

中国人民大学国际货币研究所

2018 年 第 7 期 总第 66 期

刊发日期：2018 年 7 月 15 日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰

推动更高水平的贸易投资自由化便利化

人民币汇率和加工出口的国内附加值：理论及实证研究

中国金融系统性风险：主要来源、防范路径与潜在影响

前瞻性货币政策的微观传导机制有效吗？

基于泰勒规则的人民币汇率预测研究

潘功胜

余淼杰、崔晓敏

魏 伟、陈 骁、张 明

刘 星、韩鑫韬

江 春、杨宏略、李小林

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李 扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏 宁
王兆星	吴 清	夏 斌	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

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

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



IMI

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

目 录

【卷 首】

推动更高水平的贸易投资自由化便利化——潘功胜 01

人民币汇率和加工出口的国内附加值：理论及实证研究——余淼杰、崔晓敏 04

中国金融系统性风险：主要来源、防范路径与潜在影响——魏伟、陈骁、张明 34

前瞻性货币政策的微观传导机制有效吗？

——来自中国上市企业资产负债表的证据——刘星、韩鑫韬 60

基于泰勒规则的人民币汇率预测研究

——兼论多种汇率决定模型预测比较——江春、杨宏略、李小林 80

逆周期因子决定了人民币汇率走势吗？——何青、甘静芸、张策 104

推动更高水平的贸易投资自由化便利化

潘功胜¹

今年以来，人民银行和国家外汇管理局推出了一系列对外开放的政策。央行副行长、外汇局局长潘功胜 6 月 14 日在第十届陆家嘴论坛（2018）上表示，将推动少数不可兑换项目的开放，提高可兑换项目的便利化程度，提高交易环节对外开放程度；并透露近期资本项目开放重点工作，包括完善合格机构投资者制度，并将允许更多非银金融机构参与外汇市场业务等。

潘功胜在演讲时表示，目前在人民币资本项目中，仍然有少数项目不可兑换或兑换程度较低，例如非居民在境内发行的股票和衍生产品等。一些可兑换的项目的汇兑环节便利性仍待提高，例如集合类证券投资仍存在总额度管理等限制。另外，一些可兑换项目的交易环节便利性不高，如直接投资和外债在交易环节仍有备案或审批管理。

他表示，目前国际收支和外汇市场形势基本稳定，这为进一步改革开放创造了有利条件。他在介绍推动资本项目开放的总体思路时指出，接下来要推动少数不可兑换项目的开放，通过交易和汇兑环节上下游联动，提高跨境证券交易等项目的可兑换程度。

他续指，要提高可兑换项目的便利化程度，减少行政审批，实行负面清单管理，弱化政策约束，提高政策透明度和可预期性。此外，还要提高交易环节对外开放程度，要按照准入前国民待遇+负面清单管理的原则，扩大国内市场尤其是服务业、金融服务业的对外开放，以创造公平竞争的市场环境。

潘功胜表示，推动资本项目可兑换和推进资本市场双向开放是互为一体的。近期资本项目开放的重点工作包括推动金融市场双向开放，增加金融市场的产品供给；完善合格机构投资者制度；完善互联互通机制，逐步扩大互联互通的覆盖范围；支持国内金融机构参与国际金融市场等。

其中，增加金融市场的产品供给包括，股票市场上支持境外机构在境内交易所发行股票或存托凭证（CDR）；债券市场上便利并规范境外机构境内发行债券及货币市场工具，如“熊猫债”；以及衍生品市场上，支持扩大境内如原油、铁矿石等商品期货市场的对外开放。

¹ 潘功胜，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会主任委员、中国人民银行副行长、国家外汇管理局局长；

而在完善合格机构投资者制度上面，近期央行和外汇局才出台新规，取消了 QFII（合格境外机构投资者）的资金汇出限制，取消锁定期。今年稍早，又对 QDII（合格境内机构投资者）提高了额度，简化审批。

他续指，相关部门还在研究允许中资机构参与离岸人民币市场以及证券期货机构开展跨境证券和经纪业务，并且将继续支持境外机构参与境内外汇市场。

潘功胜在上述场合表示，按照国际货币基金组织的标准，目前中国的资本项目已经具有较高的可兑换程度。其中，直接投资项——FDI（外商直接投资）和 ODI（境外直接投资），已经实现基本可兑换。

而在证券投资项，已经形成了以包括 QFII、RQFII、QDII 和 RQDII 在内的机构投资者制度，以及以“沪港通”、“深港通”、“债券通”为代表的互联互通机制为主的跨境投资渠道。此外，债务融资项在全口径宏观审慎政策框架下，也已实现了自主融资。

除了资本项目开放有序进行，人民币国际化近期亦取得积极进展。人民币在全球使用程度不断提高，为全球第六大支付货币，并且已经成为全球第三大 SDR 权重货币，60 多个境外央行或货币当局将人民币纳入外汇储备。同时，人民币连续第七年成为国内第二大跨境收付货币，2018 年以来境外主体持有和使用境内人民币资产的意愿明显增强。

潘功胜表示，接下来将推动人民币国际化再上新台阶，要尊重市场机制，不断扩大人民币跨境使用。同时，创新人民币国际使用的新产品、新工具，消除限制人民币使用的障碍，同时要推进人民币从支付、结算功能向储备、投资、交易功能的全方位拓展。

他亦指出，在稳步推进人民币国际化的同时，也要加快人民币国际化中心的建设。要支持上海打造金融服务“一带一路”建设的桥头堡，支持上海建设全球性人民币产品创新、交易、定价和清算中心，并且支持上海自贸区开展人民币跨境业务创新。

而这一切，都离不开逐渐完善的人民币汇率形成机制，以及开放的、有竞争力的外汇市场。

潘功胜表示，随着近期外汇市场预期合理分化，人民币对美元汇率弹性进一步增强，双向波动特征更加显著，人民币汇率在合理均衡水平上保持基本稳定。在此基础上，人民币汇率形成机制也将得到进一步完善。他表示，将更多发挥市场在汇率形成中的决定性作用，提高人民币汇率中间价形成的规则性、透明度和市场化水平，进一步增强人民币汇率弹性。

随着人民币汇率机制的逐渐完善和人民币汇率弹性的增强，同时也需要一个成熟有深

度的外汇市场。潘功胜指出，将从丰富交易工具、扩大参与主体、优化基础设施、推动市场开放、完善市场监管，以及引导市场主体树立“财务中性”理念等六个维度开展相关工作，围绕人民币汇率市场化和人民币国际化两条主线来建设开放、有竞争力的外汇市场。

具体而言，他表示将允许更多符合条件的非银金融机构参与外汇市场业务；增加外汇期权类型，以满足不同主体避险需求；支持参与境内资本市场投融资交易的境外机构在银行间市场开展汇率风险管理；建立包容、竞争和监管有效的交易清算平台；研究外汇批发市场监管办法，并将引导市场主体减少押注单边升贬值的行為。

潘功胜最后表示，在资本项目开放的同时，要完善开放经济条件下的国家治理能力现代化建设，建立健全跨境资本流动“宏观审慎+微观监管”两位一体的管理框架。宏观审慎方面，要防范跨境资本流动重大风险和维护外汇市场基本稳定，建立和完善跨境资本流动宏观审慎管理的监测、预警和响应机制；丰富跨境资本流动宏观审慎管理的政策工具箱，以市场化方式逆周期调节外汇市场顺周期波动；在微观监管方面，要构建以负面清单为基础的微观市场监管；创新外汇管理方式，注重从事前到事中事后，从正面清单到负面清单，从规则监管到规则与自律相结合，依法依规维护外汇市场基本秩序，强调反洗钱、反恐怖融资、反逃税，保持政策和执法标准跨周期的稳定性、一致性和可预期性。

人民币汇率和加工出口的国内附加值： 理论及实证研究

余淼杰¹ 崔晓敏²

【摘要】 本文通过理论建模和实证分析研究了汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的影响。一方面，本币贬值通过影响企业对进口和国内中间品的配置，导致其国内附加值比重提高。另一面它还影响出口企业的定价策略，促使其成本加成提高，使得加工贸易企业的国内附加值比提高。本文用 2000-2009 年中国工业企业和海关贸易数据对理论预期进行了实证检验，并发现按初始年进口份额加权的名义有效汇率通过这两个渠道使得加工贸易企业的国内附加值比显著提高。

【关键词】 人民币汇率；加工贸易；国内附加值；

一、引言

改革开放以来，我国对外贸易突飞猛进，逐步成为世界性产品生产基地和区域性加工枢纽，并在全球产品供应链上占据重要位置。利用全球价值链，增加对国内中间品和服务的需求，提高技术水平，我国创造了就业，实现了高速增长（Gereffi and Memedovic, 2003; Feenstra and Wei, 2009）。根据联合国《工业发展报告（2013）》，1970-2011 年我国中间品出口年增长率约为 24%，远高于其它亚洲国家；而中间品进口年增长率约为 13%，与其它亚洲国家基本持平。中间品进出口增长率的差异间接反映了我国出口国内附加值比重的提升。与此同时，加工贸易迅速壮大，并在我国对外贸易中占据重要地位。如图 1 所示，2000-2005 年我国加工出口占总出口的比重一直稳定在 55% 左右（Kee and Tang, 2016；戴觅等，2014），而 2006 年以后则稳步下降。2000-2004 年，加工贸易出口和进口份额差值基本保持不变。2006-2011 年，加工出口和进口的差额逐步拉大。加工进出口份额差值的拉大也间接反映了我国加工贸易国内附加值的提升。

¹余淼杰，北京大学国家发展研究院；

²崔晓敏，中国社会科学院世界经济与政治研究所；

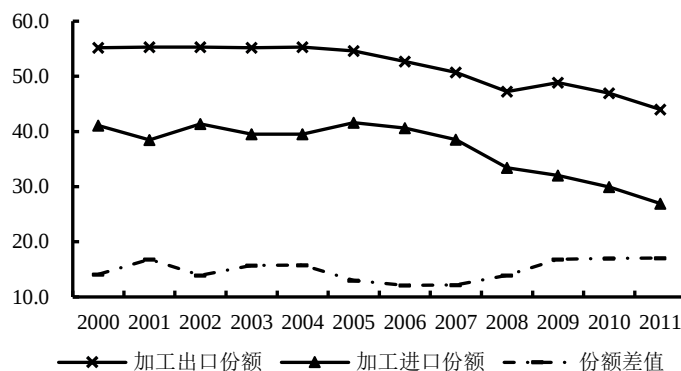


图 1 2000-2011 年我国加工进出口份额 (%)

注：加工出（进）口份额=加工贸易总出（进）口/总出（进）口。份额差值为出口和进口份额之差。

数据来源：中国海关总署。

由于总出口中仅国内附加值部分与一国国内生产密切相关，因而出口附加值估算逐渐成为国际贸易实证研究中较为重要的话题。越来越多的研究开始关注要素价格变动、贸易自由化等对企业出口附加值的影响。Koopman et al. (2012) 指出自加入 WTO 以来，我国加工贸易的国内附加值比重持续增加。Kee and Tang (2016) 指出 2000-2006 年我国加工贸易企业国内附加值比平均增长 6 个百分点，且不同行业差异较大。木质纸浆及贵金属行业国内附加值比增加甚至超过 20 个百分点。随着加工贸易国内附加值比的提升，人民币双边汇率也显著变动。自 2005 年中国人民银行宣布建立有管理的浮动汇率制度到 2009 年¹，人民币对美元、英镑等升值，对捷克克朗和巴拉圭瓜拉尼等小幅贬值。汇率波动影响贸易品的相对价格，进而会对双边贸易造成重要影响。如图 1 所示，加工进出口份额差距逐步拉大的时期也是人民币汇率剧烈波动的阶段。人民币汇率波动和加工贸易企业国内附加值比存在怎样的联系？是否是人民币汇率变动带动了加工贸易企业国内附加值比的变化？

本文拓展了 Rodríguez-López (2011) 和 Kee and Tang (2016) 的理论模型，利用中国工业企业和海关产品层面贸易数据，计算了按贸易份额加权的企业层面名义有效汇率，并分析了人民币汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的影响。给定其它要素不变，汇率变动一方面通过进口中间品相对价格影响本国企业对生产要素的配置；另一方面则通过出口品相对竞争力，影响企业的进入退出和定价决策，最终引起国内附加值的变化。企业的国内附加值一方面和国内中间品行业的规模、技术进步、质量提升等密切相关，反应了本国企业对国内中间品的相对需求。另一方面它还与企业自身的技术进步、生产率等相关。企

¹ 2009 年后，人民币对美元小幅升值，并逐步出现双向浮动、甚至贬值的情况。然而受数据限制，后文的分析集中在 2000-2009 年的数据区间。

业附加值提升是我国实现经济转型升级的重要内容。考虑到加工贸易在我国占据重要地位，因而研究汇率变动对加工贸易企业国内附加值的影响具有重要意义。

本文主要与垂直分工与全球产品供应链、汇率变动与对外贸易这两支文献相关。已有大量的理论和实证研究关注垂直分工和全球产品供应链，并逐渐细化出加工贸易及国内附加值核算两个支流。作为垂直分工的一种特殊形式，加工贸易的研究一方面关注其与一般贸易的差别，如人均工业增加值、资本劳动比及生产率较低，外资依赖程度更高（余淼杰，2011；戴觅等，2014），生产波动性更大（Bergin et al., 2009）等。因此在研究加工贸易盛行的国家的企业行为时，应分别考虑加工贸易和一般贸易两种生产结构。另一方面则关注加工贸易在解释双边贸易平衡（Xing, 2012），中国对外出口产品复杂度（Wang and Wei, 2008）等方面的作用。然而这些文章均未涉及加工贸易国内附加值计算问题，不能解释加工贸易国内附加值比上升这一现象。

在附加值计算这一分支文献中，按照计算方法分为两类：1）根据一国的投入产出表计算不同行业的国内附加值比（HIY 及 KWW 方法¹，Johnson and Noguera, 2012）；2）根据工业企业和产品层面贸易数据合并后的样本，计算加工贸易企业的国内附加值比（Kee and Tang, 2016）。Koopman et al.（2012, 2014）认为传统的 HIY 方法没有将投入产出表中加工贸易和一般贸易企业分开，高估了加工贸易盛行国家的国内附加值比。尽管 KWW 方法对投入产出表做出了这一调整，然而他们忽略了企业间的异质性。Kee and Tang（2016）根据加工贸易企业加工进口全部用于加工出口这一特征，提供了加工贸易企业国内附加值比的计算方法，并考虑行业层面汇率变动及贸易自由化等对行业内国内附加值比平均变动的影响，但他们发现汇率变动并不显著影响国内附加值比。

而汇率变动与对外贸易这一支文献主要关注汇率变动和进口品价格间的不完全关联性，并指出汇率变动可通过进口价格影响企业的出口行为（如 Campa and Goldberg, 2005；Gopinath and Rigobon, 2008；Rodríguez-López, 2011；等）。Berman et al.（2012）利用法国企业层面数据，分析了汇率变动对企业出口行为的影响，发现本币贬值将导致高生产率企业的出口略微增加、出口成本加成显著提高。具体到人民币汇率层面，卢向前和戴国强（2005）、刘尧成等（2010）、戴觅等（2013）发现人民币升值将提高中国贸易逆差压力。

本文的贡献主要体现在以下两个方面。在理论建模方面，本文拓展了 Rodríguez-López

¹ HIY、KWW 方法分别指 Hummels et al.（2001）及 Koopman et al.（2012）提供的计算方法。

(2011) 和 Kee and Tang (2016) 的模型, 在替代弹性可变的消费者偏好下, 考虑中间品在企业生产中的作用, 并将汇率变动引入企业的生产决策, 进而刻画了汇率变动影响加工贸易企业国内附加值比的理论机制。本文的理论模型指出汇率变动不仅通过进口和国内中间品配置 (Kee and Tang, 2016), 还通过影响企业的进入退出和定价决策, 进而影响加工贸易企业的成本加成和国内附加值比。在实证研究方面, 本文从以下三个方面拓展了 Kee and Tang (2016) 的实证分析。首先, 本文计算了混合贸易企业中加工贸易部分的国内附加值比, 并研究了汇率变动对其的影响。2000-2006 年, 混合贸易企业出口平均占我国总出口的 36.2%、总加工出口的 66.1%, 因而研究汇率变动对其加工贸易部分国内附加值比的影响具有重要意义。其次, 考虑到企业层面外汇风险暴露度的异质性, 本文计算了企业层面按贸易份额加权的名义有效汇率。来料加工企业和外国公司签订合同并赚取加工费, 汇率变动对其影响不大。而进料加工企业自主选择中间品来源地, 外汇风险暴露度较大。最后, 本文提供了汇率变动影响加工贸易国内附加值比及其影响渠道的企业层面证据。

本文结构如下: 第二部分建立汇率和国内附加值比的理论模型; 第三部分对实证分析使用的数据和变量进行说明; 第四部分由结构方程导出回归式, 并进行计量分析; 第五部分对可能存在的进口资本品和内生性等影响因素进行稳健性检验; 第六部分讨论汇率变动对国内附加值比影响的经济显著性和影响机制; 最后一部分为结论和政策建议。

二、模型

有关汇率和进口价格传递机制的文献已指出汇率变动可通过进口价格及要素成本影响企业的国内附加值。本文在替代弹性可变的消费者偏好下, 将汇率冲击引入企业的生产决策, 并在汇率传递机制模型 (Rodríguez-López, 2011) 中考虑中间品的作用 (Kee and Tang, 2016), 进而刻画了汇率变动影响加工贸易企业国内附加值比的理论机制。理论模型指出汇率变动除通过进口中间品相对价格外, 还通过出口品相对竞争力, 影响企业的进入退出决策, 改变出口企业的相对平均水平的生产效率, 进而影响其国内附加值比¹。

(一) 需求方面

同 Rodríguez-López (2011), 代表性消费者对最终产品的偏好由一个连续形式的超对数

¹ 由于文章的基本设定与以上两篇文献类似, 为避免重复并突出文章的贡献, 除必要的设定外, 文章将直接引用这两篇文章的结论, 并对进行拓展的地方做详细说明。如果读者需要模型部分结论的详细推导可向作者索取。

支出函数表示:

$$\ln E_t = \ln U_t + \alpha_t + \frac{1}{N_t} \int_{i \in \Delta_t} \ln p_{it} di + \frac{\gamma}{2N_t} \int_{i \in \Delta_t} \int_{j \in \Delta_t} \ln p_{it} (\ln p_{jt} - \ln p_{it}) dj di \quad (1)$$

其中 N_t 表示 t 期本国代表性消费者偏好且真实存在的异质性产品集合 Δ_t 内的产品数目。 E_t 表示代表性消费者为实现效用 U_t 所需支付的最低支出。 p_{it} 为差异化产品 i ($i \in \Delta_t$) 在 t 期的价格。外国代表性消费者的偏好与本国类似, 相应变量均带上标*加以区分, 如 E_t^* 、 U_t^* 等。 γ (>0) 衡量了不同产品间的替代程度, γ 越大替代程度越高。 α_t 为代表性消费者对数支出中随时间变化的固定效应。

代表性消费者的最优化目标为给定收入水平, 消费者通过选择不同的消费组合来最大化效用水平。由消费者理论的对偶性可知, 这一最优化目标等同于给定效用水平, 消费者通过选择不同的消费组合来最小化支出。由于式 (1) 直接给出了支出函数的表达形式, 则根据谢泼德引理, 代表性消费者对异质性产品 i 的需求为:

$$q_{it} = \gamma \left(\ln \frac{\hat{p}_t}{p_{it}} \right) \frac{I_t}{p_{it}} \quad (2)$$

其中, $\hat{p}_t = e^{\frac{1}{N_t \gamma} + \ln p_t}$, $\ln p_t = \frac{1}{N_t} \int_{j \in \Delta_t} \ln p_{jt} dj$ 。 $\hat{p}_t$ 是企业在本国市场所能定的以本币表示的最高价格。 I_t 为以本币表示的本国代表性消费者的总消费支出。

(二) 供给方面

为计算企业的国内附加值比, 本文拓展了 Rodríguez-López (2011) 的理论模型, 在企业生产函数中同时考虑资本和中间品的作用。随着贸易自由化进程的加快, 中间品在国际贸易中扮演着越来越重要的角色, 并直接影响企业的国内附加值。本文在企业生产函数中考虑劳动、资本、中间品三种要素。假设要素市场完全竞争, 即要素价格不受单个企业生产决策的影响, 且资本和劳动不能跨国流动。中间品和最终品可以相互贸易, 且最终品市场垄断竞争。每个企业可以使用本国资本、劳动、国内中间品 m_{it}^D 或进口中间品 m_{it}^I 进行生产, 但仅能生产一种产品。企业需先支付进入成本, 才能知道其生产率 (Melitz, 2003)。异质性企业 i 在 t 期的生产函数为:

$$y_{it} = \varphi_{it} k_{it}^{\alpha_k} l_{it}^{\alpha_l} m_{it}^{\alpha_m}, \alpha_k + \alpha_l + \alpha_m = 1 \quad (3)$$

其中 y_{it} 为企业 i 在 t 期生产的最终产品 i 的数量。 φ_{it} 为全要素生产率, 并服从帕累托分布。

k_{it} 、 l_{it} 和 m_{it} 分别为最终品生产投入的资本、劳动及中间品数量。 α_k 、 α_l 、 α_m 依次为总成本中资本、劳动以及中间品投入份额。中间品 m_{it} 由国内和进口中间品构成：

$$m_{it} = \left[\left(m_{it}^D \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(m_{it}^I \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 1 \quad (4)$$

其中 σ 为国内中间品 m_{it}^D 和进口中间品 m_{it}^I 间的替代弹性。本文在 Rodríguez-López (2011) 基础上引入三种生产要素，拓展了汇率影响企业出口行为的渠道。汇率既可能通过最终品市场，又能通过投入品市场影响企业出口行为。

企业通过配置劳动、资本和中间品三种投入要素，来最小化其生产成本，即

$$\min_{l_{it}, k_{it}, m_{it}} w_t l_{it} + r_t k_{it} + p_t^M m_{it}, \text{ s.t. } \varphi_{it} k_{it}^{\alpha_k} l_{it}^{\alpha_l} m_{it}^{\alpha_m} \geq y_{it} \quad (5)$$

由此，可得企业 i 在 t 期的成本和边际成本函数为：

$$c_{it} = \frac{y_{it}}{\varphi_{it}} \left(\frac{r_t}{\alpha_k} \right)^{\alpha_k} \left(\frac{w_t}{\alpha_l} \right)^{\alpha_l} \left(\frac{p_t^M}{\alpha_m} \right)^{\alpha_m} \quad (6)$$

$$mc_{it} = \frac{\theta}{\varphi_{it}}, \quad \theta = \left(\frac{r_t}{\alpha_k} \right)^{\alpha_k} \left(\frac{w_t}{\alpha_l} \right)^{\alpha_l} \left(\frac{p_t^M}{\alpha_m} \right)^{\alpha_m} \quad (7)$$

其中 p_t^M 为中间品价格指数¹。企业的边际成本为其全要素生产率 φ_{it} 及要素价格 (r_t , w_t , p_t^M) 的函数。企业生产率越高，边际成本越低。

(三) 均衡条件

给定产品 i 的需求式 (2) 和边际成本式 (7)，则企业 i 在 t 期最大化生产利润²,

$$\max_{l_{it}, k_{it}, m_{it}} p_{it} y_{it} - mc_{it} y_{it} \quad (8)$$

¹ 企业 i 在 t 期最小化生产成本，即式 (5)。这一命题等同于

$\min_{l_{it}, k_{it}, m_{it}} w_t l_{it} + r_t k_{it} + p_t^{DM} m_{it}^D + p_t^{IM} m_{it}^I, \text{ s.t. } \varphi_{it} k_{it}^{\alpha_k} l_{it}^{\alpha_l} m_{it}^{\alpha_m} \geq y_{it}$ 。联立这两个命题，可得

$\min_{m_{it}^D, m_{it}^I} p_t^{DM} m_{it}^D + p_t^{IM} m_{it}^I, \text{ s.t. } \left[\left(m_{it}^D \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(m_{it}^I \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \geq m_{it}$ 。即给定最优中间品投入，企业自主选择国内和进口中间

品从而使得中间品支出成本最小。则中间品价格指数为： $p_t^M = \left[\left(p_t^{DM} \right)^{1-\sigma} + \left(p_t^{IM} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。

² 略去固定成本。由于企业面临的固定成本为常数，故它并不影响企业的最优定价策略。此外，本文考虑替代弹性可变的超对数支出函数，也不依赖于假设国内和出口企业固定成本差异来计算出口企业生产率的临界值。

可得其最优的定价策略为：

$$p_{it} = \frac{mc_{it}}{1 + \frac{1}{\eta_{it}}} = (1 + \mu_{it})mc_{it} \quad (9)$$

其中 η_{it} 和 μ_{it} 分别为企业 i 在 t 期面临的需求的价格弹性和供给的成本加成。由式 (2)，产品 i 需求的价格弹性为：

$$\eta_{it} = \frac{\partial q_{it}}{\partial p_{it}} \frac{p_{it}}{q_{it}} = \frac{-1}{\ln\left(\frac{\hat{p}_t}{p_{it}}\right)} - 1 \quad (10)$$

将式 (10) 代入式 (9) 可得：

$$\mu_{it} = \Omega\left(\frac{\hat{p}_t}{mc_{it}}e\right) - 1 \quad (11)$$

e 为自然对数的底数。 Ω 为朗伯 W 函数，是方程 $x=f(\Omega)=\Omega e^{\Omega}$ 的反函数，且 $\partial\Omega(x)/\partial x > 0$ ，

$\partial^2\Omega(x)/\partial x^2 < 0$ ， $\Omega(0)=0, \Omega(e)=1$ 。

零利润条件。国内和出口市场中生产率最低的企业成本加成为零且获得零利润。令 $\varphi_r = \inf\{\varphi_{it} : \mu_{it}^r(\varphi_{it}) \geq 0\}$ ， $\varphi_r^* = \inf\{\varphi_{it} : \mu_{it}^{r*}(\varphi_{it}) \geq 0\}$ ， $r \in \{D, X\}$ ，分别为国内（记作 D ）和出口（记作 X ）市场生产率临界值。由于企业在目的国市场能定的最高价格为该市场的价格上限，故

$$\varphi_D = \frac{\theta_t}{\hat{p}_t}, \varphi_X = \frac{\tau\theta_t}{\varepsilon\hat{p}_t^*}, \varphi_D^* = \frac{\theta_t^*}{\hat{p}_t^*}, \varphi_X^* = \frac{\tau^*\varepsilon\theta_t^*}{\hat{p}_t^*} \quad (12)$$

联立式 (7)，(11) 和 (12) 可得：

$$\mu_{it}^r(\varphi_{it}) = \Omega\left(\frac{\varphi_{it}}{\varphi_r}e\right) - 1, r \in \{D, X\} \quad \mu_{it}^{r*}(\varphi_{it}) = \Omega\left(\frac{\varphi_{it}}{\varphi_r^*}e\right) - 1, r \in \{D, X\} \quad (13)$$

（四）国内附加值

企业的国内附加值等于其总产出中扣除进口中间品的部分，而国内附加值比为其国内附加值占总产出的份额。¹故企业 i 在 t 期的国内附加值为 $DVA_{it} = p_{it}y_{it} - p_t^M m_{it}^I$ ，国内附加值比为 $DVAR_{it} = DVA_{it}/p_{it}y_{it}$ 。给定最优中间品投入，企业自主选择国内和进口中间品从而使中

¹ 文献中通常衡量出口的国内附加值 (Kee and Tang, 2016)，而受数据限制鲜有讨论内销的国内附加值。本文关注的也是出口中的国内附加值。但对加工贸易而言，其只能出口而不能内销，因而出口额应与总产值相等。

间品支出成本最小。

$$\min_{m_t^D, m_t^I} p_t^{DM} m_t^D + p_t^{IM} m_t^I, \text{ s.t. } \left[\left(m_t^D \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(m_t^I \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \geq m_t \quad (14)$$

p_t^{DM} 和 p_t^{IM} 分别为以本币标价的国内和进口中间品价格¹。由一阶条件可得：

$$\frac{p_t^{IM} m_t^I}{p_t^{DM} m_t^D} = \frac{1}{1 + \left(\frac{p_t^{IM}}{p_t^{DM}} \right)^{\sigma-1}} \quad (15)$$

将式 (6)、(9)、(15) 代入国内附加值比的定义式可得：

$$DVAR_{it} \equiv 1 - \frac{p_t^{IM} m_t^I}{p_{it} y_{it}} = 1 - \frac{\alpha_m}{(1 + \mu_{it})} \frac{1}{1 + \left(\frac{p_t^{IM}}{p_t^{DM}} \right)^{\sigma-1}} \quad (16)$$

由于企业国内附加值的规模可能差异较大，因而本文在随后的研究中主要关注汇率变动对国内附加值比重的影响。

由于缺乏一般贸易企业如何在出口和内销上配置国内和进口中间品的数据，难以计算一般贸易企业的国内附加值比。已有计算行业国内附加值比的文献均需假设在出口和内销上按生产额均匀分摊国内及进口中间投入 (Hummels et al., 2001; Koopman et al., 2012, 2014)。然而进口和国内中间品并非等比例替代。和国内中间品相比，进口中间品通常质量更高并包含先进的技术。而加工贸易企业的进口中间品全部用于出口，无内销部分。因此，本文将根据加工进出口额计算加工贸易企业的国内附加值比 (Kee and Tang, 2016)，进而分析汇率变动对其的影响。令 p_t^{FM*} 表示以外币标价的进口中间品的离岸价格，则 $p_t^{IM} \equiv \tau^* \varepsilon p_t^{FM*}$ 。故加工贸易企业的国内附加值比为：

$$DVAR_{it}^{pe} \equiv 1 - \frac{\alpha_m}{1 + \mu_{it}^X} \frac{1}{1 + \left(\frac{\tau^* \varepsilon p_t^{FM*}}{p_t^{DM}} \right)^{\sigma-1}} \quad (17)$$

其中 pe 代表加工贸易。 μ_{it}^X 表示企业 i 在 t 期出口的成本加成。 τ^* 为将商品从外国运到本国的冰山成本，即外国运输 τ^* 单位产品才能保证 1 单位产品到达本国。 ε 为 1 单位外币的本币价格， ε 增加表示本币贬值。

本文将基于式 (17) 探讨汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的影响。首先，给定

¹ 本文忽略国内 (进口) 中间品内部的异质性。

其它值不变，若本币贬值（ ε 增加），则企业 i 在 t 期的国内附加值比增加。此时，进口中间品的相对价格上升，本国企业对其的配置下降，而对国内中间品的需求增加，因而国内附加值比提高。其次，汇率变动还将通过出口产品的相对竞争力，影响企业的进入退出和定价决策，进而影响其出口的成本加成和国内附加值比。本币贬值时（ ε 增加），本国出口产品的价格优势增加。此时较低生产率的企业也可出口，故出口企业全要素生产率的临界值 φ_X 下降，即 $\partial\varphi_X/\partial\varepsilon < 0$ ¹。在位企业相对出口市场平均水平的生产率提升，并有动机提高其成本加成。

$$\frac{\partial\mu_t^x(\varphi_t)}{\partial\varepsilon} = \left(-\frac{\varphi_t}{\varphi_X^2}e\right)\frac{\partial\Omega(x)}{\partial x}\frac{\partial\varphi_X}{\partial\varepsilon} > 0$$

由式（17）， $\frac{\partial DVAR_{it}^{pe}}{\partial\mu_t^x}\frac{\partial\mu_t^x(\varphi_t)}{\partial\varepsilon} > 0$ 。因而汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的影响为：

$$\frac{\partial DVAR_{it}^{pe}}{\partial\varepsilon} = \frac{\alpha_m}{1+\mu_t^x} \frac{(\sigma-1)\left(\frac{\tau^* p_t^{FM*}}{p_t^{DM}}\right)^{\sigma-1} \varepsilon^{\sigma-2}}{\left[1+\left(\frac{\tau^* \varepsilon p_t^{FM*}}{p_t^{DM}}\right)^{\sigma-1}\right]^2} + \frac{\partial DVAR_{it}^{pe}}{\partial\mu_t^x} \frac{\partial\mu_t^x(\varphi_t)}{\partial\varepsilon} \quad (18)$$

中间品配置渠道（+） 成本加成渠道（+）

假设本国和外国要素市场完全竞争，故单个企业的生产决策不影响 p_t^{FM*} 和 p_t^{DM} 的取值。则汇率变动对加工贸易企业的国内附加值比有两方面影响：1）中间品配置渠道。给定其它要素不变，汇率变动改变本国进口中间品的相对价格，进而直接影响加工贸易企业对进口中间品的配置和其国内附加值比。本币贬值，以本币衡量的进口品的相对价格提高，进口中间品投入份额下降，因而加工贸易企业的国内附加值比提高；2）成本加成渠道。汇率变动还将影响本国出口企业的进入退出和定价策略，进而影响加工贸易企业的成本加成和国内附加值比。本币贬值，企业出口的成本优势增加，生产率低一些的企业也可出口，故出口企业的平均生产率降低。在位企业相对市场平均水平的竞争力提高，这激励其提高出口的成本加成（Berman et al., 2012; Rodríguez-López, 2011）。成本加成提高拉大了加工贸易企业总产值和总投入的比值，提高其利润率，进而提高其国内附加值比重。值得强调的是，本文理论模型中的中间品配置渠道虽与 Kee and Tang（2016）一致，但 Kee and Tang

¹ $\partial\varphi_X/\partial\varepsilon < 0$ 的一般均衡推导详见 Rodríguez-López（2011）。尽管本文考虑了三种生产要素，但由于假设要素市场完全竞争，故这一基本结论仍然成立。

(2016) 控制中间品投入占总收益的比重不变, 即产品的成本加成不变, 因而未能刻画汇率变动通过成本加成影响国内附加值比的这一渠道。这也是本文的一个优势。

三、数据

自 2005 年, 我国加工贸易企业国内附加值比逐年提高。人民币对美元、澳元、英镑等升值、而对捷克克朗和巴拉圭瓜拉尼等小幅贬值。中国企业层面微观数据提供了分析汇率变动对加工贸易企业国内附加值比影响的良好样本。因而, 本文在实证分析中采用中国企业数据来检验理论部分的基本结论¹。

(一) 数据²

本文主要使用三套数据。第一套是中国海关总署提供的 2000-2009 年产品层面贸易数据, 第二套是国家统计局提供的 2000-2009 年规模以上工业企业数据, 第三套是国际货币基金组织 IFS 数据和世界银行 WDI 数据。本文在实证分析时需要使用企业层面特征变量, 如劳动生产率、企业销售额等。而在计算国内附加值比、区分加工贸易和非加工贸易企业时则需要使用产品层面贸易数据。因此本文采用将这两套数据合并后的样本进行实证分析。本文主要根据企业中文名、邮政编码和电话号码将工业企业和产品层面贸易数据匹配起来, 并剔除了邮政编码和电话号码无效的企业。合并后的样本为非平衡面板, 包含 35,420 家国内附加值比大于 0 小于 1 的加工贸易企业, 共计 89,030 个观测值。IFS 数据库提供了双边名义汇率和消费者价格指数数据, 而 WDI 数据库则提供各国的 M1 及 M2 数据。根据产品层面贸易数据, 企业与不同国家的贸易往来差异很大。这使得根据贸易份额来计算企业层面的名义有效汇率显得十分必要。

(二) 主要变量定义

本文将加工出口额大于 0 的企业定义为加工贸易企业。进一步按企业的加工出口占总出口的份额, 将加工贸易企业分为纯加工贸易企业 (加工出口率为 1) 和混合贸易企业 (加工出口率大于 0 但小于 1)。下文计算了加工贸易企业的国内附加值比、企业层面名义有效汇率、M1、M2 及其增长率等变量。所有本国变量均用下标 h 表示, 但为使得变量标

¹ 本文假设企业只生产一种产品。关于汇率变动对企业出口产品种类的影响参见余淼杰和王雅琦 (2015)。

² 文献中关于我国工业企业和产品层面贸易数据的介绍已经有很多, 文章仅作简要概述。详细介绍参见余淼杰 (2011) 和戴觅等 (2014)。

识更加简洁，本文通常略去这一下标。

由于政府难以监管企业内部的要素配置，因而混合贸易企业可能将加工进口的原材料用于一般贸易产品的生产。参照 Kee and Tang (2016)，本文假设混合贸易企业将加工进口的原材料按照出口额均匀分配到一般和加工出口上，并得到国内附加值比，即 $DVAR_{it}^{pe}$ 。

$$DVAR_{it}^{pe} = 1 - \frac{PIM_{it}}{PEX_{it}}, \text{ 若 } \frac{PEX_{it}}{TEX_{it}} = 1; \quad DVAR_{it}^{pe} = 1 - \frac{PIM_{it}}{TEX_{it}}, \text{ 若 } 0 < \frac{PEX_{it}}{TEX_{it}} < 1$$

其中， PEX_{it} 和 PIM_{it} 分别为加工贸易企业 i 在 t 期的加工出口和进口总额。 TEX_{it} 表示加工贸易企业的总出口额。令 $FVAR_{it}^{pe} = 1 - DVAR_{it}^{pe}$ ，表示加工贸易企业 i 在 t 期的国外附加值比。本文随后还将采用未对混合贸易企业加工进口进行均匀分配的国内附加值比进行稳健性检验。

文献中关于企业层面名义有效汇率的计算一般采用随时间变化的贸易权重。因而企业层面名义有效汇率的变动即可能来自国家层面双边汇率的变动，也可能来自贸易权重的变动。面临汇率冲击时，企业倾向于从本币对其升值的国家进口，而向本币对其贬值的国家出口。这使得采用传统企业层面名义有效汇率进行的实证研究存在内生性问题。因而本文采用企业在样本数据初年的贸易权重进行加权以解决因企业自主调整进出口贸易国所导致的内生性问题。按初始年贸易份额加权的的企业层面名义有效汇率的计算公式如下：

$$NEER_{it}^{\delta} = e^{\sum_{j=1}^C \omega_{ijt0}^{\delta} \ln(NEER_{jt})}, \quad \omega_{ijt0}^{\delta} = \frac{(EX_{ijt0})^{1-\delta} (IM_{ijt0})^{\delta}}{\sum_{j \neq h}^C (EX_{ijt0})^{1-\delta} (IM_{ijt0})^{\delta}} \text{ 且 } \sum_{j=1}^C \omega_{ijt0}^{\delta} = 1$$

j 表示国家，为大于 1 小于 C 的整数。 C 为国家的总数。 t_{i0} 表示企业 i 在样本中的初始年。 $NEER_{jt}$ 表示 t 期 1 单位 j 国货币所能兑换的人民币。 EX_{ijt0} 表示企业 i 在 t_{i0} 期对国家 j 的出口额。 IM_{ijt0} 表示企业 i 在 t_{i0} 期从国家 j 的进口额。 δ 表示进出口哑变量，当计算进口权重时 $\delta=1$ ，计算出口权重时 $\delta=0$ 。 ω_{ijt0}^{δ} 表示贸易权重。当 $\delta=0$ 时， $NEER_{it}^{\delta}$ 表示企业 i 在 t 期按初始年出口份额加权的名义有效汇率；而当 $\delta=1$ 时，则表示按初始年进口份额加权的名义有效汇率。

然而，即使采用初始年贸易权重仍可能存在内生性问题。规模较大的加工贸易企业可能会游说政府以寻求汇率政策优惠。因此文章还采用按初始年贸易份额加权的 M1 及 M2 增长率作为企业层面名义有效汇率的工具变量。一方面，根据相对购买力平价公式，本币贬值率等于本国和外国通货膨胀率的差值。而一国的通货膨胀率和其货币供给增长率密切相关。因此 M1、M2 增长率和双边汇率相关。另一方面，外国的货币供给量通常不受中国企

业生产行为的影响。因而企业层面 M1、M2 增长率应满足工具变量外生的要求。此外，和 M1、M2 水平值相比，M1、M2 增长率有效避免了由于货币单位不同而造成的偏差。

$$M1G_{jt} = \frac{M1_{jt} - M1_{jt-1}}{M1_{jt-1}}, \quad M2G_{jt} = \frac{M2_{jt} - M2_{jt-1}}{M2_{jt-1}}$$

$$M1G_{it}^{\delta} = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq h}}^C \omega_{ijt_0}^{\delta} M1G_{jt}, \quad M2G_{it}^{\delta} = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq h}}^C \omega_{ijt_0}^{\delta} M2G_{jt}$$

$M1_{jt}$ 和 $M2_{jt}$ 为按当地货币单位表示的国家 j 在 t 期的狭义和广义货币供应量。 $M1G_{jt}$ 和 $M2G_{jt}$ 则分别表示狭义和广义货币供应量的增长率。当 $\delta=0$ 时， $M1G_{it}^{\delta}$ 表示企业 i 在 t 期面临的按初始年出口份额加权的狭义货币供应增长率。而当 $\delta=1$ 时，则表示企业 i 在 t 期面临的按初始年进口份额加权的狭义货币供应增长率。 $M2G_{it}^{\delta}$ 的含义与 $M1G_{it}^{\delta}$ 类似。

