

国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰



“新常态”下的经济和金融学理论创新

陈雨露

人民币汇率波动的预测—基于损失函数和 DM 检验的比较分析

李艳丽、邓贵川、李辰阳

央行预期管理、通胀波动与银行风险承担

汪 莉、王先爽

公众预期与量化宽松效应：来自国际大宗商品的证据

苏 治、尹力博、付 莹

IMI 顾问委员会

Edmond Alphandery

Yaseen Anwar

Steve H. Hanke

Robert A. Mundell

Li Ruogu 李若谷

Li Yang 李扬

Pan Gongsheng 潘功胜

Su Ning 苏宁

Wang Zhaoxing 王兆星

Xia Bin 夏斌

Joseph C.K. Yam 任志刚

IMI 学术委员会

主席

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

Robert Elsen

Tomoyuki Fukumoto

Guo Qingwang 郭庆旺

Hu Xuehao 胡学好

Il Houg Lee 李一衡

Ji Zhihong 纪志宏

Jiao Jinpu 焦瑾璞

Jin Yu 金煜

Jaya Josie

Rainer Klump

Liu Jun 刘珺

Lu Lei 陆磊

David Marsh

Juan Carlos Martinez Oliva

Herbert Poenisch

Qu Qiang 瞿强

Alain Raes

Alfred Schipke

Anoop Singh

Wanda Tseng 曾颂华

Tu Yonghong 涂永红

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 Daoxu 周道许

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·3月简讯】

3月1日至4日，IMI 执行所长贲圣林应邀访问了印度新德里，参加由印度外交部和观察者研究基金会（Observer Research Foundation）主办的瑞信娜对话（Raisina Dialogue）的启动仪式和首届大会。

3月5日下午，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）主办的大金融思想沙龙（第29期）在明德主楼801会议室举行。本次沙龙邀请到IMI 特约研究员、Blockchain百人会会长吴志峰担任主讲嘉宾，其针对“区块链：价值互联网的基础构架”这一主题发表了演讲。沙龙由IMI 研究员、中国人民大学财政金融学院院长助理王芳主持。

3月20日，由中国人民大学财政金融学院货币金融系和国际货币研究所（IMI）联合主办的大金融思想沙龙（第30期）在明德主楼714会议室举行。本次沙龙特别邀请到IMI 特约研究员、国新国际投资有限公司董事、国家外汇管理局资本项目管理司原司长孙鲁军，就“资本项目管理与资本项目可兑换”一题发表演讲。沙龙由IMI 研究员、国家开发银行资金局张超主持。

3月25日下午，由中国人民大学财政金融学院与国际货币研究所（IMI）联合举办的陶湘国际金融讲堂（第3期）在人民大学明德主楼830举行。华能贵诚信托有限公司资产管理部总经理耿群就“金融危机之前车殷鉴——2008年全球金融危机深度分析及启示”的主题进行了演讲。国家外汇管理局原副局长魏本华、中国人民大学财政金融学院院长助理王芳、杭州华软新动力资产管理公司CEO徐以升出席并进行了点评。IMI 副所长涂永红担任讲座主持。

3月26日，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）主办的“货币金融圆桌会议·2016春”在明德主楼830隆重举行。会议围绕“供给侧结构性改革的金融支持”这一热点议题展开深入探讨。上海黄金交易所理事长焦瑾璞，中国金融四十人论坛高级研究员、国家外汇管理局国际收支司原司长管涛，乐视高级副总裁、中国银行原副行长王永利，中银香港发展规划部副总经理鄂志寰，中国人民银行调统司处长闫先东，以及中国人民大学财政金融学院院长郭庆旺、副院长赵锡军，中国财政金融政策研究中心主任瞿强，IMI 执行所长贲圣林、副所长宋科等来自金融监管部门的高层管理者、金融理论与实业界专家学者出席会议并发表演讲。会议由IMI 副所长涂永红主持。



IMI

更多精彩内容请登陆国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

目 录

【卷首】

- “新常态”下的经济和金融学理论创新 ————— 陈雨露 01
- 人民币汇率波动的预测
- 基于损失函数和 DM 检验的比较分析 ————— 李艳丽、邓贵川、李辰阳 05
- 央行预期管理、通胀波动与银行风险承担 ————— 汪 莉、王先爽 28
- 我国货币政策银行贷款渠道传导效率研究
- 基于银行业结构的古诺模型 ————— 董华平、干杏娣 52
- 公众预期与量化宽松效应：来自国际大宗商品的证据 ———— 苏 治、尹力博、付 莹 70
- 中国商业银行通过贷款损失准备计提进行盈余平滑吗？ ———— 陈超、魏静宜、曹利 96
- 互联网金融加剧了商业银行的风险承担吗？
- 来自中国银行业的经验证据 ————— 郭 品、沈 悦 116
- 资本项目开放、汇率政策与资产价格 ————— 王 彬 138

【卷首】**“新常态”下的经济和金融学理论创新**陈雨露¹**一、“新常态”所反映的经济和金融问题本质**

这里的所谓经济和金融“新常态”（New Normal），是泛指自2008年国际金融危机以来，特别是2008-2012年全球经济衰退以来，世界主要经济体都共同面临的经济和金融体系的低水平均衡状态。这种均衡状态表面上看是以金融稳定和经济高增长为特征的所谓“大稳健”时代的终结，但本质上却是对危机之前长期积累的金融失衡的一种被动式的集中调整。这种调整源于危机前从理论到实践领域的诸多重大误判，特别是忽略了金融和实体经济的密切关联，以及由此所可能造成的重大影响。因此，作为对危机前“非常态”的一种纠正和调整，“新常态”所反映的经济和金融问题本质主要包括两点：一是金融对实体经济具有不可忽略的重要影响，金融体系的稳定性和效率性将直接影响实体经济的稳定性和效率性；二是金融发展必须围绕实体经济和“去泡沫化”，通过将资源导向具有生产力的部门，实现可持续的真实财富增长。

对于第一点，金融之所以重要，不仅仅是因为它作为资源跨时空配置的媒介存在，更重要的是，它通过货币、信用和其它金融要素建立的实际路径和脉络，深刻影响并揭示了整个经济和金融体系在时间和空间维度上的综合配置动态。在这种情况下，金融体系的运行状态不仅会对宏观经济的运行产生直接和显著的内生性影响，而且孕育着理解金融和实体经济各种动态关系的关键信息。对于第二点，由于金融体系本身并不直接从事物质生产，而是通过影响资源的流向和要素的配置结构来促进物质财富的增长，因此，必须树立正确的金融发展价值观，使金融发展服务于实体经济而不是脱离甚至损害实体经济。因此，深刻理解“新常态”下的经济和金融问题本质，就是要充分厘清并正确处理好金融和实体经济的动态关系，并在此基础上建立新的方法论基础和实践原则，最终形成金融和实体经济相辅相成和相得益彰的良好格局。

1 陈雨露，中国人民大学国际货币研究所学术委员会主任、中国人民银行副行长

二、“新常态”呼唤新的经济和金融学方法论

由于“新常态”所面临的核心问题是要厘清和正确处理好金融和实体经济的动态关系，因此，必须首先建立与之相匹配的经济和金融学方法论。然而，纵观过去几十年的经济和金融学理论，国际主流范式是如此偏颇地忽略了金融因素的重要影响，以至于在浩如烟海的经济文献中，几乎找不到任何关于内生性金融经济理论的系统论述。这不仅造成了理解现实经济的困惑，而且引发了经济学理论的危机。在这种情况下，系统重建包含内生性金融因素的宏观经济理论，成为一种时代的要求。

科学发展史的经验表明，当一种理论缺乏现实一致性的时候，通常是因为正确的路径尚未被发现。2008年国际金融危机之后，虽然关于主流经济学在金融方面的认识不足已经得到了相当多的讨论，但更深层次的方法论问题却再一次被忽略了。长期以来，大量经济学家投身于一般均衡理论无休止的精炼化，这种精炼化的主要特征是对纯形式逻辑问题进行越来越精细的数学化，但却极少把重点放在理解现实经济世界的现象和行为上。很多经济学理论都是在“自我实现”的演绎体系中“兜圈子”。然而，真实世界的经济周期和波动并不是对于某个既定均衡路径的偶然偏离，而是植根于社会交互作用过程的一种动态结果。新的经济和金融学理论只有坚持一种更加贴近现实的方法论，才能更好地解释真实世界的经济现象和行为，并为宏观政策框架的建立奠定坚实的基础。

作为客观事实之间联系的一种逻辑图示，科学理论应该是符合经验事实的前提假设与符合逻辑规则的理论建构的结合。一种科学的经济学方法论必须具备以下三大基础：一是经验基础，即这种方法论必须建立在客观现实的经验基础之上；二是行为基础，即这种方法论必须立足于市场主体的行为逻辑与规律；三是实践基础，即这种方法论必须能够找到理论与现实的有效连结点。三大基础的有机统一，构成了科学经济学方法论的基本指南：一方面，我们需要一个足够清晰和贴近现实的理论框架来概括经济和金融体系的客观规律；另一方面，我们需要将这些客观规律应用于政策和发展实践，从而真正建立起一个理论与实践相统一的完整理论体系。

对于改革而言，理论和现实的科学一致性是合理性和合法性的基本前提。如果一种经济理论要对正确的政策制定有所裨益，那么，真实世界所发生的事件必须在该理论中也是一种兼容的事件。这在本质上要求理论和实践的深度兼容。脱离实践的理论是空洞无效的理论，而没有理论的实践则是盲目冒险的实践。在新常态下反思经济和金融学的理论根基，其根本目标就是要重新回归科学的经济和金融学方法论，通过对现代金融体系内在规律的研究，系

统构建金融和实体经济相统一、理论基础和政策实践相结合的综合理论框架。这一理论框架绝非对传统经济学和金融学理论的一次“漏洞修补”，而是涉及到从经验事实、理论基础到方法论思想的一次整体变革。这次变革的核心诉求是系统解决传统经济学和金融学期以来积累的若干理论基础问题，并在一个崭新的理论框架下形成一个经验事实清楚、理论逻辑一致、政策实践有效的经济和金融学理论新范式。

三、“新常态”下的经济和金融学理论新范式

从理论上讲，构建金融和实体经济相统一的综合理论框架，其核心任务是要系统重建传统宏观经济学和金融学的理论基础，使现代经济运行两个不可或缺的组成部分——金融和实体经济——同时进入理论框架并得到统一和一致的刻画。这种刻画不仅有助于澄清危机前主流宏观经济学长期存在的各种理论困境，而且很有可能为正在酝酿变革的宏观经济政策实践带来若干前所未有的革命性影响。

首先，必须彻底重建宏微观相统一的金融学理论体系。根据传统的西方经济学分类体系，“金融学”主要以资产定价和公司金融为代表，属于典型的微观经济学范畴；而包括货币、信贷等内容则被划归“宏观经济学”的范畴，通常只发挥“形式上”的作用而不产生实质性的影响。但实际上，包括货币、信贷、利率在内的这些在主流宏观经济学中“无足轻重”的金融变量，不仅具有明显区别于实际经济变量的运行规律，同时还会对实体经济产生不可忽略的重要影响。因此，不仅传统微观金融学所包含的分析对象和内容是局限的，传统宏观经济学对主要金融变量的认识也是严重不足的。事实上，金融学所研究的对象——整个金融体系的特征和运行规律——从一开始本就无所谓“宏微观”分离的问题，而是同时包含着从微观基础到宏观表现的一个客观整体。因此，现代金融学的发展必须在持续修正原有微观理论部分缺陷的基础上，对金融体系的整体运行特征和规律进行深入研究，建立起微观基础和宏观表现相统一，同时又能清晰概括和描述现代金融体系运行规律的总体分析框架。

其次，宏观经济学对金融规律的认识必须提升到一个新的高度。尽管在构建完善金融学理论的过程中必然涉及金融因素和实体经济的相互关联问题，但宏观经济学的重建则需要在此基础上继续向前迈进一步，在更高的层面上建立金融体系和实体经济相统一的一般性理论框架。根据传统宏观经济学多年存在的积弊，当务之急是首先必须重建宏观经济学的“金融支柱”，即系统地将整个金融体系作为一个完整的内生性分析框架的核心组成部分纳入分析，而不仅仅只是简单地考虑货币和信贷。在此基础上，应进一步对宏观经济学的整体分析

框架进行结构性重建，在一个更高的层面上形成一个具有内生逻辑的、同时包含“金融—实体经济—政策”相互作用的完整理论框架。在重建宏观经济学“金融支柱”的过程中，除内生性地考虑金融体系和实体经济的联系和作用机制之外，还必须进一步明确宏观经济和金融政策在金融体系和实体经济中的传导机制和路径，从而真正实现理论基础和政策实践的统一。

相比之下，中国经济新常态是一个更加具有建设性的论断。在中高速增长的环境下，通过结构改革和新动力实现更高质量的增长，显然是更为务实、更为主动、更具创造性的战略思想。历次工业革命的经验告诉我们，金融在大转型中的作用不可小觑。重建金融和实体经济相统一的综合理论框架也必将有助于中国大转型战略思想的实施。事实上，只要率先在理论上建立起宏微观相统一的金融学理论，并在此基础上构建金融和实体经济相统一的宏观经济学，这种统一就将为宏观经济和金融政策在实践中的科学性和有效性奠定长期坚实的理论基础，并极大可能地推动中国经济由此开启一个金融和实体经济共同繁荣和稳定发展的崭新时代。而中国的宏观经济理论研究也就有可能由此迈入国际先进行列。

人民币汇率波动的预测

——基于损失函数和 DM 检验的比较分析

李艳丽¹ 邓贵川² 李辰阳³

【摘要】随着人民币汇率市场化程度的不断加深,人民币汇率的波动越来越大,对人民币汇率波动的预测显得越来越重要。现有文献都只通过单一的模型来预测人民币汇率的波动,我们无法据此确定哪一种模型对人民币汇率波动有更好的预测能力。本文选取常用的预测金融资产波动率的指数平滑模型、ARCH模型和GARCH模型,采用动态时间滚动窗口技术,对2005年以后的人民币汇率波动进行了拟合和样本外预测,并通过损失函数的计算和DM检验方法比较了各模型对人民币汇率波动的样本外预测能力。结果发现,相对于ARCH模型和GARCH模型,指数平滑模型具有最优的波动预测能力。

【关键词】人民币汇率波动; 预测; 损失函数; DM检验

自2005年汇改以来,人民币汇率开始实行参考一篮子货币的有管理浮动安排,市场因素在人民币汇率水平形成与变化中所起的作用越来越大。以人民币兑美元汇率为例,2005年7月汇改时规定每日银行间外汇市场美元对人民币的交易价可以在人民银行公布的中间价上下千分之三的幅度内浮动,2007年5月该浮动幅度扩大至千分之五,2012年4月和2014年3月,浮动幅度再次扩大至百分之一和百分之二。2015年8月11日,中国人民银行宣布进一步完善人民币汇率中间价报价机制,由做市商在每日银行间外汇市场开盘前,参考上日银行间外汇市场收盘汇率,综合考虑外汇供求情况以及国际主要货币汇率变化向中国外汇交易中心提供中间价报价。可以看出,人民币汇率的市场化程度越来越高,由此带来的人民币汇率水平的变化和波动会更明显。汇率波动的加大,增加了对外贸易和投资中的外汇交易风险,无论贸易商、投资商或者是投机者,出于保值或投机的目的都需要进行外汇风险管理,而对汇率水平和波动做出较为准确的预测是有效管理汇率波动风险的重要内容。

从理论层面看,汇率是一种金融资产价格,如何刻画和预测金融资产价格波动率是金融

1 李艳丽, 武汉大学经济与管理学院金融系副教授
2 邓贵川, 武汉大学经济与管理学院金融系博士研究生
3 李辰阳, 武汉大学经济与管理学院金融系硕士研究生

市场研究的一个重要领域。目前对股票等金融资产价格波动的预测以及预测比较的分析非常多,但是对于汇率波动预测的比较分析并不多见,对于人民币汇率波动预测进行比较分析的文献更少。已有文献主要关注于使用某种具体的模型来对人民币汇率的波动进行刻画和预测,但这些研究不能告诉我们,在众多金融资产波动率模型中,究竟哪一种模型对人民币汇率波动具有更好的预测能力。本文使用当前常用的几种金融资产价格波动预测模型,采用动态时间滚动窗口技术,对2005年以后的人民币汇率波动进行了拟合和样本外预测,并运用几种常用的损失函数和Diebold、Mariano(1995)提出的DM统计量对不同模型的预测能力进行检验。

本文结构安排如下:第一部分对相关文献研究进行了回顾和梳理,第二部分介绍了汇率波动率预测模型和DM检验方法,第三部分描述了人民币汇率数据来源和模型的拟合结果,第四部分对实证结果进行分析,最后一部分得出结论。

一、文献综述

对金融资产波动率建模的文献主要有如下两类:(1)基于历史收益率数据的历史波动率模型。这一类方法使用历史收益率数据来表示波动率,并结合金融时间序列的特点来构造模型。根据构建模型所使用收益率数据的频率,又可以把历史波动率模型分成两类:第一类是基于低频收益率数据的波动率预测模型。例如Engle(1982)提出的ARCH模型,Bollerslev(1986)在ARCH模型的基础上提出了GARCH模型,Nelson(1990)提出了EGARCH模型,Taylor(1986)提出的随机波动率(SV)模型等;第二类是基于高频收益率数据的波动率预测模型。Anderson和Bollerslev(1988)首次提出使用交易日内高频收益数据计算实现波动率(Realized Volatility)。一些学者利用RV数据构建预测波动率的模型(如徐正国,2004;魏宇,2010)。(2)利用衍生金融工具定价中对隐含波动率的计算方法对金融资产波动率进行预测。如果市场是完善的,那么衍生金融工具的定价就反映了市场对未来价格波动率的预期,通过衍生金融工具的价格计算出的隐含波动率可以反映这种预期。Poon和Granger(2004)应用期权价格隐含标准差来预测金融资产波动率。

对于种类众多的金融资产价格波动率预测模型和方法,哪一种更切合市场上金融资产价格波动的变化,哪一种模型对未来价格波动率的预测能力更强?这需要结合市场价格的波动状况对不同模型和方法的预测能力进行比较。从已有的研究来看,已有大量研究将波动率模型的预测能力比较应用于股票市场。从国内看,张永东、毕秋香(2003)采用上证综合指数

日收盘价格实证了随机游走模型、长期平均模型、移动平均（MA）模型、指数平滑模型、指数加权平均模型、简单回归模型、GARCH 模型的预测能力，结果表明 GARCH 模型预测能力不佳，指数平滑模型预测效果更好。于亦文（2006）利用上海证券市场的综合指数实证了 RV 模型和 GARCH 模型的预测能力，结果显示 RV 模型比 GARCH 模型有更强的预测能力。魏宇、余怒涛（2007）运用 RV 模型、随机波动率（SV）模型和 GARCH 模型实证了波动率模型在中国股市的预测能力，实证表明 RV 模型和 SV 模型具有最高的预测能力。方立兵、郭炳伸、曾勇（2009）比较了在非参数方法下的 GARCH 簇模型对中国股票市场波动率的预测能力，实证表明在非参数方法下的 EGARCH 和 APARCH 模型有更好的预测力。郑振龙（2010）应用香港恒生指数期权市场数据比较了隐含波动率和 GARCH 模型的波动率预测能力，实证表明较短预测期限上，GARCH 模型有更强的预测能力，较长预测期限上，隐含波动率模型有更强的预测能力。杨科、田凤平（2013），王鹏、吕永健（2013）等都运用 GARCH 族和 RV 模型对中国股票市场的波动性进行了实证研究。从国外研究看，Akigray（1989）利用美国股票市场月收益率数据，发现 GARCH 模型优于 ARMA 模型。Dimson、March（1990）对英国股票市场的实证分析表明简单的模型（简单回归模型和指数平滑模型）有更准确的预测效果。Bernd、Klaus（1996）对德国期货市场的实证表明神经网络模型优于 GARCH（1，1）模型。Andersen 等（2003）研究表明基于对数已实现波动率的 ARFIMA 模型的样本外预测能力比 FIGARCH 模型、FIEGARCH 模型表现好。Martens、Zein（2004）基于对美国股票市场、外汇市场和商品市场的实证研究，认为基于低频数据（如日收益率）的历史波动率模型预测金融资产波动率表现不如隐含波动率模型，但基于高频数据的历史波动率模型预测波动率比隐含波动率模型表现更好。Corsi（2009）使用美元国债期货、标普 500 指数期货数据的实证分析表明，简单的已实现波动率模型 HAR-CH 模型对波动率的预测能力与 ARFIMA 模型相近。

将波动率模型应用于汇率的研究较多，如张欣、崔日明（2013）研究非对称 SV 模型对人民币汇率的拟合能力，隋建利等（2013）使用 ARFIMA-FIGARCH 模型研究人民币汇率波动率的长记忆特性；但只有少量文献比较过不同波动率模型对汇率波动的预测能力。王佳妮、李文浩（2005）利用 1999~2004 年欧元、日元、英镑、澳大利亚兑美元的月汇率数据拟合了 ARCH、GARCH、EGARCH 模型，该文以均差（ME）、绝对均差（MAE）和均方差（MSE）作为汇率波动率模型预测能力的比较标准，对三个模型的预测能力进行了比较，结果表明 ARCH 模型能更好的拟合和预测汇率波动。West 和 Cho（1994）运用英国、法国、

德国、日本、加拿大五国的汇率数据，以根均方预测误差（RMSPE）作为模型预测能力的标准，比较了 GARCH 模型、自回归（AR）模型和非参数模型的预测能力，实证表明 GARCH（1，1）有最强的预测能力。

通过文献回顾，我们发现对于金融资产价格波动率进行刻画和预测的模型发展非常快，用这些模型对股票市场价格波动率进行预测并比较预测能力的文献也非常多，但对汇率波动率模型预测能力进行比较的文献非常有限。而且在少数研究汇率波动率的文献中，用于评价模型预测能力的标准主要是损失函数的计算，缺乏规范的统计检验，这样得出结论具有较大的主观性和偶然性。对于人民币汇率波动的预测和预测能力比较的文献则更是缺乏，中国作为世界第二大经济体和第二大对外贸易国，人民币在世界经济中开始发挥越来越重要的影响和作用；而且自 2005 年汇改以后，人民币汇率波动幅度逐渐加大，对人民币汇率波动风险的预测和管理变得越来越重要。本文选取常用的预测金融资产波动率的几种模型，采用动态时间滚动窗口技术，对 2005 年以后的人民币汇率波动进行拟合和样本外预测，并综合损失函数的计算和 DM 检验方法比较各模型对人民币汇率波动的样本外预测能力，以寻找一种能较为准确预测人民币汇率波动率的模型。

二、汇率波动率预测模型和模型预测能力检验方法

（一）汇率波动率预测模型及参数估计方法

基于已有的文献研究以及人民币汇率数据的特点，本文主要使用指数平滑模型、ARCH 模型、GARCH 模型作为人民币汇率波动的拟合模型。

1、指数平滑（Exponential smoothing）模型

该模型用波动率当期的观测值和预测值加权平均作为下一期波动率的预测值，其形式如下：

$$e_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i} - \sum_{j=1}^q \beta_j u_{t-j} \quad (1)$$

$$u_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad h_{t+1} = \alpha \tilde{h}_t + (1-\alpha)h_t \quad (2)$$

方程（1）是由 ARMA（p,q）表示的均值方程，其中， e_t 表示 t 期的汇率， e_{t-i} 表示滞后 i 期的汇率， u_{t-j} 表示滞后 j 期的误差项， α_i 、 β_j 分别表示滞后 i 期汇率和滞后 j 期误差项的系数， c_1 为常数项。对于均值方程的阶数，可通过拟合残差的 ACF 和 PACF 来识别。

方程（2）是方差方程，其中 h_t 表示 t 期汇率波动率的预测值； \tilde{h}_t 表示 t 期汇率波动率的观

测值； h_{t+1} 是 $t+1$ 期汇率波动率的预测值； α 是当期汇率波动率观测值的权重， $0 < \alpha < 1$ 。对于指数平滑模型，波动率的观测值可以用均值方程的残差平方来代替。平滑系数 α 可按如下方法观察：对于给定的 α 值，取初值 $h_1 = u_1^2$ ，然后由方程(1)递推得到 $\{h_t, t=2,3,\dots,T\}$ ，从而求得预测误差 $z_t = h_t - \tilde{h}_t$ ，我们对预测误差求平方和 $Z = \sum_{t=1}^R z_t^2$ ，使 Z_t 最小的 α 值，就是模型的最优拟合值。

2、自回归条件异方差 (ARCH) 模型

Engle(1982)提出的拟合金融资产波动率集聚性的 ARCH 模型，其一般形式为：

$$\begin{aligned} e_t &= c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i} - \sum_{j=1}^q \beta_j u_{t-j} \\ u_t &= \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad h_t = c_2 + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (3)$$

方程 (3) 是方差方程，其阶数 q 可通过均值方程残差平方的 PACF 来识别。其中， h_t 表示 t 期汇率波动率的预测值， u_{t-i} 是均值方程 $t-i$ 期的误差项， c_2 是方差方程的常数项，且 $c_2 > 0, \theta_i$ 是方差方程残差平方的系数，且 $\theta_i \geq 0, \sum_{i=1}^q \theta_i < 1$ 。可用最大似然估计方法估计 ARCH 模型。

3、广义自回归条件异方差 (GARCH) 模型

Bollerslev(1986)在 ARCH 模型的基础上进行扩展，提出具有更优拟合能力的 GARCH 模型，其一般形式为：

$$\begin{aligned} e_t &= c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i} - \sum_{j=1}^q \beta_j u_{t-j} \\ u_t &= \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad h_t = c_3 + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \phi_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (4)$$

方程 (4) 是方差方程，期阶数 p, q 可通过均值方程残差平方的 PACF 和 ACF 来识别。其中， c_3 是方差方程的常数项，且 $c_3 > 0, \theta_i, \phi_i$ 分别是方差方程中残差滞后值和方差滞后值的系数，且 $\theta_i \geq 0, \phi_j \geq 0, \sum_{i=1}^q \theta_i + \sum_{j=1}^p \phi_j < 1$ 。可用最大似然估计方法估计 GARCH 模型。

(二) 模型预测能力比较的方法

本文通过两个层面来比较不同模型对人民币汇率波动的预测能力：

1、损失函数值比较

从现有的文献来看，大多数学者在比较波动率模型预测能力时，都使用均方误差 MSE、平均绝对值误差 MAE，以及对 MSE 和 MAE 经过异方差调整的 HMSE 和 HMAE，四种损

失函数的计算方法分别如下：

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (h_i - \hat{h}_i)^2 \quad (5)$$

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T |h_i - \hat{h}_i| \quad (6)$$

$$HMSE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left(1 - \frac{\hat{h}_i}{h_i}\right)^2 \quad (7)$$

$$HMAE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left|1 - \frac{\hat{h}_i}{h_i}\right| \quad (8)$$

其中 \hat{h}_i 为预测的汇率波动率， h_i 是汇率实际波动率， T 为计算波动率的窗口数。

2、DM 检验

MSE、MAE、HMSE 和 HMAE 可以作为模型比较预测能力的标准，却不能仅凭其值的大小就判断模型预测能力的优劣，因为两个模型的预测误差之间的差异可能并不显著。常用于检验不同模型预测能力差异的显著性的统计量有 F 统计量、MGN 统计量（Granger 和 Newbold,1977）和 MR 统计量（Meese 和 Rogoff,1988），但这些统计量存在明显的缺陷和不足。比如 F 统计量通常要求用于比较的两个预测误差序列不具有同期相关性，而且同一序列内部不具有自相关性；MGN 统计量虽然放松了预测误差同期相关性条件，但仍然无法解决自相关性问题；MR 统计量适用于大样本，不适用于小样本。而且，以上统计量都要求预测误差序列是 0 均值的正态分布。这些苛刻的条件限制了三个统计量的使用。为了克服以上统计的不足，Diebold、Mariano（1995）提出的 DM 统计量。DM 统计量对预测误差的要求较为宽松，这就使得 DM 统计量有更宽的使用范围，而且 Diebold、Mariano（1995）还严格证明了 DM 统计量的相对于其他统计量有更高的效率。

DM 统计检验主要用于模型两两之间的比较，其主要思路是：假定金融资产价格序列为 $\{y_t\}$ ，两个模型的预测值分别为 $\{\hat{y}_{it}, i=1, 2\}$ ，两个模型的预测误差分别为 $\{\varepsilon_{it}, i=1, 2\}$ ：

$$\varepsilon_{it} = y_t - \hat{y}_{it} \quad i=1, 2 \quad (9)$$

一般情况下，两个模型在 t 时刻的损失函数与金融资产价格序列和预测值序列有关，设定为 $\{g(y_t, \hat{y}_{it}), i=1, 2\}$ 。在很多实际应用中，损失函数使用一种更简单的形式，即损失函数是预测误差的函数，表示为 $\{g(\varepsilon_{it}), i=1, 2\}$ ：

$$Loss_i = g(y_t, y_{it}) = g(\varepsilon_{it}) \quad i=1,2 \quad (10)$$

其中 $Loss_i$ 表示第 i 个模型预测下的损失函数。

在两个模型有相同预测能力的原假设下,两个模型预测值的损失函数具有相等的无条件期望值,即:

$$E(d_t) = E(g(\varepsilon_{1t}) - g(\varepsilon_{2t})) = 0 \quad (11)$$

对应的备择假设为:模型一的预测能力比模型二的预测能力差,即 $E(d_t) > 0$;或者模型一的预测能力比模型二的预测能力好,即 $E(d_t) < 0$ 。构造 DM 统计量:

$$DM = \frac{S - \frac{T(T+1)}{4}}{\sqrt{\frac{T(T+1)(2T+1)}{24}}} \sim N(0,1) \quad (12)$$

其中, $S = \sum_{t=1}^T I_+(d_t) \text{rank}(|d_t|)$, $I_+(d_t) = \begin{cases} 1 & d_t > 0 \\ 0 & d_t < 0 \end{cases}$ 是指示函数, $\text{rank}(|d_t|)$ 是两个模型对应损失函数的差分序列取绝对值,按从小到大的顺序进行排序后的对应序数值。在两个模型具有相同预测能力的原假设下,DM 统计量服从标准正态分布。关于损失函数的形式的选择可以是多种多样的,不同学者可以根据自己研究的需要进行选择。本文拟用上文提到的最常用的四种损失函数 MSE、MAE、HMSE、HMAE 分别作为 DM 统计检验的基础损失函数。

三、人民币汇率波动预测模型的拟合

(一) 数据来源及相关处理

本文选取人民币兑美元、欧元、日元、英镑四种名义汇率的日数据,样本期间为 2005 年 7 月 22 日至 2014 年 5 月 31 日,一共 3213 个样本观测值,数据来源于同花顺。由于汇率数据在统计理论中不方便处理,我们对汇率数据作对数差分处理并扩大 1000 倍,即新生成的数据为:

$$e_t = [\ln(a_t) - \ln(a_{t-1})] \times 1000$$

其中 e_t 是新生成的对数收益率, a_t 、 a_{t-1} 分别表示当期和上一期名义汇率值。为了简便,本文仍称汇率对数收益率为汇率。

新的汇率样本观测值为 3212 个,表 1 列出了汇率对数收益率数据的统计特征,本文用 R 软件对数据进行分析。从表 1 可以看出,人民币对美元汇率的 LB(8) 统计量、ADF 统计量、LM(12) 统计量分别为 29.984、-13.139、210.764,在 5% 的显著性水平下都显著拒绝原假设,

说明人民币兑美元汇率是平稳的有序列自相关时间序列，且有显著的 ARCH 效应。相应的，其他三种汇率有相同的特征。

表 1 汇率对数序列和对数差分序列基本统计量

		美元	欧元	日元	英镑
1	均值	-0.8136 (0.000***)	-0.4615 (0.613)	-0.5625 (0.5820)	-0.9559 (0.317)
2	方差	64.4819 (0.000***)	2668.066 (0.000***)	3352.780 (0.000***)	2933.683 (0.000**)
3	偏度	-0.3678 (0.000***)	-0.1950 (0.000***)	0.279 (0.000***)	-0.608 (0.000***)
4	峰度	7.2848 (0.000***)	3.7032 (0.000***)	7.170 (0.000***)	7.938 (0.000***)
5	L-B(8)	29.984 (0.000***)	7.818 (0.4514)	17.915 (0.022*)	15.340 (0.053*)
6	ADF	-13.139 (0.01**)	-14.273 (0.01**)	-14.569 (0.01**)	-15.737 (0.01**)
7	LM (12)	210.764 (0.000***)	320.629 (0.000***)	190.271 (0.000***)	561.224 (0.000***)

注：表中每个单元格中上面的数据是相关统计量的值，小括号中的数据是相应原假设下的 p 值，其中*、**、***分别表示 10%、5%、1%显著性水平下显著。

(二) 模型拟合

本文分别使用普通最小二乘法 (OLS)、牛顿迭代法、最大似然估计法 (ML) 估计方程 (1) - (4)，得到人民币对四种货币汇率的均值方程和波动率方程。

1、汇率波动率预测模型的拟合

(1) 指数平滑模型

人民币兑四种货币汇率在第一个窗口 (第 1~1606 个样本) 上拟合结果见表 2。从表 2 可以看出，在 5% 的显著性水平下，人民币兑四种货币汇率的拟合参数大部分比较显著；对残差值序列进行 LB 检验，统计量值分别为 16.384、10.607、2.626、17.309，在 5% 的显著性水平下都不显著，说明残差值不存在序列自相关性。总体而言，指数平滑模型对人民币汇率波动的拟合效果比较好。

表2 四种货币指数平滑模型拟合结果

货币	模型	模型拟合结果	残差 LB (10) 检验
美元	均值方程 ARMA(2,3)	$e_t = -0.006 + 0.520e_{t-1} + 0.475e_{t-2} - 0.558u_{t-1} - 0.549u_{t-2} + 0.133u_{t-3}$ (0.347) (0.002***) (0.004***) (0.001***) (0.000***) (0.000***)	16.384 (0.089*)
	波动率模型	$h_t = 0.020\tilde{h}_{t-1} + 0.980h_{t-1}$ (0.000***) (0.000***)	
欧元	均值方程 ARMA(0,0)	$e_t = -0.038$ (0.977)	10.607 (0.389)
	波动率模型	$h_t = 0.045\tilde{h}_{t-1} + 0.955h_{t-1}$ (0.000***) (0.000***)	
日元	均值方程 ARMA(1,3)	$e_t = 0.075 + 0.543e_{t-1} - 0.590u_{t-1} + 0.070u_{t-2} - 0.077u_{t-3}$ (0.906) (0.002***) (0.001***) (0.021**) (0.002***)	2.626 (0.989)
	波动率模型	$h_t = 0.064\tilde{h}_{t-1} + 0.935h_{t-1}$ (0.000***) (0.000***)	
英镑	均值方程 ARMA(2,3)	$e_t = -7.995 - 1.561e_{t-1} - 0.913e_{t-2} + 1.561u_{t-1} + 0.887u_{t-2} - 0.016u_{t-3}$ (0.138) (0.000***) (0.000***) (0.000***) (0.000***) (0.514)	17.309 (0.0678*)
	波动率模型	$h_t = 0.045\tilde{h}_{t-1} + 0.955h_{t-1}$ (0.000***) (0.000***)	

注：表中第3列为汇率样本第一个窗口的拟合情况，每个单元格中上面是拟合结果，小括号内是对应参数的p值；第四列为对拟合残差的序列自相关性检验，每个单元格中上面是统计量值，小括号内是对应的p值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平显著。

(2) ARCH(q) 模型

人民币兑四种货币汇率第一个窗口上 ARCH 模型拟合结果见表3。从表3可以看出，在5%的显著性水平下，人民币兑四种货币汇率的拟合参数大部分比较显著；对残差值序列进行 LB(10)检验，统计量值分别为 12.933、10.607、1.857、17.014，在5%的显著性水平下都不显著，说明残差值不存在序列自相关性。这表明 ARCH(1)模型对人民币汇率波动的拟合效果也比较理想。

表 3 四种货币 ARCH(1)模型拟合结果

货币	模型	模型拟合结果	残差 LB (10)检验
美元	均值方程 ARMA(2,3)	$e_t = -0.812 + 0.829e_{t-1} + 0.167e_{t-2} - 0.851u_{t-1} - 0.241u_{t-2} + 0.108u_{t-3}$ (0.201)(0.000***) (0.000***) (0.000***) (0.000***) (0.000***)	12.933 (0.227)
	波动率模型 ARCH(1)	$h_t = 0.134 + 0.998u_{t-1}^2$ (0.000***) (0.000***)	
欧元	均值方程 ARMA(0,0)	$e_t = -0.020$ (0.9876)	10.607 (0.389)
	波动率模型 ARCH(1)	$h_t = 3.5178 + 0.9990u_{t-1}^2$ (0.000***) (0.000***)	
日元	均值方程 ARMA(1,3)	$e_t = -0.047 + 0.667e_{t-1} - 0.714u_{t-1} + 0.077u_{t-2} - 0.077u_{t-3}$ (0.967) (0.000***) (0.000***) (0.008***) (0.000***)	1.857 (0.997)
	波动率模型 ARCH(1)	$h_t = 5.002 + 0.999u_{t-1}^2$ (0.000***)(0.000***)	
英镑	均值方程 ARMA(2,3)	$e_t = -1.479 - 1.105e_{t-1} - 0.993e_{t-2} + 1.105u_{t-1} + 0.997u_{t-2} + 0.010u_{t-3}$ (0.341) (0.000***) (0.000***) (0.000***) (0.000***) (0.000***)	17.014 (0.074*)
	波动率模型 ARCH(1)	$h_t = 5.299 + 0.999u_{t-1}^2$ (0.000***) (0.000***)	

(3) GARCH (p, q) 模型

人民币兑四种货币汇率第一个窗口上 GARCH 模型拟合结果见表 4。从表 4 可以看出, 在 5% 的显著性水平下, 人民币兑四种货币汇率的拟合参数大部分比较显著; 对残差值序列进行 LB(10) 检验, 统计量值分别为 17.987、10.607、3.734、15.280, 在 5% 的显著性水平下都不显著, 说明残差值不存在序列自相关性。因此 GARCH (1, 1) 模型对人民币汇率波动的拟合效果也比较好。

表4 四种货币 GARCH(1,1)模型拟合结果

货币	模型	模型拟合结果	残差 LB (10)检验
美元	均值方程 ARMA(2,3)	$e_t = -0.243 - 0.342e_{t-1} + 0.110e_{t-2} + 0.307u_{t-1} - 0.190u_{t-2} + 0.002u_{t-3}$ (0.000***) (0.708) (0.776) (0.737) (0.596) (0.983)	17.987 (0.055*)
	波动率模型 GARCH(1,1)	$h_t = 0.017 + 0.042h_{t-1} + 0.957u_{t-1}^2$ (0.059*) (0.000***) (0.000***)	
欧元	均值方程 ARMA(0,0)	$e_t = 0.783$ (0.428)	10.607 (0.389)
	波动率模型 GARCH(1,1)	$h_t = 3.703 + 0.027h_{t-1} + 0.972u_{t-1}^2$ (0.156) (0.000***) (0.000***)	
日元	均值方程 ARMA(1,3)	$e_t = -0.850 + 0.7339e_{t-1} - 0.759u_{t-1} + 0.057u_{t-2} - 0.056u_{t-3}$ (0.487) (0.000***) (0.000***) (0.095*) (0.037**)	3.734 (0.959)
	波动率模型 GARCH(1,1)	$h_t = 39.831 + 0.049h_{t-1} + 0.942u_{t-1}^2$ (0.007***) (0.000***) (0.000***)	
英镑	均值方程 ARMA(1,3)	$e_t = -0.728 + 0.778e_{t-1} - 0.786e_{t-2} - 0.808u_{t-1} + 0.835u_{t-2} - 0.001u_{t-3}$ (0.513)(0.000***)(0.000***)(0.000***)(0.000***)(0.980)	15.280 (0.122)
	波动率模型 GARCH(1,1)	$h_t = 13.255 + 0.042h_{t-2} + 0.954u_{t-1}^2$ (0.011**)(0.000***)(0.000***)	

2、滚动时间窗口模型拟合

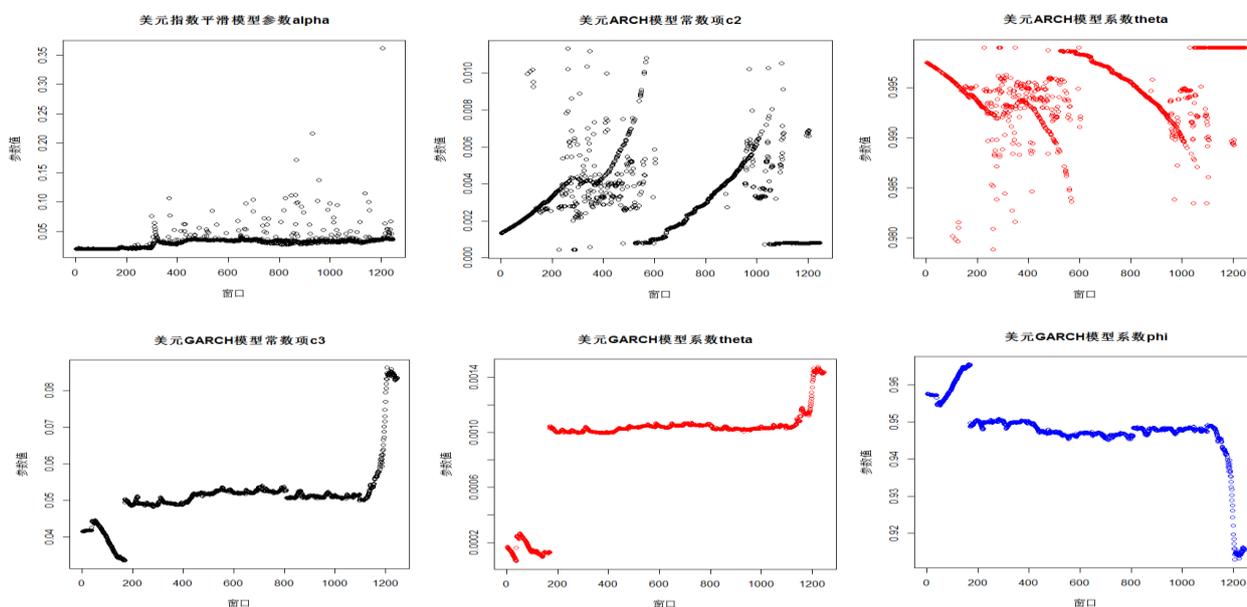
最新观察到的样本值对于拟合和预测未来值比以往的观测值有更大的作用,由于静态样本拟合忽略了近端样本和远端样本对模型预测作用的不同,其拟合和预测效果较差,而动态样本拟合能不断加入新的观测值和去除过时的观测值,能更加准确的拟合和预测波动率。因此,本文采用动态滚动时间窗口方法拟合汇率波动率模型。关于时间窗口的选择,学界并没有给出统一的方法,本文以总样本容量的一半作为时间窗口,即时间窗口 $w=1606$ 。动态滚动时间窗口方法如下:

第一步,利用 1~1606 样本点作为第一段样本,按照上述方法估计三个模型,得到第一个窗口下的最优参数估计,并使用最优参数估计值预测未来值。

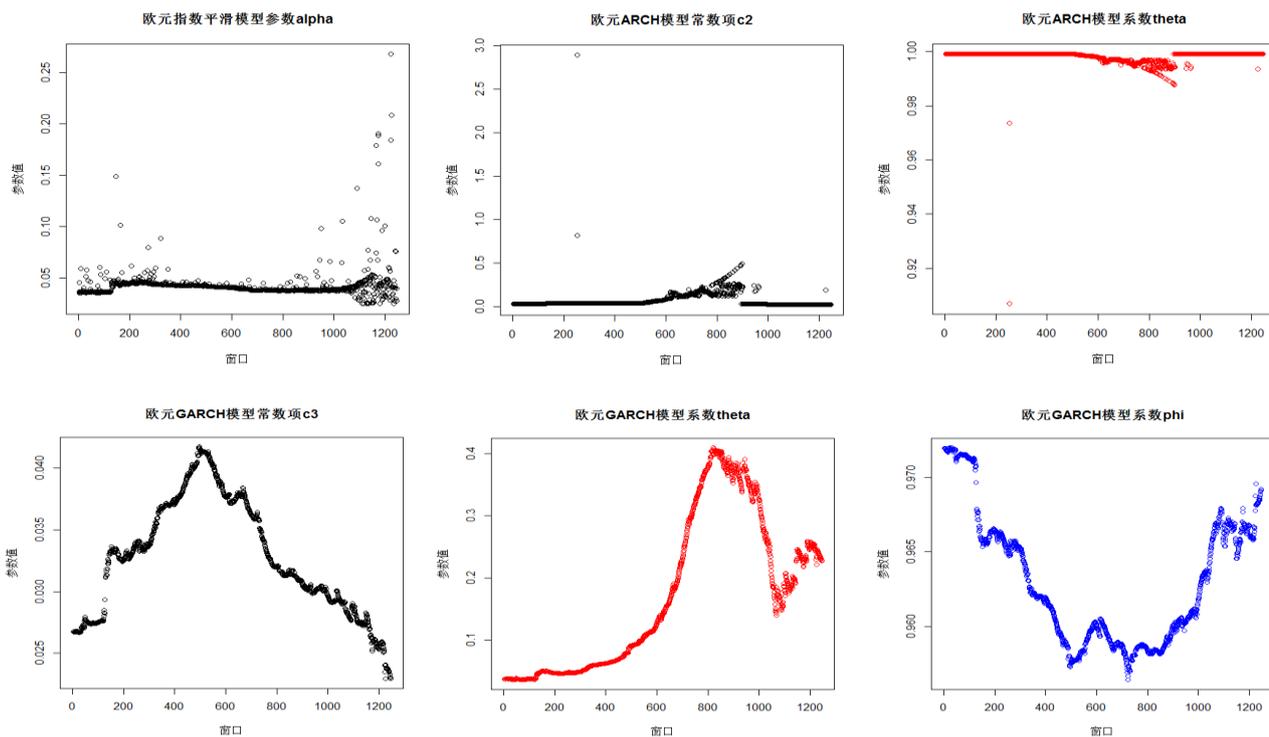
第二步，样本点向后移动一个，即 2~1607 样本点，加入一个新样本点 1607，同时去掉一个老样本点 1，样本容量保持不变。对新样本按照上述方法重新估计三个模型，得到新的最优参数估计，并使用新的估计参数预测未来值。

第三步，重复第二步操作，样本逐期向前移动，直到第 1246~2852 个样本。每一次拟合，得到最优拟合参数，一共拟合 1246 次，得到 1246 个最优估计参数。

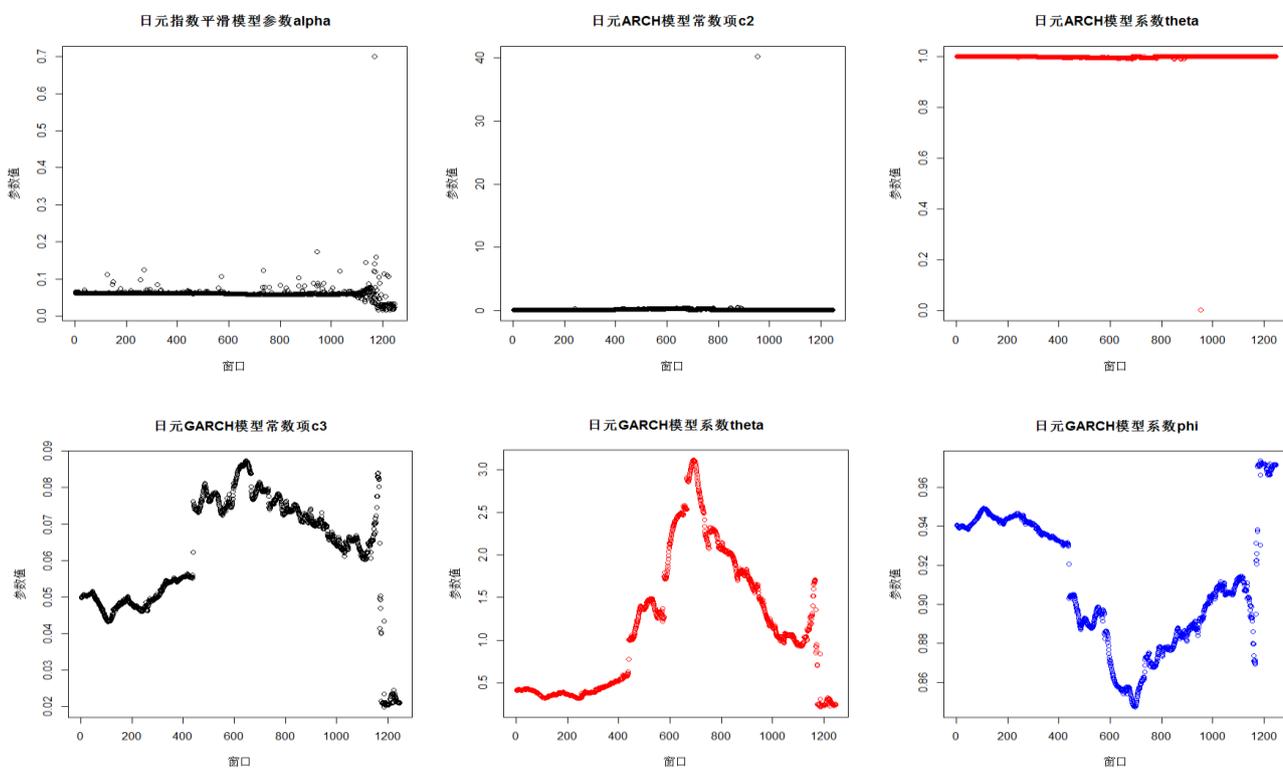
本文运用滚动时间窗口技术分别拟合人民币兑四种货币汇率波动的指数平滑模型、ARCH 模型、GARCH 模型，一共拟合 1246 次，得到 1246 次最优的参数值。由于篇幅限制，不便一一列出每次拟合的结果，我们在图 1 描绘了三种汇率波动模型分别拟合四种汇率得到的系数动态变化图。



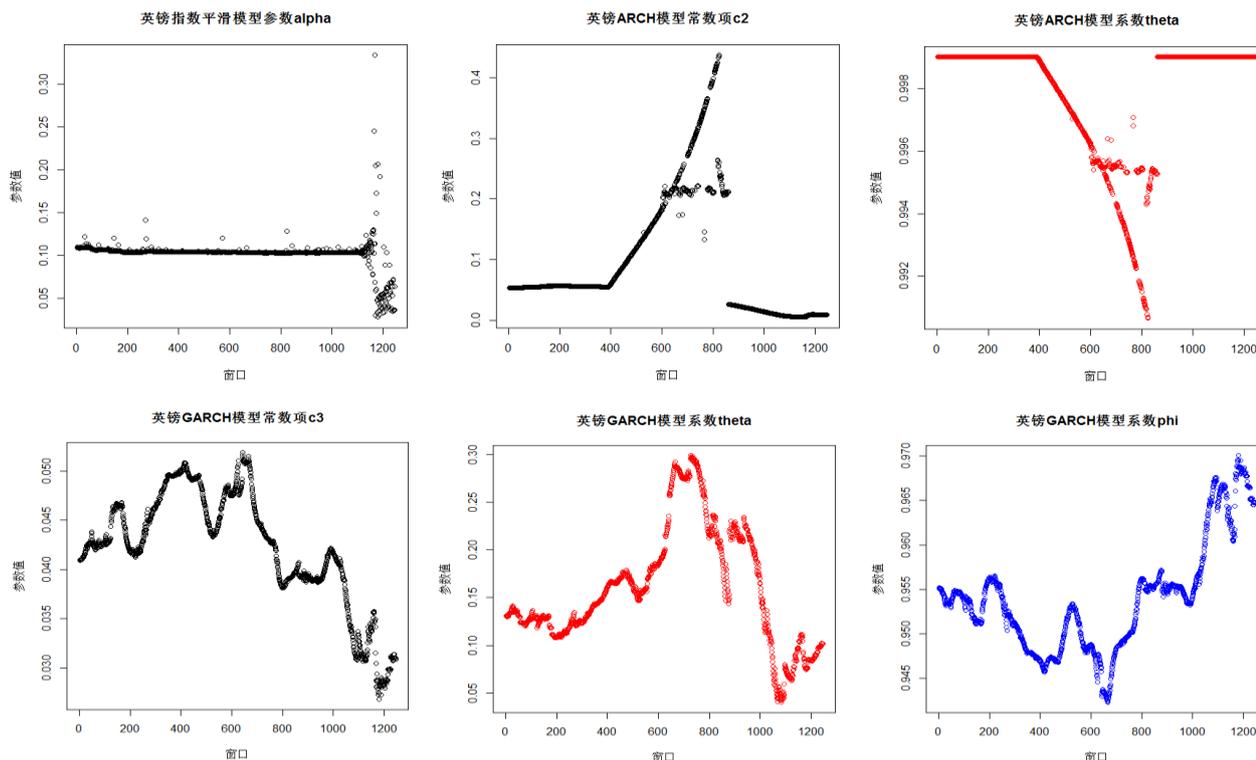
a 人民币兑美元汇率波动模型参数动态估计结果



b 人民币兑欧元汇率波动模型参数动态估计结果



c 人民币兑日元汇率波动模型参数动态估计结果



d 人民币兑英镑汇率波动模型参数动态估计结果

图 1 人民币对不同外汇汇率的三种波动预测模型参数动态估计结果

四、人民币汇率波动模型预测能力的比较结果

(一) 人民币汇率波动的滚动预测和损失比较

根据以上使用滚动时间窗口得到的模型拟合参数，我们可以对未来的汇率波动进行预测，并进一步根据不同模型预测的损失大小比较模型的预测能力，步骤如下：

第一步，利用第一个窗口估计出的最优参数，做向前 7、30、90、180 期的波动率预测，分别记为 $\hat{h}_t(7)$ 、 $\hat{h}_t(30)$ 、 $\hat{h}_t(90)$ 、 $\hat{h}_t(180)$ 。本文用汇率样本值减去样本均值的平方作为汇率实际波动率 h_t 的估计，然后根据 (5) - (8) 式计算出不同期限上的损失函数值；

