

# 宏观经济感知、货币政策与微观企业投融资行为

张成思

(中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心)

孙宇辰

(对外经济贸易大学金融学院)

阮睿\*

(中央财经大学中国财政发展协同创新中心)

**内容摘要:** 本文基于中国上市公司年报文本信息,首次构建了中国微观企业宏观经济感知指数,并通过一个三期理论模型阐释货币政策在不同宏观经济感知情形下如何影响微观企业投融资行为。实证分析表明,当央行实施积极货币政策时,对宏观经济感知更乐观的企业更积极地响应政策刺激,表现为投融资行为增加。进一步将宏观经济感知指数分解为预期指数和回顾指数,分析结果表明:宏观经济感知指数的影响主要由反映企业未来预期的宏观经济预期指数引致,而反映历史信息的宏观经济回顾指数则没有显著影响。区分企业所有制的结果还表明,持有积极宏观经济感知的民营企业仅在积极货币政策状态下增加投资和提高杠杆率,而宏观经济感知对国有企业投融资行为的作用则未受货币政策状态影响。

**关键词:** 宏观经济感知 微观企业 货币政策 投融资行为

## 一、引言

在探讨宏观经济形势作用时,由于宏观经济变量对于单个企业可以视为外生,一个看似自然的假设是企业对宏观经济形势感知是同质的,即所有企业都对宏观经济运行趋势持有相

---

\* 张成思,中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心,邮政编码:100872,电子信箱:zhangcs@ruc.edu.cn; 孙宇辰,对外经济贸易大学金融学院,邮政编码 100105,电子信箱:sunyuchen@uibe.edu.cn; 阮睿,中央财经大学中国财政发展协同创新中心,邮政编码:102206,电子信箱:ruanrui@cufe.edu.cn。

同的判断。然而，事实并非如此。我们利用中国人民银行设计实施的企业家问卷调查数据，可以初步考察微观企业的宏观经济感知是否同质。图 1 绘制了 2000 年 1 季度-2016 年 4 季度期间持各类感知的企业家占比情况。从图 1 可以看出，企业家对宏观经济形势的感知不仅在水平值上存在较大差异，同时也在部分时点上表现出明显的分歧。以 2011 年第 3 季度为例，在所有被访企业中，有 13% 的企业对当前宏观经济形势感知偏热，18% 的企业则感知偏冷。如果假设这些对宏观经济感知不同的企业对经济政策会做出相同反应，则很可能会带来理论与实证分析结果的偏误。

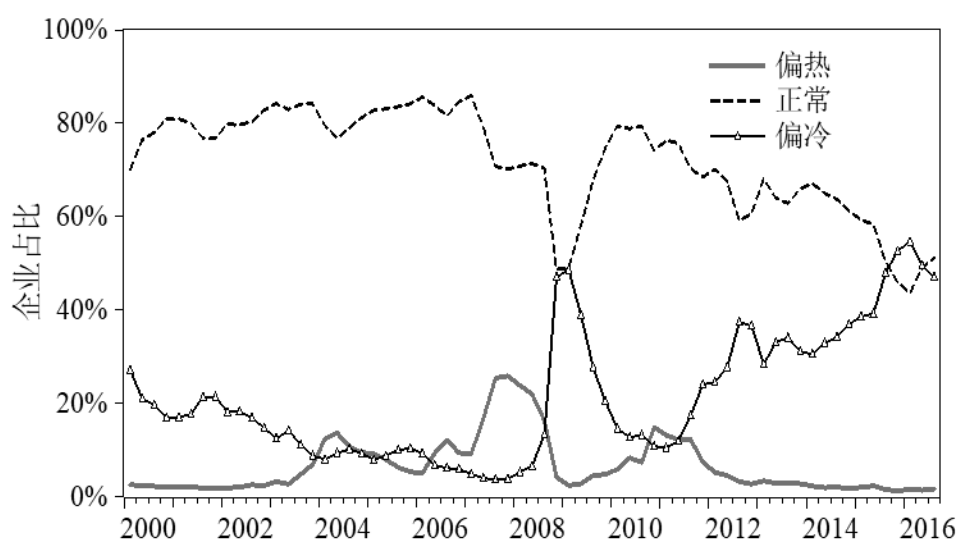


图 1 企业宏观经济感知分歧：基于央行企业家问卷调查

在此背景下，宏观经济形势变化对微观企业投融资行为的影响日益引起各界关注。既有研究大致可以分为看似平行的两个层面。一方面，由于宏观理论模型难以完美刻画微观主体的异质性和目标行为（闫先东和朱迪星，2018），而宏观经济政策工具又需要通过影响微观企业投融资行为来实现最终目标，不少学者开始基于微观企业数据分析宏观环境对企业投融资行为的影响，研究焦点集中于宏观经济环境不确定性。具体视角包括政府换届带来的政治不确定性（Julio & Yook, 2012；才国伟等，2018）、宏观经济政策不确定性（Gulen & Ion, 2015；彭俞超等，2018；张成思和刘贯春，2018）、货币政策不确定性（Gertler & Gilchrist, 1994；饶品贵和姜国华，2013；饶品贵等，2016），以及经济危机引致的融资成本上升（Gan, 2007；Duchin et al., 2010；Campello et al., 2011；Chaney et al., 2012）等。由于单个企业的行为一般不容易影响宏观环境，因此以上研究多将宏观环境视为外生，而较少关注企业自身对宏观环境的感知。

另一个分支文献虽然也涉及微观企业的投融资活动,但是重点落在宏观预期管理的主题上。公众预期的变化会影响其投资与消费等一系列决策,对于企业而言则会影响投融资行为。预期管理理论认为,货币政策的核心是有效管理预期(李拉亚,2011; Morris & Shin, 2008)。中央银行与社会公众的预期分歧大小则关系到货币政策目标能否顺利实现(李拉亚,2016)。2008 年国际金融危机后,我国央行在货币政策操作中开始积极引入预期管理概念。时至今日,预期引导已经成为央行的日常工作之一,央行沟通策略工具使用频次相对货币政策操作工具显著上升(汪莉和王先爽,2015)。有效的预期管理可以加速公众形成理性预期机制,减少决策部门与私人部门之间的信息不对称(卞志村和张义,2012),降低均衡通胀水平与实际发生值之间的偏离,从而有助于央行减少政策冲击本身对市场的不利影响(徐亚平,2010),降低社会福利损失(郭豫媚和周璇,2018),最终以较小的政策变化实现经济运行的宏观目标(范从来和高洁超,2016),其总体效果优于传统的数量型及价格型货币政策工具(闫先东和高文博,2017)。当预期产生偏误时,则可能暗示经济不确定性上升,影响产出、社会福利及货币政策有效性(Barrero, 2018)。

总体来看,预期管理文献多从宏观视角探讨预期在经济运行中的作用,虽然也涉及对微观企业的讨论,但是由于缺乏衡量微观企业对宏观经济感知的指标,所以本质上研究的是加总预期而非企业的微观层面预期,特别是微观企业的异质性预期则因测度困难而未纳入研究范畴。换言之,政策研究中的预期管理分支文献虽然强调微观个体宏观经济感知对个体行为特别是投融资行为的影响,但实际研究的是诸多微观个体感知的加总,企业在模型中被视为同质的生产者,并未强调个体感知的异质性。

基于以上讨论,既有文献在研究宏观环境对企业投融资行为的影响时,多侧重强调外部宏观环境变化对企业行为的影响,而忽视企业自身宏观经济感知的作用。预期管理文献则多从宏观视角出发,研究加总预期对经济体投融资行为的影响,微观企业宏观经济感知的异质性则受模型所限未能体现。当研究企业自身感知对企业投融资行为的影响时,既有文献主要关注企业管理者过度自信以及认知偏误的影响(Malmendier & Tate, 2005; Malmendier et al., 2011),极少与宏观环境变动联系起来。张成思和郑宁(2018)的工作虽然也关注微观企业的投融资行为影响机制,但是研究框架是基于微观企业的投资组合选择理论,只关注风险和回报对企业投资行为的影响,而没有考虑微观企业对宏观环境感知可能对企业投融资行为带来的影响。

因此,本文尝试在分析宏观货币政策对微观企业投融资行为的影响时,将异质性企业宏

观经济感知纳入模型中，从而探讨微观企业的宏观经济感知是否会影响其对货币政策的响应。为此，本文首先基于上市公司年报文本数据，通过文本挖掘确定企业对当前宏观经济态势判断及未来经济走势展望，构建面板层面微观企业的宏观经济感知指数。在完成这项较为耗时的基础性工作之后，本文通过相对简约的理论模型框架，推演微观企业的宏观经济感知如何影响货币政策的微观传导。然后，本文基于异质性企业宏观经济感知指数，从微观基础出发来检验企业宏观经济感知是否及如何影响企业的投融资行为，并考察宏观经济感知如何影响企业对货币政策刺激的响应。

进一步，本文根据公司年报管理层讨论与分析部分的文本特征，将企业宏观经济感知指数进一步划分为企业对过去宏观经济感受的企业宏观环境回顾指数和对未来宏观经济预期的企业宏观经济预期指数。据此进行的实证分析表明，仅企业宏观经济预期指数显著影响企业投融资行为，而企业宏观经济回顾指数则没有相应效果。这表明，企业宏观经济感知中主要是预期成分发挥作用。同时，企业异质性宏观经济感知对不同所有制企业的影响也存在明显差异：对于具有积极宏观经济感知的民营企业，仅当货币政策立场偏宽松时，企业才会相应增加固定资产和杠杆率；宏观经济感知对国有企业投融资行为的作用则不受货币政策状态影响。

本文的边际贡献体现在以下四个方面：第一，本文首次构建了基于企业年报文本的宏观经济感知指数，提供了一种测度微观企业对宏观经济环境感受及预期的方法，为货币当局监测预期管理实际效果提供了新的思路；第二，本文将异质性企业宏观经济感知纳入货币政策对微观企业投融资行为影响的分析框架，说明除宏观政策环境自身的变化外，企业对宏观经济环境的异质性感知同样会影响企业投融资行为及其对货币政策的反应；第三，本文的工作为预期管理研究提供了新的视角：既有研究多从央行角度出发，关注中央银行各类沟通工具的作用，而本文首次将关注重点由管理者移向被管理者，说明在预期管理工作中，被管理者的实际感知同样重要，预期管理工作需要切实关注企业的反馈；第四，通过构建企业级宏观经济感知指数，可以在回归模型中加入时间固定效应来严格控制外部环境，克服了微观视角研究宏观问题时常见的识别问题，从而使估计结果更加精确。

## 二、微观企业的宏观经济感知指数构建

要获得微观企业的宏观经济感知，可以开展大规模问卷调查或者利用文本挖掘技术从企业表述中提取。鉴于我国目前没有公开可得的企业级调研数据，本文使用文本挖掘技术识别

不同企业对宏观经济的感知,并进一步获得微观层面的企业宏观经济感知指数。为保证文本挖掘结果的可靠性,首先要有规范透明、公开可得的文字信息源。上市公司年度报告有明确统一的格式规范,经注册会计师审计,并受证券监督管理委员会与证券交易所的审查。如果年报文字偏离夸大或逻辑不清,上市公司可能会收到监管部门的公开问询函,且需在规定期限内做出回应。因此,本文采用中国 A 股上市公司年报作为文字信息源。我们参考已有文献(如孟庆斌等,2017)的做法,将样本起始年份设为 2007 年,以充分考虑我国信息披露要求和会计准则变动的影响。年报原始数据均下载自巨潮资讯网,样本区间为 2007-2016 年。下面介绍文本提取及指数构建过程。

### (一) 文本预处理

巨潮资讯网上下载的原始年报为 PDF 格式。为便于处理,本文首先将所有的年报转换为纯文本格式,并将繁体字年报转换为简体字。其次,由于年报内容庞杂,直接分析全文可能导致一些与宏观经济不相关的文字被错误用于构建企业宏观经济感知指数。因此,本文重点分析年报中的“管理层讨论与分析”(Management Discussion and Analysis, 以下亦简称 MD&A)。

在样本区间内,年报各章的名称曾经历多次更改。如管理层讨论与分析一章在 2007-2014 年间的实际名称为董事会报告,但内容范围未发生变化。本文根据不同年份的实际情况,分别设计正则表达式提取 MD&A 所在部分。

在提取阶段,容易出现两类错误:首先,正则表达式可能无法涵盖年报文本中的所有情况,导致未能提取到 MD&A 部分;其次,正则表达式可能误提取到不属于 MD&A 的文本。为了进一步提高 MD&A 提取的准确率,避免提取到无关文本干扰结果,本文进行了如下处理。首先,作者对于未能提取到 MD&A 的年报进行人工核查,找出正则表达式未能提取到相应部分的原因,并对表达式进行补充修正,然后再次运行程序检查结果。在多次修正补充将未提取率降低到低于 5%以后,作者再对两类错误提取的情况进行检查。具体来说,我们首先标记每一段 MD&A 在原文本中的位置,如果 MD&A 的位置在原文中过于靠前,说明可能误提取到了目录,从而进行人工检查;其次,计算并提取文本长度占原文本的比例,如果该比例较高,则暗示可能提取到了不相关内容,也要进行人工核查。在沪深两市 19686 份年报中,作者人工核查了 MD&A 在整份年报中起始位置小于 1000 字符的文本 413 份,提取到管理层讨论与分析字符数占年报全文字符数的 1/4 以上的文本 614 份,同时也检查了其余样本中按年份随机抽样的文本 400 份。作者对程序提取出错的原因进行分析,并修正提取条

件，从而提高程序的准确率。最后，对于多轮修正后仍未准确找到 MD&A 的 731 份年报，作者逐一阅读并人工提取了正确部分。

## （二）关键词句提取

为构建企业宏观经济感知指数，本文需要提取 MD&A 部分中论述宏观经济的文本，并对文本传达的情绪做判断。常见的文本分类方法有两种，一种为词表法，即人工构建含有若干词汇的词表，如果句子中包含该词表的一个或多个词语，则认为该句属于某一特定分类，这种方法也称为“词袋”（Bag-of-words）法。另一种常用的分类方法为机器学习法，即首先选取若干待测句子，人工阅读判定是否为涉及企业对宏观环境感知的句子，从而获得已打标签的训练集。然后，计算机程序根据既有的训练集学习获得分类方法，并根据该方法来对其余句子自动分类。本文没有使用机器学习方法的原因有以下两点：第一，机器学习模型生成的分类规则往往难于直观理解，且分类结果依赖于训练集的标注精度；第二，机器学习模型相当于在开始训练之前，赋予所有特征（对于文本数据，就是词语）相同的权重，通过大规模训练调整权重得到最佳的分类标准；但这无疑会引入更多冗余信息，增大了错误判断的风险。相对而言，词表法简单、客观、可复制且透明（谢德仁和林乐，2015），构建的指数具有较好的性质。考虑到年报文本的特殊性和汉语语言的复杂性，本文参考 Baker et al. (2016) 的做法，通过人工构建关键词表的方式来判断企业论述宏观经济的句子及其语气。

根据中文语言习惯，本文将以中文句号分隔的完整句子作为文本分析的最小单位。对于文本中的每个句子，本文判断该句是否含有宏观词表中的词汇，以确定该句论述内容是否与宏观经济相关。然后，继续根据情绪词表中的词汇，识别该句中企业对宏观形势的判断趋于乐观或悲观。不难看出，词表法实现文本分类的关键在于构建精度较高的词表。本文首先从全样本中按年份分层随机抽样出 200 篇年报的 MD&A 部分，并以句号为分割符，共得到 150989 个句子。然后组织多人独立阅读对应句子，找出其中的宏观表述、乐观表述和悲观表述。如果一个词语被所有阅读者同时挑出，那么直接进入相应词表中；如果只被部分阅读者挑出，那么需经过所有阅读者集体讨论以后再确定是否进入相应词表，从而得到词表草稿。随后，我们再请两位业内专家阅读词表草稿，指出可能表意不清或过于罕见的词语，从而修订词表，得到词表初稿。此外，作者还利用程序计算词表初稿中宏观词语出现的频次，如果词汇仅在极少量句子中出现，则认为该词不具有普遍代表性而舍弃。

确定词表初稿后，我们将全部 MD&A 文本利用 Python 的 Jieba 分词模块切割为词语。需要实施分词操作的原因如下。汉语中常常出现词语叠加后句子感情色彩发生变化的情况，

如“复苏”和“尚未复苏”。如果不分词，则不考虑“尚未”一词时，含“尚未复苏”的句子很可能被误判为乐观感知；而若认定“尚未”为悲观词，则四字短语中含一个乐观词和一个悲观词，又可能会被误判为中性感知。因此，根据分词后的短语来构造词表十分重要。本文将扩充后的基础词表加入自定义词典，以确保类似“尚未复苏”的词组不会被划分为两个或多个词语。

同时，考虑到上市公司全称、简称及会计术语时常出现在正文及页眉页脚中，这些文字可能含有词表中的关键词，但并不表示实际含义，因此我们将上市公司全称、简称及会计术语加入自定义词典，相当于设为一个不可分割的新词语，以避免这些文本影响词汇计数。在分词操作完成后，即可依据词表初稿，统计每个句子中含有宏观词、乐观词和悲观词的数量。我们将所有包含宏观词汇的句子选出，人工检查分类结果，并根据结果对词表初稿进行查缺补漏，修正一些容易导致误判的词汇，最终确定词表终稿。

### （三）宏观经济感知指数构建

根据上述计算原理，对某公司某特定年份 MD&A 部分的每一个句子  $x_j$ ，首先计算该句中包含宏观词表中词语的数量  $macro(x_j)$ ，再根据情绪词表计算乐观词语数量  $pos(x_j)$ ，悲观词语数量  $neg(x_j)$ 。句子的情感倾向根据如下公式计算：

$$Sense(x_j) = \begin{cases} 1, & \text{如果 } macro(x_j) \times [pos(x_j) - neg(x_j)] > 0 \\ 0, & \text{如果 } macro(x_j) \times [pos(x_j) - neg(x_j)] = 0 \\ -1, & \text{如果 } macro(x_j) \times [pos(x_j) - neg(x_j)] < 0 \end{cases} \quad (1)$$

当计算出的情感倾向  $Sense(x_j)$  等于 1 时，句子文本对宏观经济情况的判断趋于乐观；当  $Sense(x_j)$  等于 -1 时，文本对宏观经济情况的判断趋于悲观；当  $Sense(x_j)$  等于 0 时，表明该句文本对宏观经济走势未做出明确判断。我们对单个句子使用离散变量判断情感倾向，主要考虑到句子作为汉语语言运用的基本单位，整体情感倾向应当是较为确定的。同时，这种做法也能保证句子与句子之间具有均等的权重，避免个别含有大量情感词的句子过度影响整体指数。在稳健性检验中，我们也对指数生成规则进行适当修改，本文的主要结论并未发生变化。

