

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（下）

李若谷

国际基准利率替代适用性分析与商业银行的应对

陈卫东、钟红、边卫红等

“一带一路”建设、中西部开放与地区经济发展

李小帆、蒋灵多

经济周期长度测算：基于投资乘数-加速数模型和中国经济数据

宗良、时圆、郝毅

政府债务、货币政策冲击与宏观经济波动

张雪莹、王聪聪、向丽锦

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（下）——李若谷 01
- 国际基准利率替代适用性分析与商业银行的应对——陈卫东、钟红、边卫红、郝毅、李梦宇 13
- “一带一路”建设、中西部开放与地区经济发展——李小帆、蒋灵多 27
- 经济周期长度测算：
- 基于投资乘数 - 加速数模型和中国经济数据——宗良、时圆、郝毅 58
- 政府债务、货币政策冲击与宏观经济波动
- 基于 DSGE 模型的分析——张雪莹、王聪聪、向丽锦 74
- 货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响——兰晓梅、杨胜刚、杨申燕 92
- 人民币汇率定价的逆周期因子：
- 启用时间、驱动因素与实施效果——张明、陈胤默 110

关于全要素生产率与经济增长的若干思考（下）

李若谷¹

七、影响 TFP 拉动 GDP 增长的若干因素

TFP 对 GDP 增长的拉动是显而易见的，但是拉动的具体过程和影响机制却是复杂而难以量化的。内生性和外生性因素，体制、机制和偶然性因素都会造成对 TFP 影响 GDP 增长机制的干扰，这也是造成政策选择困难，尤其是中短期政策选择困难的重要原因。而从中长期看，在全球化加速和经济结构以前所未有的深度、广度快速变迁的同时，由于 TFP 增速以及对 GDP 增长的贡献，都是从统计数据反推的结果，而无论是数据本身，还是对反推之逻辑基础认识的多样性，都可能会造成长期中对 TFP 影响机制的认识差别、错位。

（一）信息技术（ICT）的影响与局限：以美国为例

20 世纪 90 年代以来，信息技术（ICT）及信息产业，被认为是未来发展的重要方向。从常识出发，ICT 对于经济效率的提升，特别是对劳动生产率的提升，是有“增值化”贡献的。那么 ICT 的投入是不是必然形成 TFP 的增长，以及 GDP 增速的提高呢？

在冷战结束以前的 40 多年中，美国的 ICT 投资增速一直远远高于总投资增速，当然也高于非 ICT 投资的增速。但是从统计出发，这种增速并没有直接反映在 TFP 的增长上。在 ICT 投资增速最高的 1966 年，29.6% 的增速，带来 TFP 的增速 1.8%；到了 1967 年，23.7% 的 ICT 增速，带来 TFP 的增速却是 0（见图 1）。

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

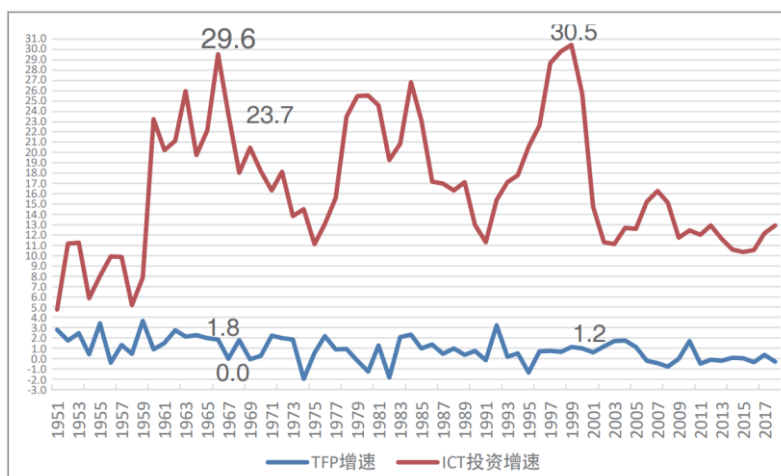


图 1 美国战后 TFP 增速与 ICT 投资增速的波动（单位%）

数据来源：TheConferenceBoard

在 1979-1990 年间，1979 年和 1980 年的 ICT 投资增速均为 25.5%，但 TFP 增速为-0.2%和-1.3%。在 TFP 增速最低谷的 1982 年，-1.8%的 TFP 增速伴随的是 19.3%的 ICT 投资增速。这三个年份的 GDP 增长趋势是由衰退转向萧条（1979 年为 3.3%，1980 年为 0，1982 年为-1.7%）。尽管 1984 年的 GDP 增长和 ICT 投资增长都达到了 80 年代的高峰，但是随后的下坡路，表明了这种现象不可持续。

在 1991 年以后的统计中，1999 年是一个拐点，当年美国的 ICT 投资增速为 30.5%，相当于当年总投资规模增速 7.4%的 4.2 倍。此后，美国的 ICT 投资增速从相对于总投资规模增速的高峰逐渐回落了 7 年。到 2007-2018 年，美国 ICT 投资的增速尽管下降到了 10.3%-12.9%的区间，但是仍然远远高于总投资增速 3 倍以上，最高为 5.4 倍（2009 年）。这期间，美国的 TFP 增速为正的只有 3 年，为 0 有 2 年，为负的却高达 7 年。这种情况，难以用 ICT 相对于 TFP 增速的滞后性来解释（见图 2）。

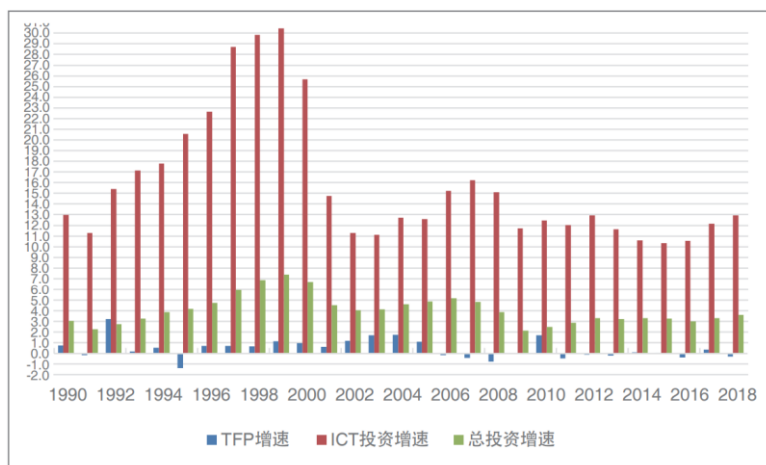


图2 冷战后美国 TFP 增速与 ICT 投资增速的波动（单位：%）

数据来源：TheConferenceBoard

不管这些 ICT 投资增速高速增长的情况持续了多久，在绝大多数年份中，ICT 投资对 GDP 增长的贡献并不明显。

这种现象在日本也是一样的。日本 ICT 投资增速在经历 1985 年 41.6% 的投资增速高峰后，逐渐放缓；至 1997 年再度回升达到 24.6% 的峰值之后，尽管增速降到了 20% 以下（2015 年降到了 5.7%），但是依然维持着相当于总投资增速 3-4 倍左右的态势。然而，在 1997-2018 年的 22 年中，有 11 年的 TFP 增速为负值，1 年为 0，包括 ICT 投资增速最高的 1997 年（当年 TFP 增速仅为 -0.7%）（见图 3）。

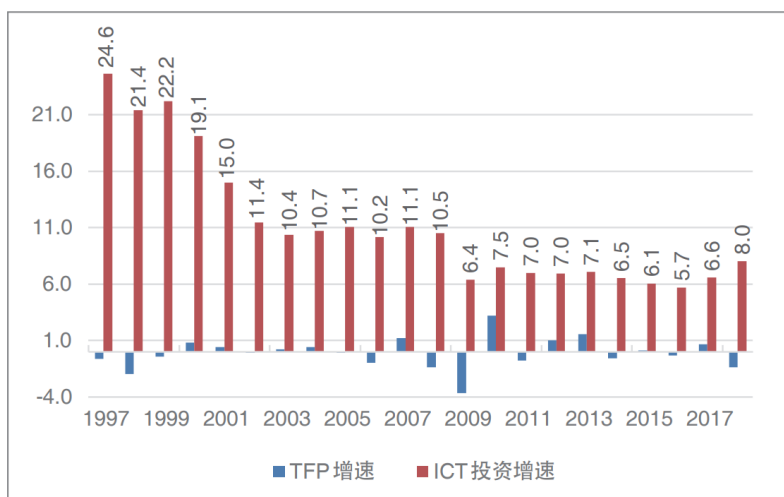


图3 1997-2018 年日本 TFP 增速与 ICT 投资增速的波动（单位：%）

数据来源：TheConferenceBoard

这种情况在其他发达经济体中也是类似的。而从统计数据上分析，以美国和日本以及西欧为代表的发达国家，无疑是信息技术最先进，信息产业最发达，信息化程度最高，对信息投资最大的国家。

形成这种局面的原因是复杂的，主要不外乎以下几个方面：

一是 ICT 和 ICT 产业价值的很大部分，往往是依附于其他产业中，因此在统计上有错漏。

二是对 ICT 的投资并不完全用于 ICT 本身的发展，这点可以从某些 ICT 行业巨头的业务在财务报表中的情况窥见端倪。大量 ICT 巨头往往凭借充裕的现金会成为“投资中心”，它们与资本市场的融合度越来越高，经常大规模投资于包括金融业和新兴产业在内的其他行业，而这点在国民经济统计中经常没有确切体现。

三是 ICT 行业存在大量的过度投资和低效、重复投资，泡沫化严重。这种原本可以归于市场失灵的现象。在冷战结束以来，特别是 2008 年次贷危机以来，伴随着美欧日资本市场上货币泛滥，表现得愈发明显。特别是美国的 ICT 行业巨头甚至周期性成为避险和投机资本的重要选择。

四是生产效率和技术层面的问题。ICT 与基础科学研究的状况有关，一方面逐渐面临“天花板”：即在基础科学储备基本耗尽后，由于商业化应用进展愈发缓慢，以往那种“革命性”成果越来越少；另一方面，随着“ICT 洼地”被逐渐填平，以及 ICT 产能过剩，呈现愈发“红海化”的市场本身，使得 ICT 投资所能带来的对经济发展水平贡献的边际递减效应愈发凸显。

最后一个影响实际上是深层次的。在很多领域，人们正逐渐认识到，在基础性的信息化问题解决后，很多进一步的创新与其所耗费资源，对产业结构提升、经济效益提高的影响有限，或者并没有创造新的财富，因而往往是低效甚至是无效投资。特别是在基础科学领域突破可能带来的产业结构发生革命性变革前，ICT 对经济效率，特别是对 TFP 的提升可能是有一定限度的。对 ICT 的过度关注、ICT 自身的发展相对于期望值的落差、过度投资和低效应用，往往意味着泡沫化，结果可能是产业空心化和经济泡沫化。这点在欧美已经有越来越多的认识。

（二）对 TFP 影响因素的一般归纳

从上述分析出发，可以归纳影响 TFP 的一些因素：

第一，产业结构的变迁，特别是实体经济的空心化，可能会影响 TFP 对 GDP 增长的贡献。因为不同产业的经济效率不同，技术以及社会组织对经济效率的提高，即不同行业的 TFP 存在不均衡性。通常服务类行业的 TFP 提升是非常缓慢的；而且附加值越低的行业，其 TFP 增速通

常也越慢，提升空间也越有限。也就是说，伴随着劳动密集型服务行业在 GDP 占比的增长，产业结构的调整引发的 GDP 增长动能转换，以及由此产生的低效部门对高效部门的拉低和对销，极有可能会使 TFP 增长对 GDP 增长的拉动，在统计上变得不够明显，甚至失真。

第二，人口结构的变迁，劳动力数量和质量的变化，有可能会使 TFP 对 GDP 增长的影响变得不显著。一方面工资刚性上升，特别是潜在劳动力数量的减小，生产效率相对较低的服务行业聚集大量的劳动力，将会拉低整体 TFP 增速。另一方面，理论上在 TFP 提升最快的实体经济部门，劳动力价格上升的长期影响，并不一定是通过技术投资和优化流程来实现效率的提高，或者是用机器替代劳动者以提高效率；而往往是造成产业向外转移，结果将进一步抑制 TFP 对 GDP 增长的贡献。

同时，与单纯的投资相比，劳动者在质量上提升对于 GDP 增长的实际价值既难以统计，往往还会由于产业结构的变迁而受到抑制，这就从基础上造成了 TFP 统计数据的失真。

第三，从对不同国家不同阶段的历史数据研究出发，处在不同发展阶段、不同规模的经济体，其 TFP 增速对经济的潜在拉动，在区间上的差别可能是较大的。对于跨越“中等收入陷阱”阶段的国家而言，TFP 增长所对应的潜在 GDP 增长空间可能会大于发达国家。这主要是由于其经济水平和技术应用水平相对较低，投资和市场改进，特别是教育对劳动者素质以及资本效率的提升，在从根本上拉动 TFP 增长的同时，又将“掩盖”内生于从这些统计数据反推而来的 TFP 数据的真实水平。

第四，外部环境、突发事件、经济周期、社会动荡等宏观因素，都可能既从统计上影响 TFP，也会从实体方面对 TFP 的增长或恢复产生长远影响。

八、从政策着眼，为 TFP 优化增长环境

TFP 对稳增长、调结构的贡献，不可能脱离实体经济而存在。因此，必须深刻认识到实体经济是一国的立国之本、财富之源。重视 TFP 对 GDP 增长的贡献，就必须想方设法以提升 TFP 增速为导向，来提升先进制造业以及用先进技术改造传统产业、使之成为既是技术密集型又是相对劳动密集型的整个实体经济的效率。为此，有必要从金融、税收财政、科研和宏观经济政策、国防政策等着眼，为 TFP 优化中长期增长环境。

（一）调整首台套设备支持办法

加大对先进设备生产和市场需求开拓的支持力度，将对首台套设备的支持措施拓展到二套、三套设备等后续生产。

我们对关键领域自主研发的支持，基本集中于首套设备，对后续二套、三套设备的支持却不甚重视。这已不适应增强自主创新能力的需要。因为技术的进步离不开反复地摸索和经验积累。先进设备的研发和市场占有，是一国实体经济活力的基础。发达国家为了垄断市场，无所不用其极地打压别国的先进产能和研发能力。这类产品的市场需求有限，同类产品，多买国外一套，我们的企业就少卖出一套，企业离盈亏平衡点和规模效应就远一步。这不是一个简单的销售额问题，而是关系到实体经济研发能力，这是生死存亡的大问题。

发达国家的政策是我们在没有某种设备时，他们就高价出售、赚高额利润。一旦我们可以生产某种设备后，他们就开始降价倾销。结果使我们自主研发首套设备的企业迅速丧失国内市场，甚至陷入经营危机。这是抑制、削弱我们研发能力的手段。我们必须下定决心，保护自主研发先进设备的市场占有率，助其尽快形成规模效应，使研发企业能够收回成本，获得必要回报，在良性循环中实现赶超。同时要学习其他国家保护本国先进设备研发和生产的做法，用尊重市场规律和国际惯例的方式，完善重大技术装备进口环节的税收及减、免政策的动态调整机制。

（二）实施加速折旧等降税政策

财税政策对于改善实体经济部门，特别是对改善制造业企业中的高科技企业生存环境具有重要意义。如当期抵扣和加速折旧这类以“既有投资”拉动“新发投资”的财税政策，就效率比而言，比补贴或转移支付更为有效。发达国家的经验证明，加速折旧对于刺激实体经济投资，鼓励供给能力的提升具有直接的作用，同时也符合市场经济原则。

首先，用好加速折旧等方式，通过符合市场经济的财税政策进一步扭转投资“脱实向虚”的局面，促进产业升级换代。

加速折旧是有定向性的，没有特定固定资产投资就谈不上加速折旧，因此非实体经济部门很难享受这一政策，这就从源头保证了对实体经济部门的支持。

加速折旧可直接提升投资回报，对进入实体经济的投资有鼓励作用；另一方面通过缩短投资的收回年限，使得企业针对变化日益加快的市场需求和产品进步趋势，能够更为迅速地通过投资等发展新的项目，以保持产业在整体上跟随先进技术发展的潮流。

加速折旧具有长链性，实体经济中下游部门投资周期的缩短，能有效地带动上游的整个实体经济部门，特别是研发部门投资积极性，从而使得实体经济部门能够通过对市场的需求更为敏捷的反应，为基础层面的投资提供持续的推动力。

可以预见，一旦实施这样的政策，既可以避免与其他国家陷入“反补贴战”、“减税战”；又可以鼓励先进技术和资本流入或留在中国境内。

其次，加大企业研发投入在企业所得税中的抵扣力度，特别是要将当期抵扣政策落实到位，进一步减轻企业扩大研发投资的财务成本。

企业进行研发投入的资金，不仅有风险，而且还有财务成本；企业所得税的抵扣范围、方式对其有着直接的影响。因此要想减轻企业的负担，确立鼓励技术进步的政策导向，可以从进一步调整研发投入的企业所得税税前抵扣着手。一是，可考虑在财税〔2018〕54号文的基础上，将新购进的用于研发的设备、器具等固定资产一次性扣除金额由500万元适度提升。二是，在财税〔2018〕64号文的基础上，将委托境外进行研发活动所发生的费用，按照费用实际发生额计入境外研发费用的比例从80%再适度调高；同时将“委托境外研发费用不超过境内符合条件的研发费用三分之二的部分，可以按规定在企业所得税前加计扣除”的要求去除，使国际国内一视同仁，鼓励在研发方面进行国际合作。再次，在财税〔2018〕99号文的基础上，将企业开展研发活动中实际发生的研发费用，未形成无形资产计入当期损益的，在按规定据实扣除的基础上，再按照实际发生额的税前加计扣除比例从75%适度调高；形成无形资产的按照无形资产成本的税前摊销比例从175%适度提升。第四，在财税〔2018〕77号文的基础上，将享受减半征收企业所得税优惠政策的小微企业年应纳税额上限，从100万元适度提高。第五，在财税〔2018〕51号的基础上，再进一步区分，对当年认定具备高新技术企业和科技型中小企业资格的企业，将发生的职工教育经费支出，准予在计算当年企业所得税应纳税所得额时扣除的比例，由不超过工资薪金总额的8%适度提升。第六，优化抵扣程序，如在国家税务总局公告2018年第23号文的基础上，进一步优化简化事项备案制手续；进一步简化由于对方成为非正常户无法补开发票的，企业需提供相关证明材料进行税前扣除的程序等。对于上述措施，关键是要切实落实当期扣除的规定，而不是先征后返，真正减轻企业研发开支的财务成本和税收优惠奉行成本，将国家的导向传递到位。

当然，要真正发挥财政支持的杠杆作用，就要下决心缩小各级政府的规模，大幅度减少政府开支，减少浪费，提高财政资金使用效率，提升公共产品质效，真正建立起依法施政的公共财政体制，以财政的可持续保证激励的可持续。

（三）鼓励企业担当创新责任

在创新研发方面，给予企业更大的鼓励支持，对于国有企业研发风险和失败导致的考核问题，依据实际情况予以更大的容忍度。

现代高科技的研发和市场转化，不仅投资巨大，而且风险和不确定性也较多。企业是中国发展的基础，是决定国家综合国力的科技和产业竞争力的主力军。因此，鼓励、激励他们用好自己的资源推动产业结构进步，使之成为保证 TFP 增长的稳定器，意义重大。

这一方面需要推动其合理规划中长期的发展路线，将自身增长统一到集约化的效率提升中去；另一方面也要对国有企业开展的带有长期性的研发，给予更为宽松的考核环境。尤其是对于研发中的超支、失败，在尊重科技发展规律的前提下，按照三个区分开来的大原则，在合理的范围内予以化解，并将其作为鼓励决策者和带头人干事创业、敢于担当的措施加以确立，进一步解除国有企业引领科技进步的后顾之忧。

（四）创新科技工作者激励机制

保护知识产权，将科技成果资产化，创新收益分享制度作为激发科技工作者创新和推动转化的动力。

保障 TFP 有效增长的关键在于人，只有不断激发人的创造性，并将其与经济发展的需要有机地结合起来，才能为 TFP 的增长提供源源不断的动力。中国每年所创造的科学技术成果数量在全球居于前列，国家每年对于科技研发的投入也是非常巨大的，但是制约科研工作者创新积极性和成果转化的体制机制问题仍然不少，经济激励和市场选择需要更好地结合起来。应当鼓励国有企业引入科技成果创造者、专利权权利人作为资本投资者和利润分配参与者，以利润分享-风险共担的方式，通过风险投资、成果入股等形式，参与到企业生产经营和利润分配中去。可以考虑在企业所得税的计算方式上，对于创新科技的提供者的利润所得份额，在一定期限内予以适当的扣除安排；在会计处理上，对于资产化的知识产权可考虑设定一定的折旧方式。对一些面临激烈科技、人才竞争的国有企业，在引入创新股权方面可以先行试点，大胆尝试积累经验。

要加大对于那些对行业、乃至对国家的经济安全带有战略性价值的科技成果的专利保护和保密保护的力度，对于窃取、侵犯成果的行为，应当动用国家机器加大打击力度和追偿力度。对于资本化的科技成果在转让、继承等方面进行必要的安排。

放宽对科技成果创造者的权利归属认定。美国在国防采购中就明确规定，由国防订货和采购支持的项目研发中取得的成果，其专利权归研发企业或研发者所有；如果研发失败，风险由政府承担。有这样的制度安排，美国才能出现一批掌握大量尖端科技、横跨军民两界的实业巨头，如波音、洛马、通用动力、普惠等；这些企业也正是凭借这样的制度安排，才能维持一支耗资巨大的、高水平的科研人才队伍，并开展包括基础领域在内的具有前瞻性、战略性、颠覆性的科研活动。这对我们是有借鉴意义的。

对于那些具有重要意义的突破性智慧成果，应当适当淡化机构、职务创造，而相对突出个体创造者的权利，特别是自然人的权利人身份的认定。在权利的分配方面，也可以考虑引入机构和自然人共同所有的“混合所有制”式的权利归属，共同参与科技成果的收益分配。对于以国有资金支持的研发成果，如果目前因为体制原因不能引入个人享有因职务行为获得的知识产权收益共享机制，对于那些对行业发展和就业具有重大意义的代表人物和关键科研人员，应当考虑在现有的科技成果奖之外，由国家和政府根据科技创新的应用情况，特别是商业应用和社会效益情况，在较大范围给予必要的物质奖励。对于确因国家安全等因素无法转化或认定为科技资产而无法参与生产利润分配的智慧成果创造者、权利人，要从国家层面给予与其成果重要性相适应的奖励或补偿，以保护其积极性。

对于潜在的科技成果的所有者、权利人给予必要的转化辅导和法律支持，由政府负担主要费用的法律服务和相关辅导，增强其转化意识，降低转化门槛，更为有效地维护潜在智产阶层的合法权利，从源头上降低其维权成本；同时尝试构建与智产阶层相关的仲裁体系。

对科技工作者、技术人员，特别是关键项目的研发人员，在工资和奖金的个人所得税方面给予更大扣除或优惠，激发创新热情。

（五）重视国防需求引领

统筹国防建设和经济建设，加大对先进军事装备的研发和采购投入，鼓励民营企业参与，以重大专项的军民融合，带动国民经济、产业结构的升级换代。

进入二十世纪后，国防装备研发，一直对发达国家保持经济军事优势地位具有重大影响。二战后，特别是冷战期间，来自国防领域的需求、军备竞赛的压力，使得西方国家高度关注科

技开发、劳动生产率的提升方面的问题。一方面战争的危險和紧张的国际形势，迫使发达国家倾举国之力投入尖端科技研发，一批军工巨头掌握了大批先进技术，形成了庞大的高层次科研队伍，并凭借这些“黑科技”完成了科技的“原始积累”，获得了市场优势和超额利润。另一方面，这种超常规的科技发展与产业融合，使得西方国家在冷战后的综合国力竞争中，攫取到了全球秩序的高点和话语权。

应当看到，国防建设需求对尖端科技的带动作用，往往是一般经济手段在短时间内无法企及的。以美国为例，奠定波音公司优势地位的划时代产品波音-707，直接来源于美国对苏联战略轰炸和全球部署空中加油的需求。曼哈顿工程、导弹竞赛-阿波罗登月计划等一批军方主导的项目，带动了 1950-1970 年代美国企业的现代化投资热潮。为了实施核报复和核威慑建立的 APAR 网，更是催生了冷战后的互联网时代新经济浪潮。

当今世界，充满各种形式的冲突，作为后发国家，我们在国防建设方面的迫切性愈发强烈。以国防开支为引领，做强一批攻克掌握高新技术的先进企业，特别是制造业企业，是对经济可持续发展和高质量发展的必要支撑。从当前的内外部形势和财政经济状况出发，认真考虑这个问题已到了比较迫切的时候。

除了“国家队”以外，使更多的民营企业加入到国防需求的供给中，发挥出整个市场的优势，是完全必要的。在美国，无论是近年来兴起的 Space-X、还是传统的主要军火巨头和高科技龙头企业，都是私营公司，它们的发展都离不开国防订货的扶持。要在综合国力的竞争中争取主动，我们就应当对现有国防采购程序和办法做出必要安排，引入更多的合格市场主体，发挥好竞争的作用。

（六）关注 ICT、AI 等过热引发的问题

更为系统、谨慎地评估信息技术的应用领域，科学、有序地规划传统产业，特别是服务业的发展。

理论上，信息技术、人工智能的应用是可以在一定程度上减少社会资源的浪费，提高包括商业在内的经济活动的效率。然而，如果由于监管盲区造成网购、共享等新兴业态在资本的推动下野蛮生长，则可能会对传统产业结构产生过快过猛的冲击。

改革开放以来，中国市场经济活力的一个重要方面就表现在较为有序的竞争使得资源得以有效利用。然而，近些年来，一些网购平台凭借低价产品和“冲量”战略快速发展，导致传统

商业模式，实体店及大型商场在不对等的环境中不断凋敝、举步维艰，在网络销售冲击下节节败退，这些现象的背后还是一个对信息技术与产业融合的规制和监管问题。

电商并没有创造新的附加价值，只是重新分配了价值，而且以没有铺面（从而没有租金、房地产税）、没有店员（人力成本低）作为优势，吸纳的快递从业者的素质并不高，总体上对GDP的贡献反而会小。

从经济安全的角度来看，如果像我们这样一个人口多、平均劳动素质不高的经济体，旅游业、餐饮业、商业主要靠几个网络平台、几家快递公司，而小商店、小饭店、小企业甚至大企业离开这些网络平台就举步维艰；几十亿个银行账号、十几亿消费者、几亿个家庭的信息就掌握在几个支付平台中，也是相当危险的，至少与国家的总体安全观是不适应的。

网络技术投资也未必就一定会带动经济整体效率的提高。首先，网络技术的过度投入正在一些领域形成垄断和寡头，这将从根本上破坏经济的活力；其次，网络技术的龙头企业在使社会公众和社会活动、社会交往对其依赖不断加深的同时，也增加了维护社会正常发展的成本；再次，“质量好不如直播好”的网络销售模式往往靠低价进行竞争，这对实体经济的高质量发展不利；最后，所谓的“定制化”的作坊生产和点对点的快递传输模式也未必就能做到节约资源和减少能耗。因此，必须注意新生行业、新技术的负面影响，不可只强调其积极的一面。

网络技术的投资热潮对实体经济部门的投资是有挤压效应的，客观上有脱实向虚的问题。因此，要对大型商场、实体店等传统商业业态的健康发展和有序改造给予必要的关注。电商的优势应该是其便捷性，用低价与实体店竞争似不妥，有倾销的嫌疑。如何鼓励电商与实体店以增加就业为目标进行合作是值得探讨的问题。毕竟扩大就业是我们实现小康、维护社会稳定的必由之路。

人工智能手段的普遍应用，既可以增强政府对社会的掌控，也同时为各种“黑客”、以假充真等更高级别的犯罪创造了条件。任何一事物都不可能只有积极的一面；不注意其消极一面的影响，否则一定会出大问题。

由于要跨越“中等收入陷阱”和处于社会主义初级阶段的基本国情，本身就意味着巨大的潜在GDP增长空间。作为人类历史上第一个初步实现工业化和全面建成小康社会的具有十四亿人口的国家，我们绝不能被国外的理论和实践所束缚，也不能被自己的发展经验和实践所束缚，而要以不断创新的思想面对所遇到的问题。

我们的制度有其优势。认识这种优势所包含的潜在 GDP 增速，并将其转化为现实增长，在今后的一段时期维持 7% 左右，甚至更高的 GDP 可持续增速是完全可能的。抓紧 TFP 这根标杆，充分发挥市场配置资源的优势，用好潜在发展速度空间，调动各方面积极性，从而实现我们的发展目标。

国际基准利率替代适用性分析与商业银行的应对¹

陈卫东² 钟红³ 边卫红⁴ 郝毅⁵ 李梦宇⁶

【摘要】国际基准利率改革将对各国监管部门、金融机构和客户带来深远的影响。目前，各国拟采用的新基准利率与伦敦同业拆借利率（LIBOR）体系存在较大结构性差异。一是新基准利率将由各国独立发布，导致不同货币存在不一致性；二是新基准利率均为隔夜利率，暂不具备期限利率；三是新基准利率都是无风险利率，不包含信贷风险溢价。新基准利率与 LIBOR 的隔夜利率利差分析显示，担保隔夜融资利率（SOFR）波动性高于 LIBOR，且数值普遍高于 LIBOR；英镑隔夜指数均值（SONIA）与 LIBOR 的利差相较 SOFR 更小，且改革后的 SONIA 数值普遍高于 LIBOR。新基准利率与 LIBOR 的期限利率利差分析显示，远期定价 SOFR 比复合 SOFR 利率波动性小、利差小，且普遍低于 LIBOR；远期定价 SOFR 的 1 个月期限定价效果好于 3 个月、6 个月期限。针对基准利率替代改革，商业银行应积极跟进监管及市场最新进展，及时梳理自身敞口，做好充分应对的准备。

【关键词】基准利率替代 利差分析 利率结构 商业银行应对

一、引言

“伦敦同业拆借利率（LIBOR）操纵案”爆发后，其报价存在结构性缺陷导致的主观性和易被人为操纵等问题再次引起各方重视。由于 LIBOR 的报价中包含了流动性或信用风险溢价（及银行经营边际成本），在市场流动性紧张和危机期间，这些因素可能会被无限放大，LIBOR 并不适合在所有情况下作为近似无风险的基准利率。⁷寻找新的基准利率并对原有基准利率进行替代成为金融机构、监管部门和市场参与者共同关注的焦点问题。目前，美国、英国、欧盟等国家

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No.2102

² 陈卫东，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国银行研究院院长

³ 钟红，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国银行研究院副院长

⁴ 边卫红，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国银行研究院主管

⁵ 郝毅，中国银行研究院研究员

⁶ 李梦宇，中国银行研究院博士后

⁷ 李宏瑾、任羽菲：“国际货币市场基准利率改革及对中国的启示”，《国际经济评论》，2019 年第 6 期，第 134-153 页。

和地区已经确定了新的基准利率，国际基准利率改革将对各国监管机构和数以千万计的金融机构和客户带来深远的影响。

“操纵案”只是国际基准利率改革的“催化剂”。伦敦同业拆借利率已经不再适用于当下的国际金融市场。一方面，制度设计上更容易产生系统性风险。LIBOR 的定价设计要求银行估计其可以从其他银行借款的利率，而不是其实际借款的利率。LIBOR 报价基于银行对市场的猜测，从制度设计上存在对市场判断一致性偏误的可能性，容易发生系统性的金融风险。另一方面，市场规模上，LIBOR 交易规模与使用其定价的金融产品规模严重不匹配。根据美国联邦储备系统（以下简称“美联储”）统计，每天发生的美元 LIBOR 交易仅数亿美元，但其作为基准利率已经为超过 200 万亿美元的金融产品定价¹，这种市场规模的巨大差距很难保证以 LIBOR 定价的金融产品的稳定性。造成伦敦同业拆借市场不断萎缩的原因在于商业银行融资渠道更加多元化。银行筹集资金的方式已经改变。建立 LIBOR 时，其旨在衡量无担保的伦敦银行同业市场，但是银行不再以这种方式作为主要的资金来源。

基准利率改革过程中充满挑战。第一，原有基准利率 LIBOR 一直被广泛使用，遗留合同价值巨大。据估计，参考 LIBOR 定价的合同价值为 200 万亿美元，绝大多数合同与衍生工具有关。其中，包括 3.4 万亿美元的商业贷款，1.8 万亿美元的浮动利率票据和债券，1.8 万亿美元的证券化以及约 1.2 万亿美元的住宅抵押贷款。其余 95% 的敞口是衍生合约²。第二，新基准利率的期限结构的构建仍处于初级阶段，单纯依靠模拟计算将对模型复杂度和计算结果的可信性带来挑战。

根据市场规模和对全球金融市场的影响力，本文选取了美国、英国和欧盟等国家和地区基准利率改革进展情况及面临的风险进行分析。本文以利差作为研究对象，重点研究了以 SOFR 为代表的新基准利率与 LIBOR 的相关性，进而分析基准利率改革的进展和当前使用替代利率定价金融产品面临的潜在风险。

¹ 美联储估计，在通常的一天里，实际发生的一个月和三个月的美元 LIBOR 交易约 6-7 次，总计约 5 亿美元；对于六个月的期限，每天只有两到三笔交易；一年期平均每天进行一次交易，且在许多天中没有交易。数据来源：<https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/quarles20180719a.htm>[2020-08-07]。

² ARRC, “Second Report”, March, 2018,

<https://www.newyorkfed.org/medialibrary/Microsites/arrc/files/2018/ARRC-Second-report>[2020-08-07].

二、主要国家和地区基准利率改革进程及最新进展

自 2013 年二十国集团要求金融稳定委员会对主要基准利率进行审查以来，美国、英国、欧盟、瑞士、日本等国家和地区均已成立专门的基准利率改革工作组，基准利率改革持续推进。改革工作组秉持的共同原则是基准利率应该基于可观察的、公平的交易，而不是几个市场参与者利用专家判断估计得到的。这些工作组均认可隔夜利率，将其作为替代利率的首选方案。替代利率由（或将由）中央银行直接管理，这反映出监管部门和市场参与者普遍认为，基准利率属于公共利益，其基准性和可持续性是关键。本文重点梳理了美国、英国和欧盟基准利率改革进展的过程。

（一）美国积极构建 SOFR 指数，SOFR 利率曲线呼之欲出

2014 年，美联储成立了替代利率参考委员会（ARRC），以计划从美元 LIBOR 过渡。ARRC 举行了两次公开圆桌会议，发表了书面咨询，并成立了一个跨市场部门的最最终用户咨询小组。最后，ARRC 推荐了与财政部金融研究办公室合作提出的新利率。新利率被称作有担保隔夜融资利率（SOFR）。

自 2018 年 4 月以来，纽约联邦储备银行（以下简称“纽约联储”）每天都发布 SOFR。SOFR 通过与美国国库券（美国最深、最具流动性的货币市场）抵押的回购交易来衡量隔夜借贷的成本。每天 1 万亿美元 SOFR 成交量与众多市场参与者的借贷成本有关，其构建旨在满足基准最佳实践标准，适应未来的市场发展。

2019 年以来，ARRC 加快了基准利率过渡的进度。2019 年 4 月，ARRC 发布白皮书¹，向市场参与者解释如何在现金产品中使用平均 SOFR 利率。白皮书指出，那些能够使用 SOFR 的人不应该等待前瞻性期限利率来过渡，描述了简单平均利率和复合平均利率之间的差异。2019 年 11 月，纽约联储与美国财政部金融研究办公室（OFR）合作，每天发布 1 个月、3 个月和 6 个月 SOFR 的复合平均值。同时，还将发布每日 SOFR 指数，计算自定义时间段内的复合平均利率。发布 SOFR 的复合平均值将有助于促进基准利率的使用。一方面，SOFR 的平均值可以更好地用于现金产品；另一方面，使 SOFR 可以作为消费者贷款和浮动利率债券（FRN）的参考，鼓励更多地使用 SOFR 衍生品对冲这些工具中的头寸。SOFR 平均值和指数将采用每日复利计算，与简单的平均值相比，

¹ARRC, “A User’s Guide to SOFR”, April, 2019, https://www.newyorkfed.org/medialibrary/Microsites/arrc/files/2019/Users_Guide_to_SOFR.pdf. [2019-12-01].

每日复利将更准确地反映货币的时间价值。复利的使用也将与国际掉期和衍生品协会在掉期合约中使用隔夜利率的方法相一致，SOFR 债券产品的发行人可能会优先选择这种方法进行对冲。与此同时，更准确的套期也将有助于扩大市场规模，改善市场操作，鼓励市场参与者接纳和使用 SOFR，进一步支持从 LIBOR 向 SOFR 的过渡。

（二）英国无风险参考利率工作组与监管机构密切合作，为提前完成基准利率转换进行准备

英镑无风险参考汇率工作组（RFRWG）成立于 2015 年，旨在根据金融稳定委员会的建议，开发代替 LIBOR 的无风险利率（RFR）。2016 年，SONIA 的发布及管理单位更改为英格兰银行¹，工作组于 2018 年 4 月 23 日完成改革²。2017 年 4 月，工作组将 SONIA 作为首选替代利率，此后一直专注于如何在金融市场将 LIBOR 过渡到使用 SONIA。SONIA 作为隔夜的无风险利率，将替代 LIBOR，成为货币市场及衍生品市场的定价利率。SONIA 交易量的 70% 为货币市场基金，目前，其已应用在英镑 OIS 市场中。自 2018 年 4 月以来，支撑 SONIA 的日均交易价值约为 450 亿英镑。

一旦英国提前完成基准利率改革，改革的不同步可能会对英国和欧元区金融市场产生冲击。2019 年 10 月，英镑无风险参考利率工作组就 LIBOR 过渡的监管障碍致信相应监管部门（国内即审慎监管局和金融行为管理局，国际即欧洲委员会和巴塞尔银行监管委员会）。³工作组通过与国际监管机构进行联系，可以建立良好的沟通机制，并就监管协调问题达成初步意向。一旦英国准备提前完成利率改革，也可以共同管理因为改革不同步造成的市场风险。这些信函列举了目前英国基准利率转换面临的国内问题（例如，制定银行机构的审慎框架、通过后备条款增强衍生品合同的稳定性）和跨国问题（例如，在欧元区存在大量英镑、美元、瑞郎的敞口；如何进行国际间宏观审慎协调问题），并希望在必要时采取具体措施，以确保平稳过渡，从而减少由于继续依赖 LIBOR 而带来的安全性和稳定性风险。

（三）欧盟正式发布 €STR，基准利率转换正在推进中

欧元区由银行同业拆借利率向欧元短期利率过渡。欧元隔夜指数均值（EONIA）以及欧元银行同业拆借利率（EURIBOR）是欧盟之前广泛使用的两个基准利率。2017 年 9 月，欧盟委员会、

¹ SONIA 自 1997 年 3 月开始予以发布，英格兰银行于 2016 年开始负责其发布和治理事务。

² 此次改革涉及计算方法改变、发布时间改变和交易范围扩大等。

³ Tushar M., “Removal of Pan-European Regulatory Barriers to Transition away from LIBOR and other IBORs”, October 23, 2019, <https://www.bankofengland.co.uk/-/media/boe/files/markets/benchmarks/rfr/wgrfr-letter-to-european-commission.pdf?la=en&hash=2FF6D7E3D632E4C569325EA3292C1C3713E28510> [2019-12-01].

