

结构性通货膨胀与通胀预期形成机制

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)

田涵晖

(中国人民大学财政金融学院)

摘要: 本文从食品与非食品、消费与非消费两个层次对 2001-2019 年期间中国的结构性通胀特征进行刻画, 并基于预期形成的传染病学模型和适应性学习模型, 将结构性通胀特征纳入通胀预期形成机制的微观基础模型, 分别采用单方程回归和 SVAR 模型来实证分析结构性通胀对通胀预期影响机制。结果显示: 居民和专家预期对结构性通胀的即期反应模式相似, 食品类和非食品类通胀率均正向驱动通胀预期, 不过后者驱动效应高于前者; 通胀预期仅受消费类通胀率影响, 而非消费类通胀率对预期没有显著驱动效应。同时, 通胀预期对结构性通胀冲击的动态响应模式与即期反应整体相似, 但存在微妙区别: 从食品与非食品类划分来看, 居民和专家预期均对非食品类通胀率冲击做出持续正向响应, 对于食品类通胀率冲击的响应基本不显著; 从消费与非消费类划分来看, 居民和专家预期均仅对消费类通胀率冲击做出持续正向响应, 对非消费类通胀率冲击无显著响应。研究结果暗示出, 我国经济主体在形成预期时对相对稳定且持久性较强的非食品类通胀率更加敏感, 因此决策层对公众通胀预期的引导应该更加关注非食品类通胀率或核心通胀率。

关键词: 结构性通胀; 通胀预期; 预期形成; 货币政策; CPI

*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; 田涵晖, 中国人民大学财政金融学院, 邮政编码 100872, 电子信箱 tianhanhui@ruc.edu.cn。

一、引言

通胀预期是各国价格管理部门和中央银行实施前瞻性货币政策关注的核心指标,通胀预期的形成机制自然成为宏观领域重要研究主题。自 Sargent&Wallace (1975) 将理性预期引入货币政策分析后,加之“卢卡斯批判”(Lucas, 1976)的提出,理性预期成为宏观经济分析中的主流设定。然而,理性预期假设经济主体具有无偏预期,而无论基于发达市场还是发展中国的经验分析都表明现实中经济主体的通胀预期并不完全符合理性假设。因此,基于现实经济主体的预期情况探索预期形成机制比单纯假设理性预期对宏观政策制定具有更重要的意义。

学界对通胀预期的形成机制及影响因素的研究视角非常丰富(如 Coibion&Gorodnichenko, 2015; Cavallo et al., 2017),但是对于结构性通胀如何影响预期形成机制的研究并不多见。本文基于中国通货膨胀出现长期结构性分化特征的典型事实,重点关注通胀预期对走势分化的通货膨胀结构性成分如何反应以及各种反应之间是否存在差异。厘清这些问题可以为通胀预期的管理工作和前瞻性货币政策的制定提供更加细致的科学依据。

从现实情况看,中国进入新世纪以来结构性通胀表现为长期现象,而且结构性通胀与经济主体的通胀预期走势也存在微妙的差异。为了说明问题,图 1 基于中国居民通胀预期的调研数据(数据来源及计算方法在本文第二部分详细说明)和三个同比通胀率指标进行对比,三个通胀率指标包括消费者价格指数(CPI)、食品类和非食品类通胀率。一方面,分类通胀率之间呈现出明显的分化特征:总体 CPI 通胀水平比较温和,但是食品类与非食品类通胀率相比,不仅在波动幅度上差别明显,而且在诸多时期波峰波谷以及走势方向上都存在分化特征;另一方面,居民通胀预期与三种现实通胀率指标走势也存在明显差异,通胀预期总体高于非食品类通胀率而明显低于食品类通胀率。虽然通胀预期与总体 CPI 通胀率在走势上大体一致,但仔细观察可以看到:在通胀高波动时期(如 2007 至 2010 年),居民对通胀水平预期不足;而在通胀平稳时期(如 2013 至 2019 年),居民预期和现实通胀率常出现反方向变动。以上时序特征暗示,结构性通胀分类指标可能对通胀预期形成机制的影响存在差异。

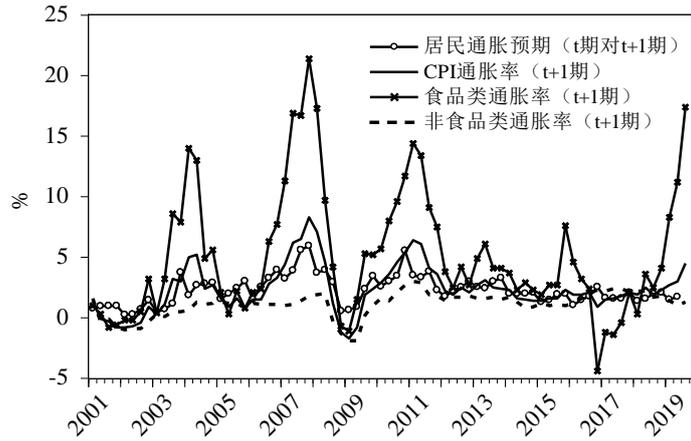


图1 居民通胀预期与现实通胀率

说明：CPI通胀率、食品类和非食品类通胀率原始数据来自国家统计局；居民通胀预期为 t 期对 $t+1$ 期预期，数据来源和计算方法在本文第二部分说明；样本区间为2001年第1季度-2019年第3季度。

从标准定义来看，结构性通胀指经济中不同部门间发展不协调而导致的部门间通胀水平差异，对其涵义的理解可以分为两个层面，一是导致部门间通胀水平差异的结构性因素，二是通胀水平的结构性分化本身。前者是后者的根本原因，后者是前者的外在表现。本文关注的是结构性通胀的第二个层面对通胀预期的影响问题，即通胀指标之间的结构性分化如何影响通胀预期。通胀预期形成机制的研究视角众多，例如居民和专家预期之间的传导（张成思和党超，2015）、公众对政府和政策的信任程度与通胀预期之间的互动关系（李新荣等，2014）、公司意外盈余如何影响通胀预期（孙坚强等，2019）等。然而，将通货膨胀的结构性特征与通胀预期联系起来的文献还比较少。

现实经济主体的预期调研数据分为专家预期和居民预期，二者分别代表专业人士和普通公众对通胀走势的预测。Mullineaux（1980）较早刻画了专家预期性质，而Van Duyne（1982）则较早从结构性通胀角度考察了居民预期的形成机制，其采用1962至1977年的美国数据研究了居民通胀预期对食品类和非食品类通胀率的反应机制，不过所用样本中食品类-非食品类通胀率并未出现本文强调的结构性分化特征。几乎在同一时期，Gramlich（1983）对比居民和专家预期的总结性研究则表明两种预期均受当前和过去通胀率、货币增长率等的影响。

对于具有完全信息且理性的经济主体而言，对某类通胀率做出预测时应该不只是关注对应类别的现实通胀率情况。以对CPI通胀率的预期为例，本期CPI通胀率不仅受其自身滞后项的影响，还受到滞后期的上游通胀率——如原材料购进价格指数通胀率和生产者价格指数（PPI）通胀率——的传导作用（张成思，2010）。因此，除CPI通胀率自身外，其他类别的

通胀率也有可能包含未来CPI通胀率走势的信息；反之，由于CPI通胀率对上游通胀率存在反向倒逼机制（杨子晖等，2013），本期CPI通胀率同样对未来其他类别的通胀率具有预测能力。本文研究的结构性通胀对通胀预期形成机制的影响，具体内涵是经济主体在形成通胀预期的过程中，多大程度上利用了各类现实通胀率中包含的关于被预测的未来通胀率的信息。

另外值得关注的是，Carroll（2003）的预期传染模型从微观基础层面对通胀预期形成机制进行了理论推导。Carroll 指出，在每一期（如一个季度）内，只有部分公众通过媒体获得新信息，进而更新其预期；其余人则维持其上次更新信息时的预期不变。因此，当期的公众平均预期由当期更新信息集后做出的预期和上一期的公众平均预期两部分组成。Mankiw&Reis（2002）将这种基于滞后信息进行经济决策的现象称为信息粘性。Carroll（2003）的经验证据表明，每期更新信息的人群比例仅为 27%。近年来不少检验通胀预期形成中信息粘性存在性的研究均给出了肯定的答案（Coibion&Gorodnichenko，2015）。除了基于传染病学模型的单方程回归外，强调经济主体学习行为的适应性学习模型也是研究通胀预期形成机制的重要框架（如 Malmendier&Nagel，2016）。

本文在已有研究基础上，考虑了居民预期和专家预期对货币政策制定的信息集不同，区分这两类不同主体的通胀预期，进而分析结构性通胀对通胀预期形成机制的影响。我们首先将中国2001-2019年期间的结构性通货膨胀特征划分为两个层次，第一个层次是消费领域内部核心成分与非核心成分的分化，表现为食品类和非食品类通胀率走势的明显反差；第二个层次是消费领域和非消费领域之间的分化，表现为消费类和非消费类通胀率近年来的趋势背离和早年间水平差异。然后，本文拓展了预期形成的传染病学模型和适应性学习模型，构建了包含结构性通胀因素的通胀预期形成机制微观基础模型，进而基于理论机制设定结构向量自回归（SVAR）模型分析结构性通胀对通胀预期的动态影响机制。

二、数据说明

1. 结构性通胀数据

我们通过结构性通胀的两个层次所对应的两个对照组指标来刻画 2001-2019 年期间中国通货膨胀的结构性特征。消费领域内部的结构通胀对应食品类通胀率（FCPI）和非食品类通胀率（NFCPI）的分化。二者分别刻画了消费品中的“非核心”和“核心”成分。具体而言，食品类商品价格调整相对频繁（侯成琪和龚六堂，2014），通胀波动幅度更大，且

水平更高；非食品类商品价格粘性较高，通胀率波动性不大且维持较低水平。食品类-非食品类的划分还考虑到了食品在中国的居民消费中的特殊地位。自 CPI 构成最近一次（2016 年）被修订以来，食品烟酒类商品在我国 CPI 篮子中的占比为 30%。作为对比，美国 CPI 篮子中食品和饮料类占比仅为 15.5%[†]。

从图 1 中可以观察到，2001 年 1 月至 2019 年 12 月的食品类和非食品类通胀率序列表现出明显的走势分化：在全部 228 个观测值中，两种通胀率较前一期变化方向相反的观测值超过一半（115 个）。食品类通胀率除个别时期（如 2001-2002 年、2017-2018 年）接近或低于非食品类通胀率外，在绝大多数时期均高于后者。事实上，食品价格几乎完全主导了消费价格水平（CPI）的上涨和波动。上述图示对比揭示了我国近二十年来消费领域内部的“核心”成分（非食品）与“非核心”成分（食品）走势发生了分化，且消费领域总体通胀率主要是由食品类通胀率驱动的，具有明显的结构性特征。

消费领域和非消费领域之间的结构性通胀对应消费类通胀率（CPI）和非消费类通胀率（NCPI）。消费类通胀率即通过居民消费价格指数计算的同比通胀率。我国官方并不直接公布“非消费”价格指数，但可通过以下关系推算：

$$\pi_t^{total} = \omega_t^{GDP} \pi_t^{DEF} + \omega_t^{IMP} \pi_t^{IMP} = \omega_t^C \pi_t^{CPI} + \omega_t^{NC} \pi_t^{NCPI} \quad (1)$$

其中 π_t^{total} 是总支出通胀率（全文 π 中都表示通胀率），此处的总支出定义为国内和国外部门的国内产品支出（GDP）与国内部门的进口产品支出（总进口）之和，可以通过（1）式中第一行所示的关系推算： ω_t^{GDP} 和 ω_t^{IMP} 分别是 GDP 和总进口占总支出的比例，由国家统计局公布的名义 GDP 和海关总署公布的总进口计算得到； π_t^{DEF} 和 π_t^{IMP} 分别是 GDP 平减指数通胀率和进口通胀率，GDP 平减指数通胀率可以通过国家统计局公布的名义和真实 GDP 季度数据计算得到，进口通胀率从海关总署公布的数据获得。

总支出还可以如（1）式中第二行分解为（居民）消费支出和非（居民）消费支出， ω_t^C 和 ω_t^{NC} 分别是消费支出和非消费支出占总支出的比例，国家统计局公布 GDP 中消费成分的年度值，海关总署公布进口消费品的年度值，将二者加总即可获得消费支出的年度值，假设每年内消费与非消费支出在总支出中的占比恒定即可计算 ω_t^C 和 ω_t^{NC} ； π_t^{CPI} 是国家统计局公布的 CPI 通胀率， π_t^{NCPI} 是待推算的非消费类通胀率。由于 ω_t^{GDP} 、 ω_t^{IMP} 、 ω_t^C 、 ω_t^{NC} 、 π_t^{DEF} 、

[†]中国 CPI 权重数据通过约束最小二乘估计得到，美国 CPI 权重数据来源于美国劳工部。

π_t^{IMP} 和 π_t^{CPI} 均有官方数据或可通过官方数据计算, 根据 (1) 式即可推算季度频率的非消费类通胀率 π_t^{NCPI} , 样本区间为 2005 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度。

消费类通胀率所刻画的是城乡居民所购买的消费品和服务项目价格变动程度, 而非消费类通胀率反映的是除消费之外的支出价格, 如资本品价格、政府支出价格和商品出口价格的变化程度。图 2 刻画了消费类和非消费类通胀率 2005 年 1 季度至 2019 年 4 季度的对比情况, 可以看到, 2013 年前虽然两种通胀率的变动方向基本一致, 但是非消费类通胀率的波动程度显著高于消费类通胀率, 且二者并不完全同步。2013 年后二者的运动方向开始出现明显的分化: 消费类通胀率趋于平稳, 在 2% 附近小幅震荡, 而非消费类通胀率仍存在显著波动。无论是早期二者在水平值上的持续差异, 还是近期在走势上的背离, 均显示出我国消费领域和非消费领域通胀率也出现了明显的结构性分化特征。

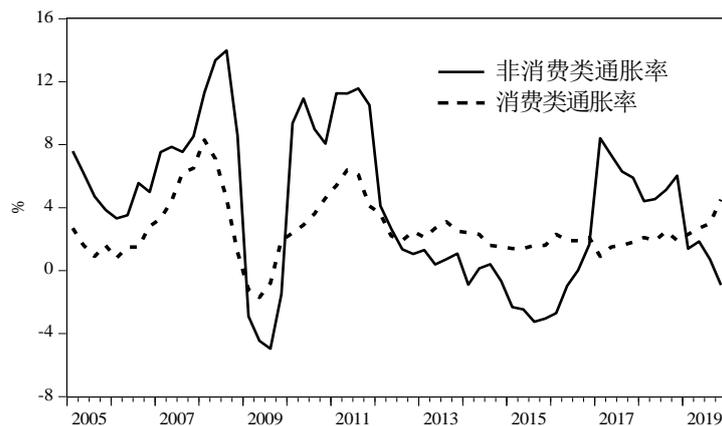


图 2 消费类通胀率和非消费类通胀率

说明: 原始数据来自国家统计局和海关总署, 经作者推算; 样本区间为 2005 年第 1 季度-2019 年第 4 季度。

2. 通胀预期数据

我们使用基于调研的居民和专家通胀预期数据。居民预期数据基于人民银行居民储户问卷调查计算获得, 专家预期数据来源于《证券市场周刊》“远见杯”中国宏观经济预测竞赛。

居民储户问卷调查是中国人民银行每季度进行的全国性调查, 受访者为全国 50 个城市的储蓄网点随机抽取的 2 万名城镇储户, 问卷问题是“您预计未来 3 个月的物价水平将比现在”如何变化, 问卷选项包括“上升”、“下降”和“基本不变”(2009 年第 2 季度起增设了“看不准”选项)。2000 年第 1 季度起, 人民银行开始通过本季度末或下季度初发布的《储

户问卷调查报告》公布本季度受访者中对于未来物价走向持不同观点的人数比例数据和据此计算的未来自来物价预期指数，上述数据可以定量转化为通胀预期数据。

尽管《储户调查问卷报告》中并未明确“未来物价”的具体指向是消费价格，但是调查问卷面向的是普通公众，而对于普通公众而言，消费价格在媒体上曝光度最高，且容易在日常生活中感知。而且，调查问卷中单列了对房价预期的提问，降低了受调查储户将房价纳入评估的可能性。因此，可以认为根据该问题构建的通胀预期对象为 CPI 通胀率。本文采用 Carlson 和 Parkin (1975) 提出的概率法（简称“C-P 概率法”）将上述调查结果转化为居民通胀预期。

