

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰



关于全要素生产率与经济增长的若干思考(上)

李若谷

流动性、银行间市场摩擦与借贷便利类货币政策工具

侯成琪、黄彤彤

居民风险偏好与中国货币政策的宏观经济效应

庄子罐、贾红静、刘鼎铭

“一带一路”倡议是否降低了我国出口的隐性壁垒

张宇

银行业竞争、风险承担与货币政策

刘子禹、杨艳琳

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	陈云贤
Steve H. Hanke	李扬	李若谷	马德伦
Robert A. Mundell	任志刚	潘功胜	苏宁
王兆星	吴清	夏斌	

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹彤	陈卫东	丁剑平	丁志杰	鄂志寰
郭庆旺	焦瑾璞	Rainer Klump	IL Hounq Lee	刘珺	陆磊
David Marsh	Herbert Poenisch	瞿强	Alfred Schipke	涂永红	曾颂华
张晓朴	张之骧	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：邓欣雨

栏目编辑：韩美娟 陈婷

美术编辑：包晗

刊名：国际货币评论

刊期：月刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮编：100872

网址：www.imi.org.cn

电话：86-10-62516755

传真：86-10-62516725

邮箱：imi@ruc.edu.cn



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

目 录

【卷首】

关于全要素生产率与经济增长的若干思考（上） ————— 李若谷 01

流动性、银行间市场摩擦与借贷便利类货币政策工具 ————— 侯成琪、黄彤彤 11

居民风险偏好与中国货币政策的宏观经济效应

——基于 DSGE 模型的数量分析 ————— 庄子罐、贾红静、刘鼎铭 34

“一带一路”倡议是否降低了我国出口的隐性壁垒 ————— 张宇 55

银行业竞争、风险承担与货币政策

——兼论“双支柱”协同问题 ————— 刘子禹、杨艳琳 72

金融与科技的融合：涵义、动因与风险 ————— 李广子 91

一叶知秋：美元体系的挑战从跨境支付开始 ————— 王朝阳、宋爽 105

关于全要素生产率与经济增长的若干思考（上）

李若谷¹

本文通过对不同发展阶段发达国家研究，认为全要素生产率（简称TFP）所对应的潜在GDP增速空间范围是较大的。与潜在GDP增长速度关系因素和机制的基础上，认为中国在目前的内外环境中，潜在GDP增速的空间理论上可能在7%-10%，并提出了相关政策建议。

党的十九大报告中提出了“提高全要素生产率”的目标。在全面建成小康社会的大背景下，我国人均国内生产总值将跨越人均1万美元大关。在进入新的发展阶段时，面对当前波谲云诡的外部环境，保持必要的GDP增长速度，事关我国能否顺利跨越“中等收入陷阱”，最终实现中华民族的伟大复兴。

全要素生产率（简称TFP）表示相同的生产要素投入下产出多少的能力，它是影响GDP增长诸因素中更为深远和更为深层次的因素。对处于发展阶段、模式和结构转型的经济体来说，较为传统的人力和资本等要素投入对经济的拉动出现下滑时，TFP的变化就将对经济发展起到更为重要的作用。

另一方面，如果一个经济体的增长，主要依赖于劳动力数量的投入，以及投资规模的扩大，那么考虑到资源要素的有限性和市场、社会、环境与管理的承载力与有限性，即使是那些在相当长的时间中曾高速增长的经济体，当其增速放缓、停滞乃至呈现“局部短期衰退-局部短期萧条-整体长期衰退-整体长期萧条”的恶性循环，掉进“中等收入陷阱”那种“解不出的死循环”，也将成为大概率事件。

从这个意义上讲，中国能否顺利跨越“中等收入陷阱”，实现向高质量、可持续GDP增长方式的转型，研究TFP与GDP之间的关系就是一个重要问题。具体而言，首先是一定的TFP增长能够支持多高的潜在GDP增长速度？其次是如何保持较高的TFP增长势头？

认识TFP所对应的潜在GDP增速能力，与提高TFP增速本身，对于宏观经济决策都是重要的。

一、 TFP 增速对潜在 GDP 增速的支撑问题

毋庸置疑，TFP对GDP增长的贡献程度，是影响GDP增长的关键。但对这个贡献度的测算，特别是对TFP本身的测算，依然是极其复杂的未决难题，远没有达到像对GDP或者投资规模、就业数量测算那样精准。而残值法为代表的各种测算方法，总体上还是由果及因、对其他统计数据回溯。其缺陷在于难以解释：为什么在中短期经济环境没有发生大的变化情况下，TFP增速和

¹ 李若谷，中国人民大学国际货币研究所顾问委员、中国进出口银行原董事长兼行长

GDP增速对应关系的大起大落。这种情况似乎可以得出一个结论：即从中短期看，TFP的增速可以对应的GDP增速区间是相当大的。

二、 TFP 与 GDP 增长的弹性问题：日本战后的经验

例如，作为一个有较为完备工业基础、人口过亿的国家，日本 1972 年的 GDP 增速是 8.2%，当年 TFP 增速是 2.0%；1973 年的 GDP 增速是 7.7%，结果当年的 TFP 增速却骤降到 0.3%，这种变化居然是在劳动量投入增速和投资增速双双提升下出现的（见图 1）。

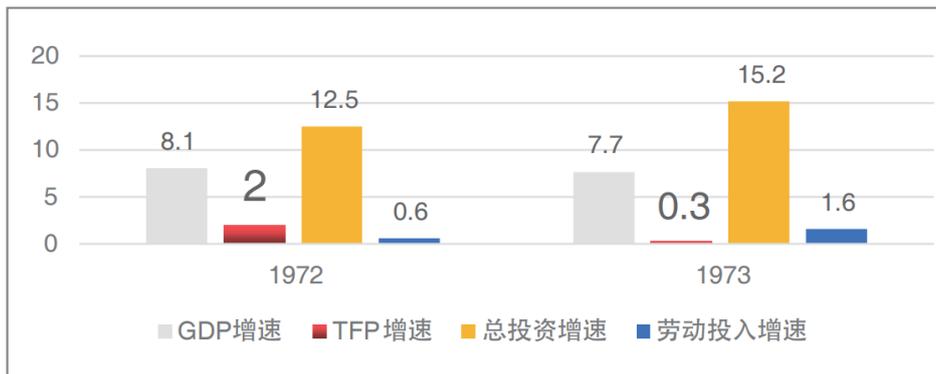


图 1 TFP 相较于 GDP 增速和投资增速的波动：以 1972-1973 年日本的情况为例（单位：%）

在日本战后 GDP 高速增长的历史中，这种情况并不罕见：1951-1954 年，日本的 GDP 增速从 12.5% 一路下滑至 5.7%，降幅为 6.5 个百分点；但是 TFP 增速则从 1951 年的 7.6% 降到了 -0.5%，降幅达 8.1 个百分点。1955 年的 TFP 增速是 0.9%，然而当年的 GDP 增速却上升到了 8.6%。1956-1957 年，日本的 TFP 增速再度由正转负，分别为 -0.8% 和 -1.1%，但是 GDP 增速依然维持在 7.5% 和 7.3%。1958 年，日本的 TFP 增速回升到了 0.5%，GDP 增速居然大幅下降到了 5.8%。1959 年的 TFP 增速上升到了 2.8%，当年 GDP 增速达到了 9.1%。1951-1959 年间，日本 GDP 增速在 7%-9% 这个区间对应的 TFP 增速低至 -1.1%（1957 年，GDP 增速 7.3%），高至 2.8%（1959 年，GDP 增速 9.1%）（见图 2）。

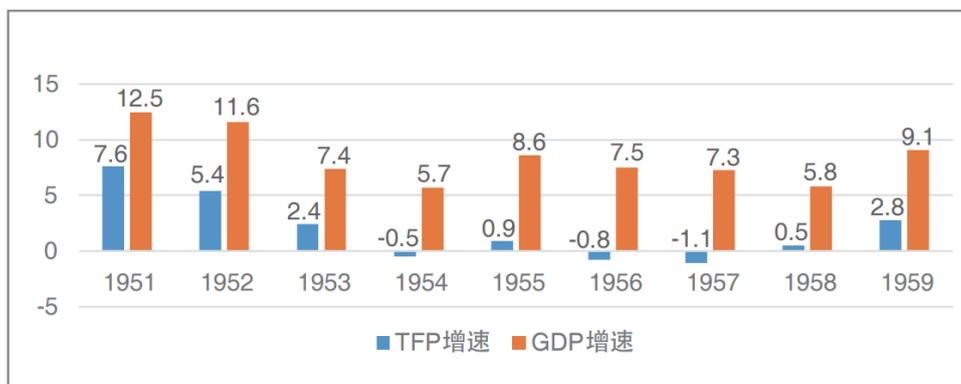


图 2 日本战后恢复时期 1951-1959 年 TFP 与 GDP 增速（单位：%）

经过了 20 世纪 50 年代的初步恢复，日本经济开始在 20 世纪 60 年代实现快速增长，10 年中有 7 年的 GDP 增速超过了 10%，其 TFP 的增速区间是 3.4%-5%；1962 年和 1963 年的 GDP 增速为 8.9%和 8.5%，TFP 增速对应为 2.8%和 2.7%。在 20 世纪 60 年代，日本经济基本跨越了“中等收入陷阱”（见图 3）。

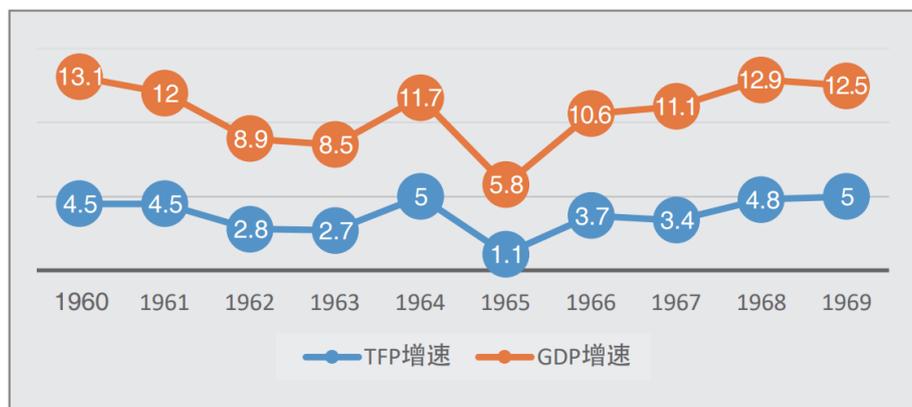


图 3 日本战后跨越中等收入陷阱时期 1960-1969 年 TFP 与 GDP 增速（单位：%）

20 世纪 70 年代，日本 GDP 增速开始大幅度放缓，TFP 增速为负的年份多达 7 年。其间，TFP 增速最低为-5.8%（1974 年，GDP 增速为-1.2%）；最高为 1978 年的-0.5%（当年 GDP 增速为 5.7%）。1972 年和 1973 年，日本的 GDP 增速为 8.4%和 8%，当年的 TFP 增速为 2%和 0.3%（见图 4）。

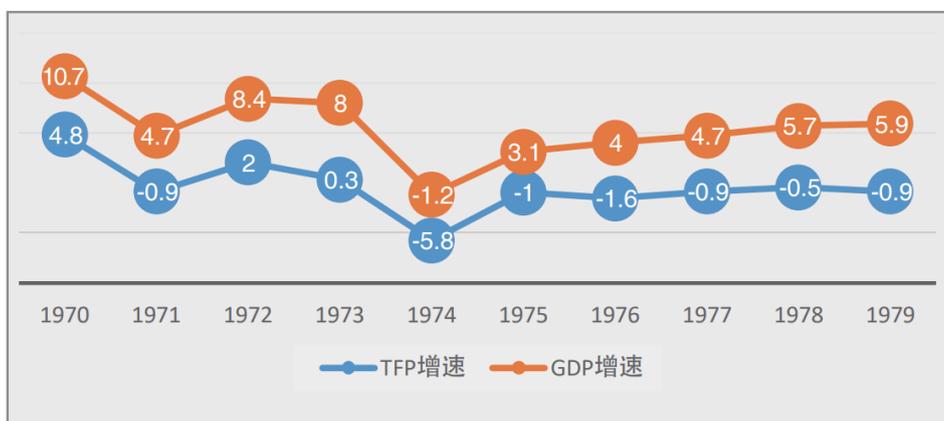


图 4 日本经济波动时期 1970-1979 年 TFP 与 GDP 增速（单位：%）

在 20 世纪 80 年代和 20 世纪 90 年代，日本一直属于高收入国家，其 GDP 最高达到美国的 71.1%（1995 年），但是其 TFP 增速却只有 1988 年和 1996 年两个年份为正，分别为 0.9%（当年 GDP 增速为 7.5%）和 0.5%（当年 GDP 增速为 3.9%）。

进入新世纪后，尽管日本依然处于高收入和最发达国家的行列，其 TFP 增速正负互现多数为负，在-3.7%到 3.1%之间震荡，但是其 GDP 增速却再也未能重现 1960-1970 年的高速增长态势。在 1989 年、1990 年，其 GDP 增速达到 5.5%（当年 TFP 增速分别为-0.9%、-1.2%）之后，一路下滑；GDP 增速在 2009 年降到了-5.0%的历史最低点（当年 TFP 增速为-3.6%）。即使 2010

年的 TFP 增速高达 3.2%，当年的 GDP 增速也仅有 4.6%；且第二年就双双滑落至-0.8%和 0.2%（见图 5）。

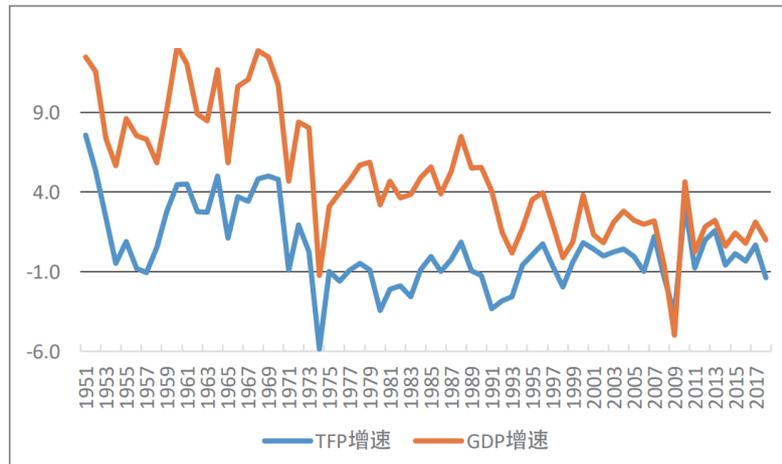


图 5 日本战后 TFP 增速与 GDP 增速的波动（1951-2018 年，单位：%）

纵观日本 20 世纪 50 年代至 2018 年的 GDP 增长和 TFP 增速，不难发现，二者对应的波动极大。特别是在日本跨越“中等收入陷阱”的 1960-1970 年间，其 TFP 平均增速既不稳定，峰值也并不太高。按照不同的统计方法，在 1960-1965 年和 1966-1970 年两个区间，其 TFP 平均增速为 1.478%和 1.946%；同阶段，其 GDP 增长的速度最低为 5.8%，最高为 13.1%，除 1 年外，都维持在 8%以上（见表 1）。

表 1 日本战后不同时期的 TFP 平均增速（%）

年份	1960-1965	1966-1970	1971-1973	1973-1975	1980-1999	2000-2007	2008-2016
增速	1.478	1.946	0.686	1.481	-1.171	0.052	-0.181

数据来源：1960-1975 年数据，来自袁志刚、余宇新（2012 年）；1980-2016 年数据，来自 TheConferenceBoard

这表明，就日本而言，其 TFP 增速对应的潜在 GDP 增速空间是很大的。但是，在 20 世纪 90 年代之后，日本 TFP 增速对应的 GDP 增速的潜在空间在大趋势上是缩小的，这一时期，一方面与经济进入滞涨阶段相一致，另一方面也与其实体经济走向空心化和人口老龄化相伴随。

值得注意的是，在进入“滞涨时期”以前，按照残值法，在 TFP 增速为 2%-4%这个区间中，其 GDP 增速高到 11.1%（1967 年，当年 TFP 增速为 3.4%），低至 7.4%（1953 年，当年 TFP 增速为 2.4%），总体来看却是相当稳定的。在 20 世纪 90 年代后，日本的 TFP 增速仅有 2010 年高于 2%，为 3.2%；当年 GDP 增速为 4.6%，这与图 5 显示的日本本土产业空心化、人口老龄化后，TFP 增速对应的 GDP 增速拉动空间变小的大趋势是吻合的（见图 6）。

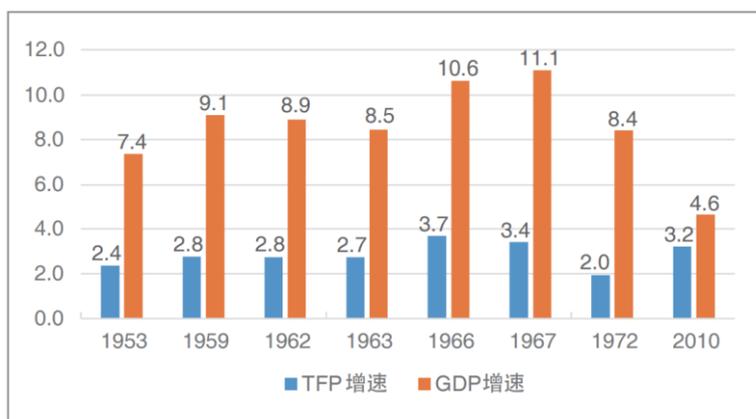


图6 日本战后 TFP 增速在 2-4%区间对应的 GDP 增速（单位：%）

三、 跨越“中等收入陷阱”时期的 TFP：以韩国为例

韩国是较晚跨越中等收入陷阱的新兴发达国家，作为一个规模较大、产业结构偏向重化工业、五千多万人口的经济体，其在 1966–1990 年的平均 TFP 增速并不高，仅为 1.7%。这个数据甚至远低于产业结构类似的同期我国台湾地区的 2.6%，也低于经济规模更小的香港地区同期 2.3% 的平均增速。但是这并没有妨碍韩国在同期较快速的 GDP 增长，1965–1990 年间，韩国年人均 GDP 平均增速为 7.4%，高于同期我国台湾地区 6.3% 和我国香港地区 5.8% 的平均水平。20 世纪 80 年代是韩国跨越“中等收入陷阱”的关键时期；在这期间，韩国的 TFP 增速正、负值大体上随着经济周期交替出现。在 GDP 增速超过 10% 的 4 年中，有 2 年的 TFP 增速低于 3%，即 1987 年和 1988 年。尽管这两年的 TFP 增速仅有 1.5% 和 2.8%，但是 GDP 增速却高达 10.9% 和 10.7%。值得关注的是，1983 年、1986 年和 1987 年的 GDP 增速均为 10.9%，但 TFP 增速却分别为 6.8%、5.2% 和 1.5%；其中 TFP 增速高位的年份（1983 年）其增速是低位年份（1987 年）的 4.5 倍，但对应的 GDP 增速却是一样的。在 TFP 增速为负值的 4 年中，除了 1980 年由于全国性的政治原因主导了 GDP 的负增长以外，其余三年也都达到了 6% 以上的 GDP 增速（见图 7）。

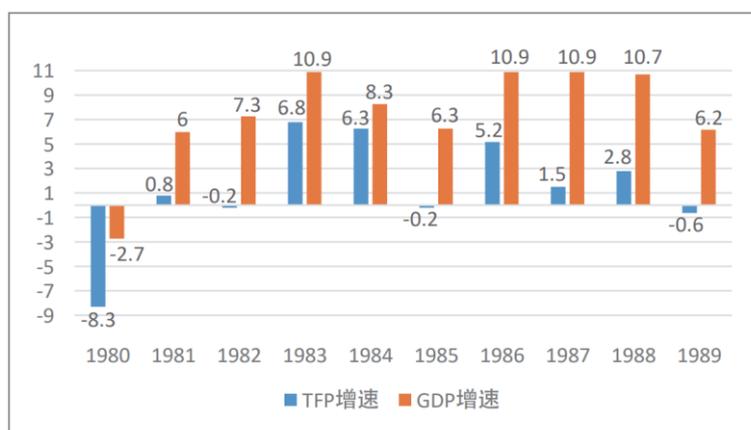


图7 韩国 20 世纪 80 年代的 TFP 增速与 GDP 增速（单位：%）

进入稳定增长的 20 世纪 90 年代之后，除了 1998 年 TFP 增速暴跌到-3.6%和 1999 年 TFP 增速骤然回调到 6.3%这样的两个正负值极端数据外，在亚洲金融危机之前的 1990-1996 年的 7 年中，韩国的 TFP 增速都没达到 1.5%，但是其 GDP 增速却相当高。在 TFP 增速为 1.0%-1.5%的 4 年中，GDP 增速均为 8.8%以上，有 3 年超过了 9%。即使是在 TFP 增速为-0.8 的 1992 年，韩国的 GDP 增长也达到了 6%（见图 8）。

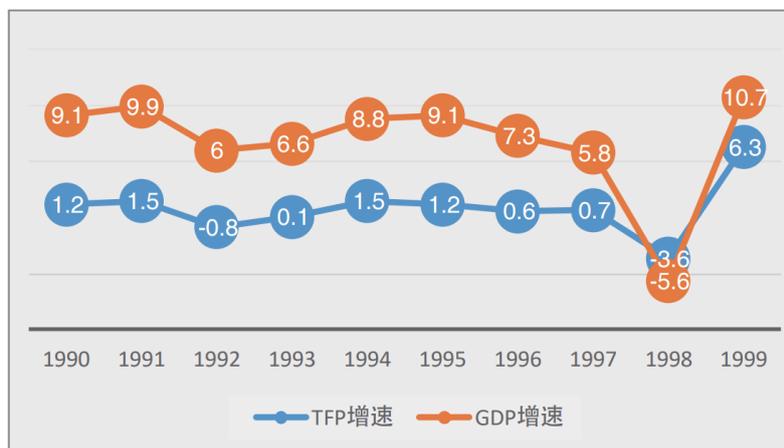


图 8 韩国 20 世纪 90 年代 TFP 增速与 GDP 增速（单位：%）

也正是在 20 世纪 90 年代这一时期，与较低 TFP 增速（大大低于我国同期 TFP 增速）相伴随的高速 GDP 增长，最终夯实了韩国的发达经济体地位。

但是值得关注的现象却是，进入新世纪后，经历了亚洲金融危机的韩国，其 TFP 增速甚至略高于 20 世纪 90 年代的平均水平，但是其 GDP 增速却进入了低速通道。在 TFP 增速超过 2% 的 3 年中，GDP 增速最高也仅为 7.2%（2002 年，当年 TFP 增速为 2.9%）。在 TFP 增速最高的 2010 年（3.1%），GDP 增速为 6.3%；在 TFP 增速最低的 2012 年（-0.6%），GDP 增速为 2.3%。

如果仅从数据角度出发，即使考虑了西方经济学对于发达经济体 GDP 增长随着边际效应逐渐放缓等因素的影响，也可以发现，在产业结构逐渐向高附加型价值和 innovation 推动主导下的转变，呈现去重工业化的韩国，其较为稳定的 TFP 增速也并没有伴随出现较高的 GDP 增长速度。即使这样，其 GDP 增长速度和 TFP 增速相对于 GDP 增长的潜力空间，明显高于和好于人口结构趋向老龄化的邻国日本（见图 9）。

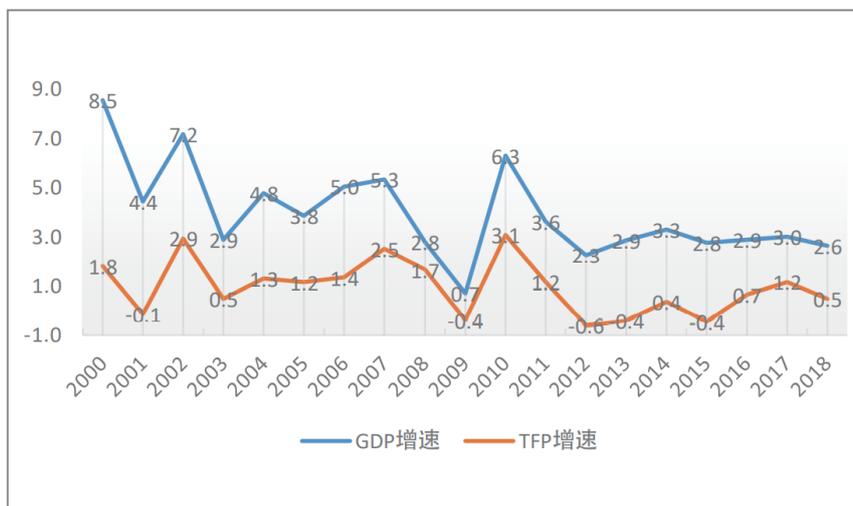


图 9 进入新世纪以来韩国 TFP 增速与 GDP 增速（单位：%）

四、 冷战中及互联网时代的 TFP：美国的情况

美国是体量最大和平均经济水平最为均衡的发达国家。在产业结构较为均衡的 1951-1979 年，其 GDP 增长速度较高。但是其 TFP 增速并不高。在 30 年中，高于 2.5% 的仅有 4 年；低于 1% 的有 11 年，其中 3 年为负值。在 GDP 增长高达 7.3% 和 7.2% 的 1951 和 1959 年，TFP 增速分别为 2.8% 和 3.7%。在被认为 GDP 增长最好的 1962-1966 年间，TFP 增速除 1962 年达到了 2.8% 以外，其余均在 2.5% 以下（见图 10）。

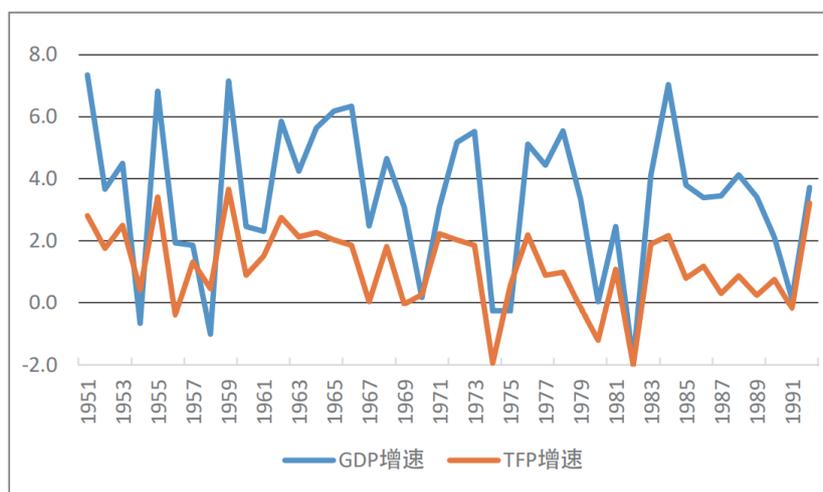


图 10 冷战时期美国 TFP 增速与 GDP 增速的波动（1950-1992 年，单位：%）

20 世纪 80 年代，在里根-布什执政的大部分时间中，美国 TFP 增速较低，有 6 年低于 1%。GDP 增速在 1984 年达到了滞涨之后创纪录的 7%，但是当年 TFP 增速为 2.2%。这样高速的 GDP 增长年份，此后再没有重现。前苏联解体后，美国经济实力空前强大，并经历了互联网大泡沫的

克林顿执政时期，在 TFP 水平最高的 1996-1999 年间（0.7%-1.2%），美国的 GDP 增速为 4.7%-5.1%。这一时期，TFP 增速所对应的 GDP 增速空间较之以往明显增大（见图 11）。

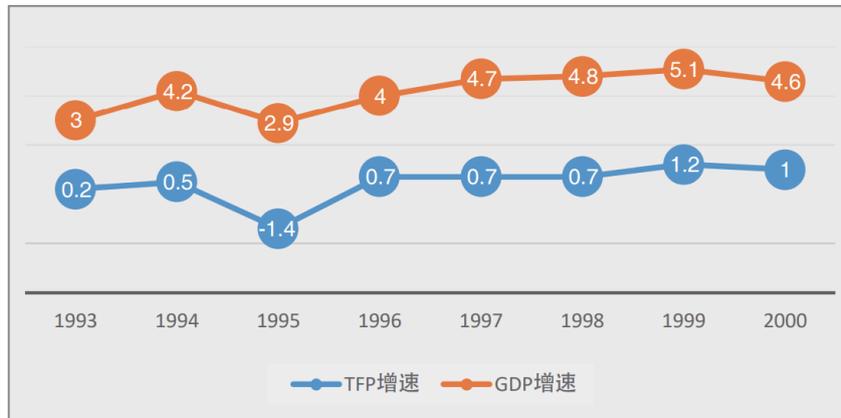


图 11 美国 1993-2000 年 TFP 增速与 GDP 增速（单位：%）

对这种现象的解释，除了统计因素外，美国作为亿级人口的经济体，伴随科技创新的产业结构变化，是一个可能的重要方面。

五、以联邦德国为代表的老牌发达国家 TFP

在传统发达国家中，战后的联邦德国（西德），在 20 世纪 50 年代 TFP 的平均增速超过 4%，高于美国，在西方世界处于高水平；其 GDP 增长平均速度达 7% 以上。这其中最主要的因素可能还在于战后重建的恢复性增长。重建基本完成后，在工业体系趋于稳定的 20 世纪 60 年代，其 TFP 平均增速回落到了平均 3% 左右，GDP 增速也下滑到了 5% 左右（见图 12）。

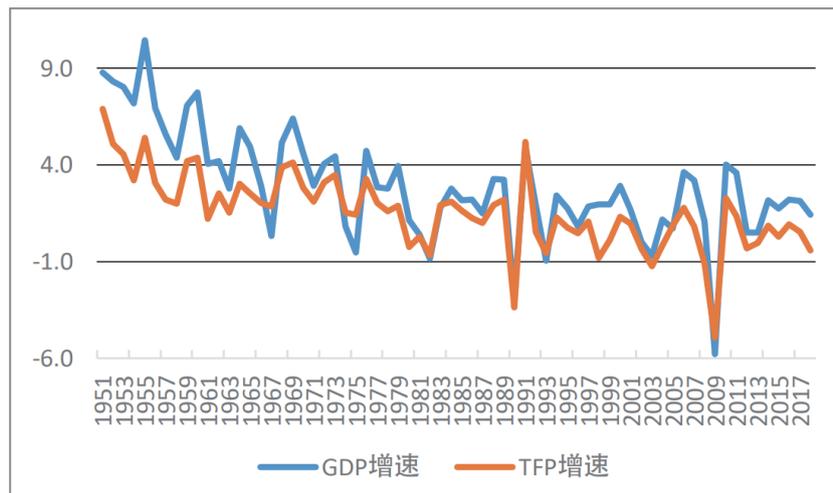


图 12 德国战后 TFP 增速与 GDP 增速的波动（1951-2018 年，单位：%）

进入新世纪以来，尽管德国基本完成了两德统一后的经济体系融合、经济发展进入了相对稳定态势，其科技研发无论是政府重视程度还是企业研发投入上，都处于欧洲前列，并长期保

持稳定。但是在 2000-2016 年的 17 年中，其 TFP 平均增速却总体上处于极低水平：2000-2007 年为 0.36%，2008-2016 年为-0.15%。在 TFP 平均增速出现负值的同时，德国的经济质量依然被认为是西欧四大经济体（英、德、法、意）中最好的。

六、 对不同规模发达经济体 TFP 的几点结论和一个推论

通过对上述具有比较完备国民经济部门的五千万级（韩国、德国）和亿级人口发达经济体（日本、美国）的比较，不难发现，不管是处于跨越“中等收入陷阱”时期，还是完成跨越之后，单位TFP所对应的GDP增长区间，或者说潜在增长空间都是较大的。从统计上看，至少对于处在工业化进程中的大型新兴经济体而言，即使TFP增速较低，维持较高的GDP增长速度也是可能的。日本和韩国是这方面的代表，在2%左右的TFP平均增速附近，这两个国家都实现了较长时期的7%-10%的经济平均增长（见图13）。

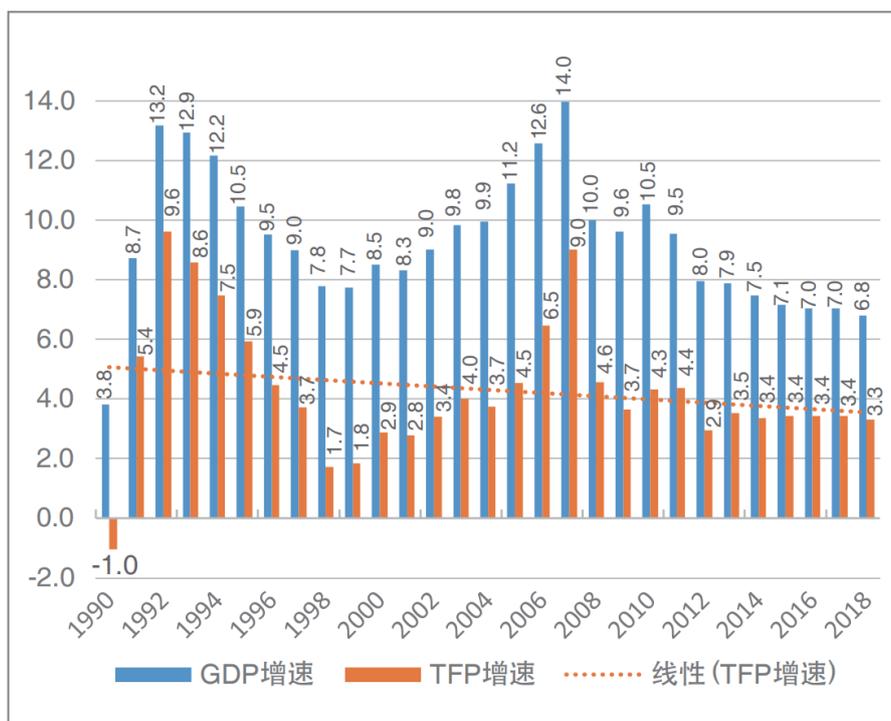


图 13 中国 TFP 增速与 GDP 增速的波动（1990-2018 年，单位：%）

这似乎表明，对于现代化进程中的大国，单位 TFP 增速，往往能够带来更为快速的 GDP 增长。具体而言，从日、韩、美、德的经验出发，1 个百分点的 TFP 增速带动 3-5 个百分点的 GDP 增长速度是可能的；对于具备较为完备的国民经济和制度体系、处于跨越“中等收入陷阱”阶段的大国而言，在较长时期维持 2%-3% 左右的 TFP 增速以形成 7-10% 左右的潜在 GDP 增长是可能的。

自 1990 年以来，中国 TFP 增速总体较高。特别是在 2008 年以来，绝大多数年份的 TFP 增速基本稳定在 2%-4% 的区间。然而，与处在类似阶段的日、韩等国相比，我国 GDP 增速相对于

TFP 的增速却并不高。这表明，中国 TFP 增长相对于 GDP 增长的拉动潜能，并没有完全释放出来。换言之，如果 TFP 增速能继续维持在 2%-4% 的空间，那么中国的潜在 GDP 增速则应能够维持在 7%-10% 的空间，甚至有可能取得更高的 GDP 可持续增长速度。

流动性、银行间市场摩擦与借贷便利类货币政策工具

侯成琪¹ 黄彤彤²

【摘要】通过内生引入流动性短缺银行（拆入行）对流动性盈余银行（拆出行）的流动性需求机制，本文构建了一个包含银行间市场的 DSGE 模型，对借贷便利类货币政策工具的传导机制和传导效果进行了理论和实证研究。研究表明：（1）负向冲击会同时增加拆入行和拆出行对流动性的预防性需求，在经济形势不确定的情形下，拆出行不会很快恢复对拆入行的流动性供给，引起银行间市场流动性缺口放大和市场失灵。（2）由于仅依赖银行间市场自发回归稳态的过程太过缓慢，需要央行进行流动性干预。借贷便利类工具可以通过引导贷款市场定价和流动性效应这两个渠道来影响银行融资可得性，进而降低银行间市场流动性风险对宏观经济的负面影响。（3）借贷便利类货币政策工具的影响效果是边际递减的，所以央行应根据借贷便利操作的收益和成本，制定最佳的反应程度参数，同时，在日常的流动性干预中，也要注重与其他货币政策工具相配合，以合理发挥其效果。

【关键词】借贷便利类货币政策工具；流动性；银行间市场；动态随机一般均衡模型

一、引言

随着国际和国内经济金融形势不确定性的增强，近年来我国银行体系短期流动性供求波动日益加大，借鉴国际经验，中国人民银行对货币政策工具进行了一系列创新，如短期流动性调节工具（Short-term Liquidity Operations, SLO）、常备借贷便利（Standing Lending Facility, SLF）、中期借贷便利（Medium-term Lending Facility, MLF）等。那么，相较于传统的流动性管理工具，借贷便利类货币政策工具的作用机理和传导效果是怎样的？央行又应该如何合理调控和运用这类工具呢？

从功能上来看，借贷便利类工具主要用于满足金融机构临时性和突发性的资金需求，中央银行向银行间市场注入流动性，达到降低系统性金融风险的目的。除此之外，随着利率市场化的推进，探索通过借贷便利利率构建利率走廊机制也有助于引导货币市场资金定价，提高货币政策传导效率。需要指出的是，借贷便利类工具虽然不同于传统的再贴现工具，但本质上通过再贷款机制实现。主要的区别在于，再贴现政策的操作对象是商业银行持有的商业票据，而借贷便利类工具的操作对象是商业银行持有的高信用评级的债券类资产及优质信贷资产等，交易范围更广（马理和刘艺，2014）。从国外经验来看，借贷便利类工具的产生与传统货币政策工具失效有关。次贷危机时期，西方发达国家为促进经济复苏，实施了一系列大规模经济刺激计

¹ 侯成琪，武汉大学经济与管理学院博士、教授

² 黄彤彤，武汉大学经济与管理学院经济学博士

划, 经济由此进入到零利率下限的状态, 导致通过利率渠道传导的货币政策工具相继失效。如, 公开市场操作方面, 出于对违约风险的担忧, 金融机构之间不愿借贷, 导致出现“资产价值下降→资产负债表恶化→公开市场操作失效→市场流动性短缺”的恶性循环(王曦等, 2018)。为解决传统货币政策工具失效的问题, 各国陆续创新了货币政策工具, 推出了基于不同交易标的的借贷便利类货币政策工具, 从而保障了危机时期商业银行对实体部门的信贷供给。

尽管借贷便利类工具的实施时间较短, 仍有不少学者对借贷便利类工具的有效性进行了实证研究。Anderson and Gascon (2009) 发现美联储的商业票据信贷便利工具显著提高了商业票据交易市场的流动性, 降低了短期商业票据利率波动。Wu (2011) 发现美联储创设的短期拍卖便利有效降低了 3 个月伦敦银行同业拆借利率与隔夜指数掉期的息差, 缓解了银行间市场流动性紧张的局面。然而, 对于央行借贷便利类工具的理论研究较少, 学者们多从非常规货币政策角度更广义地研究了当因挤兑等原因引发银行间市场的流动性风险时, 央行如何通过直接贷款等形式的货币政策工具稳定经济。其中, Gertler and Kiyotaki (2011) 发现直接贷款有助于弱化金融部门顺周期效应和降低负向冲击下信贷收缩的程度。Gertler and Karadi (2011) 在新凯恩斯模型的基础上, 加入了银行部门的优化问题分析, 发现直接贷款有效降低了危机时期银行的信贷利差, 从而稳定了银行部门向实体部门投放的信贷规模。Meeks et al. (2017) 构建了包含影子银行的 DSGE 模型, 发现相较于向影子银行提供贷款, 向传统商业银行直接提供贷款的非常规救助措施对于经济的刺激作用更强。

国内研究方面, 马理和刘艺 (2014) 和潘敏和刘珊 (2018) 对借贷便利类工具的影响渠道进行了实证分析, 前者发现借贷便利类工具可以通过流动性效应改善银行的资产负债表状况, 后者发现借贷便利类工具可以通过利率引导效应影响贷款定价进而改善实体经济的融资环境。康立和龚六堂 (2014) 通过构建 DSGE 模型发现央行直接贷款的信贷措施能够缓解次贷危机带给中国的负面效应, 但并未对银行间市场进行刻画。孙国峰和蔡春春 (2014) 通过构建一个流动性供求和央行流动性供给在内的银行间市场局部均衡模型对“钱荒”事件引起的货币市场利率异常波动进行了解释, 发现常备借贷便利通过改善商业银行融资可得性, 降低了货币市场利率波动。潘彬等 (2018) 通过构建银行局部均衡模型从同业业务角度分析了中央银行不同流动性管理工具对于抚平流动性波动的效应, 认为以利率引导为主、非常规政策工具为辅的流动性管理方式更加有效。

可以看到, 直接涉及借贷便利类货币政策工具作用机理的理论研究相对缺乏。国内与之相关的文献要么以实证分析为主, 要么采用局部均衡分析框架, 难以体现这类货币政策工具对于实体经济的传导效果。为解决这些不足, 本文首先借鉴 Gertler and Kiyotaki (2011) 和 Kiyotaki and Moore (2012), 内生引入流动性短缺银行对流动性盈余银行的流动性需求机制, 构建包含银行间市场的动态随机一般均衡模型。其次, 通过对比无摩擦银行间市场和有摩擦银行间市场情形下的风险传染机制, 分析负向冲击下, 央行需要通过借贷便利操作进行流动性干

预的原因。然后，对央行借贷便利操作进行建模，分析其作用机理和传导效果。最后，结合中国 2002 年到 2018 年宏观经济变量的真实季度数据进行实证分析，对理论部分的传导渠道进行检验。本文可能的贡献在于：第一，将现有的实证分析和局部均衡分析框架拓展到实证与定量相结合的一般均衡分析框架，较为系统地研究了央行借贷便利类货币政策工具的传导渠道和传导效果。第二，通过模型推导得到借贷便利利率与贷款利率的函数关系表达式，分析了央行如何通过调整借贷便利利率影响贷款利率进而影响实体经济的融资成本。

本文的结构安排如下：第一部分为引言，提出研究的问题；第二部分为 DSGE 基准模型的构建，通过求解无摩擦和有摩擦银行间市场情形下的商业银行优化问题，提出命题一“当金融部门受到负向冲击时，相较于无摩擦的银行间市场情形，有摩擦的银行间市场情形会放大冲击对宏观经济的影响”；第三部分在分析央行借贷便利类工具作用机理的基础上，提出命题二“借贷便利类工具通过引导贷款市场定价和流动性效应来影响商业银行融资可得性，进而降低银行间市场流动性风险对宏观经济的不利影响”；第四部分为实证分析，在结合中国数据特征进行参数校准和贝叶斯估计的基础上，对命题一和命题二进行验证；第五部分为总结和政策建议。

二、基准模型

基准模型主要包括七个部门：家庭、厂商、资本品生产商、企业家、政府和银行间市场的流动性盈余银行（拆出行）和流动性短缺银行（拆入行）。家庭为垄断竞争厂商提供劳动，将劳动所得用于储蓄和消费，资本品生产商将生产的资本品出售给企业家，后者以银行贷款的方式购买这些资本品后，将其租赁给垄断竞争厂商，并在获得租金回报后偿还银行本金。

（一）银行

考虑到代表性银行 j 在银行间市场上既可能拆入资金，也可能拆出资金，假设每期银行为拆入行（demand，用上标 d 表示）的概率为 π^d ，为拆出行（supply，用上标 s 表示）的概率为 $\pi^s = 1 - \pi^d$ 。如图 1 所示，拆入行和拆出行以利率 R_t^d 从家庭部门获取存款 d_t ，用于信贷投放。为内生引入拆入行对拆出行的流动性需求机制，借鉴 Gertler and Kiyotaki (2011) 和 Kiyotaki and Moore (2012)，假设拆入行能够以贷款利率 R_{st}^d 同时为已有的项目 $\pi^d K_{t-1}$ 和新项目 Inv_t 提供贷款，而拆出行仅能为已有的项目 $\pi^s K_{t-1}$ 提供贷款，贷款利率为 R_{st}^s 。由于拆入行有新的投资机会 Inv_t ，拆出行有盈余资金，所以二者构成了银行间市场的需求方和供给方，同时决定了银行间市场利率为 R_{bt} 。

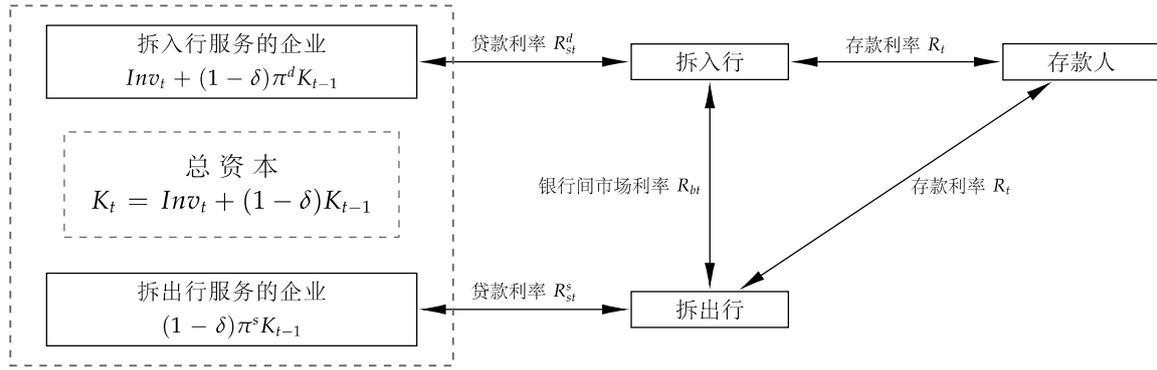


图 1 信贷市场结构

对于拥有净资产 n_t^j 的代表性银行 $j \in (s, d)$ ，在银行间市场上拆入（拆出）资金 b_t^j ，当 $j = s$ 为拆出行时，有 $b_t^s < 0$ ；当 $j = d$ 为拆入行时，有 $b_t^d > 0$ ，对应的资产负债表结构为：

$$Q_t^j s_t^j = b_t^j + d_t + n_t^j \quad (1)$$

其中 $Q_t^j s_t^j$ 表示银行的贷款供给总额。注意存款 d_t 并不取决于银行在银行间市场上的资金供需状况，所以没有上标。给定贷款利率和融资成本，银行 $t+1$ 期的预期净资产为：

$$E_t\{n_{t+1}^j\} = E_t\{R_{st+1}^j\} Q_t^j s_t^j - R_{bt} b_t^j - R_t d_t \quad (2)$$

