

# I 国际货币评论

## International Monetary Review

主编：张杰



中国外汇市场形势发展

潘功胜

潜在增速缺口与宏观政策目标重构

陈彦斌、陈伟泽

投资潮涌、双重金融摩擦与货币政策传导

战明华、李帅、姚耀军、吴周恒

“一带一路”的安全保障

刘东

避险情绪和国家风险影响货币政策独立性的空间效应研究

丁剑平、吴洋浩

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

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

编委会主任：张杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

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

主编：张杰

副主编：何青 苏治 宋科

编辑部主任：何青

编辑部副主任：赵宣凯 安然

责任编辑：韩美娟

栏目编辑：陈婷

美术编辑：包晗

刊名：国际货币评论

刊期：月刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮编：100872

网址：[www.imi.org.cn](http://www.imi.org.cn)

电话：86-10-62516755

传真：86-10-62516725

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



IMI

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

# 目 录

## 【卷首】

中国外汇市场形势发展 ————— 潘功胜 01

潜在增速缺口与宏观政策目标重构

——兼以中国实践评西方主流宏观理论的缺陷 ————— 陈彦斌、陈伟泽 05

投资潮涌、双重金融摩擦与货币政策传导

——转型时期货币政策的结构调控功能探究 ————— 战明华、李帅、姚耀军、吴周恒 26

“一带一路”的安全保障 ————— 刘乐 44

避险情绪和国家风险影响货币政策独立性的空间效应研究 ————— 丁剑平、吴洋 63

供给侧结构性改革下的积极财政政策效果

——兼论货币政策锚的选择 ————— 潘敏、张新平 86

平均通胀目标制：理论逻辑与政策前瞻 ————— 郑联盛 110

# 中国外汇市场形势发展<sup>1</sup>

潘功胜<sup>2</sup>

## 一、人民币汇率双向波动，外汇市场运行平稳

(一) 外汇市场运行是各个方面比较关心的问题，今年以来，人民币对美元汇率双向波动、总体稳定

国际金融市场的变化，尤其是美元利率、汇率的波动，对包括人民币在内的其他货币都产生了一定影响。同时，我国经济保持稳定恢复态势，促进了人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。

当前，我国经常账户顺差继续处于合理区间，外汇市场供求基本平衡，外汇储备稳中有升。

我国实施的以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度，是一项适合中国国情的汇率制度安排，需要长期坚持。

### (二) 人民币汇率的影响因素复杂，双向波动将成为常态

人民币汇率的稳定性优于其他货币，汇率预期稳定，外汇市场交易理性有序。

人民币汇率变化受内外部多重因素影响。我国经济稳中向好，货币政策处于常态化状态，国际收支运行稳健，外汇市场更加成熟，这些因素将继续为人民币汇率稳定提供有力支撑。同时我们应该看到影响汇率变化的外部环境存在多重不稳定不确定因素。第一，世界经济复苏仍不平衡，美国等发达经济体经济恢复加快，与我国经济增长差距逐步收窄。第二，随着美国通胀水平上升和通胀预期升温，市场对美联储货币政策收紧的预期升高，美联储货币政策调整压力加大，将对全球外汇市场和跨境资本流动格局产生重要影响。第三，疫情以来，在超级宽松政策刺激下，国际金融市场估值水平高企，脱离实体经济基本面，金融市场脆弱性较强，国际金融市场存在高位回调的风险，可能导致全球避险情绪上升和跨境资本流动的变化。第四，后疫情时代国际政治经济博弈加剧，可能对金融市场尤其是外汇市场形成冲击。此外，中国外汇市场变化具有明显的季节性特征。每年 6-8 月份是季节性购汇较多的时期，外商投资企业和境外上市公司的分红派息和利润汇出比较集中，同时中国大量海外留学人员

<sup>1</sup> 本文系作者在第十三届陆家嘴论坛上的发言。

<sup>2</sup> 潘功胜，中国人民大学国际货币研究所顾问委员会主任、中国人民银行副行长、国家外汇管理局局长。

也一般会在这几个月购汇支付下学年的学费和海外的生活费用。

## 二、市场主体应适应汇率双向波动的常态，树立汇率风险中性理念

在汇率双向波动的环境里，如何做好汇率风险管理，对企业尤其是国际业务较为活跃企业的财务绩效具有十分重要的影响。近年来，我国外汇市场取得长足发展，外汇衍生品市场已具备一定的深度和广度，形成了远期、外汇掉期、货币掉期和期权等丰富的产品体系，以及多元化的市场参与主体。2020 年，我国外汇市场交易规模 30 万亿美元，其中 60% 是外汇衍生品交易。我国企业“汇率风险中性”理念不断加强，汇率风险管理水平不断提升，今年以来企业外汇衍生品套保比率达到两成多，比去年提升了 5 个百分点，不过提高空间仍然较大。

降低企业汇率风险，需要企业、银行、监管部门共同努力。一是部分企业在外汇风险管理方面存在“顺周期”和“裸奔”行为，企业顺周期的财务运作通过资产负债的货币错配积累风险敞口，赚取汇率升贬值的收益，也必然承担汇率升贬值的风险。从企业财务稳健的角度看，企业汇率风险管理应坚持服务主业和“汇率风险中性”原则，审慎安排资产负债货币结构，避免外汇风险管理的“顺周期”和“裸奔”行为，不要赌人民币升值或贬值，久赌必输。二是建立健全开放的、有竞争力的外汇市场。三是推动金融机构丰富避险产品，降低企业避险保值成本。四是提高市场透明度，便利市场主体理性判断外汇市场形势。五是加强宏观审慎管理和预期引导，保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。

## 三、稳步推进外汇管理改革，提升跨境贸易投资自由化便利化水平

中国经常项目早在 1996 年已实现完全可兑换。本世纪以来，中国资本项目开放步伐稳健，按照国际标准已具有较高的可兑换水平。资本项目是指跨境资本和金融交易，主要包括跨境直接投资、证券投资和跨境借贷三大类，涉及跨境交易、货币兑换和资金跨境汇出入三个环节。目前，直接投资已实现基本可兑换；证券投资项下形成了以机构投资者制度、互联互通机制、境外投资者直接入市为主的跨境投资制度安排；跨境债务融资由市场主体在全口径宏观审慎政策框架下自主进行。

我们将统筹发展和安全，不断改革完善与新发展格局下更高水平开放型经济新体制相适应的外汇管理体制机制。一是提升经常项目下跨境贸易便利化水平。深化外汇领域“放管服”改革，建立以信用风险评估和事后核查为主的外汇监管体系。二是稳妥有序推进中国资本项目高水平开放。统筹交易和汇兑环节，统筹跨境人民币和外币管理，统筹资本项目开放和风

险防范，有序推动少数不可兑换项目的开放，提高已可兑换项目的便利化水平。以人民币国际化和金融市场双向开放为重点，积极支持上海建设人民币金融资产配置和风险管理中心，拓展人民币金融市场广度和深度。三是不断提高开放条件下的经济金融管理能力和风险防控能力，完善外汇市场“宏观审慎+微观监管”管理框架，健全“反洗钱、反恐怖融资、反逃税”审查机制，维护外汇市场稳定和健康运行。

近期外汇领域改革开放将推动以下几个方面的重点工作。一是丰富外汇市场产品和境内外参与主体，完善和提升中国外汇交易中心和上海清算所立足上海、服务全球的基础设施体系和服务能力。二是推进私募股权投资基金跨境投资改革。支持私募股权投资基金开展跨境产业、实业投资。扩大合格境内有限合伙人（QDLP）试点和合格境外有限合伙人（QFLP）试点，助推上海成为全球重要的财富管理、资产管理市场。三是扩大中国居民境外资产配置空间。通过金融市场基础设施互联互通（沪港通、深港通、债券通等），扩大合格境内机构投资者（QDII）规模，完善 QDII 管理机制，在开放地区推出“跨境理财通”业务试点。四是便利企业跨境融资。近年来人民银行、外汇局建立健全全口径跨境融资宏观审慎政策框架，企业可依其净资产规模在一定额度内自主借用外债。部分创新型企业特别是中小微企业创新型企业，成长初期净资产规模较小，跨境融资额度上限较低，为此我们在北京中关村、上海自贸区等地区开展了外债便利化试点，赋予符合条件的高新技术企业一个自主借用外债的便利化额度，支持上海科创中心建设。五是支持离岸贸易、跨境电商、市场采购等贸易新业态的跨境收支。六是便利大型企业集团跨境资金统筹使用。开展跨国公司本外币一体化资金池业务试点。

近期，我们也将将在上海临港新片区以及粤港澳大湾区和海南自贸港部分地区，开展外汇管理高水平开放试点，为外汇领域推进高水平制度型开放积累经验。

## 四、完善外汇储备经营管理，建设国际优秀的资产管理机构

中国外汇储备是全球金融市场重要的投资者、是负责任的投资者，我们按照市场化原则在国际金融市场运作，尊重国际市场规则和行业惯例，维护和促进国际金融市场的稳定与发展。

2007 年起，我们就已将 ESG（环境、社会、治理）因素纳入外汇储备经营管理流程。一是多渠道开展绿色债券投资，近 5 年外汇储备绿色债券复合增长率约 60%。二是将 ESG 因素纳入投资决策和风险管理流程。

未来，在安全、流动、保值增值的基础上，外汇储备将把可持续投资作为长期目标。我

们将进一步践行 ESG 投资理念, 拓展 ESG 投资和风险管理的深度和广度。在增加绿色债券投资的基础上, 积极探索通过委托投资、国际金融组织合作、丝路基金等股权机构对外直接投资等渠道开展可持续投资; 完善气候变化对储备投资风险的分析和评估框架。中国外汇储备将加强国际交流与合作, 坚定不移支持全球绿色低碳发展, 共同为推进全球气候治理、构建人与自然生命共同体而努力。

中国金融市场发展实践证明, 坚定不移地改革开放, 是实现中国金融市场发展市场化、法治化、国际化目标的强大推动力和重要保障, 是进一步提升中国金融市场服务实体经济能力和国际竞争力的关键之举。

我们将更好统筹发展和安全, 统筹推动资本项目开放、金融市场双向开放和人民币国际化, 提升跨境贸易投资自由化便利化水平, 有效防范跨境资本流动冲击, 维护金融稳定和国家经济金融安全, 服务更高水平开放型经济新体制, 支持上海国际金融中心建设。

# 潜在增速缺口与宏观政策目标重构 ——兼以中国实践评西方主流宏观理论的缺陷

陈彦斌<sup>1</sup> 陈伟泽<sup>2</sup>

【摘要】理想的宏观经济运行状态应该呈现为产出缺口和通胀缺口等短期指标在合理区间内平稳运行，而且潜在增速相对稳定。近十年来中国经济出现了产出缺口较小而潜在增速快速下滑的现象，以逆周期调控为核心的新凯恩斯主义宏观调控主流理论难以解决此困局。因此，本文提出“潜在增速缺口”概念——潜在产出增速与潜在产出合理增速的差值，试图构建一个新的宏观政策一般性理论框架来分析宏观政策目标体系重构问题。该理论框架的优势在于能够将长期潜在增速与短期产出水平的权衡取舍关系纳入到统一分析框架内。本文得到超越宏观调控传统理论的两点一般性结论。第一，当潜在增速内生决定时，名义刚性会导致潜在增速无效调整，因此需要把潜在增速缺口纳入宏观调控目标体系中。第二，由于存在产出缺口与潜在增速缺口的权衡取舍关系，因此短期总需求管理政策需要对潜在增速缺口作出必要反应。有鉴于此，由于现阶段中国潜在增速处于持续下滑状态，宏观调控不宜再以产出缺口为零为核心目标。中国宏观调控可持续3—5年适当增加力度，即让产出缺口保持为正以收窄负向潜在增速缺口，这有助于中国经济走出潜在增速与总需求螺旋式下滑的局面，并提高宏观调控效率。

【关键词】宏观政策目标；货币政策；产出缺口；潜在增速缺口；新凯恩斯主义

## 一、引言

近十年来，中国经济出现了令人困惑的产出缺口较小而潜在增速快速下滑的现象。受三大需求放缓的影响，中国GDP增速（总需求）从2010年的10.6%下滑至2019年的6.1%，降幅达4.5个百分点。与此同时，中国经济的潜在增速（总供给）也出现了快速下滑情况。2010年中国经济的潜在增速高达10.3%，而在2019年潜在增速已下滑至6.5%。伴随着潜在增速的快速下滑，产出缺口并没有因为总需求增速放缓而显著为负，而是一直保持较小的状态。与之相应的是，近年来中国经济既没有面临较为显著的通胀压力也没有显著的通缩压力，2012年以来，CPI涨幅基本稳定在2%左右的温和水平。

由此，中国宏观经济面临着关于政策目标的调控难题。一方面，新凯恩斯主义宏观调控主流理论认为，政策制定者应盯住产出缺口和通胀缺口来施行宏观调控，而并不需要对潜在增速变化作出政策调整。尽管潜在增速在过去十年间快速下滑，但由于产出缺口较小，按照

<sup>1</sup> 陈彦斌，中国人民大学中国经济改革与发展研究院、经济学院。

<sup>2</sup> 陈伟泽，中国人民大学经济学院。

宏观调控主流理论, 不需要宏观政策进行过多调控, 否则会加大通胀压力和导致资金“脱实向虚”。但另一方面, 任由总供给和总需求增速双双下滑的局面继续恶化显然不是国家与民众所愿意见到的: 这不仅会引起更为严重的就业压力等短期问题, 也不利于完成跨越“中等收入陷阱”、中国经济到 2035 年翻一番、实现第二个百年奋斗目标等一系列宏伟任务。这一调控难题一直困扰着近十年来的宏观政策制定, 尤其是货币政策。在此背景下, 党的十九届五中全会建议“搞好跨周期政策设计, 提高逆周期调节能力”。这表明“问题导向”的中国宏观调控实践并没有简单地遵循西方主流宏观理论, 而是有着明确的中国特色。

上述宏观调控问题虽然缘起于中国, 但是引发了一系列一般性理论问题。宏观调控需要盯住的政策目标究竟应该包括哪些? 宏观政策是否真的不需要对潜在增速的变化作出调控反应? 以稳定产出缺口和通胀缺口(也包含金融稳定目标)为主要调控目标的新凯恩斯主义调控理论会产生调控失效问题吗? 广义宏观政策包括短期逆周期稳定政策、长期增长政策和结构政策三类, 而传统宏观分析对于三者的讨论是割裂的, 宏观理论研究需要遵循“三策合一”理念(陈彦斌, 2020)。有鉴于此, 本文试图构建一个新的一般性理论框架来研究宏观政策目标体系问题, 以 2010—2020 年中国宏观经济故事来引导出具有普遍理论意义的一般性结论。具体而言, 通过三方面来展开深入研究。其一, 在梳理以新凯恩斯主义为基础的主流宏观调控观点核心逻辑的基础上, 深入研究当潜在增速存在非有效调整时需要宏观政策对潜在增速的变化作出调控反应的理论可能性。其二, 为了更准确地界定潜在增速的非有效调整, 需要定义潜在增速缺口新概念并提供相应估计方法和经验证据, 以论证潜在增速非有效调整的经验普遍性。其三, 需要以传统的新凯恩斯分析框架为基础, 通过引入内生增长动力来构建跨周期的宏观政策新理论框架, 并借此探讨传统的新凯恩斯调控观点可能存在的调控失当问题, 以及论证将潜在增速缺口纳入宏观政策目标体系的必要性。

现代宏观调控操作的理论基石是新凯恩斯主义宏观调控理论(如 Clarida et al., 1999; Woodford, 2003)。该理论认为, 为提高资源配置效率, 政策制定者应通过盯住产出缺口和通胀缺口来调整总需求管理政策, 而并不需要关注潜在增速的变化。其主要依据与逻辑可简要归纳为: 产出缺口和通胀缺口较好地刻画了资源配置的无效程度; 外生潜在增速变化不产生无效资源配置; 因为货币长期中性, 所以货币政策无法影响长期潜在产出; 潜在增速长期保持稳定并没有显著波动特征。事实上, 宏观经济学的最新研究进展表明现行新凯恩斯主义调控逻辑并非完美无缺。首先, 不少新近文献提供了经验证据质疑货币长期中性观点。其次, 产出停滞相关文献也质疑外生潜在增速观点, 并指出货币政策可能会通过影响研发投资等内生增长机制来影响潜在增速。再次, 相关经验研究表明发展中或者经历高速发展阶段的经济体的经济结构中会出现大量中期变化因素, 潜在增速往往呈现出较为频繁且显著的波动。

尽管上述新近文献暗示着潜在增速变化可能会产生无效调整, 但这仍不足以充分判断是否可以并且需要将潜在增速的变化纳入宏观调控目标体系当中。其原因包括: 一方面, 学界仍然缺乏测度潜在增速非有效调整的方法, 故无法提供测度指标和经验证据; 另一方面, 学

界也无法提供经验证据来论证产出缺口与潜在增速非有效调整是否存在权衡取舍关系，故无法判断总需求管理政策是否需要潜在增速变化作出调控反应。

为了填补已有研究的空白，本文提出了潜在增速缺口的概念来刻画潜在增速的非有效调整，提供了相应的估计方法并展示了中国与国际的经验证据。根据已有观点，产出缺口表示当期产出对潜在产出的偏离程度，以刻画短期产出的非有效调整；而潜在产出往往被视为产出的中长期稳定趋势。与欧美经济体在二战以后呈现出稳定潜在增速的特征不同，大多数发展中国家或者经历高速发展阶段的经济体的潜在产出增速呈现明显波动。逻辑上，潜在增速的趋势应该由经济体相对稳定的长期经济结构因素所决定，并且当这些经济结构因素处于最优状态时，则决定了该经济体的“潜在产出的合理趋势”。而潜在增速的中期波动则可能反映着潜在产出对其合理趋势的偏离程度，即潜在增速的非有效调整。故本文定义“潜在增速缺口”为潜在产出增速与潜在产出的合理增速的差值。<sup>1</sup>本文借鉴对经济波动频率划分方法，使用滤波法和生产函数法来估计中国以及全球多国的潜在增速缺口。本文研究发现：一方面，相对于发达经济体，中国以及其他发展中国家呈现出频繁且显著的潜在增速缺口变化，表明了存在潜在增速缺口的经验普遍性；另一方面，大多数国家都会经历产出缺口与潜在增速缺口反向变动的阶段，呈现了产出缺口与潜在增速缺口存在权衡取舍关系的经验证据。

结合上述经验证据，本文以主流的新凯恩斯宏观分析框架为基础，通过引入 Lucas (1988) 内生增长模型，构建了纳入潜在增速缺口目标的宏观政策分析的理论框架，并试图回答宏观政策目标体系中的关键问题。本文研究发现：第一，当潜在增速受到人力资本积累等内生动力影响、经济体存在价格粘性时，潜在增速会产生非有效调整，即理论上有可能存在潜在增速缺口。第二，新凯恩斯调控观点会加剧潜在增速缺口的下滑。货币政策通过刺激总需求来影响要素投入并使产出缺口与潜在增速缺口产生同向改变。<sup>2</sup>不过当产出缺口与潜在增速缺口呈现反向变动时，仅盯住产出缺口的调控方式尽管能较好地收窄产出缺口，却会加剧潜在增速缺口下滑，从而导致潜在增速大幅下降。第三，产出缺口和潜在增速缺口存在权衡取舍关系。因此需要把潜在增速缺口纳入宏观调控目标体系中，总需求管理政策也需要对潜在增速缺口作出必要的调控反应。以近年中国潜在增速缺口持续下滑情形为例，宏观调控可以持续 3 到 5 年适当增加力度，即让产出缺口保持为正以收窄负向潜在增速缺口，这有助于中国经济走出潜在增速与总需求螺旋式下滑的困境，有助于中国宏观调控走出失效的困局。

本文在一般性理论方面的边际贡献主要有两点。其一，通过提出潜在增速缺口的概念，分析了潜在增速缺口存在性的理论条件，提出了相应估计方法，并展示了国际经验证据，为

---

<sup>1</sup> 对于这种缺口指标的定义，已有文献往往会因估计测算和理论模型两方面稍有差别。已有文献对“潜在产出”有两种定义：潜在产出为经济体长期可持续的产出水平（倾向于测算的定义）；潜在产出为经济体在价格灵活调整下的产出水平（倾向于理论模型的定义）。本文将“潜在增速缺口”定义为潜在增速与潜在产出合理趋势的差值，则倾向于为测算的定义。而 Garga & Singh (2020) 的定义为在价格粘性下的潜在增速与在价格灵活调整下的潜在增速的差值，则倾向于为理论模型的定义。

<sup>2</sup> 需要说明的是，货币政策对总需求与潜在增速的影响并非简单的 1 比 1。当货币政策对总需求的影响强于对潜在增速的影响时，产出缺口扩大，潜在增速缺口也在扩大。

重构宏观政策目标提供了理论和经验的双重基础。产出缺口加上潜在增速缺口, 可更完整地展示产出的短期和中期波动来源, 也更适合于刻画包括中国在内的具有较高增速的经济体。其二, 超越现行的新凯恩斯宏观政策理论和打破长短期两分法传统观点, 构建跨周期视角下的新型宏观政策调控框架, 为将潜在增速缺口纳入到宏观政策目标体系赋予了严谨理论基础。该框架能够将长期潜在增速变化与短期产出水平变动的权衡取舍关系统一分析, 为应对频繁显著潜在增速冲击的经济体提供了更为适合的宏观调控理论分析框架。

## 二、西方主流宏观调控理论的失效：以 2010—2020 年中国宏观政策困境为例

基于中国宏观经济关键指标, 本节将详细分析 2010—2020 年中国宏观政策依据主流宏观政策理论进行操作为何会陷入失效的困境。然后, 梳理主流宏观调控观点的核心逻辑, 及其在理论与经验上的可疑之处。

### (一) 2010—2020 年中国宏观政策困境

近十年来, 中国经济发展面临着愈加严峻复杂的内外部环境, 总需求增速持续放缓。从消费需求看, 在居民收入增速放缓以及债务压力持续攀升的影响下, 社会消费品零售总额增速从 2010 年的 18.8% 下降至 2019 年的 8%。从投资需求看, 掣肘于产能过剩、民间投资积极性下降以及地方政府隐性债务等问题, 固定资产投资增速已经从 2010 年的 25.7% 下降至 2019 年的 5.5%。从出口需求来看, 在全球贸易保护主义抬头等因素的发酵下, 2019 年中国的出口增速为 5%, 而在 2010 年该增速高达 30.5%。受三大需求增速放缓的影响, 中国 GDP 增速已经从 2010 年的 10.6% 下滑至 2019 年的 6.1%, 降幅达 4.5 个百分点。

与此同时, 中国经济潜在增速(供给侧)也出现了快速下滑情况。自 2010 年以来中国经济潜在增速快速下滑, 2019 年的潜在增速已下滑至 6.5%。2010—2019 年潜在增速平均水平为 8.2%, 显著低于改革开放以来每个十年的平均水平(参见表 1)。从增长核算框架来看, 2010 年以来的潜在增速快速下滑不能只归因于劳动力供给增速与资本存量增速的下滑, 更重要的原因在于全要素生产率(TFP)增速的快速下滑, 2010—2019 年 TFP 增速平均值为-1.64%。

表 1 1980—2019 年中国经济潜在增速走势 单位: %

变量	总时间段	子时间段				
	1980—2019	1980—1989	1990—1999	2000—2009	2010—2019	2015—2019
实际 GDP	9.44	9.74	10.00	10.35	7.67	6.69
潜在 GDP	9.55	9.66	10.13	10.31	8.11	6.95
资本	12.41 (77.05)	8.66 (53.20)	11.06 (72.44)	15.16 (82.24)	14.77 (101.0)	12.10 (99.79)
劳动	3.98 (15.92)	6.00 (25.27)	4.98 (15.21)	2.81 (12.10)	2.11 (11.23)	1.21 (9.61)
人力资本	1.58 (6.93)	2.86 (12.46)	0.76 (2.65)	0.79 (4.75)	1.83 (7.90)	0.83 (6.78)

TFP	0.08 (0.10)	0.88 (9.07)	1.00 (9.70)	0.08 (0.91)	-1.64 (-20.12)	-1.07 (-16.18)
-----	----------------	----------------	----------------	----------------	-------------------	-------------------

注：单元格内数字为各变量在相应时间段内的平均增速，括号内的数表示该要素对经济增长的贡献率，测算方法借鉴吴国培等（2015）、陈彦斌和刘哲希（2016）。<sup>1</sup>

由于同一时期潜在增速快速下滑，这就导致总需求增速的放缓并没有带来显著的负向产出缺口，产出缺口一直保持较小的状态。自 2012 年进入新常态以来，中国经济产出缺口的变动幅度在 1.5 个百分点内，产出缺口的标准差约为 3 个百分点。与产出缺口较小相应的是，近年来中国经济既没有面临较为显著的通胀或通缩压力，价格总水平较为稳定，2012 年以来的 CPI 涨幅基本上处于 1%—3% 的合理区间内。

由此，近十年来中国宏观调控实际上面临着新难题：虽然经济实际增速持续下滑，但潜在增速也快速下滑，导致产出缺口较小。按照宏观经济政策主流理论，并不需要宏观政策进行过多的调控。但不可忽视的是，如果任由总供给和总需求增速双双下滑的局面继续恶化，那么不仅会导致更为严重的就业压力等问题的出现，而且也不利于实现社会主义现代化的宏伟目标。因此，中国宏观政策需要进行针对性调整来破解当前困境。

## （二）作为主流宏观调控理论的新凯恩斯主义忽视潜在增速变动的核心逻辑

当前主流宏观调控理论主要建立在新凯恩斯主义框架之上。由于存在价格粘性，当经济体面临经济或政策冲击时，价格无法迅速灵活调整，引起生产、消费、投资等多方面的短期非有效配置。主流的新凯恩斯模型（如 Woodford, 2003）往往通过对比粘性价格与灵活价格的资源配置状况来表达产出缺口和通胀缺口，以刻画由粘性价格所引致的资源配置非有效性。政策制定者可以通过盯住产出缺口和通胀缺口来调整货币政策和财政政策，以降低资源配置非有效程度。因此，产出缺口和通胀缺口成为新凯恩斯主义宏观政策的主要调控目标。<sup>2</sup>基于以上主线逻辑，尽管近十年来中国面临着潜在增速快速下滑的局面，但是根据新凯恩斯主义调控观点，宏观政策并不需要关注潜在增速变化。其背后理由可概括为以下几点。

第一，主流理论认为宏观政策尤其是货币政策对实际变量的影响在长期是中性的。传统宏观经济学共识性地认为经济潜在增速的决定因素在于技术进步等实际因素，而货币政策等狭义宏观政策缺少影响潜在增速的有效机制。因此，新凯恩斯主义认为宏观政策尤其是货币政策是长期中性的，因而建议政策制定更多关注短期经济与金融稳定，而非潜在增长等长期因素。

第二，即便潜在增速发生变化，在新凯恩斯主义体系中，由于潜在增速变化不会带来非有效资源配置，因此政策制定者不需要应对潜在增速变化而作出总需求管理政策调整。新凯

<sup>1</sup> 劳动供给方面，本文采用的是有效劳动供给概念。这是因为，在城乡二元结构下中国第一产业存在一定的隐性失业现象（黄宗智和彭玉生，2007；温兴祥，2017），突出表现为第一产业的人均生产效率偏低。因此，不能笼统地将所有城乡就业作为劳动供给。本文以第二、三产业的人均劳动生产率作为标准，对于总体劳动规模进行调整处理，从而得到有效劳动供给数量。

<sup>2</sup> 当然，在 2008 年国际金融危机之后，新凯恩斯主义重新认识到金融市场的不完备性也会大大降低总体经济的资源配置有效性，从而开始将金融稳定放到宏观政策的调控目标中。

恩斯主义认为潜在增速可视为外生过程, 该设定从根本上排除了潜在增速出现非有效调整的可能性。并且, 在新凯恩斯理论中, 由于家庭消费遵循持久收入假说, 因此潜在增速的变化会完全反映到总需求上, 产出缺口和通胀缺口不会因为潜在增速变化而产生任何改变。

第三, 现行的新凯恩斯调控体系主要建立在欧美等发达经济体的运行经验之上, 而战后欧美经济体大多呈现出潜在增速长期保持稳定的特征。从经验证据上看, 战后欧美经济体增长趋势稳定, 所面临的潜在趋势冲击因素有限; 而短期经济波动则更多地归因于暂时性的技术冲击。因此, 欧美等发达经济体的宏观调控则更多地关注短期经济稳定, 而不关注潜在增长等长期因素。

### (三) 现行新凯恩斯主义宏观调控逻辑的潜在缺陷

根据上文的梳理, 现行新凯恩斯主义不关注潜在增速变化的主要原因可以归纳为: 货币长期中性, 外生潜在增速不产生非有效资源配置, 潜在增速缺乏频繁的波动冲击。但是, 上述关于宏观调控不关注潜在增速变化的几点理论依据存在以下值得质疑之处。

首先, 近年来有不少实证文献开始质疑货币长期中性的观点。Barro (2013) 和 Benigno & Fornaro (2018) 分别提供了高通胀率和低利率与长期经济增速变化的经验证据。Jorda et al. (2020) 通过使用国际市场冲击作为工具变量估计货币政策冲击对总产出等的动态影响, 发现货币政策冲击会带来总产出超过 10 年的长期性变化, 即潜在增速改变。

其次, 近年关于产出停滞的相关文献指出货币政策可能会通过影响研发投资等内生增长机制来影响潜在增速的变化。<sup>1</sup> 这些文献认为潜在增速并非外生过程, 因此潜在增速变化也可能存在非有效调整, 并且会引起产出缺口和通胀缺口的变动。

更重要的是, 大部分发展中经济体或者经历高速发展阶段经济体的潜在增速呈现出较为显著的波动 (Aguiar & Gopinath, 2007)。这些经济体往往处于经济转型阶段, 经济结构中会出现大量中期变化因素, 从而潜在增速较为频繁地受到冲击。因此, 对于面临显著潜在增速波动的经济体而言, 不能简单套用现行的新凯恩斯主义调控思路, 忽视潜在增速大幅变化所带来的宏观经济影响。

因此, 上述宏观经济学新近文献暗示着潜在增速变化可能会产生非有效调整。按照新凯恩斯调控思路, 宏观调控政策的主要目的是提高资源配置的有效性。例如, 由于存在名义刚性, 产出的调整可能会偏离其有效水平, 因此政策制定者可以通过盯住产出缺口来调整宏观政策, 以提高资源配置的有效性。类似地, 如果潜在增速变化存在非有效调整成分, 那么政策制定者也应该通过盯住潜在增速变化的非有效成分来调整宏观调控政策。

若要按照上述思路重构宏观调控的目标体系, 还必须回答两大关键问题。其一, 已有文献缺乏测度潜在增速非有效调整的方法, 无法提供测度指标和经验证据, 因此无法直接提供能够用于政策制定的数据指标。其二, 已有文献也无法提供经验证据来论证产出缺口与潜在

<sup>1</sup> 例如, Anzoategui et al. (2019), Bianchi et al. (2019) 和 Garga & Singh (2020)。

增速非有效调整是否存在权衡取舍关系，故无法判断总需求管理政策是否需要潜在增速变化作出调控反应。而这两点，正是本文试图回答的关键问题。

### 三、潜在增速缺口：概念与估计

为了准确地界定潜在增速的非有效调整，本节定义潜在增速缺口的概念，提供潜在增速缺口的两种估计方法。此外，本文还提供潜在增速缺口的中国经验证据与国际经验证据，以阐明潜在增速非有效调整的基本特征和经验普遍性。

#### (一) 定义潜在增速缺口概念

一般而言，产出缺口表示当期产出对潜在产出短期偏离的程度，以刻画短期产出的非有效调整；而潜在产出往往被视为扣除短期偏离成分后产出的长期稳定趋势。战后欧美经济体大多遵循卡尔多事实，呈现出潜在增长速度长期保持稳定的特征，但对于大多数发展中国家或者经历高速发展阶段的经济体而言，上述情况并不成立。在这些国家或地区，潜在产出的增速也往往呈现明显的波动（Aguiar & Gopinath, 2007）。逻辑上，长期合理的潜在增速应该由最优经济结构状态所决定并且通常应该呈现为一条平缓的曲线。如果在一定时期内潜在增速出现过大幅度变化，那就可能意味着出现了潜在增速的无效调整。

基于上述直观理解，可以把最优经济结构状态所决定的潜在产出定义为“潜在产出的合理趋势”，而潜在产出与其合理趋势的偏离程度可定义为“潜在产出的非有效调整”。据此，潜在产出可分解为其合理趋势与非有效调整这两部分。而当期产出则应当分解为三种成分：潜在产出合理趋势、潜在增速非有效调整以及产出缺口。对于欧美发达国家而言，由于它们的经济社会制度比较稳定，潜在增速冲击并不频繁，因此其潜在增速大致上等于其合理趋势。但是，对于潜在增速冲击频繁且显著的发展中国家而言，潜在产出与其合理趋势会产生明显偏差，因此有必要对这部分潜在产出的非有效调整进行测算。

为了清晰界定潜在产出偏离其合理趋势的程度，本文定义“潜在增速缺口”为潜在产出增速与潜在产出的合理增速的差值。因此，产出缺口刻画当期产出偏离潜在产出的程度，反映着短期产出变动的非有效程度；潜在增速缺口刻画潜在产出增速偏离其合理趋势增速的程度，反映着中期潜在增速变动的非有效程度。表2列示了产出缺口和潜在增速缺口的定义式。

表2 产出缺口和潜在增速缺口的概念定义式

产出缺口 = 当期产出 - 潜在产出	潜在增速缺口 = 潜在产出增速 - 潜在产出合理增速
--------------------	----------------------------

#### (二) 潜在增速缺口的估计方法

对于产出缺口，已有文献通常使用滤波法（Hodrick & Prescott, 1997; Baxter & King, 1999）或使用生产函数法（Mankiw et al., 1992; Hall & Jones, 1999）进行估计。上述方法能够对时间序列的不同频率成分进行分离。应用实践表明，上述方法能较好地分离产出变化中的短期非有效调整成分。因此，本文借鉴并拓展上述方法，为测算潜在增速缺口（即分离潜

在增速变化中的中期非有效调整成分) 提供适合的方法。测算的具体操作原理如下。

对于滤波法, 本文以 BP 滤波法为例进行说明。估计产出缺口和潜在增速缺口关键在于估计潜在产出以及潜在产出的合理趋势。<sup>1</sup>对于潜在产出的估计, 由于潜在产出可视为经济体的中长期趋势, 因此可以通过滤波技术将其短期波动成分去除, 从而得到对潜在产出的估算值。根据已有文献, 经济波动频率在 2 年到 8 年之间的波动成分可定义为短期波动, 并且可以使用 BP (2,8) 滤波估算出来。该短期波动成分可看为产出缺口, 而当期产出剔除该短期波动成分可视为潜在产出。对于潜在产出合理趋势的估计, 本文借鉴 Comin & Gertler (2006) 对中期经济波动的估算方法来估计潜在产出合理趋势。由于潜在产出的波动属于中长期的变化, 遵循 Comin & Gertler (2006) 界定波动频率在 8 年到 50 年间的产出变动为中期波动, 可通过 BP (8,50) 滤波来估计潜在产出的中期波动成分。因此, 潜在产出与中期滤波所得的波动成分的差可视为潜在产出的合理趋势。<sup>2</sup>据此, 潜在增速缺口的估计值可以通过上述潜在产出的增速与潜在产出合理趋势的增速作差可得。

对于生产函数法, 本文拓展已有文献的方法对潜在产出进行估计。首先, 通过估计生产函数获得要素产出弹性和索罗残差。然后, 利用 BP (2,8) 和 BP (8,50) 滤波对劳动投入和 TFP 进行短期和中期滤波, 以得到对应的潜在增速及其对应的合理趋势。最后, 将劳动力投入与 TFP 的趋势值和各年资本存量代入生产函数得到相应年份的潜在产出的增速及其合理趋势的增速, 并据此做差得到潜在增速缺口。

### (三) 潜在增速缺口的特征: 中国的经验证据

应用上述估计方法, 本文使用中国 1952—2019 年人均实际 GDP 等数据对产出缺口和潜在增速缺口进行测算。<sup>3</sup>图 1 展示了在滤波法下中国自 1996 年产出缺口和潜在增速缺口的变化(生产函数法的估计结果备索)。其中, 图 1-A 和图 1-B 分别展示了 GDP 增速与潜在产出增速的对比以及潜在产出增速与潜在产出合理增速的对比, 图 1-C 和图 1-D 分别展示了产出缺口和潜在增速缺口在时间维度上的变化。

<sup>1</sup> 需要说明的是, 从理论上说, 潜在产出对应的是灵活价格均衡下的产出水平, 潜在产出合理趋势对应的是最优经济结构下的潜在产出增速。而实际数据反映的是在粘性价格以及经济结构扭曲下的产出状态。针对潜在产出的测算问题, 已有文献往往需要假设粘性价格均衡下的产出实际数据会围绕灵活价格均衡下的理论产出水平而波动, 因此能够通过长期平均来估算潜在产出。针对潜在产出合理趋势的测算, 本文也需要类似的识别条件, 并通过长期平均趋势来估算潜在产出的合理趋势。

<sup>2</sup> 本文对周期频率的上下界选取也做了稳健性检验, 主要结果基本不变。相关估计结果备索。

<sup>3</sup> 数据包括 GDP、就业量、固定资本形成、CPI 物价指数、人口总量。数据来源: 国家统计局。

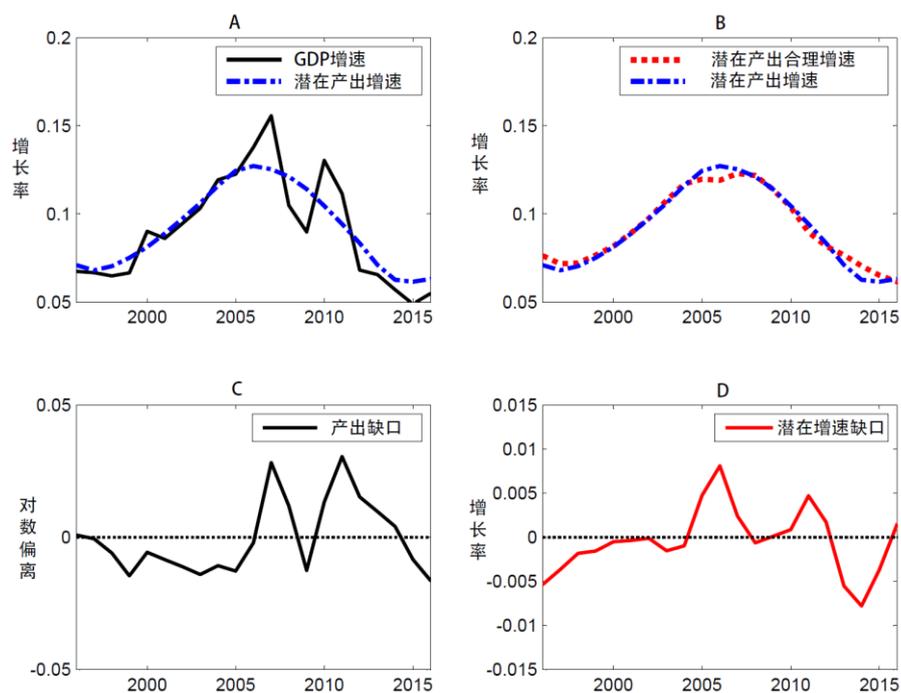


图1 产出缺口与潜在增速缺口的估计：滤波法

注：潜在产出为实际产出减去使用BP(2,8)滤波所得到的成分，潜在产出合理趋势为潜在产出减去BP(8,50)滤波所得到的成分，BP滤波的设定滞后期为3。产出缺口为实际产出对数与潜在产出对数之差，潜在增速缺口为潜在产出的增长率与潜在合理趋势的增长率之差。BP滤波为双边滤波并且需要三年滞后项来进行估计，因此，在给定2019年数据的情况下，产出缺口与潜在增速缺口的测算只能到2016年为止。

与已有文献一致，图1-A表明GDP增速受多种经济冲击或政策影响，导致GDP在短期上偏离潜在产出，从而引致显著的产出缺口变化。但与已有文献不同，图1-B表明：中期因素的变化会导致潜在产出偏离其合理有效趋势，从而导致潜在增速的非有效调整，即潜在增速缺口。测算结果显示，在1996—2016年的样本区间内，实际GDP增速的标准差为3.10个百分点，潜在增速的标准差为2.38个百分点，而潜在产出合理增速的标准差为2.19个百分点。通过比对实际GDP增速和潜在产出合理增速可发现，产出缺口的短期波动因素与导致潜在增速缺口的中期波动因素分别贡献了0.72个百分点和0.19个百分点。这表明虽然短期波动因素仍然是影响当期产出增速变化的主要因素（79%的波动贡献率，即 $0.72/0.91$ ），但是中期波动因素（即潜在增速缺口的变化）也是不容忽视的波动性来源（21%的波动贡献率）。

此外，通过对比图1-C和图1-D可以发现两点经验事实。第一，产出缺口与潜在增速缺口在多数情况下呈现同向变动的模式。例如，在2006—2008年期间，产出缺口与潜在增速缺口双双为正，产出缺口偏离峰值达到2.8个百分点，潜在增速缺口偏离峰值也达到0.8个百分点，并且实际经济增速也在高位运行达到15%。第二，在某些时间段，产出缺口与潜在增速缺口也存在反向变动的情况。例如，进入新常态以来，潜在增速快速下滑，从新常态前2000—2009年均值10.31%下滑到近年2015—2019年均值6.95%；与此同时，潜在增速缺口则显著为负，达到自1996年以来的低位(-0.8个百分点)，但短期产出缺口为正，2012—2016

年产出缺口的均值约为 0.9 个百分点。这种产出缺口与潜在增速缺口反向变动的证据表明两者在某些情况下存在权衡取舍关系。

#### (四) 潜在增速缺口的特征：国际经验证据

为了更系统地研究潜在增速缺口的经验特征以及探讨其普遍存在性，本文使用 Penn World Table 数据对全球多国的产出缺口和潜在增速缺口进行了测算。本文参考 Aguiar & Gopinath (2007) 对国际经济周期的研究选取了小国开放经济体，还添加了作为大国经济体的 G7 与金砖国家。按照 20 世纪五六十年代的各国经济情况将代表性经济体划分为两个组别：发达经济体（即组别一）；发展中国家或经历高速增长阶段的经济体（即组别二）<sup>1</sup>。

表 3 展示了部分国家产出缺口与潜在增速缺口的统计特征（全样本估计结果备案）。表 3 第一列到第四列分别展示了使用滤波法与生产函数法估计的两种缺口指标的标准差。结果表明，发展中经济体与经历高速增长阶段的经济体比发达经济体面临更为频繁显著的波动因素，这些波动因素不仅包括短期对产出水平的冲击，而且还包括中期对潜在增速的冲击。发展中国家的产出缺口和潜在增速缺口的标准差分别为 0.022 和 0.007，而发达国家的分别为 0.013 和 0.004，发展中国家的标准差约为发达国家的两倍。这表明发展中国家面临的短期和中期波动要显著高于发达国家。此外，本文通过构造“反向变动频率”以探究产出缺口和潜在增速缺口之间是否存在明显的权衡取舍关系。该指标包括两项条件：其一，在给定时间点上两种缺口指标是否存在反向变动；其二，潜在增速缺口变化是否足够显著。对于第二项条件，本文使用发达国家的潜在增速缺口标准差，即 0.004，作为判别的阈值；当经济体面临的潜在增速缺口变化幅度大于 0.004，则该条件成立。反向变动频率指标由在整个数据时间段上满足上述两项条件的频率决定。表 3 第五列和第六列展示了反向变动频率的情况。发达国家出现产出缺口和潜在增速缺口显著的反向变动的频率较低，约为 8%，而发展中国家出现显著的反向变动的频率高达 15%，即平均每 6 到 7 年出现一次。

表 3 产出缺口与潜在增速缺口的跨国统计特征

	产出缺口标准差		潜在增速缺口标准差		反向变动频率	
	滤波法	生产函数法	滤波法	生产函数法	滤波法	生产函数法
组别（一）						
澳大利亚	0.0115	0.0107	0.0036	0.0035	0.0299	0.0299
加拿大	0.0135	0.0131	0.0037	0.0036	0.0896	0.0597
德国	0.0130	0.0123	0.0038	0.0036	0.0746	0.0597
西班牙	0.0170	0.0160	0.0054	0.0051	0.0896	0.0746
法国	0.0088	0.0085	0.0028	0.0027	0.0448	0.0448
英国	0.0131	0.0126	0.0042	0.0041	0.0746	0.0896
意大利	0.0125	0.0120	0.0037	0.0036	0.1194	0.1343

<sup>1</sup> 组别一包括澳大利亚、奥地利、加拿大、瑞士、丹麦、德国、西班牙、芬兰、法国、英国、意大利、日本、荷兰、挪威、新西兰、葡萄牙、瑞典和美国。组别二包括阿根廷、巴西、中国、厄瓜多尔、印度、以色列、韩国、墨西哥、马来西亚、秘鲁、菲律宾、俄罗斯、新加坡、斯洛伐克、泰国、土耳其和南非。

日本	0.0129	0.0119	0.0039	0.0036	0.1045	0.1194
荷兰	0.0126	0.0121	0.0042	0.0040	0.0448	0.0299
新西兰	0.0193	0.0185	0.0058	0.0055	0.1194	0.1343
葡萄牙	0.0165	0.0158	0.0051	0.0049	0.1791	0.1642
美国	0.0129	0.0123	0.0039	0.0037	0.0597	0.0597
<b>各国平均</b>	<b>0.0134</b>	<b>0.0128</b>	<b>0.0041</b>	<b>0.0040</b>	<b>0.0817</b>	<b>0.0825</b>
组别（二）						
阿根廷	0.0312	0.0293	0.0090	0.0087	0.2537	0.2836
巴西	0.0184	0.0174	0.0057	0.0054	0.1791	0.1493
中国	0.0302	0.0313	0.0103	0.0109	0.1692	0.1692
印度	0.0172	0.0173	0.0056	0.0057	0.1642	0.1642
韩国	0.0189	0.0174	0.0056	0.0052	0.0938	0.0938
墨西哥	0.0201	0.0183	0.0061	0.0055	0.1791	0.1493
马来西亚	0.0222	0.0198	0.0066	0.0057	0.1290	0.1290
俄罗斯	0.0267	0.0266	0.0074	0.0074	0.1481	0.1481
新加坡	0.0230	0.0225	0.0066	0.0068	0.1754	0.1579
斯洛伐克	0.0206	0.0198	0.0098	0.0098	0.1111	0.0741
土耳其	0.0304	0.0281	0.0104	0.0097	0.2985	0.2239
南非	0.0123	0.0120	0.0041	0.0040	0.1045	0.0896
<b>各国平均</b>	<b>0.0224</b>	<b>0.0214</b>	<b>0.0071</b>	<b>0.0069</b>	<b>0.1566</b>	<b>0.1508</b>

注：宏观数据来源为 Penn World Table version 9.1，见 [www.ggd.net/pwt](http://www.ggd.net/pwt)。大部分国家的宏观数据从 1950 年开始，止于 2017 年。估计方法和反向变动频率指标定义参见正文。

#### 四、理论框架

本节将构建能够纳入潜在增速缺口的宏观政策分析的理论框架。本框架以 Clarida et al. (1999) 等新凯恩斯宏观政策分析体系为基础，通过引入 Lucas (1988) 内生增长模型来刻画短期经济或政策冲击对长期潜在增速变化和潜在增速缺口的内生影响。本框架打破了新凯恩斯分析体系的长短期两分法观点，将长期潜在增速与短期产出水平的权衡取舍关系纳入到统一的宏观政策分析框架内。为了简明扼要地阐述潜在增速缺口的关键影响机制，本模型进行了抽象简化并且仅保留最为必要的元素，以便与现行新凯恩斯框架进行清晰对比。

##### （一）模型设定

**家庭部门：**在模型经济中，代表性家庭的时间贴现因子记作  $\beta$ ，家庭部门通过选择消费  $C_t$ 、劳动力供给  $N_t$  以及劳动力在生产与人力资本投资上的分配来最大化其效用函数：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, N_t)$$

家庭决定劳动供给  $N_t$ ，并且分配  $m_t N_t$  作为对生产部门的劳动力供应，而剩余的  $(1 - m_t) N_t$  则用作技术知识投资。因此，技术知识存量的运动方程可表达为：

$$H_{t+1} - H_t = \gamma_t[(1 - m_t)N_t]H_t \quad (1)$$

其中,  $H_t$  表示家庭在  $t$  期的技术知识存量, 技术知识存量的增长率由外生的知识学习效率  $\gamma_t$  以及知识学习时间投入  $(1 - m_t)N_t$  共同决定,  $\gamma_t$  遵循马尔科夫随机过程。<sup>1</sup> 技术知识存量的增速可以表示为  $G_{H,t+1} = H_{t+1}/H_t$ 。

在每一期, 家庭可以交易无风险的名义债券  $B_t$ , 其名义利率为  $R_t$ 。家庭收入包括工资收入  $W_t m_t N_t H_t$ 、名义债券收入  $R_{t-1} B_{t-1}$  以及企业利润  $\Pi_t$ 。家庭支出包括消费  $P_t C_t$  以及名义债券的购买  $B_t$ 。因此, 家庭部门的预算约束可表达为:

$$P_t C_t + B_t = W_t m_t N_t H_t + R_{t-1} B_{t-1} + \Pi_t \quad (2)$$

**最终产品生产部门:** 最终产品  $Y_t$  由各类中间产品  $Y_t(i), i \in [0,1]$  通过 CES 技术生产而成:

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} di \right]^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \quad (3)$$

其中,  $\varepsilon$  表示中间产品的需求弹性。中间产品  $i$  的引致需求为  $Y_t(i) = [P_t(i)/P_t]^{-\varepsilon} Y_t$ , 而  $P_t(i), P_t$  分别表示中间产品  $i$  和最终产品的价格水平。

**中间产品生产部门:** 每个中间产品的生产商均为垄断厂商, 使用劳动力作为要素投入来生产中间产品, 其生产函数可表示为:  $Y_t(i) = A_t N_t(i) H_t$ , 其中  $A_t$  为短暂生产技术冲击, 设定为马尔科夫随机过程,  $N_t(i) H_t$  表示有效劳动投入。

遵循新凯恩斯分析框架, 遵循 Calvo (1983) 的方式引入价格粘性。在每一期有固定比例  $\theta$  的中间厂商无法按照利润最大化原则对其产品价格进行调整, 而剩余的  $1 - \theta$  比例的厂商可以根据产品需求来调整其售卖价格  $P_t^*$ 。因此, 中间厂商利润最大化问题可表达为:

$$\max_{P_t^*} : \mathbf{E}_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \left\{ \Lambda_{t,t+s} Y_{t+s|t} \left[ P_t^* - MC_{t+s}^n \right] \right\}$$

其中,  $\Lambda_{t,t+s}$  为名义随机贴现因子,  $MC_{t+s}^n$  为名义边际成本, 并且有  $MC_t^n = W_t / A_t$ 。

**货币政策:** 货币政策可以采用泰勒利率规则 (也可以使用其他类型的货币政策规则):

$$R_t / R^{ss} = \left( \pi_t / \pi^{ss} \right)^{\phi_\pi} \left( X_t / X_t^{flex} \right)^{\phi_x} \exp(v_t) \quad (4)$$

其中,  $1 + \pi_t = P_t / P_{t-1}$  为通胀率,  $R^{ss}$ 、 $\pi^{ss}$  分别表示在平衡增长路径上的名义利率与通胀率,  $X_t / X_t^{flex}$  表示其他调控目标的缺口 (例如产出缺口),  $\phi_\pi$ 、 $\phi_x$  分别表示货币政策对通胀缺口与其他调控目标缺口的反应系数,  $v_t$  为服从马尔科夫随机过程的货币政策冲击。

经济变量  $\{Y_t, C_t, H_t, N_t, m_t, G_{H,t+1}, R_t, W_t, P_t, P_t^*, Y_t(i), P_t(i), N_t(i)\}$  为竞争性市场均衡, 当给定外生变量  $\{A_t, \gamma_t, v_t\}$  的随机过程, 各经济变量满足: (1) 家庭选择消费、劳动供给以及在

<sup>1</sup> 模型中的技术知识存量也可视为劳动力效率。在主流的新凯恩斯框架下, 劳动力效率设定为外生过程。在本模型中, 则通过设定技术知识积累过程  $H_{t+1} = (1 + \gamma_t)H_t$  来表示。

生产与知识学习投资的比例来最大化其终生效用；（2）最终厂商选择中间品投入量，中间厂商选择劳动投入量和最优调整价格，使得各厂商满足利润最大化目标；（3）货币当局执行货币政策规则；（4）劳动力市场和最终产品市场均出清， $Y_t = C_t$  和  $m_t N_t = \int_0^1 N_t(i) di$ 。