《证券市场周刊》组织的“中国宏观经济预测”竞赛（又名“远见杯”）自 2001 年 1 季度开始，各受邀机构在各季度初对本季度通胀率（CPI 同比增长率）等宏观指标进行定量预测并填写问卷，《证券市场周刊》汇总后刊登各机构预测结果。专家利用截至上季度末的信息集对本季度通胀率做出预测。自竞赛开办至 2019 年第 4 季度，共有 115 家机构参与过预测，我们通过计算各机构对 CPI 通胀率预测的算术平均值作为专家通胀预期。可获数据样本区间为 2001 年第 2 季度至 2019 年第 4 季度（即基于 2001 年第 1 季度至 2019 年第 3 季度的信息集）。个别缺失数据采用相邻期数值插补得到。图 3 对比了样本期内两种通胀预期和现实 CPI 通胀率。两类主体的预期与现实通胀率均不完全契合。从图示看，专家预期与现实通胀率契合程度更高。

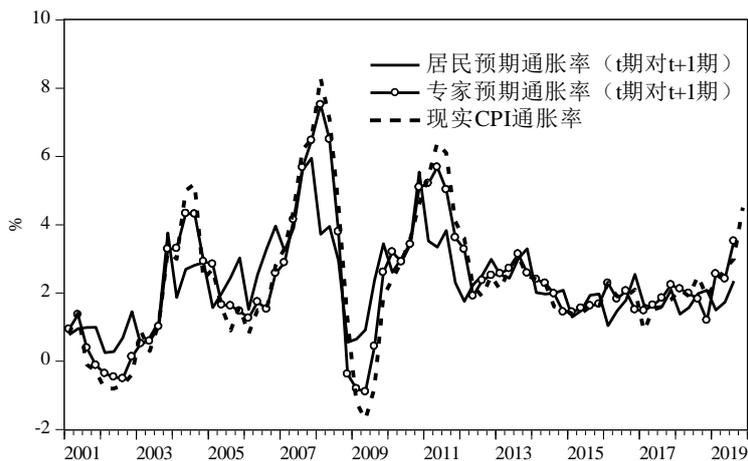


图 3 通胀预期与现实 CPI 通胀率

说明：通胀预期数据经作者计算，CPI 通胀率数据来自国家统计局。样本区间为 2001 年 1 季度-2019 年 3 季度。

3.其他数据

除了两个层次的结构性和通胀数据外,本文还使用货币政策变量和产出变量。对于货币政策变量,我国货币政策数量型和价格型目标并存。而且,单纯使用价格型变量(如同业拆借利率、质押式回购利率)或数量型变量(如货币供应量、基础货币)均不能准确描述中国人民银行的货币政策立场(Sun, 2015)。为此,我们分别采用7天银行间同业拆借加权利率(CHIBOR)和M2同比增长率来度量价格型和数量型货币政策。CHIBOR数据来源于全国银行间同业拆借中心,M2增长率数据来源于中国人民银行。

本文使用的产出变量是真实GDP缺口,与标准的货币政策分析框架做法一致(如Clarida et al., 2000)。首先通过国家统计局公布的季度名义GDP和真实GDP季度同比增长率推算真实GDP序列,再通过HP滤波估计出真实GDP序列对应的周期性成分得到真实GDP缺口。

在实践中,我们获得以上各变量的描述性统计和ADF平稳性检验结果(所有序列均使用季度数据来匹配通胀预期数据频率),食品类通胀率的水平和波动性均为非食品类通胀率的5倍左右,非消费类通胀率的均值和标准差高于CPI通胀率,与图1和图2呈现的特征相符。居民预期和专家预期的水平和波动性特征与CPI通胀率相似。现实通胀率、通胀预期和真实GDP缺口序列均能在至少10%的显著性水平下拒绝序列含有一个单位根的原假设,为平稳序列。另外,CHIBOR和M2增长率序列不能拒绝存在单位根的原假设,我们在实践中使用相应序列的平稳性成分获得的结果与使用原序列的结果基本一致。

归纳来看,我国近二十年来的通货膨胀走势具有两个层次的结构特征。第一个层次是消费领域内部的结构性和通胀,具体为非食品类通胀与食品类通胀走势迥异,食品类通胀主导总体通胀路径,波动性和均值均高于非食品类通胀率;第二个层次是消费领域和非消费领域之间的结构性通胀,具体表现为早期二者变动方向基本一致但不完全同步,近年来二者走势发生明显分化。另一方面,我国居民和专家的通胀预期均非完全理性预期。在此基础上,我们接下来研究通胀预期对各层次的结构性和通胀如何反应。

三、通胀预期对结构性通胀的反应机制

1.模型设定

我们从通胀预期形成机制的微观基础出发确定模型的适当形式。Carroll(2003)的传染

病学模型是宏观变量预期形成机制的经典设定。Carroll 指出，在每一个特定的时间段内，公众中只有一部分人通过报纸等媒体获得关于宏观变量的新信息，进而更新其预期；其余人则维持其上次更新信息时的预期不变，其数学表达式为：

$$M_t[\pi_{t+1}] = \lambda N_t[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) \left\{ \lambda N_{t-1}[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) (\lambda N_{t-2}[\pi_{t+1}] + \dots) \right\} \quad (2)$$

其中 $M_t[\pi_{t+1}]$ 表示公众在第 t 期对第 $t+1$ 期通胀率的平均预期， $N_t[\pi_{t+1}]$ 表示第 t 期更新信息集的人群对第 $t+1$ 期通胀率的预期，假设每一期更新信息的人群比例为恒定的 λ ，进一步假设对于任意 $i \geq 1$ 均有 $N_t[\pi_{t+i}] = N_t[\pi_{t+1}]$ ，即基于某一信息集对未来所有时期的通胀预期相等，式 (2) 可以进一步写为递归的形式：

$$M_t[\pi_{t+1}] = \lambda N_t[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) M_{t-1}[\pi_t] \quad (3)$$

式 (3) 的含义是，每一期人群的平均通胀预期等于当期更新信息人群的预期与上一期人群的平均预期的加权平均值。Carroll (2003) 在实证环节采用专家预期作为在当期更新信息集的人群预期（即 $N_t[\pi_{t+1}]$ ）的代理变量，理由是公众主要通过阅读报纸的方式更新信息集，而报纸对通胀的报道多基于对专家的采访。

事实上，公众更新信息的方式远不止阅读与通胀相关的报道一种。从居民预期来看，日常消费中对价格的感知 (Cavallo et al., 2017)、政策和宏观经济变量 (Gramlich, 1983) 等因素都会影响通胀预期的形成；而专家则更有能力利用多方面信息来形成预期。因此，我们将经济主体对当季度（结构性）通胀率、产出变量和货币政策变量的感知作为影响通胀预期形成的输入信息，即：

$$N_t^{agent}[\pi_{t+1}] = \alpha^{s1} P[\pi_t^{s1} | \Omega_t^{agent}] + \alpha^{s2} P[\pi_t^{s2} | \Omega_t^{agent}] + \alpha^y P[y_t | \Omega_t^{agent}] + \alpha^{MP} P[MP_t | \Omega_t^{agent}] + u_t^{agent} \quad (4)$$

$P[\cdot]$ 表示经济主体对当期变量的感知滤波， Ω_t^{agent} 表示经济主体（居民或专家）第 t 期的信息集。 π_t^{s1} 和 π_t^{s2} 代表两个结构性通胀变量（食品类和非食品类通胀率，或消费类和非消费类通胀率）， y_t 表示产出变量（真实 GDP 缺口）， MP_t 代表货币政策变量（CHIBOR 或 M2 增长率）， u_t^{agent} 表示影响通胀预期形成的其他因素。

预期更新模型 (4) 可以视为一个适应性学习 (adaptive learning) 预期形成模型的一部分。Eusepi et al. (2011) 提出的多部门新凯恩斯主义模型的一阶近似可以写成如下向量自回

归模型:

$$\begin{aligned} \Phi_0 \mathbf{S}_t &= \Phi_1 N_t [\mathbf{S}_{t+1}] + \Phi_2 \mathbf{S}_{t-1} + \Gamma \boldsymbol{\mu}_t \\ \mathbf{S}_t &= (\pi_t^f \quad \pi_t^{nf} \quad \pi_t^{NCPI} \quad y_t \quad MP_t)' \end{aligned} \quad (5)$$

Φ_i ($i=0,1,2$) 和 Γ 是结构参数构成的矩阵, \mathbf{S}_t 是食品类通胀率、非食品类通胀率、非消费类通胀率、产出变量和货币政策变量构成的列向量。货币政策变量既考虑名义利率还同时考虑 M2 增长率。 $\boldsymbol{\mu}_t$ 是白噪声扰动项构成的列向量。 $N_t[\cdot]$ 可以代表理性预期或非理性预期。理性预期下方程 (5) 的最小状态变量解是:

$$\mathbf{S}_t = \Psi_1 \mathbf{S}_{t-1} + \Psi_2 \boldsymbol{\mu}_t \quad (6)$$

Ψ_1 和 Ψ_2 是系数矩阵, 方程 (6) 被称为经济的感知运动规律 (perceived law of motion, PLM)。经济主体利用历史数据对 PLM 进行最小二乘估计, 估计得到的模型是:

$$\mathbf{S}_t = \hat{\Psi}_1 \mathbf{S}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (7)$$

$\hat{\Psi}_1$ 是估计的系数矩阵, \mathbf{e}_t 是残差向量。经济主体将当期经济数据 \mathbf{S}_t 代入模型 (7) 即可得到对 $t+1$ 期经济变量的预期:

$$N_t [\mathbf{S}_{t+1}] = \hat{\Psi}_1 \mathbf{S}_t \quad (8)$$

将式 (8) 展开

$$N_t \begin{bmatrix} \pi_{t+1}^f \\ \pi_{t+1}^{nf} \\ \pi_{t+1}^{NCPI} \\ y_{t+1} \\ MP_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\psi}_{11} & \hat{\psi}_{12} & \hat{\psi}_{13} & \hat{\psi}_{14} & \hat{\psi}_{15} \\ \hat{\psi}_{21} & \hat{\psi}_{22} & \hat{\psi}_{23} & \hat{\psi}_{24} & \hat{\psi}_{25} \\ \hat{\psi}_{31} & \hat{\psi}_{32} & \hat{\psi}_{33} & \hat{\psi}_{34} & \hat{\psi}_{35} \\ \hat{\psi}_{41} & \hat{\psi}_{42} & \hat{\psi}_{43} & \hat{\psi}_{44} & \hat{\psi}_{45} \\ \hat{\psi}_{51} & \hat{\psi}_{52} & \hat{\psi}_{53} & \hat{\psi}_{54} & \hat{\psi}_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \pi_t^f \\ \pi_t^{nf} \\ \pi_t^{NCPI} \\ y_t \\ MP_t \end{pmatrix} \quad (9)$$

从式 (9) 的第 1 行至第 3 行可以获得对三种通胀率的预期:

$$N_t [\pi_{t+1}^f] = \hat{\psi}_{11} \pi_t^f + \hat{\psi}_{12} \pi_t^{nf} + \hat{\psi}_{13} \pi_t^{NCPI} + \hat{\psi}_{14} y_t + \hat{\psi}_{15} MP_t \quad (10)$$

$$N_t [\pi_{t+1}^{nf}] = \hat{\psi}_{21} \pi_t^f + \hat{\psi}_{22} \pi_t^{nf} + \hat{\psi}_{23} \pi_t^{NCPI} + \hat{\psi}_{24} y_t + \hat{\psi}_{25} MP_t \quad (11)$$

$$N_t [\pi_{t+1}^{NCPI}] = \hat{\psi}_{31} \pi_t^f + \hat{\psi}_{32} \pi_t^{nf} + \hat{\psi}_{33} \pi_t^{NCPI} + \hat{\psi}_{34} y_t + \hat{\psi}_{35} MP_t \quad (12)$$

等式 (12) 直接刻画了非消费类通胀率预期的更新机制。对于消费类通胀率预期的情形, 通胀预期 $N_t [\pi_{t+1}^{CPI}]$ 为式 (10) 和式 (11) 的加权平均, 权重为食品和非食品在 CPI 编制中的权重 ω^f 和 ω^{nf} , 即:

$$N_t [\pi_{t+1}^{CPI}] = \omega^f N_t [\pi_{t+1}^f] + \omega^{nf} N_t [\pi_{t+1}^{nf}] = \alpha^f \pi_t^f + \alpha^{nf} \pi_t^{nf} + \alpha^{nc} \pi_t^{NCPI} + \alpha^y y_t + \alpha^{MP} MP_t \quad (13)$$

考察食品类-非食品类通胀率的模型对应令 $\alpha^{nc} = 0$ 的特殊情形, 考察消费类-非消费类通

胀率的模型对应假设 $\hat{\psi}_{11} = \hat{\psi}_{21}$ 且 $\hat{\psi}_{12} = \hat{\psi}_{22}$ 的特殊情形。将 (13) 式右侧的回归元替换为其经济变量的感知值可以得到等式 (4)。

从《证券市场周刊》自身的表述来看,其预测数值一般是在每季度的第一个月下旬收集得到,国家统计局和人民银行公布上季度统计数据的日期一般在本季度第一个月中上旬,专家做出预测时已经获得了上季度宏观经济变量的真实值。因此,专家对经济变量的感知值就等于其真实值,即:

$$P[x_t | \Omega_t^{PRO}] = x_t \quad (14)$$

Ω_t^{PRO} 表示专家第 t 期的信息集, x_t 表示经济变量。

虽然人民银行发布《储户问卷调查报告》的时间为本季度末或下季度初,有时甚至会晚至下季度首月月末,但是储户填写问卷调查的时间均在本季度内。因此,居民做出预期时尚无法获知本季度宏观经济变量的真实值。居民对经济变量的感知是不可观测的,需要获得代理变量。虽然本季度宏观经济数据的精确数值无法进入当季度居民预期形成的信息集,但是,食品和非食品通胀率、CPI 通胀率和 M2 增长率最高可获得月度频率数据,CHIBOR 最高可获得日度频率数据。因此,采用当季度末信息集做出预期的经济主体至少能够获悉本季度前两个月上述变量的精确值。另一方面,经济主体可以通过媒体、消费感知等渠道获悉本季度末月经济变量的部分信息。因此,对于上述可获得频率高于季度的变量,采用其当季度最高可获得频率数据的算术平均值作为代理变量,即:

$$P[m_t | \Omega_t^{HH}] = A[m_t] + v_t^m \quad (15)$$

m_t 代表食品类通胀率、非食品类通胀率、CPI 通胀率或 M2 增长率四者之一, $A[m_t]$ 表示变量于季度 t 最高可获得频率(日度或月度)数据的算术平均值, v_t^m 表示感知误差。需要说明的是,采用高频数据的算数平均值进入模型隐含的假设是当季度内各月数据对通胀预期的影响程度相同。我们尝试采用混频数据抽样模型(MIDAS)估计了各月数据影响程度不同的情形,结果与基础设定得出的结论一致。

真实 GDP 缺口和非消费类通胀率最高只能获得季度频率数据,我们采用官方公布的实际值作为经济主体对上述变量感知值的代理变量,即:

$$P[q_t | \Omega_t^{HH}] = q_t + v_t^q \quad (16)$$

q_t 代表真实 GDP 缺口或非消费类通胀率二者之一, v_t^q 是感知误差。

将 (14) 代入 (4) 再整体代入 (3) 得到专家通胀预期形成机制的结构化方程:

$$M_t[\pi_{t+1}^{PRO}] = (1 - \lambda_{PRO})M_{t-1}[\pi_t^{PRO}] + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^f\pi_t^f + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^{nf}\pi_t^{nf} + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^y y_t + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^{MP}MP_t + \varepsilon_{1,t}^{PRO} \quad (17)$$

$$M_t[\pi_{t+1}^{PRO}] = (1 - \lambda_{PRO})M_{t-1}[\pi_t^{PRO}] + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^c\pi_t^{CPI} + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^{nc}\pi_t^{NCPI} + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^y y_t + \lambda_{PRO}\alpha_{PRO}^{MP}MP_t + \varepsilon_{2,t}^{PRO} \quad (18)$$