第二步，逐期向后移动，根据每一次移动构成的新窗口得到的最优参数值，逐次预测向前 7、30、90、180 期的汇率波动率，得到预测值序列。记在第 i 个窗口，向前 k 期的预测值为 $\hat{h}_i(k)$ ，其中 $i=2,3,\dots,1246$; $k=7,30,90,180$ 。根据得到的预测值，可以计算出不同窗口、不同期限的汇率波动预测的四种损失函数的序列值，分别记为： $MAE_i(k)$ ， $MSE_i(k)$ ， $HMAE_i(k)$ ， $HMSE_i(k)$ 。

表 5 列出的是根据上述步骤计算出的三种波动模型对人民币汇率波动进行滚动预测和

(5) - (8) 式得到的 1246 个窗口的损失函数的均值。

表 5 三种预测模型的预测损失比较

货币	预测步 长	S			A			M			S			A		
		M 指数平 滑模型	ARCH 模型	GARCH 模型	M 指数平 滑模型	ARCH 模型	GARCH 模型	H 指数平 滑模型	M ARCH 模型	E GARCH 模型	H 指数平 滑模型	M ARCH 模型	E GARCH 模型	H 指数平 滑模型	M ARCH 模型	A GARCH 模型
美元	7 期	5.5152	8.6837	5.0356	79.831	121.64	107.00	437343	3.593e+8	1.129e+9	7.491e+1	33.271	1033.6	1923.9		
	30 期	5.4804	8.2461	5.1177	81.115	123.92	109.00	3759012	8.239e+9	7.491e+1	100.11	4733.3	8028.0			
	90 期	5.5489	7.0234	5.3329	81.061	114.44	113.34	1170904	1.888e+1	5.088e+1	39.283	39701	22944			
	180 期	5.3047	6.4143	5.1995	80.284	111.94	114.65	2.754e+9	5.144e+1	1.711e+1	1699.8	65656	120406			
	7 期	4.071e+7	4.180e+7	3.287e+7	2895.2	2961.2	3511.6	637585	1.0241	2.012e+1	99.965	7.3060	7822.7			
	30 期	4.148e+7	4.201e+7	3.443e+7	2925.1	2946.9	3655.4	3081605	2.45991	1.205e+1	220.295	17.513	7200.8			
欧元	90 期	4.080e+7	4.169e+7	3.480e+7	2813.8	2874.4	3778.8	1.258e+7	281.43	1.729e+1	163.300	1.8252	8238.1			
	180 期	3.050e+8	3.114e+7	2.644e+7	2454.4	2503.8	3678.1	241871	632.11	2.792e+1	68.5973	2.3576	10251			
	7 期	6.693e+7	6.730e+7	6.118e+7	2710.5	2708.7	3755.3	3.192e+7	1.478e+7	1.244e+1	381.20	263.16	4572.6			
	30 期	7.834e+7	1.189e+8	7.205e+7	2851.5	4332.7	4137.8	1.359e+1	2.889e+1	5.025e+1	10580	156215	79508			
	90 期	7.920e+7	1.012e+8	7.368e+7	2876.5	3979.0	4387.4	1.469e+8	3.883e+1	2.160e+1	564.24	30459	62692			
	180 期	7.666e+7	9.437e+7	7.20e+6	2723.4	4106.8	4390.1	1.078e+9	8.856e+1	1.978e+1	1336.8	37825	62503			
英镑	7 期	2.433e+7	3.562e+7	2.093e+7	2016.2	2790.2	2457.1	75331.3	7.219e+6	1.339e+9	49.034	484.93	1713.5			
	30 期	2.498e+7	4.079e+7	2.157e+7	2031.8	3018.0	2582.4	212252	3.409e+7	3.474e+9	69.063	760.10	2408.0			
	90 期	2.385e+7	3.529e+7	2.23e+7	1901.8	2759.6	2794.0	1.020e+8	9.372e+9	7.824e+9	307.90	3133.8	3435.3			
	180 期	1.386e+7	2.597e+7	1.472e+7	1609.5	2696.4	2828.7	1.200e+6	4.705e+8	8.783e+9	89.022	1465.5	3656.1			
	7 期	7.666e+7	9.437e+7	7.20e+6	2723.4	4106.8	4390.1	1.078e+9	8.856e+1	1.978e+1	1336.8	37825	62503			
	30 期	7.834e+7	1.189e+8	7.205e+7	2851.5	4332.7	4137.8	1.359e+1	2.889e+1	5.025e+1	10580	156215	79508			

根据四种损失函数，我们发现人民币兑美元、日元、英镑汇率波动的预测结果中，MSE 结果显示 GARCH 模型预测的损失最小，但是 MAE、HMSE、HMAE 结果均显示指数平滑模型的预测损失最小。例外的情况发生在对日元汇率波动向前 7 期的预测中，HMSE、HMAE 结果显示 ARCH 模型的预测损失最小；对英镑汇率波动向前 180 期预测中，MSE 结果显示指数平滑模型具有最小的预测误差。而在对人民币兑欧元汇率波动预测中，MSE 结果表明 GARCH 模型预测的损失最小，MAE 显示指数平滑模型的预测损失最小，而 HMSE、HMAE 均显示 ARCH 模型的预测损失最小。

显然根据损失函数比较，可以发现在大多数情况下指数平滑模型的预测能力较强，GARCH 模型的预测误差在 MSE 比较中也表现很好，ARCH 模型只在少数情况下具有较好的预测能力。但是我们计算出的单个绝对指标只针对特定的样本有效，无法根据其推断不同模型的预测能力在总体上的统计显著性，接下来我们进一步运用 DM 统计量分别检验不同预测模型基于不同损失函数在不同预测期限上的预测能力。

（二）模型预测能力的比较：DM 检验

由于 DM 检验的假设前提是某两个模型对于波动率有相同的预测能力，我们对选择的三种人民币汇率波动率模型进行两两比较检验：

1、指数平滑模型和 ARCH(1)模型预测能力比较

从表 6 可以看出，在大多数情况下检验结果显著，表明指数平滑模型比 ARCH(1)模型对人民币汇率波动有更好的预测能力。只有在人民币兑美元汇率向前 7 期预测中，基于 MSE 的 DM 检验不能显著拒绝原假设；人民币兑日元汇率向前 7 期预测中，基于四种损失函数的 DM 检验都不能显著拒绝原假设；以及人民币兑英镑向前 7 期和 30 期预测中，基于 MSE 的 DM 检验不能显著拒绝原假设。

表 6 指数平滑模型与 ARCH(1)模型 DM 检验结果

H ₀ : 指数平滑模型与 ARCH (1) 模型具有相同预测能力					
H ₁ : 指数平滑模型预测能力优于 ARCH(1)模型					
	预测步长	MSE	MAE	HMSE	HMAE
Part A: 美元	向前 7 期	0.3431	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 30 期	0.0173**	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 90 期	0.0001***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0002***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Part B: 欧元	向前 7 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 30 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

		第 4 期 总第 41 期			
Part C:	向前 90 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 7 期	0.2969	0.5754	0.9997	0.9997
	向前 30 期	0.0368**	0.0000***	0.0000***	0.0000***
日元	向前 90 期	0.0010***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 7 期	0.8507	0.0012***	0.0000***	0.0000***
Part D:	向前 30 期	0.1050	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 90 期	0.0011***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

*、**、***分别表示 10%、5%、1%的置信水平下显著。

2、指数平滑模型与 GARCH(1,1)模型预测能力比较

从表 7 可以看出，在 5%的置信水平下，四种货币的检验结果都显著拒绝原假设，表明指数平滑模型的预测能力要优于 GARCH(1,1)模型。

表 7 指数平滑模型与 GARCH(1,1)模型 DM 检验结果

H ₀₂ : 指数平滑模型与 GARCH (1,1) 模型具有相同预测能力						
H ₁₂ :指数平滑模型预测能力优于 GARCH(1,1)模型						
		预测步长	MSE	MAE	HMSE	HMAE
Part A:	美元	向前 7 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 30 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 90 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Part B:	欧元	向前 7 期	0.0105**	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 30 期	0.0008***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 90 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Part C:	日元	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 7 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 30 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Part D:	英镑	向前 7 期	0.0022***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 30 期	0.0001***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
		向前 90 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	

*、**、***分别表示 10%、5%、1%的置信水平下显著。

3、ARCH(1)与 GARCH(1,1)模型预测能力比较

ARCH(1)与 GARCH(1,1)模型预测能力比较的 DM 检验结果见表 8,可以看出,在 5% 的显著性水平下大多数情形下 DM 检验结果显著,即 ARCH(1)模型的预测能力要优于 GARCH(1,1)模型。只有人民币兑美元汇率向前 7、30 期的波动率预测中,基于 MSE 的 DM 检验不显著;人民币兑英镑汇率向前 7、30 期预测,基于 MSE 和 MAE 的 DM 检验不显著。

表 8 ARCH(1)模型与 GARCH(1,1)模型 DM 检验结果

H ₀₃ : ARCH(1)模型与 GARCH (1,1) 模型具有相同预测能力					
H ₁₃ :ARCH(1)模型预测能力优于 GARCH(1,1)模型					
	预测步长	MSE	MAE	HMSE	HMAE
Part A: 美元	向前 7 期	0.1031	0.0001***	0.0000***	0.0000***
	向前 30 期	0.3902	0.0055***	0.0000***	0.0000***
	向前 90 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Part B: 欧元	向前 7 期	0.0538*	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 30 期	0.0036***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 90 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Part C: 日元	向前 7 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 30 期	0.0234**	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 90 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Part D: 英镑	向前 7 期	0.9592	0.1173	0.0000***	0.0000***
	向前 30 期	0.9808	0.1775	0.0000***	0.0000***
	向前 90 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
	向前 180 期	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

*、**、***分别表示 10%、5%、1%的置信水平下显著。

4、进一步分析

为了更直观的比较各模型之间的预测能力,我们在 DM 检验基础上使用命中率来分析各模型的预测能力。我们对命中率界定如下:

命中率=拒绝原假设的 DM 值个数/总的 DM 值个数

显然,如果两个模型预测能力相近,则拒绝原假设的 DM 值个数较少,命中率显著小于 50%;若比较模型预测能力显著比基准模型预测能力好,则拒绝原假设的 DM 值个数较多,命中率显著大于 50%。

从总体情况来看,在 10%的显著性水平下指数平滑模型与 ARCH(1)模型 DM 检验的命中率为 89.06%,明显大于 50%,说明拒绝原假设的 DM 值很多,指数平滑模型预测能力优

于 ARCH(1)模型。指数平滑模型与 GARCH(1,1)模型 DM 检验的命中率为 100%，基于所有损失函数的 DM 检验都显著拒绝原假设，说明指数平滑模型预测能力优于 GARCH(1,1)模型的预测能力。ARCH(1)模型与 GARCH(1,1)模型 DM 检验的命中率为 90.63%，表明 ARCH(1)模型预测能力优于 GARCH(1,1)模型。综合以上分析可以看出，对于指数平滑模型、ARCH(1)模型和 GARCH(1,1)模型，指数平滑模型在预测 2005 年汇改以后人民币汇率波动率上要优于其他模型。

从不同期限的预测来看，我们把向前 7 期的预测定义为短期预测，把向前 30 期和 90 期预测定义为中期预测，把向前 180 期预测定义为长期预测。在 10% 的显著性水平下，各期限上三个原假设 DM 检验命中率情况如表 9。从表中数据可以看出，对于原假设 H_{01} ，短期、中期、长期预测的命中率都比较大，说明无论是短期、中期、长期预测，指数平滑模型的预测能力都优于 ARCH(1)模型。对于原假设 H_{02} ，命中率都是 100%，说明指数平滑模型所有期预测能力显著优于 GARCH(1,1)模型。对于原假设 H_{03} ，无论是短期、中期、长期，测命中率显著 >50%，说明 ARCH(1)模型所有期限预测能力显著优于 GARCH(1,1)模型。因而，无论是短期、中期、长期，指数平滑模型预测能力都优于其他两种模型。

表 9 三个模型在不同期限预测检验的命中率

	H_{01}	H_{02}	H_{03}
短期预测	62.5%	100%	81.25%
中期预测	96.88%	100%	90.63%
长期预测	100%	100%	100%

而且从表 9 还可以看出，对于 H_{01} 和 H_{03} ，随着预测期限的延长，命中率逐渐提高，表明，随着预测时间的延长，指数平滑模型的预测能力相对于 ARCH(1)模型越来越好，ARCH(1)模型的预测能力相对于 GARCH(1,1)模型越来越好。因此我们可以断定，随着预测期限的延长，指数平滑模型的预测能力相对于 ARCH(1)、GARCH(1,1)模型变得更强。

5、稳健性检验

为保证分析结果的稳健性，笔者做了四方面稳健性检验。首先，笔者对 GARCH 簇其他模型也进行了拟合和检验，发现 GARCH 簇其他模型并不适合人民币汇率的拟合和预测。例如 EGARCH 模型，它能描述利空消息与利好消息对波动率的非对称影响，在拟合过程中，发现不少样本的波动率变为 0，这与现实不符。

其次，本文增加了向前 1、360 期的预测和检验。加入向前 1、360 期预测后，三个假设条件下的命中率变为 87.50%、100%、91.67%，说明指数平滑模型的预测能力显著优于 ARCH

模型和 GARCH 模型。另一方面,把向前 1 期和 7 期预测定义为短期预测,把向前 30 期和 90 期定义为中期预测,把向前 180 期和 360 期预测定义为长期预测。原假设 H_{01} 条件下短期、中期、长期预测的命中率依次为 65.63%、96.88%、100%,原假设 H_{02} 条件下短期、中期、长期预测的命中率均为 100%,原假设 H_{03} 条件下短期、中期、长期预测的命中率依次为 84.38%、90.63%、100%,说明随着预测期限的延长,指数平滑模型对波动的预测能力相对于 ARCH 模型和 GARCH 模型越来越强,这说明三个模型的波动率预测能力的期限趋势效应仍然存在。

第三,为了避免 DM 检验的设定偏误,笔者在保持三个原假设 H_{01} 、 H_{02} 、 H_{03} 的情况下,改变备择假设的设定,即把比较模型预测能力优于基准模型的备择假设改为比较模型的预测能力差于基准模型。大部分 DM 检验结果在 10% 的显著性水平下都接受原假设,这与本文前面的检验结果一致。结合两方面的检验结果,说明指数平滑模型对人民币汇率波动的预测能力要显著强于 ARCH 模型和 GARCH 模型。

最后,考虑到在本文样本期间内,由于受到美国次贷危机的影响,中国从 2008 年 7 月开始缩小了人民币汇率的波动幅度,人民币兑美元汇率基本保持稳定的水平,一直到 2010 年 6 月人民币汇率波动才再次放开,可能在此期间不同波动率模型对人民币汇率波动的预测能力会出现变化,笔者对此期间内各模型的预测能力进行了独立分析。分析结果显示,指数平滑模型对人民币汇率波动率的预测能力优于其他模型,ARCH(1)模型其次,GARCH(1,1)模型预测能力相对最差,这与前面得出的结论一致。

五、结论

随着人民币汇率市场化程度不断加深,人民币汇率的波动越来越大。基于对外汇风险管理的需要,对人民币汇率波动的预测变得越来越重要。本文选取常用的预测金融资产波动率的指数平滑模型、ARCH 模型和 GARCH 模型,采用动态时间滚动窗口技术,对 2005 年 7 月 22 日至 2014 年 5 月 31 日的人民币汇率波动进行了拟合和样本外预测,并通过 MSE、MAE、HMSE、HMAE 等损失函数的计算和 DM 检验方法比较了各模型对人民币汇率波动的样本外预测能力,得到结论如下:

- 1、指数平滑模型、ARCH (1) 模型和 GARCH (1, 1) 模型对人民币和美元、欧元、日元、英镑之间的汇率波动均有较好的拟合能力。

- 2、根据不同模型对人民币汇率波动预测的损失函数比较,可以发现大多数情况下指

数平滑模型的预测能力较强，GARCH 模型的预测误差在 MSE 比较中也表现很好，ARCH 模型只在少数情况下具有较好的预测能力。但是仅凭损失函数比较，我们无法确切知道究竟哪一种模型的预测能力更强，因为单个的绝对指标只针对特定的样本有效，我们无法根据其推断总体上不同模型的预测能力在统计上的显著性。

3、DM 检验的结果表明，总体上的预测能力，指数平滑模型优于 ARCH 模型和 GARCH 模型，同时 ARCH 模型预测能力优于 GARCH 模型，即指数平滑模型对汇率波动率的预测能力优于其他模型；从单个期限上的预测能力来看，无论是短期、中期、长期，指数平滑模型的预测能力都优于其他模型，尤其是随着预测期限的延长，指数平滑模型对波动率的预测能力相对于 ARCH 模型和 GARCH 模型越来越好。总之，对于 2005 年汇改以来的人民币汇率波动，指数平滑模型有最优的预测能力。

综合以上分析结果，本文认为在指数平滑模型、ARCH 模型和 GARCH 模型三者之间，指数平滑模型对人民币汇率的波动有更好的预测能力，模型预测的四种损失函数比较和 DM 检验得出的结论基本一致，这可以为人民币汇率波动的预测和研究提供有益的参考。当然，本文的分析仍有一些局限性，例如我们考虑的波动率预测模型只是几种最基本的模型，未能充分考虑所有的预测模型；也许改变拟合模型的时间长度，拟合出的模型结果和预测结果可能会有差异；同时，本文的比较是一种两两模型的相互比较，如果有多个模型一起比较，结果也可能有差异。这些也是我们下一步会继续关注的方向。

参考文献

- [1]方立兵, 郭炳仲, 曾勇.GARCH 族模型的预测能力比较_一种半参数方法[J].数量经济技术经济研究, 2010 (4): 148-161
- [2]隋建利, 刘金全, 闫超.现行汇率机制下人民币汇率收益率及波动率中有双长期记忆性吗? [J].国际金融研究, 2013 (11): 56-69
- [3]王佳妮, 李文浩.GARCH 模型能否提供好的波动率预测[J].数量经济技术经济研究, 2005 (6): 74-87
- [4]王鹏, 吕永健.基于不同记忆性异方差模型的中国股票市场波动率预测[J].中国管理科学, 2013 (11): 270-275
- [5]魏宇.沪深 300 股指期货的波动率预测模型研究[J].管理科学学报, 2010 (2): 66-76
- [6]魏宇, 余怒涛.中国股票市场的波动率预测模型及其 SPA 检验[J].金融研究, 2007 (7): 138-150
- [7]徐正国, 张世英.调整已实现波动率与 GARCH 及 SV 模型对波动的预测能力的比较研究[J].系统工程, 2004 (8): 60-63
- [8]杨科, 田凤平, 林洪.跳跃的估计、股市波动率的预测以及预测精度评价[J].中国管理科学, 2013(6):50-60
- [9]于亦文.实际波动率与 GARCH 模型的特征比较分析[J].管理工程学报, 2006 (6): 65-69
- [10]张欣, 崔日明.基于非对称随机波动率模型的人民币汇率波动特征研究[J].国际金融研究, 2013 (1): 28-37
- [11]张永东, 毕秋香.上海股市波动性预测模型的实证比较[J].管理工程学报, 2003 (2): 16-19
- [12]郑振龙, 黄慧舟.波动率预测: GARCH 模型与隐含波动率[J].数量经济技术经济研究, 2010 (1): 140-150
- [13]Andersen, Torben G, Tim Bollerslev, Francis X. Diebold, Paul Labys. Modeling and Forecasting Realized Volatility[J].Econometrica, 2003, 71(2): 579-625
- [14]Bevan J. Blair, Ser Huang Poon, Stephen J. Taylor. Forecasting S&P 100 Volatility: the Incremental Information Content of Implied Volatilities and High Frequency Index Returns[J].Journal of Econometrics, 2001, 105(1): 5-261
- [15]Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity[J].Journal of Econometrics, 1986, 31 (3): 307-327
- [16]Engle R. F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation[J].Econometrics, 1980, 50(4): 987-1007
- [17]Francis X. Diebold, Roberto S. Mariano. Comparing Predictive Accuracy[J].Journal of Business and

Economic Statistics, 1995, 13 (3): 253-263

[18]Fulvio Corsi. A Simple Approximate Long-memory Model of Measured Volatility[J].Journal of Financial Econometrics, 2009, 7 (2): 174-196

[19]Martin Martens, Jason Zein. Predicting Financial Volatility: High Frequency Time Series Forecasts vis-à-vis Implied Volatility[J].Journal of Futures Markets, 2004, 24(11): 1005-1028

[20]Nelson D. B. ARCH Models as Diffusion Approximations[J].Journal of Econometrics, 1990, 45: 7-38

[21]Pagan A. R., Schwert G. W. Alternative Models for Conditional Models for Conditional Stock Volatility[J].Journal of Econometrics, 1990, 45 (1-2): 267-290

[22]Taylor S J. Modeling Financial Time Series[M].Chichester: John Wiley and Sons, 1986

[23]West K. D., D. Cho. The Predictiveability of Several Models of Exchange Rate Volatility[J]. Journal of Econometrics, 1995, 69(2): 367-391

Abstract: As the quick development of marketization of RMB exchange rate in recent years, the RMB exchange rate is becoming more volatile than before, and it is imminent to forecast the volatility of exchange rate in order to manage the exchange rate risk both for investors and arbitragers. Almost all of the existed literatures about the predictability of RMB exchange rate volatility are focused on one single model, which cannot tell us that which model is better in forecasting RMB exchange rate. Selected several models which are most used to describe and forecast the volatility of the price of financial assets—exponential smoothing model, ARCH model and GARCH model, this paper fits and forecasts the RMB exchange rate with the data in-sample and out-sample after 2005 applying the estimate method of “dynamic time rolling window”. Furthermore, we compare the ability of different models to forecast the RMB exchange rate using loss function and DM test, the result shows that the exponential smoothing model has better predict ability than ARCH and GARCH model according two criteria.

Key words: Exchange Rate Volatility; Predictability; Loss function; DM test.

央行预期管理、通胀波动与银行风险承担

汪莉¹ 王先爽²

【摘要】自“预期管理”概念提出以来，我国央行预期管理政策在降低经济不确定性、减少通货膨胀及其预期波动中的作用得到了越来越多的肯定，然而鲜有研究对预期管理的金融稳定效应进行解释。为此，本文通过通胀预期和央行预期管理信息的引入，在“信息粘性”模型基础上估算出了我国通胀预期的波动数据并以此考察央行预期管理政策对通胀预期波动和银行风险承担的影响，研究表明：自2007年以来我国央行预期管理政策在降低通胀预期波动中的作用日益显现且在危机时期更为明显；因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动幅度与银行风险承担间总体呈现倒“U”型关系；通胀预期波动不确定性的降低和银行货币政策预测能力的提高更有可能在非危机时引起风险低估和银行风险承担的增加；不同类型商业银行因预期管理政策而降低的通胀预期波动与银行风险承担间关系的临界值也存在差异，上市银行更有可能落入倒“U”型曲线左侧的上升区间。因此，央行预期管理政策需要在熨平经济波动和维持金融稳定间进行权衡并兼顾银行风险承担的异质性特征。

【关键词】预期管理；通胀预期波；银行风险承担

一、引言

20世纪90年代以来货币政策执行理念发生了重要变化，“出其不意”的货币政策逐渐让步于更加透明的货币政策，预期的引导与管理成为了央行政策框架的核心要素（Woodford, 2005）。越来越多的央行会及时披露货币政策执行报告与委员例会信息等，部分央行还设定了量化的通货膨胀目标，定期发布关于失业率、产出与通货膨胀等宏观经济变量的预测。央行政策沟通等预期管理政策的重要作用已在学界达成共识，并在一定程度上被视为新的货币政策操作工具（Blinder et al., 2008）。

然而，2008年金融危机之前学界关于央行预期管理的讨论主要围绕货币政策本身展开，

1 汪莉，复旦大学经济学院

2 王先爽，复旦大学经济学院

如央行沟通行为、政策惯性如何影响货币政策有效性, 分析的思路是通过考察预期管理手段对货币政策目标的影响来探讨预期管理在货币政策中的重要性。Hoeberichts et al. (2008) 认为央行对于私人预期的感知是不完美的, 央行关于这些不完美信息形成过程的沟通有利于降低私人部门决策的不确定因素。Cukierman (2001) 则指出央行提前公布经济预测对于宏观经济稳定和通胀目标的影响取决于货币政策传导机制, 当政策传导更加接近于传统的附加预期的菲利普斯曲线时, 央行预测的提前公布虽然有利于实现通胀目标但却降低了央行维持宏观经济稳定的能力。虽然 Cukierman (2001)、Hoeberichts et al. (2008) 等的结论支持了预期管理政策尤其是央行沟通在实现货币政策目标、维持价格稳定上的有所作为, 然而这一时期的研究很少关注金融稳定问题, 部分讨论央行沟通对金融市场影响的文章如 Reeves & Sawicki (2007) 等最后关注的仍然是央行沟通政策如何通过金融市场和长期利率的变动影响宏观经济目标的实现。

直到金融危机爆发之后, 越来越多的学者才开始直接关注央行预期管理对金融稳定的影响。Blinder et al. (2008) 指出央行沟通不仅可以“创造信息”还可以“降低噪音”: 前者是央行沟通策略在资产价格上的反映, 当央行对未来经济金融形势的乐观估计被市场解读、资产价格随之下降时, 可以认为沟通创造了新的信息; 后者是央行沟通策略在资产收益波动上的反映, 央行的沟通行为有助于降低金融市场不确定性, 减少金融波动。此外, Fratzscher (2008) 等从协调合作角度肯定了央行沟通在金融稳定中的积极作用, 他们认为央行沟通行为可以协调不同投资者间的预期, 降低预期与信息异质性, 使得资产价格更加接近经济基本面。不难发现, 不论是金融市场“噪音”的降低还是更加符合基本面因素的资产价格的形成均肯定了央行沟通政策对于维持金融稳定的重要意义。与 Fratzscher (2008) 等的研究不同, 学者 Born et al. (2011) 第一次将研究的重点集中于央行关于金融稳定问题的沟通事件上, 他们发现央行行长关于金融稳定问题的讲话与采访对于市场收益率的影响并不显著, 甚至还可能在危机时加大金融市场波动。同样, Oosterloo et al. (2007), Cukierman (2009) 等学者也表达了他们对央行沟通政策可能带来的金融不稳定因素的担忧, 相对来说, 央行更加了解金融体系存在的问题与缺陷, 央行对这部分信息的披露可能引发金融挤兑风险 (Cukierman, 2009)。由此可见, 厘清央行预期管理的金融稳定效应具有十分重要的意义。

近些年来，央行预期管理在降低经济不确定性、减少通货膨胀及其预期波动中的作用在我国得到了越来越多的重视。³2009年10月21日温家宝总理在国务院常务会议中提出“要把保持经济平稳较快发展，调整经济结构和管理好通胀预期作为宏观调控的重点”，这是我国官方第一次提出预期管理的概念，标志着我国宏观调控从直接调控向间接调控转变的新境界。随后，2010年的《政府工作报告》进一步指出要“发挥利率杠杆在调节总需求、管理通胀预期中的作用”。此外，学者张鹤等（2009）通过构建1995-2008年我国货币政策透明度和反通胀牺牲率指标，发现货币政策透明度的提高不仅有利于降低通货膨胀偏差，还有利于实现价格稳定。熊海芳和王志强（2012）也倾向于肯定央行沟通对通胀预期的影响，货币政策操作和央行沟通行为对预期的冲击在2008-2009年前后出现了结构性的变化，中国人民银行的货币政策操作有在事后进一步加强预期的效果，央行行长的讲话会对预期产生一定的影响。然而，遗憾的是，目前国内研究关注的焦点仍是央行预期管理在降低预期波动尤其是通胀预期波动中的重要作用，并未对风险与金融稳定问题给出直接的解释，而且国外大部分关注央行预期政策与金融稳定关系的研究均是以发达国家完善的资本市场为背景，通过考察金融市场特别是股市在收益率水平及其波动性特征上的变化来探讨央行预期管理政策的金融稳定效应。我国是一个拥有银行主导型金融体系的国家，央行预期管理政策是如何影响银行主体风险承担行为的呢？这一问题的回答是认识我国央行预期管理政策金融稳定意义的关键。

货币政策风险承担渠道的“央行透明度效应”为我们的研究提供了思路，较高的政策透明度和可信性可以减少未来的不确定性，提高银行对货币政策的预测能力，最终导致风险低估和银行风险承担的增加（Borio and Zhu, 2012）。基于这一效应，本文将分别从以下两个方面依次进行分析和探讨：首先，本文将探讨央行预期管理政策在降低通胀预期波动中的有效性问题，即我国央行预期管理政策的实施是否真正起到了降低通胀预期波动的作用，这一问题的回答是我们讨论“央行透明度效应”的基础，只有在政策有效的情况下，央行预期管理政策通过通胀预期波动的降低影响银行风险承担行为的机制才成立，在这一部分，不同与以往的研究，本文尝试通过通胀预期波动的估算直接考察央行预期管理政策在降低通胀预期波动中的有效性；其次，在政策有效性讨论的基础上，本文紧接着分析通胀预期波动对银行风险承担的影响，为了更为直接的反映出通胀预期波动中受央行预期管理政策影响的部分，

3 值得注意的是，“预期”涉及的范围除了通胀预期外，还可能涉及货币政策预期、增长预期等。本文考虑到不同预期在联系央行预期管理与银行行为的机制上可能存在的差异和文章篇幅因素，以通货膨胀预期进行着重分析。

我们以因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动的幅度作为通胀预期波动的代理变量,如果因该政策而降低的通胀预期波动幅度与银行风险承担存在正向关系,即通胀预期波动降低的幅度越大越可能导致银行更高的风险承担,那么我们可以认为“央行透明度效应”在我国确实存在,这时更高的货币政策透明度与可测性是增加银行风险承担行为的可能原因之一,对央行来说如何在提高预期管理政策有效性和维持金融稳定间进行权衡显得十分重要。

余文结构安排为:第二部分对我国央行预期管理政策实践进行分析和回顾;第三部分对我国通胀预期进行估计并对央行预期管理政策在降低通胀预期波动中的有效性问题进行分析;第四部分利用估算出的通胀预期波动数据考察我国由于央行预期管理政策而降低的通胀预期波动与银行风险承担间的关系;第五部分是结论与启示。

二、我国央行预期管理政策的实施

(一) 我国央行预期管理政策的总体特征

为了对我国近年来央行预期管理政策的运用进行较为清晰的认识,我们统计了2004年第一季度至2013年第四季度央行预期管理政策运用次数。总体来说,央行的预期管理主要包括语言与行为两种形式,其中语言形式的预期管理体现为央行各种沟通策略,如定期公布货币政策执行报告和货币政策委员会例会决议、召开新闻发布会、发表关于未来货币政策取向的相关申明、接受媒体采访等,而行为形式的预期管理政策主要以货币政策操作为核心,体现为政策的渐进变化和较少转变,与货币政策惯性概念相联系(熊海芳和王志强,2012)。本文统计的货币政策工具的调整主要包括利率调整、存款准备金率调整和公开市场操作,央行沟通事件主要包括每季度的货币政策执行报告披露、每季度的货币政策委员会会议决议、中央银行举行的关于货币政策和金融稳定的新闻发布会、货币政策委员会成员(非央行行长)就未来政策取向和金融稳定发表的讲话和采访以及央行行长就未来政策取向和金融稳定发表的讲话和采访。由于货币政策执行报告和货币政策委员会会议决议通常以书面形式给出,我们将这两类沟通方式归为书面沟通,对应地,各种新闻发布会、讲话、采访等则被归为口头沟通事件。关于沟通事件的数据信息主要来源于中央人民银行网站以及相关网站、报纸新闻等,若类似信息出现在不同日期,我们以最早的日期作为该沟通事件的发生日期,关于货币政策操作工具的数据信息主要来源于中央人民银行网站以及Wind数据库。

我们首先统计了我国2004年第一季度至2013年第四季度央行货币政策操作与沟通事件次数。可以看出,货币政策操作工具的调整是我国央行政策的主要方式,在2004年第一

季度至 2013 年第四季度间，央行累计使用货币政策工具 1282 次，沟通策略 407 次。虽然货币政策操作工具调整一直以来较为频繁，但若考察其随时间变动的趋势，不难发现，近些年我国政策操作工具的调整相对于央行沟通策略的使用来说是逐渐降低的，特别是 2009 年“预期管理”概念第一次被官方提出之后，央行沟通事件次数显著上升，在 2010 年第一季度至 2013 年第四季度间的 16 个季度中，有 12 个季度的沟通事件次数超过 10 次，其中 2013 年第二季度共沟通 36 次，远远超过了该季度央行货币政策操作工具调整的次数，2010 年第四季度共沟通 28 次，另外还有 5 个季度的沟通次数在 20 次左右，而在 2010 年第一季度之前，仅有 2008 年第一季度的沟通事件次数超过 10 次（该季度共进行沟通 11 次）。除了央行沟通次数的逐渐上升之外，我们还发现央行关于金融稳定问题的沟通频率也不断增加，2009 年之后至 2013 年间，央行累计进行关于金融稳定问题的沟通 55 次，而且，几乎每个季度央行都会在相关货币政策执行报告、委员会会议决议或是讲话、新闻发布会中谈论金融稳定问题。由此可见，央行在对语言形式的预期管理予以越来越多关注的同时，金融稳定问题也成为央行预期管理的重要部分。下面我们将分别对我国近些年行为和语言形式的预期管理政策具体实施情况进行统计分析。

（二）货币政策操作工具的调整

图 1 统计了 2004 年第一季度至 2013 年第四季度我国货币政策操作工具的调整次数。其中，央行票据发行、正回购和逆回购是央行公开市场操作、调节货币总量的三种主要方式，通过该图可以发现在这三种主要方式中，紧缩性的票据发行与正回购业务更加频繁地出现在公开市场操作中，截止至 2011 年第四季度，央行共发行票据 698 次，进行正回购操作 356 次，然而宽松性的逆回购操作仅有 7 次，大部分货币的投放主要通过票据发行与正回购到期实现，直到 2012 年第三季度，央行才开始较为频繁地使用逆回购操作，其中，仅 2012 年第三季度和第四季度共进行逆回购操作 50 次，2013 年全年进行逆回购操作 41 次。相比于公开市场操作，央行对基准利率、存款准备金率调整的频率与次数均显著降低，2004 年第一季度至 2013 年第四季度共进行基准利率调整 22 次，包括 17 次基准利率的提高和 5 次基准利率的降低，存款准备金率调整共 39 次，包括 34 次存款准备金率的提高和 5 次存款准备金率的降低。我国央行在公开市场操作、基准利率和存款准备金率调整中的不同方式可能与公开市场操作更强的连续性、伸缩性和可逆转性有关。

（三）我国央行关于货币政策和金融稳定问题的沟通

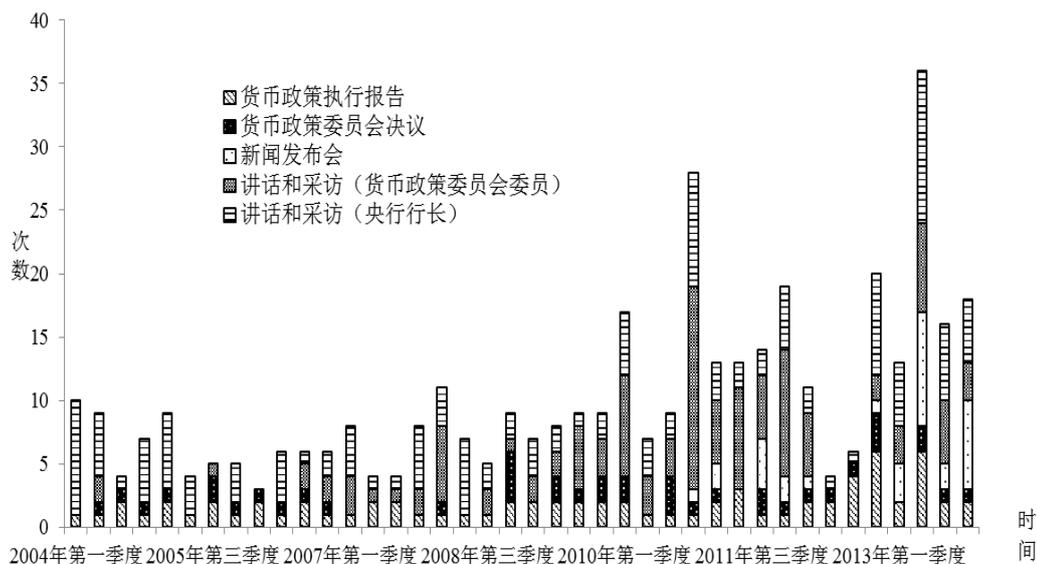


图1 货币政策操作工具的调整次数统计

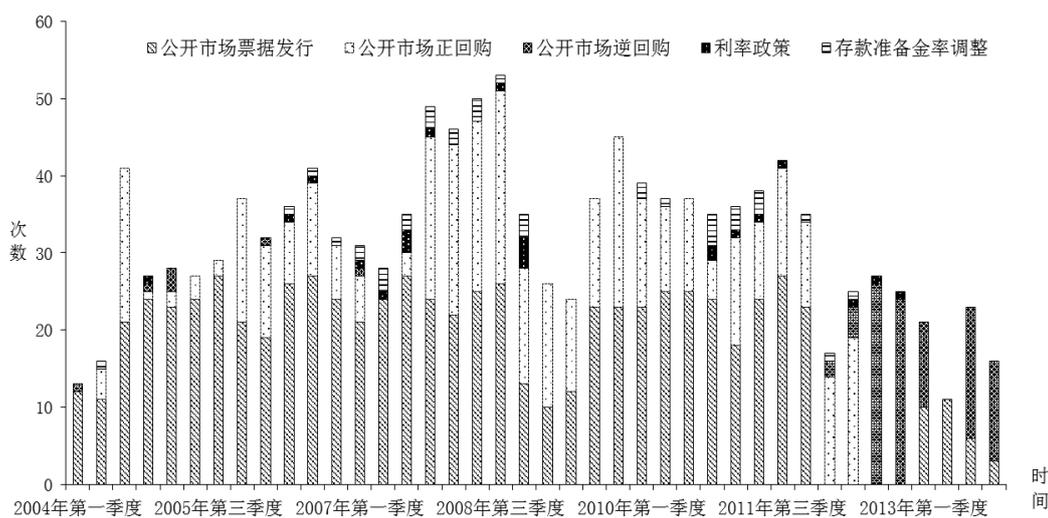


图2 关于货币政策和金融稳定问题沟通事件次数统计

图1、图2分别统计了我国2004年第一季度至2013年第四季度央行进行沟通的五种主要形式发生的次数。其中，作为央行书面沟通重要组成部分的货币政策执行报告和货币政策委员会会议决议对货币政策和金融稳定问题的讨论逐渐上升，但增幅不大，这可能与书面沟通形式往往具有某一固定格式而缺乏相应的灵活性有关（Born et al., 2011），相比之下，央行关于货币政策和金融稳定问题的口头沟通次数上升较为显著，特别是在2009年之后，以新闻发布会、货币政策委员会委员和央行行长的讲话和采访为主的沟通事件越来越频繁，自2010年第一季度至2013年第四季度，央行累计举行的新闻发布会、货币政策委员会委员关于货币政策和金融稳定问题的讲话和采访、央行行长关于货币政策和金融稳定问题的讲话和

采访分别达 32 次、83 次和 71 次，而货币政策执行报告、货币政策委员会会议决议中关于货币政策和金融稳定问题的讨论只有 38 次和 20 次。由此可见，更加灵活的口头沟通形式已成为央行进行预期管理的重要方式之一。

表 1 2004 年第一季度至 2013 年第四季度央行沟通事件中关于货币政策取向与金融稳定的统计

沟通形式	次数统计			
	紧缩性政策	中性政策	宽松性政策	涉及金融稳定
货币政策执行报告	5	31	10	28
货币政策委员会决议	2	26	8	5
新闻发布会	0	19	0	13
讲话和采访（货币政策委员会委员）	41	51	17	9
讲话和采访（央行行长）	51	53	13	25

此外，我们还统计了 2004 年第一季度至 2013 年第四季度不同沟通形式下央行表达紧缩性、中性、宽松性货币政策取向以及其对金融稳定问题关注的次数（表 1）。可以发现，在以货币政策执行报告和货币政策委员会会议决议形式为主的书面沟通中，央行更加偏向于表达中性货币政策取向，即更加稳健的货币政策取向，这在一定程度上反映了我国央行在官方正式文件中进行信息披露时的谨慎态度，然而这也可能带来一定的问题，当市场主体预期到官方文件的信息披露往往较为保守时，央行关于货币政策取向的书面沟通可信度及沟通效果会大打折扣。此外，在口头沟通中，货币政策委员会委员以及央行行长的讲话采访则更多表达了紧缩性和中性的货币政策取向，对宽松性货币政策取向的表达相对较少，通常集中在 2008 年金融危机之后或是其它经济较为低迷的时期。而关于金融稳定问题的讨论，以货币政策执行报告和央行行长的讲话采访为主，分别达到 28 和 25 次，相比与央行行长，货币政策委员会委员更少提及金融稳定问题（9 次）。在观测期内，新闻发布会和货币政策委员会会议决议涉及金融稳定问题的次数分别为 13 次和 5 次。

总体来说，语言形式的预期管理政策（即央行沟通），尤其是以讲话、采访形式为主的口头沟通，已成为央行表达货币政策意图、传递金融稳定目标的重要形式。因此，在以银行业为主导的金融体系背景下，认清央行预期管理政策尤其是沟通政策可能产生的银行风险承担效应对于维持我国银行业乃至整个金融体系的稳定性具有十分重要的现实意义。在下文中，本文将基于“央行透明度效应”，分别探讨央行预期管理政策在降低通胀预期波动中的有效性问题以及因该政策的实施而降低的通胀预期波动与银行风险承担间的关系。

三、央行预期管理与通胀预期波动

现有研究（如张鹤等，2009）虽然已肯定了央行沟通等预期管理在降低经济不确定性、减少通货膨胀及其预期波动中的重要作用，但大都基于政策透明度指标的构建或金融市场如股市数据的考察，因此，这些研究所反映的通胀预期问题仍存在一定的局限性。本文将通过利用我国1995年第一季度至2013年第四季度的经济数据对通胀预期进行估计，并直接考察央行预期管理政策在降低通胀预期波动中的有效性。值得注意的是，本文所指出的央行预期管理政策在降低通胀预期波动中的有效性的含义是：同不存在央行预期管理政策时相比，央行预期管理政策的实施有利于降低通胀预期的波动，即只要通胀预期波动在存在央行预期管理政策时有所下降我们便认为该政策在降低预期通胀波动（或不确定性）中是有效的。

（一）通货膨胀预期的估计模型：信息粘性的菲利普斯曲线

Khan & Zhu(2006)等人在Calvo(1983)粘性定价的基础上提出了“信息粘性(Information Sticky)”的概念：现实中的信息更新需要成本，厂商的预期和定价无法根据最新的信息及时更新，由此现实中的预期也不会太频繁的变动，价格的形成也可能只依赖于过去的信息。在“信息粘性”背景下，考虑这一粘性的菲利普斯曲线比“前瞻性”菲利普斯曲线更能反映现实中厂商获取信息的滞后性和“菜单成本”的存在，因此粘性菲利普斯曲线更加适合通货膨胀预期的估计（李颖等，2010）。本文正是基于这一信息粘性条件推导菲利普斯曲线，此外，不同于已有文献的研究，为了考察央行预期管理政策对通胀预期及其波动性特征的影响，模型进行了如下两个方面的改进：其一，我们将决策信息集区分为央行预期管理政策信息与其他经济信息；其二，我们引入了反映央行预期管理信息在通胀预期形成中的价值即央行预期管理信息对通胀预期影响的权重参数。

假定经济中代表性消费者具有如下偏好：

$$U(C_t, H_{i,t}) = C_t^{1-\sigma} / (1-\sigma) - \int_0^1 H_{i,t}^{1+\varphi} / (1+\varphi) \quad (1)$$

其中， C_t 为总消费， $H_{i,t}$ 为代表性消费者第*i*种类型的劳动投入。参数 $1/\sigma$ 为跨期替代弹性， $1/\varphi$ 为劳动供给弹性。该消费者在标准预算约束下最大化问题的一阶条件为：

$$H_{i,t}^\varphi / C_t^{-\sigma} = W_{i,t} / P_t \quad (2)$$

P_t 为总消费品 C_t 的价格， $W_{i,t}$ 为第*i*种类型劳动的工资。

厂商面临一垄断竞争型的产出市场，每一厂商的需求曲线为：

$$Y_{i,t} = Y_t (P_{i,t} / P_t)^{-\nu} \quad (3)$$

其中， Y_t 为总产出水平， ν 为不变需求弹性。每一厂商用如下生产技术进行生产：

$$Y_{i,t} = H_{i,t}^\theta, \quad 0 < \theta \leq 1 \quad (4)$$

通过求解厂商最优化问题，我们不难得到对数线性化后的最优价格满足（小写字母表示对稳态的偏离）：

$$p_t^* = p_t + \phi \tilde{y}_t, \quad \phi = (\sigma + \vartheta) / (\vartheta \nu + 1)$$

其中， p_t 为对数线性化后的总价格水平， \tilde{y}_t 为相应的产出缺口，参数 $\phi > 0$ 反映定价时对其他厂商产出和价格水平的考量。

在信息粘性下，假设每一时期只有 λ 比例的厂商可以及时地进行价格调整，剩下的 $1 - \lambda$ 比例的厂商则是根据过去的信息甚至是已经过时的信息进行定价，即信息更新的期望时间间隔为 $1 / \lambda$ 。若Fischer工资合约模型成立且信息在 $[j + 1, t]$ 期并无更新，则厂商利用 $t - j$ 期所有已知信息形成最优价格预期。为了考虑央行预期管理政策信息对通胀预期形成的重要作用，我们将已知决策信息集区分为央行预期管理信息为 $\Gamma_{1,t-j}$ 和其他经济信息 $\Gamma_{2,t-j}$ ，这时最优价格预期可以表示为：

$$E_{t-j}[p_t^*] = \varpi_1 E_{t-j|\Gamma_{1,t-j}}[p_t^*] + (1 - \varpi_1) E_{t-j|\Gamma_{2,t-j}}[p_t^*] \quad (5)$$

其中，权重参数 ϖ_1 反映央行预期管理信息在通胀预期形成中的价值，即央行预期管理信息对通胀预期的影响。 $\varpi_1 = 0$ 意味着预期管理政策对通胀预期形成完全无影响（或不存在央行预期管理政策）。 $\varpi_1 > 0$ 意味着预期管理政策对通胀预期形成存在影响，且 ϖ_1 越大，影响也越大。权重参数 ϖ_1 的确定是本文的关键之一，将在后文进行详细介绍。

基于最优价格预期，总体价格水平满足：

$$\begin{aligned} p_t &= \lambda p_t^* + \lambda(1 - \lambda) E_{t-1}[p_t^*] + \lambda(1 - \lambda)^2 E_{t-2}[p_t^*] + \dots + \lambda(1 - \lambda)^j E_{t-j}[p_t^*] + \dots \\ &= \lambda(p_t + \phi \tilde{y}_t) + \varpi_1 \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda)^{j+1} E_{t-1-j|\Gamma_{1,t-1-j}}[p_t + \phi \tilde{y}_t] + (1 - \varpi_1) \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda)^{j+1} E_{t-1-j|\Gamma_{2,t-1-j}}[p_t + \phi \tilde{y}_t] \end{aligned}$$

(6)

因此，经过适当变换和求解我们不难得到信息粘性下的菲利普斯曲线：

$$\pi_t = \frac{\lambda \theta}{1 - \lambda} \tilde{y}_t + \varpi_1 \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda)^j E_{t-1-j|\Gamma_{1,t-1-j}}[\pi_t + \theta \Delta \tilde{y}_t] + (1 - \varpi_1) \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda)^j E_{t-1-j|\Gamma_{2,t-1-j}}[\pi_t + \theta \Delta \tilde{y}_t]$$

(7)

即当期的通货膨胀不仅依赖于当期的产出缺口,还依赖于基于过去预期管理信息和其他宏观经济信息形成的当期通胀预期和产出缺口增长率预期。

(二) 通货膨胀预期的估算

至此,本文以 Khan & Zhu (2006) 等人的信息粘性菲利普斯曲线为基础对考虑央行预期管理信息时我国的通货膨胀预期估计模型进行推导。由(7)式我们得到 t 期的通货膨胀预期为

$$\pi_t^e = \omega_1 \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j|\Gamma_{1,t-1-j}} \pi_t + (1-\omega_1) \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-1-j|\Gamma_{2,t-1-j}} \pi_t \quad (8)$$

可见,为了估算出某时刻 t 的通货膨胀预期,我需要通过基于 $t-1, t-2, t-3 \dots$ 期央行预期管理信息和其他宏观经济信息的通货膨胀预期 $E_{t-1-j|\Gamma_{1,t-1-j}} \pi_t$, $E_{t-1-j|\Gamma_{2,t-1-j}} \pi_t$ 及反映预期管理信息价值的权重参数 ω_1 。由于模型中 j 可以取得无穷大,而受现实中数据样本区间限制,我们需要在估算时设定最大的 j 值,即 j_{\max} ,本文参照李颖等(2010)的研究,将预测步长 $j_{\max} + 1$ 设定为 5,此外,信息粘性参数 λ 设定为 0.4。

1、基于央行预期管理信息的通胀预期估算

为了估算基于央行预期管理信息的通胀预期 $E_{t-1-j|\Gamma_{1,t-1-j}} \pi_t$,我们以央行每季度沟通事件中表达非中性(紧缩或宽松)政策取向事件所占比例 x_t 作为央行预期管理信息的代理变量同通货膨胀变量 π_t 一起构建二维 VAR(向量自回归)模型进行样本外通货膨胀预期 $E_{t-1-j|\Gamma_{1,t-1-j}} \pi_t$ 的动态预测。这里,以央行每季度沟通事件中表达非中性政策取向事件所占比例作为央行预期管理信息的代理变量主要有以下原因:其一,从已有文献来看,相比于行为形式的预期管理政策,以语言形式(即沟通策略)体现的央行预期管理政策在我国货币政策实施中的作用更加突出并且也得到了越来越多的认可;其二,从本文第二部分对我国近年来央行预期管理政策的实施特征上不难发现央行沟通尤其是以讲话、采访形式为主的口头沟通,已成为央行表达货币政策意图、传递金融稳定目标的重要形式;其三,央行沟通信息中所表达的非中性货币政策(紧缩或宽松货币政策)实施倾向相对于中性政策倾向可以更为直接地体现央行在价格与通胀管理方面的态度,也更易被公众理解。

2、基于其他经济信息的通胀预期估算

接下来，我们对基于其他经济信息的通胀预期 $E_{t-1-j|\Gamma_{2,t-j}}\pi_t$ 进行估算，由于其可能包含的经济信息变量较多且信息变量之间很可能相互关联，对每个经济信息变量分别关于通胀预期进行 VAR 样本外预测然后取加权平均的做法（如 Stock and Watson, 2003）可能会割裂变量之间的联系。为此，在 $E_{t-1-j|\Gamma_{2,t-j}}\pi_t$ 估算部分我们以 FAVAR 模型（Bernanke et al., 2005）为基础进行样本外通胀预期的动态预测⁴，其中，模型中不可观测经济变量的估计值可由因子模型通过主成分分析法得到。

3、预期信息管理权重的确定

依据 Stock & Watson（2003）等的研究，本文通过比较不同权重参数下的预测均方误差（MSEF），选取使得 MSEF 最小化的权重参数作为具有最优预测能力的参数值。若该最优参数值为 0 或十分接近于 0，则意味着在实现最优预测的前提下，央行预期管理政策（如果存在的话）对通胀预期的影响不存在或极其微弱；若其显著大于 0 则意味着央行预期管理信息对于通胀预期的形成具有明显的影响，且数值越大，影响越显著，因此，如果在此时的通胀预期估计中忽略央行预期管理信息可能会带来较大的估计偏误。

