

国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张 杰

金融分析的制度范式: 哲学观及其他

人民币国际化研究述评

中国货币政策透明度的经验研究

中国企业债对 GDP 比的动态路径

张 杰

彭红枫、陈文博、谭小玉

马 勇

陆 婷、余永定



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 Houngh 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·11 月简讯】

- 10 月 29 日，中国人民大学国际货币研究所（IMI）学术委员、中国人民银行金融消费者权益保护局局长焦瑾璞博士在上海黄金交易所第二届理事会第二十七次会议上被选举为上海黄金交易所新任理事长。
- 10 月 30 日，国务院正式任命 IMI 学术委员会主任、中国人民大学校长陈雨露为中国人民银行副行长。陈雨露教授从 2011 年 11 月起担任中国人民大学校长，是当时全国最年轻的 985 大学校长，位列副部级。现在即将年满 49 岁的他将告别生活学习工作过 30 年的人大校园，走进成方街 32 号的大门，成为央行现任最年轻的副行长。目前，央行副行长中潘功胜、范一飞、陈雨露，共有 3 位是人大校友。
- 11 月 4 日，由中国人民大学财政金融学院与国际货币研究所（IMI）联合举办的陶湘国际金融讲堂（第 1 期）在人民大学求是楼举行。美国富国银行（Wells Fargo）高级副总裁陈卫平博士以“如何设计最佳信用风险管理模型——美国银行业的经验”为题发表了主题演讲。IMI 研究员、中国人民大学财政金融学院教授何青担任讲座主持。
- 11 月 13 日，中德金融经济中心（SGC）联席首席执行官 Ruediger von Rosen 博士访问中国人民大学国际货币研究所（IMI）。IMI 学术委员、国家外汇管理局原副局长魏本华，IMI 副所长、中国人民大学财政金融学院教授涂永红，SGC 项目主任、德国国际合作机构（GIZ）项目副主任祁岚出席会议。双方讨论决定将合作开展法兰克福人民币离岸市场建设与德国马克可兑换后的风险管理问题研究，并计划 2016 年 5 月初组织研究团队赴法兰克福调研。
- 11 月 16 日，《IMF 历史系列书籍》翻译出版项目第五次全体会议在中国人民大学举行。中国金融出版社副总编王璐，中国人民大学国际货币研究所（IMI）所长张杰、副所长涂永红以及系列书籍各卷负责人出席会议。会议由编译工作小组组长、IMI 学术委员、原国家外汇管理局副局长魏本华主持。



IMI

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

目 录

【卷 首】

金融分析的制度范式：哲学观及其他 ————— 张 杰 01

人民币国际化研究述评 ————— 彭红枫、陈文博、谭小玉 22

继续扩大人民币波幅是否为当前汇率改革的迫切选项？ ————— 陈思翀 37

货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束 ————— 于 泽、陆怡舟、王闻达 49

中国货币政策透明度的经验研究 ————— 马 勇 77

信贷融资对异质性企业出口参与的影响

——基于商业信贷和银行信贷角度的理论和实证分析 ————— 张 彬、孔祥贞、杨 勇 106

中国企业债对 GDP 比的动态路径 ————— 陆 婷、余永定 123

【卷首】**金融分析的制度范式：哲学观及其他**张杰¹

【摘要】确立金融分析的制度范式，其要义是重建金融学的哲学基础。本文认为，任何金融制度都具有存在的内生合理性，在考察金融制度绩效时，不能只看单个制度要素是否有效，而要看它们组合起来是否有效。与新古典金融学不同，制度金融分析认定金融制度是一个有机结构。若与特定的制度条件不相匹配，再理想的金融体系设计都难以产生良好的金融资源配置绩效。有别于新古典金融学对个体主义还原论准则的推崇，金融分析的制度范式强调个体与总体之间的加总逻辑以及掩藏其中的“涌现”特征。制度金融分析试图用“公均衡”超越或者替代新古典金融学竭力捍卫的“私均衡”。“公均衡”既是一种跨期关怀，更是一种道德境界。构建制度金融分析框架不仅标志着金融理论的“道德转向”，其兼容宏微观金融学的理论努力更是预示着金融学的“范式革命”。在此过程中，以中国金融制度变迁为代表的“东方经验”弥足珍贵。

【关键词】真实金融世界；道德转向；范式革命；金融制度变迁的“东方经验”

一、引言：关注“真实金融世界”的金融学

从总体上说，金融学的制度分析或者制度金融学强调适可而止，强调博弈均衡，强调“存在的就是合理的”。从来不“先入为主”或者先验地认为哪一种金融工具、哪一类金融市场，以及哪一种金融制度定先天地优于另一种（类）。制度金融学尤其强调，在一种金融制度组合中，不一定把所有所谓“好”的金融制度因素（基于某些参照系）组合在一起就一定产生好的制度绩效。而是认为，在一种金融制度组合中，不能只看单个的制度要素是否有效，而要看将它们组合起来是否有效。在真实的金融世界中，一种制度组合不可能是清一色“好”的制度要素的“联盟”，而是既包含“好”的制度因素，也包含“不好”的制度因素。所谓金融制度组合，一定是在特定的制度背景之下由某些特殊的制度“粘合剂”将许多看似普通和标准的制度要素粘合在一起。在这种金融制度组合中，往往是“好”的制度与“不好”的

¹ 张杰，中国人民大学国际货币研究所所长，中国人民大学财政金融学院副院长

制度“相依为命”²。

实际上，在现实的金融制度组合中，我们已经很难甄别和判断到底哪些制度因素是低效率的以及哪些制度因素又是高效率的。在很多情况下，那些高效率的制度因素总是以某些看似低效率的制度因素为条件。我们有时为了增进金融制度的绩效，总是倾向于将所谓“不好”的制度“零件”换成标准的或者“好的”制度要件（这些标准的制度要件通常需要“进口”），其结果则往往适得其反。更换制度零件割断了原有制度因素之间的“血肉联系”，破坏了原有的制度均衡。在许多情况下，不但没有增进制度绩效，反而增加制度运转成本。最终，通过强制更换而“嵌入”到金融制度组合中的“精美”制度要件，大都成为“中看不中用”且维护成本高昂的制度“摆设”。

自从制度金融学产生³，特别是最近10余年来，主流金融学家们一直批评制度金融学未能更多地运用新古典的“先进手段”特别是数理模型来支持其经年积攒的假说和推论。实际上，这种批评除了体现主流金融学本身的优越感以及与此伴生的狭隘理论排斥意识之外。更多的反映了其对制度金融学运用新古典方法的过程以及方式的不理解和“孤陋寡闻”。可以说，与主流金融学的研究框架和方法相比，制度金融学更注重经验分析。制度金融学视野中的金融世界要比主流金融学来得具体和真实⁴。

应当承认，主流观点对于制度金融学缺乏数理模型支持的批评还是客观而中肯的。制度金融学作为研究真实金融世界的学科。需要将许多精辟的思想“细化”到能够“贴近”描述现实的金融世界。从这种意义上讲，我们无法回避对数理模型的选择。毕竟，经济学和金融学的长期发展已经证明，在“细化”思想方面，数理工具具有其不可替代的优势。可以预见，随着制度金融学的进一步发展，数理模型的运用比例将会增加。

不过，并非所有的模型都必须采用数学的形式。在经济学和金融学的发展历史中，许多包含极其重要思想模型都是首先通过一般的语言来描述，随后才在数学工具的帮助得以向精细化的方向扩展。即便如此，仍有不少模型长期保持一般语言表达的“朴素面貌”，

² Neuwinh(2012)在其新著《隐形国家：全球非正式经济的兴起》一书中认为，非正式经济(即所谓“D体系”)对世界经济的发展至关重要，它不仅提供众多的就业岗位(世界员工总数的一半在为“D体系”工作，这个数字还在继续增长)，“改善了数亿人的生活”，而且还是“企业冒险、创新、自给自足精神的重要源泉”。他在随后接受媒体采访时进一步强调，在大多数发展中国家，“它是经济中惟一增长的部分”(卡普斯，2011)。在理论史上，主流经济学一直将这种经济成分视作有害无益的市场“异类”而加以贬损与排斥。不过，与此形成鲜明对照的是，经济分析的制度范式从一开始就为这种经济成分预留了与正式经济因素“平起平坐”的市场“座次”。

³ 有关制度金融学起源以及最新发展的讨论可参见张杰(2010，2011)。

⁴ M6naId(2001)从制度经济学的视角一针见血地指出，主流经济学家们时常批评新制度经济学缺少理论模型支持推理和得到可检验的假说，考虑到新制度经济学领域业已存在的数量众多的经验研究文献，这一批评实在令人难以置信。

而经济学和金融学的发展似乎也没有忽视这些模型及其所包含的精辟思想的存在。因此，经济学或者金融学的模型是用一般语言表达还是用数学语言表达，那完全是不同经济学家和金融学家的“自由选择”。原本就不存在彼此之间的优劣之分，我们也就犯不上非得依据能否用数学工具表达思想来将经济学（家）和金融学（家）分出个“三六九等”。无论如何，模型总归要为思想的表达服务，而越是精辟的思想，对表达形式的要求越是简单。

与金融学的“庇古传统”相比，制度金融学特别关注真实的金融世界。由庇古所开创的福利经济学传统有一个基本特征，它总是把新古典模型下的经济产出作为检验经济是否有效率的标准。依照这样的标准，凡是与产权完全界定和交易成本为零条件下的产出不相一致的产出都被认定是一种“非效率”。

经济产出效率的这种“庇古传统”自然会招致许多经济学家的批评，批评的焦点主要集中在，将一种假设交易成本为零的“理想境界”与注定不会“完美”的真实世界进行对比是否恰当？或者能有多少实际意义？实际上，“理想境界”只有一个，而真实世界则气象万千。按照Demsetz（1969）的看法，问题的要害在于，我们根本无法在“理想境界”与真实世界之间进行实际的选择。相比之下，金融学的“制度传统”则强调真实金融世界中不同制度安排之间的效率选择。

当我们面对真实世界的不同金融制度安排，打算进行制度选择时，则新的问题随之出现。按照主流经济学的效率逻辑，人们会十分自然地将真实世界中的各种金融制度划分为“三六九等”，这原本没什么问题。可是，当人们试图用一把尺子把这些金融制度最终圈定为“好的金融制度”和“不好的金融制度”，并让后者单方面模仿或者移植前者时，我们似乎又看到了“庇古传统”的影子。而且，这种理念和逻辑已经和正在造成极其严重的制度选择后果。我们可以十分轻松地从中美洲、东南亚以及欧亚大陆获得相关例证。

因此，制度金融学将效率标准和制度选择绩效定位于真实的金融世界，这仅仅是一个合理的逻辑起点，随后的任务会更加艰巨，也更具挑战性。我们需要倍加小心地确立衡量一种金融制度是否有效的分析框架，坚定地走出长期以来用“好的”和“不好的”的“二分准则”来评判金融制度选择绩效的窠臼，用演进的视角来“平等”地对待各种金融制度产生以及存在的合理性。只有如此，才能对制度金融学的解释能力和发展前景抱有足够的信心。

二、金融制度的“有机性质”

与新古典金融学不同，制度金融分析认定金融制度是一个有机结构。既然金融制度是“有

机的”，抑或是在特定的经济社会土壤中生长出来的，那就不能简单粗暴地对待它们，比如非要分出个长短好坏。经济金融制度是一个个独特的生命体，如同梅兰竹菊、松柏杨柳，品格天成。如果非要比较优劣，注定会偏离对它们的真正认知。对于任何自然生长的东西，“同或者不同与好坏无关，他们都是不可取代的，樟树与榕树哪种更好？它们是不同的生命，在自然世界里，一定要分好或不好，是荒谬的，人的世界也是如此”（蒋勋，2012）。由人的金融活动积淀而成的金融制度又何尝不是如此呢？！只有“无机”的东西，或者将原本有机的东西中的生命成分抽掉，硬生生变成无机的东西，才会被扯到一起进行比较⁵。大致说来，新古典金融学就是如此对待金融制度的。将那些已被主流金融学割裂得支离破碎的金融学的“无机”碎片重新拣起，按照初始的逻辑进行组合。为其输送历史和文化的氣息，以恢复其自然勃发的生命状态，这是制度金融分析范式的神圣使命和至高境界。

社会生物学（Sociobiology）曾经关注社会选择与基因选择的关系，若应用于金融学领域，则不难分辨，新古典金融学一贯坚持“基因决定”，认为源于欧美市场经济制度的金融体系以及金融工具，不管放置于何种制度环境之下都应当是最优的。如果实际运行绩效不佳，问题的症结肯定在于制度环境层面，而不在金融体系或者金融工具本身。因此，需要改变的应当是制度环境，而不是金融体系。与此形成鲜明对照的是，制度金融学倾向于“社会（环境）决定”，一种金融体系或者金融工具是否有效，其决定因素并不在于这种金融体系源于何处（基因），而在于它与其实际运行的制度环境是否匹配。也就是说，若与特定的制度条件不相匹配，再正宗不过的金融体系设计都难以产生良好的金融资源配置绩效。据此，需要改变的理应是金融体系，而不是制度环境。这样，金融制度变迁的逻辑就表现为：是金融体系迁就制度环境，而不是制度环境迁就金融体系。当然，之所以有上述逻辑表现，其深层原因在于，相对于某种（外来的）金融体系或者金融工具，制度环境已然是一个长期的有机存在。若最终不能融合于特定的金融制度环境，那些看似时兴、自诩代表着金融效率的金融体系或者金融工具，都只不过是滋生风险并不时折腾出资产泡沫的“金融浮游物”而已。

换一角度看，尽管制度金融分析看重微观角度，但并非一味追求经由米塞斯（Mises Ludwig von）定型的经济学方法论的“奥地利传统”，这一传统崇尚由个人（或个体）主义层面（微观角度）切入寻求宏观经济结果的基本逻辑。而是认为，面对一个更为现

⁵ 威廉·贾菲(William, 1976)评述门格尔经济学方法论的一席话值得关注，“在门格尔看来，人远非‘计算器’（凡勃伦的贬义语），而是一种步履维艰、错误频仍、所知有限的生物，他遭受不确定性的困扰，永远在魅力诱人的希望与难以释怀的恐惧间挣扎，在寻求满足的过程中，先天地缺乏做出精确的最终决策的能力。门格尔的注意力(因而)始终不渝地集中在现实上，他不会也没有从交易者所面临的困难中进行抽象，以便试图获得诸如使得市场价格的精确均衡决定得以产生所要求的全部信息，他所采用的方法也不允许他转移遮蔽未来、甚至是可以明确预测当前交易将会发生的较近未来的不确定性”(埃克伦德和赫伯特，1997)。

实、纷繁复杂的经济金融世界，整体主义方法可以帮助我们重新捡拾那些曾被新古典主义“剪刀”无情剪裁丢弃的“边角料”，从而提供更为全面周到且符合实际情形的观察视角。简言之，制度金融分析所强调之微观乃整体主义之微观。而非个体主义之微观。在整体主义看来，现实的经济金融世界从一开始就是一个充满“生命气息”的有机体，不可能将其切割成些许“碎片”进行单独研究。一旦切成“碎片”，呈现在经济学家面前的便是一具具经济金融“僵尸”。即便重新退回经济学的主流起点考察个体加总整体的过程，则依然无法回避这样的逻辑：能够加总成整体的个体必须具有某种“行为能力”或者“组合能力”，这种能力即便是（潜在的）自然禀赋，也只能在整体中逐步得到培育、锤炼与展现。也就是说，在整体主义的视野中，根本不存在游离于整体的个体，个体的价值在于能够组合成有机的整体，或者说其价值不能独存。脱离于整体（或者不具有组合意愿与能力）的个体即便自认为“生龙活虎”，但在整体主义看来却无异于“行尸走肉”。进一步地，在主流理论框架中，个体加总为整体的能力不仅是“先天”给定的，而且是同质的和无差异的，可是在制度分析框架中，这种能力却千差万别且需要“后天”锤炼。还是中国古代思想家荀子的阐释来得形象而又深刻，他认为，就人类而言，“力不若牛，走不若马，而牛马为用，何也？曰：人能群，彼不能群也”⁶。我们虽然不敢说基于个人主义方法的经济学纯属只关注个体优势（“力”与“走”）的“牛马”（工具主义）之学，但据此可初步断定，仅运用此方法考察以“能群”（整体主义或者集体主义）为特征的人类经济生活显然有失偏颇。

重要的是，受到历史与传统的影响，“社会有一种生成的内聚力、秩序和结构，这使得社会不只是独立行为的个人的总和”（Rutherford, 1994）。Fukuyama（2011）曾经断言，人类从来没有以个人状态存在过，也从来没有刻意自我组织，因为人类天生就具有社会性（或者整体性）（伍国，2011）。如此看来，新古典经济学家尽管操持着自认为精致无比的个人主义利器。但他们所能做的惟一工作其实只是围着“死”的经济金融“对象”打转。有趣的是，长期以来，面对这样的经济金融“僵尸”，主流经济学家竟然还煞有介事地赋予其追求经济收益最大化的“能力”！相比之下，制度金融学家面对的却是活生生的经济金融现实，在他们的视野中，“有血有肉”的经济金融主体拥有多种多样的效用函数和价值取向（经济的、社会的、文化的等等），新古典主义强调的经济利益只是其中的一种（或许还没有想象中的那么重要）。无论如何，制度金融分析的一大诉求是让经济金融学的研究对象“死而复生”，进而还其“喜怒哀乐”的本来面目，最终将其带出“任人宰割”的新古典“禁地”。

⁶ 引自《荀子·王制篇》。

三、个体与整体及其“加总”逻辑

事实上，主流金融学从一开始就崇尚个体主义的还原论准则。如其认为，一方面，对于一切经济金融现象，整体是个体之和，或者说，整体是个体的简单加总。另一方面，更为重要的是，这种加总还具有可逆性，也就是说，加总起来的整体可以原原本本地还原为起初的一个个“个体”。值得关注的是，加总本身必然意味着金融市场要素一开始都是相互分离的，可在许多情况下，个体（市场要素）在进入社会（或者市场）之前，社会（市场）结构已然存在。因此，令人乍舌的一幕出现了，新古典经济学为了证明个体的先期存在以及个体交易的重要性而自以为是地把一切经济金融要素都假设为起初只是一些相互分离的市场“碎片”。紧接着，在其不失缜密的经济（金融）学框架中，几乎所有原本血肉相连的市场要素都被硬生生地“刀劈斧砍”，从而变成支离破碎并可资进一步加总的所谓个体要素⁷。随后，便开始煞有介事地编织其市场制度形成过程的理论“谎言”。制度金融学则坚持认为，即便整体来自个体，也不意味着整体一定等于个体之和。更何况在许多情况下整体并非总是源于个体加总。前者可归因于一种称之为“涌现”（emergence）的现象，而后者则进一步牵扯到更深层次的经济哲学观问题。

根据霍奇逊（2004）的提示，“涌现”指的是这样一种情形，当某些个体要素进行组合时，会产生出个体要素本身并不存在的“新特征”。更为明确地说，个体要素之间的组合不会是新古典意义上的“简单加总”，在个体加总过程中，总会产生一些英国哲学家Lewes（1875）所定义的“涌现物”（emergent）⁸。按照霍奇逊（2004）的梳理，围绕这种涌现物的理论阐发不仅捍卫了自柏拉图、亚里士多德以来人们长期坚持的“整体大于部分之和”的哲学命题，而且还透过“部分之间的相互关系”和“相互作用”进一步将理论视野扩展到精神、文化以及制度层面。如刘易斯认为，“一个整体总是比它各部分的总和大，是因为它包含了各部分之间的相互关系”⁹，既然包含了“部分”之间的“相互关系”这个“新”成分，那么，人类社会就不能完全由个体成员的“生物特征”来解释。Lewes（1879）反复强调，“每个个体的经验在不断变化，它们相互纠正、扩展乃至破坏，最后留下来一些经验剩余”，这种剩余形成“引导和塑造未来”的“一些原理”。这些原理最终体现为所谓的“大

⁷ Comte(1853)曾经针对社会与个体之间的关系作如是说，“社会不像几何学，不能先分解为线、再由线分解为点那样分解为单个个体”。

⁸ Lewes(1875)曾经通过氧元素和氢元素结合而产生水的过程对此作了形象说明。

⁹ 美国经济学家鲁宾斯坦(2006)曾在评论马科维茨的“投资组合选择”理论时提及，投资分散化理念是“整体大于部分之和”的金融学版本。具体地说：“通过投资分散化，可以在不改变投资组合预期收益的情况下降低风险”，“对投资者而言，重要的并不是单只证券的自身风险，而是每只证券对整个投资组合方差的贡献，即与所有其他证券之间的协方差”。

众理智”，并浓缩为“习俗和法律”。重要的是，这些制度“涌现物”源于个体但又高于个体。习俗与法律一旦形成。个体必须顺应和服从，否则会受到惩罚。显然。仅从个体出发，一味追求个体收益最大化的行为无可厚非，但若着眼于整体视角，这种行为的合理性则须经受“相互关系”（制度涌现物）的检验，即要看是否符合全体“个体”的收益最大化准则。因此，主流金融学试图通过解释市场个体来探寻整体金融制度的运行绩效，这种“只见树木，不见森林”的逻辑不仅在理论上是幼稚偏狭的，在政策实践中也是有害无益的。

现代金融学常识告诉我们，金融个体之间的市场交易（相互作用）会产生交易剩余（一种“涌现物”），追求并分享这些剩余是人类付诸金融增长过程的永恒动力。不过，必须提醒，上述交易剩余既可以是物质的，也可以是精神的或制度的。主流金融学只强调前者而忽视后者。前者意味着人们总会跟随金融交易扩展获得（物质）福利增进，后者则预示上述福利增进总是伴生金融制度框架的构建。无论如何，制度是交易的函数或者“涌现物”，忽视制度因素的经济学和金融学都将是先天不足的。当然，不应忽视，个体之间的金融交易剩余也有可能为负，即存在所谓“负涌现”（negative emergence）现象。在制度“涌现物”无法正常产生或者金融制度结构扭曲变形从而难以有效运转的情况下，人们之间分享金融交易剩余的市场行为通常会迅速蜕变为相互“以邻为壑”的负和博弈。

经济学家对于整体与个体之间关系的不同理解其实凸显的是经济哲学观的重大分野。若基于前述市场均衡的视角，整体与个体都是“角点解”，或者说都是暂时的和不稳定的。大致说来，西方的经济制度演进过程由“个体”出发加总为“整体”，而在中国，则由“整体”逐步分解为“个体”。无论何种情形，最终的结果都是寻求达成“切点解”（“制度均衡解”）。从总体上看，除了对相关过程缺乏充分认识与刻画，主流经济理论对作为经济交易结果的“切点解”（市场均衡）和“端点解”（市场垄断）都有相当成熟与精深的讨论。相比之下，主流经济学家对经济交易或者经济制度的“角点解”却长期敬而远之。既有的制度经济学理论也未过多涉足这一领域，留给当下经济学的是一片巨大的理论空白。

不用强调，“角点解”对于制度金融分析特别是解释中国经济金融制度的结构与变迁意义重大。但是，杨小凯（1998）所坚持的“最优决策永远是角点解”的命题则值得商榷，角点解对于金融制度分析的意义仅在于，它提示了讨论问题的逻辑起点。具体地说，任何一种经济金融制度的创设，从起点而言，都处于角点解的状态。只不过不同的禀赋决定了角点解的不同位置及其制度性质，当然也由此决定了随后的制度演进路径。在西方，角点解位于个

人主义占优的“起跑线”，而在东方或者中国，角点解则位于集体主义占优的出发点¹⁰。无论如何，它们最终都要离开角点，而走向切点，因为只有切点才是均衡点。由角点走向切点的过程便是从冲突到妥协的过程。这里需要特别强调，主流金融学的问题主要在于。它将“切点解”仅看作是一种瞬间达成的静态市场结果，而忽视了达成市场均衡所必须经历的复杂过程。简而言之，一部人类社会的经济金融演进史就是经济组织为了追求经济利益不断从“角点”走向“切点”的风雨历程。

在这里，盛洪（2011）所总结的“先有整体，后有个体”的逻辑值得重视。这个全新的经济学逻辑源自法国思想家雅卡尔（1986）围绕“整体”和“个体”的边界而进行的一次极具想象力的“思想试验”。饶有意味的是，这个由西方学者提出的另类逻辑却意外地撩起了窥探中国经济金融制度演进机理的窗帷。与西方经济学家将经济学分析的逻辑起点定位于个人理性不同，在中国，由于代表集体的组织先于个人站立在经济发展的起点，因此我们不能抛开对组织理性及其结构的考察而盲从于新古典范式，进而不分青红皂白、义无反顾地投向主流经济学的逻辑怀抱。先有整体意味着需要首先支付内部组织成本，而不像西方那样，率先考虑的是只有个人主体参与的市场交易成本（即便如此，新古典经济学从一开始还将其给定）。对于前者，文化、道德以及集体理性显得异常重要，它无法回避地成为讨论“集体理性先行型”（东方）经济演进问题惟一合理的切入点。道德文化归根结底是整体主义文化，作为一种整合手段。文化传统的优点在于“它使接受文化的个体自愿地服从整体，从而减少不得已的强制手段”（盛洪，2011）。与主流经济分析范式不同，讨论中国经济金融制度演进注定无法回避道德文化因素，因为对于站立于集体主义起点的经济制度而言，文化传统是“必要变量”。作为中国经济金融制度演进的伦理基础，儒家文化的独特性正好在于它兼具整体主义和个体主义两种取向。有别于西方文明以及新古典传统，儒家伦理刻画了个人道德（个人理性）走向国家道德（集体理性）的独特文化逻辑（从“修身”到“平天下”）¹¹。就个体而言，既要“格物致知”（个体主义），也要“正心诚意”（整体主义），以上两者经过王阳明的锻造而终成“心物一体”的境界，即所谓格物反观其心，正心参照于物（王守仁，1527）。相比而言，西方文化传统以及经济哲学观倡导个体追求自身收益的义理性与独立性。随后把加总为集体理性的希望全部寄托于市场制度的有效运行之上。儒家伦理则有所

¹⁰ 人们近来开始寻求东西方文化差异的基因解释。一些研究发现，个人主义与集体主义的文化价值观与携带5-羟色胺的基因之间具有密切关联。据此推断，“西方国家的个人主义与亚洲国家的高度集体主义以及忠于家族的精神”，“可能归因于不同人种的基因差异”，而非人们通常所认为的“文化传统差异”。相关分析显示，在包括中国、日本和韩国在内的亚洲国家中，“集体主义”基因者就拥有较高比例（英国《星期日泰晤士报》2012年3月11日题为“发现：基因使英国人成为自由思考者”的报道）。

¹¹ 有关儒家伦理与经济发展关系更为详尽的讨论，可参见张杰（2012）。

不同，这种文化传统要求个体从一开始就要为国家道德（集体）“增砖添瓦”。以便此后在积累渐厚的集体理性剩余中分享到更多的个人收益。其结果是，个人理性中有集体理性，集体理性中有个人理性，可谓“你中有我，我中有你”，个体主义与整体主义在儒家伦理这里达成了一种完美的动态制度均衡。难怪汤因比坚信未来世界的希望在儒家伦理（汤因比、池田大作，1974）。

四、“私均衡”与“公均衡”

我们已知，包括新古典经济学以及凯恩斯经济学在内的主流经济学侧重于短期分析，在其理论视野中，市场参与者大都拥有追求短期收益最大化的偏好。这就意味着，主流经济金融分析能够刻画并追求的只是一种所谓的“私均衡”（selfish equilibrium），而不是“公均衡”（public equilibrium）。从理论上讲，“私均衡”具有短期性质，由此注定达成此种均衡的过程充斥着市场参与者们急功近利的短期行为。通俗地说。私均衡是这一代活着的人瓜分利益蛋糕的盛筵。对于每一个当事人而言。由于所分利益蛋糕的规模主要取决于对现有（以及潜在）经济金融资源的占用量和耗费量，因此，尽可能多的消耗各类资源就成为这一代当事人极易达成集体共识的理性行为。在此过程中，最可能受到伤害的是那些因为“自然原因”无法独立表达利益偏好从而不能参与利益瓜分的“下一代人”。他们只有眼巴巴地看着这群自诩最疼爱自己孩子的长辈们恣意挥霍着眼前的蓝天白云和青山绿水，而把一条条脏臭的江河和一座座光秃的岭壑留在身后。仅从这种意义上说，崇尚短期分析和怂恿短期利益最大化行为的主流经济金融学是一门极端自私冷酷、了无爱心甚至不讲道德的知识体系¹²。

相比之下，经济金融分析的制度范式则是另外一番景象。简言之，这种范式努力阐释和追求的是一种所谓的“公均衡”。直观地看，“公均衡”就是跨时均衡，亦即能让下一代人与当代人分享经济金融资源配置收益或者代际交易剩余的均衡。为那些无法参与现实利益磋商和进行市场签约的“下一代人”预留出充分表达其经济金融意愿并分享相应利益的权利空间，这无疑需要当代人拥有更为高远的金融视野和精神境界，以及据此构建相应制度安排的智慧与能力。仅从这种意义上看，Friedman（1957）的“持久收入假说”（permanent income hypothesis）似乎为上述“公均衡”意外地提供了一种主流注解，虽然此假说的初衷并非试图阐明经济收入的道德涵义，而是意在证伪凯恩斯主义的消费函数以及由此内生的储蓄缺口

¹² 在国内外经济理论界，有关经济学与道德之间关系的理论纠葛由来已久，迄今仍属一桩没有定论的公案。有关中国经济学家围绕经济学与道德问题的争论可参见《读书》杂志编(2007)。

和经济停滞解。经济金融分析的制度范式给“持久收入假说”的长期（跨时）视界增加了道德维度，从而赋予其全新涵义。如果每一个家庭、企业以及政府在安排当下（短期）的消费和投资时，都能顾及预期未来收入的“贴现值”或者“平均值”，那么，当代人在面对眼前利益时，其“竭泽而渔”的冲动就会有所收敛，实际经济金融运行过程的“大起大落”也会随之缓解。

归根结底。经济金融运行的现实状态最终取决于当代人对待资源和利益的心态。通常说来，面对资源和利益的现实诱惑，每一个有血有肉的市场参与者都不会无动于衷，这原本是经济金融增长以及财富积累的动力源泉，为了阐明其中的复杂机理，主流经济学几乎使出了“浑身解数”。问题是，虽然主流经济学从一开始就默认了人的“理性”与资源的“稀缺性”两大假设，但却同时忽视了，既有的（排斥道德因素的）市场制度本身根本无法在理性与稀缺性之间达成有效妥协。作为现实经济金融运行的常态，理性总是强烈冲击着稀缺性。为了捍卫经济理性的义理性，主流经济学似乎在不少场合不经意间抛开了稀缺性。只要市场参与者的经济理性朝着（短期）收益最大化的方向勇往直前。经济金融资源好像永远“取之不尽，用之不竭”。

在这里，主流经济学倾向于默认，市场制度会为每一个参与者自然地设定某种利益边界。但现实情形往往是，面对短期有限的利益，没有哪一位市场参与者会“见好就收”，而理性对稀缺性的突破最终意味着当期“分红”对未来收益的野蛮侵夺。稀缺性本来是一种约束，但在允许当代人跨期侵夺的情况下。它就只能成为一件“装模作样”的理论“摆设”。按理说，经济金融资源的稀缺性需要包含“适可而止”理念的制度结构来匹配，因为“适可而止”既是一种跨期关怀，更是一种道德境界。但在现实的市场经济制度中，稀缺性却一直怂恿着理性。不仅如此，稀缺性竟然可以人为制造，从而每每将理性推向贪婪的极致。

显然，经济学需要重新定位稀缺性，以便重构抑或修复理性与稀缺性之间残缺不全的逻辑关系。前面已经提及，稀缺性是对（个人）理性的约束，它为理性设置利益边界，让其懂得“适可而止”。而要实现于此，则需进一步在理性与稀缺性之间嵌入全新的联系变量或者约束因素（诸如道德、政府等），进而形成一个更具包容品质和妥协功能的市场经济制度。在理论史上，这些因素曾长期被主流经济学框架竭力排斥并“严防死守”，正如我们反复强调的那样，如今绝大多数经济学家精心呵护和反复运用的其实是一具被拆除了“道德心脏”从而先天残缺的理论躯体。由此看来，经济金融分析制度范式重新引入这些因素，不仅是构建其基本逻辑的实际需要，还进一步具有让主流经济学“起死回生”的长远价值。

五、金融理论的“道德转向”

确立金融分析的制度范式,其要义说到底就是重建被主流金融学长期漠视乃至遗忘了的货币金融理论的哲学基础。正如奥斯特罗姆(1994)所指出的那样,对于任何问题,若要找到令人信服的答案,就“必须从我们各自文明的基本思想渊源”或者“基础环节”入手,“然后再往高处发展”。换一个角度看,“观察学术发展和学科分化的历史,人文、哲学的领域可以说是许多近代以来新产生的社会科学学科的“母体”,因此,如今的经济学家时常涉入伦理学等领域寻求经济分析的哲学基础。与其说是向外“扩张”,毋宁说是返回“母体”(何怀宏,1998)。根据斯基德尔斯基(2009)的评述,凯恩斯对哲学基础之于经济学研究的重要性更是直言不讳,他认为,“好的统计学不是给回归系数提供数据,而是为经济学家的分析提供直觉素材。数据信息如果落到一个没有经过哲学训练的人手中,将变成危险而误导的玩具”。归根结底,金融理论之于哲学基础,就如同树干生长于树根,子女脱胎于母体。

从某种意义上说,强调金融分析的哲学基础相当于正统经济学正在矢志完成的“罗宾逊回归”(Robinson regression)。之所以称作“回归”,那是因为,在罗宾逊夫人那里,原来被李嘉图误读或者曲解并被无数所谓数理经济学家“发扬光大”的只关注个人利益的斯密理论,又重新回到了以道德伦理为基础的真正的斯密理论¹³。在理论史上,著名的两个剑桥之争从表象上看似乎体现着两大阵营经济学家们围绕资本理论以及有效需求问题而形成的理论与政策分歧,如若探寻到更为深刻的层面,这种争执其实凸显了经济学家们所持哲学观的差异。我们已知,两大理论阵营的经济学家一开始都认同凯恩斯有关有效需求不足是经济危机根源的洞见,但在进一步探究导致有效需求不足的深层原因及其治理对策时,理论裂痕出现了。以萨缪尔森为代表的美国剑桥学派始终围绕资本效率、流动偏好以及消费倾向等“短期因素”诠释有效需求不足的成因,进而强调政府财政货币政策的重要性。作为英国剑桥学派的代表人物,罗宾逊夫人则将理论之剑直指“分配”层面,坚持认为社会分配不公是造成有效需求(特别是消费需求)不足进而导致经济危机的始作俑者(安佳,2011)。不用强调,

¹³在理论史上,人们似乎对这种“回归”的价值有所忽略。帕西内蒂(1987)曾专门为《新帕尔格雷夫经济学大辞典》撰写综述罗宾逊夫人理论贡献的词条,其中对《经济哲学》虽然评价甚高,却有一笔带过之嫌,这与他对罗宾逊夫人其它贡献之详尽梳理形成强烈反差。不仅如此。他还刻意强调该著作“使得一般读者赏心悦目的程度,甚至超过她的主要著作。从纯文学角度看,阅读它们不啻是一种愉快的享受”,可谓避重就轻。大有“环顾左右而言他”的意味。布劳格(1980)则将《经济哲学》看作是一本“令人困惑不解的小书”,他认为,这本小书“把经济学描绘为一部分是对社会的科学研究,一部分是传播意识形态的媒介”,“该书越来越大的影响会使人想到,公认的经济学与其说是前者还不如说是后者”。他引述罗宾逊夫人对经济学现状的批评,即目前的“经济学蹒跚而行,一只脚按照未经检验的假说行进,另一只脚按照不可检验的口号行进”,但对其中蕴含的经济学的“斯密回归”意味以及可由此引申的历史(制度)观则未过多留意。

相较于投资与消费诸因素，“分配”所涉问题具有长期性，因此更为复杂与深刻。

更进一步地看，萨缪尔森始终把有效需求不足及其原因作为纯粹的经济问题来看待，而在罗宾逊夫人的理论视野中，事关有效需求不足的“分配”与其说是经济问题，毋宁说是道德问题。李嘉图的分配理论立足功利主义视角，认为收入（利益）在阶级（阶层）间的分配理所当然，资本、劳动和土地的“所有者”各得其所，不需要道德伦理因素介入，经济学在李嘉图这里成了一门冰冷无情和“缺少爱”的学问。李嘉图传统隐含的一个重要命题是：面对既有的收益分配格局，不同“阶级”或者“所有者”之间不存在任何争执与不满，人们都将平心静气地“认命”或者接受各自面对的利益现实。结果，个人利益（个人理性）俨然自动地组合成社会利益（集体理性）。现实情形则与之相去甚远，做为一种常态，面对眼前唾手可得的利益，“所有者”之间不但难以和谐相处，而且持续存在着这样或者那样的冲突，这种冲突有时还十分激烈。当然，不同市场主体（“所有者”）之间也时常会达成利益妥协，但那绝非对既定利益分配格局的被动认可，而是在相互冲突中主动权衡利弊得失的结果。重要的是，只要人们开始权衡利弊得失，就意味着他们相互从交易“对手”角度重新考虑自身利益，伦理道德因素便会在有意无意间参与其中。久而久之，经过一段时间的积淀，植根于道德伦理基础之上的制度结构就会逐步建立起来。正因如此，罗宾逊夫人才坚持认为，“任何一种经济体系都要有一组规则，一种能对经济体系进行评价的形而上学，一个存在于个人心中并迫使他遵循的道德心”（Robinson, 1962）。其实，斯密定理本身包含着对道德因素的强烈期许，按照罗宾逊夫人的理解，斯密本人“希望任何一个社会都有一个伦理基础”。只不过这一因素在斯密那里是隐含着的，而在罗宾逊夫人这里，它被彻底“挑明”了。

根据斯基德爾斯基（2009）的引述，凯恩斯的经济理论并非没有考虑道德（或公平）因素，只不过相对于短期财富（或效率）的增长，道德因素需要从长计议。他认为，我们忍受现在的“犯规”（或不道德），为的是快速达到“公平”（或道德），“在较长的一段时间内，贪婪、高利贷和预防措施还必须是我们的上帝，因为只有它们可以将我们领出黑暗的隧道，迎接经济富足的光明”。相应地，凯恩斯将人类的事物分为堕落的“当下”和升华的“未来”。很显然，这种“逆取顺守”¹⁴逻辑与儒家经济伦理以及经济分析制度范式的核心价值诉求形成鲜明对照。孔子虽然赞同“富而教之”的经济伦理逻辑，但同时强调“不义而富且

¹⁴ 司马迁《史记》卷九十七《郇生陆贾列传》记载，太中大夫陆贾“时时前说称诗书，高帝骂之曰：‘乃公居马上而得之，安事诗书！’陆生日：‘居马上得之，宁可以马上治之乎？且汤武逆取而以顺守之，文武并用，长久之术也’”。

贵，于我如浮云”的更高道德境界。有人认为上述追求有些自相矛盾¹⁵，其实不然。从总体上看，儒家伦理将人们的财富与道德追求纳入一个由“君子”和“小人”组合而成的社会分层结构之中。对于“君子”（有知识和掌握权力的人），“喻于义”，“见得思义”。对于“小人”（老百姓），“喻于利”，“富而教之”。由此看来，经济学发展历史上那个意义非凡的所谓“凯恩斯革命”，其“不世之功”除了强调政府因素的作用、赋予传统经济学以宏观涵义并在无意间把主流经济学切分为宏观和微观“两半”之外，还将道德因素彻底抽离了经济学框架，从而使现代经济学成为一头“六亲不认”、唯利是图的理论“怪兽”¹⁶。长期以来，不知是有意还是无意，凯恩斯抽离道德因素的“（反）革命意义”竟然被绝大多数经济学家所漠视¹⁷。对于经济分析制度范式的建立与发展而言。凯恩斯可谓“功过参半”，他在毅然拾起政府因素的同时，轻率而无情地抛弃了道德因素。重要且无法回避的是，若要重建金融分析的制度范式，政府因素和道德因素不仅不可或缺，而且需要将其熔于一炉。

很显然，仅就经济金融理论的“道德转向”这一点，罗宾逊夫人实际上已经初步勾勒了经济分析制度范式的哲学方向。不仅如此，根据斯库拉斯（1981）的出色综述，罗宾逊夫人特别强调历史和制度因素在决定经济单位行为过程中的重要作用，认为新古典理论因忽视预期因素而一直存在“均衡价格幻觉”。很显然，“如果不考虑人们对正常价格所形成的预期，确定供求函数将没有任何意义”，而预期则与时间因素以及历史经验密不可分。评判经济分析范式之优劣，有一个重要标尺，那就是要看这种范式能否从容跨过处理有关历史和制度问题的“门槛”。遗憾的是，这关键的一步，“任何形式的新古典理论都始终没有迈出来”。她不无尖刻地指出。“供求分析是以一种排除历史因素的方式构造起来的，不论是马歇尔的局部均衡分析还是瓦尔拉斯的一般均衡分析，都是如此。新古典理论仅仅与比较静态分析相适应，未来的不确定性和制度的、历史的因素的影响，则要求对新古典理论的基本假定进行重大修正，从某种意义上说，这种修正将引起新古典理论大厦的崩溃”。正因如此，罗宾逊夫人对“凯恩斯革命”的评价是如此直截了当，认为其意义“在于从均衡观转向历史观”。

¹⁵ 李泽厚(2004)认为，孔子主张先“富”后“教”，其实这是一种误解。从严格意义上讲，孔子的经济伦理倾向非常明确，那就是对于“君子”，以道德为先，对于“小人”，以富庶为先。也就是说，在孔子那里，仅就道德与财富而言，并不存在笼统意义上的孰先孰后。

¹⁶ 斯基德爾斯基(2009)认为，“在这一点上，凯恩斯和他的导师马歇尔分道扬镳了。马歇尔看到了资本主义制度中强有力的道德性，比如说储蓄时的自我牺牲精神，马歇尔把它理解成为了下一代而暂时搁置当下的享受”。

¹⁷ 不过，头脑清醒的经济学家也不乏其人，如美国经济学家阿罗(Arrow, 1963)就曾认为，“道德困境”能是阻止完整市场形成的最重要因素(鲁宾斯坦。2006)。

甚至断言：“没有历史，也不需要凯恩斯”¹⁸。之所以做如此估价，她给出的理由是：“一旦我们承认经济是存在于时间中的，历史是从一去不返的过去向着前途未卜的将来前进的，那么，以钟摆在空间来回摆动的机械比喻为基础的均衡观就站不住脚了”。在这种情况下，“整个传统经济学都需要重新考虑”（罗宾逊，1973）。简言之，漠视历史，就等于人为割断现在、过去以及未来之间的联系。重要的是，对于身处当下的任何一个国家、一个经济体，还是对于经济学，若忽视过去，就一定意味着迷失未来。此外，罗宾逊夫人还建立了一种分析模式，将厂商理论（微观）与有效需求理论（宏观）结合起来。“清楚地表明了微观决策影响宏观变化的方式”，比如她强调投资倾向的决定因素需要“从一个经济内部的历史、政治和心理的特征中”去寻找，从而在“宏观经济理论和微观经济理论之间架起了一座桥梁”（斯库拉斯，1981）。毫无疑问，这种分析模式对旨在建立兼容金融学宏微观层面的制度分析范式而言是一种弥足珍贵的方法论提示。

六、金融学的“范式革命”

金融分析制度范式的确立本身是一个哲学问题，没有哲学观的重新思考。新范式的确立将难以想象。当一种范式进入危机状态时，科学家常常会转向哲学分析，或者本能地产生“对哲学的求助”，而在通常情况下，正如美国历史学家和科学哲学家库恩（1962）所强调指出的那样，常规研究则无需关注哲学。哲学分析的核心是“思想试验”，现代经济学发展历史中的几次所谓“革命”（如凯恩斯革命、科斯革命等）都无一例外是经济学家长期付诸思想试验的结果。按照库恩的逻辑，思想试验做为范式革命之滥觞，其要害是试图用一种（新）知识替代另一种（旧）知识，而平常的科学发展则是用知识替代无知。科学发展具有累积性，范式革命则不具累积性，它毋宁是为新的知识“累计”开辟道路，同时又为新一轮的知识替代创造条件。经济学新范式总是伴随经济学革命而重建，范式重建往往提供给经济学家看待经济世界的全新态度与视角，据此形成新的思维逻辑与游戏规则。当越来越多的经济学家开始按照新的逻辑与规则行事时，就会共同构筑起一种足以取代原有经济分析范式的全新经济哲学观。紧随其后的新经济学流派便伫立其上。不用说，无新的哲学“求助”，便无新的分析范式。无新的分析范式，再自认为深奥繁复的理论探究与学术成果都只不过是有一些看似

¹⁸ 霍奇逊(2001)曾经确认，“凯恩斯确实相对忽视了历史主义和制度主义”，仅从此种意义上说，罗宾逊夫人以及由其所代表的所谓“后凯恩斯主义”(Post-Keynesian Economics)的一个理论使命就是弥补凯恩斯理论中的历史和制度“缺陷”。正如霍奇逊随后指出的那样，“历史主义和制度主义的学术遗产在剑桥一直未被重视过”，不过，“在剑桥全盛时期过去很久之后，罗宾逊才偶然发现了美国制度主义的一些思想遗迹”，并且给予了“正面评价”。

精致的概念与观点纠集而成的“乌合之众”。同样的道理，一个人在接受基本知识与概念之前，都须先确立哲学观和基本理念。因为，只有经过哲学观和相关理念的适当整理，死的知识才能转化为活的智慧。

当然，新的金融分析范式一经形成，便会具有某种库恩意义上的“反观效应”或者重新审视功能。新的分析范式一旦形成，“以前不存在的或者被认为无足轻重的问题。可能会成为导致重大科学成就的基本问题”（库恩，1962）。也就是说，在新的范式中，一些在原有范式中被忽视抑或被排除的理论命题（以及假设）将重新凸显其价值。这种“价值凸显”也会为一些关键因素重返新的分析框架甚至占据理论核心地位开辟道路，而这些因素通常被主流经济金融理论认为不具兼容性质（或者对其自身的理论逻辑有害无益）从而无法（或者不允许）进入其分析路径。有趣的是，新的分析范式形成之后，传统框架中某些原本居于重要（甚至核心）位置的理论可能会相应地退居次席。但退居次席并不等于被完全废弃，这些暂时“退下来”的理论随即会被一些具有反思精神的经济学家引入一个范式调整与重构过程。这一过程既受经济金融问题的现实“拷问”，也受新分析范式的理论牵引。其中一些理论会选择妥协，转而融入新范式。一些理论依然固执己见，我行我素。还有一些理论则选择蛰伏待机，以图东山再起。