最后，我们对某公司某特定年份 MD&A 部分包含的全部句子判定情况进行统计，求出  $\sum Sense(x_j)$ 。若  $\sum Sense(x_j) > 0$ ，说明该部分文本的总体宏观经济感知趋于乐观；反之，则趋于悲观。对样本期间的所有年报 MD&A 部分逐一分类统计，则可获得每家公司每年对宏观经济的感知情况。

接下来，我们根据既有的企业宏观经济感知指数编制方法，对指数做进一步细化。根据中国证监会发布的公司信息披露内容与格式准则，公司年度报告的 MD&A 部分主要由回顾与展望两部分组成。其中，回顾部分主要讨论公司在过去一年中的外界环境与自身表现，包

括公司的主要经营业务、利润来源的重大变化等；展望部分则要求公司展望未来发展状况，分析发展战略，介绍下一年度的经营计划及可能面对的风险。MD&A 的回顾与展望两部分均会涉及对宏观环境的讨论。在回顾部分中，公司通常会说明过去一年及当前的宏观经济环境，并阐释其对公司运营的影响。而在展望部分中，根据年报准则要求，公司需要介绍与公司业务关联的宏观经济层面的发展趋势。在 MD&A 文本中，展望部分通常以“未来发展的展望”或“未来发展的讨论与分析”作为标题。我们根据这一特征制定检索规则，利用正则表达式进行匹配，将 MD&A 进一步划分为回顾部分和展望部分，并利用对应文本分别构建企业宏观经济回顾指数和企业宏观经济展望指数。

总体而言，企业对宏观经济的描述不仅包含宏观经济的客观变化，更反映出企业对宏观经济形势现状及未来趋势的主观认识。中国证监会要求公司在讨论外部环境时，所述内容应当与公司自身有足够相关度，且表述平实，清晰易懂，这增加了我们所提取指数的可信度。同时，由于外界宏观环境可认为不受企业本身行为影响，宏观感知文本亦不是投资者与分析师的关注焦点，因此企业不存在较为明显的文本操纵动机。

考虑到年报回顾部分主要是对历史和当前情况的说明，相关信息已较为充分地反映在企业行为中，因此，在控制宏观环境后，企业在回顾部分对宏观经济的分析可能对企业行为相对影响较弱。在展望部分，企业会集中讨论对未来的预期，而这些预期将会影响企业在下一期的具体行动。当然，回顾部分和展望部分对应的具体影响如何，还需要实证分析进行验证。

### 三、理论分析

我们构建一个简约的局部均衡模型来阐释本文研究的理论动机。在 Aastveit et al. (2017) 的工作基础上，我们构建三期经济模型，以描述企业宏观经济感知对企业投融资决策及货币政策有效性的影响。Aastveit et al. (2017) 的理论模型主要探讨了不确定性对货币政策有效性的影响，我们采用了其经济框架和基本假设，但将模型修改为微观视角，且分析重点为企业宏观经济感知与货币政策的互动关系。换言之，Aastveit et al. (2017) 的模型分析了宏观经济中的  $N$  个企业，而本文修改后的模型则是分析一家企业的  $N$  个投资项目。同时，Aastveit et al. (2017) 的模型研究的是不确定性与货币政策有效性的关系，而本文侧重于研究企业宏观经济感知与货币政策有效性的关系。

在我们构建的经济模型中，宏观经济状态在开始时是不确定的。宏观经济状态将决定企业预期收益所服从的分布，当宏观经济状态较好时，企业获得高收益的概率将增加，从而获



得更高的预期收益。企业面临投资时点的选择。它可以在宏观经济状态确定之前便做出投资决策，从而获得两期投资回报；也可以等待一期，确定宏观经济真实状态之后再行动，但作为等待的代价，它只能获得一期投资回报。企业将根据自身的宏观经济感知，决定是立即投资，还是持有无风险资产以等待经济形势明朗。企业的宏观经济感知影响它对于经济状态分布的预测，宏观经济感知越乐观，企业认为宏观经济处于较好状态的概率越高。货币政策的作用在模型中通过市场利率  $R$  显现，当央行采取积极货币政策增加货币供应时，利率  $R$  趋于下行，从而刺激企业的投融资行为。计算得到企业投资条件函数后，对宏观经济感知求偏导，可获知宏观经济感知对投资的影响；进一步对利率求导，可获知宏观经济感知对于企业对货币政策反应大小的影响。

模型的正式设定如下。假设经济中存在一家企业，企业可将资金投资于多个投资项目，这些投资项目为均匀分布在  $[0,1]$  上的连续统，其产出分布相同，但成本不同。设项目  $i$  的成本为  $\gamma_i$ 。对所有投资项目而言， $\gamma_i$  服从  $[0,\lambda]$  上的均匀分布，其密度函数  $\phi(\gamma)=1/\lambda$ 。在  $T=0$  时投资于项目  $i$  后，该项目会在  $T=1$  及  $T=2$  时分别产出随机产出  $y$ 。产出  $y$  服从两点分布，项目产出为  $y^h$  的概率为  $p$ ，产出为  $y^l$  的概率为  $1-p$ 。 $p$  的取值则取决于宏观经济状态。如果宏观经济状态好， $p=p^h$ ；如果宏观经济状态差， $p=p^l$ 。我们假设  $p^h > p^l$ ，以体现宏观经济状态较好时，企业取得高收入的概率较高。企业认为出现好宏观经济状态的概率为  $\alpha$ ，出现差宏观经济状态的概率为  $1-\alpha$ 。企业对  $\alpha$  的估计受到企业宏观经济感知的影响，企业认为未来宏观环境越乐观， $\alpha$  值越高。为模型简明起见，我们暂时假设企业不受融资约束影响，有足量自有资金投资于所有项目。

基于以上设定，简单计算可知宏观经济状态好的时候，产出  $y$  的期望为  $Y^h = p^h y^h + (1-p^h)y^l$ ；宏观经济状态差的时候，产出  $y$  的期望为  $Y^l = p^l y^h + (1-p^l)y^l$ 。企业在每一期的预期收入  $E(Y) = \alpha Y^h + (1-\alpha)Y^l$ 。表 1 总结了模型中关于宏观经济状态与期望产出的设定。

表 1 宏观经济状态与期望产出

| 宏观经济状态 | 企业预期该宏观经济状态出现的概率 | 得到高产出( $y=y^h$ )的概率 | 得到低产出( $y=y^l$ )的概率 | 该状态下单期的期望产出                  |
|--------|------------------|---------------------|---------------------|------------------------------|
| 好      | $\alpha$         | $p^h$               | $1-p^h$             | $Y^h = p^h y^h + (1-p^h)y^l$ |
| 差      | $1-\alpha$       | $p^l$               | $1-p^l$             | $Y^l = p^l y^h + (1-p^l)y^l$ |

不失一般性地，我们分析企业对第  $i$  个项目的投资决策与收益。模型时间线如下：

当  $T=0$  时，企业获得投资于项目  $i$  的机会，在本期，企业可以选择立即投资于该项目，

其成本为  $\gamma_i$ ，或者购买毛收益为  $R$  的无风险资产，并推迟到  $T=1$  期再做决策。当  $T=1$  时，企业观测到真实的宏观经济状态。此时，在上一期末投资的企业可以继续以成本  $R\gamma_i$  投资于项目  $i$ ，或购买无风险资产。我们假设在经济状态实现后，出售已投资项目的收益低于继续持有项目  $i$  的收益，因此即使企业观测到实际宏观经济状态较差，也不会再在  $T=1$  时终止项目。当  $T=2$  时，项目  $i$  结束，企业获得相应收益。

为方便分析，我们进一步假设当经济处于较好状态时，即使企业在两期中仅投资一期，也能获得收益，即  $\gamma_i \leq Y^h / R$ 。当经济处于较差状态时，企业无法从项目  $i$  中获得收益，即  $\gamma_i > Y^l / R + Y^l / R^2$ 。

接下来，我们具体分析企业的投资决策。当  $T=0$  时，企业需要在投资项目  $i$  或金融资产中做出决策。投资项目的净现值为  $E(\pi_{i,0}^{inv}) = E(Y) / R + E(Y) / R^2 - \gamma_i$ 。如果企业决定持有无风险资产，等待  $T=1$  时再做决定，则项目  $i$  的净现值为  $E(\pi_{i,0}^{no-inv}) = \alpha Y^h / R^2 + (1-\alpha)\gamma_i - \gamma_i$ 。

当推迟投资的实物期权价值  $E(\pi_{i,0}^{no-inv}) - E(\pi_{i,0}^{inv}) \geq 0$  时，企业将选择暂时不投资项目  $i$ ，即等待  $T=1$ ，观测到经济实际状态时再做决定。求解该式，可知企业选择投资于项目  $i$  的条件为  $\gamma_i \leq \bar{\gamma}$ ，其中：

$$\bar{\gamma} = \frac{RE(Y) + E(Y) - \alpha Y^h}{R^2(1-\alpha)} \quad (2)$$

而  $E(Y) = \alpha Y^h + (1-\alpha)Y^l$ 。对概率  $p$  求偏导，有：

$$\frac{\partial \bar{\gamma}}{\partial \alpha} = \frac{Y^h}{R(1-\alpha)^2} > 0 \quad (3)$$

因企业投资条件为  $\gamma_i \leq \bar{\gamma}$ ，故当  $\alpha$  上升即企业宏观感知向好时， $\bar{\gamma}$  上升，企业会投资于所有成本低于  $\bar{\gamma}$  的项目，因此企业总体投资增加。

继续对利率  $R$  求偏导，有：

$$\frac{\partial^2 \bar{\gamma}}{\partial \alpha \partial R} < 0 \quad (4)$$

可见当  $\alpha$  上升时， $\partial \bar{\gamma} / \partial R$  下降。具体来说，当央行实施积极货币政策，如增加货币供给时，市场利率  $R$  趋于下行。此时，因为  $\partial \bar{\gamma} / \partial R < 0$ （直观理解，当利率下行时，折现率下降，投资所获净现值增加，因此投资临界值上升）， $\bar{\gamma}$  将上升；又因为企业将投资于  $\gamma_i \leq \bar{\gamma}$  的所有项目，投资将出现扩张。而由（4）可知，当  $\alpha$  上升时，在市场利率  $R$  下降相同水平的情况下， $\partial \bar{\gamma} / \partial R$  将变得更小，即实施积极货币政策时， $\bar{\gamma}$  较原有情况上升更多，企业投资增幅更大。换言之，当面对相同强度的扩张性货币政策时，对宏观环境感知更乐观的企业其投资行为反应将更加积极，固定投资增幅会大于对宏观环境感知相对悲观的公司。

企业融资行为的变化则取决于企业所面临的融资约束。在以上模型中，我们假设企业的自有资金足以覆盖全部投资成本，即企业依靠内源资金，无需借助外源融资。如果企业自有

资金不足且未受到融资约束，则企业将增加杠杆率以满足投资需求。我们可观测到企业相应融资行为的上升，其行为与投资近似。当然，在实践中融资约束客观存在，如果企业受到融资约束，则杠杆率的上升可能不明显，具体情况在实证部分进一步分析。

## 四、实证研究设计

### （一）计量模型设定

为了检验企业宏观经济感知是否会影响企业对货币政策的反应，我们基于理论模型，逐步进行如下检验：一是检验企业宏观经济感知对企业固定资产投资的影响，并通过估计交互项检验在货币政策处于扩张状态时，企业是否会对刺激政策做出更积极的反应；二是检验宏观经济感知对企业融资决策的影响，主要以企业杠杆率作为代理变量。

首先，为检验企业宏观经济感知对固定资产投资的影响，我们将固定资产投资视为被解释变量，以货币政策虚拟变量与滞后一期企业宏观经济感知的交互项及滞后一期企业宏观经济感知作为核心解释变量，构建如下面板数据模型：

$$Investment_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times MP_t \times L.EC_{it} + \beta_2 \times L.EC_{it} + \beta_3 \times X_{it} + Industry_j \times Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， $Investment$  表示固定投资； $MP$  表示货币政策状态； $EC$  表示基于年报文本的企业家信心指数； $L$  表示滞后算子； $X_{it}$  代表控制变量组； $Industry_j \times Year_t$  代表行业固定效应与年份固定效应的交互，该交互项允许我们单独控制每个行业每一年的宏观环境变化； $Firm_i$  代表个体固定效应，用于控制不随时间变化的企业固有特征， $\varepsilon_{it}$  为残差项。为了增强结果的稳健性，我们计算了在公司层面聚类的稳健标准误。

其次，为了检验企业宏观经济感知对企业资本结构的影响，我们将企业杠杆率作为核心解释变量，以货币政策虚拟变量与滞后一期企业宏观经济感知的交互项及滞后一期企业宏观经济感知作为核心解释变量，构建如下面板数据模型：

$$Leverage_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \times MP_t \times L.EC_{it} + \gamma_2 \times L.EC_{it} + \gamma_3 \times X_{it} + Industry_j \times Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， $Leverage$  表示企业杠杆率，其他变量与上一组模型相同。

在以上两组计量模型中  $\beta_2$  与  $\gamma_2$  代表宏观经济感知较为积极的企业与相对悲观的企业在行为上的差异。 $\beta_1 + \beta_2$  和  $\gamma_1 + \gamma_2$  则代表当货币政策处于宽松状态时，宏观经济感知较为积极的企业与相对悲观的企业在行为上的差异。我们重点关注交互项系数  $\beta_1$  与  $\gamma_1$ ，即宏观经济感知是否会影响货币政策效果。根据理论部分推导，我们预期  $\beta_1$  和  $\gamma_1$  为正，即当企业信心较高时，企业对积极货币政策将做出更加积极的反应， $\beta_2$  与  $\gamma_2$  的系数则待定。

## （二）指标选取与数据来源

本文研究目的是检验企业宏观经济感知对于微观企业的投融资行为以及对货币政策反应的影响。为此，我们选取四组指标来分辨衡量货币政策、企业经济行为、企业宏观经济感知、年报文本特征及其他控制变量。具体指标名称、定义与计算方法归纳在表 2 中。

表 2 变量定义

| 研究指标     | 表征变量                        | 解释            | 计算方法                               |
|----------|-----------------------------|---------------|------------------------------------|
| 货币政策立场   | <i>MP</i>                   | 表示货币政策立场紧缩或宽松 | 当 M2 同比增长率低于样本中位数时，MP 等于 0，反之等于 1。 |
| 企业经济行为   | <i>Investment</i>           | 固定资产投资        | 固定资产投资/年初资产总计×100                  |
|          | <i>Leverage</i>             | 杠杆率           | 负债合计/年初资产总计×100                    |
| 企业宏观经济感知 | <i>EC<sub>PBOC</sub></i>    | 企业家信心（央行调查）   | 本季与下季认为当前宏观经济情况“正常”的企业占比均值         |
|          | <i>EC</i>                   | 企业宏观经济感知指数    | 作者定义                               |
|          | <i>EC<sub>review</sub></i>  | 企业宏观经济回顾指数    | 作者定义                               |
|          | <i>EC<sub>outlook</sub></i> | 企业宏观经济预期指数    | 作者定义                               |
| 文本特征     | <i>Total_Sen</i>            | 宏观语句数量        | MD&A 部分描述宏观经济的句子总数                 |
|          | <i>Length</i>               | MD&A 文本长度     | 年报文本中 MD&A 的字符个数（千字）               |
|          | <i>Tone</i>                 | 年报语调          | 参考谢德仁和林乐（2015）及林乐和谢德仁（2017）的方法计算   |
| 企业特征     | <i>Income</i>               | 销售收入          | 营业总收入/年初资产总计×100                   |
|          | <i>Size</i>                 | 企业规模          | 公司总资产的对数                           |
|          | <i>Growth</i>               | 托宾 Q 值        | 公司市场价值/总资产                         |
|          | <i>ROA</i>                  | 资产收益率         | 公司当年净利润/总资产×100                    |
|          | <i>Volatility</i>           | 股价波动率         | 该年股票日收益率的标准差                       |

本文的主要关注对象是货币政策向微观企业传导的有效性。为衡量货币政策立场，我们构造虚拟变量 *MP*，当广义货币 M2 年度同比增长率低于样本中位数时，*MP* 等于 0，反之等于 1。

企业投资和融资行为分别由以下两个变量来表征：（1）固定资产投资占比 *Investment*，利用构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金之和来表示，并利用年初资产总计进行标准化。（2）杠杆率 *Leverage*，为负债总额与年初资产总计之比，取百分比形式。

本文核心解释变量为基于文本计算的中国上市企业宏观经济感知指数。此外，为观测企业宏观经济感知指数是否与央行调查所得的企业家信心加总指数的走势一致，我们在绘制变量走势图时也引入了央行企业家信心指数 *EC<sub>PBOC</sub>*。本文的企业家信心指数来自中国人民银行全国企业家问卷调查报告。企业家问卷调查是我国央行 1992 年起实施的一项季度抽样调查，该调查样本涵盖全国除西藏外的近 6000 户工业企业，内容涉及企业生产、供需、贷款需求等七个方面。企业家信心的加总指数旨在反映企业家对宏观经济状况的整体预期。该指数的具体计算方法是：询问全部调查企业关于经济形势情况的判断，先分别统计本季度和下

季度认为宏观经济形势“正常”的企业所占比率，再将两者相加取平均求出。

为了控制其他可能影响企业年报文本表述特点的因素，我们进一步引入三个特征变量：

(1) 宏观语句数量 *Total\_Sen*，表示 MD&A 部分描述宏观经济的句子总数。(2) MD&A 文本长度 *Length*，以企业年报文本中 MD&A 字符个数衡量。(3) 年报语调 *Tone*，参考谢德仁和林乐（2015）及林乐和谢德仁（2017）的方法计算，用以反映年报的整体语调乐观程度。该指标的具体计算方法将在第六部分中详细说明。

控制变量的构建方法如下：(1) 企业营收状况 *Income*，利用营业总收入衡量，并使用年初总资产值进行标准化后取百分比形式；(2) 企业规模 *Size*，利用企业总资产的对数来衡量；(3) 企业成长性 *Growth*，利用托宾 Q 值来衡量；(4) 盈利能力 *ROA*，采用净利润占总资产之比来表示，取百分比形式；(5) 股价波动率 *Volatility*，以股价日收益率的标准差表示。

本文的财务数据来自 CSMAR 数据库，央行企业家信心指数来自中国人民银行全国企业家问卷调查报告，年报文本数据来自巨潮资讯网。考虑到股权分置改革及新会计准则的执行，本文选取 2007-2016 年的年度数据作为回归样本，并剔除了金融类企业数据。为减轻异常值影响，我们对除年报文本类指标外的其他变量进行 1%水平的缩尾处理。

