

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编: 张杰



有效市场与有为政府

国际金融周期共振传染与全球货币政策规则识别

大数据如何改变经济学研究范式

过度投资对企业股价崩盘风险的影响研究

三元悖论非角点解与人民币国际化推进政策研究

吴晓求

陈创练、王浩楠、郑挺国

洪永淼、汪寿阳

张玉英、谢远涛、郝芳静

王晓芳、鲁科技

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）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq 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：韩美娟

栏目编辑：陈婷

美术编辑：包晗

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.ruc.edu.cn](http://www.imi.ruc.edu.cn)

电话：86-10-62516755

传真：86-10-62516725

邮箱：[imi@ruc.edu.cn](mailto:imi@ruc.edu.cn)



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

# 目 录

## 【卷首】

- 有效市场与有为政府 ————— 吴晓求 01
- 国际金融周期共振传染与全球货币政策规则识别 ————— 陈创练、王浩楠、郑挺国 04
- 大数据如何改变经济学研究范式 ————— 洪永淼、汪寿阳 30
- 过度投资对企业股价崩盘风险的影响研究
- 基于货币政策视角 ————— 张玉英、谢远涛、郝芳静 56
- 三元悖论非角点解与人民币国际化推进政策研究 ————— 王晓芳、鲁科技 74
- 全球金融周期：
- 驱动因素、传导机制与政策应对 ————— 谭小芬、虞梦微 92
- 金融监管与货币政策协调运行机制研究 ————— 张晓燕 113

# 有效市场与有为政府

吴晓求<sup>1</sup>

改革开放 40 多年来，中国人均 GDP 实现了从 1978 年 100 多美元，到 2020 年接近 1.1 万美元的变化，这是人类社会的一大奇迹。能在 40 年后，把一个计划经济体制和自然经济思想如此根深蒂固的国家，建设成一个正在走向现代化的国家，这其中一定有奥妙。

计划经济的一套理念、方法、政策、制度设计规则，严重束缚了人们的积极性和创造力，严重束缚了市场创造财富的动力。财富是由市场创造的，需要竞争和激励，也需要分工。1978 年之前，中国人既努力，又勤奋，但富裕不起来，因为路子不对。所以党的十一届三中全会对中国的未来作出了走改革开放道路的历史性选择，这是非常宝贵的经验。

我们摒弃计划经济的体制、规则、政策和方法，极大地激发了市场主体的创造力，也使得每个人都有了梦想。当然，还有一个解放思想的问题，党的十一届三中全会最重大的贡献，就是确立了解放思想，实事求是的基本路线和指导原则。

改革开放 40 多年来，我们一方面不断探索、吸收现代市场经济的精髓、灵魂。比如价格是由市场和供求关系决定的，市场中性原则，市场主体在资源配置中地位平等，透明度原则，竞争和激励机制，还有保护包括知识产权在内的所有产权、所有财富，等等。

另一方面，我们结合了中国国情，没有采取以美国为代表的近乎原教旨主义的市场经济模式。如果完全照搬那种高度自由的市场经济模式，政府基本上就是收税，搞一点转移支付，平衡一下贫富差距，中国就不会有今天。总之，我们既摒弃了苏联的计划经济模式，也没有完全照搬以美国为代表的市场经济模式，而是走第三条道路。这条道路吸收了市场经济科学、合理、文明的成分，当然，首先它是市场经济。而在这条路上，政府和市场之间的边界是动态的、是在不断优化的，而计划经济模式是政府几乎覆盖一切，市场几乎没有边界。

从市场经济高度自由化的程度看，西方社会大体相近，政府和市场的边界也很清楚，在经济活动中，给政府的边界是很小的，市场几乎覆盖了全部，且政府不能跨越边界。

我们的成功在于对二者的边界进行优化。中央政府在顶层设计方面是有智慧的。

首先，在制度和道路选择上，它知道要向谁学习。1978-1979 年，邓小平先后出访日本和美国，只去了这两个国家，当然是向他们学习。中国政府的顶层设计，是审时度势的，把

---

<sup>1</sup> 吴晓求，中国人民大学中国资本市场研究院院长。



握了中国未来的方向，选择了一种合适的道路，合适的模式。

第二，中央政府发挥了宏观规划与协调作用。如果把每个“五年规划”串起来看，它是了不起的。特别是改革开放之后的一个个“五年规划”，给全社会规划的五年目标是指导性而不是强制性的。

“十三五”末，中国已达到小康社会水平，到“十四五”结束，中国要初步迈入发达国家门槛。在实施“五年规划”中，国家发展改革委的宏观协调作用同样很重要，没有一个宏观经济协调部门，各自为政，就会乱套。当然它的手不能伸得太长，以前的国家计委一颗钉子由谁来生产，以及定什么价格都要管，这显然不行。我们的宏观规划和宏观协调很重要，也是成功的。

宏观经济政策的协调，包括财政政策和货币政策的协调。一方面，我们注重财政政策的作用；另一方面，货币政策也发挥了很重要的作用。世界上货币政策对一个国家能起如此重大作用的，唯有美国和中国。中国 M2（广义货币）四十年来平均以 GDP 两倍的增速增长，但没有出现较严重的通胀，而是保持温和通胀。放在很多国家，货币供应量如以 GDP 两倍的增速增长，一定会出现恶性通胀。

另外，重大基础设施建设交给民营企业 and 外资企业不太现实，中国战略枢纽一定要由中国政府来设计。中国高铁对中国现代化做出了巨大的贡献，使中国社会迅速进入现代社会行列。外国最惊叹的是中国高铁怎么会发展这么快，几十公里，甚至上百公里的山洞在不太长的时间内就能打通，简直无法想象。

还有对重大事件的应对，包括新冠疫情的应对，将事件对经济的影响控制在最低限度是非常重要的。这种顶层设计中，地方政府起到了不可替代的作用。过去 40 年来，地方政府以经济建设为中心，推动了中国经济的发展，没有地方政府这个转换器，中央的顶层设计有时候很难得到有效传递。中国的市场当时并不是很发达，地方政府成为了重要的转换器和实施者，我们的地方政府不像西方国家的州政府，只行使非常简单的服务功能，地方政府当然要提供服务，但也必须承担某些经济职能。过去地方官员的重要工作就是招商引资。招商引资的核心也是政府和市场的关系，政府和企业的关系。

另外，地方政府还确立了地方经济发展模式，比如各类开发区，有的时候可能有点过度了，但对当地整个产业结构的转型起了很重要的作用。还有区域发展模式的设计也很重要，当然这也是对中央区域发展战略的落实。

从中央层面来看，不同时期有不同发展重点，改革开放之初是沿海经济开放，从深圳开始，不断地开放、吸引外资。现在我们搞大的区域经济发展战略，如粤港澳大湾区、成渝双

城经济发展模式，还有长江三角洲区域一体化发展等，不同时期有不同的发展模式，而且做了相应定位，不搞重复竞争，不搞恶性竞争。

中国 40 年来的经济发展模式，在西方教科书里是没有的，这 40 年的实践正在丰富人类社会经济学理论，需要我们认真研究。

# 国际金融周期共振传染与全球货币政策规则识别

陈创练<sup>1</sup> 王浩楠<sup>2</sup> 郑挺国<sup>3</sup>

**【摘要】**考虑到国际风险具有隐蔽性、蔓延性和跨国别高维特点，本文设计了高维网状溢出矩阵，并考究了国际金融周期的共振传染路径，在此基础上，采用递归动态面板数据模型识别了全球货币政策规则的动态演变规律。研究发现：①近年来国际金融周期共振传染现象愈发明显，美国是全球最大的金融周期净溢出国，其次是西班牙、意大利、日本；中国、俄罗斯、荷兰则是主要吸收国。②在应对国内金融周期波动上，全球央行倾向于采取主动治理策略，从长期上熨平国内金融风险；对于国际金融周期冲击则采取防御性策略，即通过注入流动性的方式提高经济行为主体抵御外部风险冲击的能力，力求短期内消除外部冲击对国内金融系统的影响。这种政策取向在开放程度较高的经济体中表现更为明显，但开放程度较低的经济体并未对国际金融周期冲击做出显著反应。③从全球开放程度较高经济体看，后次贷危机期间货币政策盯住经济增长目标的强度明显增强，而盯住国际金融周期冲击的政策取向在次贷危机期间迅速从逆周期调控切换为顺周期调控，表现出显著的适时调整特征。最后，本文从国际金融风险及其传染路径的有效识别以及如何增强央行货币政策应对国际金融风险冲击的能力提供重要的决策建议。

**【关键词】**高维模型；国际金融周期；全球货币政策

## 一、引言

近年来随着全球金融自由化和一体化程度不断地提高，各国金融体系面临国际金融形势动荡不安风险冲击的影响越来越大，特别是，各国金融周期很容易通过国际纽带波及他国，形成国际金融周期跨境共振（Cross-border Co-movements）。譬如新冠疫情期间，美股在2020年3月8日至3月18日发生四次熔断，从而引发西方主要国家股市竞相下跌。更重要的是，中国央行在《金融稳定报告（2019）》中提出要“防范金融市场异常波动和共振”；党的十九届五中全会公告指

<sup>1</sup> 陈创练，暨南大学经济学院、南方高等金融研究院教授，博士生导师，经济学博士。

<sup>2</sup> 王浩楠，暨南大学经济学院博士研究生。

<sup>3</sup> 郑挺国，厦门大学经济学院、王亚南经济研究院教授，博士生导师，经济学博士。

出中国面临的国际环境“日趋复杂，不稳定性不确定性明显增加”；而世界银行近期发布的全球经济前景报告中也警告称“新的全球债务危机风险浮现，此轮债务增长是过去五十年中范围最广、规模最大、速度最快的一次”，全球债务高企或将引发全球金融风险的共振传染。事实上，一国金融周期的溢出势必导致风险在国际间共振传染，而一国吸收他国金融周期波动也会对国内金融系统稳定造成冲击，进而可能触发国内系统性风险。尤其是，国际金融周期具有高维大数据特性，且其共振传染效应具有隐蔽性、复杂性和时变性，因此，如何基于高维大数据刻画国际金融周期的共振传染特征、外溢路径及风险传染源就显得极其紧迫和重要。与此同时，为了抵御国际金融周期溢出冲击，风险吸收国往往需要被动跟随主要风险溢出国货币政策的独立性。那么，在此过程中，各国货币政策的总体取向如何？特别是，在应对国内金融周期和国际金融周期冲击中全球央行的货币政策取向如何？对这些问题展开系统性和综合性研究，不仅有助于我们有效防范国际金融风险的冲击影响，而且也能够为后续央行货币政策如何应对国际金融风险冲击提供重要的决策建议。

研究国际金融周期需要先对其进行准确测算，当前主要的测度方法有两类：一类是设计指标衡量国际金融周期，如美国短期国债利率与伦敦银行同业拆息之差（González-Hermosillo and Hesse, 2011）、投资者恐慌指数（Bruno and shin, 2015）、国际资本流动占世界 GDP 比率（Cerutti et al., 2017）等；另一类则基于计量方法提取多个金融指标的共同周期性成分来测度国际金融周期，采取的计量方法包括主成分分析法（Forbes and Warnock, 2012）、动态因子模型（Rey, 2015）等。最近，国际清算银行采用信贷占 GDP 比重与其长期趋势间的缺口（信贷比例缺口，credit-to-GDP gap）来衡量国际金融周期，信贷比例缺口超过 10% 的预警线时意味着该国家或地区在未来两年内出现金融危机的概率较大。由于该指标在全球范围内具有较强的可比性，因此也被视为测算国际金融周期的一个重要方法。

同时，国际金融周期存在复杂的对外溢出传染效应，即一国的金融周期波动容易引发他国或者全球的金融周期同频共振（Forbes and Rigobon, 2002；Gebka and Serwa, 2007）。历史上，2008 年美国次贷危机席卷全球引发了全球性金融危机，全球金融风险溢出传染的范围和复杂程度进一步加大（Delatte and Lopez, 2013；杨子晖和周颖刚, 2018；张智富等, 2020），为了能够识别风险传染的方向并刻画整个传染网络，Diebold and Yilmaz（2009, 2012, 2014）在其系列研究



中提出了基于向量自回归预测误差分解的广义方差分解法，并以此构建了有向加权网络来衡量波动率溢出的强度和方向。此外，由于溢出效应具有时变性，最近有学者在上述研究基础上，拓展引入时变参数向量自回归(TVP-VAR)构建了网状时变参数溢出矩阵(Korobilis and Yilmaz, 2018)。应用的代表性研究，如宫晓莉和熊熊(2020)采用由11个金融市场指标组成的低维数据和TVP-VAR模型，构建溢出指数测度各市场的金融风险溢出方向和强度，刻画了金融风险在金融系统内部的溢出传染网络。但TVP-VAR模型通常仅适用于小型系统建模，其采用的马尔科夫蒙特卡洛(MCMC)抽样方法在估计高维数据中，由于时变参数时所需抽样次数过于庞大，并不能有效解决高维数据的稀疏性特征带来的大规模计算量等“维度灾难”(curse of dimensionality)<sup>1</sup>问题，因此也就无法用于估计具有高维数据特征的国际金融周期的网状时变溢出矩阵。纵观现有研究，解决维度灾难的方式有降维、优化参数结构、改进抽样方法等(Koop and Korobilis, 2013; Chan, 2019)，但将其应用于高维数据，估计并识别出国际金融周期时变网状溢出矩阵的研究则相对较少。

国内外理论界还针对宏观货币政策如何应对国际金融周期冲击展开激烈探讨。在2008年次贷危机前，传统经济学理论并没有把金融周期纳入货币政策框架，主流观点认为货币政策不必或者只需要在某些特殊状况下才需要关注金融状况的变化(Bernanke and Gertler, 2001)。但次贷危机以后，传统货币政策在维护金融稳定方面，特别是应对国际金融周期冲击的局限性日益显现，学者们开始呼吁将金融稳定因素纳入货币政策规则(Mishkin, 2009; 李平和余根钱, 2009; Gambacorta and Signoretti, 2014; 马勇等, 2017; 祝梓翔等, 2020)。与此同时，学术界还进一步探讨了货币政策应对金融周期波动的最优规则，并实证检验其有效性。Smets et al. (2014)研究发现相对于宏观审慎政策，货币政策维护金融稳定的成本更高，因此货币政策应继续专注于其产出和价格稳定目标，但也有研究采用考虑国内金融周期的泰勒规则和简化的新凯恩斯模型，研究了20多个国家应对金融冲击的最优货币政策规则，结果表明样本中大多数国家的最优货币政策规则显著盯住国内金融状况，并做逆周期调控(Adrian et al., 2019)。此外，国内学者冯根福和郑冠群(2016)基于分段线性DSGE模型，重点讨论了非对称性和对称性货币政策在应对资产价

---

<sup>1</sup> 维数灾难指(数据)空间维数爆炸而引发的各种问题。由于高维空间的数据稀疏化，每一样本数目都存在一个最大特征数，实际使用的特征数目大于最大值时，分类器的性能会出现退化，因此传统算法将失效。

格波动上的效果差异, 研究发现, 非对称干预资产价格可能会引发内生金融风险。而何国华等 (2017) 在 DSGE 模型中引入利差形成机制, 探讨了维护金融稳定的最优政策, 研究发现货币政策中的信贷政策调控金融稳定的时效性较高, 而宏观审慎政策调控的潜在效应更强。

虽然国内外学者从理论和计量方法上对金融周期溢出效应进行了充分的探讨, 但基本采用的是少数国家或市场的低维数据, 这并不能全面准确地刻画国际金融周期共振传染的复杂网络。主要原因在于主流模型——TVP-VAR 模型所使用的 MCMC 抽样估计方法不能有效解决多国别多变量的高维数据带来的大规模计算量问题, 由此也增添了研究全球高维度多国别宏观货币政策规则的难度。鉴于此, 本文结合高维时变参数向量自回归模型 (HD-TVP-VAR) 和广义方差分解法构建了时变参数网状溢出指数, 同时, 基于递归动态面板 GMM 方法识别了全球货币政策规则及其动态演变规律, 从而为中国借鉴历史经验并采取有效的策略应对国际风险冲击提供重要的决策参考依据。本文主要边际贡献有如下三点: ①借鉴 Koop and Korobilis (2013) 的思路构建 HD-TVP-VAR 模型, 通过引入带遗忘因子的卡尔曼滤波法和贝叶斯收缩法有效解决高维数据导致的参数估计“维数灾难”问题, 并结合方差分解法构建了基于高维数据的时变参数网状溢出矩阵, 这是对现有文献估计方法的有益补充, 同时也为有效识别全球金融风险源及其动态演化特征提供重要的技术支持。②拓展构建了嵌入国内金融周期和国际金融周期冲击的全球货币政策泰勒规则, 详尽分析了全球货币政策应对经济周期、通胀、国内金融周期和国际金融周期冲击的政策取向。同时, 还考究了不同开放程度经济体的货币政策取向异同。③基于递归估计方法, 识别了全球和不同类型经济体的货币政策规则动态演变规律及其异质性特征, 捕捉了次贷危机期间全球货币政策规则盯住国际金融周期冲击的突变特征, 并有效刻画了次贷危机前后世界范围内货币政策规则防范国际金融周期冲击的政策取向发生历史性转变的典型事实, 这同时也能够为后续央行如何应对国内外金融风险的货币政策规则制定与改革提供重要的决策参考依据。

## 二、国际金融周期溢出效应测算

本文借鉴 Koop and Korobilis (2013) 构建的高维时变参数向量自回归模型 (HD-TVP-VAR), 通过引入带遗忘因子 (Forgetting Factors) 的卡尔曼滤波法和贝叶斯收缩方法 (Bayesian Shrinkage and Sparsification Method) 有效解决了高维数据带来的参数估计灾难问题, 并进一步以 HD-TVP-

VAR 模型估计的广义脉冲响应函数为基础，结合 Diebold and Yilmaz (2014) 方差分解法构建了时变参数网状溢出矩阵，该指数不仅能够有效刻画国际金融周期溢出效应的时变特征和动态演变规律，而且还能以网状溢出矩阵为权重测算出每一个经济主体面临的国际金融周期冲击强度。

## (一) 国际金融周期溢出指数构建：基于 HD-TVP-VAR 模型

令  $\mathbf{y}_t = (DFC_{1t}, \dots, DFC_{Mt})'$  是  $M \times 1$  维的  $t$  期向量，其中， $DFC_{it}$  表示第  $i$  国家  $t$  期的国内金融周期，则时变参数向量自回归 (TVP-VAR) 模型可表述如下：

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(0, \boldsymbol{\Gamma}_t) \quad (1)$$

$$\boldsymbol{\beta}_{t+1} = \boldsymbol{\beta}_t + \mathbf{u}_t \quad \mathbf{u}_t \sim N(0, \boldsymbol{\Psi}_t) \quad (2)$$

其中， $\boldsymbol{\varepsilon}_s$  和  $\mathbf{u}_t$  对于所有  $s$  和  $t$  均彼此独立。 $\mathbf{y}_t$  是  $M \times 1$  维向量， $\mathbf{X}_t$  是  $M \times l$  维矩阵向量， $l = M(1 + pM)$ 。因此，每个 TVP-VAR 方程均包含一个截距项及  $M$  个时间序列变量的  $p$  阶滞后项。传统 TVP-VAR 应用于低维数据估计时，只需要给定初始条件，即先验  $\boldsymbol{\Gamma}_t$  和参数先验  $\boldsymbol{\Psi}_t$ ，就可以直接采用马尔科夫蒙特卡洛 (MCMC) 方法进行贝叶斯统计推断。其基本思路是，对于已知向量  $\mathbf{y}_t$ ，在给定  $\boldsymbol{\Gamma}_t$ 、 $\boldsymbol{\Psi}_t$ 、 $\boldsymbol{\beta}_t$  和其他模型参数的条件下，依次抽取  $\boldsymbol{\beta}_t$ 、 $\boldsymbol{\Gamma}_t$ 、 $\boldsymbol{\Psi}_t$  及其他模型参数 ( $t = 1, \dots, T$ )。但是 MCMC 只适用于估计低维数据的小型 TVP-VAR，一旦扩展到高维数据就会因为计算参数的数量过大而导致模型无法识别。其根本原因在于，MCMC 通常需要进行成千上万次抽取以确保算法正确和参数收敛，并且，MCMC 方法必须在不断扩大的数据窗口上重复运行以实现递归预测。因此，对于高维数据，MCMC 方法无法克服计算上的障碍 (Koop, 2013)。

为了有效规避 MCMC 方法估计高维数据模型的灾难性问题，Koop and Korobilis (2013) 在 TVP-VAR 模型估计中引入带遗忘因子的卡尔曼滤波器，构建了高维时变参数向量自回归模型 (High-Dimension TVP-VAR, HD-TVP-VAR)，该方法可以有效规避 MCMC 算法的缺陷，降低模型的计算负担，其基本思想是替换  $\boldsymbol{\Psi}_t$  和  $\boldsymbol{\Gamma}_t$  估计，并用分析函数 (analytical formulae) 获取  $\boldsymbol{\beta}_t$  的后验估计值和 TVP-VAR 模型的单步预测密度。具体过程如下：

首先，高维模型中，随着滤波次数的增加，单次滤波估计误差出现较大波动就能导致滤波精度下降甚至引起发散，因为新的数据校正作用有限。通过引入遗忘因子来赋予历史数据与新数据

不同的权重, 使卡尔曼滤波法能针对高维数据带来的特性变化做出快速调整。按照 Koop and Korobilis (2013) 的研究, 本文在 TVP-VAR 模型中引入遗忘因子。令  $\mathbf{y}^s = (DFC_1, \dots, DFC_s)'$ , 在卡尔曼滤波过程中, 有:

$$\beta_{t-1} | y^{t-1} \sim N(\beta_{t-1|t-1}, P_{t-1|t-1}) \quad (3)$$

$$\beta_t | y^{t-1} \sim N(\beta_{t|t-1}, P_{t|t-1}) \quad (4)$$

$$P_{t|t-1} = P_{t-1|t-1} + \psi_t \quad (5)$$

其中  $P$  是先验概率, 此处, 替换 (5) 式中的  $\psi_t$  可得:

$$P_{t|t-1} = P_{t-1|t-1} / \lambda_t \quad (6)$$

其中,  $\lambda_t$  即为遗忘因子 (forgetting factors),  $0 < \lambda_t \leq 1$ 。式 (6) 表示过去  $j$  期观察值在  $\beta_t$  估计中的权重为  $\lambda_j^1$ 。同时, 借鉴 Korobilis and Yilmaz (2018) 的思路, 令:

$$\lambda_t = \lambda_{min} + (1 - \lambda_{min}) \exp\left(-\frac{1}{2} \tilde{\varepsilon}_t' \hat{\Gamma}_{t-1}^{-1} \tilde{\varepsilon}_t\right) \quad (7)$$

其中,  $\hat{\Gamma}_{t-1}$  是  $t-1$  期的误差协方差矩阵估计,  $\tilde{\varepsilon}_t = y_t - \beta_{t|t-1} Z_t$  是卡尔曼滤波和取整函数舍入到最接近的整数所产生的单步提前预测误差 (The One-Step Ahead Prediction Error)。这里设  $\lambda_{min} = 0.98$ , 以校准模型使得  $\lambda_t$  的值介于 0.98 和 1.0 之间。同时, 采用指数加权移动平均 (Exponentially Weighted Moving Average, EWMA) 法测量误差协方差矩阵  $\Gamma_t$ , 这样可以简化 TVP-VAR 中多元随机波动率的测算。令 EWMA 估计如下:

$$\hat{\Gamma}_t = k \hat{\Gamma}_{t-1} + (1-k) \tilde{\varepsilon}_t \tilde{\varepsilon}_t' \quad (8)$$

其中,  $k$  是衰减因子 (decay factor), 借鉴 Koop and Korobilis (2013) 的研究, 令  $k=0.96$ ; 初始条件  $\Gamma_0$  是  $y_t$  初始值  $y^0$  的协方差矩阵。可见, 在上述模型中通过引入遗忘因子而无需估计

<sup>1</sup> 在过往文献中 (Cogley et al., 2005),  $\lambda$  通常被设置为略小于 1 的值。例如对于宏观季度数据,  $\lambda = 0.98$  表示 5 年前的数据的权重相当于最新一期观察值的 67%。



$\psi_t$ ，并使用 EWMA 方法能够简化识别误差协方差矩阵  $\Gamma_t$ ，最终可实现高维 TVP-VAR 模型估计。

其次，在引入遗忘因子和 EWMA 估计  $\psi_t$  和  $\Gamma_t$  后，则仅需再获取  $\beta_0$  的先验信息即可。但是过去通常采用训练样本先验来设置  $\beta_0$  中控制收缩程度的超参数（Shrinkage Hyper parameters; Banbura et al., 2010），这对高维数据的大型 TVP-VAR 模型来说计算要求过于苛刻。因此，本文通过引入贝叶斯收缩方法（Bayesian Sparsification Method）对模型的先验条件进行设置。具体而言，当初始条件  $\beta_0$  是高维时，对初始条件进行适当收缩至关重要（Sims and Zha, 1998），因此，假设先验  $\beta_0$  是类明尼苏达型，即  $E(\beta_0)=0$ ，先验协方差矩阵  $V_{\beta_0}=\text{diag}(V_{\beta_{1,0}}, \dots, V_{\beta_{n,0}})$  是对角线形的， $V_{\beta_{i,0}}$  是其对角线上的元素。此外，设定  $V_{\beta_{i,0}}$  的具体形式为：

$$V_{\beta_{i,0}} = \begin{cases} \frac{\gamma}{r^2} & \text{对于滞后 } r \text{ 阶系数, } r = 1, \dots, p, \\ a & \text{对于截距} \end{cases} \quad (9)$$

其中， $p$  是滞后长度。超参数  $\gamma$  是估计  $V_{\beta_0}$  的关键，它控制了 VAR 系数的收缩（shrinkage）程度。基于 Koop and Korobilis (2013) 研究，设置  $a=10^3$ ，同时借鉴 Chan (2019) 研究，令  $\gamma=0.01$ ，则可实现高维 TVP-VAR 模型估计。

最后，本文借鉴 Diebold and Yilmaz (2014) 的研究思路，基于广义脉冲响应函数估计得到基于高维数据模型的时变参数网状溢出指数。梳理过往文献可知，传统的脉冲响应函数可以划分为两类，即基于 Cholesky 的方差分解法和广义方差分解法，前者虽然提供了一个估计脉冲响应函数的简便方法，但是其最大缺点是脉冲响应结果严重依赖于变量排序。现有多数研究按照变量的可能排序分别估计得到广义脉冲响应函数，并求出均值作为最终估计值，然而对于高维数据，由于变量个数太多将导致上述估计思路难以实现（Pesaran and Shin, 1998）。因此，本文采取广义脉冲响应函数方法，其最大优点就是估计结果不受变量排序的影响，由此，这必将大幅度降低模型估计的工作量。基于此，令时变参数广义脉冲响应函数为：

$$\varphi_{j,t}(n) = \sigma_{jj,t}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{A}_{n,t} \mathbf{e}_{j,t} \quad (10)$$

其中,  $\Sigma_t = \{\sigma_{ij,t}, i, j = 1, 2, \dots, m\}$ ,  $A_{n,t}$  表示无限移动平均展开后残差的时变系数,  $e_{j,t}$  是一个  $m \times 1$  阶且  $j$  行等于 1 其他行为 0 的选择向量。由此可得基于广义方差分解的时变脉冲响应函数的时变参数溢出网状指数为:<sup>1</sup>

$$\theta_{i \leftarrow j,t}(n) = \frac{\sigma_{jj,t}^{-1} \sum_{i=0, i \neq j}^n (e'_{i,t} A_{l,t} \Sigma_t e_{j,t})^2}{\sum_{l=0}^n (e'_{i,t} A_{l,t} \Sigma_t A'_{l,t} e_{i,t})} \quad (11)$$

定义  $TVP-SIF_i = \sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{i \leftarrow j,t}$  为国家或地区  $i$  的时变参数吸收效应, 表示国家/地区  $i$  接收来自其他国家或地区金融周期的影响程度, 当  $i = j$  时表示国家/地区  $i$  受自身因素的影响程度; 反之,  $TVP-SIT_i = \sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{j \leftarrow i,t}$  为国家或地区  $i$  对其他国家/地区的金融周期的时变外溢效应; 而国家/地区  $i$  的净时变外溢效应为  $TVP-NSI_i = \sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{j \leftarrow i,t} - \sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{i \leftarrow j,t}$ , 当  $TVP-NSI_i$  大于零时, 则意味着  $i$  为溢出国, 反之为吸收国。  $TVP-TSI = \sum_{j,l=1, j \neq l}^N \theta_{j \leftarrow l,t} / N$  则表示全球范围的总时变溢出指数, 可以衡量国际金融周期的总体时变溢出效应。特别是, 分国别的吸收效应指数可以准确识别其他国家金融风险对本国金融风险影响的强度次序及其动态演变规律, 同时, 时变溢出指数还可用于测算本国对他国金融风险波动的解释力度和随时间变化的外溢演变特征。通过上述指数数值的比较, 还可以进一步刻画出具体的全球金融风险源。

## (二) 数据选取及说明

国际清算银行 (BIS) 较早针对国际金融周期共振传染现象展开全面研究, 并采用信贷/GDP 比率缺口 (credit-to-GDP gap, 下称信贷缺口) 来测度金融周期。本文研究的是一国国内金融周期在全球范围内的溢出传染, 从而形成国际金融周期的共振现象, 因此, 采用国际清算银行计算的 30 个主要经济体的信贷缺口数据代表国内金融周期。多数研究认为一国金融周期对他国的溢出以及其受到他国金融周期溢出影响的程度主要取决于各国的开放程度, 因此, 本文根据 The Chinn-Ito 指数将样本划分为开放程度高和开放程度低的两组经济体, 以便进行比较研究<sup>2</sup>。

## (三) 国际金融周期溢出效应分析

根据上文模型设定和研究方法, 本文估计了各经济体金融周期的 TVP-SIF (时变吸收效应)

<sup>1</sup> 由于篇幅所限, 式 (11) 的推导过程请参见附录。

<sup>2</sup> 由于篇幅所限, 开放程度高和开放程度低的两组经济体划分结果请参见附录。

和 TVP-NSI（时变净溢出效应）以及 TVP-TSI（总时变溢出指数）。为了分析国际金融周期各阶段的溢出效应变化，我们引用了 BIS 基于共同因子模型构建的国际金融周期指数（Aldasoro I et al., 2020），并与本文估计的总时变溢出效应做对比分析（如图 3 所示）。分阶段来看：①1996 年到次贷危机期间，国际金融周期指数与总溢出指数走势基本一致，在 1998 年和 2003 年同时出现阶段性低谷，在 2001 年和 2007 年左右同时出现阶段性顶点，这说明总时变溢出指数越高，全球金融周期共振传染效应越强，爆发全球性金融危机的风险也越大。②次贷危机期间，国际金融周期指数在 2007 年二季度出现高点，随后总时变溢出指数在 2008 年二季度也达到顶点，表明金融危机爆发时国际金融周期迅速衰退，而国际金融周期波动的溢出效应仍然持续增强，也佐证国际金融周期的共振传染会进一步加深金融冲击的持续性和危害性。③危机过后，国际金融周期和总时变溢出指数在 2008-2009 年间出现显著下降，而后又呈现缓慢上升态势。由此表明，随着全球金融一体化进程地不断推进以及主要国家持续的宽松货币政策刺激，国际金融周期共振传染现象愈发明显（2015-2016 年正值美联储开始收缩资产负债表，恢复货币政策正常化，此时国际金融周期指数和总时变溢出指数小幅下降）。2019 年四季度总时变溢出指数达到 87.98%，较历史最低点（1998 年二季度的 85.00%）提高了近 3 个百分点。结合总时变溢出指数在第一阶段的表现看，时变溢出指数出现阶段性高点可能意味着未来爆发全球性危机的概率增大。

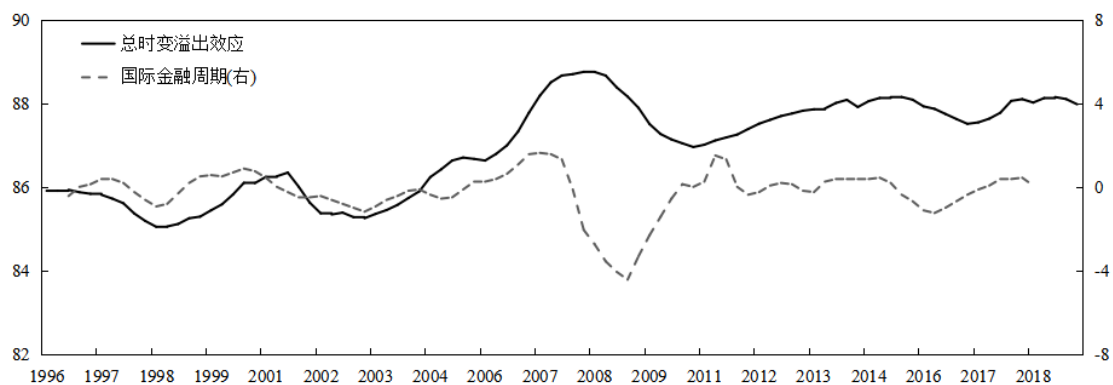


图 1 国际金融周期与总时变溢出指数走势

注：国际金融周期采用 BIS 基于共同因子模型估计的国际金融周期指数（Aldasoro I et al., 2020）。

资料来源：BIS 统计以及作者计算、整理。

其次，为了分析 30 个经济体之间的金融周期网状溢出特征，本文对前文计算得到的国际金融周期时变网状溢出矩阵取均值得到样本区间内的国际金融周期平均网状溢出矩阵（如表 1 所

示)。通过分析可知: ①从平均净溢出指数结果看, 美国、西班牙、日本、意大利是排名前四的主要金融周期净溢出国 (NSI=37.59、34.77、32.98、27.23), 这四国在历史上均曾是金融危机的中心国, 同时开放程度较高, 在国际贸易中所占比重较大, 因此, 其金融市场风险对外溢出影响的程度也相对较大。相反, 荷兰、俄罗斯、中国、挪威是排名末四位的国际金融风险主要吸收国 (NSI=-51.60、-38.16、-29.06、-28.19)。从经济特征看, 上述四个经济体的对外依存度高, 其中, 中国、俄罗斯的开放程度相对较低, 而荷兰、挪威虽然开放程度相对较高, 但是其货币政策独立性相对较低, 因此在某种程度上其国内金融周期容易受其他经济体影响。②比较吸收效应 (如表 1 最右列所示), 吸收效应较高的国家有法国、西班牙、意大利、美国 (SIF=98.58、92.30、92.02、91.69), 吸收效应较低的国家有荷兰、俄罗斯、阿根廷、挪威 (SIF=82.99、79.49、74.04、72.42), 可见吸收效应大的国家的溢出强度也较高 (法国除外), 所以净溢出效应也较高; 反之吸收效应较小的国家的溢出强度较低, 同时净溢出效应也较低。这可能是由于国际金融周期共振特征决定的: 主要金融周期溢出国在输出国内金融周期时也会吸收其它国家的金融周期溢出, 其中还包括来自自身金融周期的溢回, 即对其他国家金融周期溢出越大, 其他国家的金融周期波动就越大而且会反向溢出到主要金融周期溢出国, 由此导致主要金融周期溢出国的吸收效应逐渐变大。特别的, 中国的吸收效应 (83.95) 在 30 个国家中排名 25, 原因可能在于中国具有强的资本管制政策, 因此他国金融周期溢出对中国的影响相对较小, 但是中国金融周期的溢出效应仅为 54.89, 在 30 个经济体中排名倒数第三位, 所以综合来看, 中国仍然是主要的金融周期净吸收国。③金融周期溢出对中国影响较大的国家有新西兰 (7.24)、南非 (6.75)、美国 (6.08)、意大利 (5.77)、西班牙 (5.47), 这些国家与中国都有紧密的经济联系, 其中美国是全球金融周期共振传染的主要中心国; 意大利和西班牙则是欧债危机中的主要风险源, 因此这些国家的金融周期溢出对中国的影响相对较大, 是中国外部金融风险冲击的主要来源。

表 1 国际金融周期 (30 个经济体) 平均网状溢出矩阵

	美国	西班牙	日本	意大利	...	挪威	中国	俄罗斯	荷兰	平均吸收效应
美国	8.31	5.76	5.16	7.23		0.67	2.87	0.59	0.70	91.69
中国	6.08	5.47	2.57	5.77	•	0.93	16.05	0.80	1.33	83.95
香港	6.59	4.47	6.97	7.05		0.13	1.76	0.17	0.54	89.82
加拿大	4.36	3.61	7.65	4.62	•	2.27	3.03	0.66	0.54	88.26



英国	5.11	7.82	3.22	5.74		2.56	2.17	1.11	0.75	91.29
法国	1.88	1.42	6.53	1.72	•	3.64	0.69	0.65	1.29	98.58
西班牙	6.27	7.70	4.83	6.85		1.17	2.73	0.74	0.48	92.30
荷兰	3.43	2.73	3.56	1.64		1.38	3.61	1.99	27.58	72.42
挪威	1.66	2.50	0.38	1.39		17.01	0.73	3.36	0.70	82.99
芬兰	0.67	0.48	3.10	0.77		6.08	0.58	1.05	1.04	85.24
丹麦	5.12	7.04	2.36	5.38		3.19	2.25	1.29	0.40	91.55
德国	1.52	0.63	3.86	1.80		3.48	0.47	1.12	1.19	86.13
意大利	7.32	6.43	5.40	7.98		0.64	2.79	0.36	0.28	92.02
俄罗斯	2.11	2.36	0.96	1.28		4.12	1.32	25.96	1.25	74.04
泰国	6.28	5.10	5.03	6.34		1.24	1.26	0.26	0.18	90.83
新加坡	5.75	5.49	2.13	5.55		1.25	3.31	0.32	0.19	89.28
韩国	3.66	1.94	6.96	3.53		0.91	0.23	2.56	0.30	85.33
马来西亚	5.07	4.89	2.42	4.67		2.57	1.86	0.33	0.15	90.44
日本	5.92	5.00	9.22	6.03		0.17	1.41	0.24	0.70	90.78
印度	4.30	6.30	1.73	4.31		3.47	2.19	1.16	0.31	90.69
印尼	5.40	4.25	6.65	6.09		0.16	0.69	0.18	0.31	86.34
澳大利亚	7.96	5.14	4.49	6.07		1.67	2.05	1.33	0.70	90.81
新西兰	7.48	6.31	4.08	6.90		0.78	4.12	1.96	0.57	90.37
希腊	4.29	7.61	3.16	5.16		3.16	1.89	1.03	1.28	91.11
土耳其	4.14	1.61	6.80	4.17		0.93	0.54	1.43	1.00	85.31
墨西哥	3.91	3.30	8.30	4.82		0.95	1.04	0.40	0.73	88.98
南非	6.50	5.05	2.20	4.69		0.63	6.37	6.86	0.97	84.68
阿根廷	1.07	1.90	0.88	0.78		3.33	1.23	1.47	0.40	79.49
巴西	5.41	1.99	4.53	4.37		0.66	1.70	2.13	2.12	83.37
智利	2.47	2.95	1.05	2.05		2.63	1.83	0.32	0.43	84.73
平均净溢出	37.59	27.23	32.98	34.77	•••	-28.19	-29.06	-38.16	-51.60	

注：由于篇幅所限，本表仅展示样本区间内平均净溢出程度最大的四个经济体和平均净溢出程度最低的四个经济体的平均吸收效应（SIF）和平均净溢出效应（NSI），分别由 TVP-SIF、TVP-NSI 取均值得到。平均网状溢出矩阵的剩余结果，以及时变溢出指数结果请参见附录。

### 三、全球宏观货币政策规则识别

#### （一）全球货币政策规则函数设定

为了进一步考究在国际金融风险日益共振传染的现实背景下，全球范围内各国或地区的货币政策如何做出反应，本文构建了拓展嵌入国际金融周期和国内金融周期的货币政策泰勒规则，以此详尽分析一国货币政策在应对国内金融风险和国际金融风险冲击上的取舍及其政策立场。在以

往研究中, 泰勒规则 (Taylor-rule) 被广泛用于描述各国的货币政策规则, 其适用性已经得到充分验证, 鉴于此, 本文设定考虑名义利率调整平滑特征的央行货币政策反应函数:

$$i_{it} = (1 - \rho)[\bar{i}_0 + \phi_{CPI}\pi_{it} + \phi_{og}og_{it}] + \rho i_{it-1} + \zeta_{it} \quad (12)$$

其中,  $og_{it}$ 、 $i_{it}^*$ 、 $\pi_{it}$  分别是  $i$  国  $t$  期的产出缺口、目标利率和通货膨胀率;  $\bar{i}_0$  为均衡利率,  $\rho \in [0, 1]$  表示货币当局对利率平滑的调整程度。参数  $\phi_{CPI}$  和  $\phi_{og}$  分别表示货币政策盯住通胀目标和经济周期的偏好强度。 $\zeta_{it}$  为随机扰动项。在上述设定基础上, 本文分别拓展得到嵌入国内金融周期和国际金融周期冲击的泰勒规则:

当只考虑国内金融周期时:

$$i_{it} = \rho i_{it-1} + (1 - \rho)[\bar{i}_0 + \phi_{CPI}\pi_{it} + \phi_{og}og_{it} + \phi_{DFC}DFC_{it}] + \zeta_{it} \quad (13)$$

同时考虑国内金融周期和国际金融周期冲击时:

$$i_{it} = \rho i_{it-1} + (1 - \rho)[\bar{i}_0 + \phi_{CPI}\pi_{it} + \phi_{og}og_{it} + \phi_{DFC}DFC_{it} + \phi_{WFC}WFC_{it}] + \zeta_{it} \quad (14)$$

其中,  $DFC_{it}$  和  $WFC_{it}$  分别表示国内金融周期和国际金融周期冲击变量。 $\phi_{DFC}$  和  $\phi_{WFC}$  为待估时变参数, 分别表示货币政策盯住国内金融周期和国际金融周期冲击的目标参数。式 (13) 表示货币政策只考虑维护国内金融市场稳定; 式 (14) 则表示货币政策规则不仅关注维护国内金融市场稳定, 而且还注重防范国际金融风险冲击的影响。

## (二) 国际金融风险指标构建及数据来源说明

为了估计 (14) 式, 需要先构建国际金融周期指标 ( $WFC_{it}$ )。借鉴 Cuaresma et al. (2016) 的研究设计, 这里将  $WFC_{it}$  定义为其他  $N - 1$  个经济体金融周期变量的加权平均:

$$WFC_{it} = \sum_{l=0, l \neq i}^{N-1} \hat{\theta}_{i \leftarrow l}(n) DFC_{lt}, \text{ 对于 } l = 1, 2, \dots, N \quad (15)$$

其中,  $\hat{\theta}_{i \leftarrow l}(n)$  表示  $l$  经济体金融风险对  $i$  经济体的平均溢出指数, 由上文构建的时变参数溢出网状指数 (见表 1) 为基础进行换算得到, 其中, 需要满足  $\sum_{l=0}^{N-1} \hat{\theta}_{i \leftarrow l, l \neq i}(n) = 1$  和  $\hat{\theta}_{i \leftarrow i}(n) = 0$ , 令  $\hat{\theta}_{i \leftarrow l}(n) = \theta_{i \leftarrow l}(n) / \sum_{l=1, l \neq i}^n \theta_{i \leftarrow l}(n)$ , 由此可估计各个经济体面对的国际金融周期冲击指标。

除了国内金融周期 ( $DFC$ ) 和国际金融周期冲击指标 ( $WFC$ ), 估计 (13) 和 (14) 式还需要各国的利率、通货膨胀、产出缺口数据。其中, 本文选取同业拆借利率季度数据作为利率 ( $i$ )

的指代指标，由各国本币的银行间同业拆借七天利率月度数据经移动平均换算得到；通胀率采用各国的消费者价格指数季度同比数据代表通货膨胀率，计算公式为通胀率( $cpi$ )= 季度CPI-100；产出缺口( $og$ )采用HP滤波法估计<sup>1</sup>。以上数据均来源于各国央行统计报告和IMF报告。

### (三) 全球货币政策规则立场估计

基于上述数据选取和货币政策规则的设定，本文对全样本（30个经济体）的全球货币政策规则和开放程度较高、开放程度较低经济体的货币政策规则进行分组估计。为了保持研究结果的可靠性和稳定性，在每组样本中均设定三个比较模型：不考虑金融周期的泰勒规则、只考虑国内金融周期的泰勒规则、考虑国内金融周期和国际金融周期冲击的泰勒规则，以识别不同类型货币政策规律的拟合情况。同时，考虑到现实中利率规则调整具有平滑性特征，这里在动态面板模型估计基础上，计算得到隐含货币政策规则，以此参数为基础分析全球央行的货币政策取向，其中， $\rho$ 为平滑利率系数， $\phi_{og} = \phi_{og}^* / (1 - \rho)$ 、 $\phi_{CPI} = \phi_{CPI}^* / (1 - \rho)$ 、 $\phi_{DFC} = \phi_{DFC}^* / (1 - \rho)$ 、 $\phi_{WFC} = \phi_{WFC}^* / (1 - \rho)$ 分别表示货币政策规则盯住产出缺口、通胀、国内金融周期和国际金融周期冲击的实际系数；均衡利率 $\bar{i}_0 = \bar{i}_0^* / (1 - \rho)$ 。本文采用动态面板广义矩估计（GMM）模型的工具变量法消除内生性对模型参数估计的影响。AR检验结果表明模型残差不存在二阶序列自相关问题，Sargan检验结果也表明动态面板GMM模型选择的工具变量不存在过度识别。<sup>2</sup>由此可见，模型估计结果是稳健、可靠的。

表2 全球货币政策（30个经济体）规则估计结果

系数	模型（1）	模型（2）	模型（3）
$\rho$	0.8785*** (0.0007)	0.8770*** (0.0006)	0.8766*** (0.0008)
$\phi_{og}^*$	0.0271*** (0.0012)	0.0270*** (0.0011)	0.0287*** (0.0010)
$\phi_{CPI}^*$	0.0529*** (0.0004)	0.0538*** (0.0007)	0.0537*** (0.0011)
$\phi_{DFC}^*$		0.0090*** (0.0006)	0.0113*** (0.0006)
$\phi_{WFC}^*$			-0.0077*** (0.0006)
$\bar{i}_0^*$	0.3726*** (0.0157)	0.3829*** (0.0077)	0.3749*** (0.0161)

<sup>1</sup> 各国国际金融周期指数估计结果以及相关变量的详细说明及描述性统计结果请参见附录。

<sup>2</sup> 由于篇幅所限，工具变量的选择请参见附录。

DWH	5.6983 [0.0007]	3.6702 [0.0055]	2.5997 [0.0236]
AR(1) 检验	-1.3053 [0.1944]	-1.3011 [0.1931]	-1.3001 [0.1932]
AR(2) 检验	-1.3687 [0.1740]	-1.3634 [0.1743]	-1.3644 [0.1741]
Sargan 检验	28.4600 [0.2011]	29.0081 [0.4132]	28.0600 [0.7912]
R <sup>2</sup>	0.8660	0.8661	0.8662
有效样本	2670	2670	2670
隐含货币政策规则			
$\phi_{og}$	0.2234	0.2194	0.2328
$\phi_{CPI}$	0.4356	0.4369	0.4356
$\phi_{DFC}$		0.0734	0.0913
$\phi_{WFC}$			-0.0623
$\bar{i}_0$	3.0666	3.1118	3.0388

注：①\*、\*\*、\*\*\*分别表示统计量在 10%、5%和 1%显著性水平下显著。②小括号中的值为标准差，中括号中的值为各检验统计量的 P 值。下表同。

由表 2 估计结果可知，①平滑利率、产出缺口、通货膨胀在三个模型中均显著为正，表明在全球范围内，货币政策存在显著的平滑性特征，而且存在较强盯住产出缺口和通胀的逆周期操作规则，符合理论预期。其中， $\phi_{og}$  约为 0.22，表明当经济处于扩张（收缩）时期，央行倾向于采取提高（下调）利率的紧缩性（扩张性）货币政策，由此导致投资和产出下降（增加），最终起到熨平宏观经济周期性波动的目的。 $\phi_{CPI}$  为 0.44，小于 1，可见，虽然全球央行货币政策具有较强盯住通胀目标的偏好，但是其反应是不足的，具体表现为一旦通胀上升 1 个百分点，则为了抑制通胀，利率仅上调 0.44 个百分点，由费雪方程可知，此时实际利率不升反降，因此，长期看，紧缩的货币政策规则无法真实实现抑制通胀的目的。②在模型（2）和（3）中，国内金融周期系数显著为正，而在模型（3）中，国际金融周期冲击系数显著为负，表明从全球范围看，货币政策既盯住国内金融周期波动又盯住国际金融周期冲击，其中，对国内金融周期采用积极的逆周期调控规则，而对国际金融周期冲击则采用被动的顺周期调控规则，表明央行对国内金融周期波动和国际金融周期冲击采取的货币政策应对策略是截然不同的。理论上，一旦国内金融周期处于上升阶段，则表明国内金融系统存在较大的风险，此时，央行应该采取提高利率的紧缩性货币政策，以期通过抬高资金成本的方式迫使金融机构和经济行为主体主动降杠杆，最终达到降低国内金融周期风险的目的。但是，对于国际金融周期冲击，虽然在短期内会导致国内金融机构受到冲击影