变量名	2000-2009		2005-2009	
	均值	标准差	均值	标准差
国内附加值比, $DVAR$	0.58	0.27	0.62	0.27
按初始年进口份额加权的名义有效汇率	1.05	1.70	1.10	1.77
按初始年出口份额加权的名义有效汇率	2.38	2.79	2.33	2.76
按初始年进口份额加权的 M1 增长率 (%)	5.58	6.91	4.50	6.33
按初始年进口份额加权的 M2 增长率 (%)	4.29	5.59	5.35	5.71
劳动生产率对数	4.84	0.96	5.09	0.96
国有企业哑变量 ¹	0.03	0.17	0.00	0.05
外资企业哑变量 ²	0.57	0.50	0.62	0.48
企业销售额对数	10.32	1.32	10.66	1.31

表 1 主要变量的统计描述

注：表中统计值来自工业企业和产品层面贸易数据合并后且国内附加值比在 (0,1) 之间的加工贸易企业样本。

数据来源：国家统计局规模以上工业企业数据和中国海关总署产品层面贸易数据。

(三) 统计描述

表 1 列出了主要变量的均值和标准差，并比较了 2000-2009 和 2005-2009 两个时期主要解释变量统计值的差异。由表 1，主要变量的均值和方差在 2005 年前后大多发生了变化。对混合贸易企业进行调整的国内附加值比的均值在 2005 年之后上升，而方差则维持不变。2005 年之后，按初始年进口份额加权的名义有效汇率均值相较于全样本均值小幅提升，而

¹ 根据企业登记注册类型，广义的国有企业包括国有企业（全资）、国有联营企业、国有与集体联营企业及国有独资公司。

² 当外资持有股份大于 0 时，外资企业哑变量等于 1。

按初始年出口份额加权的名义有效汇率均值相较于全样本均值则小幅下降。尽管 2005 年后人民币对美元升值，但同时对部分货币贬值。因而企业层面的名义有效汇率和国家层面的双边名义汇率变化可能并不完全一致。此外，样本数据中按初始年进口和出口份额加权的名义有效汇率的均值相差较大，但全部贸易企业中这两个名义有效汇率的均值接近。按初始年进口份额加权的 M1 增长率在 2005 年之后有所下降，而按初始年进口份额加权的 M2 增长率则在 2005 年之后上升。这可能是因为基础货币存在乘数效应，政府往往对狭义货币供给的控制更为严格，而随着互联网金融的发展，广义货币供给则难以控制。

四、实证分析

（一）回归方程

由于企业国内附加值的规模可能差异较大，因而在实证研究中本文主要分析企业层面名义有效汇率对其国内附加值比的影响。对式（17）左右两边同时取对数得，

$$\ln(1 - DVAR_{it}^{pe}) = \ln(\alpha_m) - \ln(1 + \mu_{it}^x) - \ln\left[1 + \left(\frac{\tau^* \varepsilon p_t^{FM*}}{p_t^{DM}}\right)^{\sigma-1}\right] \quad (19)$$

由于国内和国外附加值比总和始终为 1，且为和理论模型保持一致，并避免可能存在的方程误设问题，本文在实证分析中采用国外附加值比对数作为因变量。事实上，采用国内或者国外附加值比对数进行回归的结果十分类似。

$$\ln(FVAR_{it}^{pe}) \equiv \ln(1 - DVAR_{it}^{pe}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(NEER_{it}^{\sigma-1}) + \beta_2 X_{it} + a_i + \rho_t + \zeta_{it} \quad (20)$$

其中 $\ln(\cdot)$ 表示相应变量的对数。 X_{it} 表示其它企业层面控制变量，包括按初始年进口份额加权的外国消费者价格指数¹、国有和外资企业哑变量（私有企业为对照组）等。 a_i 表示企业层面固定效应。 ρ_t 表示时间层面固定效应。 ζ_{it} 表示随时间变化的企业层面异质性冲击。由理论模型知 $\beta_1 < 0$ ，即本币贬值导致加工贸易企业的国外附加值比下降、国内附加值比提高。考虑到汇率变动对加工贸易企业的国内附加值比存在两方面影响，本文在实证分析中还将对这两方面影响渠道进行实证检验。

由于 $FVAR_{it}^{pe} \equiv 1 - DVAR_{it}^{pe}$ ，故

$$\Delta FVAR_{it}^{pe} = -\Delta DVAR_{it}^{pe} \quad (21)$$

¹ 计算方法与按初始年进出口份额加权的名义有效汇率类似。

$$\frac{\Delta FVAR_{it}^{pe}}{FVAR_{it}^{pe}} = - \frac{\Delta DVAR_{it}^{pe}}{FVAR_{it}^{pe}} \quad (22)$$

由式 (21) - (22)，加工贸易企业国内附加值比和国外附加值比水平值变动方向相反、大小相同。而国外附加值比的百分比变化等于国内附加值比水平值变动和国外附加值比的比值的相反数。故可由上式导出名义有效汇率变动对国内附加值比百分比变动的影响。

(二) 基本结果

基本回归采用对混合贸易企业进行调整的国外附加值比，并关注按初始年进口份额加权的名义有效汇率对其的影响。回归 (1) 仅控制了按初始年进口份额加权的名义有效汇率的对数，并发现其回归系数显著为负。即本币贬值导致加工贸易企业的国外附加值比下降、国内附加值比上升。在控制了其它企业层面特征变量及 CIC-3 分位¹行业层面固定效应后，回归 (2) 中按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依旧显著为负，数值略微减小。作为本文的基准回归，回归 (3) 在回归 (2) 的基础上进一步控制了企业层面固定效应。按初始年进口份额加权的名义有效汇率的对数的回归系数依然显著为负，且数值变大。按初始年进口份额加权的名义有效汇率提高 10%，即本币贬值 10%，加工贸易企业国外附加值比降低 0.8%。文章将在所有稳健性回归之后深入讨论汇率对国内附加值比的影响机制，及其在经济意义上的显著性。

因变量	ln (国外附加值比)		
	(1)	(2)	(3)
ln (按初始年进口份额加权的名义有效汇率)	-0.062*** (0.002)	-0.047*** (0.002)	-0.079*** (0.014)
ln (劳动生产率)		-0.041*** (0.007)	-0.015** (0.006)
国有企业哑变量		-0.303*** (0.080)	-0.050 (0.069)
外资企业哑变量		0.289*** (0.020)	-0.005 (0.010)
ln (企业的规模)		0.039*** (0.005)	0.012** (0.006)
常数项	-1.303*** (0.005)	-1.723*** (0.078)	-0.948*** (0.047)
时间固定效应	无	有	有

¹ CIC-3 分位指 3 分位国民经济行业分类。

企业层面固定效应	无	无	有
CIC-3 分位行业层面固定效应	无	有	无
R^2	0.01	0.086	0.137
观测值	86,867	66,685	66,685

表 2 基本回归结果

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内数值为回归系数的标准误。

此外，回归还表明：劳动生产率上升也使得加工贸易企业国外附加值比显著下降，而销售额增加则使得其国外附加值比上升。这可能由于从事加工贸易的企业销售额通常较低，而规模大的外资比例通常较高。国有和外资企业哑变量的回归系数则均不显著。此外，基准回归中时间虚拟变量的回归系数均显著为负，且数值逐渐增大。这验证了我国加工贸易企业国内附加值比逐年显著增加的事实（Kee and Tang, 2016）。

五、稳健性检验

基准回归给出了按初始年进口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业国内附加值比正向影响的有利证据。为检验基准回归结果的稳健性，文章还将考虑纯加工贸易企业、其它国内附加值比和名义有效汇率衡量方法、进口资本品及内生性等方面因素的影响。所有稳健性检验均控制了其它企业层面特征变量、时间和企业层面固定效应。

（一）纯加工贸易企业、剔除间接进口及考虑其它国内附加值比衡量方法

为与 Kee and Tang（2016）的回归结果进行比较，本文利用纯加工贸易企业的子样本进行检验，并考虑间接进口问题。由表 3 回归（1），按初始年进口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业国外附加值比的负向影响依然显著存在，但和基准回归相比数值略微减小。此外，尽管海关能够识别产品的贸易方式，但加工贸易企业仍可能将加工进口的中间品转售给其它企业，或从其它加工贸易企业购进加工进口的中间品。这使得按贸易额估算的国内附加值比将低估转售企业的国内附加值比，而高估购置企业的国内附加值比。因此，参照 Kee and Tang（2016），本文限定加工贸易企业的国内附加值比应大于其附加值比，小于同行业一般贸易企业净出口占总出口比值的中位数。由回归（2），按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依然显著为负，但数值变小。

	纯加工贸易样本	剔除间接进口企业	全样本
	$\ln(FVAR)$		$\ln(FVAR1)$
	(1)	(2)	(3)
$\ln$ （按初始年进口份额加权的名义有效汇率）	-0.059*** (0.015)	-0.031*** (0.010)	-0.068*** (0.013)

时间固定效应	有	有	有
企业层面固定效应	有	有	有
R^2	0.121	0.175	0.124
观测值	33,965	38,422	65,381

表 3 纯加工贸易企业、剔除间接进口企业及考虑其它国内附加值比衡量方法

注： $FVAR1$ 为未对混合贸易企业的加工进口进行调整的国外附加值比。同基准回归，回归（1）-（3）还控制了其它企业层面特征变量。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内数值为回归系数的标准误。

基准回归采用了对混合贸易企业加工进口进行调整的国外附加值比，即假设混合贸易企业加工进口的原材料按出口额均匀分配在一般和加工出口上。而事实上并不一定如此。因而本文还考虑了混合贸易企业将全部加工进口原材料用于加工出口的情况，并计算了国内附加值比 1（即 $DVAR1$ ）。其中， $DVAR1_{it}^{pe}=1-PIM_{it}/PEX_{it}$ ， $FVAR1_{it}^{pe}=PIM_{it}/PEX_{it}$ 。由于国内附加值比 1 未对混合贸易企业的加工进口进行调整¹，故其样本均值略低于原国内附加值比的均值。和基准回归相比，表 3 回归（3）中按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依然显著为负，数值略微变小。

（二）其它企业层面有效汇率衡量方法

为检验基本回归结果的稳健性，本文还将考虑其它企业层面名义和实际有效汇率衡量方法。首先，表 4 回归（1）控制了按初始年出口份额加权的名义有效汇率的对数，其回归系数为正，但并不显著。文章还在其它稳健性检验中考虑了按初始年出口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业国内附加值比的影响。结果表明按初始年出口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数并不稳定，且均不显著。这可能是因为加工贸易的主体为进料加工贸易，约占加工贸易总额的 77.5%（2000-2009 年均值）。而相较于来料加工企业，进料加工企业在进口原材料的选择上更具有弹性，因而对按进口份额加权的汇率的变化反应更加敏感。

因变量： $\ln(FVAR)$	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln$ （按初始年出口份额加权的名义有效汇率）	0.012 (0.014)			
$\ln$ （按每年进口份额加权的名义有效汇率）		0.088 (0.085)	-0.023 (0.089)	
企业从本币相对升值国家的进口份额			-0.081*** (0.015)	
				-0.078***

¹ 文章未考虑对混合贸易企业一般进口的原材料进行拆分。主要是由于加工进口的关税优惠通常高于一般进口，因而企业如果能够通过加工进口渠道获取原材料则不会采纳一般进口的贸易方式。

ln（按初始年进口份额加权的实际有效汇率）				(0.014)
时间固定效应	有	有	有	有
企业层面固定效应	有	有	有	有
R^2	0.134	0.134	0.135	0.136
观测值	69,198	66,658	66,658	66,685

表 4 其它企业层面有效汇率衡量方法

注：“企业从本币相对升值国家的进口份额”定义为企业从本币相对升值国家的进口量占其当年总进口量的比重。同基准回归，回归（1）-（4）还控制了其它企业层面特征变量。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内数值为回归系数的标准误。

其次，文献中关于企业层面名义有效汇率的计算一般采用随时间变化的贸易权重。文章在表 4 回归（2）中控制了按每年进口份额加权的名义有效汇率的对数，其回归系数为正但并不显著。面临汇率冲击时，企业倾向于从本币相对升值的国家进口，而向本币相对贬值的国家出口，故贸易权重内生。表 4 回归（3）进一步控制了企业从本币相对升值国家的进口份额。由回归（3），“企业从本币相对升值国家的进口份额”的回归系数显著为负¹。而按每年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数也变为负数，但仍不显著。这表明传统企业层面名义有效汇率确实存在贸易权重内生的问题。因此在考虑汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的影响时，应采用初始年贸易权重进行加权。

最后，相对名义有效汇率，实际有效汇率剔除了物价水平变动的影响，能更好地反应本国出口产品的相对竞争力。因而，文章进一步讨论按初始年进口份额加权的实际有效汇率对加工贸易企业国内附加值比的影响。企业层面实际有效汇率的计算方法和名义有效汇率类似，但首先要根据定义对双边名义汇率做价格调整，得到双边实际汇率²。由表 4 回归（4），按初始年进口份额加权的实际有效汇率对数的回归系数显著为负，数值和基准回归一致。

（三）剔除进口资本品行业、控制外国消费者价格指数及差分回归方程

根据田巍和余淼杰（2014），企业进口的中间品中有一部分为资本品——用于设备投入而并非加工生产。这使得基于贸易额估算加工贸易企业的国内附加值比可能造成低估。根据他们的研究，中国工业分类（CIC-2 位）编号为 36 和 37 这两个行业进口资本品的份额

¹ “企业从本币相对升值国家的进口份额”对国内附加值比的影响方向并不确定，还取决于其从相对贬值国家进口额的相对变化。此外，值得说明的是回归（3）仅关注“企业从本币相对升值国家的进口份额”和国外附加值比的相关性而非因果性。

² 双边实际汇率的计算公式为 $RER_{jt} = NER_{jt} CPI_{jt} / CPI_t$ ，其中 CPI_{jt} 和 CPI_t 分别表示 j 国和本国的消费者价格指数。

较大。因而在表 5 回归 (1) 中本文剔除了 36 和 37 这两个行业的数据¹。由表 5 回归

(1), 按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数依然显著为负, 数值和基准回归一致。

为控制进口中间品离岸价格对加工贸易企业国内附加值比的影响, 表 5 回归 (2) 控制了按初始年进口份额加权的外国消费者价格指数。按初始年进口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业国外附加值比的影响依然显著为负, 但数值约减小一半。而按初始年进口份额加权的外国消费者价格指数的回归系数则显著为正, 和理论预期并不一致。这可能由于消费者价格指数并非进口中间品离岸价格的合适代理变量。

因变量:	剔除进口资本品行业	控制外国消费者价格指数	差分回归方程
	$\ln(FVAR)$ (1)	$\ln(FVAR)$ (2)	$\Delta \ln(FVAR)$ (3)
$\ln$ (按初始年进口份额加权的名义有效汇率)	-0.080*** (0.014)	-0.037*** (0.014)	
$\Delta \ln$ (按初始年进口份额加权的名义有效汇率)			-0.028** (0.014)
按初始年进口份额加权的外国消费者价格指数		0.004*** (0.001)	
时间层面固定效应	有	有	有
企业层面固定效应	有	有	有
R^2	0.142	0.146	0.006
观测值	59,551	66,685	34,032

表 5 剔除进口资本品行业、控制外国消费者价格指数以及差分回归方程

注: 同基准回归, 回归 (1) - (3) 还控制了其它企业层面特征变量。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著, 括号内数值为回归系数的标准误。

此外, 本文还进一步考虑了差分回归模型。由式 (20) 本文考虑以下差分回归方程,

$$\Delta \ln(FVAR_{it}^{pe}) = \beta_1 \Delta \ln(NEER_{it}) + \beta_2 X_{it} + \alpha_i + \rho_t + \zeta_{it}, \quad \beta_1 < 0$$

由表 5 回归 (3), 按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数差分值的回归系数也显著为负, 但数值变小。若按初始年进口份额加权的名义有效汇率的增长率提高 1 个百分点, 则加工贸易企业国外附加值比的增长率约降低 0.028 个百分点。

(四) 内生性

尽管本文采用按企业样本初年的进口份额加权的名义有效汇率, 但依然可能存在内生性问题。国内附加值比较高的企业往往规模更大、生产率更高、出口更多、外汇风险暴露

¹ 尽管其它 CIC-2 行业也存在进口资本品问题, 但 36 和 37 这两个行业的进口资本品现象最为突出。

度也相对更大,因而更有动机游说政府以寻求汇率政策优惠。表 6 回归 (1) - (4) 采用面板工具变量回归方法,将按初始年进口份额加权的 M1、M2 及其增长率作为企业层面名义有效汇率的工具变量,并控制了时间和企业层面固定效应。由回归 (1) - (4),按初始年进口份额加权的名义有效汇率对数的回归系数均在 1%水平上显著为负,且数值均远大于基准回归中的相应值。

表 6 还汇报了内生性检验、识别不足检验 (Kleibergen-Paap rank LM Chi2 统计值)、弱工具变量检验 (Kleibergen-Paap rank Wald F 统计值) 和过度识别检验 (Hansen J 统计值) 的结果。值得说明的是,列 (1) - (4) 均通过了内生性检验,且其一阶段回归系数均显著。同时 Kleibergen-Paap rank LM Chi2 统计值均显著大于 1%显著度水平上的临界值,故工具变量和内生变量显著相关,不存在识别不足的问题。列 (1) - (4) 的 Kleibergen-Paap rank Wald F 统计值均远超过 Baum et al. (2007) 给出的经验临界值 10,因而亦不存在弱工具变量的问题。然而,回归 (1) 并未通过过度识别检验。但采用 M1 和 M2 增长率作为名义有效汇率的工具变量则不存在这方面的问题。综上,工具变量回归结果表明按初始年进口份额加权的名义有效汇率对加工贸易企业的国外 (内) 附加值比存在显著的负 (正) 向影响。

因变量: ln(国外附加值比)	全部加工贸易企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(按初始年进口份额加权的名义有效汇率)	-0.409*** (0.034)	-1.105*** (0.174)	-1.748*** (0.319)	-1.174*** (0.182)
时间固定效应	有	有	有	有
企业层面固定效应	有	有	有	有
观测值	67,011	45,502	49,841	49,922
第一阶段回归				
IV1: ln(按初始年进口份额加权的 M1)	-0.152*** (0.007)			
IV2: ln(按初始年进口份额加权的 M2)	0.119*** (0.006)			
IV3: ln(按初始年进口份额加权的 M1 增长率)		-0.007*** (0.003)	-0.020*** (0.003)	
IV4: ln(按初始年进口份额加权的 M2 增长率)		-0.048*** (0.006)		-0.050*** (0.006)
内生性检验	128***	68.6***	60.2***	77.5***
Kleibergen-Paap rank LM Chi2	581***	73.4***	49.6***	72.7***
Kleibergen-Paap rank Wald F	424	38.3	50.5	74.5
Hansen J	63.5***	1.74	-	-

表 6 工具变量回归结果

注: 回归 (1) - (4) 均采用面板数据工具变量回归方法,并控制其它企业层面特征变量及企业和时间层面固定效应。*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著,括号内数值为回归系数的标准误。

六、影响的经济维度和机制

（一）经济显著性

尽管前文中所有回归的因变量均为国外附加值比，但本文更关心的是人民币汇率变动所引起的本国加工贸易企业国内附加值比的变动。由式(22)可知：

$$\frac{\Delta DVAR}{DVAR} \equiv \frac{\Delta DVAR}{FVAR} \frac{FVAR}{DVAR} = - \frac{\Delta FVAR}{FVAR} \frac{FVAR}{DVAR}$$

由表 1 可知 $FVAR/DVAR=0.42/0.58 \approx 0.724$ ，而从表 2 列（3）可知 $\Delta FVAR/FVAR = -0.08\Delta NEER/NEER$ 。所以，基于 2000-2009 年样本均值，按初始年进口份额加权的名义有效汇率每提高 10%（即本币贬值 10%），加工贸易企业国内附加值比平均将提高 0.58%（因为 $0.8\% \times 0.724 \approx 0.58\%$ ）。由于本币贬值 10% 加工贸易企业的国内附加值比平均提高 0.58%，而在 2002-2006 年样本期间按初始年进口份额加权的名义有效汇率平均贬值了 15.2%，故国内附加值比平均提高了 0.88%。同时，2002-2006 年我国加工贸易企业国内附加值比平均提高 6.4%（Kee and Tang, 2016），这表明按初始年进口份额加权的名义有效汇率贬值贡献了该期加工贸易企业国内附加值比的 13.8%¹。此外，若采用工具变量的回归系数，则名义有效汇率贬值 10% 加工贸易的国内附加值比将平均提高 8.0%。综上所述，本文的发现不仅在统计意义上显著，在经济意义上也较为显著。

（二）影响机制探讨

式（18）表明，汇率变动通过两条渠道影响加工贸易企业的国内附加值。首先，给定其它要素不变，汇率变动通过改变进口中间品以目的国货币衡量的相对价格，直接影响企业对进口和国内中间品的配置，进而带来国内附加值比的变化。其次，汇率变动还将影响本国出口企业的进入退出决策和定价策略，改变其出口的成本加成，进而影响其国内附加值比。本文根据 De Loecker and Warzynski（2012）²和 Akerberg et al.（2015）测算了 2000-2006 年我国加工贸易企业的成本加成³。由式（18），我们通过两步回归法来识别汇率变动

¹ 2000-2001 期间，我国完成入世谈判，成功加入 WTO。入世会对企业出口的国内附加值比产生较大影响。因而在分析汇率变动的经济意义时我们从 2002 年开始。事实上，如果考虑入世期间样本，汇率变动依然可以解释加工贸易企业国内附加值比变动的 6.8%。实证回归中通过时间虚拟变量控制了这一冲击的影响，因而回归系数的估计并不受影响。

² 在估计企业的成本加成时，企业的资本投入根据 Brandt et al.（2012）的方法估算。

³ 加工贸易企业生产的产品只能出口而不能内销。因此其企业层面成本加成也即其出口的成本加成。成本加成的详细估计方法详见附件。此外，由于 07 年之后的数据并未提供企业中间投入和附加值，故无法估

通过成本加成渠道影响加工贸易企业的国内附加值比。首先，估计汇率变动对加工贸易企业成本加成的影响，考虑如下对数线性回归方程式：

$$\ln(1 + \mu_{it}^x) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(NEER_{it}^{\delta-1}) + \gamma_2 X_{it} + \iota_i + \nu_t + \psi_{it} \quad (23)$$

其中， ι_i 、 ν_t 和 ψ_{it} 分别为企业层面固定效应、时间层面固定效应和异质性冲击。其次，将第一步估计的拟合值代入到式（19）中，并考虑和式（20）类似的回归方程式

$$\ln(FVAR_{it}^{pc}) = \delta_0 + \delta_1 \ln(1 + \mu_{it}^x) + \delta_2 X_{it} + \alpha_i + \rho_t + \zeta_{it} \quad (24)$$

其中 $\ln(1 + \mu_{it}^x)$ 为出口成本加成对数的拟合值。 δ_1 为出口成本加成对数拟合值的回归系数，当回归结果显示 δ_1 取负值时，即验证了理论公式（19）的预期。

表7回归（1）和（2）汇报了两步回归法的回归结果。表7回归（1）考察了名义有效汇率对企业成本加成的影响。在控制了劳动生产率、企业退出虚拟变量、企业所有制类型虚拟变量、企业规模等变量后，名义有效汇率提高10%，则加工贸易企业的成本加成提高0.97%。但随着企业劳动生产率的提高，名义有效汇率对成本加成的影响则有所下降¹。由于样本期间，加工贸易企业的劳动生产率对数的平均值为4.822。由此可以估算，名义有效汇率提高10%，加工贸易企业的成本加成平均提高0.247%（0.97%-0.15%×4.822）。表7回归（2）将回归（1）得到的成本加成对数的拟合值代入式（24）进行回归，同时控制回归（1）中除汇率外所有会影响成本加成的因素。因而回归（2）中成本加成拟合值的回归系数反映了汇率变动通过成本加成对国外附加值比产生的影响。由回归（2），成本加成的拟合值提高10%则国外附加值比降低13.9%。由此可估计，名义有效汇率贬值10%，则其通过成本加成渠道使得国外附加值降低0.343%（0.247%×1.390）。

表7回归（3）和（4）则是采用2000-2006年的加工贸易企业样本，检验了按初始年进口份额加权的名义有效汇率对企业国外附加值比的整体影响。由表7，按初始年进口份额加权的名义有效汇率提高依然会导致加工贸易企业的国外附加值比显著下降。回归（3）表明名义有效汇率提高10%，则国外附加值比下降0.93%。故此时成本加成渠道约解释了汇率变动影响国外附加值比的36.9%（0.343%/0.93%）。回归（4）则是在回归（3）的基础上

计企业的全要素生产率和成本加成。因而在验证影响机制时，本文仅采用了2000-2006年的数据。

¹ 尽管也有文献指出面临汇率贬值时，生产率较高的企业提高其出口成本加成的幅度也较大。但对中国加工贸易企业的研究并没有得出这样的结论，且已有不少研究发现加工贸易企业存在生产率悖论。

还控制了名义有效汇率对数和劳动生产率对数的交互项,此时名义有效汇率对数的回归系数略微变大,且仍在 1%水平上显著。由回归(4),成本加成渠道依然解释了汇率贬值带来国外附加值比变动的 27.7% (0.343%/1.24%)¹。综上所述,成本加成渠道约解释了汇率变动带来加工贸易企业国外附加值比变动的 1/3 (27.7%和 36.9%的均值)。

根据 Feenstra (2010), 1/3 的影响水平已经是一个较大程度且十分重要的影响。Feenstra (2010) 发现企业的外包行为约解释了 1979-1990 年美国制造业技术工人相对工资上涨的 25%。他认为如果忽略了外包行为的影响则不能全面并充分认识 1980 年代美国技术工人相对工资上涨的事实。同样,尽管成本加成渠道仅约解释了汇率变动带来加工贸易企业国外附加值比变动的 1/3,但如果忽略了成本加成渠道的影响则难以全面并充分地理解本币贬值引起国内附加值比提升的具体渠道和内涵。

因变量	(1) ln (价格加成)	(2) ln (国外附加值比)	(3)	(4)
ln (按初始年进口份额加权的 名义有效汇率)	0.097** (0.041)		-0.093*** (0.020)	-0.124*** (0.029)
ln (成本加成) 的拟合值		1.390*** (0.440)		
ln (按初始年进口份额加权的 名义有效汇率) × ln (劳动生产率)	-0.015* (0.008)			0.007 (0.004)
时间层面固定效应	有	有	有	有
企业层面固定效应	有	有	有	有
观测值	21,914	21,914	30,150	30,150
R ²	0.052	0.081	0.088	0.088

表 7 影响机制

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著,括号内数值为回归系数的标准误。

(三) 影响机制的稳健性检验

考虑到间接进口、进口资本品等方面因素的影响,本文对汇率变动影响加工贸易企业国内附加值比的影响机制也进行了稳健性检验。回归方法和前文“影响机制”章节类似,但受篇幅限制这里仅汇报第一和第二阶段主要变量的回归系数。表 8 中所有回归均控制了其它影响因素、时间和企业层面固定效应。回归(1)、(2)、(4)一阶段回归均控制的是名义有效汇率,而回归(3)控制的则是实际有效汇率。首先,回归(1)考察了纯加工贸易企

¹ 由于名义有效汇率和劳动生产率交互项的回归系数并不显著,所以在估算回归(4)中名义有效汇率对国外附加值的整体影响时,并未考虑这一因素。如若考虑,则成本加成渠道的解释力度将进一步增大。

业样本的回归情况。名义有效汇率对加工贸易企业的成本加成依然有显著的正向影响，但成本加成对数拟合值在第二阶段的回归系数尽管为负但并不显著。其次，回归（2）则考察了限定加工贸易企业的国内附加值比低于同行业一般贸易企业净出口占总出口比值的中位数的情况。此时，成本加成对数拟合值的回归系数显著为负。最后，回归（3）考察了采用企业层面实际有效汇率进行回归的情况，而回归（4）则剔除了进口资本品较为显著的行业。二者得到的回归结果均和表 7 回归（1）和（2）基本一致——名义有效汇率增加和加工贸易企业的成本加成提升正向相关，而成本加成的上升又会带来其国外（内）附加值比的显著下降（上升）。综上，在考察了纯加工贸易企业、剔除间接进口等四方面稳健性检验后，汇率变动对加工贸易企业国内附加值比的两个影响渠道依然显著存在¹。

自变量		(1) 纯加工贸易 企业	(2) 剔除间接进 口企业	(3) 实际有效 汇率	(4) 剔除进口资 本品行业
第一阶 段回归	ln（按初始年进口份额加权的名义 或实际有效汇率）	0.117* (0.068)	0.041 (0.055)	0.093** (0.042)	0.053 (0.048)
	ln（按初始年进口份额加权的名义 或实际有效汇率）×ln（劳动生产 率）	-0.024* (0.013)	-0.006 (0.011)	-0.015* (0.008)	-0.009 (0.009)
第二阶 段回归	ln（成本加成）的拟合值	-0.338 (0.296)	-1.210*** (0.427)	-1.244*** (0.312)	-2.188*** (0.586)

表 8 影响机制的稳健性检验

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著，括号内数值为回归系数的标准误。

七、结论

本文拓展了 Rodríguez-López（2011）和 Kee and Tang（2016）的研究，建立了汇率变动影响加工贸易企业国内附加值比的理论模型，并运用中国企业层面数据进行验证。汇率变动通过两个渠道影响本国加工贸易企业的国内附加值比：第一、给定其它要素不变，汇率变动通过改变进口中间品相对价格，影响企业对进口和国内中间品的配置，进而改变其国内附加值比；第二、汇率变动影响出口企业的进入退出和定价策略，并通过出口企业的平均生产效率影响加工贸易企业的出口成本加成和国内附加值比。中国企业层面数据验证了本币贬值对加工贸易企业国内附加值和国内附加值比的正向影响。2002-2006 年，按初始年进口份额加权的名义有效汇率平均贬值 15.2%，解释了加工贸易企业国内附加值比增加

¹ 值得说明的是，表 8 中部分变量的回归系数并不是十分显著（部分 t 值已经十分接近 10%显著度水平下的临界值），这可能是因为 2000-2006 年仅有两万个成本加成数据的观测值，在额外控制其它约束后，回归样本数量减少了一半以上。

的 13.8%。文章还用企业数据验证了汇率变动对加工贸易企业国内附加值比影响的两条渠道，并得到了有利的实证支持。最后，在考虑了纯加工贸易企业、其它企业层面名义有效汇率衡量方法及内生性等方面因素的影响后，汇率变动对国内附加值比及其两个影响渠道依然显著存在。

国内附加值比重的提升表明我国企业能够负责更多的生产阶段，且国内中间投入品的相对竞争力增强。而本文的研究表明了汇率贬值能够从两个渠道促进我国加工贸易企业国内附加值比重的提升。尤其重要的是，企业会自主地根据汇率变动来调整自己的定价策略，从而尽可能地降低汇率变动对企业利润的冲击。这意味着企业自身会消化一部分贸易政策对其盈利水平的影响，并在面对政策冲击时表现地更加灵活。因而，政府在制定贸易政策时需要考虑到企业的这种主观能动性，在调整汇率政策时采取较为审慎的态度，充分考虑政策对企业行为的影响，最终利用适当的政策引导企业对国内和进口中间品的配置，并促进企业竞争力和盈利能力的提升。我国当前正处在经济结构转型的重要时期，如果能够合理利用全球价值链，充分发挥后发优势，同时配以适当的宏观和产业政策，增加对国内中间品的需求，扩大出口产品的竞争优势，就可能能够提高企业的利润率和出口的国内附加值，实现经济的稳定快速增长。

参考文献

- [1] Akerberg, D. A., Caves, K., and Frazer, G., “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 2015, 83, 2411-2451.
- [2] Alvarez, Fernando, and Robert E. Lucas Jr., “General Equilibrium Analysis of The Eaton–Kortum Model of International Trade”, *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54, 1726-1768.
- [3] Bergin, Paul R., Robert C. Feenstra, and Gordon H. Hanson, “Offshoring and Volatility: Evidence from Mexico's Maquiladora Industry”, *American Economic Review*, 2009, 99, 1664-1671.
- [4] Berman, Nicolas, Philippe Martin, and Thierry Mayer, “How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?”, *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127, 437-492.
- [5] Brandt, L, Van Biesebroeck J, and Zhang Y, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97, 339-351.
- [6] Baum, C. F., M. E. Schaffer, and S. Stillman, “Enhanced Routines for Instrumental Variables/GMM Estimation and Testing”, *Stata Journal*, 2007, 7(4), 465-506.
- [7] Campa, Jose Manuel, and Linda S. Goldberg, “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices”, *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87, 679-690.
- [8] 戴觅、徐建炜、施炳展, “人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据”, 《管理世界》, 2013 年第 11 期, 第 14-27 页。
- [9] 戴觅、余淼杰、Madhura Maitra, “中国出口企业生产率之谜: 加工贸易的作用”, 《经济学 (季刊)》, 2014 年第 2 期, 第 675-698 页。
- [10] De Loecker, Jan, and Frederic Warzynski, “Markups and Firm-level Export Status”, *American Economic Review*, 2012, 102, 2437-2471.
- [11] Feenstra, Robert C., Offshoring in The Global Economy: Microeconomic Structure and Macroeconomic Implications. Cambridge, MA: Mit Press, 2010.
- [12] Feenstra, Robert C., and Shang-Jin Wei, Introduction to “China’s Growing Role in World Trade”, 2009, *National Bureau of Economic Research Working paper* 14716.
- [13] Gereffi, Gary, and Olga Memedovic, *The Global Apparel Value Chain: What Prospects for Upgrading by Developing Countries*, 2003, Vienna: United Nations Industrial Development Organization.
- [14] Gopinath, Gita, and Roberto Rigobon, “Sticky Borders,” *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123, 531–575.

- [15] Hummels, David, Jun Ishii, and Kei-Mu Yi, "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade", *Journal of International Economics*, 2001, 54, 75-96.
- [16] Johnson, Robert C., and Guillermo Noguera, "Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added", *Journal of International Economics*, 2012, 86, 224-236.
- [17] Kee, Hiau Looi, and Heiwai Tang, "Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China", *American Economic Review*, 2016, 106.6, 1402-1436.
- [18] Koopman, Robert, Zhi Wang and Shang-Jin Wei, "How Much of Chinese Exports Is Really Made in China? Assessing Domestic Value-added When Processing Trade is Pervasive", *Journal of Development Economics*, 2012, 99, 178-189
- [19] Koopman, Robert, Zhi Wang and Shang-Jin Wei, "Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports", *American Economic Review*, 2014, 104, 459-494.
- [20] 刘尧成、周继忠、徐晓萍, "人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响", 《经济研究》, 2010 年第 5 期, 第 32-40 页。
- [21] 卢向前、戴国强, "人民币实际汇率波动对我国进出口的影响: 1994—2003", 《经济研究》, 2005 年第 5 期, 第 31-39 页。
- [22] Melitz, Marc J., "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71, 1695-1725.
- [23] Rodríguez-López, José Antonio, "Prices and Exchange Rates: A Theory of Disconnect", *Review of Economic Studies*, 2011, 78, 1135-1177.
- [24] 田巍、余淼杰, "中间品贸易自由化和企业研发: 基于中国数据的实证分析", 《世界经济》, 2014 年第 6 期, 第 90-112 页。
- [25] United Nations Industrial Development Organization, *Industrial Development Report: Sustaining Employment Growth: The Role of Manufacturing and Structural Change*, 2013.
- [26] Wang, Zhi, and Shang-Jin Wei, "What Accounts For The Rising Sophistication of China's Exports?", 2008, *National Bureau of Economic Research Working Paper* 13771.
- [27] Xing, Yuqing, "Processing Trade, Exchange Rates and China's Bilateral Trade Balances", *Journal of Asian Economics*, 2012, 23, 540-547.
- [28] 余淼杰, "加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据", 《经济学 (季刊)》, 2011 年第 4 期, 第 1251-1280 页。

[29] 余淼杰、王雅琦，“人民币汇率变动与企业出口产品决策”，《金融研究》，2015 年第 4 期，第 19-33 页。

附录 成本加成的度量

(一) 生产函数中的参数估计

根据 De Loecker and Warzynski (2012) 和 Akerberg et al. (2015), 本文采用如下方法估计加工贸易企业的出口成本加成。首先, 考虑柯布-道格拉斯生产函数

$$\ln Q_{it} = \alpha_l \ln l_{it} + \alpha_k \ln k_{it} + \alpha_m \ln m_{it} + \ln \varphi_{it} + \vartheta_{it} \quad (\text{A.1})$$

其中 $\ln Q_{it}$ 为企业 i 在 t 时期观测到的产出的对数。 $\ln l_{it}$, $\ln k_{it}$, $\ln m_{it}$ 则分别为其在 t 期的劳动、资本和中间品投入的对数。 $\ln \varphi_{it}$ 为其全要素生产率的对数, ϑ_{it} 为真实产出和观测到的产出数据间的测量误差。

第一步, 估计期望产出和测量误差。考虑企业的全要素生产率是其投资 i_{it} 、资本存量 k_{it} 和其它企业层面特征变量 z_{it} 的函数。即

$$\ln \varphi_{it} = h(\ln i_{it}, \ln k_{it}, z_{it}) \quad (\text{A.2})$$

将式 (A.2) 代入式 (A.1), 令

$$\varphi_{it} = \alpha_l \ln l_{it} + \alpha_k \ln k_{it} + \alpha_m \ln m_{it} + h(\ln i_{it}, \ln k_{it}, z_{it}) \quad (\text{A.3})$$

将式 (A.3) 代入式 (A.1), $\ln Q_{it} = \varphi_{it}(\ln l_{it}, \ln k_{it}, \ln m_{it}, z_{it}) + \vartheta_{it}$ 。采用四阶多项式对 $h(\bullet)$ 函数进行拟合, 再用普通最小二乘方法对式 (A.1) 进行估计, 得到期望产出值和回归残差。并将回归残差作为企业产出的测量误差估计值。值得一提的是, 我们参考 Brandt et al.

(2012), 采用永续盘存法来计算企业的资本存量。

第二步, 根据企业全要素生产率的变化规律, 估计产出方程的所有参数。给定 α_l 、 α_k 、 α_m , 则企业 i 在 t 期的全要素生产率为 $\ln \varphi_{it}(\alpha) = \Phi_{it} - \alpha_l \ln l_{it} - \alpha_k \ln k_{it} - \alpha_m \ln m_{it}$ 。假设企业 t 期的全要素生产率和其 $t-1$ 期的生产率满足如下的函数关系,

$$\ln \varphi_{it} = g_t(\ln \varphi_{it-1}) + \xi_{it} \quad (\text{A.4})$$

ξ_{it} 为 t 期企业 i 的生产率面临的异质性冲击, 且它与滞后一期的劳动和中间品投入、以及当期的资本投入无关。即

$$E \left(\xi_{it}(\alpha) \begin{pmatrix} \ln l_{it-1} \\ \ln k_{it} \\ \ln m_{it-1} \end{pmatrix} \right) = 0 \quad (\text{A.5})$$

根据式 (A.5) 提供的矩条件, 我们采用标准 GMM 方法来估计生产方程的参数。同时, 由 Bootstrap 方法获得各个参数的标准误。

(二) 成本加成

考虑到观测到的产出数据和真实产出存在测量误差, 假设观测到的产出数据和真实产出满足 $\ln Q_{it} = \ln y_{it} + \nu_{it}$ 。企业 i 在 t 期最小化生产成本, 考虑如下拉格朗日方程,

$$L(l_{it}, m_{it}k_{it}, \lambda_{it}) = w_t l_{it} + p_t^M m_{it} + r_t k_{it} + \lambda_{it} (y_{it} - y_{it}(\square)) \quad (\text{A.6})$$

其中 w_t 、 p_t^M 和 r_t 分别为工资、中间投入品价格和资本的租金。 λ_{it} 为拉格朗日乘子。 $y_{it}(\bullet)$ 为产出函数。由一阶条件可得,

$$\frac{\partial L}{\partial l_{it}} = w_t - \lambda_{it} \frac{\partial y_{it}(\square)}{\partial l_{it}} = 0 \quad (\text{A.7})$$

对 (A.7) 式变形可得,

$$\frac{\partial y_{it}(\square)}{\partial l_{it}} \frac{l_{it}}{y_{it}(\square)} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{w_t l_{it}}{y_{it}(\square)} \quad (\text{A.8})$$

由于 $\lambda_{it} = \partial L / \partial y_{it}$, 即成本最小化命题中拉格朗日乘子的经济含义为给定产出水平下的边际成本。将该条件代入式 (A.8) 可得,

$$\begin{aligned} \frac{\partial y_{it}(\square)}{\partial l_{it}} \frac{l_{it}}{y_{it}(\square)} &= \frac{p_t}{\lambda_{it}} \frac{w_t l_{it}}{p_t y_{it}(\square)} = (1 + \mu_{it}) \frac{w_t l_{it}}{p_t y_{it}(\square)} \\ 1 + \mu_{it} &= \frac{\partial y_{it}(\square)}{\partial l_{it}} \frac{l_{it}}{y_{it}(\square)} \bigg/ \frac{w_t l_{it}}{p_t y_{it}(\square)} = \alpha_l \bigg/ \frac{w_t l_{it}}{p_t Q_{it}(\square) / e^{\eta_{it}}} \end{aligned} \quad (\text{A.9})$$

即企业 i 在 t 期的成本加成为其产出的劳动弹性和劳动产出份额的比值。

将生产函数参数的估计值和回归残差代入式 (A.9), 可得成本加成的估计值。值得一提的是, 考虑到行业异质性, 不同行业生产函数的参数可能不同, 因而需要分行业估计。

RMB Exchange Rate and Domestic Value-added in Processing Exports:

Theory and Evidence

Miaojie Yu Xiaomin Cui

Abstract: This paper studies the effect of exchange rate movements on processing exports' domestic value-added ratios (DVARs, afterward) theoretically and empirically. First, home currency depreciation leads to an increase in DVAR through affecting each firm's allocation on imported and domestic intermediate goods. Second, it also changes the pricing strategy of exporters and results in higher price markups and DVARs of processing firms. We use Chinese firm-level production data and product-level trade transaction data to test theoretical expectations and find processing firms' DVARs would increase significantly through these two channels in response to firm-level nominal effective exchange rate depreciation.

