

中国人民大学国际货币研究所

2017 年 第 11 期 总第 59 期

刊发日期：2017 年 11 月 15 日

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



如何构建现代经济体系和与之相匹配的现代金融体系？

吴晓球

国际债券计价货币币种构成影响因素及人民币使用的实证研究

何 平、钟 红、王 达

新自由主义的反思及其对中国的警示

王 彬

国家资产负债表视角下的金融稳定

张晚晶、刘 磊

跨境资本流动、金融波动与货币政策选择

何国华、李 洁

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主 编：张 杰
副 主 编：何 青 苏 治 宋 科
编辑部主任：何 青
编辑部副主任：赵宣凯 安 然
责任编辑：王昊鹏
栏目编辑：叶子瑞
美术编辑：张耘峤

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



IMI

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

目 录

【卷 首】

如何构建现代经济体系和与之相匹配的现代金融体系？	吴晓球	01
国际债券计价货币币种构成影响因素及人民币使用的实证研究	何平、钟红、王达	05
国家资产负债表视角下的金融稳定	张晓晶、刘磊	21
跨境资本流动、金融波动与货币政策选择	何国华、李洁	42
新自由主义的反思及其对中国的警示	王彬	58
国际债券发行货币币种构成影响因素及对人民币国际化的启示	项卫星、钟红、李宏瑾	79
逃离北上广？		
——房价如何影响劳动力流动	张莉、何晶、马润泓	94
中国货币供给的再认识	吴建军、卓凯	116

【卷首】

如何构建现代经济体系 和与之相匹配的现代金融体系？¹

吴晓球²

非常荣幸参加由我校国际货币研究所（IMI）、国际货币基金组织（IMF）和民生证券研究院联合主办的“IMF2017 年《世界与中国经济展望报告》发布会”，感谢主办方的邀请。今天，我主要讲两方面的问题，一是未来在中国如何构建现代经济体系？二是如何构建与现代经济体系相匹配的现代金融体系？

中国与美国的贸易规模差不多，但是经济规模却相差甚远，目前不到美国三分之二。如果能够成功构建现代经济体系与现代金融体系，未来中国的发展空间会更大。也就是说，中国经济要实现可持续增长，必须改造我们的经济体系，构建现代经济体系。

中国未来所要构建的现代经济体系，我认为至少应有以下几个重要的构成要素：

第一，现代制造业、现代装备业以及体现现代产业进步的新兴产业，必须要在现代经济体系中占据主导地位。如果用传统的第一、第二、第三产业这种简略的划分方法，我认为中国制造业即第二产业的后端部分一定是越来越发达的，服务业也是非常发达、占比很高的。也就是说，在这样一个产业体系结构中，第二产业后端比重会迅速提升，而后端部分就是科技含量很高的现代制造业和装备业。这样的产业结构将更富有竞争力，传统工业社会的产业的比重将会大幅度下降，对资源过度依赖的产业比例主体会大幅下降，产业的科技水平将会更高，经济结构将更加合理。

第二，现代经济体系一定是绿色的、能体现出生态文明的经济体系。过去 40 年来，中国经济保持了高速增长，这个高速增长的一个显著特征就是它的外延性，对自然资源的过度

¹2017 年 10 月 31 日，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）、国际货币基金组织（IMF）驻华代表处、民生证券研究院联合主办的“国际货币基金组织 2017 年《世界与中国经济展望报告》发布会”在北京隆重举行。本文节选自中国人民大学副校长吴晓球在会议上发表的主题演讲。

²吴晓球，中国人民大学副校长

耗竭、过度使用。自然资源和人口红利以及我国制度改革所焕发出来的动力等多方面因素共同推动了中国经济增长。其中自然资源和人口红利对经济增长的推动作用明显的、不可否认的。

中国正在进入一个老龄人口占比相对较高的国家行列，随着时间的推移，人口老龄化程度会越来越高，人口红利已经消失或即将消失。当然，我们也没有必要因为人口红利没有以前那么明显或者不再存在就对中国经济很悲观，因为中国经济增长也不完全依靠劳动力优势。人工智能能在一定程度上弥补劳动力短缺问题，科技会在一定程度上弥补劳动力相对短缺的负面作用，也就是说高科技会在一定程度上缓解人口问题对经济增长造成的负面影响。

过去很长时间里，我们的一些主导产业与自然资源高度相关。现在的中国已经不能够承受如此大规模经济体对自然资源的消耗，这种经济发展模式使得我们的生态环境、生存环境受到了严重破坏和威胁，所以绿色的、与自然环境相协调的、生态文明的经济体系是现代经济体系的第二个构成要素。

第三，未来中国经济体系应该更多地追求经济增长质量而不是数量，也就是说现代经济体系追求的将是质量和效率。党的“十九大”报告对到 2050 年中国的发展战略制订了两步走的战略，其中没有使用过去的百分之多少或者翻几番的增长目标。这表明，我们需要一个相对稳定的增长，更需要一个高质量、高效率的经济结构和经济体系。现行经济体系的社会福利水平需要改善。我们过去一方面追求 GDP 的增长速度，另一方面追求税收、财政收入的增长。虽然财政收入增长对一个国家非常重要，但是社会在经济增长中享受到的福利水平更重要。所以，我们所追求的经济增长应该提升全社会的福利水平，使全社会享受到经济增长所带来的生活改善和生活质量提升。实际上，这就暗含着经济体系中与人民生活密切相关的产业，比如养老、健康、医疗、教育等，应该有更好发展。简单追求增长速度，而使我们的生活环境恶化肯定不是我们所需要的。

第四，中国所要构建的现代经济体系一定是市场化的，而不是政府主导的。我们不希望也不会回到计划经济时代，计划经济没有任何优势，计划经济严重扼杀了经济活力。所谓的基于大数据的计划经济作为一种经济制度同样是不可取的。现代经济体系一定是市场化的、相互竞争的，同时也是开放的。中国所构建的现代经济体系绝对不是封闭的，它会沿着更加开放的方向使中国经济与全球经济融为一体，成为全球经济中的重要组成部分。从某种意义上说，中国经济未来应该对全球经济起着某种引领作用。

第五，在现代经济体系中起基础作用的是以现代制造业与现代装备业为代表的实体经济，但起核心作用的一定是现代金融体系。我们所要构建的现代金融体系与以前传统金融体系的

差别在于，现代金融体系在中国现代经济体系中的作用将会比以往任何时候都更重要，金融在现代经济体系中的核心作用将更加突出。现在我们还不能说中国金融业已经成为中国经济的核心，而且即便成为核心，也不意味着中国金融可以脱离实体经济而发展。在整个经济运行和资源配置过程中，现代金融发挥主导性作用，但是金融创新不能脱实向虚、自我循环、虚假繁荣。同时，现代金融体系对中国经济持续稳定增长、对降低中国经济风险会有很好的促进作用。现代金融体系的核心是分散和管理风险，使实体经济和金融风险处在一个合理配置的状态。

上述五个方面是我对现代经济体系的理解，这些都是我们所要构建的现代经济体系的核心元素。作为现代经济体系核心和基石的现代金融体系，我认为主要有三个方面的特征：

第一，现代金融体系是高度市场化的，金融资源是越来越多地通过市场来配置，而不是通过机构来配置，当前金融体系中金融脱媒的力量比以往任何时候都更加强烈。金融不脱媒，中国金融的现代化就完成不了，只有通过市场的力量才可以实现金融的脱媒和现代化。金融体系现代化的重要标志就是在全社会金融资产结构中，证券化金融资产的比重不断提升，证券化金融资产的规模不断扩大，这意味着金融体系将从原来的以融资为主要功能逐步过渡到融资和财富管理并重的时代，这是现代金融体系功能演变的基本趋势。我们现在的金融体系之所以还不是现代的，是因为功能上是落后的，财富管理的功能非常弱，证券化金融资产的规模和比重都相对较小。所以，要通过市场力量，通过脱媒的力量提升中国金融的功能，使金融从相对单一的融资功能过渡到融资与财富管理的并重。

第二，现代金融体系一定是高科技的金融体系，科技对金融的渗透将会比以往任何时候更加强烈、更加明显。金融与科技的结合具有无比强盛的生命力和强大的效益。如果没有高科技的植入，全球将永远停留在传统阶段，例如，取款必须要拿着身份证到银行去核查之后才允许，金融服务会受到时空的约束。当科技介入之后取款转款只需按一下手机就可以了，这就是科技的力量。未来科技对中国金融的渗透将会比以往任何时候更加明显。现在我们已经看出了这种趋势，科技已经或正在改变中国金融的业态，改变金融的基因，甚至改变传统金融理论的分析架构。也就是说，我们过去二三十年学习的那一套理论架构到了今天你会发现有一半都可能没有用了，因为金融的业态和功能发生了变化，金融的 DNA 发生了变化。例如，金融风险，虽然与以前从表象上看很相似，但实际上 DNA 发生了变化。就如同普通感冒与 H7N9 病毒一样，表现都是流鼻涕、发烧、咳嗽，外在症状相似，但是病毒发生了根

本变化。科技的介入将会使得原来的一些最基础的概念，比如什么叫货币，谁来发行货币，货币怎么来划分等等都发生了变化。所以科技的力量是构建现代金融体系的重要因素。

当前，中国金融在全世界最有影响力的就是科技金融，或者说基于移动互联网的第三方支付。科技使得中国金融中的支付业态发生了革命性改变，这种变化推动了中国经济结构调整，加快了中国经济结构的转型。我们不能认为科技融入金融后风险就增大了，没有证据表明新金融比传统金融的风险更严重，新金融也不可能回到传统金融。人类社会进步的动力就是科技。

第三，现代金融体系一定是开放的。这与现代经济体系是一样的。从某种意义上来说，中国金融是全球金融体系中最具有增长功能的一级，中国金融市场特别是资本市场成为国际金融中心，也是中国构建现代金融体系的题中之义和必然要求。2009年5月，国务院提出到2020年，要把上海建设成与中国经济和金融环境相匹配的国际金融中心。这意味着届时人民币可自由兑换一定实现了。人民币自由兑换、自由交易，也是构建现代金融体系的应有之意。去年10月1日，人民币正式加入SDR货币篮子，权重为10.92%，超越英镑、日元，位列第三位，但是作为全球储备货币真正的市场份额没有这么高的比例，未来我们一定有信心超过这一比例。随着人民币国际化、国际金融中心的形成，外国资本可以在遵守中国法律的前提下进入中国资本市场进行投资，开放的、发达的、具有良好流动性的债券市场、股票市场是人民币国际化后的重要回流机制，人民币国际化和国际金融中心的形成是中国构建现代金融体系的第三个必备要素。

展望未来，如果能够顺利构建现代经济体系和现代金融体系，中国经济实现可持续增长就有了充分保障。

国际债券计价货币币种构成影响因素 及人民币使用的实证研究

何平¹钟红²王达³

【摘要】本文从货币职能的角度出发，借鉴外汇储备币种结构的研究方法，对国际债券计价货币币种结构的影响因素进行了实证分析。结果表明，与国际货币交易支付职能密切相关的惯性效应和网络效应对国际债券计价货币币种结构具有显著的影响，与国际货币价值储藏职能密切相关的、以汇率表示的货币外部币值稳定性和国际债券计价货币币种构成密切相关。2008 年全球金融危机之后，币值稳定性对国际债券计价货币的影响更加重要，惯性效应则在危机的冲击下消失，网络效应的作用也明显下降。目前，人民币的价值储藏这一国际货币职能发展相对滞后，应加快发展在岸外汇市场，进一步放开外汇市场准入和产品交易限制，加快人民币汇率形成机制改革，以此促进人民币在国际金融交易投资中发挥更大的作用。

【关键词】国际债券 计价货币 币种构成 人民币国际化

一、引言

2016 年 10 月，人民币被正式纳入 SDR 货币篮子，这将有助于增强 SDR 的代表性和吸引力、提高国际货币体系的稳定性和韧性、进一步促进国际货币体系的多元化，为全球经济的长远健康发展营造良好的货币金融环境，具有深远的影响，同时也是 2009 年正式启动的人民币国际化的重要里程碑。不过，与其他主要国际货币相比，当前人民币在金融资产交易和储备货币地位和作用方面仍处于发展的起步阶段。受汇率形成机制、资本账户开放及在岸外汇市场发展的制约，人民币国际化进程受政策影响较大，持续发展动力面临失衡。特别是 2015 年以来，人民币国际化发展遇到明显阻力并出现阶段性低谷，由于汇率贬值压力上升，

¹何平，中国人民大学财政金融学院教授、博士生导师

²钟红，中国人民大学财政金融学院博士研究生，中国银行国际金融研究所副所长

³王达，吉林大学经济学院副教授、博士生导师

境外机构持有境内外人民币资产、离岸市场人民币存款余额和人民币债券发行以及人民币外汇远期交易等方面都出现了明显的下降（陈卫东、王有鑫，2016；陈卫东，2016）。

所谓货币国际化，就是指一国货币在发行国以外行使全部或部分货币职能的现象，国际化的货币不仅限于货币发行国居民的交易，更重要的是被非居民用于贸易、服务或金融资产的交易（Kenen, 2011）。因而，从货币职能的角度出发，能够更好地理解货币国际化现象及其发展程度。长期以来，有关货币职能的讨论主要围绕交易媒介、支付手段、价值尺度和储藏手段这四个方面（Schumpeter, 1954）。虽然很多人坚持认为这些职能是可以分开的，不过出于实际的原因，这四项职能又不得不结合在一起（Schumpeter, 1954）或不同职能组合式的表述（Tobin, 1992）。一般而言，支付手段与交易媒介的关系更为密切，价值尺度与储藏手段更加接近，因而货币职能大致可概括为支付媒介和价值储藏两大职能（Smithin, 2003; 陆磊、李宏瑾，2016）。支付媒介是货币最主要的职能，是货币的必要条件（Laidler, 1997），而交易媒介职能也可以衍生出价值储藏职能，因为如果无法稳定储藏购买力就不可能被用作可靠的交易中介（Smithin, 2003; 刘絮敖，2010）。因而，有关国际货币职能的讨论和对货币国际化进程的评价（如贸易计价、贸易结算、金融投资及国际储备等标准），实际上就是货币作为支付媒介和价值储藏国际职能的具体体现（Hartmann, 1996; 2007; Ito and Chinn, 2015）。

人民币国际化以贸易结算试点作为起步，在国内金融体系尚未完全开放的条件下，采取了以离岸市场发展的模式，对人民币的境外使用和国际化进程的发展起到了非常重要的作用（丁一兵，2016）。人民币的国际使用主要集中于支付媒介职能的贸易结算等跨境收付业务，人民币国际化进程的波折主要与人民币国际价值储藏职能的发展相对滞后密切相关。一国货币在贸易结算等方面支付媒介职能的使用将引致经济主体（私人部门和外国官方机构）将其作为价值储藏手段并进行资产配置，从而进一步巩固其国际支付媒介的作用。事实上，日本的经验表明，过于依赖支付媒介职能的“贸易结算+离岸市场”货币国际化模式最终不可避免地要受到国际价值储藏职能不足的制约，这也是导致日元国际化失败的重要原因（殷剑峰，2011），因而不能过于夸大离岸中心和贸易结算在人民币国际化中的作用（李晓、付争，2011; 张贤旺，秦凤鸣，2014）。以人民币计价的国际债券市场的发展不仅能够提升人民币作为国际货币在金融投资等方面的作用，还能够在资本与金融账户项下提供更加顺畅的人民币流出渠道和回流通道，促进我国金融体制的转型和改革，为人民币国际化奠定更加坚实的基础。

国际债券是国际货币的价值储藏职能的重要体现。在 SDR 篮子货币评估中的“可自由使用”标准中，国际债券余额是在国际经济交易中广泛使用的三个主要评价指标之一，国际债券新发行数量则是三个辅助评价指标之一（IMF, 2015）。目前，有关国际债券币种选择的

分析主要围绕融资成本和汇率风险等微观金融层面进行研究 (Cohen, 2005; Black and Munro, 2010; Mizen, et al., 2012), 这本身就体现了国际债券计价货币的价值储藏职能。Tavlas(1991)指出, 一种货币在国际上具有交易媒介职能并发挥支付手段的作用, 那么其作为国际交易媒介的作用将具有历史的惯性效应(Inertia Effect)。Eichengreen(1998)、Ogawa and Sasaki(1998)、Ogawa(2001)等对美元国际货币地位的理论 and 实证分析表明, 美元作为世界最主要的国际货币具有非常大的在位优势(Incumbent Advantages), 其国际经济交往中的支付媒介作用上确实表现出很强的类似于路径依赖的惯性。与惯性效应和在位优势相关的是网络效应或外部效应(Network Externality, Eichengreen, 1998), 这相当于货币使用的规模经济和范围经济(Chinn and Frankel, 2007, 2008)。美元主导的货币体系很大程度上得益于美国强大的金融市场和国际金融中心的地位。因而, 惯性效应和网络外部效应主要反映了国际货币的支付媒介职能。与此同时, 价值稳定性对于支撑支付媒介职能具有非常重要的作用, 这主要取决于币值的稳定性或政策可靠性。英镑世界货币地位的逐步丧失就与其 1931 年、1949 年、1967 年的主动大幅贬值及 1992 年被迫退出欧洲货币体系密不可分(Eichengreen, 2005)。

惯性效应、网络效应和币值稳定性(政策可靠性)实际上就是国际货币职能的具体体现, 对货币的国际地位具有非常重要的影响, 被广泛应用于针对宏观数据的外汇储备币种结构的实证研究(Chinn and Frankel, 2007, 2008; Ito, McCauley and Chan, 2015; Eichengreen, Chitu and Mehl, 2016)。不过, 与外汇储备币种结构的实证研究相比, 有关国际债券币种结构的宏观实证研究并不多见。He, Korhonen, Guo and Liu (2016) 利用引力模型对国际货币空间分布的实证研究发现, 如果两国双边贸易和资本流动量很大或货币目的国规模较大, 那么货币目的国金融市场交易很可能使用货币来源国货币, 一定程度上体现了国际货币支付媒介职能的网络效应和惯性效应。虽然国内也有学者借鉴外汇储备币种结构的分析对国际债券币种结构的影响因素进行了实证分析, 但解释变量的选择并没有从货币职能的角度出发, 具有很大的主观随意性, 计量技术也存在一定缺陷(如李稻葵、刘霖林, 2008; 杨荣海, 2011; 孙海霞, 2013)。为此, 本文将从货币职能的角度出发, 以宏观总量数据为样本, 借鉴外汇储备币种结构的研究方法, 针对国际债券计价货币的币种结构的影响因素进行实证分析, 以期为人民币国际化和人民币国际债券市场发展提供可靠的借鉴。

二、国际债券计价货币币种构成概况

BIS 对国际债券计价货币进行了非常详细的统计。这里, 我们根据 IMF 外汇储备构成

数据库（COFER）中披露的主要国际储备货币，选取包括美元（USD）、欧元（EUR）、英镑（GBP）、日元（JPY）、澳大利亚元（AUD）、加拿大元（CAD）、瑞士法郎（CHF），以及人民币（CNY）对国际债券币种结构情况进行分析。

由图 1 可见，美元与欧元是国际债券最主要的计价货币，而且两者呈现此消彼长的态势，这反映了欧元自诞生起就成为美元最主要国际货币竞争者的地位（Hartmann and Issing, 2002）。在欧元启动的 1999 年，以美元计价的国际债券余额占比高达 44.7%，而以欧元计价的国际债券余额占比仅为 24.7%。此后，随着欧元的平稳运行，以欧元计价的国际债券余额占比逐步提高，2009 年以欧元计价的国际债券余额一度接近一半（49.7%），而受次贷危机和全球金融危机的影响，以美元计价的国际债券余额占比在 2009 年降至最低的 29.8%。但是，随着欧债危机的爆发和美国经济的强劲复苏，以美元计价的国际债券余额占比出现了明显回升，2015 年末美元计价国际债券余额占比已上升至 43.7%，而欧元则降至 38.6%。由于日本经济的持续低迷，日元计价的国际债券余额占比持续下降，由 1999 年的 11.4% 降至 2015 年的 1.9%，这也反映了日元国际化失败的现实。与日元类似，受欧债危机冲击和负利率政策影响，瑞士法郎计价的国际债券余额占比由 1999 年的 2.97% 逐步降至 2015 年的 1.2%。英镑、澳大利亚元和加拿大元计价的国际债券余额占比变化不大。

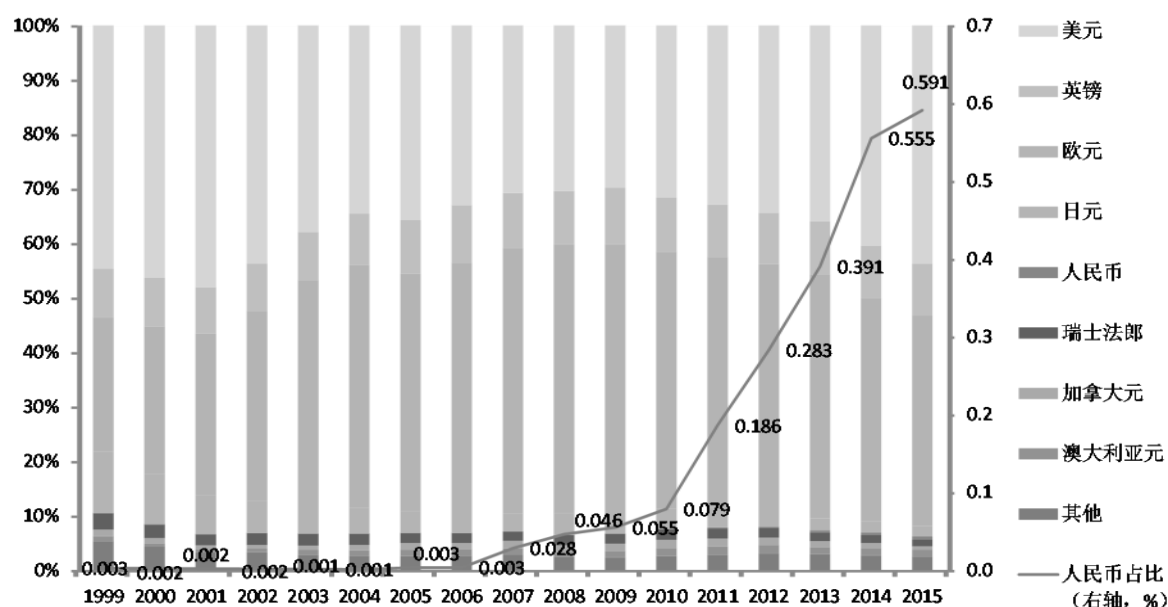


图 1 国际债券余额币种结构

与人民币国际化进程相伴，以人民币计价的国际债券余额占比迅速增长，由最初几乎可以忽略不计，2009 年正式启动人民币国际化战略时仅为 0.055%，但随着 2010 年和 2011 年我国逐步开展境外相关机构银行间债券市场投资、跨境直接和间接投融资和 RQFII 等资本项目跨境人民币业务以来，以人民币计价的国际债券余额占比明显上升，到 2015 年已升至

0.591%。尽管绝对占比水平仍非常低，但占比增速非常快，这也与近年来迅猛发展的人民币国际化进程密切相关。由于人民币计价国际债券余额占比非常低，而其他货币计价的国际债券余额占比由 1999 年的 5.4% 逐步降至 2015 年的 2.5%，因而这也表明美元、欧元、英镑等传统国际货币仍是最主要的国际货币，其国际货币地位还在上升，只是各主要货币之间地位的交替变化。随着人民币国际化程度的不断提高，以人民币计价的国际债券余额占比将明显上升，这将极大丰富国际投资者的选择，增强国际货币体系的多元性、稳定性和韧性，进一步促进国际货币体系改革和全球治理体系的完善。

另外，同样是以价值储藏职能为主，各主要国际货币的国际债券余额占比结构与外汇储备存在明显的不同。根据 IMF 已披露的数据来看（图 2），美元在已报告外汇储备中的占比始终占据绝对优势，即使是金融危机冲击影响美元占外汇储备比重最低也高达 61%（2013 年），而欧元外汇储备占比在金融危机后的 2009 年最高也未超过三分之一（27.7%），而且随着欧债危机的爆发，欧元占外汇储备的比重已降至 2015 年的 19.9%，这几乎回落至 1999 年欧元启动时的水平（17.7%）。同时，人民币在全部外汇储备中的比重明显高于人民币计价的国际债券余额占比。国际债券和外汇储备币种结构上的差异，可能主要与投资主体有关。外汇储备是官方储备资产，而虽然政府部门也参与国际债券的发行和投资，但金融机构和非金融企业则是国际债券的主体。BIS 数据显示，2015 年各国政府发行的国际债券余额占全部国际债券的比重仅为 7.2%，金融机构是国际债券发行的主体，比重高达 71.3%，非金融企业和国际机构占比分别为 14.4% 和 7.0%。因而，这也使我们更加关心，外汇储备币种结构实证研究中的惯性效应、网络效应和币值稳定性等因素，在以金融机构和非金融企业为主体的国际债券中是否成立。

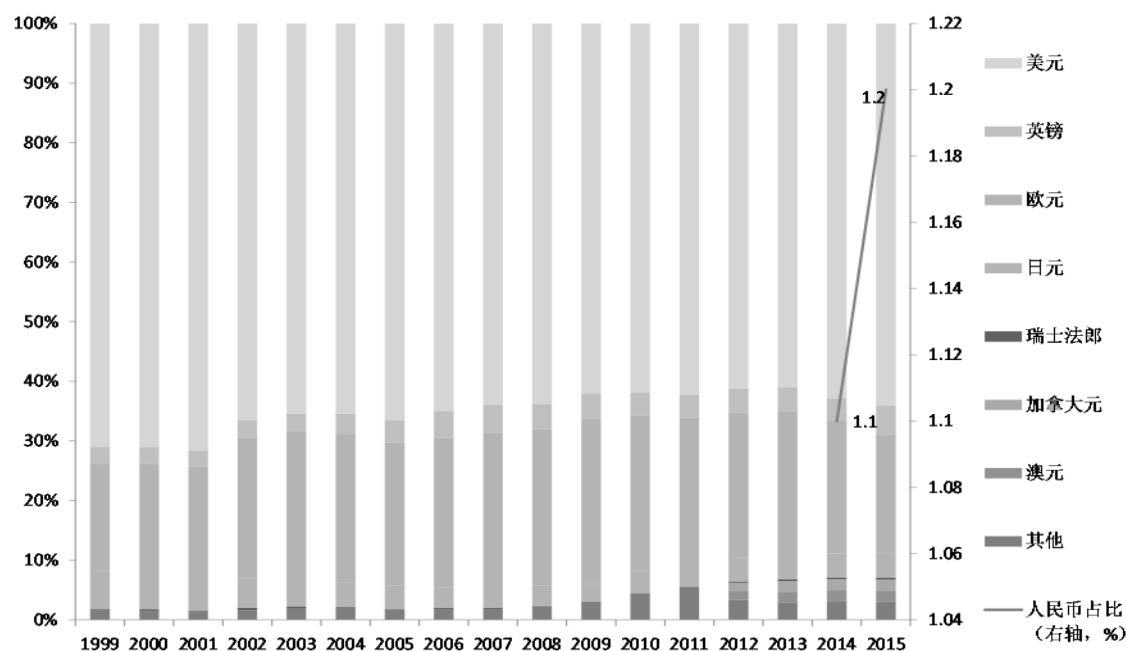


图 2 外汇储备币种结构

三、指标数据与计量结果

（一）指标选取与数据说明

本文以上述各主要国际货币计价的国际债券份额作为被解释变量 (CurrStru)，对国际债券币种结构的影响因素进行实证分析，数据来自 BIS。在解释变量选取方面，借鉴 Chinn and Frankel (2007, 2008)、Eichengreen, Chitu and Mehl (2016) 等的做法，以滞后一期的各币种计价的国际债券占比作为惯性效应的代理变量，如果存在惯性效应，则变量的回归系数应显著为正；以各国美元计算的国内生产总值 (GDP) 或购买力平价计算的国内生产总值 (PPP) 占全球经济的比重作为网络效应的代理变量，理论上一国经济规模越大其国际经济交往越密切，网络效应也应越强，数据来自世界银行 WDI 数据库；在币值稳定性或可靠政策变量方面，以每单位 SDR 兑换该国货币年均汇率变化率作为衡量对外币值稳定性的代理变量，由于采用直接标价法，每单位 SDR 兑换货币汇率上升表明货币贬值，因此这一指标与被解释变量在理论上应具有显著的负相关关系，数据来自 IMF 的 IFS 数据库；同时，以各国 CPI 作为各国对内币值稳定性的代理变量，与被解释变量理论上具有负相关关系，数据来自世界银行 WDI 数据库；另外，我们还进一步考虑了金融结构因素的影响，作为影响国际债券币种结构的控制变量，这里以国内间接融资占比（即信贷与信贷存量、债券余额和股票市值之和的比重，FinaStrue）作为金融结构和金融市场发展的代理变量，理论上直接融资越发达，金融市场广度和深度更大，货币国际化程度也越高，其中，中国的间接融资比重根据中国人

民银行公布的社会融资规模存量数据计算而得，其他国家间接融资比重数据根据世界银行 GFD 数据库相关数据计算而得。

（二）计量结果

我们以 1999 年—2015 年美元、欧元、英镑、日元、澳大利亚元、加拿大元、瑞士法郎和人民币计价的国际债券余额占全球国际债券的比重作为被解释变量，利用面板数据模型进行计量分析。通过似然比 LR 检验和 Hausman 检验可以判断，应采取固定效应模型，为了避免数据的异方差、自相关问题，采用截面似不相关回归法（Cross section SUR, PCSE）进行显著性检验。由于间接融资比重数据部分国家部分年份存在缺失，1999-2001 年的欧元 SDR 汇率缺失，因而在以 SDR 或金融结构作为解释变量时，模型是非平衡面板数据。

由表 1 可见，与交易支付职能密切相关的惯性效应和国际债券币种结构具有非常显著的正相关关系，这与理论相符。网络效应的显著性相对较弱，而且在未控制金融结构变量时，以 PPP 衡量的网络效应并不显著。Eichengreen(2005)曾经指出，由于网络外部性和规模经济，理论上世界应仅存在一种国际储备货币。不过，由于国际经济往来和多样化需求的需要，一种货币并不一定能够完全承担全部国际货币的职能，国际债券发行和国际储备也不会仅由一种货币组成。而且，Eichengreen, Chitu and Mehl（2016）发现，由于外汇市场和交易技术的发展，储备货币的网络外部性效应有所下降，惯性效应和可靠的政策对于储备货币份额作用进一步加强。可见，表 1 有关网络效应的回归结果与 Eichengreen, Chitu and Mehl（2016）的研究是一致的。事实上，经济规模本身和开放程度就意味着货币的外部接受程度，而可靠的国际货币必须具有充足的国际流动性和价值稳定性。而且，从 SDR 和 CPI 的回归结果来看，外部币值稳定性具有非常显著的影响，但一国货币的内部币值稳定性对国际债券币种结构没有显著影响，这也与国际债券在价值储藏方面的国际货币职能密切相关。同时，可以发现，间接融资占比与国际债券计价货币占比显著负相关，说明金融市场发育广度深度对国际债券计价货币具有显著影响，这也与理论相符。

表 1 国际债券计价币种结构影响因素（CurrStru 为被解释变量）

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
截距项	2.454** (1.127)	2.638 (1.182)	1.806* (1.100)	2.135* (1.125)	2.822*** (0.885)	2.688** (1.035)	2.283** (0.899)	2.343** (0.988)
CurrStru (-1)	0.730*** (0.094)	0.752*** (0.094)	0.794*** (0.081)	0.819*** (0.083)	0.720*** (0.076)	0.751*** (0.077)	0.804*** (0.745)	0.831*** (0.077)
GDP	0.079† (0.049)		0.081*** (0.026)		0.131** (0.058)		0.112*** (0.031)	
PPP		0.035		0.009		0.122†		0.072*

		(0.065)		(0.033)		(0.077)		(0.036)
SDR	-0.076***	-0.085***			-0.045*	-0.057**		
	(0.029)	(0.029)			(0.025)	(0.025)		
CPI			-0.007	-0.050			-0.021	-0.002
			(0.068)	(0.069)			(0.103)	(0.096)
FinaStru					-0.017*	-0.015**	-0.018***	-0.016**
					(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
R2	0.995	0.995	0.994	0.994	0.996	0.996	0.996	0.995
S.E.	1.264	1.272	1.134	1.134	1.053	1.068	1.132	1.148
F	2128.1***	2099.2***	1999.5***	1969.2***	2120.5***	2064.3***	1876.6***	1826.1***
Obs.	126	126	128	128	102	102	104	104

四、美联储货币政策正常化与中国货币政策转型之困

全球金融危机对全球经济和金融格局产生了非常深远的影响，而正是在全球金融危机爆发后不久，中国正式开启了人民币国际化的战略步伐。因而，我们对全球金融危机前后国际债券币种结构的影响因素进行实证分析，以观察全球金融危机的具体影响，并对实证分析结果进行稳健性检验，以期为人民币国际化的顺利开展和提高人民币在国际债券中的地位，提供更为可靠的政策支持。由于表 1 表明，在国际债券币种的币值稳当性变量方面，只有外部币值稳定性具有显著影响，因而下面的分析我们主要考察外部币值稳定性变量。

（一）全球金融危机的影响

我们分别对全球金融危机之前和之后样本进行实证分析，以考察全球金融危机对国际债券币种结构影响因素的影响，同时通过引入虚拟变量并对全部样本期进行检验（Crisis，金融危机爆发之前设为 0，之后设为 1），以考察全球金融危机之后影响国际债券币种结构的因素是否发生了显著的变化。

由表 2 可见，全球金融危机之前样本的计量结果与表 1 类似，作为交易支付职能的惯性效应和网络效应对国际债券币种结构都具有显著影响，但币值稳定性仅在 PPP 作为网络效应的方程中具有微弱的显著性（显著性水平为 15%），这说明全球金融危机之前，国际债券计价货币的选择主要与国际经济往来更为密切，在 2008 年全球金融危机爆发之前长达二十多年的产出和通胀稳定的“大缓和”时期（Bernanke, 2004），国际债券主要是为了满足贸易支付或金融投资为主的交易性需求，币值稳定性对国际债券计价货币的选择重要性相对较低。全球金融危机爆发后，惯性效应并不显著，以 GDP 衡量的网络效应也仅呈现较弱的显著影响，但币值稳定性表现出非常明显的显著影响，这说明国际债券作为国际金融投资的重要手段，货币的价值储藏职能的作用大大提高。一方面，全球金融危机的爆发极大地刺激了全球

投资者的避险需求,由图 1 可见,作为全球最主要货币的美元计价国际债券份额在危机爆发后明显下降,这在一定程度上导致惯性效应并不显著;同时,由“大缓和”进入“大衰退”对全球经济往来造成了严重的负面冲击,全球贸易呈现萎缩态势,网络效应的作用也大大下降;另一方面,为应对危机影响,包括美国在内的主要发达经济体都实行了超低(零)利率(甚至是负利率)并进行大规模量化宽松的非常规货币政策,各国投资者对收益率的变化更为敏感,对国际债券投资的高收益需求更加强烈,因而全球金融危机后,币值稳定性成为影响国际债券币种结构最主要的因素。

表 2 全球金融危机对国际债券计价币种结构的影响 (CurrStru 为被解释变量)

	金融危机之前		金融危机之后		全部时期	
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
截距项	0.134 (1.589)	-1.584 (2.897)	8.829** (4.101)	8.885** (4.100)	3.267*** (0.878)	3.221*** (0.997)
CurrStru (-1)	0.642*** (0.128)	0.791*** (0.112)	0.170 (0.432)	0.177 (0.436)	0.721*** (0.076)	0.747*** (0.076)
GDP	0.639** (0.257)		0.070 [†] (0.043)		0.119** (0.054)	
PPP		0.774* (0.407)		0.069 (0.054)		0.111 [†] (0.071)
SDR	-0.026 (0.044)	-0.065 [†] (0.045)	-0.063** (0.030)	-0.070** (0.033)	-0.051** (0.026)	-0.063** (0.026)
FinaStru	-0.032** (0.014)	-0.023** (0.011)	-0.021** (0.010)	-0.022** (0.010)	-0.021*** (0.008)	-0.020** (0.008)
Crisis					-0.245** (0.109)	-0.298** (0.121)
截面效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	否	否	否	否	否	否
R2	0.996	0.995	0.998	0.998	0.996	0.996
S.E.	1.203	1.236	0.645	0.649	1.053	1.063
F	1005.9***	952.9***	2637.6***	2599.0***	1947.4***	1907.9***
Obs.	60	60	50	50	102	102

需要注意的是,与 Eichengreen, Chitu and Mehl (2016) 对布雷顿森林体系解体对外汇储备币种结构的实证研究中,危机冲击进一步加强了惯性效应且网络效应作用有所下降的结论不同,表 2 的结果表明,历史的惯性效应在全球金融危机的巨大冲击下并不显著,网络效应的作用也明显下降,这很大程度上可能与国际债券是以金融机构和非金融企业而非政府部门作为投资主体有关。不过,虽然国际债券主要体现了国际货币的价值储藏职能,币值稳定性在全球金融危机后非常重要(甚至几乎是唯一的影响因素),但现有实证研究的样本期仅到 2015 年,除美国经济明显复苏外,欧元区和日本仍在衰退边缘徘徊,英国经济也由于脱欧

等意外事件的影响，不确定性大大增加，全球金融危机的负面影响仍然存在，控制金融危机后虚拟变量的回归结果充分说明了这一点。

（二）稳健性检验

1、币值稳定性：实际有效汇率和名义有效汇率作为代理变量

由之前的分析可以发现，币值稳定性对国际债券币种结构具有非常显著的影响，特别是全球金融危机之后，国际债券的金融投资属性进一步加强，其币种选择中国际货币价值储藏职能的作用大大提升，币值稳定性对国际债券币种结构的影响更加显著。因而，这里我们以 BIS 公布的各主要货币实际有效汇率（Realex）和名义有效汇率（Nomiex）的年度变化率作为衡量币值稳定性的代理变量，对回归结果进行稳健性检验。汇率指数越高，意味着币值越稳定，因而理论上 Realex 和 Nomiex 应与被解释变量呈现显著的正相关关系。由表 3 可见，实际有效汇率和名义有效汇率的变化与各主要货币国际债券占比均呈现显著的正相关关系，而且惯性效应和金融结构控制变量的结果也与之之前相同，以 GDP 衡量的网络效应也比较显著，这说明有关币值稳定性的结论是稳健可靠的。

表 3 币值稳定性稳健性检验结果（CurrStru 为被解释变量）

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
截距项	2.542*** (0.807)	2.428*** (0.778)	2.799*** (0.983)	2.617*** (0.925)
CurrStru (-1)	0.802*** (0.072)	0.803*** (0.073)	0.814*** (0.073)	0.817*** (0.074)
GDP	0.061* (0.041)	0.069* (0.038)		
PPP			0.012 (0.059)	0.025 (0.053)
Realex	0.062* (0.033)		0.075** (0.033)	
Nomiex		0.056* (0.029)		0.068** (0.030)
FinaStru	-0.015** (0.007)	-0.085*** (0.029)	-0.014** (0.007)	-0.014** (0.007)
R2	0.996	0.996	0.996	0.996
S.E.	1.115	1.116	1.120	1.122
F	1936.6***	1931.4***	1919.6***	1910.7***
Obs.	104	104	104	104

2、网络效应：进出口贸易额占比作为代理变量

除了经济总量规模外，国际经济往来（特别是贸易往来）是衡量一国与全球经济关系重要的指标，因而这里我们分别以出口总额（Export）、进口总额（Import）和进出口贸易总额

(Trade) 占全球的比重, 作为衡量网络效应的代理变量, 数据源自世界银行 WDI 数据库, 对回归结果进行稳健性检验。由表 4 可见, 以出口、进口和贸易总额占比衡量的网络效应对国际债券币种结构同样具有显著影响, 而且惯性效应非常显著, 国内币值稳定的作用仍不明显, SDR 衡量的外部币值稳定性始终具有显著影响, 这说明我们的回归结果是稳健可靠的。

表 4 进出口贸易额占比作为网络效应的稳健性检验结果 (CurrStru 为被解释变量)

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
截距项	1.072 (0.956)	1.406 (1.160)	1.202 (1.075)	0.499 (0.982)	1.014 (1.080)	0.488 (1.011)
CurrStru (-1)	0.748*** (0.069)	0.724*** (0.068)	0.735*** (0.071)	0.823*** (0.067)	0.811*** (0.070)	0.802*** (0.070)
Export	0.347*** (0.092)			0.350*** (0.067)		
Import		0.318*** (0.107)			0.278*** (0.072)	
Trade			0.338*** (0.101)			0.387*** (0.103)
SDR	-0.029 [†] (0.019)	-0.039* (0.023)	-0.034 [†] (0.021)			
CPI				-0.092 (0.126)	-0.064 (0.109)	-0.136 (0.134)
FinaStru	-0.015** (0.006)	-0.014** (0.006)	-0.013** (0.006)	-0.017** (0.007)	-0.014** (0.007)	-0.015** (0.007)
R2	0.997	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996
S.E.	0.994	1.016	1.024	1.066	1.104	1.083
F	2382.1***	2278.4***	2245.8***	2119.4***	1972.8***	2052.3***
Obs.	102	102	102	104	104	104

3、其他替代变量稳健性检验结果

由表 5 可见, 以 Realex、Nomiex 作为币值稳定性变量, 以进出口贸易额占比作为网络效应变量的回归结果表明, 大部分变量与各主要货币国际债券占比都具有非常显著的关系, 只是个别方程的实际有效汇率和名义有效汇率不显著, 这说明有关国际债券币种结构影响因素的实证分析结果是非常稳健可靠的。

表 5 本币计价的国际债券占比稳健性检验结果 (其他替代变量)

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
截距项	0.618 (0.954)	0.560 (0.935)	1.315 (1.089)	1.205 (1.046)	0.714 (1.019)	0.623 (0.983)
CurrStru (-1)	0.817*** (0.068)	0.818*** (0.067)	0.803*** (0.069)	0.805*** (0.069)	0.799*** (0.067)	0.780*** (0.067)
Export	0.306***	0.308***				

	(0.083)	(0.082)				
Import			0.218***	0.225***		
			(0.076)	(0.072)		
Trade					0.309***	0.315***
					(0.094)	(0.091)
Realex	0.029		0.050*		0.039 [†]	
	(0.023)		(0.029)		(0.025)	
Nomiex		0.029		0.047*		0.038*
		(0.021)		(0.026)		(0.023)
FinaStru	-0.015**	-0.015	-0.014**	-0.014**	-0.013**	-0.013**
	(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
R2	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996
S.E.	1.063	1.063	1.093	1.093	1.079	1.078
F	2129.4***	2130.7***	2015.6***	2103.7***	2067.3***	2070.1***
Obs.	104	104	104	104	104	104