欧洲中央银行、欧洲证券市场管理局及金融服务市场管理局决定建立工作组推进无风险替代利率工作。2018年9月，无风险利率工作组建议将欧元短期利率（€STR，2019年3月前称ESTER）作为欧元区的无风险利率，并逐步替代EONIA。€STR是一个新的、无担保隔夜银行拆借利率。

自2019年10月2日起，欧洲中央银行将基于银行每日报备的货币市场统计数据计算和公布€STR，同时，欧洲中央银行以及欧盟成员国中央银行分别对€STR行使管理和监督职责，这标志着欧洲基准利率改革仍在持续推进。随后，欧洲货币市场协会（EMMI）改变了隔夜利率（EONIA）¹的计算方式，将其变为€STR加上固定利差（根据2018年4月17日至2019年4月16日的EONIA和前€STR利率数据²计算得到，此固定利差为8.5个基点）。欧元区无风险利率工作组建议，市场参与者应将所有产品和合同的EONIA逐步替换为€STR，将€STR作为标准参考汇率。EONIA将于2022年初停止使用。

欧洲市场参与者应当更关注€STR在衍生品市场的应用情况，同时关注EONIA向€STR转换过程中可能出现的风险。€STR作为市场基准利率的时间还比较短，使用€STR报价的金融产品还不多，目前金融机构更多还是使用欧元银行间拆放利率（EURIBOR）加减点进行产品定价。

欧元无风险利率工作组建议使用前瞻性方法构建€STR期限利率，该方法使用基于€STR的OIS公司报价建立期限利率。同时，工作组建议，使用回溯的方法获得利率曲线的历史时间序列数据。其中，EONIA的历史风险因素可以作为€STR曲线中的历史风险因素。构建利率曲线将很大程度上降低期限利率转换过程中面临的估值风险和市场风险。

三、新基准利率与LIBOR相关性分析

LIBOR和以SOFR为代表的新基准利率背后的定价机制有所不同，存在固有差异。因此，过渡时期对存量合同的解决方案不是简单的替代，而需要在过渡期进行调整。大多数使用LIBOR定价的合约使用的都是3个月或6个月LIBOR利率。抵押贷款通常使用一年期LIBOR利率。但是新的基准利率是一个隔夜利率，没有3个月或6个月的期限。各工作组也在积极构建新基准利率的

¹ EONIA作为初步选定的基准利率，未能通过基准测试。

² 前€STR数据（Pre-€STR），即欧洲中央银行公布的2017年3月15日至2019年9月30日的经过计算得出的€STR数值。

期限利率¹。由此可见，厘清 LIBOR 与新基准利率之间的结构差异，比较分析新基准利率期限利率与 LIBOR 期限利率的相关性是过渡期至关重要的任务。本文就这两方面展开分析。

（一）新基准利率与 LIBOR 的结构差异分析

各市场拟采用的新基准利率具有隔夜、基于交易、暂无期限利率等特征（表 1），与现有 LIBOR 利率存在结构化差异，由此导致的发布时间不一致、多币种等风险，会影响金融市场稳定。

第一，新基准利率与 LIBOR 存在期限结构的差异。现行 LIBOR 利率同时具有隔夜利率及 1 个月、3 个月、6 个月的期限利率曲线，可同时满足以上需求。而目前市场上不存在可完全替代 LIBOR 定价功能的利率。基于目前货币市场交易规模急剧增加、产品期限延长及交易对手种类更为丰富等特征，各国金融监管机构在选择新基准利率时首要考虑满足货币市场需求，倾向于选择无风险利率（RFR）对 LIBOR 进行替代。

第二，理想的基准利率需同时满足货币市场、衍生品市场及长期借贷市场的定价需求。无风险利率可较好满足货币市场及衍生品市场的定价需求；而在长期借贷市场中，需要利率具有期限曲线（Term Rate），同时也需要利率包含信用风险溢价部分。

（二）新基准利率与 LIBOR 的利差分析

新基准利率与 LIBOR 存在结构性差异，需要审慎分析其在隔夜利率（货币市场及衍生品市场）及期限利率（信贷市场）与 LIBOR 的利差，进而分析替代利率对商业银行存续及新增业务可能产生的影响。目前，发展较为成熟、数据充足、交易量较大的新基准利率主要包括美国市场的 SOFR 及英国市场的 SONIA。

1. SOFR 与 LIBOR 的隔夜利差特征分析

SOFR 是 ARRC 于 2017 年提出的、替代 LIBOR 利率的重要参考利率。SOFR 为隔夜市场（O/N）的无风险利率，将替代 LIBOR，成为货币市场及衍生品市场的定价利率。LIBOR 的现行定价机制中反映无风险利率的部分为公布的隔夜无风险利率（O/N LIBOR）及用于期限利率定价的无风险基础的有效联邦基金利率（Effective Federal Funds Rate, EFR）。由于基础回购交易由美国国债担保，SOFR 是接近无风险的利率。而 LIBOR 基于无抵押交易，旨在包括银行融资风险的价格。尽管目前大多数使用 LIBOR 定价的金融产品都没有反映银行融资风险的实际需求，但是这种

¹ ARRC 率先测算了不同期限的 SOFR 利率，英国工作组也将公布 SONIA 的期限利率；由于公布 eSTR 的时间较短，暂时没有公布期限利率的计划。

差异仍然会影响市场整体的利率价格水平，因此，在开始引用 LIBOR 并随后转换为 SOFR 的合同中需要作出相应的调整。通过对 LIBOR 隔夜利率和 SOFR 的利差分析，本文有以下发现。

第一，SOFR 波动性高于 LIBOR。据 SOFR 与 LIBOR 的无风险利率利差分析，两者的利差呈现相对波动，利差最大值为 310 个基点，出现在 2019 年 9 月 17 日¹，除极端值外，两者的平均点差为 23 个基点，利差波动率为 12%。由于 SOFR 是回购市场的实际交易利率，与 LIBOR 相比，其受到回购市场供求关系的较大影响。因此，SOFR 呈现出比 LIBOR 更高的短期波动性。

第二，自正式发布以来，SOFR 普遍高于 LIBOR。自 2018 年 4 月 2 日正式发布以来，SOFR 普遍高于 LIBOR。SOFR 反映了市场对于货币的真实需求，包含流动性溢价部分，因而普遍高于 LIBOR。同时，纽约联储的工作论文也通过模拟证实，在 2008 年全球金融危机时，SOFR 与 LIBOR 的隔夜利差明显加大。²

第三，2020 年 3 月新型冠状病毒肺炎疫情开始在欧美等国家和地区失控，也反映在金融市场上。2020 年 3 月 18 日起，LIBOR-SOFR 价差显著扩大。在 3 月 18 日至 3 月 25 日期间，LIBOR-SOFR 价差一直维持在 20 个基点，远高于 2020 年 1 至 3 月份 LIBOR-SOFR 价差均值 2 个基点。LIBOR 并未对市场压力作出回应，这表明它作为无抵押融资基准的局限性。

以上差异的背后均反映了 SOFR 基于市场实际交易的特征。一方面，这些改变使得金融产品的定价可以更好地反映市场利率及供需状况；另一方面，更为灵活波动的利率也为商业银行的产品定价管理增加难度。

2. SONIA 与 LIBOR 的隔夜利差特征分析

LIBOR 的现行定价机制中反映无风险利率的部分为公布的隔夜 (O/N) LIBOR。为了使数据具有可比性，采用基于英镑的 LIBOR 隔夜无风险利率与 SONIA 进行利差分析。

第一，相比 SOFR，SONIA 与 LIBOR 的利差更小。SOFR 与 LIBOR 的利差最大为 310 个基点，平均为 23 个基点；SONIA 与 LIBOR 的利差最大为 13 个基点，平均为 3 个基点。SONIA 与 LIBOR 的平均利差更小，波动更小。造成这一现象的原因，是由于 SONIA 出现和应用的时间早于 SOFR，市场参与者对 SONIA 有更充分的认知，与 LIBOR 的利差更小。

¹ 主要原因为一笔近 1150 亿美元的投资级债券入市，使得市场交易商 (traders) 需要在回购市场补充其资金流动性。

² Andreas S., Vladyslav S., “Beyond LIBOR: A Primer on the New Reference Rates”, March 2019, https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1903e.pdf./[2019-12-01].

第二，改革后的 SONIA 普遍高于 LIBOR。SONIA 改革是在工作组中引入了更多非金融机构，将交易范围从单纯的交易商撮合交易拓展至双边协商达成的隔夜无担保存款交易，大大增加了交易量。同时，算法的改革将简单的平均值改为成交量加权缩尾均值的方法（Volume-Weighted Trimmed Mean），更能反映利率的实际交易平均价格。改革后，SONIA 与 LIBOR 的利差逐渐由负变正，并维持在 3~5 个基点。

3. SOFR 与 LIBOR 的期限利率利差特征分析

SOFR 目前只有隔夜利率，因而需要构建 1 个月、3 个月和 6 个月的期限利率曲线，以应用在更为广泛的借贷市场产品定价中。目前，ARRC 官方已经公布了基于后置复合算法的 SOFR 期限利率。同时，ARRC 在其工作论文中构建了远期定价 SOFR（SOFR_FORWARD）和后置复合 SOFR（SOFR_REALIZED）的期限利率曲线¹。本文分别比较了这两种期限利率构造方式与 LIBOR 之间的利差变动情况。图 1、图 2 及图 3 分别列示了 1 个月、3 个月及 6 个月的 SOFR 期限利率与 LIBOR 的利差。

第一，远期定价 SOFR 比复合 SOFR 利率波动性小、利差小。远期定价 SOFR 基于期货及 OIS 实际交易的远期价格曲线，反映了市场基于现阶段及未来预期对利率形成的判断。后置复合 SOFR 基于目前已公布的 SOFR 曲线的复合计算得到相应期限利率曲线，因而无法排除极端情况对整个曲线的影响。在 1 个月、3 个月及 6 个月的期限内，远期定价 SOFR 比复合 SOFR 的波动性更小，与现行 LIBOR 的利差更小，可以更好地拟合 LIBOR 曲线。

第二，远期定价 SOFR 期限利率普遍低于 LIBOR。由于远期定价 SOFR 基于实际的衍生品市场交易形成，反映了市场交易者对未来利率的预期。现行 LIBOR 的定价机制基于成员行的报价，既反映银行对于未来无风险利率的预期，又包含银行的信用风险溢价部分。因而，远期定价 SOFR 期限利率不包含信用风险溢价部分，普遍低于 LIBOR。

第三，远期定价 SOFR 的 1 个月期限定价效果好于 3 个月、6 个月期限。信用风险溢价随着时间的延长而增加，1 个月期限的 SOFR 与 LIBOR 的最大利差为 15 个基点，而 3 个月期限的 SOFR 与 LIBOR 的最大利差为 40 个基点，6 个月期限的最大利差为 47 个基点。因而，采用远期定价 SOFR 的定价利率在短期内与 LIBOR 的差距较小，长期则较大，需要调整信用风险溢价。

¹ ARRC, “A User’s Guide to SOFR”, April, 2019, [https://www.newyorkfed.org/medialibrary/Microsites/arrc/files/2019/Users_Guide_to_SOFR.pdf/\[2019-12-01\]](https://www.newyorkfed.org/medialibrary/Microsites/arrc/files/2019/Users_Guide_to_SOFR.pdf/[2019-12-01])。

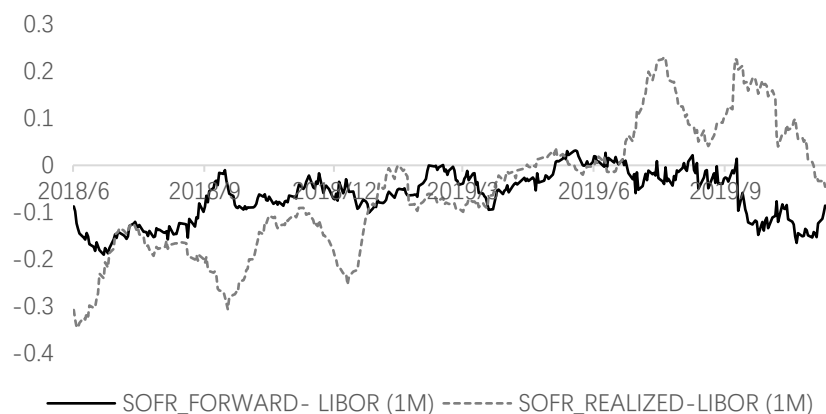


图1 SOFR与LIBOR期限利率利差（1个月，%）

注：SOFR_FORWARD-LIBOR（1M）为SOFR_FORWARD与LIBOR在1个月的期限利率之差；SOFR_REALIZED-LIBOR（1M）为SOFR_REALIZED与LIBOR在1个月的期限利率之差。

资料来源：纽约联储，圣路易斯联储。

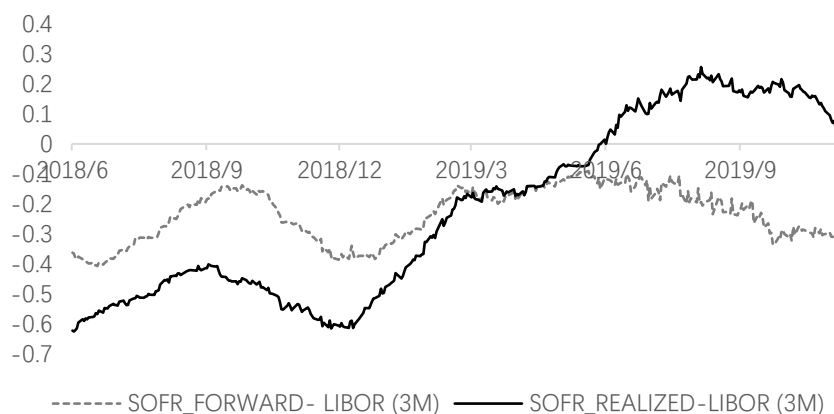


图2 SOFR与LIBOR期限利率利差（3个月，%）

注：SOFR_FORWARD-LIBOR（3M）为SOFR_FORWARD与LIBOR在3个月的期限利率之差；SOFR_REALIZED-LIBOR（3M）为SOFR_REALIZED与LIBOR在3个月的期限利率之差。

资料来源：纽约联储，圣路易斯联储。

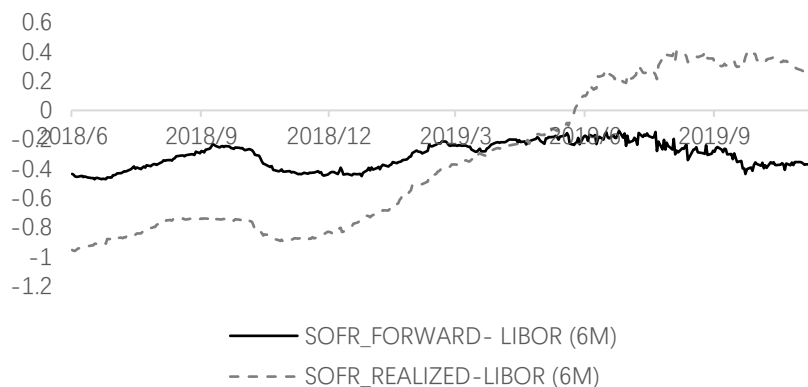


图 3 SOFR 与 LIBOR 期限利率利差（6 个月，%）

资料来源：纽约联储，圣路易斯联储。

注：SOFR_FORWARD-LIBOR（6M）为 SOFR_FORWARD 与 LIBOR 在 6 个月的期限利率之差；SOFR_REALIZED-LIBOR（6M）为 SOFR_REALIZED 与 LIBOR 在 6 个月的期限利率之差。

四、以新基准利率定价产品的规模不断增加

一方面，基于新基准利率定价的金融产品市场规模代表了市场参与者对新基准利率定价产品的接受程度；另一方面，这也是构建利率期限的基础因素。因此，一个国家或地区各金融市场规模的变化，可以很好地描述出该国家或地区 LIBOR 基准利率替代的程度，进而对下一阶段监管政策的方向做出判断。

（一）以新基准利率定价的现金市场仍在探索发展阶段

目前，美国对 SOFR 定价的现金产品规模尚未有统一的、被广泛认可的统计口径，彭博公司正在准备上线 SOFR 现金产品相关的数据统计。根据美联储数据，截至 2019 年 4 月，SOFR 现金产品发行额已达 790 亿美元，公司、金融机构和政府机构广泛参与。

现阶段，各金融市场对于以基准利率定价的现金产品都处于建设和摸索阶段。监管机构对于现有存量现金产品的态度，大多是从如何处理存量合同、增加准确的后备语言，以及与客户进行沟通等方面进行指导，避免 LIBOR 到期时，短时间内处理大量合同可能造成的操作风险和市場不稳定性。

（二）以新基准利率定价的债券市场发展情况各不相同

债券市场是基准利率应用的重要市场，在以直接融资为主的金融市场中占据重要作用。目前，英国、美国和欧盟的工作组都出台了相应的指导文件或工作论文，在债券发行利率计算方式、鼓励金融机构与客户沟通等方面给出指导和建议。三个国家和地区的债券市场发展情况如下。

SOFR 债券发行增长迅速，期限多为 1-2 年期。截至 2019 年 8 月末，市场累计发行的 SOFR 美元债券规模为 1848 亿美元，其中联邦住房贷款银行、房地美、房利美发行规模位列前三，分别为 856 亿美元、397 亿美元和 175 亿美元，合计占 SOFR 债券发行量的 77.3%。¹此外，摩根大通、高盛、富国银行和花旗银行也都成功发行了与 SOFR 挂钩的美元债券。按期限来看，1 年期 SOFR 债券发行量 643.2 亿美元，占比为 35%，18 个月期和 2 年期分别为 536 亿美元和 265.3 亿美元，占比分别为 29%和 14.4%。此外，美联储正在研究未来发行挂钩 SOFR 的一年期付息债券。

在英国债券市场上，已存在 40 多个以 SONIA 为基准的债券，总票面价值为 260 亿英镑。在欧盟，由于 €STR 刚刚公布，基于 €STR 的债券市场还在发展过程中，目前没有公开的数据。

未来预计，英国最可能率先完成债券市场全部转换，英国希望在 2020 年一季度后，不再发行用 LIBOR 定价的债券；美国紧随其后；欧盟由于基准利率推出较晚，大部分金融机构仍然使用 EURIBOR 进行定价，完成债券市场的转换时间可能较迟。

（三）使用 €STR 定价的衍生品市场可能出现较快增长

SOFR 期货合约增长迅速。2018 年 5 月，芝加哥商品交易所（Chicago Mercantile Exchange, CME）推出 1 个月和 3 个月的 SOFR 期货合约。截至 2019 年 10 月末，SOFR 期货市场参与者已经超过 130 家，1 月期 SOFR 期货未平仓合约量 1410.9 亿美元，3 月期 SOFR 期货未平仓合约量 402.02 亿美元。

SOFR 掉期产品交易量继续稳步增长。根据全球清算所（LCH）统计的数据，截至 2019 年 10 月，基于 SOFR 挂钩的掉期交易规模（Registration Volume）超过 8834.9 亿美元。

SONIA 挂钩期货持续增长。2019 年 3 月的交易量达到 7220 亿英镑，但是，SONIA 挂钩期货的月交易量和存量交易仍远低于英镑伦敦银行同业拆借利率（Sterling LIBOR）挂钩期货。SONIA 挂钩利率掉期存量仅为 Sterling LIBOR 的一半。

¹ 信息来源于富国银行统计数据。

从市场规模和交易数量来看，SONIA 期货和衍生品市场要比 SOFR 更大，这和 SONIA 在 1997 年就推出、市场普遍更加认可有很大关系。因为期货和衍生品常被用来作为套期保值，其价格发现功能的强弱直接影响到市场参与者的接受程度，因此利率推出时间会影响期货和衍生品市场规模。

英国 LIBOR 转换过程的经验证明，市场基准利率使用时间和市场参与者接受程度成正比，即市场基准利率使用时间越长，越受到市场参与者的认可，基于该基准利率定价的金融产品规模就越大。虽然 €STR 刚刚正式公布，但已经运行一段时间的欧元区衍生品市场的基准利率 EONIA 将挂钩 €STR，并不会像美国那样从零开始构建基于新利率的期货、衍生品市场。未来 €STR 的期货衍生品市场规模可能将快速超过 SOFR 期货衍生品市场规模。

五、商业银行面临的挑战与应对

基准利率改革为商业银行的业务经营带来诸多挑战。对 LIBOR 敞口的管理与转换需要各业务条线配合，同时新基准利率对银行的信用风险定价、资产负债管理等能力提出更高要求。商业银行应积极跟进监管及市场最新进展，及时梳理自身敞口，做好充分的应对准备。

（一）对 LIBOR 敞口的管理与转换需各业务条线配合

1. 形成风险敞口定期汇报机制，更新风控模型。针对现有业务的敞口评估及未来业务的风险敞口，商业银行应及时梳理并形成定期汇报机制，最好形成自动化统计系统。商业银行应积极减少不同产品类别（包括衍生品）的后备利率品种，降低风险控制难度。同时，商业银行需要对多个以 LIBOR 为参考利率的估值和风险管理系统进行调整，将信贷调整和期限利率加入相关模型和系统内。同时，对现有模型可能产生的影响进行评估测试。

2. 评估法务、财务和税务体系需面临的调整。法务方面，商业银行需要寻找、收集和识别所有相关文档中直接或间接以 LIBOR 作为参考利率、后备条文等记录，厘清目前合同条款中的后备语言，尝试建立后备语言替代机制。同时，商业银行需对资产负债表、公允价值计量和衡量方式做出调整，对会计准则和对冲有效性测试做出调整。此外，还需关注并评估增加税收对银行资产负债表的影响。

3. 评估系统在模型、算力方面应做的准备。定价曲线的变更、新基准利率暂无期限曲线等对商业银行的后台系统（包括交易存储库、中间件解决方案、市场数据供应商、定价平台等）

造成新的挑战，需要足够的系统模型算法支持，同时也需充足算力应对产品或数据的大规模变更。一方面，商业银行应识别在项目计划中主要依赖的系统供应商，并要求供应商随时着手流程变更；另一方面，银行应确保内部系统和流程可以使用简单平均或复合后置利率计算方法对定期支付进行计算，并对系统的算力进行评估测试。

4. 优化 LIBOR 转换期间的客户体验。为了控制 LIBOR 敞口，降低银行面临的利率替代风险，商业银行在业务开展时需要与客户进行充分沟通，提出可供选择的多种方案。为此，应组织对一线业务人员进行关于 LIBOR 利率转换的培训，增强其对此变更的理解，便于客户沟通。同时，应针对利率曲线的变更在货币市场、衍生品市场等开发具有适应性的产品，以应对新基准利率的大规模使用情况。

（二）新基准利率不含信用风险溢价部分，商业银行需增强自身信用产品定价能力

由于新基准利率均基于无风险利率，银行需要对其期限曲线进行“信用利差”调整，以还原 LIBOR 的信用风险部分。目前，公司信贷等在新业务开展时，既需应对新基准利率无期限利率的问题，又要避免继续挂钩 LIBOR。未来更多的信贷业务可能会采用固定利率形式，对银行带来额外的利率风险。为此，一方面，银行应加强信贷业务信用风险溢价的定价能力，尝试构建基于新基准利率的借贷曲线；另一方面，应考虑使用衍生品对冲未来可能面临的利率风险。

（三）加强资产负债管理，避免业务交替导致的错配风险

一是利率转换时的大规模风险。从 LIBOR 到无风险利率的转变会对商业银行资产负债表产生较大影响，可能会导致资产端和利率端出现较大的不匹配，相关部门应提前评估并准备过渡计划。二是新基准利率与 LIBOR 并存时可能出现的利率偏离风险。在 SOFR、SONIA 等新基准利率与 LIBOR 并存的一段期间，以新基准利率为参考利率的金融市场面临较大流动性压力时，基于有抵押利率的 SOFR 和无抵押利率的 LIBOR 可能会出现较大偏离，从而银行面临更高的流动性风险，因此，需及时关注可能出现的资产负债不匹配情况。三是替换完成后，不同币种的利率并不相同，跨国跨币种的利率偏离风险。当市场完成转换后，基于不同货币的利率曲线并不相同，各利率的曲线可能会出现偏离情况。因而，对于具有多币种多国的利率敞口的商业银行，需额外关注各币种之间的利率偏离对银行资产负债匹配的影响。

（四）及时跟进市场替代程度及同业应对

目前，英国、美国、欧盟等各市场均在逐步推进 LIBOR 改革，评估其对市场各方的影响。商业银行也相继成立工作小组，评估基准利率改革对自身业务带来的风险，积极出台应对措施。

此次改革是风险，也是机遇。当市场各方都面临更高的利率风险时，市场对于 LIBOR 及新基准利率的供求关系将发生重大变化。商业银行应积极关注同业动向，利用自身业务优势，在变革中产生更大的市场竞争力及影响力。

（五）鉴于各国监管政策仍存不确定性，银行应做好双重利率体系的准备

目前，各国监管政策仍面临较大不确定性。英国 SONIA 具有较好的交易基础，与 LIBOR 的利差较小，2020 年 8 月 3 日工作组公布了 SONIA 期限利率，SONIA 各产品市场稳步、有序建设；美国仍在探讨分析 SOFR 的期限利率建立方法；而欧洲地区进程相对缓慢。利率替代过程中的“双轨并存期”将为银行带来更高的利率风险。从事跨国业务的商业银行尤其需对监管动向紧密跟踪，及时明确监管方向，指引业务开展。

“一带一路”建设、中西部开放与地区经济发展

李小帆¹ 蒋灵多²

【摘要】随着“一带一路”建设的推进，中西部地区逐渐走向开放的前沿。本文首先采用简约式估计方法，利用双重和三重差分法证实在“一带一路”倡议提出后，中西部地区在中国对外贸易中的地位逐渐上升，其中与“一带一路”沿线国家的贸易尤其如此。其次，本文进一步采用结构式估计方法，构建了允许国内外贸易和劳动者迁移的空间经济模型，并在地级市层面估计模型参数。校准后的模型能够较好地拟合中国各地对外贸易的情况。在此基础上的反事实研究表明，由于相对降低了中西部地区的外贸成本，“一带一路”建设大幅促进了中西部开放，进而使得中国总出口、实际 GDP 以及社会福利分别增加了 3.397%、0.397% 以及 0.142%。并且中西部地区的收入改善更加明显，东、中、西部地区之间收入差距缩小。

【关键词】“一带一路”建设；中西部开放；地区收入差距；结构式估计

一、引言

中国对外开放从沿海起步，由东向西依次推进。由于地理位置的限制，中西部地区开放长期滞后。党的十九大报告指出要优化区域开放布局，加大西部开放力度。本文研究发现，“一带一路”建设为中西部地区的开放提供了机遇，中西部地理位置的劣势正在转化为“一带一路”经贸合作上的优势。与已有文献不同，本文主要探讨了“一带一路”建设对于中国国内的区域效应，并发现“一带一路”建设显著促进了中西部开放，进而增加中国总出口、实际 GDP 以及社会福利，同时缩小了区域间实际收入差距。

自 2013 年“一带一路”倡议提出以来，中国与沿线国家进出口额每年平均增长约 4%。由于邻近大部分“一带一路”沿线国家，并且得益于诸如“中欧班列”等贸易促进措施，中西部地区与沿线国家的贸易增长尤其突出。“一带一路”沿线国家已经成为中西部地区的重要贸易对象。本文首先利用双重差分法证实在“一带一路”倡议提出后，通过中西部关口的进出口增速显著快于东部。更进一步，通过三重差分法证实通过中西部关口与“一带一路”沿线国家的贸

¹ 李小帆，对外经济贸易大学中国世界贸易组织研究院

² 蒋灵多，对外经济贸易大学国际经济贸易学院

易增长尤其突出。以上简约式 (reduced-form) 估计的证据表明“一带一路”建设提高了中国中西部关口在整个对外贸易中的地位, 进而也为中西部地区的开放创造了有利条件。

本文进一步利用结构式 (structural-form) 估计方法从一般均衡的角度进行分析。具体而言, 本文建立了包括中国各地级市以及世界其他国家的空间经济模型, 商品可以在国内和国外贸易, 并承担贸易成本。劳动者可以在国内迁移, 并承担迁移成本。本文利用数据校准模型, 估计了贸易成本、迁移成本、各地的生产率与宜居度。在此基础上, 通过反事实分析方法讨论“一带一路”建设对于中西部开放的推动以及由此产生的影响。

分析结果表明, “一带一路”建设显著推动了中西部地区的开放, 进而使得全国总出口增加了 3.397%, 全国实际 GDP 和社会福利分别增加了 0.397% 和 0.142%。并且, 中西部地区受到的影响远远大于东部地区。正因如此, 中西部人口的迁出率下降了 1.392%, 分布在中西部的人口增加了 0.05% 左右 (该部分标黄文字删去)。在此基础上, 本文进一步讨论了地区收入差距问题。以各地的实际人均 GDP 衡量各地实际收入水平, 本文发现“一带一路”建设对中西部开放的推动使得全国城市间实际收入差距缩小了 1%, 并且这主要是因为东、中、西三大地区间平均实际收入差距的缩小。但与此同时, 中、西部地区内的城市间实际收入差距有所扩大, 这主要是由于地区内关口城市与非关口城市的差距扩大。

本文其余部分安排如下: 第二部分为文献综述; 第三部为中国各个关口进出口的变化趋势及相关经验研究; 第四部分构建了空间经济模型; 第五部分为模型的校准; 第六部分讨论了“一带一路”建设背景下中西部关口进出口成本的变化以及反事实分析方法; 第七部分利用反事实分析法讨论了“一带一路”建设导致的中西部关口进出口成本降低所带来的整体影响和地区影响; 最后部分为本文的结论。

二、文献综述

随着“一带一路”建设的推进, 关于“一带一路”建设相关问题的研究也开始出现并增加。现有文献讨论了“一带一路”沿线国家的贸易便利化条件 (孔庆峰和董虹蔚, 2015), 沿线国家产能合作或者中国钢铁产能受到的影响 (赵东麒和桑百川, 2016; 倪中新等, 2016)。部分研究从竞争性与互补性的角度讨论了“一带一路”沿线国家的贸易, 并发现互补性大于竞争性 (魏龙和王磊 2016; 李敬等, 2017)。陈虹和杨成玉 (2015) 运用可计算的一般均衡模型发现如

果中国与“一带一路”沿线国家建立自由贸易区，沿线国家的 GDP 增长率、进出口总额、社会福利均将有不同程度提高。李兵和颜晓晨（2018）从公共安全的视角考察了恐怖袭击对中国与“一带一路”沿线国家双边贸易的影响，并发现恐怖袭击对中国与“一带一路”沿线国家之间的贸易的负面影响较小。当然，也有部分文献讨论了中国与“一带一路”沿线国家的对外投资（郭焯和许陈生，2016；张述存，2017）。

上述文献从国家间的角度讨论了“一带一路”沿线国家经贸合作的问题，本文则重点关注的是中国与沿线国家的贸易对于中国不同地区的影响。既有部分文献也讨论了贸易对于中国不同地区的影响。肖德等（2013）讨论了中国-东盟自由贸易区对中国不同地区的影响。研究发现与东盟接壤的省份获益最大。何冰和周申（2019）以中国入世的关税削减为外生政策冲击，发现贸易自由化程度与就业呈正比；由于东部地区贸易自由化程度高于中西部地区，所以就业向东部沿海地区聚集。Fan（2019）利用空间经济模型量化分析了中国加入 WTO 对于国内不同地区的影响，该文假设中国各地只能通过东部沿海关口进出口。本文则假设中国的对外贸易可以通过东、中、西部地区关口进行，这样才能讨论“一带一路”贸易对中西部地区的不同影响。Auto 等（2013）、Acemogolu 等（2016）利用简约式估计讨论了中美贸易对于美国不同地区的影响，Caliendo 等（2019）则利用空间经济模型讨论了类似问题。

本文量化分析所构建的理论模型为前沿的空间经济模型。Redding（2016）在 Eaton 和 Kortum（2002）的基础上，利用 Frechét 分布函数将劳动者在空间上的迁移加入到标准的贸易模型，并提供了模型校准的方法。该模型被广泛应用到与中国空间相关的问题研究。Tombe 和 Zhu（2019）利用空间经济模型讨论了中国国内贸易成本和迁移成本的下降对中国经济的影响。Fan（2019）利用相似的模型讨论了中国加入 WTO 的整体影响以及对不同地区的差异影响。Ma 和 Tang（2019）利用空间经济模型讨论了中国人口迁移的问题，例如外来劳动力的迁入对于城市原有居民的影响，中国几个特大城市的最优规模等。Xu（2017）则利用相似模型讨论了中国高铁对不同城市的影响。

从方法的角度讲，本文理论模型和校准估计与上述空间经济研究的不同主要体现在以下两点。第一，本文对于国际贸易成本作了更加细致的刻画，即各城市可以通过分布在国内不同位置的口岸进行对外贸易。一方面，这和本文研究的问题紧密相关，即“一带一路”建设相对降低了中西部地区关口成本，进而促进了中西部地区开放。另一方面，本文提供了一种估计国内城市间贸易成本的方法。囿于国内城市间贸易数据的不可获得，国内贸易成本的估计是现代空

间经济研究的一项挑战。本文指出，海关数据中口岸选择的信息能够部分反映国内城市间贸易成本。

综上，本文的主要贡献如下：第一，现有研究主要是从国家之间经贸合作的角度讨论“一带一路”建设的影响和意义，本文探讨了“一带一路”建设对于中国国内不同区域的影响。第二，加大中西部内陆沿边地区的开放力度是优化区域开放布局，以实现全面开放格局的重点要求。本文讨论了“一带一路”建设对于中西部地区开放的促进作用以及随之产生的经济效应。最后，本文利用前沿的经济空间模型从外在政策冲击对国内各地关口贸易成本的影响出发，在一般均衡的框架下讨论了国内不同区域的开放以及地区收入差距等相关问题，丰富了新经济地理模型的应用。

三、特征事实分析与经验检验

（一）数据来源与说明

该部分使用的数据主要来源于 RESSET 中国海关进出口全口岸数据库与商务数据库（China Commerce Data Network, CCD）¹。前者收录了中国和其他国家与地区的外贸进出口往来记录，其包括了 2007—2016 年产品层面交易的月度数据，但只有 2007—2011 年的进出口记录具有关口信息，因此剩余年份的关口进出口数据从中国商务数据库中获取，但商务数据库的数据仍缺乏 2012 年的数据，因此文中的研究样本包括 2007—2011 年以及 2013—2016 年，研究样本涵盖了“一带一路”建设前后的时间段。为便于分析，文中根据中国国家统计局的划分方法，依据关口所在城市将关口划分为东、中、西部地区²，以便检验“一带一路”（The Belt and Road, B&R）建设之后中国通过中西部关口的贸易是否显著增加；同时为了进一步分析“一带一路”建设前后中国通过中西部关口与“一带一路”沿线国家贸易的变动，文中进一步对出口目的国或进口来源国进行划分为“一带一路”沿线国家（BR 国家）和非“一带一路”沿线国家（非 BR 国家），从“一带一路”数据库³可知，截止 2019 年，“一带一路”建设参与国家包含了 73 个（不

¹ RESSET 中国海关进出口全口岸数据库的官方网站访问链接为 <http://www.resset.cn>；商务数据库的官方网站访问链接为 <http://data.51ccd.com>。

² 中国国家统计局官方网站链接 <http://www.stats.gov.cn>。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省（市），中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省；西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古 12 个省（市或自治区）。

³ “一带一路”数据库网站访问链接 <https://www.ydylcn.com>。

包含中国在内)，据商务数据库 2013-2016 年的统计，参与“一带一路”建设的国家包括 65 个¹。

（二）特征事实分析

1. “一带一路”建设背景下中西部关口的进出口变动

表 1 报告了通过东部和中西部关口的进口（出口）额占总进口（出口）额比重随年份的变动趋势。数据显示，在出口方面，2013 年之前，通过东部关口出口的占比均在 96.5%以上且基本保持稳定，而中西部关口的总出口额占比小于 2.5%。自 2014 年开始，通过东部关口的出口额占比开始下降至 90%左右，而中西部关口的出口额占比提高至 10%左右，约为原来的 4 倍。在进口方面，2013 年之前，通过东部关口进口的比重都在 97%以上且基本保持稳定，而中西部关口的总进口额占比小于 3%。自 2014 年开始，通过东部关口的进口额占比逐年下降，降低至 88%左右，而中西部关口的进口额占比逐年上升，提高至约 12%，增长至原来的 4 倍。由此可知，中西部关口的进口与出口占比在 2013 年之前保持平稳较低水平，但在 2013 年“一带一路”倡议提出以后，中西部关口进口与出口占比均显著上升。

表 1 东、中西部关口进口与出口占比（%）

年份	出口		进口	
	东部	中西部合计	东部	中西部合计
2007	97.80	2.20	97.59	2.41
2008	97.65	2.35	97.50	2.50
2009	97.66	2.34	97.25	2.75
2010	97.73	2.27	97.42	2.58
2011	97.57	2.43	97.51	2.49
2013	96.61	3.39	97.01	2.99

¹ 65 个国家具体为：阿尔巴尼亚、阿富汗、阿联酋、阿曼、阿塞拜疆、埃及、爱沙尼亚、巴基斯坦、巴勒斯坦、巴林、白俄罗斯、保加利亚、波黑、波兰、不丹、俄罗斯、菲律宾、格鲁吉亚、哈萨克斯坦、黑山、吉尔吉斯斯坦、柬埔寨、捷克、卡塔尔、科威特、克罗地亚、拉脱维亚、老挝、黎巴嫩、立陶宛、罗马尼亚、马尔代夫、马来西亚、马其顿、蒙古、孟加拉国、缅甸、摩尔多瓦、尼泊尔、塞尔维亚、塞浦路斯、沙特阿拉伯、斯里兰卡、斯洛伐克、斯洛文尼亚、塔吉克斯坦、泰国、土耳其、土库曼斯坦、文莱、乌克兰、乌兹别克斯坦、希腊、新加坡、匈牙利、叙利亚、亚美尼亚、也门、伊拉克、伊朗、以色列、印度、印度尼西亚、约旦、越南。

2014	90.61	9.39	88.64	11.36
2015	88.64	11.36	88.04	11.96
2016	91.13	8.87	88.01	11.99

注：2007-2011 年数据来源于 RESSE 中国海关进出口全口岸数据库，2013-2016 年数据来源于中国商务数据网，2012 年数据缺失。

2. “一带一路”建设背景下通过中西部关口与沿线国家的进出口变动

图 1 呈现了中国对“一带一路”沿线国家（以下简称 BR 国家）的出口占比及通过中西部关口对 BR 国家的出口占比；图 2 呈现了中国从 BR 国家的进口占比及通过中西部关口从 BR 国家的进口占比。图示表明，出口方面，在 2013 年之前，中国对 BR 国家出口占比相对稳定在 23.5% 左右，自 2014 年开始，对 BR 国家的出口占比提高至 27% 左右。同时，在中国对 BR 国家的出口中，通过中西部关口的出口占比较小，但从 2013 年开始占比明显增大。由此表明，“一带一路”建设之后，中国对 BR 国家的出口占比增加，且通过中西部关口的出口比例明显提升。

进口方面，中国从 BR 国家的进口占比在 2013 年之后并没有明显增加。在中国从 BR 国家的进口中，通过中西部关口的进口占比较小，但在“一带一路”建设之后有十分明显的提升。具体地，通过中西部关口的进口占比由 2013 年之前的 2%-4% 上升至 2013 年之后的 17%-19%。由此表明，“一带一路”建设之后，中国自 BR 国家的进口占比增幅不明显，但通过中西部关口的进口比例大幅提升。

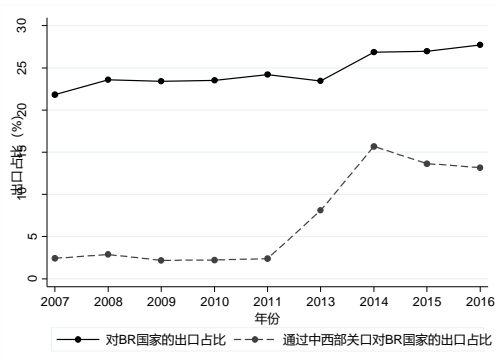


图 1 对 BR 国家的出口占比及通过中西部关口

对 BR 国家的出口占比

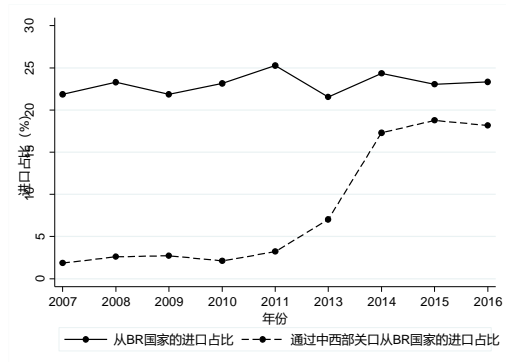


图 2 从 BR 国家的进口占比及通过中西部关口

从 BR 国家的进口占比

数据来源：RESSE 中国海关进出口全口岸数据库与中国商务数据网，2012 年数据缺失。

（三）基于计量模型的经验检验

为了得到更加可信的结论，下文通过构建双重差分模型（Difference-in-Differences, DID）分析“一带一路”建设是否显著促进了中西部关口的进出口（占比）¹，并进一步通过构建三重差分模型（Triple Differences, DDD）分析“一带一路”建设是否显著促进了中西部关口与“一带一路”沿线国家的进出口。

1. “一带一路”建设对中西部关口进出口的影响

为检验“一带一路”建设是否显著促进了中西部关口的进出口，构建 DID 模型如下：

$$Y_{mt} = \alpha + \beta \text{treat}_m \times \text{post}_{2013} + \mu_m + \mu_t + \varepsilon_{mt} \quad (1)$$

在模型（1）中， m 表示为关区， t 表示年份；因变量 Y_{mt} 分别为 $\ln \text{export}_{mt}$ 和 $\ln \text{import}_{mt}$ ，用以表示关口 m 在年份 t 的出口额与进口额，并分别作对数处理。 treat_m 识别关区所在区域，中西部关区取值为 1，否则为 0。 post_{2013} 为识别“一带一路”建设前后的虚拟变量，2013 年之前取值为 0，2013 年及之后取值为 1。 α 和 β 为待估计参数， μ_m 和 μ_t 分别用以控制关区与年份的固定效应， ε_{mt} 为随机扰动项，模型估计得到的标准误差经关区层面聚类调整。

在估计模型（1）之前，需对模型进行平行趋势检验，以检验 DID 模型在本文的适用性。具体地，构建模型（2）进行模型的平行趋势检验：

$$Y_{mt} = \alpha + \beta_t \text{treat}_m \times \text{year}_t + \mu_m + \mu_t + \xi_{mt} \quad (2)$$

其中， Year_t 为年份虚拟变量， ξ_{mt} 为随机扰动项，其他变量与参数说明同模型（1）。平行趋势检验的估计结果如表 2 所示，模型估计得到的是以 2007 年为基期不同区域关口进出口额在各年份的变动差异。根据表中估计系数可知，2013 年之前年份的 $\text{treat}_m \times \text{year}_t$ 估计系数均不显著，即 2013 年之前不同区域关口的进出口额变动趋势不存在显著差异，模型通过了平行趋势检验。

表 2 平行趋势检验

	(1)	(2)
	出口额	进口额
$\text{treat}_m \times \text{year}_{2008}$	0.0551 (0.38)	0.263 (1.38)
$\text{treat}_m \times \text{year}_{2009}$	-0.0665 (-0.44)	0.275 (0.99)

¹ 由于出口（进口）占比是等于出口（进口）额与当年中国总出口（进口）的比重，因此，因变量无论是进出口额或进出口占比，得到的估计结果是一致的，为便于行文简洁，行文中只对进出口额进行分析。

$treat_m \times year_{2010}$	-0.205 (-1.07)	0.233 (1.06)
$treat_m \times year_{2011}$	0.00502 (0.03)	0.289 (1.30)
$treat_m \times year_{2013}$	0.200 (0.60)	-0.971 (-1.32)
$treat_m \times year_{2014}$	0.829* (1.93)	1.667*** (4.59)
$treat_m \times year_{2015}$	0.724* (1.69)	1.714*** (4.72)
$treat_m \times year_{2016}$	0.795* (1.94)	1.727*** (4.86)
观测数量	352	353
R平方	0.923	0.847

注：***、**、*分别表示参数的估计值在1%、5%、10% 的统计水平上显著，括号内为t统计值。

表 3 为模型 (1) 的回归结果，估计系数显示，“一带一路”建设使得中西部关口的出口额与进口额相对于东部关口具有显著的提升。从系数大小来看，相对于东部关口而言，“一带一路”建设使得中西部关口的出口额增加了 68.5%，使中西部关口的进口额增加了 83.5%。

表 3 “一带一路”建设对中西部关口进出口的影响

	(1)	(2)
	出口额	进口额
$treat_m \times post_{2013}$	0.685** (2.43)	0.835** (2.47)
年份固定效应	控制	控制
关区固定效应	控制	控制