$\varepsilon_{1,t}^{PRO}$ 和 $\varepsilon_{2,t}^{PRO}$ 为复合扰动项。

将 (15) 和 (16) 代入 (4) 再整体代入 (3) 得到居民通胀预期形成机制的结构化方程:

$$M_t[\pi_{t+1}^{HH}] = (1 - \lambda_{HH})M_{t-1}[\pi_t^{HH}] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^f A[\pi_t^f] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^{nf} A[\pi_t^{nf}] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^y y_t + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^{MP} A[MP_t] + \varepsilon_{1,t}^{HH} \quad (19)$$

$$M_t[\pi_{t+1}^{HH}] = (1 - \lambda_{HH})M_{t-1}[\pi_t^{HH}] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^c A[\pi_t^{CPI}] + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^{nc} \pi_t^{NCPI} + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^y y_t + \lambda_{HH}\alpha_{HH}^{MP} A[MP_t] + \varepsilon_{2,t}^{HH} \quad (20)$$

$\varepsilon_{1,t}^{HH}$ 和 $\varepsilon_{2,t}^{HH}$ 为复合扰动项。

将模型 (17)、(18)、(19) 和 (20) 写成用于回归的缩减形式即为:

$$\pi_{t+1|t}^{e,PRO} = c_1^{PRO} + \rho_{1,PRO}\pi_{t|t-1}^{e,PRO} + \beta_{1,PRO}^f\pi_t^f + \beta_{1,PRO}^{nf}\pi_t^{nf} + \beta_{1,PRO}^y y_t + \beta_{1,PRO}^{MP}MP_t + \varepsilon_{1,t}^{PRO} \quad (21)$$

$$\pi_{t+1|t}^{e,PRO} = c_2^{PRO} + \rho_{2,PRO}\pi_{t|t-1}^{e,PRO} + \beta_{2,PRO}^c\pi_t^{CPI} + \beta_{2,PRO}^{nc}\pi_t^{NCPI} + \beta_{2,PRO}^y y_t + \beta_{2,PRO}^{MP}MP_t + \varepsilon_{2,t}^{PRO} \quad (22)$$

$$\pi_{t+1|t}^{e,HH} = c_1^{HH} + \rho_{1,HH}\pi_{t|t-1}^{e,HH} + \beta_{1,HH}^f A[\pi_t^f] + \beta_{1,HH}^{nf} A[\pi_t^{nf}] + \beta_{1,HH}^y y_t + \beta_{1,HH}^{MP} A[MP_t] + \varepsilon_{1,t}^{HH} \quad (23)$$

$$\pi_{t+1|t}^{e,HH} = c_2^{HH} + \rho_{2,HH}\pi_{t|t-1}^{e,HH} + \beta_{2,PRO}^c A[\pi_t^{CPI}] + \beta_{2,HH}^{nc}\pi_t^{NCPI} + \beta_{2,HH}^y y_t + \beta_{2,HH}^{MP} A[MP_t] + \varepsilon_{2,t}^{HH} \quad (24)$$

$\pi_{t+1|t}^{e,HH}$ 和 $\pi_{t+1|t}^{e,PRO}$ 分别表示居民和专家在第 t 期对第 $t+1$ 期通胀率的预期值, c 是常数项, ρ 捕捉了通胀预期的粘性特征, β 是宏观经济变量对通胀预期的影响系数。回归系数的下标 1 表示方程以食品类-非食品类通胀率作为结构性通胀变量, 下标 2 表示以消费类-非消费类通胀率作为结构性通胀变量。Van Duyne (1982) 和 Gramlich (1983) 等文献也采用了与式 (21) 至 (24) 类似的模型设定, 但上述文献均未明确考虑模型的微观基础, 也没有考虑结构性通胀的区分。

从复合扰动项的结构来看, 方程 (21) 至 (24) 均可能存在内生性问题。因此, 我们采用广义矩方法 (GMM) 估计方程 (21) 至 (24), 工具变量包括方程对应的两个结构性通胀变量、产出变量和货币政策变量的 1 至 4 阶滞后项。我们进行了 Durbin-Wu-Hausman 检验来验证回归方程是否存在内生性 (原假设为方程无内生性), 并使用 Hansen (1982) 过度识别 J 检验来测度工具变量选取的合理性 (原假设为工具变量均为外生)。考虑到同时将货币政策变量、通胀变量和产出变量作为回归元可能存在共线性问题, 我们还计算了方程回归元

的平均方差膨胀因子来衡量回归元的共线性程度。考察食品类-非食品类通胀的模型采用的样本区间为 2001 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度，考察消费类-非消费类通胀的模型采用的样本区间为 2005 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度。

本文特别关注通胀预期对结构性分化的通胀指标敏感性是否相同。我们估计每个方程后计算了通胀预期对两个通胀指标的敏感系数并进行 Wald 检验（原假设为通胀预期对两种通胀率敏感性相同）。对于消费类-非消费类通胀率的方程，通胀预期的敏感系数即为方程的估计系数，Wald 检验原假设为 $H_0: \beta^{CPI} = \beta^{NCPI}$ 。而对于考察食品类-非食品类通胀的方程则需考虑二者在 CPI 编制中的权重差异。例如，假设主体更新预期时直接将当期总体 CPI 通胀率作为预期值（假设经济主体对当期经济变量具有完全信息），此时预期对食品类和非食品类通胀率的敏感程度相同。

为了获得敏感系数，首先需要估计食品类和非食品类商品在 CPI 编制中的权重，运用约束最小二乘法估计可以获得食品类和非食品类商品在 CPI 编制中的权重。利用 2001 年 1 月至 2019 年 12 月的月度数据的估计结果显示食品和非食品权重分别为 0.325 和 0.675。分别用主方程的估计系数 $\hat{\beta}^f$ 和 $\hat{\beta}^{nf}$ 除以相应权重就能得到通胀预期对食品类和非食品类通胀率的敏感系数，进而可以检验二者是否相等。

2. 估计结果

表 1 和表 3 报告了居民和专家通胀预期反应机制的估计结果，表 2 和表 4 报告了从估计结果中推算的通胀预期对两个层次结构性通胀的敏感系数。DWH 检验的结果均显示模型存在内生性，应当采用 GMM 估计。过度识别 J 检验均不能在至少 5% 的水平下拒绝工具变量均为外生的原假设，说明工具变量的选择较为合理。各组设定下回归元的平均方差膨胀因子均小于 5，说明回归方程中变量的共线性程度不高。产出变量的系数估计均为正值，且 8 组设定中有 7 组在至少 5% 的水平下显著，说明当期产出显著影响居民和专家的通胀预期。数量型货币政策变量（M2 增长率）的系数估计均显著为正值，而价格型货币政策变量（CHIBOR）的系数估计均显著为负值，说明居民和专家通胀预期随货币政策的扩张而上升。

居民预期滞后项的回归系数范围为 0.196 至 0.478，除 1 组设定外均在 1% 的水平下显著。推算得到我国居民中每季度约有 52.2% 至 80.4% 的人群更新信息集。这一结果与 Carroll(2003) 基于美国数据得到的结果（27%）和张成思和党超（2015）基于中国数据得到的结果（20% 至 30%）存在差异。可能原因是上述两篇文献均未考虑产出和货币政策变量对通胀预期的影响，因而通胀预期滞后项部分包含了产出和货币政策变量对通胀预期的解释能力，而控制

了这两类变量后, 通胀预期滞后项的解释能力减弱。专家预期滞后项的回归系数接近于零且不显著或为负值, 说明所有专家每期均更新其信息集。

表 1 报告了居民和专家预期对食品类-非食品类通胀率反应机制的估计结果。4 种设定下的估计结果均显示居民预期对食品类和非食品类通胀率具有显著正向反应。表 2 报告了对应的敏感系数。专家预期对两类通胀率的敏感系数总体高于居民预期, 说明专家较居民更多地依据当期通胀率形成预期。除设定 (a) 外, 其余 3 种设定下的 Wald 统计量均在至少 10% 的水平下拒绝了通胀预期对食品类和非食品类通胀率敏感系数相等的原假设 (设定 (a) 也接近拒绝)。居民和专家预期对非食品类通胀率的敏感系数均显著大于对食品类通胀率敏感系数, 居民预期对非食品类通胀率的敏感系数为对食品类通胀率的 3.3 至 4.9 倍, 对于专家预期这一倍数为 1.2 至 1.7 倍, 意味着专家预期对食品类通胀率的相对关注程度高于居民预期。

表 3 报告了居民和专家预期对消费类-非消费类通胀率的反应机制的估计结果。通胀预期均对消费类通胀率做出显著正向反应, 与考虑消费类通胀率子成分 (食品类-非食品类) 的估计结果一致。通胀预期非消费类通胀率的反应系数不显著且估计值接近于 0, 设定 (g) 下的反应系数虽然在 5% 的水平下显著, 但是仍然接近零值。表 4 中的 Wald 检验均在至少 1% 的水平下拒绝了通胀预期对消费类和非消费类通胀率敏感系数相等的原假设。上述结果说明, 居民和专家预期形成中仅考虑了对应的本期消费类通胀率, 非消费类通胀率对通胀预期未形成传导效应。

表 1 通胀预期反应机制估计 (食品类-非食品类通胀率)

	居民预期		专家预期	
	MP=CHIBOR (a)	MP=M2GR (b)	MP=CHIBOR (c)	MP=M2GR (d)
ρ_1	0.478*** (0.117)	0.196*** (0.039)	-0.024 (0.092)	-0.070 (0.067)
β_1^f	0.050*** (0.015)	0.057*** (0.009)	0.271*** (0.033)	0.256*** (0.021)
β_1^{nf}	0.340* (0.177)	0.537*** (0.085)	0.684*** (0.055)	0.904*** (0.102)
β_1^v	0.186** (0.092)	0.182*** (0.048)	0.082 (0.051)	0.099** (0.048)

β_1^{MP}	-0.625***	0.124***	-0.150***	0.075***
	(0.211)	(0.011)	(0.034)	(0.016)
DWH	0.000	0.000	0.004	0.004
Hansen-J	0.793	0.610	0.267	0.062
VIF	1.99	2.38	2.70	2.89
R ²	0.516	0.655	0.926	0.946

说明：样本区间为2001年第1季度至2019年第4季度，共76个观测值。括号内报告的是异方差自相关(HAC)稳健标准误。DWH指Durbin-Wu-Hausman内生性检验的 p 值(原假设为方程无内生性)。Hansen-J指Hansen(1982)过度识别J检验的 p 值(原假设为工具变量均为外生)。方程均采用GMM估计。VIF指方程回归元的平均方差膨胀因子。*、**、***分别表示统计量在10%、5%和1%的显著性水平下显著。

表2 通胀预期对食品类-非食品类通胀率的敏感系数

	居民预期		专家预期	
	MP=CHIBOR (a)	MP=M2GR (b)	MP=CHIBOR (c)	MP=M2GR (d)
食品类通胀率	0.154	0.175	0.834	0.788
非食品类通胀率	0.504	0.796	1.013	1.339
p-Wald	0.129	0.000	0.001	0.002

说明：敏感系数通过将表1中食品类或非食品类通胀率的估计系数除以在CPI编制中的相应权重得到。p-Wald列报告的是Wald检验F统计量的 p 值，原假设为通胀预期对食品类和非食品类通胀率敏感系数相等。

表3 通胀预期反应机制估计(消费类-非消费类通胀率)

	居民预期		专家预期	
	MP=CHIBOR (e)	MP=M2GR (f)	MP=CHIBOR (g)	MP=M2GR (h)
ρ_2	0.450*** (0.070)	0.206*** (0.043)	-0.088 (0.093)	-0.127** (0.060)
β_2^c	0.111*** (0.027)	0.187** (0.030)	0.758*** (0.098)	0.815*** (0.082)
β_2^{nc}	0.002 (0.009)	0.012 (0.014)	0.013** (0.006)	0.007 (0.006)
β_2^y	0.347*** (0.099)	0.328*** (0.092)	0.486*** (0.117)	0.439*** (0.113)
β_2^{MP}	-0.235*** (0.052)	0.081*** (0.007)	-0.077*** (0.023)	0.024*** (0.003)
DWH	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen-J	0.667	0.230	0.560	0.132

VIF	2.40	2.56	4.59	4.44
R ²	0.553	0.626	0.948	0.958

说明：样本区间为 2005 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度，共 59 个观测值，其余同表 1。

表 4 通胀预期对消费类-非消费类通胀率的敏感系数

	居民预期		专家预期	
	MP=CHIBOR	MP=M2GR	MP=CHIBOR	MP=M2GR
	(e)	(f)	(g)	(h)
消费类通胀率	0.111	0.187	0.758	0.815
非消费类通胀率	0.002	0.012	0.013	0.007
p-Wald	0.000	0.000	0.000	0.000

说明：同表 2。

3. 竞争性检验分析

我们进一步采用 Davidson&MacKinnon (1981) 非嵌套模型竞争 J 检验进行不同通胀成分之间的“竞争”来确定通胀预期究竟对何者做出反应。此检验用于考察两个非嵌套的模型设定何者更适于刻画被解释变量。考虑描述同一问题的两个回归模型：

$$\mathbf{y} = f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta}) + \boldsymbol{\varepsilon}_1 \quad (25)$$

$$\mathbf{y} = g(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varphi}) + \boldsymbol{\varepsilon}_2 \quad (26)$$

\mathbf{y} 是被解释变量构成的 $T \times 1$ 维向量， \mathbf{X} 、 \mathbf{Z} 为解释变量构成的 $T \times k$ 维矩阵， T 是样本容量， k 是解释变量个数。 $f(\cdot)$ 和 $g(\cdot)$ 表示对应的函数关系（例如 $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\eta}$ ）， $\boldsymbol{\eta}$ 、 $\boldsymbol{\varphi}$ 为回归系数， $\boldsymbol{\varepsilon}_1$ 、 $\boldsymbol{\varepsilon}_2$ 为扰动项。所谓非嵌套，是指不存在对 $\boldsymbol{\eta}$ 的约束，使得对于任意 $\boldsymbol{\varphi}$ 都有 $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta}) = g(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varphi})$ ；同时不存在对 $\boldsymbol{\varphi}$ 的约束，使得对于任意的 $\boldsymbol{\eta}$ 都有 $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta}) = g(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varphi})$ 。从直观上来说，两个模型设定非嵌套即二者为反对关系，而非包含关系。估计方程 (25) 和 (26) 得到被解释变量的拟合值分别为 $f(\mathbf{X}, \hat{\boldsymbol{\eta}})$ 和 $g(\mathbf{Z}, \hat{\boldsymbol{\varphi}})$ 。在线性模型下，拟合序列分别可以写成 $f(\mathbf{X}, \hat{\boldsymbol{\eta}}) = \mathbf{P}_x \mathbf{y}$ 和 $g(\mathbf{Z}, \hat{\boldsymbol{\varphi}}) = \mathbf{P}_z \mathbf{y}$ ，其中 \mathbf{P}_x 和 \mathbf{P}_z 是自变量投影矩阵（即 $\mathbf{P}_x = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$ ， $\mathbf{P}_z = \mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'$ ）。此时，J 检验对应的回归等式就可以写成如下形式：

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b}_1 + \alpha\mathbf{P}_z\mathbf{y} + \boldsymbol{\varepsilon}_3 \quad (27)$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{Z}\mathbf{b}_2 + \beta\mathbf{P}_x\mathbf{y} + \varepsilon_4 \quad (28)$$

其中 $\mathbf{b}_1 = (1-\alpha)\boldsymbol{\eta}$ ， $\mathbf{b}_2 = (1-\beta)\boldsymbol{\varphi}$ 。

如果方程(25)代表的模型刻画了被解释变量和解释变量之间的真实关系,则方程(27)的估计结果应当不能拒绝 $\alpha = 0$ 的原假设,同时方程(28)的估计结果能够拒绝 $\beta = 0$ 的原假设。反之,如果方程(26)代表的模型为真,则 $\alpha = 0$ 能够被拒绝,且 $\beta = 0$ 不能被拒绝。