一般而言，任何一种新的理论框架的形成都毫无例外地发端于科学发现，而科学发现又肇始于人们对某些“反常”的意识或者警觉。如库恩（1962）所言，“这种对反常的意识开辟了一个新的时期，在此时期内概念范畴被调整，直到使最初的反常现象变为预期现象时为止。至此，科学发现方得以完成”。不过，意识到“反常”并非易事。在通常情况下，人们总会把反常现象放到某种先验装置中来理解。就拿中国金融制度的变迁过程而言，虽然在客观上不乏所谓的制度“反常”情形，但是人们会自觉不自觉地着眼于既有的哲学观点和分析框架来观察它们，结果，制度“反常”的科学发现价值被轻易抛弃。不仅如此，不少人还对由此将要触发的范式重建产生抵触，因为这极有可能损害那些长期依存于既有范式“讨生活”的学术利益集团的“既得利益”。一旦被一种不适用或者僵化了的知识结构禁锢了思维，人们的理论性格就会变得相当固执。无论如何，对中国金融制度“反常”现象的漠视、“正常化处理”甚或抵触，都是理论怯懦或者无知的表现，长此以往，将会极大地延滞中国金融学“范式革命”和结构重建的步伐。

和其他范式一样。制度金融分析作为一种全新的理论范式，其基本框架的确立需要具备诸多条件。简言之，它往往是经济金融制度经历一系列剧变之后应运而生的结果。库恩（1962）

曾将危机视作“新理论”或者“新范式”出现的前提，他认为，和制造业一样，在科学领域，“更换工具是一种浪费，只有不得已时才会这样做”，而危机的意义就在于，它宣告“更换工具的时机已经来临”。当然，“一种科学理论，一旦达到范式的地位，要宣布它无效，就必须有另一个合适的候选者取代其地位”。制度金融学能否跻身为取代旧范式的一个“合适的候选者”呢？斯基德爾斯基（2009）确信，在21世纪初期金融危机的剧烈冲击之下，经济学“新范式变革”的时机已经成熟。

同时，任何一个理论范式的最终形成都是此前相当长一段时期思想酝酿、发展与积淀的结果，或者说都要经历一个“漫长的准备期”¹⁹，制度金融学也不例外。不用讳言，长期以来，若着眼于全球角度，受各式各样错综复杂因素的制约和影响，针对金融分析的制度范式，数位经济学家未能进行实实在在的理论“准备”，因此没有留下多少可供继承的有价值的思想遗产。可以说，仅就制度金融学而言，我们这一代经济学家面对的几乎是一片思想空白和理论荒野。正因如此，我们前后的这几代人注定了要处在这个“上下求索”的“准备期”当中。特定的理论“年轮”如同“春播秋收”般无法跨越，我们当下唯一能做的，就是为此后数十年抑或几百年那几代人的理论“绽放”进行力所能及的思想与理论准备。

面对金融分析的制度范式，中国本土的经济学家应当怀有足够的危机感、紧迫感和使命感，因为不少欧美经济学家已然嗅到了由此散发的“新范式革命”的浓郁味道。他们开始将目光投向不同制度背景之下的经济金融变迁过程，并想方设法探寻新的理论立足点和出发点。如所预料，中国这块正处在千载难逢的制度变迁过程的理论发现“沃土”，早已让不少欧美经济学家“垂涎欲滴”。近二三十年来，随着中国波澜壮阔的经济改革与制度变迁“画卷”的迅速展开。一些欧美经济学家在惊叹中国经济改革与经济增长结果的同时，其注意力逐渐被深藏其中的特殊机理所深深吸引，其学术好奇心被眼前的一幕幕真实场景撩拨地“怦怦乱跳”。紧接着，他们的学术创作热情开始“发作”。乘着当时中国正处在经济学常识和经济学方法的“启蒙期”和“普及期”，这些原本对中国制度变迁过程充满陌生感的域外经

¹⁹ 蒋勋(2012)在评述唐诗的“盛世气象”时有如是说，唐代如同一个“花季”，“让我们感觉到生命整个的精神完全像花一样绽放开来，好像忽然之间全部的花都开了。当然，历史本身是延续的，在此之前自然会有一个慢慢积累的阶段，有很多准备工作一直在默默地进行着，这个准备阶段可能长达三百年之久。才会水到渠成”。这个所谓的“准备期”从陶渊明的时代(或许更早)就已开始。从那时起，诗就像一颗“珍珠”开始经历长期琢磨。“魏晋南北朝的三百年，就是琢磨‘唐诗’这颗珍珠的过程”。正因如此，从事文学，“单纯在文学上努力是不够的，还要关注文化，只有整个文化格局发展到一定程度，文学才能应运而生”，“大的文化框架不完整。文学会无所依附”。他随后引用英国诗人艾略特的观点，“一个人二十五岁以后如果还继续写诗，必须要有历史感”，“所谓历史感。不再是个人才华，而是感觉到自己所用的语言跟文字是由传统继承下来的，每一步都能看出前人的痕迹”。在盛唐，“我们看到花开了，赞美花的美丽，却常常注意不到它底下的枝叶，它的根，它需要的土壤、阳光跟雨水，而这些全部是它开放的条件”。唐诗如此。现代经济学（包括制度金融学）的成长又何尝不是如此！

济学家，开始利用其先天的经济学工具、理论话语权以及学术信息传播等方面的比较优势，在讨论中国经济金融制度问题的理论平台上迅速占得先机。他们如今看来并不全然深刻精准的理论判断，却在随后较长时间内成为中国本土经济学家讨论相关问题一时难以回避的必要文献。

七、结束语：重视金融制度变迁的“东方经验”

20世纪20—30年代，面对欧洲汉学的领先地位以及汉学在日本的长足发展，一批中国本土学者（如陈寅恪、陈垣、傅斯年等）开始了旨在“把汉学中心夺回中国”的艰苦学术努力（刘经富，2012）²⁰。如今，面对金融学发展的全新格局，我们这几代本土经济学家也面临着近似的使命，那就是，把研究中国经济金融制度的（世界）学术中心留在（或者夺回）中国。可是，要做到这一点谈何容易！对于绝大部分中国本土的经济学家而言，当下首先需要完成的是一个至关重要的“学术转向”。也就是说，从既有将中国的经济金融变迁“素材”强行塞进那些僵硬死板的“舶来”分析框架，通过“削足适履”的方式得出武断结论并由此证明其在中国的适用性，同时试图“借船出海”，进入主流，转而向中国“活生生”的长期经济金融制度演进与现实的金融改革过程寻找真正的问题以及回答这些问题的第一手论据。不过，让人不无忧虑的现实情形是，在中国经济金融理论界，与“移植主义”阵营的“车水马龙”相比，“草根主义”旗下仍然“门可罗雀”。由此预示着，金融分析制度范式在中国的起步和发展任重而道远。但可以确认，越是历久弥新的理论框架，就越是植根于一个民族深厚肥沃的文化土壤之中，而借助模仿、移植等手段快速搭建的理论架构，在短期或许能吸引一批学术投机者的青睐并呈一时之风光，却无法担当引领和托举一国理论发展方向和思想大厦的长期责任。

在过去几个世纪里，现代经济学范式的构建和扩展依赖的是经济增长和市场运行的“西方经验”或者“欧美经验”，是对西方世界物质财富成功积累历程的抽象与总结²¹。不无遗憾的是，这几个世纪，东方经济恰好处于衰落期，因此其曾经辉煌的经济增长“故事”未能进入现代经济学范式的视野。仅从这种意义上讲，现代经济学被称作“西方经济学”倒也恰

²⁰ 根据刘经富（2012）的记述，1923年，北大研究所国学门举行恳亲会，陈垣感慨地说：“现在中外学者谈汉学，不是说巴黎如何，就是说日本如何，没有提中国的。我们应当把汉学中心夺回中国”。陈寅恪曾在《北大学院己巳级史学系毕业生赠言》诗中写道：“群趋东邻受国史，神州士夫羞欲死。田巴鲁仲两无成，要待诸君洗斯耻”。

²¹ 当然，不少西方文献一直关注西方文明的东方起源，如英国学者霍布森（2004）就曾详尽讨论了英国工业化的中国起源。一些更早的国内文献（如谈敏，1992）也试图证明，西方经济学范式的形成曾经受到中国古代经济哲学思想的影响。

如其分，由此也说明，若基于全球视界，既有的所谓现代经济学框架是残缺不全的，一个完整的现代经济学框架的形成有待一种“东方经济学”的确立以及与既有“西方经济学”框架的合理兼容。同样的道理，“东方经济学”需要基于经济增长和市场发展的“东方经验”，并且事实也正在表明，这种经验与曾经的“西方经验”存在不小差异抑或两者之间迥然不同，须借助新的甚至全新的范式加以考察、刻画和总结。好在经过战后半个多世纪东亚经济的发展特别是20世纪80年代以来中国经济的迅速崛起，经济学家总结“东方经验”的条件正臻于成熟。

国内曾经有不少经济学家坚持认为，判断中国经济学成熟的标志是看它是否进入“主流”，现在看来，这种说法不一定恰当。首当其冲的问题是，何为主流？如果答案是前述的“西方经济学”。那就有进一步地追问，它会一直是主流吗？所谓主流，主要的衡量标准应当是其解释力的大小抑或在不同制度背景和经济发展时期的理论适用性。简言之。主流经济学就是能够解释全球最为成功经济增长和“最大份额”财富积累的“长期过程”的理论框架。既往两三百年来，西方经济学对创造和积累了世界大部分财富的欧美市场经济制度的运行具有较强的解释力，因此它成为了主流²²。可是，随着以中国经济为代表的新市场经济的成长，财富创造和积累的全球格局已经发生重大逆转，从来傲视群雄、充满自负的主流经济学无可回避地迎面遭遇了曾经不屑一顾但又神秘陌生的“东方经验”。主流经济学家们及其众多追随者本能地拿出了那些长期屡试不爽的先进理论工具，但未曾料想，除了起初满足人们的理论好奇从而博得短暂的追捧和拥趸，当面对中国经济金融变迁过程活生生的真问题时，那些生硬的模型迅即表现得有些“捉襟见肘”，而随着中国经济改革与增长进程的延续，主流理论的解释力更是每况愈下，不少人不得不试图通过“削足适履”的方式谋求主流理论在中国的一席之地，最后甚至以“中国之谜”或者“中国奇迹”之类的托词寻找全身而退的“台阶”。

此时，一些主流经济学家开始幡然醒悟，现代经济学需要汲取全新的“东方经验”才能继续前行。从今往后，经济学家们（无论是主流的还是非主流的）需要正视这样一个前所未有的现实情形：不是中国经济学要进入主流，而是主流经济学需要寻求“东方经验”或者“中国经验”的支持，以求重新获取解释力。或者说，从此的主流经济学将不再是西方理论的专利，而要与来自东方的理论“同台竞技”。面对此种情形，如果中国本土的经济学家还要一

²² 值得注意的是，第二次世界大战以来，不少发展中国家（如部分拉美国家和东南亚国家）在推行基于主流经济学理念而制定的经济发展和市场化政策过程中曾经遭遇过挫折和失败，可以说，这是对西方经济学“主流”地位的严重挑战。当然，这种所谓的“主流经济学”对更早期时期的经济发展和财富积累过程是否具有解释力，则是另一类十分有趣的话题。

个劲儿地想方设法进入那个业已部分丧失解释力的所谓“主流”并奉此为学术圭臬，那一定会让全球的经济学家匪夷所思和贻笑大方：这些中国经济学家为什么非要“抱着金碗要饭吃”？！²³当然，进一步的问题是，倘若经济金融增长以及制度变迁的“东方经验”对于现代经济（金融）学的未来发展确如人们预料般重要，那么，我们应当如何对待这种经验呢？不妨如此设问，在东方经济重新崛起的长期背景之下，现代经济（金融）学未来发展的一种可能路径是“西方范式”的东方（或者中国）扩展，还是基于“东方经验”的范式革命？更明确地讲，现代经济（金融）学是否需要基于“东方经验”而重建一种全新的范式？无论如何，“东方经验”中有关中国金融发展以及金融制度变迁的成分，对于金融分析制度范式的建立至关重要乃至不可或缺。

²³ 林毅夫曾经基于“企业自生能力假设”对新古典经济学之于像中国这样的转型经济的解释力进行过反思，得出的相关结论引人深思。如他认为，“社会科学理论是否适用于某个国家取决于其理论的前提假设是否和该国重要的社会经济条件一致。从复杂的社会经济现象中找出关键的条件变量从而建立一个简单的因果逻辑体系，通常只有生活在这个社会中、对这个社会的历史文化有深刻了解的社会科学学者才能做到。因此，中国的知识分子也必须摆脱一味去‘西天取经’的思维模式，在政治、经济、社会科学各个领域，深入了解中国的历史，积极研究中国与其他发展中国家过去百多年来的现代化探索成功和失败的经验与教训，以及当前国内、国际社会的现实，创造性地构建出一套能够揭示中国现代化问题的本质、面临的限制和机遇的新的思想体系、理论观点”。“目前，世界上还有三分之二的人口生活在发展中和转型中国家，因此，在社会科学领域进行有益于中国现代化的理论观点、思想体系的创新，也将对世界其他发展中国家的发展、转型、现代化做出巨大贡献。这些理论观点的创新者和新的思想体系的提出者同时也将成为引领国际学术思潮的大学者”（林毅夫，2012）。

参考文献

- [1] 《读书》杂志编（2007）：《改革：反思与推进》，生活·读书·新知三联书店。
- [2] 《星期日泰晤士报》（2012）：《发现：基因使英国人成为自由思考者》，3月11日。
- [3] 《荀子·王制篇》安佳（2011）：《经济学的形而上学与经济问题的形而下分析》，《读书》，第11期。
- [4] 奥斯特罗姆，文森特（1994）：《政治文明：东方与西方》，载于《公共论丛——经济民主与经济自由》（刘军宁主编），生活·读书·新知三联书店。
- [5] 布劳格，马克（1980）：《经济学方法论》，商务印书馆。
- [6] 卡普斯，罗伯特（2011）：《为什么说黑市企业家对世界经济至关重要？》，《参考消息》，2012年1月2日。
- [7] 埃克伦德，小罗伯特和罗伯特·赫伯特（1997）：《经济理论和方法史（第四版）》，中国人民大学出版社。
- [8] 何怀宏（1998）：《在经济学与伦理学之间》，《读书》，第12期。
- [9] 霍布森，约翰（2004）：《西方文明的东方起源》，山东画报出版社。
- [10] 霍奇逊，杰弗里（2001）：《经济学是如何忘记历史的：社会科学中的历史特性问题》，中国人民大学出版社。
- [11] 霍奇逊，杰弗里（2004）：《制度经济学的演化：美国制度主义中的能动性、结构和达尔文主义》，北京大学出版社。
- [12] 蒋勋（2012）：《蒋勋说唐诗》，中信出版社。
- [13] 库恩，托马斯（1962）：《科学革命的结构》，北京大学出版社。
- [14] 李泽厚（2004）：《论语今读》，生活·读书·新知三联书店。
- [15] 林毅夫（2012）：《解读中国经济》，北京大学出版社。
- [16] 刘经富（2012）：《治学不甘随人后——读新发现的陈寅恪信札》，《读书》，第9期。
- [17] 鲁宾斯坦，马克（2006）：《投资思想史》，机械工业出版社。
- [18] 罗宾逊，琼（1973）：《凯恩期以后》，商务印书馆。
- [19] 帕西内蒂，卢伊季（1987）：《罗宾逊，琼·瓦奥莱特》，《新帕尔格雷夫经济学大辞典》（第四卷），经济科学出版社。
- [20] 盛洪（2011）：《长城与科斯定理》，上海远东出版社。
- [21] 斯基德尔斯基，罗伯特（2009）：《重新发现凯恩斯》，机械工业出版社。
- [22] 斯库拉斯，塞诺斯（1981）：《琼·罗宾逊的经济学》，载于《当代十二位经济学家》（沙克尔顿，J.R.、

G. 洛克斯利编），商务印书馆。

- [23] 谈敏（1992）：《法国重农学派学说的中国渊源》，上海人民出版社。
- [24] 汤因比和池田大作（1974）：《展望二十一世纪——汤因比与池田大作对话录》，国际文化出版公司。
- [25] 王守仁（1527）：《答罗整庵少宰书》，《传习录》（中），《王阳明全集》（上），上海古籍出版社。
- [26] 伍国（2011）：《福山对中国政治史的思考》，《读书》，第12期。
- [27] 雅卡尔（1986）：《自由的遗产》，广西师范大学出版社。
- [28] 杨小凯（1998）：《经济学原理》，中国社会科学出版社。
- [29] 张杰（2010）：《制度金融学的起源：从门格尔到克洛尔》。《东岳论丛》，第10期。
- [30] 张杰（2011）：《制度金融理论的新发展：文献述评》，《经济研究》，第3期。
- [31] 张杰（2012）：《儒家伦理与中国经济发展的文化逻辑》，打印稿。
- [32] Arrow, K. (1963): "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care", *American Economic Review*, 53, 941-973.
- [33] Comte, A. (1853): *The Positive Philosophy of Auguste Comte*, vol.1-2, London: Chapman.
- [34] Demsetz, H. (1969): "Information and Efficiency: Another Viewpoint", *Journal of Law and Economics*, 12, 1-22.
- [35] Friedman, M. (1957): *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [36] Fukuyama, F. (2011): *The Origins of Political Order. From Prehuman Times to the French Revolution*, NY: Farrar, Straus & Giroux Inc.
- [37] Lewes, G. (1875): *Problems of Life and Mind: First Series: The Foundations of a Creed*, vol.2, London: Trubner.
- [38] Lewes, G. (1879): *Problems of Life and Mind: Third Series*, vol.1-2, London: Trubner.
- [39] Ménard, C (2001): "Methodological Issues in New Institutional Economics", *Journal of Economic Methodology*, 8, 85-92.
- [40] Neuwirth, R. (1994): "Stealth of Nations: The Global Rise of the Informal Economy", NY: Knopf Doubleday Publishing Group.
- [41] Robinson, J. (1962): *Economic Philosophy*. London: C. A. Watts.
- [42] Rutherford, M. (1994): *Institutions in Economics: The Old and the New Institutionalism*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [43] William, J. (1976): "Menger, Jevons and Walras De-homogenized", *Economic Inquiry*, 14, 511-524.

人民币国际化研究述评

彭红枫¹ 陈文博² 谭小玉³

【摘要】随着现行国际货币体系改革的呼声日趋高涨以及中国经济实力的不断提升，人民币国际化问题引起了理论界及实务界的广泛关注。本文从人民币国际化的时机、收益与成本、战略目标与路径选择、程度衡量、前景测算、面临的挑战和发展方向等方面对国内外关于人民币国际化的已有研究成果进行了梳理和评析。在此基础上，本文指出了现有研究的不足，并展望了未来关于人民币国际化的进一步研究方向。

【关键词】人民币国际化；收益-成本；路径安排；程度衡量；前景测算

引言

2008 年国际金融危机爆发使得美元本位的国际货币体系的诸多弊端暴露无遗，国际上对于现行货币体系改革的呼声日趋高涨，一个重要的方向是实现国际货币多元化，从而分散国际货币体系过分依赖美元而产生的系统性风险。在这种背景下，中国作为全球第二大经济体，外汇储备居全球之首，随着其综合国力与经济实力的进一步增强，人民币的国际地位显著提升，人民币国际化问题引起了国际社会各界的广泛关注。

国内学者对于人民币国际化问题的研究始于 20 世纪 80 年代末。早期的文献大多基于货币国际化的一般规律，对人民币国际化所需条件、实施的可行性、必要性及其带来的经济效应等问题进行了一系列的讨论。

21 世纪以来，人民币国际化问题引起了越来越多学者的高度重视，基于不同的研究视角，可以将已有研究大致分为六个方面：（1）以货币国际化的条件和基本规律为基础，结合中国的经济状况，探究人民币国际化的时机是否成熟；（2）以人民币国际化的成本收益分析为基础，分析人民币国际化对中国的影响；（3）结合世界经济格局同中国的实际国情，研究人民币国际化的战略目标和路径选择；（4）量化衡量人民币国际化的程度；（5）对人民币国

¹ 彭红枫，武汉大学经济与管理学院

² 陈文博，武汉大学经济与管理学院

³ 谭小玉，武汉大学经济与管理学院

国际化的前景进行测算；（6）人民币国际化可能面临的挑战和未来发展方向。

一、人民币国际化的时机是否成熟

现有研究认为一国货币国际化必须具备以下五个条件：（1）强大的综合国力或较高的经济发展水平；（2）开放发达的金融市场；（3）币值相对稳定，汇率制度合理；（4）对货币发行国政治稳定的信心；（5）贸易交易量占据全球较大比重。基于以上条件，许多学者认为人民币国际化已具备一定的现实基础。黄益平（2009）认为我国经济实力和综合国力不断增强、人民币区域化范围的扩大和程度的加深、经济体制和金融市场改革的持续深化、人民币的良好声誉、外汇管理体制的逐步健全及人民币币值的长期稳定都是人民币国际化的有利条件，当前国际货币体系面临变革的阶段正是人民币国际化的重要时机。刘艳靖（2012）对国际储备货币构成的影响因素进行了实证分析，通过将中国与国际货币国家的经济状况进行分析比较，得出人民币已经初步具备国际化条件的结论。刘辉和巴曙松（2014）通过分析中国的经济现状、国际形势和亚洲地区经贸合作趋势，认为中国启动货币国际化的时机已经成熟。

然而，也有学者认为现阶段推行人民币国际化的时机尚未成熟，政府应将我国金融改革作为首要任务，在国内微观基础条件成熟的基础上再推进人民币国际化。何帆（2009），郝宇彪和田春生（2011）认为若没有汇率改革，人民币国际化引起的资本流动将更频繁的波动，对国内金融稳定造成更大的冲击，因此，在国内金融市场改革完成之前不应贸然推进人民币国际化。进一步地，张明和何帆（2012）发现 2009 年至 2011 年香港离岸市场与内地在岸人民币市场间的套汇与套利活动盛行，造成人民币跨境贸易结算“跛足化”，阻碍了人民币国际化进程，其根本原因在于人民币利率与汇率尚未完全市场化。他们认为，国内经济结构性调整应优先于人民币国际化。Frankel（2012）和 Gagnon（2014）认为中国如果不完全放开国内金融市场和资本管制，那么人民币就不能成为真正的国际货币。

上述争论的关键在于人民币国际化和人民币汇率改革间的先后次序问题，其本质为资本账户加快开放同人民币汇率改革间的先后次序问题。王信（2011）认为，人民币汇率市场化改革与人民币国际化可以同步进行、相互促进，推动人民币国际化可以倒逼国内金融改革开放，改进国内制度环境和政策，若汇率市场化全面完成后才推进人民币国际化，恐怕错失良机。张斌（2011）则提出不同意见，他指出，国内外的汇率改革都不乏“毕其功于一役”的例子，如 1994 年的汇率并轨改革。在人民币汇率尚未完全市场化的条件下，过快放松资本管制以推进人民币国际化会招致更大的投机资本冲击，威胁国内宏观经济和金融稳定。余永

定（2011b）也认为人民币国际化应在利率市场化和汇改完成后进行，否则由价格扭曲带来的国际投资头寸的不对称会导致人民币国际化的结果与目标南辕北辙。Prasad & Lei（2012）指出若缺乏成熟的金融市场和灵活的汇率制度，开放人民币资本账户会对国内金融稳定产生消极影响，故推进人民币国际化前应先改革汇率制度，加强国内金融体系建设。

综上所述，我们可以得到以下两点结论：第一，当前国际货币体系亟待改革为人民币国际化提供了重要契机，中国的经济实力、宏观经济稳定性和贸易规模为人民币国际化奠定了良好基础。然而，在目前我国利率与汇率尚未完全市场化的情况下，推行人民币国际化带来了许多问题和风险；第二，中国政府应尽快完成利率与汇率市场化改革，注意调节资本账户开放同人民币国际化间的平衡，人民币国际化不应以牺牲宏观经济和金融的稳定性为代价。

二、人民币国际化的收益和成本

（一）人民币国际化的收益

人民币国际化的逐步推进，将使中国获得长远的经济利益，包括：

1. 获得铸币税收益。钟伟（2002）在人民币币值能在较长时间内保持稳定并逐步推进人民币国际化的设想下，估算出我国至少能从中获得 25 亿美元的铸币税收入。高海红和余永定（2010）指出人民币国际化有助于抵消一部分中国需向美国支付的铸币税。

2. 降低中国企业面临的汇率风险，促进对外贸易和投资的发展。人民币国际化使更多的外贸和金融交易将由人民币计价和结算，中国企业面临更低的汇率风险。同时，为了满足国际清算银行资本充足率的要求，金融机构人民币资产权重将会增加进而降低外汇风险冲击。

3. 提高中国金融机构的竞争力，促进中国金融业发展。人民币国际化有助于降低金融交易成本、提高中国金融机构的融资效率，从而大大提升其国际竞争力，并推动中国金融服务行业的扩张。

4. 提升中国的国际地位和在国际金融体系中的话语权。人民币国际化赋予了中国对一种世界货币发行和调节的权利。随着人民币在国际金融市场中越来越重要，我国在世界经济、政治等方面拥有了更大的影响力。

5. 有助于国际金融体系的完善和稳定发展。新的世界货币的出现使得国际货币体系的发展更加的多元化，约束处于主导地位的国际货币发行国不负责任的行为，减少国际金融体系的系统性风险（Jenkins & Zelenbaba, 2013; Eichengreen, 2014）。Taylor（2013）指出当前国际货币体系面临储备货币供求不对称的危险，这是由于新兴市场经济体对储备货币的需求远

远超出发达经济体所能提供的数量,而人民币的国际化可通过满足新兴市场经济体对储备货币供给的需求缓解这种危险,从而有利于协调储备货币的供求矛盾,促进国际货币体系稳定。

此外,石巧荣(2010)对人民币国际化收益的分析采用了不成熟债权国困境的视角。她提出,现阶段中国仍是不成熟的债权国,面临着经济结构性失衡加剧、货币冲销难度增加和以国外资产形式累积的国民财富缩水等经济困境,而加快人民币国际化进程使人民币尽早用于国际借贷是摆脱这些困境的唯一出路。

(二) 人民币国际化的成本

1.加大宏观调控的难度,削弱宏观政策的自主性。人民币国际化后,将在国际金融市场上流通,这会增加央行控制国内货币量的难度,影响国内宏观调控政策的实施效果。同时,政府在制定政策时不能仅考虑国内因素,还要考虑对其他国家的影响,这会降低宏观政策自由度(张青龙,2011)。

2.维持国内金融市场稳定性的难度增加。中国经济与全球经济的联系会因人民币国际化而更加紧密,全球金融市场的波动会产生比之前更大的影响。人民币国际化后,跨境资金的流动将更加自由,利率和汇率预期的任何变化都会驱使国际投机性资本流动,进而导致国内金融市场和宏观经济的波动。

3.加大金融监管的难度。人民币国际化让央行面临了更高难度的现金管理和监测。人民币国际化使得人民币的跨境流动加大,可能会增加走私、洗钱、伪造人民币等非法活动,增加监管难度。

4.使中国面临“特里芬难题”。人民币国际化会增加世界各国对于人民币的相对需求,使得人民币在海外不断沉淀,形成长期的贸易逆差。而保持长期贸易顺差是人民币作为国际货币的核心前提。两者相互矛盾,使得中国面临“特里芬难题”。

5.货币逆转风险。如果不能保持人民币币值稳定,就可能引发信心跌落和悲观预期,夸大货币波动幅度,导致人民币国际化程度出现反复甚至被其他国际货币替代的风险。

关于人民币国际化的成本收益分析主要还停留在定性方面,只有少数学者对其进行了定量分析,但仅关注铸币税收益,忽视了人民币国际化可能带来的其他收益。目前大多数学者都认同从长远看,人民币国际化带来的收益远远大于成本和风险,在时机成熟时,应当积极推进人民币国际化。

三、人民币国际化的战略目标和路径选择

（一）人民币国际化的战略目标

人民币国际化的战略目标面临两个选择：一是淡化亚洲货币合作，直接推进人民币国际化，使其成为类似于美元、欧元的独立的国际货币；二是积极稳妥的参与亚洲货币合作，使人民币首先成为亚洲地区的关键货币，通过区域化来实现国际化。

针对第一个选择，主流观点认为受中国贸易结构、金融体制效率和开放度的制约，及可能面临在亚洲的领导力和被削弱的风险，人民币国际化直接走全球路径并不是一个可行的方式，应先积极稳妥的参与亚洲货币合作，通过区域化来实现国际化。Park（2010）认为人民币国际化的全球路径存在更大的风险和不确定性，它要求中国的金融自由化，而这在短期内是难以实现的。宗良和李建军（2011）认为人民币国际化应采取深耕亚洲的方式实现区域货币合作，最终形成“人民币货币圈”。只有成为了区域内最主要的结算和投资货币，人民币的储备货币地位和国际化才有可能变为现实。刘辉和巴曙松（2014）通过博弈模型论证了人民币国际化的现实选择，即可通过货币竞争，逐步实现对美元等货币的替代并实现区域化，在此基础上逐步推进人民币国际化。

少数不同观点如赵海宽（2003）认为人民币不必先成为区域货币，他认为设立亚洲地区统一流通的货币是非常复杂、困难的事情，而人民币成为世界货币，只是在原有多种世界货币中再增加一种，绝不排斥其它世界货币，其实现的可行性更大。李稻葵和刘霖林（2008）认为，人民币国际化程度与日元比相去甚远，一旦加入“亚洲货币”，日元对人民币的压制将会限制其国际化的战略发展。且加入“亚洲货币”后将会面临与欧元、美元等强势国际货币的正面竞争，这会使中国面临更大的政治压力，不利于人民币国际化进程。Eichengreen（2009）认为中国可能不需要参加任何的区域货币联盟来获取经济和金融地位，中国需要做的就是等待，等待的时间越长，人民币在亚洲的影响力越大。

关于第二个选择，目前学者们尚未达成共识。一方面，人民币成为未来的亚洲货币使得中国面临着诸多的挑战，不仅要处理好历史、政治、经济等方面的问题，还要处理好与日本美国的关系。另一方面，若参照欧元模式，创建新的亚洲单一货币意味着中国主权货币的消亡，这对于具有强烈主权意识的中国人来说是难以想象的。

（二）人民币国际化的路径选择

关于实现人民币国际化的具体路径，大多数学者都认为人民币国际化应采取循序渐进的推进方式。李稻葵和刘霖林（2008）提出，中国的人民币国际化应采用渐进式、双轨制的模式，第一个轨为在中国境内逐步实行资本账户的开放，推动和鼓励外贸企业的人民币结算，

加强中国金融体系效率,同时提供调期服务。第二个轨在海外,可以参考在香港建立与当地资本市场规模匹配的人民币外汇交易市场。王元龙(2009)提出人民币国际化可采用两个层面上的“三步走”路径。第一个层面为地域层面的周边化、区域化、国际化扩张,第二个层面为货币职能上的“三步走”,即结算货币、投资货币和储备货币。史龙祥,阮珍珍和强梦萍(2015)进一步认为需求价格弹性大的行业可推动中美贸易中的人民币结算,稳步有效地推动人民币的国际化路径。彭红枫等(2015)也认为人民币先区域化再国际化是一个更明智的选择,并以经济收敛性为指标,用带傅里叶变换的 SURADF 面板单位根检验法研究人民币成为“10+3”区域关键货币的可能性,结果表明,虽然人民币还无法与日元抗衡,但人民币国际化已取得长足进步,极具成为区域关键货币乃至国际货币的潜力。

上述研究均认为人民币的国际化应当采取循序渐进的推进方式。在实践中,中国政府也是遵循这一思路,一方面以贸易结算为手段完成人民币的对外输出,同时,发展以香港为中心的人民币离岸金融市场,并积极推进中国境内的资本项目自由化、汇率自由浮动和利率市场化,这为境内外人民币兑换市场和资本市场的融合打下了良好的制度基础。

然而,部分学者对我国当前实施的人民币国际化路径提出了质疑。黄权国(2012)认为现阶段的渐进式路径存在一些根本性的问题,在经常项目下大规模地输出人民币无疑会带来外汇市场和资本项目的不平衡,从而政府不得不对这两个市场进行管制或干预,令汇率自由浮动和资本项目自由化难以成为现实。但资本项目自由化和汇率自由浮动又是人民币国际化的内在要求,因此这种内在逻辑的矛盾使得渐进式的人民币国际化思路难以达到预期目标。

殷剑峰(2011)通过分析日元国际化“资本项目开放/离岸市场+贸易结算”模式失败的原因,结合我国当前人民币国际化实践面临的问题:一是由于单向的“货币替代”,中国似乎被更多而非更小地暴露在美元风险中;二为香港人民币离岸市场的滞后并没有起到倒逼中国境内金融改革的作用,反而倒逼了资本项目的开放,这与原有的关系改革次序发生了背离,认为在国内金融改革发生实质的进展并基本完成前,人民币国际化应从危险的、激进的“资本项目开放/离岸市场+贸易结算”模式转变为稳定的、渐进的“跨国企业+资本输出”模式。王慧和赵亚平(2013)建议中国采用“跨国公司+国内金融改革”的路径,通过跨国公司的发展提升中国在国际分工体系中的地位,同时通过国内金融改革提高市场交易效率,推动人民币国际化。

根据已有研究,目前“贸易结算+离岸市场”的人民币国际化路径面临着一些问题和风险,从现有国际货币的发展历史来看,日元的国际化模式是不成功的,更为成功的美元和英

镑的国际化道路都采用了“资本输出+跨国公司”的模式。但基于中国国情，我们不能简单套用其他货币国际化的模式，人民币未来的演进方向、目标和步骤都是高度路径依赖的，会受到许多国际、国内经济和政治环境等不确定因素的影响，政府应结合我国的实际情况，在国内微观经济结构和宏观调控机制逐步完善的情况下稳扎实打地推行人民币国际化。

四、人民币国际化程度的衡量

现有文献主要从以下两个方面来测算人民币国际化程度：一是根据国际货币的主要职能和人民币国际化的影响因素来进行计量分析；二是通过选取一系列指标进行加权来构建人民币国际化指数。

关于第一个方面的研究，学者们大多是采用 Chinn 和 Frankel（2005）的分析框架。李稻葵和刘霖林（2008）从国际货币的三大职能出发，对各国央行国际储备、贸易结算和国际债券中各国货币比重进行了计量分析，预测了 2020 年人民币在国际货币中可能占据的比重。余道先、王云（2015）运用协整方法研究影响人民币国际化进程的因素，得出了人民币国际化与人民币升值、经常项目顺差呈正相关关系，而与资本和金融项目顺差呈负相关关系的结论。一些学者选取反映人民币在国际市场上使用情况的指标分析了人民币国际化程度，张光平（2011）通过比较 2007 年和 2010 年包括人民币在内的 30 个国际主要货币在国际外汇市场中的交易占比和相应国家 GDP 全球占比情况，得出了人民币国际化程度有所提升，但整体水平仍然较低的结论。李建军、甄峰和崔西强（2013）分别从跨境贸易结算、金融市场交易和储备货币三个方面测度了人民币国际化程度。他们通过比较各国货币在跨境贸易结算、金融市场交易和储备货币占比的情况，得出了相比于主要的国际货币，目前人民币国际化程度仍然较低的结论。然而，上述研究均是从国际货币三大职能中的某一种或某几种分别进行测算的，并没有形成综合的指标体系。

人民币国际化程度的另一种衡量思路则解决了这一问题，即构建人民币国际化指数。李瑶（2003）构建了货币国际度指数来衡量一国货币的国际化程度。该指数由本币境外流通范围指数、本币境外流量指数和本币储备占比指数加权平均得到。基于 2000 年底的数据，作者得出了主要货币的国际化程度，相比于美元的 10.25、日元的 1.17 和欧元的 2.27，人民币的国际度指数只有 0.19，还处于很低的水平。中国人民大学国际货币研究所（2012，2013，2014）选取一系列反映人民币行使国际货币功能的指标构建人民币国际化指数（RII），结果表明，2013 年底 RII 达到 1.69%，与 2012 年底的 0.87%相比提高了 94%。2014 年第二季度

RII 跃升至 1.96%，并预计 2014 年底 RII 会进一步上升。据此，他们认为，尽管人民币与美元和欧元的差距还非常大，但只要不发生重大不利事件，人民币有望在三五年后成为世界第三大货币。Tung, Wang & Yeh (2012) 采用主成分分析法，构建了基于储备货币占比、外汇交易占比、国际债券投资占比、银行外币资产占比、银行外币负债占比、盯住货币占比和贸易计价货币占比的货币国际化程度指数，结果显示，2010 年人民币国际化指数仅为 0.58，而同期美元国际化指数为 54.5，欧元为 45.7。主成分分析法解决了构建人民币国际化指数难以客观确定各种指标权重的问题，为人民币国际化程度的度量提供了较为有效的分析方法。但是，中国金融市场的不发达使数据可得性成为研究的主要阻碍，且主成分分析法也不能涵盖影响人民币国际化的所有因素，故由此得到的人民币国际化指数解释力仍有所欠缺。

综上，近年来人民币国际化程度明显提升，表明国际社会和国内经济主体对人民币发挥国际货币功能存在相当程度的认可，但与美元、欧元、日元等主要国际货币相比，目前人民币的国际化程度仍然较低。

五、人民币国际化的前景测算

人民币国际化前景测算的研究尚不多见，其研究的思路与人民币国际化程度衡量类似，主要分为两个方面：一是分别从国际货币各个职能的角度对人民币国际化的前景进行预测，二是构建人民币国际化前景指数。

李稻葵和刘霖林 (2008) 在假设人民币可自由兑换的前提下预测了人民币的未来国际化需求，结果表明，到 2020 年人民币在国际储备和国际债券中的比重可能达到 20%。Chen & Peng (2009) 预测了人民币在完全可兑换的情况下作为储备货币的潜能。结果显示，未来人民币的国际储备份额可与日元和英镑一争高低。Wu, Pan & Wang (2010) 从经济实力、贸易规模、资本市场发展、币值稳定性和货币可兑换性等方面分析了人民币国际化的潜力，认为人民币要成为国际货币仍有很长的路要走，在 2025 年之前实现的可能性较小。石巧荣 (2011) 利用国际储备货币竞争模型和国际结算货币竞争模型预测得出人民币将在 2023 年超越日元成为第四大国际储备货币，2030 年超越美元成为全球第二。李建军、甄峰和崔西强 (2013) 运用主要国际货币的历史数据对国际储备的币种构成情况进行了类似的分析，并预测了未来人民币在国际储备中的占比。结果表明，人民币将在 2030 年成为第三大国际货币。Wu, Pan & Zhu (2014) 分析了人民币作为国际储备货币的前景，结果表明在未来 15 年，人民币的国际地位可能超过日元和英镑，并接近欧元。然而，上述关于人民币国际化前景的分析大多

是根据当前主要国际货币经验做出的一种静态推测，由于数据量或模型限制，其结果只能作为参考。

在构建人民币国际化前景指数方面，Tung, Wang & Yeh（2012）利用主成分分析法对GDP、贸易量、通货膨胀率、汇率波动率、资本账户开放度、货币惯性等影响货币国际化程度的指标进行加权构建了人民币国际化前景指数，结果显示2010年美元的国际化前景指数为39.2，而人民币国际化前景指数为12.72，且表现出了持续的上涨趋势。他们指出，在不久的将来存在人民币超越日元的可能性，但超越美元和欧元仍然存在非常大的困难。构建人民币国际化前景指数对于人民币国际化前景的测算起到了良好的启发作用，在此基础上，未来的研究可通过面板数据模型来检验CIDI和CIPI之间的因果关系，以及影响这些指数的因素，从而进一步完善测算人民币国际化前景的方式和指标。

六、人民币国际化可能面临的挑战和发展方向

（一）人民币国际化可能面临的挑战

虽然人民币国际化的逐步推进得到了许多学者的认可，但人民币国际化仍然将面临一系列的挑战。

首先，中国的经济实力和金融市场会给人民币国际化带来挑战。较强的经济实力和发达的金融市场是人民币国际化顺利推进的有力支撑，郭建伟、赵媛媛（2013）指出，中国只是“经济大国”而非“经济强国”，其金融、政治和军事的全球影响力都是有限的，这对于人民币成为国际货币是极为不利的。王元龙（2009）也持有同样的观点。他认为虽然中国在经济总量上已具备成为国际储备货币国的基础，但金融体系状况和市场发育程度还难以支撑人民币大规模实现国际化。

其次，人民币国际化带来的金融冲击在一定程度上也会阻碍人民币国际化的推进。余永定（2011a）区分了结算货币和计价货币，认为当前推动人民币充当结算货币的主要思路会导致美元外汇储备的增加，在美元不断贬值的背景下这样的资产置换无疑会造成巨大的福利损失，也会与减少美元外汇储备的初始目标背道而驰，使人民币国际化的推进仅仅浮于表面。王国刚（2014）同样认为，人民币国际化面临着两难的选择，即通过利益输出扩大国际贸易中人民币的交易规模或者难以进入国际贸易领域。

再次，中国面临的资本项目开放和人民币国际化的两难选择也会成为人民币国际化的潜在挑战。周宇（2012）指出，资本项目全面开放是人民币国际化的必要条件，然而却可能从

汇率角度对中国经济崛起产生负面影响，从而削弱人民币国际化的基础。许祥云、吴松洋、宣思源（2014）认为资本项目开放进程缓慢会在一定程度上导致人民币在短期内无法替代美元成为东亚主要的使用货币，从而影响人民币国际化进程；Bottelier 和 Dadush（2011）也认为，我国严格的资本项目管制和汇率制度，使得人民币的外流更加困难，这短期内将会对人民币国际化进程产生一定的阻碍。

（二）人民币国际化的发展方向

经过了几年的初步发展，人民币国际化已经取得了巨大的成绩，其主要表现在人民币在跨境中使用量上升、双边货币互换规模扩大和离岸市场快速发展等方面（李建军，2013）。但相较于中国的经济规模、国际收支和外汇储备规模，人民币国际流通量仍然是很小的（余永定，2011a）。王元龙（2009）认为，人民币国际化进程的发展要以扩大人民币国际流通量为突破口，采取签订货币互换协议、开展人民币国际贸易结算和发行人民币债券等措施，进一步推进人民币国际化。周宇（2012）指出，人民币国际化战略在优先度上应服从于中国经济崛起的战略，即在资本项目管制和人民币国际化的两难选择中，应逐步开放资本项目，维持适度的资本项目管制，实施渐进式的人民币国际化战略，不可急于使人民币成为国际储备货币。孙杰（2014）同样认为现阶段人民币国际化应从跨境结算角度出发，通过优化市场环境等措施来间接推进跨境结算，让人民币的国际货币功能在私人部分得到发挥，因为人民币国际化应由市场来驱动而非由政策驱动。

七、总结与展望

本文回顾了国内外学者关于人民币国际化的时机、影响、路径选择、程度衡量、前景测算、挑战和发展方向等问题的研究成果，得出的主要结论包括：（1）中国经济规模的持续增长、国内宏观经济稳定性和贸易规模为人民币国际化提供了有利条件，但目前仍存在很多制约因素，包括金融市场发展不足、资本项目管制、汇率与利率尚未完全市场化等，我国政府应注意人民币国际化与资本项目管制间的平衡，加快利率与汇率市场化的改革步伐，稳步地推进人民币国际化；（2）人民币国际化会带来收益，也会存在一定的成本，从长远来看，人民币国际化带来的收益远远大于成本和风险；（3）人民币国际化应当以亚洲货币合作为依托，通过区域化来实现国际化，人民币国际化是一个长期过程，需要在国内微观经济结构和宏观调控机制逐步完善的情况下稳扎稳打地推行；（4）近年来人民币国际化程度已有明显提升，尽管与主要国际货币相比仍存在较大差距，但从长远来看，未来人民币的国际化需求是巨大

的，人民币国际化前景广阔。

综观已有文献，关于人民币国际化仍有许多值得进一步研究的地方，包括几下几个方面：第一，国内外关于人民币国际化的研究以定性分析为主，很少有学者从量化角度进行实证研究。例如关于人民币国际化的成本收益分析，仅有少数学者进行了定量分析，且仅关注铸币税收益，忽视了人民币国际化可能带来的其他收益。未来的研究可更多地关注定量评估人民币国际化的影响，尤其是其负面效应。第二，人民币国际化的第二个战略目标选择尚未达成共识，需结合亚洲货币合作的发展方向以及区域内经济体的政治立场，深入分析人民币直接成为亚洲货币或与其他货币融合来创建“亚元”的可行性。第三，关于人民币国际化的路径选择仍然存在一些争议，并且现有文献均假定人民币国际化能够按照预先设定的目标和路径推进，忽略了未来国际、国内经济和政治环境等不确定因素的影响，在此方面还需要更加深入、细致的研究。第四，人民币国际化程度的度量和前景测算的方式和指标有待进一步改进和完善。目前已有研究大多是根据国际货币的某一项或几项职能分别测度人民币国际化程度，据此得出的结果不够全面和准确。未来在人民币国际化测度方面应同时考虑人民币行使国际货币三大职能的情况，科学、合理地选取各项指标的权重，从而构建一套更加全面、综合的衡量体系。

参考文献

- [1] 高海红, 余永定. 人民币国际化的含义与条件[J]. 国际经济评论, 2010(1): 46-64
- [2] 郭建伟, 赵媛媛. 人民币国际化: 现实与前瞻[J]. 经济问题, 2013, (1): 67-72
- [3] 郝宇彪, 田春生. 人民币国际化的关键: 基于制约因素的分析[J]. 经济学家 2011(11): 64-72
- [4] 何帆. 人民币国际化的现实选择[J]. 国际经济评论, 2009(7-8): 8-14
- [5] 黄权国. 人民币国际化的新思路[J]. 国际金融研究, 2012(12): 26-32
- [6] 黄益平. 国际货币体系变迁与人民币国际化[J]. 国际经济评论, 2009(5-6): 20-24
- [7] 李稻葵, 刘霖林. 人民币国际化: 计量研究及政策分析[J]. 金融研究, 2008(11): 1-16
- [8] 李建军. 对人民币国际化未来重点发展方向的研判[J]. 国际金融, 2013, (2): 53-55
- [9] 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
- [10] 李瑶. 非国际货币、货币国际化与资本项目可兑换[J]. 金融研究, 2003(8): 104-111
- [11] 刘辉, 巴曙松. 人民币国际化条件分析: 历史机遇与现实选择[J]. 北京航空航天大学学报, 2014(2): 66-73
- [12] 刘艳靖. 国际储备货币演变的计量分析研究——兼论人民币国际化的可行性[J]. 国际金融研究, 2012(4): 69-76
- [13] 彭红枫, 谭小玉, 陈文博, 李艳丽. 亚洲货币合作和人民币区域化进程——基于带傅里叶变换的 SURADF 实证研究[J]. 世界经济研究, 2015(1): 36-47.
- [14] 史龙祥, 阮珍珍, 强梦萍. 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[J]. 国际金融研究, 2015(7): 11-20.
- [15] 石巧荣. 不成熟债权国困境与人民币国际化[J]. 世界经济研究, 2010(2): 27-31
- [16] 石巧荣. 国际货币竞争格局演进中的人民币国际化前景[J]. 国际金融研究, 2011(7): 34-42
- [17] 孙杰. 跨境结算人民币化还是人民币国际化? [J]. 国际金融研究, 2014, (4): 39-49
- [18] 王国刚. 人民币国际化的冷思考[J]. 国际金融研究, 2014, (4): 3-14
- [19] 王慧, 赵亚平. 人民币国际化路径的回顾与反思[J]. 经济问题, 2013(1): 73-77
- [20] 王信. 人民币国际化进程中的问题和收益研究[J]. 国际贸易, 2011(8): 51-65
- [21] 王元龙. 关于人民币国际化的若干问题研究[J]. 财贸经济, 2009(7): 16-22
- [22] 许祥云, 吴松洋, 宣思源. 成本美元定价、东亚生产体系和出口标价货币选择——日元区域化的困境及启示[J]. 世界经济研究, 2014(11): 23-28.
- [23] 殷剑峰. 人民币国际化: “贸易结算+离岸市场”, 还是“资本输出+跨国企业”? ——以日元国际化的教训为例[J]. 国际经济评论, 2011(4): 53-68

- [24] 余道先, 王云. 人民币国际化进程的影响因素分析——基于国际收支视角[J]. 世界经济研究, 2015(3):3-14.
- [25] 余永定. 再论人民币国际化[J]. 国际经济评论, 2011, (5):7-14
- [26] 余永定. 人民币国际化必须目标明确、循序渐进[R]. 中国社会科学院世界经济与政治研究所国际金融研究中心, 财经评论系列, 2011, No.2011042
- [27] 张斌. 次序颠倒的人民币国际化进程[R]. 中国社会科学院世界经济与政治研究所国际金融研究中心, 财经评论系列, 2011, No.2011036
- [28] 张光平. 货币国际化程度度量的简单方法和人民币国际化水平的提升[J]. 金融评论, 2011(3): 40-48
- [29] 张明, 何帆. 人民币国际化进程中在岸离岸套利现象研究[J]. 国际金融研究, 2012(10): 47-54
- [30] 张青龙. 人民币国际化对货币政策的影响: 基于 IS-LM 模型分析[J]. 新金融, 2011(2): 11-15
- [31] 赵海宽. 人民币可能发展成为世界货币之一[J]. 经济研究, 2003(3): 54-60
- [32] 中国人民大学国际货币研究所. 人民币国际化报告[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2012
- [33] 中国人民大学国际货币研究所. 人民币国际化报告[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013
- [34] 中国人民大学国际货币研究所. 人民币国际化报告[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2014
- [35] 钟伟. 略论人民币的国际化进程[J]. 世界经济, 2002(3): 56-59
- [36] 周宇. 论人民币国际化的两难选择[J]. 世界经济研究, 2012, (11):22-28
- [37] 宗良, 李建军. 人民币国际化理论与前景[M]. 北京: 中国金融出版社, 2011: 155-156
- [38] Bottelier, P., Dadush, U. The Future of the Renminbi as an International Currency[N]. International Economic Bulletin, 2011(2)
- [39] Chen, H., Peng, W. The Potential of the RMB as an International Currency[J]. China Economic Issues, Hong Kong Monetary Authority, 2009
- [40] Chinn, M., Frankel, J. Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency[R]. NBER Working Paper, 2005, No.11510: 283-335
- [41] Eichengreen B. The Dollar Dilemma[J]. Foreign Affair, 2009, 88(5).
- [42] Eichengreen, B. Issues for Renminbi Internationalization: An Overview[R]. ADBI working paper, 2014, No. 454.
- [43] Frankel, J. Internationalization of the RMB and Historical Precedents[J]. Journal of Economic Integration, 2012(27): 329-365
- [44] Gagnon, J. Internationalization of the Renminbi: The Role of Trade Settlement[J]. Peterson Institute for International Economics, 2014(14): 1-8

- [45] Jenkins, P., Zelenbaba, J. Internationalization of the Renminbi: what it means for the stability and flexibility of the international monetary system[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2013, 28(3): 512-531
- [46] Park, Y. RMB Internationalization and Its Implications for Financial and Monetary Cooperation in East Asia[J]. China & World Economy, 2010, 18(2): 1-21
- [47] Prasad, E., Lei, Y. The Renminbi's Role in the Global Monetary System[R]. The Brookings Institution Working Papers, 2012(2): 16-34.
- [48] Taylor, M. The Future of International Liquidity and the Role of China[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2013, 25(2): 86-94
- [49] Tung, C., Wang, G., Yeh, J. Renminbi Internationalization: Progress, Prospect and Comparison[J]. China & World Economy, 2012, 20(5): 63-82
- [50] Wu, F., Pan, R., Wang D. Renminbi's Potential to Become a Global Currency[J]. China & World Economy, 2010, 18(1): 63-81
- [51] Wu, J., Pan, Y., Zhu, Q. The conditions and potential of RMB as an international reserve currency: The empirical evidences from the history of eight major international reserve currencies[J]. China Finance Review International, 2014, 4(2): 103-123

Literature Review on RMB Internationalization

Abstract: With the current international monetary system being in urgent need of reform and the development of China's economy, RMB internationalization has attracted extensive attention. This paper reviews the literature on RMB internationalization from its timing, benefits and costs, strategic goals and path arrangements, degree measurement and prospect evaluation. Finally we point out the shortcomings of the existing research and the direction of further research on RMB internationalization in the future.

