

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰



“一带一路”与人民币国际化

人民币国际化稳步推进的新路径

公众预期、货币供给与通货膨胀动态

利率市场化对商业银行的挑战及应对

陈雨露

史龙祥、阮珍珍、强梦萍

许志伟、樊海潮、薛鹤翔

李宏瑾



IMI 顾问委员会

(以姓氏拼音为序)

Edmond Alphandery

Yaseen Anwar

Steve H.Hanke

李若谷

李扬

Robert A. Mundell

潘功胜

任志刚

苏宁

王兆星

夏斌

IMI 学术委员会

主任委员：陈雨露

委员（以姓氏拼音为序）

贲圣林、曹彤、陈卫东、丁志杰、Robert Elsen、郭庆旺、胡学好、纪志宏、焦瑾璞、金煜、Rainer Klump、Il Hounng Lee、刘珺、陆磊、David Marsh、Juan Carlos Martinez Oliva、Herbert Poenisch、瞿强、Alain Raes、Alfred Schipke、Anoop Singh、Wanda Tseng、涂永红、王永利、魏本华、宣昌能、张杰、张晓朴、张之骥、赵海英、赵锡军、周道许

IMI 管理团队

所长：张杰

联席所长：曹彤

执行所长：贲圣林

副所长：涂永红 宋科

【IMI 动态·10月简讯】

■ 10月19日，国际货币基金组织（IMF）2015年《世界经济展望报告》发布会在中国人民大学成功举行。本次会议由中国人民大学国际货币研究所（IMI）、国际货币基金组织（IMF）驻华代表处与民生证券股份有限公司联合举办。卢森堡驻华大使 Paul Steinmetz，IMF 驻华副代表 Raphael Lam，IMF 经济学家 Rudolfs Bems、Lian Weicheng，IMI 学术委员、国家外汇管理局原副局长、中国驻 IMF 原执行董事魏本华，IMI 学术委员、中国驻 IMF 原执行董事张之骥，民生证券研究院执行院长、民生财富投资首席经济学家管清友，IMI 特约研究员、国新国际投资有限公司董事孙鲁军，IMI 副所长宋科以及来自美国、德国、意大利、加拿大、俄罗斯、澳大利亚、印度、巴西、新加坡、土耳其、保加利亚、印尼等 13 个国家的驻华参赞和代表出席了会议。

■ 10月24日，由厦门国际金融技术有限公司和《当代金融家》杂志联合发起的“中国资产证券化百人会论坛”成立大会在北京隆重召开。IMI 担任该论坛的学术支持单位。IMI 联席所长、厦门国际金融技术有限公司董事长曹彤担任论坛理事委员会主任。中国人民银行原副行长、中国金融会计学会会长马德伦，中国人民银行金融市场司原副司长沈炳熙，上海高级金融学院教授严弘，中国农业银行金融市场部副总经理段兵，中国邮政储蓄银行总行金融市场部总经理党均章，中诚信国际评级有限责任公司董事长阎衍，一创摩根证券公司总裁任劲，光大兴陇信托有限责任公司副总裁刘向东，大公国际资信评估有限公司评级副总裁吕向东等来自政府监管层和业界一线的百余位领导和专家出席了会议。



IMI

更多精彩内容请登陆国际货币网

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

目 录

【卷 首】

“一带一路”与人民币国际化 ————— 陈雨露 01

【人民币国际化】

人民币国际化稳步推进的新路径

——基于中美产业内贸易结算货币选择影响因素的经验分析——史龙祥、阮珍珍、强梦萍 06

估值效应和货币错配再定义：兼论汇率风险概念的一个宏观经济新应用 —— 贺力平 29

人民币实际汇率对工业产能利用率的影响 —— 王自锋、白玥明 48

人民币汇率均衡、失衡与贸易顺差调整 —— 王 彬 70

【货币金融理论与政策】

公众预期、货币供给与通货膨胀动态

——新凯恩斯框架下的异质性预期及其影响 —— 许志伟、樊海潮、薛鹤翔 100

价格型货币政策操作框架：利率走廊的条件、机制与实现 —— 方先明 128

【商业银行和财富管理】

利率市场化对商业银行的挑战及应对 ————— 李宏谨 142

【卷首】

“一带一路”与人民币国际化

陈雨露¹

作为我国 21 世纪最重要的国家战略,“一带一路”不仅开创了我国全方位对外开放新格局,推动国内经济结构调整和稳定发展,而且对促进地区乃至世界和平发展,探索区域化、全球化发展新模式、新道路也具有重大意义。人民币国际化是中国崛起的重要标志,也是“中国梦”的核心组成部分,它不仅关系到中国经济与金融整体发展进程,而且也是国家综合竞争力的指标之一。“一带一路”战略的实施为人民币的区域使用及全球推广提供了更广泛、更便利的机会,是人民币国际化重要的推动力量。如何通过“一带一路”战略推动人民币国际化,构建国际经济、金融战略协同发展模式,无疑是实现中国大国崛起的重大现实和战略问题。

人民币国际化：迅速发展的起步阶段

人民币国际化是中国经济在全球地位提升的必然结果,也是中国硬实力和软实力刚柔相济的重要标志。人民币国际化起步时间不长,但一路发展迅速,彰显出强大的生命力。

从 2009 年跨境贸易人民币结算业务试点开始,在六年时间里,人民币国际使用程度保持着持续高速增长。据中国人民大学《人民币国际化报告 2015》测算,人民币国际化指数(RII)从 2009 年底的 0.02,已经提高到 2014 年底的 2.47。同期,美元、欧元、英镑和日元这四种主要国际货币的份额却出现了不同程度的下降。根据初步匡算,截至 2015 年第二季度,人民币国际化指数预计为 2.9,人民币与日元的差距不足一个百分点,与英镑的差距大约为两个百分点。随着“一带一路”建设的推进,特别是资本账户稳步开放等政策的实施,人民币很有可能在两年之内超越日元,成为第四大国际货币。

伴随着人民币国际化进程,RII 的驱动模式已转变为贸易计价结算和金融交易计价结算并行驱动。2014 年,贸易计价结算为 RII 稳定上升提供了基本保障,而推动 RII 上涨的主要动力来自于人民币在国际经济活动中更多地承担金融交易计价和外汇储备功能。2014 年跨

¹ 陈雨露,中国人民大学国际货币研究所学术委员会主任,中国人民银行副行长

境贸易人民币结算量达 6.55 万亿元，同比增长 41.6%，全球贸易的人民币结算份额提高到 2.96%。全年人民币直接投资额达 1.05 万亿元，同比增长 96.5%。人民币在全球资本和金融交易的份额达到 2.8%。人民币已经成为第二大贸易融资货币、第五大支付货币、第六大外汇交易货币。中国人民银行与 32 个国家和地区的货币当局签署货币互换协议，总额达 3.1 万亿元。截至 2015 年 4 月末，境外中央银行或货币当局持有人民币资产余额约为 6667 亿元。基于此，人民币进入 SDR 货币篮子也拥有了更有力的基础。如果人民币在本轮评估中能够通过 IMF 例行的 SDR 定值检查，获得国际货币基金组织官方认可，跨入国际储备货币行列，将成为人民币国际化的里程碑，象征意义巨大。

“一带一路”战略：人民币国际化的新“东风”

秉承古丝绸之路“和平合作、开放包容、互学互鉴、互利共赢”的精神内涵，在国际金融危机影响尚未消除、国际秩序发生深刻调整和中国全面深化改革的大背景下，“一带一路”战略构想的提出和积极推进，富有强烈的时代意义，展示出中国开放包容、主动引领、互利共赢的自信成熟和大国风范。

改革开放 30 多年来，中国深刻理解和高度重视经济全球化、一体化发展的重要性，自觉将中国梦与亚太梦、世界梦融合在一起，坚信只有坚持对外开放才能实现可持续发展。因此，“一带一路”战略不仅是立足中国、促进中国发展的国家战略，更是推动更广阔区域或全球性协同发展的大开放、大战略；不仅能推动实体经济的全球化进程，也将推动货币的国际化，为构筑中国金融战略纵深提供新的路径，成为人民币国际化的新支点。

随着人民币资本项目和利率市场化改革的持续推进、汇率形成机制的进一步完善，人民币将借助“一带一路”在国际市场上获得更大发展空间，在大宗商品贸易、基础设施融资、产业园区建设、跨境电子商务等方面拥有更多的使用机会。“一带一路”战略的实施将推动金融合作的持续深入，进一步拓展沿线国家及其他经济体间的人民币贸易结算、货币互换和投资信贷等业务。这将有利于人民币走出国门，对于改革国际货币体系、探索新的经济和金融发展道路也有重大意义。

“一带一路”与人民币国际化：协同发展的内在逻辑

“一带一路”战略与人民币国际化战略，是中国在 21 世纪作为新兴大国而提出的两个

举世瞩目的重要规划，不仅符合中国国家利益，也可为新兴大国提供必不可少的支撑力量，而且符合全球金融稳定和经贸发展的利益，更是对现行世界经济秩序和国际货币体系的进一步改进和完善。

首先，“一带一路”和人民币国际化是重大国家发展战略，也是中国向全球提供的重要公共物品，充分体现了中国的大国责任与历史担当。当前，由于国际机构的制度缺陷以及美国经济实力相对下滑，全球公共物品供应面临总量不足、结构失衡的窘境，特别是发展中国家所需的全球公共物品极度匮乏，严重制约了世界经济和金融的发展与稳定。在这种情况下，作为新崛起的新兴市场国家和发展中国家代表，中国应当也有一定能力承担起为全球提供公共物品的重任，在全球经济治理机制中发挥更大作用。在未来相当长的一个时期，中国可以利用“一带一路”战略实施的历史机遇，从产生国际合作新理念和新模式、实现高效的设施互联互通、提供新的国际货币、建立新型国际金融组织以及为消除局部战争和恐怖主义提供新手段等五个方面增加全球公共物品供给，打造最能体现合作共赢理念的命运共同体。

其次，“一带一路”与人民币国际化两大战略存在内在一致性，必然相向而行，相互促进，协同发展。“一带一路”建设要实现政策沟通、设施联通、贸易畅通、资金融通、民心相通等五大目标，归根结底就是要加强沿线各国的经济合作，逐步形成横跨亚欧大陆的、新型的区域深化合作的大格局。人民币国际化有利于加强沿线各国之间的货币流通。理论研究和实证研究的结果表明，中国是沿线国家最重要的贸易伙伴，经济、金融和社会发展居于区域领先水平。提高区域内使用人民币的比例，能够有效防范区域内的金融风险、降低交易成本，提升区域经济的整体竞争力和协同发展水平，能够为沿线国家提供新的风险管理机制，构建金融安全锚，为维护区域经济金融稳定作出重大贡献。

此外，“一带一路”建设推动人民币国际化必须依靠国内产业转型、技术进步和制度创新，同时在国际上寻求共商、共建、共享的最大价值观公约数。实施“一带一路”和人民币国际化两大战略，是中国在新的历史起点上更大力度、更高水平的改革开放，其最终成功有赖于国内产业转型、技术进步和制度创新。应该吸取西方国家的历史教训，切忌资本盲目外流，丧失掉本国产业升级的时间窗口，以至于在激烈的国家竞争中功败垂成。所以应当有进一步的制度创新的机制，鼓励和满足国内技术和产业创新的资本供给。只有这样才能最终为“一带一路”和人民币国际化奠定坚实的基础和创造源源不断的推动力量。

另一方面，亚洲基础设施投资银行之所以得到区域内外众多国家的热烈响应和积极参与，是因为中国始终坚持开放、包容的发展理念，动员全球资源，造福沿线各国。只要找到

共商共建共享的最大价值观公约数，就有希望达成互利共赢的目标，让“一带一路”建设早日结出丰硕成果，也让人民币国际化插上腾飞的翅膀。

“一带一路”推动人民币国际化：实践路径与重点突破

在“一带一路”战略实施中推动人民币国际化，应当从大宗商品计价结算、基础设施融资、产业园区建设和跨境电子商务四个方面寻求有效突破。

第一，在“一带一路”沿线国家使用人民币进行大宗商品计价结算，将成为人民币国际化新的突破口。“一带一路”沿线国家覆盖 44 亿人口，GDP 规模达 21 万亿美元，分别占世界的 63% 与 29%。这些国家与中国的双边贸易额超过 1 万亿美元，占中国外贸总额的四分之一，其中食品、能源、农业原材料和金属等大宗商品占有重要地位。实证研究的结果表明，沿线国家对华大宗商品贸易如果使用人民币计价结算，对双边贸易和经济增长都将产生积极的推动作用。

若中国经济保持大约 7% 的增长速度，按照当前中国进出口贸易中使用人民币结算的比例来计算，预计 2015 年全球贸易中人民币结算的份额将达到 3.4%。在此基础上，如果“一带一路”沿线国家对华出口的大宗原材料和能源贸易结算中有 50% 使用人民币计价结算，那么全球贸易中人民币结算份额就会提升到 7.05%。这无疑会大大提升人民币的国际地位。

为此，我们需要做好三项基础工作：一是加快建设人民币跨境支付系统，培养“一带一路”沿线各国使用和接受人民币的习惯，避免未来发生过高的货币替代成本。二是中资金融机构要特别重视为沿线国家对华大宗商品贸易提供融资支持和人民币结算便利。三是发展大宗商品的人民币期货市场和其他研发金融产品，为进出口商提供必要的风险管理平台和手段。通过国际版将国际投资者引入人民币交易的大宗商品期货市场，增强其价格发现和避险功能。

第二，人民币有望在“一带一路”基础设施融资机制中成为关键货币。根据亚洲开发银行的估计，未来十年亚洲基础设施每年的资金缺口大约为 8000 亿美元，仅东南亚市场轨道交通项目的投资总规模就接近 9800 亿美元。中国拥有较高的基础设施建设水平、较高的储蓄率，有条件成为“一带一路”基础设施融资体系的组织者和重要的资金供给者。提高人民币在沿线基础设施建设中的参与程度，使其逐渐成为最常用的国际货币，需要从以下三条途径入手：一是在对外援助、对外投资和项目贷款中增加人民币产品，逐步提高人民币在亚洲基础设施投资银行、金砖国家开发银行等多边金融机构中的使用率。二是探索境内外公私合

营、银团贷款、产业投资基金等多种方式，鼓励使用人民币计价结算。三是深化货币互换合作，引导互换人民币进入当地授信系统，增加东道国基础设施建设的资金来源。

第三，将“一带一路”产业园区建设作为人民币国际化的重要支撑。中国是全球第三大对外投资国，如果中国在“一带一路”沿线的经济走廊建设各具特色的产业园区，在“一带一路”国家的投资占比将从目前的 13% 提高至 30%，未来十年总投资就会超过 1.6 万亿美元。这不仅可以帮助“一带一路”国家突破资金瓶颈，全方位推动中国与东道国的国际产能合作，还可以为人民币国际化确立重要支撑点。为满足园区早期建设和区内企业运营产生的大量投融资需求和贸易结算需求，中资金融机构必然会进驻园区，开发相应的人民币金融产品，提高人民币在当地的使用份额。伴随园区从起步到高速发展，金融机构将逐步拓宽业务范围，从提供基本金融服务拓展到搭建多层次、全方位的金融支持体系，建立人民币离岸市场，形成全球范围的人民币交易网络。

第四，要充分发掘跨境电子商务使用人民币的潜力，强化沿线国家对人民币的民间认同感与接受度。中国政府正在实施“互联网+”战略，改善营商环境，创新贸易方式，推动跨境电子商务。2014 年全国使用跨境电子商务的外贸企业超过 1380 万家，跨境电子商务交易额达 4.2 万亿元人民币，占进出口总额的 15.9%。“一路”沿线华侨聚集，对中华文化有较高的认同，语言、消费习惯方面的障碍较小，可以成为跨境电子商务和人民币计价的重点推进区域。阿里巴巴、支付宝等许多国内互联网企业在“一带”沿线已经具有较高的渗透率。受历史和地缘的影响，中亚五国等地区的人民币接受程度相对更高。跨境电子商务在批发和零售两个渠道同时推动人民币的国际使用，从民间角度提高人民币的认同感与接受度，这对人民币国际化无疑会产生深远的影响。此外，要特别鼓励电商网站以及跨境电子支付系统等中国互联网企业从现在的美元标价转向美元—人民币双币标价，使人民币逐渐成为主要计价货币。国内第三方支付平台要与跨境电商结成战略联盟，根据沿线国家的文化传统和支付习惯来研发产品、提供服务，共同推动人民币结算。

【人民币国际化】

人民币国际化稳步推进的新路径——基于中美产业内贸易结算货币选择影响因素的经验分析

史龙祥¹ 阮珍珍² 强梦萍³

【摘要】本文以产业内贸易为视角，分析中国从美国进口商品选择美元结算的影响因素。以中国127个进口行业为样本，本文通过问卷调查搜集到19,946家企业从2000到2012年间进口订单的金额和币种数据，并计算相应进口行业选择美元结算的比例。经验分析结果显示：中美产业内贸易商品的需求价格弹性越大、中国的相对市场份额优势越突出、进口商品订单的平均金额越大越不利于选择美元结算，从而使用人民币结算的可能性越大。以上述结论为依据，本文结合样本数据确定了中美贸易适于采用人民币结算的具体进口行业，从而为人民币国际化稳步推进探索有效可行的发展路径。

【关键词】人民币国际化；贸易结算货币；相对市场份额

引言

2009年中国启动跨境贸易人民币结算试点工作以来，跨境贸易人民币结算总额增长迅速。2010年银行累计办理跨境贸易人民币结算业务5063.4亿元；2011年上涨为2.08万亿元；2012年达到2.94万亿元，同比增长41%；2013年增长至4.63万亿元，同比增长57%；2014年人民币贸易结算业务累计发生6.55万亿元，同比增长41.5%。⁴然而，人民币贸易结算的境外地域主要集中于俄罗斯、蒙古、日本、韩国以及东盟国家，中国与美国、欧盟等大型经济体之间的人民币贸易结算金额则比较有限，人民币贸易结算存在突出的地域瓶颈问题。本文在产业内贸易视角下，分析中国从美国进口商品选择人民币结算进而规避汇率风险的影响因素，从而为人民币国际化稳步推进探索有效可行的发展路径。

现有研究成果较多针对人民币贸易结算的宏观经济影响因素进行分析，较少考虑企业行

¹ 史龙祥，上海对外贸易学院国际经贸学院副教授

² 阮珍珍，上海对外贸易学院国际经贸学院硕士研究生

³ 强梦萍，上海对外贸易学院国际经贸学院硕士研究生

⁴ 中国人民银行：《季度中国货币政策执行报告（2010年-2014年）》[OL]. <http://www.pbc.gov.cn>

为对选择国际贸易结算货币的影响。本文利用 2000-2012 年中国从美国进口商品的 19,946 家企业数据,计算出我国 127 个进口行业以美元结算的比例,并重点研究进口行业需求价格弹性、相对市场份额以及进口订单平均金额等微观变量对结算货币选择的影响,并以分析结果为依据确定中国从美国进口商品适于采用人民币结算的具体行业。本文的贡献首先在于将贸易结算货币选择理论的思想从大国与小国之间的博弈拓展为大国之间的博弈,从而使分析结论更好地服务于人民币国际化的现实需求;其次,选择新的解释变量反映市场份额、贸易订单金额等微观变量对结算货币选择的影响;最后,利用企业问卷调查数据计算中国 127 个进口行业使用美元结算的比例,使得针对人民币贸易结算影响因素的经验分析细化至行业层面,从而为宏观决策提供坚实的微观经济基础。

本文第一节对国际贸易结算货币选择影响因素的重要文献进行分类回顾;第二节是关键变量及其经济含义解释、计量经济模型设定以及数据来源介绍;第三节报告分析结果以及对内生性和稳健性问题的处理;最后部分是结论与政策建议。

一、文献综述

针对国际贸易结算货币选择影响因素的研究起步于 20 世纪 60 年代,本文从以下三个方面对其发展历程进行梳理:某种货币(美元)能够成为国际贸易通行计价和结算货币(国际媒介货币)的成因与条件;双边贸易结算货币选择的影响因素;人民币贸易结算的现状与问题。

(一) 国际贸易媒介货币的成因与条件

针对美元国际化,Swoboda(1968)从交易成本角度对贸易结算媒介货币的形成原因和条件做出分析,成为此领域的开创性成果,其结论认为美元交易成本较低是决定其成为贸易结算货币的重要因素,而交易成本的高低与其使用范围成反比。此后,McKinnon(1979),Krugman(1980),Rey(2001)均从交易成本角度对美元成为贸易媒介货币的原因进行分析,得出了与 Swoboda 相似的结论。另外,Goldberg 和 Tille(2008)利用包含 23 个国家数据库的经验分析表明,媒介货币选择的决定因素是一国贸易品的价格替代弹性与市场份额,凭借商品技术含量与市场份额方面的优势,与美国相关的大部分贸易均采用美元结算。董有德等(2010)收集了全球 41 个国家 1992~2007 年的样本数据,得出了类似结论。

针对欧元与日元国际化,Kamps(2006)对 42 个国家的国际贸易结算货币选择行为进行分析,发现一国是否为欧盟成员国或正寻求加入欧盟等制度特征对选择结算货币具有重要

影响。此外, Fukuda 和 Ji (1994) 对日本出口商采用日元结算比例与日本经济地位不相称的原因进行了考察, 认为进口需求变动以及过度依赖美国市场导致多数日本出口商选择美元结算。Oi, Otani 和 Shirota (2004) 认为, 如果日本制造业的出口竞争力和国际市场份额未能明显提升, 其主要依赖美元结算的现实则难以改变。Ito, Sato&Shimizu (2012) 对上述问题进行了基于企业层面的经验分析, 发现日本母公司具有强烈动机帮助其海外子公司规避汇率风险、确保日本设在亚洲其余国家的工厂向海外出口产品与从日本母公司进口零部件采取结算货币的一致性等因素造成日本出口商采用美元结算的比例较高。

(二) 双边贸易结算货币选择的影响因素

从理论研究方面看, Giovannini(1988)利用局部均衡模型对一个垄断竞争厂商在国内外市场的定价行为进行分析, 其结论认为: 如果出口利润是汇率变动的凹函数, 采用进口国货币结算会获得更高的利润, 反之则反是。Baron(1976), Donnenfeld 和 Zilcha(1991), Johnson 和 pick(1997), Friberg(1998), Bacchetta 和 Wincoop(2002), Engel(2006)均得出与 Giovannini 相似的结论。值得关注的是, Bacchetta 和 Wincoop(2002)将局部均衡分析拓展至贸易大国与小国之间的一般均衡分析, 出于市场份额劣势的原因, 贸易小国会选择贸易大国的货币进行结算。在此基础上, 史龙祥 (2014) 将一般均衡分析的对象拓展至贸易大国之间的博弈, 指出相对市场份额而非绝对市场份额是决定贸易大国之间结算货币选择的重要因素。

从经验研究方面看, Grassman(1973)发现发达国家之间的制成品贸易通常采用出口国货币结算, 而发展中国家的货币在与发达国家之间的贸易结算中很难被使用, 因为发展中国家产品的需求价格弹性较大。此后的大量经验研究证明, 贸易商品需求价格弹性大不利于采用出口国货币结算的结论, 例如 Donnenfeld 和 Haug(2003)采用加拿大进口数据, Wilander(2006)采用瑞典出口数据, Hopkins(2006)采用瑞典进口数据, Ligthart 和 Da Silva(2007)使用荷兰贸易数据, Sato(2003)使用日本进出口数据, 罗忠洲、吕怡 (2014) 使用中国出口企业问卷数据均证实了上述结论。除商品需求价格弹性外, 进口商品订单的金额大小对选择贸易结算货币也具有一定的影响。Friberg 和 Wilander(2008)采用瑞典出口商随机样本的问卷数据分析表明, 贸易双方的议价能力对确定结算货币具有重要影响, 多数出口商选择进口国货币结算, 对于重要市场及大额订单交易更是如此。Goldberg 和 Tille(2009)基于加拿大按产业分类的高度分散数据集的经验分析同样发现, 大额订单往往采用进口国货币结算。

(三) 人民币贸易结算的现状与问题

尽管人民币跨境贸易结算从2009年开始取得了不错的成绩, 但从市场份额上看依然非常

有限。2011-2012年的测算结果显示，美元和欧元占国际贸易结算的70%左右，而人民币所占比例仅为0.6%（李建军等，2013）。吴志明等（2014）认为人均GDP增长率、我国与发达国家贸易份额、人民币实际有效汇率波动等因素对人民币跨境贸易结算额具有显著影响。同时，离岸市场人民币升值预期与人民币贸易结算存在长期均衡关系（李波等，2013），但是人民币升值速度过快反而不利于人民币国际化程度的提高。因此，维持人民币渐进、小幅升值策略依然是当前最佳的政策选择。（沙文兵等，2014）值得注意的是，人民币国际化进程将是一个漫长的过程，原因在于人民币国际化主要是通过市场驱动实现，而不可能主要依靠政府推动而实现（马荣华，2009）。

从国内外文献的最新发展态势来看，以企业利润最大化为视角，利用微观数据对贸易结算货币选择影响因素进行定量分析的文献逐渐成为主流。上述文献重点关注贸易商品需求价格弹性、贸易品市场份额以及贸易订单金额等微观经济变量对贸易结算货币选择的影响。然而，针对贸易媒介货币成因以及人民币贸易结算影响因素的文献多关注货币交易成本、汇率波动以及货币升值预期等宏观经济变量的作用。有鉴于此，本文将上述微观经济变量与宏观影响因素相结合，试图对人民币贸易结算的影响因素进行更为全面的分析，并从市场驱动的角度为稳步推进人民币国际化提供理论依据与政策建议。

二、计量经济模型与变量含义

借鉴 Goldberg 和 Tille(2008)利用 Rauch 指数对贸易商品需求价格弹性进行分类的方法，本节将中美产业内贸易商品按照需求价格弹性由高到低分为 w 类（公开市场交易类）、 r 类（价格目录类）和 n 类（制成品类）；同时以 Goldberg 和 Tille(2009)为依据，本文重点考察需求价格弹性、相对市场份额以及贸易订单金额对中美产业内贸易结算货币选择的影响，同时对汇率波动、货币交易成本变动、套期保值需求等影响因素进行控制。

（一）关键变量含义

1、市场份额比率（Market Share Ratio）

$$MSR_{i,t} = \frac{im_{i,t,CH} / IM_{i,t,US}}{im_{i,t,US} / IM_{i,t,CH}} \quad (1)$$

$$MSR_{i,t} \cdot ITG_{i,t} = \frac{im_{i,t,CH} / IM_{i,t,US}}{im_{i,t,US} / IM_{i,t,CH}} \cdot \frac{IM_{i,t,US}}{GDP_{t,US}} \quad (2)$$

公式（1）中的 $MSR_{i,t}$ 为市场份额比率，表示 i 行业 t 年美国从中国的进口额占美国从

世界进口额的比例 ($im_{i,t,CH}/IM_{i,t,US}$) 与中国从美国的进口额占中国从世界进口额的比例 ($im_{i,t,US}/IM_{i,t,CH}$) 之比。公式 (2) 中的 ($IM_{i,t,US}/GDP_{t,US}$) 表示 t 年美国 i 行业进口额与美国 GDP 的比例。

根据样本数据, 中国从美国进口商品以需求价格弹性较低的 n 类产品 (制成品) 为主。当美国向中国出口制成品时, 出口商凭借产品技术含量优势可选择美元结算, 进而规避汇率风险。然而, 公式 (1) 中的市场份额比率高表明美国的相对市场份额优势弱, 其向中国出口的同时以更大的份额从中国进口同类产品。出于相同的原因, 美国从中国进口时采用美元结算的比例相对较低, 进而承担汇率风险, 而由汇率波动所引发的进口价格冲击会造成美国市场同类产品价格和以美元所表示的出口价格波动, 最终对选择美元结算造成负面影响。值得指出的是, 公式 (2) 中美国行业进口额占本国 GDP 的比重越高, 上述的进口冲击效应越强烈, 对选择美元结算造成的负面影响越显著。因此, 市场份额比率、市场份额比率与进口额占美国 GDP 比例的交乘项均与选择美元结算的比例成反比。

2、交易频次比例 (Transaction Frequency Rate)

$$TFR_{i,t} = \frac{NUM_{i,t}}{NUM_{j(\max),t}} \quad (3)$$

与 Goldberg 和 Tille(2009) 采用大额贸易订单百分比的计算方法不同, 公式 (3) 中的 $TFR_{i,t}$ 为交易频次比例, 是为反映行业进口订单平均金额所引入的变量。交易频次比例为 i 行业 t 年的进口订单数量 ($NUM_{i,t}$) 与 t 年 j 行业 (进口订单数量最多行业) 订单数量的比例。当 $i=j$ 时, $TFR_{i,t}=1$; 当 $i \neq j$ 时, $0 < TFR_{i,t} < 1$ 。交易频次比例越高, 表明该行业进口交易越频繁, 因此进口订单平均金额可能越低。小额多次的进口交易使得中国进口商在与美国出口商的谈判中处于不利地位, 因此进口订单采用美元结算的可能性较大; 交易频次比例越低, 表明进口订单平均金额可能越高, 进口交易采用美元结算的可能性下降。因此, 交易频次比例与选择美元结算的比例成正比。

(二) 变量描述统计

表 1 是 2000-2012 年相关变量描述性统计分析的结果, 考虑到贸易结算货币选择影响因素的复杂性, 本文重点分析市场份额比率、需求价格弹性以及交易频次比例对选择美元结算产生的影响。值得注意的是, 市场份额比率的最大值为 705.57, 而最小值为 0, 存在较大的标准差 53.21, 因此计量经济模型中对市场份额比率取对数值。

表 1 2000-2012 年变量描述性统计分析结果

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
PCPR (中国进口行业采用美元结算的比例)	1631	0.89	0.07	0.78	1
MSR (市场份额比率)	1631	10.28	53.21	0	705.57
R1 (W 类产品需求价格弹性的虚拟变量)	1631	0.08	0.27	0	1
R2 (R 类产品需求价格弹性的虚拟变量)	1631	0.24	0.43	0	1
R3 (N 类产品需求价格弹性的虚拟变量)	1631	0.67	0.46	0	1
TFR (交易频次比例)	1576	0.15	0.21	0.0003	1
EXR(美元/人民币年度平均汇率)	1631	7.56	0.76	6.31	8.28
TCD (交易成本变动虚拟变量)	1631	0.69	0.46	0	1
HED (套期保值虚拟变量)	1631	0.46	0.49	0	1
YEAR (年份)	1631	2006	3.75	2000	2012

(三) 计量经济模型与变量含义

$$PCPR_{i,t} = \beta_1 \ln MSR_{i,t} + \beta_2 ITG_{i,t} \cdot MSR_{i,t} + \beta_3 R_1 \cdot \ln MSR_{i,t} + \beta_4 R_2 \cdot \ln MSR_{i,t} + \beta_5 TFR_{i,t} + \beta_6 D \ln EXR_t + \beta_7 TCD_t + \beta_8 HED_t + \alpha_i + \lambda_t + \xi_{i,t} \quad (4)$$

公式(4)中 PCPR (Producer Currency Pricing Rate) 为中国进口行业选择美元结算的比例; $\ln MSR_{i,t}$ 为市场份额比率的对数值 (预期 $\beta_1 < 0$)。 $ITG_{i,t} \cdot MSR_{i,t}$ 是美国行业进口额占 GDP 的比例与市场份额比率的交互项 (预期 $\beta_2 < 0$)。 R_i 为反映进口行业需求价格弹性的虚拟变量, 当进口商品属于 R 类时, R_1 取值为 1, 否则取值为 0; 当进口商品属于 N 类时, R_2 取值为 1, 否则取值为 0; 当进口商品属于 W 类时, R_3 取值为 1, 否则取值为 0。 计量经济模型中以 W 类商品作为参照, 当美国向中国出口需求价格弹性相对较低的商品 (R 类与 N 类商品) 时, 选择美元结算的可能性较大 (预期 $\beta_3 > 0$, $\beta_4 > 0$); TFR 为交易频次比例 (预期 $\beta_5 > 0$)。

$D \ln EXR_t$ 反映美元对人民币名义汇率的波动, 取年度平均汇率对数作一阶差分, 并计算标准离差值。 美元汇率波动幅度越大, 越不利于选择美元结算 (预期 $\beta_6 < 0$); TCD 为反映美元与欧元交易成本关系的虚拟变量, 如美元交易成本低于欧元, TCD 取值为 1, 否则取值为 0。 借鉴 Goldberg 和 Tille(2009)的测算方法, 货币交易成本可表示为汇率买入价与卖出价

之间的信用差额除以汇率买入价与卖出价之和, 上述汇率均为年度均值。美元相对于欧元交易成本越低, 越有利于选择美元结算 (预期 $\beta_7 > 0$) ; HED 为反映美国出口商为规避生产成本变动风险而进行套期保值的虚拟变量, 同样借鉴 Goldberg 和 Tille(2009)的测算方法, 选择结算货币的套期保值动机主要体现为汇率水平与出口商边际成本之间的相关性。本文分别测算美元对人民币汇率、欧元对人民币汇率与美国厂商向中国出口的边际成本⁵之间的相关性。如果美元相关性较强, 则 HED 取值为 1, 否则 HED 取值为 0。美元套期保值作用相对欧元更为明显有利于选择美元结算 (预期 $\beta_8 > 0$)。 α_i 和 λ_t 分别代表行业和年度固定效应, $\xi_{i,t}$ 为同时固定行业和年度效应。

(四) 数据来源与处理

1、进口行业以美元结算比例的数据来源及计算方法

本文首先统计 2000-2012 年中国从美国进口金额排名前十位的行业, 并结合上述行业出现的频次, 确定重点进口行业清单 (H.S.4 位编码, 共 24 个, 见附件表 8), 并根据上述清单覆盖范围, 结合数据可得性筛选出进口行业样本 (H.S.6 位编码, 共 127 个, 见附件表 5), 上述数据来源于联合国商品贸易统计数据库。以 H.S.6 位编码进口行业为层面, 利用中国海关企业数据库对统计期间所涉及的进口企业采取分层随机抽样的方法进行问卷调查, 抽样比例为 20%, 共包括企业 45,398 家。发放企业问卷 45,398 份, 回收问卷 22,062 份, 回收率为 48.6%, 其中有效问卷 19,946 份。问卷内容包括两个部分 9 个问题: 第一部分是公司基本情况, 包括所属行业、企业所有制性质、所在省份 (结果见附件表 5、表 6 和表 7); 第二部分是 2000-2012 年企业进口订单明细, 具体内容包括订单数量、单笔进口订单金额、进口订单结算币种。

按照统计期间的年度实际汇率均值, 将各个进口行业所属的每个企业订单金额统一折算为美元, 并以每个订单金额占相应行业订单总额的比例为权重, 采用加权平均方法计算出 127 个进口行业在统计期间选择美元结算的比例, 并可计算进口订单选择美元结算比例的年度均值。如图 1 所示, 2000 年进口行业以美元结算比例的年度均值为 90.4%, 2002 年最高值接近 92%, 2004 年回落至 90%。2005 年人民币汇率制度改革启动以来, 伴随人民币升值我国进口行业以美元结算的比例稍有回落, 降至 88.7%。随着 2008 年国际金融危机的出现

⁵ 根据 Goldberg 和 Tille (2009), 出口厂商的边际成本 $m_{ed} = w_e + (1 - \alpha) / \alpha c_d$ 。 w_e 是出口方生产者价格指数的对数值, c_d 为出口目的地真实消费水平的对数值, α 取值为 0.65。计算时采用汇率与出口边际成本的月度数据进行相关性分析, 如果美元汇率与出口边际成本之间的相关系数较大, 则令该年度 HED 值取为 1, 否则取值为 0。

以及 2009 年人民币跨境贸易结算的启动，美元在中国进口行业订单结算中的比例出现小幅下降态势，但总体水平保持在 87% 左右。

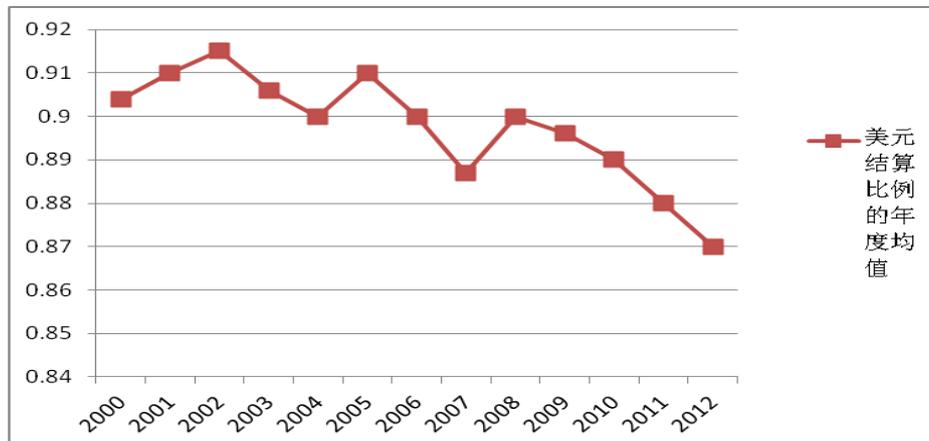


图 1 中国进口订单以美元结算比例的年度均值（基于订单金额加权平均的计算结果）

数据来源：根据企业问卷调查数据进行汇总计算求得。

2、其余变量数据来源

市场份额比率的数据来自联合国商品贸易统计数据库；交易频次比例中关于 H.S.6 位编码进口行业的交易次数来自中国海关企业数据库的统计结果；所有涉及汇率的数据均来自国际金融统计年鉴（International Finance statistics）各期；美国出口边际成本计算中所使用的出口方生产者价格指数（We）数据来自经济合作与发展组织（OECD）数据库，出口目的地真实消费水平（Cd）来自国研网宏观统计数据库。

根据研究需要，对中国海关企业数据库中的日期、产品代码、进出口代码、企业代码、原产国/起运国、交易金额等变量信息进行了逐一核对，剔除了重复统计的情况，同时保留同一企业在一年之中多次交易相同产品的情况；对于 H.S.6 位编码进口行业的交易频次比例和订单平均金额加以行业间比较，以确保交易频次比例与订单平均金额之间存在负相关关系；对于企业调研数据中的失真情况进行了剔除，并对统计期间企业调研数据存在的非连续问题进行了处理，保留了有关缺失值。另外，对于中国海关企业数据库与企业调研数据的重复部分（以美元结算的订单金额）进行了比对，以确保企业问卷调查数据的可靠性。

三、计量分析结果

（一）固定效应估计

如表 2 所示，在控制行业效应、时间效应和其他变量的情况下，固定效应估计的结果显

示：市场份额比率对中美产业内贸易采用美元结算具有负面影响，说明中国具有相对市场份额优势不利于采用美元结算；美国进口额占 GDP 比重与市场份额比率的交乘项为负且在多数情况下显著，表明中国具有相对市场份额优势对选择美元结算所产生的负面影响在美国进口额占 GDP 比重更高的行业中表现更为突出；n 类与 r 类产品的价格替代弹性与市场份额比率的交乘项均为正，且在大多数情况下显著，表明控制相对市场份额因素后，中国进口产品价格替代弹性小（技术附加值高）有利于采用美元结算；交易频次比例的影响系数均为正并且显著，表明交易频繁的进口行业由于订单金额小使得中国进口商在谈判中处于相对不利地位，因此进口交易往往采用美元结算；汇率波动的影响系数为负并且显著，表明汇率大幅波动对选择美元结算具有较强的不利影响。

R 类产品的需求价格弹性与市场份额比率的交乘项在（6）和（7）中不显著。另外，美元与欧元交易成本差额虚拟变量以及套期保值虚拟变量的影响系数均不显著，表明上述因素在样本数据中对选择美元结算不具有实质性影响。

表 2 固定效应估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnMSR (市场份额比率对数值)	-0.016*** (-14.78)	-0.041*** (-10.65)	-0.038*** (-9.65)	-0.039*** (-9.78)	-0.032*** (-5.12)	-0.032*** (-5.12)
ITG.MSR (进口额占美国GDP比重.市场份额比率)		-0.001*** (-6.82)	-0.001*** (-4.84)	-0.0012*** (-5.07)	-0.0006 (-1.86)	-0.0006 (-1.86)
R1.lnMSR (R类产品需求价格弹性.市场份额比率的数值)			0.006* (2.44)	0.007* (2.50)	0.007* (2.03)	0.007* (2.03)
R2.lnMSR (N类产品需求价格弹性.市场份额比率的数值)			0.009* (2.25)	0.011* (2.37)	0.003 (0.42)	0.003 (0.42)
TFR (交易频次比例)				0.008* (2.14)	0.015** (2.94)	0.015** (2.94)
DlnEXR (美元汇率波动)					-0.027*** (-6.23)	-0.021*** (-4.53)
TCD (货币交易成本差额虚拟变量)						0.009 (1.29)
HED (套期保值虚拟变量)						-0.012 (-1.31)
常数项	-0.178*** (-24.34)	-0.176*** (-24.01)	-0.175*** (-24.00)	-0.151*** (-12.16)	-0.194*** (-10.76)	-0.189*** (-8.82)
固定行业效应	是	是	是	是	是	是
固定时间效应	是	是	是	是	否	否
观测值	1288	1265	1265	1220	1059	1059
组内R ²	0.276	0.308	0.312	0.326	0.269	0.269

组间R ²	0.285	0.401	0.491	0.541	0.553	0.553
总体R ²	0.302	0.376	0.435	0.467	0.502	0.502
Rho	0.516	0.481	0.436	0.418	0.510	0.510

注：除特别注明外，括号内的值为对应估计值的 t-统计量，“***”、“**”、“*”分别表示对应估计值在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

（二）内生性问题与动态系统 GMM 估计

考虑到中国进口行业结算货币选择与市场份额比率之间可能存在内生性，并且选择美元结算的比例可能具有时间惯性，本文将中国进口行业选择美元结算比例的一阶滞后项纳入解释变量，并且将选择美元结算比例的两阶滞后项、所有涉及市场份额比率的两阶滞后项以及相关外生解释变量作为排除工具进行动态系统 GMM 估计。选择市场份额比率的滞后项作为外生工具的原因在于，滞后期的市场份额比率不会受到当期结算货币选择行为的影响，并且会与市场份额比率的当期值存在一定的相关性，因为市场份额在时间上具有一定的稳定性和延续性。

由表 3 可见，R 类产品需求价格弹性与市场份额比率的交乘项在（4）、（5）和（6）中不显著，美元与欧元交易成本差额的虚拟变量以及套期保值虚拟变量始终不显著，进口额占美国 GDP 比重与市场份额比率的交乘项不显著，说明中美产业内贸易使用美元结算的比例与上述因素的相关性较低，其余自变量影响系数均在 10% 水平上通过显著性检验。值得关注的是，进口行业使用美元结算比例的一阶滞后项显著为正，表明中国进口行业使用美元结算具有明显的时间惯性，前期使用美元结算对后期做出相同选择具有明显的正向影响。

表 3 动态系统 GMM 估计结果

	-1	-2	-3	-4	-5	-6
LPCPR（进口行业使用美元结算比例的一阶滞后项）	0.552*** -9.68	0.484*** -7.95	0.456*** -7.45	0.164* -2.54	0.169* -2.54	0.215** -2.97
lnMSR（市场份额比率对数值）		-0.017* (-2.13)	-0.009 (-1.14)	-0.031*** (-3.55)	-0.032*** (-3.63)	-0.031*** (-3.52)
ITG.MSR(进口额占美国 GDP 比重. 市场份额比率)		-0.0005 (-1.18)	0.0002 -0.34	-0.0003 (-0.60)	-0.0004 (-0.70)	-0.0003 (-0.62)
R1.lnMSR（R 类产品需求价格弹性. 市场份额比率对数值）			0.011* -2.28	0.003 -0.54	0.003 -0.62	0.002 -0.6
R2.lnMSR（N 类产品需求价格弹性. 市场份额比率对数值）			0.009* -2.3	0.008* -2.13	0.009* -2.26	0.008* -2.33
TFR（交易频次比例）				0.009***	0.009***	0.008***

				-4.34	-4.3	-4.29
DlnEXR (美元汇率波动)					-0.013*** (-4.75)	-0.015*** (-4.97)
TCD (货币交易成本差额虚拟变量)						0.004 -0.62
HED (套期保值虚拟变量)						0.008 -1.59
常数项	-0.081*** (-7.00)	-0.107*** (-7.68)	-0.113*** (-8.18)	-0.147*** (-10.61)	-0.169*** (-10.90)	-0.173*** (-10.95)
观测值	1108	1059	1059	1059	1059	1059
一阶自相关检验 (P 值)	0	0	0	0	0	0
二阶自相关检验 (P 值)	0.594	0.28	0.333	0.873	0.572	0.576
Hansen 检验 (P 值)	0.457	0.659	0.687	0.678	0.576	0.688

注：除特别注明外，括号内的值为对应估计值的 z-统计量，“***”、“**”、“*” 分别表示对应估计值在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

(三) 稳健性检验

前述分析中我国进口行业采用美元结算比例年度均值的计算中，每一年度 127 个进口行业使用美元结算的比例是对进口订单采用加权平均方法进行统计，现在采用简单平均方法再次对 127 个进口行业使用美元结算的比例进行统计，并重新计算我国进口行业采用美元结算比例的年度均值。如图 2 所示，进口行业使用美元结算的比例平均在 90% 以上，高于图 1 中使用加权平均统计方法的计算结果，从而揭示出中国大额进口订单采用非美元货币结算的比例相对较高。

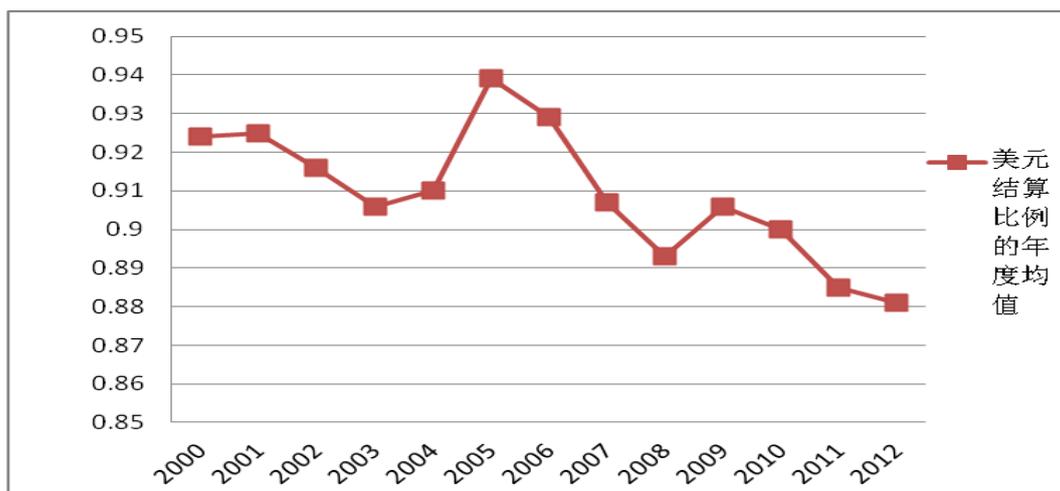


图 2 中国进口订单以美元结算比例的年度均值（基于订单金额简单平均的计算结果）

数据来源：根据企业问卷调查数据进行汇总计算求得。

表 4 动态系统 GMM 估计稳健性检验结果

	-1	-2	-3	-4	-5	-6
LPCPR(进口行业使用美元结算比例的一阶滞后项)	0.542*** (-9.4)	0.476*** (-7.21)	0.440*** (-6.63)	0.214** (-2.98)	0.169* (-2.54)	0.215** (-2.97)
lnMSR (市场份额比率对数值)		-0.024* (-2.16)	-0.017 (-1.66)	-0.028* (-2.52)	-0.032*** (-3.63)	-0.031*** (-3.52)
ITG.MSR (进口额占美国 GDP 比重. 市场份额比率)		-0.001 (-1.52)	-0.0003 (-0.43)	-0.0007 (-1.04)	-0.0004 (-0.70)	-0.0003 (-0.62)
R1.lnMSR (R 类产品需求价格弹性. 市场份额比率对数值)			0.013* (-2.46)	0.006 (-1.24)	0.003 (-0.62)	0.003 (-0.6)
R2.lnMSR (N 类产品需求价格弹性. 市场份额比率对数值)			0.008* (-1.98)	0.007 (-1.46)	0.009* (-2.26)	0.009* (-2.33)
TFR (交易频次比例)				0.008*** -3.71	0.009*** -4.3	0.008*** -4.29
DlnEXR (美元汇率波动)					-0.013*** (-4.75)	-0.016*** (-4.97)
TCD (货币交易成本差额虚拟变量)						0.004 (-0.62)
HED (套期保值虚拟变量)						0.008 (-1.59)
常数项	-0.083*** (-7.07)	-0.104*** (-7.39)	-0.111*** (-7.84)	-0.135*** (-9.54)	-0.169*** (-10.90)	-0.173*** (-10.95)
观测值	1108	1059	1059	1059	1059	1059
一阶自相关检验 (P 值)	0	0	0	0	0	0
二阶自相关检验 (P 值)	0.607	0.281	0.342	0.733	0.572	0.457
Hansen 检验 (P 值)	0.223	0.562	0.766	0.614	0.576	0.688

注：除特别注明外，括号内的值为对应估计值的 z-统计量，“***”、“**”、“*” 分别表示对应估计值在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

利用新的被解释变量数据再次进行动态系统 GMM 估计，表 4 中的稳健性检验结果与表 3 保持一致，使用美元结算的一阶滞后项符号为正且保持显著，表明中国进口行业使用美元结算的比例具有时间惯性的结论是稳健的；市场份额比率符号为负，交易频次比率符号为正，再次证明中国具有相对市场份额优势、交易频次比率低（进口订单平均金额大）对采用美元结算具有负面影响；N 类产品需求价格弹性与市场份额比率的交乘项为正并且显著，表明进口产品技术附加值高易于采用美元结算；汇率波动程度的影响系数为负并且显著，再次证明美元汇率大幅波动对选择美元结算具有不利影响。货币交易成本差额虚拟变量、套期保值虚

拟变量的影响系数始终不显著，说明上述因素对因变量不具有明显影响。

根据上述经验分析结果，可以从进口商品需求价格弹性大、市场份额比率高、交易频次比例低三个方面入手对中美产业内贸易适于人民币结算的进口行业进行有效筛选。如附录图 3 所示，2000-2012 年进口行业市场份额比率较高的海关税则号包括 847130、847310、847321、847350、851711、851712、851721、852990、854110、854121、854140、854160；如附录图 4 所示，同期交易频次比例较低的进口行业海关税则号包括 021713、020724、020727、207250、310551、410122、410130、720430、720440、841120、841121、821122、841180、847310、847310、851711、851722、854233、870321、870332、870390、902740；由附录表 8 可知，中国从美国进口的大部分产品需求价格弹性较低，只有 1001、1201、5201 类进口产品需求价格弹性较高。因此，H.S.四位海关税则号为 1001（小麦）、1201（大豆）、5201（未梳的棉花）以及 H.S.六位海关税则号为 847310（零部件，包括自动打字机、计算机、自动数据处理设备）和 851711（无绳电话机）的进口行业适于采用人民币结算。

四、结论与政策建议

2014 年中央经济工作会议认为国际金融市场的波动会加大，并提出了稳步推进人民币国际化，不断提高对外开放水平的总体任务。那么应该如何有效规避国际金融市场的汇率风险以确保对外贸易收益稳定，同时实现人民币国际化的可持续发展呢？本文以产业内贸易为视角，分析中国从美国进口商品采用美元结算的影响因素，并最终确定中美产业内贸易适于采用人民币结算的进口行业，从而为推进人民币国际化的稳步发展提供科学建议。

分析结论显示，进口商品需求价格弹性越大、市场份额比率越高、交易频次比例越低越不利于选择美元结算。同时，美元对人民币汇率的大幅波动也对选择美元结算具有不利影响。但是，中国进口行业使用美元结算具有时间惯性，前期选择美元结算的决策对后期做出相同选择会产生显著的正面影响。综上所述，中美产业内贸易可选择需求价格弹性大的行业作为推动人民币结算的重点目标，同时推动人民币结算的进口行业应具备相对市场份额优势和大量订单优势。上述进口行业中的企业可通过采取一致行动增强谈判能力，打破使用美元结算的惯性思维，促进中美产业内贸易使用人民币结算以规避汇率风险，同时为人民币国际化稳步推进探索有效可行的路径。

参考文献

- [1] 董有德, 王开. 国际贸易结算币种的选择—实证分析及对中国的启示[J]. 世界经济研究, 2010(10), 17-21
- [2] 李波, 伍戈, 裴诚. 升值预期与跨境贸易人民币结算: 结算货币选择视角的经验研究[J]. 世界经济, 2013(1), 103-115
- [3] 李建军, 甄峰, 崔西强. 人民币国际化发展现状、程度测度及展望评估[J]. 国际金融研究, 2013(10), 58-65
- [4] 罗忠洲, 吕怡. 我国企业跨境贸易结算货币选择的问卷调查分析[J]. 世界经济研究, 2014 (6), 10-16
- [5] 马荣华. 人民币国际化进程对我国经济的影响[J]. 国际金融研究, 2009 (4), 79-85
- [6] 沙文兵, 刘红忠. 人民币国际化、汇率变动与汇率预期[J]. 国际金融研究, 2014 (8), 10-18
- [7] 史龙祥. 人民币贸易结算的影响因素[J]. 经济理论与经济管理, 2014 (3), 14-24
- [8] 吴志明, 熊小灵, 谷浩然. 贸易与金融双视角下的跨境贸易人民币结算影响因素研究[J]. 财经理论与实践, 2014 (1), 8-14
- [9] Bacchetta, Philippe. and Wincoop, Van Eric. A Theory of the Currency Denomination of International Trade[R]. European Central Bank Working Paper Series, No.177, 2002
- [10] Baron, D.P. Fluctuating exchange rates and the pricing of exports[J]. Economic Inquiry, 1976(14): 425-438
- [11] Donnenfeld, Shabtai. and Haug, Alfred. Currency Invoicing in International Trade: An Empirical Investigation[J]. Review of International Economics, 2003(11): 332-345
- [12] Donnenfeld, Shabtai. and Zilcha, Itzhak. Pricing of Exports and Exchange Rate Uncertainty[J], International Economics Review, 1991, 32(4): 1009-1022
- [13] Engel, C. Equivalence results for optimal pass-through, optimal indexing to exchange rates, and optimal choice of currency for export pricing[J]. Journal of the European Economics Association, 2006(4): 1249-1260
- [14] Friberg, Richard. In which currency should exporters set their prices?[J]. Journal of International Economics, 1998, 45(1): 59-76
- [15] Friberg, Richard. and Wilander, Fredrik. The currency denomination of exports – A questionnaire study[J]. Journal of International Economics, 2008, 75(1): 54-69
- [16] Fukuda, Shin-ichi. and Ji, Cong. On the Choice of Invoice Currency by Japanese Exporters: The PTM Approach[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 1994(8): 511-529
- [17] Giovannini, Alberto. Exchange rates and traded goods prices[J]. Journal of International Economics, 1988(24): 45-68
- [18] Goldberg, S. Linda. and Tille, Cedric. Vehicle Currency Use in International Trade[J]. Journal of International

Economics, 2008(76): 177-192

[19] Goldberg, S. Linda. and Tille, Cedric. Micro, macro, and strategic forces in international trade invoicing[R]. NBER Working Paper No.15470, 2009

[20] Grassman, Sven. A Fundamental Symmetry in International Payment Patterns, Journal of International Economics, 1973(3): 105-116

[21] Hopkins, E. Is a higher degree of local currency pricing associated with a lower exchange rate pass-through? A study of import pricing in 51 Swedish industries[C],Licentiate thesis, Stockholm School of Economics, 2006

[22] Ito T. Koibuchi S. Sato K. and Shimizu J. The Choice of An Invoicing Currency by Globally Operating Firms: A Firm-Level Analysis of Japanese Exporters[J]. International Journal of Finance & Economics, 2012, 17(4): 305-320

[23] Johnson, Martin. and Pick, Daniel. Currency Quandary: The Choice of the Invoicing Currency under Exchange-Rate Uncertainty[J].Review of International Economics, 1997, 5(1):118-128

[24] Kamps, Annette. The Euro as Invoicing Currency in International Trade[R].European Central Bank Working Paper Series, No.665, 2006

[25] Krugman, Paul. Vehicle Currencies and the Structure of International Exchange[J]. Journal of Money Credit and Banking 1980(12): 513–526

[26] Ligthart, J. and da Silva, JA. Currency invoicing in international trade: a panel data approach[C].Tilburg University Discussion Paper, No.2007-25, 2007

[27] McKinnon, Ronald. Money in International Exchange: The Convertible Currency System[M].Oxford: Oxford University Press, 1979

[28] Oi, Hiroyuki. Otani, Akira. and Shirota, Toyochiro. The Choice of Invoice Currency in International Trade: Implications for the Internalization of the Yen[J].Monetary and Economic Studies (March) 2004, 27-64

[29] Rey, Helene. International Trade and Currency Exchange[J].Review of Economic Studies, 2001(68): 443–464

[30]Sato, K. Currency invoicing in Japanese exports to East Asia: implications for the yen internationalization[J]. Asian Economic Journal, 2003, 17(2): 129–154

[31] Swoboda, Alexander. The Euro–Dollar Market: An Interpretation[C].Essays in International Finance 64, International Finance Section, Princeton University, 1968

[32] Wilander, Fredrik. An Empirical Analysis of the Currency Denomination in International Trade[C].mimeo, Stockholm School of Economics, 2006

The New Way to Promote Internationalization of Renminbi

— Empirical Analysis on Currency Invoicing in

Intra-industry Trade between China and United States

Abstract: This paper analyzes currency invoicing choices of importers in China in perspective of intra-industry trade between China and United States. With the sample of 127 import sectors in mainland China, the paper obtains orders with value and invoicing currency of 19,946 importers from 2000 to 2012, then dollar invoicing rate in each import sector can be calculated. It is concluded that higher the price elasticity of demand is, greater the market share ratio is, lower transaction frequency rate is, less dollar is used to invoice trade between U.S. and China. Consequently, the paper proposes specific import sectors in China which could be invoiced in Renminbi which could promote Renminbi invoicing in trade between China and U.S.