为了防止银行通过足够的净资产积累实现百分之百股权融资、从而不需要外部融资的情形出现，引入银行的退出机制，假设每期银行继续经营的概率为 σ ，则 t 期银行的价值取决于继续经营银行和退出市场银行的加权平均贴现价值：

$$V_t = E_t\{A_{t,t+1} \sum_{j=s,d} \pi^j [(1-\sigma)n_{t+1}^j + \sigma V_{t+1}^j]\} \quad (3)$$

其中 $A_{t,t+1}$ 表示家庭跨期贴现因子。因每期银行间市场的拆入行和拆出行会重新分配，假设每期期初拆入行和拆出行会通过套利活动使价值趋于相等，当项目在非金融企业之间进行分配之后，银行的状态随即确定，故这里 t 期银行的价值还取决于下一期银行在银行间市场的状态 π^j 。

由于信息不对称的存在，银行不能无限制从家庭和银行间市场融资，如果银行经营失败，债权人就会挤兑银行。故这里以常规方式引入银行面临的委托代理问题，债权人会预估银行经营失败的价值，若银行的真实价值高于预估价值，债权人不会撤资；若低于，债权人就会挤兑银行，银行的激励相容约束为：

$$V_t \geq \theta(Q_t^j s_t^j - \omega b_t^j) \quad (4)$$

其中， θ 表示银行对于贷款的转移比率， ω 衡量了银行对于银行间市场资金 b_t^j 的相对转移比率，之所以引入 ω 是为了对存款市场和银行间市场进行区分¹。

¹ 在 Gertler and Kiyotaki (2011) 中， θ 表示“Fraction of assets divertable”，这里仍采用了这一表述。但这并不意

猜测银行的价值函数为：

$$V_t = v_{st}^j s_t^j - v_{bt} b_t^j - v_t d_t \quad (5)$$

其中 v_{st}^j 、 v_{bt} 和 v_t 分别表示贷款、银行间市场资金和存款的边际价值。注意到，由于拆入行和拆出行的资产价格不同，所以这里贷款边际价值 v_{st}^j 的猜解形式取决于银行所在的状态。给定银行的约束条件式(4)，最大化银行价值函数式(5)，可以得到关于存款 d_t 、贷款数量 s_t^j 和拉格朗日乘子 λ_t^j 的一阶条件满足：

$$(1 + \bar{\lambda}_t)(v_{bt} - v_t) = \theta \omega \bar{\lambda}_t \quad (6)$$

$$(1 + \lambda_t^j) \left(\frac{v_{st}^j}{Q_t^j} - v_{bt} \right) = \lambda_t^j \theta (1 - \omega) \quad (7)$$

$$\lambda_t^j [v_t - \theta(Q_t^j s_t^j - \omega b_t^j)] = 0 \quad (8)$$

其中 $\bar{\lambda}_t = \sum_{j=s,d} \pi^j \lambda_t^j$ 表示拆入行和拆出行拉格朗日乘子的加权平均值。将式(6)和式(7)带入银行的价值函数式(3)和约束条件式(4)，可得银行的价值函数为：

$$V_t = E_t^j \{ \Lambda_{t,t+1} (1 - \sigma + \sigma [\lambda_{t+1}^j (v_{bt+1} - \theta \omega) + v_{bt+1}]) n_{t+1}^j \} = E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j n_{t+1}^j \} \quad (9)$$

其中 E_t^j 表示对不同状态的银行取期望，定义银行的广义贴现因子：

$$\Omega_t^j = \Lambda_{t-1,t} \{ 1 - \sigma + \sigma [\lambda_t^j (v_{bt} - \theta \omega) + v_{bt}] \} \quad (10)$$

说明银行的真实价值取决于未来净资产的贴现值， $\frac{v_t^j}{n_t^j}$ 则衡量了银行的托宾 Q 值。将净资产积累方程式(2)代入式(9)，根据待定系数法有：

$$\frac{v_{st}^j}{Q_t^j} = E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j R_{st+1}^j \} \quad (11)$$

$$v_{bt} = E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j R_{bt} \} \quad (12)$$

$$v_t = E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j R_t \} \quad (13)$$

说明贷款、银行间市场资金和存款的边际回报率分别取决于贷款利率、银行间市场利率和存款利率的加权平均贴现值。

由于拆入行的债权人包括家庭和拆出行，当发生负向冲击时，挤兑可能同时发生于存款市场和银行间市场，为了分析银行间市场挤兑带来的净影响，这里构造两种情形，即无摩擦的银行间市场和有摩擦的银行间市场，进行对比分析。在无摩擦的银行间市场情形下，挤兑只发生于存款市场，不会发生于银行间市场；而在有摩擦的银行间市场情形下，挤兑同时发生于存款

味着 θ 就是银行“转移”或“偷盗”的资产比率，从经济学角度讲， θ 实际上更接近资本充足率的概念，激励相容约束式(4)本质上起到限制银行杠杆的作用，即银行不能无限制从存款人或其他债权人处获取资金，银行融资的金额受到杠杆的约束。这也可以从银行的优化问题分析中看到，因为通过一阶条件求解得到的银行最优杠杆是参数 θ 和 ω 的函数。

市场和银行间市场。有摩擦与无摩擦银行间市场情形之间的差异，实际上反映了银行间市场风险对于宏观经济变量的影响情况。接下来分别分析无摩擦情形与有摩擦情形的银行部门优化问题，为下文实证分析做铺垫。

1. 无摩擦的银行间市场情形 ($\omega = 1$)

当 $\omega = 1$ 时，之前的分析会产生如下三个方面的变化：

第一，银行的委托代理问题变为： $V_t \geq \theta(Q_t^j s_t^j - b_t^j)$ ，意味着银行间市场不存在委托代理问题，是无摩擦的。

第二，给定 $\lambda_t^j \geq 0$ ，根据式(7)有 $\frac{v_{st}^d}{Q_t^d} = v_{bt} = \frac{v_{st}^s}{Q_t^s}$ ，表示单位贷款资金的回报率等于单位银行间市场资金的回报率，说明基于无套利原理，无摩擦的银行间市场使得两类银行获得相同的贷款边际价值。结合式(11)有： $R_{st}^d = R_{st}^s = R_{st}$ ，因为两类银行的贷款利率相同，所以去掉上标。

第三，去掉上标后，定义银行的杠杆率为：

$$\phi_t = \frac{Q_t s_t - b_t}{n_t} \quad (14)$$

重新表述银行的优化问题为：

$$\max V_t = (v_{bt} - v_t)\phi_t n_t + v_t n_t \quad s.t. \quad V_t \geq \theta \phi_t n_t \quad (15)$$

从而有：

$$\phi_t = \frac{E_t\{\Omega_{t+1} R_t\}}{\theta - E_t\{\Omega_{t+1}(R_{st+1} - R_t)\}} \quad (16)$$

说明由市场决定的银行最优杠杆与信贷利差为同向关系。

2. 有摩擦的银行间市场 ($\omega = 0$)

考虑 $\omega = 0$ 的有摩擦银行间市场情形，同样从以下三点展开分析：

第一，银行的委托代理问题变为： $V_t \geq \theta Q_t^j s_t^j$ ，因为 $Q_t^j s_t^j = b_t^j + d_t + n_t^j$ ，说明银行间市场面临同存款市场一样的委托代理问题，当发生负向冲击时，银行间市场和存款市场都可能会发生挤兑。

第二，给定 $\lambda_t^j \geq 0$ ，根据式(6)有 $v_{bt} = v_t$ ，结合式(12)有： $R_{bt} = R_t$ ，说明银行间市场资金的边际回报率等于存款的边际回报率，这增加了拆出行获取零超额回报的可能性。拆出行会在银行间市场供给资金的动机则是释放被占用的风险资产¹，结果拆出行的激励相容约束很可能不会收紧。

但拆入行同时受到来自存款市场和银行间市场的约束，银行的融资能力受到限制。根据互补松弛条件式(8)，当拆入行约束收紧时，有 $\lambda_t^d > 0$ ，根据式(7)得到 $\frac{v_{st}^d}{Q_t^d} > v_{bt}$ 。当拆出行约束不

¹ 注意，对拆出行而言，银行间市场资金属于资产方，在 $\omega = 0$ 情形下，银行间市场资金性质上等同于安全资产，而企业贷款属于风险资产。

会收紧时，有 $\lambda_t^i = 0$ ，根据式(7)得到 $\frac{v_{st}^s}{Q_t^s} = v_{bt}$ ，说明在有摩擦的银行间市场上，拆入行单位贷款的边际回报率要高于拆出行（ $\frac{v_{st}^d}{Q_t^d} > \frac{v_{st}^s}{Q_t^s}$ ），且拆入行的贷款回报率要高于拆出行（ $R_{st}^d > R_{st}^s$ ）。从直觉上看，在银行间市场上流动性相对盈余的大银行通常为低风险企业融资，流动性相对短缺的小银行通常为高风险企业融资，获得的收益率更高。

第三，定义银行的杠杆率为：

$$\phi_t^j = \frac{Q_t^j s_t^j}{n_t^j} \quad (17)$$

重新表述银行的优化问题为：

$$\max V_t = (\mu_t^j \phi_t^j + v_t) n_t^j \quad s.t. \quad \mu_t^j \phi_t^j + v_t \geq \theta \phi_t^j \quad (18)$$

则对于银行间市场的拆入行和拆出行，分别有：

$$\phi_t^d = \frac{v_t}{\theta - \mu_t^d} \quad (19)$$

$$\frac{Q_t^s s_t^s}{n_t^s} \leq \phi_t^s = \frac{v_t}{\theta - \mu_t^s} \quad (20)$$

最后整理后有银行的杠杆率满足：

$$\phi_t^j = \frac{E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j R_t \}}{\theta - E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j (R_{st+1}^j - R_t) \}} \quad (21)$$

综上，在无摩擦的银行间市场情形下，拆入行信贷供给满足： $Q_t^d s_t^d = \phi_t^d n_t^d + b_t^d$ ，当发生负向冲击时，拆入行只会受到存款人挤兑，不会受到拆出行挤兑。在有摩擦的银行间市场情形下，拆入行信贷供给满足： $Q_t^d s_t^d = \phi_t^d n_t^d = b_t^d + d_t + n_t^d$ ，当发生负向冲击时，拆入行会同时受到存款人和拆出行挤兑。此时，一方面，负向冲击会同时增加拆入行和拆出行对流动性的预防性需求，银行间市场总体的流动性需求已保持在高位。另一方面，在经济形势不确定的情形下，拆出行不会很快恢复对拆入行的流动性供给，导致拆入行的流动性缺口被进一步放大，这又会进一步影响新投资项目的融资需求是否得到满足，从而放大负向冲击对宏观经济的影响，故这里提出命题一。

命题一：当金融部门受到负向冲击时，相较于无摩擦的银行间市场情形，有摩擦的银行间市场情形会放大冲击对宏观经济的影响。

3. 加总

在银行间市场上，拆出行供给的资金等于拆入行需求的资金，银行间市场出清。对所有拆入行和拆出行分别进行加总，令 N_t^d 和 S_t^d 表示拆入行的总净资产和总资产，令 N_t^s 和 S_t^s 表示拆出行的总净资产和总资产，令 D_t 表示家庭总存款，令 $Q_t^d S_t^d + Q_t^s S_t^s$ 表示银行部门发放的总信贷。对于每期退出市场的银行，都会有相同比例的银行新进入市场，这样可以维持银行的总数量平衡。

假设家庭每期向新进入银行转移相当于继续经营银行总资产收入 ξ 比例的资金，作为新进入银行的启动资金，则拆入行和拆出行的净资产满足下面的关系：

$$N_t^d = \pi^d \{R_{st}^d (\sigma + \xi) Q_{t-1}^d S_{t-1} - \sigma R_{t-1} D_{t-1}\} \quad (22)$$

$$N_t^s = \pi^s \{R_{st}^s (\sigma + \xi) Q_{t-1}^s S_{t-1} - \sigma R_{t-1} D_{t-1}\} \quad (23)$$

$$N_t^d + N_t^s + D_t = Q_t^d S_t^d + Q_t^s S_t^s \quad (24)$$

同时，拆入行和拆出行的信贷供给满足：

$$S_t^d = Inv_t + (1 - \delta) \pi^d K_{t-1} \quad (25)$$

$$S_t^s = (1 - \delta) \pi^s K_{t-1} \quad (26)$$

以上形式内生地引入了拆入行对拆出行的流动性需求机制，尤其随着新项目投资机会的增多，拆入行在银行间市场拆借资金的动机越强，从而将实体经济活动与银行间市场联系起来。

（二）企业家

企业家通过向银行借款、以价格 Q_t 从资本品生产商处购买资本、并以租金率 R_t^k 租赁给垄断竞争厂商，企业家的融资利率满足：

$$R_{st}^j = e^{u_t^\psi} \frac{R_t^k + (1 - \delta) Q_t^j}{Q_{t-1}^j} \quad (27)$$

其中拆入行和拆出行的融资利率与资产价格都是内生决定的。类似 Gertler and Karadi (2011)，这里引入资本质量冲击： $u_t^\psi = \rho_\psi u_{t-1}^\psi + \varepsilon_{\psi,t}$ ，该冲击可以通过外生引起资产价格的变化来模拟流动性风险事件的发生。

（三）资本品生产商

企业家购买的资本品由资本品生产商生产，由于 π^d 概率的企业有新投资机会，故这些企业会购置新资本，其余 π^s 的企业仍基于已有的项目获取收益。资本品生产商的资本积累方程为：

$$\begin{aligned} K_t &= e^{u_t^\psi} \left\{ \left[e^{u_t^{inv}} \left(1 - F \left(\frac{Inv_t}{Inv_{t-1}} \right) \right) Inv_t + \pi^d (1 - \delta) K_{t-1} \right] + [\pi^s (1 - \delta) K_{t-1}] \right\} \\ &= e^{u_t^\psi} \left[e^{u_t^{inv}} \left(1 - F \left(\frac{Inv_t}{Inv_{t-1}} \right) \right) Inv_t + (1 - \delta) K_{t-1} \right] \end{aligned} \quad (28)$$

其中，函数 $F(\cdot)$ 表示投资调整成本，满足 $0 < F(\cdot) < 1$ 、 $F(1) = F'(1) = 0$ 和 $F''(1) > 0$ ，说明决定资本积累的是有效投资，而不是投资总额。 u_t^{inv} 为投资冲击，服从 AR(1)过程： $u_t^{inv} = \rho_{inv} u_{t-1}^{inv} + \varepsilon_{inv,t}$ 。

（四）家庭

假设有一组同质且在 $(0, 1)$ 区间内连续的家庭， t 期家庭选择消费 C_t 、劳动 L_t 和存款 D_t 实现终生效用最大化。家庭的效用函数为：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(e^{u_t^c} \frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \quad (29)$$

其中， β 为贴现因子， h 为消费习惯， σ_c 为相对风险厌恶系数， φ 为劳动供给弹性的倒数。 u_t^c 表示消费偏好冲击，满足： $u_t^c = \rho_c u_{t-1}^c + \varepsilon_{ct}$ 。家庭的预算约束为：

$$C_t + D_t + T_t \leq W_t L_t + R_{t-1} D_{t-1} + \Xi_t \quad (30)$$

其中， W_t 为家庭在 t 期提供劳动获得的真实工资收入， T_t 表示税负， Ξ_t 为家庭扣除工资和利息之后的其他收入，如，金融部门退出时向家庭部门转移的利润。

（五）垄断竞争厂商

垄断竞争厂商从家庭雇佣劳动 L_{it} 、从企业租赁资本 K_{it-1} ，用于生产中间商品 Y_{it} ：

$$Y_{it} = e^{u_t^a} K_{it-1}^\alpha L_{it}^{1-\alpha} \quad (31)$$

其中， α 为资本占产出的份额， u_t^a 为生产力冲击，满足： $u_t^a = \rho_a u_{t-1}^a + \varepsilon_{at}$ 。由于家庭消费的是最终商品，设定最终商品生产商从垄断竞争厂商处购买中间商品，并将这些商品复合成最终商品：

$$Y_t = \left(\int_0^1 (Y_{it})^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} di \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (32)$$

其中 ε 为中间商品替代弹性。给定最终商品价格 P_t 和中间商品价格 P_{it} ，对应的垄断竞争厂商需求曲线为：

$$Y_{it} = (P_{it}/P_t)^{-\varepsilon} Y_t \quad (33)$$

垄断竞争厂商具有定价权，选择制定最优的中间商品价格来最大化自己的利润。假设每一期厂商可以重新定价的概率为 $1 - \theta_f$ ，剩余厂商基于过去的通货膨胀 Π 来调整价格，参数 $\chi_f \in [0,1]$ 衡量了调整程度：

$$P_t^{1-\varepsilon} = \theta_f (\Pi_{t-1}^{\chi_f})^{1-\varepsilon} P_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta_f) P_t^{*1-\varepsilon} \quad (34)$$

中间商品生产商面临的优化问题为：

$$\max_{P_t^*} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta \theta_f)^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} \left[\left(\prod_{s=1}^{\tau} \Pi_{t+s-1}^{\chi_f} \frac{P_t^*}{P_{t+\tau}} - MC_{t+\tau} \right) Y_{it+\tau} \right] \quad (35)$$

其中 MC_t 表示垄断竞争厂商的真实边际成本， λ_t 为家庭拉格朗日乘子，表示用家庭偏好衡量的消费影子价格。求解该优化问题可以得到中间商品生产商制定的最优价格 P_t^* 满足：

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta \theta_f)^\tau \lambda_{t+\tau} \left\{ \left[(1 - \varepsilon) \left(\prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_f}}{\Pi_{t+s}} \right)^{1-\varepsilon} \frac{P_t^*}{P_t} + \varepsilon \left(\prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_f}}{\Pi_{t+s}} \right)^{-\varepsilon} MC_{t+\tau} \right] Y_{it+\tau} \right\} = 0 \quad (36)$$

(六) 中央银行

货币当局维持价格稳定和产出稳定, 根据侯成琪和龚六堂 (2014), 考虑如下货币政策规则:

$$\frac{I_t}{I_{SS}} = e^{u_t^i} \left(\frac{I_{t-1}}{I_{SS}} \right)^{\rho_I} \left(\left(\frac{\Pi_t}{\Pi_{SS}} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_{SS}} \right)^{\phi_y} \right)^{1-\rho_I} \quad (37)$$

其中 I_{SS} 、 Π_{SS} 和 Y_{SS} 分别为稳态的名义利率、通货膨胀和产出水平; ρ_I 、 ϕ_π 和 ϕ_y 分别为利率平滑系数、通胀缺口反应系数和产出缺口反应系数; u_t^i 为货币政策冲击, 满足: $u_t^i = \rho_i u_{t-1}^i + \varepsilon_{it}$ 。

(七) 资源约束

最终商品用于家庭消费、资本品生产商的投资和政府支出 $G_{SS} e^{u_t^g}$, u_t^g 表示政府支出冲击: $u_t^g = \rho_g u_{t-1}^g + \varepsilon_{gt}$, 则实现商品市场出清的总资源约束为:

$$Y_t = C_t + Inv_t + G_{SS} e^{u_t^g} \quad (38)$$

三、借贷便利类工具的理论分析

当负向冲击引起银行间市场的流动性缺口被放大时, 就需要央行进行流动性干预。根据之前的分析, 借贷便利类工具本质上通过再贷款机制实现, 假设央行对银行的贷款利率为 R_{mt} , 银行在获得央行提供的流动性 $m_t^j \geq 0$ 后, 资产负债表变为:

$$Q_t^j s_t^j = b_t^j + d_t + n_t^j + m_t^j \quad (39)$$

为对央行和拆出行提供的流动性进行区分, 防止央行资金仅仅是拆出行资金的补充, 引入参数 $\omega_g > \omega$, 表示央行能够运用更有效的方式监控所贷款的银行。在有央行借贷便利操作的情形下, 银行的激励相容约束条件变为:

$$V_t \geq \theta(Q_t^j s_t^j - \omega b_t^j - \omega_g m_t^j) \quad (40)$$

仍然考虑之前 $\omega = 0$ 的有摩擦银行间市场情形, 再次求解银行的优化问题¹有:

$$\mu_{mt} = \omega_g \mu_t^j \quad (41)$$

其中, μ_t^j 和 μ_{mt} 分别表示一单位贷款和一单位央行资金相对于存款资金的超额边际回报:

$$\mu_t^j = E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j (R_{st+1}^j - R_t) \} \quad (42)$$

$$\mu_{mt} = E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j (R_{mt} - R_t) \} \quad (43)$$

¹ 为节约篇幅, 感兴趣的读者可以向作者索要推导过程。

式(41)说明了央行借贷便利类工具能够引导贷款市场定价。在固定参数 ω_g 的情形下，若央行观测到企业家贷款的信贷利差出现大幅上升，央行会增加借贷便利操作，通过降低借贷便利类工具利率引导商业银行贷款利率下行。

令 M_t 表示央行通过借贷便利类工具向银行体系注入的总流动性，为了模型处理上的方便，假设央行提供的流动性与银行提供给非金融企业家的贷款资金成比例：

$$M_t = \frac{\eta_t \Omega_t S_t^j}{\omega_g} \quad (44)$$

央行通过观察信贷利差相对于稳态的偏离程度来设定反应比例 η_t ，偏离程度越大，央行向银行体系注入的流动性越多：

$$\eta_t = \nu_g [E_t \{R_{st+1}^j - R_t\} - (R_s^j - R)] \quad (45)$$

参数 ν_g 反映了调整的程度， R_s^j 和 R 分别表示稳态的贷款利率和存款利率。对应的政府部门资产负债表为：

$$G_t + M_t = T_t + R_{mt} M_{t-1} \quad (46)$$

综上，借贷便利类工具同时具有价格型和数量型货币政策工具的特点。一方面，根据关系表达式 $E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j (R_{mt} - R_t) \} = \omega_g E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j (R_{st+1}^j - R_t) \}$ ，央行可以通过调整借贷便利类工具利率引导贷款市场定价，保持信贷利差在合理区间内变动。另一方面，虽然在经济形势不确定的情形下，拆出行不会很快恢复对拆入行的流动性供给，导致拆入行的流动性缺口放大，但央行可以通过“最后贷款人”身份直接向市场补充流动性 M_t ，用外部流动性供给消除因银行间市场内部流动性供给不足而产生的流动性缺口，以降低银行间市场流动性风险对宏观经济的不利影响，故这里提出命题二。

命题二：借贷便利类工具通过引导贷款市场定价和流动性效应来影响商业银行融资可得性，进而降低银行间市场流动性风险对宏观经济的不利影响。

四、实证分析

这一部分将结合中国2002年到2018年宏观经济变量的真实季度数据进行实证分析，对理论部分的传导渠道进行检验。

（一）参数校准和贝叶斯估计

首先，采用文献的通用做法校准实体部门参数和稳态。令家庭贴现因子 β 取值为0.9933，对应约2.75%的7天逆回购基准利率和 $R = 1.0067$ 的季度真实基准利率；设置资本占产出的份额 α 为0.5（侯成琪和龚六堂，2014；王频和侯成琪，2017）；根据Chang et al.（2016）中2002年到2018年的中国真实季度数据，得到稳态时消费占产出的比例 $C_{SS}/Y_{SS} = 0.45$ 和投资占产出

$Inv_{SS}/Y_{SS} = 0.35$ 的比例，为匹配这一现实特征，校准资本折旧率 δ 为 0.041 和稳态的政府支出 $G_{SS} = 1.718$ 。

表 1 参数取值

参数	描述	取值	参数	描述	取值
(一) 非金融部门					
β	家庭贴现因子	0.9933	α	资本产出弹性	0.5
δ	折旧	0.041	θ_f	价格粘性	0.7
σ_c	家庭相对风险厌恶系数	1	φ	劳动供给弹性的倒数	1
h	家庭消费习惯	0.6	ε	中间商品替代弹性	10
(二) 金融部门					
σ	银行继续经营的比例	0.95	θ	银行转移贷款的比例	0.2815
ξ	家庭对新进入商业银行的转移比例	0.0102	π^d	流动性需求概率	0.25
ω_g	央行资金的相对转移比例	0.25	ν_g	央行流动性管理参数	50

其次，考虑与金融部门相关的参数。截至目前，中国人民银行官网于 2015 年 10 月 24 日最后一次公布的一年以内（含一年）人民币贷款基准利率为 4.35%，一年期人民币定期存款基准利率为 1.5%，在扣除其他相关成本后，校准中国的年信贷利差为 200 个基点，则拆入行对应的真实季度贷款利率为 $R_s^d = 1.0130$ 。在无摩擦的银行间市场情形下（ $\omega = 1$ ），基于无套利原理，各银行的资产回报率趋于相等，故有稳态的银行间市场利率等于稳态的贷款利率： $R_b = R_s^d$ 。在有摩擦的银行间市场情形下（ $\omega = 0$ ），因银行间市场的摩擦程度等同于存款市场，设置稳态的银行间市场利率 $R_b = R$ 。拆入行的稳态杠杆率设定为 $\phi_{SS}^d = 4$ （Gertler and Karadi, 2011），拆出行的稳态杠杆率 ϕ_{SS}^s 由模型内生决定。银行继续经营的概率设定为 $\sigma = 0.95$ （温信祥和苏乃芳, 2018），表示银行的平均经营周期为 20 期。设定流动性需求概率为 $\pi^d = 0.25$ ，表示任意一家银行每年都至少会在银行间市场上拆借一次资金。由于中国的 7 天常备借贷便利操作利率平均为 3.25%，故这里校准央行借贷便利操作利率的稳态 R_m 为基准利率 R 上浮 50 个基点，对应的风险权重参数 $\omega_g = (R_s - R)/(R_m - R)$ 。对于央行流动性管理参数 ν_g ，Gertler and Kiyotaki（2011）和 Gertler and Karadi（2011）中令盯住信贷利差的反应系数为 10 和 100，康立和龚六堂（2014）中取值为 10，本文取中间情形 50，为进行稳健性分析，后文将同时比较赋值为 10 和 100 的情形。参数取值结果见表 1。

最后，对于投资调整成本参数 κ 、与货币政策相关的反应系数以及生产力冲击 u_t^g 、政府支出冲击 u_t^g 、消费冲击 u_t^c 、投资冲击 u_t^{inv} 、货币政策冲击 u_t^i 和资本质量冲击 u_t^ψ 的自相关系数和标准差，选取 Chang et al.（2016）中 2002 年到 2018 年中国消费、投资、产出、利率、通货膨胀

和信贷规模的真实数据，在季节性调整的基础上进行单侧 HP 滤波处理，最后通过贝叶斯估计方法得到的结果见表 2。

表 2 贝叶斯估计结果

参数	描述	先验分布	后验均值	90%置信区间	
κ	投资调整成本参数	Gamma	4.0004	3.9844	4.0166
ρ_l	利率规则的平滑系数	Beta	0.6999	0.6833	0.7159
ϕ_π	利率规则中对通胀的反应系数	Gamma	2.4995	2.4829	2.5152
ϕ_y	利率规则中对产出的反应系数	Gamma	0.1252	0.1084	0.1414
ρ_a	生产力冲击自相关系数	Beta	0.8000	0.7836	0.8161
ρ_g	政府支出冲击自相关系数	Beta	0.8002	0.7843	0.8166
ρ_i	利率规则自相关系数	Beta	0.8002	0.7835	0.8159
ρ_c	消费冲击自相关系数	Beta	0.8000	0.7835	0.8158
ρ_{inv}	投资冲击自相关系数	Beta	0.8004	0.7841	0.8175
ρ_ψ	资本质量冲击自相关系数	Beta	0.7996	0.7827	0.8157
σ_a	生产力冲击标准差	Inv-Gamma	0.0948	0.0226	0.1725
σ_g	政府支出冲击标准差	Inv-Gamma	0.0963	0.0219	0.1819
σ_i	利率规则标准差	Inv-Gamma	0.0840	0.0238	0.1544
σ_c	消费冲击标准差	Inv-Gamma	0.0813	0.0228	0.1451
σ_{inv}	投资冲击标准差	Inv-Gamma	0.0928	0.0231	0.1662
σ_ψ	资本质量冲击标准差	Inv-Gamma	0.0746	0.0237	0.1291

(二) 银行间市场摩擦与宏观经济波动

在使用中国的数据对模型校准之后，接下来分析银行间市场摩擦程度与宏观经济变量的动态特征。

首先考虑一个单位标准差的负向资本质量冲击，该冲击可以通过外生引起资产价格的变化来模拟流动性风险事件的发生。如图 2 所示，实线表示无摩擦的银行间市场情形 ($\omega = 1$)，虚线表示有摩擦的银行间市场情形 ($\omega = 0$)。当金融部门受到负向冲击时，传导链条为：

$$Q_t \rightarrow Q_t S_t \xrightarrow{\phi_t} N_t \rightarrow (R_{st} - R_t) \rightarrow Inv_t \rightarrow Y_t$$

由于一个单位标准差的负向资本质量冲击会直接引起资产价格下降，在虚线表示的有摩擦银行间市场情形中，资产价格相较于稳态下降 1%，由此导致拆入行总资产价值 $Q_t S_t$ 下降，根据关系式 $Q_t S_t = \phi_t N_t$ ，受约束的拆入行总资产价值下降通过杠杆的作用引起其净资产下降，降幅为 3.58%。为降低负向冲击对拆入行盈利能力的不利影响，拆入行进而以提高信贷利差 ($R_{st} - R_t$) 的方式获取更高收益、增加净资产（留存收益）的积累，引起信贷利差向上偏离稳态 38 个基点。由于模型为内生引入拆入行对拆出行的流动性需求机制，假定拆入行除为已有的项

目融资外，还会为新项目 Inv_t 提供融资，所以在融资成本更加高昂的情形下，借款人企业会减少投融资活动，最终，投资 Inv_t 的下降引起了宏观经济总产出的下降。

而在实线表示的无摩擦银行间市场情形中，上述宏观经济变量的波动幅度明显较少。由于在无摩擦的银行间市场情形下，挤兑只发生于存款市场，不会发生于银行间市场；而在有摩擦的银行间市场情形下，挤兑同时发生于存款市场和银行间市场，所以二者之间的差异实际上反映了因银行间市场挤兑导致流动性缺口放大并最终引起宏观经济波动的净效应。通过对比无摩擦和有摩擦银行间市场情形下的脉冲响应图，可以发现，当受到负向冲击时，相较于无摩擦的银行间市场情形，有摩擦的银行间市场情形会放大冲击对宏观经济的影响。这说明，银行间市场流动性风险不仅会影响金融部门的资产负债表状况，也会对实体部门产生溢出效应、放大宏观经济变量的波动幅度，命题一成立。

其次考虑一个单位标准差的负向生产力冲击，如图 3 所示，实线表示无摩擦的银行间市场情形 ($\omega = 1$)，虚线表示有摩擦的银行间市场情形 ($\omega = 0$)。在虚线表示的有摩擦银行间市场情形中，资产价格下降引起受约束的拆入行总资产价值下降，并通过杠杆的作用引起净资产下降，由此导致信贷利差上升和投资产出下降。而在实线表示的无摩擦银行间市场情形中，上述宏观经济变量的波动幅度明显较小，这说明，当受到负向冲击时，相较于无摩擦银行间市场情形，有摩擦银行间市场情形会放大冲击对宏观经济的影响，银行间市场流动性风险具有传染效应，同样支持命题一的分析。

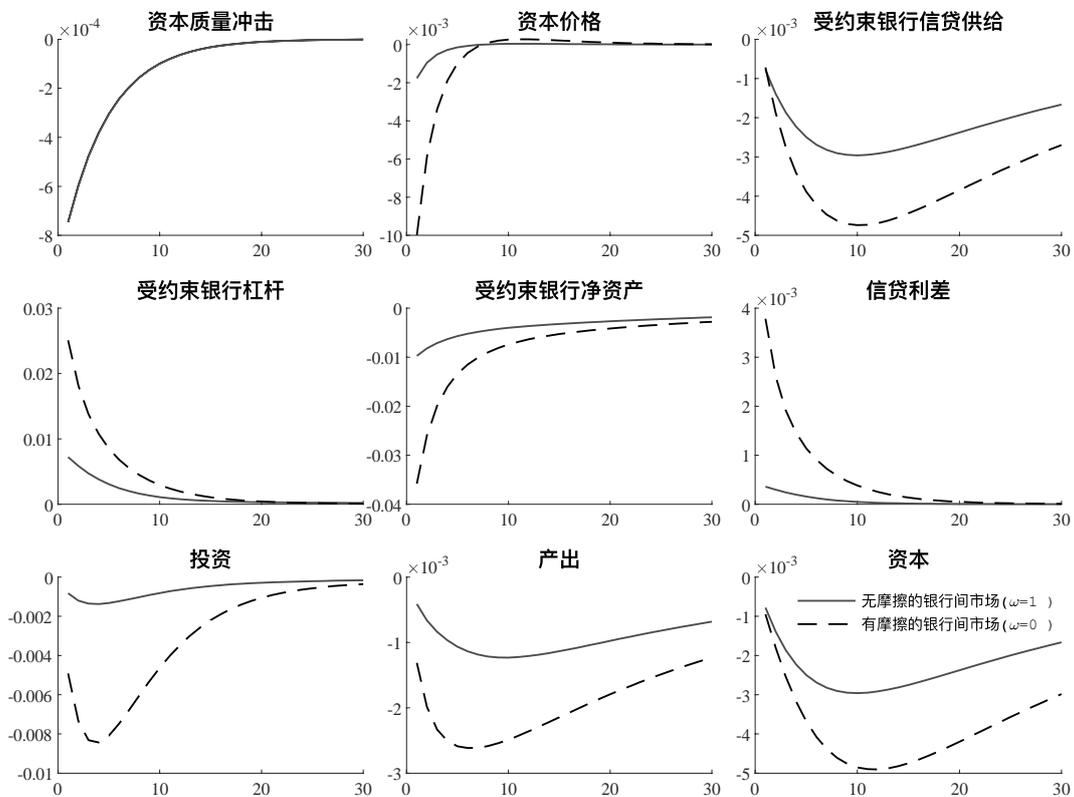


图 2 负向资本质量冲击情形下的脉冲响应图

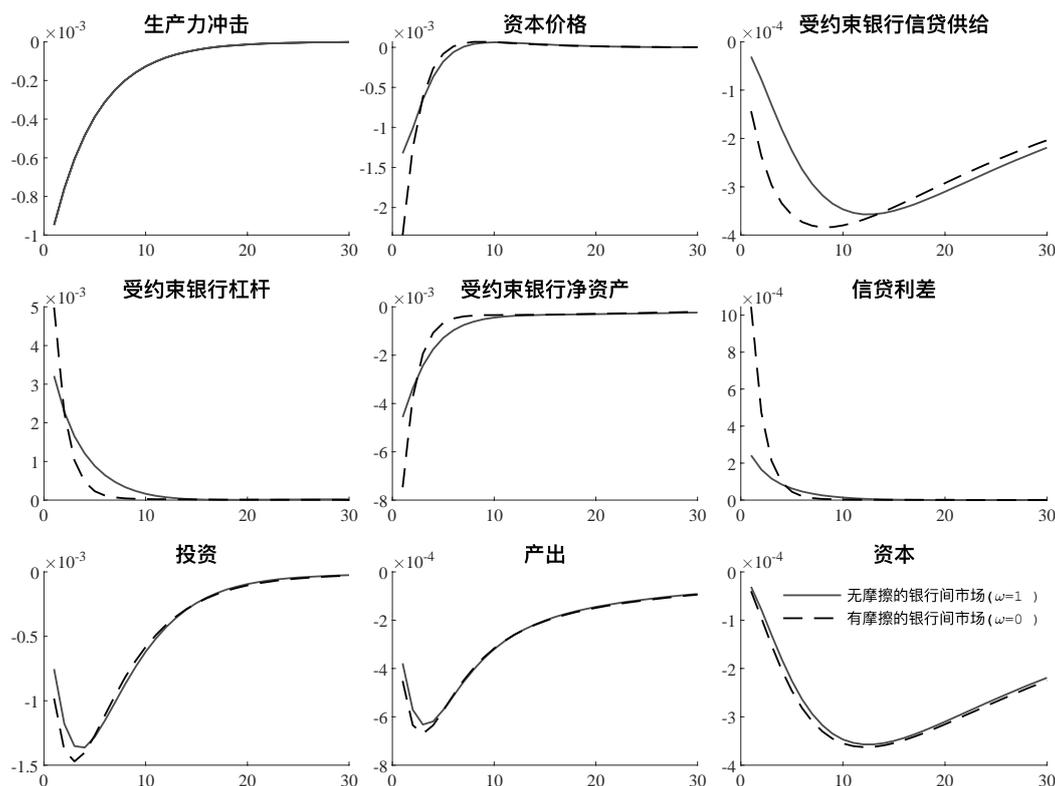


图3 负向生产力冲击情形下的脉冲响应图

综上，当受到负向冲击时，银行资产价格的下降会引起自有资本的下降，并通过金融加速器机制传导至实体部门。但在经济形势不确定的情形下，拆出行不会很快恢复对拆入行的流动性供给，银行间市场的流动性缺口导致负向冲击持续的时间更长、复苏过程更加缓慢，因此，需要央行进行流动性干预，通过外部流动性供给消除流动性缺口，以降低银行间市场挤兑带来的负面影响。

借贷便利类工具主要通过利率引导和流动性效应稳定金融市场，当受到负向冲击时，为应对银行间市场流动性缺口放大和市场失灵，央行可以通过行使“最后贷款人”职能，直接向市场补充流动性 M_t ，促使市场恢复到正常状态。接下来通过比较有央行借贷便利操作和无央行借贷便利操作情形下的宏观经济动态特征，分析借贷便利类工具的传导机制和传导效果。

（三）借贷便利类工具的传导机制

为对接前面的分析，同样考虑一个单位标准差的负向资本质量冲击。如图4所示，虚线表示无央行流动性干预的情形，实线表示有央行流动性干预的情形。当用央行外生供给的流动性代替银行间市场内生的流动性后，首先，流动性效应是显然的，受约束的拆入行资本价格下降幅度大幅改善，总资产价值、杠杆和净资产的波动幅度收窄，随着拆入行信贷供给保持稳定，新投资项目的融资需求也得到满足，带动投资和产出上行。其次，根据关系表达式

$$E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j (R_{mt} - R_t) \} = \omega_g E_t^j \{ \Omega_{t+1}^j (R_{st+1}^j - R_t) \},$$

央行可以通过调整借贷便利类工具利率引导

贷款市场定价。从图形中也可以看到，通过锚定借贷便利利率与存款利率之差的变动后，信贷利差约下降了 35 个基点，从而以降低实体部门融资成本的方式促进投资增加和经济增长。

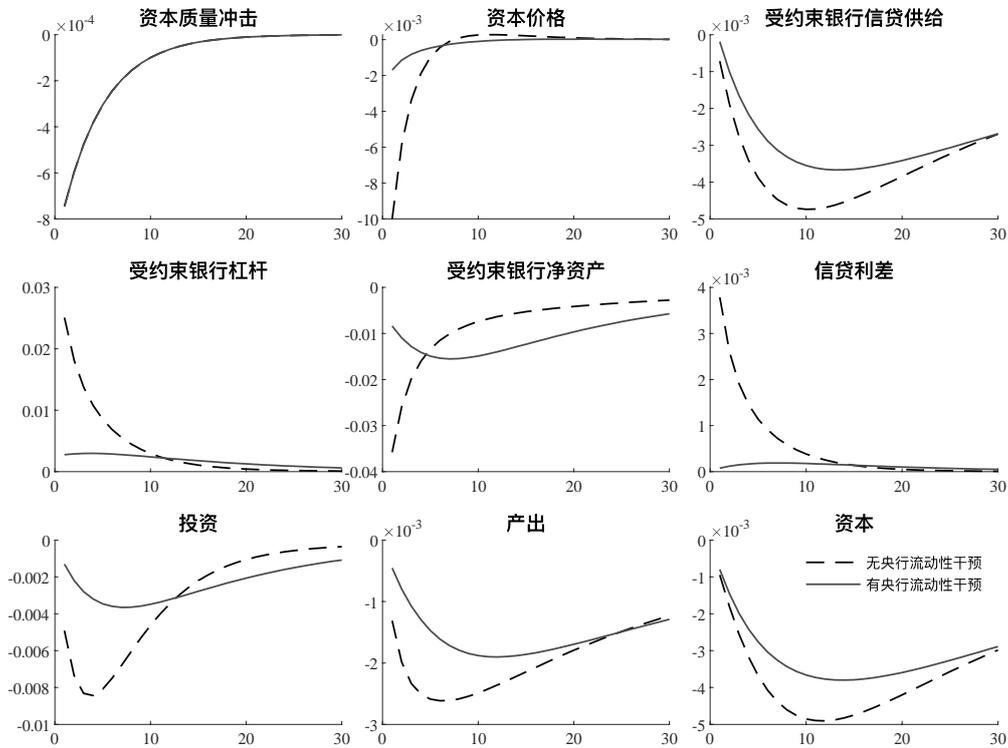


图 4 负向资本质量冲击情形下的脉冲响应图

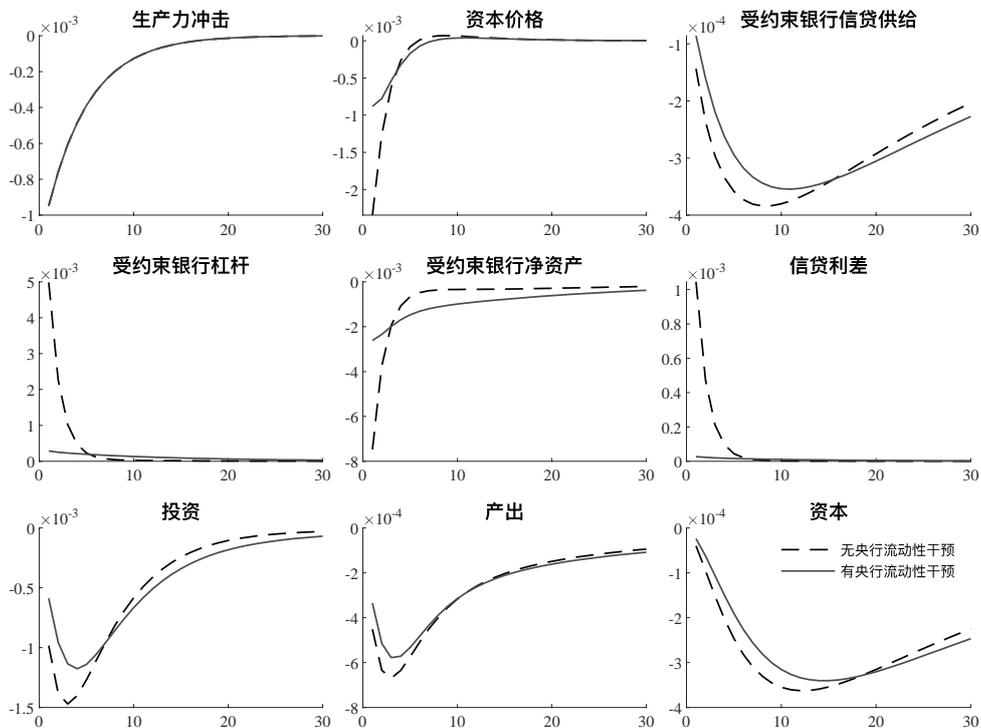


图 5 负向生产力冲击情形下的脉冲响应图

再次考虑负向生产力冲击下的经济波动状况，如图 5 所示，虚线表示无央行流动性干预的情形，实线表示有央行流动性干预的情形。同样可以看到，当央行实行借贷便利操作后，最为明显的作用是稳定了银行的信贷供给和信贷利差波动，银行不需要以一个更低的价格提前清算正在执行的合约，使得资本价格的下降幅度改善约 0.1%。同时，随着信贷利差涨幅回落，实体经济融资成本大幅下降，最终稳定了投资和产出的波动幅度。

综上，借贷便利类工具通过引导贷款市场定价和流动性效应来影响商业银行融资可得性，进而降低了因银行间市场流动性缺口放大带来的不利影响，支持命题二。

(四) 借贷便利类工具的实施效果

为比较不同调整程度下的央行流动性干预的有效性，如图 6 所示，实线表示调整程度设定为 10 情形下的央行流动性管理效果，虚线对应之前设定为 50 情形下的干预效果，参考 Gertler and Kiyotaki (2011)，这里也设置了 100 的调整程度参数进行对比分析。

当金融部门受到负向资本质量冲击时，央行借贷便利操作有效熨平了金融部门波动和实体经济部门波动。总体而言，央行的反应程度参数越高，稳定经济的效果越好，但同时，这种效果是边际递减的，如， $v_g = 50$ 情形下的资本价格相较于 $v_g = 10$ 情形下的资本价格降幅缩减 17.3%，但 $v_g = 100$ 相较于 $v_g = 50$ 情形的降幅缩减仅 5.84%。图 7 所示的负向生产力冲击情形也具有类似特征，说明借贷便利操作的反应系数越大，并不意味着越有利于经济稳定，应结合央行实行借贷便利操作的收益和成本，制定最佳的反应程度参数。