响，但如若此时国内金融机构或者经济行为主体所蕴含的系统性风险并非处于高位，则采取提高利率的紧缩性货币政策会进一步加剧国内金融市场波动和系统性风险的积累。故此，从全球角度看，央行一般采取相对较为宽松的货币政策，使得国内金融市场具有充足的流动性以期有效应对国际金融风险的不良冲击。

表3 不同开放程度经济体的货币政策规则估计结果

系数	HEFC 组货币政策规则估计结果			LEFC 组货币政策规则估计结果		
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\rho$	0.8925*** (0.0039)	0.8909*** (0.0048)	0.8918*** (0.0052)	0.7272*** (0.0015)	0.7378*** (0.0047)	0.7655*** (0.0196)
$\phi_{og}^*$	0.1119*** (0.0057)	0.1117*** (0.0106)	0.1083*** (0.0134)	0.0330*** (0.0065)	0.0181 (0.0120)	0.01780 (0.0159)
$\phi_{CPI}^*$	0.0400*** (0.0051)	0.0348** (0.0141)	0.0403*** (0.0121)	0.1551*** (0.0010)	0.1521*** (0.0055)	0.1465*** (0.0079)
$\phi_{DFC}^*$		0.0020* (0.0011)	0.0017** (0.0008)		0.0190** (0.0051)	0.0164*** (0.0066)
$\phi_{WFC}^*$			-0.0020*** (0.0449)			-0.0059 (0.0077)
$\bar{i}_0^*$	0.1666*** (0.0170)	0.1815*** (0.0292)	0.1601*** (0.0449)	1.2654*** (0.0316)	0.9471*** (0.1457)	0.2489 (0.4613)
DWH	27.2036 [0.0000]	20.2764 [0.0000]	16.7435 [0.0000]	4.5293 [0.0036]	5.7703 [0.0001]	4.5036 [0.0004]
AR(1) 检验	-1.2733 [0.2052]	-1.2742 [0.2043]	-1.2731 [0.2051]	-1.3301 [0.1833]	-1.3413 [0.1814]	-1.4012 [0.1601]
AR(2) 检验	-0.2841 [0.7783]	-0.2833 [0.7771]	-0.2825 [0.7761]	-1.3033 [0.1944]	-1.2934 [0.1964]	-1.3132 [0.1903]
Sargan 检验	14.61 [0.2011]	14.1332 [0.5162]	14.3412 [0.7633]	14.1424 [0.2254]	10.6812 [0.7753]	9.4112 [0.9663]
R <sup>2</sup>	0.9238	0.9237	0.9239	0.8439	0.8457	0.8458
有效样本	1380	1380	1380	1380	1380	1380
隐含货币政策规则						
$\phi_{og}$	1.0405	1.0233	1.0017	0.1210	0.0692	0.0759
$\phi_{CPI}$	0.3724	0.3185	0.3726	0.5687	0.5804	0.6246
$\phi_{DFC}$		0.0180	0.0160		0.0726	0.0700
$\phi_{WFC}$			-0.0185			-0.0253
$\bar{i}_0$	1.5500	1.6630	1.4805	4.6388	3.6125	1.0613

注：①采用 GMM 估计不同类型国家的货币政策规则；选择解释变量的滞后 1—7 阶作为模型 4—9 的工具变量。②The Chinn-Ito 指数高组代表开放程度高的国家，The Chinn-Ito 指数低组代表开放程度低的国家。具体划分结果详见附件。

为了进一步分析不同开放程度经济体货币政策规则的异同，本文在表 3 中分为开放程度较高经济体（HEFC）和开放程度较低经济体（LEFC）两组展开估计。其中，HEFC 的估计结果与全

球样本的估计结果相一致：在模型（4）-（6）中产出缺口、通货膨胀、国内金融周期系数均显著为正，表明对上述三个政策目标均表现为逆周期调控政策取向；而国际金融周期冲击系数显著为负，表现为顺周期调控偏好，均符合理论预期。但是，模型（7）-（9）中对于 LEFC 的估计结果表明，仅在 1% 显著性水平下盯住通货膨胀和国内金融周期做逆周期调控，而盯住产出缺口仅在传统泰勒规则中显著为正，在其他情形均不显著。特别是，开放程度较低经济体盯住国际金融周期冲击系数不显著，如前文所述，开放程度较低经济体受国际金融周期冲击的影响更小，故其货币政策规则未做出显著反应。对于平滑利率参数，开放程度较高经济体的平滑系数高于开放程度较低经济体，表明其货币政策更具稳定性。此外，比较隐含系数的均值发现，开放程度较高经济体的货币政策（1.03）相比开放程度较低经济体（0.09）更关注调控经济周期，但却更少关注通胀目标（0.35 VS 0.57）。从均衡利率看，开放程度较高经济体的均衡利率为 1.56，开放程度较低经济体为 3.10，前者低于全球平均的 3.07，而后者高于全球水平，说明总体上，开放程度较高经济体实施更为宽松的货币政策规则。

#### （四）稳健性检验

本文进一步从按溢出强度分样本回归、构建前瞻性货币政策规则以及构建国际金融风险替代指标三个方面进行稳健性检验<sup>1</sup>。①按照表 1 的平均网状溢出矩阵中的净溢出强度大小，将样本分为净溢出效应较强的经济体和净溢出效应较弱的经济体，并同样采用动态面板 GMM 方法估计不同溢出强度经济体的货币政策规则。②考虑到货币政策规则的前瞻性特征，将上文的同期性货币政策规则拓展为前瞻性，以此识别全球前瞻性货币政策规则。③本文采用 TVP-FVAR 模型提取其他国家金融周期的共同因子，构建了各国面临的国际金融周期指数（OFC），并作为替代指标构建面板模型识别全球货币政策规则。上述稳健性检验结果总体上与前文相符，说明本文的研究结果是稳健可靠的。

## 四、全球货币政策规则演变的异质性分析

### （一）递归估计方法设定

为了进一步考究全球货币政策规则的利率动态演变规律，本文在上述常系数全球货币政策规

<sup>1</sup> 由于篇幅所限，详细的稳健性检验结果请参见附录。



则估计基础上，构建并采用递归估计方法捕捉全球、开放程度较高和开放程度较低经济体的同期性货币政策规则。具体思路为：以固定样本区间为初始区间（ $T_0=(1,z)$ ， $z$  代表第  $z$  个季度），并每次叠加一个季度的速度（ $T_1=(1,z+1), \dots, T_g=(1,z+g)$ ）循环估计货币政策规则参数，即可得到各个时点的时变参数序列。为了估计 21 世纪以来的全球货币政策规则演变规律，这里设置初始区间为  $T_0=(1,24)$ ，即初始区间为 1996 年一季度-2001 年一季度。其中，估计方法仍然采用动态面板 GMM 估计，选择与前文常数 GMM 估计相同的解释变量滞后阶作为工具变量，同时消除模型残差自相关性，估计结果如图 2-4 所示。

## （二）全球货币政策规则历史演变规律分析

全球时变货币政策规则参数递归估计结果（见图 2）显示，①平滑利率系数总体处于上升趋势，表明全球范围内货币政策更具平滑性，央行倾向于减少政策干预，但在 2008 年次贷危机期间曾出现暂时下滑，表明为了应对金融危机，彼时央行的货币政策规则强化了对政策目标的调控，由此降低了利率平滑参数。②盯住产出缺口和国内金融周期参数呈显著下降态势，表明在调控经济周期和维护国内金融市场稳定上，全球的货币政策逆周期调控偏好近年来是呈现减弱态势。③在 21 世纪初和 2009-2017 年间经济稳定阶段，全球货币政策盯住通胀目标的偏好呈减弱趋势，但是在次贷危机期间以及近年来，央行具有较强的提高利率抑制通胀的政策取向，特别是 2018 年后美国加息预期上升，各国通胀压力增大，因此对通胀的治理偏好显著上升。④对于盯住国际金融周期冲击，在次贷危机前全球范围内央行盯住国外风险的政策偏好相对较弱，但是在次贷危机爆发期间，盯住国际金融周期冲击系数急速下滑。理论上，国际金融周期波动冲击通过资本渠道、外汇渠道等渠道传导到国内金融市场，影响国内金融稳定，同时也可以通过贸易渠道直接影响到国内的实体经济，造成实体层面的供求变化，实体经济的失衡进一步通过“金融加速器效应”放大金融市场的波动，最终形成负反馈，此时货币政策应该降低利率，向金融市场释放流动性，稳定金融市场，同时降息可以刺激需求，有助于恢复实体经济增长，打破负反馈，减少国际金融周期冲击造成的福利损失。在金融危机爆发期间（2007-2009 年）全球货币政策盯住国际金融周期的系数呈快速下降趋势，说明全球范围内央行在危机爆发时加大货币政策干预力度，快速降息对冲国际金融周期冲击，所以盯住国际金融周期系数是快速减小的（逆周期调控力度加大）；危机

过后，盯住国际金融周期系数呈变大趋势（逆周期调控力度减小），原因可能在于长期的低利率政策制约了货币政策的调控空间，使逆周期调控的边际效果减小了。⑤自 2001 年以来，全球均衡利率呈现显著下降趋势，下降幅度超过 50 个百分点，可见，从全球范围内看，央行长期执行较为宽松的货币政策，由此也压低了均衡利率，同时，也从另外一个侧面表明当前央行采取货币政策工具调控政策目标的操作空间越来越小。

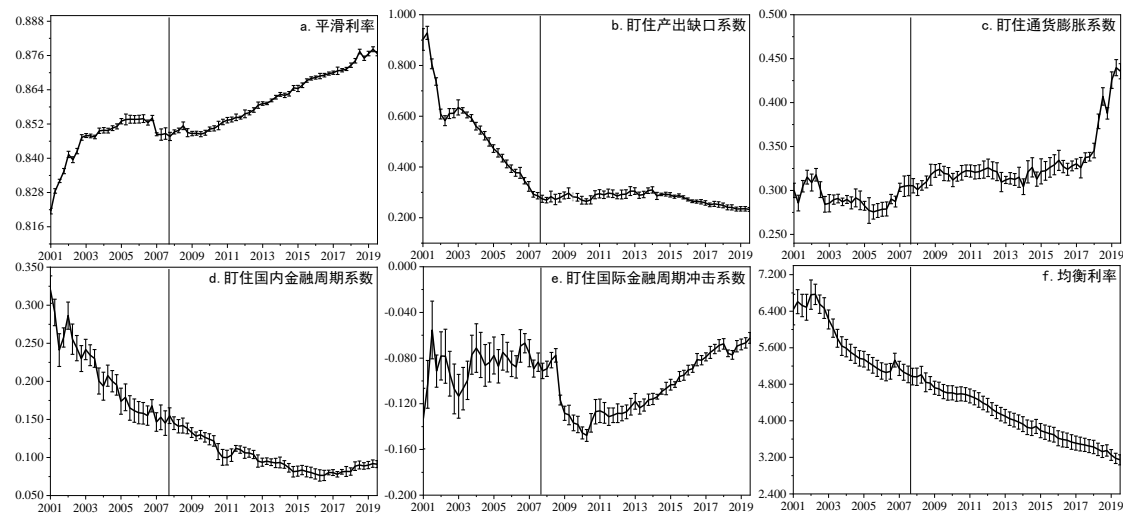


图 2 2001-2019 年全球（30 个经济体）的时变货币政策规则参数

注：图中黑色误差棒表示回归系数的 95%置信区间，竖线表示次贷危机发生时点。下同。

图 3 结果显示，①开放程度较高的国家的平滑利率是呈不断上升的趋势的，特别是在金融危机期间平滑利率有快速的上升趋势，说明长期零利率政策制约了货币政策进一步调控经济的效果，而且这种制约程度不断增强，在 2019 年平滑利率系数达到 0.89。②盯住通胀参数在样本区间内显著为正，且总体处于缓慢下降趋势，但在次贷危机时期有短暂的快速回升，表明除了在次贷危机等特殊时期之外，央行逆周期调控通胀的偏好是减弱的。相反，盯住产出缺口系数在次贷危机爆发前处于下降趋势，但在次贷危机期间以及后危机时期大幅上升，在 2019 年四季度达到 1.00，说明后危机时期经济持续低迷阶段，开放程度高经济体大幅提高利用宽松货币政策刺激经济增长的偏好。③将金融周期纳入货币政策规则后可以发现，开放程度较高经济体货币政策规则盯住国内金融周期系数显著为正，即央行偏好于提高（降低）利率来抑制（刺激）金融周期。与全球央行货币政策规则比较，该系数的值更小甚至在近年来接近于零，且总体上处于下降趋势，但在 2004 年非典和 2008 年次贷危机期间还是出现显著上升，说明相对于全球来说，开放程度较高经济体货币政策会在危机时期加大对金融周期的逆向调控力度，不过近年来这种偏好已经很弱。④2008 年

次贷危机前开放程度较高的经济体对国际金融周期冲击的盯住系数显著为正，与全球样本的结果相反；但 2008 年次贷危机期间盯住系数迅速转为负值并持续下降到 2009 年一季度的-0.06，2009-2019 年缓慢回升且仍为负值。说明在危机前期，央行应对国际金融周期冲击采取的是与调控国内金融周期一样的政策立场；危机期间，开放程度较高的经济体大部分是金融危机的中心国和主要溢出国，为了阻止国内外金融周期共振进一步加大危机程度，货币当局偏向于降低利率，即通过注入流动性的方式提高经济行为主体抵御外部风险冲击的能力来对冲国际金融风险，这种政策取向也延续至今。⑤开放程度较高的经济体均衡利率更低（均值为 2.78 VS 全球样本均衡利率均值 4.66）且同样处于下降趋势，说明开放程度较高的经济体其通过降低利率刺激经济复苏的货币政策空间相对较小。

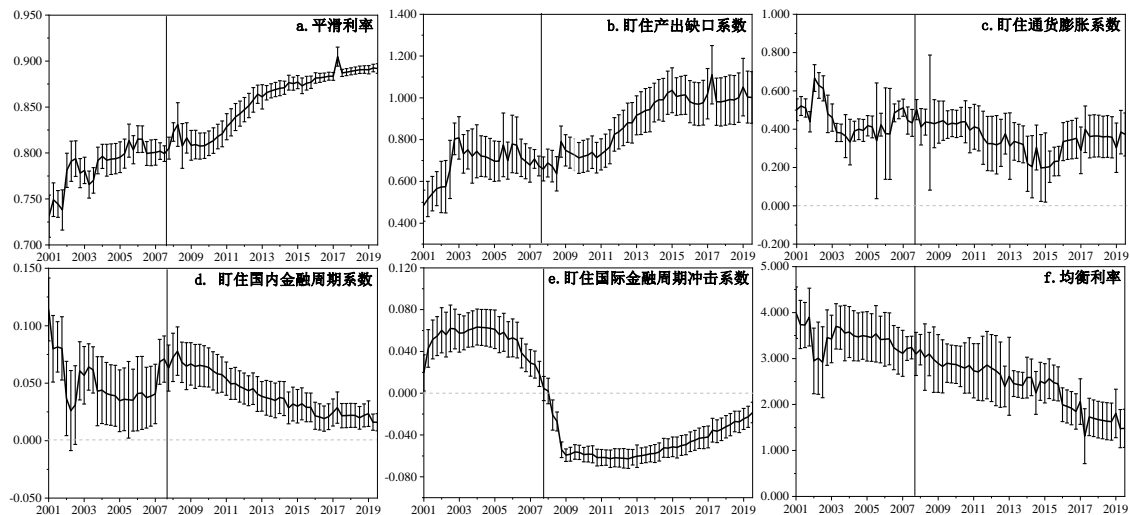


图3 2001-2019年开放程度较高经济体组的时变货币政策规则参数

最后，如图 4 所示，开放程度较低经济体的时变货币政策规则参数表现出以下几个特点。①平滑利率系数显著为正且上升趋势平缓，说明相对全球和开放程度较高的经济体，开放程度较低经济体对市场的干预偏好更强，事实上，开放程度较低的经济体主要由发展中国家组成，这些经济体的调控模式通常以政府主导为主，所以货币政策平滑性更低。②在传统政策目标上，盯住通货膨胀系数显著为正且处于缓慢上升趋势，而盯住产出缺口系数总体上为正但并不显著。原因可能在于，开放程度较低的经济体的货币传导机制不够完善，如金融市场发展水平偏低，价格体系建设还不够完善等，以利率规则为主的货币政策体系并未能发挥很好的调控效果，因此大部分时间货币政策只盯住通货膨胀，对产出的调控更多依赖于财政政策。③与全球和开放程度高的经济

体相比, 盯住国内金融周期系数总体上同样显著为正且处于下降趋势, 但反应系数均值更低, 表明该组经济体对国内金融周期的逆周期调控力度较弱, 这可能是由于金融市场发展水平较低和货币政策调控效力不足所致。而盯住国际金融周期冲击系数总体上不显著, 表明该组经济体的货币政策并不关注国际金融周期冲击, 理论上, 开放程度较低经济体资本管制、外汇管理的政策空间较大, 这起到隔离外部金融风险冲击的政策屏障作用, 因此其受到的国际金融周期冲击的影响也更小, 其货币政策对国际金融周期冲击的调控自然也偏向中性。<sup>④</sup>开放程度低经济体的均衡利率总体上比开放程度较高的经济体大得多, 但下降幅度很大, 2001-2019 年间下降超过 95.00%, 说明该组经济体对低利率政策的依赖同样严重, 而且其拥有相对较高的均衡利率所带来的政策空间“比较优势”正在快速丧失。

总的来说, 递归估计结果和前文动态面板回归结果是一致的<sup>1</sup>, 但同时能够有效刻画次贷危机期间全球以及开放程度高低不同经济体央行货币政策的动态适时调整特征。

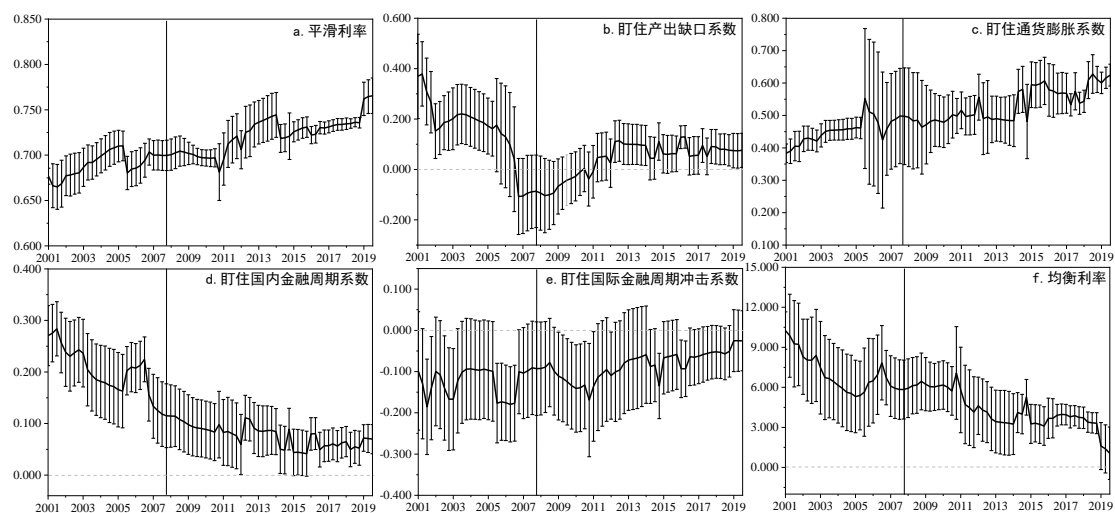


图 4 2001-2019 年开放程度较低经济体组的时变货币政策规则参数

## 五、结论与启示

识别金融周期溢出强度和路径历来是掐住金融风险跨市场传染的重要环节, 也是货币政策应对外部风险冲击的重要内容。鉴于此, 本文在高维时变参数向量自回归模型基础上, 基于方差分解的思路构建了带方向的时变溢出指数和时变网状溢出矩阵, 以此识别国际金融周期共振传染的风险源, 并测算每一个经济体面临的国际金融周期冲击强度。接着, 本文拓展构建了嵌入国内金

<sup>1</sup> 本文同时估计了按溢出强度划分的跨国界货币政策规则历史演变, 由于篇幅所限, 详细估计结果请参见附录。

融周期和国际金融周期冲击的货币政策泰勒规则，并使用动态面板回归模型分别对全球、不同开放程度经济体的货币政策立场进行识别。最后，本文基于递归估计法考察了全球货币政策规则的动态演变规律。研究结果表明：

(1) 基于高维模型的全球总时变溢出指数呈现增强态势，表明近年来国际金融周期共振传染现象愈发明显。美国是全球最大的金融周期净溢出国，其他依次是西班牙、意大利、日本；而荷兰、俄罗斯、中国、挪威是主要吸收国。特别是，最近中国加大了金融业对外开放的力度和强度，由此也强化了中国对国际金融周期冲击的吸收效应，同时，由于中国存在一定的资本管制，故此金融周期的对外溢出效应增长则相对缓慢，最终导致近年来中国净溢出效应呈逐渐下降态势。

(2) 在货币政策调控国内金融周期偏好上，全球和不同开放程度经济体的央行均显著偏好于逆周期调控，即从长期上熨平国内金融周期。而在货币政策调控国际金融周期冲击偏好上，全球以及开放程度较高经济体的货币政策规则采取的是防御性策略，即通过注入流动性的方式提高经济行为主体抵御外部风险冲击的能力，力求短期内消除外部冲击对国内金融系统的影响。但由于开放程度较低的经济体不易受外部影响，该类经济体的央行并未对国际金融周期冲击作出充分反应。同时，全球和开放程度较高经济体的货币政策平滑利率系数比开放程度较低经济体的数值高，表明开放程度较低经济体的货币政策干预力度更大。此外，开放程度较低经济体的均衡利率比其他经济体的均衡利率更高，因此在货币政策空间上具有“比较优势”。

(3) 基于递归估计全球、分不同开放程度经济体的时变货币政策规则估计结果表明，全球范围、不同开放程度和不同溢出强度的经济体长期盯住传统货币政策目标和国内金融周期冲击做逆周期调控，而且除了开放程度较低经济体，其他经济体对国际金融周期冲击更多采用顺周期的调控方式。从时变角度看，在次贷危机期间，不同样本经济体的货币政策平滑利率会出现明显上升（表明政策干预程度加强）、均衡利率下降（表明政策空间被压缩）、盯住通胀系数上升而盯住产出缺口系数下降；更重要的是，开放程度较高的经济体货币政策盯住国内金融周期系数有所上升，而盯住国际金融周期冲击系数在次贷危机前更多采用逆周期调控方式，但次贷危机爆发后对国际金融周期冲击的调控迅速转变为顺周期调控，表现出明显的适时调整特征。

(4) 净溢出强度较大经济体的货币政策对国际金融周期冲击的盯住程度更低；而净溢出强度较小经济体则相反，由于容易受外界金融风险的影响，其货币政策更加倾向盯住国际金融周期

冲击。同时, 前瞻性货币政策规则的回归结果表明, 全球货币政策规则具有显著盯住国内外金融周期冲击预期的政策取向。此外, 采用 TVP-FVAR 构建各国的国际金融周期冲击替代指数的估计结果同样可以印证基准模型的结果。总体上稳健性分析的结果表明本文的结论是稳健可靠的。

基于以上研究结论, 本文有如下四点政策启示: (1) 提高对国际金融周期异常波动和共振风险的追踪能力。从本文估计结果看, 2019 年底国际金融周期处于低位, 但其共振传染强度却在增强, 已经接近 2008 年金融危机的最高点, 而且, 国际金融周期高风险区域有从欧美向亚洲国家或地区转移的趋势<sup>1</sup>。上述结论警示着爆发新一轮全球性危机的风险不断增大, 因此有必要提高对外部风险, 特别是对国际金融周期异常波动和共振风险的追踪能力。本文设计的国际金融周期冲击指标可以为政策当局如何识别和追踪国际风险冲击提供方法论支持。特别是, 本文设计的时变溢出网状矩阵更是能够有效刻画全球风险外溢路径和风险源, 这也有助于政策当局有效识别外部风险冲击的主要风险源以及追踪和防范国际风险冲击。从估计结果看, 美国、西班牙、意大利和日本是全球主要金融风险来源, 特别是, 前三个国家对中国金融风险具有较强溢出效应, 中国需要警惕这些国家金融风险的周期性波动及其对外溢出迹象。

(2) 完善货币政策应对国内外金融周期冲击的调控规则。研究表明, 开放程度较高的经济体受到国际金融周期冲击的程度更大, 因此其货币政策规则显著盯住国际金融周期冲击, 且在基于递归估计的时变货币政策规则中表现出更好的适时调整能力。更重要的是, 由于国内金融周期对经济体的影响是内生的和长期性的, 因此需要采用逆周期, 即提高(降低)利率抑制(刺激)金融周期的货币政策规则, 但是国际金融周期冲击是外生的和短期性的, 更宜采用顺周期(宽松)的货币政策规则进行对冲, 从而迅速减小国际金融周期冲击, 避免国内外金融周期形成联动从而放大了金融周期冲击的影响。特别是随着对外开放程度的提高, 中国受外部冲击的影响加大, 因此国内货币政策规则取向也应做出相应调整。在采用逆周期策略盯住国内金融周期风险, 守住不发生系统性风险的底线的同时, 还应该及时采取顺周期的货币政策应对国际金融周期冲击, 从估计结果看, 当前中国是国际金融风险的主要吸收国, 结合全球历史经验, 货币政策更应该强化其盯住国际金融周期冲击做顺周期对冲的政策取向; 同时重视预期管理, 建立国内外金融周期冲击的预警机制, 并根据预警机制对市场预期做前瞻性引导。特别是完善市场价格机制、疏通货币政

<sup>1</sup> 该结论的图示请参见附录。



策利率传导机制，这些都有助于在突发事件或者危机发生时，央行所采取和实施的货币政策规则能够有效及时地达到调控宏观经济政策目标的目的。

(3) 结合中国进一步改革开放的实际诉求，借鉴全球货币政策规则实践经验，积极改进中国货币政策规则执行的政策取向。特别是，为了实现“十四五”规划和2035年远景目标，党的十九届五中全会强调要“全面深化改革”和“实行高水平对外开放”，这意味着中国将不断提高对外开放水平，以高水平开放促改革发展，因此，从全球开放程度较高经济体的货币政策规则的历史实施经验中吸取教训就显得十分必要。从递归估计结果看，开放水平较高经济体对产出缺口的调控强度呈现不断增强态势，同时也保持对通货膨胀的逆周期调控。与此同时，开放水平较高经济体也面临着均衡利率不断下降，货币政策调控空间缩小的困境。其主要原因在于西方国家名义利率接近零利率下限，由此导致货币政策调控宏观经济运行的政策空间不断缩小。故此，结合中国实际，维持利率处于合理水平，增强我国货币政策应对宏观经济突发事件的调控能力就显得十分必要。更重要的是，从全球长时期历史经验看，为了应对国内外金融风险的负面冲击影响，货币政策对内部金融风险应该采取逆周期调控规则，而对于国际金融风险则应当采取顺周期刺激政策，这对于中国后续如何有效应对国际风险冲击和抑制国内系统性风险提供重要的决策参考依据。

(4) 重视货币政策规则跨国协调的必要性，提高中国货币政策应对国际风险冲击的能力。针对不同样本的货币政策规则研究发现，近年来货币政策规则不论对国内还是国际金融周期冲击的盯住程度都在减弱，一部分原因在于政策边际效果遵循递减规律，也有部分原因是由于国际货币政策缺少协调所致。国际经济政策协调理论认为，开放经济环境下，一国通过单一政策既要实现内部均衡又要实现外部均衡是难以实现的，即存在“米德冲突”，因此各国应该加强政策协调以降低货币政策溢出的负面影响，实现社会整体福利最大化。特别是，全球一体化客观上放大了国际间货币政策变化的溢出效应，这就要求中国在制定和执行货币政策时要考虑国际间货币政策相互溢出的影响，并加强国际货币政策的协调能力。更重要的是，货币政策规则的跨国协调，必然降低本国货币政策规则制定与实行的独立性，因此，在实际执行中，不应当对其他国家的货币政策规则采取完全协调配合的政策取向，即在保持与他国货币政策同步性的同时，应对着重针对国内经济增长、通胀目标和国内金融风险周期采取相对较为独立的货币政策规则，寻找对国内金融周期的逆周期调控和对国际金融周期冲击的顺周期对冲的最优均衡，以期实现长期熨平国内宏

观经济和金融周期波动的同时可以减少国际金融周期溢出带来的负面影响, 最终达到提高中国货币政策调控宏观政策目标效果的目的。

本文针对国际金融周期溢出的高维特征, 基于 HD-TVP-VAR 模型设计了高维时变参数网状溢出矩阵, 并识别了国际金融周期共振传染的网络结构, 同时估计了全球货币政策规则的历史演变规律。然而本文研究仍存在两点可供改进方向: 首先, 本文采用的信贷缺口数据从 1996 开始只覆盖了 30 个国家, 并且 30 个国家中地区分布不均, 由于受到数据限制, 非洲和中东地区可供研究的国家较少, 因此, 后续纳入全球更多国家和地区的数据能够更为有效识别全球范围内长时期货币政策执行的历史规律。其次, 本文是从经验上考察了全球的货币政策取向, 但是从理论上构建动态随机一般均衡模型, 通过模型模拟和校准的方式考究到底是哪种类型货币政策规则有助于熨平国内金融周期和抵御外部金融风险冲击的影响将具有重要的理论价值和现实参考意义。

## 【参考文献】

- [1] 冯根福, 郑冠群. 中国货币政策非对称干预资产价格波动的宏观经济效应——基于分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型的模拟和评价[J]. 中国工业经济, 2016, (10): 5-22.
- [2] 宫晓莉, 熊熊. 波动溢出网络视角的金融风险传染研究[J]. 金融研究, 2020, (5): 39-58.
- [3] 何国华, 李洁, 刘岩. 金融稳定政策的设计: 基于利差扭曲的风险成因考察[J]. 中国工业经济, 2017, (8): 25-43.
- [4] 李平, 余根钱. 国际金融危机对中国经济冲击过程的系统回顾和思考[J]. 中国工业经济, 2009, (10): 5-22.
- [5] 马勇, 张靖岚, 陈雨露. 金融周期与货币政策[J]. 金融研究, 2017, (3): 33-53.
- [6] 杨子晖, 周颖刚. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击[J]. 中国社会科学, 2018, (12): 69-90+200-201.
- [7] 张智富, 郭云喜, 张朝洋. 宏观审慎政策协调能否抑制国际性银行危机传染? ——基于跨境金融关联视角的实证研究[J]. 金融研究, 2020, (7): 21-37.
- [8] 祝梓翔, 高然, 邓翔. 内生不确定性、货币政策与中国经济波动[J]. 中国工业经济, 2020, (2): 25-43+1-15.
- [9] Adrian, T., F. Duarte, F. Grinberg, and G.T. Mancini. Monetary Policy and Financial Conditions: A Cross-Country Study [J]. FRB of New York Staff Report, 2019, No. 890.
- [10] Aldasoro, I., Avdjiev, S., Borio, C. et al. Global and Domestic Financial Cycles: Variations on a Theme[J]. BIS Working Papers, 2020, No. 864.
- [11] Bernanke, B. S., and M. Gertler. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?[J]. The American Economic Review, 2001, 91(2): 253-257.
- [12] Banbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin. Large Bayesian Vector Auto Regressions[J]. Journal of Applied Econometrics, 2010, 25: 71-92.
- [13] Bruno, V., and H.S. Shin. Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 71(C): 119-132.
- [14] Cogley, T., S. Morozov, and T. Sargent. Bayesian Fan Charts for U.K. Inflation: Forecasting and Sources of Uncertainty in an Evolving Monetary System[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2005, 29: 1893-1925.
- [15] Cuaresma, J. C., M. Feldkircher, and F. Huber. Forecasting with Global Vector Autoregressive Models: A Bayesian Approach[J]. Journal of Applied Econometrics, 2016, 31(7): 1371-1391.
- [16] Cerutti, E., S. Claessens, and A.K. Rose. How Important is the Global Financial Cycle? Evidence from Capital Flows[J]. IMF Working Paper, 2017, 17(193): 1.
- [17] Chan, J. C. C. Large Hybrid Time-Varying Parameter VARs[J]. Cama Working Papers, 2019, 2: 77.
- [18] Diebold, F. X., and K. Yilmaz. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets[J]. Economic Journal, 2009, 119(534): 158-171.
- [19] Diebold, F. X., and K. Yilmaz. Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers[J]. International Journal of Forecasting, 2012, 28(1): 57-66.
- [20] Delatte, A.L., and C. Lopez. Commodity and Equity Markets: Some Stylized Facts from a Copula Approach[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(12): 5346-5356.
- [21] Diebold, F. X., and K. Yilmaz. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms[J]. Journal of Econometrics, 2014, 182(1): 119-134.
- [22] Forbes, K.J., and R. Roberto. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements[J]. Journal of Finance, 2002, 57: 2223-2261.
- [23] Forbes, K., and F. Warnock. Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight and Retrenchment[J]. Journal of International Economics, 2012, 88: 235-251.
- [24] Gambacorta, L., and F. M. Signoretti. Should Monetary Policy Lean Against the Wind? an Analysis Based on a

DSGE Model with Banking[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2014, 43: 146-174.

[25] Gebka, B., and D. Serwa. Intra - and Inter - Regional Spillovers Between Emerging Capital Market Around the World[J]. *International Business and Finance*, 2007, 21(2): 203-221.

[26] González-Hermosillo, B., and H. Hesse. Global Market Conditions and Systemic Risk[J]. *Journal of Emerging Market Finance*, 2011, 10(2): 227-252.

[27] Koop, G. Forecasting with Medium and Large Bayesian VARs[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2013, 28(2): 177-203.

[28] Koop, G., and D. Korobilis. Large Time-Varying Parameter VARs[J]. *Journal of Econometrics*, 2013, 177(2): 185-198.

[29] Korobilis, D.M., and K.M. Yilmaz. Measuring Dynamic Connectedness with Large Bayesian VAR Models[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2018, 16: 30.

[30] Mishkin, F.S. Is Monetary Policy Effective during Financial Crises?[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(2): 573-77.

[31] Pesarana, H, and Shinb Y. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models[J]. *Economics Letters*, 1998, 58(1): 17-29.

[32] Rey, H. Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence[J]. *NBER Working Papers*, 2015, No.21162.

[33] Sims, C A. and Zha, T. Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models[J]. *International Economic Review*, 1998, 39(4): 949-968.

[34] Smets, F. et al. Financial Stability and Monetary Policy: How closely Interlinked?[J]. *International Journal of Central Banking*, 2014, 10(2): 263-300.

# 大数据如何改变经济学研究范式？

洪永淼<sup>1</sup> 汪寿阳<sup>2</sup>

**【摘要】**本文首先从经济学视角探讨大数据给经济学实证研究所带来的范式变革，包括从理性经济人到非完全理性经济人，从孤立的经济人到互相关联的社会经济人，从代表性经济人到异质性经济主体，以及从经济分析到经济社会活动的系统分析。然后，从方法论视角讨论大数据给经济学实证研究方法所带来的变革，包括从模型驱动到数据驱动，从参数不确定性到模型不确定性，从无偏估计到有偏估计，从低维建模到高维建模，从低频数据到高频甚至实时数据，从结构化数据到非结构化数据，从传统结构化数据到新型结构化数据，以及从人工分析到智能分析等。大数据引起的经济学研究范式与研究方法变革，正在深刻重塑经济学发展方向，不但加强了经济学实证研究范式的趋势，而且还进一步突破了现代西方经济学的一些基本假设的局限性，使经济学研究日益呈现出科学化、严谨化、精细化、多元化（跨学科）与系统化的趋势，并且与社会科学其他领域在方法论上日益趋同。中国大数据资源，为从中国经济实践中总结经济发展规律，从中国特殊性中凝练可复制的经济发展模式，从而构建具有深厚学理基础的原创性中国经济理论体系，提供了一个得天独厚的“富矿”。

**【关键词】**大数据；文本分析；机器学习；研究范式；研究方法；反身性

## 一、引言

在中国经济学界，绝大多数经济学家已形成高度共识，认为中国经济发展有其内在逻辑和一般规律，需要对中国经济学进行原创性理论创新，以探索中国经济发展规律（王一鸣，2017；王东京，2018；杨红丽等，2020；洪永淼、薛涧坡，2021；侯增谦，2021；刘伟、蔡志洲，2021；杨耀武、张平，2021）。但是，中国经济学家对于中国经济学应该采用什么样的研究范式与研究方法，尚未达成广泛的共识，甚至存在较大争议。例如，关于定性分析与定量分析的关系、经济思想与数学、模型的关系等，观点各异（洪永淼、汪寿阳，2020）。在研究范式方面尚未达成广泛共识，决定了中国经济学家很有必要对研究范式进行深入的学

<sup>1</sup> 洪永淼，发展中国家科学院院士，世界计量经济学会会员，中国科学院数学与系统科学研究院特聘研究员，中国科学院大学经济与管理学院特聘教授。

<sup>2</sup> 汪寿阳，发展中国家科学院院士，国际系统与控制科学院院士，中国科学院预测科学中心特聘研究员，中国科学院大学经济与管理学院特聘教授。

术讨论。中国经济理论创新, 需要对研究范式进行深刻变革。洪永淼、汪寿阳 (2021a) 论述了研究范式对经济学研究的重要作用。本文首先讨论研究范式对提高经济学研究科学性的重要意义以及过去 40 多年经济学实证研究或经验研究 (empirical study) 范式革命产生的背景与特点, 然后从经济学视角阐释大数据革命对现代经济学的一些基本假设和基本研究范式的深远影响, 并从多个维度具体讨论大数据和机器学习如何深刻改变经济学实证研究方法。

我们的分析表明, 大数据革命强化了经济学“实证革命”的研究范式, 并且正在引起经济学研究范式的变革和研究方法的创新, 推动交叉学科研究, 促进经济学和社会科学其他领域之间的融合, 促进经济学和数学、人工智能、计算机科学、统计学、认知科学等自然科学学科之间的交叉。

40 多年来, 中国通过改革开放, 逐步建立起中国特色社会主义市场经济基本制度, 主动融入世界经济体系, 充分发挥比较优势, 实现经济长期持续快速增长, 成为了世界第二大经济体。中国经济崛起是 21 世纪世界最重大的经济事件, 正在深刻改变世界经济格局及其发展趋势。新时代改革开放和社会主义现代化建设的丰富实践, 是理论和政策研究的“富矿”。党的十八大以来, 中国及时总结新的生动实践, 不断推进理论创新, 在发展理念、发展格局、所有制、分配体制、共同富裕、市场机制、政府职能、宏观调控、产业结构、区域规划、企业治理等重大问题上提出了许多重要论断, 形成了习近平新时代中国特色社会主义思想。如何以习近平经济思想为指导, 从中国经济实践中揭示中国特色社会主义市场经济发展规律, 从中国特殊性中凝练可复制的中国经济发展模式, 是中国经济学家的历史机遇和时代使命。由于中国超大经济体的规模优势和数字经济的快速发展, 中国在大数据资源方面与西方发达国家大致站在同一起跑线上, 加上中国经济拥有多样性的所有制结构、丰富的“政策数据库”等特点, 中国经济学家如果能够充分利用大数据所提供的有关中国经济实践的大量信息, 与时俱进地探索科学研究范式, 将能够从中国经济发展中揭示中国经济发展规律, 构建具有深厚学理基础的原创性中国经济理论体系。

## 二、经济学研究的“实证革命”

任何学科的发展离不开其研究方法及其知识生产与积累方式的进步, 而一门学科是否具有科学性或者说其科学性的程度有多高, 关键在于它是否有一个与时俱进的科学研究范式。所谓研究范式, 是指一个学科的学术共同体进行科学研究时所遵循的模式与框架, 是学科知识生产与积累的基本研究方法的总和, 这是影响经济学研究质量的关键因素。历史上自然科学每一次重大理论突破, 都伴随着研究范式的革命和研究方法的创新 (Kuhn, 1996)。经济学

的发展也是如此。自亚当·斯密《国富论》发表以来，经济学研究范式随着时代的变迁一直在变化。19世纪60、70年代，经济学产生了马克思主义政治经济学以及“边际革命”；20世纪30年代，出现了“凯恩斯革命”；20世纪50年代，诞生了“新古典综合”。过去40多年来，现代经济学又出现新的范式革命，即“实证革命”（empirical revolution），也称为“可信性革命”（credibility revolution）（王美今、林建浩，2012）。实证革命是指经济学以数据作为基础，以计量经济学为主要方法研究并解释经济变量之间的逻辑关系，特别是因果关系的研究范式革命。Hamermesh (2013) 发现，从1963到2011年发表在经济学顶级期刊的论文中，1980年代中期以前大部分论文都是理论性的，而从1980年代中期以来，实证研究论文比例攀升到超过70%。Angrist等（2017）指出，从1980到2015年，国际顶尖与主流经济学期刊以数据为基础的实证研究论文数量从不到35%上升到55%左右，而理论性论文数量则从近60%下降到不到40%，实证研究成为现代经济学最主要的研究范式。40多年来，中国经济学也从定性研究为主转变为以定量实证研究为主（李子奈、霍玲，2005；洪永淼、薛润坡，2021；洪永淼等，2021）。

经济学实证研究之所以逐渐流行并逐渐占据主导地位，得益于计算机技术的不断发展，以及数据可获得性的不断提高，但最重要的原因在于实证研究更加符合现代科学研究范式。什么是科学研究范式？Kuhn (1996) 在《科学革命的结构》一书中提出，任何理论假说都需要经过经验验证，才能证明其正确性与有效性。鄂维南（E, 2021）指出，自牛顿以来，自然科学研究基本上按照开普勒和牛顿两种不同范式展开，其中牛顿范式是基于第一性原理的研究方法，其目标是发现物理世界的基本原理，如牛顿、麦克斯韦、玻尔兹曼、爱因斯坦、海森堡、薛定谔的理论物理学，主要研究方法是“思想实验”，而开普勒范式是指数据驱动的研究方法，通过对数据的分析，寻找科学规律并解决实际问题，如行星运动的开普勒定律。无论是哪一种范式，任何理论假说都需要接受经验验证，而且在相同的条件下，任何结论应该能够被独立地重复证实或发现。撤稿观察数据库（Retraction Watch Database）显示，《自然》（*Nature*）和《科学》（*Science*）从2001到2020年各撤稿67、74篇，其原因是这些文章的结论不能获得大多数人重复实验的验证。最近，《金融学报》（*Journal of Finance*）自创刊以来首次撤回获得该期刊2020杰出论文奖的一篇论文，主要原因是该研究的核心实证结果无法复制，研究成果可靠性不足。

可能有人会提出这么一个问题：上述实证研究范式是自然科学的研究范式，而社会科学与自然科学存在很大差别，特别是很多自然科学的主要研究对象是自然界，是物；而包括经济学在内的社会科学的主要研究对象是人，是具有意识的人。社会存在决定社会意识，但社

会意识对社会存在也有反作用, 这种互动关系在社会科学被称为“反身性”(reflexivity)。这是社会科学与自然科学最显著的不同之处。社会科学与自然科学还有其他不同之处, 如绝大部分经济社会现象都是非实验性的。自然科学诞生以来, 其理论已被历史与实践证明了是科学理论, 可精确解释与预测自然界的现象与运动规律, 而这些科学理论主要是采用了科学研究范式而创建起来的。因此, 社会科学可以而且应当借鉴自然科学的科学研究范式, 以提升社会科学的科学性与先进性。不能因为社会科学与自然科学研究对象不同, 就认为自然科学的研究范式不适合于社会科学, 这实际上是以特殊性否认普遍性。同时也应强调, 借鉴自然科学的研究范式与研究方法, 并不是机械地照搬照抄, 而是需要根据社会科学的特点(如反身性与非实验性), 有所发明与创新, 使之适用于研究社会科学。例如, 由于社会经济系统所产生的观测数据具有非实验性的特点, 经济学家与计量经济学家在识别经济因果关系时便面临所谓的内生性(endogeneity)问题, 因此发展了很多可克服内生性的因果推断方法, 如工具变量法、双重差分、断点回归、倾向性积分匹配与虚拟事实分析(counterfactual analysis)等, 这些方法也被广泛用于定量评估各种经济社会公共政策。有关这些方法的介绍, 参见 Angrist 和 Pischke (2009)。

### 三、大数据与经济学研究范式变革

经济学实证研究范式包含三大要素:(1)数据, 包括观测数据和实验数据, 大部分经济数据是观测数据;(2)分析方法与工具, 包括计量经济学模型、方法、计算工具, 如统计软件包和机器学习算法程序包;(3)经济理论, 用于提供经济解释、经济直觉;经济理论本身也常常是受检验的对象。经济学实证研究的最主要方法论是计量经济学, 这一方法论学科为推进经济学科学化发挥了重要作用(洪永淼, 2007; 李子奈, 2008)。

以互联网、移动互联网、云计算、人工智能为代表的信息科技革命和第四次工业革命正在深刻改革人类的生产与生活方式, 催生了数字经济这一新的经济形态。人类很多经济社会活动与行为轨迹都以数字化的形式记录下来, 形成了各种形式的大数据, 这些大数据包含着大量互相关联的微观经济主体行为动态信息。早在 2010 年美国加州举办的科技经济会议(Techonomy Conference)上, 谷歌总裁施密特(Eric Schmidt)就曾表示:“当今世界每 2 天产生的数据相当于 2003 年以前人类历史中产生的所有数据的总和。”相对于传统数据, 大数据具有什么特点? 大数据对经济学研究, 特别是经济学研究范式与研究方法有什么影响? 众所周知, 大数据有以下四个特征:(1)规模性(volume), 即样本容量大, 变量个数多。若样本容量大于变量个数, 称为高大数据; 若变量个数大于样本容量, 称为胖大数据。大部分



经济大数据均是大量互相关联的微观经济主体（如消费者、生产者、投资者等）的动态行为大数据。（2）高速性（velocity），即可获得高频数据甚至实时数据。（3）多样性（variety），即具有结构化数据，又有各种形式的非结构化数据，包括文本、图形、音频、视频等。即使是结构化数据，也有新型的数据，如矩阵数据、函数数据、区间数据、符号数据等。（4）准确性（veracity），即噪声大、信息密度低。这些特征是传统数据所不具备的。

在很多情景下，大数据包含传统数据所没有的信息。例如，高频微观行为大数据提供了大量互相关联的经济主体的互动关系如何随时间演变的信息，而类似于一次性快照的传统微观调查数据则不包含这些动态信息。又如，社交媒体平台的文本数据包含了经济主体（如投资者、消费者）丰富的情绪、情感等心理信息，这也是传统数据所没有的。情绪、情感是人类的非理性现象，但可从文本数据中提取并定量测度。新型数据需要新的分析方法与工具，例如对文本数据的情感分析需要用到自然语言处理技术与包括机器学习在内的分析方法，如词典方法(dictionary methods)、主题模型(topic models)、词向量模型(word embedding models)（关于自然语言处理的介绍，参见 Manning *et al.*, 2008; Jurafsky and Martin, 2009）。大数据的可获得性和机器学习的应用，不可避免地引起经济学实证研究范式与研究方法的变化（胡毅等，2019）。那么，大数据和机器学习如何改变经济学的研究范式与研究方法呢？大数据是开辟新的研究领域、研究方向、研究命题，还是以更新颖更有启发性的方式来回答传统问题？大数据是带来一次研究范式的变革，还是仅仅只是渐进式范式变化的延续？以下，我们首先从经济学视角来讨论这些重要问题。

## （一）从完全理性到非完全理性

长期以来，新古典经济学假设理性经济人在完全竞争市场环境下进行经济决策，优化配置稀缺资源，但理性经济人这一新古典经济学的最基本假设与实验经济学、社会心理学的经验发现并不兼容。随着经济理论的发展，完全竞争市场假设拓展为垄断与寡头垄断，完全信息假设拓展为信息不对称假设，而完全理性经济人假设也通过实验经济学得以放松，如假设有限理性。宏观经济学的理性预期学派也研究认知偏差（expectations bias）对经济运行所带来的影响（崔丽媛、洪永淼，2017）。这些研究均取得了丰硕的理论成果，如产生了信息经济学、规制经济学、实验经济学、行为经济学、行为金融学等新兴学科。