Key Words: RMB exchange rate, processing trade, domestic value-added

中国金融系统性风险：主要来源、防范路径与潜在影响

魏伟¹ 陈骁² 张明³

【摘要】防范系统性金融风险是 2018 年政府经济工作的重中之重。当前中国系统性金融风险主要来源于三个方面：房地产风险、地方债风险和影子银行风险，三者又因为相互交织而错综复杂。房地产价格的下行可能对银行资产负债表、居民部门加杠杆、地方政府收入，以及经济增长造成负面冲击；地方债风险主要表现在政府隐性担保及债务置换背后隐忧仍存，PPP 浪潮及棚改又进一步加大了地方政府债务压力；影子银行体系规模的持续扩张，推升了金融系统的整体风险，造成短期流动性风险突出，中长期信用风险凸显。针对三大领域的系统性风险防范：房地产方面，短期仍维持调控政策收紧供需以稳住房价，但从长期看应当租购并举、开征房地产税及增加土地供给；地方债方面，短期致力于限制和规范地方政府举债，但长期应当纠正中央与地方财权事权的错配；影子银行方面，当前风险已得到一定程度释放，未来应通过功能监管与行为监管，加强表外业务监控，实施穿透式监管，并彻底打破刚性兑付现象。总体而言，防范系统性风险的举措将对宏观经济及金融市场产生短期的负面冲击，但同时也将带来新的业务发展机遇。

【关键词】系统性风险，金融监管，房地产，地方债，影子银行

一、引言

近年来，中国金融体系呈现快速扩张的态势，伴随着实体经济增速的不断下行，资金脱实向虚及金融空转的现象严重，风险在金融体系内部及实体经济运行的各个方面逐渐积累。

中国金融业本轮快速增长发端于 2012 年开启的金融自由化进程，以当年券商创新大会为标志，金融业形成了监管相对宽松、鼓励金融创新的发展氛围。在这个过程中，金融业增加值增速大幅提升，超过了工业增加值代表的实体经济增速；金融业增加值对 GDP 的贡

¹ 魏伟，北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生；

² 陈骁均，北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生；

³ 张明，中国人民大学国际货币研究所特约研究员；

献达到了空前水平，甚至超过房地产业占 GDP 的比重；各类金融机构的资产负债表急剧膨胀，包括银行理财、信托、公募和私募基金、券商资管、以万能险为代表的保险资管等产品规模都快速增大；商业银行还出现了总资产的快速增长与资产利润率的持续下滑并存的情况，这意味着银行盈利压力的上升与经营风险的增强。

但是，金融业的快速发展与实体经济增速的不断下行并不相匹配。尽管 2016 年四季度以来中国经济出现了小幅回暖，但却带有明显的需求端政策刺激与供给端行政性压缩的特征，表示经济增长效率的指标并未出现显著改善。一方面，需求端的改善仍然依靠传统动能：宽松的货币政策叠加房地产调控政策的放松，驱动了新一轮房价泡沫的高企；积极的财政政策与地方政府债务的扩张，支撑基建投资增速长期维持在两位数的高位。另一方面，供给端的结构性改革推动过剩行业去产能，大幅提升了上游大宗原料价格，改善大型国有企业盈利水平的同时，却使得中小企业的境况举步维艰，而这些结构性问题可能被规模以上宏观经济数据的平稳走势所掩盖。与此同时，表征经济增长效率的实体投资回报率、劳动生产率、全要素生产率等指标仍处于下行区间，意味着中国经济增长效率没有得到改善。

而中国经济整体的宏观杠杆指标近年来在不断攀升。一是信贷增速显著超过 GDP 增速，这既意味着经济整体杠杆率的上升，也意味着信贷质量的显著下滑；二是中国 M2/GDP 的比例处于历史高位，到 2016 年底已升至 208%，远远高于美国的 71% 以及巴西的 28%，甚至超过日本的 178%；三是中国私人非金融部门信贷/GDP 高于全球主要经济体，到 2016 年底为 210.6%，远远高于日本 158%，美国 152%，欧元区 162.9%，而新兴经济体的代表巴西和印度仅为 66.4% 和 56.8%。四是从社科院公布的中国全社会杠杆率来看，截至 2016 年政府、居民、金融机构、企业四部门杠杆率总和已升至 257% 的历史高位。

与此同时，外围经济环境的变动也使得中国的系统性金融风险看起来更加危险。2017 年以来，美国经济回暖带动全球经济协同复苏，美联储进入加息周期的同时，各国也逐渐开启了货币政策正常化的节奏，全球正在步入从 08 年金融危机之后的流动性泛滥到收敛的拐点。在这样的大背景下，如果中国货币政策被迫过度收紧而带来流动性的快速枯竭，对于杠杆率已如此之高的中国经济和金融体系来说，无疑是巨大的冲击。

正是考虑到上述情况，中国政府及监管部门 2017 年在维持货币政策中性偏紧的基础上，通过金融强监管的措施推进金融部门内部的去杠杆进程，并且已经初见成效。而从近期国家政策的导向来看，“防风险”无疑仍然是 2018 年政府经济工作的重中之重。2017 年 8 月召

开的全国金融工作会议，提出金融工作“三大任务”分别是：服务实体经济、防控金融风险、深化金融改革。2017 年 10 月党的十九大报告和 12 月中央经济工作会议，均强调了未来 3 年要坚决打好“三大攻坚战”：防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治。可见“防风险”在近年来中国经济及金融工作中的重要地位。

那么，当前中国仍然面临哪些主要的系统性风险？如何有效防范与化解这些风险的暴露？防风险的具体政策路径如何，并将对经济与金融市场带来什么样的影响？这是本文将重点探讨的内容。

二、当前中国系统性金融风险的主要来源

中国当前面临的系统性金融风险主要来源于三个方面：房地产风险、地方债风险和影子银行风险，三者又因为相互交织而错综复杂。

（一）房地产相关的金融风险

房地产行业所蕴含的风险可能表现在以下几个方面：

第一，房地产价格下行可能对商业银行的资产负债表造成冲击。涉房贷款将房地产行业与银行业深度捆绑起来，目前银行与房地产相关的贷款主要包括三种类型：一是房地产行业本身的贷款，包括房地产开发商贷款与居民住房抵押贷款；二是地方政府融资平台以房地产作为抵押获得的贷款；三是企业以房地产作为抵押获得的贷款。据平安证券宏观组测算，截至 2017 年上半年，商业银行涉房贷款总规模约 43.3 万亿元，占总贷款余额的 37.8%，占银行总资产的 25.5%¹。由此可见，一旦房价出现大规模下跌，接近四成的银行贷款都将受到关联影响：企业与居民贷款违约的风险、抵押品价值的缩水，将对银行资产负债表形成较大幅度的负面冲击。

第二，房地产价格下行可能对居民部门加杠杆的行为造成冲击。随着本轮房地产价格的上行与商品房销售市场的火爆，住房按揭贷款规模迅速膨胀，近年来居民部门杠杆率出现了快速攀升。尽管截至 2016 年底的居民部门总债务/GDP 比重仍在 40%左右，大大低于美国 80%、日本 60%左右的水平，但是居民部门债务/可支配收入的比重已经接近 90%，与美国的水平大体相当；不仅如此，中国居民贷款/存款的比重近年来大幅上升，2016 年全年

¹ 平安证券研究所宏观组，中国房地产深度研究报告之三-房价下行是否会引爆银行业危机？——涉房贷款估算与银行压力测试，2017.9.18

居民新增贷款规模首次超过了新增存款规模，意味着 2016 年居民部门净储蓄为负。这些数据都说明，居民部门杠杆快速上升的情况值得警惕。从海外的经验来看，美国 08 年次贷危机就是肇始于居民部门杠杆的崩塌；而从国内的历史来看，中国政府具备丰富的处理企业部门违约的经验，但缺乏处理居民部门大规模违约的经历。一旦房价大幅下跌引发居民部门贷款违约风险暴露，政府在“救”与“不救”之间将面临两难的权衡：政府不出手救援则可能由于居民大面积违约而引发系统性风险甚至社会动荡问题；政府出手救援则意味着这是在鼓励居民加高杠杆买房的行为。

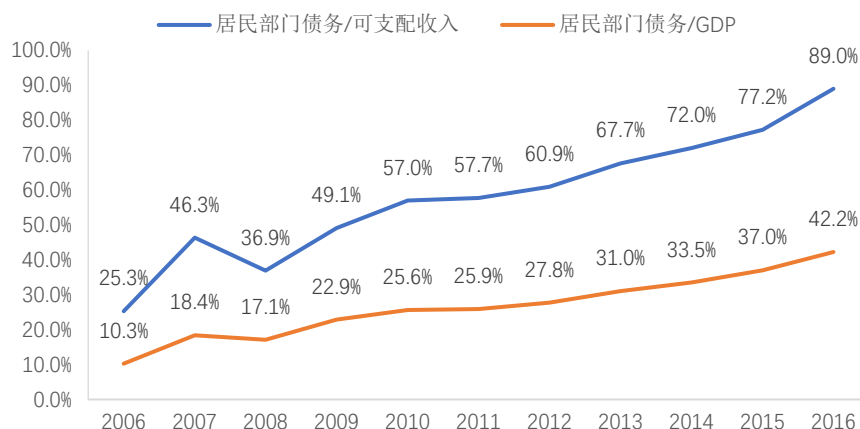


图 1 居民部门杠杆率快速上升

数据来源：Wind

第三，房地产行业低迷使得地方政府“土地财政”遭受冲击。众所周知，90 年代分税制改革之后，地方政府预算内收入大幅减少；与此同时，商品房市场的兴起使得土地出让金收入成为地方政府预算外收入的重要来源。如果当前的房地产调控政策继续维持，房地产行业销售与投资的低迷将带来土地成交量和成交价格下行，土地出让金收入增速下降，这对于地方政府预算外收入及其融资能力将造成较大冲击。

第四，房地产及相关产业链的弱势将对中国经济增长造成拖累。房地产作为拉动中国经济增长的传统动能，一旦进入持续下行周期，对其行业本身以及相关产业链的负面影响都是不言而喻的。从需求端来看，房地产开发投资在固定资产投资规模中占比 1/4 左右，其增速的下行将大大拖累固定资产投资增长；而房地产相关消费在社零总额中占比约 10% 左右，其疲弱的态势也将影响名义消费的增长。从生产端来看，房地产行业一旦表现不振，将影响行业上游相关钢铁、水泥、玻璃、有色等行业，以及下游建筑建材、家具、家电等行业的生产。

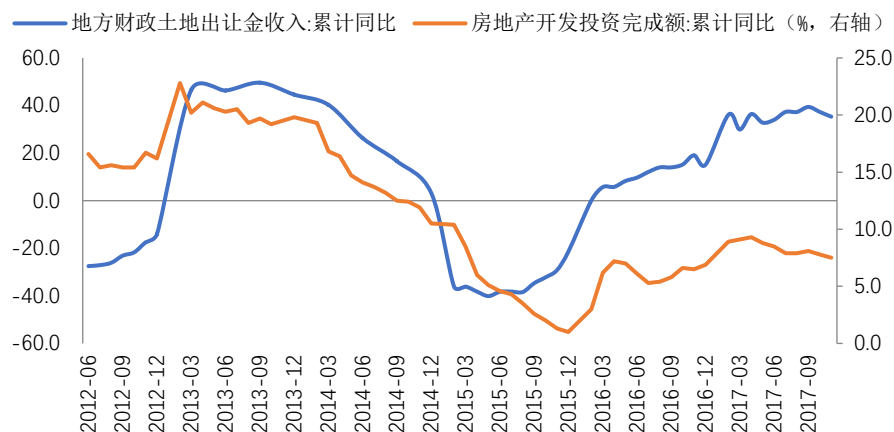


图2 土地出让金收入增速与房地产开发投资增速走势一致

数据来源: Wind

(二) 地方政府债务相关的金融风险

相对于房地产风险的显性化, 地方政府债务问题由于统计数据的不完备, 其中蕴含的风险可能并没有这样显而易见, 但我们仍然可以通过以下几个方面窥见一斑。

第一, 地方债隐性担保问题尚未完全解决。地方融资平台债务(平台债/城投债)长期以来被计入企业债范畴, 但其背后实际存在政府的隐性担保。财政部于2013年启动了地方政府债务清理甄别并修改预算法, 明确规定2015年后的新发平台债不属于地方政府债务。但目前, 市场对于平台债仍然存在着一定的政府隐性担保预期; 同时, 也仍有个别地方政府继续通过融资平台公司违规举债, 其中的风险不容忽视。

第二, 本轮PPP浪潮带动地方债快速增长。在政府的大力推动之下, 2016年以来PPP项目在各地蓬勃兴起, 项目数量及投资规模持续上升: 截至2017年10月, 财政部PPP项目总入库数14000个, 总投资额17.7万亿元。但是, 我们认为本轮PPP浪潮的背后可能蕴含着政府信用背书的高杠杆风险。一方面, 从PPP项目的区域分布来看, 当前入库的14000个项目当中, 上海4个, 北京87个, 重庆76个, 广东175个; 与此形成鲜明对比的是, 贵州1832个, 新疆1299个, 四川1169个, 内蒙古988个。各省市之间PPP项目分布数量悬殊, 其中经济相对落后、债务压力本身较大的省份反而大规模批复和发展PPP项目, 这不得不令人推测, 一些省份PPP项目数量“井喷”的背后恐怕存在着不小的泡沫。另一方面, 我们根据214个已披露SPV股权架构的项目计算, 典型的PPP国家示范项目中, 政府、社会资本、债务融资(银行贷款)的比重分别为4.7%、11.6%和83.7%, 而PPP项目的银行贷款无疑存在着政府信用的背书。也即是说, 一个典型的PPP项目中接近90%的资金都需要

政府承担偿还或担保责任。综上所述，可以说近年来 PPP 项目的兴起是导致新一轮地方政府债务形成的主要原因。

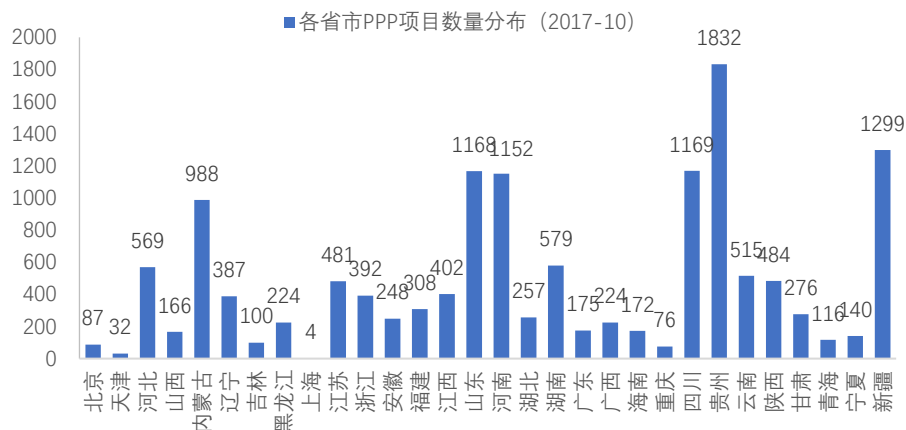
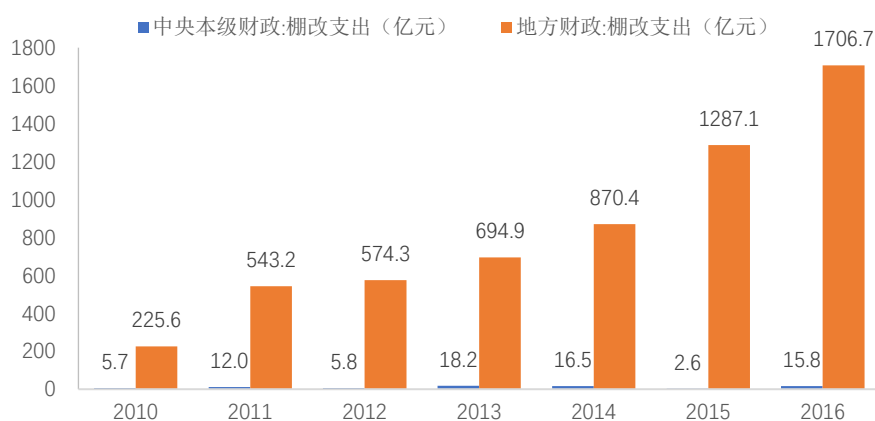


图 3 PPP 项目的地域分布情况

数据来源：Wind

第三，棚户区改造一定程度提升了地方政府债务。近年来，三四线及以下城市棚户区改造加快推进，并且各地方政府开始越来越多地通过货币化安置来实施棚改（包括居民自主购买、政府购买安置、货币直接补偿及多种形式相结合的方式）。从 2017 年的情况来看，棚改货币化安置的成效显著：其盘活了三四线城市的商品房市场，达到了去库存的目的，支撑了三四线城市房地产开发投资的回暖，也带来了房地产市场的整体超预期。不过，由于棚户区改造的政府补贴资金主要来自于地方政府（2016 年财政中央棚改支出 15.78 亿元，地方棚改支出 1706.66 亿元），这无疑增加了地方政府的财政支出，客观上造成了地方政府债务压力的提升。



图表 4 中央与地方财政棚改支出对比

数据来源：Wind

第四，地方政府债务置换的隐忧仍存。从 2014 年开始，地方政府通过债务置换的方式化解和缓释地方债的压力。从操作上看，是将原有地方融资平台欠银行的债务转为银行持有的地方政府债券，并且在这个过程中将高利率、短久期的债务，置换为低利率、长久期的债务。这大大减轻了地方政府的债务负担，但却降低了银行资产的收益率并拉长了资产期限，增加了银行的资负表压力。

（三）影子银行体系的风险

近年来中国影子银行体系的规模持续扩张，金融产品向结构化、复杂化发展。2008-2013 年，影子银行的主要表现形式为“理财产品—通道业务—非标资产”模式，非银金融机构在其中仅发挥“通道”的中介作用，并不真正进行资产管理。以 2013 年为界，随着监管的演变，中国影子银行体系的主要模式由通道模式转变为同业模式。2013-2016 年，影子银行的主要模式转化为“同业业务—委外投资—债券等标准化资产”，同业存单、同业理财等创新业务陆续兴起，买入返售、应收款项类投资也成为非标资产的主要形式¹。影子银行的蓬勃兴起带来了金融市场的快速发展，但也使得相关金融风险逐渐积聚，成为影响银行业健康发展的隐忧。2017 年 3 月初，银监会主席郭树清在上任后的首次讲话中，也重点提及了应当防范影子银行体系的风险。

具体来看，中国影子银行体系目前存在如下几方面的风险：

第一，金融系统整体风险上升。近年来，中国经济下行压力有所增大，实体经济增速与投资回报率不断下降；与此同时，金融业市场化改革加快，金融改革的步伐快于实体经济改革的步伐，带来了银行风险偏好的提升。在这样的情况下，银行倾向于通过同业、委外等创新业务提升其收益率，使得资金在金融体系内空转，造成资金“脱实向虚”的结果。同时，影子银行演进的过程是不断加杠杆的过程，包括 2013 年前的通道业务、2013 年后的同业业务，以及非银金融机构创新出的一系列结构化产品，这些都能够增加资金规模进行杠杆化投资，但因此也使得影子银行系统内的风险很容易向传统银行传递。杠杆率的高企可能使得局部流动性的收紧，快速引爆系统性风险。

第二，中小银行将面临更大风险。就国有大型银行与中小型银行对比而言，后者在 2013 年以来的利率市场化改革中受冲击较大，因而采取了更为激进的方式来开拓资金来源

¹ 王喆, 张明, 刘士达. 从“通道”到“同业”——中国影子银行体系的演进历程、潜在风险与发展方向[J]. 国际经济评论, 2017(4):128-148.

和渠道；尤其是在 2015 年之后，他们一方面通过同业存单获取资金，另一方面通过委外业务将资金投资于债券市场，同时通过加杠杆来弥补同业存单利率与债券收益率之间的价差，以获取最终盈利。但是，这种模式在 2016 年底债券市场大幅调整之后遭遇了更大的挑战：同业存单利率大幅上行，与债券收益率之间的价差不断拉大；如果中小银行无法覆盖同业存单的高成本，则极易引发资金链断裂的风险。

第三，短期流动性风险与中长期信用风险。影子银行在短期主要面临资产与负债端期限错配的流动性风险：资产端的非标一般为中长期资金，负债端的同业、理财则多为短期资金，因此需要依靠负债端的持续滚动来填补期限错配缺口。一旦短期资金突然收紧，则很容易引发流动性风险，例如 2013 及 2016 年的“钱荒”都一定程度上暴露了影子银行短期流动性的问题。影子银行中长期的信用风险主要是到期不能兑付，这主要源自于实体经济的波动。影子银行规避监管后最终的资金投向仍然是与实体经济相关的信贷、票据等基础资产，其收益率与实体经济运行的情况息息相关；一旦资金投向的重点领域出现较大问题，如供给侧结构性改革带来部分企业“关停并转”、房地产调控政策收紧对部分房企带来资金压力、政策对地方政府融资的约束等，都可能增加信贷资产的兑付风险。另一方面，在当前的银行体系运行中，刚性兑付与隐形担保仍然大行其道，也为同业、理财等业务的发展提供了土壤；但随着金融监管的持续趋严，尤其央行刚出台不久的“大资管”新规明确强调了坚决打破刚性兑付，在这样的情况下，影子银行的信用风险将显著上升。

值得一提的是，2016 年底以来债券市场的调整已经一定程度上释放了影子银行的部分风险；而 2017 年以来金融监管的持续趋严，使得同业负债、同业理财的规模与占比均出现了显著下降：影子银行体系的风险已得到了初步控制。

三、防范系统性风险的政策展开路径

如上文所述，2017 年全国金融工作会议、十九大报告及中央经济工作会议均强调了守住不发生系统性金融风险的底线，可见政策对防风险的重视程度。而在 2017 年金融监管不断推进的过程当中，中央通过成立国务院金融稳定发展委员会来统筹一行三会，消除监管空白，打击监管套利；通过提出构建货币政策与宏观审慎监管双支柱，提升了央行在金融监管方面的地位；金融监管与防范风险的制度框架已初步完善。

（一）防范房地产金融风险的具体思路

防范房地产金融风险的措施，从短期看可以通过同步收紧供给与需求的调控政策，以行政手段压低房价；但从长期看则应当通过租购并举、开征房地产税以及增加土地供给等手段，改善房地产市场的供需结构，改变房价永远上涨的预期；同时，政府应当逐步降低对土地财政的依赖，银行则应当控制涉房贷款的规模。值得强调的是，房地产市场的调整的目标应当是防止房价大涨而非导致房价大跌。

1、房地产长效调节机制“三大招”：租购并举、房地产税、增加土地供给。

（1）租购并举

租购并举是参照德国模式的经验，大力发展房屋租赁市场以分流房屋购买市场供需不平衡的压力。德国房屋租赁市场非常发达，住房自有率仅四成左右，租赁住房率则接近六成，是欧洲住房自有率最低的国家。一方面是由于德国家庭普遍愿意租房居住，租赁市场需求旺盛；另一方面，在二战后先由政府主导租房供应，后过渡为私人和合作社出租住房，使得租赁市场供给也较为充裕。此外在政府政策支持上，一是对德国对自有房补贴力度不大，鼓励建房出租；二是通过立法规范了房东和租户行为，保证租赁关系稳定；三是租金涨幅低于物价涨幅，公众无需买房抵御通胀；四是德国独特的住房储蓄制度及低贷款价值比，使得购房主要资金仍为自有资金，压缩了加杠杆购房的空间。德国房屋租赁市场的发达一定程度上抑制了房价的上涨，其中发展租赁市场的经验值得中国借鉴¹。

2017年，中国政府主要推进租购并举的措施有两方面，一是**“租购同权”试点**：2017年7月，住建部会同九部委联合印发通知提出要加快发展住房租赁市场，并选取了广州、深圳、南京、杭州等12个大中型城市作为首批开展租购同权试点的城市²。二是**集体用地建设租赁住房**：2017年8月，国土资源部及住建部印发通知³，并宣布在北京、上海、沈阳、南京等13个城市开展利用集体建设用地建设租赁住房的试点。租购并举作为目前政府重点推进的房地产长效调节机制，也已经被明确写进了十九大报告。可见，大力发展房屋租赁市场是政府当前建立长效调节机制的主要方向。

¹ 李世宏. 德国房地产市场及房地产金融的特征分析[J]. 西南金融, 2011(5):41-44.

² 住房城乡建设部，国家发展改革委，公安部，财政部，国土资源部，人民银行，税务总局，工商总局，证监会，《关于在人口净流入的大中城市加快发展住房租赁市场的通知》，建房[2017]153号，2017.7.18

³ 国土资源部，住房城乡建设部，《利用集体建设用地建设租赁住房试点方案》，国土资发[2017]100号，2017.8.21

但值得一提的是，部分公共服务资源稀缺的城市或区域实施“租购同权”政策，最终带来的可能不是房价下跌而是租金价格上涨。例如，北京部分地区的“学区房”在实施租购同权试点后，并未出现房价的显著下跌，反而出现了同区域租金价格的大幅上涨，究其原因还是房屋背后附加的教育资源稀缺性所造成的。对于这样的情况，政府从根本上应当考虑的可能不单单是房地产市场，而是公共资源如何合理分配的问题。

（2）房地产税

房地产税一直受到市场的广泛关注。房地产税的概念分广义和狭义两种，前者是指纳税人拥有房产、土地作为对象征收的税收，包括房地产开发、占用及交易环节应缴纳的全部税收；后者则是指针对纳税人拥有的房产、土地保有环节征收的税收。当前我国的房地产税收体系存在明显“重开发流转、轻保有”的特征：开发和流转环节涉及营业税、城建税、教育费附加、地方教育附加、印花税等 10 余个税种，保有环节仅有房产税和城镇土地使用税，对**个人非营业用房产、土地还暂免征收**¹。以 2016 年的数据为例，我们统计公共财政收入中四类主要的房地产相关税收：房地产保有环节的房产税与城镇土地使用税约 4500 亿元，而流转环节的土地增值税和契税约 8500 亿元，而这还未包括涉房涉地的营业税、所得税等²。

值得一提的是，当前市场热烈讨论的即是针对当前属于免征范围的“个人非营业用房产、土地”开征房地产税。国务院从 2011 年开始在上海和重庆进行个人住房征收房产税试点，沪渝两地于 2011 年 1 月 27 日同时颁布了《开展对部分个人住房征收房产税试点的暂行办法》对房产税的相关细节进行了规定。但时至今日，个人住房房产税的试点效果整体不够理想，调节房价的作用有限，且筹集资金的能力也较弱；此外，沪渝两地房产税试点的合法性一直受到争议，因为上述《暂行办法》均属部门规章，并无正式法律依据³。

2017 年，政府在房地产税方面的动向主要停留在对立法工作及渐进改革的表态上，尚未有实质性的措施落地。财政部部长肖捷在十九大报告辅导读本中谈及房地产税，提出要推进房地产税的立法和实施，逐步建立完善的现代房地产税制度⁴。中央经济工作会议闭幕

¹ 田芳. 房地产税改革目标及其路径[J]. 财经问题研究, 2015(5):110-116.

² 华伟, 巩腾. 发展视角下我国房地产税改革思路与政策建议[J]. 经济体制改革, 2015(2):26-30.

³ 黄洪, 何光其, 廖明刚, 等. 个人住房房产税: 沪渝效果剖析与未来制度完善[J]. 税务研究, 2017(6):50-54.

⁴ 《十九大报告辅导读本》编写组. 《党的十九大报告辅导读本》[Z]. 人民出版社, 2017.10.1; “要按照‘立法先行、充分授权、分步推进’的原则，推进房地产税立法和实施。对工商业房地产和个人住房按照评估值征收房地产税，适当降低建设、交易环节税费负担，逐步建立完善的现代房地产税制度”

当天，肖捷在《人民日报》撰文再度就房地产税表态，其中文末“力争在 2019 年完成全部立法程序，2020 年完成落实税收法定原则”的改革任务，被市场解读为房地产税推进的时间表；但《人民日报》随后立即辟谣表示 2019 年完成全部立法程序不是指房地产税立法。

与“租购并举”的快速推进相比，政府对于房地产税的态度显然更为谨慎。究其原因，一方面房地产税开征涉及立法层面的准备，其中房地产税征收的具体税率、从第几套房开始征收、对房地产价值的评估方法等细节有待论证，其法律的制定、出台到最后房地产税的开征，都并非一蹴而就的过程；而更重要的是，开征房地产税无疑将对房地产市场产生巨大冲击，一旦当前房价上涨的预期被彻底扭转，房价大幅下跌可能迅速引爆金融体系的风险，而对于当前仍未完成新旧动能转化的中国经济来说，房地产作为传统支柱产业的崩塌将是难以承受的。

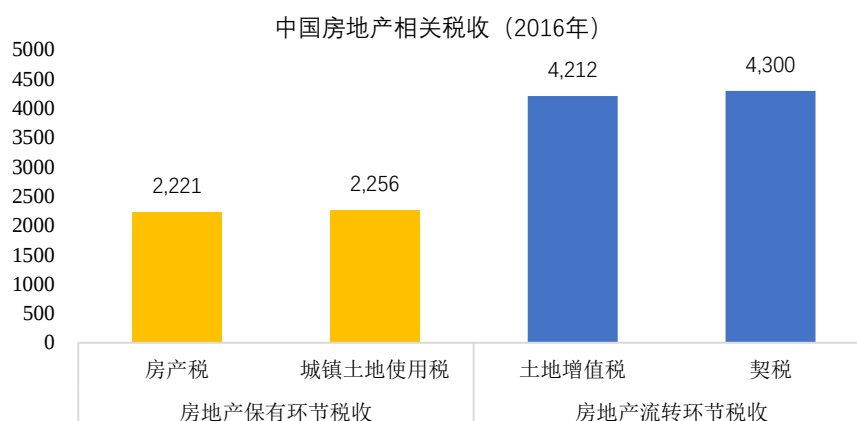


图 5 中国当前房地产税收“重开发流转，轻保有”

数据来源：Wind

(3) 增加土地供给

增加土地供给无疑也是有效控制房价的长效调节机制之一，而在中国的确存在局部地区通过土地供给成功控制房价的案例，比如重庆；但是大面积增加土地供给在中国却一直知易行难，原因在于新增土地供给受到以下几方面的压制¹：

其一，“18 亿亩耕地红线”是我国新增土地供给总体规模受到限制的重要政策因素。尽管其政策合理性仍然存在争议，但对于中国这样的人口大国而言，耕地保有量和基本粮食安全是关系到国计民生和国家安全的重大问题，这项政策对土地供给的约束力短期难以改变。其二，我国现行土地制度造成资源分配效率低下。这主要是由城乡二元土地制度与中央行政控制分配土地总量与用途的制度造成的。当前我国大规模的农村集体建设用地存在

¹ 平安证券宏观研究组，中国房地产深度研究报告之四：增加土地供给为什么知易行难，2017.9.21

产业发展不足、利用分散等问题，而由于经济发展的地域差异，部分发展较快的城市建设用地指标紧缺、经济发展较差的城市指标相对富余。针对这些问题，近年来出现了城乡建设用地增减挂钩、地票制度等改革措施，但出于保障农民利益的考量，这些改进措施难以大范围推广。**其三，土地红利使得地方政府存在压缩供地规模的动机。**地方政府的土地红利主要表现在两个方面，一是伴随着土地价格的上涨，土地出让金成为地方政府的重要收入来源之一；二是土地作为抵押品能够提升地方政府债务融资的能力。因此，地方政府具有压缩土地供给规模以最大化土地财政收益的倾向。以北京为例，近 6 年来北京市住宅土地实际供应面积普遍低于计划供应面积（除调控力度较大的 2013 年以外），2016 年实际供地/计划供地比例甚至低至 39.1%。**其四，城中村改造困难，对城市扩张形成负面牵制。**城中村问题一方面是所涉及相关利益巨大，其大规模改造牵扯到非常严重的社会问题；另一方面，征地成本不断上升，而在房地产严调控及打击“地王”的总体政策背景下，地方政府通过先征地再出让来获取收入的动力也必然有所下降。

年份	计划（公顷）	实际（公顷）	实际/计划（%）
2011	2550	1936	75.9%
2012	1700	1168	68.7%
2013	1650	1783	108.1%
2014	1650	1195	72.4%
2015	1200	877	73.1%
2016	1200	469	39.1%

表 1 北京市住宅计划供地与实际供地对比

数据来源：Wind

2、调控房地产的短期权宜之计：同时收紧需求与供给，行政手段压低房价。

中国房地产市场的短周期一般为三年，其走势受到房地产调控政策的显著影响：房价快速上涨的过程中，房地产调控政策持续收紧；而房价下跌、经济下行压力增大的情况下，房地产调控政策则有所放松。短期来看，中国的房地产调控政策主要是同时收紧需求与供给，并提高交易环节的金融成本，以行政手段压低房价¹。具体而言，需求端的调控政策一般包括以户籍制度为基础的限购政策，限贷政策，相关公共服务政策（如学区房制度），房屋交易及持有环节的税费等。供给端的调控政策则包括作用于土地供给的供地计划，房企拿地政策（拿地首付贷、拿地分期时间、拿地贷款限制等），以及作用于房地产库存的棚户

¹ 平安证券研究所宏观组. 中国房地产深度研究报告之一-房地产的周期嬗变：短期走向、城市差异与宏观影响[R]. 2017.9.5

区改造计划，保障房建设，开发环节政策（贷款及税费），限售政策等。金融端的调控政策则包括作用于信贷数量的首付比限制、信贷投放指导，以及作用于利率水平的基准利率调整、按揭贷款利率限制或优惠政策等。

短期调控政策直接而有效，伴随着政策的出台，房地产市场一般都能迅速降温；但这种显著扭曲供需的调控模式，一方面导致房地产市场的流动性被冻结，不动产变“冻产”，另一方面则导致房地产库存的大幅下降。这种供需双弱的现状是政策调控的被动结果，尽管房价得到控制，但房地产市场的供需并未得到有效出清，房价持续上涨的预期难以改变。

3、政府与银行的调控配合：政府降低对土地出让金依赖，银行降低涉房贷款比重。

除了房地产行业本身长效调节机制与短期调控政策的作用之外，政府与银行也需要予以配合。对于地方政府而言，应当致力于降低其对土地出让金的依赖，解决土地财政的痼疾；而更加根本的是通过财税体制改革，改变中央与地方政府财权事权错配的现状。对于商业银行而言，则应当逐步降低资产端涉房贷款的比重，摆脱其被房地产市场“绑架”的现状。

值得强调的是，为了避免房地产市场的大幅下行对经济增长造成严重冲击，也为了防止已经快速上升的居民部门去杠杆引发社会问题，房地产市场的调整的目标应当是防止房价大涨而非导致房价大跌。考虑到长效调节机制的建立与完善尚需时日，且“三大招”对于房地产市场的冲击过大，短期收紧供需的房地产调控政策可能仍将延续，以时间换空间，逐渐引导房地产市场预期的理性化，逐步化解房地产市场的金融风险。

(二)防范地方政府债务风险的具体思路

防范地方政府债务风险的短期措施是直接限制和规范地方政府举债，使地方政府债务杠杆在可控和可监测的范围内；而解决地方政府债务问题的根本措施则是纠正当前中央与地方政府财权事权错配的现状。

1、短期措施：规范地方政府举债

其一，继续开正门、堵侧门，在鼓励地方政府合法合规举债的同时，限制地方政府通过平台或地下渠道举债。中国长期以来禁止地方政府自行举债（仅在部分省市开展地方债自发自还试点），因而造成了地方政府融资平台的兴起，通过发行背后存在政府隐性担保的企业债券获得融资，也因此产生了城投债（平台债）这一特殊的债券品种。而在 2014 年

《预算法》修订后允许地方政府举债，但对于债务管理及严控风险作了详细规定，包括限制举借债务的用途、规模、方式等。地方政府融资的“正门”虽开，但存在的诸多限制使得政府仍然有通过“侧门”举债的动力，这也是地方政府债务规模不受控制的重要原因。因此，下一步应当严格限制和监督地方政府违规举债的渠道，确保地方政府在合法合规的范围内举债。

2017 年以来，政府继续“开正门、堵侧门”的政策。在“堵侧门”方面，财政部发布了 50 号文和 87 号文，进一步规范地方政府举债融资行为，并坚决制止地方以政府购买服务名义违法违规融资。而在“开正门”方面，财政部完善了专项债的管理制度。基于 2015 年发布《地方政府专项债券发行管理暂行办法》，财政部制定了土地储备和收费公路两个领域的专项债发行试点办法，旨在发展项目收益与融资自求平衡的地方政府专项债券，逐步建立地方政府专项债券与项目资产、收益对应的制度，未来可能还将有其他领域的专项债品种推出，以拓宽地方政府规范化的融资渠道。

时间	文件	内容
2014 年 8 月	新修订《预算法》	地方政府具备适度举债融资权限，可以通过发行一般债券和专项债券举借债务
2014 年 10 月	《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》（国发 43 号文）	
2015 年 3 月	《2015 年地方政府专项债券预算管理办法》	对专项债券的预算管理和发行管理等做出了初步规范
2015 年 4 月	《地方政府专项债券发行管理暂行办法》	
2017 年 6 月	《地方政府土地储备专项债券管理办法(试行)》	试点发行土地储备专项债券
2017 年 7 月	《地方政府收费公路专项债券管理办法（试行）》	试点发行收费公路专项债券
2017 年 8 月	《关于试点发展项目收益与融资自求平衡的地方政府专项债券品种的通知》	明确了优先选择土地储备、政府收费公路两个领域开展专项债券发行试点，并制定了实施方案参考框架
2017 年 12 月	全国首例轨道交通地方政府专项债券在深圳成功发行	

表 2 地方财政专项债券政策及试点进程

数据来源：财政部网站

其二，清理并防范 PPP 浪潮背后的地方债务风险。如上文所述，PPP 项目数量的爆发性增长与区域之间分布的巨大差异，意味着部分 PPP 项目背后可能存在着巨大的泡沫；而 PPP 项目的资金来源结构，则显示出其在政府隐性担保下的资金高杠杆风险。2017 年上半年，银监会已明确提示了合规开展 PPP 项业务，防止其异化形成违规政府债务；财政部则

在11月发布通知¹，表明将严格新项目入库标准，集中清理已入库项目，构成违法违规举债担保等项目将被清退出库。

其三，将地方政府债务与地方官员政绩考核挂钩。长期以来，我国地方政府存在着“上届举债下届还”的怪象，很少有地方能对官员的举债行为进行评估与追责。这种经济责任审计边缘化的现象，使得地方政府很容易倾向于在当届任期内过度举债。将地方政府债务与官员政绩考核挂钩，能够有效杜绝这种情况。2017年全国金融工作会议期间，习近平主席已经明确提出：“各级地方党委和政府要树立正确政绩观，严控地方政府债务增量，终身问责、倒查责任”。

其四，进一步落实地方政府预算公开化透明化。2014年两会期间，财政部下发通知²要求地方政府预决算全部细化到支出功能分类的项级科目，专项转移支付预决算细化到具体项目；2015-2017年，财政部连续三年在全国范围内开展了地方预决算公开情况专项检查；2016年的检查结果显示，我国地方政府预决算公开情况已经出现了根本性好转，在26.1万家地方预算单位中，未公开部门预算和未公开部门决算的单位分别从2015年的3.7万个和5.6万个，下降到2016年的737个和778个，平均降幅为98.3%。尽管如此，地方预决算公开仍然存在一些问题：工作开展不平衡、信息真实度有待提升、基层民生基金公开情况不充分、少数部门仍未公开预决算等。总之，未来进一步落实地方政府预算公开化透明化，也是有效规避地方政府违约举债的重要手段。

短期来看，政府对于规范地方政府举债的政策执行力度将越来越大。审计署在日前发布的报告³中指出，将严格执行预算法和担保法，坚决刹住无序举债之风，有效遏制隐性债务增量，坚持谁举债、谁负责，并积极稳妥处置隐性债务存量。同时，要坚持中央不救助原则，坚决打消地方政府认为中央政府会“买单”的“幻觉”，坚决打消金融机构认为政府会兜底的“幻觉”。开好地方政府规范举债融资的“前门”，稳步推动融资平台公司市场化转型，研究出台终身问责、倒查责任的制度办法。

2、根本措施：纠正中央与地方财权事权错配

¹ 财政部，《关于规范政府和社会资本合作（PPP）综合信息平台项目库管理的通知》，财办金〔2017〕92号，2017.11.10

² 财政部，《关于深入推进地方预决算公开工作的通知》，财预〔2014〕36号，2014.03.18

³ 审计署网站，《财政部关于坚决制止地方政府违法违规举债遏制隐性债务增量情况的报告》

解决地方政府债务问题的根本措施，是财税体制改革。地方政府之所以长期面临较大的支出和债务压力，之所以长期被土地财政绑架，根本因素是地方与中央财权事权的不匹配。

上世纪 80 年代的财政“分权让利”严重削弱了中央政府的财力，影响了中央政府的宏观调控能力；因此政府在 1994 年进行了分税制改革，主要措施包括：按税种划分为中央税、地方税和共享税；分设中央、地方两套税务机构，实行分别征税；实行税收返还和转移支付制度¹。分税制改革之后，央地财政逐渐形成了财权与事权不匹配的现状。我们以中央/地方财政收入占比衡量其财权，以中央/财政支出占比衡量其事权，从历史的数据来看，1984-1994 年中央财权与事权占比大体走势一致，地方财权与事权占比走势也高度匹配；但 1994 年分税制改革之后，地方事权仍在持续上升，财权却有明显下滑。截止到 2016 年，地方政府以 54.7% 的财权收入承担了 85.4% 的事权支出，中央政府以 45.4% 的财权收入仅承担 14.6% 的事权支出。

地方财政的财权难以匹配其应当承担的事权，才造成了地方政府通过其他渠道进行债务融资的情况。因此，只有通过财税体制改革给地方政府开源，纠正财权与事权的错配，才能够从根本上解决地方政府债务问题。

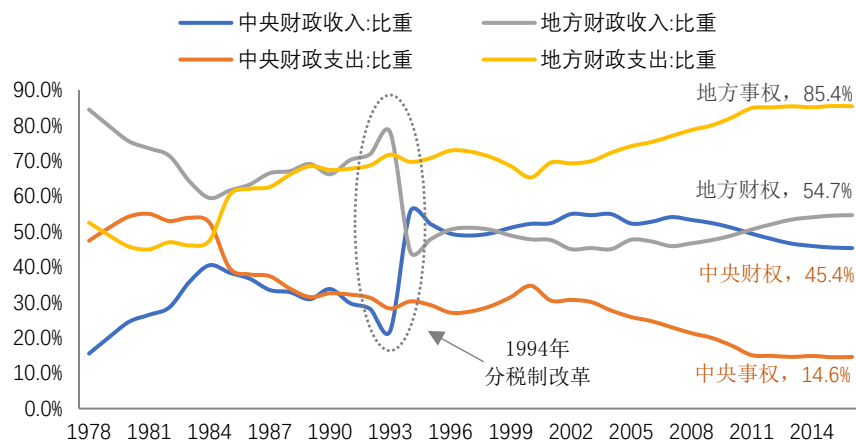


图 6 中央与地方政府财权事权的错配

数据来源：Wind

（三）防范影子银行风险的具体思路

防范影子银行体系风险则主要从以下角度出发：

1、加强一行三会之间的监管协调，通过功能监管与行为监管来消除监管缺位和空白。

¹ 周飞舟. 分税制十年:制度及其影响[J]. 中国社会科学, 2006(6):100-115.