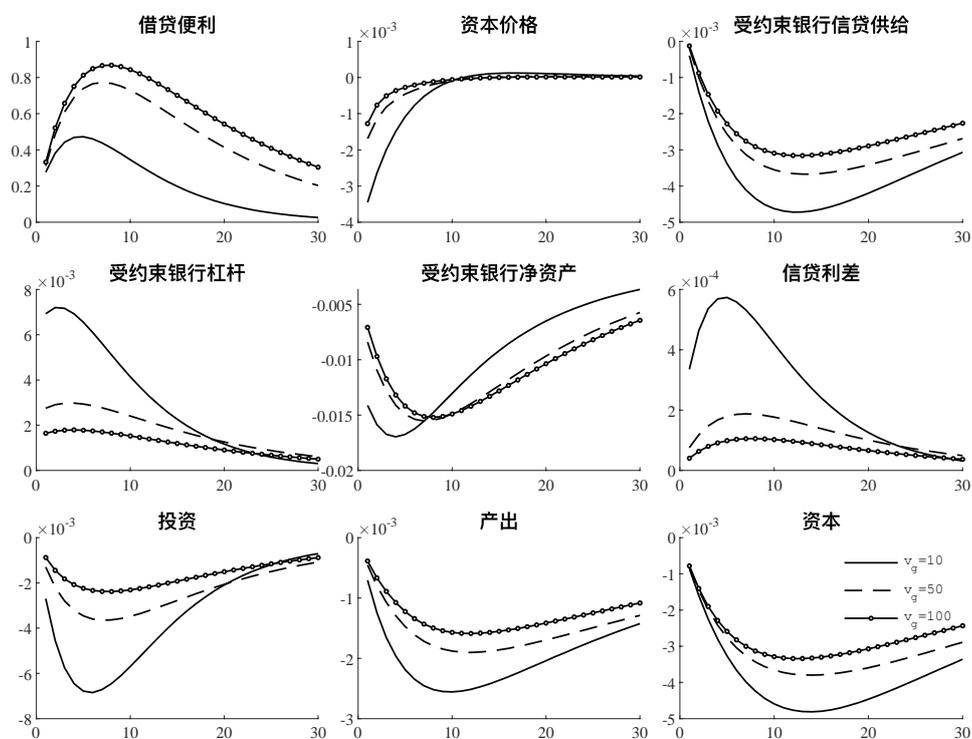


图 6 负向资本质量冲击情形下的脉冲响应图

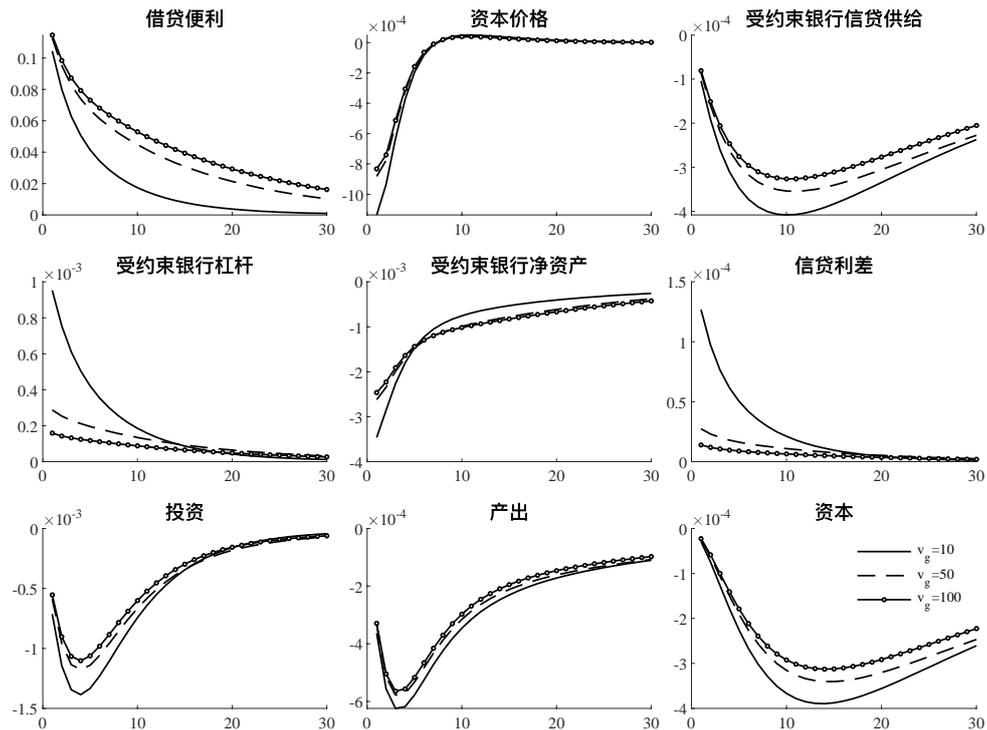


图 7 负向生产力冲击情形下的脉冲响应图

五、结论和政策建议

通过内生引入流动性短缺银行（拆入行）对流动性盈余银行（拆出行）的流动性需求机制，本文构建了一个包含银行间市场的 DSGE 模型，对借贷便利类货币政策工具的传导机制和传导效果进行了理论和实证研究。

首先，通过对比无摩擦银行间市场情形与有摩擦银行间市场情形下的宏观经济波动情况，本文分析了央行需要通过借贷便利操作进行流动性干预的原因。由于在无摩擦的银行间市场情形下，挤兑只发生于存款市场，不会发生于银行间市场；而在有摩擦的银行间市场情形下，挤兑同时发生于存款市场和银行间市场，二者之间的差异体现了因银行间市场挤兑导致流动性缺口放大并最终引起宏观经济波动的净效应。当金融部门受到负向冲击时，拆入行和拆出行都会增加对流动性的预防性需求，导致拆入行的流动性缺口被放大，这会进一步影响新投资项目的融资需求无法得到及时满足，从而放大了流动性缺口对宏观经济变量的不利影响。

其次，在银行间市场流动性缺口放大和市场失灵的情况下，仅依靠市场自发回归稳态的过程太过缓慢，需要央行进行流动性干预。通过对借贷便利操作进行建模分析，本文发现，借贷便利类工具通过引导贷款市场定价和流动性效应这两个渠道来影响商业银行融资可得性，进而降低宏观经济波动。

最后，结合中国 2002 年到 2018 年宏观经济变量的真实季度数据，在参数校准和贝叶斯估计的基础上，对理论部分的银行间市场流动性风险传染机制和借贷便利类工具的传导效果进行了实证检验。本文发现，借贷便利类工具有助于引导贷款市场定价，保持信贷利差在合理区间内变动，同时，央行以“最后贷款人”身份直接进行流动性干预的效果非常显著，但这种影响效果是边际递减的。

针对本文的研究结论，提出以下几点政策建议：（1）央行应进一步完善 LPR 定价机制，发挥中期借贷便利利率的政策引导作用，促进实体部门融资成本下降。（2）借贷便利类工具对于降低银行间市场流动性风险和弱化负向冲击下的宏观经济波动有重要意义，但这并不意味着借贷便利类货币政策工具是万能的，考虑到其实施效果是边际递减的，所以央行应根据借贷便利操作的收益和成本，制定最佳的反应程度参数，同时，在日常的流动性干预中，也要注重与其他货币政策工具相配合，以合理发挥其效果。（3）目前我国的借贷便利类工具对象仍以国有大银行、政策性银行为主，交易对象还未实现全面覆盖，央行应进一步完善抵押品框架，拓展抵押品范围，在保障央行资产安全的前提下增强金融机构对央行融资的可得性。（4）将借贷便利操作的流动性供给同商业银行信贷投放相联系，建立激励相容机制，引导资金投向国民经济重点领域，促进经济结构优化升级。

参考文献

- [1] 高然、陈忱、曾辉和龚六堂, 2018,《信贷约束、影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第 12 期,第 68-82 页。
- [2] 侯成琪和龚六堂, 2014,《货币政策应该对住房价格波动作出反应吗——基于两部门动态随机一般均衡模型的分析》,《金融研究》第 10 期,第 15-33 页。
- [3] 康立和龚六堂, 2014,《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析》,《经济研究》第 5 期,第 147-159 页。
- [4] 林琳、曹勇和肖寒, 2016,《中国式影子银行下的金融系统脆弱性》,《经济学(季刊)》第 3 期,第 1113-1136 页。
- [5] 马理和刘艺, 2014,《借贷便利类货币政策工具的传导机制与文献述评》,《世界经济研究》第 9 期,第 23-27 页。
- [6] 潘彬、王去非和易振华, 2018,《同业业务、流动性波动与中央银行流动性管理》,《经济研究》第 6 期,第 21-35 页。
- [7] 潘敏和刘珊, 2018,《中央银行借贷便利货币政策工具操作与货币市场利率》,《经济学动态》第 3 期,第 48-62 页。
- [8] 孙国峰和蔡春春, 2014,《货币市场利率、流动性供求与中央银行流动性管理——对货币市场利率波动的新分析框架》,《经济研究》第 12 期,第 33-44 页。
- [9] 王频和侯成琪, 2017,《预期冲击、房价波动与经济波动》,《经济研究》第 4 期,第 48-63 页。
- [10] 王曦, 卞金和李丽玲, 2018,《中央银行流动性便利工具的政策效果:一个综述》,《中山大学学报(社会科学版)》第 1 期,第 170-182 页。
- [11] 温信祥和苏乃芳, 2018,《大资管、影子银行与货币政策传导》,《金融研究》第 10 期,第 38-54 页。
- [12] 许伟和陈斌开, 2009,《银行信贷与中国经济波动:1993-2005》,《经济学(季刊)》第 3 期,第 969-994 页。
- [13] 鄢莉莉和王一鸣, 2012,《金融发展、金融市场冲击与经济波动——基于动态随机一般均衡模型的分析》,《金融研究》第 12 期,第 82-95 页。
- [14] Amstad, M. and Z. He, 2019, "Chinese Bond Market and Interbank Market," NBER Working Paper, No. 25549.
- [15] Anderson, R. G. and C. S. Gascon, 2009, "The Commercial Paper Market, the Fed, and the 2007-2009 Financial Crisis," Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 91(6): 589-612.
- [16] Bagehot, W., 1873, Lombard Street: A Description of the Money Market, London: H. S. King.
- [17] Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist, 1999, "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," Handbook of Macroeconomics, 1, 1341-1393.
- [18] Brunnermeier, M. and Y. Sannikov, 2016, "The I theory of money," NBER Working Papers, No. 22533.
- [19] Chang C., K. Chen, D. Waggoner and T. Zha, 2016, "Trends and Cycles in China's Macroeconomy," NBER Macroeconomics Annual, 30, 1-84, University of Chicago Press.
- [20] Chen, K., J. Ren and T. Zha, 2018, "The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China," American Economic Review, 108(12): 3891-3936.
- [21] Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. L. Evans, 2005, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," Journal of Political Economy, 113(1): 1-45.
- [22] Dixit, A. K. and J. E. Stiglitz, 1977, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," American Economic Review, 67(3): 297-308.

- [23] Gertler, M. and N. Kiyotaki, 2011, “Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle analysis,” *Handbook of Monetary Economics*, 3, 547-599.
- [24] Gertler, M. and P. Karadi, 2011, “A Model of Unconventional Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 58(1): 17-34.
- [25] Gertler, M., N. Kiyotaki and A. Prestipino, 2016, “Chapter 16 -Wholesale Banking and Bank Runs in Macroeconomic Modeling of Financial Crises,” *Handbook of Macroeconomics*, 2, 1345-1425.
- [26] He, Z. and A. Krishnamurthy, 2013, “Intermediary asset pricing,” *American Economic Review*, 103(2): 732-770.
- [27] Iacoviello, M., 2005, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, 95(3), pp.739-764.
- [28] Kiyotaki, N. and J. Moore, 1997, “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, 105(2), pp.211-248.
- [29] Kiyotaki, N. and J. Moore, 2012, “Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy,” NBER Working Papers, No. 17934.
- [30] Meeks, R., B. D. Nelson and P. Alessandri, 2017, “Shadow Banks and Macroeconomic Instability,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(7), pp.1483-1516.
- [31] Menzoda, E., 2010, “Sudden stops, financial crises, and leverage,” *American Economic Review*, 100(12), pp.1941-1966.
- [32] Smets, F. and R. Wouters, 2007, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, 97(3), pp.586-606.
- [33] Verona, F., M. M. Martins and I. Drumond, 2013, “(Un) anticipated Monetary Policy in a DSGE Model with a Shadow Banking System,” *International Journal of Central Banking*, 9(3), pp.73-117.
- [34] Wu, T., 2011, “The U. S. Money Market and the Term Auction Facility in the Financial Crisis of 2007-2009”, *Review of Economics and Statistics*, 93(2), pp.617-631.

Liquidity, Inter-bank Market Friction and Liquidity Facilities

HOU Chengqi HUANG Tongtong

Summary: With the increasing uncertainty in the international and domestic economic and financial situations, the short-term liquidity supply and demand fluctuations in China's banking system have increased in recent years. Drawing on international experience, the People's Bank of China has made a series of innovations in monetary policy tools, such as short-term liquidity operations (SLO), standing lending facility (SLF) and medium-term lending facility (MLF). Then, compared with traditional liquidity management tools, what are the transmission mechanism and effect of liquidity facilities? How should the central bank regulate and use these liquidity facilities reasonably? Since domestic related literature either focuses on empirical analysis or adopts a partial equilibrium analysis framework, it is difficult to reflect the transmission effect of such monetary policy tools on the real economy. In order to solve this problem, this paper, by constructing an endogenous liquidity demand mechanism between liquidity shortage banks (due to banks) and liquidity surplus banks (due from banks), builds a DSGE model including the inter-bank market, and conducts theoretical and empirical research on the transmission mechanism and effect of liquidity facilities.

First, by comparing the macroeconomic fluctuations in the frictionless interbank market situation and the frictional interbank market situation, this paper analyzes the reasons why the central bank needs to facilitate liquidity intervention through liquidity facilities. In the frictionless interbank market, a run only occurs in the deposit market and will not occur in the interbank market; while in the frictional interbank market, a run occurs simultaneously in the deposit market and the interbank market. The difference between the two situations reflects the net effect of macroeconomic fluctuations caused by the run on the inter-bank market. When the financial sector suffers a negative impact, the liquidity shortage banks and liquidity surplus banks will both increase their preventive demand for liquidity, making the overall liquidity demand of the interbank market remain high. In addition, under the uncertain economic situation, the liquidity surplus banks will not quickly restore the supply of liquidity to the liquidity shortage banks, which will further enlarge the liquidity gap of the liquidity shortage banks. This may further affect whether the new investment projects' financing needs can be met or not, thereby amplifying the adverse impact of negative shocks on the macro economy.

Secondly, in the case of an enlarged liquidity gap in the inter-bank market and market failure, the process of relying solely on the spontaneous return of the market to a steady state is too slow, requiring the central bank to intervene in liquidity. Through modeling the liquidity facility operations, this paper finds that, on the one hand, the central bank can guide loan market pricing by adjusting the interest rates of liquidity facilities and keep credit spreads within a reasonable range. On the other hand, although under the uncertain economic situation, the liquidity surplus banks will not quickly restore the liquidity supply to the liquidity shortage banks, causing the liquidity gap of the liquidity shortage banks to

enlarge, the central bank can supplement liquidity directly into the market by acting as the lender of last resort, and eliminate the liquidity gap caused by insufficient internal liquidity supply in the inter-bank market with external liquidity supply, so as to reduce the adverse impact of inter-bank market liquidity risk on the macro economy. Therefore, liquidity facilities influence the funds availability of commercial banks by guiding the loan market pricing and liquidity effects, thereby reducing macroeconomic fluctuations.

Finally, combined with the real quarterly data of China's macroeconomic variables from 2002 to 2018, based on parameter calibration and Bayesian estimation, this paper discusses the theoretical part of the inter-bank market liquidity risk contagion mechanism and the transmission effect of liquidity facilities. It turns out that liquidity facilities can guide loan market pricing and keep credit spreads within a reasonable range. At the same time, the central bank's direct liquidity intervention as the lender of last resort has a very significant effect, but this does not mean the larger the response coefficient of the lending facility operation is, the more conducive it is to economic stability. The overall effect is diminishing marginal.

Based on the research conclusions, the following policy suggestions are provided: (1) The central bank should further improve the LPR pricing mechanism, play the guiding role of medium-term lending facility interest rate, and promote the reduction of financing costs in the real sector. (2) Liquidity facilities are of great significance in reducing the liquidity risk of inter-bank market and weakening macroeconomic fluctuations under negative shocks, but this does not mean that these monetary policy tools are omnipotent. Considering its effect is diminishing marginal, the central bank should formulate the best response level parameters based on the benefits and costs of lending facility operations. At the same time, in daily liquidity interventions, it should also focus on cooperating with other monetary policy tools in order to give full play to these tools' effects. (3) At present, China's lending facilities are still mainly targeted at state-owned banks and policy banks, and the transaction objects have not yet been fully covered. The central bank should further improve the collateral framework and expand the scope of collateral to ensure the safety of central bank assets and enhance the funds availability of financial institutions to central bank. (4) Link the liquidity supply from lending facility operations with commercial bank credit, establish an incentive compatibility mechanism, guide funds to invest in key areas of the national economy, and promote the optimization and upgrading of the economic structure.

Key words: Liquidity Facilities, Liquidity, Inter-bank Market, DSGE Model

居民风险偏好与中国货币政策的宏观经济效应

——基于DSGE模型的数量分析

庄子罐¹ 贾红静² 刘鼎铭³

【摘要】当前，我国宏观经济形势复杂多变，货币政策实施效果的影响因素随之呈现多样化特征。在此背景下，本文试图以风险偏好为研究视角，对我国居民风险偏好水平变动与货币政策宏观经济效应之间的关系进行分析。本文以标准新凯恩斯模型为基础，构造符合我国宏观经济现实特征的DSGE（动态随机一般均衡）模型，并对转型时期的最优混合型货币政策规则进行研究；为进一步强调货币在中国宏观经济波动中所扮演的重要角色，模型中引入消费和实际货币余额不可分的跨期效用函数形式。研究结果表明：（1）包含名义货币增长的混合型泰勒规则拟合我国转型时期的货币政策规则效果最佳，因此货币供应量仍是央行重要的政策工具；

（2）与可分性模型相比，不可分模型拟合我国宏观经济现实特征的效果更优。在不可分效用函数下，与货币供应量相关的实际货币余额将影响经济的产出缺口和通货膨胀，使得居民风险偏好成为决定货币政策效果的重要因素。具体而言，当居民风险偏好水平上升时，货币政策对我国宏观经济波动的影响随之增强。因此，我国货币当局在选择货币政策实施时点上，应该充分考虑市场中的风险偏好情况，从而更好地发挥货币政策调控宏观经济的职能。

【关键词】货币；风险偏好；货币政策；宏观经济波动

一、引言

2012年以来，我国经济发展步入新常态，经济增长速度大幅下降，长期处于8%以下，经济活动中的不确定性和潜在风险大幅上升。一般而言，居民的风险偏好特征与一国宏观经济发展状况密切相关，而货币政策调控宏观经济的效果也会随着金融环境的变动而发生深刻变革。因此，居民风险偏好是否会在货币政策传导渠道中扮演重要角色呢？关于这一问题的研究具有较强的理论意义和现实意义。在处理风险偏好问题的时候，货币传导过程或许发挥着一定的作用，当风险厌恶程度上升，个人或许渴望持有更多的货币，以面对潜在的不确定性和最优化他们的消费，而传统的新凯恩斯模型在进行货币政策问题分析时基本都忽略了对货币的考量，这或许造成基于此模型进行数量分析而得出的研究结论缺乏一定的客观性。另一方面，近年来我国中央银行在保持货币政策稳健基调的基础上，货币政策调控模式进一步完善，综合运用价、

¹ 庄子罐，中南财经政法大学金融学院教授

² 贾红静，武汉大学经济与管理学院经济学硕士、博士生

³ 刘鼎铭，厦门大学王亚南经济研究院经济学博士、助理教授

量工具进行预调微调，市场流动性基本稳定，宏观调控的前瞻性、有效性也随之进一步增强。因此，在传统的数量型或者价格型货币政策规则下进行货币政策效果研究，显然不适合现阶段正处于结构转型中的中国。基于以上现实背景，本文在对我国最优混合型货币政策规则进行估计的基础上，基于居民风险偏好视角对我国货币政策调控宏观经济波动的效果进行研究，以便为我国未来货币政策实施提供一定的理论参考。

长期以来，央行的主要政策制定过程是在数量型规则（麦克勒姆法则）和价格型规则（泰勒规则）这两种货币政策规则中进行选择。一般的观点都认为：货币政策反应函数描述了央行如何调整其政策以对经济情况的变化做出反应，合理的货币政策规则应具有两方面的涵义：首先，该规则可以作为理解和评估过去政策决策的基准；其次，它能预测央行对现实经济的系统性反应情况。在此评价体系下，传统的单一型货币政策规则已不适用于我国现阶段的经济结构调整目标。He and Pauwels (2008)、Sun (2015) 等人的研究结论也支持这一观点——数量型或价格型政策工具都不能单独作为我国主导性的货币政策工具。因此，在货币政策规则中仅仅考虑一种货币政策工具或许会遗漏许多政策信息，从而使得所估计的 DSGE 模型的表现效果相对较差。从我国货币政策实践来看，当前央行运用多种政策工具去实现多种政策目标，这些工具既涉及数量型规则又涉及价格型规则，央行开始逐渐放弃使用单一的传统的货币政策规则——泰勒规则或麦克勒姆法则来指导其货币政策实践。另外，随着我国金融创新的不断深化以及支付体系的重大变革，央行逐渐引入价格型货币政策，但是央行要让价格型货币政策规则发挥良好的实施效果，则需要发达的金融市场条件以及对利率十分敏感的微观主体。近年来，虽然我国利率市场化改革已取得一定成效，但是利率在资源配置方面的作用仍不充分，利率政策的传导渠道依旧不十分顺畅，与此同时数量型货币政策工具对我国宏观经济依旧发挥重要作用。因此，综合利用数量型和价格型货币政策规则对于指导我国当前转型时期的货币政策实践具有较强的现实意义。由此引发的一个关键性问题是：什么样的混合型货币政策可以合理刻画当前我国货币政策改革的现实特征？

本文结合中国的现实特征，立足于新凯恩斯模型框架，以 Andres et al. (2006)、Benchimol and Fourcans (2012) 模型为基础，引入了转型时期数量型与价格型相结合的混合型货币政策规则进行研究。具体而言，本文在泰勒规则中引入了货币量指标。由于在考察货币重要性的过程中需要对不同的货币形式进行区分，借鉴 Seitz and Schmidt (2014) 的做法，本文在泰勒规则中引入三种不同的货币形式——实际货币余额缺口、名义货币增长、实际货币增长，并在此基础上对三种模型的拟合效果进行比较以确定最优混合型货币政策规则。另外，本文与标准新凯恩斯模型的不同之处在于：本文在模型中引入了消费和实际货币余额不可分的居民跨期效用函数形式。在这一模型设置下货币将进入模型的动态方程体系，影响模型的动态机制。因此考虑到货币供应量在当前我国货币政策框架下依旧发挥重要作用，本文一定程度上弥补了现有文献因使用可分效用函数而忽略货币在调控宏观经济波动过程中具有重要作用这一缺陷。

本文试图探究的问题是：（1）比较两类模型——居民效用函数中消费与实际货币余额可分和不可分性模型在我国的适用性情况；（2）估计符合我国现阶段货币政策改革特征的混合型货币政策规则；（3）研究居民风险偏好水平变动与我国货币政策实施效果之间的关系。为了解决以上问题，本文具体研究思路如下：首先本文从微观主体行为出发，构建了两类 DSGE 模型——居民效用函数可分和不可分模型，并在传统货币政策规则框架内对模型进行贝叶斯估计，基于边际数据密度最大化原则，进行两类模型拟合效果的比较分析；然后在传统泰勒规则中引入不同货币量形式——实际货币余额缺口、名义货币增长、实际货币增长，构造三种混合型货币政策规则，同样基于边际数据密度最大化原则，进行了不同货币引入方式下最优货币政策规则的选择；最后我们在最优模型框架下，将居民风险偏好系数设定在较低和较高水平分别进行贝叶斯估计，并基于脉冲响应和方差分解结果对不同风险偏好水平下货币政策的实施效果进行了长短期比较分析及趋势分析。

本文接下来的内容安排如下：第二节是国内外相关文献回顾；第三节建立两类 DSGE 模型——居民效用函数中消费和实际货币余额可分和不可分模型，同时初步构造三种混合型货币政策规则；第四节利用我国宏观经济季度数据对上述 DSGE 模型进行贝叶斯估计，并基于估计结果进行模型选择和动态性分析；第五节是机制分析；最后是本文的主要研究结论和政策含义。

二、相关文献回顾

货币政策的宏观经济效应一直是经济学界研究的热点问题之一，也是政府制定宏观经济调控措施的重要参考依据。长期以来，国内外学者的研究视角大多都集中于对货币政策有效性的探索。从西方经济学的发展历程来看，经济学界对这一问题的研究存在争议。古典学派坚持“货币中性”假说，认为货币政策对实体经济不会产生影响；新古典主义基于理性预期和市场出清两个假说也同样赞同“货币中性”观点。而凯恩斯学派的货币需求理论认为央行可以通过调控货币供应量来影响利率水平，进而影响投资和有效需求；新古典综合学派、货币主义学派则分别提出了货币政策宏观经济效应在政策方向和政策周期上的非对称性观点，前者认为货币政策能够有效调节经济过热，但是很难应对经济低迷，后者认为货币政策仅在短期内能够有效调控产出。除了以上理论争议外，国内外学者也从实证研究的视角对货币政策的有效性进行了分析（Friedman and Schwartz, 1963; Bernanke and Blinder, 1992; 谢平, 2004; 马勇和陈雨露, 2014），实证研究结果同样存在分歧。

随着国际经济形势日益复杂化，货币政策环境出现了深刻的变革，许多学者开始探讨货币政策规则的适用性问题，以对货币政策改革提供一定的政策建议。早期的学者基本都将研究视角集中在对传统的数量型和价格型货币政策规则的比较分析（Burdekin and Siklos, 2008; 盛松成和吴培新, 2008; Zhang, 2009），他们形成了两派观点：一类认为数量型规则更优，另一

类认为价格型规则较为合理。随着我国经济结构的不断转型以及全球金融环境的复杂多变，我国货币政策的目标及工具逐渐趋于多元化，越来越多的学者认为单一的数量型或价格型货币政策规则调控宏观经济的效果均不理想，他们认为混合型货币政策规则更有利于实现我国现阶段经济结构性调整的政策目标（胡志鹏，2014；伍戈和刘琨，2015）。因此，货币政策之间的混合搭配就显得尤为重要，关于如何构造合理的混合型货币政策规则已成为近年来学者们讨论的焦点（张屹山和张代强，2008；刘宁等，2009；Benchimol and Fourcans, 2012）。

综上，学术界已基于理论或数量分析，从多个角度对货币政策相关问题进行了长期探索，但是由于研究对象、区间以及研究方法的差异化，至今依旧对货币政策有效性、非对称性以及适用性缺乏定论。从研究方法来看，学者们大多采用基于 VAR 模型的实证研究，而 VAR 模型存在的内在固有缺陷以及缺乏微观基础，使得基于此研究方法得出的研究结论值得怀疑，因此兼具微观基础和政策模拟优势的 DSGE 模型日益成为研究货币政策相关问题的重要工具。通过对国内文献的梳理总结，我们可以发现普遍存在以下不足：（1）在使用 DSGE 模型进行货币政策分析时大多使用消费和实际货币余额可分的效用函数从而使得实际货币余额对经济动态的影响有限。考虑到货币供应量在当前我国货币政策框架下依旧发挥重要作用，大多数已有的研究未充分纳入对货币的考量，这使得研究结论的客观性值得怀疑；（2）现有学者都是以货币政策传导渠道和作用机理为视角，鲜有从货币和风险偏好视角对货币政策实施效果进行数量分析的文献。

在传统新凯恩斯模型中，实际货币余额并不会直接影响模型中各变量的动态机制。具体而言，实际货币余额不是产出缺口和通货膨胀的影响因素，也不是利率的决定因子——货币需求不会出现在模型的动态方程系统中。而货币传导机制表明：首先，实际货币余额会影响总需求，从而导致价格的改变；其次，当个人重新配置其资产组合时，实际货币余额会引起金融资产和实际资产相对价格的调整。在这个过程中，总需求会发生改变，从而产出也会改变。通过影响总需求，实际货币余额成为了传导机制的一部分。最后，货币也包含了有关通胀压力等方面的信息（Benchimol and Fourcans, 2012）。因此，仅仅由利率来解释货币政策和金融市场所扮演的角色是不充分的。自从 Friedman (1956) 提出“货币数量论”以来，国外学者关于货币对宏观经济作用效果的研究文献层出不穷。例如，Seitz and Schmidt (2014) 提到目前许多宏观经济模型都普遍忽略了货币的重要性，因此他们使用不同的理论方法在新凯恩斯模型中引入货币，并对不同的货币形式进行了区分。Castelnouvo (2012)、Benchimol and Fourcans (2012) 等也都在宏观经济建模时考虑了货币因素，并且都认为货币在宏观经济中扮演不可替代的作用。本文为了弥补传统新凯恩斯模型框架在一定程度上忽略了货币对宏观经济的重要作用这一缺陷，在理论模型设定方面主要参考了 Benchimol and Fourcans (2012) 的方法，引入消费和实际货币余额不可分的效用函数。在此基础上，本文对居民效用函数中消费和实际货币余额可分和

不可分模型进行比较分析，并对基本模型进行扩展，重点分析在混合型货币政策规则下，居民风险偏好水平变动与我国货币政策实施效果之间的关系。

三、理论模型

本文结合 Smets and Wouters (2003), Galí (2008) 的模型设定方式，构造了两类新凯恩斯 DSGE 模型——居民跨期效用函数中消费和实际货币余额可分和不可分性模型，模型中包含多种实际和名义摩擦，如：工资和价格粘性、部分指数化定价方式、固定成本等。同时模型中引入了多种冲击，包括偏好冲击、货币需求冲击、技术冲击、货币政策冲击。模型中包含家庭、厂商和中央银行，家庭供给劳动，购买商品用于消费并且持有货币和债券；中间品生产商通过雇佣劳动，在垄断竞争市场上生产和出售差异化的商品。居民和厂商的最优化行为分别为：居民最大化其跨期期望效用的贴现值，厂商最大化其利润；央行主要负责控制名义利率。本节模型设定主要以 Benchoron and Fourcans (2012) 的模型设定方式为基础，不同之处在于我们构造了三种混合型货币政策规则。具体地，我们向传统泰勒规则中引入三种不同货币形式：实际货币余额缺口、名义货币增长、实际货币增长。

(一) 可分性模型

1. 家庭

假设经济中存在一个代表性的无限生命期的家庭，最大化其效用：

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k U_{t+k} \right]$$

这里， U_t 代表 t 时期的效用函数， β 代表贴现因子，其值小于 1。

我们假设存在一个商品的连续统，用 $[0, 1]$ 表示。家庭决定如何在不同的商品之间分配其消费性支出。这就要求消费 C_t 在任意给定的支出水平都最大化。以这一最优化行为为条件，家庭的预算约束为：

$$P_t C_t + M_t + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_t N_t + M_{t-1}$$

这里， W_t 是名义工资， P_t 是价格水平， N_t 是劳动时间， B_t 是在 t 期购买的一期名义无风险贴现债券的数量，并且在 $t+1$ 期到期（每一份债券在到期日需要支付一单位的货币，债券价格为 Q_t ， $i_t = -\log Q_t$ ，表示短期名义利率）， M_t 代表 t 期的货币持有量。另外，对任意 t 时期非庞齐条件为 $\lim_{n \rightarrow \infty} E_t[B_n] \geq 0$ 。

在传统文献中，如：刘斌（2008）、伍戈和刘琨（2015）、庄子罐等（2016），通常假设即时效用函数具有可加可分性：

$$U_t = e^{\varepsilon_t^p} \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma e^{\varepsilon_t^m}}{1-\vartheta} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\vartheta} - \frac{\chi}{1+\eta} N_t^{1+\eta} \right)$$

在预算约束和非庞齐条件下，居民通过选择消费、劳动、货币量以及债券持有量以最大化其跨期效用。 σ 是居民的相对风险厌恶系数（跨期替代弹性的倒数）， ϑ 是与利率相关的货币持有量弹性的倒数， η 是与实际工资相关的劳动报酬弹性的倒数。效用函数中同时包含两个结构性冲击： ε_t^p 代表偏好冲击，解释了家庭在商品、实际货币余额和劳动之间边际替代率的改变， ε_t^m 代表货币需求冲击，解释了家庭货币持有量的改变。 γ 、 χ 代表正的规模参数。

2. 中间产品生产商

本文模型主要以 Andres et al. (2006)、Benchimol and Fourcans (2012)为基础，因此为了保持模型一致性并且结果的可对比性，我们在模型中没有考虑资本积累过程。¹假设存在一个厂商的连续统，用 $i \in [0,1]$ 表示。每个厂商生产差异化的产品，但是使用相同的生产技术，生产函数如下：

$$Y_t(i) = A_t N_t(i)^{1-\alpha}$$

这里， $A_t = \exp(\varepsilon_t^a)$ ，代表了技术水平， α 是对报酬递减的度量。

在特定的总价格水平 P_t 和总消费 C_t 下，所有的厂商都面临相同的等弹性的需求计划。在新凯恩斯模型中，一般化特点是垄断竞争和交错定价。在任意时刻 t 仅有 $1 - \theta$ 比例的厂商能够最优化设定其价格，而剩余部分的厂商对上一期通货膨胀进行指数化来设定价格。

3. 最终产品生产商

最终品市场是完全竞争的，最终品用于消费和投资。最终产品生产企业用差异化的中间产品生产最终品，其生产技术为： $Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{1-\frac{1}{\Lambda_t}} di \right)^{\frac{\Lambda_t}{\Lambda_t-1}}$ ， $Y_t(i)$ 表示用来生产最终产品的中间品 i 的数量。 Λ_t 为成本加成冲击。最终产品生产企业的目标是选择中间产品 $Y_t(i)$ ，以最大化其利润。

4. 中央银行

假定央行通过平滑的泰勒规则来设定其名义利率，具体形式如下：

$$\hat{r}_t = (1 - \lambda_i) \left(\lambda_\pi (\hat{\pi}_t - \pi_c) + \lambda_x (\hat{y}_t - \hat{y}_t^f) \right) + \lambda_i \hat{r}_{t-1} + \varepsilon_t^i$$

这里， λ_π 、 λ_x 分别代表通胀、产出缺口权重的政策系数； λ_i 代表了利率平滑参数，其值大于 0 小于 1； ε_t^i 代表外生的货币政策冲击； π_c 代表了通胀目标。上述方程表明：对于逆周期调控的价格型货币政策规则而言，当实际产出增长过快、预期通货膨胀压力过大或货币供应量增加过多时，中央银行将通过提高名义利率的方式，抑制经济过热以促进经济持续平稳增长。

(二) 不可分性模型

不可分模型与可分性模型差别主要在于家庭即时效用函数的设定，其它部分的设定相同。

¹ 即使在本文模型中引入资本积累，本文的基本结论不变（由于关于资本积累的讨论不是本文关注的重点，所以未在正文给出结果，感兴趣的读者可以向作者索取）。

在传统文献中效用函数通常具有可分性，为了考察货币余额的具体作用，我们假设消费和实际货币余额具有不可分性：

$$U_t = e^{\varepsilon_t^p} \left(\frac{1}{1-\sigma} \left((1-b)C_t^{1-\nu} + b e^{\varepsilon_t^m} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\nu} \right)^{\frac{1-\sigma}{1-\nu}} - \frac{\chi}{1+\eta} N_t^{1+\eta} \right)$$

与可分效用函数一样，这里 σ 是居民的相对风险厌恶系数（跨期替代弹性的倒数）， ν 是与利率相关的货币需求弹性的倒数，也可被视为不可分性参数， η 是与实际工资相关的劳动报酬弹性的倒数。值得注意的是， ν 必须小于 σ 。如果 $\nu = \sigma$ ，不可分效用函数变为标准的可分性效用函数，从而实际货币余额对产出、通胀、弹性价格产出的影响将消失。因此在本文的模型中，我们假设风险厌恶参数和可分性参数之间的差异，即 $\sigma - \nu$ ，扮演了重要的角色。

（三）构造混合型货币政策规则¹

我国从 1994 年开始提供有关货币供应量的统计指标，并在 1998 年取消对信贷规模的控制。长期以来，央行使用货币供应量作为我国的货币政策中介目标，而随着我国经济结构的变化，货币供应量与主要宏观经济变量的相关性相对减弱；另一方面，随着我国利率市场化改革不断深化，央行开始注重对价格型货币政策工具的操作。鉴于以上现实情况，对我国泰勒规则的估计应该对货币供应量指标有所反应，因此本文试图在泰勒规则中引入有关货币供应量的相关指标。由于货币供应量并非像经济增长和通货膨胀那样是我国的货币政策最终目标，中央银行在制定当期货币政策时，更多的是考虑前一期已经提供的货币供应量，因此，我们在模型中引入货币供应量的滞后项。

同样假定央行通过平滑的泰勒规则来设定其名义利率，具体形式如下：

$$\hat{i}_t = (1 - \lambda_i) (\lambda_\pi (\hat{\pi}_t - \pi_c) + \lambda_x (\hat{y}_t - \hat{y}_t^f) + \lambda_m \tilde{M}_{t-1,k}) + \lambda_i \hat{i}_{t-1} + \varepsilon_t^i$$

这里， λ_π 、 λ_x 、 λ_m 分别代表通胀、产出缺口和货币变量权重的政策系数； λ_i 代表了利率平滑参数，其值大于 0 小于 1； ε_t^i 代表外生的货币政策冲击； π_c 代表了通胀目标； $\tilde{M}_{t,k}$ 代表货币变量。

为了评估货币的重要性，在接下来的模型估计中我们对比分析了不同形式的泰勒规则。首先是不包含货币的泰勒规则，然后是包含货币的泰勒规则，其中货币以 3 种不同方式引入泰勒规则中。即，当 $k=0$ ，货币不进入泰勒规则， $k=1, 2, 3$ 分别表示实际货币缺口（实际货币余额和弹性价格实际货币余额之间的差）、名义货币增长和实际货币增长。因此，我们将估计四种类型的泰勒规则模型：

1、不包含货币： $\tilde{M}_{t,0}=0$

¹ 国内有大量文献讨论混合型货币政策规则的设定，如：刘斌（2008）、岳超云和牛霖琳（2014）、闫先东和张炎涛（2016）、Li and Liu（2017）。这些文献认为央行可以同时保留利率和数量两种操作工具，包含货币因素的利率规则能够保证在我国经济运行偏离均衡状态或央行目标时采取正确的政策调整方向。特别的，岳超云和牛霖琳（2014）以及 Li and Liu（2017）分别通过对相应的 DSGE 模型进行估计发现与本文类似的混合型货币政策规则能显著提高模型对数据的解释能力。

2、包含实际货币缺口： $\tilde{M}_{t,1} = \widehat{mp}_t - \widehat{mp}_t^f$

3、包含名义货币增长： $\tilde{M}_{t,2} = \widehat{m}_t - \widehat{m}_{t-1}$

4、包含实际货币增长： $\tilde{M}_{t,3} = \widehat{mp}_t - \widehat{mp}_{t-1}$

四、模型估计及动态分析

（一）数据选取及说明

本文使用我国主要宏观经济变量的季度数据进行模型数量分析，基于数据的可获得性以及可靠性，选取数据的时间跨度为1996年第二季度到2017年第三季度。原始数据来源于：中国国家统计局官方网站、中国人民银行网站、万德数据库。根据模型中相关变量和冲击的具体设定方式，并结合贝叶斯方法估计模型参数的规则——可观测变量的个数要小于或者等于外生冲击的个数，本文所使用的数据仅包括以下四个：名义GDP、利率、货币供应量、GDP平减指数。另外，模型中的变量均对应人均数据，而我们所获数据均为总量数据，且由于我国的人口统计数据具有较大的误差，因此考虑到我国人口基本变化不大的客观事实，我们没有使用人口数据对总量数据进行人均化处理，而是将可观测变量用增长率数据进行替换，这种做法使得数据相对可靠。

数据的具体调整过程如下：

本文使用消费者价格指数对名义GDP进行平减，其中消费者价格指数分为环比消费者价格指数和同比消费者价格指数，为了数据的可比性，本文将消费者同比价格指数转化为定基比序列，然后利用其对名义GDP进行缩减，得到实际GDP。通货膨胀率由同比GDP平减指数计算得到。由于上述两个数据是季度频率数据，往往会呈现出季节性特点，因此为了剔除这些季节性因素，本文对季度GDP平减指数和名义GDP利用Census-x12方法进行季节调整。

在实践中，通常将货币供应量作为我国的货币政策的中介目标，而我国M2的增长率的实际值与目标值的偏离程度与M1相比相对较小，这从侧面表明M2的调控效果要优于M1，因此，本文选取季度的广义货币量M2指标表示货币供应量，并用GDP平减指数对其进行缩减得到实际值。另外，由于货币量M2没有明显的季节性，因此不做季节调整。

泰勒规则中的利率指的是货币市场基准利率，本文采用基本能够反映市场上的资金供求关系及央行货币政策松紧变化的指标——7天银行间同业拆借利率作为我国的市场基准利率。由于利率也没有明显的季节性，因此同样不需要进行季节调整。

最后，本文对这些数据进行HP滤波去趋势以及求增长率并取对数化等相关处理，从而转化为贝叶斯估计中的可观测变量数据。

（二）先验分布

本文采用基于完全信息的贝叶斯方法对模型参数进行估计，在进行估计之前需要对待校准的参数和待估计的参数进行确定。DSGE 模型中的参数通常可以分为两类：一类是表示模型变量稳态关系的行为参数；另一类是表示模型变量间动态关系的结构性参数。前一种参数可以由校准的方法获得，后一种参数通常采用贝叶斯方法进行估计。本文通过归纳整理现有文献中的相关参数值的设定，同时结合我国宏观经济变量季度数据的具体特征，对模型的相关参数值分别进行校准和估计。在利用贝叶斯方法估计模型参数之前，需要先确定待估参数的先验分布类型，这对估计结果的可靠性具有重要的影响。根据参数的理论含义、取值范围及国内外学者的研究成果对本文的模型参数进行如下设定：对于取值在 $(0, 1)$ 之间的参数，本文将其先验分布类型设定为 beta 分布；对于取值始终大于 0 的参数，本文将其先验分布类型设定为正态分布；对于各种冲击的标准差，将其设定为逆 gamma 分布。

模型中相关参数的先验分布的具体设定情况见表 1。

表 1 参数先验分布表

参数	参数说明	先验分布类型	先验均值	先验标准差
α	资本份额	beta	0.6	0.05
β	贴现因子	校准	0.98	
θ	价格粘性系数	beta	0.8	0.05
ν	货币需求弹性参数	normal	1.25	0.05
σ	风险厌恶系数	normal	2	0.5
b	正的规模参数	beta	0.25	0.1
χ	正的规模系数	beta	0.05	0.1
γ	正的规模系数	beta	0.05	0.1
η	劳动供给弹性系数	校准	3	
ε	价格加成参数	校准	6	
λ_i	利率平滑参数	beta	0.8	0.1
λ_π	通胀系数	normal	2.6	0.1
λ_x	产出缺口系数	normal	0.6	0.1
λ_m	货币系数	normal	1.5	0.5
π_c	通胀目标	normal	2	0.1
ρ_a	技术冲击自回归系数	beta	0.8	0.1
ρ_p	价格加成冲击自回归系数	beta	0.75	0.1
ρ_i	货币政策冲击自回归系数	beta	0.8	0.1
ρ_m	货币需求冲击自回归系数	beta	0.5	0.1
ε_t^a	技术冲击标准差	Inv-gamma	5	inf
ε_t^i	货币政策冲击标准差	Inv-gamma	2	inf
ε_t^p	价格加成冲击标准差	Inv-gamma	3	inf
ε_t^m	货币需求冲击标准差	Inv-gamma	2	inf

参数校准原则如下：首先对家庭效用函数中的贴现因子 β 进行校准，由于在稳态条件下，折现因子取决于利率水平，根据吴化斌等（2011）对我国季度利率数据的测定，本文将折现因子 β 的值设定为0.98；通过梳理现有相关文献，发现劳动供给弹性的倒数取值一般在0.5-6之间，本文遵循王君斌等（2011）的观点，将该值设为3；考虑到中国经济制度的特殊性在一定程度上导致了我国价格水平存在较高的名义刚性，因此价格加成比例相对较高，参照国内相关学者的设定，本文将其值校准为6。

剩余的参数，如： $\alpha, \theta, \sigma, \nu, b, \chi, \gamma, \lambda_i, \lambda_\pi, \lambda_x, \lambda_m, \pi_c, \rho_a, \rho_p, \rho_i, \rho_m, \varepsilon_t^a, \varepsilon_t^i, \varepsilon_t^p, \varepsilon_t^m$ ，本文均采用贝叶斯方法进行估计。

（三）估计结果

1. 模型选择

本节首先在不同货币政策规则框架下，对居民效用函数中消费和实际货币余额可分性、不可分性模型进行选择。由于在泰勒规则中有三种不同的货币引入方式，因此需要对模型的最优货币政策规则进行选择。由于实证结果对不同模型结构具有敏感性，给定不同的货币政策规则形式，根据贝叶斯估计所计算出来的参数后验分布是不同的，因此最优货币政策规则的选择与贝叶斯估计是同步进行的。结合参数的先验分布，本节对包含传统泰勒规则在内的四种货币政策规则分别在可分性和不可分性模型下进行贝叶斯估计，计算出边际数据密度和参数后验分布。不同货币政策规则下可分性和不可分性模型的边际数据密度值见表2。

表2：不同货币政策规则下的边际数据密度

	$\tilde{M}_{t,0}$	$\tilde{M}_{t,1}$	$\tilde{M}_{t,2}$	$\tilde{M}_{t,3}$
可分性模型	348.5190	—	360.7776	295.0603
不可分性模型	496.1095	566.1094	578.7582	365.4225

注：由于可分性模型最终动态系统中不包含弹性价格实际货币余额变量，因此如果在泰勒规则中引入实际货币缺口变量 $\tilde{M}_{t,1} = \widehat{mp}_t - \widehat{mp}_t^f$ ，会出现方程内生变量个数大于方程个数的情形，是无法进行估计的。

通过贝叶斯估计不同设定的模型，再基于边际数据密度最大化原则比较边际密度后，结果表明：（1）中国的数据更支持不可分模型。这一点不同于 Ireland(2004)以及 Andres et al. (2006)关于美国和欧洲区的实证结果。这表明实际货币余额对中国宏观经济变量有直接的影响。这也为本文接下来分析居民风险偏好影响货币传导的故事提供了实证的基础；（2）中国的数据更支持包含名义货币增长的泰勒规则。

因此，依据上述模型选择的结果，本文以下分析过程中将采用的最优模型为：消费与实际货币余额不可分的居民跨期效用函数形式，并且以包含名义货币增长的泰勒规则作为最优混合型货币政策规则。

2. 参数后验分布

上述模型选择的结果说明中国数据支持消费与实际货币余额不可分的居民跨期效用函数形式。在不可分的情况下，居民风险偏好会影响货币政策的实施效果。因此，我们考虑两种不同的风险偏好水平（ $\sigma=2$ 和 4），并进行比较分析。下面所有的工作都是基于这个比较。