观测数量	352	353
R平方	0.923	0.825

注：注释同表2。

2. “一带一路”建设对中西部关口与“一带一路”沿线国家进出口的影响

为了进一步检验“一带一路”建设是否显著促进了通过中西部关口与“一带一路”沿线国家的贸易，本文构建三重差分模型如下：

$$Y_{mgt} = \alpha + \beta treat_m \times dest_g \times post_{2013} + \mu_{mt} + \mu_{gt} + \mu_{mg} + \rho_{mgt} \quad (3)$$

其中， g 表示出口目的国或进口来源国， $dest_g$ 为识别是否为“一带一路”沿线国家的虚拟变量，如果为“一带一路”沿线国家取值为1，否则为0。 μ_{mt} 、 μ_{gt} 和 μ_{mg} 分别用以控制 $treat_m \times year_t$ ， $dest_g \times year_t$ ， $treat_m \times dest_g$ ， ρ_{mgt} 为随机扰动项，其他变量与参数说明同模型（1）。如表4结果所示，“一带一路”建设显著促进了通过中西部关口与“一带一路”沿线国家的贸易。这表明，“一带一路”倡议提出以后，通过中西部关口的对外贸易增长更大程度体现在对“一带一路”沿线国家的贸易上。

表4 “一带一路”建设对通过中西部关口与“一带一路”沿线国家进出口的影响

	(1)	(2)
	出口额	进口额
$treat_m \times dest_g \times post_{2013}$	0.897** (2.06)	1.068** (2.21)
μ_{mt}	控制	控制
μ_{gt}	控制	控制
μ_{mg}	控制	控制
观测数量	699	705
R平方	0.500	0.504

注：注释同表2。

综上所述，“一带一路”建设显著促进了通过中西部关口的进出口，尤其是与“一带一路”沿线国家的贸易。这一实证结果表明“一带一路”建设降低了中西部各关口的进出口成本。如

果将中国以外的其他国家作为一个整体，那么中国各地区关口的进出口成本即可理解为是各关口与其他国家平均的外贸成本。由于中西部地区关口与“一带一路”沿线国家的贸易成本较低，所以随着中国与沿线国家贸易额相对增加，中西部地区各关口的平均进出口成本将降低。

中西部关口进出口成本的下降将直接降低中西部各地的外贸成本，进而促进中西部开放。为了估计在“一带一路”建设的背景下中西部地区各关口进出口成本降低的幅度以及由此产生的经济效应，本文后续部分将通过空间经济模型讨论相关问题。

四、理论模型

本文的理论模型是建立在 Redding (2016), Fan (2019) 及 Tombe 和 Zhu (2019) 基础上的空间经济模型。模型中有 $N+1$ 个城市 (记为 i, n)，其中包括 N 个中国地级市，以及除中国以外的其他国家 (Rest of World, 记为 ROW)。模型包含两个行业 (记为 j)，即制造业和服务业。同已有文献一致，本文假设服务业为不可贸易行业，制造业为可贸易行业，且需要承担贸易成本。中国国内的劳动者可以在城市间迁移，且承担迁移成本。本文假设市场结构为垄断竞争市场，企业可以自由进入市场，但需要承担进入成本。

为了反映中国国内不同城市参与全球贸易的难易程度，本文假设中国 N 个城市中有若干个关口城市，各城市的生产者只能通过这些关口城市参与国际贸易，且不同关口自身的进出口成本不同。由此，越靠近进出口成本较低的关口，越容易参与国际贸易。具体的理论模型如下。

(一) 劳动者

劳动者 ζ 从 i 地迁移至 n 地的效用函数为：

$$u_{ni}(\zeta) = a_n C_n(\zeta) \tau_{ni}^{-1} \chi_n(\zeta) \quad (4)$$

其中， a_n 表示迁入地 n 的宜居程度¹。 τ_{ni} 表示劳动者从 i 地迁移至 n 地所需要承担的迁移成本。 $\chi_n(\zeta)$ 为不同劳动者对于 n 地的个人评价，也即个体偏好冲击。加入个体偏好冲击，是为了反映不同的人对不同城市有不同的偏好，进而使模型与数据一致，即同一城市的劳动者可能会迁移至不同的城市。本文假设个体偏好冲击为随机变量，且服从 Fréchet 分布函数： $\chi_n \sim G(\chi) = e^{-\chi^{-\epsilon}}$ 。其中， ϵ 为 Fréchet 分布函数的形状参数，它决定了个体偏好的离散程度。同时， ϵ 将决定劳动者的迁移弹性。

¹ a_n 包含了本文理论模型中没有直接讨论的所有影响劳动者居住效用的外生因素，如土地资源，气候等。

$C_n(\zeta)$ 为 n 地劳动者的最终消费品，由制造业和服务业最终产品按照如下柯布道格拉斯函数形式构成：

$$C_n(\zeta) = \left[\frac{1}{\rho} C_n^M(\zeta) \right]^\rho \left[\frac{1}{1-\rho} C_n^S(\zeta) \right]^{(1-\rho)} \quad (5)$$

其中， $C_n^M(\zeta)$ ， $C_n^S(\zeta)$ 为 n 地劳动者 ζ 对制造业和服务业最终产品的消费数量， ρ 表示消费品中制造业产品所占比重。

迁移至 n 地的劳动者通过在当地提供劳动获得名义工资 w_n 并消费。 n 地的最终消费价格指数为 $P_n = (P_n^M)^\rho (P_n^S)^{1-\rho}$ ，其中， P_n^M 、 P_n^S 分别为 n 地制造业和服务业最终产品的价格指数。 n 地的实际收入 v_n 定义为名义工资 w_n 与当地最终消费价格指数 P_n 之比。

劳动者根据效用最大化原则做出自己的迁移决策。由于个体偏好冲击服从 Fréchet分布函数， i 地劳动者迁移至 n 地的概率为（记为 λ_{ni} ）：

$$\lambda_{ni} = \frac{(a_n v_n \tau_{ni}^{-1})^\epsilon}{\sum_{n'} (a_{n'} v_{n'} \tau_{n'i}^{-1})^\epsilon} \quad (6)$$

(6) 式可看作是迁移引力方程，它表明如果 n 地宜居程度越高（即 a_n 越大），或者 n 地实际收入越高（即 v_n 越大），或者 i 地至 n 地的迁移成本越低（即 τ_{ni} 越小），那么 i 地劳动者迁移至 n 地的概率就越高。分母则反映了其他城市的影响，即如果劳动者可以在除 n 以外的其他城市获得更高的效用，那么劳动者从 i 地迁移至 n 地的概率将减小。

（二）最终品生产企业

本文假设最终产品 (final goods) 由各地的生产者在完全竞争的市场环境下进行生产。最终产品生产者将本行业连续差异化产品 (varieties) 按照如下常数替代弹性函数 (CES) 形式进行加总：

$$X^j = \left(\sum_{\omega \in \Omega^j} q^j(\omega) \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (7)$$

σ 为行业内连续差异化产品的替代弹性。 Ω^j 为 j 行业生产的差异化产品集合，由进入市场的企业数量决定。根据 (7) 式最终产品的生产函数， n 地 j 行业最终产品价格指数 P_n^j 为：

$$P_n^j = \left(\sum_i I_i^j (p_{ni}^j)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}, \quad j = M, S \quad (8)$$

其中， I_i^j 表示 i 地 j 行业企业数量， p_{ni}^j 表示 n 地从 i 地购买产品的价格。从 (8) 式最终产品的价格指数可以看出，如果进入市场的企业越多，在同等生产条件下，最终产品的价格越

低。这实质上反映了经济的聚集效应，即企业数目越多，产品价格指数越低，也即总体生产效率越高。

（三）连续差异化产品的生产企业

最终产品的生产只是在完全竞争的市场环境下将连续的差异化产品按照 CES 函数加总。本部分介绍连续差异化产品的生产。本文假设连续差异化产品市场为垄断竞争市场，不同的企业自由选择是否进入市场。选择进入市场的企业需要支付固定成本，并利用如下生产技术生产差异化产品 ω ：

$$q_i^j(\omega) = z_i^j \left(\frac{l_i^j(\omega)}{\mu^j} \right)^{\mu^j} \left(\frac{m_i^j(\omega)}{1-\mu^j} \right)^{1-\mu^j} \quad (9)$$

其中 z_i^j 表示 i 地 j 行业生产率， $l_i^j(\omega)$ 、 $m_i^j(\omega)$ 分别表示 ω 产品生产中所使用的劳动和中间品（intermediate goods）数量， μ^j 为劳动投入占总投入的比重。为了进入市场，企业需要支付 f_e 个单位的固定成本。

中间品由制造业和服务业最终产品按如下方式组成：

$$m_i^j(\omega) = \left[\frac{1}{\gamma^j} m_i^{jM}(\omega) \right]^{\gamma^j} \left[\frac{1}{1-\gamma^j} m_i^{jS}(\omega) \right]^{(1-\gamma^j)} \quad (10)$$

其中， $m_i^{jM}(\omega)$ 、 $m_i^{jS}(\omega)$ 为 ω 产品生产中所使用的制造业和服务业中间品数量， γ^j 表示总的中间产品中制造业产品所占比重。需要说明的是，本文的生产结构是文献中常用的迂回生产，即连续差异化产品组成最终产品，且连续差异化产品的生产又需要以最终产品为中间品。

基于（9）式的生产函数， i 地 j 行业一单位中间投入（input bundle）的最优成本为

$$c_i^j = w_i^{\mu^j} \left[(P_i^M)^{\gamma^j} (P_i^S)^{1-\gamma^j} \right]^{1-\mu^j} \quad (11)$$

由于本文假设该市场为垄断竞争市场，每一个差异化产品生产者都有一定的市场势力，所以 i 地 j 行业差异化产品的价格等于价格加成 $\sigma/(\sigma-1)$ 乘以生产的边际成本 c_i^j/z_i^j ，即

$$p_i^j = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{c_i^j}{z_i^j} \quad (12)$$

本文以 d_{ni}^j ($d_{ni}^j > 1$)表示 j 行业产品从 i 地卖到 n 地的冰山贸易成本，即为了从 i 地运输1单位 j 行业产品至 n 地，由于中途损耗，实际需运输 d_{ni}^j 单位产品。所以 j 行业产品从 i 地卖到 n 地的价格为

$$p_{ni}^j = d_{ni}^j p_i^j \quad (13)$$

与大部分文献一致，本文假设服务业产品为非贸易品，即假设服务业产品在不同城市之间的贸易成本为无穷大。本文后续部分介绍制造业产品的贸易。根据（7）式最终产品的 CES 生产函数， n 地对于 i 地制造业产品 ω 的需求为： $r_{ni}(\omega) = p_{ni}^M(\omega)^{1-\sigma}(P_n^M)^{\sigma-1}R_n^M$ 。其中， R_n^M 为 n 地制造业最终产品的总需求（包括中间品需求和最终消费需求）。以 I_i^M 表示 i 地制造业企业数量，那么 n 地制造业产品的总需求中来自 i 地产品的比重为：

$$\pi_{ni} = \frac{I_i^M (p_{ni}^M)^{1-\sigma}}{\sum_{i'} I_{i'}^M (p_{ni'}^M)^{1-\sigma}} \quad (14)$$

（14）式为商品贸易的引力方程。根据该等式，从 i 地卖到 n 地的产品价格越低，或者 i 地制造业企业数量越多（即 i 地产品数量越多）， n 地总需求中来自 i 地的产品所占比重越大。同样地，分母表示其他城市的影响，也即经典的多边阻力项。

（四）国际贸易与关口选择

假设中国国内有若干个关口城市（记为 $port_m$ ，其中下标 m 表示不同关口城市），国内生产者的进出口只能通过这些关口城市进行。以出口为例，生产者首先需要把产品从生产地运至关口城市，随后通过这些关口城市出口至其他国家。由此， n 地与世界其他国家（ROW）的贸易成本为：

$$d_{ROW,n}(\omega) = d_{port_m,n} d_{ROW,port_m} / t_{port_m}(\omega) \quad (15)$$

其中， $d_{port_m,n}$ 表示 n 地与关口城市 $port_m$ 之间的贸易成本， $d_{ROW,port_m}$ 表示关口城市 $port_m$ 自身的进出口成本。各个关口城市的进出口成本取决于多个因素，例如关口城市在中国境内的位置、关口城市与中国主要贸易伙伴的距离¹、关口城市自身的交通设施等。

最后一部分 $t_{port_m}(\omega)$ 为商品-关口层面进出口成本的异质性冲击，即不同的产品通过同一个关口进出口的成本可能不同²。海关数据中一个城市的进出口往往会通过不同的关口进行，这是本文假设这一异质性冲击的原因。最后，本文假设 $t_{port_m}(\omega)$ 是服从 Fréchet分布的随机变量，即 $Pr(t_{port_m}(\omega) < x) = e^{-x^{-\nu}}$ 。根据自身产品的异质性冲击 $t_{port_m}(\omega)$ ，生产商会选择总进出口成本（即（15）式所示）最小的关口进行对外贸易。基于 Fréchet分布，城市 n 的生产商通过关口 $port_m$ 进行对外贸易的概率为：

¹ $d_{ROW,port_m}$ 是本文在“一带一路”背景下讨论中西部开放所关注的重点。由于中西部关口邻近较多“一带一路”沿线国家，这些沿线国家在中国对外贸易中的地位上升将相应地降低中西部关口总的进出口成本，从而促进中西部开放。

² 例如，部分适合水运的产品，即使产销地在内陆，也会倾向于通过沿海港口进出口。适合空运的产品，如果产销地在内陆，则会倾向于就近选择航空运输发达的内陆关口进出口。或者，由于对应的贸易对象国不同，不同商品可能会通过邻近贸易对象国的关口进出口。

$$\kappa_{port_m,n} = \frac{(d_{port_m,n} d_{ROW,port_m})^{-\nu}}{\sum_{m'} (d_{port_{m'},n} d_{ROW,port_{m'}})^{-\nu}} \quad (16)$$

上式可看作是关口选择的引力方程，即如果 n 地与关口 $port_m$ 的贸易成本越小，或者关口 $port_m$ 自身的外贸成本越小，那么 n 地生产商选择关口 $port_m$ 的概率越大。其中， ν 为关口选择弹性。此外，由于 $l_{port_m}(\omega)$ 为随机变量， n 地生产者的进出口成本的期望值为：

$$d_{ROW,n} = \Gamma\left(\frac{\nu+1}{\nu}\right) \left(\sum_m (d_{port_m,n} d_{ROW,port_m})^{-\nu}\right)^{-\frac{1}{\nu}}$$

其中 $\Gamma(\cdot)$ 为伽玛函数。

（五）模型均衡

给定城市间迁移成本、贸易成本、各地生产率与宜居程度，以及模型中的外生参数，上述模型的市场均衡为 $\{w_n, P_n^M, P_n^S, I_n^M, I_n^S, L_n^M, L_n^S\}_{n=1}^N$ ，即各地的工资水平、各地制造业和服务业的价格指数、企业数量以及劳动数量。市场均衡满足消费者最大化自身效用的消费决策和迁移决策、进入企业最大化自身利润的生产投入决策，以及：

$$\text{企业零利润条件： } I_n^j = \frac{1}{\sigma_f \epsilon^j} w_n^{1-\mu^j} \left[(P_n^M)^{\nu^j} (P_n^S)^{1-\nu^j} \right]^{\mu^j-1} L_n^j$$

$$\text{劳动力市场出清}^1: L_n = \sum_i \lambda_{ni} L_{i,0}$$

$$\text{制造业最终产品出清： } X_n^M = \rho w_n L_n + (1 - \mu^S) \gamma^S X_n^S + (1 - \mu^M) \gamma^M X_n^M$$

$$\text{服务业产品出清： } X_n^S = (1 - \rho) w_n L_n + (1 - \mu^S) (1 - \gamma^S) X_n^S + (1 - \mu^M) (1 - \gamma^M) X_n^M$$

$$\text{贸易平衡条件： } X_n^M = \sum_i \pi_{in} X_i^M$$

（六）社会福利

由于模型假设每个劳动者对不同城市拥有随机的个体评价，所以初期居住在 n 地的劳动者的期望社会福利 Φ_n 为：

$$\Phi_n = \Upsilon \left(\sum_{n'} \left(\frac{a_{n'} w_{n'}}{p_{n'} \tau_{n'n}} \right)^\epsilon \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \quad (17)$$

其中， $\Upsilon = \Gamma\left(\frac{\epsilon-1}{\epsilon}\right)$ 。由于劳动者可以迁移至任何城市，所以(17)式所示的社会福利即为迁移至

各地能获得的期望效用。利用(6)式，可以将(17)式进一步改写为 $\Phi_n = a_n v_n \lambda_{nn}^{-\frac{1}{\epsilon}}$ 。

其中， λ_{nn} 表示期初和期末均在 n 地的劳动者占期初 n 地劳动者的比重。

¹ 公式中 $L_{i,0}$ 表示初始期 i 城市人口分布。

全国总的社会福利 W 即为各地社会福利的加权平均，权重为各地初始期的人口比重 (\bar{L} 表示总人口):

$$W = \sum_n \frac{L_{i,0}}{\bar{L}} \Phi_n = \sum_n \frac{L_{i,0}}{\bar{L}} v_n (\lambda_{nn})^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (18)$$

五、模型校准

本文利用现实数据对上述理论模型进行参数校准，进而通过校准后的理论模型进行反事实分析，即从一般均衡的角度分析“一带一路”建设对于中西部开放的促进作用及其经济效应。总体而言，本文的模型校准分为三个部分。第一部分是独立于模型均衡的校准，即不依赖于模型均衡能够直接估计和计算的参数。第二部分为贸易板块的估计，包括国内外贸易成本，各地生产率，企业进入成本。第三部分为迁移板块的估计，包括各地的宜居程度，迁移弹性以及国内迁移成本。

(一) 独立于模型均衡的校准

生产函数中劳动投入、制造业与服务业中间品投入的比重直接根据 2010 年与 2015 年投入产出 (IO) 表计算，其中由于本文模型中生产的增加值仅来自劳动报酬，所以劳动的比重对应 IO 表中增加值的比重。最终消费中制造业和服务业产品所占比重同样来自 IO 表。

各城市劳动者数量来自中国城市年鉴中第二、三产业的劳动者数量。此外，本文假设产品替代弹性 σ 等于 5，这与现有大多数文献一致 (Ossa, 2015)。表 5 第一部分为上述参数的具体取值。

(二) 贸易板块的校准

第二部分的校准是在给定了劳动者分布的情况下，通过模型中贸易与生产部分的均衡与数据的匹配进行校准。具体而言，在给定 2010 年劳动者分布的基础上，利用 2010 年的贸易数据、工资数据等估计生产、贸易相关的参数。首先，对 (16) 式关口选择引力方程取对数，可以获得如下式子：

$$\ln(\kappa_{port_{m,n}}) = -\nu \ln(d_{port_{m,n}}) - \nu \ln(d_{ROW, port_m}) + \nu \ln(\Psi_n^p) \quad (19)$$

其中 $\Psi_n^p = \sum_{m'} d_{port_{m',n}} d_{ROW, port_{m'}}$ 。上式可以进一步改写成如下回归等式：

$$\ln(\kappa_{port_{m,n}}) = -\nu \ln(d_{port_{m,n}}) - \nu \ln(\gamma_{port_m}) + \gamma_n \quad (20)$$

其中, $\ln(\gamma_{port_m})$ 、 γ_n 分别对应关口和产销地固定效应¹。回归分析中, 本文选择北京作为其他关口城市的参照城市, 所以估计的关口固定效应反映的是其他关口城市相对于北京的进出口成本。

对于城市 n 与关口城市 $port_m$ 之间的贸易成本 $d_{port_m,n}$, 参照已有文献的做法, 本文利用一组代理变量反映中国国内城市间贸易成本, 即

$$\ln d_{port_m,i} = \sum_{x=1}^{10} \beta_x Dist_{port_m,i}^x + \sum_{h=0}^3 \alpha_h Region_{port_m,i}^h$$

其中 $Dist^x$ 表示第 x 分位地理距离虚拟变量, $Region^0 - Region^3$ 表示两地是否为同一城市或同一省份或同一大区²。

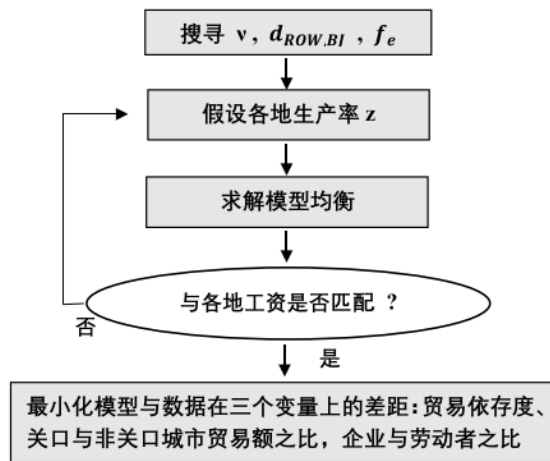


图 3 贸易板块估计流程图

海关数据记录了中国境内各产销地通过各个关区进出口的数据³。利用 2010 年中国地级市进出口的数据对 (20) 式回归, 可以获得 $-v \ln(d_{port_m,n})$ 、 $-v \ln(\gamma_{port_m})$ 的估计量。在此基础上, 按照图 3 所示的方法进行后续估计。总体而言, 图 3 所示的估计方法可以分为内外两层循环。在开始内层循环之前, 先任意假设三个参数, 包括关口选择替代弹性 v 、北京与其他国家的贸易成

¹ 本文同时利用了海关数据中出口数据与进口数据进行回归, 并在回归中控制了进出口的哑变量。

² 本文将两地之间的地理距离分为十等份, 并生成对应虚拟变量加入模型。大区包括东北、华东、华北、华中、华南、西南、西北等七个大区。限于篇幅, (20)、(21) 式回归结果未在文中呈现, 留待备案。

³ 目前全国共有 42 个关区。由于数据限制、本文分析中没有包括拉萨关区。由于黄埔关区和广州关区同属广州市, 固将前者并入后者。由于济南关区在 2012 年 5 月之前一直是隶属于青岛关区, 故将前者并入后者。由此, 后续分析中一共包括 39 个关区。其次, 虽然部分关区可能有下属关口位于其他相邻城市, 但是由于我们将地理距离分为了十等份, 所有相邻城市都处于同一距离区间, 所以这一问题不影响本文的分析。

本 $d_{ROW,BJ}$ ，以及企业的进入成本 f_e 。给定参数 ν ，即可通过（20）式回归的统计量计算 2010 年贸易成本，并在此基础上进一步求解出 2010 年的市场均衡，包括各地的贸易，工资，价格等。在内层循环中，通过不断调整各地的生产率，直到模型求解出的工资与数据中的工资一致¹。在内层循环结束之后，即可求解模型均衡中全国外贸依存度（全国进出口总额与 GDP 之比）、关线城市进出口占全国总进出口之比，全国企业数量与劳动者之比。在外层循环中不断调整 ν 、 $d_{ROW,BJ}$ 和 f_e 这三个参数，直到内层循环求解的上述三个变量与对应的数据一致。上述三个参数的估计结果如表 5 第二部分所示。

表 5 参数校准

参数	描述	校准数值
独立于模型均衡的校准		
ρ	消费中制造业产品比重	0.41
μ^M	制造业生产中劳动报酬比重	0.22
μ^S	服务业生产中劳动报酬比重	0.45
γ^M	制造业中间品中制造业产品比重	0.77
γ^S	服务业中间品中制造业产品比重	0.43
σ	产品替代弹性	5
贸易板块的校准		
$d_{ROW,BJ}$	北京市进出口成本	2.52
f_e	企业进入成本	47.7
ν	关口选择弹性	10.8
迁移板块的校准		
ϵ	劳动者迁移弹性	1.09

注：表格为模型校准结果。第一列为模型参数，第二列为参数相应的描述，第三列为参数估计的具体数值。

¹ 与 Fan(2019)，Desmet 和 Rossi-Hansberg (2014)一致，我们假设各地的非贸易行业（即服务业）生产率相同，然后调整各地的制造业生产率以匹配各地的工资。

（三）迁移板块的校准

迁移板块的校准和贸易板块的校准相似。不同地是，迁移板块利用的是理论模型完整的均衡，即考虑了劳动者的迁移。首先，对（6）式迁移引力方程取对数，可以获得如下回归等式：

$$\ln(\lambda_{ni}) = -\epsilon \ln(\tau_{ni}) + \gamma_n + \gamma_i \quad (21)$$

其中，利用与 $\ln d_{port_{m,i}}$ 同样的代理变量代替回归等式中的迁移成本 $\ln(\tau_{ni})$ 。利用 2015 年人口普查数据中 2010-2015 年的人口迁移对上式进行回归¹，可以获得 $-\epsilon \widehat{\ln(\tau_{ni})}$ 。接下来，通过内外两层循环，估计迁移弹性以及各地的宜居程度。首先，在内层循环开始之前，假设任意的迁移弹性 ϵ ，并结合（21）式回归的估计量计算中国国内的迁移成本。再结合贸易板块中估计出的贸易弹性、贸易成本、生产率以及企业进入成本²，可以计算出模型均衡中人口迁移之后的人口分布。在内层循环中，不断调整各地的宜居程度，直到模型中的人口分布与 2015 年的人口分布一致。在外层循环中，搜寻最佳的迁移弹性使得各地模型中迁出比率与数据中迁出比率最为接近。贸易弹性的估计结果如表 5 第三部分所示。

（四）模型拟合

为了检验校准之后的模型是否能够较好的反映现实，本文利用估计的参数求解模型的均衡，并将均衡情况下的贸易与迁移与实际数据中对应部分进行比较。图 4 左右图的横轴分别为数据中 2015 年中国各地级市的相对出口（以北京为参照组）和 2010-2015 年间各地级市人口迁出的比率。纵轴则是理论模型均衡中对应的相对出口与人口迁出率。

各地相对出口受到各地贸易成本（尤其是各地的出口成本）以及各地生产率的影响。如图 4（左）所示，模型均衡中各地相对出口与数据中的各地相对出口呈现高度正相关关系（相关系数约为 0.8），且两者大致集中分布在 45 度线附近。这表明校准后的理论模型能够很好的刻画现实中贸易成本与生产效率，这是本文进行后续分析的关键所在，因为本文关注的问题就是在“一带一路”建设下中西部进出口成本的降低对贸易及其他相关经济变量的影响。

图 4（右）为各地级市人口迁出率。如图所示，校准之后的理论模型对于人口迁移的拟合不如对贸易方面的拟合。主要原因在于各地人口迁移的异质性远远大于贸易的异质性，所以理

¹ 本文使用的人口普查数据来自清华大学数据中心提供的 2015 年 1% 人口抽样数据。该数据提供了居民 2010 年以及 2015 年常住城市。通过这两个信息，文中将 2010 年-2015 年常住地的改变定义为人口迁移，构建 2010-2015 城市间人口迁移数据。

² 要通过迁移后的人口分布估计各地的宜居程度，需要获得 2015 年各地的名义工资以及价格指数。为了获得各地的价格指数，文中将 2015 年的劳动者分布、估计的各地生产率、贸易成本以及数据中的各地工资收入代入理论模型，并求解各地宜居程度。

论模型较难很好地拟合人口的迁移。虽然如此，模型均衡中的人口迁出率与数据中也呈现正向关系，两者的相关系数为0.44。

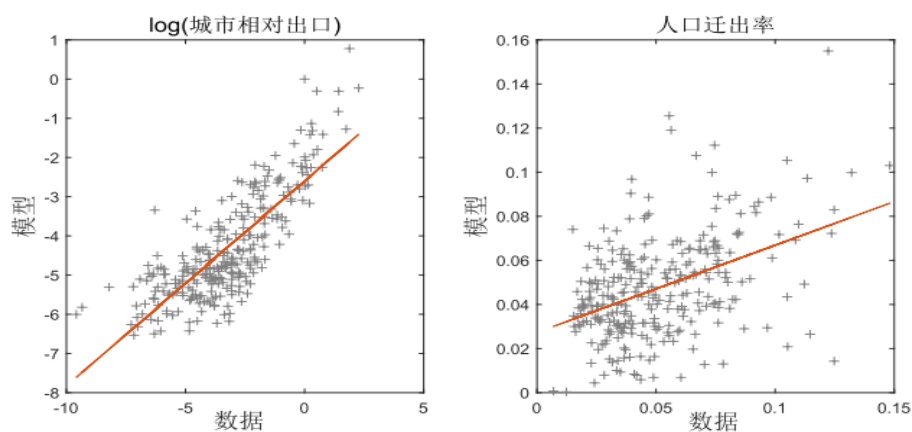


图4 模型拟合

六、反事实分析

第三部分简约式估计已经通过双重差分法证明了“一带一路”建设大幅增加了通过中西部关口进行的对外贸易。反事实分析中，本文将“一带一路”建设前后中西部关口进出口成本代入理论模型并比较两种情况下模型均衡的差异，以此讨论“一带一路”建设引起的中西部关口进出口成本下降带来的影响。

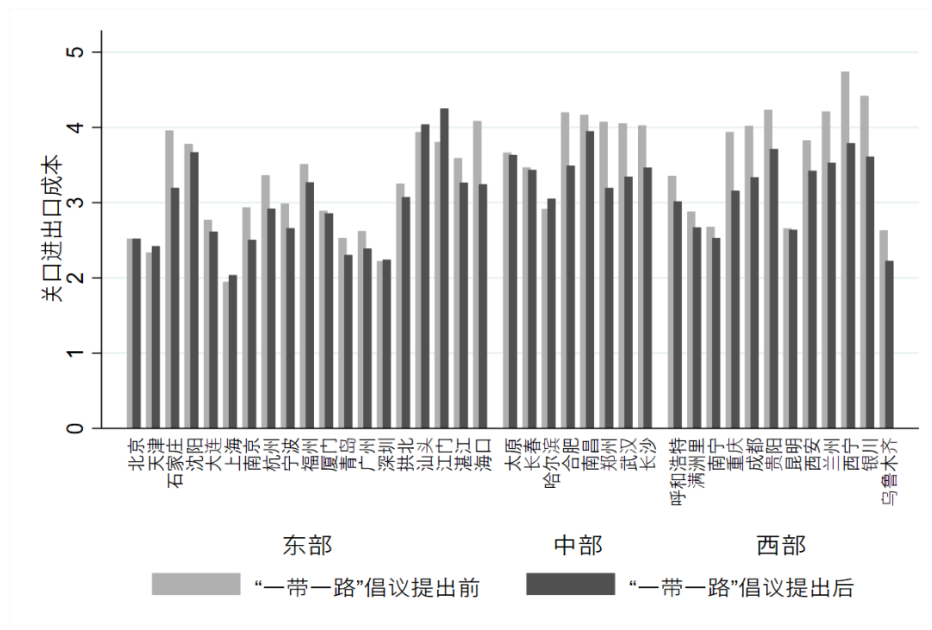


图 5 各关口进出口成本变化

注：此图为估计的“一带一路”倡议提出前后各关口自身的进出口成本。

为了计算“一带一路”倡议提出前后中西部关口进出口成本的变化，本文利用 2010、2016 年的海关数据对（20）式进行回归，从而估计“一带一路”倡议提出前后各关口进出口成本的变化。如图 5 所示，大部分关口的进出口成本在“一带一路”倡议提出之后有所下降，其中中西部关口的进出口成本下降尤为明显。平均而言，东、中、西部关口进出口成本分别下降了 6.4%、10%和 13.9%（如图 6 所示）。

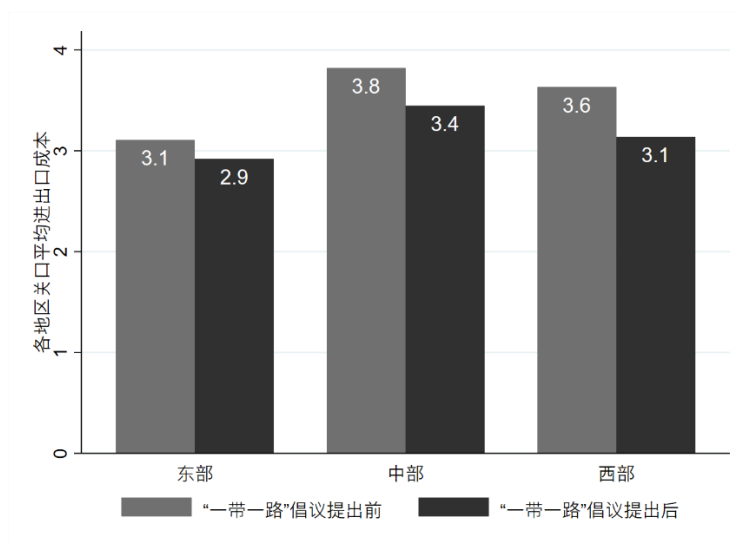


图 6 东中西三地区平均的关口进出口成本变化

注：此图为估计的“一带一路”倡议提出前后东、中、西部地区关口平均的进出口成本。

在后续的反事实分析中，本文将估计的“一带一路”倡议提出前后中西部关口进出口成本分别代入模型，并保持其他参数不变。两种情形下均衡的差异即反映了中西部关口进出口成本下降带来的影响。

七、中西部关口进出口成本下降的影响

（一）国家和地区层面的影响

本文利用反事实分析方法讨论中西部关口进出口成本下降对全国、东部地区以及中西部地区的影响。如表 6 第一行所示，“一带一路”倡议提出前后中西部关口外贸成本下降使得中国总出口增加了 3.397%。并且，总出口的增加主要体现在中西部出口上。具体而言，中西部出口增加了 23.021%，东部出口仅增加了 0.047%。

表 6 中西部关口进出口成本下降的总体影响

变量	全国	东部	中西部
总出口变化	3.397%	0.047%	23.021%
实际 GDP 变化	0.397%	0.025%	2.126%
社会福利变化	0.142%	0.030%	1.899%

人口迁出率变化	-	1.224%	-1.392%
实际人均 GDP 变化	0.397%	0.043%	2.080%

注：此表为“一带一路”倡议提出后中西部地区外贸成本下降的总体影响。具体数值由反事实分析方法计算。

中西部关口外贸成本的下降将增加我国的实际 GDP。第一，外贸成本的下降将直接降低我国进口产品的价格。第二，出口增加使得中国面临的市场规模扩大，这会激励更多的企业进入，由于（8）式所示的经济规模效应，中国的价格指数进一步降低。第三，如（9）式所示，中间产品价格指数的下降又将进一步促进生产。表 6 第二行的结果表明，“一带一路”倡议提出后中西部关口外贸成本的下降使得中国总的实际 GDP 增加了 0.397%，其中中西部地区实际 GDP 增加 2.126%，东部地区增加 0.025%。

生产扩大导致劳动需求增加和工资上涨，再加上产品价格指数的下降，劳动者的社会福利将增加。如表 6 第三行所示，全国总体社会福利增加了 0.142%，其中中西部地区社会福利上升 1.899%，东部地区上升 0.03%。社会福利的增加幅度小于实际 GDP 增加幅度的原因有三点。首先是社会福利中包含有城市宜居度。如果宜居度较低的城市受到生产方面的正向冲击，那么部分人口将迁入这些宜居度较低的城市，从而导致社会福利的增加幅度小于实际 GDP。其次，中西部关口进出口成本下降将导致大量的人口迁移。由于人口的迁移需要承担迁移成本，这一部分包含在社会福利中，但没有包含在实际 GDP 中。最后，如（18）式社会总福利的定义所示，各地社会福利是按照人口迁移之前各地人口数为权重加总到全国层面，而实际 GDP 则是将迁移后各地实际 GDP 直接相加。

第四行继续讨论人口迁移与人口分布。由于模型中没有考虑人口总量的变化，所以文中仅讨论了人口地区分布的变化。从第二、三行的结果看，由于“一带一路”建设大幅降低了中西部地区关口对外贸易的成本，进而促进了中西部地区生产的发展以及社会福利的改进，所以中西部地区人口迁出比率降低了 1.392%，东部则增加了 1.224%。这表明，随着“一带一路”建设的推进，中西部地区开放条件持续改善，过去由西向东的人口迁移趋势将一定程度地减弱。

最后表 6 第五行讨论了中西部地区关口外贸成本降低对于人均实际 GDP 的影响。由于没有人口总量的变化，所以从全国范围看，实际人均 GDP 和总的实际 GDP 的变化相同。但是考虑到地区之间人口数量的相对变化，东部地区实际人均 GDP 增加了 0.043%，中西部地区增加了 2.08%。

如表 6 所示，“一带一路”倡议提出后中西部地区扩大开放不仅能够显著增加本地区的实际 GDP，同时也对东部地区实际 GDP 存在正向影响。表 7 进一步讨论这种地区间溢出效应的作用机制。总体来说，中西部地区关口外贸成本下降对于东部地区实际 GDP 有如下四条影响机制：

机制一，外贸成本机制。由于东部地区也可以通过中西部地区关口进行对外贸易，所以中西部地区关口成本下降，会降低东部地区总体外贸成本，进而增加东部地区实际 GDP。

机制二，劳动力内生供给机制。如表 6 所示，中西部地区扩大开放会导致劳动力部分地从东部回流至中西部地区，进而减少东部地区劳动力供给，降低东部地区实际 GDP。

机制三，国内贸易机制。中西部地区扩大开放在促进自身经济发展的同时，也可以为东部地区提供更好的产品。这对于东部地区实际 GDP 存在积极影响。

机制四，国际市场机制。一方面，中西部地区扩大开放，将在国际市场上对东部地区产生一定的竞争；另一方面，中西部地区扩大开放，为国际市场提供廉价产品，从而降低国外总体物价水平，增加国外实际收入。实际收入水平的提高又将增加国外对于东部地区产品需求。本质上讲，以上两点即为经典的价格效应（或者竞争效应）和收入效应。最终对东部地区的影响取决于两种效应的大小。

我们通过在反事实分析中逐一关闭上述影响机制，以验证各个机制的作用。表 7 第一行为基准情况，在上述四条影响机制都存在的情况下，中西部地区关口成本下降将使东部地区实际 GDP 增加 0.025%。表 7 第二行，我们关闭影响机制一，即保持东部地区外贸成本固定不变。由于关闭了外贸成本机制，中西部关口成本下降对于东部地区实际 GDP 的影响下降至 0.018%。第三行，我们继续关闭影响机制二，即将模型中东部与中西部地区之间劳动者迁移成本上调至无穷大。由此，东部与中西部地区之间就不存在劳动者迁移。如表所示，在这种情况下，因为劳动者无法在地区间流动，所以即使中西部地区扩大开放，东部地区劳动力供给也不会减少。在关闭了来自于机制二的负向影响之后，中西部地区关口成本下降将促进东部地区实际 GDP 增加 0.054%。

表 7 中西部关口进出口成本下降对东部实际 GDP 影响机制分析

	东部实际 GDP 变化
基准情况	0.025%
关闭机制一	0.018%
关闭机制一、二	0.054%

关闭机制一、二、三

0.003%

注：此表为关闭不同的影响渠道之后，“一带一路”建设促进下中西部地区外贸成本下降对于东部地区实际 GDP 的影响。具体数值由反事实分析方法计算。

第四行，我们再关闭影响机制三，即将东部与中西部地区之间的贸易成本上调至无穷大，也即关闭东部与中西部地区之间的贸易。如表所示，在关闭机制三之后，中西部地区的影响从 0.054% 下降到仅 0.003%。由此可见，中西部地区扩大开放对于东部地区的积极影响最主要的原因在于，中西部地区扩大开放在促进自身发展的同时，也能够为东部地区提供更好的产品。最后，在关闭了前三个影响机制之后，0.003% 就是来自国际市场机制的影响。由于价格效应和收入效应相互抵消，所以来自国际市场机制的影响非常小。并且，收入效应略微大于价格效应。

（二）城市层面的影响

上一部分主要从全国以及东部、中西部地区讨论了中西部关口外贸成本下降的影响。这一部分，本文拟从城市层面讨论中西部地区关口外贸成本降低对各地实际收入（以实际人均 GDP 衡量）的影响以及城市间的收入差距问题。

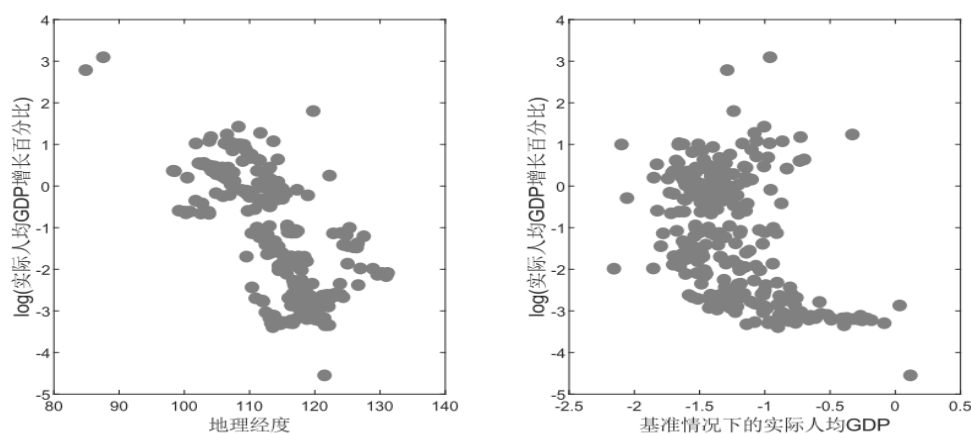


图 7 各城市实际人均 GDP 的变化

注：左图横轴为各城市地理经度，右图横轴为各城市在基准情况下的实际人均 GDP 对数。两幅图的纵轴为各城市实际人均 GDP 在“一带一路”倡议提出前后的变化。其中，实际人均 GDP 的变化由反事实分析方法计算。

图 7（左）纵轴反映了中西部地区关口外贸成本下降导致的各地级市实际收入增幅百分比的对数，横轴为各城市地理经度。总体来看，地处偏西位置的城市实际人均 GDP 增加更多。左上角增幅最明显的两个城市分别为新疆的乌鲁木齐市和克拉玛依市。这与现实一致，即从 2017 年外贸数据看，新疆是西部地区与“一带一路”沿线国家贸易总额最多的省区，占西部地区与“一带一路”沿线国家贸易总额的 20%左右。同时，与“一带一路”沿线国家的贸易也占新疆对外贸易总额的 93%左右。

图 7（右）的纵轴与左图相同，横轴为基准情况下各地级市的实际人均 GDP 的对数。如图所示，两者呈显著的负向关系。这表明“一带一路”倡议提出后中西部地区关口外贸成本的下降对于实际人均 GDP 较低的城市影响更大。

表 8 进一步利用泰尔指数（Theil index）讨论城市间实际收入差距的问题¹。本文将国家层面泰尔指数分解成地区间（东、中、西部）以及地区内部城市间两个部分。如表所示，基准情况下（第 1 列），全国层面泰尔指数为 0.1。其中，地区间实际收入差距贡献了 30%，地区内城市间实际收入差距贡献了 70%。

表 8 第 2 列反映的是保持中西部关口外贸成本不变的情况下城市间实际收入差距。结果表明，“一带一路”建设对中西部开放的推动使得全国各地级市之间的实际收入差距减小了 1%。同时，全国城市之间实际收入差距的缩小又主要是因为东、中、西部三大地区之间的实际收入差距缩小了 4.6%。

但是地区内部各城市之间的实际收入差距增大了 0.57%。表 8 第二部分为各地区内城市之间实际收入差距的变化。如表所示，东部地区城市间实际收入差距基本保持不变，仅略微缩小了 0.14%。中部地区和西部地区城市间实际收入差距则分别增大了 2.57%和 2.12%。

表 8 城市收入不平等

	基准情况	反事实情况	变化幅度（%）
全国泰尔指数分解			
全国	0.1005	0.1015	-1%
地区间	0.0305	0.0319	-4.6%
地区内	0.07	0.0696	0.57%

¹ 泰尔指数的计算及分解方法来自 Liao(2016).