Key words: RMB Internationalization; Benefit-Cost; Path Arrangements; Degree Measurement; Prospect Evaluation

继续扩大人民币波幅是否为当前汇率改革的迫切选项？

陈思翀¹

【摘要】继续扩大人民币日波幅无助于实现真正汇率灵活性。因此，调整人民币日波幅和宏观经济政策调整空间之间没有必然联系。虽然，进一步扩大人民币日波幅可能会加大人民币套息交易的投资风险，从而减缓国际资本的流入流出对中国货币政策的压力。但是，由于人民币即期汇率受到中间价等形式的管理，如果继续扩大人民币日波幅，不仅无助于显著提高人民币在较长期限内的波动率，还反而可能催生更多套利机会，而不是增大套利交易风险。因此，当前人民币日波幅尚无迫切需要进行进一步调整。汇率改革的核心应当是，形成更为透明而且市场化的人民币中间价形成机制。

【关键词】人民币波幅；汇率灵活性；“三元悖论”；套息交易；人民币中间价

自2005年人民币汇率形成机制改革以来，人民币对美元汇率已经形成了以市场供求为基础、围绕中间价在一定区间内上下波动、有管理的浮动汇率体制。而且在此之后，中国人民银行还历经数次，将人民币波幅由3%，逐步扩大至2%（2014年3月15日）。进入2015年以来，由于人民币对美元屡次出现逼近跌停状况，因此不少市场人士预计，人民币波幅区间在今年可能会继续扩大。与之相对，中国人民银行副行长、国家外汇管理局局长易纲在两会期间却表示，人民币波幅尚无迫切需要进行调整。那么，继续扩大人民币波幅究竟是否是目前汇率改革的当务之急？本文将在国际金融“三元悖论”假说下，汇率调整在宏观政策组合中的作用、人民币日波幅与汇率调整的关系、人民币日波幅调整对套息交易以及人民币汇率波动带来的影响等几个方面，对今后进一步扩大人民币波幅的政策含义，以及其政策必要性和紧迫性进行分析。

其中，一个普遍的观点认为，在美国退出量宽政策并即将升息、全球主要经济体货币政策取向出现分化的同时，中国经济进入由高速增长转为中高速增长、人民币汇率双向波动逐

¹ 陈思翀，中南财经政法大学金融学院副教授

渐增强、资金呈现流出压力的新常态背景下，扩大人民币波幅的重要意义在于，将会使得中国货币政策获得更大的操作空间。这一论断的主要依据是，国际金融领域著名的“三元悖论”假说。但是，本文以下分析却显示，即使依据“三元悖论”假说的逻辑基础，扩大人民币波幅也可能无法达到增强宏观经济政策调整空间的目的。尽管如此，基于利率平价之谜的分析显示，人民币波幅扩大带来的汇率风险上升，将会造成人民币投资者经过风险调整后的收益率下降，从而有助于遏制套息资金大量而且频繁地流入流出，缓解中国宏观经济政策调整面临的国际压力。

但是，人民币日波动率上升，频现触及波动上限的状况，也许更多是由于中间价形成机制对市场价格反应不足造成。因此，笔者认为，当前人民币日波幅尚无迫切需要进行进一步调整，汇率改革的核心应当是，形成更为透明而且市场化的人民币中间价形成机制，甚至是放弃人为的人民币中间价设定，代之以一定波幅制约下的市场化汇率调整。只有这样，才能真正实现灵活的人民币汇率调整。特别是在当前可能会出现资本外流风险的条件下，真正灵活的汇率调整才能够真正减小国际资本流动对中国宏观经济带来的冲击。

人民币汇率调整构成中国宏观经济政策组合中的重要一环

“三元悖论”假说显示了一国政府在国际经济交往中面临的政策困境。当一个国家决定向国际金融市场上的各路资本敞开大门，那么同时，他也必须在究竟是拥有自主的宏观经济政策，还是进行汇率管理之间进行抉择。这是因为，究其根本，影响一国国际收支的各种经济条件在不断发生变化。无论是由于货币金融领域的原因，还是实体经济的理由，也不论该变化是来自国内还是国外。各种变化的产生是客观事实，所以必须进行调整。剩下的问题只是，如何进行调整。

通常，我们的政策选项有三个半。第一，可以通过汇率进行调整。这是由于国家间的经济活动都将涉及货币兑换，所以各种变化带来的调整压力通常最初会反映在汇率上。第二，一国还可以通过限制经常账户和金融账户下的资本流动，直接对调整压力进行压制。第三，也许是最痛苦的选项，一国可以允许利率在内的国内价格体系进行全面调整。最后，在短期内，一国政府还可以通过外汇储备调整和冲销政策来暂时缓解压力。但是，由于这个选项面临很大的约束，只能在一定的时期和范围内奏效，所以我将其称为半个选项。例如，余永定指出，中国现在已经越来越难以利用冲销手段，跨越不可能三角的困境。鉴于冲销手段的局限性，因此，从相对较长的期限来看，我们实际上仍然只有三个选项。如果在以上三个不

同的政策选项中，你必须选择其中一个，就构成了传统的“三元悖论”假说的政策困境。

当然，你也可以选择多个政策组合。也就是说，一国政府可以避开“三元悖论”假说的角点解，而去选择相对中庸的政策。例如，相对具有弹性的固定汇率制度或是有管理的浮动汇率制度；针对部分资本流动进行暂时管制，等等。从过去十余年的中国政策实践来看，中国的政策当局似乎正是选择了这样一条，融合了多种政策组合的中庸之道。首先，中国舍弃了过去死死钉住美元的汇率政策，而是实行参照一揽子主要货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。人民币兑美元汇率累积升值调整幅度接近三成。其次，中国逐步放松了对跨境资本流动的管制。在国际货币基金组织（IMF）的分类条目下，目前中国仍然进行管制的项目其实已经非常有限。最后，和美、日、欧等主要发达国家和地区同步，中国近年来也实行了较为宽松的货币政策，国内价格体系进行了一定的调整。当然，中国的货币当局也成功地通过大规模冲销政策，在一定程度上缓解了资本流入给货币政策带来的巨大压力。

但是，自2014年以来，随着美国退出量宽政策的预期逐渐升温的同时，国内经济也进入由高速增长转为中高速增长的新常态，中国已经开始经历资本外流的压力。在这种新形势下，为了保持相对独立的货币政策应对经济下行压力，从而实现稳增长保就业的经济目标，根据“三元悖论”假设的理论以及其在应用中的国际经验，中国可以采取以下政策或者政策组合：第一，中国可以利用其庞大的外汇储备进行适当干预，并且配合反向冲销政策进行管理；第二，中国可以在IMF等国际组织所容忍的范围内，针对流动性较强的国际短期资本，保留适当的资本管制措施；第三，中国可以增强人民币汇率的灵活性，允许货币在一定范围内进行调整。

综上所述，“三元悖论”假说的理论逻辑及其应用的国内国际经验都显示，无论是在面临资本流入还是流出的背景下，人民币的汇率调整都是中国宏观经济政策组合的重要一环。

在“三元悖论”假说下，人民币波幅扩大和宏观经济政策调整空间之间没有必然联系

现在的问题是，在“三元悖论”假说的政策逻辑下，我们究竟具体应该怎么做才可以拥有更加独立的宏观经济政策调整空间？即不通过国内的利率和物价体系进行调整，或是减少通过国内利率和价格体系进行调整的部分。继续扩大人民币波幅是一条可行之路吗？

首先，我们来看看其他政策选项的发展现状。在加入世界贸易组织（WTO）之后的十余年里，中国在经济贸易领域的自由度不断上升，对经常账户下的经济活动实施管制的可能

性越来越小。而且，在近年来加速推进人民币国际化战略的发展过程中，中国逐步放松资本管制，促进国际资本流动便利化的步伐也正在不断加快。如果，在这方面的政策变动方向是不可逆转的，那么就意味着，中国直接通过管制经常账户和金融账户下的资本流动进行调整的能力将会不断减弱。

在其他渠道调整空间缩小的情况之下，如果中国仍希望保持货币政策的调整空间，那么必须加大汇率调整的弹性。也许正是因为如此，现有分析基本上都是从增加汇率弹性的角度，来论述扩大人民币波幅有助于加强中国货币政策操作空间的重要意义。此处，本文并不讨论“三元悖论”在中国宏观经济政策搭配中的适应性问题。本文认为，即使在“三元悖论”假说的政策逻辑下，人民币波幅扩大仍然可能会由于以下三个方面的问题，从而无助于扩大中国货币政策的调整空间。

首先，扩大人民币波幅并不意味着人民币汇率具有更大的弹性。因此，无法为货币政策释放出更多的操作空间。注意，这里的汇率弹性调整是指，由于影响国际收支的经济条件发生变化，在一段时期之内，需要通过汇率变化进行调节，并不是指每日的波动幅度是否足够大。即使人民币每日允许的波幅保持为2%，但是只要这是真正以市场供求为基础的可调整的弹性，那么在短短一个月之内，人民币也能够进行高达50%以上的调整。而且，数据显示，即使是欧元、日元等主要货币，其对美元的95%以上的日波幅，也是小于2%的。因此，如果没有货币当局可能以中间价等其他形式进行的干预，人民币的弹性不可谓不大。

但是，迄今为止，我们并没有发现人民币有如此弹性的调整。原因有二：一是可能在现行制度下，人民币汇率已接近均衡，不需要大幅度的调整；第二，可能另有货币当局之手在直接或间接地干预市场的调整。无论是哪一种原因，扩大人民币波幅都无助于人民币汇率拥有更大的弹性，也就无法给中国货币政策带来更大的操作空间。无论是2%还是3%的波幅，汇率是否具有更大弹性，关键还在于央行是否能够顶住压力，减少参与外汇市场交易的直接干预、或是减少通过对人民币中间价进行管理的间接干预。例如，李远芳的研究显示，中间价对市场价格信号的反应滞后，构成人民币汇率波动幅度加大的主要原因。因此，除非更有利于央行减小对中间价等的干预程度，否则人民币波幅扩大和汇率弹性以及货币政策调整空间之间就没有直接的必然联系。

其次，传统的“三元悖论”政策逻辑也正受到挑战。即使人民币波幅扩大能够在一定程度上改善汇率弹性，可能也并不意味着中国能够获得更大的货币政策独立性。最有代表性的就是雷的论断。她发现，现今世界各国在资本流动、资产价格和信贷增长等方面，正在形

成一个共同的全球金融周期。这一全球金融周期的最重要影响因素正是中心国家的货币政策。不仅如此，全球金融周期还受到国际金融市场的不确定性以及投资者的风险规避程度的影响。因此，包括资本流动在内的全球金融周期，紧紧地和中心国家货币政策，以及宏观经济不确定性和风险规避程度联系在一起。

在资产价格、信贷增长以及资本流动中存在共同的全球金融周期，意味着国际金融市场和传统的无抛补利率平价之间，出现了大幅偏离。一方面，无抛补利率平价构成了“三元悖论”假说的理论基石；另一方面，文献早已不断证实，无抛补利率平价在现实中并不成立。与传统的利差引致资本流动模型相比，现在国际金融市场上的资本流动，更多的受到利差之外的各类风险因素的影响。因此，雷认为，在开放经济条件下，只要资本能够在经济体之间自由的流动，无论具有何种汇率制度、或是何种程度的汇率形成机制灵活性，全球金融周期都将限制各个经济体的货币政策空间。换句话说，当且仅当资本账户得到一定程度的合理管制，一国才能够真正获得货币政策的独立性。因此，在目前的经济政策实践中，中国实际上可能面临的不是“三元悖论”假说，而是“两难困境”。

根据全球金融周期理论，为了应对“两难困境”，我们只能采取以下几种政策措施：第一、进行目标资本管制；第二、控制中心国家的货币政策；第三、通过宏观审慎措施，控制上行周期时的信贷扩张和杠杆率上升；第四、严格控制所有金融机构的杠杆率。显然，即使进一步扩大即期汇率日波幅能够增强人民币汇率弹性，也无助于实现上述应对“两难困境”的政策措施，因而对中国获得更大的宏观经济政策空间无济于事。

例如，2002年之后美国的低利率和弱势美元组合，使得国际资本市场上的大量资金从美国流向新兴市场国家。如果这些新兴市场国家采取了完全灵活的汇率政策，并且没有采取任何措施有效阻止本国货币的升值，那么，利率差再加上内生性的货币升值将会使得追逐趋势的息差交易者双重获利。换句话说，更加灵活的汇率政策反而提高了息差交易回报率，从而进一步增加了该新兴市场国家货币的吸引力，导致更多套息资金的流入。根据麦金农的测算，在2008年金融危机之前的2000-2007年，利用美元融资投资于巴西等新兴市场国家能够获得高达近8%的息差交易回报。相反，如果中心国家的货币政策开始转向，或是国际金融市场上的避险情绪出现大幅上升，则会导致上述套息交易出现逆转。这个时候，大量资本流出会形成内生性的汇率贬值，从而引发更大规模资本外流的风险也会进一步加大。

这样一来，相对于固定汇率制度，更大的汇率弹性不仅不会增加一国货币政策独立性，反而会使货币政策的调整空间更小。因此，对于上述新兴市场国家而言，仅仅拥有更有弹性

的汇率制度，并不能保护本国不受到国外宏观经济政策的影响。例如，在金砖国家之中，巴西由于不仅具有较高的利率，而且采取了完全浮动的汇率制度，经济更容易受到国际金融市场的巨大冲击。一方面，当套息交易带来大量资本流入时，巴西出现了本国货币大幅升值和国内货币供应失控的状况；另一方面，当套息交易退潮时，则出现本国货币大幅贬值和大量资本外逃的状况。与之相对，而且，虽然中国近年来同样也经历了热钱大量涌入，但是由于中国实施了更加稳定的有管理浮动汇率政策，并且配之适当的国际资本流动管制，以及合理实施的大规模冲销措施，因此，中国经济受到国际金融市场的影响相对较小。也许正是因为基于这一现实，现在IMF似乎已经改变了态度，对各国针对流动性较强的国际资本流动采取的管制措施，采取了更为容忍的态度。而且，在1990年代末期，中国也正是由于实施了钉住美元的汇率政策的同时配合较为严格的资本管制措施，才能够在亚洲金融危机中得以岿然不动。

以上分析显示，即使“三元悖论”假说的理论逻辑在中国的宏观经济政策的搭配组合中具有现实适用性，我们仍然不能据此简单认为，人民币波幅扩大将有助于改善中国宏观经济政策的调整空间。

套息交易与人民币波幅调整

那么，扩大人民币波幅究竟对改善中国宏观经济政策的操作空间是否具有积极作用，又是通过何种途径产生作用呢。根据利率平价理论，境内外的利率差是引起国际资本流动，并带来政策同步性的重要因素。虽然利率平价理论显示，利率较高的国家货币会出现贬值趋势，但是，国际金融文献中的利率平价之谜分析显示，利率较高的国家货币不仅不会贬值，反而会出现升值。而且，过去近十年中国的经济实践也显示，人民币不仅具有较高的利率，还出现了持续升值的趋势。因此，人民币成为国际金融市场上套息交易的重要投资货币。

所谓套息交易，是指以利率较低的货币借入资金，投资于利率较高的货币，从而赚取利差收益，乃至汇差收益的外汇市场交易。为什么中国会成为国际套息资本的重要流入地区呢？毫无疑问，重要原因之一当然是人民币资产套息交易的高收益性。一方面，美日欧等主要发达国家异常宽松的非常规货币政策，给国际金融市场带来了天量的低成本资金。另一方面，中国等新兴市场国家具有相对较高的潜在经济增长率和自然利率。国际资本当然要从低成本美元资金流向中国等新兴市场国家。不仅如此，在过去很长一段时期里，由于中国经济增长迅速，并且经常账户和资本账户长期保持双顺差，人民币具有强烈的单向升值预期。

因此，国际资本通过各种途径流入中国。其中，最重要的可能是通常被称为“热钱”的，套息交易带来的巨额资本流入。

结果，一方面，套息资本赚取了大量利差和汇差。另一方面，中国不仅为国际资本提供了隐形的补贴，同时也被迫积累了巨额的外汇储备，还给国内货币政策操作带来了巨大压力。因此，中国人民银行不得不采取巨量冲销政策予以应对。但是，从现在外汇占款在央行资产负债表中的占比可以发现，冲销是有限度的，而且我们正在接近极限。不仅如此，随着套息交易以及进出口的兴起与退潮，当前中国外汇占款还出现了在增长和下降之间不断波动的状况。因此，中国的货币政策将不可避免地受到国际因素的影响。

但是，在新兴市场国家当中，即使综合考虑人民币美元之间的利差、以及人民币升值收益，投资人民币资产带来的套息收益也并不是非常高。那么投资者为何如此青睐人民币资产呢？这是因为，投资者不仅要考虑收益，还在乎风险。一个通常使用的，经过风险调整的收益指标是夏普比率。根据彭博的统计，基于美元融资对新兴市场国家货币的套息交易当中，如果考虑风险调整，以人民币为目标的套息交易收益率经常是最高的。原因很简单，人民币汇率波动很小，而且具有单向变动趋势。

央行扩大人民币波幅的重要意义在于，可以向市场发出信号：大家今后要小心了，人民币汇率的波动性将会进一步增大。无论波动性的增大是由于市场行为还是央行干预造成的，都将意味着投资者持有人民币的汇率风险会增大。因此，即使分子不变，分母的增大也将会降低套息交易者经过风险调整的收益率。特别是在2014年，似乎是在央行的有意引导之下，人民币出现了短期贬值的波动。人民币套息交易的夏普比率不断下降，甚至成为负数，成为新兴经济体中最不具有吸引力的套息交易。在那个时候扩大人民币波幅，央行是在昭告投资者，即使将来人民币再度由贬转升，人民币汇率双向波动率的加大将不可避免。这样一来，通过加大人民币套息交易的投资风险，降低人民币套息交易的吸引力，将有助于减缓国际资本流动对中国货币政策带来的巨大压力。从这个意义上，扩大人民币波幅仍然有助于中国加强宏观经济政策的操作空间。

即使进一步扩大人民币日波幅可能也无法显著改变套息交易风险

但是，值得注意的是，扩大人民币日波幅在将来能否增加投资者面临的外汇市场风险，还有待检验。毕竟，扩大允许的每日波动幅度，只是带来了风险增加的可能性。这主要是基于以下两个原因。首先，人民币即期汇率变化由于受到中间价等形式的管理，在较长期限内

的波动率仍然十分有限。虽然继续扩大人民币波幅，可能会使得日波动率有所增加。但是，过去几年的历史数据却证明，以较为长期的波动性来衡量，人民币波动性却并未显著上升，更是难以和欧元、日元、澳元等主要货币对美元的波动性相提并论。因此，人民币波幅扩大究竟是否能够加大套息交易的风险，需要进行更仔细的观察和更深入的研究。肖立晟对上次波幅扩大至2%的研究显示，人民币即期汇率波动率受制于中间价波动率，仍然处于较低水平。

图1显示了自2010年以来，以标准差计算的人民币即期汇率的每月波动率。从图中可以发现，虽然中国人民银行在2012年4月16日以及2014年3月17日，先后分两次将人民币即期汇率的日波动幅度，提升至1%和2%的水平。但是，人民币即期汇率的月波动率却并没有发生显著变化。具体而言，我们以2012年4月16日和2014年3月17日为分界线，将样本区间分为三个不同阶段。然后，将各个区间的人民币汇率月波动率的平均值进行比较后，我们发现三个阶段的平均月波动率并没有显著差异，分别为0.012、0.010和0.013。如果将样本区间内人民币即期汇率的月波动率进行排序，我们发现，月波动率最大的是2010年9月，为0.044。其次是2014年3月的0.037，以及2014年2月的0.029。因此，仍然没有证据显示，扩大人民币日波幅将显著提高人民币月波动率。同时，图1还显示，虽然人民币即期汇率的月波动率并没有发生显著变化，但是人民币中间价的月波动率却出现了较为显著的下降。而且，随着时间的推移，特别是在进入2014年之后，人民币即期汇率和中间价的月波动率之间，出现了较为明显的偏离。因此，虽然在样本区间内人民币日波幅在逐渐扩大，但是由于人民币中间价等形式的管理，人民币汇率的月波动率并没有出现显著的提升。

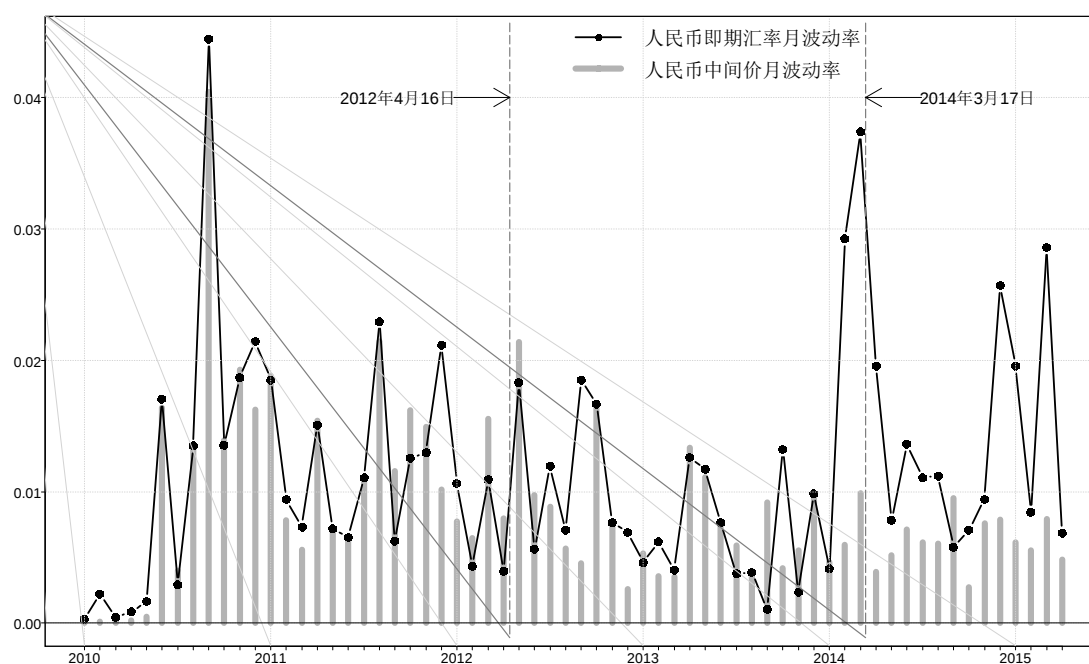


图1人民币即期汇率和中间价的月波动率

资料来源：Wind数据库。注：本图显示了自2010年以来，以标准差计算的人民币即期汇率和中间价的每月波动率。图中点实线描述了人民币即期汇率的月波动率；垂直实线则显示了人民币中间价的月波动率。两条垂线代表中国人民银行在2012年4月16日以及2014年3月17日，先后将人民币即期汇率的日波动幅度，分别提升至1%和2%。

其次，如果市场波动的增加，主要是由于央行干预引发的市场主体对汇率走势的不同见解，那毫无疑问，外汇市场风险增加了。但是，如果市场波动的影响因素主要是来自于央行的干预，那么就要小心了。因为，这个时候，央行带来的波动对投资者而言，究竟是风险的加大，还是获利机会的增加，还有待观察。正如陈思翀所述，如果央行的干预有其固有规律，而且逐渐被市场所预见，那么波动性的增加对于投资者而言，非但不是风险，反而是机会。例如，即使将人民币波幅由目前的2%，进一步扩大到3%~5%，但同时却不对中间价等干预方式进行改革，则可能将无法实质性的显著提升人民币汇率调整的灵活性。一方面，人民币即期汇率变化在相对较长的期限内，仍然会逐渐收敛于受到管理的中间价。但是另一方面，人民币日波动可能会继续上升。这时，日波幅的扩大与中间价调整的滞后，反而可能给投资者更多的套利机会，而不是增大套利交易风险，从而造成过度的短期资本流动，对金融体系与宏观经济形成更大的压力。

结 语

那么，为什么人民币对美元会屡次出现触及涨跌停边界的情况，从而导致市场出现今年人民币波幅将会进一步扩大的预测呢？如图2（A）所示，尽管中国人民银行在2012年4月16日以及2014年3月17日，先后两次调升日波幅，但是人民币即期汇率反而出现了频繁触顶的情况。这主要是因为，在2005年人民币汇率形成机制改革后，人民币汇率除了受到波幅的限制，更重要的是还存在着中间价设置的制约。如图2（B）所示，人民币即期汇率接近日波幅上限的时候，往往对应着人民币中间价设定相对市场汇率的偏离程度比较大的区间。因此，只要货币当局以中间价等形式的汇率管理仍然存在，即使进一步扩大人民币日波动幅度，人民币即期汇率仍然可能由于中间价偏离市场汇率水平，从而出现不断触及波动边界的状况。

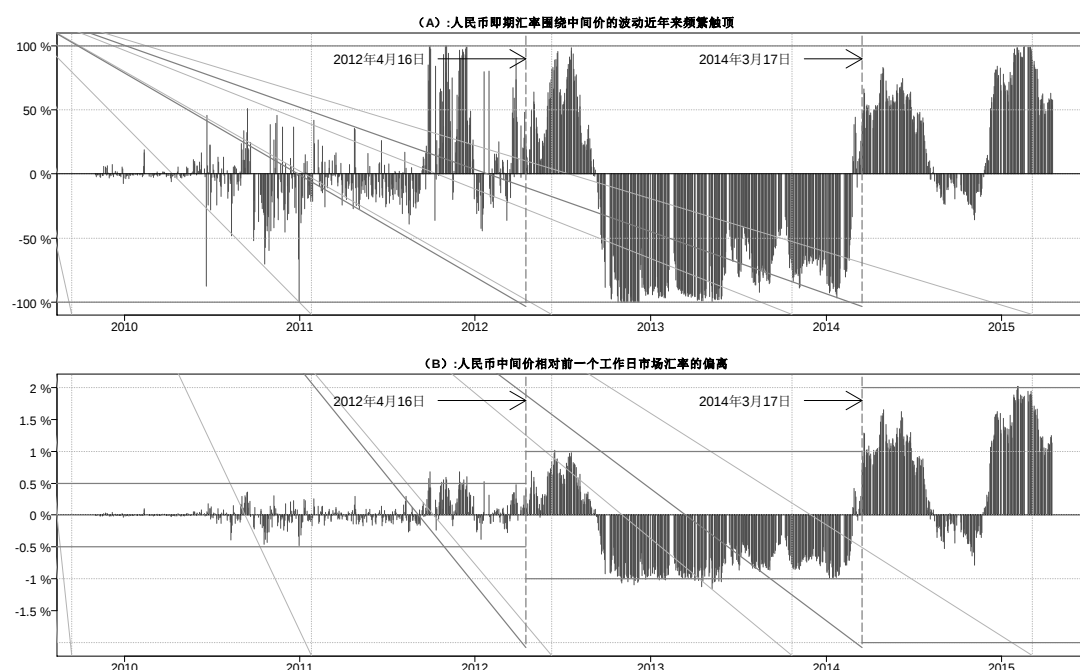


图2人民币即期汇率和中间价

资料来源：Wind数据库。注：本图中（A）显示了近年来人民币即期汇率每日波动占最大日波幅的比例情况；（B）则显示了人民币中间价相对于前一个工作日市场汇率的偏离情况。

综上所述，基于上述理论和现实两方面的分析显示：当前，人民币日波幅尚无迫切需要进行调整。与之相对，当前人民币汇率改革的核心应当是，形成更为透明而且市场化的人民币中间价形成机制；甚至是放弃人为的人民币中间价设定，代之以一定波幅制约下的市场化汇率调整。只有这样，才能真正实现灵活的人民币汇率调整。特别是在当前可能会出现资本外流风险的情况下，真正灵活的汇率调整，再加上针对流动性较强的资本进行（IMF等国际

机构也都采取了更加容忍态度的)管制措施,才有可能真正减小国际资本流动对中国宏观经济带来的冲击。(原载于《国际经济评论》 2015年04期)

Is further widening of the USD/RMB floating band an urgent task for the reform of RMB exchange rate regime?

Further widening of the daily trading band of USD/RMB will not help enhance the flexibility of RMB exchange rate. Thus, the continued enlargement of the floating band alone will not necessarily provide more rooms for macroeconomic policy adjustments. On the one hand, enlarging RMB floating band would potentially raise the risk of carry trade on RMB-denominated assets that would help reduce the pressure of capital flows into or out from China. On the other hand, given that RMB is still subject to the regulations of central parity, the widening of floating band would not only be incapable of raising the fluctuations of RMB exchange rate in a longer horizon, but also could potentially lead to more arbitrage opportunity instead of risk. Therefore, there is no urgent need for further expanding of the USD/RMB floating band. The key for the reform of RMB exchange rate regime right now would be the establishment of a more transparent and market-oriented mechanism for the setting of RMB central parity rate

货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束

于泽¹ 陆怡舟² 王闻达³

【摘要】近年来我国固定资产投资增速下降。从稳定增长和产业结构调整的角度，我国都需要稳定投资。本文利用上市公司数据发现，当前影响企业投资的一个主要因素是我国特色的货币执行模式。在这种模式中，窗口指导包括了合意贷款规模管制，这导致了流动性错配。商业银行为了规避合意贷款规模管制，会利用影子银行业务将高风险贷款转移到表外。这使得缺乏投资机会的成熟大型企业可以获得大量贷款，而成长性的中小企业虽然有较多的投资机会，但是因为抵押品等原因往往难以获得贷款。在这样流动性错配的环境下，金融和实体经济有所脱离，降低了企业投资。因此，我国未来需要放弃合意规模管制，在利率市场化的基础上采取宏观审慎管理的思路调控贷款增速。

【关键词】投资机会；融资约束；合意贷款规模；流动性错配；宏观审慎管理

一、导论

近年来我国经济增速出现了持续下滑。这轮经济下行的一个重要原因是固定资产投资增速下降（图1）。固定资产投资增速下降有其合理的方面，在一定程度上表明了我国总需求结构向更为合理的方向调整，消费在拉动中国经济中作用日益提高，经济增长更加有质量和持续性。但是，投资在我国经济增长中依然发挥中重要作用，增速过低会影响整体经济增长，降低就业程度，造成较大负面影响。同时，于泽和徐沛东(2014)基于非平衡增长模型和中国的数据发现，投资带来的资本劳动比提高能够显著促进我国产业结构升级转型。因此，从这两点来看，我国在未来一段时间还应该保持适当的投资增速，在稳定增长的同时，也有利于产业结构调整。

¹ 于泽，中国人民大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心

² 陆怡舟，华夏银行

³ 王闻达，中国人民大学经济学院

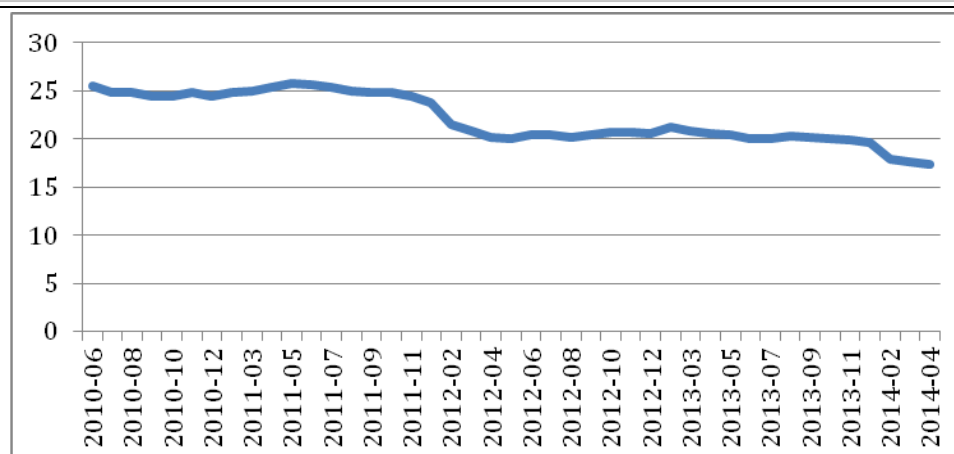


图 1 我国投资增速（单位：%）

资料来源：中经网数据库

要稳定投资增速，就需要理清我国当前投资增速下滑的原因。当前我国企业已经成为了投资主体，财政预算内资金在投资中所占比重已经很小，民间投资占比较大。因此，本文将讨论的重点放在我国企业投资增速下降的原因分析。一般来说，企业投资下降的原因要么是利润率降低，投资机会不足，要么是受到了融资约束，虽然有投资机会，但是难以获得相应的资金，错失机会。这两个原因在我国当前都存在。

第一，由于外需出现固化，拓展空间相对以往变小、人口红利逐步消失等原因，我国经济增长正在从原来两位数的高速阶段向中高速增长的新形态转轨。在稳定在新形态之前，不可避免地会出现经济增长率的持续下滑。因此，社会总需求增长速度的降低，致使企业收益率出现了下行趋势。这种下行趋势必然导致企业的投资机会相对下降。

从图 2 可以看出，近年来全部 A 股上市公司（不含金融企业）的总资产回报率维持在 7%至 10%的水平，房地产、钢铁、有色金属、水泥等几个重点行业中，钢铁的总资产报酬率处于较低水平。纵向比较来看，2008 年至 2013 年，各行业年度总资产报酬率小幅缓慢下行，与我国宏观经济增长状况基本保持一致。其中，2014 年 1 季度，除钢铁业基本持平外，全部上市公司（不含金融企业）以及几个重点行业的年化总资产回报率均有明显下降，显示出实体需求的下行已经影响到了企业的盈利能力。

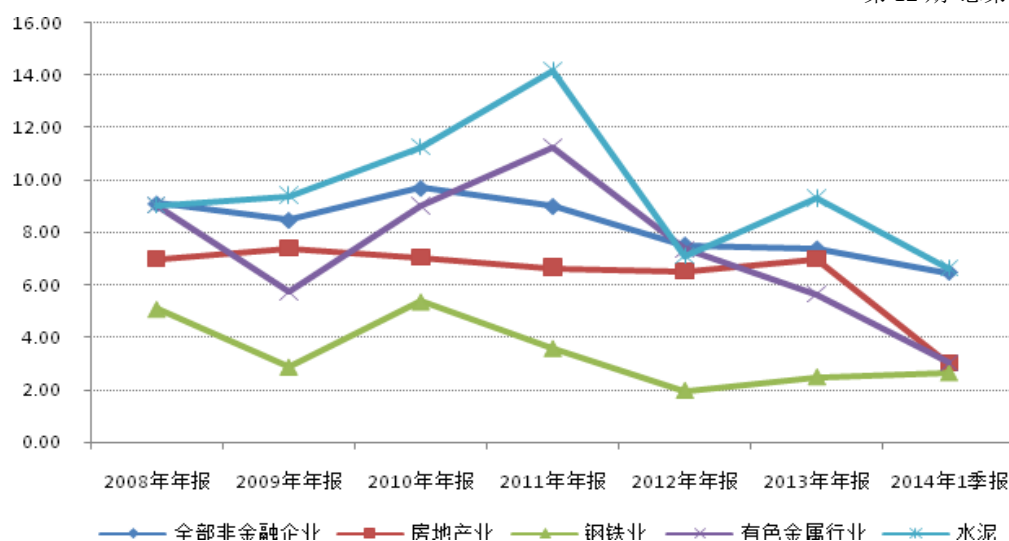


图 2：近年来重点行业年化总资产回报率走势图（单位：%）

数据来源：WIND 资讯。

第二，近年来我国社会融资成本和企业债务负担均呈现出高位上行走势，且与企业盈利能力相比，已经成为企业的沉重负担。我们对 2008 年 3 季度以来的社会融资总成本进行了估计（图 3）。总体来说，2008 年以来，我国社会融资成本一直呈上升态势。2008 年，人民银行连续降息，社会融资成本在 4.73% 的低点，此后一直持续上升，2012 年曾有小幅下降，但自 2013 年 1 季度又开始重新上升，2014 年 1 季度的数据为 7.34%，总体上保持相对高位运行。当企业面临较高的融资约束的时候，就会抬升融资成本。因此，融资成本较高实际上反映了当前企业存在着较大的融资约束。

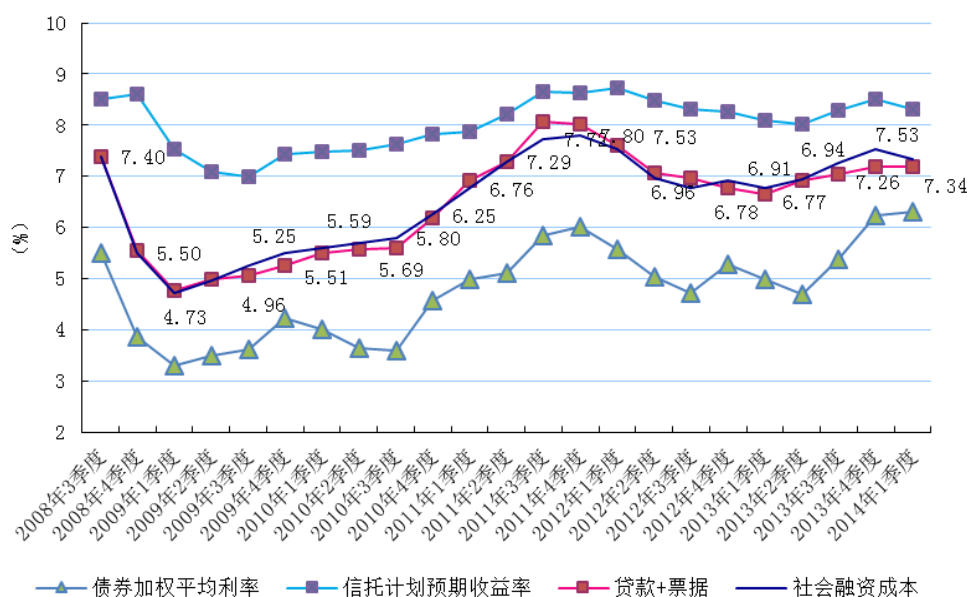


图 3 社会融资成本图（根据社会融资规模分项数据估算）

数据来源：根据人民银行网站、Wind 资讯相关数据估算。

既然从一般性角度来看，投资机会和融资约束两个原因都存在，我们就需要进一步分析哪个原因更为主要。只有找到了主要原因，才能采取相应的措施稳定我国固定资产投资增速。如果是投资机会不足，这就意味着我国需要创造更多的投资增长点。例如，政府通过财政资金拉动短期经济增长，提高企业利润水平，或者进一步通过简政放权、破除行政垄断，放宽社会资本，特别是民间资本的投资领域，又或者加快中西部基础设施建设，降低企业成本，促进产业有序从东南沿海向中西部转移，又或者进一步提高开放程度，促进企业出口，从而提高企业投资。如果是企业融资受到了融资约束，那么就需要进行相应的金融改革，提高金融对实体经济的支持。例如，加快推进 IPO 制度改革，提高直接融资在企业融资中所占比重等等。

本文利用我国上市公司数据实证分析的结果发现，我国近年来企业投资既不是投资机会不足占据主要地位，也不是融资约束成为了主角，而是存在着流动性错配。2010 年我国以合意贷款规模的名义重启了贷款规模管制，商业银行为了规避管制导致的影子银行业务促使了流动性错配的产生。成长性的中小企业有较多的投资机会，但是因为抵押品原因往往难以获得表内贷款，只能寻找高成本的表外融资渠道，出现融资约束。而缺乏投资机会的成熟大型企业和大型国有公司却可以获得大量贷款。在这样的金融环境下，由于企业的现金持有水平与投资机会无关，就会导致出现流动性错配，从而使得货币供给与实体经济脱离，金融空转。实际上，部分大企业承担了“二传手”的职能，即其获得资金后，利用委托贷款或者专项理财计划发放信托贷款等模式，将资金再贷给中小企业使用，自己获得利差。在近年来我国企业委托贷款数量出现了大幅度的增长。尤其是在 2013 年，由于央行主导的去杠杆化，导致信贷日益紧张，从而加剧了流动性错配，大幅度提高了企业委托贷款的数量。