4、惯性效应的内生性：广义矩估计（GMM）结果

本文回归主要是根据支付交易职能和价值储藏两大国际货币职能对惯性效应、网络效应和币值稳定性进行检验。在惯性效应变量方面，主要是根据 Chinn and Frankel (2007, 2008)、Eichengreen, Chitu and Mehl (2016) 的做法，采用滞后一期的因变量作为替代变量，这相当于动态面板模型，惯性效应可能存在内生性问题。上述有关外汇储备币种构成实证研究很少讨论惯性效应的内生性问题，只有 Eichengreen, Chitu and Mehl (2016) 对惯性效应的内生性进行了稳健性检验。这里，我们通过广义矩估计（GMM）方法，以滞后两期的因变量及其他自变量的水平变量作为工具变量，对模型进行检验，发现回归结果与表 2 的结果基本类似，只是以 PPP 衡量的网络效应显著性较差。通过计算发现所有模型 J 统计量的 P 值都无法显著拒绝 Sargan 检验模型过度约束正确的原假设，说明模型设定形式是合理的。而且，模型残差的 AR (1) 显著且 AR (2) 并不显著，GMM 方法是适用的。因而，即使考虑到惯性效应可能存在的内生性问题，模型的结论仍是非常稳健的。

表 6 惯性效应的内生性（CurrStru 为被解释变量，GMM）

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
截距项	3.820*** (1.374)	4.935*** (1.182)	3.272*** (0.986)	3.454*** (1.142)
CurrStru (-1)	0.580*** (0.109)	0.612*** (0.111)	0.639*** (0.079)	0.671*** (0.081)
GDP	0.132** (0.057)		0.147** (0.060)	
PPP		0.028 (0.065)		0.094 ^{††} (0.067)
SDR	-0.078**	-0.096***	-0.039 [†]	-0.056**

	(0.031)	(0.034)	(0.026)	(0.029)
FinaStru			-0.012** (0.006)	-0.001* (0.006)
R2	0.994	0.994	0.997	0.997
S.E.	1.306	1.307	0.990	1.005
P-value of AR(1)	0.0018	0.0034	0.0618	0.0448
P-value of AR(2)	0.5110	0.4408	0.7818	0.8963
J-Statistic	6.96E-26	1.86E-23	7.74E-22	1.56E-22
P-value of Sargan	1.00	1.00	1.00	1.00
Obs.	119	119	96	96

五、结论性评述

本文利用 BIS 公布的国际债券相关数据,对影响国际债券币种结构因素进行了实证分析,结果表明,与国际货币交易支付职能密切相关的惯性效应和网络效应对国际债券计价货币币种结构具有显著的影响,与国际货币价值储藏职能密切相关的、以汇率表示的货币外部币值稳定性而非通胀表示的货币内部币值稳定性对国际债券计价货币币种构成密切相关。全球金融危机对国际债券币种结构产生了重要影响。而且,全球金融危机之后,币值稳定性对国际债券计价货币的影响更加重要,惯性效应则在危机巨大冲击下消失,网络效应的作用也明显下降,这与国际债券计价货币主要反映私人部门金融交易投资的国际货币职能密切相关。国际债券币种结构惯性效应、网络效应和外部币值稳定性的影响在控制了金融结构变量因素后,结果仍是非常显著且稳健的。

2009 年人民币国际化战略正式开启以来,在贸易结算主要模式迅速发展的同时,人民币在价值储藏的国际货币职能方面发展相对滞后,人民币计价的国际债券占比在存量方面甚至还要低于以政府为主导的外汇储备占比,这表明人民币在以市场为主的国际金融投资中的作用仍有很大的提升空间。全球金融危机爆发后,随着中国经济在全球中的规模逐步提升,由于惯性效应消失且网络效应的作用也有所下降,未来人民币计价国际债券占比仍将明显提高。但是,外部币值稳定性在国际债券币种结构中的作用更加重要,这对人民币汇率水平提出了更高的要求。由于汇率水平和汇率预期的大幅逆转,尽管人民币计价国际债券存量占比仍小幅上升,但流量的人民币计价国际债券发行占比明显下降。因而,今后应进一步加强在岸外汇市场建设,进一步放开外汇市场准入和产品交易(特别是外汇衍生品市场)限制,提高我国外汇市场的广度和深度,加快人民币汇率形成机制改革,真正让市场在汇率水平和外汇资源配置中起决定性作用,以市场供求的力量为人民币汇率提高坚实可靠的支撑,以此促

进人民币在国际金融交易投资中发挥更大的作用。

参考文献

- [1] Black, S. and A. Munro. Why Issue Bonds Offshore? [R]. BIS Papers, No.52, 2010.
- [2] Chinn, M. and J. Frankel. Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency? [M]. in G7 Current Account Imbalances, Clarida, R.(eds.), 283-335.Chicago: University of Chicago Press, 2007.
- [3] Chinn, M. and J. Frankel. Why the Euro Will Rival the Dollar [J]. International Finance, 11(1), 2008: 49-73.
- [4] Cohen, B. Currency Choice in International Bond Issuance [R]. BIS Quarterly Review (June), 2005: 53-66.
- [5] Eichengreen, B. The Euro as A Reserve Currency [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 12(4), 1998: 483-506.
- [6] Eichengreen, B. Sterling's Past, Dollar's Future: Historical Perspectives on Reserve Currency Competition [J]. NBER Working Papers, No.11336, 2005.
- [7] Eichengreen, B., L. Chitu and A. Mehl. Stability or Upheaval: The Currency Composition of International Reserves in the Long Run [J]. IMF Economic Review, 64(2), 2016: 354-380
- [8] Hartmann, P. and O. Issing. The International Role of the Euro [J]. Journal of Policy Modeling, 24(4), 2002: 315-345.
- [9] Hartmann, P. The Future of the Euro as an International Currency: A Transactions Perspective [J]. FMG Special Papers, No. Sp91, 1996.
- [10] Hartmann, P. Currency Competition and Foreign Exchange Markets [M]. Cambridge Books, Cambridge University Press, No. 9780521046930, 2007.
- [11] IMF. Review of the Method of Valuation of the SDR [R]. IMF Policy Paper, November, 2015.
- [12] Ito, H. and M. Chinn. The Rise of the Redback [R]. ADB Working Paper, No.456, 2015.
- [13] Ito, H., R. McCauley and T. Chan. Currency Composition of Reserves Trade Invoicing and Currency Movements [J]. Emerging Markets Review, 25(10), 2015: 16-29.
- [14] Kenen, P. Currency Internationalisation: An Overview, in Currency Internationalisation: Lessons from the Global Financial Crisis and Prospects for the Future in Asia and the Pacific [R]. BIS Papers, No.61, 2011.
- [15] Laidler, D. Notes on the Microfoundations of Monetary Economics [J]. Economic Journal, 107(443), 1997: 1213-1223.
- [16] Mizen, P., F. Packer, E. Remolona and S. Tsoukas. Why Do Firms Issue Abroad? [R]. BIS Working Papers, No.401, 2012.

- [17] Ogawa, E. and Sasaki, Y. Inertia in the Key Currency [J]. *Japan and the World Economy*, 10(4), 1998: 421-439.
- [18] Ogawa, E. The Japanese Yen as An International Currency [M]. in *Regional Financial Arrangements in East Asia*, Korea, Kim, Y. and Y. Wang (Eds.), 25-53. Korea Institute for International Economic Policy, 2001.
- [19] Schumpeter, J. *History of Economic Analysis* [M]. New York: Routledge, 1954.
- [20] Smithin, J. *Controversy on Monetary Economics* [M]. Cheltenham: Edward Elgar, 2003.
- [21] Tavlas, G. On the International Use of Currencies [R]. Department of Economics Princeton University, Princeton Studies in International Economics, No.181, 1991.
- [22] Tobin, J. Money [M]. in *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance (F-M)*, Newman, P., M. Milgate and J. Eatwell (ed.). London and New York: Macmillan and Stockton, 1992.
- [23] 陈卫东. 新时期人民币国际化: 目标、挑战与发展策略 [R]. CF40 研究报告, 2016 年 10 月.
- [24] 陈卫东, 王有鑫. 人民币贬值背景下中国跨境资本流动: 渠道、规模、趋势及风险防范 [J]. *国际金融研究*, 2016 (4).
- [25] 丁一兵. 离岸市场的发展与人民币国际化的推进 [J]. *东北亚论坛*, 2016 (1).
- [26] 李稻葵, 刘霖林. 人民币国际化 [J]. *金融研究*, 2008 (11).
- [27] 李晓, 付争. 香港人民币离岸市场的发展与预期风险 [J]. *世界经济研究*, 2011 (9).
- [28] 刘絜教. *国外货币金融学说* [M]. 中国金融出版社, 2010.
- [29] 孙海霞. *人民币国际化条件研究* [M]. 人民出版社, 2013.
- [30] 涂永红. *人民币作为计价货币* [M]. 中国金融出版社, 2015.
- [31] 杨荣海. 货币国际化与债券市场发展关系的实证分析 [J]. *经济经纬*, 2011 (7).
- [32] 殷剑峰. 人民币国际化 [J]. *国际经济评论*, 2011 (4).
- [33] 张贤旺, 秦凤鸣. 离岸金融中心在人民币国际化过程中的角色 [2014]. *山东大学学报 (哲学社会科学版)*, 2014(5).

国家资产负债表视角下的金融稳定

张晓晶¹刘磊²

【摘要】本文在回顾金融稳定性理论发展背景的基础上，重点总结了资产负债表方法对金融稳定性研究的理论模型和重要意义，同时也梳理了主要国家和国际组织在国家资产负债表编制上的最新进展。随后总结了国民净财富视角下金融稳定性分析的理论框架，并以此对我国金融稳定性做出全新解读：（1）SNA 偿付能力是应对金融危机的“压舱石”；（2）应以实体经济为监管重点进行危机的防范；（3）通过完善宏观监管框架做到对危机的更早预警；（4）既要宏观审慎，又要防止对风险反应过度。

【关键词】国家资产负债表金融稳定性国民财富方法

一、金融稳定性研究

金融稳定性一般被认为是金融机构稳定性和金融市场稳定性之和（Crockett, 1997），金融危机是缺乏这种不稳定性的直接后果。现实中，观察危机很容易，但考量稳定性却难得多（IMF, 2014），因此大部分文献是围绕着金融不稳定性 and 金融危机这些问题来展开的。在欧洲，自 14 世纪起已有了较为完整的金融危机记载。当时英王爱德华三世由于战争失败而对意大利的银行家违约，从而造成了银行破产形式的金融危机。在之后的几个世纪里，总是周期性地发生各类危机事件，一些关于商业周期的思想也充斥在古典经济学家的文献中。

最初的理论比较倾向于将危机解释为由经济系统之外的冲击所引致，例如歉收、战争、政府主导的货币贬值等，这也是李嘉图（Ricardo, 1821）的代表性观点。在那个时候，经济活动与金融活动并不分家，对金融危机和经济危机的区分也并不明显。对于发生危机后的应对机制是讨论的重点。早在 1802 年，桑顿（Thornton, 1802）就认为在面临银行流动性危机时，中央银行可以充当最后贷款人的角色。这一思想在白之浩（1873）的《伦巴德街》一书中得以条理化，最终贷款人通过向全世界显示充足的货币准备来防止挤兑发生。这一理论从实践出发，促成了各国央行在金融稳定性中的重要职能（金德尔伯格，1978）。

¹张晓晶，国家金融与发展实验室副主任、国家资产负债表研究中心主任

²刘磊，国家金融与发展实验室研究员

理论经济学中对于“危机”一词最为系统规范的解释，起源于马克思的《资本论》（肯韦，1987）。在《资本论（第二卷）》中，马克思（1867）将资本主义生产划分为两大部类，并认为两大部类间只有保持一个特殊的生产比例才能达成稳定的经济增长。但由于资本家对利润的无限追求，这种平衡状态很难保持，由此使危机从“可能性发展成为现实性”。这开创了从整个经济体的内生性角度论述危机理论的先河。在《资本论（第三卷）》中，马克思进一步提出了虚拟资本的概念，并认为从实物资本向虚拟资本的转化成为危机发生的直接原因。之后凯恩斯（1936）提出的有效需求不足理论与马克思的思路基本一致，都是从经济系统内生性的角度认为需求有天然低于供给的趋势，因此危机总是难以避免的（罗宾逊，1955）。凯恩斯继而对克服这类危机（即增强金融稳定性）给出了药方：用政府购买来弥补私人支出的不足。这类分析的一个重要特点是强调经济变量中的流量指标，主要是供求的均衡匹配。由于忽视了存量的变化，例如政府部门杠杆率的积累并没有被充分考虑，这些政策建议也产生了诸如滞胀这样的不良后果。

与凯恩斯同时代对大萧条的另一理论解释是费雪（Fisher，1933）的债务紧缩理论。费雪认为经济衰退所引发的资产价格紧缩加重了企业家的实际债务负担，从而降低了投资需求。这里已经将企业的资产负债表加入到理论模型中来，将存量因素（债务）与流量因素（投资）通过资产价格联系在一起。此后关于金融稳定性的研究主要顺着几个不同的方向进行，和资产负债表的联系也为更紧密。这包括明斯基（Minsky，1986）的金融不稳定性假说，伯南克的金融加速器模型（Bernanke & Gertler，1989），Diamond & Dybvig（1983）的银行挤兑模型，以及金融脆弱性研究（Allen & Gale，2007；Goodhart et al，2006）和金融传染研究（Ng（2000）、Sun & Zhang（2009）、Wang & Liu（2016））等。

另一个方向是对这种金融系统性风险的度量标准。对风险的有效度量是防范危机、增强稳定性的前提条件，因此众多学者和国际机构对这一问题也较为重视。度量的主要角度集中在银行资产负债表的各类比率上，如杠杆率、资本充足率、不良贷款率等。如何构造这类指标以及对指标临界值的预警是这类研究的主要方向。Calvo et al（1993）最初提出了多元回归构建指标体系的方法，IMF（2008）则在此基础上构建了“金融稳健性指标”。这些指标是国际金融监管及压力测试的主要依据，美国监管当局自 2009 年起每年都会对金融体系做压力测试，即监管资本评估项目（Supervisory Capital Assessment Program，简称 SCAP）。国内学者对我国金融系统性风险的估算也做了大量实证工作，如刘春航和朱元倩（2011）从多角度系统探讨了我国金融系统性风险的度量框架，中国银监会也自 2012 年起定期为银行做压力测试。

金融危机实际上就是各种类型的违约，银行违约、贷款者违约、政府违约、政府通过超发货币来实质性违约等等。根据 Goodhart & Tsomocos (2007) 的总结，违约总是会涉及到不同主体的不同风险偏好，这一特殊性质使金融稳定性理论很难纳入到主流经济学的同质人模型中去，因此关于金融稳定性的研究在大部分时间也都游离于主流经济学之外。现有研究或者偏于实证，或者不能形成一个完整的均衡理论。尤其是在经历了将近 20 年的所谓“大缓和”时代，经济学家自认为已经熨平了周期，对金融稳定性的忽视就更加严重。虽然各国央行和国际金融机构也在定期发布金融稳定性报告，但并未正视风险。IMF (2007a) 在 2007 年 4 月的《世界经济展望》中甚至认为“全球经济的风险已经非常低”！直至 2008 年全球金融危机的再一次爆发，金融稳定性问题才又重新回归人们的视野，大量的研究文献也才开始从多方面开始对这一问题进行反思。这其中，最具影响力的是 IMF 所倡导发起的资产负债表研究方法。

二、资产负债表方法 (BSA)

所谓资产负债表研究方法 (Balance sheet approach, 简称 BSA)，就是利用国家（及部门）资产负债表来从事经济金融分析的方法。这一方法由 IMF 首倡，随着主权债务危机的爆发而蔚然成风。

国家资产负债表的主要功能，是依靠一系列处理数据的方法，用精心设计的理论框架，表列整个国家的“家底”，并依托这一框架，揭示各经济主体主要经济活动之间的对应关系，借以勾画一国经济运行的机制。这套框架不仅有助于我们准确把握国家经济的健康状况，了解可能产生冲击的来源及强度，而且，在危机期间，它可为政府探讨对策空间提供基本依据。进一步，对这些存量指标（有别于作为流量指标的 GDP 等）进行时间序列分析，比较其年度间变化，它还有透视一国多年经济增长“累积效应”的功能。如果更深入地分部门考察资产负债结构、变动趋势及其同其他部门的关联，我们还可从存量视角对各国经济的结构特点与体制特征进行解构，从而揭示发展方式转型面临的问题，启示未来经济发展的方向。

尽管对资产负债表等存量分析方法的关注只是近年来骤然升温，但在学术研究领域，编制、研究国家资产负债表已经有较长历史。早在 1936 年，就有美国学者提出把企业资产负债表编制技术应用于国民经济的构想 (Dickinson & Eakin, 1936)。资产负债核算作为一种成熟的宏观经济核算方法，形成于 20 世纪 60 年代。作为此领域的开创性工作，Goldsmith 等曾编制了美国自 20 世纪初至 1980 年若干年份的综合与分部门的资产负债表 (Goldsmith

&Lipsey, 1963; Goldsmith, 1982)。Revell (1966) 试编了 1957-1961 年英国的国家资产负债表。自 1975 年始, 英国的国家资产负债表正式由官方发布 (Holder, 1998)。在加拿大, 以账面和市场价格计算的国家资产负债表, 从 1990 年开始编制。至今, 大部分 OECD 成员国都至少公布了不含有实物资产的金融资产负债表。

资产负债表方法的兴起是与金融危机紧密相连的。早在 1979 年, 克鲁格曼的一篇研究支付危机的论文中就采用了资产负债表方法分析财政赤字的货币化对固定汇率的影响

(Krugman, 1979)。这可以看作是现代经济学应用资产负债表方法的研究开端。需要指出的是, 在相当长的时期中, 资产负债表一直在国民经济核算的大框架下, 仅仅作为一种统计方法进入人们的视野。而自上世纪 90 年代拉美 (如墨西哥、巴西等国) 和亚洲地区相继爆发大规模金融危机以来, 关于国家资产负债表编制和研究方法的讨论日趋活跃, 其功能也超越单纯的统计核算, 逐渐显示出成为宏观经济分析基本方法之一的强劲势头。其中尤为值得注意的是, 2003~2005 年的短短 3 年间, 国际货币基金组织便发表了十余篇国别资产负债表分析, 并极大地推动了相关研究的发展 (Mathisen & Pellechio, 2006)。2007 年金融海啸席卷全球, 资产负债表分析方法进一步得到了学界、政府以及国际机构的广泛重视与认可, 国内也有学者敏锐地跟上潮流, 并用之对中国经济问题展开了初步分析 (易纲, 2008; 李扬, 2009)。

总体上说, 近年来在讨论金融危机的学术创新浪潮中, 应用国家与部门资产负债表展开的研究已取得了重要进展。如 Allen et al (2002) 指出的, 资产负债表方法的特点与优势在于, 通过这一方法, 可以清晰地界定出四类主要的金融风险, 即: 期限错配、货币错配、资本结构错配以及清偿力缺失, 而分析考察这四类问题, 则是揭示危机根源, 认识危机的传导机制, 理解微观经济主体应对危机的行为方式, 以及研判应对政策的关键所在。其核心政策建议为宏观审慎和微观审慎监管。具体到各部门的资产负债表上, 则明确建议采用审慎性原则: 少计资产、多计负债。这一政策建议深入人心, 并在实际监管过程中成为指导性原则。

理论界最初对于资产负债表的应用, 大部分局限于金融部门、政府部门、企业部门等独立的分部门研究中。虽然偶尔也有一些研究将国民经济整体综合到一起来分析, 但本质依然是基于各部门自身的。由于这种分析方法基于微观企业的资产负债表, 具有比较直观的经济含义, 也更容易被大众和政策制定者所理解。

这类研究主要有三个方向。最初的研究集中于政府资产负债表对货币危机的影响, 国债中内债与外债的结构是影响金融稳定性的重要指标。除了上文提到的克鲁格曼开创性论文外, 还有一些学者也对这一研究方向做出了贡献 (Flood & Garber, 1984)。第二个发展方向是在

原有分析中加入人们的行为因素，一些基于资产负债表的自我实现预言会引发或者加速危机。Cole & Kehoe(1996)在分析墨西哥比索危机时认为，国外的短期债务大量到期以及外汇资产短缺造成了投资者的自我恐慌，从而是危机的预期成为现实。这类分析方式实际上是Diamond & Dybvig（1983）银行挤兑模型的另一种表达，之后大量分析金融危机的文章也是基于这种思想（Chang & Velasco，1999；伯南克，2010）。第三个方向则是将私人部门的资产负债表和政府资产负债表放到一起做综合研究。辜朝明（2008）在分析日本经济衰退时，即是采用的企业资产负债表衰退这一思路。

三、国民财富方法（NWA）

如果说第一阶段的资产负债表方法是侧重于依据审慎原则对分部门的资产负债表进行分析，那么，第二个阶段的方法就可以被称做“国民财富方法”（National Wealth Approach，简称 NWA）。这是资产负债表方法的一个最新研究分支。IMF 对其研究和应用进行了系统性总结和推广（Frecaut，2016）。与前一个阶段的研究相区别，这种研究方法主要以国家资产负债表（而不是各部门独立的资产负债表）为基础，或者说不是各部门独立资产负债表的简单加总。

由欧盟委员会统计办公室、国际货币基金组织、经济合作与发展组织、联合国统计司和地区委员会以及世界银行这 5 个组织共同发布的国民统计账户体系（System of National Accounts，即 SNA）“是一套基于经济学原理的严格核算规则进行经济活动测度的国际公认的标准建议”，其目标在于“提供一套综合的概念和核算框架，以便建立一个适于分析和评估经济表现的宏观经济数据库。该数据库的存在是制定明智、合理的政策并进行决策的先决条件”（联合国等，2012）。其特点是全面性（包含全部经济体）、一致性（特定活动对所有参与主体采用相同规则）和完整性（对流量和存量同时测度）。目前这一体系已经更新至第 5 个版本，即 SNA2008。其基本框架是一个账户序列，从经常账户到积累账户，再到资产负债表，囊括了宏观经济中最重要的存量和流量指标。

IMF 的大量宏观金融分析框架都是建立在 SNA 体系之上的（IMF，2007b），其中包括 2014“政府财政统计手册”（GFSM2014）、2009“收支平衡与国际投资头寸手册，第六版”（BPM6）以及 2000“货币与金融统计手册”等。IMF 的这些文件主要用于宏观框架内的政策分析，而不是金融部门的审慎性监管。

基于 SNA 体系的国家资产负债表，有许多不同于所有者权益的特点，对表中数据的理

解和应用也不能直接从商业资产负债表的概念出发。

我们在分析研究中所用到的资产负债表分为两种类型：企业资产负债表（business balance sheet）和国家资产负债表（national balance sheet），分别基于的是企业会计原则和国民账户统计体系 SNA 原则。二者在许多科目上并不一致，例如“利润”这一企业会计中的科目，在国民账户体系中并不存在对应项。有一些科目虽然在二者中同时存在，但却有完全不同的含义。更进一步，对这两种资产负债表的运用方向，存在着本质区别：企业资产负债表基于会计上的审慎性原则，主要作用于对金融部门的审慎性监管；而国家资产负债表基于国民账户统计中的一致性原则，主要作用于宏观经济政策的制定及其效果的预期。

SNA 体系是由一系列账户顺序排列而成的，主要包括经常账户、积累账户和资产负债表。经常账户又包括生产账户、收入分配账户和收入使用账户，描绘了某个部门生产过程所产生的增加值、对增加值的收入分配、以及对分配部分的消费与储蓄；积累账户主要包括资本账户和金融账户，分别描述了对储蓄部分的实物积累和金融积累。这部分实物积累相对应的是资产负债表中实物资产的变动，金融积累则对应了金融资产和负债的变动。这一系列账户从头到尾一一对应，形成一个逻辑上完全严密的统计体系。这个方法的重要特点在于每一期的金融净积累数额恒等于零（暂不考虑国外部门），即在任何时点金融资产都等于负债，全社会的金融资产与负债相加为零。这一重要原则是在企业资产负债表中无法体现的，即使将全社会所有部门的企业资产负债表相加，也无法保证金融资产与负债相加为零的性质。

这里需要特殊说明的是股权和股票资产。众所周知，每个部门的融资都可以通过两种方式进行：股权和债权，而资产负债率即是这个部门债权总额与债权加股权总额之比。这在企业资产负债表中，是显而易见的关系。但在 SNA 体系中并不能这样划分。举例来说，政府持有国有企业的股份，对于政府来说属于金融资产的一部分，根据 SNA 金融资产恒等于负债的原则，这部分股权对于企业来说只能划分为负债。这一划分方式，初看起来并不符合逻辑，也会影响到对全社会资产负债率的估算，但这里始终强调的是国家资产负债表主要用于宏观经济政策以及对金融危机的预防，而不是对各部门的审慎性监管。因此这种方式具有重要的优势，我们将在后文展开表述。

为了坚持这一金融资产恒等于负债的原则，在记账中也要对普通商业会计记账方式进行改进。在一般的会计原则中，普遍采用的是复式记账原则，即“有借必有贷，借贷必相等”。举例来说，在银行危机中，银行需要减记一笔不良贷款。那么商业银行的资产负债表需要在资产和负债两方同时记录这笔操作：资产方记录一笔贷款余额下降，负债方要将自有资本减记相应金额，这才能达到资产负债表的平衡。但在 SNA 体系中，这两步操作显然是不够的。

除了银行账户发生相应变化之外,还要在这笔不良贷款所对应的企业资产负债表中记录下这一行为。也就是在企业的负债方减掉相应的银行贷款负债,同时所有者权益中加进这一数额。这一操作体现了国民经济的整体性:我们可以将其视为一个封闭的水管,任何一笔资金流动都有相应的流出方和流入方,在这个大水管中不存在黑洞。由此形成了 SNA 记账中的“四步体”(quadruple entries),一笔交易需要在资产负债表的四处有所体现。相应的“借”和“贷”概念也被国民账户体系中的“来源”和“运用”所替代。

四、国家资产负债表编制与研究的最新进展

需要强调的是,无论是资产负债表方法(BSA)或是其分支之一的国民财富方法(NWA),都要基于国家资产负债表的编制与分析。没有后者的数据支撑,再好的方法也不过是纸上谈兵。

就国内而言,中国的资产负债表编制与研究起步较晚,但也取得了不少成就。在新兴经济体中是佼佼者。

中国国家统计局在上世纪 90 年代就引进了国家资产负债表,并在 2004 年发布了 1998 年的国家资产负债表。且在 1997 年和 2007 年两次出版《中国资产负债表编制方法》,但之后统计局的国家资产负债表的编制一直处于试编阶段,且未公开发布。

2012 年,关于国家资产负债表研究,几乎是同时出现了三批力量。一个是曹远征牵头,另一个是马骏牵头,分别编制了一些年份的中国国家资产负债表(曹远征、马骏,2012);还有就是李扬牵头的中国社会科学院课题组(李扬等,2013)。再后来,又有新生力量加入,如杜金富等(2015),余斌(2015),他们更侧重于政府资产负债表的编制。国家统计局计划在 2017 年底发布中国 2015 年的国家资产负债表。

目前,坚持编制与定期发布国家资产负债表数据的就只有中国社会科学院国家资产负债表研究中心。该中心编制估算了自 2000 年以来的中国国家资产负债表以及自 1996 年以来的债务杠杆率(李扬等,2013;李扬等,2015),相关数据成为分析研判国家能力、财富构成与债务风险的权威依据,并被国际货币基金组织(Li & Zhang, 2013; Frecaut, 2017)、世界财富与收入数据库(Piketty et al, 2017)以及国际主流学术期刊(Naughton, 2016)所引用,由此奠定了中心在该领域的国际话语权。主要研究成果囊括了首届“孙冶方金融创新奖”在内的诸多重要国内学术奖项。

就国际而言,全球主要发达国家都有定期公布的国家资产负债表。但由于学术界对存量

经济指标的理解和应用尚缺乏共识，各国编制资产负债表的目的也不尽相同，因此各国的国家资产负债表仍没有形成如 GDP 这类流量指标一般的统一标准。2008 年的全球金融危机推动了全球各国资产负债表编制的进展。金融危机之后，美联储和欧央行对国家资产负债表和资金流量表所体现出的指标更为重视。由欧央行几位经济学家编写了两卷本的从资金流量表分析金融危机的著作（Winkler 等，2013），这标志着中央银行学者从国家资产负债表角度理解这次金融危机的尝试。

除经济学家外，国民账户统计专家也开始对这一问题产生兴趣。由 OECD 组织的“金融统计研讨会”是一年一度探讨改善金融统计指标质量的学术会议。2016 年 10 月，这一会议的年度主题定为“资产负债表数据的汇编与运用”。来自 IMF、国际清算银行（BIS）、6 个国家的央行（智利、德国、印度、日本、墨西哥和葡萄牙）、以及澳大利亚国家统计局的专家学者参与了这次会议。IMF 也在 2015 年 3 月举办过类似的深度研讨会“资产负债表及各部门账户”，召集全球学者对这一问题进行讨论。对国家资产负债表的编制普遍有三点共识。首先，各国标准尚未统一，基于各国特殊情况的不同假设为资产负债表的国际比较造成困难，因此急需建立具有可操作性的国际统一标准。第二，各国国家资产负债表存在一些普遍的缺陷，例如时效性较差、频繁修正、缺乏与企业资产负债表的比较以及实物资产估值标准不统一等，这些困难需要全球统一的标准来解决。第三，越来越多的政府与学者开始对国家资产负债表进行研究，取得的进步越来越大（Frecaut，2017）。

对国家资产负债编制规范的进一步统一，是当前各国所需要解决的重要问题。IMF 也在呼吁建立一个跨国合作“全球资产负债表项目”，召集相关的专家学者分享经验并统一各国间的假设标准和统计规范，从而使国家资产负债表对金融危机和金融稳定性研究产生更重要的作用。这需要宏观经济学家、国民账户统计专家和金融专家的密切配合。

五、NWA 视角下的金融稳定

在国家资产负债表视角下，对许多经济行为的认识会增加一个角度，对问题的观察也更为全面。与传统资产负债表方法相比，NWA 为我们提供了三个增强金融稳定性的途径：危机的预警、损失的估算与政策反应。在这三个方面，采用国家资产负债表更有可能得出正确的结论。

1、无效投资与金融危机的延时预警

当银行发现并减记一笔非金融企业的违约贷款时，在国家资产负债表中所反应的是一笔

净资产从银行部门向非金融企业部门的转移。国民净财富并未发生变化，而只是在部门间转移了。在现实中，违约贷款是造成金融危机的重要导火索。我们在讨论杠杆率、债务率等指标时，本质也是在担心违约贷款大规模爆发对国民经济和金融体系的系统性影响。这里将违约贷款看作一笔财富转移，有利于对金融危机的提早预警、加强金融稳定性。

银行减记贷款发生在一瞬间，一般是与确认这笔贷款无法偿还的某一事件相伴随的。但在实际经济过程中，这一财富转移过程并非瞬间完成，一笔贷款成为违约贷款也是在很长一段时期内逐步经历量变到质变的过程。因此，之前在国民经济账户中所记录的各项经济指标是有“水分”的，需要进行调整。最终确认的这笔财富转移，应该在经济运行过程中分步记录下来，但实际的国民账户统计中并没有记录。由此得出的一个重要结论是，由生产过程所记录的经济增加值被高估了，这部分表面上看来是由企业生产所产生的增加值，实际上仅仅是银行部门的财富转移产生的。多记增加值的一个主要途径在于将无效投资确认为真实投资。这部分无效投资并未带来总产出和总资产的上升，而仅仅是经济活动中的中间消费。借鉴 Frecaut（2016）提供的数值范例，我们简要复述如下。

表 1 无效投资对国民统计账户的影响

	非金融企业	统计指标	现实经济指标
	1、生产账户		
1	产出	5000	5000
2=3+4	中间消费	2000	2300
3	正常成本	2000	2000
4	无效投资	0	300
5=1-2	增加值（GDP）	3000	2700
	2、收入分配账户		
6	劳动者报酬	2600	2600
7=5-6	经营剩余	400	100
8	利息支付	120	120
9	股息支付	70	70
10=7-8-9	初次分配收入	210	-90
11	收入税	110	110
12=10-11	储蓄	100	-200
	3、积累账户		
12	储蓄	100	-200
13=14+15	固定资本形成	1000	700
14	实际经济价值	700	700
15	无效投资	300	0

16=12-13	净借出(+)/借入(-)	-900	-900
17=-16	银行贷款净增额	900	900
	4、资产负债表		
18	固定资产	1000	700
19	银行贷款	900	900
20=18-19	所有者权益	100	-200
	银行资产负债表		
21	对企业贷款	900	900
22	存款	800	800
23=21-22	所有者权益	100	100
	国民财富		
24	非金融企业	100	-200
25	银行	100	100
26=24+25	总体	200	-100

表 1 是一个典型的 SNA 账户序列，描述了非金融企业的生产账户、收入分配账户、积累账户和资产负债表。为了总结无效投资对整体经济的影响，后面还列出了银行资产负债表和整体国民财富。

在第一部分“生产账户”中，一笔 300 单位的无效投资使中间消费从 2000 变为 2300。这笔中间消费并未在统计账户中显示出来，因此相应拉高了统计数据上显示的 GDP。实际生产过程中所产生的增加值只有 2700，却被误记为 3000。无效投资（中间消费）被误记为投资是导致 GDP 虚高的重要原因。

第二部分“收入分配账户”不受影响。但由于整体增加值下降了，储蓄也相应由正转负。

第三部分“积累账户”中从银行的 900 单位贷款不受影响，但这部分贷款的用途需要重新解释。统计指标显示的是这 900 贷款加上企业的 100 储蓄共同转化为当期的 1000 投资，从而使固定资本也增加 1000。但真实情况是这 900 贷款仅形成了 700 的净投资，其余部分则是用于弥补 200 单位的储蓄缺口，这部分缺口是由无效投资所带来的。

由此，在“资产负债表”中虽然显示了 100 单位的所有者权益，但真实情况却是：这笔净股权是负的。

银行的资产负债表并未受到影响，这与企业资产负债表分析方法有重大区别。按照传统审慎性原则，当银行发现一笔疑似不良贷款后，会提取相应的准备金，这又会影响到银行的资本金。但从国家资产负债表角度看，问题的起源在于企业，问题的发展也全部表现在企业部门。增加金融稳定性更应该从问题的源头入手，而这个源头并不是银行部门。只把监管重

点放在金融部门，会忽视一些重要风险的积累，并使得对风险的预警产生延时。

总之，加强金融稳定性的重点在于对整个国家资产负债表进行全面监控，及时发现问题的源头，并提早从源头上进行监管，降低金融危机发生的可能。

2、风险损失的过高估计

金融危机发生时，对整体经济损失的精确估算是重要的。这既会影响到政策制定者面对危机时的政策反应，也会影响到参与经济活动的各部门信心。然而，如果没有一个整体国家资产负债表框架的话，极容易在传统审慎性原则下高估危机所带来的损失。上表的例子中，非金融企业 300 单位的无效投资可能会对银行资产质量产生影响，一旦成为不良贷款就会使银行资本金遭受相应损失。但同时，由于这笔无效投资，GDP 在过去虚增了 300 单位。现实经济并未遭受损失，这笔财富仅仅是从银行部门转移到了企业部门。银行受到资本金下降的影响会进一步缩减贷款，影响到宏观经济运行，但损失并不应包括这 300 单位的不良贷款。

在“四步体”记账法的框架内，任何金融资产的交易都是金融资产从一个部门流动到另一部门，既不会凭空产生，也不会蓦然消散。在对损失的估计中，只能计算一次，或者是企业部门、或者是银行，而不能二者同时重复计算。只有一种情况，会使金融交易对实物资产和实际经济产生影响，那就是金融资产和负债的分布影响到了实际经济中的投资和生产。如上例中，银行不良贷款的增加会影响到其资本金，进而影响银行的放贷能力。不能获得充分融资支持的企业，无法实现理想中的投资规模，从而拉低了投资和产出，这才是真实的影响。企业部门也类似。当企业资产负债率恶化、利息支出过高时，其只能用新增储蓄偿还负债会减轻未来的财务压力。如果用储蓄偿还负债的效用高于用其进行投资的效用，企业便失去了投资意愿，而是将目标设定为修复其自身的资产负债表，投资和产出也被相应拉低了。这一循环就是辜朝明所描述的资产负债表衰退（辜朝明，2009）。

IMF 的经济学家也曾以 1990 年代末印尼金融危机为例，用国家资产负债表估算过金融危机所带来的实际损失。作者将 500 亿美元的银行违约贷款损失进行拆解和溯源，并认为最终银行的损失应为 330 亿美元，而对 GDP 的影响则为 100 亿美元（Frecaut，2004）。这种精确的拆解与估算有利于政策制定者做出更准确的反应。

3、对风险的过度反应

有了对风险的过度估计，就一定会产生政策的过度反应。甚至一些本不该造成系统性风险的事件，由于审慎性原则的过度监管，最终会通过自我实现预言而造成人为的金融危机。

举例来说，银行对房地产开发企业的一笔短期贷款，由于一些偶然的环境因素暂时成为

了不良贷款。银行究竟是应该减记这笔贷款并减小未来的放贷规模，还是采用借新还旧的策略用一笔新增贷款来缓解企业财务压力，这是银行和监管当局所面临的选择。实行不良贷款减记，无疑会损害到经济增长，但却是在经济增长本身已经面临瓶颈之时预防更大规模系统性风险的正确处理途径。然而，如果实体经济本身并没有出现问题，房地产企业无法按时还本付息仅仅是一些暂时性事件的影响（比如政府的地产调控政策），或者仅仅是由于房地产企业自身资产负债表的结构问题（比如大量短期负债对应着长期资产），那么审慎的监管政策便会伤害到实体经济的正常发展。更为严重的是，如果这一循环持续下去，银行的不良贷款会进一步增加，从而引发系统性金融危机。讽刺的是，这类金融危机的产生恰恰是由于审慎性监管原则所引发的。

因此，为加强金融稳定性，在实际政策反应中应尽量掌握整体宏观经济的状况，将实体经济和实物资产作为判断基准。例如，在分析银行不良资产时，应将审慎性标准下得出的不良资产再一分为二：一部分是借款者确实已经丧失还款能力，这部分资产已经实现了财富从银行到企业的转移；而另一部分仅仅是银行出于审慎原则下的记账，这部分财富转移并未发生，在 NWA 原则下应该忽视这部分不良资产。

这里尤其需要强调的是流动性危机。由于外部市场变化、人们的心理影响、短期的政策变化等因素产生的流动性危机在发生之初，并没有对实体经济和实物资产产生任何影响。相比于真实的危机，其影响也小的多。但处理不当的流动性危机既有可能上升为系统性金融危机，也有可能在其他类型的金融危机之中使问题加剧。在处理这类问题时，应有更清醒的认识，做出与审慎性原则相反的处理方式。这次全球金融危机与大萧条的一个重要区别，就在于美联储对危机的反应和处理方式上。在面临流动性危机时，由政府背书的流动性供给很大程度上缓解了危机的规模 and 影响。

六、NWA 视角对分析当前中国金融稳定的含义

NWA 强调应以实物资产（净财富）作为国家资产负债表及金融稳定性分析的基石。既然金融资产的交易是财富中性的，其规模大小只能通过间接的方式影响净财富在国家部门间的分配。国家净财富的绝对数额以及其在各部门间的分配比例才是在处理和预警危机时最重要的“锚”。起源于实体经济的危机，直到其爆发时对银行等金融部门所产生的作用只是由于实物资产与金融资产的不匹配。对危机的预警与应对，也应重点放置于对实物资产和实体经济的影响上。

1.SNA 偿付能力是应对危机的“压舱石”。

所谓 SNA 偿付能力 (SNA-solvent), 是指在面临危机时, 从国家资产负债表角度, 尤其是从实物资产净值角度计算出的偿付能力。这种估算一般会比从基于审慎性原则下的估算结果更为乐观。尽管偿付能力视角有时候会对资产的流动性或变现能力估计不足, 但这种从全局上考察危机的方法, 能够处乱不惊, 更有利于形成处置危机的有序方案。

结合中国的净资产数据, 在面对金融风险问题上, 我们相当于吃了定心丸, 不必被一些危机的言论吓倒, 或者出现一些局部性的风险就临大敌、过度紧张。我们最近的估算结果表明, 2000-2016 年, 中国主权负债从 19.3 万亿元上升至 126.2 万亿元, 上升 5.5 倍; 中国的主权资产也同步增长, 从 35.9 万亿元上升至 229.1 万亿元, 上升了 5.4 倍。这样, 中国政府所拥有的资产净值在该段时期显著上升, 从 16.5 万亿元上升到 102.9 万亿元, 上升了 5.2 倍。即使剔除掉变现能力较差的行政事业单位国有资产以及国土资源性资产, 我们的政府部门资产净值也为 20.7 万亿元。无论宽口径还是窄口径, 中国的主权资产净额都为正。这表明中国政府拥有足够的主权资产来覆盖其主权负债。因此, 相当长时期内, 中国发生主权债务危机的可能性极低。不过, 包括养老金缺口、银行显性和隐性不良资产在内的或有负债风险, 以及后融资平台时代地方政府新的或有负债风险值得关注。

2. 在防范和应对金融风险时, 应把重点放在实体经济中, 尤其是企业部门。

虽然在传统的企业资产负债表方法中, 某些核算原则会导致全社会存在净财富损失; 但在 SNA 体系中, 金融资产是中性的, 只存在财富转移, 不存在金融损失。因此大部分反映在银行体系中的风险其实只是实体经济问题的二阶反应, 其背后的核心问题在于企业的投资不善 (无效投资)。传统应对金融风险的步骤按照顺序一般是对银行的紧急支持、债务重组、企业重组。这是以金融部门为核心的监管思路, 对问题的处理是间接的。在 SNA 体系中, 问题出在企业, 那么对企业进行有效管理特别是企业资源的有效配置显得更为重要。这也是中国当前面临的重要问题。由于经济结构等因素, 当前还存在大量只能靠政府或银行“输血”才能维持的僵尸企业。这些企业在经济活动中制造了大量的无效投资, 浪费了财政补贴、银行贷款以及其他的实物和人力资源。这也是当前政府大力去产能的重要背景, 只有化解产能过剩、清理僵尸企业, 才能从根本上增强中国金融的稳定性, 并有助于缓解财政压力和道德风险问题。