地区内泰尔指数			
东部	0.0682	0.0683	-0.14%
中部	0.0389	0.0379	2.57%
西部	0.1081	0.1058	2.12%

注：此表为“一带一路”倡议提出前后城市间实际收入差距的泰尔指数。具体数值由反事实分析方法计算。

从泰尔指数看，中西部地区内部的实际收入差距由于其自身关口进出口成本的下降而增大。图 8 进一步利用散点图讨论了各个地区内部实际收入差距的变化。图中纵轴为实际人均 GDP 增幅百分比的对数，横轴为基准情况下实际人均 GDP。如图所示，中、西部地区实际收入增幅和基准情况下的收入水平呈正相关，东部地区则呈负相关。这与表 8 第 2 部分各地区内部泰尔指数变化一致，即中西部关口外贸成本的下降扩大了中西部地区内部收入差距。反事实分析结果表明东部地区部分大城市劳动者数量减少较多。由于存在聚集效应，劳动者供给减少导致这些大城市实际人均 GDP 下降相对明显。

图 8 进一步区分了关口城市（实心点）和非关口城市（空心点）。如图所示，关口城市实际收入水平普遍高于非关口城市。中西部地区实际收入水平较高的关口城市随着“一带一路”建设的推进往往经历更大幅度的收入增长。从图上可以看出，中西部地区实际收入增长幅度与收入水平的正向关系很大程度上是取决于关口城市和非关口城市组间的系统性差异。

从表 8 以及图 8 的结果看，“一带一路”建设对中西部开放的推动所带来的影响在中西部内部是不均匀的，它对关口城市的积极影响更大，进而将扩大中西部地区关口城市与非关口城市之间的实际收入差距。

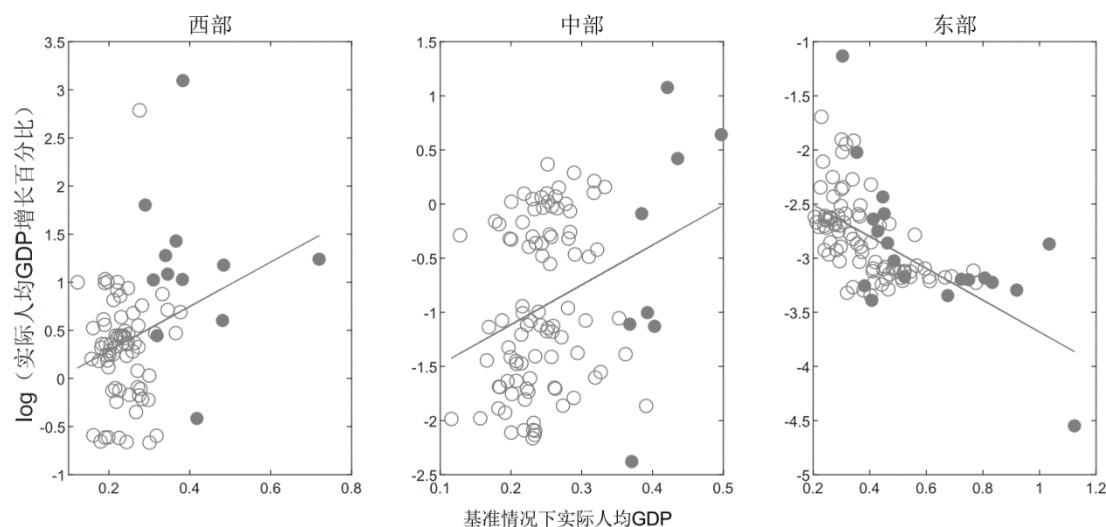


图 8 东中西三地区内部各城市收入变化

注：纵轴为“一带一路”倡议提出前后，东中西部地区关口城市（实心圆）与非关口城市（空心圆）的实际人均 GDP 变化百分比。横轴是基准情况下各城市实际人均 GDP¹。其中，实际人均 GDP 的变化由反事实分析方法计算。

八、结论

随着“一带一路”建设的推进，中国与沿线国家的贸易大幅增加。凭着地理位置的优势，中西部地区与“一带一路”沿线国家的贸易增长尤为突出。以新疆为例，由于毗邻中亚，新疆成为与中亚地区贸易联系最为紧密的省份。2017 年，与“一带一路”沿线国家的贸易额占新疆对外贸易总额的 93%左右。

本文主要研究了“一带一路”建设对于中西部地区开放的促进作用以及由此产生的影响。总体而言，本文研究分为两大部分。第一部分为简约式估计。本文通过双重差分法证明了“一带一路”建设大幅增加了中西部地区关口的进出口，通过三重差分法进一步证明，通过中西部关口与“一带一路”沿线国家之间的贸易增长尤为突出。

第二部分利用结构式估计研究“一带一路”倡议提出后中西部地区关口外贸成本下降的经济影响。本文首先构建了包括中国各地级市以及其他国家的空间经济模型。该模型允许商品在

¹ 由于模型只能反映各城市实际人均 GDP 的相对水平（或者相对变化），而无法反映绝对水平，故图 8 横轴没有标出各城市实际人均 GDP 的单位。

国内外贸易，人口在国内迁移，但存在贸易成本和迁移成本。基于关口选择引力方程，本文估计“一带一路”倡议提出前后，中西部地区关口外贸成本下降了 14%左右。本文主要利用了投入产出表、海关数据、人口普查数据以及中国城市年鉴等对模型进行校准，估计了贸易成本和迁移成本，各地生产率和宜居程度。校准后的模型能够较好的拟合现实，尤其是贸易相关数据。

在模型校准的基础上，本文通过反事实分析发现，“一带一路”建设对中西部地区开放的促进作用增加了我国的对外贸易、实际 GDP 以及社会福利。该影响对于中西部地区更加显著。并且，以实际人均 GDP 衡量各地实际收入水平，中国城市间实际收入差距由于中西部地区关口外贸成本下降而缩小。这主要得益于东、中、西部地区之间平均收入差距的缩小。但是就地区内部而言，中西部地区内城市间实际收入差距有所扩大，主要原因在于中西部地区收入水平较高的关口城市获益更大。

基于本文的研究，中国应该充分发挥“一带一路”建设的引领带动作用，大力推动中西部地区与沿线国家的经贸合作，加快发展中西部外向型经济，实现全面开放新格局。这一方面将深化中国参与全球贸易的程度，促进经济发展和福利改进，另一方面也能够缩小地区间实际收入差距。但是需要注意中西部地区内部实际收入差距扩大的问题。通过制定相应政策，使得中西部地区非关口城市能够最大程度地参与“一带一路”沿线国家的经贸合作。

参考文献

- [1] 陈虹、杨成玉 (2015):《“一带一路”国家战略的国际经济效应研究——基于 CGE 模型的分析》,《国际贸易问题》第 10 期.
- [2] 郭焯、许陈生 (2016):《双边高层会晤与中国在“一带一路”沿线国家的直接投资》,《国际贸易问题》第 2 期.
- [3] 何冰、周中 (2019):《贸易自由化与就业调整空间差异:中国地级市的经验证据》,《世界经济》第 6 期.
- [4] 孔庆峰、董虹蔚 (2015):《“一带一路”国家的贸易便利化水平测算与贸易潜力研究》,《国际贸易问题》第 12 期.
- [5] 李兵、颜晓晨 (2018):《中国与“一带一路”沿线国家双边贸易的新比较优势——公共安全的视角》,《经济研究》第 1 期.
- [6] 李敬、陈旒、万广华、陈澍 (2017):《“一带一路”沿线国家货物贸易的竞争互补关系及动态变化——基于网络分析方法》,《管理世界》第 4 期.
- [7] 倪中新、卢星、薛文骏 (2016):《“一带一路”战略能够化解我国过剩的钢铁产能吗——基于时变参数向量自回归模型平均的预测》,《国际贸易问题》第 3 期.
- [8] 魏龙、王磊 (2016):《从嵌入全球价值链到主导区域价值链——“一带一路”战略的经济可行性分析》,《国际贸易问题》第 5 期.
- [9] 肖德、杨弘、唐威 (2013):《贸易自由化对中国地区经济发展差异影响的理论分析与实证检验》,《管理世界》第 5 期.
- [10] 赵东麒、桑百川 (2016):《“一带一路”倡议下的国际产能合作——基于产业国际竞争力的实证分析》,《国际贸易问题》第 10 期.
- [11] 张述存 (2017):《“一带一路”战略下优化中国对外直接投资布局的思路与对策》,《管理世界》第 4 期.
- [12] Acemoglu, D.; Autor, D.; Dorn, D.; Hanson, G. H. and Price, B. “Import Competition and the Great US Employment sag of the 2000s.” *Journal of Labor Economics*, 2016, vol.34, S141-S198.
- [13] Autor, D.; Dorn, D. and Hanson G. “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States.” *American Economic Review*, 2013, vol.103, 2121-2168.
- [14] Caliendo, L.; Dovrkin, M. and Parro, F. “Trade and Labor Market Dynamics: General Equilibrium Analysis of the China Trade Shock.” *Econometrica*, 2019, vol 87, 741-835.
- [15] Desmet, K. and Rossi-Hansberg, E. “Spatial Development.” *American Economic Review*, 2014, vol.104, 1211-1243
- [16] Eaton, J.; and Kortum S. “Technology, Geography, and Trade.” *Econometrica*, 2002, vol.70, 1741-1779.
- [17] Fan, J. “Internal Geography, Labor Mobility, and the Distributional Impacts of Trade.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, vol.11, 252-288
- [18] Liao, T.F. “Evaluating Distributional Differences in Income Inequality.” *Socius*, 2016 vol.2, 1-14.
- [19] Ma, L. and Tang Y. “Geography, trade, and internal migration in China.” *Journal of Urban Economics*, 2019, vol.115: 103181.
- [20] Ossa, R. “A Quantitative Analysis of Subsidy Competition in the U.S.” NBER working paper, No. w20975, 2015.

[21] Redding, S. J. “Goods Trade, Factor Mobility and Welfare.” *Journal of International Economics*, 2016, vol.101, 148–167.

[22] Tombe, T. and Zhu X. “Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China.” *The American Economic Review*, 2019,, vol.109, 1843-1872

[23] Xu, M. “Riding on the new silk road: quantifying the welfare gains from high-speed railways.” University of California, Davis: working paper, 2017

The Belt and Road, Opening of the Middle and West Regions and Regional Development

LI Xiaofan JIANG Lingduo

Abstract: With the development of The Belt and Road, the middle and western regions in China are gradually playing a vital role in opening. This paper starts by double differences and triple differences method (reduced-form estimation) and shows that the middle and west regions are becoming more important in external trade, especially for the trade with the countries included in The Belt and Road. Then, Structural estimation is employed for further discussion on the impact. Specifically, this paper builds a spatial model allowing trade and migration, and then calibrates the model using prefecture city level data. The calibrated model can fit the trade data well. Counterfactual analysis implies that The Belt and Road promotes the opening of the middle and western regions significantly by reducing the trade cost relatively, which increases the total export, real GDP and welfare of China by 4%, 0.4% and 0.14%, respectively. Besides, the positive impact is more pronounced in the middle and western regions, and hence the inequality among regions shrinks.

Key Words: The Belt and Road, Opening of the Middle and West, Regional Income Inequality, Structural estimation

经济周期长度测算：基于投资乘数-加速数模型和中国 经济数据

宗良¹ 时圆² 郝毅³

【摘要】经济周期是指经济运行中周期性出现的经济扩张与经济紧缩交替更迭、循环往复的一种现象。经济周期研究对经济形势的分析、金融危机的预测和政府宏观调控政策的制定有重大意义。本文在 Samuelson (1939) 乘数—加速数模型的基础上，引入可变的政府支出和自发消费，构造了更为全面的经济运行动态方程。对方程的数学推导发现，经济周期由边际消费倾向和加速数共同决定，而加速数的大小决定了经济运行是否呈现周期性。随后分别对 1978—1996 年和 2000—2017 年两个样本区间进行了回归分析，结果显示边际消费倾向有所降低、加速数增大，经济周期长度也从 12.8 年提高到了 19.3 年。最后，根据模型提出应对可能出现由投资过热或经济衰退引起的加速数过大而导致经济增长偏离周期的情况，提出了相关建议。

【关键词】经济周期 投资乘数 乘数-加速数模型 中国经济

一、引言

我国改革开放至今已有 40 余年。回顾改革开放的历程，中国经济的成长并未遵循主流经济学划定的路线图（张杰，2019），引发了各界对中国经济周期长度及其背后驱动因素的讨论。经济周期 (Business Cycle) 是指，经济运行中，周期性出现的经济扩张与经济紧缩交替更迭、循环往复的一种现象，是国民总产出、总收入和总就业的波动。常见的经济周期有四种类型（见表 1）：基钦存货变动周期，周期长度约 3-5 年（Kitchin, 1923）；朱格拉固定投资周期，周期长度约为 1-10 年（Juglar, 1862）；库兹涅茨基础设施投资周期，周期长度约 15-25 年（Kuznets, 1930）；康德拉捷夫技术周期，周期的长度为 45-60 年（Kondratieff & Stolper,

¹ 宗良，中国银行研究院首席研究员

² 时圆，乔治城大学文理学院学院硕士

³ 郝毅，中国银行研究院博士后

1935)。对经济周期长度的度量主要根据实际数据测算得出，能否从理论模型并基于现实的数据得出经济周期的长度是一个值得研究的问题。

表 1 经济周期的不同类型

周期名称	周期长短	平均长度	周期来源
基钦周期	短周期	约 40 月(3-5 年)	企业库存投资波动
朱格拉周期	中周期	约 9 年(8-10 年)	固定投资波动
库兹涅茨周期	中长周期	约 20 年(15-25 年)	建筑投资波动
康德拉季耶夫周期	长周期	约 50 年(45-60 年)	科技创新的周期发展

资料来源：作者整理

在经历了前期高速增长后，中国经济正在转向中高速增长的新常态阶段。中国经济增长模式也经历了从出口、投资驱动向消费拉动的转变。改革开放以来，驱动中国经济周期的内部因素是什么？中国的经济周期长度是多少？中国是否已经处于经济周期的下行阶段？进入 21 世纪以来，中国经济周期的波动性出现显著下降（殷剑锋，2010），驱动中国经济周期的因素是否已经发生变化？政府是否应该在宏观经济调控上改变角色定位？对于上述问题的回答，具有重要的理论意义和现实价值。不仅可以通过识别我国的经济周期驱动因素，有的放矢地进行宏观结构调控；还有助于将我国在经济增长中取得的成功经验进行总结和推广。

二、文献综述

关于中国的经济周期特点的确定，刘伟和蔡志洲（2019）从经济增长率和通货膨胀率的波动上，认为中国的经济增长可以分成四次大的周期。从周期的角度看，中国目前处于第四个经济周期的底部，很可能在不远的将来步入新一轮的增长。王俏茹等（2019）将视角投向更微观的省际周期的分析，认为中国经济总体体现出低波动、中高速的经济增长新模式。在中国经济周期的驱动因素识别方面，不同于发达经济体近年来表现的以需求(Stock & Watson, 2002)、劳动力 (Chari et al., 2007)、信贷约束 (Gambetti & Musso, 2017; López-Salido, 2017) 为经济周期的主要驱动因素，中国经济周期的驱动因素以投资，特别是政府投资为主。刘瑞明和白永秀（2007）研究发现，晋升激励体制和中央政府宏观调控形成了中国经济周期波动的主要成因。陈晓光和张宇麟（2010）通过构建 RBC 模型模拟中国经济周期，研究发现，政府消费是中

国经济重要波动源之一。吕朝凤和黄梅波（2011）研究了中国经济周期特征发现，投资波动高于消费和产出波动。

计算中国经济周期的长度也是学者关注的话题。我国学者主要通过实际经济数据测度确定经济周期。部分学者尝试运用乘数—加速数模型来预测经济增长，解释经济周期波动。在使用乘数—加速数模型预测中国经济方面，李星伟（2011）将乘数—加速数模型应用于中国经济并作出经济增长的预测。李腊生和关敏芳（2010）利用该模型，预测了“四万亿”财政刺激计划的政策效果，认为“四万亿”财政刺激计划可以实现“保增长”，宏观经济矛盾将转向“保就业”。在使用乘数—加速数模型解释中国经济波动方面，庄丽婷（2010）提出了可以运用 OLS 回归确定乘数—加速数模型参数，在通过显著性检测的前提下，较好的预测了中国经济波动的实际情况。华冬芳和洪敏（2013）利用中国数据，考察了边际消费倾向、加速度与自发投资对经济周期波动的影响，认为边际消费倾向越大，经济周期波动实现收敛的时间越长。纪尧（2017）在传统的乘数—加速数模型中，引入马尔科夫转换模型，解决了时变系数的估计问题，计算出 2003 年后中国经济周期为 10 年。

学者们也不断对经典的乘数—加速数模型进行理论上的拓展，以使其更符合中国宏观经济运行情况，内生化的政府投资行为是学者重点研究的对象。邹至庄（2016）通过计量方法，证实 2006 年后财政政策对中国宏观经济运行规律的显著影响，传统的乘数—加速数模型并不能很好地描述 2006 年以后的中国宏观经济运行情况。秦宇（2016）在乘数—加速数模型中，将政府支出内生化为政府固有投资和政府预期投资，并利用 1978—2012 年年度数据对修改后的模型进行了分析，研究发现持续性的支出可以对中国经济增长起到持续性影响，当中国经济偏离合理区间时，政府干预对经济运行纠偏能力较强。

中国经济的成功实践是宏观经济创新的基础，中国经济成功是“有效市场和有为政府”有机结合的产物（宗良和范若滢，2018；2019），政府反周期措施已经成为熨平经济的重要手段（梁琪和滕建州，2007）。中国逆周期财政政策经历了准备、萌芽、发展和成熟等一系列发展阶段，对长期经济增长起到了巨大的促进作用（刘安长，2019）。经济低迷期的财政支出乘数是经济繁荣期的 2.3 倍，具有明显的逆周期特征（陈诗一和陈登科，2019）。因此，关于中国经济周期的测算既不能忽视政府调控对经济周期的熨平作用，也不能忽视政府对经济运行的引导、指向作用。

有鉴于此，本文采用乘数—加速数模型的基本原理计算经济周期，边际贡献主要体现以下两个方面。第一，本文扩展了传统的乘数—加速数模型，加入了可变的政府支出和自发消费，丰富了家庭部门和政府部门行为方程，将政府宏观调控经济行为内生化的。其中，本文更强调政府部门对经济的重要作用，使模型更好地体现改革开放以来我国经济的运行特点，即有效市场和有为政府的双重调节经济增长模式。第二，本文根据扩展的乘数—加速数模型参数计算经济周期，结合模型和计算结果对经济周期形成、经济增速变化的经济含义进行解释，识别经济周期驱动因素，在总结我国过去经济增长成功经验的同时，也为下一步如何调控宏观经济、熨平中国经济周期，以及在推广中国成功经验进行必要的理论探讨和准备。

三、扩展的乘数-加速数模型

Samuelson (1939) 从最简单的国民收入运动方程出发，提出乘数—加速数模型，试图把内、外部因素结合在一起对经济周期进行解释。其中，乘数指的是国民收入增加量和自发投资增加量之间的倍数关系，说明了投资对于国民收入的增减的作用；加速数则表明了资本存量增加量和国民收入增加量之间的倍数关系，反映了国民收入对于投资的反作用。Samuelson 的乘数—加速数模型是在考虑这样一对相互作用的关系下，建立的一种宏观经济动力学系统，通过计算真实的数据体现周期性的波动，从而反映出实际经济的周期波动情况。这种做法强调了投资在经济运行中的作用，符合马克思关于经济周期分析的逻辑，是一个简化的经济学动态方程，对于分析经济周期意义重大。

(一) 乘数-加速数基准模型及其局限性

Samuelson (1939) 基于国民运动方程和乘数加速原理，建立了以下的经济运行的动态方程：

$$\begin{cases} Y_t = C_t + I_t + G_t \\ C_t = cY_{t-1} (t = 0, 1, 2 \dots) \\ I_t = (a/c)(C_t - C_{t-1}) \end{cases} \quad (1)$$

其中， Y_t ， C_t ， I_t ， G_t 分别为总收入、总消费、总投资和政府支出。Samuelson 在这里将政府支出设定为常数，他认为政府不应该对市场进行干预，从长期来看，政府支出将维持在一个均衡水平，即 $G_t = G$ 。 c 代表边际消费倾向， a 为加速数，定义为：

$$a = \Delta K / \Delta Y \quad (2)$$

其中, K 为资本存量。加速数 a 为指产量增加一定量所需要增加的净投资量, 即净投资量与产量增加一定量所需要增加的技术水平。

但是, 从现代经济学理论和各国实践经验来看, Samuelson (1939) 的模型存在两个有待改进之处。第一, 将政府支出设定为了常数。在经济实践中, 大多数国家政府支出每年变化幅度较大, 支出情况与经济的运行情况和财政状况息息相关。同时, 许多国家政府在面对多种类型的经济不确定因素时, 将政府支出作为调节经济的重要工具, 通过加大或减少公共支出刺激或稳定经济。政府的支出行为已经对经济运行, 乃至周期的变化产生愈发显著的影响。因此, Samuelson (1939) 直接将政府支出设定为一个常数具有一定的局限性, 不能很好地描述近年来经济下行压力增加, 我国财政支出不断扩大的现实情况。

第二, Samuelson 模型认为, 投资和消费全部属于引致性。在现代经济学理论看来, 这一点是有待进一步探讨的。因为人们即使在没有收入时, 也会产生一定的消费用于生存。本文将投资和消费分为自发性和引致性两个部分: 引致性指的是由于人们获得了收入而产生的投资和消费, 这一部分与收入直接相关; 自发性投资和消费往往指的是收入为零时, 人们也将进行的必要的投资和消费, 这一部分与收入的变化无关。

(二) 加入可变政府支出和自发消费的

为体现出政府支出对经济运行的影响, 本文把 G_0 定义为政府的初始支出, g_g 为政府支出的年增长率, 政府以每年 g 的速度增加其支出, 即

$$G_t = G_0(1 + g_g)^t \quad (3)$$

同时, 本文从自发性和引致性两个角度对消费和投资进行描述, 即

$$C_t = C_{0t} + cY_{t-1} (t = 0, 1, 2 \dots) \quad (4)$$

$$I_t = I_{0t} + (a/c)(C_t - C_{t-1}) \quad (5)$$

其中, C_{0t} 和 I_{0t} 分别为自发消费和自发投资。本文进一步假设 C_{0t} 在一定时期内为常数, 即 $C_{0t} = \bar{C}$; I_{0t} 为非常数, 由初始自发投资和自发投资的年增长率 g_i 决定, $I_{0t} = I_0(1 + g_i)^t$ 。

综上, 本文在 Samuelson 模型的基础上, 建立了改进的经济运行的动态方程:

$$\begin{cases} Y_t = C_t + I_t + G_t \\ C_t = \bar{C} + cY_{t-1} \\ I_t = I_0(1 + g_i)^t + (a/c)(C_t - C_{t-1}) \end{cases} \quad (6)$$

(三) 基于扩展模型的经济周期计算

根据上述方程组可以推导出一个关于总收入的递归方程，从而构造出关于时期 λ 的二阶差分方程。

$$Y_{\lambda+1} = (c + a)Y_{\lambda} - aY_{\lambda-1} + \bar{C} + I_0(1 + g_i)^t + G_0(1 + g_g)^t \quad (7)$$

对上式差分方程进行求解，并通过其所对应的特征方程的判别式来判断其根的存在情况，其判别式为：

$$\Delta = (a + c)^2 - 4a \quad (8)$$

当判别式 $\Delta < 0$ 时，有一对共轭复根：

$$\lambda_1 = \frac{1}{2}[(a + c) + \sqrt{\Delta}] \quad (9)$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2}[(a + c) - \sqrt{\Delta}] \quad (10)$$

此时，方程对应的通解为：

$$Y_t = r^t(c_1 \cos \omega t + c_2 \sin \omega t) \quad (11)$$

此时，国民收入是一个包含三角函数的收入关于时间方程，可以求得对应的频率和经济周期分别为：

$$\omega = \arctg \frac{\sqrt{-\Delta}}{(a+c)} \quad (12)$$

$$T = \frac{2\pi}{\omega} = \frac{2\pi}{\arctg \frac{\sqrt{-\Delta}}{(a+c)}} \quad (13)$$

根据式（12）和（13），经济周期存在的必要条件为 $\Delta < 0$ ，即加速数 a 满足以下边界条件：

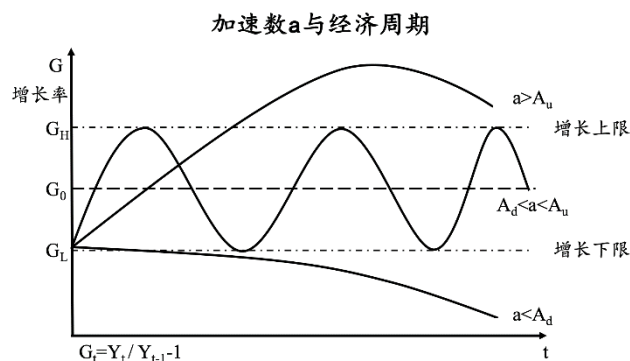
$$A_d = 2 - c - 2\sqrt{1 - c} < a < 2 - c + 2\sqrt{1 - c} = A_u \quad (14)$$

其中， A_d 为满足经济周期存在条件下， a 的最小值； A_u 为满足经济周期存在条件下， a 的最大值。本文根据纪尧（2017）的研究成果和中国的实际经济数据，将边际消费倾向校准为 0.4，即 $c = 0.4$ ，随后根据校准值，分别计算出加速数的边界条件：

$$A_d = 2 - 0.4 - 2\sqrt{1 - 0.4} = 0.05 \quad (15)$$

$$A_u = 2 - 0.4 + 2\sqrt{1 - 0.4} = 3.15 \quad (16)$$

本文使用经济增长率的周期波动来衡量经济周期。如图 1 所示，不同数值 a 所决定的经济增长情况及特征。针对 a 的可能取值，本文分为以下三种情形进行详细讨论。

图 1 加速数 a 与经济周期的关系

数据来源：作者整理计算

情景 1：当投资意愿和投资金额处于合理区间，此时， a 处于 0.05 的下限和 3.15 的上限之间，即 $A_d < a < A_u$ 的情形，可以看作经济周期运行临界条件。这时总需求和投资带来的总供给大致均衡，经济处于平稳运转状态。在短期内，经济运行会出现供求不平衡的波动，但波动处在可控范围内，市场能自发地调节供求失衡现象；在长期，实现稳定的经济增长，经济增长率呈现周期性波动。

理想状态下，通过市场的自我调节和政府的宏观调控，政府政策和自发投资达到一个平衡，在保证加速数 a 处于 $A_d < a < A_u$ 的合理区间内的前提下，使经济平稳、健康、可持续的增长，可视为市场经济运行失灵边界条件。

希克斯在其经济增长模型中认为，经济增长上限和下限是因为劳动力资源有限，自发投资的增长决定了经济平均增长率 G 。而本文认为，政府支出的增长对经济增长也起到重要作用，经济增长的平均增长率 G 由政府支出 G_t 的同比增长率 g_g 为与自发投资 I_{0t} 的增长率 g_i 共同决定，即 $G = f(g_g, g_i)$ 。

情景 2：当人们投资意愿过于狂热时，投资金额量远超正常经济运转所需，出现了经济过热现象。此时， a 超过了 3.15 的上限，即 $a > A_u$ 的情形。经济将会脱离周期，总供给会因投资的增多而远超过总需求，导致供求关系失衡。在短时间内，投资过度增加将带来经济的高速增长；但在长时间内，需求的不足降低经济增长速度，引致未来的经济萧条。此时，需要政府及时通过宏观调控抑制投资的增长，减少总供给，使加速数 a 下降临界值 A_u 以下，帮助经济增长重回周期。

情景 3：当人们投资意愿过于低迷，投资金额远低于正常经济运转所需投资，则出现了经济过冷现象。此时， a 低于 0.05 的下限，即 $a < A_d$ 。经济同样会脱离周期，但原因与情景 2 相反：总供给因投资的减少而远低于总需求，导致供求关系失衡，经济增长速度明显下降，带来持久的经济低迷。此时，需要政府通过宏观调控来刺激投资的增长，增加总供给，使加速数 a 增长到临界值 A_d 以上，帮助经济增长重回周期。

综上，本文得出结论，投资是影响经济周期的重要变量，也是实施调控的重要手段。当经济处于情景 1 时，经济可以保持相对平衡的状态。而当经济处于情景 2 和情景 3 时，经济增长脱离周期，说明一个经济要正常运行，投资保持一个合理的限度是必要的，不能过分强调扩大消费，某些国家，尤其是发达国家都面临这种情况。若遇到经济衰退、经济低迷或新区域开发时，启动超常投资是比较有效的手段，有助于实现经济迈上新台阶和培育新经济增长点的目标。

在改革开放初期，中国十分重视投资增长，取得了快速的经济增长。在一些区域（例如，深圳、上海浦东等）的发展过程中，投资发挥了重要作用。扩展的乘数—加速数模型分析改革开放的成功经验，分别从理论分析和实践经验两个方面说明了，“一带一路”倡议从启动基础设施投资等出发的合理性。另外，启动投资增长可能会引起加速系数的变动，可以看作逆周期调节，引发经济周期的某些变化，达到熨平经济周期的目标，避免经济过热，达到使衰退相对延迟。

四、中国经济周期长度测算：方法、数据与实证结果

（一）中国经济周期的测算方法

对于上述模型中 $I_t = I_0(1 + g_i)^t + (a/c)(C_t - C_{t-1})$ 这一方程很难找到合适的方法进行回归，本文考虑先对 I_{0t} 序列进行估计，然后利用 $I_t - I_{0t}$ 计算出 I_{1t} 序列，最后对方程： $I_{1t} = (a/c)(C_t - C_{t-1})$ 进行回归。所以本文建立以下回归模型：

$$\begin{cases} C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} \\ I_{1t} = \beta_1 (C_t - C_{t-1}) \\ Y_t = \widehat{C}_t + \widehat{I}_{1t} + I_{0t} + G_t \end{cases} \quad (17)$$

对于该模型，可以直接采用三阶段最小二乘法进行参数估计，这种方法的好处是可以有效避免经济数据关联性较强所引起的自相关问题。具体方法为：先用最小二乘法对前两个方程进

行回归并计算出 C_t 和 I_{1t} 的估计值 \widehat{C}_t 和 \widehat{I}_{1t} ；然后用 \widehat{C}_t 和 \widehat{I}_{1t} 对 Y_t 进行回归（这里的回归系数需要设定为 1）；最后利用回归结果将 \widehat{C}_t 和 \widehat{I}_{1t} 替换成 Y_{t-1} 和 Y_{t-2} ，得到结果：

$$Y_t = f(\alpha_0, \alpha_1, \beta_1; Y_{t-1}, Y_{t-2}, I_{0t}, G_t) \quad (18)$$

（二）数据说明

1. 数据来源及异常值处理

本文收集了从 1978 到 2017 年间中国国内生产总值（GDP）、居民消费总额、资本形成总额、政府购买、GDP 平减指数的年度数据，所有数据均来自于国家统计局发布的《中国统计年鉴 2018》。1998 年的亚洲金融风暴和 2008 年全球金融危机导致邻近年份的数据严重偏离正常水平，因此，在使用三阶段最小二乘法估计中国经济周期时，剔除了 1997—1999 年、2008 年和 2009 年的数据。

2. 不变价处理

本文以 1978 年为基期，利用 GDP 平减指数将总产出、消费、资本形成总额、自发投资、引致投资和政府支出的名义值转换为 1978 年价格水平的实际值。实际上对资本形成总额的不变价处理最好应该使用固定资产投资价格指数来进行，但是该数据在 1990 年之前并没有官方的披露，为了保证口径一致，本文选择采用 GDP 平减指数来替代。

3. 自发投资和引致投资的估算

参考韩立岩和王哲兵（2005）的研究，本文将自发投资定义为弥补上一年资本折旧消耗而进行的投资。因此，本文需要先计算出每一年的资本存量并设定好资本的折旧率。这里估算资本存量采用的方法是经济学界常用的永续盘存法：首先对期初资本存量进行估算，依据公式：

$$K_0 = I_0 \frac{g+1}{g+\delta} \quad (19)$$

其中， I_0 是第一年的资本形成总额， δ 是资本折旧率，单豪杰（2008）对中国资本存量进行计算时，得出折旧率为 10.96%，张军（2003）在估算资本存量时将折旧率定为 9.6%。本文按照单豪杰和张军等人的研究结果，选取 10%作为折旧率。 g 是期初资本存量增长率，可用以下公式进行估算：

$$g = \sqrt[n]{Y_t/Y_0} - 1 \quad (20)$$

其中， Y_t 为给定时期内期末总产出， Y_0 为期初总产出。本文这里选取 1978 年为期初，1982 年为期末，计算出的 g 为 7.41%。运用永续盘存法估算出每一年的资本存量，公式为：

$$K_t = I_t - \delta K_{t-1} \quad (21)$$

按照之前的自发投资为弥补上一年资本折旧消耗而进行的投资的定义，计算出自发投资为：

$$I_{0t} = \delta K_{t-1} \quad (22)$$

由于自发投资和引致投资一起构成了投资，所以很容易可以计算出引致投资：

$$I_{1t} = I_t - I_{0t} \quad (23)$$

4. 样本回归区间的选择

在研究经济周期时，部分采用的方法是利用滤波将经济数据进行分解，随后，将分解出的含有周期性的序列提取出来并通过制图来观察经济的周期性。BK 滤波是一种 Band-Pass 滤波，在计算时会把高频不规则扰动单独分离出来；而 HP 滤波作为一个近似的 High-Pass 滤波，会遗漏高频的不规则运动，因此，本文使用 BK 滤波进行处理，具体操作如下：首先，对总产出 Y_t 取自然对数得到 $\ln Y_t$ ；然后，求 $\ln Y_t$ 的一阶差分，所得的结果即为 GDP 增速的近似值；最后，对 GDP 增速进行滤波分解。分解结果包含趋势（Trend）和周期（Cycle）两个序列，将周期序列提取出来制图如 2 所示。

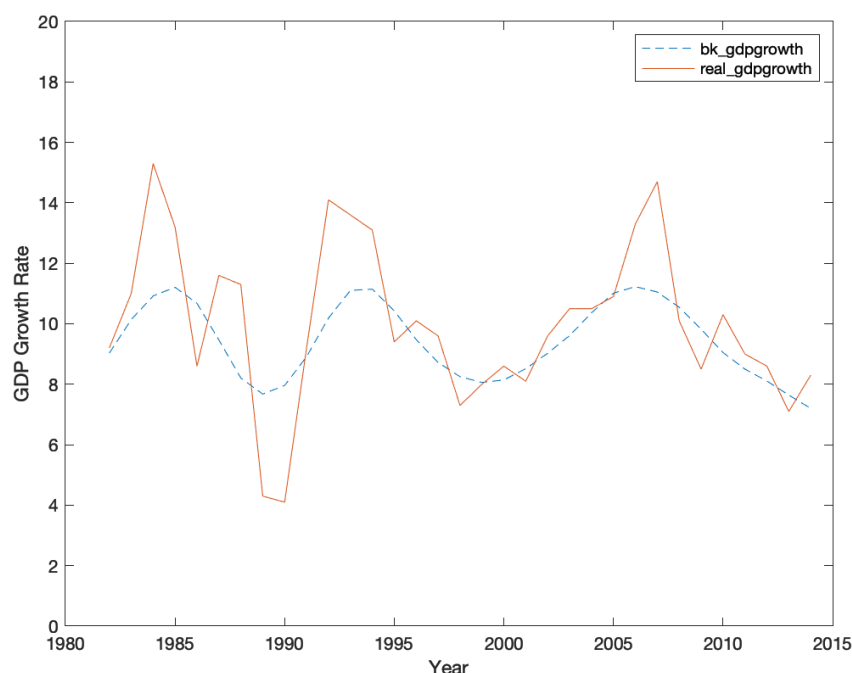


图 2 BK 滤波后的经济增长和实际经济增长对比

注：绿色线为中国实际增长率；橘色线为通过 BK 滤波得出的 GDP 整肃的周期项。BK 滤波需要先去掉前后 3 个观测值，加之计算增长率需要使用第一个观测值作为基期，因此，本文 BK 滤波后的结果的样本期为 1982—2014 年。

如图 2 所示，中国经济增长呈现周期性波动，并且在 1995 和 1998 年前后呈现出两个不同长度的周期。其中，前半段周期大约在 11 年左右，长度上较为接近朱格拉周期；后半段在 18 年左右，接近库兹涅茨周期。考虑到房地产在经济周期中的重要作用，本文将总体样本分为 1978 年到 1996 年和 2000 年到 2017 年两个子区间。其中，剔除 1997—1999 年和 2008—2009 年的数据。

（三）实证结果

本文使用三阶段最小二乘法估计中国 1978 年改革开放以来的经济周期情况，结果如表 2 所示。相比 1978—1996 年，2000 年以后消费倾向边际消费倾向 c 有所减小（从 0.479 减少到 0.380），这是由收入增加导致的，反映了人民生活水平有了明显提升。但我国消费习惯改变需要时间和过程，勤俭储蓄的概念仍然影响着中国的消费者，导致这一阶段中国的边际消费倾向相比 1978—1996 年有所下降，直接导致加速数边界条件 $[A_d, A_u]$ 略微增大（从 $[0.077, 2.965]$ 增加到 $[0.054, 3.195]$ ），经济增长的上限有所增加。但是，加速数 a 自身的增长较快（从 2.04 增加到 2.78），已十分接近临界值，导致经济周期 T 显著增长（从 12.8 增长到 19.3）。通过对我国周期长度的计算结果可知，我国的经济周期由固定投资主导的朱格拉周期（十年左右的中周期）逐渐过渡到由建筑业投资主导的库兹涅茨周期（二十年左右的中长周期）。接近朱格拉周期说明该阶段是固定投资的周期性变动所引起的，而后期接近库兹涅茨周期，主要是由于该阶段我国房地产相关投资在国民经济中发挥了重要作用。值得注意的是，我国在 1998 年首次开始允许贷款买房，开放房地产市场。在此之后，房地产业逐年成长，对经济周期的影响力也随之增大。随着未来我国投资更加均衡，房地产投资的地位会有所减弱，我国周期的性质和长度也将发生变化。

表 2 中国经济周期测算结果

	1978—1996 年	2000—2017 年
c	0.479*** (0.009)	0.380*** (0.008)
Beta1	4.271***	7.300***

	(0.307)	(0.438)
a	2.04	2.78
A_d	0.077	0.045
A_u	2.965	3.195
T	12.8	19.3

注：() 内为 t 统计量；***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 显著水平。

同时，本文注意到，尽管经济增长同时取决于投资和政府支出，但是加速数的大小只与投资大小呈正相关。这是由于 $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$ ，当资本折旧率 δ 为 0 时， $\Delta K = I_t$ ，此时加速数 a 满足： $a = \Delta K / \Delta Y = I_t / \Delta Y$ ，表明如果投资 I_t 过热， a 将增大，在边际消费倾向 c 一定的情况下， a 会逐渐接近并超过阈值，从而导致经济偏离周期。

2000 年以后，随着边际消费倾向的减小，经济发展越来越依赖投资的推动。尤其在 2008 年全球金融危机之后，由于全球经济衰退拖累出口，消费低迷引致内需不足。中央政府推出了“四万亿”经济刺激计划。此次财政刺激政策有效维持了经济的平稳增长，但也间接增大了加速数。不过，如表 2 所示，目前我国的加速数依然低于阈值，经济依然处于平稳状态。但是随着经济的转型，在未来消费将逐渐取代投资成为经济增长的关键点，边际消费倾向将有增大趋势，从而导致加速数的边界条件变小。如果加速数依然处于高位，经济增长很有可能偏离周期，此时政府需要进行积极的宏观调控抑制投资的过热。与此同时，也应该考虑到政府支出对私人投资的挤出效应。当政府扩大支出时，私人投资将减少，将一定程度上抑制加速数的过大。并且由于总产出同时是投资和政府支出的增函数，即 $Y = f(I_t^+, G_t^+)$ ，政府增加支出并抑制投资的有效调控依然可以维持经济的增长，此时，由于分子减小、分母变大，加速数也将减少。

我国目前经济增长速度下降，即 ΔY 减小；投资总额逐年上升，即 I_t 增大， a 逐年增大接近阈值，表现为经济周期显著拉长，周期性变弱。未来几年，由于经济增速可能进一步降低， a 将继续增大，而短期内边际消费倾向一定，阈值上限一定， a 将存在很大风险超过阈值使经济脱离周期。一旦 a 冲破阈值，短期内，总供给将远超过总需求，导致供求关系失去平衡；长期来看，经济增速由于需求的疲软将进一步下滑，进入经济萧条阶段。所以，政府需要积极发挥自己的宏观调控手段：一方面，以增大政府购买的方式刺激经济，抑制私人部门的投资过热，使 a 一直保