面对这个原因，我国需要放弃贷款规模的数量型管制。但是，放弃贷款规模管制导致的担忧是会不会出现信贷超常规增长，导致金融风险加大。实际上，在此次金融危机之后广为讨论的宏观审慎监管为我国当前的问题提供了答案。宏观审慎监管的一个主要目的是控制贷款增速。我国需要在利率市场化的基础上采取宏观审慎监管的思路调控信贷增速，从而降低流动性错配，加强金融与实体经济的结合程度，稳定企业投资。

文章结构如下。第二部分是文献综述。第三部分通过对我国经济分析提出了研究假说。第四部分说明了文章的实证方法。第五部分是文章的实证结果。最后一部分是文章结论和相应的政策建议。

二、文献综述

关于企业的融资方式,大致可以分为外部融资和内部融资两大类。企业可以通过向银行借款、发行债券等方式在外部资本市场上融得资金,这种方式是被称为外部融资;而内部融资是指企业用经营活动所产生的现金流(包括留存收益、折旧等)进行投资的行为。早在1958年,Modigliani和Miller(1958)提出了在完美市场的条件下,企业的投资决策和资本结构无关,也即著名的MM定理。在这样一种完美市场的世界中,企业的投资额被认为是最优的。当一个企业的投资额小于这个最优值时,称之为投资不足,当企业的投资额大于这个最优值时称之为过度投资。

然而完美市场的条件太过于理想化,一方面现实中存在着各种交易费用以及政府税收,另一方面资本市场普遍存在信息不对称问题。Myers和Majluf(1984),Myers(1984)以及Greenwald等(1984)等人的研究显示,企业通过外部渠道进行融资时会出现信息不对称的问题。由于公司的管理者比外部投资者拥有更多信息,当公司向市场发行股票融资时,通常是管理层认为此时的股价处于被高估的阶段。所以公司发行股票对于市场来说往往是一个坏消息,这一导致了一些公司即使在面临好的投资机会时也不愿意通过发行股票进行融资。同时,在债务市场上,信息不对称问题依然存在并影响着企业的融资。Jaffee和Russell(1976),Stiglitz和Weiss(1981)以及Stiglitz和Weiss(1983)的研究表示,道德风险导致了企业的管理者通过借债融得资金后会倾向违约,而逆向选择又加重了这一问题,市场上愿意通过借债融资的企业往往都是很有可能违约的企业。这一系列问题进一步衍生出了信贷配给,使得企业难以在现行的利率水平下通过借债融得足够的资金。除了信息不对称,企业通过债务融资还会带来债务积压的问题,即当企业的负债率已经很高时,企业的借债融资会受到之前债务的影响。Myers(1977)认为当企业已经具有相当多的负债时,新增投资的动机会减弱。

前述的研究中并没有假定经理人和股东之间存在利益冲突,然而现实中企业的管理者和股东之间会存在目标不一致的现象,经理人往往是按照自己的利益最大化而非股东利益最大化来进行投资决策的制定。产生委托代理问题的原因有很多,比如经理人会有建立一个企业帝国的倾向,他们的很多决策都是在扩大企业的规模,尽管这些决策不一定能为企业带来收益。Jensen(1986)以及Jensen(1993)的研究认为经理人建立企业帝国的偏好会导致其在做投资决策时会过度投资。再比如经理人在进行投资决策时会考虑自己的名声以及未来的职业发展等问题。由于经理人都是任期制,Narayanan(1985)发现经理人为了其未来的职业发展和名声,都会倾向于在短期内提升公司的业绩,扩大企业规模,但这些举动却未必符合公司的长期利

益。Roll(1986)提出了另一种解释,即经理人过度自信导致企业过度投资的行为。过度自信属于心理学的范畴,之所以将其纳入公司金融的领域来讨论是因为存在这种情况时,因为经理人的过度投资行为并非是由于和股东的目标冲突导致的,所以无法通过一些激励机制来解决委托代理问题。Malmendier 和 Tate(2008)的研究也得到了与 Roll(1986)一致的结论。当然,委托代理问题未必会导致企业的过度投资,委托代理还会产生平静生活之类的现象。Bertrand 和 Mullainathan(2003)认为这些经理人希望平稳的度过他们的任期,所以在做决策时会非常谨慎小心。这对企业来说可能会导致两种情况,一种是经理人不愿意去关闭一些经营不善的项目,这对企业来说就会导致过度投资;而另一种情况则是经理人在面临新的好投资项目时由于过分谨慎的考虑而放弃,这对于企业来说就会导致投资不足。

在 Modigliani 和 Miller(1958)描述的完美市场条件下,企业的投资仅与投资机会相关。Tobin(1969)提出了企业的投资机会可以由边际 Q 来衡量,也即企业新增一单位资本的市场价值和其重置成本之间的比值。但由于边际 Q 在实际中难以计算, Hayashi(1982)提出了平均 Q ,这也成为了后来实证研究中关于投资机会衡量的一个重要变量。然而前人的理论研究显示,完美市场的条件在现实世界中是一种奢望,市场中不仅存在着税收、交易费用等各种摩擦,还存在着信息不对称、委托代理等问题。实证研究的学者们发现,在控制了企业的投资机会后,具有更多现金流以及更少负债的企业会有更多的企业投资。目前已经有大量的研究证实了这一结论,如 Fazzari 等(1988),Hoshi 等(1991),Whited(1992),Schaller(1993),Bond 和 Meghir(1994),Calomiris 和 Hubbard(1995),Chirinko 和 Schaller(1995),Gilchrist 和 Himmelberg(1995),Hubbard 等(1995)以及 Lang 等(1996)。虽然我们知道了财务状况宽松的企业会有更多的投资,但是却无法得知其背后的原因。上述文献都同时考虑了建立企业帝国的委托代理问题和信息不对称引起的外部融资成本升高的问题,但无法区分究竟是哪种机制在起作用。Roll(1986)发现企业在收购其他公司时通常会超额支付,而收购方的股价在披露收购活动之后往往是下降的。Jensen(1986)将收购活动视为一种经理人建立企业帝国的证据,并认为会导致企业的过度投资。虽然有很多学者关注企业帝国这一解释,但这并不能完全解释企业的过度投资。文献中还有许多其他解释,例如 Lakonishok 等(1992),Grinblatt 等(1995),Falkenstein(1996),Nofsinger 和 Sias(1999),Wermers(1999)以及 Welch(2000)等人研究了经理人的集群效应。他们的研究仅仅研究了是否存在集群的效应,并未将这种现象和经理人未来的职业发展联系起来。在他们之后,Stickel(1990),Ehrbeck 和 Waldmann(1996),Graham(1999),Chevalier 和 Ellison(1999),Hong 等(2000)以及 Lamont(2002)等人建立了衡量

代理人声誉的方法并检验了经理人对职业发展的考虑和集群效应之间的联系。

到目前为止,无论是信息不对称问题还是委托代理问题,一直是在微观的层面上讨论企业的投资。然而 Fisher(1933)和 Bernanke(1983)等宏观经济学家早就提出了金融市场的不完善会对加剧经济周期产生重要影响。这一理论被称为金融加速器理论。Bernanke 和 Gertler(1989)在 Townsend(1979)模型的基础上,发现宏观经济的冲击会影响企业的利润和留存收益,进而会影响企业的投资。因为在外部融资成本高于内部融资成本的情况下,企业优先采用内部融资的方式,而内部融资的主要来源就是企业的留存收益。Kiyotaki 和 Moore(1997)则提出资产价格的波动也会影响企业的投资。Bernanke 等(1996)对金融加速器理论做了进一步的总结。这一理论中主要考虑了企业的外部融资成本,对于经理人有建立企业帝国的偏好关注比较少。

另一方面,银行的借款意愿也会影响非金融企业的投资。Bernanke 和 Blinder(1988)和 Stein(1998)指出央行通过公开市场操作收紧流动性时,银行的借款意愿会下降。在 Modigliani 和 Miller(1958)的完美市场条件下,央行的公开市场操作不会对银行的借款意愿产生影响。这是因为银行总可以通过商业票据、中期票据等融资方式来补充资金。但是由于信息不对称问题的存在,银行需要控制违约风险。这最终导致银行愿意借出的资金变少,从而使得其他非金融企业的投资难以获得资金支持。Bernanke 和 Blinder(1992), Kashyap 等(1993), Ludvigson(1998), Morgan(1998)以及 Kishan 和 Opiela(2000)等学者也都得到了一致的结论。

国内的学者们对于融资约束与企业投资这一话题也做了许多研究。童盼和陆正飞(2005)以中国上市公司为研究对象,考察企业通过负债融资对投资的影响,发现负债越多的企业其投资也越少,这与国外学者关于财务宽松影响企业投资的研究相一致。伍利娜和陆正飞(2005)用实验研究的方法,得出了资产负债率与投资不足及过度投资行为的发生均呈现正相关关系的结论。郭丽虹和马文杰(2009)的研究通过比较不同程度的融资约束对企业投资的现金流敏感性的影响,得出了在中国市场中企业面临的融资约束程度越高,其投资的现金流敏感性会越高。他们的研究还发现民营企业的敏感性高于国有企业;在银行贷款利率较高的时期,企业投资的现金流敏感性会显著高于低贷款利率的时期。屈文洲等(2011)的研究从市场微观结构的角度出发,发现融资约束与企业投资的现金流敏感性之间的关系会受到企业本身信息透明程度的影响,信息不对称程度较高时,投资的现金流敏感程度也越高。

目前国内已经有相当多的学者在做关于企业投资的研究,比如郑江淮等(2001)从融资约束的角度研究了企业的投资行为;李焰等(2011)、辛清泉等(2007)则从企业产权结构、管理

者背景、政府控制等不同方面来研究企业的投资效率。以上学者的研究中,对于企业投资机会的衡量方法都沿用了 Fazzari 等(1988)、Hubbard(1998)等国外学者的方法,除了托宾 q 之外还考虑了企业的销售增长率、现金流水平等一系列的变量对企业投资的影响。

从宏观层面上来看,我国的企业投资会受到央行的货币政策的影响。彭方平和王少平(2007)和殷波(2009)认为我国的企业投资对利率是敏感的。这与 Bernanke 和 Blinder(1988)的研究一致。徐明东和陈学彬(2012)发现中国的企业投资对成本的敏感性显著为负,并且私营企业的敏感性要高于国营企业。应惟伟(2008)分析了宏观经济波动对企业投资的影响,认为企业投资对现金流的敏感性并不受宏观经济波动的影响。而黄志忠和谢军(2013)以 2002 年至 2010 年的中国上市公司数据为样本,发现当宏观调控放松时,企业的现金流约束得以缓解,从而对企业投资产生了促进作用。

无论从理论角度还是从实证角度来看,融资约束和企业的投资机会都会影响企业现实中的投资行为,国内外学者们的实证研究也证实了这一点。尽管国内的学者对于融资约束和企业投资已经做了相当多的研究,但遗憾的是目前尚未有人关注过这两种约束的相对影响。在不同的时期,对于不同类型的企业,其面临的约束是不一样的。在近期的研究中, Schoder(2013)基于美国 1977-2011 年的数据,发现在经济周期的不同时段,企业所面临的约束的相对强度是不一样的。在经济处于萧条期时,企业更主要面临的是投资机会的约束。由于缺少好的投资项目(能够给企业带来正的 NPV 的项目),即使银行贷款意愿很强、资金充裕,企业仍然没有动机扩大投资。例如,美国在 1990 年、2001 年和 2008 年就出现了类似的情况。而当处于经济复苏期时,企业主要面临的是融资约束。为了补充对相对影响研究的不足,本文将基于中国上市公司的数据,探寻影响中国企业投资的主要因素,即究竟是缺少资金还是缺少投资机会。

三、研究假说

正如文献综述中看到,企业在投资中既会受到投资机会约束,也会受到融资约束。融资约束的产生是因为金融市场不完美,企业的融资能力就不是 MM 定理假设的完全弹性。在主流的理论中,金融市场不完美性主要来自于信息不对称。因为金融机构和企业信息不对称,金融机构仅仅能够获得行业平均违约率等数据,不能清晰地了解每个企业的情况。这就导致了当金融机构提出贷款条件后,好的企业会认为这个条件太苛刻,坏的企业乐于接受。银行预测到这个问题后就导致了信贷配给现象。要缓解信息不对称问题,金融机构会依赖企

业抵押品和对经济前景的预期来传递信号。这种金融市场的信息不对称问题在国内外都是同样存在的，只不过程度和表现方式不尽相同。如果仅仅有信息不对称，那么中国的问题和国外的问题就仅仅在程度上存在量的差别，而不是质的差别。在这种情况下，识别企业投资到底受到投资机会约束还是融资约束就是一个标准的计量问题，即如何识别出来一般意义下的投资机会约束和融资约束。但是，我国在这个问题上又有自身的特殊性。

众所周知，因为严重的信息问题，我国金融市场是不完美的。不过，在这之外，我国特殊的货币政策执行模式又放大了这种不完美性。虽然彭方平和王少平(2007)、殷波(2009)、徐明东和陈学彬(2012)、黄志忠和谢军(2013)等都研究了货币政策对企业投资的影响，不过这些研究关注的都是具体的货币政策，即政策是松还是紧对企业投资的作用。货币政策是宽松还是紧缩的选择在国内外并没有大的差别，我国的特殊性是货币政策执行模式和西方完全不同。这种不同不能仅仅通过研究货币政策立场来反映。我国特殊的货币政策执行框架进一步放大了中国金融市场的不完美性。

我国当前的货币政策框架可以概括为图4。一般来说，货币政策的执行是在设定银行间市场价格目标后，中央银行通过政策工具调整银行间市场基准利率，之后，银行间市场基准利率通过利率期限结构传递到零售端的存贷款利率。但是，我国的货币政策模式与一般框架有着明显不同。

从中介目标的角度来看，我国的货币政策经历了从关注贷款规模到货币总量再到二者兼顾的过程。但无论是贷款规模还是货币总量，央行在中介目标上基本关注的都是数量目标。从调控工具来看，存款准备金、中央银行再贷款等都是数量型工具，公开市场业务在实际操作上也更多指向了数量型中介目标。因此，总的来说，我国的货币政策是以数量调控为主的。在实现货币数量调控目标时候，我国有两个特殊的机制，一个是利率双轨制，另一个是贷款规模管制。

所谓的利率双轨制是我国采用的是管住零售端的存贷款利率、放开批发性质的银行间市场利率，通过直接调整存贷款利率来影响整个社会的投融资成本。这种执行方式导致了我国银行间市场的失真。我国数量型的货币政策工具指向银行间市场，同时，零售端的存贷款利率因为管制，也逆向指向了银行间市场。在这样的双重挤压下，银行间市场的各种融资手段就无法提供交易者真实的交易动机，进而也就无法反映真实的价格信号（罗瑜，2012）。

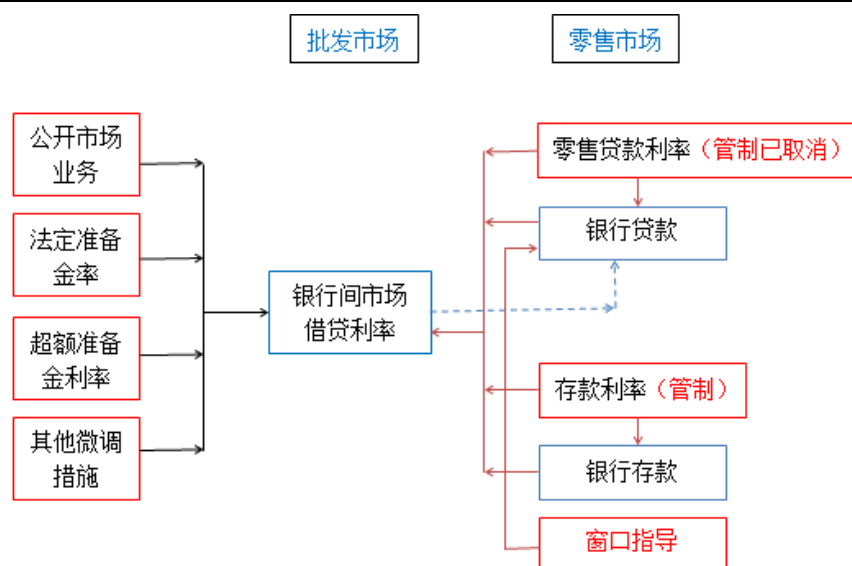


图4 中国货币政策框架

资料来源：Chen 等(2011)和作者自己整理

伴随着利率双轨制，另一个货币政策调控的特色手段是窗口指导下的贷款规模管制。1998 年我国货币政策从直接调控走向间接调控的改革过程中，明确废止了贷款规模管制。在 1998 年改革的十年之后，为了控制 2008 和 2009 年“四万亿”投资导致的信贷超常规增长，贷款规模又一次站上了政策舞台。由于已经明确废止了贷款规模，所以，此次恢复是“曲线救国”的道路，贷款规模管制披上了窗口指导的外衣，采用合意贷款规模的名义，更加神秘莫测。

中国人民银行通过窗口指导、道德劝说与商业银行保持紧密联系，以控制商业银行发放贷款的速度。在大多数时期，人民银行关心的是贷款增速是否过快，如果感到有必要，会劝说某些商业银行减缓贷款增速。在极少数的情况下，也会通过窗口指导鼓励商业银行发放贷款。例如，2009 年执行 4 万亿投资计划时，不排除中央银行或其他政府机构通过窗口指导要求商业银行加快贷款发放的可能。当然，商业银行是否听从中央银行的道德劝说是合意贷款规模管制能否发挥作用的关键。在中国，这通过两个渠道完成。首先，中国人民银行会通过银监会的合作对商业银行高管任命产生影响，从而使得商业银行的高管对人民银行的劝说保持服从。其次，由于商业银行不时需要从中央银行获得资金，来进行相关的流动性管理，因此，人民银行可以利用这项权力对商业银行保持威胁，使其服从窗口指导。总的来说，合意贷款规模管制在我国的金融体系中一直发挥了重要作用，是商业银行的一个硬约束。

在上述贷款规模管制的硬约束下，表内贷款就成为了社会的稀缺资源。商业银行为了充分使用贷款规模，节约风险资本，会希望降低表内贷款的风险。一般来说，商业银行为了

追求利润最大化,会同时选择贷款量和贷款利率两个变量,在贷款方面获得的利润就等于贷款量乘以净息差。由于存在贷款规模管制,贷款量不能选择。根据 Holmstrom 和 Tirole(1997)的证明,在这样的环境中,商业银行为了提高利润,就只能降低贷款的风险,从而将节约出来的风险资本用于其他资产项,进而提高利润水平。张雪兰和何德旭(2012)发现监管较严、规模越大的商业银行风险承担水平越小。这表明在硬的窗口指导下,商业银行会将风险较高的贷款资产转移到表外,利用影子银行业务完成,而留在表内的贷款资产风险通常较低。为降低贷款风险,商业银行会强化企业的抵押品要求。由于抵押品通常难以直接衡量,实际操作中可采用企业规模作为代理变量(王红建等(2013))。因此,贷款规模管制会进一步扭曲信贷配给,强化资产抵押品的价值,只有大企业才能获得贷款。

假说:大企业面临投资机会约束,小企业面临流动性约束。

在这个假说中,尤其需要关注国有企业和民营企业的分别。在企业规模角度之外,企业的所有权性质在表现上也会有对贷款获得性产生影响。这一个方面是金融歧视。改革开放以来,我国民营经济在国民经济中的重要性不断提高并已发展成为推动经济增长的主力军,而我国大部分贷款却流向国有企业,这一证据从宏观层面似乎表明私营企业受到了严重的“金融歧视”(Allen等(2005))。许多学者指出,国有企业“政治关系”多、预算约束软,在银行贷款中处于优势地位,而非国有企业则往往受到“金融歧视”(江伟和李斌(2006);方军雄(2007))。但也有学者研究指出,银行针对所有制的“金融歧视”决策是特定制度环境下的次优选择,如国有企业往往承担着政策性负担,银行预期国家将为企业提供担保而具有更低的风险,因而愿意为其提供贷款,或者因为政府直接或间接干预而被动为其提供融资(倪铮和张春(2007))。在这种情况下,随着制度环境改善,比如政府干预减少和银行自主性增强,银行将有动机增加对经营绩效更好、成长性更强的非国有企业融资(方军雄(2007))。

另一方面,在最近这些年,随着商业银行改革,对利润目标的关注已经导致所有制方面的金融歧视大幅度降低。方军雄(2010)研究发现上市民营公司与国有公司之间的债务融资差异反而因为 IPO 而扩大,这和 IPO 作为缓解企业与银行间信息不对称的重要信号,可以降低两者之间债务融资差异的预期相反,由此推测民营上市公司相比于国有公司银行贷款少、期限短是企业自主决策的结果,而非银行方面的所有制歧视。白俊和连立帅(2012)首次运用 Blinder-Oaxaca 回归分解法,检验了国有企业与非国有企业间信贷资金配置差异中所有制和禀赋差异的构成比例,发现信贷资金配置差异主要源于禀赋差异。因为国有企业规模巨大,抵押品充足,这就在信贷管制的环境下增加了企业信贷获得性。

因此，在目前的情况下，国有企业会有较多的信贷，较少可能受到融资约束。这种表象上国有企业获得较多贷款实际上是因为现在国有企业都是大型企业，因为资产规模较大有较多贷款。所以，这种所有制现象实际上是本文假说的一个表现，不是另外一种产生投资约束差异的原因。

四、实证方法和数据

（一）实证方法

本文在实证上主要借鉴了 Schoder(2013)的方法来识别企业投资是受到投资机会约束还是融资约束。Bernanke 和 Gertler(1989)提出债权人和债务人之间信息不对称条件下的一个投资模型，Schoder(2013)在这个模型的基础上建立了计量分析的模型：

$$I^s = \alpha a_t + \beta_1 MC_t + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$I^d = \theta b_t - \beta_2 MR_t + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

其中， I^s 和 I^d 分别代表企业投资的供给与需求， MC_t 为企业投资的边际成本， MR_t 为企业投资的边际收益。根据 Bernanke 和 Gertler(1989)的模型，系数 β_1 与企业投资的供给情况成正比，也即 β_1 越小，企业投资面临的资金约束越大。系数 β_2 代表了企业投资需求的弹性， β_2 越小意味着企业面临的投资机会约束越大。 a_t 和 b_t 则分别代表影响企业投资供给与需求的其他因素，如企业的托宾 Q、销售增长率以及企业现金流等变量。

联立方程(1)和(2)，同时加入市场均衡条件 $MR_t = MC_t$ 可以得出本文应用的企业投资的简化式：

$$I_t = \gamma_a a_t + \gamma_b b_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

式中各个系数分别为：

$$\gamma_a = \alpha \left(\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2} \right) \quad (4)$$

$$\gamma_b = \theta \left(\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2} \right) \quad (5)$$

在 Bernanke 和 Gertler(1989)的模型基础上，结合 Schoder(2013)和国内学者的经验，本文选用托宾 Q 和企业现金流分别作为影响企业投资供给和需求的变量，我们构建了如下的计量模型：

$$I_{i,t} = \sum_{k=1}^l \beta_{I,k} I_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{l'} \beta_{q,k} q_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{l'} \beta_{c,k} CF_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{l'} \beta_{x,k} x_{i,t-k} + \sum_{t=1}^n d_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中 $I_{i,t}$, $q_{i,t}$, $CF_{i,t}$ 分别为企业投资、托宾平均 q 以及企业现金流量与股东权益的比值。 $x_{i,t}$ 为其余的控制变量, 包括资产规模、资产负债率、市净率、资产回报率、净运营资本。 d_t 为年度虚拟变量, μ_i 为不可观测的个体效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为扰动项。

简化式方程(3)并不能直接确定 β_1, β_2 的具体数值, 但是可以确定其相对大小。例如, 当 γ_b 相比 γ_a 更小时, 证明企业所面临的主要是融资约束约束。由于面板数据的特性, 我们在对(6)式进行回归后, 不直接比较相应系数的大小, 而是首先计算出系数的长期平均值, 如式(7)所示的托宾 Q 的长期平均系数 φ_q 。

$$\varphi_q = \frac{\sum_{k=0}^{l'} \beta_{q,k}}{1 - \sum_{k=0}^l \beta_{I,k}} \quad (7)$$

为去除时间趋势的影响, 本文采用 hp 滤波的方法对长期平均系数进行处理, 进而对去除趋势后的系数进行比较, 即可得出企业当前所面临的主要约束。

为了避免动态面板模型在回归时产生的内生性问题, 本文拟采用动态 GMM 方法进行模型的估计。Arellano 和 Bond(1991)提出了差分 GMM 方法, 用一阶差分的方法去除组内的固定效应, 采用解释变量的滞后项作为工具变量。但由于水平滞后项是差分方程中内生变量的弱工具变量, 所以当个体效应的波动远大于常规干扰的波动时或者当被解释变量存在较强的序列相关时, 差分 GMM 估计量的表现并不如意。Blundell 和 Bond(1998)在 Arellano 和 Bover(1995)的基础上, 为了改进 GMM 估计的有效性提出了系统 GMM 方法。系统 GMM 方法在差分 GMM 方法的基础上增加了差分变量的滞后项作为水平变量的工具变量, 增加了可用的工具变量, 且在估计过程中同时使用水平方程和差分方程。本文后续所有模型的估计都采用两步系统 GMM 回归方法。

(二) 样本和数据

本文的数据为中国上市公司的财务数据, 均来源于 RESSET 数据库, 选取的样本区间为 1998 年至 2013 年。在对数据进行回归分析之前, 我们对数据进行了如下处理并最终得到了 21791 个观察值:

- (1) 由于回归中所用的变量均以公司资产规模作为标准化的基准, 故删去了公司总资产资料缺失的样本;
- (2) 金融行业的会计准则与一般企业差异较大, 不具有可比性, 故本文删去了金融行业的公司样本;

- (3) 剔除 ST、PT 或已经退市的企业;
- (4) 考虑到资不抵债的风险, 我们剔除了负债率大于 1 的样本;
- (5) 考虑到离群值对回归分析的影响, 我们对回归中的主要变量进行了缩尾处理, 选取的显著性水平为 1%。

与大多数关于企业投资的研究一样 (屈文洲等(2011), 连玉君和程建(2007), 郭丽虹和马文杰(2009), 郑江淮等(2001)), 我们选择企业当年用于购买固定资产、无形资产以及其他长期资产的现金流支出总和作为企业的投资支出。本文的两个主要的解释变量为企业的现金流量和企业的投资机会, 其中投资机会用托宾 Q 来衡量, 计算方式为托宾 Q=公司的市场价值/重置价值。公司的市场价值等于公司年末股权市值与净债务市值之和, 重置价值则为公司的账面总资产。控制变量方面, 我们选择了公司规模、资产回报率、企业的杠杆比率、长短期银行借款总和、净运营资本以及净值市价比一系列变量。为了方便对不同规模的公司进行比较, 本文的所有变量 (除托宾 Q 与公司规模两个变量外) 均采用公司的总资产作标准化处理。回归变量的名称、具体含义以及相应的计算方式如表格 1 所示:

表格 1: 变量说明

	变量名称	变量说明	计算方式
被解释变量	invt	企业投资额	投资支出/总资产
主要解释变量	tobin	托宾 Q	公司市场价值/重置价值
	cflow	现金流	现金流量/总资产
控制变量	size	公司规模	总资产的自然对数
	roa	资产回报率	净利润/平均资产总额
	tl	杠杆比率	负债合计/总资产
	banklev	银行借款	长短期借款总和/总资产
	wc	净运营资本	净运营资本/总资产
	btm	净值市价比	所有者权益合计/总市值

回归变量的基本统计值如表格 2 所示, 从表中数据可以看出企业投资支出对公司总资产的占比平均在 6%, 现金流与银行借款占总资产的比例平均为 2%和 25%。托宾 Q 的均值为 2.43, 样本企业的平均负债率为 45%。进而本文对 2002 年至 2013 年度企业投资支出占比 (投资支出占公司总资产的比例) 进行了分组统计, 按照所有制类型将样本分为民营企业 and 国有企业两个对照组, 按照企业规模将样本分为小企业与大企业两个对照组。企业投资支出占比的均值统计量如

表格 3 所示,企业的平均投资支出占比在 2008 年后总体呈现出下降的趋势,与前文提到的我国近年来固定资产投资逐年下滑的现实状况相对应。从分组统计的结果来看,国有企业的投资支出占比总体要大于民营企业的投资支出占比,大企业的投资支出占比则要比小企业的投资支出占比大。

表格 2: 回归变量基本统计值

变量名称	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
inv	0.06	0.06	0.04	0.00	0.29
tobin	2.43	1.51	1.96	0.89	9.20
cflow	0.02	0.13	0.01	-0.26	0.56
size	21.36	1.08	21.22	19.15	24.60
tl	0.45	0.21	0.46	0.05	0.91
btm	0.41	0.26	0.35	0.04	1.33
banklev	0.25	0.14	0.25	0.00	0.62
roa	0.04	0.06	0.04	-0.23	0.19
wc	0.18	0.26	0.17	-0.43	0.81

表格 3: 2002-2013 年度企业投资支出均值分组统计

年份	民营企业	国有企业	小规模企业	大规模企业
2002	0.067636	0.068351	0.050291	0.076972
2003	0.067439	0.071647	0.050672	0.076658
2004	0.07299	0.074999	0.049582	0.086527
2005	0.070179	0.067292	0.052711	0.077517
2006	0.057181	0.068608	0.050688	0.069768
2007	0.059963	0.066404	0.051592	0.070748
2008	0.066312	0.079163	0.054713	0.079463
2009	0.053912	0.061909	0.047957	0.066481
2010	0.060493	0.05561	0.053892	0.065473
2011	0.070926	0.05887	0.067949	0.070807
2012	0.065193	0.054314	0.065837	0.062046
2013	0.057787	0.055528	0.059614	0.052125

五、实证结果

首先我们用 1998-2013 年的全数据样本,选择 $l=4, l'=1$ 对(6)式进行回归,检验托宾 Q 与企业现金流量对企业投资的影响。回归采用的计量方法为系统 GMM 回归。全样本回归结果如表格 4 所示:

表格 4：全样本回归结果

L.invt	0.511*** (54.12)	wc	-0.036*** (-15.84)
L2.invt	-0.001 (-0.17)	_Iyear_2002	-0.000 (-0.17)
L3.invt	0.018*** (2.61)	_Iyear_2003	0.007*** (4.74)
L4.invt	0.032*** (5.11)	_Iyear_2004	0.007*** (4.33)
tobin	-0.001** (-2.01)	_Iyear_2005	0.003** (2.18)
L.tobin	0.005*** (15.48)	_Iyear_2006	0.006*** (4.72)
cflow	-0.029*** (-6.66)	_Iyear_2007	0.004*** (3.47)
L.cflow	0.075*** (13.44)	_Iyear_2008	0.002* (1.73)
size	0.004*** (8.36)	_Iyear_2009	0.000 (0.14)
tl	-0.048*** (-14.82)	_Iyear_2010	0.003** (2.49)
btm	-0.007*** (-4.22)	_Iyear_2011	0.006*** (6.95)
banklev	0.036*** (9.59)	_Iyear_2012	0.000 (0.15)
roa	0.102*** (14.47)	_cons	-0.053*** (-5.40)
N	7867		
hansen	514.245		
hansen_df	445.000		
hansenp	0.013		

括号内为 t 检验统计值，显著性水平为* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

从表格 4 的结果可以看出，企业当期及前一期的托宾 Q 与企业现金流量对于企业的投资支出具有显著性影响，且均在 1% 的显著性水平下显著(民营企业组的当期托宾 Q 值对企业的投资支出无显著影响)。由此可以判断中国上市公司的投资支出确实受到投资机会与融资约束的显著影响，(6)式的模型设定是合理的。

下一步，我们需要考察投资机会约束与融资约束的相对影响。我们仍然选择 $l = 4, l' = 1$ 并

采用递归的方式对(6)式进行回归, 计算得到长期平均系数 φ_q, φ_c , 通过 hp 滤波的方法去除时间趋势的影响后得到对应的波动部分 δ_q, δ_c 。按照 Schoder(2013)的分析, 对 δ_q 和 δ_c 进行比较, 当 $\delta_q < \delta_c$ 时, 代表当年企业面临的主要约束为投资机会约束, 反之则为融资约束。

为了检验假说, 本文按照企业规模、抵押品价值、所有制类型三个标准对样本进行划分, 并比较不同组历年所面临的约束类型。

(一) 企业规模对比

为了验证假说, 本文首先按照企业资产规模将样本企业划分为三份, 其中较小的 1/3 和较大的 1/3 分别归入小规模企业与大规模企业两个组, 然后分组考察企业历年面临的约束类型。回归分析的结果如下表所示。表格 5 为递归回归后的长期平均系数, 表格 6 为用 hp 滤波对长期平均系数处理后的波动部分, 两类企业从 2003 年至 2013 年所面临的约束类型如表格 7 所示:

表格 5: 长期平均系数-按企业规模划分

年份	φ_c		φ_q	
	小规模	大规模	小规模	大规模
2002	0.01247	0.05158	-0.00970	0.05294
2003	0.00318	-0.00090	-0.00069	0.00523
2004	0.00447	0.00258	0.00917	0.01078
2005	0.00375	0.00218	0.00498	-0.00275
2006	0.00274	-0.00518	0.00673	0.00102
2007	0.00272	-0.00387	0.00501	0.00046
2008	0.00479	-0.00118	0.00557	-0.00482
2009	0.00355	-0.00258	0.00452	-0.00193
2010	0.00409	-0.00133	0.00282	-0.00478
2011	0.00239	-0.00248	0.00487	-0.00334
2012	0.00383	-0.00040	0.00682	-0.00574
2013	0.00384	0.00035	0.00859	-0.00543

表格 6: hp 滤波波动部分-按企业规模划分

年份	δ_c		δ_q	
	小规模	大规模	小规模	大规模
2002	0.00357	0.02023	-0.00463	0.01774
2003	-0.00347	-0.01889	0.00009	-0.01672
2004	-0.00051	-0.00529	0.00640	-0.00076
2005	-0.00015	0.00097	0.00012	-0.00689
2006	-0.00059	-0.00254	0.00096	0.00124
2007	-0.00047	0.00027	-0.00083	0.00306
2008	0.00149	0.00300	0.00004	-0.00097
2009	0.00017	0.00101	-0.00064	0.00243
2010	0.00065	0.00140	-0.00228	-0.00012
2011	-0.00107	-0.00067	-0.00070	0.00154
2012	0.00025	0.00039	0.00038	-0.00057
2013	0.00013	0.00010	0.00110	0.00003

表格 7: 企业面临的约束类型-按企业规模划分

年份	小规模企业	大规模企业
2002	投资机会约束	投资机会约束
2003	融资约束	融资约束
2004	融资约束	融资约束
2005	融资约束	投资机会约束
2006	融资约束	融资约束
2007	投资机会约束	融资约束
2008	投资机会约束	投资机会约束
2009	投资机会约束	融资约束
2010	投资机会约束	投资机会约束
2011	融资约束	融资约束
2012	融资约束	投资机会约束
2013	融资约束	投资机会约束

从表格 7 的结果来看, 在 2010 年-2013 年时间段内, 小规模的企业面临的约束类型更多的为融资约束, 而大规模的企业则更多的面临着投资机会的约束。这一结果与假设“大企业面临投资机会约束, 小企业面临流动性约束”相吻合。造成这一结果的原因正是由于贷款规模管制放大了金融市场信息不对称导致的信贷配给。银行为了降低贷款风险, 使表内资产满足监管要求, 只能选择强化抵押品价值。然而在信息不对称的情况下, 银行难以准确衡量企业的抵押品价值, 进而选择企业规模作为抵押品价值的代理变量。最终导致公司规模大的企业能获得更多贷款, 而规模较小的企业却面临着流动性的约束, 此时即使拥有好的投资机

会也无法实现。

(二) 抵押品价值对比

抵押品可以为贷款企业增强信用,在信息不对称的情况下银行通常会通过抵押品的价值来判断贷款企业的偿债能力。因此我们按照企业的抵押品价值进行分组,以检验在贷款规模管制的背景下是否存在流动性错配的现象。我们采用企业的存货价值来衡量企业的抵押品价值,然后按照企业抵押品价值将样本企业划分为三份,其中较小的 1/3 和较大的 1/3 分别归入低抵押品价值企业与高抵押品价值企业两个组,然后分组考察企业历年面临的约束类型。回归分析的结果如下所示。表格 8 为递归回归后的长期平均系数,表格 9 为用 hp 滤波对长期平均系数处理后的波动部分,两类企业从 2003 年至 2013 年所面临的约束类型如表格 10 所示:

表格 8: 长期平均系数-按抵押品价值划分

年份	φ_c		φ_q	
	低抵押品价值	高抵押品价值	低抵押品价值	高抵押品价值
2002	0.03018	0.00401	-0.02341	-0.01024
2003	-0.00128	-0.00051	0.00799	-0.00510
2004	0.00857	0.00029	0.03723	-0.00378
2005	0.00494	0.00080	0.03665	-0.00285
2006	0.00456	-0.00474	0.02310	0.00509
2007	0.00822	-0.01075	0.00680	0.00047
2008	0.00756	-0.00929	0.00718	0.00059
2009	0.00689	-0.00549	0.00743	-0.00180
2010	0.00732	-0.00353	0.00620	-0.00143
2011	0.00520	-0.00408	0.00649	-0.00177
2012	0.00529	-0.00432	0.00598	-0.00386
2013	0.00525	-0.00364	0.00683	-0.00361

表格 9: hp 滤波波动部分-按抵押品价值划分

年份	δ_c		δ_q	
	低抵押品价值	高抵押品价值	低抵押品价值	高抵押品价值
2002	0.01204	0.00071	-0.01807	-0.00162
2003	-0.01369	-0.00174	0.00024	0.00077
2004	-0.00004	0.00100	0.01929	-0.00041
2005	-0.00153	0.00351	0.01427	-0.00159
2006	-0.00115	0.00003	0.00178	0.00485
2007	0.00238	-0.00442	-0.01046	-0.00022

2008	0.00142	-0.00247	-0.00582	0.00017
2009	0.00058	0.00091	-0.00225	-0.00150
2010	0.00107	0.00208	-0.00128	-0.00026
2011	-0.00076	0.00075	0.00026	0.00032
2012	-0.00032	-0.00018	0.00041	-0.00083
2013	-0.00001	-0.00017	0.00164	0.00032

表格 10：企业面临的约束类型-按抵押品价值对比

年份	低抵押品价值企业	高抵押品价值企业
2002	投资机会约束	投资机会约束
2003	融资约束	融资约束
2004	融资约束	投资机会约束
2005	融资约束	投资机会约束
2006	融资约束	融资约束
2007	投资机会约束	融资约束
2008	投资机会约束	融资约束
2009	投资机会约束	投资机会约束
2010	投资机会约束	投资机会约束
2011	融资约束	投资机会约束
2012	融资约束	投资机会约束
2013	融资约束	融资约束

从表格 10 的结果来看，具有低抵押品价值的企业与具有高抵押品价值的企业在 2010 年后所面临的约束类型出现了明显的分歧。与第一部分中按照企业规模分组得到的结果相似，具有低抵押品价值的企业更多的面临着融资约束，而具有高抵押品价值的企业则高多的面临着投资机会的约束。这一结果同样映衬了本文假说具有高抵押品价值的大企业面临投资机会约束，具有低抵押品价值的小企业面临流动性约束。造成这一结果的原因正如假说中所提到的，在数量管制的监管背景下，银行为满足监管要求，只能选择强化企业的抵押品价值，使得信贷市场出现流动性错配的现象。

(三) 所有制类型对比

我们按照国有持股比例将企业划分为民营企业与国有企业，参照郑江淮等(2001)的划分标准，我们将国有股持股比例为 0 的企业划分为民营企业，而国有持股比例大于 50%的划分为国有企业。回归分析的结果如下表所示。表格 11 为递归回归后的长期平均系数，表格 12 为用 hp 滤波对长期平均系数处理后的波动部分，两类企业从 2003 年至 2013 年所面临的约束类型如表格 13 所示：

表格 11: 长期平均系数-按所有制划分

年份	φ_c		φ_q	
	民营	国有	民营	国有
2002	-0.00215	-0.04645	0.00178	-0.02872
2003	-0.00442	0.00869	0.03515	-0.00486
2004	-0.00935	-0.02708	0.04615	0.02786
2005	-0.00039	-0.01731	0.02932	-0.00515
2006	0.00009	-0.01961	0.01831	0.00050
2007	0.00184	-0.01471	0.00729	-0.00260
2008	0.00690	-0.01712	0.00636	0.00175
2009	0.00319	-0.00892	0.00729	0.00190
2010	0.00126	-0.00816	0.00966	0.00161
2011	0.00129	-0.00683	0.01166	0.00074
2012	0.00179	-0.00523	0.01209	-0.00046
2013	0.00124	-0.00493	0.01113	-0.00046

表格 12: hp 滤波波动部分-按所有制划分

年份	δ_c		δ_q	
	民营	国有	民营	国有
2002	0.00251	-0.01875	-0.01837	-0.01393
2003	-0.00020	0.03061	0.00983	0.00125
2004	-0.00597	-0.00794	0.01860	0.02752
2005	0.00138	0.00015	0.00383	-0.00768
2006	0.00005	-0.00336	-0.00241	-0.00234
2007	0.00018	0.00016	-0.00819	-0.00500
2008	0.00415	-0.00392	-0.00524	-0.00026
2009	0.00023	0.00218	-0.00231	0.00028
2010	-0.00141	0.00091	0.00049	0.00044
2011	-0.00092	0.00041	0.00204	0.00012
2012	0.00004	0.00038	0.00172	-0.00049
2013	-0.00004	-0.00081	0.00002	0.00009

表格 13: 企业面临的约束类型-按所有制划分

年份	民营企业	国有企业
2002	投资机会约束	融资约束
2003	融资约束	投资机会约束
2004	融资约束	融资约束
2005	融资约束	投资机会约束
2006	投资机会约束	融资约束
2007	投资机会约束	投资机会约束
2008	投资机会约束	融资约束
2009	投资机会约束	投资机会约束

2010	融资约束	投资机会约束
2011	融资约束	投资机会约束
2012	融资约束	投资机会约束
2013	融资约束	融资约束

从表格 13 的结果可以看出, 民营企业与国有企业在 2010 年以后所面临的约束类型有明显的分歧。民营企业面临的约束从投资机会约束变为融资约束, 而国有企业则主要面临着投资机会的约束。表 13 的结果可以与表 10 互相对比。可以看出这两个结果是相同的。因此, 正如一些学者的研究表明 (方军雄(2010)、白俊和连立帅(2012)), 国有企业能获得更多信贷支持的原因更多的来源于其自身较大的资产规模。当商业银行受到贷款规模约束的时候, 这种资产规模的效应就会放大, 从而使得资产规模较大的企业获得更多的贷款。表面上看起来的所有制歧视, 实际上是本文假说的一个表现。

六、结论和政策建议

投资在我国经济中发挥着举足轻重的作用。在完美金融市场环境中, 影响企业投资的主要是投资机会。只要企业有净现值为正的项目, 就可以通过外部融资的方式获得资金。但是, 因为信息不对称, 金融市场是不完美的, 表现为外部融资和内部融资出现价差, 融资成本上升, 制约企业投资。这就表现为现实中的融资约束, 企业投资更加受到自身现金流等内部融资的制约。

在我国, 企业融资约束除了金融市场不完美这个成因以外, 还受到货币政策执行模式中合意信贷规模管制的影响。因为信贷规模是一个固定的数量, 为了获得最大的收益, 商业银行在进行投资的资产选择的时候就会降低表内信贷风险, 从而在巴塞尔标准下可以节约资本占用, 将这些资本投资到更有收益的资产中。为了达到这个目的, 商业银行可以利用银证合作、信托受益权转让等影子银行业务将高风险资产转移到表外。随着表内贷款风险容忍度的降低, 商业银行会加大对企业抵押品的要求。这就使得大规模企业可以获得更多的贷款, 而成长性的公司, 虽然具有很多投资机会, 但是受制于抵押品约束无法获得贷款。因此, 贷款规模管制会导致我国金融出现错配, 资金流向大企业, 使得这些企业投资更多受制于投资机会, 而成长性企业只能寻求高成本的表外融资, 导致融资溢价上升, 受到更强的融资约束。

通过对上市公司的实证分析, 本文发现自从 2010 年我国在合意贷款规模的名义下重拾贷款规模管制以来, 大型企业和国有企业更多受到了投资机会约束, 成长性的中小企业更多受到了融资约束。这表明我国投资实际上面临着流动性错配的环境。完美运行的金融市场应该将资金配置给投资机会多的企业, 但是, 这些成长性企业却由于抵押品等问题较难获得信

贷。这种流动性错配降低了资源配置效率，不仅影响了企业投资的速度，更影响了整个经济的投资质量。

因此，为了稳定投资速度、提高投资质量，我国需要尽早放弃窗口指导下的合意贷款规模管制。很多人担心，如果放弃了这种调控手段，会不会出现投资的大规模增长，增加社会的系统性风险。为了控制这些潜在问题的出现，可以在放弃贷款规模管制的同时，加快推进宏观审慎监管建设。在 2007 年全球金融危机之后，宏观审慎监管被认为是和财政政策、货币政策并列的第三类宏观政策，主要内容就是通过控制贷款增速和贷款在不同部门之间的分布防止系统性金融风险的发生。宏观审慎监管主要工具包括核心资本要求、流动性拨备等方面。当前我国商业银行在巴塞尔协议Ⅲ的框架下正在对这些工具进行准备。未来需要进一步加快工作进度，保证我国经济后有一个稳定的金融环境。

参考文献

- [1] 白俊、连立帅：《信贷资金配置差异：所有制歧视抑或禀赋差异？》，《管理世界》，2012年第6期。
- [2] 方军雄：《所有制，制度环境与信贷资金配置》，《经济研究》，2007年第12期。
- [3] 方军雄：《民营上市公司，真的面临银行贷款歧视吗？》，《管理世界》，2010年第11期。
- [4] 郭丽虹、马文杰：《融资约束与企业投资-现金流量敏感度的再检验：来自中国上市公司的证据》，《世界经济》，2009年第2期。
- [5] 黄志忠、谢军：《宏观货币政策、区域金融发展和企业融资约束——货币政策传导机制的微观证据》，《会计研究》，2013年第1期。
- [6] 江伟、李斌：《制度环境、国有产权与银行差别贷款》，《金融研究》，2006年第11期。
- [7] 李焰、秦义虎、张肖飞：《企业产权，管理者背景特征与投资效率》，《管理世界》，2011年第1期。
- [8] 连玉君、程建：《投资—现金流敏感性：融资约束还是代理成本？》，《财经研究》，2007年第2期。
- [9] 罗瑜：《我国货币市场与债券市场的传导性分析》，《管理世界》，2012年第2期。
- [10] 倪铮、张春：《银行监督，企业社会性成本与贷款融资体系》，《数量经济技术经济研究》，2007年第11期。
- [11] 彭方平、王少平：《我国货币政策的微观效应——基于非线性光滑转换面板模型的实证研究》，《金融研究》，2007年第9期。
- [12] 屈文洲、谢雅璐、叶玉妹：《信息不对称，融资约束与投资—现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究》，《经济研究》，2011年第6期。
- [13] 童盼、陆正飞：《负债融资，负债来源与企业投资行为》，《经济研究》，2005年第5期。
- [14] 王红建、李青原、王永海：《资产专用性与公司财务会计行为：一个文献综述》，《会计与经济研究》，2013年第5期。
- [15] 伍利娜、陆正飞：《企业投资行为与融资结构的关系——基于一项实验研究的发现》，《管理世界》，2005年第4期。
- [16] 辛清泉、郑国坚、杨德明：《企业集团，政府控制与投资效率》，《金融研究》，2007年第10期。
- [17] 徐明东、陈学彬：《中国工业企业投资的资本成本敏感性分析》，《经济研究》，2012年第3期。
- [18] 殷波：《投资时机，资产价格与最优利率政策：对中国货币政策有效性的再解释》，《世界经济》，2009年第3期。
- [19] 应惟伟：《经济周期对企业投资影响的实证研究——基于投资现金流敏感性视角》，《财政研究》，2008年第5期。
- [20] 于泽、徐沛东：《资本深化与我国产业结构转型——基于中国1987—2009年29省数据的研究》，《经

- 济学家》，2014 年第 3 期。
- [21] 张雪兰、何德旭：《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究（2000--2010）》，《经济研究》，2012 年第 5 期。
- [22] 郑江淮、何旭强、王华：《上市公司投资的融资约束：从股权结构角度的实证分析》，《金融研究》，2001 年第 11 期。
- [23] Allen, F., et al.,2005. "Law, finance, and economic growth in China." *Journal of financial economics* **77**(1): 57-116.
- [24] Arellano, M. and S. Bond,1991. "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *The Review of Economic Studies* **58**(2): 277-297.
- [25] Arellano, M. and O. Bover,1995. "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models." *Journal of econometrics* **68**(1): 29-51.
- [26] Bemanke, B., et al.,1996. "The Financial Accelerator and the Flight to Quality." *The Review of Economics and Statistics* **78**(1): 1-15.
- [27] Bernanke, B. and M. Gertler,1989. "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations." *The American economic review* **79**(1): 14-31.
- [28] Bernanke, B. S.,1983. "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression." *The American economic review* **73**(3): 257-276.
- [29] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder,1988. "Credit, Money, and Aggregate Demand." *American Economic Review* **78**(2): 435-439.
- [30] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder,1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *American Economic Review* **82**(4): 901-921.
- [31] Bertrand, M. and S. Mullainathan,2003. "Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences." *Journal of Political Economy* **111**(5): 1043-1075.
- [32] Blundell, R. and S. Bond,1998. "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models." *Journal of econometrics* **87**(1): 115-143.
- [33] Bond, S. and C. Meghir,1994. "Dynamic investment models and the firm's financial policy." *The Review of Economic Studies* **61**(2): 197-222.
- [34] Calomiris, C. W. and R. G. Hubbard (1995). *Internal finance and investment: Evidence from the undistributed profits tax of 1936-1937*, National Bureau of Economic Research.