Key Words: Internationalization of Renminbi, Trade Invoicing Currency, Relative Market Share

附录:

表 5 进口企业所属行业分布表

序号	海关税 则号	企业 数量	序号	海关税 则号	企业 数量	序号	海关税 则号	企业数量	序号	海关税 则号	企业数量
1	100110	13	33	480452	18	65	847350	95	97	854290	118
2	100190	12	34	480459	19	66	847910	40	98	870310	30
3	120100	82	35	520100	266	67	847930	23	99	870321	12
4	207141	38	36	720410	15	68	847940	27	100	870322	22
5	207142	61	37	720421	27	69	847950	63	101	870323	100
6	207250	13	38	720429	14	70	847960	16	102	870324	188
7	207270	27	39	720441	19	71	847981	101	103	870332	21
8	207361	16	40	720449	85	72	847982	307	104	870333	22
9	310510	21	41	720450	23	73	847989	773	105	870390	21
10	310520	19	42	740400	208	74	847990	580	106	880211	27
11	310530	16	43	841111	10	75	851711	23	107	880212	13
12	310540	21	44	841112	31	76	851719	57	108	880220	13
13	310560	11	45	841121	11	77	851721	13	109	880230	12
14	310590	27	46	841122	21	78	851730	47	110	880240	23
15	381800	135	47	841181	12	79	851750	543	111	880310	22
16	410120	11	48	841182	26	80	851780	63	112	880320	104
17	410150	107	49	841191	193	81	851790	531	113	880330	401
18	410190	24	50	841199	132	82	852910	253	114	880390	21
19	470710	203	51	847110	96	83	852990	437	115	900110	156
20	470720	43	52	847130	68	84	854110	454	116	900120	43
21	470730	149	53	847141	374	85	854121	268	117	900130	15
22	470790	133	54	847149	469	86	854129	270	118	900140	4
23	480411	65	55	847150	271	87	854130	106	119	900150	41
24	480419	19	56	847160	587	88	854140	360	120	900190	232

25	480421	15	57	847170	545	89	854150	143	121	902710	306
26	480429	12	58	847180	603	90	854160	237	122	902720	495
27	480431	68	59	847190	248	91	854190	136	123	902730	414
28	480439	47	60	847310	29	92	854210	147	124	902740	34
29	480441	112	61	847321	11	93	854221	823	125	902750	378
30	480442	23	62	847329	38	94	854229	601	126	902780	956
31	480449	11	63	847330	905	95	854260	388	127	902790	520
32	480451	101	64	847340	63	96	854270	165			
行业数量总计：127；企业数量总计：19,946											

表 6 进口企业所有制类型分布表

企业类型	国有企业	外商独资企业	代表机构	合资企业	私营企业	股份公司	政府事业单位	总计
企业数量	5877	3494	465	5767	714	3435	194	1994
比例 (%)	29.46	17.52	2.33	28.91	3.58	17.22	0.97	100%

注：代表机构是指外国企业在华常驻代表处，股份公司是指国有股份制企业。

表 7 进口企业所在省区分布表

省区	数量	比例	省区	数量	比例	省区	数量	比例
北京	2228	11.17%	浙江	1191	5.97%	海南	84	0.42%
天津	1031	5.17%	安徽	201	1.01%	重庆	128	0.64%
河北	254	1.27%	福建	1011	5.07%	四川	460	2.31%
山西	99	0.50%	江西	70	0.35%	贵州	74	0.37%
内蒙古	49	0.25%	山东	848	4.25%	云南	139	0.70%
辽宁	705	3.53%	河南	184	0.92%	西藏	5	0.03%
吉林	174	0.87%	湖北	369	1.85%	陕西	348	1.74%

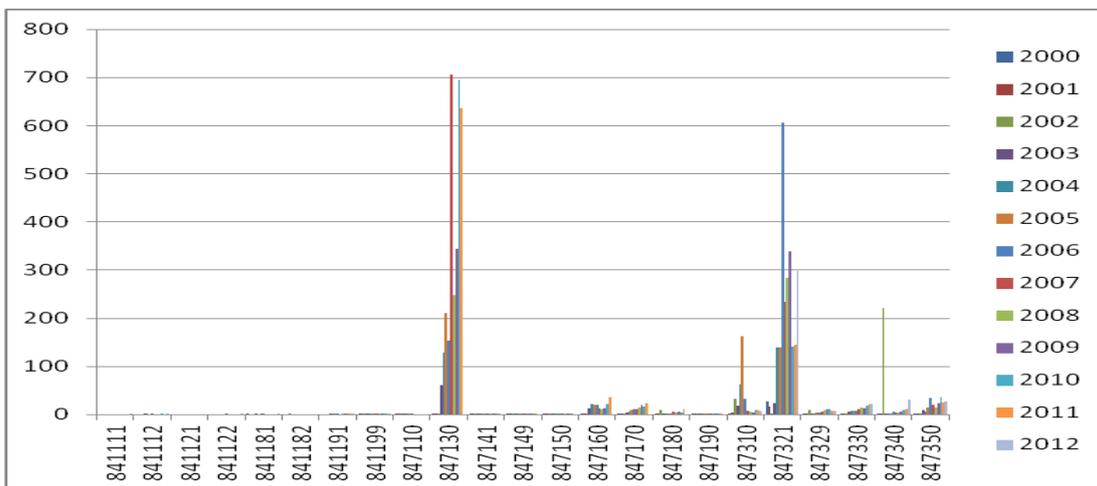
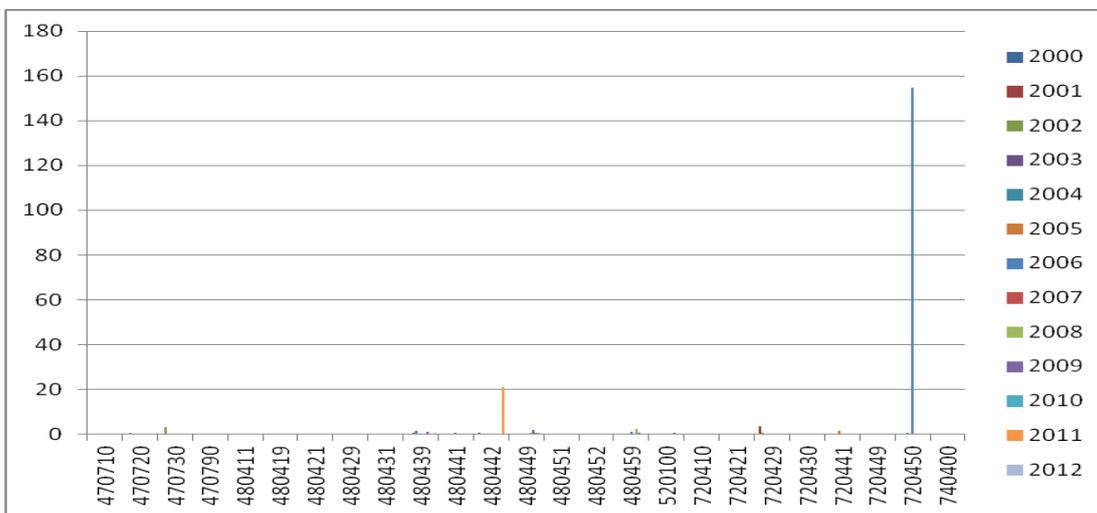
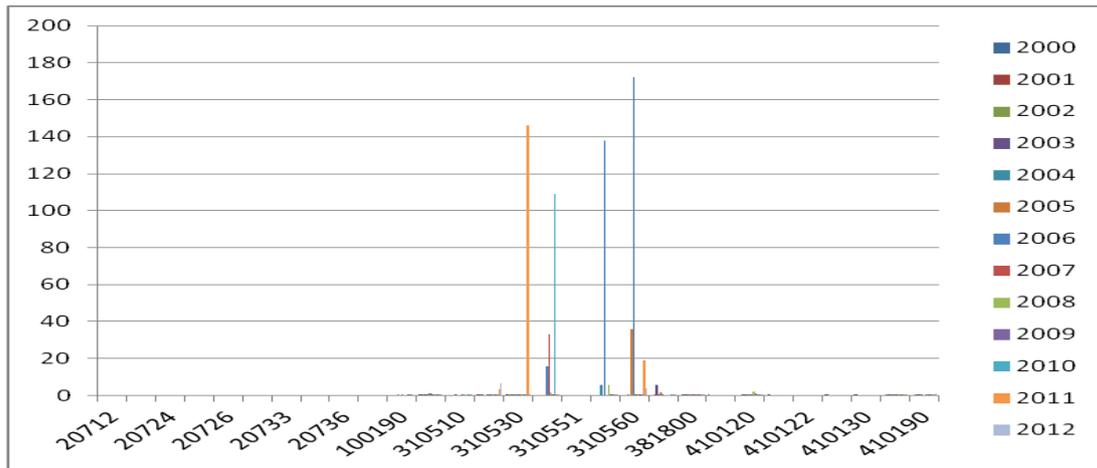
黑龙江	227	1.14%	湖南	120	0.60%	甘肃	75	0.38%
上海	3488	17.49%	广东	3596	18.03%	青海	21	0.11%
江苏	2513	12.60%	广西	105	0.53%	宁夏	19	0.10%
						新疆	130	0.65%
总计: 19,946								

表 8 24 个进口行业 (H.S.4 位编码) 的 Rauch 指数分类

序号	进口产品 (H.S.4 位编码)	进口产品 Rauch 分类	序号	进口产品 (H.S.4 位编码)	进口产品 Rauch 分类
1	0207	R	13	8471	N
2	1001	W	14	8473	N
3	1201	W	15	8479	N
4	3105	R	16	8517	N
5	3818	N	17	8529	N
6	4101	R	18	8541	N
7	4707	R	19	8542	N
8	4804	R	20	8703	N
9	5201	W	21	8802	N
10	7204	N	22	8803	N
11	7404	R	23	9001	N
12	8411	N	24	9027	N

注: N 类产品价格替代弹性较小, W 类产品价格替代弹性较大, R 类产品价格替代弹性介于两者之间。

H.S.6 位海关编码的 Rauch 指数分类结果与此相同。



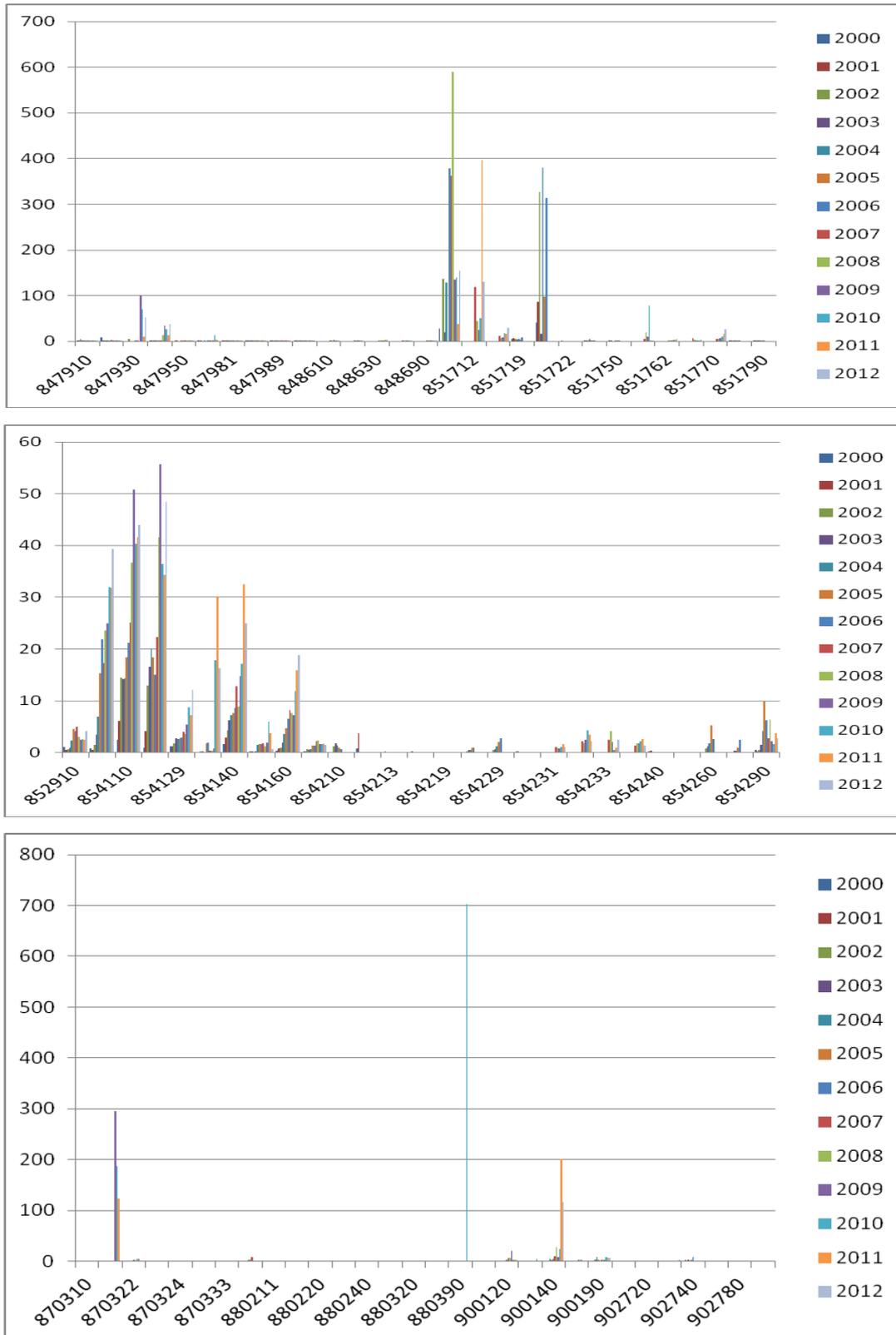
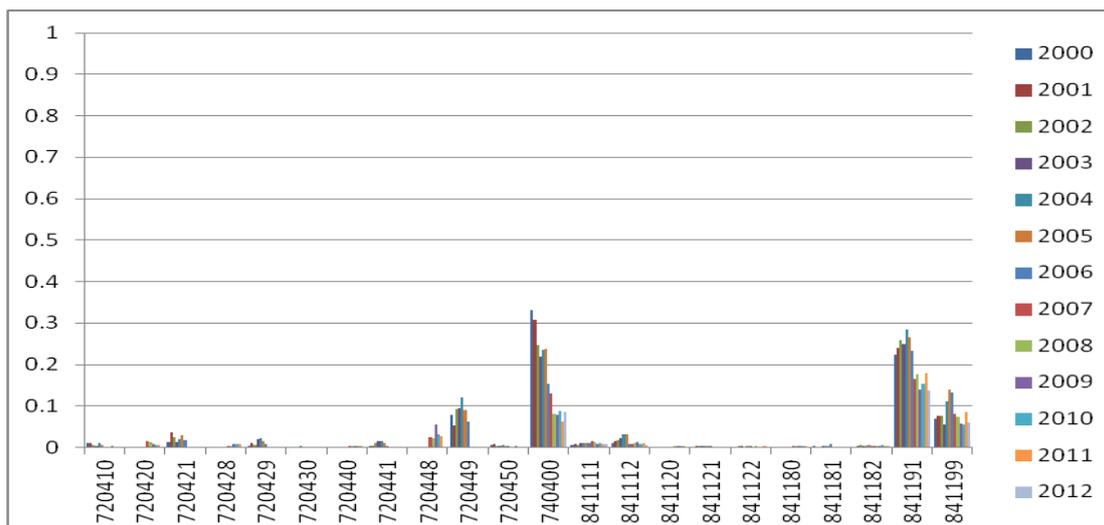
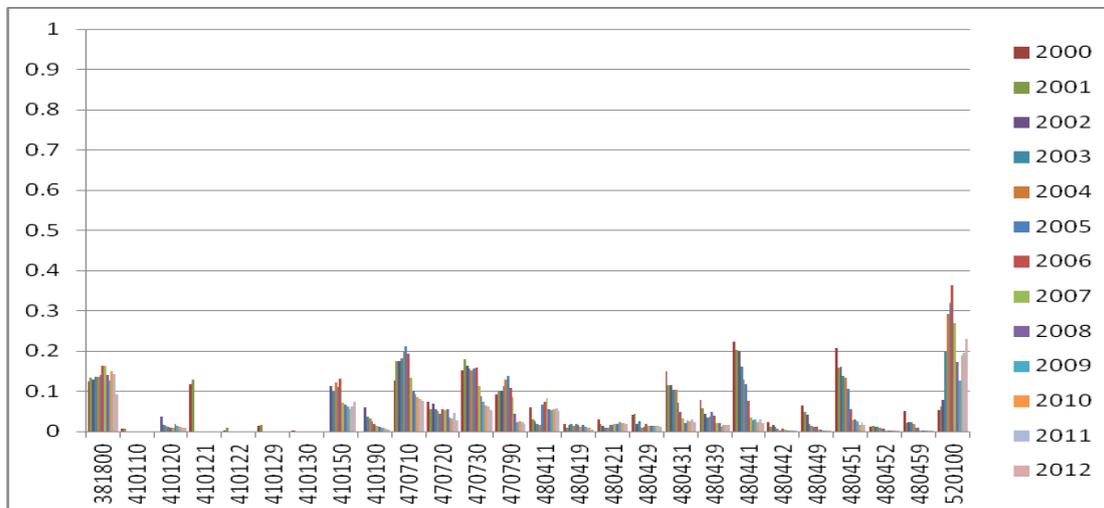
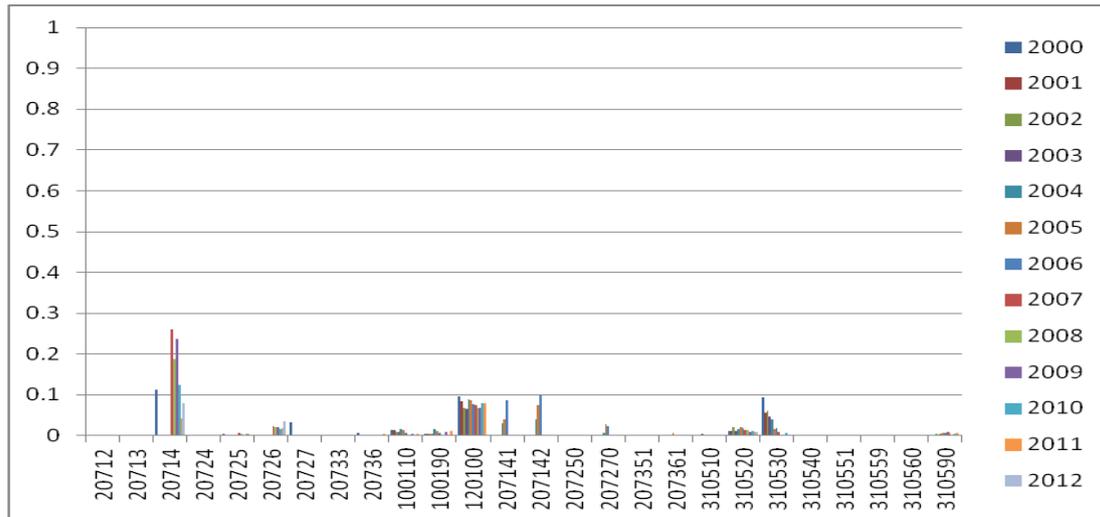


图 3 2000-2012 年进口行业的市场份额比率

注：横坐标为 H.S.6 位编码进口行业，纵坐标为市场份额比率。



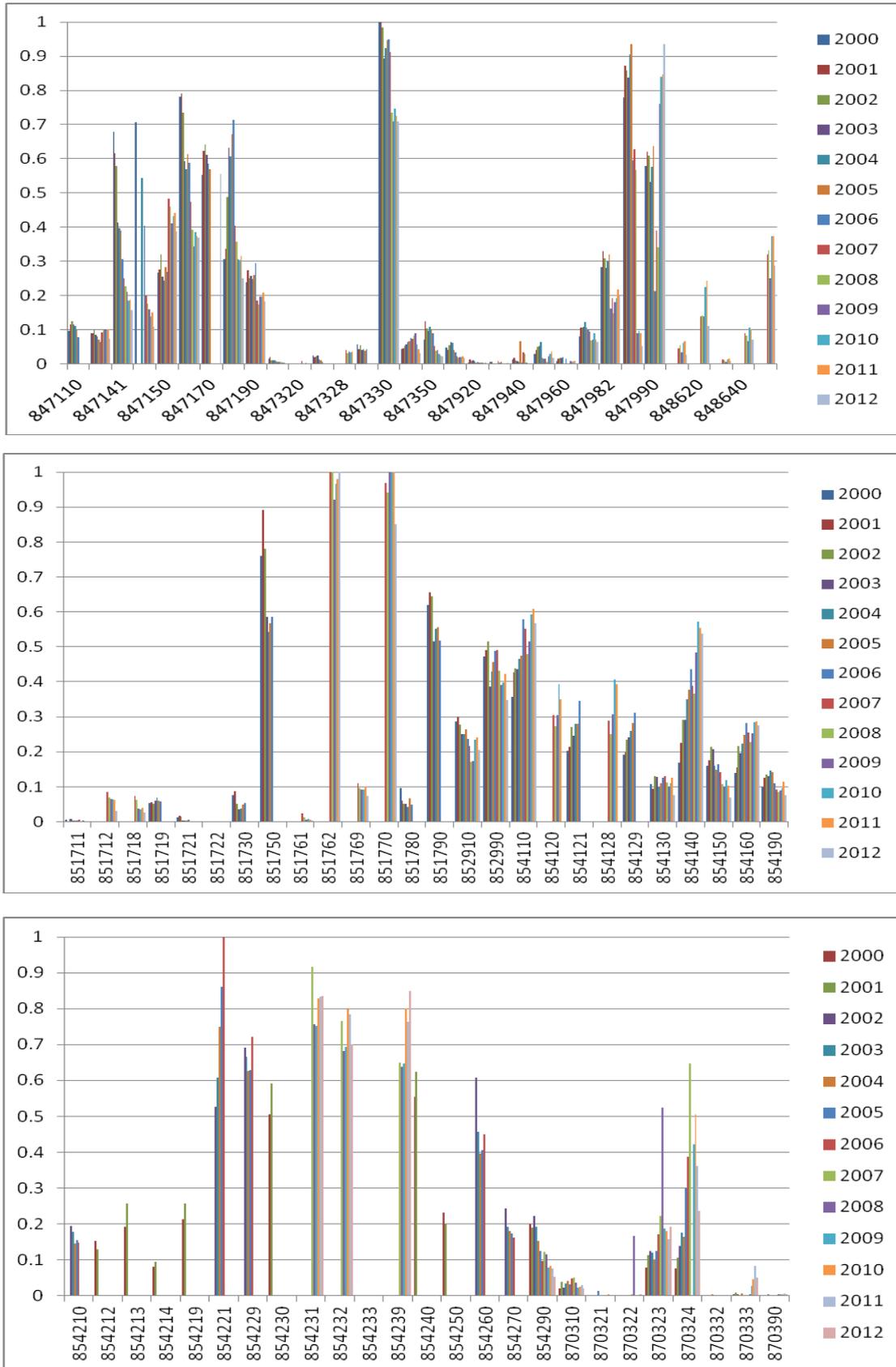


图 4 2000-2012 年进口行业的交易频次比例

注：横坐标为进口产品 H.S.四位海关编码，纵坐标为交易频次比例。

估值效应和货币错配再定义：兼论汇率风险概念的一个宏观经济新应用

贺力平¹

【摘要】估值效应与货币错配近来已成为国际金融分析中的常用概念。本文认为这是两个高度相关的概念。前者泛指在资产与负债中或收入与支付流中非对称的币种构成条件下汇率变动可带来的对净值的可正可负的影响，后者则特指其中的负影响。两者皆被认为仅由汇率变动所引致，其中在多货币条件中又可被进一步分解为“基准汇率变动”（本币与某种重要外币之间的汇率）和“交叉汇率变动”（某种重要外币与其他外币之间的汇率）。分析估值效应和货币错配的经济意义还应联系到汇率风险的具体类型，即交易风险，换算风险和经营风险。作为一个具有现实可能性的假想事例，希腊退出欧元区可能面临的得失恰好可联系估值效应和货币错配概念来展开分析。本文分析表明，希腊若退出欧元区，将立刻面临严重的货币错配问题及交易风险和换算风险，并在退出之后的一段时间内遭遇显著经济利益损失。

【关键词】估值效应；货币错配；汇率风险；交易风险；换算风险

二十世纪九十年代末东亚金融危机爆发以来，许多学术研究成果运用了“货币错配”概念并认为这是导致新兴市场经济体外债危机的一个重要原因。一些论著运用货币错配概念探讨包括中国在内的新兴市场经济体所面临对外经济和货币关系的挑战（参见戈登斯坦和特纳 2005，朱超 2008，羌建新 2013）。进入二十一世纪以来，在探讨世界上若干重要经济体经常账户差额与其对外投资净头寸之间的关系时，多篇学术文献联系到了“估值效应”并对此进行了测算和分析（例如，Lane and Milesi-Ferretti 2007，Devereux and Sutherland 2009）。货币错配和估值效应现在已是国际金融分析中的常用概念。

但是，在具体应用这些概念时，不时出现如何加以准确定义的问题。而且，更重要的是，

¹ 贺力平，北京师范大学经济与工商管理学院金融系、国际金融研究所

估值效应与货币错配往往被至少是隐含地认为是两个互不相同且并不相关的概念²。事实上，这两个概念都是早已为学术界普遍认可的汇率风险概念的延伸。具体而言，估值效应或货币错配究竟会如何派生出值得重视的宏观经济效应，应取决于一国在一定时期中对外资产和负债、对外收入和支付流的币种构成以及可能对这些资产负债及收入支付总额产生影响的种种外在因素。

一个关于货币错配（currency mismatch）的简短定义是：“当主要资产的货币有别于主要负债的货币时，这些货币之间的汇率变动就会对净财富带来大的正或负的效应。”（Deardorff, 2010, p.87）。后面我们将要指出，这个定义更加接近于由汇率变动引致的“估值效应”（valuation effect）。同时，在另一个有关货币错配的说明中，这个概念显然被赋予了较为宽泛的含义，例如：“在今天的金融市场中，主权国家、银行、非金融企业以及家庭进行着各种各样的收/支活动，这些活动不单单以本国货币进行，还有好些是以外币进行的。与之相对应，这些经济主体资产和负债的币种构成千差万别。在一个权益实体的净值或净收入（或二者兼而有之）对汇率的变动非常敏感时，就出现了所谓的“货币错配”。从存量角度看，货币错配指资产负债表（即净值）对汇率变动的敏感性；从流量角度看，货币错配则指损益表（净收入）对汇率变动的敏感性。净值/净收入对汇率变动的敏感性越高，货币错配的程度也就越严重。”（戈登斯坦和特纳2005，第2页）

这里，货币错配的概念可同时运用于存量变量和流量变量的分析；而且，既然货币错配的重要含义是指资产负债净值或净收益对汇率变动的敏感性，那么，它也可以同时运用于过去状况的评估和对未来的预测。但是，估值效应往往用于过去和现在时刻的分析。基于此，两个概念之间又存在明显区别。

本文以下首先从作为存量变量的资产负债表币种构成角度来定义估值效应和货币错配，并将此方法运用到作为流量变量的损益表分析中。第二部分进一步联系普遍认可的汇率风险的三个种类（交易风险、换算风险和经营风险）说明估值效应和货币错配概念的适用性或相关性。第三部分运用经过清晰定义的估值效应和货币错配概念来概略考察当前国际货币金融关系中一个具有代表性的事例：希腊可能发生的退出欧元区这个事件的宏观经济风险。第四部分为结论和一些延伸讨论。

² 本文作者参与的一篇论文探讨过估值效应的测度和应用，但在那里实际上未涉及到货币错配概念（贺力平、林娟 2011）。

一、估值效应和货币错配再定义

本文认为,国际金融分析中常用的估值效应指汇率变动所引起的对外资产负债表净值或对外收入净值的变动,同时此种效应与由其他因素(例如资产或负债的价格)变动所产生的效应相区分。而且,按照这个思路,货币错配仅仅是估值效应的一个特殊表现(但从另外的角度看,货币错配概念可被“动态地”加以应用,因而比估值效应的运用范围较宽,参见后面的说明)。估值效应或货币错配分别可以从存量变量(资产负债表)和流量变量(收入支付流)角度来加以解析。

1.1 估值效应的一般表达式

由汇率变动所引起的对外资产负债表净值或对外收入支付流净值的变动,即估值效应,通常出现在一个实体在一定时期中的对外投资活动中。我们可以设想一个最为简化的事例,即一个实体在仅涉及两种货币(本币和一种外币)的环境中对外资产配置。在期初,该实体拥有按本币计价的金融资产(B_0),并按当时汇率(s_0)换为外币并购买到外币计价的生息证券资产即债券(B_0^*),用公式表示即为,

$$B_0 = s_0 B_0^* \quad (1)$$

经过一段时间,该外币计价金融资产的市场价格(P^*)显然会发生变动,记为 Δp^* (以百分比表示),即,

$$B_t^* = (1 + \Delta p^*) B_0^* \quad (2)$$

这样,在期末,当需要将这笔外币计价金融资产换算回本币计价时,有下列公式

$$B_t = s_t B_t^* \quad (3)$$

如果我们关心的是本币计价的资产从期初到期末的价值变动,那么,按照上述转换过程,我们可得到这样的度量公式,即

$$B_t / B_0 = (s_t / s_0)(1 + \Delta p^*) \quad (4)$$

这里, B_t / B_0 就是文献中常用的“估值效应”的一个表达式。大于1时,估值效应为正;小于1时,估值效应为负;等于1时,估值效应为零。在这里,估值效应由汇率变动(s_t / s_0)和价格变动(Δp^*)两部分组成。实践中,除了价格变动和汇率变动外,其他因素(例如证

券发行人破产等等)也可能引起 B_t/B_0 变动。很明显,国际金融分析中常用的估值效应仅仅是指公式(4)中的 s_t/s_0 对 B_t/B_0 的影响,即,

$$B_t/B_0 = s_t/s_0 \quad (5)$$

这里,抽象掉了 Δp^* 以及其他的非价格非汇率的因素(其中重要的因素包括违约风险和债权溢价等)。

下面我们从公式(5)所表示的经过简化的估值效应角度来解析对外资产负债表和收入支付流净值,同时注意到从公式(1)到(5)都可以按多种外币的情形来展开。

1.2 估值效应、货币错配与资产负债表净值

首先考察仅有本币和一种外币的情景。表1显示一个实体在一定时点上的资产负债的情况:

表1: 包含本外币构成的资产负债表简化格式: 符号说明

资产 (A)		负债 (L)	
本币资产	$A_1 = a_1 A$	本币负债	$L_1 = l_1 L$
外币资产	$A_2 = a_2 A = sA^*$	外币负债	$L_2 = l_2 L = sL^*$
资产总额	$A = A_1 + A_2$	负债总额	$L = L_1 + L_2$

说明: 带*上标者表示外币计价; 小写字母 a 和 l 表示构成比率系数 ($a_1 + a_2 = 1$, $l_1 + l_2 = 1$); s 表示汇率(直接标价法), 数字下标表示构成项目。

表1是一张简化的资产负债表。主体可以是一家企业或整个企业部门,一家金融机构或整个金融部门,中央政府乃至整个经济体。与通常的资产负债表不一样的是,这张表特别列出了资产方和负债方下的本币和外币构成(这里暂定为一种外币)。这符合有关开放经济的理解,也有助于考察汇率变动的影响。

显然,外币资产和外币负债都通过汇率(表中的 s , 使用直接标价法,即1单位外币所对应的本币数)转换为本币价值并分别与本币资产或本币负债加总,从而形成资产总额和负债总额。

为简化分析,这里不考虑各个构成部分的收益和价格变动(参见前述公式(5)),并认为在考察时期之初资产总额等于负债总额,同时假定本币资产和本币负债的价值在考察期内

保持不变。这里使用符号 Δ 来表示变动（即 $\Delta x = x_t - x_0$ ），并定义

$$\Delta A = \Delta s A^* = A_t - A_0$$

$$\Delta L = \Delta s L^* = L_t - L_0$$

这样，我们可陆续经过几个步骤的推理得到

$$\begin{aligned} \Delta A - \Delta L &= \Delta s A^* - \Delta s L^* \\ &= \Delta s (A^* - L^*) \\ &= \Delta s \left(\frac{a_2 A}{s} - \frac{l_2 L}{s} \right) \\ &= \frac{\Delta s}{s} (a_2 - l_2) A \end{aligned} \quad (6)$$

上述最后一个结果利用了 $A = L$ 的设定（即期初时资产总额等于负债总额），并也可将其中的 A 改写为 L 。

$\Delta A - \Delta L$ 的含义是考察期内资产负债净值的变动，即前面已经提到的估值效应的另一个表达方式。按照我们简化的分析，这个净值变动实际上仅仅由三个变量（或者说参数）来

决定：汇率变动幅度或变动率即 $\frac{\Delta s}{s}$ ，外币资产比重（ a_2 ），外币负债比重（ l_2 ）。

设想汇率出现贬值，即 $\frac{\Delta s}{s}$ 上升，在外币资产比重小于外币负债比重时，即 $a_2 < l_2$ ， $\Delta A - \Delta L$ 将为一负数，即出现资产负债净值的亏损。这就是说，汇率贬值引起的外币负债的本币价值增加超过了外币资产的本币价值的增加，从而在其他事物不变时引起整个资产负债净值的减少。

另一方面，若设想汇率升值，即 $\frac{\Delta s}{s}$ 为一负数，在外币资产比重大于外币负债比重时，即 $a_2 > l_2$ ， $\Delta A - \Delta L$ 亦将为一负数，即同样出现资产负债净值的亏损。这就是说，汇率升值引起的外币负债的本币价值的减少要少于外币资产的本币价值的减少，从而在其他因素不变时引起整个资产负债净值的减少。

概括地说，从公式（6）中可以得出几个结论：（1）在既定条件下，仅仅是汇率变动就

可以引起资产负债表净值的变动。这可以理解为估值效应在一定条件下是显著的。(2) 估值效应的正负方向取决于期初资产负债各自的外币构成及其对比以及汇率变动的方向。(3) 当资产负债双方的外币构成完全一致 (即 $a_2 = l_2$) 时, 估值效应为零。

进一步推论, 货币错配可以是估值效应的一个特殊情形, 即当负债方外币比重高于资产方的外币比重 ($a_2 < l_2$) 时, 并出现了汇率贬值, 此时显然会发生资产负债净值的减少。极端地说, 当一个实体仅有外币负债 ($l_2 = 1$) 而无外币资产 ($a_2 = 0$) 时, 本币贬值的直接后果是负债总额超过资产总额, 其超过程度由汇率贬值幅度所决定。这种情形, 可以说是前引戈登斯坦和特纳2005 关于“货币错配”意指资产负债净值对汇率变动的高敏感性的含义所在。

以上分析可以扩展到存在两种外币的情形。这如表2所显示,

表2: 包含本外币构成的资产负债表简化格式: 两种外币

资产		负债	
本币资产	$A_1 = a_1 A$	本币负债	$L_1 = l_1 L$
外币资产1	$A_2 = a_2 A = s_1 A_1^*$	外币负债1	$L_2 = l_2 L = s_1 L_1^*$
外币资产2	$A_3 = a_3 A = s_2 A_2^*$	外币负债2	$L_3 = l_3 L = s_2 L_2^*$
资产总额	$A = A_1 + A_2 + A_3$	负债总额	$L = L_1 + L_2 + L_3$

说明: 带*上标者表示外币计价; 小写字母 a 和 l 表示构成比率系数 ($a_1 + a_2 + a_3 = 1$, $l_1 + l_2 + l_3 = 1$); s_1 和 s_2 表示分别本币对两种外币的汇率 (直接标价法)。

这里继续假设本币资产、本币负债在考察期内价格不变, 同时, 外币资产、外币负债的外币价格也保持不变, 仅仅考虑汇率变动的影响, 这样, 我们可得到

$$\begin{aligned}
 \Delta A - \Delta L &= (\Delta A_2 - \Delta L_2) + (\Delta A_3 - \Delta L_3) \\
 &= (\Delta s_1 A_1^* - \Delta s_1 L_1^*) + (\Delta s_2 A_2^* - \Delta s_2 L_2^*) \\
 &= \frac{\Delta s_1}{s_1} (a_2 - l_2) A + \frac{\Delta s_2}{s_2} (a_3 - l_3) A
 \end{aligned} \tag{7}$$

如果联系实际情况, 定义 $s_1 = RMB/US\$, s_2 = RMB/EUR$, 那么有,

$$s_{21} = \frac{s_2}{s_1} = USD / EUR$$

。这里， s_{21} 是两种外币之间的汇率，它相对于本币（例如这里所说的RMB）来说，可以认为是外生的汇率，也是外汇市场上日常用语中的“交叉汇率”。再定

义， $\Delta s_{21} = \frac{\Delta s_2}{\Delta s_1}$ ，这样，上式可改写为

$$\Delta A - \Delta L = \frac{\Delta s_1}{s_1} \left[(a_2 - l_2) + \frac{\Delta s_{21}}{s_{21}} (a_3 - l_3) \right] A \quad (8)$$

这里， $\frac{\Delta s_{21}}{s_{21}} (a_3 - l_3)$ 可以近似地看做是外生的国际汇率变动对资产负债净值的影响。

如果一国货币当局可以对本币与某一外币的汇率进行一定的干预或施加某种影响，但由于这个外币在国际金融市场对所有其他国际货币的汇率是浮动的，那么，上述“交叉汇率”就可以视为是完全的外生变量。例如，上面提到的 s_{21} （即美元与欧元的汇率）对人民币汇率而言就是外生的，不管人民币与美元的汇率如何确定。

一般的，令 $s_{n1} = \frac{s_n}{s_1}$ ， $\Delta s_{n1} = \frac{\Delta s_n}{\Delta s_1}$ ，那么，上述公式（8）还可以扩展到包括 n 种外币的多货币情形中，即，

$$\Delta A - \Delta L = \frac{\Delta s_1}{s_1} \left[(a_2 - l_2) + \frac{\Delta s_{21}}{s_{21}} (a_3 - l_3) + \frac{\Delta s_{31}}{s_{31}} (a_4 - l_4) \dots + \frac{\Delta s_{n1}}{s_{n1}} (a_{n+1} - l_{n+1}) \right] A$$

$$\left(\sum_{i=1}^{n+1} a_i = 1, \sum_{i=1}^{n+1} l_i = 1 \right) \quad (9)$$

如前所说，符号 Σ 中的 a_i 及 l_i 指包括本币资产或负债在内的各种资产或负债在总资产或总负债中的比重。这里，我们可将 s_1 视为“基准汇率”，即本币与某种重要外币的汇率，本国货币当局对此汇率由一定的影响力；同时，将所有其他汇率 s_{ni} 视为“交叉汇率”，即那个出现在基准汇率中的外币在国际金融市场上对所有其他国际货币的汇率。很明显，在既定条件下，随着对外资产和负债中的币种越多（意即对外资产配置采取币种多元化的策略），这种交叉汇率的变动对资产负债净值的影响就越大，或者至少可以说就会愈加频繁。这也可以说是资产负债净值对交叉汇率变动的敏感性随着币种多元化策略而提高了。可以将此种情

况视为“交叉汇率风险”³。

1.3 流量变量中的估值效应和货币错配

上面对资产负债净值的讨论可以认为是对存量变量的分析。同样的分析也可运用于流量变量，即对收入支付流的相互关系进行探讨。

设想一经济体在期初借入一笔外债，记为 L_0^* ，按当时汇率（ s_0 ）转换为国内资产，记为 A_0 ，两者之间的关系为，

$$A_0 = s_0 L_0^* \quad (10)$$

按照约定或预期，这笔外债在 t 时期内需要该经济体支付利率（ r^* ），同时，由所转换的国内资产在 t 时期内也会形成一个产出或收入流并用于外债利息支付（ r ）。这里不涉及交易费用以及其他成本等等。

很明显，若一切正常，那么，到 t 时期结束时，下面的等式一定会被满足，

$$rA_0 / s_t = r^* L_0^* \quad (11)$$

将公式（10）中的 L_0^* 带入公式（11），消掉 A_0 ，我们得到下述等式，

$$r / r^* = s_t / s_0 \quad (12)$$

这个公式是大家所熟悉的“无抛补利率平价”（uncovered interest rate parity，简称UIRP）。所不同的是，这里所说的“利率”，对外是指外债付息率，对内是指借入资产的收益率，两者都不同于“无抛补利率平价”中通常所说的货币市场收益率或无风险资产收益率。

显然，如果等式（12）在 t 时期末不能被满足，那么将出现估值效应。如果出现 $r / r^* < s_t / s_0$ ，那么将有 $rA_0 / s_t < r^* L_0^*$ ，即国内收入流在变化了的汇率（本币贬值）条件下不足于按期全额支付外债利息。这显然属于“货币错配”的一种情形。

与存量变量的情形一样，上述分析也可扩展到有两种外币的情形。设想在期初时一个实体或一国借入了两种外币计价的外债（ L_0^* ），并同时形成国内资产（ A_0 ），并可由等式（13）来表示（其中 l_1 和 l_2 分别表示两种外币计价债务在外债总额中所占比重），

³ 一些学者曾指出，东亚若干经济体在 1997 年爆发金融危机前曾受到此前日元与美元汇率波动的不利影响，而这些经济体大都采取过盯住美元汇率的政策实践（参见麦金农 2005 第二章，Kumakura 2004）。日元-美元汇率波动影响到了盯住美元者的宏观经济的情况显然符合这里所说的“交叉汇率风险”。

$$A_0 = s_{10}l_1L_0^* + s_{20}l_2L_0^* \quad (13)$$

经过一段时间 t ，国内资产获得收益 r ；按照期初的约定，两种外币借款的利率是相同的，记为 r^* ；但是，在 t 时期内，当由国内资产形成的收益用于对外利息支付时，需要分别以该时期结束时新的汇率来计算。这样，对两种外币利息的支付将受到汇率变动的影响。让我们先认为下述公式仍然成立，即国内资产收益可足额支付按照新汇率计算的外债利息支付，

$$rA_0 = s_{1t}l_1r^*L_0^* + s_{2t}l_2r^*L_0^* \quad (14)$$

从公式（13）知道， $A_0/L_0^* = s_{10}l_1 + s_{20}l_2$ ；同时，从公式（14）知道， $rA_0/r^*L_0^* = s_{1t}l_1 + s_{2t}l_2$ ；这样，将前一等式带入到后一等式中并移项，我们可得到，

$$r/r^* = \frac{s_{1t}l_1 + s_{2t}l_2}{s_{10}l_1 + s_{20}l_2} \quad (15)$$

这个新公式的含义是，汇率变动将影响到 r/r^* 是否等于1。若 r/r^* 等于1，则不存在任何估值效应； r/r^* 大于1表示正的估值效应， r/r^* 小于1表示负的估值效应。而且，不难认为，除了本币与一种外币的汇率（“基准汇率”）的变动会影响到 r/r^* 比值，在扩展了的、至少包含两种外币的情形中，交叉汇率（即两种外币之间的汇率）的变动也会影响到 r/r^* 比值。

二、估值效应与货币错配的性质：估值效应与汇率风险的关系

前一节讨论定义了由汇率变动所引致的估值效应和货币错配，分别说明了前者指汇率变动对资产负债净值或收入支付流净值所带来的影响，后者则指在一个不对称的币种构成条件下负的估值效应⁴。但是，仅就这些定义而言，我们还无法知道估值效应或货币错配是否对有关的经济实体的经济利益带来了什么样的具体影响。也就是说，即使我们已经知道在一定时期中，由于汇率变动，一个经济实体的资产负债净值或收入支付流净值发生了某种改变，但我们仍需要知道这种改变是否仅仅是账面上的变动抑或是涉及到了经济利益的转移。

⁴ 已有研究者认为货币错配还可与期限错配相关（参见 Bussière, Fratzscher and W. Koeniger, 2004），但这里的讨论未涉及此问题。

因此, 我们应将估值效应和货币错配这两个概念进一步联系到现有文献中有关汇率风险来探究一下⁵。

我们在前面已经提到了汇率风险的概念。这里再根据流行的教科书表述引述下。汇率风险 (exchange rate risk), 有时又称为汇率敞口 (exchange rate exposure) 或外汇风险 (currency risk), 指一国或一个经济实体的资产负债表在一定时期中由于本币与外币汇率之间或若干外币之间汇率变动而出现资产负债净值、当期以及未来时期中收入支付流的变动。汇率风险可以进一步分解为三种类型, 分别是交易风险、换算风险和经营风险。

交易风险 (transaction risk/exposure) 指一个经济实体的对外资产负债、损益和现金流在一定时点上或一定时期中的市场价值由于之前的汇率变动而出现预料之外的变动。例如, 一笔在 $t-1$ 时点签订的合同约定好在 t 时刻完成交易, 但汇率变动发生在 t 时刻, 而合同的执行必须按照 t 时刻形成的新汇率来完成。该实体很可能由于汇率的不利变动而发生了损失。这种损失可以是收入流的减少或支付流的增加等等。很明显, 交易风险涉及到购买力转让或经济利益的转让。历史和现实生活中有许多事例表明交易风险存在并显著⁶。前面所说的估值效应和货币错配都与交易风险高度相关。

换算风险 (translation risk/exposure), 有时又称为会计风险, 指在一个实体编制合并资产负债表、损益和现金流报表时将涉及多种外汇负债资产、损益和现金流, 并且出现由于其中部分子项按变化了的汇率进行换算 (或称折算) 时而呈现预料之外的结果。面对一个起伏变化的外汇市场, 一家大型跨国企业或一个开放型经济体在编制自身的资产负债表、损益表和现金流财务汇总报表时, 参照 $t-1$ 时刻的汇率计算结果与参照 t 时刻的汇率计算结果显然有差别。这个差别就是换算风险或换算敞口。

就直接意义而言, 换算风险显然属于前面提到的“账面价值”变动, 并不涉及购买力转移或经济利益转移。前节所讨论存量变量中的估值效应和货币错配显然也属于这个范围。但是, 在现实世界中, 若一个企业或一个经济体的资产负债表发生了由换算风险、估值效应或货币错配所引起的变化, 而且这个企业或经济体已在证券市场上——尤其是国际证券市场上——发行了显著规模的证券 (债券), 那么, 存在这样的可能性即国际投资者对该企业或经济体的证券风险评价因此发生一定程度的改变, 并进而影响到该企业或经济体所发行证券的市场价格。在这样的情形中, 不能不认为换算风险是一种实实在在的风险, 因为它会影响到

⁵ 以下关于三种汇率风险的概述参考了巴特勒 2008 第 11 至第 13 章和莫菲特等 2012 第 9 至 11 章。

⁶ 中国近代经济史中的“镑亏”事例显然属于交易风险。

证券发行主体后续融资的成本。后面我们将联系希腊可能推出欧元的事例对此展开分析。

第三种汇率风险称为经营风险 (operating risk/exposure), 有时又称经济风险, 竞争风险, 偶尔也称为战略风险, 指由于未预料到的汇率变动而在未来时期发生资产负债、损益和现金流价值的变动。对这个概念最容易理解的情形是, 当汇率发生某种未被预料到的变动时, 一个企业或一个经济体在某个外部市场上的竞争力会出现变化, 来自当地市场或来自第三方的竞争对手的优势或许会得到增强。也就是说, 当汇率在 t 时刻发生变动时, 一个企业或经济体的现金流或竞争优势可能在 $t-1$ 发生变化。显然, 经营风险是一个具有实质性经济意义的概念, 涉及到了竞争力和经济利益的变动或转移。

从宏观经济角度看, 汇率变动的经营风险在一定意义上已由马歇尔-勒纳条件所揭示, 即, 在其他相关因素 (尤其价格) 保持不变的条件下, 如果出口物品价格弹性与进口物品价格弹性之和大于 1, 那么本币贬值会带来一国贸易收支平衡的改善, 否则不然。也就是说, 汇率变动的经营风险涉及到一个实体或一国对外收支净值在未来时期对汇率变动的敏感性, 因而与前引戈登斯坦和特纳 (2005) 有关货币错配的理解相吻合。在这个意义上, 货币错配与汇率变动的经营风险有关。

现在, 我们可以将上述三种汇率风险在时间顺序上的关系及其与估值效应和货币错配的关系描绘如图 1。 t 为汇率发生变动之时刻, 交易风险发生在 $t-1$ 到 t 时刻之间, 换算风险发生 t 时刻即汇率变动之际, 经营风险出现到 t 时刻汇率变动之后, 即可设想为发生在 t 到 $t+1$ 的时期中。对应于这三个时期或时点, 分别会出现估值效应和或货币错配。

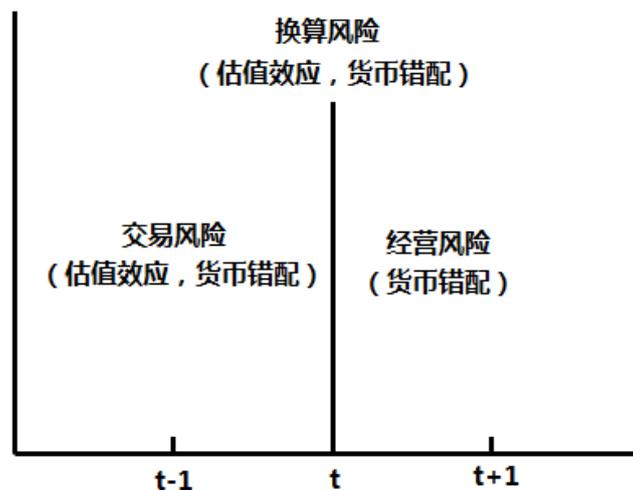


图 1: 三大汇率风险的发生时间顺序及与估值效应和货币错配的关系⁷

⁷ 该图参阅了莫菲特等 2012 第 222 页 Exhibit 9.1, 但这里增加了横轴上时间尺度划分并联系到了估值效

三、希腊退出欧元前景中的估值效应与货币错配：汇率风险概念的一个宏观经济新运用

如前指出,近年来已有许多学术成果从多个角度运用估值效应和货币错配的概念来分析国际货币金融关系,包括一些新兴市场经济体所面临的外债危机、实行对冲型货币政策的可持续性以及一些发达经济体国际投资头寸变动的趋势等。这种探讨热情反映了当前世界经济的一个重要新情况,即各国对外贸易交往和货币金融交往都在不断快速增长,资金来源和收入来源都呈现出日益跨国跨境的趋势,同时,国际货币市场上,汇率变动频繁,有时变动幅度十分巨大。不难预料,未来的研究中还会更多的分析会运用估值效应和货币错配概念。