贝叶斯估计的参数后验分布，具体结果见表 3。

表 3：参数后验分布表

参数	参数说明	$\sigma=2$ (估计)		$\sigma=4$ (校准)	
		后验均值	90%置信区间	后验均值	90%置信区间
α	资本份额	0.7417	[0.7154, 0.7683]	0.8136	[0.8033, 0.8204]
θ	价格粘性系数	0.9830	[0.9829, 0.9832]	0.9830	[0.9826, 0.9832]
ν	货币需求弹性系数	1.0665	[1.0537, 1.0823]	1.1609	[1.1482, 1.1719]
σ	风险厌恶系数	3.4039	[3.1368, 3.6928]		
b	正的规模系数	0.2075	[0.1757, 0.2474]	0.3838	[0.3516, 0.4181]
λ_i	利率平滑参数	0.2390	[0.2039, 0.2683]	0.2404	[0.2185, 0.2597]
λ_π	通胀系数	2.5747	[2.5004, 2.6481]	2.4319	[2.4079, 2.4565]
λ_x	产出缺口系数	1.1552	[1.1097, 1.1984]	0.7516	[0.7407, 0.7667]
λ_m	货币系数	3.2986	[3.1505, 3.4216]	3.4615	[3.3481, 3.5640]
π_c	通胀目标	1.7102	[1.6273, 1.8021]	1.9341	[1.8903, 1.9656]
ρ_a	技术冲击自回归系数	0.7377	[0.7160, 0.7616]	0.6896	[0.6711, 0.7059]
ρ_p	价格加成冲击自回归系数	0.4400	[0.4032, 0.4857]	0.3568	[0.3223, 0.4022]
ρ_i	货币政策冲击自回归系数	0.6884	[0.6563, 0.7216]	0.7474	[0.7364, 0.7617]
ρ_m	货币需求冲击自回归系数	0.6508	[0.5702, 0.7086]	0.1691	[0.1437, 0.2013]
ε_t^a	技术冲击标准差	0.6488	[0.5900, 0.7084]	0.7156	[0.6273, 0.7934]
ε_t^i	货币政策冲击标准差	0.4449	[0.3976, 0.4784]	0.3674	[0.3529, 0.3856]
ε_t^p	价格加成冲击标准差	0.4291	[0.3860, 0.4737]	0.2440	[0.2352, 0.2547]
ε_t^m	货币需求冲击标准差	0.2410	[0.2352, 0.2470]	0.2410	[0.2352, 0.2472]

注：不可分性模型中仅仅包含正的规模系数 b ，可分性模型中包含正的规模系数 χ 、 γ 。

由于本文主要考察居民风险偏好水平变动与货币政策宏观经济效应之间的联动效应，因此，我们主要针对居民风险偏好系数后验均值及货币政策规则中相关参数后验均值进行详细分析。

首先，在较低的风险厌恶参数下（ $\sigma=2$ ），利率平滑参数为 0.23，该值相对较低，这从侧面说明我国中央银行在制定货币政策时存在较大的波动性，政策实施的一致性程度较小；预期通胀系数为 2.57，该值相对较高，说明我国货币当局越发重视价格水平调控。另外，通胀系数的参数后验均值远远大于产出缺口系数，说明央行在短期内制定货币政策时更加重视盯住通货膨胀来平滑经济波动。值得注意的是，混合型货币政策规则中引入的名义货币增长量指标的

权重系数为 3.29，该值在货币政策规则系数中相对较大，这一定程度上说明，当前我国央行在选择货币政策调控工具时依旧重视数量型货币政策工具的调控效果。

其次，在较高的居民风险偏好参数下 ($\sigma=4$)，货币政策规则中相关参数的后验均值与较低风险厌恶水平下相关参数的后验均值相比，差异较小。具体体现为：利率平滑参数后验均值为 0.24，与前述情况相比，呈现小幅上升趋势，这说明随着居民风险厌恶水平的上升，央行的行为决策更加平滑，政策波动性相对减弱；而通胀系数、产出缺口系数都略有下降，其中产出缺口系数下降到 0.75，这一定程度上说明随着居民风险偏好水平的上升，央行的政策目标更趋于多样化，不仅仅将通货膨胀和产出作为行为决策的主要因素。而相反，货币系数呈现上升趋势，达到 3.46，说明央行更加重视市场流动性管理。

(四) 动态分析

在本节中，我们对两种不同风险偏好水平下模型的脉冲响应和方差分解结果进行了分析，主要考察货币政策冲击对产出、通货膨胀、利率、实际货币余额、弹性价格产出、弹性价格实际货币余额这些主要宏观经济变量波动的影响程度，目的在于研究不同风险偏好水平对货币政策的宏观经济效应的影响特征，从而深入探讨两者之间的联动效应。具体分析过程如下：首先，进行模型的脉冲响应分析。然后，进行方差分解分析，包括两个方面内容：一是，通过非条件方差分解结果，进行各冲击对主要宏观经济变量影响效果的长期分析；二是，通过条件方差分解结果（将条件方差分解设定为 1 期水平），进行各冲击对主要宏观经济变量影响效果的短期分析。

1. 脉冲响应分析

图 1 中实线代表所估计的风险偏好水平为 2 的模型中冲击的脉冲响应函数；虚线代表将模型中风险偏好设定为更高水平 ($\sigma=4$) 时冲击的脉冲响应函数。

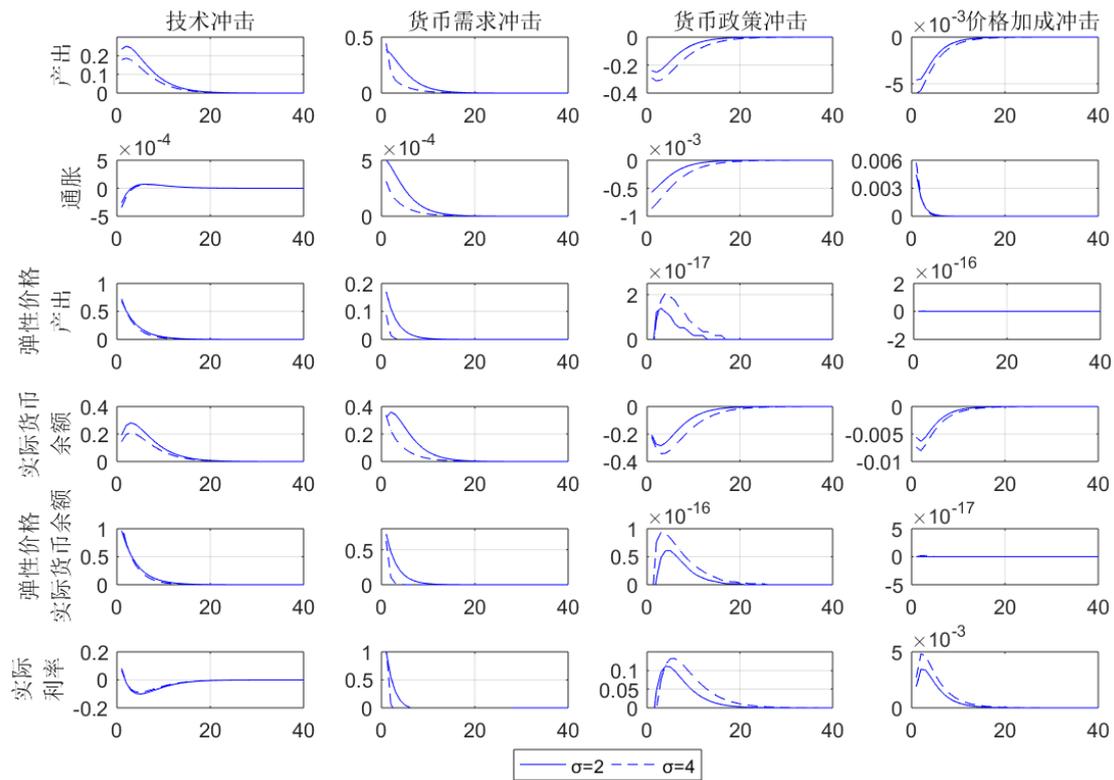


图 1：不同风险偏好水平下脉冲响应图

首先，从影响幅度来看，当经济体受到正向的（紧缩）利率冲击影响后，产出、通货膨胀、实际货币余额都呈现下降趋势，而实际利率、弹性价格产出和弹性价格实际货币余额会呈现上升趋势。具体而言，当风险偏好水平为 2 时，利率每上升一个百分点，产出大约下降 0.23 个百分点，实际货币余额大约下降 0.26 个百分点，实际利率大约上升 0.11 个百分点。当风险偏好水平为 4 时，利率每上升一个百分点，产出大约下降 0.31 个百分点，实际货币余额大约下降 0.34 个百分点，实际利率大约上升 0.13 个百分点。但是，货币政策冲击对弹性价格产出、弹性价格实际货币余额的影响幅度极小。可以看到，风险偏好水平会影响货币政策对主要宏观经济变量的作用效果，当风险偏好水平较低时，紧缩性货币政策对主要宏观经济变量的作用效果相对较弱，当风险偏好水平较高时，这些主要宏观经济变量会呈现出更大的波动幅度，最后逐渐回归稳态。

其次，从影响周期来看，货币政策冲击对模型中主要宏观经济变量的作用周期基本都较长，均达到 10 期以上。具体而言，当风险偏好水平为 2 时，产出、通货膨胀、实际利率分别在 14、12、18 期以后回归稳态；而当风险偏好水平为 4 时，产出、通货膨胀、实际利率分别在 20、19、24 期以后回归稳态。可以看到，当风险偏好水平较高时，货币政策冲击发挥作用的周期相对更长。

在其他宏观冲击中，货币需求冲击的作用也会比较明显的受到风险偏好水平的影响。当经济体受到正向的货币需求冲击影响后，产出、通货膨胀、弹性价格产出、实际货币余额、弹性

价格实际货币余额、实际利率均上升，并逐渐回归稳态。随着风险偏好水平的上升，货币需求冲击对主要宏观经济变量的作用效果均减弱。从作用周期来看，相比于产出、通货膨胀、实际货币余额，货币需求冲击对弹性价格产出、弹性价格实际货币余额、实际利率的影响周期较短。并且随着风险偏好水平的上升，货币需求冲击对主要宏观经济变量的作用周期均更短。

2. 方差分解分析

表 4 以货币政策冲击为例描述了方差分解的结果。其中，非条件方差分解结果显示：当风险偏好水平较低时 ($\sigma=2$)，货币政策冲击对产出的影响大约为 28.03%；当风险偏好水平上升时，货币政策冲击对产出波动的解释程度大约为 52.73%，上升幅度高达 24.7%。另外，货币政策冲击对其他主要宏观经济变量的影响也会随着居民风险偏好水平的变化而变化。具体而言，更高的相对风险偏好系数使得货币政策冲击对通货膨胀、利率和实际货币余额的影响程度分别上升 3.6%、5.59%、24.53%。因此，通过比较不同风险偏好水平下，货币政策冲击对主要宏观经济变量的影响效果，我们可以得出结论：货币政策冲击对经济周期的贡献都取决于公众的风险偏好水平。在更高的风险偏好水平下，货币政策的作用效果增加。此外，条件方差分解结果也显示：随着居民风险偏好上升，货币政策对主要宏观经济变量波动的解释程度都上升了。值得注意的是，货币政策冲击对弹性价格产出和弹性价格实际货币余额波动不产生任何影响。最后，通过对长期和短期方差分解结果进行对比分析，我们还发现相比于短期，长期来看货币政策对经济的作用效果更强。

表 4：货币政策冲击方差分解结果 (%)

变量	非条件方差分解		条件方差分解	
	$\sigma=2$	$\sigma=4$	$\sigma=2$	$\sigma=4$
产出	28.03	52.73	26.16	30.77
通货膨胀	6.65	10.25	2.74	3.26
利率	7.52	13.11	0.73	2.59
实际货币余额	30.03	54.56	28.04	29.74
弹性价格产出	0.00	0.00	0.00	0.00
弹性价格实际货币余额	0.00	0.00	0.00	0.00

五、机制分析

上述模型估计和动态分析结果表明：居民风险偏好变动与货币政策宏观经济效应之间存在较强的联动效应。因此，居民风险偏好水平变动如何影响货币政策实施效果的内在传导机制这一问题，显然需要更为深入的探讨。本节将从传统货币政策传导机制和模型参数动态结构两个方面针对这一问题分别进行理论分析和数量分析，以便更好地理解居民风险偏好变动如何影响货币政策的传导机制。

1. 理论分析——基于传统货币政策传导机制

第一，利率渠道。在传统的宏观经济理论框架中，利率渠道是最主要的货币政策传导机制。给定某一固定的价格粘性程度，当名义利率改变时，实际利率水平也会随之发生改变，从而影响资金使用者的资本成本的变化，同时其他资产价格也会随之变动，进而导致居民的消费和投资水平的变动，最终影响总需求。在这个传导机制中，居民风险偏好水平会起到作用。通常当利率水平发生变化时，货币政策当局会向公众释放出市场扩张或者是紧缩的信号，在这个过程中居民的风险偏好会受到影响，从而影响居民的行为决策（例如，货币需求发生改变），从而进一步影响消费和投资水平，进而影响总需求的变化。

第二，财富效应。这一传导路径是由 Ando and Modigliani (1963) 在消费的生命周期模型中所提出的，在这种模型中居民的财富是消费支出的关键性决定因素，其与货币政策之间的联系是通过利率与资产价格来发挥作用的：政策所引致的利率上升会导致长期资产价值的下降，从而降低居民的财富价值水平，进而导致消费水平下降。相应地，在这一过程中居民风险偏好水平也会起到一定作用。具体而言，当居民财富水平发生变化时，居民的风险偏好水平也会相应发生变化，从而反过来进一步影响消费水平的变动。

第三，信贷渠道。在 Bernanke and Gertler (1989) 所发展的广义信贷渠道中，资产价格也扮演着重要的角色，但是这种效果与财富机制中的资产效应存在本质区别。在广义信贷渠道中，资产价格对企业和居民的抵押资产价值具有极其重要的影响。具体而言，当政策改变引致利率发生改变时，会影响资产价值的变动，从而影响信贷市场中抵押资产价值的改变，进而影响投资决策的调整。另外，由于存在信息不对称，抵押资产价值的改变也将影响借款人外部融资成本，进而影响投资水平。在以上传导机制发生作用的过程中，居民风险偏好依旧会成为影响因子发挥作用。具体而言，当经济主体的抵押资产价值发生改变时，居民风险偏好水平会受到其影响，从而反过来作用于资产价格水平的变动。因此，货币政策影响投资变动的效应在一定程度上会被放大。

第四，货币渠道。居民风险偏好也会增强“货币渠道”的传导效应，直接导致资产相对持有数量的调整。这一具体传导路径在于：考虑到投资者投资组合中各种资产是不完全替代的，由货币政策变动而引起的资产组合（货币与其他资产）的改变将导致资产相对价格的调整，进而影响投资水平的变动。由于政策利率的调整，市场主体的风险偏好水平会受到影响，因此，在这一过程中居民风险偏好水平变动也会进一步影响资产组合的调整，从而加剧资产相对价格波动以及对实体经济的影响。

因此，从本质上来看，居民风险偏好影响货币政策传导的机制类似于一种“金融加速器”效应。它并不会改变货币政策传导渠道，仅仅会作用于传统货币政策渠道，在一定程度上放大货币政策调控宏观经济的效果。

2. 数量分析——基于模型参数结构

以上是以传统的货币政策传导机制为分析视角，对居民风险偏好水平作用于货币政策实施效果进行的定性分析。接下来，我们将从模型方面进行数量分析，从而进一步分析居民风险偏好对货币政策宏观经济效应产生影响的机理。具体而言，通过对模型动态方程系统进行分析，居民风险偏好系数主要通过4个宏观经济参数对货币政策作用于主要宏观经济变量的效果产生影响：产出方程中利率系数 κ_r 、产出方程中实际货币余额参数 κ_{mp} 、通货膨胀方程中实际货币余额缺口系数 $\kappa_{m,t}$ 、通货膨胀方程中产出缺口系数 $\kappa_{x,t}$ 。

首先，产出动态方程中利率系数和实际货币余额参数的传导机制如下：由于 $\kappa_r = \frac{1}{v-(v-\sigma)a_1}$ ，所以当居民风险偏好系数上升时，产出方程中利率系数 $-\kappa_r$ 会上升，根据产出动态方程： $\hat{y}_t = E_t[\hat{y}_{t+1}] - \kappa_r(\hat{i}_t - E_t[\hat{\pi}_{t+1}]) + \kappa_{mp}E_t[\Delta\hat{m}p_{t+1}] + \kappa_{sm}E_t[\Delta\hat{\epsilon}_{t+1}^m]$ ，产出波动幅度会增加，从而货币政策对产出的作用效果增强；另外，由于 $\kappa_{mp} = \frac{(\sigma-v)(1-a_1)}{v-a_1(v-\sigma)}$ ，当居民风险偏好系数上升时，产出方程中实际货币余额参数会上升，从而产出的波动幅度也会随之上升。因此，居民风险偏好通过以上两个模型参数的传导渠道，导致货币政策对产出的作用效果增强了。

其次，通货膨胀动态方程中实际货币余额缺口系数和产出缺口系数的传导机制如下：由于 $\kappa_{m,t} = (\sigma-v)(1-a_1) \frac{(1-\alpha)(\frac{1}{\theta}-\beta)(1-\theta)(1+(\varepsilon-1)\varepsilon_t^p)}{1+(\alpha+\varepsilon_t^p)(\varepsilon-1)}$ ，所以当居民风险偏好系数上升时，通货膨胀方程中实际货币余额缺口系数 $\kappa_{m,t}$ 会随之上升，根据通货膨胀的动态方程： $\hat{\pi}_t = \beta E_t[\hat{\pi}_{t+1}] + \kappa_{x,t}(\hat{y}_t - \hat{y}_t^f) + \kappa_{m,t}(\hat{m}p_t - \hat{m}p_t^f)$ ，从而通胀的波动幅度会增加，与低水平居民风险偏好系数相比，货币政策对通货膨胀的作用效果会增强；另外，由于 $\kappa_{x,t} = (v-(v-\sigma)a_1 + \frac{\eta+\alpha}{1-\alpha}) \frac{(1-\alpha)(\frac{1}{\theta}-\beta)(1-\theta)(1+(\varepsilon-1)\varepsilon_t^p)}{1+(\alpha+\varepsilon_t^p)(\varepsilon-1)}$ ，通货膨胀方程中产出缺口系数 $\kappa_{x,t}$ 也会随着居民风险偏好系数的上升而上升。根据通胀决定方程，产出在通胀方程中的权重会相应上升。因此，居民风险偏好水平的变动通过货币政策影响产出，进而影响通胀，这一传导渠道同样使得货币政策效果增强。

六、结论及政策建议

本文将货币因素引入标准新凯恩斯模型中，具体而言，我们采用了消费与实际货币余额不可分的效用函数以及混合型货币政策规则，在此基础上研究了货币政策规则中最优货币引入方式以及居民风险偏好对货币及货币政策实施效果的影响，对该问题的研究将为我国央行在货币政策转型的关键时期进行货币政策选择以及货币政策实施效果的影响因素的考量方面提供一定的理论参考。

本文的主要研究结论为：（1）居民效用函数中消费和实际货币余额不可分模型以及包含名义货币增长的泰勒规则模型作为我国转型时期的混合型货币政策规则的模型效果最优；（2）无论是短期还是长期来看，货币政策对主要宏观经济变量的影响效果都取决于居民风险偏好水平，并且随着风险偏好水平的上升，其作用效果均增强了。

因此，根据本文研究所得出的结论，对我国货币政策的宏观经济调控方式有以下政策建议：（1）在当前我国货币政策转型的关键时期，央行应该综合运用价格型和数量型货币政策调控工具，操作规则不断向最优混合型货币政策规则靠近，以充分发挥货币政策调控宏观经济的职能；（2）货币当局在政策调整过程中还要注重营造中性的货币金融环境，进一步完善中央银行利率调控体系，疏通货币向实体经济的传导渠道，提高货币政策传导效率，并提高金融运行效率和服务实体经济的能力，不断增强利率调控的预调和微调功能；（3）央行在实施货币政策的过程中，应该注意考虑居民的风险偏好水平对其政策实施效果的影响，因时制宜的安排货币政策决策，从而使其实施效果达到最优化。

参考文献

- [1] 胡志鹏, 2014, 《“稳增长”与“控杠杆”双重目标下的货币当局最优政策设定》, 《经济研究》第12期, 第60-71页。
- [2] 刘斌, 2008, 《我国DSGE模型的开发及在货币政策分析中的应用》, 《金融研究》第10期, 第1-21页。
- [3] 刘宁、杨国中和姜再勇, 2009, 《非线性泰勒规则在我国货币政策操作中的实证研究》, 《金融研究》第12期, 第30-44页。
- [4] 马勇和陈雨露, 2014, 《经济开放度与货币政策有效性: 微观基础与实证分析》, 《经济研究》第3期, 第35-46页。
- [5] 盛松成和吴培新, 2008, 《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标, 两调控对象”模式研究》, 《经济研究》第10期, 第37-51页。
- [6] 王君斌、郭新强和蔡建波, 2011, 《扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性》, 《管理世界》第3期, 第7-15页。
- [7] 吴化斌、许志伟、胡永刚和鄢萍, 2011, 《消息冲击下的财政政策及其宏观影响》, 《管理世界》第9期, 第26-39页。
- [8] 伍戈和刘琨, 2015, 《探寻中国货币政策的规则体系: 多目标与多工具》, 《国际金融研究》第1期, 第15-24页。
- [9] 谢平, 2004, 《中国货币政策分析: 1998-2002》, 《金融研究》第8期, 第1-20页。
- [10] 闫先东和张炎涛, 2016, 《价格与数量型工具相互支撑的货币政策框架研究》, 《财贸经济》第10期, 第59-71页。
- [11] 岳超云和牛霖琳, 2014, 《中国货币政策规则的估计与比较》, 《数量经济技术经济研究》第3期, 第119-133页。
- [12] 张屹山和张代强, 2008, 《包含货币因素的利率规则及其在我国的实证检验》, 《经济研究》第12期, 第65-74页。
- [13] 庄子罐、崔小勇和赵晓军, 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, 第20-31+187页。
- [14] Ando Albert, and Franco Modigliani. 1963. “The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests.” *American Economic Review*, 53(1):55-84.
- [15] Andres J., López-Salido J. D., and Vallés J. 2006. “Money in an estimated business cycle model of the euro area.” *The Economic Journal*, 116(511):457-477.
- [16] Bernanke B., and Blinder A. 1992. “The Federal Funds Rate and channels of Monetary Transmission.” *American Economic Review*, 82(4):901-921.
- [17] Bernanke B. S., and Mark Gertler. 1989. “Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations.” *American Economic Review*, 79(1):14-31.
- [18] Burdekin R. C. K., and Siklos P. L. 2008. “What Has Driven Chinese Monetary Policy Since 1990? Investigating the People’s Bank’s Policy Rule.” *Journal of International Money and Finance*, 27(5):847-859.
- [19] Castelnuovo E. 2012. “Estimating the Evolution of Money’s Role in the US Monetary Business Cycle.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(1):23-52.
- [20] Friedman M., and Shewartz A. J. 1963. “Money and Business Cycles.” *The Review of Economics and Statistics*, 45(1):32.
- [21] Gali J. 2008. “Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian

Framework.” Princeton University Press.

[22] He D., and Pauwels L. L. 2008. “What Prompts the People’s Bank of China to Change its Monetary Policy Stance? Evidence from a Discrete Choice Model.” *China and World Economy*, 16(6):1-21.

[23] Ireland, P. N. 2004. “Money’s Role in the Monetary Business Cycle.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(6):969-983.

[24] Benchimol J., and Fourçans A. 2012. “Money and Risk in a DSGE Framework: A Bayesian Application to the Eurozone.” *Journal of Macroeconomics*, 34(1):95-111.

[25] Li B., and Liu Q. 2017. “On the Choice of Monetary Policy Rules for China: a Bayesian DSGE Approach.” *China Economic Review*, 44:166-185.

[26] Friedman M. 1956. “Studies in the Quantity Theory of Money.” *Economica*, 28 (2) :234-245.

[27] Seitz F., and Schmidt M. A. 2014. “Money In Modern Macro Models: A Review of the Arguments.” *Journal of Reviews on Global Economics*, 3:156-174.

[28] Smets F., and Wouters R. 2003. “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area.” *Journal of the European Economic Association*, 1:1123-1175.

[29] Sun R. 2015. “What Measures Chinese Monetary Policy.” *Journal of International Money and Finance*, 59:263-286.

[30] Zhang W.L. 2009. “China’s Monetary Policy: Quantity Versus Price Rules.” *Journal of Macroeconomics*, 31(3):473-484.

Risk preference and macroeconomic effects of China's monetary policy: quantitative analysis based on a DSGE model

ZHUANG Ziguan JIA Hongjing LIU Dingming

Summary: China's economy is facing more risks in recent years because of factors such as high debt level, aging population, slowing productivity growth, severer trade disputes and so on, which makes households' risk preference an important issue when analyzing China's economy. This paper aims to investigate whether risk preference is an important transmission channel for China's monetary policies. When risk aversion increases, households tend to hold more money and induce price adjustments on financial and real assets, altering aggregate demand. The interest rate alone is thus not sufficient to explain the impact of monetary policy. However, In a New Keynesian DSGE framework, the role of risk preference and monetary aggregates are generally neglected.

To address these questions, this paper introduces an explicit role for money balances through non-separability in preferences into a classical Keynesian DSGE framework, which is based on Ireland (2004), Andres et. al. (2006) and Benchimol and Fourcans (2012). Besides, we use a Taylor rule with real money gap, nominal money growth and real money growth to investigate the mixed monetary policy rule in China. After estimating the model by Bayesian techniques with China's quarterly macroeconomic data such as GDP deflator, nominal GDP, interest rate, and money supply collected from the People's Bank of China, the National Bureau of Statistics of China and Wind database, this paper further investigate macroeconomic effects of China's monetary policies under different levels of household's risk preference.

This paper has several findings: (1) The mixed Taylor rule with nominal money growth fits China's monetary policy best in the stage of transition. The growth rate of money supply is still an important policy target. (2) Compared with models with separable utility functions, the model with a non-separability assumption between consumption and money fits China's macroeconomic characteristics better. (3) With a non-separable utility function, the real money balance will directly affect the economy's output gap and inflation, which makes risk preference has important impact on the effect of macroeconomic effect. When households are less risk-averse, the impact of monetary policy becomes stronger. Therefore, it is important for central banks to create a neutral financial environment and fully consider households' risk preference during the policy-making process.

The main contributions of this paper lie in the following aspects. First, there are few studies discussing the relationship between risk preference and effects of monetary policies in China. This paper demonstrates an important new transmission channel of China's monetary policies, which has notable policy implications. Second, different from most studies on China's monetary policies, this paper introduces the money-in-the utility function with a non-separability assumption between

consumption and money into a classical DSGE model framework, which enrich the model structure of domestic DSGE literature and make the model more in line with China's realistic macroeconomic characteristics. In addition, this paper conducts an in-depth study on the monetary policy rules, attempts to construct a variety of mixed policy rules and discusses the optimal rule in line with the characteristics of China's current monetary policy, which to some extent improves the theoretical research on China's monetary policy reform. Finally, the conclusions of this paper provide a new theoretical framework for Chinese monetary policy authorities to make more reasonable monetary policy decisions, improving their role in regulating the macroeconomy.

Key words: Money Supply; Risk Preference; Monetary Policies; Macroeconomic Fluctuations

“一带一路”倡议是否降低了我国出口的隐性壁垒？

张宇¹

【摘要】针对近年来国际贸易保护主义盛行，隐性贸易壁垒不断增加的背景，本文尝试在引力模型框架下利用 3 阶段 DEA 方法测度了我国对世界各国出口活动所面临的隐性壁垒水平，并在此基础上利用基于组内均值匹配样本的双重差分（PSM-DID）模型对“一带一路”倡议在降低中国出口隐性壁垒方面的政策效果进行了实证检验。结果证实，我国出口活动面临的隐性壁垒总体呈下降态势，但近年来有所抬头；“一带一路”倡议的推进对于中国企业出口的隐性壁垒起到较为明显的缓解效果，且在发展中国家中有着更为明显的表现。

【关键词】一带一路；出口；隐性壁垒；数据包络分析；双重差分

一、引言与文献综述

出口贸易规模的扩张是近三十年来中国对外开放程度不断扩大的显著标志，也是拉动中国经济增长和产业结构升级的重要引擎。然而自 2008 年全球金融危机以来，由于全球经济普遍陷入低迷，增长和就业压力不断增大，以贸易和投资开放引领的全球化浪潮遭遇了史无前例的巨大阻力，并使得保护主义开始在全球蔓延。传统来看，以关税和配额等为代表的显性贸易壁垒是贸易保护中最常使用的政策手段，然而在此前全球化浪潮的深入影响之下，包括 WTO 以及各类双边和多边自由贸易协定在内的自由贸易体制却极大的限制了此类显性贸易保护工具的使用空间，因此在新一轮的贸易保护主义风潮中，更为隐蔽的各类隐性贸易限制措施开始逐步浮出水面，并对全球范围内的自由贸易活动造成了巨大的负面冲击。仅以技术壁垒为例，根据中国 WTO/TBT-SPS 国家通报咨询中心在全国展开的调查显示，2017 年全国有 30.1% 的出口企业受到国外技术性贸易措施不同程度的影响，全年出口贸易直接损失额为 2481.2 亿元，占同期出口总额的 1.6%。当前，中国经济已经进入“新常态”和结构转型调整的关键时期，外部环境的恶化所带来的出口阻力增加无疑是我国未来一段时间内经济发展所面临的巨大考验，而在全球贸易保护主义盛行，贸易隐性壁垒不断加剧的背景下，如何采取适当的措施规避其所带来的负面影响也是一个值得关注的重要问题。

对于隐性贸易壁垒的测度及其对出口的影响问题，国内外学者曾经从不同的侧面进行了一定的探索。Anderson and Neary（1994）曾较早构建了“贸易限制指数”来衡量非关税壁垒；Vandenbussche and Znardi（2006）则从理论上指出相关的贸易保护措施可能会产生“冻结效应”，进而使得外部产品进入相关国家的通道出现普遍性的淤塞。而鉴于 WTO 框架下对“技术性

¹ 张宇，中国社会科学院财经战略研究院副研究员

贸易措施 (TBT)”的规定存在弹性,大量的非关税或隐性贸易壁垒都通过 TBT 来付诸实施,因此学界对于隐性贸易壁垒影响的研究也主要聚焦于 TBT 领域,如 TBT 的内涵与性质界定

(Fischer, 2000; 夏友富, 2011)、形成机制与动因 (Wilson, 2004; 王杰, 2010) 以及影响的测算 (Otisuki, 2014; 徐维、贾金荣, 2011; 鲍晓华, 2014; 樊秀峰等, 2019) 等。然而由于隐性贸易壁垒的广泛性和复杂性, TBT 仅仅是其表现的一个侧面,因此也有一些学者试图从其其他方面对相关的隐性贸易保护措施进行测度和评价,如黄永明、潘安琪 (2019) 从反倾销的角度分别考察了欧盟和美国的反倾销措施对中国出口的影响; McDonald 和 Henn (2011) 以及梁俊伟和魏浩 (2016) 使用贸易保护措施的数量来测度国外贸易保护措施的影响程度并以此研究其对中国出口边际的阻遏作用。此外,从更广义的角度来看,孙玉红等 (2019) 从国家控制政策、创业壁垒以及贸易和投资壁垒三个维度研究了进口国国内规制和文化距离对中国服务出口的阻力; 李钢、孟丽君 (2019) 基于引力模型考察了美国舆论环境对其进口贸易的影响,并发现舆论环境的恶化会促使进口贸易下降。

总体而言,相关研究大多证实了各类隐性保护措施对中国出口的负面影响。在此基础上,如何缓解其所带来的负面冲击则是一个更具现实意义的问题。从现有研究来看,通过双边自由贸易协定实现更高层次的开放是缓解显性和隐性贸易壁垒的一个可行的途径 (Baier, 2007; 陈雯, 2009; 蔡宏波, 2010)。当前,针对全球范围内的保护主义,中国所倡导的“一带一路”倡议正在逐步铺开。就行为本身而言,“一带一路”建设以“五通”为重点合作领域,贸易畅通不仅是其中的重要内容,而且为政策、设施、资金、民心等领域的联结提供支持和纽带,清除贸易障碍 (何茂春等, 2015)、激发贸易潜力、促进贸易发展始终是“一带一路”建设的不变主题 (李丹、崔日明, 2015)。从其所推行的理念来看,“一带一路”倡议显然包含了削减国家之间贸易壁垒的重要内容,而相对于双边与多边自由贸易协议侧重于关税等显性壁垒的规避,“一带一路”倡议作为一项基于国际经济合作的发展计划,其规则不仅更加宽松,而且着眼点也多放在诸如基础设施建设、国情的深入了解乃至民族文化与心理的交融方面,对于缓解国家之间隐性的贸易壁垒可能会起到更为明显的效果。

然而从现有研究来看,目前对于隐性贸易壁垒的研究仍然多集中于 TBT 和反倾销等具体领域,缺乏总体上对于隐性贸易壁垒的探讨;同时对于隐性壁垒的测算也主要依靠公开的政策性指标的梳理和统计,而无法涵盖更广义的文化心理因素乃至政策执行因素等隐性因素的影响。此外,相关研究也甚少涉及相关贸易壁垒的化解之道,对于我国近年来在推动贸易自由化方面的努力,特别是“一带一路”倡议这一国家发展战略的政策效果也缺乏有效的评估。有鉴于此,本文将尝试以经典的引力模型为框架,利用 3 阶段 DEA 方法构建隐性贸易壁垒指数对中国出口过程中所面临的隐性贸易壁垒情况进行测度,并借助反事实的研究框架,利用基于倾向得分匹配的双重差分模型 (PSM-DID) 实证考察“一带一路”倡议对于缓解出口隐性壁垒的效果。

二、出口隐性壁垒的内涵与测算框架

为明确我国出口隐性壁垒的现状以及“一带一路”倡议对其产生的影响，本文首先需要在界定隐性出口壁垒内涵的基础上对我国出口活动所面临的隐性壁垒情况进行相关的测算。

（一）隐性出口壁垒的内涵

作为一种外延十分广泛的概念，所谓的出口隐性壁垒，主要指除去因国家本身的经济、政治、文化、市场结构等特征所决定的需求因素，以及由运输成本和关税等所决定的显性交易成本因素之外，其他可能影响和制约商品出口的各类因素的总称。概括而言，这种隐性的出口壁垒主要涵盖了如下五个方面的内容：一是产品本身的质量水平和技术含量，这是决定产品是否在海外市场上具有足够的竞争力并形成相应需求的基础；二是进口国采取的诸如进口配额管制、产品质量标准门槛以及检验检疫规定等技术贸易政策和非关税壁垒因素；三是因贸易摩擦或争端所引发的产品进口禁令或贸易禁运等制裁性政策措施；四是进口国因制度不健全、运作不规范以及寻租腐败问题等而带来的进口通关周期过长和成本增加；五是消费习惯、消费心理乃至民族情绪等对外来产品需求的影响。

由于涵盖范围广泛，且其中的很多因素难以进行精确的量化评估，因此从直接的角度度量隐性出口壁垒会面临很多的困难。为此，本文尝试在引力模型框架之下以 3 阶段 DEA 方法，在剔除国家之间可能影响双边贸易规模的异质性特征和关税等显性壁垒因素的基础上测度出口规模的相对开放效率，并以此作为隐性出口壁垒的间接反映。

（二）测算框架：引力模型框架下的 3 阶段 DEA 分析

在传统的引力模型中，决定两个国家之间的贸易规模的核心因素是两国的经济总量规模以及两国之间的地理距离。按照这一框架，我们不妨考虑将国家 i 与 j 之间的出口活动 $EX_{i,j}$ 视为两国特定的经济规模（ GDP_i 与 GDP_j ）以及两国之间地理距离（ $Dis_{i,j}$ ）之下的一种“输出”，据此可建立有关两国之间贸易开放度评估的投入导向 DEA 模型：

$$\min \theta_h - \varepsilon(\hat{e}^T S^- + e^T S^+) \quad s. t. \quad \begin{cases} \sum_{h=1}^{mn} GDP_h^{out} \lambda_h + S^- = \theta_h GDP_0^{out} \\ \sum_{h=1}^{mn} GDP_h^{in} \lambda_h + S^- = \theta_h GDP_0^{in} \\ \sum_{h=1}^{mn} Dis_h \lambda_h + S^- = \theta_h Dis_0 \\ \sum_{h=1}^{mn} EX_h \lambda_h - S^+ = Y_0 \\ \lambda_h \geq 0, S^-, S^+ \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中， h 代表了国家 i ($i=1, \dots, n$) 和国家 j ($i=1, \dots, m$) 组成的贸易伙伴组合，即观测单元； GDP_h^{out} 与 GDP_h^{in} 分别代表该观测单元内出口国和进口国的 GDP 总量； Dis_h 代表了该观测单元内进口国与出口国之间的地理距离¹；该最小化问题的解 θ^* ($0 < \theta^* < 1$) 可视为在既定的经济总

¹ 理论上而言，DEA 测算需要输入变量与输出变量之间在逻辑上呈正相关关系，但在传统的引力模型框架下，跨境贸易规模则与两国之间的地理距离负相关，因此，为保证模型设定符合逻辑，在构建模型时对相关国家之间的地理距离变量取倒数，以保证地理距离变量与贸易规模之间的正相关性。

量与地理距离约束下两国之间的贸易规模与“最优”的贸易规模之间的距离，即一国贸易的开放程度。 θ^* 接近于 1，则代表该观测单元内两国之间的外贸开放程度越高。

然而如前所述，这种单纯以经济规模和地理距离为基础测算的贸易开放度因忽略了国家之间的异质性差异以及诸多外部因素的影响，因而难以作为贸易隐性壁垒的反映。为此，我们根据 Fried (1999, 2002) 提出的 3 阶段 DEA 方法，通过对 GDP_{hout} 、 GDP_{hin} 以及 $Dish$ 三个输入项以随机前沿方法进行调整，以剔除环境因素和随机因素的影响。具体做法为：

首先，针对模型 (1) 的线性规划分析所得到三种输入项的冗余变量 SG_{hout} 、 SG_{hin} 和 SD_h 。构造如下类 SFA 回归函数：

$$S_{k,h} = f(Z_{k,h}, \beta_{k,h}) + v_{k,h} + \mu_{k,h} \quad (2)$$

其中， $S_{k,h}$ 代表观测单元 h 所对应的三种输入冗余变量， $Z_{k,h}$ 代表了可能影响两国之间商品流动的若干环境因素（如经济发展水平、文化传统、关税等）， $\beta_{k,h}$ 为环境变量的系数； $\mu \sim N^+(0, \sigma_\mu^2)$ 为环境无效率项，表示环境特征对于松弛变量的影响； $v_{k,h} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 为随机误差项，表示随机干扰因素对松弛变量的影响。

其次，在通过 (2) 式的类 SFA 回归实现环境无效率和随机干扰项的分离后，进一步按照 (3) 式将所有决策单元调整于相同的外部环境，以达到剔除环境因素影响的目标：

$$X_{k,h}^{Ad} = X_{k,h} + [\max(f(Z_{k,h}; \hat{\beta}_{k,h})) - f(Z_{k,h}; \hat{\beta}_{k,h})] + [\max(v_{k,h}) - v_{k,h}] \quad (3)$$

其中， $X_{k,h}^{Ad}$ 是调整后的输入变量； $[\max(f(Z_{k,h}; \hat{\beta}_{k,h})) - f(Z_{k,h}; \hat{\beta}_{k,h})]$ 是对外部环境因素进行调整，以实现将各观测单元置于同样的环境条件因素之下； $[\max(v_{k,h}) - v_{k,h}]$ 是对随机干扰因素的调整，以实现将各观测单元置于同样的运气条件之下。通过上述调整，可以实现对国家间异质性特征以及随机干扰因素的剔除。

最后，进一步利用调整后的输入变量 $GDP_{hout-Ad}$ 、 GDP_{hin-Ad} 以及 $DishAd$ 代替原始 DEA 中的输入变量重新进行 DEA 分析，所得到的最优化问题的解 θ_h^{Ad*} ($0 < \theta_h^{Ad*} < 1$) 即为调整后的贸易开放度，因该开放度的测量中已经将可能影响国家间商品流动的诸多经济及地理文化等特征剔除，因此其中“残留”的信息可以视为无法由两国之间的经济特征以及各类显性异质因素所解释的隐性贸易壁垒。为了使相关指标的取值更符合直观逻辑，定义一国在利用外资方面的政策性壁垒指标 PBI 为：

$$PBI_h = 1 - \theta_h^{Ad*} \quad (4)$$

PBI 越高，则意味着相关国家的贸易隐性壁垒越高；反之则隐性壁垒越低。

三、出口隐性壁垒的测度与分析

按照上述方法，可选择合适的样本和指标对我国商品出口的隐性壁垒进行测度。

(一) 变量与样本选择

以上述基于引力模型的分析框架来测度资本流动政策取向的核心在于尽量全面的剔除可能影响相关国家商品跨境流动的外部和国家特征因素，有鉴于此，我们主要选取了如下的相关指标作为 3 阶段 DEA 分析的核心变量和环境控制变量：

1. 核心变量

在核心的 DEA 分析模型中，我们主要选取母国和东道国以美元不变价度量的 GDP 作为两国经济总量 GDP_o 与 GDP_i 的指标，同时以两国首都之间地理距离的倒数作为国家间地理距离 Dis 的测度。

2. 环境控制变量

环境控制变量方面的具体指标如表 1：

表 1 3 阶段 DEA 的环境控制变量选择

环境控制变量	指标选择	控制因素
经济发展水平：GDP _{Capi} 与GDP _{Capchn}	母国（中国）和东道国美元不变价度量的人均GDP	发展水平以及与之相关的基础设施、人口素质、劳动力成本和技术能力差异
人口规模：Pop _i 与Pop _{chn}	母国（中国）和东道国总人口	禀赋结构以及劳动力成本等的差异
经济规模：GDP _i 与GDP _{chn}	美元不变价度量的GDP总量	国家经济规模的差异
对华出口依存度：Dep _{expi}	东道国对华出口占其出口比重	对中国的出口依赖性
对华进口依存度：Dep _{impi}	东道国自华进口占其进口比重	对中国的进口依赖性
关税水平：Tariff _i	东道国对华平均加权关税税率	中国产品出口的关税等显性壁垒
国土面积：Area _i 与Area _{chn}	国土面积	国家自然资源禀赋方面的差异
国境接壤：Contigi	若两国的国境接壤，变量取1，否则取0	国家地理关联
共同语言：Comlang _i	两国之间具有共同的官方语言，则变量取1，否则取0。	两国之间的现实文化距离
共同宗教Comregi	两国之间有共同的宗教传统，变量取1，否则取0。	两国之间的历史文化距离
WTO成员国：WTO _i	国家属于WTO成员，则变量取1，否则取0	对多边自由贸易框架的参与程度
欧盟成员国：Eui	国家属于欧盟成员国，则变量取1，否则取0	国家是否属于欧盟成员

数据来源：作者整理

在样本方面，我们选择了中国对 201 个国家和地区在 1995-2018 年之间按技术类别划分的 8 大类商品出口情况作为计算样本；样本指标分别匹配自 UNCTAD 数据库和 CEPII Gravity Data 数据库。

（二）测算结果与分析

利用上述测算方法和样本模型对我国 1995-2018 年期间出口隐性壁垒情况进行测算，可得到我国对世界各国出口活动所面临的隐性壁垒指数。对比未经调整的一阶段 DEA 结果的直方图和密度分布图，可以看到在剔除了国家之间在经济、地理以及历史文化等方面的异质性之后，相关测度结果的分布更趋集中（图 1）；样本的均值有了较大幅度的提升，同时样本指标的标准差也大幅缩小（表 2）。

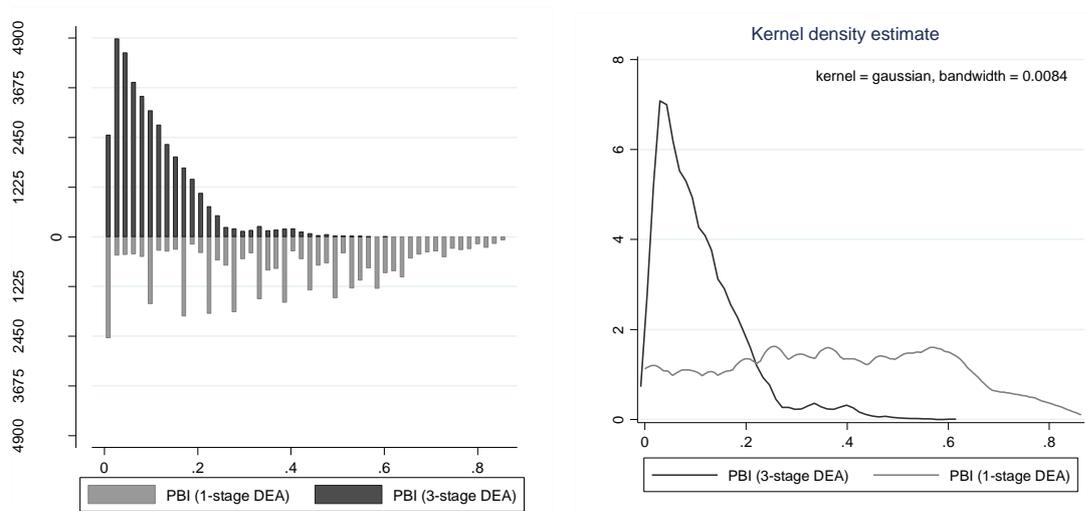


图 1 普通 DEA 与 3 阶段 DEA 测算结果分布情况比较

数据来源：作者计算

表 2 DEA 与 3 阶段 DEA 计算结果对比

	最大值	最小值	均值	标准差
3阶段DEA	1.0000	0.3932	0.8933	0.0867
普通DEA	1.0000	0.1366	0.6280	0.2202

数据来源：作者计算

最终的测算结果整理如表 3 所示，总体而言，得益于全球化的发展和中国商品在海外影响力的不断扩大，中国企业面临的出口隐性壁垒呈现一定的下降态势，但在 2018 年，受贸易保护主义的抬头和中美贸易摩擦等因素的影响，出口隐性壁垒开始出现了跳跃式的上升。