- [35] Chen, H., et al.,2011. "The Implementation of Monetary Policy in China: The Interbank Market and Bank Lending." Social Science Electronic Publishing.
- [36] Chevalier, J. and G. Ellison,1999. "Career concerns of mutual fund managers." The Quarterly Journal of Economics **114**(2): 389-432.
- [37] Chirinko, R. S. and H. Schaller,1995. "Why does liquidity matter in investment equations?" Journal of money, credit and banking **27**(2): 527-548.
- [38] Ehrbeck, T. and R. Waldmann,1996. "Why are professional forecasters biased? Agency versus behavioral explanations." The Quarterly Journal of Economics **111**(1): 21-40.
- [39] Falkenstein, E. G.,1996. "Preferences for stock characteristics as revealed by mutual fund portfolio holdings." The journal of finance **51**(1): 111-135.
- [40] Fazzari, S., et al.,1988. "Financing Constraints and Corporate Investment." Brookings Papers on Economic Activity **1988**(1): 141-195.
- [41] Fisher, I.,1933. "The debt-deflation theory of great depressions." Econometrica: Journal of the Econometric Society: 337-357.
- [42] Gilchrist, S. and C. P. Himmelberg,1995. "Evidence on the role of cash flow for investment." Journal of monetary Economics **36**(3): 541-572.
- [43] Graham, J. R.,1999. "Herding among investment newsletters: Theory and evidence." The journal of finance **54**(1): 237-268.
- [44] Greenwald, B., et al.,1984. "Informational imperfections in the capital market and macroeconomic fluctuations." The American economic review **74**(2): 194-199.
- [45] Grinblatt, M., et al.,1995. "Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior." The American economic review: 1088-1105.
- [46] Hayashi, F.,1982. "Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation." Econometrica: Journal of the Econometric Society: 213-224.
- [47] Holmstrom, B. and J. Tirole,1997. "Financial intermediation, loanable funds, and the real sector." The Quarterly Journal of Economics: 663-691.
- [48] Hong, H., et al.,2000. "Security analysts' career concerns and herding of earnings forecasts." The Rand journal of economics: 121-144.
- [49] Hoshi, T., et al.,1991. "Corporate structure, liquidity, and investment: Evidence from Japanese industrial groups." The Quarterly Journal of Economics **106**(1): 33-60.

- [50] Hubbard, R. G.,1998. "Capital-Market Imperfections and Investment." *Journal of Economic Literature* **36**(1): 193-225.
- [51] Hubbard, R. G., et al.,1995. "Internal Finance and Firm Investment." *Journal of money, credit and banking* **27**(3): 683-701.
- [52] Jaffee, D. M. and T. Russell,1976. "Imperfect information, uncertainty, and credit rationing." *The Quarterly Journal of Economics* **90**(4): 651-666.
- [53] Jensen, M. C.,1986. "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers." *The American economic review* **76**(2): 323-329.
- [54] Jensen, M. C.,1993. "The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems." *The journal of finance* **48**(3): 831-880.
- [55] Kashyap, A. K., et al.,1993. "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance." *The American economic review* **83**(1): 78-98.
- [56] Kishan, R. P. and T. P. Opiela,2000. "Bank size, bank capital, and the bank lending channel." *Journal of money, credit and banking*: 121-141.
- [57] Kiyotaki, N. and J. Moore,1997. "Credit Cycles." *Journal of Political Economy* **105**(2): 211-248.
- [58] Lakonishok, J., et al.,1992. "The impact of institutional trading on stock prices." *Journal of financial economics* **32**(1): 23-43.
- [59] Lamont, O. A.,2002. "Macroeconomic forecasts and microeconomic forecasters." *Journal of economic behavior & organization* **48**(3): 265-280.
- [60] Lang, L., et al.,1996. "Leverage, investment, and firm growth." *Journal of financial economics* **40**(1): 3-29.
- [61] Ludvigson, S.,1998. "The channel of monetary transmission to demand: evidence from the market for automobile credit." *Journal of money, credit and banking*: 365-383.
- [62] Malmendier, U. and G. Tate,2008. "Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction." *Journal of financial economics* **89**(1): 20-43.
- [63] Modigliani, F. and M. H. Miller,1958. "The cost of capital, corporation finance and the theory of investment." *The American economic review* **48**(3): 261-297.
- [64] Morgan, D. P.,1998. "The credit effects of monetary policy: Evidence using loan commitments." *Journal of money, credit and banking*: 102-118.
- [65] Myers, S. C.,1977. "Determinants of corporate borrowing." *Journal of financial economics* **5**(2): 147-175.

- [66] Myers, S. C.,1984. "The capital structure puzzle." *The journal of finance* **39**(3): 574-592.
- [67] Myers, S. C. and N. S. Majluf,1984. "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have." *Journal of financial economics* **13**(2): 187-221.
- [68] Narayanan, M.,1985. "Managerial Incentives for Short - term Results." *The journal of finance* **40**(5): 1469-1484.
- [69] Nofsinger, J. R. and R. W. Sias,1999. "Herding and feedback trading by institutional and individual investors." *The journal of finance* **54**(6): 2263-2295.
- [70] Roll, R.,1986. "The hubris hypothesis of corporate takeovers." *Journal of business*: 197-216.
- [71] Schaller, H.,1993. "Asymmetric information, liquidity constraints, and Canadian investment." *Canadian Journal of Economics*: 552-574.
- [72] Schoder, C.,2013. "Credit vs. demand constraints: the determinants of US firm-level investment over the business cycles from 1977 to 2011." *The North American Journal of Economics and Finance*.
- [73] Stein, J. C.,1998. "An Adverse-Selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy." *The Rand journal of economics*: 466-486.
- [74] Stickel, S. E.,1990. "Predicting individual analyst earnings forecasts." *Journal of accounting research* **28**(2): 409-417.
- [75] Stiglitz, J. E. and A. Weiss,1981. "Credit rationing in markets with imperfect information." *The American economic review* **71**(3): 393-410.
- [76] Stiglitz, J. E. and A. Weiss,1983. "Incentive effects of terminations: Applications to the credit and labor markets." *The American economic review* **73**(5): 912-927.
- [77] Tobin, J.,1969. "A general equilibrium approach to monetary theory." *Journal of money, credit and banking* **1**(1): 15-29.
- [78] Townsend, R. M.,1979. "Optimal contracts and competitive markets with costly state verification." *Journal of Economic theory* **21**(2): 265-293.
- [79] Welch, I.,2000. "Herding among security analysts." *Journal of financial economics* **58**(3): 369-396.
- [80] Wermers, R.,1999. "Mutual fund herding and the impact on stock prices." *The journal of finance* **54**(2): 581-622.
- [81] Whited, T. M.,1992. "Debt, liquidity constraints, and corporate investment: Evidence from panel data." *The journal of finance* **47**(4): 1425-1460.

中国货币政策透明度的经验研究¹

马 勇²

【摘 要】本文在新凯恩斯一般均衡框架下，通过构建一个明确包含中央银行行为方程和货币政策透明度模块的 DSGE 模型，对中国的货币政策透明度进行了实证研究。基于中国 1992-2013 年季度数据的估计结果表明，中国的货币政策透明度总体上处于较低的水平。这一结论得到了中国实践经验和跨国数据的双重支持。进一步的分析表明，低的货币政策透明度和低的中央银行独立性彼此强化，成为导致通胀和泡沫经济的重要原因。在下一步改革中，货币政策框架调整可分三步进行：一是增加对通胀的反应力度，将通胀水平控制在合理范围；二是提高货币政策的透明度，多渠道加强中央银行与社会公众的沟通；三是提高中央银行的独立性，为货币政策实施提供制度保障。

【关键词】货币政策透明度；中央银行沟通；新凯恩斯模型

一、引言与文献回顾

在现代经济和金融体系下，由于中央银行的政策透明度对货币政策的传导机制和实施效果具有重要影响，因此，自 20 世纪 90 年代以来，全球主要国家的中央银行都在努力提高货币政策透明度，并逐渐演变成一种全球性趋势（Winkler, 2000）。包括美国、英国、日本、加拿大、瑞典、新西兰、澳大利亚等国在内的中央银行，普遍通过发表政策报告、公开决策程序、公布经济金融数据、公开演说和新闻发布等多种方式阐明其政策意图，并以此提高货币政策透明度，从而及时引导公众预期。根据 Fry 等（2000）对全球 94 家中央银行的调查研究，74% 的被调查央行已将透明度要素作为其货币政策框架的一个关键组成部分，在重要性排序上仅次于独立性和通胀管理。

从理论研究来看，最近 20 多年来，与货币政策透明度有关的问题也逐渐成为主流经济学研究的热点问题。这些研究涉及货币政策透明度的概念架构、透明度与政策有效性之间的逻辑关系以及货币政策透明度的量化分析等方面。在早期研究中，Goodfriend（1986）主张，

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Papers No.1521

² 马勇，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国人民大学财政金融学院副教授

中央银行应该通过及时准确的信息公开来降低经济中的不确定性，从而提高货币政策效果。Blinder（1998）也认为，公众对中央银行货币政策的了解有助于增强市场效率，因为市场对货币政策决策和规则的理解可以减少市场上的投机行为和降低市场的不确定性。Eijffinger 等（2000）的模型分析表明，透明度的提高有助于降低公众对中央银行通货膨胀和产出偏好认识的不确定性，从而有助于实现通胀控制。Howells 和 Mariscal（2003）进一步发现，增强中央银行货币政策操作的透明度不但可以使得货币政策更加有效，而且能够保证以很小的成本实现中央银行的政策目标。上述结论得到了以 Chortareas 等（2003）等为代表的经验研究的支持，他们对 21 个 OECD 国家进行的实证研究发现，货币政策透明度越高，政策抑制通货膨胀的成本就会越低。事实上，提高货币政策透明度不仅可以提高中央银行的反通胀声誉和效果，而且能使中央银行更加灵活地处理各种供给冲击，从而增进市场信心和货币政策的有效性（Geraats, 2002；Van der Cruysen 和 Demertzis, 2007）。事实上，最近很多实证研究也表明，透明的政策能够使中央银行降低宏观经济的不确定性，这反过来又有助于提高中央银行的信誉度（Dai 和 Spyromitros, 2012）。由于货币政策透明度问题涉及到中央银行和市场参与者之间的信息沟通以及他们对经济信息的理解，所以一些相关研究重点强调了经济信息在货币政策传导机制中的作用（Hamilton 等, 2011；Del Negro 等, 2012）。在较近的一项研究中，Papadamou（2013）指出，货币政策预期中所隐含的透明度水平对货币政策向国债市场的传导机制具有重要影响，此时，透明的货币政策可以增加私人部门的预测能力，从而有效地对抗货币政策传导机制中的不确定性和时滞效应。

鉴于货币政策透明度在理论和实践方面的重要性，一些研究开始尝试从不同角度对各国中央银行货币政策的透明度状况进行实证测度。从测度方法来看，现有文献主要包括三类：一是直接通过问卷调查建立评价体系，如 Fry 等（2000）基于 94 个国家问卷调查建立了一个“政策解释指数”，该指数涵盖了政策决策、前瞻性分析、公布评估与研究结果等三个方面；二是根据官方法律条文规定或中央银行的实际操作，建立衡量货币政策透明度的指标体系并进行评分加总，如 Eijffinger 和 Geraats（2006）从政治、经济、程序、政策和操作等五个方面对货币政策透明度进行了度量，而 De Haan 等（2004）则围绕“目标透明度”、“策略透明度”和“沟通策略”，从 14 个基本方面建立了中央银行的信息披露指数，如公布通货膨胀预测、货币政策会议日程安排、会议备忘录、量化的政策目标等；三是通过研究市场主体对政策信息的理解来评估一国货币政策的透明度，如 Howells 和 Mariscal（2003）将市场短期名义利率对中央银行政策利率目标告示的反应程度作为衡量指标，而 Kia 和 Patron（2004）

则基于货币政策会议、新闻发布会等重大事件,通过研究事件日前后市场利率水平与其长期平均变动值之间的差异,来间接评估货币政策的实际透明度。从国内研究来看,谢平和程均丽(2005)在文献分析的基础上,将货币政策透明度划分为目标、知识和决策透明度三类,但未进行具体的实证测度。徐亚平(2006)从货币政策目标的透明性、经济信息资料的透明性、货币政策决策的透明性以及中央银行有关预测的透明性等方面评估了中国的货币政策透明度,结果显示,中国的货币政策透明度指数为2.5(满分为8),与发达国家相比仍存在较大差距。在另一项相关研究中,张鹤等(2009)从目标透明度、信息透明度、预测透明度和沟通策略四个方面度量了中国的货币政策透明度,结果得出了与徐亚平(2006)类似的结论:中国货币政策透明度的总指数为3(满分为8),显示了较低的货币政策透明度。

总体而言,尽管货币政策透明度的重要性已经得到了理论界和实践家们的普遍共识,但如何对货币政策透明度进行有效测度仍然处于开放探索的状态。从目前的情况来看,以Eijffinger和Geraats(2006)为代表的主流评价方法都是基于各国中央银行的法律规章设计指标体系,并且在编制、分类以及权重的设定方面包含着很多主观判断。与此同时,尽管目前已经有不少文章从实证角度研究了货币政策透明度及其对宏观经济的影响,但将其置于动态随机一般均衡(DSGE)框架下予以讨论的文献依然非常匮乏,这意味着缺乏微观基础成为这些研究的一个主要缺陷。基于上述考虑,在本研究中,我们尝试构建一个明确包含中央银行行为方程和货币政策透明度模块的DSGE模型,并利用经验和数据相结合的贝叶斯估计对中国货币政策的透明度进行实证研究。这一研究的主要目标包括三个基本方面:首先,我们通过对传统的新凯恩斯DSGE模型进行扩展,建立了具备微观基础的一般均衡框架,这使得我们可以在宏观经济的动态系统中推导出具备明确理论基础的货币政策透明度测度;其次,贝叶斯方法被用于货币政策透明度以及其它参数的联合估计,这种方法通过将经验信息和实际数据相结合,可以得到比传统计量方法更为可靠的实证估计结果;第三,通过将理论估计得出的货币政策透明度与中国的货币政策实践进行比较分析,并将其置于全球视野中予以考察,我们得到了关于中国货币政策透明度的一个比较全面的整体图景。

本文其余部分的安排如下:第二部分通过对传统的新凯恩斯DSGE模型进行扩展,构建用于分析货币政策透明度的一般均衡框架;第三部分对中央银行行为方程和货币政策透明度的理论设定进行介绍;第四部分基于中国1992-2013年的季度数据,采用贝叶斯方法对货币政策透明度进行实证估计;第五部分从政策实践和国际比较的双重角度,对中国的货币政策透明度进行进一步分析与讨论;文章最后进行总结并提出了简要的政策建议。

二、基于开放经济的新凯恩斯模型框架

参考标准的 DSGE 文献 (Woodford, 2003; Galí 和 Monacelli, 2005), 新凯恩斯宏观经济模型的基本结构一般包括三个模块: 一是总供给方程, 即新凯恩斯菲利普斯曲线 (NKPC); 二是前瞻性的 IS 曲线, 用以描述利率、消费、产出等变量之间的跨期关系; 三是政策反应模块, 通常由货币和财政政策规则来表示。在 DSGE 模型求解过程中, 由于跨期最大化行为通常会产生非线性的均衡关系, 为获得简化的对数线性结构, 一般通过对模型在其稳态值附近进行对数线性近似来实现。

(一) 家庭部门

家庭部门由一系列消费、储蓄、投资和工作的同质个体构成, 其最优化决策是要在一定的预算约束条件下, 通过选择消费、劳动和持有政府债券来实现预期效用的最大化, 即:

$$\begin{aligned} \max_{C, N} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \\ \text{s.t. } P_t C_t + E_t \{Q_{t,t+1} B_{t+1}\} \leq W_t N_t + B_t - T_t \end{aligned}$$

其中, C_t 表示消费, N_t 表示工作时间, β 为贴现因子, σ 为风险厌恶系数, φ 为劳动供给弹性的倒数; P_t 为名义价格水平, B_t 为家庭部门购买的政府债券, $Q_{t,t+1}$ 为随机贴现因子, $E_t Q_{t,t+1} = \frac{1}{R_t}$, R_t 为名义利率。 W_t 为单位工资水平, T_t 为一次性总付税。根据上述设定, 家庭部门决策问题的最优化条件为:

$$\frac{W_t}{P_t} = C_t^\sigma N_t^\varphi \quad (1)$$

$$\frac{1}{R_t} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \quad (2)$$

其中, (1) 式为劳动力供给方程, (2) 式为跨期消费的欧拉方程。将上述两式对数线性化, 可得:³

$$\hat{w}_t - \hat{p}_t = \sigma \hat{c}_t + \varphi \hat{n}_t \quad (3)$$

$$\hat{c}_t = E_t \{\hat{c}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma} (\hat{R}_t - E\{\hat{\pi}_{t+1}\}) \quad (4)$$

³ 在本文中, $\hat{\bullet}$ 表示相应变量相对于其稳态值的偏离。下同。

(二) 最终厂商

家庭和政府部门消费的最终商品 C_t 由一系列连续的、完全竞争的厂商 j 提供, $j \in [0,1]$ 。最终厂商在国内购买中间产品 $Y_{H,t}(j)$ 或者从国外进口中间产品 $Y_{F,t}(j)$, 并在如下加总技术的约束下实现其成本支出的最小化:

$$C_t = \left[(1-\omega)^{\frac{1}{\sigma}} \left(\left[\int_0^1 Y_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \omega^{\frac{1}{\sigma}} \left(\left[\int_0^1 Y_{F,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

其中, η 为贸易价格弹性, $\varepsilon > 1$ 为同一个国家内所生产的中间产品之间的价格弹性, ω 为最终商品生产中进口商品的比重。与标准文献一致, 根据最终厂商的支出最小化, 可得国内外生产的中间产品的价格指数分别为:

$$P_{H,t} = \left(\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad P_{F,t} = \left(\int_0^1 P_{F,t}(j)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

基于上述两式, 可得综合价格指数为:

$$P_t = \left[(1-\omega)P_{H,t}^{1-\eta} + \omega P_{F,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

与此同时, 根据一价定律, 有:

$$P_{F,t} = \varepsilon_t P_t^* \quad (5)$$

其中, P_t^* 表示以外币表示的进口商品价格指数, ε_t 为名义汇率。于是, 贸易条件 S_t 和实际汇率 Q_t 可分别定义为:

$$S_t = P_{F,t} / P_{H,t} \quad (6)$$

$$Q_t = P_t^* \varepsilon_t / P_t \quad (7)$$

对 (5)、(6)、(7) 式进行对数线性化, 可得:

$$\hat{p}_{F,t} = \hat{p}_t^* + \hat{\varepsilon}_t \quad (8)$$

$$\hat{p}_t = (1-\omega)\hat{p}_{H,t} + \omega\hat{p}_{F,t} = \hat{p}_{H,t} + \omega\hat{s}_t \quad (9)$$

$$\hat{s}_t = \hat{p}_{F,t} - \hat{p}_{H,t} \quad (10)$$

对 (9) 式求差分, 可得:

$$\hat{\pi}_t = \hat{\pi}_{H,t} + \omega \Delta \hat{S}_t \quad (11)$$

同时，采用与 Gali 和 Monacelli（2005）类似的假定，在国际金融市场完美的条件下，消费与实际汇率满足以下关系：

$$\sigma \hat{c}_t = \hat{q}_t = (1 - \omega) \hat{S}_t \quad (12)$$

其中， $\hat{q}_t$ 为线性化后的实际汇率。（12）式即风险分担条件（risk sharing condition），这一条件所表达的基本经济学原理是：在一个完备的国际金融市场上，只要是同一个投资标的，在理论上就应该具有相同的报酬，从而确保无套利假设成立。

（三）中间厂商

参考标准文献的做法，中间品厂商的生产函数为： $Y_t = A_t N_t^{1-\alpha}$ ，其中， A_t 为技术因子， N_t 为厂商雇佣的劳动， α 为产出的资本份额⁴。根据上述生产函数，劳动的边际产出为：

$$MPN_t = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t} \quad (13)$$

根据产出方程和（13）式，并经对数线性化，可得：

$$\hat{n}_t = \frac{\hat{y}_t - \hat{a}_t}{1 - \alpha} \quad (14)$$

$$\hat{mpn}_t = \hat{y}_t - \hat{n}_t \quad (15)$$

其中， $\hat{a}_t \equiv \log A_t - \log A$ 服从 AR（1）过程， $\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_t^a$ ， $\varepsilon_t^a \sim i.i.d.N(0, \sigma_a^2)$ 。

根据一般定义，厂商的实际边际成本为实际工资 $\hat{w}_t - \hat{p}_{H,t}$ 和劳动边际产出 $\hat{mpn}_t$ 的差额：

$$\hat{mc}_t = \hat{w}_t - \hat{p}_{H,t} - \hat{mpn}_t \quad (16)$$

其中， w_t 为名义工资。为纳入劳动决策，可将（16）式重写为：

$$\hat{mc}_t = (\hat{w}_t - \hat{p}_t) + \omega \hat{S}_t - \hat{mpn}_t \quad (17)$$

联立劳动供给（3）式、劳动边际产出（15）式和实际边际成本（17）式，可得：

$$\hat{mc}_t = (\sigma \hat{c}_t + \varphi \hat{n}_t) + \omega \hat{S}_t - (\hat{y}_t - \hat{n}_t) \quad (18)$$

对于厂商定价，基于 Calvo（1983）定价法则，假定每一期重新定价的厂商比例为 $1 - \theta_p$ ，

⁴ 参考 Gali（2008）等的做法，假定资本固定不变，因此可从产出方程中略去。

其余厂商则根据过去的通胀水平确定其指数化价格, 即 $P_{it} = \pi_{t-1}^{\chi_p} P_{it-1}$, 其中 $\chi_p \in [0,1]$ 为指数化程度参数。假定所有重新定价的厂商都选择同样的价格 $\tilde{P}_t$, 厂商 i 的最大化问题可表示为:

$$\begin{aligned} \underset{\tilde{P}_t}{Max} \quad & E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^s \lambda_{t+s} \left[Y_{it+s} \left(\prod_{h=1}^s \pi_{t+h-1}^{\chi_p} \frac{\tilde{P}_t}{P_{t+s}} - MC_{t+s} \right) \right] \\ \text{s.t.} \quad & Y_{it+s} = \left(\prod_{h=1}^s \pi_{t+h-1}^{\chi_p} \frac{\tilde{P}_t}{P_{t+s}} \right)^{-\vartheta} Y_{t+s} \end{aligned}$$

其中, ϑ 为中间产品的相互替代弹性。上述最优化问题的一阶条件为:

$$\tilde{P}_t = \frac{\vartheta}{\vartheta-1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^s \lambda_{t+s} P_{t+s} MC_{t+s} Y_{it+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \theta_p)^s \lambda_{t+s} \prod_{h=1}^s \pi_{t+h-1}^{\chi_p} Y_{it+s}} \quad (19)$$

与此同时, 价格水平的运动方式可表示为:

$$P_t^{1-\vartheta} = \theta_p \left(\pi_{t-1}^{\chi_p} P_{t-1} \right)^{1-\vartheta} + (1-\theta_p) (\tilde{P}_t)^{1-\vartheta} \quad (20)$$

通过对 (19) 和 (20) 式对数线性化, 可以得到如下形式的混合型新凯恩斯菲利普斯曲线 (hybrid NKPC)⁵:

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\chi_p} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\chi_p}{1+\beta\chi_p} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p(1+\beta\theta_p)} \hat{MC}_t + \varepsilon_t^c \quad (21)$$

其中, $\varepsilon_t^c \sim i.i.d.N(0, \sigma_c^2)$ 为成本推动冲击。特别地, 当 $\chi_p = 0$ 时, (21) 式变回前瞻性的新凯恩斯菲利普斯曲线 (forward-looking NKPC)。

(四) 市场均衡

市场出清要求每种中间产品的供给与来自最终产品厂商和政府部门的总需求相等, 即:

$$Y_t = (1-\omega) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \omega \left(\frac{P_{H,t}^*}{P_t^*} \right)^{-\eta} C_t^* + G_t \quad (22)$$

其中, G_t 为政府购买, $P_{H,t}^*$ 和 C_t^* 分别表示以外币表示的国内产品价格指数和国外消费,

η 为贸易价格弹性。参考 Galí 和 Monacelli (2005), 将国外变量保持恒定, 即 $\hat{C}_t^* = 0$ 。结合

⁵ 在主流 DSGE 模型中, 关于混合型新凯恩斯菲利普斯曲线的推导已经标准化, 这方面的基础性文献主要包括: Calvo (1983)、Yun (1996)、Galí 和 Monacelli (2005) 等。

条件 $\hat{p}_t = \hat{p}_{H,t} + \omega \hat{s}_t$ ，将 (22) 式对数线性化可得：

$$\hat{y}_t = (1-\omega)(\omega\eta\hat{s}_t + \hat{c}_t) + \omega\eta\hat{s}_t + \frac{\gamma_g}{1-\gamma_g}\hat{g}_t \quad (23)$$

其中， $\gamma_g = \frac{G}{Y}$ 为稳态时的政府支出与产出比， $\hat{g}_t$ 为经产出调整后的政府支出相对于其稳态值的偏离，其余变量定义和前文相同。按照大部分文献的做法，政府支出由税收融资且对数线性化的政府支出满足 AR (1) 过程： $\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t^g$ ，其中 ρ_g 为政府支出平滑系数， $\varepsilon_t^g \sim i.i.d.N(0, \sigma_g^2)$ 为政府支出冲击。

将上述产品市场出清条件与风险分担条件 $\sigma\hat{c}_t = \hat{q}_t = (1-\omega)\hat{s}_t$ 相结合，同时定义 $\kappa = \sigma\eta\omega(2-\omega) + (1-\omega)^2$ ，经推导可得开放条件下的新凯恩斯动态 IS 曲线：

$$\hat{y}_t = E_t \hat{y}_{t+1} - \frac{\kappa}{\sigma}(\hat{r}_t - E_t \hat{r}_{t+1}) + \frac{\gamma_g}{1-\gamma_g} E_t (\hat{g}_t - \hat{g}_{t+1}) \quad (24)$$

三、中央银行行为与货币政策透明度测度

上文在一个基于开放经济的新凯恩斯模型中，通过对家庭和企业部门微观最优化行为的描述，推导了用以刻画宏观经济动态的总供给方程 (NKPC) 和总需求方程 (IS 曲线)，从而为我们分析中央银行政策提供了一个基本框架。在本部分，我们集中对中央银行的行为方程 (货币政策规则) 和货币政策透明度进行建模。

(一) 货币政策规则

在开放经济条件下，货币政策规则通常设定为对通胀缺口、产出缺口和汇率波动三个目标变量做出反应。此外，根据新近的文献研究，我们在开放经济泰勒型规则的基础上引入一个时变的通胀目标 (time-varying target)，用以衡量通胀目标变化对相关变量的经济影响。扩展后的开放条件利率规则可表示为：

$$\frac{r_t}{r} = \left(\frac{r_{t-1}}{r}\right)^{\rho_r} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi_t^*}\right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right)^{\phi_Y} \left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}}\right)^{\phi_Q} \right]^{1-\rho_r} \exp(\varepsilon_t^r) \quad (25)$$

其中， Y_t^* 为自然水平的产出， π_t^* 为通胀目标。 π_t^* 服从如下形式的外生过程：

$$\pi_t^* = \pi^{*-1-\rho_\pi} (\pi_{t-1}^*)^{\rho_\pi} \exp(\varepsilon_t^{\pi^*})$$

其中, $\bar{\pi}$ 为通货膨胀的稳态值, $\varepsilon_t^\pi \sim i.i.d. N(0, \sigma_\pi^2)$ 。线性化后的通胀目标运动过程可表示为 AR(1) 形式:

$$\hat{\pi}_t^* = \rho_\pi \hat{\pi}_{t-1}^* + \varepsilon_t^\pi \quad (26)$$

从(26)式可以看出, 通过引入时变的通胀目标, 不仅可以揭示中央银行通胀目标变动的潜在经济影响, 而且能更好地反映通胀目标本身随时间变化的各种动态机制, 如通胀目标的持久性和波动性等。

通过对(25)式进行对数线性化, 可以得到中央银行的利率规则为:

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\phi_\pi \tilde{\pi}_t + \phi_y \tilde{y}_t + \phi_q \tilde{q}_t) + \varepsilon_t^r \quad (27)$$

其中, $\tilde{\pi}_t = \hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^*$ 为通胀缺口, $\tilde{y}_t = \hat{y}_t - \hat{y}_t^*$ 为产出缺口, $\tilde{q}_t = \hat{q}_t - \hat{q}_{t-1}$ 为汇率变动。参数 ϕ_π 、 ϕ_y 和 ϕ_q 为中央银行利率相对于通胀缺口、产出缺口和汇率变动的反应系数。 ρ_r 为利率平滑系数, $0 < \rho_r < 1$ 。 $\varepsilon_t^r \sim i.i.d. N(0, \sigma_r^2)$ 为利率冲击, 可解释为货币政策中的非系统性成分。

(二) 货币政策透明度

在实践中, 大部分国家的中央银行都是通过控制政策利率来传导其货币政策。通过向公众传递关于经济增长和通胀的预期, 或者发布对未来政策利率走向的评估, 中央银行对政策利率的控制可以同时影响短期货币市场利率和长期利率产生影响。在这种情况下, 中央银行可以影响市场关于未来货币政策立场的预期, 而金融市场主体则会利用这些信息对政府债券等金融资产进行定价。根据上述传导机制, 我们可以在货币政策透明度和利率期限结构之间建立起逻辑联系。根据标准的利率期限结构理论 (Santomero, 1975), 长期利率 R_t 由一系列短期利率的预期值 r_{t+i}^e ($i=1,2,3,\dots,n-1$) 决定:

$$(1 + R_t) = \left[(1 + r_t)(1 + r_{t+1}^e)(1 + r_{t+2}^e) \cdots (1 + r_{t+n-1}^e) \right]^{\frac{1}{n}} \quad (28)$$

上述方程的对数线性化形式为:

$$\hat{R}_t = \frac{1}{n}(\hat{r}_t + \hat{r}_{t+1}^e + \hat{r}_{t+2}^e + \cdots + \hat{r}_{t+n-1}^e) \quad (29)$$

其中, r_{t+1}^e 代表人们对 $t+1$ 期短期利率的预期。需要指出的是, (29) 所表达的是标准的期望利率期限结构理论 (Expectations Theory), 但在现实中, 长期利率并不仅仅只是与短

期利率相关，同时还与期限、风险等因素相关，为此，可在（29）式的基础上进一步引入一个溢价因子：

$$\hat{R}_t = \frac{1}{n}(\hat{r}_t + \hat{r}_{t+1}^e + \hat{r}_{t+2}^e \dots + \hat{r}_{t+n-1}^e) + \xi_t^p \quad (30)$$

容易看出，通过引入溢价因子 ξ_t^p ，（30）式可以捕捉到与期限、风险等因素相关的溢价水平变动的影响。参考标准文献的做法，假定利率溢价因子 ξ_t^p 服从 AR（1）过程：

$\xi_t^p = \rho_\xi \xi_{t-1}^p + \varepsilon_t^p$ ，其中， ρ_ξ 为利率溢价因子的平滑系数， $\varepsilon_t^p \sim i.i.d. N(0, \sigma_\xi^2)$ 为利率溢价冲击。与此同时，根据 Blinder（1998）、Woodford（2003）、Blinder 等（2008）等的研究，人们对短期利率的预期可由以下函数表示：

$$r_{t+j}^e = F_j(Y_t, \pi_t, Q_t, \dots, s_t) + \varepsilon_t^e \quad (31)$$

其中， s_t 为中央银行传递给社会公众的信息。如果中央银行的政策规则是秘密的，那么人们将无从得知 s_t 。根据 Woodford（2003）和 Hamilton 等（2011）的研究，社会公众对 $t+1$ 期短期利率的预期由 t 期观察到的短期利率以及通胀、产出和汇率等关键变量的变动决定，其反应形式类似于开放条件下的泰勒型货币政策规则。由于大众无法准确预测短期利率，中央银行可以在 t 期通过与社会公众进行沟通，并藉此传递出 $t+1$ 期的利率信息 s_{t+1} 。因此，预期的短期利率 r_{t+1}^e 可表示为：

$$\hat{r}_{t+1}^e = (1 - \kappa_{r,t+1})(\kappa_{\pi,t+1}\tilde{\pi}_t + \kappa_{y,t+1}\tilde{y}_t + \kappa_{q,t+1}\tilde{q}_t) + \kappa_{r,t+1}s_{t+1} \quad (32)$$

其中， $\kappa_{\pi,t+1}$ 和 $\kappa_{y,t+1}$ 表示公众在得知 t 期的经济信息之后，对 $t+1$ 期短期利率的预测参数。 $\kappa_{r,t+1}$ 为中央银行的货币政策透明度参数。为简化起见，中央银行信息 s_{t+1} 直接给予 $t+1$ 期的短期利率变动，即： $s_{t+1} = \hat{r}_{t+1}$ 。于是，（32）式可被重写为：

$$\hat{r}_{t+1}^e = (1 - \kappa_{r,t+1})(\kappa_{\pi,t+1}\tilde{\pi}_t + \kappa_{y,t+1}\tilde{y}_t + \kappa_{q,t+1}\tilde{q}_t) + \kappa_{r,t+1}\hat{r}_{t+1} \quad (33)$$

注意，如果 $\kappa_{r,t+1} = 1$ ，方程（33）退化为 $\hat{r}_{t+1}^e = \hat{r}_{t+1}$ ，这意味着中央银行的货币政策完全透明，公众可以根据中央银行传递的信息准确推测未来的短期利率。反之，如果 $\kappa_{r,t+1} = 0$ ，方程（33）变为 $\hat{r}_{t+1}^e = \kappa_{\pi,t+1}\tilde{\pi}_t + \kappa_{y,t+1}\tilde{y}_t + \kappa_{q,t+1}\tilde{q}_t$ ，这意味着中央银行的货币政策完全不透明，公众只能完全依靠自己搜寻的相关信息来推测 $t+1$ 期的短期利率。于是，各期的预期短期

利率可分别表示为:

$$\begin{aligned}\hat{r}_{t+1}^e &= (1 - \kappa_{r,t+1})(\kappa_{\pi,t+1}\tilde{\pi}_t + \kappa_{y,t+1}\tilde{y}_t + \kappa_{q,t+1}\tilde{q}_t) + \kappa_{r,t+1}\hat{r}_{t+1}, \\ \hat{r}_{t+2}^e &= (1 - \kappa_{r,t+2})(\kappa_{\pi,t+2}\tilde{\pi}_t + \kappa_{y,t+2}\tilde{y}_t + \kappa_{q,t+2}\tilde{q}_t) + \kappa_{r,t+2}\hat{r}_{t+2}, \\ &\dots, \\ \hat{r}_{t+n-1}^e &= (1 - \kappa_{r,t+n-1})(\kappa_{\pi,t+n-1}\tilde{\pi}_t + \kappa_{y,t+n-1}\tilde{y}_t + \kappa_{q,t+n-1}\tilde{q}_t) + \kappa_{r,t+n-1}\hat{r}_{t+n-1}.\end{aligned}$$

在上述等式中, 由于 $\tilde{\pi}_t$ 和 $\tilde{y}_t$ 的系数均为 $\kappa_{\pi,t+n-1}$ 和 $\kappa_{y,t+n-1}$ 在各期的组合, 为简化参数估计, 假定上述方程中的系数均为常数, 并用 κ_{π}^e 、 κ_y^e 和 κ_r 表示, 于是得到:

$$\hat{r}_{t+1}^e + \hat{r}_{t+2}^e + \dots + \hat{r}_{t+n-1}^e = (1 - \kappa_r)(n-1)(\kappa_{\pi}^e\tilde{\pi}_t + \kappa_y^e\tilde{y}_t + \kappa_q^e\tilde{q}_t) + \kappa_r(\hat{r}_{t+1} + \hat{r}_{t+2} + \dots + \hat{r}_{t+n-1}) \quad (34)$$

将 (34) 式代入 (30) 式, 可得:

$$\hat{R}_t = \frac{1}{n}[\hat{r}_t + (1 - \kappa_r)(n-1)(\kappa_{\pi}^e\tilde{\pi}_t + \kappa_y^e\tilde{y}_t + \kappa_q^e\tilde{q}_t) + \kappa_r(\hat{r}_{t+1} + \hat{r}_{t+2} + \dots + \hat{r}_{t+n-1})] + \xi_t^p \quad (35)$$

为进行模拟分析, 必须首先确定期数 n 。由于我们的目标是构建中央银行的利率期限结构, 故可将 n 的值设定为 4 期 (季度), 这意味着长期利率将由未来 4 个季度的短期利率决定。这一设定同时与后文实证分析所使用的季度数据在结构上保持了一致。给定 $n=4$, (35) 式可写为:

$$\hat{R}_t = \frac{1}{4}\hat{r}_t + \frac{3}{4}(1 - \kappa_r)(\kappa_{\pi}^e\tilde{\pi}_t + \kappa_y^e\tilde{y}_t + \kappa_q^e\tilde{q}_t) + \frac{1}{4}\kappa_r(\hat{r}_{t+1} + \hat{r}_{t+2} + \hat{r}_{t+3}) + \xi_t^p \quad (36)$$

从 (36) 式很容易看出, 参数 κ_r ($0 \leq \kappa_r \leq 1$) 可作为中央银行的货币政策透明度指示指标: 如果中央银行的货币政策具有较高的透明度, 那么 κ_r 的值将接近 1; 反之, 如果中央银行的货币政策透明度较低, 那么 κ_r 的值将接近 0。简言之, 参数 κ_r 在区间[0, 1]的取值位置可以用于衡量一国货币政策的相对透明程度。

四、实证分析

(一) 估计方法

为对本文模型进行实证分析, 首先需要确定估计方法。在 DSGE 相关文献中, 常用的估计方法包括: 校准法、广义矩估计 (GMM)、全信息似然估计 (full-information likelihood based estimation)、贝叶斯估计 (Bayesian estimation) 以及基于 VAR 和 DSGE 模型脉冲响应

函数的最小距离估计等。在这些方法中，贝叶斯估计方法具有以下三个方面的比较优势（An 和 Schorfheide, 2007）：一是贝叶斯估计是基于整个 DSGE 模型的系统估计，而不是像 GMM 那样是基于某个特定均衡关系的单一方程估计；二是贝叶斯估计允许加入先验分布，既能在后验分布的估计过程中发挥权重因子的作用，又能更好地确认参数，避免出现荒谬值的情况；三是贝叶斯估计将模型设定误差直接归于结构方程的外生性冲击，从而可以被理解为观测误差。从技术上看，贝叶斯估计还可以被视为沟通校准法和极大似然估计法的一个桥梁，因为校准法是一种界定先验分布的方法，而极大似然估计则将模型和实际数据结合起来，通过将二者相结合，先验分布可被解释为似然函数的权重因子，从而增加了参数子空间（parametric subspace）某些区域的重要性（Mancini-Griffoli, 2007）。此外，经验研究表明，在小样本分析中，贝叶斯估计的表现要明显优于 GMM 估计和极大似然估计（Rabanal 和 Rubio-Ramirez, 2005）。综合上述考虑，本文主要采用贝叶斯方法对模型相关参数进行估计。

（二）数据处理

如前文所述，本文建立的开放经济新凯恩斯 DSGE 模型主要由前瞻性的 IS 曲线、混合型的菲利普斯曲线、货币（财政）政策规则以及货币政策透明度方程等构成。整个模型系统的外部冲击有 6 个：技术冲击、利率冲击、成本推动冲击、风险溢价冲击、通胀目标冲击和政府支出冲击。为避免估计中的随机奇异性（stochastic singularity）问题，模型中选择的可观测变量数目不能超过外部冲击的数目。因此，本文选择的观测变量（observable variables）包括 6 个：实际产出（实际 GDP）、通胀（CPI）、实际消费、名义利率、汇率、政府支出与产出比（政府支出/GDP）。其中，实际产出（实际 GDP）由名义 GDP 经 GDP 平减指数（GDP deflator）调整而得，数据来源为 Wind 宏观数据库；通胀根据文中定义，直接使用居民消费物价指数（即 CPI）表示，数据来源为中经网统计数据；实际消费由名义社会消费品零售总额经 CPI 调整而得，数据来源为中经网统计数据；名义利率一般选取能及时反映市场资金供求关系和可作为定价基础的短期利率，根据中国目前利率体系的实际情况，选择市场化程度较高的银行间市场 7 天同业拆借加权平均利率作为名义利率的代表，数据来源为中经网统计数据；政府支出与产出比用国家财政支出占 GDP 的比例表示，汇率采用人民币兑美元汇率中间价表示，数据来源均为 Wind 宏观数据库。

由于文中模型经对数线性化处理后，各变量均为其相对于稳态值（均衡值）的偏离，故与此相对应，同时为保证数据平稳性，上述作为观察变量的数据均先取对数和进行必要的季节调整，然后再经去趋势（HP 滤波）处理，从而得到各变量相对于其均衡值的偏离度（即

去趋势后的周期波动序列, 如图 1 所示)。从图 1 可以看出, 经处理后的各变量时间序列具有平稳性, 围绕 0 上下波动, 显示了不同时期各变量的周期性特征。在样本期间的选择方面, 由于中国可获得的季度数据最早始于 1992 年, 故本文使用各变量 1992-2013 年间的季度数据对模型进行估计。