社会科学和自然科学一个最大的不同之处是自然科学的主要研究对象是自然界，是没有意识的物，而社会科学的主要研究对象是有心理意识的人，存在情绪、情感、价值判断等心理现象。比如，新冠肺炎疫情大流行，给人类社会经济带来了巨大的不确定性，经济主体对于这种不确定性给现在与未来经济造成的可能影响会形成一定的心理预期，这种预期反过来

会影响经济主体当下的消费与投资行为, 从而影响整个经济运行。经济学家早就认识到心理因素在经济学中的重要性, 19 世纪 70 年代的“边际革命”首先通过效用这个概念将心理因素引入经济学的分析框架中, 宏观经济学从凯恩斯革命到理性预期学派, 都非常注重经济主体(如消费者、投资者等)的心理预期对宏观经济的影响, 如所谓“流动性陷阱”就是指投资者对前景极其悲观, 因此不管利率有多低也不愿意借贷去投资。但是, 很多经验事实表明, 人的决策并不都是完全理性的, 常常受到情绪、情感、情景以及偶然因素的影响(Shiller, 2000, 2019)。要精确研究经济主体的心理因素(如投资者的情绪、情感, 消费者的幸福感、满意度等)及其对经济的影响, 需要对经济主体的心理进行测度。由于传统数据很少包含经济主体的心理信息, 以往很难开展关于经济主体的心理如何影响经济的定量实证研究。如今, 大数据特别是文本数据, 提供了很多消费者、投资者的情绪、情感、价值判断等信息, 这些心理信息可通过自然语言处理技术与人工智能方法从文本数据中提取出来(Tetlock, 2007)。因此大数据使经济学家能够采用定量实证研究方法, 精确研究社会心理对经济的影响。诺贝尔经济学奖获得者罗伯特·席勒(Shiller, 2019)在《叙事经济学》一书中, 倡导重视研究社会情感及其传染对重要经济事件的影响。众所周知的抢购、银行挤兑、线上直播、羊群效应、资产泡沫、金融传染病等, 都是社会情感及其传染影响经济行为的例子。2021 年初, 美国股市大量散户投资者在与机构投资者博弈时取得了胜利, 让人们见证了散户投资者通过社交网络平台的情感传染所爆发出来的巨大影响力。同样地, 作为一种长期形成的社会心理与行为习惯, 文化也可定量刻画。例如, 荷兰社会心理学家霍夫斯泰德(Hofstede, 1984, 1991)基于跨国调查数据提出了一个文化维度理论, 从六个维度定量测度不同国家的文化差异。另外, 可从企业财务报表和工作报告等文本数据中提取刻画文化元素的有用信息, 构建并测度文化变量, 这样便能精确研究企业文化对企业经营的影响(Goldberg *et al.*, 2016; Li *et al.*, 2021)。

## (二) 从孤立经济人到社会经济人

新古典经济学所假设的理性经济人在微观层面上是一个孤立的经济人, 这与现实生活中的人完全不同, 这是新古典经济学最突出的一个缺陷。在《〈政治经济学〉导言》中, 马克思批判了从孤立的个人出发来研究财富与生产的错误做法。马克思强调人的社会性, 注重研究人与人之间的生产关系。现实中, 人是社会人, 人与人之间具有千丝万缕的直接或间接的联系。特别是随着互联网技术的广泛使用和经济全球化的深入发展, 人与人、企业与企业、行业与行业、群体与群体、国家与国家之间等各个层面的联系更加紧密。这些联系所构成的各种社会网络(如地理网络、行业网络、平台网络、数字网络等)会深刻影响微观经济主体的行为与心理。以前, 绝大多数的微观调查数据相当于一次性快照的数据, 不包含人与人之间

互相联系的信息，因此很难将经济人当做社会经济人加以研究。现在，大量微观行为高频大数据，如脸书（Facebook）、推特（Twitter）、领英（LinkedIn）、微博、QQ、知乎、豆瓣、贴吧等社交媒体平台上的各种文本数据，可提供大量、丰富的人与人之间的动态联系信息，这使经济学家可将经济人视为社会人，研究他们之间的经济社会关系及其动态演变。习近平总书记在 2020 年 8 月召开的经济社会领域专家座谈会上指出，“我国社会结构正在发生深刻变化，互联网深刻改变人类交往方式，社会观念、社会心理、社会行为发生深刻变化。”大数据可用于精确刻画与研究这些社会变化及其影响，以适应社会结构、社会关系、社会行为方式、社会心理等的深刻变化。

### （三）从代表性经济人到异质性微观主体

20 世纪 30 年代的凯恩斯革命宣告宏观经济学的诞生，对世界各国经济政策特别是货币政策与财政政策的制定产生了深远影响。宏观经济学主要研究总产出（如 GDP）、价格水平（如 CPI）、失业率、汇率等宏观经济变量之间的数量关系，如奥肯定律（Okun's law）、泰勒规则（Taylor's rule）等。在 20 世纪 70 年代之前，宏观政策分析主要使用简约联立方程组刻画宏观经济变量之间的数量关系，其本质是通过观察经济主体对既往政策变化的反应，对其行为方程进行估计，从而预测新政策的效果。但这种方法没有考虑到政策变化后经济主体通过预期改变自身行为，从而导致政策失效的可能性（Lucas, 1976）。“理性预期革命”后，宏观经济学逐渐发展出动态一般均衡模型，通过引入理性代表性经济人内生跨期最优决策来解决“卢卡斯批判”问题，其本质是假设经济主体的偏好等结构参数（structural parameters）不会随政策而改变，通过估计代表性经济主体的结构参数，而非其行为参数，并结合经济主体跨期优化的理论结果，来预测政策效果。但在单一代表性经济人假设下，宏观模型仍然缺乏对微观主体决策行为的深入刻画，特别是刻画宏观经济变量之间数量关系的方程并不是在众多互相关联的微观主体行为的假设基础上推导出来的。现实中的经济主体，如消费者、生产者、投资者、地方政府等，存在显著的异质性（heterogeneity），具有不同的结构参数以及不同的经济行为。例如，低收入和高收入家庭受新冠肺炎疫情的影响程度不同，他们应对疫情的行为也不一样。在中国，不同所有制的企业，其行为也有很大差别。宏观经济总量通常是由加总（aggregation）获得的，由于存在异质性，加总可能导致信息失真。由异质性很强的不同群体所构成的宏观经济动态趋势，可能与代表性经济主体假设下的宏观经济趋势有显著差别，甚至相反。比如，通过效用最大化推导出来的个人消费函数（即个人消费与个人收入之间的关系），在加总后并不能得到相同函数形式的宏观消费函数，除非每个人的效用函数均属于齐序函数（homothetic function; Varian, 1999）。Granger (1980) 通过一个例子说明，

具有“短记忆”(short memory)性质的个人消费时间序列,在加总后,宏观消费变量将变成具有“长记忆”(long memory)性质的时间序列。微观主体的异质性使得为宏观经济理论奠定微观基础的尝试更加困难。然而,大量高频微观经济主体行为大数据的出现,如消费者在线消费数据与企业投资数据,可用于识别外生经济或者政策冲击对不同行业、不同部门、不同微观主体产生的分布效应(distributional effects),刻画这些冲击在经济系统内的传导路径,从而更好理解宏观经济政策传导机制,帮助政府制定精准有效的宏观经济政策。

#### (四) 从经济分析到经济社会系统研究

人类社会是一个复杂系统,由经济、科技、政治、法律、社会、历史、文化、地理气候、生态环境等诸因素共同组成,而且经济与其他因素交织在一起。经济学家早就认识到这一点,因此除了政治经济学外,还出现法与经济学、经济史学(包括量化经济史学)、生态经济学、环境经济学、气候变化经济学、教育经济学、健康经济学、文化经济学等交叉学科。新一代信息技术的快速发展与广泛应用,除了记录大量微观经济行为大数据外,还产生很多关于生态环境、医疗健康、政治法律、公共政策、历史文化等领域的大数据。这些大数据的可获得使经济学家能够在统一的社会经济框架中,以系统方法研究经济与其他因素或其他子系统之间的互动关系(洪永淼、汪寿阳,2021a)。在大数据背景下,经济学的跨学科交叉融合研究的趋势因此日益加强,经济学与社会科学其他领域之间的界限越来越模糊,特别是社会科学各个领域以大数据为基础的定量实证研究范式与研究方法日益趋同。近年来,由于大数据在社会科学各个领域的可获得性与广泛使用,认知科学、实验心理学、人工智能、计算机编程、数据科学等方法论学科的知识与方法,如机器学习、深度学习、文本分析、社会网络分析以及模拟仿真等,已被广泛应用于社会科学各个领域的研究中。事实上,经济学与社会科学其他领域一个共同的主要目的是识别因果关系与定量评估经济社会公共政策,又都面临经济社会系统的非实验性特点,因此所使用的很多定量实证方法具有共性。例如,经济学家和计量经济学家所熟悉的很多因果推断和定量政策评估方法,包括工具变量、双重差分、断点回归、倾向积分匹配、虚拟事实分析等,也日益广泛应用于社会学、政治学、历史学、教育学等社会科学其他领域。

2009年,美国15位学者(Lazer *et al.*, 2009)在《科学》上提出“计算社会科学”(computational social science)这个新兴学科的概念。社会科学的最主要研究对象是人,它是关于人类如何思考(心理学)、如何处理财富(经济学)、如何互相联系(社会学)、如何治理人类自己(政治学)以及如何创造文化(人类学)等的科学。2012年,14位欧美学者(Conte *et al.*, 2012)联合发表《计算社会科学宣言》,呼吁计算社会科学通过结合信息技术、

人工智能和社会科学理论来解决新时代社会科学面临的重要问题。目前，计算社会科学进入了基于大数据的实证研究范式：数据驱动（data driven）的研究方法将算法和计算工具应用于复杂数据，以揭示社会现象的本质。计算社会科学的研究范式蕴含着交叉学科方法，需要包括经济学家在内的社会科学家、认知科学家、计算机科学家、数学家、统计学家、物理学家等各领域学者的通力合作。

综上所述，大数据的可获得性，特别是大量互相关联的异质性微观经济主体行为（包括心理）高频大数据，使经济学实证研究有望突破现代西方经济学中一些经常受到批判的重要缺陷，如假设孤立的理性经济人，忽略经济主体的社会联系（即社会性），忽略经济主体进行经济决策时所处的历史、文化、心理、情景等因素的影响。大数据特别是文本数据使得测度社会心理变量（包括情感、情绪、价值判断）和文化变量成为可能，使经济学的实证研究能够将社会科学的“反身性”特点纳入定量实证研究框架，即所谓的文本回归（textual regression）分析框架，从而将原来只能进行定性分析的问题转变为严谨的定量分析，并且通过跨学科交叉研究，将经济置于一个更大的人类经济社会系统之中，以系统的观念与方法研究经济与人类社会系统中其他子系统的互动关系。此外，利用大量互相关联的微观主体行为高频大数据，可让经济学家更好识别外生冲击（如新冠肺炎疫情、中美地缘政治冲突）或政策冲击对不同微观主体的分布效应、识别这些冲击的传导机制，从而奠定宏观经济学的微观基础。毫无疑问，历史上对经济学发展有重要影响的哲学、政治学、法学、社会学、历史学、心理学等学科将继续产生重要影响，与此同时，因大数据分析而需要的数学、统计学、计算机科学、数据科学、认知科学等学科也将发挥重要的方法论作用，所有这些学科将极大推进经济学和人文社会科学之间以及经济学和数学与自然科学之间的交叉融合。

## 四、大数据与经济学研究方法变革

新型数据需要新的分析方法与工具。Einav 和 Levin (2014) 讨论了大数据，特别是美国政府部门行政大数据和私人部门大数据如何改变经济学实证研究的统计方法。Varian (2014) 和洪永淼、汪寿阳（2021a, 2021b）分析了大数据与机器学习给计量经济学与统计学带来的机遇与挑战。Mullainathan 和 Spiess (2017) 和 Athey (2019) 讨论了机器学习对计量经济学理论与方法的影响。这里，我们从多个维度具体说明大数据如何深刻改变经济学实证研究方法。

### （一）从模型驱动到数据驱动

首先是从模型驱动（model driven）转变为数据驱动。从广义上说，经济学以数据为基础的定量实证研究可视为数据驱动的研究。从狭义上说，大数据背景下的模型驱动研究和数据

驱动研究有其特殊含义：两者都是以数据为基础的研究，但前者通常是指使用一个低维参数模型（如线性回归模型），这样的模型存在误设的可能性，从而导致模型证据（model evidence）和数据证据（data evidence）出现差异；而后者是指直接使用机器学习算法分析数据，机器学习算法本质上是一种正则化（regularized）非参数统计方法，不假设具体的函数形式，因此具有较大的灵活性，比较接近数据证据（参见洪永淼、汪寿阳，2021c）。随机森林提出者里奥·布瑞曼（Breiman, 2001）详细讨论了这两种研究范式。以下，我们在经济学框架中分析这两种研究方法的优劣性与异同点。

在现代经济学中，很多经济理论都是基于一些关于制度、技术、经济主体偏好与行为等基本假设上通过数学模型建立起来的。这种理论建模方法是对复杂经济系统的一种高度简化与抽象，聚焦于主要经济变量之间的因果关系，以揭示经济运行的内在本质，但由于数学模型的高度简化与抽象，现实中的很多其他因素没有被考虑进来。因此，当经济模型用于解释现实观测数据时，可能会出现模型误设的情形，从而对经济实证研究的结论造成不可忽略的影响（洪永淼，2021）。这是模型驱动的实证研究的一个主要弊端。当然，并非模型误设就不能使用。例如，分析文本数据的自然语言处理方法（如词典方法、主题模型、词向量模型）都是文本语言的误设模型，但这些误设模型在提取文本数据中的信息时非常有用（Grimmer and Stewart, 2013）。

很多经济学理论假说与模型无关（model-free）。比如经典的有效市场假说定义为：

$$E(Y_t | I_{t-1}) = E(Y_t)$$

其中 $Y_t$ 是某个资产在一个时期的收益率， $I_{t-1}$ 是历史信息集合， $E(Y_t)$ 是无条件期望收益率， $E(Y_t | I_{t-1})$ 是基于历史信息的预期未来收益率。有效市场假说成立时，历史信息对将来的收益率没有任何预测力。如果要用观测数据验证这一假说，通常需要假设一个预测模型，如线性自回归模型，

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

然后验证该模型所有滞后项的系数都等于零的统计假说：

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

通过这样的方式将经济假说转变为统计假说，从而可使用计量经济学方法来检验经济假说。但这种方法存在局限性，即如果发现所有滞后项的系数都为零，并不能证明有效市场假说是正确的。因为线性自回归模型只是预测收益率的一种方式，还有无穷多的非线性预测方式。有可能线性自回归模型没有预测能力，但非线性模型有一定的预测能力（Hong and Lee, 2003）。

因此当不能拒绝统计假说时，只能说线性模型没有发现拒绝有效市场假说的证据，而不能说证实了有效市场假说，除非能穷尽所有的预测模型，但这是做不到的。这就是通常所说的实证研究只能“证伪”，不能“证实”。因此模型证据与数据证据两者之间存在差异。大数据的出现，使我们可采用机器学习的方法，不假设具体的模型或函数形式，而是让数据本身告诉真实的函数关系是什么，从而突破传统低维参数模型的局限性，挖掘更多的数据证据，缩小模型证据和数据证据之间的差异。对大多数传统数据来说，线性模型常比非线性或复杂模型在预测时表现更好，但在大数据条件下，样本容量、变量维度以及噪声都大幅度提高，线性模型无法刻画大数据的非线性、异质性、动态性、离散性等重要特征，而机器学习则能够有效刻画它们并进行精准预测。比如，决策树和随机森林可有效捕捉交互效应等非线性特征。

在宏观计量经济学，以韩德瑞（David Hendry）为代表的计量经济学家，曾提出了“伦敦政经学院计量经济学方法论”，即“LSE Econometric Methodology”（Campos *et al.*, 2005），强调从一般到特殊（*from general to specific*）的建模方法，即从一个复杂、高维、与数据相吻合的计量经济学模型出发，再利用经济理论与统计推断方法来降维简化模型，以提升模型的经济可解释性和样本外预测能力。这里，经济理论可视为对模型参数的约束，例如在线性自回归模型中，有效市场假说意味着所有滞后项系数为零。这样，便可从一个高维统计模型中得到一个具有经济含义的简约计量经济学模型。也有计量经济学家主张从特殊到一般（*from specific to general*）的建模方法，即从一个简单的模型开始，逐渐放入新的解释变量，并考虑是否存在非线性关系，通过模型诊断和模型设定检验，最后得到一个适用的计量经济学模型。因为大数据的容量大、变量多，从一般到特殊的方法在大数据情景下可能更有科学性，特别是可减少因为模型误设而产生的系统偏差。需要强调，从一般到特殊的方法仍需要经济理论的指导，特别是在降维和经济解释时。如何将数据驱动方法与经济理论相结合，是数据驱动方法增强其经济可解释性的必由之路。

## （二）从参数不确定性到模型不确定性

大数据将实证研究的关注点从参数估计不确定性（*parametric estimation uncertainty*）转变为模型不确定性（*model uncertainty*）。传统计量经济学模型常包含低维解释变量与低维未知参数，研究者主要关注未知参数的一致性估计，然后通过 *t*-统计检验量或 *P*-值判断参数估计的统计显著性，进而推测其经济重要性，特别是当某个参数估计值在统计上显著不为零时，研究者将下结论说相应的解释变量是“重要的”。从统计学角度看，*t*-统计检验量或 *P*-值刻画了参数估计不确定性，这种估计不确定性主要是样本容量有限等原因造成的。在大数据条件下，由于样本容量大，参数估计值十分接近真实的参数值或其概率极限，因此标准误差很

小。哪怕真实参数值非常接近零, 以至没有多大的经济重要性, 其  $t$  值在统计意义上也是非常显著的。换言之, 经济重要性与统计显著性不是一回事 (洪永淼、汪寿阳, 2021b)。在数据容量不大的情形下, 实证研究者通常没有区分经济重要性和统计显著性, 但在大数据条件下, 区分这两者就显得特别重要, 因为任何参数估计不确定性在样本容量很大时将大大降低, 甚至在实际中可忽略不计。

另一方面, 由于大数据特别是胖大数据包含大量潜在的解释变量, 可能存在共线性 (multicollinearity) 或近似共线性, 从而导致估计模型出现不确定性。模型不确定性是指当数据出现“微扰” (perturbation), 即增加或减少一小部分数据时, 基于某一准则 (可以是统计准则, 也可以是经济准则) 的最优估计模型会出现显著变化, 比如重要或显著的解释变量集合突然改变了, 显示模型对数据的微小扰动具有高度的敏感性。因此, 在大数据情形下, 需要将注意力从 (给定模型下) 参数估计不确定性转移到模型不确定性。Varian (2014) 指出, 很多经济学实证研究包含所谓的“敏感性分析” (sensitivity analysis), 即通过假设不同模型设定来检验实证发现的稳健性, 实际上是在检验模型不稳定性的影响。从经济预测视角看, 当出现模型不确定性时, 可将不同的模型进行线性组合或模型平均, 以提升样本外预测的稳健度 (Bates and Granger, 1969; Sun *et al.*, 2021)。从经济学的角度看, 可能存在不同的经济理论或模型可解释同一个经济现象, 但因为样本数据不多等原因没有办法拒绝其中错误的模型, 或者有可能每一个模型可解释现象的一部分, 但就像日本 20 世纪 50 年代著名电影《罗生门》那样, 每个人对于同一个案件都有合乎逻辑的解释, 法官则由于证据不足而无法判断谁是真正的杀人凶手。模型不确定性也会影响经济主体的决策行为。Hansen 和 Sargent (2001) 研究了当经济主体对数据生成过程 (即产生数据的真实模型) 存在一定程度的不确定性判断时, 这种模型不确定性或模型模糊性 (model ambiguity) 如何影响经济主体的决策行为。

### (三) 从无偏估计到正则化估计

经济学实证研究主要是识别与推断经济因果关系, 很多传统的统计推断方法均基于无偏估计。一个例子是经典的低维线性回归模型

$$Y_i = X_i' \beta^0 + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

其普通最小二乘法 (OLS) 估计量以及相应的残差方差估计量均为无偏估计。常用的统计推断方法, 如经典的  $t$ -检验和  $F$ -检验, 均基于这些无偏估计量。但无偏估计不一定是最佳估计。随着大数据的广泛使用, 可能出现很多解释变量, 当解释变量维数较高时, 有较大概率会存在近似共线性, 导致 OLS 估计不稳定, 即 OLS 估计量的方差很大。如果对参数施加一定约束, 通过牺牲无偏性质, 换取估计方差的显著减少, 这将显著减少均方误差, 提高预测



精准度。一个例子是 Hoerl 和 Kennard (1970) 提出的岭回归 (ridge regression)，其损失函数定义为：

$$\min_{\{\beta_j\}} \sum_{i=1}^n (Y_i - X_i' \beta)^2 + \lambda \sum_{j=0}^p \beta_j^2$$

参数估计量为  $\hat{\beta} = (X'X + \lambda I)^{-1} X'Y$ ，其中  $I$  是单位矩阵。这个估计量不是无偏估计量，但其解存在且比较稳定。从本质上说，岭回归通过约束未知参数值的大小，以牺牲无偏性换取方差的显著减少，从而改进预测效果。在大数据时代，经常使用机器学习进行预测(包括分类)，其基本思想是将数据分成二个子集，一个是训练数据 (training data)，用于训练算法；一个是测试数据 (test data)，用于测试算法的样本外预测 (out-of-sample prediction) 能力或泛化 (generalization) 能力。为了获得较好的泛化能力，机器学习通常引入一个惩罚项，限制算法的复杂度，这实际上是在算法预测的方差与偏差之间，取得一个适当的平衡。因此，算法预测大多是有偏估计。目前，统计学家与计量经济学家正在将机器学习应用于政策评估等统计推断中 (Athey and Imbens, 2019)。关于基于有偏估计量的统计推断方法，需要系统地建立一套新的统计学与计量经济学理论 (参见 Lee et al., 2016)。

#### (四) 从样本内拟合到样本外预测

任何一种经济理论的生命力取决于其对经济现实的解释力，特别是其所揭示的因果关系的解释力。经济学传统建模与经验解释大多基于样本内拟合 (in-sample goodness of fit)。然而，任何一种科学理论或假说，必须能够在同样的条件下，独立地重复通过经验验证。因此，一种科学理论或模型不但需要能够解释已经发生的现象，更重要的是能够进行精准的样本外预测，即拥有良好的泛化能力。在实际应用中，样本内拟合和样本外预测之间也存在一个权衡的问题。一般而言，一个模型越复杂，其样本内拟合越好。但是，一个模型的样本外预测能力如何，取决于它是否能够捕捉不同数据中的共同特征 (即通常所说的“信号”)。不同数据的共同特征越多，或模型捕捉共同特征的能力越强，其样本外预测能力越好。例如，机器学习依靠非参数统计方法，具有强大样本内拟合的能力，但这并不能保证样本外精准预测。一种高度灵活的机器学习算法，不但能够捕捉数据中的“信号”，而且还会捕捉数据中无助于样本外预测的“噪声”，从而导致样本内过拟合。为了改善样本外预测精准度，必须限制模型复杂度，这就需要对模型进行正则化 (regularization)。

正则化通过限制参数值或参数维度或模型复杂性，减少捕捉训练数据中的“噪声”，避免算法的过拟合，以获得良好的样本外预测。大部分经济决策 (如消费、投资) 是在不确定市场条件下所做的决策，均基于样本外预测，因此良好的样本外预测能力十分重要。由于经

济结构常常具有时变性, 以前表现优越的模型不一定能够继续精准预测未来。此外, 经济主体的理性预期使经济主体会随政策变化而改变其行为, 从而导致政策失效 (Lucas, 1976)。因此, 精准的样本外预测具有很大的挑战性。在实证研究中, 经常看到一些模型具有很显著的样本内证据 (如预测变量的参数估计值很显著), 但样本外预测能力则很弱。但是, 任何科学理论或假说, 都必须建立在可靠、可重复验证的实证基础之上。可重复验证意味着在相同的条件下, 任何科学理论或假说都应该有很好的样本外预测能力, 而不仅仅是有很好的样本内拟合。Varian (2014) 指出, 随着大数据可获得性的增强, 经济学的实证研究在检验经济理论的有效性时, 将会更多地从样本内拟合转变到样本外预测。Hofman 等 (2021) 提出了在计算社会科学领域兼顾解释与预测的整合建模 (integrative modelling) 思想。

### (五) 从低维建模到高维建模

传统计量经济学模型大多是低维模型, 即解释变量维数小, 未知参数维数也小。低维模型存在模型误设的可能性, 如遗漏重要的解释变量。而大数据特别是胖大数据提供了大量潜在的解解释变量, 其维数甚至比样本容量更大, 这给计量经济学建模带来很大挑战, 但也提供了巨大的灵活性, 可显著减少因模型误设而引起的系统偏差, 避免遗漏重要的解释变量。事实上, 很多经济金融问题涉及高维潜在的经济变量。高维建模将所有潜在的解解释变量放进模型中, 再用统计方法排除不重要的解解释变量, 实现有效降维, 从而达到识别重要解解释变量、增强模型可解解释性、提升预测稳健性与精准度等目的。

高维建模思想可用于金融学中的高维投资组合选择问题, 比如假设要从标准普尔 500 中选择 30 只股票进行投资, 如何在每个时期选择最重要的 30 只股票并决定其最优组合权重, 是一个降维问题。再以异质性资本资产定价模型为例:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i' X_t + \gamma_i' Z_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

其中  $Y_{it}$  是资产  $i$  在时期  $t$  的回报率,  $X_t$  是影响所有资产价格的共同风险因子, 而  $Z_{it}$  是特质风险因子, 只与资产  $i$  密切相关。一般情形下,  $X_t$  和  $Z_{it}$  的维度都不高, 但不同的资产  $i$  有不同的特质风险因子。如何从包括所有潜在的共同风险因子和所有资产特质风险因子的高维风险因子集合中, 识别出共同风险因子和每个资产的特质风险因子, 是一个降维问题。再以多元波动率模型估计 (Cui *et al.*, 2021) 为例, 假设有  $p$  个资产, 则刻画其时变波动率与相关性的条件方差-协方差矩阵的维数为  $p \times p$ , 需要估计的未知参数个数可高达  $3p^2 + 3p$  个。自 Engle 和 Kroner (1995) 以来, 如何在保证条件方差-协方差矩阵半正定性的前提下, 有效估计多元波动率模型的未知参数值, 一直是金融计量学的一个难题。

如何对高维模型进行降维, 解决所谓的“维度灾难” (curse of dimensionality) 问题?

岭回归没有降维功能，但 Tibshirani (1996) 提出的统计学习方法 LASSO 可用于选择重要的解释变量，达到降维目的。假设存在稀疏性，即在大量潜在的解释变量中，只有少数变量的系数不为零。在这种情形下，可考虑如下最小化问题：

$$\min_{\{\beta_j\}} \sum_{i=1}^n (Y_i - X_i' \beta)^2 + \lambda \sum_{j=0}^p |\beta_j|$$

这个方法称为 LASSO，由于对未知参数值的约束从原来岭回归的 L2 范数（参数平方和约束）改变为 L1 范数（参数绝对值加总约束），LASSO 会令数值很小的系数直接为零，从而达到降维的目的。当样本容量足够大时，LASSO 将以大概率正确识别重要的解释变量，同时排除所有其他不重要的解释变量。机器学习的基本思想类似于 LASSO，但有两个显著不同。首先，机器学习一般不用线性回归模型，而是采用非参数分析方法，即让数据挑选最优的函数关系，因此具有很大灵活性，可避免模型误设而导致的系统偏差。其次，由于非参数方法的灵活性，存在对数据过拟合的可能性。为了改进样本外预测精确度，机器学习将数据分为训练数据和测试数据，其中训练数据用于决定算法结构，而测试数据用于检验样本外预测效果。

非参数方法可有效刻画非线性关系，如边际递减或递增效应、交互效应等，但也存在“维数灾难”，特别是当存在高维潜在的解释变量时。为了解决这个问题，机器学习采用了类似 LASSO 的惩罚项，实现有效降维和避免过拟合。这种带有约束的统计优化问题称为正则化，通过限制模型复杂性，在偏差与方差之间取得适当平衡，以提升预测精确度。这种思想广泛应用于决策树、随机森林、人工神经网络、深度学习等机器学习方法中。需要强调，正则化并不一定都对高维参数施加稀疏性假设。例如，在估计多元波动率模型时，直接假设参数稀疏性并不能保证时变方差-协方差矩阵的半正定性，在这种情形下，可假设未知参数矩阵是低秩的（low rank），即假设很多参数行可表示为少数参数行的线性组合，这样既可实现降维估计，又能保证矩阵的半正定性（Cui *et al.*, 2021）。

高维问题或“维数灾难”并不是统计学与计量经济学所特有的现象。例如，在微观经济学中，包含大量经济主体（或博弈者）的超大型博弈（large games）问题的求解也面临维数灾难问题。在宏观经济学中，当状态变量维数变大或服从非马尔科夫过程时，刻画随机动态最优规划的贝尔曼方程（Bellman equation）的数值求解也存在维数灾难问题。其他学科如物理学和应用数学，多元偏微积分方程的数值求解在变量维数增加时也面临同样的难题（E, 2021）。如果拥有大数据，机器学习特别是深度学习将是解决上述高维求解难题的一个有效方法。

## （六）从低频数据到高频数据

大数据的一个显著特点是其动态性, 即产生高频数据甚至实时数据。高频与超高频金融数据的可获得性催生了高频金融计量学 (Engle and Russell, 1998; Engle, 2000) 和高频微观金融学 (如市场微观结构 (market microstructure) 金融学, 参见 O'Hara, 1995)。20 世纪 90 年代, Engle 和 Russell (1998) 基于高频与超高频金融交易数据, 提出了一个自回归条件久期 (autoregressive conditional duration, ACD) 模型, 用于刻画资产价格变动或交易的时间间隔与历史信息之间的动态关系, 这类模型的产生得益于高频金融数据的可获得性。

由于不能实时监测 GDP 等宏观经济变量, 宏观经济学研究长期以来受到低频数据的限制。实时预测 (nowcasting) 原是气象学的一个术语。Giannone 等 (2008) 提出了利用大数据实时预测当期 GDP 的方法, 即在季度 GDP 数据发布之前, 利用实时更新的数据预测当期 GDP, 其基本思想是将大量的异质数据 (如失业率、工业销售、贸易差额等) 作为信息源, 在传统季度 GDP 数据发布前从中提取出有关当期 GDP 变化的信息。美联储每天都在利用高频大数据预测当期季度的 GDP 增长率和通货膨胀率, 这对美联储制定货币政策可提供很大帮助。

随着高频微观经济数据的产生, 很多宏观经济指标都能实现高频化甚至实时化, 比如, 可用互联网消费价格大数据构建日度 CPI 数据。一个例子是美国麻省理工学院 (MIT) 的研究项目 (Billions Price Project) 所构建的美国和阿根廷的日度 CPI 指数 (Cavallo, 2012, 2013)。Scott 和 Varian (2014, 2015) 使用谷歌搜索数据构建了重要宏观经济变量的高频数据, 包括失业人数、消费零销售额、消费者情感指数等, 以往这些变量只能通过统计调查构建低频数据。预计高频宏观经济数据的可获得性将催生一门新兴学科——高频宏观经济学。宏观实体经济与金融市场高度相关。金融市场有高频数据, 但长期以来宏观经济指标数据的获得相对滞后, 因此研究者没有办法研究实体经济与金融市场之间的即时互动关系。如果宏观经济变量能够高频化, 那么这种研究将成为可能。除了用于构建高频宏观经济指标之外, 高维大数据在识别外生经济或政策冲击对不同行业、不同经济主体的分布效应, 以及宏观经济政策的传导机制等方面具有天然优势。

比如, 可用高频金融市场大数据精准识别货币政策冲击。针对特定的货币政策工具 (如利率), 利用“高频”数据 (以日为频率) 估计货币政策执行前后金融市场价格 (反映了市场对政策的预期) 的变化, 并利用大数据控制其他高维因素, 识别没有预期到的外生政策冲击 (Gertler and Karadi, 2015)。较之宏观计量经济学的结构向量自回归模型, 上述方法能够更精准识别外生货币政策对金融市场的冲击。

再比如高频微观行为大数据（如家庭在线消费和企业的投资），可用于识别宏观经济政策对家庭消费与企业投资的分布效应。异质性主体新凯恩斯（heterogeneous-agent new Keynesian）理论认为货币政策冲击会对面临不同约束（如信贷约束）的微观家庭产生异质性影响，从而导致政策具有分布效应并影响其传导机制。分析微观层面的家庭消费与投资在货币政策实施前后的动态变化，可精准刻画货币政策对不同家庭冲击的分布效应及其背后的市场摩擦机制。同样地，企业投资大数据可用于刻画宏观经济政策（如信贷供给）对微观层面的异质性企业投资行为的分布效应，从而为制定精准信贷政策提供科学依据。

基于高频的企业生产与销售数据，可估计重大外生冲击（如新冠疫情、中美贸易冲突）发生后，同一产业内不同企业之间的动态关联，以及不同产业之间的动态关联，刻画重大冲击的产业网络或产业链传导机制，特别是对系统性重要产业和核心企业的识别，这将有助于制定科学的定向经济复苏政策（如定向信贷供给和政策补贴），提升产业链的稳定性与韧性，有效降低系统性风险，增强扩张性政策的有效性。

## （七）从结构化数据到非结构化数据

大数据包括结构化数据和非结构化数据，后者不能以传统的行-列格式表示。非结构化数据包括文本、图像、视频、音频等，可用于定量刻画结构化数据无法描述的社会经济活动与现象，如群体心理、企业文化、经济政策不确定性等。非结构化数据一般是高维的。例如，从统计学视角看，文本数据是一种高维的复杂数据。假设一个文件包含 10000 个汉字，每个汉字从 500 个最常用的中文字库中提取，则完全表示这个文件的维度将高达  $10^4 \times 500$ ！如果去掉最常用和最不常用的汉字以及标点符号，假设共剩下 3000 个汉字以及每个汉字在文件中出现的频率，则需要用一个  $3000 \times 2$  维度的矩阵来表示，维数还是很大。因此，分析非结构化数据的第一步通常是借助深度学习等人工智能方法，例如，利用自然语言处理技术获取文本中的语义学信息，利用语音识别（speech recognition）确定声音和音频中的声调，以及通过计算机视觉（computer vision）提取图像和视频蕴含的地理信息等。

以文本数据为例，各种政府工作报告与政策文件、各类新闻报道、社交媒体平台的各种评论等都是文本数据。文本数据的现代统计分析可追溯到 Mosteller 和 Wallace (1963)。他们通过分析《联邦党人文集》（*The Federalist Papers*）中每篇文章中的冠词（如“an”、“of”、“upon”）出现的频率，并基于每个人写作习惯不会轻易改变的假设，分辨出《联邦党人文集》中一些原来作者不明的文章的作者是詹姆斯·麦迪逊（James Madison），而非亚历山大·汉密尔顿（Alexander Hamilton）。在计量经济学史上，对谁发明工具变量法，计量经济学界有过争议。关于工具变量估计的推导最早出现在 Philip Wright (1928) 所著的《动物油与植物油

关税》一书的附录, 但附录的写作风格与正文完全不同。Stock 和 Trebbi (2003) 对文本数据进行主成分分析, 并使用前 4 个主成分作为预测变量, 最终得出结论, 即工具变量估计的提出者是 Philip Wright 而非他的儿子 Sewall Wright。在中国, 也早有学者基于《红楼梦》文本数据所包含的常用副词, 用统计学两样本均值检验方法研究《红楼梦》前 80 回的作者和后 40 回的作者是否为同一个人。

文字语言是人类表达思想、情感, 进行沟通、交流的最主要工具, 因此可从文本数据中提取有用信息, 测度各种社会心理变量, 如金融学中的投资者情感指数 (Tetlock, 2007; García, 2013)、福利经济学中的国民幸福感指数 (张兴祥等, 2018)、市场营销学中的顾客满意度指数 (He *et al.*, 2013; Homburg *et al.*, 2015)、经济学中的经济政策不确定指数 (Brogaard and Detzel, 2015; Baker *et al.*, 2016; Gulen and Ion, 2016; Baker *et al.*, 2020)、教育学中的学生学习压力指数 (Munzero *et al.*, 2013)、以及新闻传播学中的社会舆情指数等。

还可基于文本数据构建与测度文化变量。文化是人类社会相对于经济、政治而言的精神活动及其产物, 分为物质文化和非物质文化, 非物质文化是长期形成的社会心理与行为习惯, 可通过文本数据进行刻画。例如, 可测度诸如创新 (innovation)、正直 (integrity)、质量 (quality)、敬畏 (respect) 和团队协作 (teamwork) 之类的企业文化 (Li *et al.*, 2021)。在 Graham 等 (2017) 的访谈研究中, 企业高管们推荐了 11 个度量文化的数据来源, 其中大多数是非结构化数据, 如财报电话会议记录。Li 等 (2021) 通过自然语言处理技术对企业文化进行研究, 他们使用 5 个标准普尔 500 公司网站中最常提到的词汇作为“核心价值词汇”, 包括“创新”、“正直”、“质量”、“敬畏”、“团队协作”, 并借用 Guiso 等 (2015) 所提供的与各个“核心价值词汇”相关的“种子词汇”, 将财报会议记录中的词语与“种子词语”联系起来, 建立异质性的企业“文化字典”, 并在每一财务年度为每个企业文化指标赋值, 其中每个文化指标的得分是其相关词语的加权计数占总词数的比例。Li 等 (2021) 突破以往企业文化研究主要使用代理变量或采用调查访谈的做法, 使用词向量模型度量文化。词向量模型突破传统的词袋模型将字词视为相互独立符号的假设, 避免或减少了忽视上下文语境而导致的偏差, 将语法表达层面的定量方法推进到语义层面。测度好各种文化指标后, 可将这些指标代入回归模型中, 使原来的定性分析转变为定量分析。

需要指出, 中文文本数据的定量分析难度高于英文文本数据。例如, 与能够自动分词、断句的英文文本数据相比, 中文文本数据的分词、断句的位置不同可能产生截然不同的含义, 一个经典的例子是: “下雨天, 留客天。天留我不留。”与“下雨天, 留客天。天留我不? 留。”另外, 一些中文关键词的词性在上下文中会发生变化, 如“领导”可以是名词, 也可以是动

词。因此，中文词性的判断往往需要一定程度的深度学习和较为庞大的训练数据。还有，中文是不断进化的语言。完全相同的词汇，可能在短短数年间，其含义便发生巨大变化，特别是大量网络语言不断涌现，这些词汇往往代表强烈的感情色彩，但无法按照常规的中文语句含义进行分析。

文本回归分析不仅使经济学与人文社会科学的跨学科交叉研究成为可能，也使系统性的人类经济社会研究成为可能。众所周知，经济只是人类社会的一个组成部分（当然，是重要组成部分），除了经济因素的影响外，人类的经济活动还受到政治、法律、科技、历史、文化、社会与自然环境等因素的深刻影响，并且反过来影响这些因素。习近平总书记指出，“系统观念是具有基础性的思想和工作方法。” 经济学研究也需要坚持系统分析方法。跨学科领域的大数据特别是文本数据，可为人类经济社会的系统研究提供很多新的洞见和发现。可以预见，基于大数据的文本回归分析将成为经济学与人文社会科学一个基本的定量实证研究方法（洪永淼、汪寿阳，2021a）。Grimmer 和 Stewart (2013), Evans 和 Aceves (2016), Loughran 和 McDonald (2016) 以及 Gentzkow 等（2019）分别介绍了文本数据的一些基本分析方法及其在政治学、社会学、会计学与金融学，以及经济学实证研究中的应用。

## （八）从传统结构化数据到新型结构化数据

除了非结构化数据外，大数据还包括新型结构化数据。新型结构化数据例子包括矩阵数据（matrix data）、函数数据（functional data）、区间数据（interval data）以及符号数据（symbolic data），其中向量数据是矩阵数据的一个特例，区间数据是符号数据的一个特例，而面板数据则是函数数据的一个特例。长期以来，很多经济金融数据所包含的信息没有得到充分利用。比如，在金融波动率建模时，人们通常只使用金融资产每天的收盘价数据，而由金融资产每天的最高价和最低价所组成的价格区间数据，或者其每天从开盘到收盘的函数价格数据，所包含的信息要比每天的收盘价丰富得多，但却长期没有得到有效利用。作为一个实际应用的例子，股市投资中的 K 线预测可视为部分利用区间数据进行交易的技术投资策略。K 线反映了各种股票每日、每周、每月的开盘价、收盘价、最高价、最低价等涨跌变化情况（Xie *et al.*, 2021）。Chou (2005) 提出一个基于范围（range，即最高价减最低价）数据的条件自回归范围（conditional autoregressive range）模型，发现基于范围数据的波动率预测优于基于收盘价的 GARCH 波动率模型预测。而 He 等（2021）和 Zhu 等（2021）使用自回归区间模型（Han *et al.*, 2021）和门框自回归区间模型（Sun *et al.*, 2018），分别发现在预测月度原油价格波动率和每天外汇市场波动率时，区间模型预测优于范围模型，而范围模型又优于基于点数据的 GARCH 模型，展现了有效利用区间数据信息可显著改进波动率预测的信息优势（区

间数据既包含范围信息, 也包含中点价 (midpoint) 和收盘价信息)。关于区间数据建模与预测的更多讨论, 参见洪永淼、汪寿阳 (2021a)。

新型结构化数据比传统点数据提供更加丰富的信息, 但新型结构化数据建模需要新的分析方法与工具, 比如一个区间是无穷多点的集合, 因此需要构建随机集合的计量经济学模型, 而不是点数据的计量经济学模型 (Han *et al.*, 2021; Sun *et al.*, 2018)。对新型结构化数据建模需要新的数学工具, 这将给计量经济学研究带来范式变革。

### (九) 从人工分析到智能化分析

由于大数据的海量性和复杂性 (如不同结构、不同频率、不同来源、噪声等), 由人工收集、储存、处理与分析大数据是极其困难甚至不可能的。人工智能, 特别是机器学习, 也因此应运而生, 并得到了空前大发展。机器学习, 如深度学习, 是分析大数据的最主要工具, 已广泛应用于各种现实经济活动中, 如高频算法交易。MIT 最近开发了一个 PClean 数据清洗系统 (Lew *et al.*, 2021), 可自动清洗脏数据, 如错误、数值缺乏、拼写错误和数值不一致等常见的数据问题。据报道, 在中国杭州市余杭区, “统计机器人”正在帮助及时收集各个部门、各个单位的统计数据报送。机器学习也正在应用于经济学研究中, 特别是基于大数据的经济学实证研究, 例如文本数据的情感分析需要使用各种自然语言处理方法与技术。人工智能可应用于自然语言处理、计算机视觉、语音识别以及商业智能分析。计量经济学家正在发展一些新的基于机器学习的因果识别与政策评估方法, 用于精确评估经济社会公共政策效应 (Athey and Imbens, 2019)。中国人工智能之父吴文俊曾长期研究如何用机器来证明数学定理。机器人现在还可以帮助科学家做科学实验和写学术论文。

大数据与人工智能的发展对经济学家的编程能力和数据分析素养带来了新的挑战。比如, 为处理海量大数据和及时获取最新算法, 经济学家需要掌握一些难度较高的开源可编译软件 (如 Python, R, Java, C++等), 并熟悉诸如 GitHub、码云等代码共享平台。再比如, 若数据量超过一定规模, 在单独服务器上使用计算软件进行数据分析将变得不再可行, 这时需要进行分布式计算, 将庞大的工作量分散到多个节点服务器分别进行, 最后再进行汇总。因此, 研究人员也需要熟练掌握如 Hadoop、Storm 等分布式计算软件。

## 五、结束语

本文的分析表明, 大数据正在深刻改变经济学的研究范式与研究方法。由于大数据包含大量互相关联的异质性微观主体的行为 (包括心理) 信息, 使经济学家能够从实证研究的视角出发, 突破现代西方经济学的一些基本假设的局限性, 如假设完全理性经济人而忽视非理



性行为因素，忽视经济人的社会性与社会心理的反作用，忽视宏观经济学的微观基础，忽视以系统观点将经济活动放在更广泛的人类社会系统中来研究经济等重要缺陷，同时，大数据也促进了经济学与认知科学、人工智能、计算机编程学、数据科学等相关领域之间的交叉，特别是促进了这些新兴方法论学科在经济学与社会科学其他领域中的应用，从而推动了经济学与社会科学其他领域之间以及经济学与数学、自然科学之间的融合。经济学与社会科学其他领域的实证研究范式正呈现出科学化、严谨化、精细化、多元化（跨学科）、系统化与趋同化（方法论）的趋势。一个新兴方法论学科，即大数据与机器学习计量经济学正在兴起。需要重视和学习交叉学科和跨学科的理论与方法，包括各种大数据分析方法、技术与工具。

应该强调，不是使用了定量实证研究方法，经济学研究便自动具有科学性。任何定量实证研究方法，都有其适用的前提条件，如果这些前提条件不满足，相应的方法便不适用。例如，不管样本容量有多大，经典的  $t$ -检验和  $F$ -检验在条件异方差情形下便会失效（洪永淼，2021）。此外，与任何其他研究方法一样，定量实证研究方法也有其缺点。例如，当使用文本数据测度社会心理变量和经济政策不确定性时，不仅所使用的自然语言处理方法均基于语言的误设模型，而且还可能有不同的构建方式（如赋予不同权重），存在一定的随意性。由于从文本数据构造的变量大多是解释变量，自然语言处理方法所用的误设语言模型会产生变量误差（errors in variables），导致估计偏差，因此需要使用工具变量等方法加以矫正（洪永淼，2011，第7章）。另一方面，在实证研究中，通常是研究者事先提出一个理论假说，然后设计一个实验或选择一个方法来检验该假说。不管是拒绝或接受理论假说，研究人员不会事先预知结果。但是，如果为了获得某个预期结果而提出适合该结果的理论假说，并且反复从数据中寻找“证据”支持，这将可能导致数据窥视（data snooping）偏差（Campbell *et al.*, 1997）。例如，研究人员可能会对一种算法的不同版本在同一数据进行反复试验，直至获得某种符合预期结果的版本。这不是科学的态度与方法。但是，不能因此就放弃定量分析而退回到定性分析；相反地，应该研究如何改进测量社会心理变量的方法，如何减少或避免数据窥视偏差。事实上，10年来，分析文本数据的自然语言处理统计方法已显著地变为更加精准，并且还在不断完善中。

另一方面，也不能说不用定量方法就没有科学性。逻辑分析、历史分析不一定非用数学和其他定量方法不可。但是，在大数据时代，海量大数据包含很多传统数据所没有的信息，特别是大量互相关联的微观主体行为信息，这些信息可用于揭示个人与群体的行为，个人之间与群体之间的关系，以及宏观经济运行的规律。在这种情况下，不采用定量方法是不可想象的。定量分析并不意味着一定要使用高深的数学和复杂的模型，而且需要注意模型的可解

释性（特别是经济解释）与数据分析的可视化。实证研究特别是定量实证研究是现代经济学最主要的研究范式，但也只是一类研究范式。不同的研究范式或研究方法都有其合理性和局限性，需要兼容并包。应当鼓励使用多元的研究范式和研究方法，互相补充、互相交叉、互相促进、共同提高中国经济学研究的科学性与先进性。

中国经济是中国特色社会主义市场经济，以公有制为主体、多种经济成分并存，市场在资源配置上发挥决定性作用，同时政府发挥重要作用。中国经济经过 40 多年持续快速增长，成为世界第二大经济体、最大制造业国家、最大货物贸易国、全球三大主要供应链中心之一，并且即将成为全球最大消费国，中国经济崛起是 21 世纪上半叶世界最重要的经济事件，已经并且正在深刻影响世界经济格局的发展趋势。从中国经济实践中揭示中国经济发展规律，凝练可复制的中国经济发展模式，构建具有深厚学理基础的原创性中国经济理论体系，是中国经济学家的历史机遇与时代责任。由于超大经济体的规模优势，以及中国政府“互联网+”政策，中国数字经济发展迅速，在某些领域（如移动支付）领先全球，中国在大数据资源方面与西方主要发达国家处于同一起跑线，并且拥有巨大潜力。海量大数据资源，加上中国数字经济的快速发展、中国经济所有制的多样性以及全球最具特色的“政策数据库”等得天独厚的优势，为中国经济学家开展以大数据为基础的定量实证研究，探索中国经济发展规律、数字经济运行规律、政府与市场之间关系等重要理论与现实问题，提供了一个可以产生重大理论创新成果的“富矿”（陈国青等，2021）。

更重要的是，大数据的出现，使中国经济学家可以克服现代西方经济学研究范式的一些根本性缺陷，并从中国经济实践中提炼出新的带有普遍性的经济知识体系，为当代世界经济的发展做出中国经济学家应有的贡献。同时，新型数据需要新的研究方法，需要不断创新基于大数据的实证研究方法，并应用于研究各种现实经济问题，包括以证据为基础精准评估经济社会公共政策，提升政策制定的科学性、精确性、时效性与协同性，从而更好支持政府科学决策。

在构建原创性中国经济理论过程中，还应坚持国际学术交流与合作，批判性借鉴现代西方经济学中有益的理论成分与研究方法，以科学研究范式分析中国经济问题，用国际语言讲述中国经济故事，不断加强中国经济学的国际学术影响力。

## 【参考文献】

- [1] 陈国青、张瑾、王聪、卫强、郭迅华：《“大数据—小数据”问题：以小见大的洞察》，《管理世界》，2021年第2期。
- [2] 崔丽媛、洪永淼：《投资者对经济基本面的认知偏差会影响证券价格吗？——中美证券市场对比分析》，《经济研究》，2017年第8期。
- [3] 洪永淼：《计量经济学的地位、作用和局限》，《经济研究》，2007年第5期。
- [4] 洪永淼：《高级计量经济学》，高等教育出版社，2011年。
- [5] 洪永淼：《理解现代计量经济学》，《计量经济学报》，2021年第2期。
- [6] 洪永淼、薛润坡：《中国经济发展规律与研究范式变革》，《中国科学基金》，2021年第3期。
- [7] 洪永淼、汪寿阳：《数学、模型与经济思想》，《管理世界》，2020年第10期。
- [8] 洪永淼、汪寿阳：《大数据革命和经济学研究范式与研究方法》，《财经智库》，2021a年第1期。
- [9] 洪永淼、汪寿阳：《大数据、机器学习与统计学：挑战与机遇》，《计量经济学报》，2021b年第1期。
- [10] 洪永淼、汪寿阳：《非参数统计学与机器学习：基本思想、方法及相互关系》，工作论文，2021c年。
- [11] 洪永淼、汪寿阳、任之光、薛润坡、钟秋萍、钟铨光：《“十四五”经济科学发展战略研究的背景与论证思想》，《管理科学学报》，2021年第2期。
- [12] 侯增谦：《研究中国经济发展规律，促进经济高质量发展》，《中国科学基金》，2021年第3期。
- [13] 胡毅、陈海强、齐鹰飞：《大数据时代计量经济学的新发展与新应用——第二届中国计量经济学者论坛（2018）综述》，《经济研究》，2019年第3期。
- [14] 李子奈：《计量经济学应用研究的总体回归模型设定》，《经济研究》，2008年第8期。
- [15] 李子奈、霍玲：《从〈经济研究〉与AER发文比较分析看计量经济学教学与研究》，《21世纪数量经济学》，2005年第6期。
- [16] 刘伟、蔡志洲：《中国经济发展的突出特征在于增长的稳定性》，《管理世界》，2021年第5期。
- [17] 王东京：《中国经济体制改革的理论逻辑与实践逻辑》，《管理世界》，2018年第4期。
- [18] 王美今、林建浩：《计量经济学应用研究的可信性革命》，《经济研究》，2012年第2期。
- [19] 王一鸣：《中国经济新一轮动力转换与路径选择》，《管理世界》，2017年2期。
- [20] 杨红丽、刘志阔、陈钊：《中国经济的减速与分化：周期性波动还是结构性矛盾？》，《管理世界》，2020年第7期。
- [21] 杨耀武、张平：《中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理》，《经济研究》，2021年第1期。
- [22] 张兴祥、钟威、洪永淼：《国民幸福感的指标体系构建与影响因素分析：基于LASSO的筛选方法》，《统计研究》，2018年第11期。
- [23] Angrist, J., Azoulay, P., Ellison, G., Hill, R. and Lu, S., 2017, “Economic Research Evolves: Fields and Styles”, *American Economics Review*, 107(5), pp.293~297.
- [24] Angrist, J. D. and Pischke, J. S., 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*, Princeton: Princeton University Press.
- [25] Athey, S., 2019, “The Impact of Machine Learning on Economics”, in Agrawal, A., J. Gans and A. Goldfarb, eds: *The Economics of Artificial Intelligence: An Agenda*, University of Chicago Press, Chicago.
- [26] Athey, S. and Imbens, G. W., 2019, “Machine Learning Methods That Economists Should Know About”, *Annual Review of Economics*, 11, pp.685~725.
- [27] Baker, S., Bloom, N. and Davis, S. J., 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), pp.1593~636.