### （三）企业宏观经济感知指数走势及分歧

本节讨论企业宏观感知指数随时间的变动情况。由于企业宏观感知指数是面板数据，我们取年度均值以反映总体水平的变化。同时，为了判断我们的指数是否与既有的宏观经济感知指数性质相仿，本文还引入了央行企业家信心指数 *EC<sub>PBOC</sub>*。中国人民银行的企业家调查于每季度第二个月开展，并在下季度初发布结果。考虑到上市公司年报在第二年的 3-4 月份发布，其做出宏观经济形势判断与展望时所拥有的信息集应当与第二年第一季度的企业家调查最为接近，故使用第二年第一季度的企业家信心调查数据进行对比。

图 2 中左图绘制了企业宏观经济感知指数均值 *EC* 和央行企业家信心指数 *EC<sub>PBOC</sub>* 的走势，右图展示了企业宏观经济回顾指数 *EC<sub>review</sub>* 与企业宏观经济预期指数 *EC<sub>outlook</sub>* 的变化情况，央行企业家信心指数 *EC<sub>PBOC</sub>* 作为比较基准。由图 2 左图可见，基于上市公司年报的企业宏观经济感知指数时序走势与央行企业家信心指数基本走势十分接近，企业宏观经济感知指数的波动幅度略大于企业家央行信心指数。受国际金融危机影响，2008 年两种指数均大幅下滑。随后，在积极财政政策与货币政策的配合下，我国宏观经济企稳回升，两种指数也迅速反弹至高位。从 2011 年起，感知指数开始下行，直到 2016 年才逐步平稳。值得注意的是，在这一阶段，我国的货币政策传导也似乎出现阻塞迹象，尽管央行在 2012-2013 年连续两次下调存款基准利率，而货币投放持续保持在 13%以上，但 CPI 通胀率始终低于 3%，PPI

增长率连续为负，而真实经济增长率由 12% 下降到 7% 左右。可见，企业宏观经济感知很可能影响其面对货币政策冲击的行为。图 2 右图显示，回顾指数与预期指数走势均和央行企业家信心指数相近，都在 2009 年上升至较高水平，此后不断下行。

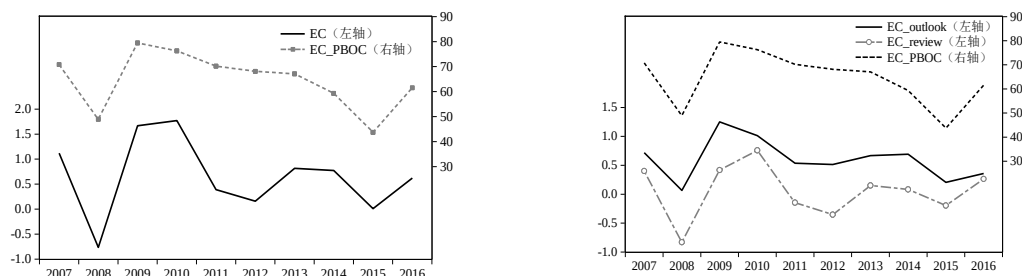


图 2 各宏观感知指数走势对比

为了进一步对比回顾指数与预期指数的性质，我们逐年计算了二者方差，并对方差是否相等进行 F 检验。结果显示，预期指数的方差始终大于回顾指数的方差，这一差异始终在 5% 的水平上显著。这说明，在样本区间内，侧重对未来判断的预期指数相对于侧重历史信息的回顾指数个体异质性更强，分布更加分散。这一发现说明了测度企业级宏观经济感知，特别是企业宏观经济预期，对做好预期管理工作的重要性。在后文中，我们会进一步讨论二者的作用与差异。

通过以上分析可以初步看出，企业宏观经济感知与货币政策有效性存在一定关联。既有研究中的时序分析结果表明，如果扩张性货币政策不能有效增强企业家信心，则货币政策的有效性将会下降（张成思和孙宇辰，2018）。本文尝试利用企业宏观经济感知指数面板数据，进一步探讨宏观经济感知、货币政策和投融资行为的互动关系。

## 五、实证结果分析

### （一）宏观经济感知、货币政策与微观企业行为

本节阐释宏观经济感知如何影响企业投融资行为，以及这种作用是否因货币政策环境不同而有所变化。我们在回归中加入滞后一阶的企业宏观经济感知，考察其对企业投融资的影响。宏观经济感知取滞后一阶形式，是同时考虑了实证识别问题与现实逻辑。就实证角度而言，宏观经济感知取一阶滞后，成为前定变量，可以避免逆向因果问题的干扰。而从现实逻辑看，企业的宏观经济感知特别是宏观经济预期，会对下一期投资行为产生影响。

此外，我们还考虑了其他控制变量。首先，需要排除宏观环境差异的影响。如果在此处

使用时序宏观经济感知指数（如央行企业家信心指数），则因为时序数据不随个体而变化，从而无法在面板数据中通过控制时间固定效应来严格控制外在环境，这将导致关键解释变量的估计系数不可避免地出现偏误。即使通过加入尽可能多的宏观时序变量来描述外在经济形势，但无法解决遗漏变量问题，从而使关键解释变量或多或少地反映了宏观环境变化而非自变量本身的影响。针对这一关键问题，我们构建了企业级宏观经济感知指数，从而得以通过加入时间固定效应来控制宏观环境的变化。特别地，考虑到企业所面临的宏观环境可能与其行业相关，我们控制了年份固定效应与行业固定效应的交互项，以捕捉每个行业随时间变化的潜在影响因素。其中，企业所属行业根据中国证监会 2012 年修订版的《上市公司行业分类指引》进行划分，共 19 大类。

其次，既有研究表明，管理层具有操纵年报语调的动机（Huang et al., 2014；曾庆生等，2018）。虽然宏观经济状况本身对于公众较为公开透明，信息不对称程度低，管理层操纵该部分本文的动机较弱，但考虑到操纵文本的可能性不能排除，我们参考谢德仁和林乐（2015）及林乐和谢德仁（2017）的做法，构建了年报文本语调指数（Tone）：

$$Tone = \frac{(POSPCT - NEGPCT)}{(POSPCT + NEGPCT)} \quad (7)$$

其中 *POSPCT* 是年报文本中正面语调词语数文本词语总数的比例；*NEGPCT* 则是相应的负面语调词语数目占年报文本词语总数的比例。语调正面及负面词典参照 Loughran & McDonald（2011），并结合汉语习惯用法做了调整。年报文本语调指数越大，表示年报语气较为积极；反之，则较为消极。通过加入这一控制变量，我们希望说明本文的结果并非主要由企业年报语调驱动。

再次，除年报语调外，我们也控制了年报的其他文本特征：*MD&A* 中描述宏观经济的语句数量及 *MD&A* 的文本长度。此外，我们控制了一系列企业特征变量及个体固定效应，以期减少可能存在的遗漏变量偏误。

表 3 汇报了对应的估计结果。在回归（1）和（2）中我们仅加入滞后一阶的宏观经济感知指数。由回归（1）可见，宏观经济感知指数自身系数在 1% 的水平上显著为正，说明在其他条件相同的情况下，对宏观经济环境持乐观态度的企业，其投资将高于持悲观态度的企业。我们进一步举数值例子对系数的经济显著性加以说明。假设有甲乙两家企业，其固定资产投资占比均处于 25% 分位数上（具体数值为 2.01%）。如果甲的宏观经济感知指数位于 75% 分位数处（具体指数值为 2），乙的宏观经济感知指数为 25% 分位数（指数值为 -1），并假设二

者的其他指标取值完全相同，则企业甲的固定资产投资占比相对企业乙高出  $0.099\% \times 3 = 0.297\%$ ，占原固定资产投资占比的 14.78%。

表 3 宏观经济感知、货币政策与微观企业行为

|                | (1)<br>Investment   | (2)<br>Leverage      | (3)<br>Investment   | (4)<br>Leverage      |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| MP×L.EC        |                     |                      | 0.090**<br>(0.042)  | 0.107*<br>(0.064)    |
| L. EC          | 0.099***<br>(0.022) | 0.027<br>(0.033)     | 0.060**<br>(0.025)  | -0.019<br>(0.045)    |
| L. Total_sen   | -0.048**<br>(0.022) | -0.025<br>(0.030)    | -0.049**<br>(0.022) | -0.026<br>(0.030)    |
| L. Length      | 0.004<br>(0.024)    | -0.035<br>(0.038)    | 0.005<br>(0.024)    | -0.034<br>(0.038)    |
| L. Tone        | 3.823***<br>(1.149) | 0.057<br>(1.780)     | 3.808***<br>(1.149) | 0.040<br>(1.779)     |
| Income         | 0.040***<br>(0.003) | 0.027***<br>(0.005)  | 0.040***<br>(0.003) | 0.027***<br>(0.005)  |
| Size           | 1.864***<br>(0.283) | 7.350***<br>(0.523)  | 1.874***<br>(0.284) | 7.362***<br>(0.524)  |
| Growth         | 0.327***<br>(0.083) | -0.405**<br>(0.160)  | 0.325***<br>(0.083) | -0.408**<br>(0.160)  |
| ROA            | 0.059***<br>(0.023) | -0.760***<br>(0.041) | 0.060***<br>(0.023) | -0.759***<br>(0.041) |
| Volatility     | 0.203<br>(0.522)    | 7.213**<br>(3.531)   | 0.245<br>(0.507)    | 7.263**<br>(3.523)   |
| 企业固定效应         | 是                   | 是                    | 是                   | 是                    |
| 年份×行业          | 是                   | 是                    | 是                   | 是                    |
| 样本量            | 12839               | 12839                | 12839               | 12839                |
| R <sup>2</sup> | 0.181               | 0.197                | 0.182               | 0.197                |

注：L.表示滞后算子。回归结果的小括号内数值为在企业层级上聚类稳健标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别代表统计量在 10%、5%和 1%水平下显著，下同。

可见，宏观经济感知对于企业固定资产投资的影响在统计及经济上均具显著意义。对于其他控制变量，年报语调、企业规模、企业成长、销售收入及资产收益均与企业投资正相关。而在宏观经济感知水平确定的前提下，企业年报论述宏观经济的句子越多，投资水平越低，这可能反映了企业对宏观经济复杂程度的担忧。回归（2）则显示，单纯持有乐观宏观经济感知并不会导致企业增加杠杆率，而企业规模、销售收入、股价波动对杠杆率有正向贡献。

回归（2）的结果显示，持有乐观感知并不会直接导致企业提升杠杆率。所以，除了宏观经济感知本身外，企业增加杠杆也可能受到其他因素的影响。在回归（1）和（2）的基础上，我们继续引入货币政策状态与宏观经济感知的交互项，观察在不同货币政策状态下，宏观经济感知的作用是否会发生变化。需要指出的是，货币政策状态本身和年份×行业固定效应完全共线，因此没有进入模型中。估计结果如回归（3）和（4）所示。

表 3 中回归（3）的估计结果显示，企业宏观感知 EC 的系数为 0.06，而交互项系数为



0.09, 且二者在 5%水平上显著。这表明宏观环境持乐观态度的企业固定资产投资高于偏悲观的企业, 与(1)中结果一致, 且当货币政策处于宽松状态时, 宏观经济感知的作用进一步上升。为阐释该系数的经济显著性, 我们继续使用上文甲乙两家企业的例子进行说明。当货币政策处于相对紧缩的状态时, 交互项本身为 0, 企业甲的固定资产投资占比相对企业乙高出  $0.06\% \times 3 = 0.18\%$ , 占原固定资产投资占比的 8.96%。如果此时货币政策立场偏宽松 ( $MP=1$ ), 则企业甲的投资相对企业乙将额外上升  $0.09\% \times 3 = 0.27\%$ , 占原固定资产投资的 13.43%。此可见, 宏观经济环境感知会显著影响企业面对刺激性货币政策所做出的投资决策, 对宏观经济持乐观态度的公司将更加积极地响应积极货币政策。

表 3 中回归(4)则估计了宏观经济感知对企业融资决策的影响。与回归(2)的结果相近, 宏观环境感知指数本身并不显著, 说明在货币政策相对偏紧时, 宏观经济感知并未显著影响企业的资本结构。而交互项系数显著, 说明当面临积极货币政策刺激时, 持乐观态度的公司仍然更加积极, 表现为杠杆率的显著上升。

值得注意的是, 相对于固定资产投资, 企业宏观经济感知对融资行为的影响更加依赖于外部货币政策环境。只有在外币政策环境较为宽松时, 持有乐观感知的企业才会倾向于提升杠杆率。这一现象可能表明, 企业增加投资可以首先利用内源资金, 但增加贷款的行为更多依赖于外部环境。如果货币政策偏紧, 则提升杠杆率将面临现实困难。因此, 投融资估计结果存在差异是容易理解的。

在实践中, 我国央行通常采取逆周期的货币政策调控措施。表 3 中对交互项的估计结果表明: 当央行认为经济偏冷而实施宽松货币政策时, 如果企业在上一年度对宏观经济判断更乐观, 则该企业会积极响应政策刺激, 扩大投资并提高杠杆率; 反之, 如果企业认为宏观经济走势不明朗, 持有相对悲观态度, 则即使货币当局实施了刺激政策, 企业也不会积极响应, 导致刺激效果不尽如人意。这初步证实了我们在理论模型部分的结论, 也与既有文献中宏观预期感知影响货币政策有效性的发现相吻合。

## (二) 变换感知指数计算方法

我们变换企业宏观经济感知指数的计算方式, 以确保实证结果不是由于指数的特殊性质导致的。本文使用以下两种替代计算方法:

方法 1: 将宏观经济感知指数标准化为均值为 0, 方差为 1 的序列;

方法 2: 在判定句子的情感属性时, 如果句子中既有正面词汇, 也有负面词汇, 则认为无法判断该句情绪, 并重新计算基于年报的企业宏观经济感知指数。

对宏观经济感知指数标准化, 是为了避免原指数过于离散从而影响实证结果。方法 2 对

句子的情感判定则更加严格,当且仅当该句所含全部关键词语均体现同种情感时,才判定该句的情绪。通过以上计算方法,我们尝试说明基准回归中的结果并非由计算方法上的某些偏误引起,而是切实体现了企业宏观环境感知对企业行为的影响。

从表 4 报告的结果可以看出,货币政策立场与企业宏观感知交互项及企业宏观感知本身的系数显著性未发生明显变化。这表明,当面对积极货币政策时,认为宏观经济环境更乐观的企业将更积极地增加固定资产投资,并使用更高的杠杆率。这表明,改变感知指数的计算方法并不会影响我们的主要实证结论。另外,考虑到宏观感知指数为 0 可能仅说明企业在讨论宏观环境时整体语气模棱两可,并非代表企业对宏观环境持中性态度,我们进一步移除感知指数为 0 的样本。交互项及宏观感知本身的系数大小及显著性均与基准回归相近,说明样本调整未对主要结论产生影响。

表 4 变换感知指数的稳健性检验

|                | 将 EC 标准化            |                   | 仅计算情绪确定的句子          |                   | 去掉 EC 为 0 的公司       |                   |
|----------------|---------------------|-------------------|---------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
|                | (1)                 | (2)               | (3)                 | (4)               | (5)                 | (6)               |
|                | Investment          | Leverage          | Investment          | Leverage          | Investment          | Leverage          |
| MP×L.EC        | 0.244**<br>(0.117)  | 0.323*<br>(0.180) | 0.113**<br>(0.048)  | 0.127*<br>(0.077) | 0.102**<br>(0.043)  | 0.119*<br>(0.066) |
| L.EC           | 0.161**<br>(0.067)  | -0.047<br>(0.121) | 0.061**<br>(0.030)  | -0.003<br>(0.055) | 0.065**<br>(0.026)  | -0.032<br>(0.047) |
| L. Total_sen   | -0.050**<br>(0.022) | -0.028<br>(0.030) | -0.060**<br>(0.026) | -0.057<br>(0.036) | -0.046*<br>(0.024)  | -0.036<br>(0.036) |
| L. Length      | 0.005<br>(0.024)    | -0.035<br>(0.038) | 0.005<br>(0.024)    | -0.029<br>(0.038) | -0.002<br>(0.027)   | -0.030<br>(0.044) |
| L. Tone        | 3.818***<br>(1.150) | 0.025<br>(1.779)  | 3.830***<br>(1.148) | 0.010<br>(1.781)  | 4.208***<br>(1.263) | -0.311<br>(1.893) |
| 企业特征           | 是                   | 是                 | 是                   | 是                 | 是                   | 是                 |
| 企业固定效应         | 是                   | 是                 | 是                   | 是                 | 是                   | 是                 |
| 年份×行业          | 是                   | 是                 | 是                   | 是                 | 是                   | 是                 |
| 样本量            | 12839               | 12839             | 12839               | 12839             | 10110               | 10110             |
| R <sup>2</sup> | 0.181               | 0.197             | 0.181               | 0.197             | 0.187               | 0.206             |

### (三) 内生性问题讨论

在上文中,我们通过变换指标计算方法,对回归结果的稳健性进行了初步检验。接下来,我们对可能存在的内生性问题进行细致讨论。首先,讨论可能存在的遗漏变量问题。忽略重要的控制变量可能导致企业宏观经济感知实际捕捉到遗漏变量的作用,从而导致回归结果出现偏误。我们首先利用 Altonji-Elder-Taber(2005)检验(以下简称 AET 检验)及 Oster(2019)

的修正 AET 检验，测试基准回归中是否存在严重的遗漏变量偏误。然后，我们利用广义矩估计方法（GMM），在回归中引入因变量的滞后项，考察文章的主要结论是否发生变化。

首先进行 AET 检验及 Oster 修正 AET 检验。在加入企业特征控制变量后，对于以投资为因变量的回归，其  $R^2$  由 0.113 上升至 0.182，而对于以杠杆率为因变量的回归，其  $R^2$  由 0.039 上升至 0.196，可见既有的企业控制变量组较好地改进了模型拟合情况。计算对应的统计量后，AET 检验和 Oster 的修正 AET 检验结果也都表明模型不太可能存在严重的遗漏变量问题。

接下来，我们尝试使用工具变量方法进一步缓解潜在的内生性问题。考虑到宏观经济感知并没有被广泛接受的工具变量，我们采用了两种最为基本的方法。首先，借鉴 Fisman & Svensson（2007）、聂辉华等（2020）的做法，使用同行业同年份的其他企业宏观经济感知指标的平均值作为这家企业宏观经济感知指标的工具变量。同行业同年份的其他企业对宏观经济状况的感知和该企业的宏观经济感知相关，但不会直接影响这家企业的投融资决策，因此是一个可行的工具变量。此处我们使用证监会定义的二级行业，并剔除同一年份二级行业总企业少于 3 家的分组。结果显示，使用两阶段最小二乘法（2SLS）估计的系数方向和显著性与表 3 及表 4 没有明显差异，说明主要回归结果稳健。随后，我们使用广义矩估计方法，使用滞后项作为工具变量重新进行估计。GMM 估计结果与基准回归也较为接近，表明了结果的稳健性。作者还进一步加入了 KZ 指数（Kaplan & Zingales, 1997；姜付秀等，2016）来控制企业的融资约束程度，主要结论也未发生明显变化。

