入公众特别是职业经济学家对于未来通货膨胀的主观判断，从而达到科学与艺术的统一，这也是未来通货膨胀预测方法需要进一步探索的方向。

就中国的通货膨胀预测而言，有必要在讨论西方经典预测方法的基础之上及时追踪通胀预测方法的最新进展，并将这些最新方法应用到我国的通胀预测研究中来，但同时需要充分考虑到我国新兴加转型的特殊背景对通货膨胀形成与动态变化的影响。当前中国社会经济步入深层次结构转型期，由于经济结构、社会结构的快速调整，影响通货膨胀的因素及其与通货膨胀间的关联特征一直处于不断变化的状态，如何捕捉并在预测过程中反映这种“时变性”是准确预测中国通货膨胀的关键。此外，处于转型期的中国社会贫富差距拉大，低收入、低财富水平的阶层体会到极高的不安全感，未来极度的不确定性令大部分经济主体的预期行为趋于保守，致使我国通货膨胀往往呈现出非理性的惯性特征，所以尽管国外主流观点主张构建包含众多预测变量信息的通胀预测模型，但结合我国实际，现阶段基于通货膨胀持久性的单变量通胀预测法可能仍需坚持，不过应该改变以往简单套用通胀惯性理论进行通胀预测的做法，深入考察通货膨胀惯性的来源和动态特征对通货膨胀预测的影响。

参考文献

- [1] 陈伟、牛霖琳：基于贝叶斯模型平均方法的中国通货膨胀的建模及预测，《金融研究》，2013 年第 11 期，第 15-27 页。
- [2] 崔百胜：基于动态模型平均的中国通货膨胀实时预测，《数量经济技术经济研究》，2012 年第 7 期，第 76-91 页。
- [3] 李宏瑾、钟正生、李晓嘉：利率期限结构、通货膨胀预测与实际利率，《世界经济》，2010 年第 10 期，第 120-138 页。
- [4] 肖曼君、夏荣尧：中国的通货膨胀预测：基于 ARIMA 模型的实证分析，《上海金融》，2008 年第 8 期，第 38-42 页。
- [5] 郑挺国、王霞、苏娜：通货膨胀实时预测及菲利普斯曲线的适用性，《经济研究》，2012 年第 3 期，第 88-101 页。
- [6] Altug, Sumru, and Cem Cakmakli, 2016. Forecasting inflation using survey expectations and target inflation: Evidence for Brazil and Turkey, *International Journal of Forecasting*, Vol. 32, No. 1, pp. 138-153.
- [7] Ang, Andrew, Geert Bekaert, and Min Wei, 2007. Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 4, pp. 1163-1212.
- [8] Ascari, G., and A. M. Sbordone, 2014. The macroeconomics of trend inflation, *Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports*, No. 628.
- [9] Atkeson, A., and L. E. Ohanian, 2001. Are Phillips curves useful for forecasting inflation? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 25, No. 1, pp. 2-11.
- [10] Bańbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin, 2010. Large Bayesian vector auto regressions, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, No. 1, pp. 71-92.
- [11] Barnett, A., H. Mumtaz, and K. Theodoridis, 2014. Forecasting UK GDP growth and inflation under structural change, *International Journal of Forecasting*, Vol. 30, No. 1, pp. 129-143.
- [12] Bauer, M. D., and E. McCarthy, 2015. Can we rely on market-based inflation forecasts? *Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper*, No. 30.
- [13] Bernanke, B. S., 2007. Inflation expectations and inflation forecasting, Speech at the Monetary Economics Workshop of the NBER Summer Institute, 10 July.
- [14] Brave, S., and J. D. M. Fisher, 2004. In search of a robust inflation forecast, *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, Vol. 28, No. 4, pp. 12-31.