- [28] Baker, S., Bloom, N., Davis, S. J. and Terry, S., 2020, "COVID-Induced Economic Uncertainty", Working Paper.
- [29] Bates, J. M. and Granger, C. W., 1969, "The Combination of Forecasts", *Journal of Operational Research Society*, 20(4), pp.451~468.
- [30] Breiman, L., 2001, "Statistical Modeling: The Two Cultures", *Statistical Science*, 16(3), pp.199~215.
- [31] Brogaard, J. and Detzel, A., 2015, "The Asset-Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty", *Management Science*, 61(1), pp.3~18.
- [32] Campbell, J. Y., Lo, A. W. and MacKinlay, A. C., 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press.
- [33] Campos, J., Ericsson, N. R. and Hendry, D. F., 2005, "General-to-Specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography", FRB International Finance Discussion Paper, No. 838.
- [34] Cavallo, A., 2012, "Scraped Data and Sticky Prices", MIT Sloan Working Paper.
- [35] Cavallo, A., 2013, "Online and Official Price Indexes: Measuring Argentina's Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 60(2), pp.152~165.
- [36] Chou, R. Y., 2005, "Forecasting Financial Volatilities with Extreme Values: The Conditional Autoregressive Range (CARR) Model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(3), pp.561~582.
- [37] Conte, R., Gilbert, N., Bonelli, G., Cioffi-Revilla, C., Deffuant, G., Kertesz, J., Loreto, V., Moat, S., Nadal, J.-P., Sanchez, A., Nowak, A., Flache, A., San Miguel, M. and Helbing, D., 2012, "Manifesto of Computational Social Science", *European Physical Journal Special Topics*, 214(1), pp.325~346.
- [38] Cui, L., Hong, Y. and Li, Y., 2021, "Solving Euler Equations via Two-Stage Nonparametric Penalized Splines", *Journal of Econometrics*, 222(2), pp.1024~1056.
- [39] E, W., 2021, "The Dawning of a New Era in Applied Mathematics", *Notice of American Mathematical Society*, 68(4), pp.565~571.
- [40] Einav, L. and Levin, J., 2014, "Economics in the Age of Big Data", *Science*, 346(6210), Article ID: 1243089.
- [41] Engle, R. F., 2000, "The Econometrics of Ultra-High-Frequency Data", *Econometrica*, 68(1), pp.1~22.
- [42] Engle, R. F. and Kroner, K. F., 1995, "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11(1), pp.122~150.
- [43] Engle, R. F. and Russell, J. R., 1998, "Autoregressive Conditional Duration: A New Model for Irregularly Spaced Transaction Data", *Econometrica*, 66(5), pp.1127~1162.
- [44] Evans, J. A. and Aceves, P., 2016, "Machine Translation: Mining Text for Social Theory", *Annual Review of Sociology*, 42, pp.21~50
- [45] García, D., 2013, "Sentiment during Recessions", *Journal of Finance*, 68(3), pp.1267~1300.
- [46] Gentzkow, M., Kelly, B. and Taddy, M., 2019, "Text as Data", *Journal of Economic Literature*, 57(3), pp.535~574.
- [47] Gertler, M. and Karadi, P., 2015, "Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), pp.44~76.
- [48] Giannone, D., Reichlin, L. and Small, D., 2008, "Nowcasting: The Real-Time Informational Content of Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, 55(4), pp.665~676.
- [49] Goldberg, A., Srivastava, S. B., Manian, V. G., Monroe, W. and Potts, C., 2016, "Fitting in or Standing out? The Tradeoffs of Structural and Cultural Embeddedness", *American Sociological Review*, 81(6), pp.1190~1222.
- [50] Graham, J. R., Campbell R. H., Jillian, G. and Shivaram, R., 2017, "Corporate Culture: Evidence from the Field", NBER Working Paper, No. w23255.
- [51] Granger, C. W. J., 1980, "Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models", *Journal of Econometrics*, 4(2), pp.227~238.

- [52] Grimmer, J. and Stewart, B. M., 2013, "Text as Data: The Promise and Pitfalls of Automatic Content Analysis Methods for Political Texts", *Political Analysis*, 21(3), pp.267~97.
- [53] Guiso, L., Sapienza, P. and Zingales, L., 2015, "The Value of Corporate Culture", *Journal of Financial Economics*, 117(1), pp.60~76.
- [54] Gulen, H. and Ion, M., 2016, "Policy Uncertainty and Corporate Investment", *Review of Financial Studies*, 29(3), pp.523~564.
- [55] Hamermesh, D. S., 2013, "Six Decades of Top Economics Publishing: Who and How?", *Journal of Economic Literature*, 51(1), pp.162~72.
- [56] Han, A., Hong, Y., Wang, S. and Sun, Y., 2021, "Conditional Autoregressive Models for Interval-Valued Time Series Data", Working Paper, Center for Forecasting Science, Chinese Academy of Sciences.
- [57] Hansen, L. and Sargent, T. J., 2001, "Robust Control and Model Uncertainty", *American Economic Review*, 91(2), pp.60~66.
- [58] He, Y., Han, A., Hong, Y., Sun, Y. and Wang, S., 2021, "Forecasting Crude Oil Price Intervals and Return Volatility via Autoregressive Conditional Interval Models", *Econometric Review*, 40(6), pp.584~606.
- [59] He, W., Zha, S. and Li, L., 2013, "Social Media Competitive Analysis and Text Mining: A Case Study in the Pizza Industry", *International Journal of Information Management*, 33(3), pp.464~472.
- [60] Hoerl, A. E. and Kennard, R. W., 1970, "Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems", *Technometrics*, 12(1), pp.55~67.
- [61] Hofman, J.M., Watts, D.J., Athey, S., Garip, F., Griffiths, T.L., Kleinberg, J., Margetts, H., Mullainathan, S., Salganik, M.J., Vazire, S., Vespignani, A. and Yarkoni, T., 2021, "Interpreting Explanation and Prediction in Computational Social Science", *Nature*, 595, pp.181-188.
- [62] Hofstede, G., 1984, *Culture's Consequences: International Differences in Work-Related Values*, Beverly Hills: Sage Publications.
- [63] Hofstede, G., 1991, *Cultures and Organizations: Software of the Mind*, New York: McGraw Hill.
- [64] Homburg, C., Ehm, L. and Artz, M., 2015, "Measuring and Managing Consumer Sentiment in an Online Community Environment", *Journal of Marketing Research*, 52(5), pp.629~641.
- [65] Hong, Y. and Lee, T. H., 2003, "Inference on Predictability of Foreign Exchange Rates via Generalized Spectrum and Nonlinear Time Series Models", *Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp.1048~1062.
- [66] Jurafsky, D. and Martin, J. H., 2009, *Speech and Language Processing: An Introduction to Speech Recognition, Computational Linguistics and Natural Language Processing (2<sup>nd</sup> edition)*, Upper Saddle River: Prentice Hall.
- [67] Kuhn, T., 1996, *The Structure of Scientific Revolutions (3<sup>rd</sup> edition)*, Chicago: University of Chicago Press.
- [68] Lazer, D., Pentland, A., Adamic, L., Aral, S., Barabási, A.-L., Brewer, D., Christakis, N., Contractor, N., Fowler, J., Gutmann, M., Jebara, T., King, G., Macy, M., Roy, D. and Alstynne, M. V., 2009, "Computational Social Science", *Science*, 323, pp.721~723.
- [69] Lee, J.D., Sun, D.L., Sun, Y. and Taylor, J.E., 2016, "Exact Post-Selection Inference, with Application to the LASSO", *Annals of Statistics*, 44(3), pp.907-927.
- [70] Lew, A., Agrawal, M., Sontag, D. and Mansinghka, V., 2021, "PClean: Bayesian Data Cleaning at Scale with Domain-Specific Probabilistic Programming", in Banerjee, A. and K. Fukumizu, eds: *Proceedings of 24<sup>th</sup> International Conference on Artificial Intelligence and Statistics*, AAAI Press, Palo Alto.
- [71] Li, K., Liu, X., Mai, F. and Zhang, T., 2021, "The Role of Corporate Culture in Bad Times: Evidence from the COVID-19 Pandemic", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Accepted Manuscript, pp.1~68.
- [72] Loughran, T. and McDonald, B., 2016, "Textual Analysis in Accounting and Finance: A Survey", *Journal of Accounting Research*, 54, pp.1187~1230.

- [73] Lucas, R. E. Jr., 1976, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in Brunner, K. and A. H. Meltzer, eds: *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, North Holland, Amsterdam.
- [74] Manning, C. D., Raghavan, P. and Schütze, H., 2008, *Introduction to Information Retrieval*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [75] Mosteller, F. and Wallace, D. L., 1963, "Inference in an Authorship Problem: A Comparative Study of Discrimination Methods Applied to the Authorship of the Disputed Federalist Papers", *Journal of American Statistical Association*, 58(302), pp.275~309.
- [76] Mullainathan, S. and Spiess, J., 2017, "Machine Learning: An Applied Econometric Approach", *Journal of Economic Perspectives*, 31, pp.87~106.
- [77] Munezero, M., Montero, C.S., Mozgovoy, M. and Sutinen, E., 2013, "Exploiting Sentiment Analysis to Track Emotions in Students' Learning Diaries", *Koli Calling International Conference on Computing Education Research*, 13, pp.145~152.
- [78] O'Hara, M., 1995, *Market Microstructure Theory*, Cambridge: Blackwell Publishing.
- [79] Wright, P. G., 1928, *The Tariff on Animal and Vegetable Oils*, New York: Macmillan Company.
- [80] Scott, S. and Varian, H., 2014, "Predicting the Present with Bayesian Structural Time Series", *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimisation*, 5, pp.4~23.
- [81] Scott, S. and Varian, H., 2015, "Bayesian Variable Selection for Nowcasting Economic Time Series", in Goldfarb, A., S. M. Greenstein and C. E. Tucker, eds: *Economic Analysis of Digital Economy*, University of Chicago Press, Chicago.
- [82] Shiller, R., 2000, *Irrational Exuberance*. Princeton: Princeton University Press.
- [83] Shiller, R., 2019, *Narrative Economics: How Stories Go Viral and Drive Major Economic Events*, Princeton: Princeton University Press.
- [84] Stock, J. H. and Trebbi, F., 2003, "Retrospectives: Who Invented Instrumental Variable Regression?", *Journal of Economic Perspectives*, 17(3), pp.177~194.
- [85] Sun, Y., Han, A., Hong, Y. and Wang, S., 2018, "Threshold Autoregressive Models for Interval-Valued Time Series Data", *Journal of Econometrics*, 206(2), pp.414~446.
- [86] Sun, Y., Hong, Y., Lee, T. H., Wang, S. and Zhang, X., 2021, "Time-Varying Model Averaging", *Journal of Econometrics*, 222(2), pp.974~992.
- [87] Tetlock, P. C., 2007, "Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market", *Journal of Finance*, 62(3), pp.1139~1168.
- [88] Tibshirani, R., 1996, "Regression Shrinkage and Selection via the LASSO", *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 58(1), pp.267~288.
- [89] Varian, H. R., 1999, *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach* (5<sup>th</sup> edition), New York: WW Norton & Company.
- [90] Varian, H. R., 2014, "Big Data: New Tricks for Econometrics", *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), pp.3~28.
- [91] Xie, H., Fan, K. and Wang, S., 2021, *Candlestick Forecasting for Investments: Applications, Models and Properties*, London and New York: Routledge.
- [92] Zhu, M., Hong, Y. and Wang, S., 2021, "Can Interval Data Help Improve Volatility Forecasts? Evidence from Foreign Exchange Markets", Working Paper, Center for Forecasting Science, Chinese Academy of Sciences.

# 过度投资对企业股价崩盘风险的影响研究 ——基于货币政策视角

张玉英<sup>1</sup> 谢远涛<sup>2</sup> 郝芳静<sup>3</sup>

**【摘要】**本文从货币政策角度出发去探讨过度投资与股价风险之间的关系，采用面板OLS模型进行回归。研究发现：(1)过度投资会累积资产泡沫，在坏消息或者不良预期下加大股价崩盘风险；(2)紧缩的货币政策可以通过改善公司治理抑制过度投资以及非效率投资，通过过度投资起到一个反向调节效应，降低股价崩盘风险。本文将货币政策与过度投资和股价风险放在一个框架中展开研究，宏微观相结合，可以为金融市场去杠杆化、加强宏观审慎、防范金融风险提供参考。

**【关键词】**融资成本；过度投资；货币政策；崩盘风险

## 一、引言

中国经济正逐步进入金融新时代，监管与开放并存，有效防范和化解重大风险，打赢攻坚战的首要任务就是要防控金融风险，使金融服务于供给侧结构性改革这条主线，促进金融与实体经济的正向良性循环，为实体经济以及金融业的健康发展提供服务。所以在坚持底线思维的基础上，如何从宏观和微观两个层面去防范金融系统性风险，把控好政策工具，严控金融发生系统性风险，让金融业始终保持稳健发展，对于正在进行金融改革中的中国更加重要。与现有研究关于实体经济与金融风险的重点不同，本文试图从货币金融环境出发，为防范实体经济过度投资和金融风险提供新的研究视角和经验支撑。由于股价风险属于重要的资本市场风险，因此如何有效规避股价崩盘风险是防范系统性金融风险、加强宏观审慎监管的重要证据。

金融去杠杆去产能是习近平新时代国家金融改革的重要内容，有助于防范金融风险，加强宏观审慎，实现社会稳定。党的十九大也明确提出要去产能，而实体经济作为经济发展的重要着眼点，更需要由高速度向高质量发展方式转变<sup>4</sup>，实现经济发展方式的变革。然而投

<sup>1</sup> 张玉英，对外经济贸易大学保险学院讲师。

<sup>2</sup> 谢远涛，对外经济贸易大学保险学院教授，博士生导师。

<sup>3</sup> 郝芳静，山东工商学院计算机科学与技术学院、山东省未来智能金融工程实验室，博士，讲师。

<sup>4</sup> 习近平在党的十九大报告中，作出如下表述：明确了发展经济的着力点是“实体经济”，把“提高供给体系质量”作为主攻方向，必须坚持“质量第一、效益优先”两大原则，推动经济发展的三大变革，即

资作为企业现金流池的主要来源,是其做大做强、提高市场占有率和核心竞争力的重要成长基础,但高效率、张弛有度的投资是其成功的关键。在 Modigliani 和 Miller(1958)构建的完美投资体系中,投资行为仅依赖托宾 Q 的投资机会。然而在现实世界中,会因为各种摩擦导致其偏离最优化,包括代理问题(Stein, 2003)。从委托代理理论出发,企业内部经理人与股东之间极可能会因利益不一致,经理人投资于净值为负的项目以求得在职消费、高管因过度自我膨胀追求规模效应的过度投资行为(孙晓华、李明珊, 2016);从投资过度理论出发,主要有货币性过度投资和非货币性过度投资,然而无论是哪一种方式,企业极易在行情高涨阶段有较大增速,直接后果是产能过剩,由此造成巨大的效率损失以及国有资本流失,为经济危机的发生埋下祸根,影响经济转型发展(池国华,等, 2016)。同时投资过程中极易发生因融资饥渴加杠杆的融资行为,一旦投资过热发展势必会导致股市“泡沫”发生,企业违约风险提高,高杠杆率最终只会使泡沫破裂引发市场暴跌风险,尤其在经济形势不好以及宏观经济环境的情况下,实体经济的发展与股市波动之间联动关系的矛盾更加突出,是学术界研究的重要课题和市场关注的焦点。然而投资与融资成本密切相关,货币政策作为货币当局调控市场上资金“总闸门”的重要工具,是重要的宏观经济环境,主要以利率调节和影响市场上各个主体的融资需求和行为(钱雪松等, 2015)。那么宏观经济中的货币政策能否有效规避金融市场中的股价风险?如何通过宏观货币政策来有效调控过度投资进而降低股市风险具有深刻的理论和现实意义。

本文的贡献为:第一,本文从宏观角度出发去研究过度投资对微观市场主体崩盘风险的影响,特别是从货币政策视角展开分析,丰富了崩盘风险方面的研究;第二,现有文献大多是直接研究微观主体之间的关系,很少有文献把货币政策、过度投资及股价崩盘风险等宏微观因素放在一个统一的框架中展开研究,本文则聚焦于宏观政策视角,加强宏观审慎与微观主体的引导,研究视角更具有实际意义,研究内容更切合发展现状;第三,本文从货币金融环境着手,探讨其对实体经济过度投资以及股价崩盘风险的影响,旨在以宏观政策引导微观主体行为,实现宏微观审慎监管的配合,进而有效防控各方风险。本文尝试在丰富已有文献的同时,也为正在进行的防控金融风险攻坚战提供建议。。

本文后续内容安排如下:第二部分是文献回顾、理论分析和研究假设;第三部分是研究设计;第四部分是经验分析;第五部分是研究结论与建议。

---

“质量变革、效率变革、动力变革”,努力实现“更高质量、更有效率、更加公平、更可持续”的发展目标。



## 二、文献回顾和研究假设

### （一）文献回顾

资本市场中股价与其真实价值偏离进而产生的偏差代表股价的波动，其中蕴含着股价的风险；虽然曾有学者提出股价变化类似于“布朗运动”，没有什么规律可循，即随机游走理论，实则是无根据的。关于股价风险理论界主要是从两个方面展开研究，一方面是从资产定价理论展开分析，认为股价波动不仅仅由系统性风险决定，也有重要的非系统性风险因素存在(Fama, 1970)。Ross(1976)在资产定价理论上进一步提出了套利定价理论(APT)，将更多经济因子纳入资产定价考虑的范围内。Ang 等(2010)发现非系统性风险与股价溢价之间不总是正相关关系，但是学术界仍然存在争议。然而关于企业特质风险与资产收益之间的关系仍然是不确定的，仍需进一步探究。另一方面是从投资者角度出发展开研究，首先从投机心理产生的非理性泡沫，即由投资预期引起的有限价格偏差，投资泡沫是由投资者的交易行为进而引起资产价格的持续性上涨，具有自我实现以及自我膨胀特点(Shiller, 1999)。有限理性和不同预期构成了市场的信息泡沫和理性泡沫(投资者行为效应)，根据信息泡沫模型(Lee and Swaminathan, 2000)，将投资者的动量决策风格称作信息瀑布，当投资者根据自己掌握的信息、他人交易信息以及市场信息进行交易时，如果某些信息没有被包括在股价信息里，那么在后续累积的信息含量则会导致资产价格的波动，一旦信息暴露，则会发生信息雪崩。也就是由于决策者信息瀑布的决策失误而造成信息不完全进而产生资产信息泡沫，最终引发资产泡沫破裂以及价格大幅波动。理性泡沫模型是指由社会力量引发的市场投资者行为效应而引起资产价格与内在价值形成的偏差，投资者失去判断的理性。其次从行为金融理论出发，投资者是有限理性的。第一，从噪声交易理论出发，由于噪声交易的存在，金融资产会偏离其实际价值，在此基础上进一步的研究发现噪声交易者通过自己的交易行为继续派生出市场上的噪声交易(De Long et al., 1990)；第二，从过度自信理论出发，也有学者发现过度自信所带来的过度交易最终引发市场价格的大幅波动和价格投机泡沫(Odean, 1998)；第三，从投资者行为互动理论出发，学者提出了交易者投资行为和观点相互传染的行为金融模型(Lux, 1995)，并就典型形式“羊群效应”做出了理论解释，指出资本市场的羊群效应造成了错误的信息反馈，是放大市场风险、加大市场波动的重要因素。

### （二）研究假设

国内外学者现有关于金融市场股价风险的研究有很多，研究结论主要为以下几方面：从公司内部来说，审计质量高(张宏亮、王靖宇, 2018)、税务管理严格(江轩宇, 2013)、信息

披露有效性高(史永东、蒋贤锋, 2004)、女性高管比例高(李小荣、刘行, 2012)、董事们的责任保险意识程度高(Yuan, Jian, Feng, 2016), 这些内部管理体制都有助于减少公司经营风险, 提升公司业绩, 坏消息少, 从而有效降低崩盘风险; 从市场层面来说机构投资者作为重要的市场主体, 持股比例与股价波动呈正相关关系(吴晓晖等, 2019), 但是投资者关系的有效处理可以降低波动、稳定市场(权小锋等, 2016)。而过度投资作为公司的投资行为, 内生于公司治理环境(La Porta et al., 2000), 势必对公司绩效以及价值产生重要影响(潘怡麟等, 2018), 进一步作用到股价, 所以过度投资与股价崩盘风险有重要关系(江轩宇和许年行, 2015)。

也有学者指出融资约束是对股东行为产生重要影响的因素(倪婷婷、王跃堂, 2016), 导致其过度投资, 两权分离以及税务负担是影响投资比例的重要因素。并且过度投资作为企业的一种债务分布, 会造成效率不足问题, 加大企业经营风险(夏子航等, 2015)。每个企业投资会有异质性差异, 在投资效率低的公司盲目进行投资会造成效率的进一步下降, 投资效率低, 偿债能力差, 从而进入恶性循环怪圈, 导致社会整体生产效率的下降。从委托代理理论出发, 公司经理人与股东有着不同的利益效用函数, 这会使他们有不同的利益驱使行为, 尤其是经理人会倾向于进行过度投资(Jensen, 1999)。经理人在投资过程中会获利, 这种利益满足感会激发他们的投资热情, 他们经常会罔顾并高估投资的价值而忽视风险(Malmendier and Tate, 2005)。并且在处理投资过程中的问题时不能够以理性的态度正面对待(Taylor and Gollwitzer, 1995)。然而在投资过程中势必会存在公司利润低甚至亏损的行为, 出于利益膨胀导致的自信以及对自我利益的捍卫, 他们一方面会加强对公司财务信息的盈余管理, 防止其他股东以及董事发现问题从而阻止其投资行为, 另一方面也会继续投资一些净现值为负的项目, 满足其扩张企业的野心 and 目的。过度投资与杠杆率是正向关系, 并且管理者过度自信会使企业的财务杠杆增强, 尤其对处于高信息环境(王铁男等, 2017)、生命周期在成长期的企业(侯巧铭等, 2017)更明显, 管理者的非激励性股权激励也加剧了非效率投资(陈效东等, 2016)。然而投机主义的过度投资势必会引发一系列后续问题, 对于进攻性企业来说, 投资扭曲效应更明显(王化成等, 2016), 过度负债的同群效应在非领头企业、低融资约束企业中也更明显(李志生等, 2018), 公司发展过程中的坏消息会逐渐堆积, 不一定能够为公司所消化, 一旦到达一定程度全面爆发, 股价面临着崩塌式下跌。相关研究也发现过度投资对股价崩盘风险有重大影响(江轩宇、许年行, 2015)。故提出假设:

**H1:** 其他条件不变的情况下, 过度投资与股价崩盘风险是正向关系。

上述分析仅是从公司微观主体内部分析, 忽视了宏观环境因素的影响。2008 年以来, 由美国次贷危机引发的全球性的金融危机, 不仅造成了全球资本市场的重大震荡与波动, 也

引起了各国政府当局对金融风险的重视，加强了监管与调控力度。市场主体持有传统观念，认为系统性风险是引起股市波动以及全球股市联动的重要原因，然而次贷危机的爆发也让政府当局意识到企业层面的特质性风险<sup>1</sup>同样对资本市场的波动有着不可忽视的重要作用，是重要的风险来源。在金融改革深化过程中，仍然存在各个微观市场主体的非理性经济行为，关系到资本市场的风险问题进而影响到整个金融市场的稳定与发展。这时宏观审慎管理的效率得到重视(叶永刚、张培，2009)，需要从宏观引导微观，对市场整体的供求状况进行调节，进而对整体金融市场起到监督和治理效应。

然而资产(组合)的超额收益不仅仅源自市场，还有多种状态(state)变量决定，包括经济周期、公司基本面、劳动力收入、理性预期等。ICAMP 模型认为(Merton, 1973)，经济状态变量通过影响投资者的投资和消费进而影响收益率，并把 Markowitz 的均值-方差理论扩展为多因素均值-方差理论。在多因素定价模型中，因素并不一定属于资产的可交易投资组合，某些情况下也存在宏观经济变量的影响，比如不可预期的通货膨胀，即：宏观货币政策(Campbell et al., 1996)，还有公司特征方面的行为影响因素。公司作为重要的市场投资主体，在投资过程中的非理性因素导致的行为偏差会造成资本市场的高风险溢价(张红伟、杨琨，2016)，其过度投资行为势必与股票定价存在因子关系，多因素定价模型考虑了更多可能会影响股价的因子，从而能够更全面的对资产定价进行模拟与评估。

所以货币政策的不确定性是宏观环境的变化，其作为重要的宏观经济因素，会影响公司的融资环境(杨鸣京等, 2019)。货币政策作为宏观经济重要因素，对经济发展有重要的影响。从行为金融理论和供需理论出发，宽松的货币政策下，市场上资金的流动性充足，投资者头寸充足，源源不断的热钱流入股票池，在供小于求的情况下，股价被抬升，呈上行趋势；紧缩的货币政策下，市场上资金的流动性降低，投资者头寸不足，融资成本提高对融资意愿和行为产生影响，其更倾向于配置除股票以外其他风险比较低的投资标的，股票池资金流入量少，在供大于求的情况下，股价呈下行趋势。所以紧缩的货币政策会加大股价崩盘风险。

**H2:** 其他条件不变的情况下，货币政策越紧缩，股价崩盘风险越高。

货币政策会通过实体经济的传导机制进而对股价产生影响，作用于股市的波动(顾海峰、周亚伟，2016)。进一步研究发现不同货币政策对公司投资的影响是通过商业信用路径来实现的，并且在货币紧缩时期，以商业信用融资为主的企业投资增长更快(黄兴李等，2016)，而且超额的商业信用与公司价值之间是正向效应(陆正飞、杨德明，2011)。所以公司为了融

---

<sup>1</sup> 参照 CAPM 理论，特质风险属于非系统性风险，一般认为是由个别企业自身证券原因造成，而非证券市场整体范围内的风险。

资软约束, 会加强公司管理, 提升价值。在货币紧缩情况下, 企业越有可能选集中负债模式, 主要是通过抑制子公司的投资水平来限制整体投资水平, 过度投资水平低(何捷等, 2017)。并且为了能够得到融资势必会加强公司内部治理与盈余管理, 提高公司内部信息含量, 实现资源的优化配置(陆瑶和沈小力, 2011), 降低融资成本, 减少不必要的损失(Suda and Shuto, 2005), 会计稳健性也有助于加强融资约束对过度投资的抑制作用(张悦玫等, 2017)。也就是说, 紧缩的货币政策不仅抑制了公司的过度投资, 也起到一定的监督效应, 使其加强内部经营管理, 提高了投资质量。同时利率作为宏观货币政策的重要影响渠道, 利率市场化改革减少了非效率投资, 降低了企业激进的负债水平, 有助于企业投资效应的提升, 实现三去一降一补(杨箐等, 2017)。所以非效率投资的减少以及公司经营管理的加强会使企业经营业绩好并不仅仅是面子工程, 而是内在价值的提升, 股价泡沫降低, 股价呈上行趋势, 股价崩盘风险降低。

H3: 紧缩的货币政策通过影响过度投资对股价崩盘风险起到反向调节效应。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文选取 2007-2018 年沪深两市 A 股市场的上市公司为研究对象, 之所以选择 2007 年开始是因为其为新的会计准则实施年度, 并作如下处理: (1)剔除了金融类上市公司; (2)剔除当年被标记 ST 或\*ST 的公司; (3)一些数据缺失的公司; (4)剔除每年交易周数小于 30 的样本; (5)剔除外资持股公司。为了剔除极端值的影响所有连续变量均在 5% 水平进行了 Winsorize 处理, 共计 11865 个样本, 所涉及的财务数据均从国泰安(CSMAR)数据库中下载。

#### (二) 模型设定与变量定义

本文拟构建以下模型来检验以上假设, 模型(1)、模型(4)主要检验过度投资与股价崩盘风险之间的关系; 模型(2)、模型(3)、模型(5)和模型(6)主要检验货币政策对过度投资与股价崩盘风险的影响, 均控制了年度和行业变量。

$$NCSKEW_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 OVERINV_t + CONTROLS + YEAR + INDU + \varepsilon \quad (1)$$

$$NCSKEW_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 RMRF_t + CONTROLS + YEAR + INDU + \varepsilon \quad (2)$$

$$NCSKEW_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 OVERINV_t + \beta_2 RMRF_t + \beta_3 RMRF_t \times OVERINV_t + CONTROLS + YEAR + INDU + \varepsilon \quad (3)$$

$$DUVOL_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 OVERINV_t + CONTROLS + YEAR + INDU + \varepsilon \quad (4)$$

$$\text{DUVOL}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{RMRF}_t + \text{CONTROLS} + \text{YEAR} + \text{INDU} + \varepsilon \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{DUVOL}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{OVERINV}_t + \beta_2 \text{RMRF}_t + \beta_3 \text{RMRF}_t \times \text{OVERINV}_t + \text{CONTROLS} \\ + \text{YEAR} + \text{INDU} + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

其中： $\text{NCSKEW}_{t+1}$  和  $\text{DUVOL}_{t+1}$  代表股价崩盘风险； $\text{OVERINV}_t$  代表过度投资； $\text{RMRF}_t$  代表货币政策。

## 1. 股价崩盘风险的衡量方法

根据 Hutton 等(2008)和 Kim 等(2011)的研究，扩展市场模型回归的残差回报为：

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_{1j} r_{m(t-2)} + \beta_{2j} r_{m(t-1)} + \beta_{3j} r_{mt} + \beta_{4j} r_{m(t+1)} + \beta_{5j} r_{m(t+2)} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

$r_{jt}$  是股票  $j$  在  $t$  周的回报； $r_{mt}$  是市场指数  $m$  在  $t$  周的回报，使用市场指数的领先项和滞后项以允许非同步交易，同时  $j$  公司  $t$  周的公司周回报是  $W_{jt} = \ln(1 + \varepsilon_{jt})$ 。

根据 Chen 等(2001)的研究，我们通过负条件回报的偏度(三阶矩  $E(R_t^3)$  的无偏修正量)来衡量崩盘概率，用  $\text{NCSKEW}$  表示，对于  $t$  年的  $j$  公司来说，其  $\text{NCSKEW}$  为：(Chen, Hong, Stein, 2001)

$$\text{NCSKEW}_{jt} = -[n(n-1)^{3/2} \sum w_{jt}^3] / [(n-1)(n-2)(\sum w_{jt}^2)^{3/2}] \quad (8)$$

该值越大，股票的崩盘风险越高，其中  $n$  代表的是一年中股票的交易周数。

$\text{DUVOL}$  代表股票收益率上下波动值(二阶矩  $E(R_t^2)$  的无偏修正量的变换形式)，计算方法如下：

$$\text{DUVOL}_{jt} = \log\left\{ \frac{[(n_u - 1) \sum_{\text{Down}} w_{jt}^2]}{[(n_d - 1) \sum_{\text{Up}} w_{jt}^2]} \right\} \quad (9)$$

在(9)式中， $n_u$  表示股票  $j$  的周持有收益  $w_{jt}$  大于年平均收益  $W_j$  的周数， $n_d$  表示股票  $j$  的周持有收益  $w_{jt}$  小于年平均收益  $W_j$  的周数。该变量的数值大小反映了股票收益分布左偏的程度，股票收益越左偏，崩盘风险越大。

## 2. 货币政策

参照相关研究(杨鸣京等，2019)，本文选取上海银行间同业拆借 7 日利率的年度标准差来代表货币政策。主要原因有以下两点：(1) 货币的供求关系主要是通过利率来体现的，并主要以上海银行间同业拆借 7 日利率这一中介渠道发挥作用，具有较高的代表性(钱雪松等，2015)；(2) 上海银行间同业拆借 7 日利率是相对动态的指标，能够较好的反映货币政策的变化以及资产价格。

## 3. 过度投资

参照 Richardson(2006)的模型估计过度投资，公式如下：

$$\begin{aligned}
INV_{i,t} = & \partial_0 + \partial_1 TQ_{i,t-1} + \partial_2 LEV_{i,t-1} + \partial_3 CASH_{i,t-1} + \partial_4 AGE_{i,t-1} + \partial_5 SMB_{i,t-1} \\
& + \partial_6 RETURN_{i,t-1} + \partial_7 INV_{i,t-1} + \sum INDU + \sum YEAR + \varepsilon
\end{aligned}
\tag{10}$$

在模型(10)中, INV 代表(其他营业单位支付的现金+投资支付的现金—处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额—处置子公司及其他营业单位收到的现金净额—收回投资收到的现金)/期初总资产; TQ 为企业的托宾 Q 值, 计算方式为(股权市值+债券账面价值)/总资产账面价值, 非流通股的市场价值用每股净资产替代; LEV 为年末资产负债率; CASH 代表年末现金资产与总资产的比值; AGE 为年末企业上市年数的自然对数; RETURN 为考虑现金红利再投资的年个股回报率; INDU 和 YEAR 分别为行业及年度哑变量。

通过对模型(10)进行回归得到残差作为公司的过度投资水平, 并参照相关研究(詹雷和王瑶瑶, 2013), 过度投资指标通过滚动计算前三年的企业过度投资水平得到, 用 OVERINV 表示, 具体计算方式为:  $OVERINV = (\text{第 } t \text{ 年企业过度投资水平} + \text{第 } t-1 \text{ 年企业过度投资水平} + \text{第 } t-2 \text{ 年企业过度投资水平})/3$ , 其值越大, 表明过度投资水平越高。

#### 4. 控制变量

参考江轩宇和许年行(2015)、张宏亮和王靖宇(2018)、荆涛等(2019)、郝芳静等(2020)的研究, 本文加入了以下控制变量: 股票当年周特有收益率均值 SIGMA、股票当年周特有收益率标准差 SRET、总资产负债率 LEV、公司账面市值比 HML、第一大股东持股比例 TOPHLD、资产收益率 ROA、资产规模 SMB、管理层持股比例 MHL D、年均超额换手率 DTURN。这里, 总体框架还是多因素定价模型,  $RMRF_t$  反映了市场风险因素,  $HML_t$  反映了价值分析因素; 同时引入换手率变量  $DTURN_t$  来测度资产流动性, 剔除资产的流动性溢价导致的影响; 把宏观经济变量和微观经营变量作为状态变量嵌入到多因素定价模型中。

主要变量释义见表 1 所列。

表 1 主要变量释义

变量名称	变量说明
NCSKEW <sub>1+t</sub>	负收益偏态系数, 表示股价崩盘风险发生的可能性, 该值越大, 股价崩盘风险发生的可能性越大
DUVOL <sub>1+t</sub>	年收益上下波动比率, 表示股价崩盘风险发生的可能性, 该值越大, 股价崩盘风险发生的可能性越大
OVERINV <sub>t</sub>	过度投资, 具体计算方法见文中
RMRF <sub>t</sub>	上海银行间同业拆借 7 日利率的年度标准差
RSIGMA	股票当年周特有收益均值

SRET <sub>t</sub>	股票当年周特有收益标准差
LEV <sub>t</sub>	总资产负债率=总负债/总资产
HML <sub>t</sub>	账面市值比=期末总资产/(股权市值+净债务市值)
TOPHLD <sub>t</sub>	第一大股东持股比例
ROA <sub>t</sub>	资产报酬率=息税前利润/期末总资产
SMB <sub>t</sub>	资产规模，为期末资产总额的自然对数
MHLD <sub>t</sub>	管理层持股比例
DTURN <sub>t</sub>	年均超额换手率=当年年均换手率-去年年均换手率
YEAR	年度哑变量
INDCD	行业哑变量

## 四、主要结果分析

### (一) 描述性统计

表 2 是主要变量的描述性统计。从表 2 中可以看出 NCSKEW、DUVOL 作为股价崩盘风险的衡量指标，标准差分别为 0.645 和 0.209，这说明资本市场中股价波动的异常性。OVERINV 的中位数为 0.058，这说明企业的过度投资水平较高。RMRF 的均值为 0.008，最大值和最小值分别为 0.015 和 0.003，这说明货币政策的不确定性相对较高。

表 2 主要变量描述性统计

	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值	均值	标准差
NCSKEW	-1.441	-0.75	-0.286	0.199	0.911	-0.275	0.645
DUVOL	-0.633	-0.413	-0.257	-0.094	0.117	-0.254	0.209
OVERINV	0.034	0.051	0.058	0.064	0.101	0.061	0.018
RMRF	0.003	0.007	0.008	0.012	0.015	0.008	0.003
SIGMA	-0.017	-0.005	0.003	0.011	0.025	0.003	0.011
SRET	0.036	0.049	0.061	0.086	0.139	0.071	0.029
LEV	0.108	0.291	0.467	0.635	0.826	0.464	0.212
HML	0.157	0.366	0.638	1.157	2.919	0.898	0.744
TOPHLD	0.136	0.23	0.331	0.457	0.625	0.349	0.143
ROA	-0.046	0.026	0.049	0.078	0.148	0.052	0.046
SMB	20.087	20.979	21.73	22.585	24.223	21.849	1.128
MHLD	0	0	0	0.03	0.46	0.068	0.139
DTURN	-0.276	-0.102	0.077	0.081	0.508	0.053	0.225



## (二) 主要假设验证

表 3 报告了方程(1)、方程(4)的检验结果, 实证结果都控制了年度与行业变量, 因变量是“股价崩盘风险(NCSKEW<sub>t+1</sub> 和 DUVOL<sub>t+1</sub>)”。首先对过度投资与股价崩盘风险二者之间的关系做检验, 列(1)和列(2)中 OVERINV<sub>t</sub>的系数分别为 0.523 和 0.137 且在 5%的显著性水平上显著, 这说明过度投资与股价崩盘风险是正向关系, 验证了假设 H1。这说明: 在公司的发展过程中, 管理者受利益驱使出于扩大公司规模、营造商业帝国的需要会罔顾自身实际情况并高估投资价值盲目扩大投资, 从而造成公司资本价值虚高, 市场泡沫不断扩大, 为公司未来发展埋下了发展隐患、危机潜伏, 成为其发展的负面信息, 然而坏消息的积累是无法持续堆积的, 一旦达到某个零界值, 公司自身无法有效消化它们的时候, 价格泡沫就会破灭, 股价开始崩塌, 再加上市场投资者的恐慌情绪, 股价崩盘风险加大。

表 4 报告了方程(2)、方程(3)、方程(5) 和方程(6)的的检验结果, 实证结果都控制了年度与行业变量, 因变量是“股价崩盘风险(NCSKEW<sub>t+1</sub> 和 DUVOL<sub>t+1</sub>)”。列(1)和列(3)的回归结果显示 RMRF<sub>t</sub>的系数分别为 9.840 和 4.976 均在 1%的显著性水平上显著, 这说明紧缩的货币政策加大了股价崩盘风险, 验证了假设 H2。列(2)和列(4)的回归结果显示 OVERINV<sub>t</sub>的系数分别为 2.827 和 0.297 且分别在 1%和 10%的水平上显著, RMRF<sub>t</sub>和 OVERINV<sub>t</sub>的交互项 RMRF<sub>t</sub>OVERINV<sub>t</sub>的系数分别为-275.398 和-42.909 且分别在 10%的水平上显著, 这说明紧缩的货币政策虽然加大了股价崩盘风险, 却通过对过度投资的调节降低了股价崩盘风险, 验证了假设 H3。这说明, 在紧缩的货币政策下, 虽然从投资者的角度来说资金的融资成本变高, 投资者头寸相对不足, 股市上流入的热钱相对变少, 股票处于供大于求的状态, 所以价格呈下行趋势, 崩盘风险变大; 但是从公司的角度出发, 出于“融资渴望”的企业为了获得融资资格会加强公司内部经营管理, 这对公司来说一方面会提升业绩, 增强竞争力, 股价不会出现大幅下跌; 另一方面, 在严格公司治理的背景下, 过度投资加杠杆、盲目非效率投资行为都会减少, 投资效率和质量提高, 市场泡沫减少, 市场追风的羊群效应减少, 最终股价崩盘风险降低。所以紧缩的货币政策通过对过度投资的调节起到了降低股价崩盘风险的作用。

表 3 过度投资与股价崩盘风险的关系分析

	DUVOL <sub>t+1</sub>	
	(1)	(2)
OVERINV <sub>t</sub>	0.523 ** (164.09)	0.137 ** (42.88)



HML <sub>t</sub>	-0.166 *** (-10.30)	-0.025 *** (-4.68)
DTURN <sub>t</sub>	-1.296 *** (-4.35)	0.008 (0.09)
LEV <sub>t</sub>	0.128 *** (2.71)	0.036 ** (2.36)
MHLD <sub>t</sub>	0.066 (0.78)	-0.024 (-0.88)
SIGMA <sub>t</sub>	7.872 *** (6.31)	0.905 ** (2.23)
ROA <sub>t</sub>	0.290 (1.57)	0.030 (0.50)
SMB <sub>t</sub>	0.058 *** (5.62)	-0.008 ** (-2.51)
SRET <sub>t</sub>	1.155 ** (2.01)	-0.416 ** (-2.23)
TOPHLD <sub>t</sub>	0.024 (0.44)	0.002 (0.12)
_cons	-1.577 *** (-7.22)	-0.013 (-0.18)
INDU	YES	YES
YEAR	YES	YES
N	7758	7758
Adj_R <sup>2</sup>	0.04904	0.02921

注：括号内为 t 检验值，\*\*\*，\*\*和\*分别代表在 1%，5%和 10%的显著性水平上显著。

表 4 货币政策、过度投资与股价崩盘风险

	NCSKEW <sub>t+1</sub>		DUVOL <sub>t+1</sub>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
RMRF <sub>t</sub>	9.840 *** (3.81)	10.481* (3.195)	4.976 *** (5.88)	3.920* (1.195)
OVERINV <sub>t</sub>		2.827 *** (0.036)		0.297* (0.091)
RMRF <sub>t</sub> -OVERINV <sub>t</sub>		-275.398* (0.052)		-42.909* (4.351)
HML <sub>t</sub>	-0.151 *** (-11.51)	-0.166 *** (-10.32)	-0.028 *** (-6.43)	-0.028*** (0.000)
DTURN <sub>t</sub>	-0.510 ***	-0.320***	0.002	-0.124***

	(-4.32)	(0.000)	(0.05)	(0.000)
LEV <sub>t</sub>	0.151 ***	0.120**	0.033 ***	0.046***
	(4.03)	(0.011)	(2.69)	(0.003)
MHLD <sub>t</sub>	0.050	0.089	0.006	-0.035
	(0.94)	(0.300)	(0.37)	(0.202)
SIGMA <sub>t</sub>	6.197 ***	11.006***	1.004 ***	-0.272
	(6.19)	(0.000)	(3.06)	(0.425)
ROA <sub>t</sub>	0.228	0.120	0.074	0.090
	(1.57)	(0.51)	(1.55)	(0.130)
SMB <sub>t</sub>	0.057 ***	0.052***	-0.002	-0.007**
	(7.19)	(0.000)	(-0.75)	(0.036)
SRET <sub>t</sub>	2.470 ***	-0.827*	-0.191	0.246*
	(5.62)	(0.052)	(-1.33)	(0.075)
TOPHLD <sub>t</sub>	0.014	0.045	0.010	-0.001
	(0.32)	(0.407)	(0.69)	(0.951)
_cons	-1.765 ***	-1.164***	-0.222 ***	-0.081***
	(-10.63)	(0.00)	(-4.07)	(0.269)
INDU	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES
N	11865	7758	11865	7758
Adj_R <sup>2</sup>	0.04244	0.040	0.02396	0.0208

注: 括号内为 t 检验值, \*\*\*, \*\*和\*分别代表在 1%, 5%和 10%的显著性水平上显著。

### (三) 稳健性检验

为了保证结果的估计稳健性, 以下进行包括内生性问题在内的一些稳健性检验和讨论。

#### (1) 内生性问题

反向因果(又称联立性偏误)、遗漏变量和衡量偏误是内生性的主要来源。就反向因果而言, 由于本文采取的是被解释变量的一阶滞后项进行回归, 并在稳健性检验中延长了窗口期, 所以在一定程度上弱化了可能存在的内生性问题, 就遗漏变量而言, 我们可能遗漏了某些不可观测的变量, 如风险偏好、个人金融知识以及风险防范能力等, 这些变量可能间接影响崩盘风险。衡量偏误在社会调查数据中总是存在, 考虑到本文使用的调查数据对于数据质量有严谨的质量控制, 本文认为对内生性影响有限。本文使用 Hausman 检验进行分析, 伴随概率为 0.2304, 无法拒绝“所有解释变量均为外生变量”的原假设。