随着中国金融市场与机构的不断发展融合，金融混业程度已经较深，原有的分业思路早已不适当当下金融市场与机构的现实状况，容易孳生监管套利，带来监管效率的降低。分业监管的弊端主要表现在三方面，一是监管“竞次”现象，即监管机构受制于本领域利益集团的压力、或为了扩展监管势力范围而竞相降低监管标准，削弱监管整体水平；二是监管“地盘之争”，即不同监管机构倾向于维持自己的监管范围，并积极进入和削弱其他监管机构的势力范围；三是监管套利，即由于不同监管机构存在监管规则、执法标准等方面的差异，金融机构可能倾向于通过改变产品和服务的属性，使自己置于相对宽松的监管之下¹。这些都是造成近年来影子银行体系快速膨胀的重要原因。

因此，防范影子银行体系的风险首先应当从监管层入手。一方面，加强一行三会之间的监管协调，消除监管套利。2017 年以来，金融监管已全面趋严，一行三会陆续出台了多方面的监管政策“查漏补缺”；国务院设立了金融稳定发展委员会，协调金融监管与货币政策，并统筹重大监管事项，解决原有分业监管体系下的诸多问题。另一方面，从当前的机构监管转变为功能监管与行为监管。因为以机构为导向的监管相对固化，容易导致监管竞争及套利的产生，从而降低监管的有效性；而以功能和行为作为基础的监管，根据金融业务的实际性质作为区分，能够突破特定机构的限制，使得监管更加广泛有效。

2、加强对银行同业业务、委外业务、通道业务的监管。

如前文所述，银行同业业务、委外业务、通道业务都在影子银行体系的扩张中扮演了重要角色，这些业务的诞生与发展，本身就存在极其浓厚的监管套利色彩，是银行为了将资产出表以规避风控要求的主要手段。

近年来，监管层已出台了多方面的政策对这些表外业务进行从严监管。例如，银监会在 2017 年 3-4 月连续下发 7 个监管文件，对同业业务提出了有针对性的监管要求，从同业业务的自营贷款管理、违规担保、“三套利”、“四不当”、期限错配、拨备和资本计提等方面提出了严格的整治要求，其中“三套利”更是使得通道业务规模受到限制。再如，2017 年 5 月证监会发言人首次提及“不得从事让渡管理责任的通道业务”；银监会在年底也表态 2018 年整顿信托业将是工作重点，要求各家控制通道业务规模，加紧压缩通道类、特别是银信通道类业务。再如，2017 年起央行将表外理财业务纳入 MPA 考核，这大大限制了银行

¹ 廖凡. 竞争、冲突与协调——金融混业监管模式的选择[J]. 北京大学学报哲学社会科学版, 2008, Vol.45(3):109-115.

委外业务的需求；同时，同业及通道业务的严监管客观上也造成了委外投资的显著萎缩，因为对于委外业务而言，同业融资是其资金的主要来源，通道业务则是其资金出表的主要手段。

3、对金融产品实施穿透式监管。

近年来影子银行体系在中国大规模兴起的主要原因，就是银证保各领域的资产管理业务通过同业、委外、通道等多种业务模式，层层嵌套及担保形成了跨市场、跨行业的复杂业务模式，其交易链条较长、信息不透明的特征使得当前分行业、分阶段的监管难以追溯其资金来源和最终投向，部分机构能够因此绕开监管要求，带来了影子银行业务的无序扩张与系统性风险的积累。

“穿透式监管”与“实质重于形式”的原则正是为了解决上述问题。这使得监管机构能够层层穿透金融业务的形式而直达其实质，能够有效识别金融业务的真实投资领域、资产充足水平、杠杆率情况、投资者资质等监管指标，防范监管套利及由此带来的金融风险积累¹。近一年多以来，穿透式监管的理念被官方多次提及。国务院在 2016 年 10 月发布的互联网金融风险专项整治工作实施方案中，首次明确了“穿透式监管”办法，要求透过表面判定业务本质属性、监管职责和应遵循的行为规则与监管要求；2017 年以来，一行三会也在不同场合强调了“穿透式监管”和“实质重于形式”的原则，要求将具体产品与原始基础资产更紧密地挂钩，提高透明度；尤其 2017 年 11 月“一行三会一局”联合发布的资产管理业务新规，更是明确提出了“对于已经发行的多层嵌套资产管理产品，向上识别产品的最终投资者，向下识别产品的底层资产”的穿透式监管要求。

4、打破刚性兑付现象，提高投资者的风险意识。

中国资本市场长期以来在债券、理财、信托等市场广泛存在刚性兑付现象：投资者默认这些资产都是安全的，即便出现了问题也有政府、银行、信托公司“兜底”；而产品发起人在风险出现之后的实质性刚性兑付操作，也进一步坚定了投资者对于产品存在“隐性担保”的信心，这使得刚性兑付的神话得以长期延续。

刚性兑付在短期内避免了投资者损失，也保护了发起人的声誉；但长期看并不利于金融稳定与金融市场的发展。一是刚性兑付降低了投资者对于风险的敏感性，容易导致其风

¹ 苟文均. 穿透式监管与资产管理[J]. 中国金融, 2017(8):17-20.

险收益的不匹配，一旦经济下行带来资产预期收益率下降，因其收益难以覆盖融资成本而诱发风险；二是刚性兑付的存在也使得投资者对于风险暴露的接受程度降低，当发起人无力维持刚性兑付时，投资者会很快从风险不敏感型转变为风险敏感性，其纷纷赎回产品的操作将导致冲击放大，引发金融恐慌；三是刚性兑付不利于金融市场的成熟，这种人为建立的无违约市场，难以培育投资者的风险意识，也不利于市场定价与防火墙的建立¹。

2014年3月4日，“11超日债”违约打破了我国债券全部刚性兑付的历史，但银行理财和信托计划等非标资产的刚性兑付仍未打破。对此，资管新规明确提出了“金融机构开展资产管理业务时不得承诺保本保收益；出现兑付困难时，金融机构不得以任何形式垫资兑付”²，可见监管层打破刚性兑付的态度非常坚决。

综上所述，2016年底至今的金融监管趋严，已经在防范影子银行风险方面颇有建树：监管机构之间的协调性正在加强，表外业务的监管已初见成效，穿透式监管的理念被多次强调，并明确提出坚决打破刚性兑付。不过，“运动式”的监管趋严也对金融市场造成了巨大冲击，相关业务大规模收缩，市场利率呈现了快速上行，因此有观点认为监管冲击可能告一段落，监管政策有望逐步放松。但从十九大之后的政策动向来看：11月15日银监会出台三大政策性银行监督管理办法，17日证监会出台交易所管理办法，同日央行出台规范资产管理业务征求意见稿，12月1日证监会就证券期货市场诚信监督管理办法征求意见，7日修改证券登记结算管理办法，22日基金业协会发布私募基金管理人登记须知，同日银监会出台规范银信类业务的通知，等等。可见，金融强监管的态势并未有放松迹象，后续监管政策的落地与相关细则的出台仍将按部就班地进行；在防范系统性风险为第一要务的背景下，金融监管趋严将进一步展开并强化。

四、防范系统性风险对宏观经济与金融市场的潜在影响

防范系统性风险的举措将对宏观经济及金融市场产生短期的负面冲击，但同时也将带来新的发展机遇。

（一）对宏观经济的冲击与机遇

1、防范系统性风险对宏观经济的冲击

¹ 邹晓梅. 刚性兑付不应持续[J]. 中国金融, 2014(8):54-55.

² 中国人民银行等. 《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见(征求意见稿)》[Z]. 2017.11.17

防范系统性风险从短期看可能对经济增长造成负面冲击。为防控房地产市场的潜在风险，政府在实施供需双紧的调控政策的同时，也将逐步建立长效调节机制，这将带来房地产行业的整体下行。如上文所述，房地产行业的低迷从生产端将对房地产行业本身及上下游相关行业的产出造成负面影响，从需求端则将拖累固定资产投资增长与名义消费增长。为了防控地方政府债务的潜在风险，短期内地方政府的融资将受到显著的约束，基建投资最重要的资金来源受到限制，将难以维持高速增长。为了防范影子银行体系的风险，推动金融体系内部的去杠杆，在监管持续趋严、货币政策中性偏紧的背景下，金融市场利率不断攀升并逐渐向实体经济传导，这将推升实体企业的融资成本，降低其扩大再生产的投资意愿。

因此，防范系统性风险措施的推进，将导致以房地产与基础设施建设投资为特征的传统增长模式难以为继，也将提高实体企业的融资成本，短期经济增长可能受此影响而出现显著下滑。

2、防范系统性风险对宏观经济的机遇

当前中国经济潜在增速下滑的症结所在，是结构性改革的长期缺位。随着防范系统性风险措施的推进，在房地产与基建等传统增长动力受到掣肘的情况下，应当大力促进结构性改革，寻找新的经济增长点。

就改革的方向而言，一是加快推进国有企业混合所有制改革，完善其公司治理结构与员工激励机制，提高国企运营效率；二是大力推进土地流转改革，在盘活农民手中土地财富的同时，促进现代农业的规模化、集约化经营；三是服务业向民间资本开放，打破国有资本在教育、医疗、养老、金融、电信等领域的垄断，激发民间资本对服务业的投资积极性，以满足中国居民对优质服务品的消费升级需求；四是加大创新研发投入，支持高新技术产业、先进制造业等技术密集型产业的发展，为中国经济积蓄长期发展的新动力。

因此，如果能够借此机会抛弃传统的粗放型、投资驱动的旧经济增长模式，倒逼结构性改革与效率的提升，能够提高经济增长的质量与可持续性。实际上，这也符合十九大对中国经济从高增速向高质量转变的定位。

（二）对金融市场的冲击与机遇

1、防范系统性风险对金融市场的冲击

防范系统性风险无疑将对金融市场造成较大的负面冲击，这已经一定程度上反应在 2017 年以来的金融市场运行当中。金融监管的不断趋严叠加货币政策的中性偏紧，加快了金融部门内部去杠杆的进程。在这个过程中：

其一，短期货币市场流动性趋紧。央行在 2017 年三次上调公开市场逆回购利率（年初两次，年末一次），并整体维持了中性偏紧的姿态；货币市场主要利率如银行间同业拆借、银行间质押式回购、存款类机构质押式回购、Shibor 等中枢均较 2016 年有所抬升，波动幅度也有显著提高。防范系统性风险要求资金面维持紧平衡的态势，避免金融机构通过较低的短期融资成本继续抬高杠杆。

其二，长期债券市场利率大幅攀升。商业银行是债券市场最重要的参与者，而货币市场资金面趋紧、同业与通道等业务规模受限，都使得流入债券市场的资金规模大幅减少；同时，金融机构为符合不断趋严的监管要求而进行的资产处置，也造成了债券的大规模被动抛售，加剧市场波动。因此，在监管趋严与金融去杠杆进程当中，债券市场受到的冲击最大。2016 年四季度至今，10 年期国债收益率从 2.65% 的低点震荡攀升至 2017 年 11 月 3.99% 左右的高点，升幅超过 130 个 bp；10 年期国开债收益率从 3.01% 的低点升至最高 4.94% 左右，升幅超过 190 个 bp。



图 7 债券市场受到直接冲击

数据来源：Wind

其三，同业、通道等业务规模显著下降。如前文所述，防范影子银行系统性风险的路径之一即是控制同业、通道等业务规模的增长。以数据可得性较好的同业业务为例，2017 年以来 MPA 考核将同业业务纳入广义信贷考核范围之后，同业负债增长受到了显著影响。从增速来看，银行对银行之间的同业负债增速降为负值，存量规模显著回落，银行对非银机构的负债增速也降至历史低位；从占比来看，银行同业负债占总负债的比例持续回落，

已从 15%左右降至 12%左右，与 2013 年水平相当，同业理财业务在银行理财业务中的占比也持续下滑。

其四，金融机构资产负债表压力上升。此前在资管新规发布之后，有消息称十家股份制商业银行联名表示，部分条款对金融市场影响较大，可能引发系统性金融风险，并提出延长过渡期至三年，有条件放开理财投资非标资产限制，以及逐步有序打破“刚性兑付”等建议。尽管银行业协会随后出面辟谣，但这已侧面显示了金融机构面临的巨大压力。防范系统性风险将使得金融体系内部传统套利模式面临终结，传统商业模式面临重构；尤其以往过度依赖同业融资并通过委外、通道业务获取收益的中小银行将面临较大压力，过分追逐风险的金融机构面临倒闭清算的风险，未来银行业的集中度有望显著提升。

2、防范系统性风险对金融市场的机遇

不过，监管趋严及相关领域的业务调整，也将为金融市场带来新的机遇：

其一，房屋租赁市场及相关金融模式有望爆发式增长。由于中国房地产租赁市场发展的不完善及租售比长期处于低位等原因，地产相关的资产证券化产品难以得到长足发展。今年以来，在“租购并举”方针的指导下，中央和地方政府纷纷出台鼓励租赁市场发展的文件，同时也积极支持地产相关金融产品的发展。以北京市为例，2017 年 8 月出台通知明确表达了对 REITs 发展的支持态度¹。2017 年以来，市场已有多单租赁住房的资产证券化产品通过审批并发行，如 8 月份链家“自如”的 ABS 产品“中信证券-自如 1 号房租分期信托受益权资产支持专项计划”正式发行；10 月份保利租赁 REITs 产品“中联前海开源-保利地产租赁住房一号资产支持专项计划”通过审批，这是国内首单央企租赁住房 REITs，且性质非常接近公募 REITs（此前国内 REITs 产品以私募为主）。可见，租购并举模式所带来的房屋租赁市场规范化和成熟化，将为住房租赁市场相关金融模式提供生长的土壤，REITs、MBS 等住房资产证券化产品有望迎来爆发式增长。

其二，市政债的承销与投资业务将迎来发展。如前文所述，发展项目收益与融资自求平衡的地方政府专项债券，是给地方政府融资“开正门”的主要方式之一。2017 年财政部开始试点发行土地储备和收费公路两个领域的地方政府专项债券，12 月全国首例轨道交通地

¹ 北京市住房和城乡建设委员会，《关于加快发展和规范管理本市住房租赁市场的通知（征求意见稿）》，2017.8.17；“要研究制定鼓励房地产投资信托基金（REITs）发展的优惠政策，协调与指导金融机构积极参与，支持住房租赁企业利用房地产投资信托金融融资。”

方政府专项债券在深圳成功发行。地方政府专项债试点被市场看作中国版“市政收益债”的有益尝试。可以想见，未来还将有其他领域的专项债品种推出，为地方政府在一般普通债券之外提供更多的规范化融资渠道。而随着专项债试点的逐步铺开及在全国的推广，未来以专项债为代表的市政收益债将获得长足发展，市政债的承销与投资将成为金融机构重要业务。

其三，**影子银行规模萎缩，相关业务回归本质**。在穿透式监管、实质重于形式的原则下，金融机构通过影子银行相关业务的套利空间基本被压缩，各项业务将重归其本质：资产管理方面，通道业务模式的价值下降，委外业务将显著萎缩，金融机构主动式财富管理价值凸显；信托业务方面，以银信业务为代表的影子银行业务将受到严格监管，信托将回归“受人之托、代人理财”的本质；同业业务方面，中小银行通过“同业融资-委外投资”获取收益的渠道被遏制，同业业务将恢复为银行之间的正常拆借。总体而言，防范系统性风险措施的推进将使得以规避监管为目的的各项“金融创新”无所遁形，相关业务各归本质。

其四，**风险管理类业务大行其道**。防范系统性风险的一系列措施，可能使得相关企业及银行等金融机构在业务调整的过程中面临较大的资产负债表压力。例如，中小房地产企业在调控政策长期持续、地产销售持续低迷的情况下，将面临资金链断裂的压力；中小银行在同业业务受到约束、委外投资受到限制的情况下，部分业务激进的机构将面临破产清算的压力；因此，风险管理类的业务需求将有显著上升，包括：市场化的不良资产处置业务，帮助金融机构提高资金周转率的资产证券化业务，降低银行债务压力的市场化债转股业务等。

五、结论

1、当前中国系统性金融风险主要来源于三个方面：房地产风险、地方债风险和影子银行风险，三者又因为相互交织而错综复杂。

房地产行业所蕴含的风险表现在四个方面：一是涉房贷款将房地产行业与银行业深度捆绑，房地产价格下行可能对商业银行的资产负债表造成冲击；二是居民部门杠杆率近年来出现快速攀升，房地产价格的下行可能引发居民部门贷款违约风险暴露，且政府缺乏处理大规模居民违约的经验；三是房地产行业低迷降低土地出让金收益，使得地方政府“土地财政”遭受冲击；四是房地产及相关产业链的弱势将对中国经济增长造成拖累。

地方政府相关的金融风险主要表现在四个方面：第一，地方债隐性担保问题尚未完全解决，市场对于平台债仍然存在着政府隐性担保的预期，且仍有个别地方政府继续通过融资平台公司违规举债；第二，本轮 PPP 浪潮的兴起存在高杠杆和泡沫化的特征，是带动新一轮地方政府债务形成的主要因素；第三，棚户区改造及其货币化安置的加快推进，一定程度提升了地方政府债务；第四，地方政府债务置换的隐忧仍存，其大大减轻了地方政府的债务负担，却增加了银行的资产负债表压力。

影子银行体系相关的风险则主要表现在三个方面：其一，影子银行演进的过程是不断加杠杆的进程，这使得影子银行系统内的风险很容易向传统银行传递，进而引发整个金融系统的风险上升；其二，过度依赖同业融资的中小银行将面临更大风险；其三，影子银行将造成短期流动性风险突出，中长期信用风险凸显。

2、防范金融系统性风险的措施正在逐步推进，“一委一行三会”的金融监管体系、以及货币政策+宏观审慎的双支柱框架已初步建立完善。

防范房地产金融风险，短期可通过同步收紧供给与需求的调控政策，以行政手段压低房价；但长期应当通过租购并举、开征房地产税及增加土地供给等手段，改善房地产市场的供需结构，改变房价永远上涨的预期；政府应当逐步降低对土地财政的依赖，银行则应当控制涉房贷款的规模。房地产市场的调整的目标应当是防止房价大涨而非导致房价大跌。

防范地方政府债务风险，短期措施是直接限制和规范地方政府举债，使地方政府债务杠杆在可控和可监测的范围内；而解决地方政府债务问题的根本措施则是纠正当前中央与地方政府财权事权错配的现状。

防范影子银行体系风险，主要可以从以下角度出发：一是加强监管协调，通过功能监管与行为监管来消除监管缺位和空白；二是加强对银行同业业务、委外业务、通道业务的监管；三是对金融产品实施穿透式监管；四是打破刚性兑付现象，提高投资者的风险意识。2016 年底至今的金融监管趋严，已经在防范影子银行风险方面颇有建树；但金融强监管的态势并未有放松迹象，在防范系统性风险为第一要务的背景下，金融监管趋严将进一步展开并强化。

3、防范系统性风险的举措将对宏观经济及金融市场产生短期的负面冲击，但同时也将带来新的发展机遇。

在宏观经济方面，防范系统性风险措施的推进，将导致以房地产与基础设施建设投资为特征的传统增长模式难以为继，也将提高实体企业的融资成本，短期经济增长可能受此影响而出现显著下滑。但是，如果能够借此机会抛弃传统的粗放型、投资驱动的旧经济增长模式，倒逼结构性改革与效率的提升，能够提高经济增长的质量与可持续性。具体方向包括：加快推进国企混合所有制改革、土地流转改革、服务业向民间资本开放、加大创新研发投入等。实际上，这也符合十九大对中国经济从高增速向高质量转变的定位。

在金融市场方面，防范系统性风险的负面影响已经一定程度上反应在 2017 年以来的金融市场运行当中。金融监管的不断趋严叠加货币政策的中性偏紧，加快了金融部门内部去杠杆的进程。在这个过程中，短期货币市场流动性趋紧，长期债券市场利率大幅攀升，同业、通道等业务规模显著下降，金融机构资产负债表压力上升。不过，监管趋严及相关领域的业务调整，也将为金融市场带来新的机遇：其一，房屋租赁市场及相关金融模式有望爆发式增长。其二，市政债的承销与投资业务将迎来发展。其三，影子银行规模萎缩，相关业务回归本质。其四，风险管理类业务将大行其道，具备巨大的发展空间。

参考文献

- [1]. 苟文均. 穿透式监管与资产管理[J]. 中国金融, 2017(8):17-20.
- [2]. 华伟, 巩腾. 发展视角下我国房地产税改革思路与政策建议[J]. 经济体制改革, 2015(2):26-30.
- [3]. 黄洪, 何光其, 廖明刚, 等. 个人住房房产税: 沪渝效果剖析与未来制度完善[J]. 税务研究, 2017(6):50-54.
- [4]. 廖凡. 竞争、冲突与协调——金融混业监管模式的选择[J]. 北京大学学报哲学社会科学版, 2008, Vol.45(3):109-115.
- [5]. 李世宏. 德国房地产市场及房地产金融的特征分析[J]. 西南金融, 2011(5):41-44.
- [6]. 平安证券研究所宏观组. 中国房地产深度研究报告之一-房地产的周期嬗变: 短期走向、城市差异与宏观影响[R]. 2017.9.5
- [7]. 平安证券研究所宏观组. 中国房地产深度研究报告之三-房价下行是否会引爆银行业危机? ——涉房贷款估算与银行压力测试[R]. 2017.9.18
- [8]. 平安证券宏观研究组. 中国房地产深度研究报告之四: 增加土地供给为什么知易行难[R]. 2017.9.21
- [9]. 田芳. 房地产税改革目标及其路径[J]. 财经问题研究, 2015(5):110-116.
- [10]. 王喆, 张明, 刘士达. 从“通道”到“同业”——中国影子银行体系的演进历程、潜在风险与发展方向[J]. 国际经济评论, 2017(4):128-148.
- [11]. 周飞舟. 分税制十年: 制度及其影响[J]. 中国社会科学, 2006(6):100-115.
- [12]. 邹晓梅. 刚性兑付不应持续[J]. 中国金融, 2014(8):54-55.
- [13]. 中国人民银行等. 《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见(征求意见稿)》[Z]. 2017.11.17
- [14]. 《十九大报告辅导读本》编写组. 《党的十九大报告辅导读本》[M]. 人民出版社, 2017.10.1

前瞻性货币政策的微观传导机制有效吗？ ——来自中国上市企业资产负债表的证据

刘星¹ 韩鑫韬²

【摘要】 本文根据新古典资本需求理论和实际余额效应理论建立了一个包含投资需求和投资效率的前瞻性泰勒规则模型，并构造了一个反应企业投融资需求状况的企业综合状况指数，将其引入扩展的前瞻性泰勒规则模型，然后从宏观和行业两个层面对加入企业综合状况指数的前瞻性泰勒规则进行了检验和比较。研究发现：（1）前瞻性利率传导的企业资产负债表渠道基本有效，短期名义利率对于超过80%行业的企业综合状况指数缺口的反应系数显著，但对不同行业的反应差异较大；（2）短期利率对企业综合状况的反应系数较小，而对通胀缺口和产出缺口的反应系数相对较高，显示货币当局调整利率可能更多的是针对通胀缺口和产出缺口反应；（3）货币政策对资产价格“反应不足”，其对股价的反应系数非常小，对房价的反应系数不显著。

【关键词】 前瞻性；货币政策；泰勒规则；资产负债表

一、引言

最近二十年来，一些货币政策规则得到了广泛应用。所谓“规则”，是指在货币政策实施之前确定据以操作货币政策的原则，即无论未来发生什么情况，中央银行都应按照事先确定的规则进行操作。例如直接以通货膨胀或者通货膨胀预期为目标的货币政策规则被新西兰、英国、加拿大等国家作为一种创新性的解决货币政策时滞问题的方法所采纳。美国在1993年明确表示将货币政策中介目标由货币供应量转向利率，同年，美国经济学家Taylor提出了以利率作为中介目标的简单货币规则^[1]。在此基础上，国内外经济学家展开大量研究和拓展，巴缇尼（Batini）和纳尔逊（Nelson）、克拉里达等人（Clarida et al）将其拓展到包含通胀预期和产出预期的前瞻性利率规则，即货币当局基于对未来通胀和产出缺口的前瞻性考虑，相应地制定当前的利率政策。^{[2][3][4]}后来的经济学者，如张屹山和张代强、

¹ 刘星，重庆大学经济与工商管理学院；

² 韩鑫韬，重庆大学经济与工商管理学院博士研究生，现供职于中国人民银行重庆营业管理部；

海亚 (Hayat) 和米什拉 (Mishra)、肖卫国和刘杰等又将其拓展到包含货币供应量、资产价格、汇率等因素的前瞻性利率规则。^{[5][6][7]}其中, 克拉里达等人 (Clarida et al) 的研究被认为在前瞻性货币政策研究领域具有里程碑意义, 该文表示中央银行通过当前可用信息集形成对未来经济运行状态的预期, 政策利率又对通胀预期和真实产出缺口预期进行反应, 这就是前瞻性货币政策反应方程的初始形态。但整体来看, 基于此的大多数研究仍然集中于宏观数据和宏观经济主体层面的分析, 很少从微观层面来研究前瞻性货币政策的传导机制, “规则”的微观基础依然较弱。这可能产生两方面缺陷^[8]: 一是宏观数据模型模糊了货币政策作用的渠道, 因而无法考察货币政策传导的微观机制和微观效应; 二是宏观数据模型无法揭示金融市场的不完备性对公司投资的影响。所以, 研究前瞻性货币政策传导问题时应充分关注微观基础。

自伯南克 (Bernanke) 和格特勒 (Gertler) 结合金融加速器效应研究货币政策传导的企业资产负债表渠道以来, 企业微观基础与宏观货币政策的关系开始备受关注。^[9]随后, 伯南克 (Bernanke) 和格特勒 (Gertler) 根据信贷渠道的作用机理再次分析了企业资产负债表与货币政策的关系, 认为货币政策可以通过影响银行可贷资金规模和企业资产负债表的质量或财富净值, 进而影响企业的投融资决策。^[10]卡林姆 (Karim) 和阿兹曼-赛尼伯 (Azman-Sainib)、升田 (Masuda) 等也分别以不同国家或地区的数据研究了货币政策与企业投资支出或现金流的关系, 证明了资产负债表渠道的存在。^{[11][12]}在国内, 白鹤祥通过 SVAR 模型研究发现企业资产负债表微观传导效应在我国货币冲击引发的产出波动中发挥了重要作用, 企业整体资产负债表状况的改善有助于减轻货币冲击的波动。^[13]朱新蓉和李虹含运用面板向量自回归模型对货币资金、投资资金进行了检验, 发现 13 个行业的资产负债表渠道传导基本有效。^[14]刘星等通过区分数量型货币政策和价格型货币政策进行面板估计, 发现货币供给量和货币价格分别对融资约束较强和较弱企业的投资-现金流敏感性产生更显著的影响。^[15]杜勇和胡海鸥从我国转轨经济背景出发, 研究发现货币政策变化对民营企业资产负债表的传导会显著影响银行的信贷供给, 但对国有企业并没有表现出显著的企业资产负债表效应。^[16]总体来看, 国内外学者对货币政策的企业资产负债表传导机制研究有一定的共识, 即货币政策的企业资产负债表传导机制是不可忽视的, 而且在货币政策传导机制中可能比较重要。但对于这一传导机制在我国表现特征, 还缺乏系统性的理论探讨和经验分析, 尤其是在前瞻性框架下来研究货币政策微观传导机制的研究文献非常少见。2010-2016 年的人民银行总行工作会议均提出增强货币政策调控的前瞻性; 2009 年和 2011 年的两

次中美联合声明也提出“采取前瞻性的货币政策”，也就是说前瞻性货币政策从实务操作上已经成为主要国家的共识，而且在当前我国的经济系统中，整体经济产出是企业产出的加总，即微观企业的生产和投融资行为结果的合计又反映为宏观经济的整体走势。因此，有必要研究前瞻性货币政策的企业资产负债表传导机制，从微观层面为前瞻性货币政策的进一步实施和效果检验做好理论和政策储备。

本文将结合新古典资本需求理论和实际余额效应理论，推导包含投融资需求和效率的泰勒规则，并以此为基础，拓展传统前瞻性利率规则模型，构造一个适合我国国情的前瞻性利率政策反应函数，为我国货币政策规则设计提供借鉴。首先本文根据古典资本需求理论和投资行为理论以及实际余额货币效应模型，推导出包含投资效率和投资需求的泰勒规则模型；其次，根据公司金融理论和货币政策理论，本文引入了新的微观经济变量，从企业资产负债表、现金流量表、利润表出发，构建一个企业综合状况指数来反映企业的投融资需求和效率，并将此指数纳入到前瞻性货币政策反应函数中，用以弥补宏观数据模型无法考察货币政策传导的微观机制的缺陷；第三本文选取了更丰富的控制变量，包含通胀缺口、产出缺口等宏观变量以及资产价格等微观变量作为控制变量，并多角度运用更适合样本数据的计量方法；第四本文扩展了经验分析范围，从宏观整体和行业个体两个层面，综合验证了包含企业资产负债表因素的前瞻性货币政策规则的微观传导效率，反映前瞻性货币政策对个体行业的具体影响，有助于中央银行及时把握前瞻性货币政策的制定和传导效率的检验。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为前瞻性泰勒规则改进及数据选取；第三部分为实证分析；第四部分为结论及建议。

二、前瞻性泰勒规则

（一）普通泰勒规则

泰勒规则主要是描述短期利率如何针对通胀缺口和产出缺口的变动作出反应，由于其简单而有效的特点，被美联储、欧洲央行、英格兰银行等货币当局的货币政策实践所证实和采用。泰勒（Taylor）根据美国历史数据测算出来美联储的利率调控规则为：

$$i_t^* = r^* + \pi_t + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y \tilde{y}_t \quad (23)$$

其中， i_t^* 为短期名义利率， r^* 表示长期均衡实际利率， π_t 为过去四期平均通货膨胀

率, π^* 表示目标通货膨胀率, $\pi_t - \pi^*$ 代表通胀缺口, $\tilde{y}_t$ 代表真实产出缺口, α_π 、 α_y 为政策变量系数。根据“泰勒原理”, 当 $\alpha_\pi > 1$ 时, 通货膨胀和名义利率的理性预期均衡路径是确定的, 当 $\alpha_\pi < 1$ 时, 则利率规则将依据经济冲击进行调整。贝纳西 (Benassy) 通过一个 DSGE 模型得到最优利率规则, 发现利率对通货膨胀的反应弹性与模型中的价格粘性程度、潜在冲击的自相关性以及通货膨胀指标的选取均有关系, 而且一般情况下, 最优利率规则的存在并不一定要求 $\alpha_\pi > 1$ 。^[17]从实践来看, 我国的货币政策长期以来是以货币供应量为中介变量, 作为价格型工具的利率是近几年才频繁使用的工具, 那么针对泰勒传统形式在我国的实证检验的有效性不足是理所当然的。从理论上, 通过货币余额效应的模型分析, 加入货币供应因素的泰勒规则并不要求利率对通货膨胀的系数大于 1, 因为, 在以货币供应量为操作工具的环境中, 利率政策很可能只需要弥补货币供应量无法调节的部分。

[18]

(二) 考虑投融资因素的泰勒规则

根据伍德福德 (Woodford) 的研究表明泰勒规则和 IS、菲利普斯曲线共同构成了一个完整的均衡经济系统, 但即使在满足所谓“泰勒稳定性”的基础上, 这个系统也不能保证利率政策传导微观企业的有效性。^[19]因为在这样一个经济系统中, 经济产出是企业产出的加总, 泰勒规则如果要达到货币当局的政策效果, 要求微观经济主体对利率的敏感性 (即利率的传导机制) 必须是良好的。一般来讲, 货币政策影响或直接改变利率, 利率的改变导致社会资本使用成本的改变, 进而影响公司的投融资需求和效率,^[20]反过来企业行为的“汇总”最后又作用于整体经济, 影响货币政策。所以, 接下来本文建立货币政策对企业投融资需求和效率的传导模型:

根据新古典资本需求理论和投资行为理论, 假设企业生产符合 Cobb-Douglas 生产函数, 则资本存量需求模型为: ^{[21][22]}

$$K_t^* = \alpha \frac{P_t Q_t}{c_t} \quad (24)$$

其中, K_t^* 表示所需净资本存量, P_t 为产出价格, Q_t 为产量。 c_t 是资本使用成本 (“shadow” price), 其与企业的经济折旧率 δ_t 、投资品价格 q 、利率 r 、在 t 时刻预期投资品

在 $t+1$ 时刻的价格变化率 $\dot{q}/q$ 、公司直接税率 u 有关，则资本使用成本可表示为：

$$c = q[(\frac{1-uv}{1-u})\delta + (\frac{1-uw}{1-u})r - (\frac{1-ux}{1-u})\dot{q}/q]$$

其中， v 、 w 、 x 分别表示折旧、利率和纳税收入的资本损失（收入）的一定比例。

根据新货币数量论的剑桥方程： $M = \kappa P y$ ，其中 y 为实际国民生产总值，本文假设 t 时刻的名义国民生产总值等于企业产出价值 $P_t Q_t$ ，则结合式（2）可以得到：

$M_t = \kappa K_t^* / \alpha$ ，将此货币需求函数带入具有实际货币余额效应的函数可得¹：

$$\frac{\kappa K_t^*}{\alpha P_t} = L\left(Y_t, \frac{i_t - i_t^m}{1 + i_t}, \varepsilon_t\right) \quad (25)$$

将式（3）转变为包含投资 I_t 的函数，假设所有变量均在稳态的一个微小领域内波动，且资本存量需求 K_t^* 与实际资本存量 K_t 一致，对此，本文将资本存量进行一阶滞后，则式（3）可转换为：

$$\frac{\kappa I_t / \alpha P_{t-1}}{(I_t / k_{t-1})(P_t / P_{t-1})} = L\left(Y_t, \frac{i_t - i_t^m}{1 + i_t}, \varepsilon_t\right) \quad (26)$$

式（4）中的 I_t / k_{t-1} 代表第 t 期的投资率用 IR_t 表示， P_t / P_{t-1} 表示通胀率用 π_t 表示，再将式（4）线性对数化可以得到：

$$\frac{\kappa}{\alpha} \hat{I}_t - \hat{IR}_t - \pi_t = L_Y \hat{Y}_t + L_{\frac{i_t}{1+i_t}} \hat{i}_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

则根据式（5）得到：

$$\hat{i}_t = L_{\frac{i_t}{1+i_t}} \left(\frac{\kappa}{\alpha} \hat{I}_t - \hat{IR}_t - \pi_t - L_Y \hat{Y}_t - \varepsilon_t \right) = \alpha_1 \hat{Y}_t + \alpha_2 \pi_t + \alpha_2 \hat{IR}_t - \alpha_2 \frac{\kappa}{\alpha} \hat{I}_t + \xi_t \quad (28)$$

其中， $L_{i_t/(1+i_t)} < 0$ ， $\alpha_1 = -L_Y / L_{i_t/(1+i_t)}$ ， $\alpha_2 = -1 / L_{i_t/(1+i_t)}$ ， $\xi_t = -\varepsilon_t / L_{i_t/(1+i_t)}$ ，

α_1 、 $\alpha_2 > 0$ ，式（6）显示泰勒规则不仅是通货膨胀和产出缺口的反应函数，还是可以包含投资效率和投资需求的函数，可以发现利率对通货膨胀和实际投资率的作用相反，但与投资需求相同，且加入投资率和投资需求的泰勒规则并不要求利率对通货膨胀的系数大于

1 具有货币余额效应的函数推导过程可参考朱培金(2013)。

1, 因为, 在货币政策传导微观企业的过程中, 企业投资行为决策对利率传导具有“亲周期性”, 利率政策很可能需要考虑这些微观主体的扰动对实际效果的放大影响。

(三) 考虑企业综合状况指数的前瞻性泰勒规则

受 20 世纪 70 年代的理性预期革命影响, 克拉里达等人 (Clarida et al) 认为由于货币政策的传导机制存在时滞性特点, 货币当局应在对未来经济状况的预测基础上调控名义利率水平, 这样将进一步提高利率对未来可能出现的经济不稳定的反应速度, 有助于政策目标的实现。假定短期名义利率为货币政策的主要调控工具, 其主要是根据未来通胀缺口和产出缺口作出调整, 则前瞻性泰勒规则方程可表示为:

$$i_t^* = r^* + \pi^* + \alpha [E_t(\pi_{t+k} | \Omega_t) - \pi^*] + \beta E_t(\tilde{y}_{t+p} | \Omega_t) \quad (29)$$

其中 i_t^* 表示货币政策目标利率, r^* 表示长期均衡实际利率, $E_t(\pi_{t+k} | \Omega_t)$ 表示在 t 期可得信息的情况下对 $t+k$ 期通胀水平的预期, 同理 $E_t(\tilde{y}_{t+p} | \Omega_t)$ 表示对 $t+p$ 期产出缺口的预期, Ω_t 表示 t 期可得信息集, α, β 为通胀、产出缺口预期的系数。