## （二）平衡增长路径

**函数形式与去趋势：**为保证平衡增长路径定义良好，本文采用 KPR 效用函数： $u(C_t, N_t) = [C_t^\phi (1 - N_t)^{1-\phi}]^{1-\sigma} / (1-\sigma)$ ，其中  $\phi$  表示消费与闲暇之间的替代弹性， $1/\sigma$  表示跨期替代弹性。在不影响核心结论的前提下，后文分析取  $\sigma = 1$  以简化数学关系表达式。在本模型中，技术知识存量增长是引致经济长期增长的主要动力。在平衡增长路径上，相关宏观变量的增速依赖于技术知识存量的增速。因此，使用技术知识存量来作为去趋势的依据，并据此定义去趋势变量，如去趋势产出和消费分别表示为  $y_t = Y_t / H_t$  和  $c_t = C_t / H_t$ 。由于劳动力总供给  $N_t$  和名义利率  $R_t$  等宏观变量不存在与技术知识存量增速相关的增长趋势，因此这些宏观变量不需要进行去趋势处理。

**定义平衡增长路径：**定义模型经济处于平衡增长路径上，当各增长型变量  $\{Y_t, C_t, H_t\}$  按照技术知识存量  $H_t$  的增长速度增长，使得  $g_Y = g_C = g_H = g^{ss}$ ；而其他变量则保持稳定。使用上标“ss”来记作在平衡增长路径上的值， $\{N^{ss}, m^{ss}, G_H^{ss}, R^{ss}, W^{ss}, P^{ss}, Y^{ss}(i), P^{ss}(i), N^{ss}(i)\}$ ；去趋势变量在平衡增长路径上也保持定值， $\{y^{ss}, c^{ss}\}$ 。

## （三）模型经济中的产出缺口与潜在增速缺口的测度

根据上节定义，产出缺口为当期产出与潜在产出的差值，而潜在增速缺口则为潜在产出增速与潜在产出合理增速的差值。结合上述理论框架，现在给出在上述模型中所对应的产出缺口与潜在增速缺口的定义。

在典型的新凯恩斯模型中，价格灵活调整均衡中的产出水平往往被定义为潜在产出，而粘性价格均衡中的产出水平与灵活价格均衡中的产出水平的差值被定义为产出缺口。而在本文经济模型中，经济体的潜在增速由技术知识存量  $H_t$  的增速决定，影响潜在产出的中长期波动，而短暂技术冲击  $A_t$  则影响产出的短期波动。当价格调整存在粘性约束，分配到生产部门和知识学习部门的劳动力投入量会与社会最优配置产生差别，因此潜在增速（即技术知识存量的增速）会偏离其合理有效速度，导致产生潜在增速缺口。本文定义灵活价格均衡中所对应的潜在增速为“合理有效增速”，而粘性价格均衡中所对应的知识存量增速与灵活价格均衡中的知识存量增速的差值为“潜在增速缺口”。<sup>1</sup>与主流的新凯恩斯框架定义一致，本文定义产出缺口为粘性价格均衡与灵活价格均衡下的产出的对数偏离百分比：<sup>2</sup>

<sup>1</sup> 需要指出，在主流新凯恩斯文献中，潜在增速定义在当 TFP 增速完全外生并且价格灵活调整的均衡上，因此并没有产生任何非有效的潜在增速调整，而本文讨论的“潜在增速”和“潜在产出合理增速”则定义在当 TFP 增速存在内生决定因素的均衡上。当存在价格粘性，均衡的内生 TFP 增速为本文讨论的“潜在增速”；当价格灵活调整，均衡的内生 TFP 增速为“潜在产出合理增速”。

<sup>2</sup> 由于知识存量是前定变量，因此，粘性价格均衡与灵活价格均衡下产出的对数百分比等于对应的去趋

$$\tilde{y}_t = \log(Y_t / Y_t^{flex}) = \log(y_t / y_t^{flex}) \quad (5)$$

潜在增速缺口定义为粘性价格均衡与灵活价格均衡下知识存量增速的对数偏离百分比:

$$\tilde{g}_{t+1} = \log(G_{H,t+1} / G_{H,t+1}^{flex}) \quad (6)$$

技术知识存量是前定变量, 因此粘性价格均衡和灵活价格均衡下的产出的比值等于各自去趋势变量的比值。也就是说, 产出缺口与潜在增速变化无直接关系, 而潜在增速偏离其合理趋势由潜在增速缺口表达。

需要强调的是, 本模型的设定是为了简洁清晰地说明潜在增速缺口的重要性以及与现行新凯恩斯框架的区别。本文虽然采用了内生技术知识的角度来与假设外生趋势的新凯恩斯框架进行对比, 但是并不排除其他可以起到类似机制的因素。在现实经济运行中, 潜在增速往往由全要素生产率、劳动投入量、资本存量以及众多深层次经济结构因素共同决定。只要潜在增速的形成有其内生性, 那么通过人力资本积累或者其他能够影响潜在增速的内生经济决策, 在存在名义刚性的情况下, 潜在增速便会有可能产生非有效调整。而本文理论模型采取了文献中比较成熟的人力资本投资角度进行对上述一般性机制进行刻画, 然后通过对比外生全要素生产率增速变化与考虑内生人力资本投资下的知识存量增速变化, 可清晰表明在价格粘性的情况下潜在增速会产生非有效调整, 从而引起潜在增速缺口。

#### (四) 动态系统

对各变量在平衡增长路径附近进行对数线性化, 模型经济的动态线性系统可表示为:

$$\tilde{y}_t = -[i_t - \mathbf{E}_t \hat{\pi}_{t+1} - r_t^n] + \mathbf{E}_t \tilde{y}_{t+1} + \tilde{g}_{t+1} \quad (\text{D-IS})$$

$$\hat{\pi}_t = \kappa(\varphi_y \tilde{y}_t + \varphi_g \tilde{g}_{t+1}) + \beta \mathbf{E}_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (\text{NKPC})$$

$$\psi_{g1} \tilde{g}_{t+1} = -\psi_y \tilde{y}_t + \psi_{g2} \mathbf{E}_t \tilde{g}_{t+2} + \psi_{y1} \mathbf{E}_t \tilde{y}_{t+1} \quad (\text{GT})$$

$$i_t = \phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \tilde{y}_t + \phi_g \tilde{g}_{t+1} + v_t \quad (\text{MP})$$

上述方程分别为动态 IS 曲线 (D-IS)、新凯恩斯菲利普斯曲线 (NKPC)、潜在增速缺口权衡方程 (GT)、以及货币政策规则 (MP)。<sup>1</sup>上述系统通过纳入潜在增速缺口与潜在增速的内生变化, 拓展了主流的新凯恩斯分析体系。

#### (五) 潜在增速缺口权衡方程

潜在增速缺口与产出缺口的权衡方程来源于技术知识存量的均衡条件, 本质上是在当期生产与未来生产的权衡取舍关系。当单位劳动时间从生产部门转移到技术知识学习上, 当期生产减少但换来未来生产效率的提高。对技术知识存量的欧拉方程进行对数线性化, 并与价格灵活调整均衡的对应关系取差额, 则得到潜在增速缺口与劳动力供给缺口之间的关系式:

$$\tilde{g}_{t+1} = u_{NN} N^{ss} (\mathbf{E}_t \hat{n}_{t+1}^{gap} - \hat{n}_t^{gap}) + \omega \mathbf{E}_t \hat{n}_{t+1}^{gap} \quad (7)$$

势产出的对数百分比:  $\tilde{y}_t = \log(Y_t / Y_t^{flex}) = \log((Y_t / H_t) / (Y_t^{flex} / H_t)) = \log(y_t / y_t^{flex})$ 。

<sup>1</sup> 由于篇幅所限, 本节以及下一节的模型推导过程和系数表达式可向作者索要。

由于价格存在粘性调整的约束，分配到生产部门和知识学习部门的劳动力投入量会与社会最优配置产生差别，因此潜在增速会偏离其合理有效速度，从而引致潜在增速缺口。从技术知识存量的欧拉方程可知，最优知识学习投入需要考虑两方面的因素，即跨期消费平滑与知识存量的未来收益。当冲击持久性较高时，未来收益因素占主导，潜在增速缺口呈现正向变化；当冲击持久性较低时，跨期替代因素占主导，潜在增速缺口呈现负向变化。之所以冲击的持久性会对潜在增速缺口产生显著影响，这是因为潜在增速的变化取决于当期对技术知识存量的要素投入。因此，当期投入与未来收益之间产生了权衡取舍关系。

## 五、调控目标重构理论依据：产出缺口与潜在增速缺口的权衡取舍关系

根据上述理论框架，本节将探讨宏观政策目标体系中的关键问题——产出缺口与潜在增速缺口的权衡取舍关系，这是重构宏观政策目标的重要理论基础。具体而言，本文试图回答：第一，产出缺口与潜在增速缺口权衡取舍关系的根源与理论机制到底是什么？第二，短期总需求管理政策尤其货币政策，如何影响短期产出水平变化和长期潜在增速变化？第三，若维持主流新凯恩主义调控思路的目标体系，短期总需求管理会产生何种调控失效问题？

结合第四节的理论框架，首先，通过分析潜在趋势冲击  $\gamma_t$  如何导致在经验证据中所显示的产出缺口与潜在增速缺口的反向变动，来阐述其关键理论机制。其次，通过分析货币政策冲击  $v_t$  对产出缺口和潜在增速缺口的影响，来阐明短期总需求管理政策是如何影响长期潜在增速的变化。最后，通过指出仅盯住产出缺口和通胀缺口的现行新凯恩斯调控观点会加剧潜在增速缺口的下滑并造成更大的资源配置非有效性，来论证宏观调控目标重构的必要性。

### （一）潜在趋势冲击的宏观经济影响

根据第三节对产出缺口与潜在增速缺口的测算结果，发展中国家面临的频繁且显著的潜在趋势冲击是影响产出缺口与潜在增速缺口变动关系的重要因素。<sup>1</sup>对应到本文理论框架，潜在产出的增速由技术知识生产效率  $\gamma_t$  和学习时间投入决策共同决定，因此本文使用技术知识生产效率  $\gamma_t$  的变动来反映潜在趋势冲击。假设  $\hat{\gamma}_t$  服从一阶自回归过程， $\hat{\gamma}_t = \rho_\gamma \hat{\gamma}_{t-1} + \varepsilon_t^\gamma$ 。当经济体面临潜在增速冲击  $\hat{\gamma}_t$ ，通胀缺口、产出缺口和潜在增速缺口的脉冲响应可表达为：

$\hat{\pi}_t = A_\gamma^* \hat{\gamma}_t$ ， $\tilde{y}_t = B_\gamma^* \hat{\gamma}_t$ ， $\tilde{g}_{t+1} = C_\gamma^* \hat{\gamma}_t$ 。产出缺口和潜在增速缺口在面临潜在趋势冲击时呈现的变动关系可表达为：

$$B_\gamma^* = -[(\psi_{g1} - \rho_\gamma \psi_{g2}) / ((1 - \rho_\gamma) \psi_y - \rho_\gamma \alpha m^{ss})] C_\gamma^*$$

当  $B_\gamma^*, C_\gamma^*$  正负同号时，产出缺口和潜在增速缺口会产生同向变动；当  $B_\gamma^*, C_\gamma^*$  正负异号时，产出缺口和潜在增速缺口会产生反向变动。而且，产出缺口和潜在增速缺口的变动方向取决

<sup>1</sup> 对应到现实情况，影响潜在趋势的中期变化因素主要包括要素与产品市场结构的变更、教育与职业培训等影响人力资本积累效率的制度改革、货币汇率制度更替等。尤其是对于发展和经历高速发展阶段的经济体，这些因素会很大程度上影响着潜在趋势的变化。

于该冲击的持久性  $\rho_\gamma$ 。由于  $\psi_{g1} > \psi_{g2} > 0$  和  $0 < \rho_\gamma < 1$ , 因此  $\psi_{g1} - \rho_\gamma \psi_{g2} > 0$ 。定义  $\bar{\rho} = 1/(1 + \omega m^{ss} / \psi_y)$ , 当增速冲击的持久性较低 ( $\rho_\gamma < \bar{\rho}$ ) 时, 则有  $(1 - \rho_\gamma)\psi_y - \rho_\gamma \omega m^{ss} > 0$ , 也就是说, 当  $B_\gamma^*, C_\gamma^*$  正负异号, 则产出缺口和潜在增速缺口产生反向变化。

之所以冲击的持久性会引起产出缺口和潜在增速缺口的方向性差异, 根本原因在于要素投入在当期生产与对未来的技术知识投资上存在显著的权衡取舍关系。当期生产取决于当期要素投入 (如劳动力投入  $m_t N_t$ ) 和生产技术效率 (如短暂技术水平  $A_t$  和技术知识存量  $H_t$ ), 而未来生产取决于未来的要素投入和生产技术效率。更重要的是, 未来的生产效率 (技术知识存量  $H_{t+s}$ ) 取决于增速冲击  $\gamma_t$  和当期对未来技术知识的学习投入  $(1 - m_t)N_t$ 。因此, 当期投入要素在生产  $m_t N_t$  和学习投入  $(1 - m_t)N_t$  之间就形成了权衡取舍关系。当冲击的持久性较高时, 技术知识未来收益因素占主导, 产出缺口和潜在增速缺口会形成同向变化; 而当冲击的持久性较低时, 跨期替代因素占主导, 产出缺口和潜在增速缺口会形成反向变化。

在国际经济周期的文献中, 相对于技术水平冲击  $A_t$ , 潜在趋势冲击  $\gamma_t$  被认为是引起发展中国家经济波动的更为重要的影响因素。根据 Aguiar & Gopinath (2007), 在设定技术冲击和潜在趋势冲击服从一阶自回归过程的条件, 技术水平冲击  $A_t$  的持久性  $\rho_a$  较高, 一般高达 0.9; 而潜在趋势冲击  $\gamma_t$  的持久性  $\rho_\gamma$  较低, 一般低于 0.2。因此, 潜在趋势冲击的宏观经济影响可概括为结论 1。

**结论 1: 当经济体面临持久性较低 ( $\rho_\gamma < \bar{\rho}$ ) 的负向潜在趋势冲击时, 产出缺口为正, 而潜在增速缺口为负, 即潜在趋势冲击会导致产出缺口与潜在增速缺口反向变动。**

对比主流新凯恩斯分析框架, 负向的潜在趋势冲击可对应为某种持久性的总供给冲击, 即在 AD-AS 分析框架中表现为长期总供给曲线往左移。对于产出缺口的变化, 本文分析与主流的新凯恩斯分析一致,<sup>1</sup>但差别在于潜在增速缺口的变动。在新凯恩斯分析框架中, 持久性的总供给冲击被认为是完全外生的变化, 因此不存在潜在增速非有效调整的可能。而在本文分析框架中, 持久性的总供给冲击在粘性价格的影响下, 会导致技术知识的研发与学习投入不足, 从而引起负向潜在增速缺口。

## (二) 货币政策的宏观经济影响

在主流的新凯恩斯框架下, 由于潜在增速被看成是外生过程, 因此短期总需求管理政策不能对潜在增速产生任何影响。但是, 如果将潜在增速的内生性纳入分析框架中, 那么短期总需求管理政策可以通过影响短期生产要素总量来改变分配到人力资本积累或研发部门的要素投入量, 从而影响潜在增速的变化。假设货币政策冲击  $v_t$  服从一阶自回归过程,  $\hat{v}_t = \rho_v \hat{v}_{t-1} + \varepsilon_t^v$ , 当经济体面临货币政策冲击  $\hat{v}_t$  时, 通胀缺口、产出缺口与潜在增速缺口的脉

<sup>1</sup> 当垂直的长期总供给曲线持久性地往左移, 那么短期产出缺口为正, 短期总供给收缩并且引发通胀压力。

冲响应可表达为： $\hat{\pi}_t = A_v^* v_t$ ， $\tilde{y}_t = B_v^* v_t$ ， $\tilde{g}_{t+1} = C_v^* v_t$ 。在此情况下，产出缺口和潜在增速缺口的变动关系由以下式子表示：

$$B_v^* = -[(\psi_{g1} - \rho_v \psi_{g2}) / ((1 - \rho_v) \psi_y - \rho_v \omega m^{ss})] C_v^*$$

产出缺口和潜在增速缺口的脉冲响应方向取决于该冲击的持久性，其根本原因在于货币政策通过刺激需求来改变要素投入决策，而要素投入在当期生产与对未来的技术知识投资上存在显著的权衡取舍关系，因此货币政策冲击的持久性决定了产出缺口和潜在增速缺口变动方向的关系。根据典型的新凯恩斯模型对货币政策冲击持续性的估计（例如 Smets & Wouters, 2007; Justiniano et al., 2010），货币政策冲击属于持久性较高的冲击，其一阶自回归系数约为 0.8。因此，当经济体面临持久性较高（ $\rho_v > \bar{\rho}$ ）的货币政策冲击时，产出缺口和潜在增速缺口会形成同向变化。货币政策冲击的宏观经济影响可以概括为结论 2。

**结论 2：当经济体面临持久性较高（ $\rho_v > \bar{\rho}$ ）的扩张性货币政策冲击时，产出缺口和潜在增速缺口均为正，即产出缺口和潜在增速缺口同向变动。**

上述结论在新近文献中也得到印证。Jorda et al. (2020) 对全球多国展开了货币政策冲击对产出长期影响的经验研究。根据该文结论，提升本国短期名义利率 1 个百分点会导致总产出在未来的 12 年内持久性地下降 3.5 个百分点，这不但对传统的货币长期中性观点提出了显著质疑，而且也表明货币政策冲击会引起产出缺口和潜在增速缺口的同向变动。

### (三) 主流的新凯恩斯调控思路对潜在增速缺口的恶化作用

当经济体面临持久性较高的正向技术冲击  $A_t$  时，通胀缺口、产出缺口和潜在增速缺口均为负。根据主流的新凯恩斯调控思路，政策制定者应当通过扩张性的货币政策来遏制通胀缺口和产出缺口的下滑。根据结论 2，扩张性货币政策在提高产出缺口的同时，也使潜在增速缺口得以上升。因此，在这种情况下，现行的新凯恩斯调控思路在调控通胀缺口和产出缺口的同时，也“不经意地”对潜在增速缺口进行了调控，从而达到较好的总体调控效果。

但是，当经济体面临持久性较低的负向潜在趋势冲击  $\hat{\gamma}_t$  时，紧缩性货币政策虽然能够较好地控制产出缺口和通胀缺口，但会恶化负向潜在增速缺口，从而导致潜在经济增速大幅下滑。假设潜在趋势冲击和货币政策冲击服从一阶自回归过程，并且  $\rho_\gamma < \bar{\rho}$  和  $\rho_v > \bar{\rho}$ 。当经济体面临负向潜在趋势冲击时，政策制定者使用紧缩性货币政策冲击，通胀缺口、产出缺口和潜在增速缺口的脉冲响应可表达为： $\hat{\pi}_t = A_{\gamma 1}^* \hat{\gamma}_t + A_{v 1}^* v_t$ ， $\tilde{y}_t = B_{\gamma 1}^* \hat{\gamma}_t + B_{v 1}^* v_t$ ， $\tilde{g}_{t+1} = C_{\gamma 1}^* \hat{\gamma}_t + C_{v 1}^* v_t$ ，对潜在趋势冲击的系数关系为  $B_{\gamma 1}^* \propto -C_{\gamma 1}^*$ ， $A_{\gamma 1}^* \propto B_{\gamma 1}^*$ ；对货币政策冲击的系数关系为  $B_{v 1}^* \propto C_{v 1}^*$ ， $A_{v 1}^* \propto B_{v 1}^*$ 。

在存在潜在增速缺口的情况下，当经济体面临负向潜在趋势冲击，如人力资本积累效率或研发效率下降，生产要素将被更多地分配到生产部门，而研发或人力资本投资的要素投入会相对下降，因此造成产出缺口为正潜在增速缺口为负的情况（如图 4 情形 1 所示）。面对

正向产出缺口和通胀缺口, 如果货币当局采取主流的新凯恩斯调控思路——使用相对紧缩性货币政策熨平过热经济情况, 生产要素总投入会下降, 从而抵消正向产出缺口和通胀缺口。尽管产出缺口和通胀缺口得到较好控制, 但紧缩性货币政策冲击却在同时恶化了负向的潜在增速缺口, 从而导致潜在增速大幅下滑 (如图 4 情况 2 所示)。因此, 上述应对负向增速冲击的货币政策效果可以概括为结论 3。

**结论 3:** 在存在潜在增速缺口的情况下, 当经济体面临持久性较低的负向潜在趋势冲击, 通胀缺口和产出缺口均为正, 而潜在增速缺口为负。如果政策制定者采取仅仅盯住产出缺口和通胀缺口的调控思路和采取持久性较高的紧缩性货币政策冲击, 虽然可以较好地熨平由负向增速冲击所导致的正向产出缺口和通胀缺口, 但会导致潜在增速缺口不断扩大和潜在增速持续下滑。

因此, 当发展中经济体面临频繁且显著的潜在趋势冲击时, 主流新凯恩斯主义调控思路并不能应对短期产出缺口与中期潜在增速缺口之间的权衡取舍关系, 从而引起调控失效的困境。这也意味着建立在发达国家运行经验之上的新凯恩斯主义的宏观政策目标体系并不适用于发展中国家或经历高速增长阶段的经济体。对于这些经济体, 宏观政策目标的重构有其必要性。

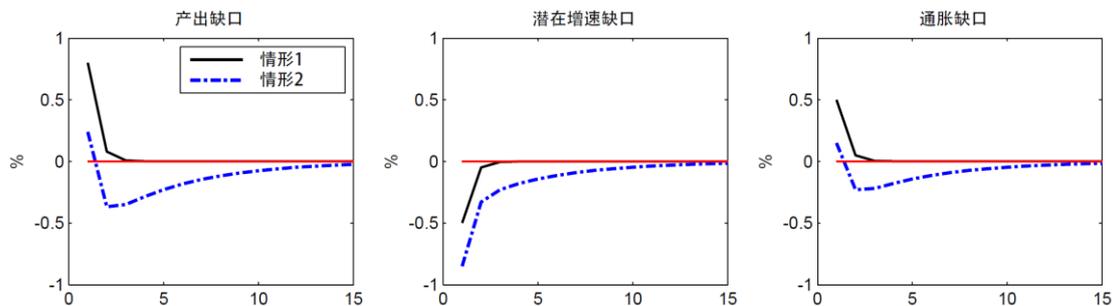


图 4 主流新凯恩斯主义调控对潜在增速缺口的恶化作用示意图

注: 情形 1 表示负向潜在趋势冲击对产出缺口、潜在增速缺口和通胀缺口的影响。情形 2 表示在面临情形 1 的潜在趋势冲击下货币当局采取紧缩性货币政策冲击对产出缺口、潜在增速缺口和通胀缺口的影响。

## 六、新理论对中国宏观政策的启示

近几年, 中国宏观经济状况与宏观政策困境集中表现为在潜在增速和总需求增速双双非正常性长期下滑, 如果实施积极的总需求管理政策进行干预, 会有加剧资金脱实向虚和衰退式泡沫的风险, 并可能恶化宏观政策效率下降问题, 因此主流理论指导下的宏观政策进退两难 (陈彦斌等, 2018)。按照本文理论的内在逻辑, 宏观政策应该重新定位, 尤其需要重新设定调控目标及实现目标的政策工具。

(一) 纳入潜在增速缺口以重构中国宏观政策目标体系, 新目标下需要适当增加总需求管理政策力度以收窄负向的潜在增速缺口。

第一, 重构中国宏观政策目标体系, 将潜在增速缺口纳入其中。进入新常态以来, 中国

经济面临着增长速度换挡期、结构调整阵痛期与前期刺激政策消化期“三期叠加”的复杂局面，再加上外部环境不断复杂化，宏观政策目标一直在不断调整 and 变化之中。近年中国经济一直面临着产出缺口窄幅运行但潜在增速快速下滑的困境，逆周期调控为核心的主流调控观点并不能发挥合意效果。因此，宏观政策目标需要超越主流的逆周期调控观点，纳入潜在增速缺口。按照本文的理论分析，当潜在增速存在内生决定因素时，名义刚性会导致非有效的潜在增速调整，潜在增速会显著偏离中长期结构因素处于最优状态时所对应的合理增速。因此，纳入潜在增速缺口作为调控目标可以有效应对近年中国经济面临的调控困境。

当然，中国宏观政策目标体系的一个老问题是现实中政策目标过多，尤其是货币政策目标多达近十个。<sup>1</sup>过多政策目标导致有限政策工具难以实现合意的经济均衡，这就容易导致调控效率下降和预期紊乱。因此，宏观调控也需要精简目标，主要实现经济稳定和金融稳定。就经济稳定而言，主要包括增长稳定与物价稳定两方面。<sup>2</sup>就金融稳定而言，其核心任务主要包括防范系统性金融风险的发生，保证金融体系平稳运行，支撑经济健康发展。有鉴于此，潜在增速缺口需要纳入中国宏观调控的目标体系当中，并形成精简的中国宏观调控新目标体系。

第二，由于存在产出缺口与潜在增速缺口的权衡取舍关系，短期总需求管理政策需要对潜在增速缺口作出必要反应。因为调控目标变化，所以宏观调控力度设定就不能教条主义地延续泰勒规则等所建议的设定。调控力度的设定除了要依据产出缺口，还需要考虑潜在增速缺口的情况。在新常态之后，潜在增速快速下滑，从新常态前 2000—2009 年均值 10.31% 下滑到近年 2015—2019 年均值 6.95%。与此同时，潜在增速缺口则显著为负，达到近 20 年来的低位，但短期产出缺口为正，2012—2016 年产出缺口的均值约为 0.9 个百分点。这种产出缺口与潜在增速缺口反向变动的证据表明两者在某些情况下存在权衡取舍关系，因此短期总需求管理政策需要对潜在增速缺口作出必要反应，宏观调控不宜再以保证产出缺口为零为核心目标。就当前情况而言，中国宏观调控可以持续 3—5 年适当增加力度，即让产出缺口保持为正以收窄负向潜在增速缺口。

**（二）不能任由潜在增速出现螺旋式下滑，需要采用适当的增长政策和结构政策来提升潜在增速，使其贴近合理增速。**

近十年来中国经济已经面临潜在增速持续放缓的局面。按照当前经济增长路径，未来 5 年中国经济潜在增速均值预计将降至 5.1% 左右，未来 15 年将进一步下滑至 3.8% 左右。对于一般性的经济放缓，货币政策可以应对，对于经济衰退，还需要时滞更长的财政政策加以协调配合。然而，对于潜在增速非正常下滑的新型衰退，传统的货币政策或财政政策也难以有效应对，需要增长政策甚至结构政策的配合才能实现政策目标。否则，在中国经济潜在增速

<sup>1</sup> 例如，2019 年第三季度货币政策目标主要包括“稳增长”、“调结构”、“促改革”、“防风险”、“去杠杆”、“惠民生”和“保稳定”。

<sup>2</sup> 欧洲等实行通胀目标制的经济体把物价稳定放在首位，美国是将增长稳定和物价稳定这两个目标放在相对平等的地位上，中国则更加关注增长稳定，近年来“稳增长”一直作为更重要的政策目标。

趋势性放缓情况下实施积极宏观政策尤其是货币政策, 很可能会加剧资金“脱实向虚”并陷入衰退式资产泡沫困境。因此, 需要采用增长政策和结构政策等一揽子经济政策配合发力来提升潜在增速。

## 七、结论

本文定义了“潜在增速缺口”概念并将此调控目标纳入主流新凯恩斯宏观政策模型, 构建了一个新的宏观政策理论分析框架。这一框架的优势在于打破了主流新凯恩斯分析体系的长短期两分法观点, 将长期潜在增速与短期产出水平的权衡取舍关系纳入到统一的宏观政策分析框架。基于所提出新框架, 本文得到超越主流新凯恩斯主义调控理论的两点理论结论。

第一, 宏观政策目标需要重构, 除了传统的产出缺口和通胀缺口, 还需要纳入潜在增速缺口。本文通过理论分析指出潜在增速缺口存在的理论条件, 通过提供证据表明潜在增速缺口的经验普遍性, 为宏观政策目标的重构提供了理论与经验的双重基础。

第二, 由于存在产出缺口与潜在增速缺口的权衡取舍关系, 所以短期总需求管理政策需要对潜在增速缺口作出必要反应。如果遵循现行新凯恩斯调控观点, 那么尽管产出缺口和通胀缺口能够得到较好的管控, 但加剧了潜在增速缺口, 造成更大的资源配置非有效性。因此, 合理的短期总需求管理政策需要考虑产出缺口的同时也对潜在增速缺口作出必要调控反应。

按照本文理论的内在逻辑, 中国当前和未来中期内的宏观政策需要调整其战略定位与战术实施策略。其一, 超越传统理论, 中国宏观政策目标需要重构以纳入潜在增速缺口, 并且逐步建立起产出缺口、潜在增速缺口、通胀缺口和金融稳定目标之间的最优权衡关系。由于现阶段中国潜在增速处于持续下滑状态, 宏观调控不宜再以保证产出缺口为零为核心目标。其二, 中国宏观调控可以持续 3—5 年适当增加总需求管理政策力度, 使实际经济增速略高于潜在增速以收窄负向潜在增速缺口。其三, 不能任由潜在增速进一步下滑, 需要采用适当的增长政策和结构政策以及相关配套的其他经济政策来将潜在增速提升至其合理水平, 着力防止潜在增速与总需求的螺旋式下滑。做好这三点宏观调控措施, 有助于中国经济走出潜在增速与总需求螺旋式下滑的困境, 有助于中国宏观调控走出失效的困局。

## 参考文献

- [1] 陈彦斌, 2020: 《宏观政策“三策合一”才能有效应对当前经济复杂格局》, 光明网。
- [2] 陈彦斌、刘哲希, 2016: 《经济增长动力演进与“十三五”增速估算》, 《改革》第10期。
- [3] 陈彦斌、刘哲希、陈伟泽, 2018: 《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》, 《经济研究》第10期。
- [4] 黄宗智、彭玉生, 2007: 《三大历史性变迁的交汇与中国小规模农业的前景》, 《中国社会科学》第4期。
- [5] 温兴祥, 2017: 《隐性失业与农村居民家庭消费》, 《世界经济文汇》第3期。
- [6] 吴国培、王伟斌、张习宁, 2015: 《新常态下的中国经济增长潜力分析》, 《金融研究》第8期。
- [7] Aguiar, M, and G. Gopinath, 2007, “Emerging Market Business Cycles: The Cycle is the Trend.” *Journal of Political Economy* 115(1): 69-102.
- [8] Anzoategui, D., D. Comin, M. Gertler, and J. Martinez, 2019, “Endogenous Technology Adoption and R&D as Sources of Business Cycle Persistence.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 11(3): 67-110.
- [9] Barro, R., 2013, “Inflation and Economic Growth.” *Annals of Economics and Finance* 14(1): 85-109.
- [10] Baxter, M, and R. G. King, 1999, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series.” *Review of Economics and Statistics* 81(4): 575-93.
- [11] Benigno, G., and L. Fornaro, 2018, “Stagnation Traps.” *Review of Economic Studies* 85(3): 1425-70.
- [12] Bianchi, F., H. Kung, and G. Morales, 2019, “Growth, Slowdowns, and Recoveries.” *Journal of Monetary Economics* 101(C): 47-63.
- [13] Calvo, G., 1983, “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383-98.
- [14] Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 1999, “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective.” *Journal of Economic Literature* 37(6): 1661-707.
- [15] Comin, D., and M. Gertler, 2006, “Medium-Term Business Cycles.” *American Economic Review* 96(3): 523-51.
- [16] Garga, V., and S. Singh, 2020, “Output Hysteresis and Optimal Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.
- [17] Hall, R.E., and C.I. Jones, 1999, “Why do Some Countries Produce so Much Output per Worker than Others?” *Quarterly Journal of Economics* 114(1): 83-116.
- [18] Hodrick, R., and E. Prescott, 1997, “Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation.” *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1): 1-16.
- [19] Jorda, O., S. Singh, and A. Taylor, 2020, “The Long-run Effects of Monetary Policy.” NBER Working Papers No. 26666.
- [20] Justiniano, A., G. Primiceri, and A. Tambalotti, 2010, “Investment Shocks and Business Cycles.” *Journal of Monetary Economics* 57(2): 132-45.
- [21] Lucas, R., 1988, “On the Mechanisms of Economic Development.” *Journal of Monetary Economics* 22(1): 3-42.
- [22] Mankiw, N. G., D. Romer, and D. Weil, 1992, “A Contribution to the Empirics on Economic Growth.” *Quarterly Journal of Economics* 107(2): 407-37.
- [23] Romer, P., 1990, “Endogenous technological Change.” *Journal of Political Economy* 98(5): S71-102.
- [24] Smets, F., and R. Wouters, 2007, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach.” *American Economic Review* 97(3): 586-606.
- [25] Woodford, M., 2003, *Interest and Prices*. Princeton: Princeton University Press.

# 投资潮涌、双重金融摩擦与货币政策传导

## ——解谜转型时期货币政策的结构调控功能

战明华<sup>1</sup> 李帅<sup>2</sup> 姚耀军<sup>3</sup> 吴周恒<sup>4</sup>

**【摘要】**在银行融资与企业融资两大市场均存在金融摩擦的条件下,经济转型时期的“投资潮涌”蕴含重要货币经济学含义。以货币政策调控行业过剩产能为例,本文为解释转型时期中国货币政策结构调控功能之谜构建一个理论分析框架,并对相关理论假说进行实证检验。经验证据显示:当不同产能过剩行业的企业在抵押能力信息传递上存在系统异质性时,货币政策具有显著产能调控功能,而调控作用的大小与企业产权结构以及货币政策工具类型有关。通过融合“投资潮涌”与BGG理论,本文将BGG理论中的货币政策效应异质性从企业层面拓展至行业层面,进而揭示了传统非结构性货币政策在转型经济背景下何以具有结构调控功能的理论谜团。文章表明,进一步夯实金融市场微观基础,协同推进实体经济供给侧结构性改革与利率市场化改革,对于健全价格型货币政策调控体系至关重要。文章也为通过进一步完善和创新分类调控政策思路,实现灵活精准、合理适度的货币政策操作路径提供了政策启迪。

**【关键词】**货币政策; 结构调控; 投资潮涌; 金融摩擦

根据熊彼特的理论,行业的产生与消失是市场创新过程中的必然现象。然而,出现于中国经济转型时期的行业非均衡现象却往往源自一些非市场化因素,例如政府过度干预经济所引起的要素价格和经济预期的扭曲。宏观上,“投资潮涌”(林毅夫,2007)是行业非均衡的一大突出特征,亦即企业投资会系统性倾向于某一行业,并由此周期性地引起部分行业产能严重的供大于求。为了纠正这一长期经济失衡问题,中国货币政策长期以来或明或暗地被赋予了调整行业产能的功能。例如,货币政策在上世纪90年代纺织业、2008年左右光伏业和近几年钢铁、煤炭等行业的产能调整中均发挥了强有力的作用。然而,通过货币政策调控行业产能却面临货币经济学基础理论层面的重大困扰:传统上,货币政策从需求侧熨平短期经济波动,而产能调控属于长期结构调整的范畴。货币经济学的一个典型事实是,货币具有长期中性——即便其具有非中性,但与产出的关系也是不稳定的(Barro, 1996; Lucas,

<sup>1</sup> 战明华, 管理学博士, 教授, 广东外语外贸大学金融学院。

<sup>2</sup> 李帅, 金融学博士研究生, 广东外语外贸大学金融学院。

<sup>3</sup> 姚耀军, 管理学博士, 教授, 浙江工商大学金融学院。

<sup>4</sup> 吴周恒(通讯作者), 经济学博士, 副教授, 广东外语外贸大学金融学院。

1996)。这一典型事实意味着，长期来看，赋予货币政策产能结构调整功能应是无效的。因此，按照货币经济学经典理论，中国货币政策具有行业产能调整功能堪称一大理论谜团。

行业产能特征与企业产权异质性是解谜转型时期货币政策具有结构调控功能的两大重要线索。通过将两者引入至货币政策银行信贷渠道传导模型，本文基于双重金融摩擦机制构建货币政策调控行业过剩产能的理论分析框架，尝试为上述理论谜团提供一个解释。本文的理论逻辑如下：经济转型背景下的“投资潮涌”内生出行业产能过剩这一长期性供给侧问题，并进一步导致过剩行业企业的资产负债表状况与其他行业企业存在系统性差异，而这一差异还会被企业产权异质性等要素所强化。非常重要的一点是，资产负债表状况的系统性差异具有明确的货币经济学含义。具体来说，在银行融资市场和企业融资市场均存在金融摩擦的条件下，货币政策冲击通过信贷渠道的金融加速器效应（Bernanke et al., 1999，简称 BGG），导致产能过剩程度不同的行业面临存在系统性差异的融资约束，进而使得相应行业企业的投资增长产生系统性差异，实现对实体经济结构进行调控的功能。这一分析框架的理论创新是，融合中国经济转型背景下的“投资潮涌”与 BGG 理论，将 BGG 理论中的货币政策效应异质性从企业层面拓展至行业层面，从而为货币政策调控经济结构的“中国之谜”构建了一个理论解释框架。本文也为如何通过利率市场化改革健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架，更好贯彻十九大和十九届五中全会提出的以供给侧结构性改革促经济高质量发展战略，提供了一个新的宏观政策思路。

## 一、相关文献评述

从本世纪初开始，产能过剩就一直是中国经济结构非均衡的典型特征。宏观经济学的一大标准观点是，产能过剩属于需求引致的经济周期波动现象——在经济高涨时期，需求引致产能增加，但这些产能在经济衰退时可能会因无法快速退出而造成过剩（徐朝阳和周念利，2015）。然而，上述观点很难解释，中国经济转型期的产能过剩为何已在行业层面成为持久的供给侧问题。基于发展中国家产业升级特征，林毅夫等构建了一个超越经济波动周期的“投资潮涌”分析框架（林毅夫，2007；林毅夫等，2010），为我们从行业层面上理解产能过剩问题提供了一个新思路：在发展中国家的产业升级过程中，鉴于作为投资目标的产业一般具有技术成熟、产品市场已经存在、处于世界产业链内部等特征，各个企业很容易因对有前景的产业存在共识而涌向相同行业。这种“投资潮涌”现象最终会导致行业层面上的产能过剩。

从理论角度看，中国语境中的去产能问题与结构调整相联系，属于总供给变动的范畴。标准宏观经济理论体系中的一个基本共识是：即便价格调整粘性使得宏观政策可以纠正经济

对均衡的偏离, 但政策所影响的仅是总需求而非总供给; 长期来看, 供需失衡会在价格机制下自动出清, 并不需要特别的政策干预 (Walsh, 2003)。然而, 这一共识隐藏着十分重要的假定: 企业具有同质性、市场机制不存在制度性障碍, 特别是金融市场不存在摩擦。中国经济现实显然与这些假定存在较大差距, 故大多数研究认为, 市场去产能的作用是有限的, 政府有必要采取适当的政策操作 (韩国高等, 2011; 国务院发展研究中心课题组, 2015)。

然而遗憾的是, 有关货币政策是否具有经济结构调整功能的研究并不多见。主要原因是, 主流宏观经济学以发达国家为研究对象, 否认货币政策会对总供给产生影响, 更多关注货币政策如何内生于经济结构。例如, 尽管 Walsh (2002) 关于货币政策设计的研究涉及到经济结构问题, 但其关注的是不同货币政策最终目标选择对经济结构的敏感度, 而非货币政策本身对经济结构的影响。Philip (2012) 研究了澳大利亚经济结构变化如何影响货币政策规则的制订, 但其因果关系方向仍是从经济结构到货币政策规则, 而非相反。在其他研究中, 经济结构的含义甚至指的是对政策规则的所有外生噪音影响 (Walsh, 2004)。

既体现发展中国家经济实际又能实现逻辑自洽的相关理论创新非常鲜见, 但仍有一些文献为我们研究货币政策在发展中国家何以具有经济结构调整功能提供了重要启示。例如, Agénor and Montiel (2007) 在信息不对称条件下构造一个包括家庭、企业、商业银行和中央银行在内的一般均衡模型, 发现发展中国家的货币政策通过类似于 BGG 金融加速器的机制, 对企业投资进而对宏观经济产生重要影响。在此模型中, 由于企业具有同质性, 货币政策并不会对经济结构产生实质性的影响。但若进一步引入企业异质性假定, 则此模型将为我们研究货币政策在一般均衡意义上如何影响经济结构提供思路。

Stiglize and Weiss (1981) 也许是最早关注企业异质性的货币经济学文献, 但其仅强调企业异质性是造成信贷配给的原因, 而各个企业获得信贷的能力在平均意义上并无差异。货币政策传导的信贷渠道观点 (Bernanke and Gertler, 1989; Bernanke, 1993) 将企业异质性的货币经济学含义研究推进了一大步。此观点认为, 具有不同资产负债表状况或者规模的企业在信贷获得能力上存在差异。由此推知, 如果货币政策信贷渠道确实存在, 而不同行业的企业在资产负债表状况或者规模等方面具有系统性差异, 那么货币政策就会对不同行业的产出产生不同的影响, 进而产生调整行业结构的功能。

较早的一些国内文献认为货币政策具有结构调整功能, 但缺少机制分析 (韦超, 1993; 宋海林, 1997; 周逢民, 2004)。徐涛 (2007) 通过构造一个递进分析模型研究了货币政策对不同企业的影响。严格来说, 该研究建立在货币市场均衡基础之上, 属于货币政策传导的货币 (或利率) 渠道范畴, 而非信贷渠道范畴; 虽然该研究注意到不同行业企业的异质性问题

题，但其强调的是信息不对称条件下不同行业企业对利率的反应。还值得指出的是，该研究将企业销售量作为实证模型的被解释变量，但准确而言，该指标反映的是短期波动，而非长期供给变化。欧阳志刚和薛龙（2017）利用非理论导向的 FAVAR 方法，对不同货币政策工具如何影响不同类型特征的企业提供了经验证据，但货币政策传导渠道与经济结构调整均不是该研究所关注的主题。特别需要提及的是彭俞超和方意（2016）的研究。他们基于 DSGE 模型的分析表明，中国四种类型的结构性货币政策均可显著促进产业结构升级。该研究没有考虑金融摩擦，所关注的是定向降准等结构性货币政策工具的功效，以及政策工具变动如何沿利率渠道定向传导。某种意义上，本研究是对这一研究的拓展，因为本文表明，在转型经济背景下，即便传统的非结构性货币政策，也同样具有结构调控功能。

## 二、理论分析框架与假说

以调控过剩产能为例，本部分讨论货币政策实现结构调控功能的理论机制，并提出相应的理论假说。本文的理论模型将表明，银行杠杆约束与实体经济抵押贷款约束联合导致信贷市场上资金供需双方均面临风险积聚的循环，从而形成一个双重金融摩擦机制。基于该机制，我们进一步研究行业产能特征和企业产权结构特征的货币经济学含义。

### （一）模型构建

#### 1. 生产部门

假设企业的存活率为  $\gamma$ ，即企业的平均存活时间为  $1/(1-\gamma)$ 。企业家的短视行为会导致较低的企业存活率，造成贷款风险的积累。企业净值（利润净现值）最大化问题表示为：

$$\max_{V_t^E, B_t, L_t, K_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\gamma \beta_E)^t \log(V_t^E) \quad (1)$$

$$s.t. \quad V_t^E + \frac{1}{\gamma}(1 + R_{t-1}^L)B_{t-1} + W_t L_t + Q_t K_t \leq \frac{Y_t}{X_t} + B_t + Q_t(1 - \delta)K_{t-1} \quad (2)$$

$$B_t \leq \frac{m_t E_t (Q_{t+1} K_t (1 - \delta))}{1 + R_t^L} \quad (3)$$

假设企业家的贴现率  $\beta_E$  小于家庭部门的贴现率  $\beta$ ，以保证家庭部门是净借出方、企业部门是净借入方。企业选择利润  $V_t^E$ 、贷款  $B_t$ 、劳动需求  $L_t$  和资本需求  $K_t$  来获得企业现值最大化，同时受到预算约束式（2）和抵押贷款约束式（3）的限制。 $R_t^L$  为贷款利率； $Q_t$  为实际资本价格； $X_t$  为商品平均价格加成； $\delta$  为企业资本折旧率；柯布-道格拉斯生产函数  $Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ ， $\alpha$  为资本产出弹性； $m_t$  为银行设定的贷款价值比，用于表示信贷政策变量。当银行信贷收紧时，企业外部融资成本升高，资产价值下降，从而导致企业的抵押贷款能力

受到进一步约束。最优条件表示为:

$$\frac{1}{V_t^E} = \beta^E E_t \left( \frac{1+R_t^L}{V_{t+1}^E} \right) + s_t^E \quad (4)$$

$$W_t = (1-\alpha) \frac{Y_t}{L_t X_t} \quad (5)$$

$$\frac{Q_t}{V_t^E} = E_t \left( \frac{\beta^E}{V_{t+1}^E} \left( \frac{\alpha Y_{t+1}}{K_t X_{t+1}} + Q_{t+1} (1-\delta) \right) + \frac{s_t^E m_t Q_{t+1} (1-\delta)}{1+R_t^B} \right) \quad (6)$$

式 (4) 与 (6) 中,  $s_t^E$  为抵押贷款约束的拉格朗日乘数, 亦是企业贷款的影子价格。

企业的资本存量由企业上期扣除折旧后的资本存量与投资品构成, 其中投资品包含企业的生产性资本品购买以及非生产性的存货投资。企业的资本积累方程表示为:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \left[ 1 - \frac{\xi}{2} \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] I_t \quad (7)$$

式 (7) 中,  $\xi$  为企业资本积累摩擦系数;  $I_t$  为企业投资。若企业存在产能过剩, 则未能销售的产品成为非生产性的存货投资。始终无法销售的存货将被核减, 成为资本累积过程中的损失。因此, 产能过剩企业的资本积累摩擦系数比较大。企业的最优投资选择问题将实际资产价格  $Q_t$  与企业资本积累过程联系起来。该问题的一阶最优条件为托宾 Q 方程, 其线性对数化形式为:  $\hat{Q}_t = \xi \left[ \left( \hat{I}_t - \hat{I}_{t-1} \right) - \beta^E E_t \left( \hat{I}_{t+1} - \hat{I}_t \right) \right]$ , 显示实际资产价格波动与投资波动存在关系。显然, 资本积累摩擦系数  $\xi$  越大, 实体经济的投资波动就会引起更大的实际资产价格波动。这意味着, 相对于非产能过剩企业, 产能过剩企业将由于资本积累摩擦较大而存在更大的实际资产价格波动。

## 2. 银行部门

根据 Gertler and Kiyotaki (2010), 银行部门从家庭部门获得存款  $D_t$ , 同时为企业部门提供贷款  $B_t$ 。假设当银行的杠杆水平偏离目标杠杆率时会产生二次运营成本, 则银行部门在资产负债表约束式 (9) 下最大化银行净值:

$$\max_{B_t, D_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t} \left[ \left( 1+R_t^L \right) B_t - \left( 1+R_t^D \right) D_t - \frac{\theta}{2} \left( \frac{K_t^B}{B_t} - \kappa \right)^2 K_t^B \right] \quad (8)$$

$$s.t. \quad B_t = D_t + K_t^B \quad (9)$$

式 (8) 中,  $R_t^D$  为存款利率;  $K_t^B$  为银行资本;  $K_t^B / B_t$  为银行资本与资产的比率, 是银行杠杆  $\chi_t^B$  的倒数;  $\kappa$  为银行目标杠杆率的倒数;  $\theta$  为银行金融风险规模参数。设定银行部门贷款市场为垄断竞争, 则最优零售贷款利率与银行资本积累方程可分别表示为:

$$R_t^L = R_t^D - \theta \left( \frac{K_t^B}{B_t} - \kappa \right) \left( \frac{K_t^B}{B_t} \right)^2 + \eta^B \quad (10)$$

$$K_t^B = K_{t-1}^B(1 - \delta^B) + J_t^B \quad (11)$$

式(10)与(11)中,  $\eta^B$  为利率定价加成,  $\delta^B$  为银行资本折旧率,  $J_t^B$  为银行利润。

根据式(10), 内生性存贷款利差是银行杠杆水平的非线性函数, 反映了信贷供给方的金融风险。最后, 假设货币市场为完全竞争, 货币市场利率等于存款利率, 而中央银行遵循泰勒规则采用利率作为价格型货币政策工具。

## (二) 机制分析与假说提出

### 1. 抵押贷款机制与信贷需求曲线

在模型均衡时, 企业资产负债率(企业杠杆)与预期的企业资产价格正相关, 与信贷政策设定的贷款价值比  $m_t$  正相关, 与贷款利率负相关, 可表示为:

$\chi_t^E \equiv B_t / K_t = m_t(1 - \delta)E_t Q_{t+1} / (1 + R_t^L)$ 。企业的即期净值( $NW_t$ )与企业资产分别表示如下:

$$NW_t \equiv Q_t(1 - \delta)K_{t-1} - (1 + R_{t-1}^B)B_{t-1} + \frac{\alpha Y_t}{X_t} = \left[ Q_t(1 - \delta) - (1 + R_{t-1}^B)\chi_{t-1}^E + \frac{\alpha Y_t}{K_{t-1}X_t} \right] K_{t-1} \quad (12)$$

$$K_t = \frac{\beta^E}{Q_t - \chi_t^E} NW_t^E \quad (13)$$

式(13)表明企业资产存量是企业即期净值的线性函数, 体现了信贷乘数效应。乘数效应与当期资产价格负相关, 与预期资产价格正相关, 与信贷政策设定的贷款价值比正相关, 与贷款利率负相关。信贷或者货币政策紧缩均会减小乘数效应, 迫使企业缩减资产规模。

为进一步明确各变量对信贷需求的影响, 我们将对数线性化的信贷需求函数表示如下:

$$\hat{R}_t^B = -(1 - \chi^E)\hat{B}_t + E_t \hat{Q}_{t+1} - \delta \hat{Q}_t + \beta_E \left[ (1 - \delta)\hat{K}_{t-1} - (1 + R^B)\chi^E(\hat{R}_{t-1}^B + \hat{B}_{t-1}) + \frac{\alpha Y}{XK}(\hat{Y}_t - \hat{X}_t) \right] \quad (14)$$

式(14)中, 贷款需求弹性  $1/(1 - \chi^E)$  与稳态企业资产负债率正相关, 即稳态企业资产负债率越高, 贷款需求对贷款利率变动的反应越敏感。企业净现值或预期企业资产价格的上升将引起贷款需求上升, 而当期资产价格上升将引起贷款需求下降。

### 2. 银行资产负债表、杠杆约束机制与信贷供给曲线

将式(10)的存贷款利差方程进行对数线性化:

$$\hat{R}_t^B = \hat{R}_t^D + \hat{\chi}_t^B = \hat{R}_t^D + \frac{\theta \kappa^3}{1 + R^D} \hat{\chi}_t^B \quad (15)$$

式(15)为贷款供给曲线,  $\hat{\chi}_t^B = \hat{B}_t - \hat{K}_t^B$  为对数线性化的银行杠杆率, 贷款供给弹性  $(1 + R^D) / \theta \kappa^3$  与信贷风险规模  $\theta$  以及银行杠杆约束  $\kappa$  负相关, 即银行风险的潜在损失与杠杆约束越大, 信贷供给对贷款利率变动的反应越不灵敏。若货币政策紧缩, 实体经济衰退引起银行利润的降低, 则贷款供给会进一步减少。

### 3. 行业产能特征的影响

我们将企业所在行业划分为两种类别——产能过剩行业与非产能过剩行业。产能过剩行业具有两大特征：第一，企业的滞销产品表现为非生产性的存货投资，而始终无法销售的存货将被核减，形成资本积累过程中的无谓损失，参见式（7）。因此，产能过剩企业的资本积累摩擦系数  $\xi$  较大。第二，企业杠杆水平比较高，稳态资产负债率  $\chi^E \equiv B/K$  比较大。上述两大特征的影响主要表现在如下三个方面：

首先，当企业投资水平与资产价格因紧缩性货币政策而下跌时，由于资产价格对投资波动的反应弹性  $\partial \hat{Q}_t / \partial \hat{A}_t = \xi(1-\beta)$  取值为正，且与资本积累摩擦系数  $\xi$  正相关，产能过剩行业的企业资产价格将出现更大幅度的下跌。

其次，根据信贷需求方程式（14），即期资产价格下降加剧企业资产负债表约束，导致企业流动资金紧缺、信贷需求增大，进而推动均衡贷款利率上升。由于产能过剩企业的资产价格下跌幅度相对非产能过剩企业更大，其信贷需求曲线移动幅度将更大，以致面对更高的贷款利率。

最后，贷款供给量对政策利率变动的反应弹性  $\partial \hat{B}_t / \partial \hat{R}_t^D = -1 / [\theta \kappa^3 / (1+R^D) + (1-\chi^E)]$  取值为负，均衡信贷供给量将随着货币政策利率上升而下降，并且货币政策效果受到银行金融风险规模参数  $\theta$ 、银行目标杠杆水平  $\kappa$  以及企业稳态资产负债率  $\chi^E$  的影响。由于产能过剩行业的资产负债率更高，面对相同的紧缩性货币政策，其获得的贷款量会产生更大幅度的下降。

基于以上分析，我们建立理论假说 1。

**假说 1：** 货币政策的去产能效果既取决于货币政策对银行贷款总量供给的影响，亦与不同行业类型企业的总体抵押能力密切相关。紧缩性货币政策会导致产能过剩行业企业的信贷获取量相对于其他行业企业出现系统性的边际减少，对产能过剩行业企业的投资产生更强的抑制效果，从而实现行业结构调整功能。