表 3 1995-2018 年中国出口隐性壁垒

年度	劳动资 源密集 型产品	低技术 密集型 产品	中技术密 集型产品 (除元器 件之外的 电子产 品)	中技术 密集型 产品 (电子 元器件 产品)	中技术 密集型 产品 (非电 子产 品)	高技术密 集型产品 (除元器 件之外的 电子产 品)	高技术 密集型 产品 (电子 元器件 产品)	高技术 密集型 产品 (非电 子产 品)	行业 平均
1995	0.0689	0.0840	0.2063	0.2840	0.0784	0.1722	0.2502	0.0888	0.1541
1996	0.0746	0.1038	0.2150	0.3058	0.0845	0.1668	0.2341	0.0994	0.1605
1997	0.0787	0.0889	0.2037	0.2658	0.0938	0.1842	0.2373	0.0990	0.1564
1998	0.0827	0.0881	0.1927	0.2504	0.0973	0.1544	0.2020	0.1078	0.1469
1999	0.0953	0.1101	0.1998	0.2386	0.1051	0.1620	0.1669	0.1200	0.1497
2000	0.0983	0.0902	0.1556	0.1983	0.0987	0.1458	0.1552	0.1001	0.1303
2001	0.0933	0.0991	0.1509	0.1971	0.1072	0.1411	0.1647	0.1041	0.1322
2002	0.1045	0.1056	0.1623	0.1938	0.1050	0.1560	0.1467	0.1193	0.1367
2003	0.1104	0.1118	0.1646	0.1800	0.1115	0.1409	0.1438	0.1215	0.1356
2004	0.1149	0.1163	0.1598	0.1642	0.1204	0.1405	0.1440	0.1203	0.1351
2005	0.1239	0.1216	0.1601	0.1642	0.1250	0.1305	0.1391	0.1263	0.1363
2006	0.1250	0.1275	0.1515	0.1599	0.1260	0.1317	0.1307	0.1276	0.1350
2007	0.1258	0.1284	0.1486	0.1530	0.1266	0.1373	0.1359	0.1286	0.1355
2008	0.1381	0.1406	0.1517	0.1468	0.1341	0.1499	0.1387	0.1408	0.1426
2009	0.1334	0.1357	0.1463	0.1412	0.1296	0.1350	0.1291	0.1405	0.1363
2010	0.1301	0.1326	0.1427	0.1522	0.1349	0.1358	0.1345	0.1366	0.1374
2011	0.1277	0.1304	0.1554	0.1593	0.1330	0.1427	0.1325	0.1391	0.1400
2012	0.1264	0.1289	0.1491	0.1495	0.1264	0.1371	0.1354	0.1285	0.1351
2013	0.1263	0.1290	0.1541	0.1530	0.1262	0.1416	0.1349	0.1285	0.1367
2014	0.1249	0.1274	0.1386	0.1422	0.1246	0.1360	0.1281	0.1322	0.1317
2015	0.1238	0.1260	0.1374	0.1364	0.1233	0.1308	0.1268	0.1261	0.1288
2016	0.1298	0.1318	0.1429	0.1426	0.1291	0.1365	0.1325	0.1316	0.1346
2017	0.1258	0.1277	0.1388	0.1334	0.1247	0.1323	0.1277	0.1274	0.1297
2018	0.1686	0.1706	0.1768	0.1714	0.1672	0.1704	0.1653	0.1701	0.1701
历年 平均	0.1146	0.1190	0.1627	0.1826	0.1180	0.1463	0.1557	0.1235	0.1403
发展中国 家平均	0.1165	0.1207	0.1715	0.1946	0.1198	0.1531	0.1639	0.1263	0.1458
发达国家 平均	0.1050	0.1102	0.1166	0.1203	0.1087	0.1107	0.1127	0.1092	0.1117

数据来源：作者计算

表 3 也显示了我国 1995-2018 年期间不同技术程度的出口部门之间出口隐性壁垒的比较以及发展变化趋势情况。从行业间的横向对比来看,首先,出口的隐性壁垒与产业的技术特征之间存在一定的相关性,如劳动和资源密集型部门及低技术密集型部门面临的出口隐性壁垒最低,而高技术密集度部门的电子产品领域则面临着较高的出口壁垒。这一现象可能根源于不同行业出口过程中所面临的不同技术门槛。其次,尽管出口的隐性壁垒与产业技术含量之间存在一定的关联倾向,但并不存在严格的对应关系。如出口隐性壁垒最高的产业出现在中技术密集型的电子元器件产品领域,而高技术密集度的非电子类产品出口隐性壁垒却处于相对较低的水平。这种与行业技术含量相悖的结果显示了中国在电子产品领域可能面临着更高的隐性壁垒限制。再次,从发展趋势上来看,尽管低技术领域的资源劳动密集型产品和低技术密集型产品平均出口壁垒水平较低,但却在近年来呈现出明显的上升态势,这一方面可能源自我国禀赋结构变化所引起的出口比较优势的转变,同时也可能源于低技术密集型产品对海外市场的冲击,特别是对当地就业的冲击所带来的保护主义的强化;相对而言,电子产品领域出口活动的隐性壁垒却在逐渐的降低,显示我国在该领域的技术能力和竞争力不断增强的同时,对于该领域全球产业链的深度渗透与融合也使得各国对我国相关产品的需求依赖性不断增加,出口所面临的壁垒也有所降低。

进一步从不同类型的国家之间的比较来看,中国出口产品在发展中国家面临的隐性壁垒指数要相对发达国家更高。由于中国产品的技术水平与发达国家之间的差距较大,而同发展中国家相比则处于一定的优势地位,由此表明这种隐性壁垒的差异并非来自于产品技术能力的欠缺,而更可能与发展中国家不完善的制度与管理体系以及相对恶劣的营商环境有关。但同时注意到,中国产品在发展中国家所面临的隐性壁垒在近年来呈现下降态势,但在发达国家所面临的壁垒则出现明显的抬升,一方面说明阻碍中国商品向发展中国家出口的制度环境在不断改善,另一方面也表明随着中国产业结构升级和产品竞争力的提升,中国商品对发达国家造成的压力在不断增大,而在发达国家本身经济增长乏力,保护主义盛行的背景下,这种压力也更容易转化成为对中国出口商品的隐性阻碍和限制。

四、“一带一路”建设与出口隐性壁垒

在对我国企业出口所面临的隐性壁垒进行测度的基础上,可以进一步对近年来“一带一路”建设对于出口隐性壁垒的影响情况进行实证检验。

(一) 检验模型构建

在政策冲击所引发的影响研究中,双重差分方法(Difference in Difference, DID)作为一类反事实框架的拟自然实验研究方法得到了最为普遍的应用。从基本原理来看,DID模型将发生某种政策冲击的样本视为被考察的处理组,并通过为处理组中的样本选择与其最为类似的,

且未发生过相应政策冲击的样本作为对照组，用以模拟处理组样本在未发生政策冲击（反事实）情况下的反应。对于本文的研究主题而言，在确定了处理组的样本并选择了合适的对照组样本的情况下，可以考虑构建如下多期 DID 检验模型：

$$\begin{aligned} PBI_{i,t} &= \alpha_0 + \theta treat_i \times policy_{i,t} + \beta_{x_{i,t}} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \\ &= \alpha_0 + \theta DID_{i,t} + \beta_{x_{i,t}} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $PBI_{i,t}$ 为前文所测度的中国出口隐性壁垒指数， $i (i=1, \dots, N)$ 为个体， $t (t=1, \dots, T)$ 为时间； $treat_i$ 为处理组（“一带一路”沿线国家）与对照组（非“一带一路”沿线国家）虚拟变量，当样本属于处理组时，该变量取值为 1，样本属于对照组时取值为 0； $policy_{i,t}$ 为政策冲击虚拟变量，在我国“一带一路”倡议进入实质性推进期的 2014 年之后取值为 1，此前取值为 0； $x_{i,t}$ 为随时间和个体变化的控制变量向量， μ_i 和 λ_t 分别代表个体固定效应和时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为模型的误差项。其中 $DID_{i,t} = treat_i \times policy_{i,t}$ 为双重差分项。

对于模型 (5)，有 $\theta = \{E[y_1 | DID_{it} = 1] - E[y_1 | DID_{it} = 0]\}$ ，即双重差分项 $DID_{i,t}$ 的系数 θ 体现了“一带一路”倡议前后初始条件相近的实验样本在贸易壁垒方面变动程度的差异。如果该差别显著存在，就可以认为“一带一路”政策的冲击使得处理组样本的贸易壁垒发生了显著异于对照组的改变，进而证实其政策效果的存在。

（二）基于组内均值的倾向得分匹配

DID 模型的有效性需要依赖于很多的先决条件，其中较为重要的一点就是处理组和对照组样本在基本特征方面的相似性，从而保证对照组能够在最大限度内实现对处理组的反事实模拟。有鉴于此，本文参照 (Becker and Lchino, 2002) 等提出的倾向得分匹配 (Propensity Score Matching, PSM) 方法，以样本中相关协变量在时间维度上的组内均值作为度量因素为全部处理组个体在样本时域框架内寻找相匹配的对照组个体，在此基础上将处理组和对照组个体组成平衡面板数据作为相应的检验样本。

在实际计算过程中，我们以相关国家的 GDP 总量 GDP_i 、人均 GDP 水平 GDP_{Capi} 、人口规模 Pop_i 、对中国的进口依存度 Dep_{expi} 和出口依存度 Dep_{impi} 、国土面积 $Area_i$ 、地理距离 Dis_i 、接壤与否虚拟变量 $Contigi$ 、是否具有共同官方语言虚拟变量 $Comlang_i$ 、是否具有共同宗教信仰 $Comreg_i$ 以及是否加入 WTO 虚拟变量 WTO_i 以及是否属于欧盟成员国 Eui 作为倾向得分匹配的协变量，协变量的选择多数为外生虚拟变量，从而避免了过多的选取连续性变量带来的问题。同时，我们选择了官方公布的 60 个参与“一带一路”倡议的沿线国家作为处理组样本，依照临近得分匹配原则以 1:3 的比例从非“一带一路”沿线国家中寻找与之匹配的对照组。

表 4 显示了处理组和对照组变量匹配的平衡性，从中可见，所有匹配变量的标准差在匹配之后都有了较为明显的下降，且匹配之后的 t 统计量都不显著，说明在匹配之后，处理组和对照组之间的变量并不存在显著的差异，匹配结果符合平衡性的要求。

表 4 平衡性检验

变量	均值									
	未匹配组					匹配组				
	处理组	对照组	标准差	T 检验	置信概率	处理组	对照组	标准差	T 检验	置信概率
ExportiC N	12.05	10.33	71.60	4.37	0.00	12.05	12.35	-12.50	-0.74	0.46
GDPi	10.72	9.43	58.90	3.57	0.00	10.72	10.88	-7.60	-0.45	0.65
GDPCapi	8.55	8.51	2.80	0.18	0.86	8.55	8.63	-5.40	-0.30	0.77
Dep_expi	-3.80	-4.10	17.20	1.09	0.28	-3.80	-3.40	-23.10	-1.19	0.24
Dep_imp	-2.69	-2.93	31.10	1.97	0.05	-2.69	-2.55	-16.90	-0.84	0.40
Tariffi	1.64	2.01	-42.60	-2.93	0.00	1.64	1.83	-21.30	-1.12	0.27
Areai	11.44	10.84	21.90	1.38	0.17	11.44	12.00	-20.50	-1.47	0.15
Popui	2.10	0.89	57.40	3.54	0.00	2.10	2.20	-5.00	-0.35	0.73
Contigi	0.22	0.01	66.50	5.25	0.00	0.22	0.19	8.50	0.36	0.72
Disi	9.84	9.20	144.90	9.29	0.00	9.84	10.02	-41.80	-1.47	0.14
Comlangi	0.06	0.01	30.10	2.34	0.02	0.06	0.06	0.00	0.00	1.00
Comregi	0.01	0.00	70.50	4.97	0.00	0.01	0.01	13.90	0.64	0.52
WTOi	0.01	0.00	70.50	4.97	0.00	0.01	0.01	13.90	0.64	0.52
EUi	0.12	0.11	5.20	0.33	0.74	0.12	0.14	-6.20	-0.32	0.75

数据来源：作者计算

(三) DID 模型检验结果

以出口隐性壁垒指数 $PBI_{i,t}$ 为被解释变量，同时以相关国家的 GDP 总量 GDP_i 、人均 GDP 水平 $GDPCapi$ 、对中国的进口依存度 Dep_expi 和出口依存度 Dep_imp 为控制变量，利用匹配后的处理组和对照组组成的样本数据对模型（5）进行回归，结果如表 5 所示：

表 5 DID 模型检验结果（总样本与行业子样本）

年度	总样本	劳动资 源密集 型产品	低技术 密集型 产品	中技术			高技术		
				密集型 产品 (除元 器件之 外的电 子产 品)	中技术 密集型 产品 (电子 元器件 产品)	中技术 密集型 产品 (非电 子产 品)	密集型 产品 (除元 器件之 外的电 子产 品)	高技术 密集型 产品 (电子 元器件 产品)	高技术 密集型 产品 (非电 子产 品)
DID _{i, t}	-0.018 (0.003***)	-0.018 (0.007 **)	-0.017 (0.008 **)	-0.017 (0.008 **)	-0.021 (0.008 ***)	-0.017 (0.007 **)	-0.020 (0.008 **)	-0.019 (0.007 **)	-0.017 (0.007 **)
ln(gdpcni, t)	-65.080 (18.868** *)	- (52.14 6)	- (54.82 1)	- (56.66 6)	- (55.46 7)	- (50.79 8)	- (54.66 3)	- (51.48 9)	- (52.37 9)
ln(gdpdi, t)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.006)	-0.011 (0.006 *)	-0.015 (0.007 **)	-0.007 (0.007)	0.001 (0.006)	-0.003 (0.006)	0.013 (0.006 **)	-0.003 (0.006)
ln(gdpcapn i, t)	70.150 (20.296** *)	68.319 (56.09 3)	69.651 (58.97 1)	67.822 (60.95 6)	68.762 (59.66 6)	72.876 (54.64 3)	66.999 (58.80 1)	72.587 (55.38 6)	74.586 (56.34 4)
ln(gdpcapdi , t)	0.077 (0.004***)	0.080 (0.010 ***)	0.082 (0.010 ***)	0.088 (0.011 ***)	0.080 (0.011 ***)	0.073 (0.010 ***)	0.080 (0.010 ***)	0.059 (0.010 ***)	0.075 (0.010 ***)
ln(depexpi, t)	-0.004 (0.000***)	-0.004 (0.001 ***)	-0.005 (0.001 ***)	-0.005 (0.001 ***)	-0.004 (0.001 ***)	-0.004 (0.001 ***)	-0.005 (0.001 ***)	-0.003 (0.001 **)	-0.004 (0.001 ***)
ln(depimpi, t)	-0.042 (0.001***)	-0.037 (0.003 ***)	-0.043 (0.003 ***)	-0.051 (0.004 ***)	-0.057 (0.004 ***)	-0.036 (0.003 ***)	-0.042 (0.003 ***)	-0.038 (0.003 ***)	-0.042 (0.003 ***)
Constant	426.92 (124.288* **)	415.79 (343.5 03)	423.78 (361.1 27)	412.41 (373.2 83)	418.13 (365.3 79)	443.78 (334.6 25)	407.57 (360.0 83)	442.14 (339.1 75)	454.08 (345.0 37)
时间固定效 应	包含(略)	包含 (略)	包含 (略)	包含 (略)	包含 (略)	包含 (略)	包含 (略)	包含 (略)	包含 (略)

个体固定效应	包含(略)								
R2	0.542	0.549	0.545	0.537	0.541	0.555	0.54	0.527	0.561
(within)									
s. e.	0.121	0.118	0.122	0.125	0.124	0.116	0.122	0.116	0.119
Sigma_u	0.174	0.178	0.183	0.186	0.181	0.169	0.175	0.157	0.174
Sigma_e	0.062	0.061	0.064	0.066	0.065	0.059	0.064	0.060	0.061
Rho	0.886	0.895	0.892	0.889	0.888	0.891	0.884	0.873	0.891
Corr(ui, xb)	-0.790	-0.803	-0.797	-0.808	-0.802	-0.786	-0.792	-0.764	-0.784
共同趋势检验	2.04	0.33	0.30	0.29	0.25	0.21	0.31	0.25	0.26
Dt-m* Δ ID	[0.11]	[0.81]	[0.83]	[0.83]	[0.86]	[0.89]	[0.82]	[0.86]	[0.86]
共同趋势检验	0.05	0.01	0.00	0.03	0.00	0.14	0.02	0.01	0.02
Trend* Δ ID	[0.82]	[0.94]	[0.96]	[0.87]	[0.98]	[0.71]	[0.88]	[0.94]	[0.88]

注：() 内为标准差，“*”、“**”、“***”分别代表 10%、5%和 1%置信水平下显著。

数据来源：作者自制

表 5 的首列显示了总样本的 DID 模型回归结果。总体而言回归取得了较为良好的拟合效果，且个体效应与解释变量之间的高度相关性证实了固定效应模型的适用性。而从样本总体的检验结果来看，DID 项的回归系数显著为负，表明“一带一路”倡议的深入实践确实对我国企业出口活动中所面临的隐性壁垒起到了显著的降低效果。

为了进一步明确“一带一路”倡议对不同类型行业以及不同类型国家的政策效应，在总样本检验结果的基础上本文进一步利用不同技术类别和不同国家类别的子样本对 DID 模型进行了回归，结果见表 5 和表 6 所示。从根据产业门类划分的各子样本情况来看，DID 项也都表现出了一定的显著性，证实了“一带一路”倡议对于出口的促进作用在不同技术层面的产业中均得到了良好的体现。而具体到各行业情况来看，一带一路倡议对于中等技术密集度的电子元器件类产品以及高技术密集度中的非电子元件类电子产品出口壁垒的降低效果要更为突出。

而从国家类型情况来看，“一带一路”倡议对隐性出口壁垒的削减效果则存在一定的差异。DID 项的回归结果显示，“一带一路”建设对于缓解中国对发展中国家出口的隐性壁垒具有更为明显的效果，但对于缓解中国对发达国家出口的隐性壁垒效果相对有限。究其原因，可能在于中国对发展中国家的出口壁垒主要源于发展中国家相对落后的基础设施建设以及制度水平的不健全，而“一带一路”建设过程中的“互联互通”对于缓解发展中国家基础设施方面的短板具有十分明显的直接带动作用，且发展中国家本身的制度存在较大的改善空间，易于通过发展与中国的合作而实现相关的制度改进，由此使得“一带一路”的政策效果更易凸显。相反，发达

国家对于我国的出口隐性壁垒更多的出自于保护国内市场和防止中国产品竞争性冲击等动机，且其本身相对完善的制度与管理体制改进空间更为狭小，因此“一带一路”的建设对缓解其贸易壁垒的效果会相对有限。

表6 DID模型检验结果（国别子样本及“安慰剂”检验）

年度	发展中国家		发达中国家		“安慰剂”检验	
DID _{i,t}	-0.064	(0.005***)	-0.002	(0.003)	0.002	(0.005)
ln(gdpcni, t)	-13.704	(38.178)	-67.843	(20.334***)	-9.115	(39.158)
ln(gdpdi, t)	-0.267	(0.011***)	-0.005	(0.002**)	-0.276	(0.011***)
ln(gdpcapcni, t)	14.902	(41.069)	73.128	(21.873***)	9.967	(42.122)
ln(gdpcapdi, t)	0.673	(0.020***)	0.056	(0.004***)	0.66	(0.02***)
ln(depexpi, t)	-0.014	(0.003***)	-0.004	(0.000***)	-0.022	(0.003***)
ln(depimpi, t)	-0.070	(0.005***)	-0.041	(0.001***)	-0.074	(0.005***)
Constant	85.259	(251.488)	445.307	(133.946***)	55.205	(257.94)
时间固定效应	包含（略）		包含（略）		包含（略）	
个体固定效应	包含（略）		包含（略）		包含（略）	
R2 (within)	0.613		0.579		0.593	
s. e.	0.111		0.121		0.111	
Sigma_u	0.439		0.143		0.454	
Sigma_e	0.055		0.060		0.056	
Rho	0.985		0.849		0.985	
Corr(ui, xb)	-0.976		-0.658		-0.978	

注：（）内为标准差，“*”、“**”、“***”分别代表10%、5%和1%置信水平下显著。

数据来源：作者自制

（四）进一步的讨论：“平行趋势”与“安慰剂”检验

DID模型的有效性需要依赖较为严格的假设前提，其中最为重要的一点就是“平行趋势”（Parallel Trend）或“共同趋势”（Common Trend）假设，即处理组和对照组至少在政策冲击发生前具有相同的时间效应或发展趋势，从而保证对照组与处理组具有尽可能高的相似性。有鉴于此，为了确保结论的可靠性，在进行相关检验之后我们也需要对模型是否满足平行趋势假设进行验证。

平行趋势假设检验的基本原理为，构造政策冲击发生前后若干期的虚拟变量 D_{t-m} 并将其与双重差分项 $DID_{i,t}$ 的交互项 $D_{t-m} * DID_{i,t}$ 纳入模型，检验冲击前期所有交互项系数全部为0的可能性。如果冲击前交互项的系数全部为0，则说明冲击发生前样本的变化趋势无显著性差异，平行趋势假设得到满足；反之，则说明平行趋势假设得不到满足。另一个有关平行趋势的检验思路为构造时间趋势项Trend与双重差分项DID的交互项Trend*DID，并验证其显著性，若该交

交互项显著不为 0，则可拒绝平行趋势的原假设。基于上述原理，构建相关的虚拟变量并纳入 DID 模型回归可得结果如表 5 所示。可以发现，两种方法下交互项为 0 的 F 统计量均无法通过显著性检验，即无法拒绝交互项系数为 0 的可能性，模型的平行趋势假设可以得到满足。

DID 模型存在的另一种可能是处理组和对照组之间在政策冲击发生后的变化并非源自政策冲击本身，而是来自于一些未被虑及的因素或偶然性因素，即存在所谓的“安慰剂效应”。为了排除这一可能，需要以一些未发生政策冲击的样本作为“安慰剂”对相关模型进行“安慰剂”检验。为此，本文将根据匹配结果从每个处理组样本所对应的对照组样本中随机抽取一个样本充当所谓的“安慰剂”，并为安慰剂样本设置与处理组相同的政策冲击时点，以模拟“一带一路”的政策变化，其余对照组样本仍作为对照组存在。将安慰剂组和对照组组合成新的检验样本利用 DID 模型进行检验，可得结果如表 6 所示。检验结果表明，在“安慰剂”组成的处理组情况下，DID 项显著性极低，即可以拒绝因偶然或共同的外部因素导致处理组出现贸易壁垒降低的可能性，由此进一步证实了“一带一路”政策效应的存在性。

五、结论与政策建议

本文通过构建引力模型框架下的 3 阶段 DEA 模型测度了我国对世界各国出口过程中所面临的隐性壁垒情况，并以此为基础利用 PSM-DID 方法检验了“一带一路”倡议对于缓解出口隐性壁垒的作用，基本分析结论可概括如下。

首先，从我国出口活动面临的隐性壁垒情况来看，得益于全球化的发展和中国出口部门整体技术能力和竞争力的提升，中国企业出口所面临的隐性壁垒总体呈现下降态势，但在近年来随着贸易保护主义的抬头和贸易摩擦的增加而存在抬升的迹象。

其次，中国企业的出口壁垒在中技术密集型产业领域，特别是电子元件产品领域最为突出。除去产品本身技术门槛的影响之外，海外保护主义强化也是造成这一壁垒的重要原因之一。与此同时，中国产品在发展中国家面临的隐性壁垒指数要相对发达国家更高，也进一步证实了这种隐性壁垒的差异并非来自于产品技术能力的欠缺，而更可能与发展中国家不完善的制度与管理体系以及相对恶劣的营商环境有关。

再次，从“一带一路”倡议所产生的影响来看，相关的反事实检验证实了这一倡议对于缓解我国企业出口隐性壁垒所起到的积极效果，且这一效果在出口隐性壁垒较高的中技术密集型电子元器件产品领域表现得更为突出。

最后，“一带一路”倡议对于隐性出口壁垒的缓解作用在发展中国家会有更为明显的表现，这很可能源自于“一带一路”倡议中的“互联互通”等举措在相当程度上缓解了发展中国家的基础设施短板，且发展中国家本身不完善的制度为“一带一路”政策效果的发挥提供了更大的改进空间。相对而言，发达国家对于我国的出口隐性壁垒更多的出自于保护国内市场和防止中国

产品竞争性冲击等动机，且其本身相对完善的制度与管理体制使得改进空间更为狭小，“一带一路”倡议对于发达国家贸易壁垒的缓解效果相对有限。

基于上述结论，可以认为“一带一路”倡议是目前全球范围内保护主义盛行背景下中国出口“破围”的一个有效的政策选择。在未来除了进一步加强同现有国家的经贸交流之外，还可以在“一带一路”框架下以多种形式推进我国与相关国家，特别是发展中国家的合作，在现有提升基础设施水平的基础上进一步过渡到制度环境和政策环境的改善和规范，降低企业在出口过程中所可能遭遇的各类隐性障碍，为企业的出口活动创造更大的发展空间。

参考文献

- [1] Anderson, J.E. and J.P. Neary. Measuring the Restrictiveness of Trade Policy [J]. The World Bank Economic Review, 1994, 8(2): 151-169.
- [2] Baier, S.L. and J.H. Bergstrand. Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade [J]. Journal of International Economics, 2007, 71(1): 72-95.
- [3] Becker, S. and A. Lchino. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores [J]. Stata Journal, 2000, 2(4): 358-377.
- [4] Fischer, R. and P. Seria. Standards and Protection [J]. Journal of International Economics, 2000, 52(2): 377-400.
- [5] Fried, H.O., S.S. Schmidt and S. Yaisawarn. Incorporating the Operating Environment into a Nonparametric Measure of Technical Efficiency [J]. Journal of Productivity Analysis, 1999, (12): 249-267.
- [6] McDonald, B. and C. Henn. Protectionist response to the crisis: Damaged observed in product-level trade [R]. IMF Working Paper, 2011, No.2011-139.
- [7] Fried, H.O., C.A.K. Lovell, S. S. Schmidt and S. Yaisawarn. Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis [J]. Journal of Productivity Analysis, 2002, 17(1/2): 157-174.
- [8] Otsuki, T., J. Wilson and M.A. Sewadeh. Race to the Top? A case Study of Food Safety Standards and African Exports [J]. Social Science Electronic Publishing, 2014, 24(9): 197-221.
- [9] Vandenbussche, H. and M. Zanardi. The Global Chilling Effects of Antidumping Proliferation [R]. CEPR Working Paper, 2006, No.5597.
- [10] Wilson, J. and T. Otsuki. Standards and Technical Regulation and Firms in Developing Countries: New Evidence from a World Bank Technical Barriers to Trade Survey [R]. World Bank Working Paper, 2004.
- [11] 鲍晓华, 严晓杰. 我国农产品出口的三元边际测度及 SPS 措施的影响研究 [J]. 国际贸易问题, 2014, (3): 33-41.
- [12] 蔡宏波. 我国自由贸易区的贸易流量效应: 基于面板数据的引力模型分析 [J]. 国际贸易问题, 2010, (1): 25-31.
- [13] 陈雯. 中国-东盟自由贸易区的贸易效应研究——基于引力模型“单国模式的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2009, (1): 61-66.
- [14] 樊秀峰, 郭媛媛, 魏昀妍. 技术性贸易壁垒对中国高新技术产品出口二元边际的影响——以“一带一路”沿线国家为例 [J]. 西安交通大学学报(哲学社会科学版), 2019, (1): 18-27.
- [15] 何茂春, 张冀兵, 张雅芄, 田斌. “一带一路”战略面临的障碍与对策 [J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2015, (3): 36-45.
- [16] 李丹, 崔日明. “一带一路”战略与全球经贸格局重构 [J]. 经济学家, 2015, (8): 62-70.
- [17] 李钢, 孟丽君. 舆论对国际贸易的影响: 以美国进口贸易为例 [J]. 世界经济, 2019, (8): 146-169.
- [18] 孙玉红, 马志鑫, 王一鸣. 进口国内规制、文化距离对中国服务出口的阻力效应研究——基于扩展引力模型的分析 [J]. 投资研究, 2019, (4): 107-124.
- [19] 王杰. 技术性贸易壁垒成因的理论解析 [J]. 农业经济问题, 2010, (7): 99-104.
- [20] 夏友富. 技术性贸易壁垒体系与当代国际贸易 [J]. 中国工业经济, 2001, (2): 14-20. 14-20.
- [21] 徐维, 贾金荣. 技术性贸易壁垒对我国农产品出口的影响——基于引力模型的实证研究 [J]. 中国经济问题, 2011, (2): 45-51.

Does “The Belt and Road” Initiative Reduce the Recessive barriers of China’s Export?

ZHANG Yu

Abstract: In view of the prevalence of international trade protectionism and the increasing recessive trade barriers in recent years, this paper attempts to measure the recessive barriers of China’s export by using the 3 stage DEA method under the framework of gravity model, and uses the dual difference (DID) model based on the inner-group mean matching samples to test the effect of B&R initiative in reducing the recessive trade barriers. The results show that in recent years, the recessive trade barriers of China’s export has been declining, but it has been rising up in recent years. The initiative of “Belt and Road” has played a more significant role in relieving the hidden barriers of Chinese exports, and has shown more obvious performance in developing countries.

Key Words: The belt and road; Export; Recessive barriers; DEA; PSM-DID

银行业竞争、风险承担与货币政策

——兼论“双支柱”协同问题

刘子禹¹ 杨艳琳²

【摘要】本文构建了一个贷款市场具有垄断竞争特征的动态随机一般均衡模型（DSGE），通过引入风险借贷剖析了银行在贷款市场上的竞争博弈改变自身风险偏好的理论机制，并进一步考察了垄断竞争市场结构在货币政策的风险承担渠道中发挥的作用以及货币政策与宏观审慎的配合问题。这对于降低中小企业融资成本、防范系统性金融风险具有重要意义。研究发现：

（1）随着银行在贷款市场上的垄断势力下降，银行会降低企业融资成本这也使得银行的风险偏好随之下降。（2）扩张性货币政策仍能有效降低企业融资成本，但具有垄断势力的银行为提高收益会提升自身风险偏好使得自身面临更高的金融风险。（3）银行在稳态下积累的风险越高，受到货币政策冲击时，银行风险偏好变化幅度越大。（4）福利分析表明，盯住资本价格偏离的宏观审慎监管是保证金融稳定的最优宏观审慎监管，其能有效减少福利损失并降低具有垄断势力的银行面对扩张性货币冲击时上升的风险偏好。但在面对其它的外生冲击时，作用并不一致。

【关键词】银行业竞争；货币政策的风险承担渠道；动态随机一般均衡；宏观审慎政策

一、引言

中国的金融体系改革需要同时承担“缓解中小企业融资难融资贵”以及“守住不发生系统性金融风险底线”两项任务。在目前的金融体系下，中国缺少对中小企业贷款具有比较优势的中小银行（张一林、林毅夫和龚强，2019）。若要缓解中小企业融资困境，势必需要对借贷市场的市场结构进行调整，通过加剧银行业竞争来缓解企业的融资约束（张璇、李子健和李春，2019）。但降低市场准入门槛、放松管制可能会破坏金融稳定造成金融风险积累，这也是长期以来监管部门保持较高市场进入门槛的原因之一（杨天宇和钟宇平，2013）。并且，中国的贷款市场仍然有较强的垄断竞争特征（孙国峰和栾稀，2019）。因此，厘清银行借贷市场竞争度与银行风险承担间的关系便成为了一个重要问题，这也是本文的重要研究目标。从银行业的产业特征出发，如何使用行政管理手段建立有效的产业规制，对中国银行业的垄断竞争市场结构做出调整，改变金融机构的内生风险偏好也将是监管部门实现“引导金融服务实体经济”和“防范金融风险”的重要手段。

¹ 刘子禹，武汉大学经济与管理学院

² 杨艳琳，武汉大学经济发展研究中心、武汉大学人口·资源·环境经济研究中心

2008 年全球金融危机的发生使众多学者意识到金融机构在被动承担企业风险的同时为追求自身收益最大化也会主动承担风险。特别是宽松的货币环境会刺激银行采取更加激进的运营手段，从而加速银行的风险积累，即为货币政策的风险承担渠道（Borio 和 Zhu， 2008； Dell’Ariccia、Laeven 和 Marquez， 2014； Dell’Ariccia、Laeven 和 Suarez， 2017）。货币政策的风险承担渠道最早由 Borio 和 Zhu（2008）提出，现有研究从多个途径分析了宽松货币环境如何影响银行的风险承担行为。有学者基于资本充足率和金融机构规模的异质性，考虑了资本充足率和金融机构规模如何改变金融机构的风险偏好（徐明东和陈学彬， 2012； 王晋斌和李博， 2017； Kouki 和 Al-Nasser， 2017； Anginer、Demirguc-Kunt 和 Zhu， 2014）。以及从信息不对称角度研究了风险承担渠道的形成路径（郭田勇、杨帆和李丹， 2018）。Gambacorta（2009）认为低利率环境造成银行单位借贷的收益下降，使得银行为追求收益最大化，开始主动承担风险配置高收益、高风险的资产。现有的理论研究在诠释宽松的货币政策如何改变金融中介风险偏好时较少考虑拥有垄断势力是否会增加或减少金融中介风险偏好。Afanasyeva 和 Güntner（2020）对此进行了分析，但其在分析中设定的假设过强，直接假设了贷款市场为仅有一家银行的垄断市场，这一方面与银行业实际状态不符，另一方面也无法分析垄断势力的变化如何改变银行的风险偏好。仅有徐璐和叶光亮（2018）构建了银行业垄断竞争模型，对银行势力和银行风险承担间的关系进行了研究。但其研究仍然关注于银行业结构变化的长期影响，未能将宏观调控政策纳入研究范围。银行业作为一种特殊的服务业，贷款需求方即企业的规模结构等异质性因素也会影响银行的经营行为。如张一林、林毅夫和龚强（2019）认为中小银行在识别中小企业经营能力上更有优势，所以降低银行业集中度能够有效降低银行业整体与企业间的信息不对称。中国的借贷市场仍然具有垄断竞争的市场特征（孙国峰和栾稀， 2019），并且银行业结构也会对货币政策传导有效性产生影响（宋长青和巴合提努尔·尔斯别克， 2020）。

“十九大”报告明确要求“健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架”。在健全货币政策和宏观审慎政策“双支柱”调控框架的过程中，针对贷款市场的银行垄断势力做出相应的调整与规范就显得尤为必要。本文通过构建 DSGE 模型有效分析了市场势力在货币政策传导渠道中扮演的角色，为进一步完善货币政策和宏观审慎政策“双支柱”调控框架提供了新的视角。

基于上述讨论，本文的边际贡献在于： 1. 基于当前中国借贷市场上银行具有垄断势力的特征性事实（孙国峰和栾稀， 2019），构建了具有垄断竞争结构的贷款市场的动态随机一般均衡模型（DSGE），以更加准确的刻画中国银行业的运行特征，厘清了具有垄断势力的银行主动承担风险的理论机制； 2. 本文进一步分析了银行在贷款市场上垄断势力上升改变其长期风险偏好的理论机制，刻画了扩张性货币政策环境下银行风险偏好上升、积累金融风险的传导框架，丰富了现有风险承担的理论基础； 3. 本文还从金融稳定的角度出发，确立了最优宏观审慎监管政策，分析了扩张性货币政策冲击下最优宏观审慎监管对银行风险偏好变化的影响，并研究了在其他

外生冲击下货币政策与最优宏观审慎监管的配合问题。相较于以往研究中完全竞争的银行设定，本文的设定更符合现实，也为货币政策和宏观审慎监管政策配合提供了新的视角。

二、模型设定

基于理论分析的需要，本文的模型主要借鉴了 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist (1999)，Afanasyeva 和 Güntner (2020) 及 Andrés 和 Arce (2012)，以引入不完全竞争的贷款市场和可违约贷款。相较于原模型，本文的模型设置能够有效分析市场垄断势力变化对宏观经济的影响。

(一) 企业家

企业家投资生产的中间商品面临完全竞争的商品市场。此处与 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist (1999) 一致，假设企业家对风险持中性态度。企业家在使用获得的贷款进行投资生产活动并获得资本收益时会受到异质性生产率冲击 ω 。企业家在 t 期期末使用自有净资本 N_t 与银行贷款 B_t 从资本品生产商处以资本品价格 Q_t 购买资本品 K_t 以进行生产。为购买资本品，企业家每期从银行获得的贷款数额 B_t 满足资产负债方程 $B_t = Q_t K_t - N_t$ 。中间产品的生产函数采用规模报酬不变的 C-D 形式，投入的生产要素为资本 K_t 与劳动 L_t ，生产技术 A_t 服从 AR(1) 过程，具体形式如下：

$$Y_t^m = A_t (u_t K_{t-1})^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$\log(A_t) = \rho^a \log(A_{t-1}) + \varepsilon_t^a \varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (2)$$

其中 Y_t^m 为中间品产出， α 为资本投入份额， u_t 为资本利用率。基于上述设定可得到每期的资本收益 R_t^k 与工资 W_t 。企业家每期除向银行贷款和购买资本品外还将其所持有的资本品投入中间商品生产，并决定当期的资本利用率 u_t 。资本的实际收益为 $r_t^k u_t$ 。企业家在调整资本利用率时需要付出资本利用率的调整成本 $a(u_t)K_{t-1}$ ，单位资本调整成本 $a(u_t)$ 的设置与 Christiano、Motto 和 Rostagno (2014) 一致。

此处沿用 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist (1999) 的假设，假设单个企业家在使用获得的贷款进行投资生产活动时会受到异质性生产率冲击 ω_t^i ，故单个企业家每期单位资本的实际收益为 $\omega_t^i R_t^k$ 。其中 ω_t^i 相互独立并服从对数正态分布， $f(\omega_t^i)$ 和 $F(\omega_t^i)$ 分别是 ω_t^i 的概率密度函数和概率累计函数。由于 ω_t^i 服从独立同分布，所以能够去掉小标 i ，直接对加总后的企业家部门进行

分析。使用 R_t^B 表示银行部门第 t 期的贷款利率¹，在给定资本收益边际 R_{t+1}^k ，持有资本数额 $Q_t K_t$ 的情况下，可以定义企业家的违约门限值 $\bar{\omega}_t$ 为：

$$E_t\{\bar{\omega}_{t+1} R_{t+1}^k\} Q_t K_t \equiv E_t\left\{\frac{R_t^B}{\pi_{t+1}}\right\} B_t \quad (3)$$

其中 $E_t\{\pi_{t+1}\} = E_t\left\{\frac{P_{t+1}}{P_t}\right\}$ 为通胀率。(3) 式表明当企业家投入资本所获得的预期收益小于银行贷款成本时，企业将会违约 ($\omega_{t+1}^i < \bar{\omega}_{t+1}^i$)。企业家只有在贷款投资后获得的预期收益大于仅使用自身所持净资产进行投资的预期收益时才会进行贷款，即：

$$E_t\left\{\int_{\bar{\omega}_{t+1}}^{\infty} \omega R_{t+1}^k Q_t K_t - \frac{R_t^B B_t}{\pi_{t+1}} dF(\omega)\right\} \geq E_t\{R_{t+1}^k\} N_t \quad (4)$$

式 (4) 利用 $\bar{\omega}_t$ 的定义可简写为：

$$\begin{aligned} E_t\left\{\int_{\bar{\omega}_{t+1}}^{\infty} \omega R_{t+1}^k Q_t K_t - \bar{\omega}_{t+1} R_{t+1}^k Q_t K_t dF(\omega)\right\} &= E_t\{[1 - \Gamma(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^k\} Q_t K_t \\ &= E_t\{R_{t+1}^k\} N_t \end{aligned} \quad (5)$$

从式 (5) 可以发现，银行向企业家的贷款实质上是向企业家提出了分享资本收益的要求，企业家和银行在资本收益中所占份额分别为 $\Gamma(\bar{\omega})$ 和 $1 - \Gamma(\bar{\omega})$ 。(5) 式的贷款需求意味着银行也需要承担贷款违约风险与违约损失，违约损失为 $Los_t = E_t\left\{\mu \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega R_{t+1}^k Q_t K_t dF(\omega)\right\}$ ，贷款违约风险为 $Def_t = \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} dF(\omega) = F(\bar{\omega}_{t+1})$ (王博、李力和郝大鹏，2019；Afanasyeva 和 Güntner，2020)。贷款违约风险越大，则银行承担的违约损失越大，银行也承担了更多的风险。贷款违约率冲击可以使用异质性生产率 ω_t^i 的方差 σ_t^u 的变化来刻画， σ_t^u 服从 AR(1) 过程，即为 $\sigma_t^u / \sigma_{ss}^u = (\sigma_{t-1}^u / \sigma_{ss}^u)^{\rho_u} \exp(u)$ 。当 σ_t^u 受到正向冲击，数值上升时，贷款违约率也会随之上升。

(二) 银行

本文关注的核心问题之一是银行在贷款市场上的不完全竞争在宏观经济运行中产生的作用。为了解决此问题，参考 Andrés 和 Arce (2012)，对 Salop (1979) 的空间竞争模型进行了修改，将其纳入本文包含风险借贷的动态一般均衡框架下以引入不完全竞争的贷款市场。空间垄断竞争模型的优点在于很好地刻画了不完全竞争市场的经济学特性并提供了相对简洁的封闭解。空间垄断竞争模型通过刻画企业和银行之间的交通成本来体现市场的垄断竞争特点，这里的交通成本即可以是狭义的物理距离带来的联络成本，也可以代表广义的交通成本如银行经营策略、银行资产负债表状态等等，在中国，交通成本可以被泛指为银行业的市场进入门槛、基础设施不完善、信息不对称和隐性担保等一系列竞争壁垒造成的交易费用，也已经有一系列的文献使用该模型来刻画中国或外国的贷款市场的市场结构 (Andrés 和 Arce，2012；Andrés、

¹ 下文将说明在空间竞争模型下贷款市场每期将形成唯一均衡贷款利率。

Arce 和 Thomas, 2013; 徐璐和叶光亮, 2018), 所以空间竞争模型可以被引入 DSGE 模型中, 以刻画中国贷款市场的垄断竞争市场结构。

基于空间竞争模型, 假设金融市场上存在 n 个银行, 这些银行均匀分布在一个单位圆上, 易得任意两个银行间的间距为 $\frac{1}{n}$ 。同时所有企业家也均匀分布在单位圆上, 企业家 i 与其相邻的银行 e 和 $e-1$ 间的距离 $d^{i,e}$ 、 $d^{i,e+1}$ 满足 $d^{i,e} + d^{i,e+1} = 1/n$ 。银行间的间距反应了市场上的银行密集度。在市场上每个银行占有的市场份额为 \tilde{b}^e 。由于企业家的总贷款等于从所有银行所得贷款的线性加总, 所以企业家的资产负债表可以被分解为 $B_t^e = Q_t K_t^e - N_t^e$ 。其中 $B_t^e = B_t \tilde{b}^e$ 、 $K_t^e = K_t \tilde{b}^e$ 、 $N_t^e = N_t \tilde{b}^e$, N_t^e 、 K_t^e 分别是银行 e 贷款投资所得收益积累的净资产以及总资产。单个银行资产负债平衡为 $B_t^e = D_t^e + N_t^{e,b}$ 。其中 D_t^e 为银行 e 的存款, $N_t^{e,b}$ 为银行 e 的净资产, 银行的存款竞争为完全竞争市场。贷款市场上, 银行每期基于自身收益最大化进行贷款决策:

$$\max_{B_t, R_t^{B,e}} E_t \left\{ \frac{R_t^{B,e} B_t^e}{\pi_{t+1}} - \frac{R_t^D D_t^e}{\pi_{t+1}} \right\} = E_t \left\{ \frac{R_t^{B,e} B_t^e}{\pi_{t+1}} - \frac{R_t^D (B_t^e - N_t^{e,b})}{\pi_{t+1}} \right\} \quad (6)$$

由于净资产 N_t^e 为前定变量, 所以贷款 B_t^e 可直接被总资产 $Q_t K_t^e$ 决定。进一步的, 从 (3) 式可知违约门限值 $E_t \{\bar{\omega}_{t+1}\}$ 决定了真实贷款利率 $E_t \left\{ \frac{R_t^{B,e}}{\pi_{t+1}} \right\}$ 。因此参考 Afanasyeva 和 Güntner

(2020) 将 (6) 式的最优化问题改写为:

$$\max_{K_t^e, \bar{\omega}_{t+1}} E_t \left\{ [\Gamma(\bar{\omega}_{t+1}) - \mu G(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^k Q_t K_t^e - \frac{R_t^D}{\pi_{t+1}} (Q_t K_t^e - N_t^e - N_t^{e,b}) \right\} \quad (7)$$

贷款需求即为参与约束 (4) 式, 在求解过程中实际使用改写后 (5) 式的形式。由于银行拥有市场势力, 使用式 (5) 可将最优化问题进一步简化, 并求解得到式 (8):

$$[1 - F(\bar{\omega}_{t+1}) - \mu \bar{\omega}_{t+1} f(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^k K_t^e + \left[(\Gamma(\bar{\omega}_{t+1}) - \mu G(\bar{\omega}_{t+1})) R_{t+1}^k - \frac{R_t^D}{\pi_{t+1}} \right] \frac{\partial K_t^e(\bar{\omega}_{t+1})}{\partial \bar{\omega}_{t+1}} = 0 \quad (8)$$

接下来求解 $\partial K_t^e / \partial \bar{\omega}_{t+1}$ 。此处参考 Andrés 和 Arce (2012) 的方法, 由 $K_t^e = K_t \tilde{b}^e$ 可得:

$$\frac{\partial K_t^e}{\partial \bar{\omega}_{t+1}} = \frac{\partial K_t}{\partial \bar{\omega}_{t+1}} \tilde{b}^e + \frac{\partial \tilde{b}^e}{\partial \bar{\omega}_{t+1}} K_t \quad (9)$$

从 (5) 式可以得到企业家总资本与违约门限值间的关系式:

$$\partial K_t / \partial \bar{\omega}_{t+1} = N_t \Gamma'(\bar{\omega}_{t+1}) / [(1 - \Gamma(\bar{\omega}_{t+1}))^2 Q_t] \quad (10)$$

