

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：张 杰

金融开放首先是人民币国际化

国内外黄金市场价格间的联动关系稳定吗

互联网重塑中国经济地理格局：微观机制与宏观效应

多元调控、立场识别和货币政策传导机制

零利率下限约束、宏观经济波动与混合型货币政策框架

吴晓求

王聪、焦瑾璞

安同良、杨晨

刘红忠、童小龙、张卫平

杨源源、于津平、高洁超

**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）

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

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：黄辉煌

栏目编辑：颜子惠

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.org.cn](http://www.imi.org.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.org.cn/>

# 目 录

## 【卷 首】

金融开放首先是人民币国际化 ————— 吴晓求 01

国内外黄金市场价格间的联动关系稳定吗

——基于外部冲击视角的分析 ————— 王聪、焦瑾璞 04

互联网重塑中国经济地理格局：

微观机制与宏观效应 ————— 安同良、杨晨 22

多元调控、立场识别和货币政策传导机制 ————— 刘红忠、童小龙、张卫平 43

零利率下限约束、宏观经济波动与混合型货币政策框架 ————— 杨源源、于津平、高洁超 70

“一带一路”的研究现状评估 ————— 李向阳 88

金融监管有效性及国际比较 ————— 王勋、黄益平、陶坤玉 105

# 金融开放首先是人民币国际化

吴晓求<sup>1</sup>

新冠肺炎疫情对中国市场和中国经济带来了非常严重的影响。我看到国家统计局、发改委发布的前两个月中国经济运行报告，我们要实事求是地看到疫情对中国经济所带来的严重影响。

从长期看，我们必须着力于改革、开放和发展。我们必须着眼于未来。我们通过这次疫情的暴发，来思考我们过去哪些方面做得不够，要改善哪些方面。人们总说多难兴邦，这个说法有个前提，就是灾难过后人们会反思，会痛定思痛。反思的结果就是改革，就是调整规则、政策、制度。

金融改革、开放和发展的重点在哪里？

## 一、中国金融改革的重点

金融是现代经济的核心和命脉。金融不好，服务于实体经济的效率就会低。为什么我们要重视金融的改革和发展？因为它是现代经济的核心，是现代经济的发动机。如果金融是落后的、传统的，经济就难以前行。中国经济的规模现在是100万亿元，这么庞大的经济体，需要一个特别强大的发动机和特别强大的心脏。中国经济的心脏和发动机是什么？一是科技，通过科技的进步和力量改变中国经济结构和竞争力。另一个就是金融的力量。

中国金融改革的重点，就是要着力推进市场化。市场化改革的核心是什么？是要大力发展金融市场、资本市场，要让市场在资源配置中发挥决定性作用。这不仅仅是个口号，必须实实在在地体现在金融改革的实践上。

推进金融的市场化改革，也是基于金融脱媒力量。脱媒指什么？是指金融的活动，绕开金融机构通过市场来完成。这种趋势就是金融的脱媒趋势。金融脱媒对一个国家金融结构的改善、金融效率的提高、金融风险的分散至关重要。我们很多人没有意识到金融市场化的巨大价值，他们总是说金融机构特别重要，实际上市场的力量比机构的力量要大得多。总体上看，中国进入到一个小康社会，虽然距发达国家的标准还有一段距离，但中国已经是一个中等收入偏上的国家。所以居民收入提高之后，扣除现期消费，有一部分是要投资的。投到哪里去？不要投到房地产上去，要投到金融市场。所以，金融市场特别是资本市场就要进行改革。市场表现这么差，市场的上市公司质量这么差，让大家来投资是不可能的。成长性这么差的上市公司和资本市场，怎么可能建成全球新的国际金融中心？这就要求我们改革资本市场制度、规则 and 标准，

---

<sup>1</sup> 吴晓求，中国人民大学副校长

要让那些有成长性的企业，成为上市公司的主体。

我看到，今年3月1日修订后的《中华人民共和国证券法》实施，是一个巨大进步，这包括发行制度的改革、发行定价的改革、上市公司标准的选取，都作了重大调整。我们过去对上市公司的选取是很重视其历史的，重视历史上的辉煌，重视现在的状况，唯独不重视它未来的成长。

从核准制到注册制的改革，一个非常重要的内容就是要重视上市公司的成长性，重视企业的未来，那种非常硬化的财务标准被淡化了。以前企业不盈利是不能上市的，盈利少了也不能上市，现在我们把这个标准做到弹性处理。这样做的目的是什么？目的就是要让市场有成长性，有了成长性，老百姓有了钱才会投到市场上，才不会把所有的钱都去买房子或存入银行。说实话，如果一个国家居民的财富都是通过房子的多少来表现，只能说明这个国家的金融体系是落后的。

这就是市场化的改革，核心是要推进资本市场的发展。我们没有发达、健康、有成长性的市场，就很难构建现代金融体系。这个现代金融体系是市场化的，是以市场为主导的，资本市场发挥着非常重要的作用。这是第一个我们要做的改革。

## 二、中国金融的国际化不能停

2008年金融危机出现之后，从一定意义上看，中国金融国际化步伐有所放缓。有一些学者认为，2008年金融危机主要是国际化程度太高。我始终不赞同这个看法。封闭难道就一定能消灭危机？开放是风险分散最好的一种机制，现在中国金融的开放变得特别重要。开放主要通过三条路径来展开。

一是要着力推进人民币国际化。当前的重点是经济要恢复起来，但从长远战略目标来看，中国金融的开放、人民币的国际化，还是要必须推进的。在开放的模式上，我们碰到一些需要解决的理论难题，不要以为说开放就可以开放，其需要解决一些理论上的认识，做出开放模式上的选择。

金融开放，意味着人民币是可自由兑换的，汇率的形成是高度市场化的，那意味着什么？意味着汇率可能会处在一个相对波动的状态。

我认为，从模式选择上看，我们可以放弃硬化的汇率稳定机制，我们要着力推动汇率完全由市场来决定，推动资本的自由流动，这与我们构建国际金融中心的目标是完全匹配的。我们不要惧怕金融的开放，只要在相同的条件下，相同的准则面前，我们根本不惧怕与任何人竞争，加入WTO就是一个例证。在加入WTO之前，学界有不少人认为如果加入WTO，中国传统工业就会遭到灭顶之灾。这种言论在2001年之前是有的，加入WTO之后，可以看到中国经济的增长是真正的增长，在开放中推动了中国的经济增长，在开放中中国有了国际顶级企业，有了伟大的

企业，华为就是个案例。华为之所以成为伟大的企业，是因为它在国际市场中竞争。封闭不可能成就伟大的企业，封闭也不可能成为伟大的国家，这就是金融开放的巨大价值。金融开放是经济领域剩下的最艰难的一个开放。

当然我们要把很多困难想到，把风险研究透。开放之后，受外部的影响会比封闭时要大得多，但是两者相较我们要选择其中对我们更有利的制度。我不认为，金融开放之后，人民币会有多大风险。

我和中国人民大学的同事，花了很长时间研究大国和新兴国家金融开放后的不同走向。研究的结论是，大国金融开放后，本国货币本身没有出现危机的状态。新兴经济体像东南亚一些国家，的确出现了本币的大幅度贬值，甚至包括俄罗斯也出现了类似情况。但是像日本这样的经济大国，没有看到开放后出现了本币危机的状态。我相信，中国经济的竞争力、中国经济的规模以及中国经济的韧性，可以较好地吸收开放后可能引发的一些风险。所以推动中国金融的开放，必须从理论上做深度研究，我们才有自信，否则的话，在黑暗中前行是会出问题的。我们要知道开放的目标是什么？开放过程中我们可能会碰到哪些问题？可以通过国别研究、案例研究，找到一些可供参考的经验。中国虽然有自己的国情，但在金融开放中所出现的情况在一些国家还是能找到一些蛛丝马迹。中国金融开放的重要目标，首先是人民币的国际化。

二是中国金融市场的开放。外国投资者在中国资本市场占比约在3%—4%之间，这与中国的国际地位不匹配，是因为中国的金融体系没有完全开放。这个比例与其他大国相比较是很低的。在资本市场开放过程中，中国市场的外国投资者占比应该逐步提升。如果中国市场成为国际金融中心的话，我想其占比应该在15%左右，这与美国市场上的外国投资者占比相当。伦敦市场和东京市场的比例要高得多，超过40%。中国是个大国，本国的投资者、本国的资本是主要的，如果有15%的占比意味着开放度已经很高了。一直以来，我们为开放资本市场做了很多政策安排，包括取消QFII和RQFII的额度，取消深港通、沪港通的额度限制，同时也在研究沪伦通的政策安排。这些都是在为未来中国资本市场的开放做预备。

中国的金融开放走了第三条道路，就是金融机构的开放，这是我国目前金融开放实施的重点。从今年开始，外国金融机构和外国资本在中国投资或设立金融机构已经没有股权限制了。以前有20%和49%两个不同阶段的股权限制，现在我们已经放开控股权了。中国在金融机构的开放上，步伐是比较快的。

中国金融和资本市场虽然还处在一个探索期，有时可能还是迷茫期，但是对中国金融和资本市场的未来还是要有信心，我们有能力克服当前的困难。改革开放以来，我们遇到了很多困难，我们都能逢河搭桥、逢山开路。目前这种市场状况，我相信能够渡过。有的投资人现在可能损失很大，要相信我们很快进入黎明。我们共同携手，推动中国资本市场的健康发展，推动中国金融的改革，推动中国经济的持续稳定增长。

# 国内外黄金市场价格间的联动关系稳定吗？<sup>1</sup>

## ——基于外部冲击视角的分析

王聪<sup>2</sup> 焦瑾璞<sup>3</sup>

**【摘要】**在全球金融市场不断开放和融合的大背景下，黄金市场不但与外部市场频繁互动，其系统内部的联动关系也变得极为多元和复杂，黄金市场间的价格联动反映了信息和风险的传递过程。黄金价格通常会受到外部因素干扰而产生波动，但市场间的联动关系是否会因此而改变是值得研究和讨论的。黄金市场功能的有效性及其稳固的市场关系是投资者利用全球黄金市场进行对冲和避险的先决条件，同时也关系到整个金融市场的稳定性。本文将研究重点聚焦于黄金市场内部，在研究中外各主要黄金市场间相关性和波动溢出效应的同时引入外部冲击以检验不同因素对黄金期、现货市场间联动关系的影响从而探讨国内外黄金市场间价格联动的稳定性问题。结果表明：中国与全球主要黄金期、现货市场间整体上保持了正相关关系，同时与各主要黄金市场间均存在波动溢出效应。在一般市场条件下，外部冲击并没有显著改变中国与全球主要黄金期货、现货市场间的联动关系，表明黄金市场内部的价格联动具有较强的稳定性。

**【关键词】**黄金；市场联动；波动溢出；市场风险；GARCH 模型

### 一、引言

黄金具有商品、货币及金融三大属性，黄金市场在不断变化和发展中成为高速发展的全球化金融市场的重要组成部分。布雷顿森林体系瓦解后黄金市场开始为全球金融市场提供风险对冲（Hedge）、投资组合多样化（Portfolio Diversifier）以及“避风港”（Safe Haven）功能。后金融危机时代，黄金市场的地位和功能愈发突出，期现货及衍生品市场发展十分迅速。政治及经济环境存在的诸多不确定性所引出的避险需求，例如欧债危机、英国脱欧以及中美贸易摩擦等事件使得金融市场的避险情绪高涨，与此同时，全球黄金现货、ETF、期货、期权发展迅速，为市场参与者提供了多元化的投资产品，满足了市场需求，黄金市场得到了空前的关注。

全球黄金市场在快速发展中形成了“消费在东（方），定价在西（方）”的不合理格局（焦瑾璞，2016）。中国和印度占据着黄金实物消费和需求的大部分市场份额；日本、迪拜、土耳其、泰国、俄罗斯等黄金市场快速发展；美国和英国黄金市场对黄金定价有着绝对影响力。这种定

<sup>1</sup> 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，编号 IMI Working Paper No.2001

<sup>2</sup> 王聪，中国农业大学经济管理学院

<sup>3</sup> 焦瑾璞，中国人民大学国际货币研究所学术委员，上海黄金交易所理事长

价与消费分离的市场格局会通过不同市场间价格的变化和信息的传递从而直接影响黄金市场的风险水平。不仅如此，由于黄金属性的多样化，黄金市场与其他金融市场间也存在着多重相关性(Iqbal,2017)，这也会使外部市场冲击通过影响黄金价格从而对黄金市场间的相关性造成影响。因此，黄金市场的内部联动以及外部因素对其内部联动结构的影响直接关系到黄金市场本身应对风险的能力以及其市场功能有效性的发挥。明确本国黄金市场的地位及与各主要市场的关系从而保护好本国黄金市场免受外部冲击和降低系统性风险并进一步发挥黄金市场的特殊功能是值得重点关注和研究的问题。

## 二、相关理论及文献综述

### （一）市场联动机制与黄金市场联动

理论上对市场联动现象的解释主要基于经济基础假说（Economic Fundamental Hypothesis）和市场传染假说（Market Contagion Hypothesis）。经济基础假说将投资者是理性人作为基本假设，宏观经济或市场基本面的变化会对全球市场产生影响从而紧密不同市场间的关系。比如宏观经济和市场基本面的变化使得不同国家的股市之间产生了关联性，市场流动性可以影响大宗商品与股票市场间的相关性，经济不确定性会对黄金和美元之间的关系产生直接影响（Adler and Dumas, 1983；胡聪慧和刘学良，2017；Zhou et al.,2018）。市场传染假说则认为基于宏观经济和市场基本面的分析不足以完全解释市场联动产生的原因，市场联动也会受到突发事件、金融危机以及投资者情绪等因素的影响，当一个市场本身的收益及风险水平受到某种因素的影响而发生变化时，这种波动也会传递到与之相关的市场中从而形成传染效应（Connolly and Wang, 1999；杨飞，2014）。马丹等（2016）的研究结果表明在危机爆发时上证市场不同板块之间存在非对称的传染效应。Wang et al.（2019）的研究认为黄金对白银、铂金和钯金具有单向的风险传染效应而铂金对黄金和白银的传染效应则较小。

由于黄金本身存在着多重属性，黄金市场内部以及黄金市场与其他金融市场间的联动关系也会受到诸多因素的影响。在金本位时期，黄金流动受制于黄金输送点的变化，而黄金输送点经常受到当时国际贸易、市场套利、政府干预、地缘政治和战争等因素的影响（Spiller and Wood, 1988；Canjels et al., 2004；徐荟竹等，2013），这种基本面的干扰也直接反应在了金平价（Gold Parity）的波动上。布雷顿森林体系的瓦解宣告了金本位制度的终结与信用货币体系时代的开始，黄金现货、期货及衍生品市场的建立极大的丰富了黄金的金融属性（陈炳才，2003），不同国家和地区之间黄金价格的变化不但受到基本供需关系的影响，外部干扰、市场套利等因素也会对市场价格产生冲击，与此同时，全球黄金期、现货以及相关衍生品市场的不断互动和融合也紧密了全球黄金价格之间的联系（Qureshi et al., 2018；Schweikert, 2018）。因此，当前条件下黄金市场间的联动关系是多变的，联动的机制也是多元化的，市场间信息的传递以及风险的溢出

是多种因素联合作用的结果。

## （二）期货与现货市场的关联性与差异性

关于期货与现货价格的关系问题已有较多研究和讨论。其中，多数观点认为期货价格是市场信息和投资者预期的充分反映，期货市场相对于现货市场具有较低的交易费用、较高的流动性和透明度以及良好的风险对冲功能，对市场信息的反应能力更强，因此，期货市场是有效市场并能够通过其价格发现功能来降低现货市场价格的波动。与期货市场相比，现货市场是即期市场，现货价格则是当期以及某一时刻市场上供需关系、信息传递和风险水平等因素的集中体现（Fama,1970；Ruan et al., 2016；Jena, 2019a）。因此，从期现货价格的形成机制上来说，现货市场是即期市场，期货市场是远期市场。现货价格主要受到市场供需关系的影响，期货价格除了受到供需因素的影响外，由于期货市场具有价格发现和套期保值功能，投机、套利以及市场预期也是引起期货价格波动的重要因素。

在黄金期现货市场中，黄金期货和现货价格之间本身存在着一般性的引导关系。根据以往研究，在国际市场中，美国 COMEX 黄金期货合约占据着价格发现的主导地位并引导着全球其他黄金期现货市场（Chang, 2013）。但是，从市场结构来讲，黄金期货和现货市场是截然不同的两类市场。不仅是价格形成的机制有所区别，其服务的主体、市场参与者和市场需求也有很大差异。在黄金现货市场的交易中，大多数市场参与者为产用金企业和金融机构，需求主要来自于市场中的首饰消费或医疗、高科技制造等实物需求。而在期货市场中，除了产用金企业和金融机构利用期货合约进行套期保值外，套利、投机和投资组合多样化配置也会影响到黄金期货价格的波动。除此以外，从服务对象和流动性方面来说，黄金现货交易更多的服务于本国和本地市场，交割量较大；而黄金期货合约由于存在交割期限，可在到期日前平仓，灵活的交易方式和流动性使得黄金期货市场的参与主体更加多元化。

综上所述，在对国内外黄金期货及现货市场联动关系的研究中，将期货和现货市场分开讨论是非常必要的。一方面是因为黄金期现货市场的结构和属性有所差异，其价格中所包含的信息并不一致；另一方面在于虽然黄金期现货价格之间存在引导关系，但从市场需求、参与主体和流动性的角度来讲，黄金期货和现货市场并不完全重叠；最后，当外部市场和环境发生变化时，黄金期货及现货价格所受到的影响不同于市场关系或联动性所受到的冲击，价格之间的稳定联动也是黄金市场避险属性的重要体现。

## （三）文献综述

国内外学者对黄金市场联动问题的研究主要集中于分析黄金市场与不同类型金融市场间的联动以及黄金市场的内部联动问题。在此基础上，近年来部分学者开始关注外部因素与市场联动的关系，但相关文献主要集中在证券市场，关于其他金融市场的研究并不多见。

从黄金市场与外部金融市场的联动来看，商品市场、货币市场以及证券市场与黄金市场间的联系较为紧密。国外学者在此方面的研究更为广泛和深入，比如诸多研究考察了黄金市场与

白银市场、铜市场、原油市场等不同的贵金属或金属商品市场之间的联动性问题，从研究结论来看，黄金与这些商品市场之间存在多种联动的形式以及不同程度的波动溢出效应（Lau et al., 2017；刘炳越等，2018；Chen and Xu, 2019）。由于国际上多数黄金期货及现货合约均以美元计价，黄金与美元的关系也是学者们最为关注的。大多数研究结论认为美元汇率和国际金价之间存在长期的反向关系，黄金具有对冲美元汇率风险的功能，美元的变动会在长短期通过不同渠道对金价产生影响（金蕾和年四伍，2011；Reboredo, 2013；安辉等，2016；Mo et al., 2018）。与此同时，也有学者将黄金与美元的关系进一步扩展到黄金与不同货币之间的关系进行研究，结果表明在不同的市场条件下黄金与多种货币均有联动且表现出一定的避险作用（Beckmann et al., 2015，潘婉彬和熊欣慰，2017，Belasen and Demirel, 2019）。此外，通过对黄金市场与证券市场间联动关系的研究发现黄金对发达国家、金砖国家以及发展中国家的股票市场在不同时段和市场条件下所展现的避险和对冲能力是有差异的（郭彦峰和肖倬，2009；Baur and McDermott, 2010；Gurgun and Unalmis, 2014；尹力博和柳依依，2015；Chen and Wang, 2019）。

对于黄金市场内部的联动问题，Chang et al.（2013）检验了伦敦、纽约、日本、香港和台湾五个国家和地区黄金市场间的价格联动性，结果发现纽约市场在其中处于引导地位。刘飞等（2013）分析了中国黄金期货定价影响力及期现货之间价格的引导关系问题，结果显示中国黄金期现货市场间存在双向引导关系且期货对现货价格引导更多。Yurdakul and Sefa（2015）的研究发现伦敦金银市场协会（LBMA）的黄金定盘价对土耳其黄金价格最具影响力。类似的研究还有 Ruan et al.（2016）、Das et al.（2018）等。由于市场的发展以及选用的样本和研究方法的不同，学者们对黄金期现货市场间价格引导关系、黄金期货市场间的联动关系等研究也得出了不同的结论（杨军战，2014；Jena, 2018b）。相关的研究还有祝合良和许贵阳（2010）、李红霞等（2012），王聪和刘晨（2017），他们的研究结论说明了黄金市场内部的关系并不是稳定不变的，同时也提出了黄金市场内部所存在的系统性风险问题。

近年来，在关于金融市场联动问题的研究中，部分学者开始从外部冲击的视角来考察市场间联动关系的变化。目前来看，这方面的研究主要聚焦于证券市场，关于其他市场的研究并不多，李广众等（2014）从宏观的角度研究了贸易联系、金融一体化程度与股市收益率联动性之间的关系。Oztek and Ocal（2017）检验了商品市场金融化和金融危机对商品和股票市场联动性的影响。Kocaarslan et al.（2017）引入了金融危机、石油及黄金价格这样的外部因素实证检验了外部冲击对美国及金砖国家证券市场联动关系的影响。Lin et al.（2018）的研究发现黄金市场内部的价格联动会产生不同程度的冲击效应，而伦敦与纽约黄金市场间的关系最为稳固。从研究结果来看，商品市场以及股票市场之间的相关性容易受到外部市场和因素的冲击。

综上所述，本文的贡献主要有三点。首先，进一步拓展了关于黄金市场内部联动问题研究的不足。以往文献大多关注于黄金市场与其他金融市场间的联动关系，但少有研究将重点放在

黄金市场内部并对期现货市场分类研究。其次，以外部冲击的视角来检验中外黄金市场间价格的稳定关系从而解释黄金市场具备避险与对冲等市场功能的原因，这是不同于前人研究的新视角。当外部因素对黄金价格产生干扰时，这种冲击并不能显著影响到黄金市场间的关联性，所以投资者依然可以利用全球黄金市场进行有效的避险而不必过分担心黄金市场的内部风险。最后，本文选用后金融危机时代全球八个最主要的黄金市场的期现货主力合约作为样本，样本区间涵盖了多种市场状态并通过稳健性检验使得研究结论更具全面性和可靠性。

### 三、数据及研究方法

#### （一）数据选取及描述性统计结果

为了能够全面分析中国黄金期、现货市场与国际黄金期、现货市场间的联动关系且保持样本数据的一致性，同样考虑到不同国家黄金期现货合约上市交易的时间、交易活跃度以及国际金融危机的影响（张兵等，2010；张程和范立夫，2017），本文选取了2011年1月3日至2018年6月18日的中国（SGE、SHFE）、美国（COMEX）、英国（LBMA）、瑞士（Zurich）、印度（MCX）、日本（TOCOM）、迪拜（DGCX）、泰国（TFEX）共8个国家的黄金期、现货主力合约进行研究<sup>3</sup>。在整个样本区间内，黄金价格经历了大幅的上涨、下跌以及不同程度的震荡行情，因此选用此时间段有助于全面分析在不同市场状态下中外黄金市场间的联动关系<sup>3</sup>。在此基础上，为了进一步探讨外部冲击对黄金期现货市场间相关性的影响，选取WTI国际原油期货价格指数，MSCI国际资本指数以及美元指数分别作为商品市场、证券市场及货币市场的代表，从而全面分析不同类型的外部因素对国内外黄金市场间联动关系的冲击与影响。

本文实证数据均来源于Data stream金融数据终端。在进行数据处理时首先将样本内各国家黄金期现货合约根据交易日进行匹配和剔除，经过匹配共得到1941组数据<sup>1</sup>。同时，由于不同国家收盘时间存在的时差问题，为了消除交易的不同步，对日收盘价格收益率通过5日复合收益率进行滚动周平滑处理（曾裕峰等，2017，杨子晖和周颖刚，2018），经过周平滑处理后可以消除由于隔日信息传递所出现的异常波动和市场反应不充分问题。公式设定为： $R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-5})$ ，其中 $R_t$ 是 $t$ 时刻的黄金收益率， $P_t$ 是 $t$ 时刻的黄金价格，描述性统计结果见表1。

<sup>3</sup> 由于泰国、日本、印度等国家的黄金期现货合约在计价货币和计价单位上并不以美元和盎司为主，因此本文提取了相关的日元/美元、泰铢/美元、人民币/美元和卢比/美元汇率的日数据并以金衡制盎司进行换算，最终将样本内不同货币类型和计价单位的期现货合约统一转换为美元/盎司为计价方式的合约。

表 1 中外黄金期货、现货合约价格收益率基本统计特征

| 变量名称 | 均值     | 标准差   | 中位数   | 最小值     | 最大值   | 偏度     | 峰度    | J-B       | ARCH<br>(1) | 平稳性 |
|------|--------|-------|-------|---------|-------|--------|-------|-----------|-------------|-----|
| 中国期货 | -0.019 | 2.171 | 0.000 | -14.859 | 9.260 | -0.59  | 3.897 | 1341.8*** | 0.000***    | 平稳的 |
| 中国现货 | -0.019 | 2.067 | 0.000 | -13.994 | 7.855 | -0.87  | 4.757 | 2076.2*** | 0.000***    | 平稳的 |
| 美国   | -0.016 | 2.242 | 0.054 | -14.449 | 8.000 | -0.736 | 3.503 | 1169.0*** | 0.000***    | 平稳的 |
| 英国   | -0.016 | 2.208 | 0.062 | -14.499 | 8.000 | -0.678 | 3.319 | 1040.2*** | 0.000***    | 平稳的 |
| 日本   | -0.015 | 2.447 | 0.000 | -14.764 | 8.552 | -0.616 | 2.265 | 538.76*** | 0.000***    | 平稳的 |
| 印度   | 0.005  | 2.172 | 0.066 | -14.311 | 8.438 | -0.778 | 3.931 | 1446.3*** | 0.000***    | 平稳的 |
| 迪拜   | -0.015 | 2.219 | 0.072 | -14.952 | 8.095 | -0.792 | 3.882 | 1422.8*** | 0.000***    | 平稳的 |
| 瑞士   | -0.017 | 2.244 | 0.040 | -15.388 | 7.807 | -0.774 | 3.898 | 1423.6*** | 0.000***    | 平稳的 |
| 泰国   | -0.018 | 2.165 | 0.000 | -13.296 | 9.578 | -0.618 | 3.255 | 981.59*** | 0.000***    | 平稳的 |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

从描述性统计分析的结果可以看出，在样本内除印度市场外，其他各主要黄金期货及现货合约价格的收益率均值都为负数。在偏度上，黄金市场整体呈现出左偏的特征。J-B 统计量的检验结果表明各市场收益率均不服从正态分布。ARCH-LM 检验的结果显示各收益率残差序列具有明显的 ARCH 效应，ADF 检验的结果表明各收益率序列都在 1%的统计水平上均为平稳序列，因此可建立 GARCH 模型进行进一步分析。

根据 LR 似然比检验、FPE 准则、AIC 准则、SC 准则和 HQ 信息准则来确定 VAR 模型的最优滞后期，由于不同标准下最佳的滞后期不同，最终以符合标准数最多的阶数选为最优滞后阶数。根据滞后阶数判定，选用 VAR（5）建立模型并分析中国黄金价格与其他国家黄金价格之间的传导关系。同时给出 Granger 因果检验结果，如表 2 所示。

表 2 Granger 因果检验结果

| H0:中国不是□的<br>Granger 原因 |  | H0:□不是中国的<br>Granger 原因 |  | H0:中国不是□的<br>Granger 原因 |  | H0:□不是中国的<br>Granger 原因 |  |
|-------------------------|--|-------------------------|--|-------------------------|--|-------------------------|--|
| F 值                     |  | F 值                     |  | F 值                     |  | F 值                     |  |
| 期货市场                    |  | 现货市场                    |  |                         |  |                         |  |
| SHFE-DGCX               |  | SGE-ZURICH              |  | 379.80***               |  | 30.93***                |  |
| SHFE-TFEX               |  | SGE-LBMA                |  | 242.13***               |  | 19.68***                |  |
| SHFE-TOCOM              |  |                         |  |                         |  |                         |  |
| SHFE-COMEX              |  |                         |  |                         |  |                         |  |
| SHFE-MCX                |  |                         |  |                         |  |                         |  |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的统计水平上显著，“□”表示除中国以外的黄金期现货市场。

检验结果表明中国黄金期货及现货合约价格收益率与迪拜、泰国、日本美国、瑞士和英国的黄金期货及现货合约价格收益率之间均存在显著的格兰杰双向引导关系，表明中国黄金市场在国际化的进程中与全球主要国家的黄金市场间形成了双向互动关系且对全球黄金市场价格产生了影响，尤其是在中美黄金期货市场与中英黄金现货市场中，市场间的引导关系不再是单向的，这也体现了中国黄金市场的影响力在不断提升。

## （二）研究方法

根据数据描述性统计分析的结果可知中国黄金期、现货市场与其他国家黄金期、现货市场的价格收益率具有平稳性特征和 ARCH、GARCH 效应。为了更好的研究市场间的动态关联性，

本文首先建立 VAR (5) -DCC-GARCH 模型研究动态相关性, 以及通过引入外生变量的 VAR-DCC-GARCH 模型, 来分析黄金市场间的动态相关性是否会受到外部因素的影响。

首先, 利用经典 VAR-DCC-GARCH 模型分析期现货市场动态相关性, 具体模型如下:

$$\begin{aligned}\Delta \ln S_t &= C_s + \sum_{i=1}^k \alpha_{si} \Delta \ln S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta \ln F_{t-i} + \varepsilon_{st} \\ \Delta \ln F_t &= C_s + \sum_{i=1}^k \alpha_{fi} \Delta \ln S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta \ln F_{t-i} + \varepsilon_{ft}\end{aligned}\quad (1)$$

其中,  $\Delta \ln S_t$  和  $\Delta \ln F_t$  分别表示两个不同市场的价格收益率,  $\xi_t = (\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})^T$  为残差向量, 满足  $\xi_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$ , 且

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{s,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{f,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$h_{s,t} = \omega_{s,t} + \theta_{s,t} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_{s,t} h_{s,t-1} \quad (3)$$

$$h_{f,t} = \omega_{f,t} + \theta_{f,t} \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_{f,t} h_{f,t-1} \quad (4)$$

$$h_{sf,t} = \rho_{sf,t} \sqrt{h_{s,t}} \sqrt{h_{f,t}} \quad (5)$$

$$\rho_{sf,t} = q_{sf,t} / \sqrt{q_{s,t} q_{f,t}} \quad (6)$$

$$q_{sf,t} = \bar{\rho}_{sf} + \kappa_1 (q_{sf,t-1} - \bar{\rho}_{sf}) + \kappa_2 (\eta_{s,t-1} \eta_{f,t-1} - \bar{\rho}_{sf}) \quad (7)$$

其中,  $\rho_{sf,t}$  表示  $t$  时期两个不同市场间的相关系数,  $\bar{\rho}_{sf}$  是两个市场无条件相关系数。  $\eta_{s,t-1}$  和  $\eta_{f,t-1}$  是标准化后的残差。  $\kappa$  为 DCC 参数。

其次, 为全面分析不同类型的市场对黄金市场间联动关系的影响, 在 VAR-DCC-GARCH 模型基础上在波动率方程(3)和(4)中分别引入了 WTI 国际原油期货价格指数, MSCI 国际资本指数以及美元指数作为外生变量得式(8)和(9), 其他不变。改进部分如下:

$$h_{s,t} = \omega_{s,t} + \theta_{s,t} \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_{s,t} h_{s,t-1} + \gamma_{s,t} I_t \varepsilon_{s,t-1}^2 \quad (8)$$

$$h_{f,t} = \omega_{f,t} + \theta_{f,t} \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_{f,t} h_{f,t-1} + \gamma_{f,t} I_t \varepsilon_{f,t-1}^2 \quad (9)$$

其中,  $\gamma$  是外生变量前的参数,  $I_t$  则分别代表 WTI 国际原油期货价格指数, MSCI 国际资本指数以及美元指数, 通过观察外生变量前系数的显著性, 分析黄金市场间的动态相关性是否会受到外部因素的影响。

最后, 为了测度中国黄金期、现货市场与其他国家黄金市场间的波动溢出效应, 本文进一步使用 Engle and Kroner (1995) 提出的二元 BEKK-GARCH 模型加以分析。BEKK 模型的 VAR 部分与上文 DCC 模型的 VAR 设置相同, 条件方差-协方差设置如下:

$$H_t = C_0' C_0 + A' \xi_{t-1} \xi_{t-1}' A + B' H_{t-1} B \quad (10)$$

即:

$$H_t = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{st-1}^2 & \varepsilon_{st-1}\varepsilon_{ft-1} \\ \varepsilon_{st-1}\varepsilon_{ft-1} & \varepsilon_{ft-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (11)$$

其中矩阵 A 中主对角线的元素  $a_{ii}$  表示 ARCH 型波动溢出效应即波动集聚性, 次对角线的元素  $a_{ij}(i \neq j)$  表示 A、B 两国黄金市场之间的 ARCH 型波动溢出效应即冲击传导性; 矩阵 B 中主对角线的元素  $b_{ii}$  表示 GARCH 型波动溢出效应即波动持续性, 次对角线的元素  $b_{ij}(i \neq j)$  表示 A、B 两国黄金市场之间的 GARCH 型波动溢出效应即波动传导性。

#### 四、实证结果及分析

##### (一) 动态相关系数检验

表 3 列出了 VAR(5)-DCC-GARCH 的参数估计结果。由表 4 可知, 从整体上看,  $\theta$  值均比较小, 说明前期的外部干扰不能改变当前市场之间的相关性, 而  $\delta$  估计值都比较大, 表明市场间的相关系数波动较大, 且  $\theta$  与  $\delta$  之和都在 0.9 以上, 表明市场间的收益率波动受前期影响较大且动态相关性较强。值得注意的是, 中美市场中的参数  $\theta_2$  并不显著, 表明条件异方差对其影响较大且吸收了前期均值方差引起的波动。

表 3 国内外黄金期现货合约收益率 DCC-GARCH 模型参数估计结果

| 参数         | $\omega_1$ | $\theta_1$ | $\delta_1$ | $\theta_1 + \delta_1$ | $\omega_2$ | $\theta_2$ | $\delta_2$ | $\theta_2 + \delta_2$ | $\theta_{DCC}(\kappa_2)$ | $\delta_{DCC}(\kappa_1)$ | LL      |
|------------|------------|------------|------------|-----------------------|------------|------------|------------|-----------------------|--------------------------|--------------------------|---------|
| 期货市场       |            |            |            |                       |            |            |            |                       |                          |                          |         |
| SHEF-DGCX  | 0.039**    | 0.169***   | 0.791***   | 0.960                 | 0.018      | 0.049**    | 0.939***   | 0.988                 | 0.055***                 | 0.854***                 | 5383.78 |
| SHEF-TFEX  | 0.044**    | 0.102***   | 0.868***   | 0.970                 | 0.040*     | 0.092**    | 0.885***   | 0.977                 | 0.109***                 | 0.832***                 | 5354.70 |
| SHEF-TOCOM | 0.049**    | 0.103***   | 0.866***   | 0.969                 | 0.097      | 0.061***   | 0.904***   | 0.965                 | 0.060***                 | 0.869***                 | 6306.02 |
| SHEF-COMEX | 0.038***   | 0.176***   | 0.789***   | 0.965                 | 0.027      | 0.059      | 0.926***   | 0.985                 | 0.058***                 | 0.846***                 | 5450.55 |
| SHFE-MCX   | 0.050***   | 0.136***   | 0.823***   | 0.968                 | 0.035      | 0.083*     | 0.896***   | 0.979                 | 0.102***                 | 0.751***                 | 5548.28 |
| 现货市场       |            |            |            |                       |            |            |            |                       |                          |                          |         |
| SGE-LBMA   | 0.032**    | 0.146***   | 0.816***   | 0.962                 | 0.013      | 0.049***   | 0.944***   | 0.933                 | 0.155***                 | 0.133                    | 5030.94 |
| SGE-ZURICH | 0.027**    | 0.134***   | 0.845***   | 0.979                 | 0.026      | 0.075*     | 0.911***   | 0.986                 | 0.154***                 | 0.406                    | 5021.33 |

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的统计水平上显著, “LL” 为模型估计结果的似然值。

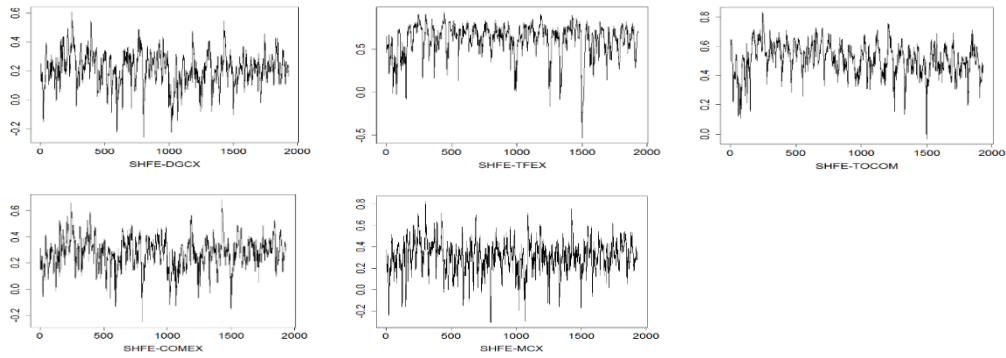


图1 中外黄金期货合约收益率动态相关系数图

另一方面，从卡方检验值对应的  $P$  值来看， $P$  为假设动态条件相关系数不变的概率， $P$  值均小于 0.05，说明中国黄金期现货市场与其他市场的动态相关系数维持稳定不变的概率是小于 0.05 的。这也从另一个角度说明，当  $\theta + \delta$  非常接近于 1，两个黄金市场间的动态

相关性更加明显。最后利用 DCC-GARCH 模型得到的动态相关系数绘制成动态相关系数图，期货市场的动态相关系数图如图 1 所示。

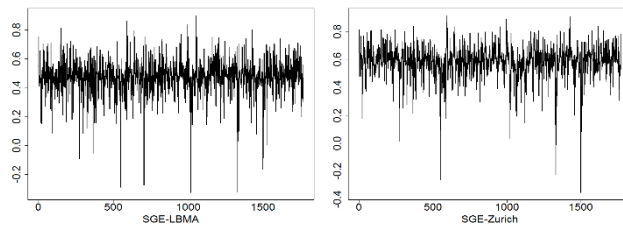


图2 中外黄金现货合约收益率动态相关系数图

从动态相关系数图中可以看出，中国黄金期现货合约与其他国家黄金期现货合约之间的收益率动态相关系数在大部分时间均处于 0-1 的范围内，说明在长期中，中国黄金市场与其他国家黄金市场间存在正相关关系。但从相关程度来看，中国只与泰国、日本和瑞士市场的正相关程度较高，而中国与美国、印度和迪拜这三个市场之间的正相关程度较弱。具体来说，在期货市场之间，中国市场与东亚市场间的动态相关性更强，而与中亚以及美国市场间的相关性则较弱；在现货市场之间，中国与瑞士保持了更为紧密的关系。但值得注意的是，中国与中亚以及美国黄金期货市场间的相关系数的波动性较大，但这种波动在现货市场间则相对收敛和稳定。

## （二）波动性溢出效应检验

由 BEKK 模型估计结果可知（表 4），中国黄金市场与美国、迪拜、泰国、英国和瑞士黄金市场之间均具有显著的 ARCH 效应和 GARCH 效应，即存在显著的冲击传导效应与波动传导效应。由参数  $a_{12}$  和  $b_{12}$  以及参数  $a_{21}$  和  $b_{21}$  的结果可知，中国与日本和印度黄金期货市场间仅存在单向的波动溢出效应。

表 4 国内外黄金期现货收益率 GARCH-BEKK 模型参数估计结果

| 参数         | $a_{11}$ | $a_{12}$ | $a_{21}$  | $a_{22}$ | $b_{11}$ | $b_{12}$  | $b_{21}$ | $b_{22}$ | $b_{11} \times b_{22}$ | $LL$     |
|------------|----------|----------|-----------|----------|----------|-----------|----------|----------|------------------------|----------|
| 期货市场       |          |          |           |          |          |           |          |          |                        |          |
| SHFE-DGCX  | 0.455*** | 0.081*** | -0.143*** | 0.169*** | 0.861*** | -0.033**  | 0.041*** | 0.982*** | 0.85                   | 12476.90 |
| SHFE-TFEX  | 0.469*** | 0.112*** | -0.215*** | 0.195*** | 0.843*** | -0.059*** | 0.091*** | 0.984*** | 0.83                   | 12487.52 |
| SHFE-TOCOM | 0.361*** | 0.062    | -0.106*** | 0.166*** | 0.914*** | 0.005     | 0.036**  | 0.962*** | 0.88                   | 11503.59 |
| SHFE-COMEX | 0.465*** | 0.11***  | -0.124*** | 0.168*** | 0.863*** | -0.047*** | 0.034*** | 0.982*** | 0.85                   | 12397.75 |
| SHFE-MCX   | 0.424*** | 0.002    | -0.158*** | 0.236*** | 0.877*** | 0.006     | 0.055*** | 0.962*** | 0.84                   | 12282.92 |
| 现货市场       |          |          |           |          |          |           |          |          |                        |          |
| SGE-ZURICH | 0.486*** | 0.097*** | -0.105*** | 0.168*** | 0.845*** | -0.051*** | 0.039*** | 0.991*** | 0.84                   | 12790.17 |
| SGE-LBMA   | 0.482*** | 0.102*** | -0.1***   | 0.185*** | 0.859*** | -0.055*** | 0.043*** | 0.992*** | 0.85                   | 12792.48 |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的统计水平上显著，“LL”为模型估计结果的似然值。

结合 DCC 模型的结果可以看出中国与日本市场的相关程度虽然较高，但日本对中国市场间并不存在显著的波动溢出效应，这可能是由于日本黄金期货市场交易量的持续减少导致国际市场影响力减弱。同样的情况也出现在印度市场，本文推测这与迪拜黄金市场进一步加强与中国的联系合作而对印度市场产生冲击有关。从整体来看，中国、英国、瑞士三个现货市场间的风险传递都是双向的，表明黄金期货与现货市场内部的波动溢出效应是不同的。这种现象产生的主要原因在于电子交易以及跨市套利使全球黄金市场间的联系更加紧密，市场结构和规模、交易制度以及开放度加大了市场间的差异性，市场间信息和风险传递的渠道也更加多元化。

### （三）外部冲击对黄金期现货市场间动态相关系数的影响分析

在考虑外部影响因素后，模型估计结果见表 5。引入外生变量后的 DCC-GARCH 模型的估计结果与不引入外生变量的模型的估计结果非常接近，且显著，但外生变量前系数估计值均近似为 0，且均不显著，说明了来自于原油、MSCI 以及美元市场的冲击并不能影响黄金期货及现货市场间的动态相关性。通过对比 Kocaarslan et al. (2017) 的研究可以看出，在面对外部冲击时，黄金市场间的联动关系相对于股市间更具稳定性。此外，虽然黄金市场内部各市场间会产生相互的冲击 (Lin et al., 2018)，但外部因素并不能显著改变它们原有的联动关系。

表 5 黄金期货市场改进的 VAR-DCC-GARCH 模型参数估计结果

| 参数                  | $\omega_1$ | $\theta_1$ | $\delta_1$ | $\omega_2$ | $\theta_2$ | $\delta_2$ | $\theta_{DCC}(\kappa_2)$ | $\delta_{DCC}(\kappa_1)$ | $\gamma$ | $LL$    |
|---------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|--------------------------|--------------------------|----------|---------|
| 当 $\gamma = WTI$ 时  |            |            |            |            |            |            |                          |                          |          |         |
| SHEF-DGCX           | 0.040**    | 0.169***   | 0.789***   | 0.018      | 0.050**    | 0.938***   | 0.046***                 | 0.892***                 | 0.000    | 5400.88 |
| SHEF-TFEX           | 0.051**    | 0.119***   | 0.848***   | 0.045*     | 0.103**    | 0.875***   | 0.096***                 | 0.847***                 | 0.000    | 5436.58 |
| SHEF-TOCOM          | 0.048**    | 0.102***   | 0.868***   | 0.104      | 0.062***   | 0.902***   | 0.063***                 | 0.863***                 | 0.000    | 6317.33 |
| SHEF-COMEX          | 0.038***   | 0.172***   | 0.793***   | 0.025      | 0.059      | 0.926***   | 0.066***                 | 0.793***                 | 0.000    | 5479.55 |
| SHFE-MCX            | 0.050***   | 0.136***   | 0.823***   | 0.033      | 0.082*     | 0.898***   | 0.102***                 | 0.752***                 | 0.000    | 5547.08 |
| SGE-LBMA            | 0.027**    | 0.130***   | 0.848***   | 0.025      | 0.078      | 0.908***   | 0.119                    | 0.615                    | 0.000    | 5050.77 |
| SGE-ZURICH          | 0.027**    | 0.131***   | 0.838***   | 0.012      | 0.051**    | 0.942***   | 0.148***                 | 0.115                    | 0.000    | 5100.07 |
| 当 $\gamma = MSCI$ 时 |            |            |            |            |            |            |                          |                          |          |         |
| SHEF-DGCX           | 0.039**    | 0.167***   | 0.792***   | 0.018      | 0.049**    | 0.939***   | 0.054***                 | 0.858***                 | 0.000    | 5383.30 |
| SHEF-TFEX           | 0.051**    | 0.119***   | 0.848***   | 0.042*     | 0.101**    | 0.877***   | 0.100**                  | 0.839***                 | 0.000    | 5358.81 |
| SHEF-TOCOM          | 0.050**    | 0.100***   | 0.867***   | 0.094      | 0.060***   | 0.906***   | 0.060***                 | 0.871***                 | 0.000    | 6311.11 |
| SHEF-COMEX          | 0.038***   | 0.176***   | 0.789***   | 0.027      | 0.059      | 0.926***   | 0.058***                 | 0.846***                 | 0.000    | 5455.63 |
| SHFE-MCX            | 0.049***   | 0.136***   | 0.823***   | 0.035      | 0.083*     | 0.896***   | 0.102***                 | 0.747***                 | 0.000    | 5550.59 |
| SGE-LBMA            | 0.032**    | 0.146***   | 0.816***   | 0.013      | 0.050      | 0.943***   | 0.160**                  | 0.115                    | 0.000    | 5029.03 |
| SGE-ZURICH          | 0.027**    | 0.136***   | 0.843***   | 0.027      | 0.077      | 0.909***   | 0.153***                 | 0.411                    | 0.000    | 5025.79 |

当  $\gamma = USDI$  时

|            |          |          |          |        |          |          |          |          |       |         |
|------------|----------|----------|----------|--------|----------|----------|----------|----------|-------|---------|
| SHEF-DGCX  | 0.039**  | 0.170*** | 0.789*** | 0.018  | 0.049**  | 0.937*** | 0.054*** | 0.852*** | 0.000 | 5306.91 |
| SHEF-TFEX  | 0.044**  | 0.104*** | 0.866*** | 0.039* | 0.093**  | 0.885*** | 0.109*** | 0.831*** | 0.000 | 5360.58 |
| SHEF-TOCOM | 0.049**  | 0.102*** | 0.866*** | 0.097  | 0.060*** | 0.905*** | 0.059*** | 0.870*** | 0.000 | 6289.72 |
| SHEF-COMEX | 0.038*** | 0.177*** | 0.788*** | 0.027  | 0.060    | 0.923*** | 0.057*** | 0.849*** | 0.000 | 5454.15 |
| SHFE-MCX   | 0.051*** | 0.131*** | 0.827*** | 0.035  | 0.082*   | 0.897*** | 0.105*** | 0.758*** | 0.000 | 5566.43 |
| SGE-LBMA   | 0.032**  | 0.146*** | 0.816*** | 0.013  | 0.049*** | 0.944*** | 0.154*** | 0.135    | 0.000 | 5048.24 |
| SGE-ZURICH | 0.028**  | 0.131*** | 0.846*** | 0.026  | 0.072*   | 0.914*** | 0.157*** | 0.401    | 0.000 | 5030.30 |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的统计水平上显著，“LL”为模型估计结果的似然值，外生变量前系数  $\gamma$  估计值均近似为 0。

从所得结论来看，黄金期货及现货市场内部的联动关系是非常稳定的，虽然黄金价格经常会受到来自于商品市场、证券市场以及货币市场的影响而且在黄金市场内部存在显著的波动溢出效应，但外部因素并不会对黄金市场之间的联动关系产生影响。这就从黄金市场内部联动的角度解答了为什么黄金市场长久以来可以作为全球金融市场中有效的“避风港”并为投资者提供有效的对冲和避险工具等问题。