#### (2) 稳健性检验

表 5 是用 INV 代替 OVERINV 的稳健性检验结果, INV 代表当年公司的过度投资。依

然保持一致。表 6 是用 OVERINV1 代替 OVERINV 的稳健性检验结果，OVERINV1 是用资产负债表重新定义 INV 得到的，计算方式如下： $INV=(\text{当期固定资产净值}-\text{上期固定资产净值}+\text{当期无形资产净值}-\text{上期无形资产净值})/\text{期初总资产账面价值}$ ，然后对模型(12)进行回归，重新估计企业的过度投资程度。

表 7 是延长股价崩盘风险窗口期的回归结果，分别将因变量扩展至 t+2 和 t+3 期。表 5、表 6 和表 7 的回归结果(见附录)仍然与上面保持一致，假设 1 和假设 4 得到进一步的支撑。

为了更直观地比较过度投资的边际效应，本文进一步把过度投资临界值(右尾单侧检验)定义为右尾单边概率 10%，也即，假定 OVERINV 变量满足正态分布，超过 0.07608 的概率不超过 10%。超过 0.07608 时定义新变量 OVERINV3 为 1，否则为 0，缺失值部分保留。同样，计算时把 RET、ROA、MP、HML、SMB、TOPHLD、RMRF、SRET、YIELD、LEV、MHL、DTURN 按照初始做样本均值进行重新编码(大于等于均值部分为一组，小于均值部分为一组)，重新对 OVERINV3 进行回归，得到倾向性得分(概率)，进行倾向性得分匹配，按照最近邻 1-1 匹配，得到配对样本，描述性统计量见表 8，重新建立回归方程，计算各个关键变量的边际效应，见表 9。可知，当 SMB、TOPHLD、LEV、ROA 都取较大组时，过度投资组和非过度投资组，股价崩盘风险高了 0.00785；当 SMB、TOPHLD、LEV、ROA 都取较小组时，过度投资组和非过度投资组，股价崩盘风险高了 0.00786。这进一步验证了过度投资会加大股价崩盘风险。

表 8 PSM 配对前后样本描述性统计量

变量	水平	未配对样本			PSM 样本		
		正常组	过度投资组	占比	正常组	过度投资组	占比
RET	<=0.0031	3893	668	21.40%	942	1336	25.77%
	>0.0031	3685	1034	28.66%	1649	2068	23.62%
ROA	<=0.0523	4387	961	26.48%	1413	1922	23.67%
	>0.0523	3191	741	22.23%	1178	1482	26.71%
MP	<=0.0159	7417	1645	27.34%	2524	3290	25.08%
	>0.0159	161	57	21.62%	67	114	24.92%
HML	<=0.5607	3057	908	26.29%	1406	1816	24.85%
	>0.5607	4521	794	22.35%	1185	1588	25.18%
SMB	<=21.8493	3430	962	23.26%	1318	1924	24.92%
	>21.8493	4148	740	27.35%	1273	1480	25.18%
TOPHLD	<=0.3493	4350	919	16.28%	1515	1838	24.68%
	>0.3493	3228	783	33.84%	1076	1566	25.87%
RMRF	<=0.0084	3770	791	21.48%	1108	1582	23.25%
	>0.0084	3808	911	28.82%	1483	1822	27.56%
SRET	<=0.0707	5146	1040	29.41%	1411	2080	27.27%
	>0.0707	2432	662	27.81%	1180	1324	32.65%
YIELD	<=0.0413	3869	849	24.29%	1422	1698	24.68%
	>0.0413	3709	853	30.12%	1169	1706	33.33%
LEV	<=0.4636	3217	1049	31.06%	1517	2098	18.92%
	>0.4636	4361	653	19.17%	1074	1306	24.87%
DTURN	<=0.0528	3342	465	30.77%	587	930	32.35%
	>0.0528	4236	1237	16.67%	2004	2474	35.29%

表 9 PSM 样本回归主要解释变量的边际效应

OVERINV3	SMB	TOPHLD	LEV	ROA	Estimate	Standard Error	Lower	Upper	Wald Chi-Square	Pr>ChiSq
1	<=21.8493	<=0.3493	<=0.4636	<=0.0523	-0.25663	0.022941	-0.3016	-0.21167	125.147	<.0001
1	<=21.8493	<=0.3493	<=0.4636	>0.0523	-0.22375	0.024532	-0.27183	-0.17567	83.189	<.0001
1	<=21.8493	<=0.3493	>0.4636	<=0.0523	-0.23437	0.025191	-0.28374	-0.185	86.561	<.0001
1	<=21.8493	<=0.3493	>0.4636	>0.0523	-0.20149	0.0288	-0.25793	-0.14504	48.944	<.0001
1	<=21.8493	>0.3493	<=0.4636	<=0.0523	-0.26095	0.025287	-0.31051	-0.21139	106.49	<.0001
1	<=21.8493	>0.3493	<=0.4636	>0.0523	-0.22807	0.026168	-0.27935	-0.17678	75.959	<.0001
1	<=21.8493	>0.3493	>0.4636	<=0.0523	-0.23869	0.026779	-0.29117	-0.1862	79.444	<.0001
1	<=21.8493	>0.3493	>0.4636	>0.0523	-0.2058	0.029695	-0.264	-0.1476	48.033	<.0001
1	>21.8493	<=0.3493	<=0.4636	<=0.0523	-0.25729	0.025541	-0.30735	-0.20723	101.475	<.0001
1	>21.8493	<=0.3493	<=0.4636	>0.0523	-0.22441	0.023978	-0.2714	-0.17741	87.586	<.0001

1	>21.8493	<=0.3493	>0.4636	<=0.0523	-0.23502	0.024592	-0.28322	-0.18682	91.336	<.0001
1	>21.8493	<=0.3493	>0.4636	>0.0523	-0.20214	0.02543	-0.25198	-0.1523	63.184	<.0001
1	>21.8493	>0.3493	<=0.4636	<=0.0523	-0.2616	0.025577	-0.31173	-0.21147	104.613	<.0001
1	>21.8493	>0.3493	<=0.4636	>0.0523	-0.22872	0.023379	-0.27454	-0.1829	95.713	<.0001
1	>21.8493	>0.3493	>0.4636	<=0.0523	-0.23934	0.023999	-0.28638	-0.1923	99.457	<.0001
1	>21.8493	>0.3493	>0.4636	>0.0523	-0.20646	0.024242	-0.25397	-0.15894	72.531	<.0001
0	<=21.8493	<=0.3493	<=0.4636	<=0.0523	-0.26449	0.018992	-0.30171	-0.22727	193.95	<.0001
0	<=21.8493	<=0.3493	<=0.4636	>0.0523	-0.23161	0.020842	-0.27246	-0.19076	123.487	<.0001
0	<=21.8493	<=0.3493	>0.4636	<=0.0523	-0.24222	0.022246	-0.28583	-0.19862	118.564	<.0001
0	<=21.8493	<=0.3493	>0.4636	>0.0523	-0.20934	0.026228	-0.26075	-0.15794	63.706	<.0001
0	<=21.8493	>0.3493	<=0.4636	<=0.0523	-0.2688	0.021494	-0.31093	-0.22668	156.407	<.0001
0	<=21.8493	>0.3493	<=0.4636	>0.0523	-0.23592	0.022482	-0.27999	-0.19186	110.116	<.0001
0	<=21.8493	>0.3493	>0.4636	<=0.0523	-0.24654	0.023781	-0.29315	-0.19993	107.48	<.0001
0	<=21.8493	>0.3493	>0.4636	>0.0523	-0.21366	0.026988	-0.26655	-0.16076	62.676	<.0001
0	>21.8493	<=0.3493	<=0.4636	<=0.0523	-0.26514	0.024269	-0.31271	-0.21758	119.358	<.0001
0	>21.8493	<=0.3493	<=0.4636	>0.0523	-0.23226	0.022578	-0.27651	-0.18801	105.826	<.0001
0	>21.8493	<=0.3493	>0.4636	<=0.0523	-0.24288	0.023818	-0.28956	-0.1962	103.988	<.0001
0	>21.8493	<=0.3493	>0.4636	>0.0523	-0.21	0.024645	-0.2583	-0.16169	72.605	<.0001
0	>21.8493	>0.3493	<=0.4636	<=0.0523	-0.26946	0.024061	-0.31662	-0.2223	125.415	<.0001
0	>21.8493	>0.3493	<=0.4636	>0.0523	-0.23657	0.021667	-0.27904	-0.19411	119.214	<.0001
0	>21.8493	>0.3493	>0.4636	<=0.0523	-0.24719	0.022947	-0.29217	-0.20222	116.039	<.0001
0	>21.8493	>0.3493	>0.4636	>0.0523	-0.21431	0.023162	-0.25971	-0.16891	85.615	<.0001

## 五、研究结论与启示

去杠杆防范金融风险是学术界和实务界的重要议题和现实课题, 本文通过构建一个包含货币政策在内的股价风险模型, 为分析微观市场主体投资行为与宏观经济因素之间的关系提供了新的思路, 研究了货币政策视角下过度投资对企业股价崩盘风险的影响。本文发现: (1) 过度投资会加大股价崩盘风险, 这主要是因为过度投资加大资产泡沫, 公司也因此积累了很多发展隐患, 一旦坏消息积累到一定程度就会释放, 此时市场情绪也跟着一起爆发, 股价崩塌式下跌, 崩盘风险加大; (2) 进一步研究发现, 紧缩的货币政策会加大股价崩盘风险, 但其会通过过度投资起到一个反向调节效应, 降低股价崩盘风险, 主要是因为紧缩的货币政策下市场资金少以及投资者头寸不足, 股票供过于求, 股价呈下行趋势, 崩盘风险加大; 但是却通过对过度投资的调节降低了股价崩盘风险。所以, 有效的降低企业过度投资水平, 也是在变相的降低杠杆率, 从而降低企业个体的金融风险, 这样也就从宏观层次上降低了整体的系统性风险。

本文的结论从货币不确定视角证实了该如何解决企业过度投资的内在影响机制, 丰富了当前学术界对过度投资经济后果的研究, 拓展了研究视角, 并为如何化解企业资金流动性风险提供合理的解释, 为推进国家市场金融化改革提供有益参考。首先, 从国家层面出发要进一步规范企业的投资行为, 加强在整体大局上的管理层监管, 避免其投机耍滑、以私利套取国家资源进行金融投机, 防止因监管不利派生出其他社会矛盾, 减少金融资源浪费, 扫除金融监管改革道路上的障碍, 促进资本市场各层次健康稳态发展; 其次, 企业自身要加强内部监管, 根据市场表现制定正确的投资行为, 尤其是管理层切勿因过度自信发生羊群效应的跟风投资行为, 在有限理性规则下追求利益最大化, 提高投资质量, 防止投资效率不佳带来的恶性循环, 要提高对投资的甄别能力, 避免罔顾资金逐利而忽视投资效率的行为, 减少债务资金比重; 再次, 货币当局要制定符合市场情况的货币政策, 加强宏观审慎与微观调节管理方面的工作, 并要适时调整, 及时根据金融市场中各个投资主体的行为进行有效引导, 谨慎防范金融风险。

## 【参考文献】

- [1] 柏培文、许捷, 2017. 中国省际资本回报率与投资过度. 经济研究, 52(10):37-52.
- [2] 池国华、杨金、郭菁晶, 2016. 内部控制、EVA考核对非效率投资的综合治理效应研究——来自国有控股上市公司的经验证据. 会计研究, (10):63-69+97.
- [3] 陈效东、周嘉南、黄登仕, 2016. 高管人员股权激励与公司非效率投资: 抑制或者加剧?. 会计研究, (07):42-49+96.
- [4] 高铭、江嘉骏、陈佳、刘玉珍, 2017. 谁说女子不如儿郎?——P2P投资行为与过度自信. 金融研究, (11):96-111.
- [5] 顾海峰、周亚伟, 2016. 货币政策环境对公司股价异质性的助推效应研究——基于二元所有制结构的视角. 中国工业经济, (03):36-51.
- [6] 郝芳静、孙健、谢远涛, 2020. 险资介入、投资者情绪与股价崩盘风险. 金融论坛, 25(06):61-70.
- [7] 郝芳静、谢远涛、栾志乾, 2020. 去杠杆背景下民营企业爆仓的影响研究——基于货币政策不确定性视角. 投资研究, 39(02):43-61.
- [8] 何诚颖、程兴华, 2005. 基于中国证券市场的有效性研究——以高B/M类上市公司为例. 管理世界, (11):145-151.
- [9] 何捷、张会丽、陆正飞, 2017. 货币政策与集团企业负债模式研究. 管理世界, (05):158-169.
- [10] 侯巧铭、宋力、蒋亚朋, 2017. 管理者行为、企业生命周期与非效率投资. 会计研究, (03):61-67+95.
- [11] 黄兴李、邓路、曲悠, 2016. 货币政策、商业信用与公司投资行为. 会计研究, (02):58-65+96.
- [12] 江轩宇, 2013. 税收征管、税收激进与股价崩盘风险. 南开管理评论, 16(05):152-160.
- [13] 江轩宇、许年行, 2015. 企业过度投资与股价崩盘风险. 金融研究, (08):141-158.
- [14] 荆涛、郝芳静、栾志乾, 2019. 股权质押、利率水平与股价崩盘风险. 投资研究, 38(03):63-78.
- [15] 李黎, 1997. 外资竞争条件下民族工业企业的发展模式. 经济研究, (12):32-37.
- [16] 李小荣、刘行, 2012. CEO vs CFO: 性别与股价崩盘风险. 世界经济, 35(12):102-129.
- [17] 李志生、苏诚、李好、孔东民, 2018. 企业过度负债的地区同群效应. 金融研究, (09):74-90.
- [18] 陆瑶、沈小力, 2011. 股票价格的信息含量与盈余管理——基于中国股市的实证分析. 金融研究, (12):131-146.
- [19] 陆正飞、杨德明, 2011. 商业信用: 替代性融资, 还是买方市场?. 管理世界, (04):6-14+45.
- [20] 倪婷婷、王跃堂, 2016. 投资者认可增值税改革吗——基于全面增值税转型和“营改增”的经验证据. 上海财经大学学报, 18(06):42-53+65.
- [21] 潘莉、徐建国, 2011. A股市场的风险与特征因子. 金融研究, (10):140-154.
- [22] 潘怡麟、朱凯、陈信元, 2018. 决策权配置与公司价值——基于企业集团的经验证据. 管理世界, 34(12):111-119.
- [23] 钱雪松、杜立、马文涛, 2015. 中国货币政策利率传导有效性研究: 中介效应和体制内外差异. 管理世界, (11):11-28+187.
- [24] 权小锋、肖斌卿、吴世农, 2016. 投资者关系管理能够稳定市场吗?——基于A股上市公司投资者关系管理的综合调查. 管理世界, (01):139-152+188.
- [25] 史永东、蒋贤锋, 2004. 内幕交易、股价波动与信息不对称: 基于中国股票市场的经验研究. 世界经济, (12):54-64.
- [26] 孙晓华、李明珊, 2016. 国有企业的过度投资及其效率损失. 中国工业经济, (10):109-125.
- [27] 田利辉、王冠英, 2014. 我国股票定价五因素模型: 交易量如何影响股票收益率?. 南开经济研究, (02):54-75.
- [28] 王化成、张修平、高升好, 2016. 企业战略影响过度投资吗. 南开管理评论, 19(04):87-97+110.
- [29] 王晋斌, 2004. 价值溢价: 中国股票市场1994-2002. 金融研究, (03):79-89.
- [30] 王铁男、王宇、赵凤, 2017. 环境因素、CEO过度自信与IT投资绩效. 管理世界, (09):116-128.
- [31] 王茵田、朱英姿, 2011. 中国股票市场风险溢价研究. 金融研究, (07):152-166.
- [32] 吴世农、许年行, 2004. 资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究——基于中国股市的实证分析. 经济研究, (06):105-116.
- [33] 吴晓晖、郭晓冬、乔政, 2019. 机构投资者抱团与股价崩盘风险. 中国工业经济, (02):117-135.
- [34] 夏子航、马忠、陈登彪, 2015. 债务分布与企业风险承担——基于投资效率的中介效应检验. 南开管理评论, 18(06):90-100.
- [35] 许敏波、尹训东, 2018. 全支付竞争中的有限理性与过度投资: 理论与实证. 经济学(季刊), 17(02):651-668.
- [36] 杨鸣京、程小可、钟凯, 2019. 股权质押对企业创新的影响研究——基于货币政策不确定性调节效应的分析. 财经研究, 45(02):139-152.
- [37] 杨旸、陈展辉, 2003. 中国股市三因子资产定价模型实证研究. 数量经济技术经济研究, (12):137-141.
- [38] 杨箐、刘放、李茫茫, 2017. 利率市场化、非效率投资与资本配置——基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验. 金融研究, (05):81-96.
- [39] 叶永刚、张培, 2009. 中国金融监管指标体系构建研究. 金融研究, (04):159-171.

- [40] 詹雷、王瑶瑶, 2013. 管理层激励、过度投资与企业价值. 南开管理评论, 16(03):36-46.
- [41] 张宏亮、王靖宇, 2018. 公司层面的投资者保护能降低股价崩盘风险吗?. 会计研究, (10):80-87.
- [42] 张悦玫、张芳、李延喜, 2017. 会计稳健性、融资约束与投资效率. 会计研究, (09):35-40+96.
- [43] Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., and Zhang, X., 2010. The Cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, 61(1):259-299.
- [44] Campbell, J. Y., Lo, A. W., and MacKinlay, A. C., 1996. *The econometrics of financial markets*. Princeton University Press.
- [45] Chen J., Hong H. and Stein J. C., 2001. Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics*, 61(3):345-381.
- [46] De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., and Waldmann, R. J., 1990. Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation. *The Journal of Finance*, 45(2):379-395.
- [47] Fama, E. F., 1970. Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2):383-417.
- [48] Fama, E. F. and French, K. R., 1995. Size and book-to market factors in earnings and returns. *Journal of Finance*, 50(1):131-155.
- [49] Fama, E. F. and French, K. R., 2015. A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116:1-12.
- [50] Hutton, A. P., Marcus, A. J., and Tehranian, H., 2008. Opaque financial reports, r-square, and crash risk. *Social Science Electronic Publishing*, 94(1):67-86.
- [51] Jensen, M. C., 1999. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76(2):323-329.
- [52] Kim, J. B., Li, Y., and Zhang, L., 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: firm-level analysis. *Social Science Electronic Publishing*, 100(3): 639-662.
- [53] La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R., 2000. Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2):3-27.
- [54] Lee, C. M. C. and Swaminathan, B., 2000. Price momentum and trading volume. *Social Science Electronic Publishing*, 55(5):2017-2069.
- [55] Lux, T., 1995. Herd behaviour, bubbles and crashes. *Economic Journal*, 105(431):881-896.
- [56] Malmendier, U. and Tate, G., 2005. CEO overconfidence and corporate investment. *Journal of Finance*, 60(6):2661-2700.
- [57] Merton, R., 1973. The theory of rational theory option pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(1):141-183.
- [58] Modigliani, F. and Miller, M. H., 1958. The cost of capital, corporation finance and the Theory. *The American Economic Review*, 48(3): 261-297.
- [59] Odean, T., 1998. Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average. *Journal of Finance*, 53(6):1887-1934.
- [60] Richardson S. K., 2006. Over-investment of Free Cash Flow. *Review of Accounting Studies*, 11(2/3):159-189.
- [61] Ross, S. A., 1976. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3):341-360.
- [62] Shiller, R. J., 1999. Chapter 20 human behavior and the efficiency of the financial system. *Handbook of Macroeconomics*, 1(99):1305-1340.
- [63] Stein, J. C., 2003. Chapter 2 – Agency, information and corporate investment. *Handbook of the Economics of Finance*, 1(03):111-165.
- [64] Suda, K. and Shuto, A., 2005. Earnings management to avoid earnings decreases and losses: empirical evidence from Japan. *Social Science Electronic Publishing*, 43(2):279-286.
- [65] Taylor, S. E., and Gollwitzer, P. M., 1995. Effects of mindset on positive illusions. *Journal of Personality & Social Psychology*, 69(2):213-226.
- [66] Yuan, R., Jian, S. and Feng, C., 2016. Directors' and officers' liability insurance and stock price crash risk. *Journal of Corporate Finance*, 37:173-192.



## 三元悖论非角点解与人民币国际化推进政策研究

王晓芳<sup>1</sup> 鲁科技<sup>2</sup>

**【摘要】**本文在探索人民币国际化推进政策选择与彼此搭配的过程中，为确保国内宏观经济政策组合之间相对稳定，以三元悖论非角点解过程为约束，采用 TVP-SV-VAR 模型探讨了宏观经济政策组合与人民币国际化之间的时变动态关系。研究发现汇率弹性的增加与资本账户开放对当期人民币国际化具有显著的推进作用。在确保货币政策具有一定独立性的前提下，汇率市场化与资本账户开放同步协调进行有助于加速推进人民币国际化；为不断完善宏观审慎管理，在不断深化汇率市场化改革的同时不能放松对资本流动的监测与管理，这样更有助于稳健地推进人民币国际化。如果仅扩大资本账户开放，而汇率市场化改革却裹足不前，则必将逐步丧失货币政策的独立性，并给国内金融系统带来不必要的风险冲击。

**【关键词】**三元悖论非角点解；人民币国际化；TVP-SV-VAR 模型

### 一、引言

2008 年美国次贷危机爆发导致美国经济快速衰退，此次金融危机以国际货币美元为媒介迅速扩散至全球，世界经济也因此陷入一片凋零。而美国为了走出危机提振本国经济，前后共推出四轮无限量宽松政策(QE)，这一政策使得美国在向全世界征收铸币税的同时，还导致美元大幅贬值，全球物价上涨以及美国外债大幅缩水，这种以邻为壑的做法致使美国国内危机迅速被转嫁到其他国家。此次危机再次促使国际社会开始反思以美元为中心的国际货币体系存在的弊端，并呼吁向多元化国际货币体系方向改革，以摆脱美元霸权给全球经济金融系统造成的风险冲击。在此背景之下，中国人民银行、财政部、商务部、海关总署、国家税务总局和中国银行业监督管理委员会于 2009 年 7 月 1 日联合发布了《跨境贸易人民币结算试点管理办法》，这意味着跨境贸易人民币结算试点正式拉开序幕，同时也标志着人民币国际化的开端。自跨境贸易结算试点推出至今，人民币国际化之路已经经历了全周期考验，总体上可以被划分为四个阶段：首先是人民币国际化起步阶段，中国贸易与直接投资快速增长，人民币跨境使用政策逐年开放（2009 至 2012 年）；其次是人民币国际化在人民币汇率单边升值预期之下快速推进阶段（2012 至 2015 年第三季度）；再次是在人民币汇率贬值预期之下人民币国际化进程受挫阶段（2015 年第四季度至 2017 年）；最后是人民币国际化进程逐步恢复阶段（2018 年至今）（陈卫东和赵雪情，2020）。截至 2019 年底，与中国签署本

<sup>1</sup> 王晓芳，西安交通大学经济与金融学院教授，博士生导师。

<sup>2</sup> 鲁科技，西安交通大学经济与金融学院博士研究生。

币互换协议的“一带一路”沿线国家达 21 个, 建立人民币清算机制的“一带一路”沿线国家有 8 个。2019 年银行代客人民币跨境收付金额高达 19.67 万亿元, 同比增长 24.1%, 收付金额创历史新高, 其中, 经常项目与资本项目下跨境收付金额分别达 6.04 万亿元和 13.62 万亿元, 同比增长率分别为 18.2%和 26.7%<sup>1</sup>。最新统计数据显示, 人民币在主要国际支付货币中的市场份额为 1.76%, 居全球第 5 位。2019 年末, 国际货币基金组织 (IMF) 官方外汇储备货币构成 (COFER) 数据显示, 人民币储备规模达 2176.7 亿美元, 市场份额占 1.95%, 居全球第 5 位<sup>2</sup>。据不完全统计, 目前全球已有 70 多个中央银行或货币当局将人民币纳入其外汇储备。根据国际清算银行 (BIS) 发布的 2019 年 4 月最新数据 (每三年发布一次), 人民币在全球交易最活跃的货币中排名第八位, 在新兴市场国家排名第一<sup>3</sup>。回顾过往人民币十年有多的国际化之路, 人民币国际化进程已然取得了很大的进展, 但相较于美元与欧元的国际货币地位还有不小差距, 人民币、美元与欧元在国际上呈“三足鼎立”之势依然是中国乃至国际社会不断追求的多元化国际货币体系目标。当今, 国内外宏观经济形势复杂多变, 黑天鹅事件层出不穷, 人民币国际化在向纵深推进的过程中也应关注如何有效应对外部冲击, 在确保国内宏观经济政策组合之间相对稳定的前提下, 深入探索推进人民币国际化的政策选择与彼此搭配方式就显得尤为重要。因此, 本文以三元悖论非角点解过程为约束用以确保宏观经济政策之间的稳定性, 利用 2011 年 1 月至 2020 年 9 月相关指标的时间序列数据探讨中国宏观经济政策组合与人民币国际化之间的时变动态关系, 并以此为基础提出持续稳步推进人民币国际化的政策选择与彼此搭配方式。

相较于以往研究, 本文的边际贡献主要体现在以下两个方面: 一是详细分析了三元悖论非角点解过程, 并尝试给出一种检验一国 (或地区) 三元悖论非角点解过程存在的实证检验方法; 二是以三元悖论非角点解过程为约束条件, 采用 TVP-SV-VAR 模型研究了中国宏观经济政策组合与人民币国际化之间的时变动态关系, 深入分析了不可能三角对应的相关指标对人民币国际化水平的动态影响效应, 同时还能兼顾国内宏观经济政策组合的相对稳定性。

## 二、人民币国际化推进政策选择相关文献回顾

目前, 关于人民币国际化推进政策选择的研究, 一些学者认为中国在推进人民币国际化之前, 应先进行国内金融体制改革 (包括利率、汇率市场化改革以及资本账户开放)。但多数学者认为, 人民币国际化应采取循序渐进、稳妥推进的方式, 金融体制改革与人民币国际化可以同步、协调进行, 这样更有助于在确保国内金融市场稳定的前提下逐步实现人民币国际化。

<sup>1</sup> 数据来源: 中国人民银行于 2020 年 8 月 14 日发布的《2020 年人民币国际化报告》, <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4071737/index.html>。

<sup>2</sup> 注同 1。

<sup>3</sup> 注同 1。

## （一）汇率市场化改革与人民币国际化之间的关系研究

何帆（2009）认为如果没有汇率改革，人民币国际化之后将会引起更加频繁的资本流入和流出，这可能会加剧人民币升值压力，如果没有金融体制改革就无法创造人民币回流机制，因此，应先进行汇率与金融体制改革。张明和何帆（2012）研究发现，由于中国国内利率与汇率形成机制尚未完成市场化改革，导致香港离岸市场与内地在岸市场之间产生较大规模的套利、套汇活动，这与中国政府推进人民币国际化的初衷背道而驰，因此，张明等认为资本账户开放之前应先进行利率与汇率市场化改革，并且在推进人民币国际化之前也应先对国内经济结构进行调整。然而，王信（2011）则认为学者们不应对改革的先后顺序无休止地争论下去，改革本就无法一蹴而就，如果等到汇率市场化之后再推动人民币国际化则可能错失良机，因此，汇率机制改革与人民币国际化是一个可以同步进行且相互促进的过程。为提高人民币的国际接受程度，彭红枫等（2017）主张应在坚实的经济规模基础之上，继续深化汇率制度改革并逐步推进资本账户开放。

## （二）资本账户开放与人民币国际化之间的关系研究

黄权国（2012）研究发现，人民币通过经常项目大规模流出将会打破经常项目原有的平衡，进而导致资本项目与外汇市场的失衡，迫使政府进行干预，导致汇率市场化与资本项目自由流动无法实现，正是由于这一内在缺陷，当前人民币国际化渐进式思路无法达到预期效果。Frankel（2012）和 Gagnon et al.（2014）都认为在中国资本账户开放之前，人民币将无法成为真正的国际货币。关于资本账户开放与人民币国际化之间的关系，余永定（2014）认为人民币国际化过程中所涉及的每一个重要步骤基本应以资本项目自由化的各个步骤为前提，因此，人民币国际化应该是资本项目自由化的一个自然结果，只有当资本项目充分自由化之后，人民币才能成为真正的国际货币。李稻葵和刘霖林（2008）则认为人民币国际化可以采取双轨制，充分利用境内、境外两个市场，境内采取渐进式的资本账户下可兑换，境外则利用香港的优势来扩大人民币证券市场规模。巴里·艾肯格林和郭子睿（2015）也认为中国应谨慎而渐进地发展国内金融，开放资本账户以及人民币国际化，为加快推进人民币国际化，中国政府应采取增强吸引长期投资者和资本流入的措施，积极与国外央行进行货币互换并建设离岸金融中心。彭红枫和谭小玉（2017）通过研究发现强大的经济实力与贸易规模是货币国际化的基础，但政府的政策支持与制度配合也是货币国际化不可或缺的因素，中国政府应稳步推进汇率市场化以及资本账户自由化，进一步提高金融市场运行效率，为深入推进人民币国际化创造良好条件。严佳佳等（2018）参考日元国际化经验，认为过快开放中国资本账户会重蹈日本覆辙，这样会将国内脆弱的金融市场暴露于国际资本的冲击之下，因此，在推进人民币国际化的进程中应审慎推进资本账户开放，严防跨境资本流动所引起的系统性风险扩散。

通过梳理人民币国际化推进政策的相关研究，可以发现学者们目前关于汇率市场化改革、资本账户开放以及人民币国际化的先后顺序已经基本达成共识，多数学者认为推进人民币国

际化应采取循序渐进, 较为稳妥的方式进行, 国内金融体制改革与人民币国际化可以同步协调推进。而相较于以往相关文献, 本文在研究货币政策独立性、汇率稳定性、资本账户开放与人民币国际化之间的关系之前, 为了兼顾国内宏观经济政策组合之间的相对稳定性, 首先引入三元悖论非角点解过程, 在此约束条件之下, 进一步采用 TVP-SV-VAR 模型时变脉冲响应函数分析中国宏观经济政策组合与人民币国际化之间的时变动态关系, 并以此提出持续推进人民币国际化的有效政策措施, 以及相关政策建议。

### 三、三元悖论理论分析

20 世纪 90 年代末亚洲金融危机之后, Krugman (1999) 在蒙代尔-弗莱明模型的基础上提出了三元悖论(不可能三角)理论, 该理论指出一国货币政策的独立性、汇率的稳定性以及资本的完全自由流动性三者不可兼得。如图 1 所示, 不可能三角的三条边分别代表一国宏观经济政策中的资本自由流动、固定汇率以及独立的货币政策, 角点则表示与以上三个宏观经济政策中任意两个相对应的制度安排, 从而形成固定的角点解。比如角 C 就是中国前些年所选取的角点解, 即中国要选取独立的货币政策与稳定的汇率就必须对资本流动加以管制。基于以往发达国家主权货币国际化的历史视角, 一国主权货币国际化的演化路径应符合三元悖论角点解约束。

近年来, 随着人民币国际化进程的有序推进, 不得不要求资本账户逐步开放以及汇率制度的不断改革。那么在资本账户开放的过程中, 所面临的首要问题是资本账户开放、汇率市场化改革以及利率市场化改革等是按照一定先后次序分别推进, 还是同步协调推进。国内外学术界对该问题产生过激烈的争论, 支持金融次序论的学者以三元悖论为依据, 认为资本账户开放之前应先进行利率市场化与汇率形成机制市场化改革, 如果在利率市场化与汇率形成机制改革完成之前取消资本管制, 则短期跨境套汇、套利资本的大规模流动将对国内金融系统造成严重的负面冲击。而支持协调推进论的学者认为推进资本账户开放, 没有必要等到利率市场化与汇率形成机制改革完成之后进行, 可以采取相互协调配合、逐步向前推进的策略。该理论认为, 不可能三角中三条边所代表的极端状态并非常态, 现实情况往往是以部分资本管制、有管理的浮动汇率制度以及部分独立的货币政策形式存在。

就中国目前现状而言, 已不再满足传统三元悖论的角点解约束。然而, 正如 Frankel (1999) 所言, 并没有哪一种单一货币制度适合所有国家, 或者一国的所有时期。因此, 人民币国际化完全可以走出一条具有中国特色的道路。为了克服三元悖论中仅仅涉及到角点解而并未关注中间制度的缺陷, 易纲和汤弦 (2001) 假定政府主导下金融衍生工具并不发达, 以及资本流动程度是由一国金融市场发育成熟程度所决定, 在此前提之下从理论层面将传统的三元悖论角点解扩展到非角点解。如图 1 所示,  $x$ ,  $y$  和  $z$  分别表示一国货币政策独立性、汇率稳定性以及资本自由流动的程度, 经过标准化之后,  $x$ ,  $y$  和  $z$  均属于  $[0,1]$ , 本文定义  $x=y=z=1$  表示不可能三角中三个角所对应的宏观经济政策组合,  $x=y=z=0$  则表示不可能三角中三条边

BC、AC 与 AB 分别所对应的宏观经济政策组合，当  $0 < x, y, z < 1$  时，则表示处于中间制度的状态， $x$ 、 $y$  和  $z$  箭头指向分别表示货币政策独立性、汇率稳定性以及资本流动性不断增强的方向。假定图 1 中不可能三角为等边三角形且高等于 1，则不可能三角中任意一点  $(x, y, z)$  到三条边的距离分别为  $(x, y, z)$ ，由于该不可能三角（等边三角形）内的任意一点到三条边的距离之和固定且等于 1，因此， $x + y + z = 1$ 。

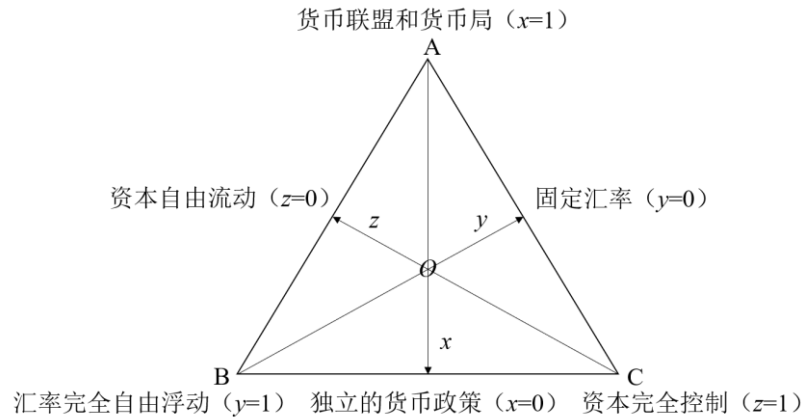


图 1 不可能三角

由以上定义可知，传统的三元悖论角点解约束应满足公式 (1)，而扩展之后的非角点解约束则满足公式 (2)。Aizenman et al. (2009) 通过构建一国货币政策独立性，汇率稳定性以及资本自由流动程度指数，并经过实证检验也发现，以上三个指数的加权总和为一个常数，并且任意一个指数的增加应与另外两个指数的加权之和的减少相对应这也进一步印证了公式 (2) 非角点约束存在的可能性。图 1 中的 O 点，即  $(x, y, z) = (1/3, 1/3, 1/3)$  时，表示一国所选取的宏观经济政策组合为部分独立的货币政策，部分资本管制以及有管理的浮动汇率制度，这也基本符合中国近年来所确定的政策目标。

$$x + y + z = 1, \quad x, y, z \in \{0, 1\} \quad (1)$$

$$x + y + z = 1, \quad x, y, z \in [0, 1] \quad (2)$$

市场在资源配置中起“基础性”作用到“决定性”作用的转变，表明十八届三中全会以来，中国经济发展从以政府为主导逐步转向以市场为主导。在此情形之下，随着金融衍生工具的创新，规避汇率风险与投机攻击会同时出现。中间汇率制度看似能为公众提供免费的汇率风险保险，但会导致公众的道德风险问题和信任危机，并最终导致货币危机的发生以及中间汇率制度的崩溃。而完全浮动汇率制度对货币危机具有天然的免疫力，因而不会产生道德风险问题。另外，在完全浮动汇率制度之下，频繁的汇率波动使得人们有机会根据自己的资产结构与风险偏好进行套期保值。这也保证了在金融市场遭受投机攻击时不会引发公众的心理恐慌，投机者在预期到公众不会盲目跟进之后，也相应地选择不再进行投机活动。因此，浮动汇率制度相较于中间汇率制度更加稳定。就中国目前所选取的宏观经济政策组合以及人民币国际化推进过程来看，三元悖论非角点解并非是一种均衡解，而只是一种向 B 角点解逐步过渡的中间状态（曹远征等，2018）。

#### 四、实证模型、指标确定与数据来源

前文理论分析部分已经论证了人民币国际化进程中的政策选择符合三元悖论非角点解过程,但这种非角点解并非均衡解,而只是一种向传统角点解复归的中间过渡状态。为了更加准确地论证人民币国际化进程中,中国宏观经济政策组合的选择是否将从非角点解逐步收敛到角点解  $B(0,1,0)$ , 本文将采用 Primiceri (2005) 所构建的时变参数向量自回归模型 (TVP-SV-VAR) 刻画中国货币政策独立性 ( $x_t$ )、汇率稳定性 ( $y_t$ )、资本流动性 ( $z_t$ ) 与人民币国际化水平 ( $RGI_t$ ) 之间的时变动态关系。但在 TVP-SV-VAR 模型估计过程中需要识别大量的参数,进而降低了模型的估计效果以及脉冲响应的精确度 (Koop and Korobilis, 2012),此外,构建随机波动模型的似然函数也较为复杂,使得模型的参数估计相当困难。为此,遵循 Nakajima (2011) 的做法,使用贝叶斯推理的马尔科夫链蒙特卡罗 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 参数估计方法。

##### (一) TVP-SV-VAR 模型

传统结构向量自回归模型 (SVAR) 所估计出的系数及协方差矩阵是固定不变的,因此该模型无法识别各变量之间的时变关系与渐变特征,为了克服该模型的局限性, Primiceri (2005) 将时变特征引入到 SVAR 模型便形成了具有随机波动时变参数特征的 TVP-SV-VAR 模型。首先,一个  $k$  维  $s$  阶 SVAR 模型的标准形式如下:

$$AY_t = F_1 Y_{t-1} + \dots + F_s Y_{t-s} + u_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (3)$$

其中,  $Y_t$  为包含  $k$  个所关注变量的  $k \times 1$  阶向量,  $A, F_1, \dots, F_s$  为  $k \times k$  阶系数矩阵, 扰动项  $u_t$  为  $k \times 1$  阶结构冲击向量, 且  $u_t \sim N(0, \Sigma)$ , 同时假定参数矩阵  $A$  为下三角矩阵。其中参数  $\Sigma$  以及  $A$  的具体形式如下:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \dots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix}$$

由于  $A^{-1}$  存在, 则式 (3) 两端同时左乘  $A^{-1}$  之后可将式 (3) 重新写作如下形式:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_s Y_{t-s} + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (4)$$

其中,  $B_i = A^{-1} F_i, i = 1, \dots, s$ , 再将系数矩阵  $B_i$  按行元素进行堆叠而形成  $k^2 s \times 1$  阶向量  $\beta$ , 同时定义  $X_t = I_k \otimes (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-s})$ ,  $\otimes$  表示克罗内克乘积, 则式 (4) 可进一步被简化为:

$$Y_t = X_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (5)$$

就 SVAR 模型而言, 式 (5) 中的参数  $\beta$ 、 $A$  以及  $\Sigma$  均是固定不变的, 为了将 SVAR 模型扩展为 TVP-SV-VAR 模型, 固允许参数  $\beta_t$ 、 $A_t$  以及  $\Sigma_t$  可随时间不断变化, 从而得到如式

(6) 所示的 TVP-SV-VAR 模型<sup>1</sup>:

$$Y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t, \quad t = s+1, \dots, n \quad (6)$$

参照 Primiceri (2005) 的做法, 令  $a_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32}, a_{41}, \dots, a_{k,k-1})'$  是由矩阵  $A_t$  中下三角元素堆积而成的向量,  $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$ , 其中  $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$ ,  $j=1, \dots, k$ ,  $t = s+1, \dots, n$ , 同时假定式 (6) 中的参数服从如下形式的随机游走过程:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta_t}, \quad a_{t+1} = a_t + u_{a_t}, \quad h_{t+1} = h_t + u_{h_t}$$

其中, 
$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta_t} \\ u_{a_t} \\ u_{h_t} \end{bmatrix} \sim N \left( 0, \begin{pmatrix} I & O & O & O \\ O & \Sigma_{\beta} & O & O \\ O & O & \Sigma_a & O \\ O & O & O & \Sigma_h \end{pmatrix} \right), \quad \beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0}), \quad a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$$
 以及

$h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ , 为了便于研究进一步假定  $\Sigma_{\beta}$ 、 $\Sigma_a$  和  $\Sigma_h$  均为对角矩阵 (经验表明相较于非对角矩阵假定, 这种假定对结果并不会产生太大影响), 即时变参数  $\beta_t$ 、 $a_t$  和  $h_t$  之间的新息冲击互不相关。

## (二) 相关指标的选取、数据来源及说明

为了量化近年来中国货币政策独立性与汇率稳定性水平及其变化趋势, 本文借鉴 Aizenman et al. (2010) 的做法并稍做调整, 将中国货币市场利率 (上海银行间同业拆放利率  $i_1$ ) 与美国联邦基金利率  $i_2$  之间的相关系数  $corr(i_1, i_2)$  作为衡量中国货币政策的独立性水平  $x_t$  的指标,  $x_t$  越大表明中国货币政策的独立性水平越低, 反之亦然。其中, 上海银行间同业拆放利率  $i_1$  与美国联邦基金利率  $i_2$  均为日度数据, 由于中美两国节假日存在差异, 故本文只保留中美两国市场同时提供日度利率数据的日期, 并以此计算两国市场利率的月度相关系数。而汇率稳定性水平  $y_t$  则是通过人民币兑美元中间汇率的标准差  $stdev(exchrates)$  来衡量。其中, 汇率 ( $exchrates$ ) 为人民币兑美元的日度中间汇率, 然后以此求出该汇率的月度标准差  $stdev(exchrates)$ , 标准差越大, 表明汇率浮动空间越大, 稳定性水平越低。

由于 Aizenman et al. (2010) 所使用的金融开放度指标对于中国而言近些年来几乎是一成不变的, 因此, 其无法真实准确地描述中国近些年来资本账户开放水平及其变化趋势。为了进一步量化中国资本账户开放水平, 本文参考杨荣海和李亚波 (2017) 的做法, 利用实际资本账户开放水平测量方法中的占比法, 即实际资本流动与 GDP 的比值来表示中国资本账户开放水平, 本文在此基础上定义  $z_t = 1 - |\text{资本流动量}/\text{GDP}| = 1 - |(\text{外汇储备变动量} - \text{进出口差额})/\text{GDP}|$ , 其中, 外汇储备变动量与进出口差额均为月度数据, GDP 为季度数据, 为了消除其季节趋势的影响, 本文首先采用 Census X-12 方法对进出口差额以及 GDP 进行季节调整, 然后再使用 Eviews 转换频率中的 “Quadratic-match sum” 方法将经过季度调整的

<sup>1</sup> 如果 TVP-SV-VAR 模型包括时变截距项时, 只需要定义  $X_t = I_k \otimes (1, Y_{t-1}, L, Y_{t-2})$  即可,  $\otimes$  表示克罗内克乘积。

GDP 数据转化为月度数据。由以上公式可知  $z_t$  越大, 则说明资本管制强度越高, 即资本账户开放水平越低。

人民币国际化水平则是用渣打银行推出的人民币环球指数 ( $RGI_t$ ) 表示, 该指数广泛衡量了在香港、伦敦和新加坡进行的离岸人民币业务, 且以 2010 年 12 月 31 日基数=100 为起点, 图 2 描述了人民币环球指数近十年的发展趋势。由图 2 可知, 在 2010 年 12 月至 2015 年 9 月期间, 人民币国际化推进过程较为顺利,  $RGI$  指数一度在 2015 年 9 月达到最高值 2490, 但在 2015 年 9 月至 2017 年 6 月人民币国际化进程却出现了一定程度的后退, 随后 2017 年 6 月至今, 人民币环球指数开始缓慢回升。

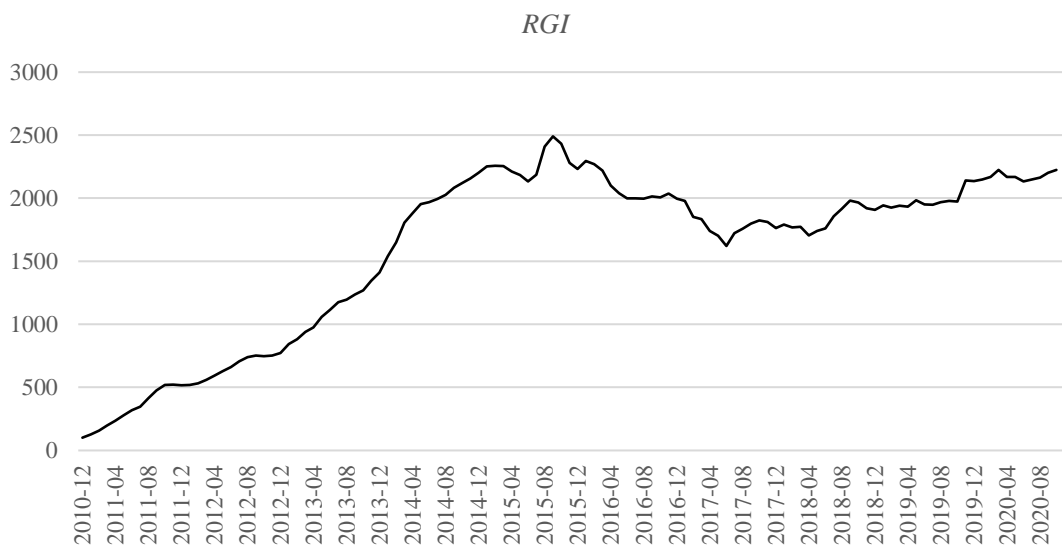


图 2 人民币环球指数趋势图

根据以上各指标数据的可得性, 本文选取了不同时间区间的指标数据。为验证近年来中国宏观经济政策选择是否符合三元悖论非角点解过程, 本文选取了区间为 2006 年 10 月至 2020 年 9 月的指标数据  $x_t$ 、 $y_t$  以及  $z_t$ , 共 168 个月度观测值。为了进一步研究中国宏观经济政策组合 ( $x_t$ 、 $y_t$ 、 $z_t$ ) 与人民币国际化水平 ( $RGI_t$ ) 之间的时变动态关系, 本文再次选取了区间为 2011 年 1 月至 2020 年 9 月的指标数据, 共 117 个月度观测值。

经过 ADF 单位根检验发现, 指标  $x_t$ 、 $y_t$  与  $z_t$  均在 1% 的显著性水平下平稳, 而人民币环球指数 ( $RGI_t$ ) 并不平稳, 对其作对数差分处理  $\Delta \log(RGI_t)$  之后在 1% 的显著性水平下平稳。为了消除指标量纲对模型估计结果的影响, 同时对所有指标先减去其均值再除以各自标准差作去量纲化处理。以上数据分别来源于 SHIBOR、美联储、国家外汇管理局、海关总署、国家统计局以及国泰安 (CSMAR) 数据库。经过去量纲化之后 2011 年 1 月至 2020 年 9 月相关指标描述性统计如表 1 所示:

表 1 变量描述性统计

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
货币政策独立性水平 $x_t$	-1.70E-16	0.046256	2.087098	-2.09373	1.004301
汇率稳定性水平 $y_t$	-1.94E-16	-0.24645	6.084224	-0.94567	1.004301



资本账户开放水平 $z_t$	1.52E-17	0.24279	1.348154	-3.04427	1.004301
人民币环球指数 $\Delta \log(RGI_t)$	0.002409	-0.19207	3.739218	-1.69135	1.008241

### 五、实证检验

#### (一) 三元悖论非角点解过程存在性分析

为检验近年来中国宏观经济政策选择是否符合三元悖论非角点解过程, 本文首先对前面已经做去量纲化处理的指标数据  $x_t$ 、 $y_t$  以及  $z_t$  做 0-1 标准化处理, 以确保各指标的取值范围为  $[0, 1]$ 。如图 3 所示, 在不可能三角形 ABC 中, 各角以及  $x$ 、 $y$  和  $z$  箭头指向的含义与图 1 中不可能三角完全一致, 此外在图 3 中  $FE \parallel GD \parallel BC$ ,  $EH \parallel AB$ ,  $FI \parallel AC$ 。不可能三角 ABC 中的任意一个政策组合点  $(x, y, z)$  的移动方向决定了  $x$ 、 $y$  和  $z$  的大小变动方向, 根据政策组合初始点  $(x, y, z)$  的位置可以分为以下三种情况:

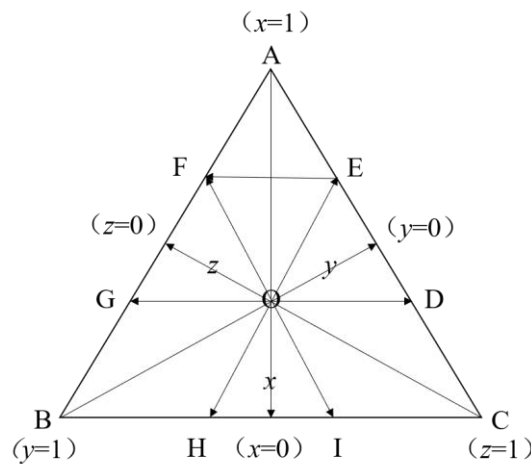


图 3 不可能三角

(1) 政策组合初始点  $(x, y, z)$  的位置在不可能三角 ABC 的内部 (比如 O 点) 时, 点  $O(x, y, z)$  的移动方向又可以划分为以下十二种情况:

- a. 点  $O(x, y, z)$  沿 OD 方向移动, 则  $x(0)$ ,  $y(-)$ ,  $z(+)$ <sup>1</sup>;
- b. 点  $O(x, y, z)$  沿 OE 方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(-)$ ,  $z(0)$ ;
- c. 点  $O(x, y, z)$  沿 OF 方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(0)$ ,  $z(-)$ ;
- d. 点  $O(x, y, z)$  沿 OG 方向移动, 则  $x(0)$ ,  $y(+)$ ,  $z(-)$ ;
- e. 点  $O(x, y, z)$  沿 OH 方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(+)$ ,  $z(0)$ ;
- f. 点  $O(x, y, z)$  沿 OI 方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(0)$ ,  $z(+)$ ;
- g. 点  $O(x, y, z)$  沿介于 OD 与 OE 之间的方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(-)$ ,  $z(+)$ ;
- h. 点  $O(x, y, z)$  沿介于 OE 与 OF 之间的方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(-)$ ,  $z(-)$ ;
- i. 点  $O(x, y, z)$  沿介于 OF 与 OG 之间的方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(+)$ ,  $z(-)$ ;

<sup>1</sup>  $x(0)$ ,  $y(-)$ ,  $z(+)$  分别表示  $x$  值不变,  $y$  值减小,  $z$  值增大。

j. 点  $O(x,y,z)$  沿介于  $OG$  与  $OH$  之间的方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(+)$ ,  $z(-)$ ;

k. 点  $O(x,y,z)$  沿介于  $OH$  与  $OI$  之间的方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(+)$ ,  $z(+)$ ;

l. 点  $O(x,y,z)$  沿介于  $OI$  与  $OD$  之间的方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(-)$ ,  $z(+)$ 。

(2) 政策组合初始点  $(x,y,z)$  的位置在不可能三角  $ABC$  的三个角上时 (比如角  $C$ ), 点  $C(x,y,z)$  的移动方向又可以划分为以下三种情况:

m. 点  $C(x,y,z)$  沿  $CA$  方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(0)$ ,  $z(-)$ ;

n. 点  $C(x,y,z)$  沿  $CB$  方向移动, 则  $x(0)$ ,  $y(+)$ ,  $z(-)$ ;

o. 点  $C(x,y,z)$  沿介于  $CA$  与  $CB$  之间的方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(+)$ ,  $z(-)$ 。

当政策组合初始点  $(x,y,z)$  位于角  $A$  或角  $B$  时类似于角  $C$ , 此处不再一一赘述。

(3) 政策组合初始点  $(x,y,z)$  的位置在不可能三角  $ABC$  的三条边上时 (比如边  $AC$  上的  $E$  点), 点  $E(x,y,z)$  的移动方向又可以划分为以下七种情况:

p. 点  $E(x,y,z)$  沿  $EA$  方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(0)$ ,  $z(-)$ ;

q. 点  $E(x,y,z)$  沿  $EF$  方向移动, 则  $x(0)$ ,  $y(+)$ ,  $z(-)$ ;

r. 点  $E(x,y,z)$  沿  $EH$  方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(+)$ ,  $z(0)$ ;

s. 点  $E(x,y,z)$  沿  $EC$  方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(0)$ ,  $z(+)$ ;

t. 点  $E(x,y,z)$  沿介于  $EA$  与  $EF$  之间的方向移动, 则  $x(+)$ ,  $y(+)$ ,  $z(-)$ ;

u. 点  $E(x,y,z)$  沿介于  $EF$  与  $EH$  之间的方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(+)$ ,  $z(-)$ ;

v. 点  $E(x,y,z)$  沿介于  $EH$  与  $EC$  之间的方向移动, 则  $x(-)$ ,  $y(+)$ ,  $z(+)$ 。

当政策组合初始点  $(x,y,z)$  位于边  $AB$  或边  $BC$  上的某一点时类似于边  $AC$  上的  $E$  点, 此处不再一一赘述。

为了检验近年来中国宏观经济政策组合之间相互转换的动态变化是否符合三元悖论非角点解过程, 本文构建如下模型:

$$z_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

然后利用 stata15.0 对模型 (7) 做滚动窗口回归, 窗口长度被设置为 24 个月, 得到  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$  与  $\alpha_2$  的动态变化过程如下图 4 所示:

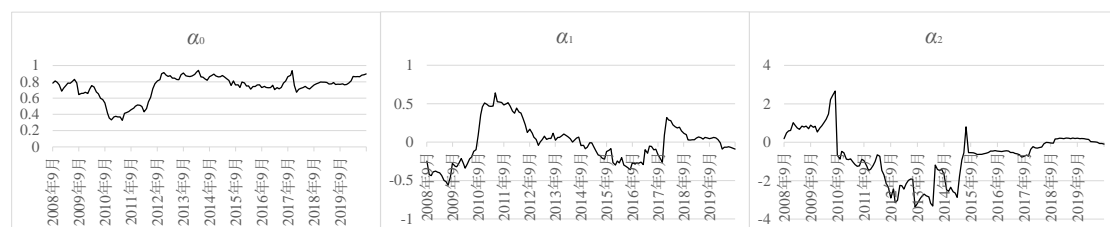


图 4  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$  与  $\alpha_2$  的动态变化图

对于中国而言, 近年来政策组合  $(x,y,z)$  的值始终满足  $0 < x,y,z < 1$ , 表明中国宏观政策组合  $(x,y,z)$  动态转换过程一直处于不可能三角  $ABC$  的内部, 因此只需要考虑上述三种情况中的第一种情况即可。如果  $\alpha_0$  的动态值基本维持不变, 且  $\alpha_1$  与  $\alpha_2$  在同一时刻的符号始终符合上

述 a~l 十二种情况中的任意一种（比如，当  $\alpha_1 > 0$  时， $x_t$  与  $z_t$  之间成正向变动关系，当  $\alpha_2 < 0$  时， $y_t$  与  $z_t$  之间成反向变动关系，则符合上述情况中的第 g 或 j 种情况），就说明近年来中国宏观经济政策选择基本符合三元悖论非角点解过程。由图 4 中  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$  与  $\alpha_2$  的动态变化图可知， $\alpha_0$  的动态值基本维持 0.7 左右，2008 年 9 月至 2010 年 8 月期间  $\alpha_1 < 0$ ， $\alpha_2 > 0$ ，符合上述情况中第 h 或 k 种可能，2010 年 9 月至 2014 年 8 月与 2017 年 12 月至 2018 年 10 月期间  $\alpha_1 > 0$ ， $\alpha_2 < 0$ ，符合上述情况中的第 g 或 j 种可能，2014 年 9 月至 2017 年 11 月与 2020 年 6 月至 2020 年 9 月期间  $\alpha_1 < 0$ ， $\alpha_2 < 0$ ，符合上述情况中的第 i 或 l 种可能，2018 年 11 月至 2020 年 5 月  $\alpha_1 \approx 0$ ， $\alpha_2 \approx 0$ ，符合上述情况中的第 b 或 c 种可能。综上所述，近年来中国宏观经济政策组合的动态转换基本符合三元悖论非角点解过程。

## （二）TVP-SV-VAR 模型最优滞后阶数选择

在对时间变量序列构建 TVP-SV-VAR 模型之前，首先要对各序列进行 ADF 单位根检验以确保各序列的平稳性，以及根据各类信息准则确定模型的最优滞后阶数。通过前一部分可知，货币政策独立性水平  $x_t$ 、汇率稳定性水平  $y_t$ 、资本账户开放水平  $z_t$  以及人民币环球指数的变动率  $\Delta \log(RGI_t)$  均为平稳序列。然后本文通过借助标准 VAR 模型最优滞后阶数的判定方法来确定 TVP-SV-VAR 模型的最优滞后阶数，判定结果如表 2 所示，因此本文所构建模型的最优滞后阶数 lag=1。

表 2 TVP-SV-VAR 模型最优滞后阶数判定

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-571.295	—	0.451291	10.55586	10.65463	10.59592
1	-404.625	318.0488	0.028440*	7.791280*	8.285105*	7.991544*
2	-394.081	19.34569	0.031474	7.891401	8.780286	8.251876
3	-377.951	28.41388*	0.031494	7.889001	9.172947	8.409688
4	-364.843	22.12638	0.033401	7.942075	9.621081	8.622973
5	-353.417	18.44877	0.036663	8.026008	10.10007	8.867117
6	-343.496	15.29205	0.041555	8.137537	10.60666	9.138858
7	-326.876	24.39588	0.041883	8.126167	10.99035	9.287699
8	-320.2	9.309892	0.051001	8.297246	11.55649	9.61899

## （三）TVP-SV-VAR 模型参数估计结果及检验

本文利用 Oxmetrics7.0 软件对前文所构建的含有四个变量的 TVP-SV-VAR 模型  $Y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t$  进行模拟检验，其中  $Y_t = [x_t y_t z_t \Delta \log(RGI_t)]'$ ，有效刻画了货币政策独立性、汇率稳定性、资本账户开放水平以及人民币国际化程度之间的时变动态关系。借鉴 Nakajima (2011) 的做法，首先对时变参数赋初值，令  $\mu_{\beta_0} = \mu_{\alpha_0} = \mu_{h_0} = 0$ ， $\Sigma_{\beta_0} = \Sigma_{\alpha_0} = \Sigma_{h_0} = 10 \times I$ ，并且  $(\Sigma_{\beta})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(20, 0.01)$ ， $(\Sigma_{\alpha})_i^{-2} \sim \text{Gamma}(2, 0.01)$  以及  $(\Sigma_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(2, 0.01)$ 。基于以上对时变参数初值的设定，本文利用 MCMC 方法进行 10000 次抽样，并且舍弃前 1000 次预烧值，从而得到该模型部分参数估计的后验分布均值、标准差以及 95% 可信区间等估计结

果。由表 3 中的收敛诊断结果可知, Geweke 检验估计值远低于 5% 显著性水平的临界值 1.96, 这表明估计参数收敛于后验标准分布的原假设无法被拒绝; 另外, 无效因子最大值仅为 66.33, 因此至少可以得到 150 个有效样本数。以上结果均表明通过 MCMC 算法估计 TVP-SV-VAR 模型参数是有效的。

表 3 TVP-SV-VAR 模型参数估计结果及检验

参数	均值	标准差	95%可信区间	Geweke	无效因子	有效样本数	相关倍数
sb1	0.0228	0.0026	[0.0184,0.0284]	0.41	8.48	1179	8
sb2	0.0227	0.0026	[0.0183,0.0283]	0.52	8.09	1236	8
sa1	0.0551	0.0135	[0.0351,0.0869]	0.025	25.47	392	25
sh1	0.1349	0.0573	[0.0608,0.2845]	0.206	66.33	150	66
sh2	1.0034	0.2423	[0.6048,1.5652]	0.574	62.69	159	62

注: 表 3 中的 sb1、sb2、sa1、sh1 以及 sh2 分别表示  $(\Sigma_{\beta})_1$ 、 $(\Sigma_{\beta})_2$ 、 $(\Sigma_{\alpha})_1$ 、 $(\Sigma_h)_1$  以及  $(\Sigma_h)_2$ 。

图 5 (上) 表明抽样样本自相关系数快速下降到 0 左右, 即采用 MCMC 模型估计方法生成的抽样样本不相关, 图 5 (中) 描述了较为平稳的抽样取值路径, 图 5 (下) 展示了后验分布密度函数。因此, 通过对时变参数的初始值进行赋值并利用 MCMC 方法抽样得到了足够多的有效样本, 进而确保 TVP-SV-VAR 模型参数估计的有效性。

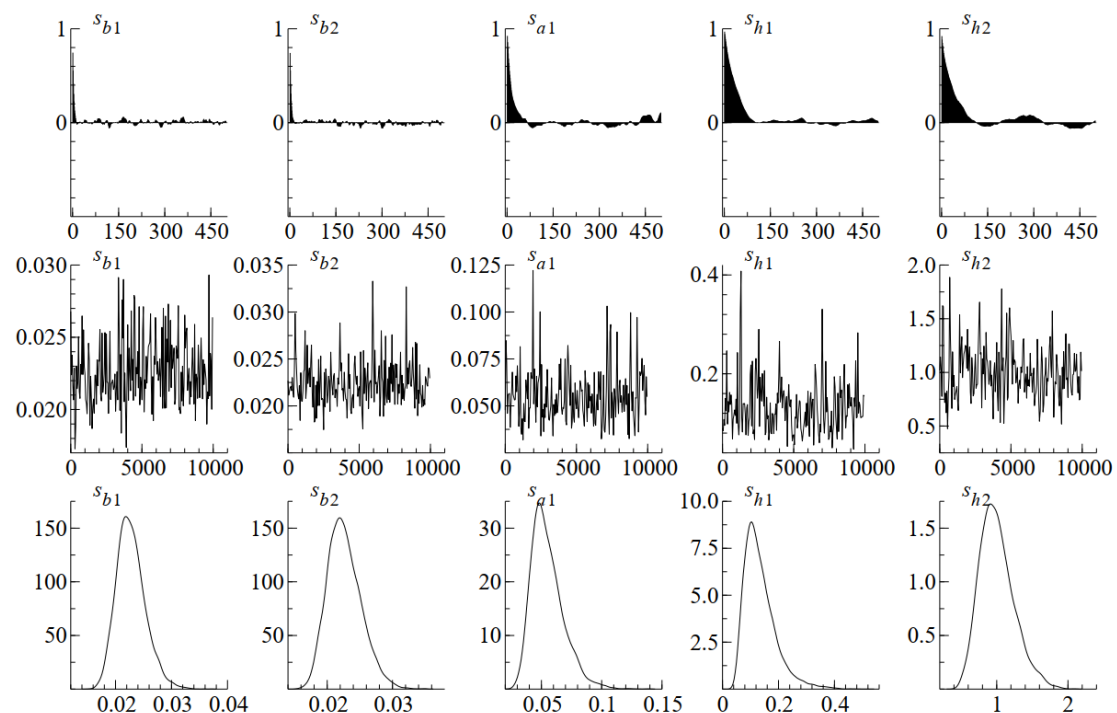


图 5 样本自相关系数 (上)、样本取值路径 (中) 以及后验分布密度函数 (下)

#### (四) 相关变量时变随机波动分析

通过观察图 6 中各相关变量的时变随机波动特征可以发现, 近十年来中国货币政策独立性水平的随机波动率 ( $\sigma_{lr}^2$ ) 在逐年下降, 这表明中国的货币政策独立性水平正逐渐趋于稳定, 并始终保持一定程度的独立性。从汇率稳定性水平的随机波动率 ( $\sigma_{2r}^2$ ) 来看, 由于中国人民银行于 2015 年 8 月 11 日宣布调整人民币兑美元汇率中间报价机制, 使得人民币

汇率的稳定性大幅度减弱，汇率弹性空间大幅度增加。因此，相较于 2015 年 8 月 11 日汇改之前，汇率稳定性水平的随机波动率得到了较大的提升，同时这也意味着中国汇率形成机制改革正在不断推进，汇率市场化水平也在逐步加强。近十年来资本账户开放水平的随机波动率 ( $\sigma_{3t}^2$ ) 也呈现出逐年下降趋势，尤其是从 2016 年开始  $\sigma_{3t}^2$  从 0.13 左右迅速下降到 0 附近，可能的原因是 2016 年中国国内资本出现了较大规模的流出，为了防止资本持续大规模流出造成金融系统的不稳定，从而实行了“宽进严出”的外汇管制政策，将对外直接投资申报限额从 5000 万元降低至 500 万元。近十年来，人民币环球指数变动率的随机波动率 ( $\sigma_{4t}^2$ ) 基本稳定在 0.2 的水平上下波动，这表明人民币国际化水平变动率始终处于一个较为稳定的区间范围内。

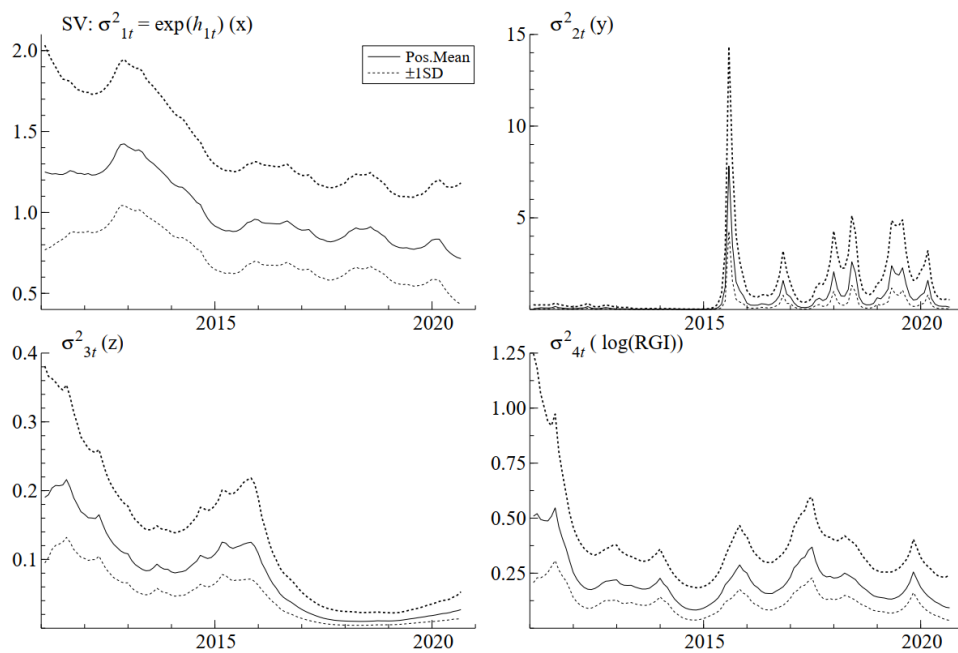


图 6 2011~2020 年指标  $x_t$ 、 $y_t$ 、 $z_t$  与  $\Delta \log(RGI_t)$  的随机波动特征

## (五) 时变脉冲响应分析

本文采用 TVP-SV-VAR 模型时变脉冲响应函数刻画货币政策独立性、汇率稳定性、资本账户开放水平以及人民币国际化程度之间的时变动态关系。其中，TVP-SV-VAR 模型等时间间隔时变脉冲响应函数用于分析在不同的固定时间间隔之下，每期自变量单位冲击对因变量的影响程度，因此可以捕捉在各个时期以上各变量之间的时变动态关系，并且还可以比较研究短期和长期各变量之间影响效应的差异性；TVP-SV-VAR 模型不同时点冲击脉冲响应函数用于揭示在特定时点下自变量原始冲击对因变量产生影响的时间路径，通过选取一些可能会影响到人民币国际化进程的重大事件冲击时点，并结合不同冲击时点的脉冲响应结果比较分析重大事件是否对变量之间的影响效应产生了显著的变化。

### 1、TVP-SV-VAR 模型等时间间隔时变脉冲响应结果分析

为了刻画在不同期限货币政策独立性、汇率稳定性以及资本账户开放水平对人民币国际化程度动态影响效应，本文选取滞后 0 个月、3 个月、6 个月和 9 个月分别作为当期、短

期、中期和长期的脉冲响应时长。图 7 给出了 TVP-SV-VAR 模型等时间间隔时变脉冲响应结果, 汇率稳定性对货币政策独立性冲击的当期响应 ( $\varepsilon_x \rightarrow y$ ) 由 2015 年 8 月 11 日汇改之前正负值交替出现变为稳定的负值, 而短期、中期和长期的响应趋于零。货币政策独立性对资本账户开放水平 ( $\varepsilon_x \rightarrow z$ ) 的影响具有明显的时变特征, 并且四个不同滞后期冲击的脉冲响应函数具有基本一致的走势。货币政策独立性对人民币国际化水平 ( $\varepsilon_x \rightarrow \Delta \log(RGI)$ ) 的当期影响始终围绕零值上下波动, 从中长期来看货币政策独立性并未对人民币国际化水平产生显著的影响。资本账户开放水平对汇率稳定性冲击的响应 ( $\varepsilon_y \rightarrow z$ ) 在 2017 年之前当期、短期、中期和长期均为负值, 即汇率弹性空间增大有利于资本账户开放水平的提高, 而 2017 年 4 月之后汇率弹性空间对资本账户开放水平不再产生显著影响, 可能的原因是美联储于 2016 年 12 月开始进入加息周期, 为了防止国内部分国际资本重返美国, 中国开始加强资本管制。汇率稳定性对人民币国际化水平 ( $\varepsilon_y \rightarrow \Delta \log(RGI)$ ) 的当期影响始终显著为正值, 表明扩大汇率弹性空间有助于当期人民币国际化进程的推进, 此外, 在 2015 年汇改之前扩大汇率弹性空间对人民币国际化水平的正向促进作用不断加强, 汇改之后开始趋于稳定, 而对于短期、中期和长期而言, 汇率稳定性几乎不能显著影响人民币国际化水平。人民币国际化程度对资本账户开放水平冲击的当期响应 ( $\varepsilon_z \rightarrow \Delta \log(RGI)$ ) 于 2013 年年初由正值逐步转变为负值, 即资本账户开放水平的提高由 2013 年之前对人民币国际化水平产生一定程度的抑制作用逐步转化为推动作用, 并且这种推动作用还有不断增强的趋势, 而对于短期、中期和长期而言, 这种影响效应依然不显著。

通过以上分析可知, 无论是货币政策独立性、汇率稳定性还是资本账户开放水平对人民币国际化程度动态影响效应只有当期效应较为显著, 而中长期影响效应并不显著。货币政策的独立性对人民币国际化进程的影响效应并没有呈现出稳定的正向促进作用或负向抑制作用。

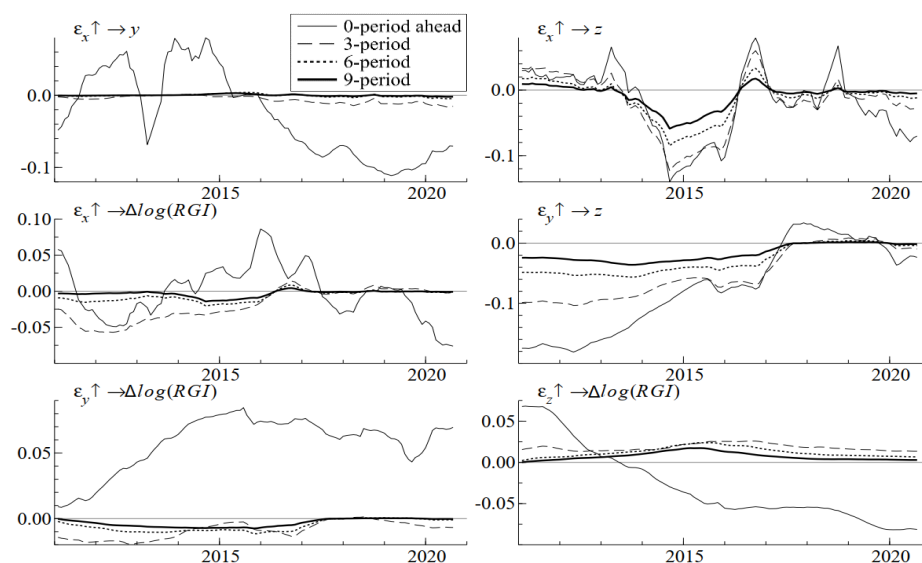


图 7 TVP-SV-VAR 模型等时间间隔时变脉冲响应结果

## 2、TVP-SV-VAR 模型三个不同时点冲击脉冲响应结果分析

本文在揭示特定时点下自变量原始冲击对因变量产生影响的时间路径之前,选取了可能会对人民币国际化进程产生冲击的三个重大事件时点:首先,2014年11月美联储退出自2008年美国次贷危机以来所实施的无限量化宽松(QE)政策。其次,2015年8月中国人民银行宣布调整人民币兑美元汇率中间报价机制,人民币汇率市场化水平进一步提升。最后,2016年10月人民币正式纳入特别提款权(SDR)货币篮子,这表明人民币在国际货币体系中的地位正不断上升,并且有利于构建一个更加强劲、更为稳定的国际货币金融体系。以上三个不同时点冲击脉冲响应结果如图8所示。

图8脉冲响应结果表明,货币政策独立性对汇率稳定性( $\varepsilon_x \rightarrow y$ )三个不同时点冲击的响应走势图基本一致,区别在于三个不同时点冲击的当月(第0个月)响应有正有负,这表明外部冲击因素(即货币政策独立性)对汇率稳定性的影响并非长期稳定,而第1个月货币政策独立性对汇率稳定性冲击均表现为负响应,第2个月之后趋于稳定。货币政策独立性对资本账户开放水平( $\varepsilon_x \rightarrow z$ )三个不同时点冲击的响应走势图并不一致,其中,在2016年10月的冲击时点,货币政策独立性冲击对资本账户开放水平的影响始终为正效应,随着时间的推移,逐渐趋于稳定。而在2014年11月和2015年8月的冲击时点,相应的脉冲响应表现为负效应,并逐渐收敛于零。货币政策独立性对人民币国际化水平( $\varepsilon_x \rightarrow \Delta \log(RGI)$ )三个不同时点冲击的响应走势图也不一致,这同样表明外部冲击因素(即货币政策独立性)对人民币国际化水平的影响并非长期稳定,其中,在2016年10月的冲击时点,货币政策独立性冲击对人民币国际化水平的影响从第2个月起始终为正效应,并逐渐趋于稳定。而在2014年11月和2015年8月的冲击时点,从第1个月开始相应的脉冲响应表现为负效应,并逐渐收敛于零,但三个不同时点冲击相应的当月脉冲响应均表现为正效应。汇率稳定性对资本账户开放水平( $\varepsilon_y \rightarrow z$ )三个不同时点冲击的脉冲响应走势完全一致,且相应的脉冲响应全为负效应,大概一年之后趋于稳定为零,这表明汇率弹性空间的扩大能够长期有效促进资本账户开放水平的提高。汇率稳定性对人民币国际化水平( $\varepsilon_y \rightarrow \Delta \log(RGI)$ )三个不同时点冲击的脉冲响应走势完全一致,从当月与第1个月来看,扩大汇率弹性空间均能够在短期内稳定地推进人民币国际化,但从第2个月开始,对应的脉冲响应表现出微弱的负效应,且随着时间的推移,逐步趋于稳定为零。资本账户开放水平对人民币国际化水平( $\varepsilon_z \rightarrow \Delta \log(RGI)$ )三个不同时点冲击的脉冲响应走势也完全一致,且在当月脉冲响应均表现为负效应,即资本账户开放水平的提高会对当期人民币国际化产生推动作用,但从第2个月开始脉冲响应会表现出轻微程度的正效应,但很快收敛于零。

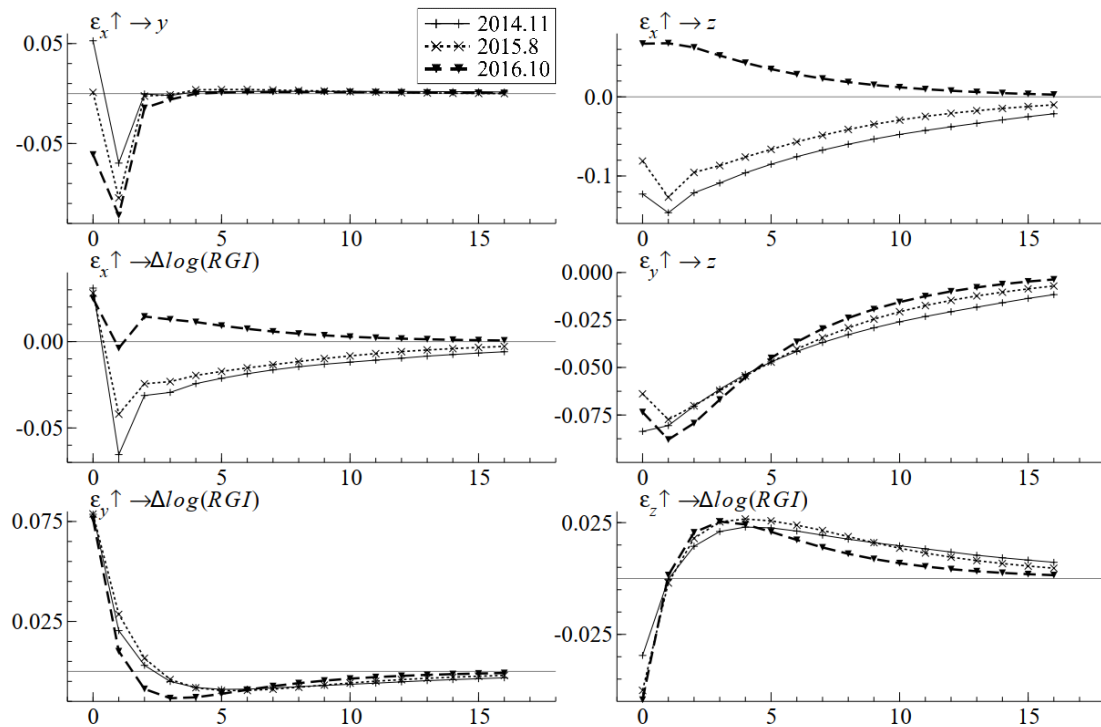


图 8 TVP-SV-VAR 模型三个不同时点冲击脉冲响应结果

综上所述, TVP-SV-VAR 模型等时间间隔时变脉冲响应及不同时点冲击脉冲响应结果均表明, 近年来汇率弹性的增强与资本账户开放水平对当期人民币国际化的促进作用较为显著, 但货币政策独立性并未对当期人民币国际化产生稳定且有效的推进作用。因此, 在以三元悖论非角点解过程为约束推进人民币国际化时, 可以在保持货币政策具有一定程度独立性的情况下, 通过增加汇率弹性空间以及提高资本账户开放水平推进人民币国际化(比如政策组合点沿图 3 中的 OG 方向移动)。另外, 不可能三角中三条边所对应的政策变量冲击对人民币国际化的影响效应主要体现在当期, 从中长期来看并没有显著(或相对微弱)的影响。因此, 在人民币国际化推进策略的选择过程中可以快速、灵活地调整政策组合, 做到在有效推进人民币国际化的同时兼顾其它宏观经济政策目标(比如, 2016 年 12 月美联储进入加息周期之后, 为了防止国内资本短期内大规模流向美国, 中国可以暂时停止资本账户进一步开放的步伐, 甚至可以实施一定程度的资本管制措施, 以确保金融系统的稳定性, 即政策组合点可以沿图 3 中的 OH 方向移动, 而从中长期来看, 这种暂时性的管制措施并不会影响人民币国际化的推进)。

## 六、研究结论与政策启示

### (一) 研究结论

本文首先从理论上论证了近年来三元悖论非角点解过程在中国宏观经济政策选择过程中存在的可能性, 并利用 2006 年 10 月至 2020 年 9 月间的月度数据进行实证检验, 发现中国基本符合三元悖论非角点解过程。在此基础上, 本文又采用 TVP-SV-VAR 模型研究货币



政策独立性、汇率稳定性、资本账户开放水平以及人民币国际化程度之间的时变动态关系，研究发现，近年来汇率弹性的增强与资本账户开放水平对当期人民币国际化的促进作用较为显著，但货币政策独立性并未对当期人民币国际化产生稳定且有效的推进作用。因此，在以三元悖论非角点解过程为约束的条件之下，保持国内货币政策具有一定程度独立性的同时，可以通过增加汇率弹性空间以及提高资本账户开放水平进一步提高人民币国际化水平。另外，不可能三角中三条边所对应的政策变量冲击对人民币国际化的影响效应主要体现在当期，从中长期来看并没有显著（或相对微弱）的影响。因此，在人民币国际化推进策略的选择过程中可以快速、灵活地进行政策组合调整，做到在有效推进人民币国际化的同时不断完善宏观审慎管理。

## （二）政策启示

从以上结论中可以得到以下几点政策启示：一是在人民币国际化推进过程中，政策组合点从不可能三角中某个非角点解（比如，图 3 中的 O 点）向传统角点解  $B(0,1,0)$  复归的过程中，对于中国而言在确保本国货币政策具有一定程度独立性的前提之下，汇率市场化与资本账户开放之间既可以同步协调推进（比如，政策组合点沿图 3 中的 OG 方向移动），这样有利于加速推进人民币国际化，也可以根据当前国内外宏观经济形式不断完善宏观审慎管理，在推进汇率市场化的同时不能放松对资本流动的监测与管理（比如，政策组合点可以沿图 3 中的 OH 方向移动），这样则更有利于稳健地推进人民币国际化。二是为确保稳步推进人民币国际化，应不断深化汇率市场化改革，同时这也是资本账户开放的前提，如果仅仅扩大资本账户开放，而汇率市场化改革却裹足不前（比如，沿图 3 中的 OF 方向移动），则必将逐步丧失本国货币政策的独立性，并且还会给国内金融系统造成不必要的风险冲击。

## 【参考文献】

- [1] Aizenman, J. , Chinn, M D. , Ito H. Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time[J]. NBER Working Paper, 2008.
- [2] Aizenman, J. , Chinn, M D. , Ito, H. The emerging global financial architecture: Tracing and evaluating new patterns of the trilemma configuration[J]. Journal of International Money & Finance, 2010, 29(4):615-641.
- [3] Frankel, J. Internationalization of the RMB and Historical Precedents[J]. Journal of Economic Integration, 2012, 27(3):329-365.
- [4] Frankel, J. No Single Currency Regime is Right for All Countries or At All Times. NBER Working Papers, 1999.
- [5] Gagnon, J E. , Troutman, K. Internationalization of the Renminbi: The Role of Trade Settlement[J]. Policy Briefs, 2014, 2(4):381-383.
- [6] Koop, G. , Korobilis, D. Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging[J]. International Economic Review, 2012, 53(3):867-886.
- [7] Krugman, P. The Return of Depression Economics.[J]. Foreign Affairs, 1999, 78(1):56-74.
- [8] Nakajima J. Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications[J]. Monetary and Economic Studies, 2011, 29: 107-142.
- [9] Primerici, G E. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy[J]. Review of Economic Studies, 2005(3):821-852.
- [10] 巴里·艾肯格林,郭子睿.人民币国际化的顺序[J].国际经济评论,2015(04):153-155.
- [11] 曹远征,陈世波,林晖.三元悖论非角点解与人民币国际化路径选择——理论与实证[J].国际金融研究,2018(03):3-13.
- [12] 陈卫东,赵雪倩.人民币国际化发展路径研究——基于十年发展的思考[J].国际经济评论,2020(04):28-37+4.
- [13] 何帆.人民币国际化的现实选择[J].国际经济评论,2009(04):8-14.
- [14] 黄兴国.人民币国际化的新思路[J].国际金融研究,2012(12):26-32.
- [15] 李稻葵,刘霖林.人民币国际化: 计量研究及政策分析[J].金融研究,2008(11):1-16.
- [16] 彭红枫,谭小玉,祝小全.货币国际化:基于成本渠道的影响因素和作用路径研究[J].世界经济,2017,40(11):120-143.
- [17] 彭红枫,谭小玉.人民币国际化研究:程度测算与影响因素分析[J].经济研究,2017,52(02):125-139.
- [18] 王信.人民币国际化进程中的问题和收益研究[J].国际贸易,2011(08):51-55+65.
- [19] 严佳佳,郭明华,何乐融.人民币国际化的制约:资本账户未开放还是金融市场欠发达[J].经济学家,2018(08):67-74.
- [20] 杨荣海,李亚波.资本账户开放对人民币国际化“货币锚”地位的影响分析[J].经济研究,2017,52(01):134-148.
- [21] 易纲,汤弦.汇率制度“角点解假设”的一个理论基础[J].金融研究,2001(08):5-17.
- [22] 余永定.人民币贸易结算与短期资本跨境流动[J].上海交通大学学报(哲学社会科学版),2014,22(03):6-7.
- [23] 张明,何帆.人民币国际化进程中在岸离岸套利现象研究[J].国际金融研究,2012(10):47-54.

# 全球金融周期：驱动因素、传导机制与政策应对<sup>1</sup>

谭小芬<sup>2</sup> 虞梦微<sup>3</sup>

**【摘要】**随着全球金融一体化程度的加深，各个国家金融状况的相关性和联动性不断上升，产生了所谓的全球金融周期。全球金融周期受美国货币政策和全球风险偏好的驱动，两者的变化通过跨境资本流动、金融机构杠杆率、信贷和资产价格进行传导。2008 年全球金融危机前，跨境银行在全球金融周期传导中发挥了主导作用；危机后，资产管理公司等非银行业金融机构对全球金融周期的影响逐渐上升。中国与全球的金融状况联动性较高，随着与国际资本市场融合度以及外国投资者参与度的进一步提升，中国对于全球金融周期的敏感性也会进一步增强，这会给中国货币政策和金融稳定带来显著的冲击。为此，政策当局需要实施合理的汇率制度，加强跨境资本流动管理，使用宏观审慎政策进行逆周期调节，同时推进国际政策协调和建立全球金融安全网以抵御全球金融周期的冲击。

**【关键词】**全球金融周期；跨境资本流动；美国货币政策；三元悖论

## 一、引言

随着全球金融一体化程度的加深，国家间金融状况的联动性不断上升，造成不同国家的金融变量，如跨境资本流动、资产价格、信贷以及金融机构杠杆率等存在协同变动模式，即存在一个“全球金融周期”。<sup>4</sup>表 1 展示了全球金融周期存在的最新证据，跨境资本流动、股价变动、信贷增速以及银行杠杆率等变量国家间的双边相关系数均值都为正，表明这些变量确实存在全球共振。在这些金融变量中，股价变动的协同性最高，所有国家股价变动的双边相关系数均值达到 0.57。发达经济体金融状况的协同性高于新兴市场经济体，源于全球金融周期本质上是金融状况从美国等发达经济体传导到外围国家的过程。发达经济体的货币政策可以通过多种渠道，比如风险承担渠道、汇率的金融渠道以及风险溢价渠道，对全球金融状况产生巨大的溢出效应。以美国为例，美国宽松的货币政策会导致全球市场参与者的风险偏

<sup>1</sup> 本文原载于《国际经济评论》2021 年第 5 期。

<sup>2</sup> 谭小芬，中央财经大学金融学院教授，国际金融研究中心副主任。

<sup>3</sup> 虞梦微，中央财经大学金融学院博士研究生。

<sup>4</sup> Rey H., “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence”, Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve of Kansas City Economic Symposium, 285-333, 2013.

好上升，全球金融中介加杠杆，同时跨境资本流动迅速增长，全球资产价格上行和信贷扩张，即使实行浮动汇率制度的国家也不能完全隔绝这种影响，即“三元悖论”退化为“二元悖论”。

1

表 1 全球金融状况的协同变动

国别分类	跨境资本流动	股价指数变动	信贷增速	银行杠杆率
所有国家	0.15	0.57	0.15	0.22
发达经济体	0.27	0.76	0.35	0.33
新兴市场经济体	0.17	0.51	0.10	0.15

注：表中数据为样本中国家的两两双边相关系数的平均值。样本中包含 18 个发达经济体和 29 个新兴市场经济体共 47 个国家，样本期间为 1999-2020 年。

数据来源：IMF、世界银行和作者自行计算。

新兴市场经济体金融状况的跨境协同性相对较低，并不意味着新兴市场经济体更不容易受到全球金融周期的冲击。恰恰相反，由于新兴市场经济体普遍存在货币错配问题，而货币错配会通过汇率的金融渠道放大全球金融周期的冲击，新兴市场经济体反而更容易受到冲击。<sup>2</sup>根据 BIS 的数据，新兴市场经济体非银行业部门的美元债务在 2008 年全球金融危机后迅速增加，从 2009 年第三季度的 15423.10 亿美元上升到 2020 年底的 39896.07 亿美元，增幅达 158.68%。然而，不断上升的外币债务没有与外币资产和收入相匹配。另一个相关的趋势是，外国投资者持有的新兴市场经济体证券（尤其是债券）金额在不断增长，危机后全球资产管理公司持有了大量新兴市场经济体的企业发行的外币债券，这意味着新兴市场的金融状况更容易受到外国投资者行为的影响。<sup>3</sup>

全球金融周期对于一国宏观经济和金融稳定具有重要的影响。如果一个国家的金融状况受全球金融状况的影响过大，会严重削弱本国货币政策独立性，使得本国只能被动跟随中心国家的货币政策进行调整。此外，如果资本接收国国内的金融周期与全球金融周期形成共振，可能会导致资本接收国发生金融危机。<sup>4</sup>背后的原因可能在于，当资本接收国本国的金融状况过度宽松时，此时叠加宽松的全球金融状况，就会形成一种“涡轮增压效应”(turbocharging effect)，从而导致过多的资本涌入和本币大幅升值，进而导致资本接收国的信贷过度扩张和

<sup>1</sup> Miranda-Agrippino S. and Rey H., “US Monetary Policy and the Global Financial Cycle”, NBER Working Paper, No. 21722, 2015.

<sup>2</sup> Borio C., “A Tale of Two Financial Cycles: Domestic and Global”, November 19, 2019, [https://www.bis.org/speeches/sp191119a.htm/\[2021-08-04\]](https://www.bis.org/speeches/sp191119a.htm/[2021-08-04]).

<sup>3</sup> Domanski D., Kohlscheen E. and Moreno R., “Foreign Exchange Market Intervention in EMEs: What Has Changed?”, BIS Quarterly Review, September 2016.

<sup>4</sup> Aldasoro I., Avdjiev S., Borio C. and Disyatat P., “Global and Domestic Financial Cycles: Variations on a Theme”, BIS Working Papers, No.864, 2020.

资产泡沫。一旦全球金融状况出现逆转，金融失衡风险将会暴露，资产泡沫破裂和金融部门去杠杆导致国内金融状况的恶化，严重时就会触发金融危机。而随着全球金融状况联动性的日益上升，局部的金融动荡会比以往更容易扩散传染到其他国家，从而形成更大规模的金融危机。

2008 年全球金融危机爆发后，美国等主要发达经济体的央行资产负债表空前扩张，将利率降到极低的水平，促使资本在全球范围内寻求更高的收益，从而导致新兴市场面临大规模的资本流入。2013 年，美联储考虑逐步退出量化宽松，造成了缩减恐慌（taper tantrum），新兴市场资产遭到抛售，许多新兴经济体经历了大量的资本外流。历史总是押着相似的韵脚，为应对新冠肺炎疫情带来的冲击，各国政府出台了大规模货币刺激方案。自 2020 年 3 月以来，各国央行已向市场注入约 27 万亿美元的流动性，相当于全球 GDP 的三分之一<sup>1</sup>。而中国在高效的疫情防控下率先实现了复工复产，货币和财政政策也保持适度松紧。在此背景下，大量跨境资本涌入中国，境外机构和个人持有的中国金融资产规模在 2020 年出现了大幅提升。随着通胀水平的上升和就业状况的改善，美联储等主要央行开始释放结束量化宽松货币政策的信号，这会导致全球金融环境收紧，届时这些流入中国的跨境资本很可能发生逆转，从而对中国经济造成显著的冲击。

在这种背景下，全球金融周期应该如何度量？除了发达经济体的货币政策冲击外，其背后的驱动因素还有哪些？全球金融周期又是如何进行跨境传导的？中国可以采取哪些政策来应对？回答这些问题，有利于中国积极防范国际金融市场异常波动和外部冲击风险，建立健全与更大力度改革开放相匹配的金融风险防控机制，守住不发生系统性金融风险的底线。为此，本文首先界定全球金融周期的内涵，阐述如何寻找合适的代理变量来衡量全球金融周期，并梳理全球金融周期和跨境资本流动的特征事实，然后讨论全球金融周期的驱动因素和传导机制，最后就全球金融周期对中国的影响和对策进行分析。

## 二、全球金融周期的内涵和测度

### （一）全球金融周期的理论背景和内涵

梳理全球金融周期的理论发展脉络，离不开对“三元悖论”是否演化为“二元悖论”的讨论。根据“三元悖论”，在资本自由流动的情况下，中心国家的金融状况或货币政策的冲

---

<sup>1</sup> 数据来源：[https://www.reuters.com/article/global-cen-liquidity-fin-markets-0524-idCNKCS2D5024/\[2021-08-04\]](https://www.reuters.com/article/global-cen-liquidity-fin-markets-0524-idCNKCS2D5024/[2021-08-04])。

击会导致采取固定汇率制度的国家被动跟随中心国家的金融状况和货币政策, 而采用浮动汇率制的国家的汇率会自行调整以吸收利差和风险溢价的变化, 从而帮助一国隔绝外部冲击。然而 2008 年全球金融危机爆发后, “三元悖论” 遭到了质疑。一个典型事实是, 在此次危机中, 实行盯住汇率制度或者有管理的浮动汇率制的新兴市场国家受到的冲击明显小于实行完全浮动汇率制的西欧国家。为什么浮动汇率制没有有效隔绝国外的货币政策冲击呢? 这个问题引起了学术界对于 “三元悖论” 的巨大反思。<sup>1</sup> 在此背景下, 雷伊发现, 资本流动、信贷、金融机构杠杆率、资产价格等金融变量都存在显著的全球协同变动, 即存在一个全球金融周期, 使得美国的货币政策会通过以上全球金融周期的特征变量进行传导。因此, 只要跨境资本自由流动, 无论一国采用何种汇率制度, 都会受到中心国家货币政策的影响, 即全球金融周期将 “三元悖论” 转变为 “二元悖论”。<sup>2</sup>

“全球金融周期” 这个概念其实是新瓶装老酒。<sup>3</sup> “老” 体现在, 全球金融周期可以看作是一系列推动因素的合集<sup>4</sup>, 而这些因素在驱动资本流动中的作用早已得到了文献的验证。卡尔沃等人最早区分了推动因素和拉动因素<sup>5</sup>, 强调了外部推动因素在解释 20 世纪 90 年代资本流向新兴经济体中的重要性。<sup>6</sup> 在基于推动—拉动因素框架进行分析的后续研究中, 通常都认为推动因素对于跨境资本流动具有显著的影响, 尤其是全球风险偏好, 如当 VIX 指数<sup>7</sup>降低时往往伴随着资本流动的激增。<sup>8</sup>

全球金融周期的 “新” 体现在, 文献中涉及的推动因素通常较多, 除了全球风险偏好之外, 还有美国货币政策、全球流动性特别是美元流动性、全球经济增速、国际油价冲击等。但是, 推动因素对于不同的样本 (比如新兴市场国家和发达国家)、不同时期 (比如全球金融危机前和危机后) 以及不同的资本流动类型 (国际直接投资 FDI、跨境银行信贷和证券投资

---

<sup>1</sup> 刘元春、林垚: “‘不可能三角’ 还是 ‘不可能二元’ ——评述传统开放宏观理论面临的新挑战”, 《国际金融研究》, 2020 年第 7 期。

<sup>2</sup> Rey H., “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence”, Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve of Kansas City Economic Symposium, 285-333, 2013.

<sup>3</sup> Aldasoro I., Avdjiev S., Borio C. and Disyatat P., “Global and Domestic Financial Cycles: Variations on a Theme”, BIS Working Papers, No.864, 2020.

<sup>4</sup> Cerutti E., Claessens S. and Puy D., “Push Factors and Capital Flows to Emerging Markets: Why Knowing Your Lender Matters More than Variables”, Journal of International Economics, 119:133-149, 2019.

<sup>5</sup> 其中拉动因素指资本接收国的经济基本面如经济增速、利率水平等或者一些结构性因素如贸易开放程度、资本账户开放程度等; 推动因素也即全球因素, 主要包括全球风险偏好 (一般用标普 500 指数期权的隐含波动率 VIX 指数代理)、美国货币政策、全球经济增速、国际油价、全球流动性等。

<sup>6</sup> Calvo G., Leiderman L. and Reinhart C., “Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: the Role of External Factors”, IMF Staff Papers, 40(1):108-51, 1993.