现在考虑单个银行在贷款市场的市场份额 \tilde{b}^e 决定。借鉴 Andrés 和 Arce (2012), 假设单位圆上的企业家 i 向不同银行申请贷款时基于效用最大化进行决策。如前文所述, 企业家净资产为前定变量, 为简化求解, 所以将向银行 e 进行贷款的效用函数设定为 $U_t^{e,i} = \beta^e \log(Q_t K_t^{i,e}) - \varphi d^{i,e}$ 。其中 φ 表示企业与银行间单位距离的交通费用, 此处泛指由于贷款市场垄断、地方保护和信息不对称等问题造成的一系列效用成本, 贷款市场的竞争度随着 φ 的减小而上升。为在刻

画垄断竞争市场定价特征的同时简化求解过程，此处与 Andrés 和 Arce（2012）及 Andrés、Arce 和 Thomas（2013）一致，不同银行间的贷款替代性体现在获得贷款的效用成本上。第 t 期的贷款市场均衡时，企业 i 向银行 e 和银行 $e+1$ 之间贷款获得的效用 $U_t^{e,i}$ 和 $U_t^{e+1,i}$ 相等，再利用向银行 e 进行贷款的效用函数可得：

$$d_t^{e,i} = \frac{1}{2} \beta^e \frac{1}{\varphi} [\log(Q_t K_t^{i,e}) - \log(Q_t K_t^{i,e+1})] + \frac{1}{2} n \quad (11)$$

$d_t^{e,i}$ 即为银行 e 在与银行 $e+1$ 的竞争中能够争取到企业家的最远距离，由于企业家和银行同在一个单位圆上，所以 $d_t^{e,i}$ 即为银行 e 在其左侧能够占有的市场份额。同理可得在银行 e 和银行 $e-1$ 之间的企业 $i-1$ 与银行 e 的距离 $d_t^{e,i-1}$ 。 \tilde{b}^e 表示银行 e 占有的总市场份额，企业 i 和企业 $i-1$ 在单位圆上以银行 e 为中心对称分布，所以银行 e 对企业 i 与 $i-1$ 的贷款决策是同质的，可得 \tilde{b}^e 为：

$$\tilde{b}^e = d_t^{e,i} + d_t^{e,i-1} = \frac{1}{n} + \beta^e \frac{1}{2\varphi} [2 \log(Q_t K_t^{i,e}) - \log(Q_t K_t^{i,e+1}) - \log(Q_t K_t^{i,e-1})] \quad (12)$$

此时考虑第 t 期的贷款市场纳什均衡解，由于企业家和银行都均匀分布在单位圆上，所以存在空间对称均衡的纳什均衡解（Andrés 和 Arce, 2012; Salop, 1979），此时不同银行向企业提供相同利率的贷款，故有 $K_t^{i,e-1} = K_t^{i,e} = K_t^{i,e+1}$ 。因此每个银行占有的市场份额为 $\frac{1}{n}$ ，同时可得：

$$\left. \frac{\partial \tilde{b}^e}{\partial \bar{\omega}_{t+1}^{i,e}} \right|_{K_t^* = K_t^{i,e-1} = K_t^{i,e} = K_t^{i,e+1}} = \frac{\beta^e \Gamma'(\bar{\omega}_{t+1})}{2\varphi 1 - \Gamma(\bar{\omega}_{t+1})} \quad (13)$$

综上可得加总后的最优化问题（13）式的解：

$$[1 - F(\bar{\omega}_{t+1}) - \mu \bar{\omega}_{t+1} f(\bar{\omega}_{t+1})] R_{t+1}^k K_t + [(\Gamma(\bar{\omega}_{t+1}) - \mu G(\bar{\omega}_{t+1})) R_{t+1}^k - \frac{R_t^D}{\pi_{t+1}}] \left(\frac{N_t \Gamma'(\bar{\omega}_{t+1})}{[1 - \Gamma(\bar{\omega}_{t+1})]^2 Q_t} + \frac{\beta^e n}{2\varphi} \frac{\Gamma'(\bar{\omega}_{t+1})}{1 - \Gamma(\bar{\omega}_{t+1})} K_t \right) = 0 \quad (14)$$

贷款市场的垄断程度可用 $\frac{\varphi}{n}$ 衡量，显然贷款市场垄断程度 $\frac{\varphi}{n} \in [0, \infty)$ 随着银行数量 n 的下降或交易费用 φ 的上升而上升。 $\frac{\varphi}{n} = 0$ 时贷款市场完全竞争， $\frac{\varphi}{n} \rightarrow \infty$ 时贷款市场变为垄断市场。贷款市场的局部均衡存在性和垄断程度对企业和银行的影响将在后文第四部分中进行分析。

（三）家庭

代表性家庭在每期消费的同时会提供劳动力参与生产获得工资并向银行存入存款以及获得利息。为简化模型，此处假设存款市场为完全竞争市场。代表性家庭的最优化问题可以表示为：

$$\max_{C_t, h_t, D_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{(C_t/C_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right\} \quad (15)$$

其中 C_t 表示家庭在 t 期的消费, β 为家庭的效用跨期折现系数, h 表示消费习惯系数。

L_t 为家庭劳动供给, η 为劳动供给弹性。(16) 式表示第 t 期的家庭预算约束。 D_t 和 R_t^D 分别为家庭储蓄与存款利息, Div_t 表示零售商与劳动中介收入之和。

$$C_t + D_t = \frac{R_t^D}{\pi_t} D_{t-1} + L_t^d \int_0^1 \left(\frac{W_t^m}{W_t} \right)^{-\varepsilon_w} dm + Div_t \quad (16)$$

(四) 中央银行

中央银行通过制定和执行货币政策来调控宏观经济运行。中央银行的货币政策按照泰勒规则设置为以下形式:

$$\frac{R_t^D}{R^{SS}} = \left(\frac{R_{t-1}^D}{R^{SS}} \right)^\rho \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi^{SS}} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y^{SS}} \right)^{\phi_y} \right]^{1-\rho} e^{v_t} \quad (17)$$

R^{SS} 和 π^{SS} 分别为稳态名义存款利率、稳态通胀, Y^{SS} 为真实产出。央行将按照上述规则按照利率平滑权重 ρ 对偏离稳态的变量做出反应。 $v_t \sim N(0, \sigma^v)$ 为货币政策冲击, 均值为 0 且独立同分布。央行发起紧缩的货币政策冲击时, v_t 大于 0, 名义存款利率上升, 银行揽储成本上升, 贷款利率也会相应提高。宽松的货币政策则时相反的过程。

(五) 市场出清

商品市场的出清条件为:

$$Y_t = C_t + C_t^e + C_t^b + I_t + a(u_t)K_{t-1} + \mu G(\bar{\omega}_t)R_t^k Q_{t-1}K_{t-1} \quad (18)$$

C_t^e 和 C_t^b 分别为企业家和银行消费:

$$C_t^e = (1 - \gamma^e)[1 - \Gamma(\bar{\omega}_t)]R_t^k Q_{t-1}K_{t-1} \quad (19)$$

$$C_t^b = (1 - \gamma^b) \left[(\Gamma(\bar{\omega}_t) - \mu G(\bar{\omega}_t))R_t^k Q_{t-1}K_{t-1} - \frac{R_{t-1}^D}{\pi_t} (Q_{t-1}K_{t-1} - N_{t-1} - N_{t-1}^b) \right] \quad (20)$$

市场出清还需要刻画资本品生产商行为、就业市场工资粘性和商品市场价格粘性。资本品生产商设置与 Christiano、Motto 和 Rostagno (2014) 一致, 工资粘性与商品价格粘性的设置与 Smets 和 Wouters (2007) 一致¹。劳动力市场、存贷款市场均通过模型设置保证了市场出清。

三、模型校准

本文的模型校准与大多数文献的做法一致, 通过参考其它同类文献和中国近年来的宏观经济运行情况校准。家庭劳动供给弹性的导数 η 参考黄志刚和许伟 (2017) 设定为 0.33。本文参考 Afanasyeva 和 Güntner (2020) 将资本投入份额参数 α 设定为 0.35。一般家庭主观贴现系数 β 设置在 0.99 附近, 本文将家庭主观贴现因子 β 设定为 0.995。参考 Bernanke、Gertler 和

¹ 此处由于篇幅所限, 上述部门的最优一阶条件未予以展示, 备案。

Gilchrist (1999), 监管成本系数 μ 校准为 0.2。参考王博、李力和郝大鹏 (2019) 将零售商的产品替代弹性 ε_p 和劳动供给的替代弹性 ε_w 设定为 10, 表示稳态时零售商的价格加成和工资加成为 11.11%。资本折旧率 δ 与大部分文献一致取 0.025。参考王博、李力和郝大鹏 (2019) 参照中国 2006—2017 年间的银行不良贷款率水平, 将稳态时的季度贷款平均违约率 $F(\bar{\omega}_t)$ 校准至 0.4%, 在此基础上确定银行竞争度 $\frac{\varrho}{n}$ 为 10.1。参考 Afanasyeva 和 Güntner (2020) 将 ϑ_u 设定为 0.97。参考朱军、李建强和张淑翠 (2018) 参照 1 年期存贷款基准利率将企业家消费份额 γ^e 和获得贷款的效用成本 β^e 分别设定为 0.98 和 0.1 从而将资本收益 R^k 稳态值校准至 1.0126, 相当于年度贷款利率为 5.4%。通过把 χ 设定为 1.3 将稳态劳动供给校准为 0.33, 相当于每人一天有 $\frac{1}{3}$ 的时间在工作。本文对其他影响模型动态的结构参数使用贝叶斯估计进行校准, 选取季度消费、产出、投资和 CPI 数据作为观测变量, 数据的时间跨度为 1992 年第 2 季至 2016 年第 2 季, 所用的原始数据来自 CQER 数据库。首先选取 2005 年第 1 季为基期使用价格指数对消费、产出和投资进行消胀, 从而将名义变量转换为实际变量。之后使用 X12 方法对进行上述数据进行了季节调整并取自然对数, 最后对产出和投资数据使用 HP 滤波、对 CPI 进行差分以去除上述数据中的时间趋势。在进行贝叶斯估计前, 本文首先参考朱军和李建强、张淑翠 (2018)、王博、李力和郝大鹏 (2019) 设置了待估计参数的先验分布。结构参数的估计结果显示, 大部分参数的后验均值显著不同于本文设定的先验分布, 这说明本文的模型和参数设置是有效的并包含了经济运行特征¹。

四、银行的市场势力与风险承担

因为银行垄断势力的改变存在长期经济影响 (改变模型稳态数值), 所以对银行垄断程度变化如何影响宏观经济运行的分析主要基于理论分析和模型稳态时的数值模拟。下式将单个银行的等利润曲线 (IPCs)、企业家的参与约束 (PC) 刻画在了 $(k, \bar{\omega})$ 空间上。此处 $k = \frac{QK_t^e}{N_t^e}$ 代表向银行 e 借贷的企业家的最优资本与净资产比例 (后文简称最优资本比) 也可解释为杠杆率。等利润曲线 (IPCs) 和参与约束 (PC) 分别由下式定义:

$$k_{PC} \geq \frac{1}{1-\Gamma(\bar{\omega})}; \quad k_{IPC} = \frac{\pi^b - n - \bar{b}^e}{[\Gamma(\bar{\omega}) - \mu G(\bar{\omega})]s - 1} \times \frac{1}{\bar{b}^e} \quad (21)$$

参与约束 (PC) 即为 (8) 式, 银行等利润曲线 (IPCs) 由银行的收益最大化目标方程式 (7) 改写而成。 π^b 表示银行收益, 其中 $n \equiv \frac{N^e}{N^{e,b}}$ 、 $s \equiv \frac{R^k}{R^n}$ 。

¹ 先验分布的设置与校准结果限于篇幅未予以展示, 备索。

从参与约束式能够发现企业家的参与约束不受外部融资溢价影响。不等号表明图 1 中只有企业家资本收益份额 $1 - \Gamma(\bar{\omega})$ 大于或等于企业家净资产在总资本中所占比例时，企业家才会向银行借款。图 1 中不等号表明银行的最优决策存在于参与约束曲线的右侧。等利润曲线表明了银行收益不变时企业家最优资本比和银行预期违约率间的关系。等利润曲线与参与约束的切点即为银行决策的最优点。

图 1 中小图(a)表现了单个银行和企业家在贷款市场上的局部均衡解形成过程，此时等利润曲线与参与约束相切于点 形成最优债务合约。现在考虑贷款市场的市场结构发生变化，银行的垄断势力增强，单个银行所占市场份额上升，此时银行等利润曲线向上倾斜，参与约束不变，局部均衡被打破。虽然此时企业家愿意接受等利润曲线上高于参与约束部分任意一点上的债务合约，但对银行来说这些合约都不再是最优债务合约。接下来，银行会通过右移其等利润曲线来形成新的最优债务合同（小图（b）），在此情况下银行的资本收益份额上升，同时企业家杠杆率以及银行承担的风险上升。这说明银行垄断势力上升造成贷款边际收益上升，刺激银行在企业家持有净资产保持不变的情况下抬高其向企业家的贷款数额，最终造成企业家杠杆率上升和银行承担更多的风险。

现在考虑贷款市场的市场结构发生变化，银行的垄断势力增强，单个银行所占市场份额 $\bar{\delta}^e$ 上升，此时银行等利润曲线向上倾斜，参与约束不变，局部均衡被打破。接下来，银行会通过右移其等利润曲线来形成新的最优债务合同。在此情况下银行的资本收益份额 $\Gamma(\bar{\omega})$ 上升，同时企业家杠杆率以及银行承担的风险上升。这说明银行垄断势力上升造成贷款边际收益上升，刺激银行在企业家持有净资产保持不变的情况下抬高其向企业家的贷款数额，最终造成企业家杠杆率上升和银行承担更多的风险。

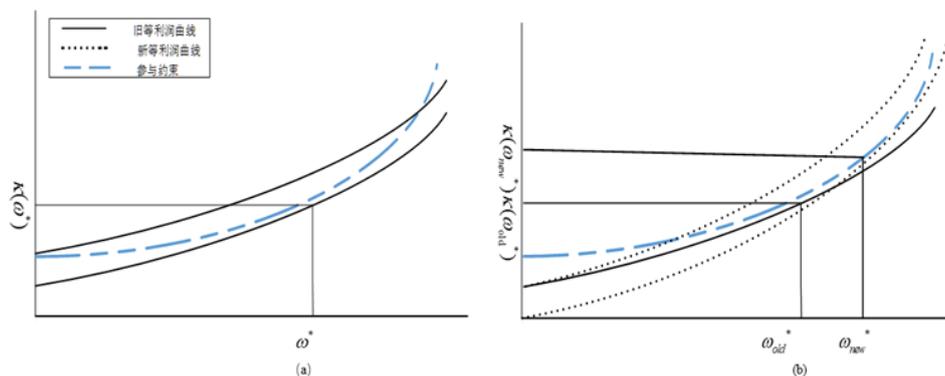


图 1 银行风险偏好变化

接下来使用数值模拟制作出稳态时贷款利率 R^B 和违约门限 $\bar{\omega}$ 的稳态值随 $\frac{\varphi}{n}$ 变化的图像¹。本文接下来通过不断调高前文设定的银行垄断势力的参数来进行数值模拟，模拟结果如图 2，随着

¹ 此处假设外部融资溢价即 $\frac{R^k}{R^B}$ 保持不变。

银行在贷款市场上的垄断势力上升贷款利率 R^B 和违约门限 $\bar{\omega}$ 也随之上升，银行承担了更多的风险。

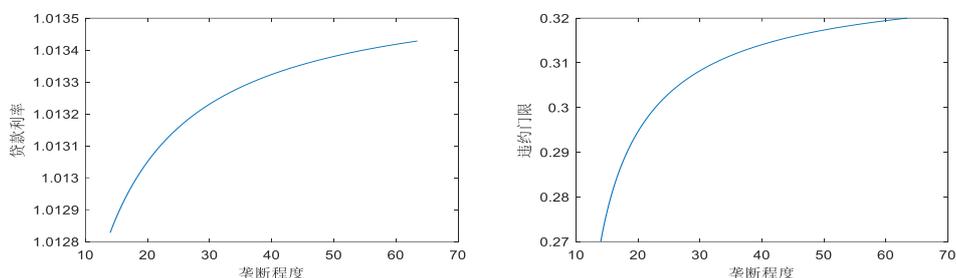


图 2 银行业垄断程度对贷款利率和违约门限的影响

五、货币政策的风险承担渠道分析

为便于分析，本文还将银行部门进行了修改，按照 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist（1999）的完全竞争银行重新设置了模型，以对比分析面临完全竞争和垄断竞争的贷款市场时银行的风险承担行为差异。在 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist（1999）的状态验证成本（CSV）债务合约中，完全竞争的银行仅作为家庭对企业家借贷的风险分散中介提供企业家的参与约束，企业家的最优借贷 B_t^c 以及基于最优借贷和前定变量企业家净资产 N_t^c 确定企业家杠杆率均由企业家决定。此时银行部门没有积累净资产（ $N_t^b=0$ ），货币政策冲击提高的收益全归企业家所有。

从脉冲响应图可以发现，前文所构造的包含了在贷款市场具有垄断势力的银行部门的 DSGE 模型受到扩张性货币冲击时各经济变量的响应与 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist（1999）的最大区别在于：在受到冲击时，虽然贷款利率下降，但银行贷款的违约率却开始上升，银行承担了更多的贷款违约成本。表明受到扩张性货币冲击时，银行的风险偏好上升，承担了更高的金融风险。图 3 给出了扩张性货币政策冲击下各变量的脉冲响应图，其中虚线为完全竞争的贷款市场中经济运行对货币政策冲击的反应，实线为垄断竞争的贷款市场。这与 Dell’Ariccia、Laeven 和 Suarez（2017）及郭田勇、杨帆和李丹（2018）中银行在宽松货币环境下的反应较为类似，产生原因却不一致。但是两个模型在产出、消费和通胀等变量上的反应却较为类似。接下来开始对脉冲响应图进行分析。

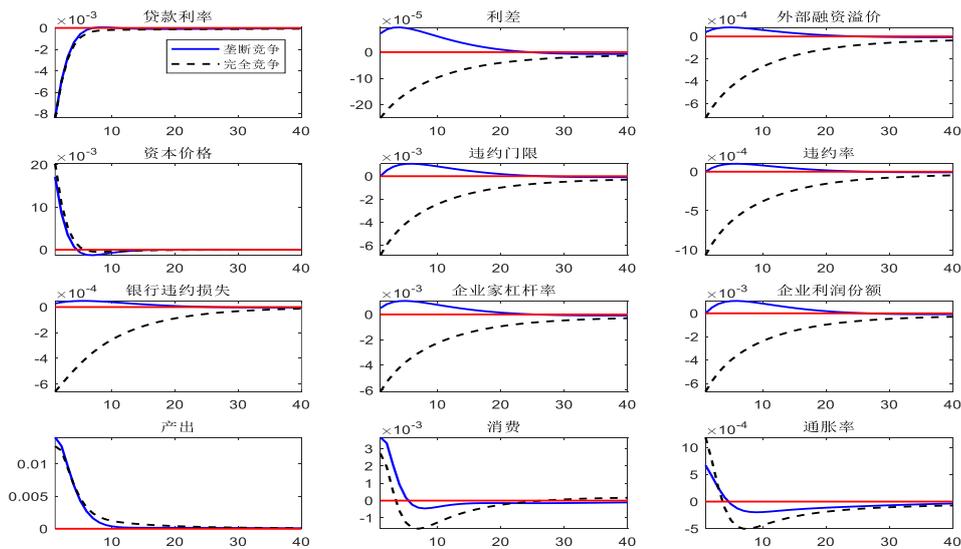


图 3 垄断竞争和完全竞争的贷款市场下扩张货币政策的脉冲响应图

扩张性货币政策冲击发生后，外部融资溢价上升，企业家的参与约束曲线开始向上倾斜，企业家的融资需求上升。贷款需求的上升允许具有垄断势力的银行部门追求垄断溢价导致贷款利率与存贷款利差上升，银行的利润曲线开始右移，追求更高利差的银行提高了自身风险偏好，导致贷款的违约门限上升、贷款违约率增加，银行承担了更高的金融风险，形成了货币政策的风险承担渠道。

现在开始分析本文模型中垄断竞争银行部门与 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist（1999）中完全竞争银行部门在扩张性货币政策冲击下产生不同行为的理论机制。图 3 显示在完全竞争的贷款市场中，面对扩张性的货币政策企业家的违约门限、违约率、杠杆率以及外部融资溢价和存贷款利差 $\left(\frac{R_L^B}{R_D^B}\right)$ 在政策发生期均出现下降，上述表现与本文中垄断竞争市场下的企业家反应和货币政策传导理论文献 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist（1999）中银行贷款渠道所述的企业家反应基本相反。这是由于，在完全竞争的贷款市场中银行仅作为家庭对企业家借贷的风险分散中介没有获得收益也没有积累净资本，但是在垄断竞争的贷款市场中银行能够从向企业家提供借款的债务合约中获得收益积累净资本。所以当政策利率下降时，有垄断势力的银行能够提高自身风险偏好降低贷款评估标准向企业家提供更高数额的贷款。在完全竞争的贷款市场中，更加显著的企业家净资本增长和实际在收缩的银行部门贷款造成了 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist（1999）中企业杠杆率在扩张货币政策冲击中下降。

六、银行对货币政策的非线性反应

既有文献（Born 和 Pfeifer, 2012; 王博、李力和郝大鹏, 2019）的分析表明银行在受到外生冲击时可能会产生非线性反应。前文发现扩张的货币政策冲击下会出现银行的贷款成本下

降，风险偏好上升，造成贷款违约率上升、企业杠杆率提高。但以上行为是在银行部门状态给定时（模型中的参数按照当前中国经济运行状态被校准），银行受到货币政策冲击所做出的反应。因此，需要进一步检验银行风险承担渠道的非线性效应。本文参考 Born 和 Pfeifer

（2012）及王博、李力和郝大鹏（2019）的分析策略，在基准模型的基础上，保持其他参数不变，通过调整企业家消费参数 γ^e 将模型稳态时的贷款违约率分别校准至 0.27%、0.53%（基准模型的稳态违约率为 0.4%）。不同的稳态贷款违约率代表银行处于不同的稳定状态，稳态贷款违约率越高，说明此时银行积累的风险越高、越脆弱。

在不同的银行稳态下，扩张的货币政策冲击产生了不同的效果，显示了货币政策的非线性效应。货币政策冲击的脉冲响应结果被报告在图 4 中，低、中和高违约风险分别对应稳态贷款违约率为 0.27%、0.4%和 0.53%的模型。货币政策冲击发生后外部融资溢价上升，贷款需求上升。但是在不同的违约风险状态下，具有市场势力的银行要求的贷款收益不同，经济处于高违约风险状态要求的贷款收益最高，因此造成贷款违约率上升的幅度也最大，造成了更高的金融波动。当扩张性货币政策冲击发生后，经济运行状态没有发生方向性变化，银行的违约率、贷款数额等变量仍然增加。但违约率、企业家杠杆率等运行指标的变化幅度却发生了变化，特别是违约率的波动幅度随着稳态违约率的上升而上升。这说明，在不同的经济状态下，金融风险积累的越高的经济体，其在遭受扩张性货币政策冲击后贷款的违约风险越大、违约损失越大，并且这些损失由银行承受的比例也越高。虽然在本部分的分析中改变了模型变量的稳态值，但是稳态违约率在低、中和高违约风险下依次上升，同时脉冲响应图也显示违约率对货币政策的反应在前述的情形下变化幅度依次上升，所以本部分的分析方法是有效的。

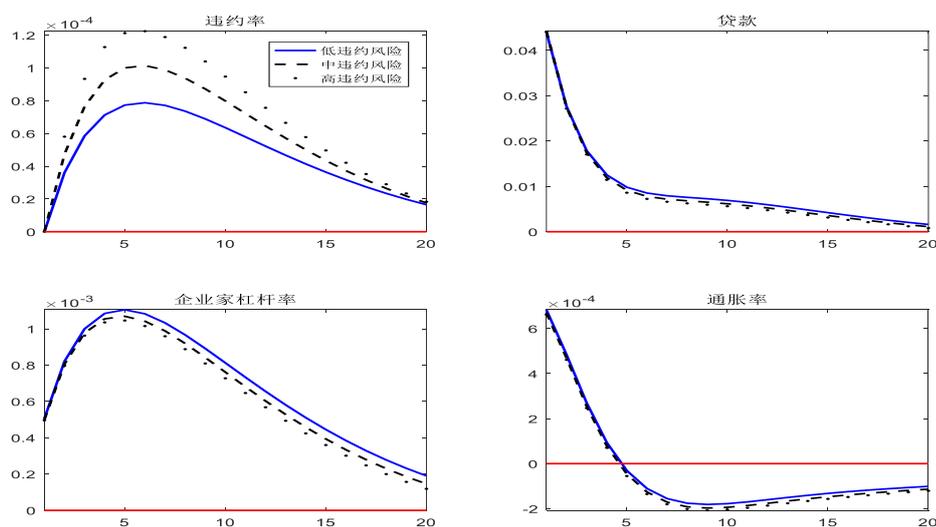


图 4 不同违约情形下货币政策的冲击响应

七、最优宏观审慎监管选择和宏观“双支柱”配合

2016 年中国人民银行将差别准备金动态调整机制和合意贷款管理机制等风险管理机制进行了系统性的升级重构，组成了中国的宏观审慎评估体系（MPA）。其中，银行资本充足率要求是宏观审慎评估体系中的重要工具，银行资本充足率管理体现了监管部门的逆资本周期要求。该要求旨在对冲银行资本和监管的顺周期性。前文的分析表明银行资本充足率管理会直接影响银行风险承担行为，所以本文选取银行资本充足率作为研究对象分析银行在贷款市场具有市场势力时，以资本充足率为锚的最优宏观审慎监管以及最优宏观审慎监管政策对货币政策风险承担渠道的影响。本文将资本充足率定义为 $\eta_t = N_t^{e,b} / B_t$ ，将以资本充足率为锚的宏观审慎政策规则设置为：

$$\log\left(\frac{\eta_t}{\eta^{ss}}\right) = \rho_{pre} \log\left(\frac{\eta_{t-1}}{\eta^{ss}}\right) + (1 - \rho_{pre})\kappa \log(f(v)) \quad (22)$$

η^{ss} 和 B^{ss} 分别表示经济稳态时的资本充足率和贷款数额， ρ_{pre} 表示资本充足率监管的持续性系数， κ 表示央行对政策信号源的反应系数。 v 表示对银行资本充足率进行动态调整的信号变量。当信号变量处于稳态时，银行的资本充足率也处于稳态水平。当宏观经济运行进入过热或衰退周期时，信号变量发生变化，偏离稳态，宏观审慎监管开始做出反应提高或者降低银行资本充足率以平抑经济周期。因为央行在执行宏观审慎监管时需要同时兼顾金融周期和经济周期的变化，所以本文选取宏观经济运行中的四个能够表现上述周期信息的关键性指标作为宏观审慎监管信号源的待选指标，这四个待选指标分别为：宏观杠杆率（ $b_t = \frac{B_t}{Y_t}$ ）、资本品价格（ Q_t ）、信贷规模（ B_t ）和投资产出比（ $I_t = I_t / Y_t$ ）的稳态偏离。

（一）最优宏观审慎监管的确立

在对宏观审慎监管的研究中，通常认为宏观审慎政策的核心目标是维持金融稳定（Angelini、Neri 和 Panetta，2011），特别是在中国的监管机构需要承担“守住不发生系统性金融风险”的任务的背景下，宏观审慎监管的目标应该在 Woodford（2003）福利损失最小化计算式上加入金融稳定指标。因此，本文选择通货膨胀、产出缺口和贷款违约率作为福利损失函数的目标变量，即为：

$$L = k^\pi \text{Var}(\pi_t) + k^y \text{Var}(y_t) + k^{def} \text{Var}(def_t) \quad (23)$$

关于权重参数 k^π 、 k^y 和 k^{def} 参考 Angelini、Neri 和 Panetta（2011）及孟宪春、张屹山和李天宇（2018）分别取 1、1 和 0.1。本文分别将前文所述的三个待选指标引入（22）式，并计算了不同指标的信号源下宏观审慎监管的最优反应系数和最小福利损失。在对福利损失最小化进行计算后，本文发现以资产价格的稳态偏离作为信号源的宏观审慎监管时监管部门的最优选择，上述政策保证了监管部门的福利损失最小化。计算结果如表 1 所示。

福利分析的结果表明，相较于其他信号变量，以资产价格的稳态偏离作为资本充足率监管信号源的宏观审慎监管政策的效果要优于其他变量作为信号源。所以，以资产价格作为信号源的宏观审慎监管能够有效进行逆周期监管，是在兼顾保持金融稳定和平抑经济周期双重任务目标下的最优选择。同时，此政策也具有较强的操作性，能够为市场带来较强的政策稳定性预期。基于稳健性考虑，本文还将权重参数 k^{def} 分别调整至 0.5、1，进行了政策模拟，结果表明资产价格仍是最有效的宏观审慎监管信号源。

表 1 宏观审慎监管的福利损失

信号源	b_t	Q_t	B_t	Ir_t
总福利损失	0.1543	0.1198	0.1565	0.1721

(二) 最优宏观审慎监管与货币政策的“双支柱”配合

此部分本文研究宏观审慎监管对货币政策风险承担渠道的影响。图 5 对比了基准模型和存在宏观审慎规则的模型在扩张性货币政策冲击下的反应。通过政策模拟发现，以银行资本充足率为目标的宏观审慎政策实际上进一步放大了扩张性货币政策冲击下产出的上升幅度并抑制了银行风险偏好、企业杠杆的上升幅度，但这一结果是以通胀增幅更明显为代价的。

冲击发生后外部融资溢价上升刺激企业家增加向银行的融资数额，但因为此时银行受到资本充足率的管制，外部融资溢价低于无宏观审慎监管的状态，造成银行的风险偏好相较于无宏观审慎监管时提高程度更低，贷款违约率、存贷款利差和贷款数额也进一步上升较少。通过比较基准模型和存在宏观审慎政策的模型可以发现，虽然银行资本充足率监管的存在并未对货币政策逆周期调控消费等活动产生明显的影响，但由于银行存在资本充足率管制，造成即使银行在贷款市场上存在垄断势力，但银行未能将政策监管成本部分转移到企业家部门，造成了企业家的杠杆率和银行承担的风险较不存在银行资本充足率监管时更低。所以在宽松的利率环境中，货币政策和宏观审慎的“双支柱”监管体系仍然能够发挥抑制风险的作用。本文还模拟了发生外生技术和违约率冲击时，货币政策和宏观审慎的“双支柱”监管体系的配合效果。在面对技术冲击时，宏观审慎监管的存在限制了银行资本充足率，在融资溢价上升时限制了银行向企业家提供借贷，有效抑制了银行扩大风险偏好，缓解了经济过热造成的投资过热和企业家杠杆率上升。面对贷款违约率冲击时，由于资本充足率的逆周期管理拉低了银行资本充足率要求，银行在冲击刚发生时发放的贷款较无宏观审慎监管时降低的较少。以银行资本充足率为目标的宏观审慎监管政策一定程度上阻止了银行部门运行的波动但部分放大了消费和产出的波动¹。

¹ 此处由于篇幅所限，技术冲击和违约率冲击的脉冲响应图未予以展示，备索。

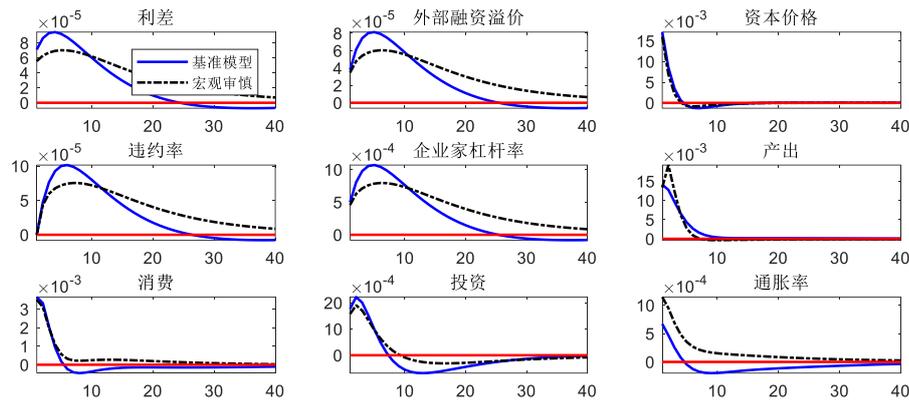


图 5 扩张性货币政策下不同管理规则的影响

八、结论与启示

本文在包含工资和价格粘性的动态随机一般均衡模型中引入了在贷款市场具有垄断势力的银行部门与可违约贷款。本文利用 Salop (1979) 的空间不完全竞争模型将 Bernanke、Gertler 和 Gilchrist (1999) 中在贷款市场完全竞争的银行拓展为在贷款市场不完全竞争的银行。使用上述模型结合理论分析和数值模拟讨论了银行在贷款市场的垄断势力变化改变银行风险偏好的作用机制，这对于降低中小企业融资成本、防范系统性金融风险具有重要意义。

本文的研究结论为：(1) 贷款市场的市场结构为垄断竞争结构时，随着银行在贷款市场上的垄断势力下降，银行会降低企业融资成本这也使得银行的风险偏好随之下降。(2) 中央银行进行逆周期调节时，扩张性货币政策仍能有效降低企业融资成本刺激经济。但与完全竞争的贷款市场中银行的行为不同的是，具有垄断势力的银行为提高收益会提升自身风险偏好使得自身面临更高的金融风险。(3) 从长期看，银行在经济稳态时积累的风险越高，受到货币政策冲击后，银行风险偏好变化幅度越大。(4) 在最优宏观审慎监管政策选择中，福利分析结果显示，盯住资本价格偏离的宏观审慎监管是保证金融稳定的最优宏观审慎监管，其能有效减少福利损失并降低具有垄断势力的银行面对扩张性货币冲击时上升的风险偏好。

本文的研究有如下政策启示：(1) 应提高银行业的竞争程度。目前中国的银行业仍然具有较强的垄断特征，银行业垄断势力的存在抬高了企业的外源融资成本抑制了企业活力。企业部门需要充分竞争的银行业降低企业融资成本激发市场活力。(2) 需进一步完善非传统货币政策工具。研究发现传统的扩张性货币政策会提高银行的风险偏好，为解决上述问题需要创新货币政策工具，在使用传统的货币政策工具的同时也辅以前瞻性指引等新型非传统货币政策工具。

(3) 系统性金融风险管控需要货币政策与多种宏观审慎管理工具的密切有效配合。本文发现宏观审慎监管确实能够为宏观经济平稳运行创造良好基础，但对于不同经济运行指标的影响并不一致，这说明需要多目标的宏观审慎监管相互配合才不至于顾此失彼。(4) 宏观调控在应对突

发性重大公共卫生事件等严重外部冲击时还应重点关注投资活动的波动。本文的最优宏观审慎政策选择结果说明，投资和资本价格波动能够有效反应经济运行状态并显示未来的运行趋势，因此需要被重点关注。

参考文献

- [1] 郭田勇、杨帆、李丹：《基于 DSGE 模型的货币政策对银行风险承担影响研究——兼论货币政策的应对》，《经济理论与经济管理》2018 年第 9 期。
- [2] 黄志刚、许伟：《住房市场波动与宏观经济政策的有效性》，《经济研究》2017 年第 5 期。
- [3] 林琳、曹勇、肖寒：《中国式影子银行下的银行部门脆弱性》，《经济学（季刊）》2016 年第 3 期。
- [4] 孟宪春、张屹山、李天宇：《有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”》，《中国工业经济》2018 年第 3 期。
- [5] 宋长青、巴合提努尔·尔斯别克：《中国银行业结构对货币政策信贷传导有效性影响研究》，《宏观经济研究》2020 年第 1 期。
- [6] 孙国峰、栾稀：《利率双轨制与银行贷款利率定价——基于垄断竞争的贷款市场的分析》，《财贸经济》2019 年第 11 期。
- [7] 孙国峰、何晓贝：《存款利率零下限与负利率传导机制》，《经济研究》2017 年第 12 期。
- [8] 王晋斌、李博：《中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究》，《世界经济》2017 年第 1 期。
- [9] 王国静、田国强：《金融冲击和中国经济波动》，《经济研究》2014 年第 3 期。
- [10] 王博、李力、郝大鹏：《货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动》，《经济研究》2019 年第 3 期。
- [11] 徐璐、叶光亮：《银行业竞争与市场风险偏好选择——竞争政策的金融风险效应分析》，《金融研究》2018 年第 3 期。
- [12] 徐明东、陈学：《货币环境、资本充足率与商业银行风险承担》，《金融研究》2012 年第 7 期。
- [13] 杨天宇、钟宇平：《中国银行业的集中度、竞争度与银行风险》，《金融研究》2013 年第 1 期。
- [14] 张一林、林毅夫、龚强：《企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角》，《管理世界》2019 年第 3 期。
- [15] 张璇、李子健、李春涛：《银行业竞争、融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据》，《金融研究》2019 年第 10 期。
- [16] 朱军、李建强、张淑翠：《财政整顿、双支柱政策与最优政策选择》，《中国工业经济》2018 年第 8 期。
- [17] Afanasyeva, E. and Güntner, J., Bank market power and the risk channel of monetary policy. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.111, No.C, 2020.
- [18] Andrés, J. and Arce, O., Banking competition, housing prices and macroeconomic stability. *Economic Journal*, Vol.122, No.565, 2012.
- [19] Andrés, J., Arce, O. and Thomas, C., Banking competition, collateral constraints, and optimal monetary policy. *Journal Of Money, Credit And Banking*, Vol.45, No.S2, 2013.
- [20] Andries, A.M. and Căpraru, B., Convergence of bank efficiency in emerging markets: The experience of central and Eastern European countries. *Emerging Markets Finance And Trade*, Vol.50, No.S4, 2014.
- [21] Angelini, P., Neri, S. and Panetta, F., Monetary and macroprudential policies. *Bank Of Italy, Economic Research And International Relations Area, Temi Di Discussione (Economic Working Papers)*, No.801, 2011.
- [22] Anginer, D., Demirguc-Kunt, A. and Zhu, M., How does competition affect bank systemic risk?. *Journal Of Financial Intermediation*, Vol.23, No.1, 2014.

[23] Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S., The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In Taylor, J.B. and Woodford, M., (Eds.), *Handbook Of Macroeconomics (Vol.1)*, Amsterdam, Netherlands: Elsevier, 1999.

[24] Borio, C. and Zhu, H., Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism. *BIS Working Papers*, No.268, 2008.

[25] Born, B. and Pfeifer, J., Policy risk and the business cycle. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.68, No.C, 2014.

[26] Christiano, L., Motto, R. and Rostagno, M., Risk shocks. *American Economic Review*, Vol.104, No.1, 2014.

[27] Dell'Ariccia, G., Laeven, L. and Marquez, R., Real interest rates, leverage, and bank risk-taking. *Journal Of Economic Theory*, Vol.149, No.C, 2014.

[28] Dell'Ariccia, G., Laeven, L. and Suarez, G.A., Bank leverage and monetary policy's risk-taking channel: Evidence from the United States. *Journal Of Finance*, Vol.72, No.2, 2017.

[29] Gambacorta, L., Monetary policy and the risk-taking channel. *BIS Quarterly Review*, 2009.

[30] Kouki, I. and Al-Nasser, A., The implication of banking competition: Evidence from African countries. *Research In International Business And Finance*, Vol.39, No.PB, 2017.

[31] Liu, H., Molyneux, P. and Nguyen, L.H., Competition and risk in South East Asian commercial banking. *Applied Economics*, Vol.44, No.28, 2012.

[32] Salop, S.C., Monopolistic competition with outside goods. *RAND Journal Of Economics*, Vol.10, No.1, 1979.

[33] Smets, F. and Wouters, R., Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, Vol.97, No.3, 2007.

[34] Woodford, M., Optimal interest-rate smoothing. *Review Of Economic Studies*, Vol.70, No.4, 2003.

Banking competition, risk-taking and monetary policy

-- On the synergy of "Two pillars"

LIU Ziyu YANG Yanlin

Abstract: In this paper, a dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) with monopolistic competition characteristics in the loan market is constructed. By introducing risk lending, the theoretical mechanism by which banks compete in the loan market to change their risk preferences is analyzed, and the role of monopolistic competition market structure in the risk-taking channels of monetary policy and the coordination of monetary policy and macro-prudential is further examined. This is of great significance for reducing the financing costs of SMEs and preventing systemic financial risks. The study finds that: (1) As the monopoly power of banks in the loan market declines, banks will reduce the cost of corporate financing, which will also reduce the risk appetite of banks. (2) Expansionary monetary policy can still effectively reduce corporate financing costs, but banks with monopolistic powers will increase their risk appetite in order to increase returns and face higher financial risks. (3) The higher the bank's accumulated risk under steady state, the greater the change in bank's risk appetite when impacted by monetary policy. (4) Welfare analysis shows that macroprudential regulation that focuses on deviations in capital prices is the optimal macroprudential regulation to ensure financial stability, which can effectively reduce welfare losses and reduce the rising risk of monopolistic banks in the face of expanding currency shocks preferences. But in the face of other exogenous shocks, the effect is not consistent.

Keywords: Banking competition, Risk-taking channels of monetary policy, Dynamic stochastic general equilibrium, Macroprudential policy

金融与科技的融合：涵义、动因与风险

李广子¹

【摘要】近年来，金融与科技的融合程度不断加深。与实践和政策层面的蓬勃发展相比，关于金融科技的理论研究则相对滞后。本文采取“三分法”对金融科技的涵义进行了新的解释。在此基础上，本文回顾了金融科技的演进历史并分析了其背后的驱动因素，同时讨论了金融与科技融合在中国的特殊背景。最后，本文分析了不同情形下金融科技所具有的风险特征，并给出了相应的政策建议。本文的研究对于准确理解金融科技的涵义、动因与风险具有一定的理论和实践价值。

【关键词】金融科技；金融功能；融合；风险

一、引言

近年来，金融与科技的融合程度不断加深，金融科技活动呈现出爆发式增长。一方面，传统金融机构利用人工智能、区块链、大数据、云计算等技术改进产品和业务模式，提高金融服务效率；另一方面，各类科技公司基于自身掌握的技术和数据开展类金融服务，这对传统金融体系带来冲击。毕马威（KPMG）发布的一份报告显示，2018年全球金融科技投融资金额达到1118亿美元，比上年增长了120%²。特别是，2019年6月，全球最大的社交平台脸书

（Facebook）发布了名为“Libra”（天秤币）的加密货币项目白皮书，引发理论界和实务界的广泛关注³。在这种背景下，金融稳定理事会（Financial Stability Board, FSB）于2017年6月发布《金融科技对金融稳定的影响》⁴，分析了金融科技发展对金融稳定性的影响；巴塞尔银行监管委员会（Basel Committee on Banking Supervision, BCBS）于2018年2月发布《金融科技发展对银行和银行监管机构的影响》⁵，就金融科技如何影响银行及银行监管提出了指引；国际货币基金组织（International Monetary Fund, IMF）于2019年6月发布《金融科技：迄今为止的经

¹ 李广子，中国社会科学院金融研究所副研究员、国家金融与发展实验室研究员

² KPMG, “The Pulse of Fintech-H2’ 2018”, February 13, 2019, <https://home.kpmg/be/en/home/insights/2019/01/pulse-of-fintech-h2-2018.html> [2020-04-04].

³ 王信、骆雄武：“数字时代货币竞争的研判及应对”，《国际经济评论》，2020年第2期，第25-35页。

⁴ Financial Stability Board, “Financial Stability Implications from Fintech”, June 27, 2017, <https://www.fsb.org/2017/06/financial-stability-implications-from-fintech/> [2020-03-23].

⁵ Basel Committee on Banking Supervision, “Implications of Fintech Developments for Banks and Bank Supervisors”, February 19, 2018, <https://www.bis.org/bcbs/publ/d431.htm> [2020-03-23].

验》，对金融科技的经验及政策含义进行了总结¹；中国人民银行于 2019 年 8 月发布《金融科技发展规划（2019-2021 年）》²，确立了我国金融科技发展的原则和任务。

与实践和政策层面的蓬勃发展相比，与金融科技有关的理论研究则相对滞后。中国早期的理论研究主要集中于互联网金融领域，分析了互联网金融模式的特征及其与传统金融模式的差异³；近期的研究主要聚焦于特定主题，比如借款人的可信赖程度⁴、投资经验⁵、社交关系⁶等对 P2P 网贷行为的影响、金融科技如何影响银行行为⁷、数字金融对农村金融需求的影响⁸等。与之相比，对金融科技的涵义、驱动因素、风险特征等进行系统性理论分析的研究还比较少，导致我们对很多问题缺乏清晰的认识。比如，金融科技究竟包含哪些内容？为什么金融与科技的融合程度会如此之高？不同类型的金融科技活动在风险特征上存在哪些差异？

针对上述问题，本文采取“三分法”对金融科技的涵义进行了新的解释。在此基础上，本文回顾了金融科技的演进历史并分析了其背后的驱动因素，同时讨论了金融与科技融合在中国的特殊背景。最后，结合对金融科技的界定，本文分析了不同维度金融科技的风险特征，最后给出了促进中国金融科技发展的政策建议。

二、 金融科技的涵义

本文采取“三分法”从底层技术维度、金融维度、金融与科技的融合等三个层面来理解金融科技的涵义。

¹ International Monetary Fund, “Fintech: The Experience so Far”, June 27, 2019, <https://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2019/06/27/Fintech-The-Experience-So-Far-47056> [2020-03-23].

² 中国人民银行，《金融科技（Fintech）发展规划（2019-2021 年）》（银发【2019】209 号），2019 年 8 月，<http://www.pbc.gov.cn/zhengwugongkai/127924/128038/128109/3886683/index.html> [2020-03-23].

³ 代表性研究包括谢平、邹传伟：“互联网金融模式研究”，《金融研究》，2012 年第 12 期，第 11-22 页；谢平、邹传伟、刘海二：“互联网金融监管的必要性与核心原则”，《国际金融研究》，2014 年第 8 期，第 3-9 页；谢平、邹传伟、刘海二：“互联网金融的基础理论”，《金融研究》，2015 年第 8 期，第 1-12 页；吴晓求：“互联网金融：成长的逻辑”，《财贸经济》，2015 年第 2 期，第 5-15 页；王国刚、张扬：“互联网金融之辨析”，《财贸经济》，2015 年第 1 期，第 5-16 页。

⁴ Duarte, J., S. Siegel and L. Young, “Trust and Credit: The Role of Appearance in Peer-to-peer Lending”, *Review of Financial Studies*, 25(8): 2455-2483, 2012.