#### （四）稳健性检验

##### （1）动态 Granger 检验

本文通过动态 Granger 方法进行稳健性分析，滚动窗口期长度为 240，共进行 1697 次，以 SC 统计量取最小值为准则选取最佳滞后阶数并在不同显著性水平下以 Granger 统计量的 F 值作为判断变量间是否存在 Granger 因果关系的标准。表 6 中列出了在 1%、5%和 10%的显著性水平上的显著比例。

表 6 动态 Granger 因果检验

|            | H0:中国不是□的<br>Granger 原因 |      |      | H0:□不是中国的<br>Granger 原因 |      |      |            | H0:中国不是□的<br>Granger 原因 |     |     | H0:□不是中国的<br>Granger 原因 |      |      |
|------------|-------------------------|------|------|-------------------------|------|------|------------|-------------------------|-----|-----|-------------------------|------|------|
|            | 1%                      | 5%   | 10%  | 1%                      | 5%   | 10%  |            | 1%                      | 5%  | 10% | 1%                      | 5%   | 10%  |
| 期货市场       |                         |      |      |                         |      |      | 现货市场       |                         |     |     |                         |      |      |
| SHFE-DGCX  | 100                     | 100  | 100  | 37.0                    | 47.5 | 50.9 | SGE-ZURICH | 100                     | 100 | 100 | 39.7                    | 49.8 | 58.0 |
| SHFE-TFEX  | 99.7                    | 99.8 | 99.9 | 33.2                    | 49.1 | 58.2 | SGE-LBMA   | 100                     | 100 | 100 | 37.6                    | 48.0 | 52.3 |
| SHFE-TOCOM | 91.8                    | 98.4 | 98.6 | 80.4                    | 88.3 | 92.2 |            |                         |     |     |                         |      |      |
| SHFE-COMEX | 100                     | 100  | 100  | 51.4                    | 57.9 | 60.5 |            |                         |     |     |                         |      |      |
| SHFE-MCX   | 100                     | 100  | 100  | 34.4                    | 54.9 | 62.9 |            |                         |     |     |                         |      |      |

注：表格中数值均为百分数，“□”表示除中国以外的黄金期现货市场。

动态 Granger 检验结果与前文的研究结论一致，即中国黄金期现货市场与全球主要的黄金期现货市场间具有双向的 Granger 因果关系和波动溢出效应，因此本文的研究结果具有稳健性。

##### （2）分位数检验

前文引入了外部因素来检验黄金期现货市场间联动关系的稳定性，因此本文使用分位数回归的方法来进一步检验结论的稳健性。分位数设置为 0.05、0.1、0.25、0.5、0.75、0.9 和 0.95。具体结果见表 7。

表 7 国内外期货市场分位数回归稳健性检验

| 参数                  | Q (0.05)   | Q (0.10)   | Q (0.25)   | Q (0.50)  | Q (0.75)  | Q (0.90)  | Q (0.95)    |
|---------------------|------------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|-------------|
| 当 $\gamma = WTI$ 时  |            |            |            |           |           |           |             |
| SHEF-DGCX           | -0.00044   | -0.00063   | -0.00052   | -0.00075  | -0.00024  | -0.00243  | -0.00244**  |
| SHEF-TFEX           | 0.00633**  | 0.00348**  | 0.00160    | 0.00062   | -0.00016  | -0.00063  | -0.00288*** |
| SHEF-TOCOM          | 0.00247**  | 0.00214**  | 0.00113    | 0.00084   | 0.00068   | 0.00157   | 0.00207**   |
| SHEF-COMEX          | -0.00013   | 0.0000     | 0.00007    | 0.00008   | 0.00004   | -0.00083  | -0.00230*   |
| SHFE-MCX            | 0.00061    | -0.00015   | -0.00122   | -0.00079  | 0.00071   | 0.00244   | 0.00017     |
| SGE-LBMA            | -0.00030   | 0.00158    | 0.00050    | -0.00016  | -0.00062  | 0.00061   | 0.00328**   |
| SGE-ZURICH          | -0.00232   | -0.00109   | -0.00079   | -0.00089* | -0.00059  | -0.00135  | 0.00021     |
| 当 $\gamma = MSCI$ 时 |            |            |            |           |           |           |             |
| SHEF-DGCX           | 0.00796    | 0.00739*   | 0.00010    | 0.00298   | 0.00209   | 0.0036*** | 0.00206**   |
| SHEF-TFEX           | -0.00916** | -0.00040   | 0.00026    | 0.00448*  | 0.00251   | 0.00196   | 0.00307**   |
| SHEF-TOCOM          | 0.00286    | 0.00155    | 0.00221    | -0.00105  | 0.00212   | 0.00301** | 0.00180     |
| SHEF-COMEX          | 0.00352    | 0.00222    | 0.00224*   | 0.00137   | -0.00073  | -0.00142  | 0.00031     |
| SHFE-MCX            | 0.00316    | 0.00032    | -0.00015   | 0.00075   | -0.00158  | -0.00149  | 0.00094     |
| SGE-LBMA            | -0.00355   | 0.00129    | -0.00018   | 0.00024   | 0.00090   | 0.00201   | 0.00741***  |
| SGE-ZURICH          | -0.0112*   | -0.007***  | -0.0031**  | -0.003*** | -0.00145  | -0.00172  | 0.00040     |
| 当 $\gamma = USDI$ 时 |            |            |            |           |           |           |             |
| SHEF-DGCX           | -0.0356*** | -0.0289*** | -0.0190*** | 0.00152   | 0.00028   | 0.00193   | 0.00789**   |
| SHEF-TFEX           | -0.02592*  | -0.00223   | 0.00700    | 0.00376   | 0.00414   | 0.00198   | -0.00185    |
| SHEF-TOCOM          | 0.00455    | -0.00189   | -0.00133   | 0.00461   | -0.00117  | 0.00545   | -0.00147    |
| SHEF-COMEX          | -0.00543   | -0.00467   | -0.0094*** | -0.0069** | -0.007*** | -0.0073** | -0.01339*** |
| SHFE-MCX            | 0.01217    | -0.00533   | 0.00299    | -0.00428  | -0.00531  | -0.00294  | -0.00274    |
| SGE-LBMA            | -0.032***  | -0.0355**  | -0.00337   | 0.00057   | 0.00120   | 0.00539   | 0.01679     |
| SGE-ZURICH          | -0.0191**  | -0.0118**  | -0.019***  | -0.006*** | -0.0063** | -0.00728* | -0.00284    |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

从分位数回归的结果可以看出，在 0.25 至 0.75 分位点之间即表示市场处于平稳状态时，外部冲击对国内外黄金期现货市场间的关联性的影响整体上并不显著，这与前文引入外部因素的 DCC 模型估计结果相一致，表明研究结论具有稳健性。

#### （五）国内外黄金期现货市场联动机制分析

根据动态相关性及波动溢出效应检验的结果可以看出，在收益率层面，中国黄金市场与国际黄金市场间存在着双向的价格引导关系及较高的动态相关性；在波动率层面，中国黄金现货市场与国际黄金现货市场间存在双向的波动溢出效应而期货市场中部分市场间仅存在单向的冲击传导或波动传导效应，表明在信息和风险的传递过程中，中国与部分国家黄金期货市场仍存在非对称的风险传递机制。

引入外部冲击后的结果显示，国内外黄金期货市场内部及现货市场内部之间的动态相关性并没有受到外部因素的影响而发生改变，分位数回归的结果也再次验证了此结论的稳健性，但这种情况只适用于一般的市场条件下，即市场处于平稳状态时所表现出的特征。在市场处于极端状态时，外部因素会通过不同的渠道对黄金市场间的关系产生影响（见表 7）。比如当中国与迪拜市场相关性较高时，原油市场、全球股票市场和美元的变动均会对其相关性产生影响，而当这两个市场的相关性较低时，只有美元可以对其联动产生影响。对于中美黄金期货市场来说，只有美元会对两者间的关系产生显著影响，但这种影响并不体现在中美市场处在较低相关性的状态下。在现货市场中，当中国和英国市场处于高相关性的状态时，原油和全球股市会对其联

动关系产生影响而美元的冲击则会在中英市场处于较低相关性时发挥作用。由此可以证明，外部冲击在市场处于极端状态时发挥了非对称的影响，中外黄金期现货市场间的联动关系及风险的传递会根据市场间的状态和外部因素的不同发生改变。

## 五、结论与启示

根据理论及实证分析的结果，本文主要结论如下：首先，中外黄金市场间价格的联动关系是动态变化的且长期具有正相关性。与欧美市场相比，中国市场与东亚市场间的动态相关性普遍较高，整体上现货市场间的联系也较期货市场更为紧密。其次，中外市场间显著的波动溢出效应表明了黄金市场内部存在信息和风险传递的途径，虽然中国与日本市场保持了较高的动态相关性，与印度市场的相关性较低，但动态相关性的高低并不能决定风险传递的方向。最后，通过外部冲击的检验发现，在一般市场条件下，外部冲击均不能对中外黄金期、现货市场间的动态联动关系产生显著影响，但当市场间处于极端的联动状态时，外部因素则会产生显著的非对称冲击。这个结果表明了黄金市场的避险和对冲功能是建立在内部极度稳定的基础之上的。

结合以上结论，本文的研究具有一定的政策意义：（1）通过对中外黄金市场间价格联动关系的研究明确了中外市场间的基本关系，有助于为进一步加强地区和全球市场合作提供借鉴。

（2）市场间收益率动态相关性的强弱与市场间波动溢出的方向没有绝对关系，虽然诸如美元指数或者原油价格抑或是国际资本市场的波动会对黄金价格产生影响，但这种外部的干扰很难显著影响到黄金市场间的联动关系，这个结论有利于机构或个人利用这种市场特性进行有效的对冲和避险。（3）当黄金市场间的相关性处于极端状态时，外部因素会对其联动性产生非对称的影响。因此，无论是监管者还是市场参与者都需要对黄金市场间的联动关系及外部风险有全面的认识从而利用好黄金的市场功能使其发挥有效的市场作用。（4）将期货市场与现货市场分开研究的结果更清晰的表明虽然从收益率角度来看市场间具有较高的关联性，但从波动率的角度来讲，期现货市场间信息和风险传递的方向和路径是不一致的，这进一步解释了期货及现货市场间波动溢出的传导机制及联动关系的差异而并没有割裂黄金期货及现货之间固有的、内在的联系。根据不同的市场特征，市场参与者与政策制定者可以刻画更为精确的市场模型。

## 参考文献

- [1] 安辉、秦伟广和谷宇, 2016,《美国量化宽松货币政策对黄金价格的影响研究——基于政策宣告时点和政策实施区间的经验分析》,《国际金融研究》第11期,第87~96页。
- [2] 陈炳才, 2003,《黄金是否仍然具有储备、投资价值》,《金融研究》第7期,第50~58页。
- [3] 郭彦峰和肖倬, 2009,《中美黄金市场的价格发现和动态条件相关性研究》,《国际金融研究》第11期,第75~83页。
- [4] 胡聪惠和刘学良, 2017,《大宗商品与股票市场联动性研究: 基于融资流动性的视角》,《金融研究》第7期,第123~139页。
- [5] 焦瑾璞, 2016,《中国黄金市场的国际化发展》,《中国金融》第9期,第36~38页。
- [6] 金蕾和年四伍, 2011,《国际黄金价格和美元汇率走势研究》,《国际金融研究》第5期,第81~86页。
- [7] 李广众, 杨子晖和杨锐维, 2014,《汇率波动性与股市收益率联动性——来自国际样本的经验证据》,《金融研究》第7期,第16~31页。
- [8] 李红霞、傅强和袁晨, 2012,《中国黄金期货与现货市场的相关性及其套期保值研究》,《财贸研究》第3期,第85~92页。
- [9] 刘炳越、姬强和范英, 2018,《黄金是否为原油的“避险天堂”? ——基于组合收益及其波动视角》,《中国管理科学》第11期,第1~10页。
- [10] 刘飞、吴卫锋和王开科, 2013,《我国黄金期货市场定价效率与价格发现功能测算——基于5分钟高频数据的实证研究》,《国际金融研究》第4期,第74~82页。
- [11] 马丹、刘丽萍和陈坤, 2016,《关联效应还是传染效应》,《统计研究》第2期,第99~106页。
- [12] 潘婉彬和熊欣慰, 2017,《金融危机期间黄金价格与汇率的联动性》,《中国科学技术大学学报》第9期,第778~787页。
- [13] 王聪和刘晨, 2017,《国际间黄金期货市场价格联动关系研究——基于中国和美国、日本黄金期货市场传导影响的分析》,《价格理论与实践》第11期,第134~137页。
- [14] 徐荟竹、曹媛媛和杜海均, 2013,《货币国际化进程中黄金的作用》,《金融研究》第8期,第98~108页。
- [15] 杨飞, 2014,《次贷危机和欧债危机对新兴市场的传染效应研究——基于DCC-MVGARCH模型的检验》,《国际金融研究》第6期,第40~49页。
- [16] 杨军战, 2014,《我国黄金期货与现货价格互动影响实证研究》,《上海经济研究》第1期,第83~89页。
- [17] 尹力博和柳依依, 2015,《黄金是稳定的避险资产吗? ——基于宏观经济不确定性的视角》,《国际金融研究》第7期,第87~96页。
- [18] 杨子晖和周颖刚, 2018,《全球系统性金融风险溢出与外部冲击》,《中国社会科学》第12期,第69~90页。
- [19] 张兵、范致镇和李心丹, 2010,《中美股票市场的联动性研究》,《经济研究》第11期,第141~151页。
- [20] 张程和范立夫, 2017,《大宗商品价格影响与货币政策权衡——基于石油的金融属性视角》,《金融研究》第3期,第72~85页。
- [21] 曾裕峰、温湖炜和陈学彬, 2017,《股市互联、尾部风险传染与系统重要性市场——基于多元分位数回归模型的分析》,《国际金融研究》第9期,第86~96页。
- [22] 祝合良和许贵阳, 2010,《中国黄金期货市场价格发现功能实证研究》,《首都经济贸易大学学报》第5期,第44~52页。

- [23] Adler, M. and B. Dumas. 1983. "International Portfolio Choice and Corporation Finance - a Synthesis", *Journal of Finance*, 38(3):925~84.
- [24] Baur, D. G. and T. K. McDermott. 2010. "Is Gold a Safe Haven? International Evidence", *Journal of Banking & Finance*, 34(8):1886~98.
- [25] Beckmann, J., R. Czudaj, and K. Pilbeam. 2015. "Causality and Volatility Patterns between Gold Prices and Exchange Rates", *North American Journal of Economics and Finance*, 34:292~300.
- [26] Belasen, A. R. and R. Demirer. 2019. "Commodity-Currencies or Currency-Commodities: Evidence from Causality Tests", *Resources Policy*, 60:162~68.
- [27] Canjels, E., G. Prakash-Canjels, and A. M. Taylor. 2004. "Measuring Market Integration: Foreign Exchange Arbitrage and the Gold Standard, 1879-1913", *Review of Economics and Statistics*, 86(4):868~82.
- [28] Chang, C. L., J. C. D. Chang, and Y. W. Huang. 2013. "Dynamic Price Integration in the Global Gold Market", *North American Journal of Economics and Finance*, 26:227~35.
- [29] Chen, K. and M. Wang. 2019. "Is Gold a Hedge and Safe Haven for Stock Market?", *Applied Economics Letters*, 26(13):1080~86.
- [30] Chen, R. D. and J. J. Xu. 2019. "Forecasting Volatility and Correlation between Oil and Gold Prices Using a Novel Multivariate Gas Model", *Energy Economics*, 78:379~91.
- [31] Connolly, Robert A. and F. Albert Wang. 1999. "International Equity Market Comovements: Economic Fundamentals or Contagion?", *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(1):23~43.
- [32] Das, D., M. Kannadhasan, K. H. Al-Yahyaee, and S. M. Yoon. 2018. "A Wavelet Analysis of Co-Movements in Asian Gold Markets", *Physica a-Statistical Mechanics and Its Applications*, 492:192~206.
- [33] Engle, R. and R. Colacito. 2006. "Testing and Valuing Dynamic Correlations for Asset Allocation", *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(2):238~53.
- [34] Engle, R. F. and K. F. Kroner. 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized Arch", *Econometric Theory*, 11(1):122~50.
- [35] Fama, E. F. 1970. "Efficient Capital Markets - Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25(2):383~423.
- [36] Gurgun, G. and I. Unalmis. 2014. "Is Gold a Safe Haven against Equity Market Investment in Emerging and Developing Countries?", *Finance Research Letters*, 11(4):341~48.
- [37] Iqbal, J. 2017. "Does Gold Hedge Stock Market, Inflation and Exchange Rate Risks? An Econometric Investigation", *International Review of Economics & Finance*, 48:1~17.
- [38] Jena, S. K., A. K. Tiwari, S. Hammoudeh, and D. Roubaud. 2019a. "Distributional Predictability between Commodity Spot and Futures: Evidence from Nonparametric Causality-in-Quantiles Tests", *Energy Economics*, 78:615~28.
- [39] Jena, S. K., A. K. Tiwari, and D. Roubaud. 2018b. "Comovements of Gold Futures Markets and the Spot Market: A Wavelet Analysis", *Finance Research Letters*, 24:19~24.
- [40] Kocaarslan, B., R. Sari, A. Gormus, and U. Soytas. 2017. "Dynamic Correlations between Bric and U.S. Stock Markets: The Asymmetric Impact of Volatility Expectations in Oil, Gold and Financial Markets", *Journal of Commodity Markets*, 7:41~56.
- [41] Lau, M. C. K., S. A. Vigne, S. X. Wang, and L. Yarovaya. 2017. "Return Spillovers between White Precious Metal Etf's: The Role of Oil, Gold, and Global Equity", *International Review of Financial Analysis*, 52:316~32.
- [42] Lin, M., G. J. Wang, C. Xie, and H. E. Stanley. 2018. "Cross-Correlations and Influence in World Gold Markets", *Physica a-Statistical Mechanics and Its Applications*, 490:504~12.
- [43] Mo, N., H. Nie, and Y. H. Jiang. 2018. "Dynamic Linkages among the Gold Market, Us Dollar and Crude Oil

- Market”, *Physica a-Statistical Mechanics and Its Applications*, 491:984~94.
- [44] Oztek, M. F. and N. Ocal. 2017. “Financial Crises and the Nature of Correlation between Commodity and Stock Markets”, *International Review of Economics & Finance*, 48:56~68.
- [45] Qureshi, S., I. U. Rehman, and F. Qureshi. 2018. “Does Gold Act as a Safe Haven against Exchange Rate Fluctuations? The Case of Pakistan Rupee”, *Journal of Policy Modeling*, 40(4):685~708.
- [46] Reboredo, J. C. 2013. “Is Gold a Safe Haven or a Hedge for the Us Dollar? Implications for Risk Management”, *Journal of Banking & Finance*, 37(8):2665~76.
- [47] Ruan, Q. S., Y. Huang, and W. Jiang. 2016a. “The Exceedance and Cross-Correlations between the Gold Spot and Futures Markets”, *Physica a-Statistical Mechanics and Its Applications*, 463:139~51.
- [48] Schweikert, K. 2018. “Are Gold and Silver Cointegrated? New Evidence from Quantile Cointegrating Regressions”, *Journal of Banking & Finance*, 88:44~51.
- [49] Spiller, P. T. and R. O. Wood. 1988. “Arbitrage During the Dollar-Sterling Gold Standard, 1899-1908 - an Econometric-Approach”, *Journal of Political Economy*, 96(4):882~92.
- [50] Wang, X. Y., H. F. Liu, S. P. Huang, and B. Lucey. 2019. “Identifying the Multiscale Financial Contagion in Precious Metal Markets”, *International Review of Financial Analysis*, 63:209~19.
- [51] Yurdakul, F. and M. Sefa. 2015. “An Econometric Analysis of Gold Prices in Turkey”, *2nd Global Conference on Business, Economics, Management and Tourism*, 23:77~85.
- [52] Zhou, Y. M., L. Y. Han, and L. B. Yin. 2018. “Is the Relationship between Gold and the Us Dollar Always Negative? The Role of Macroeconomic Uncertainty”, *Applied Economics*, 50(4):354~70.

# Is the Price Linkage between Chinese and Foreign Gold Markets Stable?

## Analysis Based on the External Shocks

WANG Cong JIAO Jinpu

**Abstract:** Under the background of the continuous opening and integration of the global financial market, not only does the gold market interact with the external market frequently, but also the linkage relationship within the system becomes extremely diverse and complex. The price linkage between the gold markets reflects the transmission process of information and risk between different markets. The price of gold usually fluctuates due to the interference of external factors, but whether the linkage relationship between markets will change accordingly is a matter of great concern. The effectiveness of the market function and the stable relationship of the gold market are the prerequisites for investors to hedge and diversify their portfolios, as well as the stability of the entire financial market.

Gold futures and spot markets have great differences in market structure and trading mechanism, so it is helpful to understand and distinguish the linkage mechanism and market characteristics of two types of markets when discussing market linkage. This paper focuses on the inner of the gold market, taking the Chinese gold market as the main reference, choosing the United States, Britain, Switzerland, Dubai, Thailand and Japan as the representatives of the international gold spot and futures market, and choosing the closing prices of the main gold contracts of the major exchanges from the financial terminal of Data Stream. As a data sample, the dynamic correlation and volatility spillover effects between the major gold markets in China and foreign countries from 2011 to 2018 are comprehensively analyzed. On this basis, crude oil price, MSCI index and US dollar index are further introduced as external shocks to test the impact of different types of market factors on the linkage between gold spot and futures market, and to explore the stability of price linkage between Chinese and foreign gold markets.

The results show that there is a positive correlation between China and the major global gold spot and futures markets as a whole, and there is a one-way or two-way volatility spillover effect between them. The significant volatility spillover effect between Chinese and foreign markets indicates that there are ways of information and risk transmission within the gold market, but the dynamic correlation between the markets does not determine the direction of risk transmission. Under general market conditions, external shocks have not significantly changed the linkage relationship between China and the major global gold markets, indicating that the price linkage within the gold market has a strong stability. However, it is worth noting that in extreme market conditions, external factors will have a significant asymmetric impact on the linkage between Chinese and foreign gold markets. The above conclusions are helpful to clarify the basic relationship between markets and provide useful theoretical reference for cross-

market cooperation. At the same time, the different linkage mechanisms between spot and futures markets also provide a clearer market model for market participants. Investors can use relevant conclusions to hedge and invest effectively.

There are three main contributions of this paper. Firstly, the paper makes up for and expands the deficiencies of the research on the internal linkage of the gold market. Most of the previous literature focuses on the linkage between the gold market and other financial markets, but few studies focus on the gold market and classify it according to futures and spot markets. This paper makes a comprehensive theoretical and empirical study on the internal correlation of the gold market. Secondly, from the perspective of external shocks to test the stable price relationship between Chinese and foreign gold market, in order to explain why the market function of gold can be effectively played, this is a new perspective different from the previous. When external factors interfere with gold prices, such shocks do not significantly affect the correlation between gold markets, so investors can still use the global gold market for effective hedging without unduly worrying about the internal risks of the gold market. Finally, this paper chooses futures and spot contracts of seven major global gold markets in the post-financial crisis era as samples. The sample interval covers a variety of market conditions and makes the conclusions more comprehensive and reliable through a variety of robustness tests.

**Keywords:** Gold; Price linkage; Volatility spillover; Market risk; GARCH model

# 互联网重塑中国经济地理格局：微观机制与宏观效应

安同良<sup>1</sup> 杨晨<sup>2</sup>

**【摘要】**通过观察互联网快速发展时期中国企业的“集聚逆转”事实，本文使用融入房地产部门的新经济地理模型，基于互联网对企业的“引力机制”及放大房价分散力的“放大机制”，推演互联网对中国经济地理格局的“重塑机制”。实证方面，应用动态空间面板模型检验互联网影响企业区位选择的微观机制，运用工具变量法验证互联网重塑经济地理格局的宏观效应。研究发现：网络经济时代，互联网已成为地区竞争优势的来源，对企业具有极强的吸引力。快速上涨的房价大幅提高了拥挤成本，成为分散企业的力量。中国的“基础设施奇迹”填平了“接入鸿沟”，在充分发挥网络外部性的同时，助推企业由高房价地区流入低房价地区。互联网放大了以房价为表征的拥挤成本的分散力，正在重塑着中国的经济地理格局。本文提出以互联网经济作为中国经济发展的新动能、贯彻区域协调发展战略等政策建议。

**【关键词】**互联网；网络经济；集聚；房价；重塑经济地理格局

## 一、引言

互联网<sup>3</sup>改变了生产、流通、消费活动（OECD，2012），不可逆转地成为影响全球经济社会发展的重要力量，是一国（地区）的竞争优势所在（Porter，1990）。然而，互联网的爆发式普及是一种极不平衡的扩张，经济主体在追逐不均匀分布的信息资源过程中，可能形成非均衡的经济地理格局。一般将经济地理格局理解为劳动力、企业等经济主体在经济空间中集聚与分散的动态演化。那么，互联网是否强化了以集聚为表征的空间经济活动不平衡，成为区域经济差距扩大的新根源？通过观察互联网快速发展时期中国企业的集聚特征发现，2011年开始中国整体及服务业集聚程度呈下降趋势，制造业集聚程度也于2012年开始下降，但美国、日本及英国等发达国家的企业集聚程度却呈明显的上升趋势（图1）。互联网的发展加深了发达国家经济活动空间上的不均衡，却似乎逆转了中国企业的进一步聚集。中国企业集聚逆转的宏观事实引申出本文的理论推测：互联网可能正在重塑中国的经济地理格局，然而其内在机理却不甚明朗。

<sup>1</sup> 安同良，南京大学经济学院

<sup>2</sup> 杨晨，南京财经大学江苏产业发展研究院

<sup>3</sup> 本文的互联网泛指通信互联网、能源互联网和物流互联网。其中，通信互联网包括传统互联网和移动互联网。受数据所限，实证部分以通信互联网为例。

万物互联时代,新的地理空间结构正在形成。一方面,“接入鸿沟”<sup>1</sup>扩大了地区差距,空间不平衡进一步加深。由于信息资源的非均匀分布,中心城市的集聚经济被互联网不断强化。同时,网络效应使得互联网在用户规模突破临界点后能发挥更大的作用(Katz & Shapiro, 1985),经济活动空间不平衡进一步扩大。互联网经济时代,经济地理格局仍有可能趋向集聚。另一方面,互联网增加了企业的选址自由度,地理因素的重要性下降(Goolsbee, 2000)。为规避拥挤成本,产业不可避免地趋于分散,创造出与实体空间联系松散的新信息地理(Choi et al., 2006)。不过,互联网并非完全剔除了地理因素的影响。即便对于无需支付运输成本的网络产品,距离仍发挥着显著作用(Blum & Goldfarb, 2006)。由于存在业务处理与响应时间及经济发展产生了更加复杂、无法编纂的信息,地理因素的重要性并不能完全忽略(Leamer & Storper, 2014)。全球范围内的集聚力量仍十分强大,信息共享是否足够重要到改变提供服务者的地理位置有待商榷。

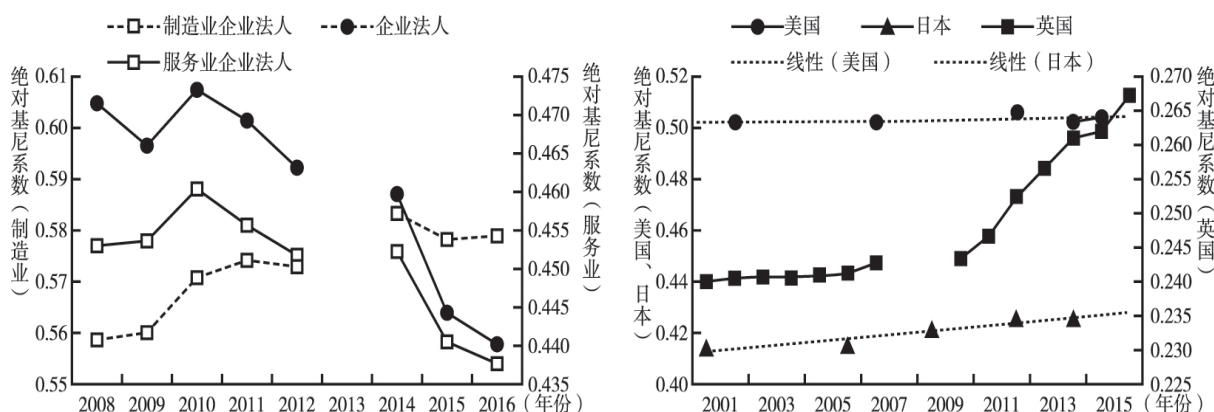


图1 中国、美国、日本及英国的企业集聚特征

注: 2008 年以前的《中国基本单位统计年鉴》仅提供限额以上企业法人单位数据, 为保证连续性及全面性, 本文的研究从 2008 年开始。恰好完整覆盖移动互联网融入生活, 造就万物互联的网络经济时代(2009 年至今)。因第三次经济普查, 2013 年数据统计口径不一致, 当年为断点。考虑政策因素, 在剔除京津冀地区样本后, 集聚指标仍呈下降趋势, 使用地级市层面规模以上工业企业数据计算的集聚程度也呈下降趋势, 限于篇幅一并略去。

数据来源:《中国基本单位统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、美国普查局网站、英国国家统计局、日本统计局。

经济地理格局的塑造与互联网有关, 但塑造方向是多样的。新经济地理理论指出, 当区际“冰山”运输成本<sup>2</sup>低于区内拥挤成本时, 会呈现分散的空间均衡(Helpman, 1998)。一方面, 中国互联网的发展走在世界前列, 互联网并未加深空间不平衡。超常规发展的“基础设施奇迹”带来互联网接入设施覆盖性的扩展及使用设施的便利化, 迅速填平中国互联网的“接入鸿沟”(邱泽奇等, 2016; 葛扬和岑树田, 2017), 不仅没有形成新的“数字鸿沟”, 还有效降低了“冰山”运输成本。另一方面, 作为拥挤成本的重要表征, 房价对中国的经济发展产生

<sup>1</sup>“接入鸿沟”是“数字鸿沟”的基本形态, “数字鸿沟”最初体现为“是否接入”的区分(邱泽奇等, 2016)。

<sup>2</sup>所谓“冰山”运输成本是产品在区域间运输是冰山式的, 会有一部分在途中“融化”掉。本文泛指搜寻成本、运输成本、交易成本等一系列产品跨区流动中发生的成本。

了深远影响（刘修岩和李松林，2017）。自1998年住房制度改革、2003年土地供给制度改革后，中国的商品房价格保持着年均10%以上的增速，北京、广州、深圳等一线城市甚至达到了年均20%以上的增幅（张莉等，2017；佟家栋和刘竹青，2018）。房价上涨会提高生产成本，增加的拥挤成本直接影响企业选址（范剑勇和邵挺，2011），深圳快速上涨的房价甚至倒逼大量高端制造业外迁。中国有可能发生了“冰山”运输成本降低与拥挤成本上升同时出现的情形，互联网与房价共同塑造出分散化的经济地理格局。

为证实上述猜想，本文在“微观企业区位选择引致宏观集聚事实”的逻辑下展开。理论方面，在互联网对企业的“引力机制”及其对房价分散力“放大机制”的基础上，推演互联网塑造经济地理格局的“内在机理”。实证方面，应用空间计量技术检验互联网影响企业区位选择的微观机制，验证其重塑中国经济地理格局的宏观效应。互联网时代，微观经济理论正被革新（张永林，2016），经济主体的行为选择发生改变（乌家培，1996；Shapiro & Varian，1998）。当然，经济地理格局是否被重塑取决于“接入鸿沟”是否被填平、网络外部性得到发挥，区内拥挤成本是否过高、企业被迫迁移，国内市场容量是否足够、企业迁移存在空间等诸多条件。因此，挖掘中国分散化经济地理格局形成的内在机理不仅有助于拓宽微观经济理论的适用边界，更对中国经济的持续稳定发展与经济地理格局演变极具理论与现实意义。

本文可能的贡献是：（1）秉持“用中国理论解释中国实践”的理念，紧扣中国幅员辽阔、市场规模庞大的经济特征，考虑“基础设施奇迹”填平互联网“接入鸿沟”及房价快速上涨的双重背景下，互联网重塑中国经济地理格局的内在机理。（2）新经济地理理论重视数值模拟，较少关注企业选址的内在机制。本文深入到宏观效应背后的微观机制，通过修改消费者预算约束、生产者利润函数及异质化“冰山”运输成本，探讨互联网影响企业区位选择的“引力机制”与“放大机制”。（3）构建“微观机制-宏观效应”的实证分析框架，使结论互为验证。基于全域视角衡量互联网状况，使用动态空间面板模型考虑企业区位选择的时空相关性，<sup>1</sup>纳入房价距离矩阵模拟分散力，检验互联网影响企业区位选择的微观机制，验证其重塑中国经济地理格局的宏观效应。

## 二、互联网塑造经济地理的内在机理

### （一）数理模型构建

本文融合 Helpman（1998）、Pflüger & Tabuchi（2010）等的模型，构建  $2 \times 2 \times 1$  的新经济地理模型，将互联网这一能大幅降低“冰山”运输成本的关键因素纳入模型，并以快速上涨的房价表征拥挤成本的分散力，聚焦集聚特征背后的微观机制，分析互联网塑造经济地理的内

<sup>1</sup>Logit 模型是企业选址研究的常见方法，但其要求选址决策的企业满足独立不相关假设，即认为各个备选空间是相似可替代的。但当各备选单元数量较大和地理面积较小时，空间单元间通常存在相关性，违背了这一假设。本文基于地级市数据分析企业区位选择，不满足该假设，故使用比例数据弱化企业数目正整数性质带来的因变量受限影响，运用空间计量模型考虑各单元的空间相关性。

在机理。假定经济体系中存在两个区域  $i=1,2$ ，两种生产部门工业部门  $M$  和房地产部门  $H$ ，一种生产要素劳动力  $L$ ，工业品可自由贸易，住房不可跨区贸易。

### 1. 消费者行为

令  $i$  区域代表性消费者的效用函数，为常替代弹性（CES）效用函数：

$$U_i = M_i^\mu H_i^{1-\mu}, \quad 0 \leq \mu < 1; \quad M_i = \left[ \int_0^{n_i} m_i(v) dv \right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}, \quad \sigma > 1; \quad \text{s.t.} \int_0^{n_i} p_i(v) m_i(v) dv + r_i H_i = Y_i \quad (1)$$

其中， $M_i$  是消费的工业品数量， $p_i(v)$  是产品  $v$  的价格， $r_i$  是房价， $\sigma$  是产品间的替代弹性。

$$Y_i = a_i w_i L_i \quad (2)$$

假定土地为政府所有，收入  $Y_i$  完全来自工资  $w_i$ ， $L_i$  是消费者数量， $a_i$  是互联网对收入的影响。除有效克服买方市场信息不对称、增强消费者购买力外（Bakos, 1997; Rezabakhsh et al., 2006），互联网大幅降低了消费者的通勤成本及作为劳动者的搜寻与通勤成本，预算约束得以放宽。首先，电子商务降低了偏远地区特别是农村购买商品的难度（祝仲坤和冷晨昕，2017），消费者能足不出户购买全国乃至全球范围内的商品，“互联网+O2O 租车”，“互联网+线下配送”等，解决了“最后一公里问题”，减少的通勤或时间成本即增加的收入。其次，互联网为劳动力市场提供了更对称的信息，降低了求职中的交通、邮寄、中介费用等搜寻成本及工作中的通勤成本（Kuhn & Skuterud, 2004），也可认为增加了消费者的收入。

### 2. 生产者行为<sup>1</sup>

令  $i$  区域代表性厂商的成本函数为：

$$TC_i(v) = \frac{1}{b_i} w_i q_i(v) + \frac{1}{c_i} w_i^{1-\gamma} r_i^\gamma f \quad (3)$$

给定产品价格  $p_i$ ，代表性厂商的利润函数为：

$$\pi_i(v) = p_i(v) q_i(v) - \frac{1}{b_i} w_i q_i(v) - \frac{1}{c_i} w_i^{1-\gamma} r_i^\gamma f \quad (4)$$

其中， $q_i(v)$  是工业品  $v$  的产量， $f$  是工资和房价外的固定成本，所有区域相同，下标可舍去。 $\frac{1}{b_i}$  和  $\frac{1}{c_i}$  是互联网对生产成本的影响。一方面，互联网能降低企业采购-分销渠道搭建或维持所需支付的固定成本。首先，互联网改良采购-分销渠道，企业根据市场需求及时优化流通领域的空间组织（Srinivasan et al., 2002）；其次，信息技术革命催生的虚拟商业环境，创造出打破时空硬约束的网络平台，一定程度上替代了采购-分销渠道（岳云嵩和李兵，

<sup>1</sup>遵循 Dixit & Stiglitz（1977）的假设，工业品生产部门是垄断竞争的，每种产品只在一个地区由一个专业化厂商生产。参照 Pflüger & Tabuchi（2010），固定投入被设定为 Cobb-Douglas 式的生产函数  $\gamma^{-\gamma}(1-\gamma)^{-1-\gamma} l_i^{1-\gamma} s_i^\gamma$ 。与 Fujita & Thisse（2013）类似，土地  $s_i$  只进入固定成本，并不进入可变成本，这也与经济现实相符合。

2018)。第三，互联网经济时代，出现一大批诸如视频、游戏、自媒体等从生产到销售完全突破时空约束的新业态，网络平台直接替代了采购-分销渠道。另一方面，集聚经济的微观基础是劳动力的匹配、共享及学习（Duranton, 2004）。互联网缓解了信息不对称，降低了企业的劳动力匹配成本，并提供能减少劳动力共享及学习成本的平台。从即时通信到电子商务，从搜索引擎到在线服务，互联网全方位渗透到经济社会发展的各个方面，创造出大量弹性的工作岗位和灵活的就业方式，衍生出新的经济形态，集聚经济的产生不再受制于时空约束。

### 3.“冰山”运输成本

产品跨区销售存在“冰山”运输成本  $\frac{\tau}{d_i}, \tau > d_i > 1$ 。令其差异由互联网状况  $d_i$  体现， $\tau$  是没有互联网时的“冰山”运输成本，可舍去下标。企业在其他地区销售  $\kappa_{12}(v)$  数量产品的实际供给量为  $\frac{\tau}{d_i} \kappa_{12}(v)$ ，销售价格为  $p_{12}(v) = \frac{\tau}{d_i} p_{11}(v)$ 。令  $\phi_2 = (\frac{\tau}{d_i})^{1-\sigma}$ 。地理距离的存在使得信息不对称更为严重，导致市场配置失衡（Akerlof, 1970）。互联网打破了信息不对称的壁垒，有效缓解了这一问题（韩先锋等，2014）。一方面，通过网络平台搜寻和发布信息，能降低企业在跨区贸易中的信息搜寻、双边匹配及物流等“冰山”运输成本（Anderson & Wincoop, 2004）。另一方面，与互联网融合产生的新业态在产品贸易中较少或完全不受地理空间约束，“冰山”运输成本有效降低。

### 4.均衡条件求解<sup>1</sup>

综上，得出均衡条件为：

$$F_1 = \frac{s_1}{1-s_1} = \frac{c_1 r_2^\gamma (b_1 b_2)^{\sigma-1} w_1^{1-\sigma} w_2^{1-\sigma} (Y_1 + \phi_{12} \phi_{21} Y_2) - c_2 r_1^\gamma b_2^{2\sigma-2} w_2^{\gamma-\sigma} w_1^{1-\sigma} (\phi_{21} Y_1 + \phi_{21} Y_2)}{c_2 r_1^\gamma (b_1 b_2)^{\sigma-1} w_1^{1-\sigma} w_2^{\gamma-\sigma} (\phi_{12} \phi_{21} Y_1 + Y_2) - c_1 r_2^\gamma b_1^{2\sigma-2} w_1^{1-\sigma} w_2^{\gamma-\sigma} (\phi_{12} Y_1 + \phi_{12} Y_2)}, 0 < s_1 < 1 \quad (5)$$

## （二）互联网影响企业区位选择的微观机制<sup>2</sup>

### 1.互联网的引力机制

互联网不仅减少了消费者的通勤及求职成本，还降低了企业生产中的固定成本与可变成成本，有效缓解贸易中的信息不对称问题，深刻影响企业的区位选择。首先，由均衡条件

$$(5) \text{ 式得, } \frac{\partial F_1}{\partial b_1} = \frac{b_1^{2-2\sigma} B(C-D) + D(A-B)}{(C-D)^2} > 0, \quad \frac{\partial F_1}{\partial c_1} = \frac{[AC-BD]/c_1}{[C-D]^2} > 0。 \text{ 互联网通过多种渠道降低}$$

企业必须支付的固定成本及使用劳动力过程中的可变成本，利润增加吸引企业进驻。其次，

$$\text{有 } \frac{\partial F_1}{\partial \phi_{12}} = \frac{\frac{C(\phi_{21} Y_1 + \phi_{21} Y_2)}{B(\phi_{12} \phi_{21} Y_1 + Y_2)} \left[ \frac{A}{(Y_1 + \phi_{12} \phi_{21} Y_2)} - \frac{B \phi_{21}}{(\phi_{21} Y_1 + \phi_{21} Y_2)} \right]^2 [Y_1(Y_1 + Y_2)]}{[C-D]^2} > 0, \text{ “冰山”运输成本降低表明互联网}$$

<sup>1</sup>限于篇幅，具体的推导过程略去。如有需要，可向作者索取。

<sup>2</sup>为简化分析，令（5）式中  $A = c_1 r_2^\gamma (b_1 b_2)^{\sigma-1} w_1^{1-\sigma} w_2^{1-\sigma} (Y_1 + \phi_{12} \phi_{21} Y_2)$ ， $B = c_2 r_1^\gamma b_2^{2\sigma-2} w_2^{\gamma-\sigma} w_1^{1-\sigma} (\phi_{21} Y_1 + \phi_{21} Y_2)$ ， $C = c_2 r_1^\gamma (b_1 b_2)^{\sigma-1} w_1^{1-\sigma} w_2^{\gamma-\sigma} (\phi_{12} \phi_{21} Y_1 + Y_2)$ ， $D = c_1 r_2^\gamma b_1^{2\sigma-2} w_1^{1-\sigma} w_2^{\gamma-\sigma} (\phi_{12} Y_1 + \phi_{12} Y_2)$ ， $A > 0, B > 0, C > 0, D > 0$ ，采取先偏导后替代的策略。容易得， $AC - BD = (\phi_{12} \phi_{21} - 1)^2 [c_1 c_2 (b_1 b_2)^{2\sigma-2} w_1^{1-\gamma-2\sigma} w_2^{1-\gamma-2\sigma} r_1^\gamma r_2^\gamma Y_1 Y_2] > 0$ 。

缓解了当地产品销售至其他地区面临的信息不对称，降低了产品的区外销售价格，竞争优势的提高吸引企业进驻。最后，聚焦互联网对消费者收入的影响，（5）式修改为，

$$F_1 = \frac{[1-\phi_{21}]Y_1 + [\phi_{12}-1]\phi_{21}Y_2}{[\phi_{21}-1]\phi_{21}Y_1 + [1-\phi_{12}]Y_2}, \text{ 由 } \phi_{12} < 1, \text{ 得 } \frac{\partial F_1}{\partial Y_1} > 0, \frac{\partial F_1}{\partial a_1} > 0, \text{ 互联网放宽了消费者的预算约束, 吸引}$$

更多的劳动力，企业因此进驻。由此得到：

命题 1：互联网通过降低生产成本、减少“冰山”运输成本提高生产者利润，增加消费者收入吸纳劳动力，吸引企业进驻，形成引力机制。

## 2. 分散力的放大机制

考虑以房价表征的拥挤成本的分散力。由（5）式得， $\frac{\partial F_1}{\partial r_1} = -\frac{\gamma r_1^{-1}[AC-BD]}{(C-D)^2} < 0$ ，房价与当

地企业占比负相关，企业会自发由高房价地区向低房价地区流动。互联网对房价分散力的放大机制表现为：（1）由于引力机制，低房价地区互联网的发展降低了企业迁移的机会成本，更多的企业从高房价地区迁移至低房价地区。以地区 1 房价上涨为例， $\Delta r_1 > 0$ ，有

$$F_1(r_1 + \Delta r_1) < F_1(r_1)。根据函数的单调性及模型的对称性，得 \frac{\partial F_1(r_1 + \Delta r_1)}{\partial a_2} < 0、\frac{\partial F_1(r_1 + \Delta r_1)}{\partial b_2} < 0、$$

$$\frac{\partial F_1(r_1 + \Delta r_1)}{\partial c_2} < 0 \text{ 及 } \frac{\partial F_1(r_1 + \Delta r_1)}{\partial d_2} < 0，地区 2（低房价地区）互联网的发展增加了地区 1（高房价地区）由房价上升减少的企业数量。$$

（2）互联网通过缓解区际信息不对称，放大房价的分散力，即“信号传递效应”。地区 1 房价变动的绝对边际量为  $|\Delta F_1(r_1)| = F_1(r_1 + \Delta r_1) - F_1(r_1) = \frac{\gamma r_1^{-1}[AC-BD]}{(C-D)^2}$ 。

令各区域互联网发展及其他条件相同，对“冰山”运输成本作同质化处可得，

$$|\Delta F_1(r_1)| = \gamma r_1^{-1} \left[ \frac{1+\phi}{1-\phi} \right]^2，有 \partial |\Delta F_1(r_1)| / \partial \phi > 0，即 \partial |\Delta F_1(r_1)| / \partial d > 0。对高房价的地区 1，互联网传递$$

了低房价地区的信号，降低了高房价地区企业的信息搜寻成本，通过缓解信息不对称助推企业流动。由此得到：

命题 2：互联网通过降低企业迁移成本（引力机制）及缓解信息不对称（信号传递效应），助推企业由高房价地区向低房价地区流动，形成分散力的放大机制。

## （三）互联网塑造经济地理格局的内在机理

实践中，互联网对企业的吸引力与信息技术进步带来的网络外部性正相关，与地区接入成本负相关。令  $a_i = \frac{\alpha}{\lambda_i}$ 、 $b_i = \frac{\beta}{\lambda_i}$ 、 $c_i = \frac{\varphi}{\lambda_i}$  及  $d_i = \frac{\delta}{\lambda_i}$ ，区域互联网发展的差距由接入成本  $\lambda_i$  体现，

网络外部性  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\varphi$  及  $\delta$  的影响具有一致性，舍去下标。均衡条件（5）式变为：

$$F_1 = \frac{\lambda_2 r_2^\gamma (\lambda_1 \lambda_2)^{\sigma-1} w_1^{1-\sigma} w_2^{1-\sigma} (Y_1 + \phi_{12} \phi_{21} Y_2) - \lambda_1 r_1^\gamma \lambda_1^{2\sigma-2} w_2^{1-\sigma} w_2^{1-\sigma} (\phi_{21} Y_1 + \phi_{21} Y_2)}{\lambda_1 r_1^\gamma (\lambda_1 \lambda_2)^{\sigma-1} w_1^{1-\sigma} w_2^{1-\sigma} (\phi_{12} \phi_{21} Y_1 + Y_2) - \lambda_2 r_2^\gamma \lambda_2^{2\sigma-2} w_1^{1-\sigma} w_1^{1-\sigma} (\phi_{12} Y_1 + \phi_{12} Y_2)}, Y_1 = \frac{\alpha}{\lambda_1} w_1 L_1, \phi_{12} = \left( \frac{\lambda_1}{\delta} r \right)^{1-\sigma} \quad (6)$$

企业的微观区位选择机制塑造了宏观的经济地理格局。（1）引力机制的塑造机理。由（6）式得， $\partial a_1 / \partial \lambda_1 < 0$ 、 $\partial b_1 / \partial \lambda_1 < 0$ 、 $\partial c_1 / \partial \lambda_1 < 0$ 、 $\partial d_1 / \partial \lambda_1 < 0$  及  $\partial F_1 / \partial \lambda_1 < 0$ ，接入成本增加了

消费者的日常支出，提高了企业生产成本及销售中的“冰山”运输成本，有可能削弱互联网的网络外部性，与当地企业数量负相关。当  $\lambda_i > \alpha$ 、 $\lambda_i > \beta$ 、 $\lambda_i > \varphi$  及  $\lambda_i > \delta$  时，接入互联网额外增加消费者支出及企业成本，“引力机制”表现为“斥力机制”。换言之，降低接入成本能充分发挥互联网引力机制的作用。放宽网络外部性的同质性假定。令  $\partial \alpha_1 / \partial L_1 > 0$ 、 $\partial \beta_1 / \partial L_1 > 0$ 、 $\partial \varphi_1 / \partial L_1 > 0$  及  $\partial \delta_1 / \partial L_1 > 0$ ，网络外部性与接入网络中的用户规模正相关（Shapiro & Varian, 1998）。如前所述，接入成本的降低增加了企业数量，用户规模的增加又使得网络外部性提高，吸引更多的企业进驻，互联网的“正反馈”效应由此形成（Arthur, 1989）。考虑到拥有更多企业的地区会发挥出更高的集聚经济，企业在追逐不均衡分布的互联网资源的过程中会进一步强化地区差距，单纯的引力机制会加深空间经济活动不平衡，塑造出集聚的经济地理格局。