这里,我们可以联系估值效应和货币错配概念来分析一下一个假设情景,即希腊退出欧元区的问题。希腊自2010年爆发主权债务危机以来,出现了持续的宏观经济波动,并与欧元区当局和其他一些外部救援者反复地发生政策冲突。2014年末以来,希腊与欧元区当局的矛盾再次激化,希腊退出欧元区的问题(Grexit)也被提出来。当下,希腊退出欧元区似乎已成为一个具有现实可能性的假设性问题。

一些评论者认为,希腊继续留在欧元区意味着她放弃了让本币贬值从而促进出口增长和国内经济复苏的政策选项,只能在现行的统一货币框架内进行缓慢且痛苦的改革与调整。与其这样,还不如立刻退出欧元区,大幅度让本币贬值,以此换来快速国内经济复苏⁸。

从我们在前面的分析来看,希腊退出欧元区的问题并非仅仅是有可能让本币贬值或者本币贬值后本国出口增长乃至经济复苏进程是否可得到加速。问题的另一个重要侧面是希腊退出欧元区后其主权债会发生怎样的变动并进而影响到她的实际债务负担或者说经济利益的得失。希腊若不退出欧元区,其主权债务虽然大部分为外债,但不是外币债。按国际货币基金组织2015年4月发布的《财政监测(Fiscal Monitor)》,希腊政府部门总和债务(general government gross debt)与国内生产总值比率在2013、2014和2015年期间每年分别超过170%。这么多的债务绝大部分是欧元计价,与国内生产总值或国民收入的计价货币相同。因此不存在货币错配或估值效应问题。但是,一旦希腊选择退出欧元区,其主权债的大部分(至少80%)会立刻成为外币债,而且其中大部分(90%左右)又会是欧元债。同时,希腊的国内生产总值或国民总收入立刻转为本币计价。这样,伴随着希腊退出欧元区,货币错配和估值效应就

应和货币错配的对对应关系。

⁸ 2011年初以来,许多评论者(包括一些颇有国际影响力的学者)就希腊和欧元区其他成员国债务风险和主权债务危机发表了看法,并认为解决欧元区主权债危机的根本出路就是退出欧元区或让欧元区解体。这方面很有代表性的两篇文章是Krugman 2011和Feldstein 2012。

会发生。

让我们沿着前面的思路对此问题进行简略的讨论。

在高度简化的条件下（不考虑国内财政平衡和各种违约可能性等等），若继续留在欧元区，像希腊这样的经济体其主权债会遵循这个路径：

$$D_t = (1+i)^t D_0 \quad (16a)$$

即 t 时点上的债务水平等于初始时点的债务按复利原则增长。这里，利率 i 被设定为一个常数，其意思是，即使像希腊这样的经济体爆发了主权债务危机，由于得到了外部援助，其主权债务所需要支付的利率也可被确定在一个可接受的固定水平上。

但是，倘若希腊退出欧元区，其主权债会立刻换算为外币标价债务，即必须考虑新货币的汇率及其变动（ s_t ）。同时，包括欧元区当局在内的外部援助者会至少在一段时间停止提供新救援资金。这也意味着，希腊外债的利率水平将会成为一个时间变量（ i'_t ）。这样，我们可以改写上面的债务累积公式，

$$D'_t = s_t (1+i'_t) D_{t-1}^* \quad (16b)$$

在这个新公式中， D_{t-1}^* 已经给定，而且可以认为这就是希腊退出欧元区以前已经累积起来的并以欧元计价的外债。但从退出欧元区那一刻开始，这些外债就得按照新汇率（ s_t ）换算为以希腊新本币计价的外债了。汇率 s_t 及其变动也容易设想，即相对于以前水平的贬值（该数字本身是上升的，即可以是持续性的也可以是一次性的）；新利率水平（ i'_t ）作为一个时间变量在这里暂不确定，出于简化目的我们可认为它主要取决于债务率，即 D_t/Y_t ，这里 Y_t 指名义国内收入或产出。这个比率越高，市场参与者便会认为债务风险就越高，从而会要求较高的风险补偿即较高的利率。这也是估值效应的一个表现，或更准确地说，就是汇率变动的换算风险成为一种具有实际经济影响的体现。

毫无疑问，影响 Y_t 的因素有许许多多，难以一一列举。这里，同样出于简化的目的，设想仅有个两个影响因子，即 s_t 和 z_t ，后者可泛指除 s_t 以外的所有因素。可以认为 z_t 对 Y_t 的综合作用是正面的。这样，我们有两个公式来刻画希腊不退出和退出欧元区的经济增长：

$$Y_t = Y(z_t) \quad (17a)$$

$$Y'_t = Y'(s_t, z_t) \quad (17b)$$

这两个公式都包含一个共同因子 z_t ，意思是希腊是否退出欧元区都不会改变自身已有的促使经济复苏的因素。两个公式中唯一的差别在于，退出欧元区后出现了一个新的汇率因子 s_t ，而且我们可以认为， s_t 的出现会促使 Y'_t 增长率高于 Y_t ，因为本币贬值有利于出口增长，即前面已经提到的，在满足马歇尔-勒纳条件时，本币贬值可促使贸易收支改善并带来国内产出的额外增长。顺便说，这个积极作用的前提之一是国内通货膨胀率被控制在一个可接受的水平上，否则希腊新货币的实际汇率将可能不变，从而名义汇率的任何贬值都会被相应幅度的国内通货膨胀所抵消。对此，可以联想学术文献中常说的 Dornbusch Model 所讨论的情形（即短期或中期内国内价格变量具有粘性而汇率变量具有高弹性）。

现在十分清楚的是，在希腊选择退出欧元区之后， Y'_t 增长率将会比 Y_t 有一个提升；同时，其新债务水平 D'_t 也会比不退出欧元区时有一个显著增加，这个显著增加不仅由汇率贬值直接引致，而且由短期内 D_t/Y_t 的上升所引起的利率水平（ i'_t ）上升所引致。因此，可以认为，至少在一段时间内， D'_t 的上升速度将高于 Y'_t 。只有经过一段时间后， D'_t 增长速度才会由于 s_t 的稳定化和利率水平（ i'_t ）的回落而与 Y'_t 的增速接近并在遥远的未来最终降低到 Y'_t 增速以下。

我们可用这两图来描述希腊退出与不退出的债务和经济增长情景，并进行对比。结论的含义正如上段文字。

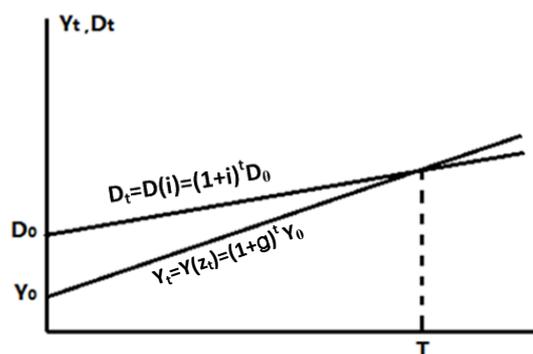


图2a 希腊不退出欧元区的债务与收入变动

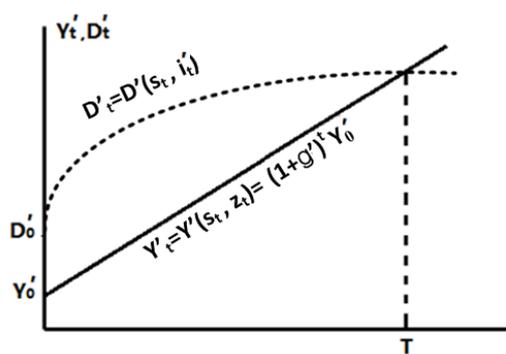


图2b 希腊退出欧元区后的债务与收入变动

两图中，初始债务水平（ D_0 、 D'_0 ）皆被设定在显著高于初始收入水平（ Y_t ）的位置上（但两者在纵坐标上的距离在两图中都相等）。在图2a中， Y_t 的增长率 g 被认为高于债务利率（ i ），因此，经过一段时间， Y_t 最终将超过 D_t 。在图2b中， D'_t 的演进将受到变动的利率（ i'_t ）的影响，同时，当将 D'_t 换算为希腊新本币时，也将受到汇率变动（ Δs_t ）的影响。利率上升和本币贬值都会促使换算为本币计价的外债在一段时间内较快增长，即以快于图2a中 D_t 增长速度而增长。同时，国内收入的增长率（ g' ）相比不退出欧元区时的原有增长率（ g ）较高，这反映了本币贬值的积极作用，也表现为图2b中 Y'_t 曲线的斜率大于图2a中的 Y_t 曲线的斜率。综合来看，只有在经过一段较长时间内，即在外债利率开始下降以及汇率趋于稳定之后，图2b中的 D'_t 曲线才会变得平缓并最终被收入曲线 Y'_t 超过。

概括地说，上述分析表明，一旦希腊选择退出欧元区，其货币（新本币）很可能立刻会发生对欧元的大幅度贬值。在随后很短的时间内，希腊的外债率（即 D_t/Y_t 或 D'_t/Y'_t ）将快速上升（这体现了估值效应或换算风险）；进而，希腊外债的信用评级很可能下降（这体现了换算风险演化为实际经济效应），从而推升希腊外债的利率水平，并导致其外债加快增长（因为到期的历史债务需要按照当前利率来进行置换）。这样，很可能出现新一轮的外债率（ D'_t/Y'_t ）上升。终结这个看上去有些像恶性循环的过程，要么是求助于紧急的外部援助，要么是经过一段痛苦的时间后让市场投资者看到国内产出/收入（ Y'_t ）快速回升的希望从而促使利率（ i'_t ）转为下降。在不考虑国内通货膨胀的情况下，只有当外债利率水平（ i'_t ）回落到经济增长率（ g' ）之下，外债率才会出现收敛或稳定化的趋势，从而结束主权债务危机。

这也就是说，对希腊政策决策者来说，在权衡退出欧元区的政策选项时，不仅需要考虑到退出和本币贬值会带给经济复苏的积极作用，也需要考虑到退出和本币贬值会产生的估值效应和货币错配及其不利影响。两者孰大孰小并不一定有个确切的答案。

还应该指出的是，即使按照乐观的估计，希腊退出欧元区后由于实行了本币贬值的政策并最终迎来了国内经济的强劲复苏，但在退出之时一直到步出外债危机之际，这个时间区间内所支付的外债利息将大大高于不退出时所支付的外债利息。从前面的分析来看，可以推断

出希腊可能为此多支付的利息总额是 $\sum_{t=1}^T (\Delta s_t)(i'_t - i_0)D_0$ ，这里， D_0 是退出时刻希腊的欧元计价外债总额， i_0 是退出之前这些欧元计价外债的正常利率水平， i'_t 是希腊退出欧元区后其欧元计价外债在国际金融市场上的利率， Δs_t 是希腊新货币对欧元的贬值率， T 指退出欧元区后希腊外债危机结束的时刻（其标志之一就是 i'_t 回落到至少 i_0 的水平上）。而且，只要认为希腊退出欧元区后其国内通货膨胀率低于名义汇率贬值率，那么，这个公式所表明的额外利息支付就是实际国民收入或国民购买力的转移，是经济利益的再分配。显然，希腊退出欧元区的做法伴随着显著的交易风险，其中也包含了由换算风险所带来的不利经济效应。

本节的分析并非认为希腊会倾向于选择退出欧元区。相反，本节的讨论旨在说明倘若希腊真的选择了退出欧元区，那么，这就客观上变成了运用估值效应和货币错配概念，或者说运用汇率风险概念而展开宏观经济分析的一个绝好案例。

四、结论及一些延伸讨论

本文以上讨论说明，估值效应和货币错配出现在一个经济体实体或一国在一定时期内的对外资产债务的不对称配置情形中，同时还可发生在具有币种构成不对称的对外收入和支付流中。特别地，当一个经济实体的资产负债币种构成具有资产以本币为主、负债以外币为主时，并且本币汇率倾向于贬值时，货币错配问题就出现了⁹。

前面的分析还指出，本币与某种重要国际货币之间的汇率（“基准汇率”）变动可引起估值效应和货币错配。同样，在多样化的高度波动的国际货币环境中，只要本国的对外资产负债或对外收入支付流也涉及到多种货币，那么，“交叉汇率”变动也会引起估值效应和货币错配。

估值效应和或货币错配是否会引起有关经济体或一国经济利益的变动，包括对外购买力、竞争力以及实际支付和收入价值的变动或转移，取决于是否涉及到交易风险、换算风险和经济风险。其中，换算风险表面上看起来仅仅是“账面价值”问题。但是，在特定情况下，换算风险可影响到为国际金融市场对有关经济体债务风险的评价。在这个时候，换算风险也

⁹ 学术渊源上，货币错配这个概念较早出现于一些学者使用过的“原罪”（original sin）这个政治上不正确的术语。该词的含义是，一些发展中经济体在有融资需要时难以通过发行国内债来解决，不得不在国外金融市场上发行外币债。这样，外币债权与本币债务之间形成了不对称关系。国内债市的不发达由此被认为是这些经济体的“原罪”（参见 Hausmann and Panizza 2003; Eichengreen, Hausmann, and Panizza 2003）。

可具有实质性经济意义。

我们通过希腊案例的分析说明，在一个经济体退出此前的统一货币区时，估值效应和货币错配问题立即发生。而且，由于这种退出是在债务危机（外债危机）的阴影下出现的，估值效应和货币错配的问题还可能十分严重。其中，仅仅是换算风险就可能导致外债利率水平在一段时间内上升。

本文以上讨论并未直接涉及估值效应和货币错配的政策意义。但是，不难发现，当一个经济体面临估值效应和货币错配可能产生的不利经济影响时，积极的并具有长远眼光的应对之策至少应当包括这些要点：首先，一个内向型经济体应努力减少外债；其次，所有类型的经济体 – 不管是外向型还是内向型 – 都应该积极发展国内资本市场，包括长期债券市场和股票市场，用以克服对外资产负债和对外收入支付流中不对称的币种构成问题以及缓解本国融资困难问题；再次，当外债积累已成规模时，若有可能，本国出口收入的市场应侧重偏向外债来源地；最后，努力保持国内宏观经济政策的稳健性，避免任性的政策调整及其带给国际金融市场的震动效应。

还应该指出，随着国际经济和货币金融市场环境的多样化发展，估值效应和货币错配概念的运用范围似有越来越扩大的趋势。除了前面提到的新兴市场经济体对外负债风险的“经典”问题，估值效应和货币错配概念还可运用在在面临持续性跨境资金流入时一国实行对冲型货币政策的可持续性问题（参见Frenkel, 2007；贺力平、林娟2011）。更近地，在欧洲一些独立于欧元区的经济体（例如瑞士等）也面临大量国际资金流入、中央银行外汇资产急剧膨胀的新情况，并开始感受到维持资产负债表净值以及避免损益表亏损的显著压力（Economist 2015）。此外，随着人民币国际化的发展，不难想象未来国际货币市场上又新增了一种或多或少具有储备功能和交易功能的货币，而这种货币与现有的其他国际货币之间的汇率波动显然也会给有关经济体的资产负债表净值和收入支付流净值带来一定影响。总之，估值效应和货币错配将会不断以新的面貌和形式出现在各国经济和金融发展进程中。

参考文献

- [1] 科特·巴特勒《国际金融》(Multinational Finance), 第三版, 张成思译注, 东北财经大学出版社, 2008 (英文版, Cengage Learning, 2004)
- [2] 戈登斯坦和特纳. 货币错配——新兴市场国家的困境与对策, [M], 李扬、曾刚译. 社会科学文献出版社, 2005
- [3] 贺力平、林娟, 2011: 论外汇投资中的估值效应及其经济影响, 《金融评论》2011年第6期第33-48页
- [4] 罗纳德·麦金农《美元本位系的汇率: 东亚高储蓄两难》王信、何为译, 中国金融出版社, 2005年
- [5] 迈克尔·莫菲特、阿瑟·斯通西尔、大卫·艾特曼《国际金融(精要版)》(Fundamentals of Multinational Finance), 刘园译注, 机械工业出版社, 2012 (Pearson Education, Inc. 2009)
- [6] 羌建新《货币错配与汇率制度选择: 新兴市场国家汇率制度选择的一个视角》中国发展出版社, 2014年
- [7] 朱超《汇率冲击下的货币错配: 理论模型、实证测度与政策选择》首都经济贸易大学出版社, 2009年
- [8] Bussière, M., M. Fratzscher and W. Koeniger. 2004. "Currency Mismatch, Uncertainty and Debt Maturity Structure," ECB Working Paper Series No. 409, November.
- [9] Alan Deardorff. *Terms of Trade: Glossary of International Economics*. 2nd edition. Singapore: World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd 2014
- [10] Michael B. Devereux, Alan Sutherland. "Valuation effects and the dynamics of net external assets", *Journal of International Economics* 80 (2010) 129–143
- [11] The Economist: Free Exchange: Why central banks should shrug off losses. January 24th, 2015, p.69
- [12] Eichengreen, Barry; Hausmann, Ricardo; Panizza, Ugo (2003). "Currency Mismatches, Debt Intolerance and Original Sin: Why They Are Not the Same and Why it Matters". *NBER Working Paper* No. 10036. October
- [13] Martin Feldstein. The Failure of the Euro [J]. *The Foreign Affairs*. January/February, 2012
- [14] Roberto Frenkel, 2007. "The Sustainability of Monetary Sterilization Policies," *CEPAL Review*, No. 93, December.
- [15] Hausmann, Ricardo; Panizza, Ugo (2003). "On the determinants of Original Sin: an empirical investigation". *Journal of International Money and Finance*, 22(7): 957–990.
- [16] Philip R. Lane and Gian Maria Milesi-Ferretti. "The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004", *Journal of International Economics* 73 (2007) 223–250

[17] Paul Krugman. Killing the Euro[N]. *The New York Times*, December 2, 2011

[18] Masanaga Kumakura. “Fluctuations in the Yen/Dollar Exchange Rate, East Asian Business Cycles, and Asian Financial Crisis”, memo. 2004

Redefining Valuation Effects and Currency Mismatches: A new macroeconomic application of the concept of exchange risk

He Liping

(Beijing Normal University)

Abstract: Valuation effects and currency mismatches are now frequently-used concepts in international financial analysis. The paper establishes a formula that defines the two inter-related terms. The former refers to the impact, positive or negative, on the net result of the balance sheet or income-payment flows where there is an asymmetric composition of currencies on each side, and the latter to the negative impact only. Both are believed to be caused by a change in exchange rates alone. The change in exchange rates may be further divided into “benchmark exchange rate” (between home currency and a targeted foreign currency) and “cross exchange rates” (between the targeted foreign currency and other foreign currencies). Use of valuation effects and currency mismatches should be further related to concepts of transaction risk, translation risk, and operating risk. With regard to a recent issue, the Grexit, a hypothetical yet most probable case, our analysis in the light of valuation effects and currency mismatches shows that Greece might suffer heavily from transaction risk and translation risk when she quit from the Eurozone, and would sacrifice economically more than when she remained with the euro.

Key Words: valuation effects, currency mismatches, exchange risk, transaction risk, translation risk, Grexit

人民币实际汇率与工业行业产能利用率

王自锋¹ 白玥明²

【摘要】中国工业行业的产能过剩问题体现着开放经济条件下外部因素的冲击特征。本文从人民币汇率的新视角分析了在开放经济条件下中国工业的产能过剩命题,检验了人民币实际汇率对中国工业产能利用率的系统影响及传导渠道。结果发现:中国工业产能利用率存在显著的滞后性特征;人民币实际汇率升值通过市场势力渠道和进口渗透率渠道对中国工业尤其是重工业的产能利用率有显著的负向影响,但出口开放度渠道并不具有稳定性和显著性特征;国有企业比重增加,人民币实际汇率升值对中国工业产能利用率的负向影响会增强,但私营企业比重的作用方向相反且外资企业的影响效应不明确。为了实现化解工业产能过剩的目标,本文建议可依托汇率政策对中国工业的产能利用率进行调节,但需配合严控新增投资、规避汇率风险、消除市场垄断及促进海外投资等相关措施。

【关键词】实际汇率; 产能利用率; 重工业; 所有制结构

一、问题提出

20 世纪 90 年代以来,中国先后出现三次大规模的产能过剩,涉及以轻工业为代表的竞争性产能过剩和以钢铁、水泥、船舶等重工业为代表的体制性产能过剩,从而提高产能利用率以化解产能过剩问题就成为中国宏观经济调控的一项重要内容。对此,学者们分别从市场结构的产业组织视角^[1-4]、信息不对称的信息经济学视角^[5]、经济波动的经济周期视角^[6]及政府体制与政策的政治经济学视角^[7]等方面对中国产能利用率的波动与产能过剩的成因进行了研究,并提出了有关的解决方案。但相关文献多是立足于国内因素的视角且解决方案也是局限于内部经济的考虑。加入 WTO 以来,中国外向型经济规模占 GDP 的比重不断升高,这导致中国经济受外部因素的冲击愈加严重,由此中国部分行业的产能利用率低与产能过剩问题也必然体现开放经济条件下外部经济的冲击特征。

¹ 王自锋,南开大学经济学院副教授

² 白玥明,南开大学经济学院硕士研究生

中国工业一直被称为国民经济的主导产业。随着工业部门的经济开放度不断提高,相应地中国工业的实际产出和产能产出更可能受到人民币汇率变动的直接冲击。2005 年 7 月 21 日,中国央行宣布实行以市场供求为基础,参考一揽子货币调节的有管理的浮动汇率制度。研究发现,人民币汇率变动的支出转换效应和汇率传递效应在明显增强^[8]。人民币汇率浮动能够有效地缓解外部因素的冲击,自发调节外部经济失衡,实现国内外资源的最优配置。但人民币汇率调整可能通过支出转换效应和汇率传递效应加剧中国工业行业的产能过剩矛盾。因此,本文试图从人民币汇率的新视角分析在开放经济条件下中国工业的产能利用率与产能过剩命题。

按照经典的国际金融理论,汇率升值将通过支出转换效应造成实际产出的紧缩效应。但马歇尔-勒纳条件有可能得不到满足,且汇率对产品价格的不完全传递效应也会影响实际产出变动。有关汇率影响实际产出的文献可归纳为三类观点:汇率贬值的紧缩效应^[9-14]、汇率升值的紧缩效应^[15]和汇率变动的中性论^[16]。对中国而言,部分文献认为人民币汇率升值会对中国实际产出有明显的负向影响^[17-20],另有研究却认为人民币汇率变动对中国实际产出的影响甚微^[21, 22],或者人民币汇率小幅变化对中国实际产出无影响但大幅升值具有负向效应^[23, 24]。假定产能产出不变,汇率对实际产出的影响会直接改变产能利用率,即如果实际产出减少意味着产能利用率下降,反之则表明产能利用率提高。但现实中汇率调整也会引致产能产出发生变动,并且国际贸易依赖度、企业市场势力及所有制结构特征等因素都会制约汇率变动的支出转换效应和不完全价格传递效应,进而制约汇率调整对实际产出和产能产出的影响,故汇率变动对产能利用率的总体影响及传导机制仍是一个未解之谜。

为此,本文首先构建了一个微观企业层面的理论模型来分析汇率变动影响产能利用率的三个传导渠道:出口开放度渠道、进口渗透率渠道和市场势力渠道;然后参照 Goldberg^[25]和毛日昇^[26]的做法测度了三位码层面的人民币实际有效汇率指数,并参照韩国高等^[27]的生产函数法估算了中国各工业行业的产能利用率;最后采用 Onestep-SYS-GMM 方法检验了人民币实际汇率对中国各工业行业的产能利用率的系统影响及传导渠道。

二、模型构建与传导渠道

(一) 理论模型

假定工业部门中一个代表性企业的最大化利润函数 (π) 表示为³:

$$\pi(e) = \max_{\substack{q^d, q^x, q^m \\ K, L, Z, M}} \{p^d(e, q^d)q^d + ep^x(e, q^x)q^x - ep^m(e, q^m)q^m - rK - wL - p_h Z - ep_f(e, M)M\}$$

(1)

$$q^d + q^x = Y = Q - q^m = F(K, L, Z, M) = K^\alpha L^\beta Z^\gamma M^{1-\alpha-\beta-\gamma} \quad (2)$$

(1)式中, q^d, q^x, q^m 分别表示国内销售、出口销售以及进口最终品的数量, p^d, p^x, p^m 分别表示国内售价、国外售价及进口最终品的价格; K, L, Z, M 分别表示国内资本、国内劳动、国内中间投入品及进口中间投入品的数量, r, w, p_h, p_f 分别表示上述各生产要素的价格。 e 表示东道国的实际汇率, 汇率上升(下降)表示东道国货币贬值(升值)。利润最大化函数同时满足约束条件(2)式, 即最终产品水平(Q)为国内产出 Y 或全部销售收入($q^d + q^x$)和进口最终品 q^m 之和。国内产出遵循 Cobb-Douglas 生产函数, $\alpha, \beta, \gamma, 1 - \alpha - \beta - \gamma$ 分别表示各生产要素投入对产出的贡献比重 ($\mu = 1 - \alpha - \beta - \gamma$)。基于不完全垄断竞争市场假设条件、拉格朗日函数和欧拉定理可求解出企业的最优产出规模 Y^* :

$$Y^* = \frac{wL}{V(e)} = \frac{wLp_f}{p^d\left(1+\frac{1}{\eta^d}\right)(1-\theta) + ep^x\left(1+\frac{1}{\eta^x}\right)\theta - ep^m\left(1+\frac{1}{\eta^m}\right)\frac{\rho}{1-\rho} - ep_f\left(1+\frac{1}{\eta^f}\right)\mu} \times \frac{wL}{-r\left(\frac{\partial Q}{\partial K}\right)^{-1} \alpha - p_h\left(\frac{\partial Q}{\partial Z}\right)^{-1} \gamma} \quad (3)$$

$\eta^d, \eta^x, \eta^m, \eta^f$ 分别表示国内市场、国外市场、进口最终品、进口中间投入品的价格需求弹性。 θ 表示出口销售收入占企业全部销售收入的比重, ρ 表示进口最终品的渗透率, 即进口最终品占全部最终品产值的比重。

参照 Berndt and Morrison^[31]的生产函数形式, 将生产函数中生产要素进行分类: Γ 为准固定投入向量, K 是唯一的准固定投入; V 为可变投入向量 $V = V(L, M)$ 。生产函数可表示为 $Y = F(K, L, Z, M) = F(\Gamma, V)$ 。其中, 可变成本函数(VC)可表示为:

$$VC = L + ep_f M + p_h Z = MVC(K, \Delta K, w, ep_f, p_h, t, Y) \quad (4)$$

其中, ΔK 是新增资本, t 是以时间趋势所代表的未体现出来的技术进步。本文使用劳动

³ 理论模型没有涉及厂商产能过剩的竞争行为分析, 如“窖藏效应”和“进入门槛效应”。

力价格 w 将可变成本函数 VC 标准化为 $G = \frac{VC}{w}$, 标准化后的劳动力价格为 1, 国外中间投入品

价格为 $\bar{p}_f = \frac{ep_f}{w}$, 国内中间投入品价格为 $\bar{p}_h = \frac{p_h}{w}$ 。其中, 企业的短期总成本函数可表示为:

$$STC = VC + rK = VC(K, \Delta K, w, ep_f, p_h, t, Y) + rK \quad (5)$$

$$G = Y \left\{ \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 e \bar{p}_f + \beta_3 \bar{p}_h + \frac{1}{2} \gamma_{22} (e \bar{p}_f)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{33} \bar{p}_h^2 + \gamma_{23} e \bar{p}_f \bar{p}_h + \beta_{2t} e \bar{p}_f t + \beta_{3t} \bar{p}_h t \right\} + \beta_k K + \frac{1}{2} \left[\gamma_{kk} \left(\frac{K^2}{Y} \right) + \varphi_{KK} \left(\frac{\Delta K^2}{Y} \right) \right] + \gamma_{2K} e \bar{p}_f K + \gamma_{3K} \bar{p}_h K + \beta_{tK} K t \quad (6)$$

对(5)式中 K 求一阶偏导数, 并将 $G = \frac{VC}{w}$ 和 $\bar{r} = \frac{r}{w}$ 代入, 然后求解出成本最小化时的最优

产能产出 Y^c :

$$Y^c = \frac{K}{U(e)} - \frac{\gamma_{kk} K}{\beta_k + \gamma_{2k} e \bar{p}_f + \gamma_{3k} \bar{p}_h + \bar{r} + \beta_{tK} K} \quad (7)$$

至此, 本文推导出在开放条件下企业的最优产出规模 Y^* 和最优产能产出 Y^c , 由(3)式和(7)

式可求出企业的产能利用率 $CU = \frac{Y^*}{Y^c} = \frac{U(e)wL}{V(e)K}$, 其中 $U(e), V(e) > 0$ 。那么, 企业的产能利用

率对汇率的一阶导数关系式, 可简化表述为⁴:

$$\frac{\partial CU}{\partial e} = c \eta^{f,e} - \frac{k}{\bar{\mu}} \left[\eta^{d,e} + \theta + \mu + \frac{\rho}{1-\rho} \right] \quad (8)$$

其中, c, k 均为常数 ($k > 0$), $\bar{\mu} = \frac{\eta}{1+\eta}$ 表示企业在不同市场价格的平均加成系数, 表

明企业的市场势力, 进口最终产品的渗透率 ($0 < \rho < 1$)。 $\eta^{f,e}$ 表示进口中间投入品需求对实际汇率的敏感度, $\eta^{d,e}$ 表示汇率对国内价格的传递效应。中国不仅是一个新兴经济体, 它还具有不同的国家制度和转型经济的各种特征。汇率变动对国内价格和出口品价格、进口最终品和进口中间品价格的传递效应还取决于中国工业行业的所有制结构特征^[25]。参照毛日

⁴ $\theta(\eta^{x,e} - \eta^{d,e})$, $\mu \eta^{f,e}$ 和 $\frac{\rho}{1-\rho} \eta^{m,e}$ 均可以看作数值很小的值, 可以近似忽略不计。其中, $\eta^{x,e}$ 表示汇率调整对出口价格的传递效应 ($0 < \eta^{x,e} < 1$) 以及 $\eta^{m,e}$ 表示汇率调整对进口最终产品价格的传递效应 ($0 < \eta^{m,e} < 1$)。

昇^[26]的做法, $\eta^{f,e}, \eta^{d,e}, \eta^{m,e} \propto c_0 \frac{S}{\bar{\mu}} + c_1 Own$, c_0 和 c_1 分别表示比列系数, S 和 Own 分别表示

行业的总体进口渗透率 ($S = \mu + \frac{\rho}{1-\rho}$) 和所有制结构。因此, 关系式(8)进一步可表达为:

$$\frac{\partial CU}{\partial e} = c_0 \frac{S}{\bar{\mu}} + c_1 Own - \frac{k}{\bar{\mu}} \left[\theta + \mu + \frac{\rho}{1-\rho} \right] \quad (9)$$

(9)式两边求积分可得到:

$$\ln CU = c_2 + \left\{ c_1 Own + \frac{1}{\bar{\mu}} [(k - c_0)S + k\theta] \right\} \ln e \quad (10)$$

(10)式表明: ①出口开放度 θ 增加, 汇率升值对产能利用率的负向影响会增强; ②进口中间产品投入比列 μ 和进口最终品投入比例 ρ 增加, 汇率升值对产能利用率的负向影响是否增强, 取决于进口渗透率与实际产出是替代关系(c_0)还是互补关系(k), 或者两者效应的相反作用, 即 c_0 小于0或小于 k 时, 替代效应大于互补效应; 反之, 当 c_0 大于0但大于 k 时, 替代效应小于互补效应; ③企业市场势力 $\bar{\mu}$ (或者平均利润)增强, 汇率升值对产能利用率的负向影响可能会减弱, 取决于两个方面因素: 一是汇率的不完全传递效应程度, 二是进口渗透率与实际产出是竞争替代还是互补关系。

又由(3)式和(7)式可知, 企业的产能利用率是资本、劳动、中间投入品及汇率的某种函数形式:

$$\ln CU = b_0 + b_1 \ln K + b_2 \ln L + b_3 \ln w + b_4 \ln r + b_5 \ln e \quad (11)$$

像大多数理论分析与经验研究过程一样, (10)式结合(11)式, 得到更简洁的表达式:

$$\ln CU = d_0 + d_1 \ln K + d_2 \ln L + d_3 \ln w + d_4 \ln r + d_5 \left\{ c_1 Own + \frac{1}{\bar{\mu}} [c_4 S + c_2 \theta] \right\} \ln e \quad (12)$$

其中, $d_0 - d_5$ 表示各变量对应的系数。(12)式表明, 汇率调整影响企业的产能利用率存在三个传导渠道: 出口开放度渠道、进口渗透率渠道和市场势力渠道。本文控制了各细分行业所有制结构特征的影响。

(二) 传导渠道

(12)式表明, 出口开放度、进口渗透率和企业市场势力等因素制约着汇率变动的支出转换

效应和不完全价格传递效应的作用效果,进而决定了人民币汇率对中国工业产能利用率的系统影响。

(1)出口开放度渠道制约汇率的支出转换效应和生产的“窖藏效应”,从而影响汇率变动的产能利用率变化效果。汇率升值将通过相对价格变动的支出转换效应导致企业出口产品的价格竞争力下降,进而引起出口规模下降。国外销售收入的变动程度取决于出口品需求的价格弹性、市场定价原则、贸易品构成及市场组织形式等因素。而汇率升值引致的国外销售收入下降对实际产出的负向影响则主要取决于总销售收入中外国销售的比重,即出口开放度(或外销比例指标)。

20 世纪 90 年代以来,中国依靠劳动力和自然资源优势实行出口导向型工业发展战略,工业企业的出口开放度不断提高,2007 年中国工业的总体出口开放度达到 40%,其中一些工业行业的出口开放度偏高,如 2006 年时中国的工业硅出口开放度高达 82%。中国已成为世界工业品出口的重要基地,堪称“世界工厂”。中国工业的出口开放度提高,企业的生产行为受汇率升值的支出转换效应的影响就增加,由此导致人民币汇率升值对中国工业的实际产出与产能利用率的负向影响可能会增强。这与理论模型中(10)式的结论一致。

理论模型并未涉及厂商产能过剩的竞争行为分析,如“窖藏效应”和“进入门槛效应”。但中国工业的出口开放度提高,也意味着总销售收入中国外销售的比重在增加,出口地在增多,出口规模在攀升。2002—2011 年,中国出口工业制成品的增长率都在 25%以上,中国工业品的出口市场已遍及全球各地,印有“中国制造”的轻工业品及高质量的成套设施在各国市场屡见不鲜,且都占有较高的市场份额。在各国经济周期不同步且世界经济不存在突发危机的情况下,出口多元化和出口规模增加将通过风险分散效应减少工业企业面对汇率变动引致的需求冲击的不确定性,于是工业企业无需采用“窖藏”过剩产能策略^[2-4]以应对汇率冲击的不确定性,此时人民币汇率升值对中国工业产能利用率的负向影响也许并不显著。

总体上,出口开放度渠道制约汇率升值的产能利用率变化效果取决于汇率的支出转换效应和生产的“窖藏效应”:一是汇率的支出转换效应是否显著? Redux 模型虽然基本肯定了汇率的支出转换效应,但模型抽象掉了一些现实情况,如市场定价原则、贸易品构成、市场组织形式等。后期研究发现,当地定价原则 LCP 否定了生产者货币定价 PCP 肯定汇率的支出转换效应的结论。基于中国的经验研究也表明不支持 PCP 定价原则;二是生产的“窖藏效应”是否显著?“窖藏效应”是竞争性市场中的理性行为,适用于处于充分竞争状态的轻工业,但不符合重工业是寡头或垄断的市场结构;三是两者正负效应的作用结果?如果支出转换效应

占支配地位,那么中国工业的出口开放度提高,人民币汇率升值对中国工业的产能利用率的负向影响会增强。反之此负向影响会下降。本文的实证结论表明:出口开放度渠道并不具有稳定性和显著性特征,说明上述效应的各自效果及其相互作用较不稳定。

(2)进口渗透率渠道制约汇率的支出转换效应和不完全传递效应,从而影响汇率变动的产能利用率变化效果。汇率升值将通过相对价格变动的支出转换效应,减少企业进口中间品和进口最终品的生产成本,但这种支出转换效应的实施效果还取决于汇率升值对于进口中间品价格、进口最终品价格及国内生产要素价格的不完全传递效应。一般而言,由于生产成本效应会同时影响实际产出和产能产出,所以汇率对于产能利用率的总体影响难以确定。这主要取决于实际产出和产能产出对于生产成本调整的敏感性及进口中间品和进口最终品支出占总生产要素投入的比重,即进口渗透率。由于传统经济增长方式的制约,导致中国工业生产对国外资源的依赖度不断提高,2011年中国对于原油、铁矿石、铝土矿、铜矿等重要能源、资源的进口渗透率超过 50%。

汇率升值通过进口渗透率渠道对实际产出的影响效果,主要取决于进口渗透率与实际产出之间是否存在互补关系或者替代关系。进口渗透率提高,汇率升值引致进口品(进口中间品和进口最终品)的成本下降:一方面导致国内中间品价格相对于进口中间品的相对价格显著上升,汇率升值会促使工业企业更多采用进口中间品替代国内中间品的投入,导致贸易品部门和非贸易品部门的实际产出增加,此时进口渗透率与实际产出之间存在互补关系(参见理论模型中 k 含义);另一方面由于进口最终品价格相对降低,所以工业企业将更多进口最终品进而替代自己生产,这将导致实际产出大幅下降,此时进口渗透率与实际产出之间存在替代关系(参见模型中 c_0 含义)。

毛日昇^[26]的研究表明,中国工业行业总体的进口渗透与国内产出水平主要体现为替代关系而非互补关系,这与本文的实证结论一致。基于不同的行业特征(如重工业或轻工业)以及不同的企业所有者结构特征(如国有企业或私营企业),进口渗透率与实际产出之间是否存在互补关系或者替代关系,还取决于进口品的构成(如进口最终品占全部进口品的比重)以及实际产出对于生产成本调整的敏感性。

依此判断,假定产能产出不变,进口渗透率提高,人民币汇率升值对中国工业的产能利用率的负向影响可能会增强。但现实中产能产出将随进口中间品价格的变动而调整,加之汇率升值对于国内要素价格的不完全传递效应,会导致国内生产要素价格下降,这也将进一步

提高工业企业的产能产出。因此,考虑到产能产出的动态调整,中国工业的进口渗透率提高,人民币汇率实际升值对中国工业的产能利用率的负向影响可能会大幅增强。本文的研究结果支持了这一理论判断。

(3)市场势力渠道制约汇率的不完全传递效应,进而影响汇率变动的产能利用率变化效果。理论模型(参见(10)式的表述)显示:市场势力渠道的制约效果取决于:一是企业的市场势力(或者平均利润)增强,汇率变动的不完全传递效应是否增强?静态竞争模型和以市定价的不完全竞争动态模型,对此给出了截然相反的结论。

Dornbusech^[29]的古诺产量竞争模型关注了市场势力的作用以及国内外可比商品之间的不完全可替代性。如果当地市场竞争越激烈,那么汇率传递率就高。而基于 Fisher^[30]的波特兰竞争模型却表明,如果当地市场竞争性越强,那么汇率对进口价格的传递率就越高。由于波特兰价格竞争模型在现实中比较少见,所以企业的市场势力(或者平均利润)增强,汇率变动的不完全传递效应可能会下降,进而汇率升值对产能利用率的负向影响会减弱。这与理论模型中(10)式的结论一致。

但由于 Dornbusech 的静态古诺竞争模型忽视了价格调整的动态因素,因此后期研究重点关注以市定价的不完全竞争动态模型,如 Froot and Klemperer^[31]的研究表明:汇率传递效应取决于汇率变动是暂时的还是永久的。暂时性的汇率变动将被垄断者的利润率所吸收,导致汇率变动对于进口价格的传递效应下降,进而汇率升值对产能利用率的负向影响会增强。这与理论模型中(10)式的结论完全相反。

二是进口渗透率与实际产出之间是否存在互补关系或者替代关系(c_0 小于或者大于 0,且大于或者小于 k)?如果最终品进口对于国内最终品生产的替代效应大于互补效应,那么汇率升值对产能利用率的负向影响可能提升,反之,此负向影响可能下降。毛日昇^[26]的研究表明,中国工业行业总体的进口渗透与国内产出水平主要体现为竞争替代关系而非互补关系。

本文的实证结论表明:虽然企业的市场势力(或者平均利润)增强,但同时工业企业会认为汇率的变动趋势将比较持久,因而汇率变动的不完全传递效应会增强。由于最终品进口对于国内最终品生产的替代效应大于互补效应,所以人民币汇率实际升值对中国工业的产能利用率的负向影响提升。

三、经验方程、变量说明与描述性统计

(一) 经验方程

根据前面的理论模型,同时考虑到产能利用率的滞后效应,确定产能利用率的经验回归方程如下所示⁵:

$$\ln CU_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln CU_{it-1} + \lambda_2 \ln K_{it} + \lambda_3 \ln L_{it} + \lambda_4 \ln w_{it} + \lambda_5 \ln REER_{it} (1 - Profit_{it-1}) \\ + \lambda_6 [f_1 EXS_{it-1} + f_2 IMS_{it-1} + f_3 Own_{it-1}] \ln REER_{it} + \tau_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

CU_{it-1} 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的产能利用率, K_{it} 表示 t 时期工业行业 i 的固定资产净值(资本存量), L_{it} 表示 t 时期工业行业 i 的劳动数量, w_{it} 表示 t 时期工业行业 i 的工资, r_{it} 表示 t 时期工业行业 i 的资本价格, $Profit_{it-1}$ 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的利润率⁶。 EXS_{it-1} 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的出口开放度, 即出口销售产值占全部销售收入的比重; IMS_{it-1} 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的进口渗透率, 即行业进口额占国内产值和进口额之和的比重⁷; Own_{it-1} 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的所有制结构特征; τ_i 表示可能存在个体效应, σ_t 表示时间虚拟变量。由于利率变量 $\ln r$ 与时间虚拟变量 σ_t 具有很高的相关性, 所以回归方程中忽略了引入利率变量。

本文采用工业行业的固定资产净值表示资本存量 K , 其计算方法是基于固定资产原价和累计折旧等数据的永续盘存法。劳动投入 L 采用中国工业企业数据库的全部职工(从业人员平均人数) 统计量; 劳动力价格 w 使用中国工业企业数据库的本年应付工资总额统计量和全部职工统计量。本文采用出口交货值(千元) 占全部销售收入(千元) 的比重表示出口开放度 EXS , 使用行业全部进口额(联合国 Comtrade 数据库, 原始数据为美元并转化单位为千元) 占它与行业总产值(千元) 之和的比重表示行业进口渗透率 IMS , 并采用国有企业(SOE)、私营企业(PRT)、外商直接投资企业(FDI) 产值占行业总产值的比重表示行业所有制结构

⁵ 由于回归中单独的实际汇率、市场势力、出口开放度、进口渗透率或所有制结构特征变量与交叉变量存在显著且很高的相关性, 容易出现 GMM 回归的多重共线性问题, 因此实证中部分单独变量会被忽略。

⁶ 本文采用 $1 - Profit_{it-1}$ 表示厂商市场势力的反向指标 ($\frac{1}{\mu}$)。

⁷ 由于出口开放度、进口渗透率和利润率可能受到汇率调整的显著影响, 为了避免实际汇率和上述变量之间存在的内生性(同时响应)问题给估计带来的偏差, 参考毛日昇^[26]的做法, 对上述变量做了时间上的一阶滞后处理。

特征 (*Own*)⁸。上述数据均来自于中国工业企业数据库。

由于(13)式引入了滞后一期变量并可能存在内生变量与误差项之间的相关性,所以本文采用了 Onestep-SYS-GMM 回归来克服通常的 OLS 估计、标准的随机效应估计或固定效应估计将导致参数估计的非一致性问题,并进行了 Arellano-Bond 残差序列一阶和二阶相关性检验及统计了判定所有工具变量整体有效性的 Sargan 检验。

(二) 估算各工业行业的产能利用率

本文参照韩国高等^[27]的成本函数法,估算中国四位码工业行业层面的产能利用率。其计算思路是首先从(6)式确定参数 β_k 、 γ_{kk} 、 γ_{2k} 、 γ_{3k} 和 β_{tk} ,然后依据(7)式求出最优产能产出 Y^c ,最后求出 1999—2007 年各工业行业的产能利用率⁹。本文采用系统广义矩估计(SYS-GMM)解决解释变量的内生性问题,(6)式中 β_k 、 γ_{kk} 、 γ_{2k} 、 γ_{3k} 和 β_{tk} 在 5%的显著性水平下显著异于零,回归结果见表 1。

表 1 可变成本方程的参数估计结果

系数	估计值	标准差	系数	估计值	标准差
β_0	13.6282***	3.1100	β_{3t}	0.7910***	0.2540
β_1	-0.6882**	0.3060	β_k	-1.4622***	0.5330
β_2	1.1698	2.2910	γ_{kk}	-0.1545**	0.0780

⁸ 国有、外资和私营企业占总体工业行业的比重最高(大约 60%—70%左右),这三种所有制类型的企业最能集中反映市场制度性差异和其它行业特征的差异性。

⁹ 本估计采用中国工业企业数据库中工业中间投入合计统计量表示中间投入品 M (单位:千元),采用时间趋势度量技术进步 t ;使用国际大宗商品价格指数衡量进口中间投入品价格 p_f ,国内中间投入品价格 p_n 来源于《中国统计年鉴》中工业生产者购进价格指数(1999年为基期);新增固定资本 ΔK (单位:千元)来源于中国工业企业数据库中固定资产原价总计的一阶差分统计量,其中资本租赁价格 r 的计算参照毛日昇^[26]的做法。劳动投入 L 来源于中国工业企业数据库中全部职工(从业人员平均人数)统计量(单位:人)。劳动价格 w 来源于中国工业企业数据库中本年应付工资总额统计量和全部职工数计算得到。产出 Y 采用中国工业企业数据库中工业增加值统计量(单位:千元)。

β_3	-26.7244***	7.5790	φ_{kk}	0.8251**	0.3630
γ_{22}	-0.7776	3.3920	γ_{2k}	-1.3855***	0.3240
γ_{33}	18.7854**	7.8560	γ_{3k}	3.0830***	0.6180
γ_{23}	3.6808	2.2390	β_{tk}	0.1687***	0.0390
β_{2t}	-0.1917	0.2090	C	4696148.0000***	760165.0000
观测值	3691				
行业数	462				
AR(2)	0.8960				
Sargan Test	0.3290				

注：上述回归中控制了重工业和轻工业的特征差异。****表明 $p < 0.01$ ，**表明 $p < 0.05$ ，*表明 $p < 0.1$ 。

表中的检验值均为 P 值。

资料来源：作者计算整理。

(三) 测算各行业实际有效汇率指数

囿于数据的可得性问题，本文采用 Goldberg^[25] 和毛日昇^[26] 的做法，构建人民币三位码工业行业层面的月度实际有效汇率指标。

$$REER_{im} = \sum_{j=1}^k \omega_{jt}^i RER_{jtm} \quad (14)$$

$$\omega_{jt}^i = 0.59 \times \frac{\sum_{c=t-2}^{t-1} ex_{jc}^i}{\sum_{j=1}^k \sum_{c=t-2}^{t-1} ex_{jc}^i} + 0.41 \frac{\sum_{c=t-2}^{t-1} im_{jc}^i}{\sum_{j=1}^k \sum_{c=t-2}^{t-1} im_{jc}^i} \quad (15)$$

其中， $REER_{jtm}$ 表示中国与 j 国的在月度 m 的双边实际汇率指数， ω_{jt}^i 表示中国与 j 国在产业 i 的双边贸易的年度加权系数， ex_{jc}^i 和 im_{jc}^i 分别表示中国与 j 国在中国工业行业 i 的双边进口和出口贸易额。这里采用 ex_{jc}^i 和 im_{jc}^i 分别采用相对于月度 t 所在年份之前两年的平均值作为加权值； k 表示加权国家和地区总数。 $REER$ 指数上升（下降）表示东道国实际汇率升值（贬值）¹⁰。

(四) 描述性统计

¹⁰ 中国与其他国家工业行业的年度双边进口和出口贸易额数据，来源于联合国 Comtrade 数据库和中国海关统计数据库（单位：美元）。各国 CPI 指标来源于 EIU CountryData 数据库（2005 年为基期）；各国货币与美元的双边名义汇率数据来源于 EIU CountryData 数据库。

实际有效汇率及其变化值指标为三位码层面,按照行业编码分别合并匹配到相应的四位码行业。结果表明:重工业的产能利用率(均值 1.3749)明显低于轻工业的产能利用水平(均值 2.1989),重工业领域的产能过剩问题更加严重。

表 2 描述性统计值

指标	样本数	均值	标准差	中间值	1/4 分位值	3/4 分位值
产能利用率 ¹¹	3692	1.6999	2.5224	1.2477	0.3111	2.3980
净利润率	4183	3.9087	3.9043	3.6555	2.2063	5.3538
资本存量	4182	14.9357	1.7666	14.9944	13.9153	16.0525
劳动量	4183	10.8283	1.5015	10.9470	9.9253	11.9045
工资	4183	2.5112	0.4596	2.4900	2.1904	2.8016
出口开放度	3716	0.2098	0.2065	0.1341	0.0490	0.3240
进口渗透率	2292	0.1954	0.2358	0.0876	0.0182	0.3028
实际汇率变化	1295	-1.1111	1.4335	-0.9789	-1.8709	-0.1687

注:各项数据根据前文方法计算得到。实际汇率指标以 2005 年为基期 100 表示。

资料来源:作者计算整理。

四、实证分析

本文考察了总体样本、重工业样本和轻工业样本的影响差异,回归结果分别对应表 3、表 4 和表 5。表 3 和表 4 中各系数的显著性较高,而表 5 中与人民币实际汇率交叉影响的系数多不显著,这说明重工业产能利用率与人民币实际汇率之间存在显著的系统性关系,但人民币实际汇率却不是影响轻工业产能过剩的关键因素。

表 3 至表 5 可知,产能利用率的滞后一期变量的回归系数均在 1% 显著性水平上呈现正值,这表明产能利用率存在显著的滞后性特征。控制其他影响因素之后,当期产能利用率下降 10%,下一期的总体行业产能利用率会降低 4.0291% (计算表 3 中第(1)列至第(7)列的显著系数均值),下一期的重工业和轻工业的产能利用率降幅分别为 4.3886% (计算表 4 中第(1)列至第(7)列的显著系数均值)和 4.0567% (计算表 5 中第(1)列至第(7)列的显著系数均值),因此重工业产能利用率的滞后期效应更加明显。

¹¹ 产能利用率数据是根据理论模型经过严格计算得出,由于行业细分程度较大导致其值个体差异很大,所以该数据只反映了产能利用率的相对变化情况而不是真实的产能利用率。

表 3 全样本的 SYS-GMM 估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln CU_{it-1}$	0.3355*** (0.0853)	0.3952*** (0.0859)	0.4845*** (0.0984)	0.4014*** (0.0867)	0.4120*** (0.0864)	0.3920*** (0.0859)	0.3998*** (0.1005)
$\ln K_{it}$	-0.2288*** (0.0464)	-0.1205*** (0.0440)	-0.1303*** (0.0550)	-0.1400*** (0.0416)	-0.1565*** (0.0443)	-0.1731*** (0.0450)	-0.1263*** (0.0542)
$\ln L_{it}$	0.1634*** (0.0454)	0.0451 (0.0436)	0.0252 (0.0521)	0.0723** (0.0412)	0.0954** (0.0441)	0.1031** (0.0440)	0.0100 (0.0528)
$\ln w_{it}$	-0.7585*** (0.0640)	-0.6241*** (0.0674)	-0.4615*** (0.0851)	-0.5841*** (0.0656)	-0.4998*** (0.0725)	-0.5959*** (0.0670)	-0.6669*** (0.0863)
$\ln REER_{it} \times (1 - Profit_{it-1})$	-1.1903*** (0.1237)						-1.0429*** (0.1620)
$\ln REER_{it} \times EXS_{it-1}$		0.0941*** (0.0211)					0.0422 (0.0278)
$\ln REER_{it} \times IMS_{it-1}$			-0.0900*** (0.0237)				-0.1039*** (0.0232)
$\ln REER_{it} \times SOE_{it-1}$				-0.0887*** (0.0264)			
$\ln REER_{it} \times PRT_{it-1}$					0.1386*** (0.0469)		
$\ln REER_{it} \times FDI_{it-1}$						0.0858*** (0.0298)	
C	9.0025*** (0.7524)	3.0063*** (0.2534)	2.9115*** (0.3642)	3.0031*** (0.2547)	2.5486*** (0.2624)	3.0947*** (0.2612)	8.1467*** (1.0055)
观测值	1866	1866	1268	1866	1866	1865	1268
行业数	424	424	283	424	424	424	283
AR(1)	0	0	0	0	0	0	0
AR(2)	0.2090	0.2500	0.1590	0.3290	0.2790	0.2890	0.1390
Sargan Test			0.1000				0.1240

注：所有估计均控制了个体固定效应和时间虚拟变量。所有回归均控制了产能利用率滞后变量的内生性。****表明 $p < 0.01$ ，**表明 $p < 0.05$ ，*表明 $p < 0.1$ 。括号内为回归系数对应的标准误，列表中的检验值均为 P 值。

资料来源：作者计算整理。

表 3 第(2)列和表 4 第(2)列的回归结果表明，单独考察出口开放度渠道的情况下，实际汇

率与出口开放度交叉项变量的回归系数为显著正值, 当本文同时引入市场势力渠道、进口渗透率渠道或所有制结构特征的影响后, 该系数不再显著, 其中表 5 中该系数一直不显著, T 统计量值小于 1.6。这表明人民币实际汇率的出口开放度效应并不具有稳定性和显著性特征。一方面, 人民币实际汇率升值导致出口产品的价格竞争力下降, 导致实际产出下降, 在产能产出不变的情况下, 产能利用率就会降低。但大量的研究表明: 人民币汇率变动对中国出口的支持转换效应并不显著, 还取决于产品定价原则、贸易品构成及市场组织形式等因素; 另一方面, 出口开放度提高, 企业无需采用“窖藏”过剩产能策略以应对需求的不确定性, 产能利用率可能会保持稳定。

实际汇率与进口渗透率交叉项变量的系数为显著负值, 但表 5 轻工业样本的系数不显著。进口渗透率提高, 人民币实际汇率升值对工业行业的产能利用率的负向影响会显著增强。估计结果表明: 进口渗透率与实际产出之间呈现出显著的竞争关系, 这与毛日昇^[26]的研究结论具有较好的一致性。人民币实际汇率升值 10%, 通过进口渗透渠道, 中国工业的产能利用率会下降 4.9616%¹²。表 4 第(3)列重工业样本的回归表明, 实际汇率与进口渗透率交叉项变量的系数不显著。但是, 同时引入市场势力渠道、出口开放渠道或所有制结构特征的影响后, 该系数均在 1%显著性水平上呈现负值。但表 5 轻工业样本的系数均不显著, 表明轻工业的进口渗透率效应并不显著。