（三）我国通货膨胀预期的实证计算与估计结果分析

1、数据来源与处理

模型中宏观经济数据的全样本区间为 1995 年第一季度至 2013 年第四季度。⁵在具体变量选取上，本文通过参考 Bernanke et al.（2005）等的研究，根据问题的实际需要及相关数据的可得性，总共选取了 27 个宏观经济变量构成用于 FAVAR 模型估计的信息集，大致可以分为如下四类：第一类是与经济增长、居民生活相关的变量，主要包括我国 GDP 增长率、消费品零售、商品零售价格指数、消费者信心指数和从业人数等变量；第二类变量是与财政相关的变量，主要包括我国财政总收入、财政总支出、企业所得税和增值税等变量；第三类变量是与国际收支相关的变量，主要包括我国进口总额、出口总额、外商直接投资和人民币实际有效汇率等；第四类变量是与金融相关的变量，主要包括我国 6 个月至 1 年短期贷款利率、3 至 5 年中长期贷款利率、活期存款利率、1 年定期存款利率、存款准备金率和上证综合指数等变量。此外，通货膨胀率以同比居民消费价格指数（CPI 表示）。

所有数据均来源于 CEIC 数据库、中国统计局网站和中国人民银行网站，对于所有的信

4 受文章篇幅限制，本文不再对动态预测的具体过程做进一步展开，相关过程可以向作者索要。

5 值得注意的是，由于我国央行从 1999 年 6 月开始才每季度召开货币政策委员会会议，因此，关于央行预期管理信息的统计则始于 1999 年第二季度。

息集变量我们均进行了如下处理：首先，我们将所有的以美元为单位的变量均通过相应的汇率转换成了人民币计价数值，并将所有的月度数据通过取均值得到了相应的季度数据；其次，我们剔除了通货膨胀因素，将所有变量转换成了以1990年第一季度为基期的实际值；然后，我们对除比率和差额变量外的其他变量取了对数，并用X-11方法进行季节调整。VAR动态预测中我们的预留初始子样本区间为1995年第一季度至1999年第四季度。

2、央行预期管理与通胀预期波动

我们首先考察了预测均方误差（MSEF）随着权重参数变动而呈现的变化趋势：当预期管理信息权重取值为0时，预测均方误差为6.93，此后，随着信息权重的增加，预测均方误差呈现较为明显的下降趋势，当信息权重达到0.4时，预测均方误差取得最小值6.57，比权重为0时下降了约5%，当信息权重超过0.4后，随着信息权重的增加预测均方误差开始逐渐上升，即预测均方误差随权重参数变动总体呈现“U”型特征。由此可见，信息权重取值0.4时可以实现对我国通胀预期的最优预测，而忽略央行预期管理信息（权重参数为0）则会使得通胀预期估计存在较大的偏误，这也从另一个角度说明了我国通胀预期的形成确实受到了央行预期管理政策的影响。至此，我们可以肯定央行预期管理政策在通胀预期形成中的重要作用，但这并不意味着预期管理政策在降低通胀预期波动方面同样具有较为明显的作用，因为预期管理政策的实施也可能会加大通胀预期的波动。

为此，接下来，我们利用H-P滤波方法得到了不同信息权重下通胀预期估计值的相关波动数据并比较不同信息权重下通胀预期波动性特征的差异。图3给出了信息权重参数分别取值0、0.2和0.4时通胀预期的波动情况。可以发现，自2007年以来，特别是我国官方第一次提出预期管理政策以来，通胀预期的波动幅度随着预期管理信息权重的增加呈现出了较为明显的下降趋势：当预期管理信息权重为0时，即不存在央行预期管理政策或央行预期管理政策对通胀预期形成无影响时（图中的长虚线），通胀预期的波动幅度较大，而随着信息权重的增加，通胀预期波动的幅度逐渐降低，当我们取最优权重参数值0.4时（图中的实线），通胀预期波动幅度相比于权重为0时下降的更为明显，这就说明了我国央行预期管理政策不仅在通胀预期形成中发挥着重要的作用，而且该政策自2007年以来在降低通胀预期波动方面开始发挥着越来越显著的作用，政策有效性也逐渐显现出来。此外，通过图3我们也不难发现相对于非危机时期，因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动幅度在危机期间更加明显。

3、关于估计结果的进一步讨论

至此，我们通过分析不同预期管理信息权重下通胀预期估计偏差与相关预期波动性特征来考察央行预期管理政策对我国通胀预期形成的影响和其在降低通胀预期波动性方面的有效性问题。然而，也许有研究者会提出质疑：通胀预期管理信息和其他经济信息之间也可能存在某种联系，将预期管理信息和其他经济信息分开考虑也许也会割裂预期管理政策同其他经济变量间的关系。基于此，为了进一步证实本文的结论，我们接下来将预期管理信息也纳入了 FAVAR 模型的框架，分别考察了包含预期管理信息和不包含预期管理信息时 FAVAR 估计得到的通胀预期值和相关的波动性特征（见图 4），可以发现，新的估计方法得到的总体通胀预期波动情况同图 3 类似，当 FAVAR 模型的估计信息集中不包含预期管理信息时，通胀预期的预测均方误和波动幅度均较大，而当信息集中包含预期管理信息时，预测均方误下降至 6.34，与此同时，与不包含预期管理信息时相比通胀预期的波动幅度自 2007 年开始也呈现较为明显的下降且危机时期的降幅更大。

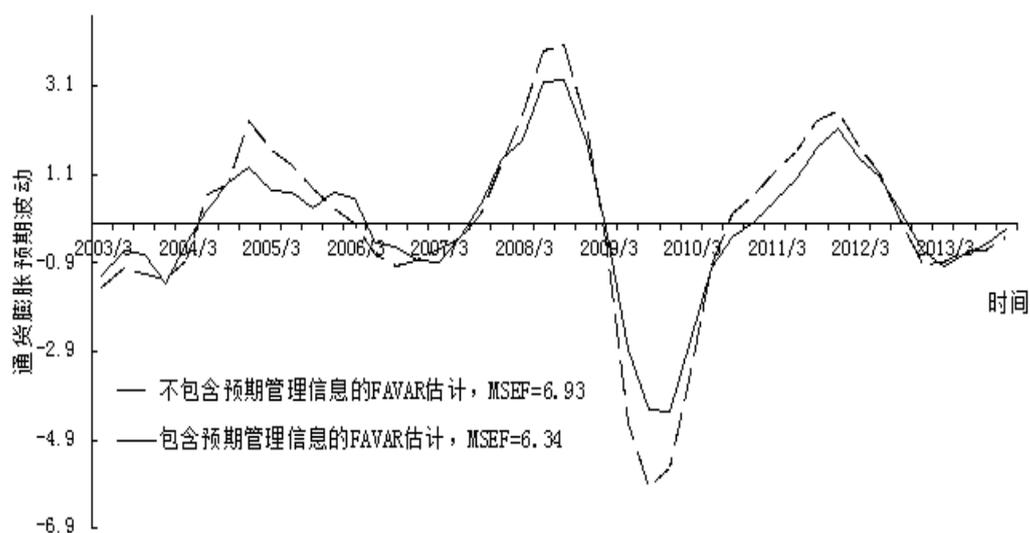


图 3 不同预期管理信息权重下通货膨胀预期的波动特征

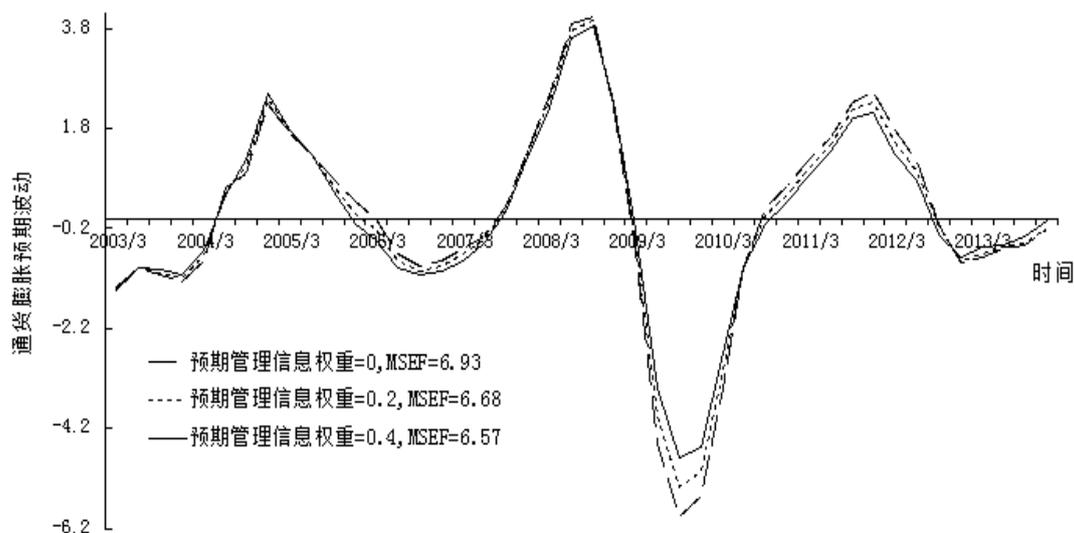


图4 不同FAVAR估计信息集下通货膨胀预期的波动特征

四、通胀预期波动与银行风险承担

(一) 实证模型设定

在前文中，我们通过通胀预期的估算肯定了央行预期管理政策在降低经济不确定性、减少通货膨胀预期波动中的重要作用，然而，为了验证央行预期管理政策通过通胀预期波动的降低影响银行风险承担行为的机制即“央行透明度效应”是否存在，我们还需要进一步考察通胀预期波动的变化可能对银行风险承担产生的影响。其中，通胀预期波动相关代理变量的选取是本实证研究设计的关键之处，这里，我们以不包含预期管理信息而仅含有其他经济信息的通胀预期波幅与包含所有信息的通胀预期波幅之差作为通胀预期波动的相关代理变量，相比于直接使用通胀预期波动数据，该指标具有以下优势：其一，它可以更为直接的反映出通胀预期波动中受央行预期管理政策影响的部分，因此，该指标对预期管理政策的银行风险承担效应的反映也更为直接；其二，通过通胀预期波动与实际通胀波动的比较，可以发现虽然预期波动由于“信息粘性”而存在一定的滞后性，但两者大体趋势仍然相似，因此我们较难区分银行风险承担行为是受通胀预期的影响还是实际通胀的影响，而采用波幅之差这一指标可以帮助我们排除这一困扰。

考虑到预期管理政策在降低通胀预期波动中的有效性自2007年以来较为明显和突出，在该部分本文将结合预期数据的周期性特征（季度）和我国银行业季度数据的可得性，分别使用如下两个样本进行实证分析：第一个样本为2007年第一季度至2012年第四季度我国

16 家上市银行季度数据，值得注意的是，该样本中大部分上市银行季度数据的披露也始于 2007 年；第二个样本为 2007 至 2012 年我国 171 家商业银行年度数据，对应地，我们将季度通货膨胀预期波动数据按照年份取得平均值，然后用年度平均通胀预期波动数据进行考察，虽然对季度数据取平均值的做法在一定程度上降低了预期波动中蕴含的信息，但在受数据可得性限制的情况下，这种处理方法也为本文实证结果的稳健性提供了一定的支持。鉴于银行风险承担所具有的高度持续性特征（徐明东和陈学彬，2012）和通胀预期波动变量与银行风险承担之间可能存在的非线性关系，本文采用如下的动态面板模型进行分析：

$$Z_{b,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{b,t-1} + \gamma_2 V_GAP_t^2 + \gamma_3 V_GAP_t + \gamma_4 X_{b,t} + \gamma_5 Y_t + \gamma_6 M_t + \gamma_7 r_t + \nu_b + \vartheta_{b,t} \quad (9)$$

其中， $Z_{b,t}$ 为银行 b 在 t 期的风险度量指标，考虑到我国非上市银行预期违约率（EDF）和资本回报波动率数据的缺乏，本文参照徐明东和陈学彬（2012）等的研究以 Z 值作为银行风险代理指标， Z -值越大意味着风险越低； V_GAP_t 为不包含预期管理信息的通胀预期波幅与包含预期管理信息的通胀预期波幅之差，当差值为正且越大时反映央行预期管理信息在降低通胀预期波动上的效果越明显， $V_GAP_t^2$ 为相应通货膨胀预期波幅之差的平方，用以验证因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动与银行风险承担水平间是否存在非线性关系； $X_{b,t}$ ， Y_t 与 M_t 则分别代表 t 期银行、宏观及行业层面的控制变量集合，依据 Altunbas et al. (2010)、Marques et al. (2013) 等的研究，银行层面控制变量主要包括资产回报率、流动性比率、权益资产比和非利息收入占比，宏观层面控制变量主要包括 GDP 增长率、房地产价格增速、通货膨胀率和实际通胀波动，行业层面控制变量主要为以赫芬达尔—赫希曼指数衡量的市场集中度； r_t 为 t 期货币政策变量，基于徐明东和陈学彬（2012）等对我国货币政策风险承担渠道的讨论，本文主要以贷款基准利率作为货币政策的代理变量⁶。

因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动幅度 V_GAP_t 及其平方项 $V_GAP_t^2$ 是本回归的关键变量：当二次项 $V_GAP_t^2$ 前的系数 γ_2 不显著时，说明因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动与银行风险承担水平间的关系可以近似地看成一种线性关系，一次项 V_GAP_t 前系数 γ_3 的符号及其显著性就决定了这种关系的特征，例如，当 $\gamma_3 < 0$ 时，意味

6 本文还以存款基准利率和法定存款准备金率分别作为货币政策代理变量进行考察，发现实证结果依然成立。此外，更多国内学者关于货币政策风险承担渠道的讨论可以参见张雪兰和何德旭（2012）、江曙霞和陈玉婵（2012）等。

着,通胀预期波动降低的幅度越大反而会增加银行风险承担水平,这时中央银行以稳定预期、提高政策透明度为目标的预期管理政策虽然一方面可能会有利于实现宏观经济稳定,但另一方面,该政策也可能通过银行风险感知的改变增加银行风险行为,因此,从金融稳定意义上来说,央行对于沟通等预期管理策略的使用应该保持一定的谨慎态度,而当 $\gamma_3 > 0$ 时,则意味着通胀预期波动降低的幅度越大越有利于降低银行风险承担水平,央行预期管理政策对银行风险感知的扭曲可能并不存在,因此央行以稳定预期为目标的沟通政策在一定程度上也有利于金融稳定;然而,若二次项 $V_GAP_t^2$ 前的系数 γ_2 显著时,我们便不能简单地从线性角度来看待因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动与银行风险承担水平间的关系,这时,可能存在一个临界值,使得通胀预期波动降低的幅度与银行风险承担水平间的正向关系仅仅在通胀预期波动降幅小于或大于这个临界值时成立,央行以稳定预期、提高政策透明度为目标的预期管理政策也会面临更大的挑战。

(二) 数据来源

本文所使用的第一个样本(样本1)涵盖了2007年第一季度至2013年第一季度我国16家上市银行的季度数据;第二个样本(样本2)涵盖了2007至2012年我国5家大型商业银行、12家股份制银行、103家城市商业银行和51家农村商业银行(包括农村信用合作社)的年度数据,其中,城市商业银行与农村商业银行观测值占比分别为62.9%和25.2%。实证分析所用的银行数据根据各家银行的报表(包括季度报表和年度报表)与Bankcope数据库、Wind数据库提供的相关财务数据整理得到,宏观数据来源于《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》及中国人民银行网站,通胀预期的波动数据为前文已估算出的数据。

(三) 实证结果与分析

表 2 通货膨胀预期波动与银行风险承担 (样本 1)

解释变量	系统 GMM 估计				差分 GMM 估计
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	
滞后一期的风	0.55023***	0.53528***	0.53820***	0.53851***	0.48836***
险代理变量	(0.03873)	(0.03925)	(0.03917)	(0.03918)	(0.04554)
预期波动降幅	0.22676***	0.21135***	0.18483***	0.19748***	0.22355***
的平方	(0.05018)	(0.05042)	(0.05376)	(0.05497)	(0.05523)
预期波动降幅	-0.31947***	-0.30595***	-0.29295***	-0.27764***	-0.31041***
	(0.07987)	(0.07938)	(0.07960)	(0.08257)	(0.08625)
贷款基准利率	0.08351	0.05332	0.11150	0.24141	0.27435*
	(0.06169)	(0.06337)	(0.07514)	(0.16126)	(0.16248)
市场集中度	-13.92771***	-10.44966***	-12.35076***	-13.51439***	-13.86703***
	(1.95783)	(2.69063)	(3.00369)	(3.23497)	(3.25574)
流动比率	0.00012	0.00121	0.00147	0.00212	0.00564
	(0.00465)	(0.00463)	(0.00462)	(0.00463)	(0.00466)
权益资产比	0.06187**	0.07302***	0.05970**	0.05454*	0.08174***
	(0.02774)	(0.02811)	(0.02962)	(0.02991)	(0.03169)
非利息收入占	0.01856*	0.01772	0.01744	0.01803*	0.01171
比	(0.01101)	(0.01091)	(0.01088)	(0.01090)	(0.01099)
资产回报率	-0.42149**	-0.51585***	-0.38048*	-0.39008**	-0.42128**
	(0.16372)	(0.17026)	(0.19546)	(0.19605)	(0.21377)
实际通货膨胀	0.04938***	0.05767***	0.06745***	0.07054***	0.07474***
波动	(0.01634)	(0.01679)	(0.01828)	(0.01857)	(0.01961)
GDP 增长率		-3.58290*	-0.98802	0.40239	0.31619
		(1.94327)	(2.65881)	(3.04072)	(3.11263)
通货膨胀率			-0.03920	-0.10150	-0.11585
			(0.02778)	(0.07340)	(0.07517)
房地产价格增				-0.01385	-0.01778
速				(0.01521)	(0.01560)

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。考虑篇幅因素，表中省略相关统计量的报告（下同）。

表3 通货膨胀预期波动与银行风险承担（样本2）

解释变量	系统 GMM 估计				差分 GMM 估计
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	
滞后一期的风险	0.55323***	0.50434***	0.49691***	0.51619***	0.42502***
代理变量	(0.09218)	(0.07812)	(0.07652)	(0.08086)	(0.12754)
预期波动降幅的平方	0.69271**	0.85729***	0.86593***	0.86885***	0.84994***
	(0.34019)	(0.27626)	(0.27122)	(0.24969)	(0.25723)
预期波动降幅	-0.97203**	-1.16004***	-1.16039***	-1.11831***	-1.10739***
	(0.43746)	(0.35231)	(0.34644)	(0.32427)	(0.32957)
贷款基准利率	-0.04279	-0.07871	-0.12802	-0.05433	-0.02611
	(0.12288)	(0.10008)	(0.10109)	(0.10252)	(0.10343)
市场集中度	-36.41289***	-29.84271**	-28.67359**	-33.45434***	-34.36445***
	(12.12359)	(11.64897)	(11.55655)	(11.61793)	(12.82214)
流动比率	0.00672*	0.00885**	0.00860**	0.00891***	0.00900**
	(0.00380)	(0.00355)	(0.00354)	(0.00329)	(0.00352)
权益资产比	0.12520***	0.13117***	0.13129***	0.13007***	0.12839***
	(0.03682)	(0.03963)	(0.03928)	(0.03653)	(0.03648)
非利息收入占比	-0.00222	-0.00452	-0.00420	-0.00313	-0.00125
	(0.00638)	(0.00519)	(0.00521)	(0.00508)	(0.00556)
资产回报率	-0.30593*	-0.36507**	-0.36640**	-0.39576**	-0.40895**
	(0.16411)	(0.17424)	(0.16942)	(0.18342)	(0.18421)
实际通货膨胀波动	0.03836	0.07971	0.19036**	0.17382**	0.15327*
	(0.05813)	(0.05075)	(0.08512)	(0.08035)	(0.08144)
GDP 增长率		-7.07945**	-7.25171**	-5.39028*	-4.89909
		(2.98116)	(3.09948)	(3.11258)	(3.25137)
通货膨胀率			-0.09361	-0.09745*	-0.08647
			(0.05866)	(0.05683)	(0.05567)
房地产价格增速				-1.02860**	-1.07712**
				(0.50069)	(0.48367)

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。由于全部银行年度数据中也包含了上市银行数据，为了避免上市银行样本对全样本的影响，本文还考察了剔除上市银行样本后样本 2 的回归结果，结论依然成立。

表 2 和表 3 分别给出了上市银行季度样本（样本 1）和全部银行年度样本数据（样本 2）的系统 GMM 与差分 GMM 估计结果。其中，模型（4）为基本回归模型的系统 GMM 估计结果，模型（1）-（3）为控制住不同控制变量后稳健性检验模型的系统 GMM 估计结果。

我们发现表 2 至 3 中因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动的二次项前系数在 1% 的显著性水平下显著为正而一次项前的系数显著为负,这意味着我国因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动与银行风险承担水平间存在着倒“U”型关系,即存在一个临界水平,当预期通胀波动的降幅低于该临界水平时,通货膨胀预期波动的降幅与风险代理指标 Z-值间存在显著的负向关系,这时因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动越多越会导致更高的银行风险承担水平,从政策意义上来说,在这一范围内较高的政策透明度和可信性虽然可以减少通胀预期波动的不确定性,但银行对货币政策预测能力的提高最终可能会引起风险低估和银行风险承担的增加,这时,“央行透明度效应”将发挥着主导作用,央行的预期管理政策需要在降低经济不确定性和维护金融稳定间进行权衡;而当由于央行预期管理政策而降低的通胀预期波动高出这一临界水平时,通胀预期波动降低的幅度越大越有利于减少银行的风险承担行为,这时从政策意义上来说,央行以稳定预期、提高政策透明度为目标的预期管理政策可以同时起到熨平经济波动和维护金融稳定的作用。此外,回归模型中的控制变量对银行风险承担的影响虽然会因样本的选取而存在一定差异,但都与现有理论或已有的实证研究相一致⁷。

(四) 关于实证结果的进一步讨论

为了进一步考察我国央行预期管理政策可能带来的风险承担效应与异质性效应,我们还根据回归结果(模型(4))求得了不同样本下倒“U”型曲线的临界值,并画出了由于央行预期管理政策而降低的通胀预期波动幅度的散点图⁸。总体而言,在大部分观测点上通胀预期波动的降幅小于临界值,且波动降幅超过临界值的情况主要发生在金融危机期间,以样本 1 为例,2007 年第一季度至 2012 年第四季度,仅有 20% 的季度观测点通胀预期波动的降低幅度超过了临界值,且这些观测点中 80% 发生在 2008-2009 年间。类似地,在样本 2 中,2007 至 2012 年仅有 24% 的年度观测点通胀预期波动的降幅在临界值之上,且主要发生在 2008 与 2009 年间。也就是说,在非危机时期,由于央行预期管理政策而降低的通胀预期波动与银行风险承担间更可能存在正向关系,通胀预期波动降低的幅度越大越会导致更高的银行风险承担水平,可能的解释是,非危机时期较好的经济条件会降低经济主体的风险感知(Gertler et al., 2012),通胀预期波动不确定性的降低和银行货币政策预测能力的提高更有可能在非危机时引起风险低估和银行风险承担的增加,在政策意义上,致力于降低经济不确

7 需要说明的是,观测区间的选择与可能是影响回归结果的因素之一,为了排除这一可能性,我们进行了如下处理:对于样本 1 和样本 2,我们分别剔除了金融危机之前的季度数据和年度数据进行实证分析。实证结果仍然成立。

8 受篇幅所限,文中并未给出该散点图,但可向作者索要。

定性、减少通货膨胀及其预期波动的央行预期管理政策可能会在非危机时期引致商业银行更高的风险承担水平，即“央行透明度效应”在这一时期发挥着显著作用，央行的预期管理政策需要在降低经济不确定性和维护金融稳定间进行权衡；而在危机时期，通货膨胀预期波动降幅通常会高出临界水平，通胀预期波动降低的幅度越大越有利于减少银行的风险承担水平，这时从政策意义上来说，央行以稳定预期、提高政策透明度为目标的预期管理政策在危机时既有利于熨平经济波动减少通胀不确定性，又有利于维护金融体系的稳定。

此外，对于不同类型商业银行而言，由于央行预期管理政策而降低的通胀预期波动与银行风险承担间关系的临界值也存在差异，由前文所提的散点图我们不难发现，上市银行的临界值更高，即只有当通胀预期波动降低的幅度达到某个更高水平时，通胀预期波动降低的越多才越有利于减少银行的风险承担水平，因此，同其他银行相比，上市银行更有可能落入倒“U”型曲线左侧的上升区间，这时由央行预期管理政策而导致的通胀预期波动降低的幅度越大越会引致更高的银行风险承担水平。这一异质性特征具有一定合理性：上市银行（以股份制商业银行和大型商业银行为主）在影子银行等业务活动中更强的创新能力使其更容易暴露于风险之中，以理财产品发售为例，截止至2012年6月末，股份制商业银行与大型商业银行发行的理财产品数目分别占到了理财产品总数的42.95%和21.91%。⁹

五、 结论与启示

自“预期管理”概念提出以来，我国央行预期管理政策在降低经济不确定性、减少通货膨胀及其预期波动中的作用得到了越来越多的肯定，然而鲜有研究对预期管理的金融稳定效应进行解释。国外大部分关注央行预期政策与金融稳定关系的研究均是以发达国家完善的资本市场为背景，无法很好地反映银行主导型金融体系的特征。货币政策风险承担渠道的“央行透明度效应”为我们研究央行预期管理政策对银行风险承担行为的影响提供了思路，较高的政策透明度和可信性可以减少未来的不确定性，提高银行对货币政策的预测能力，最终导致风险低估和银行风险承担行为的增加（Borio & Zhu, 2012）。本文基于这一效应，通过分别考察央行预期管理政策在降低通胀预期波动中的有效性问题以及因该政策的实施而降低的通胀预期波动与银行风险承担间的关系对央行预期管理政策可能对银行风险承担的作用进行探讨。研究表明：央行预期管理政策不仅在通胀预期形成中发挥着重要的作用，而且该政策自2007年以来在降低通胀预期波动中的作用日益显现并在危机时期更为明显；我

⁹ 数据来源于中国行业研究网，<http://www.chinairn.com/news/20120814/901897.html>。

国因央行预期管理政策而降低的通胀预期波动幅度与银行风险承担间总体呈现倒“U”型关系，当通货膨胀预期波动降幅低于某一临界水平时，更大的通胀预期波动降幅会加大银行风险承担行为，银行货币政策预测能力的提高降低了银行的风险感知；此外，通胀预期波动不确定性的降低和银行货币政策预测能力的提高更有可能在非危机时引起风险低估和银行风险承担的增加；上市银行更有可能落入倒“U”型曲线左侧的上升区间，这时更高的央行透明度与通胀预期波动降幅会引致更高的风险承担水平。

本文的结论不仅有利于我们了解央行预期管理政策、通货膨胀预期波动与银行风险承担间的关系，而且对于我们如何利用央行预期管理政策熨平经济波动维护金融稳定具有重要的指导意义。首先，由于央行试图提高政策透明度、降低不确定性的预期管理政策在经济出现较大波动尤其是金融危机时对于稳定预期、降低银行风险具有重要作用，央行政策制定者在使用传统货币政策工具应对危机的同时可考虑搭配使用“预期管理”政策，通过一定的沟通提高政策透明度与可预测性，避免较大预期波动形成的过度投机与风险承担，相反在经济较为繁荣时期，央行可以适当降低“预期管理”政策的使用频率，警惕过度的政策透明度与可测性在低风险感知时期形成的风险承担激励。其次，考虑到上市银行由于其较强的金融创新能力更有可能利用政策可测性实现风险承担，监管当局应加强对上市银行在其高风险经营领域尤其是影子银行产品业务上的规范以降低上市银行的风险承担。

参考文献

- [1] 江曙霞、陈玉婵, 2012:《货币政策、银行资本与风险承担》,《金融研究》第4期。
- [2] 李颖、林景润、高铁梅, 2010:《我国通货膨胀、通货膨胀预期与货币政策的非对称分析》,《金融研究》第12期。
- [3] 熊海芳、王志强, 2012:《货币政策意外、利率期限结构与通货膨胀预期管理》,《世界经济》第6期。
- [4] 徐明东、陈学彬, 2012:《货币环境、资本充足率与商业银行风险承担》,《金融研究》第7期。
- [5] 张鹤、张代强、姚远、张鹏, 2009:《货币政策透明度与反通货膨胀》,《经济研究》第7期。
- [6] 张雪兰、何德旭, 2012:《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000-2010)》,《经济研究》第5期。
- [7] Altunbas, Y., L. Gambacorta and D. Marques-Ibanez, 2010, “Bank Risk and Monetary Policy”, *Journal of Financial Stability*, Vol.6 (3), 121-129.
- [8] Bernanke, B. S., J. Boivion and P. Elias, 2005, “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, 387-422.
- [9] Blinder, A., M. Ehrmann, M. Fratzscher, J. de Haan and D. J. Jansen, 2008, “Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence”, *Journal of Economic Literature*, Vol.46(4), 910-945.
- [10] Borio, C. and H. Zhu, 2012, “Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission mechanism?”, *Journal of Financial Stability*, Vol.8 (4), 236-251.
- [11] Born B., M. Ehrmann and M. Fratzscher, 2011, “Central Bank, Communication on Financial Stability”, ECB Working Paper, No.1332.
- [12] Calvo, G. A. 1983, “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, 383-98.
- [13] Cukierman, A., 2001, “Accountability, Credibility, Transparency and Stabilization Policy in the Eurosystem” in C. Wyplosz (ed.) *The Impact of EMU on Europe and the Developing Countries*, Oxford University Press, Oxford.
- [14] Cukierman, A., 2009, “The Limits of Transparency”, *Economic Notes*, Vol.38(1-2), 1-37.
- [15] Fratzscher, M., 2008, “Oral Interventions Versus Actual Interventions in FX Markets – An Event-Study Approach”, *Economic Journal*, Vol.118, 1079-1106.
- [16] Gertler, M., N. Kiyotaki and A. Queralto, 2012, “Financial Crises, Bank Risk Exposure and Government

- Financial Policy”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 59, S17-S34.
- [17]Hoeberichts, M., M. F. Tesfaselassie and S. Eijffinger, 2008, “Central Bank Communication and Output Stabilization”, *Oxford Economic Papers*, gpn 023.
- [18]Khan, H. and Z. Zhu, 2006, “Estimates of the Sticky-Information Phillips Curve for the United State”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.38(1), 195-207.
- [19]Marques, L. B., R. Correa and H. Sapriza, 2013, “International Evidence on Government Support and Risk Taking in the Banking Sector”, *IMF Working Paper*, WP/13/94.
- [20]Oosterloo, S., J. de Haan and R. Jong-A-Pin, 2007, “Financial Stability Reviews: A First Empirical Analysis”, *Journal of Financial Stability*, Vol.2, 337-355.
- [21]Reeves, R. and M. Sawicki, 2007, “Do Financial Markets React to Bank of England Communication?”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 23(1), 207-227.
- [22]Stock, J. and M. Watson, 2003, “Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 41(3), 788-829.
- [23]Woodford, M., 2005, “Central-Bank Communication and Policy Effectiveness”, Department of Economics, Columbia University Discussion Paper, No. 0506-07.

Central Bank Expectation Management, Inflation Volatility and Bank Risk-Taking

Wang Li and Wang Xianshuang

Abstract: The positive role of expectation management policy by Chinese central bank in decreasing uncertainty and mitigating inflation expectation volatility has been acknowledged by more and more researchers, ever since its brought-up. To this end, the paper estimate volatility of inflation expectation in China according to the “Sticky Information” Model by introducing expectation management information into the model and explore the impact of expectation management on inflation expectation volatility and bank risk-taking. The analysis shows: The impact of expectation management of central bank on reducing inflation expectation volatility is becoming more and more prominent since 2007, especially during the Crisis; Overall, the relationship between inflation expectation volatility gap caused by expectation management and bank risk-taking presents inverse U-shape characteristics; During non-crisis period, a decrease in inflation expectation volatility and increase in the predictability of monetary policy are more likely to cause the under-estimation of risk and thus more risk-taking of banks; The critical values differ among different types of banks, and listed banks are more likely to fall into the left-hand side of inverse U-shape curve. Thus, the implementation of expectation management policies is an issue of trade-off between mitigating economic volatility and maintaining financial stability while accounting for the heterogeneity of bank risk-taking at the same time.

Key Words: Expectation Management; Inflation Expectation; Volatility; Bank Risk-Taking

我国货币政策银行贷款渠道传导效率研究 ——基于银行业结构的古诺模型

董华平¹ 干杏娣²

【摘要】本文在构建银行业结构影响货币政策银行贷款渠道传导效率的古诺模型基础之上,通过选取 5 家大型国有商业银行、12 家股份制商业银行和 105 家城市商业银行从 2000 年至 2012 年共 13 年的非平衡面板数据,并运用个体固定效应进行实证分析,得到如下基本结论:竞争性的银行业结构有利于改善货币政策银行贷款渠道的传导效率。且采用不同的银行业结构衡量指标及对扩展的动态实证模型进行系统 GMM 估计保证了实证结果的稳健性。

【关键词】银行业结构; 银行贷款渠道; 传导效率

一、引言

现代市场经济中,金融系统充当了货币政策影响整个宏观经济最重要的媒介,金融市场的运行状况直接关系到货币政策的传导效率。由于我国股票市场起步较晚且制度不完善,企业债券市场的发展又有限,使得实体经济的融资仍然以银行信贷为主要来源,进而使得信贷渠道成为货币政策传导的主要渠道(周英章和蒋振声, 2002; 蒋瑛琨等, 2005; 杨国中等, 2011; 潘敏等, 2011; 李涛和刘明宇 2012)。

信贷渠道分为银行贷款渠道与资产负债表渠道。银行贷款渠道强调银行信贷的特殊性,认为银行信贷在货币政策措施影响整个实体经济中起到至关重要的作用,影响银行准备金头寸的措施会引起利率水平的变化及银行资产负债的调整。传统利率渠道侧重于分析利率变化对居民消费、厂商投资的影响,对银行存款及货币供给的影响最终反映在银行负债方的调整上。实际上,银行准备金和利率的变化也会影响到银行信贷供给,即反映在银行资产方的调整上。如果银行无法通过调整有价证券等资产持有量或筹集无法定准备要求负债来抵消准备金减少,那么银行信贷供给就会下降;如果银行借款人缺少可以替代银行信贷的其它资金来

1 董华平, 山东工商学院金融学院讲师

2 干杏娣, 复旦大学经济学院教授

源,那么银行信贷供给变化就可能独立影响到总支出水平。由此可见,银行贷款渠道存在的重要条件是:银行资产负债表中信贷资产与其他资产、有法定准备要求负债与无法定准备要求负债之间替代弹性不完全;银行信贷与借款者其他融资方式之间替代弹性不完全。

近些年来,我国银行业结构发生了巨大变化,突出表现为国有商业银行的市场份额不断下降、股份制商业银行的市场份额继续上升、城市商业银行如雨后春笋大量涌现并取得长足的发展。那么,银行业结构的变化是否会影响货币政策的银行贷款渠道?又是否有利于改善银行贷款渠道的传导效率?这是央行在不断变化的银行业结构中实施货币政策时最为关切的问题。银行业结构影响银行贷款渠道假设认为货币政策不仅仅通过公开市场操作或准备金率要求影响到了银行准备金,还通过影响银行负债利率改变了边际成本,而银行业结构决定了银行边际成本变化如何传递到价格和贷款变化。

本文正是从银行业结构变化的视角研究我国货币政策银行贷款渠道的传导效率。内容安排如下:第一部分,首先对相关研究文献进行梳理并找出已有研究的不足之处;第二部分,构造银行业结构影响货币政策银行贷款渠道传导效率的理论分析框架,并提出四个有待于实证进一步检验的假说;第三部分,主要是说明数据的来源、及变量的选取与处理方法;第四部分,通过采用衡量银行业结构的不同指标,运用静态面板的固定效应估计与动态面板的系统 GMM 估计得到实证结果,实证结果强烈支持本文所提出的四个假说;最后,总结全文的结论并指出其所蕴含的政策含义。

二、文献综述

货币政策传导的银行贷款渠道是在货币渠道不断发展、完善的基础上被提出来的。Bernanke and Gertler (1995) 等认为,以往文献中对货币政策利率与长期利率之间的关系并没有被很好地建立起来。因此,他们声称利率渠道并没有很好地解释货币政策对实际经济的影响,而银行贷款渠道可以较好地解释传统利率渠道无法解释的一些经济周期现象。银行贷款渠道之所以在货币政策传导过程中起着重要的作用,最关键的原因是“银行在克服信贷市场信息不对称方面具有比较优势,因而使许多企业更加依赖于银行的贷款”(Bernanke and Gertler, 1995)。Ehrmann and Angeloni (2003) 强调,那些对银行体系依赖程度较高的经济体,银行贷款渠道在对货币政策传导以及对整个经济的影响上起到不容忽视的作用。

也有许多文献对银行贷款渠道是否重要做了实证检验。Bernanke and Blinder (1988) 运用 SVAR 模型强烈支持了美国的银行信贷冲击可以在相当程度上解释总需求。Oliner and

Rudebusch (1996b) 通过实证发现, 在紧缩货币政策之后, 企业的投资行为与内部资金之间联系也更加紧密, 投资出现下降。但是在他们的检验中存在着一个致命的缺陷: 那就是紧缩 (扩张) 政策导致银行资产与负债同时紧缩 (扩张), 那么之后出现的产出下降是由银行贷款渠道引起的还是货币渠道引起的, 这是一个很难识别的问题。幸运的是, Kashyap et al. (1993) 通过研究企业信贷资金的银行来源与非银行来源构成解决了这一问题。他们的基本思想是: 紧缩的政策导致银行贷款减少, 如果银行贷款渠道成立的话, 借款人通过其它非银行信贷来弥补银行信贷的减少, 即非银行信贷与银行信贷之比将提高; 如果银行贷款渠道不成立的话, 借款人将会减少所有的信贷资金。他们使用商业票据存量作为非银行信贷资金来源的代理变量, 实证结果强烈地支持了银行贷款渠道。

随后, 更多学者则从银行微观特征角度支持了银行贷款渠道。Kashyap and Stein (1995) 研究发现大银行受到金融市场信息不对称的影响要小于小银行, 使得大银行在面临货币政策冲击时较容易获得其他外部资金来替代存款负债的减少, 因而, 大银行信贷供给对货币政策冲击反应相对较小。Altunbas et al. (2002) 通过分析欧元区 2948 家银行数据发现, 规模越大, 流动性越高, 资本越充足的银行对货币政策的反应越不敏感。Ehrmann and Angeloni (2003) 以德国、法国、西班牙及意大利银行为样本研究发现, 流动性不足的银行对货币政策反应更大, 但银行规模及资本充足水平对银行贷款渠道的影响较小。Kishan and Opiela (2006) 通过研究低资本水平与高资本水平银行的信贷反应发现, 规模小、资本水平低的银行受到紧缩货币政策的影响最大。在国内, 刘斌 (2005) 通过研究中国 16 家银行信贷行为发现, 资本充足率较低的银行在面临货币政策冲击时信贷紧缩的更多。徐明东和陈学彬 (2011) 研究认为规模特征是影响银行对货币政策异质性反应的重要因素, 流动性充裕的大银行信贷行为更容易受到资本充足因素的驱动, 而中小银行信贷行为更容易受到流动性因素的驱动。冀志斌和宋清华 (2013) 研究表明高薪酬银行信贷供给受货币政策冲击影响要高于低薪酬银行, 高管薪酬在银行贷款渠道传导中发挥重要作用。

在银行业结构对银行信贷行为产生怎样的影响方面, 国外已存在大量的相关文献。Kashyap and Stein (1997) 通过研究发现, 银行业集中度较高的国家受银行贷款渠道影响较小。Angelini and Cetorelli (2003) 的实证发现, 针对消除银行业进入壁垒的金融制度改革确实降低了银行的提价能力。Sellon (2002) 指出银行业进入壁垒的消除有利于增强银行业的竞争并进而影响到银行对货币政策的信贷反应。Adams and Amel (2005) 是最早运用实证方法研究银行业结构与货币政策银行贷款渠道传导效率之间关系的学者, 通过采用 CRA 微观

贷款数据、运用 OLS 估计方法证实了银行贷款渠道的存在，而且在银行业集中度高的情况下，货币政策对贷款的影响较弱。Olivero et al. (2011) 通过对亚洲与拉丁美洲 18 个经济体银行的数据研究，发现随着银行集中度的增强，货币政策银行贷款渠道的传导更加微弱。而 Gunji et al. (2009) 的实证结果表明银行业竞争程度的加剧会降低货币政策银行贷款渠道的传导效果。同样，Amidu and Wolfe (2013) 以 55 个国家的 978 家银行面板数据为样本，在运用勒纳指数模型估计市场结构变量的基础上，发现银行部门竞争程度的增强会削弱货币政策银行贷款渠道的传导效果。

在国内，许小苍 (2008) 通过使用银行总量信贷数据发现，随着银行业集中度的增加，银行的借贷对于利率的敏感度在下降。刘洋 (2011) 发现银行集中度与货币政策效果之间存在稳定的关系，且随着我国银行业集中度不断下降，货币政策的效果不断增加。谭之博和赵岳 (2012) 认为银行业集中度越高，企业能够从银行融资的比重越小，自身的储蓄越高。刘涛雄和王伟 (2013) 从银行信贷在不同规模企业分布的角度研究货币政策的有效性，他发现中小企业获得银行信贷的比例越高，货币政策的传导越通畅。

综上，对于银行业结构影响货币政策银行贷款渠道传导效率这一问题，国外的研究相对较多也较全面，而国内相关研究则甚少也较零散。由于中国与其他市场化程度较高的经济体相比，在银行贷款渠道传导上存在着一定的差异，这使得国外研究不具有普适性。与已有文献相比，本文突出特点主要表现在：研究方法上，理论模型分析与实证分析相结合；研究结论上，理论模型假说与实证结果相互印证；数据的选取上，使用了涵盖国内不同规模、不同所有制形式、遍布 30 个省级行政区域的微观银行面板数据，提高了估计效率；稳健性检验上，采用了不同的衡量银行业结构的指标变量、以及静态面板模型的固定效应估计与动态面板模型的系统 GMM 估计相结合保证结果的可靠性；另外，与已有的更多使用数量型货币政策工具研究银行贷款渠道不同的是，本文使用利率研究我国的银行贷款渠道。

三、理论分析框架

在银行业结构影响货币政策银行贷款渠道传导效率的理论模型构建上，本文参考了基于古诺模型的 Klein (1971) 的研究，对原模型作了简化处理，以及根据研究需要引入信息不对称和银行业结构因素，并进行适当的扩展。

(一) 基本假设

1. 银行业结构

整个银行业是一个包含 N 家银行的古诺寡头垄断市场结构。代表性银行 i 的资金来源只有初始的资本金 C_i 与客户存款 D_i ，资金主要运用于发放贷款 L_i 、购买政府债券 G_i 及准备金拆借 R_i ，且三者的期望报酬率分别为 E_{iL} 、 E_{iG} 、 E_{iR} ，占比分别为 α_{iL} 、 α_{iG} 、 α_{iR} ，此外，本文并不考虑不确定性情况。因此，代表性银行 i 的最优化行为可以用式 (1) 表示：

$$\pi_i = (C_i + D_i)(\alpha_{iL}E_{iL} + \alpha_{iG}E_{iG} + \alpha_{iR}E_{iR}) - r_{iD}D_i \quad (1)^3$$

其中， r_{iD} 表示代表性银行 i 的存款利率。

2. 信贷市场

在考虑信贷市场存在着信息不对称问题时，银行的贷款期望报酬率可写成：

$$E_{iL} = g\left(\sum_j^N \alpha_{jL}, Infor, other\right) \quad g_1(\bullet) < 0, \quad g_2(\bullet) < 0 \quad (2)$$

代表性银行 i 的总资产被标准化为 1，贷款比例 α_{iL} 即为其贷款量， $g_1(\bullet) < 0$ 表示贷款期望报酬率为银行业贷款量的减函数；*Infor* 是信息不对称程度， $g_2(\bullet) < 0$ 表示信息不对称程度越高，贷款的期望报酬率越低，*other* 是影响贷款期望报酬率的其它因素。

3. 政府债券市场

假设政府债券的供给完全无弹性、不存在违约风险、流动性极强，其回报率为 E_G 。

4. 准备金市场

每家银行都可以按照银行间市场拆借利率把超额部分准备金贷放出去，因而银行间市场拆借利率可以作为银行准备金资产的回报率，即 E_R 。由于中央银行可以通过货币政策工具直接影响到 E_R 的变动，因此，可以把 E_R 看成中央银行的货币政策工具。

5. 存款市场

存款量是利率支付水平的增函数，即

$$D_i = D(r_{iD}) \quad D'(\bullet) > 0 \quad (3)$$

(二) 均衡条件

在上述基本假设基础上，代表性银行 i 的最优行为归结为以下最优化问题：

$$\max_{\alpha_{iL}, \alpha_{iR}, \alpha_{iG}, r_{iD}} \pi_i = [C_i + D(r_{iD})] \left[\alpha_{iL} g\left(\sum_j^N \alpha_{jL}, Infor, other\right) + \alpha_{iR} E_R + \alpha_{iG} E_G \right] - r_{iD} D(r_{iD}) \quad (4)^4$$

$$s.t. \quad \alpha_{iL} + \alpha_{iR} + \alpha_{iG} = 1 \quad (5)^5$$

3 由于银行的资金来源与资金运用在数量上是相等的，为求解方便，本文使用 C+D，而非 L+G+R。

4 假定企业面对银行行为的变动，没有其他融资方式可以替代。

最优化一阶条件:

$$g\left(\sum_j^N \alpha_{jL}, Infor, other\right) + \alpha_{iL} g_1\left(\sum_j^N \alpha_{jL}, Infor, other\right) = E_R = E_G \quad (6)$$

它的含义是贷款资产的期望边际收益与配置到其它两种资产上所获得的边际收益相等。

(三) 引入银行业结构的均衡条件分析

对式(6)进行重新整理, 并设市场贷款的总量为 $L = \sum_j \alpha_{jL}$, $q_i = \frac{\alpha_{iL}}{L}$ 为银行 i 的市

$$g(L, Infor, other) - E_R = -q_i * L * g_1(L, Infor, other) \quad (7)$$

再对式(7)两端同乘 q_i , 并对所有的银行进行加总, 得到:

$$g(L, Infor, other) - E_R = -HHI * L * g_1(L, Infor, other) \quad (8)$$

其中, HHI 是赫芬达尔指数, 即 $HHI = \sum_i q_i^2$; 此外, 假设 $Infor = Infor(HHI)$, 表

示信息不对称程度是赫芬达尔指数衡量的市场结构的函数, 且 $Infor'(\bullet) > 0$, 表示市场结构越集中 (HHI 越大), 信息不对称越严重。

通过对式(8)两端进行全微分, 并令 $dHHI = 0$, $dother = 0$, $dInfor = 0$, 则银行信贷对货币政策 E_R 的反应为:

$$\frac{dL}{dE_R} = \frac{1}{g_1(L, Infor, other) + HHI [g_1(L, Infor, other) + L * g_{11}(L, Infor, other)]} \quad (9)$$

令 $dother = 0$, $dE_R = 0$, 则银行信贷对银行业结构 HHI 的反应为:

$$\frac{dL}{dHHI} = -\frac{L * g_1(L, Infor, other) + \frac{dInfor}{dHHI} [g_2(L, Infor, other) + HHI * L * g_{12}(L, Infor, other)]}{g_1(L, Infor, other) + HHI [g_1(L, Infor, other) + L * g_{11}(L, Infor, other)]} \quad (10)$$

假设贷款期望报酬率与信贷量之间存在线性关系, 则 $g_{11}(L, Infor, other) = 0$; 同时, 假设信息不对称程度越高, 贷款期望报酬率对银行贷款量的反应越敏感⁶, 即, $g_{12}(L, Infor, other) < 0$ 。则 $\frac{dL}{dE_R} < 0$, 即, 中央银行通过货币政策工具提高同业拆借利率

可以减少整个银行业的信贷量; $\frac{dL}{dHHI} < 0$, 即, 银行业结构越集中, 银行信贷水平越低。

5 此处假定银行信贷市场为卖方市场, 这是由于本文研究的银行业结构不是完全竞争市场结构, 即银行有能力控制价格或数量中的一个变量, 因此, 约束变量少了一个。

6 或者反过来说, 信息不对称程度越高, 银行贷款量对利率进而对期望报酬率的反应越不敏感。从几何意义来看, 信息不对称程度越高, 贷款期望报酬率曲线越陡峭, 因此, 等量贷款期望报酬率变动所导致的贷款变化越小。

最后，再通过式（9）求关于 HHI 的偏导数，得

$$\frac{\partial^2 L}{\partial E_R \partial HHI} = -\frac{\frac{dL}{dHHI} [g_{11} + 2HHI * g_{11} + HHI * L * g_{111}] + \frac{dInfor}{dHHI} [g_{12} + HHI * g_{12} + HHI * L * g_{112}] + g_1 + L * g_{11}}{\{g_1(L, Infor, other) + HHI [g_1(L, Infor, other) + L * g_{11}(L, Infor, other)]\}^2} \quad (11)^7$$

由于假设贷款期望报酬率与信贷量之间存在线性关系，所以 $g_{11} = 0$ 、 $g_{111} = 0$ 、 $g_{112} = 0$ ，有 $\frac{\partial^2 L}{\partial E_R \partial HHI} > 0$ ，而已知 $\frac{dL}{dE_R} < 0$ ，所以 $\frac{dL}{dE_R}$ 与 HHI 呈反方向变化。

（四）理论假说

假说一：中央银行能够通过货币政策工具操作有效地影响整个银行系统的信贷量，即，存在货币政策传导的银行贷款渠道， $\frac{dL}{dE_R} < 0$ 。

假说二：若其它不变，银行业结构垄断程度越高，银行的信贷水平越低，即， $\frac{dL}{dHHI} < 0$ 。

假说三：银行业结构垄断程度越高，货币政策通过银行体系影响银行信贷的效果越弱。即， $\frac{dL}{dE_R}$ 与 HHI 呈反方向变化。

假说四：即使银行业结构垄断程度很高，货币政策的银行贷款渠道依然有效。

四、数据与变量说明

（一）数据来源与处理

由于许多银行特别是非上市银行的数据缺失较为严重，本文数据的来源是综合了财汇金融数据库、中国金融年鉴、wind 数据库、bankscope 数据库、及各家银行统计年报的基础上进行了最大限度的补充，其它数据均来源于 CEIC 数据库及国家统计局网站。除了比率等变量外，所有数据都使用定基 CPI 指数（2000 年为基年）进行了调整，并取对数以使变量分布正态化和减少异方差性。

（二）相关变量

1. 实证中涉及的变量

本文的被解释变量为各家银行信贷量，解释变量包括货币政策工具变量、银行业结构变量、货币政策工具变量与银行业结构变量的交互项、以及反映信贷需求的实际 gdp、房地产贷款量、固定资产投资额、对外直接投资额及进口量与出口量。相关变量的详细说明见表 1：

7 为了节省篇幅，式（12）分子中没有显示贷款期望报酬率函数里的信贷变量、信息不对称变量及其它影响变量。

表1 变量说明

变量名称	变量符号	变量定义
商业银行贷款量	loan	按各家银行所在地的 CPI 计算的实际贷款量并取对数
货币政策工具变量	rate	按存续期加权的一年期基准贷款名义利率 (%)
银行业结构变量	ms	以市场集中度与赫芬达尔指数作为工具变量
市场集中度	cr4_asset	工、农、中、建四大银行资产占银行业总资产的比重 (%)
	cr4_deps	工、农、中、建四大银行存款占银行业总存款的比重 (%)
cr4 与 rate 交互项	cr4rate	市场集中度与一年期基准贷款名义利率的乘积 (%)
赫芬达尔指数	hhi_asset	以银行总资产衡量的赫芬达尔指数
	hhi_deps	以银行总存款衡量的赫芬达尔指数
hhi 与 rate 交互项	hhirate	赫芬达尔指数与一年期基准贷款名义利率的乘积 (%)
控制变量	z	包括：实际 gdp、房地产贷款量、固定资产投资额、对外直接投资额及进口量与出口量
实际 gdp	gdp	按银行所在地 CPI 指数调整的实际 gdp 并取对数
房地产贷款量	realest	按银行所在地 CPI 指数调整的实际房地产贷款量并取对数
固定资产投资额	fixinv	按银行所在地 CPI 指数调整的实际固定资产投资量并取对数
对外直接投资额	fdi	按银行所在地 CPI 指数调整的实际对外直接投资额并取对数
出口量	ex	按银行所在地 CPI 指数调整的实际出口量并取对数
进口量	im	按银行所在地 CPI 指数调整的实际进口量并取对数

2. 关于代理变量选择的说明

(1) 银行业结构变量

目前，衡量银行业结构使用最广泛的两个基本指标是：赫芬达尔指数 HHI 与市场集中度 CR_n 。此外，有的学者也采用勒纳指数衡量银行业结构 (Klapper et al., 2009; Amidu and Wolfe, 2013)；还有一些学者以 Panzar-Rosse 模型 (Panzar and Rosse, 1987) 计算的 H 统计值衡量银行业结构 (Goddard and Wilson, 2009; Gunji et al., 2009; Oliver et al., 2011)。但对它们的计算都是建立在计量模型估计基础之上，因此，在估计中会损失掉大量信息，估计模型的选择也可能成为问题的来源。基于以上考虑，本文选择赫芬达尔指数与市场集中度为银行业结构的代理变量。