### 4. 企业产权结构的影响

由贷款需求函数式（14）可知，由于国有企业相对民营企业通常具有更优的抵押品或更佳的长期资产负债状况，其贷款需求弹性大于民营企业。这意味着，当央行通过贷款利率等价格型政策工具实施紧缩性货币政策时，国有企业会因较高的贷款需求弹性而面临较低的银行利率价格加成，从而使得紧缩性货币政策的去产能效果被弱化。由贷款供给函数式（15）可知，银行贷款供给数量与信贷风险规模以及银行杠杆约束负相关；当央行通过准备金率等数量型政策工具实施紧缩性货币政策时，银行杠杆约束增强会导致银行贷款供给总量整体减少。此时，无论对于抵押能力强的国有企业还是抵押能力弱的民营企业，银行贷款供给数量

均会有明显下降。基于以上分析，我们建立理论假说 2。

**假说 2：**不同产权结构的企业面临不同的抵押贷款约束。相较于民营企业，国有企业受到紧缩性货币政策更弱的去产能作用，而金融加速器效应将放大这一产权结构异质性。此外，准备金等数量型工具与价格型工具相比具有更大的作用效果。

### 三、实证研究设计

#### (一) 模型设定

##### 1. 假说 1 的实证模型设定

按照假说 1，从货币政策银行信贷渠道传导角度看，紧缩性货币政策变动对不同行业产能影响的机理是：由于不同行业企业的抵押品提供能力与资产负债表状况存在差异，紧缩性货币政策所引致的贷款总量减少会使得信贷资金在不同类型行业企业间的配置存在不平衡性，将进一步通过影响企业投资而对不同行业去产能的效果产生不同的影响。亦即，面对紧缩性货币政策，不同行业企业会面临不同程度的融资约束。据此，我们拟利用投资—现金流模型来检验紧缩性货币政策通过银行信贷渠道去产能的总体效果。具体模型设定如下：

$$A(L)\frac{I_{it}}{K_{it}} = c_1 + \beta_{11}\frac{cash_{it}}{K_{it}} + \gamma_{11}B_{11}(L)MP_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \gamma_{12}B_{12}(L)D_1 \times MP_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{12}tq_{it} + \beta_{13}\frac{sl_{it}}{K_{it}} + \varphi_1^T Z_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (16)$$

$$A(L) = 1 - \theta_{11}L - \theta_{12}L^2 - \dots - \theta_{1p}L^p, B_{1j}(L) = 1 - \omega_{11}L - \omega_{12}L^2 - \dots - \omega_{1q}L^q, j = 1, 2$$

$$A(L)\frac{I_{it}}{K_{it}} = c_2 + \beta_{21}\frac{cash_{it}}{K_{it}} + \gamma_{21}B_{21}(L)MP_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \gamma_{22}B_{22}(L)D_1 \times MP_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{22}tq_{it} + \beta_{23}\frac{sl_{it}}{K_{it}} + \beta_{24}R_t + \beta_{25}D_1 \times R_t + \varphi_2^T Z_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (17)$$

在式 (16) 与 (17) 中， $i$  和  $t$  分别代表截面单元与时期； $L$  为滞后算子； $I$  为企业的投资支出，等于企业本期固定资产与上一期固定资产之差； $K$  为企业的总资产； $cash$  为企业近三年移动平均净现金流； $MP$  为货币政策，用回归模型  $\ln M2 = a + b_1 \ln GDP + b_2 r + u$  的残差表示（在该式中， $r$  为一年期存款基准利率）； $tq$  为托宾 Q 值，等于企业前三年净利润平均值与当期总资产之比； $sl$  为企业的主营业务收入； $D_1$  为企业类型虚拟变量：当  $D_1=1$  时表示企业类型为产能过剩企业，否则代表非产能过剩企业； $R$  为实际利率水平，用于控制企业出于成本原因“主动”改变合意资本存量行为的影响，这也相当于控制了货币政策利率渠道对企业贷款需求的影响； $Z$  为其他控制变量； $\varepsilon$  为随机扰动项。

其他控制变量  $Z$  包括：企业股权结构（ $SST$ ，以第一股东持股比例表示）以及企业管理费用与总利润之比（ $mcos/TP$ ），二者用于控制企业委托-代理问题所引起的激励相容约束对

企业投资决策的影响；影子银行变量（*shb*，用委托贷款、信托贷款、未贴现银行承兑汇票之和占 GDP 的比重表示），用于控制资金体制外或银行表外循环对企业资金获取能力的影响；实际有效汇率水平（*ex*，用美元兑人民币实际平均汇率表示）和上证综指（*shin*），二者分别用于控制货币政策通过汇率渠道和资产价格渠道<sup>1</sup>对企业投资产生的影响；经济景气指数（*gdpr*），用于控制其他总需求变化所引起的企业投资变化。

根据假说 1 的逻辑，如果紧缩性货币政策确实具有去产能作用，那么其效果大小不仅取决于过剩行业与非过剩行业各自因成本冲击而调整合意投资需求的“主动”行为，还与两类行业企业在面对紧缩性货币政策时因获得贷款能力差异而“被动”缩减投资的行为有关。两种投资决策行为的变化均来自货币政策变动这一相同因素。因此，如果嵌套计量模型中不包含表示“主动”投资行为的代理变量，那么实证模型将产生变量遗漏偏误。还需要指出的是，无论何种货币政策工具导致了 *MP* 的变化，在紧缩性货币政策时期，*MP* 的变化均与利率 *R* 的变化负相关。因此，与包含实际利率 *R* 的模型相比，在不包含 *R* 的实证模型中，交叉项  $MP \times (cash/K)$  的估计系数会因为实际利率提高对投资产生抑制效应而出现正的偏误。

总的来看，假说 1 的成立应满足如下三个条件：第一，式（16）中交叉项  $MP \times (cash/K)$  的长期乘数显著为负，且显著小于式（17）中交叉项  $MP \times (cash/K)$  的长期乘数；第二，即便加入 *R*，式（17）中交叉项  $MP \times (cash/K)$  的系数仍联合显著；第三，式（17）中交叉项  $D_1 \times MP \times (cash/K)$  的系数联合显著。条件一与二的成立表明，区别于凯恩斯主义 IS-LM 模型中的内生贷款需求机制，贷款供给对于企业投资具有独立的作用；条件三的成立表明，紧缩性货币政策对于产能过剩与非过剩行业的影响存在显著差异。

## 2. 假说 2 的实证模型设定

我们采用如下时不变系数面板模型来验证假说 2：

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{it}} = & c_3 + \beta_{31} \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \beta_{32} \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{33} MP_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{34} MP_t \times Ed_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} \\ & + \beta_{35} MP_t \times Ec_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{36} MP_t \times \frac{def_{it}}{nec_{it}} \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{37} tq_{it} + \beta_{38} \frac{sl_{it}}{K_{it}} \\ & + \beta_{39} R_t + \varphi_3^T Z_{3it} + \varepsilon_{3it} \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{it}} = & c_4 + \beta_{41} \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \beta_{42} \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{43} MP_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{44} MPQ_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} \\ & + \beta_{45} MPR_t \times \frac{cash_{it}}{K_{it}} + \beta_{46} tq_{it} + \beta_{47} \frac{sl_{it}}{K_{it}} + \beta_{48} R_t + \varphi_4^T Z_{4it} + \varepsilon_{4it} \end{aligned} \quad (19)$$

在式（18）与（19）中，*Ed* 为银行资产负债表中储蓄存款对其他负债的替代弹性；*Ec*

<sup>1</sup> 理论上，资产价格渠道还应包括房地产等不动产价格，但一方面由于缺乏历年历季度全国房屋不动产价格的准确数据，另一方面由于房地产价格主要影响家庭的消费决策，而企业投资决策受证券价格变动影响更大，本文用证券价格指数表示资产价格渠道的价格指示信号。

为银行资产负债表中银行贷款对其他类型资产的替代弹性； $def$ 为企业流动负债； $nec$ 为企业净资产； $MPQ$ 为准备金率等数量型货币政策工具； $MPR$ 为利率等价格型货币政策工具。其余变量的设定与假说1相同。按照银行信贷渠道的传导机理，货币政策通过银行信贷渠道对总需求的影响一方面取决于货币政策对银行贷款供给的影响，即在货币政策发生变动时，银行是否能够及时通过负债和资产结构调整来弱化货币政策对贷款供给的冲击，另一方面取决于企业外部融资对银行贷款的依赖度。本文用变量  $Ed$  和  $Ec$  来捕捉第一个方面的含义，用变量  $defnec$  来捕捉第二个方面的含义。

如果假说2成立，那么应当有：第一，对民营企业而言， $\beta_{34}$ 、 $\beta_{35}$ 和 $\beta_{36}$ 的估计值均显著，或至少其中一个显著。这意味着对于民营企业，货币政策将通过银行信贷渠道对总需求波动产生加速器的效应；第二，对于国有企业， $\beta_{34}$ 、 $\beta_{35}$ 和 $\beta_{36}$ 的估计值可能同时不显著，即货币政策银行信贷渠道的传导机理对于国有企业的作用效果不太明显；第三，对于民营企业， $\beta_{44}$ 和 $\beta_{45}$ 的估计值均显著，即价格型政策工具与数量型政策工具对于民营企业均具有较强的效应；第四，对于国有企业， $\beta_{44}$ 的估计值显著而 $\beta_{45}$ 的估计值不显著，或者 $\beta_{45}$ 的估计值相对于 $\beta_{44}$ 具有更低的显著性水平。这意味着，相对于价格型政策工具，数量型政策工具对于国有企业有着更强的作用效果。

## （二）数据说明

本文的实证研究采用了季度面板数据，样本截面单元为沪深两市部分A股上市公司，样本区间为2006年第一季度至2017年第三季度<sup>1</sup>。主要数据来自wind数据库，部分宏观数据来自中国人民银行网站。本文剔除了金融类公司、数据缺失较为严重的公司、当年IPO的公司、PT和ST类公司、资产负债率大于100%的公司，并对主要解释变量进行了头尾缩减1%的Winsorize处理。经过上述处理，我们最终获得1247家上市公司数据。根据国务院历年来发布的相关文件，本文将钢铁、电解铝、水泥、平板玻璃、船舶等行业的企业划为产能过剩企业，将其余行业的企业划为非产能过剩企业。本文依据实际控制人将企业划分为国有与民营两种类型。本文的初始样本包括436家产能过剩企业，811家非产能过剩企业；692家国有企业，511家民营企业。考虑到样本构成的均衡性，我们最终挑选400家企业作为样本数据，其中国有产能过剩企业、民营产能过剩企业、国有非产能过剩企业、民营非产能过剩企业各有100家。

<sup>1</sup> 我们使用移动平均和指数平滑等方法将部分非季度频率数据转化为季度频率。

## 四、实证结果<sup>1</sup>

### (一) 假说 1 的检验

表 1 中的各个模型分别对相关传导机制进行了不同程度的控制。其中, 模型 1 未控制利率渠道、汇率渠道和资产价格渠道; 模型 2 未控制汇率渠道和资产价格渠道; 模型 3 和 4 分别未控制资产价格渠道和汇率渠道。

首先, 表 1 中的实证结果支持了假说 1 成立的第一个条件。一方面, 在模型 1 与 2 中,  $cash/K$  的系数都是显著的, 且模型 2 中  $cash/K$  的系数大于模型 1 中  $cash/K$  的系数, 表明企业投资除了与资金可得性有关, 还与资金的价格水平有关, 而这与利率  $R$  的系数在模型 2 中显著为负相一致。另一方面, 在模型 2 与 1 中,  $MP \times (cash/K)$  的长期乘数分别为 -0.14 和 -0.16, 即在不控制利率  $R$  的条件下, 模型 1 大约会产生 16% 的正向偏误, 表明货币政策利率渠道是货币政策传导的重要组成部分, 传统的凯恩斯主义 IS-LM 模型仍对中国的货币政策传导具有重要解释能力。模型 1 中  $MP \times (cash/K)$  的长期乘数具有正向偏误也表明, 企业在投资时既会出于资金成本原因主动调整最优投资决策, 也会因货币政策紧缩导致资金可得性束紧而被动调整投资行为。

其次, 表 1 的实证结果与假说 1 成立的第二个条件基本一致。从模型 2、3、4 和 5 的估计结果来看, 在对  $R$  进行控制后, wald 检验结果均表明,  $MP \times cash/K$  的长期乘数是显著的。由于无论对其他传导渠道进行何种程度的控制, 货币政策均显著地改变了企业自有资金对于企业投资的边际影响, 这在一定程度上表明, 银行信贷渠道是货币政策影响企业投资的重要传导渠道。这一结果与当前银行贷款仍占社会融资总规模 60% 以上的事实相符。

再次, 表 1 的实证结果也为假说 1 成立的第三个条件提供了证据支持。模型 5 显示, 在控制利率、汇率和资产价格渠道后,  $D_1 \times MP \times cash/K$  前面的系数仍显著为负, 即相对于产能不过剩的行业而言, 当面临紧缩性货币政策 ( $MP$  为负) 时, 1 单位货币政策变动会导致投资 ( $I/K$ ) 对企业自身现金流 ( $Cash/K$ ) 的边际效应增加约 0.04 个单位。亦即, 相对于非产能过剩行业, 紧缩性货币政策对产能过剩行业信贷获得能力的影响更大。这进一步意味着, 由于产能过剩行业企业的投资在货币政策紧缩时期更加依赖内部资金, 紧缩性货币政策通过银行信贷渠道会产生显著的去产能效果。

最后, 表 1 中模型 3、4、5 的估计结果显示变量  $ex$  和  $shin$  的系数在各种情况下均不显

<sup>1</sup> 我们也对扩张与紧缩性货币政策效果的非对称性进行了实证分析, 但限于篇幅, 我们仅在本文结论部分简要报告实证结果及其含义。

著,表明货币政策汇率渠道与资产价格渠道对企业投资没有显著影响,而这与我国实行有管理条件下的小幅汇率浮动机制以及股市价格变动与企业投资收益相关度不高的基本事实相一致。

表1 关于假说1的实证结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$(I/K)_{-1}$	0.1281*** (0.0122)	0.1291*** (0.0201)	0.1273*** (0.0182)	0.1296*** (0.0193)	0.1279*** (0.0185)
$Cash/K$	0.0208* (0.0113)	0.0223* (0.0130)	0.0206* (0.0111)	0.0214** (0.0101)	0.0212** (0.0104)
$MP \times cash/K$	-0.1390** (0.0568)	-0.1266* (0.0669)	-0.1271** (0.0592)	-0.1247** (0.0568)	-0.1295* (0.0708)
$(MP \times cash/K)_{-1}$	-0.0226** (0.0105)	-0.0131** (0.0066)	-0.0154** (0.0080)	-0.0049* (0.0026)	-0.0145* (0.0079)
$(MP \times cash/K)_{-2}$	-0.0777 (0.0533)	-0.0763 (0.0529)	-0.0633 (0.0545)	-0.0664 (0.0543)	-0.0634 (0.0563)
$D_1 \times MP \times cash/$	-0.0415* (0.0223)	-0.0492* (0.0267)	-0.0412* (0.0226)	-0.0469* (0.0249)	-0.0417* (0.0226)
$K$	$D_1 \times$ (0.3076)	-0.0503 (0.3108)	-0.0498 (0.2107)	-0.0360 (0.3091)	-0.0416 (0.2243)
$(MP \times cash/K)_{-1}$	$tq$ (0.0388)	0.0735* (0.0404)	0.0757* (0.0639)	0.0756 (0.0618)	0.0733 (0.0620)
$SI/K$	0.0244** (0.0103)	0.0300* (0.0182)	0.0287* (0.0133)	0.0289 (0.0212)	0.0285 (0.0216)
$R$		-0.0075*** (0.0011)	-0.0084*** (0.0012)	-0.0075*** (0.0011)	-0.0081*** (0.0013)
$D_1 \times R$		-0.0055* (0.0032)	-0.0059* (0.0038)	-0.0063 (0.0084)	-0.0060 (0.0073)
$SST$	-0.3446 (0.3386)	-0.3603 (0.3356)	-0.3470 (0.3523)	-0.3391 (0.3474)	-0.3653 (0.3921)
$mcos/TP$	-0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)	-0.0001 (0.0006)	-0.0002 (0.0005)	-0.0002 (0.0005)
$Shb$	0.0011* (0.0006)	0.0012* (0.0007)	0.0011* (0.0006)	0.0011 (0.0009)	0.0010 (0.0008)
$gdpr$	0.0135** (0.0058)	0.0119** (0.0052)	0.0127* (0.0068)	0.0115* (0.0064)	0.0102 (0.0087)
$ex$			-0.8038 (1.0114)		-0.6243 (0.8070)
$shin$				0.0306 (0.0606)	0.0124 (0.0351)

Wald 检验原假 0.03

设 :  
 $\gamma_{i1} = \gamma_{i1}\omega_{i1} = \gamma_{i1}\omega_{i2} = 0$ ,

i=1、2					
Wald 检验原假设		0.02	0.02	0.01	0.01
设	:				
$\gamma_{12}=\gamma_{12}\omega_{12}=\gamma_{12}\omega_{12}=0,$					
i=1、2					
Observations	19200	19200	19200	19200	19200
Adjust-R <sup>2</sup>	0.43	0.45	0.42	0.53	0.50
J 统计量值	192.46	184.58	188.52	198.37	188.85

注：括号“( )”内为稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示双边 t 检验在 1%、5%、10%的水平上显著，Wald 检验给出的是 P 值，下同。

## (二) 假说 2 的检验

表 2 给出了式 (18)、(19) 按国有与民营企业进行分类估计结果。由表 2 可知：首先，无论国有还是民营企业，货币政策均会对企业产能变化产生显著影响，但相对而言，民营企业所受影响更大。 $MP \times (Cash/K)$  的系数估计结果显示：对于国有企业，货币政策变动 1 个单位会导致企业投资对自有资金拥有量的依赖度大约减少 0.14 个单位；对于民营企业，这个减小幅度大约为 0.17 个单位。由于依赖度的变化幅度相差不大，实证结果似乎仅部分支持了假说 2。但在此我们需考虑如下两个问题：一是实证结果所反映的是货币政策的总体影响效应，而不仅是货币政策银行信贷渠道的效应；二是依赖度的变化体现了货币政策扩张与紧缩的平均效果，而非紧缩性货币政策的去产能效应。因此，更准确的判断尚需进一步分析。

其次，从货币政策银行信贷渠道的传导来看，假说 2 被支持，原因在于国有企业产能变化主要受银行资产负债表的负债结构效应影响，而民营企业产能变化受到负债结构和资产结构的双重影响，且其总效应明显大于国有企业。从式 (18) 中  $MP \times Ed \times (cash/K)$  和  $MP \times Ec \times (cash/K)$  的系数估计结果来看，无论国有企业还是民营企业，货币政策影响企业投资或产能波动的效果均显著受到银行负债结构效应的作用，但体现于民营企业的作用大约是体现于国有企业的一倍。不过，资产结构效应仅对民营企业的投资或产能波动产生显著影响。这表明，对于民营企业而言，货币政策银行信贷渠道的银行资产负债表机制在中国是成立的，只不过银行负债端的结构弹性对民营企业货币政策传导的影响更大。

基于民营企业的实证结果表明，银行信贷资金来源是影响银行贷款供给量约束的主要原因；商业银行能否在货币或资本市场出售非贷款资产以应对货币政策紧缩冲击，是货币政策银行信贷渠道有效性的重要影响因素。由于中国的货币与资本市场均不够发达，银行还不能通过及时转换资产对其贷款供给行为产生足够的影响。因此，银行信贷渠道对于中国货币政策传导的重要性仍需高度重视。

再次，表 2 中式 (19) 的实证结果表明，无论国有企业还是民营企业，数量型政策工具的变动均可对其产能波动产生显著影响（但对民营企业的效果更大），但价格型政策工具仅对民营企业有效，这反映了国有企业对资金成本反应不敏感的现实。需要指出的是，由于这里的分析是扩张与紧缩性货币政策的平均效果，实证结果并未否定假说 2 关于紧缩性货币政策对国有企业去产能无效的判断。对于民营企业，虽然估计结果显示，数量型与价格型货币政策工具的紧缩（ $MPQ$  与  $MPR$  增大）使得企业投资关于自身资金流的依赖性显著提高，但相比较而言，在同样增加 1 单位的条件下，数量型工具去产能效果大约是价格型工具效应的 2 倍。这表明，由于存在较严重的金融摩擦，数量型政策工具在去产能过程中仍具有相当的重要性。这一结论也支持了近年来央行采取结构性货币政策去产能的有效性与必要性。

最后，企业的抵押能力对于民营企业的信贷获取能力有着显著影响，但对国有企业的影响却不显著，这说明对于民营企业，企业外部融资的确是货币政策银行信贷传导渠道的一个重要环节；金融加速器效应进一步强化了货币政策银行信贷渠道去民营企业过剩产能的效果。表 2 中结果表明，对于民营企业， $MP \times (def/nec) \times (cash/K)$  的系数显著为负，表明民营企业的抵押品提供能力强化了紧缩性货币政策对企业银行信贷获取能力的影响，而这与货币政策银行信贷渠道的企业资产负债表传导机理相一致。

相对而言，即便在紧缩性货币政策条件下，国有企业的银行贷款获取能力也不受其抵押品提供能力的显著影响，即货币政策银行信贷渠道无法通过企业资产负债表的加速器效应显著影响国有企业的银行信贷获取能力。之所以出现这一实证结果，主要原因有二：第一，国有企业与政府的关联会产生结构性作用，使得部分国有企业即便产能过剩，却仍能获得银行信贷支持；第二，由于资产规模较大等原因，国有企业通常在银行的信贷配给中占据优势地位，面临较弱的融资约束问题。

表 2 关于假说 2 的实证结果

变量	式 (18) 的估计结果		变量	式 (19) 的估计结果	
	国有企业	民营企业		国有企业	民营企业
$C$	-0.0084 (0.0065)	0.2348* (0.1239)	$C$	-0.0111 (0.0075)	0.0659** (0.0312)
$(I/K)_{-1}$	0.0513* (0.0271)	0.1500*** (0.0118)	$(I/K)_{-1}$	0.0566** (0.0254)	0.1482*** (0.0116)
$Cash/K$	0.0003 (0.0002)	0.0609* (0.0339)	$Cash/K$	0.0047 (0.0034)	0.3903** (0.1923)
$MP \times (Cash/K)$	-0.1405* (0.0795)	-0.1739*** (0.0251)	$MP \times (Cash/K)$	-0.0830* (0.0442)	-0.1179* (0.0607)

$MP \times Ed \times$ (cash/K)	0.2067* (0.1104)	0.5814*** (0.1736)	$MPQ \times (ca$ sh/K)	0.0180* (0.0097)	0.0223** (0.0089)
$MP \times Ec \times$ (cash/K)	0.0004 (0.0147)	0.2549* (0.1356)	$MPR \times (cas$ h/K)	0.0157 (0.0135)	0.0105* (0.0054)
$MP \times (def/n$ ec) $\times (cash/K)$	0.0027 (0.0029)	-0.0109* (0.0058)	$tq$	0.0199** (0.0086)	0.0157*** (0.0030)
$tq$	0.0158* (0.0089)	0.0139** (0.0062)	$Sl/K$	0.0040** (0.0020)	0.0552** (0.024)
$Sl/K$	0.0043* (0.0024)	0.0301* (0.0161)	$R$	-0.4367 (0.3918)	-0.7631* (0.4115)
$Shb$	0.0009 (0.0011)	0.0026** (0.0011)	$shb$	0.0013* (0.0005)	0.0013* (0.0007)
$mcos/TP$	-0.0013 (0.0036)	-0.0004* (0.0002)	$mcos/TP$	-0.0019 (0.0030)	-0.0015* (0.0008)
$gdpr$	0.0152** * (0.0034)	0.0115* (0.0063)	$gdpr$	0.0163*** (0.0038)	0.0106* (0.0059)
$ex$	-0.2013 (0.1832)	-0.3579 (0.3723)	$ex$	-0.1946 (0.1592)	-0.9827 (0.7149)
$shin$	0.0153 (0.0159)	0.0123 (0.0136)	$shin$	0.0364 (0.0586)	0.0179 (0.0161)
$R$	-0.3386 (0.3776)	-0.6347** (0.2863)			
Observatio ns	9600	9600	Observatio ns	9600	9600
Adjust-R <sup>2</sup>	0.51	0.61	Adjust-R <sup>2</sup>	0.69	0.68
DW	2.03	2.06	DW	2.03	2.04

## 五、结论与启示

基于“投资潮涌”与双重金融摩擦机制, 本文试图揭示转型时期中国货币政策何以具有结构调控功能之谜。本文建立理论分析框架, 提出货币政策通过银行信贷渠道去产能的两大假说, 并利用样本数据对假说进行了实证检验。

首先, 货币政策银行信贷渠道确实对行业产能调控具有长期的真实效应, 而这不同于货币政策仅具熨平短期经济波动功能的传统标准理论观点。其内在机制是, 在双重金融摩擦和企业异质条件下, 货币政策冲击所引起的企业外部融资约束效应具有行业类型敏感性。由于企业面临信贷配给且获得银行贷款的能力与其抵押能力等类型特质有关, 当不同行业企业的抵押能力存在差异时, 货币政策紧缩所引起的银行贷款供给减少既会从总体上影响所有过剩行业的去产能效果, 也会对不同行业类型企业的去产能效果产生具有系统差异性的影响。

其次，货币政策通过银行信贷渠道，对过剩行业中国有与民营企业的产能波动均会产生显著影响，但扩张与紧缩性货币政策的效果具有非对称性。货币政策会通过银行信贷渠道引起国有与民营企业银行贷款获得量的变化，但国有企业对货币政策的响应仅在货币政策扩张时期才是显著的，而民营企业的响应在扩张与紧缩两个时期均显著。这表明，货币政策银行信贷渠道仅对民营企业的去产能存在显著效果。实证结果还表明，货币政策银行信贷渠道仅通过银行负债结构加速器效应对国有企业去产能产生显著影响。与之比较，除了通过银行负债结构加速器效应，货币政策银行信贷渠道还可以通过银行资产结构效应与企业抵押品提供能力效应，对民营企业去产能产生显著影响。

再次，利率调控面临由加速器效应引起的“次生损害”，数量型货币政策工具的产能调控效果优于价格型工具。由于产权结构特征和更优的资产负债状况，国有企业的信贷需求对资金价格不敏感。相对而言，紧缩性货币政策所导致的利率水平提高会降低民营企业的抵押品价值。然而需要指出的是，数量型工具效果更优是仅就产能结构调控这一视角而言的，并不意味着数量型工具在总量调控意义上优于价格型工具。这一结论支持了对总量与结构分类调控的货币政策调控思路，并凸显了实体部门市场机制健全对完善货币政策价格调控体系的基础性和重要性。

最后，本文的研究也具有比较重要的政策含义。第一，不同类型的政策工具具有不同的结构调控效果，这为通过进一步完善和创新分类调控政策思路，实现灵活精准、合理适度的货币政策操作路径提供了政策启迪。第二，常规货币政策具有结构调控功能，这不仅被实践所证实，而且也获得与主流货币经济学理论逻辑相一致的解释。因此，通过创新货币政策调控方式以更好贯彻十九大和十九届五中全会的供给侧结构性改革，并以此促进经济高质量发展战略，是必要与可行的。第三，在企业微观层面存在产权、资产负债特征等异质性时，数量型货币政策工具相较价格型工具可能具有更强的结构调控效果，表明对于健全货币政策的价格调控体系，仅靠利率市场化改革难以一举而尽全功，深化发展金融市场的微观基础仍具有基本的重要性（徐忠，2018），而这也正是十九届五中全会所描绘的发挥市场在资源配置中的基础性地位，通过全面深化改革构建高水平社会主义市场经济体制的未来战略蓝图。

## 参考文献

- [1] 国务院发展研究中心课题组, 2015, 《当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究》, 《管理世界》第 4 期, 第 1~10 页。
- [2] 韩国高、高铁梅、王立国、齐鹰飞和王晓妹, 2011, 《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》, 《经济研究》第 12 期, 第 18~31 页。
- [3] 林毅夫, 2007, 《潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建》, 《经济研究》第 1 期, 第 126~131 页。
- [4] 林毅夫、巫和懋和邢亦青, 2010, 《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》, 《经济研究》第 10 期, 第 4~19 页。
- [5] 欧阳志刚和薛龙, 2017, 《新常态下多种货币政策工具对特殊企业的定向调节效应》, 《管理世界》第 2 期, 第 53~66 页。
- [6] 彭俞超和方意, 2016, 《结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定》, 《经济研究》第 7 期, 第 29~42 页。
- [7] 宋海林, 1997, 《运用信贷政策调整经济结构的若干思考》, 《金融研究》第 12 期, 第 1~7 页。
- [8] 韦超, 1993, 《发挥金融政策在产业结构调整中的作用》, 《金融研究》第 9 期, 第 12~16 页。
- [9] 徐朝阳和周念利, 2015, 《市场结构内生变迁与产能过剩治理》, 《经济研究》第 2 期, 第 75~87 页。
- [10] 徐涛, 2007, 《中国货币政策的行业效应分析》, 《世界经济》第 2 期, 第 23~31 页。
- [11] 徐忠, 2018, 《经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型》, 《金融研究》第 4 期, 第 1~19 页。
- [12] 周逢民, 2004, 《论货币政策的结构调整职能》, 《金融研究》第 7 期, 第 51~56 页。
- [13] Agénor, P. R. and P. J. Montiel. 2007. “Credit Market Imperfections and the Monetary Transmission Mechanism. Part II: Flexible Exchange Rates”, Centre for Growth and Business Cycle Research Discussion Paper Series 87, Economics, The University of Manchester.
- [14] Barro, R.J. 1996. “Inflation and Growth”, Federal Reserve Bank of St Louis Review, 78: 153~169.
- [15] Bernanke, B. S. 1993. “Credit in the Macroeconomy”, Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, 18(1):50~70.
- [16] Bernanke, B. S. and M. Gertler. 1989. “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”, American Economic Review, 79(1):14~31.
- [17] Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist. 1999. “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, Handbook of Macroeconomics, in: Benjamin M. Friedman & Michael Woodford (ed.), 1(12):1341~1393.
- [18] Gertler, M. and Kiyotaki, N. 2010. “Financial intermediation and Credit policy in business cycle analysis”, Handbook of Monetary Economics, in: Benjamin M. Friedman & Michael Woodford (ed.), 3(11): 547~599.
- [19] Lucas, R.E. 1996. “Nobel lecture: monetary neutrality”, Journal of Political Economy, 104(4):661~682.
- [20] Philip Lowe. 2012. “The Changing Structure of the Australian Economy and Monetary Policy”, Address to the Australian industry Group 12th Annual Economic Forum, 2012(3):79~84.
- [21] Stiglize, J.E. and A.Weiss. 1981. “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”, American Economic Review, 71(3):393~410.
- [22] Walsh, C. E. 2002. “Economic Structure and Monetary Policy Design”, Working Paper at the EWC/KDI conference.

[23] Walsh, C. E. 2003. "Monetary Theory and Policy", 2nd edn. Cambridge, MA: MIT Press.

[24] Walsh, C. E. 2004. "Implications of a Changing Economic Structure for the Strategy of monetary Policy", Santa Cruz Center for International Economics Working Paper, II (4):297~348.

# “一带一路”的安全保障

刘 乐<sup>1</sup>

和平稳定的安全环境是“一带一路”高质量发展的基本前提。就此而言,“一带一路”的安全保障自然也是“一带一路”机制化建设的重要内容。对此,中国政府倡导完善共建“一带一路”的安全保障体系。同时,联合国大会和联合国安理会也相继通过决议,呼吁国际社会为包括“一带一路”在内的区域发展倡议提供安全保障。<sup>2</sup>鉴于此,本章旨在分析“一带一路”在建设过程中具体面临哪些安全风险,又如何进行安全保障。

## 一、安全维度的“一带一路”

作为中国扩大开放的重大战略举措和经济外交的顶层设计,<sup>3</sup>“一带一路”的经济属性不言自明。与此同时,安全维度的“一带一路”也同样重要和值得关注。具体来说,“一带一路”的安全内涵主要表现在“一带一路”建设过程中所面临的安全风险以及相应的安全保障。

### (一)“一带一路”的安全风险

“一带一路”的安全风险是指在“一带一路”的建设过程中相关安排、项目和人员所面临的威胁挑战。<sup>4</sup>就此而言,我们对于“一带一路”的安全风险识别不宜窄化或泛化:一方面,“一带一路”的安全风险并不只与中国相关,而是牵涉“一带一路”建设的各参与者以及具体安全风险的各相关方;<sup>5</sup>另一方面,不能将中国面临的所有海外安全风险通通视为“一带一路”的安全风险,更不能将“一带一路”相关国家和地区面临的安全问题一概归为“一带一路”的安全风险。在此,窄化或泛化“一带一路”的安全风险不仅会导致国际社会对于中国以及“一带一路”倡议不必要的猜忌和疑虑,还会导致中国需要为“一带一路”承担额外甚至是过度的安全责任。

<sup>1</sup> 刘乐,中国社会科学院亚太与全球战略研究院助理研究员,宜宾学院特聘教授。

<sup>2</sup> A/71/L.13, 联合国官网, 2016 年 11 月 15 日, <https://undocs.org/zh/A/71/L.13>, 第 11 页;  
S/RES/2344(2017), 联合国官网, 2017 年 3 月 17 日, [https://undocs.org/zh/S/RES/2344\(2017\)](https://undocs.org/zh/S/RES/2344(2017)), 第 8 页。

<sup>3</sup> 习近平:《习近平谈“一带一路”》,北京:中央文献出版社 2018 年版,第 84 页。

<sup>4</sup> 广义上的安全风险涵盖了政治性(如政策风险)、经济性(如金融风险)、文化性(如意识形态风险)等将安全概念泛化之后的风险类型,而狭义上的安全风险则指向潜在或实际的会造成人员伤亡的威胁力量和挑战因素(尤其是人为的),如恐怖主义、族群冲突等。

<sup>5</sup> 总体来说,“一带一路”建设的参与者至少包括政府与企业两大类的六个主体:中国政府与中资企业、东道国政府与东道国企业、第三方国家政府与第三方国家企业。除此之外,“一带一路”建设的相关方还包括政府间国际组织和非政府组织。李向阳:《“一带一路”的高质量发展与机制化建设》,载《世界经济与政治》,2020 年第 5 期,第 61 页。

总体来说，“一带一路”建设所面临的安全风险在理论上可以分为两种基本类型：一般安全风险和特别安全风险。其中，前者是指任何类似区域经济合作都会面临的无差别的安全风险，并不因“一带一路”而产生、增多或加剧；后者是指明确因“一带一路”而起或明确以“一带一路”为对象的针对性的安全风险。<sup>1</sup>

具体来说，根据威胁挑战的不同类型，“一带一路”建设所面临的安全风险可以具体细分为武装冲突、恐怖袭击、有组织犯罪和群体性事件等不同种类。

第一，武装冲突。按照规模大小和范围，武装冲突又可以分为世界大战、地区战争、国家间战争、内战、叛乱等。作为烈度最高的安全风险，武装冲突的爆发及其外溢不仅导致经济项目难以继续开展，更将直接冲击和损害相关人员的生命和财产安全。对于“一带一路”建设来说，武装冲突无疑是最为重大的安全风险。例如，缅甸“民地武”问题与缅北地区武装冲突、巴基斯坦俾路支分离主义及其武装叛乱活动等就对中缅经济走廊、中巴经济走廊等“一带一路”重点项目的建设推进造成诸多负面影响。<sup>2</sup>

第二，恐怖袭击。恐怖袭击是恐怖组织和恐怖分子进行恐怖主义活动的主要方式之一。一方面，为了制造更为耸动的新闻效果，恐怖袭击开始前的目标选定往往面向具有代表性和象征性的对象；另一方面，为了制造更大规模的恐慌状态，恐怖袭击开始后的目标选取往往又是无差别的。就此而言，恐怖袭击不仅会造成人员伤亡和财产损失等原生危害，而且还会造成营商环境恶化等次生危害。相应地，“一带一路”建设项目及其人员既有可能成为恐怖袭击的目标对象，也会因恐怖主义活动所导致的安全环境恶化而深受影响。对此，中国代表就在联合国安理会呼吁各方加强合作，切实保护互联互通项目和跨境基础设施免遭恐怖袭击，为开展“一带一路”建设提供安全保障。<sup>3</sup>

第三，有组织犯罪。绑架、海盗等组织犯罪严重干扰了正常的经济活动，是对相关人员人身和财产安全的严重威胁。其一，绑架。人质绑架是犯罪集团和非法组织勒索赎金和向政府施压的主要方式之一。在“一带一路”的建设过程中，相关项目人员在绑架活动高发地就面临着此类有组织犯罪的潜在威胁。其二，海盗。从事海上劫掠的海盗是海上安全的主要威胁之一。当前，全球海盗活动的热点地区大多与“21世纪海上丝绸之路”建设的主要地区

<sup>1</sup> 在实际的建设过程中，“一带一路”其实同时面临这些安全风险。据此，笔者讨论的是“一带一路”面临的所有安全风险，而不仅是专门针对“一带一路”的安全风险。

<sup>2</sup> 张晓伟等：《缅北冲突对“一带一路”在缅推进的影响机理》，载《世界地理研究》，2018年第2期，第28~32页；张元：《巴基斯坦俾路支分离主义研究》，北京：中国社会科学出版社2019年版，第125—128页。

<sup>3</sup> S/PV.7882，联合国官网，2017年2月13日，[https://www.un.org/zh/documents/view\\_doc.asp?symbol=S/PV.7882](https://www.un.org/zh/documents/view_doc.asp?symbol=S/PV.7882)，第20页。

相重合。<sup>1</sup>鉴于此, 海盗活动显然是“海上丝路”港口安全、海上运输安全和海上通道安全难以忽视的风险因素。

第四, 群体性事件。自“一带一路”倡议发起以来, 一些组织和政客就在对之进行质疑、攻击、歪曲、抹黑和造谣, 并力图将之污名化。<sup>2</sup>在这种政治炒作下, 加之一些海外中资企业在当地的社会责任缺位,<sup>3</sup>“一带一路”相关国家内部难免出现噪音, 并可能诱发反华抗议示威游行甚至是排华、仇华的暴力骚乱。在此类群体性事件中, 参建“一带一路”项目的中国企业和中方人员因其象征意义尤其容易被针对。

如上所述, 武装冲突、恐怖袭击、有组织犯罪和群体性事件是“一带一路”建设主要面临的安全风险。与此同时, “一带一路”建设所面临的各类安全风险也可能相互转化、交叠强化和外溢泛化, 并通过“一带一路”构建的联通体系进行散播。<sup>4</sup>对此, “一带一路”的安全风险应对既要立足于具体威胁挑战开展安全保障工作, 更要通盘考量建立多层次、跨地区、综合性的安全保障体系。

## (二) “一带一路”安全保障的理论和实践基础

“一带一路”以发展而非安全为导向是指“一带一路”主要追求国际经济合作而非谋求战略安全利益, 但这并不意味着“一带一路”没有安全需求而排斥安全目标和回避安全合作。<sup>5</sup>恰恰相反, “一带一路”的建设和发展离不开全面、充分和可靠的安全保障。

安全保障是指通过运用相关力量预防、应对和减少外力因素所造成的威胁和挑战。作为一个新兴的研究议题, “一带一路”的安全保障可兹借鉴的研究视角主要有安全经济学、海外安全保护、非战争军事行动、私营安保公司等。

第一, 安全经济学。为了应对各式各样的安全风险(尤其是由经济全球化进程所进一

<sup>1</sup> 当前, 全球海盗活动的热点地区主要有几内亚湾、亚丁湾、孟加拉湾、东南亚水域(马六甲海峡、西里伯斯海和苏禄海)、加勒比海。International Maritime Bureau, *Piracy and Armed Robbery Against Ships – 2019 Annual Report*, January 2020, p.5.

<sup>2</sup> 目前, 强加于“一带一路”的罪名有: 经济渗透、债务陷阱、资源掠夺、转移污染、地缘政治工具、谋求势力范围、新殖民主义等。污名化“一带一路”的代表性文本, 参见 Jeff M. Smith, “China and Sri Lanka: Between a Dream and a Nightmare”, *The Diplomat*, November 18, 2016, <https://thediplomat.com/2016/11/china-and-sri-lanka-between-a-dream-and-a-nightmare/>; Brahma Chellaney, “China’s Debt-Trap Diplomacy”, *Project Syndicate*, January 23, 2017, <https://www.project-syndicate.org/commentary/china-one-belt-one-road-loans-debt-by-brahma-chellaney-2017-01>; Stephen Kevin Bannon’s Speech at J-CPAC Event in Tokyo, Japan, December 17, 2017, <https://www.breitbart.com/radio/2017/12/16/bannon-in-tokyo-america-and-japan-enter-the-valley-of-decision/>; Office of the Spokesperson, U.S. Department of State, *China’s Environmental Abuses Fact Sheet*, September 25, 2020, <https://www.state.gov/chinas-environmental-abuses-fact-sheet/>.

<sup>3</sup> 陈定定、张子轩、金子真: “中国企业海外经营的政治风险——以缅甸和巴布亚新几内亚为例”, 《国际经济评论》, 2020年第5期, 第170~171页。

<sup>4</sup> 赵明昊: 《“一带一路”建设的安全保障问题刍议》, 载《国际论坛》, 2016年第2期, 第3页。

<sup>5</sup> 从更宏观的视角来看, 经济外交新平台的定位、“五通”建设与人类命运共同体的目标, 决定了“一带一路”既要有经济领域的合作, 又要有非经济领域的合作, 比如安全合作。李向阳: 《构建“一带一路”需要优先处理的关系》, 载《国际经济评论》, 2015年第1期, 第61页。

步扩大的), 政府和企业对于安全相关产品和服务的需求日益迫切。在此背景下, 满足这一需求的安全产业以及旨在研究如何通过相关活动以预防和减少造成生命和财产损失的安全经济学 (security economy) 应然兴起。<sup>1</sup>安全经济学强调, 经济效益的实现离不开有效的安全投入。在此, 安全的内涵不仅包括避免安全事故的安全生产, 还涵盖了捍卫安全环境的安全保障。例如, BP、壳牌、埃克森美孚等国际能源企业都已建立健康、安全、安保和环境 (Health, Safety, Security and Environment, HSSE) 管理体系及相关部门。<sup>2</sup>因此, 安全保障自然也是安全投入的重要列支条目。

第二, 海外安全保护。海外利益安全和海外公共安全是一国政府海外安全的主要内容。对此, 各国政府积极通过包括领事保护在内的多种方式进行海外利益保护和海外公民保护, 以避免和减少本国海外人员伤亡和财产损失。例如, 中国外交部领事司 (领事保护中心) 就发布了《中国领事保护和协助指南》和《中国企业海外安全风险防范指南》。但是, 经济全球化进程中以人为核心的跨境流动致使国家的属人治权与属地治权从一体走向分离、国家间的属人治权与属地治权从分立走向混同。与之相伴, 国籍国在海外利益保护中面临着传统保护手段的效用困境 (行动成本和沟通成本)、与东道国的合作困境 (政治意愿和安全能力) 以及保护行动的法理困境 (国际法制约和国内法制约)。<sup>3</sup>“一带一路”的建设和发展必然在规模和频率上促进人员的跨境流动 (如劳务输出) 并显著地增加参建国家的海外利益, 从而对包括中国在内的相关国家的海外利益保护和海外公民保护提出了新的要求。对此, 国籍国如何有效加强“一带一路”相关的海外安全维护以及协调与东道国在“一带一路”安全保障中的关系就是值得思考和需要处理的问题。

第三, 非战争军事行动。非战争军事行动 (Military Operations Other Than War, MOOTW) 是指在除战争外的军事行动范畴内使用军事力量的行动。<sup>4</sup>作为国家行为体在和平时期运用军事力量的重要方式, 非战争军事行动的内涵丰富, 包括灾害救援、平乱、关键设施保护、维和、非战斗人员撤离等多种具体形式, 而这其中大多也是国际经济合作的本土安全保障和

---

<sup>1</sup> Barrie Stevens, “The Emerging Security Economy: An Introduction,” in OECD, *The Security Economy*, 2004, pp.8-10.

<sup>2</sup> BP, “Health, Safety, Security and Environment,” <https://www.bp.com/en/global/corporate/careers/professionals/career-areas/hsse.html>; Shell, “Health, Safety, Security and Environment,” <https://www.shell.com/careers/about-careers-at-shell/degree-matcher/health-safety-security-and-environment-hsse.html>; Exxon Mobil, “Health, Safety, Security and Environment,” <https://corporate.exxonmobil.com/Company/Careers/Safety-security-health-environment-career-path>.

<sup>3</sup> 刘莲莲:《国家海外利益保护机制论析》, 载《世界经济与政治》, 2017年第10期, 第134—142页。

<sup>4</sup> The Joint Chiefs of Staff, Joint Pub 3-07, *Joint Doctrine for Military Operations Other Than War*, Washington, D.C., June 16, 1995, p.vii.

海外安全保障的重要内容。<sup>1</sup>就此而言, 非战争军事行动的兴起标志着国家军事力量的多样化运用方式, 也表明了军事部门参与“一带一路”安全保障的可行性和可操作性。同时, 鉴于国家军事力量海外投射的敏感性, 包括中国在内的相关国家对于“一带一路”安全保障的海外军事部署适宜采取柔性军事存在的方式, 突出军事力量运用所承担的民事功能。<sup>2</sup>

第四, 私营安保公司。私营安保公司是国际社会新兴的安全治理主体。<sup>3</sup>相应地, 国际社会也逐步构建起以《武装冲突期间各国关于私营军事和安保服务公司营业的相关国际法律义务和良好惯例的蒙特勒文件》(简称《蒙特勒文件》)和《私营安保服务供应商国际行为守则》(简称《国际行为守则》)为基础的国际治理框架, 并衍生出两个国际组织《蒙特勒文件》论坛(Montreux Document Forum)和国际行为守则协会(International Code of Conduct Association, ICoCA)。<sup>4</sup>对此, 安全私有化和安全市场化是理解私营安保公司兴起及其作用的重要视角。其一, 安全私有化。与安全国家化相对, 安全私有化是指安全领域的权力结构由国家垄断逐渐转向公私混合的现象。具体来说, 安全私有化包括两种类型: 自上而下的安全私有化是指国家或国际组织主动的安全功能外包, 自下而上的安全私有化是指非国家行为体在安全公共产品供应不足或缺失情况下的自发努力。其中, 私营安保公司是为数不多的能够相对获得国际认可而具有一定合法性的安全私有化行为体。<sup>5</sup>其二, 安全市场化。安全市场化是安全私有化的主要实现形式。赵可金和李少杰认为, 安全需求扩大与安全供给不足之间的安全鸿沟导致政府一方面向企业转移安全责任, 另一方面支持和鼓励私营安保公司, 从

<sup>1</sup> 基思·波恩(Keith E. Bonn)和安东尼·贝克(Anthony E. Baker)将非战争军事行动划分为主要在国内实施和主要在国外实施两种基本类型。[美]基思·波恩、[美]安东尼·贝克著, 杨宇杰等译、邱奇光等校:《美国非战争军事行动指南: 国内国际稳定与支援行动的战术、技术、程序》, 北京: 中国人民解放军出版社 2011 年版, 第 13—14 页。对于“一带一路”之类的国际经济合作来说, 前者可以对应当地政府的在地安全保障, 后者则可以对应母国政府的海外安全保障。

<sup>2</sup> 狭义的海外军事存在专指海外军事基地, 即刚性军事存在; 广义的海外军事存在则分为海外军事基地和柔性军事存在。具体来说, 柔性军事存在包括临时部署的武装力量、技术停靠站和停泊处、联合军事演习场地、武官机构、军事补给站、维修基地、海外军火仓库、联合情报站、侦察设施、航空航天跟踪设施、地震监测站、临时使用的军事设施、军事巡逻、海外维和部队、派驻军事训练人员和顾问等。孙德刚:《论新时期中国在中东的柔性军事存在》, 载《世界经济与政治》, 2014 年第 8 期, 第 9—11 页。

<sup>3</sup> 当然, 私营安保公司在提供安保服务的同时, 也存在滥用武力以及雇佣兵化(战争工具和战争贩子)的隐患, 并由此导致不安环境的恶性循环。[意]亚历山德罗·阿尔杜伊诺著, 唐杰等译:《保卫新丝绸之路: 挑战与机遇下的中国私营安保公司》, 上海: 上海人民出版社 2019 年版, 第 97—99、260—261 页。

<sup>4</sup> 肖河:《国际私营安保治理与中国海外利益维护》, 载《世界经济与政治》, 2018 年第 1 期, 第 101—105 页。中国是《蒙特勒文件》的首批缔约国。A/63/467-S/2008/636, 联合国官网, <https://undocs.org/en/A/63/467>。截至 2020 年 6 月, 目前, 中国共有 3 家私营安保公司(中国安保技术集团、汉卫国际护卫安全有限公司、华信中安(北京)保安服务有限公司)和 2 家社会组织(海南中金鹰和平发展基金会、浙江大学非传统安全与和平发展研究中心)是国际行为守则协会的会员。其中, 华信中安(北京)保安服务有限公司是认证会员。List of the Members, ICoCA, <https://www.icoca.ch/en/membership>。

<sup>5</sup> 张春:《安全私有化的当代发展及其国际政治意义》, 载《世界经济与政治》, 2016 年第 6 期, 第 5—13 页。

而产生安全需求的市场化和安全供给的市场化，并由此推动市场力量参与安全治理。<sup>1</sup>在“一带一路”的建设过程中，政府和企业是同样重要的两类主体。对于“一带一路”的安全保障来说，企业主体的相关需求不仅需要政府主体来满足，同时也需要企业担负起自身责任，并充分借助私营安保公司、保险公司<sup>2</sup>、安全援助公司<sup>3</sup>等第三方安保力量。

综上所述，安全维度是观察、认识和理解“一带一路”的另一视角。其中，“一带一路”的安全内涵可以分为以武装冲突、恐怖袭击、有组织犯罪和群体性事件为主要内容的安全风险，以及为了应对这些威胁挑战所开展的安全保障。接下来，笔者将回顾和梳理目前“一带一路”安全保障的主要方式以及可供选取的其他方式。

## 二、“一带一路”安全保障的主要方式

鉴于“一带一路”建设所面临的诸多安全风险，全面、充分和可靠的安全保障是“一带一路”稳妥推进和可持续发展的必要前提。对此，中国与其他“一带一路”相关国家正在积极开展合作，为“一带一路”建设提供安全保障；同时，“一带一路”参建企业也将自身在海外经营过程中的安保做法嫁接到“一带一路”的安全保障中。具体来说，目前“一带一路”的安全保障主要有市场化方式、东道国方式和工作组方式。

### （一）市场化方式

#### 1. 安全保障的市场化方式

市场化方式是指由安保行业的相关企业和人员提供安全服务，例如安保公司、咨询公司、保险公司和救援公司。据统计，全球安保行业的从业人员已达 1950 万~2550 万人，合法拥有 170 万~370 万枪支。<sup>4</sup>其中，私营安保公司（private security company, PSC）是目前市场化安全保障的主要力量。一般来说，安保公司的安全服务主要包括风险评估、安全咨询和设计、安全培训、现场保护、安保审计、紧急撤退和紧急医疗服务。<sup>5</sup>

在中国，安保公司这种市场化的安全保障方式已经获得中国政府和行业社团的认可。

<sup>1</sup> 赵可金、李少杰：《探索中国海外安全治理市场化》，载《世界经济与政治》，2015 年第 10 期，第 143 页。

<sup>2</sup> 一方面，购买保险将会显著降低事发后投保人的经济损失；另一方面，为了避免或减少保费赔付，保险公司往往也有充分的经济动机向客户提供配套安全服务。“How Insurance Companies Keep a Lid on Ransom Inflation,” *The Economist*, May 26, 2018, pp.64-65.

<sup>3</sup> 例如，国际 SOS 公司就为其客户提供紧急援助、人员追踪、医疗健康、培训咨询等安全服务。International SOS, “Medical & Security Services,” <https://www.internationalsos.com/medical-and-security-services>.

<sup>4</sup> 余万里、蒋千璐：《全球安保行业的发展状况与业态特征》，载《公共外交季刊》，2019 年第 2 期，第 24 页。

<sup>5</sup> 凤凰国际智库：《2016 年企业海外安全管理报告》，<https://pit.ifeng.com/event/special/haiwaiquanlibaogao/chapter3.shtml>。

<sup>1</sup>2018 年 3 月 21 日, 中国商务部对外投资与经济合作司同中国对外承包工程商会共同发布了《境外中资企业机构和人员安全管理指南》, 并提出境外中资企业应根据项目所在区域的风险等级, 有针对性地配备安保人员。同时, 该指南还列举了四种安保队伍选择方案: 雇佣普通保安人员、雇佣专业安保人员、选择政府军警力量、签约安保公司。<sup>2</sup>

## 2. 中石油“一带一路”项目的市场化安全保障

能源合作是“一带一路”建设的重要组成部分。其中, 中国石油天然气集团有限公司(以下简称中石油)在“一带一路”的国际油气合作中发挥着重要作用。据统计, 截至 2017 年年底, 中石油在“一带一路”沿线共 19 个国家运作着 49 个油气合作项目, 累计投资占公司海外总投资的 60%以上, 累计油气权益产量占海外权益总产量的 50%左右。<sup>3</sup>鉴于此, 中石油积极借鉴公司海外社会安全管理的相关经验,<sup>4</sup>向私营安保公司等进行安保服务采购, 对自身的“一带一路”项目进行市场化安全保障。其中, 中石油将海外社会安全风险分为四级, 并分级对应相应的管理措施(如表 1 所示)。同时, 中石油明确规定, 在高风险国家的项目安保投入比例应达到投资额或合同额的 3%~5%。<sup>5</sup>

表 1 中石油的海外社会安全风险管理体系

风险等级	管理措施
低风险	落实必要的安保措施
中等风险	项目在实施前应做好安全评估, 制定应急预案, 落实风险防范措施
高风险	<ul style="list-style-type: none"> <li>项目实施前, 落实社会安全风险评估, 制定安保方案, 经公司审核批准后方可实施</li> <li>项目实施中, 根据项目所在地社会安全局势变化情况, 持续完善安保方案, 持续修订应急预案并组织演练</li> </ul>
极高风险	公司统一明确社会安全管理要求, 执行强化的社会管理政策

<sup>1</sup> 2010 年 1 月 1 日, 中国国务院颁布的《保安服务管理条例》正式施行。自此, 私营安保公司获准向中国企业提供武装护卫服务。但受相关法律限制, 在中国国内合法持有武器的私营安保公司无法携带国内合法武器开展海外安保业务; 同时, 在中国国内注册的私营安保公司在海外也不能合法持枪。Clover, C., “Chinese Private Security Companies Go Global,” *Financial Times*, February 26, 2017, <https://www.ft.com/content/2a1ce1c8-fa7c-11e6-9516-2d969e0d3b65>.