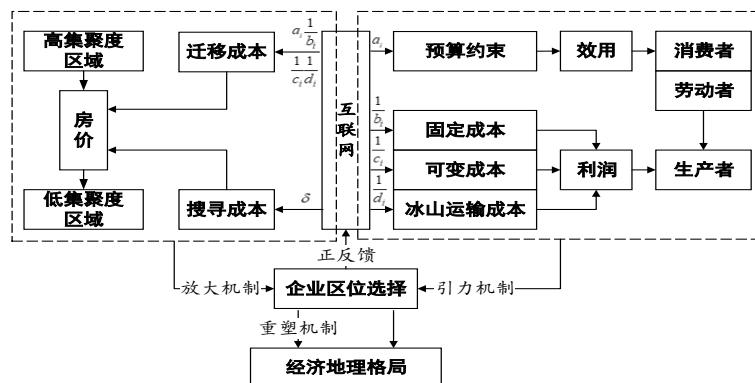


图2 互联网重塑经济地理的内在机理

（2）考虑放大机制的重塑机理。当存在诸如房价等额外的分散力时，互联网却有可能塑造出分散化的经济地理格局。一方面，接入成本降低，互联网减少企业迁移成本与缓解信息不对称的外部性被充分发挥，有效放大了其他地区房价上涨带来的分散力，更多的企业选择从高房价地区流出。另一方面，企业进驻使得当地互联网接入用户规模增加，增强了互联网的网络外部性；而网络外部性的提高，又吸引了更多企业流入，也即互联网的“正反馈”效应。由于高房价地区一般都是高集聚度地区，当地企业囿于“集聚经济”和“拥挤成本”的困境，很难做出迁移的选择。互联网的普及降低了企业迁移的机会成本，企业因此选择从高房价（高集聚度）地区向低房价（低集聚度）地区流动；而由于互联网“正反馈”效应的叠加，以房价表征的分散力的放大机制被大幅增强，更多的企业选择迁移，原本集聚的经济地理格局有可能被重塑（图2）。

命题3：在互联网引力机制及其对分散力放大机制的综合作用下，更多的企业从高房价（高集聚度）地区向低房价（低集聚度）地区流动，经济地理格局被重新塑造。

### 三、互联网影响企业区位选择：微观机制检验

### （一）计量模型

根据互联网影响企业区位选择微观机制的理论论证，设定基准计量模型：

$$Firm_{it} = \alpha + \beta_0 Int_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (7)$$

其中， $Firm$  是企业占比用来衡量企业选址， $Int$  是互联网指标，包括全域互联网  $Oint$  和全域移动互联网  $Omint$ ， $X$  是影响企业选址的控制变量。考虑到企业选址可能存在空间相关性，构建空间自回归模型（Spatial Autoregressive Model, SAR）和空间误差模型（Spatial Error Model, SEM）进行实证检验， $W$  是空间权重矩阵， $\rho$  和  $\eta$  是变量的系数， $\varepsilon_{it}$  和  $\mu_{it}$  是扰动项。

$$Firm_{it} = \alpha + \rho W \cdot Firm_{it} + \beta_0 Int_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (8)$$

$$Firm_{it} = \alpha + \beta_0 Int_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \nu_{it}, \nu_{it} = \delta W \cdot \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (9)$$

企业区位选择存在时间上的“动态延续性”，即企业会参考以往年份其他企业的区位选择进行选址。构建同时包括时间和空间效应的动态空间面板模型（Elhorst, 2012; Lee & Yu, 2014）：

$$Firm_{it} = \tau Firm_{i,t-1} + \rho W \cdot Firm_{it} + \eta W \cdot Firm_{i,t-1} + \beta_0 Int_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (10)$$

其中， $Firm_{it}$  和  $Firm_{i,t-1}$  代表  $i$  地区在  $t$  年和  $t-1$  年的企业区位选择情况， $\mu_i$  和  $\omega_t$  代表特定空间效应和时间效应的哑变量， $\varepsilon_{it}$  是满足独立同分布的随机误差项； $\tau$ 、 $\rho$ 、 $\eta$  是时间滞后项，空间滞后项及时空滞后项的系数。

为检验互联网对拥挤成本分散力的“放大机制”，引入房价距离及其与互联网状况的交乘项：

$$Firm_{it} = \tau Firm_{i,t-1} + \rho W \cdot Firm_{it} + \eta W \cdot Firm_{i,t-1} + \beta_0 Int_{it} + \beta_1 House + \beta_2 Int_{it} \cdot House + \sum_{j=3}^n \beta_j X_{ij} + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I)^1 \quad (11)$$

检验“放大机制”的模型中  $Int$  涵盖本地互联网  $Internet$  及移动互联网  $Minternet$ 。由于包括因变量的时空滞后项，会出现普通最小二乘（OLS）的估计参数和标准误不一致。本文采用极大似然估计法（MLE）估计静态空间模型，使用偏差修正的准极大似然方法（BC-QMLE）估计动态空间模型（Yu et al., 2008），估计软件是 Matlab。

### （二）变量与数据

（1）因变量。企业区位选择（ $Firm$ ），选择区域企业占全部企业比重反映企业区位选择状况，可在一定程度上规避企业数目正整数性质带来的因变量受限影响。

（2）核心自变量。互联网状况（ $Int$ ）。一般用互联网资源或使用情况衡量，考虑到移动互联网的巨大影响力，本文选择传统互联网（ $Internet$ ）（以下简称互联网）、移动互联网

<sup>1</sup>根据矩阵运算法则，变量计算公式为  $House \cdot Int_{it}$ ，此处是为了便于读者理解互联网对房价的调节作用，下同。

(*Minternet*) 用户规模及普及率反映区域互联网发展。由于网络是全空间域、普遍联系的,不能孤立地、割裂地看待某一地区互联网的状况。检验引力机制的模型中,引入空间权重矩阵  $W$ , 构建全域网络指标, 计算公式为:  $Oint_{it} = W * Internet_{it}$ ,  $Omint_{it} = W * Mininternet_{it}$ 。<sup>1</sup> 全域指标不仅能从全局视角考察互联网发展, 且能较好地规避传统指标的内生性问题, 有效解决当前在空间计量模型框架内不能处理核心解释变量内生性问题的困扰。检验放大机制的模型中, 选择本地互联网状况 (*Internet*、*Minternet*), 这是出于使用互联网与房价距离的交乘项检验放大机制的需要, 但关注的重点交乘项实质也遵循了全域指标的设计思路, 同样可以规避内生性问题。

(3) 控制变量。经济发展 (*Pgdp*), 经济增长与良好的制度环境、优质的劳动力市场相伴, 并能有效扩大市场规模, 对企业吸引力极大。人口规模 (*Peo*), 人口数量与当地劳动力市场规模正相关, 劳动力资源越丰富, 企业用工成本也越低, 劳动力市场的匹配更为顺利, 企业更愿意进驻。政府支出 (*Pgov*), 地方政府存在招商引资提升政绩的激励, 会通过土地、就业、社会保障、行政管理、补贴等制度安排吸引企业。教育程度 (*Edu*), 教育水平能够有效增强人力资本质量, 促进企业创新提高全要素生产率, 高教育水平地区吸引企业进驻能力较强。

(4) 距离矩阵。使用空间权重矩阵量化企业区位选择的时空相邻性, 涵盖空间互动效应。中国地级市众多, 仅选择城市是否相邻可能会丢失较多的信息。为此, 根据空间单元间的地理距离大小设定矩阵 ( $W$ ), 矩阵中元素定义为:  $w_{i,j} = 1/d_{ij}$ ,  $d_{ij}$  为  $i$  地与  $j$  地间的球面距离。房价距离 (*House*), 矩阵中元素  $w_{i,j} = P_i - P_j$ ,  $P$  表示房地产价格,<sup>2</sup> 用地区房价成交款除以面积测算。“以地生财”是中国特色的城市建设投融资模式 (郑思齐等, 2014), 引致房价上涨等一系列拥挤成本, 用房价模拟拥挤成本的分散力是合理的。变量的名称、符号及说明如表 1 所示。

表 1 变量说明

| 类别    | 名称               | 符号                        | 说明                                           |
|-------|------------------|---------------------------|----------------------------------------------|
| 因变量   | 企业区位选择           | <i>Firm</i>               | 区域企业数目/总数                                    |
| 核心自变量 | 互联网/移动互联网状况 (本地) | <i>Internet/Minternet</i> | 用户规模, 普及率 (用户规模/人口规模)                        |
|       | 互联网/移动互联网状况 (全域) | <i>Oint/Omint</i>         | $W * Internet_{it}$ ; $W * Mininternet_{it}$ |
| 控制变量  | 经济发展             | <i>Pgdp</i>               | 人均 GDP                                       |
|       | 人口规模             | <i>Peo</i>                | 年末人口规模                                       |
|       | 政府支出             | <i>Pgov</i>               | 人均政府财政支出                                     |
|       | 教育程度             | <i>Edu</i>                | 每十万人高等学校在校生数                                 |
| 距离矩阵  | 地理距离             | $W$                       | $i$ 地与 $j$ 地间球面距离的倒数                         |
|       | 房价距离             | <i>House</i>              | $i$ 地与 $j$ 地房地产价格之差                          |
| 机制变量  | 交乘项              | <i>Mechanism</i>          | $Internet * House$ ; $Minternet * House$     |

<sup>1</sup> 与传统运输网络不同, 互联网中的信息传输不严格依赖于地理距离, 所以  $W$  是对角线为 0 的方阵。由此计算出的互联网指标实际上是其他地区互联网发展状况的加总, 引力机制预期的系数符号为负。

<sup>2</sup> 虽然企业选址时可能会租赁或使用工业用地, 但地价与房租乃至工业用地价格是高度相关的, 房地产价格仍是衡量地区拥挤成本的一个好的代理变量。

考虑数据可得性, 本文选择 2003-2016 年中国 285 个地级市的面板数据作为分析样本。其中, 规模以上工业企业数目来自《中国城市统计年鉴》, 互联网及其他控制变量来自《中国城市统计年鉴》及《中国统计年鉴》, 房价来自《中国区域经济发展年鉴》。价值变量如人均 GDP 用 GDP 缩减指数折现到 2003 年货币水平, 指标均取对数。对数据不可得的情况, 使用线性插值法补充。当前较完整提供企业数目的经济普查数据仅有三年, 无法考察企业选址的动态特征, 工商总局数据获得又非常困难。为此, 本文选用公开度高、容易获得的数据来源。省级数据虽然提供了全行业企业法人数目, 但缺失年份较多, 时间连续性差; 其次, 省级行政区面积过大, 不仅易丢失较多信息, 同时各地级市房价差距较大, 使用省一级的平均房价不能准确衡量企业受此影响做出的区位选择。地级市数据虽然仅提供规模以上工业企业数目, 但完整度和连续性较强, 且大小合适, 能更准确反映企业的区位选择。综上, 本文选择地级市样本作为主要的数据来源。

### (三) 互联网的引力机制检验

本文首先基于传统面板模型检验互联网状况与企业选址间的关系, *Hausman* 检验支持了固定效应模型的回归结果 (表 2)。互联网指标的估计系数在 1% 的水平下显著为负, 其他地区互联网越普及, 本地企业占比越低。互联网普及程度直接反映出当地互联网的网络外部性及地区接入网络的能力, 网络状况良好的区域能有效降低企业的生产成本及产品销售中的“冰山”运输成本, 提高企业利润并增加消费者效用, 吸引企业进驻。此外, 移动互联网指标估计系数的绝对值大于互联网, 当前智能移动终端已深刻融入经济社会的各个方面, 较传统互联网发挥了更大的作用。控制变量方面, 经济发展和人口规模在 1% 的水平下显著为正, 表明经济水平和劳动力规模是当前企业选址所考虑的重要因素。政府支出在多数模型中显著为正, 出于获取集聚租、提升政绩的考虑, 地方政府具有吸引企业进驻的动力, 政府干预影响了企业的区位选择。教育程度并不显著, 意味着企业可能更加关注经济水平、劳动力规模等指标, 对劳动力质量的重视程度较低, 当前中国尤其是工业行业仍然以劳动密集型企业为主, 亟待产业结构升级、培育新动能。

表 2 互联网引力机制的基准回归结果

| 模型      | FE RE                  |                        | FE RE                   |                         | FE RE                  |                        | FE RE                   |                         |
|---------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 自变量     | 互联网规模<br>Oint          |                        | 互联网普及率<br>Oint          |                         | 移动互联网规模<br>Omint       |                        | 移动互联网普及率<br>Omint       |                         |
| lnInt   | -0.3582***<br>(0.0463) | -0.4938***<br>(0.0434) | -0.3624***<br>(0.0462)  | -0.4988***<br>(0.0441)  | -0.6590***<br>(0.0626) | -0.7802***<br>(0.0506) | -0.7251***<br>(0.0693)  | -0.8551***<br>(0.0557)  |
| lnPgdp  | 0.2987***<br>(0.0645)  | 0.4076***<br>(0.0794)  | 0.2927***<br>(0.0631)   | 0.4008***<br>(0.0782)   | 0.3746***<br>(0.0784)  | 0.4700***<br>(0.0906)  | 0.3800***<br>(0.0795)   | 0.4758***<br>(0.0915)   |
| lnPeo   | 0.6633***<br>(0.1708)  | 1.0022***<br>(0.0591)  | 0.6536***<br>(0.1698)   | 0.9972***<br>(0.0592)   | 0.8554***<br>(0.1724)  | 1.0677***<br>(0.0575)  | 0.8678***<br>(0.1725)   | 1.0766***<br>(0.0571)   |
| lnPgov  | 0.1071**<br>(0.0427)   | 0.0965*<br>(0.0562)    | 0.0995**<br>(0.0421)    | 0.0839<br>(0.0559)      | 0.2218***<br>(0.0501)  | 0.2172***<br>(0.0589)  | 0.2305***<br>(0.0509)   | 0.2266***<br>(0.0595)   |
| lnEdu   | -0.0496<br>(0.0318)    | -0.0014<br>(0.0299)    | -0.0496<br>(0.0317)     | -0.0001<br>(0.0299)     | -0.0119<br>(0.0340)    | 0.0204<br>(0.0303)     | -0.0078<br>(0.0345)     | 0.0237<br>(0.0305)      |
| _cons   | -7.0084***<br>(1.0174) | -7.7843***<br>(0.6975) | -14.3345***<br>(1.1421) | -17.9366***<br>(0.5835) | -3.2968***<br>(0.9610) | -3.1982***<br>(0.7363) | -17.3446***<br>(1.3194) | -19.7697***<br>(0.6763) |
| N       | 3990                   | 3990                   | 3990                    | 3990                    | 3990                   | 3990                   | 3990                    | 3990                    |
| R2      | 0.139                  | 0.133                  | 0.138                   | 0.132                   | 0.196                  | 0.193                  | 0.199                   | 0.197                   |
| Hausman | 492.25                 | [0.0000]               | 645.05                  | [0.0000]                | 278.28                 | [0.0000]               | 277.35                  | [0.0000]                |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，()内数值是估计系数异方差稳健的标准误。

考虑企业区位选择的时空相邻性及时间动态性，本文构建静态和动态空间计量模型进行分析，<sup>1</sup>Log-likelihood 值支持动态空间计量模型的回归结果，如表 3 所示。首先，引入因变量的空间滞后项、时间滞后项及时空滞后项后，互联网指标仍然在 1%的水平下显著为负，移动互联网指标的绝对值大于互联网，支持前文的估计结果。这说明在考虑企业区位选择的时空相关性后，其他地区互联网发展对企业区位选择的引力仍然是存在的。其次，空间滞后项在 1%的水平下显著为正，意味着邻近地区的企业数目与当地企业数量正相关。区域发展具有空间相关性，地理上邻近的地区对企业区位选择具有相似的影响。时间滞后项在 1%的水平下显著为正，说明企业区位选择在时间上是正相关的，受前一期企业的正向影响。最后，时空滞后项在 1%的水平下显著为负，表明邻近地区上一期企业数量的增加会对本地企业产生吸引力，与当地企业数量负相关。

<sup>1</sup>选择模型时，首先估计非空间模型，构建基于模型残差的 LM (Lagrange Multiplier) 和稳健 LM (Robust Lagrange Multiplier) 统计量，进行空间自相关性检验，推断哪种模型合适，也可比较模型的 Log-likelihood 值判断。

表 3 互联网引力机制的空间计量回归结果

| 模型                   | SAR                    | SEM                    | SPDM                   | SAR                    | SEM                    | SPDM                   |
|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 自变量                  | 互联网规模 Oint             |                        |                        | 移动互联网规模 Omint          |                        |                        |
| lnInt                | -0.3898***<br>(0.0332) | -0.8930***<br>(0.1158) | -0.1150***<br>(0.0137) | -0.5413***<br>(0.0352) | -1.1536***<br>(0.1370) | -0.1849***<br>(0.0166) |
| W·lnfirm/<br>W·error | 0.9860***<br>(0.0015)  | 0.9480***<br>(0.0097)  | 0.9287***<br>(0.0124)  | 0.9190***<br>(0.0079)  | 0.9540***<br>(0.0086)  | 0.9474***<br>(0.0097)  |
| L·lnFirm             |                        |                        | 0.8373***<br>(0.0116)  |                        |                        | 0.8388***<br>(0.0114)  |
| W*L·lnfirm           |                        |                        | -0.6611***<br>(0.0536) |                        |                        | -0.8952***<br>(0.0547) |
| R2                   | 0.9652                 | 0.9492                 | 0.9885                 | 0.9658                 | 0.9281                 | 0.9886                 |
| LogLike              | 552.47812              | 678.38594              | 2508.2837              | 605.76172              | 689.46641              | 2526.7828              |
| 自变量                  | 互联网普及率 Oint            |                        |                        | 移动互联网普及率 Omint         |                        |                        |
| lnInt                | -0.3854***<br>(0.0347) | -1.1949***<br>(0.1594) | -0.1125***<br>(0.0139) | -0.5871***<br>(0.0378) | -1.0930***<br>(0.1303) | -0.2057***<br>(0.0181) |
| W·lnfirm/<br>W·error | 0.9440***<br>(0.0061)  | 0.9600***<br>(0.0074)  | 0.9249***<br>(0.0135)  | 0.9060***<br>(0.0092)  | 0.9460***<br>(0.0100)  | 0.9430***<br>(0.0109)  |
| L·lnfirm             |                        |                        | 0.8397***<br>(0.0116)  |                        |                        | 0.8390***<br>(0.0114)  |
| W*L·lnfirm           |                        |                        | -0.6746***<br>(0.0550) |                        |                        | -0.9019***<br>(0.0562) |
| R2                   | 0.9649                 | 0.9175                 | 0.9885                 | 0.9658                 | 0.9467                 | 0.9886                 |
| LogLike              | 544.3174               | 686.2527               | 2506.1925              | 605.2010               | 682.3572               | 2527.7324              |
| N                    | 3990                   | 3990                   | 3705                   | 3990                   | 3990                   | 3705                   |

注：所有的模型均包含控制变量，选择的模型是个体固定、空间效应固定，但时间效应不固定的动态空间计量模型，以下各表除特别说明外同。

需要说明的是，空间滞后项、时间滞后项及时空滞后项是有机联系的。其中，空间滞后项的正相关源自邻近地区相似的禀赋条件，对企业产生相似的吸引力；但空间上的邻近也会产生竞争效应，邻近地区上一期企业数目的增加会形成集聚经济，对本地企业产生较强的吸引力。负相关的时空滞后项刻画了三者的内在联系，表明使用动态空间模型的必要性。

#### （四）分散力的放大机制检验

引入房价距离、互联网与房价距离矩阵的交乘项，检验互联网对分散力的放大机制（表 4）。首先，在房价距离为正的模型中（房价低于本地），房价距离指标在 1% 的水平下显著为正，表明低房价地区与本地房价差距越大，本地企业占比越高。在房价距离为负的模型中（房价高于本地），房价距离指标在 1% 的水平下显著为负，意味着高房价地区与本地房价相差越大，本地企业占比越低。该结果说明，当前中国各地区企业的多寡与房价高度相关，验证了前文“高房价地区一般是高集聚度”的论断，中国经济地理格局的重塑具备了先决条件。这与房价分散力的理论推导相悖，可能是因为房价上涨虽然提供了分散企业的力量，但现实中高房价也意味着良好的经济状况、完善的制度安排等，对企业的吸引力较强，而企业聚集

会产生集聚经济，抵消房价上涨带来的分散力。所以，只有当房价上涨引致的拥挤成本大于集聚经济时，房价才可能表现出明显的分散力。此外，互联网指标在多数模型中显著为正，互联网的普及能增加本地企业占比，引力机制得到验证。空间滞后项、时间滞后项及时空滞后项的显著性与符号方向与前文一致，这里不再赘述。

表 4 互联网放大机制的回归结果

| 自变量            | 互联网规模Internet         |                                  | 移动互联网规模Minternet      |                       | 互联网普及率Internet        |                       | 移动互联网普及率Minternet     |                       |
|----------------|-----------------------|----------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 房价距离           | 正                     | 负                                | 正                     | 负                     | 正                     | 负                     | 正                     | 负                     |
| lnInt          | 0.0011<br>(0.0154)    | -0.0004<br>(0.0008) <sup>1</sup> | 0.0378***<br>(0.0112) | 0.0517***<br>(0.0132) | 0.0049*<br>(0.0025)   | 0.0017<br>(0.0016)    | 0.0513***<br>(0.0096) | 0.0464***<br>(0.0103) |
| lnHouse        | 0.0132***<br>(0.0009) | -<br>(0.0078)                    | 0.0119***<br>(0.0039) | -<br>(0.0055)         | 0.0336***<br>(0.0066) | -0.0233**<br>(0.0094) | 0.1091***<br>(0.0126) | -0.0059<br>(0.0158)   |
| lnMechanism    | -0.0073**<br>(0.0044) | 0.0121***<br>(0.0042)            | -0.0060**<br>(0.0025) | 0.0027<br>(0.0018)    | 0.0329***<br>(0.0069) | -0.0083<br>(0.0077)   | 0.1068***<br>(0.0127) | 0.0312***<br>(0.0118) |
| W* lnfirm      | 0.9282***<br>(0.0030) | 0.9233***<br>(0.0155)            | 0.9234***<br>(0.0167) | 0.9044***<br>(0.0156) | 0.9264***<br>(0.0154) | 0.9242***<br>(0.0153) | 0.9293***<br>(0.0133) | 0.9184***<br>(0.0155) |
| L.lnfirm       | 0.8616***<br>(0.0113) | 0.8559***<br>(0.0113)            | 0.8652***<br>(0.0112) | 0.8433***<br>(0.0111) | 0.8544***<br>(0.0113) | 0.8570***<br>(0.0113) | 0.8567***<br>(0.0112) | 0.8547***<br>(0.0112) |
| W*L.lnfirm     | -<br>(0.0468)         | -<br>(0.0513)                    | -<br>(0.0472)         | -<br>(0.0252)         | -<br>(0.0478)         | -<br>(0.0520)         | -<br>(0.0519)         | -<br>(0.0458)         |
| N              | 3705                  | 3705                             | 3705                  | 3705                  | 3705                  | 3705                  | 3705                  | 3705                  |
| R <sup>2</sup> | 0.9882                | 0.9883                           | 0.9882                | 0.9883                | 0.9883                | 0.9883                | 0.9884                | 0.9883                |
| LogL           | 2454.0574             | 2474.8968                        | 2457.6155             | 2430.2924             | 2464.7085             | 2470.7504             | 2496.3327             | 2479.2041             |

本文研究的重点是互联网能否助推企业从高房价地区向低房价地区流动。由表 4 可知，房价距离为正的模型中，交乘项在 1%的水平下显著为负，低房价地区互联网的发展提高了企业利润、增加了消费者效用，通过降低企业迁移的机会成本使更多的企业从高房价地区流动至低房价地区，或直接在低房价地区创业，降低了本地（高房价地区）企业的占比。另一方面，房价距离为负的模型中，交乘项估计系数的显著性与正负号不确定。部分交乘项的估计系数显著为负，可能是由于引力机制，高房价地区互联网的发展会降低本地（低房价地区）企业比重。部分模型中交乘项的估计系数显著为正，由于互联网的信号传递效应，高房价地区互联网的发展有效缓解了该地区企业的信息不对称，通过降低搜寻成本为高房价地区企业提供了更多的可能性，向外流出增加了本地（低房价地区）的企业占比。事实上，考虑到引力机制和信号传递效应作用方向相反，模型中交乘项的估计系数并不显著。总体而言，无论是互联网降低迁移成本的引力机制还是缓解信息不对称的信号传递效应都能有效助推企业由高房价地区向低房价地区流动。

##### （五）稳健性检验

本文自变量的选择涵盖互联网、移动互联网两种类别，涉及用户规模、普及率双重视角，估计方法包括固定效应模型、静态空间模型及动态空间模型，相对因变量及样本选择较全面。为此，首先在因变量选择中考虑行政区面积、市辖区数据的做法进行稳健性检验。进一步地，

<sup>1</sup>Matlab 提供了 *Asymptot t-stat*，但该项为正，计算出的标准误为负，故取绝对值。

京津冀协同发展对北京非首都功能的疏解要求部分制造业企业外迁，为剔除这一影响，对北京、天津、河北的样本数据做删减处理。回归结果支持了前文的结论。<sup>1</sup>

#### 四、互联网塑造经济地理格局：宏观效应

互联网塑造经济地理格局的方向是诸多条件叠加下企业区位选择的结果。发达地区一般具有更高的互联网水平及更多的企业，由于互联网资源空间分布的非均衡性，单纯的引力机制会使互联网进一步深化集聚的空间格局。当存在房价等额外的拥挤成本时，企业具有向外迁移的动机。然而，囿于大市场和知识溢出的集聚经济及迁移的机会成本，集聚仍然是主要的空间格局。互联网的出现增加了企业选址的自由度，不仅降低了迁移的机会成本，也传递了低房价地区的信号，助推更多的企业从高房价地区向低房价地区流动，放大了房价的分散力。引力机制与放大机制的综合作用塑造出分散化的经济地理格局，纳入房地产部门的新经济地理模型证实了这一推演结果。存在  $\phi_0 < \phi < \phi_1$  使经济地理格局呈集聚状态，而当  $\phi > \phi_1$  时，分散是唯一的均衡状态（Fujita & Thisse, 2013）。空间均衡随“冰山”运输成本的降低，呈现“分散-集聚-分散”的特征。<sup>2</sup>

在中国，“基础设施奇迹”填平了互联网的“接入鸿沟”，不仅没有形成新的“数字鸿沟”，深化空间经济活动的不均衡，还降低了“冰山”运输成本。同时，快速上涨的房价提高了土地、劳动力等要素成本，拥挤成本大幅增加；并且为获取集聚租，地方政府具有吸引企业进驻的冲动，企业也有受政策影响扎堆发达地区的意愿，过度集聚进一步引致拥挤成本增加。<sup>3</sup>此外，中国幅员辽阔，市场规模巨大，存在大量可供企业迁移的空间。所以，中国恰好满足分散的空间均衡所需的“冰山”运输成本有效下降与拥挤成本大幅上升的条件，互联网极有可能是中国分散化经济地理格局背后的关键因素。为验证互联网是否重塑了中国的经济地理格局，设定计量模型如下：

$$Aggo\_Full_t = \alpha + \beta_0 Int_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (12)$$

$$Aggo\_Ind_{it} = \alpha + \beta_0 Int_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (13)$$

其中， $i$ 、 $t$  代表地区和观测年度。 $Aggo\_Full$  是使用各省企业法人单位数目计算的全国范围内的企业集聚程度， $Aggo\_Ind$  是基于地级市规模以上工业企业法人数目计算的各省级行政区内部的企业集聚程度，采用基尼系数计算，公式为： $G_i = \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_j \sum_k |s_{ij} - s_{ik}|$ 。 $Int$  是本地互联网指标，包括互联网  $Internet$  和移动互联网  $Minternet$ ，宏观效应的验证是全局视角下的分析，选取本地互联网状况能契合当地集聚程度。 $X$  是人口规模（ $Peo$ ）、交通基础设施

<sup>1</sup>限于篇幅，稳健性回归结果舍去。如有需要，可向作者索取。

<sup>2</sup>关于这一点 Pflüger & Tabuchi (2010) 已有详细的证明，本文不再赘述。

<sup>3</sup>有研究指出沿江开发区为了吸引外资，竞相采取许多降低投资成本的政策和措施（郑江淮等，2008），企业进驻开发区的主要目的是获取“政策租”（王永进和张国峰，2016）。

(*Trans*)、产业结构 (*Stru*) 及对外开放程度 (*Open*) 等影响经济地理格局的控制变量。考虑到可能存在的内生性问题, 本文使用两阶段最小二乘工具变量法 (2SLS-IV) 方法回归, 估计软件是 STATA 12.0。

首先, 基于时间序列数据验证互联网与中国宏观集聚特征的关系。考虑到国家层面数据较少,<sup>1</sup> 添加控制变量可能造成回归结果混乱。本文仅将核心解释变量进入回归, 回归结果如表 5。OLS 估计表明, 互联网指标的估计系数在 1% 的水平下显著为负, 互联网及移动互联网的发展, 有效降低了全国范围内的企业集聚程度, 中国的经济地理格局呈现分散化的特征。移动互联网指标估计系数的绝对值明显高于互联网, 表明移动互联网对经济地理格局的影响较传统互联网更大。

表 5 互联网与全国经济地理格局的回归结果

| 自变量            | 全样本                   |                       |                       |                       | 剔除京津冀                |                       |                       |                       |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | 互联网Int                |                       | 移动互联网Mint             |                       | 互联网Int               |                       | 移动互联网Mint             |                       |
|                | 规模                    | 普及率                   | 规模                    | 普及率                   | 规模                   | 普及率                   | 规模                    | 普及率                   |
| lnInt          | -                     | -                     | -                     | -                     | -                    | -                     | -                     | -                     |
|                | 0.0481***<br>(0.0157) | 0.0624***<br>(0.0125) | 0.0931***<br>(0.0203) | 0.0969***<br>(0.0214) | 0.0438**<br>(0.0157) | 0.0573***<br>(0.0129) | 0.0857***<br>(0.0208) | 0.0891***<br>(0.0219) |
| N              | 14                    | 14                    | 14                    | 14                    | 14                   | 14                    | 14                    | 14                    |
| R <sup>2</sup> | 0.591                 | 0.670                 | 0.722                 | 0.716                 | 0.547                | 0.631                 | 0.682                 | 0.677                 |

注: 限于篇幅, 表格中未报告截距项。

表 6 互联网与省域经济地理格局的回归结果

| 模型                              | FE                        | 2SLS-IV                   | FE                        | 2SLS-IV                   | FE                        | 2SLS-IV                   | FE                        | 2SLS-IV                   |
|---------------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| 自变量                             | 互联网规模Internet             |                           | 互联网普及率Internet            |                           | 移动互联网规模Minternet          |                           | 移动互联网普及率Minternet         |                           |
| lnInt                           | -                         | -                         | -                         | -                         | -                         | -                         | -                         | -                         |
|                                 | 0.0508**<br>*<br>(0.0148) | 0.0517**<br>*<br>(0.0120) | 0.0502**<br>*<br>(0.0151) | 0.0523**<br>*<br>(0.0121) | 0.0829**<br>*<br>(0.0203) | 0.0785**<br>*<br>(0.0181) | 0.0701**<br>*<br>(0.0193) | 0.0679**<br>*<br>(0.0190) |
| N                               | 322                       | 322                       | 322                       | 322                       | 322                       | 322                       | 322                       | 322                       |
| R <sup>2</sup>                  | 0.345                     | 0.345                     | 0.344                     | 0.344                     | 0.363                     | 0.363                     | 0.352                     | 0.352                     |
| Hausman                         | 12.28                     | [0.0311]                  | 10.51                     | [0.0620]                  | 12.73                     | [0.0261]                  | 14.57**                   | [0.0124]                  |
| Kleibergen-Paap rk LM statistic | 43.465**<br>*             | [0.0000]                  | 42.578**<br>*             | [0.0000]                  | 45.199**<br>*             | [0.0000]                  | 24.861**<br>*             | [0.0000]                  |
| Cragg-Donald Wald F statistic   | 72.368                    | {19.93}                   | 70.393                    | {19.93}                   | 62.440                    | {19.93}                   | 69.891                    | {19.93}                   |
| Hansen J statistic              | 0.352                     | [0.5532]                  | 0.338                     | [0.5609]                  | 0.371                     | [0.5426]                  | 0.708                     | [0.4002]                  |

注: [] 内数值是文中检验统计量对应的 p 值, {} 内数值是 Stock-Yogo 检验在 10% 水平下的临界值。

全国层面样本数据过少, 容易产生估计偏误。为保证稳健性, 本文采集地级市规模以上工业企业数据, 测算各省级行政区内部的集聚程度, 回归结果如表 6。考虑到企业集聚程度与互联网发展间存在很强的相关性, 带来较严重的内生性问题。<sup>2</sup> 本文参考 Czernich et al.

<sup>1</sup>即使从 1978 年开始选择样本, 样本数也仅有 39 个, 不加入控制变量是较为合理的。

<sup>2</sup>宏观效应验证的是互联网与区内企业集聚程度间的相关关系, 主要考察互联网对每一个独立的空间单位内部的企业流动形成的经济地理格局的影响, 此时区内互联网发展和集聚程度相互影响的内生性问题更为重

(2011)使用地区广播电视发展状况作为区域互联网发展的工具变量,搜集有线电视广播电视用户数(户)和有线电视广播普及率(户/人)作为互联网指标的工具变量,检验表明模型的设定是可靠的。互联网及移动互联网指标的估计系数分别在1%的水平下显著为负,互联网降低了区域内部的集聚程度,且移动互联网的重塑效应更大,支持了前文的结论。

## 五、结论与启示

本文尝试从互联网角度给出中国分散化经济地理格局背后的理论解释。主要结论如下:

(1)互联网深刻影响消费者、生产者行为,产生对企业的吸引力,形成引力机制。网络经济时代,地理空间约束弱化,企业选址自由度增强,经济地理格局有可能重塑。(2)房价是分散企业的力量,互联网通过缓解信息不对称传递低房价地区的信号,降低高房价地区企业迁移的机会成本,助推企业由高房价向低房价地区流动,中国经济地理格局的重塑机制由此形成。(3)互联网的作用与接入成本负相关,与用户规模正相关,其“正反馈”效应叠加在互联网对分散力的放大机制上,强化了重塑机制。不过,接入成本会削弱互联网的作用,部分地区有可能陷入互联网发展区际不平衡的恶性循环,区域差距反而被扩大。

现实中,多数企业会陷入集聚经济与拥挤成本“鱼和熊掌”的僵局,引发效率损失。分散化的经济地理格局表明中国互联网的发展不仅未强化经济活动的空间不平衡,还可能破解了房价上涨引发的企业选址困境。非均衡的空间经济活动会扩大地区差距,而包括居民收入差距在内的系列地区差距的扩大对中国经济持续稳定发展,尤其是向创新驱动的转型带来严峻挑战(安同良和千慧雄,2014)。所以,互联网实则为中国空间资源合理配置、区域经济协调发展提供了契机。

本文并非否定集聚。有学者关注到中国工业地理集中度下降的特征事实(吴意云和朱希伟,2015),但他们的样本区间是1999-2010年,是中国互联网走向初步成熟的阶段,移动互联网尚未完全普及,房价上涨也不剧烈。我们认为中国小地理范围内的产业集聚对经济增长是必要的,但同时中国经济也面临化解产能过剩及破解“胡焕庸”悖论的双重难题(吴福象和段巍,2017)。所以,防范过度集聚、优化经济地理空间是题中之义。

互联网对经济地理格局的重塑,不仅表明中国互联网的成长有效削弱了经济发展的时空约束,使得企业与劳动力选址更加自由;同时,中国互联网产业自身的规模化、正反馈发展效应更是中国大市场优势的集中体现。一方面,依托庞大的国内市场,中国的互联网产业飞速跃迁,深度融入经济社会发展的各方面,“冰山”运输成本大幅下降。另一方面,中国产业发展竞争优势的获得,正走出一条依托互联网由地理空间向网络空间转型的跨越式发展路径。

本文提出如下建议：（1）互联网为中国地区发展不平衡提供了新的解决之道，可以此为契机，坚持区域协调发展的原则，适度引导经济向中西部地区合理集聚（刘洪愧和刘霞辉，2019）。（2）互联网为欠发达地区引进企业、发展经济提供了新机会。但吸引企业仅是第一步，地方政府应完善区内公共服务，构筑企业产业配套、协作创新的生态区位，实现区域发展的良性循环。（3）坚持改革开放不动摇原则，以互联网经济为“新常态”下中国经济持续稳定发展的新动能与主引擎。

## 参考文献

- [1]. 安同良、千慧雄, 2014:《中国居民收入差距变化对企业产品创新的影响机制研究》,《经济研究》第9期。
- [2]. 葛扬、岑树田, 2017:《中国基础设施超常规发展的土地支持研究》,《经济研究》第2期。
- [3]. 韩先锋、惠宁、宋文飞, 2014:《信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗》,《中国工业经济》第12期。
- [4]. 范剑勇、邵挺, 2011:《房价水平、差异化产品区位分布与城市体系》,《经济研究》第2期。
- [5]. 刘洪槐、刘霞辉, 2019:《构建开放型经济新空间布局:理论基础、历史实践与可行路径》,《改革》第1期。
- [6]. 刘修岩、李松林, 2017:《房价、迁移摩擦与中国城市的规模分布——理论模型与结构式估计》,《经济研究》第7期。
- [7]. OECD, 2012:《OECD 互联网经济展望 2012》(中译本, 2013年), 上海远东出版社。
- [8]. 邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016:《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》,《中国社会科学》第10期。
- [9]. 佟家栋、刘竹青, 2018:《房价上涨、建筑业扩张与中国制造业的用工问题》,《经济研究》第7期。
- [10]. 王永进、张国峰, 2016:《开发区生产率优势的来源:集聚效应还是选择效应?》,《经济研究》第7期。
- [11]. 乌家培, 1996:《网络革命与网络经济学》,《经济学动态》第11期。
- [12]. 吴福象、段巍, 2017:《国际产能合作与重塑中国经济地理》,《中国社会科学》第2期。
- [13]. 吴意云、朱希伟, 2015:《中国为何过早进入再分散:产业政策与经济地理》,《世界经济》第2期。
- [14]. 岳云嵩、李兵, 2018:《电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究》,《中国工业经济》第8期。
- [15]. 张莉、何晶、马润泓, 2017:《房价如何影响劳动力流动?》,《经济研究》第8期。
- [16]. 张永林, 2016:《互联网、信息元与屏幕化市场——现代网络经济理论模型和应用》,《经济研究》第9期。
- [17]. 郑江淮、高彦彦、胡小文, 2008:《企业“扎堆”、技术升级与经济绩效——开发区集聚效应的实证分析》,《经济研究》第5期。
- [18]. 郑思齐、孙伟增、吴璟、武贻, 2014:《“以地生财, 以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究》,《经济研究》第8期。
- [19]. 祝仲坤、冷晨昕, 2017:《互联网与农村消费——来自中国社会状况综合调查的证据》,《经济科学》第6期。
- [20]. Akerlof, G. A., 1970, "The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism", *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488-500.
- [21]. Anderson, J. E., and Van Wincoop, E., 2004, "Trade Costs", *Journal of Economic Literature*, 42(3), 691-751.
- [22]. Arthur, W. B., 1989, "Competing Technologies, Increasing Returns, and Lock-In by Historical Events", *Economic Journal*, 99(394): 116-131.
- [23]. Bakos, J. Y., 1997. "Reducing Buyer Search Costs: Implications for Electronic Market-Places", *Management Science* 43(12), 1676-1692.
- [24]. Blum, B. S., and Goldfarb, A., 2006. "Does the Internet Defy the Law of Gravity?", *Journal of International Economics*, 70(2), 384-405.

- [25]. Choi, J. H., Barnett, G. A., and Chon Bum-soo., 2006, "Comparing World City Networks: A Network Analysis of Internet Backbone and Air Transport Intercity Linkages", *Global Networks*, 6(1), 81-99.
- [26]. Czernich, N., Falck, O., Kretschmer, T. and Woessmann, L., 2011, "Broadband Infrastructure and Economic Growth", *The Economic Journal*, 121(552), 505-532.
- [27]. Dixit, A. K., and Stiglitz, J. E., 1977, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 67(3), 297-308.
- [28]. Duranton, G. and Puga, D., 2004, Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies, *Handbook of Regional and Urban Economics*, Elsevier, 4, 2063-2117.
- [29]. Elhorst, J. P., 2012, "Dynamic Spatial Panels: Models, Methods, and Inferences", *Journal of Geographical Systems*, 14(1), 5-28.
- [30]. Fujita, M. and Thisse, J. F., 2013, *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Globalization*, Cambridge University Press.
- [31]. Goolsbee, A., 2000, "In a World without Borders: The Impact of Taxes on Internet Commerce", *Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 561-576.
- [32]. Helpman, E., 1998, *The Size of Regions, Topics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press, 33-54.
- [33]. Katz, M. L. and Shapiro, C., 1985, "Network Externalities, Competition, and Compatibility", *American Economic Review*, 75(3): 424-440.
- [34]. Kuhn, P. and Skuterud, M., 2004, "Internet Job Search and Unemployment Durations", *American Economic Review*, 94(1), 218-232.
- [35]. Leamer, E. E. and Storper, M., 2014, "The Economic Geography of the Internet Age", *Location of International Business Activities*, Palgrave Macmillan, London, 63-93.
- [36]. Lee, L. and Yu, J., 2014, "Efficient GMM Estimation of Spatial Dynamic Panel Data Models with Fixed Effects", *Journal of Econometrics*, 180(2), 174-197.
- [37]. Pflüger, M. and Tabuchi, T., 2010, "The Size of Regions with Land Use for Production", *Regional Science and Urban Economics*, 40(6), 481-489.
- [38]. Porter, M. E., 1990, "The Competitive Advantage of Nations", *Harvard Business Review*, 68(2), 73-93.
- [39]. Rezabakhsh, B., Bornemann, D., Hansen, U. and Schrader, U., 2006, "Consumer Power: A Comparison of the Old Economy and the Internet Economy", *Journal of Consumer Policy*, 29(1), 3-36.
- [40]. Shapiro, C. and Varian, H. R., 1998, *Information Rules: A Strategic Guide to the Network Economy*, Harvard Business Press.
- [41]. Srinivasan, S. S., Anderson, R. and Ponnavaolu, K., 2002, "Customer Loyalty in E-Commerce: An Exploration of its Antecedents and Consequences", *Journal of Retailing*, 78(1), 41-50.
- [42]. Yu, J., De Jong, R. and Lee, L., 2008, "Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both N and T are Large", *Journal of Econometrics*, 146(1), 118-134.

# Internet Reshapes China's Economic Geography: Micro Mechanism and Macro Effects

AN Tongliang YANG Chen

**Summary:** In the era of the IoT(Internet of Things), the internet is deeply integrated into all aspects of the development of economy and society, the location choice of enterprises has also changed correspondingly. The Internet has prominently improved the regional competitiveness, which is also extremely attractive to companies. However, the explosive development of internet is an unbalanced expansion substantially. The regional imbalance in the Information Age can be manifest as increasingly widen "digital divide".

Does the Internet indeed strengthen the spatial imbalance of economic activities and become a new reason of regional development imbalance? By observing the agglomeration of Chinese enterprises paralleled with the booming of the Internet, it can be concluded that the degree of economic agglomeration in China has declined since 2011. The agglomeration level of service industries began to decline since 2011 while manufacturing industries declined since 2012, but during the same period, the agglomeration level of enterprises in developed countries such as the United States, Japan and the United Kingdom showed an obvious upward trend. The development of the Internet has deepened the spatial imbalance of economic activities in developed countries, however it seems to reverse the process of the further agglomeration of Chinese enterprises. The macro-fact of the reversion of Chinese enterprises' agglomeration has triggered our theoretical speculation that the Internet may be reshaping China's economic geography, but its internal mechanism is not clear.

Based on the new economic geographic model that incorporates the real estate sector., this paper expound the “gravitational mechanism” of the internet on enterprises' choice of location by including the exogenous impact of Internet, which was implemented by means of the modification of the budget constraints, the profit function and heterogenized “iceberg” transportation costs. On the basis of the “magnification mechanism” of the distributive forces power manifested as housing prices, the paper deduces the reshaping mechanism of the economic geography. In the empirical aspect, this paper constructs an analysis framework of “micro-mechanism test and macroeconomic effect verification”, selecting panel data of 285 prefecture-level cities in China from 2003 to 2016 as samples, using dynamic spatial econometrics to consider time and space correlation of enterprise location selection. In this paper, we test the micro-mechanism of internet's influence on the location choices of enterprises by introducing the house price distance matrix as distributive forces, and investigate the macroscopic phenomenon of reshaping economic geography by using instrumental variables.

The study finds that the “infrastructure miracle” filled the “access gap” of the China Internet, which has effectively prevented the widening of regional gap. The Internet popularity has motivated enterprises to move from areas with higher housing price to those with lower prices by strengthening

the distributive forces represented as housing price. Considering that high-price areas are generally highly concentrated, it is possible for the Internet to reshape China's economic geography pattern and narrow the regional development gap, which may also provide a solution to the over-aggregation. To this end, this paper proposes that: (1) to guide the economy in an appropriate way to gather to the central and western regions rationally under the principle of adhering to regionally coordinated development, especially paying attention to infrastructure construction of remote areas; (2) local governments should introduce and implement favorable policies for enterprises actively, and strive to improve regional public services, build supporting industry facilities for enterprises, coordinate innovative ecological niches, and make the best use of the real agglomeration economy; (3) policy maker should take Internet as a new power for the sustained and stable development of the Chinese economy, while under the rule of persisting in the policy of reform and opening-up and sticking to the principle of combining the roles of government and marketing.