(2) 货币政策工具变量

许多国内学者认为我国利率并没有完全市场化，因而利率不宜作为货币政策工具变量，他们大都采用货币供应量 $M1$ 或 $M2$ 作为货币政策工具的代理变量 (蒋瑛琨等, 2005; 闫力等, 2009; 许友传, 2012; 刘涛雄和王伟, 2013)。还有一些学者以法定存款准备金率作为

货币政策工具变量（冀志斌和宋清华，2013）。而国外学者更多采用联邦基金利率（Bernanke and Gertler, 1995; Adams and Amel, 2005）作为货币政策工具代理变量。

本文以一年期贷款利率作为货币政策工具的代理变量。理由是：一年期贷款利率在样本期内易被央行所控制，而 M1 和 M2 都是内生性较强的变量；在我国利率没有完全市场化的情况下，是存贷款市场（零售市场）基准利率决定着银行间同业市场（批发市场）拆借利率，而不是相反，因此，同业拆借利率也不宜作为我国货币政策工具的代理变量；此外，由于法定准备金在样本期内变异性较小，不容易连续观察其与银行信贷之间的关系。

在对一年期贷款利率变量处理上：若某年度内一年期贷款利率没有调整，则以这个利率水平值作为货币政策工具变量的取值；若某年度一年期贷款利率发生调整，则以每个利率水平的持续期为权重加权计算货币政策工具变量的数值。这样做的好处是：一方面可以更充分反应利率与信贷量间的关系；另一方面可以增强利率变量的变异性⁸，提高实证估计的精度。

五、实证结果及分析

（一）静态面板模型及实证结果

1. 模型的构造

本文参照 Adams and Amel（2005）所设定的静态面板计量模型，即

$$loan_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta_1 rate_t + \beta_2 ms_t + \beta_3 ms_t rate_t + \sum_{m=1}^N \phi_m z_{it} + \mu_{it} \quad (12)$$

其中， β_1 衡量货币政策利率变化对银行信贷的直接影响，它的期望符号为负值；

β_2 衡量银行业结构变化对信贷量的影响，同样它的期望符号为负值；在考虑银行业结构与货币政策利率交互项后，银行业结构对银行信贷水平的影响依然应该为反向的，即，

$$\frac{\partial loan}{\partial ms} = \beta_2 + \beta_3 rate_t < 0;$$

β_3 衡量了银行业结构变化对货币政策贷款渠道传导效率所产生的影响，它的期望符号为正值；在考虑银行业结构与货币政策利率交互项后，货币政策利率对银行信贷的综合影响

要看 $\frac{\partial loan}{\partial rate} = \beta_1 + \beta_3 ms_t$ 的系数符号，它的期望符号应该为负值。

2. 实证结果

表 2 给出了基于静态面板模型的固定效应估计结果，个体不随时间而变化的效应得到了

8 由于管制利率相比市场利率缺乏变异性，因而会严重影响实证结果的估计精度。

控制。豪斯曼检验全部拒绝了零假设，从而支持了固定效应模型。出于估计结果的稳健性考虑，本文分别报告了按总资产与总存款计量的 HHI 与 CR4 的固定效应估计结果。

表2 静态面板模型的固定效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
constant	-2.913** (-2.57)	5.491*** (2.67)	8.714*** (4.08)	7.151*** (3.09)	-1.365 (-0.86)	2.181 (1.10)
rate	-0.0718*** (-3.88)	-0.0567*** (-3.06)	-0.312*** (-5.62)	-0.349*** (-5.10)	-0.267*** (-4.10)	-0.269*** (-4.55)
hhi_asset		-0.0014*** (-4.86)	-0.0027*** (-6.93)			
hhi_deps				-0.0027*** (-5.32)		
hhirate			0.00017*** (4.87)	0.00024*** (4.59)		
cr4_asset					-0.0109** (-2.30)	
cr4_deps						-0.0248*** (-3.77)
cr4rate					0.0033*** (3.14)	0.0038*** (3.81)
gdp	0.449*** (3.80)	0.286** (2.36)	0.167 (1.37)	0.234* (1.90)	0.412*** (3.48)	0.332*** (2.75)
realest	0.136** (2.34)	0.0921 (1.58)	0.137** (2.35)	0.177*** (2.99)	0.103* (1.70)	0.126** (2.18)
fixinv	0.372*** (4.74)	0.260*** (3.22)	0.173** (2.11)	0.269*** (3.37)	0.379*** (4.83)	0.331*** (4.18)
fdi	0.0312 (0.97)	0.0686** (2.10)	0.0737** (2.29)	0.0544* (1.68)	0.0299 (0.93)	0.0425 (1.31)
ex	0.123* (1.84)	0.0437 (0.65)	0.176** (2.44)	0.0868 (1.19)	0.140* (1.90)	0.102 (1.38)
im	0.126* (1.70)	0.0542 (0.73)	0.0543 (0.74)	0.0367 (0.49)	0.106 (1.43)	0.0562 (0.74)
Num of bank	123	123	123	123	123	123
Observations	926	926	926	926	926	926
Adjusted R-squared	0.82	0.82	0.83	0.82	0.82	0.82
Hausman Test(P)	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00

注：(1) 括号内的数值为对应系数的 t 值；(2) *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上

显著；（3）在估计中，依次增加货币政策工具变量（第一列）、银行业结构变量（第二列）、及货币政策工具变量与银行业结构变量的交互项（第三列）；（4）第四列至第六列分别为 `hhi_deps`、`cr4_asset`、`cr4_deps` 衡量的银行业结构的估计结果。

表 2 显示核心变量显著性水平较高且系数符号方向与预期相一致。具体来看：

（1）一年期贷款利率能够反向影响银行的信贷量，表明货币政策的银行贷款渠道存在，即， $\beta_1 < 0$ 成立。这一实证结果有利地支持了假说一。

（2）银行业结构变量反向影响银行信贷，即， $\beta_2 < 0$ 与 $\frac{\partial loan}{\partial ms} = \beta_2 + \beta_3 rate_t < 0$ 成立，这与微观经济学中的市场结构理论相一致，也有利地支持了假说二。

（3）银行业结构与货币政策利率的交互项系数为正值，即， $\beta_3 > 0$ 成立。意味着银行业结构越集中，银行贷款渠道传导效果越弱。这一实证结果有利地支持了假说三。

（4）在考虑银行业结构变量后，货币政策利率对银行信贷的总体影响体现在 $\frac{\partial loan}{\partial rate} = \beta_1 + \beta_3 ms_t$ 的系数值，以样本期银行业结构的平均值来计算，它的符号依然是负的，即货币政策银行贷款渠道在考虑银行业结构变量后依然有效。从而有利地支持了假说四。

3. 考虑银行微观特征

已有大量关于银行微观特征影响银行贷款渠道传导的文献（Kashyap and Stein, 1995; Altunbas et al., 2002; Ehrmann and Angeloni, 2003; Kishan and Opiela, 2006; Amidu and Wolfe, 2013; 刘斌, 2005; 徐明东和陈学彬, 2011; 冀志斌和宋清华, 2013）。因此，为了防止因遗漏银行微观特征变量对实证结果稳健性可能造成的影响，本文按照银行规模大小、及资本充足率和流动性高低进行分组，研究银行业结构对货币政策银行贷款渠道传导效率的影响。

表 3 分银行微观特征的固定效应模型估计结果

	规模		资本充足率		流动性	
	小组	大组	低组	高组	低组	高组
constant	-0.0736 (-0.05)	-1.121 (-0.05)	0.845 (0.44)	-2.846 (-0.97)	-2.530 (-1.14)	-2.130 (-0.88)
rate	-0.273*** (-4.14)	-0.121 (-0.54)	-0.271*** (-3.56)	-0.260** (-2.21)	-0.239*** (-3.02)	-0.236** (-2.10)
cr4_asset	-0.0163*** (-3.37)	-0.0074 (-0.40)	-0.0144*** (-2.59)	-0.0091 (-1.03)	-0.0213*** (-3.72)	0.0024 (0.28)
cr4rate	0.0033*** (3.11)	0.0011 (0.30)	0.0034*** (2.75)	0.0033* (1.72)	0.0028** (2.22)	0.0028 (1.54)
gdp	0.323***	1.277	0.351***	0.415*	0.878***	0.191

	(2.76)	(0.76)	(2.68)	(1.70)	(5.14)	(1.09)
realest	0.0422	0.146	0.0775	0.109	0.0056	0.191**
	(0.70)	(0.36)	(0.94)	(1.12)	(0.06)	(2.24)
fixinv	0.505***	-0.261	0.416***	0.424***	0.267**	0.416***
	(6.41)	(-0.25)	(4.35)	(2.98)	(2.50)	(3.50)
fdi	-0.0303	-0.217	-0.0026	0.0909	0.0551	0.0092
	(-0.93)	(-0.45)	(-0.07)	(1.52)	(1.40)	(0.16)
ex	0.202***	-1.076	0.169*	0.112	0.0266	0.219**
	(2.78)	(-1.19)	(1.74)	(0.98)	(0.21)	(2.27)
im	0.0430	1.017	0.0174	0.128	-0.123	0.281***
	(0.58)	(1.01)	(0.18)	(1.05)	(-1.01)	(2.76)
Observations	861	65	540	386	541	385
Adjusted R-squared	0.83	0.91	0.85	0.79	0.85	0.79
Hausman Test(P)	0.00	0.99	0.01	0.00	0.01	0.00

注：（1）括号内的数值为对应系数的 t 值；（2）*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著；（3）规模大组的银行包括工、农、中、建、交五家银行；（4）资本充足率与流动性的分类按照每家银行样本期内的平均水平分为高低两组，其中流动性是以各家银行的贷存比来衡量的，贷存比越高，流动性越差；（5）规模大的银行豪斯曼检验没有通过，但出于可比性考虑，本文仍然报告了固定效应结果。

整体来看，分银行特征固定效应的大部分估计结果并没有影响核心解释变量的符号与显著性水平，本文的基本结论依然成立。

具体来看，与表 2 相比，分银行特征的估计结果因分类而产生了差异化。第一、规模小的银行无论在核心解释变量还是在关键的控制变量上，系数的符号、方向及显著性水平与全样本结果基本一致。而五大国有银行的系数不显著，这表明国有银行对货币政策工具反应不敏感，它们份额的下降将有助于提高银行贷款渠道的传导效率。第二、从资本充足率水平的分类来看，两类银行对货币政策的信贷反应方向和显著性程度也与全样本一致，但资本充足率较低的银行对货币政策的信贷反应要略大于资本充足率较高的银行。第三、流动性越差的银行对货币政策的反应越敏感。

（二）动态面板模型及实证结果

1. 静态面板模型的进一步拓展

银行信贷量也会影响货币政策利率、银行业结构、GDP、固定资产投资等变量，即解释变量可能会存在内生性问题。但对于本文所设定的实证模型来说，由于被解释变量是单个银行的信贷量，因而解释变量的内生性问题在本文的研究模型里可以被忽略。出于实证结果稳

健性及银行信贷行为惯性的考虑，本文在静态面板模型中加入滞后一期的信贷变量 $loan_{i,t-1}$

作为解释变量，模型变为：

$$loan_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta_1 loan_{i,t-1} + \beta_2 rate_t + \beta_3 ms_t + \beta_4 ms_t rate_t + \sum_{m=1}^N \phi_m z_{it} + \mu_{it} \quad (13)$$

2. 估计方法选择

本文采用 Arellano and Bond (1991) 和 Blundell and Bond (1998) 提出的系统广义矩估计方法，即系统 GMM。由于系统 GMM 方法对估计模型进行一阶差分，将弱外生变量的滞后值作为相应变量的工具变量，从而不仅可以克服变量的内生性问题，而且还可以更好地解决面板数据中可能存在的横截面异方差、时间序列的自相关等问题。因此，我们认为系统 GMM 方法估计结果更一致有效，本文实证以系统 GMM 估计结果为准，静态面板的固定效应估计作为 GMM 估计结果的对比参照。

3. 实证结果

表 4 给出了系统 GMM 的估计结果。

整体来看，动态面板的系统 GMM 估计结果与静态面板的固定效应估计结果相差不大，但每个解释变量系数的显著性水平明显提高，均达到 1%。

具体来看，滞后一期因变量的系数 β_1 符号显著为正且数值较大，这表明银行信贷受上一期的影响较大，具有一定的惯性； β_2 、 β_3 的符号与预期相一致；货币政策利率变量与银行业结构变量交互项系数 β_4 的符号也与预期相一致；货币政策利率变量对银行信贷的总体影响，即系数 $\beta_2 + \beta_4 ms_t$ 的值仍为负的；其它控制变量的符号也符合预期。

表 4 动态面板模型的系统 GMM 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
constant	3.149*** (11.63)	3.211*** (14.89)	2.789*** (16.40)	2.756*** (16.04)
L1.loan	0.766*** (69.97)	0.774*** (78.84)	0.778*** (89.81)	0.778*** (78.72)
rate	-0.296*** (-10.29)	-0.313*** (-10.54)	-0.267*** (-9.52)	-0.254*** (-10.10)
hhi_asset	-0.00121*** (-8.74)			
hhi_deps		-0.00122*** (-10.30)		
hhirate	0.000173***	0.000178***		

	(8.76)	(9.17)		
cr4_asset			-0.0304 ^{***}	
			(-9.31)	
cr4_deps				-0.0259 ^{***}
				(-10.10)
cr4rate			0.00467 ^{***}	0.00382 ^{***}
			(7.99)	(8.47)
gdp	0.160 ^{***}	0.154 ^{***}	0.151 ^{***}	0.150 ^{***}
	(19.60)	(21.81)	(25.53)	(21.40)
realest	0.0731 ^{***}	0.0732 ^{***}	0.0722 ^{***}	0.0734 ^{***}
	(8.00)	(8.89)	(8.61)	(8.95)
fixinv	-0.0713 ^{***}	-0.0677 ^{***}	-0.0666 ^{***}	-0.0650 ^{***}
	(-6.50)	(-8.15)	(-8.75)	(-7.46)
fdi	0.000549	0.000275	0.00191	-0.000331
	(0.07)	(0.04)	(0.24)	(-0.05)
ex	-0.127 ^{***}	-0.127 ^{***}	-0.131 ^{***}	-0.126 ^{***}
	(-10.29)	(-11.99)	(-10.45)	(-11.65)
im	0.122 ^{***}	0.120 ^{***}	0.123 ^{***}	0.118 ^{***}
	(7.62)	(8.67)	(8.23)	(8.42)
Num of bank	115	115	115	115
Observations	762	762	762	762
AR (2)	0.13	0.13	0.13	0.13
Hansen Test(P)	0.12	0.12	0.13	0.11

注：（1）括号内的数值为对应系数的t值；（2）*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著。

（三）实证结果分析

对于本文的基本命题：竞争性的银行业结构有利于改善货币政策银行贷款渠道的传导效率。我们试图从我国银行业发展与改革历程角度，给出以下两点机制上的解释：

第一，从我国银行业发展过程来看，国有四大商业银行市场份额不断下降，股份制商业银行、城市商业银行等市场份额不断上升，一个多元银行主体的竞争格局正在逐步形成，整个银行业的竞争程度日趋增强，这将有利于提高整个银行业对货币政策利率的敏感程度。

第二，股份制银行、城市商业银行及外资银行等新生代银行从产生之初就面临着国有四大商业银行的竞争威胁，它们要想在市场竞争中取得一席之地，必须具备较高的市场化程度。因此，这些银行市场份额的上升会带动整个银行业市场化程度提高，进而有利于增强银行信贷对货币政策利率的敏感性。与此同时，国有四大商业银行也面临着竞争压力，从而迫使它

们提高经营管理水平及市场化程度，这有利于提高其对货币政策利率的敏感性。

六、结论与含义

本文在构建银行业结构影响货币政策银行贷款渠道传导效率的古诺模型基础之上，通过选取5家大型国有商业银行、12家股份制商业银行和105家城市商业银行从2000年至2012年共13年的非平衡面板数据，并运用个体固定效应进行实证分析，得到一个实证结果与理论模型相互印证的基本结论：竞争性的银行业结构有利于改善货币政策银行贷款渠道的传导效率。且采用不同的银行业结构衡量指标及对扩展的动态实证模型进行系统GMM估计保证了实证结果的稳健性。

就政策含义来看：首先，由于银行贷款渠道依然是我国货币政策传导的一个重要渠道，表明央行通过政策工具实现宏观调控目标在很大程度上取决于其能否有效地影响银行信贷；其次，要想实现同等的货币政策效果，央行在垄断银行市场结构下进行的货币政策操作力度要大于竞争银行市场结构下的操作力度，因此，银行业结构及其变动是央行运用货币政策调控宏观经济运行要考虑的一个重要因素；最后，本文从银行贷款渠道传导效率角度论证了市场结构改革在推进我国银行业改革当中的重要性。当前，我国银行业结构与经济结构存在有效匹配的偏差，银行业结构变动严重滞后于经济结构的变动，造成金融不能更好地为实体经济服务。以放开银行业市场准入，允许有条件的民营资本、混合资本进入银行业等方式进行的增量改革，在改善货币政策银行贷款渠道传导效率的同时，也可以增强银行业金融机构为实体经济服务水平。

参考文献

- [1] 蒋瑛琨、刘艳武和赵振全, 2005,《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》第5期,第70~79页。
- [2] 冀志斌和宋清华, 2013,《银行高管薪酬与货币政策信贷传导效率》,《国际金融研究》第4期,第41~51页。
- [3] 李涛和刘明宇, 2012,《资本充足率、银行信贷与货币政策传导——基于中国25家银行面板数据的分析》,《国际金融研究》第11期,第14~22页。
- [4] 刘斌, 2005,《资本充足率对信贷、经济及货币政策传导的影响》,《金融研究》第8期,第10~22页。
- [5] 刘涛雄和王伟, 2013,《银行信贷结构对货币政策有效性的影响》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第3期,第138~147页。
- [6] 刘洋, 2011,《中国银行业集中度对货币政策效果的影响——基于VAR模型的经验实证》,《税务与经济》第3期,第35~41页。
- [7] 潘敏、罗霄和缪海斌, 2011,《银行信贷的行业产出与溢出效应》,《投资研究》第8期,第12~22页。
- [8] 谭之博和赵岳, 2012,《银行集中度、企业储蓄与经常账户失衡》,《经济研究》第12期,第55~68页。
- [9] 徐明东和陈学彬, 2011,《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》第5期,第24~37页。
- [10] 许小苍, 2008,《银行市场集中度对银行信贷渠道影响的实证分析》,《河南金融管理干部学院学报》第6期,第59~63页。
- [11] 许友传, 2012,《商业银行对货币政策的信贷行为反应与分布特征》,《上海经济研究》第9期,第3~11页。
- [12] 杨国中、李宏瑾和尹兴中, 2011,《货币政策操作对银行部门的影响——基于商业银行面板数据的实证研究》,《投资研究》第11期,第3~15页。
- [13] 闫力、刘克宫和张次兰, 2009,《货币政策有效性问题研究——基于1998~2009年月度数据的分析》,《金融研究》第12期,第59~71页。
- [14] 周英章和蒋振声, 2002,《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性——中国1993~2001年的实证分析和政策含义》,《金融研究》第9期,第34~43页。
- [15] Adams, R. M., and D. F. Amel. 2005. "The effects of local banking market structure on the banking-lending channel of monetary policy." FEDS Working Papers, NO. 10.
- [16] Altunbas, Y., O. Fazylyow, and P. Monlyneux. 2002. "Evidence on the Bank Lending Channel in Europe." *Journal of Banking & Finance*, 26(11):2093-2110.

- [17] Amidu, M., and S. Wolfe. 2013. "The effect of banking market structure on the lending channel: Evidence from emerging markets." *Review of Financial Economics*, 22(4):146-157.
- [18] Angelini, P., and N. Cetorelli. 2003. "Effects of regulatory reform on competition in the banking industry." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(5):663-684.
- [19] Arellano, M., and S. Bond. 1991. "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *Review of Economic Studies*, 58(2):277-297.
- [20] Bernanke, B. S., and A. S. Blinder. 1988. "Credit, Money, and Aggregate Demand." *American Economic Review*, 78(2):435-439.
- [21] Bernanke, B. S., and M. Gertler. 1995. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission." *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):27-48.
- [22] Blundell, R., and S. Bond. 1998. "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models." *Journal of Econometrics*, 87:115-143.
- [23] Ehrmann, M., and L. Angeloni. 2003. "Monetary transmission in the euro area: early evidence." *Economic Policy*, 18(37):469-501.
- [24] Goddard, J., and J. O. S. Wilson. 2009. "Competition in banking: A disequilibrium approach." *Journal of Banking and Finance*, 33(12):2282-2292.
- [25] Gunji, H., K. Miura, and Y. Yuan. 2009. "Bank competition and monetary policy." *Japan and the World Economy*, 21(1):105-115.
- [26] Kashyap, A. K., J. Stein, and D. W. Wilcox. 1993. "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance." *American Economic Review*, 83(1):78-98.
- [27] Kashyap, A. K., and J. Stein. 1995. "The impact of monetary policy on bank balance sheets." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42:51-195.
- [28] Kashyap, A. K., and J. Stein, 1997. "The role of banks in monetary policy: a survey with implications for the European Monetary Union." *Economic Perspectives*, 27 (9):2-18.
- [29] Kishan, R. P., and T. P. Opiela. 2006. "Bank Capital and Loan Asymmetry in the Transmission of Monetary Policy." *Journal of Banking & Finance*, 30(1):259-285.
- [30] Klapper, L.F., T. A. Rima, and A. Berger. 2009. "Bank competition and financial stability." *Journal of Financial Services Research*, 35(2):99-118.
- [31] Klein, M. A.. 1971. "A theory of the banking firm." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 3(2):205-218.
- [32] Oliner S. D., and G. D. Rudebusch. 1996. "Is there a broad credit channel for monetary policy?" FRBSF

Economic Review, 1:3-13.

- [33] Olivero, M. P., Y. Li, and B. N. Jeon. 2011. "Consolidation in banking and the lending channel of monetary transmission: Evidence from Asia and Latin America." *Journal of International Money and Finance*, 30(6):1034-1054.
- [34] Panzar, J. A., and J. N. Rosse. 1987. "Testing for monopoly equilibrium." *Journal of Industrial Economics*, 35(4):443-456.
- [35] Sellon, G. H.. 2002. "The changing U.S. financial system: Some implications for the monetary transmission mechanism." *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 87(1):5-35.

Research on the Transmission Efficiency of China 's Monetary Policy through Bank Lending Channel: Based on Cournot Model of Banking Structure

DONG Huaping GAN Xingdi

Abstract: Based on the construction of Cournot model in which banking structure affects transmission efficiency of bank lending channel of monetary policy, by selecting the 5 large state-owned commercial banks, 12 joint-stock commercial banks and 105 city commercial banks, a total of 13 years of the unbalanced panel data from 2000 to 2012, and using the individual fixed effects empirical analysis, we get the following basic conclusion: the competitive banking structure is conducive to improve the transmission efficiency of bank lending channel of monetary policy. Moreover, the use of different banking structure indicators and system GMM estimation of expanded dynamic empirical model ensures the robustness of the empirical results.

Key words: Banking structure, Bank lending channel, Transmission efficiency

公众预期与量化宽松政策的冲击效应 ——来自国际大宗商品市场的证据¹

苏 治² 尹力博³ 付 莹⁴

【摘要】现代货币政策理论特别强调预期在货币政策有效性发挥中的核心作用。为了分析美联储量化宽松政策（QE）的冲击效应，本文建立了一个投资者具有异质性信念下的理性预期均衡资产定价模型，并结合大宗商品市场进行了实证分析。模型结论表明，当经济中发生外生事件时，由于异质性预期的存在，资产价格的变化对于政策变量的敏感程度将随时间降低，货币政策规则趋于无效，此时相机优于规则；而从长期看，基于适当的相机货币政策引导和公众的学习效应，异质预期能够不断向理性预期收敛。随着公众一致性预期的形成，相机的货币政策趋于无效，此时中央银行可以重新转向传统的货币政策规则。基于事件研究法，实证部分全面分析了 QE 政策的推出和退出对国际大宗商品资产价格的影响。实证研究结果表明，QE 作为美联储应对金融危机冲击的一项相机型货币政策，在公众异质预期存在时能够对国际大宗商品价格产生显著影响，而随着市场一致性预期的形成而趋于失效。上述结论对货币政策“相机与规则”之争提供了新的理论研究视角，亦对货币当局非常规货币政策的实施提供理论依据和经验支持。

【关键词】货币政策；相机与规则；异质预期；量化宽松；大宗商品

一、引言

在传统理论探讨上，关于货币政策有效性之争由来已久。按照理性预期理论，要提高货币政策的有效性，应该降低货币政策的透明性，以形成意料之外的政策变动，或造成中央银行与公众之间的信息不对称。但是，Kydlan和Prescott（1977）提出凯恩斯主义相机抉择的时间不一致性问题并得出“规则优于相机抉择”的结论。Clarida等（1999）、Woodford（1999）、

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.1528

² 苏 治，中国人民大学国际货币研究所研究员、中央财经大学统计与数学学院副教授

³ 尹力博，中央财经大学金融学院

⁴ 付 莹，复旦大学经济学院

McCallum和Nelson（1999）等把新凯恩斯主义模型应用于货币政策中，指出即便不存在通胀倾向，中央银行按照预先承诺的最优规则行事仍然优于相机抉择，同样论证了货币政策应该具有可信性。那如何解释理性预期理论与货币政策透明制度之间不一致呢？

许多研究者试图在相机抉择的货币政策框架下，通过对货币当局的声誉机制与重复博弈、保守中央银行行长安排以及最优中央银行合同方案等问题的探讨来解决时间不一致性问题（Barro 和 Gordon, 1983; Rogoff, 1985; Walsh, 1995）。然而这些研究非但没能解决这一问题，反倒印证了“规则优于相机抉择”。徐亚平（2006）指出理性预期理论的基本前提之一是经济主体对经济运行具有完全的认知，能够形成与经济系统相一致的、无偏的估计。但这种假设在后危机时代并不完全成立，其主要表现在对经济运行结果和运行过程的不完全认知。此时，货币政策透明性对于促进经济主体的学习过程，稳定和引导公众的通胀预期，进而提高货币政策的有效性起着至关重要的作用（谭旭东，2008），即政府应实行有规则、透明度高、连贯性强的货币政策。由此，到2008年金融危机全面爆发前，以显性或隐性的通货膨胀目标为最终目标、以调节短期利率为操作规则、通过改变真实利率控制总需求曲线以稳定价格的新古典综合学派的货币政策框架被世界主要经济体广泛采用，其中最为典型的便是通货膨胀目标制（Inflation Targeting）和泰勒规则（Taylor rule）。通货膨胀目标制这一目标规则以未来一至两年的通货膨胀预测值为盯住目标，能够为货币政策的实施提供一个稳固的名义锚以提升货币政策的透明度和规则性并稳定公众预期；而泰勒规则这一工具规则具有简单易操作的特性，仅根据产出缺口和通货膨胀缺口就能实现对短期利率的调节。

然而此次发端于美国并蔓延至全球的金融危机客观上对传统的货币政策操作框架产生了巨大挑战，使得人们认识到货币稳定并不等于金融稳定，传统的主流货币政策框架在应对金融市场大幅波动的局面时可能出现系统性偏差，因此亟需新的调控手段和政策工具。这使得以美联储量化宽松政策（Quantitative Easing, QE）为代表的非常规货币政策在极短的时间内受到极高的关注并被全球主要经济体的货币当局采用，也为试图回答货币政策的“规则与相机”之争提供了一个很好的研究背景。

一方面，作为一场具有开创意义的“货币政策试验”，量化宽松政策相较于传统货币政策其效果如何，以及它的推出和退出对于宏观经济和金融市场究竟产生了怎样的影响，都值得探究。尤其是这一新政策对资产价格冲击效应如何？怎样揭示其对资产价格的冲击程度、方向和持续时间？准确回答这些问题对于我们更深刻地理解以美联储QE为代表的数量宽松型非常规货币政策，以及货币当局更好地制定货币政策都具有重要的现实意义。从全球范围

看，量化宽松的非常规货币政策近年来受到全球主要经济体货币政策制定者的青睐，日本央行、欧洲中央银行都相继推行了数量宽松的货币政策，因此研究美联储QE政策推出和退出的冲击效应也有助于我们更好地理解和预测这些国家和地区尚在推行中或即将推出的数量宽松政策的潜在影响。

另一方面，美联储所推行的量化宽松政策实质上是一种相机抉择的货币政策，其主要依据为经济形势和金融市场流动性的变化情况，能够灵活调整政策组合，而在事前并没有明确的目标。因此对于量化宽松政策推出和退出的研究能够为货币政策的“规则与相机”之争提供进一步的理论支持和经验证据。事实上，政策时间不一致性理论为预期的形成增加了一个新视角。对政策制定者而言，预期对于政策有效性扮演着至关重要的角色。Orphanides 和 Williams (2004) 在对美国货币政策历史进行分析时认为货币政策的失效是与公众关于未来经济状态未能形成一致预期相联系的。因此，本文基于公众预期视角，建立了一个投资者具有异质性信念下的理性预期均衡资产定价模型，并结合大宗商品市场分析美联储 QE 政策的冲击效应，旨在提供经验性证据。与传统的关于相机抉择问题的研究不同，本文将货币政策在“相机和规则”之间的选择视为一个随时间和外部环境转移的动态过程，以期得出在不同条件下的最优货币政策选择。此外，参照 Bullard 和 Mitra (2002)、Evans 和 McGough (2005)，本文放松了理性预期假定，重点关注公众异质性预期的影响。

之所以分析大宗商品市场，是因为其对中国具有重要的意义。从短期来看，量化宽松政策实施确实达到刺激经济的目的，而从长期来看，实体经济萎靡，虚拟经济膨胀，实体经济与虚拟经济背离严重，在此背景下量化宽松政策实施给全球经济带来巨大风险。特别是对发展中国家，由于对大宗商品需求巨大，发展中国家一方面需要被动承担输入型通货膨胀，另一方面量化宽松政策导致的市场波动也将给发展中国家带来较大风险。中国作为世界上最大的发展中国家，工业化与城镇化处于较快发展时期，无论是出于对战略资源保障的考虑还是长期战略性投资的需要，我国对大宗商品市场的依赖程度将进一步加深，必须深刻认识后危机时代全球流动性不确定加剧背景下大宗商品市场价格动态演化。另外，大宗商品市场金融化特征愈加明显，量化宽松政策释放的流动性也将通过金融市场传导至大宗商品市场。在美联储量化宽松政策逐步退出阶段，考虑到欧债危机升级、美债问题悬而未决、新兴市场增长动力不足等复杂背景，量化宽松政策从推出到退出的全过程究竟对大宗商品市场起到了何种作用，是一项具有重大应用价值的研究议题。

二、文献回顾

所谓QE政策是指中央银行通过大量购买并长期持有国债、机构债券等中长期债券，增加基础货币供给，从而向市场持续注入流动性的行为，其目标在于当短期利率接近于零利率下限时将长期利率端锁定为较低水平。为应对全球金融危机的冲击，美联储果断实施了量化宽松的非常规货币政策，并取得一定的效果。IMF在2013年发布的一份报告称QE政策的实施在减少次贷危机所带来的系统性风险、提振整个市场的信心和促进经济复苏等方面起到了积极作用。然而QE政策所可能带来的过高通胀、资本外流等问题也时常为各方所诟病。正是担心QE政策潜在的负面影响，随着全球金融危机冲击的弱化和逐步消退，美联储便将QE退出提上日程。2014年10月29日，在为期两天的联邦公开市场委员会（FOMC）会议结束后，美联储公开宣布削减最后的150亿美元购债规模，并从2014年11月起完全退出QE。至此，史上最大规模的刺激行动宣告结束。

关于QE政策，相关研究大多着眼于量化宽松货币政策对于金融市场上价格变量的影响，特别是对长期利率和利差的影响（Gagnon et al., 2011; Swanson, 2011; Krishnamurthy 和 Vissing-Jorgenson, 2011; Wright, 2012），并且均发现QE政策的实施导致利差不同程度的降低，尤其是对于长期收益率冲击效应显著。也有部分研究着眼于QE其他方面的政策效果。Harada 和 Masujima（2009）研究发现日本的量化宽松货币政策带来基础货币增长，进而能够增加总产出；Schenkelberg 和 Watzka（2013）发现QE推出导致工业生产的显著增长，但对价格水平的影响很短暂。Krishnamurthy 和 Vissing-Jorgenson（2013）使用了一个资产平衡渠道的简化动态模型来分析QE退出的影响，发现未被预期到的退出公告会使债券收益率等资产价格产生瞬时反应。

在QE政策的外溢效应方面，Hudson（2010）认为量化宽松所产生的流动性并未完全注入美国经济，而是通过套息交易等资本跨境流动对他国货币政策形成困扰。Fratzscher 等（2012）从欧洲央行角度对美联储量化宽松过程中65个国家资产价格变动进行了分析，认为量化宽松政策的资产组合效应对其他国家影响更甚于美国，造成了大量冲击新兴市场国家的跨境资本流动，对全球经济造成了巨大影响。陈静（2013）分析了量化宽松货币政策的央行资产负债表传导机制及美、欧、英、日四大经济体央行量化宽松货币政策的实践及其政策效果。

对我国经济的影响方面，黄益平（2011）认为美联储和其他主要央行实施量化宽松的货币政策更可能直接增加流向中国热钱。钟伟、谢婷（2011）认为美国量化宽松货币政策的推出及后续持续，将造成全球债务问题的累积和通胀预期骤然增加。余永定（2011）认为在美

国量化宽松冲击下，中国将面临来自实体经济和金融两方面的冲击，热钱的冲击将导致资产价格和物价上涨压力增加，现有外汇储备的实际价值也将遭受美国国债价格下降和美元贬值的双重打击。胡援成和张朝洋（2012）从成本推动渠道、资金输入渠道和货币扩张渠道就美元贬值对我国通货膨胀影响的传导途径及其效应进行了实证研究。宽松货币政策在刺激各国经济复苏的同时，通过改变其资产负债表的构成和规模来为市场创造流动性以及更好的信贷环境（Blinder, 2010），加剧了全球流动性过剩。罗纳德·麦金农和刘钊（2013）认为零利率下量化宽松政策将加大对高息新兴市场国家的套息交易，跨境资金流入新兴市场过程中全球的初级商品价格出现了上涨。此外，近乎零利率的政策对刺激美国经济未起到作用，而中国被迫保持其货币利率低于市场出清的水平，受到了一定程度的金融抑制。在中国，充裕的流动性通过银行系统注入到经济体系中，已成为中国资产价格大幅度上涨的决定性驱动力。陈继勇等（2013）研究发现在资产价格（股票、房地产）的极度繁荣与极度萧条时期，流动性总量与结构的变化起到了重要作用。欧阳志刚、史焕平（2011）度量了后金融危机时期的货币供给过剩程度，刻画了不同经济状态下货币供给的非对称调节效果，进而使用广义脉冲响应函数揭示后金融危机时期，货币供给过剩对通胀与经济增长的冲击效应。盛夏（2013）引入宏观金融风险指标和宏观经济指标，量化研究了量化宽松货币政策对我国宏观经济及宏观金融风险的冲击效应。结果发现，美国量化宽松政策对我国不同部门风险冲击不一，对公共部门冲击的时滞较短，其金融脆弱性明显升高，对金融部门和企业部门冲击的时滞较长，短期影响大于长期影响。对此，刘克崧和翟晨曦（2011）提出为应对量化宽松货币政策背景下不断加大的输入型通胀压力，需要对我国的进出口、外汇储备、货币、产业发展、金融发展五大战略进行全面而系统的调整，从而在复杂的国际经济金融环境下有效管理与运用富裕的流动性，并确保中国经济平稳健康发展。

关于货币政策变化对大宗商品价格的影响，已受到国内外相关领域学者的重视。Frankel（1984）的开创性研究使得货币环境和利率对大宗商品价格的驱动作用开始为学界所关注。Frankel（1986）将多恩布什的汇率超调模型拓展到了国际大宗商品市场，利用无套利条件推导出利率和大宗商品价格之间的理论联系。结果表明，由于工业制成品价格相对于大宗商品具有价格粘性，因此当货币供应量出现未预期的永久性增加时，经济体的真实货币供应量增加，利率随之下降，在无套利情况下，人们只会在大宗商品短期价格会上升至长期均衡价格以上时持有大宗商品，以期未来的价格下跌与利息瞬时相当，而这一资产市场上的套利行为将使得大宗商品价格短期相对其长期均衡出现超调。Frankel（2008）总结了短期利率影

响大宗商品价格的三个渠道，1) 利率下降使持有存货的机会成本降低从而增加对大宗商品的需求(存货渠道); 2) 利率下降使供给更加方便从而激励供应方增加供给(供给渠道); 3) 利率下降会降低期货市场上的投机成本导致期货价格上升进而传导到现货价格(金融市场渠道)。此外，汇率的变动也会影响国际大宗商品价格，由于大多数大宗商品使用美元标价，因此美元汇率的降低会使国际大宗商品价格相对升高。而无论哪种渠道，货币政策能否达到预期效果的关键都在于公众的预期，因为预期在货币政策传导的过程中扮演着重要的角色。Barsky 和 Kilian (2002, 2004) 认为货币政策通过影响人们对于通货膨胀和经济增长的预期从而影响大宗商品的价格。

然而也存在一些实证研究发现货币政策和大宗商品价格之间并不存在明显关系。例如，Frankel (2008) 的研究表明自 1980 年以来实际利率和实际大宗商品价格之间不存在统计上显著的相关关系。Kilian 和 Lewis (2011) 发现自 20 世纪 80 年代后期以来以原油为代表的大宗商品价格并未对美国的货币政策冲击做出反应。

迄今为止，将 QE 政策效果和国际大宗商品相结合的国内外研究相对较少，并且已有研究成果主要着眼于经济学直觉上的描述和推测，尚未有很成体系的实证文章。而对于量化宽松货币政策退出对国际大宗商品价格的影响，目前还没有文章对其进行系统的研究。值得注意的是，美联储所使用的量化宽松的非常规货币政策，在对国际大宗商品价格的影响渠道上与常规货币政策存在明显不同。最大的不同在于它并不直接影响短期利率，而是通过降低长期利率来刺激大宗商品价格上涨。而降低长期利率则更加依赖于公众预期：一方面，QE 政策的推出导致央行资产负债表的规模扩张使得市场流动性增强，现金资产和非现金资产的交易更加频繁，从而改变了市场关于流动性溢价水平的看法，导致非现金资产的预期收益增加，进而压低长期利率；另一方面，央行持续大量购买长期国债的行为将导致公众“央行的购买资产还将持续的预期”逐渐形成，从而稳定长期国债价格，压低其长期收益率(陈静，2013)。为此，本文全面分析了 QE 推出的相关信息以及现有的 QE 退出公告对国际大宗商品价格的影响，旨在为非常规货币政策对大宗商品市场的影响提供新的证据。同时在相关研究的基础上进行进一步拓展延伸，为 QE 政策效果的逐渐弱化提供理论依据。

三、理论模型

(一) 模型设定

考虑一个 $T+1$ 期的模型 $t=1, \dots, T, T+1$ 。经济体中存在一个唯一的风险资产，该资产在

第 $T+1$ 期到期，且在 $t=1, \dots, T$ 期均能交易。资产到期后，会产生支付 θ ，其事前 (*ex ante*) 分布为 $\theta \sim N(0, 1/\alpha)$ ，其中 α 为该分布的精度（方差的倒数）。该支付在 $t=1$ 期即已确定，且一经确定便不会再改变，但无法为投资者所观察到。与 Jennings 和 Brown (1989) 类似，我们假设投资者为长期投资者 (*long-lived*)。投资者为 $[0, 1]$ 上的均匀分布，他们在 $t=1$ 期进入市场，并在 $t=1, \dots, T$ 进行交易，在最后一期 $T+1$ 结清资产头寸退出市场。投资者没有财富限制，不同投资者的效用函数相同，均为绝对风险规避系数 (Constant Absolute Risk Aversion, CARA) 的形式 $u(W) = -e^{-W/\tau}$ ，其中 $1/\tau$ 为绝对风险规避系数， τ 越大，投资者对风险的忍耐力越高。投资者在下一期结清头寸是被动的行为，因此每一期的资产价格只由新一代投资者的交易来决定。第 t 期新的投资者进入市场以后，他们根据对资产价值的信息进行交易决策。

为了考察政府政策的影响，考虑一个稳定的政府政策，即第 $t=1, \dots, T$ 期，政府都会采取同样的政策，该政策会对资产的价值产生影响，即资产的价值由 θ 永久性地变为 $v = f(\theta)$ ⁵。其中函数 $f(\theta)$ 刻画政策对资产价值的改变。观察到这一政策，每一期的投资者都会得到一个关于政策实施后资产价值 v 的信号，由于不同的投资者对政策的阐释不一样，我们假设不同的投资者得到的信号也不一样。记第 t 期第 $i \in [0, 1]$ 个投资者的信号为 $x_{it} = v + \varepsilon_{it}$ ，其中 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 为随机变量且相互独立， ε_{it} 则用来刻画不同投资者对政策解读的不同误差。记 $\beta = 1/\sigma_\varepsilon^2$ ，则 β 为私人信息的精度，若 β 趋于正无穷，则投资者能准确看到政策带来的真实影响 v 。可以看到，不同投资者信号加总后的平均值为 $\bar{x}_t = \int_0^1 x_{it} di = v$ ⁶。即从平均来看，投资者对政策影响的判断是正确的，但个别投资者对政策的判断由于其个体的不同可能会出现差别。本文着重讨论的，便是资产价格对于政策变量 v 的反应。为了简化计算，这里假设政策变量对资产价值的影响为线性形式，即 $f(\theta) = h + g\theta$ 。

在第 t 期，基于信号 $x_{it}, x_{it-1}, \dots, x_{i1}$ 以及 θ 的初始分布，投资者便可以做出投资决策。注意到，这里投资者只关注自己的私人信息 $x_{it}, x_{it-1}, \dots, x_{i1}$ 以及 θ 的初始分布，是因为我们这里假设所有的投资者都是“同意不同意” (*agree to disagree*) 的，即不同投资者对于资产的价值有不同的看法，他们也认同看法的不一样，且并不会因为其他投资者看法的不同而改变自己的看

5 这里为了简化模型，我们假设一系列政策相同，每一期均为 v 。若考虑一系列相似政策，可定义 $v_t = v + \eta_t$ ，其中 η_t 服从独立同分布且均值为 0， $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ 。此时，需把 $\sigma_\eta^2 + \sigma_\varepsilon^2$ 记为 $1/\beta$ ，其中 β 为私人信息的精度。如果考虑这个更一般的假设，会增加计算的复杂程度，但不会影响模型结论。

6 本文以后所有变量加上划线都表示平均值。

法，从而也不会从价格中获取信息。这一假设常见于讨论异质性信念的文献，如 Harrison 和 Kreps (1978) 等。

第 t 期投资者以 p_t 的价格买入资产，在 $T+1$ 期资产到期，得到资产支付 v 。由于所有的随机变量都是正态分布，因此每期的价格也是正态分布（这一点会在之后的计算过程中得到证实）。结合 CARA 效用函数，我们实际上可以把投资者的偏好转化为均值-方差的效用函数。在这个基础上，经过简单计算便可得出投资者对该资产的需求：

$$d_{it} = \frac{\tau}{\text{Var}_i(v)} (E_i(v) - p_t) - d_{i,t-1}, \quad (1)$$

以及资产总需求：

$$\bar{d}_t = \frac{\tau}{\text{Var}_t(v)} (\bar{E}_t(v) - p_t) - \bar{d}_{t-1}, \quad (2)$$

这里 $\text{Var}_i(\theta)$ 在不同的投资者之间是一样的，所以将下标 i 省去。同时可以看到，由于 $E_i(\theta)$ 有可能低于 p_t ，因此资产需求可能为负，这是因为我们没有对卖空进行限制。此外，注意到对于 $t=2, \dots, T$ 期，投资者的需求中会存在一项 $-d_{i,t-1}$ ，是因为 $d_{i,t-1}$ 是投资者 i 从 $t-1$ 进入到 t 已经持有的头寸，虽然投资者的需求是 $\frac{\tau}{\text{Var}_i(v)} (E_i(v) - p_t)$ ，但由于已经持有 $d_{i,t-1}$ ，所以要将其减去。这里为了标注的间接，我们引入了 $d_{i0} = \bar{d}_0 = 0$ 。

与传统带噪音的理性预期均衡 (Noisy REE) 资产定价的文献类似，为了避免无交易情形的存在，我们假设每一期资产的总供给是不确定的 $s_t \sim N(0, 1/\gamma)$ ，这里 $\{s_t\}_{t=1}^T$ 之间是相互独立的，同时也与之前所有的随机变量独立。于是我们可以得到市场出清的条件：

$$\bar{d}_t = s_t, \quad (3)$$

由总需求表达式和市场出清条件便可以得到价格表达式：

$$p_t = \bar{E}_t(v) - \frac{\text{Var}_t(v)}{\tau} (s_t + s_{t-1}), \quad (4)$$

与 \bar{d}_0 类似，这里 $s_0 = 0$ 。

(二) 均衡价格

接下来我们求解 (3) 中均衡价格的解析形式。其中重点是要求解 $\bar{E}_t(v)$ 以及 $\text{Var}_t(v)$ 。根据正态分布的贝叶斯更新法则，我们可以得到：

$\theta | x_{it}, x_{i,t-1}, \dots, x_{i1}, y \sim N \left(\frac{\alpha y + \frac{\beta}{g} \sum_{s=1}^t (x_{is} - h)}{\alpha + t\beta}, \frac{1}{\alpha + t\beta} \right)$ ，于是 $\text{Var}_t(v) = g^2 \text{Var}_t(\theta) = \frac{g^2}{\alpha + t\beta}$ ，以及

$$E_{it}(v) = h + gE_{it}(\theta) = \frac{\alpha(h + gy) + \beta \sum_{s=1}^t x_{is}}{\alpha + t\beta}, \quad (5)$$

和

$$\bar{E}_t(v) = \frac{\alpha(h + g) + \beta t}{\alpha + t\beta}, \quad (6)$$

将 $\bar{E}_t(v)$ 以及 $\text{Var}_t(v)$ 代入 (1) 便可以得到价格表达式：

$$p_t = \frac{\alpha}{\alpha + t\beta}(h + gy) + \frac{\beta t}{\alpha + t\beta}v - \frac{g^2}{\tau(\alpha + t\beta)}(s_t + s_{t-1}), \quad (7)$$

由第 (2) 式可以看到，资产价格的表达非常直观，是资产价值 v 的原始分布均值 $h + gy$ 与其真实值之间的加权平均，减去供给项。显然，随着时间的推移，价格会越来越接近于资产的真实价值 v 。更进一步地，我们可以得到资产价格的变化对政策变量的反应：

$$p_{t+1} - p_t = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + t\beta + \beta)(\alpha + t\beta)}(v - h - gy) - g^2 \frac{(\alpha + t\beta)s_{t+1} - \beta s_t - (\alpha + t\beta + \beta)s_{t-1}}{\tau(\alpha + t\beta + \beta)(\alpha + t\beta)}, \quad (8)$$

很明显可以看到，随时间 t 上升，上式中 v 的系数越来越低，这说明政策对于价格变化的影响程度越来越小。

正式地，给定政策变量 v ，平均意义上价格变动的绝对值为

$$\left| E(p_{t+1} - p_t | v) \right| = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + t\beta + \beta)(\alpha + t\beta)} |v - h - gy|, \quad (9)$$

于是在每一期，价格对于政策变量 v 的敏感程度可以定义为： $\phi(t) = \left| \frac{d|E(p_{t+1} - p_t | v)|}{dv} \right|$ ，即价

格变动的绝对值受政策变量波动影响的绝对值。显然，我们有

$$\phi(t) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + t\beta + \beta)(\alpha + t\beta)}, \quad (10)$$

且该表达式随时间 t 递减，于是我们有以下命题：

定理：在均衡下，资产价格的变化对于政策规则的敏感程度随时间降低。即 $\phi(t)$ 随 t 递减。

上述定理表明，由于在市场上存在异质性预期的条件下，随着时间的推移货币政策规则将趋于无效，此时倘若出现新的政策冲击，而投资者对于资产价格的异质性信念来源于对政策的异质性预期，资产价格将产生异乎寻常的波动，即新政策能够显著地影响资产价格。基于新政策的引导和投资者对学习机制的运用，其预期能够逐渐向理性预期收敛，从而使得整

个经济不断向最优理性预期均衡 (REE) 趋近 (Bullard 和 Mitra, 2002; Evans 和 McGough, 2005), 表现为资产价格趋近于其真实价格, 受政策影响程度逐渐降低。

四、实证研究

(一) 美联储 QE 推出对国际大宗商品价格的影响

1、方法说明

在对 QE 的政策效果进行研究时, 许多学者采用了事件研究的方法 (Gagnon 等, 2011; Swanson, 2011; Krishnamurthy 和 Vissing-Jorgenson, 2011; Wright, 2012; Glick 和 Leduc, 2012), 这是 QE 政策和传统货币政策在研究方法上的一个明显不同。由于传统货币政策的影响具有较好的代理数量指标对其进行刻画, 而非非常规货币政策则不具备这样的条件 (Glick 和 Leduc, 2012), 故本文采用事件研究法来分析和评价与美联储 QE 政策相关的公告对国际大宗商品价格产生的影响。通常来说, 事件研究的目的在于判定某个特定时间序列的运动轨迹在特定事件发生时与其他时刻的运动轨迹是否在统计上有显著差异。

进行事件研究的第一步是确定所要研究的事件对象, 并且选定事件窗。与美联储 QE 政策有关的公告主要是指那些显示了联储未来潜在的购买意向或是明确向公众告知其购置规模和时间框架的声明, 以及缩减购置规模或放慢购置进程的告示。由于这些公告能够改变市场对于美联储未来量化宽松政策走向的预期, 因此能够迅速影响金融市场上有关资产的价格。

本节所要研究的事件对象是与美联储四轮 QE 政策相关的公告。由于美联储的量化宽松始于 2008 年, 时间跨度较大, 因此与之相关的信息披露繁多。为了使事件研究的结论更有代表性, 在选择事件日时应选择与四轮量化宽松政策相关性强并且对市场冲击较大的事件。基于该考虑, 并综合相关研究对公告事件的选取 (Gagnon 等, 2011; Krishnamurthy 和 Vissing-Jorgenson, 2011; Wright, 2012; Bauer 和 Neely, 2014), 本文最终选取了 10 个事件作为研究对象 (见表 1)。

QE1 是指 2008 年末到 2009 年美联储大规模的长期资产购买 (LSAP) 政策, 购置对象包括 MBS、美国国债和机构债券。根据 Wright (2012) 所构建的衡量相关公告所带来货币政策冲击的指标, QE1 中所包含的 4 个事件均显示了扩张性的货币政策冲击, 从而使得 QE1 的事件集更具有同质性。QE2 主要指美联储进一步扩大对美国长期国债的购置规模, 再购买 6000 亿美元的美国长期国债, 并且分月实施, 每个月购买金额为 750 亿美元, 计划到 2011

年第二季度末完成。QE2 旨在通过大量购买美国长期国债，降低长期利率，以达到刺激美国经济和降低失业率的目的。本文选取的 QE2 事件集中所包含的 3 个事件均为美国联邦公开市场委员会（FOMC）所发表的公开声明，传递出美联储维持或者扩大购债规模的信息。QE3 的目的在于提升美国劳动力市场的就业前景，切入点是购买 MBS。FOMC 于 2012 年 9 月 13 日宣布将每月购买 400 亿美元的 MBS 和长期国债。QE3 的事件集中包含了 2 个事件日，分别为 2012 年 8 月 22 日、2012 年 9 月 13 日。QE4 从本质上看仅仅是 QE3 的延续。2012 年 12 月 12 日，FOMC 决定将每月购买 MBS 的规模从 400 亿提高到 850 亿美元以使政策效果更加明显。QE4 的事件集中只包含 1 个事件日，即 2012 年 12 月 12 日。

表 1 美联储四轮量化宽松相关公告概况

事件集	事件日	事件	详细情况
QE1	2008 年 11 月 25 日	最初宣布实施量化宽松的货币政策	美联储宣布购买 1000 亿美元的机构债券和 5000 亿 MBS
	2008 年 12 月 1 日	美联储主席伯南克发表讲话	美联储主席伯南克在讲话中强调联储有可能大量购买美国长期国债
	2008 年 12 月 16 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	声明指出联邦公开市场委员会正考虑扩大机构债券的购买规模，并且首次提出购买美国国债
	2009 年 3 月 18 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	声明中决定再购入 7500 亿美元的 MBS 和 3000 亿美元的美国国债
QE2	2010 年 8 月 10 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	声明称美联储将把购买机构债券和 MBS 所收回的本金再投资于美国国债以维持其资产负债表规模不变
	2010 年 9 月 21 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	声明称公开市场委员会将继续观察美国的经济基本面状况，并且在必要时将扩大购买美国长期国债的规模，以刺激经济复苏
	2010 年 11 月 3 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	声明称将再购买 6000 亿美元的美国国债
QE3	2012 年 8 月 22 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会成员认为额外的适应性货币政策将很快变得十分必要
	2012 年 9 月 13 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	美联储将进行每月 400 亿美元的资产采购直到美国的就业情况有了实质性的改观为止
QE4	2012 年 12 月 12 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	美联储将每月资产采购项目的规模从 400 亿提高到 850 亿美元

资料来源：美联储、Gagnon et al., 2010; Krishnamurthy 和 Vissing-Jorgenson, 2011; Wright, 2012; Bauer 和 Neely, 2013。