<sup>2</sup> 中国商务部对外投资与经济合作司、中国对外承包工程商会:《境外中资企业机构和人员安全管理指南》, 第 162—163 页, 中华人民共和国商务部官网, <http://hzs.mofcom.gov.cn/article/aa/201803/20180302722842.shtml>.

<sup>3</sup> 《中国石油天然气集团有限公司年度报告(2017)》, 第 12 页, 中石油官网, <http://www.cnpc.com.cn/cnpc/ndbg/201805/a6237b7cc69b48a5889a6d0ecd62915f/files/6cf1ef6b88e84347afd0aee777792139.pdf>.

<sup>4</sup> 2004 年, 中石油在国际事业部下成立了海外防恐安全和健康、安全与环境(HSE)管理办公室。

<sup>5</sup> 《中企覆盖全球 160 多个国家 海外安保投入数十亿美元》, 人民网, 2017 年 8 月 29 日, <http://world.people.com.cn/n1/2017/0829/c1002-29501804.html>.

资料来源：《中国石油天然气集团有限公司企业社会责任报告》，第 35 页，中石油官网，<http://www.cnpc.com.cn/cnpc/qyshzrbg/201904/6b17b08faceb4abebf238a922ba3a8b4/files/9a11ea6bbb4c476eba4bd4c519da7303.pdf>。

以中石油在伊拉克的“一带一路”项目为例。面对伊拉克严峻的安保形势，中石油在伊拉克雇佣了国际安保公司为其提供安保服务，并建立了伊拉克政府、各项目和参建单位一体化的安保防恐体系，以及“三大一统一”（大安保、大后勤、大环境，统一组织领导和协调）的管理体系。<sup>1</sup>其中，国际安保公司是中石油在伊安全的重要保障力量。一方面，安保公司有助于填补安保漏洞。例如，根据中石油与伊拉克政府的协议，伊方为中石油提供安全服务，但伊拉克石油警察并不负责中方的营地安全和出行安全。<sup>2</sup>据此，引入安保公司能够促进实现全方位的安全保障。另一方面，安保公司有利于增强安保力量。例如，据中石油伊拉克艾哈代布钻井项目的一线工作人员反馈，伊拉克石油警察的安保能力、工作态度和武器装备都有待提高。<sup>3</sup>据此，引入安保公司可以增强安全保障的有效性和可靠性。当然，关于安保公司的具体选择（中资、东道国还是第三国外资安保公司），包括中石油在内的雇主企业还需要在经济成本、能力资质和地方性规则之间进行权衡和综合考量。

## （二）东道国方式

### 1. 安全保障的东道国方式

东道国方式是指由海外项目的所在国提供安全保障。一般来说，东道国方式的安全保障力量主要来自该国的国防、警察和情报部门。在此，东道国对于海外项目的安全保障有其独特优势和前提条件。

首先，对于海外项目而言，东道国的安全保障具有显而易见的先天优势。第一，政治优势。在政治方面，由东道国政府提供安全保障具有较低的外交敏感性。一方面，这种方式一般不会引起东道国和该地区其他国家对于外部力量进行安全介入的疑虑；另一方面，由本国军警力量提供安全保障可以避免治外法权方面的争议，也比较容易为东道国民众和社会团体接受。当然，东道国过度的安全保障则难免激起舆论反弹。第二，组织优势。在组织方面，

---

<sup>1</sup> 《中国石油在伊拉克：企业社会责任专题报告》，第 28 页，中石油官网，<https://www.cnpc.com.cn/cnpc/gbbg/201904/52b80d8a51f6424dbadd8ce6d0b28a30/files/ac36da8d745344d3b24d01eeb125b9cb.pdf>。

<sup>2</sup> 王靖：《民营安保企业可成维护我国海外利益安全的基本力量》，环球网，2016 年 7 月 26 日，<https://opinion.huanqiu.com/article/9CaKrmJWHQq>。

<sup>3</sup> 魏明国、刁国玉、康国：《伊拉克艾哈代布钻井项目安保方案研究》，载《中国安全生产科学技术》，2010 年增刊，第 30 页。

由东道国政府提供安全保障也更具实践效力。一方面, 东道国的军警部门本身就是该国重要的安全建制, 同时还建有相应的工作网络和情报系统, 因而可以大大提高安全保障的行动效率; 另一方面, 东道国的军警力量对于本国的安全事务和社会环境更为熟悉, 同时还具有明显的语言和文化优势, 因而可以大大降低安全保障的行动成本。

其次, 东道国方式的前提条件是项目所在国同时拥有充分的政治意愿和充足的安全能力提供安全保障。第一, 政治意愿。政治意愿回答了东道国为什么要向外资项目提供安全保障。具体来说, 东道国提供安全保障的行为动机可以分为政治性和经济性的。其中, 政治性动机是指东道国与外资项目母国之间良好的外交关系将推动东道国重视对于这些项目的安全保障, 尤其是对于双边关系具有重大意义的旗舰项目; 经济性动机是指外资项目对于东道国显著的经济意义(投资规模、就业拉动、产业升级、经济增长)会促使东道国重视对于这些项目的安全保障。第二, 安全能力。安全能力回答了东道国为什么能向外资项目提供安全保障。具体来说, 东道国的安全能力盈余是其向外资项目提供安全保障的必要条件。其一, 当东道国自身陷入内战或国际战争时, 自然无暇向外资项目提供安全保障; 其二, 如果东道国自身的军警力量就已经十分薄弱, 往往也就无力抽调额外的安全力量向外资项目提供安全保障。

## 2. 中巴经济走廊的东道国安全保障

中巴经济走廊(China-Pakistan Economic Corridor, CPEC)是新时代中巴合作的标志性工程, 也是“一带一路”的重要先行先试项目。<sup>1</sup>当前, 巴基斯坦正积极向中巴经济走廊提供安全保障, 并由此形成了极具代表性的“一带一路”安全保障的东道国方式。

首先, 巴基斯坦拥有非常充分的政治意愿和比较充足的安全能力为中巴经济走廊提供东道国安全保障。

第一, 非常充分的政治意愿。中巴两国高度重视中巴经济走廊建设及其安全保障工作。自建立全天候战略合作伙伴关系以来, 中巴两国对于中巴经济走廊的定位正在逐步升级, 即从“一带一路”的重大项目<sup>2</sup>到“一带一路”的标志性项目<sup>3</sup>再到“一带一路”高质量发展的

---

<sup>1</sup> 《王毅: 中巴经济走廊将成为中巴合作更加亮丽的名片》, 中华人民共和国外交部官网, 2019年3月19日, <https://www.fmprc.gov.cn/web/wjbzhd/t1646679.shtml>。

<sup>2</sup> 《中华人民共和国和巴基斯坦伊斯兰共和国关于建立全天候战略合作伙伴关系的联合声明》, 中华人民共和国外交部官网, 2015年4月21日, [https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq\\_676201/gj\\_676203/yz\\_676205/1206\\_676308/1207\\_676320/t1256274.shtml](https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq_676201/gj_676203/yz_676205/1206_676308/1207_676320/t1256274.shtml)。

<sup>3</sup> 《中华人民共和国和巴基斯坦伊斯兰共和国关于加强中巴全天候战略合作伙伴关系、打造新时代更紧密中巴命运共同体的联合声明》, 中华人民共和国外交部官网, 2018年11月4日, [https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq\\_676201/gj\\_676203/yz\\_676205/1206\\_676308/1207\\_676320/t1610023.shtml](https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq_676201/gj_676203/yz_676205/1206_676308/1207_676320/t1610023.shtml)。

示范工程。<sup>1</sup>为了推进中巴经济走廊建设，两国于2013年7月5日签署了《中巴经济走廊合作备忘录》，并同意成立中巴经济走廊联合合作委员会。<sup>2</sup>与此同时，鉴于巴基斯坦国内不容乐观的安全形势，特别是多次出现针对中国机构和公民的袭击事件，<sup>3</sup>中巴两国高度重视中巴经济走廊建设项目和人员的安全保障工作。2015年4月20日，巴基斯坦总理谢里夫在同来访的中国国家主席习近平会谈时表示，中巴经济走廊是两国合作的标志性项目，对促进本地区和平与繁荣意义重大。巴基斯坦愿同中方密切配合，尽最大努力保证中国在巴基斯坦人员安全。<sup>4</sup>

第二，比较充足的安全能力。作为南亚地区的主要大国，巴基斯坦较之其他南亚国家拥有相对充足的武装、警察和情报力量。在全球和地区排名方面，据全球火力（Global Firepower）的数据，巴基斯坦2005年至2020年的军力排名稳居世界前二十和南亚地区第二。<sup>5</sup>在人员数量方面，据国际战略研究所（International Institute for Strategic Studies, IISS）发布的《军事力量对比》（*The Military Balance*）报告，巴基斯坦2011-2020年的武装力量基本维持在92.10万~94.78万人之间。其中，现役部队（陆军、海军和空军）基本维持在61.70万~65.38万人之间，准军事部队基本维持在28.20万~30.40万人之间。<sup>6</sup>

其次，巴基斯坦为中巴经济走廊提供东道国安全保障可以分为政治支持和力量部署两个方面。

第一，政治支持。中巴经济走廊的安全保障得到了巴基斯坦方面有力的政治支持。一方面，由巴基斯坦向中巴经济走廊提供安全保障已被写入中巴相关的合作协议和发展规划。例如，2014年11月8日，中国国家能源局同巴基斯坦水电部签署了《中华人民共和国政府和巴基斯坦伊斯兰共和国政府关于中巴经济走廊能源项目合作的协议》。根据协议，巴方将采取必要的措施，保护项目的安全运营和中方人员的安全。<sup>7</sup>又如，2017年12月18日，巴

<sup>1</sup> 《中华人民共和国和巴基斯坦伊斯兰共和国关于深化中巴全天候战略合作伙伴关系的联合声明》，中华人民共和国外交部官网，2020年3月17日，[https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq\\_676201/gj\\_676203/yz\\_676205/1206\\_676308/1207\\_676320/t1757041.shtml](https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq_676201/gj_676203/yz_676205/1206_676308/1207_676320/t1757041.shtml)。

<sup>2</sup> 《李克强同巴基斯坦总理谢里夫举行会谈》，新华网，2013年7月5日，[http://www.xinhuanet.com//2013-07/05/c\\_116426719.htm](http://www.xinhuanet.com//2013-07/05/c_116426719.htm)。

<sup>3</sup> 商务部国际贸易经济合作研究院、中国驻巴基斯坦大使馆经济商务处、商务部对外投资和经济合作司：《对外投资合作国别（地区）指南：巴基斯坦（2019年版）》，第44—45页。另据统计，2001年至2015年，中国公民在巴基斯坦共遭遇恐怖袭击20起，死亡45人，受伤21人。王奇、梅建明：《中巴经济走廊沿线恐怖威胁分析及对策》《载南亚研究》，2017年第4期，第37页。

<sup>4</sup> 《习近平同巴基斯坦总理谢里夫举行会谈 双方决定将中巴关系提升为全天候战略合作伙伴关系》，新华网，2015年4月21日，[http://www.xinhuanet.com//world/2015-04/21/c\\_1115031072.htm](http://www.xinhuanet.com//world/2015-04/21/c_1115031072.htm)。

<sup>5</sup> “GlobalFirepower.com Ranks (2005 to Present),” Global Firepower, <https://www.globalfirepower.com/global-ranks-previous.asp>.

<sup>6</sup> IISS, *The Military Balance*, Vol.111-120, 2011-2020, Chapter 6.

<sup>7</sup> 《中华人民共和国政府和巴基斯坦伊斯兰共和国政府关于中巴经济走廊能源项目合作的协议》，中

基斯坦计划、发展和改革部在其发布的《中巴经济走廊远景规划（2017-2030）》中提出，巴基斯坦将为中巴经济走廊建设提供更高水平的安全保障。<sup>1</sup>另一方面，巴基斯坦军方也将中巴经济走廊的安全保障列为巴基斯坦国家安全的优先事项。<sup>2</sup>

第二，力量部署。巴基斯坦为中巴经济走廊建设制订了四层安保计划（four-layer security plan）。<sup>3</sup>其一，人员安保。据估计，巴基斯坦派出由边防部队、警察和民兵所组成的大约 3.2 万人左右的安保力量为中国工人提供安全保障。其二，特别安全部队。巴基斯坦专门成立了一支由 9 个步兵营（9000 人）和 6 个民兵战斗队（6000 人）组成的特别安全部队，并将指挥部设在拉瓦尔品第和卡拉奇附近，分别负责北方和南方两个区域。其三，海军特遣队。2016 年 12 月 13 日，巴基斯坦海军组建了一支旨在保卫中巴经济走廊和瓜达尔港安全的海军特遣队 TF-88。其四，海上巡逻艇。巴基斯坦海军将中国向其移交的 4 支海上巡逻艇（Hingol 号、Basol 号、Dasht 号和 Zhob 号）部署在瓜达尔港海岸，并通过不间断游弋以保卫瓜达尔港区的运行以及中国工程建设人员的安全。<sup>4</sup>2019 年 5 月 16 日，巴基斯坦三军新闻局局长阿西夫·加富尔（Asif Gafoor）在接受记者采访时表示，为了保障中巴经济走廊建设和相关人员安全，巴基斯坦专门组建了约 2.5 万名士兵的部队，并计划再增组一个师的力量。<sup>5</sup>综合来看，巴基斯坦政府围绕中巴经济走廊建设已经建立一支纵贯央地以及横跨军警等不同部门的综合安保力量。同时，巴基斯坦的安保计划还纳入了来自中国的安保人员。<sup>6</sup>但客观地说，巴基斯坦为中巴经济走廊提供的安全保障力量还存在数量相对不足、缺乏协同调度、行动权限模糊等现实问题。<sup>7</sup>

### （三）工作组方式

#### 1. 安全保障的工作组方式

工作组方式是指项目相关国政府间以此形式协调安保事务。一般来说，工作组方式主要

国条约数据库，<http://treaty.mfa.gov.cn/Treaty/web/detail1.jsp?objid=1531877024844>。

<sup>1</sup> Ministry of Planning, Development & Reform, Government of Pakistan, *Long Term Plan for China-Pakistan Economic Corridor (2017-2030)*, December 18, 2017, <http://cpec.gov.pk/brain/public/uploads/documents/CPEC-LTP.pdf>, p.26.

<sup>2</sup> International Crisis Group, *China-Pakistan Economic Corridor: Opportunities and Risks*, June 29, 2018, p.7.

<sup>3</sup> Khuram Iqbal, "Significance and Security of CPEC: A Pakistani Perspective", *China International Studies*, No.5, 2017, pp.145-146.

<sup>4</sup> 《守望瓜达尔港，为中巴经济走廊“点睛”》，载《光明日报》，2017 年 10 月 13 日，第 16 版。

<sup>5</sup> 《巴基斯坦坚决为中巴经济走廊建设保驾护航——访巴三军新闻局局长阿西夫·加富尔》，新华网，2019 年 5 月 17 日，[http://www.xinhuanet.com/world/2019-05/17/c\\_1124507960.htm](http://www.xinhuanet.com/world/2019-05/17/c_1124507960.htm)。

<sup>6</sup> Zahid Gishkori, "Economic Corridor: Pakistan, China Agree on Four-layer Security", *The Express Tribune*, November 1, 2015, <https://new.tribune.com.pk/story/983033/economic-corridor-pakistan-china-agree-on-four-layer-security>.

<sup>7</sup> 郝洲：《中巴经济走廊的难题》，财经网，2017 年 5 月 5 日，<http://magazine.caijing.com.cn/20170505/4268604.shtml>。

是通过定期会晤和工作磋商的形式来就双方共同关心的安保议题进行交流与合作。在此，工作组的参与方往往来自多个部门，这有利于双方就各种安保事务进行广泛协调，并有助于推动一些焦点问题的集中处理。就“一带一路”国际合作而言，工作组方式是推动共建“一带一路”的重要双边合作机制。例如，在中国政府发布的《推动共建丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动》中就明确提出，建立完善双边联合工作机制，研究推进“一带一路”建设的实施方案、行动路线图。<sup>1</sup>其中，建立和运行“一带一路”安全保障联合工作组就是“一带一路”建设过程中完善双边联合工作机制的重要实践构成。

## 2. 中国—吉尔吉斯斯坦“一带一路”联合工作组的安全保障

吉尔吉斯斯坦是最早支持和参与共建“一带一路”的国家之一。作为“丝绸之路经济带”的重要国家，吉尔吉斯斯坦正在务实开展共建“一带一路”的国际合作，并积极参与打造中国—中亚—西亚经济走廊。对于中吉关系而言，共建“一带一路”已经成为中吉合作的主线。<sup>2</sup>其中，对于相关项目和人员的安全保障工作也是中吉共建“一带一路”双边合作的重要内容。

近年来，吉尔吉斯斯坦国内时有发生针对中方人员和企业的暴力冲突和袭击事件。<sup>3</sup>同时，以“三股势力”为代表的中亚地区的跨境安全威胁也对中吉共建“一带一路”构成严峻挑战。对此，中吉两国建立了“一带一路”安全保障联合工作组，并通过这一合作机制积极加强对于相关项目和人员的安全保障。

目前，中吉共建“一带一路”安全保障联合工作组为司局级。其中，中方的牵头单位为中国外交部涉外安全事务司，吉方的牵头单位为吉尔吉斯斯坦外交部第一政治司。<sup>4</sup>对此，中国和吉尔吉斯斯坦也在两国《联合声明》中对双方相关部门就“一带一路”安全保障所探索的工作组方式予以认可和支持。2018 年 6 月 7 日，中吉两国元首在共同签署的《中华人民共和国和吉尔吉斯共和国关于建立全面战略伙伴关系联合声明》中提出，双方将充分发挥中吉共建“一带一路”安全保障联合工作组机制作用，为两国共建“一带一路”合作提供全

<sup>1</sup> 国家发展和改革委员会、外交部、商务部：《推动共建丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动》，北京：人民出版社 2015 年版，第 15 页。

<sup>2</sup> 《习近平同吉尔吉斯斯坦总统热恩别科夫会谈》，新华网，2019 年 6 月 13 日，[http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2019-06/13/c\\_1124619073.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2019-06/13/c_1124619073.htm)。

<sup>3</sup> Li Deming, “Kyrgyzstan still a Mine Field for Investors,” *Global Times*, October 28, 2012, <http://www.globaltimes.cn/content/740848.shtml>; International Crisis Group, *Central Asia’s Silk Road Rivalries*, July 27, 2017, p.11.

<sup>4</sup> 《吉中工作组讨论“一带一路”项目联建安全保障问题》，卡巴尔通讯社，2017 年 12 月 24 日，<http://cn.kabar.kg/news/kyrgyzstan-4/>; “II Meeting of Kyrgyz-Chinese Joint Working Group Held in Bishkek,” *Kabar*, November 15, 2018, <http://en.kabar.kg/news/ii-meeting-of-kyrgyz-chinese-joint-working-group-held-at-kyrgyz-mfa/>。

方位安全保障。<sup>1</sup>2019年6月13日,中吉两国元首在共同签署的《中华人民共和国和吉尔吉斯共和国关于进一步深化全面战略伙伴关系的联合声明》重申,双方将充分落实中吉共建“一带一路”安全保障联合工作组机制的任务,为达成目标,将在上述机制框架内加强安全保障情报信息交流。<sup>2</sup>

此外,中国驻外使领馆也在积极探索其他类似的工作机制。例如,中国驻阿富汗、津巴布韦、马达加斯加大使馆就相继建立了由中国大使馆、东道国相关部门和当地中资企业共同参与的“一带一路”建设安全保障三方联席会议机制。<sup>3</sup>

#### (四) 其他可选方式

如上所述,当前“一带一路”的安全保障形成了以市场化、东道国和工作组为代表的三种主要方式。然而,国家对于自身海外利益的安全保障以及国际社会就此展开的相关合作并不止于这些方式。就此而言,“一带一路”的安全保障可以充分借鉴、吸收和运用其他成熟方式。具体来说,这些可选方式主要包括母国行动方式、国际协作方式和国际组织方式。

第一,母国行动方式。母国行动方式是指由国籍国直接出动安全力量对海外项目和人员进行安全保障。当然,根据《联合国宪章》的宗旨和公认的国际法原则,母国方式的安全保障需要得到当事国同意或经由联合国安理会授权。当前,母国行动方式已经成为中国维护自身海外安全的政策选项之一。例如,2013年4月16日,中国政府在其发布的国防白皮书中首次提出,开展海外行动是人民解放军维护国家利益和履行国际义务的重要方式。<sup>4</sup>具体来说,中国采取的母国安保行动主要有护航<sup>5</sup>、撤侨(动用军事力量)<sup>6</sup>和国际救援<sup>7</sup>。相应地,

<sup>1</sup> 《中华人民共和国和吉尔吉斯共和国关于建立全面战略伙伴关系联合声明》,2018年6月7日,中华人民共和国外交部官网,[https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq\\_676201/gj\\_676203/yz\\_676205/1206\\_676548/1207\\_676560/t1566593.shtml](https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq_676201/gj_676203/yz_676205/1206_676548/1207_676560/t1566593.shtml)。

<sup>2</sup> 《中华人民共和国和吉尔吉斯共和国关于进一步深化全面战略伙伴关系的联合声明》,2019年6月13日,中华人民共和国外交部官网,[https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq\\_676201/gj\\_676203/yz\\_676205/1206\\_676548/1207\\_676560/t1671981.shtml](https://www.fmprc.gov.cn/web/gjhdq_676201/gj_676203/yz_676205/1206_676548/1207_676560/t1671981.shtml)。

<sup>3</sup> 《中阿携手加强“一带一路”相关项目的安全保障》,中华人民共和国驻阿富汗伊斯兰共和国大使馆官网,2018年8月15日,<http://af.china-embassy.org/chn/zagx/t1585300.htm>;《驻津巴布韦使馆举办“一带一路”安全风险防范三方协调会》,中华人民共和国驻津巴布韦共和国大使馆经商处官网,2019年9月20日,<http://zimbabwe.mofcom.gov.cn/article/jmxw/201909/20190902900619.shtml>;《驻马达加斯加使馆举办在马“一带一路”建设安全保障三方联席会议》,中华人民共和国驻马达加斯加共和国大使馆官网,2019年9月21日,<http://mg.china-embassy.org/chn/dszl/dshd/t1699840.htm>。

<sup>4</sup> 中华人民共和国国务院新闻办公室:《中国武装力量的多样化运用》,北京:人民出版社2013年版,第23页。

<sup>5</sup> 目前,中国海军常态部署3—4艘舰艇在亚丁湾索马里海域执行护航任务。中华人民共和国国务院新闻办公室:《新时代的中国国防》,北京:人民出版社2019年版,第51页。

<sup>6</sup> 2011年,中国首次动用军事力量参与撤侨。2015年,中国首次派遣军舰直接靠泊外国港口撤离中国公民。《中国军舰首次靠泊外国港口直接撤侨 首批中国公民撤离也门》,澎湃网,2015年3月30日,[https://www.thepaper.cn/newsDetail\\_forward\\_1316231](https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_1316231)。

<sup>7</sup> 目前,中国拥有两支获得联合国认证的重型救援队。《中国救援队和中国国际救援队顺利通过联合

中国以及其他相关国家可以通过采取这种方式为自身的“一带一路”项目提供安全保障。

第二，国际协作方式。在经济全球化的今天，国际项目的安全保障往往还与第三国相关。一方面，在对相关项目和人员的安全保障过程中可能需要第三国协助；例如，2011年利比亚内战爆发后，中国政府在希腊政府的协助下，首次采用了“将人员摆渡到第三国再撤回国”的方式进行撤侨。<sup>1</sup>另一方面，在对相关项目和人员的安全保障过程中也可能需要协助第三国。例如，在亚丁湾索马里海域执行任务的中外海军护航编队经常互相接收对方转交的高危船只进入己方编队。<sup>2</sup>当前，“一带一路”的第三方市场合作正在蓬勃兴起。<sup>3</sup>在此背景下，“一带一路”安全保障的参与主体和服务对象也应包括第三方而涵盖各相关方。

第三，国际组织方式。国际组织是国际治理的重要参与主体。在安全议题上，相关国际组织发挥着体现自身优势和特色的重要作用。截至2021年1月，中国已同140个国家和31个国际组织签署了205份“一带一路”合作文件。<sup>4</sup>其中，这些国际组织包括国际刑警组织、国际海事组织等全球性、专业性国际组织以及东盟、阿盟和非盟等地区性、综合性国际组织。就此而言，相关国际组织也可以为“一带一路”提供安全保障。例如，可以在非洲常备军和非洲危机应对快速反应部队与非洲地区“一带一路”建设的安全保障之间寻求相应的合作安排。

综上所述，目前“一带一路”的安全保障已经形成了市场化、东道国和工作组三种方式，并有母国行动、国际协作和国际组织三种方式可供选取和搭配使用。一方面，“一带一路”的这些安全保障方式因其实践内涵而各有专长（包括正项的安全能力和合法性，负项的敏感度、政治门槛和经济成本）；另一方面，“一带一路”的这些安全保障方式之间并不是相互排斥或择一而取的，而是相互补充和相互促进的。就此而言，需要根据实际需求并结合不同安全保障方式的适用性，采择和运用相应的安保方式，以实现最大化和最优化的安保效能。

在此基础上，为了实现对于“一带一路”更为全面、充分和可靠的安全保障，需要加强“一带一路”安全保障的机制建设，建立、发展和完善“一带一路”的安全保障体系，打造

---

国国际重型救援队测评复测》，联合国官网，2019年10月23日，  
<https://news.un.org/zh/story/2019/10/1044061>。

<sup>1</sup> 《李克强：利比亚紧急撤侨希腊政府雪中送炭》，新华网，2014年6月21日，  
[http://www.xinhuanet.com/world/2014-06/21/c\\_1111252353.htm](http://www.xinhuanet.com/world/2014-06/21/c_1111252353.htm)；《希腊前安全高官首次披露2011年利比亚撤侨内情“我们当年没有先例可循”》，载《南方周末》，2018年7月5日。

<sup>2</sup> 刘竞进、邱采真：《护航：我海军军事外交的重要平台》，载《海军工程大学学报》（综合版），2011年第4期，第72页。

<sup>3</sup> 截至2019年6月，中国已与14个国家建立了第三方市场合作机制。中国国家发展和改革委员会：《第三方市场合作指南和案例》，中华人民共和国发展和改革委员会官网，2019年8月20日，  
<https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201909/W020190905514523737249.pdf>，第4—5页。

<sup>4</sup> 《已同中国签订共建“一带一路”合作文件的国家一览》，中国一带一路网，  
<https://www.yidaiyilu.gov.cn/xwzx/roll/77298.htm>。

共商、共建、共享的平安丝路。

### 三、建立、发展和完善“一带一路”的安全保障体系

构建“一带一路”的安全保障体系是“一带一路”高质量发展和机制化建设的重要内容。对此,有必要认识和理解“一带一路”安全保障体系构建的基本内涵以及中国作用。

#### (一)“一带一路”安全保障体系的基本内涵

综合来说,构建“一带一路”的安全保障体系需要做到政府与企业、回应与预防、常态与应急、陆上与海上、双边与多边并重,以及成本和边界约束。在此,五个并重分别从参与主体、行为模式、工作状态、地理区位和合作路径五个方面分别回答了谁来保障、怎么保障、何种保障、在哪保障以及如何合作的问题,而两个约束则回应了安全保障的可持续性问题,从而共同构成“一带一路”安全保障体系的基本内涵。

第一,政府与企业并重。政府和企业两类主体在“一带一路”的安全保障机制建设中发挥着各具特色又相互促进的重要作用。首先,政府主体为“一带一路”的安全保障提供坚实支撑。比起企业,政府显然拥有垄断性的安全资源和压倒性的安全优势,因而可以为包括“一带一路”项目在内的各项经济安排提供有力的安全保障。同时,对于“一带一路”这样的区域经济合作来说,政府出面的安保协调也相较更具政治优势。因此,相关国家政府之间、政府不同部门之间、中央地方政府之间的合作与协作在“一带一路”的安全保障机制建设中发挥着至关重要的基础作用。其次,企业主体为“一带一路”的安全保障提供有益补充。比起政府,企业显然拥有更为敏锐的市场嗅觉和更不敏感的政治色彩。一方面,一线工程项目人员和运营管理人员是“一带一路”安保工作最基层的信息员和需求方,他们的比较优势能够帮助“一带一路”的安保机制建设更加有的放矢。另一方面,企业自身的安保力量或购买的安保服务和保险服务在本质上属于市场行为,因而不仅可以保证较高的安保收益率而且还具有较低的政治敏感性。同时,安保市场主体的行业内和行业间合作也有利于向其服务企业提供复合安全保障。<sup>1</sup>此外,强化企业的社会责任也有助于避免和减少当地针对性的群体性事

<sup>1</sup> 例如,2020年7月28日,中国“一带一路”再保险共同体在北京正式成立,标志着保险业高质量服务“一带一路”迈出坚实一步。2021年4月,中国“一带一路”再保险共同体首次以首席再保人身份为智利5号公路塔尔卡-奇廉段第二期特许经营项目提供政治暴力再保险保障,标志着“一带一路”共同体在核心承保能力建设方面再上新台阶。《中国“一带一路”再保险共同体在京成立》,新华网,2020年7月28日,[http://www.xinhuanet.com/money/2020-07/28/c\\_1210724693.htm](http://www.xinhuanet.com/money/2020-07/28/c_1210724693.htm);《中国“一带一路”再保险共同体为智利5号公路提供保险保障》,新华网,2021年4月29日,[http://www.xinhuanet.com/money/2021-04/29/c\\_1127392492.htm](http://www.xinhuanet.com/money/2021-04/29/c_1127392492.htm)。又如,中再集团与中国安保共同体于2017年5月12日在北京签署战略合作协议,提出共同建立以“中国保险+中国安保”为特色的海外急难救助服务体系。《中再集团推动成立中国安保共同体并与中国安保共同体签署战略合作协议》,新华网,2017年5月12日,[http://www.xinhuanet.com/money/2017-05/12/c\\_1120963616.htm](http://www.xinhuanet.com/money/2017-05/12/c_1120963616.htm)。

件。因此，“一带一路”的安全保障机制建设也要关注和纳入企业主体，并充分发挥市场逻辑在“一带一路”安全保障中的重要作用。除此之外，“一带一路”的安全保障体系还可以广泛纳入商会协会、海外侨团等社会主体以及国际组织等各方力量。

第二，回应与预防并重。传统上，安全保障一般聚焦于威慑、反击与止损。但是，如果将对安全保障的理解从“姿态”转换为目标，那么安全保障则兼具预防与回应的双重意涵。同时，在预防与回应之间分布着评估、管控、处置三种循次递进的安全保障模式，以及监测和合作两种非线性的安全保障模式。其一，安全风险评估。安全风险评估是最为直接的避险方式，它有助于规避绝对安全风险以及降低比较安全风险。其二，安全风险管控。在安全风险评估完成后和安全风险处置开始前，安全风险管控可以迟滞、减弱甚至是化解即将到来的安全危机。其三，安全风险处置。安全风险处置是指以及时有效的安保行动来应对威胁挑战。与此同时，安全风险监测和安全保障合作是对这三种递进的安全保障模式的辅助行为模式。其中，安全风险监测是有助于促进对于安全风险的动态评估、分级预警以及管控处置的成效反馈，而安保行动协调则有助于推动对于安全风险的集体评估、情报共享和联合行动。

第三，常态与应急并重。根据不同情势状态所对应的安全风险环境，可以将安全保障分为常态化安全保障和应急性安全保障。其中，前者对应日常的、例行的、一般化的安全保障，包括安保方案设计、安保机制运行、安保力量司职以及“三防”体系建设（人防、物防、技防）；后者则对应例外的、特殊的、超常规的安全保障，包括启动应急预案（企业）、进行应急响应（政府）和开展应急协调（政企间、政府间）。同时，这两种安全保障状态也是可以相互转化的：当安全事态激化时，常态化的安全保障便升级为应急性的安全保障；当安全事态和缓时，应急性的安全保障则降级为常态化的安全保障。

第四，陆上与海上并重。“一带一路”是陆海统筹、陆海联动的国际倡议。就此而言，陆上安保与海上安保是“一带一路”安全保障的两个基本方面。其中，陆上安保的主要内容包项目以及人员安全、国际班列安全、跨国油气管道安全等；海上安保的主要内容包括船舶以及人员安全、海上通道安全、海上设施安全等；陆海联动安保则主要包括港口安全、陆海快线安全等。鉴于大陆与海洋不同的地理条件和空间环境，陆上安保与海上安保的具体实践有所不同。<sup>1</sup>在此，“一带一路”的安全保障需要做到陆海并重：一方面，根据陆海区位的实际情况，因地制宜地开展安全保障；另一方面，立足项目建设的实际需求，做好陆海安保

---

<sup>1</sup> 2017年6月20日，国家发展和改革委员会、国家海洋局联合发布了《“一带一路”建设海上合作设想》，倡议各方加强海洋公共服务、海事管理、海上搜救、海洋防灾减灾、海上执法等领域的海上安全保障合作。国家发展和改革委员会、国家海洋局：《“一带一路”建设海上合作设想》，载《中国海洋法学评论》，2017年第1期，第286页。

的衔接与配合。

第五, 双边与多边并重。双边合作和多边合作是国际合作的两种基本形式。对于“一带一路”的安全保障而言, 可以根据不同项目的建设背景针对性地开展相应的双边、多边安保合作, 并在此基础上积极构建一张“一带一路”安全保障的合作网络。其中, 对于参与成员单一、威胁相对独立、集中于一国境内的“一带一路”建设项目, 可以优先考虑双边安保合作; 对于参与成员多元、威胁复合联动、跨国跨地区的“一带一路”建设项目, 可以优先考虑多边安保合作。同时, 还应积极推动双边、多边安保合作之间的相互补充和相互促进。一方面, 双边安保合作可以为多边安保合作发挥示范、引领和推动作用; 另一方面, 多边安保合作也可为双边安保合作发挥筹议、协调和带动作用。

同时, 在对“一带一路”进行安全保障的过程中不能不计成本、没有边界地追求绝对安全。事实上, 绝对安全既不可取也不存在, 并且会导致以此为目标的安保保障难以为继而不可持续。因此, 为了确保“一带一路”安保保障的可持续性, 应做好“一带一路”安保保障的成本约束和边界约束。其一, 成本约束。安保保障的本意是为经济发展营造良好的安全环境, 但如果安保保障的成本过高到反噬经济发展则无疑是本末倒置。因此, “一带一路”的安保保障应进行成本约束, 确保合理投入并提高行为效能。其二, 边界约束。一般来说, 安保保障的行为选项往往不止一种, 且安保强度也具有一定的弹性。在此, 对于“一带一路”这样具有高关注度、广涉及面和多相关方的国际合作, 尤其需要控制安保保障的行为边界, 防止过度的安保行为诱发新的安全问题。

当然, 以上五个并重和两个约束只是从整体层面讨论“一带一路”安保保障的体系构建。考虑到“一带一路”横跨不同地区, 因而具体层面的安保保障机制和措施应立足地区实际而具有一定的灵活性、适应性和差异性。

## (二) “一带一路”安保保障体系构建的中国实践

自发起“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”国际倡议以来, 中国政府就高度重视“一带一路”的安全保障。具体来说, 中国政府参与构建“一带一路”安保保障体系的主要内容可以分为政治支持、理念贡献和机制建设三个方面。

第一, 政治支持。中国领导人在多个场合强调要加强“一带一路”的安全保障工作。2016年8月17日, 习近平主席在推进“一带一路”建设工作座谈会上强调, 要切实推进安全保障, 完善安全风险评估、监测预警、应急处置, 建立健全工作机制, 细化工作方案, 确

保有关部署和举措落实到每个部门、每个项目执行单位和企业。<sup>1</sup>2018年8月27日，习近平主席在推进“一带一路”建设工作5周年座谈会上再次强调，要高度重视境外风险防范，完善安全风险防范体系，全面提高境外安全保障和应对风险能力。<sup>2</sup>2019年1月21日，习近平主席在省部级主要领导干部坚持底线思维着力防范化解重大风险专题研讨班的开班式上进一步强调，要加强海外利益保护，确保海外重大项目和人员机构安全。要完善共建“一带一路”安全保障体系，坚决维护主权、安全、发展利益，为我国改革发展稳定营造良好外部环境。<sup>3</sup>由此可见，中国政府为“一带一路”的安全保障体系构建提供着坚实的政治支持。

第二，理念贡献。安全理念与安全实践是安全互动的一体两面。对于“一带一路”的安全保障来说，中国贡献的安全理念主要包括发展安全、合作安全和普遍安全。其一，发展安全。贫困、落后和愚昧是各类安全问题滋生蔓延的天然土壤。中国认为，发展是最大的安全，不发展是最大的安全隐患。<sup>4</sup>因此，“一带一路”以发展为底色，力促实现发展与安全之间的良性循环。就此而言，发展才是最根本的安全保障。相应地，各方在共建“一带一路”的过程中，既要为共同发展提供安全保障，也应以共同发展实现安全保障。其二，合作安全。中国认为，当代世界安全问题的联动性、跨国性、多样性更加突出，各国应该树立合作应对安全挑战的意识。<sup>5</sup>因此，“一带一路”的安全保障以合作为基调，倡导政府、企业、社会团体和国际组织等相关各方的广泛参与和积极合作。其三，普遍安全。中国主张，一国安全不能建立在别国不安全之上；要谋求自身安全，必须也让别人安全。<sup>6</sup>因此，“一带一路”安全保障的价值旨向不是封闭、排他的对立安全，而是开放、包容的普遍安全。

第三，机制建设。为了切实推进“一带一路”的安全保障工作，中国政府各部门积极推动建立了一系列的交流合作机制。其一，对话机制。2017年5月4日，中国国家安全部与20多个国家安全部门“一带一路”安全合作对话会在北京举行。与会各方表示，愿同中方加强安全合作，同心协力为“一带一路”建设提供安全保障。<sup>7</sup>其二，论坛机制。2015年9月

<sup>1</sup> 习近平：《习近平谈治国理政》（第二卷），北京：外文出版社2017年版，第505页。

<sup>2</sup> 习近平：《习近平谈治国理政》（第三卷），北京：外文出版社2020年版，第488页。

<sup>3</sup> 《习近平：提高防控能力着力防范化解重大风险 保持经济持续健康发展社会大局稳定》，新华网，2019年1月21日，[http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2019-01/21/c\\_1124021712.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2019-01/21/c_1124021712.htm)。

<sup>4</sup> 《外交部副部长乐玉成接受英国〈金融时报〉专访实录》，新华网，2018年9月26日，[http://www.xinhuanet.com/silkroad/2018-09/26/c\\_129960861\\_2.htm](http://www.xinhuanet.com/silkroad/2018-09/26/c_129960861_2.htm)。

<sup>5</sup> 《习近平出席国际刑警组织第86届全体大会开幕式并发表主旨演讲》，新华网，2017年9月26日，[http://www.xinhuanet.com/politics/2017-09/26/c\\_1121726036.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/2017-09/26/c_1121726036.htm)。

<sup>6</sup> 习近平：《携手建设更加美好的世界——在中国共产党与世界政党高层对话会上的主旨讲话》，载《人民日报》，2017年12月2日，第2版；习近平：《携手合作 共同维护世界和平与安全——在“世界和平论坛”开幕式上的致辞》，载《人民日报》，2012年7月8日，第2版。

<sup>7</sup> 《“一带一路”安全合作对话会在京举行 孟建柱会见代表团团长》，新华网，2017年5月4日，[http://www.xinhuanet.com/politics/2017-05/04/c\\_1120919833.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/2017-05/04/c_1120919833.htm)。

22 日, 中国公安部创办了新亚欧大陆安全走廊国际执法合作论坛(简称连云港论坛), 并在此框架下成立了“一带一路”国际执法安全培训和研究中心。<sup>1</sup>其三, 工作机制。2019 年 7 月 25-26 日, 中欧班列(重庆)沿线国家运输安全联合打击行动会商会在重庆举行。会议期间, 与会代表共同倡议建立中欧班列运输安全保障执法合作联络机制, 并由中国警方常驻联络机构对接各方联络人员。<sup>2</sup>

打造和平安宁的平安丝路是“一带一路”高质量发展的重要内容和必然要求。为此, 需要有关各方携手加强“一带一路”的安全保障以及构建相应的合作体系。其中, “一带一路”的安全保障体系至少包括价值体系和工作体系两个有机组成部分。在此, 二者分别从理念和行动的角度为“一带一路”的安全保障提供有力支撑。

#### 四、结 语

作为社会活动的两大基本目标, 安全和发展之间应是相辅相成、相得益彰的互动关系。相应地, 对于发展导向的“一带一路”来说, 安全元素也是其重要内容。就此而言, 推动“一带一路”的高质量发展需要相关各方在“一带一路”的建设过程中携手实现经济发展与安全保障的共进并举。在此背景下, “一带一路”的安全保障也应秉持共商、共建、共享的原则, 充分发挥国家、市场和社会等不同主体的比较优势, 并在此基础上建立、发展和完善“一带一路”的安全保障体系, 共同将“一带一路”打造为以发展促安全、以安全护发展的繁荣之路、和平之路。

---

<sup>1</sup> 《新亚欧大陆桥安全走廊国际执法合作论坛圆满闭幕》, 新华网, 2015 年 9 月 24 日, [http://www.xinhua.net.com/politics/2015-09/24/c\\_128264118.htm](http://www.xinhua.net.com/politics/2015-09/24/c_128264118.htm)。

<sup>2</sup> 崔庚: 《中欧班列沿线国家共同倡议建立执法合作联络机制》, 载《现代世界警察》, 2019 年第 8 期, 第 15 页。

# 避险情绪和国家风险影响货币政策独立性的空间效应研究

丁剑平<sup>1</sup> 吴洋<sup>2</sup>

**【摘要】**近年来，全球各类“黑天鹅”事件频发，各国纷纷继续采取宽松型的货币政策试图提振本国经济。在全球降息潮背景下，如何保持本国货币政策独立性再次成为学界的重要关注点。本文以一个考虑风险溢价因素影响的蒙代尔-弗莱明模型作为理论框架，在分别以“货币锚”为基准评估各国货币政策独立性与汇率制度稳定性后，通过一个空间面板模型分析避险情绪与国家风险因素对货币政策独立性的影响，并从侧面检验了传统“三元悖论”的稳定性。本文发现：第一，全球避险情绪与国家风险水平上升都会显著地影响货币政策独立性，受此影响，传统的“三元悖论”稳定性会显著下降，并可能会在一定条件下转化为“二元悖论”；第二，国家风险水平对于货币政策独立性的影响只有在全球避险情绪上升时才会发生，并且在某些情况下，外国风险水平对于本国的冲击要高于本国风险；第三，在经济全球化造成各国经济联系日益密切的今天，资本市场开放程度相比汇率制度更能影响一国的货币政策独立性。本文对全球风险上升时的货币政策独立性影响因素进行了全面分析，对于我国在当前形势下通过深化汇率与金融改革、保持货币政策独立性具有一定的指导意义。

**【关键词】**避险情绪；国家风险；货币政策独立性；空间面板模型

## 一、引言

20世纪80年代以来，经济全球化与金融市场自由化浪潮愈演愈烈，各国金融市场逐渐成为一个密不可分的整体，受此影响，各国的货币政策也更容易受到其他国家，尤其是大型经济体的货币政策溢出影响。近些年来，由于全球经济在2008年金融危机后恢复缓慢，加之各类“黑天鹅”、“灰犀牛”事件频发，因此各国纷纷放低利率，形成全球降息潮之势。作为大国，货币政策独立性对于我国的重要性毋庸置疑，面对国际政治经济的新形势与新挑战，如何在深化人民币汇率改革与推进资本市场有序开放的同时，保证我国政策制度独立性，已经成为了学界的一个重要研究方向。

研究货币政策独立性(或者货币政策有效性)影响因素的最经典理论当属Fleming(1962)和Mundell(1963)在20世纪60年代发展的Mundell-Fleming模型分析框架，该理论指出

---

<sup>1</sup> 丁剑平，中国人民大学国际货币研究所学术委员，上海财经大学金融学院博士生导师，上海国际金融中心研究院副院长。

<sup>2</sup> 吴洋，上海财经大学金融学院博士研究生。

一国最多同时选择以下三个特征中的两个: 独立的货币政策、自由的资本流动和固定汇率制度, 该结论也通常被称为“三元悖论”。作为“三元悖论”的一个重要结论, 追求资本自由流动的国家(尤其是小型经济体)必须提高本国汇率可浮动性以保持货币政策独立。在实践中, 也已经有大量文献对此进行了证明, 如 Edwards(2010, 2015), Klein & Shambaugh(2015), Obstfeld(2015), Aizenman et al.(2016)等, 比较有代表性的如 Aizenman et al.(2016), 该文通过对新兴经济体进行研究发现, 汇率相对固定的新兴经济体更容易收到大型经济体的货币政策溢出影响。然而, Rey(2015)却指出“即使在浮动汇率制度下, 货币政策溢出也会通过跨境资本流动和全球金融机构的杠杆作用实现”, 即全球金融一体化趋势已经使得“三元悖论”变为了“二元悖论”。如果这一结论属实, 那么对于想要保持货币政策独立性的经济体而言, 资本管制便成为了必选项, 而汇率制度的选择并不会起到多大作用。

对于以上问题, 本文试图通过一个考虑风险溢价因素影响的 Mundell-Fleming 模型分析框架, 分析避险情绪与国家风险因素对货币政策独立性及“三元悖论”稳定性的影响, 并通过一个空间计量模型来验证理论模型部分假设。本文的主要贡献在于以下三点: 1. 根据全球各国的实际货币锚定情况, 评估了全球主要经济体的真实货币政策独立性与汇率波动情况; 2. 结合最新的汇率制度分类标准, 检验全球经贸与金融往来日益密切的背景下, 货币政策独立性、资本市场开放程度与实际汇率波动的关系; 3. 以文中的理论分析部分为基础, 分析全球避险情绪与国家风险水平对货币政策独立性及“三元悖论”稳定性的影响, 对特殊情况下出现的“二元悖论”给出了创新性的解释。通过以上工作, 本文既从理论方面改进和完善了“三元悖论”的分析框架, 也通过实证研究检验了国际经济联系日益紧密背景下“三元悖论”的稳定性, 对于在深化经济与金融改革的同时如何保持货币政策独立性具有十分重要的现实意义。

文章余下部分结构安排如下: 第二部分是相关文献综述, 第三部分是理论模型分析, 第四部分是数据来源与模型设计说明, 第五部分是实证结果分析, 最后一部分为结论总结及相应政策建议。

## 二、相关文献综述

### (一) 货币政策溢出效应的传导机制

对于与货币政策类型相似, 货币政策溢出效应的传导主要通过价格和数量两个途径进行(Caruana, 2012)。从价格传导途径来看, 货币中心国主要通过各种金融资产价格, 如汇率、主权债务收益率、股票市场价格等进行传导(Chen et al., 2010, 2015; Neely, 2015)。首先, 货币中心国家的货币政策会显著地导致边缘国家的汇率波动, 从而影响其对外贸易和国民经济, Gourinchas & Obstfeld(2012)便指出以美国为代表的货币中心国普遍实行量化宽松的货币政策, 在不同程度上导致了边缘国家货币的升值, 从而极大地损害了这些国家的对外贸易; 第二, 由于全球债券市场, 尤其是主权债务市场间极具相关性, 因此除了对外贸易, 货币中心国家的货币政策溢出也可能通过影响长期政府债券收益率实现。货币中心国家的货币

政策也会显著地改变边缘国家主权债的交易量和收益率,从而影响边缘国家中央银行的货币政策调节空间和政策效果;最后,货币中心国家还会极大地影响边缘国家的股票市场,Ehrmann & Fratzscher (2009)指出,由于货币中心国家在全球金融体系中占据比较重要的地位,因此货币中心国家的货币政策宣告不仅会对本国股票市场造成影响,也会对边缘国家的股票市场造成巨大冲击。由于货币中心国的货币政策对边缘国家的总体金融市场收益率都具有巨大的影响力,因此当这种溢出效应达到一定程度时便可能损害边缘国家的金融稳定(Gourinchas & Obstfeld, 2012)。

而对于数量传导途径,货币中心国家的货币政策溢出主要通过对外资本流动影响边缘国家的政策利率来实现。具体而言,资本的跨境转移主要有银行间跨境借贷和风险承担渠道等(Bruno & Shin, 2013, 2015; Rey, 2016)。一方面,由于跨境银行资产与负债业务的货币并不完全匹配,因此银行间的跨境借贷实际上会加大银行的违约风险,从而影响存款货币创造过程,进而对利率造成影响(Bruno & Shin, 2015);另一方面,边缘国家中央银行往往会对货币中心国的货币政策进行不同程度的干预,这也会改变边缘国家的总体信贷条件,从而影响政策利率。根据IMF统计,新兴市场的资本流入总量从2007年的3.29万亿增长到了2012年的4.46万亿美元,这说明在2008年次贷危机后,边缘国家可能会更容易受到中心国家的货币政策影响。

除了上述金融渠道,如果货币中心国家与边缘国家有大量的贸易往来,那么货币中心国的货币政策溢出还有可能无需以汇率作为媒介,直接通过贸易渠道实现;同时, Mallick & Sousa (2013)指出,货币中心国家的政策举动也可能引起全球主要大宗商品价格变化,从而影响边缘国家的通胀水平,从而对其实际利率水平造成影响。总结来看,现有大部分文献均从理论和实证角度证明,货币中心国家的国家会显著地向边缘国家传递,并不同程度地影响其货币政策独立性。

## (二) 汇率制度与保持货币政策独立性的选择之争

通过上述分析可以看出,中心货币国家的货币政策一方面会影响边缘国家的资本流入并导致其汇率变化,从而对其贸易产生冲击(Brana et al., 2012),另一方面也会极大地影响边缘国家的金融稳定性。对于这两方面的冲击,根据传统“三元悖论”理论,边缘国家可通过两种方式进行应对。一种是模仿中心国家的货币政策行为,即放弃货币政策独立性从而保证汇率稳定性实现。这种做法大多在新兴市场国家出现,如 Filardo & Yetman (2012)就发现部分亚洲国家、大多数中东地区石油输出国以及巴西选择通过超发货币的方式来应对美国量化宽松的货币政策,从而保证本国货币汇率稳定。采取这种干预方式的原因被 Calvo & Reinhart (2002)形象的称之为“害怕浮动”,他们认为由于新兴市场国家会更依赖外贸来拉动本国经济,并且更加难以承受全球大宗商品价格变动,因此这种方式会更多的出现在新兴市场国家而非发达国家。从理论上讲,尽管这种调节方式能够在一定程度上稳定本国汇率和对外贸易,但也会使得新兴市场国家本就脆弱的金融体系和宏观经济基本面更加脆弱,所以

总体来看, 这种应对方式会提升本国金融风险。

另外一种方式是允许汇率自由浮动。从“三元悖论”角度来看, 浮动汇率制对货币政策溢出效应的抵御效果毋庸置疑, 但其他的理论研究指出, 若想保证这一抵御效果, 仍需要资本管制措施进行辅助。Farhi & Werning (2014) 便通过一个 NK 模型证实, 只有同时采取资本管制和浮动汇率制才能实现小国的福利最大化, Davis & Presno (2017) 进一步证明, 若在浮动汇率制下如果不对资本流动进行限制, 那么中央银行的政策行为可能会偏离其国内政策目标, 从而证实了资本管制对于保证小型开放经济的货币政策独立性的重要作用。实证研究中关于浮动汇率制对于货币政策溢出效应的影响也并不统一。部分研究所得实证结果与传统理论相符, 如 Di Giovanni & Shambaugh (2008) 通过一个面板模型研究了外国利率对本国实际 GDP 的影响, 发现本国利率受到外国利率冲击主要出现在固定汇率制度的经济体, 而不是采取浮动汇率制的国家, Hausman & Wongswan (2011) 在研究新兴市场国家资产价格对联邦公开市场委员会 (FOMC) 公告的反应时, 也发现了类似的结果, 即汇率变动越不灵活的国家, 其利率变动对于美国货币政策的变动反而更加敏感。Obstfeld et al. (2018) 通过实证表明无论是实体经济还是金融市场, 与浮动汇率制经济体相比, 全球金融冲击会对采取固定汇率制的国家会造成更强的溢出效应, 在许多其他研究中也得到了类似的结果 (Goldberg, 2013; Aizenman et al., 2016; Bekaert & Mehl, 2017)。但也有相当数量的文章得到了不同的结论: 首先, 汇率不完全浮动的国家也能掌握一定的货币政策独立性, 如 Klein & Shambaugh (2015) 发现不仅只有浮动汇率经济体能够保持货币政策独立性, 有管理的浮动汇率经济体也能行使一定程度的货币自主权, 对于新兴市场经济体更是如此; 其次, 浮动汇率制也并不能完全保证边缘国家的货币政策独立性, 如 Edwards (2015) 发现美联储的货币政策变化分别有 74%、50% 和 33% 传染到了哥伦比亚、智利和墨西哥三国, 说明这些采取浮动汇率制的国家并未能够掌握货币政策独立性。