持在合理范围以内；另一方面，需要继续扩大内需，保证总需求和总供给能够互相匹配，维持在一个相对均衡的水平。

五、结论及政策建议

本文立足于对我国经济周期的理解和测算，在 Samuelson（1939）乘数—加速数模型的基础上，加入了可变的政府支出和自发消费，建立了改进的经济运行动态方程，对我国经济周期进行了测算。本文主要结论如下。

第一，经济周期是客观存在的，也有其边界条件，周期长度是不断变化的，由于主导因素的不同，不同阶段可能呈现不同的特征。经济周期是各种主导因素引致周期叠加的显性结果。经济周期的存在也是有临界条件的。一旦投资过快过或过慢，超出一定的边界条件，就会失去基本的平衡，这在一定程度上也可以看作市场失灵的条件。

第二，经济周期由加速数 a 和边际消费倾向 c 共同决定。投资是影响经济周期的重要变量，也是实施调控的重要手段。加速数 a 决定了总体经济周期的平稳性：过热的投资将会导致加速数过大并使经济增长将失去周期性，短期内总供给将远超总需求，长期来看将引发经济萧条；而较低的投资会使加速数过小，短期内总供给远小于总需求，带来持久的经济低迷。以本文扩展的乘数—加速数模型的结果分析我国提出的“一带一路”倡议，从启动基础设施投资出发是比较合理的。投资增长可能会引起加速系数的变动，从而引发经济周期的某些变化，可在一定程度上实现熨平经济周期的目标。

第三，我国经济周期可以分为两个阶段，不同阶段的驱动因素和周期各具特点。第一个阶段是 1978 年到 1998 年，这一阶段经济周期接近朱格拉周期，主要受固定投资波动的影响；第二个阶段是 1998 年以后，由于允许贷款买房政策的实施，建筑和房地产业飞速发展，经济周期逐渐增长，呈现出库兹涅茨周期的特征。通过回归计算出 1978 到 1996 年和 2000 年到 2017 年的加速数数值和经济周期长度显示，相比 1978 到 1996 年，2000 年以后中国的边际消费倾向有所减小、加速数增大，经济周期趋于变长。

本文的研究具有重要的政策含义。第一，保持投资在合理区间是维持我国经济平稳运行的重要保障。由于投资过度和投资不足可能引起加速数的增大或较小，不利于经济的基本稳定。在世界经济复苏缓慢，内外部经济形势复杂多变的情况下，需要注意避免加速数超出阈值带来

的风险，保持投资在一个相对合理的范围之内，为经济经济的平稳增长奠定基础。第二，政府要积极发挥调控作用，兼顾经济短期和长期增长目标。在短期，为了防止经济增长偏离周期，需要积极发挥政府的宏观调控，保持三大需求的基本平衡，推动投资和政府支出平稳增长。在长期，仍需要扩大内需，利用减肥降税等手段，积极推进由投资导向型经济体发展成消费导向型经济体，支持我国经济的高质量发展。

参考文献

- [1] 陈诗一, 陈登科. 经济周期视角下的中国财政支出乘数研究[J]. 中国社会科学, 2019(08):111-129+206-207.
- [2] 陈晓光, 张宇麟. 信贷约束、政府消费与中国实际经济周期[J]. 经济研究, 2010, 45(12):48-59.
- [3] 费兆奇, 刘康. 中国宏观经济波动的高频监测研究——基于混频模型对月度经济先行指数的构建和分析[J]. 管理世界, 2019, 35(06):27-3
- [4] 韩立岩, 王哲兵. 我国实体经济资本配置效率与行业差异[J]. 经济研究, 2005(01):77-84.
- [5] 纪尧. 基于马尔科夫机制转换理论的中国乘数——加速数模型分析[J]. 统计与决策, 2017(03):24-26.
- [6] 李腊生, 关敏芳. 我国政府经济刺激方案的结构优化[J]. 财经科学, 2010(01):48-55.
- [7] 刘安长. 我国逆周期财政政策 70 年: 演进、镜鉴与展望[J]. 经济学家, 2019(12):24-33.
- [8] 刘瑞明, 白永秀. 晋升激励、宏观调控与经济周期: 一个政治经济学框架[J]. 南开经济研究, 2007(05):19-31+52.
- [9] 刘伟, 蔡志洲. 经济周期与长期经济增长——中国的经验和特点(1978-2018)[J]. 经济学动态, 2019(07):20-36.
- [10] 吕朝凤, 黄梅波. 习惯形成、借贷约束与中国经济周期特征——基于 RBC 模型的实证分析[J]. 金融研究, 2011(09):1-13.
- [11] 秦宇. 政府支出内生化的四部门乘数——加速数模型——基于中国数据的实证分析[J]. 经济问题探索, 2016(04):55-59.
- [12] 王俏茹, 刘金全, 刘达禹. 中国省级经济周期的一致波动、区域协同与异质分化[J]. 中国工业经济, 2019(10):61-79.
- [13] 殷剑峰. 二十一世纪中国经济周期平稳化现象研究[J]. 中国社会科学, 2010(04):56-73+221.
- [14] 庄丽婷. 投资乘数—加速数模型与我国经济周期波动探讨[J]. 价格月刊, 2010(04):29-34.
- [15] 宗良, 范若滢. 政府与市场“两只手”的有机结合——宏观经济理论历史演进、未来路径与理论模型[J]. 金融论坛, 2018, 23(04):3-11.
- [16] 邹至庄, 王潇靓. 中国宏观经济运行: 从现象到规律[J]. 金融市场研究, 2016(05):1-7.
- [17] Chari V V, Kehoe P J, McGrattan E R. Business cycle accounting[J]. Econometrica, 2007, 75(3): 781-836.
- [18] Gambetti L, Musso A. Loan supply shocks and the business cycle[J]. Journal of Applied Econometrics, 2017, 32(4): 764-782.
- [19] Hodrick R J, Prescott E C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation[J]. Social Science Electronic Publishing, 1997, 29(1):1-16.
- [20] Kitchin J. Cycles and trends in economic factors[J]. The Review of economic statistics, 1923, 5(1): 10-16.
- [21] Kondratieff N D, Stolper W F. The long waves in economic life[J]. Review of Economics and Statistics, 1935, 17(6):105-115
- [22] Kuznets S S. Secular movement in production and prices: Their nature and their bearing upon cyclical fluctuations[M]. Houghton Mifflin and company, Boston, 1930.
- [23] López-Salido D, Stein J C, Zakrajšek E. Credit-market sentiment and the business cycle[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2017, 132(3): 1373-1426.
- [24] Samuelson P. Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration[J]. Review of Economics & Statistics, 1939, 21(2):75-78.

[25] Stock J H, Watson M W. Has the business cycle changed and why?[J]. NBER macroeconomics annual, 2002, 17: 159-218.

Business Cycle Length Measurement: Based on Investment Multiplier-Accelerator Model and Chinese Economic Data

ZONG Liang SHI Yuan HAO Yi

Summary: The economic cycle refers to a phenomenon in which economic expansion and economic contraction occur alternately and cyclically in the economic operation. Business cycle research is of great significance to the analysis of the economic situation, the prediction of the financial crisis and the formulation of government macro-control policies. Based on the Samuelson (1939) multiplier-accelerator model, this paper introduces variable government expenditure and spontaneous consumption, and constructs a more comprehensive dynamic equation of economic operation. The mathematical derivation of the equation found that the economic cycle is determined by the marginal consumption tendency and the acceleration number, and the magnitude of the acceleration number determines whether the economic operation is cyclical. Subsequently, regression analysis was performed on the two sample intervals from 1978 to 1996 and 2000 to 2017. The results showed that the marginal propensity for consumption has decreased, the number of accelerations has increased, and the length of the economic cycle has also increased from 12.8 to 19.3 years. Finally, according to the model, it is proposed to deal with the situation that the excessive acceleration caused by overheated investment or economic recession may cause the economic growth to deviate from the cycle, and related suggestions are made. First, keeping investment within a reasonable range is an important guarantee for China's stable economic performance. Second, the government should play an active regulatory role and take into account both short-term and long-term economic growth targets.

Keywords: Business cycle; investment multiplier; multiplier-accelerator model; Chinese economy

政府债务、货币政策冲击与宏观经济波动

——基于DSGE模型的分析

张雪莹¹ 王聪聪² 向丽锦³

【摘要】近些年来，随着政府债务规模的扩大及政府债务管理政策独立性的增强，政府债务因素对货币政策效果有何影响引起理论界和决策部门的广泛关注。本文在经典新凯恩斯动态一般均衡模型中引入政府债务规模变量，刻画政府预算约束及前瞻性财政政策规则，深入分析政府债务规模的变动会如何改变宏观经济动态及货币政策效果。模型数值模拟结果显示：不同政府债务规模及不同的财政政策债务反应系数的情况下，面对货币政策冲击，主要宏观经济变量的响应路径及其波动程度存在显著差别。这意味着中央银行在制定货币政策时，要充分考虑政府债务规模以及财政政策反应对货币政策效果产生的影响。

【关键词】政府债务；货币政策效果；动态随机一般均衡模型

一、引言

近些年来，全球主要经济体的政府债务水平显著上升。很多国家的政府债务占GDP的比重都达到近几十年来的高位。出于对潜在通货膨胀和财政状况可持续性的担忧，越来越多的国家从制度上创设了具有不同程度自主权力的债务管理机构以增强政府债务管理的独立性。按照2014年IMF发布的公共债务管理指引，政府债务管理应当处于与财政政策、货币政策并列的地位，其政策目标和工具都应与此政策和货币政策有所不同。在这一背景下，政府债务因素对货币政策的影响有可能更加显著。

相对于政府债务管理政策在实践中地位的提高，关于政府债务对货币政策及宏观经济波动影响的理论研究仍存在一定滞后。传统的研究只是将政府债务作为财政政策规则以及政府预算

¹ 张雪莹，山东财经大学金融学院

² 王聪聪，山东财经大学金融学院

³ 向丽锦，山东财经大学金融学院

约束方程的影响变量之一，从财政政策与货币政策协调的角度，考察政府债务对货币政策及宏观变量的影响。Adman（2011）研究政府债务水平如何影响货币政策和财政政策的最优搭配，并且重点比较了不同政府债务水平下，面对技术冲击，货币政策名义利率、通货膨胀率及产出等宏观变量的脉冲响应及动态变化路径存在的差别。Burgert、Schmidt 和 Park（2014）利用一个小型的动态新凯恩斯主义模型，描述了在考虑流动性陷阱因素的情况下，当经济出现负向需求冲击时，维持政府债务可持续性的要求将使得财政政策刺激的力度下降，政策制定者需要采用更加宽松的货币政策。Leeper、Leith 和 Liu（2019）从政府债务期限结构变化如何影响货币政策和财政政策组合的角度探讨了最优政策组合。Kliem、Kriwoluzky 和 Sarferaz（2016）构建动态一般均衡模型（DSGE），并以美国、德国、意大利的历史实际数据为样本，揭示了政府债务货币化融资与通胀之间的相关程度取决于财政政策和货币政策之间的搭配。在主动型货币政策与被动型财政政策搭配（即所谓的货币政策主导期），政府债务货币化与通货膨胀率之间的相关程度较低；而在被动型货币政策与主动型财政政策搭配时期（即所谓的财政政策主导期），政府债务货币化与通货膨胀率之间的相关程度较高。

一些研究者采用比较静态的思想，通过模拟比较不同政府债务变量参数情况下，面对货币政策冲击，通货膨胀和产出变量做出的响应，来反映货币政策冲击对宏观变量产生作用的程度是否受到政府债务因素的影响。Leeper 和 Leith（2016）揭示了政府债务期限不同的情况下，货币紧缩冲击对产出、通货膨胀等宏观变量的不同影响。结果显示：货币政策紧缩冲击会导致产出和通货膨胀在短期内下降然后回升，达到峰值后逐步回归到稳态水平；但政府债务平均期限越长，产出和通货膨胀初始的下降幅度越大，达到峰值后恢复至稳态所需要的时间也越长。Luigi 和 Huber（2018）以 DSGE 模型为理论基础，选取美国 1967 年至 2012 年间的季度宏观经济数据，按照政府债务占 GDP 的比例将宏观经济所处的状态分为高债务水平区间和低债务水平区间，以此构建门限向量自回归模型，结果显示：当政府债务规模处于较高水平时，产出、通胀、消费和投资等宏观变量对于货币政策冲击的反应明显弱于低政府债务水平下的情况。面对货币政策利率下降引致货币政策扩张冲击时，产出和消费呈现出先增长后逐渐衰减的态势，但当政府债务处于高水平区间时，货币政策扩张对产出和消费刺激效应的衰减速度显著快于低债务水平区间时的情况。在高债务水平下，货币扩张对投资的刺激效果也不如低债务水平时的情况。Bi、Leeper 和 Leith（2018）的研究则表明当政府债务规模远离债务违约（危机）爆发的临界点时，由于债务违约概率为零，紧缩货币政策具有通常的效果，即通货膨胀率和产出短暂下降后回复

至稳态水平。而当政府债务规模（较高）接近甚至突破临界点时，紧缩性货币政策短期内几乎不会降低通胀，预期政府债务违约概率上升和政府债券风险溢价提高就会起主导作用，造成更高的市场利率、债务成本和税率，产出进一步下降，通货膨胀也将大幅持续上升。

国内目前的研究主要是从财政管理的视角出发，考察政府债务因素对财政政策与货币政策协调效应的影响。例如，陈小亮和马啸（2016）通过构建含有高债务和通缩特征的 DSGE 模型，并对货币政策和财政政策进行“中国化”修正，研究发现：货币政策的“再通胀”效应有助于减轻政府实际债务负担和融资成本，为财政政策创造新空间。而积极财政政策同样能产生一定的“再通胀”效应，这会减轻货币政策为实现“再通胀”而需要宽松的幅度，从而为货币政策节省空间。朱军、李建强和张淑翠（2018）将“化减财政压力、保证政府债务可持续性的政府行为”设定为“财政整顿”的概念，用显性的政府债务规则替代税收规则，基于经典的 NK-DSGE 模型，探讨应对债务问题的财政—货币政策的最优选择问题。研究表明：中国扩张性财政支出的经济效应显著。然而，政府债务规模增加，不仅造成财政空间缩减，抑制扩张性财政政策的有效性，也会影响金融市场的定价机制；货币政策与财政整顿、资本充足率等宏观审慎政策相互协调配合，有助于经济达到有效均衡状态，提高社会福利水平。

本文在前期研究基础上的创新之处主要包括：（1）在新凯恩斯 DSGE 模型框架中引入政府债务变量，进而探讨不同政府债务规模情况下，面对货币政策冲击，产出与通货膨胀率的不同动态响应路径。（2）本文设定了前瞻性财政政策规则，并在此基础上对相关参数进行贝叶斯估计，通过数值模拟的方法探讨了在不同债务规模、不同财政政策债务反应系数下货币政策冲击对宏观经济变量波动产生不同影响，由此揭示了不同政策参数组合下，货币政策效果的差异。

本文结构安排如下：除引言部分外，第二部分建立包含政府债务相关变量和行为方程的 DSGE 模型，第三部分进行模型估计、数值模拟与分析；第四部分为总结性评述。

二、理论模型

本文理论模型假设经济中存在无穷多个家庭以及中间品生产商，以 $[0, 1]$ 实数标号。家庭向中间品生产商提供劳动，获得工资收入。同时，家庭拥有中间品生产商，因此每一期可以获得分红收入。经济中存在一个最终产品生产商，采用固定替代弹性（CES）加总技术将中间品合成为最终消费品。而政府和央行部门则分别制定财政政策以及货币政策。

(一) 家庭

代表性家庭选择其消费水平并向厂商提供劳动，通过持有政府发行的债券进行跨期资源配置，最大化其终生期望效用。其约束最优化问题为：

$$\begin{aligned} \max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln C_t - \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \\ \text{s.t. } P_t C_t + B_t \leq w_t L_t + R_{t-1} B_{t-1} + \Pi_t - P_t T_t \end{aligned} \quad (1)$$

其中 C_t 为家庭消费， L_t 为劳动， $0 < \beta < 1$ 为代表性家庭主观贴现因子。对于中间品厂商 i ，代表性家庭在 t 期向其提供劳动记为 $L_t(i)$ ，总劳动供给 $L_t = \int_0^1 L_t(i) di$ 。 P_t 为价格水平， w_t 是工资率，家庭分红为 Π_t 。 R_t 和 B_t 分别表示政府发行债券名义利率和居民持有债券余额。 T_t 为实际净税收水平。

求解家庭约束最优化问题可以得到劳动供给方程：

$$L_t^\varphi / w_t = C_t^\sigma / P_t \quad (2)$$

这一方程代表了家庭在消费与劳动之间的权衡，经济均衡时劳动带来边际效用减少等于消费带来边际效用增加。此外我们还能得到家庭跨期决策方程：

$$\beta E_t \left(\frac{C_t P_t}{C_{t+1} P_{t+1}} \right) = \frac{1}{R_t} \quad (3)$$

这一方程代表了家庭在不同时期消费之间的权衡。经济均衡时家庭当期消费产生的效用等于储蓄至下一期消费带来效用的贴现。

(二) 厂商

厂商部门中的最终消费品厂商采用 CES 加总技术，将所有中间品厂商生产的差异性中间品 $Y_t(i)$ 加总为最终消费品 Y_t ，生产函数为：

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} di \right)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (4)$$

其中， ε 为差异性中间品替代弹性系数。相应地，价格指数为所有中间品价格的加总：

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{1/(1-\varepsilon)} \quad (5)$$

于是，在价格给定时，中间品需求曲线为：

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t \quad (6)$$

对于生产同质差异性产品的垄断竞争中间品厂商而言，本文沿用 Galí 和 Monacelli (2005) 给出的生产函数形式：

$$Y_t(i) = A_t L_t(i) \quad (7)$$

其中，每个厂商及其产品用 $i \in [0,1]$ 标号。技术水平的对数 $a_t \equiv \ln A_t$ 服从 AR(1) 过程¹，稳态值标准化为 1。中间品厂商定价采用 Calvo (1983) 交错定价，每一期厂商重新确定产品价格的概率为 $1-\vartheta$ ，保持价格不变的概率为 ϑ ，并且厂商的利润最大化问题为：

$$\begin{aligned} \max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \vartheta^k Q_{t,t+k} \left(P_t(i) - \frac{w_{t+k}}{A_{t+k}} \right) Y_{t+k}(i) \\ \text{s.t. } Y_{t+k}(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+k} \end{aligned} \quad (8)$$

求解该约束最优化问题并对数线性化可以得到如下菲利普斯曲线：

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa (\hat{Y}_t - a_t) \quad (9)$$

其中 $\kappa = (1-\vartheta)(1-\beta\vartheta)/\vartheta$ ，本文若无特殊说明，变量 $\hat{X}_t = \ln X_t - \ln \bar{X}$ 代表 X_t 相对于其稳态值偏离的百分比。

(三) 政府与央行

本文模型中政府每一期发行债券 B_t 为政府开支融资，政府支出受到净税收收入与债务规模的约束。我们给出如下政府预算约束方程：

$$G_t + \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{P_{t-1}} \leq \frac{B_t}{P_t} + T_t \quad (10)$$

其中， G_t 为政府购买， T_t 为政府净税收。预算约束表明，政府当期支出与上一期债券的实际本息额之和必须小于当期政府净税收与发行债券实际余额之和。

¹ $a_t = \rho_a a_{t-1} + v_t$, $v_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ 。

税收规则沿用马勇（2016）等所采用的类泰勒规则，形式如下：

$$\frac{T_t}{\bar{T}} = \left(\frac{b_{t-1}}{\bar{b}} \right)^\psi \left(\frac{y_{t-1}}{\bar{y}} \right)^{\psi_y} \quad (11)$$

其中， $b_{t-1} = B_{t-1}R_{t-1} / P_{t-1}$ 为实际债券本息额，政府针对债务规模变化幅度征税。由于政府税收发挥着经济稳定器的作用，因此上述规则中税收对债务存量缺口及产出的反应系数 ψ 和 ψ_y 均应当为正。

除了税收政策之外，前期研究还重点考察政府财政支出政策的制定。马勇（2016）及陈小亮和马啸（2016）将政府支出规则设定为针对产出与债务存量缺口做出反应的类泰勒规则形式。其中，马勇（2016）将产出与债务存量缺口反应系数设定为负数，以体现出财政政策的逆周期特征，陈小亮和马啸（2016）则通过贝叶斯估计来确定相关系数。马文涛和马草原（2018）及朱军、李建强和张淑翠（2018）则是将政策平滑因素引入到了政府支出规则之中。这些将政府支出规则设定为类泰勒规则形式的作法虽然通过反应系数的符号体现出政策的顺周期或逆周期特征，但却无法反映政府决策的跨期权衡过程。而本文希望在政策规则的设定上能够进一步体现政府在债务约束的情况下进行的跨期决策，为此，本文在 Kirsanova、Stehn 和 Vines（2005），Linnemann 和 Schabert（2010）及 Saulo、Rego 和 Divino（2013）研究的基础上，进一步在理论模型中纳入政府支出决策的跨期权衡，将政府支出规则设定为政府购买的前瞻性规则，表达式如下：

$$\hat{G}_t - E_t(\hat{G}_{t+1}) = \theta \hat{b}_t + \mu_t \quad (12)$$

其中， $\theta > 0$ 为政府债务对政府支出的反应系数， μ_t 为外生需求冲击¹。当政府当期债务扩张时，政府预期下一期支出相对于稳态水平的偏离百分比要小于当期值。也即是说，当期债务扩张会对下期政府购买形成约束，因而使得政府无法无限发行债券融资。反过来，政府增加其当期支出时，由于预算约束中税收规模无法迅速调整完全满足政府支出，政府会通过债务规模的扩张来实现支出的增长。本文政府支出规则一方面能够刻画中国财政政策的逆周期特征，同时也体现出政府债务规模的变动对于实现财政收支平衡所起到的作用。

¹ $\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + v_t, v_t \sim N(0, \sigma_\mu^2)$

在此基础上，我们可以推导出 IS 曲线为¹：

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} - (\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \theta \hat{b}_t + \mu_t \quad (13)$$

可以发现，政府债务的波动通过政府前瞻性财政规则影响到政府购买，进而作用于总需求。债务规模的扩张引起总需求上升，规模收缩则引起总需求下降。此外，从政府预算约束可知 \hat{b}_t 是递归的决定于 \hat{b}_{t-1} 、稳态值 \bar{b} 及其他宏观经济变量。因此，对于不同的债务规模稳态水平，外生宏观经济冲击引发的政府债务波动程度会有所不同，进而会导致整个经济系统波动程度上的差异。

本文模型的中央银行制定价格型货币政策规则确定经济中的利率水平。货币政策规则的设置采用如下形式的带时变通胀目标的泰勒规则：

$$\frac{R_t}{\bar{R}} = \left(\frac{\hat{Y}_t}{\bar{Y}} \right)^{\phi_y} \left(\frac{\hat{\pi}_t}{\hat{\pi}_t^*} \right)^{\phi_\pi} \quad (14)$$

$$\hat{\pi}_t^* = \rho_\pi \hat{\pi}_{t-1}^* + \eta_t$$

其中， $\hat{\pi}_t^*$ 为央行通胀目标， $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ 为外生货币政策冲击。该规则下名义利率 R_t 除了对产出缺口做出反应之外，还对实际通货膨胀率 $\hat{\pi}_t$ 和目标通货膨胀率 $\hat{\pi}_t^*$ 之间的缺口作出反应。Ireland (2007), Cogley、Primiceri 和 Sargent (2010) 等认为，中央银行通胀目标的变动不仅可以很好地解释长期中的通胀变化，而且通胀目标冲击 (inflation target shock) 本身已经成为宏观经济波动的重要来源。在货币政策规则引入了时变的通胀目标，不仅可以更好地反映通胀和货币政策制定过程中通胀目标变动的潜在经济影响，而且能更好地反映通胀目标本身随时间变化的各种动态机制，如通胀目标的持久性和波动性等。从模型估计的角度来看，时变通胀目标的引入还有助于捕捉到现实数据中的低频运动特性，使模型的内生性动态更加丰富，从而有效避免模型设定的偏差。

三、参数估计和实证分析

(一) 模型参数

¹ 具体推导过程可向作者索要。

本文模型中基本参数的确定采用校准方法。其中，主观贴现因子 β 取 0.995，对应实际年利率 2%。产品价格黏性系数 θ 沿用康力和龚六堂（2014）的设定取 0.75。参考朱军、李建强和张淑翠（2018）的做法，基于中国政府债务占 GDP 比例将政府债务比例稳态值校准为 0.36。生产函数中的技术冲击持续性参数 ρ_a 和标准差 σ_a 参照林仁文和杨熠（2014）设定为 0.61 和 0.02。本文模型中其他参数采用贝叶斯估计来确定。

关于货币、财政政策的组合，Leeper（1991）提出了主动性和被动性货币政策、财政政策的经典定义。他认为如果利率对通货膨胀的反应是充分的，则这样的货币政策是主动的（active），如果税收对政府债务的反应是充分的，则这样的财政政策是被动的（passive）。反之，则反成立。根据上述划分，相应的货币政策和财政政策组合形成以下四种范式：主动型货币政策和被动型财政政策（AMPF）范式、被动型货币政策和主动型财政政策（PMAF）范式、被动型货币政策和被动型财政政策（PMPF）范式、主动型货币政策和主动型财政政策（AMAF）范式。Woodford（2005）、Davidg 和 Leeper（2007、2011）等研究显示，只有主动型货币政策与被动型财政政策（AMPF）、被动型货币政策与主动型财政政策（PMAF）这两种政策组合搭配范式存在唯一理性预期稳定均衡解。其中，被动型货币政策与主动型财政政策（PMAF）的组合搭配表现出财政政策的非李嘉图等价（non-Ricardian equivalence）性质，均衡物价水平是由货币政策和财政政策两者共同决定的，这种情况在近些年政府债务不断增长、财政政策地位提高的背景下得到理论界的广泛关注¹。前期研究中对于货币政策规则中产出与通胀缺口权重以及财政政策中反应系数取值尚存在争论。为了更好地拟合中国经济现实，本文基于 1998—2018 年中国通胀、利率以及 GDP 三个经济数据对这些政策规则以及冲击项相关参数进行贝叶斯估计。由于中国银行间利率在 1998 年就已实现了市场化，因此本文选择该利率作为模型中的无风险利率。贝叶斯估计过程中类似于庄子罐、崔小勇和赵晓军（2016）的研究，本文选取总量数据。对数据的处理过程包括进行 X12 季节性调整、取对数以及 HP 滤波去势得到周期项等。相关参数的贝叶斯估计首先利用卡尔曼滤波根据样本数据计算动态优化模型似然值，然后采用随机 Metropolis-Hasting 算法 1 万次模拟产生所估计参数的蒙特卡罗-马尔科夫链，于是得到对应参数后验分布。

¹ 即所谓的价格水平的财政理论—FTPL（Fiscal Theory of the Price Level）。

参数的点估计可以由后验样本取均值或中位数得到。贝叶斯参数估计结果详见表 1，其中各参数先验及后验均值非常接近。

表 1 模型参数贝叶斯估计结果

参数	先验分布	先验均值	后验均值	95%置信区间	先验标准差	后验标准差
ψ	Gamma	0.005	0.0044	[0.0044, 0.0044]	0.001	0.001
ψ_y	Gamma	0.005	0.0013	[0.0010, 0.0021]	0.001	0.001
θ	Gamma	0.003	0.003	[0.003, 0.003]	0.001	0.001
ϕ_y	Gamma	0.500	0.5057	[0.5050, 0.5059]	0.100	0.100
ϕ_π	Gamma	0.500	0.4796	[0.4794, 0.4802]	0.100	0.100
ρ_μ	Beta	0.900	0.9308	[0.9307, 0.9308]	0.010	0.010
ρ_π	Beta	0.900	0.8475	[0.8467, 0.8493]	0.010	0.010
σ_μ	Inv	0.100	0.1092	[0.1085, 0.1096]	inf	inf
σ_π	Inv	0.100	0.0904	[0.0902, 0.0909]	inf	inf

基于 Leeper (1991) 所提出的政策组合判定准则，表 1 显示的贝叶斯估计结果中税收政策对债务反应系数 ψ 以及货币政策对通胀、产出缺口反应系数 ϕ_π 和 ϕ_y 的后验均值表明在样本期 1998—2018 年内，中国财政及货币政策区制属于 PMAF 范式，也即是中国政策当局选择的是被动货币政策和主动财政政策的组合。这一结果和马勇 (2016)¹ 的估计略有不同，可能的原因是本文选用了更近的数据样本期。需要指出的是，AMPF 组合范式和 PMAF 组合范式之间的区别在于 AMPF 范式下，货币政策主动，货币财政政策相关性低。政策当局能够在制定货币政策规则中赋予通胀很大的反应系数，对通胀进行强力干预，不会过多地影响到财政政策，财政政策只需要被动地做出反应。而在 PMAF 范式下，财政政策主动，由于税收的改变往往会引发市场价格的波动，因此主动的财政政策往往附带有通胀效应。此时，被动的货币政策需要针对财政政策引发的通胀效应做出反应。事实上，中国金融危机后“四万亿元”积极财政政策实施之后出现较高通胀的经济现实，也验证了主动财政政策带来的通胀效应，继而从侧面印证了中国货币财政政策组合属于 PMAF 区制。

(二) 不同稳态债务水平下货币政策冲击脉冲响应分析

¹ 马勇 (2016) 的研究结果则表明，1992—2012 年期间，中国的货币与财政政策组合总体上符合 PMPF 范式，即被动型货币政策和被动型财政政策的组合。这种组合有效地确保了政府债务的可控性，但由于货币政策对通胀的反应力度不足，容易滋生通胀和泡沫经济。文章进一步数值模拟分析指出，从 PMPF 范式逐渐转向 AMPF 范式应该成为中国货币与财政政策组合范式转变的基本路径选择。

图 1 显示了基准模型在不同政府债务规模稳态（政府债务占 GDP 比例 \bar{b} 分别设定为 0.16、0.36 和 0.56）下，面对货币政策紧缩冲击（目标通货膨胀率的负向变化），产出 y 、实际通货膨胀率 $\hat{\pi}_t$ 、名义利率 r 和政府债务变量本身的脉冲响应图。图形中横轴单位为季度，纵轴则是代表各宏观变量相对其稳态值变动的百分比。

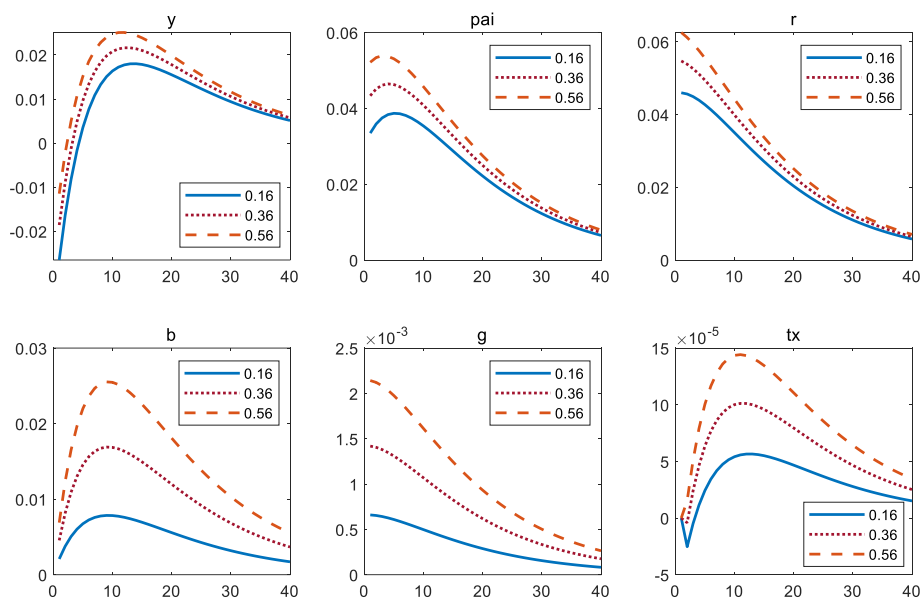


图 1 不同政府债务规模稳态值下的货币政策冲击的脉冲响应图

与大多数文献，如王君斌（2010），金中夏、洪浩和李宏瑾（2013）等的分析结果一致，面对目标通货膨胀率下降导致货币政策的紧缩冲击，产出在短期内作出负向响应，随后开始出现回升，达到峰值后逐步回归到稳态水平。其主要的逻辑是：紧缩性的货币政策冲击引起的利率上升，短期内提高了企业扩大生产规模的机会成本，企业投资下降，对总产出造成负向影响。而伴随着产出的减少和物价水平的上升，在工资粘性的情况下企业实际生产成本下降，促使企业增加投资并由此带动产出逐渐回升，最终各变量均恢复到稳态水平。根据政府预算约束条件可知，政府债务规模变量 \hat{b}_t 是递归的取决于于 \hat{b}_{t-1} 、稳态值 \bar{b} 及其他宏观经济变量的取值。对于不同的债务规模稳态水平，当外生宏观经济冲击发生之后，政府债务波动幅度会有所不同，进而进一步引发整个宏观经济不同程度的波动。政府债务规模初始稳态值越大，货币政策冲击引起债务波动会越大；根据前文推导出的 IS 曲线方程，政府债务的波动通过政府前瞻性财政规则影响到政府购买，进而作用于总需求，于是总需求上升的幅度越大。对于货币政策紧缩冲击导

致利率上升、企业部门投资支出减少所起的缓冲或抵消作用越大，最终产出的初始下降幅度越小，随后正向回升并达到的峰值越高。

目标通货膨胀率下降带来的货币政策紧缩反而会导致实际通货膨胀率呈现驼峰形态的正向反应，即短期内向上跳跃、持续爬升至最高点后出现回落。其原因在于：根据泰勒规则，目标通货膨胀率的下降导致名义利率上升，政府债务利息负担增加、债务规模扩张；根据 IS 方程，总需求上升，产出增加，而由菲利普斯曲线，较高的产出水平会带来劳动力需求上升，家庭获得工资增加，通货膨胀加剧。根据这一分析逻辑，政府债务规模稳态值越大，货币政策紧缩导致实际通货膨胀率的正向波动越大。Kim (2003)，Canzoneri、Cumby 和 Diba (2011) 从非李嘉图等价效应的需求角度出发，也发现在被动型货币政策与主动型财政政策 (PMAF) 的组合搭配形式下，正向的利率冲击会导致实际通货膨胀率上升的现象。Bhattarai、Lee 和 Park (2014) 的研究则表明名义利率上升带来家庭部门利息收入的增长，导致家庭部门的净财富增加，这种正向的财富效应会刺激需求和产出，推高物价水平。Chowdhury、Hoffmann 和 Schabert (2006)，Henzel、Hülsewig 和 Mayer (2009) 从成本传导渠道的角度阐述利率冲击对通胀的影响，主要机制为：货币当局提高利率会提高企业的成本，进而产生负的供给效应，紧缩产出并导致通货膨胀上升。彭方平和连玉君 (2010)、齐鹰飞 (2011) 及蒋海和储著贞 (2011) 也发现中国货币政策传导中成本渠道的存在性，紧缩性货币政策冲击在短期内增加企业融资成本，推高通货膨胀。本文结果和这些前期文献保持了一致。

(三) 财政政策债务反应系数不同情况下的货币政策冲击脉冲响应分析

为了进一步分析财政政策中在税收对债务反应程度不同的情况下，货币政策冲击对于宏观经济变量产生的影响有何差别，本文选取不同的税收对政府债务存量缺口反应系数进行数值模拟。图 2 显示了在税收对政府债务存量缺口反应系数 ψ 分别取 0.0034、0.0064 和 0.0094 的情况下，主要宏观变量对目标通胀率下降导致的货币政策紧缩冲击的脉冲响应图。

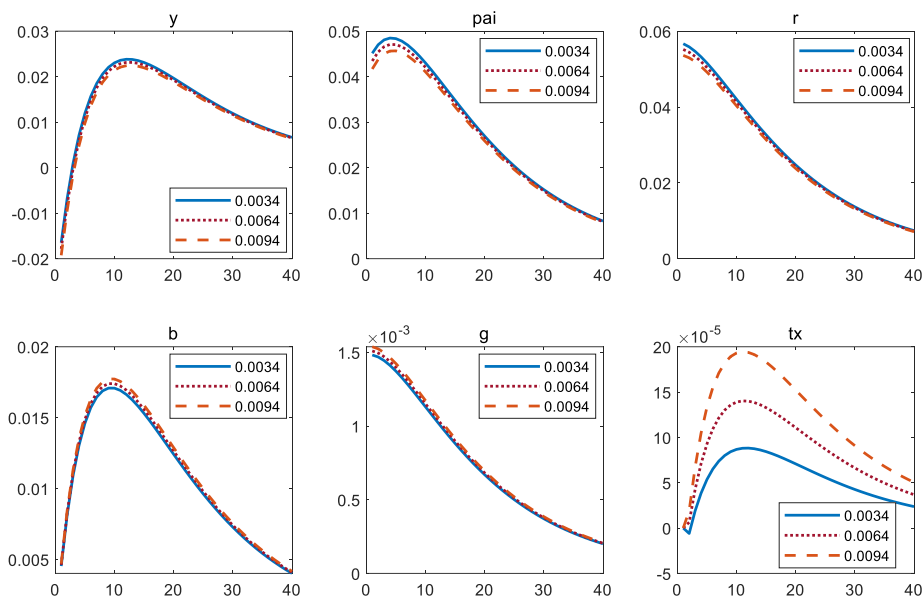


图 2 财政政策债务反应系数不同情况下的货币政策冲击的脉冲响应图

从图 2 可以发现，在财政政策对政府债务反应系数发生变化时，只有政府税收变量在货币政策紧缩冲击下呈现出了显著的波动幅度差异，其他宏观经济变量脉冲响应路径几乎不受到财政政策债务反应系数的影响，同时因债务反应系数不同而出现波动幅度变化的绝对数值很小。这主要是因为货币与财政政策作用于宏观经济变量的途径以及机制上相对独立，因此货币政策冲击下宏观经济变量的波动情况几乎不受到财政政策反应系数取值的影响。但值得注意的是，从相对变化角度来看，财政政策对债务反应系数越大，主要宏观经济变量波动幅度均越小，体现出财政政策对于宏观经济波动的“稳定器”作用。

（四）货币政策冲击下宏观变量波动分析

在脉冲响应分析基础上，本文进一步分析政府债务规模因素对于货币政策冲击造成通货膨胀和产出缺口波动程度的影响。具体做法为，通过选取政府债务规模稳态值与财政政策对债务反应系数、政府购买对债务反应系数的不同参数组合，通过数值模拟的方法得到货币政策冲击后产出以及通胀 40 个季度内波动率（方差）。

图 3 是政府债务规模稳态值与财政政策债务反应系数不同取值组合对应产出与通胀波动率。从图中可以发现，产出与通胀波动率随着政府债务规模稳态值的上升而上升；同时随着财政政策对债务反应系数的上升而下降。并且，波动率因政府债务规模稳态值变化产生的变动幅度要远大于因财政政策对债务反应系数变化产生的变动幅度。一方面，正如前文指出的，政府债务

规模稳态值越大，相应的，外生冲击下债务波动幅度会越大。因此，货币政策冲击下，产出与通胀波动率随着政府债务规模稳态值的上升而上升。另一方面，税收政策具备自动稳定器作用，其对政府债务反应系数越大，对宏观经济波动抑制作用越强，表现为产出和通胀波动率随着财政政策对债务反应系数的上升而下降。

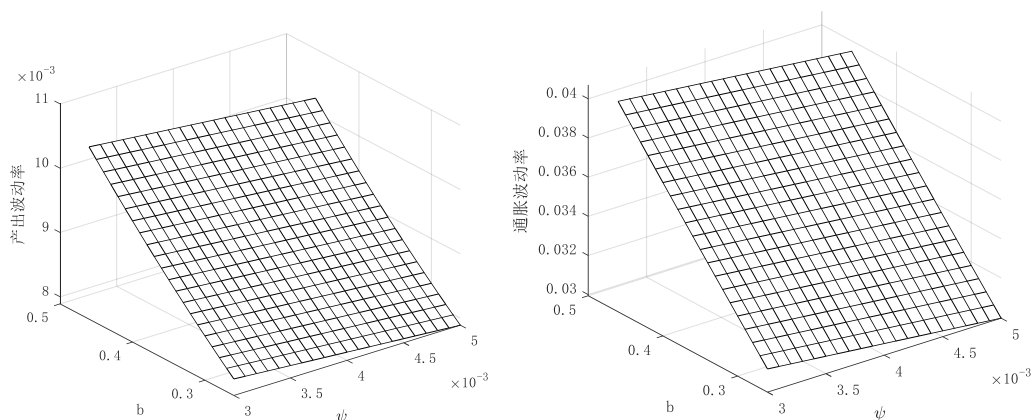


图 3 政府债务规模稳态值与财政政策债务反应系数组合下产出与通胀波动率

图 4 是政府债务规模稳态值与政府购买债务反应系数不同取值组合对应产出与通胀波动率。从图中可以看出，单独的政府债务规模稳态值或者政府购买债务反应系数的上升，会导致产出与通胀波动率增大。与此同时，如果政府债务规模稳态值和政府购买债务反应系数同时增大，那么产出与通胀波动率会急剧上升。结果表明，由于政府债务的增长能够放松政府支出的预算约束，政府购买对债务反应系数越大，一定幅度的债务增长所导致的当期政府支出的增加就越多。因此，货币政策冲击下，宏观经济变量的波动就被内生地增强与放大，波动率上升。