随着国内外一些学者研究的深入, 目前部分研究中已考虑到货币增长、汇率、资产价格等因素对前瞻性泰勒规则的影响^[23], 但考虑微观企业状况的还较少。货币政策理论认为, 不管是货币渠道, 还是信贷渠道, 货币政策对实体经济活动的影响主要体现在改变企业的融资成本和融资环境, 进而影响企业的投资行为。从公司金融的角度看, 企业投资行为 (包括投资效率和投资需求) 主要受企业内部融资约束和外部投资机会两方面影响^[24], 而融资约束和外部投资机会从货币政策的货币传导渠道看都是与利率息息相关的, 这也与本文前面推导的投资效率和投资需求对规则利率产生反应的结果比较一致。

接下来, 本文尝试从企业资产负债表中提取反映微观主体投融资状况的综合因素, 来代替式 (6) 中的投资效率和投资需求。一般来讲, 企业净资产收益率反映了企业的借贷能力, 也即融资约束, 托宾 Q 值反映企业的投资机会, 而投资机会的实现与内部现金流相关。本文使用主成分分析法对企业净资产收益率 ROE 、内部现金流比率 CF 、托宾 Q 值 3 个指标进行主成分分析, 提取企业投融资需求主成分来衡量企业的综合投融资状况, 再将企业综合状况 (主成分) 指数 $Crop$ 纳入扩展后的前瞻性泰勒规则, 以此构建同时包含宏观和微观信息的前瞻性泰勒规则函数, 可以观察中央银行货币政策对微观企业的传导机制。

企业综合状况指数的计算方法如下:

$$Crop = \alpha_1 ROE + \alpha_2 CF + \alpha_3 Q \quad (30)$$

其中， ROE =净利润/净资产， CF =当期经营性现金净流量/当期固定资产，托宾 Q =（股东权益市值+期初与期末负债均值）/期初与期末总资产均值。

考虑汇率、资产价格、货币供应量和企业综合状况指数后的货币政策反应函数如下：

$$i_t^* = r^* + \pi^* + \alpha[E_t(\pi_{t+k}|\Omega_t) - \pi^*] + \beta E_t(\tilde{y}_{t+p}|\Omega_t) + \delta E_t(e_{t+q}|\Omega_t) + \phi E_t(s_{t+m}|\Omega_t) + \varphi E_t(h_{t+n}|\Omega_t) + \lambda M_{t+w} + \theta C_{t+u} \quad (31)$$

其中， $E_t(s_{t+m}|\Omega_t)$ 表示根据第 t 期的信息对 $t+m$ 期股票价格缺口的预期； $E_t(h_{t+n}|\Omega_t)$ 表示根据第 t 期的信息对 $t+n$ 期房地产价格缺口的预期值； C_{t+u} 表示的是根据第 t 期的信息对第 $t+u$ 期企业综合状况指数缺口¹的预期； M_{t+w} 是对 $t+w$ 期货币供应量增速的预期。结合欧普汉尼蒂斯（Orphanides）研究，^[25]可得基于利率平滑的前瞻性泰勒规则：

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho)\{r^* + \pi^* + \alpha[E_t(\pi_{t+k}|\Omega_t) - \pi^*] + \beta E_t(\tilde{y}_{t+p}|\Omega_t) + \delta E_t(e_{t+q}|\Omega_t) + \phi E_t(s_{t+m}|\Omega_t) + \varphi E_t(h_{t+n}|\Omega_t) + \lambda M_{t+w} + \theta C_{t+u}\} + v_t \quad (32)$$

式中， ρ 代表利率的平滑程度，取值范围为 $(0,1)$ ，意味着货币当局不是完全根据目标利率设定当期利率水平，而是根据目标利率进行部分调整，即每次调整的利率幅度仅消除实际利率和目标利率差别的 $1-\rho$ 。对（10）式进行整理化简，且将（10）式中的不可观测的预期变量用实际变量进行替代，因此在对（10）式进行整理前不妨设：

$$E_t(e_{t+q}|\Omega_t) = e_{t+q} - \varepsilon_{\pi,t+q}, \quad E_t(s_{t+m}|\Omega_t) = s_{t+m} - \varepsilon_{s,t+m}, \quad E_t(h_{t+n}|\Omega_t) = h_{t+n} - \varepsilon_{h,t+n}$$

其中 $\varepsilon_{\pi,t+q}$ 、 $\varepsilon_{s,t+m}$ 、 $\varepsilon_{h,t+n}$ 分别为 $t+q$ 、 $t+m$ 、 $t+n$ 的随机扰动项，于是（10）式可变为：

$$i_t - r^* - \pi^* = \rho(i_{t-1} - r^* - \pi^*) + b_1(\pi_{t+k} - \pi) + b_2\tilde{y}_{t+p} + b_3e_{t+q} + b_4s_{t+m} + b_5h_{t+n} + b_6M_{t+w} + b_7C_{t+u} + \varepsilon_t \quad (33)$$

其中， $b_1 = a(1-\rho)$ ， $b_2 = \beta(1-\rho)$ ， $b_3 = \delta(1-\rho)$ ， $b_4 = \phi(1-\rho)$ ， $b_5 = \varphi(1-\rho)$ ， $b_6 = \lambda(1-\rho)$ ， $b_7 = \theta(1-\rho)$ ， $\varepsilon_t = v_t - a(1-\rho)\varepsilon_{\pi,t+k} - \beta(1-\rho)\varepsilon_{\tilde{y},t+p} - \delta(1-\rho)\varepsilon_{\pi,t+q} - \phi(1-\rho)\varepsilon_{s,t+m} - \varphi(1-\rho)\varepsilon_{h,t+n}$ 复合误差项 ε_t 与 $\varepsilon_{\pi,t+k}$ 、 $\varepsilon_{\tilde{y},t+p}$ 、 $\varepsilon_{\pi,t+q}$ 、 $\varepsilon_{s,t+m}$ 、 $\varepsilon_{h,t+n}$ 都是序列无关的。由于方程（11）包含预期变量，因而采用

1 企业综合状况指数缺口用每一期的企业综合状况指数减去长期均衡企业综合状况指数表示。

普通最小二乘法估计不是有效的,为此广义矩方法(Generalized Method of Moments, GMM)是通常采用的一个估计方法。GMM 方法由于限制条件较少,不要求扰动项的准确分布信息,仅需要知道一些矩条件,允许随机扰动项存在异方差和序列相关,从而是目前估计前瞻性方程的一个有效方法。

(四) 变量选择

考虑到数据的可得性及 2005 年的汇率改革¹,本文实证样本采用 2005 年 1 季度至 2016 年 2 季度共 46 个季度样本点数据,所有月度数据通过算数平均计算季度数据。根据谢平等研究,^[26]本文的短期利率采用当前我国同业拆借市场比重最大的银行间同业拆借 7 天利率来表示,均衡利率根据李宏瑾等人的研究取值 2.7%²。将 CPI 同比增长率作为通货膨胀率,目标通货膨胀率根据陆军等的做法³,通过交易方程测算,目标通货膨胀率约为 4%,通胀缺口为当期通胀率减目标通胀率。通过 X-12 加法对真实 GDP 进行季节调整,并作定基处理(设定 2000 年=100),再利用 H-P 滤波法估计潜在产出,最后得到产出缺口,产出缺口=(季节调整的真实 GDP-潜在 GDP)/潜在 GDP。采用人民币实际有效汇率增长率与均衡汇率增长率的差值作为汇率的缺口指标,均衡汇率增长率根据王彬的估算结果取值约为 0.9%⁴。^[27]使用国房景气指数的实际值与 H-P 滤波法估计的潜在房价之差作为房价缺口,利用上证综指收盘价与 H-P 滤波法估计的潜在股票价格之差作为股价缺口的替代变量。选取 M2 季度同比增速作为货币供应量指标⁵。选取历史平均企业综合状况指数表示企业综合状

1 2005 年 7 月 21 日,我国开始实行“以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度”。人民币汇率不再盯住单一美元,形成更富弹性的人民币汇率机制。

2 邓创等(2009, 2012)根据银行间同业拆借 7 天利率估算了我国的动态均衡利率,但仅给出区间范围,没有平均值,考虑到目前均衡利率估算思路和方法的争论,以及本文的重点在于将微观因素如何引入传统前瞻性泰勒规则而非均衡利率的估算,所以,本文结合金中夏(2012)、李宏瑾等(2014)根据隔夜质押或回购利率估算的结果取平均值约 2.7%(他们的估算平均值分别是 2.77%、2.64%)。同理,关于以下目标通货膨胀率、潜在 GDP、均衡汇率等的估算都是当前学术界尚在研究或争论的问题,考虑本文研究的重点及篇幅限制,在数据选取上将采用前人或一些简化的方法处理。

3 通过 Fishier 交易方程 $P=MV/Y$ 计算目标通货膨胀率,即其中 M 代表货币供应量(M2),V 代表均衡货币流通速度,Y 代表潜在产出,把每年实际的年平均值视为年均衡值,用 2005~2014 年的年实际流通速度的加权平均值代表这一时期的货币均衡流通速度,用每年货币供给量的加权平均值代表这一时期的货币供给量,再根据下文得出的潜在产出得到目标通货膨胀率。

4 均衡汇率采用了王彬(2015)的研究成果,由于原文没有给出具体的均衡汇率值,本文特向原作者索取了相关数据,并在此表示感谢。

5 货币供应量是某个时点的存量数据,本文用每个季度末的广义货币供应量(M2)对上一年相同季度末的 M2 计算同比数据,可以消除季节性因素的扰动。

况指数的长期平均值，并用当期企业综合状况指数与长期平均值之差来表示企业综合状况指数缺口。

三、前瞻性货币政策在我国的经验分析

（一）平稳性检验

为避免伪回归，本文利用ADF检验对各个经济变量进行单位根检验发现，利率和货币供应量增长率在99%的置信水平下是一阶单整的，而通胀缺口、产出缺口、汇率缺口、股价缺口、房价缺口和企业综合状况指数缺口均是平稳序列。接着，本文对残差序列与通胀缺口、产出缺口、汇率缺口、股价缺口、房价缺口和企业综合状况指数缺口进行Johansen检验，发现他们之间存在6个协整关系，其中一个是以利率为应变量，包含其他所有变量为自变量的协整关系¹。因此，利率、通胀缺口、产出缺口、汇率缺口、股价缺口、房价缺口、货币供应量增长率和企业综合状况指数缺口存在协整关系，可以进行回归分析。

（二）前瞻性泰勒规则反应函数估计结果

研究前瞻性泰勒规则的关键之一是如何选取自变量可预期的期数，即式（7）中 k ， p ， q ， m ， n ， w 和 u 的取值。从通胀缺口来看，刘斌使用仅包含通胀缺口的前瞻性泰勒规则进行测算发现规则利率相对通胀缺口至少存在3个季度的滞后效应，中央银行应考虑未来3个季度通胀率可能出现的变化，才能使货币政策的调整对经济的稳定起到重要作用，^[28]所以，本文选取 $k=3$ ；从产出缺口来看，由于GDP是季度数据，根据克拉里达等人（Clarida et al）的估计经验，选取产出 $p=1$ ；从汇率缺口和资产价格缺口来看，由于人民币汇率和股票指数每个交易日末均存在收盘价，原则上可以及时了解当前的汇率变化和股价变化，不需要根据过去数据及时对当前进行预期，所以选取 $q=0$ ， $m=0$ ，但全国房地产数据的公布一般会延迟，而且由于房地产对经济增长的重要性²，房价缺口预期显得非常重要，所以选取 $n=1$ ；从货币供应量 m_2 增长率来看，根据梅赫拉（Mehra）^[29]的研究，选取 $w=-1$ ；最后，考虑到企业经济数据公布的滞后性，本文设定企业综合状况指数缺口滞后1期，所以反应函数中的企业综合状况指数缺口预期应该提前1期，即 $u=1$ ，反映下一期企业综合状况指数缺

1 由于篇幅有限，估计结果省略，如需要，可向作者索取。

2 在实际统计项目中，新建住房和二手房折旧部分等都是作为支出法下的投资项计入了GDP。

口预期对本期规则利率的前瞻性影响¹。

接下来, 本文采用GMM广义矩估计前瞻性泰勒规则反应函数, 工具变量集合包括常量、滞后2阶的名义短期利率、滞后1阶的预期通胀缺口、滞后1阶的产出缺口、滞后1阶的汇率缺口、滞后1阶的股价缺口、滞后1阶的房价缺口、滞后1阶的m2增长率和滞后1阶的企业综合状况指数缺口。工具变量集合与解释变量高度相关, 且外生于利率; 同时, 由于工具变量个数大于内生变量个数, 所以, 本文进行过度识别检验 (Overidentification Test), J统计量为0.005, $nJ=0.23$ 小于自由度为1的卡方分布临界值3.84, 即接受原假设, 选择的工具变量是合理的。

从估计结果看, 加入企业综合状况指数缺口后的前瞻性泰勒规则反应函数的调整 R^2 和DW值均优于没有考虑企业综合状况指数缺口的模型(见表1)。比较模型(5)和模型(6)可以看出, 加入企业综合状况指数缺口后, 调整 R^2 和DW值均有所提高, 且平滑系数、通胀缺口、汇率缺口分别增加了0.07个百分点、0.003个百分点、0.002个百分点, 说明利率变动在考虑企业因素的情况下对通胀预期、汇率预期更加敏感。值得注意的是, 如果模型加上m2增长率, 平滑系数一般在0.6左右, 不加上m2增长率, 平滑系数在0.8左右, 这说明考虑货币供应因素后, 利率的反应灵敏度有所降低, 这与当前我国央行同时使用数量型货币工具和价格型货币工具进行调控是一致的。平滑系数的大小到底预示着什么呢? 萨克(Sack)和维兰德(Wieland)对利率平滑行为是货币当局对宏观经济条件持续性的被动反应还是主动调节给出了解释,^[30]认为如果利率平滑行为仅仅是货币当局对宏观经济的被动反应, 那么就有理由相信滞后利率项的系数应该比较小; 反之, 如果这一系数较大, 说明利率平滑现象是货币当局的主动调节。实际上, 本文认为我国利率调节更多地是主动调节, 比如, 央行通过公开市场操作间接调控同业拆借利率, 但同时也存在一些被动调节的成分, 比如市场资金突然吃紧, 导致央行被动投放合理货币, 干预市场利率。

短期利率对通胀缺口的反应系数随着解释变量的增加而增大, 且越大越显著, 反映的实际情况是随着通胀预期增加, 利率将提升。最高为加入企业综合状况指数缺口后的0.126, 即预期下个季度的通胀缺口偏离均衡值1个单位, 利率将偏离平均值0.13个单位。同时, 这

1 央行短期政策利率的正确调整至少要引导当前及未来企业的整体经济行为, 在实际操作中, 企业一般是按季度向人民银行调统部门或政府信息统计部门汇报相关财务信息, 且存在滞后性(一般滞后时长在一个季度以内), 同时, 考虑到央行可以通过MLF、SLF、SLO等流动性工具在金融市场上快速调节短期政策利率, 所以, 本季度的短期政策利率从理论和操作上均可以根据下一季度企业综合状况预期进行前瞻性反应。

也说明在考虑微观企业因素后，央行货币政策对预期通胀缺口的反应更为充足。根据伍德福德（Woodford）的启示，如果 $(\rho + b_1)$ 大于1，那么局部均衡将是确定的，但实际上，所有模型估计结果显示均小于1，这与前文加入企业投融资需求因素的模型推导结果是一致的，即央行利率政策需要考虑微观企业对利率变动的“过度反应”，同时，在我国仍以货币供应量为中介目标的情况下，央行利率政策很可能只是替代了货币供应量的部分调节职能。

短期利率对产出缺口的反应系数在0.073至0.118之间，11个模型的估计结果均显著，且估计系数大于静态泰勒规则反应函数¹。系数为正，表明利率与未来产出缺口同方向变化，即在预期产出缺口加大、经济出现过热的情形时，应提高利率以收紧货币政策，同时这也说明我国利率政策对产出的调整是较为充分的。

短期利率对汇率缺口的反应系数在0.06左右，即汇率缺口变动1个单位，短期利率将变动0.06个单位。当实际有效汇率缺口减少时，人民币呈贬值趋势，意味着国内出口将进一步增加，经常项下盈余增加，我国外汇储备已经处于较高水平，货币当局可能会通过降低利率方式以减少国际短期资本流入。

短期利率对股价缺口的反应系数在-0.01左右，且均显著，即股价缺口缩小1个单位，短期利率将增加0.01个单位。由于利率和股价是同期数据，实际上从行为金融学的角度看，这反映了中央银行货币政策对股价的直接影响，且股价对利率变动具有显著的敏感性，即利率提高，收紧货币政策有助于减少股价向上波动；利率降低，放松货币政策，将加大股价向上波动。

短期利率对房价缺口的反应系数在0.06至0.08之间，这表明下一期房价缺口变化与本期利率调整成正向关系，即预期下一期房价景气指数增加，缺口扩大时，本期短期利率将上升；预期下一期房价景气指数减少，缺口变小时，本期短期利率将下跌。这说明中央银行的利率政策对房价的调控可以起到短期抑制作用，但是由于反应系数较小，利率干预的成本是非常大的，而且货币政策与资产价格之间并没有直接的联系²以及货币政策主要管理总需求的目标³，所以，在“成本—收益”框架下，货币政策并不适宜直接针对资产价格。

参数	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11
----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	------	------

1 由于篇幅有限，传统泰勒规则等静态泰勒规则模型估计结果在此省略，如果需要，可向作者索取。

2 2007年12月，周小川行长在《财经》年会上的发表讲话，认为回顾历史数据和历史政策调整，并不能看出货币政策对资产价格产生了直接效果。

3 2014年3月，周小川行长在全国人大记者会上表示，货币政策主要是管理总需求，主要是根据CPI这样的消费物价指数以及生产资料价格指数来调整货币政策。

ρ	0.691*** (0.000)	0.744*** (0.000)	0.769*** (0.000)	0.459** (0.035)	0.507*** (0.009)	0.671*** (0.000)	0.706*** (0.000)	0.746*** (0.000)	0.756*** (0.000)	0.534*** (0.003)	0.788*** (0.000)
b_1	0.018 (0.538)	0.011 (0.697)	0.061* (0.051)	0.121*** (0.012)	0.108** (0.015)	0.126*** (0.009)	0.033 (0.235)	0.027 (0.378)	0.070*** (0.003)	0.105*** (0.006)	0.063** (0.022)
b_2	0.102*** (0.005)	0.092** (0.012)	0.064** (0.013)	0.115*** (0.009)	0.115*** (0.005)	0.118*** (0.004)	0.103*** (0.001)	0.097*** (0.002)	0.073*** (0.006)	0.114*** (0.007)	0.090*** (0.004)
b_3		0.057 (0.148)	0.065* (0.018)	0.061** (0.044)	0.062* (0.051)	0.062*** (0.003)		0.045 (0.230)	0.051* (0.056)	0.057** (0.023)	0.059*** (0.002)
b_4			-0.009 (0.118)	-0.013* (0.069)	-0.012* (0.093)	-0.015** (0.012)			-0.008** (0.021)	-0.013*** (0.019)	-0.008** (0.025)
b_5				0.081* (0.068)	0.083** (0.075)	0.069* (0.077)				0.064 (0.143)	
b_6					0.002 (0.431)	0.003 (0.235)					0.005 (0.651)
b_7						0.023*** (0.000)	0.021*** (0.000)	0.020*** (0.000)	0.021*** (0.001)	0.019*** (0.000)	0.022*** (0.000)
调整R ²	0.811	0.845	0.852	0.825	0.861	0.896	0.860	0.858	0.879	0.885	0.892
DW值	1.916	1.938	1.981	1.720	1.639	1.892	1.933	1.954	2.050	1.812	2.012

表1 各扩展前瞻性泰勒规则反应函数估计结果

注：模型1至模型11的变量均使用前瞻性函数式（11）数据进行估计，***代表显著性水平 <0.01 ，**代表显著性水平 <0.05 ，*代表显著性水平 <0.1 。

短期利率对货币供给增长率反应系数较小，而且均不显著，这说明当前货币供给变化对利率的影响不大。一方面，由于利率市场化没有完全实现，这可能限制了货币供应量发挥中介目标的功能。另一方面，在之前利率管制条件下，央行在控制货币供应量使货币总量达到调控目标之外，还要维持利率稳定，但是央行可能无力同时非常有效地控制利率和货币总量，因为当货币市场受到货币需求冲击时，为了稳定管制利率，就必须相应地变动货币供应量，造成利率与货币供应量关联性的下降。

短期利率对企业综合状况指数缺口的反应系数在0.02左右，且所有模型的估计结果在99%置信水平下均显著，这说明微观企业综合状况能影响短期政策利率的制定，且存在“逆周期”影响。当企业整体投融资环境持续良好时，则央行可提升利率，给企业过热投资降温；当企业整体投融资环境持续恶化时，则央行可降低利率，改善企业投融资环境。同时，加入企业综合状况指数缺口后，通胀缺口和产出缺口的估计系数在所有扩展的前瞻性模型中均为最高，且 $(\rho + b_1)$ 最大，在一定程度上显示宏观变量和微观变量的综合效应在我国前瞻性货币政策反映函数中的适用性。

整体来看，加入企业综合状况指数缺口后的前瞻性泰勒规则反应函数能更准确预测规则利率，说明微观企业投融资状况能影响利率制定，也间接说明前瞻性规则利率能够有效传导微观企业。将考虑了汇率缺口、股价缺口、房价缺口、货币供给增长率和企业综合状况指数缺口后的前瞻性泰勒规则利率（模型6）、传统泰勒规则利率与现实的短期名义利率通过T检验和非参数检验中的威尔科克森符号等级检验（Wilcoxon Signed-Rank Test）方法进行比较，其检验的原假设为：

$$H_0: \text{前瞻性泰勒规则利率/短期名义利率}=1$$

$$\text{传统泰勒规则利率/短期名义利率}=1$$

通过估计结果（见表2）可以发现，前瞻性泰勒规则利率、传统泰勒规则利率与短期名义利率都比较一致，但考虑企业综合状况的前瞻性规则利率接受原假设的程度更大（见P值），所以，本文认为考虑企业综合状况的前瞻性泰勒规则利率对短期名义利率的预测更精确。

关系类型	T 统计量 (P 值)	W 统计量 (P 值)	S 统计量 (P 值)
前瞻性泰勒规则与短期名义利率	-0.056 (0.963)	-0.411 (0.689)	0.798 (1.000)
传统泰勒规则与短期名义利率	0.911 (0.369)	-1.079 (0.281)	0.607 (1.000)

表2 前瞻性泰勒规则利率、传统泰勒规则利率与短期名义利率的相关统计检验

（三）分行业的前瞻性泰勒规则反应函数估计结果

考虑到不同行业对经济周期的“适应性”不同，其可能对货币政策的反应是不一样的，比如，在经济上行期间，虽然货币政策开始紧缩，但由于预期经济前景依然较好，房地产价格将持续攀升，导致房地产投资增长；同时，一些耐用消费行业由于收益率相对较低，其投资持续下滑。为了进一步检验前文的推导模型和估计结果，本文接下来将按证监会分类的17个不同行业¹的3083家上市公司检验前瞻性泰勒规则利率的反应。

从估计结果看，各行业调整R²基本位于0.85以上，DW值在1.7至2.0之间，估计情况较好（见表3和表4）。从平滑系数看，17个行业的平滑系数均显著，其中，14个行业均大于

1 证监会行业分类包含农、林、牧、渔业、制造业、采矿业、房地产业、金融业、教育业、综合等19个行业，但是居民服务、修理和其他服务业这一类还未有上市公司，且综合类行业定位较模糊，所以本文考察的是剔除以上两个行业后其余17个行业对前瞻性规则利率的反应。

0.5, 显示央行货币政策对这些行业的主动影响更多, 但科学研究和技术服务业、教育业、文化、体育和娱乐业3个行业的平滑系数在0.5以下, 说明央行利率政策主动针对科研、文化、教育产业的调整较少, 这些产业可能更多受市场利率自身波动的影响。

15个行业的通胀缺口系数显著, 17个行业的产出弹性系数均显著, 分别占行业个数的88.24%、100%, 这说明从细分行业来看, 通胀预期和产出预期同样是前瞻性利率参考制定的重要标准, 且11个行业的产出缺口对利率的敏感性高于通胀缺口对利率的敏感性。从细分行业看, 金融业的产出缺口和通胀缺口对利率的反应最为显著敏感, 而农业以及水利、环境和公共设施管理业的产出缺口和通胀缺口对利率的反应较差; 房地产业和建筑业对通胀缺口不敏感, 在一定程度上说明以房地产价格为代表的资产价格与消费物价指数(CPI)的相对独立性, 同时也说明利率政策干预房地产价格的效率恐将受限。

15个行业的汇率缺口系数、12个行业的股价缺口系数均显著, 分别占有所有行业的88.23%、70.59%, 这说明中央银行可以通过规则利率来有效应对实际有效汇率变动和股价变动对经济造成的影响, 但不同行业的影响存在非对称性。10个行业的房价预期缺口系数不显著, 占比58.82%, 显示房价对政策利率制定的影响不大, 这与前文模型(10)的估计结果比较类似。只有农、林、牧、渔业和房地产业2个行业的估计结果显示短期利率对货币供给增长率的反应系数显著, 说明前瞻性利率对货币供应量的反应并不充分, 这与前文模型(5)、模型(6)和模型(11)的估计结果相似。

14个行业的短期利率对企业综合状况指数缺口的反应系数显著, 占行业个数的82.35%, 这说明大部分上市公司的综合状况能影响短期政策利率的制定, 央行可以通过包含微观因素的前瞻性规则利率来影响宏观经济环境。但不同行业系数差异较大, 在0.003至0.092之间, 教育业、建筑业以及农、林、牧、渔业的综合状况对利率影响较大, 卫生和社会工作以及文化、体育和娱乐业的综合状况对利率影响较小, 这说明各行业投融资效率对利率的反应是不同的, 央行可以实施一些差异化的货币政策。整体来看, 短期利率对企业综合状况比较稳定的行业反应较小, 对企业综合状况波动较大的行业反应较充分。

参数	农、林、牧、渔业	采矿业	制造业	电力、热力、燃气及水生产和供应业	建筑业	批发和零售业	交通运输、仓储和邮政业	住宿和餐饮业
ρ	0.611*** (0.000)	0.589*** (0.000)	0.512*** (0.005)	0.513*** (0.004)	0.512* (0.085)	0.521** (0.021)	0.513** (0.011)	0.548*** (0.005)

b_1	0.098* (0.023)	0.095** (0.012)	0.102*** (0.003)	0.088** (0.031)	0.061 (0.137)	0.103** (0.033)	0.106** (0.021)	0.112** (0.013)
b_2	0.098*** (0.005)	0.092** (0.013)	0.115*** (0.000)	0.131*** (0.000)	0.152*** (0.000)	0.112*** (0.005)	0.132* (0.007)	0.125** (0.000)
b_3	0.044** (0.032)	0.109** (0.016)	0.051 (0.153)	0.022*** (0.000)	0.09*** (0.000)	0.078** (0.025)	0.053 (0.212)	0.083** (0.017)
b_4	-0.006 (0.265)	-0.059 (0.210)	-0.012* (0.056)	-0.015* (0.089)	-0.010 (0.122)	-0.012** (0.031)	-0.013** (0.034)	-0.014** (0.021)
b_5	0.052 (0.146)	0.063 (0.151)	0.086* (0.052)	0.072* (0.089)	0.078 (0.103)	0.089* (0.073)	0.086 (0.111)	0.071 (0.143)
b_6	0.031** (0.045)	0.003 (0.263)	0.004 (0.365)	0.003 (0.445)	0.002 (0.344)	0.002 (0.413)	0.002 (0.509)	0.004 (0.188)
b_7	0.063** (0.032)	0.020** (0.025)	0.029** (0.018)	0.048*** (0.002)	0.052*** (0.000)	0.034* (0.051)	0.031 (0.244)	0.041* (0.072)
调整R ²	0.877	0.851	0.842	0.854	0.861	0.857	0.911	0.852
DW值	1.945	1.899	1.852	1.844	1.731	1.799	1.878	1.836

表3 分行业扩展前瞻性泰勒规则利率的相关统计检验（一）

注：***代表显著性水平<0.01，**代表显著性水平<0.05，*代表显著性水平<0.1。

参数	信息传输、软件和信息技术服务业	金融业	房地产业	租赁和商务服务业	科学研究和技术服务业	水利、环境和公共设施管理业	教育	卫生和社会工作	文化、体育和娱乐业
ρ	0.540*** (0.000)	0.531*** (0.001)	0.545*** (0.000)	0.552*** (0.003)	0.443*** (0.003)	0.544*** (0.000)	0.489* (0.012)	0.572*** (0.005)	0.473* (0.010)
b_1	0.081*** (0.008)	0.112*** (0.003)	0.084 (0.213)	0.103** (0.031)	0.115*** (0.006)	0.106** (0.013)	0.126** (0.022)	0.111** (0.007)	0.092* (0.065)
b_2	0.122*** (0.000)	0.157*** (0.000)	0.121*** (0.005)	0.134*** (0.000)	0.112** (0.031)	0.096* (0.055)	0.107*** (0.002)	0.103*** (0.008)	0.123*** (0.000)
b_3	0.039* (0.078)	0.061** (0.031)	0.112*** (0.000)	0.084*** (0.003)	0.065* (0.054)	0.121*** (0.002)	0.072** (0.011)	0.063** (0.034)	0.0650** (0.032)
b_4	-0.011 (0.144)	-0.010** (0.032)	-0.008 (0.230)	-0.021* (0.052)	-0.013** (0.025)	-0.012* (0.063)	-0.008* (0.057)	-0.021** (0.043)	-0.011* (0.076)
b_5	0.073 (0.145)	0.089** (0.030)	0.077 (0.142)	0.085* (0.063)	0.064 (0.172)	0.061* (0.091)	0.081* (0.090)	0.083 (0.114)	0.091* (0.064)
b_6	0.001 (0.536)	0.003 (0.112)	0.005* (0.062)	0.004 (0.413)	0.002 (0.335)	0.003 (0.396)	0.002 (0.235)	0.002 (0.375)	0.003 (0.443)

b_7	0.024*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.021** (0.015)	0.032 (0.114)	0.023** (0.012)	0.029*** (0.001)	0.092** (0.028)	0.012* (0.074)	0.011 (0.433)
调整R ²	0.886	0.893	0.856	0.887	0.831	0.895	0.863	0.868	0.856
DW值	1.935	1.987	2.011	1.834	1.765	1.912	1.754	2.007	1.873

表4 分行业扩展前瞻性泰勒规则利率的相关统计检验（二）

注：***代表显著性水平<0.01，**代表显著性水平<0.05，*代表显著性水平<0.1。

四、结论与建议

（一）主要结论

本文通过前瞻性预期的形式研究货币政策与微观企业投融资活动的关系，实证发现短期利率调整对微观企业资产负债表的反应是显著的，扩展后的动态泰勒规则相对更适合我国国情。无论是从整体模型还是分行业的模型均可以发现，反映微观企业整体资产负债表的企业综合状况指数对央行货币政策的反应基本都是显著的，但是从反应系数大小看，央行货币政策对企业综合状况的反应系数较小，而短期利率对通胀缺口和产出缺口的反应系数相对较高，这说明央行关注通胀水平和产出水平甚于微观企业投融资水平，货币当局调整利率可能更多的是针对通胀缺口和产出缺口反应；且不同行业的企业综合状况指数对利率的反应系数差距较大，说明央行可实行一些具有产业差异化特征的货币政策；平滑系数与通胀反应系数之和小于1，说明前瞻性泰勒规则在我国还是不具有所谓的“泰勒稳定性”，这可能与我国货币政策的中介目标以及政策制定考虑微观企业的“过度反应”有关。此外，所有动态泰勒规则模型显示，股票价格在一定程度上能“勉强”反映规则利率的变化，但是股票价格的反应系数非常小（绝对值均在0.011及其以下），而房地产价格的反应系数均不显著，说明规则利率对资产价格“反应不足”，中央银行可以适当关注股票等资产价格的变化，但还不适合根据资产价格变化对整体前瞻性利率政策做出调整。

（二）政策建议

整体来看，我国的短期名义利率调整对预期通胀率、预期产出、企业综合状况等指标存在显著的动态反应，显示包含宏观和微观因素的前瞻性泰勒规则在我国的适用性，但是反应系数均不大，说明运用利率调控经济运行的货币政策可能具有内在不稳定性。为进一步完善我国的利率体制，本文提出以下政策建议。

1. 货币政策决策要关注微观传导路径，将企业资产负债表渠道的传导效应纳入前瞻性货币政策的决策体系。中央银行在制定和实施货币政策时不仅要关注宏观因素，还要考虑

微观因素的可能“过度反应”，结合整体与局部，创新前瞻性货币政策决策方式，利用全方位信息充分评估货币政策执行力度，提高货币政策调控的科学性和预见性。同时，中央银行也可以实施一些具有产业差异化特征的货币政策，对利率敏感性较差的行业适用相对较强的货币政策，对利率敏感性较好的行业适用相对较弱的货币政策。

2.完善经济指标监测体系，加强货币政策的前瞻性。完善通货膨胀监测体系，根据物价水平和人们预期变化对宏观经济影响程度的估计做出相应判断；完善经济产出统计体系，合理确定适合我国的潜在GDP测算方法，进一步推动前瞻性货币政策在我国的量化和适用性；同时，加强对企业投融资数据的分类收集，从企业规模大小、行业类别等角度分别建立企业综合状况指标监测体系，随时监测货币政策传导的企业微观渠道。

3.健全货币政策前瞻性决策方式，平稳有序引导企业投融资活动。实际上，数量型货币政策和价格型货币政策均在我国广泛使用，应该积极健全考虑货币供应量、利率走廊等特殊因素在内的数量型和价格型前瞻性货币政策，提高前瞻性货币政策在我国的适用性，同时，考虑到企业可能对宏观政策的“过度反应”，货币政策要平稳有序地采取前瞻性预期方式引导企业进行既符合市场规律又符合政策导向的投融资活动。

参考文献

- [1] J. B. Taylor. Discretion versus Policy Rules in Practice [J]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993, 39(1).
- [2] N. Batini, E. Nelson. Optimal Horizons for Inflation Targeting [R]. Bank of England Working Paper, 2000, 25(6).
- [3] R. Clarida, J. Gali, M. Gertler. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence [J]. European Economic Review, 1998, 42(6).
- [4] R. Clarida, J. Gali, M. Gertler. Monetary Policy Rules and Macroeconomics Stability: Evidence and Some Theory [J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, 115(1).
- [5] 张屹山, 张代强. 前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验[J]. 经济研究, 2007, (3).
- [6] A. Hayat, S. Mishra. Federal Reserve Monetary Policy and The Nonlinearity of The Taylor Rule [J]. Economic Modelling, 2010, 27(5).
- [7] 肖卫国, 刘杰. 前瞻性、后顾性与混合型泰勒规则政策效果的动态模拟[J]. 金融经济研究, 2014, (5).
- [8] K. Ogawa. Monetary Transmission and Inventory: Evidence from Japanese Balance-Sheet Data by Firm Size [J]. The Japanese Economic Review, 2002, 53(12).
- [9] B. S. Bernanke, M. Gertler. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations [J]. American Economic Review, 1989, 79(1).
- [10] B. S. Bernanke, M. Gertler. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission [J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4).
- [11] Z. A. Karim, W. N. W. Azman-Saini. Firm-level Investment and Monetary Policy in Malaysia: Do the Interest Rate and Broad Credit Channels matter? [J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2013, 18(3).
- [12] K. Masuda. Fixed Investment, Liquidity Constraint, and Monetary Policy: Evidence from Japanese Manufacturing Firm Panel Data [J]. Japan and the World Economy, 2015, (33).
- [13] 白鹤祥. 中国货币政策传导微观机制研究[M]. 中国金融出版社, 2010.
- [14] 朱新蓉, 李虹含. 货币政策传导的企业资产负债表渠道有效吗——基于中国数据的实证检验[J]. 金融研究, 2013, (10).

- [15]刘星, 张超, 郝颖. 货币政策对企业投资存在需求影响吗?—一项投资现金流敏感性的研究 [J]. 经济科学, 2014 (4) .
- [16]杜勇, 胡海鸥. 转轨经济、金融加速器与货币政策资产负债表渠道[J]. 现代管理科学, 2016(9).
- [17] J. Benassy. Interest Rate Rules, Inflation and the Taylor Principle: An Analytical Exploration [J]. Economic Theory, 2006, 27(1).
- [18]朱培金. 扩展的泰勒规则及其在中国的适用性[D]. 吉林大学博士论文, 2013.
- [19] M. Woodford. The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy[J]. American Economic Review, 2001, 91(2).
- [20]李青原, 王红建. 货币政策、资产可抵押性、现金流与公司投资——来自中国制造业上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2013, (6).
- [21] W. Jorgenson. Capital Theory and Investment Behavior [J]. American Economic Review, 1963, 53(2).
- [22] R. Eisner, M. I. Nadiri. Investment Behavior and Neo-classical Theory [J]. Review of Economics and Statistics, 1968, 50(3).
- [23] L. Ball. Efficient Rules for Monetary Policy[J]. International Finance, 1999, 2(1).
- [24]黄志忠, 谢军. 宏观货币政策、区域金融发展和企业融资约束 [J]. 会计研究, 2013, (1).
- [25] A. Orphanides. Monetary Policy Evaluation with Noisy Information [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50(3).
- [26]谢平, 罗雄. 泰勒规则及其在中国货币政策中的检验 [J]. 经济研究, 2002, (3).
- [27]王彬. 人民币汇率均衡、失衡与贸易顺差调整[J]. 经济学 (季刊), 2015, (4).
- [28]刘斌. 最优前瞻性货币政策规则的设计与应用[J]. 世界经济, 2004, (4).
- [29]Y. P. Mehra. A Forward-Looking Monetary Policy Reaction Function [R]. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly No. 85/2, 1999.
- [30] B. Sack, V. Wieland. Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence [J]. Journal of Economics and Business, 2000, 52(1-2).

IS THE MICROSCOPIC TRANSMISSION MECHANISM of FORWARD-LOOKING MONETARY POLICY EFFECTIVE?

Evidence from Balance Sheets of Listed Companies in China

LIU Xing HAN Xin-tao

Abstract: Based on the neo-classical capital demand theory and the real balance effect theory, this paper establishes a forward-looking Taylor's Rule model which contains demand and efficiency of investment, and constructs a Integrated Conditions Index reacting on corporate balance sheets which is introduced to the forward-looking Taylor's Rule model, then tests and compares the forward-looking Taylor's Rule which contains Integrated Conditions Index from the macro level and industry level. It finds out that: (1) the forward-looking interest rate transmission channel of corporate balance sheet is almost effective, the reaction coefficients of short-term nominal interest rates responding on Integrated Conditions Index gap of over 80% of overall industry are significant, but differences of coefficients of response on different industries are large; (2) the reaction coefficients of monetary policy responding on Integrated Conditions Index gap are small, but the reaction coefficients of short-term nominal interest rates responding on inflation gap and output gap are relatively high, which indicates the monetary authority to adjust interest rates is likely to more respond on inflation gap and the output gap; (3) the response of monetary policy on asset prices is "inadequate", the reaction coefficients of monetary policy responding on stock price is very small, and the reaction coefficients of monetary policy responding on stock price is not significant.