对于上述现象, Rey (2015) 总结后认为在全球金融风险上升的背景下, “三元悖论” 已经退化为 “二元悖论”, 因此她建议边缘国家政府应根据自身实际, 在充分考虑全球金融周期影响后实施资本管制, 以保持本国货币政策独立性。在 Rey 的观点提出后, 有相当数量的文章也证实了 “二元悖论” 现象的确存在, 突出表现为资本管制和宏观审慎监管比浮动汇率制更能抵御外国货币政策冲击, 如 Tong & Wei (2011) 通过实证模型指出, 以限制非 FDI 型资本流入为目标的新型资本管制措施, 比单纯采取浮动汇率制更能抵御货币中心国家的货币政策冲击。Han & Wei (2018) 将货币中心国的货币政策冲击分为收缩型和扩张型两类, 他们证实无论何种冲击, 资本管制对于边缘国家来说都是不可或缺的, 而浮动汇率制的抵御效果则取决于冲击类型和资本制情况。国内也有许多学者对此现象进行了深入分析, 如范小云等 (2015) 通过二次项模型和面板门限模型, 从实证角度证明对于货币政策独立性而言, 存在最优汇率波动范围, 当超过这一范围时, 汇率制度降低本国货币政策的独立性, 从而造成 “二元悖论” 现象; 伍戈和陆简 (2016) 通过理论模型分析指出, 全球避险情绪是造成 “二

元悖论”现象的重要原因，陆简（2017）进一步指出，为全球避险情绪会通过准备金比率、通货比率两条渠道对货币乘数产生负向的影响，从而削弱本国货币政策独立性，使宏观经济表现出一定“二元悖论”特征。

总结来看，在现有研究（尤其是实证研究）中，对于货币政策独立性的影响因素，尤其是对浮动汇率制是否有效抵御外部货币政策冲击缺乏共识，从而产生了究竟是“三元悖论”还是“二元悖论”的争论。本文试图在前人研究的基础上，以货币锚定因素作为基准，结合最新的汇率制度分类标准，分别通过理论与实证模型分析影响货币政策独立性的主要因素，并从侧面检验“三元悖论”的稳定性。

### 三、理论模型分析

本文的理论模型基础为蒙代尔—弗莱明（M-F）模型，具体形式如下：

$$Y = C(Y - T) + I(r) + G + X(e) - M(y, e) \quad (1)$$

$$L(y, r) = M_s \quad (2)$$

$$X(e) - M(y, e) + K(r, \rho) = 0 \quad (3)$$

与传统的 M-F 模型相比，本文模型的主要创新体现在 BP 曲线，即（3）式上，更具体来说，体现在资本净流出函数上。传统的 M-F 模型中，假设资本净流出函数  $K(r) = \theta(r^* - r)$ ，即对于本国来说，资本流出情况仅取决于本国利率情况。在目前的全球金融大背景下，这一设定显然与现实严重不符：一方面，全球各国的资本市场并不是完全开放的，因此资本无法保证在流入流出时实现自由流动，尤其是近年来为防范金融风险，各国纷纷加大了各自的资本管制力度；另一方面，除收益率外，资本的流动还需要考虑包括全球风险状况、各国宏观经济状况在内的诸多风险因素，尤其是在经济全球化背景下，主要经济体的波动或恐慌可能会瞬间传遍全球市场。总之，在当今的全球金融大环境下，资本无法实现完全替代，同时经济和金融的关联性和互动性也较过去显著增强，因此在考察资本流动状况时，不能仅考虑利率或者资产收益率对其影响。本文参考 Krugman & Obstfeld（2010）在研究利率平价条件时的做法，在资本净流出函数中加入风险溢价，即  $K(r, \rho) = \sigma(r^* - r - \rho)$ ，即只有当外币与本币资产收益率之差大于风险溢价  $\rho$  时，人们才会投资外币资产，从而实现资本外流，反之则导致资本流入。同时，根据伍戈和陆简（2016）、范小云等（2015）研究，本文认为风险溢价  $\rho$  主要取决于以下两个因素：全球避险情绪  $ga$ 、国家综合风险  $cr$ ，风险溢价  $\rho$  与各因素之间的关系可以用以下函数关系表明，即：

$$\rho = \rho(ga, \Delta cr) \quad (4)$$

其中， $\Delta$  表示外国某一变量与本国该变量水平之差。当全球避险情绪高涨时，资本出于避险需求，会更加倾向投资于金融稳定的国家，因此，风险溢价  $\rho$  与各因素之间的关系可以改写为（5）式形式，并且满足以下条件：

$$\begin{aligned} \rho &= \rho(ga * \Delta cr) & (5) \\ \rho'_{cr} &> 0, \rho'_{ga} &= \varphi \Delta cr \end{aligned}$$

其中,  $\rho'_{cr}$ ,  $\rho'_{ga}$  分别表示风险溢价  $\rho$  对本国各个风险因素的偏导数,  $\varphi$  为负数, 需要指出的是, 由于  $ga$  为全球避险情绪, 因此其变动与本国因素无关, 因此  $\rho'_{cr}$  中没有考虑  $ga$  的影响。这样, 传统的 BP 曲线修正为 (3) 式所示, 其中  $K(r, \rho)$  满足  $K'_r < 0$ ,  $K'_\rho < 0$ 。考虑到现实中资本的投资倾向性, 假定本国投资对于利率的敏感性大于资本流出, 因此假设  $K'_r > I'_r$ 。除以上条件外, 本文模型假设均与传统的 M-F 模型一致。根据以上分析, 本文提出第一条理论假设。

假设 1: 如果不考虑国家风险和全球避险因素, 传统的“三元悖论”依然成立, 即资本自由流动、固定汇率制度和货币政策独立性三者至多只能择其二; 但在全球经济金融一体化背景下, 受国家风险和全球避险情绪影响, 资本市场开放程度对货币政策独立性的影响将强于汇率制度, 受此影响, “三元悖论”在一定条件下甚至有可能转化为“二元悖论”。

在对资本净流出函数进行调整后, 可由理论模型得到均衡产量  $y$  对货币供应量  $M_s$  以及对风险溢价  $\rho$  的偏导数:

$$\frac{\partial y}{\partial M_s} = \frac{K'_r - I'_r}{L'_y(K'_r - I'_r) + L'_r[C'_y(1 - T'_y) - 1]} \quad (6)$$

$$\frac{\partial y}{\partial \rho} = \frac{K'_\rho L'_r}{L'_y(K'_r - I'_r) + L'_r[C'_y(1 - T'_y) - 1]} \quad (7)$$

不难看出, (6) 式与 (7) 式分别表示货币供给  $M_s$  和风险溢价  $\rho$  每增加一单位所带来的均衡产出的增量。由于  $K'_r > I'_r$ , 因此  $\frac{\partial y}{\partial M_s} > 0$ , 这也是不考虑风险溢价因素时, 货币政策对于均衡产出会产生正面影响的原因, 同时由于  $K'_\rho < 0$ ,  $L'_r < 0$ , 因此  $\frac{\partial y}{\partial \rho} > 0$ 。

同时, 由全微分方程可知:

$$dy = \frac{\partial y}{\partial M_s} dM_s + \frac{\partial y}{\partial \rho} d\rho \quad (8)$$

$$d\rho = \rho'_{cr} dcr + \rho'_{ga} dga \quad (9)$$

将 (9) 式代入 (8) 式, 可以得到:

$$dy = \frac{\partial y}{\partial M_s} dM_s + \frac{\partial y}{\partial \rho} (\rho'_{cr} dcr + \varphi \Delta cr dga) \quad (10)$$

通过 (10) 式可以看出, 在考虑风险溢价因素后, 货币政策对均衡产出的影响会产生一些变化, 主要表现在货币政策效果会受本国综合风险水平与全球避险情绪共同影响。对于全球避险情绪, 可以发现 (10) 式中  $ga$  对于均衡产出的影响还与相对国家综合风险  $\Delta cr$  有关, 根据这一结果, 本文提出假设 2。

假设 2: 全球避险情绪并不会直接影响“三元悖论”的稳定性, 以货币政策独立性为例, 全球避险情绪需要与国家风险水平共同发生作用才会对其造成影响。

对于国家综合风险水平  $cr$ , 通过 (10) 式可以看出除了本国风险水平会影响均衡产出, 外国风险水平同样也会造成影响, 因此本国风险水平的上升并不会必然造成货币政策效果下

降（伍戈和陆简，2016）。结合（6）（7）式可以进一步计算得到，当受国家综合风险与全球避险情绪共同影响的风险溢价水平与货币供给增量的比值大于临界值 $\frac{-(K_r - I')}{K_\rho L_r}$ 时，货币政策对均衡产出的影响将被削弱甚至出现反向影响。根据这一分析，本文提出假设3。

假设3：影响货币政策独立性的是相对国家风险水平，具体而言，国内综合风险上升对本国货币政策独立性有负面作用，而外国综合风险的上升对本国货币政策独立性有正面效果，在某些情况下，外国综合风险比本国综合风险更能影响本国货币政策独立性。

通过理论部分的分析我们可以发现，影响货币政策独立性的因素不仅有汇率制度，还与国家综合风险、全球避险情绪等因素有关，具体而言，当全球金融风险情绪上升时，无论采取何种汇率制度，国家综合风险相对较高的国家都会出现显著的资本外流，这将极大地削弱货币政策效果，甚至导致“二元悖论”现象。接下来本文将通过一个空间计量模型对以上分析结果进行检验。

## 四、数据实证模型及说明

### （一）模型设计

从理论部分的分析可以看出，一国货币政策独立性不仅受本国汇率制度以及其他经济变量影响，很可能也与其他国家的经济变量（如国家风险水平）有关。对于此类问题，如果用传统的线性回归模型进行分析，则容易因为忽略样本之间的空间依赖性而导致实证结果产生偏误。为避免这一问题，本文选取了空间计量模型来进行研究分析，对于面板数据而言，常用的空间计量模型主要有空间自回归模型（SAR）、空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SLX）、含空间自回归误差项的空间自回归模型（SAC）、空间杜宾模型（SDM）等。其中，空间杜宾模型（SDM）被 Elhorst、LeSage 等知名空间计量经济学家认为是最佳的空间计量起始模型，其模型形式如下：

$$Y_t = \delta WY_t + \alpha I_N + X_t \beta + WX_t \theta + \mu + \xi_t I_N + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

其中， $Y_t$ 是被解释变量， $W$ 是根据实际需要设定的空间矩阵， $X_t$ 是由解释变量与控制变量组成的矩阵， $\varepsilon_t$ 是服从正态分布的  $n$  维向量， $\theta$ 和  $\delta$ 分别表示外生交互与内生交互系数，若忽略外生交互效应，SDM 就将退化为 SAR：

$$Y_t = \delta WY_t + \alpha I_N + X_t \beta + \mu + \xi_t I_N + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

而若忽略内生交互效应，SDM 将退化为 SLX：

$$Y_t = \alpha I_N + X_t \beta + WX_t \theta + \mu + \xi_t I_N + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

可以发现，SDM 的一大优点便是同时考虑了样本间的外生交互效应与内生交互效应。本文首先选用空间杜宾模型（SDM）进行基础分析后，并使用 SAR、SLX 进行进一步分析，作为不同模型的稳健性分析结果。需要指出的是，目前许多使用空间计量模型的实证研究依旧按照非空间模型的思路，仅通过对模型系数的点估计结果来进行分析，从而得出所研究问题是否存在空间溢出效应的结论。LeSage & Pace（2009）指出这种由非空间计量方法沿用的

点估计分析方法可能导致错误的结论,正确的做法是用解释变量的偏微分来作为检验模型是否存在空间溢出效应的依据,将一个特定单位解释变量的变化带来的单位自身被解释变量的变化定义为直接效应(也称本地效应),而将其对其他单位被解释变量的影响定义为间接效应(也称溢出效应)。本文空间计量部分在分析各变量的点估计后,通过直接效应、间接效应与总效应大小及显著性水平来检验前文理论部分假设,分析各解释变量对于货币政策独立性的多种影响。

## (二) 变量定义、数据来源及说明

### 1. 被解释变量、解释变量及控制变量说明

由于本文的基础理论模型为 M-F 模型,因此实证部分的核心变量为  $MI$ 、 $FO$ 、 $ERS$  三个指标,其中  $MI$  表示货币政策独立性, $FO$  表示金融市场开放程度, $ERS$  表示汇率稳定性。对于金融开放度  $FO$  指标,本文选用  $kaopen$  指数来表示,该指数根据 IMF 每年公布的《汇率安排与汇兑限制年度报告》中对各国资本流动各个子项目的管制情况编制而成, $kaopen$  指数越大,意味着本国资本越能实现自由流动。而货币政策独立性  $MI$  和汇率稳定性  $ERS$  分别按照以下两式计算:

$$MI = \frac{1 - corr(r_i, r_b)}{1 - (-1)}$$

$$ERS = \frac{0.01}{0.01 + std(\Delta \log(exr))}$$

上式中,  $corr(r_i, r_b)$  表示  $i$  国利率与基准国  $b$  国利率之间的相关系数。在本文中,各国的利率指标的选取优先级按照“货币市场利率>银行贴现利率>银行存款利率”进行,  $corr(r_i, r_b)$  为年度数据,根据各国在各年的月度利率数据求得,其最大值为 1,最小值为-1。 $std(\Delta \log(exr))$  表示汇率对数化后变动的标准差,  $exr$  为本国对基准国的双边汇率。

作为本文的贡献之一,本文将 Aizenmen et al. (2010) 的原始编制方法进行了一定改动。在 Aizenmen et al. (2010) 及大多数相关文章中,所用汇率均为对美元汇率(极少数文章为对欧元汇率),因此文章所考查的货币政策独立性实际上主要是对美国(或欧盟)的货币政策独立性。但实际上,各国的货币政策参考目标不止有以美国为代表的主要货币发行国家,这一点对于一些极度依赖地缘经济的小国尤其成立<sup>1</sup>,因此有必要根据各国货币锚定情况来研究货币政策独立性强弱。鉴于此,本文根据 Ilzetzki et al. (2019) 的研究成果,根据各国在不同年份的实际货币锚定情况,确立  $MI$  和  $ERS$  指标中的基准国。根据以上设定,不难看出,  $corr(r_i, r_b)$  越大,意味着本国与货币锚定国之间的货币政策相关性越高,此时  $MI$  越小,即本国货币政策独立性越低;同时,  $std(\Delta \log(exr))$  越大,本国对货币锚定国的汇率波动越大,此时  $ERS$  越小,即本国汇率稳定性越低。

<sup>1</sup> 如孟加拉国等南亚小国的货币政策主要参考印度,亚美尼亚等独联体国家的货币政策主要参考俄罗斯,新西兰等大洋洲区域国家的货币政策主要参考澳大利亚等。

除了以上三个指标，本文还有另外两个重要解释变量：国家风险水平和全球避险情绪。对于前者，本文主要参照 PRS 集团发布的年度风险评估指南（The International Country Risk Guide, ICRG）中对各国的风险评估情况，将各国 ICRG 评分与满分 100 分的差额来衡量本国的综合风险水平；而对于全球避险情绪，本文选取了 VIX 指数作为其代理变量。这一指数由芝加哥期权交易所（CBOE）制定，用以衡量标准普尔 500 指数期权的隐含波动率，在许多文献中均已表明，VIX 与全球避险情绪显著相关<sup>1</sup>。

除了上述解释变量外，本文还仿照范小云等（2015）的做法，在模型中加入了以下控制变量，以消费者物价指数表示的通货膨胀率 *INF* 代表物价水平，包括货物和服务进出口总额占 GDP 的比重 *TO*，表示贸易开放水平；私人信贷占 GDP 的比重 *PCG*，表示金融发展水平；以国际储备占 GDP 的比重 *RG* 代表外汇市场干预能力。按照除 *PCG* 数据来自世界银行的全球金融发展数据库（GFDD）外，其他数据均来自世界银行和国际货币基金组织的 IFS 数据库，样本覆盖了 1989-2017 年全球主要 128 个国家和地区。需要说明的是，由于宏观数据的特性，本文部分数据存在缺失，为了本文的实证模型尤其是空间计量回归的需要，本文仿照资产定价领域的处理方法进行了数据填充：首先按照每年样本内国家的人均 GDP 排名、总 GDP 排名、总人口数将样本分为 14 组，然后将上述组别依次填充组内均值，这样，便得到了缺失程度较少的宏观数据。经过这样的处理，最大程度地保证了数据的完整性，但也必须认识到，这种做法可能会对最终结果的准确性造成一定影响。

## 2. 空间矩阵的构建

对于空间计量模型而言，描述样本中各单位空间分布状况的空间矩阵是模型的核心。在经济学应用中，通常将一般空间矩阵所反映的“地理”分布状况用“经济”分布状况来代替，即将地理矩阵转化为经济矩阵。如前文所述，为避免经济矩阵元素与被解释变量相关而导致的内生性问题，在构建空间矩阵时，应尽量避免直接用经济变量矩阵（如 GDP 矩阵）左乘地理矩阵（邻接矩阵或距离矩阵）来得到经济矩阵。在本文的研究中，主要根据国际贸易关系作为反映各国经济关系的空间矩阵，将地理距离与地理邻接关系矩阵作为反映地缘关系的空间矩阵，以此全面考察各解释变量与货币政策独立性间的空间联系。

首先，为充分反映两国在贸易方面的相互依存度，本文基于贸易结合度指数建立了反映国际经济联系的空间矩阵  $W_1$ 。其中，贸易结合度的计算公式为  $DTC_i^s = \frac{X_i^s \cdot M_W}{X_i \cdot M_s}$ ， $X_i^s$  表示  $i$  国对  $s$  国的出口额， $X_i$  表示  $i$  国出口总额； $M_s$  表示  $s$  国进口总额； $M_W$  表示世界进口总额。当贸易结合度大于 1 时，则认为两国贸易联系紧密，两国的贸易“距离”较近。本文样本国家相互之间的进出口贸易总额均来自 DOTS 数据库，在按照上述公式计算各国的贸易结合度后，本文对样本期内各国相互间的贸易结合度求均值，当平均贸易结合度大于 1 时，则认为

---

<sup>1</sup> 如 Rinaldo & Söderlind（2010）、Habib & Stracca（2012）、Grise & Nitschka（2015）、伍戈和陆简（2016）等。

两国在贸易“距离”上看是邻接的, 根据此法可得到空间矩阵 $W_1$ 。与直接利用各国相互间进出口量得到的贸易矩阵相比, 该矩阵可以有效避免因各国贸易总量不同而导致的真实贸易距离失真问题。在本文中, 我们将 $W_1$ 用作空间计量分析的基础矩阵, 其他矩阵则主要用于对比分析及稳健性分析。

随后, 本文按照各国相互之间的地理距离, 将距离的倒数作为元素构建空间距离矩阵 $W_2$ , 然后按照各国的地理位置的邻接情况构建空间邻接矩阵 $W_3$ 。在空间计量回归中, 基于地理情况构建的空间矩阵能够直接反映各国间的地缘政治情况, 并且也能够在一定程度上反映各国在历史、文化等因素方面的联系, 因此在空间计量回归中, 地理关系矩阵往往作为空间计量的基础。同时也必须意识到, 由于现代通讯及交通技术的快速发展, 用地理距离衡量的空间联系已经不再像过去具有那么强的代表性, 因此在本文中,  $W_2$ 和 $W_3$ 更多地是用来进行不同空间矩阵的稳健性检验, 以检验通过各国之间地理联系所反映的空间传导效应是否与经济联系存在差异。

本文的所有数据均来自公开数据库, 变量说明与来源及其描述性统计情况请参见表 1。通过描述性统计结果可以看出, 所有国家的货币政策独立性均值不足 0.5, 而资本市场开放度及汇率稳定性的均值均大于 0.5, 说明从平均意义上来看, 更多国家在宏观经济目标的抉择中更加看重资本自由流动与汇率稳定。同时, 从最值情况来看, 上述三类变量的取值几乎涵盖了所有可能的数值范围, 说明在本文所选样本范围内, 较好地考虑到了各国在面对“三元悖论”时的不同选择, 这也使得本文的实证分析结果更具可信性。

表 1-A 变量描述与数据来源

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义	数据来源
被解释变量	货币政策独立性	<i>MI</i>	$MI = \frac{1 - corr(r_i, r_b)}{1 - (-1)}$	根据 IMF IFS 数据自制
解释变量	资本市场开放度	<i>FO</i>	kaopen 指数	Chinn-Ito Index
	对“锚货币”汇率稳定性	<i>ERS</i>	$ERS = \frac{0.01}{0.01 + std(\Delta \log(exr))}$	根据 Ilzetzki et al. (2019) 和 IMF IFS 数据自制
	国家综合风险水平	<i>Crisk</i>	$Crisk = 100 - ICRG$ 国家风险评分	PRS 集团 ICRG 数据库
	全球避险情绪	<i>VIX</i>	VIX 指数	CBOE 数据库
	全球避险情绪与国家综合风险水平交互项	<i>VCrisk</i>	$VCrisk = VIX \cdot Crisk$	
控制变量	物价水平	<i>INF</i>	消费者物价指数	World Bank 数据库
	贸易开放水平	<i>TO</i>	货物和服务进出口总额占 GDP 比重	World Bank 数据库

	金融发展水平	$PCG$	私人信贷占 GDP 比重	World Bank 数据库
	外汇市场干预能力	$RG$	国际储备占 GDP 比重	World Bank 数据库
空间矩阵	贸易关系矩阵	$W_1$	基于贸易结合度的贸易矩阵	IMF DOTS 数据库
	地理距离关系矩阵	$W_2$	基于地理距离的空间矩阵	地图数据
	地理邻接关系矩阵	$W_3$	基于地理邻接关系的空间矩阵	地图数据

表 1-B 主要变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$MI$	3314	0.412693	0.210117	0	0.967908
$FO$	3711	0.682757	0.29762	0.015738	1
$ERS$	3558	0.53529	0.369124	0	1
$Crisk$	3584	34.966	13.07133	3.916667	91.5
$VIX$	3712	19.33456	5.777634	11.09024	32.69261
$VCrisk$	3584	680.6889	315.8057	83.24591	2068.025
$INF$	3712	77.23871	60.34109	2.28E-10	2740.274
$TO$	3712	0.821716	0.512796	0.137368	4.42029
$PCG$	3712	48.91362	44.84052	0.18617	308.9863
$RG$	3712	0.161878	0.176598	0	1.704482

综上，本文的实证模型（基础模型）如下所示：

$$Y_t = \delta WY_t + \alpha l_N + X_t \beta_X + WX_t \theta_X + C_t \beta_C + \mu + \xi_t l_N + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

$$Y = \{MI\} \quad X = \{FO, ERS, Crisk, VCrisk\} \quad C = \{INF, TO, PCG, RG\}$$

其中，被解释变量为  $Y$ ，解释变量为  $X$ ，控制变量为  $C$ 。

## 五、实证分析

### （一）基础模型及结果

#### 1. 普通面板数据回归及分析

首先，对 128 个国家 1989 年至 2017 年的面板数据采用固定效应方法估计普通面板回归模型，所得结果如表 2 所示，其中（1）至（4）列主要考察不同解释变量组合对货币政策独立性的影响。按照本文理论部分的分析，（3）列对应的实证模型为本文的主要回归模型，后文的空间面板回归也进行了相同的处理。通过对普通面板回归结果进行分析，可以得到以下结论：

表 2 普通面板数据回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$ERS$	-0.0883*** (-6.064)	-0.0848*** (-5.780)	-0.0875*** (-5.947)	-0.0874*** (-5.940)
$FO$	-0.0852***	-0.0826***	-0.0820***	-0.0822***

	(-5.177)	(-4.938)	(-4.903)	(-4.917)
<i>Crisk</i>		0.0010*	0.0005	0.0007
		(1.909)	(0.928)	(0.742)
<i>VCrisk</i>			0.0000**	0.0001**
			(2.148)	(1.977)
<i>VIX</i>				0.0043
				(1.613)
<i>INF</i>	-0.0002**	-0.0002**	-0.0002**	-0.0002**
	(-1.961)	(-2.247)	(-2.363)	(-2.330)
<i>PCG</i>	-0.0006***	-0.0006***	-0.0006***	-0.0006***
	(-4.382)	(-4.379)	(-4.265)	(-4.199)
<i>TO</i>	-0.0551***	-0.0553***	-0.0558***	-0.0556***
	(-3.578)	(-3.540)	(-3.577)	(-3.561)
<i>RG</i>	0.1511***	0.1570***	0.1581***	0.1556***
	(4.885)	(4.897)	(4.933)	(4.850)
<i>N</i>	3278	3179	3179	3179
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1475	0.1520	0.1535	0.1543

注：括号内为 t 值，\*p<0.1，\*\*p<0.05，\*\*\*p<0.01，下同；(1)(2)(3)(4) 分别为模型中使用不同解释变量时得到的回归结果。

(1) 四个控制变量对货币政策独立性 (*MI*) 的影响与一般经济理论一致，即稳定地表现为越高的通货膨胀水平 (*INF*)、金融发展水平 (*PCG*)、贸易开放水平 (*TO*) 会削弱本国货币政策独立性，而国际储备水平 (*RG*) 则与本国货币政策独立性显著正相关，说明一国在外汇市场的干预能力会对本国货币政策效果起到明显的保障作用。

(2) 第 1 至 4 列考察了主要解释变量对货币政策独立性的影响。其中第 1 列对最原始的三元悖论进行了检验，检验结果也与三元悖论结果一致，即固定汇率制与资本自由流动均会降低货币政策独立性。在模型添加不同解释变量组合后，汇率波动幅度 (*ERS*) 与资本市场开放程度 (*FO*) 对货币政策独立性影响的方向及显著性没有出现明显改变，说明“三元悖论”具有一定的稳定性；另外也可以发现，在考虑了国家风险水平 (*Crisk*) 及其与全球避险情绪的交叉项 (*VCrisk*) 后，汇率稳定性 (*ERS*) 及资本市场开放程度 (*FO*) 对于货币政策独立性 (*MI*) 的影响程度出现了一定的下降，这证实了假设 1 中的部分猜想，即国家风险水平与全球避险情绪会影响“三元悖论”的稳定性。

(3) 第 2 至 4 列的实证结果说明，当单独考虑国家风险 (*Crisk*) 而不考虑全球避险情绪 (*VIX*) 时，一国综合风险水平会显著地影响本国货币政策独立性；但考虑全球避险情绪后，国家风险水平并不会单独对货币政策造成显著影响，而国家风险与全球避险情绪的交叉项 (*VCrisk*) 的系数却显著为正，这与假设 2 相符。进一步分析国家综合风险水平及其与全球避险情绪的交互项的回归系数，可以发现当全球避险情绪上升时，国家风险水平会显著提升本国货币政策独立性。造成这一现象的原因可能如本文假设 3 所述，在于影响货币政策独

立性的是本国的相对风险而非绝对风险水平,因此国家风险上升究竟对于货币政策独立性有何种影响,还有待于通过空间计量模型检验。

基于以上分析可以发现, M-F 模型对货币政策独立性、汇率波动幅度和资本市场开放程度之间的关系仍具备较强的解释力,三元悖论依然成立。然而,如前文所述,若想准确分析国家风险水平及全球避险情绪对货币政策独立性的影响,还需要通过空间计量模型考察空间依赖效应后进行进一步的探讨。

## 2.空间面板数据基础回归及分析

本文采用 Moran's I 检验方法对 128 个国家的货币政策独立性进行了空间相关性分析,发现样本期内各国表现出了明显的空间正相关特点,即大部分国家与其邻近国家的货币政策独立性呈正相关关系。因此,运用空间计量方法检验各变量对货币政策独立性的影响,分析国家风险水平及货币政策独立性在国家间的溢出效应是必要的。本文首先采用基于贸易结合度的贸易关系矩阵估计空间面板基础模型的回归结果,如表 3 所示。通过分析,不难发现以下结论:

表 3 空间面板数据基础回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ERS</i>	-0.0366* (-1.940)	-0.0361* (-1.907)	-0.0365* (-1.925)	-0.0364* (-1.923)
<i>FO</i>	-0.1029*** (-6.090)	-0.1080*** (-6.330)	-0.1075*** (-6.297)	-0.1079*** (-6.319)
<i>Crisk</i>		-0.0012* (-1.732)	-0.0018** (-2.088)	-0.0020 (-1.462)
<i>VCrisk</i>			0.0000 (1.170)	0.0000 (0.586)
<i>VIX</i>				0.0012 (0.313)
<i>INF</i>	0.0001 (1.615)	0.0001 (1.623)	0.0001 (1.593)	0.0001 (1.618)
<i>PCG</i>	-0.0002 (-1.322)	-0.0004** (-1.999)	-0.0004** (-1.990)	-0.0004** (-1.972)
<i>TO</i>	-0.0298 (-1.515)	-0.0315 (-1.602)	-0.0317 (-1.612)	-0.0327* (-1.661)
<i>RG</i>	0.0770* (1.932)	0.0566 (1.378)	0.0573 (1.396)	0.0549 (1.335)
<b>W</b>				
<i>MI</i>	0.0140*** (6.509)	0.0135*** (6.230)	0.0135*** (6.220)	0.0133*** (6.079)
<i>ERS</i>	-0.0025	-0.0012	-0.0011	-0.0017

	(-0.902)	(-0.417)	(-0.356)	(-0.554)
<i>FO</i>	-0.0035*	-0.0023	-0.0024	-0.0025
	(-1.740)	(-0.808)	(-0.823)	(-0.871)
<i>Crisk</i>		0.0001**	0.0001**	0.0000
		(2.048)	(2.088)	(0.065)
<i>VCrisk</i>			-0.0000	0.0000
			(-1.080)	(1.071)
<i>VIX</i>				0.0004
				(1.230)
N	3712	3712	3712	3712
R <sup>2</sup>	0.1540	0.1254	0.1251	0.1946

注: (1) (2) (3) (4) 分别为模型中添加不同的解释变量时得到的回归结果。

(1) 货币政策独立性 (*MI*) 的空间依赖系数显著为正值, 说明货币政策独立性在样本国之间存在较强的空间正相关, 也就是说, 一个地区较高的货币政策独立性会提升与其贸易关联较高国家的货币政策独立性, 这说明两国之间以贸易为代表的经济联系越紧密, 不仅不会使本国因经济依赖而产生货币政策依赖, 反而会提升本国的货币政策独立性。

(2) 汇率稳定性 (*ERS*) 及资本市场开放程度 (*FO*) 仅有非空间依赖项系数显著, 而对应的空间依赖项系数显著性较弱, 这一结果再度印证了三元悖论的成立, 同时还说明他国的汇率制度及资本市场开放程度可能并不会影响本国的货币政策独立性。另外对比 (1) 至 (4) 列的结果后可以发现, 在考虑了国家间经济联系、国家风险水平 (*Crisk*) 以及避险情绪 (*VIX*) 的影响后, 汇率稳定性 (*ERS*) 对于货币政策独立性 (*MI*) 的系数绝对值略微下降, 而资本市场开放程度 (*FO*) 的系数绝对值则略微提升, 结合普通面板部分分析可以进一步证实前文假设 1, 而对于这两个因素的具体影响还需要通过下文的直接效应分析来判断。

(3) 与面板回归结果相比, 考虑了空间效应后, 除国家风险外的其他解释变量的相关系数均不再显著。其中, 全球避险情绪及其与国家风险水平的交互项 (*VCrisk*) 不再显著, 原因可能是因为 *VIX* 指数的年度数据总体波动较小, 从而降低了交互项的数据异质性, 而空间计量模型恰恰需要样本数据具有较强异质性方可准确地估计各解释变量对于被解释变量的空间溢出效应。为了尽可能地解决这一问题, 本文将样本数据按 *VIX* 从低到高分成三组后进行空间计量回归, 部分结果如表 4 所示。从表中数据可以看出, 尽管国家综合风险对货币政策独立性的系数仍然不是很显著。但对比后可以看出随着避险情绪的上升, 国家风险变量 (*Crisk*) 的显著性水平有明显提升, 从侧面证明了假设 2 中, 国家风险水平会与全球避险情绪共同对货币政策独立性造成影响的结论。

表 4 国家风险变量按 *VIX* 分组回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>Crisk</i>	0.0006	0.0025	0.0024
	(0.196)	(0.987)	(1.203)

W			
<i>Crisk</i>	-0.0000 (-0.163)	-0.0001 (-0.858)	-0.0002* (-1.865)

注：(1) (2) (3) 分别为按 VIX 从低到高分组后国家风险变量的回归结果。

(4) 对于国家风险水平 (*Crisk*)，可以发现其非空间依赖项系数显著为负，而空间依赖项系数显著为正。这一定程度上印证了假设 3 以及前文面板回归部分对国家风险水平系数的解释，即本国相对而非绝对风险水平与货币政策独立性负相关，而这一结论是否成立也需要通过进一步考察各变量的直接效应与间接效应来明确。

表 5 展示了上述回归中各解释变量对货币政策独立性的直接效应、间接效应和总效应，对于空间计量分析而言，这些效应比单一的相关系数更能充分反映解释变量对被解释变量的影响究竟是通过外部渠道还是自身渠道实现。通过分析，可以得到以下结论：

表 5 各解释变量对货币政策独立性的直接效应、间接效应和总效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ERS</i>	-0.0374**	-0.0365*	-0.0369*	-0.037*
直接效应	(-1.98)	(-1.93)	(-1.95)	(-1.95)
<i>ERS</i>	-0.1191	-0.0659	-0.0617	-0.0848
间接效应	(-1.11)	(-0.6)	(-0.53)	(-0.72)
<i>ERS</i>	-0.1565	-0.1024	-0.0986	-0.1218
总效应	(-1.45)	(-0.92)	(-0.83)	(-1.03)
<i>FO</i>	-0.1042***	-0.1089***	-0.1084***	-0.1088***
直接效应	(-6.18)	(-6.41)	(-6.38)	(-6.40)
<i>FO</i>	-0.1983**	-0.1486	-0.1502	-0.1534
间接效应	(-2.59)	(-1.35)	(-1.36)	(-1.41)
<i>FO</i>	-0.3024***	-0.2575**	-0.2586**	-0.2622**
总效应	(-3.94)	(-2.34)	(-2.35)	(-2.41)
<i>Crisk</i>		-0.0011*	-0.0017**	-0.002
直接效应		(-1.7)	(-2.06)	(-1.47)
<i>Crisk</i>		0.0044*	0.0049*	-0.0007
间接效应		(1.86)	(1.83)	(-0.14)
<i>Crisk</i>		0.0032	0.0032	-0.0026
总效应		(1.38)	(1.20)	(-0.56)
<i>VCrisk</i>			0.0000	0.0000
直接效应			(1.17)	(0.62)
<i>VCrisk</i>			-0.0000	0.0003
间接效应			(-0.96)	(1.23)

<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0003
总效应	(0.24)	(1.50)
<i>VIX</i>		0.0013
直接效应		(0.34)
<i>VIX</i>		0.0179
间接效应		(1.34)
<i>VIX</i>		0.0192
总效应		(1.48)

注: (1) (2) (3) (4) 分别为模型中添加不同的解释变量时得到的回归结果。

(5) 汇率稳定性 (*ERS*) 及资本市场开放程度 (*FO*) 的直接效应在各类回归中均显著为负, 而在考虑其他解释变量影响后, 二者并未表现出明显的间接效应, 这说明汇率制度及资本市场开放程度对货币政策独立性的影响仅表现为本地效应。进一步分析可以发现, 在考虑了空间效应后, 汇率制度稳定性对货币政策独立性的总效应并不显著, 而资本市场开放程度的总效应却十分显著, 这说明在开放经济条件下, 尽管三元悖论并没有退化为二元悖论, 但资本市场开放程度比汇率政策更能影响货币政策独立性, 这一结果证明了前文假设 1 成立。

(6) 国家风险水平 (*Crisk*) 的直接效应均显著为负, 而其间接效应却显著为正, 这证实了本文的假设 3, 即本国综合风险上升会对本国货币政策独立性造成损失, 而别国综合风险上升会使得本国相对风险水平下降, 从而提升货币政策独立性。从影响系数来看, 外国风险水平较之本国风险水平更能影响本国的货币政策独立性。尽管国家综合风险变量的总效应并不显著, 但这一结果仍能在一定程度上解释面板回归部分所得结论 (3) 中, 国家综合风险的系数为正的现象。

## (二) 对比分析及稳健性分析

### 1. 关于空间矩阵的对比分析及稳健性分析

如前文所述, 为避免因使用单一空间矩阵而造成回归结果的偏误, 同时也为了检验不同影响渠道是否会对货币政策独立性影响分析造成影响, 本文分别使用 DTC 空间权重矩阵 ( $W_1$ )、地理距离空间权重矩阵 ( $W_2$ ) 和地理邻接关系空间权重矩阵 ( $W_3$ ) 对空间面板模型进行估计。经检验, 使用不同空间矩阵时的莫兰指数值均显著大于 0, 回归结果如表 6 所示。通过对比, 可以得到以下结论:

表 6 使用不同空间矩阵的空间面板数据回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>ERS</i>	-0.0365*	-0.0372**	-0.0404**
	(-1.93)	(-1.97)	(-2.12)
<i>FO</i>	-0.108***	-0.0960***	-0.115***
	(-6.30)	(-5.59)	(-6.72)

<i>Crisk</i>	-0.00177** (-2.09)	-0.000879 (-1.03)	-0.00118 (-1.60)
<i>VCrisk</i>	0.0000279 (1.17)	0.00000650 (0.27)	0.0000235 (1.61)
<i>INF</i>	0.000117 (1.59)	0.000150** (2.02)	0.000122* (1.74)
<i>PCG</i>	-0.000387** (-1.99)	-0.000330* (-1.69)	-0.000446** (-2.32)
<i>TO</i>	-0.0317 (-1.61)	-0.0298 (-1.50)	-0.0367* (-1.85)
<i>RG</i>	0.0573 (1.40)	0.0832** (2.02)	0.0766* (1.85)
<b>W</b>			
<i>MI</i>	0.0135*** (6.22)	1743.4 (0.83)	0.00681 (1.02)
<i>ERS</i>	-0.00109 (-0.36)	-2109.5 (-0.82)	-0.0185* (-1.69)
<i>FO</i>	-0.00240 (-0.82)	-20841.2*** (-6.88)	-0.0171* (-1.81)
<i>Crisk</i>	0.000150** (2.09)	279.0** (3.79)	0.000996*** (2.92)
<i>VCrisk</i>	-0.000000990 (-1.08)	0.317 (0.45)	-0.00000453 (-1.04)
<i>N</i>	3712	3712	3712
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1251	0.1220	0.1053

注：(1) (2) (3) 分别为使用  $W_1$ 、 $W_2$ 、 $W_3$  得到的回归结果，下表同。

(1) 根据 Moran's I 检验结果，在使用两类地理矩阵时，货币政策独立性 (*MI*) 表现出了显著的空间自相关，但在表 6 中，当空间矩阵选择地理距离矩阵和地理邻接关系矩阵时，货币政策独立性的空间依赖系数却不再显著。这一结果说明，地缘关系紧密的国家间的货币政策独立性相关性主要依赖各国宏观经济变量间的空间联系实现。

(2) 当选用两个地理关系矩阵时，模型估计结果中各解释变量的空间依赖以及非空间依赖项估计系数与选用贸易距离矩阵时出现了一定差异：首先，汇率制度稳定性 (*ERS*) 和资本市场开放程度 (*FO*) 的空间依赖系数的显著程度均有一定上升，资本市场开放程度更是表现出了非常强的显著性。结合假设 1 进行分析，这很可能是由于货币政策独立性的空间相关性大部分“转移”给了资本市场开放程度所致，而其真实影响情况需要结合不同空间模型的效应分解情况加以证实；其次，国家风险变量 (*Crisk*) 的非空间依赖系数不再显著，而空间依赖系数的显著性也出现了明显增强，说明国家风险水平对货币政策独立性的影响可能

更多为他国的溢出效应, 而非本国的本地效应。

对于上述各变量的真实影响情况, 还需像前文一样分析其直接效应与间接效应。表 7 为使用三个不同的空间权重矩阵的空间计量模型所得到的各解释变量对货币政策独立性的直接效应、间接效应和总效应统计表。通过该表可以得到以下结论:

表 7 使用不同空间矩阵时各解释变量的效应统计

	(1)	(2)	(3)
<i>ERS</i>	-0.0369*	-0.0373**	-0.0408**
直接效应	(-1.95)	(-1.97)	(-2.14)
<i>ERS</i>	-0.0617	-0.0753	-0.0505*
间接效应	(-0.53)	(-0.85)	(-1.73)
<i>ERS</i>	-0.0986	-0.1126	-0.0912***
总效应	(-0.83)	(-1.26)	(-2.69)
<i>FO</i>	-0.1084***	-0.0972***	-0.1158***
直接效应	(-6.38)	(-5.66)	(-6.75)
<i>FO</i>	-0.1502	-0.7276***	-0.0481*
间接效应	(-1.36)	(-7.19)	(-1.93)
<i>FO</i>	-0.2586**	-0.8248***	-0.1639***
总效应	(-2.35)	(-8.10)	(-5.87)
<i>Crisk</i>	-0.0017**	-0.0009	-0.0012
直接效应	(-2.06)	(-1.05)	(-1.58)
<i>Crisk</i>	0.0049*	0.0097***	0.0027***
间接效应	(1.83)	(3.71)	(2.91)
<i>Crisk</i>	0.0032	0.0086***	0.0015
总效应	(1.20)	(2.86)	(1.53)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
直接效应	(1.17)	(0.27)	(1.61)
<i>VCrisk</i>	-0.0000	0.0000	-0.0000
间接效应	(-0.96)	(0.49)	(-1.02)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
总效应	(0.24)	(1.57)	(1.16)

(3) 通过地理关系矩阵分析空间效应时, 汇率制度稳定性 (*ERS*) 与资本市场开放程度 (*FO*) 的直接效应出现了明显上升, 其影响方向仍与空间基础回归一致; 二者的间接效应和总效应显著性也有一定上升, 但对比来看, 资本市场开放程度的上升幅度更大, 尤其是其间接效应表现的十分明显。结合前文结论进行分析后, 一方面说明三元悖论在总体上依然成立, 另一方面也再次印证了假设 1, 说明在经济全球化造成各国经济联系日益密切的今天,

资本市场开放程度在“三元悖论”三大要素中的地位比汇率制度更加重要，三元悖论也有向二元悖论发展的趋势。

(4) 国家风险变量 (*Crisk*) 的直接效应在使用地理关系矩阵后不再显著，但其间接效应却有了进一步的加强，说明在仅考虑各国间的地理关系时，本国的综合风险水平已经无法影响货币政策独立性，此时国家相对风险水平的影响完全表现为他国风险水平对货币政策独立性的溢出效应，这一结果也进一步证实了假设 3。

总体来看，当使用地理距离矩阵和地理邻接矩阵时，模型回归结果所反映的主要解释变量的影响发生了变化，而这些变化也基本与前文的假设相符。除了这些变化外，在使用不同的空间权重矩阵时，各解释变量的相关系数及其效应的正负方向和显著程度基本保持一致，这证明了前文分析结论较为稳定可靠。

## 2. 关于空间计量模型的稳健性分析

选择不同的空间计量模型可能会影响结果的稳健性，为避免这一问题我们分别用 SDM、SAR 和 SLX 模型进行回归分析，估计得到的回归结果如表 8 所示，表 9 为不同模型下的各解释变量对货币政策独立性的直接效应、间接效应和总效应统计表。

表 8 使用不同空间计量模型的回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>ERS</i>	-0.0365* (-1.925)	-0.0422** (-2.248)	-0.0393** (-2.059)
<i>FO</i>	-0.1075*** (-6.297)	-0.1149*** (-6.885)	-0.1114*** (-6.488)
<i>Crisk</i>	-0.0018** (-2.088)	-0.0004 (-0.659)	-0.0019** (-2.215)
<i>VCrisk</i>	0.0000 (1.170)	0.0000 (1.093)	0.0000 (1.174)
<i>INF</i>	0.0001 (1.593)	0.0001 (1.489)	0.0001* (1.713)
<i>PCG</i>	-0.0004** (-1.990)	-0.0004** (-1.988)	-0.0004** (-2.145)
<i>TO</i>	-0.0317 (-1.612)	-0.0386** (-1.986)	-0.0382* (-1.935)
<i>RG</i>	0.0573 (1.396)	0.0579 (1.439)	0.0652 (1.578)
<b>W</b>			
<i>MI</i>	0.0135*** (6.220)	0.0158*** (8.058)	
<i>ERS</i>	-0.0011		-0.0041

	(-0.356)		(-1.352)
<i>FO</i>	-0.0024		-0.0059**
	(-0.823)		(-2.047)
<i>Crisk</i>	0.0001**		0.0002**
	(2.088)		(2.102)
<i>VCrisk</i>	-0.0000		-0.0000
	(-1.080)		(-0.900)
<i>N</i>	3712	3712	3712
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1251	0.1946	0.1289

注: (1) (2) (3) 分别为使用 SDM、SAR 和 SLX 模型得到的回归结果, 下表同。

表 9 使用不同空间计量模型时各解释变量的效应统计

	(1)	(2)	(3)
<i>ERS</i>	-0.0369*	-0.0424**	-0.0393**
直接效应	(-1.95)	(-2.25)	(-2.06)
<i>ERS</i>	-0.0617	-0.0289**	-0.1023
间接效应	(-0.53)	(-2.07)	(-1.35)
<i>ERS</i>	-0.0986	-0.0713**	-0.1416*
总效应	(-0.83)	(-2.23)	(-1.87)
<i>FO</i>	-0.1084***	-0.1155***	-0.1114***
直接效应	(-6.38)	(-6.89)	(-6.49)
<i>FO</i>	-0.1502	-0.0788***	-0.1466**
间接效应	(-1.36)	(-4.04)	(-2.05)
<i>FO</i>	-0.2586**	-0.1943***	-0.258***
总效应	(-2.35)	(-6.18)	(-3.67)
<i>Crisk</i>	-0.0017**	-0.0004	-0.0019**
直接效应	(-2.06)	(-0.66)	(-2.22)
<i>Crisk</i>	0.0049*	-0.0003	0.0038**
间接效应	(1.83)	(-0.65)	(2.10)
<i>Crisk</i>	-0.0032	0.0007	-0.0019
总效应	(-1.2)	(0.66)	(-1.13)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
直接效应	(-1.17)	(-1.09)	(-1.17)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
间接效应	(0.96)	(-1.08)	(0.90)
<i>VCrisk</i>	0.0000	0.0000	0.0000
总效应	(-0.24)	(-1.09)	(-0.72)

通过对比发现，在没有考虑解释变量空间影响的 SAR 模型中，国家风险变量 (*Crisk*) 的系数及各类效应均不显著，而货币政策独立性 (*MI*) 的空间依赖项系数却出现了上升，这说明只有在考虑空间影响后才能准确分析国家风险水平对货币政策独立性的影响，否则这一影响将隐藏于货币政策独立性自身的空间影响中；而在没有考虑被解释变量空间影响的 SLX 模型中，资本市场开放程度 (*FO*) 的间接效应显著性水平出现了大幅提升，同时其他变量的间接效应未出现明显变化，这说明货币政策独立性的空间自相关主要通过资本市场开放程度的溢出效应实现，结合 SAR 模型也可以发现货币政策独立性的空间相关程度也对资本市场开放程度有溢出效应。总体来看，使用不同空间计量模型时各解释变量相关系数的正负方向和显著程度基本保持一致，而其直接效应和间接效应也因模型反映问题不同而产生了符合常识的改变，说明本文的模型设定较为稳健可靠。

## 六、结论与启示

本文以“货币锚”为基准评估各国货币政策独立性与汇率制度稳定性后，通过一个考虑风险溢价因素影响的 Mundell-Fleming 模型作为理论分析框架，使用空间面板模型分析了避险情绪与国家风险因素对货币政策独立性的影响，并从侧面检验了传统“三元悖论”的稳定性。研究发现：(1) 货币政策独立性在全球主要经济体间会表现出较强的空间关联性，经贸往来越频繁的国家间其货币政策独立性更容易同向变化；(2) 全球避险情绪与国家风险水平上升都会显著地影响货币政策独立性，受此影响，传统的“三元悖论”稳定性会显著下降，并可能会在一定条件下转化为“二元悖论”；(3) 国家风险水平对于货币政策独立性的影响只有在全球避险情绪上升时才会发生，并且在某些情况下，外国风险水平对于本国的冲击要高于本国风险；(4) 在经济全球化造成各国经济联系日益密切的今天，资本市场开放程度相比汇率制度更能影响一国的货币政策独立性。

本文的研究结论对于我国保持货币政策独立性，继续经济与金融稳定建设具有一定的指导意义。首先，空间计量的实证结果表明，货币政策独立性会在经济联系以及地理关系紧密的地区之间存在明显的空间正相关，因此需要注重防范邻国货币政策目标发生改变时，经由贸易往来与地缘政治等渠道对我国货币政策独立性造成冲击；其次，尽管全球经济的确逐渐表现出一定的“二元悖论”倾向，但不能因此完全否定“三元悖论”，因此为保证货币政策的高度独立性，人民币汇率与资本市场改革的进程不宜过速，尤其要注意控制资本市场改革的速度，只有制定与我国的金融基础设施建设情况相适应的改革措施，方能减少其对货币政策独立性的冲击；最后，在全球金融风险上升时，既需要将全球避险情绪与本国综合风险等变量作为监测指标纳入货币政策分析框架，更需要将与本国贸易密切的外国综合风险及其他经济变量考虑在模型中，从而为我国实现更加有效、更加独立的货币政策提供支持。本文采用空间面板模型进行实证分析，一个不足之处在于未将各个国家在不同年份之间的动态效应考虑在模型中，今后还可以利用动态空间面板回归对于此问题进行进一步的分析。

## 参考文献

- [1] Aizenman, J., M.D.Chinn & H.Ito(2016),“Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions”, *Journal of International Money and Finance* 68:298-330.
- [2] Aizenman, J., M.D.Chinn & H.Ito(2010),“The emerging global financial architecture: Tracing and evaluating new patterns of the trilemma configuration”, *Journal of international Money and Finance* 29(4): 615-641.
- [3] Bekaert, G. & A.Mehl(2019), “On the global financial market integration “swoosh” and the trilemma”, *Journal of International Money and Finance* 94: 227-245.
- [4] Brana, S., M.L.Djigbenou & S.Pratt(2012), “Global excess liquidity and asset prices in emerging countries: A PVAR approach”, *Emerging Markets Review* 13(3): 256-267.
- [5] Bruno, V. & H.S.Shin(2013), “Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy”, *Journal of Monetary Economics* 71: 119-132.
- [6] Bruno, V. & H.S.Shin(2015), “Cross-border banking and global liquidity”, *The Review of Economic Studies* 82(2): 535-564.
- [7] Calvo, G.A. & C.M.Reinhart(2002), “Fear of floating”, *The Quarterly Journal of Economics* 117(2): 379-408.
- [8] Chen, Q. et al(2016), “Financial crisis, US unconventional monetary policy and international spillovers”, *Journal of International Money and Finance* 67: 62-81.
- [9] Davis, J.S. & I.Presno(2017), “Capital controls and monetary policy autonomy in a small open economy”, *Journal of Monetary Economics* 85: 114-130.
- [10] Di Giovanni, J. & J.C.Shambaugh(2008), “The impact of foreign interest rates on the economy: The role of the exchange rate regime”, *Journal of International Economics* 74(2): 341-361.
- [11] Edwards, S.(2015), “Monetary policy independence under flexible exchange rates: an illusion?”, *The World Economy* 38(5): 773-787.
- [12] Edwards S.(2010), “The international transmission of interest rate shocks: The Federal Reserve and emerging markets in Latin America and Asia”, *Journal of International Money and Finance* 29(4): 685-703.
- [13] Ehrmann, M. & M.Fratzsch(2009), “Global financial transmission of monetary policy shocks”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71(6): 739-759.
- [14] Farhi, E. & I.Werning(2014), “Dilemma not trilemma? Capital controls and exchange rates with volatile capital flows”, *IMF Economic Review* 62(4): 569-605.
- [15] Filardo, A.J. & J.Yetman(2012), “The expansion of central bank balance sheets in emerging Asia: what are the risks?”, *BIS Quarterly Review* 2012.
- [16] Goldberg, L.S.(2013), “Banking globalization, transmission, and monetary policy autonomy”, *Staff Reports* 67(5):1811–1843.
- [17] Gourinchas, P.O. & M.Obstfeld(2012), “Stories of the twentieth century for the twenty-first”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 4(1): 226-65.
- [18] Grisse C, Nitschka T. On Financial Risk and the Safe Haven Characteristics of Swiss Franc Exchange Rates[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2015,32:153-164.
- [19] Habib M M, Stracca L. Getting beyond carry trade: What makes a safe haven currency?[J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87(1): 50-64.
- [20] Han, X. & S.J.Wei(2018), “International transmissions of monetary shocks: Between a trilemma and a dilemma”, *Journal of International Economics* 110: 205-219.
- [21] Hausman, J. & J.Wongswan(2011), “Global asset prices and FOMC announcements”, *Journal of International Money and Finance* 30(3): 547-571.