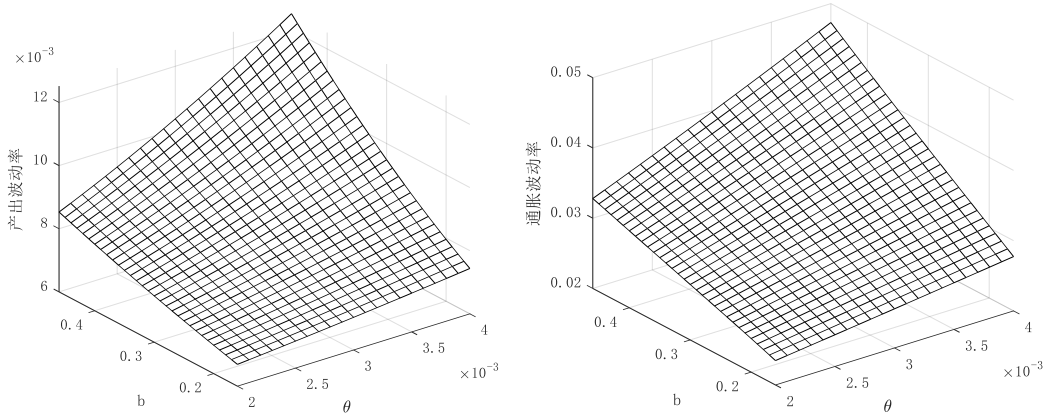


图 4 政府债务规模稳态值与政府购买债务反应系数组合下产出与通胀波动率

本文对宏观变量波动率分析结果也在一定程度上丰富和补充了有关财政政策是否具有熨平经济波动的自动稳定器效应的研究。例如，邓翔和祝梓祥（2014）通过构建包含累进型税收机制和需求扰动型政府支出的RBC模型，发现当政府支出规模处于较低水平时，政府支出对宏观经济具有稳定效应，但随着政府支出规模的扩大，稳定效应逐渐消失。郭长林¹（2016）通过将生产性政府支出引入动态随机一般均衡模型，揭示出生产型财政政策扩张除了通过总需求直接导致通货膨胀之外，还能够从总供给侧对通货膨胀及其预期产生抑制作用；实施财政政策初衷主要是为了熨平经济周期，但在实际操作过程中财政政策也有可能加剧经济波动程度。本文实证分析结果则表明，税收政策更多地体现出自动稳定器效应，但政府购买政策则并无稳定效应，相反在政府债务规模膨胀时，政府支出的扩张反而会加剧宏观经济波动。

四、结论

本文由一个包括家庭、企业和政府的DSGE模型出发，基于实际经济数据采用贝叶斯方法估计了我国财政和货币政策重要参数，并通过数值模拟方法分析了不同政府债务规模下货币政策冲击引致的宏观经济变量动态变化情况；然后进一步讨论了基于不同政府债务规模与财政政策参数组合取值下，货币政策冲击导致的产出与通胀波动程度。结果表明：（1）对于不同的政府债务规模稳态水平，面对货币政策冲击的发生，政府债务波动幅度会有所不同，并通过前瞻性财政支出规则影响政府购买，进而作用于总需求，引发重要宏观经济变量不同程度的波动。政

¹ 徐忠（2018），第8-9页。

府债务规模初始稳态值越大，货币政策冲击引起债务波动、进而产出与通货膨胀率的波动越大；

(2) 财政政策中的税收变量对政府债务反应系数越大，货币政策冲击发生后，宏观经济变量波动幅度越小，其中因为该参数直接作用于政府税收，税收波动幅度的缩减在所有宏观变量中最为显著。数值模拟结果表明经济中产出与通胀的波动率随着财政政策规则中税收对债务反应系数的上升而下降。(3) 在政府债务规模膨胀时，政府购买的债务反应系数上升或者政府支出的扩张，会使货币政策冲击导致的产出与通胀波动率增大，加剧宏观经济波动。

在中国政府债务规模呈现持续增长趋势、中央政府偿债压力增大的背景下，本文的研究具有较为重要的政策意涵。徐忠（2018）指出“从政策层面看，我国财政政策与货币政策之间的冲突仍然较多。国债的发行规模和期限，简单从财政功能出发，只考虑财政赤字、平衡预算以及降低发行成本的需要，忽略国债的金融属性及其在金融市场运行和货币政策调控的重要作用。应该合理界定财政政策、货币政策各自边界，加强财政政策与货币政策的协调，形成政策合力。”

6 本文的研究显示政府债务规模变化及财政政策反应对于货币政策冲击下的宏观经济波动有显著的影响，这意味着中央银行在制定货币政策、预估货币政策效果时，要充分考虑政府债务规模的变动及财政政策规则的反应，加强货币政策与政府债务管理及财政政策之间的有效协调与配合。

参考文献

- [1] 陈小亮、马啸：《“债务—通缩”风险与货币政策财政政策协调》，《经济研究》2016年第8期。
- [2] 邓翔、祝梓翔：《政府规模与宏观经济稳定性——来自新兴市场经济的证据和RBC模型的分析》，《经济理论与经济管理》2014年第4期。
- [3] 郭长林：《被遗忘的总供给：财政政策扩张一定会导致通货膨胀吗？》，《经济研究》2016年第2期。
- [4] 蒋海、储著贞：《紧缩性货币政策冲击、成本渠道与通货膨胀——来自中国的检验》，《金融研究》2011年第9期。
- [5] 金中夏、洪浩、李宏瑾：《利率市场化对货币政策有效性和经济结构调整的影响》，《经济研究》2013年第4期。
- [6] 康立、龚六堂：《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门DSGE模型分析》，《经济研究》2014年第5期。
- [7] 林仁文、杨熠：《中国市场化改革与货币政策有效性演变——基于DSGE的模型分析》，《管理世界》2014年第6期。
- [8] 马文涛、马草原：《政府担保的介入、稳增长的约束与地方政府债务的膨胀陷阱》，《经济研究》2018年第5期。
- [9] 马勇：《中国的货币财政政策组合范式及其稳定效应研究》，《经济学（季刊）》2016年第1期。
- [10] 彭方平、连玉君：《我国货币政策的成本效应——来自公司层面的经验证据》，《管理世界》2010年第12期。
- [11] 齐鹏飞：《升息能遏制通货膨胀吗——Patman效应在中国货币政策中的检验》，《财贸经济》2011年第12期。
- [12] 王君斌：《通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击：基于刚性价格模型的通货膨胀和产出的动态分析》，《世界经济》2010年第3期。
- [13] 徐忠：《新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化》，《经济研究》2018年第7期。
- [14] 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。
- [15] 庄子罐、崔小勇、赵晓军：《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》2016年第11期。
- [16] Adam, K., Government debt and optimal monetary and fiscal policy. *European Economic Review*, Vol.55, No.1, 2011.
- [17] Bhattarai, S., Lee, J.W. and Park, W.Y., Inflation dynamics: The role of public debt and policy regimes. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.67, No.C, 2014.
- [18] Bi, H., Leeper, E.M. and Campbell, L., Sovereign default and monetary policy tradeoffs. *International Journal Of Central Banking*, Vol.14, No.3, 2018.
- [19] Burgert, M. and Schmidt, S., Dealing with a liquidity trap when government debt matters: Optimal time-consistent monetary and fiscal policy. *Journal Of Economic Dynamics And Control*, Vol.47, No.C, 2014.
- [20] Calvo, G.A., Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.12, No.3, 1983.

- [21] Canzoneri, M., Cumby, R. and Diba, B., The interaction between monetary and fiscal policy. In Friedman, B.M. and Woodford, M., (Eds.), *Handbook Of Monetary Economics*, Vol.3, Amsterdam, Netherlands: Elsevier, 2011.
- [22] Chowdhury, I., Hoffmann, M. and Schabert, A., Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission. *European Economic Review*, Vol.50, No.4, 2006.
- [23] Cogley, T., Primiceri, G.E. and Sargent, T.J., Inflation-gap persistence in the US. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.2, No.1, 2010.
- [24] Davig, T. and Leeper, E.M., Generalizing the Taylor principle. *American Economic Review*, Vol.97, No.4, 2007.
- [25] Davig, T. and Leeper, E.M., Monetary - fiscal policy interactions and fiscal stimulus. *European Economic Review*, Vol.55, No.2, 2011.
- [26] Gali, J. and Monacelli, T., Optimal monetary and fiscal policy in a currency union. NBER Working Paper, No.11815, 2005.
- [27] Henzel, S., Hülsewig, O. and Mayer, E., The price puzzle revisited: Can the cost channel explain a rise in inflation after a monetary policy shock?. *Journal Of Macroeconomics*, Vol.31, No.2, 2009.
- [28] Ireland, P.N., Changes in the federal reserve's inflation target: Causes and consequences. *Journal Of Money, Credit And Banking*, Vol.39, No.8, 2007.
- [29] Kim, S., Structural shocks and the fiscal theory of the price level in the sticky price model. *Macroeconomic Dynamics*, Vol.7, No.5, 2003.
- [30] Kirsanova, T., Stehn, S.J. and Vines, D., The interactions between fiscal policy and monetary policy. *Oxford Review Of Economic Policy*, Vol.21, No.4, 2005.
- [31] Kliem, M., Kriwoluzky, A. and Sarferaz, S., Monetary - fiscal policy interaction and fiscal inflation: A tale of three countries. *European Economic Review*, Vol.88, No.C, 2016.
- [32] Leeper, E.M., Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal Of Monetary Economics*, Vol.27, No.1, 1991.
- [33] Leeper, E.M. and Leith, C., Understanding inflation as a joint monetary - fiscal phenomenon. In Taylor, J.B. and Uhlig, H., (Eds.), *Handbook Of Macroeconomics*, Vol.2, Amsterdam, Netherlands: Elsevier, 2016.
- [34] Leeper, E.M., Leith, C. and Liu, D., Optimal time-consistent monetary, fiscal and debt maturity policy. NBER Working Paper, No.25658, 2019.
- [35] Linnemann, L. and Schabert, A., Debt nonneutrality, policy interactions, and macroeconomic stability. *International Economic Review*, Vol.51, No.2, 2010.
- [36] Luigi, C.D. and Huber, F., Debt regimes and the effectiveness of monetary policy. *Journal Of Economic Dynamics And Control*, Vol.93, No.C, 2018.
- [37] Saulo, H., Rêgo, L.C. and Divino, J.A., Fiscal and monetary policy interactions: A game theory approach. *Annals Of Operations Research*, Vol.206, No.1, 2013.
- [38] Woodford, M. and Walsh, C.E., Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. *Macroeconomic Dynamics*, Vol.9, No.3, 2005.

Government debt, monetary policy shocks and macroeconomic fluctuations

——Analysis based on DSGE model

ZHANG Xueying WANG Congcong XIANG Lijin

Abstract: In recent years, with the expansion of the scale of government debt and the enhancement of the independence of government debt management policies, the influence of government debt factors on the effects of monetary policy has attracted widespread attention from theorists and policy-making departments. This paper introduces the variable of government debt scale into the classic New Keynesian dynamic general equilibrium model, characterizes government budget constraints and forward-looking fiscal policy rules, and deeply analyzes how changes in the scale of government debt will change the macroeconomic dynamics and the effect of monetary policy. The numerical simulation results of the model show that with different government debt scales and different fiscal policy debt response coefficients, in the face of monetary policy shocks, there are significant differences in the response paths and volatility of major macroeconomic variables. This means that when the central bank formulates monetary policy, it must fully consider the size of government debt and the impact of fiscal policy responses on the effects of monetary policy.

Key words: Government debt, Monetary policy effect, Dynamic stochastic general equilibrium model

货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响

兰晓梅¹ 杨胜刚² 杨申燕³

【摘要】货币政策与宏观审慎政策均能够对影子银行进行逆周期调节，但其影响机制不同。本文使用动态随机一般均衡（DSGE）模型分析了货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响效果，研究结果表明：其一，仅使用紧缩的货币政策不能限制影子银行规模的增长及其对企业贷款利率的下降。其二，仅使用宏观审慎政策大幅减少了影子银行的规模，提升了影子银行对企业的贷款利率，但对影子银行发展的限制作用过大。其三，偏紧的货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行限制的叠加效果较强，而宽松的货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的规模及其向企业贷款价格的调控较为平缓，更有利于规范其发展。为此，应从宏观上营造稳健中性的货币政策环境，为金融机构提供长期且成本适度的信贷资金，同时，把握好中国宏观审慎评估工具引导金融机构广义信贷扩张的节奏和力度，合理调节影子银行资金的适度规模。

【关键词】货币政策 宏观审慎政策 协调 影子银行

一、引言

2014 年以来，我国商业银行在监管压力与逐利目标下借助表外理财等通道大量投资非标准化债权类资产，表外影子银行⁴业务不断增长，影子银行虽然有利于活跃金融市场、补充实体经济融资渠道，然而，资金套利链条不断延伸，金融杠杆水平上升，金融风险不断累积。此外，商业银行大量表外影子银行业务均能派生出一般性存款，M2 统计难度加大，货币政策传导时滞增加。目前，货币政策与宏观审慎政策在影子银行监管中虽然发挥了一定作用，但仍然存在局限和不足。一方面，作为总量调节的货币政策工具难以完全兼顾不同的市场和主体，央行在

¹ 兰晓梅，湖南大学金融与统计学院应用经济学博士后

² 杨胜刚，湖南大学金融与统计学院教授

³ 杨申燕，湖北经济学院金融学院副院长，湖北金融发展与金融安全研究中心副主任

⁴ 《2017 年中国金融稳定报告》指出，银行表外理财、银信合作、银证合作、银基合作中投向非标准化债权资产的产品以及保险机构名股实债类投资等都具有影子银行特征。

2012—2015年多次降准降息就间接加剧了商业银行表外影子银行业务的飙升。另一方面，宏观审慎政策对杠杆水平的逆周期调节力度较大，2016年以来金融去杠杆背景下宏观审慎评估（MPA）将表外理财、同业负债陆续纳入考核，对商业银行表外影子银行业务扩张形成较强约束，表外影子银行融资大幅萎缩，社会融资规模增速不断下降，实体经济尤其是部分民营企业融资成本上升。在此背景下，针对我国商业银行表外影子银行业务扩张的风险隐患，货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的监管效率是否有效？货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的监管效果是否比单一的货币政策和单一的宏观审慎政策更显著？两者如何进行恰当补充和强化？本文将对这些问题进行深入分析。

二、文献回顾

（一）货币政策、宏观审慎政策对影子银行的影响

货币政策主要通过三个渠道影响商业银行从而间接影响影子银行。一是风险承担渠道。货币政策利率的变化将改变金融机构的风险偏好，从而影响金融机构的风险承担行为（Jiménez et al., 2014；胡利琴等，2016；肖崎和邓少慧，2017）。二是借款人资产负债渠道。当实施紧缩货币政策时，高风险企业一般无法从银行获得贷款，它们易向处于垄断议价能力的影子银行寻求高息贷款，加息虽然会提高影子银行的贷款利率，但影子银行可以通过提高资产抵押率的方式来间接降低高风险企业由于加息增加的成本，这会促进部分企业向影子银行寻求信贷支持的行为（裘翔和周强龙，2014；庄子罐等，2018）。三是风险转移渠道。货币政策变动时商业银行会调整资产负债表中同业资产（大部分为同业影子银行业务）和负债比例以达到风险转移的目的（郭晔等，2018）。宏观审慎政策主要通过改变信贷条件或直接影响信贷流动性等方式对商业银行产生影响，从而间接影响影子银行。宏观审慎政策能够减轻杠杆借款人的负债（Korinek & Sandri, 2016），减缓银行业务的无序扩张及债券的流动（Bruno et al., 2017），从而间接降低影子银行信贷供给的顺周期性（Jiménez et al., 2017）。

（二）货币政策与宏观审慎政策协调研究

2008年金融危机后货币政策与宏观审慎政策之间相互作用的关系成为关注的焦点，主要包括以下内容：一是政策协调的时机。政策协调需考虑经济周期与金融周期的平衡（程海星，2018）及不同金融体制和经济周期阶段（马骏和何晓贝，2019）等因素。二是政策协调的形

式。Angeloni & Faia (2013) 认为货币政策在关注银行杠杆水平与资产价格的同时宏观审慎政策应选择力度温和的逆周期资本充足率加以配合。Taylor & Zilberman (2016) 认为在信贷冲击时使用宏观审慎政策, 在供给冲击时使用反通胀的货币政策加宏观审慎政策。方意等 (2019) 认为两者应作用于改变金融机构内部关联网络以应对系统性风险传染。马勇 (2019)、李斌和吴恒宇 (2019) 则认为货币政策与宏观审慎政策应分别致力于价格稳定和金融稳定。随着对政策协调研究的深入, 政策协调的幅度问题成为关注的对象, 如金鹏辉等 (2014) 提出在配合货币政策时宏观审慎逆周期资本调节幅度宜为 0.25%~0.5%, 频率为 5~10 次/经济周期; 潘敏和周闯 (2018) 研究了贷款价值比 (LTV) 的动态调整规则对金融稳定的影响效果; 范从来和高洁超 (2018) 提出将货币政策力度与资本监管强度进行高低搭配来应对外源冲击; 陈彦斌等 (2018) 否定利用双紧的货币政策与宏观审慎政策组合应对我国新常态下的资产泡沫问题, 建议货币政策稳健偏宽松而宏观审慎政策偏紧进行调控。三是政策协调的理论框架。既有研究主要在动态一般均衡模型 (DSGE) 框架、代理人模型框架与压力测试模型三种框架下展开。其中 DSGE 框架又包括封闭经济环境 (Angelini et al., 2014; 王爱俭和王璟怡, 2014; 童中文等, 2017; 赵胜民和张瀚文, 2018; 司登奎等, 2019; 李天宇等, 2020) 与开放经济下环境 (洪昊等, 2018; 黄益平等, 2019; 芦东等, 2019) 两种情况。

(三) 文献评述

既有研究在货币政策与宏观审慎政策通过金融机构相互影响方面已形成大量理论成果, 支持了货币政策与宏观审慎政策应进行协调搭配的结论。但仍存在不足之处: 第一、关于货币政策与宏观审慎政策协调的研究更多关注传统银行信贷与房地产市场, 缺乏考虑与房地产金融高度相关的影子银行部门。第二、基于 DSGE 模型的研究较多关注影子银行对信贷扩张的加剧作用及对金融稳定的负面影响, 缺乏将传统银行与影子银行部门两者的融资功能与实体经济联系起来分析。第三、既有研究对宏观审慎工具变量的分析鲜有关注我国宏观审慎评估 (MPA) 工具。基于此, 本文利用 DSGE 模型研究我国货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响, 主要创新为: 一是将货币政策与宏观审慎政策协调的研究落脚到影子银行这一特定金融中介, 不同于既有研究主要关注商业银行信贷顺周期性引发的资产价格上涨问题; 二是在 DSGE 模型构建中将企业贷款约束与传统银行及影子银行统一起来分析影子银行业务发展与实体企业融资问题, 不同于既有研究仅分析影子银行的风险传染对金融风险的影响; 三是宏观审慎政策工具选择 2016

年我国开始实施的宏观审慎评估（MPA）并重点分析广义信贷指标对影子银行的约束效果，这有利于进一步完善我国宏观审慎政策框架。

三、理论模型

（一）家庭

家庭从消费、房屋持有和劳动实现效用最大化，家庭除房屋贷款外无其他负债，其效用函数为：

$$E_0 \left\{ \sum_0^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\mu}}{1-\mu} + \varepsilon \ln H_t - \nu \frac{N_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \right\} \quad (1)$$

C_t 、 H_t 、 N_t 分别表示家庭的消费、房屋存量、劳动供给， β 为折现因子， μ 表示消费跨期替代弹性的倒数， ε 为房屋对效用的贡献度， ν 表示劳动对效用的贡献度， η 表示劳动供给弹性的倒数。假定家庭在 t 期的收入由劳动报酬 $W_t N_t$ 、 $t-1$ 期的存款本息 D_{t-1} 、实际房屋贷款余额 L_{t-1}^h 和垄断竞争厂商的利润 Π_t^f 等构成，则家庭预算约束为：

$$P_t C_t + D_t + (1 + R_t^h) L_t^h \leq W_t N_t + (1 + R_{t-1}) D_{t-1} + L_{t-1}^h + \Pi_t^f \quad (2)$$

$$(1 + R_t^h) L_t^h \leq P_t^h H_t \quad (3)$$

P_t 为产品价格， W_t 为工资， R_{t-1} 为 $t-1$ 期名义存款利率， R_t^h 为家庭房屋贷款利率， P_t^h 为房屋价格水平。家庭部门的最优劳动供给方程、欧拉方程分别为：

$$\frac{W_t}{P_t} = \nu N_t^\eta C_t^\mu \quad (4)$$

$$\frac{1}{1+R_t} = \beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\mu} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \quad (5)$$

（二）厂商

最终品厂商利用中间品进行生产，其生产函数为：

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\rho-1}{\rho}} d_i \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (6)$$

Y_t 为最终品对应的产出， $Y_t(i)$ 表示中间品对应的产出， ρ 表示中间品的替代弹性。则最终产品最优价格策略及产出为：

$$P_t = \left[\int_0^1 [P_t(i)]^{1-\rho} d_i \right]^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (7)$$

$$Y_t = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^\rho Y_t(i) \quad (8)$$

假设垄断竞争的中间品厂商*i*需要劳动和资本两种生产要素，生产过程为满足规模报酬不变的柯布-道格拉斯生产函数：

$$Y_t(i) = A_t N_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (9)$$

A_t 为社会综合技术水平， $\ln A_t = \rho_z \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^A$ ，（生产率的外生冲击 $\varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma_A^2)$ ）， N_t 为劳动投入， α （ $0 < \alpha < 1$ ）是劳动力产出的弹性系数， K_t 是资本投入。假设每期中间品厂商需要借款支付工资，其成本函数为：

$$TC(i) = (1 + r_i^B) \kappa W_t N_t + (1 + r_i^{SB}) (1 - \kappa) W_t N_t + R_k K_t \quad (10)$$

式（10）表示，每期中间品厂商除向传统银行部门融资，还可能会向影子银行部门借款， $0 \leq \kappa \leq 1$ 表示中间品厂商向传统银行借款的比例， $1 - \kappa$ 表示向影子银行借款的比例， r_i^B 表示国内银行的名义贷款利率， r_i^{SB} 表示厂商向影子银行借款的名义贷款利率， R_k 为国内资本收益率。求解厂商最优行为的一阶条件可得厂商边际成本为：

$$mc_t(i) = A_t^{-1} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^\alpha (1 + r_i^B)^\alpha (1 + r_i^{SB})^{1-\alpha} (1 - \alpha) \alpha^{-\alpha} \kappa (1 - \kappa) R_k \quad (11)$$

假设中间品厂商以 $P_t(i)$ 价格出售，支付生产成本及价格调整成本 $\frac{\theta}{2} \left[\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} - 1 \right]^2$ （ θ 是名义价格刚性， θ 越高表示名义价格调整的速度越缓慢， $\theta = 0$ 表示价格可灵活调整），在约束条件 $A_t F(N_t^\alpha, K_t^{1-\alpha}) \leq Y_t(i)$ 下，按照 Angeloni & Faia（2013）对厂商利润的处理方法，令 $\frac{P_t(i)}{P_{t-1}(i)} = \pi_t$ 且 $\frac{P_t(i)}{P_t} = \hat{P}_t$ ，求解厂商利润最大化的一阶条件可得生产厂商的新凯恩斯菲利普斯曲线、生产厂商的最优工资水平及国内资本收益率分别为：

$$U_{c,t}(\pi_t - 1)\pi_t = \beta E_t \{ U_{c,t+1}(\pi_{t+1} - 1)\pi_t \} + U_{c,t} F(N_t^\alpha, K_t^{1-\alpha}) \frac{\rho}{\theta} \left[\frac{R_k}{\alpha-1} \left(\frac{K_t}{N_t} \right)^{\alpha-1} - \frac{\rho-1}{\rho} \right] \quad (12)$$

$$W_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{K_t}{N_t} \frac{R_k}{(1+r_i^B)\kappa + (1+r_i^{SB})(1-\kappa)} \quad (13)$$

$$R_k = \frac{\alpha-1}{\alpha} \frac{N_t}{K_t} W_t [(1 + r_i^{SB}) (\kappa - 1) - (1 + r_i^B) \kappa] \quad (14)$$

（三）传统银行

垄断竞争的传统银行从家庭吸收存款 D_t ，为厂商提供贷款 $(1 + r_i^B) \kappa W_t N_t$ 支付工资，为家庭提供房屋贷款 L_t^h ，通过不同业务渠道向影子银行转移资金 $x F_t^{SB}$ 。其资产负债表为：

$$(1 + r_i^B) \kappa W_t N_t + L_t^h + x F_t^{SB} + \tau D_t = D_t + K_t^B \quad (15)$$

K_t^B 表示传统银行资本， xF_t^{SB} 表示传统银行向影子银行部门转移的资金量， τ 为法定存款准备金率，传统银行向影子银行转移资金的参数化率 $x = \frac{q}{1+v_t^G}$ ， v_t^G 表示广义信贷增速¹，广义信贷增速越大，传统银行向影子银行体系转移资金的比例越小， q 表示传统银行向影子银行资产转移的参数，根据林琳（2016）的相关设定， q 表示为：

$$q = T_t^{SB} + \zeta [E(\log r_i^{SB} - \log r_i^B) - (\log r_i^{SB} - \log r_i^B)] \quad (16)$$

T_t^{SB} 表示传统银行对影子银行的资产转移冲击，包括传统银行盈利模式的创新以及规避监管的行为， T_t^{SB} 服从AR(1)过程，即 $\ln T_t^{SB} = \rho_\varepsilon \ln T_{t-1}^{SB} + \varepsilon_t^T$ ，资产转移的外生冲击 $\varepsilon_t^T \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ ， ζ 表示传统银行向影子银行资产转移的调整系数。式（16）表明传统银行与影子银行的预期贷款利差决定了传统银行对影子银行的资产转移。假设传统银行按照以下过程进行资本积累：

$$K_t^B = (1 - \delta) \frac{K_{t-1}^B}{K_t^B} + \Pi_{t-1} \quad (17)$$

δ 为资本折旧率， Π_{t-1} 为上一期银行资本权益。假设银行贷款利率具有粘性，存贷款利率的调整需要付出二次调整成本：

$$\frac{\psi}{2} K_t^B \left(\frac{K_t^B}{(1+r_t^B) \kappa W_t N_t + L_t^h + F_t^{SB} + \tau D_t} - v_t^G \right)^2 \quad (18)$$

ψ 表示传统银行资本资产调整的成本系数， v_t^G 为广义信贷增速。假设银行不进行利润分配，则银行本期留存收益即为银行本期利润：

$$\Pi_t = r_t^B [(1 + r_t^B) \kappa W_t N_t] + R_t^h L_t^h + x F_t^{SB} + \sigma \tau D_t - R_t D_t - \frac{\psi}{2} K_t^B \left(\frac{K_t^B}{D_t + K_t^B} - v_t^G \right)^2 \quad (19)$$

式（19）中， σ 表示法定存款准备金利率，求解传统银行利润最大化的最优条件得：

$$r_t^B = R_t^h + x + \sigma \tau - R_t + \psi \left(\frac{K_t^B}{D_t + K_t^B} - v_t^G \right) \left(\frac{K_t^B}{D_t + K_t^B} \right)^2 \quad (20)$$

（四）影子银行

影子银行不能直接吸收存款，资金来源包括净资本 K_t^{SB} 和传统银行的资金转移 xF_t^{SB} ，资金用途主要包括房地产部门融资 L_t^h 、地方政府融资平台 L_t^G 。影子银行资产负债表与资本净累积方程为：

¹ 2016年初实施的宏观审慎评估体系首次提出广义信贷的概念，广义信贷=各项贷款+债券投资+股权及其他投资+买入返售资产+存放非存款类金融机构款项+（表外理财资产总额-表外理财存款余额-表外理财现金余额）。广义信贷与金融机构宏观审慎资本充足率相关，即宏观审慎资本充足率 C^* =结构性参数 $\alpha \times$ （最低资本充足率要求+系统重要性金融机构的附加资本要求+储备资本+逆周期资本缓冲（ $\max\{\text{机构 } i \text{ 对整体信贷顺周期贡献度参数 } \beta_i \times [\text{机构 } i \text{ 广义信贷增速} - (\text{目标 GDP 增速} + \text{目标 CPI})], 0\}$ ））。

$$L_t^h + L_t^G = K_t^{SB} + xF_t^{SB} \quad (21)$$

$$K_t^{SB} = R_t^h L_t^h + r_t^G L_t^G - r_t^T \frac{q}{1+v_t^G} F_t^{SB} \quad (22)$$

r_t^G 表示影子银行向地方政府平台融资的收益率， R_t^h 为家庭房屋贷款利率也即影子银行向房地产部门融资的收益率， r_t^T 表示传统银行向影子银行转移资金的收益率。根据 Meeks et al.

(2017)对影子银行资产净值的处理方法，假设影子银行有 ϕ 的调整概率， q 为影子银行的超额价值率，则第 $t-1$ 期影子银行净值为：

$$K_t^{SB} = E_{t-1}\beta[(1-\phi)K_{t-1}^{SB} + \phi K_t^{SB}] \geq q(L_t^h + L_t^G - F_t^{SB}) \quad (23)$$

求解影子银行利润最大化的一阶条件为：

$$R_t^h = r_t^G = \frac{r_t^T q}{1+v_t^G} \quad (24)$$

$$r_t^T = \frac{R_t^h(1+v_t^G)}{q} \quad (25)$$

$$r_t^{SB} = \phi r_t^T + (1-\phi) \frac{r_t^T q}{1+v_t^G} \left(\frac{dv_t^G(\phi)}{d\phi} < 0 \right) \quad (26)$$

(五) 中央银行

1. 货币政策

假设货币政策为如下泰勒规则的形式：

$$\ln\left(\frac{r_t}{\hat{r}}\right) = \ln\left(\frac{r_{t-1}}{\hat{r}}\right)^{\rho_r} + (1-\rho_r) \left[\ln\left(\frac{\pi_t}{\hat{\pi}}\right)^{\rho_\pi} + \ln\left(\frac{y_t}{\hat{y}}\right)^{\rho_y} \right] \quad (27)$$

r_t 、 π_t 、 y_t 分别表示政策利率、通货膨胀和产出水平，而 \hat{r} 、 $\hat{\pi}$ 、 \hat{y} 分别表示各变量的稳态值， ρ_r 表示利率平滑因子， ρ_π 、 ρ_y 分别表示货币政策对通货膨胀和产出的反应。

2. 宏观审慎政策

借鉴 Angelini et al. (2014) 的思想，将宏观审慎政策工具 v_t^M 设计为：

$$\ln\left(\frac{v_t^M}{\widehat{v^M}}\right) = \ln\left(\frac{v_{t-1}^M}{\widehat{v^M}}\right)^{\rho_M} + (1-\rho_M) \left\{ \rho_{v^G} \ln\left(\frac{v_t^G}{\widehat{v^G}}\right) \right\} \quad (28)$$

v_t^M 为宏观审慎政策工具， $\widehat{v^M}$ 表示宏观审慎政策工具的稳态值， ρ_M 为宏观审慎政策工具调整的平滑系数， v_t^G 为广义信贷增速， $\widehat{v^G}$ 为广义信贷增速的稳态值， ρ_{v^G} 表示宏观审慎政策对广义信贷增速的反应。

(六) 模型求解与均衡条件

以上模型中，劳动力市场通过家庭和厂商部门的设置得到平衡，金融市场通过家庭、厂商、传统银行和影子银行部门设置为平衡。当系统均衡时， $Y_t = C_t$ 。根据模型，引入技术冲击 ε_t^A 及传统银行对影子银行的资产转移冲击 ε_t^T 。

四、参数校准与贝叶斯估计

模型部分参数的取值借鉴已有文献，部分根据实际经济数据进行贝叶斯估计，法定存款准备金利率根据中国人民银行公告取值 1.62%，法定存款准备金率取值 19%，传统银行向影子银行进行资产转移的调整系数根据我国 16 家上市银行¹非保本理财与同业资金占比银行资产总额测算取值 0.4。部分参数校准值如表 1 所示。

表 1 部分参数校准值

参数	含义	校准值	参考文献
β	折现因子	0.99	胡志鹏（2016）
μ	消费跨期替代弹性的倒数	0.6	Ag'enor et al.（2013）
ε	房屋对效用的贡献度	0.9	Suh（2012）
ν	劳动对效用的贡献度	1.48	胡志鹏（2016）
η	劳动供给弹性的倒数	0.5	Ozkan & Unsal（2014）
α	劳动力产出的弹性系数	0.65	Ag'enor et al.（2013）
ϵ	中间品的替代弹性	10	Quint & Rabanal（2014）
θ	名义价格刚性	0.248	裘翔和周强龙（2014）
δ	资本折旧率	0.023	胡志鹏（2016）
ψ	传统银行部门资本资产调整的成本系数	5	王爱俭和王璟怡（2014）
ρ_r	利率平滑因子	0.0	Ag'enor et al.（2013）
ρ_π	货币政策对通货膨胀的反应	1.9	Angelini et al.（2014）

¹ 包括 4 家国有商业银行（中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行）、9 家股份制商业银行（交通银行、招商银行、中信银行、浦发银行、民生银行、兴业银行、光大银行、华夏银行、深圳发展银行）和 3 家城市商业银行（北京银行、宁波银行、南京银行）。

ρ_y	货币政策对产出的反应	0.7	Angelini et al. (2014)
ρ_M	宏观审慎政策工具调整的平滑系数	0.99	Angelini et al. (2014)

其他参数采用贝叶斯估计方式进行，所用到的实际经济变量有：第一、社会融资规模新增信托贷款、委托贷款、未贴现银行承兑汇票及商业银行企业贷款规模加总后，测算加总值占商业银行贷款的比重；第二、中国非保本浮动收益类理财产品加总银行同业业务后占整个中国影子银行规模¹的比重。第三、据宏观审慎评估（MPA）考核规则计算的宏观审慎资本充足率以及广义信贷增速。以上数据计算后取对数差分处理。样本区间为 2011 年 9 月—2018 年 9 月，数据来自 Wind 数据库和中国人民银行网站。贝叶斯估计结果如表 2 所示。

表 2 贝叶斯估计结果

参数	含义	先验分布	事后均值	事后区间(95%)
κ	中间品厂商向传统银行部门借款的比例	$B(0.9,0.2)$	0.62	(0.35,0.78)
φ	影子银行资金转移投资占比	$N(0.4,1.2)$	0.9	(0.82,1.89)
ρ_{vc}	宏观审慎政策对广义信贷增速的反应	$B(1,0.65)$	0.8	(0.78,0.99)

注： B 为 beta 分布， N 为正态分布。

五、数值模拟结果与分析

通过分别引入 1 个单位的技术进步冲击和传统银行对影子银行的资产转移冲击，本部分考察了两种冲击下不同松紧货币政策²与宏观审慎政策及两者协调对影子银行的影响。

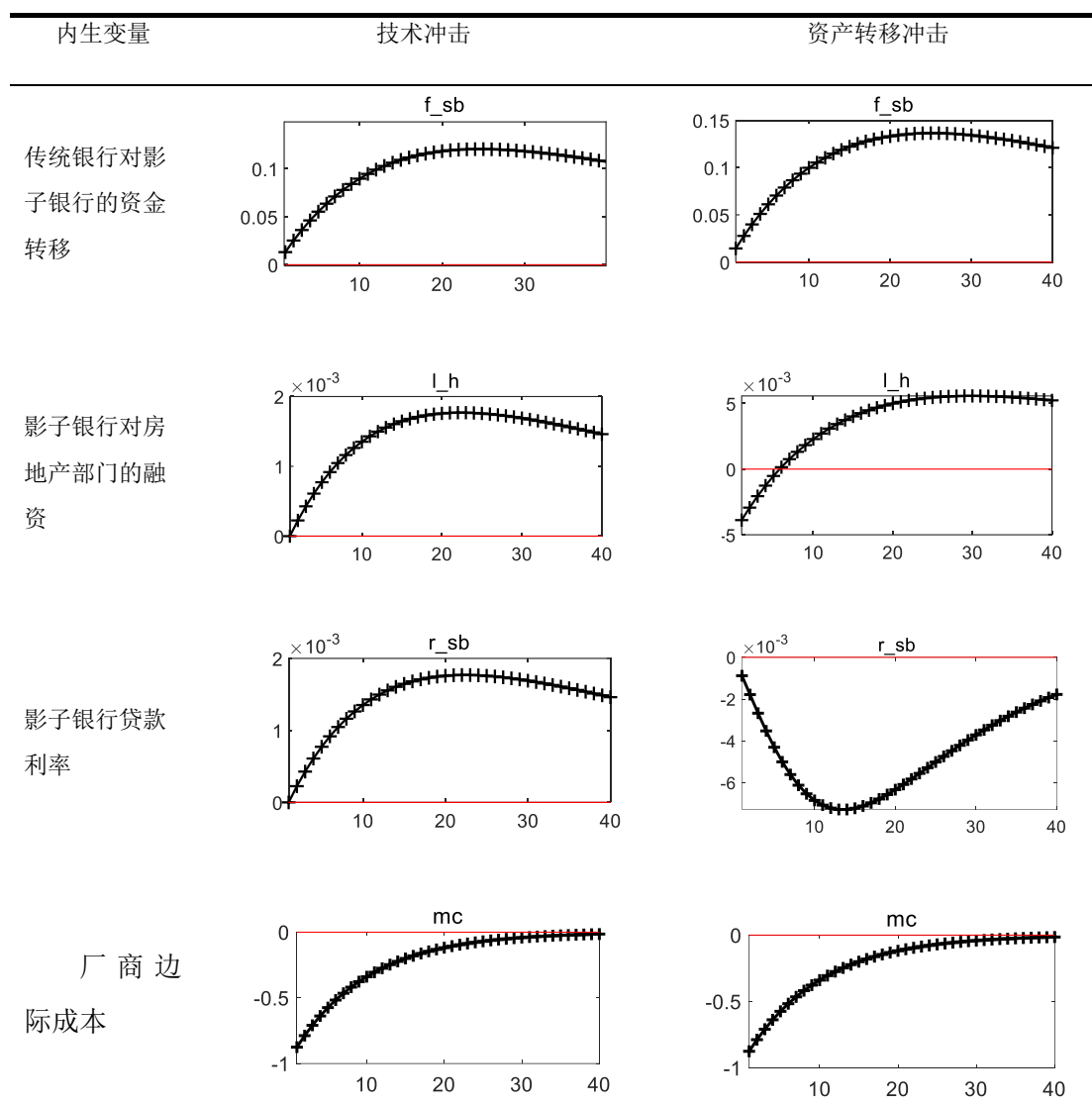
（一）货币政策对影子银行的影响

表 3 显示了不同冲击下紧缩货币政策对影子银行的影响。从表 3 可知：第一、不同冲击下，紧缩货币政策促使传统银行对影子银行的资金转移增加，影子银行对房地产部门的融资增加，厂商边际成本增加。第二、技术冲击下紧缩货币政策提高了影子银行的贷款利率，资产转移冲击下促使影子银行贷款利率先降后升。

¹ 参见孙国峰和贾君怡《中国影子银行界定及其规模测算——基于信用货币创造视角》（《中国社会科学》，2015 年第 11 期）。

² 参考林琳等（2016）研究信贷政策时对货币政策信贷供给冲击稳态的设定，对货币政策的处理是直接两种冲击下将利率稳态值设置为-0.01 和 0.01 分别作为宽松与紧缩货币政策的近似替代。

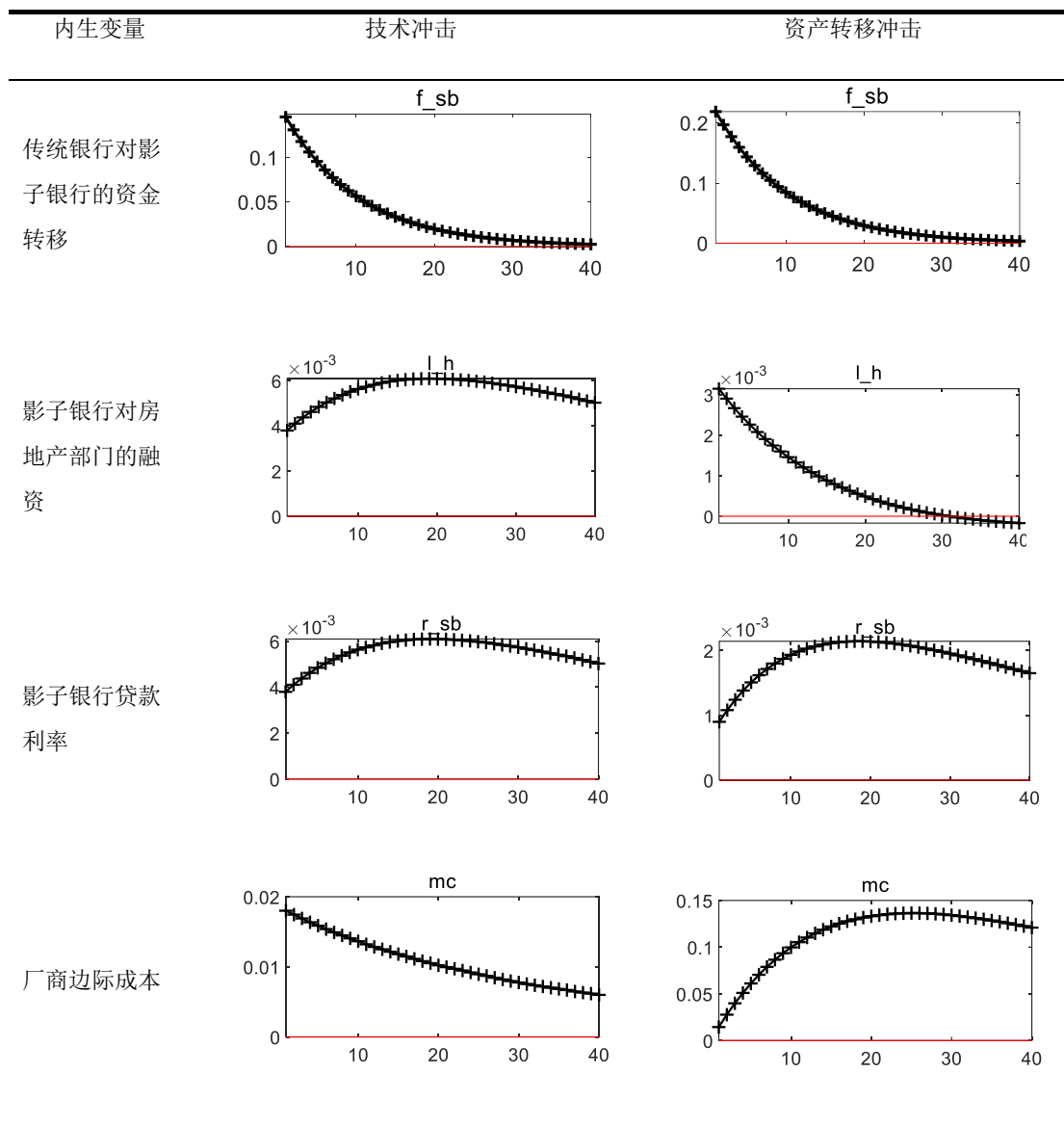
表 3 不同冲击下紧缩货币政策对影子银行的影响



(二) 宏观审慎政策对影子银行的影响

表 4 显示了不同冲击下宏观审慎政策对影子银行的影响。从表 4 可以看出：第一、宏观审慎政策对影子银行的限制效果显著，不同冲击下传统银行对影子银行的资金转移下降、影子银行贷款利率总体上升，资产转移冲击下厂商边际成本不断上升。第二、不同冲击下影子银行贷款利率与厂商融资成本总体联动上升。这表明影子银行贷款利率对厂商边际成本具有重要影响，影子银行体系成为厂商融资的重要主体。第三、技术冲击下宏观审慎政策促使影子银行对房地产部门的融资先升后降，资产转移冲击下促使影子银行对房地产部门的融资下降。说明相比生产领域技术改革引发的波动，市场中金融中介的行为选择易受政策影响。