<sup>7</sup> VIX 指数为标普 500 指数期权的隐含波动率, 也称 “恐慌指数”, 在文献中被广泛用来衡量全球风险规避和不确定性。

<sup>8</sup> Forbes K. J. and Warnock F. E., “Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment”, Journal of International Economics, 88(2):235-251, 2012.

资)的影响程度又不一样。<sup>1</sup>这意味着如果用推动—拉动因素框架进行研究,需要在研究中选择不同的推动因素,而使用全球金融周期的代理变量全球因子则可以避免这一选择问题,因为全球因子是直接从所研究的样本中提取其中共同变动的部分,也即所有推动因素的合力。

## (二) 全球金融周期的测度

全球金融周期不可观测,如何衡量成为一个关键问题。文献中关于全球金融周期代理变量的选择一般有两种方法:直接法和间接法。<sup>2</sup>直接法是指选择与全球金融周期相关的直接可观测的变量作为代理变量,通常使用标普 500 指数期权的隐含波动率(VIX 指数)。这些文献使用 VIX 作为代理变量的依据在于,雷伊发现资本流动、资产价格、信贷和杠杆率存在全球性金融周期,同时这些变量与 VIX 存在负相关关系。<sup>3</sup>从历史上看,全球金融周期与 VIX 确实呈负相关,并且在统计上非常显著,例如全球风险偏好上升通常伴随着全球金融周期扩张。<sup>4</sup>然而,这种负向关系在全球金融危机之后开始减弱甚至消失。<sup>5</sup>经本文统计,2008 年全球金融危机之后,VIX 与全球资本流动之间的负向关系不复存在。<sup>6</sup>此外,VIX 衡量的是标普 500 指数期权的隐含波动率,该变量包含的信息更多地是反映美国的情况,对于其能否作为全球金融周期的合适代理变量存疑。<sup>7</sup>尽管美国的货币和金融状况是全球金融周期的关键驱动力,但欧洲和其他地区的央行的影响力也不容忽视。尤其是近几年,欧洲央行的非常规货币政策通过刺激欧元区银行跨境放贷的上升在全球产生了重要影响。<sup>8</sup>塞鲁蒂等人认为,全球金融危机之后,随着欧洲银行在跨境信贷中的作用变得越来越明显,美国的金融状况不足以捕捉全球金融状况,还需要考虑欧洲地区。<sup>9</sup>因此,以 VIX 作为代理变量可能会低

<sup>1</sup> Koepke, R., "What Drives Capital Flows to Emerging Markets? A Survey of the Empirical Literature", *Journal of Economic Surveys*, 33(2):516-540, 2019.

<sup>2</sup> Cerutti E., Claessens S. and Rose A. K., "How Important is the Global Financial Cycle? Evidence from Capital Flows", *IMF Economic Review*, 67(1):24-60, 2019.

<sup>3</sup> Rey H., "Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence", *Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve of Kansas City Economic Symposium*, 285-333, 2013.

<sup>4</sup> Borio C., "A Tale of Two Financial Cycles: Domestic and Global", November 19, 2019, [https://www.bis.org/speeches/sp191119a.htm/\[2021-08-04\]](https://www.bis.org/speeches/sp191119a.htm/[2021-08-04]).

<sup>5</sup> Avdjiev S., Gambacorta L., Goldberg L. and Schiaffi S., "The Shifting Drivers of Global Liquidity", *BIS Working Papers*, No.644, 2017.

<sup>6</sup> 危机后(2009年第三季度到2020年第三季度),VIX和全球资本流动的相关系数为0.22,而危机前(1999年第一季度到2008年第二季度),两者的相关系数为-0.56。其中全球资本流动为47个国家的资本总流入在每个时间点上的加总,下文同。本文借鉴 Ahmed and Zlate (2014)的做法,将2008年第三季度到2009年第二季度定义为全球金融危机期间,下文同。

<sup>7</sup> Scheubel B., Stracca L. and Tille C., "The Global Financial Cycle and Capital Flow Episodes: a Wobbly Link?" *ECB Working Paper*, No. 2337, 2019.

<sup>8</sup> Lane P. R., "The International Transmission of Monetary Policy", November 14, 2019, [https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2019/html/ecb.sp191114~dbaf624e6a.en.html/\[2021-08-04\]](https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2019/html/ecb.sp191114~dbaf624e6a.en.html/[2021-08-04]).

<sup>9</sup> Cerutti E., Claessens S. and Ratnovski L., "Global Liquidity and Cross-border Bank Flows", *Economic Policy*, 32(89):81-125, 2017.

估全球金融周期的影响。

基于上述原因,关于全球金融周期的前沿文献更倾向于使用间接法得到全球金融周期的代理变量。间接法是指采用因子模型或主成分分析等方法从全球金融变量中提取全球因子。理论上可以从所有存在全球协同变动的金融变量中予以提取,但是大部分文献都倾向于从资本总流入和资产价格中提取,可能是因为这两个变量在全球的同步性更强,同时数据的可获得性较好。阿尔达索罗等人将从资产价格中提取的全球因子定义为价格型(price-based),从资本总流入中提取的全球因子定义为数量型(quantity-based)。<sup>1</sup>价格型全球因子中最具有代表性的是米兰达-阿格里皮诺和雷伊使用分层动态因子模型从全球 858 个风险资产价格序列中提取的全球因子,其可以解释全球风险资产价格横截面 20%左右的共同变化;作者利用具有异质性投资者特征的国际资产定价模型,认为该全球因子反映了全球市场风险规避的总体程度和全球市场的波动性。<sup>2</sup>邦恰尼和里奇则运用主成分分析从全球 1000 多种风险资产收益率序列中提取价格型全球因子。<sup>3</sup>塞鲁蒂使用潜因子模型从各国资本总流入中提取数量型全球因子。<sup>4</sup>以上这些传统方法在提取全球因子时因子载荷<sup>5</sup>都是静态的,因而无法观察到各国资本流动对全球金融周期风险暴露程度随时间演变的特征和趋势。巴蒂尼和杜兰克服了传统方法的缺陷,运用时变因子载荷的动态因子模型,从各国的资本总流入中提取数量型全球因子。<sup>6</sup>

图 1 展示了两类全球因子衡量的全球金融周期,尽管两者是采用不同方法从不同数据集得到的,但是它们在趋势上以及转折点都是高度相关的,相关系数达到 0.88,这表明两个因子反映的外部驱动因素是相似的。两个全球因子和 VIX 的相关系数都比较低,从全样本时期来看,数量型全球因子和 VIX 的相关系数为 0.26,价格型全球因子和 VIX 的相关系数为 0.41。全球金融危机前,两个全球因子和 VIX 的相关度还较高,分别为 0.71 和 0.65;危机后,两个全球因子和 VIX 的相关系数骤减,同时从正相关转为负相关,相关系数分别为-0.26 和-0.04,这意味着直接使用 VIX 作为全球金融周期的代理变量可能会存在一定的问题,

<sup>1</sup> Aldasoro I., Avdjiev S., Borio C. and Disyatat P., “Global and Domestic Financial Cycles: Variations on a Theme”, BIS Working Papers, No.864, 2020.

<sup>2</sup> Miranda-Agrippino S. and Rey H., “US Monetary Policy and the Global Financial Cycle”, NBER Working Paper, No. 21722, 2015.

<sup>3</sup> Bonciani D. and Ricci M., “The Global Effects of Global Risk and Uncertainty”, ECB Working Paper, No. 2179, 2018.

<sup>4</sup> Cerutti E., Claessens S. and Rose A. K., “Push Factors and Capital Flows to Emerging Markets: Why Knowing Your Lender Matters More than Variables”, Journal of International Economics, 119:133-149, 2019.

<sup>5</sup> 如果全球因子从资本流动中提取,则因子载荷为一国资本流动面对全球因子的暴露程度,数值越大表示该国的资本流动对全球金融周期越敏感。如果因子载荷是静态的话,意味着一个国家只有一个因子载荷;如果是动态的话,则一个国家有一组随时间变动的因子载荷。

<sup>6</sup> Batini N. and Durand L., “Facing the Global Financial Cycle: What Role for Policy”, IMF Working Paper, No. 21/34, 2021.



尤其是在全球金融危机之后。

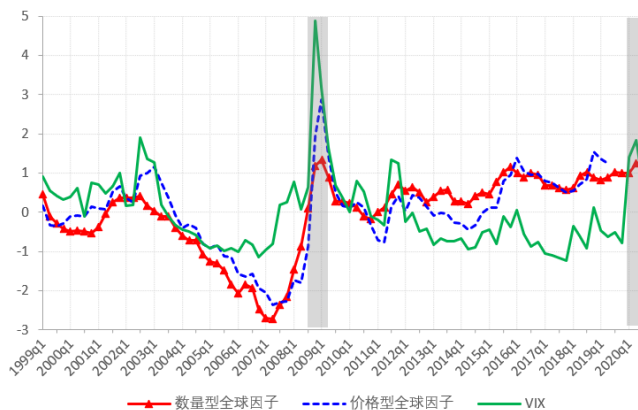


图 1 全球金融周期的走势图

注：数量型全球因子使用时变因子载荷的动态因子模型从 47 个国家的资本总流入（占 GDP 百分比）中提取；价格型全球因子使用米兰达-阿格里皮诺和雷伊从全球 858 个风险资产价格序列中提取的全球因子；为了和 VIX 直接可比，两个全球因子都乘以负数，即数值越高表示全球金融状况越恶化（风险和不确定性越大），同时对 3 个变量都进行 Z 标准化（Z-score）处理。图中阴影部分分别为 2008 年全球金融危机期间和 2020 年新冠肺炎疫情期间。

数据来源：IMF、Wind、米兰达-阿格里皮诺网站数据，[https://silvia-mirandaagrippino.squarespace.com/code-data/\[2021-08-04\]](https://silvia-mirandaagrippino.squarespace.com/code-data/[2021-08-04])和作者自行计算。

此外，本文发现一个被大部分学者忽略的事实：如果一定要用直接法选择一个代理变量衡量全球金融周期的话，用美元名义有效汇率或许比 VIX 更合适。原因在于，无论是在危机前还是危机后，美元名义有效汇率与间接法计算得到的全球因子相关系数都非常高（见图 2）。危机前，美元名义有效汇率和数量型全球因子的相关系数为 0.79，和价格型全球因子的相关系数为 0.89；危机后，前者为 0.831，后者为 0.833。以上发现也和英国央行前行长卡尼提出的“全球金融周期就是美元周期”观点不谋而合。<sup>1</sup>这可能是因为美元汇率和全球金融周期的驱动因素类似，二者同时受美国货币政策、全球风险规避情绪和全球需求等因素的影响。

<sup>1</sup> Carney M., “The Growing Challenges for Monetary Policy in the Current International Monetary and Financial System”, August 23, 2019, [https://www.bis.org/review/r190827b.htm/\[2021-08-04\]](https://www.bis.org/review/r190827b.htm/[2021-08-04]).

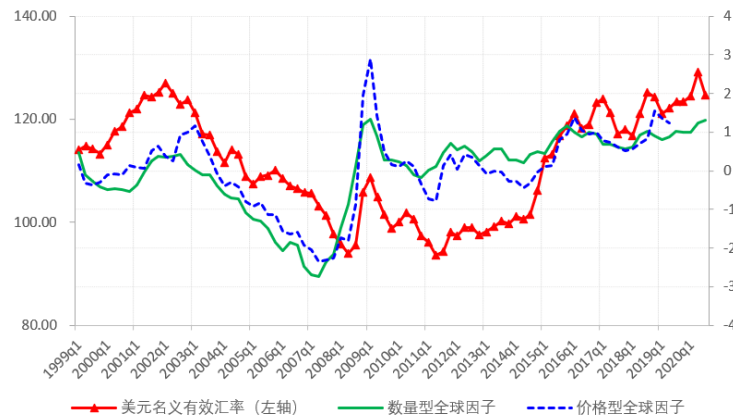


图 2 美元名义有效汇率和全球金融周期因子的变化

注：全球因子同图 1。

数据来源：IMF、BIS 和作者自行计算。

### （三）全球金融周期和跨境资本流动的特征事实

鉴于跨境资本流动在全球金融周期传导中的重要作用，本文主要关注两者之间的相互关系。基于此，下文都是使用从资本总流入中提取的全球因子。通过观察数量型全球因子（数值越大表示风险和不确定性越大）可以发现，在新冠肺炎疫情大流行期间，全球金融风险和不确定性的程度与全球金融危机时期几乎持平（见图 1）。

图 3 展示了全球总资本流入和全球因子的关系，可以看到两者密切相关且都呈现出周期性的变化。在全球金融危机前，全球风险和不确定性较低，资本流动和全球因子都呈上升趋势；2008 年伴随着全球风险规避情绪和不确定性的上升，资本流动和全球因子都出现了大幅下滑；2009 年两者恢复上升趋势直到欧洲主权债务危机爆发。后危机时代，经济复苏持续乏力，且相继发生欧债危机、英国脱欧、中美贸易摩擦以及新冠肺炎疫情大流行等事件，全球金融市场受到了明显的冲击，伴随着全球金融状况的恶化，全球因子和全球资本流动持续低迷，并未恢复到危机前水平。

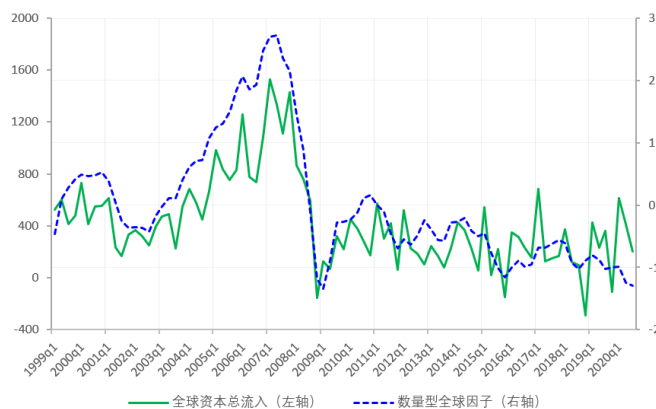


图 3 全球资本总流入和全球因子

注：全球资本总流入为样本中 47 个国家的资本总流入（占 GDP 百分比）在每个时间点上的加总。数量型全球因子和图 1 一致，但是为了更直观地和资本流入比较，这里并未乘以负数，即全球因子数值越大，表示风险和不确定性越低。

数据来源：IMF 和作者自行计算。

图 4 展示了根据跨境资本流入不同类型提取的全球因子，即分别从直接投资、证券投资和其他投资（主要是跨境银行贷款）中予以提取。可以看出，不同因子之间相关度较高，尤其是 2008 年全球金融危机之前。危机后，从证券投资组合流入提取的全球因子波动最大，而从 FDI 流入和其他投资流入中提取的全球因子波动较小且数值上也维持在较低水平。

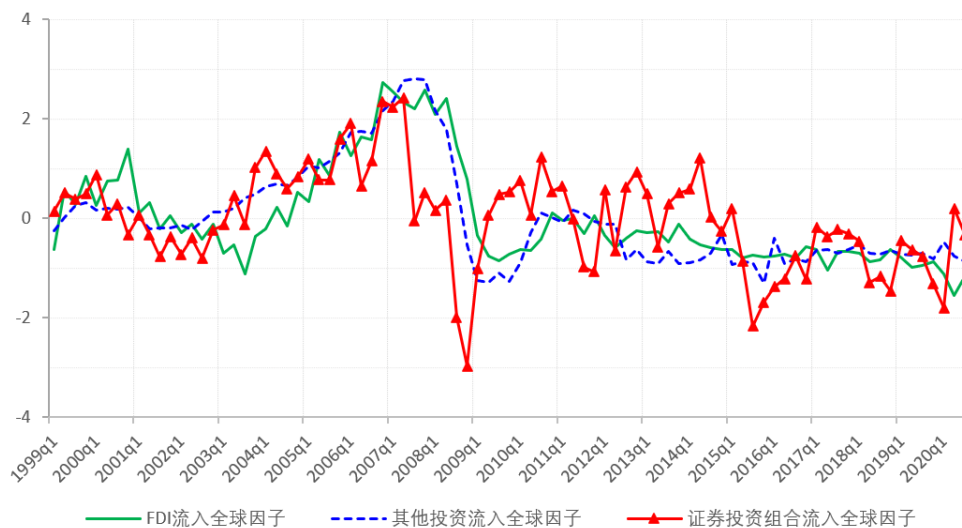


图 4 区分资本流动类型提取的全球因子

注：三个因子分别为从 FDI 流入、证券投资组合流入和其他投资流入中提取，均经 Z 标准化处理，都未乘负数，即全球因子数值越大，表示风险和不确定性越低。

数据来源：IMF 和作者自行计算。

另外一个值得关注的趋势是，全球流动性自 2010 年之后进入第二阶段，即全球流动性的驱动从以银行为主体向以直接融资为主体演变。<sup>1</sup>在 BIS 编制的全球流动性指标中，对非银行业金融机构的国际信贷（银行贷款加债券）是衡量全球流动性的一个关键指标，全球金融危机之后银行贷款在全球流动性的比重不断下降，相应地，债券在全球流动性的占比则不

<sup>1</sup> Shin H. S., “The Second Phase of Global Liquidity and Its Impact on Emerging Economies”, November 7, 2013,

[https://www.frbsf.org/economic-research/events/2013/november/asia-economic-policy-conference/program/files/The-Second-Phase-of-Global-Liquidity-and-Its-Impact-on-Emerging-Economies.pdf/\[2021-08-04\]](https://www.frbsf.org/economic-research/events/2013/november/asia-economic-policy-conference/program/files/The-Second-Phase-of-Global-Liquidity-and-Its-Impact-on-Emerging-Economies.pdf/[2021-08-04]).

断上升, 从 2008 年第 1 季度的 48% 上升到 2018 年第 1 季度的 57%。<sup>1</sup>全球流动性的第二阶段意味着, 全球融资环境对直接融资, 尤其是对债券市场的发展变得更为敏感。

### 三、全球金融周期的驱动因素

关于全球金融周期的驱动因素, 大部分文献都强调美国货币政策的外溢效应。正如 BIS 货币与经济部门主管博里奥所说, 从根本上来讲, 全球金融周期阐述的就是金融状况如何从中心国家(主要是美国)扩散到世界其他地区的过程。<sup>2</sup>美国的货币政策通过多种渠道在国际上进行跨境传导, 从而将其国内的金融状况扩散到全球。首先是风险承担渠道, 由于美元是全球金融中介的主要融资货币, 美国的货币政策会影响全球主要金融中介的融资成本, 进而改变它们的风险承担意愿和杠杆决策, 从而直接影响全球金融周期。<sup>3</sup>其次是汇率的金融渠道, 即汇率会通过影响外币信贷供需双方的资产负债表进而影响国内的信贷需求和信贷供给。<sup>4</sup>具体而言, 美国宽松的货币政策会导致美元贬值, 进而导致外围国家的货币相对于美元被动升值, 本币升值会改善存在货币错配的债务人的资产负债表, 降低债务人的融资约束, 进而导致美元借款人借款意愿的上升, 同时资产负债表的改善也使得债务人的违约风险降低, 从而使得美元贷款人贷款意愿的上升。由此, 通过汇率的金融渠道, 宽松的美国金融状况使得外围国家的金融状况也变得被动宽松。第三是风险溢价渠道。风险溢价理论认为, 即使在有直接经济和金融联系的经济体之间, 金融状况也可以通过投资者的风险情绪进行传导。<sup>5</sup>美国的货币政策会显著影响全球的风险情绪。<sup>6</sup>全球金融危机之后, 美联储通过前瞻性指引和大规模量化宽松使得全球风险偏好的同步性进一步上升, 进而导致全球金融状况的联动性进一步增强。

美国的金融状况可以通过多种渠道传导到全球则主要是由于美元在国际贸易计价和结算、国际证券发行、外汇交易和国际储备中得到广泛使用, 并在国际货币体系中占据主导地位。后危机时代, 美元的国际地位不降反升。张明从美元的国际支付份额、外汇交易份额与

<sup>1</sup> Aldasoro I. and Ehlers T., “Global Liquidity: Changing Instrument and Currency Patterns”, BIS Quarterly Review, September 2018.

<sup>2</sup> Borio C., “A Tale of Two Financial Cycles: Domestic and Global”, November 19, 2019, [https://www.bis.org/speeches/sp191119a.htm/\[2021-08-04\]](https://www.bis.org/speeches/sp191119a.htm/[2021-08-04]).

<sup>3</sup> Miranda-Agrippino S. and Rey H., “US Monetary Policy and the Global Financial Cycle”, NBER Working Paper, No. 21722, 2015.

<sup>4</sup> Bruno V. and Shin H. S., “Cross-Border Banking and Global Liquidity”, The Review of Economic Studies, 82(2):535-564, 2015.

<sup>5</sup> Dornbusch R., Park Y. C. and Claessens S., “Contagion: How It Spreads and How It Can Be Stopped”, World Bank Research Observer, 15(2):177-197, 2000.

<sup>6</sup> Jordà O., Schularick M., Taylor A. M. and Ward F., “Global Financial Cycles and Risk Premiums”, IMF Economic Review, 67(1):109-150, 2019.

储备资产份额三个角度分析了 2008 年金融危机爆发后至 2019 年美元国际地位的变动，发现美元在国际支付与外汇交易方面的地位有所上升，在储备资产方面的地位有轻微下降。

<sup>1</sup>BIS 数据显示，相比于欧元和日元而言，危机后美元在全球流动性中的主导地位进一步得到了加强，以美元计价的国际信贷占比从 2009 年第三季度的 61.77% 上升至 2020 年第三季度的 73.91%（见图 5）。

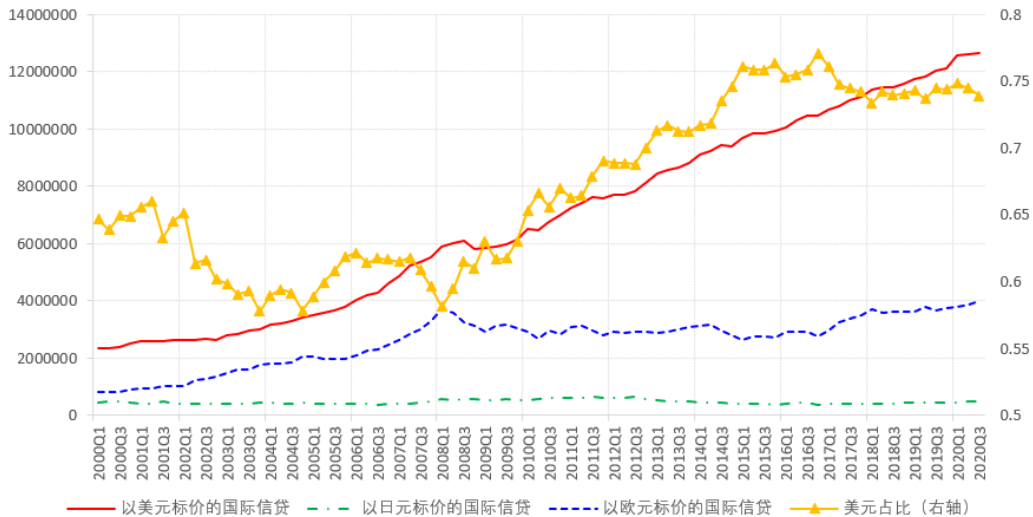


图 5 以主要货币计价的国际信贷

注：美元占比指以美元计价的国际信贷在以美元、日元和欧元计价的所有国际信贷中的比重。左轴单位：百万美元；右轴单位：%。

数据来源：BIS、IMF 和作者自行计算。

美国货币政策虽然很重要，但并非是全球金融周期的唯一驱动因素，共同的基本面冲击也是全球金融周期的驱动因素。由共同的基本面因素冲击引起的市场共振，甚至可以发生在没有直接贸易或金融联系的国家之间。例如，国际大宗商品价格调整会同时冲击大宗商品进口国，导致这些国家的金融状况共振，即使这些国家之间没有直接贸易或金融联系。一些研究也佐证了共同基本面因素在驱动全球金融周期中的作用。洛奇和马努发现，尽管美国货币政策冲击的作用不容忽视，但是全球金融周期的变化主要与更广泛的全球环境有关，比如石油冲击和经济新闻冲击（主要反映全球经济增长的预期或者全球不确定性和风险偏好的改变）。<sup>2</sup>哈比卜和文迪蒂通过符号约束 BVAR 识别了全球因子背后的驱动因素，发现全球金融周期背后的主要驱动因素是金融冲击（指金融部门风险承担能力的外生变化），其次是美国

<sup>1</sup> 张明：“新冠肺炎疫情会显著削弱美元的国际地位吗？——基于美国次贷危机后特征事实的分析”，《国际经济评论》，2021 第 1 期。

<sup>2</sup> Lodge D. and Manu A. S., “EME Financial Conditions: Which Global Shocks Matter?”, ECB Working Paper, No. 2282, 2019.

货币政策冲击、地缘政治冲击和全球需求冲击。<sup>1</sup>

#### 四、全球金融周期的跨境传导

雷伊发现各国金融变量存在全球同步变动现象,既是全球金融周期存在的一个证据,也是全球金融周期跨境传导的关键环节。<sup>2</sup>布鲁诺和信建立了一个双层结构(double-decker)模型正式分析了全球金融周期是如何通过银行部门的风险承担和各国的汇率在全球进行传导并形成自我加强的机制。<sup>3</sup>该模型假设全球银行从全球金融中心的美元货币市场基金融入美元,然后发放跨境贷款给本国银行,之后本国银行再贷款给本国企业。本国企业的经营收入以本币计价,债务以美元计价,因此存在货币错配的风险。当全球金融状况宽松的时候,更低的政策利率会使得风险更高的投资变得更有吸引力,风险偏好的上升使得风险溢价下降,资产价格上升,而资产价格上升会使得银行净资产上升,内生杠杆率约束放松,从而提高了全球银行的风险承担能力,促进全球银行给本国银行持续发放贷款。随着跨境资本的流入,本币有升值压力,在存在货币错配的情况下,本币的升值会使得本国企业的资产负债表改善,借贷能力上升。而企业的资产负债表改善,意味着本国银行面临的违约风险下降,因此本地银行的风险承担能力也会增加,贷款意愿上升,杠杆率上升。本国银行杠杆率上升,也即本地银行会从全球银行融入更多美元贷款,从而促进跨境资本进一步流入,本币进一步升值,银行杠杆率进一步上升,由此形成了一个自我增强的全球金融周期。一旦全球金融状况发生逆转,以上机制则会反向调整,即进入资产价格下跌—信贷收缩—资本外流—汇率贬值自我加强的恶性循环。

在上述全球金融周期传导链条中,银行这一金融中介发挥了重要作用,许多实证文献也证实了银行在全球金融状况和风险传导中的重要性。2008 年全球金融危机后,包括美国、英国和欧盟在内的主要发达经济体对原有的金融监管理念和规则进行了改革,巴塞尔协议 III 的一致通过标志着新的全球金融监管体系得以确立。在此背景下,全球银行业在危机后经历了去杠杆,资产负债表趋于健康;相反,资产管理公司的发展十分强劲,且规模逐渐超

<sup>1</sup> Habib M. M. and Venditti F., "The Global Capital Flows Cycle: Structural Drivers and Transmission Channels", ECB Working Paper, No. 2280, 2019.

<sup>2</sup> Rey H., "Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence", Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve of Kansas City Economic Symposium, 285-333, 2013.

<sup>3</sup> Bruno V. and Shin H. S. "Cross-Border Banking and Global Liquidity", The Review of Economic Studies, 82(2):535-564, 2015.

过了银行业<sup>1</sup>，金融的中介功能从银行业转向非银金融部门。<sup>2</sup>

对于新兴市场而言，国际投资基金等资产管理公司日益成为国际资本流入新兴市场的重要渠道。以跨境股票基金为例，2002-2019年，投资于新兴市场的跨境股票基金的资产管理规模从870亿美元迅速增加到1.37万亿美元（见图6）。全球融资结构的变化，意味着共同基金和其他投资管理基金等非银行业金融机构在全球金融周期的传导中变得越来越重要。

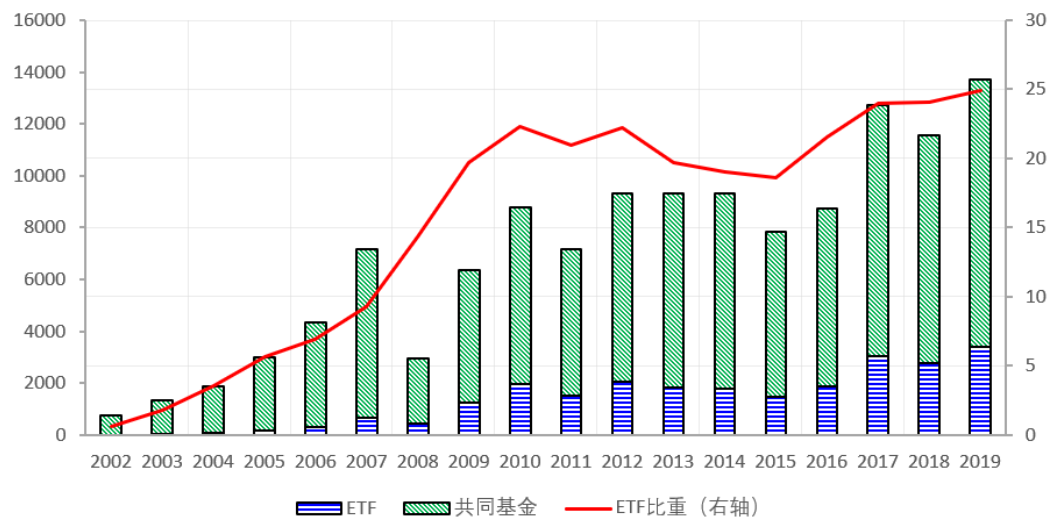


图6 流入新兴市场的股票型基金发展趋势

注：图中交易所交易基金（ETF）表示每年年末所有流入新兴经济体的ETF的资产管理规模的总额，共同基金表示流入新兴经济体的共同基金的资产管理规模的总额，ETF比重是指ETF规模占所有股票基金规模的比重。左轴单位：亿美元；右轴单位：百分比（%）。

数据来源：新兴市场投资组合基金研究数据库（EPFR）和作者自行计算。

国际投资基金会跨境传递冲击，在金融危机的蔓延和传染中起到推波助澜的作用。国际投资基金传导全球金融冲击主要是基于以下渠道：第一，共同债权人渠道。全球资产管理行业由少数大型企业主导，使得金融业的集中度和风险大大上升，尤其在新兴市场更是如此。根据国际货币基金组织（IMF）的数据，全球五大资产管理公司持有的新兴市场主权债券和公司债券的份额超过20%；<sup>3</sup>根据EPFR的数据，截至2019年底，前五大资产管理公司占新兴市场跨境股票类基金市场份额的35.3%。这意味着新兴市场的债券类资本流入和股票类资本流入都高度依赖少数几个资产管理公司，一旦这几大资产管理公司因为全球某一市场流动

<sup>1</sup> 以美国为例，1995年美国银行总资产规模约为5.5万亿美元，资产管理公司规模只有2万亿美元左右。到了2018年，银行业和资产管理公司的规模分别增至约17.6万亿美元和25.1万亿美元。

<sup>2</sup> 朱民：“全球危机永远是从流动性开始”，2019。[http://finance.sina.com.cn/zt\\_d/endanger10y/\[2021-08-04\]](http://finance.sina.com.cn/zt_d/endanger10y/[2021-08-04])。

<sup>3</sup> 朱民：“全球金融市场：结构性变化和波动”，《国际金融研究》，2017年第1期。



性紧缩而抛售其他市场, 则会出现市场联动, 造成跨境风险传染。以上过程即共同债权人传染机制, 该机制认为一旦某一国家发生危机, 导致共同债权人的资产负债表恶化时, 共同债权人不仅会在发生危机的国家收缩资金, 还会在业务相关的其他国家采取类似措施, 从而引发跨境传染。<sup>1</sup>第二, 基准指数驱动渠道。由于跟踪共同或相似的国际基准指数<sup>2</sup>, 资产管理公司的投资行为高度雷同, 当这些基金面临全球冲击时, 它们可能会集中抛售, 从而发生踩踏行为, 进一步加剧经济波动。<sup>3</sup>第三, 动量交易渠道。大量研究发现国际投资基金的资本流动存在明显的动量交易模式, 即基金过去的业绩会影响基金的流入或赎回, 这主要源于最终投资者是有限理性或非理性的, 他们倾向于买入过去表现好的基金和卖出过去表现差的基金。<sup>4</sup>动量交易不利于金融市场稳定, 会进一步增加市场的顺周期性和波动性。

在所有的国际投资基金中, 有两类基金尤其值得关注。第一类是基准指数驱动型基金, 这类基金在各国的资产配置以国际基准指数中的国家权重为指导, 倾向于将指数中的国家视为一个整体, 因此对全球因素具有较高的敏感度。<sup>5</sup>据估计, 约 70% 的国际投资基金的资产配置受到基准指数的影响, 即使是主动管理型基金中也有很大一部分基金直接或间接跟踪国际基准指数。<sup>6</sup>此外, 重要的国际基准指数数量有限, 并且由于构建方法类似, 基准指数之间的相关性也较高, 这会导致基准指数驱动型基金采用类似的资产配置策略。当这些基金面临全球共同冲击时, 也会以相似的投资行为作出反应, 即机械地根据指数权重进行类似的资产组合再平衡, 从而导致资本流动的顺周期性和跨境传染。<sup>7</sup>随着越来越多的国际投资基金和其他机构投资者更被动地遵循主流的基准指数来削减成本、提高透明度、评估和约束基金经理, 基准指数驱动型基金可能会变得越来越受欢迎。随着这类基金在投资组合流动中所占份额越来越大, 外部冲击可能会比过去更迅速地传播开来, 从而不利于金融的稳定。

另一类值得高度关注的基金是 ETF, 这类基金具有低成本、高流动性、简单透明等特点, 极大地受到了投资者的欢迎。2009-2019 年十年里全球 ETF 资产管理规模飞速扩张, 年均增长率约为 20%。流入新兴市场的 ETF 增长也十分显著, 从 2002 年的 2.52 亿美元增加到 2019

<sup>1</sup> Caramazza F., Ricci L. and Salgado R., "Trade and Financial Contagion in Currency Crisis", IMF Working Paper, No.00/55, 2000.

<sup>2</sup> 国际基准指数是指类似于明晟指数 (MSCI) 这类覆盖多国资本市场的国际指数。

<sup>3</sup> Miyajima K. and Shim I., "Asset Managers in Emerging Market Economies." BIS Quarterly Review, September 2014.

<sup>4</sup> Brandão-Marques L., Gelos G., Ichiue H. and Oura H., "Changes in the Global Investor Base and the Stability of Portfolio Flows to Emerging Markets." IMF working paper, No. 15/277, 2015.

<sup>5</sup> Arslanalp S. and Tsuda T., "Emerging Market Portfolio Flows: The Role of Benchmark-Driven Investors." IMF working paper, No. 15/263, 2015.

<sup>6</sup> Raddatz C., Schmukler S. and Williams T., "International Asset Allocations and Capital Flows: The Benchmark Effect." HKIMR Working Paper, No. 04/2015, 2015.

<sup>7</sup> Miyajima K. and Shim I., "Asset Managers in Emerging Market Economies." BIS Quarterly Review, September 2014.



年的 3409.32 亿美元，在所有流入新兴市场股票基金中所占的份额相应地从 0.03% 增长到 24.88%（见图 6）。ETF 在全球金融市场联动的传导中具有不容忽视的影响，康威斯等人发现跨境 ETF 会放大资本接收国对于全球金融周期的敏感性。<sup>1</sup>ETF 会导致全球金融状况联动性上升主要是基于以下两个特征：第一，由于 ETF 具有明显的规模效应，全球范围内 ETF 的供应商高度集中。截至 2018 年年底，三大 ETF 提供商（贝莱德、先锋、道富）约占全球市场的 60%。<sup>2</sup>投资新兴市场的 ETF 集中度更高，根据 EPFR 数据统计，截至 2019 年底，前三大 ETF 供应商占新兴市场跨境股票类 ETF 市场份额的 76.86%，前五大 ETF 供应商市场份额占比为 83.54%。ETF 供应商的高度集中加大了共同债权人传染机制。第二，由于 ETF 旨在被动复制特定基准指数的业绩，从而有高比例的跟踪国际基准指数的投资者，这会导致 ETF 跨境传播外部冲击。

## 五、全球金融周期冲击下中国能否独善其身？

在国际金融一体化背景下，全球金融周期可以通过多种渠道传导，全球金融市场的跨境和跨市场联动已不可避免。那么，在全球金融周期背景下，中国和全球的联动性如何呢？图 7 展示了中国金融状况<sup>3</sup>和全球金融状况的联动关系，两者走势相似，相关系数达到 0.78，表明中国和全球的金融状况联动性较高。一方面，在全球化背景下，中国不可避免地受到全球金融状况的影响；另一方面，随着中国在全球金融市场的重要性日益凸显，中国的金融状况也会影响全球的金融状况。中国在全球金融市场中正变得越来越重要，数据显示，2002-2017 年，中国债券市值占全球 GDP 比重从 1% 上升到 9%；股票市值占全球 GDP 比重从 2% 上升到 10%；银行部门的资产占全球 GDP 的比重从 1% 飙升至 40% 左右。<sup>4</sup>图 8 呈现的是中国资本总流入对全球金融周期敏感性的时变情况，中国资本流入对全球金融周期的敏感性在不断上升。中国的资本流动总变动中可以被全球金融周期变动所解释的部分大概为 0.35，相对于样本中其他国家而言，这一数值并不算低（见图 9）。

<sup>1</sup> Converse N., Levy-Yeyati E. and Williams T., “How ETFs Amplify the Global Financial Cycle in Emerging Markets.” Board of Governors of Federal Reserve System International Finance Discussion Papers, No. 1268, 2020.

<sup>2</sup> Pagano M., Serrano A.S. and Zechner J., “Can ETFs Contribute to Systemic Risk?” Reports of the Advisory Scientific Committee, No.9, 2019.

<sup>3</sup> 中国金融状况指数来源于高盛，该指数是短期利率、长期无风险债券收益率、公司信用利差和贸易加权汇率的加权平均数。

<sup>4</sup> Cerutti E. and Obstfeld M., “China’s Bond Market and Global Financial Markets”, IMF Working Paper, No. 18/253, 2018.

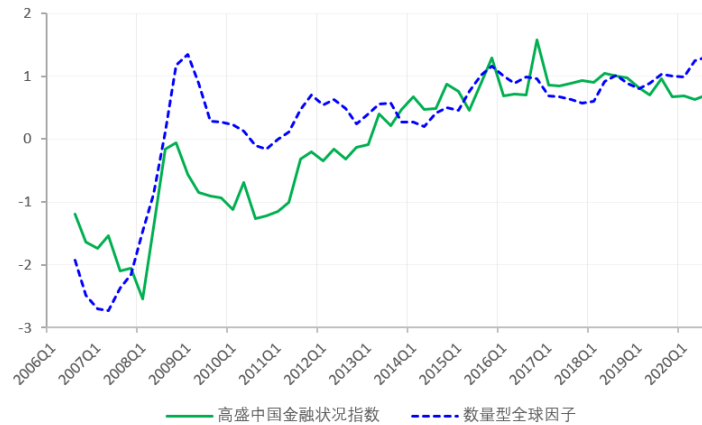


图 7 全球金融状况和中国金融状况

注：高盛中国金融状况指数经过 Z 标准化处理。数量型全球因子同图 1。

数据来源：Bloomberg、IMF 和作者自行计算。

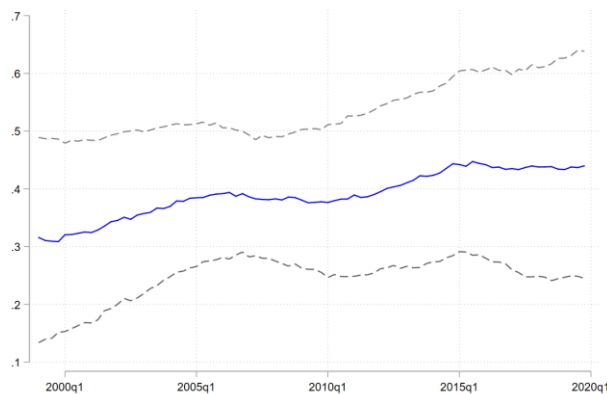


图 8 中国资本总流入对全球金融周期的时变敏感度

注：实线为中国资本总流入对数量型全球因子的敏感度（因子载荷），虚线为置信区间（84%）。

数据来源：IMF、作者自行计算。

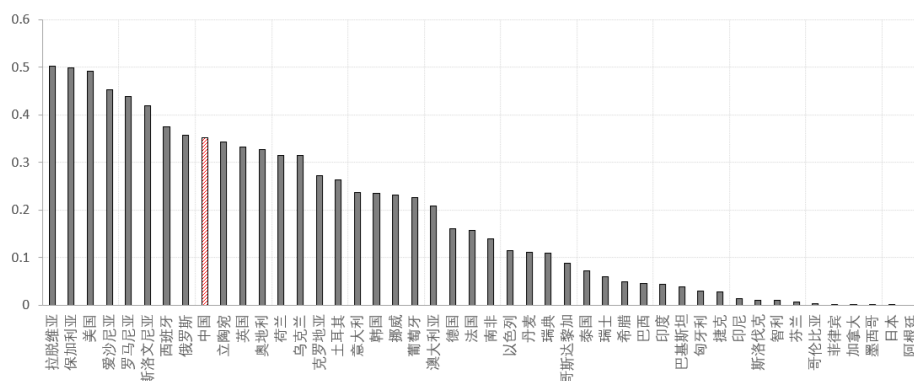


图 9 全球因子在各国资本流动的总方差中的比重

数据来源：IMF、作者自行计算。

随着近年来中国金融业对外开放步伐的加快，A股于2018年被纳入MSCI指数，2019年首次被纳入富时罗素指数和标普道琼斯指数，人民币计价的国债和政策性银行债券也于2019年被纳入彭博巴克莱全球综合债券指数，基准指数驱动型投资者日益成为跨境资本流入中国的重要驱动因素。根据IMF的估计，中国A股被纳入MSCI指数和富时罗素指数可能会推动超过1500亿美元的跨境资本流入中国；而两类中国债券被纳入彭博巴克莱全球综合债券指数则可能会为中国带来1500亿美元的额外流入。<sup>1</sup>预计未来2~3年中，基准指数驱动的证券投资流入中国的规模至少将高达4500亿美元，相当于GDP的3%~4%。<sup>2</sup>自A股被纳入MSCI指数后，境外主体通过“沪港通”购买A股的势头尤其强劲，跨境股票资本流入从2017年的362亿美元增长到2018年的607亿美元，同比增长67.68%。由于ETF旨在被动跟踪特定基准指数，也有大量的跨境ETF受MSCI指数的驱动流入中国，推动A股市场中ETF基金规模持续增加。

中国的跨境股票资本流入中有较高比例的ETF投资者和基准指数驱动型投资者。截至2019年年末，中国的跨境股票资本流入中，ETF规模占比为48.32%；基准指数驱动型基金规模占比为84.48%，其中严格跟踪基准指数的基金规模占比为48.14%，灵活跟踪基准指数的基金规模占比为36.34%（见图10）。随着未来中国金融市场的进一步开放以及中国被纳入越来越多的国际主流基准指数或在指数中权重的提高，ETF和基准指数驱动型跨境资本流入规模会越来越大。虽然中国资本市场的对外开放有利于促进资本积累和经济增长，但与此同时，对全球因素高度敏感的上述几类跨境资本流入也可能会增加本国金融体系的脆弱性。

目前中国的证券投资流入对全球金融周期的敏感性低于其他新兴市场国家，尤其是债券类证券投资流入，这主要是因为在中国的资本市场，外国投资者的参与并不像其他国家那么大，尤其是债券市场，2017年外资持股约占中国股市市值的2.4%，外资持有的债券也仅占发行债券总额的1.6%。<sup>3</sup>随着中国进一步融入国际资本市场以及外国投资者参与度的不断提升，可以预期，中国跨境资本流入对全球金融周期的敏感性将会不断上升。

---

<sup>1</sup> IMF, “Vulnerabilities in a Maturing Credit Cycle”, International Monetary Fund Global Financial Stability Report, April 2019.

<sup>2</sup> IMF, “China Deepens Global Finance Links as It Joins Benchmark Indexes”, 2019, [https://blogs.imf.org/2019/06/19/china-deepens-global-finance-links-as-it-joins-benchmark-indexes/\[2021-08-04\]](https://blogs.imf.org/2019/06/19/china-deepens-global-finance-links-as-it-joins-benchmark-indexes/[2021-08-04]).

<sup>3</sup> Cerutti E. and Obstfeld M., “China’s Bond Market and Global Financial Markets”, IMF Working Paper, No. 18/253, 2018.

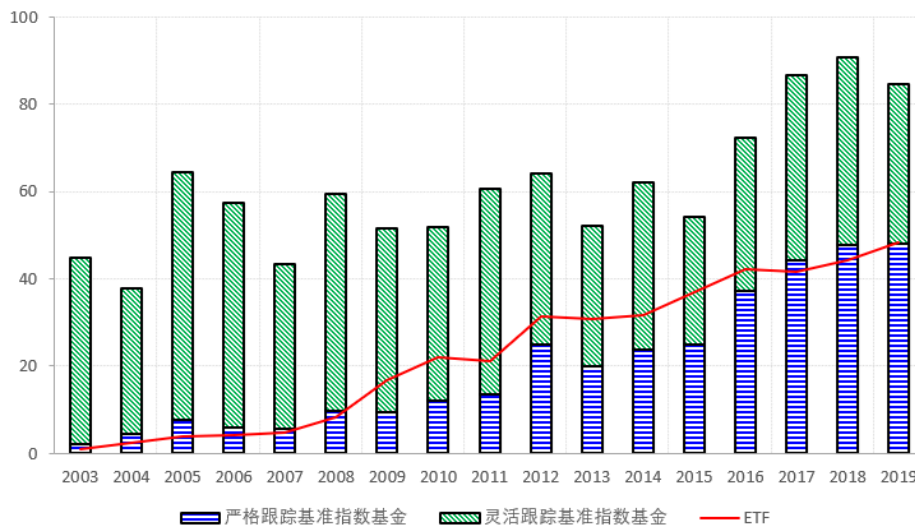


图 10 中国跨境股票基金中的投资者结构

注：图中 ETF、严格跟踪基准指数基金和灵活跟踪基准指数基金分别表示每年年末流入中国的跨境股票基金中 ETF 规模的比重，严格跟踪基准指数基金规模的比重和灵活跟踪基准指数基金规模的比重。单位：%。

数据来源：EPFR 数据库和作者自行计算。

## 六、应对全球金融周期冲击的政策建议

### （一）积极参与全球金融治理，推进国际货币体系改革

全球金融周期产生的主要原因在于，美元在全球被广泛作为支付和价值储藏工具，从而使得美国的货币政策对全球经济有很强的外溢效应。美元拥有的超级特权，构成了当今国际货币体系的基本矛盾，也凸显了当前以美元为中心的国际货币体系的弊端。中国作为一个国际影响力快速上升和负责任的大国，可以从以下几方面参与全球治理，推动国际货币体系和全球金融治理的深化改革。首先，逐步推进人民币国际化，促进多元储备货币体系的形成。其次，积极推动特别提款权（SDR）的改革，为国际货币体系的长远变革创造机会。例如，积极推动 SDR 的增发和扩大使用范围，推动 SDR 分配与份额脱钩，基于各国对流动性的实际需求分配 SDR，给予新兴市场经济体更大的分配比例等。再次，在二十国集团（G20）框架下推进国际经济政策协调机制的完善，努力减少具有系统重要性国家的货币政策对其他国家的负面溢出效应，促进国际金融稳定。最后，积极推动 IMF 份额和治理结构改革，增加新兴经济体的话语权。

### （二）夯实经济基本面，增强市场韧性

尽管全球金融周期的根源在于当前不合理的国际货币体系，但是要改革现行的体系面临

着诸多阻力，绝非朝夕之功。因此，在长期内，全球金融周期对于中国而言是一种相对不可控且又不可避免的外生冲击。中国可以做的就是完善经济基本面，增强市场韧性，从而削弱全球金融周期带来的冲击。从历史经验来看，面对相同的全球金融冲击，不同国家受到的影响程度存在很大差异。比如，新冠肺炎疫情蔓延后，全球风险和不确定性急剧上升，导致许多新兴经济体都经历了前所未有的资本外流，但是一些经济基本面向好的国家，受到的冲击相对较小。<sup>1</sup>实证结果也发现，资本接收国良好的宏观经济基本面和合理的制度环境可以缓解全球金融冲击带来的影响。因此，中国可以加强结构性改革，夯实经济基本面，增强经济和市场的韧性，控制杠杆率和资产泡沫，发展和深化本地资本市场，减少外债，同时抑制由计价币种差异而导致的企业资产负债表错配程度，减轻脆弱性的累积，从而为应对全球金融周期冲击提供更大的政策空间。

### （三）采用合理的汇率制度

关于汇率制度能否隔绝外部冲击的争论一直存在。“三元悖论”表明，浮动汇率制度可以帮助一国隔绝外部冲击。然而，随着近年来全球金融周期的同步性不断增强，雷伊提出，全球金融周期将“三元悖论”转变为“二元悖论”，即只要跨境资本自由流动，即使是采用浮动汇率制的国家也仍会受到全球金融周期的影响。<sup>2</sup>布鲁诺和信认为浮动汇率制度并不能隔绝国外的冲击，反而会通过跨国银行的杠杆率形成一个自我增强的机制。<sup>3</sup>由此可见，关于浮动汇率在隔绝全球金融周期冲击上的作用，文献中尚未达成共识。总体而言，现有的实证文献更多地认为传统“三元悖论”在全球金融周期背景下确实受到了挑战，即使是浮动汇率也无法完全隔绝冲击，但是灵活的汇率制度依然可以帮助抵御一部分全球金融周期的影响。同时，奥布斯菲尔德等人指出，并非一定要采取完全浮动的汇率制度才能获得增强汇率弹性带来的益处，采用中间汇率制度也能很大程度地隔离外部冲击，并且相比于完全浮动汇率制度，中间汇率制度更容易让政策制定者实现多重目标。<sup>4</sup>范小云等也认为，浮动汇率确实可以吸收外部冲击，但并不是汇率市场化程度越高越好，过度的汇率波动会通过经常项目渠道和资产负债表渠道影响宏观经济，削弱货币政策独立性。<sup>5</sup>因此，中国在增强汇率弹性、

<sup>1</sup> IMF, “Markets in the Time of COVID-19.” International Monetary Fund Global Financial Stability Report, April 2020.