#### （四）宏观经济感知指数分解：回顾指数与预期指数

我们进一步对中国上市公司宏观经济感知指数进行分解。如前所述，MD&A 可分为回顾与展望两部分。其中，回顾部分主要是对企业过去一年经营状况的总结及对现状的陈述，而展望部分将会论述企业对未来宏观环境可能变化的判断。考虑到影响企业行为的主要因素应当是企业对未来的预期，基于展望部分计算的宏观经济展望指数对企业行为的影响力应当更强。

基于分解后的实证结果验证了以上猜想。回归结果显示，当仅加入预期指数时，交互项在 OLS 和 GMM 两种估计方法下都显著，而宏观经济预期指数本身仅在 OLS 估计下显著。对于宏观经济回顾指数，仅 OLS 方法下的指数本身显著，交互项并不显著。考虑到仅加入一类指数可能存在遗漏变量问题，我们同时加入宏观经济预期指数和宏观经济回顾指数，结果显示，预期指数的交互项使用任一种估计方法时均显著，而回顾指数本身仅在 OLS 方法下显著，在考虑因变量滞后项并使用 GMM 方法估计时则不再显著。综合以上分析可知，当

考虑是否影响企业对货币政策的响应时,相对于回顾指数,预期指数起到了更为重要的作用。

接下来,我们继续考虑以融资行为作为因变量的回归方程,发现宏观经济回顾指数及其与货币政策状态的交互项始终不显著,而宏观经济预期指数与货币政策状态的交互项至少在 10%的水平下显著,结论与投资行为类似。

以上实证结果表明,在讨论企业对货币政策的反应水平时,企业宏观预期相对更加重要。换言之,宏观经济感知对货币政策有效性的影响主要源自预期而非对现状的判断,这为决策层实施预期管理的必要性提供了依据。

### （五）区分不同所有制企业

最后,我们将样本划分为民营企业与国有企业,以分析企业宏观经济感知的作用是否会因企业所有制不同而出现差异。此处聚焦所有制问题,是因为国有企业和民营企业在投融资行为动机和融资条件上有较大差异。对于民营企业,投融资行为主要为了实现利润最大化。而国有企业具有经济与非经济双重目标(刘元春, 2001),除实现国有资本保值增值的经济化目标外,其自身也在我国经济体系中发挥着不可或缺的调节职能,承担着重要的社会责任。当经济处于下行阶段或不确定性上升时期,国有企业积极响应国家政策,发挥“稳定器”和“压舱石”的职能。如 2020 年新冠疫情期间,各类企业经营均遇到较大困难。在严峻的经济形势面前,国有企业积极响应国家号召,不裁员且扩大招聘,各项业务继续推进,切实起到稳就业、稳增长的作用。同时,也需要看到,由于所有制的特殊性,国有企业相对民营企业更容易获得贷款(Brandt & Li, 2003),融资约束程度较轻(张成思和刘贯春, 2018),也较少受到政策不确定性的影响(聂辉华等, 2020)。因此,可以预期,作为国家逆经济周期调节重要依托的国有企业,其行为模式可能与民营企业有所不同。

结果显示,当固定资产投资占比作为因变量时,仅包含民营企业的子样本中交互项系数显著,而宏观经济感知本身不显著。这说明,当民营企业认为宏观经济环境较为乐观时,企业倾向于对积极货币政策做出更积极的反应并增加固定投资。如果货币政策立场偏紧(MP=0),民营企业的投资水平不会因宏观感知趋于乐观而增加。另外,宏观经济感知偏向乐观可以提高国有企业的投资水平。因为交互项系数并不显著,所以没有充分证据支持国有企业宏观经济感知会影响企业对货币政策冲击的响应。换言之,对于国有企业,积极宏观经济感知对投资的提振效果大小不会因货币政策状态变化而改变。

综合实证结果可知,当企业认为宏观经济环境向好时,民营企业仅在货币政策宽松时选择提升固定资产投资水平,而宏观经济感知对国有企业投融资行为的作用则不受货币政策状态影响,国有企业只要自身宏观经济感知偏乐观即选择提高投资水平。

以杠杆率为因变量的回归给出了同样有趣的结果:对于民营企业,和投资行为类似,宏观经济感知只在积极货币政策环境下起作用,说明民营企业只在货币政策较为宽松时选择提升杠杆率。而宏观经济感知对于国有企业的杠杆率没有显著影响,这一结果也比较符合国有企业在我国宏观经济逆周期调节中的角色和定位。

以上实证结果显示,企业宏观经济感知在不同所有制企业中的作用存在异质性。对于国有企业而言,宏观经济感知的作用并不受货币政策状态影响,而民营企业即使持有积极宏观经济感知,也只有在货币政策偏宽松时会增加投融资。实证结果既呼应了前文中积极货币政策感知对企业投融资行为的促进作用,也暗示出相对国有企业,民营企业的投融资行为更加受到资金面松紧的影响。央行在实施积极货币政策时,应当加强和企业,特别是民营企业的沟通,打消企业家的疑虑,从而畅通货币政策传导渠道。

## 六、结论

本文基于中国上市公司年报文本信息,首次构建了微观层面的企业宏观经济感知指数,并利用 MD&A 的结构特征将其划分为基于 MD&A 回顾部分的企业宏观经济回顾指数和基于 MD&A 展望部分的企业宏观经济预期指数。本文利用三期经济理论模型,阐述微观企业宏观经济感知如何影响货币政策对微观企业投融资行为的传导效应。在理论模型基础上,本文采用 2007-2016 年中国非金融类上市公司的年度财务数据,实证检验企业宏观经济感知对企业投融资决策的影响。

本文实证结果表明,当央行实施积极货币政策时,企业宏观经济感知向好会促使企业更积极地响应政策刺激,提升固定资产投资占比,增加杠杆率。进一步分析显示,这种影响主要是由反映企业未来预期的宏观经济预期指数而非反映企业现状认知的宏观经济回顾指数导致的。另外,异质性检验结果表明,企业宏观经济感知对不同所有制企业的作用机制有不可忽视的差异,持有积极宏观经济感知的民营企业仅在积极货币政策状态下增加投资和提高杠杆率,而国有企业的行为则似乎不受货币政策状态的影响。

本文的研究结果具有针对性的政策涵义:企业宏观经济感知情绪走低与货币政策有效性下降有着密切联系,这为“稳预期、强信心”工作的重要性和必要性提供了实证依据。在我国

目前的预期管理工作中，中央银行承担的更多是单方面的发言人角色，通过各种渠道向市场释放信息，而企业对信息的判断和解读尚未受到重点关注。

本文结果暗示，好的预期管理工作应当是双向互动的：既要考虑中央银行行为，也要考虑微观个体感知；既要注重充分运用货币政策执行报告、新闻发布会、行长讲话及答记者问等多种沟通工具，以简明易懂的方式向社会公众表明中央银行对当前经济形势的判断及政策工具立场，又要关注微观企业的反馈，了解企业的诉求与关切，通过反馈信息更好地开展预期管理工作。只有了解企业对宏观经济状况的切实感知，才能及时发现央行调控意愿与企业实际感知的偏差，进而通过进一步信息沟通推进有效的货币政策微观传导，实现基于微观基础的宏观调控。

最后，需要说明的是，本文的主要工作在于在货币政策和企业微观响应之间搭建起一个具体渠道，但是本文的宏观感知是企业主观意义上的感知，未来还可以进一步拓展或者精细化微观企业宏观感知指数构建的基础，以使企业感知指数涵盖更丰富的信息。

#### 参考文献:

卞志村、张义，2012：《央行信息披露、实际干预与通胀预期管理》，《经济研究》第 12 期。

才国伟、吴华强、徐信忠，2018：《政策不确定性对公司投融资行为的影响研究》，《金融研究》第 3 期。

范从来、高洁超，2016：《适应性学习与中国通货膨胀非均衡分析》，《经济研究》第 9 期。

郭豫媚、周璇，2018：《央行沟通、适应性学习和货币政策有效性》，《经济研究》第 4 期。

李拉亚，2011：《预期管理理论模式述评》，《经济学动态》第 7 期。

李拉亚，2016：《央行政策与公众对策互动关系的利益机制分析》，《经济研究》第 10 期。

姜付秀、石贝贝、马云飙，2016：《信息发布者的财务经历与企业融资约束》，《经济研究》第 6 期。

林乐、谢德仁，2017：《分析师荐股更新利用管理层语调吗？——基于业绩说明会的文本

分析》，《管理世界》第 11 期。

刘元春，2001：《国有企业宏观效率论——理论及其验证》，《中国社会科学》第 5 期。

孟庆斌、杨俊华、鲁冰，2017：《管理层讨论与分析披露的信息含量与股价崩盘风险——基于文本向量化方法的研究》，《中国工业经济》第 12 期。

聂辉华、阮睿、沈吉，2020：《企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置》，《世界经济》第 6 期。

彭俞超、韩珣、李建军，2018：《经济政策不确定性与企业金融化》，《中国工业经济》第 1 期。

饶品贵、姜国华，2013：《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》，《经济研究》第 1 期。

饶品贵、岳衡、姜国华，2016：《通货膨胀预期与企业存货调整行为》，《经济学（季刊）》第 2 期。

汪莉、王先爽，2015：《央行预期管理、通胀波动与银行风险承担》，《经济研究》第 10 期。

谢德仁、林乐，2015：《管理层语调能预示公司未来业绩吗？——基于我国上市公司年度业绩说明会的文本分析》，《会计研究》第 2 期。

徐亚平，2010：《通货膨胀预期形成的模型刻画及其与货币政策的关联性》，《金融研究》第 9 期。

闫先东、高文博，2017：《中央银行信息披露与通货膨胀预期管理——我国央行信息披露指数的构建与实证检验》，《金融研究》第 8 期。

闫先东、朱迪星，2018：《货币政策与企业投融资行为：基于最新文献的述评》，《金融评论》第 3 期。

曾庆生、周波、张程、陈信元，2018：《年报语调与内部人交易：“表里如一”还是“口是心非”？》，《管理世界》第 9 期。

张成思、刘贯春，2018：《中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角》，《经济研究》第 12 期。

张成思、孙宇辰，2018：《中国货币政策的信心传导机制》，《财贸经济》第 10 期。

张成思、郑宁，2018：《中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究》，《世界经济》

第 12 期。

Aastveit, K.A., Natvik, G.J. and Sola, S., 2017, “Economic Uncertainty and the Influence of Monetary Policy”, *Journal of International Money and Finance*, 76, 50-67.

Altonji, J. G., Elder, T. E., and Taber, C. R., 2005, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”. *Journal of Political Economy*, 113(1), 151-184.

Baker, S.R., Bloom, N. and Davis, S.J., 2016, “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.

Barrero, J.M., 2018, “The Micro and Macro Implications of Managers’ Beliefs”, *Working Paper*.

Brandt, L., and Li, H., 2003, “Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives?”. *Journal of Comparative Economics*, 31(3), 387-413.

Campello, M., Giambona, E., Graham, J.R. and Harvey, C.R., 2011, “Liquidity Management and Corporate Investment during a Financial Crisis”, *Review of Financial Studies*, 24(6), 1944-1979.

Chaney, T., Sraer, D. and Thesmar, D., 2012, “The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment”, *American Economic Review*, 102(6), 2381-2409.

Duchin, R., Ozbas, O. and Sensoy, B.A., 2010, “Costly External Finance, Corporate Investment, and the Subprime Mortgage Credit Crisis”, *Journal of Financial Economics*, 97(3), 418-435.

Fisman, R. and Svensson, J., 2007, “Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence”, *Journal of Development Economics*, 83(1), 63-75.

Gan, J., 2007, “Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment”, *Journal of Financial Economics*, 85(3), 709-734.

Gertler, M. and Gilchrist, S., 1994, “Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms”, *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309-340.

Gulen, H. and Ion, M., 2015, “Policy Uncertainty and Corporate Investment”, *Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564.

Huang, X., Teoh, S. H., and Zhang, Y., 2014, “Tone Management”, *The Accounting Review*, 89(3), 1083-1113.

Loughran, T., and McDonald, B., 2011, “When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis,



Dictionaries, and 10-Ks”, *The Journal of Finance*, 66(1), 35-65.

Julio, B. and Yook, Y., 2012, “Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles”, *Journal of Finance*, 67(1), 45-83.

Kaplan, S. N., & Zingales, L., 1997, “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1): 169-215.

Malmendier, U. and Tate, G., 2005, “CEO Overconfidence and Corporate Investment”, *Journal of Finance*, 60(6), 2661-2700.

Malmendier, U., Tate, G. and Yan, J., 2011, “Overconfidence and Early-Life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies”, *Journal of Finance*, 66(5), 1687-1733.

Morris, S. and Shin, H.S., 2008, “Financial Regulation in A System Context”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008(2), 229-274.

Oster, E., 2019, “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2), 187-204.

# 经济转型升级与中央银行的各种政策工具研究

马勇

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 国际货币研究所)

陈点点\*

(中国人民大学财政金融学院)

**内容提要:** 本文构建了一个包含新兴产业和传统产业两类厂商的 DSGE 模型, 并在中央银行部门引入了传统货币政策、宏观审慎政策以及三种包含状态转变的结构性货币政策, 分析了经济转型升级过程中各种政策工具单独使用及协调搭配的效果。研究发现: 在仅使用一种政策的情况下, 与不含状态转变的政策相比, 包含状态转变的政策能更快地熨平经济波动; 在五种政策中, 再贷款利率政策最有助于经济稳定, 而定向降准政策和宏观审慎政策则可以较好兼顾经济稳定和产业升级两个目标。在使用多种政策的情况下, 包含状态转变的政策通过适当组合, 可以改善单一政策所造成的短期经济波动, 从而更好地兼顾多重目标的平衡和实现社会福利最大化。

**关键词:** 经济转型 货币政策 状态转变 动态随机一般均衡

## 一 引言与文献回顾

从全球历史经验来看, 经济发展要求经济结构从以低端制造业为主向以高端制造业和服务业为主转型。随着经济总量的攀升, 我国经济增速逐渐放缓、发展方式向集约型转变, 经

---

\*马勇: 中国人民大学财政金融学院 中国财政金融政策研究中心 国际货币研究所 北京市海淀区中关村大街 59 号 100872; 陈点点: 中国人民大学财政金融学院 北京市海淀区中关村大街 59 号 100872。  
本研究得到国家社科基金重大项目“中国建设现代中央银行调控制度研究”(21ZDA044)资助。

经济发展步入新常态，处于结构调整和产业转型的关键节点。经济转型的复杂性、系统性决定了转型过程需要多种政策尤其是货币政策的支持引导。2021 年政府工作报告指出，稳健的货币政策要灵活精准、合理适度，把服务实体经济放到更加突出的位置，使资金更多流向科技创新、绿色发展，更多流向小微企业、个体工商户、新型农业经营主体。可见，支持经济结构转型和产业升级已成为货币政策的重要目标之一。

当前，我国融资结构仍以间接融资为主，信贷资产在金融总资产中的比重超过 70%。出于资产安全性的考虑，银行在分配信贷资源时通常更青睐成熟的大中型国企，对风险较高的新兴产业、中小企业的金融服务供给则相对不足。作为社会融资规模占比最多的来源，银行信贷在解决处于初创期的新兴产业和中小企业面临的融资难题方面依然大有可为（王剑，2018）。这要求货币政策进一步发挥其对资金的导向作用，通过改变信贷资源的配置推动经济结构转型升级。

从政策制定和实施的角度来看，何种货币政策能更好助力经济转型升级也是需要持续深化研究的重要课题。以美国为代表的西方国家将货币政策视为一种总量政策（李波等，2015），较少对其进行结构性运用，而在国内，基于总量调控的传统货币政策无法有效解决国民经济重点领域和薄弱环节的融资难题（刘元春等，2016），如何在传统总量货币政策的基础上增加新的结构性定向调控功能，成为人民银行近年来探索的主要方向之一。特别是 2008 年国际金融危机之后，面对流动性整体充裕但存在结构性短缺的情况，人民银行尝试推出了一系列具有结构性调控功能的新型货币政策工具，如针对“三农”和中小微企业的定向降准措施、针对商业银行和金融结构的借贷便利工具、“支农支小”再贷款等结构性货币政策，为解决经济中的结构性问题提供了新的思路和方法。

从已有研究来看，彭俞超和方意（2016）发现结构性货币政策可以定向影响金融机构的运营成本、调整信贷结构，从而同时实现经济稳定和产业结构升级的目标。马理等（2015）结合中国信贷配给特征构建商业银行的跨期效用函数，认为只有在其他政策的配合下，商业银行才会做出符合“调结构”政策目标的行为选择，比如将定向降准提供的有限流动性用于农业贷款。郭晔等（2019）基于微观企业数据，发现针对“三农”和小微企业贷款的定向降准政策确实具有结构调整效应。欧阳志刚和薛龙（2017）运用 FAVAR 模型，发现常备借贷便利和中期借贷便利等结构性货币政策对民营企业的调控效果显著。陈长石与刘晨晖（2019）的研究显示，抵押补充贷款已取代 M2 成为影响房地产价格的主要政策工具。总体来看，这些研究倾向于表明，结构性货币政策具有一定的结构调整效应，但调控效果尚待进一步优化。

尽管上述研究在探索结构性货币政策的调控效应方面做了颇具启发性的工作,但是依然存在以下两个方面的不足:一是在理论建模方面,对宏观结构性问题的研究需要建立在动态一般均衡的基本框架之上,才能有效分析主要经济金融变量之间的动态反馈关系,但目前基于动态随机一般均衡(DSGE)建模的文献总体上还比较少;二是在研究对象方面,已有研究主要针对单一的结构性货币政策工具讨论其调控效应,而在同一个框架下探讨中央银行多种货币政策工具组合(包括总量工具和结构性工具的组合以及不同结构性工具之间的组合)效应的文献还非常少,而将传统的货币政策、宏观审慎政策和结构性货币政策置于同一个框架下探讨其协调搭配的文献更是基本处于空白状态。