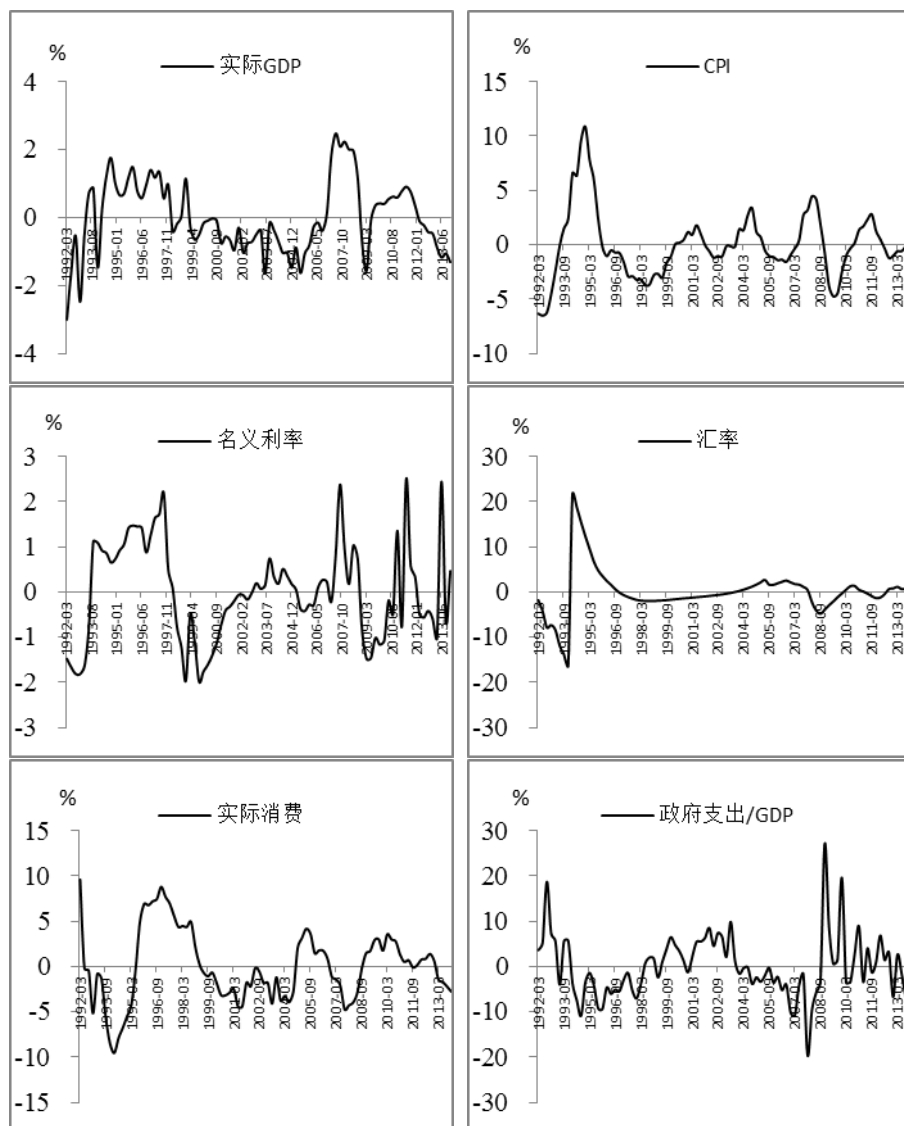


图 1 各观察变量的时间序列

(三) 参数校准与先验分布

在贝叶斯估计中, 如果所有结构性参数都用贝叶斯估计, 会导致一些参数无法识别, 因此, 参照相关文献的标准做法 (Lubik 和 Schorfheide, 2007; Gali, 2008), 首先对模型中一些比较确切的参数进行校准。

参考一般文献的做法, 贴现因子 β 设定为 0.99, 对应于 4% 的年实际利率。在企业生产

函数中，参考大多数文献的做法，将资本的产出弹性 α 设定为 0.5。⁶对于中间产品的相互替代弹性 θ ，参考刘斌（2009）等的研究设定为 11，对应 10% 的稳态厂商加成率。此外，参照标准文献的做法（如 Lubik 和 Schorfheide，2007），贸易价格弹性 η 设定为 1。而贸易开放度参数 ω 则按照样本期间中国进口占 GDP 的比例均值进行校准，经计算，中国 1992-2013 年间进口/GDP 的均值为 0.21。类似地，稳态时的政府支出与产出比（ γ_g ）亦按照样本期间的均值进行校准，经计算，该比例均值为 0.15。

除上述校准的参数之外，本文其余待估计参数的先验分布如后文表 1 的第二列所示。这些先验分布主要参考了 Woodford（2003）、Smets 和 Wouters（2003）、Lubik 和 Schorfheide（2007）等的研究。按照主流文献的通常做法，对于参数中取值必然介于 0 到 1 之间的采用贝塔（Beta）分布，不必然分布于 0 和 1 之间的参数选择伽玛（Gamma）分布，外生性冲击标准差的先验概率分布一般设定为逆伽玛（inverse gamma）分布。按照上述原则，本文假设所有外生冲击的持久性参数服从均值为 0.5、标准差 0.2 的贝塔分布。跨期消费弹性 σ 和劳动供给弹性 φ 均服从均值为 1、标准差为 0.2 的伽玛分布。Calvo 定价参数 θ_p 和价格指数化参数 χ_p 均服从均值为 0.5、标准差为 0.15 的贝塔分布。对于各种外生冲击，由于缺乏关于其先验分布的确切信息，按照一般文献做法，将其均设定为先验均值为 0.5 的逆伽马分布。

在中央银行货币政策反应函数（利率反应方程）的先验设置方面，参考主流文献的一般做法，我们假设利率平滑系数 ρ_r 服从均值为 0.5、标准差为 0.2 的贝塔分布，利率对通胀缺口的反应系数 ϕ_π 服从均值为 1.5、标准差为 0.5 的伽玛分布，利率对产出缺口和汇率变动的反应系数（ ϕ_y 和 ϕ_q ）服从均值为 0.5、标准差为 0.15 的伽玛分布。在利率期限结构相关参数的先验设置方面，按照一般文献的做法，关于公众预期的短期利率对通胀、产出和汇率变动的反应系数 κ_π^e 、 κ_y^e 和 κ_q^e ，采用与货币政策反应函数类似的设定，即将通胀反应系数 κ_π^e 设定为均值 1.5、标准差 0.5 的伽玛分布，而将产出和汇率反应系数设定为均值 0.5、标准差 0.15 的伽玛分布。

在货币政策透明度参数的先验设置方面，由于货币政策透明度参数 κ_r 的理论值位于 0 和 1 之间，且事前我们并不知道 κ_r 的确切位置，故这里采用中性无偏立场的假设方法，假

⁶ 大部分文献对中国资本产出弹性的估值都位于 0.4-0.6 之间，比如许伟和陈斌开（2009）的估计为 0.489，陈彦斌等（2013）的研究为 0.45，马勇（2013）的研究为 0.5，黄颐琳（2005）的估计为 0.503，吕朝凤和黄梅波（2011）的估计为 0.523。基于上述研究，本文取折衷值 0.5。

定货币政策透明度参数 κ_r 服从均值为 0.5、标准差为 0.15 的贝塔分布。通过将货币政策透明度参数 κ_r 的先验均值设置在理论区间[0, 1]之间的中间位置, 有助于通过后验估计值更好地判断现实中的货币政策透明度状况: 如果 κ_r 的后验均值大于 0.5, 那么说明现实中的货币政策具有较高的透明度; 反之, 如果 κ_r 的后验均值小于 0.5, 则意味着现实中的货币政策透明度较低。

(四) 后验估计结果

表 1 报告了基于 Metropolis-Hastings 算法(抽样 10 万次并丢掉前 50%)的贝叶斯估计后验均值及置信区间, 图 2 给出了具体的分布图。从表 1 和图 2 的结果可以看出, 基于实际数据的贝叶斯估计提供了非常有效的信息, 绝大部分参数的后验估计值不仅总体上非常显著, 而且其后验分布的密度也比先验分布更为集中, 从而反映了贝叶斯估计在结合实际数据方面的有效性。

从参数估计的具体结果来看, 跨期消费弹性倒数 σ 的后验均值为 0.504, 小于发达国家的估计值, 表明我国居民的跨期消费弹性较大, 人们更不愿意接受对一致消费习惯路径的偏离。劳动供给弹性倒数 φ 的后验均值为 1.297, 与发达国家的估计值接近, 对应的劳动供给弹性为 0.771。Calvo 定价参数 θ_p 的后验均值为 0.502, 对应约 2 个季度调价的调价频率。价格指数化参数 χ_p 的后验均值为 0.534, 小于发达国家的估计值, 表明在我国更多的企业采取了前瞻性的定价模式。总体来看, 上述参数的估计结果与中国经济运行的基本特征具有高度的一致性。

从货币政策参数的估计结果来看, 利率规则持久性参数 ρ_r 和通胀目标持久性参数 ρ_π 的后验估计值分别为 0.641 和 0.848, 表明中国的货币政策在实践操作中充分考虑了利率平滑的要求, 同时通胀目标的稳定性也比较高。利率对通胀缺口的反应系数为 0.705, 不仅远小于先验均值, 而且小于 1, 表明货币政策对通胀的反应力度不足, 这一结论与谢平和罗雄(2002)、万晓莉(2011)、Zheng 和 Guo(2013)等关于中国货币政策规则的实证研究结果一致。⁷值得一提的是, 根据 Lubik 和 Schorfheide(2004)的研究, 在新凯恩斯 DSGE 模型框架下, 货币政策对通胀的反应不足可能导致均衡不确定性。在基于中国经济的两篇 DSGE

⁷ 谢平和罗雄(2002)、万晓莉(2011)等的研究均发现, 利率对通胀的反应系数小于 1。在较近的一项研究中, Zheng 和 Guo(2013)的研究也得到了类似的结论, 他们对中国货币政策反应函数的估计结果表明, 利率对通胀缺口的反应系数的后验估计值为 0.710, 与本文的估计值非常接近。

文献中, Zheng 和 Guo (2013) 以及袁伟彦和李文博 (2010) 也对该问题进行了探讨。根据 Zheng 和 Guo (2013) 的研究, 中国货币政策对通胀缺口的反应系数为 0.710, 表明模型存在不确定性, 中央银行在货币政策实施过程中可能存在着不稳定性。事实上, 从本文的估计结果也可以看出, 由于中央银行利率对通胀缺口的反应系数估计值为 0.705, 这意味着实际通胀水平每超过目标通胀水平 1 个百分点, 中央银行的利率水平仅提高 0.705 个百分点, 实际利率水平反而是下降的。在这种情况下, 由于中央银行的利率反应函数无法满足泰勒规则, 实际利率水平的上升并不足以稳定通胀, 宏观经济因此存在着不稳定性。总体来看, 本文的研究结果进一步支持了 Zheng 和 Guo (2013) 以及袁伟彦和李文博 (2010) 的研究结论, 即中国的货币政策反应函数无法满足泰勒规则, 中央银行执行的是不稳定的货币政策。关于利率政策对产出缺口的反应系数, 国内实证研究所得出的结果差异较大, 如谢平和罗雄 (2002) 等认为利率对产出存在过度反应 (反应系数大于 1), 而万晓莉 (2011) 等的研究则表明, 利率政策对产出缺口的反应系数小于 0.5。从本文的估计结果来看, 利率政策对产出缺口反应系数的后验均值为 0.476, 略低于标准泰勒规则值, 总体上支持货币政策对产出缺口不存在过度反应的结论。此外, 利率政策对汇率变动的反应系数为 0.450, 略低于先验均值, 但仍然呈现出统计显著性, 表明中国的货币政策在操作过程中同时考虑了汇率管理的需要, 这一点与中国实施“有管理的浮动汇率制度”这一事实相吻合。

对于本文重点考察的货币政策透明度问题, 估计结果表明, 货币政策透明度参数 κ_r 的后验均值为 0.262, 远低于 0.5 的先验均值, 表明中央银行在执行货币政策的过程中缺乏与公众之间的有效沟通, 货币政策的实际透明度较低。对于熟悉中国经济和金融制度的人而言, 理解这一点并不十分困难。近年来, 虽然中国的金融体系建设取得了长足进展, 但一些深层次的制度改革依然滞后。与发达经济体相比, 中国的中央银行独立性程度较低, 必须在国务院的直接领导下制定和实施货币政策。此外, 作为一个典型的转型经济体, 正如大部分转型经济体一样, 中国的中央银行在制定和执行货币政策的过程中通常较少与公众沟通。这一点也得到了经验事实的支持: 由于缺乏与公众和市场的有效沟通, 当中央银行在周末突然宣布调整利率时, 经常触发金融市场的明显波动。在这种低的货币政策透明度环境下, 公众不得不倚靠他们自己对通胀、产出和汇率变动的预期来构建其长期利率期限结构。我们的实证估计也证实了这一点: 公众预期对通胀和产出缺口的反应系数 (κ_π^e 、 κ_y^e) 估计值分别高达 2.805 和 0.634, 对汇率变动的反应系数 (κ_q^e) 也达到了 0.473, 表明公众对通胀、产出和汇

率等关键经济指标的变动非常敏感,并将这些经济事实有效地纳入了他们对长期利率趋势的考虑。

表 1 模型参数估计

参数	先验分布*	贝叶斯后验估计	
		均值	90%置信区间
σ	Gamma[1, 0.2]	0.504	[0.337, 0.662]
ϕ	Gamma[1, 0.2]	1.297	[0.962, 1.611]
θ_p	Beta[0.5, 0.15]	0.502	[0.256, 0.739]
χ_p	Beta[0.5, 0.15]	0.534	[0.321, 0.751]
ρ_r	Beta[0.5, 0.2]	0.641	[0.517, 0.764]
ϕ_π	Gamma[1.5, 0.5]	0.705	[0.351, 1.056]
ϕ_y	Gamma[0.5, 0.15]	0.476	[0.257, 0.683]
ϕ_q	Gamma[0.5, 0.15]	0.450	[0.245, 0.664]
κ_r	Beta[0.5, 0.15]	0.262	[0.117, 0.408]
κ_π^e	Gamma[1.5, 0.5]	2.805	[1.856, 3.706]
κ_y^e	Gamma[0.5, 0.15]	0.634	[0.332, 0.921]
κ_q^e	Gamma[0.5, 0.15]	0.473	[0.244, 0.694]
ρ_a	Beta[0.5, 0.2]	0.764	[0.631, 0.899]
ρ_ξ	Beta[0.5, 0.2]	0.498	[0.185, 0.831]
ρ_g	Beta[0.5, 0.2]	0.532	[0.379, 0.679]
ρ_π	Beta[0.5, 0.2]	0.848	[0.779, 0.915]
σ_a	Inv gamma[0.5, ∞]	0.482	[0.324, 0.628]
σ_r	Inv gamma[0.5, ∞]	0.857	[0.749, 0.969]
σ_g	Inv gamma[0.5, ∞]	6.093	[5.339, 6.805]
σ_c	Inv gamma[0.5, ∞]	0.416	[0.151, 0.671]
σ_{π^*}	Inv gamma[0.5, ∞]	0.747	[0.518, 0.970]
σ_ξ	Inv gamma[0.5, ∞]	0.286	[0.125, 0.451]

注: *括号内的值分别为分布的先验均值和标准差

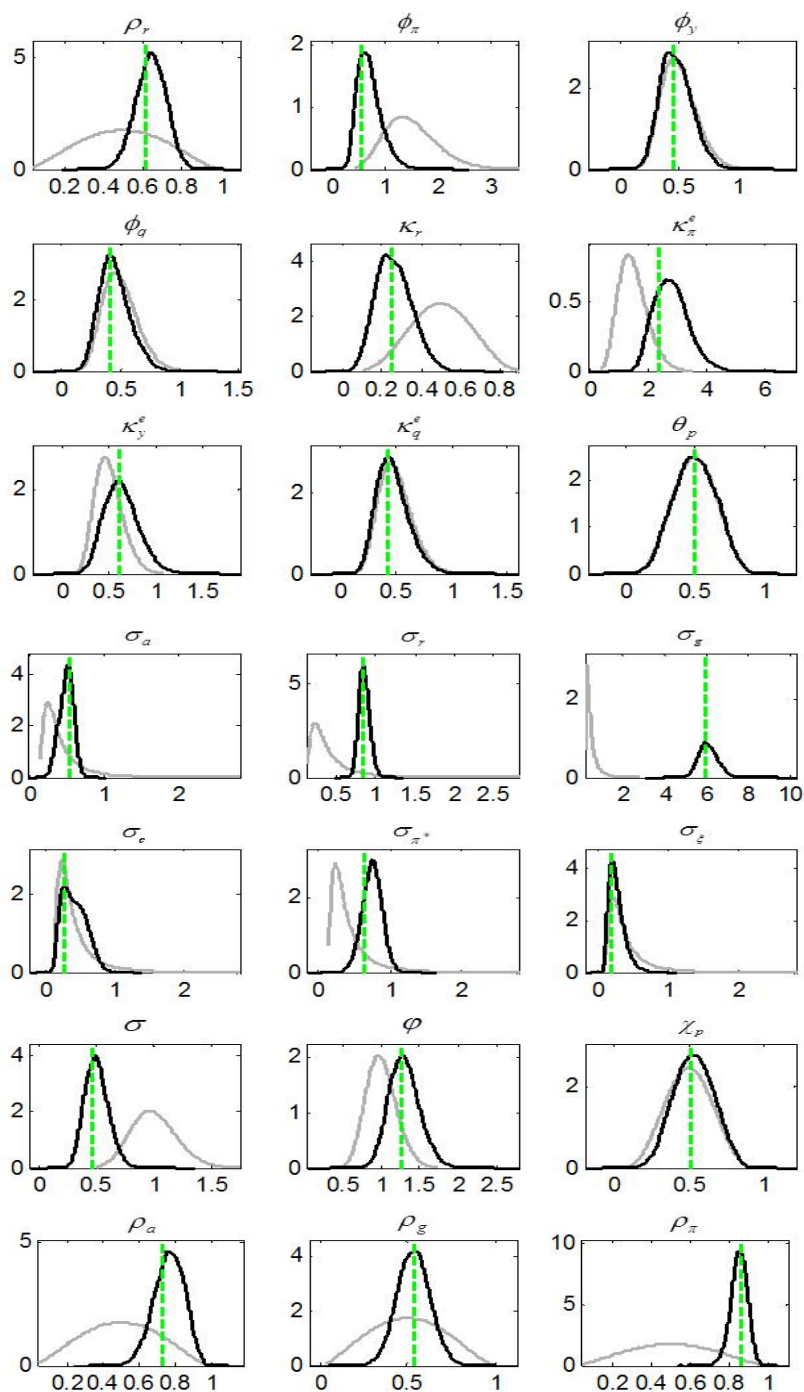


图2 模型参数的先验和后验分布

(五) 不同货币政策透明度的经济影响：数值模拟分析

前文对中国货币政策的透明度进行了实证估计，结果表明，中国的货币政策透明度处于较低水平。下面我们想要从理论角度进一步探讨的是：货币政策透明度的变化有何经济影响？为实现这一分析，按照 DSGE 文献的标准做法，我们基于前文实证估计所得到的参数值，在保持其它参数不变的情况下，让货币政策透明度参数在一定范围内取值，并通过脉冲

响应函数和社会福利分析来观察不同取值下的数值模拟结果。

前文已经指出，货币政策透明度参数（即 κ_r ）的理论取值范围为[0, 1]，数值越接近 1，表示的透明程度越高。因此，为便于比较分析，我们在[0, 1]范围内选取了以下 5 个具有代表性的点：0，0.262，0.5，0.8，1。如前文所述，当 $\kappa_r=0$ 时，表示货币政策完全不透明；当 $\kappa_r=1$ 时，表示货币政策完全透明；其它取值则分别对应不同程度的透明度。其中， $\kappa_r=0.262$ 为前文实证估计所得到的数值，即中国当前所具有的货币政策透明度水平。

首先我们来看不同透明度下的脉冲响应函数。脉冲响应函数反映了不同外生冲击下主要经济变量相对于其稳态值的偏离轨迹，因此可作为变量波动性程度及其持续性的一种良好刻画。图 3-8 依次显示了技术冲击、利率冲击、政府支出冲击、成本推动冲击、风险溢价冲击和通胀目标冲击下产出和通胀的波动轨迹。从这些脉冲响应函数可以看出，随着货币政策透明度的提高，各种不同冲击下的产出和通胀波动幅度均出现了明显下降。这说明，货币政策透明度的提高，将有助于降低宏观经济的波动性。

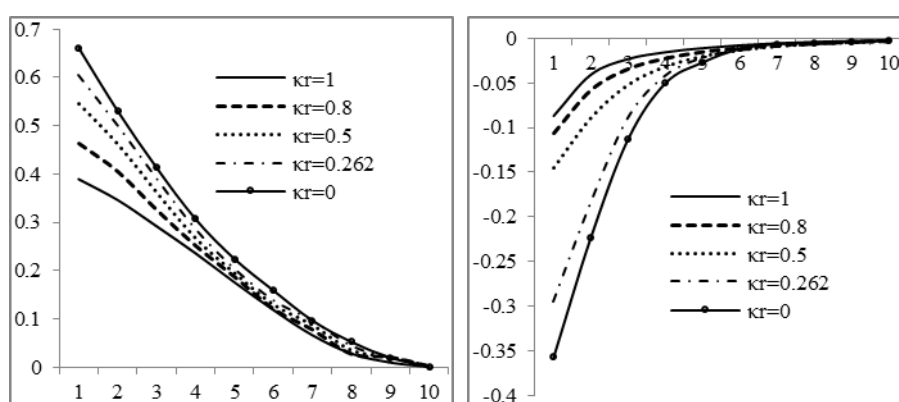


图 3 技术冲击对产出（左）和通胀（右）的脉冲响应函数

注：图中纵轴为各变量相对于稳态的对数偏离（%），横轴为时间（期），图 4-8 同。

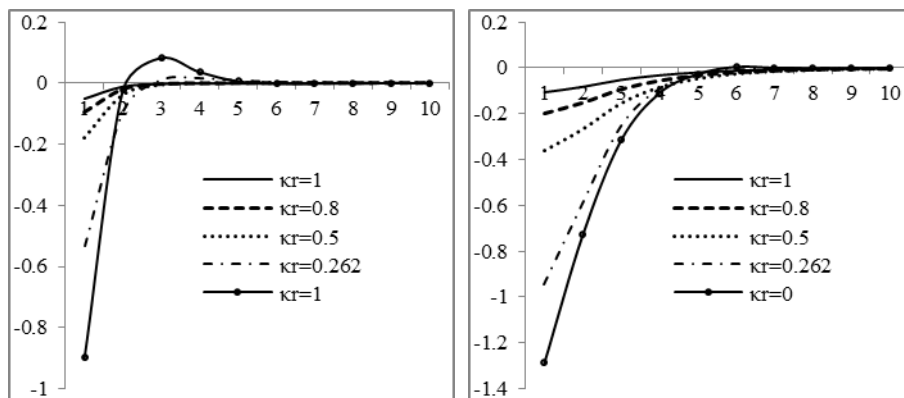


图4 利率冲击对产出（左）和通胀（右）的脉冲响应函数

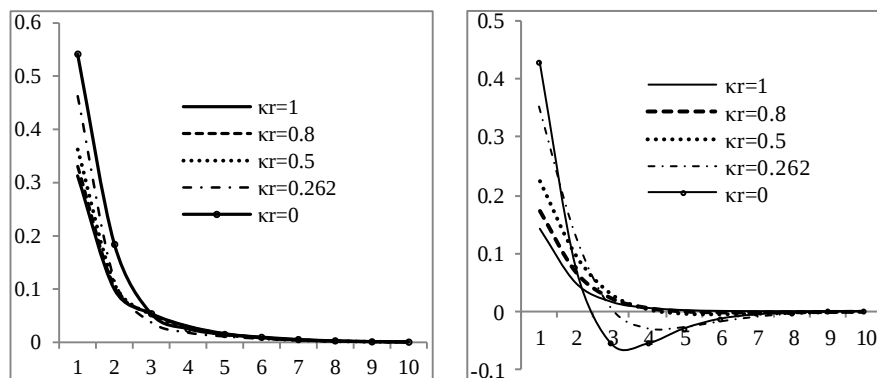


图5 政府支出冲击对产出（左）和通胀（右）的脉冲响应函数

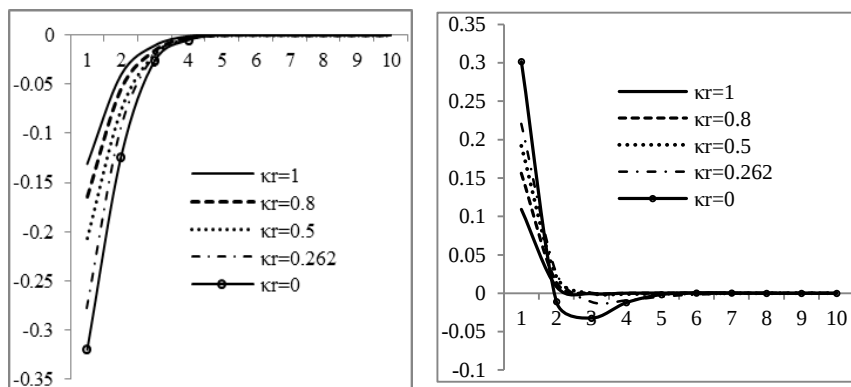


图6 成本推动冲击对产出（左）和通胀（右）的脉冲响应函数

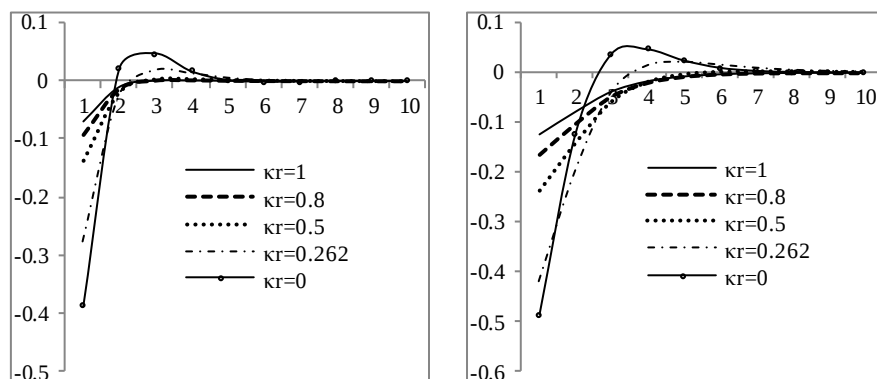


图7 风险溢价冲击对产出（左）和通胀（右）的脉冲响应函数

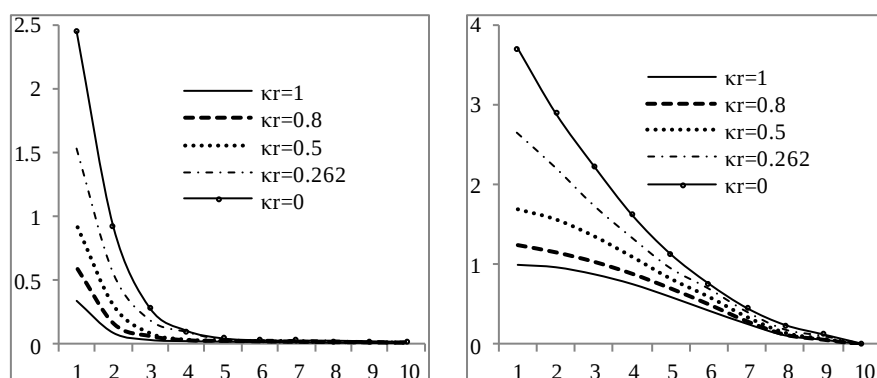


图 8 通胀目标冲击对产出（左）和通胀（右）的脉冲响应函数

脉冲响应函数给出了不同冲击下产出和通胀波动轨迹的一个直观刻画,为获得更为具体的数值比较结果以及更为确切的宏观经济政策含义,可以在脉冲响应函数的基础上进一步引入社会福利函数,分析不同货币政策透明度下的社会福利损失。参考标准文献的做法 (Woodford, 2003; Gali 和 Monacelli, 2005), 社会福利损失函数可由下式给出:

$$W = -\frac{1-\omega}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{\eta}{\lambda} \tilde{\pi}_t^2 + (1+\varphi) \tilde{y}_t^2 \right] \quad (37)$$

其中, $\lambda = \frac{(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p}$, β 是贴现因子, θ_p 是 Calvo 定价参数, ω 是贸易开放度

参数, η 为贸易价格弹性, φ 为劳动供给弹性的倒数, $\tilde{\pi}_t$ 和 $\tilde{y}_t$ 分别为通胀和产出缺口。根据 Gali 和 Monacelli (2005), 对 (37) 式取无条件期望 (unconditional expectations) 并让 $\beta \rightarrow 1$, 社会福利损失可表示为通胀和产出缺口的方差形式:

$$V = -\frac{1-\omega}{2} \left[\frac{\eta}{\lambda} \text{var}(\tilde{\pi}_t) + (1+\varphi) \text{var}(\tilde{y}_t) \right] \quad (38)$$

在定义社会福利损失函数的基础上,基于前文所获得的参数估计值,我们就可以计算出不同货币政策透明度下的社会福利损失情况,具体如表 2 所示。从表 2 的结果可以看出,在各种不同的冲击下,随着货币政策透明度的提高,社会福利损失均出现了显著下降。特别是在利率冲击、风险溢价冲击和通胀目标冲击下,货币政策透明度提高的福利增进效应非常明显。总体来看,与脉冲响应函数的分析结果一致,由于随着货币政策透明度的提高,产出和通胀的波动性均出现了明显下降,从而相应地增进了社会福利 (社会福利损失下降)。

表 2 货币政策透明度与社会福利损失

冲击	不同货币政策透明度下的福利损失				
	$\kappa_r=0$	$\kappa_r=0.262$	$\kappa_r=0.5$	$\kappa_r=0.8$	$\kappa_r=1$
技术冲击	-2.498	-2.094	-1.610	-1.223	-0.934
利率冲击	-6.209	-3.138	-0.507	-0.154	-0.046
政府支出冲击	-1.124	-0.792	-0.441	-0.339	-0.288
成本推动冲击	-0.447	-0.290	-0.182	-0.116	-0.066
风险溢价冲击	-0.864	-0.605	-0.195	-0.098	-0.055
通胀目标冲击	-7.958	-4.273	-2.088	-1.152	-0.782

五、关于中国货币政策透明度的进一步分析与讨论

前文对中国的货币政策规则和透明度进行了实证分析,并对货币政策透明度变化所带来的经济影响进行了分析评估。在本部分,我们尝试从中央银行实际行为和货币政策实践操作的角度,对中国的货币政策透明度进行进一步的分析和讨论。这一分析和讨论有助于我们从现实的角度对前文的理论估计结果进行佐证。在此基础上,本部分还将对中国货币政策立场和货币政策透明度之间的内在关联机制进行剖析,并提出下一步的改革方向。

在实践中,中央银行货币政策的透明度可以从制度规则(法律规章)或者实际行为两个基本方面予以分析。根据 Eijffinger 和 Geraats(2006),可以从政治(political)、经济(economic)、程序(procedural)、政策(policy)、操作(operational)五个方面来对中央银行的政策透明度进行测度,这些不同方面的基本指标又可以进一步合成一个综合的透明度指数。在这五个方面中,每个方面的透明度指标都建立在对 3 个问题的回答上。由于每个问题具有相同的权重且最高分值为 1,因此,作为五个分项指数之和的综合透明度指数的最高分值为 15。根据 Eijffinger 和 Geraats(2006)的这一评估体系,我们对中国的货币政策透明度进行了打分评价,如表 3 所示。⁸

表 3 中国货币政策透明度指数与主要经济体的对比

经济体	政治	经济	程序	政策	操作	合计
中国	1.5	0.5	0	0.5	1	3.5
美国	1	2.5	2	3	1.5	10
英国	3	3	3	1.5	2.5	13
欧元区	3	2.5	1	2	2	10.5

⁸ 如需具体的打分明细表,可向作者索取。为节约篇幅,此处略去。

日本	1.5	1.5	2	1.5	1.5	8
加拿大	3	2.5	1	2	2	10.5
澳大利亚	3	2	1	1.5	1.5	9
瑞典	3	2	3	3	3	14
新西兰	3	3	3	3	2	14
瑞士	2.5	1.5	1	2	0.5	7.5

注：中国的货币政策透明度指数基于表 2 的分析结果，其它国家的透明度指数取自 Eijffinger 和 Geraats（2006）。

从表 3 我们可以清楚地看到，中国的货币政策透明度在多个方面都是很低的：经济、程序和政策的透明度几乎处于完全不透明的状态，而政治和操作透明度也只是处于中等偏下的水平。从数值上看，在表 3 全部 15 分的透明度总分值中，中国的累计得分为 3.5，相对透明度程度仅处于 23.3%左右的水平。这一结果与前文基于新凯恩斯 DSGE 模型所得出的理论结论具有高度的一致性，因而从实践角度进一步印证了前文实证估计结果的可信度。实际上，如果我们将中国的货币政策透明度与世界上其它主要经济体的货币政策透明度进行比较，便不难发现：在表 3 所示的所有国家（经济体）中，中国的货币政策透明度不仅总指数最低，而且各分项指数也低于大部分国家（经济体）。总体来看，这些结论与徐亚平（2006）和张鹤等（2009）的研究具有一致性。

在对中国的货币政策透明度进行了理论和实践分析之后，有必要进一步对中国的货币政策立场与货币政策透明度之间的内在关联逻辑进行剖析。根据第四部分的实证估计结果，虽然货币政策对产出缺口的反应力度接近标准的泰勒规则值（0.5），但对通胀缺口的反应力度却严重不足，不仅远低于标准的泰勒规则值（1.5），而且小于 1，显示了中国的货币政策具有反通胀立场弱、更加关注产出稳定的基本特征。实际上，从宏观经济结果来看，上述结论也很容易得到相关事实的佐证：在整个样本期间（1992-2013），中国的 GDP 年均增长率达到 10%，但以 GDP 平减指数衡量的年均通胀率却超过 5%⁹，部分年份甚至超过了 10%。

我们知道，在标准的宏观经济学框架下，中央银行货币政策对通胀反应力度的强弱将直接影响到通胀控制和宏观经济的稳定性。过去的很多研究（如 Woodford, 2003）也表明，货币政策反通胀力度的增加将有助于稳定宏观经济（降低产出和通胀的波动性），从而提升社会福利。为直观分析中国货币政策反通胀力度提高所可能带来的经济影响，我们可以采用与前文第四部分类似的模拟分析和福利损失分析方法，具体做法是：根据基准模型的参数估

⁹ 从理论上讲，GDP 平减指数（GDP deflator）和居民消费价格指数（CPI）都可以用来衡量一国的通胀水平，区别在于前者的统计范围更广。这里我们使用 GDP 平减指数而非 CPI 衡量通胀水平，主要是考虑到中国统计制度的缺陷，CPI 通常被认为存在一定程度的低估，难以反映真实的通胀水平。

计结果，在保持其它参数不变的情况下，使通胀反应系数 ϕ_{π} 从0.705（基准模型结果）逐渐增加到1.5（标准泰勒规则值），并观察这一过程所伴随的社会福利损失变化，具体结果如表4所示。从表4的结果可以看出，与标准文献的结论一致，中央银行反通胀力度的增加确实可以通过降低产出和通胀的波动而显著提升社会福利水平。

表4 货币政策的反通胀立场与社会福利损失

冲击	货币政策在不同的通胀反应力度（系数）下的福利损失				
	$\phi_{\pi}=0.705$	$\phi_{\pi}=0.8$	$\phi_{\pi}=1$	$\phi_{\pi}=1.2$	$\phi_{\pi}=1.5$
技术冲击	-2.094	-2.012	-1.950	-1.756	-1.414
利率冲击	-3.138	-1.328	-0.767	-0.375	-0.112
政府支出冲击	-0.792	-0.570	-0.330	-0.235	-0.158
成本推动冲击	-0.290	-0.271	-0.192	-0.131	-0.087
风险溢价冲击	-0.605	-0.349	-0.179	-0.119	-0.077
通胀目标冲击	-4.273	-3.648	-1.565	-0.856	-0.358

综合上面表4和前文表2的结果，可以看出，在其它条件不变的情况下，增强中央银行的反通胀力度或者提高货币政策的透明度水平均可以增进社会福利。下面我们进一步通过模拟分析，考察当中央银行的反通胀力度和货币政策透明度同时变化时，对宏观经济有何影响。仍然沿用前文所述的标准福利分析框架，但允许通胀反应系数 ϕ_{π} 和货币政策透明度参数 κ_r 同时变化。在具体的参数赋值方面，为简明起见，沿用与前文类似的取值并构建以下从小到大的组合： $\{\phi_{\pi}=0.705, \kappa_r=0\}$ ， $\{\phi_{\pi}=0.8, \kappa_r=0.262\}$ ， $\{\phi_{\pi}=1, \kappa_r=0.5\}$ ， $\{\phi_{\pi}=1.2, \kappa_r=0.8\}$ ， $\{\phi_{\pi}=1.5, \kappa_r=1\}$ 。具体的福利分析结果如表5所示。从表5的结果可以看出，在通胀反应系数 ϕ_{π} 和货币政策透明度参数 κ_r 同时增大的过程中，社会福利损失不仅出现了明显下降，而且比单一提高反通胀力度（对比表4结果）或单一提高货币政策透明度（对比表2结果）的效果更为明显。从政策实践的角度来看，这一结果这意味着在中国未来的货币政策调整和改革中，一方面既需要增强货币政策的反通胀力度，另一方面也需要提高货币政策的透明度，二者相辅相成能取得相对更优的宏观经济效果。

表5 货币政策的反通胀立场、货币政策透明度与社会福利损失

冲击	不同的通胀反应系数和透明度组合下的福利损失				
	$\phi_{\pi}=0.705$	$\phi_{\pi}=0.8$	$\phi_{\pi}=1$	$\phi_{\pi}=1.2$	$\phi_{\pi}=1.5$
	$\kappa_r=0$	$\kappa_r=0.262$	$\kappa_r=0.5$	$\kappa_r=0.8$	$\kappa_r=1$

技术冲击	-2.498	-2.012	-1.411	-1.053	-0.559
利率冲击	-6.209	-1.328	-0.467	-0.122	-0.017
政府支出冲击	-1.124	-0.570	-0.230	-0.221	-0.146
成本推动冲击	-0.447	-0.271	-0.172	-0.099	-0.035
风险溢价冲击	-0.864	-0.349	-0.156	-0.085	-0.023
通胀目标冲击	-7.958	-3.648	-1.368	-0.665	-0.162

与中国相对较低的货币政策透明度和反通胀力度较弱相关联的一个背景是，与通胀目标制国家专注于通胀控制的单一目标不同，中国作为一个典型的转型经济国家，货币政策需要在保持高增长的前提下控制物价的过快上涨，这就意味着中央银行不得不长期在产出高增长和物价稳定（包括资产价格稳定）之间维持某种艰难的平衡，而且经常不得不通过牺牲后者来保证前者。事实上，中国的中央银行之所以在制度设计上具有较低的独立性，在很大程度上正是出于配合“维持经济高增长”的总体政策导向。这一点也在很大程度上决定了中央银行的低政策透明度，因为如果政府想要在经济过程中发挥更大的影响，某种程度的政策不透明几乎是必然的选择。反之，在一个货币政策高度透明的经济环境中，政府将不得不更多地遵循市场纪律和规则行事，此时政府（中央银行）试图通过各种非预期的政策干预来影响经济的能力就会大大降低。毫无疑问，一个独立性高的中央银行可以更加从容地将政策目标集中于通胀控制，而对于那些独立性低的中央银行而言，其它方面（尤其是政治方面）的考虑，如维持高增长和促进就业，则可能与物价稳定的目标相互纠缠甚至彼此冲突。对此，Geraats（2002）的研究也发现，提高货币政策透明度的作用与中央银行的独立性程度密切相关，对于那些独立性较差的中央银行，提高透明度的积极效果可能会因为政治干预而大打折扣。

根据上文分析，我们得出了三个基本结论：一是货币政策对通胀的反应力度总体不足，二是货币政策的透明度较低，三是中央银行的独立性较弱。在上述三个相互关联的问题中，货币政策的反通胀力度主要涉及到货币政策的操作层面，相对较容易实施；货币政策的透明度涉及到货币政策框架的若干制度性基础问题，需要一个稳步、有序的透明化过程（Nijathaworn, 2006）；而中央银行的独立性问题则涉及到更为广泛的政治制度建设和立法问题，在实践中通常需要一个较长的过程逐步予以推进。因此，遵循从简单到复杂、循序渐进的实践原则，在中国进一步朝向市场化调控模式转型的过程中，货币政策改革可考虑采取“三步走”的策略。首先，中央银行应该树立更为明确的反通胀立场，将通胀控制作为货币政策的首要目标，并在操作中对通胀缺口做出充足的反应。其次，应通过一系列明确的制度安排和制度改革，逐步提高货币政策透明度。最后，鉴于货币政策透明度和中央银行独立性之间的密切关联（Crowe 和 Meade, 2008），在逐步提高货币政策透明度的过程中，应同时

配合提高中央银行的独立性，通过加强统一货币政策框架下各种关联制度改革的协调性，减少“摩擦”因素，提高货币政策实施的整体效果。

六、结论与政策建议

本文在新凯恩斯一般均衡框架下，首次通过贝叶斯估计对中国的货币政策透明度进行了实证研究，结果表明，中国的货币政策透明度在总体上处于较低的水平。进一步的经验分析和跨国数据比较也从多个方面印证了这一结论，从而表明了理论估计的有效性及其与现实经验的一致性。从文献关联来看，本文的分析方法和基本结论与徐亚平（2006）和张鹤（2009）等的研究形成了相互支持和有效互补。

较之已有文献，本文在理论上的“边际贡献”主要表现在两个方面：一是通过对传统的DSGE模型进行扩展，构建了用于分析货币政策透明度的一般均衡框架，为货币政策透明度的实证估计提供了必要的微观基础；二是通过在利率期限结构中引入货币政策透明度参数，可以在DSGE框架下通过各主要经济变量之间的动态关系来间接地推断出实际的货币政策透明度水平，这种做法较之目前主流的基于官方法律条文规定的“打分法”能更真实地反映出实际的货币政策透明度水平。此外，从理论和政策应用上看，本文构建的模型框架还可以便利地用于对其它国家的货币政策透明度进行实证评估。

就实践取向而言，根据国际经验，在市场化条件下，中国当前低货币政策透明度和低中央银行独立性的“双低”组合是缺乏效率且不稳定的。因此，在下一步改革中，一个健全高效的货币政策框架必须同时建立在稳定、透明、独立的制度基础之上。结合我国当前的宏观调控现实，具体的改革步骤可分三步进行：一是增加对通胀的反应力度，确保通胀水平控制在合理范围；二是提高货币政策的透明度，加强中央银行与社会公众的沟通，从信息发布、目标引导、决策程序、政策评估、效果反馈等多方面实现沟通手段的多样化，减少由政策模糊和沟通不畅所带来的政策低效问题；三是同步推进关联改革，提高中央银行的独立性，为货币政策实践提供制度保障。

参考文献

- [1] 陈彦斌、陈伟泽、陈军、邱哲圣 (2013):《中国通货膨胀对财产不平等的影响》,《经济研究》第8期。
- [2] 黄贇琳 (2005):《中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门 RBC 模型的实证分析》,《经济研究》第6期。
- [3] 刘斌 (2009):《物价水平的财政决定理论与实证研究》,《金融研究》第8期。
- [4] 吕朝凤、黄梅波 (2011):《习惯形成、借贷约束与中国经济周期特征——基于 RBC 模型的实证分析》,《金融研究》第9期。
- [5] 马勇 (2013):《植入金融因素的 DSGE 模型与宏观审慎货币政策规则》,《世界经济》第7期。
- [6] 万晓莉 (2011):《我国货币政策能减小宏观经济波动吗》,《经济学(季刊)》第1期。
- [7] 谢平、程均丽 (2005):《货币政策透明度的基础理论分析》,《金融研究》第1期。
- [8] 谢平、罗雄 (2002):《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- [9] 许伟、陈斌开 (2009):《银行信贷与中国经济波动:1993-2005》,《经济学(季刊)》第3期。
- [10] 徐亚平 (2006):《货币政策有效性与货币政策透明制度的兴起》,《经济研究》第8期。
- [11] 袁伟彦、李文博 (2010):《中国货币政策的汇率传递效应及其形成机制》,《管理世界》第12期。
- [12] 张鹤、张代强、姚远、张鹏 (2009):《货币政策透明度与反通货膨胀》,《经济研究》第7期。
- [13] An, S. and Schorfheide, F. "Bayesian Analysis of DSGE Models." *Econometric Reviews*, 2007, 26(2), pp. 113-172.
- [14] Blinder, A. *Central Bank Independence Theory and Practice*. Cambridge: MIT Press, 1998.
- [15] Blinder, A.; Ehrmann, M.; Fratzscher, M.; De Haan, J. and Jansen, D. "Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence." NBER Working Paper No.13932, 2008.
- [16] Calvo, G. "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), pp. 383-398.
- [17] Chortareas, G.; Stasavage, D. and Sterne, G. "Does It Pay to be Transparent? International Evidence from Central Bank Forecasts." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2003, 84(4), pp. 99-118.
- [18] Crowe, C. and Meade, E. "Central Bank Independence and Transparency: Evolution and Effectiveness." *European Journal of Political Economy*, 2008, 24(4), pp. 763-777.
- [19] Dai, M. and Spyromitros, E. "Inflation Contract, Central Bank Transparency and Model Uncertainty." *Economic Modelling*, 2012, 29(6), pp. 2371-2381.
- [20] De Haan, J.; Amtenbrink, F. and Waller, S. "The Transparency and Credibility of the European Central

- Bank.” *Journal of Common Market Studies*, 2004, 42, pp. 775-794.
- [21] Del Negro, M.; Giannoni, M. and Patterson, C. “The Forward Guidance Puzzle.” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports No.574*, 2012.
- [22] Eijffinger, S. and Geraats, M. “How Transparent Are Central Banks?” *European Journal of Political Economy*, 2006, 22(1), pp. 1-21.
- [23] Eijffinger, S.; Hoeberichts, M. and Schaling, E. “A Theory of Central Bank Accountability.” *CEPR Discussion Papers 2354*, 2000.
- [24] Fry, M.; Julius, D.; Mahadeva, L.; Roger S. and Stern, G. *Key Issues in the Choice of Monetary Policy Framework in a Global Context*. London: Routledge, 2000.
- [25] Gali, J. *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle: An introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton: Princeton University Press, 2008.
- [26] Gali, J. and Monacelli, T. “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy.” *Review of Economic Studies*, 2005, 72(3), pp. 707-734.
- [27] Geraats, P. “Central Bank Transparency.” *Economic Journal*, 2002, 112 (483), pp. 532-565.
- [28] Goodfriend, M. “Monetary Mystique: Secrecy and Central Banking.” *Journal of Monetary Economics*, 1986, 17(1), pp. 63-92.
- [29] Hamilton, J.; Pruitt, S. and Borger, S. “Estimating the Market-Perceived Monetary Policy Rule.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2011, 3(3), pp. 1-28.
- [30] Howells, P. and Mariscal, I. “Central Bank Transparency: A Market Indicator.” *University of the West of England, School of Economics, Economics Discussion Paper Series No. 03/05*, 2003.
- [31] Kia, A. and Patron, H. “Market-Based Monetary Policy Transparency Index, Risk and Volatility-The Case of the United States.” *Carleton Economic Working Papers 04-07*, 2004.
- [32] Lubik, T. and Schorfheide, F. “Testing for Indeterminacy: An Application to US Monetary Policy.” *American Economic Review*, 2004, 94 (1), pp. 190-217.
- [33] Lubik, T. and Schorfheide, F. “Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation.” *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(4), pp. 1069-1087.
- [34] Mancini-Griffoli, T. “Dynare User Guide: An Introduction to the Solution and Estimation of DSGE Models.” *mimeo*, 2007.
- [35] Nijathaworn, B. “Are There Limits to Transparency?” Paper presented at the IMF Conference on Central Bank Communication, 2006, 23-24 January, Mumbai, India.