**Keywords:** Network Economy; Internet; Agglomeration; House Price; Reshaping Economic Geography

# 多元调控、立场识别和货币政策传导机制

刘红忠<sup>1</sup> 童小龙<sup>2</sup> 张卫平<sup>3</sup>

**【摘要】**在货币政策转型和调控工具多元化的背景下，研究中国货币政策传导机制面临的主要困境是货币政策立场识别和内生性问题。本文采用外部工具变量和事件研究法测算货币政策立场，然后研究货币政策对金融市场和实体经济的传导。考虑到转型时期内在的结构性特征显著，本文建立  $SV-TVP-SVAR$  模型进行参数估计和脉冲响应分析。结果表明：货币政策在金融市场中主要通过影响利率和房地产行业景气度传导，股市和信用利差传导受阻；存贷款基准利率对实体经济的影响最大，其次是准备金率，预期管理对实体经济的影响有限；准备金率和预期管理受货币政策转型的影响较小，货币政策转型主要体现为存贷款基准利率对实体经济的影响有所减弱，但仍发挥主导作用。总的来看，中国货币政策内含多重传导机制，“法定利率强，市场利率弱”格局有待进一步突破，货币政策转型之路任重道远。

**【关键词】**货币政策传导；多元调控；立场识别；转型

## 一、引言

随着利率市场化改革和货币政策转型不断推进，如何理解新常态下中国货币政策传导机制成为当前政策制定者和学者们关注的焦点。长久以来，多数学者倾向于寻找最优拟合中国经济实际的某种“泰勒规则”（谢平、罗雄，2002）或者基于新凯恩斯主义框架探索福利最大化和外生冲击反应下的最优规则（王曦等，2017），本质上均是采用某种特定规则来抽象或简化中国货币政策传导机制。近年来，随着中国逐步取消存贷款利率管制，存贷款自主定价的权限不断扩大，央行亦通过构建市场化的政策利率加强利率调控，中国货币政策不断由数量型调控向价格型调控转型。尽管利率市场化改革和金融深化使得利率调控日益显著，但银行仍主导金融体系，行政干预和信贷调控长期存在，且市场分割现象严重（如中国的债券市场包括银行间市场、交易所市场和柜台市场），对数量型调控的长期路径依赖使得中国货币政策转型是动态渐进的长期过程。

完整的货币政策框架包括货币政策工具、操作目标、中介目标、最终目标、传导机制和相关的制度设计等，其中核心是货币政策传导机制，它是串联货币政策工具和目标、金融和实体经济的桥梁。尽管古典货币模型表明在成熟和完善的金融市场中价格型调控和数量型调控的效果是等价的，但两者的传导机制并不能简单等价，尤其对以中国为代表的发展中国家来说，金

<sup>1</sup> 刘红忠，复旦大学国际金融系教授

<sup>2</sup> 童小龙，复旦大学国际金融系博士研究生

<sup>3</sup> 张卫平，复旦大学金融研究院副教授

融摩擦和利率双轨<sup>1</sup>现象较为普遍，不同传导机制的货币政策调控效果更是千差万别（徐忠，2018）。基于市场化程度不同，货币政策传导机制通常被划分为两类，一类是信贷渠道（非古典主义传导），主要对应不完善市场，强调政府依托银行进行信贷调控，通常对应数量型货币政策<sup>2</sup>；另一类是货币渠道（古典主义传导），是发达国家主流的货币政策传导渠道，强调利率在资源配置中的重要性，通常对应价格型货币政策（盛松成、谢洁玉，2016）。对市场化程度较高的国家，货币政策主要采用价格型调控，利率传导较为顺畅，多数学者采用类似泰勒规则来抽象和简化央行的行为特征可能是合适的。但于中国而言，市场化程度不高，货币政策处于转型进程中<sup>3</sup>，货币政策目标和工具多元（郭红兵、陈平，2012）<sup>4</sup>，单一的线性规则可能并不是中国货币政策传导机制的合意简化和抽象。

长期以来，中国金融改革主要采取“双轨制”的渐进模式：静态来看，管制利率和市场利率共存；动态来看，利率市场化改革使得利率管制被逐步破除，这主要源于市场化利率定价的产品更具竞争力，如理财、同业和货币市场基金等快速发展不断冲击银行传统的存贷业务。伴随着利率市场化，中国货币政策持续处于转型进程之中。转型时期的中国货币政策工具是多元时变的，一方面，既有数量型工具，如准备金率、再贷款政策和窗口指导等，也有价格型工具，如存贷款基准利率、再贷款利率、政策利率等；另一方面，随着货币政策向价格型调控转型，央行货币政策工具日趋多元化<sup>5</sup>。相比过去依靠外汇购买被动投放流动性，近年来央行强化了主动性调控，具体包括：2016 年央行发布公告，宣布将过去每周二、周四开展公开市场操作，变更为允许每个工作日开展公开市场操作；创设 *SLF*、*MLF*、*PSL* 等流动性投放工具以熨平流动性波动和强化央行利率调控等。由于央行每季度的货币政策操作均会记录在货币政策执行报告中，将有关货币政策工具的词汇划分两大类（数量型工具和价格型工具），进行词频统计，结果如图 1 所示<sup>6</sup>。不难发现，数量型工具长期占据主导地位，但价格型工具的操作频率上涨地更快。

<sup>1</sup> 中国人民银行行长易纲在博鳌亚洲论坛（2018）的讲话表明中国仍存在利率双轨制问题，即存贷款基准利率和货币市场利率并存。

<sup>2</sup> 信贷渠道主导的数量型货币政策本质上是在市场不完善的条件下，通过银行信贷进行货币量调控，与弗里德曼主张的稳货币增速规则不同，后者的理论基础是有效市场和理性预期。

<sup>3</sup> 2012 年央行联合银监会等机构发布《金融业发展和改革“十二五”规划》，正式提出“货币政策从以数量型调控为主向以价格型调控为主转型”。

<sup>4</sup> 中国人民银行货币政策司司长孙国峰在对外经济贸易大学召开的首届中国金融学术与政策国际论坛（2018）暨改革开放四十年金融发展论坛（简称 *CIFFP*）上发表讲话，提到中国货币政策框架是多目标、多工具，长期以来信贷渠道主导货币政策传导，但价格型调控的作用不断改善。

<sup>5</sup> 孙国峰在 2018 *CIFFP* 论坛上提到当前货币政策转型的关键在于构建政策利率体系以强化价格型调控。

<sup>6</sup> 考虑央行货币政策调控的季节性特征和词频统计存在主观因素扰动（如词频选取、归类和统计难以做到完全独立），对词频统计得到的数据进行季节性调整，并采用 HP 滤波剔除不必要的扰动，得到趋势项。

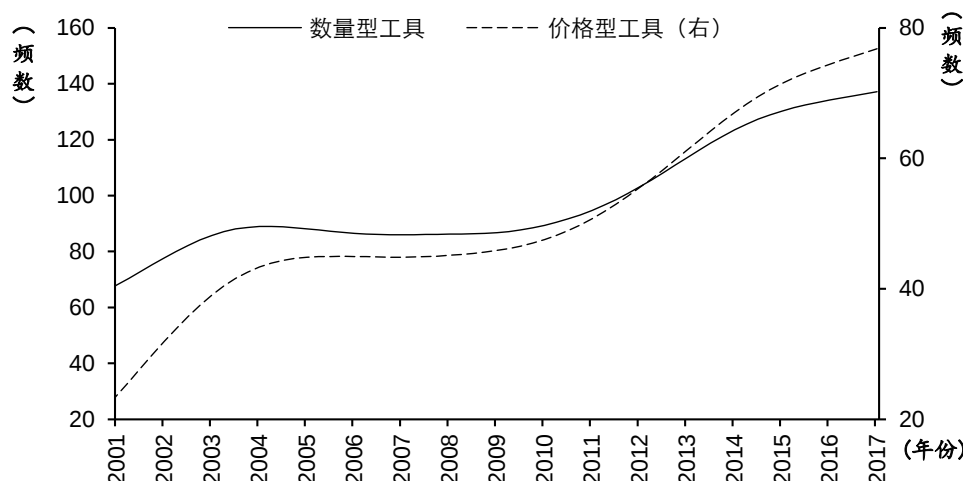


图1 货币政策工具词频统计

综上，基于中国货币政策转型和货币政策工具多元化的结构性特征，采用隐含简单规则的标准经济模型研究中国货币政策传导机制可能存在模型结构误设的风险。近年来，部分国内学者提出在研究中国货币政策传导时使用混合型规则代替简单规则以减少设定误差和更加贴近经济现实（王曦等，2017；伍戈、连飞，2016），强调混合型规则更加有效。这无疑是值得借鉴的，但具体采用何种货币量和利率作为代理指标则没有达成共识，且在混合型规则中，能否直接将不同类型的货币政策代理指标（数量指标和价格指标）纳入同一个方程中值得进一步探索。此外，已有的货币政策工具代理指标（如  $M_2$ ）具有内生性，一方面央行会对经济发展和通胀等作出反应，另一方面货币政策立场的改变会影响微观主体对未来经济增长和通胀走势的预期。不解决货币政策内生性问题，研究货币政策传导机制或传导效率是没有意义的（Bernanke & Mihov, 1998）。故在研究中国货币政策传导机制时存在两大基本问题，一是多元货币政策工具下如何准确度量货币政策立场，具体来看：①同一时期不同货币政策工具可能会提供完全不同的政策立场信号，如2003年四季度上调存款准备金率，同时下调超额存款准备金利率；②同一时期不同货币政策工具变动不能直接比较，如2008年12月存款准备金率下调50BP和贷款基准利率下调27BP，无法比较两者的政策扩张效应孰大孰小；③同一货币政策工具在不同时期的政策立场亦难以直接比较，如2008年10月下调准备金率50BP与2015年8月下调准备金率50BP，两者的政策强度可能并不相同。二是如何缓解货币政策的内生性问题，内生性问题很大程度上源于预期的影响，可预期的政策变动和不可预期的政策变动会产生截然不同的政策效果（郭晔等，2016），因此有必要将货币政策立场变动分解为预期成分和非预期成分。

基于此，本文采用事件研究法并借助外部工具变量构建货币政策立场指数，研究货币政策转型和多工具背景下中国货币政策的传导机制。首先借助外部工具变量（利率互换）构建货币政策立场的代理指标，无论是数量型工具还是价格型工具，其变动均会在利率衍生品上得到体现，因而我们可以对比同一时期不同货币政策工具以及不同时期特定政策工具的货币政策松紧程度，以期解决多工具背景下中国货币政策立场的识别问题。为了缓解内生性，采用事件研究

法和高频数据，以央行官网发布重要的货币政策调控文件当天为事件窗口期，计算对应的日度利率互换变动幅度。考虑到利率衍生品定价内含预期成分，故其变动可以计算非预期的货币政策冲击（Gertle & Karadi, 2015；Kamber & Mohanty, 2018），一方面采用较窄的时间窗口避开了其他经济信息发布的干扰，另一方面分离出货币政策的预期成分可以减少内生性问题的影响。

本文主要贡献体现在两个方面：首先，为解决多工具下货币政策立场识别和内生性问题，本文采用事件研究法并借助外部工具变量（利率衍生品），基于高频数据构建反映货币政策立场变动的指标，为研究中国货币政策研究提供一个新的视角；其次，通过分析货币政策如何影响金融市场和实体经济，全景式的展示中国货币政策的传导过程和传导机制，这对在理论模型中如何抽象央行行为和对中国货币政策进行实证分析均是非常重要的。分析货币政策如何影响金融市场，我们尝试打开中国货币政策传导“黑箱”的第一部分，在此基础上进一步分析不同货币政策工具调控的经济效应，有助于我们理解转型时期中国货币政策的多重传导机制，评价中国货币政策转型的成效和所处的阶段。本文后续内容如下：第二部分梳理国内外研究货币政策传导的重要文献；第三部分构建识别中国货币政策立场的指标，分析货币政策传导机制和可能的路径选择；第四部分研究中国货币政策在金融市场的高频传导；第五部分基于中国货币政策转型的结构性特征构建  $SV-TVP-SVAR$  模型，研究中国货币政策的经济效应；最后是研究结论。

## 二、文献综述

货币政策传导机制是货币政策框架的关键和核心，它是连接货币政策工具和目标、金融和实体经济的桥梁，货币政策传导机制的改变通常意味着货币政策框架的调整。根据货币经济学手册（Handbook of Monetary Economics），Mishkin et al（2010）对货币政策传导机制进行了详细的梳理<sup>1</sup>，将货币政策传导机制分为两类：一类是金融市场完善的新古典主义传导，包括投资渠道、消费渠道、和国际贸易渠道；另一类是金融市场不完善的非新古典主义传导，包括政府信贷渠道、银行信贷渠道和资产负债表渠道。不同的货币政策传导机制很好地揭示了货币政策转型的根源，一方面是经济的结构性和制度性转变，另一方面是货币当局行为模式改变和预期形成方式转变之间的交互作用。一旦非新古典主义货币政策传导机制的制度性因素发生了改变，市场化程度提高，将推动货币政策传导机制向新古典主义货币政策传导机制转变，引发货币政策转型。

新古典货币政策传导建立在经典的消费、投资和国际贸易理论基础之上。从投资来看，关键渠道是利率效应，通过利率影响资本使用者的成本和托宾“Q 理论”；从消费来看，主要渠道是财富效应和跨期替代效应；从国际贸易来看，主要渠道是汇率效应。非新古典货币政策传导主

<sup>1</sup> 详见 Mishkin 等（2010）负责撰写的第八章（“How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?”）。

要源于政府对市场的干预和市场自身的不完善，主要是体现在信贷层面。从政府来看，主要渠道是政府通过影响信贷供给进而干预信贷市场，如房地产信贷。从银行来看，主要包括银行信贷渠道和银行资本渠道，银行信贷渠道强调银行有助于解决信贷市场信息不对称问题，因此货币政策对小企业的影响更大，因为大企业更容易进行直接融资；银行资本渠道强调银行等金融中介机构的资产负债表对信贷的重要作用，资产价格的下降会引发银行信贷损失和资产质量下降，银行资产下降会导致银行资本受损，进而收紧银行信贷。资产负债表渠道与银行信贷渠道相似，源于信贷市场的信息不对称问题，当个人净资产下降时，逆向选择和道德风险问题会更加严重，因为这意味着借款人的抵押资产更少，会有更大的激励去冒险，导致银行不愿意去放贷（Mishkin et al, 2010）。

货币政策传导机制较为复杂，研究时通常需要将货币政策传导机制简化和抽象为货币政策方程，这是合理的，但这种简化和抽象应符合货币政策传导机制的基本内核。对金融市场完善的新古典主义传导，对应价格型调控，主要通过调控短期名义利率影响实际利率，进而传导到长期利率、汇率和资产价格等，最终影响消费、投资和经济增长。自 Taylor（1993）以来，研究货币政策的主要范式是将复杂的货币政策传导机制简化和抽象为简单货币方程（如 Taylor Rules 及其衍生形式），多数国内外学者认可这一范式，并用以研究美国为代表的发达国家的货币政策传导机制，主要因为其金融市场较为成熟和完善，利率传导较为顺畅，所以这一简化和抽象是合适的（Clarida et al, 2000）<sup>1</sup>。对金融市场不完善的非古典主义传导，广大发展中国家存在信息不对称、市场分割和进入壁垒等问题，主要对应信贷管理等数量型调控，以 McCallum Rules 及其衍生形式为基础的数量型方程可能是更好的选择（Chen et al, 2018；韩雍、刘生福，2017；Meinusch & Tillmann, 2016）。

关于采用何种模式可以更好抽象中国货币政策传导机制，国内外学者均进行了大量的研究，主要有三种范式：第一种认为价格型方程对中国经济的影响越发显著，支持采用价格型方程（Kong, 2008；陆军、钟丹，2003；王建国，2006；郑挺国、王霞，2011；Zhang, 2009；庄子罐等，2016）；第二种认为数量型方程更符合中国的货币政策实践（Chen et al, 2018；韩雍、刘生福，2017；吴吉林、张二华，2015；江曙霞等，2008）；第三种认为在经济转型阶段，混合型方程要优于单一的数量或价格型方程，因为前者对改善社会福利的效果更明显（伍戈、连飞，2016；王曦等，2017；刘金全、张龙，2018）。除了数量型方程和价格型方程的讨论，近年来部分学者认为中国货币政策传导机制较为复杂，结构性特征显著，线性方程的简化模式并不适合中国。Chen et al（2018）认为应建立非线性的数量型方程，一方面，中国是一个转型国家，政府更重视经济增长；另一方面，中国金融市场发展不完全，利率并不是货币政策的主要工具，

<sup>1</sup> 关于泰勒规则是否适用于描述美联储的货币政策操作也是存在争议的，Taylor（2014）认为2003年以后美联储的货币政策实施方式已不适合用泰勒规则描述。

主要通过调节  $M_2$  来维持经济的快速增长。

中国货币政策方程范式的讨论和研究充分反映了中国货币政策传导机制的复杂性，每一种货币政策方程的设定背后都对应了对中国货币政策传导机制和金融市场发展的不同理解。充分理解中国货币政策传导机制对在模型中抽象货币当局行为和对中国货币政策进行实证分析均是非常有必要的，因为无论是对货币政策进行系统性分析还是实证研究，第一步就是对中国货币政策传导机制进行合理的抽象和简化，得到反映其内核的货币政策方程。事实上，货币政策传导机制并非一成不变的，以美国为代表的发达经济体通过利率市场化改革逐渐从数量型调控转向价格型调控，采用以稳定通货膨胀为最主要目标并在一定规则指导下（隐含地遵循泰勒规则）仅调节短期市场利率的货币政策框架。因此，一国货币调控方式的选择与其金融市场发育程度和货币政策传导机制密切相关（徐忠，2018）。

在具体研究货币政策传导时，面临的一个重要困境是内生性问题。国外学者广泛使用利率衍生品，如联邦基金利率期货合约，分解货币政策预期成分和不可预期的外生冲击（Gürkaynak et al, 2005; Gertler & Karadi, 2015），研究表明美联储更加注重通过前瞻指引（forward guidance）来影响短期基准利率的路径选择。Gertler & Karadi（2015）构造 Proxy SVAR 的研究框架，发现信贷成本是影响美国货币政策传导机制的重要因素。长期以来，国内利率衍生品种类稀缺，流动性不足，分解中国货币政策中非预期的外生冲击主要有三种方法：①ARIMA 预测方法，邹文理和王曦（2011）用货币量  $M_2$  度量货币政策立场，采用时间序列计量方法（ARIMA）将货币政策变化拆分为预期和未预期两部分，分别考察预期与未预期的货币政策冲击对股票市场的影响；②郭晔等（2016）采用固息债与以 Shibor 为基础利率的浮息债的利差度量未来货币政策的变动预期，研究未预期的货币政策立场改变对信用利差的影响；③朱小能和周磊（2018）提出以一年期存款基准利率和准备金率为货币政策代理变量，考虑到央行发布降准和降息文件前，市场机构和学者会进行定量和定性预测，通过统计主流媒体的预测数据计算货币政策预期。以上三种方法均在一定程度上得到了大家的认可，但也有各自的局限性。第一种方法简单易操作，但采用纯粹的计量模型来构建货币政策预期存在计量模型选择、预期同质等问题，故近年来该方法已较少使用。第二种方法在国内实务界经常使用，但以 Shibor 为定价基础的债券品种较少，流动性不高。第三种方法以主流媒体的预测计算货币政策预期值得借鉴，但不同货币政策工具不具可比性，且预测数据的选取和搜寻存在一定的主观偏误。

### 三、货币政策立场识别和传导机制

长期以来，中国货币政策既有数量型调控又有价格型调控，研究中国货币政策传导机制所面临的首要问题是如何准确度量中国货币政策立场？货币政策立场是指央行货币政策调控的方向和强度，即货币政策是宽松还是紧缩，如果宽松，这种强度有多大，这决定着如何设定货币

政策反应函数,进而影响对中国货币政策有效性的判断。一般而言,货币政策调控主要分为两大类,一是日常的流动性调控,主要缓解季节性因素引发的流动性冲击,如春节、IPO、缴税和国债发行等,并不反映央行货币政策立场的调整;二是重要的货币政策调整,如准备金率或存贷款基准利率,这类工具对实体经济影响较大,央行使用较为谨慎,故这类工具的调整通常内含央行货币政策立场的变动,如何通过这些重要货币政策工具的调整提取央行货币政策立场便成为了货币政策研究的关键。传统货币政策研究通常将重要货币政策工具调整直接作为货币政策立场的代理指标,如央行降息意味着货币政策宽松,但这存在两个问题,一是市场预期的存在使得货币政策工具调整的政策效应发生改变(内生性问题),市场会提前对已预期的货币政策工具调整进行反应和定价,当货币政策工具调整发生时只有非预期的成分才会对市场和经济产生影响,因而直接将货币政策工具调整作为央行货币政策立场的代理指标是不准确的;二是中国货币政策调控是多元的,既有数量型工具又有价格型工具,但不同工具彼此不可直接比较,如降息和降准可能都代表货币政策宽松,但两者宽松的程度是不一致的,对经济的影响也不同。考虑到利率衍生品价格反映市场的利率预期路径,本文通过测算央行发布重要的货币政策调控文件时利率衍生品的价格变动度量货币政策的非预期成分,即货币政策立场指数,数值的正负反映货币政策立场调整的方向,数值大小反映货币政策立场调整的幅度。

与美国利率衍生品市场不同,中国国债期货起步较晚,较为成熟的利率衍生品是利率互换(IRS)<sup>1</sup>。目前利率互换的参考利率分为四类:银行间回购定盘利率(FR007)、上海银行间同业拆借利率(Shibor)、法定存贷款利率和贷款基础利率(LPR)。特定参考利率定价的利率互换中又包含不同期限的利率互换。其中,法定存贷款利率和贷款基础利率对应的利率互换占比较小,利率互换的主要参考利率为FR007、ShiborO/N(隔夜)和Shibor3m(3个月),其中成交量最高的利率互换品种分别为1年期FR007-IRS、1年期Shibor3m-IRS和7天ShiborO/N-IRS。在这三个品种中,1年期FR007-IRS的成交量最高,流动性最好,故本文以1年期FR007-IRS作为测算货币政策立场的基准指标。考虑到我国利率互换开始于2006年2月,起步阶段交易量较小,本文将研究的时间范围界定为2006年6月-2017年12月。

<sup>1</sup> 尽管1992上交所曾推出国债期货品种,但受“327国债事件”而被暂停交易,直到2013年9月正式在中金所上市交易,且当年仅有5年期国债合约;利率互换是指交易双方约定在未来一定期限内,根据约定的人民币本金和利率计算利息并进行利息交换的金融合约,2006年2月完成首笔人民币利率互换交易。

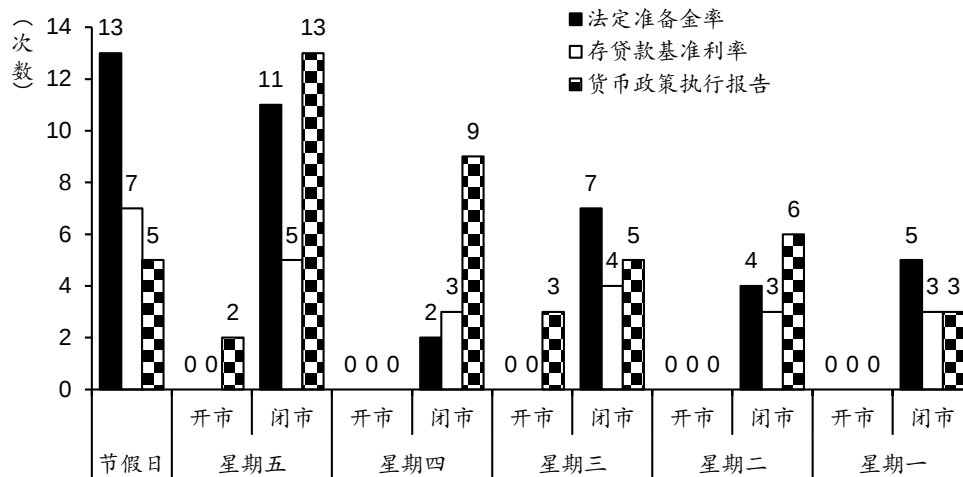


图2 央行发布重要货币政策调控文件的日期

注：数据来自中国人民银行官网。

在具体测算中国货币政策立场指数前，首先需要选定能反映中国货币政策立场调整的货币政策工具。在众多货币政策工具中，反映货币政策立场变动的工具主要是存贷款基准利率和法定准备金率。此外，央行会在每季度发布货币政策执行报告，其中蕴含央行与市场沟通和进行预期引导的丰富信息<sup>1</sup>（张成思、计兴辰，2017），是央行进行预期管理和政策微调的重要工具，故本文选择存贷款基准利率、法定准备金率和货币政策执行报告作为反映央行货币政策立场的政策工具。

具体测算货币政策立场指数分为三步：第一步、分别统计央行官网发布调整存贷款基准利率、法定准备金率和货币政策执行报告的具体公告日期，精确到具体时点，并进行整理和归纳。如图2所示，从2006年6月-2017年12月，法定准备金率调整42次，存贷款基准利率调整25次，发布46篇货币政策执行报告；从时间维度看，几乎所有（约96%）重要的货币政策调控文件在节假日或工作日的非交易时间（闭市）发布，仅有5次货币政策执行报告在工作日的交易时间（开市）发布<sup>2</sup>。央行选择避开市场交易时间段，主要为了减轻对市场的短期冲击，进一步表明上述货币政策立场的调整并不是为了进行短期的流动性调节，而是经济基本面改变引发货币当局调整货币政策立场。第二步、分别计算上述日期对应的日度利率互换变动，以此分别衡量央行调整存贷款基准利率、法定准备金率和发布货币政策执行报告背后对应的货币政策立场指数。考虑到多数货币政策调控文件在节假日或工作日的非交易时间发布，具体的测算方法如下：

$$MPS_{k,t} = IRS_{k,t+i} - IRS_{k,t-j} \quad (1)$$

其中， $MPS_k$ 表示特定货币政策工具调控暗含的货币政策立场指数， $k$ 表示特定的货币政策工具， $IRS$ 表示1年期FR007-IRS价格。如果货币政策调控文件在节假日发布，采用节假日结束后第一

<sup>1</sup> 货币政策执行报告中第五部分为“货币政策趋势”，包含央行对宏观经济的展望和下一阶段货币政策思路。

<sup>2</sup> 考虑到主要业务（如：同业拆借、利率互换、回购等）在银行间市场的交易时间为：上午9：00-12：00，下午13：30-17：00，故本文将这一时间范围定为开市，其他时间为闭市；如果将股市交易时间定为开市（上午9：30-11：30，下午13：00-15：00），那么所有的货币政策文件均在工作日的闭市或节假日发布。

天收盘价减去节假日开始的前一天收盘价；如果货币政策调控文件在工作日的非交易时间发布，采用第二天利率互换收盘价减去文件发布当天的收盘价；如果货币政策调控文件在工作日的交易时间发布，采用文件发布当天的利率互换收盘价减去文件发布前一天的收盘价。基于该计算方法，分别构建法定准备金率（ $rrr$ ）、存贷款基准利率（ $br$ ）和发布货币政策执行报告（ $mrp$ ）对应的货币政策立场指数，分别记为  $MPS\_rrr$ 、 $MPS\_br$  和  $MPS\_mrp$ ，用以比较不同货币政策工具调控的影响；第三步、将央行调整存贷款基准利率、法定准备金率和发布货币政策执行报告对应的公告日期进行汇总，计算所有日期的利率互换变动，构建总体货币政策立场指数（ $TMPS$ ），用以考察货币政策整体的政策效应。如图3所示，不同时期货币政策的调整幅度大抵相同，如准备金率调整幅度通常为50BP或100BP，存贷款基准利率调整幅度通常是25BP左右（除在2008年11月26日下调存贷款基准利率108BP外），但对应货币政策立场的变动幅度通常差异较大（即  $MPS$  不同）<sup>1</sup>。分别计算法定准备金率和存贷款基准利率自身变动与对应的货币政策立场指数的相关性（ $MPS\_rrr$ 、 $MPS\_br$ ），分别为0.69和0.65，大于0但小于1，表明当央行提高准备金率和存贷款基准利率，货币政策立场紧缩，但不同时期紧缩的效果不同<sup>2</sup>。

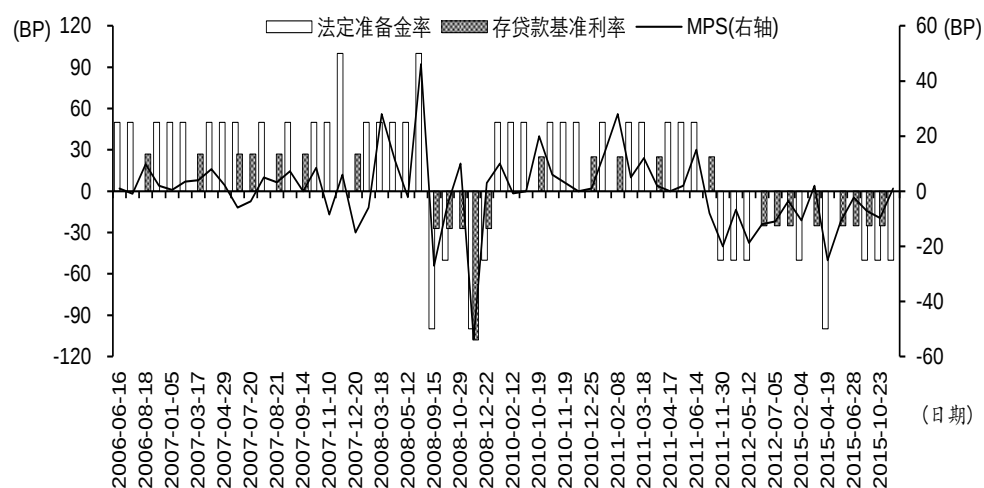


图3 重要货币政策工具变动和货币政策立场调整

注：数据来自 Bloomberg 和 wind 数据库。

一般而言，货币政策立场调整会产生两种效应，一是货币政策调控的高频效应，即货币政策调控对金融市场的影响；二是货币政策调控的长期效应，即货币政策调控对实体经济的影响。长久以来，有关中国货币政策的研究侧重于第二种效应的分析，近年来关于第一种效应的研究开始不断增加，但同时研究这两种效应的文献较少，而完整的货币政策传导机制是这两种效应

<sup>1</sup> 不同时期央行调整特定货币政策工具的幅度虽然基本相同，但由于市场提前预期的程度不同，所以最终引发市场的反应也是不同的。如在央行正式降准前，如果市场已经完全预期到了，那么当央行正式发布降准的文件，对市场的影响将很小，反之如果央行降准前未与市场充分沟通，将可能引发市场较大的调整。

<sup>2</sup> 虽然可以计算货币政策执行报告对应的货币政策立场指数（ $MPS\_mrp$ ），但货币政策执行报告自身无法量化，故无法求相关性。

的有机结合。将货币政策调控的影响划分为这两种效应，并不是说中国货币政策调控一定会先传导到金融市场再作用于实体经济，事实上中国货币政策传导机制既有直接的信贷调控也有间接的价格型调控，还包括隐性的预期管理。研究货币政策在金融市场中的传导有助于我们更加全面深入地理解中国货币政策的传导机制。具体来说，过去很长时间里中国货币政策以数量型调控为主，直接作用于经济，金融市场作用不显著，直接研究前端货币政策调控对终端实体经济的影响可能是合适的，但随着中国利率市场化和货币政策转型持续推进，价格型调控的作用逐步提升。相比数量型调控，价格型调控需经过金融市场间接影响实体经济，金融市场在中国货币政策传导中的作用不容忽视。如果经过金融市场传导到实体经济，那是通过股市、利率、信用溢价还是房地产市场传导？另一方面，价格型调控是未来货币政策转型的方向，研究货币政策在金融市场中的传导有助于理解转型阶段下中国复杂多元的货币政策传导机制和评价中国货币政策转型的成效和转型所处的阶段。

以美国为代表的发达经济体的货币政策传导机制主要是先通过短期利率向金融市场传导，进而影响长期利率和信用利差，或通过股市调整引发财富效应，进而影响实体经济。近年来，中国的利率市场化改革不断推进，社会融资中市场化金融产品比例不断提升，利率的杠杆作用日益显著，但存在利率双轨问题，存贷款基准利率发挥重要作用，法定准备金率和信贷调控长期扮演重要角色；此外，长期以来，房地产市场是影响经济的重要因素，货币当局十分重视对房地产的引导和调控。总的来看，数量型调控可能仍占据重要地位，货币政策转型和多元调控使得中国货币政策传导机制显得更为复杂。如图4所示，从静态来看，同时存在三种货币政策传导机制，分别是①价格型传导，包括股市的财富效应、利率的杠杆效应与融资效应和房地产的景气效应（影响房地产行业未来的发展前景）；②数量型传导，主要是法定准备金率调整和信贷调控，信贷调控包含与房地产行业相关的融资和住房抵押贷款等的管理；③预期管理。从动态来看，过去传统的信贷调控正不断向价格型调控和预期管理转型。

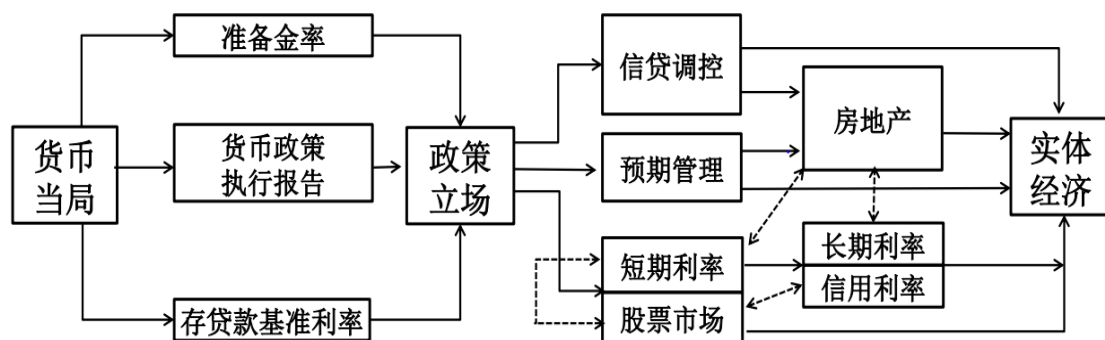


图4 货币政策传导机制<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 双向的虚线箭头表示货币政策在不同金融资产之间传导，本文不涉及这方面，所以用虚线表示。

#### 四、货币政策立场调整的高频效应

国内金融市场主要包括股票市场、债券市场和房地产市场。一方面，中国利率体系较为复杂，短期利率市场包括银行间拆借、债券回购和票据等，长期利率市场包括长期国债、政策金融债和企业债等，因此可分解为短期利率、长期利率和信用利差；另一方面，中国没有直接反映房地产市场波动的高频指标，为了考察货币政策立场调整对房地产市场的高频效应，采用房地产行业的股票指数变动衡量（简称房地产指数）。为了避免不同金融市场和同一金融市场不同类型或期限的指标之间相互影响，本文主要借鉴国外学者的研究成果（Gürkaynak et al, 2005; Gertler & Karadi, 2015; Kamber & Mohanty, 2018）<sup>1</sup>，基于中国金融市场的发展实践，分别构造多个简单的二元回归模型，考察和对比不同类型的货币政策工具对特定金融资产的影响，具体如下：

$$\Delta y_t = \alpha + \beta MPS_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中， $\Delta y_t$  表示金融资产的变动，包括股票市场收益率  $\Delta s_t$ 、债券市场的利率变动  $\Delta i_t$  和信用利差变动  $\Delta cs_t$ 、以及房地产指数变动率  $\Delta est_t$ ，分别代入模型中进行回归； $MPS_t$  为本文构建的货币政策立场的代理指标，包括总体货币政策立场指数（ $TMPS_t$ ）和特定类型的货币政策调整所对应的货币政策立场指数（ $MPS\_rrr_t$ 、 $MPS\_br_t$ 、 $MPS\_mrp_t$ ）；若将不同的货币政策立场指数同时代入，彼此会相互干扰，且本文的研究目标之一是对比不同货币政策工具的效果，故进行回归时分别将不同的货币政策立场指数代入模型进行研究，比较特定货币政策工具调整对特定金融资产的影响。数据来源于 Bloomberg 和 wind 数据库。

货币政策传导是十分复杂的，预期的存在使得研究存在严重的内生性。尤其是在过去很长时间内，中国宏观层面的经济金融数据以月度或季度以上的低频数据为主，这使得货币政策和金融市场参与者预期交织在一起，难以区分。过去为了缓解内生性，本文借鉴国内外研究成果，采用利率衍生品和事件研究法。具体来说，利率衍生品反映了市场对未来的预期，当重要货币政策工具调整时，利率衍生品价格的变动反映了市场对货币政策的非预期成分；为了避免其他因素影响利率衍生品价格以及时间跨度过长导致利率衍生品价格与其他金融变量相互影响，采用高频数据，即采用货币政策工具调整前后较短时期的利率衍生品价格变动来度量。相比在月度及以下的低频数据中，变量之间的关系更加复杂，可能需要采用更加复杂的模型刻画变量之间的非线性关系，但采用事件研究法和高频数据，借助数学中的“切点思维”和“偏导思维”，可以弱化其他变量的影响，变量间的联系可以简化为线性关系，即建立简单线性模型进行研究<sup>2</sup>。最后，简单线性估计的基本前提是误差项（error term）与解释变量正交，但影响金融市场的因素

<sup>1</sup> 采用利率衍生品和高频数据研究货币政策在国外已经比较成熟，国内利率衍生品市场发展迅速为采用利率衍生品研究中国货币政策奠定了基础。

<sup>2</sup> 具体详见 Gürkaynak et al（2005）和 Gertler & Karadi（2015）的研究成果和证明。

除了货币政策还可能源于宏观经济变动，而长期来看货币政策亦会受宏观经济的影响，故难以保证误差项与解释变量正交这一基本前提成立。当使用低频数据研究（如月度），我们确实无法忽视上述问题，但当使用高频数据（如日度），并采用事件研究法，上述问题可以在很大程度上得到缓和（Kuttner, 2001; Gürkaynak et al, 2005）。

### （一）货币政策立场调整对股票市场的高频效应

为了更加全面反映货币政策立场调整对股市的影响，本文选取上海证券综合指数（ $S_{SH}$ ）、深圳证券综合指数（ $S_{SZ}$ ）、中小板指数（ $S_{SME}$ ）和恒生 AH 股溢价指数（ $S_{AH}$ ）<sup>1</sup>衡量中国股票市场，既反映不同市场的股价波动（上海、深圳和香港），又反映不同企业规模的股价波动（综合指数和中小板指数）。与货币政策立场指数  $MPS$  的计算方法一致，计算货币政策文件发布当天的股票市场收益率，具体计算公式如下：

$$\Delta s_t = (s_t - s_{t-1}) / s_{t-1} \quad (3)$$

其中  $s_t$  表示不同类型的股票指数收盘价。回归结果如表 1 所示，比较不同股票市场收益率对货币政策立场调整的反应，不难发现：①货币政策立场调整对股市影响不大，多数反应不显著；②准备金率和存贷款基准利率调整对股市主要是负向影响，但几乎不显著；货币政策执行报告发布对股市有一定的正向影响，但影响较小。

表 1 货币政策立场调整对不同股票市场收益率的影响

| 股票市场      | $MPS\_rrr$ | $MPS\_br$ | $MPS\_mrp$ | $TMPS$ |
|-----------|------------|-----------|------------|--------|
| $S_{SH}$  | -0.026     | 0.007     | 0.155**    | -0.013 |
| $S_{SZ}$  | -0.039     | -0.019    | 0.137*     | -0.027 |
| $S_{SME}$ | -0.045*    | -0.025    | 0.116      | -0.031 |
| $S_{AH}$  | -0.004     | -0.001    | 0.111*     | -0.001 |

注：\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

### （二）货币政策立场调整对债券市场的高频效应

货币政策的利率传导主要体现在两个方面，一是短期利率向国债利率传导（期限效应），二是国债利率向企业债利率传导（信用效应）。在经典的新凯恩斯主义框架下，长期利率主要取决于当前和预期的未来短期利率路径，在名义价格粘性的假定下，控制短期名义利率可以影响当前和未来实际利率的走势，进而影响实体经济。但传统的新凯恩斯主义并没有考虑信用效应，即假定不存在金融摩擦，私人部门的利率和政府部门的利率相同（信用利差为 0）。这明显与实际不符，Gertler & Karadi（2015）证明了信用利差对以美国为代表的发达经济体的货币政策传导至关重要。以中国为代表的发展中国家，金融摩擦更为严重。故货币政策对债券市场的影响包括两部分，一是对利率的影响（长期利率和短期利率），二是对信用利差的影响。具体定义如下：

$$\Delta i_t = i_t - i_{t-1} \quad (4)$$

<sup>1</sup> 恒生 AH 股溢价指数是由香港恒生指数服务公司于 2007 年 7 月 9 日正式对外发布，该指数追踪在内地和香港两地同时上市的股票（内地称 A 股，香港称 H 股）的价格差异。

$$cs_t = ei_t - gi_t \quad (5)$$

$$\Delta cs_t = cs_t - cs_{t-1} = \Delta(ei_t - gi_t) \quad (6)$$

其中,  $i$  表示利率, 包括短期利率和长期利率 (将期限不足一年的利率定义为短期利率, 大于一年定义为长期利率);  $ei$  表示企业债利率,  $gi$  表示对应期限的国债利率,  $cs$  为信用利差。考虑到中国债券市场的利率品种较多, 在兼顾不同品种和不同期限的基础上, 本文选择了市场较为关注和流动性较高的债券品种。

### 1. 货币政策立场调整对短期利率的影响

在利率市场化和货币政策转型的背景下, 短期利率产品较为丰富, 包括回购、同业拆借、中短期票据、短期国债和信用债等。本文分别选取 7 天回购利率 ( $R007$ )、7 天和 3 个月银行间拆借利率 ( $Shibor1w$ 、 $Shibor3m$ )、6 个月票据利率 ( $note6m$ ) 和 1 年期国债和 AAA 企业债利率 ( $gi1y$ 、 $ei1y$ )。货币政策立场调整对短期利率的影响如表 2 所示: 总体来看, 短期利率对货币政策立场调整 ( $TMPS$ ) 有正向显著反应; 从工具类型看, 准备金率和存贷款基准利率调整对短期利率影响较大, 货币政策执行报告影响较小。

表 2 货币政策立场调整对短期利率的影响

| 短期利率       | $MPS\_rrr$ | $MPS\_br$ | $MPS\_mrp$ | $TMPS$   |
|------------|------------|-----------|------------|----------|
| $R007$     | 1.887***   | 1.348**   | 0.386      | 1.883*** |
| $Shibor1w$ | 1.900***   | 1.365**   | 0.322      | 1.875*** |
| $Shibor3m$ | 0.500***   | 0.733***  | 0.011      | 0.458*** |
| $note6m$   | 0.391***   | 0.383***  | 0.038      | 0.357*** |
| $gi1y$     | 0.393***   | 0.406***  | 0.158*     | 0.371*** |
| $ei1y$     | 0.368***   | 0.402***  | 0.271*     | 0.379*** |

### 2. 货币政策立场调整对长期利率和信用利差的影响

货币政策立场调整对长期债市的影响, 主要有三个渠道, 分别是: 长期利率债 (主要是国债)、长期信用债和信用利差。本文选取不同期限 (3 年、5 年和 10 年) 的国债利率 ( $gi$ )、AAA 企业债利率 ( $ei$ )<sup>1</sup> 和对应期限的信用利差 ( $cs$ ) 进行检验。回归结果如表 3 所示: ①长期利率均对货币政策立场调整反应显著; ②尽管货币政策执行报告发布对短期利率影响较弱, 但对长期利率影响较大, 主要因为货币政策执行报告侧重于中长期的预期引导, 有关预期引导的词汇频繁出现在货币政策执行报告中, 表明央行已经实施隐性的预期管理 (张成思、计兴辰, 2017); ③货币政策立场调整对信用利差影响较小, 其中, 信用利差对准备金率和存贷款基准利率调整反应不敏感, 货币政策执行报告对信用利差 (3 年、5 年) 有一定的影响。这并不一定反应了中国金融摩擦较小, 可能源于两个因素: 一是, 中国信用债市场不发达, 信用债定价更多采取盯住国债的策略, 如表 4 所示, 国债利率与信用债利率和信用利差构成单向的格兰杰因果关系, 即国债利率变动是信用债利率和信用利差调整的格兰杰原因, 反之均不成立; 二是中国主要的信

<sup>1</sup> 相比其他级别的次级债, AAA 级企业债的流动性较好。

用市场是贷款，贷款利率是受管制的。

表 3 货币政策立场调整对长期利率和信用利差的影响

| 长期利率         | <i>MPS_rrr</i> | <i>MPS_br</i> | <i>MPS_mrp</i> | <i>TMPS</i> |
|--------------|----------------|---------------|----------------|-------------|
| <i>gi3y</i>  | 0.357***       | 0.478***      | 0.264***       | 0.353***    |
| <i>gi5y</i>  | 0.261***       | 0.360**       | 0.477***       | 0.298***    |
| <i>gi10y</i> | 0.285**        | 0.410***      | 0.267***       | 0.302***    |
| <i>ei3y</i>  | 0.346***       | 0.378***      | 0.473***       | 0.351***    |
| <i>ei5y</i>  | 0.288***       | 0.368***      | 0.310***       | 0.330***    |
| <i>ei10y</i> | 0.298***       | 0.377***      | 0.227***       | 0.296***    |
| 信用利差         | <i>MPS_rrr</i> | <i>MPS_br</i> | <i>MPS_mrp</i> | <i>TMPS</i> |
| <i>cs3y</i>  | -0.010         | -0.100**      | 0.209*         | -0.002      |
| <i>cs5y</i>  | 0.027          | 0.008         | -0.167**       | 0.031       |
| <i>cs10y</i> | 0.013          | -0.033        | -0.040         | -0.006      |

表 4 格兰杰因果关系检验

| 原假设                                 | P 值    | 原假设                                 | P 值    |
|-------------------------------------|--------|-------------------------------------|--------|
| <i>gi1y</i> 不是 <i>ei1y</i> 的格兰杰原因   | 0.0237 | <i>ei1y</i> 不是 <i>gi1y</i> 的格兰杰原因   | 0.2110 |
| <i>gi1y</i> 不是 <i>cs1y</i> 的格兰杰原因   | 0.0024 | <i>cs1y</i> 不是 <i>gi1y</i> 的格兰杰原因   | 0.2013 |
| <i>gi3y</i> 不是 <i>ei3y</i> 的格兰杰原因   | 0.1064 | <i>ei3y</i> 不是 <i>gi3y</i> 的格兰杰原因   | 0.8662 |
| <i>gi3y</i> 不是 <i>cs3y</i> 的格兰杰原因   | 0.0330 | <i>cs3y</i> 不是 <i>gi3y</i> 的格兰杰原因   | 0.8808 |
| <i>gi5y</i> 不是 <i>ei5y</i> 的格兰杰原因   | 0.0176 | <i>ei5y</i> 不是 <i>gi5y</i> 的格兰杰原因   | 0.8675 |
| <i>gi5y</i> 不是 <i>cs5y</i> 的格兰杰原因   | 0.0120 | <i>cs5y</i> 不是 <i>gi5y</i> 的格兰杰原因   | 0.8521 |
| <i>gi10y</i> 不是 <i>ei10y</i> 的格兰杰原因 | 0.0000 | <i>ei10y</i> 不是 <i>gi10y</i> 的格兰杰原因 | 0.2480 |
| <i>gi10y</i> 不是 <i>cs10y</i> 的格兰杰原因 | 0.0001 | <i>cs10y</i> 不是 <i>gi10y</i> 的格兰杰原因 | 0.2593 |

### (三) 货币政策立场调整对房地产市场的高频效应

房地产市场对中国经济有着至关重要的影响，货币政策通过房地产进而影响宏观经济是中国货币政策很重要的一条传导路径。与其他金融资产不同，没有直接的高频指标可以对房地产市场进行观测。事实上，考虑到房地产从拿地、开工、施工到销售是一个相对漫长的周期，当天的货币政策立场调整没有办法对房地产造成即时效应，而是先影响房地产行业未来发展的预期（即房地产行业的景气度，*est*），进而影响房地产开发商和购房者的投资和购买行为，改变房地产市场的供给和需求，最终影响房价和房地产的销售。

表 5 货币政策立场调整对房地产市场的影响

| 股票市场                  | <i>MPS_rrr</i> | <i>MPS_br</i> | <i>MPS_mrp</i> | <i>TMPS</i> |
|-----------------------|----------------|---------------|----------------|-------------|
| <i>est</i>            | -0.066**       | -0.053        | 0.212**        | -0.052*     |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.11           | 0.09          | 0.12           | 0.01        |
| <i>N</i>              | 43             | 25            | 48             | 109         |

注：\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

为了检验上述逻辑是否成立，本文首先考察货币政策立场调整是否影响房地产行业的景气度。如表 5 所示，货币当局调整法定准备金率和发布货币政策执行报告进行预期管理对房地产行

业指数有显著性影响，即降低法定准备金率会促使房地产行业指数上升，而发布货币政策执行报告通常也会利好房地产市场，这与过去很长时间内政府鼓励和扶持房地产业的发展是相符合的，但存贷款基准利率调控对房地产行业指数没有显著性影响，这可能源于过去很长时间内住房贷款利率调控与存贷款基准利率调控是分离的（“利率双轨”）。其次，房地产行业的景气度是否影响未来房价走势？如图5所示，房地产行业指数与房价走势高度一致，且领先房价；格兰杰因果关系也进一步证明了房地产行业指数对房价走势的领先关系。

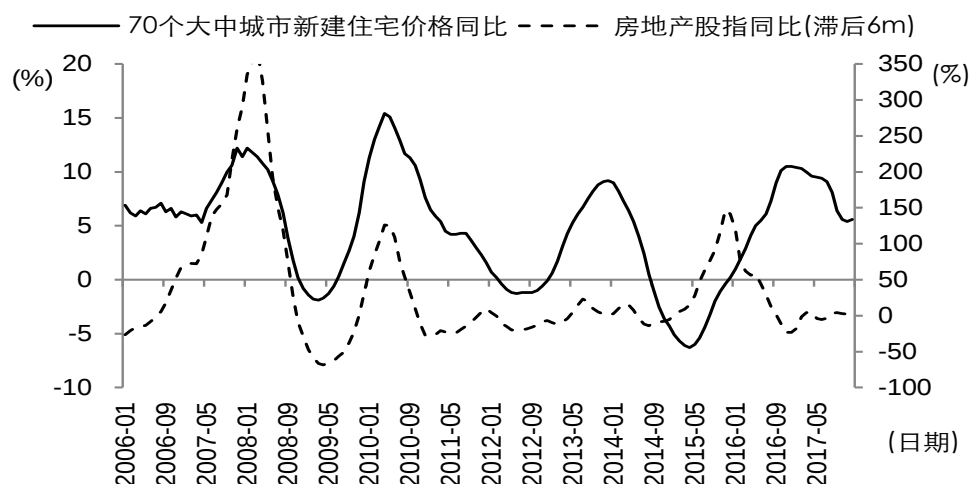


图5 房地产行业指数与房价走势

#### （四）稳健性检验

当出现央行同时调整两种及两种以上的政策工具时，难以区分单一政策工具导致的利率互换变动的方向和大小。为了研究这一问题是否会影响本文的研究结论，对央行调整存贷款基准利率、法定准备金率和发布货币政策执行报告的公告日期进行汇总统计，发现其中有7个日期会重复，即央行在同一天发布了调整存贷款基准利率和法定准备金率的官方文件<sup>1</sup>，其中有4次发生在2008年，主要是为了应对金融危机的影响；重复的日期数在总日期数中占比约为6%，影响相对较小；对于总体货币政策立场指数（*TMPS*）而言，不需要区分单一政策工具的利率互换变动，因为当出现央行同时调整两种及两种以上的政策工具时，利率互换变动本身反映的就是市场对多个政策工具的综合效应。因此，当出现两种及两种以上的政策工具同时调整时，本文采用利率互换变动度量货币政策立场的方法只会对分析具体类型的货币政策工具有影响。基于此，本文剔除重复日期，将实证结果与上述没有剔除重复日期的实证结果进行比较。回归结果如表6所示，对比表1、2、3、5的实证结果，不难发现结论是相似的，且对房地产市场的影响更加显著。