3. 完善宏观监管框架, 在真实银行坏账率上升前预警风险。

从实体经济的无效投资到银行的资产减记有一个过程, 银行坏账往往是这个过程最后

一步。也就是说，在我们看到银行出现坏账之前，实体经济部门（企业）无效投资的损失早已发生了。银行资产减记只是对这一过程的最终确认，是延迟反应而已。当前我国的银行不良资产比率仍处于较低水平（如图 1 所示）。但随着经济增速下台阶以及大量僵尸企业的存在，加上美国进入加息周期给中国利率上升带来的压力，未来企业还款付息能力将面临严峻考验。另外，我们的金融体系还面临影子银行、表外业务等问题，这些问题或者不在监管当局的视野之内，或者已经纳入监管范围但还未有全面认识。这些都是我们在判断银行风险时需要格外注意的。中国目前正在建立一整套兼具宏观审慎政策性质和货币政策工具性质的监管框架，将国家资产负债表纳入考虑后将使这一框架更为完整。

此外，为加强在应对危机中的财政恢复能力，政府还可以对不良资产做出更积极的管理。例如，在当前监管规则下银行减记不良贷款不会影响到财政收入。而按照 NWA 方法这笔减记本质上是财富的转移，政府可以在这笔转移支付过程中适当征税，从而进一步加强财政恢复力以应对风险。

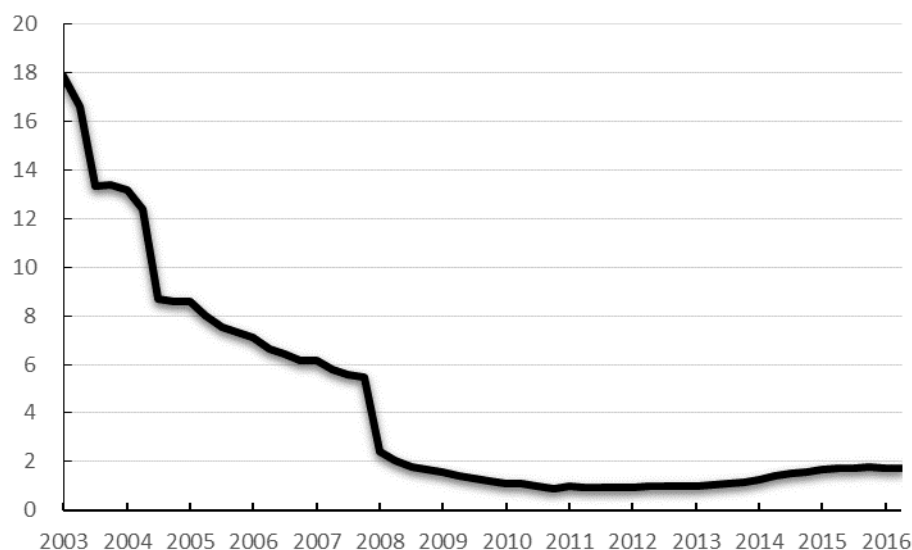


图 1 商业银行不良贷款比率 (%)

4.既要宏观审慎，又要防止对风险反应过度。

加强金融稳定，既要宏观审慎，时时刻刻把防范风险放在第一位，又要客观实际，对风险的范围和程度有清醒认识，避免过度反应。这是对政策当局的严峻考验。

本轮国际金融危机之后，国际组织、中央银行、监管当局和学术界都开始广泛关注宏观审慎政策。有效的宏观审慎政策框架一般包括时间维度和结构维度两个层面，核心是必须具备逆周期调节杠杆的能力和手段。针对金融机构的顺周期加杠杆问题，巴塞尔协议III在最低监管资本要求之上增加了逆周期资本缓冲、系统重要性附加资本等新的要求，并对金融机构

流动性提出了更高要求。针对金融市场，各国也在尝试采用逆周期和跨市场的杠杆管理，如房地产市场的贷款价值比(LTV)、股市和债市的杠杆率/折扣率规则等。中国人民银行自 2016 年起将差别准备金动态调整机制升级为宏观审慎评估体系(MPA)，从资本和杠杆、资产负债、流动性、定价行为、资产质量、跨境融资风险、信贷政策执行情况七大方面对金融机构的行为进行多维度的引导。此外，自 2016 年 5 月起将全口径跨境融资宏观审慎管理扩大至全国范围的金融机构和企业，对跨境融资进行逆周期调节，控制杠杆率和货币错配风险。在具体方法上，人民银行的 MPA 具有鲜明的“中国特色”：一是在考察信贷偏离程度时，中国更重视信贷增长要满足实体经济发展的合理需要。国际上主要通过考察整体信贷和 GDP 比值与趋势值的偏离程度来确定逆周期资本缓冲，而中国考察的是信贷增速与名义目标 GDP 增速的偏离。二是国际上逆周期资本缓冲的比例对所有金融机构都是一样的，而中国还要考察每个金融机构对总体信贷偏离的影响，对总体偏离程度影响大的金融机构要求更多的逆周期资本缓冲（张晓慧，2017）。

影子银行和表外业务的过快发展，在不断拉长金融体系内部的资金运转链条，产生大量资金空转现象，这些资源未能实现有效服务于实体经济的目的。从图 2 中可以明显看出 2009 年以来我国金融部门内部的资金往来占比不断增加，这是影子银行不断发展的直接体现。在缺乏监管的环境下，金融部门内部的杠杆水平快速增加，很容易由局部风险引发金融部门的系统性风险。然而金融体系从整体上对实体部门的支持并未发生显著变化，新增存款、贷款和社融总量与 GDP 的比例在近 20 余年内基本保持稳定，金融危机后还略有下降（如图 3 所示）。由于金融部门内部链条加长，实体经济相应的融资成本也随之上升，大量无效投资也由此产生。加强 MPA 监管，实质是在金融部门内部去杠杆，防止金融部门内部的过度杠杆化，而在国家资产负债表层面则表现为更有效的为实体经济服务，降低实体经济的财务成本。

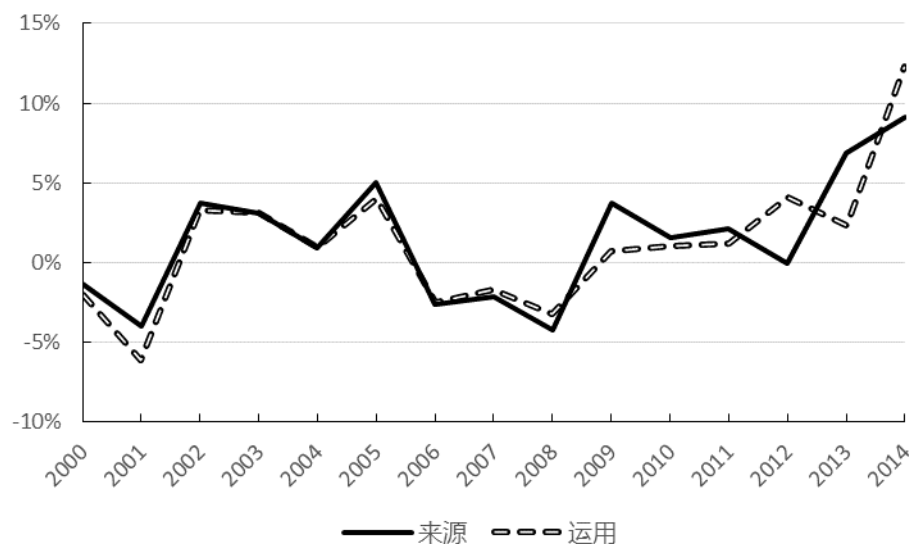


图2 金融部门的金融机构往来（来源和运用）与资金来源和运用合计的比例

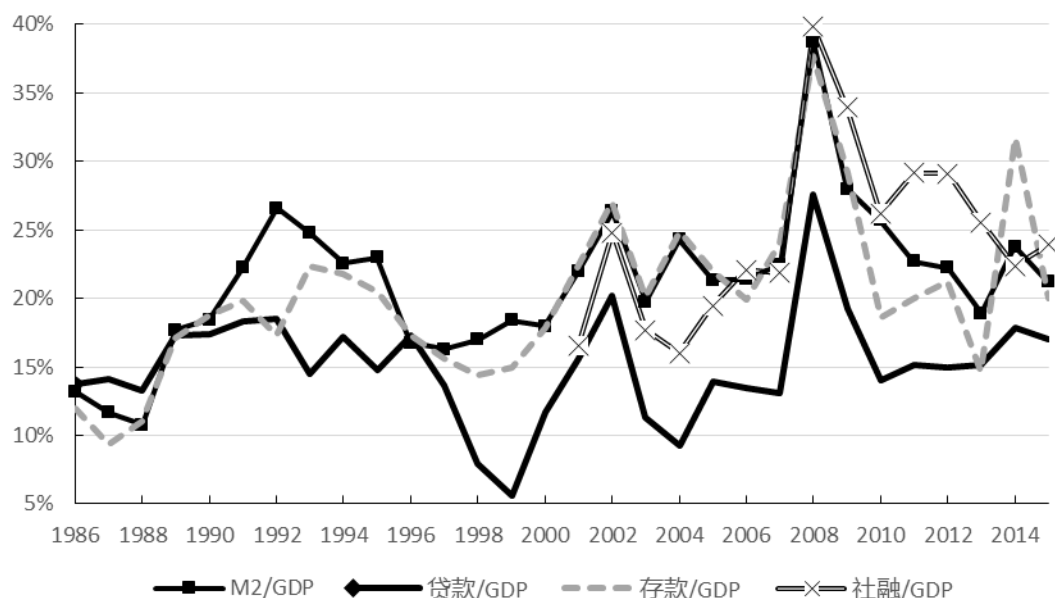


图3 金融资产增量与GDP比值

出于防范金融风险（或危机）的需要，中国人民银行的MPA（以及监管部门的“监管风暴”）是完全有必要的。问题只在于，宏观（甚至微观）审慎要做到什么程度，特别是这些政策怎样和保持稳定增长一致起来。前面提到，审慎原则下的不良资产可分成两部分：一部分是借款方确实没有还款能力（财务上破产），这部分资产（或财富）已经从银行转到了企业；另一部分同是银行根据审慎原则（如MPA）所形成的不良资产，这部分的财富转移事实上并未发生。比如一些企业还本付息困难可能只是短期的（如政府加强了调控、监管或短期负债对应长期资产形成的期限错配），这时候单纯强调MPA就可能会不利于实体经济正常发展。换言之，如果为实现金融部门去杠杆，单纯强调MPA，就可能难以真的降低金融风险。相

反，这种做法若伤及实体经济，还会恶化金融稳定。因此，我们需要在实施 MPA 的时候，兼顾 NWA 的视角，即实体经济的财富转移或减记是否真实发生，以及由此造成的对于金融稳定的实质性影响。

参考文献

- [1] 白之浩[1873], 2008:《伦巴德街:货币市场记述》,上海财经大学出版社。
- [2] 伯南克, 2010:《行动的勇气:金融危机及其余波回忆录》,中信出版集团。
- [3] 曹远征马骏, 2012:《问计国家资产负债表》,《财经》6月11日。
- [4] 杜金富等, 2015,《政府资产负债表:基本原理及中国应用》,中国金融出版社。
- [5] 辜朝明, 2008:《大衰退:如何在金融危机中幸存和发展》,东方出版社。
- [6] 金德尔伯格[1978], 2014:《疯狂、惊恐和崩溃:金融危机史》,中国金融出版社。
- [7] 凯恩斯[1936], 2005:《货币、利息与就业通论》,商务印书馆。
- [8] 肯韦[1987], 1996:《危机》,《帕尔格雷夫经济学大辞典》(伊特维尔、米尔盖特、纽曼主编),经济科学出版社。
- [9] 莱因哈特罗格[2009], 2012:《这次不一样:八百年金融危机史》,机械工业出版社。
- [10] 李扬, 2009:《要从资产负债表来控制资产泡沫》, 2009年夏季达沃斯论坛发言, <http://money.163.com/09/0910/15/5IS2VHQJ00253NDC.html>。
- [11] 李扬等, 2013:《中国国家资产负债表 2013——理论、方法与风险评估》,中国社会科学出版社。
- [12] 李扬等, 2015:《中国国家资产负债表 2015——杠杆调整与风险管理》,中国社会科学出版社。
- [13] 联合国等, 2012:《2008 国民账户体系》,中国统计出版社。
- [14] 刘春航朱元倩, 2011:《银行业系统性风险度量框架的研究》,《金融研究》,第 12 期。
- [15] 罗宾逊[1955], 1963:《马克思、马歇尔与凯恩斯》,商务印书馆。
- [16] 马克思[1867], 1976:《资本论》,中央编译局:。
- [17] 易纲, 2008:《中国能够经受住金融危机的考验》,《求是》,第 22 期。
- [18] 银监会, 2012:《中国银行业监督管理委员会 2012 年报》, <http://www.cbrc.gov.cn>。
- [19] 余斌, 2015:《国家(政府)资产负债表问题研究》,中国发展出版社。
- [20] 张晓慧, 2017:《宏观审慎政策在中国的探索》,《中国金融》,第 11 期。
- [21] 张晓晶孙涛, 2006:《中国房地产周期与金融稳定》,《经济研究》,第 1 期。
- [22] Allen, F. & D. Gale(2007), Understanding Financial Crisis, Oxford University Press.
- [23] Allen, M. et al(2002), “A balance sheet approach to financial crisis”, IMF Working Paper, No.02/210.
- [24] Bernanke, B.S. & M. Gertler(1989), “Agency costs, net worth, and business fluctuations”, American Economic Review 79: 14-31.
- [25] Bernanke, B.S. et al(1999), “the Financial accelerator in a quantitative business cycle framework”, in: J.B.

- Taylor & M. Woodford(eds[HW1]), Handbook of Macroeconomics, Elsevier.
- [26] Borio, C.E.V(2012), “The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?”, BIS Working Papers, No. 395.
- [27] Calvo G.A. et al(1993), “Capital inflows and real exchange rate appreciation: the role of external factors”, IMF Staff Papers, No.40(1).
- [28] Chang, R. & A. Velasco(1999), “Liquidity crises in emerging markets: theory an policy”, NBER Working Paper, No. 7272.
- [29] Crockett, A.(1997), “Why is financial stability a goal of public policy?”, Economic Review, 82(Fourth Quarter): 5-22.
- [30] Cole, H. & T. Kehoe(1996), “a Self-fulfilling model of Mexico’s 1994-1995 debt crisis”, Journal of International Economics, 41(November): 309-330.
- [31] Diamond, D. & P. Dybvig(1983), “Bank run, deposit insurance, and liquidity”, Journal of Political Economy, 91: 401-419.
- [32] Dickinson, F. & F. Eakin(1936), A Balance Sheet of the Nation's Economy, University of Illinois.
- [33] Drehmann, M. et al (2012), “Characterising the financial cycle: Don’t lose sight of the medium term!”, BIS Working Paper, No. 380.
- [34] Fisher, I.(1933), “the Debt-deflation theory of great depressions”, Econometrica 1(4):337-357.
- [35] Flood, R. & P. Garber(1984), “Collapsing exchange rate regimes: some linear examples”, Journal of International Economics, 17: 1-13.
- [36] Frecaut, O.(2004), “Indonesia’s banking crisis: a new perspective on \$50 billion of losses”, Bulletin of Indonesian Economic Studies, 40(1): 37-57.
- [37] Frecaut, O.(2016), “A national wealth approach to banking crises and financial stability”, IMF Working Paper, No. 16/128.
- [38] Frecaut, O.(2017), “Systemic banking crises: completing the enhanced policy responses”, Working Paper.
- [39] Glasserman, P. & H.P. Young(2015), “Contagion in financial networks”, OFR Working Paper, Octorber.
- [40] Goldsmith, R.W.(1982), The National Balance Sheet of the United States, 1953-1980, The University of Chicago Press.
- [41] Goldsmith, R.W. & R.E. Lipsey(1963), Studies in the National Balance Sheet of the United States, Princeton University Press.

- [42] Godley, W. & M. Lavoie(2007), *Monetary Economics: an Integrated Approach to Credit, Money, Income, Production and Wealth*, Palgrave Macmillan.
- [43] Goodhart C.A.E. et al(2006), “A model to analyse financial fragility”, *Economic Theory*, 27: 107-142.
- [44] Goodhart, CA. E. & D. Tsomocos(2007), “Analysis of financial stability”. LSE Financial Markets Group Paper Series No. 173.
- [45] Holder, A.(1998), “Developing the public-sector balance sheet”, *Economic Trends*, 540: 31-40.
- [46] IMF(2007a), “World economic outlook: spillovers and cycles in the global economy”, April.
- [47] IMF(2007b), “The system of macroeconomics accounts statistics: an overview”, Pamphlet Series No. 56.
- [48] IMF(2008), “World economic outlook: housing and business cycle”, April.
- [49] IMF(2014), “Monetary Policy in the New Normal”, IMF Staff Discussion Note.
- [50] Krugman, P.(1979), “A model of balance of payments crises”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 11: 311-325.
- [51] Li, Y. & X. Zhang(2013), “China’s sovereign balance sheet and implications for financial stability”, in: S.D. Udaibir et al(eds), *China’s Road to Greater Financial Stability: Some Policy Perspectives*, IMF Press.
- [52] Mathisen, J. & A. Pellechio(2006), “Using the balance sheet approach in surveillance: framework, data sources, and data availability”, IMF Working Paper, WP/06/100.
- [53] Minsky, H.P.(1986), *Stabilizing an Unstable Economy*, McGraw-Hill.
- [54] Naughton, B.(2017) “Is China socialist?”, *Journal of Economic Perspectives*, 31(1): 3-24.
- [55] Ng, A.(2000), “Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin”, *Journal of International Money and Finance*, 19:207-233.
- [56] Piketty, T. et al(2017), “Capital accumulation, private property and rising inequality in china, 1978-2015”, NBER Working Paper, No. 23368.
- [57] Revell, J.(1966), “The national balance sheet of the united Kingdom”, *Review of Income and Wealth*, 12(4): 281-310.
- [58] Ricardo, D.[1821](1951), *Collected Works and Correspondence*, Vol. 1, Cambridge University Press.
- [59] Sun, T. & X. Zhang(2009), “Spillovers of the US subprime financial turmoil to mainland China and Hong Kong SAR: evidence from stock markets”, IMF Working Paper, No. WP/09/166.
- [60] Thornton, H.(1802), *An Enquiry into the Nature and Effects of the Paper Credit of Great Britain*, https://fraser.stlouisfed.org/scribd/?title_id=5329&filepath=/files/docs/meltzer/thornton1807.pdf
- [61] Wang, Y. & L. Liu(2016), “Spillover effect in Asian financial markets: a VAR-structural GARCH analysis”,

China Finance Review International, 6(2): 150-176.

[62] Winkler, B. et al(2013), A Flow-of-Funds Perspective on the Financial Crisis, Palgrave Macmillan.

跨境资本流动、金融波动与货币政策选择

何国华¹李洁²

【摘要】随着中国资本项目开放步伐加快，有关国际资本流动与金融系统间的风险行为反馈，以及货币政策是否应当对金融波动做出反应等议题已成为学术界研究的热点。本文通过构建带有跨境资本流动与金融摩擦的 DSGE 模型，模拟分析本币汇率预期变动与国内金融系统风险行为的反馈机理，并据此检验金融稳定目标下不同货币政策规则的有效性。结果表明，本币升值预期将导致金融系统的风险选择趋于激进，同时伴随着实体经济借贷利差扩大，资产价格上涨，金融系统杠杆率增高等现象。利差平滑、杠杆调节在一定条件下可作为货币政策关注的对象，而资产价格稳定不应纳入货币政策调控范畴。

【关键词】跨境资本流动 金融系统风险行为 金融稳定 货币政策

一、引言

2005 年 7 月人民币汇率改革以来，在人民币升值预期的作用下，加之 2008 年之后中美利差倒挂明显，大量热钱开始流入中国。伴随着热钱的大规模持续流入，中国国内资产价格泡沫急剧膨胀，资本市场动荡不安。例如，2005 至 2012 年间，主要城市住宅销售价格指数上涨了 354.45%，其中 2009 年后上涨幅度超过 200%。上证指数由 2005 年 1275 点上升至 2007 年 6092 点，但在 2008 年 10 月后仅经过一年时间又跌回至 1664 点。自 2012 年起，随着中国经济步入下行区间，市场开始出现强烈的人民币贬值预期，加之美联储加息预期的作用，资本外逃现象日益严重。截至 2015 年 6 月，过去 5 个季度中国累计资本外流高达 5200 亿美元，外汇储备自 2014 第三季度以来已连读 4 个季度下滑。伴随着资本外逃，一方面，境内货币市场趋紧，尽管 2015 年下半年以来央行利用短期货币工具为其注入流动性，但 Shibor 仍存在较为明显的波动；另一方面，资本市场再次出现急剧动荡，上证指数在半年的时间内由 5178 点跌回至 2850 点。与此同时，资本市场的动荡进一步加剧资本外逃，仅 2015

¹何国华，经济学博士，武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师

²李洁，武汉大学经济与管理学院博士研究生

年 7 月至 8 月资本外逃量高达 2800 亿美元, 3 季度海外对中国的跨境贷款下降大约 1750 亿美元。

随着中国新一轮金融改革的时间表和路线图日益清晰, 资本项目进一步开放已是必然趋势。资本项目开放的结果是跨境资本流动数量增大, 频率加快, 这意味着我国在未来一段时间内需要更大程度的承担上述资本双向流动造成的压力。为了缓和这种压力, 化解跨境资本流动过程中所产生的风险, 需要我们更深入地认识跨境资本流动与金融系统波动之间的关系, 或者说, 面对跨境资本流动, 金融系统的风险行为反馈机理究竟是什么? 进一步地, 金融系统的这种风险行为是否会影响货币政策的调控, 或者说货币政策的调控是否需要考虑金融系统稳定等因素? 若货币政策有必要对金融系统波动做出反应, 那么反应方式与调控路径分别是什么?

解答上述问题的一种方式是从杠杆与金融周期性的实证证据入手。Gourinchas & Obstfeld (2012) 对 1973 年至 2010 年发达经济体与新兴经济体中有关金融危机的关键数据进行了实证分析, 结果发现杠杆的迅速增加与货币的急剧升值是金融危机爆发的预测因子。这意味着无论是发达经济体或新兴经济体, 杠杆变化与货币汇率波动是金融系统风险行为的一类表征, 它一定程度上阐明了跨境资本流动与金融风险的内在联系。随后, Bruno & Shin (2014) 在考虑金融摩擦的基础上研究了跨境资本流动以及汇率变化的方式, 利用向量自回归的方法对美国联邦基金数据与美元汇率进行了分析, 结果表明联邦基金利率的一次下降将引起美元长达 14 个季度贬值, 但在金融杠杆存在的情况下贬值时间将持续至 20 个季度甚至更多, 并且贬值的起始期将会提前。这个结果与 Eichenbaum & Evans (1995) 提出的“滞后超调之谜” (Delayed Overshooting Puzzle) 相一致。Bruno & Shin 还指出, 资本流动是货币政策传递中的额外一个的“国际维度”, 即紧缩的货币政策冲击将引起银行部门跨境资本流动减少, 但货币升值预期冲击却将增加银行部门的跨境资本流动。上述实证分析无疑具有重要的学术价值, 遗憾的是缺少一个用以阐述跨境资本流动与金融系统风险行为选择的理论模型。

为了从理论上更好地解释跨境资本流动与金融系统风险行为之间的关系, 已有部分学者尝试运用一般均衡的分析框架, 利用带有多部门微观基础的个体行为方程对其进行刻画。例如, Faia & Iliopoulos (2011) 通过构建包含国际借贷市场的 NOEM 模型, 并用国际借贷抵押率来衡量一国金融开放程度, 并研究它对经常项目与跨境资本流动的影响。相比以前的文献, Faia & Iliopoulos 进一步考虑了借贷性金融因素, 解释了融通行为对跨境资本波动的影响; 但该研究未详细阐明一国金融系统行为, 这也导致其结论无法解释境内风险传递现象。Unsal

(2011) 与 Ghilardi & Peiris (2014) 意识到跨境资本流动与金融系统风险行为的重要性, 分别从宏观审慎的角度分析了跨境资本可能引发的金融系统风险, 并据此设置相应稳定机制。然而 Unsal (2011) 只将跨境资本流动并入了社会投资项中, 虽存在社会投资存在调整成本, 但这并非真正意义上的金融摩擦, 因而无法从根本上反映跨境资本流动过程中金融部门的风险行为变化; 同样, Ghilardi & Peiris (2014) 虽引入了 Gertler & Kiyotaki (2010) 中的利差扭曲, 但其只分析了资本流出, 而未考虑资本流入的影响。

目前国内学者围绕该主题的研究主要分为以下几类: 一是基于实证研究方法分析资本项目开放与银行风险的相关性, 主要观点是资本项目开放水平越高, 越容易加剧国内银行体系风险。同时, 银行体系风险的加剧反过来又会延缓资本项目开放进程(陈虹和彭大为, 2009; 张铁强, 2010; 陈艳丽, 2011; 曾敏丽, 2012; 方显仓和孙琦, 2014); 二是利用指数形式表征资本项目开放程度, 并考察它对人均产出增长与社会福利的影响, 研究其门槛效应, 论证消费关联之谜(王彬, 2014; 熊衍飞等, 2015); 三是验证资本项目开放与跨境直接投资、跨境证券投资的关系, 考察这种关系是否会加剧资本流动的波动, 增加金融系统风险, 据此提出相关政策设计(张谊浩等, 2007; 张谊浩等, 2009; 杨子晖和陈创练, 2009)。

纵观国内外学者的相关研究, 可有两点启发: 第一, 过去的文献对金融融通、资本流动、汇率变化三者提供了一定程度的解释, 但前提假设是无金融摩擦, 这与现实不相切合。因此如何在以往研究的基础上拓展金融摩擦, 将是解决跨境资本流动与金融系统风险行为反馈的关键性因素; 第二, 在以往开放经济的政策检验体系中, 学者们未对含金融稳定要素的货币规则做出评价, 以至于相关货币政策的有效性无法断定。伴随中国资本项目改革进程加快, 从金融稳定角度评价开放经济中货币政策的有效性将更符合现实经济的诉求。基于此, 本文在金融摩擦经济环境中, 研究跨境资本与金融系统波动的反馈机制, 并进一步分析“金融稳定”是否有纳入货币政策的必要性, 以及纳入后货币政策的有效性。

本文结构安排如下: 第二部分建立了包含跨境资本与金融系统摩擦的 DSGE 模型; 第三部分对模型参数校准, 进行数值模拟, 并提炼出跨境资本流动与金融系统中风险行为的反馈机理; 第四部分为福利分析, 即在本文基准模型上对利差平滑、杠杆调节、资产价格稳定三类货币政策的有效性进行评价, 给出建议; 第五部分为本文结论及相关启示。

二、模型的基本框架设定

为考虑金融开放后金融系统内部摩擦与风险选择行为, 本文在 Gertler & Kiyotaki (2010) 的基准模型上进行了两方面拓展: 第一, 将 Gertler & Kiyotaki (2010) 中银行的固定破产概率放松为随机破产概率, 并引入带有风险行为约束的基金部门进行对接, 刻画出风险行为特征; 第二, 在基金部门引入跨境资本流动, 基于资本项目渠道将前述拓展中的封闭经济转化为开放经济, 从而更切合金融开放背景下的理论政策分析。基于此, 本部分构建以下 DSGE 模型。

(一) 家庭部门

假设部分家庭从事银行事业, 部分家庭为企业提供劳动。并且, 家庭部门的效用函数为消费、劳动分离型, 且消费带有消费习惯持续项, 形式如下

$$\max \mathbb{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} \left[\frac{1}{1-\varsigma} \cdot (C_T - hC_{T-1})^{1-\varsigma} - \frac{\varrho}{1+v} \cdot L_T^{1+v} \right] \quad (1)$$

同时, 家庭部门预算约束满足

$$W_t L_t + Y_t + R_{D,t} D_t + R_{E,t} E_t + R_t^f \ell_t e_t + R_t S_t = C_t + D_{t+1} + E_{t+1} + \ell_{t+1} e_t + S_{t+1} \quad (2)$$

其中 Y_t 为厂商、银行分红, $W_t L_t$ 为工资收入; D_t, E_t 分别为家庭所购置的基金债权与权益, ℓ_t 为家庭的海外资产配置, S_t 为本国无风险债券; $R_{D,t}, R_{E,t}$ 分别为基金债权与权益回报, R_t^f, R_t 分别为国外与国内的无风险回报, e_t 为直接标价汇率; C_t 为家庭消费, h 为消费习惯系数, ς 为风险厌恶系数, $1/v$ 为劳动替代弹性, ϱ 为劳动在效用中的占比, 并且 $\varrho, v > 0$ 。利用上述两式分别对 $C_t, L_t, D_{t+1}, E_{t+1}, \ell_{t+1}, S_{t+1}$ 求导, 可得到家庭部门的一阶条件如下:

$$\Lambda_{t,t+1} = \beta \left(\frac{(C_{t+1} - hC_t)^{-\varsigma} - h\beta \mathbb{E}_{t+1}(C_{t+2} - hC_{t+1})^{-\varsigma}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\varsigma} - h\beta \mathbb{E}_t(C_{t+1} - hC_t)^{-\varsigma}} \right) \quad (3)$$

$$W_t = \frac{\varrho L_t^v}{(C_t - hC_{t-1})^{-\varsigma} - h\beta \mathbb{E}_t(C_{t+1} - hC_t)^{-\varsigma}} \quad (4)$$

$$1 = \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} R_{D,t+1} = \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} R_{E,t+1} = \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} R_{t+1} = \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} R_{t+1}^f \cdot \frac{e_{t+1}}{e_t} \quad (5)$$

其中式 (3) 为该经济体的定价核, 决定了预期收益下经济个体的动态贴现水平; 式 (4) 为最优劳动供给条件; 式 (5) 为无套利条件。

(二) 中间生产商

本文模型假设中间生产商部门完全竞争, 故中间产品为同一价格 $P_{m,t}$; 并假设模型中都为实际变量, 则中间产品相对价格可表示为 $X_t = P_{m,t}/P_t$ 。其次, 假设中间厂商的资本要素投入需从资本生产商处购置, 而购置资金需向银行借入, 这便意味着一单位贷款对应一单位资本。同时, 假设中间厂商生产函数为 C-D 形式, 投入要素仅为资本与劳动。其中全要素生产率带有外生技术冲击, 冲击过程满足 AR (1) 形式, 具体如下

$$\log A_{t+1} = \rho_A \log A_t + \epsilon_{t+1}^A \quad (6)$$

根据以上假设，中间产商的最优决策问题可表述为

$$\min_{\{L_t, K_t\}} W_t L_t + Q_t R_{K,t} K_t - (1 - \delta) Q_t K_t \quad (7)$$

$$s. t. X_t Y_{m,t} = \frac{P_{m,t}}{P_t} A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (8)$$

其中 $R_{K,t}$ 为贷款利率， K_t 为资本要素， Q_t 为资本价格， δ 为资本折旧率。则中间产商的一阶均衡条件为

$$W_t = X_t \cdot (1 - \alpha) \frac{Y_{m,t}}{L_t} \quad (9)$$

$$R_{K,t} = \frac{\alpha X_t \frac{Y_{m,t}}{K_t} + (1 - \delta) Q_t}{Q_t} \quad (10)$$

（三）资本品生产商

为衔接中间厂商与银行部门的联系，本文假定每期末资本品生产商以价格 Q_t 从中间产商购置 t 期折旧资产，并基于此新增投资，将其转化为 $t + 1$ 期的资本存量，同时以 Q_{t+1} 的价格出售给中间产商。此外，这里还假设资本品生产商存在投资调整成本。由此，资本品生产商的目标函数为

$$\max_{I_t} \mathbb{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \Lambda_{t,T} \{Q_{T+1} [I_T + (1 - \delta) K_T] - [1 + \frac{\varphi_I}{2} (\frac{I_T}{I_{T-1}} - 1)^2] I_T - (1 - \delta) Q_T K_T\} \quad (11)$$

其中 I_t 为第 t 期的新增投资额。对 I_t 求导，可得到资本品生产商的一阶条件为

$$\mathbb{E}_t Q_{t+1} = 1 + \frac{\varphi_I}{2} (\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1)^2 - \varphi_I (\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1) \frac{I_t}{I_{t-1}} + \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} \varphi_I (\frac{I_{t+1}}{I_t} - 1)^2 \frac{I_{t+1}}{I_t^2} \quad (12)$$

（四）最终产品生产商

本文假定最终产品生产商从中间厂商处购置中间品，并将一单位中间品转化为一单位最终产品。同时，最终产品产商可对不同的最终产品实行垄断定价，随后加总出售给家庭部门。若令最终产品 i 的价格为 $P_{r,t}(i)$ ，则由 Rotemberg 厂商决策一致性可知 $P_{r,t}(i) = P_{r,t} = P_t$ 。其次，为刻画价格粘性，本文假设最终产品生产部门存在价格调整成本。由此，该部门的目标函数表述为

$$\max_{P_{r,t}} \mathbb{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \Lambda_{t,T} [\frac{P_{r,T}}{P_T} Y_{r,T} - X_T Y_{r,T} - \frac{\varphi_\Pi}{2} (\frac{P_{r,T}}{P_{r,T-1}} - 1)^2 Y_T] \quad (13)$$

通过求解上述无约束最优，其一阶均衡条件为

$$(1 - \varepsilon) + X_t \cdot \varepsilon - \varphi_\Pi (\Pi_t - 1) \cdot \Pi_t + \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} \varphi_\Pi (\Pi_{t+1} - 1) \cdot \Pi_{t+1} \cdot \frac{Y_{t+1}}{Y_t} = 0 \quad (14)$$

（五）银行部门

本文银行部门主要源于 Gertler & Kiyotaki (2010) 的基准设定, 但为分析金融系统整体风险水平与个体风险行为选择, 需对原设定进行改变。为此, 假定银行部门的可用资金为基金部门债务借款与自身净资产之和; 同时假定银行存在异质性破产概率, 则基金部门将根据风险偏好选择不同风险的银行进行债务投资。具体设置如下:

1. 根据银行部门借贷逻辑, 单个银行的资产负债关系可表示为

$$Q_{t+1}K_{j,t+1} = N_{j,t} + \mathbb{D}_{j,t+1} \quad (15)$$

其中 Q_{t+1} 为第 $t+1$ 期的资本品价格, 则 $Q_{t+1}K_{j,t+1}$ 可视为银行 j 的总资产; $N_{j,t}$ 为净资产, $\mathbb{D}_{j,t+1}$ 为负债。由上式知银行总资产等于其净资产与对基金部门的债务之和。

2. 银行净资产积累过程可视为贷款收益减去其债务成本。则单个银行的净资产积累方程为

$$N_{j,t+1} = R_{K,t+1}Q_{t+1}K_{j,t+1} - R_{q,t+1}\mathbb{D}_{j,t+1} \quad (16)$$

其中 $R_{K,t+1}$ 为银行贷款利率, $R_{q,t+1}$ 为基金部门所要求的回报。将上述两式合并后得到银行 j 的净资产动态积累方程为

$$N_{j,t+1} = (R_{K,t+1} - R_{q,t+1})Q_{t+1}K_{j,t+1} + R_{q,t+1}N_{j,t} \quad (17)$$

3. 为刻画银行部门摩擦因素, 本文假定当流动性不足时, 银行存在转移部分总资产的动机。具体为

$$\begin{cases} V_{j,t} = N_{j,t+1} \\ V_{j,t} \geq \Theta \cdot Q_{t+1}K_{j,t+1} \end{cases} \quad (18)$$

其中 $V_{j,t}$ 为值函数, Θ 为银行可能转移的总资产比例, 此处假定为常数。上述不等式约束代表了单个银行的委托代理问题: 当 (18) 为不等式约束 $V_{j,t} > \Theta \cdot Q_{t+1}K_{j,t+1}$ 时, 银行继续经营借贷活动所获净资产积累将大于对部分总资产的转移, 表明银行有充足的流动性最大化其收益。故此时经济中将不存在金融摩擦, 结果将与 RBC 无异。当等式约束 $V_{j,t} = \Theta \cdot Q_{t+1}K_{j,t+1}$ 成立时, 银行对继续经营与转移部分总资产无差异。进一步, 当约束条件的左端小于右端时, 银行偏好转移部分总资产, 此时基金部门将损失本息。因此, 上述激励约束条件由不等式转变为等式时, 基金部门将限制银行的债务投资。

4. 不同于 Gertler & Kiyotaki (2010), 本文假定银行部门拥有异质性存活率, 并且相同存活率银行的占比为 θ_σ 。其次, 在基金部门可区分银行风险的前提下, 其将对某一特定风险水平的银行进行债务投资, 则此时基金所选择的的风险水平等价于银行存活率, 即

$q_t = \bar{\sigma}_q = \sigma_{q,j}$, 故 q_t 越大基金风险越低, 并且接受债务借款的银行数量为 $\theta\bar{\sigma}_q FS$ 。此外, 为刻画基金部门风险选择效应, 此处有基金部门所要求的回报率与银行存活概率负相关, 具体

为 $R_{q,t} = (a_1 - a_2 q_{t-1}/2)R_t$ ，其中 $R_{q,t}$ 为基金部门回报率要求， q_t 为风险选择， a_1, a_2 为系数项。

通过上述四点设置，对银行动态求解，得到一阶条件如下

$$\Omega_t = 1 - \sigma_{q,j} + \sigma_{q,j}(\mu_{K,t} \cdot \phi_{j,t} + \mu_{N,t}) \quad (19)$$

$$\mu_{K,t} = \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} \cdot \Omega_{t+1} (R_{K,t+1} - R_{q,t+1}) \quad (20)$$

$$\mu_{N,t} = \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} (\Omega_{t+1} \cdot R_{q,t+1}) \quad (21)$$

$$\phi_{j,t} = \frac{\mu_{N,t}}{\theta - \mu_{K,t}} \quad (22)$$

由于同一风险水平下的银行性质相同，且决策一致，故上述条件也为银行部门的整体一阶条件。

（六）基金部门

本文基金部门性质源于 Dell'Ariccia et al. (2014) 中的委托代理思路。因此，基金部门存在序贯决策问题：在第一步决策中，基金部门确定最优资本结构，确定筹资成本；在第二步决策中，基金部门选择可最大化其所有者收益的风险水平进行投资。为切合上述两个步骤的决策，基金部门基本设定如下：

1. 基金部门对特定风险下的银行回报要求为 $R_{q,t+1}$ 。则基金部门债务投资所要求的本息回报为

$$R_{q,t+1} Q_{t+1} K_{t+1} = (a_1 - \frac{a_2}{2} \cdot q_t) R_{t+1} Q_{t+1} K_{t+1} \quad (23)$$

其次，基金部门债务投资后，收益呈现状态依存：银行存活时，基金以 q_t 的概率可获得本息 $R_{q,t+1} Q_{t+1} K_{t+1}$ ；而银行倒闭时，债务投资失败，基金则以 $1 - q_t$ 的概率获得 $\xi_t Q_{t+1} K_{t+1}$ 的偿付，其中 $\xi_t = \tau / (1 - B_t)$ ，且 $1 > \tau \gg 0$ 。为切合实际经济情况，简化模型后续分析，本文假设投资失败时的偿付为社会保险机制， τ 为赔偿比例；并假定此时保险偿付款项将全额用于弥补基金部门的债务，故权益方收益为 0。

2. 基金部门的权益成本与债务成本存在一定的差别：给定无风险利率，其权益成本为状态依存，即在银行存活时回报为 $r_{E,t+1}$ ，银行破产时回报则为 0。设置如下

$$R_{E,t+1} Q_{t+1} K_{t+1} = q_t r_{E,t+1} Q_{t+1} K_{t+1} \quad (24)$$

而债务成本较为固定，当银行存活时基金部门的债务支付为 $r_{D,t+1}$ ，破产清算时社会保险对基金部门债权方的支付为 $\xi_t Q_{t+1} K_{t+1}$ ，具体如下

$$R_{D,t+1} Q_{t+1} K_{t+1} = q_t r_{D,t+1} Q_{t+1} K_{t+1} + (1 - q_t) \xi_t Q_{t+1} K_{t+1} \quad (25)$$

其次，因经济开放，境外家庭部门可跨境购买本国基金部门的权益与债务。通过证明，基金部门成本为

$$\mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} \mathbb{C}_{t+1} = \mathbb{E}_t \Lambda_{t,t+1} \{q_t r_{E,t+1} B_t + [q_t r_{D,t+1} + (1 - q_t) \xi_t] (1 - B_t)\} Q_{t+1} \mathbb{D}_{t+1} \quad (26)$$

其中， B_t 表示基金部门的资本结构，具体为权益占资产的比例，即 $E_t / Q_t \mathbb{D}_t$ 。则根据上述设定，基金部门的目标函数可写为

$$\max_{\{q_t, B_t\}} \mathbb{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \Lambda_{t,T} \{q_T [(a_1 - \frac{a_2}{2} q_T) R_{T+1} - r_{E,T+1} B_T - r_{D,T+1} (1 - B_T)] Q_T \mathbb{D}_{T+1}\} \quad (27)$$

进一步，根据两步骤决策的设定，基金部门一阶条件分别为

$$q_t = q_t(B_t, \tilde{R}_{t+1}) = \frac{(a_1 \tilde{R}_{t+1} - \tilde{\tau}) + \{(a_1 \tilde{R}_{t+1} - \tilde{\tau})^2 - 4a_2 \tilde{R}_{t+1} [\tilde{R}_{t+1} (1 - B_t) - \tilde{\tau}]\}^{1/2}}{2a_2 \tilde{R}_{t+1}}$$

$$B_t = \frac{\tilde{R}_{t+1} - \tilde{\tau}}{\tilde{R}_{t+1}}$$

（七）货币当局

假设货币政策反应方程如下：

$$\frac{R_{N,t}}{R_N} = (\frac{R_{N,t-1}}{R_N})^{\rho_R} \cdot (\frac{\Pi_t}{\Pi})^{\rho_{\Pi}} \cdot (\frac{Y_t}{Y})^{\rho_Y} \cdot (\frac{e_t}{e})^{\rho_e} \quad (28)$$