Key Words: forward looking; monetary policy; Taylor's rule; balance sheet

基于泰勒规则的人民币汇率预测研究

——兼论多种汇率决定模型预测比较

江春¹ 杨宏略² 李小林³

【摘要】文章选取了无抛补利率平价、购买力平价、弹性/粘性价格货币模型、巴拉萨-萨缪尔森模型、资产组合模型、泰勒规则等理论模型，采用 DMA/DMS、TVP-VAR、BMA 等计量模型并选择 2005 年 7 月至 2016 年 12 月研究样本对人民币汇率进行样本外预测，结果发现上述理论模型均对人民币汇率具有一定的预测能力，但只有泰勒规则模型预测能力高于随机游走模型，其余六种理论模型对人民币汇率的预测能力并不比最简单的随机游走模型强。同时，基于多种计量模型的结果显示，DMS 模型对人民币汇率预测的绩效最佳。进一步通过拓展后的泰勒规则模型对人民币汇率进行预测时发现，短期内央行外汇干预发挥的作用最大，汇率预期和风险溢价分别在中期和长期的预测结果中表现最为明显。本研究为货币当局稳定人民币汇率以及公众在新的汇率形成机制条件下深入认识人民币汇率动态变化与波动成因提供启示。

【关键词】货币模型；汇率；泰勒规则；样本外预测；

一、引言

当前，我国货币政策所面临的突出问题表现在缺乏特定的信心“锚”⁴。尽管我国的货币政策目标通常被表述为“保持物价稳定并以此促进经济增长”，并在实际操作上往往十分关注 CPI 指数的变化情况，但货币当局并没有明确宣布中国实行的是通胀目标制，因此，通胀并没有在中国真正成为货币政策的“锚”。同时，中国也尚未形成统一的市场化的基准利率。虽然有学界及政界倡导利用定向工具建立利率走廊以及创新货币政策工具的方式来提

¹ 江春，武汉大学经济发展研究中心；

² 杨宏略，武汉大学经济与管理学院；

³ 李小林，中国海洋大学经济学院；

⁴ 信心“锚”意指能够为公众形成预期的调控目标。事实上，货币当局在实施预期管理时，一方面要引导、协调和稳定公众预期，在极大化政策效果的同时，还要尽可能地减少政策的副作用，这就使得货币当局会设置一个“锚”来表现其判断，也即发挥信心“锚”的作用。

高货币政策的有效性，但这将是市场学习、认知的过程，同时兼具阶段性和长久性的特征。货币政策信心“锚”的不确定，不仅直接影响货币政策的有效性，更会影响货币当局在调控目标时对于货币政策工具的选择，特别是不同的货币政策涉及到的工具及目标存在异质性特征，并进而对政策目标影响的幅度和时效也不尽一致。汇率作为货币政策传导的重要渠道之一，能够通过国际资本流动的“无抛补利率平价”和进出口价格的“传递效应”影响利率和通胀。虽然我国并未明确将汇率作为货币政策调控的目标之一，但在实际操作中，央行运用对冲干预的方式通过稳定汇率来引导市场预期，在一定程度上隐含了汇率稳定在货币政策中发挥着重要的信心“锚”作用。特别是 2015 年 8 月 11 日，中国政府实行了旨在实现人民币汇率中间价形成机制的市场化改革，以进一步提高人民币汇率的市场化程度，但由于受中国经济增长放缓、出口增速下降、市场上存在美联储升息预期等因素的影响，人民币汇率一度出现贬值，在这种情况下，中国的货币政策又力求避免人民币汇率的持续贬值。此后，为了抑制因资本外流而带来的人民币汇率贬值压力，中国人民银行于 2017 年 2 月上调中期借贷便利（MLF）利率及逆回购和 SLF（常备借贷便利）利率，并于同年 5 月在人民币兑美元中间报价机制中引入逆周期因子。同时，汇率的频繁波动不仅引起了公众（包括企业）及学界的持续性关注，更是引发了政府的高度重视。2017 年 3 月的政府工作报告中明确提出“增强汇率弹性的同时，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定”。而且值得提出的是，随着我国外汇市场运行机制的深刻变化，汇率的双向波动将逐渐成为“常态化”。因此，厘清人民币汇率的动态变化趋势及其驱动因素，不仅有利于公众（包括企业）判断人民币汇率的未来走势并及时做出最佳决策以规避汇率风险，还有利于货币当局采取合适的政策以稳定人民币汇率、优化人民币汇率形成机制，因而具有非常重要的理论与现实意义。

长期以来，关于汇率能否被预测以及采用何种理论框架和计量模型能够有效预测一直是学术界争议的问题之一(Beckmann 和 Schussler, 2016)。不乏有学者依据传统货币理论进行实证分析，所产生的成果在一定程度上为认识汇率波动特征及其变动趋势提供了一定的参考，代表性研究有：Cheung et al.(2005)以及 Alquist 和 Chinn(2008)研究发现尽管无抛补利率平价理论在某些国家的汇率长期预测上优于随机游走模型，但其预测绩效并未一直显著。类似地，学者还从购买力平价的角度对汇率进行预测，结果并未发现购买力平价理论模型能够持续显著优于随机游走模型，也即 PPP 模型在一些国家中并不成立(Cheung 和 Lai, 2000; Kilian 和 Zha, 2002; Lopez et al., 2005)。还有学者综合比较了随机游走模型与多种理论模型

的汇率预测能力，代表性成果有：Meese 和 Rogoff (1983a,b)发现随机游走模型在样本外预测汇率的绩效强于无抛补利率平价、购买力平价、弹性和粘性价格等货币模型。Cheung et al.(2005)研究发现在对汇率的预测上，随机游走模型的预测能力均强于资产组合模型与巴拉萨-萨缪尔森模型。陈平和李凯(2010)通过比较随机游走模型与购买力平价模型、无抛补利率平价模型、巴拉萨-萨缪尔森模型及其综合模型对汇率的解释能力，结果同样证实了随机游走模型对汇率变动具有相对较高的预测力。

传统的货币主义模型之所以对汇率的预测效果差强人意，可能的原因在于模型中缺乏货币政策的传导变量，或者说缺乏在既定的货币政策框架下进行研究，也即将货币政策视为外生变量。由于泰勒规则汇率模型是建立在泰勒规则、购买力平价理论、利率平价、弹性价格货币模型的基础之上而形成的汇率动态决定模型，并为分析汇率动态决定提供一种新的思路、框架和参照系，因而近年来有一些学者开始采用泰勒规则汇率模型所揭示的经济基本面来分析汇率变动，代表性成果有：Engel 和 West(2005)首次采用泰勒规则汇率模型对美元与加元、法郎、马克、意大利币、日元、英镑汇率波动进行分析，并成功拟合了美元实际汇率在 1978 ~2001 年间的波动走势。Galimberti 和 Moura(2013)分别采用泰勒规则汇率模型对新兴市场国家和拉丁美洲国家的实际汇率进行样本外预测，结果相继表明泰勒规则模型明显优于随机游走模型、货币主义模型以及购买力平价模型，也就是说，泰勒规则对汇率具有更强的解释能力。此后，较多的学者研究也都支持这一观点(Engel 和 West, 2005; Evans 和 Lyons, 2005; Clark 和 West, 2006; Molodtsova 和 Papell, 2009; Moore 和 Roche, 2010; Kempa 和 Wilde, 2011; Lansing 和 Ma, 2016; Horioka 和 Ford, 2017; 陈平和李凯, 2010; 陈创练和杨子晖, 2012; 邓贵川和李艳丽, 2016)。

总的来看，无论是理论分析还是经验论证，已有的研究成果均为解释汇率动态变化及波动成因提供了一定的参考与启示。但进一步研读发现，已有的研究在以下层面尚待于深入挖掘：第一，在汇率预测的方法上，较多的研究设定预测方程的待估参数是固定的。由于汇率的形成机制及宏观经济波动存在阶段性和结构性变动特征，此时模型的参数很可能会随着时间的变动而发生变化。第二，由于预测模型中解释变量较多，会使得参数估计严重偏误。尽管有学者采用贝叶斯方法来解决这一问题，但较多的研究采用静态贝叶斯进行参数估计，无法捕捉不同时期的最优预测模型。而且已有研究主要采用 DMW 及 CW 等单一统计量对汇率进行预测，这就极大地增加了模型设定偏误而导致结果失真的风险。第三，尽管有学者开始关注实行有管理浮动制度的人民币汇率预测，但研究范式主要沿袭经典的

理论模型，缺乏依据中国特殊的发展现实及特征对经典理论模型进行有效拓展，更无研究同时指出哪种理论框架及计量模型能够较好地解释人民币汇率的动态变化。

本文主要关注以下问题：在对人民币汇率进行预测时，究竟哪种理论框架和计量方法具有较强的预测力？在具有较强预测能力的理论模型中，究竟是什么因素决定其预测绩效？该驱动因素在短期、中期和长期发挥的作用是否存在差异？为回答上述问题，我们选取了无抛补利率平价模型、购买力平价模型、弹性价格货币模型、粘性价格货币模型、巴拉萨-萨缪尔森模型、资产组合平衡模型、泰勒规则等理论模型，同时考虑到人民币汇率形成机制的复杂性以及影响因素的多元性，关注模型与参数不确定性以及信息的综合有效利用非常必要。因此，本文综合运用 DMA/DMS、TVP-VAR、BMA 模型对不同理论框架下的人民币汇率进行预测，并以此得出能够更好地解释符合中国发展现实特点的人民币汇率决定理论及预测绩效较好的计量模型。相对于已有的研究，本文的边际贡献体现于：第一，综合采用多种非线性计量模型对人民币汇率进行预测，避免了单一模型带来的偏误，并有助于选取预测能力较强的方法从而尽可能地提高预测精度；第二，比较多种理论模型对人民币汇率的预测能力，能够为准确选择人民币汇率预测因子提供理论依据。第三，依据中国发展的现实特征，对基准的泰勒规则汇率模型进行拓展，并对短期、中期及长期下的人民币汇率进行预测，有助于挖掘人民币汇率变动的驱动因素，并进而为货币当局制定相应的货币政策以稳定人民币汇率提供参考。

本文的结构安排如下：第二部分是对理论模型进行梳理以及预测因子的选择；第三部分是变量选取与方法介绍；第四部分是实证结果及分析；第五部分是研究结论与启示。

二、理论模型梳理及预测因子筛选

从理论上来看，有关决定或影响汇率水平及变动的因素在学术上已产生了经典理论，其中，购买力平价理论、利率平价理论是汇率决定的重要理论基础，同时，弹性价格货币模型、粘性价格货币模型与巴拉萨-萨缪尔森汇率模型将购买力平价理论与货币数量论加以结合，形成由货币供给、国民收入、利率和物价等基本因素共同决定的汇率决定模型 (Frenkel, 1976; Dornbusch, 1976; Frankel, 1979, 1982; Mark, 1995; Mark 和 Sul, 2001; Rapach 和 Wohar, 2002; 张建英, 2013)。而且由于泰勒规则综合了维克塞尔 (Wicksell) 的累积过程学说、费雪效应、传统货币数量论、凯恩斯货币理论及弗里德曼现代货币数量论等思想的基础上而形成的一个新的货币政策规则。因此，较多地学者还开始采用泰勒规则

汇率模型解释汇率变动 (Engel 和 West, 2005; Clark 和 West, 2006; Moore 和 Roche, 2010; Molodtsova 和 Papell, 2009; Kempa 和 Wilde., 2011; Lansing 和 Ma, 2016)。为此, 本文遵照经典理论, 重点选择了无抛补利率平价、购买力平价、弹性价格模型、粘性价格模型、巴拉萨-萨缪尔森模型、资产组合平衡模型以及泰勒规则汇率决定理论模型进行比较分析。

(1) 无抛补利率平价模型

利率平价理论主要用来揭示两国利率水平的相对调整对汇率决定的作用 (Keynes, 1923)。它可具体分为抛补利率平价(CIP)和无抛补利率平价(UIP)两种。前者描述的是套利者和保值者所进行的反向外汇投资行为对汇率变动的决定作用, 而后者刻画的是投资者理性预期下的外汇投机行为对汇率变动的的影响。当投资者的无抛补外汇投资收益等于无风险收益时, 无抛补利率平价(UIP)成立, 此时有:

$$(1 + i_t^f) \frac{E_t e_{t+1}}{e_t} = (1 + i_t) \quad (34)$$

其中, i_t 与 i_t^f 分别表示人民币利率与美元利率, e_t 表示名义即期汇率(直接标价法), $E_t e_{t+1}$ 表示以 t 为基点的超前期汇率。我们首先对式(1)进行对数线性化处理, 得到式(2), 如下所示:

$$E e_{t+1} - e_t = \alpha_0 + \alpha_1 (i_t - i_t^f) \quad (35)$$

无抛补利率平价所蕴含的经济含义是, 预期的汇率变动率等于两国利率水平之差。在实证方面, Meese 和 Rogoff(1988)采用上式中的息差对汇率进行样本外预测, 并与随机游走模型的预测绩效进行了比较, 结果发现随机游走模型预测能力较好。类似地, Cheung et al.(2005)以及 Alquist 和 Chinn(2008)研究发现, 虽然无抛补利率平价利率在有些国家汇率的长期预测效果优于随机游走模型, 但其预测绩效并不显著优于随机游走模型。

(2) 购买力平价模型

购买力平价 (PPP) 理论认为, 汇率取决于两国货币所代表的购买力 (Cassell, 1922)。根据该理论, 假设 e_t 表示名义即期汇率(直接标价法), p_t 与 p_t^f 分别表示本国与外国一般物价水平, 则有: $e_t = p_t / p_t^f$, 进一步对变量进行对数化处理, 购买力平价理论可重新表示

如下:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1(p_t - p_t^f) \quad (36)$$

该理论表明: 当本国物价水平上升时, 则名义汇率上升, 即本币相对于外币贬值; 反之, 则本币相对于外币升值。

(3)弹性价格货币模型与粘性价格货币模型

Frenkel(1976)及 Musssa(1982)提出的弹性价格货币模型是 20 世纪 70 年代货币主义汇率决定模型的重要代表之一。该模型设定产出是外生的, 实际货币需求被视为产出及利率的函数, 通过将无抛补利率平价及购买力平价理论有效组合, 从而获得了汇率关于两国物价差、息差以及货币和产出差的函数。具体而言, 令 m_t 表示名义货币的对数, y_t 表示实际产出的对数, 因此货币实际需求表示如下¹:

$$m_t - p_t = -\eta i_{t+1} + \phi y_t \quad (37)$$

假设国外货币需求和国内相似, 为了方便起见, 同时设定国外利率与产出的系数与国内相同, 即: $m_t^* - p_t^* = -\eta i_{t+1}^* + \phi y_t^*$, 此时我们可得出货币需求的相对方程:

$$m_t - m_t^* - (p_t - p_t^*) = -\eta(i_{t+1} - i_{t+1}^*) + \phi(y_t - y_t^*) \quad (38)$$

假设 PPP 在每个时间点均成立并将其带入至上式中, 可得到如下弹性价格货币模型:

$$e_t = \eta(i_{t+1} - i_{t+1}^*) - \phi(y_t - y_t^*) + (m_t - m_t^*) \quad (39)$$

值得注意的是, 弹性价格货币模型假设商品价格富有弹性, 即能够对超额需求做出快速调整。然而, Dornbusch(1976)考虑到商品价格具有粘性特征, 因而 PPP 只在长期内成立, 在短期内不一定成立, 此时我们将价格的动态调整纳入到上式中, 即可得到粘性价格货币模型:

$$e_t = \eta(i_{t+1} - i_{t+1}^*) - \phi(y_t - y_t^*) + (m_t - m_t^*) + \varsigma_2(p_t - p_t^*) \quad (40)$$

根据粘性价格货币模型, 当货币供给发生未被预期的增加时, 由于短期商品价格保持粘性, 因而名义汇率会出现瞬时上升, 即短期内发生汇率“超调”, 由此该模型也被称为“汇

¹ 需要指出的是, Frenkel(1976)及 Musssa(1982)提出的弹性价格货币模型是建立在开放宏观经济模型下, 并在均衡的视角考虑。依据动态均衡的理论, 当期的实际货币需求可以由下期的收益率来决定, 事实上, 这里的实际货币需求为期末值, 因此我们可以从理论上得知, 当将产出视为外生时, 当期的实际货币需求主要取决于下期的收益率或成本同。

率超调模型”。但在长期内，由于商品市场出清，名义汇率也逐渐趋于均衡水平，与物价保持同比例上升，PPP 在长期内成立。

(4) 巴拉萨-萨缪尔森模型

对货币模型不断进行拓展并引入额外的预测因子已经不乏相关的理论及实证研究，如 Balassa(1964)以及 Samuelson(1964)将相对价格 $p_t - p_t^*$ 视为关于两国相对生产率的函数，即：巴拉萨-萨缪尔森模型的表达如下：

$$e_t = \eta(i_{t+1} - i_{t+1}^*) - \varphi(y_t - y_t^*) + \varsigma_1(m_t - m_t^*) + \varsigma_2 z_t + \varepsilon_t \quad (41)$$

其中， z_t 表示本国与外国劳动生产率之差。根据上述巴拉萨-萨缪尔森模型可知，汇率变动的预测因子主要包括两国的息差、产出之差、货币供给差以及生产率之差。

(5) 资产组合平衡模型

依据 Frankel(1982)、Hooper 和 Morton(1982)的研究，资产组合平衡模型 (PBM) 可表达如下：

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(i_t - i_t^* - E_t(e_{t+1} - e_t)) + b_t - b_t^* \quad (42)$$

其中， b_t 与 b_t^* 分别表示本国居民持有的国内与国外资产的价格， $E_t(e_{t+1} - e_t)$ 趋向于 0，该模型所隐含的经济含义为汇率变动可由两国息差与资产价格的相对变化所解释。相比弹性及粘性价格货币模型，PBM 不仅考虑到本国与外国资产之间的不完全替代性以及经常项目顺差下的净财富效应，而且还认为汇率应由金融资产的供给与需求决定，至少在短期内如此，而汇率（尤其是实际汇率）又是决定经常项目余额的主要因素，因此，PBM 将经常项目余额与本国持有的外国资产净额变动联系了起来。

(6) 泰勒规则汇率模型

Taylor(1993)所提出的泰勒规则为新形势下的货币政策操作提供了新的理论依据。具体而言，泰勒规则标准形式如下所示：

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha_0(\pi_t - \pi^*) + \alpha_1 gap_t \quad (43)$$

其中， i_t 为短期目标利率，即中央银行用作政策或政策目标的短期利率， r^* 为长期均衡的实际利率。 π_t 与 π^* 分别表示通货膨胀率和中央银行的目标通胀率。 gap_t 表示产出缺

口。Taylor(1993)认为, 中央银行应根据通货膨胀缺口和产出缺口的变化来调整名义利率(联邦基金利率), 将实际利率保持在均衡实际利率的水平, 这样就能使实际利率水平保持中性, 以避免实际利率波动扰乱经济运行, 从而使经济以其自身的潜在在目标通货膨胀率水平下持续稳定地增长, 进而最终实现物价稳定和总产出稳定增长的双重目标。

借鉴 Lansing 和 Ma (2016) 的研究, 分别在国内与国外的货币政策规则中纳入汇率以实现向开放型拓展, 并结合无抛补利率平价条件, 从而形成汇率关于息差、通货膨胀之差以及产出缺口之差, 具体形式如式 (11) 所示, 其中, κ_0 、 κ_1 、 κ_2 、 κ_3 分别表示中美息差、通胀之差、产出缺口之差及外生冲击之差的调节因子。

$$e_t = \kappa_0(i_t - i_t^*) + \kappa_1(\pi_t - \pi_t^*) + \kappa_2(gap_t - gap_t^*) + \kappa_3(\varepsilon_t - \varepsilon_t^*) \quad (44)$$

结合上述理论模型, 本文在对人民币汇率进行预测时, 所依据的理论模型及基础预测因子选择整理如表 1 所示。

表 1 理论模型及预测因子选择

理论模型	预测因子	释义
无抛补利率平价模型(UIP)	$i - i^*$	利率之差
购买力平价模型(PPP)	$p - p^*$	物价之差
弹性价格货币模型(FPM)	$i - i^*, p - p^*, y - y^*$	利率之差, 物价之差, 产出之差
粘性价格货币模型(SPM)	$i - i^*, p - p^*, y - y^*, m - m^*$	利率之差, 物价之差, 产出之差, 货币供给之差
巴拉萨-萨缪尔森模型(BSM)	$i - i^*, Z, y - y^*, m - m^*$	利率之差, 生产率, 产出之差, 货币供给之差
资产组合模型(PBM)	$i - i^*, b - b^*$	利率之差、资产价格之差
泰勒规则汇率模型(TRM)	$i - i^*, p - p^*, gap - gap^*$	利率之差, 物价之差, 产出缺口之差

三、变量选取与方法介绍

(一) 变量选取

结合前文理论分析并参照已有的研究中变量的度量方式, 对于人民币汇率而言, 本文采用直接标价法下的人民币对美元即期汇率(ER), 由于美国的联邦基金利率被视为是最能够灵敏地反映银行之间的资金短缺情况及资金供求状况的基准利率, 因此采用美国联邦基金利率作为美元利率的代理指标。相应地, 人民币利率采取中国银行间同业拆借隔夜利率, 而中美两国物价水平则采用居民消费者价格指数表示。此外, 由于中国没有对 GDP 月度数据进行统计, 为了与其余数据的频率保持一致, 本文借鉴周逢民(2008)以及孟庆斌等(2012)

的研究，采用工业增加值作为产出的替代指标，同时借鉴张斌(2016)的研究，对工业增加值增速进行 *HP* 滤波处理，从而得到工业增加值增速缺口，并将该缺口作为产出缺口的代理变量，因此中美两国产出缺口之差采用两国的工业增加值增速缺口之差进行表示。最后，对于生产率 (*Z*) 而言，Cheung *et al.* (2005)建议采用人均 *GDP* 度量生产率，如前文所言，由于 *GDP* 频率最高为季度，因此，我们同样采用工业增加值增速作为生产率的代理性指标。中美两国货币供给则分别采用中美两国 *M2* 同比增长率衡量。紧接着，我们将除利率及通胀之外的其他原始时间序列数据全部进行 *X-12* 季节调整及自然对数处理，并在此基础上最终求得中美两国的息差(*ID*)、通货膨胀之差(*CPI*)、产出缺口差(*GDP*)及货币供给增长率之差 (*M*)。上述数据来源于 OECD 数据库、美国 St.Louis 联邦储备银行数据库、*FRED* 及 *Wind* 数据库，样本期间为 2005 年 7 月至 2016 年 12 月。

表 2 为本文研究变量的描述性统计结果。从该表中不难发现，中美息差的标准差最大，为 2.303，意味着息差的波动最为剧烈，而中美产出缺口之差的标准差最小为 0.033，意味着产出缺口差的波动相对较小。从 *J-B* 统计量中可以看出，除生产率之外，其余所有变量均在既定的显著性水平下拒绝了“存在正态分布”的原假设，意味着生产率为正态分布，而其余所有变量均服从偏态分布。同时从偏度可以看出，除汇率、产出缺口差、生产率与货币供给之差大于 0 之外，其余变量均小于 0，意味着汇率、产出缺口差、生产率与货币供给服从右偏分布，而其余变量均服从左偏分布。

表 2 描述性统计结果

变量	平均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B 值
ER	1.912	2.108	1.809	0.091	0.763	2.313	15.534***
ID	0.898	6.340	-3.690	2.302	-0.681	2.396	12.308***
CPI	0.008	0.085	-0.068	0.037	-0.154	1.925	6.928**
GDP	-0.001	0.150	-0.135	0.033	0.114	8.689	175.644***
Z	0.119	0.292	-0.029	0.049	0.213	3.193	1.257
M	0.159	0.292	0.097	0.044	1.362	4.647	58.242***

注：J-B 表示 Jarque-Bera 检验统计量，用来检验是否服从正态分布；***、**表示在 1%、5%的显著水平。

考虑到单一模型不能兼顾不同经济状态下人民币汇率的变动特征，并进而使得预测结果面临较大的不确定性。针对这一不足，我们联合采用 DMA、DMS、TVP-VAR 及 BMA 模型进行预测。需要注意的是，不同的预测长度也会影响模型的预测能力，因此本文选择了预测步长为 1、2、3、6、12，并进行了比较分析。首先，我们将汇率的随机游走模型表示如下：

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (45)$$

其中, y_t 表示在 t 时刻的人民币对美元汇率, ε_t 为外生冲击且服从正态分布。考虑到汇率的动态变化受制于不同时间点的基本面因素影响, 因此本文还采用含有时变参数的向量自回归模型进行预测。依据 Primiceri(2005)的研究, 设定 TVP-VAR 模型形式如下:

$$y_t = z_t \theta_t + \varepsilon_t \quad (46)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t \quad (47)$$

其中, y_t 表示在 t 时刻的人民币对美元汇率, $z_t = [1, x_{t-1}, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}]$ 表示预测因子, θ_t 为系数向量。式(13)、(14)所体现的一个优点在于系数具有时变特性, 可以识别不同样本期间内变量之间关系的结构性变动。

为解决因模型不确定性而导致预测结果失真的缺陷, 我们进一步采用贝叶斯模型平均法(Bayesian model averaging, BMA)进行分析, 同时由于 BMA 方法受限于静态缺陷, 因此, 我们借鉴 Raftery *et al.* (2012) 所提出的动态模型平均与动态模型选择方法(DMA/DMS), 其思想是根据 2^m 模型中在每个具体时点的预测表现, 计算出该时点选择每个模型的概率, 动态模型平均是对所有模型的预测值按权重进行加权平均, 而动态模型选择是在每个时点选择预测效果最佳的一个模型, 因此 DMS 是随时间进行模型转换的。Raftery *et al.* (2012)采用卡尔曼滤波递归算法并结合遗忘因子计算出模型选择概率的近似值。同时, 较多的研究也相继发现 DMA 在预测宏观经济变量方面具有较高的“势”(Koop 和 Korobilis, 2012; Koop 和 Tole, 2013; Beckmann 和 Schussler, 2016)。由于影响汇率的因素较多且在不同的时间区间内较易出现异质性, 因此本文还考虑采用 DMA/DMS 对人民币汇率进行预测。假设存在 s 个预测因子且产生 M 个模型, 对于某个具体模型 $m(m \in M)$ 而言, 我们记 $z_t^{(m)}$ 为解释变量, 因此我们可将 DMA 表示如下:

$$y_t = z_t^{(m)} \theta_t^{(m)} + \varepsilon_t^{(m)} \quad (48)$$

$$\theta_{t+1}^{(m)} = \theta_t^{(m)} + \eta_t^{(m)} \quad (49)$$

其中, $m=1, \dots, M$, $\varepsilon_t^{(m)} \sim N(0, H_t^{(m)})$, $\eta_t^{(m)} \sim N(0, Q_t^{(m)})$ 。对于模型 m 而言, 其有不同的状态向量 $\theta_t^{(m)}$ 以及不同的解释变量 $z_t^{(m)}$ 。令 $L_t \subset \{1, 2, \dots, M\}$ 表示每个时间点 t 的模型集合, $\Theta_t = (\theta_t^{(1)}, \dots, \theta_t^{(M)})$ 为所有的系数。在完备的 DMA 模型下, 由于存在较多的参数及模型,

为提高运算效率, Raftery *et al.*(2012)建议在模型中引入遗忘因子, 并通过运用遗忘因子来简化模型的估计, 从而确保包含大量解释变量模型的顺利运行。

为较好地进行描述, 我们将 DMA/DMS 分别引入单一模型和多重模型进行阐释。在既定的 H_t 与 Q_t 下, 卡尔曼滤波可被用来进行递归估计及预测。我们将卡尔曼滤波的初始及进程如下:

$$\theta_t | y^{t-1} \sim N(\hat{\theta}_{t-1}, \Sigma_{t-1|t-1}) \quad (50)$$

其中, $\Sigma_{t|t-1} = \Sigma_{t-1|t-1} + Q_t$, 我们此时引入遗忘因子 $\lambda(0 \leq \lambda \leq 1)$, 此时我们得到:

$$\Sigma_{t|t-1} = \frac{1}{\lambda} \Sigma_{t-1|t-1} \dots \quad (51)$$

同样, 我们也可得到:

$$\theta_t | y^t \sim N(\hat{\theta}_t, \Sigma_{t|t}) \quad (52)$$

其中,

$$\hat{\theta}_t = \hat{\theta}_{t-1} + \Sigma_{t|t-1} (H_t + z_t z_t' \Sigma_{t|t-1} z_t')^{-1} (y_t - z_t' \hat{\theta}_{t-1}) \quad (53)$$

$$\Sigma_{t|t} = \Sigma_{t|t-1} - \Sigma_{t|t-1} z_t (H_t + z_t \Sigma_{t|t-1} z_t')^{-1} z_t' \Sigma_{t|t-1} \quad (54)$$

我们进一步采用如下预测分布来实现递归预测, 具体形式表达如下:

$$y_t | y^{t-1} \sim N(z_t' \hat{\theta}_{t-1}, H_t + z_t \Sigma_{t|t-1} z_t') \quad (55)$$

此外, 我们还根据 Raftery *et al.* (2012)的研究, 将遗忘因子纳入到转移矩阵之中, 并设定两个遗忘因子 $\alpha, \gamma(0 \leq \alpha \leq 1, 0 \leq \gamma \leq 1)$ 。本文将两个遗忘因子 $\alpha, \gamma \subset (0.95, 0.99)^1$ 。

如前文所述, 在进行预测的过程中, 实际上隐含着 $L_t = k$ 的条件, 接下来我们进一步在模型中引入遗忘因子 α 以分析无条件的预测。值得注意的是, 在预测方程中引入遗忘因子时, 我们不再需要马尔科夫链蒙特卡罗模拟不同模型之间的转换。依据卡尔曼滤波, 当观测信息已知时, 我们可通过如下 DMA 方式获取结果:

$$p(\Theta_{t-1} | y^{t-1}) = \sum_{k=1}^K p(\theta_{t-1}^{(k)} | L_{t-1} = k, y^{t-1}) p(L_{t-1} = k, y^{t-1}) \quad (56)$$

其中, 令 $\pi_{t|s,l} = p(L_t = l | y^s)$, 此时我们可将 $p(L_{t-1} = k, y^{t-1})$ 重新写为 $\pi_{t-1|t-1,k}$, 对于无

¹ 根据 Raftery *et al.* (2012)的研究, 在保持既定的有效窗宽下进行递归估计时, 遗忘因子在 (0.95, 0.99) 处能够表现为最佳预测能力。为此, 借鉴这一思路, 我们在本文中做出如上设置。

约束的转移矩阵而言, 我们可将其元素 p_{kl} 写为:

$$\pi_{t|t-1,k} = \sum_{l=1}^K \pi_{t-1|t-1,l} p_{kl} \quad (57)$$

进一步根据 Raftery et al.(2012)的研究, 在上式中纳入另一个遗忘因子 $\alpha(0 \leq \alpha \leq 1)$, 并以此构建 DMA 模型的参数, 因此式(24)可以重新写为:

$$\pi_{t|t-1,k} = \frac{\pi_{t-1|t-1,k}^\alpha}{\sum_{l=1}^K \pi_{t-1|t-1,l}^\alpha} \quad (58)$$

因此, 我们可将更新之后的模型写为:

$$\pi_{t,k} = \frac{\pi_{t|t-1,k} p_k(y_t | y^{t-1})}{\sum_{l=1}^K \pi_{t|t-1,l} p_l(y_t | y^{t-1})} \quad (59)$$

其中, $p_l(y_t | y^{t-1})$ 为模型 l 下对 y_t 的预测密度。进一步, 我们采用 $\pi_{t|t-1,k}$ 对每个模型的预测结果进行平均, 因此基于模型平均法对汇率 y_t 的预测前 1 期可表示如下:

$$\hat{y}_t^{DMA} \equiv E(y_t | y^{t-1}) = \sum_{m=1}^M \pi_{t|t-1,k} z_t^{(m)} \hat{\theta}_{t-1}^{(m)} \quad (60)$$

值得注意的是, DMS 是通过对单个模型的 $\pi_{t|t-1,k}$ 进行比较, 并在每个点上选择其最大值用来预测, 因此 DMS 可看作 DMA 的一个特例。而对于遗忘因子 α 而言, 当 $\alpha=0$ 时, 所有模型具有相同的权重, 而当 $\alpha=1$ 时, 则意味着 BMA 模型可视为 DMA 模型的特例。 α^i 表示在第 i 个观察值之前呈现指数型衰减。在本文的研究中, 我们所设定的 $\alpha \in (0.95, 0.99)$ 略小于 1 能够较好地预测人民币对美元汇率。此外, 我们还对 TVP-VAR 模型在遗忘因子 $\lambda=0.99$ 以及 $\lambda=0.95$ (作为 DMA/DMS 的特例) 等不同的情况下进行了检验。

为了体现模型的预测能力, 我们采用损失函数的预测误差绝对值的均值及其均方预测误差进行判断, 其值越小, 表明在特定的数据样本中, 模型的预测精度较高。我们记预测步长为 h , 并将 y_{t+h} 的预测密度函数表示为 $\rho(y_{t+h} | \tau)$, 其中 τ 表示所给定的截止时间点。若将 y_{t+h} 的实现值表示为 y_{t+h}^o 。此时我们将衡量模型预测能力的预测误差绝对值的均值和均方预测误差表示如下:

$$MAFE = \frac{\sum_{t=\tau_0}^{T-1} |y_{t+h}^o - E(y_{t+h} | \tau)|}{T - h - \tau_0 + 1} \quad (61)$$

$$MSFE = \frac{\sum_{t=\tau_0}^{T-1} [y_{t+h}^o - E(y_{t+h} | \tau)]^2}{T - h - \tau_0 + 1} \quad (62)$$

四、实证结果及分析

结合上述理论模型中的预测因子，我们采用不同的计量模型对人民币汇率进行预测，并采用 MAFE 与 MSFE 的损失函数来比较相应的预测精度，其中 MAFE 与 MSFE 值越大意味着预测精度越差，同时也表明该模型的预测能力较弱。从表 3 中的预测结果不难发现，在所有的计量模型与理论模型中，DMS(0.95, 0.95)具有较小的预测误差(MAFE 与 MSFE)。同时仍需注意的是，在本文所采用的多种计量模型对汇率预测时，并非所有模型均优于随机游走 (RW) 模型，如：TVP-VAR(2)-X 的 MAFE 与 MSFE 均大于 RW 模型，而 DMA 模型则优于 RW 模型，而且 DMA(0.99,0.99)在对人民币汇率预测精度上优于 DMA(0.95, 0.95)。值得注意的是，当遗忘因子 $\alpha = \lambda = 0.95$ 时，DMS 模型预测的 MAFE 与 MSFE 值要小于其他情况下计量模型预测的 MAFE 和 MSFE 值，原因在于 DMS 模型对最佳方程外的其余方程所赋予的权重为 0，而且由于 DMS 模型具有简约特性，能够有效避免过度识别的问题，这也进一步使得 DMS 模型要比其他预测模型更优。

表 3 不同模型的预测精度比较

	h=1		h=2		h=3		h=6		h=12	
	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE
UIRP 模型										
DMS(0.95, 0.95)	1.294	1.801	0.781	1.279	0.660	1.705	0.852	0.720	1.619	1.503
DMA(0.95, 0.95)	2.126	3.712	2.251	4.083	2.188	3.678	2.208	3.874	2.242	4.100
DMS(0.99, 0.99)	1.865	3.016	1.941	3.427	1.947	3.398	1.926	3.370	1.979	3.484
DMA(0.99, 0.99)	2.028	3.341	2.142	3.872	2.122	3.734	2.127	3.750	2.139	3.793
DMA(1, 0.99)	2.042	3.379	2.156	3.922	2.143	3.794	2.139	3.784	2.156	3.812
DMA(1, 0.95)	2.044	3.430	2.170	3.974	2.142	3.750	2.140	3.801	2.153	3.797
BMA(1, 1)	2.087	3.424	2.209	4.034	2.179	3.901	2.178	3.866	2.210	3.912
TVP-VAR(2)-X(0.95)	2.836	5.589	2.923	5.671	2.744	4.768	2.822	5.217	2.771	4.984
TVP-VAR(2)(0.95)	2.102	3.628	2.170	3.934	2.159	3.801	2.164	3.865	2.195	3.925
TVP-VAR(2)-X(0.99)	1.555	2.380	1.643	2.810	1.604	2.453	1.632	2.719	1.651	2.891
TVP-VAR(2)(0.99)	2.026	3.454	2.095	3.747	2.094	3.694	2.109	3.739	2.133	3.802
RW	3.437	5.548	4.048	9.549	3.295	5.049	3.293	5.098	3.320	4.984
PPP 模型										
DMS(0.95, 0.95)	0.197	0.903	0.340	0.523	0.105	1.111	0.187	0.651	0.054	1.137
DMA(0.95, 0.95)	0.333	1.855	0.447	2.226	0.406	1.967	0.422	2.090	0.446	2.269
DMS(0.99, 0.99)	0.386	1.504	0.441	1.867	0.463	1.934	0.446	1.919	0.462	1.872
DMA(0.99, 0.99)	0.361	1.615	0.468	2.106	0.448	2.062	0.450	2.081	0.444	2.042
DMA(1, 0.99)	0.353	1.634	0.460	2.167	0.431	2.063	0.440	2.110	0.434	2.030
DMA(1, 0.95)	0.340	1.630	0.450	2.227	0.431	2.022	0.433	2.068	0.433	2.029
BMA(1, 1)	0.345	1.691	0.439	2.198	0.432	2.177	0.404	2.060	0.438	2.099
TVP-VAR(2)-X(0.95)	0.108	2.770	0.385	3.360	0.166	1.811	0.038	1.694	0.072	1.733
TVP-VAR(2)(0.95)	0.349	1.777	0.420	2.121	0.395	1.994	0.387	2.018	0.426	2.085

TVP-VAR(2)-X(0.99)	0.430	1.261	0.496	1.627	0.484	1.440	0.501	1.526	0.513	1.694
TVP-VAR(2)(0.99)	0.351	1.744	0.412	2.034	0.443	2.015	0.411	2.018	0.443	2.087
RW	0.517	1.991	0.536	2.162	0.509	2.114	0.485	1.879	0.613	2.470
FPM 模型										
DMS(0.95, 0.95)	0.694	0.801	0.781	0.279	0.660	1.705	0.852	0.720	1.619	2.503
DMA(0.95, 0.95)	2.126	3.712	2.251	4.083	2.188	3.678	2.208	3.874	2.242	4.100
DMS(0.99, 0.99)	1.865	3.016	1.941	3.427	1.947	3.398	1.926	3.370	1.979	3.484
DMA(0.99, 0.99)	2.028	3.341	2.142	3.872	2.122	3.734	2.127	3.750	2.139	3.793
DMA(1, 0.99)	2.042	3.379	2.156	3.922	2.143	3.794	2.139	3.784	2.156	3.812
DMA(1, 0.95)	2.044	3.430	2.170	3.974	2.142	3.750	2.140	3.801	2.153	3.797
BMA(1, 1)	2.087	3.424	2.209	4.034	2.179	3.901	2.178	3.866	2.210	3.912
TVP-VAR(2)-X(0.95)	2.836	5.589	2.923	5.671	2.744	4.768	2.822	5.217	2.771	4.984
TVP-VAR(2)(0.95)	2.102	3.628	2.170	3.934	2.159	3.801	2.164	3.865	2.195	3.925
TVP-VAR(2)-X(0.99)	1.555	2.380	1.643	2.810	1.604	2.453	1.632	2.719	1.651	2.891
TVP-VAR(2)(0.99)	2.026	3.454	2.095	3.747	2.094	3.694	2.109	3.739	2.133	3.802
RW	3.437	5.548	4.048	9.549	3.295	5.049	3.293	5.098	3.320	4.984
SPM 模型										
DMS(0.95, 0.95)	1.263	2.424	1.527	2.601	2.028	1.859	2.089	3.186	2.086	2.940
DMA(0.95, 0.95)	3.012	4.543	3.125	4.922	3.088	4.690	3.100	4.762	3.121	4.929
DMS(0.99, 0.99)	2.597	3.664	2.659	4.133	2.679	4.120	2.665	4.145	2.694	4.149
DMA(0.99, 0.99)	2.860	4.123	2.948	4.629	2.948	4.596	2.950	4.579	2.941	4.537
DMA(1, 0.99)	2.869	4.143	2.969	4.718	2.961	4.566	2.958	4.591	2.953	4.534
DMA(1, 0.95)	2.901	4.192	3.017	4.883	2.994	4.599	2.992	4.625	2.987	4.568
BMA(1, 1)	2.956	4.284	3.038	4.793	3.053	4.843	3.028	4.678	3.051	4.699
TVP-VAR(2)-X(0.95)	4.331	7.359	4.450	7.392	4.297	6.463	4.405	7.055	4.407	6.908
TVP-VAR(2)(0.95)	2.899	4.327	2.970	4.671	2.945	4.543	2.937	4.568	2.976	4.638
TVP-VAR(2)-X(0.99)	2.107	2.921	2.191	3.355	2.135	3.125	2.191	3.236	2.179	3.330
TVP-VAR(2)(0.99)	2.850	4.243	2.911	4.533	2.915	4.514	2.910	4.517	2.942	4.586
RW	3.077	4.551	3.096	4.723	3.069	4.675	3.045	4.438	3.173	5.037
BSM 模型										
DMS(0.95, 0.95)	0.665	0.826	0.929	2.003	0.830	2.261	0.691	2.588	0.888	2.342
DMA(0.95, 0.95)	2.119	3.650	2.232	4.029	2.195	3.797	2.207	3.869	2.228	4.036
DMS(0.99, 0.99)	1.854	2.921	1.916	3.390	1.936	3.377	1.922	3.402	1.951	3.406
DMA(0.99, 0.99)	2.024	3.287	2.112	3.793	2.112	3.760	2.114	3.743	2.105	3.701
DMA(1, 0.99)	2.029	3.303	2.129	3.878	2.121	3.726	2.118	3.751	2.113	3.694
DMA(1, 0.95)	2.044	3.335	2.160	4.026	2.137	3.742	2.135	3.768	2.130	3.711
BMA(1, 1)	2.082	3.410	2.164	3.919	2.179	3.969	2.154	3.804	2.177	3.825
TVP-VAR(2)-X(0.95)	2.907	5.935	3.026	5.968	2.873	5.039	2.981	5.631	2.983	5.484
TVP-VAR(2)(0.95)	2.049	3.477	2.120	3.821	2.095	3.693	2.087	3.718	2.126	3.788
TVP-VAR(2)-X(0.99)	1.549	2.363	1.633	2.797	1.577	2.567	1.633	2.678	1.621	2.772
TVP-VAR(2)(0.99)	2.016	3.409	2.077	3.699	2.081	3.680	2.076	3.683	2.108	3.752