使用事件研究法的一个潜在问题是难以控制同一时期其他影响因素的变动对研究对象的影响，因此对事件窗的选择需要格外注意。Swanson（2011）提出研究一个重大宏观经济公告发布前后的1天或2天内美国国债收益率的变化便已足够捕捉到这一特定事件对国债收益率曲线造成的绝大部分影响。Gagnon等（2011）、Krishnamurthy和Vissing-Jorgenson（2011）、Glick和Leduc（2012）针对QE的研究也均采用了1天或2天的事件窗。基于此，本文将事件窗设为2天，即从事件发生日的前一天到事件发生后一天。

2、数据描述

本文使用标普高盛商品指数（S&P GSCI）的超额收益率指数来刻画国际大宗商品价格，并以其变动来衡量国际大宗商品价格的变动。该指数现阶段囊括了24种商品，涵盖了能源、工业金属、贵金属、农产品、畜产品五个类别，能够较全面地反映各类大宗商品的价格走势。该指数以商品近五年的平均产量水平为依据于每年1月份进行一次权重调整，并且持有流动性强的近月合约以方便投资者复制投资，这种安排使S&P GSCI无论作为经济指标还是投资工具都具有显著优势。S&P GSCI的指数值体系包括现货价格指数、超额收益率指数和总收益率指数三种，其中超额收益率指数衡量的是以无抵押方式投资于近月商品期货合约的收益率，因此对于投资者来说更具实用性。综上所述，S&P GSCI超额收益率指数是国际大宗商品价格的一个良好代理指标。此外，本文还使用S&P GSCI超额收益率指数各主要分类指数来进一步研究美联储QE政策的推出和退出对国际大宗商品细分价格的影响，并比较其差异，以求尽可能详尽地描绘并探究这两种方向截然相反的政策冲击对大宗商品价格这一资产价格的影响究竟几何。结合美联储QE政策推出和退出的整体时间框架，本文选取的样本区间为2005年初到2014年11月底，使用的数据频率为日数据。

3、模型构建

由于进行事件研究的目的在于检验S&P GSCI超额收益率指数在事件日的变动是否显著异于其在非QE宣告日的变动，因此需要使用虚拟变量来刻画QE相关公告的冲击。参照Krishnamurthy和Vissing-Jorgenson（2011），根据2天的事件窗设定，本文设置的自变量为8个虚拟变量，如下：

D_1 ：这一天是否有属于QE1事件集的公告，是则值为1，否则值为0；

D_2 ：这一天的前一天是否有属于QE1事件集的公告，是则值为1，否则值为0；

D_3 ：这一天是否有属于QE2事件集的公告，是则值为1，否则值为0；

D_4 ：这一天的前一天是否有属于QE1事件集的公告，是则值为1，否则值为0；

D_5 : 这一天是否有属于 QE3 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;

D_6 : 这一天的前一天是否有属于 QE3 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;

D_7 : 这一天是否有属于 QE4 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;

D_8 : 这一天的前一天是否有属于 QE4 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0。

因变量采用 S&P GSCI 超额收益率指数在事件日的变动率来衡量的国际大宗商品价格变化。

对上述因变量和自变量之间关系的研究采用最小二乘回归 (OLS), 构建方程如下:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 D_5 + \beta_6 D_6 + \beta_7 D_7 + \beta_8 D_8 + \varepsilon_t, \quad (13)$$

其中, Y_t 即为 S&P GSCI 超额收益率指数的日变动百分比, α 为常数截距项, ε_t 为误差扰动项。

4、实证结果及分析

表 2 中列出了回归结果。从表 2 中变量的参数估计来看, 在事件窗内 QE1 对国际大宗商品的价格有显著的影响。QE1 事件公告发布当日对 S&P GSCI 超额收益率指数的走势产生的冲击为负, 即 QE1 公告导致 DJ-UBS 指数下跌 3.16%。而 QE1 事件对 S&P GSCI 超额收益率指数在公告后一天的影响为正, 提升幅度为 1.44%。对该现象的一个合理解释是 QE1 公告对国际大宗商品市场走势的影响并未在公告当日完全释放, 而是在其后一日得以继续体现。但 QE2、QE3、QE4 的影响则较不显著。产生这一结果的可能原因有以下两点: 一方面, QE1 事件集中的几次公告涉及了对 MBS、机构债券和美国长期国债的购买, 且规模较大,⁷ 而 QE2 的购买对象主要涉及美国长期国债, QE3、QE4 则集中于购置 MBS 和长期国债, 因此后三轮量化宽松政策在涉及对象范围的广度和整体规模上都不及第一轮; 另一方面, 也是更重要的, QE1 推出时, 作为一项新的政策冲击, 市场尚未对这一政策的潜在效果形成一致预期, 这种异质性预期导致 QE1 对大宗商品指数这一资产价格的影响十分显著, 而在 QE1 推出后, 随着时间的推移, 私人部门的学习效应开始突显, 市场对量化宽松这一非常规货币政策的理性均衡预期逐渐形成, 市场指数的变动已经部分包含了后续几轮 QE 所能带来的影响, 导致 QE2 到 QE4 的政策公告发布时并未对市场产生在统计上显著的冲击。这一实证结果也印证了本文理论模型的结论。

⁷ 机构债券和美国长期国债的购买规模分别为 1000 亿美元和 3000 亿美元, MBS 的总规模达到了 12500 亿美元。

表2 QE推出模型回归结果

变量名	参数估计	t 值
D1	-0.0316***	-4.17
D2	0.0144**	1.89
D3	-0.0059	-0.68
D4	0.0007	0.08
D5	0.0040	0.38
D6	0.0031	0.29
D7	0.0079	0.52
D8	-0.0090	-0.60
常数项	-0.0001	-0.17
F 检验	2.7874***	
R ²	0.0089	

注：D1 到 D8 代表上文设置的 8 个虚拟变量，*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

表 3 中列出了对 S&P GSCI 超额收益率各分类指数的回归结果。从回归方程的整体显著性看，仅能源、工业金属和非能源的方程关系显著。其中，QE1 在四轮 QE 政策中起着最主要的作用。这与 S&P GSCI 超额收益率总指数的回归结果具有一致性，在一定程度上印证了上文中的结论。

表3 QE推出 S&P GSCI 各超额收益率分类指数回归结果

变量名	农产品类		能源类		谷物类		工业金属类	
	参数估计	t 值	参数估计	t 值	参数估计	t 值	参数估计	t 值
D1	-0.0073	-1.02	-0.0417***	-4.44	-0.0081	-0.96	-0.0149*	-1.79
D2	0.0112	1.56	0.0152*	1.62	0.0093	1.10	0.0131	1.57
D3	-0.0049	-0.59	-0.0056	-0.51	-0.0096	-0.99	-0.0127	-1.32
D4	0.0105	1.26	-0.0035	-0.32	0.0092	0.95	0.0119	1.24
D5	0.0011	0.11	0.0050	0.38	0.0013	0.11	0.0032	0.27
D6	-0.0022	-0.21	0.0019	0.14	-0.0040	-0.34	0.0284	2.41
D7	-0.0069	-0.48	0.0120	0.64	-0.0064	-0.38	0.0056	0.34
D8	-0.0046	-0.32	-0.0106	-0.57	-0.0042	-0.25	-0.0069	-0.41
常数项	0.0000	0.09	-0.0001	-0.18	0.0001	0.22	0.0002	0.66
F 检验	0.7236		2.9575**		0.5445		1.8939*	
R ²	0.0023		0.0094		0.0017		0.0061	
变量名	牲畜类		非能源类		软商品类			
	参数估计	t 值	参数估计	t 值	参数估计	t 值		
D1	-0.0008	-0.20	-0.0089*	-1.70	-0.0047	-0.67		

D2	0.0068*	1.64	0.0126**	2.40	0.0173**	2.48
D3	-0.0001	-0.01	-0.0065	-1.06	0.0068	0.85
D4	-0.0044	-0.92	0.0095	1.56	0.0123	1.52
D5	-0.0056	-0.96	0.0018	0.24	0.0003	0.03
D6	0.0021	0.35	0.0059	0.80	0.0050	0.51
D7	0.0052	0.63	-0.0006	-0.06	-0.0094	-0.67
D8	-0.0001	-0.02	-0.0059	-0.56	-0.0062	-0.44
常数项	-0.0002	-1.15	0.0000	0.23	-0.0001	-0.22
F 检验	0.6299		1.6515*		1.3150	
R ²	0.0020		0.0053		0.0042	

注：D1 到 D8 代表上文设置的 8 个虚拟变量，*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

如图 1 所示，从直观上看，美联储 QE1 推出时对 S&P GSCI 超额收益率指数的冲击最大，QE2、QE3、QE4 的冲击效应则整体呈逐渐减弱的趋势。这也从一个侧面印证了上述分析，即当一个新的政策冲击来临时，私人部门异质性预期的存在导致资产价格产生显著异常波动，但随着时间的推移，投资者不断学习，其预期也逐渐趋近于理性预期，导致资产价格更多是体现其真实价值，因此政策冲击对于资产价格的影响不再显著。这便是造成与 QE 政策相关的公告对指数走势的冲击效果随着一轮又一轮的量化宽松政策推出而逐渐减弱的根本原因。

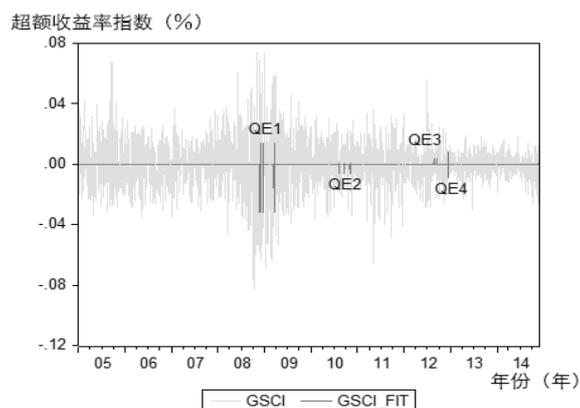


图 1 QE 推出相关公告对 S&P GSCI 超额收益率指数的冲击

（二）美联储 QE 退出对国际大宗商品价格的影响

1、事件选择

本文关于美联储 QE 退出对国际大宗商品价格的影响同样采用事件研究法。从前任美联储主席伯南克首次明确提出削减 QE 规模到 QE 政策的完全退出，历时近一年半。在此期间

与美联储 QE 退出最直接相关的公告共有 10 则，分别于 2013 年 6 月 19 日、2013 年 9 月 18 日、2013 年 12 月 18 日、2014 年 1 月 28 日、2014 年 3 月 19 日、2014 年 4 月 29 日、2014 年 6 月 18 日、2014 年 7 月 29 日、2014 年 9 月 17 日、2014 年 10 月 29 日发布。其中，除 2013 年 6 月 19 日为时任美联储主席伯南克在记者会上的讲话外，其余 9 则均为 FOMC 货币政策决策声明。

由于在 2013 年 6 月 19 日的记者发布会上，伯南克首次明确表示倘若经济增长、通胀、失业率情况达到 FOMC 的预期，美联储将着手削减 QE，这一声明出乎市场意料⁸，在美联储 QE 政策进程中可谓是一个里程碑式的拐点，因此本文将这一事件单独归于 QE taper1 的事件集。

在 2013 年 9 月 18 日的 FOMC 会议上，委员会决定暂缓缩减资产购买规模。这一决定在某种程度上是为了安抚市场，但更主要的原因则是美国各项经济指标未能显示出经济持续向好的趋势。尽管市场在此前便已预见到此次会议关于 QE 缩减的态度⁹，然而此次会议的货币政策决策声明仍是对 2013 年 6 月 19 日所释放信号的改变，因而将其作为单独的 QE taper2 事件集。

而 2013 年 12 月 18 日、2014 年 1 月 28 日、2014 年 3 月 19 日、2014 年 4 月 29 日、2014 年 6 月 18 日、2014 年 7 月 29 日的货币政策决策声明内容几乎相同，均是将每月资产购置规模缩减 100 亿美元。基于此，本文将这 3 个事件归于同一个事件集 QE taper3。

2014 年 9 月 17 日，美联储发布声明称将发布 QE 退出战略方针。2014 年 10 月 29 日，在为期两天的联邦公开市场委员会（FOMC）会议结束后，美联储公开宣布削减最后的 150 亿美元购债规模，并从 2014 年 11 月起完全退出 QE，由于这两次公告中美联储明确提出了完全退出 QE 政策，因此本文将这 2 个事件归于事件集 QE taper4（见表 4）。

8 根据 UBS Investment Research 《美国经济评论》的观点。

9 根据 UBS CIO WM Research。

表 4 美联储 QE 退出相关公告概况

事件集	事件日	事件	详细情况
QE taper1	2013 年 6 月 19 日	美联储主席伯南克记者会讲话	伯南克首次明确表示倘若经济增长、通胀、失业率情况达到 FOMC 的预期，美联储将着手削减 QE
QE taper2	2013 年 9 月 18 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会决定暂缓缩减资产购买规模
QE taper3	2013 年 12 月 18 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会决定将资产采购项目的规模从每个月 850 亿美元缩减至每个月 750 亿美元，MBS 和长期国债各减少 50 亿美元
	2014 年 1 月 28 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会决定将资产采购项目的规模从每个月 750 亿美元缩减至每个月 650 亿美元，MBS 和长期国债各减少 50 亿美元
	2014 年 3 月 19 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会决定将资产采购项目的规模从每个月 650 亿美元缩减至每个月 550 亿美元，MBS 和长期国债各减少 50 亿美元
	2014 年 4 月 29 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会决定将资产采购项目的规模从每个月 550 亿美元缩减至每个月 450 亿美元，MBS 和长期国债各减少 50 亿美元
	2014 年 6 月 18 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会决定将资产采购项目的规模从每个月 450 亿美元缩减至每个月 350 亿美元，MBS 和长期国债各减少 50 亿美元
	2014 年 7 月 29 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会决定将资产采购项目的规模从每个月 350 亿美元缩减至每个月 250 亿美元，MBS 和长期国债各减少 50 亿美元
QE taper4	2014 年 9 月 17 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	美联储公布利率决定，维持利率 0-0.25% 不变，缩减 100 亿美元量化宽松(QE)规模至每月 150 亿美元。美联储将每月购买 50 亿美元 MBS，100 亿长期国债。并称将发布 QE 退出战略方针
	2014 年 10 月 29 日	联邦公开市场委员会发表货币政策决策声明	联邦公开市场委员会决定将在本月结束其资产购买计划，同时维持维持 0-0.25% 的利率区间不变。至此美联储完全退出其 QE 政策

2、模型构建

与研究 QE 推出效应的模型设定相同，QE 退出事件的事件窗同样设为 2 天，样本区间同样为 2005 年初到 2014 年 11 月底。在模型 (13) 基础上加入刻画 QE 退出 4 个事件集的 8 个虚拟变量：

- D_9 : 这一天是否有属于 QE taper1 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;
- D_{10} : 这一天的前一天有否属于 QE taper1 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;
- D_{11} : 这一天是否有属于 QE taper2 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;
- D_{12} : 这一天的前一天有否属于 QE taper2 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;
- D_{13} : 这一天是否有属于 QE taper3 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;
- D_{14} : 这一天的前一天有否属于 QE taper3 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0。
- D_{15} : 这一天是否有属于 QE taper4 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0;
- D_{16} : 这一天的前一天有否属于 QE taper4 事件集的公告, 是则值为 1, 否则值为 0。

因变量采用 S&P GSCI 超额收益率指数在事件日的变动率来表示的国际大宗商品价格变化。

加入新变量后的模型变为:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 D_5 + \beta_6 D_6 + \beta_7 D_7 + \beta_8 D_8 + \beta_9 D_9 + \beta_{10} D_{10} + \beta_{11} D_{11} + \beta_{12} D_{12} + \beta_{13} D_{13} + \beta_{14} D_{14} + \beta_{15} D_{15} + \beta_{16} D_{16} + \varepsilon_t \quad (14)$$

3、实证结果及分析

本文随后对模型 (14) 进行了 OLS 回归分析, 表 5 中列出了回归结果。从表 5 可以看出, 2013 年 6 月 19 日时任美联储主席伯南克记者会讲话的当日, 公告未对 S&P GSCI 超额收益率指数造成显著影响。然而在其后一日, QE taper1 对指数的影响十分显著, 并且系数为负, 即 QE 退出的决定造成了国际大宗商品价格的下跌。至于为何公告当日影响不显著而在后一日显著, 原因可能在于 QE 退出对于大宗商品价格的影响存在一定的滞后, 但从整体上看 QE taper1 这一事件对国际大宗商品价格产生了较明显的冲击。但是, QE taper2、QE taper3 和 QE taper4 对国际大宗商品价格的影响均不明显, 并且影响的程度逐渐减弱 (见图 2)。

表 5 QE 退出模型回归结果

变量名	参数估计	t 值
$D1$	-0.0316 ***	-4.17
$D2$	0.0143 *	1.89
$D3$	-0.0059	-0.68
$D4$	0.0007	0.08
$D5$	0.0040	0.38
$D6$	0.0031	0.29
$D7$	0.0079	0.52
$D8$	-0.0090	-0.60

<i>D9</i>	0.0045	0.30
<i>D10</i>	-0.0304**	-2.01
<i>D11</i>	0.0152	1.00
<i>D12</i>	-0.0041	-0.27
<i>D13</i>	0.0034	0.54
<i>D14</i>	0.0001	0.02
<i>D15</i>	0.0047	0.44
<i>D16</i>	-0.0106	-0.99
常数项	0.0000	0.25
F 检验	1.8102**	
R ²	0.0115	

注：*D1* 到 *D16* 代表上文设置的 16 个虚拟变量，*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

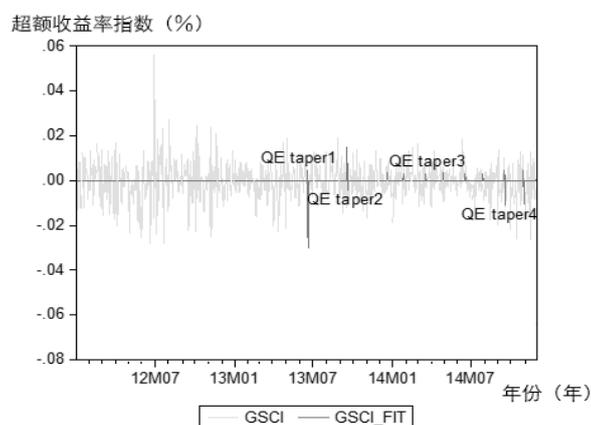


图 2 QE 退出相关公告对 S&P GSCI 超额收益率指数的冲击

从表 6 中可以看出，仅能源与虚拟变量之间的方程关系显著。并且在 QE 退出的事件集中，QE taper1 所产生影响最为显著，这也与上文 S&P GSCI 超额收益率指数的回归结果相一致。

表 6 QE 退出各分类指数回归结果

变量名	农产品类		能源类		谷物类		工业金属类	
	参数估计	t 值	参数估计	t 值	参数估计	t 值	参数估计	t 值
<i>D1</i>	-0.0073	-1.02	-0.0417***	-4.44	-0.0081	-0.96	-0.0150	-1.79
<i>D2</i>	0.0112	1.56	0.0152*	1.62	0.0093	1.11	0.0130	1.57
<i>D3</i>	-0.0049	-0.58	-0.0056	-0.51	-0.0096	-0.99	-0.0128	-1.32
<i>D4</i>	0.0105	1.26	-0.0035	-0.32	0.0092	0.95	0.0119	1.24
<i>D5</i>	0.0011	0.11	0.0050	0.38	0.0013	0.11	0.0032	0.27

<i>D6</i>	-0.0022	-0.21	0.0019	0.14	-0.0040	-0.34	0.0284	2.41
<i>D7</i>	-0.0069	-0.48	0.0120	0.64	-0.0064	-0.38	0.0056	0.34
<i>D8</i>	-0.0046	-0.32	-0.0106	-0.57	-0.0042	-0.25	-0.0069	-0.42
<i>D9</i>	0.0228	1.58	0.0014	0.07	0.0282	1.67	-0.0057	-0.34
<i>D10</i>	-0.0187	-1.30	-0.0338*	-1.80	-0.0154	-0.91	-0.0242	-1.45
<i>D11</i>	0.0051	0.35	0.0188	1.00	0.0048	0.28	0.0104	0.62
<i>D12</i>	0.0063	0.44	-0.0106	-0.56	0.0067	0.40	0.0233	1.40
<i>D13</i>	0.0019	0.32	0.0046	0.60	0.0012	0.17	-0.0019	-0.27
<i>D14</i>	-0.0015	-0.26	0.0008	0.11	-0.0015	-0.22	-0.0041	-0.61
<i>D15</i>	0.0098	0.97	0.0052	0.39	0.0121	1.01	0.0033	0.28
<i>D16</i>	-0.0108	-1.06	-0.0115	-0.86	-0.0114	-0.96	-0.0075	-0.64
常数项	0.0000	0.07	-0.0001	-0.17	0.0001	0.20	0.0002	0.70
F 检验	0.7843		1.8435**		0.6403		1.2902	
R^2	0.0050		0.0117		0.0041		0.0083	
变量名	牲畜类		非能源类		软商品类			
	参数估计	<i>t</i> 值	参数估计	<i>t</i> 值	参数估计	<i>t</i> 值		
<i>D1</i>	-0.0008	-0.20	-0.0150	-1.79	-0.0047	-0.67		
<i>D2</i>	0.0068	1.64	0.0130	1.57	0.0173	2.48		
<i>D3</i>	-0.0001	-0.01	-0.0128	-1.32	0.0068	0.85		
<i>D4</i>	-0.0044	-0.92	0.0119	1.24	0.0123	1.52		
<i>D5</i>	-0.0056	-0.96	0.0032	0.27	0.0003	0.03		
<i>D6</i>	0.0021	0.35	0.0284	2.41	0.0050	0.51		
<i>D7</i>	0.0052	0.63	0.0056	0.34	-0.0094	-0.67		
<i>D8</i>	-0.0002	-0.02	-0.0069	-0.42	-0.0062	-0.44		
<i>D9</i>	0.0110	1.33	-0.0057	-0.34	0.0044	0.31		
<i>D10</i>	-0.0021	-0.26	-0.0242	-1.45	-0.0303	-2.16		
<i>D11</i>	0.0034	0.41	0.0104	0.62	0.0066	0.47		
<i>D12</i>	0.0019	0.23	0.0233	1.40	0.0048	0.35		
<i>D13</i>	-0.0015	-0.43	-0.0019	-0.27	0.0040	0.69		
<i>D14</i>	0.0003	0.08	-0.0041	-0.61	-0.0017	-0.29		
<i>D15</i>	-0.0051	-0.88	0.0033	0.28	0.0045	0.45		
<i>D16</i>	-0.0032	-0.54	-0.0075	-0.64	-0.0094	-0.95		
常数项	-0.0002	-1.12	0.0002	0.70	-0.0001	-0.20		
F 检验	0.5220		1.4179		1.0813			
R^2	0.0034		0.0091		0.0069			

(三) 总结：QE 政策推出和退出的冲击效应

从QE推出对国际大宗商品价格的事件研究来看，QE1对国际大宗商品价格有显著影响，

而 QE2 到 QE4 的影响较不明显，且影响程度呈逐渐减弱趋势。从 QE 退出对国际大宗商品价格的事件研究来看，仅代表 2013 年 6 月 19 日伯南克记者会讲话的事件集 QE taper1 对大宗商品价格影响显著，而 QE taper2 到 QE taper4 的影响较不明显，且影响程度也逐步递减。该结果很好地支持了理论模型部分提出的结论。

上文已提及市场理性均衡预期的形成导致资产价格趋近于其真实价值是美联储几轮量化宽松政策的影响逐渐减弱的重要原因，而关于 QE 退出对国际大宗商品价格的影响也可以用相同的理论来解释。伯南克在 2013 年 6 月 19 日的讲话出乎市场意料。此前市场预计美联储将在 2014 年 1 季度开始削减每月资产购置规模，而在记者会的讲话后，市场普遍认为美联储将从 2013 年 4 季度开始进行 QE 缩减——这比此前的预期提前了一个季度。并且这也是美联储首次公开提出缩减 QE 的计划。鉴于此，可以认为伯南克的讲话对市场产生了一个全新的政策冲击，这导致大宗商品价格产生了显著的异常波动。

在此之后，市场投资者通过学习，对 QE 退出的信息和知识不断积累，对于这一系列政策冲击的理性均衡预期也逐渐形成。譬如对于 2013 年 9 月 18 日的政策公告，即使其内容是美联储暂缓退出 QE，在事前也被市场较为准确地预期到。在市场预期趋于理性的大背景下，国际大宗商品价格这一资产价格也相应地向其真实价值回归，导致 QE taper2 和 QE taper3 事件集，乃至代表 QE 政策完全退出的 QE taper4 事件集均难以对其价格造成显著影响。

五、政策效果反思

量化宽松作为一种非常规货币政策，其推出或退出对于资产价格的影响在一开始显著而随着时间的推移越来越不显著，原因在于当新的政策冲击出现时公众异质性预期的存在导致资产价格波动明显，但随着私人部门不断学习的过程，其预期能够逐渐向理性预期收敛，使得资产价格对其后续的一系列相关政策冲击“免疫”从而趋近于其真实价值。这也与本文量化宽松政策推出和退出的实证研究结果相吻合。本文理论和实证结果为货币政策的“规则与相机”之争提供了新的解读视角，具有重要的理论和实践意义。

就理论而言，在时间不一致性问题的标准范式中，公众预期被假定为理性的，或者说是一致的。在这一假设前提下，为了防止货币政策的时间不一致性，货币政策当局要遵循规则而避免相机抉择。然而在现实中，预期不但常常可能处于均衡之外，而且并非是同质的，尤其是当外生事件（如经济结构转换、危机爆发）发生时。由于这种异质性预期的存在，资产价格的变化对于政策变量的敏感程度将随时间降低，货币政策规则趋于无效。而且由于当发

生严重外生冲击时,公众预期很可能显著而持久地偏离理性,此时中央银行需要运用相机货币政策,将公众预期作为独立的状态变量纳入反应函数,适时引导和协调异质预期,进而促使实体经济准确、快速地向最优理性预期均衡(REE)收敛,在这种情况下相机优于承诺。

事实上,早在2008年金融危机爆发前,Bullard和Mitra(2002)、Evans和McGough(2005)便已提出过“基于预期的”最优相机式规则,认为在异质预期下,由于可以利用投资者的学习效应,货币政策可以实施相机抉择,根据公众预期作最优调整。最优相机政策还能达到以最优的方式塑造公众预期的目的。因此,当经济中的外生事件冲击导致市场上充斥着异质预期时,中央银行可以考虑使用相机的货币政策来重塑公众的一致性预期。

后危机时代主要经济体(以美国欧盟为代表的发达经济和中国为代表的新兴经济)宏观经济不确定性空前突出、相互交织,由此构成了世界宏观经济大系统的不确定性。在此背景下,量化宽松政策的实施有其必要性,尤其是当短期名义利率趋近于零时。并且从本文的实证研究部分可以看到,在QE推出和退出的进程中,只有当新的政策冲击出现时资产价格才会产生显著波动;而通过实施QE这一相机抉择的货币政策,央行成功地引导了市场同质预期的形成,即表现为后续的QE推出和退出的相关政策公告难以对资产价格造成显著影响。这一事实印证了上文的观点,即从长期看,基于适当的相机货币政策引导和公众的学习效应,异质预期能够不断向理性预期收敛。而随着公众一致性预期的形成,相机的货币政策趋于无效。真实经济周期理论认为,理性预期使公众可以根据货币当局的相机抉择行为对工资、价格合同调整决策,最终使得通胀偏差进入囚徒困境,成为纳什均衡结果。因此,从长期来看,中央银行的最优选择是遵守某一种提前承诺的、保持时间一致性的货币政策规则,以减少货币政策工具和最终目标之间的诸多不确定性(程均丽,2010)。即在公众具有理性预期的条件下,此时中央银行应重新转向传统的货币政策规则。

就货币政策实践而言,后危机时代不确定性的上升对中央银行货币政策的制定和实施提出了挑战,关键在于如何正确地引导公众预期。中国人民银行于2013年初创设了公开市场短期流动性调节工具(SLO)和常设借贷便利(SLF),后又创设抵押补充贷款(PSL)及中期借贷便利(MLF)。这些工具将在银行体系流动性出现临时性波动时相机运用。创新工具的创设引起了市场的高度关注和热烈讨论,许多市场人士对这些工具乃至央行的货币政策提出了质疑,然而本文的研究却从侧面说明了这些创新性的货币政策操作由于具有稳定并引导市场预期功能,旨在“打造短期利率走廊与中期利率指引”的新框架,其创设具有一定的合理性。然而央行在《2014年第二季度中国货币政策执行报告》中也提到“货币政策主

要还是总量政策，其结构引导作用是辅助性的，定向降准等结构性措施若长期实施也会存在一些问题。”说明从长期的均衡角度看，央行的货币政策最终将回归于传统的货币政策规则。

六、结论

本文建立了一个投资者具有异质性信念下的理性预期均衡资产定价模型，旨在分析市场存在异质性预期下货币政策的有效性。模型结果表明货币规则是否有效，其先决条件在于市场上是否存在异质性预期。当经济中突发生事件时，由于市场上异质性预期的存在，随着时间的推移货币规则将趋于无效，此时货币政策重在预期管理，规则优于相机抉择。然而，随着新政策的不断引导和公众对学习机制的运用，异质性预期能够逐渐向理性预期收敛，从而使得资产价格趋近于其真实价格，受政策影响程度逐渐降低，此时规则优于相机抉择。

为提供经验性证据，本文采用事件研究的方法，就美联储 QE 政策的推出和退出对国际大宗商品价格的冲击效应进行了系统的梳理和探究。研究表明，QE 推出时仅 QE1 对国际大宗商品价格的影响显著，后续三轮 QE 的政策效果均不显著且影响程度逐渐减弱。QE 退出时仅首次宣布开始正式退出 QE 的公告对国际大宗商品价格产生显著影响，之后的一系列有关于 QE 退出的政策决议乃至于 QE 完全退出时的公告均无法对价格走势产生明显影响。说明 QE 作为美联储应对金融危机冲击的一项相机型货币政策，在公众异质预期存在时能够对国际大宗商品价格产生显著影响，而随着市场一致性预期的形成而趋于失效此时央行应考虑转向传统的货币政策规则。

理论层面，本文作为对货币政策“相机与规则”之争研究的理论拓展，贡献在于将货币政策在“相机和规则”之间的选择视为一个随时间和外部环境转移的动态过程，以期得出在不同条件下的最优货币政策选择，并突出了公众异质性预期对货币政策有效性的潜在影响。在后金融危机时代国际宏观经济环境的不确定性和复杂性空前突出的大背景下，相机货币政策更加有效并且能够发挥引导公众预期的作用。

应用层面，本文为我国乃至日本、欧盟等世界主要经济体的货币当局非常规货币政策的实施提供一定的理论依据。在非常规货币政策越来越流行的当下，本文的研究表明这些非常规性的货币政策操作只要能够较好地发挥稳定并引导市场预期功能，其实施便具有一定的合理性。

参考文献

- [1]. 陈继勇、袁威、肖卫国 (2013):《流动性、资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析》,《经济研究》第11期。
- [2]. 陈静 (2013):《量化宽松货币政策的传导机制与政策效果研究——基于央行资产负债表的跨国分析》,《国际金融研究》第2期。
- [3]. 程均丽 (2010):《异质预期下的货币政策:相机还是承诺》,《国际金融研究》第3期。
- [4]. 胡援成、张朝洋 (2012):《美元贬值对中国通货膨胀的影响:传导途径及其效应》,《经济研究》第4期。
- [5]. 黄益平 (2011):《债务风险、量化宽松与中国通胀前景》,《国际经济评论》第1期。
- [6]. 刘克茵、翟晨曦 (2011):《调整五大战略,应对美量化宽松货币政策》,《管理世界》第4期。
- [7]. 罗纳德·麦金农、刘钊 (2013):《美国量化宽松货币政策的后果:热钱流入、商品价格周期和中美金融抑制》,《新金融》第4期。
- [8]. 欧阳志刚、史焕平 (2011):《后金融危机的货币供给过剩及其效应》,《经济研究》第7期。
- [9]. 盛夏 (2013):《美国量化宽松货币政策对中国宏观金融风险的冲击》,《管理世界》第4期。
- [10]. 谭旭东 (2008):《中国货币政策的有效性——基于政策时间不一致性的分析》,《经济研究》第9期。
- [11]. 徐亚平 (2006):《货币政策有效性与货币政策透明制度的兴起》,《经济研究》第8期。
- [12]. 余永定 (2011):《后危机时期的全球公共债务危机和中国面临的挑战》,《国际经济评论》第1期。
- [13]. 钟伟、谢婷 (2011):《美国持续量化宽松货币政策和主权债务困境》,《国际经济评论》第1期。
- [14]. Barro, R. J. and Gordon, D. B. "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12, pp. 101-121.
- [15]. Barsky, R. B. and Kilian, L. "Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative." *NBER Macroeconomics Annual 2001*, 16. MIT Press, 2002, pp.137-198.
- [16]. Barsky, R. and Kilian, L. "Oil and the Macroeconomy since the 1970s." Working paper No. 10855, 2004.
- [17]. Bauer, M. D. and Neely, C. J. "International Channels of the Fed's Unconventional Monetary Policy." *Journal of International Money and Finance*, 2014, 44, pp. 24-46.
- [18]. Blinder, A. S. "Quantitative Easing: Entrance and Exit Strategies." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2010, 92, pp. 465-480.
- [19]. Bullard, J. and Mitra, K. "Learning about Monetary Policy Rules." *Journal of Monetary Economics*, 2002,

- 49, pp.1105-1129.
- [20].Clarida, R. ; Gal, J. and Gertler, M. “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective.” *Journal of Economic Perspectives*, 1999, 37, pp. 1661-1707.
- [21].Evans, G. W. and McGough, B. “Monetary Policy, Stable Indeterminacy and Inertia.” *Economics Letters*, 2005, 87, pp.1-7.
- [22].Frankel, J. A. “Commodity Prices and Money: Lessons from International Finance.” *American Journal of Agricultural Economics*, 1984, 66(5), pp. 560-566.
- [23].Frankel, J. A. “Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model.” *American Journal of Agricultural Economics*, 1986, 68(2), pp. 344-348.
- [24].Frankel, J. A. “The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices.” Working paper No. 12713, 2006.
- [25].Fratzschler, M. ; Lo Duca, M. and Straub, R. “Quantitative Easing, Portfolio Choice and International Capital Flows.” Working paper No. 22, 2012.
- [26].Gagnon, J. ; Raskin, M. and Remache, J. et al. “Large-scale Asset Purchases by the Federal Reserve: Did They Work?.” Working paper No. 441, 2010.
- [27].Glick, R. and Leduc, S. “Central Bank Announcements of Asset Purchases and the Impact on Global Financial and Commodity Markets.” *Journal of International Money and Finance*, 2012, 31(8), pp. 2078-2101.
- [28].Harada, Y. and Masujima, M. “Effectiveness and Transmission Mechanisms of Japan's Quantitative Monetary Easing Policy.” *Japanese Economy*, 2009, 36(1), pp. 48-105.
- [29].Harrison, M. and Kreps, D. “Speculative Investor Behavior in a Stock Market with Heterogeneous Expectations.” *Quarterly Journal of Economics*, 1978, 92, pp.323-336.
- [30].Hudson, M. “US Quantitative Easing is Fracturing the Global Economy.” Working paper No. 21716, 2010.
- [31].Jennings, R. and Brown, D. “On Technical Analysis.” *Review of Financial Studies*, 1989, 2, pp. 527-551.
- [32].Kilian, L. and Lewis, L. T. “Does the Fed Respond to Oil Price Shocks?” *The Economic Journal*, 2011, 121(555), pp. 1047-1072.
- [33].Krishnamurthy, A. and Vissing-Jorgensen, A. “The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy.” NBER Working Paper No. 17555, 2011.
- [34].Krishnamurthy, A. and Vissing-Jorgensen, A. “The Ins and Outs of LSAPs.” In Federal Reserve Bank of Kansas City's Jackson Hole Symposium on the Global Dimensions of Unconventional Monetary Policy, Jackson Hole, Wyoming, August. 2013.
- [35].Kydland, F. E. and Prescott, E. C. “Rules rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans.”

- Journal of Political Economy*, 1977, 85, pp. 473-491.
- [36].McCallum, B. T. and Nelson, E. “An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis.” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1999, 31, pp. 296-316.
- [37].Orphanides, A. and Williams, J. C. “The Decline of Activist Stabilization Policy: Natural Rate Misperceptions, Learning, and Expectations.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2005, 29(11), pp. 1927-1950.
- [38].Rogoff, K. “The Optimal Degree of Commitment to An Intermediate Monetary Target.” *Quarterly Journal of Economics*, 1985, 4(12), pp. 1169-1189.
- [39].Schenkelberg, H. and Watzka, S. “Real Effects of Quantitative Easing at the Zero Lower Bound: Structural VAR-based Evidence from Japan.” *Journal of International Money and Finance*, 2013, 33, pp. 327-357.
- [40].Swanson, E. T. ; Reichlin, L. and Wright, J. H. “Let's Twist Again: A High-Frequency Event-Study Analysis of Operation Twist and Its Implications for QE2 [with Comments and Discussion].” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2011, pp. 151-207.
- [41].Walsh, C. E. “Optimal Contracts for Central Bankers.” *American Economic Review*, 1995, 85(1), pp.150-167.
- [42].Woodford, M. “Optimal Monetary Policy Inertia.” NBER Working Paper No. 7261, 1999.
- Wright, J. H. “What Does Monetary Policy Do to Long-term Interest Rates at the Zero Lower Bound?” *The Economic Journal*, 2012, 122(564), pp. 447-466.

中国商业银行通过贷款损失准备计提 进行盈余平滑吗？

陈超¹ 魏静宜² 曹利³

【摘要】 本文研究我国不同类型的商业银行计提贷款损失准备的影响因素及其盈余平滑行为。我们发现当期贷款损失准备的计提与下一期不良贷款的变动存在显著的正相关性，同时，贷款损失准备被用来作为盈余平滑的工具，城市商业银行和非上市银行均有较强的盈余平滑动机。对于非上市的城市商业银行，发行债券或发行总量越多使用贷款损失准备进行盈余平滑的程度越大，而新会计准则的实施对商业银行使用贷款损失准备进行盈余平滑的行为没有显著影响。

【关键词】 中国商业银行；贷款损失准备；盈余平滑

一、引言

商业银行按照会计准则披露财务报告的目的是为了向信息使用者提供更客观公允的财务信息，以反映企业的真实状况。为了拓宽融资途径，扩大经营规模，除了吸收存款这一补充资金的渠道外，商业银行纷纷通过上市、发行债券、和引入战略投资者等方式募集资金，因此，银行的盈利性与盈余的波动性、信息披露的透明度和有效性也受到了银行利益相关者的高度关注。

就商业银行而言，对会计信息进行操纵最为便利、并且成本最小的工具之一是贷款损失准备计提的额度。贷款损失准备的计提额度是管理层基于可预见的未来信用风险做出的判断，一方面，计提的贷款损失准备会计入损益表，如果未来发生贷款质量的实质性改善，以前计提的贷款损失准备也可以转回，因此，贷款损失准备就成为了一种盈余操纵的工具，另一方面，超额计提的贷款损失准备也可以计入附属资本，因此，管理层可能会通过贷款损失准备的计提补充资本，满足监管当局的要求。同时，管理层计提较多的贷款损失准备，也可

1 陈超，复旦大学管理学院

2 魏静宜，复旦大学管理学院

3 曹利，上海浦东发展银行

以向投资者反映其未来具备较好的风险缓冲能力,因此,贷款损失准备的计提也被用作向外界释放未来盈利的信号。银行利用贷款损失准备进行资本管理、盈余平滑和信号揭示有一定的学术研究意义。

2011年5月,中国银监会发布了《关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》,正式提出要建立动态调整贷款损失准备制度。2012年3月,财政部发布了《金融企业准备金计提管理办法》,指出金融企业需要根据宏观经济的波动情况,采取逆周期的方法来计提拨备,也就是说在宏观经济进入上行阶段、风险资产违约率较低时多计提贷款拨备;在宏观经济进入下行阶段、风险资产违约率较高时少计提贷款拨备,同时使用累积的拨备来吸收资产损失。

贷款损失准备是一把双刃剑,如果准备计提的会计政策模糊或者得不到有效的执行,将会导致贷款损失准备严重偏离经济实质。过多的准备计提会放大管理层对盈余操纵的空间,增加管理层的机会主义行为,损害银行财务信息的透明度和有用性, Bushman and Williams(2012)将基于前瞻性视角计提的贷款损失准备分为用于盈余平滑的贷款损失准备和用于覆盖未来信贷损失的贷款损失准备,结果发现用于盈余平滑的贷款损失准备显著提高了银行的风险承担水平。

由于我国上市银行数量较少,非上市银行的财务数据较难获得,因此大部分研究均以上市银行为研究样本,例如孙天琦和杨岚(2005)以我国五家上市银行作为研究样本。虽然有部分学者对非上市银行贷款损失准备的计提行为进行了研究,但是仅使用全球银行与金融机构分析库(Bankscope)作为数据来源,对不同性质的银行贷款损失准备计提行为的差异,样本区间内会计准则变化的影响没有进行深入分析。本文主要有以下几点贡献:第一,本文的样本较为全面,从全球银行与金融机构分析库、万得(WIND)和金融时报等多种渠道搜集数据,以2011年为例,本文含有115个样本,涵盖了5家国有商业银行、12家股份制银行和98家城市商业银行,从样本数量来看,占全国商业银行总数的77.64%,从规模的角度看,贷款总额占所有银行的95.22%,可以说本文的研究结论比较有代表性。第二,本文研究前瞻性计提与盈余平滑影响我国商业银行贷款损失准备计提的因素,具有一定的现实指导意义。第三,在研究方法上,国外的文献表明银行的性质、制度背景等因素会对贷款损失准备的计提产生影响。至2011年底我国国内只有17家银行上市,上市银行和非上市银行在治理结构和融资方式上存在较大差异,对上市银行和非上市银行进行区分研究有一定的必要性。另外,在我国的城市商业银行中,城市商业银行数量众多,中小城商行风险承受能力要求更高,需要更多的资金并计提更多的拨备。因此,研究需要将上市银行和非上市银行、全国性银行

和城市商业银行进行区分。另外，为了补充资本，许多银行都发行了次级债、混合资本债和可转债，对于未上市银行，发行债券对银行贷款损失准备计提的影响尚未有学者进行研究，这些都是本文的创新之处。第四，2006年颁布的新会计准则第22号《金融工具确认与计量》，明确了贷款损失准备的计提范围和方法，要求银行采用未来现金流贴现法确认和计量资产减值损失，同时新会计准则第37号规定，有关贷款损失准备的计提、转回、核销和收回等都必须进行披露。新的准则规定对于商业银行贷款损失准备计提的行为是否有影响，由于不同银行执行新准则的时间不一致，需要手工搜集数据，因此，国内银行还少有关于新会计准则对非上市银行贷款损失准备计提影响的研究。

本文发现，在我国存在商业银行使用贷款损失准备进行盈余平滑的现象，非上市银行和城市商业银行盈余平滑的程度更强，对于非上市的城市商业银行，发行债券后贷款损失准备与盈利的正相关性虽然显著但有所减弱，另外，新会计准则的实施并没有对银行使用贷款损失准备平滑盈余的行为产生显著影响。我国的商业银行采取了前瞻性的贷款损失准备计提方式，即当期贷款损失准备的计提与下期不良贷款的变化存在显著的正相关性。

本文的结构安排如下：第二部分是文献综述，对国内外关于影响贷款损失准备计提的盈余平滑作用和贷款损失准备的信号作用做了综述；第三部分是制度背景介绍，介绍我国贷款损失准备提取的相关法规的沿革和现状，同时，对国际上几种动态拨备计提机制进行简要介绍；第四部分提出假设，即前瞻性计提与盈余平滑假设；第五部分是样本与数据、变量定义及模型建立；第六部分报告了描述性统计和实证结果；第七部分是总结与政策建议。

二、文献综述

商业银行利用贷款损失准备金进行盈余管理的假说指的是，当银行的预期盈余水平较低时，银行会低估贷款损失准备来缓和其他因素对盈余的不利冲击；相反，当银行的预期盈余水平较高时，银行会选择减少收益的应计项目来最小化盈余的波动性。盈余的稳定性可以给银行带来一系列的好处：第一，完成稳健资本管理的目标，当银行收益被平滑后，盈余受到经济波动的影响会被降低，进而预期损失对资本的侵蚀可能会被降低（Laeven and Majnoni, 2003）。第二，盈余的稳定性可以影响投资者对于风险的感知，进而降低市场约束（Greenawalt and Sinkey, 1988）。第三，管理层的薪酬制度设置也会鼓励盈余平滑的行为（Healy, 1985）。第四，当银行在面临外部融资的压力时，管理层也会用当期的盈利来弥补未来的亏损（Kanagaretnam and Lobo, 2003）。

Greenawalt and Sinkey(1988)分别采用时间序列数据回归、截面数据回归的计量经济学模型对 106 家大银行控股公司 1976 年至 1984 年的数据进行了回归分析,对贷款准备金计提行为是否是银行盈余管理动机和根据影响贷款组合风险及质量的公司环境选择的计量方法共同作用的结果进行了考察。作者发现了管理层有通过贷款损失准备金的计提来进行利润平滑的意图。Greenawalt and Sinkey(1988)还发现,与金融中心性银行控股公司相比,区域性银行控股公司有更明显的盈余平滑行为,另外,银行法规、风险管理、代理理论和补偿理论也可以解释盈余平滑的会计选择。

1990 年, 巴塞尔协议 I 正式实施, 而在实施之前, 贷款损失准备余额可以计入核心资本, Collins et al. (1995)使用巴塞尔协议 I 实施前的数据发现贷款损失准备是银行进行盈余平滑的工具。从 1990 年起, 在巴塞尔协议 I 实施后, 贷款损失准备不再计入核心资本, 从理论上讲这一政策的变化会降低银行使用贷款损失准备进行盈余管理的成本, 但是 Ahmed et al. (1999)将新资本协议实施前后的数据进行了比较, 研究并没有发现巴塞尔协议 I 的实施增强了贷款损失准备计提额与利润的正相关性。Kanagaretnam and Lobo (2004)以计提拨备前的税前利润作为分类变量, 研究发现, 当盈余管理前的利润处于极端水平 (较高或较低时), 银行更倾向于使用贷款损失准备进行盈余管理。Liu and Ryan(2006) 进一步研究了贷款损失准备计提、核销与冲回在同质性和异质性贷款间的区别, 研究发现在 1990 年后的信贷繁荣时期, 盈利水平较高的银行通过加速对同质性贷款 (零售贷款) 的损失准备计提来向下调整利润, 同时, 为了掩盖盈余管理的行为并防止拨备过度提高, 这些银行会加速不良贷款的冲销和回收。

影响银行计提贷款损失准备水平的另一因素是管理层会通过计提贷款损失准备向外界释放企业未来盈利的信号。这一现象存在有两点原因: 第一, 银行管理层拥有外部人所没有的关于其信贷组合及其风险的信息, 因此它对贷款损失准备的选择被外部人视为其未来盈余变化的私有信息。第二, 投资者可能将贷款损失准备计提视为银行释放财务强度的积极信号, 它表明银行有较强的风险缓冲能力, 以抵挡未来对盈余的重大不利冲击。因此, 银行会计计提较多的贷款损失准备向市场传递积极的信号。

Kanagaretnan and Lobo (2004) 对贷款损失准备的盈余管理作用和信号释放作用进行了联合检验, 他们将银行分为被市场低估的和被市场高估的公司, 发现被市场低估同时业绩过高或过低的公司更倾向于通过贷款损失准备来释放未来盈利的信号。

信号释放理论认为管理层通过贷款损失准备的计提来向市场释放关于银行未来盈利与

现金流情况的有利信息，这将直接影响对银行的市场定价，而盈余平滑理论认为管理层通过贷款损失准备的计提来降低银行的风险，从而最终影响对银行的市场定价。相对于贷款损失准备计提的信号释放作用来说，其盈余平滑作用对银行市场定价的影响更为间接。因此管理层在决定贷款损失准备的计提时，可能同时考虑其信号释放作用与盈余平滑作用。例如，Kanagaretnam and Lobo（2004）发现银行管理层使用贷款损失准备来进行信号释放不仅取决于进行信号释放作用的动机，还取决于进行盈余平滑的动机，反之亦然。

我国贷款损失准备金计提比例的放开是以贷款风险分类管理为基础的。2002 年发布的《银行贷款损失准备计提指引》要求各政策性银行、国有独资商业银行、股份制银行及时足额提取各类贷款损失准备，但是由于该指引仅对贷款损失准备的计提做了原则性规定，留给了银行管理层很大的职业判断空间。孙天琦和杨岚（2005）总结了我国贷款损失准备制度的历史改革，通过对五家上市银行贷款损失准备计提情况的分析，发现税收是影响金融机构贷款损失准备金计提的重要因素。各家银行不良贷款的提取比例有差异性，计提损失准备时，对抵押物金额的扣除也不同，拨备覆盖率呈逐年上升（除深发展）趋势，从逻辑上推断，部分机构存在利用贷款损失准备操纵利润的可能。

三、制度背景

金融危机发生后，G20 峰会认为，国际财务报告准则和美国会计准则中，包括贷款减值评估的一些会计处理方式加强了“顺周期效应”，加剧了全球金融危机。会计政策制定机构采取的“已实现损失模型”，将贷款的减值损失严格定义为贷款的账面余额与使用初始利率折现得到的预计未来现金流量现值间的差额，只有存在客观证据表明贷款初始确认后发生的损失事项直接降低了贷款能够可靠估计的未来现金流量，金融机构才能提取贷款损失准备。在 2009 年 11 月，为了应对顺周期问题，国际会计准则委员会发布了《金融工具：摊余成本和减值》的征求意见稿，建议采用“预期损失模型”计量减值。我国的会计政策制定部门和银行监管部门从 2010 年开始，也逐步建立了动态拨备制度。继巴塞尔协议 III 的出台，我国银行监管当局的监管方式也逐步从限制性监管转变为审慎性监管，并对金融工具提出了“逆周期监管”的监管要求。“逆周期监管”指的是银行要在经济的上行阶段提高资本充足率和拨备覆盖率，而在经济的下行阶段，银行可以适度降低资本充足率和拨备覆盖率。2011 年 5 月，银监会发布了《关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》，正式提出要建立动态调整贷款损失准备制度。2011 年 7 月，银监会发布了《商业银行贷款损失准备管理办法》，明确了

贷款损失准备用来抵御贷款风险，在成本中列支，不含在利润分配中计提的一般风险准备。为了提高金融企业准备金计提的前瞻性和动态性，2012年3月，财政部发布了《金融企业准备金计提管理办法》，该办法提出了动态拨备的要求。

四、研究假设

本文一共研究了三大问题：第一，检验我国商业银行当期计提的贷款损失准备是否反映了下一期的信贷损失即贷款损失准备的前瞻性计提；第二，检验当期计提的贷款损失准备是否被用来平滑利润；第三，检验商业银行当期是否会多提贷款损失准备来释放未来盈利的好消息。

（一）贷款损失准备的前瞻性计提

如果当期贷款损失准备（ LLP_t ）的计提能够反映未来的信贷损失，那么这种计提方式就被认为是前瞻性的计提方式，Beatty and Liao(2011)的研究表明当期的经济环境能够反映未来的信贷损失，Bushman and Williams(2012)以27个国家的上市银行为研究样本，发现银行计提的贷款损失准备与下一期不良贷款的增加存在显著的正相关性，同时，这种计提方式能够约束银行的风险承担行为。本文提出如下假设：

假设1：下一期不良贷款增加（ ΔNPL_{t+1} ）越多，当期银行会计提更多的贷款损失准备（ LLP_t ），即 LLP_t 与 ΔNPL_{t+1} 呈正相关关系。

（二）贷款损失准备计提与盈余平滑

贷款损失准备的当期计提额是银行最主要的会计应计和盈余操纵的手段。通过盈余平滑的行为即在经营较好的时候计提较多的准备，在经营不好的时候，计提较少的准备，来降低银行盈余的波动性，从而改变监管当局和市场参与者对其风险的判断，进而降低监管约束和市场约束，这是商业银行利用贷款损失准备进行盈余管理的逻辑基础。Laeven and Majnoni（2003）、Liu and Ryan（2006）、Bushman and Williams（2012）的研究都验证了该猜想。2006年4月，中国银监会发布通知，要求各地城市商业银行自2006年起全部建立信息披露制度，逐步按照制度化、规范化的要求，真实、准确地公开披露有关经营管理信息。银行会计信息质量和信息透明度正逐步成为我国学术界关注的话题。为了检验我国的商业银行是否会用贷款损失准备的计提额来平滑盈余，本文提出如下假设：

假设2：我国商业银行贷款损失准备的计提额（ LLP_t ）与营业利润（扣除税和拨备前）

($EBTP_t$) 呈正相关关系。

与全国性商业银行相比,城市商业银行是依托地域优势发展起来的区域性金融机构,与地方政府、财税的关系较为密切,绝大多数城市商业银行的第一大股东为地方财政局或国有企业,股权较为集中,同时大多数城市商业银行为非公开交易企业,因此面临的市场约束较低。本文提出如下假设:

假设 3: 与全国性商业银行相比,城市商业银行当期贷款损失准备的计提额(LLP_t)与营业利润(扣除税和拨备前)($EBTP_t$)的正相关关系更弱。

由于上市银行面临较强的监管约束和市场约束,银行管理层有压力报告一直平稳增长的盈利。非上市银行的股权较为集中,信息不对称性较上市银行大。Beatty et al. (2002) 关于美国银行业的研究发现上市银行报告了更多小幅度的盈余增长和更少小幅度的盈余下降,进一步,他们发现在面临盈余小幅下降的压力时,上市银行较非上市银行更倾向于计提相对较少的贷款损失准备,即自由裁量的贷款损失准备显著为负,并小于非上市银行自由裁量的贷款损失准备,这种会计操纵行为使得上市银行能将小幅下降的盈利转变为小幅上升的盈利。但 Fonseca and Gonzalez (2008) 的研究表明,上市银行和非上市银行使用贷款损失准备平滑盈余行为的差别不能一概而论,金融发展及投资者保护程度等地区特征是商业银行盈余平滑行为和程度的重要影响因素。由于我国的金融体制发展还不够完善,投资者保护程度不高,本文提出如下假设:

假设 4: 与非上市银行相比,上市银行当期贷款损失准备的计提额(LLP_t)与营业利润(扣除税和拨备前)($EBTP_t$)的正相关关系更强。

除了公开发行股票外,非上市的银行还会通过发行次级债、混合资本债来进行资本扩张。截止到 2011 年年底,一共有 55 家非上市银行发行了银行间市场债券。实证研究表明,通过发行债务补充资本会对银行产生直接约束和间接约束,其中直接约束为债券利息和银行风险的相关性,间接约束为债券在二级市场上的流通价格对银行管理层产生的影响。我国学者也对发行债务的约束效应和监管作用展开了研究。许友传和何佳(2008)基于或有估值价格理论,探索了次级债作为一种市场约束激励机制的有效程度和内在机制。他们的研究发现次级债对银行风险承担行为的约束作用与银行的资产负债率有关,当银行的资产负债水平处于一定的安全边界时,随着银行风险承担行为的提高,在一定程度上,次级债债权人会补偿高级债债权人。与增发、配股相比,发行债券具有便捷性和低成本的优点,由于发行债券募资也

是一种市场约束手段，因此，本文提出以下两个假设：

假设 5：对于非上市银行，发行债券的银行当期贷款损失准备的计提额（ LLP_t ）与营业利润（扣除税和拨备前）（ $EBTP_t$ ）存在负相关关系。

假设 6：对于非上市的城市商业银行，发行债券的银行当期贷款损失准备的计提额（ LLP_t ）与营业利润（扣除税和拨备前）（ $EBTP_t$ ）存在负相关关系。

企业会计准则第 22 号-《金融工具确认和计量》对贷款损失准备的计提和转回提出了新的要求，银行需要按照逐笔和组合两种方式进行贷款减值测试。经测试确定已减值的贷款，要求按照未来现金流量现值法计提减值准备，这需要借助银行人员对债务人的财务状况、抵押品、行业发展前景和市场环境等多方面因素进行综合分析。对于贷款损失准备的转回，新准则规定必须有客观的证据表明该贷款的价值已经恢复且客观上与确认该损失后发生的事项有关时，才能够转回计入当期损益，对客观证据的强调，较大程度地限制了商业银行通过管理层计提贷款损失后转回进行盈余管理的空间。因此，本文提出如下假设：

假设 7：新会计准则实施后，商业银行当期贷款损失准备的计提额（ LLP_t ）与营业利润（扣除税和拨备前）（ $EBTP_t$ ）相关性有抑制作用。

（三）贷款损失准备计提与信号释放

信号理论认为管理层显示信号的目的是为了减少不对称信息以防止逆向选择问题的发生。Beaver et al.（1989）、及 Beaver and Engel（1996）的研究结果都表明股票收益率与自由裁量的贷款损失准备成正比。Kanagaretnam and Lobo（2004）认为信号的可信度与它可能导致的成本呈正比，他们的研究发现非预期的贷款损失准备是未来银行经营状况的正面信号。但也有学者，如 Ahmed et al.（1999）得出了不一致的结论。本文提出如下假设：

假设 8：当期贷款损失准备的计提额（ LLP_t ）与下一期营业利润（扣除税和拨备前）的变化（ $\Delta EBTP_{t+1}$ ）存在正相关关系。

五、样本、数据和研究设计

（一）样本与数据

本文以我国的国有商业银行、股份制商业银行和城市商业银行为研究样本，由于 2004

年之前，我国进行规范性信息披露的城市商业银行很少，2004年《城市商业银行监管与发展纲要》首次要求城市银行建立年度报告的信息披露机制，因此，本文选择的样本期间为2004年至2011年。

本文从Bankscope数据库、万得数据库、《金融时报》以及互联网等多种渠道搜集了我国银行的资产总量、贷款余额、存款余额、贷款损失准备当期计提额、贷款损失准备余额、核销额、收回额、扣除拨备税前的营业利润、净利润、不良贷款和资本充足率等指标。最终本文获得了共791个公司-年度观测量，为了剔除异常值的影响，所有的连续变量均经过winsorize处理，将小于1%分位数和大于99%分位数的连续变量分别用1%和99%分位数来替换。其中，各年的银行观测量如表1所示，国有商业银行和股份制商业银行统称为全国性商业银行。

表1 样本量描述

年度	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
总观测量	57	82	91	104	108	117	117	115
国有商业银行	5	5	5	5	5	5	5	5
股份制商业银行	11	11	12	12	12	12	12	12
城市商业银行	41	66	74	87	91	100	100	98

（二）业务结构、贷款质量、拨备计提、资本充足和盈利能力分析

为了对银行的贷款质量、贷款损失准备计提情况、资本情况以及盈利水平的总体变化趋势有一个了解，本文对全样本、各年份的基本指标做了统计，同时，对全国性商业银行和城市商业银行，上市银行和非上市银行业分别进行了分析比较⁴。

总体看，我国商业银行的资本充足率的均值为11.73%，说明我国商业银行的资本还比较充足，除了拨备覆盖率之外，其他基本特征的差异性不大。

随着我国金融改革的推进，银行的经营水平不断提高，贷款质量也不断上升。不良贷款率平均值从2004年的7.166%下降至2011年的0.793%，贷款拨备率、拨备覆盖率、资本充足率和资产利润率也呈逐年上升的趋势。

由表2可以看到，全国性商业银行贷款占总资产的比重显著高于城市商业银行。从拨备计提充足性来看，全国性商业银行和城市商业银行在拨备覆盖率和贷款拨备率两个指标上均没有显著差异。从贷款的质量来看，全国性商业银行和城市商业银行的不良贷款率也没有显著差异。从资本充足程度来看，全国性商业银行资本充足率的平均值为10.85%，中位数为

4 为节省篇幅，我们删去了银行基本特征，包括贷款/资产、拨备覆盖率、不良贷款率、贷款拨备率、资本充足率、与资产利润率的描述性统计表。有兴趣该表内容的读者请直接联系作者。

10.86%，略低于城市商业银行，但组内差异性低于城市商业银行，近年来，部分城市商业银行通过政府注资、上市、引入战略投资者以及发行银行间市场债券等方式，补充了资本金，因此资本较为充足。从盈利能力来看，全国性商业银行资产利润率的平均值为 0.78%，中位数为 0.81%，略低于城市商业银行从各指标的标准差来看，城市商业银行内部差异性远远高于全国性商业银行，本文认为各地域经济发展、金融生态存在较大差异，城市商业银行的经营状况也有较为明显的地域特征，公司治理好坏差异也较大，这些因素都导致了城市商业银行组内较大的波动性。

表 2 全国性商业银行和城市商业银行的比较

变量 (%)	全国性商业银行				城市商业银行				T 值	Z 值
	N	Mean	Median	sd	N	Mean	Median	sd		
贷款/资产	134	54.90	55.57	7.14	657	51.10	52.63	10.67	5.112***	3.456***
拨备覆盖率	129	227.00	150.00	332.50	620	224.30	160.70	288.90	0.086	-0.658
不良贷款率	133	3.03	1.50	4.83	630	2.53	1.60	2.97	1.144	-0.560
贷款拨备率	134	2.33	2.24	1.09	647	2.41	2.21	1.17	-0.713	-0.592
资本充足率	125	10.85	10.86	3.81	629	11.90	11.76	4.66	-2.725***	-3.542***
资产利润率	133	0.78	0.81	0.38	590	1.04	1.06	0.53	-6.7194***	-5.314***

表 3 将上市银行和非上市银行进行了比较，总体来看，上市银行的组内差异性小于非上市银行。从业务结构来看，上市银行贷款占总资产比重的均值为 53.58%，略高于非上市银行，但是 Z 统计量反映差异并不显著。从拨备计提的情况看，上市银行的拨备覆盖率的均值显著低于非上市银行，但 Z 统计量显示两组没有显著区别，本文推测这是由于非上市银行中渤海银行、浙商银行两家全国性商业银行的贷款质量控制较好导致的。从盈利能力看，上市银行的盈利能力略低于非上市银行，这与 Nichols et al. (2009) 得出的结论一致，但是与 Beatty et al. (2002) 的描述性统计结果不一致，Nichols et al. (2009) 认为为了解决信息不对称，上市银行承担了更多的成本，因此经营效率略低于城市商业银行，而 Beatty et al. (2002) 认为上市银行存在向上的盈余管理动机，所以整体报告盈余好于非上市银行。两个子样本的不良贷款率以及贷款拨备率都没有显著差别。从资本充足来看，t 统计量和 Z 统计量均显示上市银行的资本充足程度略低于非上市银行，这与 Nichols et al. (2009) 的观点不一致。

表 3 上市银行和非上市银行的比较

变量 (%)	上市银行				非上市银行				t 值	Z 值
	N	Mean	Median	sd	N	Mean	Median	sd		
贷款/资产	128	53.58	52.70	7.21	663	51.39	52.92	10.72	2.882**	1.331
拨备覆盖率	128	163.20	149.70	102.00	621	237.50	160.90	321.00	-4.720**	-1.379
不良贷款率	128	3.04	1.54	4.54	635	2.53	1.57	3.08	1.230	0.952
贷款拨备率	128	2.40	2.34	0.93	653	2.39	2.18	1.19	0.097	0.890
资本充足率	122	11.23	11.21	3.76	632	11.83	11.68	4.68	-1.531*	-1.684*
资产利润率	128	0.90	0.97	0.38	595	1.01	1.02	0.54	-2.920***	-1.872*

(三) 变量定义和模型设计

检验贷款损失准备的前瞻性计提和盈余平滑行为

为了检验我国商业银行是否会基于对下一期的不良贷款的预测来计提当期的贷款损失准备，是否会使用贷款损失准备平滑盈余。本文借鉴 Kanagaretnam et al. (2010) 的研究，构造了以下模型：

$$LLP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LLA_{i,t-1} + \alpha_2 NPL_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta NPL_{i,t} + \alpha_4 \Delta NPL_{i,t+1} + \alpha_5 Gloan_{i,t} + \alpha_6 \Delta Gloan_{i,t} + \alpha_7 EBTP_{i,t} + \alpha_8 NLCO_{i,t} + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为了进一步区分城市商业银行和全国性商业银行，上市银行和非上市银行，执行新会计准则前后的盈余管理行为，本文在模型 (2)、(3) 和 (4) 中分别加入哑变量，所有模型均为控制年度效应后的 OLS 回归。

$$LLP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LLA_{i,t-1} + \alpha_2 NPL_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta NPL_{i,t} + \alpha_4 \Delta NPL_{i,t+1} + \alpha_5 Gloan_{i,t} + \alpha_6 \Delta Gloan_{i,t} + \alpha_7 EBTP_{i,t} + \alpha_8 Country * EBTP_{i,t} + \alpha_9 NLCO_{i,t} + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$LLP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LLA_{i,t-1} + \alpha_2 NPL_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta NPL_{i,t} + \alpha_4 \Delta NPL_{i,t+1} + \alpha_5 Gloan_{i,t} + \alpha_6 \Delta Gloan_{i,t} + \alpha_7 EBTP_{i,t} + \alpha_8 Dpub * EBTP_{i,t} + \alpha_9 NLCO_{i,t} + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$LLP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LLA_{i,t-1} + \alpha_2 NPL_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta NPL_{i,t} + \alpha_4 \Delta NPL_{i,t+1} + \alpha_5 Gloan_{i,t} + \alpha_6 \Delta Gloan_{i,t} + \alpha_7 EBTP_{i,t} + \alpha_8 Reg * EBTP_{i,t} + \alpha_9 NLCO_{i,t} + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

由于发行债务也可以作为一种市场约束手段，因此，本文对非上市银行这一子样本做出进一步分析。对于非上市银行和非上市银行中的城市商业银行，本文建立如下模型：

$$LLP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LLA_{i,t-1} + \alpha_2 NPL_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta NPL_{i,t} + \alpha_4 \Delta NPL_{i,t+1} + \alpha_5 Gloan_{i,t} + \alpha_6 \Delta Gloan_{i,t} + \alpha_7 EBTP_{i,t} + \alpha_8 Debt * EBTP_{i,t} + \alpha_9 NLCO_{i,t} + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

表4 变量定义

LLP_t	当期贷款损失准备的计提额
LLA_{t-1}	期初贷款损失准备余额
NPL_{t-1}	期初不良贷款
ΔNPL_t	当期不良贷款的变化
ΔNPL_{t+1}	下一期不良贷款的变化
$Gloan_t$	期末贷款余额
$\Delta Gloan_t$	当期贷款变化
$EBTP_t$	当期扣除税和拨备前的营业利润
$\Delta EBTP_{t+1}$	下一期扣除税和拨备前的营业利润的变化
$NLCO_t$	贷款净核销额
$TCAP_{t-1}$	期初资本充足率
$Country$	如果是全国性商业银行, 赋值为1, 如果是城商行, 赋值为0
$Dpub$	如果是上市银行, 赋值为1, 如果是非上市银行, 赋值为0
Reg	执行新会计准则前为0, 执行新会计准则后为1
$Debt1$	已发行债券但至当年年底尚未到期的总数量
$Debt2$	如果到当年年底还有未到期的债券或新发行的债券, 则赋值为1, 如果没有新发行也无发行未到期的债券, 则赋值为0
ΔGDP_t	当期GDP增长率, 如果是全国性商业银行, 则为全国的GDP年增长率, 如果是城市商业银行, 则为本省的GDP增长率

注: 除了 $TCAP_{t-1}$ 、 ΔGDP_t 、哑变量和年度控制变量以外, 其余变量均除以期初总资产。

根据之前的实证研究, 较高的期初贷款损失准备余额使得银行可以减少当期计提的贷款损失准备, 本文预期 α_1 为负。期初不良贷款余额 NPL_{t-1} 应当和 LLP_t 正相关, 当期不良贷款的变动对当期的 LLP_t 也有正向的作用。正如 Beaver and Engel (1996) 指出的, 当期不良贷款的核销对未来不良贷款的核销有预示作用, 因此, 会影响银行管理层对当期贷款可回收性的预期, 所以模型(2)、(3)、(4)与(5)中的 $NLCO$ 的系数 α_9 应显著为正。 $Gloan_t$ 反映了银行当期的风险, 与 LLP_t 应呈正相关关系, 由于新增贷款迁徙为不良贷款需要一定的时间, 因此对 $\Delta Gloan$ 的系数 α_6 的符号不做预期。

α_4 用于检验样本银行是否采用前瞻性的贷款损失准备计提方法, 如果显著为正, 则反

映银行在计提贷款损失准备时考虑了未来的信贷风险。 α_7 可以反映银行盈余平滑的程度 (Ahmed et al.,1999; Kanagaretnam and Lobo, 2004), 银行在盈利好时, 会多提准备, 在盈利不好时, 会少提准备, 如果银行使用 LLP_t 进行盈余平滑, 则 α_7 显著为正。在模型(2)中, α_8 用来反映城市商业银行与非城市商业银行盈余管理行为的差异, 如果全国性商业银行盈余管理较高, 则 α_8 显著为正; 在模型(3)中, α_8 反映上市银行和非上市银行盈余管理水平的差异, 如果上市银行盈余管理程度更大, 则 α_8 为正; 在模型(4)中, α_8 用来反映新准则执行前后银行盈余管理程度的差异, 如果新准则降低了银行盈余管理的空间, 那么 α_8 应为负; 在模型(5)中, α_8 用来检验发行债券和没有发行债券的银行盈余平滑行为的差异性, 如果发行债务的银行, 盈余平滑行为较不明显, 那么 α_8 应显著为负。

检验贷款损失准备计提的信号释放作用

为了检验当期计提的贷款损失准备是否预示着未来盈余的好消息, 本文在模型(1)中加入 $\Delta EBTP_{i,t+1}$ 来反映下一期盈余的变化, 如果银行有用贷款损失准备进行信号释放的意图, 则 $\Delta EBTP_{i,t+1}$ 的系数应为正 (Ahmed et al.,1999, Kanagaretnam and Lobo, 2004)。

$$LLP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LLA_{i,t-1} + \beta_2 NPL_{i,t-1} + \beta_3 \Delta NPL_{i,t} + \beta_4 \Delta NPL_{i,t+1} + \beta_5 Gloan_{i,t} + \beta_6 \Delta Gloan_{i,t} + \beta_7 EBTP_{i,t} + \beta_8 \Delta EBTP_{i,t+1} + \beta_9 NLCO_{i,t} + \sum_{i=1}^n \beta_i Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

六、实证结果

(一) 主要变量的描述性统计

从全样本来, 各变量的描述性统计显示⁵ LLP_t 计提的平均值为0.006, 占 $EBTP_t$ 的比重平均值为25%, 说明 LLP_t 是银行非常重要的一项应计。从不良贷款的角度来看, 不良贷款有所下降, ΔNPL_t 的中位数在-0.0004左右。从盈利水平来看, $\Delta EBTP_{i,t+1}$ 的平均值为0.0101, 中位数为0.0087, 这说明我国商业银行盈利水平一直在稳定持续地增长。存款是银行最重要的一项资金来源, 且银监会对存贷比有监管要求, 即贷存比不得超过75%, 因此存款的增

5 为节省篇幅, 本文虽未报告各变量的描述性统计表与相关性系数与检验, 但可提供给任何有兴趣参考的读者。

速与贷款的增速基本持平。

对全国性商业银行和城市商业银行的描述性统计进行比较⁶，显示城市商业银行贷款损失计提的幅度高于全国性商业银行， LLP_t 占 $EBTP_t$ 的比重略高于全国性商业银行，但是贷款损失准备的余额占资产的比例不及全国性商业银行。从贷款的质量来看，城市商业银行 NPL_{t-1} 均值显著低于全国性商业银行，同时用 ΔNPL_t 衡量的不良贷款的降幅也是城市商业银行高于全国性商业银行，Z值在5%的水平显著。同时，全国性商业银行贷款比重较高，t值在1%的水平显著，Z值在5%的水平显著。用 $\Delta Gloan_t$ 衡量的规模扩张程度，两样本之间没有显著差异。从不良贷款核销的情况来看，全国性商业银行的核销幅度略大于城市商业银行，Z值在10%的水平显著，但均值差异并不显著。从盈利情况来看，城市商业银行 $EBTP_t$ 和 $\Delta EBTP_{t+1}$ 两项指标在1%的显著性水平高于全国性商业银行。

非上市银行贷款损失计提的幅度高于上市银行， LLP_t 占 $EBTP_t$ 的比重略高于上市银行，但贷款损失准备占总资产的比重 LLA_{t-1} 显著低于上市银行，t值和Z值的显著性均为1%。从贷款的质量来看，非上市银行的 NPL_{t-1} 均值显著低于上市银行。但用 ΔNPL_t 衡量的不良贷款的降幅，两样本之间没有显著区别。两样本中贷款占总资产的比重没有显著差别，但非上市银行的贷款扩张速度更快。从不良贷款核销的情况来看，上市银行核销的幅度大于非上市银行，Z值在5%的水平上显著。从盈利水平上看，非上市银行的盈利水平高于上市银行。

（二）回归结果：检验贷款损失准备的前瞻性计提和盈余平滑行为

表5显示四个模型中， LLA_{t-1} 的系数显著为负， $Gloan_t$ 和 $NLCO_t$ 的系数显著为正，均与预期一致， NPL_{t-1} 、 ΔNPL_t 和 ΔNPL_{t+1} 的系数均显著为正，这说明我国商业银行在计提贷款损失准备时，同时考虑了历史、当期和未来的信息。同时， $EBTP_t$ 也显著为正，反映了从整体上讲，我国的商业银行会使用贷款损失准备来平滑盈余。从交叉项的系数来看，城市商业银行、非上市银行的盈余平滑程度更高，这与预期不一致，本文认为这一现象产生可能有两点原因，首先，这可能是由于城市商业银行所在区域金融生态不好，监管不足以及投资者保护机制不够完善造成的。其次，为了募集资金，很多非上市银行都加快了上市脚步，在上市

6 为节省篇幅，本文省略了全国性商业银行和城市商业银行比较的描述性统计，与上市银行和非上市银行比较的描述性统计两张表。有兴趣这两张详细描述性统计表内容的读者请直接联系作者。

之前,非上市银行需要呈现出更平稳的盈利情况,以满足监管者的要求并吸引潜在的投资者,因此,银行有很强的盈余管理意图。引入新会计准则的交叉变量后,交叉项的系数不显著,反映了新会计准则并没有显著抑制商业银行的盈余平滑行为,原因可能在于根据新会计准则的要求,银行需要使用未来现金流量折现法对贷款损失准备进行评估,但是使用该方法需要具备较多的历史数据,模型比较复杂,操作较为困难;而银监会仍然以贷款五级分类来考评银行贷款损失准备计提的充分性。

表 5 检验前瞻性贷款损失准备计提和盈余平滑

因变量	LLP_t				
自变量	预期符号	全样本	区分城商行和全国性商业银行	区分上市银行和非上市银行	区分新会计准则执行前后
LLA_{t-1}	-	-0.0916*** (-2.8580)	-0.0878*** (-2.7501)	-0.0828** (-2.6122)	-0.0828** (-2.5441)
NPL_{t-1}	+	0.1291*** (6.5223)	0.1245*** (6.2234)	0.1198*** (6.0935)	0.1251*** (6.2509)
ΔNPL_t	+	0.1584*** (4.8031)	0.1566*** (4.8045)	0.1537*** (4.7116)	0.1551*** (4.6694)
ΔNPL_{t+1}	+	0.1366*** (4.5500)	0.1332*** (4.4812)	0.1298*** (4.4652)	0.1294*** (4.3004)
$Gloan_t$	+	0.0046** (2.0396)	0.0048** (2.1414)	0.0043* (1.9244)	0.0045** (2.0211)
$\Delta Gloan_t$	+/-	-0.0042 (-1.1926)	-0.0043 (-1.2065)	-0.0046 (-1.3090)	-0.0041 (-1.1727)
$NLCO_t$	+	0.7481*** (12.3999)	0.7458*** (12.5093)	0.7414*** (12.3372)	0.7396*** (12.1823)
$EBTP_t$	+	0.1247*** (3.8041)	0.1172** (3.4932)	0.1190*** (3.6528)	0.1489*** (3.9903)
$Country * EBTP_t$	+		-0.0320* (-1.7920)		
$Dpub * EBTP_t$	+			-0.0580*** (-3.8365)	
$Reg * EBTP_t$	-				-0.0300 (-1.2945)
$TCAP_{t-1}$	+	control	control	control	control
ΔGDP_t	+/-	control	control	control	control
Constant		control	control	control	control
Observations		452	452	452	452
R ²		0.5876	0.5897	0.5958	0.5895

注: Robust t-statistics in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 年度哑变量没有放到回归模型中。

至 2011 年年底,已经有 55 家非上市银行发行了银行间市场债券。此外,许多银行也发

行了各种到期期限的债券,考虑到发行债券也可能具有一定的市场约束作用,本文对非上市银行年末发行各种债券总量进行了分析,结果如表6所示。

表6 检验发行债券对非上市银行盈余平滑行为的影响

	(1) 非上市银行 LLP _t	(2) 非上市银行中的城 市商业银行 LLP _t	(3) 非上市银行 LLP _t	(4) 非上市银行中 的城市商业银行 LLP _t
LLA _{t-1}	-0.0741** (-2.32)	-0.0815** (-2.35)	-0.0774** (-2.64)	-0.0623** (-2.15)
NPL _{t-1}	0.1112*** (5.40)	0.1469*** (6.20)	0.1123*** (6.34)	0.1464*** (7.71)
Δ NPL _{t-1}	0.1241*** (3.85)	0.2049*** (5.44)	0.1385*** (4.84)	0.2034*** (6.68)
Δ NPL _{t+1}	0.0968** (2.72)	0.1179** (3.02)	0.0982** (3.03)	0.1009** (3.17)
Gloan _t	0.0043 (1.56)	-0.0008 (-0.27)	0.0029 (1.23)	0.0013 (0.54)
Δ Gloan _t	-0.0061 (-1.55)	-0.0029 (-0.76)	-0.0030 (-0.92)	-0.0032 (-0.98)
NLCO _t	0.6650*** (9.69)	0.7796*** (12.77)	0.7890** (14.66)	0.7804*** (13.90)
EBTP _t	0.1328*** (4.57)	0.1628*** (5.03)	0.1274*** (5.18)	0.1397*** (5.33)
Debt*EBTP _t	0.0578 (0.85)	0.1090** (1.99)		
TCAP _{t-1}	control	Control	control	control
Δ GDP	control	Control	control	control
N	350	305	335	311
Adj-R ²	0.564	0.576	0.540	0.571

注: Robust t-statistics in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表6以发行的各种债券在t年期末尚未到期的债券总量Debt_t来衡量发债Debt的影响,结果显示,对于非上市银行这一子样本, $Debt * EBTP_t$ 这一交叉项的系数显著为正,对于非上市银行中的城市商业银行这一样本进行研究时, $Debt * EBTP_t$ 这一交叉项在5%的水平下显著为正。这说明发行债券期末未到期债券总量越多的非上市的城市商业银行,越有动机进行盈

余平滑。

(三) 回归结果： 检验贷款损失准备计提的信号释放作用

表7报告了验证信号理论假设的实证检验结果， $\Delta EBTP_{t+1}$ 的系数为负，且并不显著，说明我国商业银行不会用贷款损失准备的计提来释放未来盈利的信号。原因可能是在我国，银行在信贷业务方面的竞争力很强，常见的是企业融资困难而非银行放贷困难，因此客户不会对银行未来现金流进行预期，与国外银行相比，我国银行没有较强的意图使用贷款损失准备的计提来释放未来盈利的信号。

表 7 检验贷款损失准备的信号释放作用

因变量		LLP_t
自变量	预期符号	
LLA_{t-1}	-	-0.0865*** (-2.6897)
NPL_{t-1}	+	0.1263*** (6.5023)
ΔNPL_t	+	0.1633*** (4.8207)
ΔNPL_{t+1}	+	0.1370*** (4.7194)
$Gloan_t$	+	0.0042* (1.8864)
$\Delta Gloan_t$	+/-	-0.0030 (-0.8390)
$NLCO_t$	+	0.7532*** (11.9748)
$EBTP_t$	+	0.1276*** (3.7491)
$\Delta EBTP_{t+1}$	+	-0.0204 (-0.5853)
$TCAP_{t-1}$		control
ΔGDP_t		control
Constant		-0.0044** (-2.0858)
Observations		451
R ²		0.5896

注：Robust t-statistics in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, 年度哑变量没有放到回归结果中

(四) 稳健性检验

以当年年底还有未到期的债券的虚拟变量 (Debt2) 来衡量发债Debt对贷款损失准备计

提影响的回归结果,对于非上市银行这一子样本, $Debt * EBTP_i$ 这一交叉项的系数为正,但不显著,对于非上市银行中的城市商业银行这一样本进行研究时, $Debt * EBTP_i$ 这一交叉项在5%的水平下显著为正。以发行债券虚拟变量的结果与用期末尚未到期的债券的总量的结果一致。为了直观衡量银行的会计质量,本文沿用 Kanagaretnam et al. (2010) 的模型,得到自由裁量的贷款损失准备。在控制年度效应后,将 LLP_i 对 LLA_{t-1} 、 NPL_{t-1} 、 ΔNPL_t 、 ΔNPL_{t+1} 、 $Gloan_t$ 、 $\Delta Gloan_t$ 进行回归,以残差衡量自由裁量的贷款损失准备 $DLLP_i$, 残差的绝对值,即 $ADLLP_i$ 反映了银行盈余平滑的程度。我们将 $ADLLP_i$ 在不同类型商业银行之间以及新会计准则执行前后进行了单变量均值检验和 Wilcoxon rank-sum 秩和检验,进一步验证了回归分析结果。城市商业银行以及非上市商业银行盈余平滑程度更强。在非上市银行这一子样本中,发行债券的银行盈余平滑程度更强。此外,新会计准则的实施并没有显著降低银行利用贷款损失准备操纵利润的空间。

七、结论与政策建议

本文对 2004 年-2011 年我国商业银行的计提贷款损失准备的影响因素进行了实证研究。研究发现我国商业银行贷款损失准备的计提已经具有一定的前瞻性,同时,也存在用贷款损失准备进行盈余平滑的现象,其中非上市银行和城市商业银行平滑利润的程度更大,但发行了债券且未到期的总量越多的银行,与还有未到期债券的非上市的城市商业银行呈现了更为明显的盈余平滑行为。另外,使用贷款损失准备的计提释放信号的现象在我国并不存在。

此外,本文提出以下几点政策建议:(1) 监管当局可鼓励银行上市及引入战略投资者,以改善公司治理结构。对风险抵御能力较弱的银行,监管部门要加强拨备覆盖率的要求。(2) 为了保证会计信息的透明度和有用性,需要加强对商业银行尤其是非上市银行的强制信息披露要求,鼓励商业银行聘请质量较好的审计师,以降低银行管理层操纵利润的空间。(3) 各监管部门需要统一银行计提和核销贷款损失准备的政策。由于目前贷款的五级分类制度仍然是众多中小银行计提贷款损失准备的基础,因此,仍然需要进一步完善五级分类制度。(4) 商业银行需要建立科学的贷款风险评估与损失估算体系,以便有效使用历史数据准确测算贷款风险。

参考文献

- [1] 孙天琦和杨岚, 2005,《有关银行贷款损失准备制度的调查报告—以我国五家上市银行为例的分析》,《金融研究》第6期,第116-130页。
- [2] 许友传和何佳, 2008,《次级债能发挥对银行风险承担行为的市场约束作用吗?》,《金融研究》第6期,第56-68页。
- [3] Ahmed, A. S., C. Takeda and S. Thomas, 1999, “Bank loan loss provisions: a reexamination of capital management, earnings management and signaling effects”, *Journal of Accounting and Economics*, 28, pp. 1–25.
- [4] Beatty, A. L., Bin Ke and R. Petroni, Kathy, 2002, “Earnings management to avoid earnings declines across publicly and privately held banks” *The Accounting Review* 77(3), pp. 547-570.
- [5] Beatty, A. and S. Liao, 2011, “Do delays in expected loss recognition affect banks' willingness to lend?”, *Journal of Accounting and Economics*, 52(1), pp. 1-20.
- [6] Beaver, W., C. Eger, S. Ryan and M. Wolfson, 1989, “Financial reporting, supplemental disclosures, and bank share prices”, *Journal of Accounting Research*, 27(2), pp. 157–178.
- [7] Beaver, W. and E. Engel, 1996, “Discretionary behavior with respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices”, *Journal of Accounting and Economics*, 22, pp. 177–206.
- [8] Bushman, R. M. and C. D. Williams, 2012, “Accounting discretion, loan loss provisioning, and discipline of Banks' risk-taking”, *Journal of Accounting and Economics*, 54(1), pp. 1-18.
- [9] Collins, J., D. Shackelford and J. Whalen, 1995, “Bank differences in the coordination of regulatory capital, earnings, and taxes”, *Journal of Accounting Research*, 33(2), pp. 263–291.
- [10] Fonseca, A. and F. Gonzalez, 2008, “Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan-loss provisions”, *Journal of Banking & Finance* 32(2), pp. 217–228.
- [11] Greenawalt, M. and Jr. Sinkey, 1988, “Bank loan-loss provisions and the income-smoothing hypothesis: An empirical analysis, 1976–1984”, *Journal of Financial Services Research*, 1(4), pp. 301-318.
- [12] Healy P. M., 1985, “The effects of bonus schemes on accounting decisions”, *Journal of Accounting and Economics*, 7(1/2/3) pp. 85-107.
- [13] Kanagaretnam, K. and G. Lobo, 2003, “Managerial incentives for income smoothing through bank loan loss provisions”. *Review of Quantitative Finance and Accounting* , 20(1), pp. 63-80.
- [14] Kanagaretnam, K. and G. Lobo, 2004, “Joint tests of signaling and income smoothing through bank loan loss provision”, *Contemporary Accounting Research*, 21(4), pp. 843-884.
- [15] Kanagaretnam, K., G. V. Krishnan and G. Lobo, 2010, “An empirical analysis of auditor independence in the

- banking industry”, *The Accounting Review*, 85(6), pp. 2011-2046.
- [16] Laeven, L. and G. Majnoni, 2003, “Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late?” *Journal of Financial Intermediation*, 12(2), pp. 178–197.
- [17] Liu, C. C. and S. G. Ryan, 2006, “Income smoothing over the business cycle: Changes in banks' coordinated management of provisions for loan losses and loan charge-offs from the pre-1990 bust to the 1990s boom”, *The Accounting Review*, 81(2), pp. 421-441.
- [18] Nichols, D., J. Wahlen and M. Wieland, 2009, “Publicly-traded versus privately-held: implications for bank profitability, growth risk, and accounting conservatism” *Review of Accounting Studies*, 14(1), pp. 88–122.

Do China's Commercial Banks Use Loan Loss Provision for Income Smoothing?

CHEN Chao WEI Jingyi CAO Li

Abstract: This paper studies the determinants of loan loss provision and the behavior of income smoothing of China's different types of commercial banks. We find that current loan loss provisions positively related to the change of non-performing loans next period are used for income smoothing. Both city commercial banks and non-listed banks have a stronger incentive to smooth their income through loan loss provisions. For non-listed city commercial banks with bond issuance or more bond issuance, are more likely use loan loss provision for income smoothing. Surprisingly, non-listed city banks with bond issuance demonstrate significant income-smoothing behavior. In addition, the implementation of new accounting standards does not significantly affect banks' income-smoothing behavior.

Key words: China's commercial banks; Loan loss provisions; Income smoothing

互联网金融加剧了商业银行的风险承担吗？ ——来自中国银行业的经验证据

郭品¹ 沈悦²

【摘要】通过构建植入互联网金融的商业银行风险承担模型，本文剖释了互联网金融对商业银行风险承担行为的影响。在此基础上，运用“文本挖掘法”合成的互联网金融指数，结合 2003—2013 年我国 36 家商业银行的微观数据进行实证检验。结果表明：互联网金融的冲击加剧了商业银行风险承担，且该效应在不同类型商业银行的表现具有异质性，相对非系统重要性银行而言，系统重要性银行的响应更为稳健与审慎。因此，监管部门应密切关注互联网金融对传统金融体系的风险外溢，守住不发生系统性风险的底线。

【关键词】互联网金融；商业银行风险承担；系统广义矩估计

一、引言

2015 年 3 月，李克强总理在全国人大会议上力挺互联网金融，赞扬其在 2014 年的异军突起。的确，搭乘金融改革的东风，中国的互联网金融扶摇直上已登顶成为全球第一。³然则，互联网金融并不是近两年才出现，早于 1999 年，随着电子商务的兴起，网络金融便逐渐进入消费大众的视野（狄卫平和梁洪泽，2000）。互联网金融的快速发展打翻了传统银行的“奶酪”（李海舰等，2014），迫使商业银行改变管理策略，加快转型升级以应对竞争压力。但互联网金融如何作用于商业银行风险承担仍是一个尚未打开的“黑盒”，互联网金融的日益壮大是否加剧了商业银行的风险承担？系统重要性程度不同的商业银行对互联网金融的响应又是否具有异质性？这些关键设问的回答对促进互联网金融健康发展，深化金融改革开放，守住不发生系统性风险的底线具有重要的理论价值与现实意义。

作为金融改革的催化剂和经济发展的助推器，互联网金融受到了国内外学者的广泛关注，但已有研究多是讨论互联网金融的本质界定与类型划分。积极性的观点认为，互联网金

1 郭品，西安交通大学经济与金融学院

2 沈悦，西安交通大学经济与金融学院

3 资料来源：和讯宏观数据库。

融作为互联网技术与金融业务的有机结合 (Allen 等, 2002), 是一种既不同于商业银行间接融资、也有别于资本市场直接融资的第三种金融融资模式 (Shahrokhi, 2008; 谢平和邹传伟, 2012)。基于此, 皮天雷和赵铁 (2014) 依据互联网技术的应用程度与影响深度, 将互联网金融划分互联网渠道金融、互联网小微金融和纯互联网金融。李鑫和徐唯燊 (2015) 则认为互联网金融囊括支付类和脱媒类两种模式。反之, 质疑性的观点则指出, 互联网金融只是拓宽了金融销售渠道和获取渠道, 并没有改变金融实质、金融功能与金融精神, 其在中国快速发展的根本原因是“监管套利”而不是“金融创新” (王国刚和张扬, 2015), 因而, 当前我国互联网金融的亢奋状态不会长久, 热潮终将冷却 (陈志武, 2014)。

针对互联网金融的风险防范与监管治理亦是多年研究的重点。国内学者闻岳春和陈翀 (1999)、谢平和尹龙 (2001) 与张玉喜 (2002) 等较早讨论了我国网络金融的发展现状、监管协调与风险管理。近年来, 随着“黑客、拆标与跑路”等事件频发, 互联网金融引发的技术失败、监管失效和消费者保护风险日益凸显 (郑联盛, 2014), 相关研究一日千里。祁明和肖林 (2014) 指出, 作为新的金融风险点, 互联网金融和虚拟货币面临信用风险、技术风险、贬值风险与非法交易风险, 需要引入“云管理”和“大数据”的技术进行防范治理。洪娟等 (2014) 进一步剖析了互联网金融的技术装备依赖、安全系统欠缺以及法律监管缺失等问题。

关于互联网金融对传统金融体系的影响也是学者研究的焦点。尽管, 国外学者对于互联网金融是全面颠覆现存金融模式, 还是仅发挥拾遗补缺的作用存在一定争论, 但主流观点均表明互联网金融将会对金融市场 (Petter 和 Geoff, 2009)、金融中介 (Syed 和 Nida, 2013) 以及货币政策和金融稳定 (Krueger, 2012) 造成冲击。国内学者王赟祥等 (2014)、沈悦和郭品 (2015) 也分别立足金融业务、金融功能和技术溢出视角, 剖析了互联网金融如何作用于商业银行。

毋庸置疑, 已有研究对理解互联网金融富有启迪意义和借鉴价值, 但针对互联网金融与传统金融竞争融合关系的讨论刚刚起步, 特别是以下三个核心问题尚未深入展开。第一, 现有研究多是泛泛谈及互联网金融带给商业银行的冲击和风险, 从理论层面系统剖释互联网金融加剧商业银行风险承担文献尚付阙如。第二, 当前研究对银行风险承担行为异质性特征的关注不足, 从实证层面定量考察互联网金融对不同类型商业银行风险承担差异影响的文献凤毛麟角。第三, 目前研究较少涉及互联网金融发展趋势的科学量化, 客观测度互联网金融成长水平的文献屈指可数。

有鉴于此, 本文的研究目标是探究互联网金融对商业银行风险承担的影响, 以及该影响在不同系统重要性程度银行中的异质性表现, 力图为前述问题提供理论解读与经验回答。本文对已有研究进行了如下拓展: 第一, 构建植入互联网金融的商业银行风险承担模型, 不仅刻画出互联网金融对商业银行风险承担的加剧效应, 而且描述了该效应在不同银行中的差异表现, 丰富了互联网金融风险的剖析视角, 深化了银行风险承担的理论研究。第二, 选用源于 BankScope 数据库 2003—2013 年 5 家系统重要性银行、31 家非系统重要性银行的微观数据进行动态面板系统广义矩估计 (SYSGMM), 验证了互联网金融对商业银行风险承担的加剧效应和异质效应, 为防范互联网金融风险传染、完善金融监管协调机制提供实证参考。第三, 立足金融功能观, 根据“文本挖掘法”, 通过对 WEB 网页中新闻措辞的筛选与分析, 合成互联网金融指数, 扩展了互联网金融发展水平的测度思路。

文章结构安排如下: 第二部分在构建理论模型的基础上, 提出本文的研究命题。第三部分阐明研究样本、数据来源、变量设计等。第四部分为实证分析。第五部分为研究结论和政策建议。

二、模型构建与命题提出

(一) 基本假设与模型构建

互联网金融的概念界定有助于完善本文的逻辑推演。借鉴已有研究, 笔者认为谢平和邹传伟 (2012) 对互联网金融的认识更为科学合理, 即互联网金融是利用移动支付、社交网络、搜索引擎和云计算等工具, 实现诸如资金融通、支付结算和信息交换业务的一种新型金融模式。作为全新的金融业态, 互联网金融提高了资金的使用效率, 加快了资金的流转速度, 使利率更及时准确地反映资金供求关系 (吴晓求, 2015)。王国刚和张扬 (2015) 进一步指出, 以余额宝为代表的互联网投资平台, 将销售货币市场基金获得的资金集中用于协议存款, 并利用商业银行对巨额存款的饥渴需求和存款市场的竞争机制, 抬高利率。

因此, 互联网金融并不能在数量规模上对传统金融造成冲击, 但其发挥的“鲶鱼效应”正在触动商业银行享有的“体制红利”与“价格红利”, 有效地推动了我国利率市场化进程 (夏政, 2015)。事实上, 在与互联网金融的激烈竞争中, 我国商业银行也加快了利率市场化的步伐, 余额类现金管理产品不断“进场”。⁴由是, 本文认为互联网金融的蓬勃兴起将加剧市场竞争, 减小利率扭曲, 使得名义利率迅速接近实际利率 (Nautz 和 Schmidt, 2009; Nautz

⁴ 据笔者统计, 截止 2014 年 10 月, 已有 4 家大型商业银行、6 家股份制银行与 6 家地方性商业银行共推出了 17 类余额现金管理产品。

和 Scheithauer, 2011)。

据此, 通过对 Kishan 和 Opiela (2012) 的模型进行拓展, 构建本文的理论分析框架。首先, 将市场均衡利率与存款基准利率的差异表示为互联网金融的函数, 借助该做法引入互联网金融, 以探讨互联网金融如何影响商业银行风险承担。其次, 将系统重要性程度表示为银行固定贷款规模的函数, 通过此做法引入商业银行的结构差异, 以剖析互联网金融对系统重要性银行风险承担的特质性影响。根据国际货币基金组织与巴塞尔委员会的研究, 贷款规模与资产规模是决定银行系统重要性程度的首要因素。同时, 危机过后的全球金融改革显著强调了对系统性重要性银行的监管 (FSB, 2011), 因此, 这一改进更具合理性和现实意义。模型的基本假设如下。

假设 1: 存在一个代表性商业银行, 该银行追求利润最大化, 其资产负债恒等式为: $R + B + L = D + K$ 。其中, R 为存款准备金, B 为政府债券, L 为银行贷款, D 为银行存款, K 为银行资本。

假设 2: 法定存款准备金率为 ρ , 且商业银行不持有超额存款准备金, 即 $R = \rho D$, $0 < \rho < 1$ 。商业银行持有的政府债券具有高度备付流动性, 即 $B = b_1 D - R$, $0 < b_1 < 1$ 。

假设 3: 鉴于贷款利率已市场化, 因此, 商业银行贷款规模与银行贷款定价高于信贷市场均衡利率的程度 ($r_L - r_L^*$) 负相关, 即 $L = l_0 - l_1(r_L - r_L^*)$, $l_1 > 0$ 。同时, 令系统重要性程度 SI 为商业银行固定贷款规模 l_0 的函数, 即 $SI = SI(l_0)$ 且 $\partial SI / \partial l_0 > 0$ 。

假设 4: 由于存款利率尚未市场化, 因而, 商业银行存款规模与市场均衡利率高于存款基准利率的程度 ($r^* - r_D$) 负相关, 即 $D = d_0 - d_1(r^* - r_D)$, $d_1 > 0$ 。互联网金融 IF 的冲击将逐渐缩小市场均衡利率与存款基准利率的差异, 即 $r^* - r_D = y(IF)$ 且 $\partial y / \partial IF < 0$ 。

假设 5: 商业银行资本规模与银行权益资本回报率高于资本市场均衡利率的程度 ($r_K - r_K^*$) 正相关, 即 $K = k_0 + k_1(r_K - r_K^*)$, $k_1 > 0$ 。

假设 6: 政府债券市场、信贷市场与资本市场的均衡利率围绕市场均衡利率上下浮动, 且浮动程度为一常数, 即 $r_B^* = r^* + \alpha_B$; $r_L^* = r^* + \alpha_L$; $r_K^* = r^* + \alpha_K$ 。

假设 7: 借鉴 Kopecky 和 Vanhooose (2004) 的做法, 代表性银行管理资产负债表项目时, 存在二次型成本函数 C , $C = (b/2) B^2 + (l/2) L^2 + (d/2) D^2 + (k/2) K^2$ 。其中, 常

数 b 、 l 、 d 和 k 分别表示各项的单位管理成本系数。

根据前述假设，代表性商业银行的目标函数与约束条件如下：

$$\text{Max}\pi = r_B^*B + r_L L - r_D D - r_K K - C \quad (1)$$

$$\text{S.T} \begin{cases} R + B + L = D + K \\ R + B = b_1 D, 0 < b_1 < 1, r_B^* = r^* + \alpha_B \\ L = l_0 - l_1(r_L - r_L^*), l_1 > 0, r_L^* = r^* + \alpha_L \\ D = d_0 - d_1(r^* - r_D) = d_0 - d_1 y(IF), d_1 > 0, \partial y / \partial IF < 0 \\ K = k_0 + k_1(r_K - r_K^*), k_1 > 0, r_K^* = r^* + \alpha_K \\ SI = SI(l_0), \partial SI / \partial l_0 > 0 \\ C = (b/2) B^2 + (l/2) L^2 + (d/2) D^2 + (k/2) K^2 \end{cases} \quad (2)$$

(二) 模型求解与命题提出

将约束条件代入目标函数，替换变量 r_B^* 、 B 、 r_L 、 r_D 、 D 、 r_K 、 K 以及 C ，得到 π 关于决策变量 L 的函数。然后，令 π 对 L 求一阶导数，解得代表性商业银行的最优贷款规模 L^* 。

$$L^* = \frac{\Delta_1 + \Delta_2 d_0 - \Delta_2 d_1 y(IF)}{\Delta_3} \quad (3)$$

其中， $\Delta_1 = l_0^{-1}(SI) k_1 + l_1 k_0 + (\alpha_L - \alpha_K) l_1 k_1$ ， $\Delta_2 = l_1(1 - b_1)(2 + k k_1) > 0$ ，

$\Delta_3 = 2k_1 + 2l_1 + ll_1 k_1 + kl_1 k_1 > 0$ 。

进一步，求得商业银行风险承担水平 $RISK$ 关于互联网金融 IF 的函数。⁵

$$RISK = \frac{R + B + L}{K} = 1 + \frac{\Delta_3 d_0 - \Delta_3 d_1 y(IF)}{\Delta_1 - \Delta_4 d_0 + \Delta_4 d_1 y(IF)} \quad (4)$$

其中， $\Delta_4 = (1 - b_1)(2k_1 + ll_1 k_1) > 0$ 。对 $RISK$ 进行比较静态分析，将其对 IF 求偏导，

以考察互联网金融如何影响商业银行风险承担。

$$\frac{\partial RISK}{\partial IF} = \frac{-\Delta_1 \Delta_3 d_1}{(\Delta_1 - \Delta_4 d_0 + \Delta_4 d_1 y(IF))^2} \frac{\partial y}{\partial IF} > 0 \quad (5)$$

式(5)表明，商业银行的风险承担与互联网金融的发展水平正相关。即互联网金融的迅猛发展通过纠正利率扭曲，缩减了市场均衡利率与存款基准利率的差异，迫使追求利润最

5 已有研究基本采用 Z 值、股票收益率方差和资本资产比率等衡量商业银行风险承担。由于我国商业银行存在政府隐性担保，破产风险微乎其微，所以 Z 值并不适用。加之我国银行未完全上市，受样本限制，股票收益率方差也不可行。综合考量，理论模型选取资产资本比率作为银行风险承担的衡量指标。

大化的商业银行提高风险承担水平。进一步，式（5）中的 Δ_1 包含对商业银行系统重要性程度 SI 的考量，这是否意味着系统重要性程度的差异会引发不同类型商业银行对互联网金融冲击的响应具有异质性呢？因此，为具体剖析商业银行的异质性反应，将式（5）对 SI 求交叉偏导：

$$\frac{\partial(\partial RISK / \partial IF)}{\partial SI} = \frac{\Delta_3 d_1 k_1 (\Delta_1 + \Delta_4 d_0 - \Delta_4 d_1 y(IF))}{(\Delta_1 - \Delta_4 d_0 + \Delta_4 d_1 y(IF))^3} \frac{\partial y}{\partial IF} \frac{\partial l_0}{\partial SI} < 0 \quad (6)$$

式（6）表明，面对互联网金融的冲击，系统重要性程度越高的商业银行，风险承担水平提高的越低。根据中国银监会的界定，“工、农、中、建、交”五家大型商业银行为我国的系统重要性银行。⁶首先，相较于资产规模较小和经营地域集中的城市商业银行，系统重要性银行组织体系复杂庞大，其在信息传递与决策传导中难免出现滞后性。这正如Agrawal等（1992）指出的，规模过大的企业在战略管理方面迟钝僵化，在应对危机时难以迅速做出判断。其次，相较于产权清晰和制度灵活的股份制商业银行，系统重要性银行国有控股的产权性质不仅扭曲了其委托代理机制，而且决定了其对国家经济的刚性支持，这使其容易偏离利润最大化目标，而高度契合政府调控意图（马草原和李成，2013）。再次，系统重要性银行管理经验相对丰富，经营策略较为保守，因而，更加注重风险规避，决策行为也更加审慎（高智贤等，2015）。最后，系统重要性银行在我国金融体系中居于主导地位，承担关键功能，其受到的资本监管和信息披露政策更为严格。Beltratti和Stulz（2012）亦发现，监管密度不同会导致银行风险承担行为的差异。因此，庞大的组织体系、国有的产权性质、保守的经营策略与严厉的政策监管，从客观层面与主观意愿上共同导致了系统重要性银行对互联网金融的响应较为迟缓并稳健。

以是，根据前述模型求解结果与分析，提出本文的两个命题。

命题 1：互联网金融的冲击会使追求利润最大化的商业银行增加风险承担水平。

命题 2：不同类型商业银行对互联网金融冲击的反应具有异质性，相对非系统重要性银行而言，系统重要性银行的响应更为稳健与审慎。

三、变量定义与研究设计

6 资料来源：中国银监会 2014 年发布的《商业银行全球系统重要性评估指标披露指引》，该指引暂时圈定“工、农、中、建、交”五大行为中国系统重要性银行，要求这些银行满足 1% 的附加资本要求，并提交“恢复与处置计划”。

（一）研究样本与数据来源

Hale 和 Long（2011）指出，采用面板数据实证分析不仅能够捕捉样本的动态变化，而且可以保证信息的充分完整。因此，依据中国银监会的界定，考虑数据的可得性，本文选择 2003—2013 年 5 家系统重要性银行和 31 家非系统重要性银行的面板数据作为研究样本。⁷按照 2013 年第 4 季度数据估算，这 36 家银行的资产规模占银行业金融机构总资产规模的 70.25%，基本能够代表中国银行业的整体情况。数据来源于 BankScope 数据库、CEIC 数据库、中宏网数据库以及《中国金融统计年鉴》。

（二）变量定义

1. 被解释变量

关于商业银行风险承担的衡量，已有研究主要采用以下三种方法。一是基于公司治理理论，从银行破产视角出发，使用 Z 值、资产收益率方差等（Laeven 和 Levine，2009）；二是基于资产定价理论，从市场投资者视角出发，选择贝塔系数、预期违约概率、股票收益率方差等（Pathan，2009）；三是基于巴塞尔协议，从监管当局视角出发，采用资本资产比率、资本充足率等（Francis 和 Osborne，2012）。由于 Z 值等仅代表破产风险而非风险承担，加之我国商业银行存在政府隐性担保，银行破产风险微乎其微，所以，第一类方法并不适用。同时，贝塔系数等指标的计算需要完善的股票交易数据，而我国银行并未完全上市，因此，受样本限制，第二类方法也不可行。综合考量上述因素，实证部分将遵循第三种方法，选取资产资本比率（ $RISK_{AE}$ ）作为商业银行风险承担的基准衡量指标，为保证分析结果的稳健性，进一步选择贷款损失准备率（ $RISK_{DL}$ ）作为辅助考察变量。