综上，本文分别检验了货币政策调整对不同金融资产的高频效应，主要发现如下：股市对

<sup>1</sup> 货币政策执行报告的日期与其他两个政策工具的日期不一致，因此不存在这一问题。

货币政策立场调整反应不敏感；准备金率和存贷款基准利率调整对不同期限和不同类型的利率均影响较大，表明不同期限和品种的利率之间传导较为顺畅；货币政策执行报告发布对短期利率无明显影响，但对长期利率影响显著，央行预期管理主要影响长期利率；信用利差对货币政策立场调整的反应不敏感，主要源于中国信用债券市场发展不成熟，定价策略主要采取锚定国债利率，以及中国最大的信用市场（贷款）的定价是管制的；货币政策调整会首先影响房地产行业的景气度，进而影响房地产市场。

表 6 货币政策立场调整对金融市场的影响（剔除重复日期）

| 2006/06-2017/12 | <i>MPS_ rrr</i> | <i>MPS_ br</i> | <i>MPS_ mrp</i> | <i>TMPS</i> |
|-----------------|-----------------|----------------|-----------------|-------------|
| 股票市场            |                 |                |                 |             |
| <i>S_ SH</i>    | -0.052          | -0.018         | 0.155**         | -0.025      |
| <i>S_ SZ</i>    | -0.058*         | -0.035         | 0.137*          | -0.034      |
| <i>S_ SME</i>   | -0.059*         | -0.024         | 0.116           | -0.035      |
| <i>S_ AH</i>    | -0.016          | -0.027         | 0.111*          | -0.001      |
| 短期利率            |                 |                |                 |             |
| <i>R007</i>     | 2.225**         | 2.647**        | 0.386           | 2.252***    |
| <i>Shibor1w</i> | 2.216**         | 2.475**        | 0.322           | 2.227***    |
| <i>Shibor3m</i> | 0.196***        | 0.265          | 0.011           | 0.199       |
| <i>note6m</i>   | 0.398***        | 0.296**        | 0.038           | 0.328***    |
| <i>gi1y</i>     | 0.357***        | 0.340**        | 0.158*          | 0.337***    |
| <i>ei1y</i>     | 0.399***        | 0.450***       | 0.271*          | 0.391***    |
| 长期利率            |                 |                |                 |             |
| <i>gi3y</i>     | 0.241***        | 0.354**        | 0.264***        | 0.270***    |
| <i>gi5y</i>     | 0.226***        | 0.389**        | 0.477***        | 0.289***    |
| <i>gi10y</i>    | 0.212***        | 0.374**        | 0.267***        | 0.253***    |
| <i>ei3y</i>     | 0.317***        | 0.318**        | 0.473***        | 0.328***    |
| <i>ei5y</i>     | 0.319***        | 0.520***       | 0.310***        | 0.363***    |
| <i>ei10y</i>    | 0.234***        | 0.304*         | 0.227***        | 0.246***    |
| 信用利差            |                 |                |                 |             |
| <i>cs3y</i>     | 0.076           | -0.036         | 0.209*          | 0.059       |
| <i>cs5y</i>     | 0.093*          | 0.131          | -0.167**        | 0.074*      |
| <i>cs10y</i>    | 0.022           | -0.069         | -0.040          | -0.008      |
| 房地产指数           |                 |                |                 |             |
| <i>est</i>      | -0.084**        | -0.081         | 0.212**         | -0.058**    |

## 五、货币政策立场调整的长期效应

货币政策转型时期，货币政策调控对实体经济的影响既有价格型的间接传导，也有数量型的直接传导，以及央行隐性的预期管理，研究不同货币政策工具对经济的影响机制和路径选择有助于探索中国货币政策传导机制的内核，和比较不同货币政策工具的有效性。近年来，关于中国货币政策与经济的简单线性研究备受质疑（Klingelhöfer & Sun, 2018；Chen et al, 2018），一方面源于经济转型时期下外部冲击的异质性，另一方面源于货币政策转型时期下传导机制的改

变（即货币政策应对冲击方式的改变）。这分别对应模型中外部冲击的协方差矩阵和待估参数是时变的（Primiceri, 2005），所以建立时变的结构性模型逐渐受到重视。此外，相比单方程研究，以SVAR（structural vector autoregression）为代表的联立方程组更适合研究经济内部的复杂关系，在经济学研究中得到了广泛运用，但其参数通常被假定是不变的，难以捕捉经济潜在的结构性变化。综上，本文在传统的SVAR模型基础上，引入参数时变（time-varying parameter）和随机过程（stochastic volatility），建立SV-TVP-SVAR模型（Primiceri, 2005；Nakajima, 2011；林峰、赵焱，2018），以期更加灵活和稳健地刻画转型时期经济的动态结构性变化。

本文在研究货币政策的经济效应时，没有涉及货币政策是如何通过金融市场传导到实体经济的，主要基于以下两点考虑：首先，货币政策通过金融市场向实体经济传导的过程较为复杂，彼此相互作用，一般实证研究很难着手，多数学者主要采用在模型中引入金融部门进行分析，而篇幅所限本文很难完全进行展开<sup>1</sup>。另外，本文主要的研究目的在于尝试将高频的利率衍生品引入到货币政策研究中，缓解内生性对货币政策的影响，从一个新的视角全景式地展示中国货币政策复杂的传导过程，以期对中国货币政策有一个全局性、系统性的认识，这对在理论模型中如何抽象央行行为和对中国货币政策进行实证分析均是非常有必要的<sup>2</sup>；其次，与货币政策向金融市场传导不同，通过金融市场再传导到实体经济本身就是一个相对缓慢的过程，彼此相互作用和交织，较长的传导链条使得货币政策的传导成为“黑箱”，且经济数据主要是月度以上的低频数据为主，这使得我们很难通过事件研究法和高频数据锁定金融市场对经济的传导路径。考虑到金融市场的传导并不影响本文的研究目的，借鉴多数学者的研究思路，将货币政策的传导进行一定程度的简化，通过改良的SVAR研究货币政策最终如何影响实体经济。相比过去的实证研究，借助于高频的利率衍生品和事件研究法，本文尝试打开货币政策传导“黑箱”的第一部分，即货币政策如何影响金融市场，以及为了缓解内生性而构建新的货币政策指标（MPS）考察货币政策对经济的影响，而货币政策通过金融市场如何影响实体经济有待进一步深入研究和考察。

### （一）SV-TVP-SVAR 模型构建

VAR模型由Sims（1980）提出，早期VAR模型没有考虑变量的同期关系，后被逐步完善，提出SVAR模型，基本形式如下：

$$A y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \cdots + \Gamma_s y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$t = s+1, \dots, n$$

其中， $y_t$ 表示由内生变量组成的 $k$ 维列向量， $s$ 表示滞后阶数， $\Gamma_i$ 表示估计的滞后项系数矩阵；

<sup>1</sup> 关于中国货币政策更加详细和深入的研究，我们课题组做了很多相关的工作，撰写了多篇论文，感兴趣的读者可以跟我们索取。

<sup>2</sup> 近年来，已经有越来越多的学者认识到简单的将中国货币政策抽象为泰勒规则或者其他简单规则并不适合，中国货币政策是相对多元和复杂的，如何正确认识中国货币政策并进行合理的量化和抽象是非常重要的，而这首先需要从不同层面进行经验性分析和实证研究，这将有助于我们对中国货币政策有一个更加全局和清晰的理解。

$A$  通常被假定为下三角矩阵,  $\varepsilon_t$  表示  $k$  维随机扰动项,  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ ,  $A$  与  $\Sigma$  表示为:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & \cdots & a_{kk-1} & 1 \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix} \quad (8)$$

对 (7) 式进行变形, 可得:

$$y_t = b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + \cdots + b_s y_{t-s} + A^{-1} \Sigma u_t \quad (9)$$

其中,  $b_i = A^{-1} \Gamma_i$ ,  $u_t \sim N(0, I_k)$ , 将 (9) 式简化为:

$$y_t = X_t b + A^{-1} \Sigma u_t \quad (10)$$

$$X_t = I_k \otimes (y_{t-1} \ y_{t-2} \ \cdots \ y_{t-s})$$

其中,  $\otimes$  表示 Kronecker 乘积。SVAR 模型假定相关参数 ( $b$ 、 $A$  和  $\Sigma$ ) 不变, 本文放松该假设, 假定其均是时变的随机过程 ( $b_t$ 、 $A_t$  和  $\Sigma_t$ ), 得到 SV-TVP-SVAR 模型:

$$\begin{aligned} y_t &= X_t b_t + A_t^{-1} \Sigma_t u_t \\ b_t &= b_{t-1} + e_{b,t} \\ a_t &= a_t + e_{a,t} \\ \sigma_t^2 &= \exp(h_t) \\ h_{t+1} &= h_t + e_{h,t} \end{aligned} \quad (11)$$

如 (11) 式所示,  $a_t$  表示矩阵  $A$  中元素  $a_{ij}$  的动态过程, 上述动态过程均服从一阶随机游走过程, 可以同时刻画暂时性变化和永久性变化, 有助于捕捉现实经济中出现的渐变过程和突变过程。最后, 假定外部冲击服从联合正态分布, 具体如下:

$$\begin{pmatrix} u_t \\ e_{bt} \\ e_{a,t} \\ e_{ht} \end{pmatrix} = N \left( 0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_b & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \quad (12)$$

$$b_{s+1} \sim N(e_{b0}, \Sigma_{b0}), a_{s+1} \sim N(e_{a0}, \Sigma_{a0}), h_{s+1} \sim N(e_{h0}, \Sigma_{h0})$$

参考 Nakajima (2011) 等学者的研究成果, 假定  $\Sigma_b$ 、 $\Sigma_a$  和  $\Sigma_h$  为对角矩阵 (现有的经验性分析表明最终结果对是否采用对角矩阵不敏感)。

## (二) 变量选择和数据来源

一般而言, 货币政策研究通常以泰勒规则为出发点, 基本形式如 (13) 式所示。长期以来, 国内外经济形势瞬息万变, 产业结构持续升级, 货币政策亦处于转型阶段 (徐忠, 2018; 孙国峰, 2016), 内在的结构性变化使得采用简单规则来抽象和简化中国货币政策的传导机制可能存在不足; 此外, 中国货币政策虽然以数量型调控为主 (信贷渠道), 但利率市场化不断推进, 利率调控越发显著, 且央行近年来不断强化预期引导<sup>1</sup>, 货币政策调控工具的多元性使得泰勒规则的使用往往争议较大。

<sup>1</sup> 中国央行预期引导虽不如美联储明显, 但依旧可以在货币政策执行报告和央行官员对外讲话中寻到踪迹。

$$i_t = r^* + \pi_t + \beta (\pi_t - \pi^*) + \gamma y_t \quad (13)$$

考虑到经济变量主要以月度、季度和年度为主，采用季度或年度数据会使样本量较小（本文研究起点是 2006 年 6 月），且日度数据（*IRS*）转换为季度数据或年度数据时，容易造成数据失真，故本文选取月度数据进行研究。如前所述，借助利率互换（*IRS*）构建的货币政策立场指数（*MPS*）为日度数据，采用加总法将日度数据转换为月度数据。具体方法是：以央行官方文件的发布时间为准，统计发布货币政策文件的具体年月，若货币政策调控文件在下半月发布，则将货币政策调控顺延计入下一个月，然后将对应月内的日度 *IRS* 变动加总，构造月度的货币政策立场指数（*MPS*）。

关于货币政策目标，多数学者认为央行目标是多重的（郭红兵、陈平，2012；陈雨露等，2016），包括经济增长、通胀和金融因素（如房地产价格）等。其中，经济增长和通胀是首要目标<sup>1</sup>。以房地产价格为代表的资产价格较为复杂，既受总量型货币政策影响（如降准），又有专门的房地产调控机制（如房贷利率和宏观审慎<sup>2</sup>），同时也有行政调控（如首付比例、限购和限价），还与财政政策和地方政府行为亦密不可分。重要的是，货币政策目标是否纳入资产价格是存在争议的，而央行更倾向于采用宏观审慎应对顺周期性较强的金融因素<sup>3</sup>，而将经济增长和通胀视为货币政策主要目标的争议较小。为简化分析，本文仅将经济增长和通胀纳入模型中。相关的内生变量为：

$$y_t = (Y_t, P_t, MPS_t) \quad (14)$$

其中，*MPS* 表示货币政策立场，*Y<sub>t</sub>* 表示产出缺口，*P<sub>t</sub>* 表示通货膨胀缺口，分别采用 HP 滤波对实际 GDP 同比增速和通货膨胀进行去势处理得到；考虑到经济增长是季度数据，借鉴 Zha et al（2016）的研究方法，将季度数据转换为月度数据。

### （三）实证分析

#### 1. 参数估计

考虑到 OLS 估计容易引发参数过度识别问题，借鉴 Primiceri（2005）和 Nakajima（2011）的做法，本文采取 MCMC（Markov chain Monte Carlo）方法估计，进行了 10000 次抽样，时变参数和扰动项的先验分布设定为：

$$\begin{aligned} (\Sigma_b)_i^{-2} &\sim \text{Gamma}(40, 0.02) \\ (\Sigma_a)_i^{-2} &\sim \text{Gamma}(4, 0.02) \\ (\Sigma_h)_i^{-2} &\sim \text{Gamma}(4, 0.02) \\ e_{b0} = e_{a0} = e_{h0} = 0, \Sigma_{b0} = \Sigma_{a0} = \Sigma_{h0} &= 10 \times I \end{aligned} \quad (15)$$

<sup>1</sup> 多数国内外学者均将经济增长和通胀作为货币政策的重要目标，是否纳入其他目标存在争议；对央行货币政策执行报告进行词频统计，有关经济增长和通胀的词汇出现频率最高。

<sup>2</sup> 2016 年四季度货币政策执行报告中提及“进一步完善适合我国国情的宏观审慎政策框架……按照“因城施策”原则对房地产信贷市场实施调控，强化住房金融宏观审慎管理”。

<sup>3</sup> 详见 2017 年第三季度货币政策执行报告，明确提到“针对日益重要的金融周期问题，需要引入宏观审慎政策加以应对”。

其中,  $(\sum b)_i$ 、 $(\sum a)_i$  和  $(\sum h)_i$  为对角矩阵  $\sum b$ 、 $\sum a$  和  $\sum h$  上第  $i$  个元素。

参数估计结果如表 7 所示, 各参数的 CD 值均较高, 原假设 (收敛于后验分布) 无法被拒绝, MCMC 抽样是收敛的; 无效因子 (Inefficiency) 数值较小, 说明 MCMC 算法对参数的后验分布进行了有效抽样。图 6 展示了抽样的自相关系数 (第一行)、运动路径 (第二行) 和参数的后验分布 (第三行)。抽样的自相关系数迅速衰减, 并稳定在 0 附近, 有效消除了抽样可能产生的自相关性, 参数围绕在均值附近上下波动 (“白噪音”), 彼此之间独立性较强。总的来看, 本文的 MCMC 抽样方法对时变参数的后验分布进行了有效抽样, 适合采用 SV-TVP-SVAR 模型进行分析。

表 7 SV-TVP-SVAR 模型的参数估计结果<sup>1</sup>

| 参数           | 均值     | 标准差    | 置信区间 (95%)       | 收敛性诊 (CD) | 无效因子  |
|--------------|--------|--------|------------------|-----------|-------|
| $(\sum b)_1$ | 0.0023 | 0.0003 | (0.0018, 0.0029) | 0.443     | 3.42  |
| $(\sum b)_2$ | 0.0023 | 0.0003 | (0.0018, 0.0029) | 0.929     | 4.43  |
| $(\sum a)_1$ | 0.0058 | 0.0020 | (0.0034, 0.0110) | 0.907     | 30.77 |
| $(\sum a)_2$ | 0.0056 | 0.0015 | (0.0034, 0.0093) | 0.255     | 21.33 |
| $(\sum h)_1$ | 0.0057 | 0.0017 | (0.0034, 0.0101) | 0.095     | 29.05 |
| $(\sum h)_2$ | 0.3548 | 0.1169 | (0.1794, 0.6288) | 0.840     | 34.64 |

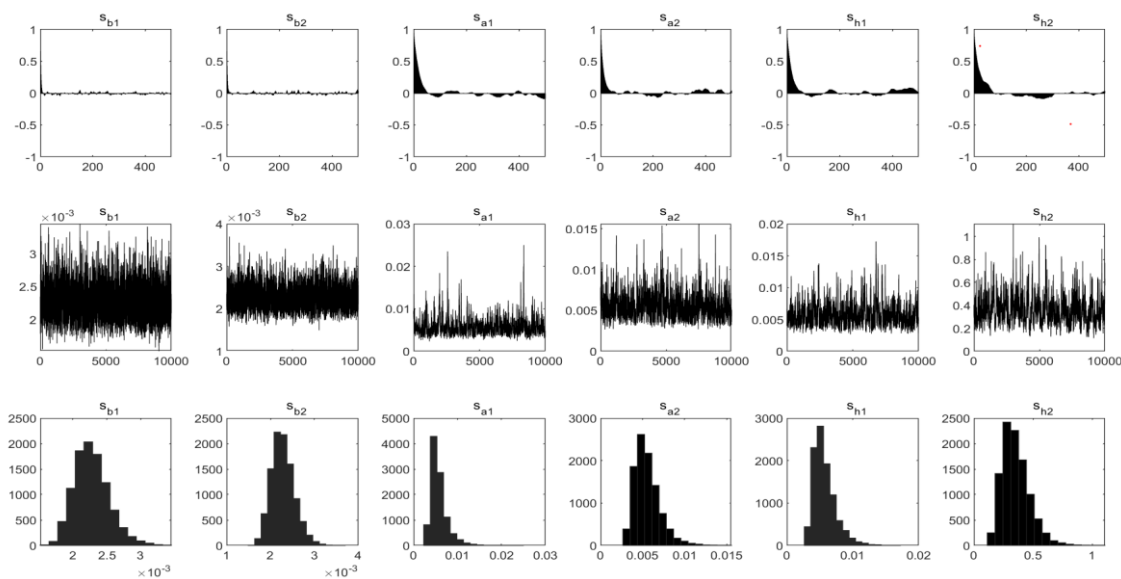


图 6 SV-TVP-SVAR 模型的估计结果

## 2. 脉冲响应

本文的重点在于分析货币政策立场调整对经济的脉冲响应。当前中国货币政策正处于转型时期, 这对货币政策传导机制是否会产生影响? 传统的简单线性回归难以回答经济发生的结构性变革。对此, 本文选取两个货币政策转型进程中的重要时点, 一个时点是 2007 年 10 月, 该时点前后央行频繁调整货币政策立场, 且避免了金融危机和“四万亿”信贷投放的干扰 (时点 1);

<sup>1</sup> CD 统计量和无效因子是判断收敛的统计量, 采用 MCMC 抽样计算。

另一个时点是 2012 年 6 月，选择在央行引入社融指标和货币政策由宽松重回常态化<sup>1</sup>之后，使得货币政策转型更有说服力（时点 2）。这两个时点分别对应货币政策转型时点<sup>2</sup>前后两个阶段，采用时点脉冲响应图进行分析，以比较货币政策转型的影响。

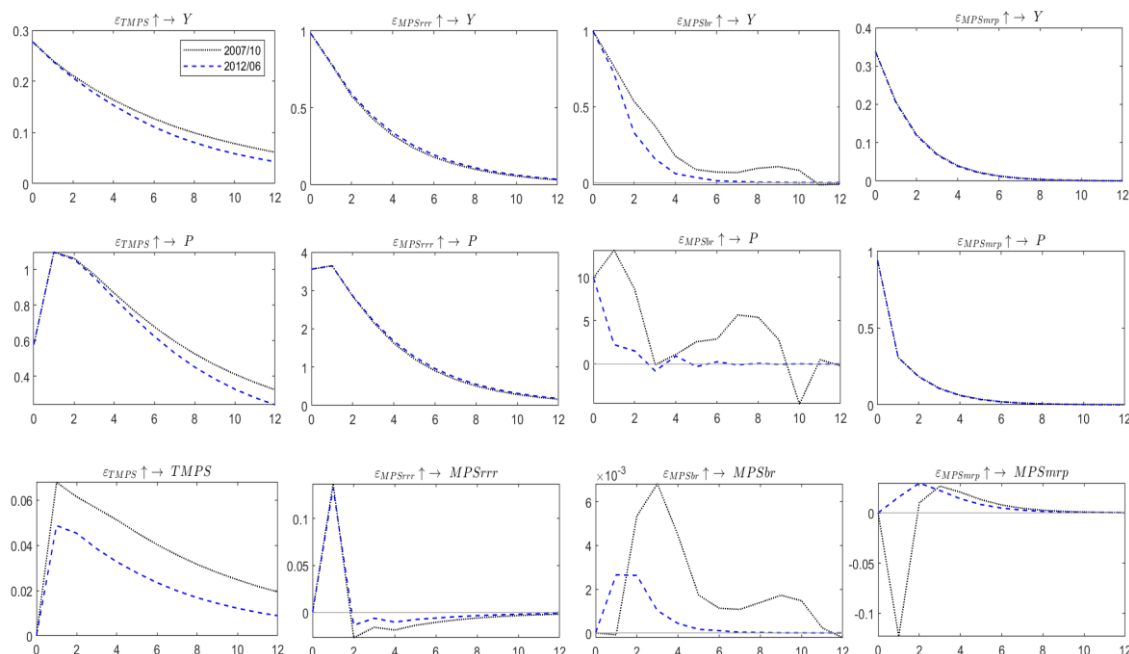


图 7 货币政策冲击的脉冲响应图

如图 7 所示，对总体货币政策立场而言（ $TMPS$ ），转型前后经济增速和通胀对货币政策冲击的响应轨迹基本一致，但响应强度有所不同。对比货币政策转型前后，不同类型货币政策调整的影响，结果表明：转型前后，法定准备金率调整和发布货币政策执行报告对经济增速和通胀的影响路径几乎相同，表明货币政策转型对数量型调控和预期管理的传导影响较小；随着货币政策转型，经济增速和通胀对存贷款基准利率调整的响应强度有所下降，且更快收敛，存贷款基准利率的传导机制发生小幅改变；对比经济增速和通胀对不同货币政策工具的影响强度，就经济增速而言，存贷款基准利率和准备金率调整均有较大影响；就通胀而言，存贷款基准利率影响更大，其次是准备金率；货币政策执行报告对实体经济有一定影响，但相对偏弱。

总的来说，不同货币政策工具调整均会对经济增速和通胀产生一定影响，存贷款基准利率对实体经济的影响最大，其次是准备金率，预期管理对实体经济发挥一定的作用，但影响有限；准备金率和预期管理受货币政策转型的影响较小，不同时期的政策传导效应基本一致；货币政策转型主要体现为存贷款基准利率的传导发生改变，利率市场化使得存贷款基准利率对实体经济的影响有所减弱，但仍发挥主导作用，表明货币政策转型和利率市场化尚未结束。

### 3. 机制分析

<sup>1</sup> 2011 年 1 月发布 2010 年四季度货币政策执行报告，宣告货币政策由适度宽松回归稳健（至今都是稳健的）

<sup>2</sup> 经过结构性断点检验发现货币政策转型时点主要集中在 2010 年前后。

为何存贷款基准利率在货币政策传导中发挥主导作用？以银行贷款利率定价为例<sup>1</sup>，尽管央行在 2013 年放开了贷款利率的上下限管制，但官定的贷款基准利率并没有取消，贷款基准利率仍是贷款定价的“锚”，意味着贷款基准利率不取消，市场化的利率调控和传导机制就难以建立起来（郭豫媚等人，2018）。长期以来，中国社会融资仍是银行贷款主导，如图 8 所示，人民币贷款在社会融资中占比超过 65%，“类贷款”的非标融资主要是银行贷款在表外的信用派生（主要为了规避监管），因此这部分定价主要也是以贷款基准利率为基准，2010 年以后非标融资约为 15%，这意味着高达 80% 的社会融资主要以贷款基准利率为定价基准，直接融资占比不足 20%，市场化利率影响有限。

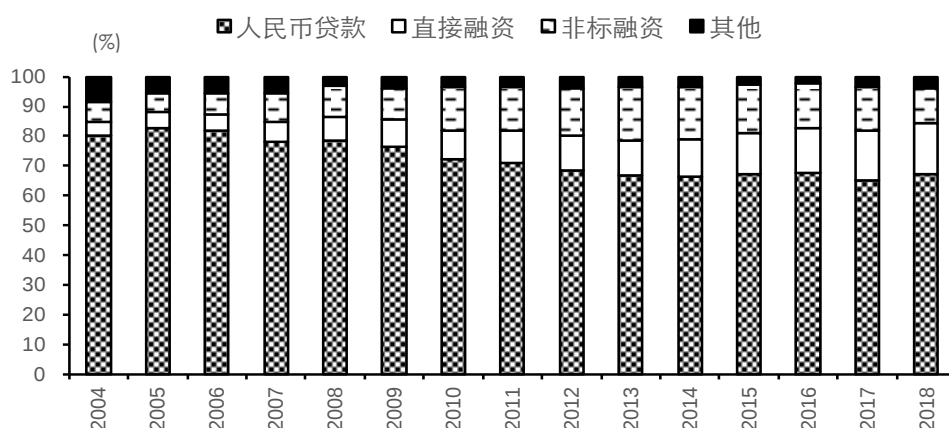


图 8 社会融资结构<sup>2</sup>

另一方面，近年来存贷款基准利率对实体经济的影响有所减弱，主要原因是：2004 年央行放开贷款利率的上限管制，银行贷款利率以贷款基准利率为锚，实行管住利率下限的政策措施，随着利率市场化改革不断推进，贷款利率定价逐渐脱离贷款基准利率，如表 8 所示，2009 年大约 37% 的银行贷款定价高于基准利率，2018 年这一比例为 65%，贷款利率下限管制约束逐渐弱化，到 2013 年央行顺势取消贷款利率下限管制，允许银行贷款利率围绕贷款基准利率自由浮动；国有商业银行和部分股份制银行逐渐将短期贷款的基准利率设定为市场化利率 *Shibor*，贷款定价的市场化程度提升。这些均使得贷款基准利率调整对实体经济影响有所减弱，如图 9 所示，贷款利率与市场利率（1 年期 *Shibor*）走势基本一致。

表 8 金融机构贷款定价结构

| 年份 | 金融机构贷款定价占比 (%) |      |          |               |                  |                   |                |
|----|----------------|------|----------|---------------|------------------|-------------------|----------------|
|    | 基准利率下浮合计       | 基准利率 | 基准利率上浮合计 | 基准利率上浮 30% 以内 | 基准利率上浮 30% 到 50% | 基准利率上浮 50% 到 100% | 基准利率上浮 100% 以上 |

<sup>1</sup> 2004 年放开金融机构贷款利率上限，允许下浮的幅度为基准利率的 0.9 倍；2012 年将贷款利率浮动区间的下限调整为基准利率的 0.7 倍；2013 年取消金融机构除商业性个人住房贷款以外的贷款利率下限。

<sup>2</sup> 数据来自中国人民银行；非标融资包括委托贷款、信托贷款和未贴现银行承兑汇票；直接融资包括企业债券、股票融资和专项债，其中专项债从 2017 年开始。

|      |       |       |       |       |       |       |      |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| 2008 | 25.56 | 30.13 | 44.31 | 27.81 | 5.75  | 7.27  | 3.49 |
| 2009 | 33.19 | 30.26 | 36.55 | 21.38 | 5.13  | 6.64  | 3.40 |
| 2010 | 27.80 | 29.16 | 43.04 | 25.69 | 5.66  | 8.18  | 3.51 |
| 2011 | 7.02  | 26.96 | 66.02 | 45.71 | 8.26  | 8.98  | 3.08 |
| 2012 | 14.16 | 26.10 | 59.74 | 41.28 | 7.58  | 7.84  | 3.04 |
| 2013 | 12.48 | 24.12 | 63.40 | 42.55 | 9.64  | 8.55  | 2.66 |
| 2014 | 13.10 | 19.64 | 67.26 | 43.76 | 11.26 | 9.22  | 3.02 |
| 2015 | 21.45 | 18.60 | 59.95 | 31.24 | 9.89  | 11.77 | 7.05 |
| 2016 | 28.22 | 19.05 | 52.73 | 27.97 | 8.44  | 10.02 | 6.29 |
| 2017 | 14.28 | 21.31 | 64.41 | 32.57 | 11.33 | 12.68 | 7.84 |
| 2018 | 16.27 | 18.47 | 65.26 | 31.40 | 11.52 | 13.89 | 8.45 |

注：数据来自中国人民银行。

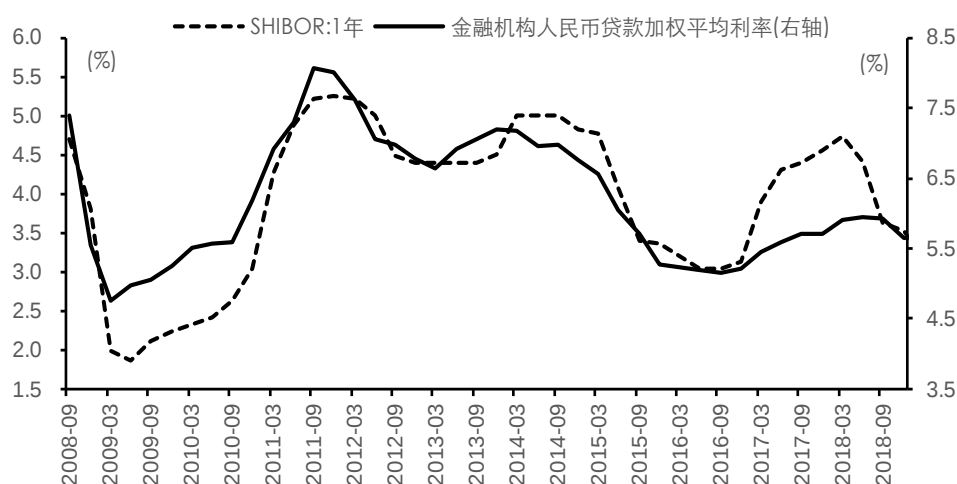


图9 人民币贷款加权平均利率和国债利率

## 六、研究结论

中国货币政策框架与发达经济体的价格型调控存在较大差异，一方面中国货币政策正处于转型阶段，潜在的结构性变化使得货币政策传导机制更为复杂；另一方面，中国货币政策调控工具多元化，长期以来以数量型调控为主导，近年来利率市场化改革使得向价格型调控转型成为可能，且央行实行隐性的预期管理。所以，多元调控之下，中国货币政策立场的识别和度量成为探索中国货币政策传导机制的关键问题。此外，因为预期效应使得传统的货币政策研究面临内生性问题，如何分解货币政策中的预期成分和未预期成分成为货币政策传导机制研究的着力点。

本文的研究主要分为两步：首先，为解决多工具下货币政策立场识别问题和内生性问题，本文采用外部工具变量和事件研究法，通过计算央行发布货币政策调控文件当日利率互换价格的变动来度量货币政策立场指数；然后，基于构建的货币政策立场指数，研究中国货币政策传导机制。货币政策传导机制主要包含两个维度，一是货币政策立场调整对金融市场的影响，主要包括股票市场、不同期限与信用等级的债券市场和房地产；二是货币政策立场调整对实体经济的影响。考虑中国经济和货币政策正处于转型时期，内在的结构性特征显著，本文建立参数

时变的结构性模型进行研究。

研究发现：①货币政策在金融市场中主要通过影响利率和房地产行业景气度传导，股市和信用利差传导相对受阻；②存贷款基准利率对实体经济的影响最大，其次是准备金率，预期管理对实体经济的影响相对偏弱；③准备金率和预期管理受货币政策转型的影响较小，不同时期的政策传导效应基本一致，货币政策转型主要体现为存贷款基准利率的传导发生改变，利率市场化使得存贷款基准利率对实体经济的影响有所减弱，但仍发挥主导作用。

总的来看，不同的货币政策工具调整会通过不同的渠道对实体经济产生影响。存贷款基准利率仍对货币政策传导发挥主导作用，意味着未来利率市场化改革和强化市场化的利率调控必然要求取消存贷款基准利率，但需把握好改革的节奏，加快培育市场化的基准利率；准备金率调控是重要的货币政策调控工具，应根据经济形势把握好数量型调控的时机和力度；央行应继续完善预期管理机制，以最小的成本实现货币政策目标。因此，中国货币政策内含多重传导机制，“法定利率强，市场利率弱”格局有待进一步突破，货币政策转型之路任重道远。

## 参考文献

- [1]. 陈雨露 马勇 阮卓阳, 2016:《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?》,《金融研究》第 2 期。
- [2]. 郭红兵 陈平, 2012:《中国货币政策的工具规则和目标规则——“多工具,多目标”背景下的一个比较实证研究》,《金融研究》第 8 期。
- [3]. 郭晔 黄振 王蕴, 2016:《未预期货币政策与企业债券信用利差——基于固浮利差分解的研究》,《金融研究》第 6 期。
- [4]. 韩雍 刘生福, 2017:《利率市场化与中国货币政策调控方式转变》,《世界经济研究》第 2 期。
- [5]. 江曙霞 江日初 吉鹏, 2008:《麦克勒姆规则及其中国货币政策检验》,《金融研究》第 5 期。
- [6]. 林峰 赵焱, 2018:《财政支出、实际汇率与中国净出口波动——基于 SV-TVP-SVAR 模型的动态识别》,《国际金融研究》第 4 期。
- [7]. 刘金全 张龙, 2018:《新常态下我国货币政策框架体系选择:单一型规则抑或混合型规则》,《改革》第 9 期。
- [8]. 陆军 钟丹, 2003:《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第 8 期。
- [9]. 盛松成 谢洁玉, 2016:《社会融资规模与货币政策传导——基于信用渠道的中介目标选择》,《中国社会科学》第 12 期。
- [10]. 孙国峰, 2016:《货币政策框架转型与中国金融市场发展》,《清华金融评论》第 1 期。
- [11]. 王建国, 2006:《泰勒规则与我国货币政策反应函数的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,第 1 期。
- [12]. 王曦 汪玲 彭玉磊, 2017:《中国货币政策规则的比较分析——基于 DSGE 模型的三规则视角》,《经济研究》第 9 期。
- [13]. 伍戈 连飞, 2016:《中国货币政策转型研究:基于数量与价格混合规则的探索》,《世界经济》第 3 期。
- [14]. 吴吉林 张二华, 2015:《我国货币政策操作中的数量规则无效吗?》,《经济学(季刊)》第 2 期。
- [15]. 谢平 罗雄, 2002,《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》,第 3 期。
- [16]. 徐忠, 2018:《经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型》,《金融研究》第 4 期。
- [17]. 张成思 计兴辰, 2017:《善言为贤:货币政策前瞻性指引的中国实践》,《国际金融研究》第 12 期。
- [18]. 郑挺国 王霞, 2011:《泰勒规则的实时分析及其在我国货币政策中的适用性》,《金融研究》第 8 期。
- [19]. 庄子罐 崔小勇 赵晓军, 2016:《不确定性、宏观经济波动与中国货币政策规则选择——基于贝叶斯 DSGE 模型的数量分析》,《管理世界》第 11 期。
- [20]. 朱小能 周磊, 2018:《未预期货币政策与股票市场——基于媒体数据的实证研究》,《金融研究》,第 1 期。
- [21]. 邹文理 王曦, 2011:《预期与未预期的货币政策对股票市场的影响》,《国际金融研究》第 11 期。
- [22]. Bernanke, B.S. & I. Mihov (1998), “The liquidity effect and long-run neutrality”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49 (1):149-194.
- [23]. Mishkin, F.S. et al (2010), “How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?”, in: B.M.Friedman & M.Woodford (eds), *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier.
- [24]. Chen, K. et al (2018), “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China”,
- [25]. *American Economic Review* 108 (12):3891-3936.
- [26]. Clarida, R. et al (2000), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence
- [27]. and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics* 115 (1):147-180.
- [28]. Cuhe, N.A. (2000), “Monetary Policy with Forward-Looking Rules: The Swiss Case”, Working Papers from

Swiss National Bank, No.10.

- [29]. Gertler, M. & P. Karadi (2015) , “Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 7 (1) : 44–76.
- [30]. Gürkaynak, R.S. et al (2005) , “Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements”, *Social Science Electronic* 1 (1) : 55-93.
- [31]. Zha, T. et al (2016) , “Forecasting China’s economic growth and inflation”, *China Economic Review*, 41:46-61.
- [32]. Kamber, G. & M. S. Mohanty (2018) , “Do Interest Rates Play a Major Role in Monetary Policy Transmission in China?”, Bis Working Papers.
- [33]. Klingelhöfer, J. & Sun. R (2018) , “China's Regime-Switching Monetary Policy”, *Economic Modelling*, 68:32-40.
- [34]. Kong, D. (2008) , “Monetary Policy Rule for China: 1994-2006”, EAERG Discussion Paper, No.59.
- [35]. Kuttner, KN. (2001) , “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market”, *Journal of Monetary Economics* 47 (3) :523–44.
- [36]. Meiusch, A. & P. Tillmann (2016) , “The macroeconomic impact of unconventional monetary policy shocks”, *Journal of Macroeconomics* 47:58-67.
- [37]. Nakajima, J. (2011) , “Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications”, *Jouchi Nakajima*, 29:107-142.
- [38]. Primiceri, G. E. (2005) , “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, *Review of Economic Studies* 72 (3) :821-852.
- [39]. Sims, C. A. (1980) , “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica* 48 (1) :1-48.
- [40]. Taylor, J. B. (1993) , “Discretion versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195-214.
- [41]. Taylor, J. B. (2014) , “The role of policy in the Great Recession and the Weak Recovery” *American Economic Review* 104 (5) : 61-66.
- [42]. Zhang, W. (2009) , “China’s Monetary Policy: Quantity versus Price Rules”, *Journal of Macroeconomics*, 31 (3) :473-484.

## Multi-regulation, Stance Identification and Monetary Policy Transmission Mechanism

**Abstract:** In the context of monetary policy transformation and diversification of policy tools, the main dilemma facing the study of China's monetary policy transmission mechanism is the identification of monetary policy stance and endogeneity. This article uses the external instrumental variable and event research to measure the monetary policy stance, and then study the impact of monetary policy on financial market and real economy. Considering the significant structural characteristics in transition, this article establishes SV-TVP-SVAR model for parameter estimation and impulse response analysis. We conclude that monetary policy is mainly transmitted through affecting interest rates and real estate boom in financial market, while the transmission in stock market and credit market is blocked; The benchmark interest rate of deposit and loan has the greatest influence on the real economy, followed by the reserve ratio, and the influence from expected management is relatively limited. Reserve ratio and expected management are less affected by monetary policy transformation, and the transformation of monetary policy is mainly reflected by the weakening of the impact of the benchmark interest rate on deposits and loans on the real economy, but the benchmark interest rate still plays a leading role. In sum, China's monetary policy contains multiple transmission mechanisms, the pattern of " Strong official interest rate, weak market interest rate " needs to be further broken, so the transformation of monetary policy has a long way to go.

**Key words:** monetary policy transmission; multi-regulation; stance identification; transition

# 零利率下限约束、宏观经济波动与混合型货币政策框架

杨源源<sup>1</sup> 于津平<sup>2</sup> 高洁超<sup>3</sup>

**【摘要】**宏观经济持续低迷引发学界关于货币政策有效性的广泛讨论。本文构建包含名义利率零下限约束的混合型货币政策框架，据以系统比较存在和不存在零利率下限约束两种情景下宏观经济波动异质性以及货币政策有效性差异。研究发现：总需求下降时零利率下限约束情形下产出下降和通缩程度更为严重；总供给下降不会引致名义利率触及零下限以致宏观经济波动演变无明显差异；零利率下限约束情形下央行数量型调控有效性显著降低，价格型调控则完全失效。本文认为考虑名义利率下限约束的建模更宜刻画现实经济周期和宏观调控效力，忽视利率下限约束会对宏观经济预判和政策调控有效性认识产生偏误；需求低迷环境下“数量型调控为主、价格型调控为辅”的政策组合仍为央行合意货币调控范式，央行须更加关注降低实际资金利率；政府应注重宏观政策协调配合，实施更加积极的财政政策以与货币政策发挥有效政策合力，促使实体经济趋稳高质发展以摆脱利率下限约束困境。

**【关键词】**零利率下限约束；数量型调控；价格型调控；宏观经济波动

## 一、引言

为应对 2008 年金融危机的负面冲击，各国纷纷采取低利率政策。如图 1 阴影部分所示，全球主要央行的宽松货币政策直接导致超低利率环境的出现。自 2009 年以来，美国联邦基准利率长期保持在略大于零的较低水平，尽管其利率走势近年趋向回升，但迫于经济恶化压力美联储于 2019 年已连续两次降息；英国央行决议利率在较长时期保持在 0.5% 的低位持续横盘；欧元区和日本继持续接近于零的低利率政策后已于 2016 年突破零下限约束转向更低利率的负利率政策。就我国而言，自 2015 年央行连续 5 次降息后，存款基准利率已降至 1.5% 的历史最低水平；受国内经济疲软和全球贸易保护主义抬头等双重制约影响，我国低利率仍将持续并存在明显下行压力。当前主要经济体已然迈入低利率时代，而中国正日渐步入低利率环境，但各国现实经济表明低利率政策并非如预期般行之有效，主要经济体仍处下行抑或底部徘徊态势。在此背景下，深入认识低利率政策的宏观传导机制及其有效性极具现实意义。

<sup>1</sup> 杨源源，南京审计大学金融学院讲师、博士

<sup>2</sup> 于津平，南京大学商学院副院长、教授

<sup>3</sup> 高洁超，上海对外经贸大学国际经贸学院讲师、博士

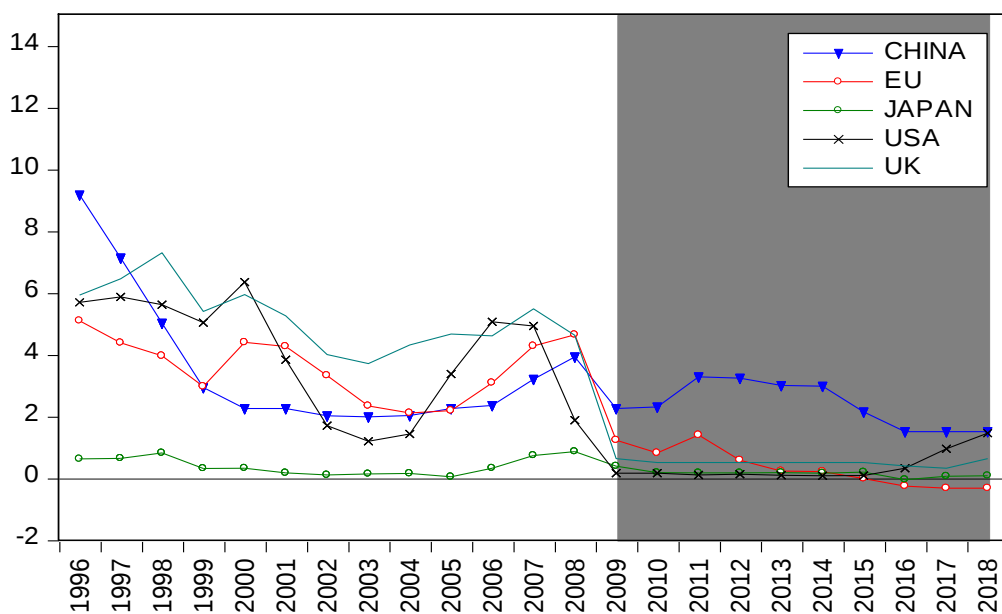


图1 1996-2018年间全球主要经济体利率演变走势 (%)

现有文献针对低利率问题展开大量探讨，并逐步开始关注名义利率零下限约束(ZLB)对宏观经济的潜在影响。当名义利率为负时，公众持有银行存款、债券等金融资产的收益为负，以致其倾向持有现金并减少金融资产的持有，社会投资因有效融资不足而下降，进而导致产出减少、失业增加。也即，零是名义利率的下限，一般情形下央行不会冒然将名义利率调整至零以下。若经济处于衰退时期，名义利率因受到零下限约束而不能降低，实际利率将上升，通货紧缩进一步严重，经济便陷入衰退和通货紧缩的恶性循环。Coibion 等（2012）指出美国名义利率在第二次世界大战后多次触及零利率下限，且每次均会导致货币政策有效性下降以及宏观经济剧烈波动。Baurle 和 Kaufmann(2014)发现当名义利率受到零下限约束时，央行传统货币政策工具无法有效应对负面经济冲击，从而导致名义和实际经济变量波动加剧。这些事实客观表明，零利率下限约束是经济低迷时宏观经济治理必须正视的重要问题。

宏观经济持续低迷引发学界重新审视，普遍认为宏观调控框架亟须完善和转型。从近期货币政策实践来看，当前货币政策工具更显多元化，调控方式更加定向、精准化。而由于价格型工具传导时滞更短，不少研究认为央行除需不断丰富调控工具、优化调控方式外还应推动货币政策由数量型向价格型转型（胡志鹏，2012；杨源源等，2017 等）。纵观现有货币政策的模拟研究，大多基于单一数量型框架或价格型框架分析。而根据我国货币政策实践，可发现数量型和价格型调控往往并行推进，存款准备金率和利率调整呈现高度趋同性。亦即，央行在实际调控时并非采用单一数量型或价格型框架，而是搭配采用混合型调控的“双支柱”框架。王曦等（2017）发现现实中我国数量型和价格型工具呈现并存并重、协同发力特征，表现为混合型货币政策规则。而现有不少文献假设数量型和价格型工具相互独立，忽视量价组合搭配操作及其内在引导与联动关系，这无疑将对货币政策认识产生偏误。

现有货币政策分析的文献鲜有考虑零利率约束问题，而当央行面临 ZLB 时，价格型调控是否仍然占优于数量型调控？零利率约束情形下时央行应遴选何种货币工具以促进宏观经济行稳致远？现有文献对此着墨甚少。本文首先基于传统 DSGE 方法得到扩展形式的新凯恩斯 IS 曲线和菲利普斯曲线方程，籍以构建量价相互支撑的混合型货币政策框架，最后将 ZLB 引入模型以系统探讨存在和不存在 ZLB 情形下经济波动的差异，并比较不同货币政策工具促进经济复苏的能力。全文主要有以下三点贡献：一是结合央行货币政策实践在传统 DSGE 模型基础上构建符合中国“量价并举”特征的混合型货币政策调控框架；二是构建利率调整的不等式约束方程并引入混合型货币政策框架，以完整刻画低利率环境下央行结构性货币政策调控受 ZLB 影响的特征事实；三是基于脉冲响应、福利损失、政策乘数等多重分析视角探究存在和不存在 ZLB 两种情景下宏观经济波动异质性，以及不同结构货币政策调控的有效性差异。

## 二、文献回顾

学界关于货币政策有效性展开诸多讨论，普遍认为导致近年经济持续低迷的主要原因之一在于传统货币政策的有效性逐步下降。针对学界的多重视角研究，本部分进行简要论述。

已有大量研究认为，货币政策传导不畅是导致货币政策失效的重要原因，央行应致力疏通和完善货币政策传导渠道。胡志鹏（2012）指出金融创新使得货币需求函数愈发不稳定，数量型调控见效甚微。高智贤和李文乐（2015）发现深化利率市场化改革可有效纠正资金价格扭曲和疏通信贷传导，进而提升货币政策盘活存量资金的效果。孙大超等（2014）指出银行垄断导致信贷传导在大型和中小企业扭曲，以致中小企业融资频频受阻。钱雪松等（2015）发现货币政策传导在体制内外存在显著的异质性，国有企业对货币政策变化十分敏感，而民营企业则表现出较强的反应粘性。郭豫媚等（2016）认为价格型政策传导机制不健全且数量型调控大幅失效造成我国货币政策屡屡失效。还有文献从预期视角探讨货币政策传导扭曲的原因，发现以适应性预期为主的异质性预期形成机制使得央行货币政策与微观主体决策存在较大偏差以致难以形成有效政策合力（肖争艳、陈彦斌，2004；范从来、高洁超，2016 等）。