- [15] Canova, F., 2007. G-7 inflation forecasts: Random walk, Phillips curve or what else? *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 11, No. 1, pp. 1-30.
- [16] Chan, J. C. C., G. Koop, R. Leon-Gonzalez, and R. W. Strachan, 2012. Time varying dimension models, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 30, No. 3, pp. 358-367.
- [17] Chan, J. C. C., T. E. Clark, and G. Koop, 2015. A new model of inflation, trend inflation, and long-run inflation expectations, *Federal Reserve Bank of Cleveland*, Working Paper.
- [18] Chan, J. C. C., G. Koop, and S. M. Potter, 2013. A new model of trend inflation, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 31, No. 1, pp. 94-106.
- [19] Chan, J. C. C., G. Koop, and S. M. Potter, 2016. A bounded model of time variation in trend inflation, NAIRU and the Phillips curve, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 31, No. 3, pp. 551-565.
- [20] Clark, T. E., 2011. Real-time density forecasts from VARs with stochastic volatility, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 29, No. 3, pp. 327-341.
- [21] Clark, T. E., and T. Doh, 2014. Evaluating alternative models of trend inflation, *International Journal of Forecasting*, Vol. 30, No. 3, pp. 426-448.
- [22] Cogley, T., and A. M. Sbordone, 2008. Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the new Keynesian Phillips curve, *American Economic Review*, Vol. 98, No. 5, pp. 2101-2126.
- [23] Cogley, T., G. Primiceri, and T. J. Sargent, 2010. Inflation-gap persistence in the US, *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 1, pp. 43-69.
- [24] D'Agostino, A., and P. Surico, 2012. A century of inflation forecasts, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 4, pp. 1097-1106.
- [25] D'Agostino, A., L. Gambetti, and D. Giannone, 2013. Macroeconomic forecasting and structural change, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 28, No. 1, pp. 82-101.
- [26] Dotsey, M., S. Fujita, and T. Stark, 2015. Do Phillips curves conditionally help to forecast inflation? *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, Working Paper, No. 16.
- [27] Eickmeier, S., W. Lemke, and M. Marcellino, 2015. Classical time varying factor-augmented vector auto-regressive models: Estimation, forecasting and structural analysis, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, Vol. 178, No. 3, pp. 493-533.
- [28] Fama, E. F., 1975. Short-term interest rates as predictors of inflation, *American Economic Review*, Vol. 65, No. 3, pp. 269-282.
- [29] Faust, J., and J. H. Wright, 2013. Forecasting inflation, in *Handbook of Economic Forecasting*, Eds. by

Elliott, G., and A. Timmermann, North Holland, Amsterdam, pp. 2-56.

[30] Fisher, J. D. M., Chin Te Liu, and Ruilin Zhou, 2002. When can we forecast inflation? *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, Vol. 26, No. 1, pp. 30-42.

[31] Fuhrer, J. C., and G. P. Olivei, 2010. The role of expectations and output in the inflation process: An empirical assessment, *Federal Reserve Bank of Boston*, Public Policy Brief, No. 10-2.

[32] Garnier, C., E. Mertens, and E. Nelson, 2015. Trend inflation in advanced economies, *International Journal of Central Banking*, Vol. 11, No. 4, pp. 65-136.

[33] Gavin, W. T., and K. L. Kliesen, 2008. Forecasting inflation and output: Comparing data-rich models with simple rules, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. Vol. 90, No. 3, pp. 175-192.

[34] Gordon, R. J., 1982. Inflation, flexible exchange rates, and the natural rate of unemployment, in *Workers, Jobs and Inflation*, Ed. by Baily, M. N., The Brookings Institution Press, Washington, D. C., pp. 89-158.

[35] Gordon, R. J., 1990. U.S. inflation, labor's share, and the natural rate of unemployment, in *Economics of Wage Determination*, Ed. by Konig, H., Springer-Verlag, New York, pp. 1-34.

[36] Groen, J. J. J., R. Paap, and F. Ravazzolo, 2013. Real-time inflation forecasting in a changing world, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 31, No. 1, pp. 29-44.

[37] Gupta, R., and A. Kabundi, 2011. A large factor model for forecasting macroeconomic variables in South Africa, *International Journal of Forecasting*, Vol. 27, No. 4, pp. 1076-1088.

[38] Hubrich, K., 2005. Forecasting euro area inflation: Does aggregating forecasts by HICP component improve forecast accuracy? *International Journal of Forecasting*, Vol. 21, No. 1, pp. 119-136.