- [36] Papadamou, S. "Market Anticipation of Monetary Policy Actions and Interest Rate Transmission to US Treasury Market Rates." *Economic Modelling*, 2013, 33, pp. 545-551.
- [37] Rabanal, P. and Rubio-Ramirez, J. "Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach." *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52(6), pp. 1151-1166.
- [38] Santomero, A. "The Error-Learning Hypothesis and the Term Structure of Interest Rates in Eurodollars." *Journal of Finance*, 1975, 30(3), pp. 773-783.
- [39] Smets, F. and Wouters, R. "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(5), pp. 1123-1175.
- [40] Van der Cruijsen, C. and Demertzis, M. "The Impact of Central Bank Transparency on Inflation Expectations." *European Journal of Political Economy*, 2007, 23(1), pp. 51-66.
- [41] Winkler, B. "Which Kind of Transparency? On the Need for Clarity in Monetary Policy-making." *European Central Bank Working Paper* 26, 2000.
- [42] Woodford, M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press, 2003.
- [43] Yun, T. "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics*, 1996, 37(2), pp. 345-370.
- [44] Zheng T. and Guo, H. "Estimating a Small Open Economy DSGE Model with Indeterminacy: Evidence from China." *Economic Modeling*, 2013, 31, pp. 642-652.

信贷融资对异质性企业出口参与的影响——基于商业 信贷和银行信贷角度的理论和实证分析

张彬¹ 孔祥贞² 杨勇³

【摘要】本文在新新贸易理论框架下，基于商业信贷和银行信贷综合视角，系统研究信贷融资对异质性企业出口参与的影响，重点围绕商业信贷对银行信贷的促进作用展开分析，从企业层面为中国出口增长“奇迹”提供来自金融视角的证据。文章在异质企业出口模型中引入商业信贷和银行信贷，论证商业信贷和银行信贷通过缓解出口成本融资约束影响企业出口参与，并运用中国制造业企业和 IVprobit 估计方法进行实证检验。研究发现：（1）改善商业信贷和银行信贷融资状况会提高企业出口概率；（2）商业信贷对银行信贷的促进作用有利于企业参与出口；（3）商业信贷对企业出口参与的作用不受企业所有制、企业规模、行业竞争性和企业出口固定成本差异的影响，银行信贷的作用则受上述差异的影响，商业信贷对银行信贷促进作用的作用受企业所有制和企业规模差异的影响。因此，发展信贷融资、建立商业信贷和银行信贷的互融互通机制，是加快中国出口增长的重要举措。

【关键词】商业信贷；银行信贷；出口参与；异质性企业

一、引言

改革开放以来，中国出口企业数量和出口规模急剧扩张，创造了出口增长“奇迹”。在 1999—2008 年间，中国出口企业数量增加了 3.17 倍，出口额占工业总产值的比重一直维持在 60% 的高位水平（见图 1），2009 年中国取代德国成为世界第一大贸易出口国。

¹ 张彬，武汉大学经济与管理学院

² 孔祥贞，武汉大学经济与管理学院

³ 杨勇，武汉大学经济与管理学院

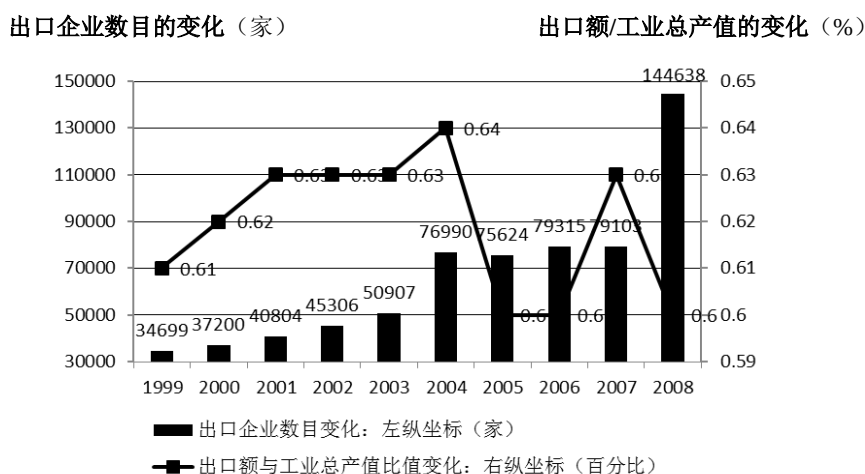


图1 中国出口企业数目和出口额与工业总产值比值的变化

资料来源：中国工业企业数据库（1999—2008年）。

一些学者从金融角度解释中国出口增长“奇迹”。如齐俊妍从行业层面分析，^[1]阳佳余从地域层面考察，^[2]但是，从企业层面研究的还相对少见。企业是一国出口贸易的微观主体，企业受到融资约束将难以支付出口成本，进而无法参与出口。以银行信贷和商业信贷为代表的信贷融资是企业主要的融资渠道，商业信贷和银行信贷相互联系，共同支持出口贸易发展。李志远和余淼杰从银行信贷角度、于洪霞等人从商业信贷角度，探究信贷融资对企业出口参与的重要性。^{[3][4]}但是，从银行信贷和商业信贷综合视角，且考虑两种融资渠道之间联系的研究还相对缺乏。这在实证上可能存在估计偏差，在理论上难以较全面地提供金融因素影响出口贸易的微观证据。

基于融资约束影响出口成本支付进而影响企业出口参与的逻辑，文章在新新贸易理论框架下，从银行信贷和商业信贷角度，对信贷融资影响异质性企业出口参与进行理论和实证研究，为中国出口增长“奇迹”提供来自金融视角的微观佐证。

二、文献综述

自拉詹和津格勒斯（Rajan and Zingales）提出金融发展的比较优势假说以来，^[5]金融发展支持贸易发展成为经济学者的共识。新新贸易理论诞生后，经济学者将金融因素纳入新新贸易理论框架，研究融资对异质性企业出口的影响。查尼（Chaney）将流动性约束融入梅勒兹（Melitz）的异质企业出口模型，^[6]指出资金流动性约束制约企业出口成本支付，阻碍企业参与出口。^[7]马纳瓦（Manova）将信贷约束纳入梅勒兹（Melitz）的模型，^[6]发现信贷约束制约企业出口成本筹资能力，抑制企业参与出口和扩大出口规模。^[8]马尔斯（Muñiz）

将资金流动性约束和信贷约束同时引入梅勒兹（Melitz）的模型，^[6]发现融资约束程度低的企业容易出口。^[9]芬斯特拉等人（Feenstra et al）将银行信贷、FDI 和内部融资三种具体融资渠道引入梅勒兹（Melitz）的模型，给出银行信贷约束制约企业出口决策的理论证据。^[10]刘海洋等人在芬斯特拉等人的基础上将商业信贷引入梅勒兹（Melitz）的模型，^[6]发现商业信贷和银行信贷缓解企业出口成本融资约束，促进企业出口。^[11]

信贷融资影响企业出口的实证研究日趋丰富，且主要侧重商业信贷或银行信贷。侧重商业信贷的文献有：阿什克纳等人（Askenazy et al）对 1995—2007 年法国企业进行研究，发现商业信贷约束增加企业退出出口市场的概率，减少企业新出口市场的数量。^[12]于洪霞等人对 2000—2003 年中国制造业企业的研究发现，商业贷款拖欠制约企业出口固定成本支付，降低企业出口概率。^[4]库利巴利等人（Coulibaly et al）对 2008—2009 年亚洲新兴经济体的研究发现，商业信贷紧缩降低企业出口密度。^[13]邱斌和杨晓云分析 2004—2006 年中国工业企业，发现商业信贷约束从广度和深度方面制约企业出口。^[14]

侧重银行信贷的文献有：冯和林（Feng and Lin）借助 1994—2008 年 SITC 四分位数据的研究发现，银行信贷增加企业出口二元边际。^[15]莫利纳和罗亚（Molina and Roa）分析 1998—2006 年哥伦比亚企业，发现改善银行信贷融资会提升企业出口绩效。^[16]李志远和余淼杰分析 2000—2007 年中国制造业企业，发现获得银行信贷融资的企业容易出口。^[3]孙灵燕和李荣林运用世界银行投资环境调查数据，发现银行信贷约束限制企业出口参与，且该作用在不同所有制企业和不同出口类型企业中存在差异。^[17]卡斯塔尼诺等人（Castagnino et al）研究 2001—2006 年阿根廷企业，发现银行信贷提高企业出口概率，且该作用在新出口企业比原有出口企业突出。^[18]

孔祥贞等人从商业信贷和银行信贷角度，研究信贷融资对中国制造业企业出口成本融资约束的作用，发现商业信贷和银行信贷缓解企业出口成本融资约束，促进企业参与出口。^[19]然而，孔祥贞等人没有考虑商业信贷和银行信贷之间的联系。比亚斯和戈利亚（Biais and Gollier）指出获得商业信贷是企业商业信誉好、产品质量高的“显性信号”，获得商业信贷的企业容易获得银行贷款。^[20]因而，研究信贷融资影响企业出口参与时，不能忽视商业信贷对银行信贷的促进作用，否则在实证上可能存在估计偏差，在理论上难以较全面地提供金融支持促进贸易发展的微观佐证。范小云和董二磊发现商业信用和银行信贷提高了 2004—2009 年中国企业的出口规模，且两种信贷融资方式是互补关系，^[21]但范小云和董二磊没有关注信贷融资对企业出口参与的影响，也没有阐述信贷融资影响企业出口的机制及信贷融资

方式之间的促进机理。

因此,本文在新新贸易理论框架下,从商业信贷和银行信贷综合视角,系统研究信贷融资对异质性企业出口参与的影响,重点围绕商业信贷对银行信贷的促进作用展开分析,从企业层面为中国出口增长“奇迹”提供来自金融视角的证据。考虑到中国银行信贷在企业规模和所有制上的“歧视性”、商业信贷在行业竞争程度上的差异性、新出口企业和原有出口企业在出口固定成本上的异质性,文章还分析信贷融资对不同规模、不同所有制、不同行业竞争性和不同出口固定成本企业参与出口的影响。

三、理论模型

(一) 基本假设

假设企业生产函数 $q = [(1+\theta)q_V]^{1/2}(q_F)^{1/2}$, 其中, q 为产出, $1+\theta$ 为生产率, q_V 和 q_F 、 p_V 和 p_F 分别为可变生产要素和固定生产要素的投入量和单位价格, 则企业可变生产成本和固定生产成本分别为 $p_V q_V = p_V q^2 / (1+\theta) q_F$ 和 $p_F q_F$, 固定成本短期内不能调整, 假设 $p_F q_F = F$ 。

可变生产要素是企业从上游企业购买的中间品, 产品成功销售以中间品优质为前提, 笔者用 λ 和 c 表示优质中间品的概率和边际成本, $0 < \lambda \leq 1$, $\lambda = 1$ 表示优质中间品。假设中间品市场完全竞争, 则 $p_V = c$ 。自有资金不足的企业赊欠中间品, 赊欠的货款在产品成功售出后才能偿还, 所以只有优质中间品的供应商才会提供商业信贷(不担心企业因中间品质量问题讨价还价或拒绝偿还货款), 即企业获得商业信贷意味着中间品优质, $\lambda = 1$, 反之, 中间品质量不确定, $0 < \lambda < 1$ 。

融资约束是制约世界各国企业出口的难题, 内部融资是企业首选的融资方式, 但自有资金难以满足企业运营发展, 需要借助外部融资。商业信贷和银行信贷是企业主要的外部融资渠道, 且商业信贷的融资成本高于银行信贷。^[22]参考艾克等人(Eck et al)的研究,^[23]假设企业采用商业信贷和银行信贷缓解出口融资约束, 他们的单位价格分别是 r_{AR} 和 r_{IR} , 且 $r_{AR} > r_{IR}$, 若银行无风险投资的单位收益为 r_{RF} , 则在银行收支平衡时, 企业银行信贷成本 $(1+r_{IR}) = (1+r_{RF})/\lambda$ 。企业使用商业信贷($\lambda = 1$)时的银行信贷成本 $1+r_{RF}$ 低于不使用商

业信贷（ $0 < \lambda < 1$ ）时的银行信贷成本 $(1+r_{RF})/\lambda$ ，这表明商业信贷的使用保证了企业产品质量，降低了银行贷款风险，银行愿意为企业提供优惠贷款，进而降低企业总出口融资成本。

梅勒兹（Melitz）认为企业参与出口必须支付出口固定成本 F_{EX} ，生产率是否跨越出口生产率门阀（零出口利润时的生产率）决定企业是否参与出口。^[6]接下来，文章遵循融资顺序理论（企业首先选择银行信贷进行出口融资，银行信贷受到约束时，再选择商业信贷），分析企业只使用银行信贷和同时使用商业信贷和银行信贷两种情形，计算每种情形下的企业出口生产率门阀，考察银行信贷和商业信贷对企业出口参与的影响。

（二）银行信贷与企业出口

在垄断竞争的出口市场中，产品价格 p 外生，企业出口利润为：

$$\pi = pq - p_V q_V - p_F q_F - F_{EX} = pq - p_V q^2 / [(1+\theta) q_F] - F - F_{EX} \quad (1)$$

企业使用银行信贷实现全部出口成本融资时，中间品质量不确定 $0 < \lambda < 1$ ，中间品价格 $p_V = c$ ，银行信贷成本 $(1+r_{IR}) = (1+r_{RF})/\lambda$ ，企业出口利润为

$$\pi_1 = \lambda pq - (1+r_{RF})[(cq^2)/(1+\theta)(1/q_F) + F + F_{EX}] \quad (2)$$

根据企业利润最大化条件 $\partial \pi_1 / \partial q = 0$ ，企业最优出口量为：

$$q_1^* = [\lambda(1+\theta)pq_F] / [2c(1+r_{RF})] \quad (3)$$

将 q_1^* 代入式（2），令式（2）=0，企业出口生产率门阀为：

$$(1+\theta)_1 = [(1+r_{RF})/\lambda]^2 [4c(F + F_{EX})] / (p^2 p_F) \quad (4)$$

因此，当 $(1+\theta) \geq (1+\theta)_1$ 时，只使用银行信贷的企业参与出口；反之则不能出口。式（4）说明，其他条件不变时，银行信贷成本 $(1+r_{RF})/\lambda$ 越低，出口生产率门阀 $(1+\theta)_1$ 越低，企业出口越容易，即银行信贷融资状况越好，企业越有可能参与出口。

（三）银行信贷、商业信贷与企业出口

企业同时使用银行信贷和商业信贷时，商业信贷为可变生产成本融资，银行信贷为其他成本融资。假设供应商为增强产品竞争力，赊销全部中间品，此时，中间品质量可靠 $\lambda = 1$ ，企业中间品价格 $p_V = c$ ，商业信贷成本 $(1+r_{AR})$ ，银行信贷成本 $(1+r_{IR}) = (1+r_{RF})$ ，企业出口利润为：

$$\pi_2 = pq - (1+r_{AR})[cq^2/(1+\theta)(1/q_F)] - (1+r_{RF})(F+F_{EX}) \quad (5)$$

同理, 企业出口生产率门阀为:

$$(1+\theta)_2 = [(1+r_{RF})(1+r_{AR})][4c(F+F_{EX})]/(p^2 p_F) \quad (6)$$

因此, 当 $(1+\theta)_1 \geq (1+\theta)_2$ 时, 同时使用商业信贷和银行信贷的企业参与出口; 反之则不能出口。式 (6) 显示, 其他条件不变时, 银行信贷成本 $(1+r_{RF})$ 和商业信贷成本 $(1+r_{AR})$ 越低, 出口生产率门阀 $(1+\theta)_2$ 越低, 企业出口越容易, 即银行信贷和商业信贷融资状况越好, 企业越有可能参与出口。

比较式 (4) 和 (6) 发现:

$$(1+\theta)_2 < (1+\theta)_1 \quad (7)$$

式 (7) 表明, 企业使用商业信贷后, 出口生产率门阀降低, 出口更容易, 原因是商业信贷保证了中间品质量 $\lambda=1$, 促进企业获取优惠银行信贷, 降低企业出口融资成本。因而商业信贷对银行信贷的促进作用有利于企业参与出口。

综上所述, 商业信贷和银行信贷融资状况改善有助于企业参与出口, 商业信贷对银行信贷的促进作用有利于企业参与出口。接下来, 文章利用中国制造业企业验证理论分析。

四、实证研究设计

(一) 数据说明

本文所用数据来自中国工业企业数据库 (2004—2008 年), 该库统计了全部国有企业和主营业务收入在 500 万元以上的非国有企业的生产经营和身份属性信息, 具有涵盖范围广、样本容量大、统计指标全等优点。鉴于数据库存在统计偏差及错漏问题, 本文参考张杰等人的方法,^[24]剔除如下样本: (1) 利息支出、应付账款、出口交货值等核心实证指标缺失或为负值的企业; (2) 存在统计错漏和明显违背会计准则的企业; (3) 非制造业企业、非持续存在企业、非正常营业企业和外资企业, 剔除外资企业是因为外资企业在融资和出口决策上与其他企业存在显著差异。最终筛选出按二分位行业标准划分的 11~43 行业的 307655 家制造业企业。

(二) 实证模型

企业是否参与出口取决于企业预期出口利润 $\pi(X_{it}) = \alpha'X_{it} + e_{it}$, i 和 t 表示企业和年

份, X 是影响企业出口参与因素构成的向量, e 是随机干扰项。如果企业预期出口利润大于等于 0, 企业选择出口; 否则企业不出口。若 EX 是企业参与出口的决策变量, 则企业参与出口的概率为 $P(EX_{it}=1|X_{it})=F(X_{it}, \alpha)$ 。在向量 X 中引入商业信贷、银行信贷和商业信贷与银行信贷的交互项, 若它们的估计系数显著为正, 说明商业信贷和银行信贷融资状况改善及商业信贷对银行信贷的促进作用有利于企业参与出口。本文的实证模型为:

$$EX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AR_{it} + \alpha_2 IR_{it} + \alpha_3 IR_{it} \times AR_{it} + \beta CV_{it} + \gamma \sum DUMMY + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, EX 表示企业是否参与出口, 若企业出口交货值大于零 (企业参与出口), $EX=1$, 否则 $EX=0$ 。 AR 、 IR 和 $IR \times AR$ 分别表示商业信贷、银行信贷和商业信贷和银行信贷之间的关系, 参考卡尔和许 (Cull and Xu) 的度量方法,^[25] 本文使用企业应付账款占销售额的比重衡量 AR , 使用利息支出占销售额的比重衡量 IR , AR 和 IR 数值越大, 说明商业信贷和银行信贷融资状况越好。若 α_1 、 α_2 和 α_3 显著为正, 说明改善商业信贷和银行信贷融资状况及商业信贷对银行信贷的促进作用有助于企业参与出口。 CV 是控制变量的集合, 包括: (1) 生产效率 (TFP), 采用奥利和帕克斯 (Olley and Pakes) 提出的以投资额作为工具变量的 OP 半参数法测算, 该方法克服了 OLS 方法下企业产量与资本存量的“同时性偏误”和面板数据中的“选择偏误”^[26]; (2) 运营时间 (AGE), 度量方法是运营年限加 1 的对数; (3) 地理位置 ($EAST$), 度量方法是企业是否位于东部地区; (4) 人均工资 ($SARLY$), 度量方法是人均工资的对数; (5) 企业规模 ($SCALE$), 度量方法是人均销售额的对数; (6) 人均资本 ($CAPITAL$), 度量方法是人均资本量的对数; (7) 民营企业 ($PRIVATE$), 度量方法是企业是否为民营企业; (8) 补贴收入 ($SUBSIDY$), 度量方法是补贴收入加 1 的对数; (9) 行业、区域和年份因素 ($DUMMY$), 定义为二分位行业虚拟变量、省份虚拟变量和年份虚拟变量的集合。 ε 为误差项。

表 1 汇报了主要解释变量的定义及在所有企业、出口企业 and 非出口企业的统计描述。表 1 显示: (1) 出口企业 and 非出口企业的各项特征存在显著的均值和中位数差异, 各变量 T 检验 T 值和 M-W 检验 Z 值的绝对值均大于 5; (2) 出口企业的商业信贷和银行信贷融资状况好于非出口企业, 表现为变量 AR 、 IR 和 $TC \times IR$ 的 T 检验 T 值和 M-W 检验 Z 值均在 1% 的水平上显著为负; (3) 此外, 出口企业比非出口企业生产效率高、运营时间长、补贴收入多、人均工资高、人均资本少、企业规模小, 且出口企业集中分布在东部地区和民营企业之中。

表 1 主要变量的统计描述

变量符号	所有企业		出口企业		非出口企业		T 检验	M-W 检验
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	T 值	Z 值
<i>AR</i>	0.141	0.086	0.154	0.104	0.137	0.080	-24.068	-42.715
<i>IR</i>	0.015	0.008	0.016	0.012	0.015	0.007	-5.881	-53.211
<i>IR×AR</i>	0.002	0.000	0.002	0.001	0.002	0.000	-11.500	-72.872
<i>TFP</i>	7.369	7.269	7.541	7.440	7.319	7.215	-55.347	-53.494
<i>AGE</i>	2.008	2.079	2.081	2.079	1.987	1.946	-34.813	-35.136
<i>EAST</i>	0.730	1.000	0.873	1.000	0.689	1.000	-97.580	-96.104
<i>SCALE</i>	5.612	5.542	5.420	5.350	5.668	5.601	61.349	61.550
<i>SARLY</i>	2.675	2.629	2.737	2.700	2.657	2.603	-37.583	-46.301
<i>CAPITAL</i>	3.711	3.778	3.492	3.550	3.774	3.841	53.994	55.221
<i>PRIVATE</i>	0.666	1.000	0.702	1.000	0.655	1.000	-23.1458	-23.126
<i>SUBSIDY</i>	0.875	0.000	1.317	0.000	0.746	0.000	-61.542	-77.819

注：双样本 T 检验和 M-W 检验分别是出口企业 and 非出口企业各变量的均值和中位数差异检验，T 检验的原假设是出口企业 and 非出口企业的均值相等，M-W 检验的原假设是出口企业 and 非出口企业的中位数相等。

（三）内生性问题及解决

源于遗漏变量和逆向因果关系的内生性问题会导致估计参数有偏且非一致。本文可能的内生性问题来自两个方面：第一，实证方程（8）遗漏难以界定的控制变量。方程（8）控制了企业融资、规模、年龄、所有权、工资等异质性特征及企业所处行业、区域和年份固定效应，但仍可能遗漏难以测度的因素，如出口退税政策激励信贷融资约束高的企业也参与出口，因而遗漏出口退税政策会高估信贷融资对企业出口参与的作用。第二，企业信贷融资、生产率、规模与出口参与之间的双向因果关系。出口是企业资信高的信号，可以缓解信息不对称，帮助企业获取外部融资。^[27]企业参与出口可以通过干中学效应提高生产率水平及扩大企业规模。^[28]因而，企业参与出口对企业信贷融资、生产效率和规模产生回馈效应，企业信贷融资、生产率、规模与出口参与之间具有双向因果关系。

现有研究多以融资变量的滞后期为工具变量，采用 IVprobit 方法克服内生性问题，如孙灵燕和李荣林的研究。^[17]张杰等人认为上述方法解决双向因果关系引起的内生性问题，对遗漏变量引起的内生性问题应该以内生变量在行业和地区层面的均值为该变量企业层面的工具变量。^[24]张杰等人以融资约束变量在行业和地区层面的均值和融资约束变量的滞后一期及滞后二期为工具变量，采用 IVprobit 方法的研究发现，融资约束制约 2001—2007 年中国企业的出口扩展边际。^[24]本文借鉴张杰等人处理内生性问题的方法。与以往文献只关注

主要解释变量（信贷融资）的内生性问题不同，本文对控制变量（生产率和规模）的内生性问题也进行处理。

本文设置如下工具变量解决内生性问题：第一，对遗漏变量引起的内生性问题，文章以信贷融资（ AR 、 IR 、 $IR \times AR$ ）、生产效率（ TFP ）和企业规模（ $SCALE$ ）变量在地级市区域和四分位行业的均值为工具变量；第二，对逆向因果关系引起的内生性问题，文章以信贷融资（ AR 、 IR 、 $IR \times AR$ ）、生产效率（ TFP ）和企业规模（ $SCALE$ ）变量的滞后一期和滞后二期为工具变量。对其他随时间改变的控制变量的内生性问题，文章借鉴阳佳余的做法，^[2]以这些变量的滞后一阶形式进行回归。

五、实证结果分析

（一）全样本分析

表 2 是运用 IVprobit 方法估计方程（8）的结果，IVprobit1 是以 AR 、 IR 、 $IR \times AR$ 、 TFP 、 $SCALE$ 变量在四位行业与地级市的均值为工具变量的回归结果，IVprobit2 是以 AR 、 IR 、 $IR \times AR$ 、 TFP 、 $SCALE$ 变量的滞后一期和滞后二期为工具变量的回归结果。Wald 检验显示方程（8）存在内生性问题，应该采用 IVprobit 方法估计，通过分析表 2 得到：

表 2 全样本回归结果

	IVprobit1	IVprobit2
AR	1.454*** (16.36)	0.445*** (9.27)
IR	1.923** (2.45)	0.551* (1.71)
$IR \times AR$	9.180* (1.76)	9.085** (2.55)
TFP	0.754*** (59.02)	0.667*** (104.51)
AGE	0.020*** (4.00)	0.037*** (7.64)
$EAST$	0.252*** (4.22)	0.316*** (5.51)
$SCALE$	-0.975*** (-104.24)	-0.633*** (-70.93)
$SARLY$	0.149*** (19.95)	0.099*** (14.64)
$CAPITAL$	0.067*** (20.53)	0.018*** (6.37)
$SUBSIDY$	0.021*** (14.01)	0.021*** (15.61)
$PRIVATE$	0.118*** (17.54)	0.107*** (17.18)
$DUMMY$	YES	YES
WALD	707.39 0.000	504.29 0.000
N	307655	307653

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的水平显著；

括号内为 Z 值；YES 表示控制 DUMMY；WALD 表示 wald

检验的卡方值和相应的 p 值；下表同。

第一, 信贷融资提高企业出口概率。不论是以内生变量的行业和区域均值为工具变量还是以内生变量的滞后一期和滞后二期为工具变量, 商业信贷 AR 和银行信贷 IR 的系数均显著为正, 说明商业信贷和银行信贷融资状况越好, 企业出口概率越高, 这支持理论分析, 表明信贷融资缓解企业出口融资约束。

第二, 商业信贷对银行信贷的促进作用有利于企业参与出口。无论采用哪类工具变量, 银行信贷与商业信贷交互项 $IR \times AR$ 的系数均显著为正, 说明商业信贷对银行信贷的促进作用增加企业出口概率, 两种信贷融资相互补充, 共同帮助企业参与出口。

第三, 控制变量的系数和显著性显示: 人均资本多的企业出口倾向高, 说明中国出口企业由劳动密集型企业转向资本密集型企业; 生产效率高的企业出口概率高, 说明企业出口存在自我选择效应; 运营年限长的企业出口概率大, 说明生存时间越久, 企业出口概率越高; 补贴收入正向影响企业出口决策, 说明实施补贴政策会激励企业出口; 企业规模负向影响企业出口参与, 这可能与国内市场分割有关; 工资高的企业容易出口, 说明企业进入国际市场需要拥有高素质劳动力; 东部地区企业和民营企业倾向出口, 说明中国出口企业广泛分布于东部地区 and 民营企业。

(二) 子样本分析

中国银行信贷体系具有“所有制歧视”和“规模歧视”, 国有企业和大型企业容易获取银行贷款, 中小企业和民营企业遭受银行信贷歧视, 更倚重商业信贷, 因而文章对国有企业和民营企业, 大型企业和中小企业进行进一步分析, 以检验文章结论的稳健性并考察信贷融资对企业出口参与的影响是否具有企业所有制和企业规模差异。其中, 大型企业是销售额大于等于行业 and 地区均值的企业, 其他企业为中小企业。表3是回归结果。

表3 分企业所有制和规模回归结果

	国有企业		民营企业		大型企业		中小企业	
	IVprobit1	IVprobit2	IVprobit1	IVprobit2	IVprobit1	IVprobit2	IVprobit1	IVprobit2
AR	3.785*** (3.54)	0.435 (1.03)	1.472*** (14.32)	0.619*** (9.50)	1.537*** (9.82)	0.405*** (3.05)	1.389*** (12.46)	0.513*** (9.51)
IR	-27.301 (-1.08)	-5.175 (-0.84)	-0.893 (-1.00)	-0.325 (-0.62)	1.009 (0.97)	-1.000 (-1.07)	-5.202 (-1.37)	0.647 (1.18)
$IR \times AR$	-5.087 (-0.67)	6.117 (1.49)	8.309* (1.75)	9.758* (1.82)	-2.883 (-1.10)	6.158 (0.52)	6.893*** (5.47)	6.768* (1.87)
TFP	0.847*** (6.08)	0.683*** (12.07)	0.741*** (43.32)	0.646*** (75.20)	0.680*** (36.05)	0.616*** (57.66)	0.798*** (43.16)	0.606*** (54.75)

AGE	-0.045 (-0.80)	-0.069 (-1.45)	0.051*** (7.80)	0.068*** (10.98)	0.067*** (7.79)	0.080*** (9.60)	-0.008 (-1.30)	0.014** (2.30)
EAST	0.140 (0.42)	0.335 (1.16)	-0.257** (-2.31)	-0.090 (-0.98)	0.563*** (7.03)	0.602*** (7.70)	-0.104 (-1.15)	-0.045 (-0.53)
SCALE	-0.670*** (-6.23)	-0.593*** (-7.41)	-1.025*** (-87.90)	-0.644*** (-55.78)	-0.817*** (-54.38)	-0.613*** (-46.11)	-1.055*** (-86.47)	-0.630** (-2.23)
SARLY	-0.000 (-0.00)	0.112* (1.92)	0.130*** (13.90)	0.077*** (8.94)	0.092*** (8.07)	0.147*** (6.99)	0.076*** (15.57)	0.106*** (12.10)
CAPITAL	0.167*** (4.64)	0.074*** (2.65)	0.055*** (13.29)	-0.037** (-2.01)	0.058*** (10.44)	0.001 (0.20)	0.061*** (14.34)	-0.035** (-2.27)
SUBSIDY	0.035*** (2.61)	0.024** (2.21)	0.028*** (13.87)	0.030*** (16.40)	0.021*** (10.19)	0.024*** (12.63)	0.013*** (6.49)	0.014*** (7.20)
PRIVATE					0.087*** (8.18)	0.074*** (7.25)	0.160*** (18.44)	0.135*** (16.85)
DUMMY	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
WALD	4.85 0.035	44.90 0.000	3870.55 0.000	327.23 0.000	753.51 0.000	184.76 0.000	4029.65 0.000	279.46 0.000
N	3836	3836	204772	204772	95654	95654	211954	211954

表 3 中 IVprobit1 和 IVprobit2 的含义与表 2 相同。从表 3 可以看出：（1）改善商业信贷融资状况会提高企业出口概率的结论不因企业所有制和企业规模差异而改变；（2）银行信贷融资对四类企业参与出口的影响不显著。张杰等人认为中国银行体系对国有企业的融资软约束是国有企业参与出口对银行信贷不敏感的原因。^[27] 除此之外，本文认为国有企业更多担负服务国内经济和增加就业的责任，本身出口积极性低也是银行信贷不影响国有企业出口参与的原因。参考张杰等人的思路，^[27] 中国银行信贷体系对大型企业贷款的偏爱使银行信贷不影响大型企业参与出口的原因。中国银行信贷体系歧视民营企业和中小企业的贷款要求，这些企业不能有效获得银行贷款，进而民营企业和中小企业的出口对银行信贷不敏感；（3）商业信贷对银行信贷的促进作用提高了民营企业和中小企业的出口概率，对国有企业和大型企业参与出口的作用不显著。国有企业和大型企业较少依靠商业信贷的信号传递作用就能获取银行信贷，而民营企业和中小企业获得银行贷款需要借助商业信贷的信号传递作用，商业信贷对银行信贷的促进作用在国有企业和大型企业较弱，在民营企业和中小企业突出，因而商业信贷对银行信贷的促进作用不影响国有企业和大型企业参与出口，有利于民营企业和中小企业参与出口。

行业竞争性强弱影响供应商以信用方式销售产品的比例,进而影响企业商业信贷融资可得性。^[29]市场竞争性还会影响银行的信息甄别与选择空间,进而影响企业的银行贷款融资。^[25]行业竞争性不同的企业参与出口对信贷融资的依赖性可能不同,为此,文章将全体样本分为高竞争性行业和低竞争性行业进行分析。参考卡尔和许(Cull and Xu)的研究,^[25]笔者采用赫芬达尔—赫希曼指数衡量行业竞争性,该指数越小,说明行业竞争性越强。赫芬达尔—赫希曼指数 $=\Sigma(y_i/y)^2$, y_i 为企业*i*的年度销售额, y 为行业内所有企业年度销售额之和,高竞争性行业是四分位行业赫芬达尔—赫希曼指数小于等于行业均值的行业,其他行业是低竞争性行业。表4的前四列是分行业竞争性的回归结果。

表4 分行业竞争性和出口固定成本回归结果

	高竞争性行业		低竞争性行业		新出口企业		原有出口企业	
	IVprobit1	IVprobit2	IVprobit1	IVprobit2	IVprobit1	IVprobit2	IVprobit1	IVprobit2
AR	2.302*** (14.74)	0.539*** (4.84)	0.898*** (8.07)	0.397*** (7.38)	1.537*** (9.82)	0.405*** (3.05)	1.389*** (12.46)	0.513*** (9.51)
IR	2.311* (1.69)	2.648** (2.41)	3.979 (1.11)	-0.053 (-0.13)	1.009** (1.97)	1.000** (2.07)	5.202 (1.37)	0.647 (1.18)
IR×AR	10.485** (2.17)	6.003** (2.45)	9.697*** (4.61)	5.652* (1.75)	6.883*** (3.10)	6.158* (1.72)	6.893*** (5.47)	6.768* (1.87)
TFP	0.641*** (25.54)	0.638*** (51.15)	0.770*** (49.15)	0.675*** (89.76)	0.680*** (36.05)	0.616*** (57.66)	0.798*** (43.16)	0.606*** (54.75)
AGE	0.060*** (5.69)	0.076*** (7.68)	0.007 (1.19)	0.027*** (4.86)	0.067*** (7.79)	0.080*** (9.60)	-0.008 (-1.30)	0.014** (2.30)
EAST	0.543*** (4.81)	0.571*** (5.29)	0.183** (2.57)	0.234*** (3.43)	0.563*** (7.03)	0.602*** (7.70)	-0.104 (-1.15)	-0.045 (-0.53)
SCALE	-0.945*** (-42.66)	-0.598*** (-32.58)	-0.985*** (-93.69)	-0.647*** (-62.86)	-0.817*** (-54.38)	-0.613*** (-46.11)	-1.055** (-2.27)	-0.630*** (-42.23)
SARLY	0.140*** (9.52)	0.078*** (5.79)	0.151*** (17.09)	0.099*** (12.41)	0.092*** (8.07)	0.076*** (6.99)	0.147*** (15.57)	0.106*** (12.10)
CAPITAL	0.113*** (17.21)	0.011* (1.87)	0.051*** (13.26)	-0.028*** (-8.44)	0.058*** (10.44)	0.001 (0.20)	0.061*** (14.34)	-0.035*** (-9.70)
SUBSIDY	0.030*** (10.23)	0.026*** (10.17)	0.018*** (10.38)	0.018*** (11.62)	0.021*** (10.19)	0.024*** (12.63)	0.013*** (6.49)	0.014*** (7.20)
PRIVATE	0.065*** (4.75)	0.073*** (5.82)	0.133*** (17.05)	0.122*** (16.83)	0.087*** (8.18)	0.074*** (7.25)	0.160*** (18.44)	0.135*** (16.85)
DUMMY	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
WALD	1285.47	126.97	3595.06	378.75	685.42	261.74	5435.59	170.86

	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	75165	75165	232490	232490	307655	307653	307653	307653

表 4 中 IVprobit1 和 IVprobit2 的含义参见表 2。表 4 的前四列显示：（1）商业信贷对企业出口参与的促进作用不受行业竞争性差异的影响；（2）银行信贷促进高竞争性行业参与出口，对低竞争性行业参与出口的作用不显著，原因可能是低竞争性行业的企业多是垄断型企业，这些企业享有银行信贷软约束，其参与出口对银行信贷融资不敏感；（3）商业信贷对银行信贷的促进作用对企业出口参与的积极作用不受行业竞争性差异的影响。

企业首次出口支付的出口沉没成本高于企业持续出口支付的出口维护成本，^[30]新出口企业首次出口和原有出口企业继续出口对信贷融资的依赖程度不同，为此，文章将全体样本分为新出口企业和原有出口企业进行分析，以检验信贷融资对企业出口参与的影响是否因企业出口固定成本不同而不同。其中，新出口企业是上期没有出口当期出口的企业，原有出口企业是上期和当期均出口的企业。表 4 的后四列是分企业出口固定成本的回归结果。

表 4 的后四列显示：（1）商业信贷对企业出口参与的正向影响不因企业出口固定成本不同而改变；（2）银行信贷对企业初始出口的促进作用显著，对企业保持出口地位的作用不显著，孙灵燕和李荣林认为融资约束不影响企业保持出口地位的原因是企业成功出口后出口成本降低，对银行信贷融资的依赖减小；^[17]（3）商业信贷对银行信贷的促进作用对企业首次出口和保持出口地位的正向作用显著。

总结以上，子样本分析基本验证了商业信贷和银行信贷促进企业参与出口的理论分析，还发现商业信贷对企业出口参与的作用不受企业所有制、企业规模、行业竞争性和企业出口固定成本差异的影响，银行信贷的作用则受上述差异的影响，商业信贷对银行信贷促进作用的作用受企业所有制和企业规模差异的影响。

六、结论与启示

文章基于融资约束影响出口成本支付进而影响企业出口参与的逻辑，从商业信贷和银行信贷综合视角，对信贷融资影响异质性企业出口参与进行理论和实证研究，重点围绕商业信贷对银行信贷的促进作用展开分析，从企业层面为中国出口增长“奇迹”提供来自金融视角的证据。本文的主要研究结论为：第一，改善信贷融资状况有利于企业参与出口，商业信贷和银行信贷是企业出口融资的有效途径；第二，商业信贷对银行信贷的促进作用降低企业出口融资成本，有助于企业参与出口；第三，商业信贷对企业出口参与的作用不受企业所有制、

企业规模、行业竞争性和企业出口固定成本差异的影响，银行信贷的作用则受上述差异的影响，商业信贷对银行信贷促进作用的作用受企业所有制和企业规模差异的影响。

文章结论蕴含以下政策启示：第一，政府应当大力发展信贷融资，充分发挥信贷融资对企业出口的支持作用。第二，政府应当积极推进商业信贷与银行信贷互融互通机制，充分挖掘商业信贷对银行信贷的促进作用。为此，在银行信贷方面，应完善与出口融资相关的银行配套政策，为出口发展提供信贷政策支持；改革银行信贷体系，优化银行信贷投向，为企业尤其是民营企业 and 中小企业提供公平的信贷融资平台；在商业信贷方面，应健全社会信用体系，完善社会信用法律制度，为商业信贷发展提供良好的信用环境；推行企业诚信文化建设，建立商业货款回收机制，打击商业货款恶意拖欠行为，为企业创造更多的商业信贷融资机会；在信贷融资方式的互融互通方面，应加强商业信贷和银行信贷的协同合作，发挥商业信贷的企业信息传递功能，通过商业信贷引导银行提供优惠贷款，降低企业融资成本，帮助企业参与出口。

参考文献

- [1] 齐俊妍.金融市场发展与贸易竞争力:基于中国各行业的面板数据分析[J].世界经济研究,2010, (5).
- [2] 阳佳余.金融发展与对外贸易:基于省际面板数据的经验研究[J].经济科学,2007, (4).
- [3] 李志远,余淼杰.生产率、信贷约束与企业出口:基于中国企业层面的分析[J].经济研究,2013, (6).
- [4] 于洪霞,龚六堂,陈玉宇.出口固定成本融资约束与企业出口行为[J].经济研究,2011, (4).
- [5] R. J. Rajan, L. Zingales. Financial Dependence and Growth [J].The American Economic Review,1998, 88(3).
- [6] M. Melitz.The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrics, 2003, 71 (6).
- [7] T. Chaney. Liquidity Constrained Exporters [R]. Society for Economic Dynamics 2007 Meeting Paper No.979, 2007.
- [8] K. Manova. Credit Constraints, Equity Market Liberalizations and International Trade [J]. Journal of International Economics, 2008, 76 (1).
- [9] M. Mu ùls. Exporters and Credit Constraints: A Firm-Level Approach[R]. National Bank of Belgium Working Paper No.139, 2008.
- [10] R. C. Feenstra, Z. Y. Li, M. J. Yu. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China[R]. NBER Working Paper No.16940, 2011.
- [11] 刘海洋,孔祥贞,谷宇.中国企业通过什么途径缓解了出口融资约束[J].财贸经济,2013, (6).
- [12] P. Askenazy, A. Caldera, G. Gaulier, D. Irac. Financial Constraints and Foreign Market Entries or Exits: Firm-Level Evidence from France[R].Banque de France Working Paper No.328, 2011.
- [13] B. Coulibaly, H. Saprizza, A. Zlate. Financial Frictions, Trade Credit, and the 2008-09 Global Financial Crisis [J]. International Review of Economics and Finance, 2013, 26 (c).
- [14] 邱斌,杨晓云.多产品企业、融资约束与出口二元边际[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2014, (5).
- [15] L. Feng, C. Y. Lin. Financial Shocks and Exports [J]. International Review of Economics and Finance, 2013, (26).
- [16] D. Molina, M. Roa. The Effect of Credit on the Export Performance of Colombian Exporters [R]. MPRA Working Paper No.56137, 2014.
- [17] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗[J]. 经济学(季刊), 2011, (1).
- [18] T. Castagnino, L. D'Amato, M. Sangi ácomo. How do Firms in Argentina Get Financing to Export [R]. European Central Bank Working Paper No.1601, 2013.

- [19] 孔祥贞,刘海洋,徐大伟.出口固定成本、融资约束与中国企业出口参与[J].世界经济研究.2013, (4).
- [20] B. Biais, C. Gollier. Trade credit and credit rationing [J]. Review of Financial Studies, 1997, 10 (4).
- [21] 范小云,董二磊.银行信贷、商业信用与企业出口—基于联立方程模型的经验分析[J].中国经济问题,2015 (1).
- [22] M. Burkart, T. Ellingsen. In-kind Finance: A Theory of Trade Credit [J]. American Economic Review, 2004, 94 (3).
- [23] K. Eck, M. Engemann, M. Schnitzer. How Trade Credits Foster International Trade [J]. Review of World Economics, 2015, 151 (1).
- [24] 张杰,郑文平,束兰根.融资约束如何影响中国企业出口的二元边际? [J].世界经济文汇,2013, (4).
- [25] R. Cull, L. X. C. Xu. Institutions, Ownership, and Finance: the Determinants of Profit Reinvestment among Chinese Firms [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77 (1).
- [26] S. Olley, A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64 (6).
- [27] J. M. Campa, J. M. Shaver. Exporting and Capital Investment: On the Strategic Behavior of Exporters [R]. IESE Research Paper No. D/469, 2002.
- [28] D. Greenaway, R. Kneller. Firm Heterogeneity, Exporting and Foreign Direct Investment: A Survey [J]. The Economic Journal, 2007, 117 (57).
- [29] R. Fisman, M. Raturi. Does Competition Encourage Credit Provision? Evidence from African Trade Credit Relationships [J]. The Review of Economics and Statistics, 2004, 86 (1).
- [30] N. Berman, J. Héricourt. Financial Factors and the Margins of Trade: Evidence from Cross-country Firm-level Data [J]. Journal of Development Economics, 2010, 93 (2).

The Effect of Credit Financing on Heterogeneous Firms' Export Participation

—An Theoretical and Empirical Analysis from the Angles of Trade Credit and Bank
Credit

ZHANG Bin KONG Xiang-zhen YANG Yong

(Economics and Management School, Wuhan University, Whhan 430072, China)

Abstract: This paper studies the effect of credit financing on firms' export participation based on trade credit and bank credit using the framework of new new trade theory focusing on the promoting effect of trade credit on bank credit, which provides microscopic financial evidence of Chinese export growth "miracle" from the firm angle. The credit financing was put into a heterogeneous firm export model to prove the improvement of trade credit and bank credit will affect the export by easing export cost constraint. An empirical analysis using Chinese manufacturing firms and IVprobit model were adopted to confirm our results. The findings were the following. Firstly, the improvement of trade credit and bank credit may increase the probability of the firms' export. Secondly, the positive effect of trade credit on bank credit is helpful for firms to participate in export. Thirdly, the influence of trade credit on firms' export participation isn't varied with firms' size, ownership, industrial competitive level and export fixed cost. But the role of bank credit is influenced by the above factors. The role of the positive effect of trade credit on bank credit is affected by firms' size and ownership. In conclusion, developing of the credit financing and setting up of the mutual exchange mechanism of trade credit and the bank credit are important methods to speed up Chinese export growth.