表 4 不同冲击下宏观审慎政策对影子银行的影响



(三) 货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响

表 5 显示了不同冲击下紧缩货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响。从表 5 可知：第一、不同冲击下紧缩货币政策与宏观审慎政策协调促使传统银行对影子银行的资金转移迅速下降。这说明紧缩货币政策与宏观审慎政策组合在降低传统银行对影子银行的资金转移方面政策叠加效果明显。第二、技术冲击下紧缩货币政策和宏观审慎政策协调促使影子银行对房地产部门的融资小幅下降，这不同于仅使用宏观审慎政策对此变量的正向推升作用，原因在于，利率的提高在一定程度上限制了市场的房屋需求，也会减少房地产企业的融资需求，这导致它们向影子银行的融资大幅下降。第三、不同冲击下紧缩货币政策与宏观审慎政策的协调总体促使影

子银行贷款利率及厂商边际成本同步上升。具体而言，技术冲击下紧缩货币政策与宏观审慎政策协调降低了厂商边际成本，资产转移冲击下政策协调提高了厂商边际成本，表明实体经济融资困境的根源不在于货币政策偏紧，而在于金融机构的信用扩张受到宏观审慎政策的限制。因此，从降低实体企业融资成本的角度来看，资产转移冲击下仍不适宜采用紧缩货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行进行监管。具体而言，技术冲击下紧缩货币政策与宏观审慎政策协调降低了厂商边际成本，资产转移冲击下政策协调提高了厂商边际成本，表明实体经济融资困境的根源不在于货币政策偏紧，而在于金融机构的信用扩张受到宏观审慎政策的限制。因此，从降低实体企业融资成本的角度来看，资产转移冲击下仍不适宜采用紧缩货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行进行监管。

表 5 不同冲击下紧缩货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响

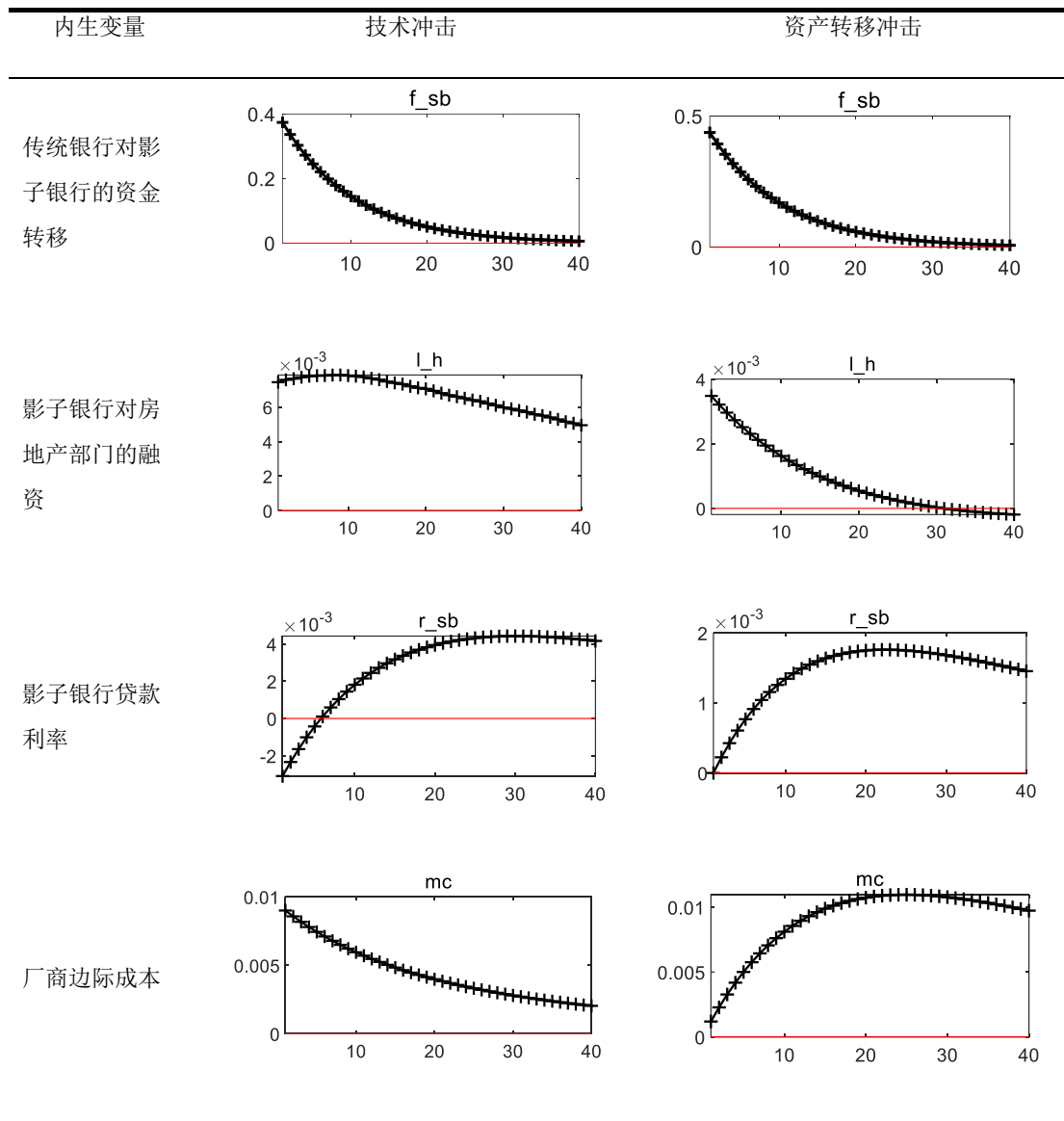
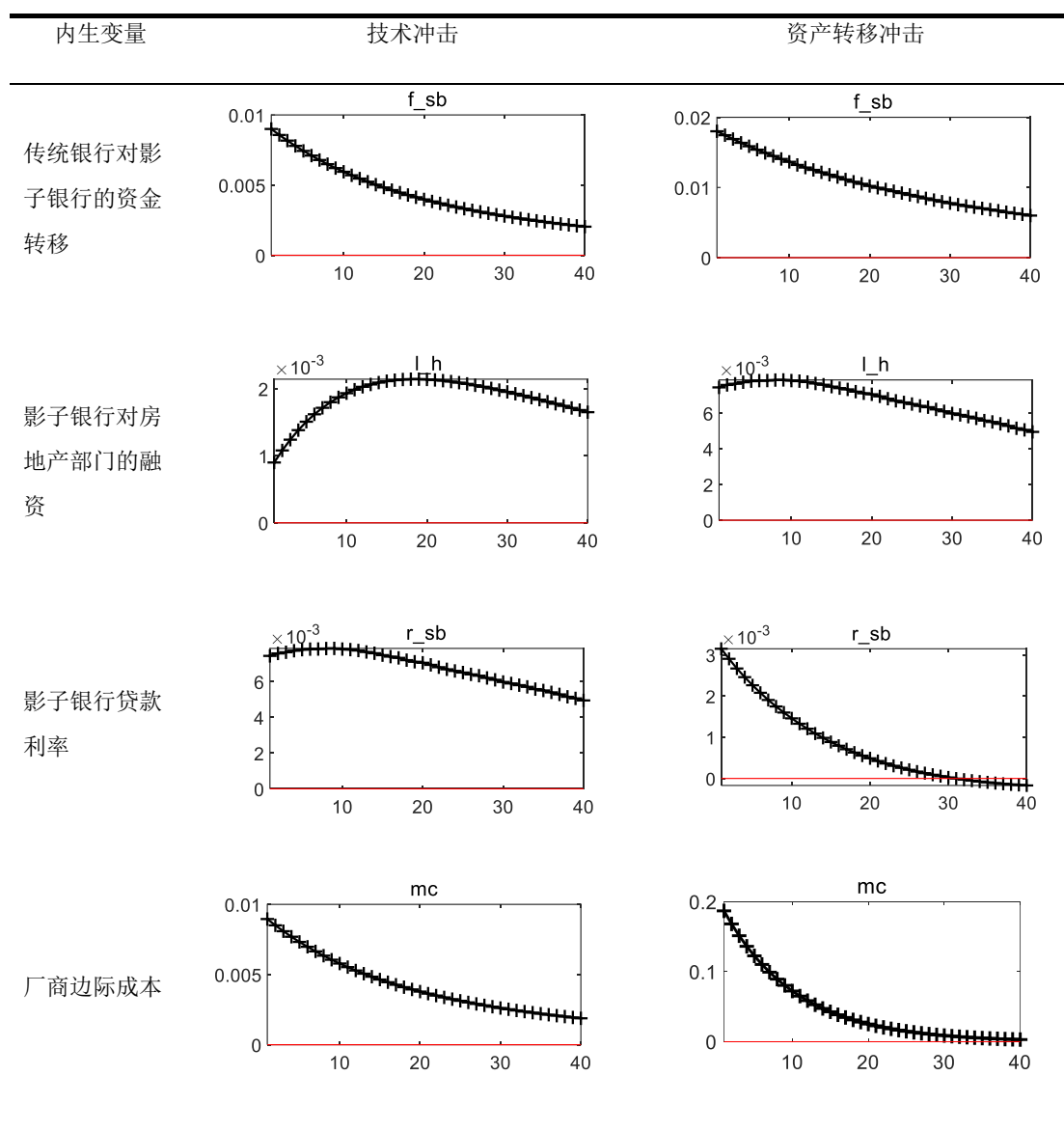


表 6 显示了不同冲击下宽松货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响。通过对表 6 的分析，可以看出：第一、不同冲击下宽松货币政策与宏观审慎政策协调降低了传统银行对影子银行的资金转移，相对于紧缩货币政策与宏观审慎政策协调以及仅使用宏观审慎政策的效果，宽松货币政策与宏观审慎政策协调的效果幅度较为缓和。第二、不同冲击下宽松货币政策与宏观审慎政策协调降低了约 2 个单位影子银行对房地产部门的融资，相对于紧缩货币政策与宏观审慎政策协调以及仅使用宏观审慎政策的调控效果幅度仍较为缓和。第三、不同冲击下宽松货币政策和宏观审慎政策协调促使影子银行贷款利率约 2 个单位的下降，而不同冲击下紧缩货币政策和宏观审慎政策协调促使影子银行贷款利率平均约 3 个单位的上升，从限制影子银行的借贷成本

来说紧缩货币政策和宏观审慎政策协调效果较好，然而，不同冲击下宽松货币政策与宏观审慎政策协调明显降低了实体经济的融资成本，技术冲击下厂商边际成本约下降 0.01 个单位，资产转移冲击下约下降 0.2 个单位。

表 6 不同冲击下宽松货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响



六、研究结论与政策建议

本文在 DSGE 模型框架下研究了货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响，主要结论如下：

第一、仅使用紧缩货币政策不能限制影子银行规模的增长及其贷款利率的下降。紧缩货币政策下，传统银行对影子银行的资金转移增加，影子银行对房地产部门的融资增加，不同冲击下紧缩货币政策不同程度提高了影子银行的贷款利率，企业部门的融资成本上升。

第二、仅使用宏观审慎政策大幅减少了影子银行的规模，提升了影子银行的贷款利率，政策效力幅度偏大。宏观审慎政策在不同冲击下虽然促使传统银行对影子银行的资金转移下降，大幅抑制了影子银行向房地产部门的资金转移，但影子银行贷款利率与厂商边际成本总体不断上升。

第三、紧缩货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的限制作用幅度过大，宽松货币政策与宏观审慎政策协调对影子银行的影响较为平缓，此种政策协调组合下影子银行贷款利率下降的同时，厂商边际成本下降，成为规范影子银行规模及价格的最优方式。

有鉴于此，政策建议为：一是货币政策在保持稳健中性的情况下延续结构性宽松的态势，致力于疏通货币政策传导渠道，保持流动性的合理充裕，支持商业银行扩大对民营企业信贷投放，增强服务实体经济尤其是民营企业的能力。二是把握好宏观审慎评估（MPA）逆周期调节的节奏与力度，适度容忍影子银行的发展，合理调节影子银行资金规模，恢复全社会的信用派生能力，有针对性地支持有发展前景企业的真实信贷需求。

参考文献

- [1] 陈彦斌, 刘哲希, 陈伟泽. 经济增速放缓下的资产泡沫研究—基于含有高债务特征的动态一般均衡模型[J]. 经济研究, 2018 (10): 16-32
- [2] 程海星. 金融周期与“双支柱”调控效果[J]. 国际金融研究, 2018 (9): 35-44
- [3] 范从来, 高洁超. 银行资本监管与货币政策的最优配合: 基于异质性金融冲击视角[J]. 管理世界, 2018 (1): 53-65
- [4] 方意, 王晏如, 黄丽灵, 文佳. 宏观审慎与货币政策双支柱框架研究—基于系统性风险视角[J]. 金融研究, 2019 (12): 106-124
- [5] 郭晔, 程玉伟, 黄振. 货币政策、同业业务与银行流动性创造[J]. 金融研究, 2018 (5): 65-81
- [6] 洪昊, 陈一稀, 项燕彪. 宏观审慎管理机制对货币政策的影响效应研究[J]. 国际金融研究, 2018 (9): 45-55
- [7] 胡利琴, 陈锐, 班若愚. 货币政策、影子银行发展与风险承担渠道的非对称效应分析[J]. 金融研究, 2016 (2): 154-162
- [8] 胡志鹏. “影子银行”对中国主要经济变量的影响[J]. 世界经济, 2016 (1): 152-170
- [9] 黄益平, 曹裕静, 陶坤玉, 余昌华. 货币政策与宏观审慎政策共同支持宏观经济稳定[J]. 金融研究, 2019 (12): 70-91
- [10] 金鹏辉, 张翔, 高峰. 银行过度风险承担及货币政策与逆周期资本调节的配合[J]. 经济研究, 2014 (6): 73-84
- [11] 李斌, 吴恒宇. 对货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架内在逻辑的思考[J]. 金融研究, 2019 (12): 1-17
- [12] 李天宇, 孟宪春, 冯叶. 信贷扭曲下系统性风险形成和“双支柱”政策协调问题研究—基于异质性企业的视角[J]. 中国管理科学, 2020 (3)
- [13] 林琳, 曹勇, 肖寒. 中国式影子银行下的金融系统脆弱性[J]. 经济学 (季刊), 2016 (3): 1113-1136
- [14] 芦东, 周梓楠, 周行. 开放经济下的“双支柱”调控稳定效应研究[J]. 金融研究, 2019 (12): 125-146
- [15] 马骏, 何晓贝. 货币政策与宏观审慎政策的协调[J]. 金融研究, 2019 (12): 58-69
- [16] 马勇. “双支柱”调控框架的理论及经验基础[J]. 金融研究, 2019 (12): 18-37
- [17] 潘敏, 周闯. 宏观审慎监管、房地产市场调控和金融稳定—基于贷款价值比的 DSGE 模型分析[J]. 国际金融研究, 2019 (4): 14-23
- [18] 裘翔, 周强龙. 影子银行与货币政策传导[J]. 经济研究, 2014 (5): 92-105
- [19] 司登奎, 葛新宇, 曾涛, 李小林. 房价波动、金融稳定与最优宏观审慎政策[J]. 金融研究, 2019 (11): 38-56
- [20] 童中文, 范从来, 朱辰, 张炜. 金融审慎监管与货币政策的协同效应—考虑金融系统性风险防范[J]. 金融研究, 2017 (3): 16-32
- [21] 王爱俭, 王璟怡. 宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究[J]. 经济研究, 2014 (4): 17-31
- [22] 肖崎, 邓少慧. 货币政策对影子银行风险承担的影响: 基于我国上市影子银行机构的研究[J]. 世界经济研究, 2017 (12): 29-37
- [23] 赵胜民, 张瀚文. 我国宏观审慎政策与货币政策的协调问题研究—基于房价波动的非对称性影响[J]. 国际金融研究, 2018 (7): 12-21
- [24] 庄子罐, 舒鹏, 傅志明. 影子银行与中国经济波动—基于 DSGE 模型的分析[J]. 经济评论, 2018 (5): 3-59
- [25] Anton Korinek and Damiano Sandri. Capital Controls or Macroprudential Regulation? [J]. Journal of International Economics, 2016, 99(Supplement 1): S27-S42

- [26] Dominic Quint and Pau Rabanal. Monetary and Macroprudential Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area[J]. *International Journal of Central Banking*, 2014, 10(2):169-236
- [27] F. Gulcin Ozkan and D. Filiz Unsal. On the Use of Monetary and Macroprudential Policies for Small Open Economies[R]. IMF Working Paper 14/112, 2014
- [28] Gabriel Jiménez, Steven Ongena, José-Luis Peydró and Jesús Saurina. Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking? [J]. *Econometrica*, 2014, 82(2):463-505
- [29] Gabriel Jiménez, Steven Ongena, José-Luis Peydró and Jesús Saurina. Macroprudential policy, Countercyclical Bank Capital Buffers and Credit Supply: Evidence from the Spanish Dynamic Provisioning Experiments[J]. *Journal of Political Economy*, 2017, 125(6)
- [30] Hyunduk Suh. Macro Prudential Policy: Its Effects and Relationship to Monetary Policy[R]. FRB of Philadelphia Working Paper No. 12-28, 2012
- [31] Ignazio Angeloni and Ester Faia. Capital Regulation and Monetary Policy with Fragile Banks[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2013, 60(3):311-324
- [32] Paolo Angelini, Stefano Neri and Fabio Panetta. The Interaction between Capital Requirements and Monetary Policy[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2014, 46(6): 1073-1112
- [33] Pierre-Richard Agénor, Koray Alper and Luiz Pereira da Silvaca. Capital Regulation, Monetary Policy, and Financial Stability[J]. *International Journal of Central Banking*, 2013, 9(3):193-238
- [34] Roland Meeks, Benjamin Nelson and Piergiorgio Alessandri. Shadow Banks and Macroeconomic Instability[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2017, 49(7) :1483-1516
- [35] Valentina Bruno, Ilhyock Shim and Hyun Song Shin. Comparative Assessment of Macroprudential Policies[J]. *Journal of Financial Stability*, 2017(28):183-202
- [36] William J. T aylor and Roy Zilberman. Macroprudential Regulation, Credit Spreads and the Role of Monetary Policy[J]. *Journal of Financial Stability*, 2016(26):144-158

Policy and Macro Prudential Policy on Shadow Banks

LAN Xiaomei YANG Shenggang YANG Shenyan

Summary: In recent years, China's financial system has become increasingly complex. Interbank business and financial products form a large number of highly related shadow banking systems through different channels of non-bank financial institutions. Both monetary policy and macro prudential policy can regulate shadow banks counter-cyclically, but their influence mechanisms are different.

This paper constructs a closed economic Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model with the commercial bank and the shadow bank as parallel financial intermediaries. It is assumed that manufacturing enterprises can finance from both commercial banks and shadow banks at the same time, and their cost constraint includes the traditional bank loan rate and the shadow bank loan rate. On this basis, a Bayesian estimation method is used to complete the calibration of corresponding parameters by using China's real economic data from September 2011 to September 2018, and we simulate numerically the influence of China's monetary policy on shadow banks, the influence of macro prudential policy on shadow banks and the influence of coordination of monetary policy and macro prudential policy on shadow banks.

The results show that: Firstly, the use of tight monetary policy can not limit the growth of shadow banks' scale and the decline of loan interest rate of shadow banks lending to enterprises. Secondly, the use of macro prudential policy has greatly reduced the scale of shadow banks and increased the loan interest rate of shadow banks lending to enterprises, but it has too much restriction on the development of shadow banks. Thirdly, the coordination of tight monetary policy and macro prudential policy has a strong superimposed restrictive effect on the shadow banks, while the coordination of loose monetary policy and macro prudential policy can regulate the scale of shadow banks and the price of loan that shadow banks lending to enterprises more gently, which is more conducive to regulating development of shadow banks .

Therefore, we should create a stable and neutral monetary policy environment from the macro perspective and provide long-term and moderate cost credit funds for financial institutions. At the same time, we should grasp the rhythm and intensity of China's Macro Prudential Assessment to guide the expansion of generalized credit of financial institutions, and rationally regulate the appropriate scale of shadow banks funds.

Key words: Monetary Policy; Macro Prudential Policy; Coordination; Shadow Banks

人民币汇率定价的逆周期因子：启用时间、驱动因素与实施效果¹

张明² 陈胤默³

【摘要】本文对 2017 年 5 月至 2019 年 9 月期间人民币汇率定价过程中逆周期因子的使用进行了测算，并构建非限制性 VAR 模型分析了中国央行两次启用逆周期因子的驱动因素和实施效果。研究发现：第一，相对于官方公布时间，两次逆周期因子调节均呈现出提前开始和滞后结束的情况，且调整幅度呈现逐渐收窄的趋势；第二，第二次逆周期因子的调节幅度大于第一次；第三，人民币汇率波动是第一次逆周期因子调节的主要驱动因素，而离岸在岸汇价差和汇率政策不确定性是第二次逆周期因子调节的主要驱动因素；第四，两次逆周期因子调节均对人民币汇率波动产生了抑制作用，但加剧了离岸市场人民币贬值预期。

【关键词】人民币汇率定价；逆周期因子；驱动因素；实施效果

一、引言

自 2015 年 811 汇改以来至今，人民币兑美元汇率总体上面临贬值压力。为了抑制人民币兑美元汇率的快速贬值，中国央行采用了动用外汇储备逆向干预市场、收紧对短期资本外流的管制、频繁调整人民币兑美元汇率的中间价形成机制等措施（Zhang, 2019）。

自 811 汇改至今，人民币兑美元汇率中间价形成机制，已经历过六次重大调整：第一次，在 2015 年 811 汇改之后，央行让人民币兑美元汇率中间价直接等于前一日收盘价；第二次，从 2016 年初起，央行宣布实施“收盘价+篮子汇率”的双目标定价机制；第三次，央行在 2017 年初调整了人民币篮子货币的数量和权重，并缩短了一篮子货币的参考时间；第四次，为了适度对冲市场情绪的顺周期波动，央行宣布在 2017 年 5 月 26 日引入逆周期调节因子，由此将“收盘

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No.2036

² 张明，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国社会科学院世界经济与政治研究所

³ 陈胤默，中国社会科学院世界经济与政治研究所

价+篮子汇率”的双目标定价机制转变为“收盘价+篮子汇率+逆周期因子”的三目标定价机制；第五次，“2018年1月，随着我国跨境资本流动和外汇供求趋于平衡，人民币对美元汇率中间价报价行基于自身对经济基本面和市场情况的判断，将‘逆周期因子’调整至中性”；第六次，“受美元指数走强和贸易摩擦等因素影响，外汇市场出现了一些顺周期行为。2018年8月24日以来，人民币对美元汇率中间价报价行主动调整了‘逆周期系数’，以适度对冲贬值方向的顺周期情绪”。³

从上述回顾中不难看出，逆周期因子的使用、暂停与重启，在2017年5月至今的人民币兑美元汇率中间价定价机制中扮演着重要角色。很多学者认为，逆周期因子的引入，重新给人民币兑美元汇率中间价形成机制引入了不确定性，这一方面的确强有力地抑制了市场上的人民币贬值预期，但另一方面却不利于人民币汇率形成机制的市场化改革（张明，2016；余永定和肖立晟，2017）。⁴ 因此，对央行逆周期因子的使用进行全面的定量研究与评估，有助于深化学界与市场对逆周期因子功过是非的讨论。

本文的主要贡献在于，从三个方面较为全面地对逆周期因子的使用进行定量研究与评估：其一，通过对每日逆周期因子的测算，来分析央行究竟在什么时期使用了逆周期因子，且在不同时期使用逆周期因子的强度如何？其二，分析逆周期因子之所以得到使用的驱动因素，也即哪些市场因素可能导致央行使用逆周期因子？其三，分析逆周期因子的使用效果，也即是否实现了央行抑制人民币汇率过快贬值的目标？与目前关于逆周期因子的有限定量研究文献相比，本文的研究更加全面系统。

本文剩余部分的结构安排如下：第二部分是文献回顾，第三部分对逆周期因子进行测算，第四部分对逆周期因子的驱动因素进行计量分析，第五部分对逆周期因子的实施效果进行实证评估，第六部分是结论。

二、文献综述

本研究与两个方面的文献有关：人民币汇率中间价定价机制和外汇市场干预。

³ 资料来源于中国人民银行官网：<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3610722/index.html>。

⁴ 例如，余永定和肖立晟（2017）认为，在2015年8月13日以后的相当长一段时期内，央行汇率政策的中心任务是“打破贬值预期”以稳定人民币兑美元的汇率。当市场预期贬值时，让汇率升值；当市场贬值预期消失或削弱，就停止或减少干预。如果汇率在市场作用下贬值，贬值预期再起，就再次干预或加强干预。没人知道汇率是按什么规则变动的。逆周期在这方面更是发挥了突出作用。

（一）人民币汇率中间价定价机制

现有研究重点围绕 811 汇改、人民币货币篮和逆周期因子开展研究。

关于 811 汇改的实施效果，学者们的意见不统一。

首先，关于 811 汇改的时机选择，张明（2016）认为 811 汇改的方向是正确的，但在时机选择上值得商榷，且央行持续干预离岸市场的做法欠妥。余永定和肖立晟（2017）则认为，811 汇改是央行推动汇率形成机制市场化、实行汇率制度由类爬行安排向浮动汇率制度过渡的一次重要尝试。而在 811 汇改之后的相当长一段时期内，央行汇率政策的中心任务是打破贬值预期。

其次，在 811 汇改的后续调整方面，余永定和肖立晟（2016）主张人民币汇率应该尽快实现自由浮动。而为了防止汇率超调，可以引入人民币盯住宽幅一篮子货币作为过渡措施。张明（2016）认为中国央行应该创建一个关于人民币汇率的年度宽幅目标区间。

再次，关于 811 汇改的实施效果，管涛（2016）认为，811 汇改的直接后果是人民币与美元意外加速脱钩，造成了市场情绪波动，加剧了外汇市场震荡。李政（2017）则认为 811 汇改取得了预期的效果，其研究发现，2013 年初至 811 汇改前，人民币中间价方向性溢出在持续下跌。而在 811 汇改后，人民币兑美元汇率价格体系的总体溢出、中间价对其他价格的方向性溢出均明显上升，且 CNY 即期和远期等在岸价格的作用进一步凸显。Frankel 和谢丹夏（2018）也认为，811 汇改进一步提高了人民币汇率的浮动程度，并削弱了与美元的关联度。

从 2017 年 1 月 1 日起，CFETS 篮子货币数量由 13 种增加至 24 种。自 2017 年 2 月起，外汇市场做市商将参考一篮子货币的时间由 24 个小时缩短为 15 个小时。葛天明等（2019）认为，这可以避免人民币兑美元汇率日间变化在次日汇率中间价中被重复反映。Frankel 和谢丹夏（2018）认为，中国央行公开人民币货币篮子的币种与权重有利于提高汇率制度透明度，但他们估算发现，美元、欧元和日元三种货币在人民币货币篮中占有压倒性权重，而央行所列的其他篮子货币对人民币汇率中间价的影响并不显著。

学者们在逆周期因子的实施效果方面，存在一定的意见分歧。

首先，从逆周期因子的实施阶段来看，丁剑平和黄嫵（2018）认为，逆周期因子的引入只是一个暂时性政策，逆周期因子的引入短期内可以稳定人民币汇率预期，但中长期而言，这会使得央行货币政策的独立性丧失。与此相反，缪延亮和谭语嫣（2019）则认为，通过包括逆周期因子在内的人民币汇率形成机制的调整，实现了汇率的真正双向波动，加强了汇率形成机制透明度，从而为未来清洁浮动的汇率制度改革打下坚实基础。

其次，从逆周期因子实施的收益来看，管涛（2017）认为，实施逆周期因子调节，有助于缓解人民币汇率波动对国内经济基本面变化反映不足的问题，增强人民币汇率调控自主性，对冲市场情绪的顺周期波动。陈卫东和谢峰（2018）指出，逆周期因子调节能够对冲市场情绪引发的“羊群效应”，这有利于稳定人民币汇率预期，下一步人民币汇率定价机制改革可考虑调节“三因素”各自的系数。

再次，从逆周期因子的实证检验方法来看，可以根据三因子定价模型（中间价=收盘汇率+一篮子货币汇率变化+逆周期因子）倒算逆周期因子。何青等（2018）的实证检验发现，逆周期因子的引入降低了人民币汇率波动性，但对人民币汇率走势没有显著影响。葛天明等（2019）的研究指出，逆周期因子能够有效抑制外汇市场顺周期的影响，但不会减弱市场供求对中间价形成的影响。

最后，从逆周期因子面临的挑战来看，管涛（2017）认为有三点挑战：一是宏观经济数据的好坏，在技术上恐难将美元指数的变化具体量化为人民币兑美元中间价的波动；二是若市场对宏观经济数据的好坏缺乏共识，将制约逆周期因子的调控效果；三是通过逆周期因子计算公式，来量化宏观经济数据对人民币兑美元汇率的影响，可能导致一致性预期，这不利于市场出清。

（二）外汇市场干预

为了稳定外汇市场，平抑外汇市场异常波动，央行有时会进行外汇干预。外汇干预包括直接干预和间接干预。直接干预包括冲销式干预和非冲销式干预，也即中央银行通过在外汇市场买卖外汇来影响本国汇率；间接干预是指央行通过调节利率等其他因素来间接影响本国汇率。

有些学者认为外汇干预是必要的，有三种主要理论可以用来支持外汇市场干预（杨丽华，2016）：一是对有效市场假说的质疑。汇率定价的资产市场理论认为，外汇市场并不是一个有效市场，为稳定汇率，在汇率异常波动时，有必要实施外汇干预。Ghosh 等（2016）总结了全球金融危机之后的经验，认为外汇市场干预可以作为货币政策工具的有效补充，有利于本国福利水平的提高，可实现通货膨胀和外汇市场稳定的目标。二是汇率失调假说。Frankel and Froot（1990）发现，1981—1990 年期间，美元汇率波动无法通过利差、经济增长、经常账户差额等宏观变量来解释，美元汇率走势与基本面因素相背离。这是因为，受到宏微观因素的综合影响，现实经济中的汇率存在被高估或低估的情况。因此，开放经济宏观决策的核心任务是致力于将实际汇率与均衡汇率运动趋势调整到一致水平。三是汇率超调假说。Dornbush（1976）认为外

汇市场干预是必要的，因为在均衡汇率的调整过程中，汇率波幅会因汇率超调，越过长期均衡汇率水平。即便外汇市场很发达，因汇率超调的存在，汇率水平严重偏离均衡汇率水平的情况仍会出现。因此，需要央行干预来稳定外汇市场。从历史经验来看，外汇干预在大部分情况下是有效的（Sarn and Taylor, 2001）。

然而，外汇市场干预也会损害中央银行的公信力。Menkhoff（2013）认为，确保外汇干预的可信性是外汇干预的核心，外汇干预不应与基本面走势和政策底线相背离。为了避免不合时宜的干预损害政府公信力，实行自由浮动汇率制度的发达国家并不会经常进行外汇市场干预（Eichengreen, 1998）。Ghosh 等（2016）指出，若需要使用外汇干预，需要在确保央行政策公信力的情况下使用，诸如提前告知市场外汇干预属于货币政策工具，央行在进行外汇干预时，提前告知公众使用时间。Benigno 等（2016）认为，保持政策的公信力和配合实施宏观审慎型资本管制措施，是外汇干预有效实施的关键所在。

中国学者们对中国外汇市场干预的观点同样存在分歧。

一派观点支持外汇市场干预。陆志明和程实（2009）研究发现，市场化的人民币外汇干预会导致央行正向的干预收益，可以降低就业与经济增长的波动性，次贷危机之后，中国央行采取灵活的外汇干预政策是合理的政策选择。陈华（2013）认为，在 2005 年汇改后的大部分时期里，央行干预有效促进了人民币汇率均衡。王爱俭和邓黎桥（2016）的研究发现，相较于任意干预，基于规则的干预对汇率的调整过程更为稳健，且比任意干预成本更小。

另一派观点则反对外汇市场干预。干杏娣等（2007）的研究发现，央行外汇干预的效果具有非对称性，相对于阻止人民币升值的外汇市场干预，支持人民币升值的外汇市场干预效果更好。奚君羊和戎如香（2008）则认为，我国央行市场外汇干预的效果可能存在长期持续性。李晓峰和陈华（2010）指出，人民币汇率预期具有显著的异质性，货币当局在进行外汇市场干预时，应考虑外汇市场干预方向和幅度，更应关注市场参与者特征及变化，从而达到政策干预的效果。要做到这一点，难度非常大。王芳（2013）认为，中国央行承担了过多的“汇率责任”，使其在面临多重政策目标时难以平衡，从而损害了央行的公信力。肖立晟和刘永余（2016）的研究发现，人民币对利差的响应时间和程度，会受央行外汇市场干预和跨境套利收益变化的影响，导致非抛补利率平价系数的偏离更加严重。

（三）小结

从上述对人民币汇率形成机制和外汇干预研究文献的综述中，我们可以发现两个问题：

其一，现有关于人民币汇率形成机制的研究多集中在 2015 年 811 汇改的影响，少有文献专门针对逆周期因子进行量化分析研究。即使是关于逆周期因子的定量研究文献，也主要集中于研究逆周期因子第一次使用期间（2017 年 5 月至 2018 年 1 月）的测算及影响，目前还没有针对两次逆周期因子调节进行对比研究的文献。事实上，两次逆周期因子的实施背景、驱动因素和实施效果可能不尽相同，本文的研究将为相关文献提供一个较好的补充。

其二，目前针对外汇干预的文献还未将逆周期因子调节考虑在内。逆周期因子调节是否实现了人民币汇率的双向波动、是否提高了人民币的汇率弹性、是否加强了人民币汇率定价机制的透明度？这些都是值得探讨的话题。本文也将进一步丰富中国外汇市场干预的研究文献。

三、逆周期因子的测算

（一）逆周期因子的定义

央行在 2017 年二季度货币政策执行报告中，详细阐述了人民币汇率“收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”的三因子定价机制。在计算逆周期因子时，可先从上一日收盘价较中间价的波幅中剔除篮子货币变动的影响，由此得到主要反映市场供求的汇率变化，再通过逆周期系数调整得到“逆周期因子”。逆周期系数由各报价行根据经济基本面变化、外汇市场顺周期程度等自行设定。

（二）逆周期因子的测算方法

据此，我们参考何青等（2018）和葛天明等（2019）的方法，通过以下步骤对逆周期因子进行测算：

第一步：本文采用 CFETS 指数作为央行一篮子货币的主要参考。计算（t-1）日除美元以外的 23 种篮子货币与人民币双边即期汇率的加权平均波幅。

首先，分别计算人民币兑 23 种货币的夜盘汇率变动比率。以日元为例，式（1）表示日元兑

人民币的夜盘汇率变动比率，其中 $\frac{JPY}{CNY} g_t$ 表示日元兑人民币的夜间外盘汇率变动比率；模型中的下标 m 表示 9:30 日元兑人民币中间价公布前的外盘汇率报价；下标 n 表示前一日 16:30 日元兑人民币的收盘汇率。⁵

⁵ 需要说明的是，为了避免美元汇率日间变化在次日中间价中重复反应，外汇市场自律机制在 2017 年 2 月将中间价对一篮子货币的参考时段调整为前一日 16:30 到次日 7:30。由于人民币外汇交易在 7:30 处于休市状态，本

$$\frac{JPY}{CNY} g_t = \frac{JPY}{CNY_{mt}} / \frac{JPY}{CNY_{m-1}} \quad (1)$$

其后，根据 CFETS 篮子权重与 23 种篮子货币的夜间外盘汇率变动比率，计算除美元以外的人民币相对 CFETS 篮子货币的夜间外盘汇率变动比率。

$$CFETS g_t = \frac{USD}{CNY} g_t^{K1} \times \frac{EUR}{CNY} g_t^{K2} \times \frac{JPY}{CNY} g_t^{K3} \times \frac{HKD}{CNY} g_t^{K4} \times \dots \times \frac{MXN}{CNY} g_t^{K24} \quad (2)$$

$CFETS g_t$ 表示人民币相对一篮子货币的夜盘汇率变动比率；上角标 K1, K2, K3 至 K24 表示 24 种篮子货币对应的 CFETS 权重。

最后，参考何青等（2018）的方法，采用美元与其他 23 种货币的外盘汇率跳价，转换开盘前人民币兑其他 23 种货币的汇率变动率。例如，根据日元套算汇率的计算方法为：

$$\frac{JPY}{CNY} = \frac{JPY}{USD} \times \frac{USD}{CNY}。由此，得出如下计算模型：$$

$$\begin{aligned} \frac{JPY}{CNY} g_t &= \frac{JPY}{CNY_{mt}} / \frac{JPY}{CNY_{m-1}} \\ &= \frac{JPY}{USD_{mt}} \times \frac{USD}{CNY_{mt}} / \frac{JPY}{USD_{m-1}} \times \frac{USD}{CNY_{m-1}} \\ &= \frac{JPY}{USD} g_t \times \frac{USD}{CNY} g_t \end{aligned} \quad (3)$$

将式（2）和式（3）相结合可得：

$$\begin{aligned} CFETS g_t &= \frac{USD}{CNY} g_t^{K1} \times \left(\frac{EUR}{USD} g_t \times \frac{USD}{CNY} g_t \right)^{K2} \times \left(\frac{JPY}{USD} g_t \times \frac{USD}{CNY} g_t \right)^{K3} \\ &\quad \times \dots \times \left(\frac{MXN}{USD} g_t \times \frac{USD}{CNY} g_t \right)^{K24} \end{aligned} \quad (4)$$

第二步：以篮子汇率平稳（波幅为 0）为前提，倒算出美元兑人民币夜盘汇率变动比率，并基于此作为 t 日中间价的“一篮子货币汇率变化”部分。令 $CFETS g_t = 1$ ，求得：

文参考何青等（2018）的方法，采用美元与 23 种货币的外盘汇率跳价进行套算，获得美元以外的 23 种货币的夜盘汇率变动，计算时间区间为上日 16:30 到次日 9:30。其后，根据人民币对一篮子货币汇率基本稳定，倒算出人民币兑美元双边汇率调整幅度。本文选取的时间段与外汇市场自律机制设定的规则不冲突。

$$\begin{aligned}\frac{USD}{CNY} g_t &= \frac{1}{\left(\frac{EUR}{USD} g_t\right)^{K1} \times \left(\frac{JPY}{USD} g_t\right)^{K2} \times \dots \times \left(\frac{MXN}{USD} g_t\right)^{K23}} \\ &= \left(\frac{USD}{EUR} g_t\right)^{K1} \times \left(\frac{USD}{JPY} g_t\right)^{K2} \times \dots \times \left(\frac{USD}{MXN} g_t\right)^{K23}\end{aligned}\quad (5)$$

计算出美元兑人民币夜盘汇率变动比率后，进一步换算成以美元为基准的汇率报价变动基点：

$$\frac{CNY}{USD} bp_t = \frac{CNY}{USD_{t-1}} \times \left[\frac{1}{\frac{USD}{CNY} g_t} - 1 \right] \quad (6)$$

式中， $\frac{CNY}{USD} bp_t$ 为 t 期根据人民币兑美元夜盘汇率变动比率换算成 $\frac{CNY}{USD}$ 的差价变动。

第三步：根据人民币兑美元收盘价和中间价，倒算出逆周期因子（CVFAC）：

$$CVFAC_t = \frac{CNY}{USD_{xt}} - \frac{CNY}{USD_{m-t}} - \frac{CNY}{USD} bp_t \quad (7)$$

式（7）中， $\frac{CNY}{USD_{xt}}$ 表示 t 期人民币兑美元汇率中间价， $\frac{CNY}{USD_{m-t}}$ 表示 t-1 期 16:30 时人民币兑美元汇率收盘价， $CVFAC_t$ 表示 t 期测算出的逆周期因子。

本文从 Wind 数据库和 www.investing.com 获得汇率数据，具体测算结果如下。

（一）逆周期因子的测算结果

1. 描述性统计

表 1 汇报了逆周期因子的描述性统计结果。第一次逆周期因子的计算区间为 2017 年 5 月 26 日至 2018 年 1 月 19 日。第二次逆周期因子的计算区间为 2018 年 8 月 24 日至 2019 年 9 月 17 日。从表 1 中我们可以得出两个结论：第一，两次逆周期因子的均值均大于 0，这意味着央行在大多数时候是采用逆周期因子“调升”人民币兑美元汇率中间价，避免人民币过快贬值；第二，我们采用当日逆周期因子除以上日人民币兑美元收盘价计算逆周期因子的调节幅度。如表 1 的均值所示，第二次逆周期因子的调节幅度显著大于第一次逆周期因子的调节幅度。

表 1 逆周期因子的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中值	最大值
第一次逆周期因子	146	0.000 01	0.000 49	-0.001 76	0.000 08	0.000 97
第二次逆周期因子	236	0.000 23	0.000 61	-0.001 87	0.000 18	0.003 15
第一次逆周期因子调节幅度	146	0.000 07	0.003 23	-0.011 60	0.000 49	0.006 43
第二次逆周期因子调节幅度	236	0.001 63	0.004 23	-0.012 80	0.001 28	0.022 24