如果 $\alpha = 0$ 和 $\beta = 0$ 同时被拒绝,说明两个模型对因变量均有一定的解释能力,且均无法覆盖对方的解释能力。若 $\alpha = 0$ 和 $\beta = 0$ 同时不能被拒绝,说明两个模型对因变量的解释能力均较差。

在我们的线性模型设定下, $f(\mathbf{X}, \boldsymbol{\eta})$ 和 $g(\mathbf{Z}, \boldsymbol{\varphi})$ 对应的自变量矩阵 \mathbf{X} 和 \mathbf{Z} 实际上只有一列不同,即相差一个结构性通胀变量。在这种情形下 J 检验得到简化:可以证明,依托于等式(27)和(28)进行的 J 检验与嵌套等式(21)-(24)中对应变量系数的 t 检验本质上相同。这样,我们就可以直接利用之前模型(21)-(24)对应的估计结果获得竞争检验的结果(t 统计量对应的 p 值)。为了方便说明,我们将对应的结果归纳在表 6 中。

从表 6 结果来看,对于食品类-非食品类通胀率的竞争检验,无论是居民预期还是专家预期,或使用何种货币政策变量,均能在至少 10% 的显著性水平下同时拒绝 $\delta^f = 0$ 和 $\delta^{nf} = 0$ 的原假设,说明食品类和非食品类通胀率对通胀预期均有显著的解释能力,且二者的解释能力不能相互覆盖。对于消费类-非消费类通胀率的竞争检验,除一组设定外,其余设定下 $\delta^c = 0$ 均被拒绝且 $\delta^{nc} = 0$ 均不能被拒绝,说明包含消费类通胀率的模型对居民和消费通胀预期的解释能力优于包含非消费类通胀率的模型。

表 5 模型竞争检验结果

预期主体	货币政策变量	食品类-非食品类		消费类-非消费类	
		δ^f	δ^{nf}	δ^c	δ^{nc}
居民预期	CHIBOR	0.001	0.056	0.000	0.858
	M2GR	0.000	0.000	0.000	0.384
专家预期	CHIBOR	0.000	0.000	0.000	0.016
	M2GR	0.000	0.000	0.000	0.260

说明:表中报告的是非嵌套模型竞争 J 检验的 p 值,等于表 1 和表 3 对应系数 t 检验的 p 值。

归纳来看,单方程回归和模型竞争检验的结果显示结构性通胀对通胀预期的影响机制是:食品类通胀率和非食品类通胀率均显著正向驱动居民和专家的通胀预期,通胀预期对非食品类通胀率的敏感程度大于食品类通胀率;居民和专家预期的形成仅受消费类通胀率影响,非消费类通胀率对通胀预期不存在传导效应。

尽管食品类通胀率长期主导 CPI 通胀率的走势，但是居民和专家形成通胀预期时仍然更加关注非食品类通胀率的变动。这一方面表明食品作为占 CPI 编制权重 30% 以上的子成分，居民和专家在形成通胀预期的过程中都没有忽略其价格变动；另一方面表明无论是居民和专家，都认识到食品部门具有价格粘性较低，受短期冲击影响更为显著的特点，即使本季度食品类通胀率受到大幅冲击，这种冲击也很有可能无法持续到下个季度，这意味着本季度食品类通胀率中包含的关于未来通胀的信息较少。因此，经济主体在形成预期时对相对稳定且持久性较强的非食品类通胀率更加敏感。

在本文所用的数据集中，居民和专家的通胀预期都是对 CPI 通胀率的预期，直观来看，对 CPI 通胀率的预期形成中仅关注本季度消费类（CPI）通胀率似乎是比较显然的结论。但是，非消费类通胀率的部分成分（如原材料购进价格指数通胀率和生产者价格指数（PPI）通胀率）对未来 CPI 通胀率有显著的传导效应（张成思，2010；杨子晖等，2013）。因此，本季度非消费类通胀率同样包含关于未来 CPI 通胀率的信息，如果经济主体是理性且具有完全信息的，就应该同时利用这部分信息来做出对未来 CPI 通胀率的预期。然而，本文的研究结果表明居民和专家预期都没有利用包含在本季度非消费类通胀率中关于未来 CPI 通胀率的信息。这反映出了通胀预期的理性疏忽（rational inattention）特征（Sims，2010），即经济主体有限的信息处理能力和获取信息的成本导致其行为决策理性地忽视了某些相对次要的信息。

无论对于居民还是专家来说，消费无疑是最重要的支出活动之一，消费品价格直接影响公众日常生活成本，所以其影响的普遍性高于资本品价格、政府购买价格和商品出口价格。另一方面，消费品价格容易通过日常消费感知到，且 CPI 通胀率被媒体频繁报道，曝光率一般也高于其他通胀指标。此外，利用本季度非消费类通胀率预测未来 CPI 通胀率可能需要借助较复杂的统计学和结构性模型，从而要求更高的信息处理能力。因此，信息获取成本和信息处理能力的限制可以从一定程度上解释经济主体在形成通胀预期时更关注本期消费类通胀率变化而忽略非消费类通胀率的变化。

4. 稳健性检验

本文构建通胀预期变量时选用的是居民和专家对 CPI 通胀率的调研预期，通胀预期变量的构建还可以从两个角度进一步完善：第一，考虑更加丰富的预期获取方法，前文仅考虑了通过调研方法直接获取的预期，还可以考虑通过统计建模和结构性建模间接估计得到的预期；第二，选择更加多样的预期对象，前文涉及的居民和专家预期对象均为 CPI 通胀率，还可选择与总体经济产出相对应的 GDP 平减指数通胀率。

为了检验前文获得结论的稳健性,我们进一步针对性地考察了五种通胀预期序列作为备择指标。首先,为了丰富预期获取方法,我们考察了利用无套利仿射模型、自回归移动平均(ARMA)模型和向量自回归(VAR)模型估计获得的CPI通胀率预期。其次,为了考虑更加丰富的预期对象,我们考察了利用ARMA模型和VAR模型估计获得的GDP平减指数通胀率预期。GDP平减指数通胀率的口径涵盖消费领域和非消费领域,衡量了总体经济的价格变化程度。我们基于上述五种通胀预期作为被解释变量估计方程(21)和(22),一方面能够检验基于CPI调研预期获得结论的稳健性,另一方面可以考察预期对象为其他类别通胀率时研究结论是否会发生变化。

从估计结果来看,采用备择CPI通胀预期作为被解释变量得出的结论与使用CPI调研预期数据的结论一致。另外,采用GDP平减指数通胀率作为预期对象的估计结果提供了更丰富的信息:GDP平减指数通胀预期仅对非消费类通胀率反应,对食品类和非食品类通胀率(从而对消费类通胀率)反应不显著,这意味着对总体经济价格变动的预期主要受其非消费类成分(如资本品、政府支出)价格变动的的影响。

五、通胀预期对结构性通胀的动态反应

我们继续探究结构性通胀对通胀预期的动态影响机制。动态模型的设立需要考虑不同通胀变量之间的相互作用,货币政策的反应机制的等问题。因此,我们设立结构向量自回归(SVAR)模型来考察结构性通胀对通胀预期的动态影响机制。模型的内生变量包括预期变量(居民预期或专家预期)、结构性通胀变量、货币政策变量(CHIBOR或M2增长率)和产出变量(真实GDP缺口)。内生变量的排序分别为 $\mathbf{Y}_t = (y_t \ \pi_t^f \ \pi_t^{nf} \ MP_t \ \pi_{t+1|t}^e)'$ 和 $\mathbf{Y}_t = (y_t \ \pi_t^{CPI} \ \pi_t^{NCPI} \ MP_t \ \pi_{t+1|t}^e)'$ 。

我们采用AB型约束识别SVAR模型,并利用Amisano&Giannini(1997)提出的全信息最大似然估计法(FIMLE)估计SVAR模型。

对于食品类-非食品类结构性通胀的SVAR模型,约束形式为:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & a_{25} \\ a_{31} & 0 & 1 & 0 & a_{35} \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix}}_{\mathbf{A}} \begin{pmatrix} \varepsilon^y \\ \varepsilon^f \\ \varepsilon^{nf} \\ \varepsilon^m \\ \varepsilon^e \end{pmatrix} = \underbrace{\begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{pmatrix}}_{\mathbf{B}} \begin{pmatrix} u^y \\ u^f \\ u^{nf} \\ u^m \\ u^e \end{pmatrix} \quad (29)$$

上标 y 、 f 、 nf 、 m 、 e 分别代表对产出变量、食品类通胀率、非食品类通胀率、货币政策变量和通胀预期的冲击。矩阵 \mathbf{A} 的含义是：当期产出冲击是外生的，当期通胀、货币政策和通胀预期对产出不产生即期效应，与 Sims&Zha（2006）等研究的设定一致；当期通货膨胀受当期产出和通胀预期影响，与新凯恩斯菲利普斯曲线（Gal & Gertler, 1999）的理论内容一致；假设食品类通胀率和非食品类通胀率之间不存在即期传导效应（备则假设下的结论基本一致）；货币政策符合 Clarida et al.（2000）经典文献提出的前瞻型泰勒规则，货币政策变量对当期产出和预期通胀做出反应；通胀预期影响机制未知，所以模型中其余变量对通胀预期的当期影响系数均不作约束。矩阵 \mathbf{B} 的含义是结构化冲击之间不存在相关性。

对于考察消费类-非消费类结构性通胀的模型，约束形式为：

$$\underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} & 0 & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & a_{35} \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix}}_{\mathbf{A}} \begin{pmatrix} \varepsilon^y \\ \varepsilon^c \\ \varepsilon^{nc} \\ \varepsilon^m \\ \varepsilon^e \end{pmatrix} = \underbrace{\begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{pmatrix}}_{\mathbf{B}} \begin{pmatrix} u^y \\ u^c \\ u^{nc} \\ u^m \\ u^e \end{pmatrix} \quad (30)$$

上标 c 和 nc 分别代表对消费类通胀率和非消费类通胀率的冲击。约束矩阵 \mathbf{A} 除了包含约束（29）所考虑的即期影响外，还考虑了消费类和非消费类通胀率之间的即期传导关系。虽然少有文献直接研究消费价格与总体非消费价格之间的传导关系，但不少研究强调了消费价格与某些特定的非消费价格之间的相互传导（张成思，2010）。因此，对约束矩阵 \mathbf{A} 的 a_{23} 和 a_{32} 元素均不加以约束。为了保证模型的可识别性，假设消费类和非消费类通胀率冲击具有相同的标准差，即将矩阵 \mathbf{B} 的第 2、3 个对角线元素设定为 1。

我们通过计算脉冲响应函数来捕捉通胀预期在受到一标准差不同成分通胀的正交冲击后的动态变化路径。图 4 和图 5 报告了通胀预期对一单位结构性通胀冲击的脉冲响应函数。图中实线代表响应的估计值，虚线代表 95% 置信区间的上下限，置信区间通过 MonteCarlo 方法进行 10000 次抽样模拟获得，判断某期脉冲响应函数值是否显著异于零的标准是其 95% 置信区间是否包含零值。脉冲响应时间长度设为 40 个季度。

图 4 报告的是以 CHIBOR 作为货币政策变量时居民和专家预期对食品类-非食品类通胀

率冲击的脉冲响应函数图像（使用 M2 增长率的对应结果类似）。居民和专家预期对非食品类通胀率冲击均做出显著正向响应，非食品类通胀率一标准差的正向冲击造成当期居民和专家通胀预期上升约 0.6%，随后在约 5 个季度后衰减至不显著的状态。居民预期对食品类通胀率冲击没有显著响应；专家预期对食品类通胀率冲击仅于当期有显著的正向响应，食品类通胀率一标准差正向冲击造成当期专家预期上升约 0.2%，此后各期内脉冲响应函数的 95% 置信区间均包含零值。上述动态模型的结果与第四节中静态模型（单方程估计）的结果既有共性又有差异：二者的共同点在于居民和专家预期对非食品类通胀率的关注程度均高于食品类通胀率，其中专家预期对食品类通胀率的相对关注程度较高；二者的差异在于静态模型中，尽管通胀预期对食品类通胀率的关注程度较低，但反应系数仍然显著，而动态模型中专家预期对食品类通胀率冲击仅于当期有显著正向响应，居民预期对食品类通胀率冲击的各期响应均不显著。

归纳起来看，通胀预期对两个层次结构性通胀的动态响应模式与静态模型得到的结果相似。对于食品类-非食品类通胀率，居民和专家预期对非食品类通胀率冲击做出持续正向响应，居民预期对食品类通胀率冲击响应不显著；专家预期对食品类通胀率冲击仅在当期做出正向响应，其余各期响应不显著。对于消费类-非消费类通胀率，居民和专家预期均仅对消费类通胀率冲击做出持续正向响应，对非消费类通胀率冲击响应不显著。

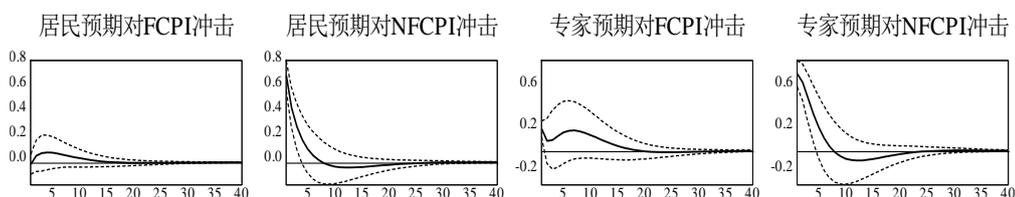


图4 通胀预期对食品类-非食品类通胀率冲击的脉冲响应 (MP=CHIBOR)

图 5 给出了通胀预期对消费类-非消费类通胀率的一标准差冲击的脉冲响应函数图像（以 CHIBOR 作为货币政策变量），模型的滞后阶数均为 1 阶。居民预期和专家预期对消费类通胀率冲击均做出显著正向响应，一单位标准差的消费类通胀率冲击在当期造成居民和专家预期上升约 0.6%，响应在约 1 年后衰减至零。两种预期对非消费类通胀率冲击即期反应的 95% 置信区间均包含零值，且在未来各期同样不显著。脉冲响应分析表明居民和专家预期仅响应于消费类通胀率冲击，对非消费类通胀率冲击不响应，与静态模型结果一致。

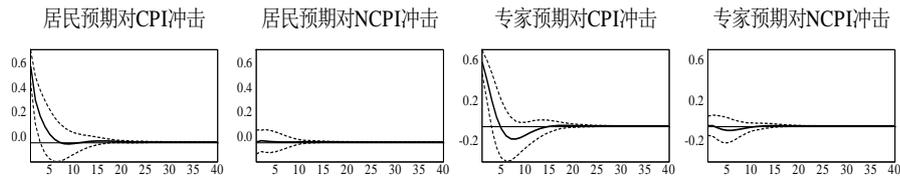


图5 通胀预期对消费类-非消费类通胀率冲击的脉冲响应 (MP=CHIBOR)

七、结论

本文探究了结构性通货膨胀背景下微观主体通货膨胀预期的形成机制问题。我国新世纪以来的结构性通胀可以划分为两个层次：第一个层次是消费领域内部食品类和非食品类通胀率的分化，具体特征为食品类通胀率在均值和波动性上均高于非食品类通胀率，食品类通胀率主导 CPI 通胀走势；第二个层次是消费类和非消费类通胀率的分化，具体特征是 2005-2013 年期间二者走势相似但不完全同步，而 2013 至 2019 年期间二者水平值接连反转，且走势呈现出方向性分化。另一方面，我国居民和专家通胀预期与各类现实通胀率均不完全相符。结构性通胀对通胀预期的影响机制是本文关注的焦点。

基于上述典型事实，本文首先结合预期形成的传染病学模型和适应性学习模型构建了包含结构性通胀的通胀预期形成机制模型，然后采用单方程回归来考察结构性通胀对居民和专家通胀预期的即期影响，最后进一步建立 SVAR 模型探究通胀预期对结构性通胀反应的动态特征。经验分析结果显示，居民和专家预期对结构性通胀的即期反应模式相似：从食品和非食品层面看，食品类和非食品类通胀率均显著正向驱动通胀预期，不过非食品类的驱动效应高于食品类，专家预期对食品类通胀率的相对关注程度高于居民预期；从消费和非消费类层面看，通胀预期仅受消费类通胀率影响，而不受非消费类的驱动。另外，通胀预期对结构性通胀冲击的动态响应模式与即期反应整体相似但存在微妙区别：一方面，居民和专家预期均对非食品类通胀率冲击做出持续正向响应，对于食品类通胀率冲击的动态反应基本不显著；另一方面，居民和专家预期仅对消费类通胀率冲击做出持续正向响应，而对非消费类通胀率冲击无显著动态反应。