上式意味着货币政策依次对上一期名义利率的变动、本期通胀变动、产出变动以及汇率变动做出反应。并且，假设经济存在汇率冲击，冲击过程服从 AR (1) 形式，具体为

$$\log e_{t+1} = \rho_e \log e_t + \epsilon_{t+1}^e$$

基于以上模型环境基础，下文将对上述均衡条件进行数值模拟，并考察各部门经济行为变化。

三、模型参数校准及数值模拟

（一）参数校准

本文参数部分的校准参考于 Faia & Monacelli (2004), Gertler & Karadi (2011), Gertler & Kiyotaki (2010), Keen & Wang (2007), Christiano et al. (2005), Zhang (2009), Dell'Ariccia et al. (2014), Faia & Monacelli (2007), Groot (2014), Engel (2011) 等相关研究；另外，部分稳态参数由笔者通过结构方程计算所得。以上参数校准结果如表 1 所示。

表 1 参数校准值

参数	描述	赋值	参数	描述	赋值
β	主观贴现因子	0.99	α	资本要素投入比例	0.33
h	消费习惯系数	0.75	ρ_A, ϵ^A	技术持续系数与冲击	0.95, 0.0045
ς	风险厌恶系数	2	ρ_e, ϵ^e	汇率持续系数与冲击	0.5, 0.001

ϱ	劳动权重	0.25	ρ_R	名义利率偏差反应系数	0.73
ν	劳动替代弹性倒数	0.33	ρ_Π	通胀缺口反应系数	1.3
δ	资本折旧率	0.025	ρ_e	汇率偏差反应系数	0.93
φ_Π	通胀调整成本	4.88	ρ_Y	产出缺口反应系数	0.79
φ_I	投资调整成本	1	τ	破产损失赔偿比率	0.82
θ	银行可能转移资产的比例	0.264	α_1	风险回报截距系数	1.2
κ	新入银行占总资产的比例	0.0289	α_2	风险回报权衡系数	0.41

(二) 数值模拟与脉冲响应分析

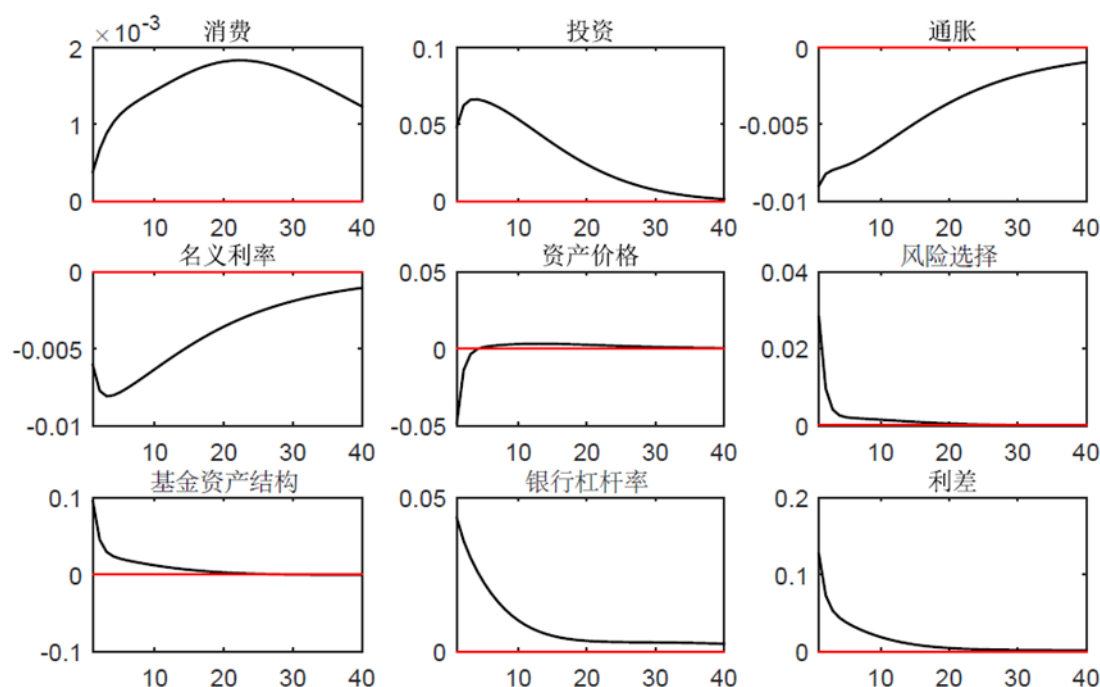


图 1：技术冲击下的脉冲响应

由图 1 结果所见，当经济体受到技术正向冲击时，消费正向偏离，且因消费习惯持续系数缓慢上升，并在第 23 期达到峰值，则结合投资的变动可断定产出随技术进步而上升。其次，通胀与名义利率反向偏离，而通胀的偏离程度大于名义利率，则由费雪方程推知此时实际利率上升。风险选择方面，根据基金部门资产结构知 $\partial B_t / \partial \tilde{R}_{t+1} > 0$ ，即基金部门权益比重随无风险回报增加而上升。主要原因是当无风险回报上升时，无风险债券的收益也随之增加，则家庭部门资金机会成本变大，此时基金部门吸引家庭资金的有效办法是扩大权益比例，向市场传递降低道德风险的信号。进一步，由基金部门的最优风险选择方程知 $\partial q_t / \partial B_t > 0$ ，即基金的风险选择将随其权益比重上升而趋于保守。之所以这样，主要是因为债务比例较高时，由于有限责任制，投资失败时基金部门无需对债权方进行全额赔付，所以在债务回报固定的前提下基金部门总是倾向于选择较高风险水平的银行进行投资，以增加额外收益，扩大所有者收入；但在权益比例较高时，基于所有者利润最大化原则，基金部门更倾向于降低贷

款风险来保护所有者收益,使最优风险水平下降。通过以上分析可知基金部门最优风险选择 q_t 与资产结构 B_t 都将随实际利率上升而上升,这一逻辑与脉冲反应结果一致。同时,由于技术正向冲击,经济体的消费与投资都正向增加,则有 $\partial E_t Q_{K,t+1} / \partial I_t < 0$, 即投资的上升导致资产价格下降。又根据厂商最优选择可断定投资与资产价格变动将推升最终贷款利率 $R_{K,t}$, 进而银行利差增加,引致激励约束从等式约束逐渐变为不等式约束。其结果是银行流动性逐渐充裕,基金部门倾向于增加债务投资,银行杠杆率上行。因此,通过脉冲结果可见,当经济体受正向技术冲击时,实体部门的贷款利率将随产出增加,基金部门趋于选择更安全的标的进行投资,而银行部门的杠杆率与利差将分别上行。

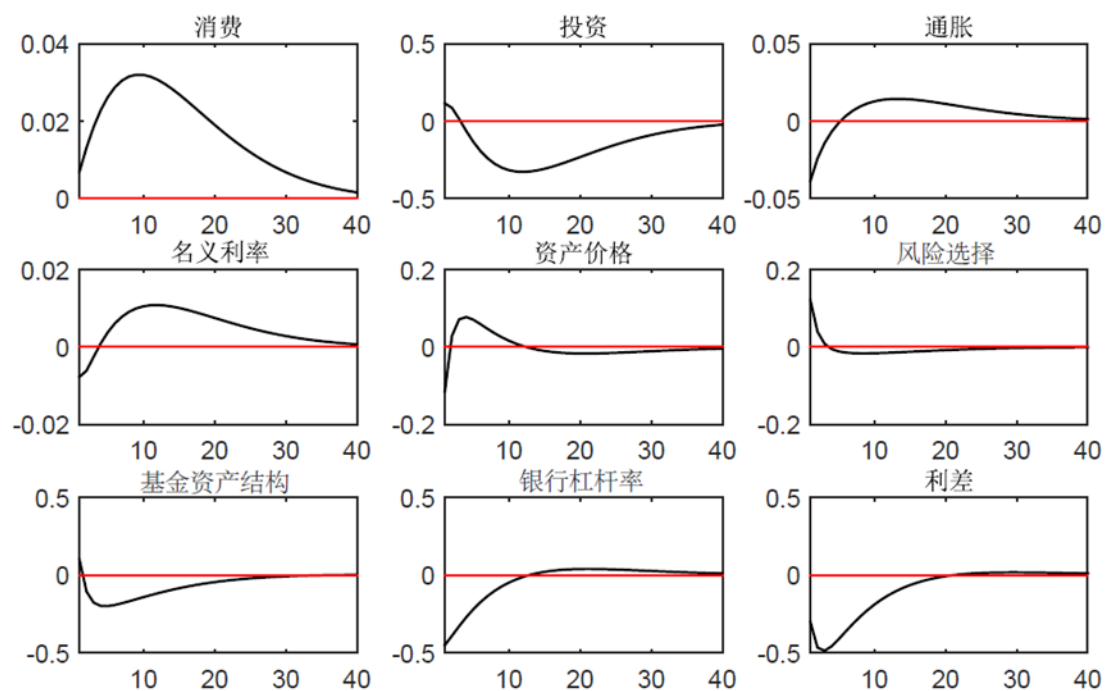


图 2: 汇率冲击下的脉冲响应

由图 2 所示,当受本币贬值预期冲击时,基于家庭部门预算约束与利率平价规则,家庭的海外资产收益在一定时期内将持续增加,进而引致国内消费相应增加。其次,通胀与名义利率在冲击后下降,但通胀的下降幅度远大于名义利率,则根据费雪方程知经济中实际利率上升,符合利率平价中实际利率对汇率贬值预期的反应,也是货币市场出清条件下跨境资本流出的表现。投资起初受消费刺激而上升,但随后因实际利率上升与资本边际产量 (MPK) 下降而减少。因此,投资的下降导致产出供给的变动小于消费需求的变动,进而使通胀由负转正;此外,由于投资与资产价格反向变动,则资产价格先随投资增加而下降,再随投资下降而上升。与技术冲击的分析类似,由投资总趋势下降与资产价格总趋势上升可推断出最终贷款利率 $R_{K,t}$ 下降,又由于实际利率 R_t 上升可断定利差变动总体为负,进而银行部门的激励

约束将趋于紧张，基金部门预期银行部门流动性趋紧而克制投资，则此时银行部门杠杆率下降。同时，因为实际利率的上升，基金部门倾向于增加权益资本份额，其风险选择趋于保守，这与技术冲击中例证的经济含义一致。所以，当经济体受汇率贬值预期的冲击时，跨境资本流出，实体部门的消费将持续增加，投资总量将先增后减，并且实体贷款利率下降；基金部门则增加权益资本份额，选择更为安全的标的进行投资；而银行部门杠杆率与利差同向减少。当面对本币升值预期冲击时，上述结论倒置。另外，上述结论的还可由技术冲击的性质与汇率冲击项的衰减程度进行验证，但由于篇幅有限，此处不再赘述。

为确保模型能够稳定地解释现实经济现象，现对其中重要部门参数进行敏感性检验。为提高检验效率，本文将引入参数冲击 (Parameter Shock) 的方法对参数敏感性进行调整，并假设 ζ 的波动范围为[1,2]， v 区间为[0.25,0.35]； h 区间为[0.3,0.75]； θ 区间为[0.2,0.35]； κ 区间为[0.02,0.04]。相关敏感性检验的结果表明：（1）汇率冲击下，家庭部门与银行部门不受参数变动显著影响，变动规律与原参数环境一致；（2）两部门中重要变量的自相关系数在数值变动与符号判定上均稳健，表明模型中时间序列的相关性不受参数变动显著影响。因此，本文的模型稳定的解释了国际资本流动与金融系统风险行为间的关联。

四、货币政策需要对金融波动做出反应吗？

上文主要是对跨境资本流动与一国金融系统波动之间的理论机理做出阐述，但由于资本项目放开过程中金融系统波动日益频繁，有关政策评价体系的研究也围绕着两类问题展开争辩：金融系统稳定该不该纳入货币政策调控的范畴？若要纳入，是否存在一个合理的调控力度？为回答上述两类问题，本部分将构建福利损失函数对带有金融稳定项的利率规则进行检验，用福利损失波动与整体福利水平高低作为政策优劣的评判标准。为此，设置福利损失函数如下

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \bar{W}_t = \frac{1}{\bar{W}} \cdot \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} (1+t) \beta^t \mathcal{G}_t$$

其中 $\mathcal{G}_t$ 为家庭部门效用函数的二次近似福利损失。令上述递归福利损失之和与不同政策环境下的福利稳态值相加可得到社会总福利水平，即 $(1-\beta)^{-1} \bar{W}^p + \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \bar{W}_t^p$ 。据此，下文依次对包含利差平滑、调控杠杆、资产价格稳定的三类利率规则进行有效性检验。

（一）包含利差平滑的货币规则有效性检验

在本文普通泰勒规则的基础上加入利差平滑项，并通过调整货币政策中利差项的反应系数得到不同的福利结果。经过 2000 期数据模拟与福利状态计算，结论可由福利损失波动与

总福利水平进行描述。

表 2 含利差平滑项的货币政策福利状态

描述	稳态福利水平 (Δ)	递归福利损失	总福利水平值 (Δ)
稳定利差 $\rho_{R_s} = -0.2$	25.3	-1081	29.6
稳定利差 $\rho_{R_s} = -0.4$	50.4	-1049	85.9
稳定利差 $\rho_{R_s} = -0.6$	75.2	-957	185
稳定利差 $\rho_{R_s} = -0.8$	99.8	-815	370

表 2 为含利差项的货币规则与基准泰勒规则之间的福利状态差值。首先，从福利损失波动来看，主要有以下三类特点：

第一，在包含了产出缺口、通胀与汇率偏离的基础泰勒规则上引入利差平滑后使社会福利损失减少。原因是央行在熨平汇率冲击的同时，一方面便于企业以更低的利率借入资金，减少生产的边际成本，降低最终商品的售价，削弱通胀缺口的潜在波动；另一方面，最终贷款利率的降低将使企业能够提供更多的产出，从而填补了产出负缺口的扩大。因此，利差平滑减少了社会福利波动。

第二，不同产出反应系数条件的福利损失结果显示，在加入利差平滑后，产出反应系数越高则福利损失越大；但在产出反应系数的若干个取值区间中，利差平滑导致的福利波动效果各异：在 $\rho_Y = 0.29$ 时，利差反应系数 ρ_{R_s} 升高将使福利损失增加；在 $\rho_Y = 0.59$ 时， ρ_{R_s} 的升高先使福利损失减少，再增加；在 $\rho_Y = 0.79$ 时， ρ_{R_s} 的升高将使福利损失减少。因此，基于福利波动的考量，当货币政策对产出缺口关注度较大时，利差稳定将使经济福利损失减少；而当货币政策对产出缺口关注度较小时，利差稳定并不合宜。

第三，不同通胀反应系数的福利损失结果显示，在包含利差稳定的泰勒规则中，随着 ρ_π 的增加社会福利损失将呈 U 形变化：当 ρ_π 较低时社会福利损失较高，而在某一阈值内 ρ_π 的增加带来福利损失减少，超过该阈值范围福利损失由减转增，这意味着存在一个适当的通胀反应系数可令福利损失达到最小。同时，就通胀反应系数的不同取值，货币政策对利差关注程度的提高都可减小社会福利损失。

其次，通过比较利差平滑规则与标准泰勒规则二者的总福利水平差值可以发现在产出缺口反应系数较高时 ($\rho_Y = 0.79$)，社会总福利水平随货币政策对利差的关注度同向变化。故此时将利差平滑项纳入货币政策的调控目标可有效提升社会总福利水平。

综上，泰勒规则参数在一定范围内，把利差稳定纳入货币政策目标可有效地降低福利损失与提高社会总福利水平；同时货币政策对利差的调控应审时度势，不应纯粹以货币规则的方式执行，这一结论也与 Bernanke 以及 Gertler 的观点相吻合。

（二）包含杠杆调节的货币规则有效性检验

与利差平滑类似，含杠杆调节的利率规则结果如下。

表 3 含杠杆调节项的货币政策福利状态

描述	稳态福利水平 (Δ)	递归福利损失	总福利水平值 (Δ)
杠杆调节 $\rho_\phi = 0.2$	-976.044	-1220.66	-1111.29
杠杆调节 $\rho_\phi = 0.4$	-2434.75	-981.82	-2331.17
杠杆调节 $\rho_\phi = 0.6$	-4851.39	-708.86	-4474.83
杠杆调节 $\rho_\phi = 0.8$	-9630.18	-437.52	-8982.29

从福利波动结果来看，对于不同产出缺口反应系数 ρ_Y ，杠杆调节力度的变动都可使社会福利损失呈现 U 型变化。模拟结果显示，杠杆调节虽能帮助央行较好地稳定产出缺口造成的社会福利损失，却加大了通胀损失，由两者效应的中和，最终使社会福利损失由减转增。其次，对于不同的通胀反应系数 ρ_π ，杠杆调节力度的变动也使社会福利损失呈 U 型变化。但值得注意的是，当通胀反应系数 ρ_π 较高时，进一步加大杠杆调控力度反而使产出缺口的福利损失扩大。总体来看，基于标准泰勒规则参数，社会福利损失波动将随货币政策中杠杆调节敏感度增大而减少，结果如表 3 所示。

而稳态福利水平与总福利水平的检验结果显示，二者都与货币政策杠杆调节的敏感度成反比，这表示在利率规则中纳入杠杆调节并不能带来社会总福利的改善。因此，在含跨境资本流动的经济环境中，杠杆调节不应被视为货币政策的调控目标，但这并不意味着当经济波动较为剧烈时，杠杆调节不能成为货币政策考虑与关注的对象。

（三）包含资产价格稳定的货币规则有效性检验

表 4 含资产价格稳定项的货币政策福利状态

描述	稳态福利水平 (Δ)	递归福利损失	总福利水平值 (Δ)
资产价格稳定 $\rho_Q = 0.2$	-384.28	-1502.51	-417.1
资产价格稳定 $\rho_Q = 0.4$	-634.96	-1636.18	-550.77
资产价格稳定 $\rho_Q = 0.6$	-953.46	-1748.96	-663.55
资产价格稳定 $\rho_Q = 0.8$	-1539.83	-1927.80	-842.4

如表 4 所示，本文进一步对含资产价格稳定因素的利率规则进行了有效性检验，但结果表明资产价格稳定目标的纳入将加大社会福利波动，并降低社会总体福利水平。因此，面对跨境资本流动与金融波动，利率调节应当避免承担稳定资产价格的任务。

五、结论

本文通过构建包含有金融摩擦与跨境资本流动的 DSGE 模型，分析了一国币值预期与金融系统风险行为的理论联系。并基于此，比较了三类“金融稳定”货币规则的福利状态。本

文结论如下：

第一，基金部门的风险选择受本币升值预期影响而趋于激进。原因是货币升值预期可加大资本跨境流动，进而导致本国实际利率下降。当实际利率下降后，无风险债券收益降低引致家庭部门的资金机会成本变小，故基金部门可相对压缩权益资本，并且风险偏好加大。

第二，本币的升值预期将导致一国银行部门杠杆率上升。受升值预期影响，跨境资本流动降低了本国无风险利率，造成产出与投资增加。但因金融摩擦的存在，投资增加又令最终借贷利率上升，进而推升了银行部门的利差收益，导致其杠杆率增加。

第三，福利分析表明，将利差平滑纳入货币政策目标可有效降低福利损失，提升福利水平；杠杆调节在有效降低社会福利波动的同时却导致了社会总福利水平的下降；而资产价格稳定既扩大了社会福利波动，也降低社会总体福利水平。因此，利差平滑、杠杆调节在一定条件下可作为货币政策关注的对象，而资产价格稳定不应纳入货币政策管控范畴。

金融开放是中国经济改革发展一个必然的趋势，也是令中国经济更好地融入全球经济的一个有效途径。因此面对金融开放的不确定性，本文一方面对之前的研究进行了补充，从而更具体的说明了跨境资本流动与境内金融系统的风险行为反馈，为当局应对突发性系统风险提供了更深入的理论指引；另一方面，本文的研究落脚于近年来宏观调控争论的热点，并且对货币政策是否需要考虑金融稳定做出了评价，这也为政策设计提供了参考。当然，如何在基金部门中考虑跨境资本的信息摩擦与份额摩擦，以及如何在银行部门中加入跨风险拆借行为等因素，都将是本文未来进一步研究的重点。

参考文献

- [1] 陈虹, 彭大为. 金融动荡下针对中国银行危机和货币危机的前瞻性研究[J]. 管理世界, 2009(12): 174-175
- [2] 陈艳丽. 国际资本流动在美国金融危机中传导机制的研究[J]. 云南师范大学学报:哲学社会科学版, 2011(4): 91-97
- [3] 方显仓, 孙琦. 资本账户开放与我国银行体系风险[J]. 世界经济研究, 2014(3): 9-14
- [4] 康立, 龚六堂. 金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析[J]. 经济研究, 2014(5): 147-159
- [5] 马勇. 基于金融稳定的货币政策框架:理论与实证分析[J]. 国际金融研究, 2013(11): 4-15
- [6] 王彬. 资本项目开放、汇率政策对宏观经济与社会福利的影响——基于一般均衡的视角[J]. 中南财经政法大学学报, 2014(6): 22-31
- [7] 熊衍飞, 陆军, 陈郑. 资本账户开放与宏观经济波动[J]. 经济学(季刊), 2015(4): 1255-1276
- [8] 杨子晖, 陈创练. 金融深化条件下的跨境资本流动效应研究[J]. 金融研究, 2015(5): 34-49
- [9] 曾敏丽, 卢骏. 资本账户开放与金融不稳定的国际经验分析[J]. 南方金融, 2012(9): 49-51
- [10] 张铁强, 李美洲, 肖建国. 经济开放对金融危机影响的实证研究[J]. 武汉金融, 2010(8): 11-15
- [11] 张谊浩, 裴平, 方先明. 中国的短期国际资本流入及其动机——基于利率、汇率和价格三重套利模型的实证研究[J]. 国际金融研究, 2007(9): 41-52
- [12] 张谊浩, 裴平, 沈晓华. 香港离岸金融发展对大陆金融深化的效应——基于离岸金融中心的实证研究[J]. 国际金融研究, 2009(6): 31-39
- [13] Bernanke B S, Gertler M. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?[J]. American Economic Review, 2001, 91(2): 253-257
- [14] Bruno V, Shin H S. Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 71(2): 119-132
- [15] Buch M., Döpke J., Pierdzioch C. Financial openness and business cycle volatility [J]. Journal of International Money and Finance, 2005, 24(5): 744-765
- [16] Dell'Ariccia G, Laeven L, Suarez G A. Bank Leverage and Monetary Policy's Risk - Taking Channel: Evidence from the United States[J]. Journal of Finance, 2016, 72(143): 118-143
- [17] Faia E., Iliopoulos E. Financial openness, financial frictions and optimal monetary policy [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2011, 35(11): 1976-1996

- [18] Faia E, Monacelli T. Optimal interest rate rules, asset prices, and credit frictions[J]. Journal of Economic Dynamics & Control, 2007, 31 (10): 3228-3254
- [19] Gertler M, Karadi P. A model of unconventional monetary policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58 (1): 17-34
- [20] Gertler M, Kiyotaki N, Queralto A. Financial crises, bank risk exposure and government financial policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2012, 59 (33): S17-S34
- [21] Giovanni Dell’Ariccia, Luc Laeven, Robert Marquez. Real interest rates, leverage, and bank risk-taking [J]. Journal of Economic Theory, 2014, 149 (149): 65-99
- [22] Shin H S. Global Banking Glut and Loan Risk Premium[J]. Imf Economic Review, 2012, 60 (2): 155-192
- [23] Sutherland A. Financial market integration and macroeconomic volatility[J]. The Scandinavian Journal of Economics, 1996, 44 (4): 521-539
- [24] Unsal D F. Capital Flows and Financial Stability: Monetary Policy and Macroprudential Responses[J]. Global Asia, 2013, 11 (189): 233-285

新自由主义的反思及其对中国的警示

王彬¹

【摘要】新自由主义在全球范围内的长期实践表明，主要存在三个问题：金融自由化导致债务膨胀、金融不稳定和金融危机频现；过度私有化和市场机制、减少国家监管和干预，造成公共产品供给缺乏和低质量，加剧阶层持续分化和金融风险；财富与收入分配差异显著拉大，有效消费需求不足和供给过剩，消费型发达国家与生产型新兴市场国家之间的经济关系变得不可持续。新自由主义、华盛顿共识不是发展的普世价值。特别是新兴市场国家在该政策框架下所经历的多次危机值得警惕。当前，我国正处在新一轮改革推进的关键时期，新自由主义对我国国家战略和经济政策的警示作用值得关注。在国有经济发展、国企改革，缩小收入分配差距、推动消费型经济增长模式转变，金融风险防范与金融服务实体经济等结构性改革领域，市场的手与政府的手都具有各自的积极作用，应当把握好市场化与政府干预的有效边界。

一、新自由主义的发展历程

1.1 新自由主义的理论渊源与兴起背景

新自由主义理论的核心逻辑是支持古典主义经济学的自由市场原则，认为市场这只看不见的手是最好的工具。因此，该理论体系是激烈反对以凯恩斯为代表的政府干预理论。从广义的范畴来看，该理论体系不仅涉及经济领域，也包括哲学、政治学，主要的代表人物有哈耶克、米尔顿-弗里德曼等。1930年代的大萧条、第二次世界大战和随后冷战带来的外部压力，都对战后西方国家经济政策的取向产生了深远影响。战后西方国家的经济政策思路出现了很大调整，很多政策是基于凯恩斯主义的思路展开。新自由主义在战后20年几乎是边缘化的。

从战后到20世纪60年代末，西方国家经历了黄金的发展阶段，这一时期也是西方国家资本阶层与劳工阶层在国家框架内相互妥协、大致平衡的时期。这期间西方国家经济政策在传统资本主义和以苏联为代表的中央计划经济中间似乎找到了一条中间路线：国家在政策

¹王彬，中国人民大学国际货币研究所研究员、中国工商银行总行投资银行部研究中心宏观经济首席分析师

目标上关注充分就业、经济增长与国民福利。按照市场过程配置生产要素，但国家在必要时会对经济领域进行介入和干预，通过资本控制实施某种程度的金融抑制，市场进程和企业活动在某种程度实际上处于国家、社会的约束和监管当中。此外，更为重要的是，国家干预更多体现在经济和产业引导，其中国家对重要经济部门的主导作用至关重要。

总的来看，战后二十年西方国家的市场自由程度远低于 20 世纪 70 年代中期以后，是政府干预下的有限自由，其背后的逻辑是效率与公平之间的妥协与取舍。但是，凯恩斯框架下的政策逻辑从长期来看存在的问题是，持续的需求政策管理与过度福利支出导致效率损失和企业利润率下行，资本积累面临危机，也是导致“滞胀”的重要因素，而“滞胀”反过来又使得国家干预的代表凯恩斯主义政策面临困境。更为重要的是，在当时大政府干预、各阶层关系在国家层面内生化的大环境下，西方资本阶层在政治与经济层面开始面临着劳工阶层越来越多的制约与挑战，这使得前者开始寻求在政治经济领域权力、地位的重建与加强。

1.2 新自由主义在发达国家与新兴市场的实践

20 世纪 70 年代末，面对持续的“滞胀”局面，首先在美国，当时的美联储主席沃尔克将传统的凯恩斯式的货币政策决策规则进行彻底改变，货币政策不再是失业和通胀的取舍，而是大幅提高利率单边应对当时的高通胀，此时失业问题在美国货币政策中的重要性已经边缘化，货币决策转向了货币主义的盯住通胀。随后，在英国，撒切尔当选后开始限制工会力量和开启国有经济私有化进程。在美国里根政府成立后，一方面支持美联储货币政策决策，其导致的失业高升直接打击了劳工组织力量，另一方面，对美国工农业进行松绑，在国内外释放金融部门，金融自由化、金融深化、反对金融抑制的理论和政策实践开始成为主流。这一系列政策组合限制了劳工力量和社会福利，行业私有化、金融松绑对当时的生产效率提高具有积极作用。20 世纪 80 年代以后，新自由主义在发达国家特别是英美系国家的各个领域都占据了主导地位，在 2008 年金融危机之前达到了顶峰。

从新兴市场国家来看，20 世纪 80 年代，智利、墨西哥等拉美地区国家开始最早实现新自由主义框架，其与随后的俄罗斯、中东欧地区都实行过激进的私有化和休克式疗法，无一例外，这些地区也都经历了金融危机、货币危机的冲击；20 世纪 90 年代，东南亚各国资本市场高度开放，但短期跨境资本波动冲击货币与金融系统稳定。总的来看，贸易全球化、工业生产转移推动新兴市场国家经济发展模式从“进口替代”转向“出口拉动”，新兴市场国家对发达国家市场依赖程度加深，此外减少金融抑制、资本项目开放不断提高使得全球各国经济金融周期趋同，系统性风险加大。事实上，资本项目开放从长期来看对经济增长没有显著的

推动作用。

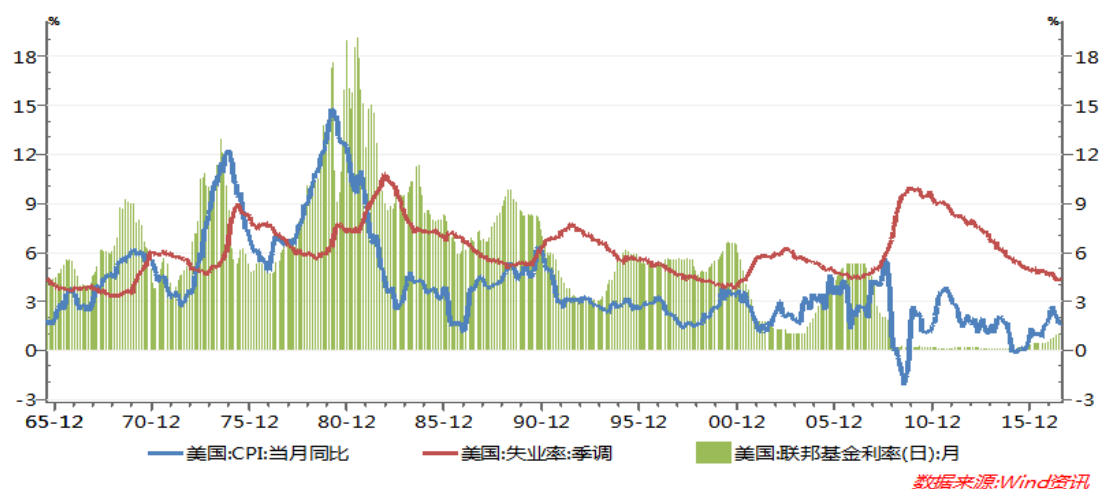


图 1：美国 20 世纪 70 年代末的滞胀与保罗沃尔克时期美国利率政策目标的转换

1.3 新自由主义下的收入分配与经济结构

1.3.1 微观失衡：收入与财富分配的极化

新自由主义更加注重效率、倾向资本阶层的政策取向必然会从微观上加剧收入、财富分配的极差拉大。这可以从两个方面进行理解：

首先，由于新自由主义更加强调放松管制、开放和生产要素（资本、劳动力等）在全球范围的自由配置，这使得发达国家过剩的资本与新兴市场国家具有比较优势的劳动力供给、自然资源禀赋、环境约束能够更为有效地紧密结合。以美国为代表的部分发达国家生产部门持续空心化，这造成了发达国家经济增长逐步转变为消费驱动，也使得普通劳工阶层衰落，资本阶层和高级管理层的收入却在持续增长，两个阶层的收入差距显著扩大，这在英美系国家表现得更为明显。上世纪 70 年代以后，美国居民实际收入一直没有增加。

其次，金融自由化、资产价格膨胀进一步加剧了财富分配的不平等。新自由主义将一切金融化、商品化。在金融深化、金融抑制被取消后，金融领域创新迅速发展，各类复杂的金融创新产品开始出现，造就了庞大活跃的金融市场。金融市场、资产价格波动性显著大于 CPI 通胀，但这又不在传统货币政策考虑之内。货币扩张、金融自由化进一步加剧了财富分配的分化。

一个颇具讽刺意味的事实是，20 世纪 50 年代，库兹涅茨提出收入不均现象随着经济增长先升后降，呈现倒 U 型曲线。由于其数据选取的时间是到 20 世纪 50 年代为止，如果从 1910 年以来美国收入前 10% 人群收入占美国国民收入比例的变动情况来看，这一结论是成立的，其政策含义是，只要经济总量增加，经济发展到一定程度，贫富差距就会自动缩小。

但是，如果把时间轴拉长到当前，收入不均现象又从 20 世纪 70 年代末开始显著拉大，库兹涅茨曲线又不成立了。收入分配与经济增长之间的关系一直是理论与政策界关注的热点，但至今没有形成共识。事实上，从 20 世纪初一百多年各国经济发展历史来看，库兹涅茨曲线根本就不存在。20 世纪 40-70 年代西方国家收入差距缩小，很大程度上是大萧条、大规模战争和 20 世纪 50-70 年代以后国家积极调节收入分配的结果，不是什么经济发展自然出现的收入差距缩小。

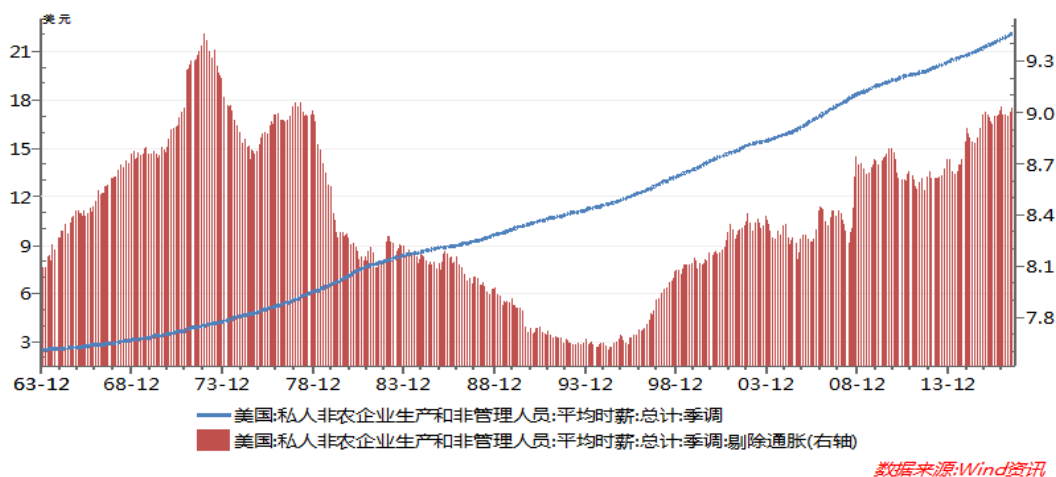


图 2：美国剔除通胀后的劳工实际收入高点是 20 世纪 70 年代中期以前

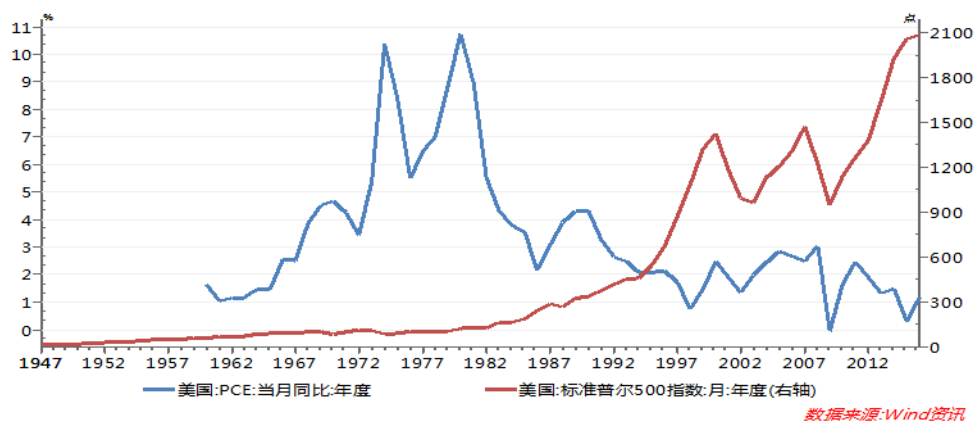


图 3：20 世纪 70 年代以后美国传统通胀与资产价格的波动转换



图 4：1910 年以来美国收入前 10% 人群的收入占美国国民收入的比例

1.3.2 宏观失衡：全球贸易失衡与中美供需的再区域化

上世纪 80 年代以来新自由主义政策框架在英美成为主流，资本开始在全球寻求配置，美国等部分西方国家制造业外溢，以中国为代表的新兴经济体成为了承接对象。美国经济制造业从上世纪 80 年代开始不断转移海外，非金融企业投资率不断下降。20 世纪 90 年代后期的信息技术投资暂时掩盖了这一点，但 21 世纪初信息科技投资泡沫开始破灭。随后经济增长动力转换到住宅投资，但这又使得家庭部门债务激增，直到次贷危机最终爆发。事实上，收入长期处于低位必然导致消费驱动美国经济增长的不可持续。居民部门加杠杆虽然可以鼓励消费，但长期来看也最终受到实际收入的硬约束。

另一方面，新兴市场国家特别是中国在生产领域的全球重要性则在不断增强，经济增长对贸易部门的依赖不断被强化。除去服务业为主的第三产业，中国在 2010 年工农业产值已经超过美国，是实实在在的生产大国。金融危机之前，我国贸易顺差占我国 GDP 曾达到 9% 的峰值，金融危机后随着外部需求的萎缩迅速回落，目前仅为 1% 左右。需要指出的是，由于贸易顺差是出口抵减进口，因此该数据对经济增长的贡献更多是统计意义，应当更多关注出口对经济增长的实际拉动。2016 年我国出口拉动 GDP 增长 1.6 个百分点，贡献度接近 20%，出口依然是我国经济增长的重要驱动力。

近期，特朗普国内经济政策改革受挫，其在中美在贸易问题上的态度正在强化，摩擦有所升温。美国对外货物贸易逆差的近一半来自中国，中国货物贸易顺差的一多半来自对美贸易。中美作为全球最大的两个经济体，两国间贸易失衡的最根本原因是两国经济结构的巨大差异，即美国作为全球最大的消费需求市场和中国作为全球最大的生产供给国。美国经济增长的最主要驱动因素是消费，中国经济增长最主要的驱动因素是投资和出口。两国经济结构具有高度的互补性。中国开放服务贸易领域、美国放开高科技产品或者增加油气等能源品对

华出口，这些仅可以在短期内降低中美贸易失衡程度。增设贸易壁垒加强贸易保护，把贸易失衡归咎于汇率问题，也不是解决问题的有效途径。从长期来看，平衡中美贸易应该是美国生产的再区域化和中国需求的再区域化，也就是中美两国各自的经济结构调整。

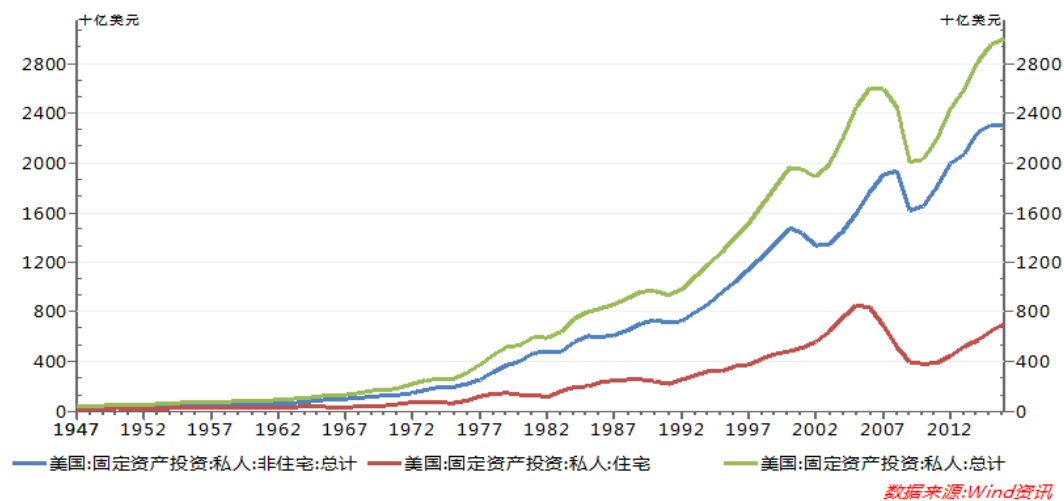


图 5：20 世纪初的网络科技和随后的地产带动了美国私人部门投资的两次热潮

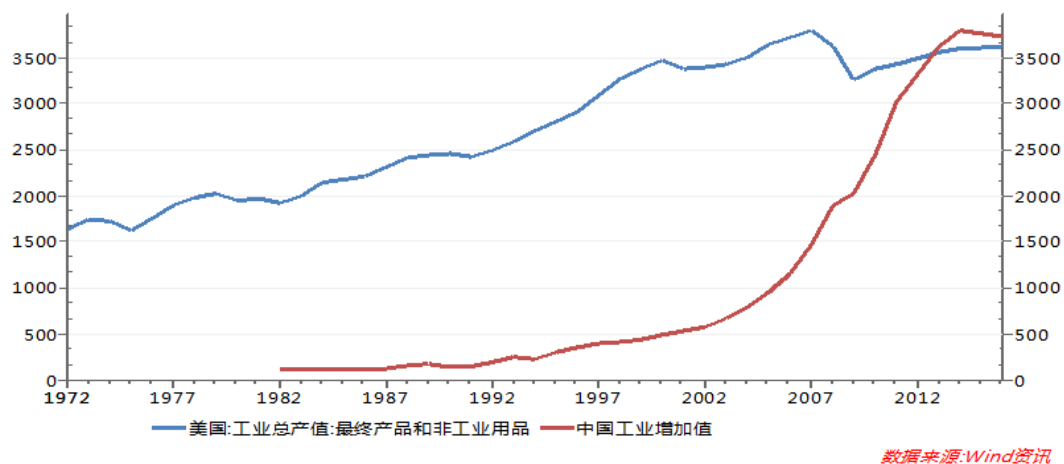


图 6：美国工业生产部门的退化（十亿美元）

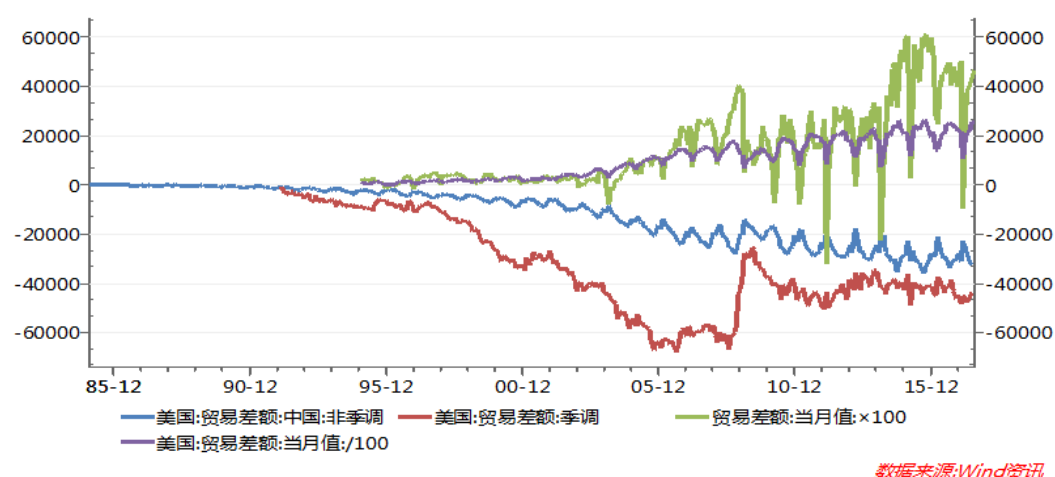


图7：中美贸易的失衡（百万美元）

1.3.3 金融与实体失衡：债务膨胀与经济低增长

如果从二战后的经济增长看起，20世纪70年代以后新自由主义登台后，以十年为一个窗口来观察，全球经济增速均值几乎是每十年下降一个台阶。但另一方面，20世纪70年代以来，债务增长是极为惊人的。无论是发达国家还是新兴市场国家，其宏观债务率都在持续增加。