- [22] Ilzetzki, E., C.M.Reinhart & K.S.Rogoff(2019), “Exchange arrangements entering the twenty-first century: Which anchor will hold?”, *The Quarterly Journal of Economics* 134(2): 599-646.
- [23] Klein, M.W. & J.C.Shambaugh(2015), “Rounding the corners of the policy trilemma: sources of monetary policy autonomy”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(4): 33-66.
- [24] Krugman, P. & M.Obstfeld(2010), *International Economics*, New York: Addison Wesley.
- [25] Mallick, S.K. & R.M.Sousa(2012), “Real effects of monetary policy in large emerging economies”, *Macroeconomic Dynamics* 16(S2): 190-212.
- [26] Neely, C.J.(2015), “Unconventional monetary policy had large international effects”, *Journal of Banking & Finance* 52: 101-111.
- [27] Obstfeld, M., J.D.Ostry &M.S.Qureshi(2019), “A tie that binds: Revisiting the trilemma in emerging market economies”, *Review of Economics and Statistics* 101(2): 279-293.
- [28] Ranaldo A, Söderlind P. Safe Haven Currencies[J]. *Review of Finance*, 2010, 14 (3): 385-407.
- [29] Rey, H.(2015), “Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence”. *National Bureau of Economic Research Working Paper*.
- [30] Rey, H.(2016), “International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma”, *IMF Economic Review* 64(1): 6-35.
- [31] Tong, H., S.J.Wei(2011), “The composition matters: capital inflows and liquidity crunch during a global economic crisis”, *The Review of Financial Studies* 24(6): 2023-2052.
- [32] 范小云 陈雷 祝哲, 2015: 《三元悖论还是二元悖论——基于货币政策独立性的最优汇率制度选择》, 《经济学动态》第 1 期。
- [33] 陆简, 2017: 《避险情绪,货币乘数与二元悖论》, 《国际金融研究》第 6 期。
- [34] 伍戈 陆简, 2016: 《全球避险情绪与资本流动——“二元悖论”成因探析》, 《金融研究》第 11 期。

# 供给侧结构性改革下的积极财政政策效果

## ——兼论货币政策锚的选择

潘 敏<sup>1</sup> 张新平<sup>2</sup>

**【摘要】**本文通过构建一个嵌入结构性财政政策, 包含两类家庭、劳动中介、厂商、中央银行、财政部门的新凯恩斯动态随机一般均衡模型, 基于供给侧结构性改革下中国实施积极财政政策与稳健货币政策的宏观调控组合, 比较分析了各类积极财政政策工具的宏观经济效应, 考察了货币政策锚的选择对各类财政政策工具引致的长期福利损失的影响。结果表明, 在短期, 增加消费性财政支出与降低劳动收入税率政策对宏观经济的刺激作用最明显, 但同时也应留意其导致政府债务风险上升的弊端; 而在长期, 则需注重发挥生产性财政支出政策对中国经济行稳致远的保障作用。此外, 积极财政政策的实施时间一旦过长, 其长期效果将受削弱并对宏观经济产生不利影响, 为减轻其引致的长期经济波动与福利损失, 稳健的货币政策在微调中应注重以物价稳定为锚。

**【关键词】**财政政策; 货币政策锚; 福利损失

### 一、引言

近年来, 在积极推进供给侧结构性改革的过程中, 中国经济由高速增长向高质量发展转型。然而, 受中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情等不利因素的影响, 中国经济增长面临的下行压力增大。在此背景下, 中央多次指出要实施积极的财政政策和稳健的货币政策, “加大‘六稳’工作力度”, “要以更大的宏观政策力度对冲疫情影响”, 而且, “积极的财政政策要更加积极有为”、“稳健的货币政策要更加灵活适度, 运用降准、降息、再贷款等手段, 保持流动性合理充裕”。<sup>3</sup>

但是, 针对积极的财政政策如何更加积极有为, 学术界却存在不同的意见和观点。部分学者认为, 以扩大政府公共财政支出为主的支出政策, 虽然在短期内有利于拉动经济增长, 但从长期来看, 存在着挤出私人消费、产能过剩、扭曲资源配置、不利于产业结构优化等弊端 (卞志村和杨源源, 2016; 张杰等, 2018), 而在供给侧结构性改革的背景下, 减税则有利于经济结构调整, 降低企业成本与杠杆, 故主张积极的财政政策应以结构性减税降费为宜, 而不是重返扩大财政支出的老路 (林

<sup>1</sup> 潘敏, 武汉大学经济发展研究中心, 武汉大学经济与管理学院。

<sup>2</sup> 张新平, 武汉大学经济与管理学院。

亚清等, 2017)。但是, 另有部分学者从补短板等视角出发, 指出财政支出政策具有明显生产性特征, 对经济的刺激作用明显 (李明等, 2020), 据此主张现阶段财政政策仍应以扩大支出为主。此外, 也有学者指出, 近些年我国非税收入规模仍呈较快的上升趋势, 或将冲抵减税政策效果, 导致企业税费成本降幅有限, 制约了市场主体的高质量发展, 故实施积极的财政政策亦不可忽视对非税收入的减免 (彭飞等, 2020)。然而, 上述观点的提出, 大多是从总量税收和总量政府支出的角度予以讨论。而从供给侧结构性改革以来财政政策运行的实践来看, 我国财政政策已改变传统大规模投资于铁路、公路和城市基础设施的刺激模式, 更加注重发挥结构性财政支出和减税政策对经济结构调整和补短板的作用。因此, 要客观了解和把握我国财政政策的效果, 则有必要基于供给侧结构性改革过程中我国财政政策实施的实践, 从短期与长期视角出发, 考察并比较不同类别的减税降费和政府支出政策对宏观经济变量的差异化影响。

另外, 财政政策的实施效果往往需要货币政策为其提供适宜的宏观金融环境 (Bianchi & Melosi, 2019)。在短期, 积极财政政策实施的重点在于提质增效, 而在长期, 积极财政政策的实施在推动经济增长的同时, 也会加剧经济波动, 并由此带来社会福利的损失。此时, 辅以科学合理的货币政策予以协调, 则有利于缓解财政政策实施带来的长期社会福利损失。为此, 为推进供给侧结构性改革, 确保财政政策效果的有效发挥, 中央银行在防范系统性风险的同时, 实施了稳健的货币政策。在稳健货币政策基调下, 中央银行根据宏观调控总目标 and 市场流动性的需要, 采用预调微调的方式, 对货币政策进行了灵活的调整。因此, 在“六稳”的宏观调控总目标下, 稳健基调下的货币政策调整就涉及政策锚的选择问题。那么, 在积极财政政策和稳健货币政策组合下, 不同的货币政策锚选择会对各类财政政策工具引致的长期福利损失产生何种影响? 或者说, 不同的财政政策工具配以何种货币政策锚才能使长期福利损失最小? 显然, 这也是供给侧结构性改革下优化宏观调控政策需要探索的问题之一。

基于上述问题意识, 通过构建同时包含家庭、厂商、中央银行和政府等经济主体的 DSGE 模型, 比较各类财政支出和税费减免政策工具在短期与长期的宏观经济效果, 探讨供给侧结构性改革下积极财政政策工具选择, 并从长期减轻社会福利损失的角度考察了稳健货币政策下的货币政策锚选择问题。研究表明: 在短期, 增加消费性财政支出与降低劳动收入税率的经济刺激作用最为显著; 而在长期, 也需注重发挥生产性财政支出政策对中国经济稳中求进的强基固本作用; 积极财政政策一

且实施时间过长, 则其长期效果将受削弱并对宏观经济产生不利影响, 为吸收积极财政政策引致的长期经济波动并减轻福利损失, 稳健的货币政策在微调中应以物价稳定为锚。

本文的边际贡献在于: 第一, 与现有的基于总量财政政策效果的研究不同, 本文基于现阶段中国财政政策实施致力于减轻个人与企业税收负担, 基础设施领域的补短板支出依然维持高位等特征, 将财政支出政策分为消费性、生产性两类, 将税收政策分为劳动收入税、企业所得税两类, 并将非税收入纳入分析框架,<sup>1</sup>且不同于现有研究主要聚焦对财政政策短期效果的考察, 本文还从长期政策乘数的视角探究了积极财政政策的长期效果; 第二, 立足于积极财政政策和稳健货币政策组合的这一既定宏观调控模式, 从长期内减轻各类财政政策工具实施所带来的福利损失的视角, 探究了稳健货币政策在微调过程中锚的选择问题。

本文余下部分的结构安排为: 第二部分是简要的文献回顾; 第三部分是动态随机一般均衡模型的构建; 第四部分为模型中参数校准与估计、模型拟合效果评价; 第五部分为模型模拟的结果分析; 第六部分为结论与政策建议。

## 二、文献回顾

### (一) 财政支出和减税降费政策的宏观经济效应

从现有文献来看, 有关财政支出与税费减免两类财政政策宏观经济效应的研究成果丰硕。就财政支出政策而言, 现有研究大多肯定了其对产出、就业的拉动作用 (Iwata, 2011; Attinasi & Klemm, 2016), 但围绕增支政策对私人消费与私人投资的影响却存在着不同的观点。Perotti (2007) 指出, 若排除战争等特殊时期, 财政支出的增加将导致私人消费、真实工资随之增加。Ramey (2011) 则对此存有异议, 指出传统的 VAR 方法对财政冲击的捕捉在时间上过于滞后, 往往忽略了财政冲击的最初影响, 故转而采用叙事性方法, 对 1939—2008 年美国财政支出的消息冲击进行研究, 发现增加财政支出将导致私人消费与实际工资相应下降。王国静和田国强 (2014) 则从结构性财政支出的视角切入, 通过构建动态随机一般均衡模型模拟发现, 政府消费与私人消费间存在埃奇沃思互补性,

---

<sup>1</sup> 参照胡永刚和郭新强 (2012) 的做法, 消费性财政支出包括一般公共服务支出、外交支出、国防支出、公共安全支出、教育支出、文化体育和传媒支出、医疗卫生和计划生育支出、城乡社区事务支出、住房保障支出、社会保障和就业支出; 生产性财政支出包括交通运输支出、农林水支出、节能环保支出、资源勘探电力信息等事务支出、商业服务业等事务支出、金融监管等事务支出、援助其他地区支出、国土资源气象等事务支出、科学技术支出、粮油物资储备等事务支出。参照郭庆旺和吕冰洋 (2010) 的估算方法, 劳动收入税包括劳动分摊的个人所得税、社会保障基金收入; 模型中企业所得税则等同于现实中狭义的企业所得税。非税收入则指除税收以外, 由各级国家机关、事业单位、代行政府职能的社会团体及其他组织依法利用国家权力、政府信誉、国有资源所有者权益等取得的各项收入。

进而对私人消费有“挤入”作用，且政府投资对产出的长期乘数效应远大于政府消费。就减税政策而言，早期学者们多采用实证方法对其宏观经济效应进行研究，但结论莫衷一是（Chirinko et al, 1999; Blanchard & Perotti, 2002）。鉴于此，越来越多的研究尝试构建动态随机一般均衡模型展开进一步探究，如 Forni et al（2009）将分类型的扭曲税与财政支出纳入新凯恩斯动态随机一般均衡模型的统一框架，研究发现，在欧元区，相较于增支政策，减税政策的经济效果更明显，降低劳动收入税率与消费税提振了消费与产出，而降低资本收入税率则在中期支撑了投资与产出的扩张。除支出与税收角度的研究外，由于中国非税收入在财政收入中占有较高份额，故部分国内学者围绕非税收入的影响展开了相应研究。相关国内文献指出，我国非税收入规模失控、结构失衡、分配秩序混乱等积弊由来已久（卢洪友，1998）。

## （二）财政政策与货币政策锚的选择

对于货币政策锚的选择问题，数量型货币政策的调整主要基于麦卡勒姆规则，即基础货币的调整以货币流通速度与国民收入为锚（McCallum, 1987），而随着我国货币政策由数量型调控向价格型调控的转型，基于价格型货币政策的泰勒规则受到了更多关注，即政策利率的调整主要以物价稳定与经济增长为锚（Taylor, 1993）。而从财政政策的视角来看，货币政策锚的选择问题则更显重要与复杂。具体而言，积极的财政政策在发挥经济刺激作用的同时也并非全无弊端，由于相机抉择的不当应用，缺乏严格的债务约束等原因，本意旨在稳定经济的财政冲击有时反而会成为加剧宏观经济过度波动之源（Fatás & Mihov, 2006）。基于上述观点，诸多学者从提升财政政策效果并减轻其不利影响的视角探究货币政策调整过程中锚的选择问题。如 Davig & Leeper（2011）通过构建纳入马尔科夫区制转换的动态随机一般均衡模型指出，政府消费性支出往往会加剧经济波动，推高通货膨胀，而以物价稳定为锚的“主动的”货币政策则能够通过负向财富效应减小政府消费乘数，从而吸收财政冲击引起的经济过度波动。此外，马文涛（2014）则基于对全球通胀预期管理的实践，指出为防止因隐性的财政赤字而形成的通胀风险，货币政策应强化反通胀立场，以此作为引导公众预期的名义锚。然而，Bianchi & Melosi（2019）则提出异议，其针对 2008 年全球金融危机后美国政府债务激增的情形，指出货币政策调整仅锚定长期物价稳定即可，在短期，可放松对物价水平的锚定，从而通过刺激短期通胀预期的抬升来缓解政府债务高企问题。

现有成果为这一领域研究的深化奠定了重要的基础。然而，无论是从理论还是从中国宏观调控的目标来看，现有研究尚有进一步拓展的空间。首先，基于总量的支出和税收政策的研究并不能反

映目前中国财政政策实施中结构性支出和税费政策并存的事实, 也无法体现各类政策实施的效果; 其次, 现有研究未能区分积极财政政策对宏观经济的短期与长期影响, 而从长期看, 财政政策的实施也会造成产出与通胀的扰动, 并带来福利损失。在当前推进供给侧结构性改革的形势下, 积极的财政政策与稳健的货币政策组合既定, 然而为降低积极财政政策引致的经济波动与长期福利损失, 稳健的货币政策在预调微调中锚的选择显得尤为重要。正因如此, 为解决上述这两个方面局限性而做的本文研究具有重要的理论学术价值和实践指导意义。

### 三、模型构建

本文沿袭 Forni et al (2009) 的经典模型框架, 构建纳入价格粘性、工资粘性和投资调整成本的新凯恩斯动态随机一般均衡模型。模型中的部门包括两类家庭、劳动中介、厂商、中央银行、财政部门。

#### (一) 家庭

假设经济中存在两类具有无限期生命的家庭, 即李嘉图家庭与非李嘉图家庭, 分别以上标 R 与 NR 加以区分, 前者可接触金融市场, 通过平滑生命周期收入做出跨期的消费与劳动决策, 并进行债券购买与资本投资决策, 而后者由于不能接触金融市场, 完全规避风险且无法进行跨期效用最大化决策, 故只能根据当期收入做出消费与劳动决策。

##### 1. 李嘉图家庭

假设李嘉图家庭通过消费与提供劳动来最大化效用, 其目标效用函数为:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log(C_t^R + s_G G_t^C) - \frac{(L_{n,t}^R)^{1+\eta}}{1+\eta}] \quad (1)$$

其中,  $E_0$  为期望算子,  $t$  为时期,  $\beta$  为贴现率,  $C_t^R$ 、 $G_t^C$ 、 $L_{n,t}^R$ 、 $\eta$  分别为李嘉图家庭的私人消费、政府的消费性财政支出、第  $n$  个李嘉图家庭的劳动供给、劳动的 Frisch 弹性的倒数。

此外, 居民的有效消费应包括居民消费和财政支出两部分, 因此, 本文将消费性财政支出引入家庭效用函数且假设其与私人消费间存在一定程度的替代关系,  $s_G$  即为私人消费与消费性财政支出间的替代弹性。

进一步地, 设价格为  $P_t$ , 第  $n$  个李嘉图家庭的工资水平为  $W_{n,t}^R$ ; 李嘉图家庭的名义政府债券持有量为  $B_t$ , 包含本息的政府债券收益率等同于中央银行制定的基准利率, 即  $R_t$ ; 李嘉图家庭的私人投资、私人资本存量、资本收益率、资本利用率分别为  $I_t$ 、 $K_t^P$ 、 $R_t^K$ 、 $u_t$ ; 同时, 参照 Christiano et al

(2005), 假设当资本闲置或利用过度时将产生额外的资本利用率成本, 设为  $\Omega(u_t) = P_t K_{t-1}^P [\chi_1(u_t - 1) + \frac{\chi_2}{2}(u_t - 1)^2]$ , 其中,  $\chi_1$ 、 $\chi_2$  为资本利用率成本参数,  $\chi_1$  根据模型稳态内生决定, 而  $\chi_2$  则需通过校准方式确定; 由于李嘉图家庭做出资本投资决策, 为厂商的所有者, 故将得到来自中间品厂商的剩余利润支付, 记为  $\Pi_t$ ; 根据模型设定, 假设经济中李嘉图家庭占比为  $\omega_R$ ; 为考察财政政策的作用, 在家庭部门引入劳动收入税率, 记为  $\tau_t^L$ 。因而, 李嘉图家庭面临如下预算约束:

$$P_t C_t^R + B_t + P_t I_t + \Omega(u_t) \leq R_t^K u_t K_{t-1}^P + (1 - \tau_t^L) W_{n,t}^R L_{n,t}^R + R_{t-1} B_{t-1} + \Pi_t \quad (2)$$

同时, 参照 Christiano et al (2005), 设李嘉图家庭面临如下包含投资调整成本的资本积累方程:

$$K_t^P = [1 - \frac{\phi}{2}(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1)^2] I_t + (1 - \delta_P) K_{t-1}^P \quad (3)$$

其中,  $\phi$  为投资调整成本参数,  $\delta_P$  为私人资本折旧率。

因此, 设李嘉图家庭财富与资本的影子价格分别为  $\lambda_t^R$ 、 $q_t$ , 且  $q_t$  为资本的市场价格与重置成本之比, 通过构建拉格朗日函数可求得李嘉图家庭效用最大化问题的相关一阶条件。

## 2. 非李嘉图家庭

类似地, 非李嘉图家庭的目标效用函数为:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log(C_t^{NR} + s_G G_t^C) - \frac{(L_{n,t}^{NR})^{1+\eta}}{1+\eta}] \quad (4)$$

由于非李嘉图家庭无法接触金融市场, 仅能根据当期收入进行消费, 故其预算约束为:

$$P_t C_t^{NR} \leq (1 - \tau_t^L) W_{n,t}^{NR} L_{n,t}^{NR} \quad (5)$$

### (二) 劳动中介、工资粘性与最优工资选择

假设两类家庭在劳动力市场上面临着相同的劳动需求, 故二者的劳动供给与工资水平相同, 即

$$L_{n,t}^R = L_{n,t}^{NR} = L_{n,t}, \quad W_{n,t}^R = W_{n,t}^{NR} = W_{n,t}.$$

劳动中介将单个家庭提供的异质性劳动打包为最终劳动, 最终劳动需求为:

$$L_t^D = (\int_0^1 L_{n,t} \frac{S_W^{-1}}{S_W} dn)^{\frac{S_W}{S_W-1}}, S_W > 1 \quad (6)$$

其中,  $L_t^D$  为经劳动中介加工后形成的同质劳动, 亦即中间品厂商的劳动需求,  $S_W$  为异质性劳动间的替代弹性,  $L_{n,t}$  为第  $n$  个家庭的劳动供给。

进一步求解得异质性劳动需求函数为:

$$L_{n,t} = \left(\frac{W_{n,t}}{W_t}\right)^{-S_W} \cdot L_t^D \quad (7)$$

模型中工资粘性的引入参照 Calvo (1983) 的方式, 假设每期有  $\xi_W$  比例的家庭不能最优调整工资, 而只能盯住上一期的名义工资水平, 即  $W_{n,t} = W_{n,t-1}$ , 但另有  $1 - \xi_W$  比例的家庭每期可将工资调整至最优水平  $W_{n,t}^*$ , 据此可得工资递归方程为:

$$W_t = [\xi_W W_{t-1}^{1-S_W} + (1 - \xi_W)(W_t^*)^{1-S_W}]^{\frac{1}{1-S_W}} \quad (8)$$

进一步地, 可求得最优工资为:

$$W_t^* = W_{n,t}^* = \frac{S_W}{S_W - 1} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_W)^i \frac{(L_{n,t+i})^\eta}{\lambda_{t+i}(1 - \tau_{t+i}^L)} \quad (9)$$

### (三) 厂商

模型中的厂商部门包括最终品厂商与中间品厂商两类, 假设最终品厂商面临完全竞争市场, 其是价格的被动接受者, 而中间品厂商则面临垄断竞争市场。

#### 1. 最终品厂商

最终品厂商的生产技术表示为:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{S_P-1}{S_P}} dj\right)^{\frac{S_P}{S_P-1}} \quad (10)$$

其中,  $Y_t$  为最终品产出,  $Y_{j,t}$  为第  $j$  个中间品厂商在第  $t$  期生产的中间品,  $S_P$  为异质性中间品之间的替代弹性。求解最终品厂商的利润最大化问题, 可得关于中间品的需求函数如下:

$$Y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t}\right)^{-S_P} Y_t \quad (11)$$

其中,  $P_{j,t}$ 、 $P_t$  分别为第  $j$  个中间品价格、最终品价格,  $Y_{j,t}$  则为中间品需求。进一步地, 根据上述价格粘性假设, 可得通货膨胀递归方程为:  $\pi_t^{1-S_P} = \xi_P + (1 - \xi_P)(\pi_t^*)^{1-S_P}$  (12)

其中,  $\pi_t$  为第  $t$  期的通货膨胀且有  $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ ,  $\pi_t^*$  为最优通货膨胀。

#### 2. 中间品厂商

根据 Aschauer (1989) 的研究, 生产性财政支出主要投资于基础设施建设, 其可以促进产出的扩张, 故模型假设中间品厂商使用有效私人资本、劳动、公共资本生产中间品。其生产函数服从 Cobb-Douglas 形式, 故而有:  $Y_{j,t} = A_t (\overline{K_{j,t-1}^P})^\alpha (L_{j,t}^D)^{1-\alpha} (K_{t-1}^G)^{\alpha_G}$  (13)

其中,  $\overline{K_{j,t-1}^P}$ 、 $L_{j,t}^D$ 、 $K_{t-1}^G$ 分别为第j个中间品厂商用于生产的有效私人资本、劳动投入与公共资本, 且有效私人资本 $\overline{K_{j,t-1}^P} = u_t K_{j,t-1}^P$ ,  $u_t$ 为可变的资本利用率,  $\alpha$ 、 $\alpha_G$ 分别为私人有效资本产出弹性与公共资本产出弹性;  $A_t$ 为技术冲击, 用以刻画生产函数中全要素生产率的作用,  $\ln A_t = (1 - \rho_A)\ln A_{ss} + \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^A$ ,  $\varepsilon_t^A \sim IIDN(0, \sigma_A^2)$ ,  $A_{ss}$ 为技术冲击的稳态值,  $\rho_A$ 、 $\varepsilon_t^A$ 分别为技术冲击一阶自回归系数与随机扰动项,  $\sigma_A^2$ 为随机扰动项的方差值。同时, 假定生产性财政支出为 $G_t^I$ , 故公共资本积累方程如下:

$$K_t^G = (1 - \delta_G)K_{t-1}^G + G_t^I \quad (14)$$

中间品厂商需最小化要素投入以做出需求决策, 其成本最小化问题可表述为:

$$\min(W_t L_{j,t}^D + R_t^K K_{j,t-1}^P) \quad (15)$$

预算约束为:

$$A_t (\overline{K_{j,t-1}^P})^\alpha (L_{j,t}^D)^{1-\alpha} (K_{t-1}^G)^{\alpha_G} \geq Y_{j,t} \quad (16)$$

求解成本最小化问题可得劳动需求和私人有效资本需求分别为:

$$L_{j,t}^D = (1 - \alpha)MC_{j,t} \frac{Y_{j,t}}{W_t} \quad (17)$$

$$\overline{K_{j,t-1}^P} = \alpha MC_{j,t} \frac{Y_{j,t}}{R_t^K} \quad (18)$$

下面, 通过中间品厂商的利润最大化问题求解第t期的中间品最优价格 $P_t^*$ 。为此, 根据前述 Calvo 定价中的设定, 考察中间品厂商j在第t期可最优调整价格, 而在以后各期均无法最优调整价格的情形, 可根据利润最大化函数选择最优价格 $P_{j,t}$ , 此时 $P_{j,t} = P_t^*$ 。且由于所有中间品厂商面临的技术水平、工资、资本收益率相同, 故假设所有中间品厂商面临的边际成本相等, 即 $MC_{j,t} = MC_t$ 。此时, 中间品厂商重新设定价格的问题可表述为:

$$\max_{P_{j,t}^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_P)^i \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t} \{(1 - \tau_{t+i}^f) [P_{j,t}^* Y_{j,t+i} - Y_{j,t+i} MC_{t+i} - \tau_{t+i}^n]\} \quad (19)$$

其中,  $\beta^i \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t}$ 为随机贴现因子, 由于本文模型中包括了李嘉图家庭与非李嘉图家庭两类家庭, 故将随机贴现因子中的家庭财富影子价格设为两类家庭的财富影子价格的加权平均值, 即 $\lambda_t = \omega_R \lambda_t^R + (1 - \omega_R) \lambda_t^{NR}$ 。  $\tau_{t+i}^f$ 为企业所得税税率,  $\tau_{t+i}^n$ 为财政部门以一次性总量税形式向中间品厂商征收的非税收入。求解该利润最大化问题可得中间品厂商选择的最优价格为:

$$P_t^* = P_{j,t}^* = P_{j,t} = \frac{S_P}{S_P - 1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_P)^i \lambda_{t+i} (1 - \tau_{t+i}^f) P_{t+i}^{SP} Y_{t+i} M C_{t+i}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi_P)^i \lambda_{t+i} (1 - \tau_{t+i}^f) P_{t+i}^{SP} Y_{t+i}} \quad (20)$$

#### (四) 中央银行

模型中, 中央银行实施价格型货币政策, 根据泰勒规则盯住产出缺口、通货膨胀缺口的特征, 故货币政策规则可表述如下:

$$\frac{R_t}{R_{SS}} = \left( \frac{R_{t-1}}{R_{SS}} \right)^{\rho_R} \left[ \left( \frac{\pi_t}{\pi_{SS}} \right)^{\psi_{R\pi}} \left( \frac{Y_t}{Y_{SS}} \right)^{\psi_{RY}} \right]^{1 - \rho_R} e_t^R \quad (21)$$

其中,  $R_{SS}$ 、 $\pi_{SS}$ 、 $Y_{SS}$  分别为政策利率、通货膨胀率、产出的稳态值;  $\rho_R$ 、 $\psi_{R\pi}$ 、 $\psi_{RY}$  分别为政策利率的一阶自回归系数及其对通货膨胀缺口和产出缺口的反应参数;  $e_t^R$  为货币政策冲击, 其满足  $\ln e_t^R = (1 - \rho_{eR}) \ln e_{SS}^R + \rho_{eR} \ln e_{t-1}^R + \varepsilon_t^R$ ,  $\rho_{eR}$  为冲击项的一阶自回归系数,  $e_{SS}^R$  为冲击项的稳态值,  $\varepsilon_t^R \sim IIDN(0, \sigma_R^2)$ , 为正态独立同分布的白噪声过程。

#### (五) 财政部门

财政部门需维持每期的收支平衡, 其通过征税与当期政府债券的发行来筹集资金, 而支出则主要用于当期财政支出与偿还上期政府债券的本息, 因此, 财政部门的预算约束为:

$$P_t G_t^C + P_t G_t^I + R_{t-1} B_{t-1} = \tau_t^L W_t L_t + \tau_t^n + \tau_t^f (P_t d_t^P Y_t - W_t L_t - R_t^K u_t K_{t-1}^P - \tau_t^n) + B_t \quad (22)$$

现有大部分研究将财政政策规则视为外生的, 但王国静和田国强 (2014) 指出, 若忽视财政政策的自动调节规则, 将导致对财政乘数的估计出现严重偏误, 故本文模型参照王国静和田国强 (2014), 假定财政支出规则与税收规则分别以财政支出与税率作为其操作目标, 且二者与产出缺口、债务缺口间存在内生决定机制。相较之下, 由于非税收入在征管和监督方面所受的约束有限, 自由裁量空间较大, 故假设非税收入仅对上期非税收入进行平滑, 而无需盯住具体政策目标。据此, 模型中各类财政政策规则形式如下。

消费性财政支出规则:

$$\frac{G_t^C}{G_{SS}^C} = \left( \frac{G_{t-1}^C}{G_{SS}^C} \right)^{\rho_{GC}} \left( \frac{Y_t}{Y_{SS}} \right)^{-\psi_{GC}} \left( \frac{B_{t-1}}{B_{SS}} \right)^{-\psi_{GCB}} e_t^{GC} \quad (23)$$

生产性财政支出规则:

$$\frac{G_t^I}{G_{SS}^I} = \left( \frac{G_{t-1}^I}{G_{SS}^I} \right)^{\rho_{GI}} \left( \frac{Y_t}{Y_{SS}} \right)^{-\psi_{GI}} \left( \frac{B_{t-1}}{B_{SS}} \right)^{-\psi_{GIB}} e_t^{GI} \quad (24)$$

劳动收入税规则:

$$\frac{\tau_t^L}{\tau_{SS}^L} = \left( \frac{\tau_{t-1}^L}{\tau_{SS}^L} \right)^{\rho_{\tau L}} \left( \frac{Y_t}{Y_{SS}} \right)^{-\psi_{\tau LY}} \left( \frac{B_{t-1}}{B_{SS}} \right)^{-\psi_{\tau LB}} e_t^{\tau L} \quad (25)$$

企业所得税规则：

$$\frac{\tau_t^f}{\tau_{ss}^f} = \left(\frac{\tau_{t-1}^f}{\tau_{ss}^f}\right) \rho_{\tau f} \left(\frac{Y_t}{Y_{ss}}\right)^{(1-\rho_{\tau f})\psi_{\tau f Y}} \left(\frac{B_{t-1}}{B_{ss}}\right)^{(1-\rho_{\tau f})\psi_{\tau f B}} e_t^{\tau f} \quad (26)$$

非税收入规则：

$$\frac{\tau_t^n}{\tau_{ss}^n} = \left(\frac{\tau_{t-1}^n}{\tau_{ss}^n}\right) \rho_{\tau n} e_t^{\tau n} \quad (27)$$

在上述财政政策规则中， $\rho_{GC}$ 、 $\rho_{GI}$ 、 $\rho_{\tau L}$ 、 $\rho_{\tau f}$ 、 $\rho_{\tau n}$ 为各类财政政策规则对上期财政支出、税率或非税收入稳态偏离值的一阶自回归系数； $\psi_{GCY}$ 、 $\psi_{GIY}$ 、 $\psi_{\tau LY}$ 、 $\psi_{\tau f Y}$ 为各类财政政策规则对产出缺口的反应参数； $\psi_{GCB}$ 、 $\psi_{GIB}$ 、 $\psi_{\tau LB}$ 、 $\psi_{\tau f B}$ 为各类财政政策规则对债务缺口的反应参数； $e_t^{GC}$ 、 $e_t^{GI}$ 、 $e_t^{\tau L}$ 、 $e_t^{\tau f}$ 、 $e_t^{\tau n}$ 为各类财政冲击项，且令冲击项均服从一阶自相关过程，即 $\ln e_t^z = (1 - \rho_{ez}) \ln e_{ss}^z + \rho_{ez} \ln e_{t-1}^z + \varepsilon_t^z$ ，其中 $e_{ss}^z$ 为各类财政政策冲击的稳态值， $\varepsilon_t^z$ 为服从均值为0，方差为 $\sigma_z^2$ 正态独立同分布的白噪声过程， $z \in \{GC, GI, \tau L, \tau f, \tau n\}$ 。

#### （六）加总与市场出清

由于模型涉及两类家庭，故需根据李嘉图家庭与非李嘉图家庭占比对私人消费、劳动进行加总处理。经推导，产品市场出清条件为：

$$Y_t = C_t + I_t + G_t^C + G_t^I + K_{t-1}^P [\chi_1 (u_t - 1) + \frac{\chi_2}{2} (u_t - 1)^2] \quad (28)$$

## 四、参数校准与贝叶斯估计

### （一）参数校准

家庭部门参数的校准。由家庭效用最大化问题中关于名义债券的一阶条件可知，<sup>1</sup>稳态时，主观贴现率表达式为 $\beta = \frac{1}{R_{ss}}$ ，基于此，本文根据1996年1月至2019年12月的银行间同业拆借加权平均利率的月度数据计算并经季度转换后得季度主观贴现率为0.9917。对于劳动供给的Frisch弹性的倒数，现有文献取值多介于1至2之间（王国静和田国强，2014；杨小海等，2017），据此，本文设 $\eta = 1.5$ 。对于消费性财政支出与私人消费间的替代弹性，借鉴黄贇琳（2005）的处理方法，可得消费性财政支出与私人消费间的替代弹性 $s_G = \frac{G_{ss}^C}{C_{ss}}$ ，基于此，本文通过计算2014—2018年我国的消费性财政支出与居民消费支出之比值的平均值对 $s_G$ 赋值为0.3561。对于李嘉图家庭占比 $\omega_R$ ，参照卞志村和杨源源（2016）取值0.3。此外，朱军和姚军（2017）根据1978—2013年的中国实际数据，对季

<sup>1</sup> 经推导，家庭效用最大化问题中关于名义债券的一阶条件为： $\frac{\lambda_t^R}{R_t} = \beta E_t \lambda_{t+1}^R$ 。

度私人资本折旧率 $\delta_p$ 和季度公共资本折旧率 $\delta_c$ 进行了估算, 并指出由于公共资本所有权不明晰, 人们基于自身利益最大化考虑, 尽可能多地使用公共资本, 导致公共资本损耗严重, 故其折旧率高于私人资本, 本文参照该结果, 对私人资本折旧率和公共资本折旧率分别取值 0.0204 和 0.0232。对于资本利用率参数 $\chi_2$ , 参照 Bekiros et al (2018) 赋值为 0.005。参照殷兴山等 (2020), 将投资调整成本参数 $\phi$ 设为 2。对于异质性劳动之间的替代弹性 $s_w$ 和工资粘性 $\xi_w$ , 参照康立和龚六堂 (2014)、侯成琪等 (2018), 分别取值 1.5 和 0.3323。

企业部门参数的校准。对于异质性中间品之间的替代弹性 $s_p$ , 现有文献的取值大多介于 3 至 10 之间, 据此, 本文取值为 6。娄峰 (2016) 通过构建扩展的双粘性菲利普斯曲线并基于中国 1999 年第 1 季度至 2015 年第 2 季度的数据进行实证研究后, 发现中国企业整体的价格粘性为 0.422, 故本文以此作为价格粘性 $\xi_p$ 的取值。对于私人资本产出弹性 $\alpha$ , 参照王胜等 (2019) 取值 0.5。对于公共资本的产出弹性 $\alpha_c$ , 则借鉴饶晓辉和刘方 (2014), 取值 0.1。

财政部门参数的校准。需要校准的财政部门的参数为各类财政支出在产出中占比、税率、债务产出比等稳态比例, 校准方法为根据现实经济数据对参数稳态值进行计算。对于财政支出在产出中占比, 根据 2014—2018 年《中国统计年鉴》中的相关数据, 本文计算了各大类财政支出占国内生产总值的平均比重作为其稳态值, 对消费性财政支出、生产性财政支出在产出中占比的稳态值分别取值为 17.34%、7.10%。

对于税率稳态值, 本文模型中的税收采用广义口径, 使用中国 2014—2018 年的现实数据, 对劳动收入税率 $\tau^l$ 进行估算并取平均值作为稳态值, 从而将稳态下的劳动收入税率赋值为 14.86%。由于自 2008 年起, 企业所得税的基本税率 $\tau^f$ 即调整为 25%, 据此, 对稳态下的企业所得税率取值 25%。关于债务产出比的稳态值, 根据 2014—2018 年中央与地方债务余额在 GDP 中占比计算而得, 取其平均值作为稳态值, 即 37.51%。

## (二) 贝叶斯估计

对于动态参数, 采用贝叶斯方法予以估计, 即先对参数的先验分布类型与先验均值进行假定, 再基于经处理的观测变量的实际数据, 通过 MCMC 方法进行随机抽样, 并在此基础上得到各参数的后验均值。本文使用经处理的中国季度统计数据数据进行贝叶斯估计, 时间跨度为 1996 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度。根据模型中的变量设定及数据可得性, 用于贝叶斯估计的观测变量包括产出、

私人消费、私人投资、通货膨胀、利率。数据来源包括 Wind 数据库、中经网统计数据库及国家统计局网站。

各观测变量数据的选取及处理过程如下：对于通货膨胀率，采用消费者价格指数表示，并对其进行定基比处理。鉴于数据可得性与模型变量的设定形式，包含本息和形式的利率以银行间 7 天加权利率的季度年化值加 1 表示。产出以国内生产总值表示，并根据通货膨胀率调整为实际值。对于私人投资，则以名义固定资产投资完成额减去名义预算内固定投资额表示，且根据通货膨胀率调整为实际值。私人消费以社会消费品零售总额表示，并根据定基比商品零售价格指数调整为实际值。由于上述观测变量的原始数据均为季度数据，为消除其中可能存在的季节性趋势，对数据进行 Census X12 去季节性趋势处理，并将去季节性趋势后的数据取对数值，最后进行 HP 滤波处理，将其波动成分作为最终用于贝叶斯估计的观测数据。

对于动态参数的贝叶斯估计，参照现有大多数文献的通常做法，假设政策规则及冲击项中的一阶自回归系数的先验均值均为 0.8，先验标准差均为 0.1，由于一阶自回归系数的值在[0,1]区间内，故令其服从先验贝塔分布。对于价格型货币政策对通胀缺口的反应系数 $\psi_{R\pi}$ 和对产出缺口的反应系数 $\psi_{RY}$ ，参照王胜等（2019）的做法，将其先验均值分别设为 1.6 和 0.35。此外，参照王国静和田国强（2014）、卞志村和杨源源（2016），设定各类财政政策对产出缺口的反应参数 $\{\psi_{GCY}, \psi_{GIV}, \psi_{\tau LY}, \psi_{\tau FY}\}$ 和对债务缺口的反应参数 $\{\psi_{GCB}, \psi_{GIB}, \psi_{\tau LB}, \psi_{\tau FB}\}$ 的先验均值与标准差，并令其服从伽马分布。同时，参照大部分现有文献的做法，令冲击项的标准差服从先验均值为 0.01 的逆伽马分布。

贝叶斯估计结果见表 1，不难发现参数的后验均值及 90%的后验置信区间均与先验均值存在些许差异，这说明贝叶斯估计结果较稳健，且观测变量中包含了较多关于待估参数真实值的信息。

表 1 贝叶斯估计结果

参数	先验分布	先验均值	标准差	后验均值	90%置信区间
$\rho_A$	Beta	0.8	0.1	0.8654	[0.7740, 0.9342]
$\rho_R$	Beta	0.8	0.1	0.5018	[0.4666, 0.5370]
$\rho_{GC}$	Beta	0.8	0.1	0.8988	[0.8226, 0.9766]
$\rho_{GI}$	Beta	0.8	0.1	0.8889	[0.8514, 0.9259]
$\rho_{\tau L}$	Beta	0.8	0.1	0.7502	[0.6963, 0.8043]

$\rho_{\tau f}$	Beta	0.8	0.1	0.8407	[0.7931, 0.8890]
$\rho_{\tau n}$	Beta	0.8	0.1	0.9232	[0.8725, 0.9814]
$\rho_{eR}$	Beta	0.8	0.1	0.8898	[0.8649, 0.9161]
$\rho_{eGC}$	Beta	0.8	0.1	0.8631	[0.7995, 0.9246]
$\rho_{eGI}$	Beta	0.8	0.1	0.7402	[0.6922, 0.7976]
$\rho_{e\tau L}$	Beta	0.8	0.1	0.7829	[0.7547, 0.8158]
$\rho_{e\tau f}$	Beta	0.8	0.1	0.8185	[0.7688, 0.8726]
$\rho_{e\tau n}$	Beta	0.8	0.1	0.7644	[0.7120, 0.8329]
$\psi_{R\pi}$	Gamma	1.6	0.1	1.6334	[1.5526, 1.7201]
$\psi_{RY}$	Gamma	0.35	0.1	0.4262	[0.3642, 0.4900]
$\psi_{GCY}$	Gamma	0.6	0.2	0.5752	[0.3894, 0.7763]
$\psi_{GIY}$	Gamma	0.4	0.2	0.4171	[0.3064, 0.5149]
$\psi_{GCB}$	Gamma	0.3	0.2	0.0659	[0.0112, 0.1219]
$\psi_{GIB}$	Gamma	0.3	0.2	0.0726	[0.0141, 0.1325]
$\psi_{\tau LY}$	Gamma	0.5	0.25	0.3698	[0.1614, 0.5703]
$\psi_{\tau fY}$	Gamma	0.4	0.2	0.4366	[0.3166, 0.5495]
$\psi_{\tau LB}$	Gamma	0.4	0.2	0.0991	[0.0640, 0.1336]
$\psi_{\tau fB}$	Gamma	0.4	0.2	0.3118	[0.0862, 0.5401]

### (三) 模型拟合效果评价

为了评价本文模型对中国实际经济的拟合效果, 此处基于上述参数校准与贝叶斯估计的结果, 使用模型对 1996 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度的产出、私人消费、私人投资、通货膨胀、利率五个变量进行了提前一期的滤波估计, 并将由滤波估计所得到的模拟值与该时期内变量的实际数据值进行了拟合对比, 结果见图 1。在图 1 中, 实线表示提前一期的模型模拟值, 虚线表示观测变量的实际值<sup>1</sup>, 横轴为时间, 若二者的变化趋势越接近, 则说明模型对现实经济的拟合效果越佳, 反之则反是。基于此, 由图 1 可知, 对所有观测变量而言, 提前一期的模型模拟值的变化趋势均与实际值

<sup>1</sup> 与上文贝叶斯估计中的处理方法相同, 此处的观测变量实际值均进行了去季节趋势与滤波处理。

的变化趋势基本一致，两条曲线间的差异较小，故本文模型能够很好地解释与预测现实中的中国经济波动，拟合度较佳。

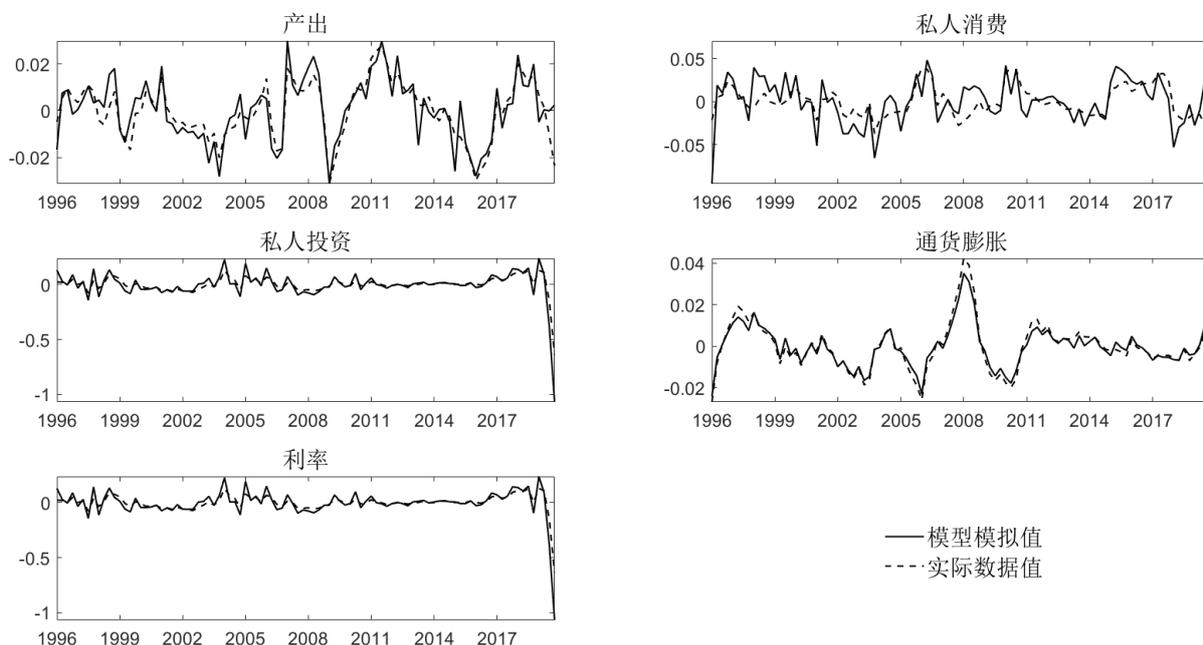


图1 观测变量实际值与提前1期的模型模拟值的比较

## 五、模拟结果与分析

### (一) 积极财政政策的短期宏观经济效应

首先，本文模拟了增加财政支出与减税降费两类积极财政政策对宏观经济变量的影响，从而基于短期视角探讨各类财政政策的宏观经济效果及其差异。此处分别以大小为1%的正向财政支出冲击与负向税收与非税收入冲击刻画增支政策与减税降费政策。宏观经济变量对各类财政冲击的脉冲响应见图2、图3。

#### 1. 增支政策的短期宏观经济效应

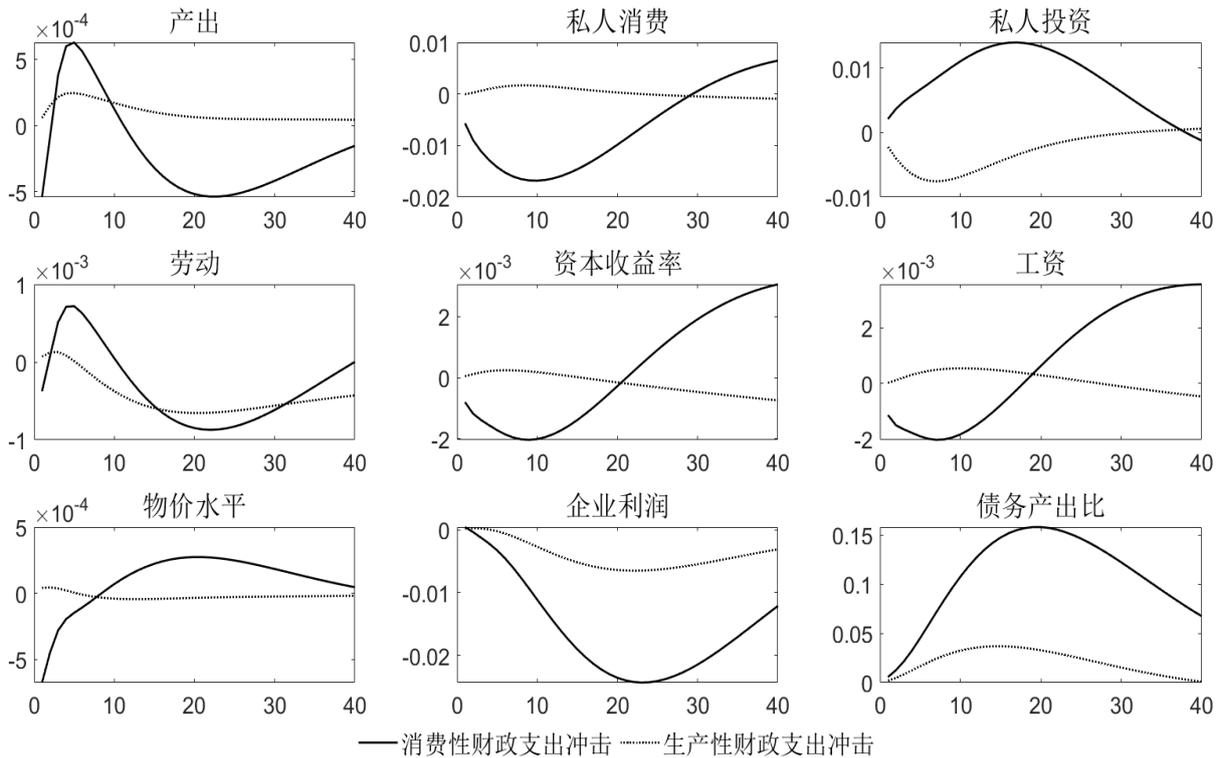


图 2 宏观经济变量对大小为 1% 的增支冲击的脉冲响应

由图 2 可知,增加消费性与生产性财政支出的政策总体上均对宏观经济产生了一定的积极作用,但两类积极的支出政策也带来了债务产出比攀升等不利影响。导致两类增支政策宏观经济效应的作用机制是:第一,根据模型设定,由于消费性财政支出与私人消费间存在一定的替代弹性,在期初积极的消费性财政支出对私人消费产生了显著的“挤出”效应,且根据产品市场出清条件式(28),消费与投资共同作用于总产出,故此时产出呈先减后增的特征,受产出扩张的拉动,在第 30 期后,积极的消费性财政支出对私人消费的效应即由“挤出”转为“挤入”。第二,类似地,由于生产性财政支出增加引致的替代效应亦大于收入效应,故在一定程度上“挤出”了私人投资。对于此,张勇和古明明(2011)的研究也支撑了该结论,即由于片面追求 GDP 扩张,以生产性财政支出为代表的公共投资的增加挤占了私人部门有限的资本来源渠道,进而对私人投资产生不利影响。第三,由于生产性财政支出主要投资于基础设施建设等领域,投资规模巨大,对劳动、公共资本等生产要素的拉动作用显著,故其导致了产出的扩张,且劳动需求与资本需求的增加导致工资与资本收益率的上涨,进而引发物价水平持续上涨。相比之下,消费性财政支出对物价水平的影响则呈现先减后增的趋势。第四,由于财政支出的资金主要来源于税收与政府债务,因而各类财政支出的增加均在一定程度上推高了政府负债,且政府负债增幅大于产出增幅,故两类积极的财政支出政策均导致债务产出比的上升。

基于上述分析，在现阶段，积极的消费性财政支出政策对宏观经济的短期效果强于生产性财政支出，这也说明了现阶段我国经济增长越发依赖消费需求驱动，生产与投资需求对经济的拉动作用则相对减弱。

## 2. 减税降费政策的短期宏观经济效应

图 3 模拟了宏观变量对大小为 1% 的减税降费冲击的脉冲响应变化趋势。由图 3 可知，三类减税降费政策均对宏观经济产生了一定的刺激作用，且降低劳动收入税率的刺激作用最为显著。相较于增支政策，<sup>1</sup>减税政策的宏观经济效应具有以下特征：第一，三类减税降费政策均显著刺激了产出的扩张，进而带动了劳动就业的增加，且降低劳动收入税率政策对产出与劳动的刺激作用远大于另两类减税降费政策。第二，相较于增支政策，三类减税降费政策仅在个别时期对私人消费与私人投资有微弱的“挤出”效应，但总体上以“挤入”效应为主。第三，与增支政策会引起小幅通货膨胀的结果有所不同，负向的减税降费冲击将带来一定程度的通货紧缩。其原因在于减税导致了生产要素价格的下降，降低了厂商的商品生产成本，引致整体物价下降，从而导致成本推下型的通货紧缩。第四，减税降费明显减轻了企业等微观主体的负担，进而增强了其盈利能力，促使企业利润的上升。第五，减税降费政策均导致了财政收入来源的减少，根据财政部门预算平衡式，此时政府不得不更多通过增加债务来融资，因而与增支政策类似，减税降费政策也同样推动了债务产出比的攀升。

综上，与增支政策的宏观经济效应相较，减税政策在刺激产出、劳动就业的同时，所引致的负面效应较小，故当前结构性财政政策的发力应以减税降费为主，尤其应侧重对劳动要素与居民工资收入的减税。