以上结果说明，居民和专家形成通胀预期的过程中对非食品类通胀率的关注程度高于食品类通胀率，非消费类通胀率对通胀预期几乎没有影响。尽管在数据统计层面食品类通胀率长期主导 CPI 通胀率走势，但是居民和专家形成通胀预期时却更加关注非食品类通胀率变动。这暗示出居民和专家对食品部门的低价格粘性以及受短期冲击影响更显著的特点有较强

的共识,从而形成本季度食品类通胀率中包含的关于未来通胀的信息较少的结果。因此,经济主体在形成预期时对相对稳定且持久性较强的非食品类通胀率更加敏感。这种结果的政策涵义比较明确,即央行对公众通胀预期的引导应该更加关注非食品类通胀率或核心通胀率。另外,通胀预期仅关注消费类通胀率的结果反映出经济主体预期行为的理性疏忽特征,居民和专家都忽略了非消费类通胀率中所包含信息,其可能原因是非消费类通胀率信息的获取成本较高或者利用非消费类通胀率中信息难度大等原因。

在厘清通胀预期对结构性通胀反应机制的基础上,货币政策面对走势分化的各种通胀率的最优货币政策可能是值得进一步探讨的问题。要解决这一问题首先需要考虑如何放松理性预期假设,将通胀预期形成机制纳入货币政策分析框架,其次还需要从通货膨胀形成机制上刻画各种通胀率走势分化的根本原因。近年来的文献已经开始关注货币政策应当盯住哪种通胀率的问题(Wei&Xie, 2020 等),但少有从通胀预期形成机制角度切入进行分析的,因此未来研究可以考虑从这一角度进行深入探索。

参考文献:

侯成琪、龚六堂, 2014:《部门价格粘性的异质性与货币政策的传导》,《世界经济》第 7 期。

李新荣、李涛、刘胜利, 2014:《政府信任与居民通货膨胀预期》,《经济研究》第 6 期。

孙坚强、赵允宁、蔡玉梅, 2019:《公司盈余信息、适应性学习与通货膨胀预期》,《经济研究》第 10 期。

杨子晖、赵永亮、柳建华, 2013:《CPI 与 PPI 传导机制的非线性研究:正向传导还是反向倒逼?》,《经济研究》第 3 期。

张成思, 2010:《长期均衡、价格倒逼与货币驱动——我国上中下游价格传导机制研究》,《经济研究》第 6 期。

张成思、党超, 2015:《异质性通胀预期的信息粘性与信息更新频率》,《财贸经济》第 10 期。

Amisano, G., and C. Giannini, 1997, *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer.

Carlson, J. A., and M. Parkin, 1975, "Inflation Expectations", *Econometrica*, 42(166), 123-138.

Carroll, C., 2003, "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters", *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 269-298.

Cavallo, A., G. Cruces, and R. Perez-Truglia, 2017, "Inflation Expectations, Learning, and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 1-35.

Clarida, R., J. Galí and M. Gertler, 1999, "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661-1707.

Clarida, R., J. Galí and M. Gertler, 2000, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180.

Coibion, O., and Y. Gorodnichenko, 2015, "Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts", *American Economic Review*, 105(8), 2644-2678.

Davidson, R., and J. MacKinnon, 1981, "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica*, 49(3), 781-793.

Eusepi, S., B. Hobijn, and A. Tambalotti, 2011, "CONDI: A Cost-of-Nominal-Distortions Index", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(3), 53-91.

Galí J., and M. Gertler, 1999, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.

Gramlich, E., 1983, "Models of Inflation Expectations Formation: A Comparison of Household and Economist Forecasts", *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(2), 155-173.

Lucas, R. J., 1976, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1), 19-46.

Malmendier, U., and S. Nagel, 2016, "Learning from Inflation Experiences", *Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 53-87.

Mankiw, N. G., and R. Reis, 2002, "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.

Mullineaux, D. J., 1980, "Inflation Expectations and Money Growth in the United States", *American Economic Review*, 70(1), 149-161.

Sargent, T., and N. Wallace, 1975, "'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 83(2), 241-254.

Sims, C. A., 2010, "Rational Inattention and Monetary Economics", In B. M. Friedman and M. Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 155-181. Elsevier.

Sims, C. A., and T. Zha, 2006, "Does Monetary Policy Generate Recessions?", *Macroeconomic Dynamics*, 10(2), 231-272.

Sun, R., 2015, "What Measures Chinese Monetary Policy?", *Journal of International Money and Finance*, 59(1), 263-286.

Van Duyne, C., 1982, "Food Prices, Expectations, and Inflation", *American Journal of Agricultural Economics*, 64(3), 419-430.

Wei, S., and Y. Xie, 2020, "Monetary Policy in an Era of Global Supply Chains", *NBER Working papers*, No. 26602.

金融冲击与中央银行的流动性支持政策研究

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)

付莉

(中国人民大学财政金融学院)

姜伊晴

(中国人民大学财政金融学院)

内容提要：本文在 DSGE 框架下引入金融冲击，比较完整地刻画了包含货币政策、宏观审慎政策以及流动性支持政策的央行政策工具箱，并对中央银行的流动性支持政策在不同外生冲击下的经济金融稳定效应进行了系统考察。本文分析得到了三个基本结论：一是在各种典型的金融冲击下，中央银行的流动性支持政策均具有良好的宏观稳定效应；二是从政策实施的角度，中央银行的流动性支持政策可考虑盯住银行存款的变动，并在政策操作上体现“及时反应、力度合理”的原则；三是从社会福利增进的角度，中央银行流动性支持政策的效果受到冲击来源的影响，总体上应对金融冲击的效果较好。本文的分析结果初步显示了流动性支持政策作为中央银行“政策工具箱”一种辅助性金融稳定工具的可行性、针对性和有效性。

关键词：金融冲击；流动性支持；经济稳定；金融稳定

一、引言与文献回顾

近年来，随着金融冲击对宏观经济波动的影响越来越重要，研究金融冲击的宏观效应及政策应对成为中央银行的重要目标。在这一背景下，由流动性不足所引发的风险及其与金融冲击之间的关系，成为金融稳定研究的重要内容。从政策实践来看，世界各国的中央银行也

在不断探索新的流动性支持政策和工具,以更加有效地防范和管理金融冲击及其可能带来的经济金融风险。以 2008 年国际金融危机为例,全球各主要国家的中央银行都通过各种非常规的货币政策向市场投放了大量流动性,促进了金融体系的稳定,有效遏制了危机蔓延。2020 年新冠疫情发生后,各国也出台了更为宽松的政策组合释放流动性,以期降低外生冲击对于经济的影响,尽快稳定经济。但需要指出的是,虽然上述各国的非常规货币政策具有流动性支持方面的效应,但无论从理论还是实践上看,探索中央银行在面对金融冲击时是否应该注入流动性,以及如何设计和实施最优的流动性支持政策,仍然是一个重要而有待深入研究的问题。

从已有的相关文献来看,近年来围绕金融冲击、金融摩擦与宏观经济波动之间的关系,国内外许多学者开始将金融部门引入宏观经济模型进行分析,发现金融冲击是驱动宏观经济波动的重要原因。比如, Jermann 和 Quadrini (2012) 发现,金融冲击能够解释美国 46% 的产出增长波动、33% 的就业波动和 25% 的投资波动。在 Christiano 等 (2011) 的研究中,金融冲击解释了瑞典经济中 70% 的投资波动以及 25% 的产出波动。从冲击来源来看,文献中所涉及的金融冲击包括信贷冲击、资产净值冲击以及回偿率冲击等 (Gilchrist 和 Leahy, 2002; Benk 等, 2008)。许多研究表明,源于金融市场不完备性的金融摩擦会放大和传播各种冲击对经济波动的影响,而信贷状况的恶化是 20 世纪 90 年代以来历次经济衰退的主要诱因 (Gerali 等, 2010; Jermann 和 Quadrini, 2012)。金融冲击对宏观经济的影响主要通过三个渠道实现:一是企业资产负债表状况恶化导致的外部融资溢价,即所谓的“金融加速器效应”;二是受制于企业抵押品价值波动约束的抵押担保效应;三是银行等金融机构所面临的流动性约束效应。对于不同金融冲击下的效应,有研究发现,在异质性冲击下,同一渠道对经济波动可能产生不同的影响 (Christensen 和 Dib, 2008);同时,另外一些研究认为,即使在同一冲击下,不同渠道的放大和传播效应也有可能不同 (Iacoviello, 2005)。在国内研究方面,陈雨露等 (2016) 的研究强调了过度金融波动对一国经济增长和金融稳定的负面影响。马勇 (2017) 的研究显示,来自金融体系的冲击可解释长期经济中 40% 左右的通胀波动与 30% 左右的产出波动。

对于中央银行向市场注入流动性的措施及其效果,国外研究显示,金融冲击导致预期违约风险与流动性风险上升,加之金融加速器效应,大型金融中介机构选择收缩信贷、持有流动性,大大降低了市场流动性,金融市场进一步萎缩,使其丧失货币政策传导功能,常规性货币政策难以达到预期效果,因此央行采取非常规性货币宽松政策向金融市场注入流动性是非常必要的 (Taylor 和 Williams, 2009; Mishkin, 2011)。2008 年“次贷危机”爆发后,全

球主要发达经济体的中央银行都采取了类似的非常规性货币政策：美联储实施了四轮量化宽松、定期拍卖工具以及商业票据融资便利等政策，英格兰银行实行了融资换贷计划和量化宽松政策向市场注入流动性，欧洲中央银行也开展了一系列政策。这些非常规性货币政策在大多数研究中被证明是有效的，能够降低市场利率与利率差从而稳定金融市场（Christensen 等，2014；McAndrews 等，2016）。除了承诺低利率引导市场理性预期，各大央行还进行了大规模的资产购买，这不仅可以增加企业的现金资产帮助其走出流动性困境，而且能够改善企业的资产负债表状况以缓解其融资约束（Williams，2012），还能降低市场流动性溢价，进而降低企业面临的实际利率，刺激投资与实体经济复苏。大部分的实证研究表明，央行大规模购买资产向市场注入流动性的操作有利于降低资产市场收益率，对金融稳定起到积极作用（Stroebel 和 Taylor，2009），并且在控制通胀、降低失业率等宏观经济层面也有积极作用（Borio 和 Zabai，2016）。但是，央行的非常规性货币政策可能会带来道德风险和负外部性，使危机通过风险承担渠道在金融体系内集聚（Cecioni 等，2011），同时也有可能引起通货膨胀风险（Borio 和 Disyatat，2010）。

总体来看，已有文献对中央银行是否应该采取流动性支持政策的研究，目前尚未得出一致的结论。同时，从理论上讲，目前的已有研究主要集中于政策实施的效应评估方面，特别是实证研究相对较多，但在一般均衡框架下对流动性支持政策的分析和研究还比较有限，缺乏微观基础和对动态均衡的考虑是已有研究的一个潜在不足。基于上述考虑，本文尝试从以下两个方面进行“边际”改进：一是通过构建包含金融部门、金融冲击和流动性支持政策的 DSGE 模型，为分析金融冲击和流动性支持政策的稳定效应提供必要的微观基础和基础性的分析框架；二是在基于中国经济的 DSGE 模型框架下，从多个角度和层面对流动性支持政策的优化反应规则进行探索，为不同经济金融条件下的流动性政策实践提供一些初步的思路和建议。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分通过规范的理论建模，将金融部门与中央银行的流动性支持政策引入标准的 DSGE 模型；第三部分基于中国的经济金融数据对模型参数进行校准和贝叶斯估计；第四部分基于数值模拟分析和福利分析尝试建立符合中国国情的最优流动性支持规则；第五部分进行总结并提出相应的政策建议。

二、模型基本框架

本部分通过构建一个包含家庭、厂商、银行以及中央银行的 DSGE 模型，为分析金融冲击对经济金融波动的影响以及流动性支持的稳定效应提供一个具有微观基础的基本框架。较之传统的 DSGE 模型，本文模型具有以下两方面创新：一是将抵押物回偿率、厂商违约概率以及银行不良贷款率等关键金融变量引入厂商与银行部门的结构性建模部分，有利于更加明确地区分不同金融冲击对经济金融波动的影响；二是将流动性支持政策引入中央银行的政策“工具箱”，与货币政策和宏观审慎政策工具互相搭配，形成对中央银行政策实施的一个较为完整的刻画，从而丰富了已有文献对于政策组合动态效应的研究思路。

（一）家庭部门

在区间 $i \in (0,1)$ 上，存在着无数个连续的同质家庭，他们消费最终产品，在银行进行储蓄并持有银行股本，同时向厂商提供差异性劳动。在 t 时刻，家庭部门需要最大化其效用函数：

$$U_t = E_{i,t} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(\frac{C_{t+s}^{1-\zeta^{-1}}}{1-\zeta^{-1}} - \frac{N_{i,t+s}^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right) \quad (1)$$

其中， β 为主观贴现因子， C_{t+s} 为家庭 i 在 $t+s$ 时期的实际消费， ζ 为跨期消费替代弹性， $N_{i,t+s}$ 是家庭 i 在 $t+s$ 时期的劳动供给， γ 是劳动供给替代弹性的倒数。

纳入金融变量之后，代表性家庭部门在 t 时期面临以下预算约束：

$$C_t + D_t + V_t \leq (1+i_t^D)D_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t} + (1-\xi_{t-1}^V)(1+i_{t-1}^V)V_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t} + \frac{W_t}{P_t}H_t + \int_0^1 J_{j,t} dj \quad (2)$$

其中， C_t 为当期消费， D_t 为银行存款，存款利率为 i_t^D ； V_t 为家庭持有的银行股本，收益率为 i_t^V 。 P_t 为第 t 期的名义价格水平， $(1+i_{t-1}^D)D_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t}$ 为收到的上期存款本息的现值， $(1-\xi_{t-1}^V)(1+i_{t-1}^V)V_{t-1} \frac{P_{t-1}}{P_t}$ 为收到的上期股本与红利的现值， ξ_{t-1}^V 表示上期用于冲销坏账的银行股本比率（即不良贷款率）， W_t 代表名义单位工资水平， $\int_0^1 J_{j,t} dj$ 代表中间厂商赚取的超额利润，与此同时处于完全竞争市场下的最终产品生产商与银行无法获得超额利润。

基于以上设定，得到家庭问题的最优化一阶条件：

$$C_t^{-\frac{1}{\xi}} = \beta E_t(1+i_t^D) \frac{P_t}{P_{t+1}} C_{t+1}^{-\frac{1}{\xi}} \quad (3)$$

$$\frac{W_t}{P_t} = N_t^\gamma C_t^{\frac{1}{\xi}} \quad (4)$$

$$1+i_t^V = \frac{1+i_t^D}{1-\xi^V} \quad (5)$$

其中，式（3）表示家庭最优消费的欧拉方程；式（4）代表均衡条件下的劳动供给；式（5）则表示银行股本收益率与存款利率间的均衡关系，更高的银行存款利率或不良贷款率会提高家庭的风险预期，银行需要为此支付更高的股本收益率。

（二）厂商部门

完全竞争市场中的最终产品生产厂商将有差异的中间产品 j 生产为最终产品，其生产函数为

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{\lambda_p-1}{\lambda_p}} dj \right]^{\frac{\lambda_p}{\lambda_p-1}}, \text{ 其中 } \lambda_p \text{ 为中间产品的替代弹性, } \lambda_p > 1, \text{ 追求利润最大化的最终产品生}$$

产商对于中间产品 j 的需求函数为 $Y_{j,t} = Y_t \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\lambda_p}$ ，在完全竞争市场，根据零利润条件，得到

$$\text{最终产品的价格 } P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-\lambda_p} dj \right]^{\frac{1}{1-\lambda_p}}。$$