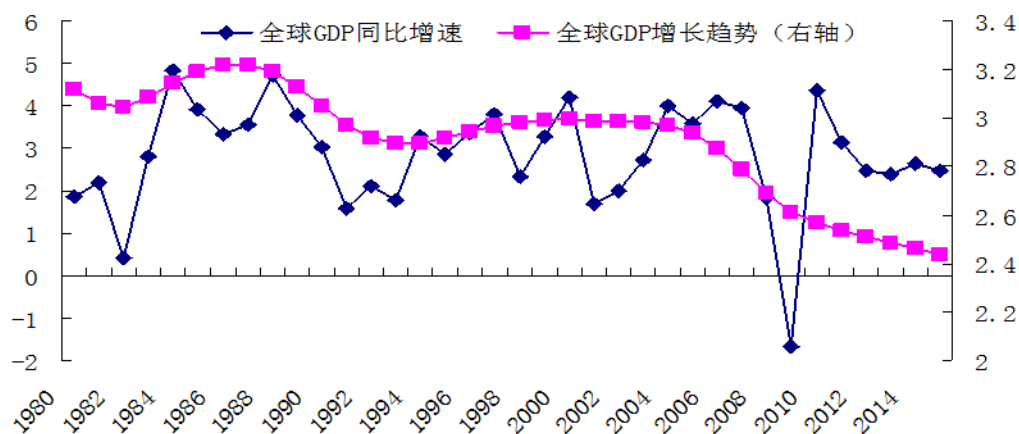


图8：20世纪80年代以来经济增长趋势在持续放缓

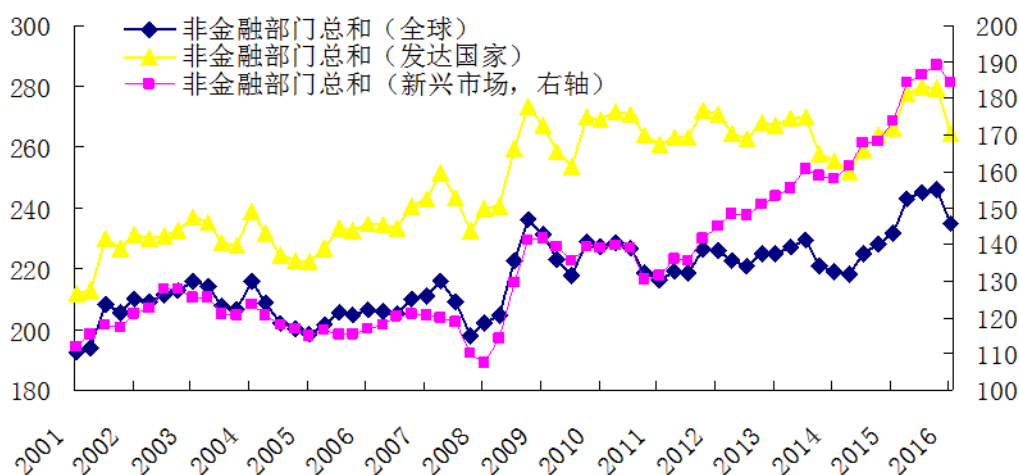


图 9：全球债务与 GDP 比率的持续增长

二、新自由主义的政策特征与金融化

2.1 从凯恩斯到新自由主义的转变

二战后持续主流二十年的凯恩斯主义政策不是万能的，后期面临“滞胀”难题的困扰，经济困局使得西方国家资本阶层与劳工阶层之间的利益“大妥协”出现松动，国家干预下的经济有限自由不再有效，必须寻找新的政策替代方案。随着哈耶克、弗里德曼先后在 1974、1976 年获得诺奖，从属于新自由主义范畴的宏观经济理论与政策实践开始在学界、政策制定部门逐渐成为替代凯恩斯主义的主流意识形态。事实上，从 20 世纪 80 年代开始，战后建立的国际组织包括国际货币基金组织、世界银行、国际清算银行、世界贸易组织的经济政策也放弃了原有凯恩斯框架下的政策体系，转而以新自由主义为取向。

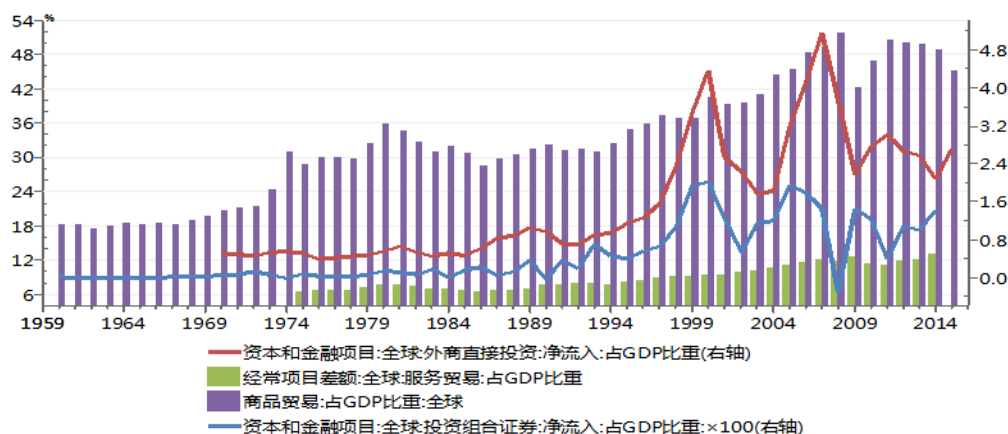
新自由主义政策更加关心的是财政赤字缩减与预算平衡、通胀控制，凯恩斯主义政策强调的充分就业与收入增长变得不再那么重要。新自由主义热衷资产私有化，对公有资产、公共服务领域的企业化、商品化和私有化；推动金融自由化，金融部门快速扩张，金融交易量远超贸易与生产领域的实体需求，全球金融衍生品、金融资产数倍于全球生产总值，债务从 20 世纪 70 年代开始持续上升；商品与金融市场的开放与自由，产业资本、金融资本在更大范围进行转移和配置；税法改革倾向于累减原则，利好投资收益和企业、富人减税。

新自由主义是对资本赋予更多的自由，而不是普通劳工阶层。其对自由的定义强调更多的是一种机制的自由，这与 1935 年罗斯福认为过度的市场自由导致经济大萧条、提出“免于短缺的自由”的内涵是完全不同。新自由主义客观上解放了企业和商业权力，重建市场自由，

提高了生产效率,但也不可避免地加剧了收入分配差距和经济结构失衡,这对经济增长具有长期影响。20 世纪 70 年代以来,全球经济潜在增速是不断下降的,不同阶层间的收入与财富分配差距被明显拉大。从这一角度来看,新自由主义的效果更多体现在收入与财富的再分配,而不是财富和收入的生产扩大。

2.2 新自由主义与金融自由化

金融自由化是新自由主义的重要特征,在很大程度上决定着新自由主义政策实施的深度与广度。从历史发展的角度来看,2008 年金融危机爆发是全球经济结构失衡、收入分配持续扭曲、金融自由化过度等因素的一次大清算。新自由主义积极鼓吹贸易与资本项目开放、金融自由化与放松金融监管。实体部门融资负债和金融机构加杠杆都变得更加容易,融资在驱动经济增长中的作用进一步强化。在此期间,布雷顿森林体系结束,所谓后续的牙买加国际货币体系实质上是一个整体无锚的货币扩张体系,利率与汇率变动更加浮动和不确定。这些政策调整固然有其历史发展阶段的需要或者内在政策逻辑矛盾等因素的驱动,但必须承认,客观上有利于资本阶层利益与财富的加速增长。20 世纪 70 年代以来,贸易全球化、资本项目开放越来越成为政策主流。特别是 21 世纪初的几年里,在新自由主义的政策框架下,全球生产要素配置更为有效率,经济与贸易增长都达到了空前的水平,“华盛顿共识”似乎要成为世界各国谋求经济发展的必由之路,新自由主义一时风头无两。但是,这一过程终结于 2008 年的次贷危机的爆发。事实上,从美国经济结构的演化进程可以看到,全球化加速了美国制造业等实体经济部门的持续外溢,非金融企业投资率不断下降。20 世纪 90 年代后期的信息技术投资暂时掩盖了这一点,但 21 世纪初信息科技投资泡沫开始破灭。随后经济增长动力转换到住宅投资,但这又使得家庭部门债务激增,直到次贷危机最终爆发。从 1970 年代至今,政策的逻辑框架仍然在延续。



数据来源:Wind资讯

图 10：贸易全球化、资本自由化的演进

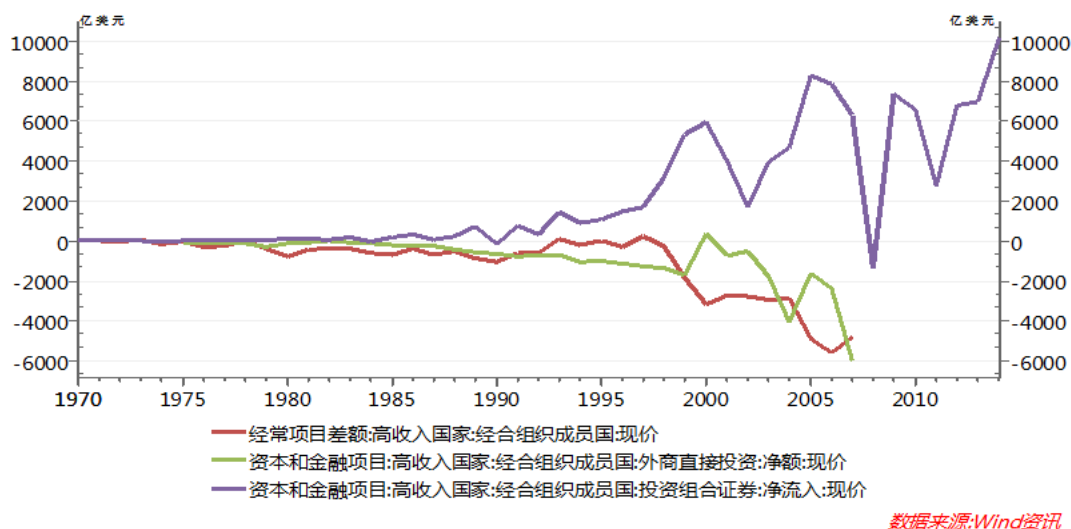


图 11：发达国家的经常与资本金融项目

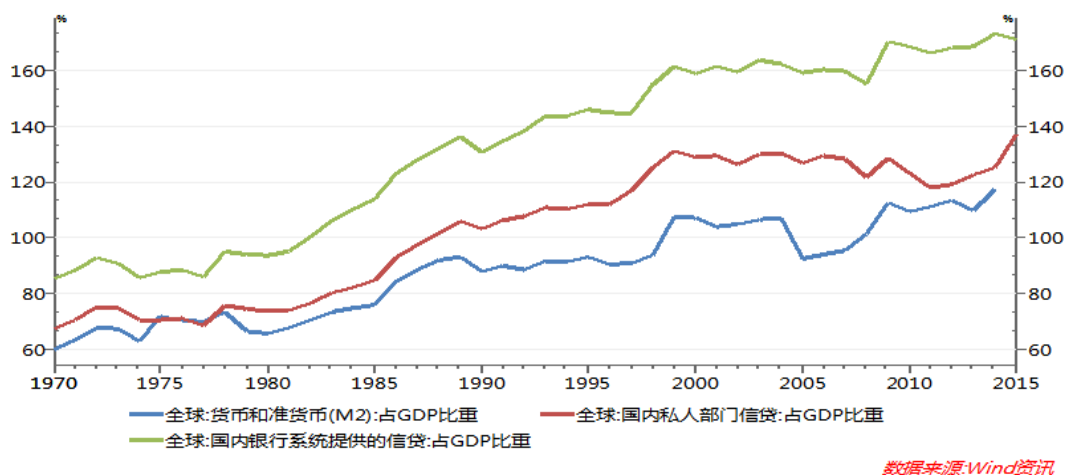


图 12：金融部门的扩张：信贷（资产）与货币（负债）

2.3 驱不散的金融危机魅影

史无前例的量化宽松虽然在维护经济与金融稳定方面具有积极意义，但也更多保护了资本阶层的利益和大而不能倒的金融机构，使之避免了在上世纪 30 年代大萧条时期可能出现的财富冲击和机构倒闭出清。从收入分配的分化趋势看，从一战前的发散到大萧条和二战期间的收敛再到 1970 年代以后金融自由化导致发散趋势加速，目前没有任何收敛的迹象。当前美国的经济问题在于，国内实体经济空心化严重，全球化使得美国资本阶层更加富裕，但普通劳动者收入增速被远远抛在后面（当然一个好处是可以买到更廉价便宜的商品），收入分配在阶层间的持续分化，金融自由化导致美国储蓄率在收入分化的条件下反而出现储蓄率

在下降，这在长期必然导致债务总体不可持续，美国资本的利益与美国的国家利益之间的一致性正在增加。这些问题是结构性的，量化宽松可能会解决一时的稳定，但会从长期加剧结构的扭曲。虽然当前美国经济表现温和，但结构性问题难改，未来这些问题再次以某种危机形式爆发的概率仍然很大。事实上，今年 IMF 下调美国今明两年的经济增速，显示出对美国宏观政策不确定性的担忧。

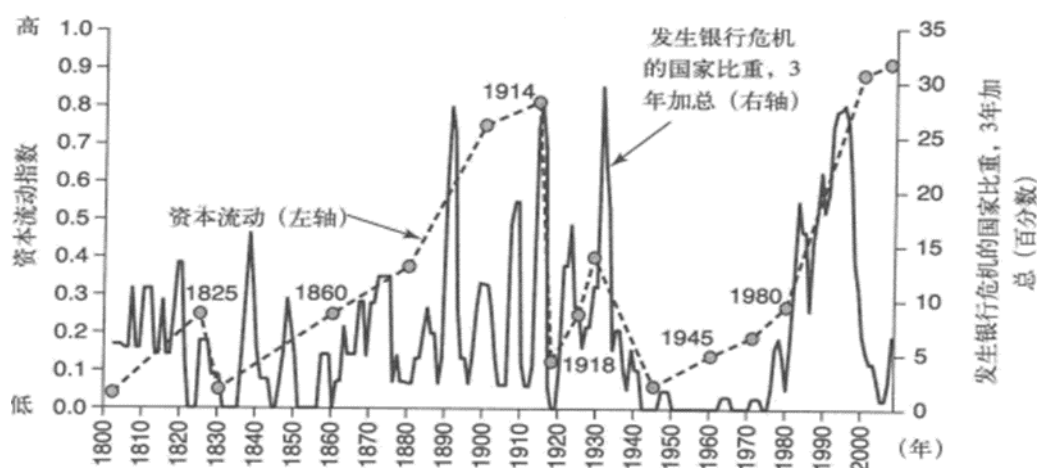


图 13: 国际资本流动与银行业危机

2.4 金融危机后的货币政策反思——是否关注资产价格

近 20 年来世界上大多国家较为成功地控制住了通货膨胀，宏观经济总体上相对稳定，然而资产市场波动则加大了，随着资本市场的迅速发展和各国金融资产总量与结构的变迁，资产价格波动对实体经济影响凸显，研究发现，无论是基于对发达国家还是发展中国家资本市场的实证研究结果均表明，股票、房地产等资产的价格确实可以影响未来产出和通货膨胀。始于美国资产市场的次级债券危机最终演化成为当前全球性的经济危机，给包括中国在内的世界各国的实体经济造成了巨大的冲击和影响。事实表明，资产价格的波动效应早已经不是仅仅局限于对资本市场本身的影响，对宏观经济运行也具有了显著的影响，金融资产因素对全球实体经济的影响愈加突出。一般来讲，资产价格对宏观经济影响的传导途径主要通过财富和资产负债表效应。Modigliani 认为，消费支出取决于消费者的毕生财富，而房地产和股票又是组成真实资产与金融财富的重要部分，资产价格的波动会影响消费者的毕生财富，消费支出也随之发生变化，从而对实体经济产生影响。而资产负债表效应在于企业和家庭的净值会影响其借款能力，净值升高，借款能力增加，反之则减少。资产价格的上升与下降影响企业与家庭的净值，从而也影响其借款能力，而借款能力的变化又影响下一期企业和家庭的支出活动，该传导机制还具有自我放大的功能，Bernanke 和 Gertler(1989)将这种机制称为金

融加速因子(Financial Accelerator)。

鉴于资产价格波动对宏观经济广泛而深远的影响,其在一国货币政策中的影响也正日益受到关注,金融结构变迁与资产价格波动对中央银行制定与实施货币政策产生了深刻的影响,货币市场与资本市场联系不断加强,显著改变了货币政策对实体经济的影响,从而对以往传统货币政策理论提出了新的问题与挑战,货币政策与资产价格之间的关系成为了学者们研究的焦点。对于央行是否关注资产价格,以 Bernake 和 Gertler 为代表认为,只有当资产价格推升通货膨胀预期时,货币政策才需要做出反应;而 Cecchetti 则认为,当资产价格偏离基础价值时,货币政策应随之出击,但在实际操作时很难界定资产价格是否偏离均衡基础价值,因此存在技术性问题。因此,尽管学界和政策部门在危机后开展了对传统货币政策规则框架的反思,但仍然没有形成一致的意见。但无论如何,金融稳定在宏观经济政策中的地位被显著提升了。

三、新自由主义对我国的警示

3.1 新自由主义、华盛顿共识不是普世理念

尽管从 20 世纪 80 年代初,IMF、BIS、世行等国际组织已经基本放弃了凯恩斯主义,政策框架转向新自由主义,强调自由市场、经济开放与金融深化。但所谓“华盛顿共识”直到 1990 年以后才逐渐成。从新自由主义近 30-40 年以来在全球范围内的实践来看,市场原教旨主义式的新自由主义、华盛顿共识很难成为新兴市场国家发展的普世规则。自从 20 世纪 80 年代新自由主义登上西方国家政策部门、学术界的主流位置之后,持续的收入分配极化和金融危机爆发从来就没有停止过。

从新自由主义在全球范围内近 40 年的实践来看,主要存在三个问题,第一,金融自由化导致债务膨胀、金融不稳定和金融危机出现频率不断增加。第二,过度强调私有化和市场效率、提倡减少国家监管和干预,往往造成公共产品供给缺乏和低质量,市场机制和市场失灵也加剧了各阶层的持续分化和金融风险。第三,财富与收入分配上的差异化被显著拉大,导致有效消费需求不足和供给过剩,供需结构失衡使得消费型发达国家与生产型新兴市场国家之间的经济关系变得不可持续。当前,我国正处在新一轮改革推进的关键时期,新自由主义对我国国家战略和经济政策的警示作用值得关注。

3.2 市场的手与政府的手: 失灵与干预

3.2.1 市场失灵与政府干预的必要性

从理论上讲，对于无摩擦市场下的要素资源配置，市场化最优解和中央计划最优解是完全一致的。如果考虑到现实中信息不完备等因素的影响，市场化配置中的效率一般是强于中央计划型配置。但是，即便是最信奉市场机制的理论也没有否定市场失灵问题的存在。市场的手不是万能的，市场结构存在垄断或者不完全竞争、市场的外部性、市场机制不能有效保证公共产品供给、市场信息的不充分不完备，这些都是经典经济学对市场失灵的阐述。市场虽然在要素资源配置中具有决定性作用也更有效率，但这不能否认市场失灵问题的存在。如果天真地相信仅靠市场机制就可以决定经济有效运行，在理论上是幼稚的，在实践上是教条的、危险的。市场机制在很多领域不是完全有效的，特别是关系到社会福利的一些自然垄断行业、基础设施建设、公共服务领域。不受约束的市场化可能在上述领域形成寡头和垄断，减少供给提高价格，造成社会福利损失，或者因为没有足够的超额利润难以吸引私人资本进入，造成公共产品缺乏足够的供给。政府在这些领域的作用是不容忽视的，政府干预对于减少社会福利损失、更好地维护公平性上具有积极意义。

3.2.2 新自由主义理论与实践的矛盾与不一致

新自由主义理论信奉市场自发调节的力量，市场自由机制是其理论体系的核心价值。但是，颇为讽刺的是，那些大力鼓吹新自由主义的英美系发达国家却在某些领域的实践上与其理论出现了矛盾和不一致。例如，作为智利、墨西哥作为新自由主义试验的首批国家在 20 世纪 80 年代出现金融危机时，债务国受到本国政府和国际力量的压迫，进行所谓“结构性调整”，包括削减本国福利、国有资产低价私有化和增加劳动力市场的灵活性（裁员），承担债务偿还的一切费用，但作为债权国却几乎没有承担投资决策失误的损失。这一危机处理模式在之后屡试不爽，包括 1997 年亚洲金融危机、1998 年俄罗斯金融危机等。这显然不是新自由理论所描述的市场自发出清过程，强权在其中扮演着决定性的作用，发达国家对新自由主义的解读与实践具有明显的利益偏向性，这是有双重标准的市场自由实践。

3.3 从金融创新到金融稳定：我国金融强监管周期的到来

3.3.1 经济增长、融资与债务风险

从我国的情况来看，2009 年以来的我国经济增长驱动因素已经从危机前的贸易+投资双向驱动向后危机时代的投资单极驱动转换。经济增长越来越依赖债务推动，我国各部门总债务率不断上升。从我国债务率的动态演进轨迹来看，2008 年之后，受到大规模经济刺激的冲击，我国债务率有了显著上升，此后一路上行，直至近期 265% 的负债率。横向来看，我国债务率总水平已经超过了新兴市场国家的均值，但仍然显著低于美日欧等发达国家经济体。从债务结构来看，我国高负债率主要来自于政府部门的公共债务和非金融企业债务。经过

2015 年接近 3 万亿的地方债务置换，政府债务水平有所下降，目前与新兴市场国家均值接近，远低于发达国家，40%的负债率也低于一般公认的 60%警戒线。但是，非金融企业部门债务率不仅远高于所有国家，债务增长也在不断加速，成为我国债务风险最为集中的部门。随着经济增速不断放缓、融资成本下降缓慢，企业债务风险面临较大挑战。金融和家庭部门债务率偏低，其中家庭部门负债与新兴市场国家均值较为接近，但近年有超越的趋势。金融部门债务远低于发达国家，但也呈现出上行的趋势。

需要指出的是，2008 年以来，市场出清较为彻底、总体债务率下降最为明显的只有美国。特别是金融危机前高杠杆的金融部门、家庭部门，负债率有了显著下降。非金融企业债务也呈现出温和的下降，政府债务则有所上升。对比其他国家，无论是欧日还是新兴市场国家，总体债务率均处于上升态势。从这一角度看，降低债务总负担并不容易，美国量化宽松政策最为坚决，但市场出清也最为彻底；欧洲、日本不仅在货币宽松上表现出犹豫和妥协，其在处理欧洲主权债务危机、日本“僵尸型”企业的过程中也受到更多非市场化因素的干扰，最终导致债务负担依然过重，高负债部门没有实质性的改善。

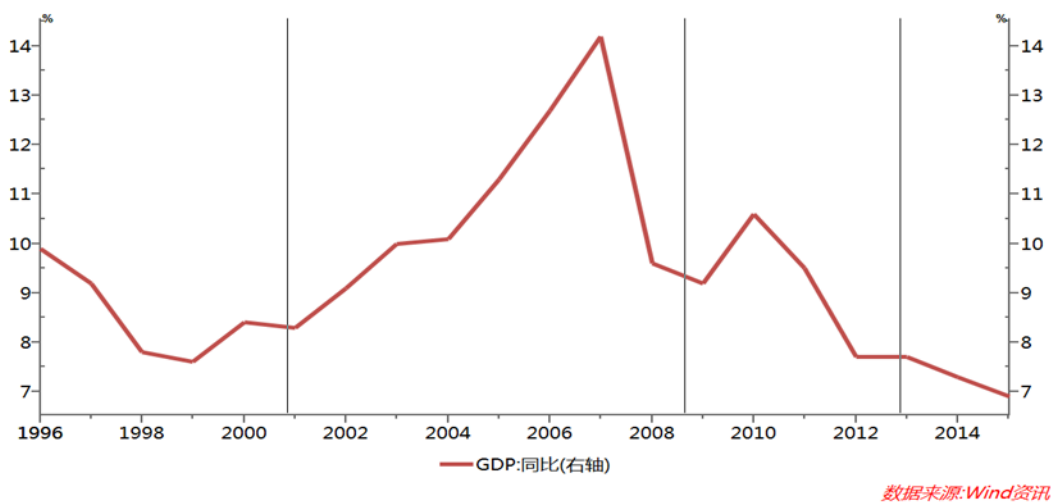


图 14: GDP 增速驱动因素转换的历史轨迹

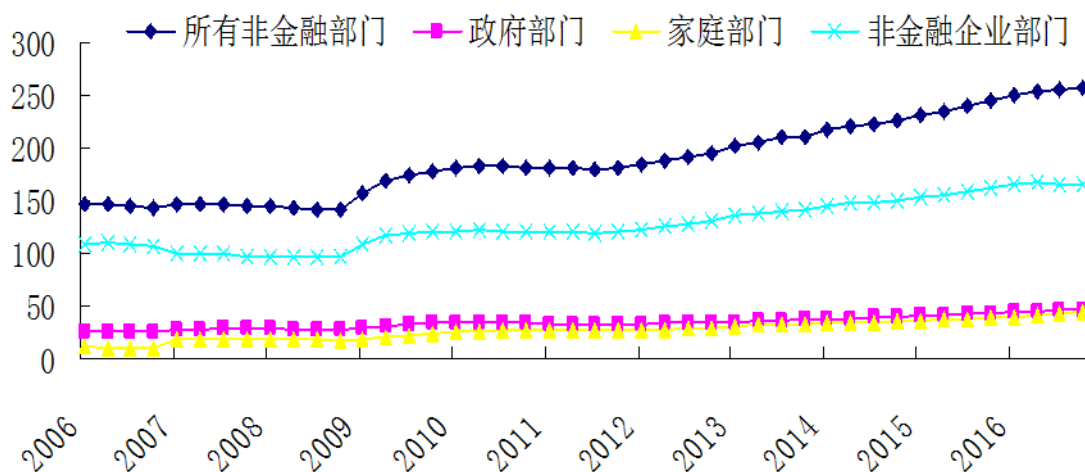


图 15：我国宏观杠杆率

3.3.2 金融供给侧改革：金融回归本源，服务实体经济

第五次全国金融工作会议对我国金融业改革、发展和稳定产生深远的影响。会议提出金融工作围绕实体经济、防控金融风险、深化金融改革三项任务，坚持回归本源、优化结构、强化监管、市场导向的工作原则。提出要把主动防范化解系统性金融风险放在更加重要的位置，设立国务院金融稳定发展委员会，加强金融监管协调，扩大金融对外开放。

本次金融工作会议提出，金融工作围绕实体经济、防控金融风险、深化金融改革三项任务，坚持回归本源、优化结构、强化监管、市场导向的工作原则。根据本次金融工作会议的精神，金融业正本清源、服务实体经济本位是未来金融工作领域的最终目标；金融风险防范与加强金融监管是核心内容；深化金融改革是实现工作目标、完成既定内容的载体和方式。这可以看做是对之前一段时期内金融领域过度单边创新突进、金融监管部分缺失的一次修正。

总的来看，金融工作会议将加速建设长效机制，有助于化解和降低系统性风险。事实上，本次金融工作会议主要内容的实质与 2016 末中央经济工作会议的定调基本上是一致的。进入 2017 年，一行三会在协调推进金融去杠杆，“稳健中性货币政策环境+多个监管部门政策同步发力”成为此轮金融去杠杆的主要特点。从会议强调的主要任务来看：第一，强调“金融服务实体经济”的本质，这也是防范金融风险的根本举措。以市场为导向推进金融供给侧结构性改革，发挥金融在资源配置中的重要作用，改善和加大实体企业的金融供给，降低实体经济融资成本。拓宽企业融资渠道，加快多层次资本市场建设，提高直接融资比例，降低企业杠杆。第二，强调防控金融风险，守住不发生系统性金融风险底线。将继续把防控金融风险作为金融工作重点，把主动防范化解系统性金融风险放在更加重要的位置，做到金融风险“早识别、早预警、早发现、早处置”。加强金融监管协调，推进机构监管与功能监管、微观

行为监管与宏观审慎监管、中央监管和地方监管有机结合，进行“穿透式”监管，统一监管规则。需要指出的是，未来金融监管改革的总思路应当还是在分业监管的基础上实现监管全覆盖，这就要求保留一行三会的分业监管功能，同时赋予现有的监管部门协调机制更多实质性权力，将暂时成为复杂环境下的可行选择。升级后的协调机制关键是能否拥有实质权力和明确职责，而不再是像以往简单的部门协调。第三，深化金融改革，增强发展活力和开放力度。会议强调，要把发展直接融资放在重要位置。协同发展多层次资本市场体系，拓宽企业的多元化融资渠道。在间接融资领域，要着重抓好银行业金融机构的改革创新，加快大型商业银行战略转型，发展中小银行和民营金融机构，在扩大开放方面，会议要求“深化人民币汇率形成机制改革，稳步推进人民币国际化，稳步实现资本项目可兑换”，扩大金融机构双向开放，加大企业境内外融资支持力度。

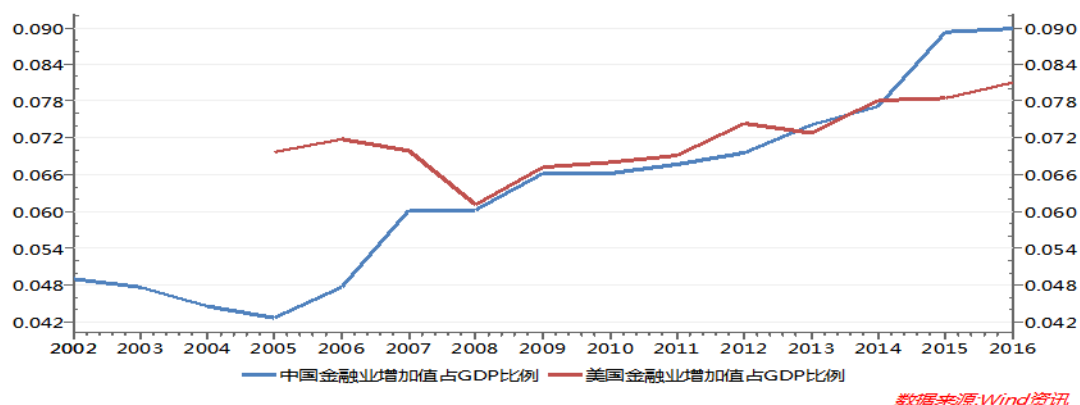


图 16: 中国金融增加值对 GDP 的贡献率已经超过美国

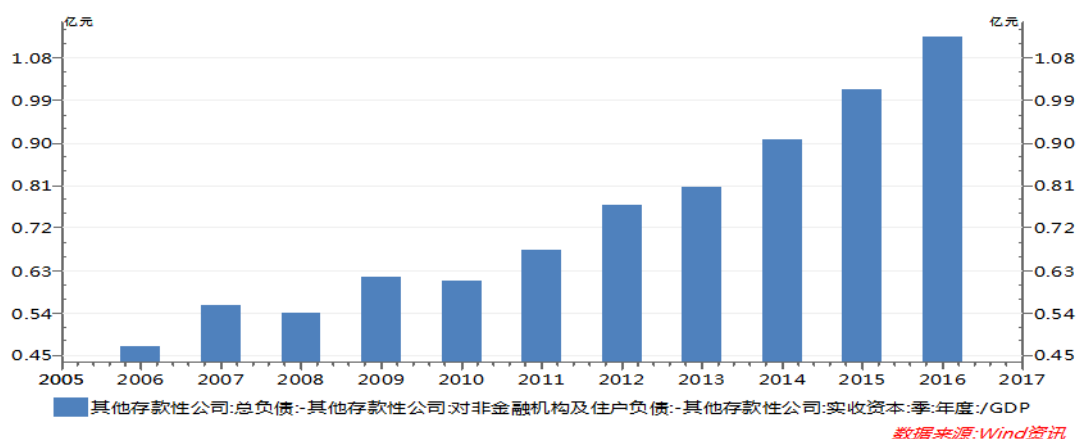


图 17: 我国金融部门杠杆率的快速增加

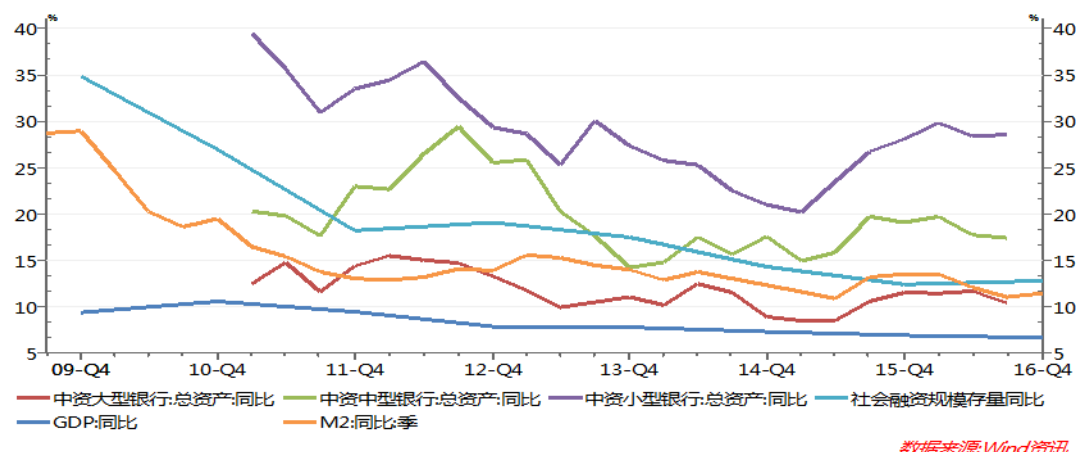


图 18：我国金融机构资产增速与 GDP、社会融资增速

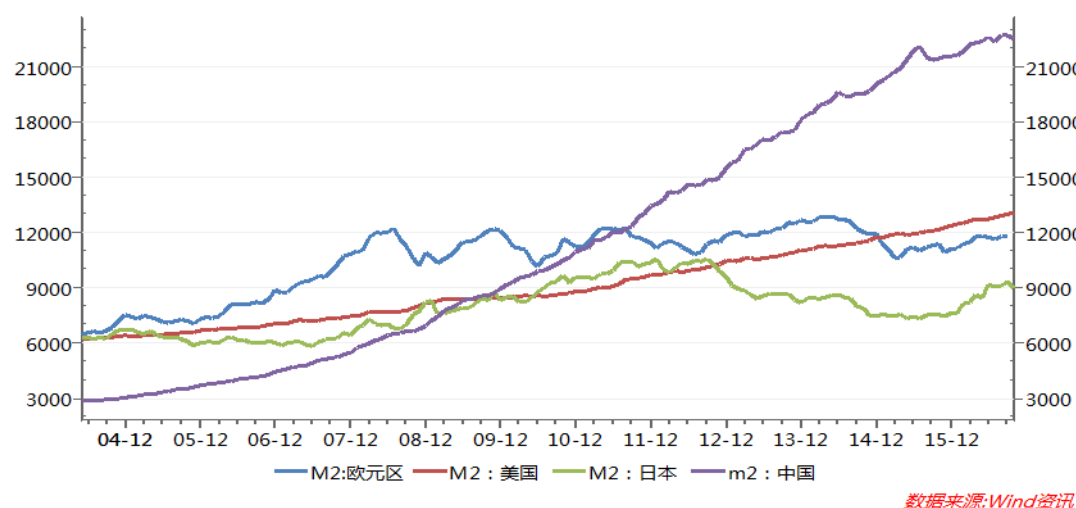


图 19：我国 M2 规模与美欧日的比较

3.4 国有经济的战略意义与国企改革

一直以来，国有经济最容易被攻击的问题是生产低效率和机制灵活度不足，这也是鼓吹国有公共资源私有化的重要逻辑支撑。从全球经验来看，随着国有经济部门的削弱，公有资源转向私有，社会福利从社会化供给转向私有化购买，包括教育、医疗、居住在内的福利供给体系愈加商品化、产业化。社会福利供给确实多元化了，也出现了明显的分层。从增长角度看，全球范围内，虽然政府对经济部门控制程度较高的国家普遍经济增速相对较低，但大部分富裕国家包括私有化的代表英美却也面临着增长低迷的困境。新自由主义推动的公有资产私有化虽然在一定程度上解决了效率问题，但又带来了新的问题，包括过度私有化带来的企业权力膨胀、不平等性增加和失业问题。

3.4.1 国有经济发展壮大的战略意义

经过 30 多年高速发展之后，我国经济进入了新常态发展时期。未来一段时期内，我国将面临多重叠加的风险和挑战，包括经济增速放缓、经济结构调整、环境压力增大、国际竞争加剧等。在当前形势下，国有经济处于支配地位的作用和国有企业改革，不仅关系到我国供给侧改革和经济新常态发展大局，也是我国能否跨越中等收入“陷阱”的重要力量。以公有制为主体、国有经济为主导，是中国特色社会主义基本经济制度的核心和基石，是多种所有制经济共同发展的前提和保证。国有经济的发展和壮大，不仅是中国特色社会主义政治经济学的重要基础，更是代表全民利益的社会主义生产关系的性质和实现形式。那些以效率为名义积极鼓吹国有经济部门私有化的新自由主义式的理论逻辑无论有多么精美，在当前的现实条件下，虽然国有企业在经营上存在诸多问题，但从更高的角度来看，只有发展壮大国有经济、做强做优做大国有企业，在很大程度上才最能够代表和决定我国广大人民的根本利益。事实上，西方不同流派的经济理论体系对国有经济、国家干预的态度也是差异化的。在当前我国面临结构性改革推进的重要时期，如果单纯照搬西方某些服务私人资本利益的公司法人治理结构，或者认为通过私有化、市场放开监管可以解决当前国有经济面临的技术层面问题，显然是不现实的。俄罗斯、拉美地区私有化及其寡头经济陷阱值得警惕。这些国家对国有经济部门的私有化过程，不仅没有维护公有财产、改善经营管理，反而是一些官僚利益集团、私有资本利益集团相结合，将私有化转变成“公权私用”的制度工具，为国有公共财产的“化公为私”提供便利。

3.4.2 国企存在问题，但国企的存在不是问题

由计划经济体制转向市场经济体制的改革过程中，我国国企面临的重大课题，就是如何适应市场资源配置方式，将自己打造成为真正的市场主体。多年来，国企改革走过了从扩大自主权、厂长负责制、内部经营承包制，到实行公司制、股份制改造的道路，虽然取得了一定成效，但也伴随着一系列问题，包括一些国企市场主体地位未真正确立，现代企业制度尚不健全，国资监管体制需要完善，国有资本运行效率有待进一步提高，内部人控制、利益输送、国有资产流失严重，企业办社会职能和历史遗留问题还很多。其中，最大的问题就是借改制名义侵吞国有资产。

总书记指出，坚持党对国有企业的领导是重大政治原则，必须一以贯之；建立现代企业制度是国有企业改革的方向，也必须一以贯之。这是国企改革的原则和方向，以促进国有企业转换经营机制，放大国有资本功能，提高国有资本配置和运行效率，实现各种所有制资本取长补短、相互促进、共同发展为目标，稳妥推动国有企业发展混合所有制经济。

坦率地讲，从技术角度，我国全面深化改革的总体布局中，国企改革可以说是最重要、最敏感，也是最纠结的一项改革。自 20 世纪 80 年代启动国企改革以来，国有经济理论就处于不断的创新和验证、总结和反思之中。我国国有企业改革和国有经济发展路线，不是纯理论的学术演绎，而是来自于改革实践的理性总结和提炼，为当今中国国企改革和国有经济发展提供了参考和借鉴。

3.5 财富与收入分配、社会福利体系建设

从传统视角来看，收入分配的极差拉大必然导致社会整体边际消费倾向的下降和储蓄率的提高，这在长期会导致消费型经济体增速下降。但是，美国的经济数据却显示，20 世纪 80 年代以来，美国的储蓄率是微降的，边际消费倾向一直比较稳定，而且趋向微升。这与经典理论相悖，一个合理的解释是，消费金融化、家庭部门的负债型消费。融资与消费金融扩大消费，导致高低收入阶层的消费都在扩张，其中低收入阶层更倾向于消费金融，由此导致美国储蓄率的下降而不是上升。但这又带来两个新的问题，一是家庭部门债务的持续上升，二是在实际收入增长缓慢的条件下，家庭部门面临的金融风险（如次贷危机爆发）和脆弱性（大部分家庭债务来自住房按揭）加大。美国边际消费倾向不降反微升背后的一个很重要因素是家庭部门债务率的持续攀升和债务结构的脆弱性增加。需要指出的是，虽然金融部门可以通过消费信贷，在一段时期内增加消费和边际消费倾向，但从长期来看，如果居民部门实际收入没有持续增长，也只会透支未来消费。