基于上述已有文献的不足,本文尝试构建一个区分新兴产业和传统产业的 DSGE 模型,为分析经济转型升级过程中的货币政策“多工具协调搭配”问题提供一个基础性的理论框架。基于贝叶斯参数估计和脉冲响应分析,本文发现:在仅使用一种政策的情况下,考虑状态转变的政策比不含状态转变的政策能更快熨平经济波动,其中,再贷款利率政策最有助于经济稳定,定向降准政策和宏观审慎政策则可以较好地兼顾经济稳定和产业升级两个目标;在使用多种政策的情况下,包含状态转变的货币政策通过适当地进行政策组合,可以降低单一政策所造成的短期经济波动。此外,传统货币政策与定向降准政策的组合,可以在短期内提升新兴产业比重。从政策工具的协调搭配来看,如果中央银行按照比较优势原则,让传统的货币量规则专注于经济稳定目标,同时让结构性货币政策专注于经济结构调整,则可以更好地实现社会福利最大化的目标。基于社会福利分析,本文还发现,使用结构性货币政策的福利损失往往随着政策平滑程度的提高而递增。因此,使用结构性货币政策时可以根据实际情况灵活调整,不必过度拘泥于政策惯性效应的约束。总体来看,这些发现与已有的相关文献结论形成了有效互补(如彭俞超和方意,2016;欧阳志刚和薛龙,2017;郭晔等,2019),可以进一步增进我们对中央银行多种政策工具组合运用及相关问题的认识。

本文其余部分的组织结构如下:第二部分进行一般均衡框架下的理论建模,区分新兴产业和传统产业两个中间品厂商,并将包含状态转变的结构性货币政策和宏观审慎政策等非常规的政策工具引入 DSGE 模型;第三部分对模型参数进行估计;第四部分对不同政策工具及其组合下的经济产出和结构波动情况进行模拟分析;第五部分对第四部分得出的基本结论进行拓展分析;文章最后进行总结。

## 二 引入多种政策工具的 DSGE 模型

本部分的主要目标是构建一个包含新兴产业和传统产业两类中间品厂商的 DSGE 模型，从而为探讨经济转型升级过程中多种政策工具及其组合的经济影响提供一个初步的研究框架。根据 McMillan *et al.* (2017) 的定义，经济转型升级是指将劳动等资源从生产率较低的部门转移到生产率较高的部门（结构转型）以及提高部门内部生产率（产业升级）的连续过程，可见经济转型升级强调从低效率的生产活动向高效率的生产活动的资源转移。因此，本文以生产率的高低对生产活动进行区分。具体而言，模型假定中间品生产企业中存在新兴产业以及传统产业两类厂商，分别用上标  $i$  和  $j$  表示。两类厂商的区别在于新兴产业的生产率高于传统产业，即  $A_t^i > A_t^j$ 。两类产业的生产活动均需投入劳动和资本并使用银行贷款才能完成。银行贷款资金来源于家庭部门的金融投资（即存款），向厂商发放后形成厂商的营运资本；厂商利用营运资本支付劳动和资本两种生产要素的报酬。在中央银行建模部分，本文引入了传统货币政策、宏观审慎政策以及包含状态转变的定向降准、优惠再贷款利率、信贷质押再贷款质押率等结构性政策工具，以探讨这些工具的经济稳定效应和结构调整效应。下面分别阐述各部门运行方式与方程的详细设定。

### （一）家庭部门

假设经济体中代表性家庭的即期效用函数  $U^t(C_t, N_t^i, N_t^j)$  取决于当期消费量  $C_t$  与家庭投入到两个产业的劳动量  $N_t^i$  和  $N_t^j$ 。家庭部门的收入来源于两个产业的劳动报酬、实物投资报酬以及上期存款带来的利息，用于消费、实物投资以及存款。代表性家庭试图最大化其跨期效用函数：

$$\begin{aligned} \max_{C_t, N_t^i, N_t^j, K_{t+1}, D_t} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln C_t - \frac{(N_t^i)^{1+\eta_1}}{1+\eta_1} - \frac{(N_t^j)^{1+\eta_2}}{1+\eta_2}] \\ \text{s.t. } C_t + I_t + D_t/P_t \leq w_t^i N_t^i + w_t^j N_t^j + r_t^K K_t^i + r_t^K K_t^j + R_{t-1}^D D_{t-1}/P_t \\ K_{t+1} = I_t + (1-\delta)K_t \end{aligned} \quad (8)$$

其中， $\beta \in (0,1)$  是跨期贴现因子， $E_t$  为期望符号； $\eta_1$  与  $\eta_2$  分别为两种产业劳动供给弹性的倒数。在预算约束式中， $I_t$  为实物投资量， $D_t$  为存款量， $P_t$  为一般价格水平， $w_t^i$  与  $w_t^j$

对应两类产业支付的实际工资,  $r_t^K$  为实物资本的报酬率(资本租金率),  $K_t^i$  与  $K_t^j$  为两类产业的实物资本存量,  $R_t^D$  为银行支付的含本金的名义存款利息率(例如, 利息率为10%, 则  $R_t^D$  为1.1, 下文未经说明的其它利率也是如此)。在资本运动方程中,  $\delta$  为资本折旧率,  $K_t$  为实物资本总存量, 即  $K_t^i$  与  $K_t^j$  的总和。

## (二) 企业部门

遵循一般文献的设定, 企业部门包括最终品厂商和中间品厂商。新兴产业和传统产业的中间品厂商分别生产  $i$  和  $j$  两种差异化产品, 最终品厂商将两类产业生产的中间品  $Y_t^i$  和  $Y_t^j$  转换为可用于消费、投资和中间品投入的最终产品  $Y_t$ 。参考彭俞超和方意(2016), 设定最终品厂商的生产函数为  $Y_t = [\kappa^{\frac{1}{\phi}} (Y_t^i)^{\frac{\phi-1}{\phi}} + (1-\kappa)^{\frac{1}{\phi}} (Y_t^j)^{\frac{\phi-1}{\phi}}]^{\frac{\phi}{\phi-1}}$ , 其中  $\phi > 1$  为合成最终品时产品  $i$  和产品  $j$  的替代弹性,  $\kappa$  是两种产品的合成比重。最终品厂商处于完全竞争市场之中。给定最终品价格  $P_t$  和两类中间品价格  $P_t^i$  和  $P_t^j$ , 最终品厂商选择中间品数量  $Y_t^i$  和  $Y_t^j$  以最大化利润:

$$\max_{Y_t^i, Y_t^j} (P_t Y_t - P_t^i Y_t^i - P_t^j Y_t^j) \quad (9)$$

在中间品厂商方面, 基于前述建模思路, 本文将生产活动区分为新兴产业与传统产业两类, 并且将银行贷款作为厂商营运资金引入生产过程。引入营运资金后, 新兴产业的中间品厂商在  $t$  期初从银行获得贷款  $L_t^i$  以支付资本和劳动两种生产要素的报酬, 期末回收资金后向银行还本付息, 即  $L_t^i = w_t^i N_t^i + r_t^K K_t^i$ , 其中  $N_t^i$  为新兴产业厂商雇佣的劳动,  $K_t^i$  为新兴产业厂商雇佣的资本,  $w_t^i$  和  $r_t^K$  分别为其支付的劳动报酬和资本回报。定义  $R_t^i$  为银行向新兴产业提供贷款的利率, 则新兴产业厂商的总成本为  $TC_t^i = (R_t^i - 1)L_t^i + w_t^i N_t^i + r_t^K K_t^i = R_t^i L_t^i$ 。显然, 贷款利率提高, 企业融资成本和总成本增加。同时, 假设中间品企业采用 Cobb-Douglas 函数进行生产  $Y_t^i = A_t^i (K_t^i)^\alpha (N_t^i)^{1-\alpha}$ , 其中  $\alpha$  为资本收入占总收入的份额,  $A_t^i$  为新兴产业的

生产技术, 且生产冲击遵循 AR(1) 过程  $\hat{A}_t^i = \rho \hat{A}_{t-1}^i + \varepsilon_t^i, \varepsilon_t^i \sim i.i.d.N(0, \sigma_i^2)$ <sup>①</sup>。企业在现有生产技术下选择资本  $K_t^i$  和劳动  $N_t^i$  以最小化总成本。通过推导, 可得  $i$  产业的边际成本表达式为:

$$MC_t^i = \frac{R_t^i}{A_t^i} \left( \frac{w_t^i}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left( \frac{r_t^K}{\alpha} \right)^\alpha \quad (10)$$

由于中间产品存在差异性, 参照标准文献, 我们假设中间产品企业处于垄断竞争市场之中, 以 Calvo 定价机制引入价格粘性, 每个企业每期有  $1-\zeta$  的概率可以自主定价, 其余企业维持上一期的价格, 因此中间品企业的定价问题为:

$$\max_{P_t^{i*}} E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\beta \zeta)^n (P_t^{i*} - MC_{t+n}^i) Y_{t+n} \kappa (P_{t+n} / P_t^{i*})^\phi \quad (11)$$

其中,  $MC_t^i$  为边际成本,  $P_t^{i*}$  表示中间品  $i$  的最优价格水平。通过求解一阶条件, 可得最优价格水平表达式为  $P_t^{i*} = \frac{\phi}{\phi-1} E_t \sum_{n=0}^{\infty} (\beta \zeta)^n MC_{t+n}^i$ 。注意到价格水平演变遵循如下规则:  $(P_t^i)^{1-\phi} = \zeta (P_{t-1}^i)^{1-\phi} + (1-\zeta) (P_t^{i*})^{1-\phi}$ , 且中间品价格与最终产品价格的通货膨胀率满足  $\pi_t^i / \pi_t = P_t^i / P_{t-1}^i$ , 由此可以推出对数线性化后的新凯恩斯菲利普斯曲线为:

$$\hat{\pi}_t^i = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1}^i + \left[ \frac{(1-\zeta)(1-\beta\zeta)}{\zeta} \right] (MC_t^i - \hat{P}_t^i) \quad (12)$$

类似地, 开展传统产业的中间品厂商模型, 除将各变量的上角标由  $i$  改为  $j$ , 代表传统产业的中间品厂商, 其它表达和字母含义均与新兴产业相同。

### (三) 银行部门

与企业部门相对应, 经济中有两类银行, 分别向新兴产业和传统产业提供贷款, 依次记为  $i$  类银行和  $j$  类银行。假设为鼓励新兴产业发展, 中央银行制定了扶持性的金融政策, 通过结构性货币政策工具向新兴产业定向投放流动性, 以降低其融资成本。由于  $i$  类银行向新

<sup>①</sup>本文中字母上标  $\hat{\cdot}$  表示对应变量的缺口值, 即各变量相对于其稳态值的对数偏离:  $\hat{X}_t \equiv \log X_t - \log X_{ss}$ , 其中, 带下角标的字母  $X_{ss}$  为对应变量的  $X_t$  的稳态值。

兴产业提供信贷支持，因此可以获得中央银行的政策优惠。

参考 Gerali *et al.* (2010) 的银行设定，假设每类银行都是一个长度为 1 的连续统，即  $\forall n \in [0,1]$ 。为了得到  $L_t^q (q = i, j)$  数量的贷款，企业需要从  $q$  类银行获得的贷款数量满足

$$\left[ \int_0^1 (L_{nt}^q)^{\frac{1}{g}} dn \right]^g \geq L_t^q, \text{ 其中 } \frac{g}{g-1} > 1 \text{ 是同类别银行的替代弹性。定义贷款利率指数为}$$

$$R_t^q = \left[ \int_0^1 (R_{nt}^q)^{\frac{1}{1-g}} dn \right]^{1-g}。在对称均衡设定下，企业的贷款需求由最小化总还款额$$

$$\int_0^1 R_{nt}^q L_{nt}^q dn \text{ 导出，为 } L_{nt}^q = (R_{nt}^q / R_t^q)^{\frac{g}{1-g}} L_t^q。$$

银行从家庭部门吸收存款并向中央银行缴纳存款准备金，利用资本金和吸收的存款分别向两类厂商发放贷款。基于这一思路，银行的收入来自产业贷款的利息，成本则包括支付给家庭部门的存款利息、支付给中央银行的再贷款利息以及调整成本。银行需要选择产业贷款量、存款吸收量以及从中央银行获取的再贷款量来实现其利润最大化：

$$\begin{aligned} \max \Pi_t^q &= \max_{L_t^q, D_t^q, H_t^q} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ (1-\theta^q) R_t^q L_t^q - R_t^D D_t^q - R_t^H H_t^q - Adcost_t^q \right] \\ \text{s.t. } Adcost_t^q &= \frac{\chi_1^q}{2} \left( \frac{L_t^q}{L_{t-1}^q} - 1 \right)^2 L_{t-1}^q + \frac{\chi_2}{2} \left( \frac{D_t^q}{D_{t-1}^q} - 1 \right)^2 D_{t-1}^q + \frac{\chi_3}{2} \left( \frac{H_t^q}{H_{t-1}^q} - 1 \right)^2 H_{t-1}^q \end{aligned} \quad (13)$$

式中， $\Pi_t^q$  是  $q$  类银行的利润， $L_t^q$  是银行为  $q$  类产业提供的贷款量， $R_t^q$  是对应贷款的利率， $\theta^q$  是对应贷款的不良率； $R_t^D$  为银行支付的存款利率， $D_t^q$  为  $q$  类银行吸收的存款数量； $R_t^H$  为中央银行确定的针对新兴产业的优惠再贷款利率， $H_t^q$  为银行获取的再贷款量，其中传统产业再贷款量  $H_t^j = 0$ ； $Adcost_t^q$  为  $q$  类银行的调整成本， $\chi_1^q$ ， $\chi_2$ ， $\chi_3$  分别表示贷款、存款和再贷款的调整系数。

同时，银行面临资产负债约束。银行的资产由存款准备金和两类产业的贷款量构成；负债和权益则主要为存款、从中央银行获取的再贷款以及银行资本金。数学表达为：

$$L_t^q + (S_t - V_t^q) D_t^q = D_t^q + H_t^q + B_t^q \quad (14)$$

式中， $S_t$  为央行要求的存款准备金率； $V_t^q (0 \leq V_t^q \leq S_t)$  为中央银行按照一定规则给予银行的定向降准率（减少的准备金要求），其中针对传统产业的定向降准率  $V_t^j = 0$ ； $B_t^q$  为



银行的资本金。为简化起见,参考 Gerali *et al.* (2010) 的做法,假设银行的利润全部用于资本积累,若银行的死亡率为  $\gamma$ ,则银行的资本积累过程为  $B_t^q = (1-\gamma)B_{t-1}^q + \Pi_t^q$ 。定义银行的资本充足率为  $k_t^q$ 。根据银行的资产负债约束(7)式,易知  $k_t^q = B_t^q / [L_t^q + (S_t - V_t^q)D_t^q]$ 。

此外,与王遥等(2019)类似,我们假设银行从中央银行获取的再贷款量存在上限,即不能超过信贷资产质押再贷款的质押率要求:  $H_t^q \leq \varpi_t^q L_t^i$ ,其中  $\varpi_t^q \in [0,1]$  为央行规定的信贷质押再贷款与已有新兴产业信贷的上限比率(即质押率),且当  $q = j$  时,  $\varpi_t^q = 0$ 。进一步假设  $R_t^H < R_t^D$ ,即银行从中央银行获取资金(再贷款)的成本总是低于银行从家庭部门获取资金(存款)的成本,那么  $i$  类银行将先从中央银行获取较低成本的资金,直至达到上限,再向家庭吸收存款,这意味着约束  $H_t^q \leq \varpi_t^q L_t^i$  最终取等号。

#### (四) 中央银行及其政策工具

在中央银行部门建模中引入多种货币政策工具并考虑状态转变是本文模型的主要创新之处。基于我国的实际情况,中央银行可以考虑的政策工具包括:传统货币政策、宏观审慎政策和结构性货币政策。

##### (1) 传统货币政策

我国传统货币政策仍处在从数量型调控向价格型调控的转型过程中。参考 Chen *et al.* (2018) 和 Chang *et al.* (2019) 等经典文献,本文设定传统货币政策遵循盯住产出增长率和通货膨胀率的货币供应量规则,通过调节存款准备金率进行数量型调控:

$$\hat{S}_t = \rho_s \hat{S}_{t-1} + (1-\rho_s)(\phi_Y \hat{Y}_t + \phi_\pi \hat{\pi}_t) + \varepsilon_t^S \quad (15)$$

式中,各变量均为相对于其稳态值的偏离。参数  $\rho_s$  为存款准备金率平滑系数,  $\phi_Y$  和  $\phi_\pi$  分别是存款准备金率规则对产出和通胀的反应系数。  $\varepsilon_t^S \sim i.i.d.N(0, \sigma_s^2)$  为货币政策冲击。

##### (2) 宏观审慎政策

作为巴塞尔协议的三大支柱之一,资本充足率是宏观审慎政策工具箱中的一个重要工具,因此我们使用资本充足率要求作为宏观审慎政策的代理变量:

$$\hat{k}_t^q = \rho_k \hat{k}_{t-1}^q + \chi_k (\hat{L}_t^q - \hat{L}_{t-1}^q) + \varepsilon_t^{kq} \quad (16)$$

式中,  $\rho_k$  为资本充足率平滑系数,  $\chi_k$  为贷款调整系数,  $\varepsilon_t^{kq} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{kq}^2)$  为银行资本充足率冲击。

### (3) 包含状态转变的结构性货币政策

参照王遥等(2019)文献中相关政策的模型设定,我们假设中央银行对新兴产业的信贷活动提供支持(即实施结构性货币政策),以鼓励信贷资金向生产率较高的产业转移。为此,中央银行将主要决定以下三个政策变量:定向降准率  $V_t^i$ 、新兴产业再贷款利率  $R_t^H$  以及再贷款质押率  $\varpi_t^i$ 。

在现实中,定向降准率往往与存款准备金率相关。同时,我们假设为鼓励给新兴产业提供更多的信贷支持,中央银行对新兴产业信贷增速越高的银行给予越多的定向降准优惠。据此,一个简化的定向降准率规则可以设定为:  $V_t^i = S_t (L_t^i / L_{t-1}^i)^{\mu_1}$ , 其中,  $L_t^i / L_{t-1}^i$  为新兴产业信贷增速,  $\mu_1 > 0$  为中央银行确定的定向降准率对于新兴产业信贷增速的反应参数。根据上述规则,一个银行的新兴产业信贷增速越高,中央银行给予的定向降准优惠越多,从而形成鼓励新兴产业信贷活动的定向支持工具。

类似地,我们假设新兴产业再贷款利率与中央银行的存款基准利率相关,同时考虑到央行对新兴产业信贷增速高的银行给予更低的再贷款利率优惠,相应的再贷款利率为  $R_t^H = R_t^D (L_t^i / L_{t-1}^i)^{-\mu_2}$ , 其中  $\mu_2 > 0$  为中央银行制定的再贷款利率对于新兴产业信贷增速的反应参数,  $\mu_2$  的系数为负。根据上述规则,一个银行的新兴产业信贷增速  $L_t^i / L_{t-1}^i$  越高,央行给予的再贷款利率越优惠(即越低),从而起到新兴产业信贷支持的作用。