中间产品厂商生产具有差异性的产品，具有一定的垄断定价能力，能够高于边际成本定价，赚取超额利润。根据 Calvo 规则，我们认为中间产品价格水平具有粘性，每期都有 ω_p 比例的中间厂商沿用上期的价格水平，其余 $1-\omega_p$ 的中间厂商调整产品价格。设定中间厂商的生产函数为：

$$Y_{j,t} = A_t N_{j,t} \quad (6)$$

其中， A_t 为当期技术水平，即中间厂商的生产力，遵循外 AR(1) 过程：

$\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^a$ ， $\varepsilon_t^a \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_A^2)$ ， ε_t^a 为标准差为 σ_A 的技术冲击， ρ_a 为技术冲击的持续

性。 $N_{j,t}$ 为中间厂商 j 雇佣的劳动。定义 $L_{j,t}$ 为中间产品生产商 j 向银行申请的贷款，此贷款全部用于支付其劳动力工资，于是有：

$$L_{j,t} = W_t^R N_{j,t} \quad (7)$$

其中， $W_t^R = W_t / P_t$ 为实际工资水平。假设 Ω 为厂商与银行约定的贷款抵押覆盖率， $\Omega > 1$ ，若厂商违约，银行可以清算签订合同时市场价值为 ΩL_t 的抵押品来获得贷款本息的偿付。不失一般性，假设厂商抵押品的整体回偿率为 χ_t ($0 < \chi_t < 1$)，且 χ_t 服从外生 AR(1)过程： $\ln(\frac{\chi_t}{\bar{\chi}}) = \kappa_\chi \ln(\frac{\chi_{t-1}}{\bar{\chi}}) + \varepsilon_t^\chi$ ， $\varepsilon_t^\chi \sim N(0, \sigma_\chi^2)$ 为回偿率冲击。这就意味着，如果厂商违约，银行只能收回 χ_t 比例的抵押品价值。理论上， χ_t 可看作抵押品的变现能力，由于市场风险的存在，抵押品价值会发生波动，尤其在厂商违约情况下，抵押品快速变现的需求往往导致清算价值过低，使银行难以收回贷款本息，造成实际损失。

中间厂商 j 的抵押品变现价值为 $\chi_t \varepsilon_{j,t}^F \Omega L_{j,t}$ ，其中 $\varepsilon_{j,t}^F$ 为厂商 j 的特定回偿率冲击，服从 $(\underline{\varepsilon}^F, \bar{\varepsilon}^F)$ 上的均匀分布。中间厂商 j 的违约条件为 $\chi_t \varepsilon_{j,t}^F \Omega L_{j,t} < (1 + i_t^L) L_{j,t}$ ，其中， i_t^L 为银行给予中间厂商的贷款利率。假设中间厂商 j 的特定抵押品回偿率阈值为 $\varepsilon_{j,t}^{F,M}$ ，当中间厂商回偿率 $\varepsilon_{j,t}^F$ 小于特定回偿率阈值，违约发生，即： $\varepsilon_{j,t}^{F,M} = \frac{1 + i_t^L}{\Omega \chi_t}$ 。这意味着，中间厂商的特定回偿率阈值与银行贷款利率成正比，与贷款抵押覆盖率和抵押品整体回偿率成反比。因为贷款利率中隐含着资本充足率要求，此阈值与监管因素也存在一定的相关性。由于 $\varepsilon_{j,t}^F$ 服从均匀分布，所以各中间产商的特定回偿率阈值在对称均衡条件下相等，在此前提下，定义 ϕ_t 为中间厂商的违约概率，有以下表达式：

$$\phi_t = \frac{\varepsilon_{j,t}^{F,M} - \underline{\varepsilon}^F}{\bar{\varepsilon}^F - \underline{\varepsilon}^F} \quad (8)$$

根据以上设定，中间厂商 j 进行两阶段决策以实现其利润最大化，在第一阶段，中间厂商 j 的边际成本为：

$$mc_{j,t} = \frac{1+i_t^L}{A_t} W_t^R \quad (9)$$

在第二阶段决策中，厂商决定中间产品价格。所有中间厂商在 t 时刻面临同样的劳动力成本与生产力水平，具有相同的边际成本，因此垄断竞争的中间商品厂商将价格设定在相同水平 \bar{P}_t ，其利润最大化一阶条件为：

$$\frac{\bar{P}_t}{P_t} = \left(\frac{\lambda_p}{\lambda_p - 1} \right) \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega_p^s \beta^s C_{t+s}^{-\frac{1}{\sigma}} Y_{t+s} mc_{t+s} \left(\frac{P_{t+s}}{P_t} \right)^{\lambda_p}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \omega_p^s \beta^s C_{t+s}^{-\frac{1}{\sigma}} Y_{t+s} \left(\frac{P_{t+s}}{P_t} \right)^{\lambda_p - 1}} \quad (10)$$

其中， $\left(\frac{\lambda_p}{\lambda_p - 1} \right)$ 表示以折现后名义总成本与折现后实际产出比值为基础的总价格加成。根

据式 (10) 和最终产品的价格方程可得如下前瞻性的菲利普斯曲线：

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\omega_p)(1-\beta\omega_p)}{\omega_p} mc_t \quad (11)$$

其中， $\hat{\pi}_t$ 和 mc_t 分别为通胀和实际边际成本的缺口值^①。由式 (11) 可知，中间厂商的价格调整具有黏性，对于边际成本的改变，中间厂商的价格调整需要在多期中完成。

(三) 银行部门

在考虑中央银行流动性支持的情况下，典型的银行资产负债表约束为：

$$L_t = D_t(1-\psi_t) + V_t + M_t \quad (12)$$

其中， L_t 为贷款， D_t 为存款（即银行负债）， ψ_t 为存款准备金率， V_t 为银行股本， M_t 为中央银行给予的流动性支持（即货币注入）。

在均衡状态下，处于完全竞争市场中的银行部门贷款收益等于资金成本：

$$\int_{\underline{\varepsilon}_{j,t}^F}^{-\varepsilon} [(1+i_t^L)L_{j,t}] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F + \int_{\underline{\varepsilon}_{j,t}^F}^{\varepsilon_{j,t}^{F,M}} [\Omega \chi_t L_{j,t} \varepsilon_{j,t}^F] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F = (1+i_t^D)D_t + (1+i_t^V)V_t \quad (13)$$

其中，等式左边的 $\int_{\underline{\varepsilon}_{j,t}^F}^{-\varepsilon} [(1+i_t^L)L_{j,t}] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F$ 代表银行从未违约企业处收回的贷款本息，

$\int_{\underline{\varepsilon}_{j,t}^F}^{\varepsilon_{j,t}^{F,M}} [\Omega \chi_t L_{j,t} \varepsilon_{j,t}^F] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F$ 表示银行通过清算违约企业的抵押品收回的部分贷款本息，等式

^① \hat{x} 表示对应变量 x 相对于其稳态值的对数偏离（即缺口值），后文同。

右边则表示银行的资金总成本。根据前文的相关设定， $\varepsilon_{j,t}^F$ 服从 $(\underline{\varepsilon}^F, \bar{\varepsilon}^F)$ 上的均匀分布，其密度函数为 $f(\varepsilon_{j,t}^F) = \frac{1}{\bar{\varepsilon}^F - \underline{\varepsilon}^F}$ 。根据式 (13)，同时结合后文式 (18)，可得均衡状态下的贷款利率为：

$$i_t^L = \rho v_{i_t^v} + \frac{(L_t - M_t)(1 + i_t^D)}{L_t(1 - \psi_t)} - \frac{\rho v_{i_t^D}(i_t^D + \psi_t)}{1 - \psi_t} + \chi_t \phi_t^2 \frac{(\bar{\varepsilon}^F - \underline{\varepsilon}^F)\Omega}{2} - 1 \quad (14)$$

上式的对数线性化形式为：

$$\hat{i}_t^L = \frac{1}{\bar{i}^L(1 - \bar{\psi})} \left\{ \begin{aligned} & (1 + \bar{i}^D)(\rho \bar{v}_{i_t^v} + \overline{Liq} \hat{M}_t - \overline{Liq} \hat{L}_t) \\ & + \left[\bar{i}^D \hat{i}_t^D + \frac{\bar{\psi} \hat{\psi}_t}{1 - \bar{\psi}} (1 + \bar{i}^D) \right] (\rho \bar{v} - 1 + \overline{Liq}) \end{aligned} \right\} \\ + \frac{2\rho \bar{v} \bar{i}^v (\hat{v}_t + \hat{i}_t^v) + 2\rho \bar{v} \hat{v}_t + (\bar{\varepsilon} - \underline{\varepsilon})\Omega \bar{\chi} \bar{\phi}^2 (\hat{\chi}_t + 2\hat{\phi}_t)}{2\bar{i}^L}$$

其中， \overline{Liq} 为中央银行的流动性支持比例（即央行注入的货币量与贷款总量之比 M_t / L_t ）的稳态值（即 $\overline{Liq} = \bar{M} / \bar{L}$ ）^①。由于稳态的流动性支持比例实际上反映了经济在均衡状态下所需要的流动性支持规模，因此，该参数可以在一定程度上反映一个经济体的流动性匮乏程度： \overline{Liq} 的值越大，对应的流动性匮乏程度越高。

假设银行利用其股本来吸收贷款损失，定义 ξ_t^V 为银行的不良贷款率，可得：

$$\xi_t^V V_t = (1 - \chi_t) \int_{\underline{\varepsilon}^F}^{\varepsilon_{j,t}^{F,M}} [\Omega \chi_t L_{j,t} \varepsilon_{j,t}^F] f(\varepsilon_{j,t}^F) d\varepsilon_{j,t}^F \quad (15)$$

求解上式，则有：

$$\xi_t^V = \frac{(1 - \chi_t)[(\varepsilon_{j,t}^{F,M})^2 - (\underline{\varepsilon}^F)^2] \Omega \chi_t L_{j,t}}{2(\bar{\varepsilon}^F - \underline{\varepsilon}^F) V_t} \quad (16)$$

从式 (16) 可以看出，银行的不良贷款率不仅与违约企业带来的贷款损失有关，还与银行自身的资本结构有关。

（四）中央银行及其政策工具

在本文中，中央银行所使用的政策工具包括传统的货币政策工具（利率政策）以及三种宏观审慎政策工具：逆周期资本监管、动态存款准备金政策和流动性支持政策。

^① \bar{x} 表示对应变量 x 的稳态值，后文同。

1. 利率政策

与标准文献一致，假设中央银行按照标准的泰勒规则调控基准利率：

$$\ln\left(\frac{i_t^D}{\bar{i}^D}\right) = \kappa_r \ln\left(\frac{i_{t-1}^D}{\bar{i}^D}\right) + (1 - \kappa_r) \left[\kappa_r^y \ln\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) + \kappa_r^\pi \ln\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right) \right] + \varepsilon_t^r \quad (17)$$

其中， κ_r 为利率政策的平滑系数， κ_r^y 为基准利率对产出缺口的反应系数， κ_r^π 为基准利率对通胀缺口的反应系数， $\varepsilon_t^r \sim \text{i.d.d. } N(0, \sigma_r^2)$ 为利率冲击。

2. 逆周期资本监管

参考已有文献的标准做法（如 Taylor and Zilberman, 2016），逆周期资本监管设定为盯住银行不良贷款率对其稳态 $\bar{\xi}^V$ 的偏离幅度，并采用以下规则形式进行调控：

$$V_t = \rho L_t v_t \quad (18)$$

$$v_t = \left(\frac{\xi_t^V}{\bar{\xi}^V} \right)^q \quad (19)$$

其中， ρ 为银行的最低资本充足率要求， v_t 为风险加权因子， $q > 0$ 为调控力度参数。根据式（19），银行的不良贷款率越高，政策当局所要求的风险因子越大，相应的宏观审慎规则下的（额外）资本要求就越高。

3. 动态存款准备金政策

近年来，中国在传统存款准备金政策的基础上引入动态调整的存款准备金政策，是兼具经济和金融稳定考量的新型宏观审慎政策工具。据此，参考马勇（2013）等的做法，我们假设动态存款准备金政策既关注通胀和产出等经济变量，同时也关注信贷稳定等金融变量，具体规则如下：

$$\ln\left(\frac{\psi_t}{\bar{\psi}}\right) = \kappa_\psi \ln\left(\frac{\psi_{t-1}}{\bar{\psi}}\right) + (1 - \kappa_\psi) \left[\kappa_\psi^y \ln\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}}\right) + \kappa_\psi^\pi \ln\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right) + \kappa_\psi^l \ln\left(\frac{L_t}{\bar{L}}\right) \right] + \varepsilon_t^\psi \quad (20)$$

上式中， κ_ψ 为存款准备金政策的平滑系数， κ_ψ^y 、 κ_ψ^π 、 κ_ψ^l 分别为存款准备金要求对产出缺口、通胀缺口以及贷款缺口的反应系数。 $\varepsilon_t^\psi \sim \text{i.d.d. } N(0, \sigma_\psi^2)$ 为存款准备金冲击。

4. 流动性支持政策

对于中央银行的流动性支持规则，考虑到银行部门在金融体系中的核心地位以及作为金融

体系“最后一道防线”的风险防范功能，商业银行存款的变化成为判断经济中的流动性匮乏程度的重要表征变量。一般来说，银行存款相较于其他金融资产更具备安全性，这主要是因为银行拥有较高的信用以及存款保险的保障，因此，在市场流动性较为紧张的时候，投资者往往做出抛售其他金融资产转而进行储蓄的投资选择来规避流动性风险，银行存款的异常上升可作为判断流动性危机甚至金融危机的重要指示信息。因此，本文的流动性支持规则选择以存款变化作为政策盯住的目标变量，具体形式如下：

$$\ln\left(\frac{M_t}{M}\right) = \kappa_M \ln\left(\frac{M_{t-1}}{M}\right) + (1 - \kappa_M) [\kappa_M^D \ln\left(\frac{D_t}{D}\right)] \quad (21)$$

其中， κ_M 为流动性支持政策的平滑系数，体现了流动性支持政策的持续性程度； κ_M^D 为流动性支持政策对存款缺口的反应系数。对于中央银行而言，流动性支持政策应该体现逆周期调节特征以平抑流动性的过度波动，因此，中央银行应该在流动性匮乏时增加流动性供给，并在流动性过度时减少流动性支持。

三、模型结构参数的校准与估计

本部分将对第二部分建立的模型中的各个参数进行校准与估计，参考标准的 DSGE 文献，我们采用贝叶斯方法对模型进行估计。考虑到参数识别问题，将模型中的参数分为两类：一类是比较稳定且明确的参数，对于此类参数根据实际经济数据或者已有文献研究进行校准；另一类是新引入或者取值不太明确的参数以及各外生冲击的相关参数，对于这类参数利用贝叶斯方法对实际经济数据进行估计得到。为提高估计的准确性，本文选取尽可能多的实际经济数据作为样本，考虑到 1992 年党的十四大确立了建立社会主义市场经济体制的目标，并从此开始了市场经济改革，故选取 1992 年第 1 季度至 2019 年第 2 季度作为样本区间。

对于模型稳态方程中的参数，本文参考标准文献进行校准：设定家庭部门的贴现因子 β 为 0.99、劳动供给弹性的倒数与跨期消费弹性均为 2（Faia 和 Monacelli, 2008）、厂商的价格粘性为 0.8（马勇, 2016）、厂商违约概率为 0.025（王擎和田娇, 2016），稳态的抵押物回偿率根据陈彦斌和刘哲希（2017）的研究校准为 0.75。根据 Faia 和 Monacelli（2007）及 Tayler 和 Zilberman（2016）的研究本文将回偿率冲击分布的上界和下限分别设定为 1.36 和 1。根据现实情况，我们将逆周期资本监管调控力度设定为 20，资本充足率为 0.08，稳态时的央行流动性支

持比例（央行注入的货币量与贷款总量的比值） \overline{Liq} 在基准分析中设定为 5%，这意味着经济所需的流动性支持比例为贷款总量的千分之五，这一比例与现实中的实际情况比较接近，可以反映常规状态下的流动性支持规模。在后文中，我们通过对 \overline{Liq} 进行不同大小的赋值，进一步分析不同流动性需求和支持规模下的情况。对于其它模型变量的稳态值，基于数据可得性，使用 2008 年一季度至 2018 年四季度的均值进行校准，其中，存款准备金率设定为 0.122，不良贷款率为 0.017。季度的存款利率、贷款利率、资本收益率依次设定为 0.01、0.015、0.0325，分别对应 4%、6% 和 13% 的年化存款利率、贷款利率和资本收益率。本文相关校准参数的设定如表 1 所示。