另一方面，从绝对水平的角度来看，我国边际消费倾向是显著低于美国的，且走势在近二十年来呈现下降趋势。考虑到我国金融部门并不发达，收入绝对水平低、收入差距拉大是我国消费长期不振重要因素。从公布的基尼系数来看，我国收入差距的极化程度尽管从 2009 年以后开始收窄，但仍然高于所有欧洲国家，也高于美国。虽然这一系数在统计和经济学意义上存在一定商榷，但也从一个侧面反应出我国收入分配差距拉大的现实。事实上，我国较高的基尼系数与较低的边际消费倾向、较高的储蓄率是相互印证的，从逻辑上看是一致的。

我国当前正处于经济转型的关键时期，经济结构正在从生产型大国向消费型国家转变，未来有望成为全球最大的消费市场。以服务业为代表的第三产业发展是我国未来经济增长的新兴力量，这必然要求国内有足够的消费需求来做支撑。居民实际收入增加和社会福利体系建设是保障我国经济转型、推动消费需求的基础条件，特别是中等收入群体将对经济增长产生巨大红利。能否实现这一点，从历史实践来看，政府的有形之手比市场的无形之手更加重要。在某种程度上，政府的作用和政策取向可以说是决定性的，应当更多发挥其在促进社会公平性和社会福利体系建设方面的积极作用。

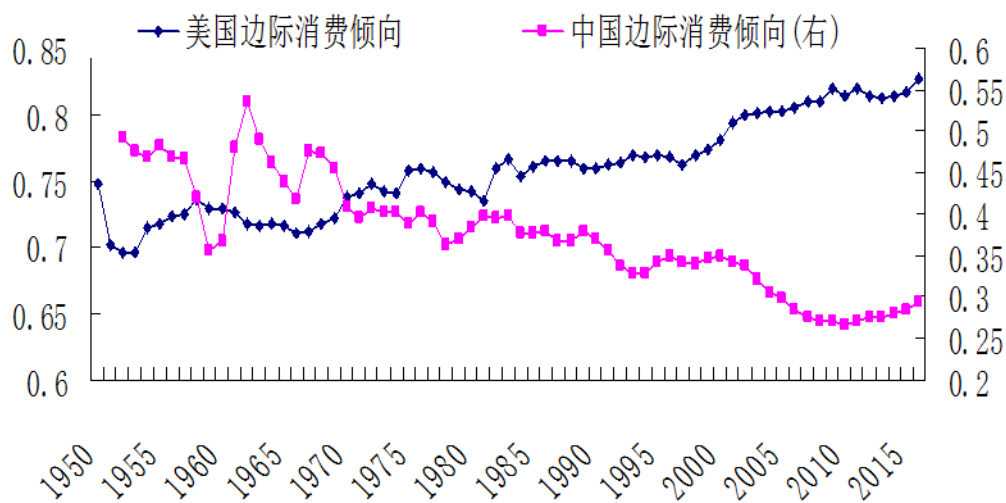


图 20：中美边际消费倾向的显著差异反映出多重结构因素

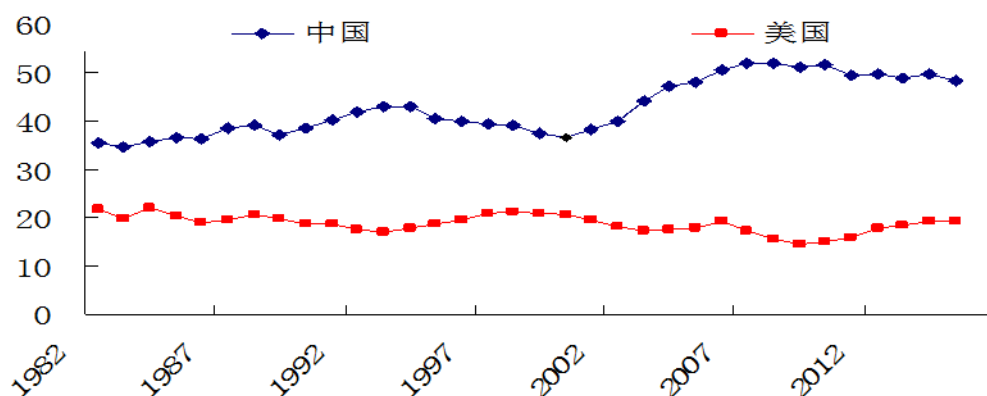
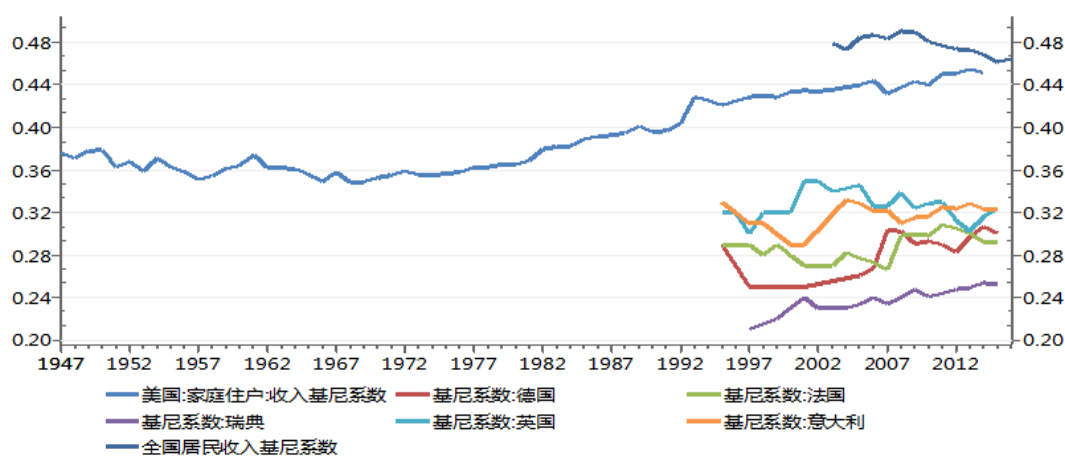


图 21：中国储蓄率的显著抬升与美国储蓄率的微降



数据来源: Wind资讯

图 22：各国收入分配差距程度（基尼系数）的动态变化

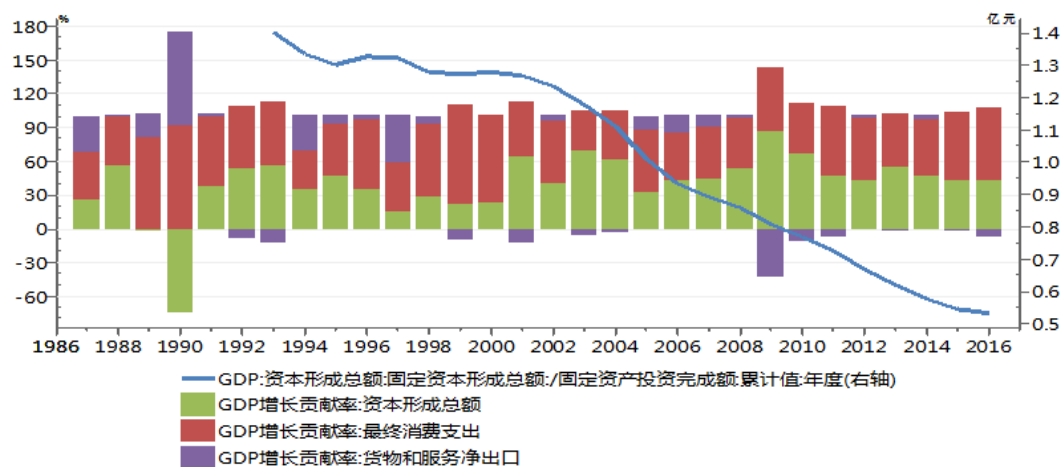


图 23: 投资效率持续下降是推升我国消费在 GDP 中贡献率的主要原因

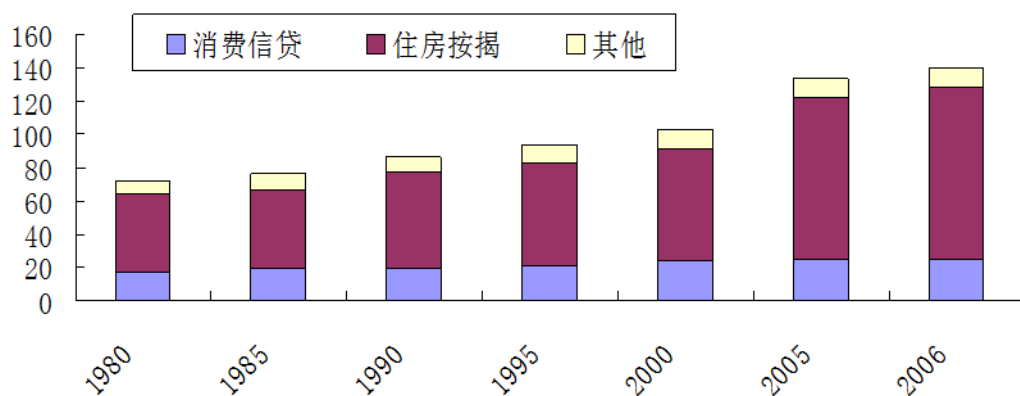


图 24: 次贷危机前美国家庭部门债务-可支配收入比率、债务结构

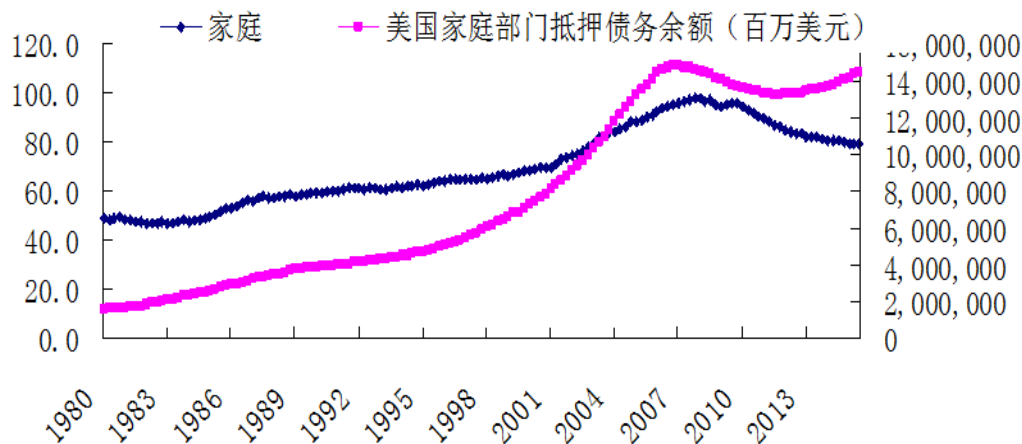


图 25: 次贷危机后美国家庭部门的显著去杠杆

国际债券发行货币币种构成影响因素 及对人民币国际化的启示

项卫星¹钟红²李宏瑾³

【摘要】本文从货币功能的角度出发,利用 1999—2015 年国际债券发行总额流量数据,对影响国际债券币种结构的因素进行了实证研究。结果表明,惯性效应、网络效应和外部币值稳定性对国际债券发行货币币种结构具有显著影响,这体现了货币国际货币支付媒介功能和价值储藏功能对一国货币的国际化进程具有非常重要的作用。2008 年全球金融危机对国际债券发行币种构成产生了重要影响:惯性效应消失,网络效应的作用也明显下降,但币值稳定性的作用始终显著。目前,人民币在价值储藏这一国际货币功能方面的欠缺制约了人民币国际化进程。应进一步放开外汇市场准入和产品交易限制,加快人民币汇率形成机制改革,以市场供求的力量为人民币汇率提供坚实的支撑,以此促进人民币在国际金融交易投资中发挥更大的作用。

【关键词】国际债券国际货币币种构成人民币国际化

一、引言

全球金融危机爆发后不久即 2009 年,中国正式开始实施人民币国际化战略并取得了重大进展。作为人民币国际化进程的里程碑和标志性事件,人民币在 2016 年被正式纳入 SDR 货币篮子。但是与美元和欧元等主要国际货币相比,人民币国际化主要体现在贸易结算和离岸市场方面;而在国际金融投资中的作用仍相对有限。截至 2016 年 12 月,自试点以来跨境贸易人民币结算累计金额已高达 29.15 万亿元;但是人民币对外直接投资和外商直接投资累计金额仅分别为 1.06 万亿元和 1.4 万亿元。2016 年 4 月,人民币在外汇市场交易中的日均交易额占全球的 3.97%(位居第 8),以人民币计价的场外利率衍生品日均交易额占全球的 0.38%

¹项卫星,吉林大学经济学院教授、博士生导师

²钟红,中国银行国际金融研究所副所长、资深研究员

³李宏瑾,中国金融四十人论坛·青年论坛成员,中国人民银行研究局副研究员

（位居第15），许多指标甚至低于非SDR篮子货币的瑞士法郎、加拿大元以及澳大利亚元等国际储备货币。特别是由于人民币汇率形成机制、资本账户开放及在岸外汇市场发展等方面仍存在一定不足，人民币国际化进程受政策影响较大，持续发展动力面临失衡，自2015年以来遇到明显的阻力并出现阶段性低谷。随着人民币汇率贬值压力的上升，境外机构持有境内外人民币资产、离岸市场人民币存款余额和人民币债券发行以及人民币外汇远期交易等方面都出现了明显下降（陈卫东、王有鑫，2016；陈卫东，2016）。

货币的国际化实际上是一国货币功能的国际延伸，被广泛用于非居民的贸易、服务或金融资产的交易活动（Kenen, 2011）。因此，货币功能是研究货币国际化现象及其发展程度的极为重要的理论视角。虽然货币具有很多的功能（如传统的交易媒介、支付手段、价值尺度和储藏手段），但出于分析的方便等实际原因的考虑，这些功能往往以组合的方式一同考虑（Schumpeter, 1954; Tobin, 1992），并大致可以分为支付媒介和价值储藏两大功能（Smithin, 2003; 陆磊、李宏瑾，2016）。许多基于贸易计价、贸易结算、金融投资及国际储备等标准对货币国际化进程的评价和对国际货币功能的讨论（Kenen, 1983; Ito and Chinn, 2014; Ito, McCauley and Chan, 2015），都可以归结为货币作为支付媒介和价值储藏的国际功能。在早期的研究中，国际货币又被称作媒介货币（Vehicle Currency），主要集中于美元或欧洲货币单位（以及德国马克和日元）作为国际交易媒介、价值储藏或储备资产作用的分析（Tavlas and Ozeki, 1991; Frankel, 1992）。

如果一国的经济规模较大而且是全球经济（贸易或投资）的主要参与国，其他国家持有该国货币更便利国际经济往来，那么该国的货币在国际交易支付中就将发挥越来越重要的作用，将不可避免地面临国际化（Polak, 1992）。可见，支付媒介功能通常是货币国际化的起点。人民币国际化也是以贸易结算方式起步，并结合离岸中心的发展作为主要模式。但是，国际货币的支付媒介功能和价值储藏功能是相互促进和相互支撑的，两者的作用不可偏废。以真实经济交易为支撑的金融交易货币能够避免货币的价值储藏功能沦为过度投机的工具，而货币的价值稳定性也将更加巩固其作为国际经济往来支付媒介的作用（无论是贸易还是金融投资）。日本的经验证明，过于依赖支付媒介功能的“贸易结算+离岸市场”的货币国际化模式最终不可避免地要受到国际价值储藏功能不足的制约，这是导致日元国际化失败的重要原因（殷剑峰，2011）。近期人民币国际化出现的波折，在很大程度上也与人民币国际价值储藏功能的发展相对滞后密切相关。

与外汇储备一样，国际债券的计价货币也是以支付媒介为基础，并主要体现货币的价值储藏功能。国际债券余额和发行数量分别是SDR篮子货币评估的“可自由使用”标准的主要

评价指标和辅助评价指标之一（IMF，2015）。有关外汇储备币种构成的实证研究，主要围绕着与支付媒介功能密切相关的惯性效应（Inertia Effect, Ogawa and Sasaki, 1998）、网络效应（或外部性效应，Network Externality, Eichengreen, 1998）和与价值储藏功能密切相关的币值稳定性（或政策可靠性）展开（如 Chinn and Frankel, 2007, 2008; Ito, McCauley and Chan, 2015; Eichengreen, Chitu and Mehl, 2016）。目前，有关国际债券币种选择的研究主要针对融资成本和汇率风险，以企业国际债券为样本进行微观金融层面的分析（Cohen, 2005; Black and Munro, 2010; Mizen, et al., 2012），有关国际债券币种结构宏观层面的实证研究并不多见。Burger, Warnock and Warnock(2012)、Burger, Sengupta, Warnock and Warnock(2015)对美国投资者海外债券投资微观数据的实证研究发现，新兴经济体宏观经济和通胀稳定、经常账户保持顺差和强劲的经济增长，对吸引美国投资者购买该国发行的国际债券具有非常重要的作用，这在一定程度上证明了币值稳定及网络效应对国际债券计价货币具有显著的影响。虽然国内也有学者借鉴外汇储备币种构成的研究对国际债券币种结构的影响因素进行实证分析，但解释变量的选择并没有从货币功能的角度出发，因此具有一定的主观随意性（如李稻葵、刘霖林，2008；杨荣海，2011；涂永红，2015）。为此，本文将从货币功能的角度出发，以宏观总量数据为样本，借鉴外汇储备币种结构的研究方法针对国际债券发行货币的币种结构的影响因素进行实证分析，以期为人民币国际化和人民币国际债券市场的发展提供可靠的借鉴。

二、国际债券计价货币币种构成概况

本文以国际清算银行（BIS）发布的国际债券年度发行总额（Gross issue）计价货币为分析对象，并根据国际货币基金组织（IMF）外汇储备构成数据库（COFER）中披露的主要国际储备货币，选取包括美元（USD）、欧元（EUR）、英镑（GBP）、日元（JPY）、澳大利亚元（AUD）、加拿大元（CAD）、瑞士法郎（CHF），以及人民币（CNY）进行实证研究。从图 1 可见，国际债券发行主要以美元和欧元作为计价货币，而且债券发行流量数据与经济金融形势变化的关系更为密切。在欧元正式启动的 1999 年，以欧元计价的国际债券发行份额与美元非常接近，两者的份额分别为 36.0%和 41.9%；在全球金融危机后的 2009 年，以欧元计价的国际债券发行份额达到最高的 48.8%，以美元计价的国际债券发行份额则在 2008 年降至最低的 25.7%。不过，由于欧债危机的影响和欧元区经济持续低迷，自 2010 年以来以欧元计价发行的国际债券份额逐步下降，甚至目前还不如欧元正式启用时的水平（2015 年降

至 34.99%)。同样,日元国际债券发行份额也从 2000 年最高的 9.1% 降至 2015 年最低的 1.8%。与欧元区经济联系紧密且受欧元汇率影响比较大的瑞士法郎份额在 2013 年开始出现明显的下降,从之前的 2% 左右降至不足 1%;在 2014 年底瑞士实行负利率政策后,以瑞士法郎计价的国际债券份额在 2015 年降至最低的 0.66%。而以英镑、澳大利亚元和加拿大元计价的国际债券发行份额则相对稳定。

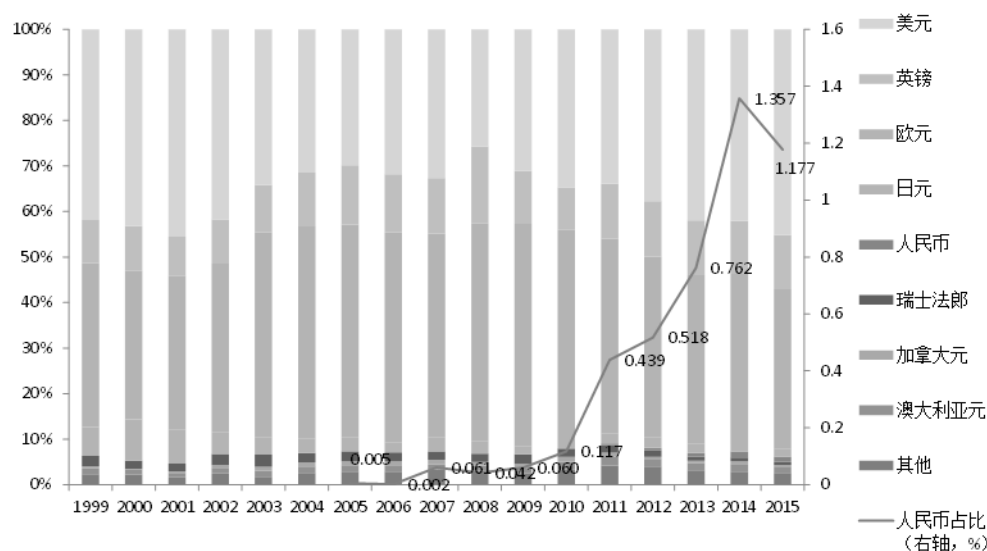


图 1 国际债券发行币种结构

在 2009 年人民币国际化战略正式实施之前,以人民币计价的国际债券发行份额几乎可以忽略不计,甚至 BIS 没有发布 2005 年之前的人民币计价国际债券发行总量数据。2010 年资本项目人民币跨境各项业务开展以来,人民币国际债券发行占比迅速增长,在 2014 年达到最高的 1.4%;而在人民币国际化出现波折的 2015 年,以人民币计价的国际债券发行占比比较上年略有下降(为 1.2%)。而且,自 2009 年以来,以人民币计价的国际债券年度发行流量份额持续明显高于存量份额,二者之差持续扩大,到 2014 年已达最高 0.8 个百分点,2015 年两者之差仍高达 0.6 个百分点,这反映了人民币国际化迅速发展的态势。

三、指标数据与计量结果

(一) 指标选取与数据说明

本文以上述各主要国际货币发行的国际债券份额作为被解释变量 (GrossStru), 对国际债券币种结构的影响因素进行实证分析, 数据来自 BIS。在解释变量方面, 借鉴 Chinn and Frankel (2007, 2008)、Eichengreen, Chitu and Mehl (2016) 等的做法, 以滞后一期的各币种计价的国际债券占比作为惯性效应的代理变量, 如果存在惯性效应, 则变量的回归系数应显

著为正;以美元计算的各国国内生产总值(GDP)或以购买力平价计算的国内生产总值(PPP)占全球经济的比重作为网络效应的代理变量。理论上,一国经济规模越大,其国际经济交易越密切,网络效应也应越强(数据来自世界银行 WDI 数据库);在币值稳定性或可靠政策变量方面,以每单位 SDR 兑换该国货币数量年均汇率的变化率作为衡量对外币值稳定性的代理变量,由于每单位 SDR 兑换货币数量越多,说明该国币值越低,因此这一指标与被解释变量在理论上应具有显著的负相关关系(数据来自 IMF 的 IFS 数据库);同时,以各国 CPI 作为各国对内币值稳定性的代理变量,与被解释变量理论上具有负相关关系(数据来自世界银行 WDI 数据库);另外,我们还进一步考虑了金融结构因素的影响。作为影响国际债券币种结构的控制变量,这里以国内间接融资占比(即信贷与信贷存量、债券余额和股票市值之和的比重, FinaStrue)作为金融结构和金融市场发展的代理变量。理论上,直接融资越发达,金融市场广度和深度更大,货币国际化程度也越高。其中中国的间接融资比重根据中国人民银行公布的社会融资规模存量数据计算得出;其他国家间接融资比重数据根据世界银行 GFD 数据库相关数据计算得出。

(二) 计量结果

为了避免启用欧元的干扰,我们以 1999 年—2015 年的美元、欧元、英镑、日元、澳大利亚元、加拿大元、瑞士法郎和人民币计价的国际债券余额占全球国际债券的比重作为被解释变量,利用面板数据模型进行计量分析。通过似然比 LR 检验和 Hausman 检验可以判断,应采取固定效应模型;为了避免数据的异方差、自相关问题,采用截面似不相关回归法(Cross section SUR, PCSE)进行显著性检验。由于间接融资比重数据部分国家部分年份存在缺失,1999-2001 年的欧元 SDR 汇率缺失,因而在以 SDR 或金融结构作为解释变量时,模型是非平衡面板数据。

从表 1 可见,与交易支付功能密切相关的惯性效应与国际债券币种结构具有非常显著的正相关关系,这与理论相符。网络效应的显著性相对较弱,只有在控制金融结构变量时,以 GDP 衡量的网络效应显著。Eichengreen, Chitu and Mehl (2016) 发现,由于外汇市场和交易技术的发展,储备货币的网络外部性效应有所下降,惯性效应和可靠的政策对于储备货币份额作用进一步加强。可见,表 1 中有关网络效应的回归结果与 Eichengreen, Chitu and Mehl (2016) 的研究是一致的。事实上,经济规模本和开放程度本身就意味着货币的外部接受程度,而可靠的国际货币必须具有充足的国际流动性和价值稳定性。从 SDR 和 CPI 的回归结果来看,外部币值稳定具有非常显著的影响;但一国货币的内部币值稳定对国际债券币种结

构没有显著影响，这也与国际债券在价值储藏方面的国际货币功能密切相关。另外，与金融结构变量始终不显著，而且变量符号出现了相反的变化，这说明间接融资占比与模型中的某些变量可能存在共线性现象。作为流量的国际债券当年发行币种结构主要受短期因素的影响，而金融结构则是一个长期变量，因此表 1 中间接融资占比并不显著也是可以理解的。

表 1 国际债券发行币种结构影响因素（GrossStru 为被解释变量）

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
截距项	2.564 [*] (1.539)	2.985 [*] (1.561)	1.688 (1.718)	2.353 [†] (1.661)	2.677 [*] (1.564)	2.944 [†] (1.784)	1.4908 (1.921)	2.106 (1.954)
GrossStru (-1)	0.724 ^{***} (0.135)	0.744 ^{***} (0.131)	0.780 ^{***} (0.139)	0.815 ^{***} (0.137)	0.561 ^{***} (0.129)	0.619 ^{***} (0.129)	0.661 ^{***} (0.146)	0.738 ^{***} (0.150)
GDP	0.071 (0.091)		0.117 [†] (0.076)		0.226 ^{**} (0.108)		0.265 ^{***} (0.083)	
PPP		0.006 (0.098)		0.033 (0.056)		0.131 (0.122)		0.052 (0.060)
SDR	-0.135 ^{***} (0.044)	-0.145 ^{***} (0.044)			-0.106 ^{**} (0.050)	-0.132 ^{***} (0.050)		
CPI			-0.046 (0.156)	-0.075 (0.163)			-0.043 (0.241)	0.082 (0.242)
FinaStru					0.0005 (0.011)	0.004 (0.013)	0.0003 (0.010)	0.006 (0.010)
R2	0.989	0.989	0.988	0.987	0.991	0.990	0.988	0.987
S.E.	1.778	1.783	1.887	1.902	1.622	1.666	1.817	1.883
F	1027.3 ^{***}	1020.4 ^{***}	934.6 ^{***}	920.3 ^{***}	857.5 ^{***}	812.5 ^{***}	707.4 ^{***}	658.1 ^{***}
Obs.	126	126	128	128	102	102	104	104

四、全球金融危机的影响和稳健性检验

全球金融危机对全球经济和金融格局产生了非常深远的影响，而中国也是在危机爆发后不久的 2009 年正式实施人民币国际化战略。因此，我们对全球金融危机前后国际债券币

种结构的影响因素进行实证分析,以观察全球金融危机的具体影响,并对实证分析结果进行稳健性检验,以期人民币国际化的顺利开展和提高人民币在国际债券中的地位,提供更为可靠的政策支持。由于表 1 表明,在国际债券币种的币值稳当性变量方面,只有外部币值稳定具有显著影响,因此我们在这部分主要考察外部币值稳定变量。

(一) 全球金融危机的影响

我们分别对全球金融危机之前和之后的样本进行实证分析,以考察全球金融危机对国际债券币种结构影响因素的影响,同时通过引入虚拟变量并对全部样本期进行检验(Crisis, 金融危机爆发之前设为 0,之后设为 1),以考察全球金融危机之后影响国际债券币种结构的因素是否发生了显著的变化。

从表 2 可见,全球金融危机之前样本的计量结果与表 1 类似,作为交易支付功能的惯性效应和网络效应对国际债券币种结构都具有显著影响,但是币值稳定性仅在 PPP 作为网络效应的方程中具有微弱的显著性(显著性水平为 15%)。这说明全球金融危机之前,国际债券计价货币的选择主要与国际经济往来更为密切,国际债券主要是为了满足贸易支付或金融投资为主的交易性需求。全球金融危机爆发后,惯性效应并不显著,但是以 GDP 衡量的网络效应仍然显著。而且,可以发现,无论是危机前还是危机后,币值稳定性都具有非常显著的影响。全球金融危机的爆发使全球经济由“大缓和”进入“大衰退”,全球贸易呈现萎缩态势,因而网络效应虽然显著但作用明显下降(变量系数的绝对值),而惯性效应则完全消失。同时,全球金融危机的爆发刺激了全球投资者的避险需求,各主要国家的量化宽松和超低(零)利率政策进一步导致金融市场风险偏好下降,因此币值稳定性的作用也有所下降,但仍然是显著的。如果各国通过结构性改革或正的技术冲击作用下完全走出“大衰退”,随着各国经济逐步复苏和货币政策的正常化,惯性效应和网络效应在国际债券计价中的作用应仍然将会具有非常显著的影响。

表 2 全球金融危机对国际债券发行币种结构的影响(GrossStru 为被解释变量)

	金融危机之前		金融危机之后		全部时期	
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
截距项	0.766 (2.576)	0.620 (3.830)	6.829 (4.803)	7.731* (4.619)	3.217** (1.601)	3.694** (1.732)
GrossStru(-1)	0.464*** (0.136)	0.627*** (0.138)	0.088 (0.495)	0.086 (0.451)	0.561*** (0.129)	0.614*** (0.129)

GDP	0.740**		0.191**		0.210*	
	(0.305)		(0.043)		(0.107)	
PPP		0.653 [†]		0.148		0.115
		(0.451)		(0.165)		(0.116)
SDR	-0.151***	-0.205***	-0.124*	-0.099*	-0.114**	-0.142***
	(0.054)	(0.054)	(0.062)	(0.060)	(0.052)	(0.051)
FinaStru	-0.023*	-0.014*	0.002	0.003	-0.004	-0.003
	(0.012)	(0.014)	(0.026)	(0.029)	(0.011)	(0.012)
Crisis					-0.298 [†]	-0.419*
					(0.201)	(0.224)
R2	0.994	0.993	0.990	0.991	0.991	0.990
S.E.	1.386	1.486	1.767	1.648	1.624	1.662
F	727.2***	632.4***	272.2***	383.1***	783.7***	748.2***
Obs.	60	60	50	50	102	102

（二）稳健性检验

1、币值稳定性：实际有效汇率和名义有效汇率作为代理变量

从之前的分析中可以发现，币值稳定性对国际债券币种结构具有非常显著的影响。这里我们以 BIS 公布的各主要货币实际有效汇率（Realex）和名义有效汇率（Nomiex）的年度变化率作为衡量币值稳定的代理变量，对回归结果进行稳健性检验。汇率指数越高，意味着币值越稳定，因此理论上 Realex 和 Nomiex 应与被解释变量呈现显著的正相关关系。从表 3 可见，实际有效汇率和名义有效汇率的变化与各主要货币国际债券占比均呈现显著的正相关关系，而且惯性效应和金融结构控制变量的结果也与之相同，以 GDP 衡量的网络效应也比较显著，PPP 衡量的网络效应并不显著且符号发生了明显变化，可能存在共线性问题。总体而言，表 3 的结果表明，有关币值稳定性的结论是稳健可靠的。

表 3 币值稳定性稳健性检验结果

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
截距项	2.121	1.832	3.395*	2.915*
	(1.622)	(1.606)	(1.754)	(1.706)
GrossStru (-1)	0.659***	0.661***	0.694***	0.703***
	(0.135)	(0.136)	(0.133)	(0.136)

GDP	0.140 [†] (0.098)	0.162 [*] (0.097)		
PPP			-0.084 (0.099)	-0.047 (0.094)
Realex	0.149 ^{***} (0.055)		0.192 ^{***} (0.033)	
Nomiex		0.139 ^{**} (0.053)		0.168 ^{***} (0.053)
FinaStru	0.008 (0.010)	0.006 (0.010)	0.010 [*] (0.012)	0.010 [†] (0.011)
R2	0.989	0.989	0.990	0.989
S.E.	1.754	1.763	1.770	1.785
F	760.2 ^{***}	752.4 ^{***}	748.8 ^{***}	293.0 ^{***}
Obs.	104	104	104	104

2、网络效应：进出口贸易额占比作为代理变量

除了经济总量规模外，国际经济往来（特别是贸易往来）是衡量一国与全球经济关系的重要指标，因此这里我们分别以出口总额（Export）、进口总额（Import）和进出口贸易总额（Trade）占全球的比重，作为衡量网络效应的代理变量，数据源自世界银行 WDI 数据库，对回归结果进行稳健性检验。从表 4 可见，以出口、进口和贸易总额占比衡量的网络效应对国际债券币种结构同样具有显著影响，而且惯性效应非常显著，国内币值稳定的作用仍不明显，SDR 衡量的外部币值稳定始终具有显著影响，这说明网络效应是稳健可靠的。

表 4 进出口贸易额占比作为网络效应的稳健性检验结果

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
截距项	0.827 (1.696)	1.504 (1.935)	1.088 (1.833)	-0.611 (1.977)	0.251 (2.119)	-0.853 (2.025)
GrossStru (-1)	0.604 ^{***} (0.119)	0.587 ^{***} (0.122)	0.596 ^{***} (0.123)	0.715 ^{***} (0.135)	0.702 ^{***} (0.142)	0.685 ^{***} (0.136)
Export	0.440 ^{***} (0.129)			0.488 ^{***} (0.152)		

Import	0.353 ^{***}			0.361 ^{***}		
	(0.158)			(0.123)		
Trade	0.405 ^{***}			0.578 ^{***}		
	(0.147)			(0.170)		
SDR	-0.096 ^{**}	-0.112 ^{**}	-0.105 ^{**}			
	(0.042)	(0.049)	(0.047)			
CPI				-0.075	-0.026	-0.156
				(0.272)	(0.245)	(0.282)
FinaStru	0.005	0.005	0.007	0.005	0.006	0.007
	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.010)	(0.010)	(0.011)
R2	0.991	0.991	0.991	0.989	0.988	0.989
S.E.	1.589	1.624	1.623	1.785	1.837	1.791
F	894.4 ^{***}	854.6 ^{***}	855.8 ^{***}	733.4 ^{***}	692.1 ^{***}	728.4 ^{***}
Obs.	102	102	102	104	104	104

3、其他替代变量稳健性检验结果

从表 5 可见，以 Realex、Nomiex 作为币值稳定性变量，以进出口贸易额占比作为网络效应变量的回归结果表明，大部分变量与各主要货币国际债券占比都具有非常显著的关系；只是个别方程的实际有效汇率和名义有效汇率不显著，这说明有关国际债券币种结构影响因素的实证分析结果是非常稳健可靠的。

表 5 本币计价的国际债券占比稳健性检验结果（其他替代变量）

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
截距项	0.509	0.152	1.528	1.126	0.381	-0.052
	(1.778)	(1.768)	(1.927)	(1.896)	(1.896)	(1.873)
GrossStru (-1)	0.689 ^{***}	0.695 ^{***}	0.679 ^{***}	0.685 ^{***}	0.670 ^{***}	0.673 ^{***}
	(0.129)	(0.130)	(0.131)	(0.132)	(0.128)	(0.129)
Export	0.321 ^{***}	0.348 ^{***}				
	(0.128)	(0.128)				
Import			0.186 [†]	0.216 [*]		
			(0.133)	(0.132)		
Trade					0.357 ^{**}	0.395 ^{***}

					(0.149)	(0.147)
Realex	0.135 ^{***}		0.160 ^{***}		0.139 ^{***}	
	(0.042)		(0.050)		(0.045)	
Nomiex		0.119 ^{***}		0.141 ^{***}		0.123 ^{***}
		(0.041)		(0.049)		(0.044)
FinaStru	0.009	0.009	0.010	0.010	0.012	0.011
	(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.011)
R2	0.989	0.989	0.989	0.989	0.989	0.989
S.E.	1.731	1.739	1.758	1.769	1.737	1.742
F	780.2 ^{***}	773.5 ^{***}	756.5 ^{***}	747.1 ^{***}	775.6 ^{***}	770.3 ^{***}
Obs.	104	104	104	104	104	104

4、惯性效应的内生性：广义矩估计（GMM）结果

本文回归主要是根据支付交易功能和价值储藏两大国际货币功能对惯性效应、网络效应和币值稳定性进行检验。在惯性效应变量方面，主要是根据 Chinn and Frankel（2007，2008）、Eichengreen, Chitu and Mehl（2016）的做法，采用滞后一期的因变量作为替代变量，这相当于动态面板模型，惯性效应可能存在内生性问题。上述有关外汇储备币种构成实证研究很少讨论惯性效应的内生性问题，只有 Eichengreen, Chitu and Mehl（2016）对惯性效应的内生性进行了稳健性检验。这里我们通过广义矩估计（GMM）方法，以滞后两期的因变量及其他自变量的水平变量作为工具变量，对模型进行检验，发现回归结果与表 2 的结果基本类似，只是网络效应显著性较差，但在控制金融结构变量后 GDP 衡量的网络效应仍是显著的，而且惯性效应和币值稳定性变量都是显著的。通过计算发现所有模型 J 统计量的 P 值都无法显著拒绝 Sargan 检验模型过度约束正确的原假设，说明模型设定形式是合理的。而且，模型残差的 AR（1）显著且 AR（2）并不显著，GMM 方法是适用的。因此，即使考虑到惯性效应可能存在的内生性问题，模型的结论仍是非常稳健的。

表 6 惯性效应的内生性（GMM）

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
截距项	4.336 ^{**}	4.959 ^{**}	4.140 ^{**}	4.627 ^{**}
	(2.114)	(2.170)	(1.767)	(1.977)
GrossStru (-1)	0.555 ^{***}	0.591 ^{***}	0.417 ^{**}	0.494 ^{***}

	(0.186)	(0.178)	(0.167)	(0.164)
GDP	0.099		0.232**	
	(0.089)		(0.101)	
PPP		-0.027		0.090
		(0.095)		(0.104)
SDR	-0.146***	-0.160***	-0.104*	-0.133**
	(0.051)	(0.054)	(0.052)	(0.055)
FinaStru			0.001	0.002
			(0.012)	(0.013)
R2	0.988	0.988	0.991	0.991
S.E.	1.8456	1.833	1.609	1.624
P-value of AR(1)	0.0776	0.1264	0.9849	0.6544
P-value of AR(2)	0.8338	0.9230	0.1832	0.1038
J-Statistic	4.61E-25	6.33E-25	4.72E-23	3.71E-23
P-value of Sargan	1.00	1.00	1.00	1.00
Obs.	119	119	96	96

五、结论性评述

本文利用 BIS 公布的国际债券发行币种结构数据，对影响国际债券币种结构因素进行了实证分析。结果表明，惯性效应、网络效应和外部币值稳定性对国际债券发行货币币种结构具有显著的影响，这体现了货币国际货币支付媒介功能和价值储藏功能，货币国际化进程具有非常重要的作用。全球金融危机对国际债券发行币种构成产生了重要影响。受危机冲击影响，惯性效应消失，网络效应的作用也明显下降，但币值稳定性作用始终显著，这反映了金融危机后全球贸易萎缩和金融市场风险偏好的变化。在控制了金融结构变量和其他变量后，惯性效应、结果仍是非常显著且稳健的。

以贸易结算和离岸中心为主要模式的人民币国际化在取得重大成绩的同时，也要看到人民币在国际金融投资中的作用相对滞后，人民币在价值储藏的国际货币功能方面的欠缺在很大程度上制约了人民币国际化战略进一步向纵深顺利发展。人民币在以市场为主的国际金融投资中的作用仍有很大的提升空间。而且，外部币值稳定性对国际债券发行计价货币始终

具有显著影响，这对近期人民币国际化出现的波折具有非常重要的启示性意义。因此，今后应进一步发展国内在岸外汇市场建设，放开外汇市场准入和产品交易（特别是外汇衍生品市场）限制，提高我国外汇市场的广度和深度，加快人民币汇率形成机制改革，真正让市场在汇率水平和外汇资源配置中起决定性作用，以市场供求的力量为人民币汇率提高坚实可靠的支撑，以此促进人民币在国际金融交易投资中发挥更大的作用。

参考文献

- [1] Black, S. and A. Munro. Why Issue Bonds Offshore? BIS Papers, No.52, 2010.
- [2] Burger, J., F. Warnock and V. Warnock. Emerging Local Currency Bond Markets. *Financial Analysts Journal*, 2012, 68(4): 291-304.
- [3] Burger, J., R. Sengupta, F. Warnock and V. Warnock. US Investment in Global Bonds. *Economic Policy*, 2015, 30(84): 729-766.
- [4] Chinn, M. and J. Frankel. Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency? Chicago: University of Chicago Press, 2007: 283-335.
- [5] Chinn, M. and J. Frankel. Why the Euro Will Rival the Dollar? *International Finance*, 2008, 11(1): 49-73.
- [6] Cohen, B. Currency Choice in International Bond Issuance. *BIS Quarterly Review* (June), 2005: 53-66.
- [7] Eichengreen, B. The Euro as A Reserve Currency. *Journal of the Japanese and International Economies*, 1998, 12(4): 483-506.
- [8] Eichengreen, B., L. Chitu and A. Mehl. Stability or Upheaval: The Currency Composition of International Reserves in the Long Run. *IMF Economic Review*, 2016, 64(2): 354-380.
- [9] Frankel, J. "Dollar". In *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance (A-D)*, Newman, P., M. Milgate and J. Eatwell (ed.). London and New York: Macmillan and Stockton, 1992.
- [10] IMF. Review of the Method of Valuation of the SDR. *IMF Policy Paper*, 2015, November.
- [11] Ito, H. and M. Chinn. The Rise of the Redback. *ADB Working Paper*, No.456, 2015.
- [12] Ito, H., R. McCauley and T. Chan. Currency Composition of Reserves Trade Invoicing and Currency Movements. *Emerging Markets Review*, 2015, 25(10): 16-29.
- [13] Kenen, P. The Role of the Dollar as An International Reserve Currency. *Group of Thirty Occasional Papers*, 1983, No.13.
- [14] Kenen, P. Currency Internationalization: An Overview. In *Currency Internationalization: Lessons from the Global Financial Crisis and Prospects for the Future in Asia and the Pacific*. BIS Papers, 2011, No.61.
- [15] Mizen, P., F. Packer, E. Remolona and S. Tsoukas. Why Do Firms Issue Abroad? *BIS Working Papers*, 2012, No.401.
- [16] Ogawa, E. and Sasaki, Y. Inertia in the Key Currency. *Japan and the World Economy*, 1998, 10(4): 421-439.
- [17] Polak, J. Reserve Currency. In *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance (N-Z)*, Newman, P., M. Milgate and J. Eatwell (ed.). London and New York: Macmillan and Stockton, 1992: 340-343.