除政策传导机制不畅外，还有不少学者认为央行独立性较低是导致货币政策有效性不足的另一主要原因。当央行独立性较低时，政府便可随意干预货币政策调控，以致货币政策长期处于被动状态、难以真正有效锚定最优目标，货币政策熨平经济周期的能力受到削弱。陈彦斌等（2016）认为央行对多重目标的兼顾使得货币政策独立性较低，多目标间的相互冲突以及不同时期目标的动态不一致性会显著降低调控效率。魏强和陈华帅（2009）发现增强货币政策独立性有利于央行与微观主体达成一致预期，进而降低央行反通胀的成本。牛晓健和陶川（2011）发现外汇占款对货币供给存在显著扩张效应，我国货币政策独立性受外汇占款影响较大。除此之外，部分学者还从财政视角探究货币政策独立性与有效性之间的关系，如付敏杰（2016）、杨

源源等（2019）等研究发现我国货币政策在很大程度上表现为对财政政策的“被动配合”，央行独立性籍此受到影响而难以真正有效盯住产出和通胀。

基于以上两大视角讨论货币政策有效性的文献俯拾皆是，但考虑经济下行时零利率约束对宏观经济波动以及货币政策有效性影响的文献却寥寥无几。已有文献表明，货币政策在不同经济周期具有明显的非对称效应，同等大小的正负向货币政策冲击对宏观经济的影响程度存在异质性，经济萧条时期正向货币政策的刺激作用显著小于经济繁荣期负向货币政策的抑制作用（孙俊，2013）。凯恩斯率先提出“流动性陷阱”观点，认为低利率环境下货币当局无法通过降低名义利率来刺激经济，以降息为主的货币政策有效性会降低甚至失效。针对货币政策的非对称性效应，费里德曼将其经典而形象的表述为“货币政策好似一根绳子，央行可以通过拉紧它以抑制通胀，却无法通过推动它以遏制衰退”。显然，货币政策在不同经济周期的有效性存在较大差异，经济低迷时的货币政策传导机制较正常时期发生改变，低利率时期“流动性陷阱”效应的存在使得价格型工具熨平经济周期的能力未必优于数量型工具。

国外学者针对低利率问题展开丰富研究，发现利率下限约束改变了常规货币政策传导渠道，使其无法有效调整或调整不够充分，以致货币政策熨平经济波动的能力下降，如 Fernandez 等（2015）分析发现 ZLB 情形下央行无法根据实际经济运行充分调整利率，以致消费、就业等较不受 ZLB 时严重；Hirose 和 Inoue（2016）研究发现名义利率触及 ZLB 时利率对产出和通胀的反应程度明显低于基准情形；Mazelis（2016）模拟发现经济下行时受 ZLB 的货币政策较不受约束时更显紧缩，银行信贷不足以促进经济快速复苏，影子银行成为实体经济部门获取融资的有效路径。我国亦有少数学者对此展开讨论，马理和姜田田（2015）研究发现，不考虑 ZLB 的模型难以有效刻画现实经济周期，ZLB 使得传统货币政策工具在超低利率环境有效性大大削弱；王宇哲（2016）认为低利率政策推动了存贷款利率和收益率曲线下行，并导致央行面临利率传导有效性降低、银行利润空间收窄、金融市场动荡加剧等风险。

当前名义利率已处于历史最低水平，央行利率调控明显受限。近年货币政策实践亦表明，央行对价格型工具愈发谨慎和保守，而对数量型工具更显频繁和灵活。这客观表明，中国货币政策操作已开始受 ZLB 影响，当前情形下探讨 ZLB 如何影响货币政策有效性极为迫切。但纵观现有相关文献，国内关于低利率问题的研究相对匮乏，在考虑 ZLB 情形下讨论不同结构货币政策有效性的研究更几乎为空白。尽管国外学者关于零利率问题已展开丰富研究，但普遍聚焦以利率为代表的价格型货币调控，这与中国长期“量价并举”的混合型货币调控实践并不相符，所得结论和政策建议难以对中国宏观调控实践形成有效指导。为此，本文立足我国央行货币政策操作实践以及当前经济周期特征，构建数量型和价格型工具相互支撑的混合型货币政策框架，同时将零利率不等式约束引入一般均衡模型以系统探讨 ZLB 对宏观经济波动以及货币政策有效性的影响，并尝试为完善和优化货币政策框架提出有效政策建议。

### 三、混合型货币政策调控理论框架的构建

本文将名义利率零下限约束嵌入同时包含数量型和价格型政策规则的混合型货币政策调控框架，该框架主要由总需求方程、总供给方程以及央行货币政策操作方程三大部分构成。

#### (一) 总需求：新凯恩斯 IS 曲线

假定经济体总需求端主要由家庭部门决策行为构成，家庭部门遵循效用最大化原则选择最优商品消费  $C_t$ 、货币持有余额  $M_t / P_t$ 、债券持有余额  $B_t / P_t$  以及劳动供给时长  $N_t$ ：

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s [(C_{t+s}(i) - hC_{t+s-1})^{1-\sigma} / (1-\sigma) + (M_{t+s}(i) / P_{t+s})^{1-b} \gamma / (1-b) - \chi N_{t+s}(i)^{1+\eta} / (1+\eta)] \quad (1)$$

式中， $h$ 、 $\beta$  为外部消费习惯参数和主观贴现率， $\sigma$ 、 $\eta$ 、 $b$  为消费替代弹性、劳动供给弹性以及货币需求利率弹性的倒数。假定消费由垄断竞争厂商生产的差异化产品  $C_{jt}$  ( $j \in [0,1]$ ) 构成，遵循 CSE 形式： $C_t = [\int_0^1 C_{jt}^{(\theta-1)/\theta} dj]^{\theta/(\theta-1)}$ ， $P_t = [\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} dj]^{1/(1-\theta)}$ 。家庭预算约束为： $C_t + M_t / P_t + B_t / P_t = N_t W_t / P_t + M_{t-1} / P_t + (1+R_{t-1})B_{t-1} / P_t + \Pi_t$ ； $\Pi_t$ 、 $R_t$ 、 $W_t$  分别企业利润分红、名义利率和工资。家庭在预算约束下最大化效用函数可得：

$$(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} / (C_{t+1} - hC_t)^{-\sigma} = \beta(1+R_t)E_t(P_t / P_{t+1}) \quad (2)$$

$$\gamma(M_t / B_t)^{-b} / (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} = R_t / (1+R_t) \quad (3)$$

$$\chi N_t^\eta / (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} = W_t / P_t \quad (4)$$

对数线性化家庭一阶最优跨期消费欧拉方程 (2) 式并引入市场出清均衡条件  $\hat{C}_t = \hat{Y}_t$  (“ $\wedge$ ”表示变量对稳态的偏离，下同)，即可得到常规新凯恩斯 IS 曲线方程：

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} / (1+h) + h\hat{Y}_{t-1} / (1+h) - (1-h)\hat{r}_t / [\sigma(1+h)] \quad (5)$$

发达国家由于货币政策传导机制较为完善，价格型和数量型工具可彼此有效替换，由此常规总需求方程一般仅包含实际利率变量。但现实中消费和货币并非相互独立，且居民消费在很大程度上受其持有的货币余额影响，因此货币余额可以进入总需求方程 (伍戈、连飞，2016)。Liu 和 Zhang(2010)、Blagrove 等(2013)等纷纷将代表数量型工具的货币变量引入总需求方程以充分反映实体经济与金融部门的现实联系。考虑到我国货币政策传导机制尚不健全，利率和货币供应量并不能完全相互替代，本文参照上述文献将货币供应量引入总需求方程。不失一般性，本文引入外生随机冲击以得到如下简易拓展形式的新凯恩斯 IS 曲线：

$$\hat{Y}_t = \gamma_1 E_t \hat{Y}_{t+1} + \gamma_2 \hat{Y}_{t-1} - \gamma_3 \hat{r}_t + \gamma_4 \hat{m}_t + \xi_t^d, \quad \xi_t^d = \rho_d \xi_{t-1}^d + v_t^d \quad (6)$$

其中， $\hat{r}_t = \hat{R}_t - E\pi_{t+1}$ 、 $\hat{m}_t = \hat{M}_t - E\pi_{t+1}$  为实际利率和货币缺口， $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ 、 $\gamma_3$ 、 $\gamma_4 > 0$  依次为产出对预期产出、上期产出、实际利率以及实际货币余额的反应弹性； $\xi_t^d$ 、 $v_t^d$ 、 $\rho_d$  依次为外生总需求冲击、冲击扰动项和自回归参数。

#### (二) 总供给：新凯恩斯菲利普斯曲线

经济体供给侧由厂商部门决策构成。假定最终品厂商生产函数为：  $Y_t = [\int_0^1 Y_{jt}^{(\theta-1)/\theta} dj]^{1/(\theta-1)}$ ， $Y_{jt} = (P_{jt} / P_t)^{-\theta} Y_t$  为所需中间品。假定中间品厂商生产函数为：  $Y_{jt} = Z_{jt} N_{jt}$ ， $Z_{jt}$  为外生技术。中间品厂商真实边际成本为：  $MC_{jt} = W_t / P_t Z_{jt}$ 。假定每期  $1-\omega$  比例中间品厂商根据利润最大化原则定价  $P_t^*$ ，其余  $\omega$  比例按照后顾原则定价  $P_t^b$ 。据此粘性假定，总价格方程即为：

$$P_t^{1-\theta} = \int_0^\omega (P_t^b)^{1-\theta} + \int_\omega^1 (P_t^*)^{1-\theta} = \omega (P_t^b)^{1-\theta} + (1-\omega)(P_t^*)^{1-\theta} \quad (7)$$

对于最优定价厂商，其根据最大化利润原则选择最优产品价格  $P_t^*$ ：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{P_{jt}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \Delta_{t,t+s} (P_{jt} / P_{t+s} - MC_{jt+s}) Y_{jt+s} \\ \text{s.t. } Y_{jt} = (P_{jt} / P_t)^{-\theta} Y_t \end{aligned} \quad (8)$$

对 (8) 式优化求解即可得到最优定价方程：

$$P_t^* = \theta(\theta-1)^{-1} (E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s Y_{t+s} \lambda_{t+s} MC_{t+s} P_{t+s}^\theta) / E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega^s \beta^s Y_{t+s} \lambda_{t+s} P_{t+s}^{\theta-1} \quad (9)$$

后顾型厂商依循如下定价形式：  $P_t^b = P_{t-1}(1+\pi_{t-1})$ 。联立总价格方程、最优定价方程以及后顾定价方程，可得 NKPC 方程：  $\pi_t = \pi_{t-1} / (1+\beta) + \beta E \pi_{t+1} / (1+\beta) + (1-\omega)(1-\beta\omega) \hat{Y}_t / [(1+\beta)\omega]$ 。不失一般性，本文引入外生随机冲击并将基础新凯恩斯菲利普斯曲线简化为如下形式：

$$\pi_t = \kappa_1 \pi_{t-1} + (1-\kappa_1) E \pi_{t+1} + \kappa_2 \hat{Y}_t + \xi_t^s, \quad \xi_t^s = \rho_s \xi_{t-1}^s + v_t^s \quad (10)$$

式中， $\kappa_1$ 、 $\kappa_2$  依次为当期通胀对上期通胀和产出缺口的反应系数； $\xi_t^p$ 、 $v_t^s$ 、 $\rho_s$  依次为总供给冲击、冲击扰动项和自回归参数。

### (三) 中央银行：含零利率下限约束的混合型货币政策规则

我国利率过去长期被严格管制，央行主要以数量型调控范式为主。随着利率管制逐步放开，价格型调控正式发挥作用，央行根据现实经济特征以及不同工具特点遴选合意货币政策工具。但以往关于货币政策的模拟研究基本假定央行仅遵循单一数量型抑或价格型货币框架。根据央行历年货币政策调整信息，当经济周期发生时央行数量型与价格型调控往往频繁交互进行，由此仅关注单一货币政策框架的研究难免会对货币政策认识产生偏误。根据货币供求曲线，央行流动性投放会影响利率变动，且这种量价内在引导在近几年尤为明显。2013 年以来，央行相继创造 PSL、MLF、TMLF 等新型货币工具为经济注入流动性，并通过流动性的不同操作期限寄以引导市场短中期利率，从而构建目标利率和利率走廊机制。由此来看，忽略数量型与价格型工具之间的内在联动和引导机制显然与央行货币政策实践现实不符。

基于上述考虑，本文构建同时包含货币供应量和利率的混合型货币政策“双支柱”框架。参照 Liu 和 Zhang(2010)假定基础货币供应量规则满足如下形式：

$$\hat{M}_t = \phi_1 \hat{M}_{t-1} - (1-\phi_1)(\phi_2 \pi_t + \phi_3 \hat{Y}_t) + \xi_t^M, \quad \xi_t^M = \rho_M \xi_{t-1}^M + v_t^M \quad (11)$$

结合我国货币政策实践，假定央行利率调整遵循如下扩展型的泰勒形式：

$$R_t = R^* + \theta_1(R_{t-1} - R^*) + (1 - \theta_1)(\theta_2 E_t \pi_{t+1} + \theta_3 \hat{Y}_t - \theta_4 \hat{M}_{t-1}) + \xi_t^R, \quad \xi_t^R = \rho_R \xi_{t-1}^R + v_t^R \quad (12)$$

(12) 式表明利率调整受预期通胀和产出变动以及上期货币流动性联动影响。(11) 式、

(12) 式共同构成混合型货币政策规则， $R^*$  为稳态名义利率； $\phi_1$ 、 $\theta_1$  为平滑参数， $\phi_2$ 、 $\phi_3$  刻画货币供给对通胀和产出偏离的反应弹性， $\theta_2$ 、 $\theta_3$ 、 $\theta_4$  描述利率对预期通胀、产出以及货币缺口的反应程度； $\xi_t^M$ 、 $\xi_t^R$  为货币供给和利率冲击， $v_t^M$ 、 $v_t^R$  为冲击扰动项， $\rho_M$ 、 $\rho_R$  为自回归参数。鉴于当前我国正日渐步入低利率环境，本文将零利率下限约束引入货币政策方程：

$$\begin{cases} \hat{M}_t = \phi_1 \hat{M}_{t-1} - (1 - \phi_1)(\phi_2 \pi_t + \phi_3 \hat{Y}_t) + \xi_t^M \\ R_t = \text{Max} \left\{ 0, R^* + \theta_1(R_{t-1} - R^*) + (1 - \theta_1)(\theta_2 E_t \pi_{t+1} + \theta_3 \hat{Y}_t - \theta_4 \hat{M}_{t-1}) + \xi_t^R \right\} \\ \xi_t^M = \rho_M \xi_{t-1}^M + v_t^M, \xi_t^R = \rho_R \xi_{t-1}^R + v_t^R \end{cases} \quad (13)$$

由于 DSGE 模型方程一般为等式，而 (13) 式为不等式约束 ( $R_t \geq 0$ )，无法直接代入 DSGE 模型方程组求解。Holden 和 Paetz (2012) 及其后续研究为解决不等式约束问题做出诸多贡献，并提出相应解决办法。本文参照 Holden 和 Paetz (2012) 在利率规则方程中引入影子价格冲击 ( $Shadow\_price_t$ )，以将 (13) 式变为含有影子价格冲击的等式约束：

$$R_t = R^* + \theta_1(R_{t-1} - R^*) + (1 - \theta_1)(\theta_2 E_t \pi_{t+1} + \theta_3 \hat{Y}_t - \theta_4 \hat{M}_{t-1}) + Shadow\_price_t + \xi_t^R \quad (14)$$

影子价格的作用机理为：Dynare 程序每期按照不含影子价格冲击的常规价格型货币规则计算出依循常规规则部分决定的名义利率取值，若依循常规利率规则部分决定的名义利率取值大于等于 0，则不施加影子价格冲击，影子价格冲击取值为零；若依循常规利率规则部分决定的名义利率取值为负，则施加影子价格冲击，使现实名义利率大于等于零。显然，基于传统等式约束政策规则的货币政策分析显然无法避免出现名义利率为负的情形，而引入影子价格冲击的利率规则方程则可较好地刻画央行面临名义利率零下限约束的情景。

#### 四、参数估计

本文采用贝叶斯方法对模型所涉及的参数进行估计，主要选取名义利率、名义货币供应量、产出、通货膨胀率等为抽样观测变量。由于存贷款基准利率难以真实反映市场即时资金供求信息，本文采用市场化程度较高的银行间同业拆借利率刻画名义利率。央行于 1996 年开始定期公布银行间同业拆借利率数据，继此以利率为中介目标工具的价格型调控逐步发挥作用，并形成数量型和价格型工具相互配合的混合型货币操作框架。鉴于此，选取 1996 第 1 季度-2017 年第 2 季度为本文观测变量数据样本区间。对于季度名义利率，主要依据央行公布的 7 天期银行间同业拆借量和加权平均利率的月度数据计算获得：

$$R = R_1[f(1)/\sum_{k=1}^3 f(k)] + R_2[f(2)/\sum_{k=1}^3 f(k)] + R_3[f(3)/\sum_{k=1}^3 f(k)] \quad (15)$$

其中， $f(k)$  为各季度第  $k$  月份的同业拆借交易成交量， $R_1$ 、 $R_2$ 、 $R_3$  分别为各季度对应月

份的同业拆借平均加权利率。关于名义货币余额数据，取各季度最后一个月的 M2 余额表示。由于模型为封闭经济模型且产出数据存在季节性特征，本文剔除 GDP 中进出口部分并采用 Census-X12 方法季节调整以得到产出数据。对于通胀数据，计算 CPI 季度同比变化率并采用 Census-X12 方法季节调整得到。所有观测变量数据均需进行 HP 滤波处理，数据均来源于中经网统计数据库。对观测变量数据进行上述处理，便可采用贝叶斯方法对模型所涉及参数进行估计。本文贝叶斯估计的主要步骤为：参照已有文献对待估参数先验分布进行设定，然后采用 MCMC 方法进行 Metropolis-Hastings 随机抽样，最后得到参数后验分布信息。对于新凯恩斯 IS 和菲利普斯曲线参数，主要参照伍戈和连飞（2016）后验估计结果对其进行先验设定。对于数量型和价格型货币政策参数，主要参照尹雷和杨源源（2017）进行参数先验设定。基于参数先验分布设定，采用 MCMC 模拟方法进行 MH 随机抽样（累计抽样 10000 次，丢弃前 5000 次以剔除初始值影响），即得到本文所有待估参数的后验分布，具体如表 1 所示。

表 1 模型参数 Bayesian 先验设定及后验估计结果

| 待估参数       | 先验分布 |      |      | 后验分布   |                  |        |
|------------|------|------|------|--------|------------------|--------|
|            | 类型   | 均值   | 标准差  | 均值     | 90%置信区间          | 众数     |
| $\gamma_1$ | Beta | 0.30 | 0.05 | 0.1508 | [0.0975,0.1991]  | 0.1452 |
| $\gamma_2$ | Norm | 0.50 | 0.10 | 0.3466 | [0.1771,0.5262]  | 0.3456 |
| $\gamma_3$ | Norm | 0.05 | 0.01 | 0.0436 | [0.0293,0.0609]  | 0.0451 |
| $\gamma_4$ | Norm | 0.06 | 0.01 | 0.0710 | [0.0550,0.0868]  | 0.0702 |
| $\kappa_1$ | Beta | 0.40 | 0.05 | 0.1590 | [0.1351,0.1829]  | 0.1469 |
| $\kappa_2$ | Norm | 0.20 | 0.10 | 0.2839 | [0.1179,0.4344]  | 0.2722 |
| $\phi_1$   | Beta | 0.70 | 0.10 | 0.5968 | [0.4264,0.7978]  | 0.6096 |
| $\phi_2$   | Norm | 0.16 | 0.10 | 0.1714 | [0.0079,0.3429]  | 0.1728 |
| $\phi_3$   | Norm | 0.77 | 0.10 | 0.8015 | [0.6352,0.9550]  | 0.8007 |
| $\theta_1$ | Beta | 0.70 | 0.10 | 0.6598 | [0.4945,0.8436]  | 0.6750 |
| $\theta_2$ | Norm | 0.20 | 0.10 | 0.2362 | [0.0803,0.4145]  | 0.2129 |
| $\theta_3$ | Norm | 0.14 | 0.10 | 0.1667 | [-0.0104,0.3484] | 0.1566 |
| $\theta_4$ | Norm | 0.80 | 0.10 | 0.7909 | [0.6260,0.9574]  | 0.7993 |
| $\rho_M$   | Beta | 0.70 | 0.10 | 0.6946 | [0.5420,0.8482]  | 0.6934 |
| $\rho_R$   | Beta | 0.70 | 0.10 | 0.6650 | [0.4999,0.8297]  | 0.6949 |

## 五、零利率下限、货币政策调控与宏观经济动态演变分析

基于模型构建和参数估计结果，本文进一步通过脉冲响应、央行福利损失、政策效应乘数等多重分析视角探究存在和不存在 ZLB 两种情景下宏观经济动态与货币政策调控演变。

### （一）零利率下限约束对宏观经济波动的影响

图 2 刻画了总需求下降冲击在存在和不存在 ZLB 两种情景下对产出、通货膨胀、名义货币

余额、实际货币余额、名义利率、实际利率等主要经济变量的脉冲路径。可发现，负向总需求冲击导致产出和物价急剧下降，但 ZLB 情形下降幅度明显大于不考虑 ZLB 情形。根据货币政策规则，央行在需求萎靡时会增加货币供给或降息。如图 2 所示，无论名义还是实际货币余额短期均大幅增加并随经济好转而衰减，且存在 ZLB 的货币扩张规模明显大于无 ZLB 情形。同时，无 ZLB 情形下名义利率会迅速降为负，但由于利率调整对通胀反应不足以致实际利率升高。当考虑 ZLB 时，由于需求下降引致的产出萎靡和通缩较为严重以及货币扩张对利率的下行引导，名义利率迅速触及零下限以致无法向下充分调整，由此持续保持零利率水平，以致实际利率更大幅度上升。由此可判定 ZLB 情形下的经济下行幅度更大的原因在于，ZLB 情形下总需求下降导致名义利率直接触及零下限而难以充分向下调整，而不存在 ZLB 情形下名义利率下行调整更为充分，由此使得 ZLB 情形下的实际利率更高进而实际资金成本更高。这表明，不考虑 ZLB 的宏观经济研究会低估需求下降对实体经济的影响。

图 3 刻画了主要经济变量面临总供给下降冲击时的脉冲响应路径。当不考虑 ZLB 时，总供给减少引致产出下降、通胀上升，且通胀上升幅度远大于产出下降幅度；名义和实际货币余额下降，且实际货币余额下降幅度更大；在产出下降和通货膨胀同时作用下名义利率对通胀反应不足以致实际利率反而下降。进一步观察考虑 ZLB 的情形，可发现主要经济变量演变路径与不考虑 ZLB 情形基本重合，这表明总供给下降对宏观经济的冲击不受 ZLB 影响。这主要因为，总供给下降引致的通胀上升幅度远大于产出下降幅度，在央行同时关注产出和物价稳定前提下利率会内生上升以抑制通胀恶化，与此同时名义货币余额的下行调整亦会对名义利率产生上升引导作用，由此名义利率并不会触及零下限。

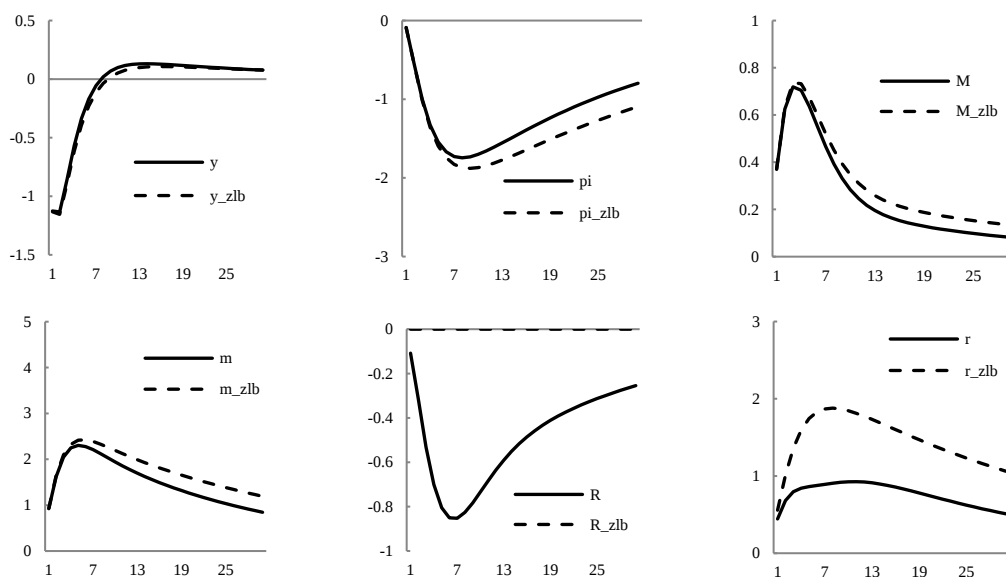


图 2 总需求下降冲击对主要宏观经济变量的脉冲响应

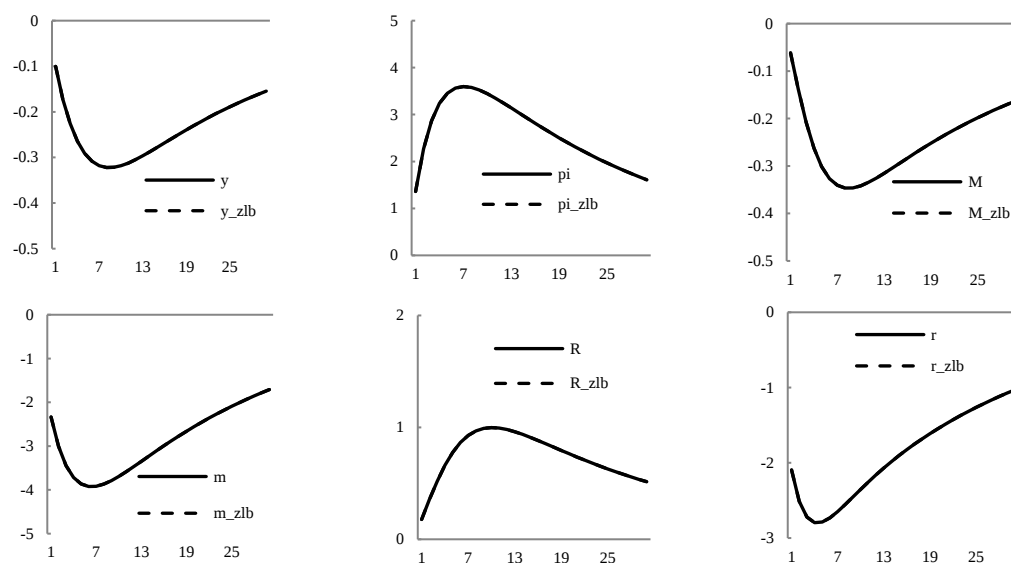


图 3 总供给下降冲击对主要宏观经济变量的脉冲响应

## (二) 零利率下限约束对数量型和价格型工具有效性的影响

图 4 描述了主要经济变量面临名义货币扩张冲击时的脉冲响应路径，可发现存在和不存在 ZLB 情形下主要经济变量的响应路径具有明显差异。ZLB 情形下名义货币扩张促进经济复苏和抑制通缩的能力明显弱于不存在 ZLB 情形，数量型调控部分失效。其原因主要在于，ZLB 情形下名义货币扩张虽向实体经济释放适当流动性，但其对名义利率的下行引导机制受阻，进而削弱其提振经济的效果。因此，传统基于无 ZLB 框架的货币政策研究显然会高估货币扩张的调控绩效。同时，亦可发现经济面临同等大小的名义货币扩张冲击时，存在 ZLB 时的名义和实际货币余额略大于不存在 ZLB 情形。这主要因为，ZLB 导致价格型调控受限且数量型货币扩张无法对利率予以有效下行引导，由此促使央行需要更大幅度地内生调整货币供给以促使经济回归均衡。一般情形下，央行增加货币供给会引致利率下行，但当存在 ZLB 时名义利率会触及零下限。如图 4 所示，当存在 ZLB 时名义利率会在初期触及零下限，后随价格上涨而向上调整；当不存在 ZLB 时名义利率先下降后上升。与此同时，由于货币扩张会导致价格上涨且在无 ZLB 情形下更为明显，以致两种情形下实际利率下降且无 ZLB 时幅度更大。

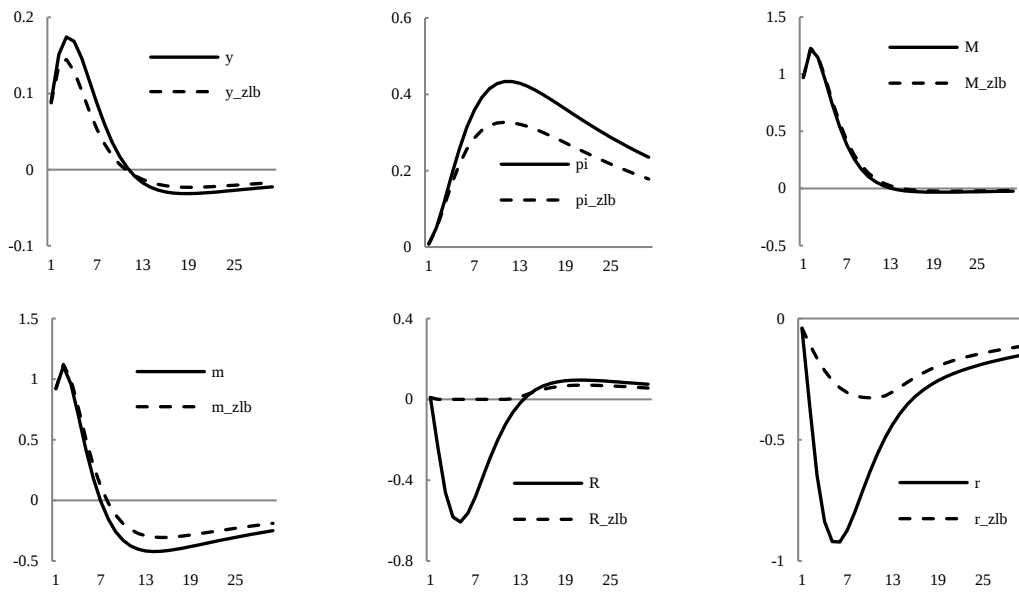


图 4 名义货币扩张冲击对主要宏观经济变量的脉冲响应

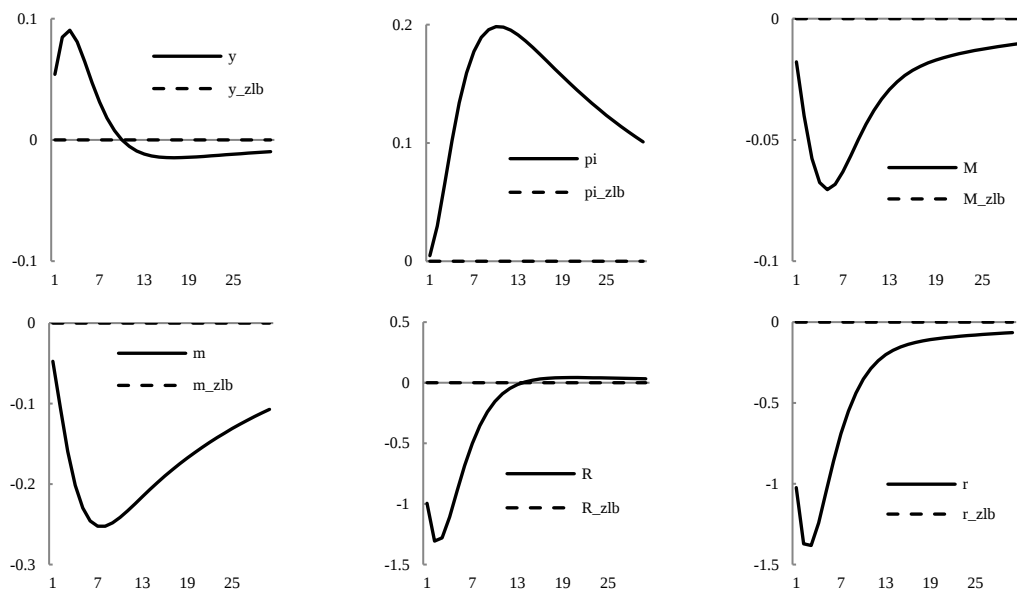


图 5 名义降息冲击对主要宏观经济变量的脉冲响应

图 5 刻画了主要经济变量对名义降息冲击的脉冲反应路径。当不存在 ZLB 时，名义利率下降导致实际利率随之降低，以致总需求增加、价格上涨。随着经济趋热，名义和实际货币余额内生紧缩调整平抑降息冲击带来的经济波动。而当存在 ZLB 时，单位标准差的名义降息冲击引致名义利率触及零下限，利率依然处于均衡状态不变，由此降息冲击并未对实体经济发生作用。为此，当存在 ZLB 时央行名义降息冲击对产出、通胀、名义和实际货币余额缺口的影响均为零。也即，当经济触碰 ZLB 时以调整名义利率为主的价格型货币调控完全失效。

### (三) 主要经济变量动态路径模拟比较与现实分析

考虑到脉冲响应仅能刻画不同情景下各类外生冲击对宏观经济变量的短期影响，无法捕捉

长期动态路径演变。为此，本文进一步模拟 120 期存在和不存在 ZLB 情形下产出、通货膨胀、名义货币余额、实际货币余额、名义利率以及实际利率等主要经济变量的演变路径差异，模拟结果如图 6 所示。对比两种情形，不难发现 ZLB 情形下宏观经济低迷和通缩程度更加显著，不考虑 ZLB 显然会低估负面经济冲击对宏观经济的影响。与此同时，我们发现 ZLB 情形下名义和实际货币余额均高于不考虑 ZLB 情形。此亦表明，ZLB 情形下名义利率的向下调整粘性使得价格型工具仅能有限发挥作用，央行在现实货币政策调控中更加偏好数量型工具以弥补价格型调控的失效。另外，本文还发现央行面临 ZLB 时无法根据现实经济特征向下充分调整利率，以致实际利率总处于较高水平，进而导致经济长期低位徘徊或弱复苏演变。

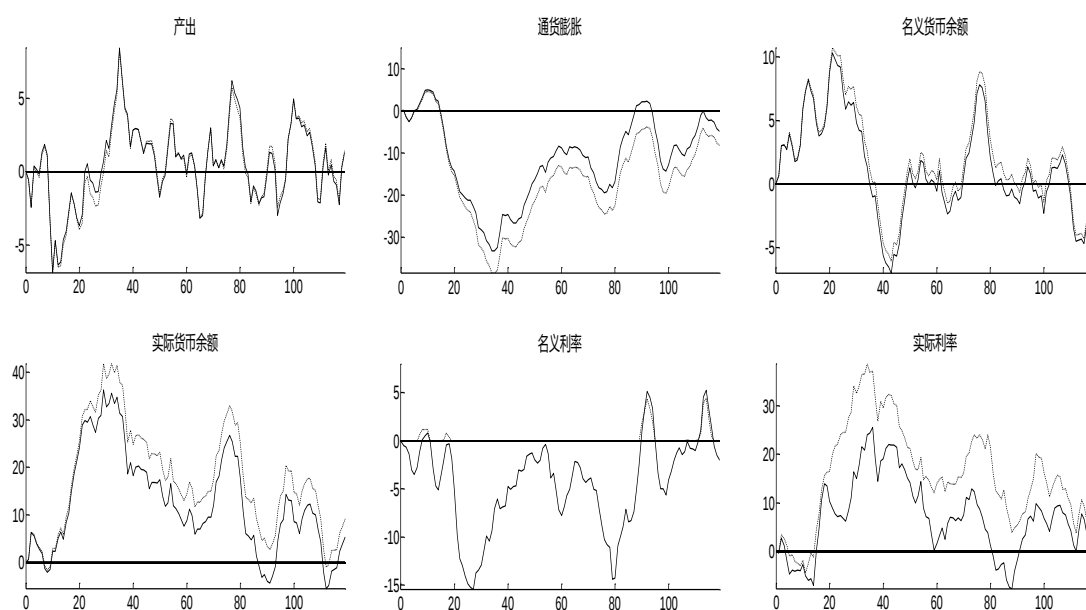


图 6 主要经济变量长期动态路径模拟

综合脉冲响应及长期动态路径模拟分析，不难发现模拟结论可在一定程度上对近年货币政策实践形成解释。自 2015 年存款利率降至历史最低以来，以利率为代表的价格型调控明显受限，难以有效应对实体经济下行。经济持续低迷且外部需求不确定性不断增强导致降息压力倍增，但鉴于名义利率已日渐逼近零下限并为未来价格型调控预留适当可操作空间考虑，央行对名义利率的调整极为谨慎和保守。2016 年以来，央行先后七次下调存款准备金率（最近一次为 2019 年 9 月 16 日）以释放流动性，并灵活运用 SLF、MLF、TMLF 等新型货币投放工具为实体经济匹配合理流动性，而对名义利率的调整次数则为零。由此，名义利率的下行调整粘性已明显制约货币政策有效性，这无疑将加剧我国宏观经济波动或下行程度，为此忽略低利率环境下 ZLB 的影响将对宏观经济以及政策调控的认识产生误判。而近年来央行灵活且频繁运用数量型工具的调控现实，亦在某种程度上印证了价格型调控受限情形下经济会依赖数量型调控以平抑经济波动。据此而言，本文数值模拟所得结论可对当前宏观经济运行及货币政策调控实践给予合意的解释，并对政府有效应对低利率环境约束提供适当参考。

#### （四）央行福利损失和货币政策有效性量化分析

参照郭豫媚等（2016），本文在脉冲响应分析基础上采用福利损失量化方法以深入考察不同模拟情景下央行平抑经济周期的有效性，具体假定福利损失测算函数遵循如下形式：

$L = \text{Var}(Y) + \mu \text{Var}(\pi)$ ，其中  $\mu=0.5$ 。表 2 具体刻画了存在和不存在零利率下限约束情形下经济分别面临总需求和总供给冲击时的福利损失情况。不难发现，当经济面临总需求冲击时含零利率约束情形下的产出波动和价格波动均大于不考虑零利率下限约束情形，后者相对前者分别低估 12.12% 的产出波动和 23.74% 的价格波动，以产出和价格波动方差度量的整体社会福利损失则低估 22.18%；当经济面临总供给冲击时两种约束情形下宏观经济波动情况基本一致，这主要源于负面总供给冲击并未触及零利率下限约束，以致影子价格冲击并未发生。上述结果表明，零利率下限约束的存在削弱了央行相机调控的效果并导致经济出现更大波动，而忽略零利率下限约束显然会对经济周期认识产生偏误并低估外生冲击造成的经济波动程度。

表 2 不同约束情形下央行福利损失分析

|                                           | 不含零利率下限约束 |          | 含零利率下限约束 |          |
|-------------------------------------------|-----------|----------|----------|----------|
|                                           | 总需求冲击     | 总供给冲击    | 总需求冲击    | 总供给冲击    |
| $\text{Var}(Y)$                           | 3.9264    | 1.6365   | 4.4679   | 1.6365   |
| $\text{Var}(\pi)$                         | 44.1507   | 197.8684 | 57.8933  | 197.8684 |
| $L = \text{Var}(Y) + \mu \text{Var}(\pi)$ | 26.0018   | 100.5707 | 33.4146  | 100.5707 |

福利损失分析仅能量化央行消化和吸收不同类型外生经济冲击的能力，并不能刻画央行不同货币政策工具的调控绩效。为此，本文参照 Leeper 等（2010）采取政策乘数分析法进一步测度央行数量型和价格型调控的宏观经济绩效。政策乘数指标函数设定形式如下：

$$PV(\Delta Y)/PV(\Delta X) = E_t \sum_{i=0}^{30} \beta^i \Delta Y_{t+i} / E_t \sum_{i=0}^{30} \beta^i \Delta X_{t+i}, \quad PV(\Delta \pi)/PV(\Delta X) = E_t \sum_{i=0}^{30} \beta^i \Delta \pi_{t+i} / E_t \sum_{i=0}^{30} \beta^i \Delta X_{t+i};$$

其中  $PV$  表示现值因子， $X_t$  表示货币供给和利率冲击。如表 3 所示，数量型调控的产出乘数在有约束情形下较无约束情形降低了 23.78%，价格乘数则降低了 23.08%。而对价格型调控而言，零下限情形下利率向下调整的刚性使得利率下行刺激并未实际发生，以致产出和价格对外生利率冲击不响应。这表明，ZLB 使得央行数量型工具的有效性大打折扣，价格型工具则是完全失效。鉴于 ZLB 情形下数量型工具仍部分有效且明显占优于价格型调控，本文认为在面临需求低迷的低利率时期央行仍需遵循“数量型调控为主，价格型调控为辅”的范式。

表 3 不同约束情形下货币政策响应乘数分析

|                               | 数量型工具     |          | 价格型工具     |          |
|-------------------------------|-----------|----------|-----------|----------|
|                               | 不含零利率下限约束 | 含零利率下限约束 | 不含零利率下限约束 | 含零利率下限约束 |
| $PV(\Delta Y)/PV(\Delta X)$   | 0.6081    | 0.4635   | 0.2667    | 0        |
| $PV(\Delta \pi)/PV(\Delta X)$ | 8.0620    | 6.2013   | 3.6665    | 0        |

## 六、结论与政策建议

本文立足央行货币政策实践以及当前经济周期特征，构建数量型和价格型工具相互支撑的混合型货币政策框架，并引入零利率下限约束以比较“有约束”和“无约束”两种情景下经济波动异质性以及货币政策调控绩效差异。综合全文，主要得到如下几点结论与政策建议。

1. 零利率下限约束情形下负面经济冲击更易导致经济衰退，忽视零利率下限约束会对经济周期认识产生偏误以致低估外生冲击造成的经济波动。脉冲响应和央行福利损失量化分析表明，负向总需求冲击在考虑和不考虑零利率下限约束两种情形下造成的宏观经济波动存在显著差异，考虑零利率约束情形下的总需求冲击导致经济更大衰退和更弱复苏从而导致央行福利损失程度更大；由于负向总供给冲击导致的“成本推动型”通货膨胀大于产出下降程度，名义利率的内生正向调整使其并不会触及零利率下限，以致两种利率约束情形下总供给冲击引致的宏观经济波动和社会福利损失并无显著差异。此外，本文进一步的宏观经济长期动态模拟分析也表明，考虑零利率下限约束情形下的产出低迷和通货紧缩程度明显大于不考虑零利率下限约束情形。为此，本文认为零利率下限约束情形下负向总需求冲击引致经济衰退和社会福利损失程度更大，负向总供给冲击在两种情形下对宏观经济影响无显著差异；忽略零利率下限约束会对经济周期认识产生偏误以致低估外生冲击造成的经济波动，学界在探讨宏观政策调控有效性时应充分考虑利率下限约束带来的货币政策非对称效应。

2. 零利率下限约束情形下货币政策有效性大幅下降，需求低迷情形下“数量型调控为主，价格型调控为辅”的政策组合仍为央行合意调控范式。脉冲响应和政策乘数分析表明，无论数量型工具还是价格型工具，零利率约束均会降低其有效性，数量型工具部分失效，价格型工具则完全失效。对比零利率约束情形下不同货币政策的扩张乘数，可发现数量型工具明显占优价格型工具。与此同时，无论是短期脉冲响应还是长期经济动态模拟，结果均表明零利率约束情形下名义和实际货币均明显高于不考虑零利率约束的情形，此亦表明在价格型调控受限情形下经济会内生依赖数量型调控以平抑经济波动。为此，本文认为在当前需求低迷情形下“数量型调控为主，价格型调控为辅”的政策组合仍为央行合意调控范式。央行不应放弃数量型调控，而应进一步致力于优化和完善数量型调控方式，继续灵活创新运用PSL、MLF、TMLF等新型货币投放工具为实体经济匹配合理流动性，助力宏观经济行稳致远。对于价格型货币政策调控，本文认为在名义利率下行调整受限情形下央行应致力降低民间部门实际资金利率，切实破解名义利率处于低位但实体经济仍然面临融资难融资贵的难题。

鉴于名义利率零下限约束会导致货币政策有效性下降，本文认为当经济陷入低利率环境时政府应强化财政货币政策协调配合，实施更加积极的结构性财政政策以扩大有效需求，籍此促进经济尽早摆脱利率下限约束困境。与此同时，尽管当前我国名义利率因受下限约束而表现出较强下行调整粘性的特征，但客观而言零利率下限约束在我国尚属一种“松约束”，并不及西方

发达经济体的严重程度，这也在一定程度上制约了零利率下限约束对中国经济的解释力。当前，各国对低利率政策的态度渐显差异化，尽管大部分国家仍遵循传统文献关于央行宏观调控受零利率下限约束的假设，但目前已有欧元区、日本等相继突破零下限约束以转向更低利率的负利率政策。对于我国而言，由于经济政治制度与西方经济体存在差异，现阶段央行对超低利率环境的容忍程度相对较低，这意味着央行调控受零利率下限约束的制约相对较轻，而更可能遵循某一稍大于零的正利率下限。如何准确刻画中国名义利率调整面临的“紧约束”下限抑或有效约束下限，对更好把握中国货币政策调控以及提升低利率时代宏观经济治理能力具有重要现实意义，值得学界深入探讨，此亦为笔者下一步的研究方向。

## 参考文献

- [1] 陈彦斌、刘哲希、郭豫媚：《经济新常态下宏观调控的问题与转型》，《中共中央党校学报》2016年第1期。
- [2] 高智贤、李文乐：《利率市场化与社会存量资金盘活：理论分析与实证检验》，《经济学家》2015年第12期。
- [3] 范从来、高洁超：《适应性学习与中国通货膨胀非均衡分析》，《经济研究》2016年第9期。
- [4] 付敏杰：《中国的政府存款：口径、规模与宏观政策含义》，《财贸经济》2016年第1期。
- [5] 郭豫媚、陈伟泽、陈彦斌：《中国货币政策有效性下降与预期管理研究》，《经济研究》2016年第1期。
- [6] 胡志鹏：《中国货币政策的价格型调控条件是否成熟？——基于动态随机一般均衡模型的理论分析与实证分析》，《经济研究》2012年第6期。
- [7] 钱雪松、杜立、马文涛：《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》2015年第11期。
- [8] 马理、姜田田：《基于零利率下限约束的宏观政策传导研究》，《经济研究》2015年第11期。
- [9] 牛晓健、陶川：《外汇占款对我国货币政策调控影响的实证研究》，《统计研究》2011年第4期。
- [10] 孙大超、王博、Wang Gang：《银行业垄断是导致货币政策抑制中小企业的原因吗》，《金融研究》2014年第6期。
- [11] 孙俊：《货币政策转向与非对称效应研究》，《金融研究》2013年第6期。
- [12] 王曦、汪玲、彭玉磊、宋晓飞：《中国货币政策规则的比较分析——基于DSGE模型的三规则视角》，《经济研究》2017年第9期。
- [13] 王宇哲：《负利率时代：政策创新与宏观风险》，《国际经济评论》2016年第4期。
- [14] 魏强、陈华帅：《关于我国央行独立性与通货膨胀的研究》，《数量经济技术经济研究》2009年第9期。
- [15] 伍戈、连飞：《中国货币政策转型研究：基于数量与价格混合规则的探索》，《世界经济》2016年第3期。
- [16] 肖争艳、陈彦斌：《中国通货膨胀预期研究：调查数据方法》，《金融研究》2004年第11期。
- [17] 杨源源、于津平、尹雷：《中国财政货币政策协调配合范式选择》，《财贸经济》2019年第1期。
- [18] 杨源源、张晓林、于津平：《异质性预期、宏观经济波动与货币政策有效性——来自数量型和价格型工具的双重检验》，《国际金融研究》2017年第9期。
- [19] 尹雷、杨源源：《中国货币政策调控效率与政策工具最优选择——基于DSGE模型的分析》，《当代经济科学》2017年第4期。
- [20] Baurle G., & Kaufmann D., Exchange Rate and Price Dynamics in a Small Open Economy- the Role of the Zero Lower Bound and Monetary Policy Regimes. SNB Working Paper, No.10, 2014.
- [21] Blagrove P., Elliott P., Roberto G. S., Hostland D., Laxton D., & Zhang F., Adding China to the Global Projection Model. IMF Working Paper, No.13/256, 2013.
- [22] Coibion O., Gorodnichenko Y., & Wieland J., The Optimal Inflation Rate in New Keynesian Models: Should Central Banks Raise Their Inflation Targets in Light of the Zero Lower Bound? *Review of Economic Studies*, Vol.79, No.4, 2012, pp.1371-1406.
- [23] Fernandez V. J., Gordon G., Guerrón-Quintana P., & Rubio-Ramírez J.F., Nonlinear Adventures at the Zero Lower Bound. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.57, No.8, 2015, pp.182-204.
- [24] Hirose Y., & Inoue A., The Zero Lower Bound and Parameter Bias in an Estimated DSGE Model. *Journal of Applied Econometrics*, Vol.31, No.4, 2016, pp.630-651.
- [25] Holden T., & Paetz M., Efficient Simulation of DSGE Models with Inequality Constraints. *Quantitative Macroeconomics Working Paper*, No.21207, 2012.