<sup>2</sup> Rey H., “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence”, Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve of Kansas City Economic Symposium, 285-333, 2013.

<sup>3</sup> Bruno V. and Shin H. S., “Cross-Border Banking and Global Liquidity”, The Review of Economic Studies, 82(2):535-564, 2015.

<sup>4</sup> Obstfeld M., Ostry J. D. and Qureshi M. S., “A Tie That Binds: Revisiting the Trilemma in Emerging Market Economies”, IMF Working Paper, No. 17/130, 2017.

<sup>5</sup> 范小云、陈雷、祝哲：“三元悖论还是二元悖论——基于货币政策独立性的最优汇率制度选择”，《经济学动态》，2015年第1期。

完善汇率形成机制的同时，也要采取必要的调节措施防止汇率的大幅波动。汇率大幅波动不仅会导致其失去减震器的作用，而且会加剧金融脆弱性的累积，造成对金融稳定和宏观经济的冲击。

#### （四）采用宏观审慎政策进行逆周期调节

当一国处于经济繁荣阶段，同时叠加宽松的全球金融状况，可能导致过多的资本涌入，进而导致该国的信贷过度扩张和资产泡沫。因此，政策制定者可以直接监控国内的信贷和杠杆率的增长，实施逆周期的宏观审慎措施。具体而言，可以在全球金融周期上行阶段使用贷款价值比（loan-to-value ratio）和债务收入比（debt-to-value ratio）来限制贷款增速并控制资产价格。此外，也可以在信贷快速增长时期密切监测贷款的标准和交易策略。政策制定者也可以通过外汇方面的宏观审慎来缓解汇率和资本流动的顺周期性，进而抑制汇率的过度波动和资本流动冲击。具体而言，可以在经济繁荣时期，通过外汇宏观审慎工具抑制伴随着货币升值带来的过度风险承担，比如可以使用价格工具对外汇借款施加税收或资本充足率要求，也可以使用数量型工具以抑制企业和政府新增外债的速度；而在伴随本币贬值的萧条时期，则可以通过放松对外债的数量限制或使用价格工具来降低对外负债成本。<sup>1</sup>

#### （五）加强对跨境资本流动的监测分析，实施必要的资本管制

中国在渐进开放资本项目的同时，可以采取必要的资本管制，以调节国际资本流动的大进大出。但是资本管制需要有的放矢，比如，巴蒂尼和杜兰发现平常时期资本管制对于削弱资本流动对全球金融周期的敏感性并无作用，但是在资本涌入时期却有效。<sup>2</sup>此外，不同的资本流动类型对全球金融周期的敏感性不尽相同，因此对于资本流动的管制也需要区分不同的资本流动类型。其中比较值得关注的是跨境银行信贷流入和证券投资组合流入，跨境银行信贷流入具有明显的顺周期性且波动较高，在全球金融状况和全球风险的跨境传导中起到关键作用。此外，随着全球流动性进入第二阶段，即从由跨境银行为主体向以证券融资为主体演变，政策制定者也需要格外关注证券投资流入，并对其背后的投资者结构进行动态审慎监测，在必要的时候管制对全球金融周期高度敏感的投资者（如 ETF 和基准指数驱动型投资者）带来的资本流动以缓解外部冲击的影响。

<sup>1</sup> Hofmann B., Shim I. and Shin H. S., “Sovereign Yields and the Risk-taking Channel of Currency Appreciation”, BIS Working Paper, No. 538, 2017.

<sup>2</sup> Batini N. and Durand L., “Facing the Global Financial Cycle: What Role for Policy”, IMF Working Paper, No. 21/34, 2021.

## （六）建立更加完善的全球金融安全网

全球金融安全网的设立初衷是为了缓冲资本流动骤停和逆转等事件带来的外部冲击，在防范和化解全球金融风险中发挥着关键作用。全球金融安全网涵盖各国外汇储备、双边货币互换、区域性金融安排等安全保障机制，也包括增强国际货币基金组织作用、发挥清迈协议多边化机制作用等内容。<sup>1</sup>研究发现，更高的外汇储备可以使得资本涌入和银行业危机发生的概率降低。<sup>2</sup>但是，持有外汇储备的代价是高昂的，尤其是在人民币和主要储备货币之间存在较大利差时。此外，若中国面临大规模资本外流时，可能也会超出央行外汇储备的缓冲能力。因此，有必要通过加强双边、区域和国际层面的金融安全网建设以降低中国对于外汇储备积累的依赖。目前，全球金融安全网存在碎片化、充足性和有效性不足等问题，中国可以从以下方面予以加强和完善：双边层面，以“一带一路”建设为契机，扩大货币互换的范围和规模；区域层面，立足亚洲，积极参与和促进区域性金融安排合作，推动清迈协议多边化进程的具体实施，加快“10+3”宏观经济研究办公室（AMRO）的建设，为亚洲货币基金的最终设立创造条件；<sup>3</sup>国际层面，支持和配合IMF建立运作良好的跨境和跨层级决议机制，促进全球金融安全网不同层级之间的有效合作和协调沟通。

---

<sup>1</sup> 易纲：“完善全球金融治理 促进世界经济增长”，《人民日报》，2016年10月25日。

<sup>2</sup> Scheubel B., Stracca L. and Tille C., “Taming the global financial cycle: What role for the global financial safety net?”, *Journal of International Money and Finance*, 94:160-182, 2019.

<sup>3</sup> 张礼卿：“全球金融治理面临的八个问题”，《中国外汇》，2021年第7期。

# 金融监管与货币政策协调运行机制研究

张晓燕<sup>1</sup>

**【摘要】**当前,中国发展环境面临着深刻复杂变化。构建有效协调的宏观调控新机制,必须健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架,必须构建货币政策和金融监管协同发展新格局。无论是货币政策工具的演进,还是逆周期实践,都离不开金融稳定目标的实现,关注金融稳定的目标是风险承担渠道下的货币政策联接金融监管的起点,两者的协同又是实现“金融稳定和金融效率”并重的必要手段。在新时代下,中国必须加快完善宏观审慎政策框架,强化货币政策跨周期设计,推进金融安全法治建设,形成金融治理现代化。

**【关键词】**货币政策;金融监管;协调运行

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》提出要加强宏观经济政策协调,搞好跨周期政策设计,提高逆周期调节能力,同时要完善现代化金融监管体系,提高金融监管透明度和法治化水平。2019年以来中国金融体系面临着更多的不确定性;2020年初受新冠肺炎疫情的影响,“稳企业”“保就业”的货币政策进一步表明当前防范化解金融风险、增强服务实体经济能力的重要性,新时代构建有效协调的宏观调控新机制,必须健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架,必须构建货币政策和金融监管协同发展新格局。

## 一、中国金融监管实践回顾

金融危机前的金融监管以资本监管为主,银行资本约束的引入事实上为金融体系和实体经济植入了某种放大机制(Bolton和Freixas,2006)。 Basel协议的实施在某种程度上强化了这种放大机制,即强化了银行资本监管的周期性。2008年次贷危机后,只关注金融机构个体的稳健性,忽视系统性风险,无法有效应对金融危机,单纯“机构导向”的金融监管目标被健全宏观审慎政策框架的目标逐渐取代,构建起逆周期的时间维度和空间维度的工具,加强对系统重要性金融机构的监管,进而加强宏观审慎与微观审慎监管的有效配合,成为新时代监管的主题(表1)。

### (一) 中国金融监管实践的整体情况

<sup>1</sup> 张晓燕,山西财经大学金融学院、中国社会科学院财经战略研究院。



2018年中国确立了“一委一行两会”的金融监管格局，监管资源整合的同时，央行对银行和保险业监管权力得以加强，央行的宏观审慎职能也得以明确。“机构监管”正逐渐向“行为监管”和“功能监管”转变

在宏观审慎政策方面，2011年正式引入差别准备金动态调整机制；2016年实行5年之久的差别准备金动态调整机制升级为宏观审慎评估体系（MPA）；2018年《关于完善系统重要性金融机构监管的指导意见》、2020年《金融控股公司监督管理试行办法》《系统重要性银行评估办法》、2021年《关于平台经济领域的反垄断指南》等相继出台，符合当下中国强化宏观审慎管理的内在要求，使得逆周期的宏观审慎管理制度得以建立，宏观审慎政策工具在处置风险过程中丰

富并不断校准，中国金融体系重点领域的存量风险得到逐步化解<sup>1</sup>，金融风险总体可控。

在微观审慎监管方面，由于商业银行在中国金融机构中的重要地位，中国以银行业为代表的微观审慎方面的规制不断翔实。2008年起，原银监会启动监管评级体系修订完善工作，在2010年推出了腕骨监管体系<sup>2</sup>，随着2010年《巴塞尔协议III》的发布，2011年《中国银监会关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》<sup>3</sup>成为审慎监管的新基石，2012年《商业银行资本管理办法（试行）》建立起了银行业资本监管的框架，2014年《商业银行全球系统重要性评估指标披露指引》规范了商业银行全球系统重要性评估指标的信息披露，2015年《商业银行杠杆率管理办法》的进一步修订为防范系统性风险筑起了一道防火墙，2018年《商业银行流动性风险管理办法》正式颁布，中国微观审慎监管不断完善，构建起了中国微观审慎监管的基础。

表1 近年中国金融监管法治现状

宏观方面	国家政策	<p>2020年12月16日中央经济工作会议提出要处理好恢复经济和防范风险的关系；</p> <p>2020年“十四五”规划建议提出“加强宏观经济政策协调，搞好跨周期政策设计，完善现代金融监管体系，提高金融监管透明度和法治化水平”；</p> <p>2019年中国人民银行职能配置、内设机构和人员编制规定，货币政策二司被取消，新设立了宏观审慎管理局；</p> <p>2017年党的十九大报告提出“建立货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”；</p> <p>2017年中央经济工作会议将防范金融风险作为三大攻坚战之一；</p>
------	------	--

<sup>1</sup> 包括影子银行回潮、房地产“灰犀牛”、宏观杠杆高企等。

<sup>2</sup> 共有七大类十三项指标，七大类即资本充足性、贷款质量、大额风险集中度、拨备覆盖、附属机构、流动性、案件防控；十三项指标即资本充足率、杠杆率、不良贷款率、不良贷款偏离度、单一客户（集团）集中度、不良贷款拨备覆盖率、贷款拨备比率、附属机构资本回报率、母行负债依存度、流动性覆盖率、净稳定融资比率、存贷比、案件风险率。

<sup>3</sup> 对资本充足率、杠杆率、拨备率、流动性指标和贷款损失准备等监管标准作出了明确规定。

		<p>2016 年“十三五”规划纲要进一步提出“加强金融宏观审慎监管制度建设”；2016 年实行 5 年之久的差别准备金动态调整机制升级为宏观审慎评估体系（MPA）；</p> <p>2011 年“十二五”规划纲要明确提出“构建逆周期的金融宏观审慎监管制度框架”；</p> <p>2011 年正式引入差别准备金动态调整机制。</p>
	法律	2020《证券法》、2015《商业银行法》、2015《证券投资基金法》、2015《保险法》、2006《银行业监督管理法》、2003《中国人民银行法》、2001《信托法》等
	行政法规	2017《融资担保公司监督管理条例》、2015《关于加强金融消费者权益保护工作的指导意见》、2015《存款保险条例》、2011《储蓄管理条例》、2001《金融机构撤销条例》、2000《金融资产管理公司条例》、2000《国有重点金融机构监事会暂行条例》、1999《金融违法行为处罚办法》等
微观方面	部门规章	<p>2021《关于平台经济领域的反垄断指南》、2021《关于规范商业银行通过互联网开展个人存款业务有关事项的通知》、2021《公司信用类债券信息披露管理办法》、2021《保险公司偿付能力管理规定》、2021《保险资产管理公司监管评级暂行办法》、2020《消费金融公司监管评级办法(试行)》、2020《系统重要性银行评估办法》、2020《关于加强私募投资基金监管的若干规定》、2020《金融控股公司监督管理试行办法》、2020《中国人民银行金融消费者权益保护实施办法》、2020《互联网保险业务监管办法》、2020《公开募集证券投资基金销售机构监督管理办法》、2020《金融控股公司监督管理试行办法》、2020《信托公司股权管理暂行办法》、2019《中国银保监会关于推动银行业和保险业高质量发展的指导意见》、2019《信用评级业管理暂行办法》、2019《商业银行金融资产风险分类暂行办法（征求意见稿）》、2018《关于完善系统重要性金融机构监管的指导意见》、2018《关于加强非金融企业投资金融机构监管的指导意见》、2018《商业银行流动性风险管理办法》、2015《商业银行杠杆率管理办法（修订）》、2014《商业银行并表管理与监管指引》、2014《商业银行全球系统重要性评估指标披露指引》、2014《商业银行内部控制指引》、2013《征信机构管理办法》、2012《商业银行资本管理办法(试行)》、2011《商业银行贷款损失准备管理办法》等</p>
	规范性文件	2020《严肃查处侵害消费者金融信息安全权行为 切实保护金融消费者长远和根本利益》等

由于近两年资产管理业务、信托、债券等集中暴雷，《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（2018）、《信托公司股权管理暂行办法》（2020）、《公司信用类债券信息披露管理办法》（2021）相继颁布，穿透式监管不断加强。此外，2015 年《国务院办公厅关于加强金融消费者权益保护工作的指导意见》、2019 年《关于银行保险机构加强金融消费者权益保护工作体制机制建设的指导意见》、2020 年 10 月《严肃查处侵害消费者金融信息安全权行为 切实保护金融消费者长远和根本利益》等金融消费者保护方面文件的完善，也成为搭建起行为监管模式的重要一环。

目前来看，金融监管体系改革初见成效，中国审慎监管日益健全。但金融监管的具体内容目前分散在法律、行政法规、部门规章和规范性文件中（宋晓燕，2020），在一定程度上是“头痛医头，脚痛医脚”。不同的监管部门制定的文件不同，甚至是同一个监管部门先后出台的监管指标也不一样，从而在跨时间、跨空间的金融发展过程中出现监管真空和监管重复问题，进而形成监管套利。同时，金融市场业务复杂，法律制定的技术及效率有待提高。很多监管内容都体现在部门规章和政策性指导意见中，没有法律强制力，缺乏法律权威性容易导致实施效果不理想，以MPA宏观审慎评估体系为例，其监管指标没有纳入法律中，实际监管效果会大打折扣。而且，面对日益复杂的金融市场环境，在金融形态逐渐多样化的情形下，法律法规不能随之更新，滞后于社会发展，会带来负面效果。

## （二）宏观审慎政策的金融稳定目标

金融深化的发展，意味着金融稳定愈发重要。在考虑货币政策的基础上，微观流动性约束会加大货币政策对宏观经济变量的负面影响（左伟、朱元倩和巴曙松，2018），影响金融稳定。虽然Allen和Gale（1999）认为价格稳定就意味着金融稳定，但实现物价稳定而采取的货币政策可能不利于金融稳定，必须在两者之间权衡Mishkin（1996）。而宏观审慎概念的提出，正是弥补了传统货币政策在维护金融稳定方面的缺陷。2008年后《巴塞尔协议III》引入了逆周期的宏观审慎监管理念后，构建起全方位逆周期的宏观调控，宏观审慎监管不断被扩展、深化，并上升到宏观审慎政策（程炼，2018）。此后，宏观审慎的工具逐渐丰富，包括资本相关工具、借款人工具（Akinci和Olmstead—Rumsey，2018；Igan和Kang，2011）、准备金工具（Kuttner和Shim，2016）及特定的税收等政策工具（Bachmann和Rueth，2017）等。正如货币政策的主要目标是价格稳定，而宏观审慎政策的目标是金融系统稳定。在一定程度上可以说，宏观审慎政策与货币政策目标都是宏观经济稳定并且对实际经济变量产生影响，两者又存在一定的联系。货币政策在主管物价稳定同时兼顾金融稳定变量；宏观审慎政策则优先金融稳定，兼顾经济稳定变量。有效的宏观审慎监管能够在一定程度上缓解货币政策对金融稳定的负面影响，为货币政策创造更多的操作空间（Agenor和Silva，2012）。但同时，联合使用货币政策和审慎政策两种政策时可能会出现政策的叠加干扰。为实现更好的政策效果，两者的协调愈加重要（De Paoli和Paustian，2017；Svensson，2012）。

## 二、货币政策与金融监管的协调逻辑

伴随着30多年货币政策框架的转型，货币政策目标从单一到多重的演变，货币政策工具也在不断的演进。

### （一）中国货币政策工具演进中的金融稳定功能

自 1984 年货币政策工具提出以来，在“保持币值稳定，促进经济增长”总目标的指导下，货币政策工具也在不断演变、丰富。2016 年底起货币政策调控逐渐由数量向价格型转型，2017 年利率走廊的构建稳定了货币和债券市场利率；2018 年推进存贷款基准利率和市场利率（“双轨”）的统一，2020 年发布特定目的工具（SPV）以应对新冠肺炎疫情对经济的冲击（表 2）。

表 2 中国货币政策工具的演进

工具类型	结构类型	工具名称	提出时间	主要内容	主要目的	操作方式
总量型		再贷款	1984	央行向金融机构发放贷款		
		存款准备金制度	1984	央行通过调整商业银行交存中央银行的存款准备金比率	调节货币供应总量和信贷规模	
		公开市场操作	1994	央行在市场上买卖有价证券		
数量型		差别存款准备金率制度	2004	金融机构适用的存款准备金率与其资本充足率、资产质量等指标挂钩	降低资本质量较差、资本充足率较低的商业银行资产的扩张速度	提高资本充足率低于 4% 的金融机构存款准备金率 0.5 个百分点
		差别存量准备金率动态调整机制	2011	MPA 的前身；基于信贷社融等宏观经济主要发展目标的偏离程度实施差别化准备金率	试图降低商业银行顺周期性，实现宏观审慎经营的目的	
	结构型	公开市场短期流动性调节工具（SLO）	2013	作为公开市场操作的必要补充，在银行体系流动性出现临时性波动时相机使用	调节市场短期资金供给，熨平临时冲击导致的市场资金供求的大幅波动	一对多，交易对手覆盖 18 家以及交易商
		定向降准	2014	针对部分金融机构降低存款准备金率	支持“三农”和小微以及普惠金融领域；引导机构向定制领域投放贷款	针对三农、小微、普惠金融、债转股等领域
		抵押补充贷款（PSL）	2014	央行长期基础货币的投放工具，以质押方式发放，合格抵押品包括高等级债券资产和优质信贷资产	支持棚改、“三农”以及“走出去”等项目，调节结构，提供长期稳定、成本适当的资金来源	一般为 3 到 5 年，利率由央行直接给定；为政策性银行提供

	央行票据 互换工具 (CBS)	2019	提高银行永续债的流动性, 公开市场业务一级工具可以使用持有的永续债从人民银行换入央行票据	降低债券风险, 加大机构对投资永续债的意愿	人民银行从中标机构换入合格银行发行的永续债, 同时向其换出等额央行票据
	普惠小微 企业贷款 延期支持 工具	2020	鼓励银行对普惠小微企业贷款“应延尽延”	缓解疫情对小微企业的影响	
总量 型	存贷款基 准利率	1993	央行通过直接调整金融机构的存贷款基准利率	调节总需求水平和信贷总量	
	再贴现	1994	央行通过调节再贴现利率干预和影响市场利率和货币市场的供求, 通过规定贴现票据的资格来控制资金投向	控制商业银行对资金的需求	
	超额存款 准备金利 率	2005	中央银行对超额存款准备金计付利息所执行的利率	作为利率走廊下限, 引导同业利率走向	
	常备借贷 便利(SLF)	2013	以抵押方式发放, 合格抵押品包括高信用评级的债券类资产和优质信贷资产	满足金融机构期限较长的大额流动性需要; SLF 利率可以作为利率走廊的上限, 进行价格调控	由金融机构根据自身流动性需求主动申请; 一对一交易; 交易对手覆盖所有存款性金融机构; 期限 1-3 个月, 利率由央行直接给定
价格 型	中期借贷 便利(MLF)	2014	为银行提供中期基础货币, 对象为符合宏观审慎管理要求的商业银行和政策性银行, 可通过招标方式开展	通过调节向金融机构中期融资的成本, 引导金融机构降低贷款利率, 支持实体经济增长	通过质押方式发放, 金融机构提供国债、央票、政策性金融债、高等级信用债等优质债券作为合格质押品; 期限为 3 或 6 个月, 其利率发挥中期政策利率的作用
	七天回购 利率 (R007)	2016	中介目标也从资金供给量变为政策利率	作为短期政策利率的中心	
	临时准备 金动用安 排(CRA)	2017	存在临时流动性缺口时, 可临时使用不超过两个百分点的法定存款准备金, 使用期限为 30 天	在春节前后满足现金投放需求以及防范流动性过度波动	保持流动性平稳、防止市场利率过快上升
	定向中期 借贷便利 (TMLF)	2018	央行根据金融机构对小微企业和民营企业贷款增长情况, 向其提高长期	定向和支持金融机构向小微企业和民营企业发放贷款	资金期限为 3 年; 操作利率比 MLF 利率优惠 15 个基点; 可申

稳定的资金来源

请 TMLF 的商业银行  
包括支持实体经济力  
度大、符合宏观审慎  
要求的大型商业银  
行、股份银行和大型  
城市商业银行

资料来源：根据中央人民银行官方公开资料整理得到

从历年货币政策工具效果来看，央行对基础货币的投放渠道发生了明显改变，外汇占款占比下降，MLF 和 PSL 等创新工具在新增基础货币来源中的占比上升；银行的信贷对象不断扩展、信贷结构不断得以调整；为小微企业、民营企业以及支持“三农”政策创设专项贷款等创新货币政策工具结构性功能不断体现。从历年政策工具演进深层分析，货币政策工具的演进一定程度上反映的是货币政策目标的价值取向。央行通过定向降准、抵押补充贷款（PSL）支持三农，定向支持机构向小微企业、民营企业发放贷款等，借此提高金融普惠的广度和深度。同时为应对经济下行、经济周期过度波动带来的负面作用，央行通过增加普惠小微企业信贷贷款支持计划、创设普惠小微企业贷款延期支持工具等，促进小微企业发展、加强扶持实体经济，从而达到调节经济总量、防范系统性风险，最终实现金融稳定的目标。所以，作为货币政策目标的承载体货币政策工具，其有效运用会促进货币政策目标的实现。而货币政策最初的主要目标是稳定币值、经济增长、充分就业和国际收支平衡，2008 年美国次贷危机后关注金融稳定目标成为货币政策的新价值体系。因为相对于金融监管的机械性，在不同经济周期状态下，货币政策调节工具的灵活使用、创新货币政策工具的逆周期调节作用有效发挥，更能够弥补金融监管的滞后性，实现金融稳定的目标。

## （二）货币政策逆周期实践的金融稳定功能

当前，中国以逆周期调节为主要手段的宏观调控体系不断完善，货币政策、宏观审慎政策的逆周期，在一定程度上极大地降低了经济周期过度波动带来的负面作用。以 2020 年为例，受经济下行期、尤其是新冠肺炎疫情的冲击，制造业延期开工、投资需求回落、消费需求抑制。在这样的背景下，央行通过下发《关于发放专项再贷款支持防控新型冠状病毒感染的肺炎疫情有关事项的通知》《关于加大再贷款、再贴现支持力度促进有序复工复产的通知》等文件（表 3）、实施较宽松的货币政策等逆向操作，实现了中国经济在全球经济下滑背景下平稳过渡。

表 3 近年货币政策逆周期实践列举

时间	政策	内容
2020	《关于发放专项再贷款支持防控新型冠状病毒感染的肺炎疫情有关事项的通知》	向主要全国性银行和湖北等 10 个重点省(市)

	染的肺炎疫情有关事项的通知》	的部分地方法人银行提供总计 3000 亿元
	《关于加大再贷款、再贴现支持力度促进有序复工复产的通知》	增加再贷款再贴现专用额度 5000 亿元
	从 2020 年 7 月 1 日起下调支农再贷款、支小再贷款利率	调整后, 3 个月、6 个月和 1 年期支农再贷款、支小再贷款利率分别为 1.95%、2.15% 和 2.25%。同时, 下调再贴现利率 0.25 个百分点至 2%
	2020 年 4 月国务院常务会议	会议决定提高普惠金融考核权重至 10% 以上, 推动银行发挥考核指挥棒的导向作用; 将中小银行拨备覆盖率监管要求阶段性下调 20 个百分点, 减轻银行拨备计提压力
	《关于 2020 年推动小微企业金融服务“增量扩面、提质降本”有关工作的通知》	对 2020 年的小微指标作出了规定, 要求各银行业金融机构通过普惠金融有关监管、货币等倾斜政策获得的优惠要在内部定价和考核机制中体现, 确保政策红利传导到小微企业。对普惠金融领域贷款占比考核达标银行给予
	下调存款准备金率, 实施普惠金融定向降准	存款准备金率的优惠
2019	《关于 2019 年进一步提升小微企业金融服务质效的通知》	加强风险管理, 明确了“普惠型小微企业贷款不良率不高于各项贷款不良率 3 个百分点以内”的容忍度标准, 在制度建设和流程上对小微企业融资进行管控
	中国人民银行全面实施优化运用扶贫再贷款发放贷款定价机制工作	支持信贷投放, 降低融资成本
	《中国人民银行关于向中小银行提供流动性支持的通知》	增加再贴现额度、常备借贷便利额度, 加强对中小银行流动性支持
	下调存款准备金率, 开展定向中期借贷便利操作	以优惠利率为金融机构支持民营企业、小微企业提供长期稳定资金来源。
	“三档两优”存款准备金制度框架	梳理‘三档两优’框架, 更加简化了政策体系, 对金融机构的引导作用更明确, 操作性更强
	中国人民银行下调大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、非县域农村商业银行和外资银行人民币存款准备金率 0.5 个百分点	支持市场化、法治化“债转股”, 以及小微企业融资
2018	《关于加大支小再贷款再贴现支持力度 引导金融机构增加小微企业和民营企业信贷投放的通知》	增加再贷款和再贴现额度 1500 亿元
	临时流动性便利 (TLF) 操作	为现金投放量较大的几家大型商业银行提供临时流动性支持。
	存款准备金率调整	按照定向降准相关制度, 根据相关金融机构 2016 年度支持“三农”和小微企业考核结果, 动态调整金融机构存款准备金率
2017	建立“临时准备金动用安排 (CRA)”	凡符合宏观审慎经营要求、在现金投放中占比较高的全国性商业银行若存在临时流动性

		缺口，可使用不超过两个百分点的法定存款准备金，使用期限为 30 天。
	《关于调整个人住房贷款政策有关问题的通知》	在不实施“限购”措施的城市，下调个人住房贷款最低首付款比例
2016	普遍下调金融机构人民币存款准备金率 0.5 个百分点	保持金融体系流动性合理充裕
	下调存款准备金率、定向降准	加大对小微企业及“三农”等支持力度
	《关于在全国开展分支机构常备借贷便利操作的通知》	完善中央银行对中小金融机构提供流动性支持的渠道
2015	多次下调存贷款基准利率	在经济不景气时增加货币供应量，减少资金使用成本，促进经济增长

资料来源：根据中央人民银行官方公开资料整理得到

货币政策作为一种常用的宏观经济的调控方式，通过扩张或收缩总需求解决宏观经济过热过冷的问题，主要利用信贷及货币双渠道来提高对实体经济支持的精准性。随着中国经济已步入高质量发展阶段，国内外环境的巨变，货币政策的逆周期需要在金融周期与经济周期的错位前，及时稳妥作出反应：在经济上行期避免泡沫产生，在经济下行期避免风险上升。熨平经济运行中过度的周期性波动，并降低由此积累的系统性风险，是逆周期的主要目的。而货币政策的逆周期调控，在于央行等部门在客观判断宏观形势的基础上创新货币政策工具，通过灵活的逆方向调控、平滑信贷投放、引导货币信贷适度增长，实现总量调节，减缓经济波动。特别在经济下行期的逆周期操作，要及时投放资金、保持流动性需要、减少由于经济剧烈波动带来的潜在损失。因此，货币政策的逆周期调节对于防范金融风险、提高金融监管弹性和有效性，最终达到金融稳定的目的，具有重要的作用。

### （三）货币政策风险承担传导机制的金融稳定目标

在传统的货币政策传导机制中，货币政策主要依赖利率渠道、信贷渠道、资产价格渠道和汇率渠道对实体经济产生直接影响。为了修正不完善信贷市场对金融市场造成的扭曲，2008 年美国次贷危机后，金融稳定在一定程度上成为了中央银行的决策变量（Albulescu、Goyeau 和 Dominique, 2013），货币政策与通货膨胀之间的传导机制发生改变（Woodford, 2012）。Borio 和 Zhu（2008）提出了货币政策风险承担渠道的新的传导机制。由于银行风险承担渠道传导机制，货币政策在金融稳定方面并不是中性的，金融不稳定会损害银行信贷渠道进而影响货币政策的传导。由于存在信息不对称，宽松政策下过低的利率可能引起银行放松信贷标准，增强承担风险的意愿，进而催生了股市或房市资产价格泡沫和证券化信贷产品等金融创新行为，并导致金融机构承担越来越多的风险（李伏安、张嘉明和王鑫杰，2020）。因为，传统的货币需求函数和货币流通速度会因为金融创新带来的流动性变化变得不稳定



（巴曙松和朱元倩，2018），影响了货币政策调节宏观流动性的有效性，干扰了传统货币政策的传导机制（汤克明，2013）。此时，货币政策就无法同时兼顾到金融稳定的目标。若金融不稳定，不仅资产价格容易剧烈波动，影响实体企业融资成本和投资，而且不稳定的金融市场容易发生行业间资金错配，不利于实体经济发展，也难以实现货币政策的其它目标（徐家祭等，2020）。因此，为了加强宏观审慎管理，中央银行在货币稳定和金融稳定之间进行权衡时（葛奇，2016；马勇，2013），货币政策目标中应加入金融稳定的目标，即使不一定要赋予其相关任务（Tarullo，2014；Svensson，2012）。因为，货币政策规则需要在短期取向与长期取向之间作出权衡（Bolton 和 Huang，2018）。但无论如何，央行直接关注金融稳定目标在国际上基本已达成共识（Cukierman，2013）。

故以“金融稳定（安全）”为逻辑起点的目标，成为货币政策与金融监管协调的基础。而且，通过风险承担渠道，货币政策会对审慎政策的监管成效产生影响，反之亦然，监管政策也会反向作用于货币政策的执行效果（庞晓波和钱锟，2018）。

#### （四）货币政策对金融效率的影响

货币经济绝不能背离实体经济，不同国家对金融监管的目标应该是实现金融稳定还是实现金融效率尚有争论。探寻金融安全与金融效率的平衡成为避免金融市场治乱循环的良方。因此，金融稳定和金融效率的协调具有重要性（张晓燕和何德旭，2017）。监管的目的在于促进金融创新、提高金融效率、维护金融安全，将“金融稳定和金融效率”并重作为金融法的基本原则或者目标，平衡金融稳定和金融效率就成了金融法应有的价值目标。因此，金融监管的目标不仅仅应该是金融稳定，更应该是在金融稳定与安全基础上的金融效率的最优化，进而实现金融社会福利的最大化。监管程度的加强，监管成本将不断上升，监管过分严厉时，也将使得收益下降，而弹性的金融监管、多渠道监管会促进社会福利的增长、降低金融监管的成本。

货币政策在金融稳定目标的基础上，运用货币政策工具调节经济总量，为防范金融风险，实施逆周期的调节时，通过新的传导机制——风险承担渠道，对银行的风险承担及经营产生影响，以商业银行为代表的金融机构的经营效率反映了微观的金融效率，进而影响实体经济。简单来看，宽松的货币政策利于银行效率的提升（宋源和时丹丹，2019）。

中国企业以间接融资为主，居民储蓄比重高、贷款需求的价格弹性低，货币供给量的增加和利率水平的上升均会使商业银行效率提高。数量型和价格型的货币政策工具对商业银行效率的影响会受银行规模、资本状况、盈利能力和银行性质的制约（肖卫国和兰晓梅，2019），包括信贷规模控制、存款准备金率、央行票据发行在内的数量型货币政策工具，主要通过银

行信贷渠道影响银行效率,其中存款准备金率对效率的影响最为显著(何德旭和冯明,2019)。提高法定存款准备金率、减少央行票据会使得商业银行可贷资金规模萎缩,这相当于间接向银行征收储备税,从而降低银行资金的投入产出效率。市场化为代表的金融自由化改革对商业银行的效率的提高有促进作用,主要通过利率渠道而影响银行效率的价格型工具是当前货币政策工具转型的方向。作为资金价格的标的利率,如果使银行单位贷款收益增加,则意味着银行投入产出比高,也表明银行效率的提高。利率的调整也会间接影响到债券、股票、房地产等资产的价格从而使得企业和居民的资产负债表发生变动,进而影响到其信贷可得性以及银行的资产质量和风险承担,最终对银行经营效率产生影响。

综上,货币政策通过银行风险承担传导机制对以银行为代表的微观金融效率产生重要影响,也是在宏观调控经济中不可忽视的重要因素。货币政策与金融监管的协调过程中要考虑金融效率的问题,金融稳定是金融监管的首要,但金融效率是金融监管的终极目标。

### 三、构建金融监管与货币政策协调运行机制

2008年国际金融危机后,促进经济总量增长,防范风险,构建逆周期,维持金融稳定,成为新形势下的主要目标。为此,提出构建金融监管与货币政策协同发展新格局的若干建议。

#### (一) 加快完善宏观审慎政策框架,构建协同发展新机制

在复杂多变的国内外发展环境中,完善中国宏观审慎政策的总体设计和治理机制,关乎中国金融体系的韧性和稳健性。全面加强宏观审慎管理、健全审慎监管机制,是金融创新时代金融发展的安全保障。

(1) 确立“金融稳定和金融效率”并重的监管原则。设计一国的金融监管体制必须基于监管目标来考虑(吴晓求,2017)。推动金融高质量发展、深化供给侧结构性改革,必须确立“金融稳定和金融效率”并重的监管原则。在确保金融稳定安全的同时、提高金融效率需要各方合力,持续激发经济内生动力,加快构建金融有效服务实体经济的机制,从而助推经济转型和结构调整、构建新发展格局。提高经济发展的质效,要打造优胜劣汰的良好市场生态。在直接融资端,要抓住落实新证券法这一契机,持续推进注册制改革、健全资本市场退市机制,拓宽上市企业直接融资渠道,提高上市公司质量。在间接融资方面,坚持共惠发展,商业银行要加大金融对小微企业、民营企业、绿色发展的金融支持力度,强化普惠金融服务,增强实体经济的发展后劲,维护金融稳定的同时增强产业链供应链自主可控能力。为充分发挥国有经济在国民经济体系中的战略支撑作用,积极支持国有企业深化改革和结构调整,通过商业银行的全景化服务做大产业金融。完善金融产品体系,推动个性化、差异化、

定制化的产品开发体系，有效满足市场需求，推进需求侧管理，形成需求牵引供给、供给创造需求的更高水平动态平衡，提升国民经济体系整体效能的同时夯实经济内循环的主要根基。

(2) 加强系统性金融风险监测评估，分步推动建立宏观审慎压力测试体系。目前宏观审慎缺少功能监管工具，微观审慎监管处在分割状态。因此，加强重点领域宏观审慎管理工作，继续不断丰富宏观审慎政策工具箱并制定工具启用、校准和退出机制。强化系统重要性银行监管，建立系统重要性保险机构、证券机构等宏观审慎管理框架，有序开展金融控股公司准入管理和持续监管。不断完善各类金融机构和具有融资功能的非金融机构的日常检测，高度重视跨市场金融风险的监测、评估和防范，重点探索建立系统性风险监管检测预警和早期干预机制；学习借鉴国际先进经验，分步推动建立宏观审慎压力测试体系，全面监测和评估中国系统性金融风险；建立口径全、精度高、时效性强的数据收集框架，对金融机构、金融基础设施和金融活动形成“全覆盖”统计，加强中央和地方、各部门之间的数据共享、信息交流；针对金融产品相继违约、金融机构破产退出、市场功能丧失等行为制定好恢复和处置机制。

(3) 加快建立新业态领域宏观审慎管理框架。当前传统风险代表的存量风险正在有效化解，而非传统风险为代表的增量风险，表现为具有复杂性和外溢性等特征的新型“大而不能倒”风险，成为未来宏观审慎政策治理的方向之一。少数大型科技公司在小额支付市场占据主导地位，往往利用数据垄断优势，阻碍公平竞争，跨界混业经营，涉及广大公众利益，具备重要金融基础设施的特征，且游离于监管之外。相对于传统金融机构而言，平台公司、数据公司、科技公司所代表的新业态在成本控制、质效提升上有其独特优势。但对于新业态的监管在包容、鼓励创新的原则下更需要审慎监管。在积极推动政企数据共享机制的建设、优化经济治理基础数据库的同时，不断完善审慎监管，以利于金融有序、良性、安全发展。

## (二) 强化货币政策跨周期设计，助推金融稳定

中国在“三期叠加”的复杂阶段，经济下行压力依旧存在，既要熨平短期的经济波动，又要考量未来中长期结构性和趋势性变化。灵活精准的稳健货币政策可以为市场主体提供充足的市场流动性，同时有效降低企业融资成本，形成合理适度的市场环境。

(1) 完善货币供应调控机制。根据市场流动性需求投放货币，保证货币政策调控科学合理有效，以现代化的货币管理促进经济高质量发展；通过优化货币政策引导资源配置，提高全要素生产率，有效促进要素资源在国内大市场中得到充分流动；以继续深化利率市场化改革为抓手，疏通货币政策传导机制、健全利率走廊机制、引导市场利率围绕央行政策利率

为中枢波动；根据市场需求设计和创新政策工具，丰富货币政策工具箱，充分发挥价格型货币政策工具的作用。在实现不同类型的财政政策、货币政策、汇率政策、支出转移政策以及一系列的产业政策的相互搭配、谋求整个政策配合效用最大化的过程中，以货币政策的跨周期设计助推金融稳定下的金融发展。

(2) 充分发挥中央银行最后贷款人职能。央行最后贷款人职能是稳定金融体系的“安全垫”，央行发挥最后贷款人职能要经过严格的评估，判断问题机构是否可能引发系统性风险。要加快存款保险基金体系的完善，承接金融机构市场化退出，减轻央行最后贷款人压力，避免发生挤兑风险，为化解系统性风险发挥积极作用；注重最后贷款人过度援助引起的道德风险问题和逆向选择问题，通过征收高利率的罚款、严格的事后披露制度加以警戒；最后贷款人职能要与对金融业的事前、事中监管相结合，完善市场准入负面清单制度的同时要加强市场准入的严监管，对市场内现有银行经营持续性监管，保证金融机构个体的健康发展才能减轻最后贷款人的压力和责任。

(3) 继续健全完善存款保险制度。探索和完善更加有效的金融机构处置和市场化退出机制，有效发挥存款保险早期纠正和风险处置平台功能；持续关注金融机构道德风险情况，对不同风险级别的金融机构采用不同费率机制，提升费率与风险匹配程度，促进金融机构的健康发展；各金融机构抓住央行授权参加存款保险的金融机构使用存款保险标识这一契机，推进存款保险宣传，提高居民对存款保险的认同度，稳固存款保险在居民金融服务中的重要性，构建可持续发展的金融生态。

### (三) 推进金融安全法治建设，促进金融治理现代化

2017 年首次提出的“健全货币政策和宏观审慎政策的双支柱调控框架”已成为当前金融稳定的重要宏观调控政策。而作为法律重要的配套制度，“货币政策、宏观审慎政策”可以克服法律本身所固有的滞后性，也是未来金融稳定的新准则，将在很长一段时间影响金融监管领域，并指导金融监管机制的运行。

(1) 实现有效的货币政策的跨周期设计，需要法治化的顶层设计。从长远来看，货币政策、宏观审慎政策并不能“代行”金融监管的职能，如何将货币政策与宏观审慎政策协调规制金融风险的问题，提高金融服务质效，并上升为具有法律属性的制度规定，弥补政府规制与市场约束的失灵，构建可行的金融监管法律制度，侧重于金融监管法制的独立性，避免金融监管的“外壳化”，更好地推动高质量发展下金融监管应有的职能和作用，完善现代金融监管体系，是亟需、亟待思考解决的难题。

(2) 透明度监管是金融创新的加速器，提高透明度监管是当前金融监管中的重中之重。

资管市场上大量出现的具有跨市场、跨领域和跨功能属性的交叉性金融产品，加大了金融监管的难度，尽管监管规则也在试图囊括新型问题，但由于监管规则制定、出台到最终落实存在的时滞效应，难以有效发挥作用。因此，加快制定交叉性金融产品监管规则，在监管过程中体现风险穿透性原则，提高监管透明度，进一步加强信息披露；在监管手段上要坚持创新与务实相结合，加强薄弱环节金融监管制度建设，提升监管效率，消除监管空白；同时，明确不同级次的监管责任划分、制度性安排，明确监管主体，落实监管责任；加快建立“吹哨人”、内部举报人等制度，发挥社会监督作用。

(3) 完善金融全覆盖一致性监管制度体系。在引导平台等新经济有序竞争、实施有差别的监管、推动行业自律和企业自治作用等柔性管理方式的同时，监管部门必须守住底线，规范经营者行为，对可能演化成系统性风险的金融风险要延续严监管态势，对以包容为名从事违法行为要严加惩处，牢牢守住金融科技的风险底线，坚决整治各种金融乱象，严厉打击滥用资本规模、不当掠夺资源、过度集中无序财富、漠视市场规则、破坏市场竞争机制等市场乱象；健全金融消费者保护基本制度，加强市场参与主体公平竞争意识，保护消费者的利益，提高经济发展的效率，实现对所有金融活动的全覆盖和一致性监管。

## 【参考文献】

- [1] 巴曙松、朱元倩:《从货币政策和金融监管的协调看系统性风险防范》,《国家治理》2018年第36期。
- [2] 程炼:《对宏观审慎政策的再思考》,《银行家》2018年第10期。
- [3] 葛奇:《金融稳定与央行货币政策目标——对“杰克逊霍尔共识”的再认识》,《国际金融研究》2016年第6期。
- [4] 何德旭、冯明:《新中国货币政策框架70年:变迁与转型》,《财贸经济》2019年第9期。
- [5] 李伏安、张嘉明、王鑫杰:《货币政策的银行风险承担渠道及其异质性测度》,《新金融评论》2020年第1期。
- [6] 马勇:《基于金融稳定的货币政策框架:理论与实证分析》,《国际金融研究》2013年第1期。
- [7] 庞晓波、钱锟:《货币政策、流动性监管与银行风险承担》,《金融论坛》2018年第1期。
- [8] 宋晓燕:《论有效金融监管制度之构建》,《东方法学》2020年第2期。
- [9] 宋源、时丹丹:《货币政策、同业业务与上市银行效率——基于中国40家上市银行面板数据的实证研究》,《哈尔滨商业大学学报(社会科学版)》2019年第3期。
- [10] 汤克明:《影子银行体系发展及其对货币政策传导机制的影响》,《武汉金融》2013年第3期。
- [11] 吴晓求:《中国金融监管改革:逻辑与选择》,《财贸经济》2017年第7期。
- [12] 肖卫国、兰晓梅:《影子银行对我国货币供给及传统信贷的影响——从信用货币创造到央行升级宏观审慎管理》,《湖北社会科学》2019年第2期。
- [13] 徐家祭、包顿、郑娇艳、闫振坤:《货币政策、金融稳定与实体经济发展》,《商业经济研究》2020年第9期。
- [14] 张晓燕,何德旭:《系统重要性银行外部性:基于法学视角的分析》,《金融评论》2017年第1期。
- [15] 左伟、朱元倩、巴曙松:《金融监管、流动性约束与货币政策效果——基于DSGE模型的实证研究》,《金融论坛》2018年第4期。
- [16] Agenor P.R. and Silva L.A.P.D., Macroeconomic stability, financial stability, and monetary policy rules. *International Finance*, Vol.15, No.2, 2012.
- [17] Akinci O. and Olmstead-Rumsey J., How effective are macroprudential policies? An empirical investigation. *Journal Of Financial Intermediation*, Vol.33, No.C, 2018.
- [18] Albulescu C.T., Goyeau D. and Dominique P., Financial instability and ECB monetary policy. *Economics Bulletin*, Vol.33, No.1, 2013.
- [19] Allen F. and Gale D., Bubbles crises and policy. *Oxford Review Of Economic Policy*, Vol.15, No.3, 1999.
- [20] Bachmann R. and Rueth S., Systematic monetary policy and the macroeconomic effects of shifts in loan-to-value ratios. *CEPR Discussion Paper*, No.12024, 2017.
- [21] Borio C. and Zhu H., *BIS Working Papers No 268*. Boris Hofmann, Vol.68, No.3, 2008.
- [22] Bolton P. and Freixas X., Corporate finance and the monetary transmission mechanism. *Review Of Financial Studies*, Vol.19, No.3, 2006.
- [23] Bolton P. and Huang H., The capital structure of nations. *Review Of Finance*, Vol.22, No.1, 2018.
- [24] Cukierman H.L., Computer technology in Brazil: From protectionism and national sovereignty to

globalization and market competitiveness. *Information & Culture*, Vol.48, No.4, 2013.

[25] De Paoli B. and Paustian M., Coordinating monetary and macroprudential policies. *Journal Of Money, Credit And Banking*, Vol.49, No.2-3, 2017.

[26] Igan D.O. and Kang H., Do loan-to-value and debt-to-income limits work? Evidence from Korea. *IMF Working Papers*, No.11/297, 2011.

[27] Kuttner K.N. and Shim I., Can non-interest rate policies stabilize housing markets? Evidence from a panel of 57 economies. *Journal Of Financial Stability*, Vol.26, No.C, 2016.

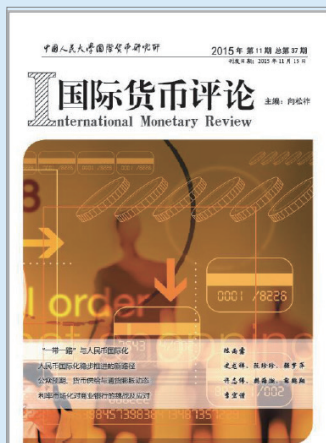
[28] Mishkin F.S., Understanding financial crises: A developing country perspective. *NBER Working Paper*, No.5600, 1996.

[29] Svensson L.E.O., Comment on Michael Woodford, "Inflation targeting and financial stability". *Sveriges Riksbank Economic Review*, No.1, 2012.

[30] Tarullo D.K., Monetary policy and financial stability: A speech at the 30th Annual National Association for Business Economics Economic Policy Conference, Arlington, Virginia, February 25, 2014. *Speech 793, Board Of Governors Of The Federal Reserve System (U.S.)*, 2014.

[31] Woodford M., Inflation targeting and financial stability. *Nber Working Papers*, Vol.52, No.35, 2012.

## 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](mailto: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

1937



**HDFH**  
瀚信网



Global FinTech Lab  
全球金融科技实验室

**HDFH**  
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN  
金融联盟链



扫码关注