- [18] Schumpeter, J. History of Economic Analysis. New York: Routledge, 1954.
- [19] Smithin, J. Controversy on Monetary Economics. Cheltenham: Edward Elgar, 2003.
- [20] Tavlas, G. and Y. Ozeki. The Internationalization of Currencies. IMF Occasional Paper, No.90, 1991.
- [21] Tavlas, G. On the International Use of Currencies. Princeton Studies in International Economics, No.181, 1991.
- [22] Tobin, J. "Money". In The New Palgrave Dictionary of Money and Finance (F-M), Newman, P., M. Milgate and J. Eatwell (ed.). London and New York: Macmillan and Stockton, 1992.
- [23] 陈卫东. 新时期人民币国际化: 目标、挑战与发展策略 [R]. CF40 研究报告, 2016.
- [24] 陈卫东, 王有鑫. 人民币贬值背景下中国跨境资本流动: 渠道、规模、趋势及风险防范 [J]. 国际金融研究, 2016 (4).
- [25] 李稻葵, 刘霖林. 人民币国际化 [J]. 金融研究, 2008 (11).
- [26] 陆磊, 李宏瑾. 纳入 SDR 后的人民币国际化与国际货币体系改革 [J]. 国际经济评论, 2016 (3).
- [27] 涂永红. 人民币作为计价货币 [M]. 中国金融出版社, 2015.
- [28] 杨荣海. 货币国际化与债券市场发展关系的实证分析 [J]. 经济经纬, 2011 (7).
- [29] 殷剑峰. 人民币国际化 [J]. 国际经济评论, 2011 (4).

逃离北上广？ ——房价如何影响劳动力流动

张莉¹何晶²马润泓³

【摘要】中国房价持续增长，远远超过工资的增长。那么房价有没有抑制外来劳动力的流入呢？本文对此进行分析。在理论上，本文论证了房价的拉力作用和阻力作用，一方面是由于房价作为备择城市的城市特征信号降低了预期未来收入的不确定性所带来的拉力，另一方面是房价作为居住成本压缩可支配收入所产生的阻力。两种作用最终对劳动力流动产生先吸引后抑制的倒U型影响。在实证上，本文使用2012和2014年中国劳动力动态调查数据（CLDS）和2000-2012年250个地级市的房价数据匹配出一个房价如何影响劳动力流动的微观数据库，发现房价对劳动力流动确实存在“倒U型”影响。考虑到内生性问题，控制了房价测量误差、流出地特征、流动动机等因素后结果依然稳健。并且，我们重点考察了劳动力教育水平、技能水平、家庭阶层、户籍等各种异质性的影响，发现高技能劳动力的倒U型拐点更小，对房价更敏感，原因在于其购房需求更强；倒U型影响主要作用在大城市，沿海城市中劳动力流动的倒U型拐点更大。目前除部分一线城市外，大部分城市的房价表现出对劳动力的拉力。

【关键词】劳动力流动 房价 CLDS 条件Logit

一、引言

在过去的十多年里，中国的商品房整体销售价格持续大幅上涨。1998-2015年，全国商品房平均销售价格上涨了2.3倍。四个一线城市——北京、上海、深圳、广州更是涨幅惊人，房价年均增幅都超过了10%，2014年相比于2000年分别上涨了283%、370%、265%和332%。从2010年至今，一线城市房价上涨更加迅猛，北京、广州、深圳的年均增幅都在20%以上，引发广泛的“逃离北上广”的讨论。在房价远超工资增长的情况下，房价到底如何影响劳动力

¹张莉，中山大学国际金融学院

²何晶，复旦大学经济学院

³马润泓，中山大学国际金融学院

的城市选择决策呢？并且，不同水平的劳动力对城市房价的反应是否存在差异？本文构建了房价对劳动力的影响模型，并且，基于 2012 和 2014 年中国劳动力动态调查数据（CLDS）直接记录的劳动力个体流动数据，可以直接探析不同劳动力对于房价的反应。城市化意味着劳动力流入城市，虽然有户籍制度限制，我国的劳动力流动依然表现出向少数大城市集聚的特点（夏怡然等，2015）。城市经济增长的关键是劳动力集聚带来的人力资本的积累，当前我国各地对创新创业与人才引进给予高度重视，希望通过引进高技能劳动力提升城市发展的内在动力。而劳动者在选择城市时不可避免需要考虑的是住房问题，房价的影响不可小觑。

我们认为，城市的高房价对劳动力流动同时存在正反两方面的拉力和阻力。一方面，高房价意味着城市更好的发展前景、个人更匹配的工作机会和更大的财富增长空间，同时还意味着更优质的公共服务和基础设施等，因此高房价能够吸引人们流入；另一方面，快速上涨的房价极大地加重了外来劳动力的生活成本，一定程度上也阻碍了城市引进人才和创新创业。我们考察房价对劳动力流动的影响，构建了房价对劳动力的影响模型，从理论层面解释随房价上升劳动力流入先增加后减少的机制。一种是由于房价作为备择城市的城市特征的信号因子降低了预期未来收入的不确定性而带来的拉力作用，另一种是房价作为一项重要的生活成本压缩可支配收入所产生的阻力作用。具体而言，当房价较低时，其上升的拉力作用占主导，促进劳动力流入；当房价超过一定临界值，房价上升带来永久性收入的收益呈下降趋势，不确定性引起的阻力作用增强成为主导力量。综上所述，劳动力在选择流入城市时会权衡两种力量的大小，个体效用随房价变动存在“倒 U 型”的变化趋势。我们使用 CLDS 和 2000-2012 年 250 个地级市的房价数据匹配出房价驱动劳动力流动决策的微观数据库，对房价与劳动力的关系进行验证，发现城市的房价确实对劳动力流动存在倒 U 型的影响，但是目前除极少数一线城市外，绝大部分城市的房价更多表现出对劳动力的吸引力。此外，考虑到劳动力的差异明显，我们对不同教育水平、技能水平、家庭阶层、户籍等特征的劳动力进行了区分，发现高技能劳动力的倒 U 型拐点更小，说明定居意愿和能力更强的高技能劳动力对高房价更敏感。一般认为，房价高会先挤出低端劳动力，事实不是如此。此外，从城市角度来说，不同城市房价差距很大，我们对城市进行了区分，发现倒 U 型驱动主要作用在大城市，部分一线大城市的房价已经超过拐点，对劳动力流入形成阻力。内陆城市中劳动力流动的倒 U 型拐点更小，吸引力的作用有限。

本文的结构安排如下：第二部分对相关文献进行评述；第三部分是理论分析，构建一个简单的模型，考察房价影响劳动力流动的机制；第四部分是数据来源、模型设定与实证结果；

第五部分围绕实证结果进行稳健性检验；第六部分就个体异质性和城市地理特征差异进行了拓展分析；最后是结论与政策含义。

二、文献综述

个体进行流动目的地选择时，房价是重要的考虑因素，其作用于个体效用，进而影响劳动力流入的城市选择。本文的研究与两类文献密切相关：一是影响劳动力流动选择的因素研究，二是房价与劳动力流动两者关系的研究。

（一）影响劳动力流动选择的因素

与本文相关的第一类文献，即个体效用对流动选择影响的研究。个体的效用受到多种因素的影响：推力、拉力、中间因素和个人因素。Bagne（1969）系统阐述推拉理论，流入地利于改善生活条件的因素为拉力，而流出地不利的生活条件为推力，人口流动就由这两股力量前拉后推所决定。其中，迁入地的推拉力是影响劳动力流动选择的重要因素。通常来讲，城市的许多属性，如工资水平、失业率和房价水平都会对劳动力流动产生影响（Fair, 1972；Pissarides and McMaster, 1990），经济因素是吸引劳动力流动的最主要因素。夏怡然等（2015）发现中国 2000 年投资和第二产业产值占比较高的城市吸纳流动人口具有显著优势；在 2010 年第三产业产值占比较高的城市吸纳能力更强。程名望等（2006）发现城镇工业技术进步是农村劳动力转移的根本动因。但大城市也存在一些阻碍人口流入的因素，主要有生活和居住成本高、环境拥堵等。

城市房价是影响劳动力流动的重要因素。在 Krugman（1991）提出新经济地理学模型后，Helpman（1998）以此为基础引入住房市场因素，指出某地区的住房价格会影响劳动者的相对效用，从而抑制劳动力在该地区的集聚。随后，大量学者对 Helpman 的理论分析进行了实证检验（Brakman et al., 2002; Saks, 2004; Rabe & Taylor, 2012）。但是，Dohmen（2005）、Meen & Nygaard（2010）指出尽管房价相对较高的地区会抑制劳动力流入，但是套利的预期会促使劳动力流入。需要注意的是，劳动力流入也会对房价产生影响。Helpman（1998）提出经济集聚导致的劳动力涌入也会推高房价。

Lee（1966）在推拉理论的基础上加入中间障碍因素和个人因素。同时，他认为流入地和流出地各自都有推和拉两种力量。中间障碍因素主要包括制度安排、距离远近、文化差异等，在中国尤其表现为户籍制度的影响。蔡昉（2007）认为改革开放后不断放开户籍制度促进了农村劳动力向农村农业外其他部门、乡镇企业和跨省流动的过程，然而并未完全放开的

户籍制度还是阻碍了劳动力的自由流动（梁琦等，2013）。刘毓芸等（2015）基于文化经济学的理论，认为方言距离较小时促进劳动力的流动；反之阻碍劳动力的流动。移民本人对于以上这些因素的价值判断、家庭情况构成影响劳动力流动的个人因素（潘静和陈广汉，2014）。

（二）中国的房价与劳动力流动研究

中国房价持续上涨的现实引起广泛的关注，目前有大量研究关注房价背后的原因及其对投资、消费等的影响。高房价意味着个人更高的预期收入和预期投资收益，梁云芳和高铁梅（2006）揭示，土地交易价格、上一期住宅价格的变动均对房价有较大的影响。另外，公共支出也和房价呈现正相关关系，因为公共支出可看成是整个城市为改善房屋周边环境所付出的成本。Smith & Ohsfeldt（1982）发现政府的公共品投入越多，房屋价格上涨速度越快。

目前特别是一线城市房价的暴涨引发公众“逃离北上广”的讨论，但是直接研究房价对劳动力个体流动决策的理论和实证研究都不多。高波（2012）考察了 2000-2009 年中国 35 个大中城市的面板数据并发现，城市相对房价提高会诱使劳动力流出，并对低附加值的产业产生挤出效应，进而引发产业转移和产业升级。他认为房价的抑制作用更多体现在农村劳动力身上。由于住房是农村劳动力进入城市的基本生活需要，城市住房价格上涨，会使劳动力生活成本提高，对农村劳动力流入城市产生阻碍（高波等，2014）。范剑勇等（2015）从居住模式来解释为什么城市房价高企没有抑制外来人口的持续流入。此文认为，原因在于新增常住人口大部分是低技能劳动力，主要居住在价格低廉的非普通商品房，跟住宅交易关系不紧密。由于非正式居住模式没有全面可信的数据，此文提供了一些典型事实，说明相对高技能劳动力而言，低技能劳动力跟房价的直接联系是相对较弱的。夏怡然和陆铭（2015）利用 2005 年 1% 人口抽样调查中劳动力流动的微观数据与 220 个地级市的城市特征数据研究发现公共服务对劳动力流入产生吸引力，同时房价对劳动力流入也有正向作用，他们认为这是因为房价“资本化”了部分未观察到的公共服务或城市特征，此文关注点不在房价，而且使用的普查数据没有覆盖近十年来中国房价暴涨的阶段。综合以上分析和

Fisher-DiPasquale-Wheaton 模型，我们认为，劳动力无论购房还是租房，均受到房价的影响，只是由于低技能劳动力有非正式住房作为选择，对于租房和购房的需求相对较小，这样导致低技能劳动力受到房价的影响相对较小。此外，以上研究除了夏怡然和陆铭（2015），其他都是采用宏观数据，无法直接反映个体决策过程。

综上所述，国内外文献对房价与劳动力流动的关系没有形成一致结论。本文的边际贡献可归结为以下三个方面：（1）理论上，我们构建了房价影响劳动力流动的模型，房价并不仅

是居住成本，而且房价是流入城市特征的信号，减少预期收入的不确定性，从理论层面解释劳动力流入随房价上升先增加后减少的机制，丰富了影响劳动力流动的机制分析；（2）实证上，尚未有文献使用微观个体流动决策数据来检查房价对劳动力流动的影响并给出直接证据，而 2012 和 2014 中国劳动力动态调查数据（CLDS）记录了劳动力个体的流动决策，并且包含流入地流出地信息，我们使用 CLDS 和 2000-2012 年 250 个地级市的房价数据匹配出房价影响劳动力流动的微观数据库，对房价与劳动力的关系给出更可信的实证证据；（3）对不同教育水平、技能水平、家庭阶层、户籍的劳动力、不同区位和规模的城市进行深入探讨，并得出丰富的结论，可提供更有针对性的政策建议。

三、理论分析

考虑劳动力个体迁移城市的选择：

$$choice_{ij} = \begin{cases} 1 & \forall k \neq j \ E[U_{ij}] > E[U_{ik}] \\ 0 & \exists k \neq j \ E[U_{ij}] \leq E[U_{ik}] \end{cases} \quad (1)$$

其中，对于代表个体 i ， $E[U_{ij}]$ 、 $E[U_{ik}]$ 分别为选择城市 j 、 k 的期望效用； $choice_{ij} = 1$ 代表个体 i 选择流入城市 j ， $choice_{ij} = 0$ 代表个体 i 选择不流入城市 j 。

个体 i 选择流入城市 j 的效用 U_{ij} 受其流入城市 j 后的预期可支配收入 y 影响，但劳动力个体由于信息不完全无法准确得知特定备选城市后所能得到的实际收入，只能知道收入水平围绕着预期平均水平 w 上下波动。房价从两个方面影响个体流入后的收入水平：

1. 住房支出作为一项重要的生活成本不可避免地占用劳动力部分工资，从而直接地降低劳动力的可支配收入。简化假定每个劳动者流入城市 j 后购买/租用一单位的住房，售价为 hp_j ，在控制备选城市工资平均水平为 w 的情况下，劳动者的可支配收入均值即为 $w - hp_j$ 。

2. 除了生活成本，房价在劳动力流动决策中还扮演者信息传递的角色。房产作为一项资本品其价格反映了该城市和周围环境的预期投资收益。基于过去十多年房价上涨的经验，房价高并且上涨快的城市往往是人口大量涌入经济发展更快的城市，城市劳动力市场更大，基于劳动力匹配理论，这样的城市可以更有效地实现劳动力和岗位的匹配，即劳动力更容易找到合适的工作，获得预期收入，并且对预期收入的判断更加准确；另一方面，高房价也反映了一个地区住房市场较强的需求，这与人口基数包括流动人口的数量正向相关。因此我们假

定,特定城市的房价中包含了该城市当前和未来的信息,更高的房价水平能帮助劳动力更好的判断流入该城市所能获得的未来收入水平。

结合 1、2 中对可支配收入均衡的假定可以得到:

$$y \sim N(w - hp_j, \frac{\sigma^2}{hp_j})$$

数。

假定劳动力个体的效用遵循常绝对风险厌恶效用函数,由微分方程 $\alpha = -\frac{d^2U/dy^2}{dU/dy}$ 给出,其中 α 代表风险厌恶系数。原方程可得出解析解 $U(y) = -\frac{C_1}{\alpha} \exp(-\alpha y) + C_2$, 为方便计算现设效用函数为 $U(y) = -C \exp(-\alpha y)$, 其中 C 为常数,个人收入 y 为持久性收入 y_1 和暂时性收入 y_2 之和。效用函数 $U(y)$ 中 y_2 为随机变量,在给定的房价 hp 和其他城市特征变量 Z 下积分可求得其条件期望函数:

$$E(U_{ij} | hp_j, w, Z) = -C \exp[\frac{\alpha}{2}(2hp_j - 2w + \frac{\alpha\sigma^2}{hp_j})]$$

控制各备选城市工资水平后 w 为常数:

$$E(U_{ij} | hp_j, w, Z) = -C \exp[\frac{\alpha}{2}(2hp_j + \frac{\alpha\sigma^2}{hp_j})] \quad (2)$$

式 (2) 对房价 hp 求导得:

$$\frac{\partial E(U_{ij} | hp, Z)}{\partial hp} = C \exp[\frac{\alpha}{2}(2hp + \frac{\alpha\sigma^2}{hp})](\frac{\alpha\sigma^2}{hp^2} - 2) \quad (3)$$

式 (3) 反映了房价对劳动力城市选择过程中效用的影响, 因有

$$C \exp[\frac{\alpha}{2}(2hp + \frac{\alpha\sigma^2}{hp})] > 0, \quad \text{令 } \frac{\partial E(U_{ij} | hp, Z)}{\partial hp} = 0, \quad \text{可解得拐点值 } hp^* = \sigma \sqrt{\frac{\alpha}{2}}, \quad \text{明显可得:}$$

$$\frac{\partial E(U_{ij} | hp, Z)}{\partial hp} \begin{cases} \geq 0 & hp \leq hp^* \\ < 0 & hp > hp^* \end{cases} \quad (4)$$

上式揭示了房价拐点 hp^* 的意义: 当房价小于房价拐点, 房价上升吸引劳动力流入; 反之抑制。

由于劳动力个体效用函数 U_{ij} 无法直接观察, 能作具体观测的只有劳动力样本的流入地选择。把劳动力个体 i 选择流入城市 j 的概率记为 $Prob(choice_{ij}=1 | hp, Z)$, 根据式 (1) 可知

该概率与备选城市房价相关，因此本文计划验证：当 $E[U_{ij}] \leq E[U_{ik}] \quad k \neq j$ ，有

$Prob(choice_{ij} = 1 | hp, Z) = 0$ ；当 $E[U_{ij}] > E[U_{ik}] \quad k \neq j$ ，有

$$\frac{\partial Prob(choice_{ij} = 1 | hp, Z)}{\partial hp} \begin{cases} \geq 0 & hp \leq hp^* \\ < 0 & hp > hp^* \end{cases}。$$

上述命题具体经济含义为：假定个体为风险厌恶型，则特定城市房价的上升对劳动力的流入同时存在两种相反的力量：一种是由于房价作为备择城市的城市特征信号因子降低了选择的不确定性而带来的拉力，另一种是房价作为一项重要的生活成本压缩可支配收入所产生的阻力。综上，劳动力在选择流入城市时会权衡两种力量的大小，个体效用随房价变动存在“倒 U 型”的变化趋势。

由于可能实现“倒 U 型”的函数表达式较多，本文将二次函数作为“倒 U 型”实现的模型选择，一方面二次函数形式简单，其次可以通过其各项系数符号确定实际的趋势，相应的实证模型如下所示： $Prob(choice_{ij} = 1 | hp, Z) = F(\beta_1 hp_j, \beta_2 hp_j^2, Z_j)$

式中 $Prob(choice_{ij} = 1 | hp, Z)$ 表示给定各备选城市房价、其他特征时个体 i 选择流入城市 j 的概率。主要解释变量为 hp ， Z 代表其他城市特征。本文提出假设：个体 i 流入城市 j 的概率与房价呈倒 U 型关系， $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 。由于被解释变量为定性响应变量，且在 250 个城市中选择，故本文将采用条件 Logit 估计方法。

四、数据说明、模型设定与基本结果

（一）模型设定

与夏怡然和陆铭（2015）类似，劳动力面临流入城市选择时，存在如下所示的效用函数：

$$U_{ij} = \beta_1 hp_j + \beta_2 hp_j^2 + Z_j + u_{ij} \quad (i=1,2,\dots,N) \quad (j=1,2,\dots,J) \quad (5)$$

i 表示个体劳动力， j 表示城市， Z_j 为劳动者备选城市 j 的其他城市特征变量， u_{ij} 为误差项。劳动者在选择流入城市时满足效用最大化，劳动者 i 选择流入城市 j 的充要条件：

$$U_{ij} \geq U_{ik} \quad \forall k \neq j \quad (6)$$

被解释变量反映劳动者的流入城市选择，为一个取值 0、1 的虚拟变量：取值为 1 意味着城市 j 被劳动力 i 选中；取值为 0 意味着城市 j 没有被劳动力 i 选中。城市 j 被劳动力 i 选

中的概率如（7）所示。我们采用条件 Logit 模型来估计模型的参数。由于每个劳动力个体均包含 J 种城市选择，故回归的样本总量为 $(N \times J)$ ：

$$Prob(choice_{ij}=1)=\frac{\exp(\beta_1 hp_j + \beta_2 hp_j^2 + Z_j)}{\sum_{j=1}^J \exp(\beta_1 hp_j + \beta_2 hp_j^2 + Z_j)} \quad (7)$$

（二）变量说明和数据描述

劳动力流动的个体数据来自中山大学社会科学调查中心的“2012 年和 2014 年中国劳动力动态调查数据”(CLDS)。CLDS 基于随机分层抽样方法，在劳动力的流出地进行溯源调查，调查对象为样本家庭户中年龄 15 至 64 岁的全部劳动力。CLDS 记录了劳动力历次流动的时间、流入地和流出地，但是从实证策略上看，最后一次流动与劳动力个体当前状态最为接近，也最能体现房价的真实影响。CLDS 中对流动劳动力人口的定义为：6 个月以上跨县级及以上行政单位的人口为流动人口。CLDS2012 包含流动样本 2386 个。CLDS2014 包含流动样本是 4213 个。经过数据清洗并与城市数据相匹配，本文成功识别出 5203 个跨市流动样本，其中 CLDS2012 中 1694 个，CLDS2014 中 3509 个。

城市层面数据综合了《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国国土资源统计年鉴》等。由于城市数据缺失，中国的地级及以上城市的数量最终包含了 250 个。文中的核心解释变量是城市房价，为了研究房价对人口流动是否存在拐点，本文加入房价的二次项。控制变量主要有医疗服务、基础教育、人口规模、失业率、工资、固定资产投资、产业结构、距区域中心大城市距离、流入地是否省会等 9 个城市特征变量。

表 1 流动劳动力的个人特征

变量	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
年龄	5203	39.82	12.34	15	64
性别（男=1）	5203	0.48	0.50	0	1
受教育水平	5203	9.86	3.74	0	22
父亲受教育水平	4001	6.92	4.12	0	19
母亲受教育水平	4959	4.63	4.23	0	16
是否拥有资格证书	5203	0.23	0.42	0	1
家庭阶层	5131	3.44	1.97	0	10

本文与时间有关的经济变量均为 2000-2012 年的年度数据的均值，以 1999 年为基期的居民消费价格指数平减为实际值。同时本文参考刘毓芸和徐现祥(2015)的做法，采用一段有代表意义时间内的城市经济变量的均值作为其衡量方式，一方面避免由于数据缺失和迁移时间的分散导致的样本量损失，另一方面可以更好地反映城市间房价水平差异带来的影响。

2000-2012 年覆盖了我国在住房制度改革后房价飞速上涨和劳动力流动加速的阶段。由于 2004 年房价统计数据存在较多缺失值，故未采用。此外，我们使用各地 2012 年的房价对房价均值做拟合，拟合值高度显著，2012 年房价约为房价均值的 1.8 倍，说明房价均值可以较好地反映各地近期的房价水平。

表 2 城市特征的描述性统计

变量	定义	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
实际房价	全市的商品房销售额(千元)/销售面积(平方米)	250	1.22	0.68	0.55	5.72
房价收入比	实际房价水平(元/平方米)/职工年均工资(元)	250	0.12	0.03	0.05	0.29
医疗服务	市辖区医院数(所)/人口规模(万人)	250	0.26	0.42	0.02	5.47
基础教育	市辖区中学数(所)/在校中学生人数(万人)	250	9.53	2.02	4.66	15.25
人口规模	年末户籍人口数量(千万人)	250	0.43	0.30	0.02	3.19
失业率	登记失业人数/(登记失业人数+在岗职工人数)	250	0.11	0.05	0.02	0.32
工资	全市职工年平均工资(万元)	250	0.98	0.27	0.50	2.35
固定资产投资	固定资产投资总额(亿元)/GDP(亿元)	250	0.49	0.13	0.16	1.09
产业结构	第三产业产值(万元)/第二产业产值(万元)	250	0.82	0.34	0.14	2.44
距区域中心大城市距离	距最近的区域中心大城市的地理距离(百万米)	250	0.37	0.27	0.00	2.39
省会	省会取值为 1；否则为 0	250	0.12	0.33	0.00	1.00
流出地流入地距离	劳动者流出地与各备择城市的地理距离(百万米)	352250	1.17	0.67	0.00	3.90
是否同一省份	劳动者流出地与各备择城市是否处于同一省份	352250	0.05	0.22	0.00	1.00

城市吸引人口流入的因素还有更高的收入水平和更多的就业机会，但由于中国对外来劳动力的收入和失业登记并不完全，我们还控制了固定资产投资、产业结构、距区域中心大城市距离等变量来反映外来劳动力可能在城市获得的收入和就业机会。本文采用人均医院数衡量城市的医疗服务水平，生均中学数衡量城市基础教育水平。在回归中我们还控制城市的人口规模。人口通过学习、分享和匹配这三个机制可以直接给劳动者带来好处（Duranton and Puga, 2004），但是人口规模过大也会减少公共服务供给水平以及加剧就业竞争、恶化环境，所以人口规模同时存在正向和负向作用。为了排除与城市行政级别相关且会影响房价和劳动力流向的不可观测因素，控制了是否为省会城市的特征变量。为了控制气候、文化、历史等方面影响劳动力流向的不可观测的省际差异，在回归中还控制省的固定效应。表 2 报告了城市特征的描述性统计。

（三）回归结果及分析

表 3 报告了特定城市房价影响劳动力流向决策的基本回归结果。回归 1 中我们仅考虑房价和房价平方值对外来劳动力流向选择的影响，结果有显著的倒 U 型影响，作用的拐点在 4781 元/平方米左右。由于采用了 2000-2012 年年度数据的均值处理，并采用实际值，这个拐点数据无法直观地判断出每一城市每一年房价水平是否超过拐点。由描述性统计可得，超

过 4781 元/平方米的房价平均值的城市有两个（北京、深圳），这意味着：房价的拐点相对于大部分城市较高，非一线城市实际房价未到达房价拐点，其房价上升对人口迁移的主导力量为拉力作用；而极少数一线城市实际房价越过了临界点，此时房价继续上升阻碍劳动力的流入。

表 3 基本回归结果

解释变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5
实际房价	2.333*** (0.039)	1.646*** (0.060)	2.460*** (0.090)	2.506*** (0.131)	2.441*** (0.134)
实际房价平方项	-0.244*** (0.006)	-0.149*** (0.008)	-0.235*** (0.011)	-0.244*** (0.016)	-0.254*** (0.018)
省区固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制
房价拐点	4.781	5.523	5.234	5.135	4.805
Chi2	9293.02	11287.54	12053.18	749129.06	6587.84
Pseudo R2	0.1309	0.1579	0.1835	0.2143	0.2074
城市数量	250	250	250	250	250
个人数量	5203	5203	5203	2493	2640

回归 2 在回归 1 的基础上加上了医疗服务、人口规模等控制变量，两个主要变量的概率弹性均稍微变小，但符号未发生变化并保持高度显著性。尽管房价作用的拐点大幅上升至 5523 元/平方米，北京和深圳两个一线大城市仍然越过此拐点。为进一步控制各城市的地理位置、气候环境等因素，回归 3 在回归 2 的基础上引入流入地的省区固定效应虚拟变量。此时，房价及房价平方项对流入地选择仍呈现显著影响，拐点为 5234 元，总体趋势与前两个结果保持一致。

除此之外，考虑到我国房地产市场从 2003 年开始出现房价全面上涨（陈斌开和张川川，2016），为了保证劳动力迁移年份和房价上涨最迅速时期匹配的准确性，本文识别了于 2003 年后迁移的劳动力样本，包含了共 2493 个观测值。回归 4 给出了该子样本的回归结果，核心解释变量的显著程度、估计值和房价拐点的估计值均与回归 3 高度一致。

最后本文将实际房价跟劳动力个体流动前的时间进行了匹配。具体来说，本文筛选出流动时间为 2001-2013 年的个体共 2640 个，并为每个劳动力个体匹配了 2000 年至流动年份前一年的房价均值作为核心解释变量，从而更准确地识别劳动力所能获得的房价信息对流动决策的影响。回归 5 报告了回归结果，与回归 3 结果高度一致，说明结果是可信的，不受房价处理方式的影响。

上述实证结果与理论分析中的预期吻合，因此可以初步得出结论，房价对劳动力流动同时存在拉力和阻力作用，呈现出“倒 U 型”影响曲线：房价低于临界值时，拉力作用占主导地位，对人口流动产生正向影响；但一旦越过临界值，个体在一定时期内生活成本大幅上升，最后房价对劳动力流入的阻力超过了拉力成为主导力量。

回归中我们还估计了其他控制变量的系数。备选城市的医疗服务对人口流入存在显著正影响，劳动力倾向于流入拥有良好的公共服务的城市；人口规模的系数显著为正，说明大城市更吸引劳动力流入；由于中国对外来劳动力的收入和失业登记并不完全，我们综合控制了工资、失业率、固定资产投资、产业结构、距区域中心大城市距离等变量来反映外来劳动力可能在城市获得的收入和就业机会。结果基本符合预期，产业结构与劳动力流动存在反向变动趋势，表明第二产业相比于第三产业对劳动力有更大的吸引力；距区域中心大城市距离和是否为省会两个变量的均表明区域中处于经济或政治中心的城市对劳动力有更大的吸引力。

五、稳健性检验

（一）考虑房价上涨的影响

上述基本回归是基于房价 2000-2012 年均值对劳动力流动的影响，事实上在考察的十几年内，我国房价特别是大城市房价节节攀升，时间维度的考察也尤为重要。我们根据劳动力的流动年份和流入城市对其进行分类，匹配 2001-2013 年劳动力流动数据与对应年份滞后期房价数据进行计数模型回归。经过数据分类处理，我们最终获得共 3250（250×13）个样本点，劳动力流动人数共 2640 人。本文利用了劳动力个体流动的数据，在识别上利用城市层面的房价数据解释微观个体的流动选择，从逻辑上避免反向因果的影响（夏怡然和陆铭，2015）；当然，微观个体的决策加总仍然可能对宏观层面产生影响。为避免双向因果带来的内生性问题，在检验地方房价是否影响人口流动时，对房价数据一般都选择前定变量（Day, 1992; Dahlberg et al., 2012）。本文亦参考已有文献的做法，采用滞后一期房价作为解释变量进行回归。

$$P(Y_{it} = y_{it} | hp, Z) = \frac{e^{-\lambda_{it}} \lambda_{it}^{y_{it}}}{y_{it}!} \quad (8)$$

表 4 稳健性检验：时间维度考察

解释变量	回归 6 Poisson	回归 7 NB
实际房价	1.248***	1.263***

	(0.123)	(0.153)
实际房价平方项	-0.115*** (0.016)	-0.127*** (0.015)
其他城市特征	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
省区固定效应	已控制	已控制
房价拐点	5.426	4.972
Log-likelihood	-2851.4267	-2715.1768
时间跨度	13	13
截面数量	250	250

本文采用的泊松回归模型如式（8）所示，其中 y_{it} 为第 t 年流入城市 i 的劳动力数量； λ_{it} 为泊松到达率，由解释变量决定： $\lambda_{it} = \beta_1 hp_{it} + \beta_2 hp_{it}^2 + Z + u_{it}$ 。

表 4 中回归 6、7 分别给出了面板泊松、负二项回归模型的回归结果。面板负二项模型的对数似然值小幅度提高，拟合效果更佳。核心变量滞后一期房价及其平方项均保持高度显著，且系数符号符合理论预期。房价拐点为 4.972，超过这一拐点为北京、上海和深圳的部分年份数据，共 21 个观测点，占总体 3250 个观测点的 0.646%，与基础回归中超过拐点的城市样本占比 0.800% 相近（2/250）。由此我们可以确定，在匹配劳动力流动年份对应的房价后，房价水平对劳动力流动仍然保持稳健的倒 U 型影响，而且房价拐点依然出现在较高的价格水平。

（二）区分样本流动动机

CLDS 问卷涵盖样本个体的流动动机，本文根据流动动机是否为求职/创业对样本进行了细分，获得以工作为流动目的的子样本，共包括 2408 个观测值，相比而言更能体现劳动力跨市流动选择中的收益和风险权衡。表 5 中的回归 8 给出子样本的回归结果，两个核心解释变量依然保持高度显著。除此之外子样本的房价拐点为 5.026，与基础回归结果一致。

表 5 稳健性检验 2

解释变量	回归 8 流动动机	回归 9 房价收入比	回归 10 不同标准误	回归 11 房价收入比
实际房价	3.086*** (0.133)	48.40*** (2.499)	2.460*** (0.373)	48.40*** (10.53)
实际房价平方项	-0.307*** (0.016)	-90.97*** (6.454)	-0.235*** (0.045)	-90.97*** (24.97)
其他城市特征	已控制	已控制	已控制	已控制

省区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
标准误类型	robust	robust	cluster	cluster
房价拐点	5.026	0.266	5.234	0.266
Chi2	7425.52	11465.05		
Pseudo R2	0.278	0.1842	0.1835	0.1842
城市数量	250	250	250	250
个人数量	2408	5203	5203	5203

（三）采用不同的房价指标

房价收入比为各年份城市房价与职工年均工资比值，衡量在给定的城市中劳动力购买房产的平均难易程度。回归 9 和 11 给出了使用房价收入比代替实际房价进行回归的结果。在控制了城市特征变量和省区固定效应的情况下，房价收入比、房价收入比平方项两个变量的系数均在 1%的水平上显著，拐点为 0.266 年/平方米（相当于商品房一平米售价约为 3.19 个月工资），与表 3 中基本回归的结果一致，越过这个拐点的城市数量为 3 个，分别是深圳、三亚和温州。

（四）采用更加稳健的聚类标准误

考虑样本间的组内相关性，我们将标准误聚类到省层面，采取最严格的标准检验结果的稳健性。回归 10 显示系数依然高度显著，证明房价拐点稳健存在；回归 11 也在聚类标准误基础上采用房价收入比，此时两个主要变量的系数仍在 1%的水平上显著。

（五）加入流出地的影响

劳动力在选择流动的目标城市时，流出地和流入地的距离会从交通成本和心理成本两个主要的方面影响劳动力流动的成本。为了防止遗漏变量导致系数估计偏误，在这一部分我们将劳动力流出地和流入地的距离、是否处于同一省份两个变量纳入回归之中。回归 12、13 分别报告了使用实际房价、房价收入比作为解释变量时，加入流入流出地距离及同一省份虚拟变量作为控制变量的回归结果。由结果可见，加入的两个控制变量均高度显著，而且符号也与预期一致，代表房价的变量及其平方项的系数符号没有发生变化，而且保持一贯的显著性。

表 6 稳健性检验 2：加入流出地影响

回归 12		回归 13	
实际房价	2.579*** (0.173)	房价收入比	51.40*** (4.714)
实际房价平方项	-0.266*** (0.021)	房价收入比的平方	-101.5*** (12.120)

流入地流出地距离	-1.460*** (0.107)	流入地流出地距离	-1.458*** (0.107)
流入地流出地是否同一省	2.019*** (0.097)	流入地流出地是否同一省	2.019*** (0.097)
其他城市特征	已控制	其他城市特征	已控制
省区固定效应	已控制	省区固定效应	已控制
房价拐点	4.848	房价拐点	0.253
Chi2	197237.94	Chi2	189952.92
Pseudo R2	0.3523	Pseudo R2	0.352
城市数量	250	城市数量	250
个人数量	1409	个人数量	1409

(六) 考虑反向因果关系

劳动力流动可能从两个方面影响房价：短期来看劳动力流入特定城市，造成该城市潜在房屋消费者增多，而潜在房屋消费者数量则从需求侧推高房屋价格（梁云芳和高铁梅，2006）；长期来看中国劳动力倾向于向规模经济和人力资本外部性发挥得更充分的城市集聚（夏怡然和陆铭，2015），影响城市发展前景从而影响房屋的投资性消费。因此需要考虑劳动力流动对城市房价的反向作用。

在条件 Logit 模型中两阶段最小二乘法失效，本文引入工具变量的计量方法参照 Hilbe（2011）两步法。在实际回归上我们将房价和房价平方项视为两个内生变量，选取了财政分权程度、政府住宅用地供给面积作为工具变量。原因在于，分税制背景下逐年扩大的财政分权度是引发政府追求土地财政的制度性因素，土地财政规模对于房价水平有显著正影响，且随着财政分度扩大而被强化（宫汝凯，2012）。同时，房价受到供给影响，房地产竣工面积和房价呈负相关（况伟大和李涛，2012）。财政分权程度采用收入指标进行衡量，具体为（地级市本级预算内财政收入/中央本级或全国财政预算内收入），数据来源于《中国城市统计年鉴》；住宅用地供给面积数据来源于《中国国土资源统计年鉴》。两个工具变量均经过均值处理，财政分权取 2000-2012 年均值，住宅用地供给面积由于数据统计开始于 2009 年，故取 2009-2012 年均值。第一阶段回归中，实际房价对两个工具变量的回归系数均显著，两者均通过联合显著 F 检验和 Shea 偏 R2 检验，可排除弱工具变量问题。

表 7 中回归 14、15 分别报告了基础回归 3 对应的泊松、负二项回归的估计结果。可以看到泊松回归的系数估计与基础回归结果完全一致，负二项回归中误差项修正后核心变量的系数均有小幅上升，对应的房价拐点下降至 4.435，越过临界值的仍为北京、深圳两个城市；回归 16 展示了 Hilbe 两步法第二阶段回归的估计结果，两个核心变量的估计系数仍然在 1% 的水平上显著，且符号未发生改变；回归 16 和基础回归结果区别较大，房价临界值降至 2.445，

共有北上广深等 10 个城市越过该拐点。此外加入核心变量第一阶段估计残差后对数似然值小幅提高，房价平方项的残差通过 5%显著性检验，联合显著检验中卡方统计量为 5.51（对应的 P 值为 0.0635），表明房价变量在劳动力流动问题中确实存在一定内生性，但在工具变量法处理后房价对劳动力跨市流动的“倒 U 型”影响仍然稳健存在。

表 7 内生性问题处理：工具变量法

解释变量	回归 14 Poisson	回归 15 NB	回归 16 Two-step NB
实际房价	2.460*** (0.451)	2.785*** (0.607)	4.279*** (1.158)
实际房价平方项	-0.235*** (0.054)	-0.314*** (0.082)	-0.875*** (0.242)
res_房价			-1.821 (1.626)
res_房价平方			0.710** (0.318)
其他城市特征	已控制	已控制	已控制
省区固定效应	已控制	已控制	已控制
房价拐点	5.234	4.435	2.445
Log-likelihood	-1810.37	-788.36	-786.89
城市数量	250	250	250

六、模型的拓展：个体和地区差异

（一）个体异质性

前文我们将所有劳动力视为对房价偏好完全相同的个体，采用条件 Logit 模型对其进行回归并得出结论。这一部分我们将引入劳动力个体的异质性，着重考虑个体教育水平、技术水平、家庭阶层、户籍等在房价对流动决策的影响中扮演的角色，验证引入异质性后房价对劳动力流动决策的“倒 U 型”驱动是否保持一致。

由于条件 Logit 模型不能直接引入个体异质性变量，我们在原模型中引入主要变量（房价水平）和个体特异性变量（本文主要研究受教育水平）的交互项，模型如下式（9）所示，个体异质性由 E_i 表示。

$$Prob(choice_{ij} = 1) = \frac{\exp(\beta_1 hp_j + \beta_2 hp_j^2 + \beta_3 hp_j E_i + \beta_4 hp_j^2 E_i + Z_j)}{\sum_{j=1}^J \exp(\beta_1 hp_j + \beta_2 hp_j^2 + \beta_3 hp_j E_i + \beta_4 hp_j^2 E_i + Z_j)} \quad (9)$$

回归估计模型为 $U_{ij} = \beta_1 hp_j + \beta_2 hp_j^2 + \beta_3 (hp_j \times edu) + \beta_4 (hp_j^2 \times edu) + Z_j + u_{ij}$ ，个体流

入选择的期望效用为 $E(U_{ij}|edu, hp, Z) = (\beta_1 + \beta_3 edu)hp_j + (\beta_2 + \beta_4 edu)hp_j^2 + Z_j$ 。因此可算得房价拐点为：

$$hp_0 = -\frac{1}{2} \frac{\beta_1 + \beta_3 edu}{\beta_2 + \beta_4 edu}, \text{ 进一步化简上式可得:}$$

$$hp_0 = \frac{1}{2} \left(-\frac{\beta_1}{\beta_2} + \frac{\beta_3 - \beta_4 edu}{-\beta_2 - \beta_4 edu} \right) \quad (10)$$

表 8 考虑个体差异

	回归 17 受教育水平	回归 18 父亲受教育水平	回归 19 母亲受教育水平	回归 20 是否持有资格证书	回归 21 家庭阶层	回归 22 户籍是否在流入地
房价	1.732*** (0.142)	1.968*** (0.130)	2.232*** (0.104)	2.398*** (0.094)	2.288*** (0.114)	3.025*** (0.010)
房价的平方	-0.144*** (0.021)	-0.172*** (0.018)	-0.210*** (0.014)	-0.227*** (0.012)	-0.208*** (0.016)	-0.291*** (0.012)
房价×差异	0.075*** (0.010)	0.039*** (0.011)	0.053*** (0.009)	0.286*** (0.091)	0.055*** (0.020)	-0.984*** (0.084)
房价平方×差异	-0.010*** (0.002)	-0.004*** (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.0329** (0.014)	-0.008** (0.003)	0.069*** (0.014)
其他城市特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Chi2	12164.61	10105.26	11516.23	12066.58	12066.58	12066.58
Pseudo R2	0.1848	0.2145	0.1837	0.1838	0.1838	0.1838
城市数量	250	250	250	250	250	250
个人数量	5203	4001	4959	5203	5203	5203

回归 17 我们引入实际房价及其平方项和样本个体受教育水平的交互项，四个主要变量均在 1%的水平上通过了显著性检验。房价交互项、房价平方交互项的符号分别与房价、房价平方项一致，“倒 U 型”驱动未发生改变。将回归中的系数代入式 (10)，部分②中分子

$$\beta_1 - \frac{\beta_2 \beta_3}{\beta_4} > 0, \text{ 分母中 } -\beta_2 \text{ 和 } -\beta_4 \text{ 均大于零, 可得出结论: 随着样本个体的受教育水平上升,}$$