2. 核心解释变量

科学构建互联网金融指数是实证分析得出有效结果的关键，但现有文献却较少关注互联网金融的测度。因此，遵循全面性、客观性、导向性、可行性等原则，本文借鉴“文本挖掘法”构建互联网金融指数。“文本挖掘法”是基于智能算法，从大规模的非结构化文本集（如 WEB 网页）中提取有效知识的信息处理方法。随着大数据与云计算时代的到来，文本挖掘在经济金融领域的应用潜力不断提升（赵丽丽等，2012）。其具体步骤如下。

第一，依据金融功能观，建立初始词库。这不仅可以有效划分互联网金融的创新模式，

⁷ 5 家系统重要性银行包括工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行。31 家非系统重要性银行包括渤海银行、成都银行、大连银行、东莞银行、富滇银行、光大银行、广东顺德银行、广发银行、广州银行、贵阳银行、汉口银行、恒丰银行、华夏银行、徽商银行、民生银行、南昌银行、宁波银行、宁夏银行、平安银行、浦发银行、齐鲁银行、齐商银行、青岛银行、泉州银行、厦门银行、温州银行、兴业银行、招商银行、浙商银行、中信银行、重庆银行。

而且能够全面囊括涉及到互联网金融的重要文本。按照现代金融功能论的划分,金融系统具有支付结算、资源配置、风险管理、信息传递、资源储备和激励创造六项基本功能(Merton和Bodie, 1995)。吴晓求(2014)也认为互联网金融优化完善了传统金融的支付清算、资源配置、风险管理与提供价格信息四大功能。首先,第三方支付与银联支付等均可作为商品、服务和资产交易提供支付、结算和清算服务,且形式更灵活,操作更便捷,领域更广范,拓展补充了原有支付渠道。其次,P2P、众筹等互联网金融模式能够帮助经济体进行网络投资或筹资,实现资金跨期、跨地域和跨行业的转移,优化社会资源的时空配置。再次,网上保险、网上期货等互联网理财方式不仅通过个性化产品丰富了风险管理需求者的结构,而且凭借便利的营销网络扩大了风险管理需求者的规模,这二者都有利于互联网金融风险管理功能的实现。最后,加工信息,构建渠道更是互联网金融的强项(吴晓灵, 2014)。目前,各商业银行通过在线银行、电子银行等网络渠道传递价格信息,提升交互效率,这便是信息功能的最佳体现。由是,本文从金融功能视角出发,确定如下四个维度的初始词库。

表1 互联网金融指数初始词库

维度	具体关键词		
支付结算功能	第三方支付	在线支付	移动支付
资源配置功能	网上融资	网上投资	网贷
风险管理功能	互联网理财	互联网保险	在线理财
网络渠道功能	电子银行	在线银行	网银

第二,借助百度搜索引擎,计算关键词的年度词频。利用百度数据库,搜索2003—2013年各个关键词在每一年份的新闻发布次数以及该年份的新闻发布总数,计算得出关键词的年度频率。⁸这一处理方法的理论根据在于:新闻发布数据与诸多社会经济现象具有很高的相关性(Askitas和Zimmermann, 2009)。互联网金融新闻发布的多寡一方面与互联网金融企业的投入程度正相关,另一方面与网民对互联网金融的关注程度正相关,而企业投入与网民关注则从供给与需求两个侧面折射了互联网金融的发展态势。

第三,应用因子分析法,合成互联网金融指数。(1)基于全部关键词,进行综合因子分析,计算互联网金融指数(IF),将其作为计量分析的基准指标。首先,对变量进行KMO和Bartlett球度检验,由表2可知,KMO值大于0.6,Bartlett球度检验的近似卡方值也很显著,因此这些关键词适合进行因子分析;其次,基于主成分分析法,按照特征值大于1的原则提取公因子,结果显示公因子的方差贡献率超过85%,说明提取的因子基本可以反映关

⁸ 鉴于百度数据库没有公布年份新闻总数,本文以出现十大常用成语的新闻数目作为新闻总数的代理变量,数据源于教育部发布的《中国语言生活状况报告(2009)》。

关键词所包含的信息；再次，对载荷矩阵进行方差最大化正交旋转，计算因子得分；最后，为保证数据为正值，通过 Max-Min 处理将数据标准化至 0—100 之间，得到最终指标。（2）由于前述理论模型主观关注互联网金融在资源配置方面对商业银行的影响，因此，基于资源配置功能的关键词，进行分层次因子分析，计算互联网借贷指数（*IC*），将其作为稳健性检验的辅助指标，分析步骤与（1）相同，不予赘述。

表 2 互联网金融指数因子分析

指数	KMO 值	Bartlett 球度检验	公因子个数	方差贡献率
互联网金融指数	0.7870	202.9260*** (0.0000)	1	86.5270%
互联网借贷指数	0.8380	28.3390*** (0.0000)	1	91.7640%

注：括号内为 Bartlett 球度检验的 P 值；*、**、***依次表示在 10%、5%、1%水平下显著，下同。

据此构建的互联网金融与互联网借贷指数走势如图 1 所示。这与我国现实高度一致，2003—2007 年，我国互联网金融处于破壳状态，两指数平稳增长；2008 年，受金融危机的影响，两指数略微下跌；2009—2013 年，互联网金融呈现井喷式上涨，两指数增幅迅猛。

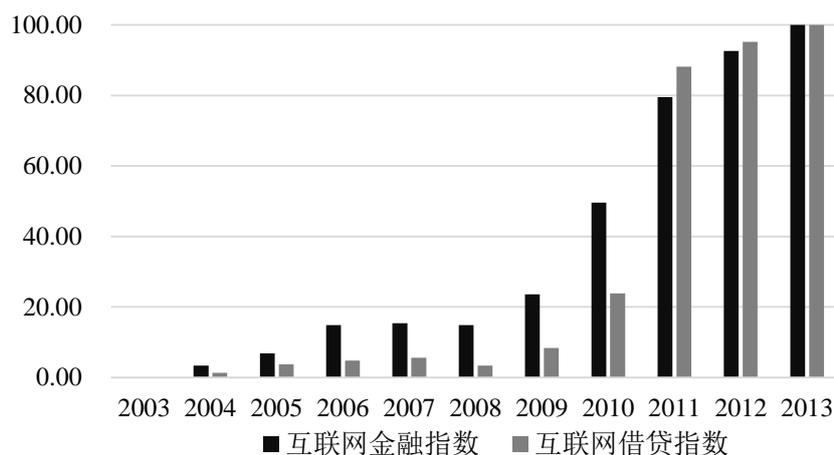


图 1 2003—2013 年我国互联网金融走势

3. 控制变量

已有文献表明，银行风险承担受到宏观经济、货币政策、行业竞争与银行特征的显著影响（Laeven 和 Levine, 2009; Barrell 等, 2010），因此，为防止遗漏变量偏差，实证模型共引入了以下四个层面的控制变量。首先，选择 *GDP* 增速（*GDP*）、股票总市值与 *GDP* 之比（*GS*）控制宏观经济和金融深化的影响。其次，使用广义货币供应量增速（*M₂*）、虚拟变量（*XD*）表示货币政策与信贷政策，通胀高涨的 2008 年与 2010 年，央行重拾取消多年的信贷规模管理工具，因此，令 2008、2010 年的 *XD* 取 1，其余年份取 0。再次，采用前 4 大银行资产占比增速（*CR4*）、在华外资机构数目增速（*FR*）控制行业集中度与开放度的影响。

最后, 选取流动资产占比 (LI) 与虚拟变量 (SI) 控制银行个体特征, 样本银行为系统重要性银行时, SI 取 1, 其余取 0。变量定义与描述性统计情况如表 3、表 4 所示。

表 3 变量定义与变量设计

变量类型	变量名称	变量符号	变量设计
被解释变量	资产资本比率	$RISK_{AE}$	银行资产与银行资本之比
	贷款损失准备率	$RISK_{DL}$	负的贷款损失准备与贷款总额之比 $\times 100$
核心解释变量	互联网金融	IF	互联网金融指数
	互联网借贷	IC	互联网借贷指数
控制变量	宏观经济水平	GDP	名义 GDP 增速 $\times 100$
	金融深化程度	GS	股票市价总值与 GDP 之比 $\times 100$
	货币供应量	M_2	货币供应量 M_2 增速 $\times 100$
	信贷规模管理	XD	信贷规模管理虚拟变量
	银行业集中度	$CR4$	前 4 大银行资产占比增速 $\times 100$
	银行业开放度	FR	在华外资机构数目增速 $\times 100$
	银行流动水平	LI	银行流动资产与总资产之比 $\times 100$
	系统重要性	SI	系统重要性虚拟变量

注: 贷款损失准备越高, 商业银行风险承担越低, 因此, 为保证实证分析符号的一致性, 在设计贷款损失准备率时, 采用负的贷款损失准备与贷款总额之比。

表 4 变量描述性统计

变量符号	均值	标准差	最小值	最大值	观测数目
$RISK_{AE}$	23.0028	12.7081	-7.2939	97.0874	360
$RISK_{DL}$	-2.3470	1.1993	-8.5800	0.0000	360
IF	32.1460	33.8185	0.0000	100.0000	360
IC	22.2600	37.8129	0.0000	100.0000	360
GDP	15.8885	4.2676	7.6858	23.3981	360
GS	50.2423	29.1008	17.5358	123.0731	360
M_2	17.8200	3.8783	13.6000	27.7000	360
XD	0.2000	0.4006	0.0000	1.0000	360
$CR4$	-1.8528	0.7672	-3.0296	-0.5209	360
FR	8.4625	5.9558	0.5348	22.3214	360
LI	26.0170	12.7385	2.1208	79.3778	360
SI	0.1389	0.3463	0.0000	1.0000	360

(三) 研究设计

命题 1 表明互联网金融会加剧商业银行风险承担水平。为了检验命题 1, 设计如下方程:

$$RISK_{it} = \beta_0 + \beta_1 RISK_{i,t-1} + \beta_2 IF_t + \sum_{j=1}^7 \alpha_j Control_{jit} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中，第 i 家银行第 t 期的风险承担水平 $RISK_{it}$ 被表示为前期风险承担水平 $RISK_{i,t-1}$ 、互联网金融 IF_t 、控制变量 $Control_{jit}$ 、商业银行固定效应 μ_i 以及随机误差项 ε_{it} 的函数。⁹ β_2 刻画了互联网金融对商业银行风险承担的影响，根据理论剖析，我们预期 β_2 显著为正。

命题 2 表明系统重要性程度不同的商业银行对互联网金融的响应具有异质性。为了检验命题 2，在式(7)的基础上，进一步引入互联网金融与系统重要性虚拟变量的交叉项 $IF_t \times SI_i$ ，¹⁰设计如下计量方程：

$$RISK_{it} = \beta_0 + \beta_1 RISK_{i,t-1} + \beta_2 IF_t + \beta_3 IF_t \times SI_i + \sum_{j=1}^8 \alpha_j Control_{jit} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中， β_3 度量了互联网金融对商业银行风险承担的影响如何随银行系统重要性程度的变化而变化，我们预期回归结果中系数 β_3 显著为负。

四、实证分析

(一) 变量平稳性检验与协整检验

为防止“谬误回归”，围绕银行层面的变量 $RISK_{AE}$ 与 LI 开展平稳性检验。(1)、判断截面独立性。由表 5 可知，两个变量的 CD 检验统计量均在 1% 的显著性水平下大于临界值，这表明变量 $RISK_{AE}$ 与 LI 均具有截面依存性。(2)、考察变量平稳性。检验截面依存变量时，采用 Pesaran 和 Pick (2007) 根据 ADF 模型构造的二代面板单位根 CIPS 方法，结果显示，变量 $RISK_{AE}$ 存在单位根。(3)、检验均衡关系。¹¹基于误差修正模型，展开抽样次数为 300 的协整检验，结果表明，除 Ga 统计量外，其余统计量均通过了 1% 水平下的显著性检验。根据 Baltagi (2013)，面板协整检验中若存在三个统计值大于相应的临界值，便能够说明变量之间存在长期均衡。依据上述分析，运用原始序列进行实证不会出现“伪回归”。

9 由于银行风险承担具有持续性，构建带有因变量滞后项的动态方程是合理且必要的；控制变量 $Control_{jit}$ 为除系统重要性虚拟变量外的其他 7 个变量。

10 为削弱多重共线性，对互联网金融与系统重要性虚拟变量进行去中心化处理后，合成交互项。

11 在变量存在单位根时，若希望运用原始序列进行回归，变量之间需要存在长期均衡关系。

表5 变量平稳性检验与协整检验

变量	截面独立性检验	面板单位根检验	面板协整检验			
	CD 统计量 (P 值)	CIPS 统计量 (1%的临界值)	统计量	Z 统计值 (P 值)	统计量	Z 统计值 (P 值)
$RISK_{AE}$	25.0400*** (0.0000)	-2.8570*** (-2.5500)	Gt	-5.2660*** (0.0000)	Pt	-7.7400*** (0.0000)
LI	24.7500*** (0.0000)	-1.6270 (-2.5500)	Ga	0.5770 (0.7110)	Pa	-4.4000*** (0.0000)

注：截面独立性检验、单位根检验与协整检验的原假设分别为变量不存在截面相关、变量不存在单位根与变量不存在协整关系；针对变量 $RISK_{DL}$ 与 LI 的检验基本一致，囿于篇幅，未详细列示。

(二) 互联网金融加剧商业银行风险承担的实证检验

表6与表7报告了命题1的相关检验和回归结果。其中，模型(1—3)分别为混合效应(PPOOL)、固定效应(FE)和随机效应(SE)的结果，综合F检验、LM检验与Hausman检验，本文初步认为方程(7)应采用固定效应。但是由于该方程引入了因变量的滞后项作为解释变量，且银行层面的控制变量并没有满足Simar和Wilson(2007)提出的分离假设，流动水平与商业银行风险承担存在互为因果的联立关系，因而，方程(7)具有内生性。为此，继续采用Blundell和Bond(1998)提出的动态面板广义矩估计进行实证。模型(4、5)分别为差分广义矩(DIFFGMM)与系统广义矩(SYSGMM)的结果，AR(2)检验和Sargan检验显示计量分析依据的动态模型具备合理性。鉴于DIFFGMM存在弱工具变量等问题，相较而言，SYSGMM更为稳健，因此，根据SYSGMM的估计结果展开分析。

表6 命题1的相关检验

检验	原假设 H_0	统计量 (P 值)	结论
F 检验	混合回归可以接受	13.3500*** (0.0000)	拒绝 H_0
LM 检验	不存在个体随机效应	0.0000 (1.0000)	接受 H_0
Hausman 检验	解释变量与随机扰动项不相关	35.6600*** (0.0001)	拒绝 H_0
AR(2)-DIFFGMM	扰动项的差分不存在2阶自相关	1.2650 (0.2059)	接受 H_0
Sargan 检验-DIFFGMM	所有工具变量外生	26.3563 (0.1544)	接受 H_0
AR(2)-SYSGMM	扰动项的差分不存在2阶自相关	1.2304 (0.2185)	接受 H_0
Sargan 检验-SYSGMM	所有工具变量外生	25.7281 (0.5850)	接受 H_0

表 7 命题 1 的回归结果

变量	模型 1 (POOL)	模型 2 (FE)	模型 3 (RE)	模型 4 (DIFFGMM)	模型 5 (SYSGMM)
$L.RISK_{AE}$	0.4278*** (0.0437)	0.2587*** (0.0521)	0.2736*** (0.0401)	0.3357*** (0.0137)	0.2765*** (0.0131)
IF	0.4102 (1.2733)	1.0018 (1.2658)	0.4077 (1.2344)	1.0418*** (0.2454)	1.1196*** (0.3827)
GDP	0.1108 (0.5227)	0.3859 (0.5200)	0.1778 (0.3807)	0.4226*** (0.0999)	0.4585*** (0.1459)
GS	0.4046 (1.0200)	0.8740 (1.0136)	0.3176 (1.2901)	0.8932*** (0.1973)	0.9525*** (0.3017)
M_2	0.4004 (1.2157)	0.9617 (1.2084)	0.3725 (1.2065)	1.0023*** (0.2410)	1.0696*** (0.3722)
XD	-3.8695 (7.8857)	-7.7661 (7.8446)	-3.0984 (6.4223)	-7.8871*** (1.6648)	-8.1501*** (2.5528)
$CR4$	0.2440 (0.6841)	0.5644 (0.6800)	0.2491 (0.6137)	0.5846*** (0.1332)	0.6259*** (0.2076)
FR	-1.9900 (4.4152)	-4.0631 (4.3888)	-1.7863 (4.2391)	-4.1602*** (0.8857)	-4.4215*** (1.3138)
LI	0.1307*** (0.0466)	0.0439 (0.0603)	0.1356*** (0.0530)	0.0800*** (0.0145)	0.0250*** (0.0095)
观测值	360	360	360	288	324
固定效应	No	Yes	No	Yes	Yes

注：回归系数下方括号内为标准误；回归结果省略了常数项。

首先，互联网金融的回归系数显著为正，这与命题 1 预期一致，表明互联网金融的冲击确实会迫使追求利润最大化的商业银行增加风险承担水平。换言之，互联网金融的迅猛发展日渐触动了传统金融体系享有的“价格红利”，迫使商业银行改变管理策略，激进经营行为，加剧风险承担。同时，其他四类估计方法中，解释变量 IF 的估计结果也均为正数，虽然有些显著性略差，但仍能间接证实命题 1。

其次，考察宏观层面的控制变量。名义 GDP 增速的回归系数为正，且在 1% 水平下显著，该结果与 Gambacota (2009) 的研究吻合，说明良好的经济环境会助推商业银行的风险承担。股票市值占比 GS 的正向系数意味随着资本市场的壮大、融资渠道的丰富和金融结构的深化，商业银行将放松信贷标准，提高风险容忍度，以维持盈利 (Larrain, 2006)。

再者，政策层面的控制变量货币供应量 M_2 增速与信贷规模管理虚拟变量 XD 的估计系数一正一负，且在统计上高度显著。这印证了我国货币政策风险承担渠道的存在，表明宽松的货币政策会推动商业银行的乐观情绪，鼓励其承担更多风险。值得注意的是，银行风险承担对信贷规模管理的反映更加敏感，原因在于信贷规模作为中国货币政策实际上的中间目标

(盛松成和吴培新, 2008), 能够直接有效调控银行信贷与风险承担。

最后, 剖释行业与个体层面的控制变量。市场集中度 $CR4$ 的估计结果高度为正, 根据 Maddaloni 和 Peydro (2011) 的研究, 竞争加剧会削弱银行的市场势力, 继而导致商业银行风险暴露增加。行业开放度 FR 的回归系数为负, 且通过了 1% 水平下的显著检验, 姚树洁等 (2011) 曾指出, 由于“比较优势”和“选摘效应”的存在,¹² 外资银行进入中国后, 会带来先进的管理理念和风控措施, 促使国内银行规范稳健运营, 进而降低风险承担水平。流动水平 LI 的正系数意味着流动性越高的商业银行风险承担行为越积极。原因在于, 本文考察的样本区间内, 中国商业银行一直面临着严峻的流动性过剩问题, 且由于银行高管薪酬与贷款规模息息相关, 在流动性充足的背景下, 高管扩大贷款规模的动机强烈 (Deyoung 等, 2013), 因而导致了我国商业银行流动水平与风险承担之间正向关联。

为确保研究结论的可靠性, 对命题 1 展开稳健性检验, 结果如表 8 所示。首先, 模型 (6) 采用互联网借贷指数作为互联网金融指数的替代变量进行 SYSGMM 回归, 结果表明, 核心解释变量 IC 的系数显著为正, 但控制变量 XD 的符号发生了逆转, 且显著程度大幅下降。对此可能的解释是, 互联网借贷指数主要反映互联网金融的资源配置功能, 与信贷规模管理变量具有一定程度的多重共线性。其次, 模型 (7) 以贷款损失准备率替代因变量资产资本比率, 回归结果显示, 互联网金融指数保持了与贷款损失准备率的高度正向关系。最后, 模型 (8) 在对样本进行 5% 水平的异常值缩尾调整后回归, 结果表明, 解释变量 IF 与商业银行风险承担的正向关联依旧存在。稳健性检验的结果再次支持了互联网金融会加剧商业银行风险承担的命题, 证实本文的研究结论并不依赖于互联网金融变量、银行风险承担变量与实证样本容量的选择。

12 “比较优势”是指与内资银行相比, 外资银行在产品创新与管理技术等方面处于领先地位。“选摘效应”强调外国投资者在参股国内银行时, 一般选择盈利能力强、运营效率高的银行。因此, 在管理经验、创新技术等方面具有“软实力”的外资银行, 与在业务规模和营业网点等方面具有“硬实力”的内资银行强强结合, 会增强国内银行的竞争实力。

表 8 命题 1 的稳健性检验

变量	模型 6 (SYSGMM)		模型 7 (SYSGMM)		模型 8 (SYSGMM)	
$L.RISK_{AE}$	0.2782***	(0.0163)			0.4798***	(0.0171)
$L.RISK_{DL}$			0.7648***	(0.0091)		
IF			0.0604***	(0.0219)	0.9275**	(0.4422)
IC	0.1870***	(0.0677)				
GDP	0.1601**	(0.0643)	0.0382***	(0.0087)	0.2822***	(0.0798)
GS	0.2782***	(0.0754)	0.0501***	(0.0175)	0.7899**	(0.3495)
M_2	0.1634**	(0.0667)	0.5819***	(0.0209)	0.9009**	(0.4295)
XD	0.9903	(0.6620)	-0.6034***	(0.0338)	-6.6980**	(3.0187)
$CR4$	0.1405***	(0.0443)	0.0702***	(0.0118)	0.5172**	(0.2411)
FR	-1.2676***	(0.2506)	-0.2282***	(0.0744)	-3.6256**	(1.5307)
LI	0.0212**	(0.0093)	0.0111***	(0.0023)	0.0769***	(0.0074)
AR (2) 检验	1.2688	(0.2052)	-0.7297	(0.4656)	1.0133	(0.3109)
Sargan 检验	26.7554	(0.5316)	29.7304	(0.3762)	27.0892	(0.5134)

注：回归系数右方括号内为标准误；模型设定检验右方括号内为相应 P 值；结果省略了常数项。

(三) 互联网金融对商业银行风险承担异质影响的实证检验

表 9 报告了命题 2 的相关回归结果，AR (2) 检验和 Sargan 检验均显示计量分析依据的动态模型与选择的工具变量具有合理性。模型 (9) 是以互联网金融指数 IF 为解释变量、资产资本比率 $RISK_{AE}$ 为被解释变量的基准分析。其中，交叉项 $IF*SI$ 的回归系数显著为负，与命题 2 预期相符，意味着系统重要性商业银行确实由于组织体系庞大、产权性质国有、经营策略保守与政策监管严厉等因素，对互联网金融的响应较为稳健审慎。需要关注的是，系统重要性虚拟变量 SI 的估计结果为正，且通过了 1% 水平下的显著检验。该结果与“大而不倒 (too big to fail)”的范式吻合，表明我国系统重要性银行存在政府救助的心理依赖，导致其风险承担水平高出一般性银行。其余控制变量的回归结果与方程 (7) 相一致。

表9 命题2的回归结果与稳健性检验

变量	模型9 (SYSGMM)	模型10 (SYSGMM)	模型11 (SYSGMM)	模型12 (SYSGMM)
$L.RISK_{AE}$	0.2793*** (0.0129)	0.2924*** (0.0194)		0.4979*** (0.0186)
$L.RISK_{DL}$			0.8047*** (0.0189)	
IF	0.5728** (0.2590)		0.04988** (0.0225)	0.6072*** (0.2089)
$IF*SI$	-0.0276*** (0.0055)		-0.0040*** (0.0013)	-0.0384*** (0.0040)
IC		0.1236** (0.0594)		
$IC*SI$		-0.0121* (0.0064)		
SI	10.0131*** (1.2475)	9.8681*** (1.2721)	0.4215** (0.1773)	11.1704*** (1.4708)
GDP	0.2595** (0.1118)	0.1709*** (0.0585)	0.0244** (0.0114)	0.2134** (0.1011)
GS	0.5195** (0.2036)	0.2073*** (0.0680)	0.0423* (0.0233)	0.5414* (0.3244)
M_2	0.5428** (0.2518)	0.1054* (0.0590)	0.0493* (0.0213)	0.5914*** (0.1968)
XD	-4.8512*** (1.7679)	0.0969 (0.6236)	-0.5091** (0.2087)	-4.5734* (2.4904)
$CR4$	0.3322** (0.1408)	0.1028*** (0.0393)	0.0280* (0.0155)	0.3431* (0.1736)
FR	-2.4747*** (0.8784)	-1.0025*** (0.2440)	-0.1935* (0.1134)	-2.5126* (1.4233)
LI	0.0460** (0.0223)	0.0488** (0.0217)	0.0106*** (0.0024)	0.1051*** (0.0191)
AR(2) 检验	1.2123 (0.2254)	1.2824 (0.1997)	-0.7329 (0.4636)	1.0437 (0.3008)
Sargan 检验	27.6156 (0.4310)	26.9817 (0.4648)	22.6215 (0.7025)	25.7026 (0.5351)

注：回归系数下方括号内为标准误；模型设定检验下方括号内为相应P值；结果省略了常数项。

进一步，为确保结论的稳健性与可靠性，继续展开对命题2的检验。其中，模型（10）以互联网借贷指数作为替代解释变量，模型（11）以贷款损失准备率作为替代被解释变量，模型（12）对样本进行5%的极端值缩尾处理。三个模型的SYSGMM回归结果均呈现交叉项的估计系数显著为负，这支持了命题2的观点，表明不同类型商业银行对互联网金融冲击

的响应具有异质性，相对于非系统重要性银行，系统重要性银行的反应更为审慎与稳健。

五、研究结论与政策建议

信息技术的发展给全球经济插上了一双崭新的翅膀，几乎每个行业都在经历深刻变革。作为万业之母的金融也必然难逃浩浩汤汤之趋势，互联网金融遍地开花，迅猛壮大。但泡沫式的膨胀潜藏着巨大风险，尤其是互联网金融侵蚀了原有的金融版图，挤占了传统金融的市场份额，影响了商业银行的经营行为和风控决策。在此背景下，剖析互联网金融如何作用于商业银行风险承担成为题中应有之义。

有鉴于此，本文首先构建了引入互联网金融的商业银行风险承担模型，然后采用 2003—2013 年我国 5 家系统重要性银行、31 家非系统重要性银行的数据，运用系统广义矩估计方法，考察了互联网金融对商业银行风险承担的影响。在设计互联网金融这一核心解释变量时，我们立足金融功能，根据“文本挖掘法”，通过对 WEB 网页中新闻措辞的筛选与分析，合成互联网金融指数，科学测度了互联网金融的发展水平。研究得出以下结论：（1）互联网金融的冲击加剧了商业银行的风险承担水平，且该效应不依赖于互联网金融变量、银行风险承担变量与样本容量的选择。（2）不同类型商业银行对互联网金融冲击的反应具有异质性，相对非系统重要性银行而言，系统重要性银行的响应更为审慎与稳健。根据研究结论提出如下政策建议。

首先，监管部门应密切关注互联网金融自身的风险，及其对传统金融体系外溢的风险，守住不发生系统性风险的底线。一方面，应尽快完善互联网金融行业监管条例，制定准入、运营与退出方面的规则，建立风险识别、预警与处理机制，加强对互联网金融企业日常风险的控制与防范，同时，明确监管主体、监管对象与监管范围，严防监管泛化与监管真空。另一方面，应设置针对互联网金融机构的统计调查系统，强化对网络借贷资金价格、规模和流向的动态监测，建筑有效地市场防火墙，避免风险外溢引发的“多米诺骨牌效应”。

再者，监管当局应继续深化银行业改革，重塑商业银行的服务体系和经营模式。互联网金融通过引入竞争机制，改变了间接融资为主的金融市场结构，打破了利息收入为主的银行赢利格局，给传统商业银行带来了严峻挑战，因此，为更好地维护金融稳定，监管当局应继续深化银行业改革。一是健全商业银行的经理人制度，增强其忧患意识，以有效隔离互联网金融外溢的风险；二是建立商业银行的退出机制，让风险控制能力差、运营效率低的银行自动被市场淘汰，让积极吸收先进技术，努力迎接互联网金融挑战的银行有上升空间；三是降

低系统重要性银行的“公有性”，提高其“市场性”，强化对系统重要性银行的审慎监管，稀释单个银行对系统性风险的贡献。

最后，中央政府应全面推进金融体制改革，逐步理顺金融市场规则。互联网金融的突飞猛进反映了中国金融体制的制度弊病，包括金融市场行政壁垒过高、金融要素定价机制缺乏、金融资源配置中银行独大、金融投资工具和渠道狭窄等。正是这些制度漏洞才导致互联网金融在中国的超速发展，因此，政府应全面深化中国金融体制改革，减少行政干预、降低市场准入壁垒、健全信用评估体系、完善消费者保护机制等，促进金融成为一池活水，更好地浇灌实体经济之树。

参考文献

- [1] 陈志武.互联网金融到底有多新[J].新金融, 2014 (4): 9-13.
- [2] 狄卫平, 梁洪泽.网络金融研究[J].金融研究, 2000 (11): 27-33.
- [3] 高智贤, 李成, 刘生福.货币政策与审慎监管的配合机制研究[J].当代经济科学, 2015 (1): 56-66+126.
- [4] 洪娟, 曹彬, 李鑫.互联网金融风险的特殊性及其监管策略研究[J].中央财经大学学报, 2014 (9): 42-46.
- [5] 李海舰, 田跃新, 李文杰.互联网思维与传统企业再造[J].中国工业经济, 2014 (10): 135-146.
- [6] 李鑫, 徐唯隼.对当前我国互联网金融若干问题的辨析[J].财经科学, 2015 (9): 1-9.
- [7] 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[J].经济研究, 2013 (7): 76-89.
- [8] 皮天雷, 赵铁.互联网金融: 逻辑、比较与机制[J].中国经济问题, 2014 (4): 98-108.
- [9] 祁明, 肖林.虚拟货币: 运行机制、交易体系与治理策略[J].中国工业经济, 2014 (4): 110-122.
- [10] 沈悦, 郭品.互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J].金融研究, 2015 (3): 160-175.
- [11] 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[J].经济研究, 2008 (10): 37-51.
- [12] 王国刚, 张扬.互联网金融之辨析[J].财贸经济, 2015 (1): 5-16.
- [13] 王赞祥, 樊晓华, 李玮.商业银行与互联网金融个人金融业务竞争实力比较[J].统计与管理, 2014 (1): 62-63.
- [14] 闻岳春, 陈翀.我国网络银行发展探讨[J].金融研究, 1999 (10): 67-70.
- [15] 吴晓灵.互联网金融监管争议根源在制度不完善[N].人民政协报, 2014-3-9.
- [16] 吴晓求.中国金融的深度变革与互联网金融[J].财贸经济, 2014 (1): 14-23.
- [17] 吴晓求.互联网金融: 成长的逻辑[J].财贸经济, 2015 (2): 5-15.
- [18] 夏政.基于系统论的互联网金融生态建设[J].财经科学, 2015 (1): 1-10.
- [19] 谢平, 尹龙.网络经济下的金融理论与金融治理[J].经济研究, 2001 (4): 24-31+95.
- [20] 谢平, 邹传伟.互联网金融模式研究[J].金融研究, 2012 (12): 11-22.
- [21] 姚树洁, 姜春霞, 冯根福.中国银行业的改革与效率: 1995—2008[J].经济研究, 2011 (8): 4-14.
- [22] 张玉喜.网络金融的风险管理研究[J].管理世界, 2002 (10): 139-140.
- [23] 赵丽丽, 赵茜倩, 杨娟, 王铁军, 李庆.财经新闻对中国股市影响的定量分析[J].山东大学学报(理学版), 2012 (7): 70-75+80.
- [24] 郑联盛.中国互联网金融: 模式、影响、本质与风险[J].国际经济评论, 2014 (5): 103-118.
- [25] Agrawal A., Jaffe J. F., Mandelker G. N. The Post-merger Performance of Acquiring Firms: A Re-examination

- of an Anomaly [J].*Journal of Finance*, 1992, 47(4): 1605-1621.
- [26]Allen F., McAndrews J., Strahan P. E-finance: An Introduction [J].*Journal of Financial Services Research*, 2002, 22(1): 5-27.
- [27]Askatas N., Zimmermann K. F. Google Econometrics and Unemployment Forecasting [J].*Applied Economics Quarterly*, 2009, 55(2): 107-120.
- [28]Baltagi B. *Econometric Analysis of Panel Data* [M].America: John Wiley & Sons, 2013.
- [29]Barrell R., Davis E. P., Karim D., Liadze I. Bank Regulation, Property Prices and Early Warning Systems for Banking Crises in OECD Countries [J].*Journal of Banking and Finance*, 2010, 34(9): 2255-2264.
- [30]Beltratti A., Stultz R. M. The Credit Crisis around the Globe: Why Did Some Banks Perform Better? [J].*Journal of Financial Economics*, 2012, 105(1): 1-17.
- [31]Blundell R., Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J].*Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [32]Deyoung R., Peng E. Y., Yan M. Executive Compensation and Business Policy Choices at US Commercial Banks [J].*Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2013, 48(1): 165-196.1925.
- [33]Financial Stability Board. Intensity and Effectiveness of SIFI Supervision: Progress Report on Implementing the Recommendations on Enhanced Supervision [EB/OL].<http://www.financialstabilityboard.org/2011>, 2011.
- [34]Francis W. B., Osborne M. Capital Requirements and Bank Behavior in the UK: Are There Lessons for International Capital Standards? [J].*Journal of Banking and Finance*, 2012, 36(3): 803-816.
- [35]Gambacota L. Monetary Policy and the Risk-taking Channel [J].*BIS Quarterly Review*, 2009, 12(1): 43-53.
- [36]Hale G., Long C. Are There Productivity Spillovers From Foreign Direct Investment In China? [J].*Pacific Economic Review*, 2011, 16(2): 135-153.
- [37]Kishan R. P., Opiela T. P. Monetary Policy, Bank Lending, and the Risk-Pricing Channel [J].*Journal of Money, Credit and Banking*, 2012, 44(4): 573-602.
- [38]Kopecky K. J., Vanhoose D. A. Model of the Monetary Sector with and without Binding Capital Requirements [J].*Journal of Banking and Finance*, 2004, 28(3): 633-646.
- [39]Krueger M. Money: A Market Microstructure Approach [J].*Journal of Money, Credit and Banking*, 2012, 44(6): 1245-1258.
- [40]Laeven L., Levine R. Bank Governance, Regulation and Risk Taking [J].*Journal of Financial Economics*, 2009, 93(2): 259-275.

- [41]Larrain B. Do Banks Affect the Level and Composition of Industrial Volatility? [J].*Journal of Finance*, 2006, 4(8): 1897-1925.
- [42]Maddaloni A., Peydro J. L. Bank Risk-taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from the Euro-area and the U.S. Lending Standards [J].*Review of Financial Studies*, 2011, 24(6): 2121-2165.
- [43]Merton R. C., Bodie Z. *A Conceptual Framework for Analyzing the Financial Environment* [M]. Cambridge: Harvard Business School Press, 1995.
- [44]Nautz D., Scheithauer J. Monetary Policy Implementation and Overnight Rate Persistence [J].*Journal of International Money and Finance*, 2011, 30(7): 1375-1386.
- [45]Nautz D., Schmidt S. Monetary Policy Implementation and The Federal Funds Rate [J].*Journal of Banking and Finance*, 2009, 33(7): 1274-1284.
- [46]Pathan S. Strong Boards, CEO Power and Bank Risk-taking [J].*Journal of Banking and Finance*, 2009, 33(7): 1340-1350.
- [47]Pesaran M. H., Pick A. Econometric Issues in the Analysis of Contagion [J].*Journal of Economic Dynamics and Control*, 2007, 31(4): 1245-1277.
- [48]Petter G., Geoff D. A Review of Organised Crime in Electronic Finance [J].*Journal of Electronic Finance*, 2009, 3(1): 46-63.
- [49]Shahrokhi M. E-finance: Status, Innovations, Resources and Future Challenges [J].*Managerial Finance*, 2008, 34(6): 365-398.
- [50]Simar L., Wilson P. W. Estimation and Inference in Two-stage, Semi-parametric Models of Production Processes [J].*Journal of Econometrics*, 2007, 136(1): 31-64.
- [51]Syed A. R., Nida H. Factors Affecting Internet Banking Adoption among Internal and External Customers: A Case of Pakistan [J]. *Journal of Electronic Finance*, 2013, 7(1): 82-96.

Does Internet Finance Increase Commercial Banks’ Risk-taking?——Empirical Evidence from Chinese Bank

Guo Pin Shen Yue

Abstract: Through building commercial bank risk-taking model including internet finance, this paper analyzes the impact of internet finance on commercial bank risk-taking. Using internet finance index based on “text mining” and data of 36 commercial banks from 2003 to 2013, we makes an empirical test. The results showed that internet finance significantly increase commercial banks risk-taking, and compared to non-systemically important banks, systemically important banks’ response is more steady and prudent. Therefore, government should pay close attention to the risk spillover of internet finance on traditional financial system in order to prevent systemic risk .

Keywords: Internet Finance; Commercial Bank Risk-taking; System GMM Estimation

资本项目开放、汇率政策与资产价格¹

王彬²

【摘要】本文首先基于一个一般均衡的理论框架，阐述了资本项目开放程度、汇率政策对资产价格的影响机制和作用特征。数值模拟结果显示，资本项目开放程度变化、汇率波动对资产价格稳定具有重要意义；相比于汇率管制程度的调整，资本项目开放程度变化对资产价格的作用效果表现出更大的差异性。基于发达国家与新兴市场国家的面板数据实证分析表明，资本项目开放对发达国家资产市场的影响更为明显，汇率稳定则新兴市场国家资产市场发展显著有利。考虑到当前世界各国实行不同程度的资本项目开放，维护汇率稳定对资产市场的重要意义进一步显现，这在新兴市场国家尤为突出；此外，实证还考察了经济基本面与货币金融因素对资产价格的影响。本文认为，在美国量化宽松货币政策退出、多个新兴市场国家的外汇与资产市场受到冲击的复杂背景下，我国应当审慎推动资本项目开放，同时进一步扩大人民币汇率的双向波动空间，使之尽早稳定在合理的均衡汇率区间，这对于我国资产市场长远发展与金融体系稳健运行均具有积极的现实意义。

【关键词】资本项目；汇率；资产价格；货币政策

一、引言

国家间经济开放程度的日益提高和国际金融市场一体化程度的逐渐加深，使得一国资产市场开始越来越多地受到国际资本的影响。资本项目开放、汇率自由化一方面有利于资本在更广阔范围内进行更有效率地配置和使用，但另一方面，由于现实中金融市场存在逆向选择、道德风险等外部性，汇率波动、资产市场价格失调可能会导致金融体系风险积累，加剧金融危机的破坏性，对宏观经济稳定构成危害¹。就此次席卷全球的金融危机来看，危机初期，全球经济陷入增长困境，发达国家竞相推出各种版本的量化宽松货币政策，大量充裕的国际资本一时间助推了新兴市场国家的通胀压力和资产价格泡沫化倾向，这一现象在资本项目开放程度较高的新兴市场国家表现的尤为明显。当前，随着美国经济复苏的基础越来越牢固，

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.1601

² 王彬，中国人民大学国际货币研究所研究员、中国工商银行

美联储于2014年初正式启动量化宽松货币政策的退出进程。尽管这是一个逐渐退出的过程，但国际资本流向已经开始发生显著逆转，很多新兴市场国家不再受到投资者的青睐。那些贸易盈余不足、金融开放度又较高的新兴市场国家面临着国内资产价格大幅调整和货币贬值的巨大挑战，曾经是“金砖五国”的巴西、印度、南非一时间成为了“脆弱五国”的成员。以上事实表明，资本项目开放、汇率自由化以后，国际资本流动的不确定性往往会放大对资产市场价格的冲击，甚至导致金融危机发生。

在我国，以股票市场和房地产市场为代表的资产市场发展迅速，金融市场化改革与金融结构优化加大了资产市场对我国金融体系与宏观经济稳定的影响力度。近年来，随着人民币国际化进程加快，我国逐渐加大资本项目开放，人民币汇率市场化的形成机制改革也在稳步推进，这些都为提高国内资产市场与国际资本的联系程度提供了条件，资产价格与人民币汇率之间的联通渠道进一步顺畅。目前，受到我国经常项目顺差逐渐平衡、国内经济增长放缓等因素的影响，人民币汇率开始从之前的单边升值逐渐转变为双向波动，以往人民币升值的强烈预期也出现逆转，这些变化都会对跨境资本流动、汇率稳定与资产价格调整产生较大影响。可以预见，在我国资本项目开放和汇率自由化进程持续推动的带动下，我国资产市场将会越来越多地受到国际资本的影响。在这一背景下，通过研究资本项目开放、汇率政策对资产市场的影响特征，对于中央银行准确把握实施相关改革的进度、协调好资本项目开放、汇率制度改革与资产价格稳定之间的关系无疑具有积极的理论和现实意义。

二、文献综述

（一）资本项目开放、资本流动与资产价格

Diaz-Alejandro指出，当新兴市场国家开放金融市场时也增加了自身资产价格不稳定与金融危机的概率^[2]。Korinek(2010)认为，资本项目管制能够使投资者内化其决策的一般均衡效应，有助于降低市场外部性，由此揭示了资本项目开放对资本流动与资产价格之间作用关系的潜在影响^[3]。对于资本流动与资产价格的关系，Olaberriá则认为大规模资本流动更容易使新兴市场国家出现资产泡沫^[4]。Belke and Zenkić, Sá et al 比较了OECD国家的国际资本流动和消费、资产价格波动之间的互动关系，结果表明国际资本流动对一般消费价格和房价均存在着持续正向作用^[5,6]。Kim and Yang分析了亚洲经济体资本流入与资产价格的关系，发现资本流入能够导致资产价格上升，但作用有限^[7]。Kenc et al的研究认为，拥有大量外汇储备的国家向发达国家资产市场投资是导致资产价格不断上升的重要因素^[8]。这些研究往往只是

针对某些特定事实进行讨论，缺乏足够的跨国数据实证支持。

（二）汇率波动与资产价格

一般认为，汇率与资产市场的联系主要是通过利率平价机制作用的。Friedman、Choudhry 认为，资产市场价格波动对货币需求能够产生显著影响，因此如果资产价格可以作为货币需求的一个解释变量，那么它必然会与汇率建立某种联系^[9,10]。在关于美国等发达国家资产市场与汇率之间关系的实证研究中，Bruce对欧盟主要国家的研究发现，汇率与资产价格相关性最强的是英国、法国和意大利其次，最弱且不稳定的是德国^[11]。这一顺序与金融市场在其本国重要性大体一致，说明金融体制同样会对汇率与资产价格关系产生影响。在关于新兴市场国家中，Abdalla and Murinde发现只存在汇率对股价的单向传导关系^[12]。Phylaktis and Ravazzolo对亚洲国家的实证表明，两市场存在正向关系，外汇管制对这一关系影响不大^[13]。Yellen 则指出，汇率灵活调整有助于降低两者之间的这种互动循环，维护资产市场价格稳定^[14]。

关于我国资产市场与汇率关系的研究中，吕江林等在考察了人民币升值对我国不同类型股票收益率和波动性的短期影响后认为，随着我国股市规范性逐渐提高，汇率的作用正逐步凸显^[15]。陈云的研究发现，我国股价和汇率之间存在稳定的长期协整关系和双向短期格兰杰因果关系^[16]。邓燊和杨朝军的研究也证实了我国股票市场和汇率之间的协整关系，但认为只有汇率到股价传导的单向因果关系显著^[17]。

（三）现有研究评述

总的来看，现有研究就资本项目开放、资本流动或汇率波动对资产价格的影响等问题展开了详细研究，具有很好的借鉴意义。但国内外研究鲜有从理论或实证角度，将资本项目、汇率等因素同时纳入分析框架以考察其对资产价格的影响。大多数研究往往是基于局部均衡或者统计性质的计量经济模型展开，从一般均衡角度的研究较少。从理论分析角度看，很多研究并没有考虑经济运行的微观基础，宏观经济变量之间的内在逻辑关系不能全面体现，宏观数据所包含的经济信息没有充分挖掘；实证方面，多数研究是基于某一个或者某几个国家进行的“案例分析”（Case Study），基于跨国数据的研究较少，从更广阔视角对不同类型国家进行横向比较的更是鲜有报道。此外，实证结果往往缺乏足够的稳健性分析作为支持。综上所述，本文首先从理论层面入手，基于一般均衡框架来深入刻画和理解资本项目开放、汇率对资产价格影响机制，随后基于不同类型国家的跨国宏观数据，结合资本开放、汇率稳定、国际资本流动、经济基本面、货币政策与金融发展等多个因素展开实证，对结果进行全面考

察与解读。事实上，主动、渐进、可控是我国资本项目开放和汇率制度改革进程中最为显著的特征。本文研究从资产价格稳定的视角，为准确把握我国资本项目开放进度、理解“渐进式”相关政策改革的重要意义提供佐证和支持。

三、理论模型

本节构建一个开放的动态随机一般均衡框架来考察资本项目与汇率政策调整对资产价格的影响。

(一) 家庭

代表性家庭 J 的效用函数：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{j,t}, H_{j,t}, \frac{M_{j,t}}{P_t}) = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\frac{1}{1-\sigma} (C_{j,t} - hC_{j,t-1})^{1-\sigma} - \frac{N_{j,t}^{1+\phi}}{1+\phi} + \ln(\frac{M_{j,t}}{P_t})] \quad (1)$$

预算约束为：

$$P_{t+1} C_{j,t+1} + D_{j,t+1} + P_{t+1} Q_{t+1} Z_{j,t+1} = \Pi_{j,t} + R_t D_{j,t} + W_{j,t} N_{j,t} + P_t Q_t Z_{j,t} \quad (2)$$

其中 β 为折现因子， $C_{j,t}$ 为家庭消费， h 为消费的惯性因子，体现了过去消费 $C_{j,t-1}$ 对当前效用的影响， $N_{j,t}$ 为劳动供给， σ 为风险规避系数， ϕ 为劳动供给对实际工资的弹性的倒数。 $W_{j,t}$ 为名义工资， P_t 为国内价格总水平。假定市场存在一种名义债券用于家庭跨期投资，其中 $D_{j,t}$ 为家庭持有的债券， R_t 为无风险收益率， $\Pi_{j,t}$ 为企业分红， Q_t 为资产价格与消费品价格的比率， $Z_{j,t}$ 为家庭持有的资产数量。

首先，利用建立贝尔曼方程得到家庭最优一阶条件：

$$E_t \left[\frac{R_t P_t \beta (C_{j,t+1} - hC_{j,t})^{-\sigma}}{E_t P_{t+1} (C_{j,t} - hC_{j,t-1})^{-\sigma}} \right] = 1 \quad (3), \quad (C_{j,t} - hC_{j,t-1})^{-\sigma} \left(\frac{W_{j,t}}{P_t} \right) = N_{j,t}^{\phi} \quad (4), \quad \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-1} = \left(1 - \frac{1}{R_t} \right) (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} \quad (5),$$

$$Q_t = E_t \frac{Q_{t+1}}{R_t} \quad (6)$$

其次，国内总消费 C_t 实质是一个组合产品，既包括对进口产品（国外产品）的消费 $C_{F,t}$ ，也包括国内产品的消费 $C_{H,t}$ ，满足关系：

$$C_t = [(1-\alpha)^{1/\eta} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{1/\eta} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{1-\eta}} \quad (7)$$

其中 α 是进口指数，代表开放程度， η 代表进口产品对国内产品的替代弹性。家庭 j 对消

费产品 i 的需求满足如下关系：
$$C_{j,F,t} = \left(\int_0^1 C_{j,F,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad C_{j,H,t} = \left(\int_0^1 C_{j,H,t}(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

而对原有家庭 j 消费预算约束式可以进一步写作：

$$\int_0^1 [P_{H,t}(i)C_{j,H,t}(i) + P_{F,t}(i)C_{j,F,t}(i)] di + E_t D_{j,t+1} = \Pi_{j,t} + R_t D_{j,t} + W_{j,t} N_{j,t} \quad (8)$$

由此得到家庭 j 对产品 i 的消费需求：

$$C_{j,H,t}(i) = (1-\alpha) \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{j,H,t}, \quad C_{j,F,t}(i) = (1-\alpha) \left(\frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{j,F,t}$$

其中 $P_{H,t}(i)$ 为国内产品 i 的价格指数， $P_{F,t}(i)$ 为进口产品 i 的价格指数。考虑到所有家庭 j 的同一性和所有产品 i 的对称性，得到最优加总消费支出表示为：

$$C_{H,t} = (1-\alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t, \quad C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t$$

消费价格指数 P_t 由国内和进口产品价格指数组成：
$$P_t = [(1-\alpha)P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta}]^{1/1-\eta} \quad (9)$$

而总消费支出等于国内产品和进口产品消费支出的总和：
$$P_t C_t = P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t} \quad (10)$$

再次，家庭将其拥有的资本积累出租给中间品生产厂商，其出租回报率为 r_t^k 。事实上，家庭在资本形成方面的这两种行为对于之前消费来看都会产生相应的成本。家庭通过选择资本积累、投资和资本利用率来最大化自身的目标函数。资本积累方程为：

$$K_t = (1-\tau)K_{t-1} + [1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)]I_t \quad (11)$$

其中， I_t 为总投资， τ 为资本利用率，资本调整成本函数 $S(\bullet)$ 是一个关于投资的凸函数。当投资达到均衡稳态时，资本调整成本函数 $S(\bullet) = 0$ 。我们设定该调整成本函数在均衡附近的一阶微分近似为零 $S'(\bullet) = 0$ 。由此，成本调整函数在均衡附近的表达仅仅依赖于其二阶微分 $S''(\bullet) > 0$ 。根据资本实际价值、投资和资本利用率的含义所得到加总后的一阶最优条件，其中 Q_t 是资本品相对于消费品的价格：

$$Q_t = E_t \left[\beta \frac{(C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}} (Q_{t+1}(1-\tau) + r_{t+1}^k) \right] \quad (12)$$

$$Q_t S' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} + \beta E_t Q_{t+1} \frac{(C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}} S' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) = 1 \quad (13)$$

(二) 国内企业

1、最终产品生产者

在完全竞争的最终产品市场中，生产者的生产函数为： $Y_t = \left[\int_0^1 (Y_{s,t})^{1/\rho} ds \right]^\rho$

其中， ρ 为价格加成比率，测度中间投入品 $Y_{s,t}$ 的替代性，也就是中间品市场的竞争程度。中间投入品 $Y_{s,t}$ 满足条件：

$$\text{Max} Y_t P_t - \int_0^1 P_{s,t} Y_{s,t} ds$$

由此得到最优中间品需求函数与最优价格总指数分别为：

$$Y_{s,t} = (P_{s,t} / P_t)^{-\frac{\rho}{\rho-1}} Y_t, \quad P_t = \left(\int_0^1 P_{s,t}^{\frac{1}{\rho-1}} ds \right)^{\rho-1}$$

2、中间品生产者

中间品生产者处于垄断竞争的市场，生产具有差异的产品。厂商 s 生产函数为关于劳动供给和资本的柯布道格拉斯生产方程形式： $Y_{s,t} = A_t N_{s,t}^a K_{s,t}^{1-a}$ (14)

$$\text{利润函数为：} A_t N_{s,t}^a K_{s,t}^{1-a} P_{s,W,t} / P_t + Q_{s,t} (1-\delta) K_{s,t} - N_{s,t} W_{s,t} / P_t - R_{s,k,t} Q_{s,t-1} K_{s,t} \quad (15)$$

其中 A_t 为厂商拥有技术水平， $N_{s,t}$ 为劳动需求， a 为劳动的产出弹性， $P_{s,W,t}$ 为中间品价格。相应的一阶条件：

$$\text{劳动需求：} a Y_{s,t} / N_{s,t} = W_{s,t} / P_{s,W,t}$$

$$R_{s,k,t} = \frac{\left[\frac{P_{s,W,t}}{P_t} (1-a) \frac{Y_{s,t}}{K_{s,t}} + Q_{s,t} (1-\delta) \right]}{Q_{s,t-1}}$$

资本需求：

此外中间品生产者选择资本存量时，要求资本预期收益率等于贷款实际利率，由此可知：

$$E_t R_{s,k,t+1} = \frac{E_t R_{t+1} P_t}{P_{t+1}}$$

在产品价格调整方面，按照 Calvo 的思路，每期厂商维持上一期价格不变的概率为 θ ，

得到国内产品价格 $P_{H,t}$ 为:

$$P_{H,t} = [\theta_H P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1-\theta_H)(\bar{P}_{H,t})^{1-\varepsilon}]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (16)$$

国内产品j零售商利润函数为:

$$\max_{\bar{P}_{j,H,t}} \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_H)^k E_t \{ Q_{t,t+k} Y_{j,t+k} \left(\frac{P_{j,H,t}}{P_{H,t+k}} - MC_{t+k} \right) \} \quad (17)$$

$$Y_{j,t+k} \leq \left[\frac{P_{j,H,t}}{P_{H,t+k}} \right]^{-\varepsilon} (C_{H,t+k} + C_{H,t+k}^*) \quad (18)$$