2. 两次逆周期因子调节特征分析

在图 1 中，美元兑人民币即期汇率的数值对应着左轴，上升表示人民币贬值，下降表示人民币升值；人民币贬值预期和逆周期因子调节幅度的数值对应右轴。人民币贬值预期参考张明和谭小芬（2013）的方法，计算公式为（美元兑人民币即期汇率-香港 NDF 市场 12 个月美元兑人民币远期汇率）/美元兑人民币即期汇率，贬值预期取值为负且数值越小，表示市场存在的人民币贬值预期越高。逆周期因子调节幅度采用计算获得的逆周期因子数值除以上日人民币兑美元的收盘价获得。调节幅度大于零，表示央行在“调升”人民币汇率。调节幅度上升，表示央行对人民币的调升幅度在加大。

从图 1 可以观察到的总体特征有三：第一，相对于官方公布时间，两次逆周期因子调节呈现出提前开始和滞后结束的情况，且调整幅度呈现逐渐收窄的趋势；第二，第二次逆周期因子的调节幅度显著大于第一次逆周期因子的调节幅度；第三，两次逆周期因子调节所面临的人民币汇率波动与人民币贬值预期期间的关系存在差异，也即两次逆周期因子调节面临的外部环境不同。

在第一次逆周期因子调节期间，美元兑人民币即期汇率和逆周期因子均与人民币贬值预期呈负相关关系。具体而言，在 2017 年 5 月末，“收盘价+一篮子货币汇率变化+逆周期因子”三目标定价机制正式形成，此时人民币贬值预期在加大，在此期间能够明显地观察到逆周期因子在“调升”人民币汇率中间价。此时，市场对人民币汇率的贬值预期得以成功扭转，美元兑人民币开启一轮震荡升值。

在官方宣布逆周期因子调节暂停期间，人民币汇率呈现出由升转贬的趋势，市场在该阶段对人民币贬值预期未出现较大波动，逆周期因子调节幅度呈现双向波动趋势。2018年1月，尽管央行宣布暂停逆周期因子的作用，但其似乎仍在“调升”人民币汇率中间价。不过，逆周期因子的调整幅度呈现逐渐收窄趋势。2018年3月至6月，逆周期因子的作用表现出双向波动、波幅较小的特征，表明央行确实基本暂停了逆周期因子操作。但是，在2018年7月初，随着市场对人民币贬值预期的加大，逆周期因子在此时似乎又重新发挥“调升”人民币汇率中间价的作用。从图中可以发现第二次逆周期因子调节的启动时间早于央行官方公布的时间（2018年8月24日）。

在第二次逆周期因子调节期间，美元兑人民币即期汇率与人民币贬值预期呈正相关关系，逆周期因子与人民币贬值预期仍呈现负相关关系。从趋势上看，两次逆周期因子调节多是以“调升”为主。从波幅上看，第二次逆周期因子调节的波幅大于第一次逆周期因子调节的波幅。之所以出现该情况，可能的原因在于中美贸易摩擦加剧了人民币汇率波动。2018年7月中美贸易摩擦加剧，美国于2018年7月6日开始对中国340亿美元商品加征25%的关税。美元兑人民币在2018年7月开始由升转贬。换言之，在第二次逆周期因子调节过程中，可能更多地出于中美贸易摩擦的考虑，央行可能更不愿意让人民币汇率贬值太快、而不是让人民币汇率转跌为升。

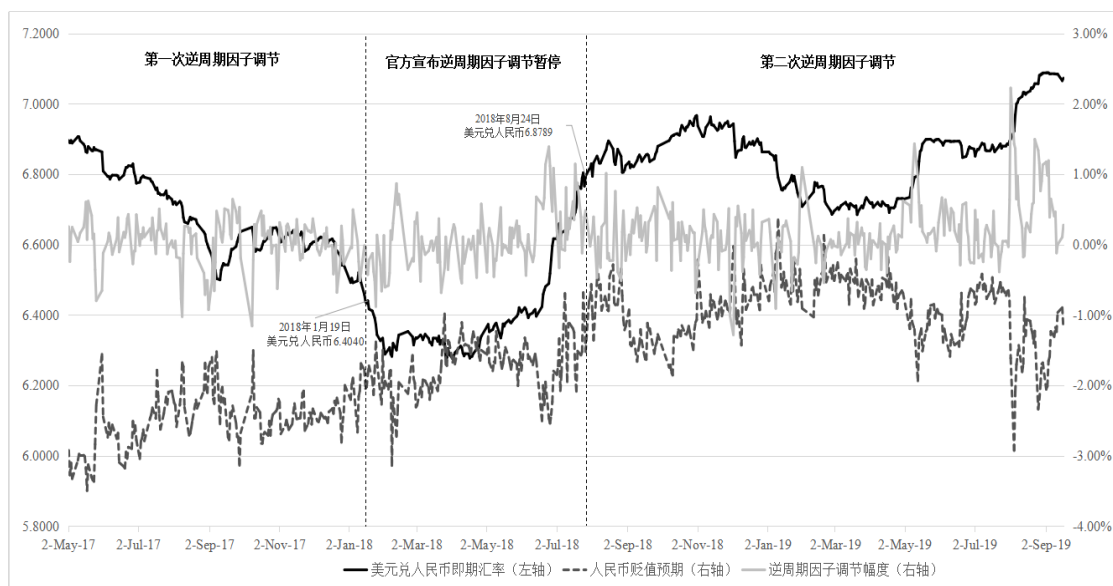


图1 两次逆周期因子调节对比

资料来源：Wind数据库和 www.investing.com

四、逆周期因子的驱动因素

我们利用有关日度高频数据，对逆周期因子的驱动因素进行分析。我们在文献回顾的基础上选择了相关变量，并通过构建非限制性 VAR 模型来分析逆周期因子的驱动因素。

（一）变量选择

除逆周期因子（CVFAC）外，本文在计量分析中包含的其他变量包括：（1）人民币汇率波动（CHANGE），该指标采用人民币兑美元汇率的增长率，使用对数变化率计算；（2）离岸在岸汇价差（GAP），采用在岸美元兑人民币汇率收盘价与离岸美元兑人民币汇率收盘价之间的差进行度量；（3）美元指数变动（USINDEXGR），采用美元指数的对数变动率进行度量；（4）人民币贬值预期（EXPECT），其计算公式为： $EXPECT = (\text{人民币兑美元即期汇率} - \text{香港 NDF 市场 12 个月人民币兑美元远期汇率}) / \text{人民币兑美元即期汇率}$ 。市场上存在人民币贬值预期时， $EXPECT < 0$ ，反之， $EXPECT > 0$ ；（5）隔夜利差（INTEREST），采用 Shibor 隔夜利率减去美国 Libor 隔夜利率；（6）全球风险偏好（VIXGR），采用 VIX 收益率度量；（7）中国汇率政策不确定性（EPU），采用 Huang and Luk（2020）编制的中国外汇政策不确定性指数除以 100 进行度量。⁶之所以选取中国汇率政策不确定性指数，意在度量逆周期因子的使用是否加剧了中国汇率形成机制的不确定性；（8）外汇储备变动（RESERVE），采用中国外汇储备变动率度量。本文从 Wind 数据库、www.investing.com 和中国人民银行官网，获得以上变量的相关数据。通常认为，人民币汇率波动越大、离岸在岸汇价差越大、隔夜利差越大、人民币贬值预期越高，逆周期因子调节的力度越大。反之则反是。

（二）变量描述性统计

我们采用的时间序列区间分别为：2017 年 5 月 26 日至 2018 年 1 月 19 日（第一次逆周期因子的计算区间），2018 年 8 月 24 日至 2019 年 9 月 17 日（第二次逆周期因子的计算区间）。上述变量的描述性统计如表 2 所示。

⁶ Huang & Luk（2020）参考了 Baker et al.（2016）的经济政策不确定性指数编制方法，选取了 114 份中国大陆发行的报纸进行文本挖掘，构建了中国汇率政策不确定性指数。其媒体报纸数据来源于《北京青年报》、《广州日报》、《解放日报》、《人民日报（海外版）》、《新京报》等报纸。Baker et al.（2016）的经济政策不确定性指数计算方法相对成熟，已得到广泛认可和使用。Huang & Luk（2020）在 Baker et al.（2016）基础上构造的中国汇率不确定指数经实证检验后，结果是稳健的。中国汇率政策不确定性指数来源于：<https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/>。

表 2 变量描述性统计

变量	符号	观测值	平均值	标准差	最小值	中值	最大值
第一次逆周期调节							
逆周期因子	CVFAC	146	0.000 01	0.000 49	-0.001 76	0.000 08	0.000 97
人民币汇率波动	CHANGE	146	0.000 34	0.002 34	-0.007 80	0.000 00	0.007 90
离岸在岸汇价差	GAP	146	0.001 88	0.012 30	-0.021 30	0.001 30	0.063 40
美元指数变动	USINDEXGR	146	-0.000 46	0.003 63	-0.010 70	-0.000 25	0.009 60
人民币贬值预期	EXPECT	146	-0.024 00	0.003 37	-0.031 80	-0.024 30	-0.015 00
隔夜利差	INTEREST	146	1.527 00	0.165 00	1.047 00	1.543 00	1.911 00
全球风险偏好	VIXGR	146	0.002 17	0.072 00	-0.205 00	-0.004 95	0.444 00
中国汇率政策不确定性	EPU	146	0.732 00	0.152 00	0.417 00	0.743 00	0.973 00
外汇储备变动	RESERVE	146	0.004 31	0.002 60	0.000 23	0.003 51	0.007 93
第二次逆周期调节							
逆周期因子	CVFAC	236	0.000 23	0.000 61	-0.001 87	0.000 18	0.003 15
人民币汇率波动	CHANGE	236	-0.000 09	0.002 89	-0.016 00	0.000 00	0.011 10
离岸在岸汇价差	GAP	236	-0.005 53	0.012 40	-0.056 90	-0.003 85	0.032 20
美元指数变动	USINDEXGR	236	0.000 10	0.003 27	-0.008 80	0.000 00	0.008 30
人民币贬值预期	EXPECT	236	-0.009 43	0.004 67	-0.029 30	-0.008 81	0.003 52
隔夜利差	INTEREST	236	0.009 62	0.511 00	-1.479 00	0.198 00	0.735 00
全球风险偏好	VIXGR	236	0.004 21	0.087 40	-0.180 00	-0.006 86	0.439 00
中国汇率政策不确定性	EPU	236	0.915 00	0.566 00	0.472 00	0.723 00	2.577 00
外汇储备变动	RESERVE	236	-0.000 32	0.004 84	-0.010 99	0.001 12	0.005 88

(三) 相关性检验

表 3 汇报了相关性检验结果。对比两次逆周期因子调节的相关性检验，本文发现如下特征：第一，两次逆周期因子与人民币汇率波动呈负相关关系，相关系数分别为-0.570 和-0.343，均在 1%的统计性水平上显著，初步表明逆周期因子的使用可以降低人民币汇率波动；第二，两次逆周期因子与人民币贬值预期呈负相关关系，相关系数分别为-0.486 和-0.569，均在 1%的统计性水平上显著，表明人民币贬值预期越高，逆周期因子越有可能“调升”人民币汇率中间价；

第三，第二次逆周期因子调节与中国汇率政策不确定性呈正相关关系，相关系数为 0.396，在 1% 的统计性水平上显著。初步表明相对于第一次逆周期因子调节，第二次逆周期因子调节加大了中国汇率政策的不确定性。

表 3 相关性检验

第一次逆周期调节									
	CVFAC	CHANGE	GAP	USINDER	EXPECT	INTEREST	VIXGR	EPU	RESERVE
CVFAC	1								
CHANGE	-0.570***	1							
GAP	0.036	-0.013	1						
USINDEXGR	-0.013	-0.338***	-0.144*	1					
EXPECT	-0.486***	0.587***	-0.031	-0.264***	1				
INTEREST	0.047	-0.015	0.176**	0.051	-0.208**	1			
VIXGR	-0.06	0.155*	-0.084	-0.195**	0.126	-0.025	1		
EPU	0.015	0.009	0.113	0.015	-0.161*	0.224***	-0.009	1	
RESERVE	-0.066	0.069	-0.023	-0.107	0.328***	-0.398***	-0.025	-0.165**	1
第二次逆周期调节									
	CVFAC	CHANGE	GAP	USINDER	EXPECT	INTEREST	VIXGR	EPU	RESERVE
CVFAC	1								
CHANGE	-0.343***	1							
GAP	-0.339***	0.218***	1						
USINDEXGR	-0.206***	-0.274***	-0.112*	1					
EXPECT	-0.569***	0.417***	0.237***	-0.067	1				
INTEREST	0.109*	-0.032	0.021	0.022	-0.297***	1			
VIXGR	0.039	-0.261***	-0.230***	-0.051	-0.118*	0.075	1		
EPU	0.396***	-0.146**	-0.256***	0.012	-0.496***	0.357***	0.049	1	
RESERVE	-0.011	0.089	-0.167***	-0.087	0.303***	-0.335***	-0.04	-0.104	1

(四) 单位根检验、格兰杰因果检验与协整检验

针对上述各变量的单位根检验表明，两次逆周期因子调节分析所涉及变量的单位根检验是平稳的。

在确定变量平稳的基础上，我们分别对两次逆周期因子调节涉及的变量进行 Granger 因果检验。两次逆周期因子的 Granger 因果检验结果如表 4 与表 5 所示。

表 4 第一次逆周期因子调节的 Granger 因果检验

	P 值	接受或 拒绝		P 值	接受或 拒绝
CHANGE 不是 CVFAC 的原因	0.038 4	拒绝	CVFAC 不是 CHANGE 的原因	0.000 0	拒绝
GAP 不是 CVFAC 的原因	0.419 3	接受	CVFAC 不是 GAP 的原因	0.673 4	接受
USINDEXGR 不是 CVFAC 的原因	0.156 7	接受	CVFAC 不是 USINDEXGR 的原因	0.000 0	拒绝
EXPECT 不是 CVFAC 的原因	0.233 7	接受	CVFAC 不是 EXPECT 的原因	0.000 0	拒绝
INTEREST 不是 CVFAC 的原因	0.433 1	接受	CVFAC 不是 INTEREST 的原因	0.894 2	接受
VIXGR 不是 CVFAC 的原因	0.193 4	接受	CVFAC 不是 VIXGR 的原因	0.236 2	接受
EPU 不是 CVFAC 的原因	0.715 0	接受	CVFAC 不是 EPU 的原因	0.958 3	接受
RESERVE 不是 CVFAC 的原因	0.637 6	接受	CVFAC 不是 RESERVE 的原因	0.828 8	接受

注：以上检验均在滞后 2 期的基础上进行。接受与拒绝的判断标准是 10% 的显著性水平。

表 5 第二次逆周期因子调节的 Granger 因果检验

	P 值	接受或 拒绝		P 值	接受或 拒绝
CHANGE 不是 CVFAC 的原因	0.005 8	拒绝	CVFAC 不是 CHANGE 的原因	0.000 0	拒绝
GAP 不是 CVFAC 的原因	0.128 1	接受	CVFAC 不是 GAP 的原因	0.638 9	接受
USINDEXGR 不是 CVFAC 的原因	0.060 6	拒绝	CVFAC 不是 USINDEXGR 的原因	0.013 1	拒绝
EXPECT 不是 CVFAC 的原因	0.839 5	接受	CVFAC 不是 EXPECT 的原因	0.000 0	拒绝
INTEREST 不是 CVFAC 的原因	0.694 8	接受	CVFAC 不是 INTEREST 的原因	0.099 1	拒绝
VIXGR 不是 CVFAC 的原因	0.256 2	接受	CVFAC 不是 VIXGR 的原因	0.007 6	拒绝
EPU 不是 CVFAC 的原因	0.004 1	拒绝	CVFAC 不是 EPU 的原因	0.610 2	接受
RESERVE 不是 CVFAC 的原因	0.956 5	接受	CVFAC 不是 RESERVE 的原因	0.052 7	拒绝

注：以上检验均在滞后 2 期的基础上进行。接受与拒绝的判断标准是 10% 的显著性水平。

进一步地，我们采用 Johansen 协整检验方法进行协整检验。第一次逆周期因子的迹检验显示，上述变量间在 5% 的显著性水平上存在 2 个协整关系；最大特征根检验显示，上述变量间在 5% 的显著性水平上存在 1 个协整关系。第二次逆周期因子的迹检验显示，上述变量间在 5% 的显著性水平上存在 4 个协整关系；最大特征根检验显示，上述变量间在 5% 的显著性水平上存在 4 个协整关系。

(五) 向量自回归模型 (VAR)

根据上述检验结果，证明变量间存在协整关系，基于此我们构建非限制性 VAR 模型：

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + HX_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

其中 Y_t 为内生变量, X_t 为外生变量, ε_t 为白噪声扰动项。我们将逆周期因子 (CVFAC)、人民币汇率波动 (CHANGE)、离岸在岸汇价差 (GAP)、人民币贬值预期 (EXPECT)、隔夜利差 (INTEREST)、中国汇率政策不确定性 (EPU)、外汇储备变动 (RESERVE) 作为内生变量。我们将美元指数变动 (USINDEXGR) 和全球风险偏好 (VIXGR) 作为外生变量。主要原因在于, 我们认为逆周期因子的调节不太可能左右美元指数变动与全球风险偏好, 因此这两个因素对逆周期因子调节的影响是单方面的。而其他因素与逆周期因子调节之间存在双向互动关系。在滞后期选择方面, 第一次逆周期因子调节时, SC 准则显示滞后期为 1 期, LR、FPE、AIC 和 HQ 准则显示滞后期为 8 期。考虑到有 1 个准则显示滞后期为 1 期, 为保证模型估计的准确度, 我们设定模型的滞后期为 1 期。第二次逆周期因子调节, SC 与 HQ 准则显示滞后期为 1 期, FPE 和 AIC 准则显示滞后期为 2 期, LR 准则显示滞后期为 3 期, 考虑到有 2 个准则显示滞后期为 1 期, 我们设定模型的滞后期为 1 期来保证模型估计的准确度。

本文通过脉冲响应与方差分解对模型展开分析。

脉冲响应分析的结果如图 2 所示, 左列是第一次逆周期因子调节的结果, 右列是第二次逆周期因子调节的结果。对比两次逆周期因子驱动因素的脉冲响应图, 我们发现的总体对比特征为:

(1) 人民币汇率波动 (CHANGE) 是第一次逆周期因子调节的主要驱动因素。(2) 离岸在岸汇价差 (GAP) 和中国汇率政策不确定性 (EPU) 是第二次逆周期因子调节的主要驱动因素。(3) 人民币贬值预期对两次逆周期因子调节的影响不显著。具体分析如下:

从第一次逆周期因子调节驱动因素的脉冲响应图来看: (1) 逆周期因子 (CVFAC) 自身的一个冲击, 对 CVFAC 的影响在前 4 期显著为正。这意味着逆周期因子 (CVFAC) 具有典型的自我强化特征。(2) 来自人民币汇率波动 (CHANGE) 的一个冲击, 对逆周期因子 (CVFAC) 的影响, 在前 2 期内均显著为正, 说明人民币汇率波动是驱动使用逆周期因子的最重要因素之一。(3) 来自离岸在岸汇价差 (GAP)、中国汇率政策不确定性 (EPU)、人民币贬值预期 (EXPECT)、隔夜利差 (INTEREST) 和外汇储备变动 (RESERVE) 的冲击对第一次逆周期因子 (CVFAC) 的影响不显著。

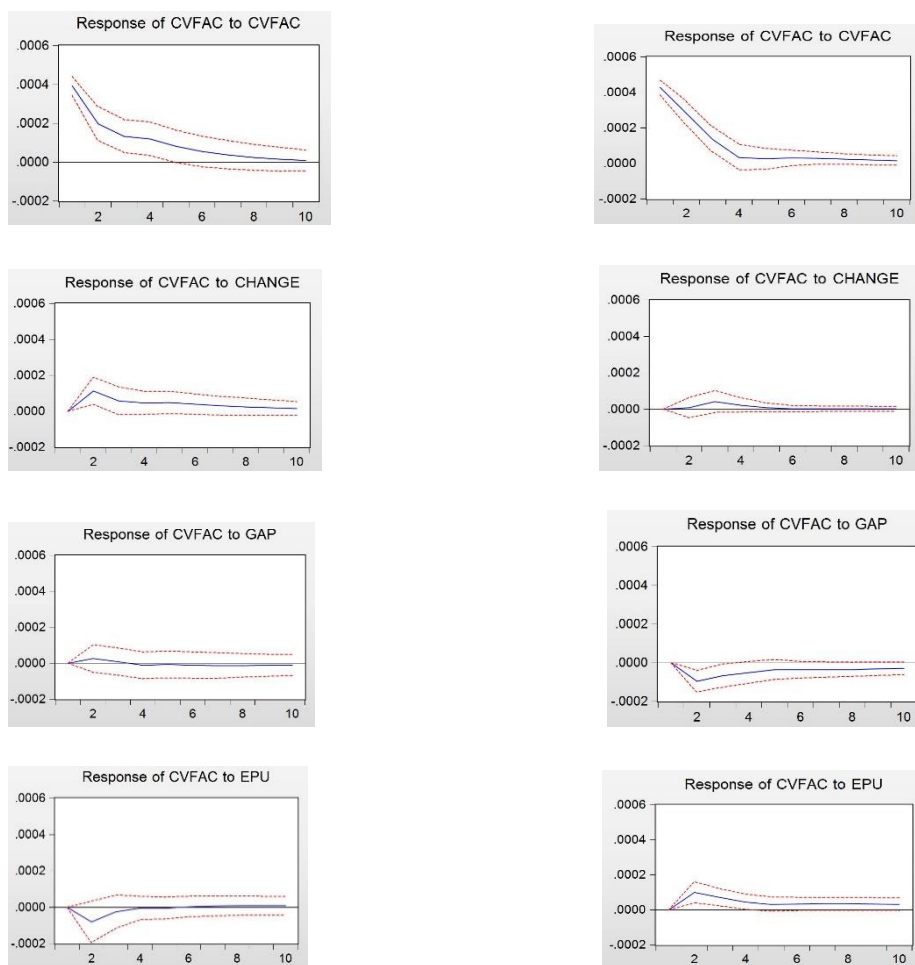
从第二次逆周期因子调节驱动因素的脉冲响应图来看: (1) 逆周期因子 (CVFAC) 自身的一个冲击, 对 CVFAC 的影响在前 3 期显著为正。这意味着第二次逆周期因子 (CVFAC) 调节仍具有典型的自我强化特征。(2) 来自离岸在岸汇价差 (GAP) 的一个冲击, 对逆周期因子 (CVFAC) 的影响, 在前 2 期内均显著为负, 说明在岸人民币与离岸人民币的汇价差是使用第二次逆周期因

子的重要驱动因素。(3) 来自中国汇率政策不确定性 (EPU) 的一个冲击, 对逆周期因子 (CVFAC) 的影响, 在前 3 期内均显著为正, 说明稳定外汇市场预期是第二次逆周期因子调节的重要考量因素。(4) 来自人民币汇率波动 (CHANGE)、人民币贬值预期 (EXPECT)、隔夜利差 (INTEREST) 和外汇储备变动 (RESERVE) 的冲击, 对第二次逆周期因子 (CVFAC) 调节的影响不显著。

(六) 方差分解

上述 VAR 模型中, 针对第一次逆周期因子的方差分解显示, 除逆周期因子 (CVFAC) 自身之外, 人民币汇率波动 (CHANGE)、人民币贬值预期 (EXPECT)、中国汇率政策不确定性 (EPU) 对逆周期因子 (CVFAC) 的贡献率较高。针对第二次逆周期因子的方差分解显示, 除逆周期因子 (CVFAC) 自身之外, 离岸在岸汇价差 (GAP)、隔夜利差 (INTEREST) 和中国汇率政策不确定性 (EPU) 对逆周期因子 (CVFAC) 的贡献率较高。

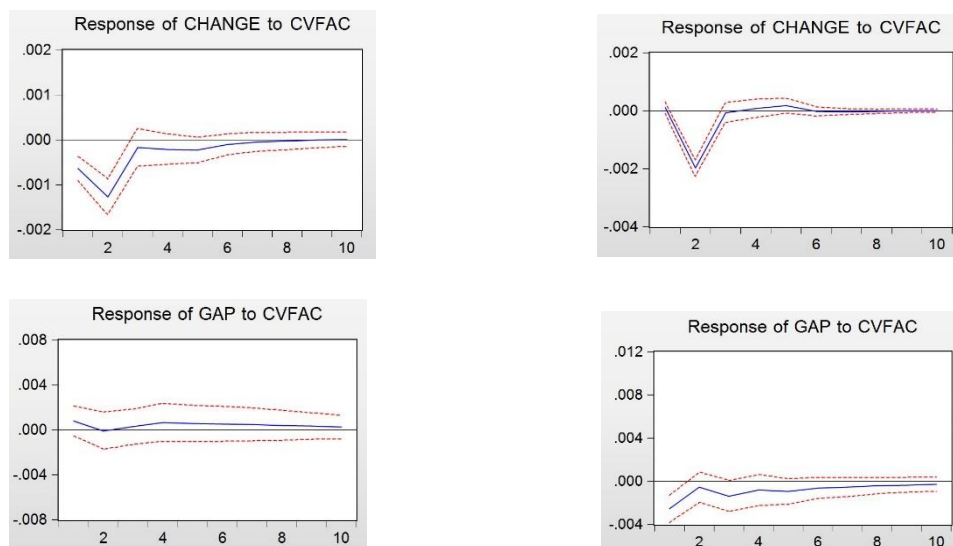
对一个标准差 Cholesky 冲击的响应



从第一次逆周期因子实施效果的脉冲响应图来看：（1）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对人民币汇率波动（CHANGE）的影响，在前2期内均显著为负，说明逆周期因子调节可以降低人民币汇率的波动性。（2）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对人民币贬值预期（EXPECT）的影响，在前6期内均显著为负，表明引入逆周期因子会对人民币贬值预期产生负向影响。（3）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对离岸在岸汇价差（GAP）、隔夜利差（INTEREST）、中国汇率政策不确定性（EPU）和外汇储备变动（RESERVE）几乎没有影响。

从第二次逆周期因子实施效果的脉冲响应图来看：（1）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对人民币汇率波动（CHANGE）的影响，在第2期有显著为负的影响，说明第二次逆周期因子调节可以降低人民币汇率的波动性。（2）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对离岸在岸汇价差（GAP）的影响，在第1期有显著为负的影响，说明引入逆周期因子会对人民币离岸在岸汇价差产生负向影响。（3）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对人民币贬值预期（EXPECT）的影响，在前10期内均显著为负，表明第二次逆周期因子调节对人民币贬值预期的影响强于第一次逆周期因子调节的影响。（4）来自逆周期因子（CVFAC）的一个冲击，对隔夜利差（INTEREST）、中国汇率政策不确定性（EPU）和外汇储备变动（RESERVE）几乎没有影响。

对一个标准差 Cholesky 冲击的响应



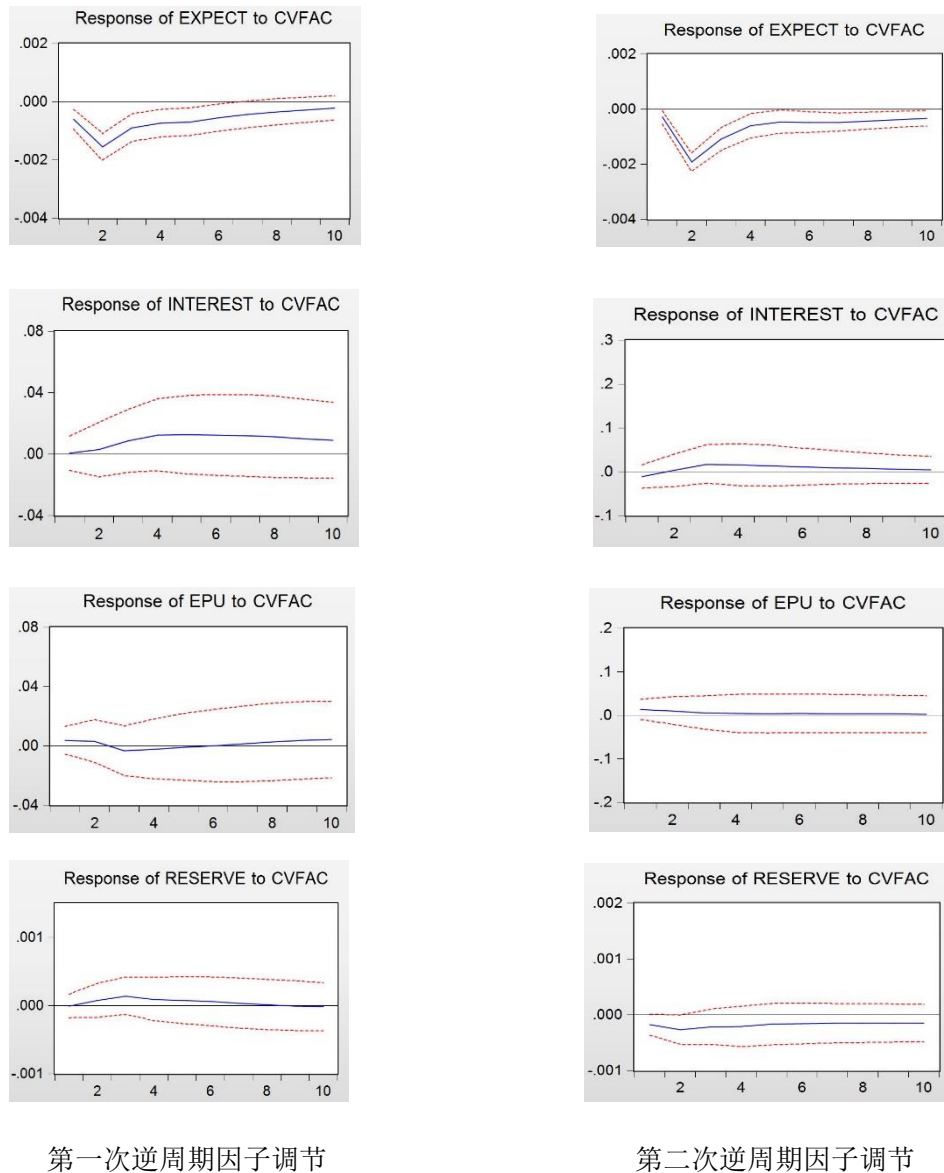


图 3 VAR 模型的脉冲响应分析

注：所有横坐标均为月份，纵坐标均为单位标准差冲击的响应值。

六、结论与启示

本文对两次逆周期因子的使用进行了测算，并通过构建非限制性 VAR 模型分析了不同阶段逆周期因子调节的驱动因素和实施效果。

本文研究发现：首先，从逆周期因子的启动时间来看，相对于官方公布时间，两次逆周期因子调节均呈现出提前开始和滞后结束的情况，调整幅度呈现逐渐收窄的趋势；其次，从调控

实施力度来看，第二次逆周期因子的调节幅度大于第一次逆周期因子的调节幅度；再次，从驱动因素来看，人民币汇率波动是第一次逆周期因子调节的主要驱动因素，而第二次逆周期因子的实施更多地考虑了压缩离岸在岸汇价差和稳定外汇市场；第四，从实施效果来看，两次逆周期因子调节均降低了人民币汇率波动，第二次逆周期因子调节显著压缩了离岸在岸汇价差；但两次逆周期因子的使用均加剧了离岸市场的人民币贬值预期，且第二次逆周期因子调节对贬值预期的影响强于第一次。

总体而言，两次逆周期因子调节的实施效果存在差异。从相关性检验和脉冲响应图来看，第一次逆周期因子在降低人民币汇率波动性方面实施效果好于第二次。虽然，第二逆周期因子在缩小离岸在岸汇价差方面好于第一次，但第二次逆周期因子对加剧人民币贬值预期影响方面更为持久。可能的原因在于：其一，两次逆周期因子调节的政策目标不同，第二次逆周期调节难度更大。第一次逆周期因子调节更多地是为了适度对冲市场情绪的顺周期波动；而第二次逆周期因子调节则是为了避免中美贸易摩擦加剧导致人民币快速贬值；其二，市场经历了第一次逆周期因子调节，对央行采用逆周期因子的行为有了理解和判断。在人民币贬值预期下，央行重启逆周期因子，市场会解读为央行进行外汇干预来避免因中美贸易摩擦加剧，而引致的人民币“过快”贬值；其三，两次逆周期因子调节所面临的宏观经济形势不同。“2017 年我国经济增长的稳定性增强，主要经济指标总体向好，出口同比增速也明显加快。美元汇率持续走弱，其他主要货币对美元汇率升值较多。同期，人民币兑美元汇率中间价仅升值 1.07%，不符合经济基本面和国际汇市变化。为了适度对冲市场情绪的顺周期波动，外汇市场自律机制‘汇率工作组’第一次提出逆周期因子调节”⁸。第二次逆周期因子调节的宏观背景有所不同。“2018 年 2 季度以来，受美元指数走强和中美贸易摩擦影响，人民币汇率有所贬值。为稳定市场预期，维护外汇市场平稳运行，人民币对美元汇率中间价报价行陆续重启了第二次中间价报价‘逆周期因子’”。⁹

逆周期因子调节的收益与成本究竟如何呢？从脉冲响应图来看，逆周期因子调节可以降低人民币汇率波动性、适度对冲市场情绪的顺周期波动。然而，逆周期因子调节会加剧离岸市场

⁸ 资料来源：中国人民银行货币政策分析小组，2017：《中国货币政策执行报告—2017 年第二季度》，第 18-19 页。

⁹ 资料来源：中国人民银行货币政策分析小组，2018：《中国货币政策执行报告—2018 年第三季度》，第 20 页。

人民币贬值预期。从变量相关性分析来看，相对于第一次逆周期因子调节，第二次逆周期因子调节增加了中国汇率政策的不确定性。但从 VAR 分析来看，这一点似乎并不显著。

基于本文研究发现，提出如下政策建议：逆周期因子调节虽可对冲市场情绪的顺周期波动，降低人民币汇率波动性，但随着逆周期因子使用频率的增加，反而会向市场释放负面信号，加剧离岸市场人民币的贬值预期。短期而言，逆周期因子调节可作为稳定汇率波动的政策工具，可适当使用；长期而言，更为适宜的方法是建立年度宽幅汇率目标区，以此来兼顾人民币汇率形成机制的灵活性与稳定性（张明，2016）。

参考文献

- [1] 陈华, 2013:《央行干预使得人民币汇率更加均衡了吗?》,《经济研究》第12期。
- [2] 陈卫东、谢峰, 2018:《我国汇率制度未来改革及其面临的约束》,《国际金融研究》第6期。
- [3] 丁剑平、黄嫵, 2018:《人民币汇率形成机制述评:基于与日元的比较》,《世界经济研究》第9期。
- [4] Jeffrey Frankel、谢丹夏, 2018:《基于综合计量技术的人民币汇率制度演化分析》,《国际金融研究》第2期。
- [5] 干杏娣、杨金梅、张军, 2007:《我国央行外汇干预有效性的事件分析研究》,《金融研究》第9期。
- [6] 葛天明、李治国、徐剑刚, 2019:《解析逆周期因子》,《国际金融研究》第5期。
- [7] 管涛, 2016:《尊重价值规律:人民币汇率形成机制改革未来之出路》,《金融研究》第2期。
- [8] 管涛, 2017:《“逆周期因子”的“能”与“不能”》,《清华金融评论》第8期。
- [9] 何青、甘静芸、刘舫舫、张策, 2018:《逆周期因子决定了人民币汇率走势吗》,《经济理论与经济管理》第5期。
- [10] 李晓峰、陈华, 2010:《交易者预期异质性、央行干预效力与人民币汇率变动——汇改后人民币汇率的形成机理研究》,《金融研究》第8期。
- [11] 李政, 2017:《811汇改提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗?》,《金融研究》第4期。
- [12] 陆志明、程实, 2009:《外汇干预与就业、宏观经济增长研究——以1994—2007年中国外汇干预实证研究为例》,《财经研究》第4期。
- [13] 缪延亮、谭语嫣, 2019:《从此岸到彼岸:人民币汇率如何实现清洁浮动?》,《国际经济评论》第4期。
- [14] 王爱俭、邓黎桥, 2016:《中央银行外汇干预:操作方式与效用评价》,《金融研究》第11期。
- [15] 王芳, 2013:《人民币汇率改革评析》,《经济理论与经济管理》第12期。
- [16] 奚君羊、戎如香, 2008:《外汇市场冲击持续性及其对外汇干预效果的影响》,《世界经济研究》第11期。
- [17] 肖立晟、刘永余, 2016:《人民币非抛补利率平价为什么不成立:对4个假说的检验》,《管理世界》第7期。
- [18] 余永定、肖立晟, 2016:《论人民币汇率形成机制改革的推进方向》,《国际金融研究》第11期。
- [19] 余永定、肖立晟, 2017:《完成“811汇改”:人民币汇率形成机制改革方向分析》,《国际经济评论》第1期。
- [20] 杨丽华, 2016:《人民币汇率形成机制改革成效研究:文献综述——基于汇改目标实现视角》,《上海金融》第2期。
- [21] 张明、谭小芬, 2013:《中国短期资本流动的主要驱动因素:2000~2012》,《世界经济》第11期。
- [22] 张明, 2016:《人民币汇率形成机制改革:历史成就、当前形势与未来方向》,《国际经济评论》第3期。
- [23] 中国人民银行货币政策分析小组, 2017:《中国货币政策执行报告—2017年第二季度》。
- [24] B. J. Eichengreen, 1998, “Globalizing Capital: A History of the International Monetary System”. NY: Princeton University Press.

- [25] Baker, S. R. , Bloom, N., and Davis, S. J., 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593-1636.
- [26] Benigno, G., Chen, H., Otrok, C., Rebucci, A., and Young, E. R., 2016, “Optimal Capital Controls and Real Exchange Rate Policies: A Pecuniary Externality Perspective”, *Journal of monetary economics*, 84, 147-165.
- [27] Dornbusch, R., 1976, “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- [28] Frankel, J. A., and Froot, K. A., 1990, “Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market”, *The American Economic Review*, 80(2), 181-185.
- [29] Ghosh, A. R., Ostry, J. D., and Chamon, M., 2016, “Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies”, *Journal of International Money and Finance*, 60, 172-196.
- [30] Huang, Y., and Luk, P., 2020, “Measuring Economic Policy Uncertainty in China”, *China Economic Review*, 59, 101367.
- [31] Menkhoff, L., 2013, “Foreign Exchange Intervention in Emerging Markets: A Survey of Empirical Studies”, *The World Economy*, 36(9), 1187-1208.
- [32] Sarno, L., and Taylor, M. P., 2001, “Official Intervention in the Foreign Exchange Market: is It Effective and If so How Does It Work?”, *Journal of Economic Literature*, 39(3), 839-868.
- [33] Zhang, M., 2019, “China’s Efforts to Contain Renminbi’s Depreciation and the Relating Impacts”, *China Economic Journal*, 12(1), 16-31.

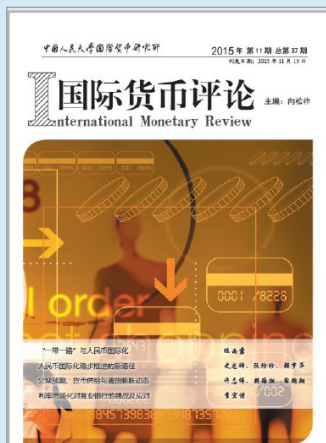
Counter-cyclical Factor of RMB Exchange Rate: Timing, Driving Factors and Implementation Effect

ZHANG Ming CHEN Yinmo

Abstract: This paper calculates the counter-cyclical factor used in the RMB exchange rate pricing from May 2017 to September 2019. In this paper, a non-restrictive VAR model is built to analyze the driving factors and implementation effects of the People's Bank of China (Pbc) 's use of counter-cyclical factor. The study finds that: First, compared with the time of official announcement, the two counter-cyclical factor adjustments started earlier and ended later, and the adjustment range gradually narrowed. Second, the adjustment range of the second counter-cyclic factor was larger than that of the first. Third, the RMB exchange rate volatility was the main driving factor for the first counter-cyclical adjustment, while the gap between offshore and onshore exchange rate and the uncertainty of exchange rate policies were the main driving factors for the second counter-cyclical factor adjustment. Fourth, the two counter-cyclical factor adjustments both restrained RMB exchange rate volatility, but intensified the expectation of RMB depreciation on offshore market.

Key words: RMB exchange rate pricing, counter-cyclical factors, driving factors, implementation effect

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”。

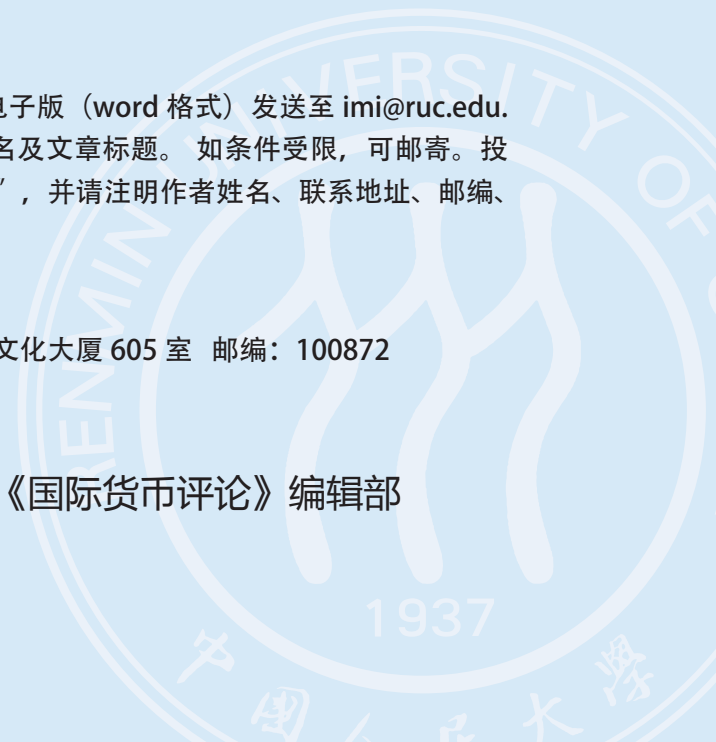
投稿方式：

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





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