表 1 模型结构参数的校准

参数	参数经济含义	校准值
β	家庭部门的主观贴现因子	0.99
ζ	跨期消费替代弹性	2
γ	劳动供给替代弹性的倒数	2
ω_p	中间厂商价格粘性参数	0.8
q	逆周期资本监管调控力度	20
ρ	银行资本充足率	0.08
$\bar{\varepsilon}^F$	回偿率冲击分布的上界	1.36
$\underline{\varepsilon}^F$	回偿率冲击分布的下界	1
\overline{Liq}	稳态的央行流动性支持规模	0.005
Ω	贷款的抵押覆盖率	1.5
$\bar{\psi}$	稳态的存款准备金率	0.122
$\bar{\chi}$	稳态的抵押物回偿率	0.75
\bar{D}	稳态的政策部门风险加权因子	1
$\bar{\phi}$	稳态的中间厂商违约概率	0.025
\bar{i}^D	稳态的季度银行存款利率	0.01
\bar{i}^L	稳态的季度银行贷款利率	0.015
\bar{i}^v	稳态的季度银行资本收益率	0.0325
$\bar{\zeta}^v$	稳态的季度银行不良贷款率	0.017

除了以上校准的参数，其余参数均使用贝叶斯方法进行估计。由于观察变量个数不能超过外生冲击的个数，且考虑到本模型含有 4 个外生冲击（即技术冲击 ε_t^a ，回偿率冲击 ε_t^z ，货币政策利率冲击 ε_t^r ，存款准备金冲击 ε_t^v ），本文选用通货膨胀率、存款准备金率、货币政策利率以

及贷款利率作为观察变量，并从 1992 年第 1 季度至 2019 年第 2 季度的经济数据中选取以下 4 个宏观变量作为以上观察变量的代理变量：①选用季度环比的 CPI 作为模型中通胀 π_t 的代理变量；②选用中央银行公布的存款准备金率作为模型中存款准备金率 ψ_t 的代理变量；③选用银行间市场同业拆借 7 天利率代表模型中的货币政策利率 i_t^D ；④选用人民银行公布的金融机构人民币贷款加权平均贷款利率代表模型中的贷款利率 i_t^L 。上述数据均来源于中国人民银行公布的数据和 Wind 数据库。与已有文献一致，本文对所有数据均进行季节调整与去趋势（HP 滤波）处理，以保证数据平稳性与估计的可靠性。

表 2 展示了各参数的先验分布设定以及后验结果与 90% 置信区间。从表 2 的结果可以看出，各参数的估计值均在 90% 的置信水平上显著不为 0，表明估计结果有效。其中，基准利率的平滑系数的估计值为 0.9475，说明利率调控政策的持续性较高，政策连续性较强。同时，参考已有文献对通胀的反应系数的估计值，我们设定基准利率的通胀缺口反应系数的先验值为 0.8，通过贝叶斯估计得到通胀缺口的反应系数为 0.7605，对产出缺口的反应系数为 0.2061，总体符合中国货币政策首先考虑通胀稳定、同时兼顾产出稳定的政策目标。相比之下，存款准备金政策的持续性系数为 0.8563，仍然具有较高的连续性，但对产出、通胀和信贷缺口的反应系数分别为 0.4015、0.5366 和 0.4945，较之利率政策的反应系数相对要均衡一些，这从一个侧面反映出存款准备金政策在实体经济调控（对通胀和产出的反应）方面相对于利率政策的辅助性质以及在金融稳定调控（对信贷波动的反应）方面的稳健操作考虑（做出中等力度的反应）。总体来看，上述政策规则的估计结果与实践中的经验事实一致。

对于流动性支持规则的相关参数，由于在现实中，流动性支持尚未明确作为一项常规性的政策工具确定下来，导致缺乏必要的相关实际数据进行估计，但本文的主要目标并不是对中央银行“实施了什么样的流动性政策”进行实证估计，而是对如下问题进行回答：“如果中央银行在已有政策的基础上同时实施了流动性支持政策，是否会进一步改进政策调控效果？”对这一问题的回答，主要通过“不存在流动性支持政策”（I）和“增加流动性支持政策”（II）两种场景下的对比分析进行回答。与已有文献的做法一致，场景 I 对应存在的真实情况为“基准模型”，所有模型参数采用实际数据进行校准或估计；场景 II 对应假设状态下的情况，只需在保留原“基准模型”所有参数不变的情况下，增加对流动性支持政策规则相关参数的设定，而后者正是政

策规则比较分析的内容，因而也不需要事先设定某个特定的经验值（详见下一部分的分析）。

表 2 模型参数的先验分布和贝叶斯估计结果

参数	参数经济含义	先验分布*	后验均值	90%置信区间
ρ_a	技术冲击的持续性	Beta[0.5, 0.2]	0.92 32	[0.8818, 0.9674]
κ_r	基准利率的平滑系数	Beta[0.5, 0.2]	0.94 75	[0.9141, 0.9827]
κ_r^π	基准利率的通胀缺口反应系数	Gamma[0.8, 0.1]	0.76 05	[0.6125, 0.9485]
κ_r^y	基准利率的产出缺口反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.20 61	[0.0559, 0.3700]
κ_z	回偿率冲击的持续性	Beta[0.5, 0.2]	0.84 48	[0.7719, 0.9178]
κ_ψ	存款准备金率的平滑系数	Beta[0.8, 0.1]	0.85 63	[0.7988, 0.9191]
κ_ψ^y	存款准备金的产出缺口反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.40 15	[0.2991, 0.5075]
κ_ψ^π	存款准备金的通胀缺口反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.53 66	[0.3802, 0.6954]
κ_ψ^l	存款准备金的信贷缺口反应系数	Gamma[0.5, 0.1]	0.49 45	[0.3215, 0.6347]
σ_A	技术冲击标准差	Inv gamma[0.01, ∞]	0.01 13	[0.0097, 0.0127]
σ_r	货币政策利率冲击的标准差	Inv gamma[0.01, ∞]	0.00 14	[0.0012, 0.0015]
σ_z	回偿率冲击的标准差	Inv gamma[0.01, ∞]	0.00 61	[0.0054, 0.0068]
σ_ψ	存款准备金冲击的标准差	Inv gamma[0.01, ∞]	0.04 46	[0.0397, 0.0497]

注：*括号中的数字分别为先验均值和标准差。

四、中央银行流动性支持政策的稳定效应及最优规则分析

（一）中央银行的流动性支持是否有助于经济和金融稳定？

如前文所述，要通过 DSGE 模型下的数值模拟分析讨论中央银行的流动性支持是否有助于

经济和金融稳定，首先需要对式（21）中的规则参数进行赋值。从理论上讲，政策平滑系数 κ_M 的取值范围是[0,1]，作为一个初步分析，本部分我们采取中立无偏立场，先将其设定为中间值 0.5（即 $\kappa_M=0.5$ ），表示中央银行在提供流动性支持时，政策的实施具有中等的持续性和连贯性。在后续关于优化政策规则的讨论中，我们再进一步让 κ_M 在[0,1]进行任意取值，从而覆盖所有可能的取值情况。基于 $\kappa_M=0.5$ 的设定，得到如式（22）的流动性支持规则：

$$\ln\left(\frac{M_t}{\bar{M}}\right) = 0.5\ln\left(\frac{M_{t-1}}{\bar{M}}\right) + 0.5[\kappa_M^D \ln\left(\frac{D_t}{\bar{D}}\right)] \quad (22)$$

对于式（22）中的存款反应系数 κ_M^D ，为简单清晰起见，同时不失一般性，我们首先考察 $\kappa_M^D=\{0,50,100,150,200\}$ 五个代表性取值下的结果，其中 $\kappa_M^D=0$ 对应不对存款缺口做出反应的情况。这里需要说明的是，虽然我们在展示中只呈现了 $\kappa_M^D=\{0,50,100,150,200\}$ 五种情形下的结果，但我们通过对 κ_M^D 在[0, 200]上进行连续取值，仍然得到了与后文所述结果一致的结论，因此，上述示例性取点具有比较明确的代表性。

在政策效果的评估方面，我们选择产出和通胀波动作为宏观经济波动的代表，同时选择存款量、贷款量、银行资本、不良贷款率、存款利率、贷款利率以及杠杆水平等 7 个金融变量的波动作为金融波动的代表。选定目标变量之后，基于前文构建和估计的 DSGE 模型，我们就可以计算出在不同反应力度系数（ κ_M^D ）的流动性支持规则下，各主要经济和金融变量在面对三种金融冲击（存款准备金冲击、回偿率冲击、利率冲击）的脉冲响应函数。具体结果如图 1-图 3 所示。

图 1 展示了在一个标准差的存款准备金冲击下各主要变量的波动情况。对于 $\kappa_M^D=0$ （即流动性支持政策不对存款缺口做出反应，仅考虑对上期政策的延续）的情况，由于银行对单位存款所提取的准备金比例提高，银行可贷资金的供给减少，导致贷款利率正向偏离均衡水平，与贷款利率紧密联系的中间厂商的边际成本也相应提高，这不仅对通货膨胀构成了上行压力，还促使中间厂商减少用于生产的劳动雇佣，导致经济总产出低于均衡水平。由于劳动收入的下降，居民部门用于储蓄的支出相应减少，银行存款总量下降，此时，银行会适当提高存款利率来吸引居民储蓄。此外，提高的贷款利率还将导致银行贷款量低于均衡水平，在社会信贷总量相对

收缩的市场环境下，往往只有经营状况良好、风险承担能力较强的企业才会申请较高利率的贷款进行投资和生产，这类企业的违约概率较低从而使不良贷款率低于均衡水平。根据逆周期动态资本监管规则，在贷款总量和不良贷款率均发生负向波动的情况下，监管部门对银行所持有的资本总量要求也相应降低。结合贷款等银行资产与银行资本的相对波动状况，杠杆水平呈现出一个向下的“驼峰形”波动范式。

相较于 $\kappa_M^D=0$ 的情况，只要流动性支持规则对银行存款缺口做出反应，除了存款量之外的各主要经济和金融变量相对于均衡水平的波动幅度都出现了不同程度的下降，并且能更快地回到稳态水平。这说明对银行存款缺口做出反应的流动性支持政策能够降低产出、通胀等经济变量的波动，也能够降低杠杆水平、不良贷款率等金融变量的波动。同时，随着 κ_M^D 的取值从 0 增加到 150，相关稳定效应呈现出增强的趋势。然而，当 κ_M^D 继续增大到 200，部分变量的波动幅度相对于 $\kappa_M^D=150$ 时出现扩大的情况。这说明，当中央银行实施流动性支持政策以应对存款准备金冲击时，应当及时对银行存款缺口的变动做出逆周期性的反应，但需保持适当的力度，以更好地稳定经济金融变量，避免出现反应过度的情况。

图 2 的结果表明，如果流动性支持政策不对银行存款缺口的变动做出反应（ $\kappa_M^D=0$ ），正向的回偿率冲击将提高贷款抵押品的清算价值，从而降低中间厂商的违约概率，使银行的不良贷款率低于均衡水平。根据逆周期资本监管规则，低水平的不良贷款率将降低监管部门对银行发生流动性风险的预期，从而减少对银行的资本要求。此外，据式（14）所得的均衡条件，违约概率的降低也会促使贷款利率产生负向波动，导致贷款量正向偏离均衡水平，而边际成本负向偏离均衡水平，从而对通货膨胀产生下行压力。中间厂商因此雇佣更多的劳动力来扩大生产，经济总产出高于均衡水平，居民用于储蓄的银行存款也相应增加，在银行存款相对充足的情况下，银行将适度降低存款利率以引导资金的优化配置。银行资本与贷款量的相对波动状况导致银行杠杆水平的反应呈现出向上的“驼峰形”。

当流动性支持政策的反应力度 κ_M^D 由 0 向着合理取值变化，除不良贷款率和银行资本以外的其他变量的波动都将得到明显平抑，随着反应力度的上升，政策效应增加，且作用方向保持不变。为实现逆周期调节效应，面对存款量的正向缺口（意味着市场流动性匮乏），中央银行应该在部分延续上期政策的基础上，增加一部分流动性支持，且随着对存款缺口反应系数 κ_M^D 取

值的增大，这种增加的程度越高，换言之银行拥有更多的流动资金来对无法按时偿付贷款本息的厂商进行再融资或贷款展期等操作以化解信贷风险，这就加剧了不良贷款率的负向偏离。在动态资本监管政策的配合下，银行资本也将进一步负向偏离均衡水平。总体来看，回偿率冲击下盯住存款缺口的流动性支持政策对于大多数经济和金融变量具有良好的调控效应，但是中央银行仍需要相机抉择，根据所需要稳定的经济金融变量目标，相应考虑是否以及在多大程度上进行流动性调控。

图3显示了一个标准差的利率冲击下各变量的波动情况。同样先考虑 $\kappa_M^D=0$ 的情形，利率冲击导致存款利率发生负向波动，储蓄对于居民的吸引力下降，导致存款量低于均衡水平。可贷资金市场供求力量的相对变化将贷款利率推高至均衡水平之上，部分企业无力负担高额利息致使贷款总量相应减少，优质企业良好的流动性状况则能够保证本息的按时偿付，从而降低银行的不良贷款率。在逆周期资本监管制度下，银行所持有的资本总量将随着不良贷款率和贷款量产生负向波动，结合贷款量等银行资产的变动情况，银行杠杆水平的反应呈现出向下的“驼峰形”。此外，上升的贷款利率将增加中间厂商的边际成本，使其减少劳动雇佣，导致经济产出低于均衡水平，预期未来收入减少的居民将缩减消费，降低通货膨胀水平。

对于不同的经济和金融变量， κ_M^D 取值不同的流动性支持政策所收到政策效应有所差异：盯住存款缺口的流动性支持政策对总产出、杠杆水平、存款量、贷款量以及银行资本具有良好的调控效应，不仅降低了各变量的波动幅度，还加快了各变量回到稳态的速度，并且随着反应力度 κ_M^D 取值的增大，这种调控效应呈现增强的趋势；但对于不良贷款率和贷款利率，仅当政策反应力度处于较低水平时，其波动性会出现一定程度的下降，继续增大反应力度则会导致二者更大幅度的波动；对于通货膨胀和存款利率，政策的调控效应不明显。这说明，在经济面临利率冲击时，如果央行将银行存款缺口作为盯住变量进行流动性调控时，同样需要根据现实情况相机抉择，并选择合理的调控力度。

总体来看，综合图1-3的结果，盯住银行存款缺口的流动性支持政策在各种金融冲击下的经济金融稳定效果较好，并且随着反应力度在一定范围内的上升，稳定效应呈增强趋势，但应注意政策反应力度的把握，过度反应可能会加剧变量的波动，因此合理适度是流动性支持政策的重要考量标准。