⁵ Vallée, B. and Y. Zeng, “Marketplace Lending: A New Banking Paradigm?” *Review of Financial Studies*, 32(5): 1939-1982, 2019.

⁶ Lin, M., N. Prabhala and S. Viswanathan, “Judging Borrowers by the Company They Keep: Social Networks and Adverse Selection in Online Peer-to-Peer Lending”, *Management Science*, 59(1): 17-35, 2013.

⁷ 参见郭品、沈悦：“互联网金融对商业银行风险承担的影响”，《财贸经济》，2015 年第 10 期，第 102-116 页；郭品、沈悦：“互联网金融、存款竞争与银行风险承担”，《金融研究》，2019 年第 8 期，第 58-76 页；邱晗、黄益平、纪洋：“金融科技对传统银行行为的影响”，《金融研究》，2018 年第 11 期，第 17-29 页。

⁸ 傅秋子、黄益平：“数字金融对农村金融需求的异质性影响”，《金融研究》，2018 年第 11 期，第 68-84 页。

（一）底层技术维度

底层技术是支撑金融科技发展的基础性技术手段，可以视为金融科技的供给端。近年来，底层技术领域的发展和 innovation 日新月异。目前，在金融领域得到广泛应用的底层技术包括移动互联网、人工智能、区块链、云计算、大数据、生物识别等。此外，包括物联网、5G 等在内的其他技术也已经或将在金融领域得到广泛应用。从金融的角度看，底层技术是开放的。随着科技的进步，未来可能会出现更多的能够应用于金融业务的新技术。需要说明的是，底层技术对经济社会的改变是全方位的，既可以被用于金融领域，也可以被应用于其他领域。

（二）金融维度

具体的金融领域是金融科技的落脚点，可以被视为金融科技的需求端。本文认为，底层技术可能在以下五个金融领域得到应用。

一是金融产品。金融产品是金融机构向客户提供服务的载体。现实中，金融产品的种类和形式非常丰富，随着金融需求的变化而变化。最基础的金融产品包括股票、债券、保险、信托计划、存款、贷款等。随着金融业发展和金融需求的多元化和复杂化，越来越多的金融产品将各类基础金融产品组合在一起，向客户提供综合化金融服务。另外，不同类型的基础金融产品与产品本身所包含的金额、期限、价格等要素叠加在一起，使得金融机构向客户提供的最终产品在形态上千变万化。

二是金融机构。金融机构是向客户提供金融服务的主体，包括商业银行、保险公司、证券公司、信托公司、租赁公司等。随着经济社会的发展，金融机构的形态也在不断发生变化。一些新型的金融机构不断涌现，成为新的金融服务的供给主体，比如，主要基于互联网的新型银行、小额贷款公司、消费金融公司、汽车金融公司、P2P 网贷平台、互联网金融平台等。此外，随着混业经营趋势的加剧，越来越多的金融机构以参股或控股的方式同时进入多个领域，成为金融控股公司，向客户提供更加综合化的金融服务。

三是金融生态。金融生态指的是各种金融组织为了生存和发展，与其生存环境之间以及内部金融组织相互之间在长期的密切联系和相互作用的过程中，通过分工、合作所形成的具有一定结构特征和执行一定功能的动态平衡系统¹。从广义上看，金融生态包括金融服务的供给方、金融服务的需求方、政府主管部门、市场基础设施等；从狭义的金融供给角度看，金融生态可以分解为产品设计、营销推广、客户准入、风险评估、额度授信、信用增级、贷后管理和催收等不同组成部分，不仅涉及传统金融机构，也涉及其他非金融机构。随着金融业的发展，客户金融需求日益复杂和综合化，同时涉及融资、信用增级、风险管理、投资顾问等多种金融需求。为满足这种金融需求，通常需要不同类型的金融机构进行合作，甚至是金融机构与其他非金融机构进行合作。在这种情况下，只有通过打造金融生态，才能够有效满足上述金融需求。

¹ 徐诺金：“论我国的金融生态问题”，《金融研究》，2005年第2期，第35-45页。

四是金融基础设施。金融基础设施是金融运行的硬件设施和制度安排，为金融体系的运行提供了基础性支撑。从狭义上看，金融基础设施主要指金融市场交易的硬件设施。以中国为例，主要包括支付系统（如票据支付系统、银行卡支付系统、互联网支付等）、中央证券存管与证券结算系统（如中央结算公司、中证登、上海清算所等中央证券存管系统）、中央对手方（如上海清算所）等。从广义上看，金融基础设施涉及金融稳定运行的各个方面，包括金融市场硬件设施以及金融法律法规、会计制度、信息披露原则、社会信用环境等制度安排。其中，金融监管制度也是一种重要的金融基础设施。

五是金融功能。金融系统的基本功能是在不确定性环境中进行资源的时间和空间配置，可以分为六种子功能：跨期、跨区域、跨行业的资源配置；支付、清算和结算；提供管理风险的方法和机制；提供价格信息；储备资源和所有权分割；创造激励机制等¹。与金融机构或金融产品相比，金融功能更加稳定，在不同时间和空间上变化很小；与之相比，金融机构或金融产品的形式都会随着时间或空间的变化而变化。

（三）金融与科技的融合

基于上述分析，本文认为，金融科技本质上是金融与科技的融合，是底层技术在金融领域的应用，包括金融产品、金融机构、金融生态、金融基础设施和金融功能等各个方面，其最终目的是提高金融服务效率。相应地，金融科技在外延上至少包括以下五个方面。

一是将底层技术应用于金融产品的设计。这主要体现在利用各种底层技术对金融产品进行改造。比如，利用互联网、人工智能等技术实现金融产品的线上化、差异化、定制化，更好地满足客户个性化金融需求，改善客户体验。与企业客户相比，个人客户的金融需求具有小额、分散、高频等特点，金融机构往往需要依托先进的技术手段才能够有效满足此类金融需求。相应地，底层技术与金融产品的融合在满足个人客户需求上体现得尤为明显。

二是利用底层技术对金融机构业务流程和内部管理架构进行改造升级。首先，底层技术可以被广泛地应用于金融机构业务流程的不同环节，实现流程再造。具体而言，在客户营销环节，金融机构可以利用大数据与人工智能技术，采集线上、线下潜在客户数据进行挖掘，从潜在用户中识别出优质客户，从而实现主动营销和提高获客能力。在客户准入环节，金融机构可以运用大数据分析工具，评估客户可能发生违约的时间和严重程度，从而形成最优的贷款准入标准。在风险控制环节，金融机构可以利用大数据技术实现对客户行为的抓取、整合，主动识别其中的异常行为，并据此进行风险预警来降低欺诈风险。其次，金融机构可以利用最新的技术手段对内部管理架构进行改造，实现数字化转型，降低差错和操作风险，提高内部管理效率。

¹ [美] 兹维·博迪、罗伯特·C·莫顿著，伊志宏、金李等译校：《金融学》，中国人民大学出版社，2000年版，第23-30页。

三是利用底层技术打造有机高效的金融生态。新技术在打造金融生态过程中发挥了重要作用¹。以金融供给生态为例，首先，底层技术在金融供给生态建设中的各个节点发挥着重要作用。在获客节点，掌握客户大数据和拥有较强科技实力的科技公司可以为金融机构开展业务提供精准导流；在风险控制节点，底层技术可以被用于验证借款人的真实身份和偿付意愿。专业的数据服务商可以与其他机构合作，利用包括电商、支付、银行、保险、视频、交友、航旅、外卖、物流等各种平台的数据，结合云计算、生物识别、复杂网络等最新的技术手段，识别可能的欺诈行为，提高风险评估质量。其次，底层技术可以被用于对金融生态中的不同节点进行有机整合，从而打造生态化、平台化的金融展业模式。通过整合不同节点，可以充分发挥不同节点在业务属性、服务网络、数据沉淀、技术研发、融资渠道等方面的差异化优势，产生协同效应。

四是利用底层技术不断完善金融基础设施。从目前情况来看，支付领域是底层技术对金融基础设施的改造最为明显的领域之一。第三方支付基于移动互联网等技术手段，深刻地改变了现有支付体系，极大地提高了消费者的便利。此外，底层技术也深刻地改变着金融监管制度，形成监管科技。例如，云计算能够为监管科技提供丰富的计算和存储资源；大数据技术能够提供大规模数据的挖掘分析能力和处理能力，提高金融监管的有效性；人工智能技术能够提升数据的智能分析能力，实现监管主体与监管对象的智能交互；区块链技术能够提高所获取的基础信息的真实性，实现业务的合规。如果把货币作为一种金融基础设施的话，那么，现阶段受到广泛关注的数字货币也是区块链等技术在货币这一金融基础设施领域的应用²。

五是利用底层技术对金融功能进行改造。由于金融功能具有高度的稳定性，因此改造金融功能是最难的，也最具有突破性。比如，区块链技术可能被用于进行金融去中介化的改造。如果这种改造能够实现，那么未来金融系统的资源配置功能将会在很大程度上被重塑。需要说明的是，底层技术对金融功能的改造并非从根本上颠覆金融功能，而是通过技术手段使得金融功能通过一种新的方式发生作用，从而更加有效地发挥金融功能。

本文所构建的理解金融科技涵义的“三分法”如图 1 所示。

¹ 杨东：“监管科技：金融科技的监管挑战与维度建构”，《中国社会科学》，2018 年第 5 期，第 69-91 页。

² 王朝阳、宋爽：“一叶知秋：美元体系的挑战从跨境支付开始”，《国际经济评论》，2020 年第 2 期，第 36-55 页。

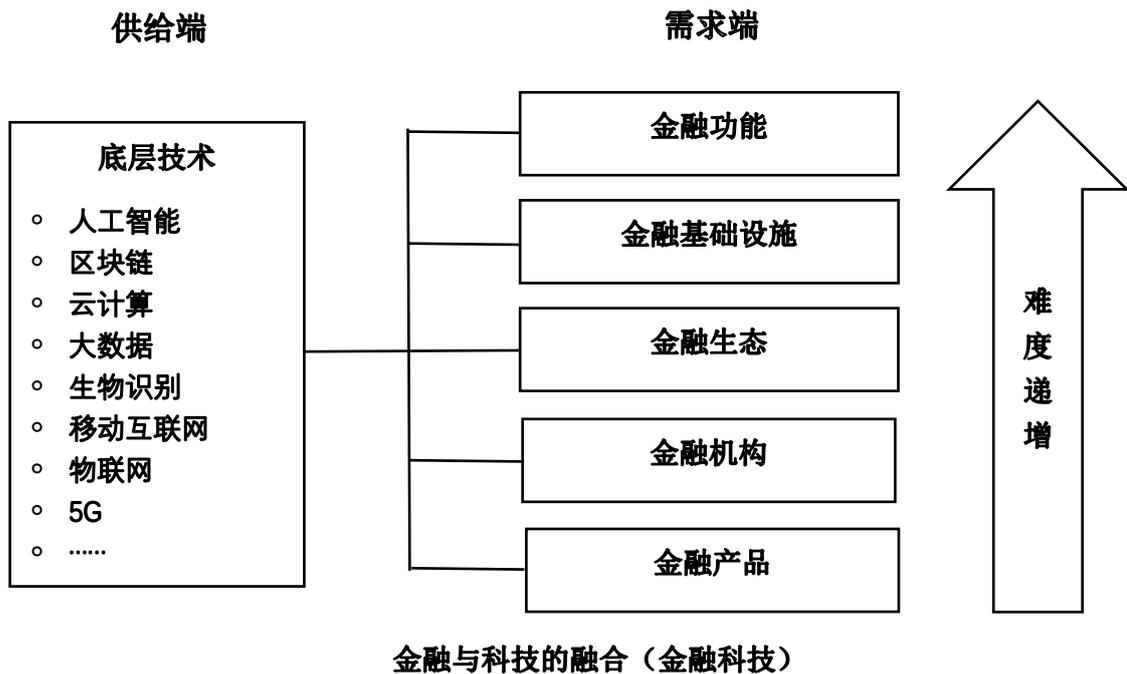


图 1 金融科技的涵义

来源：作者自制

关于金融与科技的融合，本文进一步从以下三个方面进行说明：

第一，底层技术与金融领域的融合是相互的。一方面，底层技术可以被用于对金融产品、金融机构、金融生态、金融基础设施和金融功能等进行改造，提高金融服务效率；另一方面，金融领域的新变化也会对底层技术的演进产生反作用，为金融与科技的融合从需求端提供了动力和方向。不同的技术会基于其被应用于金融领域中出现的经验和教训进行优化，以更好地与金融领域对技术的需求相匹配。

第二，本文关于金融科技的界定在已有界定的基础上进行了一定的拓展。关于金融科技的涵义，目前被学术界和实务界广泛接受的是金融稳定理事会（FSB）给出的界定。根据这一界定，金融科技是指技术带来的金融创新，其能够创造新的业务模式、应用、流程或产品，从而对金融市场、金融机构或金融服务的提供方式产生重大影响，这主要涉及支付清算、存贷款与筹资、保险、投资管理、市场设施等五大类金融活动¹。与这一界定相比，本文从金融产品、金融机构、金融生态、金融基础设施和金融功能等五个方面对科技与金融融合的潜在领域进行了归纳，融合的范围更加广泛，还涵盖了金融稳定理事会（FSB）界定中所涉及的五大类金融活动。具体而言，存贷款与筹资、保险、投资管理可以对应于本文界定中的底层技术与金融产品和金融机构领域的融合，支付清算、市场设施可以对应于本文界定中的底层技术与金融基础设

¹Financial Stability Board, “Financial Stability Implications from Fintech”, June 27, 2017, <https://www.fsb.org/2017/06/financial-stability-implications-from-fintech/> [2020-03-23].

施领域的融合。与金融稳定理事会（FSB）的界定相比，本文的界定将金融科技进一步拓展到金融生态和金融功能等领域。

第三，不同领域的融合在难度和带来的影响上存在差异。总体而言，底层技术与金融产品、金融机构、金融生态、金融基础设施和金融功能等领域的融合，在融合的难度和影响上呈现递进状态。相对而言，利用底层技术对金融产品和金融机构的改造最为直接，难度也最小，其影响也仅限于特定的金融产品和金融机构；而利用底层技术对金融生态、金融基础设施、金融功能的改造难度都比较大，会对多个机构甚至整个金融体系产生更为广泛和深远的影响。从金融科技的演进路径来看，融合也大致遵循先易后难的顺序。

三、 金融科技的驱动因素

（一）金融科技的演进

尽管金融科技（Fintech）是 2014 年以来开始兴起的一个概念，但金融与科技的融合却有很长的历史。其中，1967 年自动取款机（ATM）的引入可以被视为现代金融科技的源头。金融科技的演进大致分为以下几个阶段¹：（1）金融科技 1.0 阶段（1866 年至 1967 年）：数字时代前期。以 1866 年第一条跨越大西洋的永久海底电报电缆的架设为标志，金融业发展进入模拟时代。（2）金融科技 2.0 阶段（1967 年至 2008 年）：传统数字金融服务的发展阶段。以 1967 年计算器和 ATM 的引入为标志，逐步发展到电子银行，金融业发展进入数字时代。代表性创新包括电子支付系统的建立、1973 年世界银行间金融电信协会（SWIFT）的成立等。（3）金融科技 3.0 阶段（2008 年以来）：数字金融服务民主化。2008 年金融危机之后，金融消费者对于谁拥有提供金融服务的资源和合法性的认知发生了变化。首先，金融危机降低了消费者对于传统金融机构的信任；其次，金融危机使得大量专业人才离开传统金融机构，为传统金融机构之外的金融创新提供了人力资源；最后，金融危机后金融监管的强化增加了传统金融机构的合规成本并提高了其服务门槛，使得一些信用等级较低的消费者不得不寻求其他的金融供给主体，比如 P2P 网贷平台等。在这种情况下，2008 年金融危机之后，提供金融服务的主体更加多元，大量科技公司开始提供与传统金融机构类似的金融服务，特别是在零售金融领域。（4）金融科技 3.5 阶段。这一阶段与 3.0 阶段基本上始于同一时期。3.0 阶段的金融科技发展始于西方国家应对金融危机的需要；而 3.5 阶段的金融科技发展则着眼于促进经济发展，以改变现有金融服务落后的局面，主要指的是以亚洲和非洲为代表的新兴市场。代表性的金融科技创新包括中国的支付宝、非洲的移动支付产品 M-PESA 等。其主要特征包括：年轻群体大量拥有移动数字设备；中产阶级快速增长；金融和资本市场效率较低促使很多人选择不同于传统的非正式金融服务；银行物理

¹Arner, D., J. Barberis and R. Buckley, “The Evolution of Fintech: A New Post-Crisis Paradigm?” SSRN working paper, 2016, <http://www.ssrn.com/link/UNSW-LEG.html> [2020-03-23].

网点等金融基础设施比较短缺；消费者更加注重便利性；市场机会未被开发（大量人口金融需求未被满足）；对数据保护不够严格，金融竞争不充分等。

可以看到，金融与科技的融合进程沿着以下两条路径展开：一是供给端底层技术的进步。从最初的电报技术发展后来的互联网、人工智能、大数据等技术，底层技术的进步为金融与科技的融合提供了技术支撑。互联网技术只是众多底层技术的一种。随着技术的进步，除互联网技术以外的其他技术也在不断地被应用于金融领域。从这个角度来看，从互联网金融过渡到金融科技是一种必然趋势。二是需求端金融领域的拓展。从金融产品、金融机构不断向更高级的金融生态和金融基础设施甚至金融功能等领域拓展，金融与科技的融合所产生的影响也就更为深远。

（二）驱动因素

近年来，金融与科技的融合进程不断加快。这种融合不是偶然的，其背后有着深层次的原因。

第一，特定底层技术与金融功能存在内在的匹配性。已有研究表明，金融与互联网在功能（基因）上是耦合的，金融功能与互联网技术特性在基因层面上的匹配是互联网金融生存的必要条件¹。具体地，金融系统所具有的六项基本功能中的资源配置、融资支付清算、风险管理、提供价格信息等功能与互联网都具有很高的耦合性；另外，互联网也有利于储备资源和所有权分割、创造激励机制等金融功能效率的提升。推而广之，我们认为，除互联网以外，其他特定的底层技术也与金融功能存在内在的匹配性。例如，在资源配置方面，云计算、区块链、5G、物联网等技术可以发挥重要作用；在支付清算方面，云计算、区块链、人工智能、5G 等技术将会产生深刻影响；从目前情况来看，底层技术对风险管理功能的改造和优化尤为突出。云计算、人工智能、大数据、生物识别等大量技术被用于客户识别和筛选，降低了欺诈风险，极大地提高了金融机构的风险管理能力，进而也优化了整个金融系统的风险管理功能；在提供价格信息方面，云计算、人工智能、大数据等技术能够帮助金融体系精确识别风险，并针对不同风险给出差异化定价；在储备资源和所有权分割方面，人工智能、云计算、大数据等技术也有助于提高效率；在创造激励机制方面，人工智能、云计算、大数据、区块链等技术能够降低信息不对称程度，提高激励机制的有效性。总体上看，不同底层技术与金融基本功能之间具有高度的匹配性，使得特定底层技术能够与金融领域实现深度融合，从而优化金融功能的发挥。

第二，金融业的特殊性使得其能够与底层技术更好地融合。与其他行业相比，金融业具有一定的特殊性，这种特殊性为底层技术与金融业的融合提供了条件。一是金融业属于轻资产的服务行业。与第一和第二产业不同，除物理网点外，金融业运行不需要大量厂房机器设备，其业务运行主要建立在电子信息系统上。在这种情况下，新的技术能够快速应用于改造金融业

¹ 吴晓求：“互联网金融：成长的逻辑”，《财贸经济》，2015年第2期，第5-15页。

的信息系统和业务流程。与制造业或其他生产性行业相比，金融业通常能够以更低的成本更快速地采用各种新技术。二是金融服务是绝大多数企业和个人所必需的一项服务，市场空间巨大。在这种情况下，一方面，金融机构需要利用各种先进的技术手段，以保证金融产品和服务能够有效地触达客户；另一方面，一旦一项技术被成功地应用于金融领域，其市场空间是巨大的，不同金融机构可以快速地复制和模仿，从而极大地提升一项技术的市场价值。三是金融业具有较高的盈利性。与其他行业相比，金融业受到严格的管制，金融牌照具有很高的特许权价值，金融业的盈利能力总体上要高于其他很多行业。以中国上市公司为例，2014年至2018年间，金融业上市公司平均资本利润率（ROE）为11.43%，除金融业以外的其他行业上市公司平均资本利润率（ROE）为10.43%，前者比后者高1个百分点；其中，制造业上市公司平均资本利润率（ROE）为10.85%，比金融业低0.58个百分点¹。技术的开发和应用具有很强的逐利性，一项技术应用于金融领域往往能够带来很高的回报。四是金融业是一个资本和技术密集型行业。与其他多数行业相比，金融业拥有先进的信息科技系统和大量高素质的人才储备。在这种情况下，往往通过简单的改造，一项新的技术就能够对接金融业现有的信息系统；同时，金融业本身的人才储备能够为技术的有效运行、维护和升级提供支撑。

第三，外部环境的变化为金融与科技的深度融合提供了契机。一方面，从底层技术角度看，当前正处于新一轮工业革命的早期阶段，以智能化、网络化、数字化为核心²，人工智能、云计算、大数据、区块链、物联网、5G等技术不断涌现，对包括金融业在内的各个行业的发展产生了深远影响，为金融与科技的深度融合提供了技术支撑。另一方面，传统的金融业发展已经进入瓶颈期，迫切需要利用新的技术对现有的产品和服务、业务流程等进行改造升级³。客户群体由高信用等级客户向更为底层的“长尾”客户拓展，客户金融需求呈现出个性化、差异化、综合化的特点，客户对金融服务的便捷性和低成本提出了更高的要求，金融业需要采取新的技术来满足客户的金融需求；此外，竞争的加剧降低了金融业的盈利能力，金融业迫切需要利用新的技术拓展客户和市场，创造新的盈利来源。在这种情况下，金融与科技的深度融合也就应运而生。

（三）中国的特殊性

与其他国家相比，中国在本轮金融与科技融合的浪潮中处于相对靠前位置⁴。之所以出现这种情况，主要是因为中国具有以下几方面特殊性。

¹ 资料来源：作者根据 Wind 数据库相关数据进行计算得到。

² 谢伏瞻：“论新工业革命加速拓展与全球治理变革方向”，《经济研究》，2019年第7期，第4-13页。

³ 王静：“全球金融科技发展动因及监管科技发展趋势”，《证券市场导报》，2018年第2期，第10-16页。

⁴ KPMG发布的报告显示，2018年亚洲金融科技投资额达到227亿美元，其中，中国为182亿美元，在亚洲居于第一位。参见KPMG，“The Pulse of Fintech-H2' 2018”，February 13, 2019, <https://home.kpmg/be/en/home/insights/2019/01/pulse-of-fintech-h2-2018.html> [2020-04-04].

第一，庞大的市场规模放大了金融与科技融合的收益。数据显示，截至 2019 年 6 月，中国网民规模达到 8.54 亿，互联网普及率达 61.2%，与 2018 年相比提高了 1.6 个百分点；手机网民规模达 8.47 亿，网民使用手机上网的比例达到 99.1%，与 2018 年相比提高了 0.5 个百分点。网络购物用户规模达到 6.39 亿，占网民整体的 74.8%¹。庞大的互联网市场诞生了大量的具有互联网属性的金融需求，放大了金融与科技融合所产生的收益。从金融的角度看，庞大的互联网市场使得金融机构应用新技术拓展市场和客户的必要性大大增加；从底层技术角度看，庞大的互联网市场提高了底层技术的逐利动机，因为一旦占领这一市场，将会获得巨大的收益。

第二，对隐私保护的相对薄弱为金融与科技的融合提供了数据基础。数据在金融与科技的融合过程中发挥了基础性作用。近年来，中国电商交易、个人社交、生活缴费、工商司法等各类数据出现爆发式增长，可以用于技术分析的数据不断积累。与发达国家相比，一方面，中国目前在隐私保护方面相对滞后，对数据泄露等缺乏严格的处罚措施。中国目前关于个人信息保护的规范主要包括《关于加强网络信息保护的決定》（2012 年）、《电信和互联网用户个人信息保护规定》（2013 年）、《中华人民共和国网络安全法》（2016）等。这些规范或者仅给出了原则性规定，或者包含的惩罚措施不够严厉，使得中国尊重隐私、保护个人信息的制度相对欠缺²。另一方面，中国广大居民普遍缺乏隐私保护意识，在很多情况下愿意以牺牲个人隐私为代价，换取服务的便利性。对隐私保护的相对薄弱使得企业能够迅速积累数据并实现商业化。从短期来看，对隐私保护的薄弱能够为金融科技创新提供所需要的数据；但从长期来看，金融科技的发展仍然依赖于良好的法治环境。只有当法律制度能够为创新者获得创新的收益提供有效保护，才能够保障金融科技创新的可持续性。

第三，金融业发展相对落后。经过多年的发展，中国金融业发展虽然取得了很大的进步，但仍落后于金融需求的快速增长，传统金融服务的供给仍存在短缺³。长期以来，中国中小企业、民营企业、涉农企业和农民群体等普遍存在融资难、融资贵问题，居民投资渠道有限，仍有很多地区存在金融服务空白。以银行账户拥有数量为例，世界银行公布的数据显示，2017 年中国拥有银行账户的成年人占比为 80%，与之相比，美国、加拿大、德国、英国、日本、新加坡的这一比例分别为 93%、100%、99%、96%、98%、98%⁴，均远高于中国。传统金融业发展不充分为金融与科技的融合提供了巨大的市场空间，激发了创新活力。比如，在支付领域，中国金融业在很大程度上越过信用卡而直接进入以二维码支付为代表的移动支付阶段。与之相比，

¹ 中国互联网络信息中心 (CNNIC): 《中国互联网络发展状况统计报告 (第 44 次)》，2019 年 8 月 30 日，http://www.cac.gov.cn/2019-08/30/c_1124939590.htm [2020-03-23]。

² 李继尊：“关于互联网金融的思考”，《管理世界》，2015 年第 7 期，第 1-7 页。

³ 黄益平、陶坤玉：“中国的数字金融革命：发展、影响与监管启示”，《国际经济评论》，2019 年第 6 期，第 24-35 页。

⁴ Demircuc-Kunt, A., L. Klapper, D. Singer, S. Ansar and J. Hess, “The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution”, World Bank report, 2018, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/29510> [2020-03-23]。

发达国家商业银行等传统金融机构数量多，服务效率相对较高，反而在一定程度上压缩了金融与科技融合创新的空间。

四、 金融科技的风险

金融与科技都属于风险较高的行业，两者的融合将会形成风险的叠加¹。如前所述，金融科技是底层技术在金融领域的应用。相应地，金融科技的风险指的是底层技术应用在金融领域过程中所产生的风险，主要体现为底层技术对传统金融风险的改造。FSB 从微观和宏观两个层面对金融科技的风险进行了归纳²。微观层面的风险主要包括金融和运营方面的风险。其中，金融方面的风险包括期限错配、流动性错配、高杠杆风险等；运营方面的风险包括治理或流程控制风险、网络风险、依赖第三方的风险、法律和监管风险、重要金融市场基础设施的经营风险等。宏观层面的风险包括风险传染、顺周期风险、超常波动性、系统重要性风险等。

按照底层技术对金融风险改造程度的大小，可以将上述风险大致分为以下三种情形。

第一种情形：风险的形态未发生变化，底层技术也未改变金融风险的发生机制。这种情形主要包括以下几种情况。一是期限错配风险。即资金供给与需求在期限上存在不匹配，这一风险主要与金融科技借贷活动有关。二是流动性错配风险。即资产和负债在流动性上存在不匹配，导致出现“挤兑”或者“火线出售”风险。三是高杠杆风险，即过高的杠杆更容易导致违约事件发生。对于这几种风险，金融科技活动与传统金融活动在风险特征上并无大的差异。

第二种情形：风险的形态未发生变化，但底层技术改变了金融风险的发生机制。具体包括以下类型。（1）治理或流程控制风险。这种风险是指，由于提供金融服务的机构内部治理缺陷或对业务流程缺乏有效的控制而产生的风险。与传统金融活动相比，底层技术的应用至少从以下两个方面对这一风险的发生机制产生影响：一是增大了内部治理或业务流程控制的复杂性。特别是，由于一些技术自身还不够成熟，利用这些技术对原有业务流程进行改造反而可能增加其脆弱性。二是部分向金融机构提供服务的科技公司在内部治理或业务流程控制方面要弱于传统金融机构，容易引发风险。（2）网络风险。底层技术的应用使得金融活动呈现出线上化、网络化等特点，大量的活动由线下转移到线上，使得金融体系更容易受到网络攻击。（3）法律和监管风险。一些具有创新性的金融科技活动目前还处于监管真空状态，由此产生风险，比如智能投顾等。（4）重要金融市场基础设施的经营风险。以支付清算为例，当创新性的支付结算方式成为重要的金融市场基础设施时，提供这种服务的科技公司的经营风险将可能演变为金融市场基础设施的风险。（5）风险传染。与传统金融活动相比，金融科技活动可能面临更高的风险

¹ 李继尊：“关于互联网金融的思考”，《管理世界》，2015年第7期，第1-7页。

² Financial Stability Board, “Financial Stability Implications from Fintech”, June 27, 2017, <https://www.fsb.org/2017/06/financial-stability-implications-from-fintech/> [2020-03-23].

传染。一是传染的速度更快。底层技术的应用加快了信息传播速度，使得金融体系中的单个风险能够以更快的速度传染到其他地方。特别是，人工智能技术带动的大量自动交易策略的采用也加大了风险传染可能性。二是传染的范围更广。底层技术的应用降低了金融服务的门槛，使得金融服务能够触达更多的客户，特别是风险承受能力相对较低的“长尾客户”，由此导致风险传染会涉及更多的群体。（6）顺周期风险。底层技术的应用使得金融科技活动面临更高的顺周期风险。首先，底层技术的应用使得资金供需双方建立了更为密切的联系，此时投资者的行为更容易受到市场情绪的影响，从而加大了顺周期性；其次，与传统的投资策略相比，如果不同的智能投顾策略采取类似的评价模型和交易策略，就会更容易产生“羊群行为”。（7）超常波动性。底层技术的应用使得大多数金融科技活动在交易上更加迅速，从而会放大市场的波动性。（8）系统重要性风险。金融科技的快速发展催生了一些新的具有系统重要性的实体或业务模式，由此产生新的系统重要性风险。比如，分布式记账技术（DLT）有着广泛的应用，可以在证券清算和结算中发挥核心作用；数字货币和数字钱包本身可能会取代传统的银行支付系统。

第三种情形：新的风险形态。即金融与科技融合过程中产生的新风险，这一类风险在传统金融风险范畴中几乎没有或很少出现。其中，最为突出的就是金融机构依赖第三方的风险。传统金融模式下，市场营销、资金提供、风险管理、信用增级、支付清算、客户管理等金融活动很大程度上能够在金融体系内部闭环运行，对第三方的依赖程度很小。随着金融与科技融合程度的加深，很多金融机构在客户导流、风险管理、信息系统支撑等环节形成了对第三方科技公司的高度依赖，由此产生了依赖第三方的风险。此外，一些金融机构所依赖的云计算能力、风控所需要的客户交易和行为数据被掌握在少数科技巨头手里，也容易形成技术和数据垄断风险。如果系统重要性金融机构高度依赖于第三方科技公司，或者，依赖于第三方科技公司的非系统重要性金融机构在数量和资产上达到一定规模，那么依赖第三方的风险将可能演变成系统性风险。

五、 结语与政策建议

金融与科技的进一步融合是金融业发展的大势所趋。本文基于“三分法”对金融科技的涵义进行了界定，并对驱动金融科技发展的因素及其风险进行了分析。本文的分析具有较强的政策含义。

第一，要从技术和金融等不同维度完善支持金融科技发展的政策措施。本文的分析表明，金融科技的发展不仅依赖于金融机构将技术应用于金融领域，也依赖于底层技术的进步。因此，促进金融科技发展应当从金融机构和科技公司两方面入手：既要支持金融机构利用技术对金融服务和业务流程进行改造，也要支持科技公司加大研发力度，开发新的技术并将其应用于金融领域。

第二，应当出台政策厘清金融科技发展过程中不同主体的责任。金融科技的发展涉及不同主体，包括众多的金融机构和科技公司，特别是在金融生态的打造中还可能涉及不同类型的金融机构和非金融机构。在这种情况下，厘清不同主体的职责边界至关重要。对于业务实质属于金融且现有法规要求持牌的业务，必须由持牌机构经营。这包括支付清算服务、资金吸收、资金发放、信用增级（保险或担保）以及数据征信等业务。对现有法规未要求持牌的业务，应当允许持牌机构与各类具有专业优势的非持牌机构进行合作，如在获客、信贷技术以及贷后管理等领域，应当鼓励市场竞争以提高效率。

第三，对不同情形的金融科技风险采取有针对性的监管政策。对于形态未发生变化且底层技术未改变其发生机制的金融风险，应当延续已有的监管规则。对于形态未发生变化但底层技术改变了其发生机制的金融风险，应当基于特定的风险特征对现有监管规则进行修订和完善，补齐政策短板。比如，对于由于技术不成熟可能引发的治理或流程控制风险，可以引入监管沙箱制度，在进行大规模应用之前对技术的可靠性进行验证；针对由于应用底层技术而增大的金融系统网络风险制定更加严格的网络安全标准。另外，应当高度重视金融科技活动导致的具有系统重要性的金融风险，比如，区块链技术等对金融基础设施改造带来的风险等。对于金融科技活动产生的新形态的金融风险，监管部门尤其需要重视。具体而言，可以从以下两方面加强对第三方依赖风险的监管。一是针对与金融机构存在广泛合作的第三方科技巨头出台有针对性的监管办法，将其作为一类新型金融机构或类金融机构纳入金融监管体系，避免监管真空；二是引入竞争机制，培育新的第三方主体，在必要时结合《中华人民共和国反垄断法》对科技巨头在数据、技术等方面的垄断行为进行调查和限制，从而防止风险过于集中。

The Integration of Finance and Technology: Definition, Determinants and Risks

LI Guangzi

Abstract: In recent years, the integration of finance and technology has been deepened. Compared with the rapid progress in practice and policy area, theoretical research on Fintech is relatively lagging behind. In this paper, we define Fintech based on a “Three Division Method”. On this basis, this paper reviews the evolutionary history of Fintech and analyzes its driving factors, while discussing the special background for Fintech development in China. Lastly, this paper analyzes the risks of Fintech in different situations, and discusses its policy implications. This research has certain theoretical and practical value for accurately understanding the definition, determinants and risks of Fintech.

Key words: Fintech, Financial function, Integration, Risk

一叶知秋：美元体系的挑战从跨境支付开始

王朝阳¹ 宋爽²

【摘要】美元体系是美国经济模式和美元霸权的重要支撑，其基本特征是美元环流机制。在美国罔顾世界共同利益和新一轮科技革命的背景下，对美元体系的挑战已经从跨境支付开始，既包括来自一些国家仿照传统模式的替代努力，也包括数字货币兴起及其在跨境支付领域的应用。虽然美元在外汇储备、国际债券、外汇交易和国际支付领域仍占绝对优势，但一叶落而知秋至，各国对脱离或超越美元的跨境支付工具的追求，或将挑战整个美元体系的运转并影响美元霸权。面对百年未有之大变局，中国应当顺应大势，抓住机遇，不断深化市场化改革和扩大高水平开放。

【关键词】美元体系；跨境支付；数字货币；人民币国际化

一、美元体系的构成与美元霸权

美元霸权是当今全球治理的显著特点。这一霸权实现的前台载体是以美元为中心的国际货币体系或称美元体系，后台支撑则是美国强大的经济、军事和科技实力。二战后的 1945 年，美国不仅拥有无可比拟的军事力量，而且在全球工业生产中占据 50% 的份额，拥有世界官方黄金储备总量的 63%，已然获得了全球霸权国家的地位。³ 凭借强大的军事和经济实力，美国开始在国际事务中享有主导权，并按部就班地打造以美元为中心的国际货币体系。20 世纪 40 年代初，美国和英国为争夺未来国际货币体系主导权进行了激烈博弈，分别提出代表各自利益的“怀特计划”⁴ 和“凯恩斯计划”⁵。美国凭借强大的经济实力，以《租借法案》作为施压工具，最终逼迫英国接受“怀特计划”并以此为基础确立了布雷顿森林体系，实现了国际货币权力从英国向美国的转移。这一以美元和黄金为基础的“一确定两挂钩”⁶ 体系，使美元获得等同于黄金的地位，成为主要国际储备货币。进入 20 世纪 60 年代，随着美国国际收支状况的恶化，美元国际地位开始受到以法国为首的西方国家的挑战。美国再次倚仗其强大的军事实力向作为欧洲经济中心的联邦德国施压，要求后者在国际货币问题上与法国分离并转而支持美国，否则就要撤销对联邦德国

¹ 王朝阳，中国社会科学院研究员

² 宋爽，中国社会科学院世界经济与政治研究所助理研究员

³ 李晓耕著：《权力之巅：国际货币体系的政治起源》，社会科学文献出版社，2017 年，第 111 页。

⁴ “怀特计划”由美国财政部官员怀特提出，其核心是建立国际稳定基金，基金货币与美元和黄金挂钩，基金储备由各成员国缴纳。当成员国面临国际收支问题，可以使用储备作为短期贷款，但会被要求放弃一部分经济主权，如调整汇率、废除外汇管制等。该方案的目的是确立美元的霸权地位。

⁵ “凯恩斯计划”由英国经济学家凯恩斯提出，其核心是建立国际清算同盟，各成员国以“班科”作为记账单位开立账户，“班科”以黄金计值；国际收支顺差国将盈余存入账户，逆差国可申请透支或提存。由于美国是当时最大的顺差国，该计划意在削弱美元的影响力，维持英镑的国际地位，使英美分享国际金融领导权。

⁶ 即美元与黄金汇率固定，美元与黄金挂钩，其他国家货币与美元挂钩。

保护的承诺并从德国撤军¹。最终，美国和德国之间形成了一种制度性的“货币—安全”安排，联邦德国在 1967 年的国际货币基金组织（IMF）年会上偏向了美国的方案²，美元地位得以维持和巩固。³20 世纪 70 年代初，美元与黄金脱钩，布雷顿森林体系宣告结束。为维持美元在国际货币体系的核心地位，美国动用经济和金融力量，与沙特阿拉伯签订了一系列秘密的“经济合作协议”，以换取后者承诺说服欧佩克组织所有成员国将美元作为石油出口的唯一计价和结算货币⁴。“石油—美元”计价机制的确立，为美元信誉提供了新的“货币锚”，美元成功摆脱了黄金枷锁，国际货币体系进入后布雷顿森林体系或称牙买加体系时代。

美元体系运转和维持的基本特征是美元的全球环流机制。进入牙买加体系后，经常项目成为美元对外输出渠道，美国向世界各国开放商品市场；资本项目则成为美元回流的主要通道，美元储备国需要购买美国金融产品以实现外汇储备的保值增值。在这种机制下，对美出口的国家赚取美元后，还要将其中相当部分用于购买美国国债；美国则将回流资金继续投资于这些国家。半个多世纪以来，美元环流机制日益完善和巩固，得益于五个构件的共同支持。一是以美国发行的美元和国债等金融产品为交易对象；二是以纽约证券交易所和纳斯达克交易所等主要金融市场为交易场所；三是以有二百年左右历史的摩根大通、美国银行、富国银行和花旗银行等金融机构为交易主体；四是以环球同业银行金融电讯协会（SWIFT）和纽约清算所银行同业支付系统（CHIPS）组成的跨境支付清算系统为渠道；五是以 IMF 和世界银行（WB）等多边机构为依托，并预设了相应的规则，比如美国在 IMF 拥有一票否决权，美国评级机构在国际资本市场中有决定性话语权等。但因为美元需要在全世界流转，所以在这五个构件中跨境支付清算系统发挥了关键性作用。SWIFT 和 CHIPS 是跨境美元支付清算体系中最核心的基础设施，美国对其均有绝对的主导权。

由于美元在国际货币体系中的中心地位，美国获得了通过与其他国家的货币关系影响他国行为决策的能力，即“国际货币权力”⁵，从而进一步巩固了其全球霸权国的地位。近年来，随着金融科技发展和互联网的普及，美国的国际货币权力不再局限于货币操控等传统方式⁶；金融网络的武器化逐渐成为美国行使金融霸权的重要方式⁷，支撑美国对与其发生“最小关联”

（Minimum Contacts）的实体或个人进行“长臂管辖”（Long-Arm Jurisdiction）。911 事件后，美国便开始从 SWIFT 获取数据信息，并根据这些信息监控全球资金流动，对触犯其利益的国家和

¹ 赵柯：“德国马克的崛起——货币国际化的政治经济学分析”，中国社会科学院研究生院博士学位论文，2013 年 4 月，第 29 页。

² 即通过创建特别提款权（SDR）来增加国际储备资产，以缓解美元兑换黄金的巨大压力。

³ 陈平、管清友：“大国博弈的货币层面——20 世纪 60 年代法美货币对抗及其历史启示”，《世界经济与政治》，2011 年第 4 期，第 25-47 页。

⁴ 丁一凡、纽文新著：《美元霸权》，四川人民出版社，2014 年，第 98 页。

⁵ [美]大卫·安德鲁编，黄薇译：《国际货币权力》，社会科学文献出版社，2016 年，第 5 页。

⁶ [美]乔纳森·科什纳著，李巍译：《货币与强制》，上海人民出版社，2013 年，第 7 页。

⁷ Farrell, H. and Newman, A. L., “Weaponized Interdependence: How Global Economic Networks Shape State Coercion”, *International Security*, 44(1): 42-79, 2019.