表 4 重工业样本的 SYS-GMM 估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln CU_{it-1}$	0.4965*** (0.0375)	0.3971*** (0.1216)	0.5289*** (0.1405)	0.4029*** (0.1210)	0.3669*** (0.1266)	0.3886*** (0.1205)	0.4911*** (0.1531)
$\ln K_{it}$	-1.0736*** (0.2537)	-0.1620*** (0.0580)	-0.2338 (0.3846)	-0.1602*** (0.0543)	-0.1566*** (0.0544)	-0.1827*** (0.0569)	-0.4939 (0.4338)
$\ln L_{it}$	1.0819*** (0.2775)	0.0703 (0.0556)	0.1400 (0.4338)	0.0717 (0.0533)	0.0745 (0.0535)	0.0917** (0.0548)	0.4186 (0.4859)
$\ln w_{it}$	0.4444 (0.3415)	-0.5218*** (0.0920)	-0.3466 (0.3933)	-0.4771*** (0.0881)	-0.3881*** (0.0936)	-0.4497*** (0.0901)	-0.2685 (0.4666)
$\ln REER_{it} \times (1 - Profit_{it-1})$	-1.3858*** (0.1327)						-0.9730*** (0.2244)
$\ln REER_{it} \times EXS_{it-1}$		0.0901***					-0.0443

¹² 表 3 中 $\ln REER_{it} \times IMS_{it-1}$ 的显著回归系数均值除以 IMS_{it} 的均值 (数据见表 2)。

		(0.0342)					(0.0693)
$\ln REER_{it} \times IMS_{it-1}$			-0.0447				-0.0609***
			(0.0308)				(0.0315)
$\ln REER_{it} \times SOE_{it-1}$				-0.0465			
				(0.0335)			
$\ln REER_{it} \times PRT_{it-1}$					0.1999***		
					(0.0709)		
$\ln REER_{it} \times FDI_{it-1}$						-0.0201	
						(0.0428)	
C	8.9845***	2.8701***	2.6664***	2.7667***	2.1698***	2.7836***	7.6468***
	(0.7302)	(0.3939)	(0.5008)	(0.3891)	(0.3440)	(0.3953)	(1.4270)
观测值	1078	1078	740	1078	1078	1078	740
行业数	257	257	171	257	257	257	171
AR(1)	0	0	0	0	0	0	0
AR(2)	0.1450	0.1150	0.0930	0.1550	0.1230	0.1330	0.1170
Sargan Test	0.2810		0.5510				0.5670

注：所有估计均控制了个体固定效应和时间虚拟变量。所有回归均控制了产能利用率滞后变量的内生性。***表明 $p < 0.01$ ，**表明 $p < 0.05$ ，*表明 $p < 0.1$ 。括号内为回归系数对应的标准误，列表中的检验值均为 P 值。

资料来源：作者计算整理。

实际汇率与企业市场势力交叉项变量除表 5 轻工业样本的部分系数不显著外，其他回归均在 1% 显著水平上呈现负值。人民币实际汇率升值 10%，通过市场势力渠道，总体工业的产能利用率会下降 11.6202%¹³。表 4 和表 5 可知，重工业市场势力渠道的制约效应显著高于轻工业，重工业样本中实际汇率与企业市场势力交叉项变量的显著系数均值为 -1.1794，绝对值远高于轻工业样本中显著系数的均值 -0.5209。根据 CEIC 中国数据库的统计数据，1998 年东南亚经济危机之后，人民币实际汇率出现多次趋势性的升值或贬值区间，如 1998—2002 年人民币实际有效汇率持续升值，2002—2004 年实际汇率大幅贬值以及 2006—2008 年再次大幅升值。由于市场竞争加剧且工业企业认为人民币汇率的变动趋势将比较持久，人民币实际汇率升值对各工业行业的产能利用率的负向影响作用会显著增强，这表明工业行业的产能利用率受人民币实际汇率的影响会随企业势力下降而更敏感。1999—2011 年间，轻工业产值比重由 41.9% 下降到 30% 以下，重工业则由 58.1% 上升到 70% 以上。由于重工业的比重较

¹³ 表 3 中 $\ln REER_{it} \times (1 - Profit_{it-1})$ 的显著回归系数均值除以 $(1 - Profit_{it-1})$ 的均值（数据见表 2），文中其他的类似比率采用相同的方法计算。

高，所以重工业市场势力渠道的制约效应更加显著。

表 3 第(4)列主要考察了国有企业比重与实际汇率对产能利用率的影响之间的关系。国有企业比重增加，人民币汇率升值对产能利用率的负向影响会显著增强。这表明进口渗透率渠道中互补效应大于竞争效应，可能原因是国有企业受政府的过度保护，致使其对于汇率升值产生的进口最终品的成本下降效应和国内生产要素的价格上涨效应并不敏感，故进口渗透率渠道的竞争效应较弱。表 3 第(5)列考察了私营企业比重与实际汇率对产能利用率的影响之间的关系。私营企业比重增加，人民币汇率升值对产能利用率的负向影响会显著减弱。这表明市场势力渠道的影响较强，且进口渗透率渠道中互补效应小于竞争效应，可能原因是私营企业对于汇率升值导致的进口最终品成本的下降效应和国内生产要素的价格上涨效应比较敏感。表 3 第(6)列考察了外资企业比重与实际汇率对产能利用率的影响之间的关系。外资企业具有较高的生产效率，对于汇率调整比较敏感，但由于其享受了地方政府的优惠政策补贴，待遇甚至高于私营企业，也会出现对于汇率调整的反应惰性。表 4 和表 5 表明，重工业和轻工业的所有制结构特征效应并不显著，仅表 4 第(5)列和表 5 第(6)列的回归系数显著，但控制了市场势力渠道、出口开放度渠道和进口渗透率渠道的影响后，该系数又不显著（此结果未列出，若需要可向作者索取）。

表 5 轻工业样本的 SYS-GMM 估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln CU_{it-1}$	0.3191*** (0.0467)	0.3555*** (0.1703)	0.6365*** (0.2833)	0.3571*** (0.1693)	0.3632*** (0.1719)	0.3508*** (0.1699)	0.4575** (0.2576)
$\ln K_{it}$	-0.3038 (0.2554)	-0.1942*** (0.0967)	0.0479 (0.5602)	-0.1496** (0.0820)	-0.1767*** (0.0891)	-0.1774*** (0.0894)	-0.1078 (0.7651)
$\ln L_{it}$	0.2681 (0.2527)	0.1620 (0.0979)	-0.1123 (0.5363)	0.1134 (0.0820)	0.1436 (0.0896)	0.1420 (0.0896)	0.0292 (0.7580)
$\ln w_{it}$	-0.5283*** (0.2707)	-0.5655*** (0.1162)	-0.5167 (0.5093)	-0.6009*** (0.1094)	-0.5794*** (0.1234)	-0.6566*** (0.1157)	-0.4861 (0.5659)
$\ln REER_{it} \times (1 - Profit_{it-1})$	-0.5209*** (0.2055)						-0.5190 (0.3390)
$\ln REER_{it} \times EXS_{it-1}$		-0.0117 (0.0308)					-0.0071 (0.2971)
$\ln REER_{it} \times IMS_{it-1}$			-0.0872 (0.0675)				-0.1081 (0.0674)

$\ln REER_{it} \times SOE_{it-1}$				-0.0579 (0.0384)			
$\ln REER_{it} \times PRT_{it-1}$					-0.0040 (0.0597)		
$\ln REER_{it} \times FDI_{it-1}$						0.1157*** (0.0391)	
<i>C</i>	6.2286 (1.0760)	3.5071 (0.3240)	2.9135 (1.4457)	1.8722 (0.4189)	3.4659 (0.3263)	3.5513 (0.3073)	5.9611 (3.0966)
观测值	788	788	528	788	788	788	528
行业数	167	167	112	167	167	167	112
AR(1)	0	0.001	0	0.001	0	0	0
AR(2)	0.7720	0.8000	0.9350	0.8270	0.8020	0.7150	0.9690
Sargan Test		0.1140	0.1610	0.1180	0.1160	0.1170	0.5850

注：所有估计均控制了个体固定效应和时间虚拟变量。所有回归均控制了产能利用率滞后变量的内生性。****表明 $p < 0.01$ ，**表明 $p < 0.05$ ，*表明 $p < 0.1$ 。括号内为回归系数对应的标准误，列表中的检验值均为 P 值。

资料来源：作者计算整理。

表 3 表明，资本存量增加会对产能利用率有显著的负向影响，这与理论预期较为一致。大量的研究已表明过度投资是造成产能过剩的关键因素，固定资产净值增加导致产能产出上升，产能利用率相应下降。表 4 的重工业样本回归系数均值（-0.3470，部分系数 T 统计量值显著）大于表 5 的轻工业样本回归系数均值（-0.1745，部分系数 T 统计量值显著）。这表明重工业投资对产能利用率的影响较大，故控制对重工业部门的过度投资是有效化解重工业产能过剩的关键所在。表 3 至表 5 表明劳动数量增加或工人工资下降，都将提高产能利用率，这也与理论结论一致：劳动数量增加，企业产出将提高；工人工资上涨，产能产出将下降。

为了进一步检验上述回归结果的稳健性，本文将用劳动数量和工人工资变量替换为行业职工总数和工资总额进行回归检验，并尝试单独控制市场势力、出口开放度、进口渗透率及所有制结构特征的影响后再进行对比分析，研究结论仍然具有一定的稳健性：控制其他影响因素之后，人民币实际汇率升值 10%，中国工业产能利用率降低约 14%—17%。

五、结论与政策建议

本文的意义在于从人民币实际汇率的新视角诠释了在开放经济条件下中国工业的产能利用率与产能过剩命题。基于 1999—2007 年中国各细分行业面板数据的系统广义矩

(SYS-GMM) 估计的结果表明：中国工业的产能过剩问题不仅有独特的发展阶段、体制机制和发展方式的原因，还与人民币汇率变动的外部经济依赖度密切相关。加入 WTO 为中国外向型经济发展提供了良好的发展时机，中国工业的出口开放度和进口渗透率不断攀升。1998 年之后，人民币实际汇率基本呈现不断升值的发展趋势，尤其是 2005—2009 年人民币实际有效汇率升值 32%。人民币实际汇率升值引致中国工业产能利用率不断下降，加之市场势力渠道和进口渗透率渠道的放大效应，致使部分工业行业的产能过剩问题比较突出，主要集中在地方政府重点招商引资且产品同质化程度高的重化工业。

中国政府化解产能过剩需综合考虑国内外影响因素的合力，并可依托汇率政策对中国工业的产能利用率进行调节。当前美联储缩减 QE 规模且加息预期升温，新兴市场出现汇率的大幅回调，中国经济增长速度放缓并步入“新常态”区间，引发自 2015 年 1 月以来人民币汇率急跌，市场判定人民币汇率进入新一轮的贬值周期。如果人民币汇率步入贬值区间，将通过出口开放度渠道和市场势力渠道缓解当前中国工业尤其重工业的产能过剩困局，但对中国轻工业产能过剩的影响甚微。

为了实现化解产能过剩的目标，仍需配合以下政策措施：①尽快建立遏制重工业固定资产投资冲动的长效机制。为此，严禁建设新增产能项目，分类妥善处理在建违规项目；清理整顿已建成的违规产能，加强规范和准入管理；淘汰落后产能，引导产能有序退出；推进企业兼并重组，优化产业空间布局；②签订大宗商品原材料进口的远期汇率合约，消除汇率波动对进口原材料价格的冲击。当前，国内企业正利用期货合约价格增加国外采购规模，但缺乏对于远期汇率风险的规避考虑，相关企业应同时签订大宗商品原材料进口的远期汇率合约，减少未来汇率波动对于原材料进口的支出转换效应和不完全传递效应；③消除行业市场的国有企业垄断，允许合格的私营企业进入，推进混合所有制企业形式的实施。市场竞争加剧会造成竞争性产能过剩，但竞争性能过剩是合理市场竞争行为的理性结果，生产者已为潜在的市场竞争冲击及远期的内外市场需求进行了理性选择；④结合海外援助、国际合作项目，通过海外投资建厂的方式转移企业的新增生产能力。构建“走出去”投融资综合服务平台，并可利用外汇储备或专项资金对涉外企业提供融资便利；发挥某些工业行业的技术、装备、规模优势，在全球范围内开展资源和价值链整合；加强与周边国家及新兴市场国家的投资合作，积极建设境外生产基地。

针对中国轻工业领域内的产能过剩问题，首先要意识到轻工业领域的产能过剩多属于竞争性产能过剩，“产能窖藏”是企业面对市场竞争环境的合理选择；然后完善市场经济体制，

为不同所有制、不同规模企业创造一个公开、公平和公正的竞争环境，降低行业进入和退出的沉淀成本；最后扩大国内市场需求，采用出口市场多元化战略，提升企业技术附加值，增强企业的市场势力，能够有效抵消人民币实际汇率对中国轻工业产能过剩的负向影响。

参考文献

- [1] Michael Spence. Entry, Capacity, Investment and Oligopolistic Pricing [J]. *The Bell Journal of Economics*, 1977, 8(2): 534-544.
- [2] Clark S. Labor Hoarding in Durable Goods Industries [J], *American Economic Review*, 1982, 63(5): 811-824.
- [3] Medoff J. J., and L. Fay. Labor and Output over the Business Cycle: Some Direct Evidence [J], *American Economic Review*, 1985, 75(4): 638- 655.
- [4] Fair R. Excess Labor and the Business Cycle [J], *American Economic Review*, 1984: 75(1): 239-245.
- [5] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. *经济研究*. 2010, (4): 4-19.
- [6] 巴曙松. 如何看待当前的“产能过剩”[J]. *首席财务官*, 2006, (7): 55-57.
- [7] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设长期存在的原因[J]. *经济研究*, 2004, (6): 33-40.
- [8] 吴志明, 郭予锴. 汇率制度改革前后人民币传递效应研究——以 2005 年 7 月汇率制度改革为界[J]. *经济评论*, 2010, (2): 120-127.
- [9] Cooper R. An Assessment of Currency Devaluation in Developing Countries [M]. Gustav Ranis. New Haven, Conn.: Yale University Press, 1971.
- [10] Edwards, S. Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries. Cambridge [M]. MA: MIT Press, 1989.
- [11] Morley, S. A. On the Effect of Devaluation during Stabilization Programs in LDCs [J], *The Review of Economics and Statistics*, 1992, 74(1): 21-27.
- [12] Rogers, J. H., and P. Wang. Output, Inflation, and Stabilization in a Small Open Economy: Evidence from Mexico [J], *Journal of Development Economics*, 1995, 46(2): 271-293.
- [13] Kamin, S. B., and J. H. Rogers. Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: an Application to Mexico [J], *Journal of development economics*, 2000, 61(1): 85-109.
- [14] Berument, H., and M. Pasaogullari. Effects of the Real Exchange Rate on Output and Inflation: Evidence from Turkey [J], *The Developing Economies*, 2003, 41(3):401-435.
- [15] Kim, Y., and Y. H. Ying. An Empirical Assessment of Currency Devaluation in East Asian Countries [J], *Journal of International Money and Finance*, 2007, 26(8), 265-283.
- [16] Mills, T. C., and E. J. Pentecost. The Real Exchange Rate and the Output Response in Four EU Accession Countries [J], *Emerging Markets Review*, 2001, 2(4):418-430.
- [17] 李建伟, 余明. 人民币有效汇率的波动及其对中国经济增长的影响[J]. *世界经济*. 2003, (11): 21-34.
- [18] 李未无. 实际汇率与经济增长: 来自中国的证据[J]. *管理世界*. 2005, (2): 17-26.

- [19] 赵永亮, 干杏娣, 熊德平. 人民币实际有效汇率升值对中国产出影响的实证研究[J]. 世界经济研究. 2011, (6): 16-27.
- [20] 陈国伟, 夏江. 人民币实际汇率变动对总产出影响的实证分析[J]. 经济科学. 2002, (4): 49-55.
- [21] 何新华, 吴海英, 刘仕国. 人民币汇率调整对中国宏观经济的影响[J]. 世界经济. 2003, (11): 13-20.
- [22] 范金, 郑庆武, 王艳, 袁小慧. 完善人民币汇率形成机制对中国宏观经济影响的情景分析——一般均衡分析[J]. 管理世界. 2004, (7): 29-42.
- [23] 卢万青, 陈建梁. 人民币汇率与国际竞争力的关系研究[J]. 国际金融研究. 2004, (8): 26-36.
- [24] 魏巍贤. 人民币升值的宏观经济影响评价[J]. 经济研究. 2006, (4): 47-57.
- [25] Goldberg, L. S. Industry-specific Exchange Rates for the United States [J], Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, 2004, (10):1-16.
- [26] 毛日昇. 人民币实际汇率变化如何影响工业行业就业?[J]. 经济研究. 2013, (3): 56-69.
- [27] 韩国高, 高铁梅, 王立国, 齐鹰飞, 王晓. 中国制造业产能过剩的测度, 波动及成因研究[J]. 经济研究. 2011, (12): 18-31.
- [28] Berndt, E. R., and C. J. Morrison. Capacity Utilization Measures: Underlying Economic Theory and an Alternative Approach [J], American Economic Review, 1981, 72 (2): 48-52.
- [29] Dornbusch, R. Exchange Rates and Prices [J], American Economic Review, 1987, 77(1): 93-106.
- [30] Fisher, E. A Model of Exchange Rate Pass-through [J], Journal of International Economics, 1989, (26): 119-137.
- [31] Froot, Kenneth and Klemperer, Paul. Exchange Rate Pass-through when Market Share Matters [J], American Economic Review, 1989, 79 (4): 637-654.

RMB Real Exchange Rate and Industrial Capacity Utilization

WANG Zi-feng, BAI Yue-ming

(School of Economics of Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: China's industrial overcapacity issue embodies the characteristics of open economic conditions. This study investigates China's industrial overcapacity from a new perspective of the RMB exchange rate under open economy. The dynamic impacts of real RMB exchange rate change on industrial capacity utilization also evaluated empirically using 4-digit industry panel dataset. The main results are yielded: capacity utilization of industrial sector has an important lag effect; real exchange rate appreciation of RMB can has important negative effects on capacity utilization of industrial sectors through both market power and import penetration channels, while the effects are not consistent through export revenue channel; the increase of private enterprises and state-owned capital in industries can enhance the positive and negative effects caused by real exchange appreciation, but the increase of FDI causes the uncertain consequence. In order to achieve the goal of solving the excess capacity, this paper suggests that government should rely on exchange rate policy to adjust industrial capacity utilization, but need to cooperate with relevant measures, such as strict controls of new investment, avoiding exchange rate risk, eliminating the market monopoly and promoting overseas investment.

Key Words: real exchange rate; capacity utilization; heavy industry; ownership structure

人民币汇率均衡、失衡与贸易顺差调整

王彬¹

【摘要】本文基于开放经济的新凯恩斯动态随机一般均衡框架，从经济内部均衡和外部平衡的角度研究了人民币均衡汇率和汇率失衡程度。结果显示，人民币在 2005 年汇率形成机制改革前存在大约 15% 左右的低估，汇改后这一失衡趋势逐步缩小，2008 年后人民币汇率失衡开始围绕零值呈现小范围波动，近期表现出小幅高估，说明汇率已接近均衡，未来不存在大幅升值的基础条件。基于香港人民币 NDF 得到的人民币汇率市场预期与基于行为均衡汇率理论的分析均进一步表明了本文结论的稳健性和可靠性。情景分析表明，汇率制度选择、汇率和资本项目管制程度等制度性因素对汇率均衡的总体影响不大。在此基础上，本文进一步考察了汇率失衡与我国贸易顺差之间的关系，揭示出 2005 年汇改后的人民币持续升值已使得当前汇率对贸易顺差的贡献度大幅减弱，未来贸易部门的优化调整应更多着眼于贸易领域中结构性问题的有效解决。本文认为，近期应抓住时机逐步扩大汇率双向波动区间，应对未来强势美元重现对人民币汇率带来的波动压力，也为我国产业结构优化升级和经济转型创造条件、争取时间。

【关键词】人民币汇率；均衡与失衡；贸易顺差；结构性冲击；动态随机一般均衡

一、引言

经济全球化使得国家间的经济交往日益频繁和紧密。汇率作为一国对外经济中的核心内容，深刻影响着一国对外贸易和资本流动。随着我国经济多年来保持持续快速增长和贸易规模不断扩大，人民币汇率已成为国际社会密切关注的热点问题。事实上，我国自 2005 年开始人民币汇率形成机制改革以来，人民币已出现较大幅度的升值，至今累计对美元升值近 30%。然而，当前人民币汇率是否已接近其合理区间？未来是否还有大幅升值的可能？汇率失衡到底怎样影响贸易顺差？这些问题依然存在广泛争议，同时成为我国对外经济关系中十分重要、也是极具争议性的话题。在此背景下，研究人民币均衡汇率(Equilibrium Exchange Rate)对于理解和预测人民币汇率走势、判定汇率失衡程度及其对我国贸易顺差的影响无疑

¹ 王彬，中国工商银行总行投资银行部研究发展部

具有积极的理论和现实意义。需要指出的是,均衡汇率作为理论上的概念,实际中无法直接观测。因此,均衡汇率的研究与测度需要借助相关理论进行测度。Nurkse (1945) 从实际汇率角度对均衡汇率进行了阐述,认为均衡汇率是一国经济同时实现内部均衡和外部平衡即经济达到潜在产出、充分就业和国际收支平衡时的实际汇率。此后,Swan (1963)、Williamson (1983、1994) 作了更为具体和系统地研究,逐渐形成了较为完整的均衡汇率理论体系。目前,比较具有代表性的均衡汇率理论包括以下几类:

第一类是以 Williamson(1994)、Isard and Faruquee(1998)为代表提出的基本均衡汇率理论(Fundamental Equilibrium Exchange Rate, FEER)。该方法以宏观经济理论为依托,通过建立反映经济内在关系的结构化模型来估计均衡汇率,更多考虑了经济基本面因素,将一国均衡汇率与其内部经济达到潜在产出和充分就业、外部经济实现经常项目和资本项目均衡联系在一起,但其对基本因素、资本账户的均衡条件的判定存在主观性,同时局部均衡的分析缺点也显而易见。

第二类是以 Clark and MacDonald (1997) 为代表提出的简约方程理论方法——行为均衡汇率理论(Behavioral Equilibrium Exchange Rate, BEER)。BEER 出发点是汇率平价(UIP),同时关注了短期暂时性因素与中长期基本经济因素,因而对分析汇率波动更具有现实性。但 BEER 没有直接要求经济内外均衡,这与 FEER 存在根本区别。同时该理论大大简化了结构性模型,估计时往往只涉及单个方程,没有反映变量间的内在经济关系,无法体现经济内外均衡对汇率的重要意义,估计方法多是协整理论,因此结果敏感性较大,容易出现多重解。

第三类是 Stein (1994)提出的自然真实均衡汇率理论(Natural Real Exchange Rate, NATREX)。与 FEER 相似,NATREX 强调了经济基本因素和内外均衡的重要性。但 NATREX 是一种均衡汇率的决定理论,并且是一般均衡理论,因此 NATREX 可以给出均衡汇率的中长期调整过程,这体现了一般均衡的优势。但 NATREX 仍然具有一些问题,一是 NATREX 在基于一般均衡方法构建多方程联立框架时,对方程设定与估计存在一定的困难,因而影响其实际操作;另外 NATREX 没有考虑周期性因素、投机性资本流动和国际储备变动,所以 NATREX 只是针对中长期均衡汇率的调整过程,无法为短期政策的制定提供指导建议。

第四类是均衡实际汇率理论(Equilibrium Real ExchangeRate, EREER)。由 Edwards(1989)最早提出、Elbadawi (1994)、Baffes et al (1997) 逐步完善得到。ERER 主要应用于发展中国家,比较适用于测度发展中国家汇率均衡、失衡。ERER 定义实际汇率为贸易品对非贸易品的相对价格,这与通常定义有所不同。同时该理论较多考虑了发展中国家的特征因素对均

衡汇率的影响,如平行汇率、贸易限制、交易管制以及资本流动等政策性变量。但需要指出的是,ERER 对贸易品与非贸易品的划分具有较强的主观性,此外 ERER 由于主要面向发展中国家,其对贸易条件不变的前提条件不适用于大国经济。

对于人民币均衡汇率的研究,国外学者起步较早。其研究主要是基于扩展购买力平价理论、基本经济要素均衡汇率理论和行为均衡汇率理论展开的。多数认为人民币存在不同程度的低估。国内学者对人民币均衡汇率的研究较多涉及的是行为均衡理论和均衡实际汇率理论。基于行为均衡理论的研究主要包括,张晓朴(1999)认为劳动生产率、贸易条件、国外净资产有助于均衡汇率升值。秦宛顺、靳云汇、卜永祥(2004)发现在 1993-2003 年,人民币高估和低估交替出现,贸易条件改善、技术进步对均衡汇率有显著提升作用。施建淮、余海丰,沙文兵(2005)的研究则表明贸易条件与实际汇率呈反向关系,这与秦宛顺、靳云汇、卜永祥(2004)的研究结论相反,可能的原因是贸易条件所带来的替代效应大于收入效应。基于均衡实际汇率理论的国内研究包括,张斌(2003)认为在 1994-2001 年人民币均衡汇率处于升值态势,2002 年开始人民币则处于低估状态。王维国、黄万阳(2005)指出,2005 年人民币汇率存在较为严重的低估,贸易条件和政府支出都有助于均衡汇率上升,对外开放程度提高将导致均衡汇率贬值。金中夏、陈浩(2009)的研究认为,资本项目下的资金流动对人民币均衡汇率具有显著影响。吕江林、王磊(2009)的实证结果则表明人民币汇率在 1986-1988、1990-1993 和 1999-2002 年分别出现了低估。

总的来看,由于均衡汇率水平决定因素的重要性和复杂性,这一问题一直是政府和学术界关注的热点,形成了大量的研究文献。但国内外研究对人民币汇率均衡与失衡问题的看法不尽相同,存在着一定的分歧,差异性结论来自多方面原因,如均衡汇率理论在中国的实用性、相关经济数据缺乏以及政治、人为因素等。现有研究理论和成果没有对人民币均衡汇率问题给出令人满意的回答。国内相关研究在分析问题的角度和方法上仍然有着很大的改进空间,迫切需要对人民币均衡汇率进行更系统、更全面、更深入的研究,以此确定合理的人民币汇率水平,为我国汇率调整、汇率制度改革及汇率政策的制定提供更具价值的参考依据。可以看到,随着经济全球化和金融市场一体化不断向纵深发展,经济计量和统计分析技术的不断开发与应用,经济学界对汇率估算的研究也随之越来越精细,以求准确把握均衡汇率决定和变化的内在机理。

综上所述,本文将基于动态随机一般均衡视角,在统一的框架内来理解和分析人民币汇率均衡与失衡问题,考察我国货币政策调控、汇率制度选择以及资本项目开放对人民币汇率

的影响特征,为中国汇率制度改革进程提供建议,使得汇率改革路径能在提高资源配置效率与维护宏观经济总体稳定之间达到最优,从而实现效率与稳定之间的兼顾和平衡。本文的贡献即在于能够为分析我国均衡汇率问题提供一个新的研究视角与方法,从而有助于加深对此类问题内在运行机制的理解。与以往均衡汇率理论模型相比,本文在研究中融入了更多反应中国经济特征因素,特别是涉及汇率、资本项目方面,使模型更加贴近现实经济,从而能够更加深入考察人民币均衡汇率,增加模型的合理性与可靠性。

本文安排如下,第二节和第三节是人民币均衡汇率测度模型框架的建立、求解和估计。第四节对人民币均衡汇率与失衡的测度结果进行详细解读。第五节探讨汇率制度选择、资本项目管制程度等制度性因素对汇率均衡、失衡的影响情况。第六节在测度人民币均衡汇率的基础上,分解出人民币汇率失衡对我国贸易顺差的结构性冲击特征,更为深入理解我国贸易与汇率之间关系。本文最后结合之前的分析结果给出政策建议。

二、构建人民币均衡汇率的基准测度模型

本节首先构建一个开放经济的动态随机一般均衡模型,对其进行最优一阶条件的求解,随后在该模型的基础上,结合Nurkse(1945)对均衡汇率的定义得到考虑经济内部均衡外部平衡条件下人民币均衡汇率的基准测度模型。

(一) 开放经济的动态随机一般均衡模型框架

1、家庭

代表性家庭 j 的效用函数: $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [U(C_{j,t}, H_{j,t}) - V(N_{j,t})]$ (1)

$$U(C_{j,t}, H_{j,t}) = \frac{1}{1-\sigma} (C_{j,t} - H_{j,t})^{1-\sigma}, H_{j,t} = hC_{j,t-1}, V(N_{j,t}) = \frac{N_{j,t}^{1+\varphi}}{1+\varphi}$$

预算约束为: $P_t C_{j,t} + E_t \{Q_{t,t+1} D_{j,t+1}\} = \Pi_{j,t} + D_{j,t} + W_{j,t} N_{j,t}$ (2)

其中 β 为折现因子, $C_{j,t}$ 为家庭消费, h 为消费的惯性因子,体现了过去消费 $C_{j,t-1}$ 对当前效用的影响, $N_{j,t}$ 为劳动供给, σ 为风险规避系数, φ 为劳动供给对实际工资的弹性的倒数。 $W_{j,t}$ 为名义工资, P_t 为国内价格总水平。假定市场存在一种名义债券用于家庭跨期投资,其中 $D_{j,t}$ 为家庭投资获得的名义收益, $\Pi_{j,t}$ 为企业分红, $Q_{t,t+1}$ 为名义收益随机折现率。

首先,利用建立贝尔曼方程(Bellman Equation)得到家庭最优消费和劳动供给条件:

$$E_t \left[\frac{P_t \beta (C_{j,t+1} - h C_{j,t})^{-\sigma}}{E_t Q_{t+1} P_{t+1} (C_{j,t} - h C_{j,t-1})^{-\sigma}} \right] = 1, \quad (C_{j,t} - h C_{j,t-1})^{-\sigma} \left(\frac{W_{j,t}}{P_t} \right) = N_{j,t}^\varphi. \quad \text{其中 } R_t = 1 / E_t Q_{t,t+1}$$

表示为 t 期无风险债券在 $t+1$ 期的名义收益，可以理解为无风险利率。

其次，劳动总供给由家庭 j 提供差异化的劳动供给以 CES 函数形式加总组成，差异化劳动需求为：
$$N_{j,t} = \left(\frac{W_{j,t}}{W_t} \right)^{-l} N_t \quad (3)$$

其中 l 为家庭劳动力供给的替代弹性，反映劳动力市场的竞争程度变化情况。我们设定每 t 期每个家庭都可以重新调整自己的工资，但只有 $1 - \xi_w$ 部分的家庭能够将他们的工资调整到最优水平，剩下 ξ_w 部分家庭工资调整特征为：
$$W_{j,t} = V_{t-1} W_{j,t-1}. \quad \text{这里 } V_t = P_t / P_{t-1} = 1 + \pi_t.$$

$$\text{因此总工资表示为: } W_t = [\xi_w (V_{t-1} W_{t-1})^{1-l} + (1 - \xi_w) (W_t^*)^{1-l}]^{l/(1-l)} \quad (4)$$

另外，对于那些能够调整达到最优工资的家庭来说，他们的家庭最大化目标效用函数是：

$$E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^i \left[\frac{U_{c,j,t+i,t}}{P_{t+i}} (W_{j,t}^* X_{it} N_{j,t+i,t} - P_{t+i} C_{j,t+i,t}) + U(C_{j,t+i,t}, N_{j,t+i,t}) \right] \right\} \quad (5)$$

其中 $U_{c,j,t+i,t}$ 表示家庭在 t 时刻寻求效用最优时在 $t+i$ 时期的边际消费， $N_{j,t+i,t}$ 表示在 $t+i$ 时期、 t 时刻设定的最优工资条件下的劳动力供给：
$$N_{j,t+i,t} = \left(\frac{W_{j,t}^* X_{it}}{W_{j,t+i}} \right)^{-l} N_{t+i} \quad (6)$$

其中 $i=0$, $X_{t+i}=1$, $i>1$ 时, $X_{t+i}=V_t V_{t+1} V_{t+2}, \dots, V_{t+i-1}$.

根据以上目标函数得到相应的一阶最优条件下的工资水平为：

$$\frac{W_{k,t}^*}{P_t} = \left[\frac{l}{l-1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^i \left(\frac{X_{it}}{W_{t+i}} \right)^{-l(1+\varphi)} N_{t+i}^{1+\varphi}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^i \left(\frac{X_{it}}{W_{t+i}} \right)^{-l} \frac{X_{it}}{P_{t+i}} U_{t+i,t}^c N_{t+i}} \right]^{1/(1+l\eta)} \quad (7)$$

上式表明，每个家庭实际上都给出了相同的最优工资，因此个人可以采用 W_t^* 代替 $W_{k,t}^*$ 。

再次，国内总消费 C_t 实质是一个组合产品，既包括对进口产品（国外产品）的消费 $C_{F,t}$ ，也包括国内产品的消费 $C_{H,t}$ ，满足关系：
$$C_t = [(1-\alpha)^{1/\eta} C_{H,t}^\eta + \alpha^{1/\eta} C_{F,t}^\eta]^{1-\eta} \quad (8)$$

其中 α 是进口指数，代表开放程度， η 代表进口产品对国内产品的替代弹性。家庭 j 对消费产品 i 的需求满足如下关系：
$$C_{j,F,t} = \left(\int_0^1 C_{j,F,t}(i) \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad C_{j,H,t} = \left(\int_0^1 C_{j,H,t}(i) \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

而对原有家庭 j 消费预算约束式可以进一步写作：

$$\int_0^1 [P_{H,t}(i) C_{j,H,t}(i) + P_{F,t}(i) C_{j,F,t}(i)] di + E_t Q_{t+1} D_{j,t+1} = \Pi_{j,t} + D_{j,t} + W_{j,t} N_{j,t} \quad (9)$$

由此得到家庭 j 对产品 i 的消费需求：

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

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

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

消费价格指数 P_t 由国内和进口产品价格指数组成: $P_t = [(1-\alpha)P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta}]^{1/(1-\eta)}$ (10)

而总消费支出等于国内产品和进口产品消费支出的总和: $P_t C_t = P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t}$ (11)

2、中间品生产者

中间品生产者处于垄断竞争的市场, 生产具有差异的产品。为便于分析, 厂商 s 生产函数简化为关于劳动供给的线性生产方程形式: $Y_{s,t} = A_t N_{s,t}$ (12)

总产出为: $Y_t = \left[\int_0^1 Y_{s,t}^{-(1-\rho)} ds\right]^{1/(1-\rho)}$, 其中 A_t 为厂商拥有技术水平, W_t 为名义工资, $N_{s,t}$ 为劳动需求。考虑到所有厂商最终能够达到对称性的均衡条件, 可知所有厂商实际生产成本 $TC_t = (W_t Y_t) / (P_{H,t} A_t)$, 实际边际成本 $MC_t = W_t / (P_{H,t} A_t)$

3、国内产品零售商

零售商生产差异化的最终产品, 市场结构为垄断竞争。按照 Calvo(1983)的思路, 每期厂商维持上一期价格不变的概率为 θ_H , 得到国内产品价格 $P_{H,t}$ 为:

$$P_{H,t} = [\theta_H P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1-\theta_H)(\bar{P}_{H,t})^{1-\varepsilon}]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (13)$$

国内产品 j 零售商利润函数为:

$$\max_{\bar{P}_{j,H,t}} \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_H)^k E_t \{ Q_{t,t+k} Y_{j,t+k} \left(\frac{P_{j,H,t}}{P_{H,t+k}} - MC_{t+k} \right) \} \quad (14)$$

$$Y_{j,t+k} \leq \left[\frac{P_{j,H,t}}{P_{H,t+k}} \right]^{\varepsilon} (C_{H,t+k} + C_{H,t+k}^*) \quad (15)$$

式(14)表示零售商通过最优价格来最大化其利润现值, 式(15)为零售商面临的国内产品需求函数。考虑到零售商产品虽然具有差异化, 但同质性决定了所有产品零售价格均为 $\bar{P}_{H,t}$ 。

由此得到 t 期最优价格一阶条件为: $E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_H)^k Q_{t,t+k} [Y_{t+k} (\bar{P}_{H,t} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} P_{H,t+k} MC_{t+k})] = 0$ (16)

由上(16)式可知, 当国内产品价格为灵活调整(flexible)时, $\theta_H = 0$, 实际边际成本为 $mc = (\varepsilon - 1) / \varepsilon$ 。

4、贸易条件、一价定律与汇率的不完全传导

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

需要指出的是, 由于受到国际分工格局限制、市场结构等因素的影响, 我国在国际市场缺乏足够的定价话语权, 更多时候仅仅作为价格接受者 (Price Taker), 一价定律 (Law of One Price, LOP) 在我国出口部门是基本成立的。但是, 我国进口产品在国内零售环节中, 由于多种因素造成的价格调整粘性, 使得国内零售价格往往偏离边际成本, 一价定律不完全适用, 汇率的传导效应是不充分的。Burstein, Neves and Rebelo(2003)按照 Calvo(1983)的思路, 给出了进口产品零售价格粘性调整机制来描述汇率波动对进口品价格的不完全传导效应, 设每期进口零售商不调整价格的概率为 θ_F , 进口产品 j 的价格为 $P_{j,F,t}$, 进口产品零售商利润函数为:

$$\max_{P_{j,F,t}} \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_F)^k E_t \{ Q_{t,t+k} C_{j,F,t+k} (P_{j,F,t} - \frac{P_{j,t+k}^*}{\varepsilon_{t+k}}) \} \quad (17)$$

$$C_{j,F,t+k} \leq [\frac{P_{j,F,t}}{P_{F,t+k}}]^{-\varepsilon} C_{F,t+k} \quad (18)$$

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

由此, 得到 t 期最优价格一阶条件为: $E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_F)^k Q_{t,t+k} [C_{F,t+k} (\bar{P}_{F,t} - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} P_{F,t+k} \Psi_{t+k})] = 0$ (19)

5、资本管制下的利率与汇率关系

经典利率平价理论认为国内外利差能够完全传导至预期汇率变动。当存在资本管制时, 利差的传导作用受到削弱。考虑到我国存在一定资本管制的现实, 本文按照易纲, 范敏(1997)的研究思路, 给出了“修正”的关于汇率的利率平价公式: $R_t = (\frac{E_t \varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} R_t^*)^\gamma$ (20)

其中, γ 表示资本项目开放程度, γ 越大表示开放程度越高、管制越小。当资本完全自由流动不存在流动成本时 γ 为 1, 此时即为经典的利率平价公式; 当资本完全管制时, 则不存在利率平价关系。另外, 当投资者在国内外市场进行资产配置达到均衡时应当满足考虑资本流动管制条件下的国内外市场收益率相同。根据 (20) 式、考虑到两国消费者加总后的最优消费条件、根据实际汇率 ζ_t 与名义汇率 ε_t 关系: $\zeta_t = \varepsilon_t P_t / P_t^*$, 可得到投资风险匹配等式: $[(C_{t+1}^* - hC_t^*) / (C_t^* - hC_{t-1}^*)]^{-\gamma\sigma} (\zeta_{t+1} / \zeta_t)^{-\gamma} (P_{t+1} / P_t)^{\gamma-1} = [(C_{t+1} - hC_t) / (C_t - hC_{t-1})]^{-\sigma}$

6、中央银行货币政策与管理浮动汇率制度

考虑到我国实行的是参考一揽子货币、有管理的汇率浮动制度，我们将汇率引入利率规则中，得到扩展的泰勒规则。其含义表明我国执行的是有管理的汇率浮动制度，中央银行利用利率政策来达到汇率的相对稳定，实现对汇率浮动的目标管理，由此我们得到有管理汇率浮动制度下的货币政策：

$$R_t = \rho_R R_{t-1} + (1 - \rho_R) [\Phi_\pi (\pi_t / \pi^*) + \Phi_y (\Delta y_t / y^*) + \Phi_\zeta (\zeta_t / \zeta^*)] + v_{R,t} \quad (21)$$

该利率规则表明政府的通货膨胀目标是 π^* ，产出增长目标是 y^* ，汇率目标为 ζ^* ， $v_{R,t}$ 为货币政策冲击。

7、经济的均衡

我们给出了高度简化的经济总体均衡等式，在不考虑投资因素的情况下，国内产出等于国内对本国产品消费和国外对国内产品消费（出口）的加总。

$$y_t = (1 - \alpha) c_{H,t} + \alpha c_{H,t}^* \quad (22)$$

另外根据 $C_{H,t} = (1 - \alpha)(P_{H,t} / P_t)^{-\eta} C_t$ 得到国外对国内产品的需求即本国出口 $C_{H,t}^*$ ：
 $C_{H,t}^* = \alpha (\varepsilon_t P_{H,t} / P_t^*)^{-\eta} C_t^*$ 。其中 ε_t 为名义有效汇率， C_t^* 是国外总消费。

8、外部经济

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

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

9、经济的外生冲击

假定经济可能受到技术冲击、汇率冲击、国内货币政策冲击、国外货币政策冲击、国外产出冲击以及国外通货膨胀冲击等六种外生随机冲击，冲击项 $v_{a,t}$, v_{qt} , $v_{R,t}$, $v_{R,F,t}$, $v_{y,F,t}$, $v_{\pi,F,t}$ 为零均值的正态分布，标准差分别为 σ_z , σ_R , σ_q , $\sigma_{R,F}$, $\sigma_{y,F}$, $\sigma_{\pi,F}$ 。

(二) 人民币均衡汇率的基准测度模型

正如之前所述，我们认为均衡汇率是与宏观经济内外部均衡相一致的汇率，也就是内、外部均衡同时实现时决定的汇率。需要指出的是，2008 年国际金融危机爆发以来，国际社会尤其是经济学界以及政策界对均衡汇率有了新的认识。一般认为，在内部经济接近潜在产出的条件下，判断一国汇率是否均衡最为核心的指标是该国经常账户是否平衡，而不包括资本账户的平衡，因为资本账户的余额往往极大地受到国际金融市场以及其他大国的货币政策的影响，如欧债危机以及美国量化宽松政策。按照上述观点，我们在基准模型的基础上考虑了经济内外均衡条件，构成人民币均衡汇率的测度模型。在这一均衡系统中，内部均

衡表明国内产品价格、工资灵活调整 ($\theta_H = 0$ 、 $\xi_w = 0$)，一价定律成立、实现汇率完全传导，进口价格不存在调整粘性 ($\theta_F = 0$)，即 $\Psi_t \equiv 1 = P_t^* / (\varepsilon_{f,t} P_{F,f,t})$ ，因此 $P_{F,f,t} = P_{f,t} / \zeta_{f,t}$ (59)。此外，外部平衡是指国际收支平衡，即进口与出口相等 $C_{H,f,t}^* = C_{F,f,t}$ 。因此结合上一小节模型的最优条件、恒等关系可以得到经济内外均衡条件下的对应均衡关系，进而得到相应测度模型的对数线性化结果(详见附录)，由此可以计算人民币均衡汇率。该测度模型包含内生变量矩阵为：

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

变量 $X_{f,t}$ 代表基准模型中的变量 X_t 在经济处于内部均衡和外部平衡时的对应值。模型对数线性化关系可以写为矩阵形式： $A_0 E_t M_{t+1} + A_1 M_t + A_2 M_{t-1} + A_3 N_t = 0$ 。其中， A_0 ， A_1 ， A_2 ， A_3 是 31×31 阶内生变量的系数矩阵。外生冲击矩阵 $N_t = (\varepsilon_{q,t}, \varepsilon_{R,t}, \varepsilon_{R,F,t}, \varepsilon_{y,F,t}, \varepsilon_{\pi,F,t}, \varepsilon_{u,t})'$ 。

利用 Blanchard and Kahn(1980)方法转换为： $M_t = A(\theta)M_{t-1} + B(\theta)N_t$ 。其中 $A(\theta)$ 、 $B(\theta)$ 为参数矩阵。模型中已知的可观测变量 $X_{obs,t}$ 与模型内生变量之间的关系可以写为： $X_t = HM_t + D + V_t$ 。其中 H 为系数矩阵， D 为常数矩阵， V_t 为误差项。基于以上关系即可以测度出基于基准 DSGE 模型的人民币均衡汇率。在具体估计中，采用卡尔曼滤波求解均衡汇率，分为滤波算子和平滑算子。前者表示对现在状态的测度，利用前期样本数据测度当期均衡汇率，后者表示对过去状态的测度，是基于全样本信息进行测度，因此，平滑算子能够充分利用样本信息和模型信息，增加了测度的稳健性，本文选取平滑算子进行人民币均衡汇率测度。由此我们得到对均衡汇率的测度。进一步计算人民币汇率失衡程度：

$$\text{汇率失衡} = (\text{实际有效汇率} - \text{均衡汇率}) / \text{均衡汇率} \times 100\%$$

三、基准测度模型的估计²

(一) 数据选取与处理

本文分析的样本区间是 1996 年第 1 季度到 2012 年第 4 季度。考虑到美国经济的代表性和影响力，我们采用美国经济作为外部经济的替代变量。这一假设是符合逻辑的，考虑到美

²限于篇幅，关于基准模型、情景比较分析模型的脉冲响应曲线请参见附录内容，正文不再详述。可以看到，模型显示国内主要宏观经济变量对外生冲击的反应特征大都与经济理论符合，表明了模型设定的合理性。

国 GDP 长期以来占到世界经济的三分之一以上,近年来随着其他国家的赶超尽管有所下降,但仍然保持在四分之一左右,美国拥有全球最大的消费市场和资本市场,其国内经济波动对全球经济走势作用显著,此外,更为重要的是美元作为最重要的世界流通货币,美国的货币政策调控对全球经济深远,美联储基准利率在某种程度上决定着世界利率水平,美元流动性也影响着全球通货膨胀。具体地,选取的数据包括中国国内生产总值(代表总产出)、中美消费价格指数环比(代表通货膨胀率)、美联储联邦基准利率(代表国外利率),人民币实际有效汇率(间接标价法)³,全国银行间 7 日内同业拆借利率(代表我国基准利率)。首先对数据进行季节性调整,而后利用定基比通货膨胀得到实际产出和相应增长率。

(二) 基准模型的贝叶斯估计结果

本文运用贝叶斯估计方法(Bayesian Estimation)估计模型参数。对于贴现因子 β 、消费惯性系数 h ,国内外零售商价格不变概率 θ_H 、 θ_F ,国内外货币政策平滑因子 ρ_R , $\rho_{R,F}$,技术进步、国外通货膨胀与产出的 AR(1)系数均处于 0 到 1 之间,其先验概率分布可设定为 Beta 分布。根据 Zhang(2008)的计算方法,得到其先验分布的均值为 0.99。消费惯性系数 h 代表了家庭之间的攀比效应(Catching up with Jones Effect), Smets and Wouters(2002)、Christiano、Eichenbaum and Evans (2005)对这一系数在 0.5 到 0.8 之间,本文将其先验分布设定为先验均值等于 0.6 的 beta 分布。关于国内产品和进口产品零售价格的粘性概率 θ_H 和 θ_F ,假定价格每年进行一次调整,则每季度调整的概率为 0.25,不调整的概率为 0.75,考虑到进口产品零售价格粘性主要发生在国内市场环节,因此设定其均值与国内产品价格粘性概率相同。按照与价格粘性相同的假设,工资调整的粘性概率设为 0.75。Philip Liu (2010), Nicoletta Batini(2010)认为多数国家进口产品消费占比总消费在 0.3 左右,黄志刚(2011)取值为 0.33,本文设定 α 先验均值为 0.3。对于跨期替代弹性的倒数,即风险规避系数 σ ,劳动供给弹性的倒数 φ ,以及国内外货币政策中对通胀预期的反应系数 $\Phi_{R,\pi}$ 、 $\Phi_{R,F,\pi}$,对产出的反应系数 $\Phi_{R,Y}$ 、 $\Phi_{R,F,Y}$,对汇率反应系数 $\Phi_{R,q}$ 的取值范围在 $(0, \infty]$ 内,国内外文献认为,这类参数的可设置的先验概率分布包括均匀分布、Beta 分布、Gamma 分布以及正态分布(Smets and Wouters, 2002; Negro and Schorfheide, 2008; 刘斌, 2008 等),由于无法确定上述参数真实值与 1 的关系,排除均匀分布和 Beta 分布,而正态分布的取值范围在 $(-\infty, +\infty)$,范围过大,没有充分利用参数的现有信息,影响贝叶斯估计的有效性,故确定上述参数的先验概率分布

³ 实际上在实证中我们还采用了人民币兑美元汇率替代原文中的人民币有效汇率进行了重新计算,基于汇率失衡计算得到的对人民币是否高估的判定结果在 2005 年汇改后(汇改前由于人民币对美元汇率几乎不变,这使得比较没有太大意义)的 30 个季度内有 25 个季度与原模型结论一致(详见图 4, 5),显示出本文对人民币是否高估判断的稳健性。

为 Gamma 分布。对于进口商品对国内产品的替代弹性 η ，根据 Obstfeld and Rogoff(2005)、黄志刚(2011)，设定均值为 2。关于跨期替代弹性倒数(风险厌恶系数)，顾六宝和肖红叶(2004)根据欧拉公式和 Arrow-Pratt 风险测度得到的结果分别为 3.169 和 3.916，本文取两者的均值为 3.565。劳动力供给对实际工资弹性倒数 φ 越小，表明劳动供给弹性越大，劳动供给对工资变化越敏感，Smets and Wouters(2002)取之为 4、王君斌(2010)认为 3 比较合理，黄志刚(2011)给出的是 5，本文取其平均值为 4。1 作为劳动力供给的替代弹性，刘斌(2008)、Zhang(2008)的取值为 2，本文亦选取同样数值。一般认为，资本开放程度 γ 介于 0 到 1，0、1 分别代表资本完全管制和完全开放。利用最小二乘法对国内外货币政策反应函数、国外产出和通胀动态方程、对数线性化后的人民币利率评价机制等方程进行回归，得到相应参数的估计结果作为其对应的先验均值分布。

表 1 给出了贝叶斯估计结果。从根据有效汇率数据估计的基准模型结果看，我国进口商品对国内产品的替代弹性为 1.9338，这与曹永福(2005)的估计结果大致相同。工资、国内外产品价格均存在较大粘性，其中国外产品在国内价格粘性达到 0.9022，说明汇率不完全传导在我国显著存在。我国资本流动成本对利率平价的影响系数为 0.5454，说明我国资本管制削弱了国内利差变化对汇率波动的传导力度，这一结果也与黄志刚(2011)的研究接近。就货币政策而言，国内外货币政策均表现出较强的平滑性。我国货币政策对通货膨胀、产出和汇率的反应系数分别为 4.1123、1.1397 和 0.5062，说明我国货币政策主要针对通胀和产出，对汇率的关注程度不大。

表 1 基准 DSGE 的贝叶斯估计结果

参数	参数定义	先验分布	后验均值	后验区间	
l	家庭劳动力供给的替代弹性	Gamm_pdf[2,0.1]	2.0119	1.8843	2.1582
ξ_w	工资调整粘性	Gamm_pdf[0.75,0.05]	0.7207	0.6363	0.8096
α	对国外产品消费与总消费占比	Gamm_pdf[0.3,0.05]	0.1878	0.1527	0.2225
β	贴现因子	Beta_pdf[0.99,0.005]	0.9922	0.987	0.9978
h	消费惯性因子	Beta_pdf[0.6,0.05]	0.5867	0.5026	0.6602
σ	消费者风险厌恶因子	Gamm_pdf[3.565,0.1]	3.5413	3.4001	3.687
φ	劳动供给对实际工资弹性的倒数	Gamm_pdf[4,0.1]	3.9656	3.8301	4.1031
η	进口商品对国内产品的替代弹性	Gamm_pdf[2,0.1]	1.9338	1.7861	2.0826
θ_H	国内产品价格调整粘性	Gamm_pdf[0.75,0.05]	0.9349	0.9218	0.9479
θ_F	国外产品在国内市场价格调整粘性	Gamm_pdf[0.75,0.05]	0.9022	0.8462	0.9591
ρ_A	技术进步的一阶自回归系数	Beta_pdf[0.5,0.05]	0.4461	0.3693	0.5282
$\Phi_{R,\pi}$	货币政策对通货膨胀反应系数	Gamm_pdf[4.107,0.1]	4.1123	3.9434	4.2733

$\Phi_{R,Y}$	货币政策对产出反应系数	Gamm_pdf[1.066,0.1]	1.1397	0.9617	1.2762
$\Phi_{R,F,\pi}$	国外货币政策对通货膨胀反应系数	Gamm_pdf[7.374,0.1]	7.311	7.1744	7.4375
$\Phi_{R,F,Y}$	国外货币政策对产出反应系数	Gamm_pdf[3.466,0.1]	3.4405	3.2932	3.6011
$\Phi_{R,q}$	货币政策对汇率反应系数	Gamm_pdf[0.107,0.05]	0.5062	0.3796	0.6335
ρ_R	利率平滑系数	Beta_pdf[0.935,0.005]	0.9249	0.9177	0.9317
$\rho_{Y,F}$	国外产出一阶自回归系数	Beta_pdf[0.484,0.05]	0.7424	0.7081	0.7783
$\rho_{R,F}$	国外利率平滑系数	Beta_pdf[0.958,0.005]	0.9769	0.9726	0.9816
$\rho_{\pi,F}$	国外通货膨胀一阶自回归系数	normal_pdf[-0.026,0.01]	-0.0315	-0.0449	-0.0185
γ	资本项目开放程度	Beta_pdf[0.139,0.05]	0.5454	0.5105	0.5828
σ_{π}^2	国外通胀冲击的方差	Invg_pdf[0.01,Inf]	0.3049	0.2622	0.3476
σ_q^2	汇率冲击的方差	Invg_pdf[0.01,Inf]	17.1052	14.4865	19.6771
σ_R^2	国内利率冲击的方差	Invg_pdf[0.01,Inf]	0.496	0.4172	0.5695
$\sigma_{a,F}^2$	技术进步冲击的方差	Invg_pdf[0.01,Inf]	18.5118	12.431	24.9495
$\sigma_{R,F}^2$	国外利率冲击的方差	Invg_pdf[0.01,Inf]	0.5615	0.471	0.6461
$\sigma_{y,F2}$	国外产出冲击的方差	Invg_pdf[0.01,Inf]	3.5184	2.8653	4.1525