RW	2.223	3.697	2.242	3.869	2.215	3.821	2.191	3.584	2.319	4.183
FBM 模型										
DMS(0.95, 0.95)	<u>0.048</u>	<u>0.650</u>	<u>1.169</u>	<u>1.979</u>	<u>1.110</u>	<u>1.612</u>	<u>1.130</u>	<u>0.802</u>	<u>1.172</u>	<u>0.157</u>
DMA(0.95, 0.95)	2.491	4.138	2.800	5.515	2.589	4.550	2.731	5.282	2.568	4.428
DMS(0.99, 0.99)	1.880	3.203	1.922	3.347	1.946	3.373	1.937	3.363	1.979	3.521
DMA(0.99, 0.99)	2.030	3.360	2.131	3.816	2.099	3.661	2.119	3.742	2.129	3.785
DMA(1, 0.99)	2.039	3.395	2.154	3.891	2.118	3.719	2.136	3.783	2.152	3.812
DMA(1, 0.95)	2.062	3.454	2.176	3.948	2.153	3.831	2.176	3.879	2.206	3.909
BMA(1, 1)	2.082	3.441	2.209	4.028	2.156	3.834	2.180	3.883	2.210	3.913
TVP-VAR(2)-X(0.95)	2.607	4.896	2.974	5.878	2.711	4.626	2.829	5.396	2.739	4.999
TVP-VAR(2)(0.95)	2.102	3.628	2.170	3.933	2.158	3.800	2.164	3.865	2.195	3.924
TVP-VAR(2)-X(0.99)	1.532	2.347	1.609	2.708	1.603	2.470	1.605	2.695	1.635	2.893
TVP-VAR(2)(0.99)	2.027	3.454	2.095	3.748	2.094	3.694	2.109	3.739	2.133	3.802
RW	3.437	5.548	4.049	9.549	3.295	5.049	3.293	5.098	3.320	4.966
TRM 模型										
DMS(0.95, 0.95)	<u>0.043</u>	<u>0.776</u>	<u>0.239</u>	<u>0.188</u>	<u>0.101</u>	<u>0.935</u>	<u>0.145</u>	<u>0.575</u>	<u>0.052</u>	<u>0.144</u>
DMA(0.95, 0.95)	0.091	1.738	0.400	3.115	0.189	2.150	0.331	2.882	0.168	2.028
DMS(0.99, 0.99)	0.366	1.689	0.408	1.833	0.432	1.859	0.423	1.849	0.465	2.007
DMA(0.99, 0.99)	0.354	1.684	0.455	2.140	0.423	1.985	0.443	2.066	0.453	2.109
DMA(1, 0.99)	0.331	1.687	0.446	2.183	0.410	2.011	0.428	2.075	0.444	2.104
DMA(1, 0.95)	0.302	1.694	0.416	2.188	0.393	2.071	0.416	2.119	0.446	2.149
BMA(1, 1)	0.314	1.673	0.441	2.260	0.388	2.066	0.412	2.115	0.442	2.145
TVP-VAR(2)-X(0.95)	1.001	2.290	0.368	3.272	0.105	2.020	0.223	2.790	0.133	2.393
TVP-VAR(2)(0.95)	0.330	1.856	0.398	2.161	0.386	2.028	0.392	2.093	0.423	2.152
TVP-VAR(2)-X(0.99)	0.400	2.002	0.521	2.331	0.462	1.964	0.482	2.154	0.524	1.509
TVP-VAR(2)(0.99)	0.335	1.762	0.403	2.056	0.402	2.002	0.417	2.047	0.441	2.110
RW	0.359	1.752	0.253	5.753	0.501	1.253	0.503	1.302	0.476	1.170

注：表中数字表示 MAFE 与 MSFE 的值。

为了维持人民币汇率稳定，货币当局除采用中间价管理之外，还在外汇市场上通过卖出（买入）外汇回笼（投放）人民币来维持汇率稳定。从近期央行资产负债表的数据来看，截至2016年12月，央行外汇占款已连续14个月负增长。其中，2015年8月和9月，央行外汇占款分别创下3184和2641亿元人民币的降幅。虽然2015年10月外汇占款有所增加，但随后在2015年11月和12月分别下降3158和7082亿元人民币，并于2016年11月和12月继续创下3827与3178亿元的降幅。由于央行外汇占款余额的变动主要反映为央行买入或卖出外汇时相应投放或回笼的等价值的人民币资金变动，因此，近期央行外汇占款余额的下降实际上可近似地看成是央行为抑制人民币的大幅贬值预期进而实现人民币汇率水平的基本稳定而

进行的负向外汇干预（王永中，2013）。有鉴于此，在泰勒规则汇率模型中引入央行外汇市场干预是符合中国的发展现实。

Branson（1985）所构建的资产平衡理论模型认为本国和外国资产具有不同的风险（即国内外资产不完全替代），风险厌恶型的跨国投资者往往会根据国内外资产风险溢价水平的变化来相应地调整其资产配置结构，由此他们构建了包含风险溢价的利率平价与资产需求之间的函数关系，并提出和发展了资产组合平衡理论模型。而且历史经验也表现出资产价格波动对外汇市场会产生一定的冲击（如：20 世纪 90 年代日本发生房地产市场和股票市场危机以及 2007 年次贷危机引发全球金融危机），因此采用包含资产价格的泰勒规则汇率模型分析汇率的动态变化显然具有一定的合理性。

鉴于此，本文结合上述分析对具有较高解释力的泰勒规则模型进行进一步拓展，并分别将资本流动、外汇市场干预、股价、风险溢价和汇率预期纳入到基准的泰勒规则模型之中对汇率进行预测，并以此形成更为切合中国现实的泰勒规则汇率模型。其中，关于央行外汇干预的度量，本文参照（王永中，2013；何诚颖等，2013）的做法，选用我国央行外汇资产余额的对数差分作为衡量央行外汇干预的代理变量。类似地，借鉴叶永刚等（2006）以及范言慧等（2008）的研究，采用离岸市场中人民币对美元的一年期无本金交割协议价（*Non-deliverable Forward, NDF*）作为汇率预期的替代变量，同时也是直接标价法表示。在测量国际资本流动上，不同学者得出的结果迥异，为了数据的可得性兼顾测度结果的时效性，本文借鉴张明（2011）的做法，采用央行外汇占款增量与净出口及实际利用 FDI 之差来衡量短期资本流动。而对于资产价格而言，我们采用中国与美国股票市场综合价格指数进行衡量。对于汇率风险溢价（*RP*）而言，本文借鉴 Li *et al.*（2011）的研究，采用 *GARCH(1,1)-M* 模型对 *UIRP* 模型进行模拟，将得到的时变标准差用来衡量汇率风险溢价，其中风险溢价的数据生成过程（*Data Generation Process, DGP*）如下：

$$EX_t - EX_{t-1} = a + b(i - i^*) + c\sigma_t + \varepsilon_t \quad (63)$$

$$\sigma_t^2 = \delta_0 + \varphi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \varphi_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (64)$$

其中， σ_t 表示标准差，用来衡量时变风险溢价。预测结果如表 4 所示。

表 4 基于拓展泰勒规则的人民币汇率预测

预测步长	基准泰勒规则		资本流动		外汇市场干预		股价		风险溢价		汇率预期	
	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE	MAFE	MSFE
h=1	0.043	0.776	0.039	0.647	0.023	0.532	0.041	0.765	0.042	0.773	0.037	0.644

h=2	0.239	0.188	0.210	0.175	0.052	0.063	0.165	0.159	0.212	0.175	0.152	0.173
h=3	0.101	0.935	0.099	0.845	0.084	0.545	0.544	0.992	0.100	0.913	0.094	0.802
h=4	0.099	0.099	0.091	0.087	0.085	0.085	0.079	0.082	0.094	0.091	0.016	0.068
h=5	1.997	1.890	1.993	1.838	1.873	1.540	1.852	1.339	1.995	1.886	0.177	0.139
h=6	0.145	0.575	0.137	0.476	0.126	0.389	0.117	0.296	0.140	0.499	0.103	0.044
h=7	1.004	1.006	1.000	0.931	0.979	0.900	0.969	0.790	1.002	1.000	0.134	0.159
h=8	1.007	1.331	0.879	0.958	0.968	1.216	0.934	1.168	0.095	0.949	0.884	1.137
h=9	1.991	1.954	1.328	1.000	1.584	1.153	1.416	1.091	0.313	0.317	1.404	1.080
h=10	1.004	1.001	0.083	0.934	1.002	0.996	1.001	0.992	0.016	0.031	0.095	0.976
h=11	1.705	1.531	1.158	1.146	1.162	1.441	1.158	1.315	0.093	0.941	1.137	1.262
h=12	0.052	0.144	0.039	0.087	0.050	0.139	0.046	0.128	0.012	0.028	0.041	0.110

从表 4 的研究结果来看，当在基准的泰勒规则中分别引入资本流动、外汇市场干预、股价、风险溢价及汇率预期时，损失函数所体现的预测误差均比基准的泰勒规则模型较小，但在不同的预测步长下，引入不同的变量所产生的结果不尽一致。具体而言，当 $h=1,2,3$ 时，在基准泰勒规则模型中引入央行外汇市场干预对汇率预测的误差最小，其次是汇率预期，而引入风险溢价的预测误差最大。如果我们将 h 小于 3 视为短期，则在短期内央行外汇干预对汇率的影响最大，其次是汇率预期，而风险溢价的作用最小。当 $h=4,5,6,7$ 时，在基准的泰勒规则模型中引入汇率预期时的预测误差最小，其次是股价，再次是央行外汇干预和资本流动，最后是风险溢价。类似地，如果我们将 $h=4,5,6,7$ 视为中期，则汇率预期在汇率水平变动的中期预测中发挥的作用最大，股票价格发挥的作用次之，央行外汇干预和资本流动所发挥的作用相对较小，风险溢价发挥的作用依然最小。当 $h=8,9,10,11,12$ 时，在基准的泰勒规则模型中引入风险溢价所得到的预测误差最小，其次是资本流动，汇率预期与股价次之，央行外汇的测量误差最大。我们将 $h=8,9,10,11,12$ 视为长期，意味着在泰勒规则的理论框架下对人民币汇率进行长期预测时，风险溢价是值得考虑的重要因素，资本流动发挥的作用次之，而央行外汇干预在汇率的长期波动中并未表现出较强的影响效果。需要指出的是，我们从更长的预测区间（预测步长为 13 至 50 期）考察拓展泰勒规则模型对汇率的预测结果（见图 1 所示）时，同样验证了上述结论。

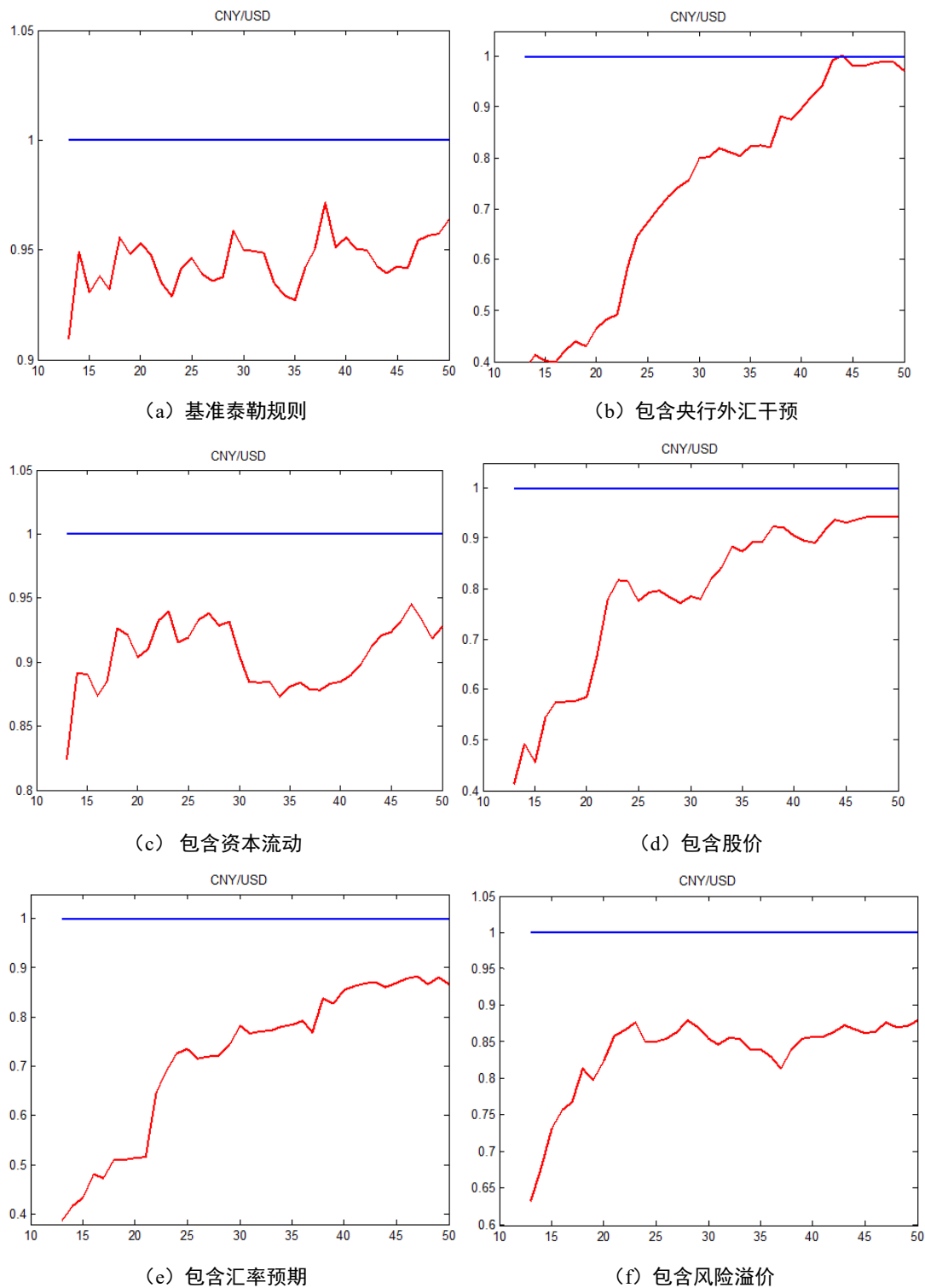


图 1 拓展泰勒规则对人民币汇率预测（预测步长 $h \in [13, 50]$ ）

注：曲线的值表示（拓展）泰勒规则汇率模型的 MSFE 与随机游走模型 MSFE 的比值

进一步从该结果所隐含的潜在机理及经济意义来看，由于短期内我国央行可以通过投放本币或外汇来影响外汇市场的供求关系，以及同时引导市场对人民币汇率的预期，从而能够对人民币汇率变动产生较为显著的影响，而在长期内，央行外汇市场干预所释放的政

策信号逐渐被市场消化，而且它还会通过改变国内通货膨胀及利率水平从而抵消其短期效应，所以长期内对汇率的影响有所减弱。考虑到央行外汇市场干预对汇率的短期影响过于明显而长期影响又较弱，且市场很可能将央行外汇干预误读为汇率大幅贬值或升值，因此，在人民币汇率市场化深入推进的背景下，央行有必要进一步降低外汇市场干预的频率和规模。相对地，汇率预期对人民币即期汇率的长、短期影响均较为明显，这从二者在样本期间所表现出的同步性即可得以体现。该结果表明，引导公众形成稳定和理性的市场预期，更有利于人民币汇率稳定。此外，风险溢价对汇率的短期影响最小，而长期影响却最大，这主要是因为风险溢价的暂时提高并不足以激励投资者购买人民币资产，而随着投资者面临的风险补偿增大，此时投资者的风险态度很可能发生转变，即由风险厌恶可能转变为风险偏好，此时将会激励较多的投资者持有人民币资产，从而使得人民币汇率升值。最后，上述研究结果还表明在中长期内股价和资本流动对人民币汇率变动均具有一定的解释力，这一方面为股价和资本流动影响人民币汇率变动提供了经验证据，但另一方面也提醒我国央行要积极防范和化解股票市场剧烈波动与资本频繁大规模流动所可能带来的汇率波动风险。

五、结论与启示

本文选取了无抛补利率平价模型、购买力平价模型、弹性价格货币模型、粘性价格货币模型、巴拉萨-萨缪尔森效应模型、资产组合平衡模型、泰勒规则模型，同时采用 DMA/DMS、TVP-VAR、BMA 模型对 2005 年 7 月至 2016 年 12 月期间的人民币汇率进行预测，并以此实证分析人民币汇率的可预测性及预测能力，研究结果表明：无抛补利率平价模型、购买力平价模型、弹性价格货币模型、粘性价格货币模型、巴拉萨-萨缪尔森效应模型、资产组合模型对人民币汇率均具有一定的预测能力，但多种计量模型均表明其预测能力并不比最简单的随机游走模型强。而当采用泰勒规则模型对人民币汇率进行预测时，其样本外预测能力显著高于随机游走模型。同时，在采用 DMS/DMA、BMA 以及 TVP-VAR 等多种模型进行预测时，DMS 模型具有较好的预测绩效。

进一步根据人民币汇率制度的演进特征及现实背景对泰勒规则进行拓展，并采用多种计量方法结合拓展后的泰勒规则模型对人民币汇率进行实时预测，结果发现央行外汇市场干预在短期内人民币汇率预测上发挥着重要的作用，其次是汇率预期，而风险溢价的作用最小。从中期视角来看，汇率预期在汇率的中期预测中发挥的作用最大，股票价格发挥的

作用次之，央行外汇干预和资本流动所发挥的作用相对较小，风险溢价发挥的作用依然最小。而在人民币汇率的长期预测上，风险溢价所起到的影响最大，资本流动发挥的作用次之，而央行外汇干预在汇率的长期波动中并未表现出较强的影响效果。

基于本文研究结果，我们可以得到以下启示：第一，随着我国资本账户的开放，特别是在外汇市场和股票市场之间的联系越来越密切的背景下，中国政府应当着重理顺外汇市场和股票市场之间的关系，并积极防范和化解股票市场剧烈波动所可能带来的汇率波动风险；第二，由于外汇市场干预在人民币汇率的短期预测上发挥着重要作用，因此，中国央行可在稳步推进资本账户开放的同时，采取顺应市场力量的、平稳的干预以合理维持人民币汇率的基本稳定，同时也可以减少市场的投机套利机会；第三，从资本流动的视角来看，对国际资本流动的监管要一体化，无论是人民币还是外币流动，要形成一套符合国际规律和趋势的标准进行监管，否则会出现大规模资本流动而形成风险甚至危机。第四，风险溢价是影响投资者行为并进而导致汇率波动的重要因素，因此从长期来看，维持我国宏观经济与金融稳定，以及不断放松外汇管制和推进人民币国际化对于维持合理风险溢价水平和维持汇率有序波动具有重要作用。最后，保持人民币汇率预期的稳定对于维持人民币即期汇率的稳定至关重要，而且鉴于市场很可能将央行外汇干预误读为汇率大幅贬值或升值，因而货币当局应采取平稳干预以形成稳定、理性预期，并进而有利于人民币稳定。

参考文献

- [1] Alquist R, Chinn M D. Conventional and unconventional approaches to exchange rate modelling and assessment[J]. *International Journal of Finance and Economics*, 2008 (1): 2-13.
- [2] Balassa B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal[J]. *Journal of Political Economy*, 1964 (6): 584-596.
- [3] Beckmann J, Schüssler R. Forecasting exchange rates under parameter and model uncertainty[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2016(60): 267-288.
- [4] Branson W H, Henderson D W. The specification and influence of asset markets [J]. *Handbook of International Economics*, 1985 (2): 749-805.
- [5] Cheung Y W, Chinn M D, Pascual A G. Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2005 (7): 1150-1175.
- [6] Cheung Y W, Lai K S. On the purchasing power parity puzzle [J]. *Journal of International Economics*, 2000 (2): 321-330.
- [7] Clark T E, West K D. Using out-of-sample mean squared prediction errors to test the martingale difference hypothesis [J]. *Journal of Econometrics*, 2006 (1): 155-186.
- [8] Dornbusch R. Expectations and exchange rate dynamics [J]. *Journal of Political Economy*, 1976 (6): 1161-1176.
- [9] Engel C., West K.D. Exchange Rates and Fundamentals[J]. *Journal of Political Economy*, 2005(3):485-517.
- [10] Evans M D D, Lyons R K. Meese-Rogoff Redux: Micro-based exchange rate forecasting[R]. *National Bureau of Economic Research*, 2005.
- [11] Frankel J A. In search of the exchange risk premium: A six-currency test assuming mean-variance optimization [J]. *Journal of international Money and finance*, 1982(1): 255-274.
- [12] Frankel J A. On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials [J]. *The American Economic Review*, 1979 (4): 610-622.
- [13] Frenkel J A. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence [J]. *Journal of Economics*, 1976: 200-224.
- [14] Galimberti J K, Moura M L. Taylor rules and exchange rate predictability in emerging economies [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013(32): 1008-1031.
- [15] Hooper P, Morton J. Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination [J].

- Journal of International Money and Finance, 1982(1): 39-56.
- [16] Horioka C Y, Ford N. A possible explanation of the ‘Exchange Rate Disconnect Puzzle’: a common solution to three macroeconomic puzzles? [J]. Applied Economics Letters, 2017, (13): 918-922.
- [17] Kempa B, Wilde W. Sources of exchange rate fluctuations with Taylor rule fundamentals [J]. Economic Modelling, 2011(6): 2622-2627.
- [18] Keynes, J.M. A Tract on Monetary Reform [M]. Amherst, NY, Prometheus Books, 1923.
- [19] Kilian L, Zha T. Quantifying the uncertainty about the half-life of deviations from PPP[J]. Journal of Applied Econometrics, 2002(2): 107-125.
- [20] Koop G, Korobilis D. Forecasting inflation using dynamic model averaging [J]. International Economic Review, 2012 (3): 867-886.
- [21] Koop G, Tole L. Modeling the relationship between European carbon permits and certified emission reductions [J]. Journal of Empirical Finance, 2013(24): 166-181.
- [22] Lansing K J, Ma J. Explaining exchange rate anomalies in a model with Taylor-rule fundamentals and consistent expectations [J]. Journal of International Money and Finance, 2017(70): 62-87.
- [23] Li D., Ghoshray A., Morley B. Uncovered Interest Parity and the Risk Premium [J]. Bath Economics Research Papers, 2011.
- [24] Lopez C, Murray C J, Papell D H. State of the art unit root tests and purchasing power parity [J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 2005 (2): 361-369.
- [25] Mark N C, Sul D. Nominal exchange rates and monetary fundamentals: evidence from a small post-Bretton Woods panel [J]. Journal of International Economics, 2001 (1): 29-52.
- [26] Mark N C. Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predictability[J]. The American Economic Review, 1995: 201-218.
- [27] Meese R, Rogoff K. Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period[J]. Journal of Finance, 1988 (4): 933-948.
- [28] Meese R., Rogoff K. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?[J], Journal of International Economics, 1983(14):3~24.
- [29] Meese R., Rogoff K. The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification? [R]. NBER Working Paper, 67~112.
- [30] Molodtsova T, Papell D H. Out-of-sample exchange rate predictability with Taylor rule fundamentals [J].

- Journal of International Economics, 2009(2): 167-180.
- [31] Moore M J, Roche M J. Solving exchange rate puzzles with neither sticky prices nor trade costs[J]. Journal of International Money and Finance, 2010 (6): 1151-1170.
- [32] Mussa M. A model of exchange rate dynamics [J]. Journal of Political Economy, 1982 (1): 74-104.
- [33] Primiceri G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy [J]. The Review of Economic Studies, 2005 (3): 821-852.
- [34] Raftery A E, Kárný M, Ettler P. Online prediction under model uncertainty via dynamic model averaging: Application to a cold rolling mill [J]. Technometrics, 2012(1): 52-66.
- [35] Rapach D E, Wohar M E. Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data[J]. Journal of International Economics, 2002 (2): 359-385.
- [36] Samuelson P A. Theoretical notes on trade problems [J]. The Review of Economics and Statistics, 1964: 145-154.
- [37] Taylor J B. Discretion versus policy rules in practice[C]. Carnegie-Rochester conference series on public policy. North-Holland, 1993(39): 195-214.
- [38] 陈创练, 杨子晖.“泰勒规则”、资本流动与汇率波动研究[J].金融研究, 2012(11): 60-73.
- [39] 陈平, 李凯.人民币汇率与宏观基本面: 来自汇改后的证据[J].世界经济, 2010(9): 28-45.
- [40] 邓贵川, 李艳丽.汇率基本模型对人民币汇率的预测能力[J].数量经济技术经济研究, 2016(9): 145-160.
- [41] 范言慧, 潘慧峰, 李哲.人民币升值预期与我国的贸易顺差[J].国际金融研究, 2008 (2): 52-59.
- [42] 何诚颖, 刘林, 徐向阳, 等.外汇市场干预、汇率变动与股票价格波动[J].经济研究, 2013 (10): 29-42.
- [43] 孟庆斌, 杨新铭, 靳晓婷.我国非线性货币政策反应规则研究[J].经济学动态, 2012(5): 76-82.
- [44] 王永中.中国外汇储备统计口径辨析[J].国际金融, 2013 (5): 77-80.
- [45] 叶永刚, 胡丽琴, 黄斌.人民币实际有效汇率和对外贸易收支的关系——中美和中日双边贸易收支的实证研究[J].金融研究, 2006 (4): 1-10.
- [46] 张斌.中国在增速的估计与应用[R].中国金融四十人论坛, 2016.
- [47] 张建英.基于弹性价格货币模型的人民币汇率实证研究[J].宏观经济研究, 2013 (8): 55-65.
- [48] 张明.中国面临的短期国际资本流动: 不同方法与口径的规模测算[J].世界经济, 2011(2): 39-56.
- [49] 周逢民.经济转型时期中俄货币政策目标比较研究[J].金融研究, 2008(7): 93-102.

RMB Exchange Rate Forecasting based on Taylor Rule:

A Comparison of Multiple Exchange Rate Determination Models

Jiang Chun, Yang Honglue, Li Xiaolin

Abstract: Based on several theories including Uncovered Interest Rate Parity, Purchasing Power Parity, Flexible or Sticky Price Monetary Model, Balassa-Samuelson Model, Portfolio Balance Model, and Taylor Rule Theory, we use DMA/DMS, TVP-VAR, and BMA models sampling from July 2005 to December 2016 to forecast the RMB exchange rate. Our results indicate that only the model based on Taylor Rule is better than the random walk model, other models have similar predictive ability with the simple random walk model. In addition, the results based on a variety of econometric models show that the DMS model performance best on the prediction of RMB exchange rate. Furthermore, after expanding the Taylor rule model to predict the RMB exchange rate, we find the foreign exchange intervention plays the most significant role in the short term, while exchange rate expectations and risk premium play important roles in both medium and long term. Our results can provide implications for the monetary authorities to stabilize the RMB exchange rate as well as can help the individuals to understand the dynamic fluctuations of the RMB exchange rate in the background of the new exchange rate mechanism.

Keywords: Monetary Model; Exchange Rate; Taylor Rule; Out-sample Forecasting

逆周期因子决定了人民币汇率走势吗？

何青¹ 甘静芸² 张策³

【摘要】2017年5月26日，中国外汇交易中心人民币兑美元中间价报价机制中引入逆周期因子。本文利用引入新因子以来外汇市场交易数据，通过新的人民币汇率中间价定价机制，测算了逆周期因子数值。在此基础上，通过构建VAR模型和EGARCH模型研究了逆周期因子对人民币汇率走势和人民币汇率波动性的影响。研究表明，引入逆周期因子降低了人民币汇率波动性，但对人民币汇率的走势没有显著影响。逆周期因子修正了投资者对汇率变动顺周期性的过度反应，有利于引导市场预期，完善人民币汇率宏观审慎管理。

【关键词】逆周期因子；人民币汇率；宏观审慎管理

一、引言

2017年5月26日，中国外汇交易中心确认在人民币兑美元中间价报价机制中引入逆周期因子，旨在对冲市场情绪的顺周期波动，缓解投资者的非理性行为。新的定价机制为“中间价=收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”。一石激起千层浪，伴随着逆周期因子的引入，离岸人民币市场大涨1000个基点。新因子引入后的几个月，人民币对美元累计升值近5%，一改持续一年的贬值趋势，人民币汇率的走势趋于相对稳定。然而，逆周期调节因子的引入也引发了部分海外媒体和机构的质疑，认为新因子加强了央行对外汇市场定价的干预力度，弱化了人民币汇率的市场形成机制，推动人民币升值。

回顾近年来外汇市场的改革，逆周期因子的引入事实上是我国人民币汇率形成机制改革的重要一环。自2015年“811”汇改，央行完善人民币兑美元汇率中间价的定价机制，明确了参考一篮子货币的基期权重，让市场供求在人民币定价机制中发挥更大的作用。央行在《2016年第二季度货币政策执行报告》中肯定了“收盘价+一篮子货币汇率变化”的中间价

¹ 何青，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授；

² 甘静芸，中国人民大学国际货币研究所研究员；

³ 张策，中国人民大学国际货币研究所研究员；

形成机制更具有规则性、透明度和市场化水平，有助于发挥市场在汇率形成中的决定性作用，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。然而，任何一种汇率制度都存在其自身的问题。这种中间价形成机制存在明显的顺周期性：在引入货币篮子调整的时点，境内外汇市场并没有出清，这会导致在第二天开盘时会延续前一天的走势，增加了投资者的非理性行为，以及市场情绪对汇率走势的决定作用。2016 年，中国经济企稳、美元指数下滑，然而人民币对美元汇率持续贬值，年贬值幅度达 6%，走势与基本面严重背离，凸显了现行汇率定价机制的内在矛盾。中国人民银行提及下一轮汇率市场化改革的目标是“引入宏观经济数据对汇率发挥作用的机制”，并强调“不会让投机力量主导市场情绪”。在这一背景下，央行在 2017 年 5 月份修改了中间价报价模型，引入了“逆周期因子”，强化了汇率定价对宏观经济走势的反映程度。央行在《2017 年第二季度货币政策执行报告》中进一步声明，逆周期因子的引入不会改变外汇供求的趋势和方向，只是适当对冲了外汇供求中的非理性因素，在尊重市场的前提下促进市场行为更加理性。

但市场始终存在质疑的声音，质疑的焦点在于，逆周期因子是否决定了人民币汇率走势？是否合理地引导了投资者的市场预期？这对理解当前人民币汇率形成机制，以及未来人民币汇率制度的改革至关重要。

本文利用 2017 年 5 月 26 日以来的人民币兑美元、一篮子货币的交易数据，通过新的人民币汇率中间价定价机制，测算了逆周期因子的数值。在此基础上，通过构建 VAR 模型和 EGARCH 模型研究了逆周期因子对人民币汇率走势和人民币汇率波动性的影响。研究结果表明，逆周期因子修正了投资者对汇率变动顺周期性的非理性反应，引入逆周期因子后汇率对宏观经济变量的反映更加充分；其次，逆周期因子并不是汇率变动的格兰杰原因，相反，汇率变动是逆周期因子的格兰杰原因；此外，逆周期因子的引入降低了汇率变动的波动，有利于人民币在双向浮动的过程中表现得更加稳定。

由此可见，人民币汇率仍主要反映市场供求的状态，逆周期因子的引入是为了过滤非理性因素，使得汇率变动更加反映经济基本面的因素。在我国人民币汇率形成机制的改革中，由于面临市场不健全，透明度和政策公信力不足的挑战。投资者容易受到市场情绪的影响，使得汇率的走势与经济基本面出现了背离。逆周期因子，作为央行预期管理的一种政策工具，修正了市场的非理性行为，增加了政府政策的公信力，进一步完善了人民币汇率的市场形成机制。

本文安排如下，第二章将回顾央行外汇市场干预的主要政策和方式；第三章将根据央行公布的汇率定价公式估算逆周期因子，第四章运用 VAR 模型分析是否逆周期因子决定了汇率升值，并且利用 EGARCH 模型分析逆周期因子和汇率变动的均值和方差溢出效应；第五章是结论和政策建议。

二、文献回顾和评析

众所周知，在没有实行完全浮动汇率制度的国家，都会或多或少的存在外汇干预行为。并且事实上，很多国家官方宣布本币实行浮动汇率制度，但是还是频繁进行外汇市场干预来维持汇率的稳定，现实汇率制度和官方宣称的汇率制度存在明显的差异（Calvo and Reinhart, 2002）。[1]例如菲律宾在 1988 年便宣布实行了浮动汇率制度，但是现实依然为固定汇率制度，并在 1997 年金融危机中受到了冲击（Reinhart and Rogoff, 2004）。[2]貌似很多国家，尤其是发展中国家，都患有一种“浮动汇率恐惧症”，频繁干预外汇市场以期维持本国对外价格的稳定。虽然，以往的众多研究发现外汇市场的稳定可以带来进出口贸易的提升、风险溢价的降低、失业率的降低和经济增长（Bacchetta and van Wincoop, 2000; Aghion et al., 2009）。[3][4]但是，一味的维持汇率市场的稳定并不是“百利而无一害”，外汇干预失效可能带来政府公信力的快速下降，从而导致汇率水平迅速走偏，一种是大幅升值带来本国的资产泡沫和过度外汇积累（上世纪 80 年代末日本），另一种是大幅贬值带来货币危机使经济陷入衰退（上世纪 90 年代末东南亚）。那各国是否应该摒弃外汇市场干预措施，实行完全浮动的汇率制度，放任外汇市场自由发展呢？

答案一定是否定的。Frankel and Froot（1990）发现 1981-1990 年美国的汇率走势与基本面因素完全背离，利差、经济增长、经常账户差额等宏观变量完全无法解释汇率的波动。[5]因为汇率超调的存在使得无论多么发达的外汇市场，也会存在汇率水平严重偏离均衡汇率的情况，需要中央银行干预来稳定外汇市场。并且，从历史经验来看，外汇市场干预在大部分情况是有效的（Sarno and Taylor, 2001）。[6]Ghosh et al.（2016）总结金融危机之后的经验，认为将外汇干预作为政策利率工具的有效补充，可以在满足通胀目标的同时维持外汇市场稳定，提高本国的福利水平。[7]这说明外汇干预作为一项货币政策工具在现实世界中存在的必要性，对比发达国家和发展中国家的外汇市场干预，由于发展中国家的债券市场发展规模较小、普遍存在严格的资本管制措施、外汇市场存在学习溢出效应（learning

spillovers), 发展中国家的干预效果要更加明显 (Menkhoff, 2013; Guzman et al., 2017; Chamon et al., 2017)。[8][9][10]

即使发展中国家的外汇干预要更加有效, 也不应过度依赖外汇干预。与自由浮动汇率的发达国家不同, 发展中国家的外汇干预更加频繁和有规律。毫无疑问, 中央银行有巨额的外汇储备优势、信息优势和其他资本管制的政策手段, 可以非常容易的影响汇率的水平值和波动率。然而, 这种“常态化”的汇率干预的核心是要确保外汇干预的可信性, 不应该与基本面走势和政策底线相违背 (Menkhoff, 2013)。[8]否则很容易陷入政府的信任危机, 导致第二代货币危机模型的重现。这时如何判断何时应进行干预则至关重要。可是, 干预时点的判断非常困难, 尤其是在短期。Cheung and Chinn (2001) 指出自上世纪 90 年代开始, 外汇市场的短期变化已经与基本面严重脱钩, 更多地是反应投机性交易 (机构消费者和对冲基金的交易行为)。[11]金融危机之后更多算法模型应用到外汇市场中, 外汇市场上的套利空间被迅速捕捉, 短期外汇市场的波动更加剧烈 (Chaboud et al., 2014)。[12]理论上, 外汇市场的高频交易或者投机性非理性投资者的交易使得外汇市场的汇率水平与经济基本面所标识的水平产生严重背离的时候。这时纵然个人投资者了解当前汇率水平已经偏离了均衡水平, 也是很难促成外汇市场回归均衡状态的, 必须依靠中央银行进行外汇干预 (Sarno and Taylor, 2001)。[6]为了避免不合时宜的调控而损失政府公信力, 实行自由浮动制度的发达国家并不会经常进行外汇市场干预 (Eichengreen, 2008)。[13]

那么, 该如何权衡汇率波动导致货币危机和外汇市场干预呢? Ghosh et al. (2016) 认为需要确保央行政策的公信力, 如同通货膨胀目标, 事先告知公众外汇市场干预是央行的一种货币政策工具, 在何时央行会动用这种工具, 会提高政策的公信力而不是削减。[7]Magud et al. (2014) 认为宏观审慎措施应作为汇率政策灵活性的有效补充, 凸显了其在外汇市场干预中的作用, 需要设定多重宏观审慎指标来应对资本流动和信贷扩张。[14]Benigno et al. (2016) 认为在汇率政策成本十分昂贵的情况下, 在平时实行宏观审慎的资本管制和在危机时实行有限制的汇率贬值的政策组合, 可以最大程度上防止金融危机的出现。可以看出, 这种权衡的关键是保持政策的公信力和实行宏观审慎措施。[15]

对于中国的汇率制度改革, 众多学者肯定了中国的汇率市场化改革措施。在汇率改革前, 学者普遍指出中国汇率机制存在问题。如王芳 (2013) 指出了央行承担了过多的“汇率责任”, 使得其在面临两难和多难选择的时候必然会损失公信力。[16]2015 年 “811”汇改等一系列改革措施, 使得汇率形成机制更加公开透明, 减轻央行“汇率责任”的同时提高了央

行的政策公信力（何青等，2018；余永定和肖立晟，2017；管涛，2017）。[17][18][19]对于中国的外汇市场干预，学者都较为一致的给出了肯定的评价。陆志明和程实（2009）利用1994-2007年的数据支持了央行外汇市场干预具有正收益，在降低就业与经济增长波动性上的具有积极作用。[20]陈华（2013）研究则发现2005年汇改以来的大部分时期里，央行在外汇市场上的干预有利于推动人民币汇率回归均衡水平。[21]中国外汇市场干预也有其特殊性，王爱俭和邓黎桥（2016）发现央行在进行外汇市场干预时，基于规则的干预方式更加有效、成本更小，效果明显要优于无规则的外汇市场干预。[22]干杏娣等（2007）则发现央行在进行外汇干预时的影响效应具有明显的非对称性，支持人民币坚挺升值的外汇市场干预效果要强于阻止人民币升值的市场干预。[23]

三、逆周期因子的测算

改革开放以来，人民币汇率形成机制改革经历了汇率双轨制、盯住美元汇率与参考一篮子货币调节，有管理的浮动汇率制度。人民币汇率形成机制自2005年汇改开始，实行“以市场为基础，参考一篮子货币调节、有管理的浮动汇率制度”，人民币汇率弹性逐渐提升。

从2015年8月11日开始，中国人民银行完善人民币兑美元汇率中间价报价机制，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。这一举措强调了中间价报价要参考前一日收盘价格，增强了人民币兑美元汇率中间价的市场化程度和基准性。2015年12月11日，中国外汇交易中心发布人民币汇率指数，加大了参考一篮子货币的力度，以更好地保持人民币兑一篮子货币汇率基本稳定，初步形成了“收盘价+一篮子货币汇率变化”的人民币兑美元汇率中间价形成机制。2017年5月26日，中国人民银行表示在汇率形成机制中引入逆周期因子，将中间价报价模型由原来的“收盘价+一篮子货币汇率变化”调整为“收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”。

央行的货币政策报告中，关于逆周期因子计算公式的表述为：“在计算逆周期因子时，可先从上一日收盘价较中间价的波幅中剔除篮子货币变动的影响，由此得到主要反映市场供求的汇率变化，再通过逆周期系数调整得到‘逆周期因子’”。根据货币政策执行报告，央行对逆周期因子的计算方法没有给出比较明确的公式，关于剔除货币变动、逆周期系数的调整的计算过程的表述都较为模糊，逆周期系数调整的方法由各报价银行确定，仍有一定

的自由决定权，无法采用直接法计算逆周期因子。因此，本文拟采用间接法，利用公式中间价=上日收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子，先计算货币汇率变化，再根据中间价和收盘价倒算逆周期因子，具体步骤如下。

首先，计算人民币兑各货币夜盘变动率。定义汇率采用 $\frac{\text{货币 1 简称}}{\text{货币 2 简称}}$ 表示，其中分母货币 2 为基础货币，即 $\frac{USD}{CNY}$ 表示每一单位人民币可兑换多少单位美元。由于，自 2017 年 2 月，外汇市场自律机制将中间价对一篮子货币的参考时段由报价前 24 小时调整为前一日收盘后到报价前的 15 小时，避免美元汇率日间变化在次日中间价中重复反映。因此，本文需要的参考一篮子货币变动率采用的是中间价公布前 7:30 到上日 16:30 的夜盘汇率变动率。人民币兑美元的夜盘变动比率为。

$$\frac{USD}{CNY} gr_t = \frac{USD}{CNY_{mt}} / \frac{USD}{CNY_{nt-1}} \quad (65)$$