机构进行金融制裁。除了将朝鲜从 SWIFT 系统中除名、切断伊朗金融机构与 SWIFT 的连接，美国还在中美博弈中屡次使用 SWIFT 这一武器。诸多案例表明，由五大构件支持的美元体系巩固了美国的全球霸权，特别是美国在跨境支付清算系统的主导权成为其行使霸权的重要工具。

然而，当今世界正处于百年未有之大变局，在变动交织的国际政治经济环境下，美元体系也不可能是永恒的。目前，至少有两方面的力量已经萌发，并开始对美元体系构成挑战。一是挑战的主观动机已经显露。由于美国不断利用其金融霸权左右国际事务，许多国家包括西方发达国家对美国的不满日益增长，越来越多的国家开始采取“去美元化”行动。比如法国总统马克龙在 2019 年 8 月大使会议的演讲中直言，国际秩序发生了前所未有的颠覆，当前可能正在经历西方世界霸权的终结，西方长期低估的新势力正拔地而起；面对这场变革和颠覆，法国的选择是“成为其中一方的盟友、在不同的事件中选择不同的联盟，或是成为游戏的一份子并占据一定话语权”¹。二是技术变革为实现挑战提供了条件。当前，以智能化、网络化、数字化为核心特征的新一轮工业革命正处于由导入期向拓展期转变的关键阶段；新工业革命将重塑国家间竞争格局，为后发国家的竞争与赶超提供窗口期。²比如在金融领域，金融科技的广泛应用和多种场景已经对传统发展模式形成冲击并挑战现行监管框架。以上两方面因素相结合，跨境支付清算系统成为最先受到挑战的构件，既包括来自传统力量的挑战，也包括新兴的数字货币技术的挑战。本文认为，各国对脱离或超越美元的跨境支付工具的追求，正是预见秋天来临的那片“树叶”，或将影响整个美元体系的运转并挑战美元霸权。

二、传统力量对美元跨境支付体系的挑战

为了规避美国对跨境支付体系的控制，德国、法国和英国等国家开始建立跨境贸易的特殊结算机制，俄罗斯开发了独立的金融信息传输系统，中国在推动自己的跨境支付系统。就目前来看，受限于相应货币的经济实力、金融市场深度和制度安排等因素，这三个系统都还无法对现行美元体系产生显著冲击。但是，如果主要国家挑战美元霸权、重塑跨境支付体系的意愿更趋强烈，前述系统将有潜力发挥更加显著的作用，美元体系的千里之堤或将溃败于此。

（一）德法英三国的贸易往来支持工具（INSTEX）

贸易往来支持工具（INSTEX）是由德国、法国和英国主导推出的一种绕开美元跨境支付体系的特殊结算机制，目的是支持欧盟境内企业与伊朗开展正常商贸活动。2018 年 5 月，美国退出伊核协议并重启对伊朗经济制裁，此后又宣称将对帮助伊朗开发核武器或者从伊朗进口原油的国家进行次级制裁。2018 年 11 月，SWIFT 表示将遵守美国重启与伊朗核相关的次级制裁，暂

¹ 黄婧：“法总统马克龙提西方霸权或终结 主张扮演平衡角色”，中国新闻网，2019 年 9 月 2 日，[http://www.cssn.cn/gjgxx/gj_rdzx/201909/t20190902_4966186.shtml/\[2019-10-18\]](http://www.cssn.cn/gjgxx/gj_rdzx/201909/t20190902_4966186.shtml/[2019-10-18])。

² 谢伏瞻：“论新工业革命加速拓展与全球治理变革方向”，《经济研究》，2019 年第 7 期，第 4-13 页。

时禁止某些伊朗银行使用 SWIFT 的金融信息传输网络，伊朗被正式排除在全球主流的跨境贸易活动和金融服务之外。为了维持与伊朗的正常贸易活动，以德国、法国和英国为首的欧洲国家着手建立绕开美元支付体系与 SWIFT 系统的特殊结算机制。2019 年初，德法英三国出资设立 INSTEX，实体机构设在巴黎；同年 7 月开始正式运作，以欧元结算交易。

INSTEX 系统机制的突出特点是，欧盟与伊朗之间只开展货物交易，资金流转则在两个经济体内部进行（如图 1）。按照设计，欧盟的进、出口商分别向 INSTEX 提供交易数据，伊朗的进口商、出口商则分别向伊朗对应实体“特别贸易和金融机构”（STFI）提供交易数据，INSTEX 和 STFI 再就交易数据进行沟通协调。¹在欧盟内部，INSTEX 根据交易数据协调与伊朗开展贸易的进口商与出口商之间的货款结算，而无需与伊朗进出口商开展资金活动。类似地，伊朗内部则由 STFI 负责协调企业之间的资金流转。这种易货机制有效避免了欧盟与伊朗开展跨境支付所涉及的繁琐流程，但其有效运作的前提是双方贸易差额大致相当。目前，INSTEX 系统仅用于欧盟和伊朗间开展药品、医疗器械和农产品等人道主义物资的贸易，²而欧盟对伊朗出口这些产品的金额要显著高于从伊朗进口产品的金额，这就大大降低 INSTEX 系统的效果。

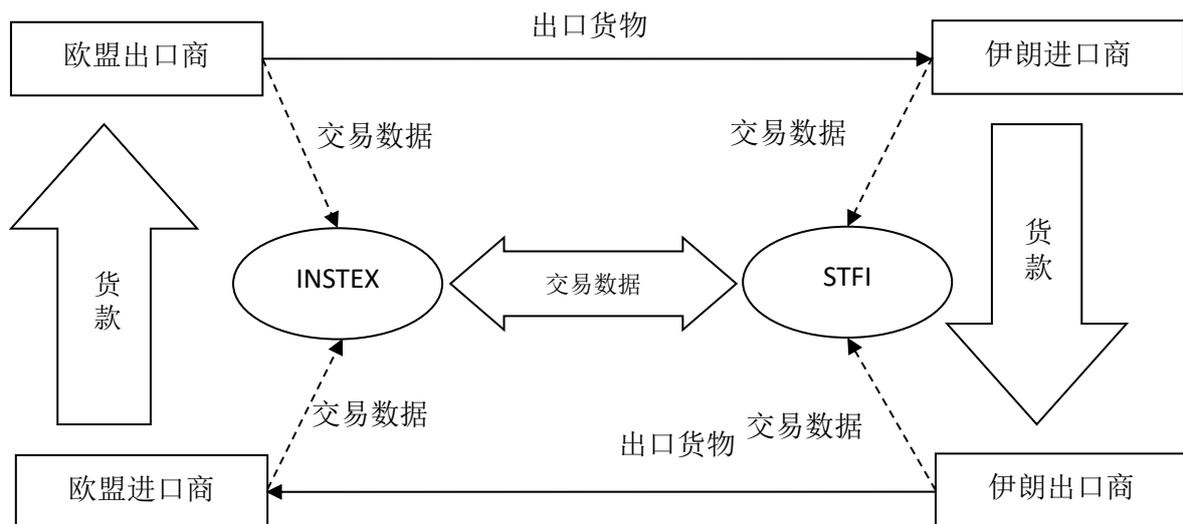


图 1 INSTEX 系统运作模式

资料来源：作者根据杨望（2019）整理。杨望：“独家解读！INSTEX 支付系统真的能绕过 SWIFT 吗？”，新浪经融研究院，2019 年 5 月 21 日，

[https://baijiahao.baidu.com/s?id=1634103428764506043&wfr=spider&for=pc/\[2019-10-18\]](https://baijiahao.baidu.com/s?id=1634103428764506043&wfr=spider&for=pc/[2019-10-18])。

从欧盟目前的态度来看，为伊朗创建的这个特殊渠道更多被视为一种政治信号，而不是开展实际交易的重要渠道，³短期内更难以直接挑战美元霸权。欧盟是 GDP 总量仅次于美国的第二

¹ 杨望：“独家解读！INSTEX 支付系统真的能绕过 SWIFT 吗？”，新浪经融研究院，2019 年 5 月 21 日，[https://baijiahao.baidu.com/s?id=1634103428764506043&wfr=spider&for=pc/\[2019-10-18\]](https://baijiahao.baidu.com/s?id=1634103428764506043&wfr=spider&for=pc/[2019-10-18])。

² Michael Peel, “Can Europe’s new financial channel save the Iran nuclear deal”, Financial Times, April 02, 2019, [https://www.ft.com/content/bd5a5046-27ad-11e9-88a4-c32129756dd8/\[2019-10-18\]](https://www.ft.com/content/bd5a5046-27ad-11e9-88a4-c32129756dd8/[2019-10-18])。

³ Leonard, M., J. Pisani-Ferry, E. Ribakova, J. Shapiro, and G. Wolff, “Redefining Europe’s

大经济体。欧元是国际储备和国际外汇市场交易排名第二的货币，已经在国际上形成了具有深度的金融市场和相对成熟的配套制度，本有能力形成对美元的有效竞争。但是，欧盟目前并未将 INSTEX 视为挑战美元的工具，而是作为稳住伊朗的权宜之计，这使得 INSTEX 的设计和运营存在先天不足。其一，易货机制的可扩展性有限。INSTEX 系统在跨境贸易中采用以物易物的机制，效率显然无法与以货币作为媒介的交易效率相提并论，可见德法英三国并未想直接触碰美元在全球跨境支付体系的霸权地位。其二，INSTEX 系统涉及的贸易种类有限。该系统目前处理的交易均属于美国制裁豁免范畴，在美国的威胁和阻挠下，欧盟不会轻易将对伊朗至关重要的石油贸易纳入 INSTEX 系统。其三，INSTEX 系统的参与国数量有限。目前只有 10 个国家加入 INSTEX，虽然欧盟发言人曾表示计划向其他合作伙伴开放该系统，包括向中国以及俄罗斯等《伊朗核协议》参与方开放，但欧盟方面至今仍然很谨慎，并未对他国发出明确邀请。受制于以上局限，INSTEX 短期内很难获得大规模应用，更不会对美元跨境支付体系产生显著影响。除非欧盟能够逐步打破 INSTEX 的易货机制，扩大结算的交易类型，并吸引更多国家参与，同时继续深化欧元金融市场，完善配套制度，才有可能有效冲击美元主导的跨境支付体系。

（二）俄罗斯的金融信息传输系统

俄罗斯金融信息传输系统（SPFS）是为避免西方国家金融制裁而创建的。2014 年，俄罗斯和西方国家因克里米亚问题出现关系危机，一些西方政治家威胁将切断俄罗斯与 SWIFT 的联系；当年 12 月，俄罗斯银行启动 SPFS 系统的开发工作，旨在为俄罗斯银行提供独立、安全的金融信息交换机制。目前，SPFS 主要作为 SWIFT 的替代渠道，不过俄罗斯使用 SPFS 的用户数量已经超越 SWIFT 系统。¹截至 2018 年底，SPFS 系统有约 500 个用户，包括俄罗斯各大银行、国库和各大集团等。²俄罗斯也已经开始与中国、伊朗、土耳其等国家的金融监管机构进行谈判，希望将 SPFS 系统与这些国家的金融信息系统对接；³同时也在不断完善系统，使其更好地符合国际标准，以吸引外国企业连接和使用 SPFS 系统。

SPFS 系统可以被看作是俄罗斯版的 SWIFT，其主要目标是降低外部风险，确保金融信息业务平稳运行，维护统一的金融信息原则和规则。SPFS 的软件包被设计用于创建和处理 UFEBS 和各种 MT⁴格式的文件，支持的消息类型列表目前涵盖 50 种。⁵虽然 SPFS 声称能比 SWIFT 提

Economic Sovereignty”, Bruegel, June 25, 2019, <https://bruegel.org/2019/06/redefining-europes-economic-sovereignty/>[2019-10-22].

¹Timothy Alexander Guzman, “A World without Dollars? Are We Approaching the End of America’s Financial Order?”, July 04, 2019, <https://www.globalresearch.ca/a-world-without-dollars-are-we-approaching-the-end-of-americas-financial-order/5667143/>[2019-10-22].

²中华人民共和国驻俄罗斯联邦大使馆经济商务处：“俄央行称已有外国交易方参与俄本国支付系统 SPFS”，2019 年 4 月 1 日，<http://ru.mofcom.gov.cn/article/jmxw/201904/20190402848714.shtml/>[2019-10-22].

³RT, “Russia’s Alternative to SWIFT Payment System Poised to Eclipse the Original - MP”, November 02, 2018, <https://www.rt.com/business/442946-russias-analogue-of-swift/>[2019-10-22].

⁴UFEBS 是 Unified Formats of Electronic Banking Messages 的缩写，意为电子银行信息的统一格式；MT 为 Message Type 的缩写，意为报文类型。

⁵CyberFT, “Bank of Russia’s System for Transfer of Financial Messages (SPFS)”, 2019,

供成本更低、更加便捷的服务，但成为其成员面临较复杂的程序和较高的成本。从组织角度来看，加入过程还算顺利，相关协议大约可在 2-3 周之内形成；但技术法规问题比较突出，特别是在终端安装以及与银行网络连接的过程中。为了满足 IT 安全要求，SPFS 推荐成员银行使用与俄罗斯银行支付系统类似的配置，导致这些银行不得不采用额外的技术、硬件和软件以及数据保护密码设施。同时，这些银行还要遵守俄罗斯联邦内务部的安全要求，如果其交易对手的 IT 安全水平存疑，那么相关信息和支付文件不得通过 SPFS 发送。

可以预计，SPFS 的发展前景不会多么广阔。虽然该系统的设计参考了 SWIFT，能够支持多种不同货币的报文，但由于系统参与者主要是俄罗斯的银行和企业，SPFS 主要支持以俄罗斯卢布计价的跨境资金交易，这在很大程度上限制了外部机构参与该系统的兴趣。由于这类系统具有明显的网络外部性，一些与俄罗斯经贸往来密切的国家虽然会支持其金融机构接入 SPFS 系统，但并不会就此放弃 SWIFT，SPFS 相对于 SWIFT 来说是一种补充而绝不是替代。从制度安排来看，虽然俄罗斯资本账户开放，卢布采取浮动汇率制，有助于卢布的跨境资本流动；但无论俄罗斯国内还是国际市场上，都不具备开展卢布交易的深度金融市场，无法为卢布提供充分的流动性和循环机制。由于配套制度和市场深度的欠缺，采用浮动汇率的卢布还存在着较大的汇率风险。俄罗斯央行的数据显示，近 10 年美元兑卢布的单日波幅最高达到 12%，月波幅最高达 22.5%¹。这些因素都会降低外国机构持有卢布的热情，即便是以卢布进行交易，也会在交易后迅速换作其他货币。因此，SPFS 的成员将主要限于俄罗斯机构以及与其经贸往来密切的外部机构，无法撼动 SWIFT 的国际地位，更无法支撑卢布成为国际货币。

（三）中国的人民币跨境支付系统

中国的人民币跨境支付系统（CIPS）在人民币国际化的大背景下应运而生。自 2009 年 7 月中国启动跨境贸易人民币结算试点以来，人民币国际化取得显著进展。SWIFT 数据显示，2012 年一季度，亚太地区与中国（含香港）的跨境支付中 7.2% 采用人民币结算，欧洲的这一比例为 6.7%²。卡塔尔、阿联酋、南非等中东和非洲国家也都积极接受人民币交易。人民币跨境支付结算需求迅速增长，使建设独立的人民币跨境支付系统、完善人民币全球清算服务体系成为必然要求。2012 年 4 月，中国人民银行决定组织开发独立的 CIPS 系统，进一步整合现有人民币跨境支付结算渠道和资源，提高跨境清算效率，满足各主要时区的人民币业务发展需要³。

2015 年 10 月和 2018 年 5 月，CIPS 的一期和二期分别上线运行。一期主要采用实时全额结算方式，为跨境贸易、跨境投融资和其他跨境人民币业务提供清算、结算服务。二期采用更为

[https://cyberft.com/about/comprasion/spfs/\[2019-10-22\]](https://cyberft.com/about/comprasion/spfs/[2019-10-22]).

¹ 数据来源：万得数据库。

² SWIFT, “Europe is Fuelling Offshore RMB”, April 23, 2012,

http://transactionbanking.theasianbanker.com/assets/media/dl/rmb/SWIFT_RMB_Tracker_April_2012.pdf / [2019-10-23].

³ “央行释疑人民币跨境支付系统 首批参与者共 19 家”，中国新闻网，2015 年 10 月 8 日，

[http://www.chinanews.com/cj/2015/10-08/7557504.shtml/\[2019-10-23\]](http://www.chinanews.com/cj/2015/10-08/7557504.shtml/[2019-10-23])。

节约流动性的混合结算方式，提高人民币跨境和离岸资金的清算、结算效率。¹二期较一期升级的功能特点包括：一是在实时全额结算模式基础上引入定时净额结算机制；二是支持金融市场业务；三是系统对外服务时间由5×12小时延长至5×24小时+4小时；四是引入金融市场基础设施类直接参与者；五是增加报文类型和可扩展性；六是建成了CIPS备份系统。

CIPS由跨境银行间支付清算（上海）有限责任公司运营，为其参与者的跨境人民币支付业务和金融市场业务等提供资金清算结算服务。CIPS的参与者分为直接参与者和间接参与者两类。CIPS为每个参与者分配系统行号作为其在系统中的唯一标识。直接参与者在CIPS开立账户，可以通过CIPS直接发送和接收业务。间接参与者通过直接参与者间接获得CIPS提供的服务。为了鼓励直接参与者为间接参与者提供更好的服务，CIPS的业务规则和系统功能均支持一个间接参与者与多个直接参与者建立业务关系。²截至2019年8月底，已有31家直接参与者，861家间接参与者。间接参与者中，亚洲663家（含境内376家），欧洲103家，北美洲26家，大洋洲18家，南美洲16家，非洲35家，覆盖全球90个国家和地区³。

以中国的经济实力为支撑，以上述交易规则为基础，CIPS具有良好的发展潜力和应用前景，当然也存在不少制约因素。一方面，2018年中国GDP达到美国的66%，是日本的2.7倍；作为全球最大的货物贸易国，2018年中国货物进出口总额的全球占比为11.8%，美国为10.9%，日本为3.8%⁴。另一方面，中国国内金融市场改革不断推进，人民币离岸市场也在发展壮大。截至2019年9月底，国内市场已发行熊猫债149笔，发行金额累计达2635亿元；境外市场发行点心债237笔，累计发行规模达3644亿元⁵。2018年5月，人民币合格境内机构投资者（RQDII）重启，便利符合条件的机构投资者从事境外证券投资活动；2019年9月10日，国家外汇管理局宣布取消合格境外机构投资者（QFII）和人民币合格境外机构投资者（RQFII）的投资额度限制，同时取消RQFII试点的国家和地区限制。但与此同时，也还存在一些制约因素，如人民币汇率机制还要进一步完善、资本账户开放程度有待进一步提高等；表现在统计数据上，2018年底人民币在国际结算中的占比仅为2.1%，⁶在国际外汇储备中的占比仅为1.89%。⁷这既说明CIPS系统的影响力还很有限，同时也意味着人民币跨境结算有很大的发展潜力和成长空间。可以预计，随着中国金融市场改革的不断深化和高水平对外开放的不断推进，人民币在国际市场上的接受程度将进一步提升，CIPS将有能力吸引更多成员参与。

¹ 余雪菲、马文婷：“人民币跨境支付系统正式上线”，《京华时报》，2015年10月9日，<http://jingji.cntv.cn/2015/10/09/ARTI1444347061112823.shtml>/[2019-10-23]。

² 王观：“谁来运营CIPS系统？”，《人民日报》，2015年11月9日，<http://rmb.xinhua08.com/a/20151109/1573644.shtml>/[2019-10-23]。

³ “CIPS新增间接参与者公告（第四十五期）”，CIPS官方网站，2019年08月23日，http://www.cips.com.cn/cips/_2668/_2736/33333/index.html/[2019-10-23]。

⁴ 数据来源：世界银行世界发展指标（WDI）数据库。

⁵ 数据来源：万得数据库。

⁶ 2018年12月SWIFT统计数据。

⁷ 2018年12月IMF COFER数据。

三、数字货币的兴起及其对传统跨境支付体系的挑战

2009 年以来，以比特币为代表的数字货币进入现实经济活动。¹数字货币采用“去中心化”系统，在提高效率、降低成本、普惠性等方面较传统货币支付体现出一定优势，成为一种新兴的支付工具并迅速风靡全球；特别是在跨境支付活动中，避免了繁杂的中间环节，成为挑战现有跨境支付体系最有力的技术。目前，一些国际知名的金融和 IT 行业巨头纷纷部署基于数字货币的跨境支付系统，数字货币或将成为未来重塑全球跨境支付体系的关键。

（一）数字货币最有可能取得成功的领域是在支付领域

第一，采用分布式账本技术的数字货币，能有效提升支付效率。利用数字货币系统，支付活动可以在终端与终端之间直接进行，避免了中介机构的参与。在宏观层面，分布式系统改变了支付体系的治理结构，提升了治理效率。传统货币网络采用树状层级架构，中央银行管理商业银行节点，商业银行管理个人用户节点。层级架构在参与节点较少时具有较高效率，但随着节点数量的级数增长，数字货币所采用的扁平式架构的效率优势就愈发凸显。在微观层面，分布式系统使交易过程更加直接、简便，能够有效缩减交易时间，提升交易效率。传统模式下，一笔支付交易常常涉及多个中介机构，业务流程较长，系统分散；而数字货币系统可以实现资金的点对点转移，且与记账过程几乎同步完成。

第二，数字货币能有效降低货币发行和流通成本以及各类交易成本。去中心化的数字货币，无需收、付款人同时在场进行交易，也无需中介方参与协调交易，而是由买卖双方随时随地直接完成交易。对商业银行而言，数字货币可以避免现金所涉及的生产、运输、核算、储存、安保等方面的成本，以及安装 ATM 等实物基础设施的费用。对个人用户而言，现金在使用过程中涉及的携带、存取、保管、验伪等成本，电子货币涉及的账户开立成本，以及不同类型账户、不同银行和不同国家之间转移资金的交易成本，都可以有所下降。此外，数字货币还可以降低其他金钱和非金钱的交易成本，如信用卡中介费、在线输入银行卡信息的时间成本等，从而减少交易摩擦，²使许多原本比较困难的交易变得可行。

第三，分布式的数字货币系统不再受制于中心节点，在系统稳定性上有优势。一方面，去中心化的系统可以避免单点失败带来的不利影响。在传统以银行为中心的系统中，一旦中心节点出现故障，整个系统将陷于瘫痪。在分布式系统下，即便个别参与节点出现机器故障或网络问题，系统仍可以对不需要失败节点参与的所有交易进行操作；而且，分布式系统下还可以主动设计相应机制，随意关闭和重新启动节点，同时确保数据永不丢失，资金进程得到保护。另

¹ 目前对数字货币的定义各不相同，但一般都认为应当满足三个条件：（1）可在各方之间转移的价值或“货币”的数字化表示；（2）基于分布式账本系统的支付和结算机制；（3）使用加密技术保护和验证交易。从这些条件可以看出，数字货币的创新主要在于支付领域。

² Fung, Ben S. C. and H. Halaburda, “Central Bank Digital Currencies: A Framework for Assessing Why and How”, Bank of Canada Staff Discussion Paper 2016-22, November 2016.

一方面，分布式技术使系统不易受到攻击，因为分布式的交易系统中不存在易成为攻击目标的中心节点。在完全分布式的网络下，攻击者需要破坏或篡改至少一半以上交易节点的数据才有意义。即便是在联盟链下，黑客同时攻击数个节点也比攻击单节点的难度要大得多。

第四，数字货币的相关加密技术保障了支付过程的安全性。一是资金的安全性。数字货币通过公钥和私钥相结合的不对称加密方式确保用户之间资金转移的安全，不同于传统货币需要依托第三方的账户管理来保障资金安全。二是账本的安全性。数字货币采用哈希算法，能够以不可逆的方式将一个区块中的交易信息转化为一段长度较短、位数固定的散列数据，从而保证数字货币的交易数据生成后便无法被篡改，较传统货币依托中介机构生成和保存账本更具安全性和公信力。三是支付确认的安全性。数字货币在支付过程中可通过时间戳进行确认，时间戳记录了数字货币创建和在不同用户间传递的确切时间，确保了交易的有效性和真实性。记入区块链的时间戳不可篡改，由此数字货币可以实现不依托中介机构的支付确认机制。

（二）数字货币在跨境支付领域的实践进展

鉴于数字货币在支付领域的巨大应用潜力，金融和 IT 行业的巨头大多已着手布局。其中，数字货币在跨境支付场景下的应用更是备受关注，尤以摩根大通、国际商业机器公司（IBM）和脸书（Facebook）的项目最具代表性和影响力。

第一，摩根大通开发的数字稳定币（JPM Coin，简称 JPMC）。2019 年 2 月，摩根大通宣布完成开发并成功测试了数字货币 JPMC。现阶段，摩根大通对 JPMC 在抵押协议、区块链准入、客户群体与主要用途等方面均作出了明确的限定：JPMC 与法定货币 1:1 兑换，可兑换的目前只有美元；存在区块链准入限制，只有通过摩根大通了解客户程序（KYC）验证的机构客户，才能加入其区块链网络；目前主要面向机构客户，包括银行、证券服务商和企业；只能作为交易媒介并用于支付场景，不支持包括投资的其他用途。¹

摩根大通实力雄厚，作为早已投身国际资产托管、清算结算与资本跨境业务的跨国企业，拥有稳健的资产负债表，其合作伙伴与客户遍布全球。摩根大通在跨境支付领域丰富的经验与客户资源，与在支付领域具有先天优势的稳定币相辅相成，这成为其决心积极开发 JPMC 的主要原因。摩根大通在公告中指出，稳定币在支付领域的优势包括价格稳定、实时支付以及可置信。价格稳定优势主要基于稳定币通过 1:1 的法定货币抵押能实现价格的绝对稳定；实时支付优势主要来自高度数字化的交易网络基础设施；可置信优势一部分来自加密算法的技术保障，更多的来自去中心化架构下共识机制的建立。可以预见，JPMC 在跨境支付、证券交易以及机构的资金流动方面，对加快交易速度以及节约交易成本等都将发挥不可小觑的作用。虽然现阶段

¹ 王永利：“摩根大通币依然只是一种网络代币”，新浪财经，2019 年 2 月 21 日，[http://finance.sina.com.cn/blockchain/roll/2019-02-21/doc-ihqfskcp7252947.shtml/\[2019-10-25\]](http://finance.sina.com.cn/blockchain/roll/2019-02-21/doc-ihqfskcp7252947.shtml/[2019-10-25])

JPMC 作为产品原型，仅用于实现少量机构客户之间的即时转账结算，但是并不排除其未来向个人用户提供服务的可能。¹

第二，IBM 打造的区块链支付网络（Blockchain World Wire，简称 BWW）。作为金融信息系统的全球领军企业，IBM 致力于打造基于区块链的新型跨境支付网络。继 2018 年 7 月宣布与美国据点公司（Stronghold）合作推出挂钩美元的稳定币之后，又于当年 8 月宣布其已经参与到另一个基于恒星（Stellar）协议的加密货币项目当中，打造区块链支付网络 BWW，以接近实时方式完成对跨境支付资金的清算与结算。²截至 2019 年 3 月，已有六家国际银行签署了意向书，将在 BWW 上发行由本国法定货币支持的稳定币，其中包括巴西的布拉德斯科银行、韩国的釜山银行和菲律宾中华银行，剩下尚未公开的三家银行将发行由欧元和印尼盾支持的稳定币。BWW 目前支持超过 47 种货币在 72 个国家/地区进行支付，并已经设立了 44 个银行终端。³

BWW 区块链支付网络与摩根大通的 JPMC 既有相似处也有明显差异。一方面，二者都主要针对支付服务尤其是跨境支付业务，都强调区块链技术能提高交易效率、降低交易成本、保证交易可置信，也都将银行及金融服务机构作为主要合作伙伴，因此在一定程度上存在竞争关系。另一方面，IBM 提供的是一个金融服务平台，可供众多银行使用，不同于摩根大通推出的自有数字货币系统。BWW 已经与全球多家银行实现合作，涉及的国家、银行数目可观；各国银行在 BWW 上运行锚定本国法币的稳定币，而限于锚定美元；由于 97% 的国际大型银行是 IBM 的客户，90% 的信用卡交易是在 IBM 的主机上进行，因此 BWW 能够随时与一切现有支付系统相集成，支持任何额度、面向任何目的地以及涉及任意资产类型的支付操作。因此，BWW 可能产生比摩根大通的 JPMC 更广泛的影响。

第三，Facebook 推出的挂钩一篮子货币的数字稳定币（Libra）。2019 年 6 月，Facebook 发布白皮书，宣布将推出锚定多国法币的 Libra，旨在建立一套简单的、无国界的货币和为数十亿人服务的金融基础设施。Libra 将由三个部分组成：一是安全、可扩展和可靠的区块链基础，二是以赋予其内在价值的资产储备为后盾，三是由独立的 Libra 协会治理。Libra 致力于成为一种稳定的数字加密货币，全部使用真实资产储备作为担保，并由买卖 Libra 并存在竞争关系的交易平台网络提供支持。Libra 储备中的资产将由分布在全球各地且具有投资级信用评价的托管机构持有，以确保资产的安全性和分散性。作为加密货币，Libra 能够实现快速转账，通过加密保障安全性和实现轻松自由地跨境转移资金。

脸书是全球最大的社交平台，其所主导的 Libra 一旦成功，将很可能产生比 JPMC 和 BWW 更广泛的影响。根据 Libra 白皮书的介绍，Facebook 将在旗下多个社交媒体（如 Messenger、

¹ 摩根大通：“摩根大通创建用于支付交易的数字货币”，2019 年 2 月 27 日，[https://www.jpmorganchina.com.cn/country/CN/zh/detail/1320572440065/\[2019-10-25\]](https://www.jpmorganchina.com.cn/country/CN/zh/detail/1320572440065/[2019-10-25])。

² IBM 在其公告中声明 BWW 区块链网络能够在 5-10 秒内完成跨境支付。

³ IBM, “Clearing and Settlement of Cross-border Payments in Seconds - Not Days: Learn How Money Moves Faster and Smarter with IBM Blockchain World Wire”, 2019, [https://www.ibm.com/downloads/cas/VGYAKENA/\[2019-10-25\]](https://www.ibm.com/downloads/cas/VGYAKENA/[2019-10-25])。

Instagram 和 WhatsApp) 之间创建一个可互操作的区块链支付界面, 为全球 27 亿用户提供数字稳定币的跨境支付服务。¹与摩根大通和 IBM 主要面向机构客户不同, Facebook 能够直接接触大量个人用户, Libra 将被个人使用者用于支付、购物、偿还信用卡等服务。脸书已经拥有作为社交平台的网络规模优势, 如果与 Libra 的货币网络优势相结合, 后者完全有能力成为全球跨境支付领域最具影响力的支付工具。Libra 挂钩一篮子货币, 采用形式上公平的多边治理模式, 看起来弱化了美元在全球跨境支付体系中的主导权; Libra 协会将是一个独立的非营利性成员制组织, 其成员包括分布在不同地区的企业、非营利组织、多边组织和学术机构, 组织性质及构成也有助于其保持独立性和中立性。但这些都还停留在设计层面, Libra 究竟会削弱还是加强美元的霸权地位, 仍有待进一步观察。对于 Libra 的战略含义, 有观点认为它将成为世界货币的科技锚, Libra 一旦成功则意味着世界货币体系格局从石油美元迈入新的科技美元体系。²对此, 值得引起高度重视。

(三) 数字货币对传统跨境支付体系的挑战及相关问题

当今全球跨境支付体系以 SWIFT 和 CHIPS 为核心。SWIFT 是跨境金融信息传输服务的全球领导者和标准制定者, 其金融通讯网络涵盖 200 多个国家(地区), 接入金融机构超过 11000 家。SWIFT 虽然是全球性的非营利组织, 但董事会中 84% 的独立董事和执行委员会的全部成员均来自欧美国家。CHIPS 则是全球最大的私人部门美元资金传输系统, 以及所有私人部门美元跨境交易结算和清算的中枢神经, 由纽约清算所协会建立和经营。美国对 SWIFT 和 CHIPS 拥有绝对控制力, 并将这些系统作为其实施全球资金监控和金融制裁的有力工具。³

现有跨境支付体系流程繁复, 垄断程度高, 存在效率低下和费用高昂的问题。⁴基于代理行机制的跨境支付体系涉及不同银行账户之间的一系列清算、结算活动, 且需要金融信息中介解决不同银行系统的格式转换问题。因此, 一笔跨境汇款通常需要 3-5 个工作日, 中小额跨境汇款的全球平均成本高达汇款金额的 6.94%。⁵垄断程度高且高度中心化的跨境支付体系, 还抑制了服务提供商提升技术和服务水平的动力。跨境支付服务不透明、价格高、耗时长等问题, 已经引起国际社会的普遍关注。2009 年, 世界银行建立“全球汇款工作组”, 致力于提高国际汇款市场的效率和降低汇兑成本。2010 年, 二十国峰会(G20) 也开始关注降低国际汇款费用的议题, 并发起“汇款发展行动”。

¹ Libra, “An Introduction to Libra: White Paper · From the Libra Association Members”, June 18, 2019, [https://libra.org/en-US/wp-content/uploads/sites/23/2019/06/LibraWhitePaper_en_US.pdf/\[2019-10-25\]](https://libra.org/en-US/wp-content/uploads/sites/23/2019/06/LibraWhitePaper_en_US.pdf/[2019-10-25]).

² 张成思: “寻找世界货币的锚——Libra 的深层启示”, 《金融博览》, 2019 年第 11 期, 第 52-54 页。

³ 刘东民、宋爽: “法定数字货币与全球跨境支付”, 《中国金融》, 2017 年第 23 期, 第 75-77 页。

⁴ 王朝阳、郑步高: “互联网金融中的 RIPPLE: 原理、模式与挑战”, 《上海金融》, 2015 年第 3 期, 第 46-52 页。

⁵ The World Bank, “Remittance Prices Worldwide: an analysis of trends in cost of remittance services”, March 2019, [https://remittanceprices.worldbank.org/en/\[2019-10-25\]](https://remittanceprices.worldbank.org/en/[2019-10-25]).

数字货币的出现为解决上述问题，重塑全球跨境支付体系提供了一种新思路。¹基于分布式架构的数字货币系统，将有望打造更加公平、透明、高效和低成本的跨境支付体系。近两年，IMF 已经在探讨以数字特别提款权（eSDR 或 dSDR）支持跨境支付活动的可能性。²如果这一多边跨境支付平台能顺利付诸实践，IMF 成员国的央行将成为系统上的重要节点，从而形成一套更具公平性和包容性的全球支付体系。同时，分布式的数字货币系统还避免了中介机构所涉及的一系列繁琐程序，极大简化了支付过程，使交易时间缩短到 1 天之内，交易费用也可降至 1% 以下。³可以预见，来自数字货币系统的竞争压力，将迫使现有跨境支付体系中的传统机构寻求技术突破和服务提升（SWIFT 已经开始涉足区块链技术⁴）。

当然，数字货币作为新兴事物，在发展过程中也面临着问题和阻力。其一，以比特币为代表的私人数字货币存在币值不稳定和监管不完善的问题。由于缺乏价值锚，比特币的价格波动剧烈，在跨境支付活动中存在价格风险。而且，比特币系统游离于传统货币监管体系之外，已经成为跨境洗钱、恐怖主义融资的重要通道。这些问题限制了以比特币为代表的私人数字货币被广泛应用于跨境支付活动。其二，基于不同数字货币的跨境支付系统需要解决互操作性问题。为了解决币值不稳的问题，数字稳定币和央行数字货币开始被付诸实践，一些相关跨境支付试点也在进行当中。然而，如果不同国家、不同机构都在建立自己的数字货币跨境支付系统，支付系统之间相互独立且不具互操作性，那么会限制支付网络外部性效应的发挥，导致市场割裂和过度竞争。其三，数字货币在跨境支付活动的普及还可能挑战国家货币主权，从而面临较大阻力。Libra 白皮书发布后，在全球范围内受到普遍质疑。法国和德国的财长均表示，不会授权 Libra 在欧洲发展。一些小国也开始担忧本国的弱势货币将受 Libra 侵蚀。即便在美国，也不乏认为 Libra 盯住一篮子货币从而可能挑战美元体系的声音。上述问题除非由各国政府在中多边框架下采取一致行动，否则短期内很难从根本上得到解决。

四、当前挑战美元体系的成效及历史经验借鉴

2008 年美国金融危机爆发至今已逾十年，美元在国际货币体系中始终保持着稳固的领导地位。虽然新兴经济体在国际多边金融框架下的地位不断提升，国际上近年来“去美元化”的趋势也越来越明显，但是至今美元在外汇储备、国际债券、外汇交易、国际支付等领域依然保持绝对优

¹ 郑步高、王朝阳：“数字货币的实践进展与若干探讨”，《财经智库》，2019 年第 6 期，第 104-118 页。

² Tobias Adrian, “Stablecoins, Central Bank Digital Currencies, and Cross-Border Payments: A New Look at the International Monetary System”, May 14, 2019, [https://www.imf.org/en/News/Articles/2019/05/13/sp051419-stablecoins-central-bank-digital-currencies-and-cross-border-payments/\[2019-10-25\]](https://www.imf.org/en/News/Articles/2019/05/13/sp051419-stablecoins-central-bank-digital-currencies-and-cross-border-payments/[2019-10-25]).

³ Goldman Sachs, “All About Bitcoin”, March 11, 2014, [https://www.dwt.com/files/paymentlawadvisor/2014/01/GoldmanSachs-Bit-Coin.pdf/\[2019-10-25\]](https://www.dwt.com/files/paymentlawadvisor/2014/01/GoldmanSachs-Bit-Coin.pdf/[2019-10-25]).

⁴ SWIFT, “SWIFT explores blockchain as part of its global payments innovation initiative”, January 12, 2017, [https://www.swift.com/news-events/press-releases/swift-explores-blockchain-as-part-of-its-global-payments-innovation-initiative/\[2019-10-25\]](https://www.swift.com/news-events/press-releases/swift-explores-blockchain-as-part-of-its-global-payments-innovation-initiative/[2019-10-25]).

势。首先，根据 IMF COFER 数据库，美元仍是当前世界最主要的国际储备货币。截至 2019 年 3 月，美元储备总额 6.74 万亿美元，达到历史最高值，在全球外汇储备中的占比为 58.14%。其次，根据国际清算银行（BIS）的数据，美元债是国际债券（含票据）市场最主要的品种。2019 年 2 季度，国际市场美元债的公布发行额为 6973 亿美元，占国际市场债券发行总额的 45.86%。再次，BIS 的数据还显示，美元也是场外外汇交易的主要货币。2019 年，场外外汇交易中涉及美元的交易金额达到 5.82 万亿美元，占场外外汇交易总额的 88.3%。还有，根据 SWIFT 的数据，美元仍是国际支付体系中最重要货币。2019 年 6 月，美元以 40.1% 的高比例，继续在国际支付中排名首位。

自布雷顿森林体系建立以来，对美元霸权的挑战偶有发生，但至今却无一成功。其中，20 世纪 60 年代法国和美国之间的货币对抗是对美元体系最有力的挑战，然而法国的种种努力未能直接触及美元的流通域，最终只能付诸东流。法美货币对抗大致可分为两个阶段。在第一阶段，法国主要遵循多边合作路线，积极倡议和参与 IMF 框架下的国际货币体系改革。1964 年，法国提出以黄金为中心的“共同储备单位”（Collective Reserve Unit, CRU）计划，但是遭到美国的断然拒绝¹。进入第二阶段，法国进一步挑战美元—黄金体系，提出应提高黄金与美元的比价或者重返金本位。1964—1966 年，法国的美元储备从 28.4 亿美元大幅降至 11.2 亿美元，黄金储备则从 10.65 盎司上升到 14.96 盎司²。在法国的带动下，西班牙、英国、意大利和澳大利亚等国也开始抛售美元兑换黄金。遗憾的是，法国在 1968 年以后遭遇政治危机，国际收支情况急剧恶化，资本也纷纷逃离，最终法美货币对抗因法国自身的弱点而宣告结束。从这段历史可以看出，法国对美元霸权的挑战主要在制度层面展开，却未涉及美元流通的具体机制，因此取得的成效仅具有象征意义（如 IMF 通过特别提款权方案）。

从近代货币史来看，只有美国提供了颠覆旧有货币体系的成功经验，其中之一就是通过贸易结算策略性地扩大美元的流通域，而电子支付结算系统的发展支持了美元流通域的更快扩张。在倚仗军事和经济实力建立起布雷顿森林体系以后，美国于 20 世纪 40 年代后期分别在西欧国家和日本推出“马歇尔计划”和“道奇计划”，在帮助这些国家进行重建和复兴的同时，要求它们必须购买美国商品并使用美元支付³。随着这些国家在开展国际贸易时逐渐形成以美元支付和结算的习惯，美元在国际支付体系中作为国际流通货币的地位得以确立，布雷顿森林体系自此才真正运转起来⁴。在 20 世纪 70 年代的美元危机期间，美国说服欧佩克成员国将美元作为石油出口的唯一计价和结算货币，在全球范围内建立起“石油—美元”机制。作为大宗商品，石油贸易

¹ 陈平、管清友：“大国博弈的货币层面——20 世纪 60 年代法美货币对抗及其历史启示”，《世界经济与政治》，2011 年第 4 期，第 25-47 页。

² 李晓耕：《权力之巅：国际货币体系的政治起源》，社会科学文献出版社，2017 年，第 137 页。

³ 金卫星：“马歇尔计划与美元霸权的确立”，《史学集刊》，2008 年第 6 期，第 70-77 页。

⁴ [美]巴里·埃肯格林著，陈召强译：《嚣张的特权——美元的兴衰和货币的未来》，中信出版社，2011 年，第 91 页。

长期以来在全球贸易总额中的占比超过 10%。凭借成为大宗商品交易中具有垄断地位的交易媒介，美元的流通域进一步扩大，从而得以在布雷顿森林体系崩溃后继续保持国际货币体系的中心地位。这一时期，信息技术的发展也为美元扩大流通域提供了条件。1970 年代，CHIPS 系统和 SWIFT 系统相继研发成功并投入使用，跨境支付结算的代理行模式逐渐形成，层层代理机制最终构成了庞大复杂的跨境支付结算网络，支持以美元结算的国际贸易规模迅速扩大。20 世纪 80 年代初，CHIPS 系统平均日交易量就达到 7.7 万笔，日交易量峰值更达 12.6 万笔；平均日交易金额 1800 亿美元，日交易金额峰值达到 2890 亿美元¹。

在国际货币的三大职能中，交易媒介的职能最为根本，决定和支持着价值贮藏和计价单位职能²。美国正是通过推动美元成为国际贸易的交易媒介来推动和巩固美元体系的发展，而跨境电子支付结算网络的构建为美元迅速扩大流通域提供了重要的基础设施。迄今为止，由五大构件共同支撑的美元体系仍然相当稳固，要想撼动美元的霸权地位绝非一日之功。上述正反两方面的例子表明，改变美元体系不仅要推动制度层面改革，更要深入到具体流通机制；货币流通域是国际货币权力竞争的关键³，重塑跨境支付体系则有望成为改变全球货币流通域格局的有效途径。

五、顺应国际货币多元化趋势，努力做好自己的事

美元体系是美国经济模式和美元霸权的重要支撑，但当今世界格局不断发展演变，正如西方市场经济和民主政治不是历史的终结，美元体系也绝不可能是全球金融治理的最后绝唱。美元体系的先天不足难以后天弥补，即便美元体系发展到今天，特里芬所阐述的美元扩张与币值稳定的矛盾仍未解决。新兴经济体对预防性储备的迫切需求以及资源性商品出口国积累的大量经常项目顺差，导致美元作为国际储备货币的需求不降反升。在美元环流机制下，美国需要通过经常项目逆差向外输送美元，通过向外国投资者出售国债等金融产品回流美元。美国经常账户赤字越庞大，维持美元币值稳定的难度就越大。同时，美国国内货币政策目标与国际社会对美元作为储备货币的要求经常产生冲突，美元与美国经济已然成为一对矛盾。⁴当处于经济周期下行阶段，美国政府为摆脱经济可能陷入衰退的局面，便会要求美元降息，从而冲击美联储的独立性。衰退的美国经济将难以继续支撑美元，但因为干预经济而丧失独立性的美元又难以取得国际信任。在这种情况下，美国只能用美元体系绑架其他国家，让全世界分担其国内经济的

¹ 张卓其：“世界性的资金调拨系统——CHIPS”，《金融与商业电子化》，1997 年第 3 期，第 16 页。

² 李晓耕：《权力之巅：国际货币体系的政治起源》，社会科学文献出版社，2017 年，第 147 页。

³ 张宇燕、张静春：“货币的性质与人民币的未来选择——兼论亚洲货币合作”，《当代亚太》，2008 年第 2 期，第 9-43 页。

⁴ 周小川：“关于改革国际货币体系的思考”，《中国金融》，2009 年第 7 期，第 8-9 页。

问题。已经有越来越多研究关注到美国将美元体系作为实现其政治目的的武器，认为美元的跨境支付结算网络被政治化和武器化¹。由于以上种种弊端，美元失信于天下的风险越来越高。

2008年美国金融危机以来，世界各国对国际货币体系新格局的呼声愈加强烈。鉴于短期内难以有某种单一货币取代美元，甚至长期内也不会出现新的单极化货币，相对多元化成为国际货币体系变革的方向。近年来，国际货币体系改革持续推进，许多经济体都开始“去美元化”的行动。2010年11月，IMF董事会通过份额改革方案，将超过6%的份额向有活力的新兴市场国家和代表性不足的发展中国家转移；2015年12月，IMF宣布将人民币纳入SDR篮子。2018年以来，俄罗斯开始加速减持美国国债，同时大量购买黄金并增持人民币资产；到2018年6月底，美元在俄国际储备中的占比历史性地降至21.9%，人民币在俄国际储备中的比例则升至14.7%。²2017年6月，欧央行宣布增加等值5亿欧元的人民币外汇储备，此后德国、法国也相继宣布将人民币纳入外汇储备。³2018年12月，欧盟委员会起草了关于加强欧元地位的详细计划，提议建立欧洲银行业联盟、资本市场联盟、实时一体化支付系统以及增加欧洲债务中欧元计价的比重等。⁴在美国金融制裁的压力下，俄罗斯、伊朗等国开始在一些对外石油交易中推动非美元货币的计价和结算。在科技创新和技术变革的支撑下，特别是在跨境支付领域，基于分布式账本技术和加密算法的数字货币体现出巨大潜力，许多国家在“去美元化”过程中更加重视支付系统建设，以期改变跨境支付结算的货币格局，缩小美元的流通域。一叶落而知秋至，美元体系的瓦解或将从跨境支付开始。

伴随着国际货币体系格局演变，人民币国际化稳步推进。2009年7月，跨境贸易人民币结算试点正式启动，成为人民币国际化的开端。2016年10月，人民币加入SDR货币篮子，占比10.92%，标志着人民币正式成为主要的国际储备货币之一。截至2018年底，已有超过60个国家和地区将人民币纳入外汇储备；1186家境外机构投资者进入中国银行间债券市场，总投资规模1.73万亿元；境外机构参与人民币外汇市场交易规模1700亿美元；已批准人民币合格境外机构投资者（RQFII）205家，额度6466亿元。⁵但是，人民币在国际支付、外汇交易和金融市场建设等方面仍缺乏影响。截至2018年底，人民币跨境支付量在国际支付中仅占2.07%，在全球外汇交易额中仅占4.0%，境外主体的债券持有规模在人民币债券市场中的占比仅2.24%，⁶与主要储备货币相比存在很大差距。

¹ Farrell, H. and Newman A. L., “Weaponized Interdependence: How Global Economic Networks Shape State Coercion”, *International Security*, 44(1): 42–79, 2019.

² Vestnik Kavkaza, “Why dollar lost its spot in Russia’s foreign-exchange reserves?”, January 10, 2019,

³ 沈忠浩、胡小兵：“新闻分析：德国央行缘何青睐人民币”，新华网，2018年1月17日，http://www.xinhuanet.com/world/2018-01/17/c_1122273003.htm [2019-10-27]。

⁴ European Commission, “Towards a Stronger International Role of the Euro: Commission Contribution to the European Council and the Euro Summit”, December 13-14, 2018, https://ec.europa.eu/commission/publications/towards-stronger-international-role-euro-commission-contribution-european-council-13-14-december-2018_en/ [2019-10-27]。

⁵ 央行国际司：“关于人民币国际化和资本项目可兑换的几点思考”，第一财经，2019年2月18日，<https://www.yicai.com/news/100118883.html> [2019-10-30]。

⁶ “如何看待央行法定数字货币——DC/EP”，雪球网，2019年8月28日，

面对世界百年未有之大变局，中国应当努力做好自己的事，适时推动国际货币体系与全球金融治理改革。在宏观层面，应继续推动经济高质量发展，充分用好国内市场规模优势，着力实现经济发展模式转变，为提高人民币国际化水平打好基础。在金融改革方面，一是加快利率市场化改革，畅通货币政策传导渠道；二是继续深化汇率市场化改革，改进汇率调控方式，增加人民币汇率弹性；三是不断强化金融市场特别是外汇市场建设，提供种类更加丰富的金融产品，理顺市场供求关系；四是稳步推进资本项目开放，改进资本流动管理，提高监管能力与水平；五是抓住新一轮技术变革，积极探索运用新型支付结算技术，特别是要鼓励不同市场主体参与支付结算相关系统的研发，允许在数字货币领域有优势的企业开展跨境支付业务试点。

The Challenge of the US Dollar System Starts from Cross-border Payment System

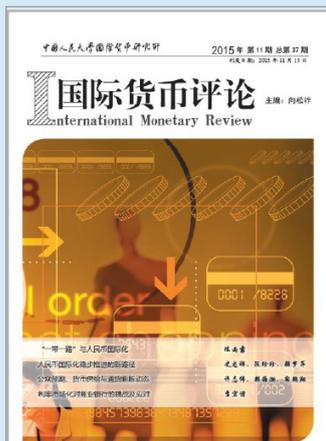
WANG Chaoyang SONG Shuang

Abstract: The US dollar system is an important support for the economic model and hegemony of the United States. The system's basic feature is the circulation mechanism of US dollars. In the context of the United States ignoring the world's common interests and a new round of science and technology revolution, the challenge to the dollar system has started in the field of cross-border payment, including not only the efforts to replace current cross-border payment system following the traditional mode but also the emergency of digital currencies and their applications in cross-border payment system.

Nowadays, the US dollar still has an absolute advantage in terms of foreign exchange reserves, international bonds, foreign exchange transactions and international payments, but other countries' pursuit of cross-border payment instruments that bypass or surpass the US dollar may challenge the operation of the dollar system and influence the US dollar hegemony. Facing the unprecedented changes in a century, China should adapt to the general trend, seize the opportunities, and continuously deepen the market-oriented reforms and expand high-level opening-up.

Key words: US dollar system, Cross-border payment system, Digital currency, RMB Internationalization

征稿启事



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

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

作品要求：

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

投稿方式：

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

邮寄地址：

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

《国际货币评论》编辑部

1937



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