- [26] Leeper E. M., Plante M., & Traum N., Dynamics of Fiscal Financing in the United States. *Journal of Econometrics*, Vol.156, No.2, 2010, pp.304-321.
- [27] Liu L., & Zhang W., A New Keynesian Model for Analysing Monetary Policy in Mainland China. *Journal of Asian Economics*, Vol.21, No.6, 2010, pp.540-551.
- [28] Mazelis F., Implications of Shadow Bank Regulation for Monetary Policy at the Zero Lower Bound. SFB Discussion Paper, No.649, 2016.

## Zero Lower Bound of Interest Rate, Macroeconomic Fluctuations and Mixed Monetary Policy Framework

YANG Yuanyuan YU Jinping GAO Jiechao

**Abstract:** The sustained macroeconomic downturn has led to a wide academic debate on the effectiveness of monetary policy. The paper develops a mixed monetary policy theory framework to analyze the differences of macroeconomic dynamics and the effectiveness of structural monetary policies in the cases of considering and without considering the zero lower bound of nominal interest rate. The results show that the degrees of output recession and deflation caused by demand decline are more severe in the case of considering zero lower bound; the shock of supply decline will not lead the nominal interest rate to hitting the zero lower limit so that the macroeconomic fluctuations have no significant difference under two kinds of bounds; the effectiveness of quantitative regulation will be significantly reduced while price regulation will be completely ineffective under the zero lower bound. The paper argues that the model considering the zero lower bound of interest rate can better describe the real economic cycle and policy effects and ignoring the zero lower bound will lead a cognitive bias on macroeconomic forecasting and the effectiveness of policy regulation. In addition, the paper suggests that the policy portfolio of “more priority to quantitative control, less priority to price control” is also the optimal monetary policy paradigm choice under the circumstance of demand downturn, and the central bank should pay more attention to lowering the real interest rate. In the meanwhile, the government should pay attention to the coordination of macro policies under the environment of low interest rate, implement more active fiscal policies to exert effective policy synergy with monetary policies, and promote the stable and high-quality development of real economy to get rid of the lower bound constraint of interest rate.

**Keywords:** Zero Lower Bound, Quantitative Control, Price Control, Macroeconomic Fluctuations

## “一带一路”的研究现状评估

李向阳<sup>1</sup>

**【摘要】**过去六年中国学术界对“一带一路”研究的投入之大、成果数量之多可谓前所未有，这对宣传和推广“一带一路”理念发挥了积极的作用。然而，我们必须承认，“一带一路”理论研究进展的滞后也是毋庸置疑的，这种滞后一方面表现为中国学术界面对国际社会的误解和质疑还难以做出有说服力的回应；另一方面表现为理论研究难以指导“一带一路”的实践。对此构建“一带一路”理论体系或一带一路学正在成为学术界的共识。我们认为，作为一个大国提出的具有国际化意义的倡议，“一带一路”的系统化理论研究至少需要满足三项基本标准：理论层面的自治、操作层面的可行及认知层面国内外的统一。缺少理论自治不仅会造成宣传上的混乱，而且会导致实践上的无所适从；缺少操作可行性无疑会阻碍“一带一路”的顺利推进；缺少国内外认知的统一将必然引发外部世界的质疑。基于上述标准对“一带一路”的研究现状进行评估可以发现：一个自治的理论体系远未形成；大多数成果集中于“一带一路”的必要性研究，而非可行性研究；国内外的宣传口径存在两套不同的话语体系。因此，伴随“一带一路”建设进入高质量发展阶段，中国学术界需要认真反思原有的研究范式，以适应实践的需要。

**【关键词】**“一带一路”；研究范式；“共商、共建、共享”；义利观；经济外交

### 一、引言

自2013年“一带一路”理念诞生以来，中国学术界以此为主题发表的成果数量急剧增加，目前“一带一路”已成为最热门的研究领域（见图1）。这对于诠释和宣传“一带一路”理念发挥了积极的作用。同时，我们必须意识到，无论是从理论自身的发展还是从服务于实践的要求来看，“一带一路”研究的进展还存在严重的滞后。迄今为止，围绕“一带一路”的学理化定义、范围与边界、目标和定位、治理结构、基本属性等最基本的问题，学术界还远未达成共识。自然这也就难以对“一带一路”的实践发挥理论先行和引导作用。因此，构建“一带一路”的理论体系正在成为中国学术界的共识（陈伟光，等，2017；白永秀、王泽润，2017）。基于上述背景，本文试图对“一带一路”的研究进展和存在的问题进行评述（而非综述），从而推动本领域学术研究的健康发展。

<sup>1</sup> 李向阳，中国社会科学院亚太与全球战略研究院

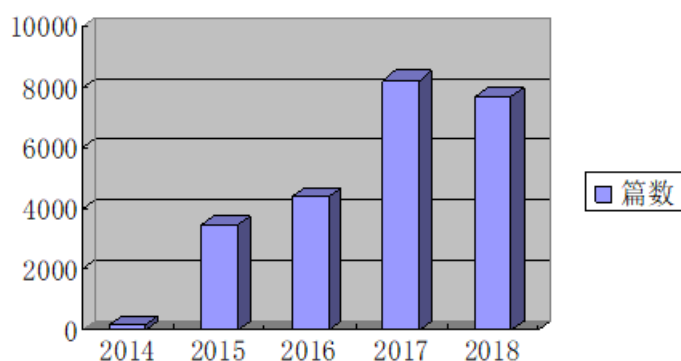


图1 在中文学术期刊公开发表的“一带一路”的论文数

资料来源：中国知网

需要说明的是，本文所追踪的成果主要是公开发表的有关“一带一路”的学术论文，没有涉猎相关的学术专著。这是一个明显的缺憾。同时，在研究内容上，我们排除了三个领域的研究成果：一是国际学术界的相关研究成果。主要考虑是国际学术界对“一带一路”的研究总体上尚处于起步阶段；所研究的重点是“一带一路”实践所产生的影响、存在的问题、面临的风险以及对推动“一带一路”的动机进行质疑，而很少关注“一带一路”是什么、做什么以及如何做这些最基本的问题（Freund, 2019; World Bank, 2019; Scobell, et al, 2018; Chin, 2017; 西麦昂·德贾科夫、肖恩·迈纳，2016年）。二是有关“一带一路”影响研究的成果（如，经济效应、战略效应、外交效应、文化效应、发展模式效应，等）。这样做的原因是，对于绝大多数研究成果，我们无法确定他们所研究的对象是否属于“一带一路”的地域范围（国家、项目）和时间范围，同时也无法确定他们的研究结论是否与“一带一路”的目标或属性相吻合。三是有关一带一路实地调研的成果。实践中这类研究非常必要，但只有在实地调研基础上提升到理论层面才是我们关注的对象。这样做无疑会遗漏掉一些有价值的研究成果，但这也是一个不得已而为之的选择。在这种意义上，我们所追踪的对象属于狭义的“一带一路”研究领域。

## 二、“一带一路”理论体系构建需要遵循的基本原则

过去六年来，习近平主席的系列讲话、党和政府出台的相关决议对“一带一路”的基本理念已经做出了明确的阐述（习近平，2018a,b）。在此基础上，“一带一路”理论体系的构建至少需要遵循下述原则：

第一，理论层面的自洽性。理论自洽首先需要有共同认可的概念界定。与“一带一路”相关的基本概念必须有明确的界定，如“一带一路”、丝路精神、国际产能合作、设施联通、资金融通、政策沟通、贸易畅通、民心相通、义利观等。尤其是一些具有中国特色的理论概念，给予其学理化定义至关重要。当然在其理论构建中还需要借鉴业已成熟的概念，如互联互通、经济走廊、经济外交、全球价值链、经济全球化等。其次，理论自洽需要有共同的方法论。“一带一

路”需要从多学科角度开展研究，但这并不能成为否定运用共同方法论的理由。按照政治学的逻辑，“一带一路”参与者需要做到权利与义务相匹配，目标与手段相匹配；按照经济学的逻辑，“一带一路”建设的成本与收益、投入与产出、供给与需求必须要实现均衡；按照国际关系的逻辑，中国的诉求与外部世界的诉求必须要找到交集，“一带一路”的中国特色与现有全球治理体系要实现统一；按照经济外交的逻辑，经济目标与非经济目标要保持均衡，等等。这些来自不同学科的分析方法共同构成了“一带一路”的研究方法。再次，理论自治需要有统一的前提假定。比如，所有的参与者有相似的目标函数；参与者对规则有基本的认同等。最后，理论自治还要求理论判断在逻辑上是一致的。

而在现实中我们看到，“一带一路”的学术研究中缺乏统一的概念界定和前提假定，不同学科的判断相互矛盾是一种普遍的现象。例如，每年围绕“一带一路”公开发表数千篇的学术论文，但迄今为止我们却找不到能够为多数人接受的“一带一路”学理化定义。

第二，操作层面的可行性。“一带一路”不是理论的空谈，而是一项伟大的实践。理论服务于实践是最基本的要求，因此“一带一路”的理论体系建构既要关注必要性的研究，更要关注可行性的研究。作为一种全新的理念，在“一带一路”建设的初始阶段开展必要性研究无疑是非常必要的，这对于理念的宣传和普及至关重要。但学术研究不能等同于宣传，对“一带一路”开展可行性研究是中国学术界的更重要的使命，尤其是在“一带一路”建设进入到第二阶段之后，缺乏对可行性的研究将直接影响到“一带一路”的可持续发展。

“一带一路”可行性研究的基本要求是运用成本-收益分析。对“一带一路”的参与主体——企业来说，这是一种自然的要求。没有收益的投资对任何类型的企业（国有企业、民营企业、外资企业）来说都是不可持续的。同样，对另一个参与者——政府来说，这一原则同样适用，只是成本函数与收益函数的内涵有所不同。比如，树立良好的国家形象、提高软实力、扩大对全球治理的话语权都是政府收益函数的组成部分；经济外交的一个核心问题是如何为政府的外交目标进行“定价”，等等。此外，政府还面临如何引导企业服务于国家的战略目标问题，这也离不开成本收益分析。因此，无论是国家层面的战略决策还是企业层面的投资决策都必须满足成本收益分析的要求。近年来对“一带一路”可持续性的质疑已经成为国际社会关注的焦点<sup>1</sup>。

但纵观“一带一路”的研究可以发现，围绕必要性的研究成果数量与围绕可行性的研究成果数量之间存在严重的失衡。缺少可行性研究已经使理论研究严重滞后于实践，更谈不上对实践的引领。

第三，认知层面的国内外统一性。“一带一路”不是中国一家的“独奏”，而是国际社会的“合唱”。“一带一路”建设的基本原则是“共商、共建、共享”，为此国内外对“一带一路”的认知保持

---

<sup>1</sup> 国际上对“一带一路”可持续性的质疑大致可分为两类：一是强调从中国的角度看经济上不可持续，二是强调从东道国的角度看经济上不可持续。中国社会科学院的薛力研究员对多国专家所做的系列采访可以证实这一点。参见过去两年间发表在英国《金融时报》（中文版）上的系列采访报告。

统一是前提条件。所谓认知的统一性不仅要求对“一带一路”理念的对内表述与对外表述一致，而且要求外部世界相信中国（作为倡导者）对“一带一路”理念的表述。只有保持内外认知的一致，“共商、共建、共享”原则才能得到真正贯彻。

然而，迄今为止，围绕“一带一路”的基本理念在国内外并未形成统一的认识。这是国际社会质疑“一带一路”透明度的重要原因之一。造成内外认知不统一源于两方面的因素：一方面长期以来，内外有别是我国宣传领域的习惯做法。在封闭状态下，这种做法有其存在的合理性，但在开放状态下其合理性将不复存在，尤其是被宣传的对象是国内外共有的情况下。另一方面，中国学术界对待“一带一路”最基本的问题并未取得共识。比如，“一带一路”的定位、目标、范围、治理结构、运行模式迄今并无统一的表述。在这种意义上，“一带一路”研究的滞后是导致国内外认知不统一更重要的原因。

“一带一路”进入第二阶段之后，除了中资国有企业外，越来越多的中资民营企业、东道国企业、第三方国家的企业将参与进来，国内外认知的统一已成为是推进“一带一路”高质量建设的前提条件。因此，“一带一路”理论体系的构建必须要满足国内外认知统一这一原则。正如习近平主席所强调的，“‘一带一路’不像国际上有些人所称是中国的‘一个阴谋’，它既不是二战之后的马歇尔计划，也不是什么中国的图谋，要有也是‘阳谋’”<sup>1</sup>。这是对“一带一路”研究和宣传提出的要求。因此，中国学术界必须摆脱小国封闭的阴谋论思维方式，转向大国开放的阳谋论思维方式。

### 三、“一带一路”的目标与定位研究：中国与外部世界的诉求

“一带一路”的目标和定位直接关系到国际社会对中国动机的判断。作为“一带一路”的倡导者，中国自然有自身的利益诉求。同时，“一带一路”参与者也有各自的利益诉求。在这两类利益诉求之间既有共性，又有差异。任何一方都不应该也不可能把自己的利益诉求完全赋予“一带一路”。基于“共商、共建、共享”原则，“一带一路”的目标和定位只能是各方利益诉求的交集或最大公约数。

围绕“一带一路”的目标和定位，国内学术界的研究存在两种倾向：一是“什么都要”，二是“什么都不要”。所谓“什么都要”是指把中国各个领域需要解决的问题都赋予“一带一路”。这些目标包括：转移过剩产能（或国际产能合作）、获取海外能源和资源、为中国企业拓展海外市场、实现人民币国际化、推动中国全方位对外开放、解决国内区域间发展的不平衡、推动中国企业“走出去”、应对美国的“亚太再平衡”、应对特朗普政府的反全球化浪潮、提供全球公共产品、推动经济外交、创造良好的周边环境、参与和主导全球治理、引领新型全球化、实现人类命运共

<sup>1</sup> 参见《习近平会见博鳌亚洲论坛现任和候任理事时的讲话》，新华社2018年4月11日电。

同体（卢锋，等，2015；夏先良，2015；储殷、高远，2015；陈雨露，2015；盛斌，2016）<sup>1</sup>。我们可以把这种倾向称之为“一带一路”目标的“泛化”<sup>2</sup>。与之相反的另一倾向是“什么都不要”。所谓“什么都不要”是指在对外宣传中强调中国倡导和推动“一带一路”没有自身的利益诉求，只是因为中国发展起来了，希望通过“一带一路”带动其他国家共同致富。这种观点经常与提供公共产品、实现人类命运共同体挂起钩来。

看上去这两类观点分属不同的极端，但它们都背离了确立“一带一路”目标的基本原则：寻求中外双方利益诉求的交集。由此给外部世界带来了两种结果：一是怀疑中国的战略动机。在“什么都要”的背景下，其他参与者质疑中国的动机是自然现象。一方面，他们会提出质疑：既然“一带一路”都是为中国服务的，那么其他国家为什么要参与。比如，其他国家有何动力通过参与“一带一路”推进人民币国际化、解决中国国内区域发展不平衡等众多目标？另一方面，这些目标相互之间缺乏自治也会引起其他国家的质疑。比如，如果把转移过剩产能、获取海外能源和资源、为中国企业拓展海外市场目标合并起来，那么“一带一路”与早期的欧洲殖民主义有什么区别？<sup>3</sup>在“什么都不要”的背景下，外部世界的质疑同样存在，因为在他们看来一个崛起的大国拿出巨额的真金白银推进一项国际化倡议（战略）却不求任何回报，这是不可思议的，其背后必然会有不便于示人的战略动机。

另一种后果是助长沿线国家的“等靠要”与搭便车心态<sup>4</sup>。无论是“什么都要”还是“什么都不要”都会助长“一带一路”沿线国家向中国提出不符合国际经济合作原则的额外要求。这在一些发展中国家表现得尤为突出。在“一带一路”第一阶段的互联互通项目建设中已经出现类似的倾向。比如，在一些国家，政府打着债务负担过重的旗号拒绝为中方的贷款进行担保；要求中方提供超低利率的贷款；以前期的投资项目为要挟要求中方提供额外的财政救助，等等。在这些非正常的要求背后，隐含的假定通常是，中方的投资项目既然有战略收益就不应该追求商业收益。

既然上述两种极端的看法会给“一带一路”的可持续发展带来严重的负面后果，那么逻辑上就派生出两个需要回答的问题：一是中国应该把哪些诉求赋予“一带一路”？二是如何处理被排除在外的诉求？

针对第一个问题，答案自然是符合“利益交集”原则的诉求。具体地说，在上述众多目标

<sup>1</sup> 在早期阶段，有些专家甚至把中国军队“走出去”也作为“一带一路”的目标。限于篇幅，这里没有一一列举相关的文献。有兴趣的读者可以从中国知网查询到相应的文献。

<sup>2</sup> “一带一路”研究的“泛化”还有另一层含义，即许多专家把所有的问题都冠之以“一带一路”的帽子。以至于有期刊的编辑人员戏称，把论文中“一带一路”国家换成相关国家，论文的分析与结论不用做任何修改。因此，本文把这一类论文排除在研究对象之外。

<sup>3</sup> 对此一些中国学者或媒体做出的回应是，中国文化不具有殖民的基因。这等于说，中国与早期的殖民者做法相同，但动机不同。显然这种回应的说服力是苍白的。

<sup>4</sup> 导致“一带一路”建设中出现“等靠要”与搭便车现象的另一个原因是“一带一路”项目的供给过度，即各级政府机构与企业竞相打着“一带一路”的旗号向其他国家推销合作项目。至于这种“一带一路”项目买方市场特征形成的原因则已超出本文的研究范围。

中,至少有三个是符合这一原则的。一是推动新时期中国全方位的对外开放;二是促进中国经济外交的构建;三是实现人类命运共同体<sup>1</sup>。关于第一个目标,推动全方位对外开放是中国自身发展的必然要求,这一点是没有疑问的。同时,中国的开放程度越高,对外部世界的机遇也越大。关于第二个目标,构建中国经济外交在理论和实践中都是一个新议题。经济外交是大国崛起的一个必要条件,问题的关键是中国经济外交的理念要有别于西方大国经济外交的“胡萝卜加大棒”理念,否则就无法得到其他国家(尤其是发展中国家)的认同。围绕“一带一路”与中国特色经济外交的构建,中国学术界的研究存在明显的滞后<sup>2</sup>。其结果是,我们对外宣传中在有意或无意地淡化“一带一路”的经济外交目标(或定位),甚至不敢承认“一带一路”有非经济方面的考量。至于第三个目标,人类命运共同体可以说是中国领导人向世界提供的一种新型国际合作理念,并且从伙伴关系、安全格局、经济发展、文明交流、生态建设等方面对其内涵做出了诠释(习近平,2018b)。由于这一理念的前瞻性,它能够很快获得了国际社会的广泛认同。在这种意义上,人类命运共同体可以说是中国向世界提供的一种理念公共产品。显然,把人类命运共同体作为“一带一路”的终极目标符合“利益交集”原则。近年来,中国学术界围绕“一带一路”与人类命运共同体的关系做了大量研究。与“一带一路”的前两个目标相比,人类命运共同体是一个更高层次的终极目标,但相关研究存在把人类命运共同体与具体目标并列的倾向。理论研究需要的是把实现人类命运共同体目标的过程分解为不同阶段,体现到不同领域,成为“一带一路”建设的指南。

按照“利益交集”原则确定“一带一路”的上述目标之后,逻辑上派生出的第二个问题是如何处理被排除在外的其他诉求或目标。首先需要说明的是,把其他目标排除在外并不意味着这些目标不重要(对中国而言),而是因为他们并不是其他国家参与“一带一路”所追求的目标。作为倡导者,中国对“一带一路”的可持续发展负有更大的责任,因而中国不能也不应该把自己的诉求强加给其他国家。在理论上,被排除在外的这些诉求应该是“一带一路”顺利实施的结果。以人民币国际化为例,“一带一路”的“五通”(贸易畅通、设施联通、资金融通、政策沟通、民心相通)如果能得以实现,人民币国际化就是一种自然的结果。反过来,如果把人民币国际化确定为“一带一路”的目标,其他国家将失去参与的动力。国际组织或国际合作机制的发展历史已经证明,获取国际道义制高点是成功的前提条件。例如,战后美国在构建布雷顿森林体系时并没有把树立美元的世界货币地位作为目标,而是把维护国际金融体系稳定、促进全球贸易自由化作为目标。为了实现这种目标,美国倡导建立了“双挂钩”机制(美元与黄金挂钩,其他国家货

<sup>1</sup> 这种划分与官方的表述是一致的。习近平主席在十八届五中全会上明确指出:“一带一路”建设是扩大开放的重大战略举措和经济外交的顶层设计(习近平,2018 a,第83-84页);随后,他多次强调:“一带一路”建设是推动构建人类命运共同体的重要实践平台(习近平,2018 a,第216-218页)。

<sup>2</sup> 针对“一带一路”与经济外交的关系,现有的研究没有对中国特色经济外交的内涵做出系统的理论分析,因此无法为“一带一路”的这一目标(经济外交的顶层设计)提供理论支撑。相关的研究参见,宋国友(2015)、高程(2015)、李向阳(2015a,b、2017)、黄益平(2015)、孙灿、洪邮生(2016)。

币与美元挂钩),其结果美元自然成为世界货币。事实上,其他国家一开始就知道“双挂钩”机制的这种后果,但他们同时也认同“双挂钩”机制有助于维护国际金融体系稳定和促进全球贸易自由化,故乐于参与这一体制。这就是所谓的阳谋,而不是依靠欺骗或保密实施阴谋。要知道,在国际合作或竞争中,战术可以保密,战略是不能保密的。这一点对于大国尤其重要。

#### 四、“一带一路”的属性研究：经济与非经济属性的融合

“一带一路”的基础是国际经济合作,这是没有异议的。问题在于“一带一路”是否属于纯粹的经济合作在理论上则有很大的争议。一种观点是,“一带一路”属于纯粹的经济合作,这在经济学界非常流行。一方面,这可能源于国际社会对于中国倡导“一带一路”的动机存在质疑;另一方面,这样做更适合运用经济学方法展开研究。在这方面,大多数经济学家所做研究都暗含地假定“一带一路”是以往中国企业“走出去”的延续,因而探讨中国与沿线国家贸易投资合作的可行性成为一种普遍现象。这些研究对理解“一带一路”背后的经济逻辑做出了重要贡献,但它们也存在两个突出的问题:一是无法对“一带一路”的治理结构提出具体的建设路径,因为“一带一路”框架下的经济合作与此前的经济合作并无本质的区别<sup>1</sup>。二是与“一带一路”作为中国经济外交的顶层设计这一定位相悖。事实上,无论是“一带一路”的经济外交、人类命运共同体目标还是“五通”都已经超越了纯粹的经济合作。

近来经济学界的研究正在试图改变这种倾向,突出表现为引入新的理论框架或发展趋势论证“一带一路”框架下中国与沿线国家开展经济合作的必然性,从而有可能把“一带一路”的经济逻辑与外交逻辑结合起来。郑伟与桑百川(2017)从世界市场失灵角度探讨了“一带一路”合作的基础。黄先海、余骥(2017)从重塑全球价值链入手为“一带一路”提供经济学的解释。发达国家与中国在经济发展上的相互需求以及“一带一路”沿线各国对区域内协同发展的迫切诉求使得通过“一带一路”建设形成双向“嵌套型”价值环流、重塑现有全球价值链分工体系成为可能,且我国完全具备成为新型分工体系中核心枢纽环节的基础。以“一带一路”国际产能合作为契机构建以中国为核心枢纽的双向“嵌套型”全球价值链分工新体系是新时期我国突破“俘获式困境”、提升国际分工地位的关键。与此类似的是,刘志彪与吴福象(2018)试图把全球价值链的双重嵌入为“一带一路”奠定理论基础。具体地说,“一带一路”顺应了全球化的区域主义浪潮,强调内与外、沿海与内地、工业与农业的多重互动,从多时空、多维度、多领域实现区域战略合作。通过构建以中国为核心的全球经济治理平台,并基于对外投资和引进外资并重的战略思想,将中国区域经济的战略转型放到重塑世界经济地理格局,以及全球治理模式变迁这一全新的国际关系之

<sup>1</sup>基于这种前提,国内媒体在宣传过程中经常会把“一带一路”提出之后中国与沿途国家的贸易投资增速快于以往的增速作为“一带一路”成功的标志。这显然是一种缺乏理论自治的表述。按照这一逻辑,中国只要把所有的对外贸易和投资转向“一带一路”国家,它就自然成功了。

中。通过重构对外经济开放的新格局，依托地区要素禀赋，优化资源配置，实现区域规模效应，重塑开放的全球价值链和国内价值链，实现两者的全方位衔接与互动，统筹协调国内与国际两个市场、两种资源，进而构筑陆海统筹、东西互济、面向全球的对外开放新格局。同时，还有学者通过探讨新时期中国对外开放的逻辑间接地为“一带一路”框架下的经济合作提供了理论支持。洪俊杰和商辉（2019）在产品内国际分工框架下，探究以新兴市场经济体为枢纽的全球分工网络，以及影响新兴市场经济体分工地位变动的内在机理，提出的中国开放型经济“共轭环流”理论表明，发达国家价值链环流和发展中国家价值链环流之间相互联系，中国日益在“共轭环流”中居于枢纽地位。裴长洪和刘斌（2019）则从外贸新业态的发展探讨中国外贸竞争新优势的形成。这表现为：首先，互联网与跨境电商挑战了新新贸易理论中“企业异质性主要体现于企业生产率”的基本假设，异质性消费偏好为中小企业跨境电商比较优势的形成提供了市场环境。其次，中欧班列的运行重塑了传统世界海运贸易的理论范式，重构了国际贸易的经济地理，改变了临海港口的经济模式，扩展了国际陆港的经济辐射范围，加快了我国“向西开放”的步伐，逐渐形成了东西共济的全球价值链“双向环流”。再次，中国自由贸易试验区的试验优势、新要素禀赋优势和制度优势三重叠加，复合比较优势初现，自由贸易港建设将会把动态比较优势推进到更高层次。

与纯粹的经济合作论不同，另一种观点是强调“一带一路”的非经济属性。这类研究主要是由非经济学学科的专家完成的。比如，王明国从国际制度的特征和行为逻辑出发，提出制度行为的一般逻辑，并结合亚洲基础设施投资银行等新制度建设现状，分析“一带一路”制度建设的可能路径（王明国，2015）。秦亚青、魏玲从当前全球治理问题入手，探讨共商共建共享的全球治理观和共建“一带一路”倡议如何从理念到实践塑造新型全球治理体系和世界秩序，促进人类共同安全、繁荣和福祉（秦亚青、魏玲，2018）。这类研究有助于理解建构“一带一路”治理结构的发展方向，但由于缺乏对经济合作机制的关注，它们对建构“一带一路”治理结构的可行性很少涉猎。

显然，能够把上述两种分析视角统一起来的出路在于经济外交。有关“一带一路”的经济外交属性是一个不断演变与深化的过程。2013年习近平主席先后针对中非合作提出了真实亲诚理念，针对中国周边外交提出了亲诚惠容理念。这些理念与“一带一路”理念几乎同时产生并非巧合，因为要把这些理念付诸于实践仅仅依靠传统的经济合作机制是不够的，逻辑上必须有新的合作机制与之相配套。到2015年，习近平主席正式把“一带一路”建设确立为中国经济外交的顶层设计（习近平，2018a, b）。

如上所述，围绕“一带一路”经济外交属性的研究，中国学术界的研究存在明显的滞后。理论上，经济外交的核心是要通过经济手段实现国家的外交目标。这是大国崛起的基本要求。对中国而言，经济实力已经位居世界第二，但对国际规则制定和话语权的影响力却远不相配。如何把中国的“硬实力”转化为“软实力”是经济外交的基本任务。基于不称霸的前提，中国不可能复

制西方大国“胡萝卜加大棒”的经济外交理念，因此树立正确的义利观是构建中国特色经济外交的基本特征。

作为中国儒家的一个伦理学理念，义利观要充当新时期中国经济外交的指导原则，进而成为“一带一路”建设的指导原则，这就需要理论界赋予其新的内涵、可操作性的手段与途径。义利观的引入不仅为“一带一路”建设指明了方向，而且为“一带一路”的成功与否提供了判断标准。如果说义是政府所追求目标的话，那么利则是企业追求的目标。只有把义和利有机地结合起来，“一带一路”才能说是真正意义上的成功。没有义，“一带一路”没有存在的价值，因为在“一带一路”产生之前，企业“走出去”就是为了获利；反过来，如果没有利，“一带一路”将不可持续，因为它将演变为一种单纯的对外援助（李向阳，2017）。

按照义利观的要求，在“一带一路”框架下的国际经济合作是一种不同形态的组合：正常的商业合作（予取相等）+让利的商业合作（多予少取）+对外援助（只予不取）。如何引导企业在这种环境下按照市场经济原则服务于国家战略目标理论上至少面临两大难题：一是如何构建符合市场经济原则的机制化安排；二是如何为国家的战略目标进行科学的“定价”。这些亟待研究的问题在学术界还很少被涉猎。

## 五、“一带一路”治理结构研究的缺位

“一带一路”是什么这个最基本的问题迄今在理论上并未得到解决。按照官方的说法，它既不是一个国际（经济）组织，也不是区域经济一体化的某种形式（自由贸易区、关税同盟、共同市场、经济共同体、政治经济一体化），而只是一个倡议。然而，这并不能成为对“一带一路”做出学理化定义的理由<sup>1</sup>。

由于缺少统一的学理化定义，学术界就无法对“一带一路”的治理结构（边界或范围、组织架构、运行机制）开展研究。大多数研究把“一带一路”当成一个“黑箱”或“百宝箱”，以至于赋予它无限的目标、涵盖所有的领域和所有的国家。自然，这类研究不会去讨论“一带一路”实施的可行性。

研究“一带一路”的治理结构首先涉及到治理导向。在这方面，一种代表性的观点是，“一带一路”的治理结构体现为“关系治理”与“规则治理”的结合（陈伟光、王燕，2016）。所谓“规则治理”是指以条约谈判为驱动，“关系治理”则是指不发起正式的条约谈判，而借助于彼此共识、情义等来推进。这种机制化与非机制化的并存将成为“一带一路”治理的基本特征。

研究治理结构涉及到的第二个问题是“一带一路”的边界在哪里，换言之它属于区域主义合

<sup>1</sup>这一点在国际社会似乎比在国内更受重视。在美国国会中国经济与安全审查委员会(US China Economic and Security Review Commission)的“一带一路”听证会上，美国国际战略研究中心(CSIS)的专家把“一带一路”缺乏统一的定义以及无法界定哪些项目属于“一带一路”看成是最主要的“挑战”(Hillman, 2018)。最近，美国另一家智库彼得森国际经济研究所宣布将在2019年9月举行会议，“一带一路”是什么成为会议的主要议题之一。

作机制还是多边主义合作机制。在经济学意义上,作为一个大国提出的国际合作战略,“一带一路”需要以构建多边合作机制、服务于全球贸易投资自由化为最终目标,但它的起步阶段应该是一种区域合作机制。这是由中国实现和平崛起和参与经济全球化的内外部环境所决定的,也是贯彻义利观的必然要求。承认“一带一路”的区域属性并不否认它最终具有多边属性。与现有规则导向型区域合作机制相比,“一带一路”呈现出发展导向型特征。因此,作为一种新型的、发展导向型区域合作机制,“一带一路”能够发挥其全方位对外开放的职能和实现人类命运共同体的目标(李向阳,2018)。鉴于“一带一路”既有区域主义又有多边主义的特征,其边界范围也应该是动态的。究竟应该如何确定其边界要优先考虑可行性,而非必要性。因此,有人提出,目前在中美战略博弈的背景下,“一带一路”的重心应该放在中国的周边地区,以避免“战略透支”风险(高程,2019)。

研究治理结构涉及到的第三个问题是如何解构“一带一路”的发展导向。与现有区域和多边经济合作机制的规则导向不同,“一带一路”的基本特征是发展导向。这种发展导向体现为以下五个方面:一是“一带一路”以古丝绸之路为纽带(进而提炼出新时期的丝路精神),但又不限于此。这种开放性特征为发展中国家,尤其是最不发达国家参与国际经济合作提供了机遇。二是“一带一路”以互联互通为基础,从而为沿线国家的经济发展和经济合作创造了前提条件。三是“一带一路”以多元化合作机制为特征,适应了沿线国家政治、经济、社会、文化的多样性。四是“一带一路”以义利观为指导原则,为中国与沿线国家之间的利益分配提供了新型合作模式。五是“一带一路”以实现人类命运共同体为目标,为全球提供了新型公共产品。综合发展导向的表现形式,可以对“一带一路”提供一个学理化的定义:以古丝绸之路为纽带,以互联互通为基础,以多元化合作机制为特征,以义利观为指导原则,以实现人类命运共同体为目标的新型区域经济合作机制(李向阳,2016;2018)。

研究治理结构涉及到的第四个问题是机制化建设。“一带一路”的发展导向并不意味着不需要建设规则和机制。不过,“一带一路”机制化建设不能简单复制现有多边与区域经济一体化的机制化建设模式。基于“一带一路”的目标、定位和导向,其机制化建设至少要遵循三条原则:一是共商或民主化原则;二是渐进性原则;三是义利观原则。同时,基于应对国际社会的质疑考虑,还有学者把机制化建设的原则进一步扩展为公正合理、包容透明、开放共赢原则,以及在现有规则之上进行创新,等等(梅冠群,2018;门洪华,2018)。至于推进机制化建设的具体领域大致可分为三类:一是中国政府按照市场化原则构建服务于“一带一路”建设的机制,如融资机制、税收机制等;二是开展国际合作,与沿途国家政府共同构建市场化的管理机制,如投资保护机制、争端解决机制、安全保障机制等;三是“一带一路”参与国共同构建的组织协调机制。

总之,治理结构是“一带一路”研究中的一个短板。已有的研究对机制化建设的路径和目标还没有提供明确的阐述;一些机制化的建议缺乏可操作性或者脱离“一带一路”的定位和属性,等

等。

## 六、“一带一路”的“对接”研究：与现有全球治理体系的关系

“对接”是“一带一路”研究与宣传中出现的一个高频词汇：“一带一路”与多边贸易体制、多边金融体制对接，与现有的各种类型的区域经济一体化组织对接，与沿途国家的发展战略对接，等等。在一定程度上，对接已成为“一带一路”合法性的前提条件之一，因为国际社会面对这个腾空而降的新生事物怀有天然的戒心，它将与现有的全球治理体系如何相处是所有类型国家普遍关心的一个问题。然而，学术界在大量使用这一概念的同时，却很少关注“对接”的可行性、“对接”的方式及“对接”的后果。

按照《现代汉语词典》的解释，对接是指两个或两个以上航行中的航天器靠拢后接合成为一体。作为一个借用概念，“一带一路”研究中的“对接”显然不是其本来含义，因为这个领域的学者们不仅把“一带一路”与各种类型机制化的安排进行“对接”，而且还与千差万别的非机制化安排（如一国的发展战略或倡议）进行对接。如果我们接受“对接”是“靠拢后接合成为一体”这一解释，那么“一带一路”显然是不可能做到这一点的。纵观绝大多数学者对这一概念的使用，“对接”实际上是指“一带一路”通过接触相关对象，建立起合作或和平相处的关系。

有关“一带一路”与多边机制“对接”的研究通常表现为讨论“一带一路”与全球治理体系（或全球化）的关系。一种观点是“一带一路”体现了新型全球治理观，而这种新型全球治理观是对现有的传统全球治理观的超越（秦亚青、魏玲，2018）。基于这种逻辑，其进一步的推论必然是，在与现有全球治理体系对接过程中，“一带一路”终将取代后者。另一种观点是在与现有全球治理体系对接过程中，“一带一路”发挥着“催化剂”的功能，即通过对接使现有全球治理体系发生质变。最典型的是把这种关系浓缩为一个恒等式：包容性全球化=（现有的）全球化+“一带一路”（刘卫东、Michael Dunford、高菠阳，2017）。

围绕“一带一路”与区域合作机制“对接”的研究主要集中于欧亚经济联盟和欧盟。焦一强在对“一带一盟”（丝绸之路经济带与欧亚经济联盟）的“对接”研究中，运用新自由制度主义的不对称相互依赖理论，不仅分析了中俄双方学者在“对接”概念上的语义学分歧，而且探讨了丝绸之路经济带与欧亚经济联盟在制度层面进行“对接”所面临的问题（焦一强，2018）。由于欧盟与欧盟成员国在外交政策上存在双层特征，张骥与陈志敏比较早地对“一带一路”与欧盟进行双层对接的可能性与途径进行了研究（张骥、陈志敏，2015）。

在“一带一路”与民族国家发展战略的“对接”研究中，大多数人探讨的是中国与对象国之间合作的潜力，并且结论通常都是具有对接的可行性。一个例外是冯传禄关于“一带一路”与印度“季风计划”进行“战略对接”的研究。这项研究基于印度方面的战略图谋和政策算计得出结论：现阶段在地区层面上讨论中印战略对接或是个伪命题，“一带一路”与印度“季风计划”的战略对接难以构成

有效政策选项（冯传禄，2016）。

上述研究对于深化理解“一带一路”与多边机制的关系是有帮助的，但同时也存在一系列值得进一步讨论的问题。其一，中国与现行全球治理体系的关系有待澄清。以多边贸易体制为例，“一带一路”所涉及到的贸易投资自由化及其规则是否超越了世贸组织现有的规则？如果答案是肯定的，且“一带一路”具有多边主义属性，那它如何与世贸组织相处？现实中，只有区域经济一体化组织超越了世贸组织现有的规则，这是它存在的合法性基础。反过来，如果“一带一路”没有超越世贸组织现有的规则，那它未来的发展方向就应该是与世贸组织归一。同时，这一问题也涉及到“一带一路”与现有多边经济合作机制的对接方式和对接目标。此外，它还关乎如何回应国际社会关于“一带一路”挑战现行国际秩序的质疑。

其二，在治理结构模糊的前提下，“一带一路”如何与其他区域经济一体化组织进行对接？即使我们假定“一带一路”属于区域经济合作机制，它与其他区域经济一体化组织对接也不是自然发生的。区域经济一体化组织从最低级的自由贸易区到最高级的政治经济一体化可以分为五种形态。实践证明，不同层级区域经济一体化组织之间因对接方式不同会导致不同的结果。比如，欧盟与其他国家（或其他一体化组织）签有数十个自贸区协定，这就属于一种对接。由于欧盟的一体化程度在全球最高，这种对接基本上属于“中心”与“外围”之间的合作模式。也就是说，欧盟只是拿出它的一部分规则与其他国家（或一体化组织）进行对接，其“中心”地位不会因这种对接而受到冲击。而其他国家或组织在与欧盟的对接过程中则处于从属的地位，为此或多或少地要接受欧盟的规则。“一带一路”不属于区域经济一体化组织五种形态的任何一种。换言之，“一带一路”与欧盟不属于同一类型的区域经济合作机制，其对接方式和后果都具有高度的不确定性。例如，针对“16+1”合作机制下中国与中东欧国家的合作，欧盟就提出要求合作必须遵守欧盟规则。这等于是说是“欧盟点菜，中国埋单”。显然，这不是“一带一路”与欧盟对接的目标。

其三，在与“一带一路”沿线国家的发展战略“对接”研究中，多数学者把中国等同于“一带一路”作为对接实体。这些研究名为讨论“一带一路”与沿线国家发展战略对接，实为讨论中国与沿线国家发展战略的合作。无论是作为一种区域经济合作机制还是作为多边经济合作机制，“一带一路”都不是中国一家的“独奏”。姑且不谈两种不同类型（“一带一路”与一国的发展战略）的东西能否对接，由中国替代“一带一路”本身就会引起其他国家的质疑，或者助长他们的“等靠要”心态。

需要指出的是，除了上述三个领域的“对接”研究之外，还有一个领域是探讨“一带一路”与国内区域发展战略的“对接”或与各省市之间的“对接”。我们认为，这种讨论本身在逻辑上是没有意义的，因为“一带一路”是新时期我国全方位对外开放的重大战略举措，“一带一路”理应涵盖国内所有省份和地区。各地方政府应该是参与和融入“一带一路”，而非对接“一带一路”。

## 七、“一带一路”的风险研究

“一带一路”既不同于现有的多边合作机制，也不同于现有的区域合作机制，它所面临的风险也将是前所未有的。伴随“一带一路”实践的拓展与深化，理论界对其所面临风险的研究越来越多。这是一种自然现象，也是值得肯定的一个方向。

现有的“一带一路”风险研究主要围绕中国企业“走出去”所面临的诸多风险展开，涉及的领域包括政治风险、安全风险、外交风险、社会风险、宗教风险、地缘风险、金融风险、法律风险以及国别风险，等等。在这里，我们不打算细述这些风险分析的具体内容，而试图探讨“一带一路”所面临风险的特殊性。

第一，“一带一路”风险的实质。所有的投资或经济活动都有风险。在经济学意义上，风险与收益是相伴生的，没有风险也就没有收益。真正需要关注的风险是无法达到预期目标。对“一带一路”风险分析而言，首先需要确定的是预期目标。如果预期目标不合理（过高或过低）、不同目标之间相互矛盾、国别（项目）目标与总目标不一致，那么再多的投入也不可能实现预期目标。其次在预期目标确定且合理的前提下，实现目标的手段是否可行（叶海林，2019）。所谓“不惜一切代价实现目标”是不可持续的。按照义利观原则，国家的战略目标与企业的利润最大化目标只有同时实现才能视为成功，因为前者决定了“一带一路”存在的合法性，后者决定了“一带一路”发展的可持续性。令人遗憾的是，现行“一带一路”风险研究对预期目标和手段的关注明显不足。我们经常看到的是，许多研究把投资对象国面临的所有不确定性、国际领域发生的所有变化统统归为“一带一路”面临的风险。

第二，“一带一路”风险的类型。对“一带一路”所面临的风险类型可以有多种划分标准：主观风险与客观风险、国内风险与国际风险、经济风险与非经济风险，等。针对这些风险类别，“一带一路”风险研究存在一系列明显不均衡。其一，在主观风险与客观风险之间，更注重客观风险的研究。比如，受到国际社会广泛质疑的中资企业履行社会责任问题、缺乏透明度问题、国有企业问题明显受到的关注度不够。其二，在国内风险与国际风险之间，更注重国际风险的研究。习近平主席在十八届中央政治局第三十一次集体学习时强调，“‘一带一路’建设既要确立国家总体目标，也要发挥地方积极性。地方的规划和目标要符合国家总体目标，服从大局和全局”（习近平，2018a，第105-106页）。而在现实中我们看到，一些地方政府为了自身的利益，不顾市场经济原则，客观上损害了“一带一路”的正常发展。围绕中欧班列的调查和研究显示，多个地方政府为争第一竞相大打价格战、补贴战，严重扰乱了市场秩序（孙丽朝，2019；许英明、邢李志、董现垒，2019）。这类行为不仅损害了“一带一路”的可持续性，而且还会引发国际社会的质疑。其三，在经济风险与非经济风险之间，更注重经济风险研究。经济外交是“一带一路”的主要目标和属性，推进以义利观为指导的中国特色的经济外交对我们是一个全新的尝试。如何对外交目标进行“定价”并无标准答案，这一过程存在诸多风险。显然，只注重经济风险的

研究是不够的。

其三，“一带一路”风险的来源。“一带一路”建设关系到中国与沿线国家的利益，也关系到区域外国家的利益，三方的相互关系构成了复杂的利益关系组合，因此其风险源必然是多重的。在这三类风险源中，研究最多当属于沿线国家。迄今学术界已经完成了对几乎所有沿线国家的初步风险评估，而对中国自身作为风险源的研究则远远不够。要知道，“一带一路”是中国新时期全方位对外开放的重大战略举措，而非简单的“走出去”。正如习近平主席所强调的，“推进‘一带一路’建设，要处理好我国利益与沿线国家利益的关系，政府、市场、社会的关系、经贸合作与人文交流的关系，对外开放和维护国家安全的关系，务实推进和舆论引导的关系，国家总体目标和地方具体目标的关系”（习近平，2018a，第104页）。如果这些问题不能处理好，它们就会构成巨大的风险源。区域外国家是“一带一路”的第三个风险源。对此现有的研究多局限在分析这些国家对“一带一路”的负面认知上。质疑和抹黑“一带一路”固然是重要的风险，更重要的是区域外大国对冲“一带一路”正在付诸于实践。比如，在印太战略下，美日以亚非增长走廊为平台正在试图建设所谓的“制度型互联互通”，以对冲中国的“物质型互联互通”。针对这些问题的研究还有待于跟进和深化。

其四，“一带一路”风险的规避。风险研究本身并不是目的，如何规避风险才是真正目标。这是一个大问题，也是一个需要持续研究的领域。就目前而言，学术界对如何规避“一带一路”风险并没有系统的研究，因为这不仅需要把握哪些是真正的风险、风险来自于哪里、如何对不同风险进行排列、风险的承担者是谁（政府还是企业），而且还需要对规避风险进行成本-收益分析。现阶段，需要深入的问题很多，但有两个突出的问题值得关注。一个是如何从理论上回应国际社会对“一带一路”的误解和猜疑，这直接关系到“一带一路”能否顺利推进。当然这种回应必须满足理论自洽和国内外认知统一的要求，否则就会成为自说自话。另一个是研究西方国家历史上在发展中国家投资和经营失败的教训。“一带一路”涵盖众多发展中国家，尤其是最不发达国家，如非洲。过去300年欧洲殖民者在非洲经营为什么没有取得成功？如果讲不清楚真正的原因，我们就无法保证“一带一路”必然会成功，也无法让非洲国家相信我们必然会成功。

作为一项批评性的评述，本文试图找出“一带一路”研究所存在的问题，但这并不意味着否定过去六年来中国学术界对“一带一路”研究所取得的巨大进展。伴随“一带一路”从第一阶段的“大写意”进入到第二阶段的“工笔画”，中国学术界需要总结过去的经验，使理论研究更上一层楼。

## 参考文献

- [1] 习近平, 2018a: 《习近平谈“一带一路”》, 中央文献出版社, 2018 年。
- [2] 习近平, 2018b: 《论坚持推动构建人们利益共同体》, 中央文献出版社, 2018 年。
- [3] 白永秀 王泽润, 2017: 《“一带一路”经济学的学科定位与研究体系》, 《改革》, 2017 年第 2 期。
- [4] 陈伟光, 等, 2017: 《“一带一路”经济学创立及其诸多向度》, 《改革》, 2017 年第 2 期。
- [5] 陈伟光 王燕, 2016: 《共建“一带一路”: 基于关系治理与规则治理的分析框架》, 《世界经济与政治》, 2016 年第 6 期。
- [6] 陈雨露, 2015: 《“一带一路”与人民币国际化》, 《中国金融》, 2015 年第 19 期。
- [7] 储殷 高远, 2015: 《中国“一带一路”战略定位的三个问题》, 《国际经济评论》, 2015 年第 2 期。
- [8] 高程, 2015: 《从中国经济外交转型的视角看“一带一路”的战略性的》, 《国际观察》, 2015 年第 4 期。
- [9] 冯传禄, 2016: 《“一带一路”与“季风计划”对接: 有效政策选项抑或伪命题》, 《南亚研究》, 2016 年第 2 期。
- [10] 洪俊杰 商辉, 2019: 《中国开放型经济的“共轭环流论”: 理论与证据》, 《中国社会科学》, 2019 年第 1 期。
- [11] 黄先海 余晓, 2017: 《“一带一路”建设重塑全球价值链》, 《经济学家》, 2017 年第 3 期。
- [12] 黄益平, 2015: 《中国经济外交新战略下的“一带一路”》, 《国际经济评论》, 2015 年第 1 期。
- [13] 焦一强, 2018: 《由认知分歧到合作共识: 中俄“一带一盟”对接合作研究》, 《当代亚太》, 2018 年第 4 期。
- [14] 李向阳, 2015a: 《建设“一带一路”需要优先处理的关系》, 《国际经济评论》, 第 1 期。
- [15] 李向阳, 2015b: 《“一带一路”: 定位、内涵及需要优先处理的关系》, 社会科学文献出版社。
- [16] 李向阳, 2016: 《跨太平洋伙伴关系协定与“一带一路”之比较》, 《世界经济与政治》, 2016 年第 9 期。
- [17] 李向阳, 2017: 《“一带一路”建设中的义利观》, 《世界经济与政治》, 2017 年第 9 期。
- [18] 李向阳, 2018a: 《“一带一路”: 区域主义还是多边主义?》, 《世界经济与政治》, 2018 年第 3 期。
- [19] 李向阳, 2018b: 《亚洲区域经济一体化的“缺位”与“一带一路”的发展导向》, 《中国社会科学》, 2018 年第 8 期。
- [20] 刘志彪 吴福象, 2018: 《“一带一路”倡议下全球价值链的双重嵌入》, 《中国社会科学》, 2018 年第 8 期。
- [21] 刘卫东 Michael Dunford 高菠阳, 2017: 《“一带一路”倡议的理论建构: 从新自由主义全球化到包容性全球化》, 《地理科学进展》, 2017 年第 11 期。
- [22] 卢锋, 等, 2015: 《为什么是中国?——“一带一路”的经济逻辑》, 《国际经济评论》, 2015 年第 3 期。
- [23] 梅冠群, 2018: 《积极构建“一带一路”国际规则体系》, 《宏观经济管理》, 2018 年第 9 期。
- [24] 门洪华, 2018: 《“一带一路”规则制定权的战略思考》, 《世界经济与政治》, 2018 年第 7 期。
- [25] 裴长洪 刘斌, 2019: 《中国对外贸易的动能转换与国际竞争新优势的形成》, 《经济研究》, 2019 年第 5 期。
- [26] 秦亚青 魏玲, 2018: 《新型全球治理观与“一带一路”合作实践》, 《外交评论》, 2018 年第 2 期。
- [27] 盛斌, 2016: 《“一带一路”倡议的国际政治经济分析》, 《南开学报(哲学社会科学版)》第 1 期。
- [28] 宋国友, 2015: 《“一带一路”战略构想与中国经济外交新发展》, 《国际观察》, 2015 年第 4 期。
- [29] 孙灿 洪邮生, 2016: 《国际体系视野下的“一带一路”倡议: 国家经济外交运行的“平衡术”视角》, 《外交评论》, 2016 年第 6 期。
- [30] 孙丽朝, 2019: 《中欧班列‘挤泡沫’》, 中国经营网, 2019 年 7 月 27 日。

- [31] 西麦昂·德贾科夫, 肖恩·迈纳, 2016: 《“一带一路”倡议: 动机、范围与挑战》, 美国彼得森国际经济研究所。
- [32] 王明国, 2015: 《“一带一路”倡议的国际制度基础》, 《东北亚研究》, 2015 年第 6 期。
- [33] 许英明 邢李志 董现垒, 2019: 《“一带一路”倡议下中欧班列贸易通道研究》, 《国际贸易》, 2019 年第 2 期。
- [34] 叶海林, 2019: 《推进“一带一路”的认知风险及其防范》, 《世界经济与政治》, (待发表)。
- [35] 张骥 陈志敏, 2015: 《“一带一路”倡议的中欧对接: 双层欧盟的视角》, 《世界经济与政治》, 2015 年第 11 期。
- [36] Chin, H. (2017) *The Belt and Road Initiative and Its Business Implications*. Fung Business Intelligence.
- [37] Derudder, B. et al (2019) *Connectivity Along Overland Corridors of the Belt and Road Initiative*.
- [38] Discussion Paper, MTI Global Practice, No.6, World Bank Group.
- [39] Freund, C. (2019) *Belt and Road Economics: Potential Effects, Complementary Reforms, Risk Mitigation*. World Bank Group.
- [41] Hillman, J.E. (2018) *China's Belt and Road Initiative: Five Years Later*. January 25, 2018. <https://www.csis.org/analysis/chinas-belt-and-road-initiative-five-years-later-0>
- [42] Scobell, A. et al (2018) *At Dawn of Belt and Road: China in the Developing World*. Rand Corporation. [https://www.rand.org/content/dam/rand/pubs/research\\_reports/RR2200/RR2273/RAND\\_RR2273.pdf](https://www.rand.org/content/dam/rand/pubs/research_reports/RR2200/RR2273/RAND_RR2273.pdf)
- [43] World Bank (2019) *Belt and Road Economics: Opportunities and Risks of Transport Corridors*. World Bank Group.