四、人民币汇率均衡、失衡的测度结果的解读

图 4-1、4-2 给出了基于测度模型得到的人民币均衡汇率及汇率失衡情况，基于不同汇率数据测度的汇率失衡变化趋势基本一致，其中汇率失衡在 1996 到 2005 年的差别相对明显，原因在于这一时期我国实行了“盯住”美元的策略，人民币兑美元汇率在这一期几乎没有变化，而实际有效汇率的计算方法决定了该汇率的调整更具有灵活性。2005 年汇改后人民币对美元汇率开始出现变化，浮动自由度增大，于是两种汇率数据测度的失衡程度的变化特征在这之后更为接近，事实上这一对比结果也进一步增加了本文结论的稳健性。从图 5-1 可以看到，几乎历次影响经济增长的事件、汇率制度改革与经济政策大幅调整都会对人民币汇率失衡的变动趋势产生显著作用。均衡汇率和实际有效率在 1996-2012 年、2005-2012 年两个时间段内的相关系数分别为 0.501391、0.870126，有效汇率与均衡汇率之间的相关度在汇改后有了显著提高，说明人民币汇率弹性增加后，均衡汇率对有效汇率的影响出现了明显加强。

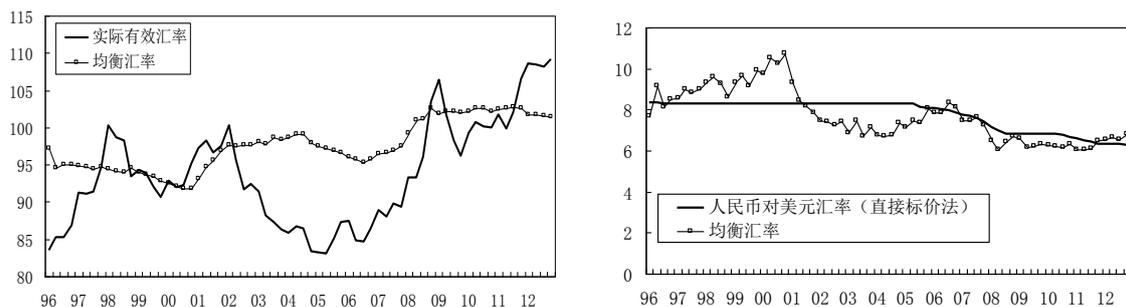


图 1-1

人民币实际有效汇率与基于 DSGE 测度的均衡汇率

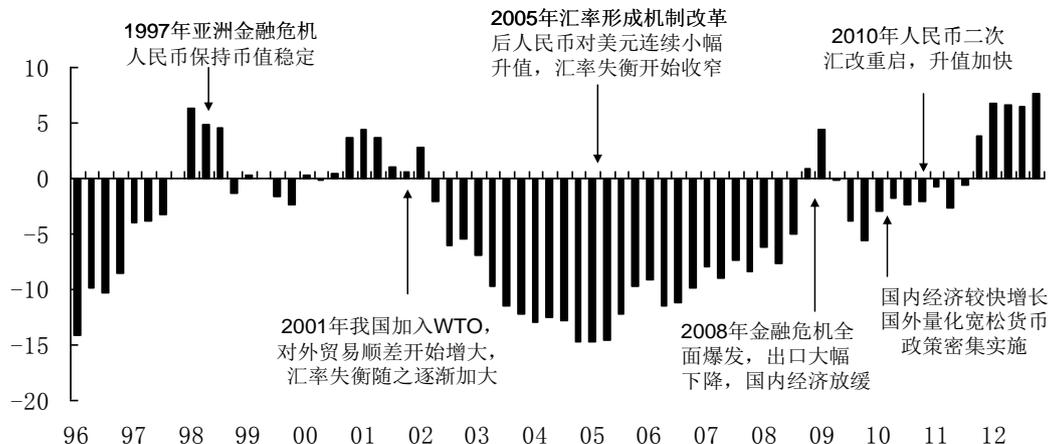


图 1-2

人民币兑美元汇率与基于 DSGE 测度的均衡汇率

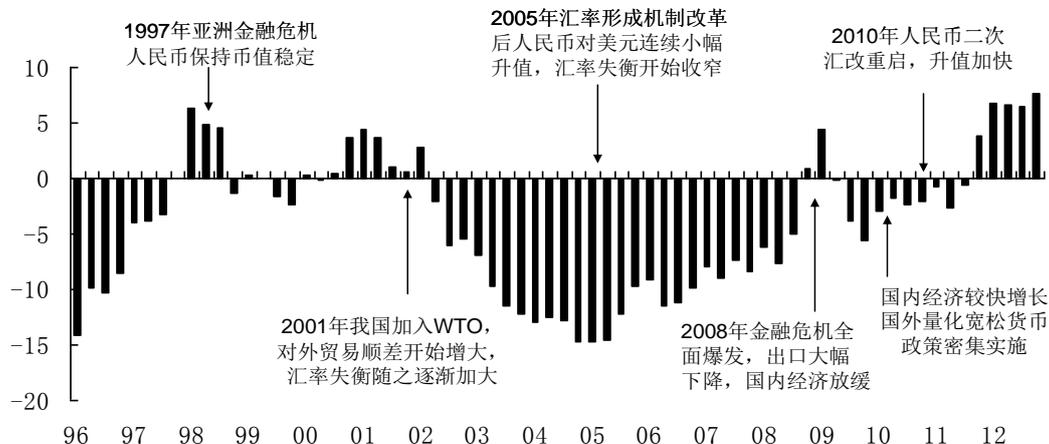


图 2-1 基于 DSGE 测度的人民币汇率失衡（%，实际有效汇率，1996Q1-2012Q4）

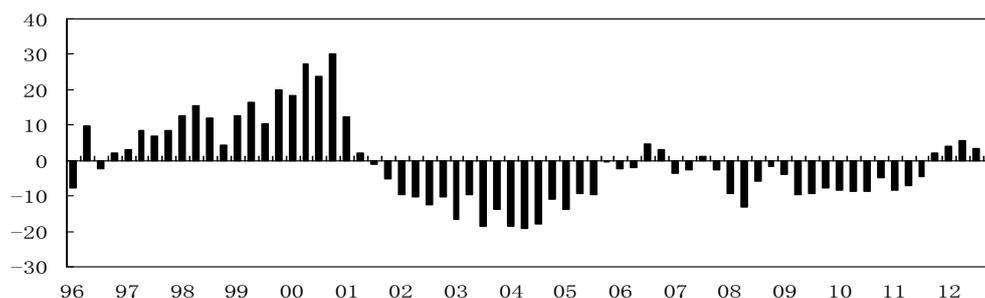


图 2-2 基于 DSGE 测度的人民币兑美元汇率失衡（%，人民币兑美元汇率，1996Q1-2012Q4）

具体来讲，1994 年实行人民币汇率并轨后，人民币对美元出现了大幅贬值，存在一定低估（卜永祥、Rod Tyers，2001）。受到 1997 年亚洲金融危机后我国对外贸易大幅下降、1998 年全国性洪水等国内外不利因素的影响，我国经济面临着较大的下行压力，人民币均衡汇率出现回调，同时，这一时期日元、韩元、泰铢等亚洲国家货币纷纷贬值，我国在同样面临本币贬值的压力下选择了保持汇率稳定，客观上造成我国实际汇率的相对升值。在这两方面共同作用下，人民币低估幅度开始降低，直至 1998 年出现小幅高估。随后，我国国内积极财政货币政策的实施效果开始显现，但危机余波依然使对外出口形势依然不容乐观，这一时期人民币处于小幅震荡低估状态，随后的小幅高估可能与这一时期盯住强势美元、间接导致对其他货币升值有关。2001 年以后，我国正式加入世界贸易组织，对外贸易条件显著改善，我国经济开始了新一轮增长周期。在摆脱危机阴霾和出口强劲增长的带动下，我国经济增长迅速、贸易顺差持续扩大，均衡汇率有了显著跃升，人民币面临的升值压力也逐渐增大。从图 5-1 中可以看到，这一时期开始到 2005 年汇率形成机制改革之前，人民币低估幅

度不断扩大, 汇率失衡加剧, 并且在 2005 年左右达到了高点, 达到 15% 左右的低估, 而这一时期也正是国内外关于人民币升值讨论最为热烈、呼声最高的阶段。在这之后, 我国实行了人民币汇率形成机制改革, 人民币汇率放弃了原有的“盯住”美元策略, 对美元开始了连续小幅升值。人民币升值压力得到逐步缓解, 汇率开始逐渐趋向均衡。图中显示, 人民币汇率失衡自 2005 年汇改以来已经逐步收窄, 这与孙茂辉(2006)的研究一致。2008 年末全球性金融危机对我国的影响开始显现, 我国遇到了与之前 1997 年亚洲金融危机颇为相似的情形, 即对外贸易大幅下降和国内经济增长乏力, 于是均衡汇率在 2008 年末停止了上升势头再次出现回调。同时, 考虑到汇改后人民币汇率波动性加强和危机前一段时间内的连续升值, 这些因素共同造成了人民币在 2008 年底 2009 年初出现了小幅高估。但 2009 年初我国实施了大规模的经济刺激计划, 国民经济企稳回升, 国外方面欧洲主权债务危机以及发达经济体实施各种版本的量化宽松货币政策使得主要国际货币走弱, 人民币重又转变为小幅低估, 开始围绕均衡值上下波动。2010 年我国重新启动汇率改革后, 人民币升值步伐加快。2012 年以来, 人民币汇率自 2005 年汇改启动以来已经出现了显著调整, 人民币名义汇率对美元累计升值达到 30%, 对加元升值 8.7%, 对欧元升值 16.7%, 对英镑升值 45.7%。近期, 我国经济增长放缓, 贸易顺差持续缩小, 经常项目账户趋于平衡, 人民币升值的内在动力开始减弱, 但人民币对主要国际货币升值速度依然强劲, 由此造成近期人民币再次出现小幅高估情形。本文结合人民币汇率失衡的计算结果认为, 人民币汇率目前已经接近均衡, 在近期人民币甚至出现了高估。从现阶段人民币汇率的价值基础和供求均衡两个层面看, 可以认为当前人民币汇率基本处于合理均衡区间, 未来大幅升值的空间不大。

需要指出的是, 人民币汇率接近均衡水平, 以往单边持续升值的趋势可能出现逆转, 这对我国经济有着积极意义。目前, 我国出口贸易下滑迹象明显, 一个重要原因是人民币升值对出口行业造成了不小的压力, 企业面临的汇率风险进一步吞噬了微薄的利润, 人民币汇率趋向均衡, 加大双向波动有利于改善出口企业经营环境, 降低汇率风险, 缓解我国出口贸易下行的不利趋势。另一方面, 汇率达到均衡区间改变了升值预期, 能够减少国际短期投机性资本进入我国, 有助于维护汇率和我国资产市场总体稳定。这在当前国际流动性充裕, 新兴市场国家经济整体表现强于发达国家的特殊背景下显得尤为重要。

五、人民币汇率均衡、失衡测度结果的稳健性与情景比较

(一) 人民币汇率均衡、失衡测度结果的稳健性

1、与人民币汇率市场预期的比较

香港人民币市场的无本金交割远期人民币汇率NDF(12月)的交易特点使其成为表征市场对人民币升值预期的良好指标,我们借助这一季度化后的指标和人民币对美元的外汇中间牌价进行比较,可以得到人民币市场预期。对此,我们计算了香港人民币NDF与我国外汇中间牌价(均为直接标价法)之间差别比率,计算公式为:

$$\text{差别比率} = 100\% * (\text{NDF} - \text{人民币对美元汇率}) / \text{NDF}$$

比率大于零代表外汇市场存在人民币贬值预期,即人民币高估,反之则为低估。考虑到2005年7月我国实施了人民币汇率形成机制改革,汇率制度出现了结构性变化,因此,比较2005后的结果更有意义。从计算结果来看,基于有效汇率数据的测度结果中,2005年以来的32个季度中,除2012年1季度外,其余31个季度对人民币是否高估的判断,均与基于NDF反映出的市场预期相同;基于人民币对美元汇率数据的测度结果中,则有26个季度相同。总的来看,测度结果与市场预期表现出较高的一致性,说明汇率失衡能够带动和改变外汇市场交易者对人民币汇率走势的判断,改变市场预期,同时进一步印证了本文结论的稳健性。

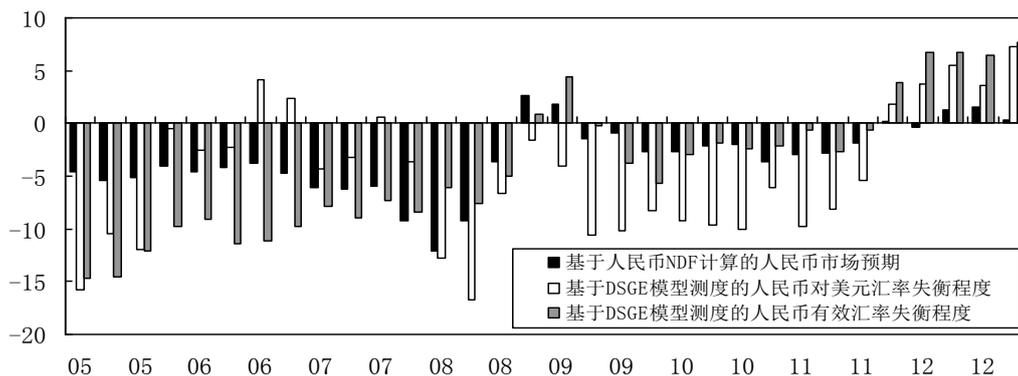


图 3 DSGE 模型测度结果与人民币汇率市场预期的比较

2、与基于行为有效均衡汇率(BEER)理论测度的比较

表 3 序列的 ADF 检验

变量	检验形式	t-统计量	临界值(10%)	结论
q	C,T,0	-1.263355	-3.166788	不平稳
Δq	C,T,1	-6.121513	-3.168039	平稳
nx	C,T,6	-2.110394	-3.170793	不平稳
Δnx	C,T,4	-5.110392	-3.170071	平稳
gdp	C,T,3	-2.371911	-3.168695	不平稳
Δgdp	C,T,2	-12.60753	-3.168695	平稳

m2	0,0,3	-4.149286	-3.169372	不平稳
$\Delta m2$	0,0,3	-10.18032	-3.168695	平稳
fasset	C,T,0	-3.067925	-3.166788	不平稳
$\Delta fasset$	C,T,0	-6.920253	-3.168695	平稳
r	C,T,1	-2.340916	0.4065	不平稳
Δr	C,T,0	-4.889290	-3.167404	平稳

我们基于国内外学者较多使用的行为有效均衡汇率 (BEER) 理论对人民币均衡汇率再次进行测度, 以此作为 DSGE 计算结果的对照。按照张晓朴 (1999) 的研究, 我们利用协整理论来考察人民币实际有效汇率 (q) 与其相关决定要素之间的长期均衡关系。在实证分析中, 以对外贸易顺差作为贸易条件的替代变量 (nx), 实际 GDP 增长率表征劳动生产率 (gdp), 以广义货币供给 M2 增长率来代表货币供给量 (m2), 以国家外汇储备作为国外净资产 (fasset), 以全国银行间 7 日内同业拆借利率作为基准利率 (r)。首先对 6 个变量的自身及其一阶差分变量的 ADF 检验表明, 所有时间序列均为一阶单整序列 (表 3)。

我们运用 Engle-Granger 两步法对实际有效汇率与其决定要素之间的协整关系进行检验, 首先进行静态回归, 然后对回归方程的残差进行 ADF 单位根检验。检验结果表明, ADF 统计量为 -8.716677, 1% 显著性水平对应的临界值为 -3.168039, D.W. 为 2.12。这说明残差不存在单位根, 是平稳时间序列。由此我们可以得到基于行为均衡汇率理论计算的人民币均衡汇率。从图 7、8 可以看到, 基于 BEER 的测度结果与 DSGE 总体上比较接近, 这进一步表明了本文结论的稳健性和可靠性。

表 4 静态回归结果

变量	系数	标准差	t-统计量	概率
C	-2.48E-06	0.645426	-3.84E-06	1.0000
NXGDP	0.002446	0.001063	2.301842	0.0247
DLNY	-0.906330	0.502346	-1.804195	0.0761
RM2	0.257377	0.443420	0.580436	0.5637
R	-0.253459	0.231430	-1.095191	0.2777
RFASSET	-1.125121	0.192408	-5.847587	0.0000
R-squared	0.477016	Mean dependent var		-2.35E-06

Adjusted R-squared	0.434839	S.D. dependent var	7.079702
S.E. of regression	5.322319	Akaike info criterion	6.265793
Sum squared resid	1756.279	Schwarz criterion	6.461631
Log likelihood	-207.0369	F-statistic	11.31007
Durbin-Watson stat	0.487781	Prob(F-statistic)	0.000000

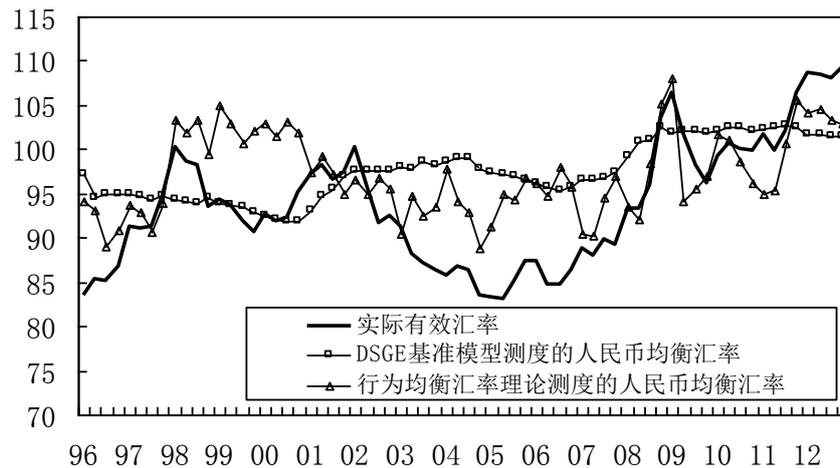


图 4 BEER 与 DSGE 测度人民币均衡汇率的比较

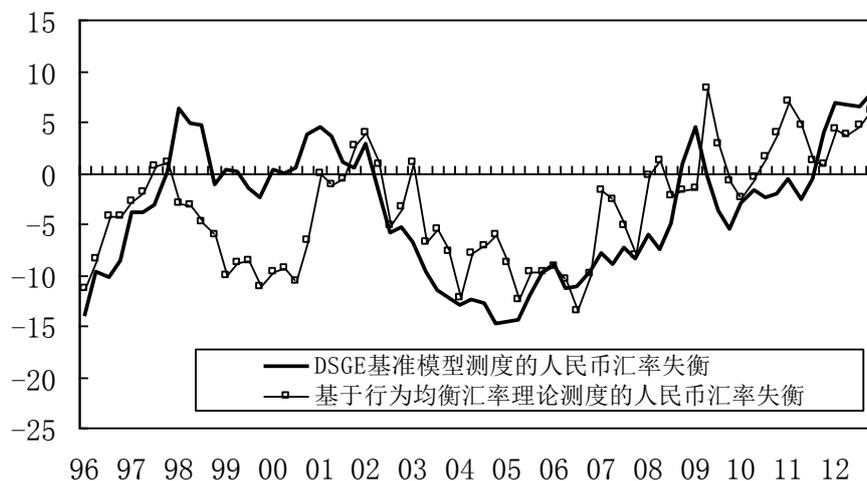


图 5 BEER 与 DSGE 测度人民币汇率失衡的比较

(二) 人民币汇率均衡、失衡测度结果的情景比较

我们在基准模型的基础上进行情景分析，考察汇率、资本项目管制等因素对人民币均衡汇率的影响。分别建立了放松汇率管制(基准模型中的货币政策对汇率反应系数 $\Phi_{R,q}$ 设为 0.1，模型 2)、加大率管制(基准模型中的货币政策对汇率反应系数 $\Phi_{R,q}$ 设为 0.9，模型 3)、放松资本管制(基准模型中的资本项目开放程度 γ 设为 0.9，模型 4)、加大资本

管制(基准模型中的资本项目开放程度 γ 设为 0.1, 模型 5)、固定汇率制度(基准模型中剔除汇率因素, 模型 6)五个情景比较模型。在此基础上, 同样在考虑经济内外均衡的条件下得到了对应的人民币均衡汇率测度结果。通过这些分析, 我们可以更为全面和深入的理解人民币均衡汇率的动态变化特征。模型估计的汇率均衡、失衡如图 8、9 所示。

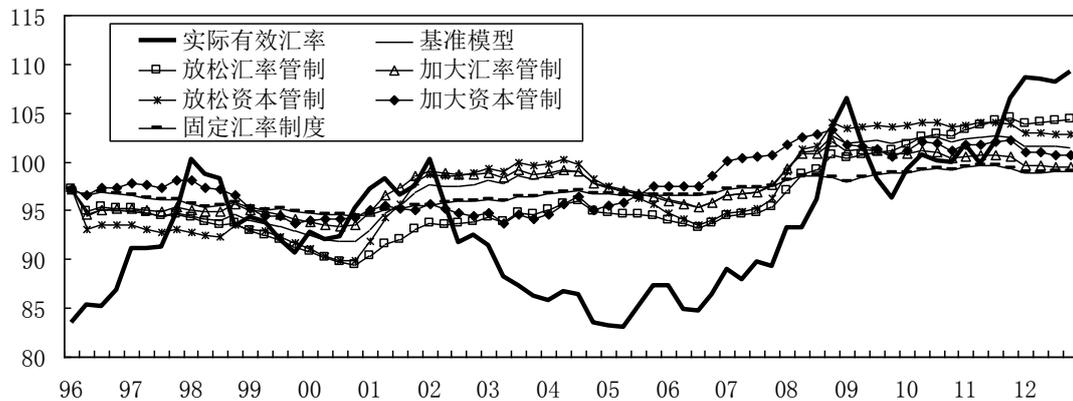


图 6 不同情景下的人民币均衡汇率测度

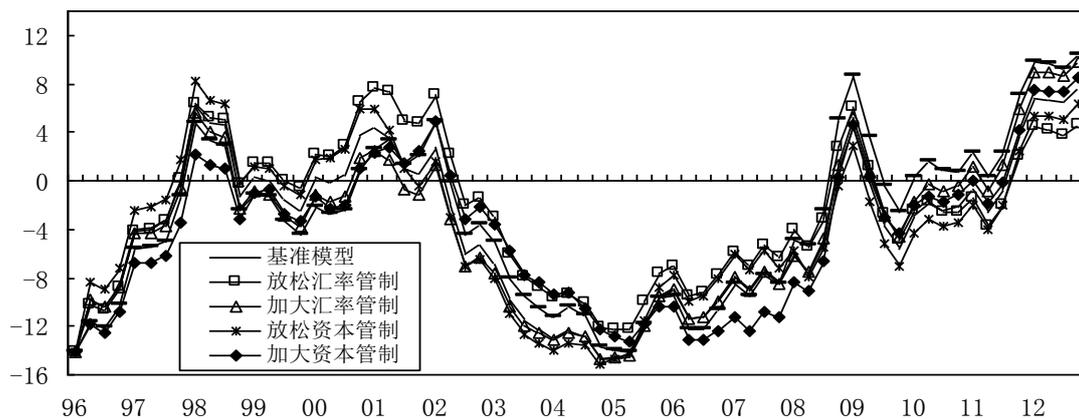


图 7 不同情景下的人民币失衡汇率测度

表 5 不同汇率、资本项目管制程度对人民币汇率均衡与失衡影响的情景比较

人民币汇率均衡的情景模拟及其与基准模型计算值的偏差率(括号为偏差率%)

	基准模型	放松汇率管制	加大汇率管制	放松资本管制	加大资本管制	固定汇率制度
最大值	102.6845	104.43402 (1.7037%)	102.0836 (-0.5851%)	104.0957 1.3743%	103.2308 (0.5320%)	99.6488 (-2.9563%)
最小值	91.8343	89.43232 (-2.6155%)	93.4363 (1.7444%)	89.9351 (-2.0681%)	93.6764 (2.0058%)	94.4062 (2.8005%)
均值	97.5767	96.1732 (-1.4386%)	97.6226 (0.0470%)	97.5077 (-0.0707%)	97.8671 (0.2974%)	96.91563 (-0.6775%)

方差	3.3065	4.2213 (27.6667%)	2.4499 (-25.9082%)	4.4914 (35.8340%)	2.9475 (-10.8584%)	1.4845 (-55.1020%)
人民币汇率失衡的情景模拟及其与基准模型计算值的偏差率（括号为偏差率%）						
	基准模型	放松汇率管制	加大汇率管制	放松资本管制	加大资本管制	固定汇率制度
最大值	7.6604	7.6521 (-0.1092%)	9.8756 (28.9170%)	8.1777 (6.75246%)	8.5478 (11.5828%)	10.3821 (35.5275%)
最小值	-14.7656	-14.1072 (-4.4591%)	-14.6549 (-0.7499%)	-15.1579 (2.6568%)	-14.1072 (-4.4591%)	-14.1072 (-4.4591%)
均值	-3.8673	-2.4628 (-36.3160%)	-3.9280 (1.5682%)	-3.7505 (-3.0207%)	-4.1728 (7.9000%)	-3.2282 (-16.5262%)
方差	6.2780	5.8121 (-7.4203%)	6.4344 (2.4923%)	6.3241 (0.7343%)	6.1332 (-2.3053%)	6.7445 (7.4304%)

表 5 给出了汇率制度选择、汇率与资本项目管制程度对人民币汇率均衡与失衡影响的情景比较。可以发现，管制性因素对均衡汇率的均值影响不大，说明制度层面安排对均衡汇率的趋势性影响效果有限，不是均衡汇率的最终决定性因素。这一实证结果实际上再次印证了均衡汇率的定义，即影响均衡汇率决定于一国的内部经济均衡和外部国际收支平衡，不同汇率制度安排只能够影响即期和远期汇率，但无法在改变长期均衡汇率。另一方面，表 6 显示，分别放松汇率、资本管制后，均衡汇率的波动性（方差）增加 27.6667%、35.8340%；汇率失衡的均值下降 36.3161% 和 3.0208%，波动性则相应下降 7.42%、增加 0.7343%，总体表现出均衡汇率的波动性增加、汇率失衡的均值与波动性下降。相反，增大汇率、资本项目管制，虽然能够抑制均衡汇率的波动性，但也使得汇率失衡程度变大，汇率失衡均值分别增加 1.5682%，7.9%，波动性增加 2.4923%、下降 2.3054%，总体表现出汇率失衡均值与波动性的提高。这说明，放松汇率、资本项目管制后，均衡汇率增加了自身调整的灵活度，短期波动性提高；同时实际有效汇率调整也会更为及时和顺畅，这自然会降低汇率的失衡程度。此外，观察固定汇率制度的情景，汇率失衡程度减小，但波动性增加。以上结果说明，如果单纯依靠制度性手段来刻意的维持汇率某一区间，不仅无助于均衡汇率的改变，还可能造成汇率更大的扭曲与不确定性，汇率失衡加大。因此，适度开放资本项目管制，实施有管理的浮动汇率制度，扩大人民币波动区间能够有助于减少汇率失衡程度，使汇率更加趋近于均衡区间，也有利于宏观经济总体平稳运行和金融体系稳定。

六、人民币汇率失衡与贸易顺差

人民币汇率与我国贸易顺差之间关系一直是热点话题，但对这一问题的解读没有形成一

致性的结论。本节将基于前文研究来分析人民币汇率失衡和我国贸易顺差之间的动态关系。考虑到普通 VAR 模型和协整方程无法对影响贸易顺差的各种结构性冲击进行识别和区分, 本文通过对结构向量自回归模型施加长期约束, 借鉴 Blanchard and Quah(1989)、刘尧成(2010)的方法, 从影响经济的需求和供给两个结构性冲击中进一步解构出价格因素冲击, 将汇率失衡对贸易的冲击影响从结构模型中予以展现。在模型构建中, 我们首先假定存在三种相互之间无序列相关的结构性冲击: 供给冲击、需求冲击和价格冲击。其中供给冲击代表实际产出的长期增长, 需求冲击代表来自进出口贸易需求变化, 价格冲击代表汇率失衡波动。

(一) 模型的构建

本文首先构建结构化向量自回归模型如下:

$$\begin{pmatrix} gapgdp_t \\ nxgdp_t \\ disexr_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) & D_{13}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) & D_{23}(L) \\ D_{31}(L) & D_{32}(L) & D_{33}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{gapgdp,t} \\ \mu_{nxgdp,t} \\ \mu_{disexr,t} \end{pmatrix} \quad (23)$$

其中, $gapgdp_t, nxgdp_t, disexr_t$ 分别代表了产出、贸易顺差情况和汇率因素。 $D_{ij}(L)$ 是滞后算子, 代表了各期内第 j 种结构化冲击对第 i 个内生变量影响的累计情况。

$\mu_{gapgdp,t}, \mu_{nxgdp,t}, \mu_{disexr,t}$ 分别为结构化冲击中的供给冲击、需求冲击和汇率失衡冲击。上式可进一步写为: $X_t = D(0)\mu_t + D(1)\mu_{t-1} + \dots + \dots = D(L)\mu_t$ (24)

其中 $X_t = (gapgdp_t, nxgdp_t, disexr_t)'$, $\mu_t = (\mu_{gapgdp,t}, \mu_{nxgdp,t}, \mu_{disexr,t})'$ 。设定结构化冲击为互不序列相关的白噪声序列, 因此 $\text{var}(\mu_{gapgdp,t}) = \text{var}(\mu_{nxgdp,t}) = \text{var}(\mu_{disexr,t}) = 1, E(\mu_t \mu_t') = I_3$ 。其中 I_3 为三阶单位矩阵。对于 $D(L)$ 的估计, 可以通过事先估算简化的 VAR (q) 方程计算得到:

$$X_t = B(1)X_{t-1} + \dots + B(q)X_{t-q} + \varepsilon_t, \quad B(L)X_t = \varepsilon_t$$

VAR 系统满足平稳性条件时可将其写为无穷阶的 VMA(∞)形式: $X_t = C(L)\varepsilon_t$ 。其中 $C(L) = B(L)^{-1}$, $C(L) = C_0 + C_1L + C_2L^2 + \dots$, $C_0 = I_3$ 。因此有 $C(L)\varepsilon_t = D(L)\mu_t$ 。又由于 $C_0 = I_3$, 因此 $\varepsilon_t = D(0)\mu_t$, 从而有 $D(L) = C(L)D(0)$ 。同时 $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D(0)E(\mu_t \mu_t')D(0)' = D(0)D(0)' = \Sigma$, Σ 为 ε_t 的方差协方差矩阵。

根据以上可以得到关于 $D(0)$ 的 6 个方程。考虑到 $D(0)$ 中包含 9 个未知数, 尚需要 3 个约束条件。我们根据刘尧成等 (2010) 的做法, 施加三个长期约束条件。长期来看, 供给之外的冲击都不会对实际产出构成影响, 因此有 $D_{12}(L) = 0, D_{13}(L) = 0$ 。另外, 根据巴拉萨-萨缪尔森效应的原理, 决定长期人民币实际有效汇率的影响因素是来自技术进步和生产率的提高, 需求冲击在对人民币汇率均衡和失衡没有长期影响, 因此 $D_{32}(L) = 0$ 。据此,

我们得到了关于 $D(0)$ 的 9 个长期约束条件。可以求解出矩阵 $D(0)$ 。

(二) 模型估计与结果讨论

1、数据的选取

我们选取 1996 年 1 季度到 2012 年 1 季度的实际产出缺口(gapgdp, 通过对季节调整后的实际 GDP 采取 HP 滤波得到)、贸易顺差占 GDP 的比率(nxgdp)、基于 DSGE 测度的人民币汇率失衡(disexr)作为模型估计所需要的变量。在估计之前, 首先对变量平稳性进行检验, 表 6 的结果表明这些变量的检验结果。

表 6 变量的平稳性检验

变量	检验形式	t-统计量	概率	结论
gapgdp	C,0,4	-3.061335	0.0347	平稳
nxgdp	C,T,12	-3.939866	0.0167	平稳
disexr	0,0,1	-1.729656	0.0793	平稳

2、模型的估计与分析

根据 AIC 和 SC 原则, 简化式 VAR 最优滞后阶数为 4 阶。在此基础上估计施加了长期约束的 SVAR 模型, 得到长期响应矩阵 $D(L)$ 和矩阵 A, B 如下:

表 7 施加长期约束的 SVAR 模型估计

	系数	标准差	z-统计量	概率
$D_{11}(L)$	3.540633	0.312951	11.31371	0.0000
$D_{21}(L)$	-14.55732	2.271555	-6.408528	0.0000
$D_{31}(L)$	32.49403	4.331330	7.502091	0.0000
$D_{22}(L)$	4.466818	0.394815	11.31371	0.0000
$D_{23}(L)$	-14.29431	1.381327	-10.34824	0.0000
$D_{33}(L)$	25.93715	2.292542	11.31371	0.0000
A 矩阵:	1	0	0	对数最大似然值
	0	1	0	-321.8899
	0	0	1	
B 矩阵:	1.052807	-0.005139	-0.388990	
	0.059487	1.033575	0.015379	
	-0.001847	-0.106109	1.986479	

3、结构性冲击的分解及其动态冲击效应

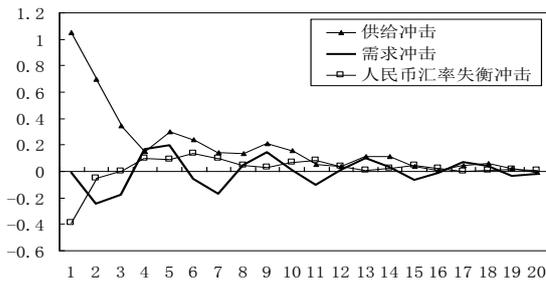


图 8-1 贸易顺差对结构性冲击的脉冲响应

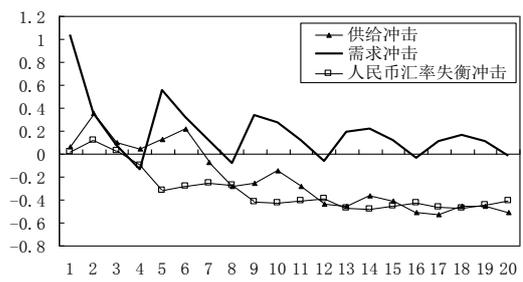


图 8-2 产出缺口对结构性冲击的脉冲响应

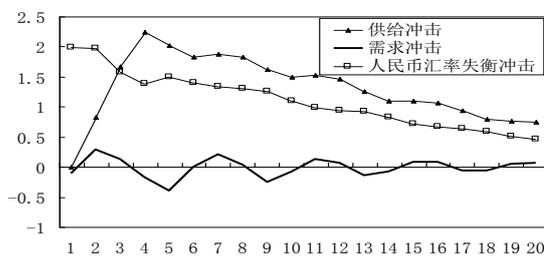


图 8-3 人民币汇率失衡对结构性冲击的脉冲响应

在估计了施加长期约束的 SVAR 模型后，利用 $\varepsilon_t = D(0)\mu_t$ 求解出 μ_t ，此即我们所关注的结构性冲击。根据 $B(L)X_t = \varepsilon_t$ 、 $D(L) = C(L)D(0)$ 以及 $C(L) = B(L)^{-1}$ ，我们可以得到各变量对结构性冲击的脉冲响应。从结构性冲击对贸易顺差的脉冲效果看，来自贸易需求方面的波动能够在短期内对贸易顺差产生很大的冲击作用，大约可以引起近 0.5% 的贸易波动。汇率因素和供给因素的影响力度总体上都比较小。其中汇率失衡波动先是对贸易顺差有一个微弱的正向推动，然后转换为负向冲击，这可能是当本币高于均衡汇率后，贸易顺差出现了类似马歇尔——勒纳提出的“J 型曲线”调整特征。从结构性冲击对产出缺口的脉冲效果看，供给层面的因素对我国产出增长的推动作用最为明显，需求和汇率方面相对较小，说明了供给层面冲击对我国经济长期增长的重要意义。人民币汇率失衡对结构性冲击的非累积性脉冲响应中，供给层面和汇率自身因素对汇率失衡的影响最大，需求冲击影响较小，这说明长期经济增长会推动汇率升值，在原有汇率维持基本不变的情况下，容易引起汇率低估。

4、贸易顺差中结构性冲击成分的分解

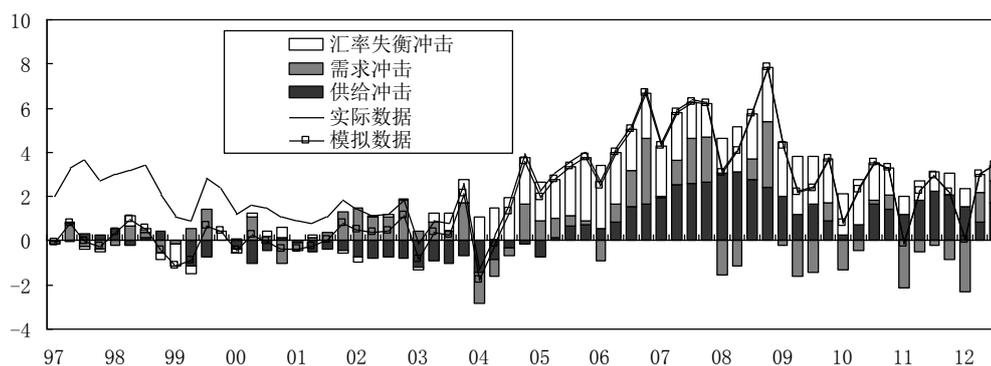


图 9-1 贸易顺差占比 GDP 的结构性冲击分解（基于 Blanchard and Quah, 1989）

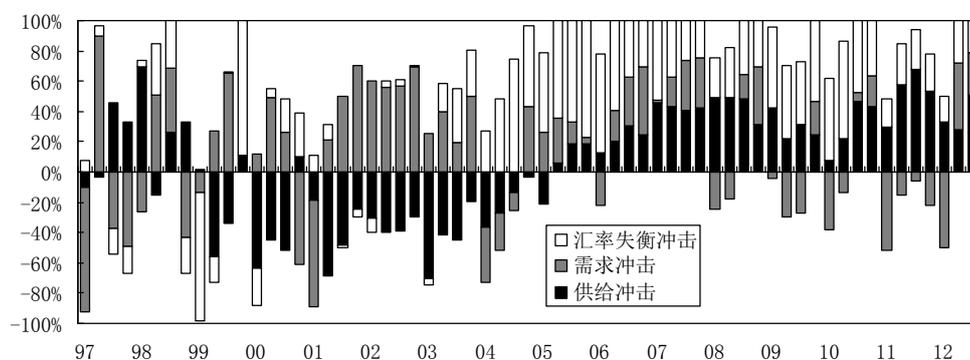


图 9-2 不同结构性冲击对贸易顺差波动解释比例的情况比较

此外，借助(24)，我们还可以将贸易顺差时间序列表示为由需求冲击、供给冲击和汇率失衡冲击三个结构性冲击序列的组合，这对于更好理解贸易顺差中的结构性冲击有着积极帮助。我们得到计算结果如图 9-1，8-2 所示。可以看到，在 1997 年亚洲金融危机到 2001 年我国加入世界贸易组织之前，贸易需求不稳定、人民币“盯住”美元导致其相对其他亚洲货币高估共同拖累了贸易顺差增长。2001 年我国加入世界贸易组织后，贸易条件得到了极大改善，同时全球经济增长强劲，外部需求上升显著促进了我国贸易顺差提高（表现在图 11-2 中这一时期的需求冲击更多地转换为零线以上），但这一时期人民币汇率依然没有表现出足够的竞争优势。2005 年以后，随着我国贸易盈余不断增长，形势出现了新变化，人民币开始面临升值压力，同时人民币低估反过来促进了我国贸易顺差的持续扩大（表现在图 11-2 中这一时期的汇率冲击在零线之上）。可以看到，以 2005 年汇改为分界线，加入世贸后的 2001 到 2005 年，汇率对贸易顺差的正向推动作用逐渐扩大，显示出这一时期人民币内在升值动力与人民币汇率事实上的“盯住”美元导致人民币低估不断加大，汇率低估对贸易顺差的影响也随之持续积累、增加（表现在这一时期图 11-2 中代表汇率失衡冲击的柱长不断增大）；2005 年汇改以后到 2008 年金融危机之前，人民币对美元出现连续小幅升值，汇率

失衡逐步收窄,因此汇率对贸易顺差的影响力度也开始减弱(表现在这一时期图 11-2 中代表汇率失衡冲击的柱长开始减小),说明汇改对贸易顺差调整的影响力度在 2008 年危机之前已经出现了转换。2008 年以后,汇率和贸易供需冲击对贸易顺差作用出现了新的调整,近期呈现出供需冲击解释了大部分贸易顺差,汇率对贸易顺差的贡献程度继续收缩,当前只占很小部分。本文认为,考虑到人民币汇率目前已基本达到均衡区间,未来继续大幅升值可能性不大,因此今后贸易调整应当更多地依靠供给和需求层面改进即着眼于贸易领域中的结构性问题,求助于人民币升值或者采取贸易保护政策显然不能解决根本问题。

七、结论与政策建议

(一) 本文结论

1. 本文基于动态随机一般均衡视角,对人民币均衡汇率及其失衡程度进行了测算。结果表明,人民币在 2005 年汇率形成机制改革之前,确实存在一定的低估。2005 年汇改推行以来,人民币连续升值,汇率失衡得到了逐步缓解,特别是近年来随着经济结构调整和贸易顺差渐趋平衡,人民币已经基本接近均衡汇率,未来大幅升值可能性不大。

2. 汇率制度等因素对均衡汇率总体影响有限,说明单纯依靠制度性手段来刻意的维持汇率某一区间,不仅无益于均衡汇率的改变,还可能会造成更大的汇率失衡。

3. 本文分解出了影响我国贸易顺差的供给、需求和价格的结构冲击。结果显示我国贸易顺差受到外部需求和汇率的影响都很大,仅仅依靠人民币汇率调整无法彻底改变贸易结构问题。

4. 在当前人民币有效汇率自 2005 年已经累计升值 30%的情况下,进一步改善我国贸易顺差问题,应当更多地着眼于供需层面调整,国外主要消费市场特别是美国积极调整其自身经济结构、避免过度消费,放开其高端科技产品对华出口、改变不对等的贸易方式才是解决贸易失衡的最终有效渠道。

(二) 政策建议

近年来,全球经济处于深刻调整和变化之中,在外需持续疲弱、投资收益边际递减效应逐步显现的背景下,我国经济结构也面临着新的格局。我国“十二五”规划明确了科学发展、加快经济结构调整的主线,其核心是扩大内部需求特别是消费需求,促进国际收支基本平衡,使消费、投资和出口相协调,同时积极推进城镇化进程、调整收入分配、加大环境保护力度、深化资源性产品和要素市场改革,理顺我国出口产品生产成本,促进贸易平衡、结构更趋合

理。在这一背景下，人民币汇率改革对我国经济结构调整和优化有着十分重要的意义。在坚持汇率制度改革主动性、可控性和渐进性的原则下，因势利导，合理改进汇率制度，配合其他经济政策实施，为一揽子经济结构调整和改革提供更为有利的环境和条件。

首先，应当进一步增强汇率弹性。2005 年汇改以来人民币对美元长期单边升值一度形成了很强的人民币升值预期。2010 年新一轮汇率改革后中央银行宣布扩大人民币汇率双向波动区间，但升值依然主趋势，未来应当继续加大汇率弹性区间，实现双向浮动，打破升值预期。从近来美日欧等国对我国进口增速低于其本国总体进口增速的情况看，外部需求疲弱应该不再是我国贸易顺差下降的唯一因素，这其中人民币升值扮演了很重要的角色。需要指出的是，2010 年新一轮汇改以后的人民币持续走强和一定时间内的弱势美元关系密切。种种迹象表明，美国房地产市场已经触底，美国经济逐渐向好的迹象越来越明显，未来美国退出量化宽松政策、美元重回长周期升值通道的可能性不断增大。这会对缺乏弹性、单向升值的人民币造成极大的波动压力，对人民币汇率和资产市场价格稳定、我国经济发展都会产生深刻的影响。历史经验表明，每次美元走强几乎总是伴随着新兴市场国家资产泡沫的破灭和汇率的大幅贬值。因此，在我国资本项目逐步放开的背景下，我国更应当未雨绸缪，抓住时机，逐步扩大人民币汇率浮动区间，丰富汇率风险管理工具，改变总体单边升值的态势，改善出口竞争条件，打破升值预期，让汇率水平更大程度上由市场决定，最终形成市场化机制，使人民币汇率能够及早调整至合理的均衡区间，为有效缓解和应对未来美元波动冲击做好准备。

其次，积极推进利率市场化改革，进一步疏通利率和汇率传导机制。由于汇率对利率变化的敏感性，中央银行可以通过利率政策来影响汇率。但目前，中国资本项目尚未完全开放，国内金融市场仍然不够发达，外汇市场仅限于银行间外汇交易；利率市场化进程有待完善，利率限制尚未完全放开，利率定价缺乏市场化机制，国内货币市场和外汇市场之间没有建立起直接的传导机制，中央银行更多的是通过冲销操作来干预外汇市场，造成了利率汇率之间的隔离，导致二者之间的传导机制作用无法有效实现。因此，应推进利率市场化改革，充分发挥利率对金融资源配置作用，加强利率市场化和汇率市场化之间节奏的协调，建立有效的利率和汇率传导渠道。

再次，在资本项目开放、人民币国际化进程中应当注意与本国经济发展阶段相适应。合理安排开放顺序，按照先易后难的原则，首先放开资本流入，然后放开资本流出。对于国内金融市场的开放，做到先资本市场，后货币市场，先开放股票市场和债券市场，再到金融衍

生产品市场。取消对外直接投资限制，放松对外国进行间接投资的管制。需要指出的是，资本项目开放加大了国内外金融市场联动，国际金融市场波动会迅速传导至国内。经验表明，在条件不成熟贸然开放资本项目很可能会给一国经济带来严重负面影响。因此，应当积极强化本国金融体系的竞争力，特别是银行体系的稳健发展尤为重要。此外，资本项目开后，资本大量流动会加大汇率的波动性，本国货币容易出现升值趋势，这对出口贸易造成很大压力，因此，应当重视汇率的调节作用，谋求建立灵活的汇率形成机制，这对资本项目开放条件下保持对外贸易竞争力和经常项目平衡具有积极的作用。

最后，关于我国对外贸易领域，尽管我国当前稳步推进的人民币汇率形成机制改革在增强人民币汇率灵活性、发挥汇率调节贸易不平衡方面产生了积极作用，但汇率改革无法改变贸易中的结构性问题。事实上，贸易失衡作为一个整体现象，包含了诸多结构性因素。在经济全球化背景下，各国经济结构的演变和互动具有内在规律性，全球经济和贸易再平衡需要多方面共同努力。就最具代表性的中美贸易来看，解决问题的关键是首先美国应当放弃贸易保护主义，放开技术出口限制，与中国进行互补贸易，同时改变消费过度依赖进口的模式，推行本土再工业化进程，替代进口产品；其次，从中国角度，应当把握好人民币汇率调整的节奏和步伐，在尽量减少汇率对我国当前贸易负面影响的同时，也为推进产业的优化升级赢取充分时间，实现经济结构优化调整和国民经济的稳定发展。

参考文献

- [1] 卜永祥、Rod Tyers, 2001: 《中国均衡实际有效汇率:一个总量一般均衡分析》, 《经济研究》第 6 期。
- [2] 曹永福,2005: 《我国贸易弹性的模型实证研究》, 《国际贸易问题》第 10 期。
- [3] 顾六宝、肖红叶, 2004: 《中国消费跨期替代弹性的两种统计估算方法》, 《统计研究》第 9 期。
- [4] 黄志刚,2011: 《货币政策与贸易不平衡的调整》, 《经济研究》第 3 期。
- [5] 姜波克、莫涛, 2009: 《人民币均衡汇率理论和政策新框架的再拓展——基于内部均衡和外部平衡的分析》, 《复旦学报(社会科学版)》第 7 期。
- [6] 金中夏、陈浩, 2009: 《运用利率平价理论对主要货币汇率的分析》, 《金融研究》第 6 期。
- [7] 刘斌,2008: 《我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的作用》, 《金融研究》第 10 期。
- [8] 刘尧成、周继忠、徐晓萍, 2010: 《人民币汇率变动对我国贸易的动态影响》, 《经济研究》第 5 期。
- [9] 吕江林、王磊, 2009: 《基于修正的 ERER 模型的人民币均衡汇率实证研究》, 《当代财经》第 4 期。
- [10] 马文涛, 2011: 《基于新凯恩斯动态随机一般均衡模型的季度产出缺口测度》, 《管理世界》第 5 期。
- [11] 梅冬州、龚六堂, 2011: 《新兴市场经济国家的汇率制度选择》, 《经济研究》第 11 期。
- [12] 施建淮、余海丰, 2005: 《人民币均衡汇率与汇率失调:1991—2004》, 《经济研究》第 4 期。
- [13] 孙茂辉, 2006: 《人民币自然均衡实际汇率:1978—2004》, 《经济研究》, 第 11 期。
- [14] 王君斌, 2010: 《通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击:基于刚性价格模型的通货膨胀和产出的动态分析》, 《世界经济》,第 3 期。
- [15] 王维国、黄万阳, 2005: 《人民币均衡实际汇率研究》, 《数量经济技术经济研究》第 7 期。
- [16] 王义中、金雪军, 2009: 《人民币内外均衡汇率:1982 -2010 年》, 《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- [17] 杨长江、陈志昂, 2012: 《购买力平价与人民币均衡汇率》, 《金融研究》第 1 期。
- [18] 易纲、范敏, 1997: 《人民币汇率的决定因素及走势分析》, 《经济研究》第 10 期。
- [19] 张斌, 2003: 《人民币均衡汇率:简约一般均衡汇率的单方程模型研究》, 《世界经济》第 11 期。
- [20] 张纯威, 2007: 《人民币现实均衡汇率的历史轨迹与未来走势》, 《数量经济技术经济研究》第 6 期。
- [21] 张晓朴, 1999: 《人民币均衡汇率的理论与模型》, 《经济研究》第 12 期。
- [22] Adolfson Malin, Laseén Stefan, Lindé Jesper, Svensson Lars E O.,2009, “Monetary Policy Trade-Offs in an Estimated Open-Economy DSGE Model”, Working Paper Series 232, Sveriges Riksbank (Central Bank of Sweden).

- [23] Baffes John, Ibrahim A. Elbadawi, and Stefen O' Connell.,1997, "Single Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate",World Bank.
- [24] Blanchard Jean Olivier., Kahn Charles M., 1980, "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations", *Econometrica*, Econometric Society, Vol. 48(5), 1305-11.
- [25] Blanchard, Olivier Jean & Quah, Danny, 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 79(4), 655-73.
- [26] Bosworth, Barry, 2004, "Valuing the RMB," Paper presented to Tokyo Club Research Meeting, February
- [27] Burstein, Ariel T. & Neves, Joao C., Rebelo, Sergio, 2003, "Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations," *Journal of Monetary Economics*, vol. 50(6), 1189-1214.
- [28] Calvo, Guillermo A., 1983, "Staggered prices in a utility-maximizing framework," *Journal of Monetary Economics*, vol. 12(3), 383-398.
- [29] Cheung, Yin-Wong & Chinn, Menzie D. & Fujii, Eiji, 2007, "The overvaluation of Renminbi undervaluation," *Journal of International Money and Finance*, vol. 26(5), 762-785.
- [30] Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans. 1998,"Modeling Money." Working Paper no. 6371, NBER, Cambridge, MA.
- [31] Clark, P., and MacDonald, R., 1998, "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Metrological Comparison of BEERs and FEERs",IMF Working Paper, No. 98 /67, May, IMF.
- [32] Devereux M H, Engel C.,2003, "Monetary policy in the open economy revisited: pr ice setting and exchange rate flexibility", *Review of Economic Studies*, vol(4), 765 -783.
- [33] Duo Qin & Xinhua He & Yimeng Liu, 2010, "Exchange Rate Misalignments: Historical Experience of Japan, Germany, Singapore and Taiwan Compared to China Today", Working Papers 667, Queen Mary, University of London, School of Economics and Finance.
- [34] Edwards, S., 1989, "Real Exchange Rate in the Developing Countries: Concept and Measurement?", National Bureau of Economic Research, Working Paper, No. 2950.
- [35] Elbadawi,I.,Estimating,1994, Long- run Equilibrium Real Exchange Rates, in J. Williamson. Estimating Equilibrium Exchange Rates. Institute for International Economics, Washington, DC.
- [36] Isard Peter, Faruqee Hamid, 1998, "Exchange Rate Assessment: Extension of the Macroeconomic Balance Approach", IMF Occasional Papers167, International Monetary Fund.

- [37] Liu Philip, 2010, "Stabilization bias for a small open economy: The case of New Zealand," *Journal of Macroeconomics*, vol. 32(3), pages 921-935, September.
- [38] MacDonald Ronald, Dias Preethike, 2007, "Behavioural equilibrium exchange rate estimates and implied exchange rate adjustments for ten countries", Working Papers 2007_12, Business School - Economics, University of Glasgow.
- [39] Michal Rubaszek.,2004, "A Model of Balance of PaymentsEquilibrium Exchange Rate: Application to the Zloty". *Eastern European Economics*, Vol.42(3):5- 22.
- [40] Negro Del Marco, Schorfheide Frank, 2008, "Forming priors for DSGE models (and how it affects the assessment of nominal rigidities) ", *Journal of Monetary Economics*, vol. 55(7), 1191-1208.
- [41] Nicoletta Batini, Joseph Pearlman & Paul Levine, 2006, "Optimal Exchange Rate Stabilization in a Dollarized Economy with Inflation Targets", *Computing in Economics and Finance* 2006 148, Society for Computational Economics.
- [42] Nurkes Ragnat, 1945, "Conditions of International Monetary Equilibrium", In *American Economics Association.1950, Reading in the Theory of International Trade*, vol.5, 3- 34.
- [43] Obstfeld M, Rogoff,1995, "Exchange Rate Dynamics Redux", *Journal of Political Economy*, vol.103, 624-646
- [44] Schmitt-Groh S., Uribe M.,2001, "Stabilization Policy and the Cost of Dollarization", *Journal of Money, Credit and Banking*,Vol.33, 482-509.
- [45] Smets F., Wouters R.,2002, "An Estimated Dynamic Stochastic Equilibrium Model of the Euro Area", *Journal of the European Economic Association*,Vol.1,1123-1175.
- [46] Stein, J., 1994, "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows, Estimating Equilibrium Exchange Rate", Washington: Institute of International Economics.
- [47] Swan. 1963, "Longer Run Problems of the Balance of Payments", Paper present ed to Section G of the Congress of the Australian and New Zealand Association for the Advancement of Science, Melbourne, (10): 35-40.
- [48] Tuladhar, A.M. and van der Molen, P., 2003, "Customer satisfaction model and organizational strategies for land registration and cadastral systems", In *Proceedings of the 2nd Cadastral congress*, September 19-21, 43-52, Krakow.