最后,再贷款质押率一方面与金融行业的平均质押率水平( $\varpi_0$ )相关,另一方面,中央银行为新兴产业信贷增速高的银行制定较高的再贷款质押率作为鼓励措施,于是相应的再贷款质押率可写为:  $\varpi_t^i = \varpi_0 (L_t^i / L_{t-1}^i)^{\mu_3}$ , 其中  $\mu_3 > 0$  为中央银行制定的再贷款质押率对于新兴产业信贷增速( $L_t^i / L_{t-1}^i$ )的反应参数。根据上述规则,一个银行的新兴产业信贷增速越高,对应的再贷款质押率越高。

对上述三种政策规则进行对数线性化,引入政策规则的平滑参数,同时参考已有文献

(Farmer *et al.*, 2011; 马勇和谭艺浓, 2019) 的做法, 进一步假设中央银行对新兴产业信贷支持存在状态转变, 可得定向降准率、新兴产业再贷款利率和再贷款质押率的反应规则分别为:

$$\hat{V}_t^i = \rho_V \hat{V}_{t-1}^i + \hat{S}_t + \mu_1(s_t)(\hat{L}_t^i - \hat{L}_t) + \varepsilon_t^V(s_t) \quad (17)$$

$$\hat{R}_t^H = \rho_H \hat{R}_{t-1}^H + \hat{R}_t^D - \mu_2(s_t)(\hat{L}_t^i - \hat{L}_t) + \varepsilon_t^H(s_t) \quad (18)$$

$$\hat{w}_t^i = \rho_w \hat{w}_{t-1}^i + \mu_3(s_t)(\hat{L}_t^i - \hat{L}_t) + \varepsilon_t^w(s_t) \quad (19)$$

上述式子中,  $\hat{V}_t^i, \hat{R}_t^H, \hat{w}_t^i$  依次为线性化后的定向降准率、再贷款利率和再贷款质押率。

$\rho_V, \rho_H, \rho_w$  分别为上述三种政策的平滑参数,  $0 < \rho_V, \rho_H, \rho_w < 1$ 。  $s_t$  代表经济在  $t$  时刻所处状态。定向降准率、再贷款利率和再贷款质押率对新兴产业信贷增速的反应力度  $\mu_1(s_t)$ ,  $\mu_2(s_t)$ ,  $\mu_3(s_t)$  均由经济所处状态  $s_t$  决定。  $\varepsilon_t^V \sim i.i.d.N(0, \sigma_V^2(s_t))$ ,  $\varepsilon_t^H \sim i.i.d.N(0, \sigma_H^2(s_t))$  以及  $\varepsilon_t^w \sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2(s_t))$  刻画不同状态下政策冲击的异方差特征。不失一般性, 我们假设经济只存在两个状态, 即  $s_t=1$  或  $s_t=2$ , 其中状态 1 对应的政策反应力度较大, 代表积极的结构性货币政策, 状态 2 对应的政策参数较小, 代表消极的政策规则。具体而言, 这里假设  $\mu_g(s_t=1) > \mu_g(s_t=2)$ ,  $g \in \{1, 2, 3\}$ , 即状态 1 下各种比率的调整幅度大于状态 2 下的调整幅度。此外, 与标准文献的做法一致 (Liu *et al.*, 2011), 状态转变服从 1 阶马尔科夫过程 (Markov process), 即  $\mathbf{P} = [p_{ab}]$ , 其中  $a, b \in \{1, 2\}$ ,  $p_{ab} = Prob(s_{t+1} = b | s_t = a)$  代表  $t$  时刻  $a$  状态在  $t+1$  时刻转移至  $b$  状态的概率。

### (五) 市场出清

根据上文的模型设定, 整个经济达到一般均衡状态要求产品市场、资本市场、劳动力市场和信贷市场同时出清, 即:  $Y_t = C_t + I_t$ ;  $K_t = K_t^i + K_t^j$ ;  $N_t = N_t^i + N_t^j$ ;  $L_t = L_t^i + L_t^j$ 。

三 模型参数校准与求解

参照大部分文献设定，我们将家庭部门的贴现因子  $\beta$  校准为 0.99，资本折旧率  $\delta$  设定为 0.025（Bernanke *et al.*，1999）。借鉴张勇等（2014），结合我国资本产出的实际情况，设定资本产出份额  $\alpha$  为 1/3。假设劳动具有单位供给弹性，即  $\eta_1=\eta_2=1$ ，同时，中间品的替代弹性  $\phi$  设置为 2。根据《“十三五”国家战略性新兴产业发展规划》（国发〔2016〕67 号），2020 年战略性新兴产业增加值占国民生产总值的目标比重为 0.15，据此设定最终品合成参数  $\kappa=0.15$ 。鉴于我国的银行极少发生破产，我们设定银行死亡率为 0。

此外，模型中部分变量的稳态值也需要校准。参照陈体标（2008）的做法，我们设稳态时  $A^i=1$ ， $A^j=0.1$ ，以对应模型中产业  $i$  的生产技术水平高于产业  $j$  这一设定。根据过往的经验研究，对中间产品价格做标准化处理，得到稳态  $P^i=1$ ， $P^j=1$ 。存款准备金率的稳态值  $S$  参照样本期大型金融机构存款准备金率的均值，校准为 0.16。定向降准率的稳态值  $V$  根据人民银行历次降准公告的平均值校准为 0.005，资本充足率的稳态值则参照巴塞尔协议 III 设定为 0.12。由于缺乏新兴产业贷款、再贷款利率以及信贷质押再贷款质押率的公开数据，本文只能利用个别数据对相关参数进行粗略估算。参考“支农支小”再贷款利率，设定新兴产业再贷款利率的稳态值为 1.0075。根据《中华人民共和国担保法》的有关规定，最严格的质押率要求为不超过 50%，据此校准新兴产业信贷质押再贷款质押率的稳态值为 0.5。关于新兴产业贷款余额占信贷总量的比重，目前并无定期统计的数据序列，我们根据新华社的相关报道，将新兴产业贷款余额占信贷总量比重的稳态值设定为 0.04<sup>①</sup>。上述参数的校准值和变量的稳态值如表 1 所示。

表 1 部分参数和变量稳态校准值

| 符号       | 含义          | 数值    | 符号       | 含义        | 数值 |
|----------|-------------|-------|----------|-----------|----|
| $\beta$  | 家庭部门的贴现因子   | 0.99  | $P^i$    | 新兴产业的产品价格 | 1  |
| $\delta$ | 资本折旧率       | 0.025 | $P^j$    | 传统产业的产品价格 | 1  |
| $\alpha$ | 资本收入占总收入的份额 | 0.33  | $\gamma$ | 银行死亡率     | 0  |

<sup>①</sup> 详见 <https://www.yicai.com/news/2169589.html>。

|          |                        |      |          |                |        |
|----------|------------------------|------|----------|----------------|--------|
| $\eta_1$ | 新兴产业劳动供给弹性的倒数          | 1    | $S$      | 存款准备金率         | 0.16   |
| $\eta_2$ | 传统产业劳动供给弹性的倒数          | 1    | $V$      | 定向降准率          | 0.005  |
| $\kappa$ | 最终品合成参数                | 0.15 | $k^j$    | 传统产业的资本充足率     | 0.12   |
| $\phi$   | 中间产品 $i$ 与产品 $j$ 的替代弹性 | 2    | $R^H$    | 新兴产业再贷款利率      | 1.0075 |
| $A^i$    | 新兴产业的生产技术              | 1    | $\varpi$ | 新兴产业信贷质押再贷款质押率 | 0.5    |
| $A^j$    | 传统产业的生产技术              | 0.1  | $L^i/L$  | 新兴产业信贷占比       | 0.04   |

模型中其他参数采用贝叶斯方法进行估计,先验分布的设定列示在表 2 中。遵循一般文献的设定,中间品厂商价格粘性参数  $\zeta$  设为均值 0.75,标准差 0.2 的 Beta 分布,银行调整成本参数设为均值 2.5,标准差 0.15 的正态分布。存款准备金率政策规则的先验分布参照泰勒规则(如马勇,2017)进行设置,即存准率对产出缺口的反应系数  $\phi_y$  和对通货膨胀缺口的反应系数  $\phi_\pi$  均设定为 Gamma 分布,均值分别为 0.5 和 1.5。资本充足率调整系数  $\chi_k$  设定为均值 1.5,标准差 0.5 的 Gamma 分布。对于结构性货币政策对新兴产业信贷占比的反应参数,一般设定在状态 1 时均服从均值 1.5,标准差 0.5 的正态分布,在状态 2 时服从均值 0.5,标准差 0.2 的正态分布。对于状态 2 下质押率对新兴产业信贷增速的反应参数,根据实际数据设定为均值 0.34,标准差 0.11 的一致分布。借鉴 An and Schorfheide (2007) 的设定,持续性参数服从均值为 0.5,标准差为 0.2 的 Beta 分布,波动性参数服从均值为 0.5,标准差为 4 的逆 Gamma 分布。最后,参考 RISE 工具箱(Maih, 2015)的案例,我们假设状态转变概率服从 Beta 分布,其中  $p_{12}$  的先验均值为 0.05,标准差为 0.15,  $p_{21}$  的先验均值为 0.1,标准差为 0.3。

本文选择的观测变量为通货膨胀率、存款准备金率、资本充足率、再贷款利率和定向降准率。由于再贷款利率没有公开数据,本文采用银行间同业拆借利率作为代理变量。定向降准率的数据根据人民银行历次降准公告整理得到。其他数据来源于 Wind 数据库。基于数据的可获得性,样本区间设为 2009 年一季度至 2020 年二季度。为使上述变量与模型中的变量定义一致,本文首先使用 X12 方法对所有变量进行季节调整,然后使用 HP 滤波获得相应变量的缺口值作为观察变量。

参数的贝叶斯估计结果如表 2 后两列所示。由表 2 可知,待估参数的后验估计值与先验设定值没有显著背离,且后验众数的标准差也在合理区间范围内,说明参数的先验设定具有合理性。对于本文重点考察的结构性货币政策规则参数,两种状态下的参数估计值存在明显差

异,这说明结构性货币政策规则在实际中确实存在比较明显的状态转变特征。根据贝叶斯估计结果,积极的货币政策(状态1)的持续概率约为0.88,持续时间约9个季度;消极政策(状态2)的持续概率约为0.82,持续时间约5个季度。此外,存款准备金的平滑系数后验估计值为0.74,而结构性货币政策的平滑系数在0.05~0.33不等,说明总量性政策的连续性和稳定性强于结构性政策。

图 1 刻画了结构性货币政策的区制转移特征。图中实线表示经济体处于积极政策区制的后验概率,虚线表示经济体处于消极政策区制的后验概率。该图显示,经济体处于消极政策区制的时期主要是 2011 年四季度至 2012 年三季度、2015 年四季度至 2016 年二季度、2018 年四季度以及 2020 年二季度这几个阶段,其余时间均处于积极政策区制。经济处于积极区制的时间比处于消极区制的时间略多一些,且持续时间更长,这与政策区制转移概率的估计结果是一致的。

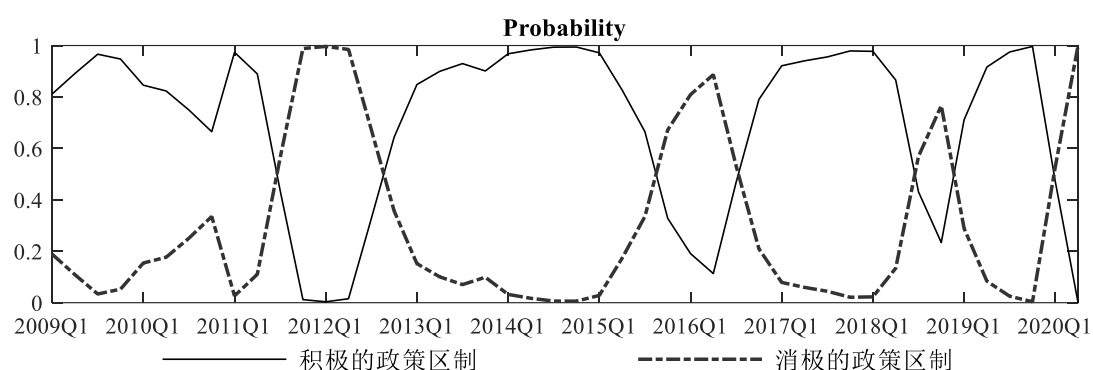


图 1 区制转移特征

注:该图刻画了结构性货币政策的区制转移特征,纵轴代表经济体处于相应政策区制的后验概率。

表 2 参数含义与取值

| 参数                       | 参数含义                      | 先验分布    |      |      | 后验结果   |        |
|--------------------------|---------------------------|---------|------|------|--------|--------|
|                          |                           | 分布      | 均值   | 标准差  | 众数     | 标准差    |
| $\zeta$                  | 中间品厂商价格粘性参数               | Beta    | 0.75 | 0.1  | 0.9508 | 0.0081 |
| $\chi_1^i$               | 新兴产业贷款调整成本                | Normal  | 2.5  | 0.15 | 2.4701 | 0.2107 |
| $\chi_1^j$               | 传统产业贷款调整成本                | Normal  | 2.5  | 0.15 | 2.5337 | 0.1701 |
| $\chi_2$                 | 再贷款调整成本                   | Normal  | 2.5  | 0.15 | 2.5045 | 0.1119 |
| $\chi_3$                 | 银行存款调整成本                  | Normal  | 2.5  | 0.15 | 2.4869 | 0.1055 |
| $\phi_Y$                 | 存准率对产出缺口的反应系数             | Gamma   | 0.5  | 0.2  | 0.1798 | 0.0677 |
| $\phi_\pi$               | 存准率对通胀缺口的反应系数             | Gamma   | 1.5  | 0.5  | 1.3507 | 0.0995 |
| $\chi_k$                 | 资本充足率调整系数                 | Gamma   | 1.5  | 0.5  | 0.1572 | 0.0296 |
| $\rho_i$                 | 新兴产业技术冲击的持续参数             | Beta    | 0.5  | 0.2  | 0.9583 | 0.0112 |
| $\rho_j$                 | 传统产业技术冲击的持续参数             | Beta    | 0.5  | 0.2  | 0.7348 | 0.0209 |
| $\rho_S$                 | 存款准备金率平滑系数                | Beta    | 0.5  | 0.2  | 0.7430 | 0.0310 |
| $\rho_k$                 | 资本充足率平滑系数                 | Beta    | 0.5  | 0.2  | 0.5615 | 0.0835 |
| $\rho_V$                 | 定向降准率平滑系数                 | Beta    | 0.5  | 0.2  | 0.2234 | 0.0592 |
| $\rho_H$                 | 再贷款利率的平滑系数                | Beta    | 0.5  | 0.2  | 0.3309 | 0.0420 |
| $\rho_\sigma$            | 再贷款质押率的平滑系数               | Beta    | 0.5  | 0.2  | 0.0536 | 0.0266 |
| $\sigma_i$               | 新兴产业技术冲击的标准差              | IG      | 0.5  | 4    | 3.0891 | 0.3188 |
| $\sigma_j$               | 传统产业技术冲击的标准差              | IG      | 0.5  | 4    | 0.5363 | 0.0480 |
| $\sigma_S$               | 存款准备金率冲击的标准差              | IG      | 0.5  | 4    | 2.4774 | 0.2027 |
| $\sigma_{ki}$            | 新兴产业资本充足率冲击的标准差           | IG      | 0.5  | 4    | 0.1682 | 0.0602 |
| $\sigma_{kj}$            | 传统产业资本充足率冲击的标准差           | IG      | 0.5  | 4    | 1.6010 | 0.0451 |
| $\sigma_V(s_t = 1)$      | 状态 1 下定向降准率冲击的标准差         | IG      | 0.5  | 4    | 2.9205 | 0.2612 |
| $\sigma_V(s_t = 2)$      | 状态 2 下定向降准率冲击的标准差         | IG      | 0.5  | 4    | 3.1909 | 0.1599 |
| $\sigma_H(s_t = 1)$      | 状态 1 下再贷款利率冲击的标准差         | IG      | 0.5  | 4    | 0.0711 | 0.0211 |
| $\sigma_H(s_t = 2)$      | 状态 2 下再贷款利率冲击的标准差         | IG      | 0.5  | 4    | 0.0923 | 0.0352 |
| $\sigma_\sigma(s_t = 1)$ | 状态 1 下质押率冲击的标准差           | IG      | 0.5  | 4    | 0.1467 | 0.0385 |
| $\sigma_\sigma(s_t = 2)$ | 状态 2 下质押率冲击的标准差           | IG      | 0.5  | 4    | 0.1349 | 0.0437 |
| $\mu_1(s_t = 1)$         | 状态 1 下定向降准率对新兴产业信贷占比的反应参数 | Normal  | 1.5  | 0.5  | 1.8322 | 0.2060 |
| $\mu_1(s_t = 2)$         | 状态 2 下定向降准率对新兴产业信贷占比的反应参数 | Normal  | 0.5  | 0.2  | 0.2207 | 0.1310 |
| $\mu_2(s_t = 1)$         | 状态 1 下再贷款利率对新兴产业信贷占比的反应参数 | Normal  | 1.5  | 0.5  | 0.4412 | 0.0775 |
| $\mu_2(s_t = 2)$         | 状态 2 下再贷款利率对新兴产业信贷占比的反应参数 | Normal  | 0.5  | 0.2  | 0.1903 | 0.0284 |
| $\mu_3(s_t = 1)$         | 状态 1 下质押率对新兴产业信贷占比的反应参数   | Normal  | 1.5  | 0.5  | 2.1309 | 0.1353 |
| $\mu_3(s_t = 2)$         | 状态 2 下质押率对新兴产业信贷占比的反应参数   | Uniform | 0.34 | 0.01 | 0.3517 | 0.1291 |
| $p_{12}$                 | 从状态 1 转移到状态 2 的概率         | Beta    | 0.09 | 0.03 | 0.1119 | 0.0173 |

|          |                   |      |      |      |        |        |
|----------|-------------------|------|------|------|--------|--------|
| $p_{21}$ | 从状态 2 转移到状态 1 的概率 | Beta | 0.19 | 0.06 | 0.1833 | 0.0213 |
|----------|-------------------|------|------|------|--------|--------|

注：IG 表示逆伽马分布。

#### 四、各种政策工具的传导机制与效应分析

假定政策当局给予 1 单位的政策冲击，使用不同政策工具的经济影响有何不同？为回答这一问题，我们逐一考察每个政策冲击对模型经济的影响，并将含有状态转变和不含状态转变的政策规则的影响进行对比。图 2 给出了不同政策冲击下主要经济变量的脉冲响应函数。