## An Evaluation of the BRI Research

Li Xiangyang

**Abstract:** In the past six years, the Chinese academic community has invested heavily in the BRI research, and the number of results is unprecedented. This has played a positive role in promoting the BRI concept. However, the lag in the progress of the BRI research is also unquestionable, which has made it impossible for us to make a persuasive response to misunderstandings and doubts from the outside world; on the other hand, the BRI research is difficult to guide its practice. Therefore, it is becoming an academic consensus to construct a normative theoretical framework for the BRI. In my opinion, as an international initiative, the theoretical framework of the BRI needs to meet at least three criteria: self-consistent at the theoretical level, feasibility at the operational level and consensus at the cognitive level. Lack of theoretical consistency will not only cause confusion in propaganda, but also lead to confusion in practice; lack of operational feasibility will hinder the smooth progress of the BRI; lack of domestic and international consensus will lead to questions from the outside world. Based on the above three criteria, I have evaluated the research status of the BRI and found that a self-consistent theoretical framework is far from being formed; most of the research focused on the necessary rather than the feasibility of the BRI; there are two different discourse systems in the publicity caliber at home and abroad. As a result, with the construction of the BRI into a high-quality development stage, the Chinese academic circle needs to seriously reflect on the current research paradigm to meet the needs of practice.

**Keywords:** the BRI; Research Paradigm; Jointly building through consultation to meet the interests of all; View of justice and benefit; Economic diplomacy

# 金融监管有效性及国际比较

王勋<sup>1</sup> 黄益平<sup>2</sup> 陶坤玉<sup>3</sup>

**【摘要】**中国现行的金融监管体系为维持金融体系长期稳定和支持实体经济增长发挥了积极作用。然而，随着金融科技的快速发展和金融创新的不断出现，金融综合经营以及数字科技与金融活动进一步融合，已成为目前金融发展的基本趋势，这导致现行的分业监管模式针对混业综合经营的金融机构的监管难度不断增加。本文构建了可用于国际比较的金融监管有效性指标，结果发现，第一，2008年全球金融危机后，尤其是2012年以来，中国金融监管有效性开始下降。第二，中国实体经济波动相对较低而金融波动较大，金融消费者保护能力有待提高。第三，国际比较看，重视审慎监管和行为监管（“双峰”监管）的模式表现出更好的监管有效性。因此，建议中国的金融监管模式由分业监管转向功能监管，加强审慎监管和行为监管并注重二者之间的相对独立性，有效利用监管科技、更多依靠市场机制提高金融监管的有效性。

**【关键词】**监管模式；监管有效性；综合经营；审慎监管；行为监管

## 一、引言

2015年以来，中国金融市场波动明显增大。投资者通过银行与信托市场大幅加杠杆，导致股市泡沫形成并最终造成股价大幅波动，大量金融机构受到广泛的关联影响和冲击。互联网金融的问题平台在解决资金供求方信息不对称的同时也出现了明显的道德风险问题，严重影响了金融消费者利益，这些市场波动严重影响了金融体系稳定<sup>[1]</sup>，引起了决策者和学术界对现行金融监管体制的反思和关注。如何改革金融监管体制、提升金融监管的有效性，已成为社会各界关注的焦点。

目前中国的金融监管框架是以“一行两会”及其分支机构为主体，地方金融监管部门积极参与的格局。这种分业监管模式在中国金融业发展水平不高、金融工具相对单一的阶段，有效防范了混业经营可能产生的风险，保持了金融体系的稳定性。但随着金融市场的快速发展和完善，其内在不足也不断暴露。具体而言，大型综合金融服务集团越来越多，行业界限趋于模糊，分业监管显然已经不能适应逐步由分业走向混业的经营模式；金融体系规模大幅增长的同时创新

<sup>1</sup> 王勋，北京大学国家发展研究院副研究员、北京大学数字金融研究中心研究员

<sup>2</sup> 黄益平，北京大学国家发展研究院、北京大学数字金融研究中心教授

<sup>3</sup> 陶坤玉，中央财经大学金融学院助理教授

<sup>[1]</sup> 黄益平：“防控中国系统性金融风险”，《国际经济评论》，2017年第5期，第80~96页。

不断，一些突破传统模式的金融产品、服务和市场都迅猛增长，但由于监管标准不统一、监管存在空白等问题并没有得到及时有效的监管。

监管空白或者重复监管只是金融风险的一个方面，当前更突出的问题是由于监管有效性的不足，导致的金融机构监管套利从而快速推高金融风险。经济下行期伴随着生产率下降、杠杆率尤其是国有企业杠杆率上升、政策空间收窄等挑战，银行部门不良贷款比率从 2013 年的不到 1% 上升到 2018 年的 1.83%，加上关注类贷款，那么问题贷款的比率已经接近 5%。非金融企业的总负债与 GDP 之比已经超过 150%，特别是 2008 年以来效率相对较低的国有企业杠杆率持续上升，而民营企业的杠杆率却不断下降，也埋下了金融风险上升的隐患。

金融风险是最近几年中央经济工作会议关注的重点内容。2019 年 11 月召开的中央经济工作会议再次强调，要“确保不发生系统性金融风险”。这表明决策部门已经意识到当前金融风险的严重性。要降低金融风险，防范系统性风险，需要提高金融监管的有效性。2008 年全球金融危机以来，主要发达经济体均对各自金融监管体系进行了反思和不同程度的改革，提高了微观审慎监管的标准，突出了宏观审慎监管和行为监管的地位和作用，把防范系统性金融风险和保护金融消费者合法权益摆在了突出重要的位置。

通过收集微观审慎、宏观审慎和金融消费者保护三方面的数据信息，本文构建了 2005-2015 年间中国的金融监管指数。我们发现，第一，金融危机扭转了中国宏观金融形势，金融经济不确定性自 2007 年开始增加并在 2008 年达到峰值；第二，自 2012 年中国经济增速下行以来，资产价格波动、杠杆率偏高、不良贷款率上升、以及金融消费者保护程度偏低导致金融监管有效性下降；第三，中国实体经济波动相对较低而金融波动较大，微观审慎和金融消费者保护能力有待提高；第四，从国际比较看，采用“双峰”监管模式的英澳两国在危机后金融体系表现较好，金融监管的有效性相对较高。

因此，为防范金融风险，推进金融监管体制改革，提升监管有效性，我们认为：第一，应尽快完善宏观审慎政策框架，重视资产价格波动，识别、评估、监测系统性风险，维护金融体系的整体稳定；第二，明确金融监管目标 and 责任，加强监管协调，重视提高金融消费者合法权益保护力度，推进债转股、发展资本市场等举措降低经济杠杆率；第三，机构设置不足以解决当前金融风险问题，更应重视提高金融监管机构监管决策与执行的相对独立性，将监管部门支持行业发展的责任移交出去；第四，中国金融监管体制改革宜结合、实际借鉴国际经验进行整体设计，尽快从机构监管转向功能监管和行为监管。

本文其他部分安排如下：首先介绍中国金融监管体制的演变与发展；其次总结国际上金融监管的几种模式；再次介绍金融监管有效性指标的构建以及中国近年来金融监管的有效性；复次选取代表性国家进行金融监管有效性的国际比较；之后梳理 2008 年金融危机以来金融监管改革的新进展；最后总结全文并提出有关政策建议。

## 二、中国金融监管体制的演变与发展

中国现行的金融监管框架主体由“一行两会”及其分支机构组成，即人民银行、银保监会和证监会。人民银行主要负责制定和执行货币政策，防范和化解系统性金融风险，维护国家金融稳定。银保监会和证监会分别对银行、证券、保险这三大金融领域实施监督管理，“两会”管理的主要对象是按照机构牌照确定的，即重点监管银行、证券公司和保险公司，此外，也包括信托、租赁、小额贷款、财务公司等持牌机构。因此，中国的金融监管具有分业和机构监管的特征。

20世纪90年代前，中国金融机构和金融业务形式相对简单，人民银行统一监管成为这段时期金融监管的主要特征。1982年，中国人民银行设立金融机构管理司，后改为银行司，并分设出条法司、非银行金融机构管理司和保险司和外资金金融机构管理司。1983年，国务院做出决定，明确人民银行专门行使中央银行职能，并授权人民银行统一管理全国金融机构和业务，成为中国金融监管体系形成的开端。

1990年后，随着金融机构种类多样化和金融业务品种的多元化，证券市场、保险市场快速发展，以及分业经营格局的基本形成，原有的监管体制已经不适应新的金融格局和加强金融管理的要求。为了规范和发展股票市场，股票上市发行由1992年10月成立的国务院证券委员会和证券监督管理委员会负责监管，而中国人民银行仍然对债券和基金实施监管。1998年国务院决定将证券委员会并入证券监督管理委员会，将中国人民银行的证券监管权全部移交中国证监会。1998年11月，国务院决定成立中国保险监督管理委员会，以监管中国保险市场运行。2003年4月，中国银行业监督管理委员会成立。商业银行、金融资产管理公司、信托投资公司和其他储蓄类金融机构统一由银监会监管，而人民银行除保留了监管政策制定参与权外，专职负责货币政策的制定与实施。至此，中国形成了“一行三会”及其分支机构为主体的监管体系，银监会、证监会、保监会分别以各自行业的立法为监管的法律基础，实施机构监管。

近年来，利率市场化的改革趋势促使金融机构扩展业务范围，居民的理财需求促进了金融产品多元化，企业逐利动机也使企业积极开展金融业务。这些因素都推动了金融混业经营的形成与迅速发展。2002年，国务院批准中信集团、光大集团和平安集团成为综合金融控股集团试点，从此中国金融机构开始由分业走向混业经营。工商银行和中国银行采取海外投资的方式，获得全牌照证券子公司，兴业银行则通过信托子公司实现对证券公司的控制权。工商企业集团如五矿、华能等，通过控股金融机构实现多牌照经营的模式有效地规避了法律对金融机构投资的限制。这种形势下，现有的机构监管模式越来越不能适应混业经营的现实。

为加强监管协调，同时尽快补齐监管短板，2017年7月成立了国务院金融稳定发展委员会（简称“金融委”）。在金融机构混业综合经营的大趋势下，为避免原有“一行三会”框架下的监管真空和监管重复等问题，2018年3月，《国务院机构改革方案》提出不再保留银监会、保监会，

决定将两个体系合并以组建银保监会。在金融科技快速发展，新的金融形式不断出现的形势下，客观上要求金融监管体制主动适应金融业务形态发展。继续推进监管体系改革，也成为防范化解金融风险，提升金融治理水平的内在要求。

### 三、国际金融监管的主要模式

从国际经验看，金融监管主要有机构监管、功能监管、混业监管、双峰监管和美国监管等模式。从金融监管的发展历程看，不同的监管模式的有效性在不同时期和发展阶段也存在差异。

#### （一）机构监管

机构监管是现代金融监管体系较为初始的形式，是指监管机构以金融机构的法律性质或注册类型（如银行、证券公司、保险公司等）为基础确定监管对象。在实行机构监管的金融体系中，各类金融机构通常分业进行经营，同一种类型的金融机构（如商业银行）均由同一监管机构（如银监会）监管。目前，采取机构监管模式的国家和地区有中国大陆、中国香港和墨西哥等。

中国的机构监管模式在很长一段时间内，为维护金融体系稳定发挥了积极作用。在金融业发展相对滞后，金融机构分业经营的情况下，不同类型金融机构之间的业务交叉较少，机构监管的模式能有效地按金融机构类型进行监管，监管成本较小且有效性较高。然而，进入 2000 年以来，尤其是加入世界贸易组织（WTO）后，中国金融业逐渐加快对外开放步伐。金融消费者对金融服务的需求日益多元化，在此背景下，金融机构为提高服务质量、提升竞争力，纷纷走向混业经营。机构监管的模式也越来越难以有效监管混业经营的金融机构。更重要的是，机构监管模式下，常常会出现监管空白或漏洞，从而难以有效避免一些金融机构利用这些监管漏洞进行监管套利，进而导致金融风险上升。

#### （二）功能监管

功能监管是以金融机构所从事的金融业务性质（如银行、证券、保险等业务）明确监管机构，每种类型的金融业务都有对应的功能监管机构。功能监管的概念源于美国经济学家罗伯特·默顿及其合作者的研究<sup>[1]</sup>。在持续的竞争和创新中，金融机构提供金融产品的种类和服务的范围在不断变化，金融机构与市场之间的边界也逐渐开始交叉，传统的机构监管者就会不断面临严重的监管重叠和监管空白共存的尴尬局面。因此，默顿认为机构监管转向功能监管将是不可避免的趋势，主张对发挥同一金融功能的不同金融机构所开展的类似业务实行相同的监管。

---

<sup>[1]</sup> Crane, D. B., K. A. Froot, Scott P. Mason, André Perold, R. C. Merton, Z. Bodie, E. R. Sirri, and P. Tufano, *The Global Financial System: A Functional Perspective*. Boston: Harvard Business School Press, 1995; Merton, Robert C., "Financial Innovation and the Management and Regulation of Financial Institutions", *Journal of Banking & Finance*, 19(3-4):461-481, 1995.

随着金融机构混业经营的趋势逐渐明显，功能监管的概念开始得到学术界和业界的关注。功能监管的代表国家有法国、意大利、西班牙和巴西等。功能监管模式下，不同类型的金融机构开展相同性质的金融业务，将面临相同的监管标准，从而有利于促进市场公平和良性竞争。然而，值得注意的是，功能监管模式下，金融监管的有效性取决于金融业务的明确界定。然而，在金融创新和金融科技快速发展情况下，金融产品的复杂性提高会导致金融业务界定的难度，进而影响监管的有效性。

### （三）综合监管

综合监管是指由一个综合的金融监管机构对金融体系的所有机构和产品进行审慎监管和行为监管。综合监管的优势在于金融监管机构可以全面综合的掌握金融市场信息，从而避免机构监管或功能监管模式下不同监管机构的监管标准不统一等问题。在金融机构混业经营趋势下，综合监管模式也成为2008年金融危机之前国际金融监管模式改革的主要参考。

20世纪80年代，北欧国家挪威、丹麦、瑞典相继采用了综合监管模式。1997年英国金融服务局（FSA）的建立，进一步推动了综合监管的改革趋势。其他代表性国家还有加拿大、德国、日本、卡塔尔、新加坡、瑞士等。到了2002年底，全球将近46个国家建立了综合监管制度，由综合监管机构负责银行、证券与保险，或者是其中两大部门的监管。<sup>[1]</sup>

虽然综合监管模式在掌握市场信息和统一监管标准等方面具有优势，然而英国北岩银行事件以及随后美国的次贷危机暴露出来的金融机构行为和金融消费者权益保护等问题，均显著降低了综合监管的有效性。三十国集团研究认为，综合监管模式下，单一监管机构缺乏必要的制约和补充机制，且容易由于官僚化导致监管效率下降。<sup>[2]</sup>因此，英国从2012年开始，逐步转向审慎监管和行为监管并重的“双峰”监管模式，美国也在金融危机后重视旨在加强金融消费者合法权益保护的行为监管。

### （四）“双峰”监管

双峰监管（Twin Peaks）是依目标进行监管，按照监管职能设立两个监管机构，赋予其中一个监管机构维护金融体系和机构安全和稳健运行的监管职能，另一个负责对金融机构的业务进行行为监管，以保护金融消费者合法权益。随着金融创新和金融混业经营，金融机构提供的金融服务之间的差异缩小，以及金融控股集团（公司）的出现，导致金融风险更容易跨行业、跨地区和跨产品传染，从而引发系统性风险。因此，英国经济学家迈克尔·泰勒及其追随者提出了金融监管的“双峰”模式，建议成立“金融稳定委员会”以加强审慎监管，建立“消费者保护委员会”

<sup>[1]</sup> Martínez, J., Rose, Thomas, “International Survey of Integrated Financial Sector Supervision”, World Bank Policy Research, 2003.

<sup>[2]</sup> Group of Thirty, *The Structure of Financial Supervision: Approaches and Challenges in a Global Marketplace*, Washington, DC. 2008.

以规范金融机构行为，从而形成两个监管职能相互补充的监管机构，从而防控系统性金融风险的爆发<sup>[3]</sup>。

澳大利亚和荷兰是最早采用“双峰”模式的两个国家。2008 年全球金融危机期间，这两个国家的金融体系表现更为稳健，并且危机之后恢复较为迅速，很大程度上得益于审慎监管和行为监管既相互独立又相互补充的“双峰”监管模式。因此，英国在 2008 年金融危机后，决定继续推进金融监管改革，并于 2013 年 4 月正式走向“双峰”监管。目前，西班牙、意大利和法国也在积极考虑“双峰”监管模式。

### （五）美国监管模式

美国的金融监管模式相对例外也较为复杂。美国监管模式具有机构监管的特征，同时，除了联邦层面的监管机构外，较多的州级机构和监管参与者增加了美国监管体系的复杂性。2008 年金融危机后，美国财政部的行动方案表明美国认识到了这种“双层多头”监管模式的不足，并将“双峰”监管模式作为美国金融监管改革的长期目标。

美国的监管体系长期以来被视为全球最有效率的监管体系之一。20 世纪二三十年代的萧条后，美国建立了分业监管体制。金融全球化趋势下，为加强美国金融机构的国际竞争力，1999 年美国通过《金融服务现代化法案》后，重新建立了混业经营的金融体系。而随着金融机构混业经营和金融创新的快速推进，美国“双层多头”的监管体系出现了越来越多的监管空白、监管重叠，甚至监管失控，如风险较高、且在金融机构间大量交叉持有的金融衍生品交易，几乎没有得到监管。这些缺陷在次贷危机中充分暴露出来。<sup>[1]</sup>

为应对危机，2010 年 7 月美国通过了迄今为止改革力度最大、影响最深远的金融监管改革法案，即《多德—弗兰克华尔街改革与消费者保护法案》<sup>[2]</sup>，对美国银行及资本市场监管进行了彻底革新，也对世界各国金融监管带来深远影响。该法案的核心内容主要有：由原来注重单个金融机构安全稳健的微观审慎监管转型宏观审慎监管，对有系统重要性的银行实施更高标准的资本充足率和杠杆比率要求，建立金融机构清算与破产机制；对金融衍生产品、对冲基金和评级机构加强监管，实施沃克尔规则，限制大金融机构的投机性交易，要求绝大多数场外衍生品交易必须通过第三方交易所和清算中心进行，规范金融产品交易，消除监管真空；强化美联储宏观审慎监管职能，扩大其监管范围，破解金融机构“大而不倒”的问题；将金融消费者和投资

---

<sup>[3]</sup> Taylor, Michael. , “Redrawing the Regulatory Map: a Proposal for Reform”, *Journal of Financial Regulation and Compliance*, Vol. 5 Iss: 1, 49 – 58, 1997; Taylor, M. & A. Fleming, “Integrated Financial Supervision: Lessons of Scandinavian Experience”, *Finance and Development*, Washington D.C., 1999; Abrams Richard, Michael W. Taylor, “Issues in Unification of Financial Sector Supervision”, Monetary and Exchange Department. International Monetary Fund, 2000; Eva Hüpkens, Quintyn, Marc, & Taylor, Michael W. , “The Accountability of Financial Sector Supervisors: Principles and Practice”, International Monetary Fund, Washington, DC., 2005.

<sup>[1]</sup> 曹凤岐：“美国经验与中国金融监管体系改革”，《国际金融》，2011 年第 1 期，第 7~12 页。

<sup>[2]</sup> <https://uscode.house.gov/statutes/pl/111/203.pdf> [2010-07-21]

者保护作为主要监管目标，并要求评级机构进行更加全面的信息披露，以促进公平交易和提高金融市场透明度。

#### 四、金融监管有效性指标构建

金融监管的有效性取决于金融监管的目标。金融监管的目标在于通过提高金融机构的微观审慎监管标准、加强宏观审慎监管以及重视行为监管（金融消费者合法权益保护），加强金融体系的稳定与安全，防范和化解金融风险。2003年中国银行业监督管理委员会成立以来，中国形成并确立了分业监管的现代金融监管框架，在维护宏观经济与金融市场稳定方面发挥了积极作用。目前中国经济的下行风险依然显著，杠杆率偏高、宏观政策空间收紧等都考验着中国现行金融监管体系的有效性。有效的金融监管框架，应在维护宏观经济稳定、降低金融市场风险以及保护消费者合法权益等方面发挥积极作用。

基于金融的顺周期性，金融监管的内在逻辑在于通过逆周期调节，防范和化解金融风险，促进宏观金融稳定。<sup>[3]</sup>为客观衡量2003年以来中国金融监管体系的有效性，参照监管机构及国际组织对衡量监管有效性的标准，笔者选取了反映宏观审慎、微观审慎和金融消费者保护三个维度的指标。用消费者价格指数（CPI）波动率、生产者价格指数（PPI）波动率、股价波动率和人民币实际有效汇率波动率（用样本数据的标准差衡量），反映宏观审慎监管的有效性。其中，前两个指标反映了实体经济中生产和消费的价格变化情况，后两个反映了资产价格和货币价格的波动，用以衡量金融稳定性。

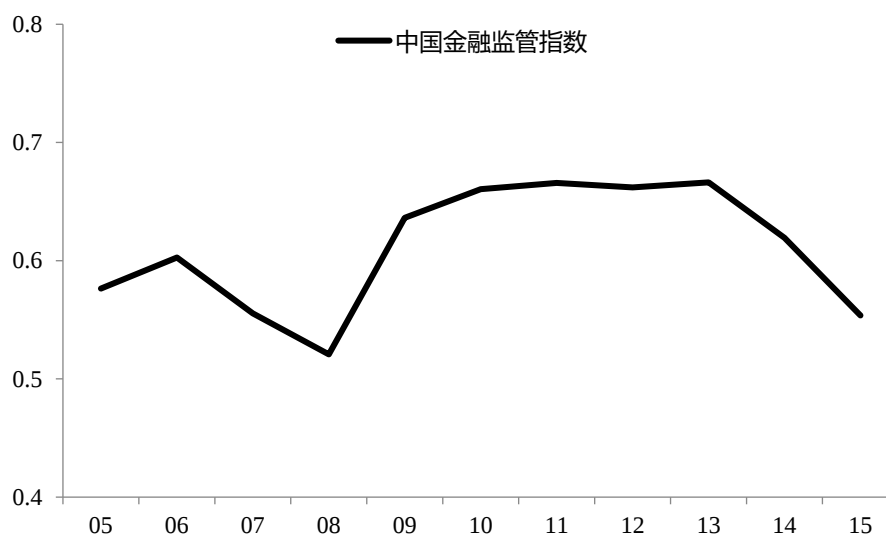


图1 中国金融监管有效性（2005-2015年）

注：指数越小表明监管有效性越低，金融风险越大。

数据来源：WDI；CEIC 数据库；作者计算。

<sup>[3]</sup>王勋：“金控公司监管需系统性策略”，《中国金融》，2019年第16期，第69~71页。

用经济杠杆率、金融体系向非私有部门贷款比例和银行不良贷款率衡量金融体系的微观基础，反映微观审慎监管的有效性。用金融消费者获得信贷的便利度、对中小投资者的保护程度衡量对金融消费者的保护程度。为便于国际比较，笔者对中国、美国、英国、澳大利亚和日本的九个指标用一致方法进行了标准化。具体而言，将五个国家的每个指标采用无量纲化处理进行标准化，使每个指标均落在0-1区间内，并且每个指标在五个国家内可以进行比较。考虑到三个维度的同等重要性，笔者赋予每个指标相同的权重，通过加权平均得到各国金融监管指数，用以考察各国金融监管的有效性。每个指标越小，金融监管的有效性越低。指标数据中，消费者获得信贷的便利度和中小投资者的保护程度来自世界银行（由于这两项指标更新到2015年，故总指数也更新至2015年），其余指标均来自CEIC数据库。

通过分析根据上述方法计算的中国金融监管有效性指数（如图1），可以得出以下结论。

第一，金融危机扭转了中国宏观金融形势，导致宏观金融经济不确定性自2007年开始增加并在2008年达到峰值。

中国金融分业监管的模式建立后，消费和生产的价格波动不断下降，汇率制度的改革也使人民币兑美元汇率保持了相对稳定。亚洲金融危机后，为解决中国国有银行的不良贷款问题，四大金融资产管理公司相继成立，资产管理公司通过持有国有银行股份的形式，置换了国有银行的不良贷款。随着不良贷款的“债转股”操作以及国有商业银行的股份制改革，银行体系的不良贷款率显著下降，对私人部门的贷款支持力度提升，为之后的经济持续高速增长奠定了基础。可以说，金融监管体系在这段时间为经济增长和宏观金融稳定起到了积极作用。然而，值得注意的是，这段时间资产价格的波动在上升，来自资本市场的风险也在增加。美国金融危机对金融市场和世界经济造成较大冲击，资本流动和预期的剧烈变化较大的影响着中国消费、生产和投资决策，引起CPI、PPI、资产价格和汇率大幅波动，宏观经济不稳定性增加，并在2008年达到峰值。

第二，中国经济金融形势在美国危机后的两三年内保持了相对稳定，但金融监管有效性自2012年后开始下降并接近2008年水平。

2009年后中国推出大规模刺激计划，短期内避免了经济增速下滑，扭转了需求下滑和市场预期。因此，金融风险开始下降，如图1所示，金融监管的有效性在2009-2012年这段时间保持了相对稳定。需求端刺激政策稳定经济的前提在于，在刺激措施的效果释放结束后，社会总需求可以恢复到之前的均衡水平。然而，2012年后，世界经济仍然在较大程度上受到金融危机的负面影响，疲弱的外部经济导致总需求仍然处于低位，经济下行风险依然较为显著。在经济下行周期，国有企业和民营企业的经营风险均在上升。由于政府隐性担保或者与政府之间的关系，导致银行更倾向于向规模较大的国有企业贷款。民营企业杠杆率不断下降而国有企业负债率不断提高，正常条件下本来应该退出市场的“僵尸企业”得以延续存活，成为整个经济系统性风险

的重要来源。实体经济投资机会减少且盈利能力下降，导致大量流动性在金融体系空转。同时缺乏监管的场外配资进一步推高了证券市场投资的杠杆，最终导致 2015 年 6 月股市价格大幅下跌。经济增速下降、杠杆率上升与分化，管制过严和监管不足并存，导致金融监管的难度和成本均在不断增加，金融监管的有效性不断下降。

## 五、金融监管有效性的国际比较

根据构建的各国金融监管有效性指标，进行国际比较，可以得到以下结论。

第一，从国际比较看，采取“双峰”监管模式的澳、英等国在危机后金融体系表现更好，金融监管的有效性相对较高。

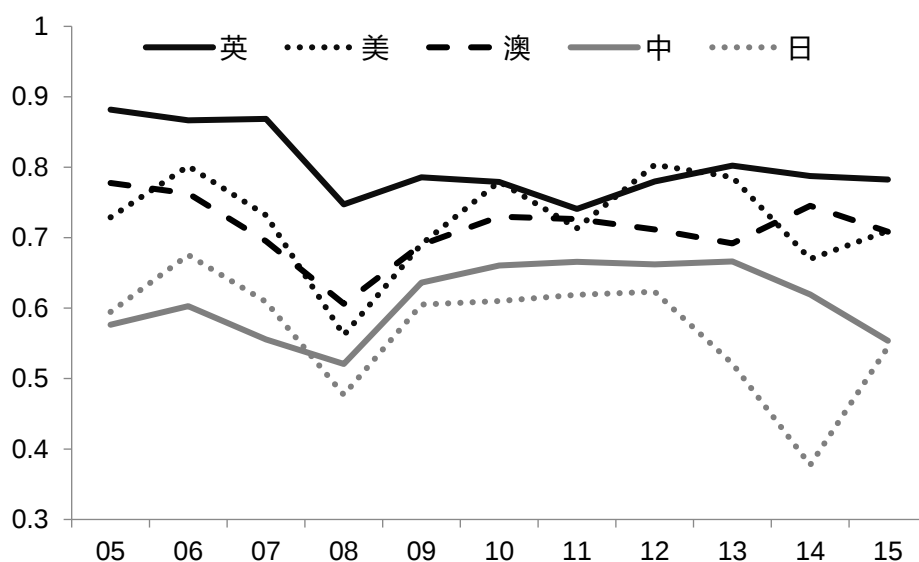


图 2 金融监管有效性国际比较（2005-2015 年）

注：指数越小表明监管有效性越低。

数据来源：WDI；CEIC 数据库；作者计算。

西方国家金融监管的有效性自 2005 年就开始下降，2008 年危机爆发导致金融风险达到最高值。从国际比较看，自 2008 年起日本的金融监管指标低于中国，并在之后保持最低，说明日本金融监管的有效性最低。2008 年后中国金融监管的有效性高于日本，但低于澳大利亚和英国。英国即使在 2008 年其金融监管的有效性也是最高的（图 2）。2008 年金融危机暴露了英美等主要发达国家以微观审慎监管为主的金融监管体系存在的问题。因此，危机后英国对监管框架进行了反思和改革，核心是突出了中央银行在加强宏观审慎监管和防范系统性金融风险方面的职能，将审慎监管与行为监管分离，成立审慎监管局和金融行为局，重视功能监管，金融监管的有效性得以提升。而日本持续的量化宽松政策并没有起到支持实体经济的效果，反而推高了杠杆率和经济风险，其金融监管的有效性自金融危机以来持续下降。

第二，中国宏观实体经济波动相对较低而金融波动较大，微观审慎和金融消费者保护能力有待提高。

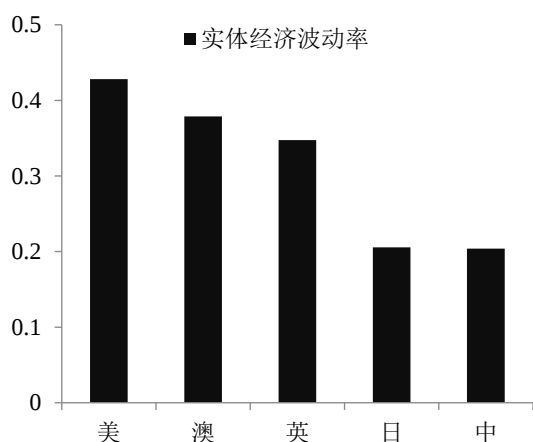


图3 各国实体经济波动情况

注：波动性越高表明监管有效性越低  
数据来源：WDI; CEIC 数据库；作者计算。

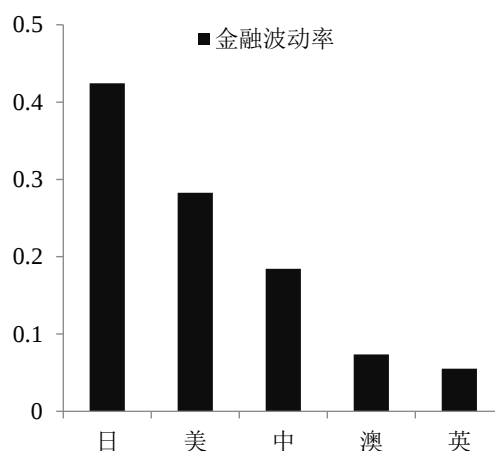


图4 各国金融波动情况

在宏观审慎方面，用消费和生产价格波动率加总平均衡量实体经济的波动，将资产价格与汇率波动率加总平均以衡量金融波动。可见，2005-2015 年间，中国实体经济保持了较高的稳定性，经济波动率最低，而美国则最大。然而，受流动性与资本流动影响，中国的金融波动率相对较高，仅次于美国和日本，而英国金融波动最小（图 3、图 4）。微观审慎方面（图 5），中国的杠杆率偏高、金融体系中向国有部门提供的信贷比例增加以及银行不良贷款率上升，导致微观审慎监管有效性偏低，仅高于日本，低于其他三国，英国微观审慎监管有效性最高。与其他国家相比，中国在保护金融消费者合法权益上的差距还很大，英国在此方面做得最好（图 6）。成立类似金融行为监管局的专门机构，切实提高金融消费者获得信贷的便利性，保护中小投资者的合法权益，应成为中国金融监管改革的重要内容。

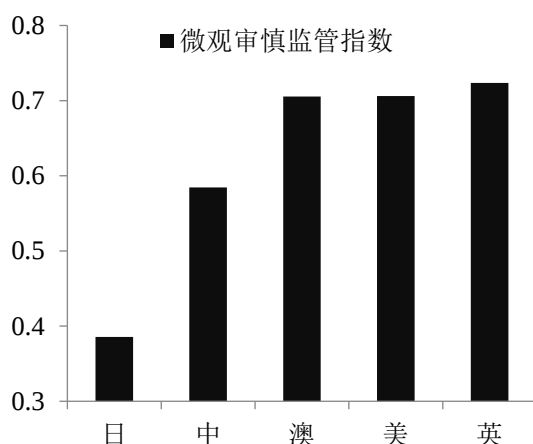


图5 各国微观审慎监管指数

注：指数越小表明监管有效性越低。  
数据来源：WDI; CEIC 数据库；作者计算。

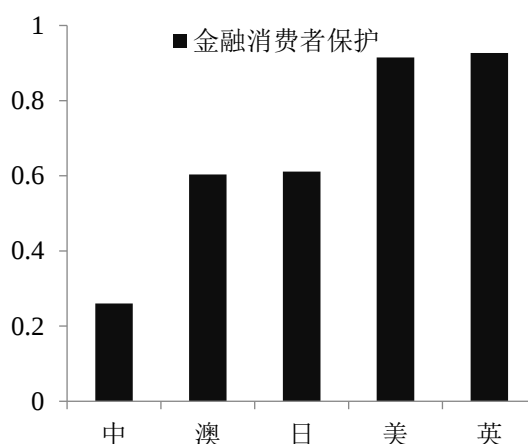


图6 各国金融消费者保护指数

第三，中国金融波动大、不确定性高，但没有爆发金融危机的原因在于之前的高增长和政府的隐性担保。

从微观审慎和金融波动的角度看，中国的金融风险并不低。但自改革开放以来中国还没有发生过金融危机。其中最主要的原因在于经济的高增长和政府的预算软约束和隐性担保<sup>[1]</sup>。在20世纪90年代中国经济的金融风险已经相当突出，如国企普遍亏损、银行坏账率高达30%、三角债问题不断抬头。但由于政府给银行全额买单，系统性金融风险没有爆发，而且在经过一段时期的高速增长，当初政府通过资产管理公司接手的坏账相对于GDP的比率已经变得微不足道，从而实现了在经济发展中解决问题、化解风险。

然而，就目前情况看，抑制金融风险的两大条件已难以持续。经济增速已经连续六年下降，再显著回升的可能性也不大。如果政府通过大规模刺激追求高速增长，将很可能造成更严重的金融风险。之前政府的隐性担保化解了部分短期风险，但实际上引发了严重的道德风险，反而放大了系统性风险。更重要的是，中国经济现在已经陷入生产率下降、杠杆率上升和政策空间收缩同时并存的“风险性三角”。在现行的金融监管体制下，宏观经济下行期金融风险不断积累，政府和金融监管部门应对风险的调整难度不断增大。

## 六、国际金融危机后金融监管的新进展

2008年金融危机后，主要发达国家纷纷开始深刻反思金融自由化浪潮，重新审视新古典经济学的市场竞争和行业自律的基础假定，客观评价市场原教旨主义信奉者的理论和政策框架，认识到有效的金融监管对维护金融体系稳健运行、有序提供金融服务的重要性，并积极探索推进新的监管改革。目前，提高针对金融机构的微观审慎监管标准，重视宏观审慎监管以防范系统性风险，以及加强行为监管以增进金融消费者合法权益保护，已成为危机后国际金融监管改革的重要内容。

第一，重视宏观审慎监管，注重防范系统性金融风险。

2008年金融危机前，国际主流的监管理念是微观审慎监管，认为金融机构是相互独立的，单个金融机构自身资本充足就可以抵御其他金融机构倒闭所引起的风险。然而，随着放松管制和金融创新的不断发展，金融市场化进程使得金融机构之间的关系更加紧密。金融机构自身的商业逐利行为，通过持有层层嵌套的产品或交叉持有资产，会产生较大的外部性，从而在负面冲击时导致风险迅速传染。一旦货币政策收紧等负向冲击导致资产价格下跌时，金融机构为了

<sup>[1]</sup>王勋：“金融监管改革与防范系统性金融风险”，《清华金融评论》，2018年第8期，第46~50页。

满足资本充足要求就会选择出售资产。<sup>[1]</sup>如果多个金融机构同时出售资产，会导致资产价格快速螺旋式下降，从而引发金融危机。

2008 年金融危机后各主要发达国家均对自身的监管体系和监管理念进行了反思，认为在金融创新层出不穷、金融机构混业经营的趋势下，应在金融监管中更加突出宏观审慎监管的重要性。不同于微观审慎监管强调单个金融机构的安全，宏观审慎监管关注整个金融体系的稳定。宏观审慎监管的核心是针对金融市场的顺周期性，对金融体系进行逆周期调节，从而防范由于顺周期波动和跨部门风险传染引发系统性金融风险。同时，确定具有系统重要性的金融机构并设置更为严格的风险控制标准，以降低外部冲击或系统重要性机构内部风险对整个金融体系的冲击。作为危机后国际金融监管改革的核心内容，国际社会在加强宏观审慎监管方面已取得一些积极进展，并在宏观审慎政策运用方面初步形成了可实施的操作框架。

第二，设立新的更加严格的微观审慎监管标准，增强金融体系的微观基础。

微观审慎监管实行以“风险为本”的单个机构监管。目前，国际上通行的监管评价体系，以资本充足率、资产质量、管理能力、盈利表现、流动性和市场风险敏感度这六方面为标准，简称“骆驼”监管评价体系，是分析金融机构运营是否健康可持续的基础框架。

2008 年金融危机后，国际社会在提高金融机构资本金要求和强化内部治理等方面加强了微观审慎监管。针对资本和流动性不足、杠杆率过高等问题，2010 年底二十国集团（G20）首尔峰会通过了巴塞尔协议III，明确了新的资本充足率、杠杆率和流动性等监管标准，以确保银行持有足够的资本金，促使银行减少高风险业务。金融危机前，不合理的薪酬机制成为金融机构公司治理的薄弱环节。鉴于此，金融稳定理事会和欧盟等分别推出了规范金融机构经理人及管理人员的薪酬制度，以防止金融机构经理人为追求短期高额利润而从事高风险的业务的不当激励。

第三，重视行为监管，加强对金融消费者合法权益的保护。

行为监管是金融监管机构对金融机构的经营行为进行监督管理，通过制定有关信息保护、避免误导欺诈、公平交易、争端解决等规定，以保护金融消费者的合法权益。市场信心对于金融市场稳定至关重要。行为监管机构通过金融科技手段进行检测或者通过对现场随机审查评估并及时披露信息，对违规金融机构进行处置，从而可以降低金融市场的信息不对称，增加金融消费者对金融市场的信心。然而，实践中，相对于审慎监管，行为监管往往重视不够。相对于金融机构，对金融消费者的保护往往不足。金融危机之前，多数国家的监管指标体系和评价标准也更侧重于金融机构稳健经营和风险防范的能力，对金融机构的经营行为的适当性和合理性以及由此可能产生的风险往往重视不够。

次贷危机前的美国，由于经济持续多年保持稳健，宽松的政策环境增强了金融机构对房地产价格持续上涨的预期。金融机构通过各种宣传和营销手段，为大量不具有还款能力的消费者

<sup>[1]</sup>秦晓：“金融监管体系改革的看法”，《中国金融》，2016 年第 13 期，第 12~15 页。

提供抵押贷款，然后以此为底层资产，进行资产证券化。而当货币政策收紧，房地产价格下跌时，造成大量不具有还款能力的消费者违约。因此，对金融机构行为监管的缺失，也成为美国次贷危机爆发的重要原因。而采用“双峰”监管的国家，其金融体系在危机期间以及之后较为稳健的表现，引起了越来越多国家监管机构的关注。英国、美国等西方主要国家开始改革原有的金融监管体系，加强行为监管和对金融消费者保护。此外，金融稳定委员会、G20、世界银行等组织和机构也纷纷推出指导性意见，强调相对独立的行为监管的重要性。

第四，审慎监管与行为监管应适当分离、相互补充。

审慎监管与行为监管在监管目标、分析工具以及监管者角色要求等方面存在差异。首先，审慎监管以关注金融机构的安全和健康发展，保证金融机构稳健运行为目标，而行为监管以监督金融机构行为、确保市场公正透明、维护消费者合法权益和信心为目标。其次，微观审慎监管主要是通过“骆驼”评级体系等监管工具判别金融机构运营状况，行为监管则主要是采取现场检查、评估等预防的方式，规范金融机构的产品定价、营销以及其他行为，识别并纠正消费者的行为偏差。第三，英国经济学家泰勒将审慎监管比作医生，发现金融机构的“病因”努力加以救治，而行为监管更像是警察，倾向于对当事人严肃问责，对违规行为进行处罚。在实践中，一旦处理不当，往往会忽视某一方面，出现监管空白，影响微观审慎监管的有效性，进而诱发一些系统性风险，降低金融消费者对金融市场的信心。

正是基于对审慎监管和行为监管之间不同监管目标的认识，“双峰”监管模式的研究者，认为应当成立两个独立的机构来分别负责审慎监管和行为监管。2008年全球金融危机后，英国撤销了金融服务局，提高了英格兰银行的审慎监管职能，并设立了相对独立的行为监管局以加强针对金融消费者的保护。美国在危机后推出了《多德—弗兰克法案》，在加强美联储宏观审慎监管职能的同时，在美联储和证监会分别设立独立的金融消费者保护部门，以加强行为监管。

## 七、结论及政策建议

通过梳理中国金融监管体系的演变发展，比较国际上不同金融监管模式的特征，构建金融监管有效性指标，本文发现2008年金融危机以来，尤其是2012年经济增速下行以来，中国金融监管的有效性呈现下降趋势。比较不同金融监管模式的有效性发现，同时重视审慎监管和行为监管的国家，其金融体系在金融危机中表现更为稳健，金融监管的有效性相对更高。

不可否认，中国当前以机构和分业为导向的金融监管体系，在很长一段时间内为保持金融体系稳定、支持和提升宏观经济增长方面发挥了积极作用。然而，金融机构综合经营以及数字科技与金融活动进一步融合，是目前金融发展的基本趋势，也是金融机构在经济全球化进程中提升竞争力的必然选择。目前分业监管的模式已经难以有效监管混业经营的金融机构。在混业经营的趋势下，金融监管应尽早转向按经营业务的性质来划分监管对象的功能监管模式。

在转向功能监管的过程中，应加强审慎监管和行为监管并注重二者之间的相对独立性，有效利用监管科技、更多依靠市场机制提高金融监管的有效性，从而防范和化解系统性金融风险。目前，中国多数消费者金融素养相对偏低、专业知识欠缺，同时金融创新也会导致金融产品设计复杂，再加上金融机构不适当的营销与定价，容易导致消费者非理性投资，最终损害消费者利益。在加强功能监管和审慎监管的过程中，可考虑进一步整合“一行两会”的消费者保护部门，并赋予相对独立的行为监管职能，更多依靠监管科技手段，更有效识别好的金融创新，从而提高金融服务效率的同时维护金融市场稳定。同时，不断提高消费者的金融素养，培养消费者应有的承担合理风险意识和尊重市场规律的理念，引导消费者理性投资。

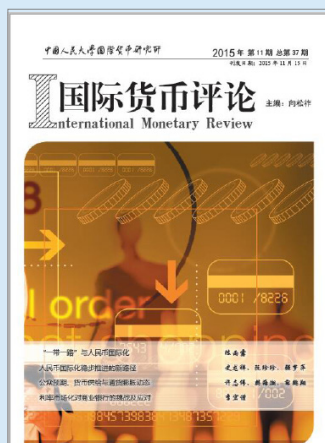
# The Effectiveness of Financial Regulation and the International Comparison

Xun Wang; Yiping HUANG; Kunyu Tao

**Abstract:** China's current financial regulatory system has played a positive role in maintaining the long-term stability of the financial system and supporting the growth of the real economy. However, with the rapid development of financial technology and financial innovation, financial integrated operations and the integration of digital technology and financial activities has become the trend of financial development, this brings difficulty to current separate regulation over mixed operation of financial institutions. This paper constructs the financial regulatory effectiveness indicators which can be used for international comparison. We found that, first, after the global financial crisis in 2008, especially since 2012, the effectiveness of China's financial regulation has begun to decline. Second, China's real economy volatility is relatively low while the financial volatility is high, and the protection of financial consumers needs to be improved. Third, through international comparisons, regulation modes emphasizing prudential regulation and behavioral regulation (“Twin-peak” regulation) show better regulatory effectiveness. Therefore, we suggest that China's financial regulation system should be transferred to functional regulation by differentiating regulatory objects according to the nature of business operations, in the process, prudential regulation and behavior regulation should be strengthened, and the protection of the legal rights of financial consumers should be strengthened on the basis of market mechanisms and self-responsibility.

**Keywords:** Financial regulation mode; The effectiveness of financial regulation; Prudential regulation; Behavioral regulation

## 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



## 元素征信 专业的信用大数据服务商

北京|上海|深圳|辽宁|陕西|云南|山西|天津|河北|湖北  
山东|广西|贵州|南京

地址：北京市海淀区北坞村路23号创新园北区5号楼  
电话：010-82602070