其中 $\frac{USD}{CNY} gr_t$ 为夜间外盘汇率变动比率。下标 m 代表早上 07:30 中间价公布前的外盘汇率报价，n 表示下午 16:30 的收盘汇率。

第二步，表示人民币相对一篮子货币的夜盘变动比率。此处采用 CFETS 指数作为央行一篮子货币的主要参考。该指数采用几何加权，以指数上升代表人民币升值，因此根据 CFETS 篮子权重与各篮子货币的变动比率可以表示出人民币相对一篮子货币 CFETS 的夜盘变动比率。

$$CFETS gr_t = \frac{USD}{CNY} gr_t^{\alpha_1} \times \frac{EUR}{CNY} gr_t^{\alpha_2} \times \frac{JPY}{CNY} gr_t^{\alpha_3} \times \dots \quad (66)$$

其中 $CFETS gr_t$ 为人民币相对一篮子货币 CFETS 的夜盘变动比率， α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_n 为各货币对应的指数权重。

第三步，利用美元与其他货币的外盘汇率跳价，转换开盘前人民币兑其他货币的变动率。由于在 07:30 时，人民币外汇交易处于休市阶段，没有人民币汇率跳价，因此需要使用美元与其他货币的外盘汇率跳价进行套算。以 $\frac{EUR}{CNY}$ 为例。

根据套算汇率的计算方法， $\frac{EUR}{CNY} = \frac{EUR}{USD} \times \frac{USD}{CNY}$ ，因此

$$\begin{aligned} \frac{EUR}{CNY} gr_t &= \frac{EUR}{CNY_{mt}} / \frac{EUR}{CNY_{nt-1}} \\ &= \frac{EUR}{USD_{mt}} \times \frac{USD}{CNY_{mt}} / \frac{EUR}{USD_{nt-1}} \times \frac{USD}{CNY_{nt-1}} \end{aligned}$$

$$= \frac{EUR}{USD} gr_t \times \frac{USD}{CNY} gr_t \quad (67)$$

因此，式（2）式（3）结合可得

$$CFETS gr_t = \frac{USD}{CNY} gr_t^{\alpha_1} \times \left(\frac{EUR}{USD} gr_t \times \frac{USD}{CNY} gr_t \right)^{\alpha_2} \times \left(\frac{JPY}{USD} gr_t \times \frac{USD}{CNY} gr_t \right)^{\alpha_3} \times \dots \quad (68)$$

整理得到：

$$CFETS gr_t = \frac{USD}{CNY} gr_t^1 \times \left(\frac{EUR}{USD} gr_t \right)^{\alpha_2} \times \left(\frac{JPY}{USD} gr_t \right)^{\alpha_3} \times \dots \quad (69)$$

第四步，利用维持人民币对一篮子货币汇率基本稳定，倒算出人民币兑美元双边汇率调整幅度。央行货币政策执行报告中明确指出：“‘一篮子货币汇率变化’是指为保持人民币对一篮子货币汇率基本稳定所要求的人民币对美元双边汇率的调整幅度，主要是为了保持当日人民币汇率指数与上一日人民币汇率指数相对稳定。”因此，在计算人民币对美元汇率变动比率时，需要人民币盯住一篮子货币稳定，令 $CFETS gr_t = 1$ 可求出。

$$\frac{USD}{CNY} gr_t = \frac{1}{\left(\frac{EUR}{USD} gr_t \right)^{\alpha_2} \times \left(\frac{JPY}{USD} gr_t \right)^{\alpha_3} \times \dots} = \left(\frac{USD}{EUR} gr_t \right)^{\alpha_2} \times \left(\frac{USD}{JPY} gr_t \right)^{\alpha_3} \times \dots \quad (70)$$

由此可以计算出人民币兑美元变动比率。由于中间价报价机制中以美元为基准进行报价，即需要计算 $\frac{CNY}{USD}$ ，因此需要进一步转换成以美元为基准的汇率报价变动基点。

$$\frac{CNY}{USD} bp_t = \frac{CNY}{USD_{t-1}} \times \left(\frac{1}{\frac{USD}{CNY} gr} - 1 \right) \quad (71)$$

其中 $\frac{CNY}{USD} bp_t$ 为 t 期人民币兑美元变动比率换算成 $\frac{CNY}{USD}$ 的价差变动。

最后，利用收盘价和中间价，倒算出逆周期因子。

$$CVFAC_t = \frac{CNY}{USD_{ct}} - \frac{CNY}{USD_{nt-1}} - \frac{CNY}{USD} bp_t \quad (72)$$

$CVFAC_t$ 表示 t 期的逆周期因子，下标 c 代表人民币兑美元汇率中间价，n 代表 16:30 汇率报价，即收盘价。

本文以 CFETS 货币篮子计算的逆周期因子为主，同时计算 SDR 逆周期因子进行稳健性检验。下表为逆周期因子描述统计。可以看到，从 2017 年 5 月 27 日逆周期因子引入至 2017 年 10 月 31 日，逆周期因子总体表现出负均值，右偏特征。即从平均值看，逆周期因子推动汇率中间价往升值方向变动 47 个基点。

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
逆周期因子—CFETS	105	-0.0048	0.0110	-0.0335	0.0349	0.1571	4.2232
逆周期因子—SDR	105	-0.0045	0.0123	-0.0361	0.0352	0.1805	3.9254

表 1 逆周期因子的描述统计

图 1 为逆周期因子与汇率增长率的变动关系。可以看到，逆周期因子表现出较强的波动聚集性，单从图像上无法观察到逆周期因子与汇率增长率的具体关系。因此，本文第四部分将分别使用 VAR 模型与 EGARCH 模型，研究逆周期因子与汇率增长率的关系。

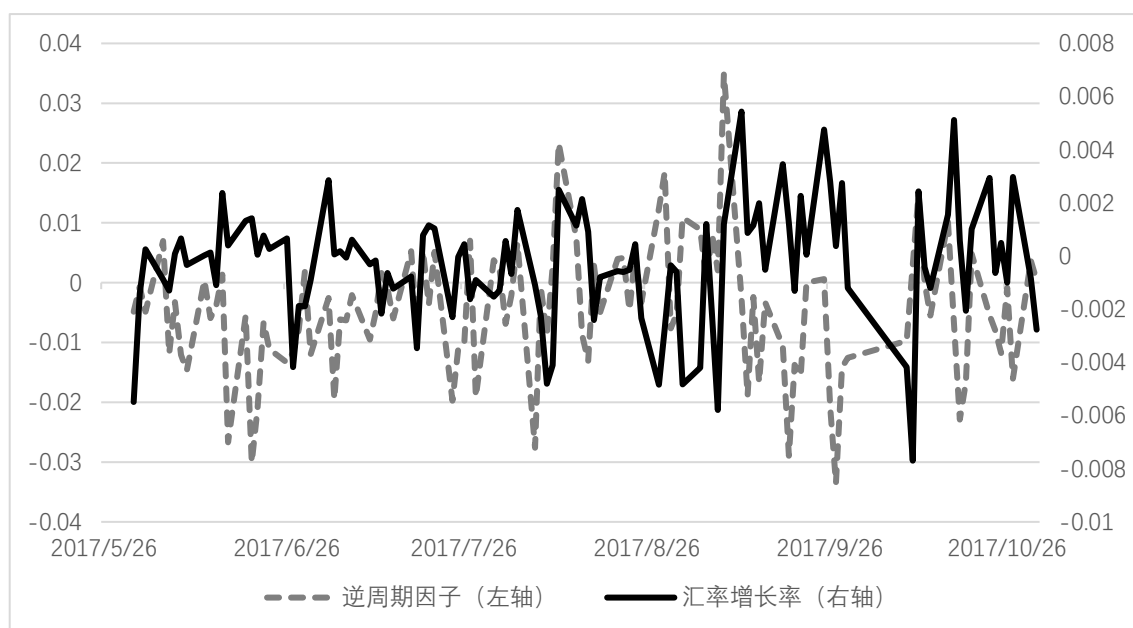


图 1 逆周期因子的变化图

四、实证分析

(一) 逆周期因子与汇率增长率

本部分将运用 VAR 模型，分析逆周期因子与汇率增长率的影响关系。在分析以上关系时，需要在模型中考虑一系列汇率增长率的控制变量。首先，由于此处汇率增长率是以人民币相对美元汇率来计算，美元货币本身的价值变化自然会影响汇率的变动情况，因此需要美元指数的增长率。

其次，笔者控制人民币与美元基础利率利差。根据利率非抛补平价原理，利率差异将可能引导资金出于套利需求而在国内外流动。无论是外币投资本地市场还是人民币流出投资境外市场，都涉及人民币的兑换，因而可能影响人民币汇率。Alvarez et al. (2002) 运用

Baumol-Tobin 模型研究汇率、利率、货币的关系，得到利率差异与汇率变动之间可以观测到显著的负向关系。[24]因此笔者使用国内 shibor 隔夜利率与美国 libor 隔夜利率的利差作为中美利差变量，反映利率差异带来的资金流动需求。

再次，资本市场层面，中美资本市场收益率差也可能驱动套利行为进而产生人民币换汇需求。Tian and Ma（2010）发现汇率与资本市场收益率差具有协整关系，汇率可以影响资金进出资本市场，影响股票价格，同时资本收益率之差也会推动资金流动影响汇率水平。[25]因此笔者使用上证指数收益率与 SP500 指数的收益率之差代表中美市场资本收益率差的驱动。

另外，由于国际金融市场对人民币与美元的冲击力度不同，因此，国际市场风险态度变化将会对人民币汇率增长率产生影响。笔者使用芝加哥期权交易所的 VIX 指数代表全球投资者风险态度，该指数越高，投资者认为市场波动性越大，风险越高。全球资本市场风险的上升可能对人民币汇率产生贬值的影响。目前美元仍是全球投资者的主要避险资产，当全球市场风险上升时，会导致投资者将投资从人民币转向安全性更好的美元资产，人民币会贬值。

最后离岸人民币与在岸人民币的价差可以作为资金在离岸与在岸市场流动的代理变量。当在岸人民币汇率低估，资金会从离岸市场向在岸人民币市场移动，推动 CNY 升值。离岸与在岸人民币汇率的价差会引导人民币汇率变动。王芳等（2016）研究人民币离岸在岸汇率价差与汇率变动时发现，离岸-在岸汇差会导致汇率变动出现两个机制，影响汇率水平。[26]

虽然以上 6 个变量对汇率增长率的作用机制都会受到资本管制水平、汇率弹性、套利成本等监管因素的影响，但在 2017 年 5 月 26 日-2017 年 10 月 31 日这一样本区间内，可以认为监管因素是保持相对稳定的，因此在构建日度 VAR 模型中无需加入监管层面的相关变量。宏观因素变量也相似，中国经济产出水平、通货膨胀等宏观因素对长期汇率均衡水平有决定性作用，但是宏观变量对汇率增长率的影响有滞后性，因此短期 VAR 模型中也不考虑宏观经济变量。笔者在构建 VAR 模型时，将逆周期因子、美元指数、利差、资本市场收益率差、VIX 变动率与离岸市场价差这六个变量作为解释变量加入到模型中。表 2 为模型中使用的变量及说明，数据来源为 Bloomberg、wind 以及 CBOE。

变量符号	变量	描述
<i>CHANGE</i>	人民币汇率增长率	人民币兑美元汇率增长率, 使用对数变化率计算
<i>CVFAC</i>	逆周期因子	本文测算出的逆周期因子, 使用价差基点表示。
<i>USINDEXGR</i>	美元指数增长率	美元指数的对数变动率
<i>INTEREST_D</i>	利差	shibor 隔夜利率-美国 libor 隔夜利率
<i>SHARE_D</i>	资本收益率差	上证指数收益率-sp500 指数收益率
<i>VIXGR</i>	全球风险偏好	VIX 收益率, 反映全球投资者眼中市场风险的变化
<i>GAP</i>	离岸汇价差	在岸人民币汇率收盘价-离岸人民币汇率收盘价

表 2 模型变量表

注: 汇率增长率、资本市场收益率、美元指数增长率、VIX 收益率均采用对数变动率的计算方法。

变量	均值	标准差	最小值	最大值	JB统计量
<i>CHANGE</i>	-0.0003	0.0023	-0.0077	0.0054	0.3749
<i>CVFAC</i>	-0.0048	0.0110	-0.0335	0.0349	0.4638
<i>USINDEXGR</i>	-0.0003	0.0038	-0.0107	0.0099	0.0253*
<i>INTEREST_D</i>	0.0159	0.0014	0.0136	0.0191	0.0000**
<i>SHARE_D</i>	0.0002	0.0061	-0.0177	0.0223	0.4754
<i>VIXGR</i>	0.0004	0.0738	-0.2290	0.3670	0.0000**
<i>GAP</i>	0.0021	0.0138	-0.0214	0.0716	0.4991

表 3 解释变量的描述统计

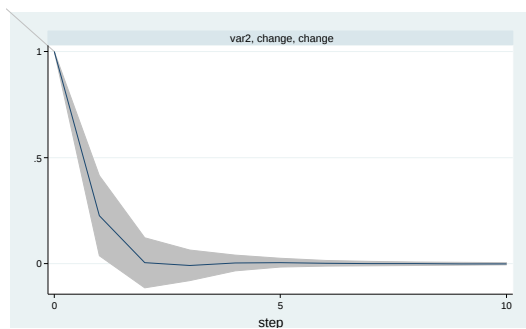
本文运用 ADF 方法对变量进行单位根检验, 除利差外, 其余序列均是平稳的。对变量进行格兰杰因果检验, 结果如表 4。美元指数、全球风险偏好、离岸汇价差 3 个变量是汇率增长率的格兰杰原因, 汇率增长率、美元指数、利差是逆周期因子的格兰杰原因。但变量之间的因果联系, 响应方向仍无法从格兰杰因果检验中得到。为进一步分析汇率增长率与逆周期因子的关系, 需要构建 VAR 模型, 进行脉冲响应与方差分解分析。

变量	待检验格兰杰原因	Chi2 统计量	P 值	结论
汇率增长率	逆周期因子	8.2569	0.083	接受
	美元指数	14.335	0.006	拒绝
	利差	4.1689	0.384	接受
	资本市场差	2.3980	0.663	接受
	全球风险偏好	15.000	0.005	拒绝
	离岸汇价差	9.9255	0.042	拒绝
逆周期因子	汇率增长率	98.051	0.000	拒绝
	美元指数	38.580	0.000	拒绝
	利差	13.587	0.009	拒绝
	资本市场差	4.1966	0.380	接受
	全球风险偏好	4.4542	0.348	接受
	离岸汇价差	3.4721	0.482	接受

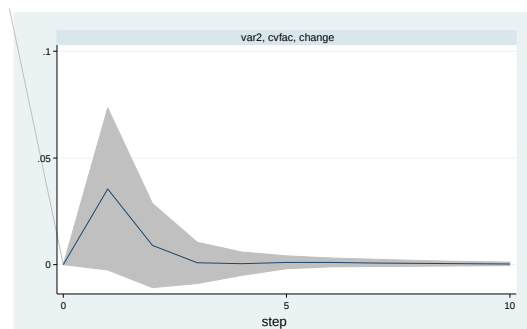
表 4 汇率增长率与逆周期因子的格兰杰检验

本文构建包含汇率增长率、逆周期因子、美元指数变动率、利差、资本收益率差、全球风险偏好与离岸汇价差 7 个变量的 VAR 模型, 根据 AIC 准则确定的滞后阶数为 1 阶。由于 VAR 模型的特性, 此处不分析系数显著水平, 而将分析重点放于脉冲响应和方差分解。

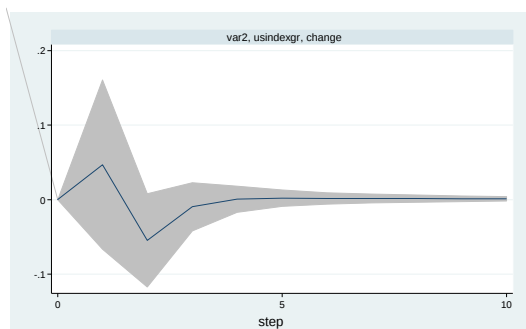
根据图 2 汇率增长率的脉冲响应图的结果，汇率增长率对汇率增长率冲击的响应最显著、持续时间最长，本期给予汇率增长率一单位正冲击，对汇率增长率自身的正向冲击效果显著，汇率增长率在 3 期内持续，表现出汇率波动惯性。其次是利差冲击也会对汇率增长率造成显著地正向影响。美元指数冲击一单位正向的利差会时也会对汇率增长率有显著地响应。美元指数一单位的正冲击，即美元升值，也会导致汇率增长率在短期内（2 期）出现正向的显著变化，人民币汇率贬值。汇率增长率对逆周期因子的冲击有正向的响应，但响应幅度小，较为不显著。给予逆周期因子一单位正冲击，汇率增长率的脉冲响应 1 期内最显著，但区间估计覆盖 0 值，影响并不显著，说明央行逆周期因子的引入并不会决定汇率的走势。加入的两个国际环境变量 VIX 指数增长率、离岸在岸人民币价差对汇率增长率无显著影响。汇率增长率依然主要受到自身冲击、利差冲击与美元指数冲击等市场基本面的影响。



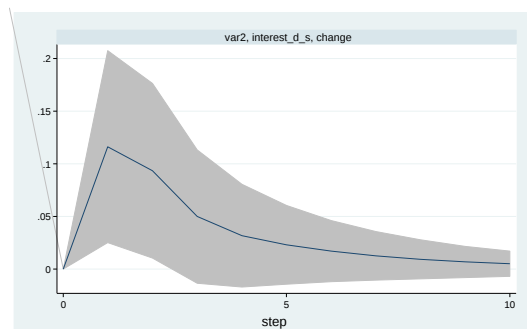
冲击变量：汇率增长率



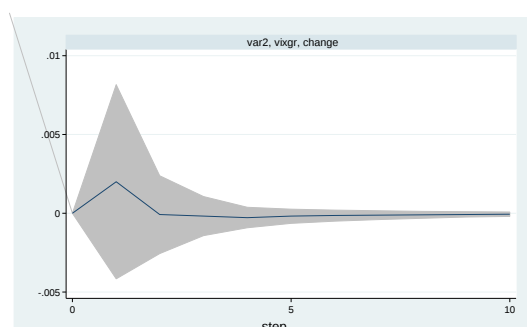
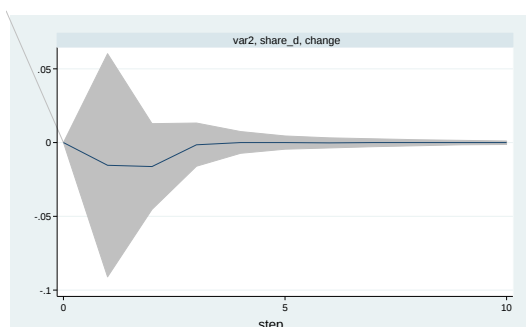
冲击变量：逆周期因子



冲击变量：美元指数

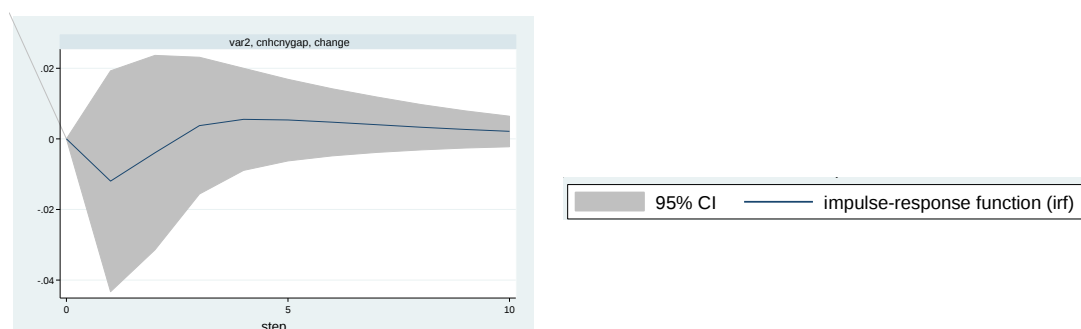


冲击变量：利差



冲击变量：资本收益差

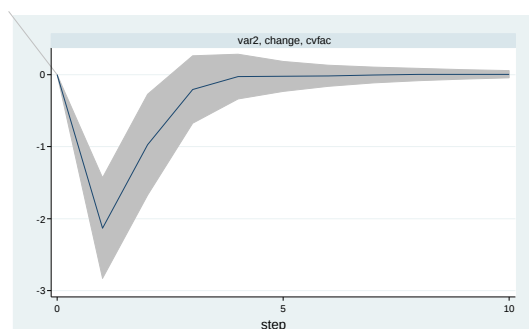
冲击变量：全球风险偏好



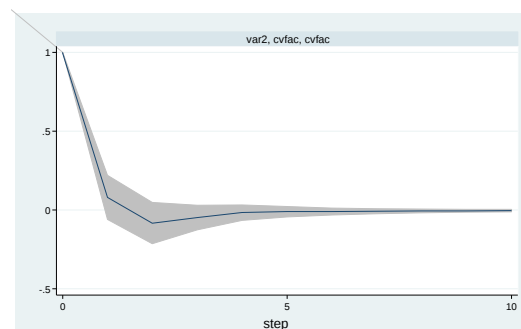
冲击变量：离岸汇价差

图 2 汇率增长率对各冲击变量的脉冲响应图

从逆周期因子的脉冲响应图可见，逆周期因子显著受到自身、汇率增长率、利差、美元指数的影响。一单位汇率增长率的正冲击，将在未来 5 期内，持续对逆周期因子有负向的影响，在第 2 期达到峰值。说明逆周期因子会随着汇率增长率而变动调整，当汇率增长率上升时，逆周期因子会逆汇率走势给予调整，修正市场走势的顺周期性。当逆周期因子当期有一单位正向冲击，会在 3 期内持续地对逆周期因子有正向的影响，逐渐减弱为 0，表现出逆周期因子调节具有一定惯性。逆周期因子对汇率增长率的响应显著为负。同时，利差冲击对逆周期因子有显著的负向影响，当国内利率水平大于美国利率水平时，逆周期因子会在较长时期（10 期）内缓慢地推动逆周期因子负向变化。美元指数对逆周期因子也有较为显著的影响，在 2 期内先是出现显著的负向响应，在 3 期后则有显著的正向响应。国际环境变量对逆周期因子无直接影响。但随着模型加入以上两个环境变量，美元指数的对逆周期因子的冲击效应更为显著，同时方向由先负后正变为单一方向的负向响应。说明国际环境变量不会直接影响汇率增长率与逆周期因子，但会通过对其他变量的作用，间接影响汇率和逆周期因子的调节机制。



冲击变量：汇率增长率



冲击变量：逆周期因子

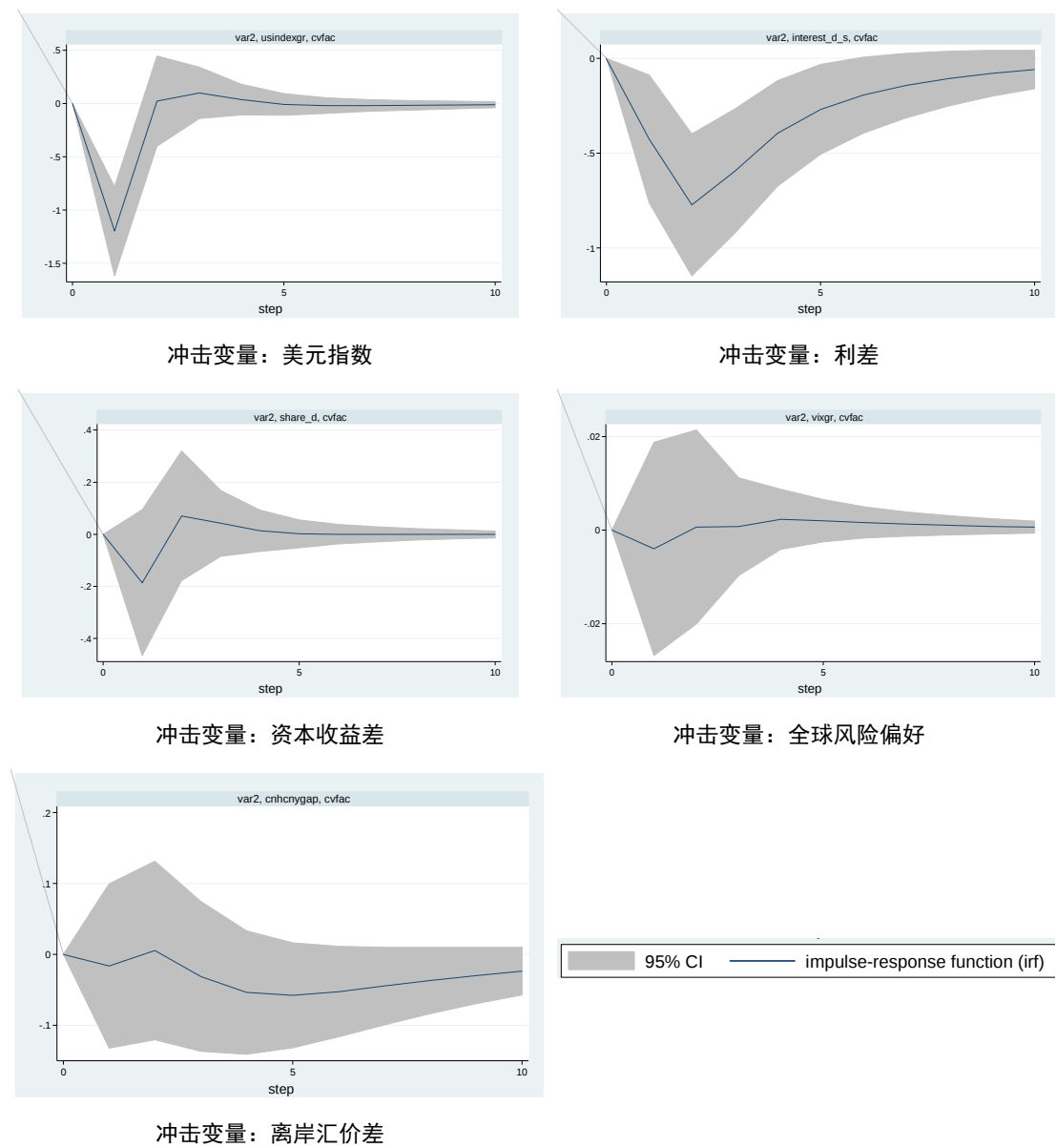


图 3 逆周期因子对各冲击变量的脉冲响应图

表 5 方差分解结果与脉冲响应结果类似，汇率增长率的变动 92.8% 是有汇率增长率自身冲击导致，其次是利差 4.16%，逆周期因子与美元指数的影响均约为 1%。即汇率增长率自身波动具有极强的自相关性。而逆周期因子的变动除 54.8% 是前期逆周期因子冲击的影响，另有 24.03% 的方差波动由汇率增长率冲击解释，美元指数的变动也可解释 11.51% 的逆周期因子变动。

方差分解 (%)		冲击变量						
		汇率增长率	逆周期因子	美元指数	利差	资本市场差	全球风险偏好	离岸汇价差
响应变量	汇率增长率	92.8	1.26	1.12	4.16	0.15	0.32	0.19
	逆周期因子	24.03	54.8	11.51	8.08	1.26	0.08	0.25
	美元指数	7.21	0.18	89.81	2.38	0.29	0.05	0.08
	利差	1.95	1.14	3.24	87.95	0.81	1	3.89
	资本市场差	3.91	0.56	1.56	0.43	89.48	3.67	0.39
	全球风险偏好	4.85	2.72	1.85	0.15	19.09	71.32	0.01
	离岸汇价差	2.91	0.87	7.45	2.66	2.24	2.08	81.8

表 5 VAR 模型方差分解结果

(二) 逆周期因子与汇率波动性

由于汇率增长率具有偏度和波动集聚性，使用 VAR 模型只能分析变量间水平值的相互影响。而 EGARCH 模型还考虑到变量对汇率增长率波动性的影响，能够更好地模拟汇率的变动。本文使用 EGARCH (1, 1)，具体模型如下：

条件均值模型：

$$\text{CHANGE}_t = \alpha_1 \text{CHANGE}_{t-1} + \beta_1 \text{CVFAC}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i X_{i,t-1} + c + u_t \quad (73)$$

条件方差模型：

$$H_t = \delta_1 H_{t-1} + \delta_2 H_{t-1} D_{t-1} + \beta_2 \text{CVFAC}_{t-1} + \delta_3 u_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^k \vartheta_i X_{i,t-1} + c + \varepsilon_t \quad (74)$$

其中 H_t 表示汇率增长率的波动方差， D_{t-1} 表示汇率波动的方向的指示变量。

根据自相关与偏自相关系数检验，如表 6，汇率增长率、逆周期因子、利差与离岸汇价差序列存在显著自相关性。在建立 EGARCH 模型前，需要对序列进行 ARCH 效应检验，检验序列是否存在异方差性。利用 ARCH-LM 方法检验汇率增长率，发现存在 ARCH 效应。

变量	AC 值	PAC 值	Q 统计量	P 值
汇率增长率	0.2477	0.2503	6.6281	0.0100**
逆周期因子	0.1993	0.1997	4.2906	0.0383*
美元指数	-0.1116	-0.1116	1.3466	0.2459
利差	0.7301	0.7318	58.113	0.0000**
资本市场收益率差	-0.0663	-0.0663	0.4753	0.4906
全球风险偏好	-0.1539	-0.1542	2.5595	0.1096
离岸汇价差	0.6967	0.6983	52.919	0.0000**

表 6 自相关与偏自相关检验

根据表 7 EGARCH 模型回归结果，在只考虑汇率增长率与逆周期因子的模型中，逆周期因子不影响汇率增长率的水平值，但对汇率的波动性有显著影响。推动人民币贬值的逆

周期因子，会显著加大汇率的波动幅度。因此，央行引入逆周期因子以来，整体逆周期因子为升值方向，能够较好的平抑外汇市场的剧烈波动，减少汇率波动方差。同时，方差方程中，方差波动本身系数在 5%的显著水平内显著，说明汇率增长率的波动具有 ARCH 效应。

在(2)EGARCH 模型中，加入美元指数、利差、资本收益率差作为解释变量。均值方程中，汇率增长率的滞后项、美元指数变动率对汇率变动率有显著影响。美元指数变动率的系数为 0.0971，在 10%的显著性水平内显著。即美元指数上升 1%，美元实际价值升值，人民币汇率增长率会有 0.09%的变动，即人民币相对美元贬值 0.09%。人民币兑美元汇率与美元价值有较强的联系。汇率增长率滞后项的系数为 0.152，在 5%的显著性水平内显著，说明人民币汇率变动有较强的追涨杀跌特性，汇率增长率表现出惯性。方差方程中，逆周期因子、方差变动非对称项均表现出显著影响。与(1)EGARCH 模型结果类似，升值方向的逆周期因子能够减小人民币汇率波动幅度。 H_{t-1} 的显著说明汇率增长率方差具有波动集聚性。同时，在此模型中，还表现出方差波动的非对称性。 $H_{t-1}D_{t-1}$ 系数显著为正，说明当汇率增长率为正时，汇率的波动方差更大。即人民币贬值期间，汇率波动幅度要大于升值期间的波动幅度。

在(3)EGARCH 模型中，还加入了全球风险偏好、离岸汇价差两个反映国际市场风险与人民币在岸、离岸市场资金流动的环境变量。从均值方程中可以看到，人民币汇率水平主要受到汇率增长率滞后项、美元指数增长率、全球风险偏好的影响。其中 VIX 指数增大，全球市场风险上升，人民币汇率增长率显著增大，即人民币有贬值压力。在全球市场风险增大时，主要的避险货币仍是美元，会有大量资金出于避险需求由人民币转换成美元。在方差方程中，逆周期因子、 H_{t-1} 的影响与前两个模型相似。离岸市场汇价差对汇率波动也有显著影响。当离岸市场汇价差增大，即在岸人民币汇率高于离岸人民币汇率，资金会从离岸市场流向在岸市场，资金的流入导致汇率波动性降低。即资金流出，汇率波动幅度大；而资金流入期间的汇率波动较为平缓。

VARIABLES	(1)egarch		(2)egarch		(3)egarch	
	CHANGE	HET	CHANGE	HET	CHANGE	HET
<i>L.CVFAC</i>	0.0138 (0.0239)	39.44*** (15.19)	-0.00631 (0.0224)	27.50* (12.90)	0.0067 (0.0183)	33.67* (17.43)
<i>L.USINDEXGR</i>			0.0971* (0.0468)	61.21 (42.11)	0.163*** (0.0530)	13.64 (45.90)
<i>L.INTEREST_D</i>			0.0029 (0.202)	-220.4 (162.3)	0.0463 (0.0376)	0.129 (0.642)
<i>L.SHARE_D</i>			-0.0288	-20.75	-0.0339	-50.08

			(0.0371)	(26.82)	(0.0332)	(32.10)
<i>L.VIXGR</i>					0.0050*	1.105
					(0.0026)	(2.970)
<i>L.GAP</i>					-0.0081	-65.46***
					(0.0067)	(19.87)
<i>L.CHANGE</i>	0.193**		0.152**		0.839**	
	(0.0962)		(0.069)		(0.362)	
<i>L.ma</i>	-0.0919		-0.0723		-0.791**	
	(0.130)		(0.142)		(0.390)	
H_{t-1}		0.465**		0.428**		0.349**
		(0.220)		(0.195)		(0.159)
$H_{t-1}D_{t-1}$		-0.0500		0.324**		0.643***
		(0.296)		(0.171)		(0.232)
u_{t-1}^2		-0.346		-0.312		-0.420**
		(0.213)		(0.208)		(0.190)
<i>c</i>	-0.0003	-16.63***	-0.0003	-8.770***	-0.0016	-18.26***
	(0.0004)	(2.636)	(0.0032)	(2.591)	(0.0012)	(2.918)

Standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 7 EGARCH 模型回归结果

注：其中 *L* 表示变量滞后一期。为避免变量之间出现内生性影响估计准确性，故使用滞后一期的数据作为解释变量。

利用 SDR 货币篮子构建出的逆周期因子进行稳健性检验，可以得到类似结论，说明整体结果是稳健可靠的。

五、结论政策建议

一个完善的汇率制度并不仅仅影响货币、汇率政策目标，更重要的是影响外汇市场参与主体的构成，减少投机性交易者，发展更遵循经济基本面的专业基金经理和外汇市场从业人员。央行在人民币定价机制中引入“逆周期因子”，不仅有利于克服原有汇率形成机制的顺周期性，还能够培养遵循经济基本面进行交易理性市场主体。根据本文实证结果可以得出结论，逆周期因子不直接影响汇率增长率，而是起到稳定预期，平滑汇率波动性的作用。央行通过引入“逆周期因子”调节市场顺周期性情绪，加强外汇市场参与者的预期管理。理性外汇市场参与主体的培育才是未来人民币汇率市场化改革成功与否的关键。

改革后的汇率形成机制由三层次因素决定。第一层是市场供求情况，反映在 811 汇改后，做市商需要在中间价报价中考虑前一日的收盘价。通过前一日收盘价，反映外汇市场的供求变动情况。第二层是一篮子货币变动情况，以维持人民币盯住一篮子货币相对稳定为目标，引导汇率的合理走向。第三层次的调节，是加入逆周期因子的宏观审慎调控层次。当汇率变动背离经济周期基本面，外汇市场出现非理性顺周期性风险时，进行宏观审慎调

节。利用逆周期因子的手段进行有效管理，稳定市场预期，过滤汇率的短期波动。以上三个层次的汇率形成机制共同构成了“以市场为基础，参考一篮子货币调节、有管理的浮动汇率制度”。

参考文献

- [1] Calvo G A, Reinhart C M. Fear of Floating[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(2).
- [2] Reinhart C M, Rogoff K S. The Modern History of Exchange Rate Arrangements: a Reinterpretation[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1).
- [3] Bacchetta P, Van Wincoop E. Does Exchange-Rate Stability Increase Trade and Welfare?[J]. American Economic Review, 2000, 90(5).
- [4] Aghion P, Bacchetta P, Ranciere R, K. Rogoff. Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development[J]. Journal of Monetary Economics, 2009, 56(4).
- [5] Frankel J A, Froot K A. Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market[J]. The American Economic Review, 1990, 80(2).
- [6] Sarno L, Taylor M P. Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, if so, How Does It Work?[J]. Journal of Economic Literature, 2001, 39(3).
- [7] Ghosh A R, Ostry J D, Chamon M. Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies[J]. Journal of International Money and Finance, 2016, 60.
- [8] Menkhoff L. Foreign Exchange Intervention in Emerging Markets: a Survey of Empirical Studies[J]. The World Economy, 2013, 36(9).
- [9] Guzman M, Ocampo J A, Stiglitz J E. Real Exchange Rate Policies for Economic Development[R]. National Bureau of Economic Research, 2017.
- [10] Chamon M, Garcia M, Souza L. FX Interventions in Brazil: a Synthetic Control Approach[J]. Journal of International Economics, 2017, 108.
- [11] Cheung Y W, Chinn M D. Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: a Survey of the US Market[J]. Journal of International Money and Finance, 2001, 20(4).
- [12] Chaboud, A. P., Chiquoine, B., Hjalmarsson, E., & Vega, C. Rise of the Machines: Algorithmic Trading in the Foreign Exchange Market[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(5).

- [13]Eichengreen B J. Globalizing Capital: a History of the International Monetary System[M]. Princeton University Press, 1998.
- [14]Magud N E, Reinhart C M, Vesperoni E R. Capital Inflows, Exchange Rate Flexibility and Credit Booms[J]. Review of Development Economics, 2014, 18(3).
- [15]Benigno, G., Chen, H., Otrok, C., Rebucci, A., & Young, E. R. Optimal Capital Controls and Real Exchange Rate Policies: A Pecuniary Externality Perspective[J]. Journal of Monetary Economics, 2016, 84.
- [16]王芳. 人民币汇率改革评析[J]. 经济理论与经济管理, 2013,12.
- [17]何青,张策,郭俊杰. 人民币汇率指数有效性研究[J]. 国际金融研究,2018,1.
- [18]余永定,肖立晟. 完成“811 汇改”: 人民币汇率形成机制改革方向分析[J]. 国际经济评论 2017,1.
- [19]管涛. 四次人民币汇改的经验与启示[J]. 金融论坛, 2017,3.
- [20]陆志明, 程实. 外汇干预与就业, 宏观经济增长研究——以 1994-2007 年中国外汇干预实证研究为例 [J]. 财经研究, 2009, 35(4).
- [21]陈华. 央行干预使得人民币汇率更加均衡了吗?[J]. 经济研究, 2013, 12.
- [22]王爱俭, 邓黎桥. 中央银行外汇干预: 操作方式与效用评价[J]. 金融研究, 2016,11.
- [23]干杏娣, 杨金梅, 张军. 我国央行外汇干预有效性的事件分析研究[J]. 金融研究, 2007 ,09A.
- [24]Alvarez F, Atkeson A, Kehoe P J. Money, Interest Rates, and Exchange Rates with Endogenously Segmented Markets[J]. Journal of Political Economy, 2002, 110(1).
- [25]Tian G G, Ma S. The Relationship Between Stock Returns and the Foreign Exchange Rate: the ARDL Approach[J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2010, 15(4).
- [26]王芳,甘静芸,钱宗鑫,何青. 央行如何实现汇率政策目标——基于在岸-离岸人民币汇率联动的研究 [J]. 金融研究, 2016 ,4.
- [27]Jeanne O, Rose A K. Noise Trading and Exchange Rate Regimes[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(2).

[28]Gehrig T, Menkhoff L. The Rise of Fund Managers in Foreign Exchange: Will Fundamentals Ultimately Dominate?[J]. The World Economy, 2005, 28(4).

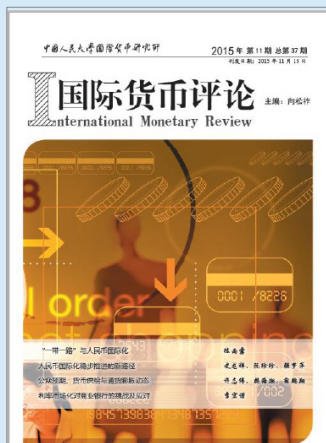
Does the countercyclical factors determine RMB exchange rate?

HE Qing GAN Jingyun ZHANG Ce

Abstract: A countercyclical factor was introduced into the RMB-US dollar mid-price quotation mechanism On May 26, 2017. In this paper, we estimate the countercyclical factors from May 26 to October 31, 2017, and analyze the relationship between the countercyclical factors and the exchange rate growth rate and volatility. We find that the introduction of the countercyclical factors reduces the volatility of exchange rate fluctuation, however, it has no significant effect on the level of exchange rate. It suggests that the countercyclical factors play a signaling role in guiding foreign exchange market expectations, correcting market participants' behaviors, and is helpful for macro prudential management of the RMB exchange rate.

Key words: countercyclical factor、RMB exchange rate、macro prudential management

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