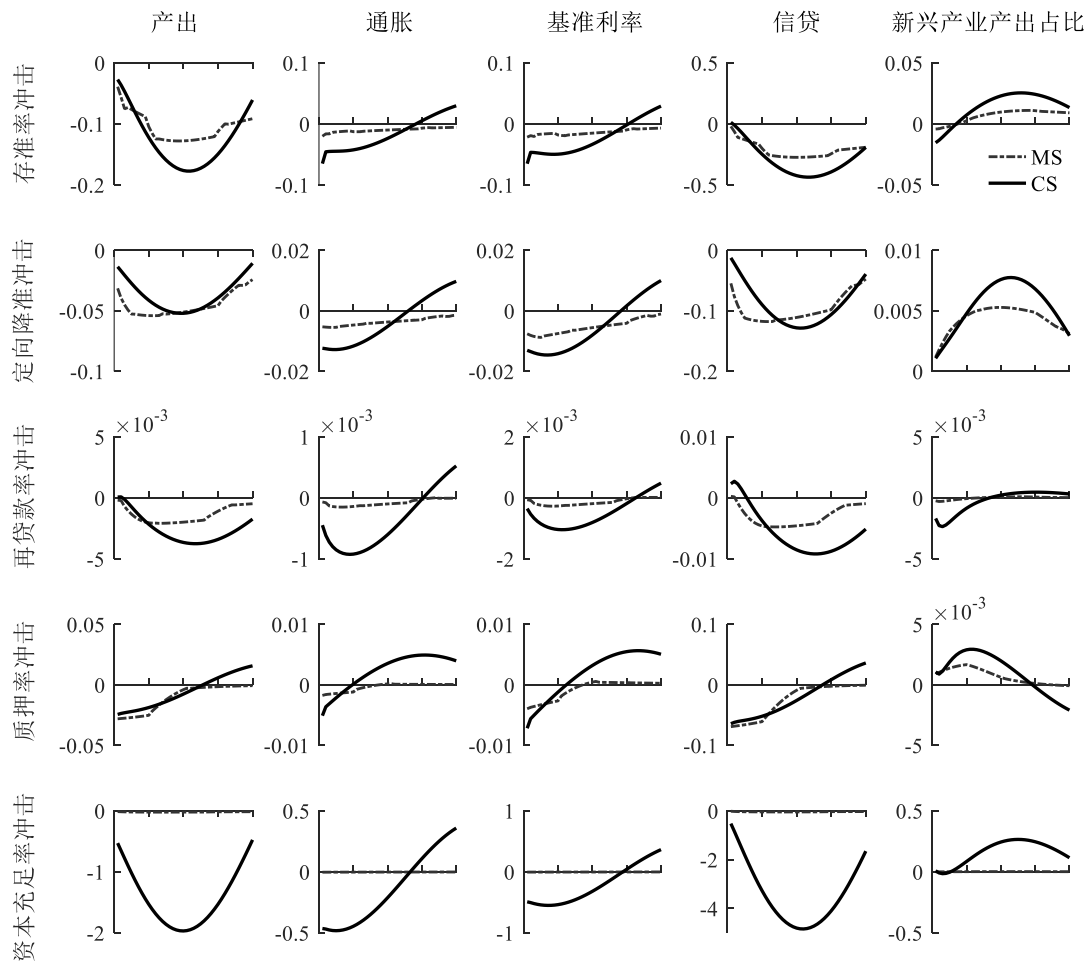


图 2 脉冲响应函数

注：该图反映了 1 单位相应政策冲击下主要经济变量 40 期内的波动情况，单位为%，横轴表示时间。MS 代表含有状态转变的模型，CS 代表常规（不含状态转变）的模型。



### （一）传统货币政策工具

首先分析政策当局使用传统货币政策工具的情形。图 2 第一行报告了存款准备金率冲击对经济体的产出、通胀、利率、信贷和产业结构的影响。不难发现，与不含状态转变的政策区制相比，各变量在含有状态转变的政策区制下偏离均衡状态的幅度更小。这表明在经济转型升级的过程中，含有状态转变的政策区制具有更好的经济稳定效应。在不含状态转变的政策区制下，存准率冲击不利于经济稳定发展，且对产业结构形成较大的冲击效应。具体而言，1 单位的存款准备金率冲击将导致当期的通胀和利率下降，产出以及信贷量在中长期出现大幅下降，新兴产业占比正向偏离均衡水平。在含有状态转变的政策区制下，存款准备金率冲击对通胀和基准利率等价格变量几乎没有影响，只对实际经济变量产生影响，影响程度大致是不含状态转变情况下的一半。造成差别的原因在于，存款准备金率冲击一方面通过银行预算约束和资本金约束直接作用于银行信贷规模，另一方面通过影响定向降准率规则间接作用于银行信贷，最终传导至实体经济。在含有状态转变的政策区制下，定向降准率规则的作用与存款准备金率冲击相抵消，从而熨平了潜在的经济波动。

### （二）结构性货币政策工具

假定政策当局为了促进产业转型，使用定向降准政策工具实行边际宽松，即定向降准率增加 1 个标准差。给定存款准备金率，定向降准力度增加，减少了对 i 类银行的准备金要求。i 类银行利用释放的准备金向新兴产业提供低利率贷款，新兴产业信贷占比提升，生产规模扩大。在垄断竞争的情况下，j 类银行向传统企业回收部分贷款，传统企业部门贷款减少，营运资本下降，于是生产规模收缩，产出减少。图 2 第二行报告了 1 个标准差的定向降准率冲击对经济体的影响。从总量来看，由于传统产业在经济中占比较大，定向降准率冲击对经济的主要影响是负面的，而且使得经济长期偏离均衡状态。相较而言，存在状态转变的货币政策规则对经济的影响更小，这是因为状态转变的政策规则参数均小于不含状态转变的政策规则，因此给定同样的标准差，前者的政策力度要小于后者。从结构上看，定向降准冲击对产业结构的影响具有持续性，使得产业结构长期正向偏离均衡水平。与存款准备金率冲击相比，定向降准率的变化对经济总量和产业结构的影响远小于存款准备金率冲击。

图 2 中第三行展示了 1 单位再贷款利率冲击对经济总量以及经济结构的影响。该冲击使得经济总量向下偏离均衡水平，但偏离幅度较小。与常规政策相比，具有状态转变特征的政策减小了

经济变量偏离均衡水平的幅度，并且缩短了恢复稳态的时间。冲击还使得经济结构在短时间内偏离均衡水平。不过，与前两种政策相比，再贷款利率政策的结构性作用十分微弱。

图 2 中第四行是 1 个标准差的质押率冲击的脉冲响应图。质押率要求提高使得银行可获得的新兴产业信贷质押再贷款增加，这有利于扩大新兴产业规模。然而，提高的质押率也推高了新兴产业贷款利率，而这会导致新兴产业贷款减少。新兴产业贷款的变化决定了厂商可用的营运资本数量，进而影响产出。总的来说，新兴产业的产出有所提高。在垄断竞争的情况下，新兴产业贷款利率提高使得传统产业贷款利率随之提高，传统产业的产出下降。图形显示，短期内质押率冲击使得经济总产出下降，通胀降低，贷款规模减少，新兴产业产出占比上升。长期影响则完全相反。与再贷款利率冲击类似的是，在具有状态转变特征的货币政策规则下，经济体偏离均衡水平的幅度更小，恢复到稳态的时间也更短。

### （三）宏观审慎政策工具

下面分析政策当局使用宏观审慎政策的情形。对银行的资本充足率要求提高，意味着原有的资本金只能支持更少的贷款，最终将减少产出和就业。为避免赘述，图 2 最后一行仅展示引入 i 类银行资本充足率冲击的结果，根据模型的对称性可知，j 类银行充足率冲击的影响对象不同，结果与此类似。结果表明，在不含状态转变的模型中，1 个标准差的资本充足率冲击将使得当期产出和信贷规模大幅减少，通胀和利率短期内大幅下降，同时新兴产业当期产出占比上升。可见，非对称地调整资本充足率规则也可以起到改变产业结构的效果。而在模型引入状态转变之后，资本充足率冲击对经济体产生的影响变得极为微弱，与定向降准率冲击的影响大体相当。

综合上述分析结果可以看出，在使用单一政策工具的情况下，不考虑状态转变的传统总量型货币政策的经济稳定效应是最弱的，而加入状态转变之后，货币数量规则可以更快地平抑经济波动。类似地，结构性货币政策和宏观审慎政策在引入状态转变后减少了对经济的长期负面影响，降低了宏观经济的波动性。从政策效果来看，再贷款利率政策最有利于经济稳定，相关经济金融变量的波动幅度最小。此外，若使用定向降准政策和宏观审慎政策，给定同等程度的产出波动，新兴产业占比提升最多，因此可以较好兼顾经济稳定和产业升级两个目标。

### （四）多种工具的组合使用

在对单一工具的作用进行初步分析后，下面进一步从政策组合的角度展开分析。根据丁伯根法则，政策目标的数量不应超过可运用的政策工具数量。政策组合是由多种政策工具构成的，使用政策组合可以同时兼顾多个政策目标，其政策影响是多个冲击的累计效应。如果同时运用多种政策工具为经济转型升级提供支持，是否可以优化单一政策的效果？为直观地显示各种政策组合对经济转型的影响，表 3 列举了 7 种具有代表性的常规政策组合，以及每种情况下的新兴产业产出与新兴产业产出占比的波动情况。同时，为便于比较，表 3 还列出了使用单一政策工具时的情况。

通过将这 7 种政策组合与前文 5 种单一政策工具进行对比，容易发现，政策工具的数量并不是越多越好，短期内使用太多的政策工具有可能加大新兴产业的产出波动。不过，适当进行政策组合可以有效降低单一政策造成的长期波动，增加经济结构的稳定性。比如，将传统货币政策和质押率政策配合使用，可以使新兴产业产出的长期波动从 4.7% 下降到 3.4%，使经济结构的长期波动从 1.34% 下降至 1.13%。

**表 3 常规政策工具（组合）的结构调整效应：对新兴产业的影响**

| 政策组合                  | 新兴产业产出 |        |        |        | 新兴产业产出占比（%） |        |        |        |
|-----------------------|--------|--------|--------|--------|-------------|--------|--------|--------|
|                       | Q1     | Q4     | Q20    | Q40    | Q1          | Q4     | Q20    | Q40    |
| 单一传统货币政策（MP）          | -0.043 | -0.066 | -0.153 | -0.047 | -1.545      | -0.808 | 2.292  | 1.337  |
| 定向降准政策（UMP1）          | -0.012 | -0.022 | -0.044 | -0.008 | 0.108       | 0.229  | 0.759  | 0.295  |
| 优惠再贷款利率（UMP2）         | -0.002 | -0.003 | -0.003 | -0.001 | -0.168      | -0.222 | 0.022  | 0.032  |
| 质押率政策（UMP3）           | -0.023 | -0.021 | -0.006 | 0.014  | 0.107       | 0.150  | 0.199  | -0.209 |
| 单一宏观审慎政策（MPP）         | -0.520 | -0.912 | -1.724 | -0.360 | 0.853       | -1.235 | 24.431 | 11.566 |
| MP+UMP1               | -0.055 | -0.088 | -0.198 | -0.055 | -1.437      | -0.579 | 3.051  | 1.632  |
| MP+UMP2               | -0.044 | -0.069 | -0.157 | -0.049 | -1.713      | -1.030 | 2.314  | 1.369  |
| MP+UMP3               | -0.066 | -0.087 | -0.159 | -0.034 | -1.438      | -0.658 | 2.491  | 1.128  |
| MP+UMP1+MMP           | -0.575 | -0.999 | -1.922 | -0.415 | -0.584      | -1.814 | 27.482 | 13.198 |
| MP+UMP2+MMP           | -0.565 | -0.980 | -1.881 | -0.409 | -0.860      | -2.265 | 26.745 | 12.936 |
| MP+UMP3+MMP           | -0.586 | -0.999 | -1.883 | -0.394 | -0.585      | -1.893 | 26.922 | 12.695 |
| MP+UMP1+UMP2+UMP3+MMP | -0.600 | -1.023 | -1.931 | -0.403 | -0.646      | -1.886 | 27.704 | 13.021 |

上表讨论的是不含状态转变的情形，表 4 则考察了包含状态转变的政策组合的结构调整效应。对比表 3 易知，包含状态转变的政策规则极大改善了货币政策的经济稳定效应。在包含状态转变的情况下，政策组合虽然无法改善传统货币政策造成的产出波动，但可以有效改善产业结构的短期波动。比如，一个可行的政策组合便是存准率规则与定向降准政策的协调搭配（MP+UMP1）。该政策组合可以使新兴产业产出占比的短期波动从 0.471% 下降到 0.426%。央行的政策实践中经

常同时调整存款准备金率和定向降准率，说明这一操作具有一定的合理性。

**表 4 包含状态转变的政策工具（组合）的结构调整效应：对新兴产业的影响**

| 政策组合                  | 新兴产业产出（%） |        |         |        | 新兴产业产出占比（%） |        |       |       |
|-----------------------|-----------|--------|---------|--------|-------------|--------|-------|-------|
|                       | Q1        | Q4     | Q20     | Q40    | Q1          | Q4     | Q20   | Q40   |
| 单一传统货币政策（MP）          | -2.857    | -3.843 | -8.133  | -5.159 | -0.471      | -0.490 | 0.582 | 0.673 |
| 定向降准政策（UMP1）          | -1.000    | -2.000 | -3.366  | -1.490 | 0.045       | 0.148  | 0.399 | 0.234 |
| 优惠再贷款利率（UMP2）         | -0.043    | -0.061 | -0.146  | -0.071 | -0.024      | -0.028 | 0.003 | 0.004 |
| 质押率政策（UMP3）           | -2.713    | -2.043 | -1.006  | -0.063 | 0.092       | 0.101  | 0.089 | 0.002 |
| 单一宏观审慎政策（MPP）         | -1.224    | -1.734 | -1.891  | -0.993 | 0.040       | 0.079  | 0.211 | 0.131 |
| MP+UMP1               | -3.857    | -5.843 | -11.499 | -6.649 | -0.426      | -0.342 | 0.982 | 0.907 |
| MP+UMP2               | -2.900    | -3.905 | -8.279  | -5.229 | -0.495      | -0.517 | 0.585 | 0.677 |
| MP+UMP3               | -5.570    | -5.886 | -9.139  | -5.221 | -0.379      | -0.389 | 0.672 | 0.675 |
| MP+UMP1+MMP           | -5.080    | -7.577 | -13.391 | -7.642 | -0.386      | -0.263 | 1.193 | 1.038 |
| MP+UMP2+MMP           | -4.123    | -5.639 | -10.170 | -6.223 | -0.455      | -0.438 | 0.796 | 0.808 |
| MP+UMP3+MMP           | -6.793    | -7.620 | -11.030 | -6.214 | -0.339      | -0.310 | 0.883 | 0.806 |
| MP+UMP1+UMP2+UMP3+MMP | -7.836    | -9.681 | -14.542 | -7.775 | -0.318      | -0.190 | 1.285 | 1.044 |

## 五、进一步讨论：社会福利分析

在上一部分，我们基于脉冲响应函数对中央银行的多种政策工具的经济稳定效应和结构调整效应进行了分析，初步确认了结构性货币政策在经济转型升级中的优势。本部分结合社会福利分析，进一步讨论两个问题：一是结构性货币政策应该保持何种程度的持续性，即政策操作的平滑程度应该在什么水平？二是不同力度的结构性货币政策，对于经济社会的福利影响有何不同？

下面我们引入两种代表性的社会福利损失函数来评估结构性货币政策。参考马勇（2017）等文献的做法，我们在传统（仅考虑产出和通胀稳定的）社会福利损失函数基础上引入结构转型的目标变量（这里选择新兴产业产出占比作为代表，记为  $\Gamma_t$ ，其中  $\Gamma_t = Y_t^i / Y_t$ ），形成如下社会福利损失函数：

$$W = \frac{1}{2} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\pi_t^2 + \lambda_1 Y_t^2 - \lambda_2 \Gamma_t^2) \quad (20)$$

其中， $\beta$  为主观贴现因子， $\lambda_1$  和  $\lambda_2$  分别代表政策当局对产出稳定和结构转型的相对偏好权重。括号内前两项取正号，表示通胀和产出的波动会造成社会福利损失。括号内最后一项取负号，

表示新兴产业产出占比变化越大，经济结构改善越大，抵消的社会福利损失越多。这样，福利损失函数就可以同时对经济稳定效应和结构调整效应进行评估。在具体的权重设置上，我们用以下四种典型情况（ $\Omega_{11}$ ， $\Omega_{12}$ ， $\Omega_{13}$ ， $\Omega_{14}$ ）来代表政策当局不同的目标偏好：（1） $\Omega_{11}=\{\lambda_1=\lambda_2=1\}$ ，代表三个目标变量受到同等程度的重视；（2） $\Omega_{12}=\{\lambda_1=2, \lambda_2=1\}$ ，代表央行更加重视产出波动；（3） $\Omega_{13}=\{\lambda_1=\lambda_2=0.5\}$ ，代表央行更加重视通胀的波动；（4） $\Omega_{14}=\{\lambda_1=1, \lambda_2=2\}$ ，代表政策当局更加重视经济结构的改善。

与此同时，为增加福利分析的全面性，我们对形如（14）式的仅考虑产出和通胀波动的传统社会福利损失函数也进行考察：

$$W = \frac{1}{2} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\pi_t^2 + \lambda_3 y_t^2) \quad (21)$$

其中， $\lambda_3$ 为政策当局对产出稳定的相对偏好权重。类似地，对于（14）式中的偏好参数，我们设定三种典型情况（ $\Omega_{21}$ ， $\Omega_{22}$ ， $\Omega_{23}$ ）：（1） $\Omega_{21}=\{\lambda_3=1\}$ ，代表央行对通胀和产出的波动给予同样的重视程度；（2） $\Omega_{22}=\{\lambda_3=2\}$ ，代表央行更加重视产出波动；（3） $\Omega_{23}=\{\lambda_3=0.5\}$ ，代表央行更加重视通胀的波动。

出于简化分析的考虑，我们使用不含状态转变的模型作为基准进行“情景设置”。结合前文估计结果，我们将定向降准政策规则中的自回归系数 $\rho_v$ 的取值设定为 $\{0.6, 0.7, 0.8, 0.9\}$ ，依次讨论不同取值的情况。其中， $\rho_v=0.6$ 表示央行在运用结构性货币政策时可以根据需要适当调整政策。随着 $\rho_v$ 取值的增大，政策当局运用结构性货币政策的延续性增强。同时，为分析不同政策力度的效果，我们还需要对结构性货币政策冲击的反应系数进行“情景设置”。为不失一般性，我们假定 $\mu_1$ 的取值为 $\{1.5, 1.75, 2, 2.5\}$ ，然后分别计算不同政策反应力度下的经济情况。其余两个结构性货币政策也采用类似方法进行情景设置，分别取 $\rho_H=\{0.1, 0.2, 0.3, 0.4\}$ ， $\mu_2=\{1, 1.25, 1.5, 2\}$ ， $\rho_w=\{0.4, 0.5, 0.6, 0.7\}$ ， $\mu_3=\{1.5, 1.75, 2, 2.5\}$ 。基于上述设定，我们就可以分析在不同平滑程度下使用不同反应力度的结构性货币政策所产生的福利损失水平，具体结果如表5~表7所示。