房价拐点呈现下降趋势。这也就意味着，相比于低教育劳动力，高教育水平劳动力更容易受到高房价对流入选择的抑制作用。一种解释是高教育水平劳动力更加倾向于购房，而低教育水平劳动力收入较低从而倾向于租房。自 2003 年以来，中国城市房地产销售价格相对租赁

价格的更快上涨，形成了城市房价租金“剪刀差”（高波等，2013）。中国特色的城镇化道路，可以用新增常住人口居住在价格低廉的非普通商品房为主的模式来解释（范剑勇等，2015）。

回归 18 和 19 中我们分别用样本个体父亲和母亲的受教育水平代替回归 17 中样本个体自身的受教育水平进行回归。由于数据缺失，回归 18、19 分别包含 4001 个和 4959 个样本。系数均具有高度显著性，房价“倒 U 型”驱动的趋势保持不变，房价拐点随着样本个体父亲/母亲受教育水平的上升而下降。由于本文样本的受教育水平的均值为 9.86，代表样本受教育水平平均介于初中和高中之间，受教育程度不高，因而有必要探讨房价是否对高低教育水平劳动力产生不同影响。本文将高、低教育水平群体按中位数划分临界值为 9 年，对应高教育水平群体受教育水平为高中及高中以上（占比 39.84%），低教育水平群体受教育水平为高中以下（占比 60.16%）。我们将样本按受教育水平进行分类后进行回归，发现高教育水平群体拐点仍然略低于低教育水平群体拐点，说明低教育水平劳动力因为购房需求意愿低，受到阻力较小，房价对低教育水平劳动力影响依然存在。房价的影响并不仅仅是由购房需求引起的，主要来源于预期高收入、较好的工作机会等拉力因素。

同时本文还采用了其他两个度量指标来验证个体技能异质性的影响：个体是否持有资格证书和家庭阶层。其中家庭阶层的度量采用的是 CLDS 调查问卷中问题“被访者认为在自己 14 岁时，家庭处在哪个等级上”，等级由 1 到 10 递增。这两个指标均与个体的技能水平和受教育水平呈高度正相关。识别方法与前文受教育水平交互项回归一致，回归结果均可根据式（10）进行判断。回归 20 和 21 给出的回归结果显示核心解释变量的系数均通过了显著性检验，系数符号符合预期。将对应系数代入式（10）后部分②的分子均大于 0，随着交叉项中个体特征值的上升，对应的房价拐点均出现下降。这意味着持有资格证书和家庭阶层的提高两种情况均会导致劳动力对房价升高更加敏感，和上文中个体受教育异质性的研究中得出的结论一致。

进一步地，考虑到户籍在劳动力流动中的重要性，本文将样本根据个体户籍是否与流入地一致划分为两个子样本，以户籍在本地代理个体的购房选择。个人若打算在一个地区落户，其购房动机将远大于一直以流动劳动力身份在本地工作的个体；回归 22 给出了引入户籍因素后的回归结果，均显示户籍与流入地一致的个体的房价拐点更低，意味着在流入地落户的个体，也即更可能选择购房而非租房的个体，对该地区房价水平更为敏感。我们将样本区分为有户籍和无户籍的子样本，发现即使是无户籍子样本，房价的倒 U 型影响依然存在，原因在于购房和租房市场存在正的相关性，即使租房依然会受到房价的影响。

表 9 考虑城市差异

	城市区位差异		城市规模差异	
	回归 23 东部城市	回归 24 内陆城市	回归 25 特大超大城市	回归 26 其他城市
房价	1.738*** (0.109)	6.818*** (0.980)	1.837*** (0.157)	1.232*** (0.385)
房价的平方	-0.170*** (0.013)	-2.725*** (0.459)	-0.187*** (0.018)	0.002 (0.084)
其他城市特征	已控制	已控制	已控制	已控制
省区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
房价拐点	5.112	1.251	4.912	-
Chi2	5712.57	3582.18	4599.05	3986.27
Pseudo R2	0.1883	0.1983	0.1810	0.1912
城市数量	96	154	83	167
个人数量	3416	1787	3402	1801

(二) 城市区域差异和城市规模差异

本文主要关注城市的地理区位和城市规模两大分类特征。按地理区位划分, 本文将 250 个流入地备选城市划分为两类: 东部沿海和内陆城市。分类后, 样本中流入东部沿海的劳动力有 3416 个, 流入内陆城市的劳动力有 1787 个, 合计 5203 个样本。按城市规模划分, 本文亦将流入城市划分为两类: 规模为特大和超大城市为一类, 规模为大、中、小城市为一类。本文的备选城市最终归属特大、超大城市的有重庆、上海、北京等共 83 个城市。分类后, 样本中流入特大和超大城市的劳动力有 3402 个, 流入大、中、小城市的劳动力有 1801 个, 合计 5203 个。分类后的条件 Logit 回归结果如表 9 所示。回归 23、24 给出了东部沿海城市和内陆城市的分类回归结果。两个回归的主要变量系数保持高度显著, 而且符号与理论分析结果一致。但在房价的“倒 U 型”拐点上, 东部城市和内陆城市存在较大差异: 东部城市房价拐点约为 5112 元/平方米, 但内陆城市房价拐点仅仅约为 1251 元/平方米, 越过这个拐点的内陆城市有成都、南宁、西安、太原、武汉等 25 个城市之多。这也说明相比于东部沿海城市, 劳动力流动在选择流入内陆城市时对房价的上升更敏感。房价上升所能带来的正效用很快就被生活成本的提高和价格波动的风险等因素抵消。

回归 25、26 给出按城市规模分类的回归结果。特大和超大城市房价的系数依然保持显著, 符号与预期一致, “倒 U 型”驱动稳健存在; 但在大、中、小城市的样本回归中, 房价平方项的系数不再显著, 而实际房价的影响依然稳健为正。这说明在大、中、小城市中, 房价对劳动力流动的影响总体上是吸引作用。本文认为, 房价的一个主要决定因素为其需求量,

而需求量主要受特定房地产市场消费者也就是当地人口规模影响。因此绝大部分的非特大或超大城市未达到总体上的房价拐点，导致在分类回归中“倒 U 型”的影响不明显。

七、结论

一方面，高房价意味着城市更好的发展前景、个人更合适的工作机会和更大的财富增长空间，同时还意味着更优质的公共服务和基础设施等因素，因此高房价能够吸引劳动力流入；另一方面，快速上涨的房价极大地加重了外来劳动力的生活成本。在理论上，本文建立模型分析房价的拉力作用和阻力作用，即在一定条件下，房价上涨会对劳动力流动产生先吸引后抑制的倒 U 型驱动。在实证上，本文使用 2012 和 2014 年中国劳动力动态调查数据 (CLDS) 和 2000-2012 年 250 个地级市的房价数据构造出一个房价影响劳动力流动选择的微观数据库。实证结果得出，当房价较低时，其上升的拉力作用占主导，促进劳动力流入；当房价超过一定临界值，房价上升带来永久性收入的收益呈下降趋势，不确定性引起的阻力作用增强成为主导力量。这点对于经济发达的数个一线大城市尤为明显。本文在控制房价测量误差、流出地特征和个人特征后，房价对劳动力流动的“倒 U 型”驱动仍然显著存在，这说明估计结果是稳健的。

进一步地，本文重点从教育水平、技术水平、家庭阶层等三方面度量劳动力的技能高低，发现房价对高技能劳动力的抑制作用更显著，个体自身或其父母教育水平越高，家庭阶层越高，持有资格证书越多，就越容易受高房价水平的影响；这是因为高技能劳动力更加倾向于购房，而低技能劳动力收入较低倾向于租房，受到房价的影响相对较小。此外，我们发现户籍与流入地一致的个体的房价拐点更低，意味着在流入地落户的个体对该地区房价水平更为敏感。在对地理特征的研究中发现，“倒 U 型”影响主要作用在大城市，沿海城市中劳动力流动的倒 U 型拐点更大。

基于以上发现，城市房价对于劳动力流动存在显著的影响，而且这种影响不是单向的，不同城市的房价政策也不能一刀切。对于超过拐点的大城市来说，应该减轻劳动者的住房压力，如加大居住用地供给等。本文更重要的发现是，高房价对于高技能劳动力的抑制作用强于低技能劳动力，一些城市寄希望通过房价上涨赶走低技能劳动力、提升劳动力结构的做法可能适得其反。一线城市的房价整体调控会吸引更多的高素质劳动力流入，也能够更好地促进城市创新创业和产业升级。具体的调控措施，应该通过增加住房的供给来解决。此外，在地理区位差异中，内陆城市的房价水平对劳动力流动的拐点远小于东部沿海地区，从这个角

度而言，内陆城市房价上涨对于劳动力流入的负面影响尤其值得警惕，这会影响城市的内生增长动力。

参考文献

- [1] 陈斌开和张川川, 2016:《人力资本和中国城市住房价格》,《中国社会科学》第5期。
- [2] 程名望, 史清华, 徐剑侠, 2006:《中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释》,《经济研究》第4期。
- [3] 蔡昉, 2007:《中国劳动力市场发育与就业变化》,《经济研究》第7期。
- [4] 范剑勇, 莫家伟, 张吉鹏, 2015:《居住模式与中国城镇化》,《中国社会科学》第4期。
- [5] 高波, 2012:《区域房价差异、劳动力流动与产业升级》,《经济研究》第1期。
- [6] 高波, 王文莉, 李祥, 2013:《预期、收入差距与中国城市房价租金“剪刀差”之谜》,《经济研究》第6期。
- [7] 宫汝凯, 2012:《分税制改革与中国城镇房价水平》,《金融研究》第8期。
- [8] 况伟大, 李涛, 2012:《土地出让方式、低价与房价》,《金融研究》第8期。
- [9] 刘毓芸, 徐现祥, 肖泽凯, 2015:《劳动力跨方言流动的模式》,《经济研究》第10期。
- [10] 梁云芳, 高铁梅, 2006:《我国商品住宅销售价格波动成因的实证分析》,《管理世界》第8期。
- [11] 梁琦, 陈强远, 王如玉, 2013:《户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化》,《中国社会科学》第12期。
- [12] 潘静, 陈广汉, 2014:《家庭决策、社会互动与劳动力流动》,《经济评论》第3期。
- [13] 夏怡然, 陆铭, 2015:《城市间的孟母三迁——公共服务影响劳动力流向的经验研究》,《管理世界》第10期。
- [14] 夏怡然、苏锦红、黄伟, 2015:《流动人口向哪里集聚? 流入地城市特征及其变动趋势》,《人口与经济》第3期。
- [15] Brakman, S., H. Garretsen and M. Schramm, 2002, “New Economic Geography in Germany: Testing the Helpman-Hanson Model”, Discussion Paper Series, Hamburg Institute of International Economics, No. 6183.
- [16] Bagne, D.J. , 1969, “Principle of Demography”. Johnson Wiley and Sons, New York.
- [17] Duranton, G. , and D. Puga, 2004. “Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies”. In: Henderson, J.V. and J-F. Thisse, (Eds.), Handbook of Regional and Urban Economics, Vol. IV. North Holland, Amsterdam, pp.2063~2118.
- [18] Dohmen, T.J. , 2005, “Housing, Mobility and Unemployment”, Regional Science and Urban Economics, 35(3): 305-325.

- [19] Day, K.M. , 1992, “Interprovincial Migration and Local Public Goods”, *The Canadian Journal of Economics*, 25(1), pp. 123-144.
- [20] Everett, S.L., 1966, “A Theory of Migration”, *Demography*, 3(1):47-57.
- [21] Fair, R.C. , 1972, “Disequilibrium in Housing Models”, *Journal of Finance*, Vol. 2, pp. 207 — 221.
- [22] Helpman, E. , 1998, “The Size of Regions”, in D. Pines, E. Sadka and I. Zilcha (eds.), *Topics in Public Economics*, London: Cambridge University Press.
- [23] Hilbe, J. , 2011, *Negative Binominal Regression* (second edition), New York: Cambridge University Press.
- [24] Krugman, P. , 1991, “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 99(3) :483—99.
- [25] Meen, G. , and A. Nygaard, 2010, “Housing and Regional Economic Disparities”, *Economics paper*, Department for Communities and Local Government, No. 5.
- [26] Pissarides, C.A. , A. Christopher , and I. McMaster, , 1990, “Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implications for Policy”, *Oxford Economic Papers*, 42(4): 812—31.
- [27] Rabe, B. , and MP. Taylor. "Differences in opportunities? Wage, employment and house - price effects on migration." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74.6 (2012): 831-855.
- [28] Saks, R.E. ,2004, “Housing Supply Restrictions Across the United States”, *Wharton Real Estate Review*, (Fall) .
- [29] Smith, B.A. , and R. Ohsfeldt, 1982, “Housing-Price Inflation in Houston, 1970-1976.” *Policy Studies Journal*, 8(2),pp. 257-276.

中国货币供给的再认识

吴建军¹卓凯²

【摘要】本文依据央行资产负债表的规模与结构变化，指出央行并不是近年来中国货币供给持续上升的决定性力量。结合准货币在储蓄投资转化中的职能及其资产性质，本文分析了中国货币供给增加的形成机制。研究表明，中国货币供给持续快速扩张是间接融资模式下资本形成规模巨大、经济高速增长的结果。由于投资驱动的粗放型经济增长方式不可持续及资本产出效率的下降，中国货币供给蕴含了一定的潜在风险，应采取一系列有效措施调整经济结构及提高实体经济运行效率，进而优化货币经济与实体经济的匹配关系。

【关键词】货币供给 资本形成 金融风险

近年来，以 M2 表示的中国广义货币供给量呈现持续上升的趋势，自 2006 年的 34.56 万亿元上升至 2016 年的 155.01 万亿元。对于这一现象，有些学者认为货币供给持续快速上升的原因是外汇占款不断攀升导致的货币被动发行（王兆旭、纪敏，2011；徐诺金，2012）。也有学者从消费率不断下降和储蓄率高于投资率（王国刚，2011）、资产市场吸纳货币（汪舒、桂勇，2011）等角度分析了中国货币供给不断扩张的机制。与中国货币供给快速增长相关的一个问题是，在理论界与实务界，至今仍存在中国是否存在“货币超发”的争议（吴晓灵，2010；王国刚，2011；范从来、杜晴，2015）。理论及观点的差异表明现有研究对货币经济与实体经济之间关系的认识还存在一定的分歧。同时，对货币供给理解的偏差也会影响货币政策的制定及误导经济主体的行为，从而降低货币政策的有效性。因此，对中国货币供给作出进一步的分析非常必要。

毋庸置疑，金融体系产生与发展的本质是解决生产与消费在时间和空间上的协调问题（袁志刚、饶璨，2015），中国经济近三十年的高速增长也得益于以银行主导的金融体系不断将国民储蓄向社会投资转化。本文基于这一认识，以储蓄投资转化为切入点，分析中国货币供给的形成机制，得出的主要观点是：央行不是中国货币供给的决定性力量，外汇占款在

¹吴建军，中南财经政法大学金融学院

²卓凯，国家开发银行区域开发局

中国货币供给增加中并未起到关键性作用；在间接融资为主的融资模式下，中国规模巨大的资本形成使储蓄投资转化凭证更多地体现为商业银行负债方的存款，而不是直接融资模式下的股票、债券等其他凭证。从资本形成规模与储蓄投资转化凭证的角度看，中国货币供给具有强烈的内生性，特定融资模式下的实体经济结构是货币创造的根源；资本存量的产出效率决定储蓄投资转化凭证的真实程度，因而中国货币供给的潜在风险与资本存量的产出效率密切相关。

一、央行不是中国货币供给的决定性力量

在统计上，货币供给 M2 由流通中的现金 M0 以及商业银行资产负债表负债方的各项存款共同构成。央行资产负债表的规模与结构对 M0 与商业银行的存款规模具有重要影响，因而，考察央行资产负债表规模及结构变化是认识货币供给 M2 的前提。

（一）央行资产负债表的规模及结构特征

中国人民银行公布的数据显示，截至 2015 年末，中国央行的负债总额为 317836.97 亿元，其中货币发行为 69885.95 亿元（M0 为 63216.58 亿元），占央行负债的比例为 21.99%，而其他存款性公司存款（准备金）为 206491.55 亿元，占央行负债的比例为 64.97%。另外，2015 年末，中国广义货币供给量 M2 为 1392278.11 亿元，M0 与 M2 之比为 4.54%。由此可见，中国央行的负债主要体现为其他存款性公司的存款，货币发行以及与其密切相关的 M0 并不多。再看央行的资产，在 2015 年末，外汇占款高达 248537.59 亿元，占资产总额的 78.19%。由于资本流出、出口下降等原因，外汇占款在 2016 年末降至 219425.26 亿元，但占资产总额 343771.59 亿元的比例仍高达 63.83%，因此，外汇占款是央行资产的主要构成部分。

根据央行先有资产再有负债的原则以及外汇占款与资产总额的比例，可以发现，外汇占款增加是中国央行资产负债表扩张的主要驱动力量。但央行资产负债表扩张对商业银行资产负债表进而 M2 的影响还需要分析央行的负债结构及商业银行的行为。以出口导致的外汇占款为例，在中国的结售汇制度下，如果出口企业将售汇所得以人民币存款的形式持有，央行通过“货币发行”的方式取得外汇，则这一结售汇行为反映在商业银行与央行资产负债表中的科目为：商业银行存款（商业银行负债、创汇企业资产）、商业银行库存现金（商业银行资产）、货币发行（央行负债）、外汇（央行资产）。因而，不考虑商业银行与央行的进一步操作，由出口导致的外汇占款增加提高了货币供给 M2。假定央行通过提高准备金率的方式对冲由外汇占款增加导致的货币发行，则上述“商业银行库存现金”转化为“准备金存款”、“货

币发行”转化为“其他存款性公司存款”。从静态看，并未影响央行与商业银行的资产负债表的规模，也未引起货币供给 M2 发生变化，只是改变了央行的负债结构及商业银行的资产结构。但在动态上，“商业银行库存现金”与“准备金存款”对商业银行资产负债表的影响具有明显差异。“准备金存款”意味着出口企业的存款增加不会使商业银行的资产负债表继续扩张，而“商业银行库存现金”，在存在贷款需求时，将转化为“贷款”，并通过货币乘数使商业银行资产负债表进而货币供给 M2 进一步扩张。

（二）外汇占款的经济性质

央行的不同操作虽然使出口导致的存款增加在商业银行的资产端和央行的负债端以不同的科目出现，但出口企业的存款只与外汇占款形成对应索取关系，因为既定数量的债权只能对应既定数量的债务，出口企业的存款不能既体现为对国外资产的索取权，又体现为对国内资产的索取权，即使商业银行运用这笔存款的全部或部分通过货币乘数创造出新增货币，新增货币也是反映新的债权债务关系，并不与出口企业的存款产生关联。如果外汇占款增加由外资流入导致，则体现以下经济逻辑：外商通过付出外汇实现对国内资本的占有，而国内资本的出售方通过取得外汇实现对国外资本的占有，是一种国内资本与国外资本的互换行为。也可以认为，外资流入意味着国内经济主体把对国内资本的股权转化为以外汇占款体现的对国外资本的股权或债权。因而，无论是出口还是外资流入导致的外汇占款增加，都会通过央行的负债与商业银行的资产形成依次索取关系，最终都将对应商业银行负债端的等量存款。

根据对外汇占款的依次索取关系，央行资产端的外汇并不属于央行，因为对应着相应的负债，如存款性公司存款或货币发行，也不属于国民财富，因为央行的负债对应的是存款或现金持有主体的资产。在动态上，出口导致的货币增加会通过复杂的环节使这笔货币的持有主体发生变化，但没有改变货币持有主体对外汇拥有索取权的经济本质。由于货币供给 M2 的规模远远大于央行资产端的外汇，哪些货币持有主体最终成为外汇的所有者，取决于换汇意愿。总之，依据外汇占款形成的经济逻辑，央行资产端的外汇对应 M2 的等量部分，这部分 M2 行使的是国内储蓄转移到国外的权利凭证功能。

（三）外汇占款不是中国货币供给扩张的主要驱动力量

数据显示，央行外汇占款从 2006 年末的 84360.81 亿元上升至 2015 年末的 248537.59 亿元，外汇占款占央行资产总规模之比从 40.44% 上升至 78.19%。央行总负债中的其他存款性公司存款从 2006 年末的 48223.90 亿元上升至 2015 年末的 206491.55 亿元，存款性公司存款占央行总负债规模之比从 37.50% 上升至 64.97%。从增量角度看，2006 年末至 2015 年末，外汇占款增加 164176.78 亿元，存款性公司存款增加 158267.65 亿元，因此，近年来，央行

资产负债表中资产端的外汇占款增加与负债端的其他存款性公司存款增加在规模上没有明显差异，基本形成对应关系。这意味着，外汇占款导致的货币投放已被央行通过增加准备金的方式进行对冲。虽然外汇占款使创汇主体的存款进而商业银行的负债与 M2 增加，但在商业银行的资产运用中这笔存款并未转化为贷款作用于国内实体经济，只起到了对国外资产具有索取权的凭证功能，即外汇占款（央行资产）、其他存款性公司存款（央行负债）、准备金存款（商业银行资产）、商业银行存款（商业银行负债，创汇企业资产）形成依次索取关系。与之对应，当外汇占款下降，央行资产收缩时，央行也应该在负债端减少“其他存款性公司存款”，即降低准备金率使商业银行资产端的准备金存款减少以与换汇行为导致的商业银行负债端存款减少相匹配，否则会引起商业银行减少其他资产运用，比如回收贷款，应对存款者的换汇行为，从而影响国内实体经济运行。但面对近期外汇占款的下降，央行主要采取其他工具，如 MLF、PSL 等，补充市场的流动性。例如，2015 年末至 2016 年末，MLF 全年净投放 2.79 万亿元，PSL 的全年净投放为 1.03 万亿元，以弥补同期 2.91 万亿元外汇占款的减少及其他融资需求。央行没有通过降准的方式抵消外汇占款的减少，进而相应缩小其资产负债表，而是依靠增加国内债权的方式维持其资产负债表规模。央行的工具选择表明，央行资产负债表扩张与货币扩张并不具有一致性。降准虽然较 MLF、PSL 等工具更能缩小央行的资产负债表，但也会加大商业银行运用资金的自由度，增加信贷动力，提高货币乘数。因此，MLF、PSL 等工具相对降准而言属于稳健型的货币政策。总之，近年来，央行通过不断提高准备金率对冲外汇占款增加，而在水外占款减少时并未实施对等的反向操作，而是采取了更为谨慎的政策工具，这种应对外汇占款规模变化的非对称性政策措施充分表明央行在努力抑制货币供给的扩张。

综上所述，央行的资产负债表虽然在近年来不断扩张，但央行资产的主要构成部分是外汇占款，负债的主要构成部分是其他存款性公司存款，且两者基本形成对应关系，即外汇占款导致的货币供给增加在商业银行的资产运用中主要体现为准备金存款。尽管准备金存款会扩大商业银行的存贷差，从而影响实体经济的借贷成本，但就分析中国货币供给而言，准备金存款没有直接作用于国内实体经济，并切断了商业银行通过货币乘数进一步扩张货币供给的机制，使外汇占款对货币供给 M2 的扩张作用基本限于自身的规模，而且外汇占款与货币供给 M2 的比例在 2016 年末仅为 14.16%。因而，外汇占款增加并不是中国货币供给扩张的主要驱动力量。

二、间接融资模式下持续快速的资本形成是中国货币供给不断扩张的根本原因

由前文分析可以看出，央行在中国巨量货币供给中并未发挥决定性作用，而且在一定程度上央行为了抑制中国货币扩张一直进行持续的努力，如居于世界之首的准备金率以及由此导致的“其他存款性公司存款”占其总负债的高比例。因此，考察中国货币供给增加必须转向商业银行的资产负债表，因为在统计上，商业银行负债端的存款是中国货币供给 M2 的主要构成部分。

（一）资本形成对货币供给的影响

从 M2 的结构看，准货币（M2-M1）增加对中国的货币扩张起到了至关重要的作用，自 2006 年末的 219549.86 亿元增至 2016 年末的 1063509.43 亿元，增加了 843959.57 亿元。因为准货币主要由企业的定期存款与居民的储蓄存款构成，因而准货币承担的是储蓄职能，而非交易职能。以此为视角，许多研究表明，中国货币供给扩张与高储蓄及储蓄大于投资有关。当储蓄性资产相对匮乏，选择范围较小，主要以银行存款体现时，一旦储蓄过高，则会表现为货币供给增加（刘明志，2001；王国刚，2011）。另外，当储蓄大于投资时，在现有结售汇制度下，也会表现为外汇占款增加，提高货币供给水平。这些观点从准货币的资产性质出发分析中国货币供给的持续上升具有一定的合理性，但未对中国高储蓄的形成机制作出进一步的分析。显然，经济高速增长是高储蓄的基础，资本形成在近年来中国经济的高速增长中起着至关重要的作用。资本形成在短期是经济增长“三驾马车”中的关键变量，在长期，资本形成累积而成的资本存量则是经济增长不可或缺的生产要素。一方面，没有资本形成，中国经济高速增长从而规模巨大的储蓄也就无从谈起。另一方面，也正是由于资本形成才会使储蓄得以实现，在间接融资为主的融资模式下，没有资本形成的贷款需求，商业银行不会吸收储蓄方的存款。另外，根据货币内生理论，结合具体经济运行中资本形成决定经济增长、经济增长决定储蓄的客观现实，可以得出，是贷款决定存款，而不是存款决定贷款，即商业银行的资金运用（资产）决定商业银行的资金来源（负债）。由贷款支持的资本形成，是储蓄方向投资方通过商业银行让渡生产要素的储蓄投资转化过程，存款、贷款则是这种让渡的凭证。由于存款是货币供给的主要构成部分，因而，资本形成规模巨大不但是储蓄增加的原因，也是在间接融资模式下货币供给增加的原因。一旦资本形成规模收缩，投资主体贷款意愿下降，经济增长乏力，无论从储蓄主体的角度还是从商业银行的角度，货币供给将失去扩张的基础。

中国资本形成规模具有两个明显特征，一是资本形成的相对规模或资本形成率偏高；二是资本形成的绝对规模持续上升。资本形成的相对规模或资本形成与消费比例的差异会导致两个 GDP 总量基本相同的经济体不同的货币供给。在消费品的实现过程中，货币主要承担

交易功能，可以反复循环使用，因而货币流通速度较快，相应的货币供给规模较小。而资本品的实现往往不是完全通过购买方的自有储蓄，还需借入一定量的货币，这部分货币承担储蓄投资转化功能，使储蓄方与资本品使用方形成债权债务关系，这种对货币在固态上的占用会降低货币流通速度，相应的货币供给规模较大。这意味着，等量消费品与资本品的实现需要的货币量并不相同。当然，考虑近年来的住房消费信贷，中国住房消费的快速增长对货币供给增加起到了一定的作用。数据显示，从 2011 年末到 2016 年末，个人住房消费贷款余额从 71426 亿元增加到 179300 亿元，5 年间增加了 10 万亿元之多。根据前文所述贷款决定存款的逻辑，这部分贷款必然对应等量的存款。需要进一步说明的是，房价上涨是因，货币供给以更快的速度扩张是果，而不是一般认识上的反向因果关系，因为当房价上涨时，如果首付比例不变，购买方的贷款数量将增加，商业银行的资产负债表或货币供给相对于房价不变时扩张的规模更大。

根据本文的测算，2006 年末至 2014 年末，中国名义固定资本存量从 413941.08 亿元增至 1462331.62 亿元，增加了 1048390.54 亿元，而在同期，中国货币供给 M2 则从 345577.91 亿元至 1228374.81 亿元，增加了 882796.90 亿元。毋庸置疑，经济主体必然以股权或债权的形式体现对资本存量的所有权，在近年来间接融资为主的融资模式并未根本改观的情形下，资本存量的权利凭证会过多地表现为银行存款，导致资本存量与货币供给呈现较为一致的变化趋势。虽然资本形成并不是影响货币供给增加的唯一变量，其他因素也会导致货币供给发生变化。但是，如前文所述，资本形成对于经济增长的短期需求功能与长期供给功能使其他因素都会受到资本形成的制约与影响，因此，如果融资模式不发生根本性改变，间接融资仍居主导地位，资本形成将是货币供给变化的决定性因素。

由此可见，近年来中国货币供给 M2 水平不断攀升并居世界首位，一方面是缘于间接融资为主的融资模式，更重要的是中国的资本形成规模巨大且持续上升。资本形成不断累积必然会导致两个结果，一是资本存量显著提高，二是货币供给不断攀升。在间接融资模式下，依据储蓄投资转化的基本逻辑，货币供给与资本存量将形成一定的对应关系。因此，对于中国是否存在货币超发的判断不应只根据货币供给规模或货币供给的增长率是否大于 GDP 增长率与通货膨胀率之和，因为费雪方程式 $MV=PQ$ 所描绘的货币流通速度是一个相对稳定的数值在现代经济条件下已不再成立。

（二）准货币的资产性质及潜在风险

费雪方程式 $MV=PQ$ 中的 M 承担交易职能，因而将 $M2$ 代入费雪方程式，则与费雪方程式的本意不符。费雪在创立这一方程式时，并没有 $M0$ 、 $M1$ 、 $M2$ 的划分，当时美国的一些专家包括费雪赞同所谓“100%货币”，认为只有活期存款才是货币，定期存款不能视为货币，也不应缴纳准备金，这一观点在 20 世纪 30 年代曾引发广泛的争议（杜林远、邹进文，2016）。本文认为，对货币性质或功能认识的分歧为重新审视中国货币供给问题提供了非常有益的启示。显然，经济主体持有准货币（ $M2-M1$ ）中的定期或储蓄存款不是为了便于交易，而是为了获取收益，这与持有股票、债券等其他储蓄性资产的目的或动机并没有本质差异。国内很多研究根据 $M2/GDP$ 不断上升来判断货币超发也是由于忽略了准货币的资产性质。数据表明， $M1/GDP$ 在近年来并未出现明显上升，真正促进 $M2/GDP$ 上升的是 $(M2-M1)/GDP$ ，自 1980 年末至 2015 年末， $(M2-M1)/GDP$ 上升解释了 $M2/GDP$ 上升的 84%。根本原因在于准货币在更大程度上承担储蓄职能，从而与贷款形成的资产对应，而不是与 GDP 或物价水平构成直接关系。当强调货币的交易职能时， $MV=PQ$ 中的 M 应该是 $M1$ 而不是 $M2$ 。从准货币的资产性质出发，不难发现，货币供给 $M2$ 并不是代表购买力甚至潜在购买力的合适指标，也不是代表一国财富量的指标，不能由中国的货币供给是某几个国家的货币供给之和就得出中国能买下这几个国家的结论。我们不能因为甲有总量为十元的现金与存款，乙有总量为一元的现金与存款，就断言甲可以买十个乙，其中的道理很简单，乙还有其他资产，现金与存款只是其资产的一部分。另外，货币存量在很大程度上是作为储蓄投资转化凭证存在的，反映的是债权方与债务方的债权债务关系（格利和肖，1988），这种凭证的多少与融资结构存在一定的关系，但与一国资产规模或财富总量并不是等价概念。一个简单的事实是，假定一国的存款主体试图将存款变现去购买另外一个国家时，存款主体从银行得到的不可能是货币，而是债务主体的资产，即货币作为记账符号或债权凭证的功能消失。与之相关，虽然中国货币存量在 2016 年末已达到 155.01 万亿元的水平，但当央行向市场投放几千亿元甚至几百亿元时，流动性问题就可以得到缓解，原因在于 155.01 万亿元货币中的绝大部分是作为凭证而存在的，对应的是资产，已经被固化，真正用于交易的货币并不多。

总之，依据准货币的资产性质，考察中国货币供给是否适度应结合特定融资模式下资本形成累积而成的资本存量，资本存量产出效率的高低则是反映存款方的债权在动态上能否实现以及货币供给增加是否存在潜在金融风险的重要依据。根据本文的测算，近年来，中国资本产出比（ K/Y ）呈现出急骤上升的态势，由 2006 年 1.9 上升至 2014 年的 2.3。另外，根据相关研究，2013 年中国的投资回报率已经降至 4.17% 的新低，这一该数在 2000 年至 2008 年曾稳定在 8% 至 10% 的水平（白重恩、张琼，2014）。这表明，中国巨量货币供给在资本产

出效率下降的作用下，其风险日益凸现。因而，对中国货币是否存在超发的研究应关注实体经济的产出效率，如果效率低下则表明边际上的贷款从而存款不应该产生，即边际上的储蓄投资转化或资本形成不具有经济上的合理性。这也意味着，M2 作为货币政策的中介目标就中国目前而言并不十分科学，M2 增速不但要考虑价格水平及经济增长的变化，更需要考虑经济增长效率的变化。因为 M1 主要行使货币的交易职能，准货币主要行使货币的资产职能，对经济的作用并不相同，所以需要更为细化的结构性货币供给指标作为货币政策的中介目标。

三、降低中国货币供给的途径

本文将研究框架构建在价格型货币政策的传导机制，一是将基准利率选择与货币政策相结合，在兼顾基准性的同时，更注重传导枢纽功能；二是对利率数据采取了分段分析，比较清楚的呈现出金融危机前后，基准利率间地位和相互关系的变化；

通过上文的分析可以看出，中国近年来规模巨大的资本形成导致以下结果：一是中国经济高速增长；二是资本存量迅速扩张；三是伴随资本存量的扩张，在间接融资为主的融资模式下，对资本存量拥有索取权的权利凭证更多地体现为银行存款或 M2，而不是股票、债券等其他凭证。因而，降低货币供给 M2 的途径包括以下几个方面。

（一）降低资本形成规模，转变经济结构

经济增长模式不变时，资本形成规模下降会导致经济增长速度下降，引发产能过剩，从而制约企业的还贷能力，加大货币存量的风险。因而，应采取积极措施开发新的经济增长点抵消低效率资本存量引发金融风险的可能。一旦旧有增长模式中止的规模过大或速度过快，而新的增长模式不能有效建立，将导致银行坏账将激增。相关研究也表明，不良贷款是货币虚增的一个重要原因（谢平，张怀清，2007）。更为严重的是，产能过剩或资本产出效率下降会打破储蓄性货币与实物资本之初建立的平衡对应关系，储蓄性货币索取权的弱化将引发储蓄主体改变储蓄行为或储蓄性资产的持有形式，比如，将储蓄性货币转变为交易性货币购买商品，或运用储蓄性货币购买其他储蓄性资产，导致商品或资产价格波动，影响实体经济运行。从这个角度看，通过降低资本形成规模的方式降低货币供给必须有合适的供给与需求环境。一个理想状态是，资本形成导致的需求对现有产出具有较强的吸纳功能，资本形成导致的供给能最大限度地满足潜在需求。在此状态下，支持资本形成的贷款将以更快的速度偿还，在动态上达到用较少货币支持既定资本形成的目的。这也意味着消费与储蓄的比例处于合理区间，储蓄的 GDP 占比下降，进而实现为生产而生产向为消费而生产的转变。

（二）大力发展直接融资，降低间接融资的比例

发展直接融资，从增量角度，可以使资本形成的资金来源不通过商业银行，结果是储蓄投资转化凭证主要体现为股票、债券等其他形式，而不是银行存款，从而抑制商业银行资产负债表或货币供给的进一步扩张。从存量角度，采取一系列措施，通过商业银行的资产证券化，收缩商业银行资产负债表，降低货币供给水平。例如，商业银行实行债转股后将股份在市场出售，存款主体购买，结果是，存款主体由于购买股份存款减少，商业银行由于出售股份支付存款进而资产运用减少，实现商业银行资产负债表收缩。现实操作可能不会像以上描述的那样简单，但无论过程多么复杂，一旦融资模式由间接融资转化为直接融资，储蓄性资产不以货币形式体现，商业银行不再承担储蓄投资转化的中介功能，必然会导致货币供给减少。通过间接融资向直接融资转化的方式达到货币供给下降的目的，还面临许多障碍。比如，股权的价值与原有的名义债权价值（贷款量）尽量一致是债转股顺利实现的关键，如果股权价值远低于原有的名义债权价值，意味着商业银行将隐性坏账显性化，在特定的制度环境下，商业银行将缺乏资产证券化的动力。再比如，当经济主体利用银行信贷加杠杆的方式取得资金购买证券化标的时，将不会降低货币供给，只会拉长银行存款对实物资本的索取链条。因此，通过资产证券化的方式使商业银行资产负债表收缩进而降低货币供给水平，还需要合适的经济环境及一系列的配套措施。另外，如果融资模式转变不能有效改善企业治理结构，提高经营效率，则间接融资向直接融资转变尽管能够降低货币供给水平，但不能消除潜在金融风险，只是改变金融风险的表现形式。

（三）促进储蓄市场化

就目前而言，许多储蓄性资产，例如，外汇占款、住房公积金、养老保险等，并没有由具体的经济主体支配，而是由政府代为持有，使储蓄性资产主要体现在商业银行的负债端，从而提高了货币供给水平。以外汇占款为例，如果藏汇于民，则取得外汇的经济主体不一定将外汇转化为人民币存款，商业银行的负债也就不一定增加。类似的，当经济主体筹划未来的购房或养老计划时，其储蓄方式也不一定是银行存款，而是储蓄资产的多元化。数据显示，政府机关团体存款达二十几万亿元，虽然不能明确具体分项，其中必然包括一定规模的“五险一金”。政府代理经济主体的储蓄不但扩张了中国货币供给规模，也缩小了投融资双方的选择空间，不利于发挥市场机制，降低了资金使用效率。

（四）采取有效措施促使货币“脱虚向实”

近年来，受经济下行、实体投资回报率下降等因素的影响，货币呈现“脱实向虚”的趋势。相关资料显示，2012年至2015年，非银金融机构存款从5.2万亿元增至17.3万亿元，增长

2.3 倍，年增长率 41%，而同期 M2 的年均增速为 14%。由于非银金融机构存款是基金、保险、券商、理财、信托等机构在银行的存款，是用来购买股票、债券等金融资产的“自由现金流”，因而，从持有目的看，非银金融机构存款属于投机性货币需求，不但对金融资产价格波动具有决定性影响，而且还会危害实体经济。另外，一旦银行用自营资金购买其他银行的理财产品或在二级市场上购买证券资产都会创造货币，出现货币虚增。根据相关估算，2016 年，全银行体系自营资金购买的基金、他行理财产品合计金额 7.8 万亿元，相应创造了 7.8 万亿元的非银金融机构存款(陈瑞明, 2017)。非银金融机构存款或是在金融体系内部“空转”，或是从事套利活动没进入实体经济，或是即使最终进入实体经济，但提高了实体经济的融资成本。货币“脱实向虚”并非仅仅是一个货币问题，也不能仅靠货币政策或监管措施可以解决，应采取切实措施优化实体经济的经营环境，改善实体经济的效率，引导货币支持实体经济发展，从而消除货币虚增，降低潜在金融风险。

四、结论及进一步需要研究的问题

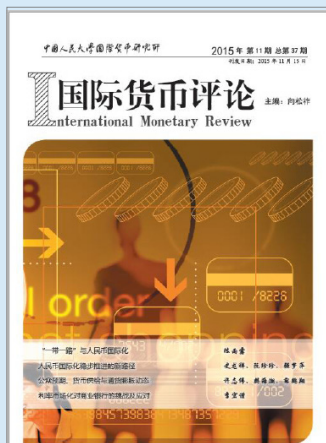
本文从央行资产负债表的规模与结构出发，指出央行并不是近年来中国货币供给持续上升的主要原因。本文的分析表明，中国货币供给持续快速扩张是间接融资模式下资本形成规模巨大、经济快速增长的结果。资本形成规模的扩张在促进中国经济高速增长的同时也导致规模巨大的储蓄，在间接融资为主的融资模式下，银行存款成为储蓄投资转化的主要凭证，表现为货币供给的持续扩张。本文的分析也表明，伴随投资效率的下降，投资驱动的粗放型经济增长方式不但不可持续，也使储蓄性货币从而货币供给面临潜在的风险。因而，调整经济结构、发展直接融资、改善实体经济的经营环境是优化货币供给，实现货币经济与实体经济有效匹配及良性互动的关键。

本文虽然结合实体经济运行分析了货币供给不断扩张的粗略机理，但未对经济主体的行为进行更为深入的剖析。显然，在间接融资模式及特定的制度环境下，投资规模扩张是企业、商业银行、政府共同作用的结果。如何在精确刻画三者行为的基础上得出中国投资规模进而货币供给函数则是需要进一步研究的问题。另外，本文虽然运用了一定的结构分析，但囿于分析视角，并未分析资本形成及资本存量结构，也未对货币供给结构进行更为细致的划分。总之，厘清主体、结构、效率的内在逻辑关系不仅有助于准确认识中国货币供给的规模扩张及潜在风险，也有助于制定有效措施，实现总量比例合理、结构有效匹配的货币供给与实体经济良性互动，最终达到金融支持经济结构调整和转型升级的目标。

参考文献

- [1] 白重恩、张琼：《中国的资本回报率及其影响因素分析》，《世界经济》2014年第10期。
- [2] 陈瑞明：《非银存款与金融去杠杆》，<http://chenruiming.blog.caixin.com/archives/157523>。
- [3] 杜林远、邹进文：《世界经济思想文明进程中的民国经济思想——以无形资产理论、货币理论和发展经济学为中心的考察》，《河北经贸大学学报》2016年第03期。
- [4] 范从来、杜晴：《产业结构影响M2/GDP比值的实证研究》，《中国经济问题》2015年第2期。
- [5] 刘明志：《中国的M2/GDP（1980—2000）：趋势、水平和影响因素》，《经济研究》2001年第2期。
- [6] 王国刚：《“货币超发说”缺乏科学根据》，《经济学动态》2011年第7期。
- [7] 汪舒、桂勇：《地产低迷与货币超发的市场性政策矛盾》，《上海城市管理》2011年第6期。
- [8] 王兆旭、纪敏：《我国M2/GDP偏高的内在原因和实证检验》，《经济学动态》2011年第11期。
- [9] 谢平、张怀清：《融资结构、不良资产与中国M2/GDP》，《经济研究》2007年第2期。
- [10] 徐诺金：《货币超发是经济失衡的根源还是结果？》，《金融市场研究》2012年第6期。
- [11] 袁志刚、饶璨：《资产负债扩张与中国经济增长转型》，《学术月刊》2015年第8期。
- [12] 约翰·G.格利、爱德华·S.肖：《金融理论中的货币》，上海三联书店1988年版。

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