[39] Jaditz, T., and C. L. Sayers, 1994. Predicting inflation, *Bureau of Labor Statistics*, Manuscript.

[40] Kaihatsu, S., and J. Nakajima, 2015. Has trend inflation shifted? An empirical analysis with a regime-switching model, *Bank of Japan*, Working Paper.

[41] Koop, G., and D. Korobilis, 2012. Forecasting inflation using dynamic model averaging, *International Economic Review*, Vol. 53, No. 3, pp. 867-886.

[42] Koop, G., and D. Korobilis, 2013. Large time-varying parameter VARs, *Journal of Econometrics*, Vol. 177, No. 2, pp. 185-198.

[43] Koop, G., 2013. Forecasting with medium and large Bayesian VARS, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 28, No. 2, pp. 177-203.

- [44] Koop, G., 2014. Forecasting with dimension switching VARs, *International Journal of Forecasting*, Vol. 30, No. 2, pp. 280-290.
- [45] Kozicki, S., and P. A. Tinsley, 2012. Effective use of survey information in estimating the evolution of expected inflation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 44, No. 1, pp. 145-169.
- [46] Mertens, E., 2016. Measuring the level and uncertainty of trend inflation, *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- [47] Mishkin, F. S., 1990a. What does the term structure tell us about future inflation? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, No. 1, pp. 77-95.
- [48] Mishkin, F. S., 1990b. The information in the longer-maturity term structure about future inflation, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 3, pp. 815-828.
- [49] Mishkin, F. S., 1991. A multi-country study of the information in the term structure about future inflation, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, No. 1, pp. 2-22.
- [50] Nason, J. M., and G. W. Smith, 2008. The new Keynesian Phillips curve: Lessons from single-equation econometric estimation, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 94, No. 4, pp. 361-395.
- [51] Nielsen, C. M., 2006. The information content of the term structure of interest rates about future inflation: An illustration of the importance of accounting for a time-varying real interest rate and inflation risk premium, *The Manchester School*, Vol. 74, No. s1, pp. 93-115.
- [52] Stock, J. H., and M. W. Watson, 2003. Forecasting output and inflation: The role of asset prices, *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, No. 3, pp. 788-829.
- [53] Stock, J. H., and M. W. Watson, 2007. Why has U.S. inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 1, pp. 3-34.
- [54] Stock, J. H., and M. W. Watson, 2009. Phillips curve inflation forecasts, in *Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy, a Phillips Curve Retrospective*, Eds. by Fuhrer, J., Y. K. Kodrzycki, J. S. Little, and G. P. Olivei, MIT Press, Massachusetts, pp. 97-202.
- [55] Stock, J. H., and M. W. Watson, 2010. Modelling inflation after the crisis, *NBER*, Working Paper, No. 16488.
- [56] Stock, J. H., and M. W. Watson, 2015. Core inflation and trend inflation, *NBER*, Working Paper, No. 21282.
- [57] Maas, van der J., 2014. Forecasting inflation using time-varying Bayesian model averaging, *Statistica Neerlandica*, Vol. 68, No. 3, pp. 149-182.

- [58] Wright, J. H., 2013. Evaluating real-time VAR forecasts with an informative democratic prior, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 28, No. 5, pp. 762-776.

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



刊 名：国际货币评论	INTERNATIONAL MONETARY REVIEW
刊 期：月刊	Monthly
主 编：张 杰	Zhang Jie
副 主 编：何 青 苏 治 宋 科	He Qing Su Zhi Song Ke
主办单位：中国人民大学国际货币研究所	International Monetary Institute of RUC
出版单位：《国际货币评论》编辑部	Department of International Monetary Review
北京市海淀区中关村大街 59 号	Address: Room 605, Culture Square, Renmin University of
文化大厦 605 室, 100872	China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District,
	Beijing 100872, P.R.China
电 话：86-10-62516755	Tel: 86-10-62516755
邮 箱：imi@ruc.edu.cn	E-mail: imi@ruc.edu.cn
网 址：http://www.imi.org.cn	Website: http://www.imi.org.cn

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载

本期责编：赵宣凯 安然 徐贵荣



微博·Weibo



微信·WeChat