式(17)表示零售商通过最优价格来最大化其利润现值, 式(15)为零售商面临的国内产品需求函数。考虑到零售商产品虽然具有差异化, 但同质性决定了所有产品零售价格均为 $\bar{P}_{H,t}$ 。由此得到t期最优价格一阶条件为:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_H)^k Q_{t,t+k} [Y_{t+k} \left(\bar{P}_{H,t} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} P_{H,t+k} MC_{t+k} \right)] = 0 \quad (19)$$

由上(19)式可知, 当国内产品价格为灵活调整(flexible)时, $\theta_H = 0$, 实际边际成本为 $mc = (\varepsilon - 1) / \varepsilon$ 。

(三) 贸易条件、一价定律与汇率的不完全传导

定义贸易条件 S_t 为进口产品价格对国内产品价格的比率: $S_t = P_{F,t} / P_{H,t}$, S_t 上升表示国内产品价格相对便宜, 也就拥有了价格竞争优势; 定义一价定律的偏离度 Ψ_t , 它测度了国外商品价格在扣除汇率因素后与国内进口价格相比的偏离程度, 当 Ψ_t 等于1时即为一价定律: $\Psi_t = P_t^* / (\varepsilon_t P_{F,t})$ 。

需要指出的是, 由于受到国际分工格局限制、市场结构等因素的影响, 我国在国际市场缺乏足够的定价话语权, 更多时候仅仅作为价格接受者(Price Taker), 一价定律(Law of One Price, LOP)在我国出口部门是基本成立的。但是, 我国进口产品在国内零售环节中, 由于多种因素造成的价格调整粘性, 使得国内零售价格往往偏离边际成本, 一价定律不完全适用, 汇率的传导效应是不充分的。按照Calvo(1983)的思路, 给出了进口产品零售价格粘性调整机制来描述汇率波动对进口品价格的不完全传导效应^[18], 设每期进口零售商不调整价格的

概率为 θ_F , 进口产品j的价格为 $P_{j,F,t}$, 进口产品零售商利润函数为:

$$\max_{\bar{P}_{j,F,t}} \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_F)^k E_t \{ Q_{t,t+k} C_{j,F,t+k} \left(P_{j,F,t} - \frac{P_{j,t+k}^*}{\varepsilon_{t+k}} \right) \} \quad (20)$$

$$C_{j,F,t+k} \leq \left[\frac{P_{j,F,t}}{P_{F,t+k}} \right]^{-\varepsilon} C_{F,t+k} \quad (21)$$

式(17)表示零售商通过最优价格来最大化其利润现值，式(18)为零售商面临的进口产品需求函数。同样，考虑到进口产品的同质性，所有进口产品零售价格是相同的，均为 $\bar{P}_{F,t}$ 。由此，得到t期最优价格一阶条件为：

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_F)^k Q_{t,t+k} [C_{F,t+k} (\bar{P}_{F,t} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} P_{F,t+k} \Psi_{t+k})] = 0 \quad (22)$$

(四) 资本项目开放与利率平价

经典利率平价理论认为国内外利差能够完全传导至预期汇率变动。当存在资本管制时，利差的传导作用受到削弱。考虑到我国存在一定资本管制的现实，本文给出了修正的利率平价公式：

$$R_t = \left(\frac{E_t \varepsilon_t}{\varepsilon_{t+1}} R_t^* \right)^\gamma \quad (23)$$

其中， γ 表示资本项目开放程度， γ 越大开放程度越高、管制越小。当资本完全自由流动不存在流动成本时 γ 为1，此时即为经典的利率平价公式；当资本完全管制时，则不存在利率平价关系。另外，当投资者在国内外市场进行资产配置达到均衡时应当满足考虑资本流动管制条件下的国内外市场收益率相同。根据(24)式、考虑到两国消费者加总后的最优消费条件、根据实际汇率 e_t 与名义汇率 ε_t 关系： $e_t = \varepsilon_t P_t / P_t^*$ ，得到投资风险匹配等式：

$$\left[\frac{C_{t+1}^* - hC_t^*}{C_t^* - hC_{t-1}^*} \right]^{-\gamma\sigma} \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\gamma-1} = \left[\frac{C_{t+1} - hC_t}{C_t - hC_{t-1}} \right]^{-\sigma} \quad (24)$$

(五) 中央银行货币政策与汇率政策

我国当前货币政策调控中数量型货币政策工具占有极为重要的地位和作用，我们在这里可以采用以麦克勒姆规则形式的货币政策机制来模拟中央银行货币政策调控。按照麦克勒姆规则(McCallum Rule)，我们设定货币供给根据通货膨胀目标 π^* 和实际产出增长目标 y^* 进行逆向调整，同时具有很强的货币政策调控的平滑性。货币政策调控函数为：

$$\ln \frac{v_t}{v^*} = \rho_R \ln \frac{v_t}{v^*} - (1 - \rho_R) (\Phi_\pi \ln \frac{\pi_t}{\pi^*} + \Phi_y \ln \frac{\Delta y_t}{y^*}) + v_t \quad (25)$$

汇率政策方面，我国实行的是参考一揽子货币、有管理的汇率浮动制度。我们将汇率引入货币政策数量规则中，表明中央银行通过货币数量来调控实际汇率，实现对浮动汇率的管理。由此我们得到有管理汇率浮动制度下的货币政策：

$$\ln \frac{v_t}{v^*} = \rho_R \ln \frac{v_t}{v^*} - (1 - \rho_R) (\Phi_\pi \ln \frac{\pi_t}{\pi^*} + \Phi_y \ln \frac{\Delta y_t}{y^*} + \Phi_e \frac{\Delta e_t}{e^*}) + v_t \quad (26)$$

(六) 经济总体资源约束

我们给出了高度简化的经济总体资源约束等式，国内产出等于国内对本国产品消费、国外对国内产品消费 $C_{H,t}^*$ （出口）与投资的加总，其中 NX_t 为净出口， $C_{F,t}$ 为进口。

$$Y_t = (1 - \alpha) C_{H,t} + \alpha C_{H,t}^* + I_t = C_t + I_t + NX_t = C_t + I_t + (C_{H,t}^* - C_{F,t}) \quad (27)$$

(七) 外部经济

在模型中，假定外部经济是一个很大的经济体，外部经济波动会对本国经济构成显著影响。设定外部经济的产出和通胀遵循一阶自回归过程，同时货币政策遵循泰勒规则：

$$y_t^* = \rho_{y,F} y_{t-1}^* + v_{y,F,t}, \quad \pi_t^* = \rho_{\pi,F} \pi_{t-1}^* + v_{\pi,F,t}, \quad R_t^* = \rho_{R,F} R_{t-1}^* + (1 - \rho_{R,F}) [\Phi_{y,F} \Delta y_t^* + \Phi_{\pi,F} \pi_t^*]$$

(八) 经济的外生冲击

假定经济可能受到技术冲击、汇率冲击、货币政策冲击、国外产出与通货膨胀冲击等五种外生随机冲击，冲击项为零均值的正态分布。

为能够使以上经济系统得以估计，应当将系统中最优条件或均衡等式变换为对数线性化的形式。用 \hat{x} 代表变量 x 的对数线性化结果，对以上经济系统中的最优化条件和相关均衡等式以及国外通货膨胀与价格水平的关系式进行对数线性化处理，得到对数线性化系统3：

$$A_0 E_t M_{t+1} + A_1 M_t + A_2 M_{t-1} + A_3 N_t = 0$$

其中， $M_t = (\hat{y}_t, \hat{q}_t, \hat{r}_t, \hat{r}_{k,t}, \hat{e}_t, \hat{c}_t, \hat{k}_t, \hat{l}_t, \hat{m}_t, \hat{v}_t, \hat{\pi}_{H,t}, \hat{\pi}_{F,t}, \hat{\pi}_t, \hat{\psi}_t, \hat{s}_t, \hat{m}c_t, \hat{a}_t, \hat{c}_{H,t}^*, \hat{n}_t, \hat{w}_t, \hat{r}_t^*, \hat{y}_t^*, \hat{\pi}_t^*)'$

A_0, A_1, A_2, A_3 是 23×23 阶内生变量的系数矩阵。外生冲击矩阵 $N_t = (\varepsilon_{u,t}, \varepsilon_{q,t}, \varepsilon_{R,t}, \varepsilon_{y,F,t}, \varepsilon_{\pi,F,t})'$ 。

四、校准与数值模拟

(一) 参数校准

消费惯性系数 h 代表了家庭之间的攀比效应，根据 Smets and Wouters，本文将其设定为 $0.6^{[19]}$ 。关于国内产品和进口产品零售价格的粘性概率 θ_H 和 θ_F ，假定价格每年进行一次调整，则每季度调整的概率为 0.25 ，不调整的概率为 0.75 ，考虑到进口产品零售价格粘性主要发生在国内市场环节，因此设定其均值与国内产品价格粘性概率相同。按照与价格粘性相同的假

3 模型的稳态与对数线性化请见附录

设, 工资调整的粘性概率设为0.75。Liu认为多数国家进口产品消费占比总消费在0.3左右^[20], 黄志刚取值为0.33^[21], 本文设定 α 为0.3。对于进口商品对国内产品的替代弹性 η , 根据Obstfeld and Rogoff设定均值为2^[22]。关于跨期替代弹性倒数(风险厌恶系数), 本文取均值为3.565。劳动力供给对实际工资弹性倒数 φ 越小, 表明劳动供给弹性越大, 劳动供给对工资变化越敏感, Smets and Wouters取之为4^[19]、王君斌认为3比较合理^[23], 黄志刚给出的是5^[21], 本文取其平均值为4。设资本每年折旧为10%, 则季度折旧率 δ 为0.025。根据资本存量、劳动力供给、GDP总量数据, 计算得到产出弹性 a 为0.6。一般认为, 资本开放程度 γ 介于0到1, 0、1分别代表资本完全管制和完全开放。利用最小二乘法对国内外货币政策反应函数、国外产出和通胀动态方程⁴、对数线性化后的人民币利率评价机制等方程进行回归, 得到相应参数的校准值。

表1 参数校准

α	0.3	$\Phi_{,\pi}$	0.827056
β	0.99	Φ_Y	0.124100
h	0.7	Φ_e	[0.05, 0.132, 1]
σ	3.565	ρ_R	0.654147
φ	4	$\rho_{Y,F}$	0.484
η	2	$\rho_{\pi,F}$	-0.026
θ_H	0.75	$\rho_{R,F}$	0.958
θ_F	0.75	$\Phi_{,E,\pi}$	7.374
ρ_A	0.5	$\Phi_{,E,Y}$	3.466
δ	0.025	γ	[0.05, 0.139, 0.9]
a	0.6		

(二) 理论模型的数值模拟

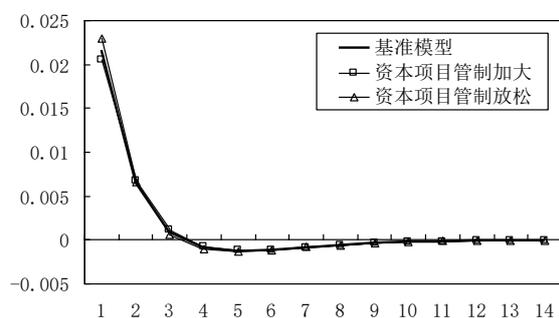


图 1-1-a 资本项目管制调整下的技术冲击

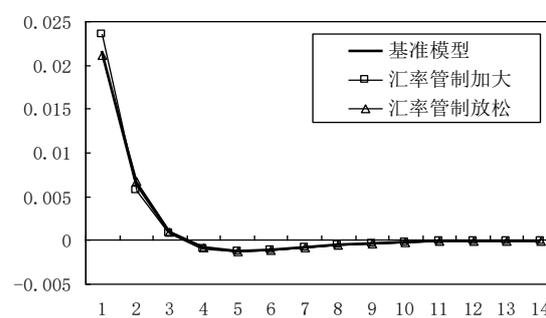


图 1-1-b 汇率管制调整下的技术冲击

4 根据数据时间区间的匹配度和数据的可得性, 选取与中国具有紧密贸易关系的 10 个国家和地区(美国、日本、中国香港、中国台湾、韩国、德国、法国、英国、澳大利亚、泰国)作为外部经济的代表, 按照与中国自 1995-2012 年的贸易权重, 计算出综合以上各国的宏观经济数据作为外部经济代表。

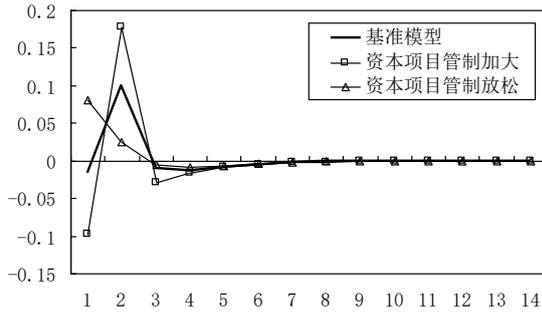


图 1-2-a 资本项目管制调整下的货币政策冲击

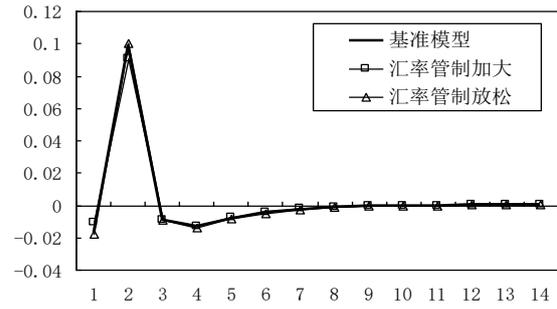


图 1-2-b 汇率管制调整下的货币政策冲击

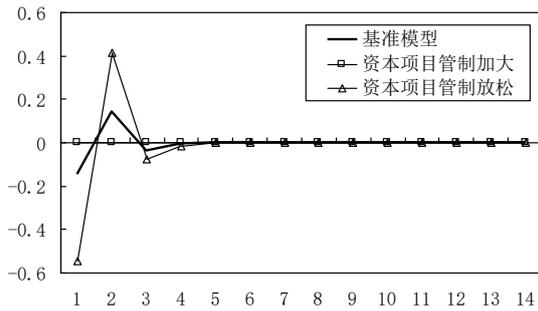


图 1-3-a 资本项目管制调整下的汇率冲击

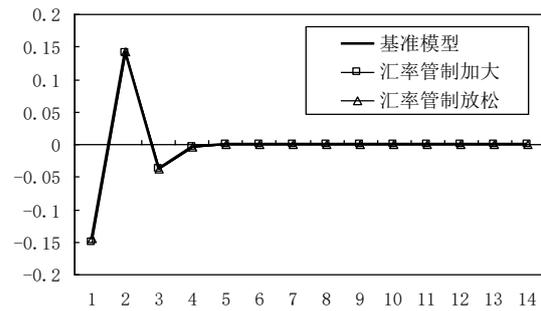


图 1-3-b 汇率管制调整下的汇率冲击

图 1 资本项目、汇率管制程度变化对资产价格动态调整得比较

1、资本项目、汇率管制程度变化与资产价格动态调整

我们在原有基准模型参数校准的基础上，设定资本项目管制加大与放松时的特征参数 γ 分别为0.05（接近完全管制）与0.9（接近完全开放），汇率管制加大与放松时的特征参数 $\Phi R, q$ 分别为0.05与1。由此，得到基准模型与情景模型的脉冲数值模拟。图1给出了资本项目开放、汇率管制变化时，资产价格对主要外生冲击的响应特征。其中，基准模型显示，1%正向的货币供给冲击会引起资产价格大约0.1%左右的上升，随后在大约第3个季度以后逐步恢复到均衡稳定状态，这符合货币政策扩张会带动资产价格上涨的理论与经验判断。1%正向的技术冲击会在大约第1个季度以后提高资产价格0.02%，技术进步通常会使投资者对未来经济形成的良好预期，增加投资，由此带动股票等资产价格的上升。1%汇率正向冲击（间接标价法，代表本币升值）下，资产价格先降后升。从贸易渠道来看，实际汇率贬值，贸易条件得到改善，利好国内的公司股票等资产价格会上涨。但另一方面，资本项目开放后，本币贬值也会促使投资者调整本外币资产配置，减持本币标价的资产，从而国内资产价格下行压力加大，随着资本项目开放程度的提高，这一冲击效应会愈加显著。

结合图1，比较资本项目开放与汇率管制程度变化对资产价格调整动态的影响可以看到，随着资本项目开放力度加大，资产价格对外生冲击的响应明显提高。与之形成鲜明对比的是，

不同汇率管制程度下，资产价格对外生冲击响应的变化较小。对此，可能的解释是，汇率对资产价格影响的一个重要传导渠道是借助在资本项目开放条件下的国际资本流动变化，资本项目开放很大程度上决定了汇率对资产价格的作用力度。因此，当资本项目开放程度一定时，汇率管制变化对资产价格动态调整的直接影响要小很多。

2、资本项目、汇率管制程度变化与资产价格的波动性

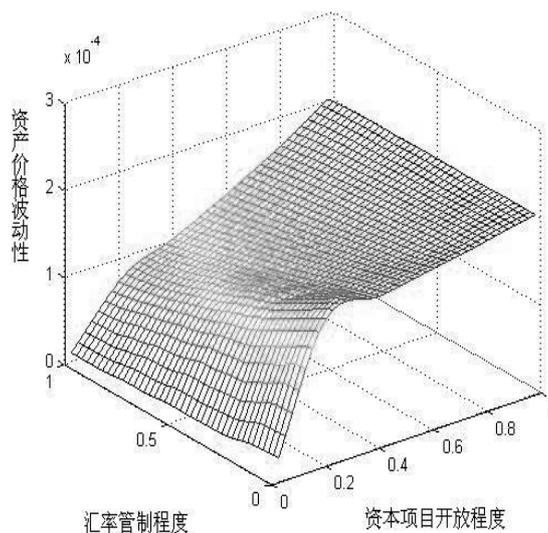


图2 资本项目开放与汇率管制程度对资产价格波动性的影响

从资本项目开放程度对资产价格波动性的影响情况来看，随着资本项目开放程度增加，资产价格波动性随之增加，特别是当资本项目从严格管制状态转为最初的开放时，资产价格波动性增加较快。随后，当资本项目开放程度继续提高时（从中等开放程度的0.5开始），资产价格波动性增加出现明显下降，波动性趋于平缓。可能的解释是，当一国资本项目实行最初的开放后，国际资本进入该国资产市场投资，考虑到国际资本受到更多境外货币政策、国际经济形势的影响，不确定性较大，因此难以准确预测和控制的资本流向变化自然会加大该国资产市场的波动性。随着资本项目开放程度的继续提高，国际资本流动会更为顺畅和便捷，但考虑到边际效应递减的规律，导致边际递减效应的原因可能包括，资本项目开放后国际资本流动对资产价格稳定的影响会客观上促进资产市场制度建设的逐步完善、金融监管部门加强对国际资本流动监管、市场投资者理性投资和判断提高等，这些因素都会到减弱国际资本对资产市场稳定性的影响。资产价格受到资本项目开放条件下国际资本流动影响的增长速度逐渐减慢，最终收敛到一个相对稳定的状态。与资本项目开放相对应，汇率自由度提高同样会增大资产价格的不确定性。一般情况下，汇率高估会引起国际资本进入，进而推高资产价

格,反之低估则引起下跌,汇率灵活度提高意味着资产价格可能面临更多国际资本流动变化。此外,比较资本项目开放与汇率管制程度变化对资产价格波动性的影响,存在与上一小节类似的差异性,即资本项目开放程度的影响效果更为明显,对其解释与上文相同,这里不再赘述。

根据上述分析,我们得到关于资本项目、汇率政策与资产价格关系方面的两个结论:

结论1:资本项目开放程度变化、汇率波动能够显著引起资产价格调整,这表明资本项目、汇率对于资产市场稳定的重要意义;

结论2:相比于汇率管制程度的调整,资本项目开放程度变化对资产价格的作用效果表现出显著的差异性。当资本项目接近完全开放,资本项目对资产价格的影响要远大于放松汇率管制对资产价格的影响;反之,当资本项目部分开放时,其影响可能会小于放松汇率管制。

五、基于跨国面板数据的实证检验

(一) 计量模型设定与数据变量选择

以上就资本项目与汇率管制程度变化对资产价格的作用机制和影响特征进行了理论刻画和深入阐述。本节将对这一问题展开实证检验,选用62个国家跨国面板数据进行实证⁵。综合考察影响资产价格各种因素,我们给出了计量模型的基准形式如下:

$$SP_{it} = \alpha + \beta_1 Kaopen_{it} + \beta_2 ERS_{it} + \beta_3 X_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

其中,以股票价格变化率作为解释变量资产价格 SP_{it} 的代理指标。 α 为常数项。解释变量主要涵盖三个部分,一是反映经济对外开放制度层面安排的指标,主要包括资本项目开放程度 $Kaopen_{it}$ 与汇率稳定程度 ERS_{it} 。其中,资本项目开放程度 $Kaopen_{it}$ 源于Chinn and Ito构建的相关指标^[24]。一般认为,资本项目开放的概念可以分为法律范式和事实范式两类。法律范式的资本项目开放是指一国在制度层面上限制跨径资本流动,事实范式通常利用外部资产负债总和与GDP相比来衡量一国融入金融全球化的程度。考虑到本文重点关注资本项目制度安排对资产价格的影响,因此选取具有法律范式意义的Kaopen指标。汇率政策方面的

5 样本国家包括发达国家与新兴市场国家两类(根据世界银行的划分)。限于数据可得性,样本中的发达国家与地区包括:澳大利亚、奥地利、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、中国香港、冰岛、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、荷兰、新西兰、挪威、葡萄牙、新加坡、西班牙、瑞典、瑞士、比利时、加拿大、英国;新兴市场国家包括:阿根廷、巴西、智利、中国、哥伦比亚、哥斯达黎加、古巴、捷克、厄瓜多尔、埃及、匈牙利、印度、印度尼西亚、伊朗、科威特、马来西亚、墨西哥、蒙古、尼日利亚、巴基斯坦、秘鲁、菲律宾、波兰、罗马尼亚、俄罗斯、沙特阿拉伯、斯洛伐克、南非、斯里兰卡、塔吉克斯坦、泰国、土耳其、土库曼斯坦、乌克兰、阿联酋、乌拉圭、越南。

指标采用汇率稳定程度 ERS_{it} ，该指标来自 Aizenman(2008)的“三元悖论指数”(Trilemma, indexes)，其计算过程为：

$$ERS_{it} = \frac{0.01}{0.01 + stdev(\Delta \ln(exchange_rate))}$$

其中 $stdev(\Delta \ln(exchange_rate))$ 为一国与基准国家(以一国货币政策联系最为紧密的国家作为基准国家)之间汇率变动的标准化方差。标准化以后的数值与汇率稳定性正相关，数值越小代表波动性越大，这可以近似认为汇率管制程度越低。Aizenman指出，当 ERS_{it} 在正负0.33%之间时，一般可以认为汇率是固定的^[25]。

二是国际资本流入指标 CF_{it} ，主要包括权益类资产投资(Equity)、债务性投资(Debt)和外商直接投资(Fdi)三种类型。考虑到模型中解释变量为股票价格，因此最具金融资产特征的权益类资产投资成为模型最为关注的国际资本流动项。

三是反映经济基本面与货币金融因素的指标，主要为实际产出增长率 GDP_{it} 、通货膨胀 CPI_{it} ，以利率 I_{it} 代表货币政策形势变化，私人信贷占比GDP代表金融发展深度指标 FD_{it} 。第二、三部分的指标是作为模型中的控制变量 X_{it} 出现。

考虑到发达国家与新兴市场国家在经济发展程度、金融体系建设水平等方面存在较大差异，本文将所选国家按照OECD标准划分出发达国家与新兴市场国家两个子样本分别进行实证，同时又对所有国家进行回归，这不仅可以比较不同类型国家在资本项目开放、资本流动与资产价格之间关系上的差异性，也能够进一步增加本文结论的稳定性与可靠性。限于发达国家资本流动中的债务性投资debt项的数据缺失，在对发达国家以及所有国家样本回归中去除该项。考虑到近二十年来，世界大多数国家在成功控制通货膨胀的同时，资产市场价格表现出越来越明显的波动性，同时限于数据可得性，我们将样本数据区间选择为1990到2010年。数据来自世界银行网站的公开资料。以上实证数据以及样本国家分类的具体说明详见表2、3所示。

从理论角度来观察以上模型，一般情况下，资本项目开放程度加大会为国际资本进出资产市场提供更为便捷的渠道，增加股票价格的不确定性；保持汇率基本稳定有利于股票市场获得持续流入的外部资金；经济持续增长与金融发展程度的提高都有利于推高股价，通货膨胀与利率会反向作用于股票价格。由此，我们可以预期判断模型实证回归中的 CF_{it} 、 ERS_{it} 、

GDP_{it} 、 FD_{it} 系数为正， CPI_{it} 、 I_{it} 系数为负， $Kaopen_{it}$ 系数不确定。

(二) 基准模型的回归结果与分析

表 2 基准模型的静态面板估计结果

被解释变量		发达国家	新兴市场国家	所有国家
		模型 1 RE	模型 2 FE	模型 3 FE
资本项目开放与 汇率稳定	KAOPEN	-19.46365* [-1.68]	37.99698 [1.23]	20.6281 [1.52]
	ERS	-0.3427379 [-0.05]	43.20626** [2.40]	22.32063** [2.27]
经济基本面	GDP	-0.2121947 [-0.51]	1.201821 [1.22]	0.3658411 [0.81]
	CPI	-4.065962*** [-3.60]	0.3737038 [0.91]	0.1340221 [0.46]
资本流动	Equity inflows	0.2885523 [1.19]	9.218822** [2.87]	1.736615*** [2.55]
	FDI inflows	-0.3175569 [-1.03]	0.4231312 [0.18]	-1.037267** [-2.36]
	Debt inflows	--	-1.941239* [-1.66]	--
货币金融因素	I	-0.9488966** [-1.57]	-1.277608*** [-2.96]	-1.134336*** [-3.61]
	Depth	-0.101852*** [-2.89]	0.290353 [0.95]	-0.0041618 [-0.04]
	CONS	55.8314*** [3.75]	-36.99381 [-1.24]	-3.06263 [-0.20]
R ²		0.1425	0.2105	0.0663
Hausman Test		2.68	14.99*	26.42***

说明：[]表示 t 统计量，*，**，***为 10%，5%，1%的显著性（下同）。

1、资本项目开放与汇率稳定性对股票价格影响的解读

资本项目方面，根据理论模型的结论1，资本项目开放程度变化能够显著引起资产价格调整。这在实证结果中也得到进一步印证：发达国家资本项目开放Kaopen项的系数显著；新兴市场国家的Kaopen系数尽管不显著，但其t统计量达到1.23，接近10%的显著水平，此外新兴市场国家Kaopen项的系数也远大于发达国家。Kaminsky and Schmukler认为，金融放松对外管制会迫使金融机构、投资者提高自身投资经营的理性与规范性，从长期来看有利于提升金融市场效率与稳定性^[26]。因此，伴随着资本项目开放进程，金融市场建设也必然会跟进提高，这些都为国际资本更好发挥其积极作用奠定了基础条件。Korinek指出，从金融开

放后的短期效应来看,新兴市场国家股票市场上涨甚至出现泡沫(Stock Boom)的可能性会加大^[3]。其原因在于,新兴市场国家的金融体系普遍存在脆弱性,建设和改进的起点比较低,资本项目开放、金融管制放松后,国际资本进入容易推高资产价格,引起金融市场波动。此外,从发达国家Kaopen项的回归系数来看,加大资本项目开放与股票价格增长没有必然的正向联系。事实上,资本项目开放后,国际资本由于能够更为顺畅地进出一国资产市场,引起资产价格波动,不确定性增加。

汇率方面,根据结论1可以推断,加大汇率管制、维护汇率稳定,能够降低外生冲击对资产价格的影响力度。考虑到国际资本流动更多受制于资本项目开放程度,因此,当资本项目开放程度保持一定,汇率稳定有助于吸引更多外部资本进入资产市场进行投资。这与Mendoza and Terrones、Yellen的观点一致^[27,14],即保持汇率稳定对资产市场发展具有重要影响,这在新兴市场国家尤其明显。实证显示,汇率稳定程度增加对发达国家与新兴市场国家股市均具有正向推动作用,其中新兴市场国家要比发达国家的系数更大更显著,由此证实了上述结论与观点。事实上,回顾历次新兴市场国家金融危机的发生,往往是肇始于本国货币汇率稳定受到冲击、出现贬值。汇率的大幅波动首先改变市场投资者预期,进而导致国际资本改变流向,引发资产市场价格的大规模调整,最终形成外汇市场与资产市场双重危机的局面。考虑到多数新兴市场国家金融市场发展滞后、外汇储备有限,其货币缺乏足够的国际信用,这些国家的汇率更容易受到随机冲击因素的影响,汇率的不确定性更大。相反,发达国家一方面拥有较为完善成熟的金融市场体系,汇率风险规避手段丰富,汇率稳定性一般高于多数新兴市场国家货币,另一方面由于很多发达国家货币本身就是国际储备货币,其汇率波动通常也不会给市场带来过多的恐慌,汇率不稳定对资产市场价格的影响相对较小。

值得注意的是,理论模型的结论2表明,汇率管制程度改变对资产价格的影响相对较为稳定,变化不大,但资本项目开放对资产价格的影响则随着开放程度的改变有很大不同,当资本项目开放程度较高时,其对资产价格的影响要显著大于汇率管制变动对资产价格的影响,反之,在较小开放程度时则一般小于汇率。我们比较面板模型中的新兴市场国家 $Kaopen_{it}$ 与 ERS_{it} 回归系数时可以发现,相比于资本项目开放,汇率稳定对股票价格影响更大、显著性更高;而发达国家的回归结果则正好相反,资本项目开放对股票市场的影响更为显著。从各国资本项目开放的历史轨迹与现状来看,发达国家的资本账户开放进程大多开始于20世纪70年代布雷顿森林体系崩溃和欧洲美元市场的迅速发展,到80年代末,主要发达国家基本完成了资本项目自由化进程,但美国等发达国家仍然保持对一些特别项目实

施严格控制，如实行金额限制、兑换额度限定等。发展中国家由于受到国内经济条件的限制，资本项目开放进程一直缓慢、曲折。有些国家如智利、泰国的资本项目开放初期采取的方式激进，但随后发生的金融危机导致经济陷入困境，为此又恢复了管制，开始推行适合本国的渐进式资本账户开放措施。由此来看，新兴市场国家资本项目开放进程要相对滞后于发达国家，并且一些新兴市场国家目前依然存在较大程度的资本管制，特别是自从雷曼兄弟倒闭之后，越来越多的新兴市场国家和经济体加入了恢复或加强资本管制的行列，如巴西、印度、墨西哥、秘鲁、哥伦比亚、韩国、中国台湾、南非、俄罗斯、波兰等。因此，实证结果不仅侧面印证了结论2，也反映出大多数新兴市场国家资本项目开放进程滞后、总体开放程度弱于发达国家的事实，而正是由于现实中新兴市场国家资本项目管制的色彩比发达国家更为浓重，于是汇率稳定对于新兴市场国家资产市场稳定的作用才得以进一步凸显。

2、国际资本流动指标对股票价格影响的解读

从资本流动层面的指标来看，基准模型的实证结果显示，国际资本流动中的权益资本投资equity项的系数始终表现出对发达国家和新兴市场国家股票市场显著的正向推动作用。这与Aizenman and Jinjarak, Sáez et al的研究一致^[6,25]，也与我们之前对相关回归系数正负的预判一致。此外，实证结果中除去模型4的外部债务debt项系数显著为负，其余境外直接投资fdi、debt的系数均不显著。这说明，中长期的国外直接投资、外部债务对股票场所产生的短期效应有限，股票市场的短期波动受到权益资本投资的影响更大。新兴市场国家股票市场受到权益资本投资的影响要大于发达国家，这说明新兴市场国家更容易受到国际资本流动变化的干预。事实上，很多新兴市场国家资产市场规模较小、市场成熟度较低，缺乏足够的严格监管，这些都为扩大国际资本对新兴市场国家市场影响提供了条件。

3、经济基本面因素对股票价格影响的解读

从经济基本面的指标来看，大多数模型中，产出增长对股票市场价格的影响系数不显著，仅有基准模型全样本的动态面板回归显示产出对股票价格的显著正向作用关系，实证结果并没有表现出经济增长率与股价之间关系存在显著正向关系。事实上，传统理论认为，股票市场是宏观经济的晴雨表，持续、长期的经济增长有助于推动股票市场上扬，但在本文实证结果并不显著。对此，可能的解释是，第一，股票价格反映的是投资者对未来经济增长情势变化的预期，即股票价格更多反映未来GDP的变化，于是面板模型中GDP对当期股票价格的影响力度有限。第二，影响GDP增长的条件和要素众多，持续、稳定、高速的GDP增长固然能够使投资者形成良好的经济形势预期，推动股票市场价格上扬，但高通货膨胀下的GDP增长、

宏观调控下的GDP增长放缓以及经济结构转型背景下的GDP增速调整,都会改变股票市场投资者对宏观经济未来形势的预期,进而造成股票价格与经济增速之间关系的背离。第三,本文模型所选取的数据为年度数据,在一个较长时间内,受到国内外经济供给需求层面冲击因素、政策调整甚至政治事件的影响,经济增速出现波动,除少数区域的国家外,多数国家经济增长没有能够保持长期持续的高增长,因此尽管很多国家保持了一定的经济增速,但这并不代表市场投资者对这些国家经济形势形成长期、稳定不变的乐观预期,这也会导致股票市场与经济增速之间关系不显著。关于股票价格与通货膨胀之间的关系,几乎所有模型一致表现出显著的负相关的结果。与投资者基于经济增长数据对宏观经济形势出现差异化的解读不同,通货膨胀明显上升对于股票投资者都是一个比较确定的负面消息,事实上相关股票价格定价理论均清晰地展示出这一点,这在本文回归结果中也得到了验证。

4、货币金融因素对股票价格影响的解读

从货币金融环境层面的指标来看,回归结果表明,货币政策调控(利率上升)能够显著降低股票价格增长率,动态面板中尽管该项系数显著性下降,但其系数依然保持为负,说明紧缩的货币政策能够对股票价格形成一定的负向压力。金融发展水平与股票市场之间的关系总体上不大,但金融发展能够影响国际资本流入(特别是权益类、债务类投资资本)对国内经济脆弱程度的影响。这说明,仅从国际资本的作用渠道来看,金融发展水平更多地是影响国内经济运行的稳定性,与股票市场价格调整的直接关系并不紧密。

六、实证检验的稳健性

本节将检验基准模型实证结果的稳健性,主要从模型内生性、估计方法选取、引入替代性指标以及数据区间选择等方面进行考察。

(一) 模型内生性问题

考虑到资本项目开放条件下,一国股票市场的发展状况会带动和促进国际资本特别是其中的权益类资本在该国资产市场的投资,而国际资本流向的变化反过来又可以影响一国股票 market 价格的波动。此外,股票市场发展能够助推经济增长,而经济增长变化又可能引起股票 market 价格的调整。因此,从这一点来看,股票价格变量具有内生性。考虑到内生解释变量容易导致模型估计参数出现偏误,所得到的结论也由此缺乏足够的可靠性。为解决上述的内生性问题,本文在原有模型中加入滞后一期的被解释变量,构成动态面板回归模型。对于动态面板模型,Arellano et al提出了差分广义矩估计方法(Different GMM),但该方法的一个缺点

是，自变量滞后项与自变量差分滞后项之间相关度不高，导致出现弱工具变量问题^[28,29]。对此，将自变量差分项的滞后项作为水平方程的工具变量有助于提高其与自变量当期项的相关度，使得工具变量的有效性得以提高。由此，将差分方程与水平方程结合起来构成一个方程系统，进行系统广义据估计。

从回归结果看，系统GMM与差分GMM估计均通过Sargan检验和扰动项差分的自相关AR(2)检验。回归结果表明，权益类投资资本依然是国际资本流动中对股价最为显著的影响项，资本项目开放程度、汇率稳定性的回归系数在新兴市场国家样本中均显著，通货膨胀则在所有样本回归结果中负向影响股价。总的来看，以上动态面板回归与之前结果基本一致，说明本文结论具有很好的稳健性。

表 3 考虑货币金融因素的动态面板估计结果

被解释变量		发达国家		新兴市场国家		所有国家	
		模型 1-a Diff-GMM	模型 1-b SYS-GMM	模型 2-a Diff-GMM	模型 2-b SYS-GMM	模型 3-a Diff-GMM	模型 3-b SYS-GMM
Sp(-1)		-0.1965281* [-1.97]	-0.2467434** [-2.42]	-0.1488691 [-0.96]	-0.0968862 [-1.01]	-0.2023691*** [-6.14]	-0.2608216*** [-7.52]
Sp(-2)		-0.1992959 [-0.84]	-0.1545127** [-2.08]	--	--	-0.1355948*** [-5.71]	-0.1684235*** [-12.33]
资本项目开放与汇率稳定	KAOPEN	-13.05974 [-0.09]	-81.04202** [-2.28]	29.43856 [0.36]	106.0169* [1.69]	49.28992* [1.82]	1.619426 [0.14]
	ERS	-11.59524 [-0.16]	-94.6744 [-1.25]	84.28213** [2.45]	56.18403 [1.34]	50.10106*** [4.71]	9.767185 [0.74]
经济基本面	GDP	-0.0913576 [-0.06]	-0.6002821 [0.52]	0.6538567 [0.43]	2.690613** [2.25]	0.3760655 [0.92]	0.6117998 [1.59]
	CPI	-8.184456** [-3.43]	-14.54915*** [-3.53]	2.69162 [1.15]	-1.279069 [-0.64]	-1.339281*** [-3.76]	-2.032219*** [-6.36]
资本	Equity inflows	0.8609508 [1.18]	1.188988 [1.22]	23.78706** [2.52]	19.14678** [2.17]	2.223637*** [7.62]	1.749871*** [4.10]
	FDI	-0.0742782	0.0575272	-15.24836	-3.409653	-0.7497298	-0.4970807**

流 动	inflows	[-0.16]	[0.13]	[-1.56]	[-0.52]	[-3.06]	[-2.37]
	Debt inflows	--	--	1.704552 [0.60]	1.218589 [0.51]	--	--
货 币 金 融 因 素	I	-1.534932 [-0.52]	-0.9852473 [-0.33]	0.0475054 [0.04]	1.141838 [1.00]	0.2274131 [0.37]	-0.3316775** [-2.08]
	Depth	-0.1676566 [-1.04]	-0.1976503 [-1.59]	0.2732598 [0.61]	0.393593 [1.36]	0.0770343 [0.69]	0.1103008 [1.57]
	CONS	--	191.4297*** [3.01]	--	-69.90403* [-1.79]	-44.81459* [-1.66]	12.07775 [1.17]
Sargan Test		19.79873	18.19056	14.43667	13.56331	43.193	43.9905
AR(1)		-3.107***	-2.4461**	-2.3769**	-2.3159**	-4.6635***	-4.4221***
AR(2)		-0.26565	-1.3023	-1.3055	-1.6065	-0.99652	-1.0884

(二) 引入替代性指标

我们对原有基准模型所选用的一些指标进行替代, 采用实际有效汇率REER代替汇率稳定程度 ERS_{it} , 货币增长率RM代替利率I。从表4给出的回归后的结果可以看到, 汇率因素在发达国家股票市场中依然不显著, 尽管此时资本项目回归项变为不显著, 但其t统计值的绝对值要大于汇率回归项的t统计值, 因此大致可以认为资本项目对发达国家股票市场要相对重要一些; 新兴市场国家的回归结果中, 汇率系数显著为负, 资本项目回归项不显著, 再次凸显汇率因素对新兴市场国家股票市场的重要意义。事实上, 对于资本项目开放进程较慢、开放程度相对较低的新兴市场国家, 本币升值可能更容易导致贸易条件恶化、经济增长放缓, 由此形成股票市场下跌的压力。其他指标如国际资本流动、经济基本面、货币增长与金融发展等因素对股票市场的影响特征与基准模型也基本一致。总的来看, 引入替代性指标后的回归结果并没有实质变化, 这进一步说明了基准模型实证的稳健性。

表4 引入替代性指标的静态面板估计结果

被解释变量		发达国家	新兴市场国家	所有国家
		模型 1-c RE	模型 2-c RE	模型 3-c FE
资本项目开放与 汇率稳定	KAOPEN	-11.00131 [-0.67]	3.700919 [0.19]	42.37763*** [2.86]
	REER 替代 ERS	0.109808 [0.59]	-1.019888*** [-2.82]	-0.5456107** [-2.94]
经济基本面	GDP	0.5387761	1.201821	0.5580973

		[0.89]	[1.22]	[0.92]
	CPI	-6.425888*** [-5.39]	-0.6779969* [-1.80]	-0.0466673 [-0.15]
资本流动	Equity inflows	0.3847994 * [1.83]	5.239823 [1.44]	0.8324641 ** [1.69]
	FDI inflows	-0.3175569 [-1.03]	2.400559 [0.91]	-0.8469995** [-2.09]
	Debt inflows	--	-1.057875 [-0.89]	--
货币金融因素	RM 替代 I	0.2429749 [1.23]	1.01298*** [3.22]	0.3509197*** [2.13]
	Depth	-0.0994204 *** [-2.79]	-0.0854415 [-0.82]	0.0480006 [0.57]
	CONS	34.29222*** [1.19]	103.7202* [2.41]	27.78317 [1.24]
R ²		0.1266	0.6064	0.2619
Hausman Test		7.98	8.89	15.15*

(三) 不同数据区间的估计

我们考察不同数据区间选择对实证结果的影响。我们将原数据区间分为1990-2000、2001-2010前后两个时间进行重新估计（限于篇幅文中未给出）。与表5比较可以看到，重新估计的实证结果与之前结论基本一致，即资本项目开放对发达国家股票市场具有更为显著的影响，而汇率稳定对新兴市场国家股票市场的意义则更为突出。

七、结论性评述

本文分别从理论与实证角度研究了资本项目开放、汇率政策对资产价格的影响。理论分析显示，相比于汇率管程度变化，资本项目开放程度调整对资产价格动态调整与波动性的影响具有较大差异，资本项目接近完全开放时会显著增大资产价格的不确定性。基于面板数据的实证分析表明，资本项目开放、保持汇率稳定对于推动新兴市场国家资产市场发展具有重要意义，实证结果进一步表明，随着开放程度的提高，资本项目对资产市场稳定的重要意义愈加突出。结合当前现实来看，随着美国经济复苏和量化宽松货币政策的逐渐退出，国际资本流动开始撤离部分新兴市场经济国家，给这些国家的资产价格与汇率稳定造成极大压力。在我国谋求经济结构转型、主动调低经济增速的背景下，近年来货币政策总体保持稳健，信贷规模管控严格，由此造成房地产、地方政府融资平台为代表的融资主体面临巨大的融资缺口，以影子银行为代表的表外融资增长迅猛，其中很多融资来源于国外资本流入。持续增

长的国内房地产价格、人民币升值的坚定预期以及中国经济在新兴市场国家中的良好表现，都促使国际投资资本持续涌入我国。但是，一旦形势逆转，国际资本流动出现大的波动，必然会给我国资产价格与金融体系稳定造成极大危害。因此，结合以上理论、实证研究以及当前国内经济形势，我国在资本项目开放问题上应当采取比放松人民币汇率管制更加审慎的态度，要特别注意防范资本项目开放进程中，国际资本流动可能对我国资产市场价格稳定造成的冲击和风险。本文实证表明，相比于中长期的直接投资、债务资本，短期权益类国际资本对各国股票市场影响最为显著，因此应当严格监控短期跨境资本动向，特别是针对“热钱”的有效监测。在资本项目开放、人民币国际化进程中，应当注意与本国经济发展阶段相适应，合理安排开放顺序。此外，资本项目开放后国内外金融市场联动性加大，国际金融市场波动会迅速传导至国内。经验表明，在条件不成熟贸然开放资本项目很可能会给一国资产市场乃至宏观经济带来严重负面影响。因此，应当积极强化本国金融体系的竞争力，特别是银行体系的稳健发展尤为重要。

汇率方面，实证结果表明，相比于资本项目部分开放，汇率稳定对新兴市场国家资产价格具有更大的影响力，这说明保持汇率稳定具有重要的政策意义。我国在2005年推进人民币汇率形成机制改革以来，人民币在大多数时间内保持了持续升值的态势，这是国际资本热衷投资国内资产市场的一个重要原因。但从目前情况看，我国经济呈现中速增长已成必然，贸易顺差占比GDP已从2008年的高位回落至3%以下；外部影响最大的一个事件是，伴随着美国经济实质性复苏进程加快，新一轮强势美元的时代即将到来。基于以上事实可以判断，人民币汇率已经达到或接近其均衡区间，未来不具备进一步大幅升值的基础性条件，甚至可能会有一定的贬值压力。对此，我们认为，如果人民币未来继续维持刚性升值，人民币汇率稳定必然会受到巨大挑战，也势必会殃及国内资产市场。因此，当前应当进一步增加汇率双向波动的弹性区间，改变和分化市场对人民币单边升值的强烈预期，使人民币能够真正做到围绕其均衡汇率进行双向、小幅度的调整，保持汇率基本稳定在一个合理的均衡汇率区间，而不是在持续单边升值之后陡然出现巨大的汇率调整，从而对资产市场与外汇市场造成不必要的冲击和震荡。进入2014年，随着美联储正式开始量化宽松货币政策退出进程，我国应当及时跟进，在我国资本项目逐步放开的背景下，未雨绸缪，抓住时机，进一步扩大人民币汇率浮动区间，丰富汇率风险管理工具，改变单边升值与预期，让人民币汇率水平更大程度上由市场决定，最终形成市场化机制，使汇率能够及早调整至合理的均衡区间，为有效应对未来美元波动冲击做好准备，保持人民币汇率与国内资产市场稳定。

参考文献

- [1] Adam K, Pei K, Albert M. House Price Booms and the Current Account[R]. NBER Working Paper 17224,2011.
- [2] Diaz A. Goodbye financial repression, hello financial crash[J]. Journal of Development Economics, 1985, 19(1):1 - 24.
- [3] Korinek Anton. Regulating Capital Flows to Emerging Markets: An Externality View”[R]. University of Maryland, working paper, 2010.
- [4] Olaberr á E. Capital Inflows and Booms in Assets Prices: Evidence from a Panel of Countries[J]. Paper prepared for the Fifteenth Annual Conference of the Central Bank of Chile, Santiago, Chile, November 17-18, 2011.
- [5] Belke A, Zenkić A. Exchange-rate Regimes and the Transition Process in the Western Balkans[J]. Intereconomics: Review of European Economic Policy, 2007, 42(5): 267-280.
- [6] S á F, Pascal T, Tomasz W, Low Interest Rates and Housing Booms: The Role of Capital Inflows, Monetary Policy and Financial Innovation[R].Bank of England Working Paper No. 411,2011.
- [7] Kim S, Yang D, The Impact of Capital Inflows on Emerging East Asian Economies: Is Too Much Money Chasing Too Little Good?[R]. Working Papers on Regional Economic Integration 15, Asian Development Bank, 2008.
- [8] Kenc T. The 2007-2009 Financial Crisis,Global Imbalances and Capital Flows: Implications For Reform[J]. EconomicSystems, 2010,34 (1): 3-21.
- [9] Friedman M. Money and the stock market[J]. Journal of Political Economy, 1988,96: 221–245.
- [10] Choudhry T.Real stock prices and the long-run money demand function: Evidence from canada and the USA[J]. Journal of International Money and Finance,1996,15(1):1-17.
- [11] Bruce M. Exchange rates and stock prices: implications for European convergence[J]. Journal of Policy Modeling,2002, 24(5): 523-526.
- [12] Abdalla I, Murinde V. Exchange Rate and Stock Price interactions in emerging financial markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and Philippines[J]. Applied Financial Economics,, 1997 ,7(1): 25-35.
- [13] Phylaktis K, Ravazzolo Fabiola. Stock prices and exchange rate dynamics[J]. Journal of International Money and Finance, 2005, 24(7):1031-1053.
- [14] Yellen J. Reaping the full benefits of financial openness[C]. Speech at the Bank of Finland 200th Anniversary Conference, Helsinki, 6 May, 2011.

- [15] 吕江林、李明生、石劲.人民币升值对中国股市影响的实证分析[J].金融研究,2007(6): 26-40.
- [16] 陈云、陈浪南、林鲁东. 人民币汇率与股票市场波动溢出效应研究[J].管理科学, 2009(3): 60-72.
- [17] 邓焱、杨朝军.汇率制度改革后中国股市与汇市关系——人民币名义汇率与上证综合指数的实证研究[J]. 金融研究,2007(12):15-26.
- [18] Calvo G. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework[J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12(2): 383-398.
- [19] Smets F, Wouters R. An Estimated Dynamic Stochastic Equilibrium Model of the Euro Area[J]. Journal of the European Economic Association, 2002, 1: 1123-1175.
- [20] Liu P. Stabilization bias for a small open economy The case of New Zealand[J]. Journal of Macro-Economics, 2010, 32, 921-935.
- [21] 黄志刚. 货币政策与贸易不平衡的调整[J]. 经济研究, 2011, (3): 30-44.
- [22] Obstfeld M, Rogoff A. Exchange rate dynamics Redux[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103: 624-660.
- [23] 王君斌、薛鹤翔. 扩张型货币政策能刺激就业吗? 刚性工资模型的劳动力市场动态分析[J]. 统计研究, 2010, (6): 53-70.
- [24] Chinn M, Hiro I. A New Measure of Financial Openness[J]. Journal of Comparative Policy Analysis, 2008, 10(3): 309-322.
- [25] Aizenman J, Glick R. Sterilization, Monetary Policy, and Global Financial Integration[C]. University of California, Santa Cruz. Forthcoming in Review of International Economics, 2008.
- [26] Kaminsky G, Sergio S. Short - Run Pain, Long - Run Gain: Financial Liberalization and Stock Market Cycles[J]. Review of Finance, 2008, 12: 253 - 292.
- [27] Mendoza G, Terrones E. An Anatomy Of Credit Booms: Evidence From Macro Aggregates And Micro Data[R]. NBER Working Papers 14049, National Bureau of Economic Research, Inc, 2008.
- [28] Arellano C, Bulif A, Lane T, Leslie L. The dynamic implications of foreign aid and its variability[J]. Journal of Development Economics, 2009, 88: 87-102.
- [29] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115-143.

Capital Account Opening, Exchange Rate Policy and Asset Price

Wang Bin

Abstract: The paper first built a general equilibrium theoretical framework to illustrate the impact mechanism and character of capital account opening and exchange rate policy adjustment on asset price. The numerical simulation demonstrates that the change of capital account opening degree and exchange rate volatility have significant meaning to asset price stability.; comparing to the change of exchange rate regulation degree, the impact of capital account opening adjustment on asset price has more differential patterns. The empirical study on the basis of panel date from developed and developing countries show that capital account opening has more significant effect on asset price in developed countries while in developing countries the exchange rate stability does. Considering the countries around the world has different degree of capital account opening, so the important meaning of exchange rate stability is more prominent especially in developing countries. The empirical work also studies the impact of economic fundamental elements and monetary and financial factors on asset price. The paper suggest that in the complexity background of US QE policy tampering progress and some developing countries facing foreign currency and assets markets shocks, China should prudentially promote the capital account opening progress and further enlarge the space of dual volatility direction of Renminbi exchange rate, stabilize Renminbi exchange rate, in a reasonable equilibrium exchange rate intervals as early as possible which has positive practical meaning to Chinese asset market long run development and financial system robustness.

Key Words: Capital Account; Exchange Rate; Asset Price; Monetary Policy

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”。

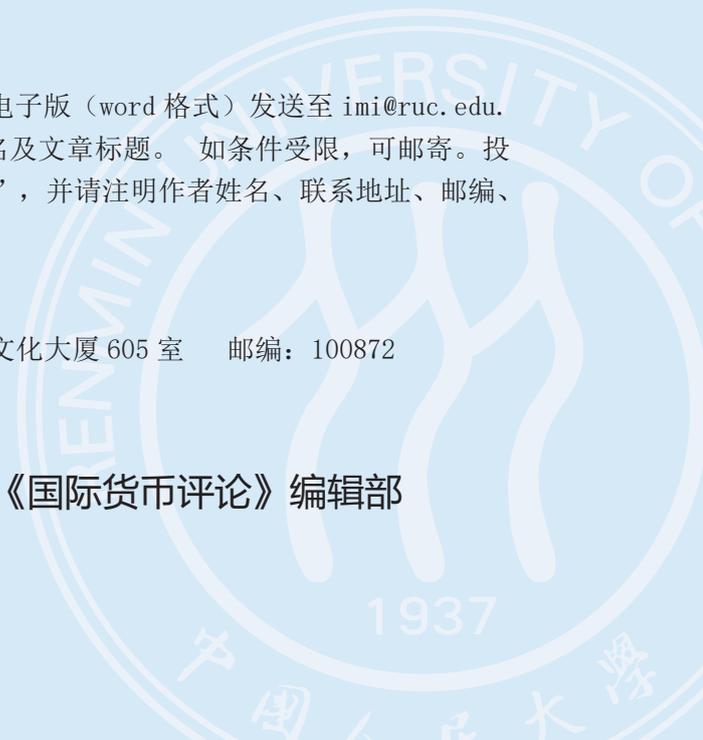
投稿方式:

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

XIANG Songzuo

副 主 编：苏 治 宋 科

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
文化大厦 605 室, 100872

Address: Room 605, Culture Square, Renmin University of
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



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：赵宣凯 安然 刘南希 祖鸿