---

<sup>1</sup> 对比图 2、图 3 中的纵轴数值，即可比较增支与减税政策对各宏观经济变量影响的强弱。

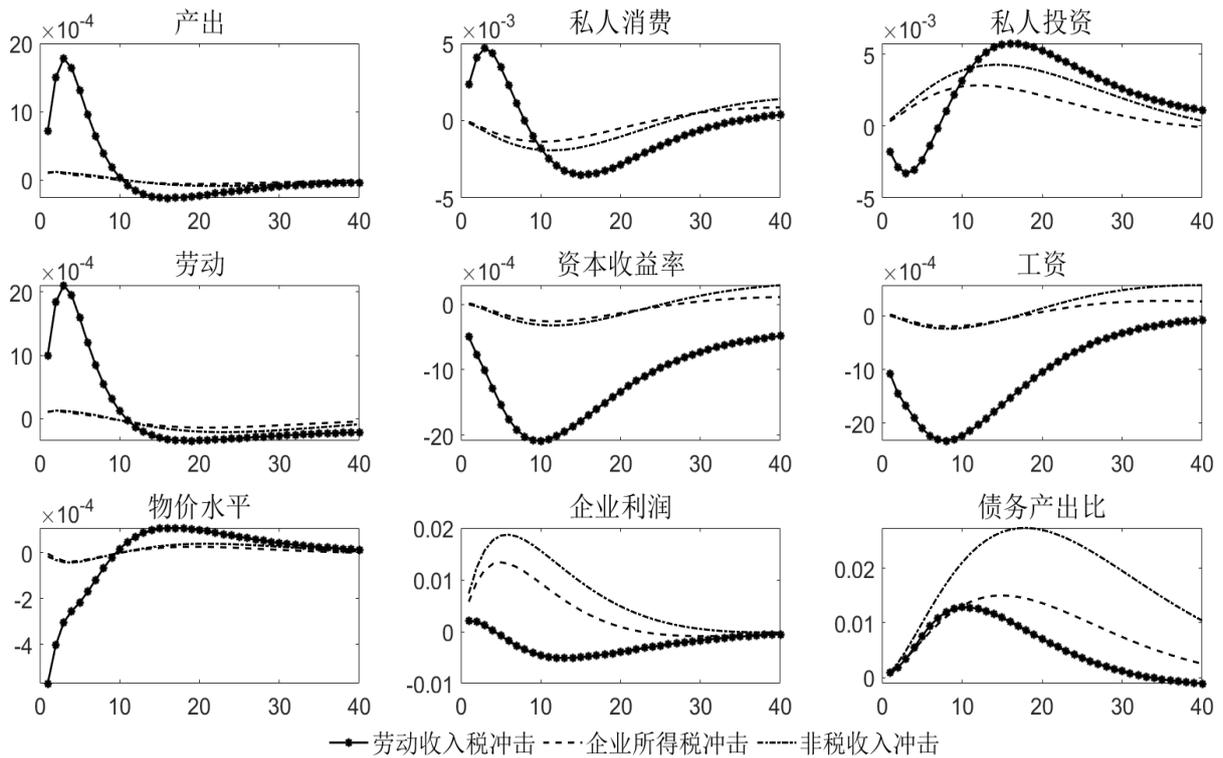


图 3 宏观经济变量对大小为 1% 的减税降费冲击的脉冲响应

## (二) 积极财政政策的长期效果与货币政策锚的选择

上文分析基于短期视角探讨了积极财政政策的刺激作用,但从理论上讲,部分积极财政政策的短期刺激效果往往是以长期经济波动加剧为代价的,且财政刺激政策一旦持续时间过长也可能导致其长期效果受到削弱。另外,在长期,由于财政政策空间有限,故有必要考察单位财政投入对宏观变量的长期带动作用,从而在长期充分优化与利用有限的财政资源。基于上述原因,此处从长期乘数效用与长期福利损失两个角度来比较积极财政政策的长期效果。

首先,基于各类积极财政政策工具对产出、私人消费、私人投资的长期乘数效应来比较政策的长期刺激效果。借鉴张开和龚六堂(2018)的研究,根据贴现率对宏观变量与财政政策工具在各期相较于稳态值的偏离进行加权加总处理,从而基于二者的比值将积极财政政策工具的长期乘数设为如下形式:

财政支出政策长期乘数:

$$\frac{\Delta f_i}{\Delta G_i} = \frac{E \sum_{j=0}^k (1+R)^{-j} \Delta f_{i,k}}{E \sum_{j=0}^k (1+R)^{-j} \Delta G_{i,k}} \quad (29)$$

税收政策长期乘数:

$$\frac{\Delta f_i}{\Delta T_i} = \frac{E \sum_{j=0}^k (1+R)^{-j} \Delta f_{i,k}}{E \sum_{j=0}^k (1+R)^{-j} \Delta T_{i,k}} \quad (30)$$

在式(29)、式(30)中,  $\Delta$ 表示各变量相对于稳态值的偏离水平,  $f$ 代表所要考察的宏观经济变量,  $f \in \{Y, C, I\}$ 。  $G$ 、 $T$ 分别表示增支与减税降费规模,  $G \in \{G^c, G^f\}$ ,  $T \in \{T^L, T^f, T^n\}$ ,  $(1+R)^{-j}$ 为贴现因子。基于上述方法, 经过模拟, 表2展示了积极财政政策工具长期乘数效应, 若乘数值为正, 则该政策对宏观变量具有长期促进作用, 反之则反是。

由表2可知, 与积极财政政策在短期对产出以正向刺激为主有所不同的是, 财政工具对产出的长期乘数效应大多为负, 相较而言, 劳动收入税对产出的长期刺激效果仍然最佳, 但增支政策的效果却与短期情形下的结论有所不同, 即在长期, 增加消费性财政支出对产出的效应转为负向, 而增加生产性财政支出仍对产出具有积极作用, 结合上文结论, 这可能与消费性财政支出对经济的扰动程度过大有关, 持续实施该政策对私人消费的长期“挤出”效应突出, 导致总需求过度依赖财政刺激, 侵蚀了经济的长期活力, 进而对经济长远发展不利。而就对私人消费的长期乘数效应而言, 仅有增加生产性财政支出有利于私人消费的长期提振, 而其他政策工具在长期均对私人消费造成了程度不一的拖累。相比之下, 除增加生产性财政支出政策在长期“挤出”了私人投资, 其他各类财政政策均在长期显著促进了私人投资的提升。综上, 增加生产性财政支出与降低劳动收入税率的长期效果最佳。在长期, 积极财政政策总体上对私人投资的促进作用相对较好, 对产出的刺激作用不及短期情形, 而对私人消费则以“挤出”效应为主。

表2 积极财政政策工具长期乘数效应比较

政策类型	产出长期乘数	私人消费长期乘数	私人投资长期乘数
增加消费性财政支出	-0.0140	-0.5674	0.7159
增加生产性财政支出	0.0131	0.0445	-0.3807
降低劳动收入税率	0.0276	-0.1107	0.4249
降低企业所得税率	-0.0034	-0.1093	0.5349
降低非税收入	-0.0016	-0.0397	0.1913

基于上文结论, 财政政策的长期刺激效果总体不及短期。究其原因, 可能在于积极财政政策的实施在长期会加剧经济波动, 抵消短期刺激效果。进一步地, 结合当前中央宏观经济目标, 与短期聚焦“稳增长”目标有所不同的是, 在长期, 宏观经济政策也需注重风险的防控。因此, 仅从乘数效应视角考察积极财政政策长期的“稳增长”、“稳投资”效果仍有局限性, 在长期要警惕因财政政

策持续刺激带来的产出与通胀波动及相关长期福利损失。基于此, 此处以长期福利损失为判断标准, 考察为熨平积极财政政策引致的福利损失, 稳健货币政策下预调微调的货币政策锚选择问题。在方法上, 根据 Prasad & Zhang (2015)、卞学宇等 (2020) 的研究, 宏观经济变量二阶矩构建的福利损失函数可以体现出长期福利损益的变化, 因此, 本文以当期效用对稳态效用相对偏离程度的贴现值构建长期福利损失函数, 并参照 Gali (2008) 的方法推导后得到平均福利损失函数的最终形式为:

$$Loss = \frac{1}{2} \left[ \left( \frac{1+\eta}{1-\alpha} \right) var(Y_t) + \frac{s_p \xi_p (1-\alpha + \alpha s_p)}{(1-\xi_p)(1-\beta \xi_p)(1-\alpha)} var(\pi_t) + \frac{s_w \xi_w (1-\alpha)(1+\eta s_w)}{(1-\xi_w)(1-\beta \xi_w)} var(\pi_t^W) \right] \quad (31)$$

由式 (31) 可知, 平均社会福利损失与产出方差、价格通胀方差、工资通胀方差呈正比, 且随着异质性中间品替代弹性、价格粘性、异质性劳动替代弹性、工资粘性的增大, 正相关关系将进一步增强。这表明经济中粘性的存在导致价格与工资的离散, 进而降低了资源配置效率, 放大了福利损失。鉴于此, 下文将从平均社会福利损失函数入手, 模拟货币政策锚的选择对增支与减税政策所引致的福利损益的影响, 以期更全面地比较各类政策的效果。

首先, 本文模拟了在模型中各参数取贝叶斯估计所赋数值的基准情形下, 大小为 1% 的增支政策与减税降费政策所带来的福利损失, 结果见表 3。福利损失统计量的单位为  $1 \times 10^{-2}$ 。由表 3 可知, 增加消费性财政支出与降低劳动收入税率政策所带来的福利损失相对较大。由前文模拟可知, 增加消费性财政支出的短期效果较突出, 而降低劳动收入税率的短期与长期效果均显著, 故刺激效果越强的财政政策给产出、价格通货膨胀、工资通货膨胀造成的波动亦较大, 从而增大了长期福利损失。相比之下, 降低企业所得税率与非税收入的政策所引致的福利损失则较小, 这也进一步印证了前文模拟部分得出的这三类政策效果温和的结论。

表 3 基准情形下, 各类积极的财政冲击引致的福利损失

冲击类型	正向的消费性财	正向的生产性财	负向的劳动收入	负向的企业所得	负向的非税收入
	政支出冲击	政支出冲击	税冲击	税冲击	冲击
福利损失 (%)	-0.2431	-0.0053	-0.3265	-0.0024	-0.0032

由于当前我国货币政策调控框架逐步由数量型过渡到以价格型调控为主, 有鉴于此, 本文模型中以泰勒规则来刻画我国的货币政策调控范式, 在该范式下的货币政策微调中, 锚的选择主要取决于中央银行对物价稳定和经济增长两个目标的关注程度的不同, 在模型中则表现为通胀缺口与产出

缺口的反应参数 $\psi_{R\pi}$ 、 $\psi_{RY}$ 的大小变化。基于上述缘由，下面考察了当货币政策调整围绕物价稳定与经济增长进行锚的选择时，各类积极财政政策所引致的长期福利损失有何变化，模拟结果见图 4。其中，坐标横轴刻画了货币政策对通胀缺口与产出缺口的反应参数 $\psi_{R\pi}$ 、 $\psi_{RY}$ 从 0 到 2 的连续变化，纵轴则表示各类财政冲击所引致的长期福利损失值，图 4 中实线与虚线分别模拟了当货币政策对通胀缺口与产出缺口的反应参数变化时，大小为 1% 的积极的财政政策冲击所导致的福利损失变化趋势。根据图 4，当货币政策对通胀缺口的反应参数增大，即货币政策微调倾向于以物价稳定为锚时，可以显著减轻此处所考察的五类积极财政政策所引致的长期福利损失，但是，随着货币政策对通胀缺口反应参数的持续增大，其减轻长期福利损失的效果亦呈现边际递减趋势。相比之下，当货币政策调整转为锚定经济增长目标时，其仅在面临生产性财政支出冲击时能够显著减轻长期福利损失，而在其他四类积极财政政策冲击的情形下，其缓解积极财政政策所引致福利损失的效果总体不彰。因此，在长期，货币政策应更加注重锚定物价稳定目标，维持币值的长期稳定，从而吸收因积极财政政策导致的经济波动以及其长期福利损失。

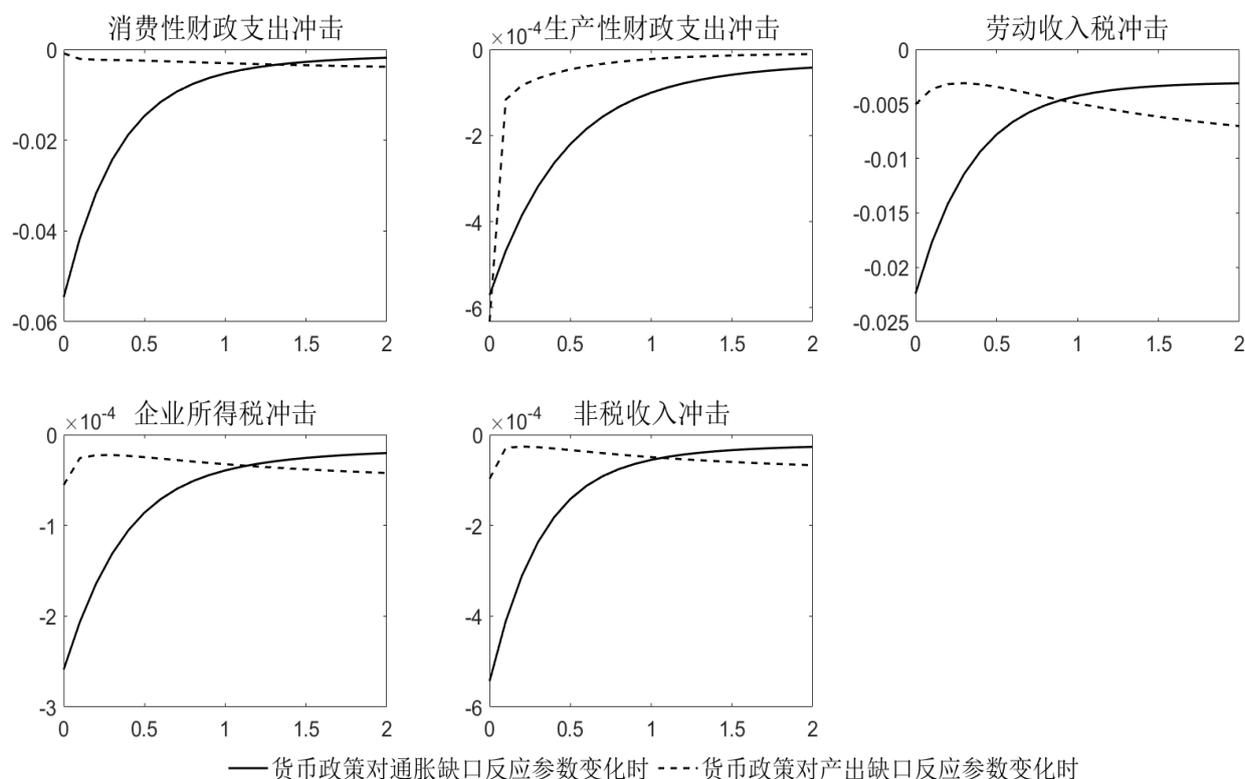


图 4 货币政策反应参数变化时，大小为 1% 的积极的财政政策冲击引致的福利损失变化

## 六、结论与政策含义

基于上述研究结果, 本文的主要结论有: 第一, 在当前宏观调控旨在实现“六稳”目标的过程中, 无论是增加政府支出政策还是减税降费政策, 其对宏观经济均具有正向促进作用。具体而言, 增加消费性财政支出与降低劳动收入税率政策的短期经济刺激效果最显著, 而增加生产性财政支出的长期乘数效应更为显著。相比之下, 降低企业所得税率与非税收入的政策效果相对温和。第二, 尽管积极财政政策具有良好的“稳增长”的效果, 但刺激效果越突出的财政政策也更易推高债务产出比, 从而加剧经济波动并带来长期福利损失。第三, 积极财政政策的实施时间一旦过长, 其长期效果将受削弱并对宏观经济产生不利影响, 加剧长期经济波动, 故为减轻积极财政政策引致的福利损失, 在长期, 稳健的货币政策在微调过程中应以物价稳定为锚。

基于上述研究结论, 本文认为, 在积极的财政政策与稳健货币政策组合既定的背景下, 为有效发挥更加积极财政政策和稳健货币政策的作用效果, 应做好以下几点: 第一, 在支出端, 基于稳增长和稳就业的需要, 当前应增加政府购买与转移性支出, 兜底“以国内大循环为主, 国际国内双循环相互促进”新格局下的社会总需求。同时, 在长期仍应重视生产性财政支出对宏观经济行稳致远的强本固基作用。但鉴于在新常态下, 传统基础设施建设面临边际效益递减的困境, 故生产性财政支出政策的实施重点需转向以 5G、大数据为代表的“新基建”与短板领域。第二, 在收入端, 要更加注重对个人或家庭部门劳动收入的税收减免力度, 进一步加强个人所得税减税工作, 增加居民的可获得感, 使微观经济主体轻装上阵。第三, 在宏观经济趋稳后, 积极的财政政策应有序退出, 以免财政刺激力度过犹不及, 加剧长期经济波动。为防范积极财政政策引致的长期福利损失, 稳健的货币政策在微调中应以物价稳定为锚, 避免货币政策在多重目标间难以取舍的困境, 将币值波动维持在合理区间。

参考文献

- [1] 卞学宇 孙婷 谢申祥, 2020:《输入型通胀的国际传导与宏观应对政策研究》,《南开经济研究》第3期。
- [2] 卞志村 杨源源, 2016:《结构性财政调控与新常态下财政工具选择》,《经济研究》第3期。
- [3] 郭庆旺 吕冰洋, 2010:《中国税收负担的综合分析》,《财经问题研究》第12期。
- [4] 侯成琪 吴桐 李昊, 2018:《中国分行业和总体工资粘性》,《统计研究》第7期。
- [5] 黄贻琳, 2005:《中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门 RBC 模型的实证分析》,《经济研究》第6期。
- [6] 胡永刚 郭新强, 2012:《内生增长、政府生产性支出与中国居民消费》,《经济研究》第9期。
- [7] 康立 龚六堂, 2014:《金融摩擦、银行净资产与国际经济危机传导——基于多部门 DSGE 模型分析》,《金融研究》第5期。
- [8] 李明 张璿璿 赵剑治, 2020:《疫情后我国积极财政政策的走向和财税体制改革任务》,《管理世界》第4期。
- [9] 林亚清 魏志华 赵娟 王明激, 2017:《供给侧结构性改革:现实依据与财税政策选择》,《财政研究》第4期。
- [10] 姜峰, 2016:《中国企业价格刚性研究:基于扩展的双粘性菲利普斯曲线》,《中国工业经济》第2期。
- [11] 卢洪友, 1998:《非税财政收入研究》,《经济研究》第6期。
- [12] 马文涛, 2014:《全球视角的通货膨胀预期管理:历史经验与现实启示》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- [13] 彭飞 毛德凤 吕鹏, 2020:《降费政策有效性评估:来自中国私营企业的证据》,《经济学动态》第8期。
- [14] 饶晓辉 刘方, 2014:《政府生产性支出与中国的实际经济波动》,《经济研究》第11期。
- [15] 王国静 田国强, 2014:《政府支出乘数》,《经济研究》第9期。
- [16] 王胜 周上尧 张源, 2019:《利率冲击、资本流动与经济波动——基于非对称性视角的分析》,《经济研究》第6期。
- [17] 杨小海 刘红忠 王弟海, 2017:《中国应加速推进资本账户开放吗?——基于 DSGE 的政策模拟研究》,《经济研究》第8期。
- [18] 殷兴山 易振华 项燕彪, 2020:《总量型和结构型货币政策工具的选择与搭配——基于结构性去杠杆视角下的分析》,《金融研究》第6期。
- [19] 张杰 庞瑞芝 邓忠奇, 2018:《财政自动稳定器有效性测定:来自中国的证据》,《世界经济》第5期。
- [20] 张开 龚六堂, 2018:《开放经济下的财政支出乘数研究——基于包含投入产出结构 DSGE 模型的分析》,《管理世界》第6期。
- [21] 张勇 古明明, 2011:《公共投资能否带动私人投资:对中国公共投资政策的再评价》,《世界经济》第2期。
- [22] 朱军 姚军, 2017:《中国公共资本存量的再估计及其应用——动态一般均衡的视角》,《经济学(季刊)》第4期。
- [23] Aschauer, D. A.(1989), "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics* 23(2): 177-200.
- [24] Attinasi, M. G. & A. Klemm(2016), "The growth impact of discretionary fiscal policy measures", *Journal of Macroeconomics* 49: 265-279.
- [25] Bekiros, S. et al(2018), "Bank capital shocks and countercyclical requirements: Implications for banking stability and welfare", *Journal of Economic Dynamics & Control* 93(8): 315-331.
- [26] Bianchi, F. & L. Melosi(2019), "The dire effects of the lack of monetary and fiscal coordination", *Journal of Monetary Economics* 104: 1-22.

- [27] Blanchard, O. & R. Perotti(2002), “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”, *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1329-1368.
- [28] Calvo, G. A.(1983), “Staggered prices in utility maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383-398.
- [29] Chirinko, R. S. et al(1999), “How response is business capital formation to its user cost? An exploration with micro data”, *Journal of Public Economics* 74: 53-80.
- [30] Christiano, L. J. et al(2005), “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of Political Economy* 113(1): 1-45.
- [31] Davig, T. & E. M. Leeper(2011), “Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus”, *European Economic Review* 55(2): 211-227.
- [32] Fatás, A. & I. Mihov(2006), “The macroeconomic effects of fiscal rules in the US states”, *Journal of Public Economics* 90(1-2): 101-117.
- [33] Forni, L. et al(2009), “The general equilibrium effects of fiscal policy: Estimates for the Euro area”, *Journal of Public Economics* 93(3-4): 559-585.
- [34] Galí, J.(2008), *Monetary Policy Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press.
- [35] Iwata, Y.(2011), “The government spending multiplier and fiscal financing: Insights from Japan”, *International Finance* 14(2): 231-264.
- [36] McCallum, B. T.(1987), “The case for rules in the conduct of monetary policy: A concrete example”, *Review of World Economics* 123: 415-429.
- [37] Perotti, R.(2007), “In search of the transmission mechanism of fiscal policy”, NBER Working Paper, No.13143.
- [38] Prasad, E., & B. Zhang(2015), “Distribution effects of monetary policy in emerging market economies”, NBER Working Paper, No. 21471.
- [39] Ramey, V. A.(2011), “Identifying government spending shocks: It’s all in the timing”, *Quarterly Journal of Economics* 126(1): 1-50.
- [40] Taylor, J. B.(1993), “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195-214.

## Effects of Active Fiscal Policy in the Context of Supply-Side Structural Reform: On the Choice of Anchor for Monetary Policy

Pan Min Zhang Xinping

(Wuhan University, Wuhan, China)

**Abstract:** By developing a new Keynesian dynamic stochastic general equilibrium model with structural fiscal policies, which consists of two types of households, labor intermediaries, firms, central banks and ministry of finance, based on the combination of active fiscal policy and prudent monetary policy by China in the context of the supply-side structural reform, this paper compares the macroeconomic effect of various active fiscal policies, investigates the impact of the choice of anchor for monetary policy on the long-run welfare loss caused by various fiscal policy instruments. This study finds that policies of increasing consumption fiscal expenditure and reducing labor income tax have the most obviously stimulating effect on the macroeconomy in the short-run, but we should pay attention to the disadvantages that lead to the rise of government debt risk simultaneously. In the long run, we should pay attention to the guarantee effect of productive fiscal expenditure policy on the stability and long-term development of China's economy. In addition, once the implementation time of positive fiscal policy is too long, its long-term effect will be weakened and it will have adverse effects on the macroeconomy. In order to reduce the long-term economic fluctuations and welfare losses caused by expansionary fiscal policy, a prudent monetary policy should focus on price stability as the anchor in fine-tuning operation.

# 平均通胀目标制：理论逻辑与政策前瞻

郑联盛<sup>1</sup>

**【摘要】**联储 2020 年将其货币政策从弹性通胀目标制转向平均通胀目标制，是美国对通胀目标制的适应性调整。本文回顾美国实施平均通胀目标制的政策背景，重点对平均通胀目标制的政策框架及未来可能的政策举措进行分析，同时对平均通胀目标制的潜在不确定性进行剖析。平均通胀目标制以回顾性与弥补性作为政策逻辑，采用盯住平均通胀目标值进行物价跨期调整，以实现复胀目标及充分就业。潜在增长率下降、自然利率下行、低利率或零利率约束以及磁滞效应等是美国实施平均通胀目标制的政策背景。平均通胀目标制仍实行“双目标”政策框架，但更强调充分就业，在坚持利率为核心工具同时将更多采用量化宽松政策、前瞻性指引、扭转操作或收益率曲线控制等非常规货币政策，以实现物价阶段性“超调”及填补失业缺口。但是，平均通胀目标制可能高估其对菲利普斯曲线扁平化调整的有效性，并低估结构因素、市场预期黏性及国别差异性，同时，央行资产负债表操作潜藏重大金融风险。平均通胀目标制具有负面外溢效应，而新兴经济体处于更为被动的地位。中国需关注美国货币政策调整，内外统筹、深化改革、防范风险，保障金融稳定，有效促进双循环。

**【关键词】**平均通胀目标；跨期调整；超调；量化宽松；外溢效应

## 一、引言

2008 年国际金融危机后，全球经济整体陷入低增长、低通胀、低利率和高债务等“三低一高”困境。2020 年新冠疫情全球大流行，主要经济体进行史无前例的政策救援，但世界经济仍面临更为严重的经济衰退和就业不足压力。世界经济的困境受到了学术界和政策界的广泛关注，长期增长停滞、超级债务周期等学术探索十分深入。零利率约束、负利率、前瞻性指引、央行资产负债表操作以及宏观政策调整等政策讨论层出不穷，其中通胀目标制的政策反思及改进成为一个热点。通胀目标制是货币政策当局以稳定物价为目标，以通货膨胀水平为锚，以（潜在的）泰勒规则进行决策并以短期利率作为核心工具的货币政策框架(Taylor, 1999; Bernanke, 1999)。自 20 世纪 90 年代以来，通胀目标制成为 40 余个经济体的政策选择，是主要发达经济体有效控制通货膨胀的政策保障。但是，在国际金融危机和新冠疫情大流行的冲击下，主要发达经济体陷入了低增长、低通胀及低利率的困境之中，出现了“长期增长停滞”（Summers, 2013），通胀目标制遭受了显著的政策挑战：（1）零利率约束使得通胀目标制核心工具——利率调整缺乏政策空间。（2）金融危机后长达十年的货币政策宽松并

<sup>1</sup> 郑联盛，中国社会科学院金融研究所。

未实现复胀<sup>1</sup>（reflation），部分经济体甚至陷入通缩压力，货币主义“失效”。（3）以泰勒规则为代表的政策规则发挥作用的机会式微。随着新冠疫情全球大流行，世界经济面临的宏观政策难题进一步凸显。反思通胀目标制并提出可有效提振经济复苏、充分就业和通胀水平的新政策框架，成为一个重要的政策议题(Yellen, 2015, 2016; Bernanke, 2017)。2019年初开始，美联储对2012年确定的货币政策战略进行全面反思(Fed, 2020a-f; Altig et al, 2020)，发布相关政策报告近百篇，并于2020年8月正式推出了平均通胀目标制（Average Inflation Targeting）。

随着美国推出平均通胀目标制，澳大利亚、加拿大、英国、欧元区及日本等货币政策当局亦纷纷深化货币政策框架的评估并可能做出调整。作为全球第一大经济体，美国实施平均通胀目标制不仅会对美国货币政策带来实质性影响，而且会给国际货币金融体系带来深刻变化。本文将对平均通胀目标制的内涵、背景、政策框架、潜在风险等进行梳理，并对重要的政策逻辑及理论逻辑进行反思。

## 二、平均通胀目标制的内涵与背景

在低通胀的环境下，平均通胀目标制旨在通过物价水平跨期平均稳定甚至“超调”来更好实现充分就业目标，是对通胀目标制的重大政策改变。除了澳大利亚较为成功的实践之外，国际金融危机后美国10余年的政策探索是平均通胀目标制实施的重要驱动力。平均通胀目标制的出台与国际金融危机以来全球长期增长停滞、自然利率下行以及低利率或零利率约束等紧密相关。

### （一）平均通胀目标制的内涵

平均通胀目标制是以物价水平跨期平均稳定作为货币政策决策依据的货币政策框架。当一定时期的通胀水平低于通胀目标时，将寻求下一个时期的通胀水平高于通胀目标，使得通胀平均值维持在通胀目标左右。反之亦然。虽然大部分实施通胀目标制的经济体以充分就业和物价稳定作为法定“双目标”，但是在政策实施过程中主要关注通胀稳定目标以及利率工具的匹配，进而形成“单一目标、单一工具”政策框架（Blandchard et al, 2010）。在法定“双目标”上，平均通胀目标制与大多数通胀目标制并没有实质性差别，但是在实践上，平均通胀目标制将更强调充分就业，即政策目标发生了重要的结构性变化，充分就业目标的“权重”有所提升。为此，平均通胀目标制将以跨期平均物价水平作为决策的基础，采用“弥补”政策逻辑，使得充分就业得到有效保障(Nessén & Vestin, 2005; Eo & Lie, 2019; Fed, 2020b; Powell,

---

<sup>1</sup> 复胀是指一个经济体从物价低迷阶段向物价提升阶段演进的过程，一般要提升至通胀目标水平。美国、欧元区、日本等经济体实施了极为宽松的货币政策，但仍未将通胀水平提高至2%或相似的通胀目标值之上，即没能实现复胀。

2020)。

除 2020 年 8 月转向实施平均通胀目标制的美国外, 澳大利亚被认为是平均通胀目标制的实践者。1993 年, 澳大利亚储备银行 (在政府口头认可下) 开始实施通胀目标制, 1996 年澳大利亚政府正式批准实施 (平均) 通胀目标制, 并确认澳大利亚货币政策合意目标是“随着时间的推移在整个周期内实现平均 2%~3% 的基本通胀率” (DeBelle, 2018)。在后续的政策演进中, 政策表述修改为“消费者物价增长平均保持在 2%~3% 之间”, 但是, 政策操作没有任何本质调整。该框架具有更大的灵活性和适应性, 特别是在宏观经济环境发生重大变化中体现了政策弹性, 整体较好地实现充分就业和物价稳定目标 (见表 1)<sup>1</sup> (RBA, 2017)。

表 1 澳大利亚平均通胀目标制的宏观指标

	GDP 实际增长率		失业率		核心 CPI	
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
1973-1993	2.8	1.2	6.9	2.2	8.8	1.2
1993-2019	3.2	1.1	6.3	1.7	2.5	1.2
2007-2019	2.7	0.8	5.3	0.6	2.3	0.9

资料来源: RBA、CEIC 和作者计算<sup>2</sup>。

国际金融危机后, 学术界对通胀目标制进行了诸多反思, 回溯过往通胀水平成为一个重要的政策考量, 其中, 最具代表性的是价格水平目标制 (Price Level Targeting) (Bauducco & Caputo, 2010; Shukayev & Ueberfeldt, 2010)。与通胀目标制存在差异的是, 价格水平目标制采用回溯性政策逻辑, 同时以短期物价总水平为核心变量, 不仅考虑消费者物价指数, 还考虑生产者物价指数、住房价格指数以及金融市场价格指数等。价格水平目标制主要关注物价短期变化及其对目标值的偏离度。偏离度计算建立在商业周期、就业和通胀的短期预测之上, 这在现实操作中可能面临较多技术性难题以及市场沟通问题。为了改变价格目标制的技术难题, 有研究建议引入“单向弥补”策略, 即当物价水平持续低于目标值时, 采取弥补策略使物价能较快回升至目标值之上。但是, 如物价水平高于目标值, 则采用类似通胀目标制的泰勒规则进行应对。这种盯住物价总水平并在负向偏离时采用单向弥补的政策, 被伯南克归结为临时价格水平目标制 (Temporary Price Level Targeting) (Bernanke, 2017)。

表 2 通胀目标制、平均通胀目标制与价格水平目标制的比较

政策框架	政策逻辑	核心变量	通胀/物价目标值功能	核心工具	政策约束
通胀目标制	既往不咎、前瞻性、无弥补、	消费者物价	近似隐性上限	利率	零利率

<sup>1</sup> 澳大利亚储备银行有三个法定职责: 充分就业、物价稳定和经济繁荣及福利增进, 但是, 澳大利亚并没有设置特定指标来盯住经济繁荣及福利目标。

<sup>2</sup> 1973-1993 年数据来自 RBA, 其他数据为作者根据 RBA 方法计算, 以 CEIC 季度数据为基础计算。

	规则行事				
平均通胀目标制	回溯性、跨期稳定、双向弥补、相机抉择	就业缺口、物价	中长期均值目标	利率+非传统工具	无
价格水平目标制	回溯性、前瞻性、无弥补	物价偏离度、物价总水平	偏短期水平	利率	零利率
临时价格水平目标制	回溯性、前瞻性、单向弥补	物价偏离度、物价总水平	偏短期水平	利率+非常规工具	无

资料来源：作者整理

## （二）平均通胀目标制的政策背景

1.长期增长停滞。低增长、低通胀和低利率给通胀目标制带来了重要的政策挑战。国际金融危机后，各主要经济体进行重大政策应对，但因多种因素影响，不同国家增长和就业出现巨大分化，美国经济达到历史性繁荣，而其他发达经济体则持续低迷。不管是经济复苏较好的美国，还是持续低迷的欧洲和日本，通胀水平都长期低于通胀目标值，全球经济进入“长期增长停滞”（Summers, 2013; Eggertsson et al, 2016）。“长期增长停滞”观点认为微观主体对总需求扩张及要素供给持悲观预期，消费和投资均不足，这使经济维持低速增长且无法充分利用潜在生产能力。其中，人口因素受到了强烈关注。如果产出缺口明显，政策当局又无法填补缺口，物价水平将保持长期低迷甚至萎缩，利率也无法提升，最后陷入一个低增长、低通胀和低利率的自我循环之中。通胀目标制笃定通胀在 2%左右形成稳态是合意的，但是实践表明 2%通胀目标反而成为过去 10 年物价水平的“上限”，并使得全球经济面临低利率约束和通缩风险。此前通胀目标制孜孜以求的低通胀反而成为货币政策当局需要面对的新难题（Yellen, 2015, 2016; Ajello et al, 2020）。

大多数经济体的货币政策具有充分就业和物价稳定的双重目标，而菲利普斯曲线是失业率和通胀率（货币工资）的理论表达，同时，奥肯定律指出经济增长与失业率呈现较为稳定且显著的负向关系。根据菲利普斯曲线和奥肯定律，货币政策当局可以在理论上建立扎实的政策传导框架，并知悉经济增长与通胀水平存在正向关系。由于建立在总供给和总需求一般均衡的基础之上，菲利普斯曲线在宏观经济演进及宏观政策决策中占据了重要的位置，比如它是泰勒规则和通胀目标制的重要理论基础（Taylor, 1999; Bernanke, 1999）。但是，21 世纪以来特别是金融危机以来，菲利普斯曲线呈现扁平化趋势，即失业率与通胀率的负向关系弱化（IMF, 2013; Kiley, 2015; Blandchard, 2016）等。在菲利普斯曲线扁平化后，多项研究（Doniger & Lopez-Salido, 2017; Fed, 2020a; Altig et al, 2020）表明，通胀目标制的政策空间和政策效用都在减弱，难以实现物价稳定和充分就业的目标，特别难以应对长期的产出缺口或就业缺口。

菲利普斯曲线扁平化对通胀目标制的政策挑战主要体现在四个方面: (1) 产出缺口(或就业缺口)对通胀影响降低, 观察产出缺口偏离度就难以和通胀建立起稳定、显著且直接的关系。通胀目标制通过锚定通胀来实现产出稳定的政策操作就较难实现。(2) 中央银行政策力度需要进一步加大。扁平化菲利普斯曲线代表通胀对产出缺口的敏感性在降低, 如要实现“复胀”, 那就需要足够大的政策来弥补产出缺口或就业缺口。随之而来的问题是, 既然物价被长期锚定在较低水平, 那货币政策能否更多关注产出缺口。这是全球金融危机后货币政策双目标权衡中更多倾向于经济增长和就业促进的理论根源之一(Yellen, 2016; Fishcher, 2016)。(3) 通胀预期改变较为困难。由于货币工资或通胀率长期被锚定在较低水平, 通胀目标值成为物价“上限”, 货币当局要改变通胀预期的难度很大, 这就亟待一种“超调”的政策尝试(比如价格水平目标制、平均通胀目标制)来扭转低通胀预期(Bernanke, 2017; Fed, 2020a; Altig et al, 2020; Powell, 2020)。(4) 磁滞效应。失业率在较长时期内维持在较高水平而不会随着经济复苏迅速降低至原有较低的自然失业率, 同时自然失业率具有小幅上升的长期趋势, 这就是长期增长停滞的理论支撑(Summers, 2013)。虽然磁滞效应所强调的自然失业率趋势上升受到一定的质疑(Muller, 2012), 但是其长期影响及其不可逆性使得菲利普斯曲线扁平化的政策挑战进一步加剧(Yellen, 2016; Altig et al, 2020)。

2. 自然利率下行。自然利率在货币政策体系中具有中心地位和先行指标的政策涵义。自然利率是当所有价格具有充分弹性、实现最优资源配置所要求的利率水平。自然利率的本质是资本形成的预期收益率或保持储蓄投资最优转换的利率水平, 更重要的是, 自然利率与物价水平保持中立, 且此时经济处于充分就业状况(Woodford, 2003)。自然利率源于实体经济的变量, 主要受潜在增速、全要素生产率、人口结构、技术进步、风险偏好以及宏观政策等因素所影响, 同时既有短期考量也有长期趋势。自然利率是经济增长的先行指标, 可为货币政策决策、实施及绩效评估提供重要参考。在通胀目标制中, 政策利率基本就等于自然利率加上通胀目标(Bernanke, 2015)。假定自然利率为 5%, 通胀目标为 2%, 那政策利率合意水平约为 7%。自然利率水平的高低就决定政策利率的调整空间。

自然利率下行导致货币政策调控空间缩小是当前平均通胀目标制兴起的内在根源。从 20 世纪 90 年代开始, 通胀目标制在诸多经济体开始实施, 澳大利亚选择平均通胀目标制受到了较大的质疑。当然, 澳大利亚实施平均通胀目标制的原因不是低通胀及低利率挑战, 而主要考虑到澳大利亚经济结构的特殊性, 比如大宗商品主导(Debelle, 2018)。澳大利亚储备银行认为, 在通胀水平高企阶段, 货币政策当局最主要是防通胀, 较高自然利率使得货币政策空间得以保障, 但是经济结构特殊性会使政策较难遵循严格单一通胀目标制。全球金融危机 10 余年来, 世界经济遭遇的现实困境是自然利率下行(Williams, 2015), 包括中国也在经历自然利率下行(李宏瑾, 2018; 徐忠、贾彦东, 2019)。美国 2012 年自然利率估算为 2.25%, 而 2019 年末则已降低至 0.5% (Fed, 2020f)。自然利率下行将使得实际利率或合意政策利

率随之下降，货币政策空间特别是通胀目标制所依赖的利率调整空间被实质性缩小，货币当局面临利率零约束的概率大幅提升。为此，需要调整货币政策框架，以促进全要素生产率、专有技术创新水平以及长期市场预期等提升，提高自然利率和潜在产出水平。在此背景下，货币当局着力于提高自然利率和通胀目标值以拓展政策利率空间，且认为平均通胀目标制比通胀目标制可能更有效（Fed, 2020a）。

3.零利率约束。通胀目标制以物价稳定作为目标，不再设置中间目标，以通胀为锚来决定货币政策并大致遵循泰勒规则，同时以短期利率作为核心政策工具。通胀目标制的潜在政策假设是政策利率可以显著高于自然利率，具有较为充分的政策调控空间。在自然利率较高的情况下，中央银行通过利率政策调整几乎可以完全抵消总需求冲击，同时还可以部分缓释总供给冲击。在通胀目标制下，由于均衡是唯一的，最优货币政策具有标准性，这也是通胀目标制大多实施“单一目标、单一工具”的基本逻辑(King,2012)。

但是，21世纪以来，由于潜在增长率下降、长期增长停滞以及自然利率下行，加上通胀水平持续低于目标值，政策利率同样呈现趋势性下移。在国际金融危机中，主要发达经济体首次全面地面临零利率约束；2020年新冠疫情大流行使得发达经济体再度遭遇零利率下限。在“长期增长停滞”和自然利率保持在较低水平下，货币政策当局频繁甚至长期面临零利率约束是一个重大的政策挑战。比如，Borio & Zabai（2016）以及 Fischer（2016）等就强调货币政策应对此做出反应。当自然利率足够低，通胀目标制下的最优政策因缺乏均衡点而难以实施，宏观指标的反映只是通胀持续低于目标值且存在产出缺口或就业缺口（Mertens & Williams, 2019）。由于私人部门将此纳入到预期函数之中，零利率约束下的通胀和产出缺口的存在反过来又加剧了零利率约束对经济的负面影响。在利率零约束情况下，中央银行缺乏足够政策空间和工具来抵消总需求和总供给的冲击，难以达到政策合意水平。

### 三、平均通胀目标制的政策框架与前瞻

面临全球增长停滞、自然利率下行以及零利率约束，全球主要经济体都在对货币政策框架进行评估甚至调整。在考虑全球经济中长期走势和总结过去10余年的政策实践后，美国开始实施平均通胀目标制，希望通过物价跨期平均甚至“超调”来实现复胀和充分就业。从学术和政策两个层面，都有必要对平均通胀目标制的政策目标、政策原则、核心指标、政策工具和政策操作等进行较为全面的前瞻性分析。

#### （一）政策目标：从防通胀到促就业

从美联储及相关研究的结论与建议看（Nessén & Vestin ,2005; Fed, 2020a; Fed, 2020b; Arias et al, 2020; Powell, 2020），平均通胀目标制是对通胀目标制的一种重要的政策调整，受制于低增长、低通胀和低利率，货币政策当局在充分就业和物价稳定的目标权衡中更多地偏向于就业目标。美联储认为将政策目标更多转向就业主要出自三个原因：（1）通胀长期锚定在比较低的水平，货币政策扩张在中长期内不会有重大通胀风险，物价稳定和就业权衡

的压力减小。(2) 美联储将新冠疫情冲击视为中长期总需求和总供给双重冲击, 将对就业和收入产生持续性的压力, 货币政策的就业促进职能需要强化 (Ajello et al, 2020)。(3) 美联储在过去 10 年的政策实践充分表明就业缺口是可以通过货币政策等的调整加以修复 (Fed, 2020f)。

为了促进更好的就业, 平均通胀目标制的政策框架有四个要点: (1) 过往回溯, 即将前期通胀水平及惯性作为当期及未来通胀决定的重要影响因子。(2) 弥补策略 (makeup), 即当某个时期通胀水平明显低于通胀目标值时, 采取弥补策略使得通胀水平在未来一段时期内超过通胀目标值, 通过“超调”来达成均值目标。(3) 以利率加非常规化政策为核心工具。当利率较高时, 货币政策当局仍采用利率作为核心工具; 当利率逼近或达到零利率约束时, 采用量化宽松、前瞻指引、收益率曲线控制等非常规工具, 以期通胀能较快恢复甚至超过目标值。(4) 相机抉择。当通胀显著低于平均目标值时, 就采用复胀政策, 并且要以较大政策力度以有效逆转市场预期; 当通胀显著高于平均目标值时, 主要采用紧缩性政策使通胀回归均值。

## (二) 政策策略: 从规则行事到相机抉择

20 世纪 90 年代以来通胀目标制取得了较好的政策效果, 主要发达经济体基本实现物价稳定。在通胀目标制中, 较大部分经济体基本是盯住短期利率并以泰勒规则作为政策决策的基本原则 (King, 2012)。泰勒规则具有简单的操作逻辑, 逐步成为通胀目标制货币当局决策的“拇指法则”, 即名义利率在自然利率基础上根据产出缺口和通胀目标进行调整。当然, 各政策当局在决策中均有差异化安排。比如, 美联储主要依据通胀稳定和充分就业的货币反应函数, 但这个函数本质上是以通胀稳定为目标、以简单规则行事的政策调控机制 (Fischer, 2016)。

在自然利率趋势性下行且通胀水平持续低迷的情况下, 泰勒规则对就业缺口、通胀缺口的反应机制可能不再适用, 一定程度上丧失了有效实施的基础。平均通胀目标制的决策已无法再借用泰勒规则, 需要面对更困难的目标权衡, 需要更高超的技术要求、更顺畅的沟通机制和更值得信赖的政策公信力。在平均通胀目标制下, “货币当局没有类似泰勒规则的简单公式, 更不会受制于既定公式的支配” (Fed, 2020a), 而是采用一种更加灵活的方式盯住平均通胀目标 (Altig et al, 2020)。政策决策和实施的复杂性使得平均通胀目标制较难以简单规则行事, 而更多转向相机抉择。货币当局将需要综合考虑就业、通胀、要素禀赋、资产价格和金融风险等因素, 这就意味着政策操作灵活性将明显提高, 政策操作难度将上升, 政策透明度却下降, 对货币政策相机抉择的能力要求较高。

## (三) 核心指标: 从单一指标到双重指标

通胀目标制是典型的“单一目标、单一工具”政策框架, 但是, 平均通胀目标制将更加强调充分就业的目标, 一定程度上使得货币政策目标从单一目标向双重目标演进。平均通胀

目标制下的物价稳定目标从前瞻性转向前瞻性与回溯性并重，注重通胀目标跨期调整。政策逻辑是将过往低于通胀目标的负缺口通过未来高于通胀目标的正缺口加以弥补和平衡，以实现中长期平均物价的相对稳定，保障充分就业目标的实现。为此，就业缺口就成为平均通胀目标制的首要指标。

物价稳定仍然是平均通胀目标制的核心指标之一，但是更加注重物价指标权变性。消费者物价指数是通胀目标制下的核心物价指标，并广泛应用于货币政策的实践之中，但是随着低通胀时代的到来，消费者物价似乎较难全面反映一个经济体物价水平的全局图景（Svensson, 2020; Amano et al, 2020）。为此，平均通胀目标制下的物价指标权变性具有两个方面的政策含义：一方面，消费者物价指数存在低估可能；另一方面，消费者物价指数没有全面反映总体物价水平的结构特征。一般地，物价水平需要考虑消费者、生产者和金融市场等的价格变化，但是长期以来，生产者物价和金融资产价格基本处于被忽略的状态。这其中存在两条值得商榷的政策逻辑：其一，生产者物价会顺畅传导至消费者物价，使得消费者物价具有“最终性”。其二，消费者物价稳定与金融资产价格稳定相同，即消费者物价指数已考虑金融资产价格变化的影响。现实情况是，不同类型的价格传导可能是非完全的，同时，消费者物价可能无法全面反映资产价格的变化。比如，当商品价格较低而资产价格长期向上时，微观主体将会扩大对资产的配置，同时弱化对一般商品的需求，这进一步强化了资产价格上涨趋势同时抑制商品价格“复涨”，并使消费者物价对物价总量和结构的反映出现偏离。为此，有研究认为通胀需要适当考虑生产者物价指数，也有研究强调通胀应“从更综合、更丰富的角度度量”（周小川, 2020），甚至以年度物价指数、名义 GDP 或总物价指数作为货币政策盯住的通胀指标(Svensson, 2020)。

表 3 部分通胀目标制经济体的通胀水平与政策利率

国家	实施时间	通胀目标制 实施前通胀 水平（前 3 年平均）	通胀目标制 实施后通胀 水平（3 年 平均）	通胀目标制 实施后至 2019 年平 均通胀水平	2009-2019 年平均通 胀水平	2009-2019 年平均政 策利率
新西兰	1990 年 3 月	9.28	1.63	2.12	1.63	2.30
加拿大	1991 年 2 月	4.60	1.18	1.92	1.61	0.98
英国	1992 年 10 月	6.58	2.38	2.12	2.22	0.47
瑞典	1993 年 1 月	7.39	1.72	1.36	0.98	0.56
芬兰	1993 年 2 月	4.27	0.89	1.46	1.18	0.46
西班牙	1995 年 1 月	5.07	2.45	2.25	1.10	0.46
美国	2012 年 1 月	1.48	1.07	1.61	1.58	0.65

资料来源：CEIC、各央行及作者整理

#### (四) 政策工具前瞻：非常规工具常规化

1. 利率仍是核心工具。平均通胀目标制并没有打破利率作为核心政策工具的定位。在平均通胀目标制中, 物价稳定目标仍然是货币政策当局的法定任务。如潜在增长水平提升、自然利率有所提高, 再加上相对更高的物价目标水平, 那货币政策当局就具有更大的政策空间实施以利率为核心工具的政策框架。与通胀目标制存在差异的是, 在物价水平超过通胀目标后, 货币政策当局需要权衡“超调”幅度和持续时间, 以防止通胀失控, 此时政策利率的调整仍具有核心工具的功能。因为“超调”往往会使得平均通胀目标制面临“脱锚”风险(李宏瑾、苏乃芳, 2018)。

平均通胀目标制之所以被提出并在美国实施, 根本性问题是自然利率下行和通胀水平低下造成政策利率空间被缩小, 利率零约束的可能性上升。这使得通胀目标制及其利率工具面临失效挑战, 货币政策当局需要寻找替代性战略, 以寻求满足充分就业和物价稳定的目标(Rogoff, 2017; Fed, 2020c; Powell, 2020)。在零约束条件下, 利率政策的替代性选择有两种: 其一, 在零利率条件下寻找非利率政策; 其二, 更进一步实施负利率政策。在全球金融危机后, 美国通过量化宽松政策、扭转操作、前瞻性指引等非利率工具作为零利率约束下的替代性政策组合; 日本、欧元区则是采取非利率政策与负利率政策相结合的方式。在国际金融危机后, 美国非常规货币政策的系统实践和较好绩效为美国走向平均通胀目标制提供了政策自信。

负利率是将短期(主要是批发)利率降低至负值, 为货币政策创造更多空间, 以促使进行银行发放更多借贷、促进私人部门扭转悲观预期, 加大投资消费进而提高总需求。负利率政策传导渠道与零约束之上利率政策传导渠道是相似的(Andrade et al, 2016; Eggertsson et al, 2019), 主要通过跨期替代、投资组合重新配置至更高风险资产、扩大消费与投资能力、资产价格上涨和财富效应、汇率贬值等来促进经济复苏。美国的政策选择本质上考虑的是政策利率和自然利率的缺口, 如缺口太小, 则负利率政策价值就无法凸显。在国际金融危机的应对中, 美联储将利率降低至 0~0.25% 区间, 而事后政策研究(Yellen, 2017)认为当时恰当的政策利率是-1.5%~-9%, 负利率绝对值应较大。美联储基于成本收益、法律与实践的约束条件, 认为负利率政策对美国不具有政策吸引力(Fed, 2020c), 美联储更倾向于用非利率政策作为替代策略。日本、欧元区走向负利率的政策选择的根源在于其经济面临较为长期的通货紧缩压力, 零利率和量化宽松政策并没有使经济实现复苏并带来较大就业提振。对于瑞士、瑞典、丹麦等小型经济体, 负利率政策更多是避免本币过快升值(周莉萍, 2017)。

2. 央行资产负债表操作将是零约束下的最重要替代政策。国际金融危机前, 央行资产负债表操作是典型的非传统货币政策工具。该政策首创于 20 世纪 90 年代末日本银行的量化宽松政策, 其后又发展出扭转操作、收益率曲线控制、量化质化宽松等政策举措。在国际金融危机和新冠疫情大流行的催化下, 央行资产负债表操作成为非常规货币政策的核心理工具

(Curdia & Woodford, 2011; Fed, 2012; Andrade et al, 2016; Dell’Ariccia et al, 2018)。这里以量化宽松政策为代表，来讨论其在平均通胀目标制下的应用。

在平均通胀目标制下，央行资产负债表操作特别是量化宽松政策的功能和地位将进一步提高，将成为低利率或零利率约束下利率政策的最重要替代政策。美国过去 10 余年的政策实践与经验总结得出的结论是，美联储量化宽松政策的收益是实质性的，而成本是低于预期的。欧美实施量化宽松政策之初，受到了较大的质疑，被认为此类政策可能会存在扭曲市场功能、引发过度风险承担、诱发严重通胀等重大风险。但是实践表明，这些负面冲击并没有发生或远远比预期水平低，特别是通胀风险和金融风险比最初担心的程度要小(Fed, 2020d)。在长期增长乏力背景下，低利率将是一个中长期的政策约束，替代性策略要么是以量化宽松为代表的非常规货币政策，要么就是走向日益深化的负利率。不管是美国量化宽松政策，还是欧元区量化宽松政策加负利率，或者是日本量化宽松、负利率再加收益率曲线控制，量化宽松政策的作用都在逐步提高。在新冠疫情冲击下，量化宽松政策的“常规化”进程被大幅度提速(Arias et al, 2020)。

在平均通胀目标制下，量化宽松为代表的央行资产负债表操作将成为常规化工具，甚至成为与利率比肩的主要政策工具，并致力于发挥正向的宏观经济提振效应、弹性的货币政策替代效应以及显著的正向金融效应等三大效应。

第一，宏观经济提振效应。以量化宽松为代表的央行资产负债表操作的政策启示是此政策有助于扩大总需求，缓释通缩压力，具有较为积极的经济复苏和就业促进功能。以美国为例，Walentin（2014）发现美联储第一轮量化宽松政策明显提高消费和 GDP 增长各 3.2 和 3.8 个百分点。Baumeister & Benati（2013）分析量化宽松政策具有缓释通缩的功能，第一轮操作就使物价降幅减少约 1 个百分点。在美国四轮量化宽松政策退出之后，Wu & Xia（2016）对美联储央行资产负债表操作进行总体评估，发现此类政策使得美国 2009 年 7 月至 2013 年 12 月的失业率峰值比理论峰值要低 1 个百分点。美国量化宽松政策的宏观经济效应较为积极，尤其是对失业率下降具有显著“反推力”，这使得量化宽松政策在未来平均通胀目标制尤其是充分就业目标实现中发挥更大的作用。