-
- [49] Tyers, R., J. Golley, Y. Bu and I. Bain (2008), "China's economic growth and its real exchange rate", *China Economic Journal*, 1(2): 123-145.
- [50] Wang, Tao, 2004, "Exchange Rate Dynamics," *China's Growth and Integration into the World Economy: Prospects and Challenges*, ed. by Eswar Prasad, IMF. Occasional Paper 232 (Washington: International Monetary Fund).
- [51] Williamson, J, 1994, "Estimating Equilibrium Exchange Rates", Washington : Institute for International Economics.
- [52] Woodford, M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- [53] Zhang Wenlang, 2009, "China's monetary policy: Quantity versus price rules", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, 473-484.

【货币金融理论与政策】

公众预期、货币供给与通货膨胀动态----新凯恩斯框架下的异质性预期及其影响

许志伟¹ 樊海潮² 薛鹤翔³

【摘要】 公众的宏观预期行为对于理解货币政策的宏观效应具有举足轻重的作用。本文构建了一个具有理性预期和适应性预期均衡的异质性新凯恩斯模型。贝叶斯结构估计显示,大部分(约 80%)宏观预期呈适应性特征,含有适应性预期的模型能够更好地解释数据。动态模拟显示,适应性预期使得通胀对货币政策反应的敏感性减弱、持久性提高。以上发现表明,扩张性货币政策和适应性预期行为是通胀动态的决定因素,前者为主要外部动因,后者则提供了内在的传导机制。

【关键词】 通货膨胀惯性; 异质性宏观预期; 货币传导机制

一、引言

十多年来,中国的通货膨胀水平一直维持在偏高的水平,与此同时M2增长几近十倍。普遍的观点认为货币超发造成了持续性高通胀的局面,即通货膨胀动态完全由扩张型货币政策决定。然而,事实是否真如此番逻辑所述?持续性通货膨胀仅仅是货币政策惹的祸?本文认为,解答以上问题的关键首先在于理解公众的预期形成过程。

公众对宏观经济形势的预期会直接影响个体决策,微观层面的决策又会通过宏观加总反过来影响整个经济,因此公众的预期形成过程对于理解宏观经济波动尤其是经济政策的宏观影响具有举足轻重的作用。基于动态一般均衡的视角,货币增发会改变消费者和厂商对未来通货膨胀率的预期,从而影响家庭消费和厂商定价。前者影响需求面,后者影响供给面,从而货币政策会通过改变预期来对宏观经济造成影响。因此要理解货币政策下的通货膨胀乃至整个经济的动态,基本出发点是理解人们对通货膨胀的预期形成过程。

同样是预期,理性预期与非理性预期存在显著的差别,但是以往的研究多是建立在理性

¹ 许志伟,上海交通大学安泰经济与管理学院

² 樊海潮,上海财经大学国际工商管理学院

³ 薛鹤翔,华泰证券研究所

预期假设之上。主流宏观研究通常构建动态随机一般均衡模型 (DSGE) 来模拟宏观政策对经济的影响。文献中的 DSGE 模型均假设经济个体的预期行为是完全理性的, 经济系统达到理性预期均衡。理性预期均衡简单来说指的是每个微观个体的预期来自于对经济均衡的某种相同的信念 (Belief)。根据这种信念, 经济个体进行最优决策, 经过加总后, 经济系统的均衡与其信念相一致⁴, 见 Muth (1961) 和 Aoki (2003)⁵。理性预期均衡的隐含假设是人们具有完全理性, 可以对所有可获得的信息 (包括宏观和微观层面) 进行充分地处理⁶, 并以此形成对未来经济形势的预期。然而 Branch (2004, 2007), Carroll (2003), and Mankiw 等 (2003) 的实证分析表明, 完全理性预期假设非常极端。他们利用调查数据分析指出个体预期是具有差异性的。现实生活中, 人们由于知识背景和经历的不同, 对信息的处理能力存在着显著差异, 普通民众的预测能力很难与专业宏观分析师并论。因此在构建具有微观基础的宏观模型时, 考虑微观个体具有差异性的预期形成过程是十分必要的。本文的首要任务就是在传统的新凯恩斯模型中引入具有差异的预期行为。我们假设一部分微观个体采用理性预期而另一部分采用非理性预期, 并定量地分析异质性预期行为对宏观经济尤其是通货膨胀动态的影响。

现实生活中, 人们通常根据已有的经验来评估未来的经济形势。为了刻画这种“非完全理性预期”行为, 我们根据 Huang 等 (2009) 假设这类人基于已有信息或经验, 通过修正“上期对当期”的预期偏误来构建“当期对下期”的预期。例如, 明天通货膨胀的预期等于在昨天对今天预期的基础上做预期偏误的修正。如果昨天对今天的预期偏高 (低), 那么对明天的预期就相应地调低 (高)。以上预期行为可以简单地表达为: 当期对下期的预期 = 上期对当期的预期 + 上期的预测偏误修正。由于这类预期是根据当前信息对预期进行适当调整, 因此文献称之为适应性预期或适应性学习 (Adaptive Learning)。在传统宏观模型中考虑适应性预期的优点在于: 首先, 适应性预期假设更符合现实中人们的预期行为 (本文随后的估计结果证实了这点); 其次, 不同于理性预期的“前向” (Looking Forward) 行为, 适应性预期本质上是基于历史的“后向” (Looking Backward) 行为, 这使得模型的传导机制更加丰富, 从而可以解释通货膨胀惯性, 关于这点我们将在下文详细讨论。基于以上两点, 含有适应性预期的模型能够更好地解释宏观数据。

本文的理论框架是基于新凯恩斯主义的刚性价格模型, 并考虑了技术冲击 (中性技术与

⁴ 一个简单的例子是厂商认为市场价格波动服从某种法则, 然后根据这种信念进行定价, 而最后的市场均衡价格的运行与厂商的信念相一致。

⁵ 对于线性系统, 理性预期的一个直接表现是经济个体的预期没有系统性误差。

⁶ 对信息进行“充分地处理”指的是给定已有信息集, 对变量的预测误差达到最小, 例如基于正态分布的信号提取 (Signal Extraction) 问题。

投资专有技术)和货币供给冲击。为了定量地探讨适应性预期的宏观影响,我们同时引入了理性预期和适应性预期行为。我们假设一定比例的人对未来的通货膨胀和总产出采用适应性预期,其余的人则采用理性预期行为⁷。该模型嵌套了理性预期与适应性预期两类模型,因此更为一般化。问题是,究竟哪种预期占主导,即两类人的相对比率如何确定?由于公众对通货膨胀和总产出的预期很难直接观测,我们无法用传统的校准方法来确定相关比例。鉴于此,我们采用最新文献中所用的贝叶斯动态随机一般均衡(Bayesian DSGE)方法。该估计方法的优势在于,它可以将预期变量看作是**不可观测的潜变量(Latent Variable)**,通过把均衡系统写成状态空间形式,利用Kalman滤波算法可以得到可观测变量的后验似然函数,从而间接地估计出感兴趣的参数⁸。

基于中国季度消费、投资和通货膨胀数据的估计,我们发现公众的预期行为以适应性预期为主,其比例达到了80%左右,而理性预期行为仅占20%左右。由此可见,中国经济中的预期行为具有明显的异质性特点,而且并不完全理性,因而假设单一的理性预期并不能很好地描述中国经济⁹。预期行为的异质性实际上折射出中国经济中的结构性差异,这正是中国社会在转型期所具有最重要的特征,也是转型的基础。

基于模型的估计,一个很自然的问题是适应性预期是否会对宏观经济尤其是通货膨胀动态产生影响,或者说与理性预期模型相比,具有适应性预期的模型其货币传导机制是否明显不同。为了解答该问题,我们从模型的脉冲反应和方差分解两个角度进行了详细对比。脉冲反应显示:在货币供给冲击下,适应性预期行为一方面减弱了通货膨胀和产出对货币政策的敏感性,具体表现为两个变量的变动幅度小于理性预期模型;另一方面,适应性预期行为又使得通货膨胀和产出对于货币冲击的反应更为持久。方差分解显示:适应性预期明显减弱了货币供给冲击对通货膨胀和产出波动的解释。在理性预期假设下,货币供给解释了通货膨胀波动的92%、产出波动的32%;而在异质性预期假设下,这两个百分比分别下降至58%和24%。不难理解,以上的动态差异主要来源于适应性预期的“后向”(Looking Backward)特点。由于厂商和消费者预期很大程度上基于过去的信息和经验并且具有“学习”的特点,微观个体的决策行为趋于“保守”,这体现了通货膨胀和产出对货币政策的反应呈现出“迟钝”且“持久”的特征。

适应性预期下的货币政策传导机制使我们得到了一个非常重要的结论:通货膨胀惯性就

⁷ 该假设与已有文献的研究相一致。例如, Branch (2004, 2007)、Carroll (2003)以及 Mankiw 等(2003) 根据调查数据发现公众的预期具有异质性,并指出预期不仅包含了理性预期还包括了适应性预期。

⁸ 关于贝叶斯方法的具体讨论,参见 An 和 Schorfheide (2007)。

⁹ 从统计角度来说,异质性预期模型明显优于理性预期模型,具体见下文讨论。

其外因而言，主要来源于货币政策，而适应性预期则为其提供了内在的传导机制。两者缺一不可。为了验证这点，文章第六节作了进一步讨论。我们分别基于理性预期模型和适应性预期的异质性模型，将中国的通货膨胀数据分解为货币供给冲击成分和技术冲击成分。经过计算，我们发现适应性预期使得通货膨胀的货币供给冲击成分具有0.64的自相关系数，而理性预期模型中的值仅为0.41。真实数据中的通货膨胀自相关系数为0.83。由此可见，通货膨胀惯性主要源于扩张性货币政策与适应性预期行为，引入适应性预期会提高扩张性货币政策对通货膨胀惯性的作用。

二、相关文献及本文贡献

本节首先基于理论文献作简单讨论，以此来区分本文模型与文献的差异，并阐述我们的相对贡献。目前，主流宏观经济学开始重视微观预期对宏观经济的影响，主要在 DSGE 框架下讨论预期的作用。与本文相关的理论文献主要有两类：1. 在理性预期均衡下讨论微观个体的预期；2. 偏离理性预期均衡，讨论微观个体的预期形成过程。

第一类文献中，一部分文章讨论预期驱动的经济周期（Expectation Driven Business Cycle），例如 Beaudry 和 Portier（2006）、Jaimovich 和 Rebelo（2009）、Schmitt-Grohe 和 Uribe（2012）在 DSGE 框架下讨论有关未来经济的消息冲击（News Shock）是如何影响美国经济波动；吴化斌等（2011）、庄子罐等（2012）讨论中国经济中的消息冲击及其宏观影响。以上文献与本文的区别在于，他们所讨论的是对预期本身的外生冲击而非预期行为的内在形成过程。简单而言，这类文献只是把传统 DSGE 模型中当期实现的冲击假设成经济个体可以提前预知，在考虑均衡时并没有偏离理性预期的范畴，因此微观个体的预期行为仍然是“向前看”的，这就是为什么预期冲击会影响宏观经济波动。另一类文章则是在理性预期均衡框架下，引入信息摩擦（Information Friction）。例如，Aoki（2003）讨论中央银行在制定货币政策时，由于无法准确地观测到即时信息（如通货膨胀）而采用基于以往历史信息的谨慎政策；李成等（2011）讨论微观个体由于无法观测到央行的通货膨胀目标，而基于已有信息对该变量实行基于信号提取方法的最优学习过程。尽管以上文章引入了不完全信息，微观个体从而无法完全理性地对某些经济变量形成预期，但就其均衡而言仍属于理性预期均衡。这是因为微观个体事实上仍然是充分利用和处理了所能获得的全部信息，并“最优”地形成自己的预期¹⁰。相比较，本文的适应性预期（或者学习过程）假设微观个体由于个人能

¹⁰ 所谓“最优”，指的是预测误差达到统计意义上的最小。

力问题而只是简单地利用历史信息与经验进行预期,因此并不能充分地利用信息而达到最优预期。

第二类文献则偏离了理性预期均衡,讨论非理性的预期。例如,Huang 等(2009)在一个新古典模型中讨论适应性预期对总产出动态的影响,他们发现采用适应性预期能够显著改变模型的传导机制,使得总产出波动更为持久;然而在该文的适应性预期针对的只是作为状态变量的资本存量,而不是本文针对的通货膨胀和产出;Sargent 等(2009)则利用学习型预期行为来解释南美国家的高通胀现象。与本文不同的是,以上文章均假设预期是同质性的。Branch 和 McGough(2009)、Massaro(2013)在新凯恩斯框架下讨论了异质性预期行为,即一部分人采用理性预期,一部分人采用适应性预期。然而这类文章所用的适应性预期形成过程以及针对的宏观变量与本文不同,其次他们集中在理论层面上讨论异质性预期的多重均衡问题,而不是研究诸如通货膨胀和产出动态。

此外,与本文相关的中国经济实证文献主要是讨论通胀预期与通胀动态。对于研究通胀预期的文献,代表性文章有肖争艳和陈彦斌(2004)、张蓓(2009)基于调查问卷数据,从实证角度考察了通货膨胀预期的动态性质及其对通货膨胀的影响;张健华和常黎(2011)同样利用调查问卷数据定量考察了影响通胀预期的主要因素。对于研究通胀动态的文献,根据通胀影响因素,可以分为两类。第一类主要有:陈彦斌(2008)提出了包含需求拉动、成本推动、通胀预期和通胀惯性四种因素的混合型新凯恩斯菲利普斯曲线(New Keynesian Phillips Curve, NKPC)模型,并基于微观调查的通胀数据对 NKPC 进行估计;曾利飞等(2006)在开放宏观经济的环境下,重新估计了包含有汇率因素的 NKPC;杨继生(2009)基于混合 NKPC,考察中国通货膨胀预期的性质以及流动性过剩对通货膨胀的影响;这类文章发现通货膨胀预期是影响当期通货膨胀动态的主要因素。第二类文献主要有:Funke(2006)基于中国宏观时间序列数据,利用不同的计量方法估计了各种版本的菲利普斯曲线;Mehrotra 等(2010)利用省一级数据估计了中国各省的混合型 NKPC;胡军等(2013)将经济地理空间权重矩阵引入通胀滞后和通胀预期共存的混合型 NKPC 框架,通过空间动态面板模型计量方法考察我国地区通胀在时间和空间上的特征;与上一类文献不同,以上文章发现当期通货膨胀主要受上期通货膨胀(滞后项)的影响。此外,张成思(2008)应用"Grid Bootstrap"估计法和未知断点结构突变检验法,分析了 1980—2007 年中国通货膨胀的惯性特征,与本文结论非常类似,该文发现通胀惯性非常明显,主要体现在通胀对货币政策的反应速度缓慢。本文与以上提及的中文文献的不同在于,第一、我们假设预期是具有异质性的(理性预期与适应

性预期共存)；其次、我们在新凯恩斯框架下利用宏观数据进行了动态贝叶斯估计，与上述文献所用的最小二乘、广义矩方法相比，本文方法是本质上是基于似然函数的完全信息法 (Full Information)，这使得我们能够在通胀预期较难观测的情况下仍然可以作估计。此外，何启志和范从来(2012)与本文类似建立了一个具有学习型和理性通胀预期的状态空间模型，但与本文不同之处在于，他们的模型本质上是简约式，即模型并没有完全考虑厂商、家庭、货币当局等微观基础，因而本质上并不是基于动态一般均衡的结构型估计，同时也不能用来考察货币供给如何在异质性预期下影响通货膨胀。

本文的理论贡献概括起来有三点：第一，在理论模型方面，我们在新凯恩斯模型中引入了具有学习过程的适应性预期与理性预期，因而偏离了传统的理性预期均衡，并且考虑了同时针对通货膨胀和产出的非理性预期；第二，在参数估计方面，我们采用了动态贝叶斯方法对异质性预期模型做结构估计，由于我们将预期行为作为不可观测的潜变量，因而绕开了预期数据不可观测的问题；第三，对于中国宏观研究，本文的建模与估计方法为定量研究非理性预期行为下货币政策的通货膨胀效应提供了一个全新的视角。

在文章随后部分，我们将从构建一个新凯恩斯价格刚性模型开始，系统地讨论异质性预期行为的动态特征及其影响。

三、理论模型

整个模型经济由三部分组成：家庭、厂商以及货币当局。我们假设家庭和厂商的测度分别为 $[0,1]$ 。假设经济个体具有异质性预期行为。具体地，我们假设 μ 比例的人具有适应性预期行为，其余 $1-\mu$ 的人具有理性预期行为。我们用预期算子 (Expectation Operator) $\{E^r, E^a\}$ 分别代表理性预期和适应性预期。根据 Branch 和 McGough (2009)，如果预期算子满足特定的公理条件 (见附录中的公理条件 A1—A7)，则异质性预期模型在模型表述上等价于代表性个体 (Representative-Agent) 模型，其预期算子为 $E^0 = \mu E^a + (1-\mu) E^r$ 。这种等价性有助于我们在传统的理性预期框架下描述整个模型经济而不需要大的修改 (唯一的变动是将数学期望 E 写成 E^0)，我们将在文章最后的附录中对这点进行详细讨论。下面，我们从家庭行为开始整个模型。

(一) 家庭行为

家庭选择消费 c 、和劳动 n 、资本存量 k 、货币需求 M 以及债券持有额 B 来解其最优

化问题

$$\max E_0^h \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log c_t - a_n n_t],$$

所受的约束为：财富和预算约束（不等式 1 和 2）、货币先行约束（不等式 3）以及资本积累过程（等式 4）。参考 Yun（1996）（见该文第 14-16 式），家庭的决策问题描述如下。家庭决策的时间顺序为：在 t 期初，家庭具有财富水平 W_t 以及货币当局的货币注入 X_t ，因此总的可用财富为 $W_t + X_t$ 。家庭将总财富以现金（ M_t ）和债券（ B_t ）的形式持有，见不等式（1）。随后家庭决定消费、资本积累（见等式 4）以及劳动供给，而消费必须要用持有的现金购买，见不等式（3）定义的货币先行约束。在 t 期末，留给下一期（ $t+1$ ）的财富水平 W_{t+1} 由不等式（2）确定，由总收入（包括工资收入、资本收入、利息收入以及现金水平）减去总支出（消费和投资支出）得到， W_{t+1} 类似于总的货币储蓄，因此为状态变量。因此，家庭所受约束为：

$$M_t + B_t \leq W_t + X_t, \quad (1)$$

$$W_{t+1} \leq P_t(r_t k_t + w_t n_t + \Pi_t) + B_t R_t + M_t - P_t(c_t + i_t), \quad (2)$$

$$c_t \leq \frac{M_t}{P_t}, \quad (3)$$

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t Z_t, \quad (4)$$

其中 r_t ， w_t ， Π_t 分别为资本实际回报率、实际工资和生产所得利润。 W_t 是家庭在 t 期初的财富。 Z_t 为投资专有冲击，其服从 AR(1) 过程：

$$\ln Z_t = \rho_z \ln Z_{t-1} + \varepsilon_{zt}. \quad (5)$$

（二）厂商行为

最终产品 y_t 由完全竞争企业生产，生产技术为 $y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ ，其中 σ 为中间产品 $y_t(i)$ 的替代弹性， $\sigma > 1$ 。中间品市场为垄断竞争市场， $y_t(i)$ 由企业 i 生产，生产函数为 Cobb-Douglas 形式 $A_t k_t(i)^\alpha n_t(i)^{1-\alpha}$ 。 A_t 为中性技术冲击，服从 AR(1) 过程

$$\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \varepsilon_{at}, \quad (6)$$

其中 ε_{at} 服从独立标准正态分布，其标准差为 σ_a 。

企业为了最小化总成本，需要租赁资本 $k_t(i)$ 以及雇佣劳动力 $n_t(i)$ ，其最优条件满足如下两个要素需求方程：

$$w_t = (1-\alpha)\phi_t \frac{y_t(i)}{n_t(i)}, \quad (7)$$

$$r_t = \alpha\phi_t \frac{y_t(i)}{k_t(i)}, \quad (8)$$

其中 ϕ_t 为边际成本，其满足 $\phi_t = \frac{1}{A_t} \left(\frac{w_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{r_t}{\alpha} \right)^\alpha$ 。边际成本 ϕ_t 受中性技术、工资和租金三个因素决定，要素价格（工资和租金）上升会增加边际成本，生产技术（ A_t ）进步会降低边际成本。

我们这里采用 Calvo 形式的刚性价格设定。最终的最优垄断价格意味着如下定价规则

$$P_t^* = \frac{\sigma \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \mathbb{E}_t^0 \left(\lambda_{t+s} P_{t+s}^\sigma y_{t+s} \phi_{t+s} \right)}{(\sigma-1) \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \mathbb{E}_t^0 \left(\lambda_{t+s} P_{t+s}^{\sigma-1} y_{t+s} \right)}, \quad (9)$$

其中 $1-\theta$ 为每个企业在每一期能够调整其价格的概率， λ_t 为 (2) 式对应的拉格朗日乘子，它代表了财富的边际效用。

(三) 货币供给

我们设定货币供给的增长率 x_t 满足如下 AR(1) 过程：

$$\ln x_t = \rho_x \ln x_{t-1} + \varepsilon_{xt}, \quad (10)$$

其中 ε_{xt} 为货币供给冲击，正值表明货币增速增加，即货币政策呈现扩张的特性。我们采用以上货币供给规则而非泰勒规则，主要基于如下考虑：（1）、以上货币数量规则使得我们可以讨论单纯的货币增发政策在异质性预期假设下是如何影响宏观经济的；（2）、目前文献中对中国货币当局的政策规则始终未有定论，即中央银行是否根据某种特定不变的规则增加或减少货币供给，因而简单地采用西方文献中的泰勒规则并不能完全刻画中国的实际

情况；（3）、在异质性预期模型中采用内生货币规则往往会产生多重均衡问题（见 Branch 和 McGough, 2009, Massaro, 2013）¹¹。由于本文采用的贝叶斯估计对估计参数的取值范围并没有太多的先验约束，而且在估计过程中我们要求模型始终具有唯一解，因此为了避免多重均衡的问题，我们采用了货币增长率服从 AR（1）过程的货币规则。基于以上三点考量，我们认为本文假设的货币规则是可以接受的。

（四）一般均衡

均衡时，所有家庭的一阶条件成立且 CIA 约束束紧¹²；企业最大化其利润且所有市场出清。即

$$y_t = c_t + [k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] / Z_t, \quad (11)$$

$$M_t = M_{t-1} + X_t, \quad (12)$$

$$B_t = B_{t-1} = 0, \quad (13)$$

$$c_t = \frac{M_t}{P_t}, \quad (14)$$

由对称性可得，所有企业都具有相同的要素需求函数和定价规则（7），（8）和（9）。最终产品的价格为

$$P_t = [\theta P_{t-1}^{1-\sigma} + (1-\theta)P_t^{*1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (15)$$

对（15）和（9）在其稳态附近一阶展开，经过一些代数运算后，我们得到新凯恩斯主义菲利普斯曲线（New Keynesian Phillips Curve）：

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t^o \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \hat{\phi}_t, \quad (16)$$

其中 $\hat{\pi}_t \equiv \hat{P}_t - \hat{P}_{t-1}$ 为通胀率。

经过标准的对数线性化，完整的动力系统可以由如下线性动态差分方程组刻画：

$$E_t^o S_{t+1} = F_1 S_t + F_2 S_{t-1} + F_3 \xi_t + F_4 \xi_{t-1}, \quad (17)$$

$$C_t = H_1 S_t + H_2 S_{t-1} + H_3 \xi_t + H_4 \xi_{t-1}, \quad (18)$$

¹¹ Branch 和 McGough（2009）采用内生利率规则，是为了讨论模型最优解的 Indeterminacy 问题。他们文章的一个主要结论（见该文摘要）是具有适应性预期的异质性假设会使得原来在理性预期下的唯一解变为多重均衡解。同样，Massaro（2013）则是讨论不同内生货币政策下的多重均衡问题，从而考察那种货币政策可以稳定经济。

¹² 事实上，只要债券的收益率大于 1，CIA 约束总是束紧的。

其中 $S_t = [\hat{k}_{t+1}, \hat{m}_t]$ 为状态变量向量, $\xi_t = [\hat{A}_t, \hat{Z}_t, \hat{x}_t]$ 为外生冲击向量, C_t 为控制变量向量, 尖号表示该变量偏离稳态的百分比。

(五) 刻画预期行为

目前为止, 我们只是把预期行为用算子 E^a 刻画。接下来, 我们将对该预期行为的形式进行具体讨论。首先, 我们刻画适应性预期行为。与文献 (如 Huang 等, 2009) 不同, 我们并不直接定义状态变量的预期, 而是从刻画公众对通货膨胀和产出的预期来反推状态变量 S_t 的预期¹³。这么做使得我们刻画的预期行为更符合现实, 因为公众往往针对 GDP 和通货膨胀率进行预测, 而非那些较难观测到的资本存量等变量。具体地, 我们假设有 μ 比例的公众对通货膨胀和产出的预期为适应性行为, 其满足如下过程:

$$E_t^a(\hat{\pi}_{t+1}) = E_{t-1}^a(\hat{\pi}_t) + g[\hat{\pi}_t - E_{t-1}^a(\hat{\pi}_t)], \quad (19)$$

$$E_t^a(\hat{y}_{t+1}) = E_{t-1}^a(\hat{y}_t) + g[\hat{y}_t - E_{t-1}^a(\hat{y}_t)], \quad (20)$$

参数 $g \in (0, 1)$ 刻画了公众对预期误差的纠正程度。我们假设剩余 $1 - \mu$ 比例的人采用理性预期行为。因此, 加总的预期通货膨胀和产出具有如下形式:

$$E_t^o(\hat{\pi}_{t+1}) = \mu E_t^a(\hat{\pi}_{t+1}) + (1 - \mu) E_t^r(\hat{\pi}_{t+1}), \quad (21)$$

$$E_t^o(\hat{y}_{t+1}) = \mu E_t^a(\hat{y}_{t+1}) + (1 - \mu) E_t^r(\hat{y}_{t+1}), \quad (22)$$

经过一些代数运算, 我们可以从通货膨胀和总产出的预期反推出资本存量与实际货币供给量的预期:

$$E_t^o(\hat{m}_{t+1}) = \rho_x \hat{x}_t + \hat{m}_t - E_t^o(\hat{\pi}_{t+1}), \quad (23)$$

$$\frac{k}{y} E_t^o(\hat{k}_{t+2}) = E_t^o(\hat{y}_{t+1}) - \frac{c}{y} E_t^o(\hat{m}_{t+1}) + (1 - \delta) \frac{k}{y} \hat{k}_{t+1}, \quad (24)$$

等式 (17) -- (24) 刻画了同时具有异质性预期的完整动力系统。

¹³ 数学上说, 选择刻画预期的变量与状态变量之间必须是一一映射关系。由于我们的模型具有两个状态变量, 因此我们只能选择两个变量来刻画预期。同时, 由于产出和通胀可以表示为状态变量资本存量 (k) 和实际货币供给量 (m) 的线性函数, 其系数矩阵可逆, 因此我们可以用产出和通胀来反求资本存量和实际货币供给量。

四、基于贝叶斯方法的估计

（一）数据描述

给定系统 (17) – (24) 的最优解, 我们可以利用动态贝叶斯方法对模型参数进行估计。关于动态贝叶斯方法的理论描述, 请参见 An 和 Schorfheide (2007)。在利用动态贝叶斯方法时, 我们需要选取模型中对应的可观测序列。这里, 我们采用实际消费、投资以及通货膨胀序列 $\{c_t, i_t, \pi_t\}$ ¹⁴, 这三个变量对应的实际数据时间跨度为 1992 年第一季度 2012 年第四季度。出于与模型一致的角度考虑, 我们在估计前对消费和投资序列平滑掉了确定性趋势¹⁵。由于所用变量数等于模型中的外生冲击数, 因而不存在随机奇异性 (Stochastic Singularity) 问题。

（二）估计结果及其讨论

我们将模型参数分为两个集合。对于标准的结构参数 $\{\alpha, \beta, \delta, \sigma\}$, 我们采用校准 (calibration) 方法。具体地, 我们根据文献如许志伟等 (2010), 设定资本的产出份额 α 为广泛采用的 0.5, 资本折旧率 δ 为 0.0125 (年度折旧率为 0.05); 主观折现因子 β 为 0.98, 该值表明模型的稳态名义年利率大致为 8% 左右 (约等于 1992–2012 年的平均值); 根据文献如吴化斌等 (2012), 我们设中间品的替代弹性 σ 为 3.35。

其余参数包含了 3 个行为参数 $\{\mu, g, \theta\}$ 以及 6 个外生冲击参数:

$\{\rho_a, \rho_z, \rho_x, \sigma_a, \sigma_x, \sigma_z\}$ 。我们采用贝叶斯方法进行估计。在贝叶斯方法中, 参数的先验分布在整个估计过程中具有非常重要的作用, 因此对它的选择需要慎重。参数 μ 刻画了经济中适应性预期行为的比重, 因此是本文的重点。在估计时我们尽量避免先验对估计的影响, 设定其先验为 $[0, 1]$ 的均匀分布。参数 g 描述了适应性预期中对预期偏误的纠正, 根据文献它取值在 $(0, 1)$ 之间, 通常非常小 (见 Huang 等, 2009), 我们假设它服从均值 1/3、标准差为 0.235, 且取值在 $(0, 1)$ 的 Beta 分布, 该分布的密度函数为从 0 到 1 的线性递减函数。参数 θ 代表了企业不能调整价格的概率, 同样我们假设它服从均值 1/3、标准差为 0.235,

¹⁴ 由于本文采用外生货币供给, 我们并未使用含有内生成分的货币增长率数据来估计。事实上, 加入货币增长率数据并不本质改变下文的估计结果。具体地, 在加入货币增长率数据后, 为了避免随机奇异性问题, 我们加入了需求冲击。通过做同样的贝叶斯估计, 我们发现估计参数值并没有太大的变化, 更为重要的是通胀和产出对于货币供给冲击的脉冲反应与基本模型的结果非常类似。鉴于此, 我们认为本文的结果较为稳健。

¹⁵ 利用 HP 滤波方法得到的序列与确定性去势方法得到的序列差异非常小。

且取值在 $[0, 1]$ 的 Beta 分布。值得一提的是，下文中的估计结果显示，以上参数的估计值对于先验并不敏感¹⁶。对于外生冲击的参数 $\{\rho_a, \rho_x, \rho_z, \sigma_a, \sigma_z, \sigma_z\}$ ，我们根据 An 和 Schorfheide (2007)，假设 AR(1) 系数 ρ_a, ρ_x, ρ_z 服从 Beta 分布，使其均值为 0.5、标准差 0.2，并且取值在 $(0, 1)$ 之间；假设外生波动的标准差系数 σ_a, σ_z 和 σ_z 服从均值为 0.01 方差趋于无穷的 Inverse Gamma 分布。下图中的灰色线画出了各个系数的先验分布。

表 1 总结了所有的估计结果，其中左边两列说明先验分布，右边一列报告的是后验均值及其 90% 的置信区间，这些值都是通过 Metropolis-Hastings 算法模拟 100000 次得到的¹⁷。从表中结果可以看到，参数 μ 的估计值为 0.8114，该值表明整个经济中适应性预期行为具有举足轻重的地位，大约 80% 经济个体的预期行为并不理性。参数 g 描述的是对预期偏差的纠正，文献通常称为学习增益 (Learning Gain)。我们的估计值为 0.0096，该值与文献 Huang 等 (2009) 中的 0.01 非常接近¹⁸。参数 θ 描述的是企业不能定价的概率，该参数刻画了价格刚性程度。我们的估计值为 0.4354，与文献 (如 Funke, 2006) 所用的值非常接近，该值表明中国经济中存在着明显的价格刚性，企业的价格调整周期大致为半年¹⁹。从图 1 的后验分布函数可以看出，以上三个参数的估计结果并不受先验分布的影响，具体表现为后验分布呈现出非常明显的峰值 (见图 1 第一行)。

¹⁶ 具体表现为后验似然核密度 (Post-Kernel) 与后验似然函数 (Post-Likelihood) 在 mode 附近几乎重合。

¹⁷ 设置 Metropolis-Hastings 再抽样参数时，我们设定跳跃参数为 0.65，该值使得接受率 (Acceptance rate) 在理论最优的 0.25 左右，我们设置 Burn-in 样本的大小为 20%。Brooks-Gelman 检验表明，通过再抽样技术得到的后验分布收敛，即组间方差趋于 0，组内方差趋于稳定值。为了进一步检验本文估计参数是否在现有模型设定以及现有数据下可识别，我们进行了 Iskrev 检验，结果显示模型参数可以很好地被识别。

¹⁸ 数学上，当 g 收敛到 0 时，适应性预期均衡收敛到自我确认均衡 (Self-Confirming Equilibrium)。

¹⁹ 在不考虑适应性预期的新凯恩斯文献中，表征价格粘性的参数 θ 在 0.75 左右，这比我们的估计值 0.4354 要高。这主要是由于为了解释数据中的通货膨胀持久性，理性预期模型中必须要有很强的价格粘性。相比较，我们模型中除了价格粘性因素以外，还有适应性预期因素。由于适应性预期很大程度上解释了通胀的持久性，所以本文模型并不需要很大的价格粘性，从而 θ 值偏低。鉴于以上原因，我们认为本文估计的较低的价格粘性参数符合经济学解释，是可以接受的。感谢审稿人对该点的讨论。

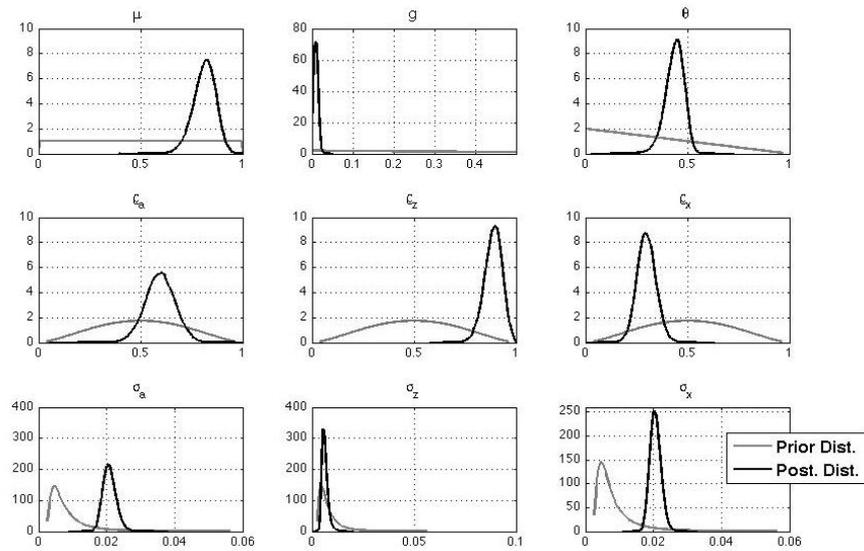


图 1 参数的先验分布与后验分布函数图

注：灰色实线表示的是先验分布，黑色实线表示的是后验分布。

对于外生冲击过程，表 1 的估计结果显示，这三个外生冲击均具有一定的持续性，持久系数分别为 0.5939，0.8870 和 0.2987。投资专有技术冲击的波动相对较小，其扰动项标准差约为 0.63%；中性技术冲击和货币供给冲击具有明显的波动，标准差分布达到了 2.09% 和 2.04% 左右；当然，要分析各种冲击经济波动的影响，我们需要做进一步的动态数值试验。

表 1 参数的先验分布与后验估计结果

	先验分布	先验均值	后验分布
μ	Uniform	0.50	0.8114 (0.7255, 0.9028)
g	Beta	0.33	0.0096 (0.0007, 0.0171)
θ	Beta	0.33	0.4354 (0.3636, 0.5101)
ρ_a	Beta	0.50	0.5939 (0.4789, 0.7149)
ρ_z	Beta	0.50	0.8870 (0.8158, 0.9574)
ρ_x	Beta	0.50	0.2987 (0.2253, 0.3752)
σ_a	Inverse Gamma	0.01	0.0209 (0.0178, 0.0248)
σ_z	Inverse Gamma	0.01	0.0063 (0.0041, 0.0084)
σ_x	Inverse Gamma	0.01	0.0206 (0.0180, 0.0232)

（三）基于后验分布的模型选择

尽管我们完成了整个估计过程，但问题是：具有适应性预期的异质性模型是否一定比传统的理性预期模型更符合中国经济？要回答该问题，我们需要从统计学角度来展开讨论。

我们基于后验估计结果来讨论模型的选择问题。贝叶斯估计的一个优势在于，其后验分布提供了一个比较不同模型的方法。这里我们记异质性预期模型为 A ($\mu = 0.8114$)，理性预期模型为 B ($\mu = 0$)。根据贝叶斯法则，我们可以计算两个模型后验比值比 (Posterior Odds Ratio):

$$\frac{P(\text{Model}=A | Z_T)}{P(\text{Model}=B | Z_T)} = \frac{P(A) P(Z_T | A)}{P(B) P(Z_T | B)}, \quad (25)$$

其中 $P(A)$ 表示真实模型为 A 的先验概率； Z_T 为所用数据集 (本文估计时所用的序列)； $P(Z_T | A)$ 表示在模型 A 下，数据 Z_T 的条件概率密度函数。等式 (25) 右边第一个比率为先验比值比 (Prior Odds Ratio)，后一个比率为贝叶斯因子 (Bayes Factor)。假设两个模型具有相同的先验概率，即 $P(A) = P(B) = 0.5$ ，则模型的选择直接取决于后验概率 $P(Z_T | \cdot)$ 。表 2 给出了模型 A 和模型 B 下，数据 Z_T 的条件后验概率 $P(Z_T | \cdot)$ 。从表中结果可以看到，无论是哪种算法得到的 $P(Z_T | \cdot)$ ，模型 A 均大于模型 B，即后验比值比均为 6 左右，远大于 2。根据 Jeffreys 准则 (见 Greenburg, 2012)，当后验概率比率的自然对数大于 2 时，决定性支持模型 A (Decisive Support for Model A)，即异质性预期模型较理性预期模型，在统计意义上更好地解释了中国经济数据。²⁰

表 2 不同模型下的对数 $P(Z_T | g)$

计算方法	模型 A (异质性预期)	模型 B (理性预期)	后验比值比
Laplace Approximation	221.4178	215.2290	6.1889
Harmonic Mean Estimator	221.5033	215.4168	6.0865

注：由于后验概率 $P(Z_T | B)$ 形式复杂，我们这里报告两种通常的逼近算法，表中数值是对数化 (10 为底) 以后的值。

五、基于模型的动态分析

本节，我们重点讨论异质性预期行为对模型传导机制的影响。我们将基于异质性预期与

²⁰ 感谢匿名审稿人对以上分析提出的宝贵建议。

理性预期模型动态的差异来进行讨论。

(一) 脉冲反应与方差分解

适应性预期与理性预期的最大不同在于，它是一种学习过程，受上一期预期以及预测偏差的影响，因此并不是“前向”的理性预期行为。这种后向行为使得模型的动态更加丰富，因而异质性预期模型对外生冲击的动态反应与传统的理性预期模型有很大的区别。下图 2 为通货膨胀和产出在两种模型下，对 1% 外生冲击的脉冲反应。

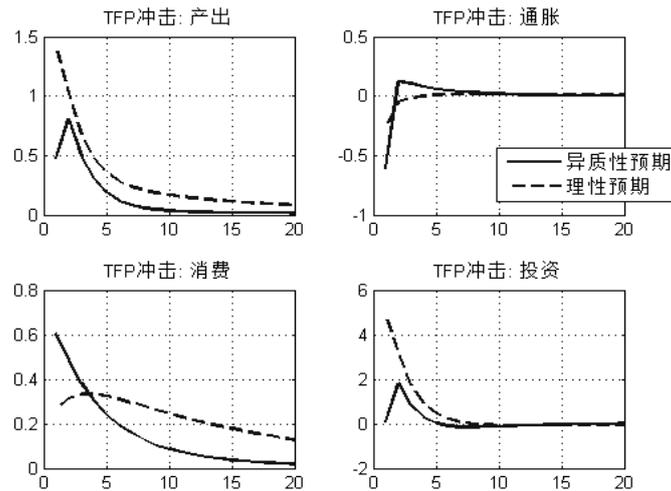


图 2 中性技术冲击下各变量的脉冲反应

注：横轴为时间（单位：季度），纵轴为偏离稳态百分比。

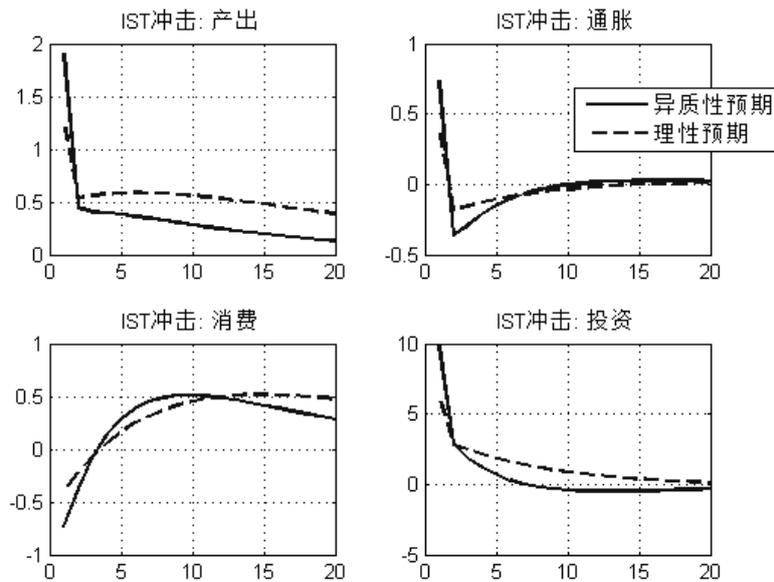


图 3 投资专有技术冲击下各变量的脉冲反应

注：横轴为时间（单位：季度），纵轴为偏离稳态百分比。

首先我们讨论中性技术冲击下的脉冲反应。图 2 显示，具有适应性预期的异质性模型使得产出的当期反应较理性预期小很多，仅为 0.5% 的变动，并且其脉冲反应在第二期才达到峰值 0.75%。相较而言，理性预期模型中的产出在冲击实现的当期便达到最大值 1.4% 左右，然后缓慢下降。对于通货膨胀率，异质性预期较理性预期中的反应更为剧烈，体现为前者当期下降约 0.6%，而后者仅下降 0.2%。其原因在于，异质性预期使得产出反应迟缓，同时结合技术进步（正的技术冲击）的作用，导致异质性预期模型中边际成本下降较多，这使得通货膨胀率下降幅度较大（见等式 16 的菲利普斯曲线）。此外，价格的下降导致家庭消费相对增多，并一定程度的挤出总投资，这体现为异质性预期模型中消费的脉冲反应较大，投资的脉冲反应较小。对于正的投资专有技术冲击（见图 3），投资需求在异质性预期模型中当期的增幅较大，约为 10%；而理性预期模型中仅为 5%。较大增幅的投资增加总产出从而推高通货膨胀，因此总通货膨胀和产出率在异质性预期模型中的当期脉冲反应相对较大，分别为 1.75% 和 0.75%。

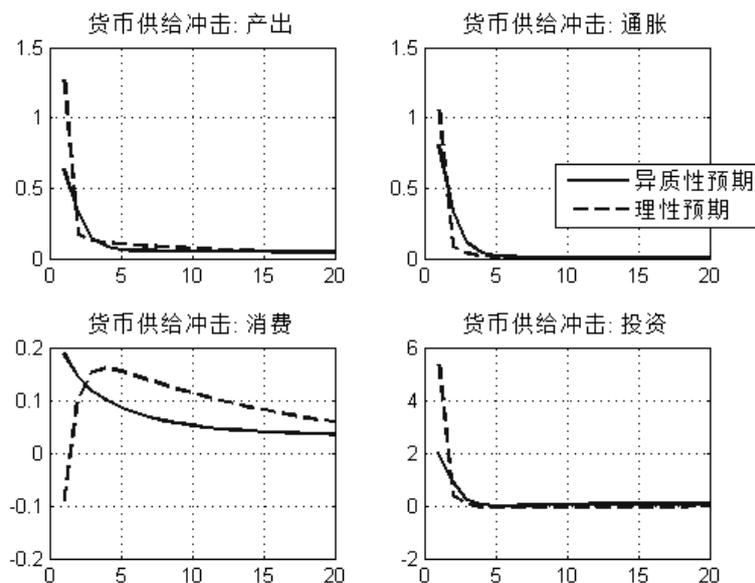


图 4 货币供给冲击下各变量的脉冲反应

注：横轴为时间（单位：季度），纵轴为偏离稳态百分比。

下面我们重点讨论扩张性货币政策下的动态反应（见图 4）。扩张性货币政策（在模型中体现为货币增速增加 1%）本质上为正的需求冲击，具体表现为通货膨胀和产出的同向移动。然而，由于适应性预期的滞后特点，通货膨胀和产出率在该冲击下反应较理性预期迟缓，但同时又表现出强的持久性。具体地，在异质性预期模型中，货币增长率增加 1% 使得通货膨胀和产出在当期分别上升约 0.8% 和 0.6%。然而，在理性预期下，这两个变量当期的增幅

达到了 1.1% 和 1.3%。这表明适应性预期使得公众对货币政策的反应变得“保守”。不过，通货膨胀和产出在理性预期模型中衰减非常迅速。相较而言，异质性预期的通货膨胀和产出对扩张性货币政策的脉冲反应具有更强的持续性。这点可以从比较产出与通胀在第二期的反应幅度看出。具体而言，在理性预期模型中，产出和通胀在第二期的增幅急剧下降，其中产出从 1.3% 下降到了 0.19% 左右，通胀从 1.1% 下降到了 0.09% 左右。而在具有适应性预期的异质性模型中，产出从 0.62% 回落到 0.4%，通胀从 0.8% 回落到 0.5%。²¹此外，在异质性预期模型中，由于通货膨胀上升幅度较小，总消费则增幅较大²²，而总投资由于挤出效应而增幅较小。以上分析可以看出，不同的预期行为会对货币政策的动态效应产生非常明显的差异。考虑了适应性预期的异质性行为会使经济行为趋于保守，表现为通货膨胀和产出对货币政策的敏感性明显下降，而持久性明显上升。由此可见，理清货币政策传导机制的首要任务在于理解人们的预期行为，这本质上体现了预期管理是政策分析中的核心。

以上基于脉冲反应的分析表明，理性预期模型与含有适应性预期的异质性模型具有截然不同的动态反应。此外，方差分解显示，不同预期行为使得各种冲击对宏观经济波动的解释力具有较大的差异。在理性预期模型中，货币供给冲击解释了约 32% 的总产出波动、92% 的通货膨胀波动、7% 的消费波动以及 42% 的投资波动。因此货币供给冲击是通货膨胀和产出波动的主要来源。然而，如果大部分人（该比例约为 80%）采用适应性预期行为，货币供给冲击的波动解释力则大为减弱，对产出、通胀、总消费和总投资的波动解释分别下降至 24%、59%、4% 以及 25%。主要原因与前面分析类似。适应性预期减弱了通货膨胀和产出对于货币供给的反应，从而削弱了货币供给冲击对这两个变量波动的影响。此外，在异质性预期模型中，投资专有冲击对解释产出、通货膨胀和总投资则变得更为重要，具体见表 3 第二列。

²¹ 需要注意的是，尽管在不同预期行为下，产出在 15 个季度以后，通胀在 5 个季度以后均回落到稳态，但是这并不代表两种预期下的产出和通胀动态具有相同的持久性。这是因为持久性主要反应在第二期及以后各期的衰减程度。

²² 这主要是由于较低的通货膨胀导致实际货币存量较大，货币先行约束使得总消费增加较多。

表 3 方差分解 (%)

外生冲击	中性技术	投资专有	货币供给
异质性预期 ($\mu=0.8114$)			
产出 (Y)	59.74	16.72	23.54
通货膨胀 (π)	34.75	6.33	58.92
总消费 (C)	78.98	17.10	3.92
总投资 (I)	23.51	51.64	24.85
理性预期 ($\mu=0$)			
产出 (Y)	65.20	3.08	31.72
通货膨胀 (π)	6.02	1.93	92.05
总消费 (C)	35.38	58.01	6.60
总投资 (I)	52.00	5.83	42.17

注：以上为无条件方差分解 (Unconditional Variance Decomposition)，变量均经过 HP 滤波 (滤波系数为 1600)。

(二) 通货膨胀的冲击分解

从上节分析可知，尽管适应性预期降低了货币供给冲击的宏观影响，但是货币供给冲击仍然是影响通货膨胀的主要因素 (解释了通货膨胀近 60% 的波动)。关于这点，我们可以从历史数据的冲击分解中得到直观验证。下图比较了真实数据以及冲击分解的模拟数据。

从图中可以看到，仅用货币供给冲击模拟出来的通货膨胀数据从走势上大致拟合了真实数据，比如 1994 年的高通胀时期以及随后长时间的通货紧缩时期。这从另一个侧面验证了货币供给冲击是通货膨胀波动的主要因素。此外，两种技术冲击 (中性技术和投资专有技术) 同时也解释了大致 40% 的通货膨胀波动 (见方差分解部分)。我们从图 5 中可以看到，在某些时期，通货膨胀率的上下浮动主要是由于中性技术冲击的波动：例如，2003 年至 2008 年间，中性技术冲击很好的拟合了通货膨胀数据，而投资专有技术似乎并不能很好的解释通货膨胀动态，因而我们可以认为这时期的通货膨胀波动主要来源于供给层面。

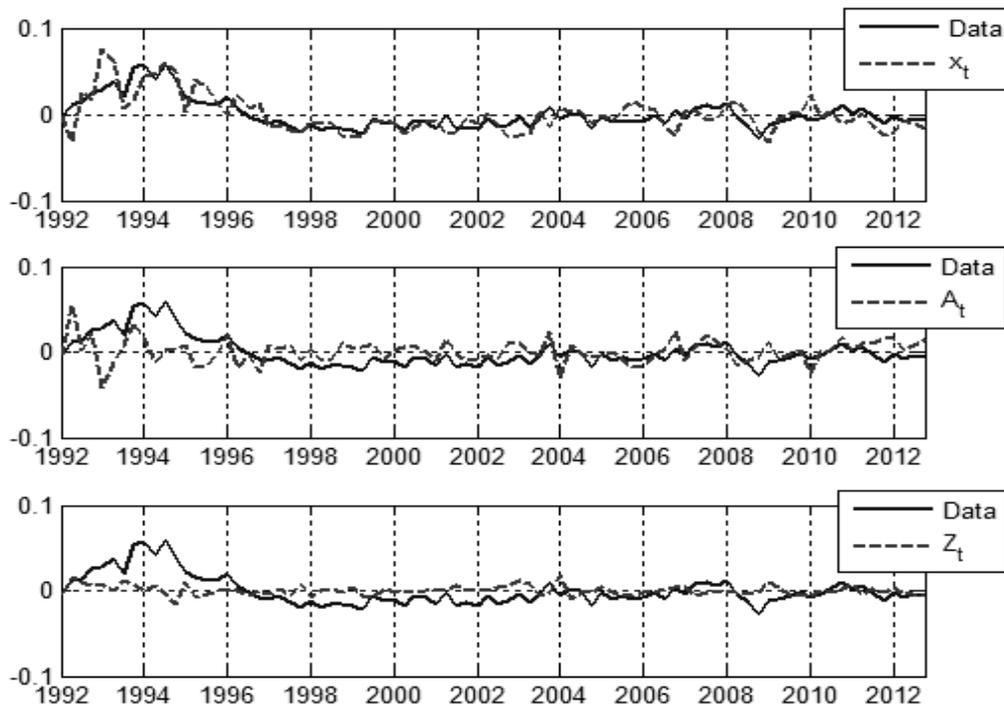


图 5 通货膨胀序列的冲击分解

注：实线为实际数据，第一张图虚线为仅含有货币供给冲击的模拟数据，第二、三张图虚线为仅含有中性技术冲击和投资专有技术冲击的模拟数据。三组模拟数据由如下步骤得到：1. 用 Kalman-Smoothing 算法提取出不可观测的三个冲击的扰动序列以及各个状态变量序列；2. 设定 1992 年 1 季度为初始点，通过扰动序列和状态变量序列，我们可以根据动力系统的解（具体表现为状态空间形式）迭代地计算出模拟的通货膨胀序列。对于第一个虚线序列，我们在步骤 2 中仅考虑货币供给冲击；对于第二、三个虚线序列，我们分别考虑中性技术冲击和投资技术冲击。需要注意的是，三种虚线序列相加并不简单的等于对应的实线序列（即真实数据），只有在步骤 2 中同时考虑三种冲击计算出来的模拟序列才等于真实的通货膨胀数据。

六、通货膨胀惯性的成因分析

本节我们主要考察适应性预期下的通货膨胀惯性。基于上节历史数据的冲击分解，各种外生冲击下的通货膨胀序列具有不同的自相关系数，因此可以揭示通货膨胀惯性的主要成因。

经计算，仅含有货币供给冲击的通货膨胀序列（图 5 第一张图虚线）其自相关系数达到了 0.6433；而仅含有中性技术或投资专有技术的通货膨胀序列（图 5 第二、三张图虚线）的自相关系数仅分别为 0.0117 和 0.0356，见下表 4 中“异质性预期”项²³。然而，在标准的理

²³ 需要注意的是，数据中的通货膨胀序列并不等于这三个通胀序列的简单相加，因此它们的自相关系数之

性预期模型中，对应的三个通货膨胀序列相关系数仅为 0.4143、0.0369 和 -0.0864，见下表 4 中“理性预期 A”项。由此可见，适应性预期明显增强了通货膨胀惯性，并且较之技术冲击，货币供给冲击是产生持续性通胀的主要因素。