Keywords: trade credit; bank credit; participate in export; heterogeneous firm

中国企业债对GDP比的动态路径

陆 婷¹ 余永定²

【摘要】近年中国非金融企业债务对GDP比急剧上升，引发学界和业界对我国金融和经济稳定的共同担忧。本文通过建立描绘企业债对GDP比随时间变化的微分方程，在假定不同经济增长潜力的前提下，对非金融企业债对GDP比的几种可能路径进行了动态模拟，给出未来非金融企业债对GDP比的几组具体数值。结果显示，就中国目前而言，提高经济增长速度并不能降低企业债对GDP比。为避免发生债务危机，中国必须提高资本使用效率、提高企业利润率并降低企业对债务融资的依赖。

【关键词】企业债务；金融稳定

一、引言

2008年为了抵消国际金融危机对中国经济的严重冲击，中国政府推出4万亿元人民币的刺激措施，与此相配合，央行执行了大力度的扩张性货币政策。伴随信贷的急剧扩张，中国的政府债务、居民债务和公司债务迅速增加。其中政府债务中的地方政府债务和公司债务的增长尤其迅速。2013底年中国债务总额、地方政府债和非金融公司债对GDP比分别从2008年全球金融危机爆发前的153%、24.2%和92%，上升到229%、35.8%和120%³。国际经验表明，不同类型债务对GDP比的急剧增长都有可能破坏一国的金融稳定，在多数情况下会导致不同形式的金融危机，并最终导致经济衰退。

1990年代后期，由于不良债权形势恶化，考虑到隐性债务的政府债对GDP比迅速上升，中国经济学界曾爆发一场中国是否应该执行扩张性财政政策的争论。一些经济学家认为，如果采取扩张性财政政策，中国政府债对GDP比会急剧上升，甚至最终导致财政危机。然而，后来的事实是：扩张性财政政策（辅之以扩张性货币政策）推动了经济增长；由于经济增长速度高于政府债务增长速度，扩张性财政政策不但没有导致政府财政状况的恶化，反而导致

¹ 陆 婷，中国社会科学院世界经济与政治研究所

² 余永定，中国社会科学院世界经济与政治研究所

³ 数据来源：国际清算银行（BIS）及国际货币基金组织（IMF）。其中非金融公司债口径不包括地方政府融资平台，下同。

政府债对 GDP 比的下降，为中国后来 10 年经济的高速增长打下了坚实的基础。历史经验告诉我们，关键问题不在于当前的债务对 GDP 比（或杠杆率），而在于债务对 GDP 比的动态路径。换言之，经济学家必须回答的问题是：给定特定条件下，随着时间的推移，债务对 GDP 比将会发生何种变化？在确定了债务对 GDP 比动态路径之后，经济学家就可以进一步讨论经济对债务对 GDP 比的容忍度问题，即当债务对 GDP 比达到什么水平之后将触发金融危机和经济危机，以及政府应该采取的应对之策。

近年来中国债务对 GDP 比的急剧提高，特别是地方政府债和非金融企业债对 GDP 比的急剧提高，引起了决策者、市场人士和经济学家们的不安。从国际比较的角度来看，中国非金融企业的高杠杆率（债务对 GDP 的比）尤其引人注目。根据国际货币基金组织的数据，到 2013 年底，中国非金融企业债约 12 万亿美元，占 GDP 的 120%。按照标普的估计，中国非金融企业债务总额高达 14 万亿美元。与此相对比，美国非金融公司债务余额仅为 13 万亿美元。中国非金融公司债务余额和非金融公司债务对 GDP 都高居全球世界之首。不少国际财经评论员认为，过度负债是 2008 年国际金融危机的重要原因，而中国经济则很可能成为企业债过高的牺牲者。但目前为止，尽管存在不少估算中国企业债水平的文献，关于中国企业债动态路径的研究却十分少见，而为数不多的研究则几乎都是基于简单假设的简单推算，缺乏必要的理论和严格的统计基础。

本文的目的在于弥补中国非金融企业债对 GDP 比（“企业杠杆率”）动态路径研究的空缺，在假定不同经济增长潜力的前提下，作者对非金融企业债对 GDP 比的几种可能的动态路径进行了模拟，给出了未来非金融企业债对 GDP 比的几组具体数值。在对非金融企业债对 GDP 比动态路径模拟的基础上，本文对非金融企业债对中国金融和经济稳定的影响进行了分析并提出了相应的政策建议⁴。同此前对政府债对 GDP 比研究的结果不同，本文研究发现，在中国目前的特定条件下，经济增长速度目标的下调，不但不会导致企业债务对 GDP 比上升，反而会导致这一比例的下降。如果这一结果在理论上可以成立，对目前正在加速经济结构调整和增长方式转变而不得不容忍较低经济增长速度的中国来说，这无疑是一个好消息。

二、文献综述

企业总体债务水平对宏观经济影响的研究始于二十世纪 80 年代末。当时美国企业部门

⁴ 本文仅研究非金融企业债务，为行文方便，以后省略“非金融”三字。

正处于债务高速增长期，节节攀升的企业债务对 GNP 比和不断下降的企业信用评级，引起了学者们的广泛关注。

Kaufman (1986) 和 Friedman (1986) 率先提出警告，称过高的债务将在企业收入下降时限制企业行为，危害金融稳定。他们指出，在经济衰退发生时，中断的现金流会使得企业无法偿债，这必然带来两个后果：一是金融体系风险的累积，二是产出和就业因企业削减需求而下降。为防止这种情况出现，在企业部门负债较高时期，联储势必更倾向于采取扩张性的货币政策以避免经济下滑，最终引发通货膨胀。Summers (1986) 则更担忧企业部门过高的债务水平对财政政策的制约。在他看来，“财政赤字会被私人部门的额外储蓄所填补”这一理论在实践中并不成立，财政赤字实际上会推高实际利率，使高负债的企业部门陷入困境。因此，当企业总体债务处于较高水平时，政府财政政策的操作空间将大幅受限。

随后 Bernanke & Campbell (1988) 根据商业周期和信息不对称理论，提出高债务水平会增加企业部门对外部冲击敏感度的假说，为后来金融加速器模型的出现奠定了基础。在该模型下，企业使用资产作为债务抵押，因此当资产价格受到冲击、资产市值下降时，这种冲击会影响到企业的借债能力。作为应对，企业不得不削减投资并出售资产，从而进一步压低资产价格，产生债务-通缩的螺旋效应 (Bernanke & Gertler 1990; Kiyotaki & Moore 1997)。Vermeulen (2002) 通过检验证实德国、法国、意大利和西班牙在 1983-1997 年间存在着这样的效应，企业部门较弱的资产负债表放大了资产价格冲击对投资规模的负面效果。Sutherland & Hoeller (2012) 也发现企业部门负债率与随后的投资波动性高度相关，从侧面反映出高企业负债对外生冲击传播的加剧。

Reinhart & Rogoff (2010) 和 Bornhorst & Arranz (2014) 则考虑了企业债务风险在各个部门之间的传染。他们指出，高债务水平的企业部门在受到冲击时，无法偿还债务、被迫破产清算的概率将显著增加，从而导致银行不良贷款率提升，进而诱发银行危机，而银行危机的爆发又往往伴随着主权债务危机。

除影响金融稳定外，过高的企业债务水平也将成为经济增长的负累。Coricelli et al. (2010) 利用欧洲新兴经济体的企业数据表明企业部门的负债率存在一个阈值，超过阈值后负债率的增加将阻碍全要素生产率的提升。Cecchetti et al. (2011) 则使用了 18 个 OECD 国家 1980-2010 宏观层面债务数据，指出企业债务占 GDP 比超过 90% 时会拖累经济增长。此时若政府部门也处于高负债状态，这种负面影响将更加显著。Goretti & Souto (2013) 对欧元区边缘国的检验也得出了类似的结论。

企业部门过高的债务水平还会加深经济衰退，延迟经济复苏。Jorda et al. (2011) 利用 14 个发达国家在 1870-2008 年间所经历的 200 余次衰退数据表明，衰退前私人部门债务水平越高，经济衰退的程度越深，经济复苏也越缓慢。得出类似结论的还有 Claessens et al. (2012)。Randveer et al. (2012) 则区分了私人部门的债务水平和信贷增长，并将视线投向了经济复苏阶段。他们发现，衰退前拥有较高债务水平的国家，复苏阶段经济增长更加缓慢，但衰退前信贷增速较快的国家，复苏期经济增长却更快。此外，Sutherland & Hoeller (2012) 考虑了私人部门债务水平与衰退发生概率之间的关系，就事后检验来看，两者关联性非常强，高私人部门债务水平显著提高了衰退发生的概率。

国内关于企业负债率过高的研究大都以微观企业的视角展开，且多针对国有企业（如周立和陈小悦 2001、常英 2011 等）。但近年随着中国企业债务占 GDP 比重迅速上升，关于中国企业部门整体债务水平的思考开始逐渐增多。

李扬（2014）和余永定（2014）先后提出警告，称中国企业负债已超过警戒线，企业高负债、低盈利、高融资成本的现状极有可能引发债务危机。张茉楠（2014）则从宏观层面分析了我国企业负债迅速上升的四大成因：企业的制度套利和资本套利、全球再平衡下疲弱的外部需求、资本效率下降，并认为降低企业负债率的核心在于提高资本利用率。但是，迄今为止，我们并未看到国内的有关企业债对 GDP 比动态路径的研究成果。

在最近两年海外投行界对中国企业债对 GDP 比的动态路径进行了一些初步研究。高盛（2014）提出“信贷密度”这一概念，将其定义为信贷增量与投资之比，以衡量信贷在支持投资方面的效率。他们发现，商业环境对信贷密度影响显著，当商业环境走弱时，信贷密度上升，信贷支持投资效率下降，反之亦然。以此为基础，高盛（2014）将杠杆增长的影响因素分解为四个部分：延续效应、增长效应、投资效应以及商业环境效应。延续效应体现的是上一年信贷增量与 GDP 增速之比对杠杆增长的延续作用，增长效应和投资效应分别反映了当年经济增长速度和投资规模对杠杆的影响，商业环境效应则与信贷密度相关，好的商业环境意味着更高的信贷投资转化效率，企业能够更快地偿债，维持运营资本所需的借债规模也会有所下降，从而降低杠杆增长。在假设经济增速保持稳定、外需有所稳固的情景下，通过分析这四个因素的变动，他们预计信贷增速将有所放缓，但杠杆率总体仍保持上升趋势。

S&P（2014）则采用了一种相对简单的方式。他们按照 IMF 的经济展望，得到各国未来 5 年的名义经济增长率预测，然后假设新增债务未来 5 年的增长速度与 GDP 同速或是 GDP 增速的 1.2 倍；同时假设目前既有债务的 75% 将在未来 5 年内到期，需要重新发债融资。根

据这种预测方式，我国企业债务占 GDP 比未来将快速上升，债务规模甚至可能占到全球企业债务总规模的 30%。

与上述方式不同，本文以非金融企业债对 GDP 比及决定此比例的其他相关变量的恒等式为框架，在赋予这些变量给定数值后，建立了一个可以描述企业债对 GDP 比随时间变化而变化的微分方程。与以往研究此类问题的方法不同⁵，该模型并不满足于在给定初始值和一组参数值后，求出微分方程的一个解析解，而是从该方程中求出以下一时期为开端的第二个微分方程的初始值，并将此初始值和单独估算出的对应于该时间的新一组参数值带入第二个微分方程，然后对其求解。不断重复这一过程，我们就求出了考虑到决定企业债对 GDP 比的其他相关变量动态路径的企业债对 GDP 比的动态路径。为了使模型的数值结果尽可能接近现实，即尽可能充分利用现有信息，我们对相关变量的时间序列，按数量统计和计量经济学的规范做了严格处理。就我们所掌握的文献而言，还不曾有学者以这种方法对企业债对 GDP 比的动态路径进行模拟。

三、模型设定

考虑一个包含企业和政府两部门的封闭经济体。其中，企业是同质的，它通过筹措资金进行投资生产，在获取利润的同时推动经济增长；假设企业（净）产出构成 GDP，政府确定经济增长的长期目标；企业（作为一个整体）则以这一目标为产出的增长目标。为简化分析，这里不考虑税收和补贴等问题。

假设 1：企业新增债务=新增投资-股权融资-自有资金，即

$$\frac{dD}{dt} = I - X - \Omega \quad (1)$$

其中， D 表示企业债务余额， I 表示企业新增投资， X 是企业股权融资规模， Ω 是企业上一期投资所产生的息后利润额，它被作为企业自有资金留存下来。

假设 2：政府部门确定经济增长率目标后，为实现该目标，经济中所需要的企业部门投资水平也由此得以确定，故可将投资视为收入的线性函数：

$$I = vnY \quad (2)$$

其中， v 为资本产出比， n 为经济增长率， Y 为总收入（同时也是总产出）。

假设 3：股权融资规模=（股权融资收入比）×收入，即

⁵ 可参见余永定（2000）对财政稳定问题所做出分析，详见“财政稳定问题研究的一个理论框架”，《世界经济》2000 年第 6 期。该文收入作者文集，一个学者的思想轨迹，中信出版社，2005 年。

$$X = qY \quad (3)$$

其中， q 为股权融资收入比，它取决于金融市场发育程度。

假设 4：自有资金=息前利润率×收入-债务利息率×债务余额，即

$$\Omega = \omega Y - rD \quad (4)$$

其中， ω 和 r 分别代表企业息前利润率和债务利息率⁶。

将 (2)、(3)、(4) 式代入 (1) 后可得：

$$\frac{dD}{dt} = vY - qY - (\omega Y - rD) \quad (5)$$

定义债务收入比 $\beta = \frac{D}{Y}$ ，则 (5) 式经变换调整后为：

$$\frac{d\beta}{dt} = v - \omega - q - \beta(n - r) \quad (6)$$

假设 $n \neq r$ ⁷，对方程 (6) 求解可得：

$$\beta = \frac{vn - \omega - q}{n - r} + C_0 e^{-(n-r)t} \quad (7)$$

若给定 $t = 0$ 时 β 的初始值 β_0 ，则可求出 $C_0 = \beta_0 - \frac{vn - \omega - q}{n - r}$ 。

此时，微分方程特解，即企业债务收入比的动态路径可以用下述方程描述：

$$\beta = \frac{vn - \omega - q}{n - r} + (\beta_0 - \frac{vn - \omega - q}{n - r}) e^{-(n-r)t} \quad (8)$$

其中 v 、 n 、 ω 、 q 和 r 都是外生参数，既可大于零也可以小于零。

若 $n > r$ ，则当 $t \rightarrow \infty$ 时， $\beta \rightarrow \frac{vn - \omega - q}{n - r}$ ，即企业的债务收入比最终将收敛于一个

常数。给定其他参数不变，则资本产出比越高，稳态时的企业债务收入比越高，相反，企业部门息前利润率越高或股权融资收入比越高，则稳态时的企业债务收入比越低。若 $n \leq r$ ，

⁶ 模型没有考虑税收问题，因此息前利润率即可反映企业的实际盈利能力。但在下面的路径模拟部分，由于使用的是企业财务报表数据，息前利润率无法排除税收政策干扰，体现企业的真实盈利能力，故在模拟部分将用息税前利润率作为模型中企业息前利润率的代替，同样用 ω 表示。

⁷ 若 $n = r$ ，由 (6) 可知 $\frac{d\beta}{dt} = v - \omega - q$ ，从而 $\beta = (v - \omega - q)t$ ，即债务收入比将随时间推移而

线性增加，方程不存在稳态解。

债务收入比将随时间推移而不断增加，方程不存在稳态解。

利用式（8）我们就可以通过参数值的取定来推演中国企业债务收入比的增长路径，并对中国企业债务未来形势作出相应的判断。然而，如果仅仅使用当期的参数值求解式（8），无法考虑各个参数在未来时间中的变动性，期限越长，所得到的债务收入比与真实情况的偏差将越大，但若贸然对参数的变化进行假设，则可能会有悖于参数之间实际存在的相关性。因此在下一节，我们将在对各参数进行预测的基础上，采用一步滚动的方法，对我国企业债务收入比的动态路径进行模拟。

四、企业债务收入比路径模拟

（一）研究设计

首先，分别计算过往每年的资本产出比、企业息税前利润率以及企业股权融资收入比，得到这三个参数的时间序列。这里需要注意的是，由于模型设定中没有考虑税收问题，为反映企业不受税收政策影响下的真实盈利能力，我们在此使用息税前利润率作为模型中企业息税前利润率的代替。

其次，考察资本产出比、企业息税前利润率以及企业股权融资收入比三个序列的序列特征，分别对其进行时间序列分析，得到三者未来一段期间的预测值。

最后，给定不同的经济增长率和债务利息率组合，利用方程（6）和上述参数预测值，采用一步滚动的方式，模拟出不同经济增长率和债务利息率组合下的企业债务收入比路径。具体操作如下：第一，根据既有资料和数据，设定 $t=0$ 期时的企业债务收入比初始值 β_0 ，同时利用当期参数取值，求解方程（6），得到相应的 $\beta_0(t)$ ；第二，取 $t=1$ ，利用上一步求解得到 $\beta_0(t)$ 得出 $t=1$ 期时的 β 值 β_1 ；第三，将 β_1 视为初始值，结合 $t=1$ 时各参数的预测值，再次求解方程（6），得到相应的 $\beta_1(t)$ ，并利用它得到第二期的 β 值 $\beta_2 = \beta_1(1)$ ；第四，反复上述过程，最终获得企业债务收入比滚动序列 $\beta_0, \beta_1, \beta_2 \cdots \beta_n$ ，它即是我们所模拟的未来企业债务收入比动态路径。

（二）数据来源及说明

本研究的样本数据由三部分构成。围绕资本产出比参数的估算，本文使用了《中国统计年鉴》、《中国国内生产总值核算历史资料》、《中国固定资产投资统计数典》中的各项指标，

包括固定资产形成总额、固定资本形成价格指数、当年现价 GDP、消费者价格指数、GDP 指数等，样本区间为 1952-2013 年；对于企业息税前利润率的计算，则使用了 1990-2013 年非金融行业沪深 A 股上市企业年度财务报表，并在样本筛选中剔除了 PT 和 ST 类企业，其数据来源于 Wind 数据库；企业股权融资收入比的考察，利用的是中国人民银行公布的社会融资规模相关数据，数据区间为 2002-2013 年。

（三）参数序列的估算与预测

1. 资本产出比

资本产出比估算的关键点在于对资本存量的估算。综合考量国内外关于资本存量估算的相关文献后，我们在这里采用 Wu（2014）的方法，以固定资本形成总额数据为基础，结合永续盘存法，对中国 1952-2013 年的资本存量进行估算。使用该方法的好处在于，它较好地剥离了没有生产能力的固定资本形成，由于当年投资但没有形成产能的资本被归入存货，不进入投资流计算，确保了当年资本存量与产出的对应性。

类似 Wu（2014），我们以 1990 年为基年，将剔除居民住宅投资的每年固定资本形成总额视作当年的投资流，并采用与其相同的基期资本存量，同时设定效率模式为几何效率递减且折旧率为 0.06。但与 Wu（2014）使用自行测算的投资品价格指数不同，这里我们将利用固定资本形成价格指数对投资额进行调整，以折算到不变价格。

在产出的计算方面，考虑到在有效需求不足的年份，资本可能未能被充分使用，此时如果使用当年实际产出计算资本产出比，则会出现对资本产出比高估的情况。为对这一问题作出调整，我们采用 HP 滤波法对过往每年的潜在 GDP 进行测算，并将年通胀率小于 2% 或 GDP 缺口率负向超过 4.5% 的年份定义为有效需求不足，使用潜在 GDP 代替当年实际产出计算资本产出比。同样以 1990 年为基年，我们首先利用 GDP 平减指数计算出各年以不变价格计算的潜在 GDP，然后根据 Ravn & Uhlig（2002）提出的平滑参数应为观测数据频率的 4 次方，取平滑参数为 6.25 进行潜在产出测算。图 1 显示了 1952-2013 年 GDP 缺口率，图 2 则对比了产出未经调整和经过调整的资本产出比序列。

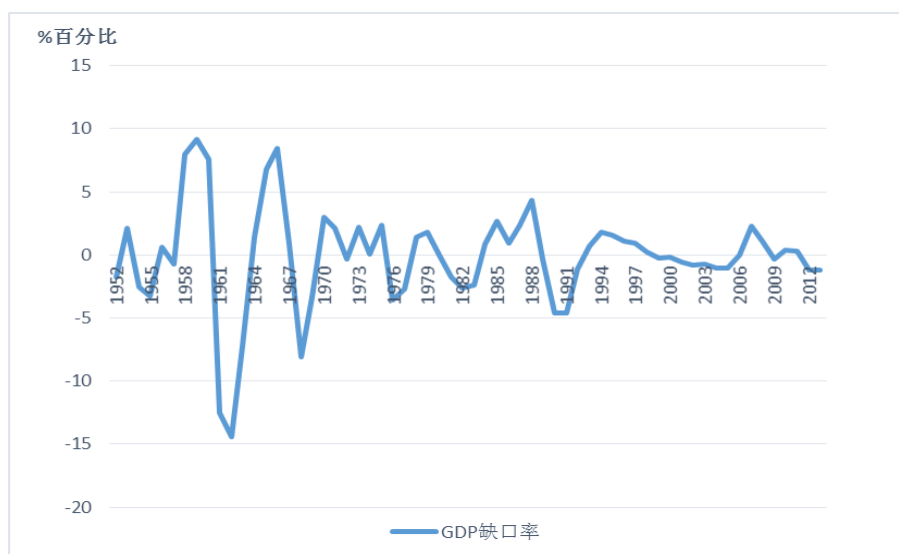


图 1 GDP 缺口率 (1952-2013)

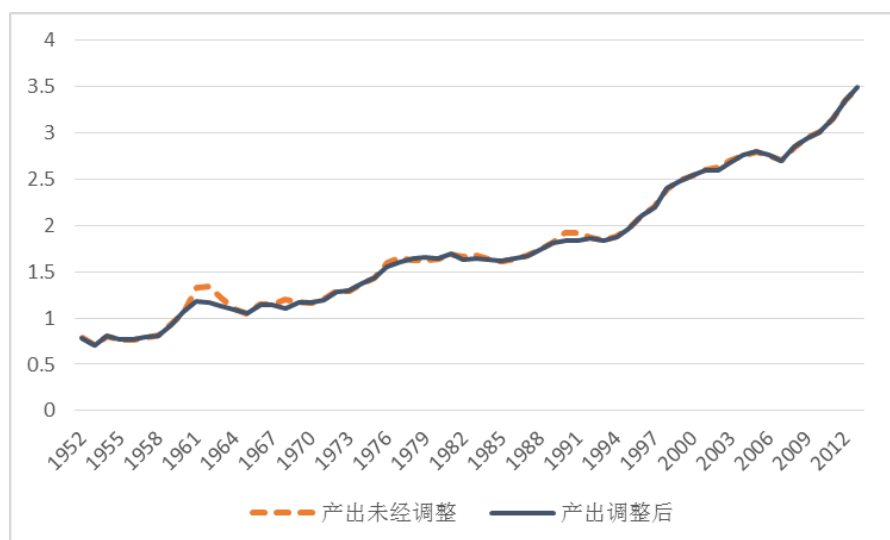


图 2 资本产出比估算 (1952-2013)

接下来我们将以经过产出调整后计算所得的资本产出比序列为基础，进行序列分析，并利用 ARIMA 模型得到资本产出比 2014-2027 年的预测值。首先是序列的平稳性检验。由于我国资本产出比存在结构性变化，尤其是近一段时间上升速度明显加快，故考虑允许结构突变的单位根检验 Zivot-Andrews 检验，其检验结果如表 1 所示。可以看到，资本产出比序列为非平稳序列且自 1998 年起发生结构性变化，但经过一阶差分后，它在 1% 的显著性水平上拒绝了包含单位根的原假设。

表 1 Zivot-Andrews 单位根检验

	检验值	1%临界值	5%临界值	最小值点
初始序列	-1.797	-5.43	-4.80	1998 年
一阶差分	-6.092	-5.43	-4.80	1961 年

表 2 模型阶数筛选

	(1,1,0)	(1,1,1)	(2,1,0)	(2,1,1)	(3,1,0)
AIC	-107.8	-132.1	-145.3	-143.6	-143.6
BIC	-101.4	-123.6	-136.7	-133.0	-132.9

随后我们根据赤池信息准则（AIC）和贝叶斯信息准则（BIC）筛选模型的阶数，确定 ARIMA（2,1,0）模型有较优表现，其 AIC 和 BIC 值均最小（见表 2）。同时考虑到资本产出比序列的结构性变化，为凸显近期信息对预测的重要度，在估计预测中引入时间权重函数⁸：

$$\rho(t) = \frac{2}{\pi} \arctan t \quad t = 1, 2, \dots, n,$$

图 3 显示了利用上述模型进行系数估计，并做样本外一步预测的结果，阴影部分为预测区，虚线表示预测序列的 95%上下置信区间。它同时也显示了使用不同起始时间段的预测结果以作对比。可以看到，随着预测期数的增加，预测方差也越来越大，置信区间呈喇叭形，但总体来说，根据我们的预测，未来资本产出比仍将保持较快的上升速度。

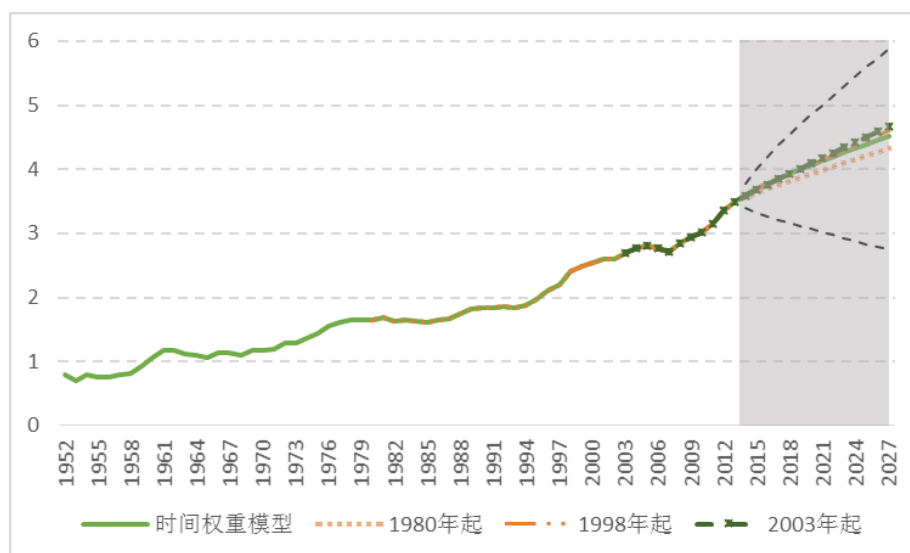


图 3 资本产出比预测（2014-2027）

2. 企业息税前利润率

首先计算单个企业的息税前利润率。根据定义，单个企业的息税前利润率等于企业息税前利润除以营业收入。随后，我们以企业账面资产价值占当年上市企业总账面资产价值作

⁸ 选择此种时间权重函数形式可使得模型预测值和实际值之间的相对误差最小，且根据我们分段预测结果，采用该种函数形式的预测结果，与自 1998 年起的预测结果接近度较高，较好捕捉了序列的结构变化。

为权重，得出年度非金融企业部门的加权平均息税前利润率，其计算公式如下：

$$\omega_t = \sum_{i=1}^N \frac{A_{it}}{\sum_{j=1}^N A_{jt}} \omega_{it}$$

其中， ω_t 为 t 年非金融企业部门的加权平均息税前利润率， ω_{it} 为企业 i 在 t 年的息税前利润率， N 为 t 年沪深 A 股非金融上市企业总数， A_{it} 为企业 i 在 t 年的账面资产价值。为避免极端值对结果的干扰，处理过程中我们对样本数据在 1% 置信水平上进行了 Winsorize 缩尾处理。图 4 显示了我国非金融企业部门 1990-2013 年的加权平均息税前利润率。

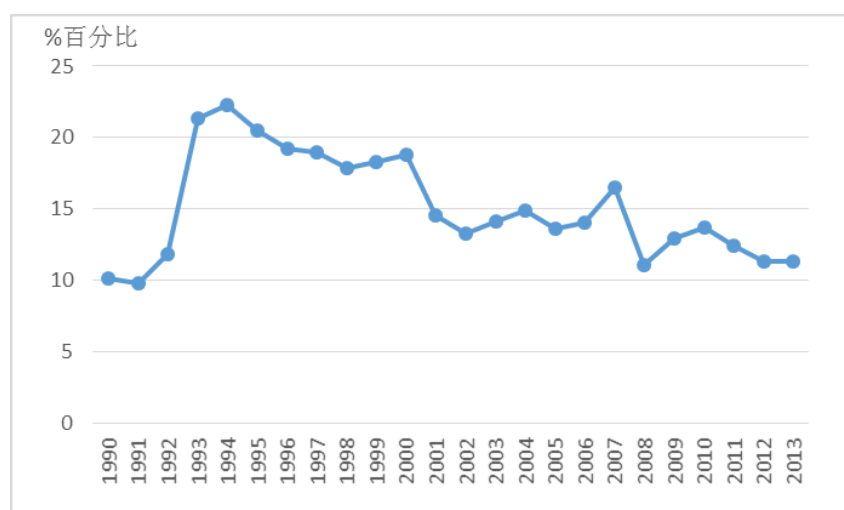


图 4 我国非金融企业部门加权平均息税前利润率（1990-2013）

经 Mann-Kendall 趋势性检验，该序列具有较强的单调性长期趋势（见表 3），故考虑采用 Holt 两参数指数平滑法对序列进行修匀，得到其长期趋势并根据此趋势实施预测。图 5 显示了 2014-2027 年间非金融企业部门息税前利润率的平滑预测，阴影部分为预测区。为增强修匀随机误差的能力，平滑参数的取值需使样本内预测的均方误差（Mean Squared Error, MSE）最小。根据趋势来看，未来非金融企业部门息税前利润仍将持续下降。

表 3 Mann-Kendall 趋势性检验结果

样本区间	变异系数	MK 统计量	置信系数	单调趋势
1990-2013	0.24	-100	99.4%	下降
1995-2013	0.20	-171	>99.9%	下降

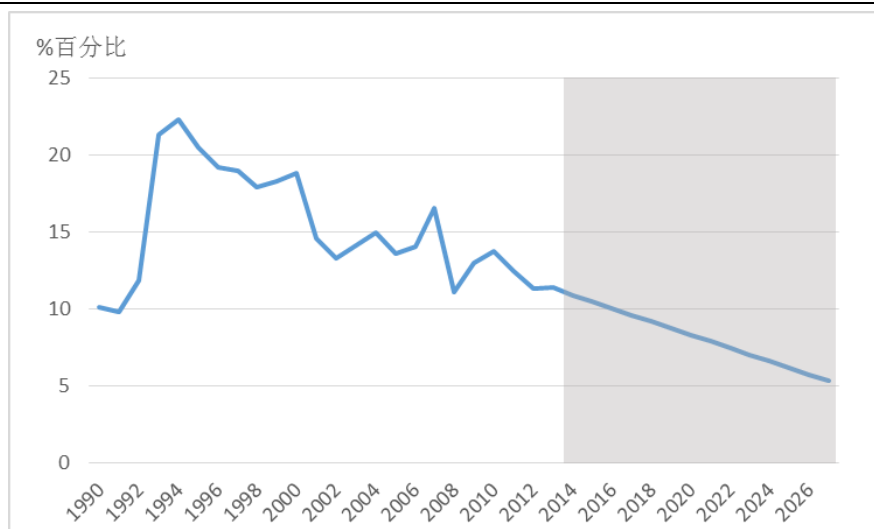


图5 非金融部门息税前利润率预测（2014-2027）

3. 股权融资收入比

根据中国人民银行社会融资规模相关数据，我国 2002-2013 年股权融资收入比如图 6 所示。由于股权融资收入比受金融市场结构、市场情况以及政策影响程度较高，过往信息对下一期的解释力度较小⁹，因此对于 2014-2027 年，我们假设企业股权融资收入比总体维持在过往均值水平，既 0.7%左右。

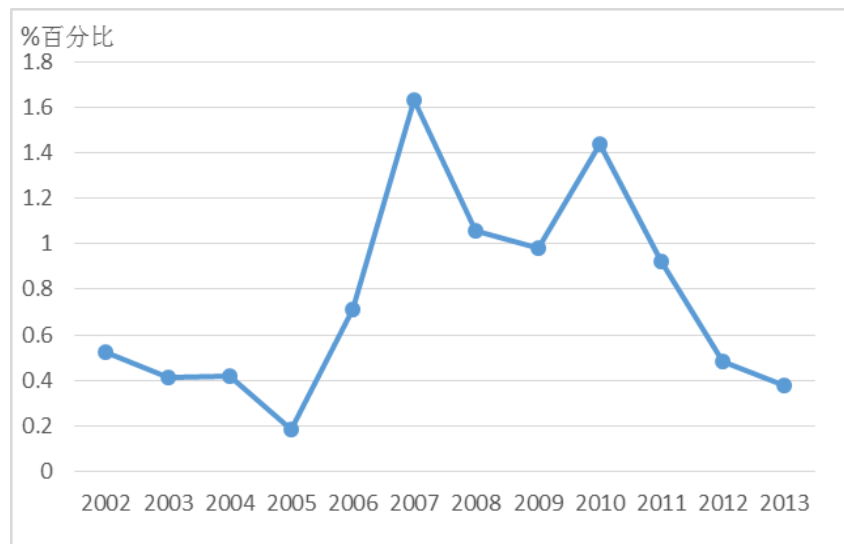


图6 我国股权融资收入比（2002-2013）

（四）企业债务收入比路径模拟

结合上述参数序列的预测值，下面将采用一步滚动的方式对我国企业债务收入比路径进行模拟。首先我们需确定 2013 年中国的企业债务收入比，作为模型的初始值。根据中国

⁹ 我们尝试对序列使用 ARIMA 模型预测，经序列预处理、模型选择和参数估计后，所得估计系数均不显著且调整后 R 方为 0.003，显示出较低的解释力度。

社科院发布的《中国国家资产负债表 2013》，2012 年末，我国非金融企业部门债务余额 58.67 万亿元，占 GDP 的比重为 113%，故可考虑设定 2013 年企业债务收入比为 120%。同时我们假定在基准情形下，每年经济增长率为 7%，企业债务利息率则为 6%。图 7 显示了依据一步滚动方式计算的基准情形下我国企业债务收入比的动态路径。

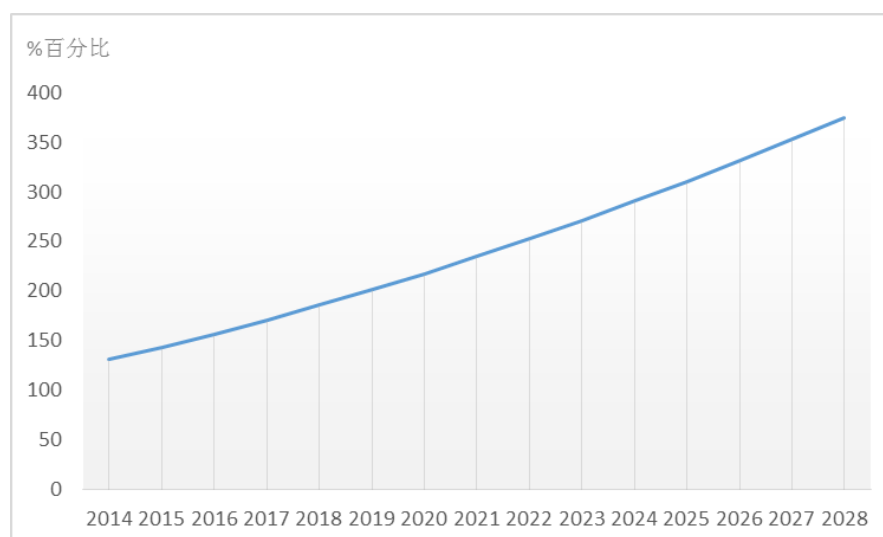


图 7 企业债务收入比路径测算（基准情形）

由图 7 可见，在未来经济增长率和企业债务利息率保持恒定的情况下，我国企业债务收入比将在 2019 年达到 201%，并在 2025 年超过 300%。按照债务利息率为 6% 以及平均还款年限为 6.3 年的假设来计算¹⁰，这意味着 2019 年企业债务的还本付息额将占 GDP 的 41.5%，而 2025 年该份额将进一步增加到 64.7%。随债务对 GDP 比的上升，利息率一定会上升。因而，企业债务收入比的上升速度在现实中应该比图 7 所显示的路径会更加陡峭。

图 8 和图 9 则分别考虑了不同经济增长率和债务利息率假设下的企业债务收入比路径。图 8 假设企业债务利息率维持 6% 不变，经济增长率分别为 7%、6.5% 和 6% 的情况，图 9 则假设经济增长率保持 7%，企业债务利息率分别被设定为 5.5%，6%，6.5% 的情形。

可以看到，其他条件相同的情况下，维持较高的经济增长率将使企业债务对 GDP 比以更快的速度上升，而较高的借贷成本也将促使企业债务对 GDP 上升速度加快，表明企业需要借更多的债务以偿还旧债并维持投资水平。

此外，通过对比还可以看出，在短期内，企业债务利息率的变动对企业债务收入比的影响程度和经济增长率变动的影响程度相差无几，但在长期，企业债务利息率变动对债务收入比的影响程度略大。以 2018 和 2028 年为例，2018 年企业债务利息率 and 经济增长率降低

¹⁰ 平均还款年限假设基于 SG Cross Asset Research 对中国企业负债结构和还款期限的测算估计，详见 SG Cross Asset Research: Global Strategy Weekly, 4 June, 2013. [http:// www. sgresearch.com](http://www.sgresearch.com)

0.5 个百分点，企业债务收入比的变动率均在 2% 左右，而在 2028 年，经济增长率若降低 0.5 个百分点，企业债务收入比会降低 3.3%，债务利息率下调 0.5 个百分点，债务收入比则下降 4.3%。

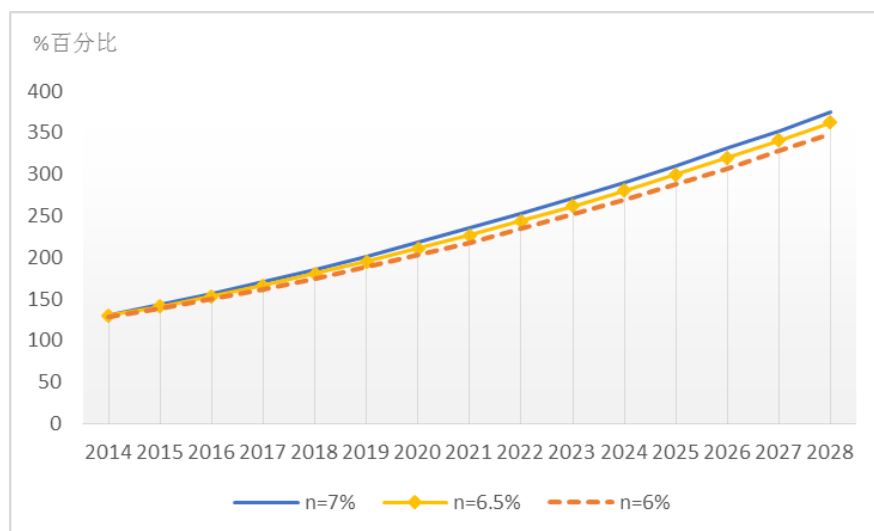


图 8 不同经济增长率下的企业债务收入比

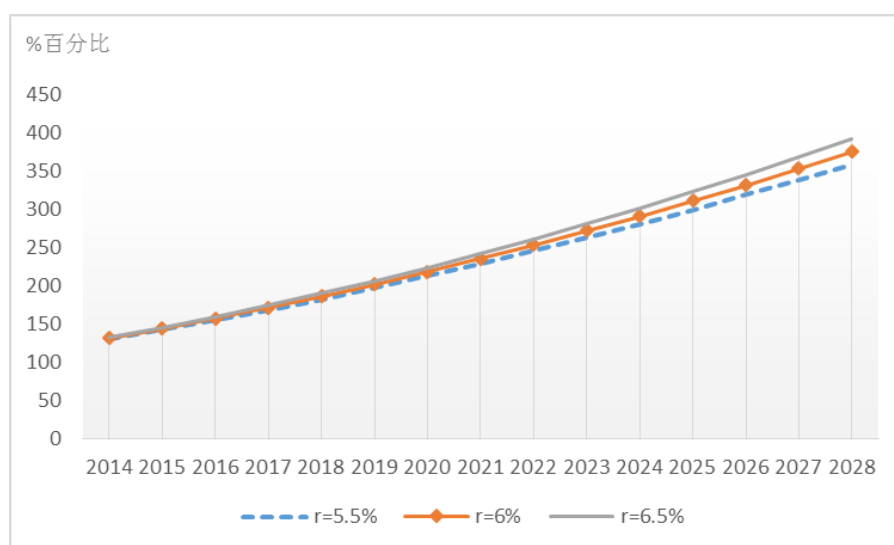


图 9 不同债务利息率下的企业债务收入比

五、结论

由于资本使用效率和企业利润率的持续下降，为了维持给定经济增长速度，中国的公司债对 GDP 比将持续增长，而不会趋于某个稳定值。中国企业对债务融资的依赖和居高不下的融资成本，使中国企业的债务形势进一步恶化。

就中国而言，提高经济增长速度并不能降低企业债对 GDP 比。为了维持给定经济增长

速度，中国必须投入更多的资本。而企业利润率的下降意味着为了维持给定的资本扩张速度，企业必须背负越来越沉重的债务。债务是储蓄的镜像反应。在一定程度上，正是因为中国居民维持着很高的储蓄率，企业才得以维持很高的负债率。但是，如果公司债对 GDP 比的持续提高，即便中国居民可以维持很高的储蓄率，企业也迟早会进入“明斯基时刻”¹¹。本文不能确定当公司债对 GDP 比达到何种高度时，一场危机将会爆发。但本文研究表明，如果各项效率指标继续恶化，目前已经很高的中国公司债对 GDP 比将会继续快速上升。为了避免发生债务危机，中国必须提高资本使用效率、提高企业利润率和降低企业对债务融资的依赖。留给中国企业进行调整的时间可能已经不多。

¹¹ 明斯基时刻（Minsky Moment）指在信贷周期或者商业周期中，资产价格崩溃的时刻。在长期的经济繁荣中，资产价格上涨会导致投机性的贷款增加，而过多投机所产生的债务会造成投资者的现金流紧缺，即资产产生的现金流不足以支付债务需要的利息。当债权人要求偿还债务时，深陷债务问题的投资者必须卖掉资产价格相对稳定的投资物来维持现金流，然而此时已经没有交易对手方会支付如此高的资产价格。一系列的抛售将导致资产价格进一步下跌，以及流动性紧张，并最终造成资产价格的崩溃。

参考文献

- [1] 常英 (2011):《防范金融风险的国有企业资产负债率控制分析》,《商业会计》第11期。
- [2] 高盛 (2014):《中国:出口改善令杠杆增速得以放缓》,亚洲经济分析No.14/02.
- [3] 李扬 (2014):《新常态,新飞跃》,《人民日报》12月1日17版。
- [4] 余永定 (2000):《财政稳定问题研究的一个理论框架》,《世界经济》第6期。
- [5] 余永定 (2014):《谨防企业债务危机》,《资本市场》第11期。
- [6] 张茉楠 (2014):《降低企业负债率应重在提高资本利用率》,《中国证券报》4月23日A05版。
- [7] 周立、陈小悦 (2001):《国有企业债务危机的激励不当因素》,《经济科学》第2期。
- [8] Ahearne A. and G.B. Wolff. “The debt challenge in Europe”, *Transatlantic Economic Challenges in an Era of Growing Multipolarity*, 2012, 22, pp. 273-291.
- [9] Bernanke B. and J.Y. Campbell. “Is There a Corporate Debt Crisis?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 1, pp.83-125.
- [10] Bernanke, B. and M. Gertler. “Financial Fragility and Economic Performance”, *Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(1), pp. 87-114.
- [11] Bornhorst, F. and M.R. Arranz. “Growth and the importance of sequencing debt reductions across sectors”, *Jobs and Growth: Supporting the European Recovery*, IMF, 2014, pp. 11-36.
- [12] Cecchetti, S.G.; M.S. Mohanty, and F. Zampolli. “The Real Effects of Debt”, BIS Working Papers 352, Bank for International Settlements, 2011.
- [13] Claessens S; M.A. Kose, and M.E. Terrones. “How do Business and Financial Cycles Interact?”, *Journal of International Economics*, 2012, 87(1), pp. 178-190.
- [14] Coricelli, F.; N. Driffield, S. Pal, and I. Roland. “Excess Leverage and Productivity Growth in Emerging Economies: Is There A Threshold Effect?”, IZA Discussion Papers 4834, Institute for the Study of Labor (IZA), 2010.
- [15] Friedman B M.. “Increasing Indebtedness and Financial Stability in the United States”, Debt, Financial Stability and Public Policy Symposium, 1986.
- [16] Goretti M. and M. Souto. “Macro-financial Implications of Corporate (de) leveraging in the Euro Area Periphery”, International Monetary Fund Working Paper No. 13-154, 2013.
- [17] Jorda, O.; M. Schularick and A. Talyor. “When Credit Bites Back: Leverage, Business Cycles, and Crises”, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No. 2011-27, 2011.
- [18] Kaufman H.. “Debt: the Threat to Economic and Financial Stability”, *Economic Review*, 1986, (Dec), pp.

3-11.

- [19] Kiyotaki, N. and J. Moore. “Credit Cycles”, *Journal of Political Economy*, 1997, 105(2), pp. 211-248.
- [20] McKinsey Global Institute, “Debt and (Not Much) Deleveraging”, McKinsey Global Institute Report, 2015, February.
- [21] Randveer, M.; L. Uusküla, and L. Kulu. “The Impact of Private Debt on Economic Growth”, Bank of Estonia Working Papers No. wp2011-10, Bank of Estonia, 2012.
- [22] Ravn, M.O. and H. Uhlig. “On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations”, *Review of economics and statistics*, 2002, 84(2), pp. 371-376.
- [23] Reinhart C.M. and K.S. Rogoff. “From financial crash to debt crisis”, National Bureau of Economic Research No. 15795, 2010.
- [24] Standard and Poor. “Credit Shift: As Global Corporate Borrowers Seek \$60 Trillion, Asia-Pacific Debt Will Overtake U.S. And Europe Combined”, Ratings Direct, June, 2014.
- [25] Summers L.H.. “Debt Problems and Macroeconomic Policies”, NBER Working Paper w2061, 1986.
- [26] Sutherland, D. and P. Hoeller. “Debt and Macroeconomic Stability: An Overview of the Literature with some Empirics”, OECD Economics Department Working Papers No. 1006, 2012.
- [27] Vermeulen P.. “Business Fixed Investment: Evidence of a Financial Accelerator in Europe”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2002, 64(3), pp. 213-231.
- [28] Wu, Harry X.. “China’s growth and productivity performance debate revisited – Accounting for China’s sources of growth in 1949-2012”, The Conference Board Economics Working Papers, EPWP1401, 2014.

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

刊 期：月刊

主 编：张 杰

副 主 编：苏 治 宋 科

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

北京市海淀区中关村大街 59 号
文化大厦 605 室, 100872

电 话：86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

Monthly

XIANG Songzuo

Su Zhi Song Ke

International Monetary Institute of RUC

Department of International Monetary Review

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

Tel: 86-10-62516755

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 刘南希 徐哲