第二，零利率政策替代效应。量化宽松政策有助于货币政策当局克服零利率的政策约束，使得货币当局在低利率或零利率环境下获得一个较为有效的抓手。当面临零约束时，经济陷入预期驱动的流动性陷阱的概率将会大幅度增加，最优通胀目标水平将随之下降，经济可能陷入通缩螺旋。量化控制政策通过降低货币市场利率、信贷利率，通过缩窄信用利差和期限溢价，使得货币当局能够改变市场悲观预期，避免陷入长期流动性陷阱，在某种程度上实现“复胀”。量化宽松政策对修复货币政策传导机制是极其重要的。该政策使得金融机构再融资担保品得以“保值”并维系抵押品市场功能，金融机构资产负债表以及再融资渠道得以修复，银行才能向下传导政策意图，为消费和投资的扩大提供金融服务。

第三, 量化宽松政策具有显著正向金融效应。(1) 利率传导效应。通过降低短期和长期利率来降低消费与投资的资金成本, 同时使得市场利率的预期持续下行。比如, 美国第一轮量化宽松就使得美 10 年期国债收益率降低 55~107 个基点 (Gagnon et al, 2011)。(2) 久期风险效应 (duration risk effects)。量化宽松政策使短期利率预期、债券供应和期限溢价之间的非线性相互作用形成均衡状态, 使得期限溢价和久期风险下降。比如, 美国量化宽松政策使 5 年期国债期限溢价下降 26~31 个基点, 10 年期国债期限溢价下降 41~50 个基点 (King, 2019)。(3) 信号效应。量化宽松政策降低了利率水平和期限溢价, 同时扩大总需求水平, 并确认了政府持续宽松的政策信号。这有助于逆转悲观预期, 至少可避免陷入流动性陷阱或悲观预期的自我强化。特别是量化宽松政策与前瞻性指引的配合, 对改善预期是有积极意义的。(4) 财富效应。低利率和中央银行资产负债表扩张对金融市场特别是股票市场的提振效果较好, 资产价格升值将产生显著的财富效应并拉动消费及投资。在量化宽松实施后, 美、欧、日等经济体的股票市场持续上涨甚至屡创市场新高, 这对居民消费支出扩大具有直接效应, 同时对修复居民部门资产负债表并进行再杠杆化具有显著的推动作用。(5) 本地供应效应和外围外溢效应。量化宽松政策使得信贷利率、债券收益率下降, 对市场存量和流量都带来正向效应, 这将降低那些与货币当局购买债券期限相似的债券收益率并有效缩小信用利差及期限溢价, “本地供应效应”使市场融资可得性提高、融资成本下降 (D'Amico & King, 2013)。另外, 量化宽松政策具有外溢效应, 对国际金融市场的债券收益率和风险溢价等都具有显著的下调功能。比如, 美国量化宽松政策不仅使美国 10 年期国债收益率降低 91 个基点, 同时使澳大利亚、加拿大、英国、德国和日本同期限国债收益率分别降低 63、50、43、39 和 18 个基点 (Fed, 2020f)。

在平均通胀目标制下, 美联储量化宽松政策将更多采用流量型资产购买计划。量化宽松政策可分为两个类别: (1) 既定规模资产购买计划, 即规定整个资产负债表扩大的规模, 而不管经济产出、就业或通胀是否达到合意的政策目标。(2) 流量性资产购买计划, 即在每个时期实施特定的资产规模规模, 直到经济增长和就业指标达到政策目标值。前者的好处是政策规模和操作十分明确, 便于政策沟通, 但是其坏处是以资产购买规模和时间更大的不确定性作为代价, 难以明确知晓政策效果。例如, 如果既定规模的资产购买计划没有达成预期目标, 则需要额外加码。后者的好处在于为政策制定者留存了弹性空间, 可对未来经济恶化及其他不确定性提供更多且更长时间的政策刺激, 这对投资者预期的调整及其稳定性是较为有利的。比如, 美国 QE1 和 QE2 都是既定规模型量化宽松政策, 美国 QE3 和 QE4 则是流量型量化宽松政策, 新冠疫情下的量化宽松操作也是流量型资产规模操作。

3. 前瞻性指引优化市场沟通。前瞻性指引将成为平均通胀目标制下的重要市场沟通机制。由于前瞻性指引能够将不确定的外部冲击纳入政策框架之中并加以应对, 整体政策绩效是正面的。国际金融危机后, 前瞻性指引从传统政策的“号角” (道义劝告) 转变为一个新型

政策工具（Fed, 2019）。政策实践表明，如果政策沟通能与资产负债表操作相结合，将会大大提高沟通效率。在平均通胀目标制下，前瞻性指引与央行资产负债表操作已成为利率政策的替代性政策“标配”。在政策实践中，前瞻性指引可分为期限指引、绩效指引和数量指引等三种方式（见表4），但期限指引在美国第一轮、第二轮量化宽松政策实施后，就基本没有再启用过。欧元区、加拿大、英国和挪威等国在金融危机后也相继实行前瞻性指引政策，并以经济绩效型前瞻性指引为主，相机采用失业率、通货膨胀等经济状态指标，并引入了金融稳定性附加条件（郑联盛，2019）。

表4 前瞻性指引的细分、指标及优劣势比较

类别	核心指标	优势	劣势
期限指引 date-based	特定时间	最易于沟通，操作简单； 政策变更方便； 退出情景明确	政策有效性不明确、政策弹性受 日期约束明显； 政策决策数据有限，如频繁调整 期限将弱化公信力
绩效指引 outcome-based	特定经济指标，一般为 失业率、通货膨胀	注重政策有效性，注重 弹性调整政策； 建立政策调整连续性与 央行目标达成度的直接 关联	阈值存在不确定性、沟通困难、 公众缺乏明确观测指标或较难跟 踪政策期限或过度延长
数量指引 qualitative	政策利率指 标；资产负 债表规模	操作简单； 政策自由裁量权； 注重利率信号功能	政策意图难明确，政策缺乏弹性 公众较难判断政策是否合意、央 行是否履职

资料来源：作者整理。

前瞻性指引可以发挥信号效应，让微观主体认为短期利率将保持在低水平，从而有效引导政策利率和长期利率走势，并减少利率传导不确定性，具有三个重要功能：（1）稳定市场预期，防止预期陷入负向自我强化。特别是在面临零利率约束时，前瞻性指引强化与公众的政策沟通，使得市场对短期利率的预期保持在较低水平，提振消费和投资以扩大总需求。比如，以利率为指标的数量型前瞻指引对短期和长期利率具有显著的引导功能（Woodford, 2013）。（2）影响并锚定长期利率水平。前瞻性指引对长期利率锚定在较低水平是有利的，收益率曲线扁平化将会改变消费者和投资者的微观行为，其中，绩效型前瞻指引对微观消费行为的影响更为凸显。（3）短期和长期利率的交互影响更为顺畅。前瞻性指引使得短期利率和长期利率的关联被强化了，使中央银行控制的短期利率及其政策意图能够更加有效地影响长期利率，进而引导储蓄投资的转换（Fed, 2020c）。

4. 扭转操作与收益率曲线控制的选择性使用。在平均通胀目标制下, 扭转操作将成为短期和长期利率关系优化的重要政策选择。扭转操作是货币政策当局公开市场业务的创新举措, 将不同期限的同类型债券进行大致等额的双向买卖操作。比如, 卖出 100 亿美元的 3 个月短期国债, 其后买入 100 亿美元的 10 年期长期国债。扭转操作和收益率曲线控制的理论基础是利率期限结构的市场分割理论 (Carlstrom et al, 2017), 即不同类型投资者对不同期限的债券具有不同的配置偏好, 细分市场是相对分割的。在政策功能上, 首先, 扭转操作将延长货币政策当局的资产久期 (Bernanke & Reinhart, 2004), 压低长期收益率, 使得国债收益率曲线走平。扭转操作政策功能可缓释政府和企业债券的融资压力和偿付成本, 使得公私两大部门的长期融资成本下降且基本锚定。其次, 扭转操作本质还是一种期限操作, 使得期限溢价缩小, 对降低中长期融资成本是有帮助的。最后, 扭转操作有助于部分弥补融资缺口。通过资产购买和扭转操作后, 公私两部门未来负债成本有所降低, 融资可得性提升, 将缓释债券及其他融资缺口。

比扭转操作更进一步的是收益率曲线控制。收益率曲线控制是货币政策当局通过承诺资产负债表操作的规模, 形成不同期限的利率上限, 构建货币当局控制的收益率曲线“天花板”。一般情况下, 扭转操作、收益率曲线控制都需与量化宽松政策相互配合, 货币当局通过数量和价格两个渠道来影响金融市场资产的供求关系和利率水平。对于收益率曲线控制, 不同经济体的政策取向存在较大的差异。日本是收益率曲线控制的长期践行者, 也是坚定的笃信者。美国早在 1943 年就采用过收益率曲线控制, 是收益率曲线控制的最早实践者。当前美国及世界经济则面临的是低通胀和低利率, 债券市场收益率长期保持在低位, 为债券收益率设置上限是画蛇添足 (Arias et al, 2020), 美国在短期内不会实施收益率曲线控制。

#### (五) 政策操作前瞻: 从单一工具到组合操作

由于平均通胀目标制政策目标从防通胀向促就业倾斜, 充分就业就成为更为重要的目标, 这使得货币当局需要更多的政策工具及组合加以应对。平均通胀目标制最大的政策挑战是就业不足环境下的通缩螺旋, 而非通胀目标制提出时的通胀防控, 政策举措及其组合更多是指向了总需求扩张、就业提振和复胀上。在平均通胀目标制决策者眼中, 既然通胀目标制在过去 30 年能有效应对高通胀的问题, 那么未来潜在的高通胀就有足够的政策应对基础。但是, 全球金融危机 10 余年的经验和教训表明, “单一目标、单一工具”的通胀目标制难以应对全球低增长、低通胀和低利率困局, 充分就业和复胀政策的挑战是实质性的, 平均通胀目标制有实施的现实必要性。同时, 传统的利率政策以及以量化宽松政策、前瞻性指引、扭转操作、收益率曲线控制等为代表的非常规政策、汇率政策及货币互换等将成为通胀目标制下的“常规”工具以及政策组合 (见表 5)。

未来, 平均通胀目标制的工具使用和政策操作可能出现如下四个重要的变化。(1) 政

策利率持续保持在较低水平。不管是实施通胀目标制的经济体，还是已实施或未来可能实施平均目标制的经济体，利率在整个货币金融体系中的核心地位仍无法撼动。通过利率的逆周期调整来应对总需求不足仍然是第一选择。在新冠疫情全球大流行的冲击下，低增长和低通胀对利率始终是一个压制力量，未来全球仍是一个低利率的状况。由于平均通胀目标制更注重就业缺口的填补，低利率可能维持更长时间。（2）通胀目标值或可承受上限将显著提高。比如，美国通胀目标值可能从2%提高至2.5%，政策可承受通胀上限可能提高至3%。（3）量化宽松政策可能成为常态化的“核心”政策工具，其政策的功能定位将不亚于传统的利率政策工具。量化宽松政策的核心功能是作为低利率、零利率或负利率阶段利率政策的有效替代。（4）前瞻性指引、扭转操作和收益率曲线控制将成为平均通胀目标制的常规“辅助性工具”，将与量化宽松、量化质化宽松等政策形成央行资产负债表操作的多样化组合。由于平均通胀目标制的政策目标和原则的改变，尤其是更加注重就业，更加注重跨期，更加注重弥补操作，同时允许（甚至是有意达成）适度“超调”，实施平均通胀目标制的经济体比实施通胀目标制经济体可能更快地向充分就业和复胀靠近。

表5 平均通胀目标制下主要政策工具应用前瞻

政策工具	定位	核心功能	政策目标	政策约束
利率（负利率）	前瞻性核心工具	利率双向调整影响产出及通胀；影响居民和企业信贷，管理总需求；	充分就业、物价稳定；提供就业和复胀的利率环境	低利率或零约束；流动性陷阱；通胀较高时不允许“超调”；负利率过大扭曲金融功能
量化宽松	回顾性和前瞻性核心工具	央行资产购买填补债券需求缺口、降低收益率、缩小期限溢价、提升抵押品价格，削峰填谷、跨期调整	侧重充分就业，物价水平总体稳定；允许物价“超调”以实现跨期稳定	央行资产负债过大导致资产和风险过度集中；过度干预市场利率；“缩表”面临困难
前瞻性指引	辅助性工具	与量化宽松结合，有效引导市场预期，善意引导“超调”	稳定低利率预期；适度引导复胀进程	较难单独使用；对央行公信力要求高；市场沟通要求高
扭转操作	辅助性工具	与量化宽松结	降低并锚定中长期利	债券市场深度要求高；

		合，有效降低期限溢价	率	易受收益率“倒挂”冲击；央行市场操作能力要强
收益率曲线控制	辅助性工具	与量化宽松结合，控制利率上浮、引导利率下行	各期限利率下行；收益率曲线整体下移	央行直接操纵利率 需率先承诺量化宽松指引 易受收益率“倒挂”冲击
货币互换	辅助性工具	与其他货币当局合作，防止货币错配及流动性风险	保持汇率及利率相对稳定	不同货币地位差异巨大

资料来源：作者整理。

#### 四、平均通胀目标制的理论与政策再思考

从政策目标、政策策略、核心指标、政策工具以及政策操作等的前瞻性分析可见，美国平均通胀目标制的复杂性远超通胀目标制，包括双目标、双核心变量、相机抉择、非常规政策以及复杂政策组合操作等对货币当局的能力提出了较高的要求。虽有 10 年左右的实践，但大部分政策尚未经过较长经济周期和广泛政策实践的检验(Amano et al, 2020)，平均通胀目标制潜在的政策风险仍值得进一步深入研究。平均通胀目标制能否通过削峰填谷、跨期调整来填补产出与就业缺口并实现复胀，值得冷静观察与深入思考。

##### （一）充分就业目标与货币政策匹配

1. 平均通胀目标制可能夸大货币政策对菲利普斯曲线扁平化的调整功能。在平均通胀目标制中，充分就业的政策目标变得更加重要，中央银行期待通过实施更为宽松、更具针对性的政策来实现充分就业。但是，充分就业目标是一个涉猎范围广泛的政策目标，其实现还取决于非货币因素。比如，人口因素变化及其对潜在增长率、充分就业目标等的冲击不是货币政策所能解决的(Arias et al, 2020)。人口老龄化使物价水平对劳动力市场缺口的敏感性降低，通胀与增长的内在关联被弱化，菲利普斯曲线变平且可能是长期约束，而货币政策难以解决人口等结构性问题，也无法逆转菲利普斯曲线平坦化的趋势。在平均通胀目标制下，中央银行更强调充分就业，“善意地”忽视了政策边际效用等敏感性问题，一厢情愿认为跨期调整、削峰填谷的平均通胀策略能扭转扁平的菲利普斯曲线。表面上看，中央银行勤勉尽责，但不管利率还是其他非利率政策的实施，可能早已越过最优点而呈现无效状态甚至是负面冲击，如 Taylor(2016)就批评美联储量化宽松政策造成利率对最优水平的偏离。

2. 央行资产负债表操作绩效的国别分化显示其功能的局限性。量化宽松政策的分化结果表明平均通胀目标制的有效性可能存在结构差异，该政策可能适合美国，但不一定适合欧元

区、日本或其他经济体。平均通胀目标制的复胀政策有效性需要建立在通货膨胀对总量政策或者供求缺口具有长期较高敏感性的基础上（Fed, 2020f）。但是，日本长期持续宽松的货币政策并没有带来通胀复苏和充分就业，这说明通胀水平的决定因素或结构关系可能发生了实质性变化。美国量化宽松政策确实使美国就业市场出现实质性提振，但是，欧元区、日本以及部分发展中国家在国际金融危机后呈现的是“无就业复苏”（jobless recovery）。从美国、欧元区及日本的量化宽松政策绩效大分化的现实出发，欧元区与日本长期存在的产出缺口、就业缺口显示平均通胀目标制所倚重的量化宽松操作并非是所有经济体的“灵丹妙药”。

3.平均通胀目标制难以根本改变自然利率的决定机制。在自然利率趋势性下行中，平均通胀目标制的政策能动性相对有限。整体而言，货币政策在中长期可能是非中性的，但是，货币政策对部分经济变量尤其是结构性变量的影响可能是不显著的。平均通胀目标制是自然利率下行的“摩擦力”，但是其可能无法逆转自然利率下行趋势（Swanson & Williams, 2014）。在一定程度上，自然利率下行是平均通胀目标制的前提基础，是货币政策工具尤其是利率的重大约束。在平均通胀目标制中，中央银行更大的能动性体现在通胀目标的提高。美国在不确定区间、既定区间（operational ranges，比如2%~3%）和无差异区间（indifference ranges）选择了最后目标（Fed, 2020e），即货币政策不会对通胀均值双向偏离区间内的波动做出反应，以采用平均通胀目标制进行跨期调整。但是，在增长与物价关系弱化后，通胀水平是否超越既定区间或无差异区间对自然利率产生影响是不明确的。

4.相机抉择策略可能弱化货币当局的政策公信力并恶化市场预期。在平均通胀目标制下，货币当局如何预判通胀上升的影响，如何有效确定“超调”期限，能否基于相机抉择的预判并采取恰当的行动，又是否会在行动前给出明确的前瞻性指引，都将成为新的问题（Sims & Wu, 2020）。在通胀目标制的实践中，简单规则被认为比相机抉择具有更好的政策绩效；在平均通胀目标制下，相机抉择是否能够获得更好的政策效果而不会发生政策混乱仍值得观察。

## （二）央行资产负债表操作与金融稳定

1.央行资产负债表扩张难以无限持续。在平均通胀目标制中，中央银行资产负债表操作特别是量化宽松政策成为主要工具，是低利率及零利率环境下的核心替代工具。但是，量化宽松政策将存在重要的政策约束。（1）中央银行资产负债表不可能无限扩大。理论上，中央银行资产负债表可持续扩大，但是在现实操作中，当货币当局资产负债表操作持续时间过长且规模过大但政策效果没有显现时，市场则会质疑此类政策效力。比如，日本量化宽松政策绩效就受到质疑（Dell’Ariccia et al, 2018）。另外，当量化宽松规模非常大且政策效果较为显著时，市场则会担心中央银行会进行“缩表”操作。2015年美联储开始的“缩表”进程就给金融市场带来较大的冲击。（2）资产购买计划将面临“资产荒”和收益率抬升的市场约束。假定量化宽松政策持续较长时间且购买规模较大，但中央银行会遭遇“资产荒”，即资产供给约束。这种约束最为重要的因素来自财政政策及其潜在的政治压力。财政部门较难长期持续发

行巨量国债以供中央银行长期“净买入”，同时国债收益率也是一个重大的市场制约因素。日本公共债务与 GDP 比例持续逼近 300%而不发生重大债务风险，这得益于日本国债特殊的客户结构、持有到期操作或极其有限的交易，鲜有国家能够复制日本的经验。（3）量化宽松政策传导的核心变量仍然是利率。政策有效性与政策启动时的利率水平以及利率传导渠道的顺畅性是相关的，如所在经济体的利率水平已较低且持续较长时间，利率渠道基本没有政策空间。同时，单一利率工具要实现物价稳定和充分就业两个目标面临丁伯根法则等理论难题。量化宽松政策在实践上存在明显的不足，尤其是对市场定价机制的扭曲是实质性的，多项研究（Mishkin,2011; Gertler & Karadi,2013）发现量化宽松操作使美国国债呈现显著稀缺性，扭曲了国债回购协议价格，对债券投资及风险定价产生了重大破坏。

2.量化宽松政策对金融风险存在系统低估的可能性。（1）资产价格与经济基本面的长期偏离。在大规模实施资产购买后，经济没有出现实质性复苏，而债券收益率曲线大幅下移，股票、地产等高风险资产价格持续上升，金融资产将存在泡沫化倾向。在一个存在显著产出缺口或就业缺口的经济体系中，股票市场却能屡创新高，其背后经济基本面支撑是否扎实值得重点警惕。（2）估值效应与风险承担。在国债收益率被刻意保持低位的情况下，估值效应使得金融资产价格攀升，同时风险溢价降低、信用利差缩小，投资者风险偏好度提高、风险承受度强化而风险敏感度降低，这与金融危机之前利率“过低且持续过久”引致的风险承担效应如出一辙（Borio & Zhu, 2008; Dell’Ariccia et al, 2017）。（3）资产价格在货币政策框架中被弱视。通胀目标制认为金融资产价格已内化至消费者物价指数之中，中央银行不必对资产价格做出实质且直接的反映。但是，国际金融危机表明资产价格和金融稳定是货币政策必须考虑的重要因素，甚至要成为货币政策兼顾的政策目标，包括美国、欧元区、英国、中国等经济体都广泛地实施宏观审慎政策来应对金融稳定问题。2012 年，美联储正式确立通胀目标制的通胀目标为 2%之时，就提出金融风险可能阻碍货币政策长期目标的实现。即使在 2020 年美联储走向平均通胀目标制时，其仍明确表示“可持续的充分就业和物价稳定依赖于稳定的金融体系”（Fed, 2020a）。遗憾的是，在美联储平均通胀目标制的政策框架中，金融稳定目标却没有充分的政策“抓手”。可预见的是，平均通胀目标制在允许甚至引导通胀“超调”的过程中，将“善意忽视”资产价格的持续上升，这可能导致资产价格泡沫化以及更大波动性。（4）平均通胀目标制缺乏对系统性金融风险的应对准备。假定通胀水平持续低迷且量化宽松政策等常态化实施，那么货币当局将处于低利率（甚至负利率）和超大规模资产负债表境地，当内生系统性风险或外部重大冲击到来之际，平均通胀目标制赖以支撑的利率和量化宽松等将面临政策空间的难题。Woodford（2016）在明确量化宽松政策对总需求扩张的同时发现其金融稳定冲击是巨大的，即量化宽松政策是“双刃剑”。

### （三）零利率及负利率政策绩效仍不明朗

1.零利率与负利率政策整体绩效并不显著。从实践看，零利率或负利率政策对宏观经济

产出和就业是有正向作用的。但是，产出、就业以及私人信贷需求扩张并不显著，尤其是欧元区、日本等负利率政策绩效整体偏弱。这可能存在四个方面原因：（1）负利率传递的是悲观政策信号，较难扭悲观预期。市场始终认为负利率是货币政策当局的艰难选择，是通过“逼迫”银行等机构将准备金转为对私人部门信贷，而负利率下的贷款创造存款机制并不顺畅（孙国峰、何晓贝，2017）。（2）负利率传导机制与传统利率政策相似，但其政策传导面临的问题并没有实质性改变。负利率政策对银行信贷带来显著约束效应，银行很难将负利率的成本转嫁给储蓄者，这将会弱化银行吸收储蓄的积极性。同时，负利率会对信贷投放产生限制，约束贷款利率水平以及存贷息差，货币政策意图较难贯彻。（3）类似“流动性陷阱”的市场约束。一旦微观主体保持悲观预期，整个金融体系将陷入“流动性陷阱”之中(Nakata & Schmidt, 2019)，即使负利率进一步强化，微观主体仍然不为所动。只有负利率降低到足够低的程度，其才会对产出和就业带来实质性的提振作用（Yellen, 2016）。（4）金融稳定冲击。负利率传导可能会超乎传统宏观模型，存在更大的复杂性和额外摩擦，使资金融通功能受到阻碍并危及金融稳定，比如过高的负债率与风险承担、过低的风险敏感性等。

2.低利率环境下金融机构行为变化没有受到足够重视。从目前的政策绩效及未来的政策要求看，欧元区或日本等实施负利率的经济体可能走向负利率深化的进程。持续深化的负利率政策对金融机构的冲击存在更多的不确定性：（1）目前尚未有超过 1%的负利率，负利率程度较低。一旦负利率水平加深，金融中介将面临额外的资产价值“消耗”。（2）负利率政策持续的时间可能比预期的更长，储蓄者、企业和金融机构等的行为未来可能实质性改变。（3）存款面临较大的不确定性，比如，负利率将会弱化金融机构吸收存款的动机，存款缺乏会使得金融机构资产端配置受到重要的影响，储蓄投资转换机制受抑制。虽然实施负利率经济体的金融机构盈利并没有受到实质性的负面冲击，但是这要更多地归功于宽松政策下的资产价格上涨而非传统信贷业务的贡献。负利率已明确被美联储所拒绝，但长期低利率及零利率对金融机构等行为改变与负利率将是相似的，比如导致银行过度风险承担、信贷占比不增反降、金融市场业务占比显著提升等经营行为及业务结构变化（Borio & Zabai, 2016）。

#### （四）对私人部门的挤出效应

以量化宽松为代表的非传统货币政策的本质是以货币政策当局的法定权威和政策资源来填补金融市场资产的需求缺口并影响价格。在非传统政策拓展过程中，公共部门成为总需求扩张的主导力量，可能会对私人部门形成较为显著的挤出效应。一方面是市场挤出效应。在债券市场中，如货币当局持续增加债券市场净买入，那么中央银行最后将成为债券市场“最大的地主”，这将把其他买家特别是私人部门投资者挤出市场，使得市场投资者多样性受到抑制，市场流动性可能存在脆弱性。比如，日本国债市场交易量非常低。另一方面是经济挤出效应。持续的量化宽松政策就要求持续的债券供给特别是国债供给，代表政府的公共债务率持续提升同时财政支出大幅扩张，除了必要公共服务外，新增的债券发行可能更多用于基

基础设施等固定投资。由于政府融资成本远低于私人部门，私人部门将被政府投资扩张挤出相关领域。私人部门没有新增的资本形成，就难以有效填补就业缺口，成为无就业复苏的重要根源。比如，日本普通公司债发行、固定资产新增贷款长期没有增长（图 1）。

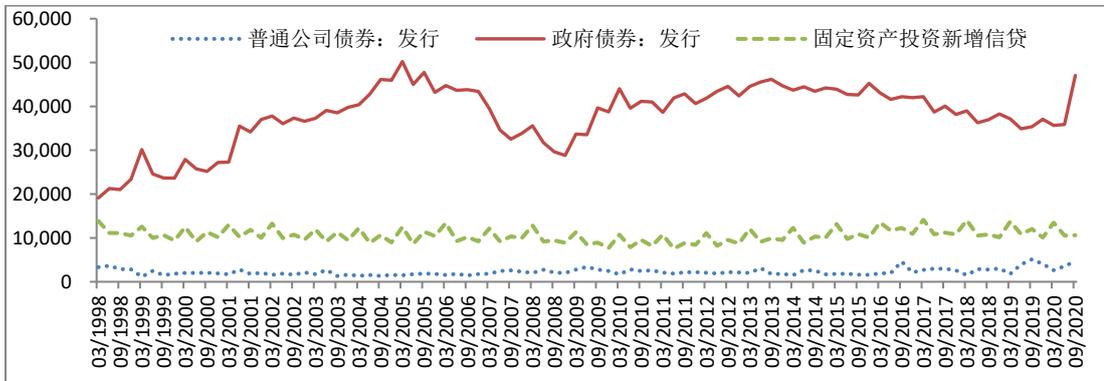


图 1 日本政府债券、公司债券发行与固定资产投资新增贷款走势 (单位: 十亿日元)

资料来源: CEIC。

### (五) 政策外溢效应

在 2020 年前，只有澳大利亚实施平均通胀目标制。由于美元在国际货币金融体系中的主导地位，美联储在 2020 年走向平均通胀目标制后，全球主要经济体的货币政策框架格局可能发生深远的变化。最为重要的是，在美元主导的国际货币体系下，美国实施平均通胀目标制将具有显著的外溢效应。

1. 汇率波动效应。平均通胀目标制实施将快速增大中央银行资产负债表规模，本币将会出现贬值趋势。在量化宽松的货币政策实施中，货币贬值被认为是一个重要的战略，并且持续的量化宽松将通过利率下行和收益率下移形成持续贬值的市场预期 (King, 2019)。新冠疫情冲击后，美联储实施更大规模量化宽松政策，2020 年底美元指数跌破 90。汇率渠道主要通过信息传导和资产组合调整进行，前者主要是基于短期利率变化来影响短期市场预期和资本流动，后者主要是通过投资者风险布局、币种结构以及特定资产需求再平衡等影响资产组合 (Neely, 2015)。虽然未来美元未必持续贬值，但对于外围经济体的汇率稳定和资本流动将带来新的不确定性。

2. 以邻为壑的政策竞争。当一国因平均通胀目标而持续扩大中央银行资产负债表规模时，其他面临低利率或零利率的经济体可能采取跟随政策，以防止他国以邻为壑政策的冲击，这将使得重要经济体整体走向资产负债表膨胀和持续低利率。这种操作无疑使得国际货币金融体系的资产进一步集中于货币政策当局，而市场流动性保障、风险定价以及融资功能等都可能受到实质性扭曲。因物价水平决定已偏离货币主义的教条，以邻为壑的货币政策竞争策略可能使得量化宽松政策的绩效整体弱化，并使得不同经济的就业复苏产生分化 (Eo & Lie, 2019)。美国持续进行量化宽松政策并取得较好的绩效可能在于美元的货币主导权，一定程度上可根据现代货币理论来实施财政赤字货币化，通过财政扩张来提振经济，通过货币政策

及量化宽松政策来为财政融资，二者相互结合来实现就业提振和物价稳定两个目标。但是，由于无法转移风险，外围经济体在量化宽松操作上可能面临“倾覆点”或在外部冲击下面临系统性风险。

3.外溢效应不对称性。实施量化宽松政策的经济体的外溢效应呈现结构性：（1）美国对其他经济体更多是溢出效应；（2）主要发达经济体作为整体对发展中经济体更多地产生溢出效应；（3）其他经济体对美国、发展中经济体对发达经济体呈现政策地位的弱势。因为发展中经济体的货币金融体系弹性较弱，金融市场广度和深度有限，它们将缺乏足够缓冲来应对外部冲击。新兴经济体的汇率和国债市场受量化宽松政策的影响是最显著的（Bowman et al, 2015）。比如，2015-2020年间，阿根廷比索兑美元贬值超过90%。

除了汇率因素外，政策利率、风险承担及博弈不对等性也是造成新兴经济体风险放大的重要因素。（1）不对称性。新兴经济体在国际货币金融体系中的地位相对较弱，难对发达经济体量化宽松政策进行有效的竞争或实施以邻为壑的政策。Turner（2016）研究表明新兴经济体是G3货币政策的“牺牲者”<sup>1</sup>，G3量化宽松政策对新兴经济体货币波动及资本流动的冲击是较为显著的，特别是当G3货币从贬值转为升值时对新兴经济体危害更大。但是，新兴经济体难以有恰当的方式来应对G3量化的负面效应。（2）政策利率。新兴经济体在应对长期低利率是缺乏政策经验及储备的，尤其是对利差较为敏感的开放型新兴经济体。国际清算银行（BIS, 2014）发现，在发达经济体实施非常规货币政策后，新兴经济体基本采取跟随政策降低政策利率，但是过低的政策利率不同程度偏离通胀控制的政策要求。该项研究的案例包括智利、中国、哥伦比亚、捷克、匈牙利、印度尼西亚、韩国、马来西亚、菲律宾、波兰、俄罗斯、南非、泰国、土耳其等。（3）市场风险承担。美国长期国债收益率是全球无风险利率指标及其期限溢价定价基准，美国量化宽松操作使新兴经济体收益率下降程度比美国更大，金融机构风险资产占比提高。但是，当美国逐步退出量化宽松时，新兴经济体收益率上升幅度及速度也比美国大，此时新兴经济体金融机构将面临巨大的困境。比如，在2009年6月至2013年4月间，美国10年期国债收益率下降了206个基点，新兴经济体同期国债收益率同期下降了236个基点。但是，在2013年5月至2014年1月间，美联储调整前瞻指引并讨论准备逐步退出量化宽松政策，美国10年期国债收益率6个月上升97个基点，而新兴经济体本币国债则飙升268个基点（BIS, 2014）。随着美国实施平均通胀目标制，美联储货币政策对外围经济体的外溢效应将更加明显，外围经济体对美国政策反应的分化将进一步加剧，并潜藏不同程度的金融经济风险。

## 五、结论与启示

平均通胀目标制是以一段时期内的平均物价水平作为货币政策决策的指标，是通胀目标

---

<sup>1</sup> 本文中的G3指的是美国、欧元区和日本。

制对全球经济低增长、低通胀和低利率的适应性调整,一定程度上代表货币政策的目标从防通胀向促就业倾斜。平均通胀目标制采用盯住平均物价水平的方式进行物价弥补或跨期调整,将通胀跨期平稳视为货币政策的基本目标,其核心的政策逻辑是考虑过往、削峰填谷和跨期超调,政策工具以利率和非常政策常规化作为基础,并更多以相机抉择作为实施策略。

平均通胀目标制的改革与实施具有重要的经济与政策根源。(1) 全球经济潜在增长率降低,出现长期增长停滞,就业目标显著重于通胀防控。(2) 潜在增速下降叠加人口、产业、技术进步等因素使得自然利率下行。(3) 全球金融危机后世界经济处于低增长、低通胀和低利率状况,零利率成为货币政策的显性约束。(4) 磁滞效应。金融危机和新冠疫情等冲击使得失业率较快上升并在较长时期内维持在高位,但是失业率不会随经济或政策调整按原路径迅速降低至原有较低的自然失业率,磁滞效应使充分就业面临长期政策压力。

平均通胀目标制整体仍是以充分就业和物价稳定作为双目标,但更强调对充分就业的政策应对,希望通过复胀政策来拉动充分就业。(1) 从防控通胀转向就业促进,更加注重就业市场的修复和充分就业目标的实现。(2) 物价稳定目标从前瞻性转向前瞻性与后顾性并重,注重通胀目标的跨期调整至平均通胀目标,甚至包容物价“超调”。(3) 注重物价指标的权变性,甚至可能以物价总指数作为平均通胀目标的基础。泰勒规则已无法再适用于平均通胀目标制下的货币政策决策,以更加灵活的方式盯住平均通胀目标的相机抉择可能更加适用。货币当局需要更合理的目标权衡、更高超的技术要求、更顺畅的沟通机制和更值得信赖的政策公信力。平均通胀目标制以利率和非传统货币政策举措作为核心工具,尤其注重央行资产负债表操作,将量化宽松、前瞻指引及扭转操作(或收益率曲线控制)相互结合,以实现复胀甚至物价“超调”,同时实现充分就业目标。

澳大利亚已经实施近 30 年的平均通胀目标制,较好地统筹了物价稳定和经济增长的目标,但是这与澳大利亚处于全球产业链上游、大宗商品价格波动较大等结构性因素相关。相对于澳大利亚而言,美国作为全球最大经济体和国际货币主导国,从 2020 年开始实施平均通胀目标制,这将会全球经济和国际货币金融体系产生重大的不确定性。(1) 平均通胀目标制是否能够真正实现复胀甚至物价“超调”仍存在重大的约束。该框架可能夸大货币政策对菲利普斯曲线扁平的缓释功能,难以根本改变自然利率的决定机制,同时,该机制赖以支撑资产负债表操作具有功能局限性。(2) 央行资产负债表操作潜藏重大的金融稳定风险以及负面溢出效应,尤其可能对金融风险 and 内外关联复杂性存在系统低估。(3) 零利率和负利率政策绩效较难判定。零利率及负利率较难扭市场悲观预期,负利率政策传导仍是以利率为主导,而微观主体可能对利率不敏感,同时金融机构在负利率环境下可能改变中长期行为。(4) 平均通胀目标制可能强化央行及政府在市场资源配置中的地位和功能,而可能对私人部门具有显著的挤出效应,使得就业提振和复胀缺乏微观基础。

平均通胀目标制具有显著的外溢效应,将通过信息、汇率、利率、风险承担等机制对外

围经济体产生影响，中国亟待深入认识美国平均通胀目标制对中国金融体系的影响。（1）币值稳定。美国平均通胀目标制将导致国际货币金融体系更加不均衡，更加嬗变的美元指数可能使得人民币币值稳定面临更大的外部压力。（2）市场稳定。平均通胀目标制可能使得国际金融市场更加动荡，包括大宗商品、股票市场、债券市场和期货市场等波动性可能加大，给中国金融稳定带来外溢冲击。（3）风险定价扭曲。平均通胀目标制可能使得流动性过度充裕，资产价格持续攀升，同时使得风险敏感度降低、风险承受度上升，使得国内外资产的风险价格出现系统性低估。（4）政策自主性。平均通胀目标制将可能引发其他大型发达经济体以邻为壑的政策宽松竞争，同时以政策协调为名要求中国实施更加宽松的政策，这可能使得中国经济政策自主性受到负面影响。（5）宏观经济稳定。平均通胀目标制将可能导致流动性过剩，全球经济可能面临一定通胀压力，尤其是大宗商品、原材料、能源等的价格可能出现泡沫化倾向，但疫情冲击又抑制经济增长，中国和全球经济面临一定“滞胀”风险，宏观经济稳定面临较大风险。

作为第二大经济体和最大发展中国家，中国需要关注美国等平均通胀目标制的实施以及其他国家货币政策框架调整的系统影响，以更好地构建国内大循环为主、国内国际双循环相互促进的新发展格局。（1）保障政策自主性。这就需要我国以疫情防控和经济复苏作为决策的基础，继续科学防控新冠疫情，注重新冠疫情对全球总需求和总供给的中长期冲击，对疫情影响、政策应对和微观主体行为改变等要有长期视角，通过供给侧和需求侧的改革深化，发挥宏观经济政策逆周期管理功能，保持经济平稳发展，夯实货币金融稳定的基础。（2）防控系统性风险。要强化系统性金融风险防控化解，注重外部政策调整可能对中国汇率、利率、国债收益率等要素价格稳定性的外部冲击。同时，加强对主要发达经济体政策外溢、短期资本流动、金融市场估值重构、汇率波动以及宏观杠杆率过高等内外关联环节的风险防控；注重对金融市场流动性、银行部门顺周期效应、地方政府债务及融资、私人部门境外投融资、房地产市场泡沫化等内部风险的有效防控。（3）深化金融供给侧结构性改革。要进一步完善汇率、利率和国债收益率等金融要素以及相关风险资产的市场化定价机制，优化国内金融市场广度和深度，注重强化金融系统交易促进、资源配置、风险防控和经济调节等功能，构建能有效服务实体经济并缓释外部冲击的现代化金融体系。（4）促进金融高水平开放。要统筹金融服务业开放和金融市场开放的关系，着重提高外资金融机构在华商业存在和业务关联，提高金融体系应对外部风险的弹性和韧性，重点提防平均通胀目标制下，美元指数极端走势对人民币汇率、短期资本流动、外汇储备管理以及内外因素共振等的冲击，确保金融稳定与金融安全，助力国内国际双循环相互促进。

## 参考文献

- [1] 李宏瑾, 2018: 《长期性停滞与持续低利率: 理论、经验与启示》, 《世界经济》第1期。
- [2] 李宏瑾 苏乃芳, 2018: 《货币理论与货币政策中的自然利率及其估算》, 《世界经济》第12期。
- [3] 孙国峰 何晓贝, 2017: 《存款利率下限与负利率传导机制》, 《经济研究》第12期。
- [4] 徐忠 贾彦东, 2019: 《中国潜在产出的综合测算及其政策含义》, 《金融研究》第3期。
- [5] 郑联盛, 2019: 《中央银行职能演进与拓展的脉络》, 《经济学动态》第3期。
- [6] 周莉萍, 2017: 《全球负利率政策: 操作逻辑与实际影响》, 《经济学动态》第6期。
- [7] 周小川, 2020: 《拓展通货膨胀的概念与度量》, 11月27日在中国金融学会的演讲。
- [8] Ajello, A. et al(2020), "Monetary policy tradeoffs and the federal reserve's dual mandate", Finance and Economics Discussion Series 2020-066.
- [9] Altig, D. et al(2020), "The Federal Reserve's review of its monetary policy framework: A roadmap", FEDS Notes 2020-08-27.
- [10] Amano, B. et al(2020), "Average is good enough: Average inflation targeting and the ELB", Working Paper 2020-21, Bank of Canada, June.
- [11] Andrade, P. et al(2016), "The ECB's asset purchase programme: An early assessment", ECB Discussion Paper 1956.
- [12] Arias, J. et al(2020), "Alternative strategies: How do they work? How might they help?", Fed Finance and Economics Discussion Series 2020-068.
- [13] Bauducco, S. & R.Caputo(2010), "Price level targeting and inflation targeting: A review", Working Paper No.61, Central Bank of Chile, Dec.
- [14] Baumeister, C. & L.Benati (2013), "Unconventional monetary policy and the Great Recession: Estimating the macroeconomic effects of a spread compression at the Zero Lower Bound", International Journal of Central Banking 9(2):165-212.
- [15] Bernanke, B.S.(ed.)(1999), Inflation Targeting: Lessons from the International Experience, Princeton University Press.
- [16] Bernanke, B.S.(2015), "Why are interest rates so low?", <http://www.brookings.edu/blogs/ben-bernanke>.
- [17] Bernanke, B.S.(2017), "Monetary policy in a new era", Paper presented at "Rethinking Macroeconomic Policy", Peterson Institute for International Economics, Washington, Oct.12-13.
- [18] Bernanke, B.S. & V.Reinhart(2004), "Conducting monetary policy at very low short-term interest rates", American Economic Review 94(2):85-90.
- [19] BIS(2014), "The transmission of unconventional monetary policy to the emerging markets", BIS Working Paper, No.78.
- [20] Blanchard, O. et al(2010), "Rethinking macroeconomic policy", IMF Staff Position Note SPN/10/03.
- [21] Blanchard, O.(2016), "The US Phillips curve: Back to the 60s?", American Economic Review 106(5):31-34.
- [22] Borio, C. & H.Zhu(2008), "Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism", BIS Working Paper No. 268.
- [23] Borio, C. & A. Zabal (2016), "Unconventional monetary policies", BIS Working Paper, No.570.
- [24] Bowman, D. et al(2015), "U.S. unconventional monetary policy and transmission to emerging market economies", Journal of International Money and Finance 55(7):27-59.
- [25] Carlstrom, C. et al(2017), "Targeting long rates in a model with segmented markets", American Economic Journal: Macroeconomics 9(1):205-242.

- [26] Curdia, V. & M.Woodford(2011), “The central bank balance sheet as an instrument of monetary policy”, *Journal of Monetary Economics* 58(1):54-79.
- [27] D'Amico, S. & T.B.King(2013), “Flow and stock effects of large-scale treasury purchases: Evidence on the importance of local supply”, *Journal of Financial Economics* 108(2):425-448.
- [28] Debelle, G.(2018), “Twenty-five years of inflation targeting in Australia”, Speech at the RBA Conference 2018, 12 April.
- [29] Dell’Ariccia, G. et al(2017), “Bank leverage and monetary policy’s risk taking channel: Evidence from the United States” , *Journal of Finance* 72(2):317-373.
- [30] Dell’Ariccia, G. et al(2018), “Unconventional monetary policy in the Euro area, Japan, and the United Kingdom”, *Journal of Economic Perspectives* 32(4):147-172.
- [31] Doniger, C. & D.Lopez-Salido(2017), “Hysteresis via endogenous rigidity in wages and participation”, *Fed Finance and Economics Discussion Series*, 2017-043.
- [32] Eggertsson, G. et al(2016), “Secular stagnation in the open economy”, NBER Working Paper, No.22172.
- [33] Eggertsson, G. et al(2019), “Negative nominal interest rates and the bank lending channel”, *Norges Bank Research, Working Paper*, No.4.
- [34] Eo, Y. & D.Lie(2019), “Average inflation targeting and interest rate smoothing”, Working Paper, University of Sydney, Nov.
- [35] Fed(2012), “The Federal Reserve’s balance sheet: A primer and projections”, *Finance and Economics Discussion Series* 2012-56, Aug.
- [36] Fed(2019), “Optimal inflation target with expectations-driven liquidity traps”, *Finance and Economics Discussion Series* 2019-36, April.
- [37] Fed(2020a), “Statement on longer-run goals and monetary policy strategy”, Adopted effective Jan.24, 2012; as amended effective Aug.27, 2020.
- [38] Fed(2020b), “How robust are makeup strategies to key alternative assumptions”, *Finance and Economics Discussion Series* 2020-69, Aug.
- [39] Fed(2020c), “Issues regarding the use of the policy rate tool”, *Finance and Economics Discussion Series* 2020-70, Aug.
- [40] Fed(2020d), “Issues in the use of the balance sheet tool”, *Finance and Economics Discussion Series* 2020-71, Aug.
- [41] Fed(2020e), “Considerations regarding inflation ranges”, *Finance and Economics Discussion Series* 2020-75, Aug.
- [42] Fed(2020f), “Monetary policy and economic performance since the financial crisis”, *Finance and Economics Discussion Series* 2020-65, Aug.
- [43] Fischer, S.(2016), “Monetary policy, financial stability, and the Zero Lower Bound”, *American Economic Review* 106(5):39-42.
- [44] Gagnon, J. et al(2011), “The financial market effects of the Federal Reserve’s large-scale asset purchases”, *International Journal of Central Banking* 7(1):3-43.
- [45] Gertler, M. & P.Karadi(2013), “QE 1 vs. 2 vs. 3. . . . : A framework for analyzing large-scale asset purchases as a monetary policy tool”, *International Journal of Central Banking* 9(3):5-53.
- [46] IMF(2013), “The dog that didn’t bark. Has inflation been muzzled or was it just sleeping?”, Chapter 3 in *World Economic Outlook*. Washington, DC. April.
- [47] Kiley, M.T.(2015), "What can the data tell us about the equilibrium real interest rate?" *Fed Finance and Economics Discussion Series* 2015-077.

- [48] King, M.(2012), “Twenty years of inflation targeting”, Speech at the Stamp Memorial Lecture, London School of Economics, Oct.9.
- [49] King, T.B.(2019), “Expectation and duration at the Effective Lower Bound”, *Journal of Financial Economics* 134(3):736-760.
- [50] Mertens, T.M. & J.C.Williams(2019), “Tying down the anchor: Monetary policy rules and the lower bound on interest rates”, Staff Report No.887, Federal Reserve Bank of New York.
- [51] Mishkin, F.S.(2011), “Monetary policy strategy: Lessons from the crisis”, NBER Working Paper, No.16755.
- [52] Muller, H.(2012), “Growth dynamics: The myth of economic recovery: Comment”, *American Economic Review* 102(7):3774-3777.
- [53] Nakata, T. & S.Schmidt(2019), “Gradualism and liquidity traps”, *Review of Economic Dynamics* 31(1):182-199.
- [54] Neely, C.J.(2015), “Unconventional monetary policy had large international effects”, *Journal of Banking and Finance* 52(3):101-111.
- [55] Nessén, M. & D.Vestin (2005), “Average inflation targeting”, *Journal of Money, Credit and Banking* 37(5):837-863.
- [56] Powell, J.H.(2020), “New economic challenges and the Fed’s monetary policy review”, Speech at a symposium titled in “Navigating the Decade Ahead: Implications for Monetary Policy”, Aug. 27, Jackson Hole, Wyoming.
- [57] Reserve Bank of Australia(RBA)(2017), “Monetary policy and financial stability in a world of low interest rates”, in: Jonathan Hambr & John Simon (ed.), *Monetary Policy and Financial Stability in a World of Low Interest Rates*, Sydney: Reserve Bank of Australia, Dec.
- [58] Rogoff, K.(2017), “Dealing with monetary paralysis at the Zero Bound”, *Journal of Economic Perspectives* 31(3):47-66.
- [59] Shukayev, M. & A.Ueberfeldt(2010), “Price level targeting: What is the right price?”, Working Paper 2010-8, Bank of Canada.
- [60] Sims, E.R. & J.C.Wu(2020), “Evaluating central banks’ tool kit: Past, present, and future”, *Journal of Monetary Economics*, April on line.
- [61] Summers, L.(2013), “Policy responses to crises”, Speech at IMF 14th Annual Research Conference on 8 Nov. Washington, DC.
- [62] Svensson, L.E.O(2020), “Monetary policy strategies for the Federal Reserve”, NBER Working Paper, No.26657.
- [63] Swanson, E.T. & J.Williams(2014), “Measuring the effect of the Zero Lower Bound on medium- and longer-term interest rates”, *American Economic Review* 104(10):3154-3185.
- [64] Taylor, J.B.(1999), “A historical analysis of monetary policy rules”, In: J.Taylor(ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.
- [65] Taylor, J.B.(2016), “Can we restart the recovery all over again?”, *American Economic Review* 106(5):48-51.
- [66] Turner, P.(2016), “Macroprudential policies, the long-term interest rate and the exchange rate”, BIS Working Paper, No.588.
- [67] Walentin, K.(2014), “Business cycle implications of mortgage spreads,” *Journal of Monetary Economics* 67(3):62-77.
- [68] Williams, J.(2015), “The decline in the natural rate of interest”, *Business Economics* 50(2):57-60.
- [69] Woodford, M.(2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton

University Press.

[70] Woodford, M.(2013), “Forward guidance by inflation-targeting central banks”, CEPR Discussion Papers, No.9722.

[71] Woodford, M.(2016), “Quantitative easing and financial stability”, NBER Working Papers, No.22285.

[72] Wu, C.J. & F.D.Xia(2016), “Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the Zero Lower Bound”, Journal of Money, Credit and Banking 48(3):253–291.

[73] Yellen, J.(2015), “Inflation dynamics and monetary policy”, Speech delivered at the Philip Gamble Memorial Lecture, University of Massachusetts, Sept.24.

[74] Yellen, J.(2016), “Macroeconomic research after the crisis”, Speech at 60th Annual Economic Conference, Boston, Oct.14.

[75] Yellen, J.(2017), “The economic outlook and the conduct of monetary policy”, Speech at the Stanford Institute for Economic Policy Research, Stanford University, Jan.19.

## Average Inflation Targeting: Theoretical Logics and Policy Perspectives

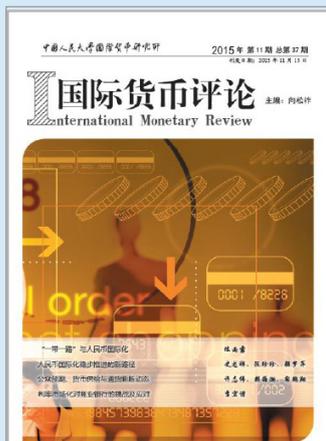
ZHENG Liansheng

(Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100006)

**Abstract:** The monetary policy framework of the Federal Reserve System has shifted from the flexible inflation targeting to average inflation targeting (AIT) since 2020. The AIT is a history dependent and makeup-based monetary policy framework. It adopts the anchor of pegging to the average inflation target to adjust prices across various periods, so as to achieve its mandated goals of maximum employment and price stability. The decline of potential growth rate, the decline of natural interest rate, the constraint of Zero Lower Bound and the hysteresis effect are the policy background of the implementation of AIT in the United States. The AIT still implements the Fed' dual mandate, but more emphasis is placed on full employment. While adhering to the interest rate as the core tool, it will adopt more unconventional monetary toolkits such as quantitative easing, forward guidance, and twist operation, so as to achieve periodic "overshooting" of inflation and fill the unemployment gap. However, the AIT may overestimate its function to the flattening of Phillips curve, and underestimate the structural constraints, market expectation stickiness and national differences. Meanwhile, the central bank's balance sheet operation hides significant financial risks. The AIT has a negative spillover effect, while emerging economies are in a more fragile position. China needs to pay attention to the evolution of the monetary policy framework of the United States and other countries, make internal and external coordination, deepen financial reform, prevent potential risks and ensure financial stability, and effectively promote dual circulations.

**Keywords:** Average Inflation Targeting; Overtime Adjustment; Overshooting; Quantitative Easing; Spillover 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”。

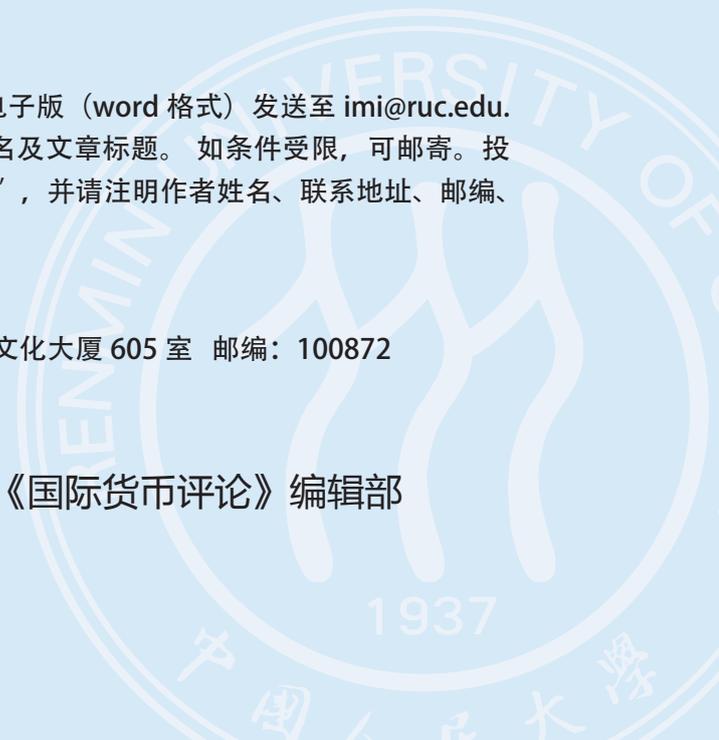
### 投稿方式:

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](mailto:imi@ruc.edu.cn),并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用A4纸打印注明“《国际货币评论》投稿”,并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

### 邮寄地址:

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

《国际货币评论》编辑部





## 元素征信 专业的信用大数据服务商

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

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