（一）后向定价与适应性预期

值得一提的是，文献中（如 Gali 和 Gertler，1999、杨继生，2009）解释通货膨胀惯性的另一种角度是引入后向定价行为²⁴，即在新凯恩斯菲利普斯曲线中引入通货膨胀滞后项，从而使得通货膨胀动态变的更为持久。后向定价行为与适应性预期的区别在于，前者仅影响一部分微观企业的定价行为而不影响其他厂商和家庭行为，从而只反应供给层面（即菲利普斯曲线）而非需求层面的变化；而适应性预期则是针对每个微观经济个体的预期行为（家庭和厂商），改变的是需求与供给两个层面，具体反映在整个系统均衡的变化。技术上说，虽然一部分企业进行后向定价，但该定价行为并没有改变整个经济中每个个体的预期行为，因此这类模型的均衡仍然是理性预期均衡，经济个体的决策本质上仍是前向的最优行为；而适应性预期则完全改变了人们的预期行为，因此整个经济的均衡偏离了理性预期均衡，经济个体是后向的均衡行为。由此可见，含有适应性预期的模型较之后向定价的理性预期模型，具有更为持久的宏观动态。

表 4 通货膨胀惯性的成因分析

通货膨胀一阶自相关系数（真实数据为 0.83）			
	异质性预期	理性预期 A	理性预期 B
货币供给成分	0.6433	0.4143	0.4739
中性技术成分	0.0117	0.0369	0.0331
投资专有成分	0.0356	-0.0864	-0.0818

注：理性预期 A 和 B 分别对应于前向定价和混合定价两类理性预期模型。表中对应的数值由如下步骤得到：1. 用贝叶斯方法估计模型参数；2. 基于估计参数，用图 5 中相同的方法得到不同冲击解释的通货膨胀序列，并计算其一阶自相关系数。

为了进一步验证以上分析，我们重新估计了具有后向定价行为的理性预期模型（记为理性预期 B）²⁵。基于估计结果，我们进行上节相同的冲击分解。表 4 中最后一列计算了后向

和也并不完全等于数据中通货膨胀的自相关系数。

²⁴ 具体而言，后向定价行为假设有一定比率的中间品厂商设定当期的价格为 P_{t-1} ，而非最优的 P_t^* 。前向和后向定价行为产生了混合型新凯恩斯菲利普斯曲线，具体表现为等式（16）的右边出现滞后一期的通货膨胀。

²⁵ 在贝叶斯估计中，我们对新凯恩斯菲利普斯曲线（含有滞后一期通货膨胀）的系数作直接估计，结果显示滞后通胀项系数为 0.36，预期通胀项系数为 0.63。这表明理性预期模型 B 中的存在着明显的后向定价行

定价理性预期模型所解释的通货膨胀自相关系数。结果显示,后向定价行为较之标准的理性预期模型(理性预期 A),提高了货币供给冲击对通货膨胀惯性的解释力,但是效果并不明显,自相关系数仅从 0.4143 上升到 0.4739;而技术冲击(中性技术和投资专业技术)成分在该模型中也不能造成通货膨胀惯性。此外,后向定价的理性预期模型对通胀惯性的解释力仅为异质性预期模型的三分之二左右。由此可知,异质性预期模型比两类理性预期模型更好地解释了通货膨胀惯性²⁶。

综合以上分析,中国经济中的通货膨胀惯性就其外部推动力来说,主要来自于货币供给;就其背后的传导机制来说,主要来自于微观个体的适应性预期行为。

七、结论

中国社会经济步入深层次结构转型期,经过三十年的改革开放,特别是过去十年货币供应量的高速增长,不同阶层正在逐步形成。从通货膨胀预期形成这一角度而言,大部分人遵从适应性预期,少部分人具备理性预期的基础。本文重点不在于研究适应性预期与理性预期的经济主体所具备的经济和心理特征,但至少可以肯定,在转型期中国社会贫富差距拉大,低收入、低财富水平的阶层体会到极高的不安全感,未来极度的不确定性令大部分经济主体的预期行为趋于保守,体现为预期行为的适应性特征。个体间的预期异质性很好地概括了转型期的特征,适应性与理性共存且前者占主导的宏观预期行为使得经济转型期的通货膨胀往往呈现非理性的可持续性特征。

理论方面,本文将适应性的“非理性”预期行为引入传统的理性预期DSGE模型中,构建了一个具有异质性预期的新凯恩斯刚性价格模型,并基于中国数据利用动态贝叶斯方法对模型进行了结构估计。我们发现经济中的大部分(约为80%)预期行为呈现适应性特点,这表明中国经济中的宏观预期行为并不符合传统的理性预期假设。基于估计参数,我们全面地比较了异质性预期模型与理性预期模型对通货膨胀等宏观经济变量的影响。结果表明,由于适应性预期改变了经济的内在传导机制,通货膨胀和产出对货币政策反应的敏感性减弱,且反应动态变得更为持久。由此可见,不同类型的预期行为使外部性冲击对宏观经济尤其是通货

为。经过代数运算,我们可以计算出大概 35%的厂商在设定价格时采用后向定价法则。需要注意的是,理论上我们总可以将后向定价行为的厂商比例设的非常大,从而去解释通货膨胀惯性。然而事实上,由于该比例为模型的一个非常重要的结构参数(Deep Parameter),其值并不能任意设定,我们需要利用数据来对它进行估计。这也是为什么我们在比较不同模型时,需要重新对每个模型参数进行再估计,使得参数值最大化模型蕴含的似然函数。

²⁶ 事实上,除了通货膨胀动态,异质性预期模型整体上也比后向定价的理性预期模型更好地解释了数据,这体现在前者的后验似然函数值(221.5033)远大于后者的值(215.4168)。

膨胀的影响显著不同，因此理解公众预期形式对分析宏观政策的经济影响是非常重要的。完全基于理性预期假设将会给宏观政策的经济效应分析带来很大偏差。本文进一步研究了通货膨胀惯性，发现适应性预期是其最为重要的内在传导机制。原因在于，适应性预期导致个体决策是基于历史的“后向”行为，因而对货币政策的反应趋于保守，直接后果是宏观层面的通货膨胀对货币政策反应变得“迟钝”并且“持久”。由此可见，为了使得货币政策更好的实施，首要任务是理解和管理公众的预期行为。在制定货币政策前，政府应当加强与公众的及时沟通，从而正确地了解和评估公众预期行为，这将对经济政策的有效实施产生重要作用；另一方面，政府应向公众表明坚定的反通胀立场，并通过积极的反通胀政策向公众昭示，以此引导公众的预期，使得个体决策趋于理性的“前向”行为，从而降低通货膨胀的持久性。最后值得一提的是，本文并没有考虑基于适应性预期行为的最优货币政策，因此如何在本文模型中引入内生最优政策是未来值得研究的方向。

参考文献

- [1] An, S., and F. Schorfheide, "Bayesian Analysis of DSGE Models", *Econometric Reviews*, 2007, 26(2), 113-172.
- [2] Aoki, K., "On the Optimal Monetary Policy Response to Noisy Indicators", *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(3), 501-523.
- [3] Beaudry, P. and F. Portier, "Stock Price, News, and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, 2006, 96, 1293-1307.
- [4] Branch, W.A., "The Theory of Rationally Heterogeneous Expectations: Evidence from Survey Data on Inflation Expectations", *Economic Journal*, 2004, 114(497), 592-621.
- [5] Branch, W.A., "Sticky Information and Model Uncertainty in Survey Data on Inflation Expectations", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2007, 31(1), pp. 245~276.
- [6] Branch, W.A. and B. McGough, "A New Keynesian Model with Heterogeneous Expectations", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2009, 33(5), 1036-1051.
- [7] Carroll, C., "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters", *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(1), pp. 269-298.
- [8] 陈彦斌, "中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究", 《经济研究》, 2008 年第 12 期。
- [9] Funke, M., "Inflation in China: Modeling a Roller Coaster Ride", *Pacific Economic Review*, 2006, 11, 413-429.
- [10] Galí, J., and M. Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44, 195-222.
- [11] Greenberg E., *Introduction to Bayesian econometrics*. Cambridge University Press, 2012.
- [12] 何启志、范从来, "中国通货膨胀的动态特征研究", 《经济研究》, 2011 年第 7 期。
- [13] 胡军、郭峰、龙硕, "通胀惯性、通胀预期与我国通货膨胀的空间特征", 《经济学季刊》, 2013 年第 1 期。
- [14] Huang K., Z. Liu, and T. Zha, "Learning, Adaptive Expectations and Technology Shocks", *Economic Journal*, 2009, 119(536), 377-405.
- [15] Jaimovich, N. and S. Rebelo, "Can News about the Future Drive the Business Cycle?", *American Economic Review*, 2009, 99(4), 1097-1118.
- [16] 李成、马文涛、王彬, "学习效应、通胀目标变动与通胀预期形成", 《经济研究》, 2011 年第 10 期。

- [17] Mankiw G., R. Reis and J. Wolfers, "Disagreement about Inflation Expectations", NBER Chapters, in: *NBER Macroeconomics Annual* 2003, 2004, 18, 209-270.
- [18] Massaro, D., "Heterogeneous expectations in monetary DSGE models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2013, 37(3), 680-692.
- [19] Mehrotra, A., T. Peltonen, and A. Rivera, "Modeling Inflation in China: A Regional Perspective", *China Economic Review*, 2010, 21(2), 237-255.
- [20] Muth, J., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, 1961, 29, 315-335.
- [21] Sargent, T., N. Williams and T. Zha, "The Conquest of South American Inflation", *Journal of Political Economy*, 2009, 117(2), 211-256.
- [22] Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe, "What's News in Business Cycles", *Econometrica*, 2012, 80(6), 2733-2764.
- [23] 吴化斌、许志伟、胡永刚、鄢萍, "消息冲击下的财政政策及其宏观影响", 《管理世界》, 2011 年第 9 期。
- [24] 肖争艳、陈彦斌, "中国通货膨胀预期研究调查数据方法", 《金融研究》, 2004 年第 11 期。
- [25] 许志伟、薛鹤翔、罗大庆, "融资约束与中国波动——新凯恩斯框架内的动态分析", 《经济学(季刊)》, 2010 年第 1 期。
- [26] 杨继生, "通胀预期, 流动性过剩与中国通货膨胀的动态性质", 《经济研究》, 2009 年第 1 期。
- [27] Yun, T., "Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles." *Journal of Monetary Economics*, 1996, 37, 345-370.
- [28] 曾利飞、徐剑刚、唐国兴, "开放经济下中国新凯恩斯混合菲利普斯曲线", 《数量经济技术经济研究》, 2006 年第 1 期。
- [29] 张蓓, "我国居民通货膨胀预期的性质及对通货膨胀的影响", 《金融研究》, 2009 年第 6 期。
- [30] 张成思, "中国通胀惯性特征与货币政策启示", 《经济研究》, 2009 年第 2 期。
- [31] 张健华、常黎, "哪些因素影响了通货膨胀预期——基于中国居民的经验研究", 《金融研究》, 2011 年第 12 期。
- [32] 庄子罐、崔小勇、龚六堂、邹恒甫, "预期与经济波动: 预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗?", 《经济研究》, 2012 年第 6 期。
- [33] Chen, Y., "Research on New Keynesian Phillips Curve in China", *Economic Research Journal*, 2008, 12.
- [34] He, Q., and Fan C., "The Dynamic Characteristics of Chinese Inflation", *Economic Research Journal*, 2011,

- 7.
- [35] Hu, J., Long, S., and Guo F., “Persistence, Expectation and Inflation Spatial Dynamics in China: A Spatial Dynamic Panel Model Study”, *China Economic Quarterly*, 2013, 1.
- [36] Li, C., Ma, W., Wang, B., “Learning Effect, Change of Inflation Target and the Formation of Inflation Expectation”, *Economic Research Journal*, 2011, 10.
- [37] Wu, H., Xu, Z., Yan, P., and Hu, Y., “Expectation effects and Macroeconomic Implications of Fiscal Policy”, *Management World*, 2011, 9.
- [38] Xiao, Z., and Chen, Y., “A survey method on Chinese Inflation Expectation”, *Journal of Financial Research*, 2004, 11.
- [39] Xu, Z., H. Xue, and Luo, D., “Financial Constraint and Chinese Business Cycles: A Dynamic Analysis in the New Keynesian Framework”, *China Economic Quarterly*, 2010, 1.
- [40] Yang, J., “Expectation, Excess Liquidity and Inflation Dynamics in China”, *Economic Research Journal*, 2009, 1.
- [41] Zeng, L., J. Xu and Tang, G., “An Open Economy New Keynesian Hybrid Phillips Curve of China”, *The Journal of Quantitative and Technical Economics*, 2006, 3.
- [42] Zhang, B., “On the Nature of Chinese Households’ Expectation on Inflation and Its Effect on the Inflation Dynamics”, *Journal of Financial Research*, 2009, 6.
- [43] Zhang, C., “The Nature of Inflation Inertia in China and Its Implications on Monetary Policy”, *Economic Research Journal*, 2009, 2.
- [44] Zhang, J., and Chang, L., “What Drives Inflation Expectations: an Empirical Analysis Based on the Chinese Households”, *Journal of Financial Research*, 2011, 12.
- [45] Zhuang, Z., Cui, X., Gong, L., and Zou, H., “Expectations and Business Cycle: Can News Shocks Be a Major Source of China’s Economic Fluctuations? ”, *Economic Research Journal*, 2012,6.

Public Expectation, Money Supply and Inflation Dynamics

Zhiwei Xu Haitao Fan Hexiang Xue

Abstract: Public expectations on macroeconomic conditions play critical role in understanding the effects of monetary policy. This paper incorporates adaptive learning into the traditional rational expectation model. Public expectations then present heterogeneity. The model is then estimated through Bayesian approach. The results show that: 1. Chinese public expectations are dominated by the adaptive learning behaviors; 2. Heterogeneous expectation model fits the data much better than the rational expectation model; 3. Adaptive learning behaviors reduce the responses of inflation to the money supply shock, and raise the persistence of inflation dynamics. Our findings suggest that the effectiveness of monetary policy hinges on the expectation management.

Keywords: Inflation inertia, Heterogeneous expectations, Monetary transmission channel

附录：异质性预期的公理化条件

与代表性预期不同，本文同时考虑了理性预期与适应性预期的存在，即一部分经济个体采用理性预期，期望算子由 E^r 刻画，余下部分的经济个体采用适应性预期，期望算子由 E^a 刻画。异质性预期模型的最大问题是，如何将两类个体的经济行为加总。本附录参考 Branch 和 McGough (2009) 讨论在何种公理条件下，异质性预期模型在数学上可以表示成具有期望算子 \tilde{E} 的同质预期模型，其中 $\tilde{E} = \mu E^a + (1 - \mu) E^r$ 。

根据 Branch 和 McGough (2009)，如果期望算子 E^τ ， $\tau = \{a, r\}$ 满足如下公理，则异质性模型的线性化系统可以直接表示成具有期望算子 \tilde{E} 的同质预期模型。

A1. 如果变量 x_t 在 t 期已知，则 $E_t^\tau(x_t) = x_t$ 。

A2. 如果变量 x_t 具有稳态 \bar{x} ，则 $E_t^a(\bar{x}) = E_t^r(\bar{x}) = \bar{x}$ 。

A3. 对于变量 x , y , $x + y$ 和 αx ，期望算子 E_t^τ 满足 $E_t^\tau(x + y) = E_t^\tau(x) + E_t^\tau(y)$ ，以及 $E_t^\tau(\alpha x) = \alpha E_t^\tau(x)$ 。

A4. 对任意 $k \geq 0$ ， x_{t+k} 和 $\sum_k \beta^{t+k} x_{t+k}$ ，期望算子 E_t^τ 满足

$$E_t^\tau \left(\sum_{k \geq 0} \beta^{t+k} x_{t+k} \right) = \sum_{k \geq 0} \beta^{t+k} E_t^\tau(x_{t+k})。$$

A5. 期望算子 E_t^τ 满足迭代期望法则，即 $E_t^\tau \circ E_{t+k}^\tau(x) = E_t^\tau(x)$ 。

A6. 期望算子 E_t^τ 满足 $E_t^\tau \circ E_{t+k}^{\tau'}(x_{t+k}) = E_t^\tau(x_{t+k})$ ， $\tau \neq \tau'$ 。

A7. 期望算子 E_t^τ 满足 $E_t^\tau(Y_\infty^\tau) = E_t^{\tau'} \circ E_t^\tau(Y_\infty^\tau)$ ， $\tau \neq \tau'$ ，其中 Y^τ 为 τ 类人的决策变量。

我们简单讨论以上七个公理的经济学含义。A1 表明对于已知的变量，其预期还是已知变量。A2 表明在长期稳态时，两种期望收敛。A3 和 A4 假设预期算子必须满足某些线性特征，这两个条件对于线性化系统的宏观加总至关重要。A5 和 A6 则使得预期算子满足预期迭代法则 (Law of Iterated Expectation)。A7 假设则会用在推导新凯恩斯菲利普斯曲线 (NKPC) 中。该假设使得不同类型人的 Y_t^τ 在 t 趋向 ∞ 时满足

$$\alpha Y_{\infty}^a + (1-\alpha) Y_{\infty}^r - \tilde{E}_t [\alpha Y_{\infty}^a + (1-\alpha) Y_{\infty}^r] = 0,$$

以上等式使得 Y_{∞}^r 不会出现在 NKPC 中。

可以证明（见 Branch 和 McGough, 2009），在 A1-A7 下，异质性预期模型的动力系统在对数线性化后等价于同质性预期模型的动力系统，其中同质期望算子 \tilde{E} 可以由 $\tilde{E} = \mu E^a + (1-\mu) E^r$ 刻画。基于以上性质，我们在定义异质性预期模型时，只要简单地将传统新凯恩斯 DSGE 模型中的期望算子 E 替换成 \tilde{E} 即可。

建立了异质性期望算子的公理化条件以后，关键等式（16）、（21）-（24）便很容易理解。（16）是标准的新凯恩斯菲利普斯曲线，只是把期望算子换成了上文定义的 \tilde{E} 。等式（21）和（22）则是加总后 $\tilde{E}_t(\tilde{\pi}_{t+1})$ 和 $\tilde{E}_t(\tilde{y}_{t+1})$ 的定义。等式（23）和（24）则是货币市场均衡条件和资源约束条件，只是把期望算子换成了 \tilde{E} 。

价格型货币政策操作框架：利率走廊的条件、机制与实现

方先明¹

【摘要】随着商业银行产权市场化水平的提高，以及金融创新的不断涌现，数量型货币政策操作框架的有效性开始下降。论文通过对商业银行行为的分析，基于其极大化经营利润的诉求，论证了利率走廊系统的运行条件及机制。研究认为，完善的制度安排、商业银行的市场主体地位、充分竞争的市场、高效的实时清算系统等是利率走廊系统发挥作用的基础条件；在利率走廊系统运行过程中，当货币市场被注入过多流动性时，其可能转化成地板系统；价格型货币政策操作框架能够实现分别进行资金价格调控与资金数量调控，从而使货币政策操作的针对性与有效性得到提高。由此论文从利率走廊系统的构建、中央银行的职责、商业银行的行为等方面，提出我国货币政策操作框架从数量型调控向价格型调控转型的路径。

【关键词】利率走廊；地板系统；运行机制；转型路径

一、引言

数量调控与价格调控是央行进行货币政策操作时可供选择的两种模式。鉴于中国自然演化而成的经济金融结构与特征，为熨平经济发展的波动，多年以来中国人民银行主要利用数量调控模式进行货币政策操作。突出体现在通过调整存款准备金率、公开市场操作等手段，借助信贷渠道调节市场流动性，以实现稳定物价、充分就业并促进经济增长等货币政策操作目标。计划经济及经济转型时期，我国的金融体系中银行占据主导地位，在商业银行产权市场化水平不高，金融衍生产品交易不发达，以及非正规金融受到压制的条件下，基于数量调控的货币政策操作较好地保证了货币政策目标的实现。然而，随着我国市场经济体系的逐步建立，股份制商业银行不断设立，商业银行陆续上市，于是商业银行的产权市场化水平日益提高，市场经济主体意识逐渐增强，追求利润最大化的经营目标进一步显现。与此同时，伴

¹ 方先明，南京大学经济学院

随着我国金融市场的发展和深化,结构化金融产品大量涌现,非正规金融体系日趋复杂。金融生态的改变,使得原有的数量调控货币政策操作框架基础受到了挑战。此外,金融市场中的货币迷失、漏损、回流,特别是非正规金融体系的信用创造,必然会影响中国人民银行调控流通中货币供应量的精准性与时效性,从而不可避免地削弱以流通中货币供应量为中介目标的数量调控模式的货币政策操作效果。现阶段,数量调控型货币政策操作框架的不足还表现为,成本较高、信息也不透明,不能充分发挥利率在市场资源配置中的价格信号功能。在此背景下,以利率走廊为核心的价格调控型货币政策操作框架成为货币政策操作转型的一种选择。利率走廊发挥作用的条件是什么?中国是否有实行利率走廊的现实基础?如何构建中国的利率走廊体系?对于这些问题的研究,可以为中国货币政策操作框架的转型与功能发挥提供有益的建议。

二、相关文献评析

尽管利率走廊理论的提出可以追溯到 19 世纪末,但其真正在一些国家货币政策调整中付诸实践却是始于 20 世纪 90 年代。维克赛尔(Wicksell)通过所构建的纯信用银行模型阐述了利率走廊模式的基本思路。^[1]他认为,事实上央行可以通过设定存贷款利率的方式形成利率通道,并借助上下限的调整使得市场利率逼近央行所期望的目标利率。同时提出,利率通道的下限可设定为稍低于准备金存款利率,而用贴现利率作为利率通道的上限。然而,其后相当长的一段时期内,在货币数量论的影响下,理论与实务界普遍认为只要管理好流通中的货币供应量,货币政策的目标就能够实现,因此绝大多数国家的央行仍然以存款准备金和货币供应量作为货币政策调整变量,并没有对构建利率走廊给予足够的重视。直到 20 世纪 90 年代,尤其是进入 21 世纪以来,面对频繁爆发的金融危机,在对各国应对金融危机政策效果的反思过程中,针对传统数量调控型货币政策效果的质疑开始显现。如,弗里德曼(Friedman)分析认为随着现代科学技术的发展以及电子货币的出现,市场对于基础货币以及准备金的需求呈下降趋势。^[2]在此条件下,伍德福德(Woodford)、宾德塞尔(Bindseil)认为,一国央行还依赖于传统的存款准备金、公开市场业务等工具进行货币政策调整,其效果必然难以保证,因此货币政策操作框架应该转向价格型调整模式——利率走廊。^{[3][4]}克林顿(Clinton)根据加拿大央行零准备金制度下的货币政策操作模式,提出在零准备金条件下,如果能够保证参与银行的结算余额为零,且能够准确预测货币需求,则央行可以将市场利率锁定在目标利率附近,从而在实践中逐渐形成利率走廊体系。^[5]此后,伍德福德

(Woodford)、怀特塞 (Whitesell)、基斯特等人 (Keister, et al) 以及拉各斯 (Lagos) 等人的研究则进一步对利率走廊理论进行了完善, 并根据推行利率走廊操作框架国家央行的货币政策实践, 通过对利率走廊几何模型的拓展, 形成了地板系统。^{[6][7][8][9]} 贝伦特森等人 (Berentsen, et al) 以福利最大化为视角, 通过构建中央银行与货币市场一般均衡模型研究最优利率走廊问题, 特别阐明了利率走廊宽度对于货币市场流动性的影响。^[10] 他们的研究认为对于给定的货币政策, 央行可以通过移动走廊或改变走廊宽度来实现。同时, 他们还指出最有效率的货币政策操作框架应该是利率走廊与公开市场业务的结合。科迪亚等人 (Cúrdia, et al) 则针对各种类型的利率走廊系统, 阐述了央行可以设定正的走廊宽度, 只需移动走廊而无需改变走廊宽度就可使得货币政策能够适应经济发展的状况; 而央行将目标利率设定于存款利率之上, 则能消除商业银行准备金的无效率现象。^[11] 宾德塞尔等人 (Bindseil, et al)、凯尔瓦斯 (Kalevras) 则基于美国金融危机后量化宽松的货币政策环境, 对于利率走廊的宽度与上下限进行了分析, 建议以存款准备金利率作为下限, 以再贴现率为上限, 由此形成利率走廊调控联邦基金利率的波动。^{[12][13]}

长期以来, 我国采用数量型的货币政策操作框架, 并且在相当长的一段时期内取得了较为满意的效果。但是, 随着我国经济全面转型, 市场经济形态逐步建立, 商业银行产权市场化水平日益提高, 市场主体地位逐步得到确立, 加之大量衍生金融工具的出现以及非正规金融体系信用创造能力的增强, 使得我国金融生态正发生着深刻的变化。在货币政策调整过程中, 这些变革使得央行对于流通中货币数量的精准度把握变得越来越困难, 由此数量型货币政策操作框架的效果难以保证, 时滞效应也难以控制。与此同时, 世界上一些发达国家和发展中国家的货币政策操作框架开始由数量型调控转向价格型调控, 于是利率走廊模式开始引起我国学者的关注。戴根有通过对我国货币政策工具改革历程, 尤其是公开市场业务操作实践的回顾, 在对未来货币政策展望中提出, 从长远来看货币市场利率将成为中国货币政策操作目标, 我国的货币政策操作框架可以转向价格型调控, 并逐步建立利率走廊系统。^[14] 利率走廊的下限可以是存款准备金利率, 而上限则可设定为隔夜自动质押融资利率, 以促使货币市场利率趋于稳定。胡海鸥、贾德奎以及贾德奎、胡海鸥对利率走廊的均衡机制进行了分析, 并对利率走廊调控的方式与特点进行了阐述, 同时他们还认为利率走廊模式具备简便、直接和透明等特点, 是我国利率市场化的必然选择。^{[15][16]} 胡海鸥等人鉴于电子结算系统和电子货币的发展降低了基础货币需求的现实, 通过数理模型推演了无基础货币调控框架的基本原理, 由此得到我国实行利率走廊模式的启示。^[17] 刘义圣、赵东喜则鉴于世界上越来越

多的国家放弃存款准备金制度而转向利率走廊系统的事实，系统阐述了利率走廊系统的产生、发展及其作用机制，进而对利率走廊理论所关注的几个热点问题，如最优利率走廊、利率走廊对货币市场利率影响、利率走廊与公开市场操作效率比较以及经济异动条件下的利率走廊等问题进行了深入探讨。^[18]毛泽盛、李鹏鹏则基于超额准备金付息理论，检验了 1996 年至 2012 年间中国超额准备金付息率对同业拆借利率的影响，由此发现超额准备金付息制度的存在与实施为我国推行利率走廊体系提供了现实基础。^[19]

综合国内外的现有研究可以发现，学术界虽然较早提出了利率走廊理论，但其真正被运用于央行货币政策实践却是随着金融市场的发展在数量型货币政策操作框架有效性逐渐下降的背景下展开的，并在实践中从对称型走廊系统衍生出地板系统。目前，关于利率走廊的理论与实践尚处于不断的发展和完善之中，特别是走廊的上下限如何确定、目标利率如何选择以及价格型货币政策操作框架如何具体实施还没有一致的结论。众所周知，商业银行在中国的金融体系中占据主导地位，随着其市场经济主体地位的增强，为了在保证安全性的前提下实现盈利最大化，现实中商业银行的经营活动对于中国长期以来实行的数量型货币政策操作常常表现出明显的反应“迟钝”或“过激”，由此使得货币政策有效性被削减，特别是货币政策的精准性难以把握。因此，本文基于对利率走廊实现条件的研究，通过对中国现实基础的剖析，提出中国货币政策操作框架由数量型调控向价格型调控转型的路径。

三、利率走廊系统运行条件

随着金融发展与金融深化，经济金融化的倾向日益显现，金融在社会经济发展中配置资源的功能也愈发重要。然而，金融市场配置资源的效率取决于作为资金使用成本的利率水平是否合理，其价格信号功能是否得到充分而有效的发挥。因此，在金融产品与制度创新不断涌现，金融市场动荡加剧的背景下，越来越多的国家，特别是许多发达国家的货币政策操作框架逐渐放弃了数量型，而转向价格型。必须指出，作为价格型货币政策操作框架主体的利率走廊系统，其功能实现是需要一系列前提条件支撑的。

价格型货币政策操作框架功能实现是借助央行与商业银行独立地参与货币市场操作来实现的。央行参与货币市场操作的目的是，独立地制定与执行货币政策；希望通过利率走廊的设定与调整，充分发挥利率的资金价格信号功能，借助市场对资源进行配置，实现稳定物价、充分就业和经济增长的目标。而商业银行参与货币市场操作的目的是，在市场经济主体地位充分确立的前提下，通过货币市场操作在管理风险的同时努力实现自身利益最大化。如

果央行设定利率走廊的上限为 i^u ，下限为 i^d ，并承诺商业银行在央行的储备可以获得利率走廊下限 i^d 的收益，而当商业银行需要资金时可以用流动性强、质量高的抵押品从央行以利率走廊上限 i^u 获取贷款；货币市场交易利率为 r ；商业银行用于货币市场操作的资金量为 B ，其中在央行的储备为 R ； ε 为商业银行实际清算余额，且 $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。于是，商业银行参与货币市场操作的利润函数为：

$$\pi = (B - R) \cdot r + i^d \cdot \int_{-R}^{\infty} (R + \varepsilon) dN(\varepsilon) - i^u \cdot \int_{-R}^{-\infty} (R + \varepsilon) dN(\varepsilon) \quad (1)$$

为实现商业银行参与货币市场操作的利润最大化，令 $\frac{\partial \pi}{\partial R} = 0$ ，则得：

$$r = i^u \cdot N(R) + i^d N(-R) \quad (2)$$

由式 (2) 可得：

$$r^* = \lim_{R \rightarrow 0} r = \frac{1}{2} (i^u + i^d) \quad (3)$$

综合式 (1) ~ 式 (3) 可知，尽管央行能够借助利率走廊系统将货币市场拆借利率维持在利率走廊上下限的平均值附近，但利率走廊系统功能的实现需要具备基础条件。具体分析如下：

(一) 商业银行市场主体的地位充分确立

利率走廊系统是基于市场机制而设计的，其作用的发挥基于市场对商业银行的成本—收益激励机制。由利率走廊系统的设计机制可知，在其中存在三种最主要的利率水平，即利率走廊上限、利率走廊下限及拆借市场利率。央行试图将拆借市场利率维持在走廊上下限的平均值附近，必然需要借助商业银行在货币市场中追求利润最大化的行为来实现。如果参与货币市场操作的商业银行市场主体地位不能得到充分尊重，过多地承担社会经济转型与发展中的某一项特定功能，则其在日常经营中将不会以追求利润最大化为经营目标，此时商业银行在货币市场操作中的行为也就可能背离理性经济人假设。这样，货币市场拆借利率受商业银行实际交易行为的影响，就可能系统性地偏离央行所期望的目标利率，或振荡幅度加大。

(二) 零准备金制度

要借助利率走廊系统将市场交易利率维持在目标利率附近，需要央行能够对货币市场资金供求进行准确的预测与控制。为此，利率走廊体系设计了一种制度安排，当商业银行有富余资金时，可以存放于央行并获取一定的回报，而当商业银行出现资金不足时，可以抵押贷

款的方式从央行获取贷款，即零准备金制度。由此，利率走廊体系中商业银行存放于央行的“准备金”不再具有强制性，而是商业银行根据自身的资金状况所做出的合理市场反应。此时，商业银行成为存放“准备金”的主动选择者，而非被动执行者。如果商业银行存放在央行的资金增多而从央行借贷减少，则意味着货币市场中资金供给过剩；如果商业银行存放在央行的资金减少而从央行借贷增加，则意味着货币市场中资金供不应求。因此，根据商业银行在央行的存款与贷款的结算余额，央行能够准确地把握货币市场的资金供求状况，从而做出及时、准确的决策与指导，提高货币政策的调控效果。

（三）匹配的货币市场

价格型货币政策操作框架，试图通过利率走廊的设立，将市场交易利率维持在目标利率附近，充分发挥利率的资金价格信号功能，通过资源的优化配置，实现货币政策目标。由此可见，货币政策操作意图是通过货币市场来传递的。根据利率走廊的制度设计，在其运行过程中需要有相匹配的两个市场。一是，商业银行与央行之间所形成的借贷市场。在这一借贷市场中，当商业银行出现资金盈余时，其可以将盈余资金存放于央行，并获取利率走廊下限的收益率；当商业银行出现资金紧缺时，可通过抵押方式以利率走廊上限从央行获取贷款。这样就可以保证，市场交易利率在波动过程中不可能突破利率走廊的上下限。因为，如果市场交易利率高于利率走廊的上限，则商业银行将不会从拆借市场拆入资金，甚至可能通过向央行提供抵押品获取贷款，并在拆借市场中拆出，从而使市场交易利率下降；若市场交易利率低于走廊下限，则商业银行将会从拆借市场拆入资金，并存放于央行以获取准备金利率，从而使得拆借市场利率上升。二是，需要存在一个充分竞争、无摩擦的同业拆借市场。在这一市场中，需要存在足够多的商业银行，且没有任何一家商业银行居于绝对的主导地位；参与其中的商业银行拥有公正、平等的地位，在市场交易中所采取的交易策略及所进行的交易行为是商业银行自身意愿的真实体现。只有这样，由参与其中的商业银行根据自身利润最大化进行交易而形成的市场利率，才能充分体现市场对于资金占用的成本；也只有这样经过充分竞争所形成的市场利率才能充分发挥其价格信号功能，并能高效引导金融要素的流转，提高市场配置资源的效率。

（四）完备的电子清算系统

连续、实时、一一对应的逐笔清算是央行精准预测与控制货币市场供求，以及保证商业银行参与货币市场操作结算余额为 0 的前提。这就要求央行能够提供完备的电子清算系统，且商业银行必须在央行开设结算账户，央行通过电子清算系统对商业银行在货币市场所进行

的操作实时、逐笔清算。相比较于固定时点的余额轧差，连续、逐笔清算，既有利于央行对于货币市场资金松紧状况的了解，通过公开市场业务对市场资金需求进行调节；也有助于控制资金结算过程中的风险累积，对控制参与货币市场操作商业银行结算余额为 0 具有不可替代的作用。因此，完备的电子清算系统是利率走廊系统高效运转的硬件基础，对利率走廊系统的功能发挥具有不可或缺的作用，现代高度发达的电子网络技术已为完备的电子清算系统的形成与完善提供了可能。

四、利率走廊系统的运行机理

当利率走廊系统功能实现的基础条件得到满足时，央行则能够在商业银行自愿参与价格型货币政策操作框架的前提下构建利率走廊系统。利率走廊系统的运行机理为，央行根据市场条件合理地设定走廊的上下限，并根据经济形势的变化适时调节利率走廊，尽可能地让市场利率维持在央行所期望的均衡利率水平附近，围绕该均衡利率水平在较小的范围内波动。由于在充分竞争、无摩擦的同业拆借市场中，市场利率水平取决于货币市场的资金供求，因此，通过对货币市场资金供给与需求曲线的分析，可以明晰利率走廊系统的运行机理。

（一）均衡利率的获得

当利率走廊系统的运行条件得到满足时，货币市场的资金供给与需求曲线见图 1。

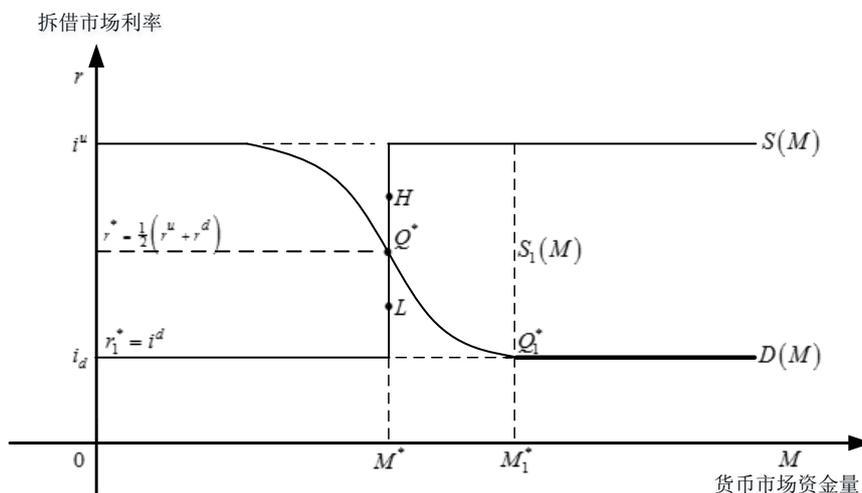


图 1 利率走廊系统与地板系统^{[5][8]}

图 1 中， i^d 与 i^u 分别为利率走廊的下限与上限； $S(M)$ 为货币市场的资金供给曲线， $D(M)$ 为货币市场的资金需求曲线； M^* 为货币市场均衡资金量； r^* 为货币市场均衡利率。在利率走廊系统运行过程中，由于央行以资金供给者的身份参与市场操作，只要央行遵循承诺，一旦市场偏离均衡，在商业银行对资金需求上升的情形下，以走廊上限 i^u 向其提供充足的抵押贷

款, 而当商业银行出现资金盈余时, 以走廊下限 i^d 的成本吸收资金, 则货币市场资金供给曲线为一条折线 (图 1 中的 $S(M)$)。货币市场需求曲线, 表现为两端相对平坦而中间较为陡峭, 向右下方倾斜 (图 1 中的 $D(M)$)。这是因为, 在货币市场拆借利率趋近于利率走廊上限 i^u 时, 商业银行从市场拆入资金的收益趋向于 0, 而拆出资金的收益却趋向于极大。此时, 市场拆借利率微小的上升会引起货币需求的急剧下降。而当拆借市场利率趋近于走廊下限 i^d 时, 拆借利率微小的下降将会引起货币需求的急剧上升。货币需求曲线中间段的陡峭程度则体现了市场均衡点附近资金需求对于拆借利率变动的敏感性。资金供给曲线 $S(M)$ 与资金需求曲线 $D(M)$ 的交点形成了货币市场均衡 Q^* 。

图 1 表明, 只要商业银行市场经济主体地位得到确立, 其经营目标是在有效管理风险的前提下, 追求经营利润的最大化, 则拆借市场交易利率将围绕利率走廊上下限的平均值 (均衡利率 r^*) 波动。如果拆借市场实际交易利率 r 高于均衡利率 r^* (图 1 中的 H 点), 则对于拥有盈余资金的商业银行而言, 其通过拆借市场拆出资金相较于存放央行的收益差加大。于是, 商业银行在拆借市场拆出资金的意愿增强, 拆借市场资金供给将会增加。此时, 对于出现资金缺口, 需要借入资金的商业银行而言, 其通过拆借市场拆入资金相较于从央行得到抵押贷款的成本优势会缩小, 于是从央行获取抵押贷款的意愿会提高, 拆借市场资金需求将会下降。在拆借市场资金供给增加, 而资金需求下降的条件下, 拆借市场的交易利率就必然会下降并逐渐趋向于均衡利率。若拆借市场实际交易利率 r 低于均衡利率 r^* (图 1 中的 L 点), 则商业银行从拆借市场拆入资金的意愿增强, 而拆出资金的意愿减弱, 此时拆借市场资金需求增加, 资金供给下降, 导致拆借市场实际交易利率上升并逐渐向均衡利率靠近。

图 1 还显示, 为适应经济发展需要, 如果央行主动向货币市场投放基础货币, 市场流动性增加, 则供给曲线的垂直部分随着市场流动性的增加而不断右移, 此时货币市场由资金供给曲线与需求曲线所决定的均衡利率随之下降。当供给曲线变为 $S_1(M)$ 时, 市场均衡利率达到走廊下限, 即 $r_1^* = r^d$ 利率走廊系统演化成地板系统。

(二) 利率调整与货币量调整的分离

图 1 所示的利率走廊系统与地板系统运行机制表明, 在价格型货币政策操作框架下, 利率调整与货币量的调整可以分离开来单独操作。

如果央行希望在维持基础货币量不变的条件下, 对拆借市场交易利率进行调整, 只要调整利率走廊的上下限, 货币市场资金供给与需求曲线就会发生相应的位移, 此时由资金供给曲线与需求曲线相交所形成的均衡点 Q^* , 将沿着由 M^* 和 Q^* 所形成的垂直线而上下移动。于是, 央行实现了在不改变基础货币供应量的条件下, 调整了货币市场的均衡利率 r^* , 有效地对资产价格进行了调控。如果央行希望在维持拆借市场交易利率稳定的同时, 向货币市场投

放基础货币,以满足经济发展对资金的需求,则随着基础货币的投放,利率走廊系统会演化成地板系统。一旦地板系统形成,即货币市场均衡利率下降到走廊的下限,则央行继续投放流动性的结果是,拆借市场中作为资金价格的交易利率将不再发生变化,但金融市场的流动性则会增加。因此,央行通过公开市场业务操作,可以实现在稳定金融资产价格的同时,向货币市场投放流动性。

当央行能够对金融市场中的货币价格与资金数量相对独立地进行调整时,货币政策操作的精准性与有效性将会得到大幅提高,货币政策操作的多目标也才能真正得到实现。

五、中国货币政策操作框架向价格调控转型的路径

长期以来,中国货币政策操作框架的中间目标是货币供应量,属于数量型目标;传导渠道是信贷渠道,属于数量型传导。这是基于中国计划经济及经济转型时期,资本市场尚不发达,银行占主导地位且国有银行占有绝对垄断地位的现实,所做出的一种选择。在相当长的一段时期内,数量型货币政策操作框架体现出了非常高的运行效率,有效地抵御了历次国际金融危机对中国经济发展的冲击,并为经济的平稳可持续增长提供了保证。然而,随着中国多层次资本市场的建立,各层次资本市场容量不断扩张,特别是当前金融制度与工具的创新,使得金融脱媒现象愈发加剧,导致数量型货币政策操作的有效性不断下降。数量型货币政策操作框架的缺陷,如传导过程复杂、时滞较长、精准性难以把握、多目标相互冲突等,在当前的金融环境中愈来愈显现。特别是,近年来,随着产权市场化水平的提高,为实现经营利润的最大化,商业银行存在与央行博弈的动机,由此使得其在实际经营中所采取的一系列行动策略可能并不符合央行进行货币政策调整的意图,从而进一步削弱了货币政策的有效性。鉴于中国不断发展并逐渐健全的货币市场与资本市场对经济发展的作用越来越明显,为充分发挥金融市场中利率的资金价格信号的功能,提高市场配置资源的效率,并推进利率市场化,数量型货币政策操作框架应该向价格型货币政策操作框架转型。基于利率走廊系统的制度设计及其发挥作用的条件,结合中国现实,货币政策操作框架转型路径为:

(一) 基于充分竞争的市场构建对称型利率走廊系统

在我国现行商业银行体系中,大型商业银行多由原来的国有银行改制而来,在经济转型时期国有大型商业银行承担了过多的经济发展重任,视国家指令性政策而操作的意识较浓,同时大型商业银行由于资产规模庞大,机构网点众多,占据绝对主导地位;中小商业银行按现代企业制度创建,市场意识强,但资产规模小,话语权较弱。因此,在利率走廊系统构建过程中,既要培育与增强大型商业银行市场意识,又要搭建公平的竞争环境,使得商业银

行间实现充分、无垄断的竞争，这是利率走廊系统作用能够得到充分发挥的关键。由于地板系统是央行通过向货币市场注入大量基础货币而由对称性利率走廊系统演化而来，此时极有可能导致货币市场资金规模超过经济发展对货币资金的需求，从而一方面扭曲货币市场利率，且弱化央行对于货币市场利率的调控，另一方面又可能导致物价上涨速度过快，难以实现货币政策稳定物价的目标。因此，从长期来看地板系统并不能实现社会福利最大化，只能当作某一特定时期的特殊手段。在当前中国货币政策操作目标依然是稳定物价、充分就业和经济增长三者必须兼顾的前提下，构建对称型的利率走廊系统更为合适。

（二）明晰商业银行隔夜同业拆借利率为利率走廊系统的操作对象

我国是银行主导型的金融体系，货币政策的调整应该能够敏感地触及商业银行的利益，并能促使商业银行迅速进行资产负债结构优化，借助其调整行为，将货币政策操作意图传导到金融市场，并延伸到整个社会经济领域，从而实现货币政策操作目标。由于在当前中国货币市场中，同业拆借市场是商业银行普遍参与其中，而且真正依赖其进行资金余缺调整、资金使用优化的场所，因此相比较于其他货币市场利率，同业拆借利率更能够体现市场中的资金供求状况。于是银行间同业拆借市场自然就成为中央银行进行货币政策操作的基础市场，以及货币政策操作意图传导的枢纽，而拆借市场交易利率应该是利率走廊系统首选的操作对象。由于同业拆借期限通常从 1 天至 1 年不等，不同期限的拆借利率体现着货币市场对于未来资金供求状况的预期，而其中最能体现当前市场对于资金需求状况的是隔夜同业拆借利率。因此，中国构建利率走廊系统时应以隔夜同业拆借利率为操作对象，只有这样才能充分发挥利率的资金价格信号功能，引导金融资源与要素合理流动，并为金融资产定价奠定基础，同时缩短货币政策操作的时滞效应，提升价格型货币政策操作框架的有效性。

（三）确定准备金存款利率及常备借贷便利利率为利率走廊系统的下限与上限

正的走廊宽度是利率走廊系统功能有效发挥的又一前提条件。从利率走廊系统的设计过程可以看出，上下限的确定事实上是中央银行向商业银行提供了一种承诺和保证：当商业银行出现资金富余，并将富余资金以超额储备的形式存放于央行时，将会获得利率走廊系统下限的回报；而当商业银行经营中出现资金短缺时，央行需要无限制地以利率走廊系统的上限提供抵押贷款。商业银行存放于央行的准备金相当于存款，因此以准备金存款利率作为利率走廊系统的下限较为合适。当商业银行从央行获取资金时，相当于从央行获得了贷款，以常备借贷便利利率作为利率走廊上限较为合适。因为，常备借贷便利以抵押方式发放，合格抵押品包括高信用评级的债券类资产及优质信贷资产等，这符合利率走廊上限设定的要求。

（四）构建与完善实时全额电子清算系统

要保证参与货币市场操作的金融机构当日清算余额为 0，参与货币市场交易的金融机构必须在央行开设结算账户，而央行也必须为此提供完善的全额实时电子清算系统。实时全额电子清算系统的构建一方面可以为金融机构参与货币市场操作结算提供便捷的服务，另一方面也便于央行对于货币市场资金的供给与需求能够有精准的把握。现代实时全额电子清算系统能够对金融机构的转账业务进行逐笔不间断、不定期的一一对应清算，而不是在固定时点进行总额轧差清算。“实时”、“全额”、“对应”的特点，在降低资金结算过程中系统性风险的同时，能够有效提高资金运转效率。考虑到，我国幅员辽阔，为适应经济转型的需要，实际金融市场中多种性质金融机构并存，他们对于资金清算的额度与形式需求存在差异，在构建实时全额电子清算系统过程中，既要能保证利率走廊系统的运行效率，又要能兼顾不同性质金融机构对资金结算的诉求，并在实践中逐步加以完善。

（五）协同利率走廊系统与公开市场业务

价格型货币政策操作框架可以将利率调控与货币量调控分离开来进行操作，但这并不是说需要将这两种调控完全割裂开来。相反，价格型货币政策操作效果，需要利率调控与货币量调控的协同作用。对于资金借贷利率的调控可以由利率走廊来实现，而公开市场操作则可以调控流通中的货币供需状态。因此，考虑货币政策操作的多目标性，完备的价格型货币政策操作框架应该是利率走廊系统和公开市场业务的有机结合。自 1996 年我国开始公开市场业务操作以来，在数量型货币政策框架下已形成了一套相对成熟而有效的手段与方法。这些在实践中所取得的公开市场业务经验，可以与利率走廊系统相融合，使得价格型货币政策操作框架对于市场交易利率以及金融市场资金量的调控更为顺畅与有效。关于公开市场业务，央行还需积极完善相关交易商制度，以将央行公开市场业务操作意图通过更多的金融机构清晰、及时地传导到金融市场。

（六）培育中期利率与完善利率期限结构

价格型货币政策操作框架不应仅仅关注短期利率调控，还须拥有能够表征经济发展趋势的中期利率，以利于市场形成完备的利率期限结构。事实上，在价格型货币政策操作框架中，中期利率属于一种政策性利率。当金融市场受到外界强烈冲击，市场短期利率配置资源的作用短暂失效时，央行可以通过中期利率传递明确信号，并给未来的社会融资成本提供明确预期，以实现货币政策稳定经济发展的目标。因此，作为价格型货币政策操作框架的有机组成部分，央行需要积极培育中期利率。目前，中国人民银行推出了抵押补充贷款工具，并有意

将其打造成为中国未来货币政策框架中的中期政策工具。抵押补充贷款是指商业银行以其所发放的中长期贷款作为抵押，并依据规定的折价率获取一定量的基础货币。由于抵押补充贷款利率和折价率构成了商业银行的贷款的主要部分，也在一定程度上影响商业银行经营效率与利润，据此可以形成中期政策利率。

（七）加强央行的窗口指导功能

积极有效的货币政策操作框架，除了需要完善的制度设计，拥有高效的货币市场以外，央行的窗口指导功能不可忽视。金融体系拥有高度复杂的非线性机制，羊群效应突出。随着金融市场的全面对外开放，国内外市场的联动性逐渐增强，国际金融市场动荡传导至国内的速度越来越快，冲击效应也越来越强。面对复杂的国内外经济金融形势，为实现货币政策操作目标，如果央行频繁地调整利率走廊或其宽度，不仅成本较高，而且可能让参与市场操作的金融机构不能明确央行货币政策的操作意图。在信息不对称的条件下，金融机构的行为极有可能不再表现出理性，而表现为盲从与跟风，从而诱发金融风险，并在短时期内集聚，最终扭曲央行货币政策效应。事实上，央行可以利用自身在金融体系中的特殊地位，借助指导性政策，通过劝谕温和地向商业银行传递货币政策意图，使其信贷和其他经营行为配合央行的政策调整意图。另一方面，信誉良好、透明度高的中央银行窗口指导可以对公众预期起到积极的引导作用，对于规范与引导货币市场利率、中期利率的走向等均具有举足轻重的作用。由此可见，积极有效的价格型货币政策操作框架离不开央行的窗口指导，央行的窗口指导功能发挥越充分，货币政策操作的成本越低，效果越明显。

参考文献

- [1] Knut Wicksell. The Scandinavian Monetary System after the [First World] War[A]. In Bo Sandelin (ed.), Knut Wicksell: Selected Essays[C]. London and New York: Routledge, 1996.
- [2] Benjamin M. Friedman. The Future of Monetary Policy: The Central Bank as an Army with Only a Signal Corps?,[J], International Finance, 1999, 2(3).
- [3] Michael Woodford. Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy[M]. Princeton University Press, 2003.
- [4] Ulrich Bindseil. Monetary Policy Implementation: Theory, Past, and Present[M]. Oxford University Press, 2005.
- [5] Kevin Clinton. Implementation of Monetary Policy in a Regime with Zero Reserve Requirements[R]. Bank of Canada Working Paper, NO.8.1997.
- [6] Michael Woodford. Monetary Policy in the Information Economy[M]. NBER Working Paper No. 8674, 2001.
- [7] William Whitesell. Interest Rate Corridors and Reserves[J]. Journal of Monetary Economics, 2006, 53(6).
- [8] Todd Keister, Antoine Martin, James McAndrews. Divorcing Money from Monetary Policy[J]. Economic Policy Review, 2008, 14(2).
- [9] Ricardo Lagos. Some Results on The Optimality and Implementation of The Friedman Rule in the Search Theory of Money[J]. Journal of Economic Theory, 2010,145(4).
- [10] Aleksander Berentsen, Cyril Monnet. Monetary Policy in a Channel System[J]. Journal of Monetary Economics, 2008, 55(6).
- [11] Vasco Cúrdia, Michael Woodford. The Central-bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58(1).
- [12] Ulrich Bindseil, Juliusz Jablecki. The Optimal Width of The Central Bank Standing Facilities Corridor and Banks' Day-to-day Liquidity Management[R]. European Central Bank Working Paper, No.1350, 2011.
- [13] Kostas Kalevras. Quantitative Easing and Interest on Reserves: How significant is it? [R]. National Technical University of Athens Working Paper, 2013.
- [14] 戴根有.中国央行公开市场业务操作实践和经验[J].金融研究, 2003, (1) .
- [15] 胡海鸥, 贾德奎.“利率走廊”调控的运行机制及其在我国的实践意义[J].上海金融, 2004, (2) .
- [16] 贾德奎, 胡海鸥. 利率走廊:我国利率调控模式的未来选择[J]. 财经研究, 2004, 30 (9) .
- [17] 胡海鸥, 季波, 贾德奎.“利率走廊”调控含义、机理与机制——无基础货币供给量调控的启示[J]. 当代

经济研究, 2006, 28 (1) .

[18] 刘义圣, 赵东喜. 利率走廊理论述评[J]. 经济学动态, 2012, (7) .

[19] 毛泽盛, 李鹏鹏. 超额存款准备金付息制度与“利率走廊”构建[J]. 当代经济研究, 2014, (3) .

Price-based monetary policy operation framework: Conditions, mechanism and realization of interest rate corridor

FANG Xian-ming

(School of Economics, Nanjing University)

Abstract: With the advancement of commercial banks' property right marketization and the emergence of financial innovations, the effectiveness of quantity-based monetary policy has declined. This article analyzes the behavior of commercial banks, and further demonstrates the preconditions and operating mechanism of interest rate corridor system, based on commercial banks' target of profit maximization. The study shows that, the preconditions of interest rate corridor system are: perfect institutional arrangements, commercial banks' status as market-oriented entity, a fully competitive market, and a highly efficient real-time settlement system; during the operation of interest rate corridor system, when too much liquidity is injected into the monetary market, the system could be transferred into floor system; the framework of price-based monetary policy can implement the adjustment of the price and quantity of capital respectively, thus the monetary policy can be more specific and effective. Based on the study, this article puts forward some suggestions on establishment of interest rate corridor system, duties of the Central Bank, and behavior of commercial banks, to build an approach in which China's monetary policy operation framework can transform from quantity-based into price-based.