表5的结果显示，在不同评价体系下使用定向降准政策，社会福利损失相差不大。相较而言，

由于定向降准政策的经济稳定效应较差，造成的产出波动较大，因此在重视产出波动的政策目标下社会福利损失最多。在两种福利评价体系下，社会福利损失均随政策平滑程度的提高而增加，且政策反应力度对福利损失的影响与政策平滑程度相关：当政策平滑程度较低时，定向降准的反应力度越大，社会福利的损失程度越大；当政策平滑程度提高到某一阈值后，福利损失水平随着政策反应力度的增加而减少。这一阈值在不同的政策目标下基本稳定，大体在 0.6~0.7 之间。简言之，当政策平滑程度较低时，政策反应力度越小越有利于改善社会福利；当政策平滑程度超过历史政策的 70%以上时，政策反应力度可适当加大，以尽可能减少社会福利损失。

观察表 6 的结果，我们发现，给定任何一种评价体系，随着政策平滑系数的提高，随着政策反应力度的增加，各种权重下的社会福利损失均呈现出上升趋势，表明不考虑历史政策、根据需要随时小幅度调整的再贷款率政策更有助于增进社会福利。

比较表 7 中不同目标偏好下的福利损失，可以发现，政策当局对产出波动的重视程度越高，质押率政策对社会福利造成的损失越多；对通胀波动的重视程度越高，社会福利损失就越少。当政策平滑程度很低时，质押率政策造成的福利损失随着政策反应力度的加大先增加后减少。当政策平滑程度超过 0.4 后，福利损失随着政策反应力度的加大而增加。总体上看，

表 5 不同政策平滑系数和反应力度组合下的福利损失水平：定向降准

| 政策平滑<br>系数   | 政策反应<br>力度   | 盯住 $\pi, Y, \Gamma$ 的福利损失水平 (%) |               |               |               | 盯住 $\pi, Y$ 的福利损失水平 (%) |               |               |
|--------------|--------------|---------------------------------|---------------|---------------|---------------|-------------------------|---------------|---------------|
|              |              | $\Omega_{11}$                   | $\Omega_{12}$ | $\Omega_{13}$ | $\Omega_{14}$ | $\Omega_{21}$           | $\Omega_{22}$ | $\Omega_{23}$ |
| $\rho_V=0.6$ | $\mu_1=1.5$  | 0.100                           | 0.199         | 0.052         | 0.097         | 0.103                   | 0.202         | 0.054         |
|              | $\mu_1=1.75$ | 0.100                           | 0.199         | 0.052         | 0.097         | 0.103                   | 0.202         | 0.054         |
|              | $\mu_1=2$    | 0.218                           | 0.431         | 0.112         | 0.215         | 0.220                   | 0.434         | 0.114         |
|              | $\mu_1=2.5$  | 0.217                           | 0.431         | 0.112         | 0.214         | 0.221                   | 0.435         | 0.114         |
| $\rho_V=0.7$ | $\mu_1=1.5$  | 0.448                           | 0.888         | 0.231         | 0.440         | 0.455                   | 0.896         | 0.235         |
|              | $\mu_1=1.75$ | 0.442                           | 0.877         | 0.228         | 0.433         | 0.450                   | 0.885         | 0.232         |
|              | $\mu_1=2$    | 0.435                           | 0.865         | 0.225         | 0.426         | 0.444                   | 0.874         | 0.230         |
|              | $\mu_1=2.5$  | 0.423                           | 0.841         | 0.219         | 0.412         | 0.433                   | 0.851         | 0.224         |
| $\rho_V=0.8$ | $\mu_1=1.5$  | 0.984                           | 1.959         | 0.509         | 0.959         | 1.009                   | 1.984         | 0.521         |
|              | $\mu_1=1.75$ | 0.954                           | 1.900         | 0.494         | 0.928         | 0.979                   | 1.925         | 0.506         |
|              | $\mu_1=2$    | 0.925                           | 1.843         | 0.479         | 0.899         | 0.951                   | 1.870         | 0.492         |
|              | $\mu_1=2.5$  | 0.871                           | 1.738         | 0.452         | 0.844         | 0.899                   | 1.766         | 0.466         |
| $\rho_V=0.9$ | $\mu_1=1.5$  | 2.531                           | 5.053         | 1.310         | 2.449         | 2.612                   | 5.134         | 1.351         |

|              |       |       |       |       |       |       |       |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $\mu_1=1.75$ | 2.401 | 4.797 | 1.244 | 2.319 | 2.482 | 4.878 | 1.285 |
| $\mu_1=2$    | 2.283 | 4.563 | 1.183 | 2.202 | 2.364 | 4.644 | 1.224 |
| $\mu_1=2.5$  | 2.076 | 4.154 | 1.077 | 1.995 | 2.157 | 4.235 | 1.118 |

表 6 不同政策平滑系数和反应力度组合下的福利损失水平：再贷款利率

| 政策平滑<br>系数   | 政策反应<br>力度   | 盯住 $\pi, Y, \Gamma$ 的福利损失水平（%） |               |               |               | 盯住 $\pi, Y$ 的福利损失水平（%） |               |               |
|--------------|--------------|--------------------------------|---------------|---------------|---------------|------------------------|---------------|---------------|
|              |              | $\Omega_{11}$                  | $\Omega_{12}$ | $\Omega_{13}$ | $\Omega_{14}$ | $\Omega_{21}$          | $\Omega_{22}$ | $\Omega_{23}$ |
| $\rho_H=0.1$ | $\mu_2=1$    | 0.101                          | 0.209         | 0.052         | 0.089         | 0.112                  | 0.220         | 0.058         |
|              | $\mu_2=1.25$ | 0.107                          | 0.221         | 0.056         | 0.095         | 0.118                  | 0.232         | 0.061         |
|              | $\mu_2=1.5$  | 0.114                          | 0.234         | 0.059         | 0.102         | 0.125                  | 0.246         | 0.065         |
|              | $\mu_2=2$    | 0.129                          | 0.265         | 0.067         | 0.117         | 0.141                  | 0.278         | 0.073         |
| $\rho_H=0.2$ | $\mu_2=1$    | 0.151                          | 0.312         | 0.078         | 0.134         | 0.168                  | 0.329         | 0.087         |
|              | $\mu_2=1.25$ | 0.161                          | 0.333         | 0.084         | 0.144         | 0.178                  | 0.350         | 0.092         |
|              | $\mu_2=1.5$  | 0.173                          | 0.356         | 0.090         | 0.155         | 0.190                  | 0.374         | 0.099         |
|              | $\mu_2=2$    | 0.200                          | 0.410         | 0.104         | 0.181         | 0.218                  | 0.428         | 0.113         |
| $\rho_H=0.3$ | $\mu_2=1$    | 0.236                          | 0.489         | 0.123         | 0.210         | 0.262                  | 0.515         | 0.136         |
|              | $\mu_2=1.25$ | 0.255                          | 0.526         | 0.133         | 0.228         | 0.282                  | 0.553         | 0.146         |
|              | $\mu_2=1.5$  | 0.276                          | 0.568         | 0.143         | 0.248         | 0.303                  | 0.596         | 0.157         |
|              | $\mu_2=2$    | 0.325                          | 0.667         | 0.169         | 0.296         | 0.355                  | 0.697         | 0.184         |
| $\rho_H=0.4$ | $\mu_2=1$    | 0.392                          | 0.811         | 0.204         | 0.349         | 0.435                  | 0.854         | 0.225         |
|              | $\mu_2=1.25$ | 0.428                          | 0.883         | 0.222         | 0.383         | 0.473                  | 0.928         | 0.245         |
|              | $\mu_2=1.5$  | 0.469                          | 0.966         | 0.244         | 0.423         | 0.515                  | 1.012         | 0.267         |
|              | $\mu_2=2$    | 0.569                          | 1.165         | 0.296         | 0.519         | 0.619                  | 1.215         | 0.320         |

表 7 不同政策平滑系数和反应力度组合下的福利损失水平：质押率政策

| 政策平滑<br>系数          | 政策反应<br>力度   | 盯住 $\pi, Y, \Gamma$ 的福利损失水平 |               |               |               | 盯住 $\pi, Y$ 的福利损失水平 |               |               |
|---------------------|--------------|-----------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------------|---------------|---------------|
|                     |              | $\Omega_{11}$               | $\Omega_{12}$ | $\Omega_{13}$ | $\Omega_{14}$ | $\Omega_{21}$       | $\Omega_{22}$ | $\Omega_{23}$ |
| $\rho_{\varpi}=0.4$ | $\mu_3=1.5$  | 0.168                       | 0.336         | 0.086         | 0.164         | 0.172               | 0.340         | 0.089         |
|                     | $\mu_3=1.75$ | 0.262                       | 0.514         | 0.136         | 0.259         | 0.264               | 0.517         | 0.138         |
|                     | $\mu_3=2$    | 0.209                       | 0.411         | 0.109         | 0.207         | 0.211               | 0.413         | 0.110         |
|                     | $\mu_3=2.5$  | 0.146                       | 0.288         | 0.076         | 0.144         | 0.148               | 0.289         | 0.077         |
| $\rho_{\varpi}=0.5$ | $\mu_3=1.5$  | 0.353                       | 0.693         | 0.184         | 0.349         | 0.356               | 0.697         | 0.186         |
|                     | $\mu_3=1.75$ | 0.273                       | 0.537         | 0.142         | 0.270         | 0.276               | 0.540         | 0.144         |
|                     | $\mu_3=2$    | 0.220                       | 0.434         | 0.114         | 0.217         | 0.223               | 0.437         | 0.116         |
|                     | $\mu_3=2.5$  | 0.156                       | 0.308         | 0.081         | 0.153         | 0.158               | 0.310         | 0.082         |
| $\rho_{\varpi}=0.6$ | $\mu_3=1.5$  | 0.371                       | 0.732         | 0.193         | 0.367         | 0.376               | 0.737         | 0.195         |

|              |              |       |       |       |       |       |       |       |
|--------------|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|              | $\mu_3=1.75$ | 0.291 | 0.575 | 0.151 | 0.287 | 0.295 | 0.579 | 0.153 |
|              | $\mu_3=2$    | 0.237 | 0.469 | 0.123 | 0.234 | 0.241 | 0.473 | 0.125 |
|              | $\mu_3=2.5$  | 0.170 | 0.338 | 0.088 | 0.167 | 0.173 | 0.341 | 0.089 |
| $\rho_w=0.7$ | $\mu_3=1.5$  | 0.405 | 0.802 | 0.210 | 0.399 | 0.411 | 0.808 | 0.213 |
|              | $\mu_3=1.75$ | 0.322 | 0.639 | 0.166 | 0.316 | 0.328 | 0.644 | 0.169 |
|              | $\mu_3=2$    | 0.265 | 0.527 | 0.137 | 0.260 | 0.270 | 0.532 | 0.139 |
|              | $\mu_3=2.5$  | 0.193 | 0.384 | 0.099 | 0.188 | 0.197 | 0.388 | 0.101 |

福利损失随着政策平滑性的增强而增加。由此可知，质押率政策具有灵活机动的特征，应该根据当期情况及时调整。

比较三种结构性货币政策，不难得出以下几点结论：一是当三种政策的平滑系数提高时，不同目标偏好下的社会福利损失均呈现出上升趋势。这表明结构性货币政策具有灵活机动的特征，应该根据当期情况及时调整，政策当局不必拘泥于常规的平滑操作。这也意味着包含状态转变的结构性货币政策优于常规结构性货币政策。二是随着政策反应力度的加大，定向降准政策和质押率政策的福利损失水平均有所下降，表明在采用这两种政策时，适当加大政策力度更有利于发挥政策作用。对于再贷款利率政策，政策力度则应当越小越好。三是在两种评价体系下，政策当局对产出波动的重视程度越高，结构性货币政策对社会福利造成的损失越多；对通胀波动的重视程度越高，社会福利损失就越少。也就是说，结构性货币政策往往会造成较大的产出波动，但对价格的影响较小。这与前文从脉冲响应函数得到的基本结论是一致的。四是从总体的福利损失水平来看，质押率政策造成的福利损失最多，定向降准政策和再贷款利率政策造成的社会福利损失相对较少。简言之，在各种权重的社会福利评价体系下，定向降准政策和再贷款利率政策是更好的结构性货币政策，进一步佐证了前文从脉冲响应函数得到的基本结论。

同时我们还看到，在考虑转型升级的福利损失函数下，三种政策都具有一定的结构调整效应，区别在于其带来的福利增量的大小，以及何时被经济波动的福利损失所取代。当产业结构不合理时，中央银行可以使用结构性货币政策，利用其结构调整效应来抵消经济波动所带来的社会福利损失，甚至可以提升社会福利水平。随着政策目标偏好对结构转型的重视，结构性货币政策的结构调整效应带来的边际福利改进加大，超过经济波动加大造成的福利损失，中央银行就能顺利协调好转型升级与经济稳定的关系。



## 六、主要结论与政策建议

本文通过构建包含新兴产业和传统产业两类产业的 DSGE 模型，系统考察了传统货币政策、结构性货币政策和宏观审慎政策等工具单独使用及组合使用的经济影响，并在此基础上分析了不同政策操作的福利效应，主要得出以下三个方面的结论：

（1）就单一政策工具而言，不包含状态转变的常规政策会造成较大的经济波动，而包含状态转变的政策工具有利于快速熨平经济波动。在常规政策中，传统的总量型货币政策的经济稳定效应较弱；相比之下，结构性货币政策和宏观审慎政策更加有助于降低经济金融变量的波动和推动产业结构优化升级。在包含状态转变的政策中，针对新兴产业信贷增速的再贷款利率政策是最有利于经济金融稳定的单一政策工具，而定向降准政策和宏观审慎政策则可以较好地兼顾经济稳定和产业升级两个目标。

（2）从政策搭配来看，政策组合的稳定效应具有一定程度的不确定性，在有些情况下的政策效果可能不如单一政策工具。对于常规政策，适当的政策组合可以降低单一政策造成的长期波动，增加经济结构的稳定性，如传统货币政策和质押率政策的配合使用。对于包含状态转变的政策，适当进行政策组合可以降低经济结构的短期波动，如传统货币政策与定向降准政策的组合。总体而言，包含状态转变的政策组合都优于常规政策组合，表明在考虑多种政策工具搭配的过程中，应该保持政策实施的灵活性，及时地根据经济状态的转变进行相应的政策调整。

（3）在政策操作方面，大多数情况下使用结构性货币政策的福利损失会随着政策平滑程度的提高而递增。因此，使用结构性货币政策时可以根据实际情况及时灵活调整，不必过度拘泥于政策操作的惯性约束。此外，随着政策目标的调整 and 变化，不同政策工具及其组合的效应也会出现相应的变化，这意味着货币政策的选择和使用应该保持一定的动态性，以更好地适应经济结构动态演变下的调控需要。

上述结论对于政策当局协调多种政策以推动经济转型升级具有重要的参考价值。特别是，中国的货币政策目前仍处于从数量型调控向价格型调控的转型过程中，利率市场化过程受到诸多客观现实条件的制约，货币政策的有效性仍面临诸多挑战。在此背景下，仅仅依赖传统的总量性货币政策很难同时实现维护经济稳定和助力产业升级的双重目标。相比之下，结构性货币政策与生俱来的定向调控特征恰好能有效弥补传统总量型货币政策的不足。因此，传统货币政策应该配合

结构性货币政策，在促进经济结构转型升级的过程中实现更好的经济稳定增长。在这一过程中，中央银行可以充分利用手中各种工具的“比较优势”，一方面让传统的货币政策专注于经济稳定的目标，另一方面让结构性货币政策致力于经济结构调整，从而实现不同类型工具之间的有效协调，最终形成优势互补下的政策合力。

#### 参考文献：

陈体标（2008）：《技术增长率的部门差异和经济增长率的“驼峰形”变化》，《经济研究》第 11 期。

陈长石、刘晨晖（2019）：《棚户区改造、非常规货币政策与房地产价格》，《财贸经济》第 40 期。

郭晔、徐菲、舒中桥（2019）：《银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于 A 股和新三板三农、小微企业数据的分析》，《金融研究》第 1 期。

李波、伍戈、席钰（2015）：《论“结构性”货币政策》，《比较》第 2 期。

刘元春、李舟、杨丹丹（2017）：《金融危机后非常规货币政策工具的兴起、发展及应用》，《国际经济评论》第 2 期。

马理、娄田田、牛慕鸿（2015）：《定向降准与商业银行行为选择》，《金融研究》第 9 期。

马勇（2017）：《DSGE 宏观金融建模及政策模拟分析》，中国金融出版社。

马勇、谭艺浓（2019）：《金融状态变化与货币政策反应》，《世界经济》第 3 期。

欧阳志刚、薛龙（2017）：《新常态下多种货币政策工具对特征企业的定向调节效应》，《管理世界》第 2 期。

彭俞超、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。

王剑（2018）：《从经济结构变迁视角理解金融市场创新》，《金融市场研究》第 9 期。

王遥、潘冬阳、彭俞超、梁希（2019）：《基于 DSGE 模型的绿色信贷激励政策研究》，《金融研究》第 11 期。

张勇、李政军、龚六堂（2014）：《利率双轨制、金融改革与最优货币政策》，《经济研究》第 10 期。

- An, S. and Schorfheide, F. "Bayesian Analysis of DSGE Models." *Econometric Reviews*, 2007, 26(2-4), pp. 113-172.
- Bernanke, B.; Gertler, M. and Gilchrist, S. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." *Handbook of Macroeconomics*, 1999, 1, pp. 1341-1393.
- Chang, C.; Liu, Z., Spiegel, M. and Zhang, J. "Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2019, 103, pp. 33-51.
- Chen, K.; Ren, J. and Zha, T. "The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China." *American Economic Review*, 2018, 108(12), pp. 3891-3936.
- Farmer, R.; Waggoner, D. and Zha, T. "Minimal state variable solutions to Markov-switching rational expectations models." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2011, 35(12), pp. 2150-2166.
- Liu, Z.; Waggoner, D. and Zha, T. "Sources of macroeconomic fluctuations: A regime-switching DSGE approach." *Quantitative Economics*, 2011, 2, pp. 251-301.
- McMillan, M.; Page, J., Booth, D. and Velde, D. "Supporting Economic Transformation: An Approach Paper." Overseas Development Institute Working Paper, 2017.
- Maih, J. "Efficient perturbation methods for solving regime-switching DSGE models." Norges Bank Working Paper No. 2015/01, 2015.