Key words: interest rate corridor; floor system; operating mechanism; transition approach

【商业银行和财富管理】

利率市场化对商业银行的挑战及其应对

李宏瑾¹

【摘要】近年来，我国利率市场化改革骤然加速，这将对商业银行带来巨大的影响。本文从理论上分析了利率完全开放后商业银行可能面临的利差和盈利减少、信贷增速放缓、定价能力和风险管理、业务转型等冲击之后，系统地考察了各国利率放开后的利率水平、利差和净息差变化、贷款风险及不同规模类型银行业务发展特点等情况。在国际经验和对我国利率体系及银行业现状分析的基础上，针对我国商业银行如何应对利率市场化的挑战并顺利实现经营转型，提出了具体的策略建议。

【关键词】利率市场化；利差；净息差；中间业务

在存款利率上浮 10% 仅一年之后，2013 年 7 月我国取消贷款利率管制并在 2014 年 11 月将存款利率上限进一步扩大至 20%，最近两年的利率市场化改革骤然提速。中国人民银行做好了技术和条件上的准备，可以尽快实现存款利率的市场化(周小川，2013)。特别是党的十八届三中全会将过去一直奉行的“稳步推进利率市场化”的改革原则，进一步明确为“加快推进利率市场化”的改革要求。虽然利率市场化将对我国经济平稳增长和经济结构优化调整带来深远的影响(金中夏等，2013)，但国际经验也表明，利率开放后市场竞争加剧也可能对金融业的平稳运行带来一定冲击(刘胜会，2013)。对于在我国金融体系占主导地位的银行业来说，如何应对利率市场化的挑战，积极主动转型变革，将是今后面临的重大课题，并影响银行业的长远发展。

一、利率市场化对我国商业银行影响和挑战的一般性理论分析

(一) 存贷款利率将明显上升，利差可能缩小，以存贷款传统业务为主的银行盈利能力将下降

无论从各国利率市场化的经验(Honoban, 2000)，还是从我国长期金融压抑的现状来看，

¹ 李宏瑾，中国人民银行营业管理部、中国人民银行朝阳市中心支行

利率市场化后的存贷款利率水平都将明显提高。虽然 2004 年我国就已放开贷款利率上限管制,但由于中央银行仍然规定贷款基准利率水平并实行信贷规模控制,中国贷款市场并不完全依靠价格出清而是仍存在规模限制和信贷配给,上浮贷款利率仍可能无法完全覆盖信贷风险溢价(姚余栋、李宏瑾,2013)。因此,利率完全开放后,贷款利率仍将明显上升。

尽管存贷款利率都将明显上升,但银行存贷利差仍可能缩小。一方面,贷款利率上限早已放开,市场化程度较高。受银行贷款优质客户竞争加剧、经济仍处于下行调整阶段及地方债务重组等因素影响,贷款利率上升幅度有限。另一方面,在经济结构调整、增长方式转变的大背景下,未来社会总体流动性将呈现总体偏紧态势,商业银行存款增速也将出现趋势性放缓。2012 年以来外汇占款形势的变化及 2013 年货币市场的紧张局面,充分说明了这一点。长期以来我国商业银行主要以存款作为资金来源,而银行业务转型需要一定的过程,未来银行负债业务竞争压力将进一步加大,存款利率将明显上升,市场化的存款利率水平将逐步接近理财收益率(盛松成、潘曾云,2013)。

中国银行业主要以传统存贷款业务和传统的支付结算中间业务作为主要盈利来源。目前,16 家上市银行贷款占生息资产的 50%左右,存款占总计息负债的 75%左右²,主动负债占比较少,利差是银行盈利的主要来源,因而利差缩小将影响盈利能力。中国银行国际金融研究所曾对工、农、中、建四大行测算发现,如果利率市场化完全实现,四大行整体的利息净收入将下降近一半。交通银行通过利率敏感性缺口方法进行的估算则表明,由于目前中国银行的业务模式以低风险的对公业务为主,未来存贷利差将会有 100 个基点的下降空间³。可见,随着利率的完全放开,银行盈利将面临严峻考验。

(二) 贷款投放冲动加大但增速将有所放缓,银行贷款行业结构和客户结构将进一步调整

为应对利率市场化后利差收窄的影响,银行有动力扩大信贷投放规模,特别是高风险、高收益的信贷类资产。但是,一方面,管制放开后,利率的上升将会抑制信贷需求,特别是随着经济结构的调整和潜在产出增速下降,贷款需求增速也将随之下降。另一方面,市场化后很多资质优良的大中型企业将更多地寻求成本更低的债务融资,甚至小微企业也开始尝试发行集合债券融资。随着利率的全面放开,银行信贷占社会融资规模的比重将进一步下降。

从信贷的客户结构来看,由于银行对大中型企业议价能力较弱,为弥补利差下降影响,银行将更多向具有议价能力的小微企业投放贷款,很多通过民间融资和影子银行体系解决信

² 数据来源:根据上市银行年报计算而得。在不作特殊说明的情况下,本文数据皆来自 Wind、CEIC。

³ 分别参见谈佳隆,《利率市场化,四大行将少赚一半?》,《中国经济周刊》2011 年第 49 期;连平,《利率市场化对我国金融与国民经济的影响》,《利率市场化的影响和挑战》,中国金融四十人论坛研究周报 2013 年第 219 期。

贷需求的中小企业，也将随着利率市场化和金融压抑的缓解改善融资状况⁴。Leaven(2003)、Koo and Shin(2004)等对发展中国家利率市场化的研究表明，利率市场化确实缓解了企业(特别是小企业)的融资约束，对我国的实证研究也支持了这一点(王东静、张祥建，2007；Chan, Dang and Yan,2012)。

从信贷的行业结构来看，银行将进一步投向具有高回报高效率行业。随着企业预算约束的强化和国家政策的调整，一部分传统产能过剩的低效率行业企业将不得不破产退出，长期困扰我国经济平稳发展的产能过剩问题，很大程度上就是源于这类企业占据着大量资金资源；考虑到房地产行业和地方融资平台风险，银行对这类贷款将保持更为审慎的态度；很多高效率的高新技术行业企业多是中小企业，与发达经济体比中国服务业存在非常大的发展空间，现代服务业将迅速发展，银行信贷投放行业范围也将进一步扩展。

(三) 由于利率波动加大，信用风险和流动性风险上升，银行产品定价和风险管理能力将面临考验

由于长期存款利率管制，银行对存款定价能力偏弱。虽然理财产品发展提升了负债定价水平，但在资金池模式及内部隐性担保情形下，负债定价的精细化、科学化程度仍亟待提升。贷款利率定价方面，银行更多地投向风险较大的项目，对其贷款定价能力有了更高的要求。市场化后银行的资金业务与信贷业务定价联系将更为紧密，银行将要进一步根据市场流动性状况、客户资信情况以及自身的管理水平确定合理贷款成本。特别是，中小银行盈利更多依赖利差，但其制度建设、管理能力、人才储备等方面仍与大型银行存在较大差距，定价能力仍有待提高。

利率市场化后，信贷业务风险偏好将进一步上升，在竞争压力下银行有可能放松信贷标准，这将威胁贷款质量。管制放开后利率波动将更为频繁，银行应考虑如何利用利率衍生工具有效进行利率风险管理。随着利率的放开和银行竞争的加剧，在金融创新和金融脱媒的推动下，居民储蓄投资渠道更加广泛，存款波动将有所加大，银行流动性管理将更为复杂，而目前银行在经营理念、资源配置和成本管理、绩效考核、风险控制等内部管理的能力仍相对较弱(银监会课题组，2012a)，利率市场化后进一步提高的信用风险、利率风险和流动性风险⁵。特别是，随着存款保险制度的建立和金融机构破产退出机制的健全，在激励的市场竞争压力下，银行并购重组趋势加强，一些经营管理能力低下的银行将面临被淘汰或被兼并的

⁴ 例如，随着对金融准入限制的放宽和利率管制的取消，民营银行发展空间更为广阔，私人钱庄、互助会、民间借贷(如高利贷)等形式的资金将逐步融入正规金融体系；很多为了规避存款利率管制扩大资金来源的银行理财产品及针对利率管制的影子银行业务，在利率放开后将萎缩并重新以表内业务的形式发展。

⁵ 银监会课题组(2012b)就利率市场化对商业银行风险管理的影响进行了详细的理论分析。

危险。

(四) 银行服务差异化发展和业务转型更为迫切

由于传统信贷业务空间有限,利率市场化对商业银行中间业务和金融创新能力提出了更高的要求。在传统存贷款业务为主和利差作为盈利主要来源的模式下,银行竞争和盈利主要是靠规模扩张,在发展战略、市场定位、业务结构、产品和服务等方面同质化现象较为严重(银监会课题组, 2012a)。因此,利率市场化后银行亟需由传统的依赖规模和速度扩张的粗放发展方式向更加注重质量和效益的集约发展方式转变,由以利息收入和对公业务为主的模式向中间业务和零售业务转型。

虽然中国银行业中间业务已取得很大进展,对盈利的贡献度明显提高,但与国外相比仍存在较大差距。中国银行业很大一部分中间业务收入实际上是为规避利率管制或其他管制性措施。零售业务方面,银行产品创新能力和品牌意识仍待加强,综合化金融服务能力较弱,针对居民和企业的财富管理、利率汇率风险管理等新型金融创新开展比较缓慢。

二、利率市场化对商业银行影响的国际经验

(一) 大多数国家存贷款利率和实际利率显著上升

利率市场化初期,无论是发达国家还是发展中国家,利率水平普遍上升。盛松成、潘曾云(2013)根据世界银行的统计分析表明,在名义利率比较齐全的 20 个发达国家和发展中国家中, 15 个国家名义利率上升, 5 个国家名义利率下降; 实际利率比较齐全的 18 个国家中, 17 个国家实际利率上升, 仅 1 个国家实际利率下降。

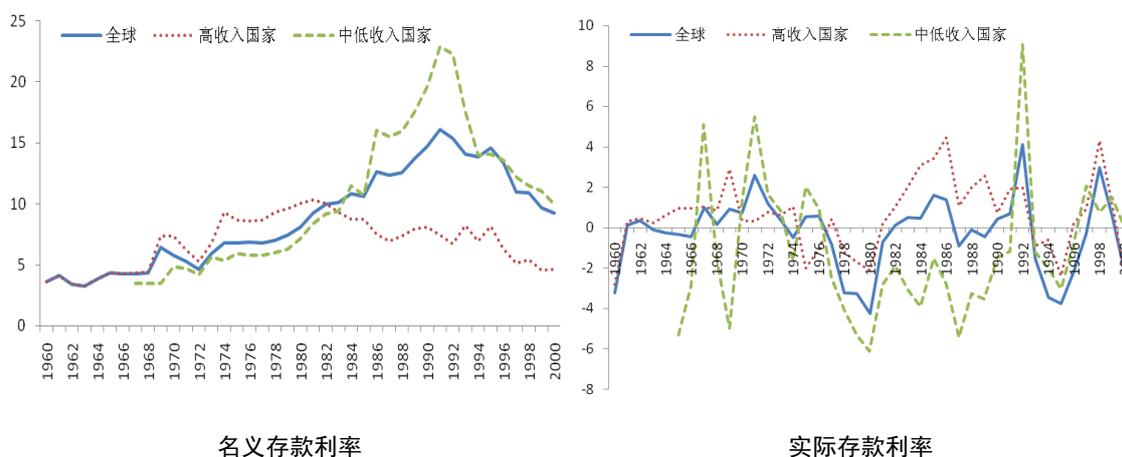


图 1 1960—2000 年全球各国及不同收入国家平均存款(实际)利率(%)

数据来源: 根据世界银行 WDI 数据库数据计算而得, 剔除部分发生恶性通货膨胀国家样本。

自各国逐步开始放松利率管制并掀起利率开放浪潮的 1960 年代起,直至 1990 年代末各国基本完成利率市场化改革,存贷款利率明显提升。1960 年代,全球平均存款利率仅为 4.35%,其中高收入国家为 4.58%,中低收入国家为 3.84%⁶。自 70 年代至 90 年代,全球存款平均利率显著上升,分别为 6.58%、11.69%和 12.84%。实际存款利率水平也得到明显提升,60 年代和 70 年代全球平均实际存款利率分别为-0.12%和-0.69%,1980 年代和 1990 年代全球实际存款利率转为正的 0.21%和 0.42%。

与存款利率走势类似,60 年代至 90 年代,全球平均贷款利率分别为 6.70%、9.74%、14.74%和 21.24%。60 年代全球平均实际贷款利率仍为 2.45%,其中高收入国家和中低收入国家分别为 2.33%和 1.48%,但随着通货膨胀的高企乃至滞胀的蔓延,70 年代全球实际贷款利率降至-0.29%。随着各国逐步放开利率管制并最终实现利率市场化,贷款实际利率逐步转正,80 年代和 90 年代全球平均实际贷款利率分别为 4.24%和 7.47%。

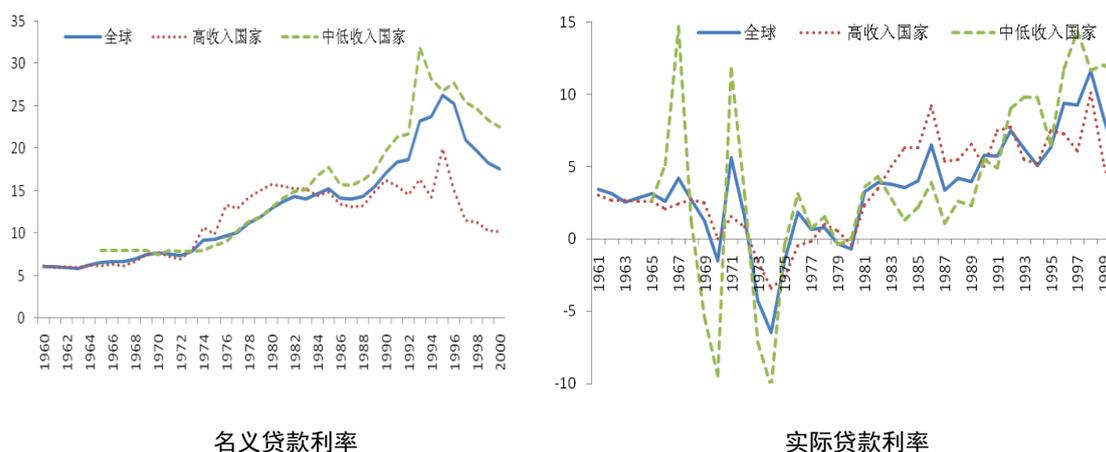


图 2 1960—2000 年全球各国及不同收入国家平均贷款(实际)利率(%)

数据来源: 同图 1。

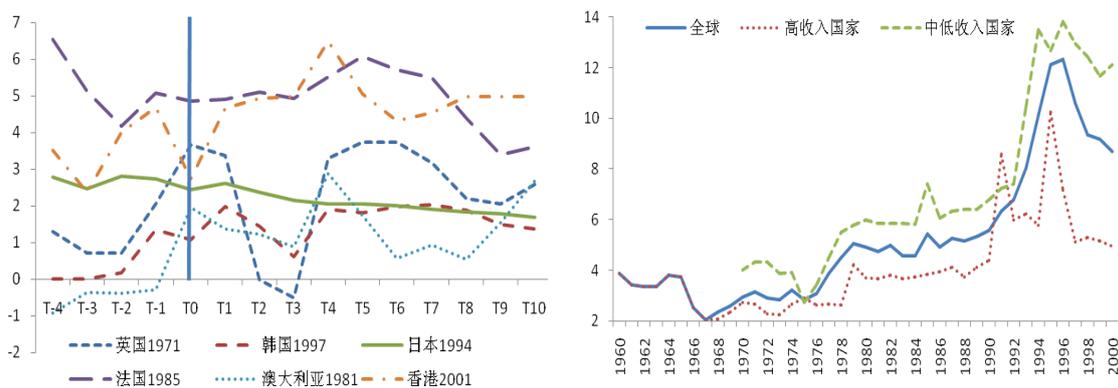
(二) 市场化后名义利差不一定必然缩小, 并在未来中长期保持稳定, 净息差甚至会进一步扩大

虽然利率市场化后存款利率将上升, 而为了竞争的需要, 贷款利率上升幅度可能并不明显, 甚至还会出现一定下降, 但利率的放开并不一定意味着存贷利差的缩小。由图 3 可见, 除了陷入长期经济衰退的日本之外, 有的国家(如英国、澳大利亚)在利率市场化之后名义利差(Interest Rate Spread, IRS)出现短暂的下降, 并在之后一定时期得到恢复并保持在

⁶ 根据世界银行 2012 年标准, 人均国民收入为 12615 美元以上国家为高收入国家, 以下为中低收入国家。在有统计数据的样本中, 为使数据有可比性, 剔除了发生金融危机和恶性通货膨胀样本后, 共包括 27 个高收入国家和 46 个中低收入国家。这里的存贷款利率是各国一年期名义存款利率和一年期最优惠贷款利率, 后文的名义利差(IRS)则是两者之差。

个较为稳定的水平；很多国家(如法国、韩国、香港)在利率市场化之后，名义利差甚至出现上升。

从全球名义利差变动趋势来看，利率市场化并没有导致名义利差的缩小，相反随着利率的逐步放开，名义利差呈现显著上升的趋势。在利率市场化刚刚起步的 1960 年代和 1970 年代，虽然受经济周期等因素影响，但全球平均名义利差水平仍比较稳定，分别为 3.09% 和 3.64%。在高收入经济体和中低收入经济体纷纷完成利率市场化改革的 80 年代和 90 年代，名义利差出现显著上升，全球平均名义利差上升至 5.05% 和 9.35%。



全球名义利差变动趋势

图 3 主要国家和地区利率市场化前后名义利差变化情况及名义利差变动趋势 (%)

注：T0 为完成利率市场化年份，Tx 为按年变动的数值；各国后面数字为完成利率市场化时间，根据张健华等(2012)确定。

数据来源：同图 1。

如果考虑更为全面的净息差(Net Interest Margin, NIM)，从美国的经验来看(参见图 4)，在 Q 条例完全取消的 1986 年 2 季度之后，美国银行体系的 NIM 并未出现明显下滑(肖欣荣、伍永刚，2011)，甚至还上升并在 1990 年代中期达到最高点，直至在 1990 年代末期随着《金融服务现代化法案》的通过和金融分业经营限制的正式取消，银行净息差才有所下降。



图 4 美国银行业净息差 (%)

图 5 美国不同规模银行 NIM 比较 (%)

数据来源：美国自圣路易斯联邦储备银行。

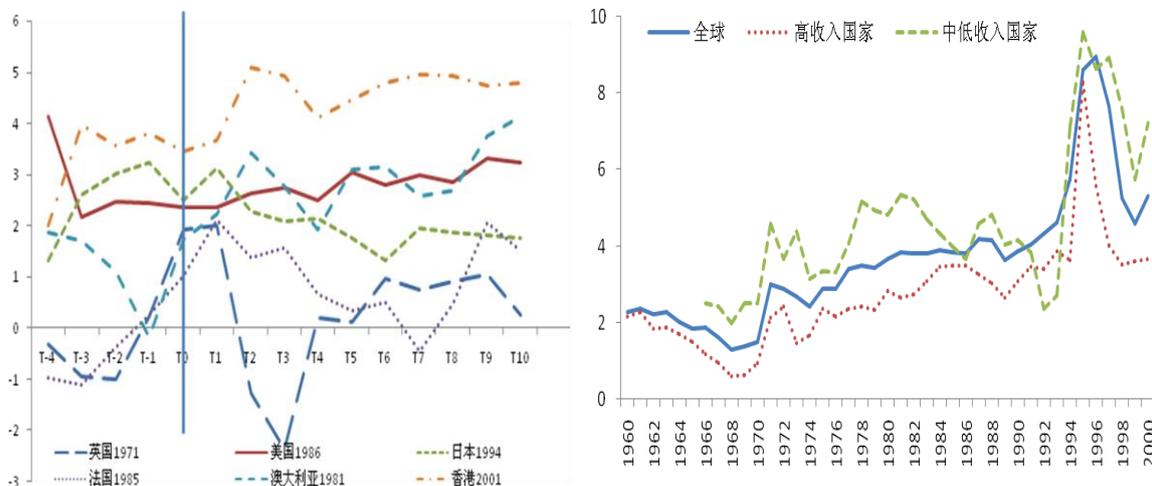
数据来源：美国自圣路易斯联邦储备银行。

(三) 大型银行与中小银行净息差表现出明显差异

为应对利率市场化净息差可能下降对盈利的侵蚀，在激烈的市场竞争压力下，商业银行将更多向利率较高的小微企业开展信贷金融服务。尽管与大型银行相比，中小银行在资产规模、技术手段、创新能力、机构网点、市场影响力等方面并不占有优势，但是，一方面，中小银行往往是在某一个地区进行深度经营，具有区域经营优势，服务对象主要是中小企业。中小银行可以通过进一步向更具有议价能力的中小企业投放更多贷款，获得更高的信贷溢价，因而其净息差水平并不一定会下降；另一方面，大型银行服务对象多为大型企业，银行议价能力相对较低，但综合服务水平和产品开发能力较强，因而大型银行更多地通过产品创新、加快经营转型等方式抵御利率放开对净利差带来的不利影响，而非更多投向信贷风险溢价较高的项目，其净息差更有可能下降。由于更多依赖中间业务和非息收入，大型银行的净息差水平也将较中小银行更低，美国不同资产规模银行净息差变化情况充分说明了这一点（参见图 5）。

(四) 银行信贷风险溢价将明显上升

利率放开后，为追求更高的贷款收益，银行信贷将更多地投向风险溢价较高的项目，特别是中小微企业信贷。以贷款利率与国债收益率之差作为贷款风险溢价指标，由图 6 可见，各国利率市场化后短期内都有所上升，美国、香港、澳大利亚等国还保持了比较稳定的上升态势。英国在利率市场化期间经历滞涨，国债收益率上升较快，因而贷款风险溢价在利率放开后虽出现短暂上升，但不久即迅速下降甚至为负，并随着危机的持续消减而逐渐转正。法国与英国的情形类似，在 1980 年代末 1990 年代初也经历了短暂的衰退，并在走出危机后信用风险溢价转正并有所扩大。



全球贷款风险溢价

图 6 主要国家和地区利率市场化前后贷款风险溢价情况及风险溢价变动趋势

(名义贷款利率—国债收益率, %)

数据来源及注：同图 3。

从变动趋势来看，贷款风险溢价随着利率的放开显著提高。1960 年代，全球贷款风险溢价仅为 1.88%。利率放开后，各国贷款风险溢价显著上升，甚至在利率市场化完成之后仍呈现持续走高的态势。1970 年代—1990 年代，全球贷款风险溢价分别为 3.07%、3.88% 和 5.91%。贷款风险溢价明显上升的趋势在中低收入国家表现得更为明显，70 年代和 80 年代贷款风险溢价较 60 年代提高了近 200 个基点，分别为 4.15% 和 4.49%，1990 年代中低收入国家贷款风险溢价进一步攀升至 6.38%。

(五) 中间业务迅速发展，大型金融机构占据优势

1980 年代以前，美国实行严格的分业经营和利率管制，银行中间业务的发展受到限制，中间业务收入与总资产的比率在 0.7% 左右。随着利率管制的取消和 1999 年正式实行金融混业经营，金融自由化政策极大刺激了银行中间业务的发展。在 1980 年-2000 年的 20 年间，美国银行业中间业务收入实现了年均 12.61% 的高速增长，中间业务收入占总资产的比重由 0.77% 上升至 2.5% 以上。非息收入占总收入比重由 1970 年代最低的 10% 逐渐上升至 30% 以上，部分大银行甚至高达一半以上。

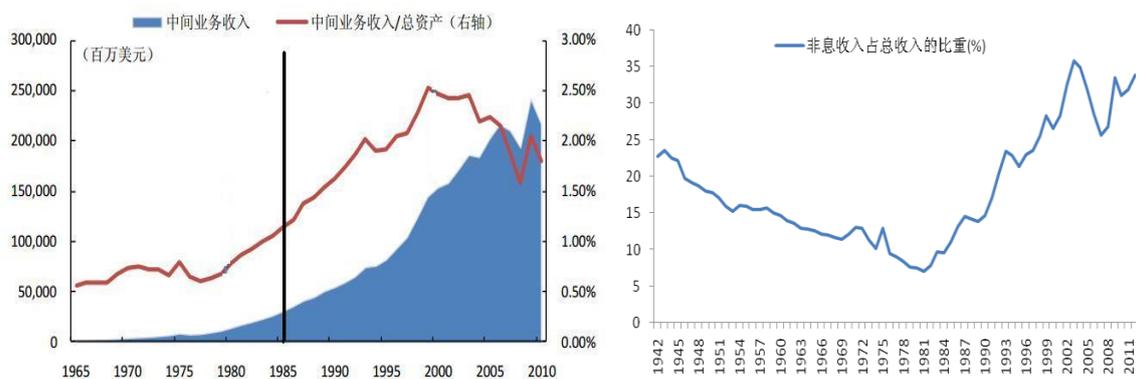


图 7 美国银行业中间业务收入及非息收入占比情况

数据来源：沐华 (2012)、美国联邦存款保险公司 (FDIC)。

资本市场的发展和金融管制的放松为高附加值和风险类中间业务的发展提供了良好环境，使之成为中间业务收入增长的主要动力；传统的收费类业务由于缺乏成长性，在中间业务收入中的比重逐渐降低。美国银行业中间业务收入中存款账户服务费占比由最高时的 40%

以上降至 15%左右，而包含投行业务、资产证券化、保险业务和贷款销售收入等的附加非利息收入占比不断上升。

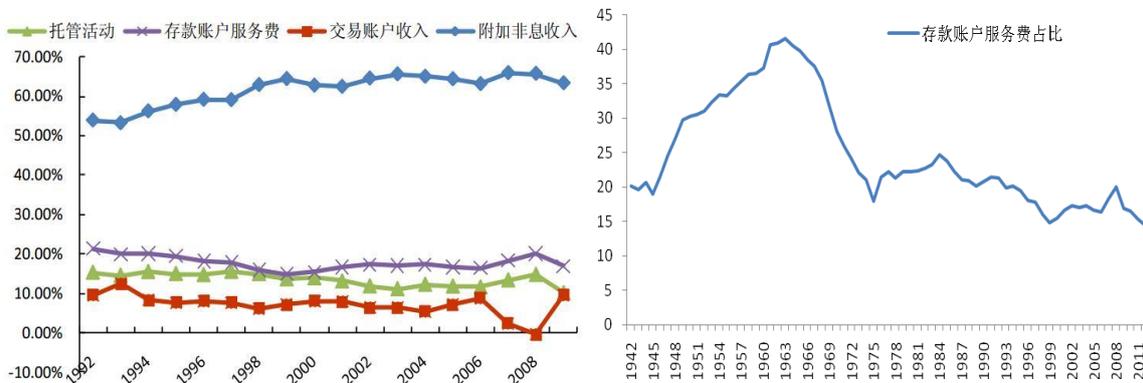


图 8 美国银行业中间业务收入结构情况 (%)

数据来源：同图 7。

银行中间业务具有明显的规模经济性。一方面，大型银行拥有良好的信用、广泛的客户基础，在资产托管和投资银行等业务上具备优势；另一方面，中间业务的创新主要依靠人才和信息技术投入，具有规模经济效应，因而大型银行中间业务产品的单位创新成本更低。总体来说，美国大型银行的中间业务发展水平明显优于中小银行，大型银行中间业务收入占总资产的比重约为 2%，而中小银行只有 1%左右。

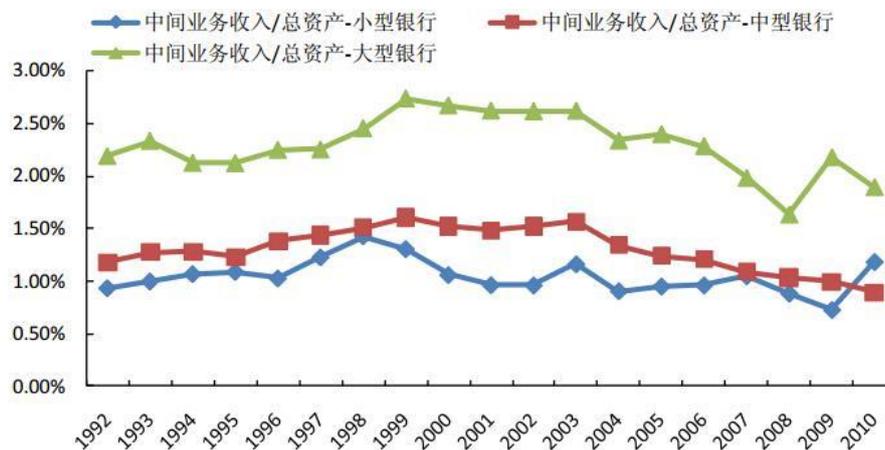


图 9 美国不同规模银行中间业务收入比较

数据来源：同图 7。

三、中国利率市场化现状及银行业面临的挑战

(一) 中国的利率市场化和利率水平现状

利率市场化的加速将不可避免地提高银行资金成本和存贷款利率水平,这对商业银行资金融业务和资产估值有着重要影响。当前,有观点认为(如黄育川,2014),中国的存款利率水平并不低,比美欧日等主要发达经济体都高。但是,这样简单的比较得到的结论其实是似是而非的。毕竟,中国与这些国家处于不同的经济发展和经济周期阶段。当前美欧日的存款利率水平较低,主要是其在全球金融危机之后普遍实行了超低利率或零利率政策。在经济正常时期,这些国家隔夜期限的中央银行政策目标利率水平往往都要高于中国一年期存款利率。由图 10 可见,最近十多年以来,中国名义存款利率相较于全球平均水平及不同收入经济体存款利率而言,确实是偏低的,实际存款利率也较低,仅在通货膨胀较低时期为正。

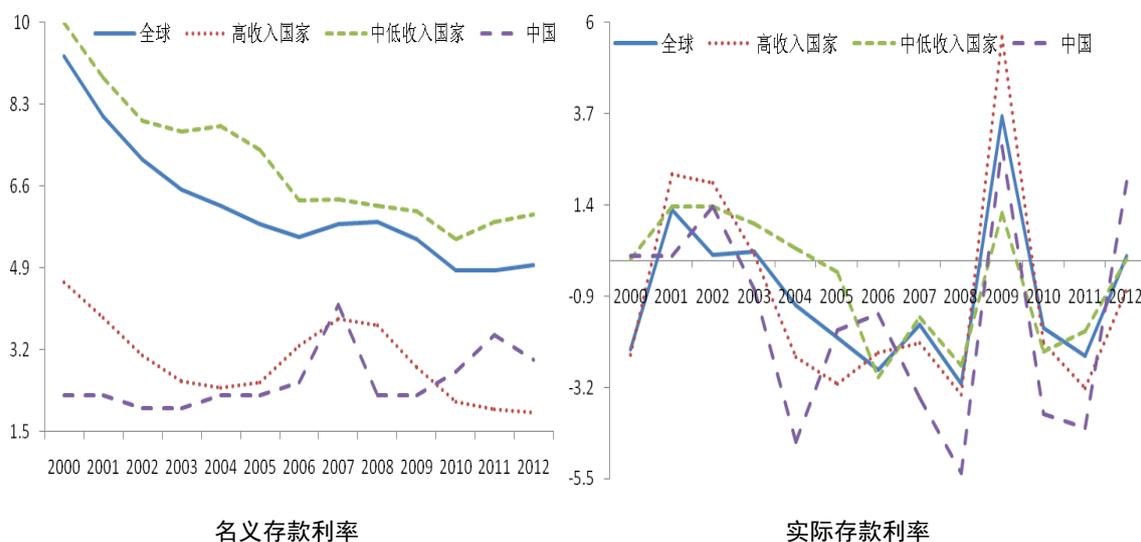


图 10 中国与全球平均存款(实际)利率比较(%)

数据来源: 同图 1。

另一方面,虽然近年来中国名义存款利率较高收入经济体更高,但从当前可靠货币国家存款利率的比较来看,中国的名义存款利率水平明显低于澳大利亚、新西兰、韩国等发达国家,而近几年澳大利亚、新西兰等国货币相对于美元来说总体处于稳健升值态势。

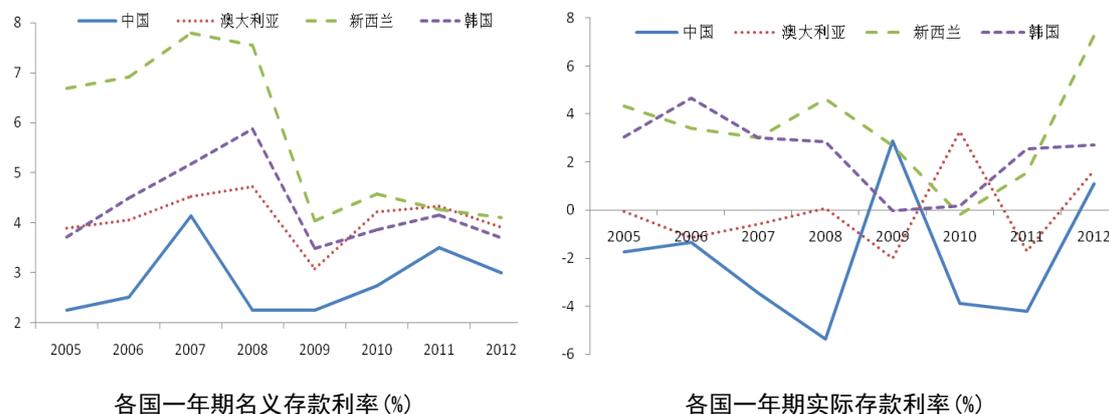


图 11 中国、澳大利亚、新西兰、韩国一年期存款利率和存款实际利率水平(%)

数据来源：世界银行 WDI 数据库。

(二) 名义利差和净息差水平仍然较低

虽然中国银行主要收入来源为利息收入，但是我国的名义利差水平仅为 3%—4%，远低于当前全球平均水平，甚至还低于全球金融危机期间的高收入经济体。同时，观察图 3 可以发现，全球名义利差在利率管制比较严重的 1960 年代中期是最低的(仅为 2%以上)，但随着利率的逐渐放开，无论是高收入国家还是中低收入国家，名义利差都随之逐渐上升。

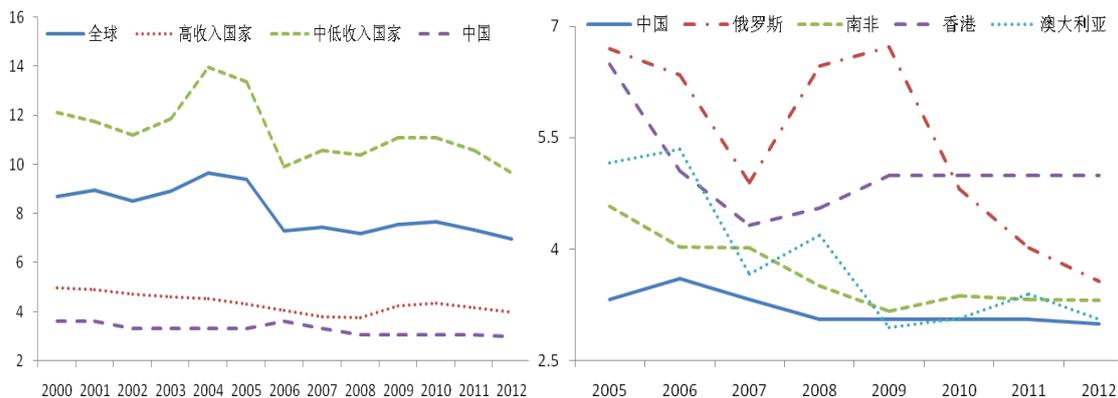


图 12 一年期存贷款名义利差比较 (%)

数据来源：同图 1。

同时，如果考察更为全面的净息差指标可以发现，从银行业发展水平的上市银行数据来看，我国银行业的净息差水平不仅低于名义利差，还与美国等发达国家银行业存在较大差距。观察图 4 和图 13，中国上市银行净息差基本在 3% 以下，始终低于美国平均水平，除全球金融危机期间与美国银行业差距有所缩小外，较美国银行大概低 100 个基点左右。

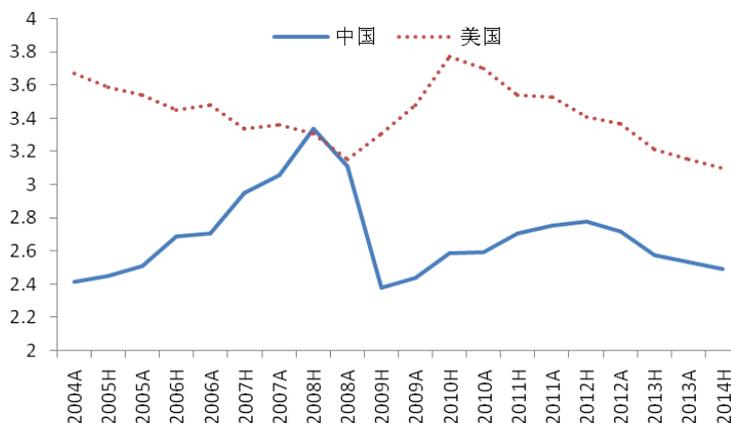


图 13 中美净息差比较 (%)

数据来源：美国数据同图 4，中国数据为 16 家上市银行年报披露数据算术平均。

(三) 银行信贷客户结构和行业结构逐步调整，贷款风险溢价呈现上升态势

随着贷款利率管制的取消和存款利率成本的上升，银行贷款利率明显上升。2014 年 2 季度末，金融机构人民币贷款执行下浮和基准利率的贷款占比分别比上年末下降 3.16 和 2.55 个百分点，执行上浮利率的贷款占比较上年末上升 5.71 个百分点(为 69.11%)，一般性贷款加权平均利率较上年末上升 12 个基点(为 7.26%)。贷款利率的变化主要与银行客户结构和行业结构的调整有关。2012 年年中以来传统制造业和重工业贷款增速明显低于服务业和轻工业，银行更具议价能力的小微企业贷款增速始终高于大中型企业贷款。

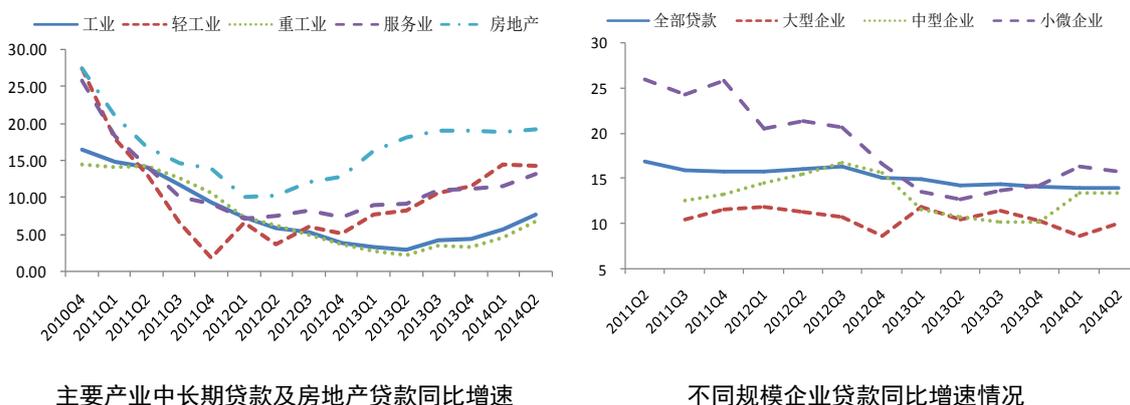


图 14 银行贷款行业分布和客户分布变化情况 (%)

随着利率管制逐步放松和银行信贷结构的调整，我国贷款风险溢价明显上升(图 6)。观察以名义贷款利率与国债收益率之差计算的贷款风险溢价，2004 年贷款利率上限管制取消后，我国贷款风险溢价持续上升，并在 2007 年达到最高的 4.67%。虽然全球金融危机爆发的 2008 年迅速下降并降至 2.19%，但 2009 年之贷款风险溢价迅速回升并接近 2006 年水平，之后虽然有所下降但仍与 2004、2005 年相当。我国曾公布 2006 年底—2008 年的金融机构一年期贷款平均利率，而根据 2004 年以来贷款利率浮动占比情况，可以大致估算出各时期一年期平均贷款利率(各上浮利率区间数值取中间值，最高为基准利率的 100%)，将公布数据与估计数据相结合大致可以得到连续完整的一年期贷款平均利率数据。这样，可以进一步考察一年期平均贷款利率与国债收益率之差。由图可见，2004 年以后贷款风险溢价明显上升，并在全球金融危机爆发的 2008 年达到最高的 5.30%，之后实际贷款风险溢价虽有所下降，但近年来仍持续攀升，只是由于 2013 年货币市场流动性紧张和国债利率高企，贷款风险溢价才有所下降。2009 年以来公布的一般贷款平均利率与国债收益率之差与我们计算的实际贷款风险溢价走势相同，说明上述计算分析的结论是比较可靠的。

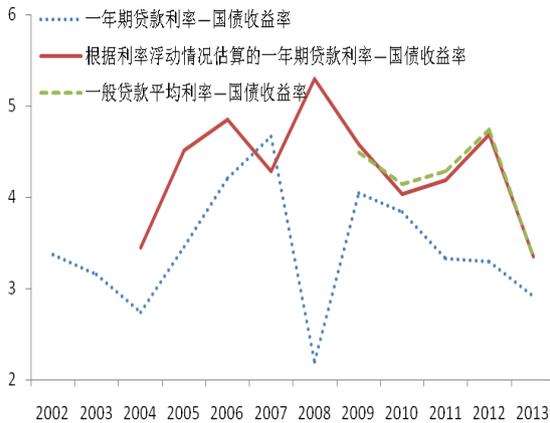


图 15 中国贷款风险溢价 (%)

数据来源：根据中央国债结算登记有限公司公布的银行间市场国债收益率计算而得。

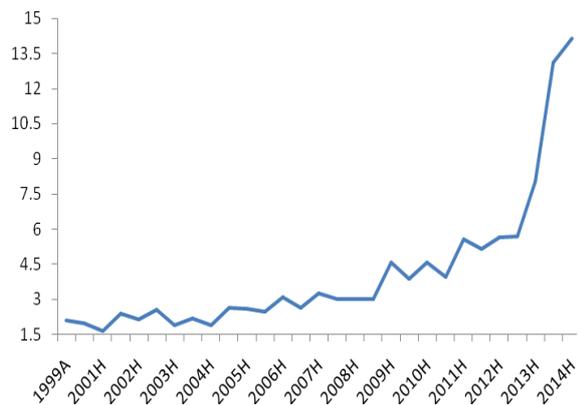


图 16 中国上市银行非息收入占比 (%)

数据来源：根据 16 家上市银行披露数据计算而得。

(四) 中间业务发展相对缓慢，非息收入占比较低，不同规模银行净息差和非息收入占比存在明显差异

目前，利息收入仍然是我国银行最主要的收入来源，中间业务发展仍然比较缓慢。上市银行整体非息收入占全部收入的占比虽然在最近两年上升很快(这主要是得益于股份制银行中间业务的快速发展，参见图 17)，但仍不过 15%，仅相当于美国银行业 1970 年代水平。非息收入中，传统银行卡业务、结算、代理等业务仍是很多银行(特别是中小银行)主要非息收入来源，投资类业务收入占比有所上升，仍有很大发展空间。

我国不同规模银行净息差、中间业务情况也与美国类似，全国性大型银行净息差通常是最底的，而城商行在大多数时期略高于股份制银行，这表明不同规模类型银行客户结构存在较大差异，全国性大型银行主要以大客户为主，议价能力较低，而城商行和股份制银行主要以中小客户为主，可以获得更高的贷款溢价，净息差也较高。与之类似，非息收入占比方面，全国性大型银行非息收入占比远远高于股份制银行和城商行，说明其中间业务发展具有非常大的优势。同时，城商行非息收入占比在很长一段时期高于股份制银行，这可能既与城商行样本选择有关，也表明股份制内部之间存在较明显的差距。

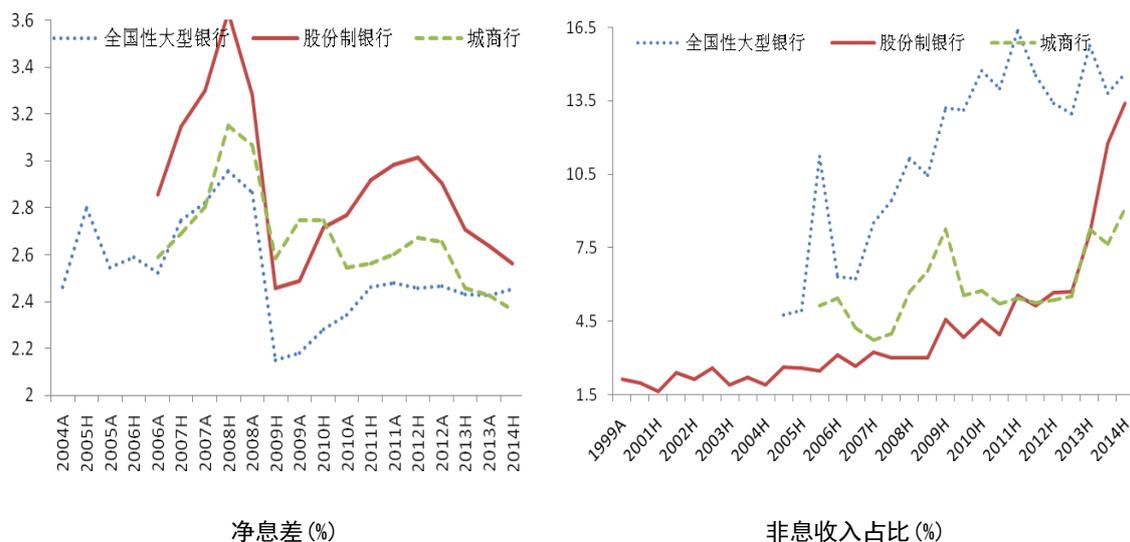


图 17 中国不同规模银行净息差和非息收入占比情况

数据来源：同图 13。

四、商业银行应对利率市场化的策略

一是加大针对中小微企业和高附加值行业的信贷投放，通过业务转型提升净息差水平。在客户结构方面，无论是大型银行，还是中小金融机构，都应进一步向更具有议价能力和贷款溢价的中小微企业倾斜信贷资源，以此避免利差缩小对盈利带来的不利影响。在信贷行业结构方面，为进一步提升信贷资源配置效率，有效防范信贷风险，商业银行应更多地向高回报率行业投放贷款。大力发展同业资金市场业务，将资金业务作为全面提升风险管理和产品定价重要途径，并以此提升净息差水平。同时，努力提高资产市场产品创新能力，更好地满足同业市场客户需求，提升机构在同业市场的价格影响力。

二是加快表外业务发展，扩展中间业务和产品创新范围，提升非息收入占比。非息收入主要依靠表外业务和中间业务收入，因而应在努力提升金融产品创新能力。在做好支付结算等传统中间业务服务的基础上，充分发挥银行资产规模、营业网络、技术设施、社会声誉等方面的优势，开发具有高收益和高附加值的现金收付、投资咨询等中间业务，扩大非息业务利润来源。同时，在政策允许和风险可控的条件下，充分利用银行的渠道优势，与证券、基金、信托、保险等机构合作开发能够满足不同客户不同层面需求的金融产品，通过“一站式”金融服务提升非息业务收入，并为向综合化经营转型积累经验。

三是不同类型金融机构要确定差异化发展路线，找准市场定位。当前，我国商业银行在业务结构、商业模式、运营管理等都呈现出趋同性。各商业银行应准确分析自身优势，

认清存在的不足，走差异化发展路线，强化核心竞争力，避免同质化竞争。地方中小型银行在资产规模、渠道建设方面与大银行差距较大，但自身经营机制灵活，且在所在区域具有主场优势，更加了解辖区特点，有一定客户基础，因此中小型银行应巩固客户基础，特别是具有更高议价能力的广大小微企业客户信贷服务，进而稳定核心负债，提高传统存贷利差盈利能力。在做好传统信贷业务基础上，增强为客户量身定制产品和服务的能力。同时，由于负债规模较小，作为资金的主要需求方，中小银行还做好资金缺口的预测和管理，充分利用资金市场做好流动性管理并减少综合负债成本。大型银行则应进一步调整传统业务结构，逐步将信贷资金由低效率的大型制造业企业转向具有更高附加值的新兴制造业和服务业，进一步发展综合业务和中间业务，利用网点、人员和技术优势，协调各条线业务关系，积极开发客户需求的综合产品，提升中间业务水平和非息业务收入。同时，作为市场资金主要来源方，大型银行还应更好地发挥市场稳定器和做市商的作用，加大产品创新力度，通过深度参与同业市场进一步提高净息差水平。

四是提升资产负债管理水平，提升综合经营能力。将以传统规模扩张的观念转变为以利润为中心，逐步由以传统存贷款业务为主转变为信贷资产和非信贷资产并重，存款和其他资金来源并重。资产业务方面，逐步降低批发信贷占比，开拓零售贷款业务，以缓解贷款利率下行压力，根据不同客户群体设计具有针对性的产品，完善零售贷款业务经营机制调整收入结构，降低信贷资产在生息资产中的比重，进一步理顺中间业务产品开发和经营机制，克服部门条线差别界线，真正做到以客户需求为中心，提升非息收入并更好地应对利息收入下降的压力。在负债业务方面，要控制高成本负债增长，加强主动负债经营，充分利用同业资金市场提高低成本负债比重，进一步处理好负债期限、负债稳定性与负债成本间的关系，在政策允许条件下开发创新各类存款负债替代型产品，将更多传统负债业务转化为能带来中间业务收入的金融工具。

五是做好利率定价工作，加强风险防控。利率定价能力是一项系统的工作。目前，我国已建立了市场利率定价自律机制，成功引入了贷款基准利率(LPR)集中报价和发布机制。对于很多非自律机制成员和集中报价系统银行来说，也要加强市场利率定价自律和最优惠贷款利率报价工作，建立健全不同类型存贷款利率定价工作。大型银行应成为市场化定价体系中的引领者，中小银行应加强重点业务定价管理，对于定价能力不强的小微银行应采取市场跟随策略，结合自身情况合理进行利率定价。进一步健全完善风险管理理念和风险管理体系，逐步由被动型的风险管理模式转向主动稳健型的风险管理模式，在充分识别评估风险的基础

上，灵活运用套期保值、远期期权等传统风险对冲工具规避风险；完善内部信用评级体系，制定差异化的信贷审批模式，提升授信风险控制和管理水平；进一步优化流动性风险计量方法，根据本行的实际情况积极采用风险在值 (VaR)、敏感性缺口、压力测试等多种风险测度方法，将流动性管理融入各项业务之中；积极引入利率风险对冲技术，加强内部资金转移定价 (FTP) 在各业务条线方面的资源配置和有效激励引导性作用，促进整体业务的平衡发展。

参考文献

- [1] 黄育川.中国存款利率太低是假象[EB/OL].FT 中文网(www.ftchinese.com), 2014-1-9。
- [2] 金中夏, 李宏瑾, 洪浩.实际利率、实际工资与经济结构调整[J]. 国际金融研究, 2013(8)。
- [3] 刘胜会. 美国储贷协会危机对我国利率市场化的政策启示[J]. 国际金融研究, 2013(4)。
- [4] 沐华.中间业务国际经验及比较分析[R].广发证券研究报告, 2012-9-11。
- [5] 盛松成, 潘曾云.存款利率放开与贷款利率上升[EB/OL].财新网 (www.caixin.com), 2013 年 12 月 18 日。
- [6] 周小川.全面深化金融业改革开放 加快完善金融市场体系[N].人民日报, 2013-11-28。
- [7] 王东静, 张祥建.利率市场化、企业融资与金融机构信贷行为研究[J]. 世界经济, 2007(2)。
- [8] 肖欣荣、伍永刚.美国利率市场化改革对银行业的影响[J]. 国际金融研究, 2011(1)。
- [9] 姚余栋, 李宏瑾.中国货币政策传导信贷渠道的经验研究——总量融资结构的新证据[J]. 世界经济, 2013(3)。
- [10] 银监会利率市场化改革研究小组.利率市场化改革与商业银行转型研究[J]. 金融监管研究, 2012a(12)。
- [11] 银监会利率市场化改革研究小组.利率市场化改革与商业银行风险管理研究[J]. 金融监管研究, 2012b(12)。
- [12] 张健华、雷曜、祝红梅、王亮亮. 利率市场化的全球经验[M]. 机械工业出版社, 2012。
- [13] Chan, K., V. Dang and I. Yan Financial Reform and Financial Constraint: Some Evidence from Listed Chinese Firms [J]. China Economic Review, 2012(2): 482-479.
- [14] Honoban, P. How Interest Rates Changed under Financial Liberalization: A Cross- Country Review[R]. World Bank Policy Working Paper, No.2313, 2000.
- [15] Koo, J. and S. Shin. Financial Liberalization and Corporate Investments [J]. Asian Economic Journal, 2004(3): 277-292.
- [16] Laeven, L. Does Financial Liberalization Reduce Financing Constraints? [J]. Financial Management, 2003(4):5-34.

The Challenges of Interest Rate Liberalization to Banks and the Strategies

Abstract: Recent years, China's interest rate liberalization is accelerating, which will affect banks greatly. In this paper, we first analysis the theoretical effects, such as the decreasing interest spread and profit, lower loan growth, the capability of pricing and risk management and business transformation, and then take an international glance at the interest level, interest rate spread, net interest margin, loan risk and the business characteristics of different scale banks. Based on the international experiences and the analysis on China's interest rate arrangement as well as banking industry status quo, we provide the suggestions on how to deal with the challenges of interest rate liberalization and develop smoothly to banks.

Key words: Interest Rate Liberalization; Interest Rate Spread; Net Interest Margin; Intermediate Business

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导，《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自2010年度创刊以来，得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题，论证严密，方法科学，并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件，也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求：

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议，文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改，如不同意删改者，请在投稿时说明。因编辑部工作量较大，请作者自留底稿，恕不退稿。
- 3、题名（文章标题）应简明、确切、概括文章要旨，一般不超过20字，必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明，并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于6000字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写，如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式：

来稿请首选E-mail，请通过电子邮箱将论文电子版（word格式）发送至 imi@ruc.edu.cn，并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限，可邮寄。投稿请使用A4纸打印注明“《国际货币评论》投稿”，并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址：

北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学文化大厦605室 邮编：100872

《国际货币评论》编辑部



刊 名：国际货币评论

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

刊 期：月刊

Monthly

主 编：张 杰

XIANG Songzuo

副 主 编：苏 治 宋 科

Su Zhi Song Ke

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

International Monetary Institute of RUC

出版单位：《国际货币评论》编辑部

Department of International Monetary Review

北京市海淀区中关村大街 59 号
文化大厦 605 室, 100872

Address: Room 605, Culture Square, Renmin University of
China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District,
Beijing 100872, P.R. China

电 话：86-10-62516755

Tel: 86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

E-mail: imi@ruc.edu.cn

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：赵宣凯 安然 徐哲