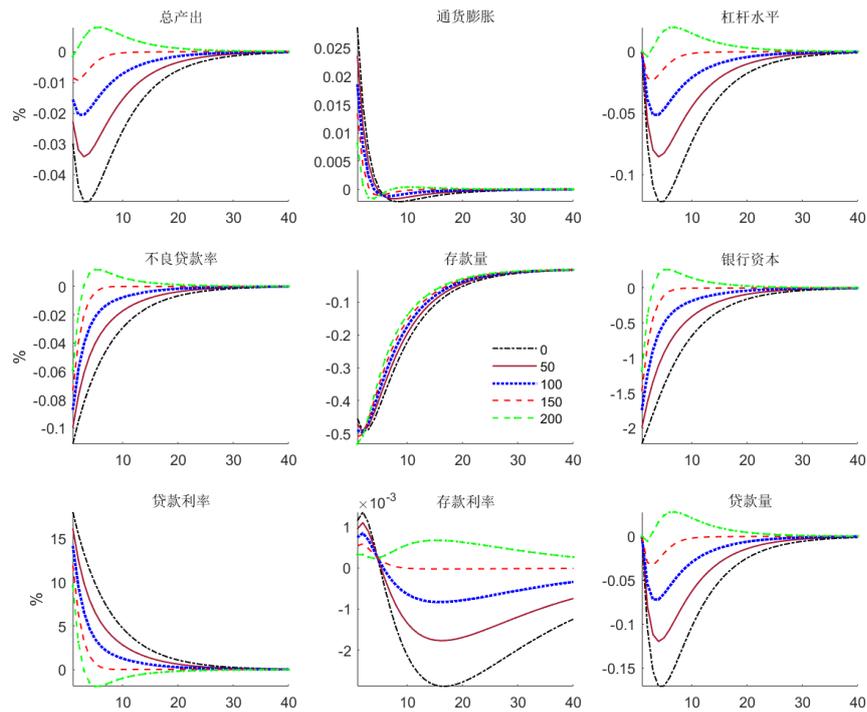


图1 存款准备金冲击下的脉冲响应结果

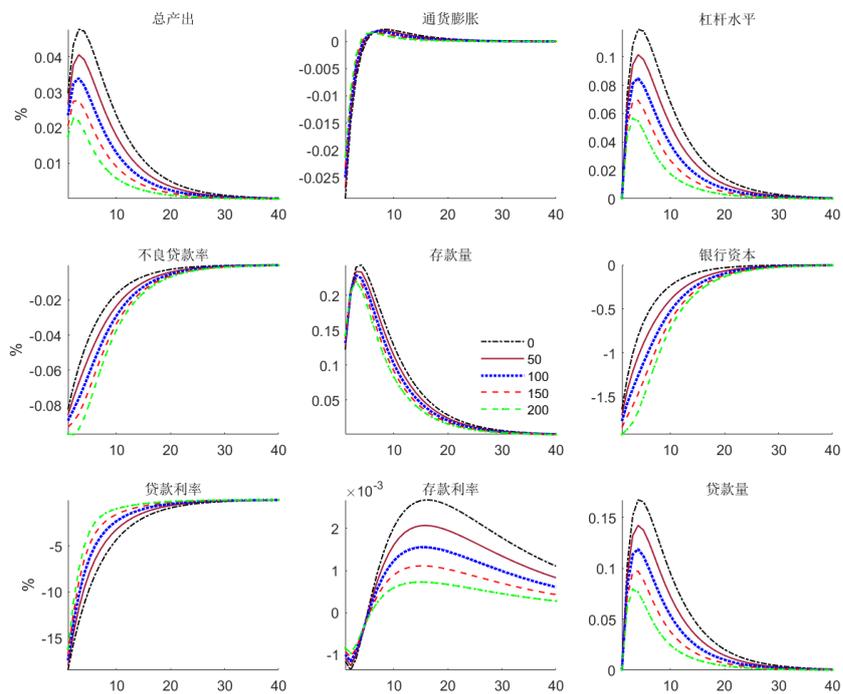


图2 回偿率冲击下的脉冲响应结果

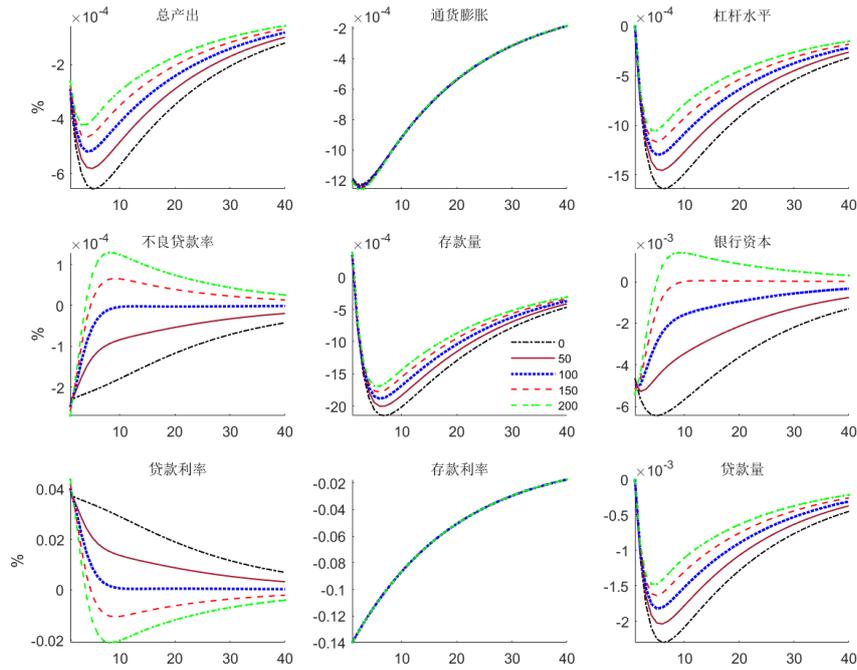


图 3 利率冲击下的脉冲响应结果

(二) 中央银行的最优流动性支持规则：政策参数的进一步考察

在上一部分，我们基于脉冲响应函数对流动性支持政策在不同冲击下的经济金融稳定效应进行了初步分析，初步确认了盯住存款缺口的流动性支持政策在面临金融冲击时的稳定效应。本部分通过引入社会福利函数，进一步讨论两个问题：一是当银行存款缺口反应系数进一步增大，流动性支持规则的这种稳定效应是否仍然呈现增强的趋势？二是中央银行的流动性支持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如何？即通过福利函数分析，在上文的基础上进一步观察分析政策的持续性是否会影响流动性支持政策的效果，并根据福利损失情况判断选取不同情形下最优的政策持续性。

为增加分析的全面性，本部分引入两种代表性的社会福利损失函数。首先，参考马勇(2017)的做法，在传统社会福利损失函数基础上引入金融稳定的目标变量（具体选择不不良贷款率 ξ_t^V 为代表），形成如下形式的社会福利损失函数：

$$W = \frac{1}{2} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\pi_t^2 + \lambda_1 y_t^2 + \lambda_2 \xi_t^V)^2 \quad (23)$$

其中， β 为主观贴现因子， λ_1 和 λ_2 分别代表政策当局对产出和金融稳定（不良贷款率）的相对偏好权重。在具体的权重结构设置方面，我们设定四种典型的情况（ $\Omega_{11}, \Omega_{12}, \Omega_{13}, \Omega_{14}$ ）以

代表央行不同的目标偏好：① $\Omega_{11} = \{\lambda_1 = \lambda_2 = 1\}$ ，代表中央银行对三个目标变量的波动给予同等的重视；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 $\Omega_{14} = \{\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 2\}$ ，代表央行更加重视金融变量的波动。

在明确社会福利损失计算方法后，我们将存款缺口反应系数的取值范围从之前的[0,200]扩大到[0,1000]，并比较不同取值下的福利损失情况。需要指出的是，为简化叙述起见，对于式(23)的福利损失函数，我们这里仅展示 $\kappa_M^D = \{0, 50, 100, 200, 300\}$ 五种代表性取点下的分析结果（通过对 κ_M^D 在[0, 1000]上进行连续取值，仍然可以得到与后文所述结果一致的结论，因此不再赘述）。对于流动性支持政策的平滑系数 κ_M ，我们对其在理论区间内进行间隔 0.1 的连续取值（即 $\kappa_M = 0, 0.1, 0.2, \dots, 0.9$ ），其中， $\kappa_M = 0$ 对应于央行在提供流动性支持时，完全不存在平滑操作的情况，这意味着中央银行可以根据需要，随时增加或者减少流动性的支持规模，而不受历史流动性规模的惯性影响；随着 κ_M 取值的增大，表示央行的流动性支持政策对上期政策的延续性增强。出于节约篇幅的考虑，我们这里仅给出 $\kappa_M = \{0, 0.2, 0.4, 0.6, 0.8\}$ 五种代表性取点下的结果，具体如表 3 所示。

表 3 同时考虑经济和金融稳定的福利损失函数下的分析结果 (%)

流动性支持规则		盯住 π, y, ξ^v 的福利损失水平			
		Ω_{11}	Ω_{12}	Ω_{13}	Ω_{14}
$\kappa_M^D = 0$	$\kappa_M = 0$	3.94	7.73	2.03	3.98
	$\kappa_M = 0.2$	3.94	7.73	2.03	3.98
	$\kappa_M = 0.4$	3.94	7.73	2.03	3.98
	$\kappa_M = 0.6$	3.94	7.73	2.03	3.98
	$\kappa_M = 0.8$	3.94	7.73	2.03	3.98
$\kappa_M^D = 50$	$\kappa_M = 0$	3.72	7.27	1.92	3.77
	$\kappa_M = 0.2$	3.74	7.30	1.93	3.78
	$\kappa_M = 0.4$	3.76	7.34	1.94	3.80
	$\kappa_M = 0.6$	3.79	7.41	1.95	3.82
	$\kappa_M = 0.8$	3.84	7.53	1.98	3.87
$\kappa_M^D = 100$	$\kappa_M = 0$	3.63	6.99	1.89	3.76

	$\kappa_M = 0.2$	3.64	7.03	1.89	3.75
	$\kappa_M = 0.4$	3.66	7.10	1.90	3.75
	$\kappa_M = 0.6$	3.71	7.21	1.92	3.78
	$\kappa_M = 0.8$	3.79	7.40	1.96	3.84
$\kappa_M^D = 200$	$\kappa_M = 0$	3.88	6.97	2.04	4.50
	$\kappa_M = 0.2$	3.78	6.93	1.98	4.23
	$\kappa_M = 0.4$	3.73	6.97	1.95	4.06
	$\kappa_M = 0.6$	3.73	7.09	1.94	3.95
	$\kappa_M = 0.8$	3.78	7.30	1.96	3.90
$\kappa_M^D = 300$	$\kappa_M = 0$	5.16	8.07	2.71	7.15
	$\kappa_M = 0.2$	4.54	7.56	2.39	5.82
	$\kappa_M = 0.4$	4.18	7.33	2.20	5.01
	$\kappa_M = 0.6$	3.98	7.27	2.08	4.47
	$\kappa_M = 0.8$	3.88	7.37	2.02	4.11

根据表 3，在同时考虑经济稳定和金融稳定的福利损失函数下，对于存款缺口的反应系数 κ_M^D ，在每一个给定的政策平滑系数下，随着 κ_M^D 在 [0,300] 上取值的增加，各种权重结构下的社会福利损失水平平均呈现出先降低、后上升的趋势。综合来看，当 $\kappa_M^D = 100$ 时，大部分情况下的社会福利损失水平达到最小值。这说明，流动性支持政策对存款缺口的反应力度并非越大越好，而是应该保持在一个相对适中的力度。

对于流动性支持政策的平滑系数 κ_M ，其带来的福利效应依赖于存款缺口反应系数的取值以及央行的目标偏好：①在所有权重结构下，当流动性支持政策不对银行存款缺口做出反应，而仅考虑对上期政策的延续程度时（即 $\kappa_M^D = 0$ ），改变政策操作的平滑度不会带来社会福利损失水平的变化；②在所有权重结构下，当流动性支持政策对银行存款缺口的反应力度处于中等偏下水平时，流动性支持政策的平滑程度越高，其带来的福利损失水平越高；而当流动性支持政策对银行存款缺口的反应力度处于中等偏上水平时，政策的平滑程度越高，其带来的福利损失水平越低。在不同的偏好结构下，上述转变发生时银行存款缺口反应系数的拐点取值有所差异，对于 Ω_{11} 、 Ω_{13} 、 Ω_{14} 三种权重结构，该拐点的取值为 $\kappa_M^D = 100$ ，而在 Ω_{12} 结构下，该拐点的取值为 $\kappa_M^D = 200$ 。

结合以上分析结果，综合考虑政策平滑系数与反应系数组合所带来的福利效应，可以得到，当流动性支持政策的平滑参数 κ_M 取值为 0、对存款缺口的反应系数 κ_M^D 取值为 100 时，社会福

利损失在绝大多数权重结构下均处于最低水平，说明此种情况下的流动性支持规则实现了最佳的经济和金融稳定效应。上述两个参数的最优取值意味着，当中央银行同时将经济稳定与金融稳定作为政策目标时，其在实施流动性支持政策时，不必拘泥于常规政策下的渐进和平滑操作，而应尽快地做出及时充分的调整，同时保持合理的反应力度。

由于表 3 只显示了部分代表性取点的示例性结果，为更清楚地显示流动性支持政策平滑参数 (κ_M) 和对存款缺口反应系数 (κ_M^D) 在理论区间内更全面的组合结果，我们选取 Ω_{11} 权重下的代表性结果，在不同平滑系数和反应系数的组合下计算出了相应的社会福利损失，如图 4 所示。从图 4 我们也可以非常清楚地看到，当流动性支持政策的平滑参数 κ_M 取值为 0、存款缺口反应系数 κ_M^D 为 100 时，福利损失达到最小值，从而在更大的参数取值范围内验证了上文结论。这进一步说明，盯住银行存款的流动性支持规则确实具有良好的经济金融稳定效应，能够显著降低社会福利损失。

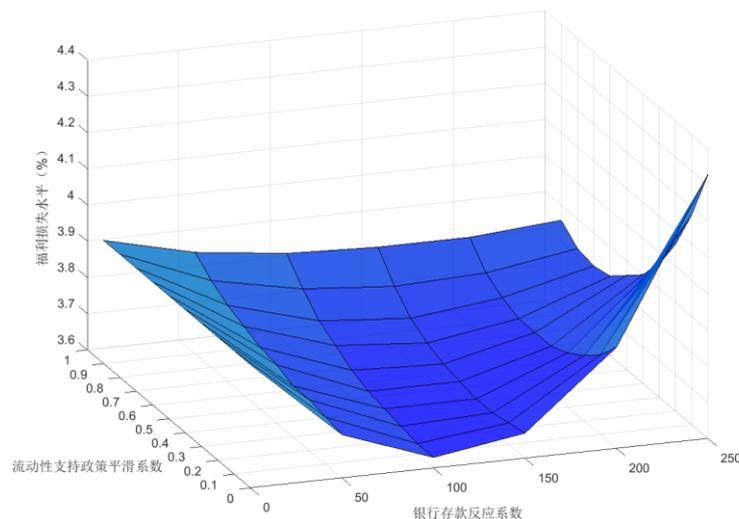


图 4 Ω_{11} 权重结构下的福利损失水平

五、主要结论与政策启示

本文在一个引入金融冲击和央行流动性支持政策的 DSGE 模型框架下，系统考察了中央银行的流动性支持政策在不同外生冲击下的宏观稳定效应。本文的分析得到了以下三个方面的主要结论：一是在各种典型的金融冲击下，中央银行的流动性支持政策均具有良好的宏观稳定效

应；二是从政策实施的角度，中央银行的流动性支持政策可考虑盯住银行存款的变动，并在政策操作上体现“及时反应、力度合理”的原则；三是从社会福利增进的角度，中央银行流动性支持政策的效果受到冲击来源的影响，总体上应对金融冲击的效果较好。总体来看，上述分析结论比较充分地显示了流动性支持政策作为中央银行“政策工具箱”中一种辅助性金融稳定工具的可行性、针对性和有效性。

本文的结论有以下几个方面的政策启示：一是鉴于流动性支持政策在应对金融冲击时的显著效果，应将其纳入中央银行的政策“工具箱”，进一步丰富中央银行的调控工具和手段，以更好地维护经济和金融稳定；二是应该在准确辨别冲击来源的前提下，充分考虑当期政策目标，有针对性地使用流动性支持政策，以准确的定向精准调控提升政策效果；三是中央银行在实施流动性支持政策时，要尽可能地及时和适度，既不要“持续放水”（政策持续性太长），也不要“过度放水”（反应力度过大），最大限度避免潜在的政策反转效应所带来的风险。

参考文献：

- [1] 陈彦斌, 刘哲希. 推动资产价格上涨能够“稳增长”吗?——基于含有市场预期内生变化的DSGE模型[J]. 经济研究, 2017(7):49-64.
- [2] 陈雨露, 马勇, 阮卓阳. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?[J]. 金融研究, 2016(2):1-22.
- [3] 马勇. DSGE宏观金融建模及政策模拟分析[M]. 北京: 中国金融出版社, 2017:xx页码两个文献.
- [4] 马勇. 植入金融因素的DSGE模型与宏观审慎货币政策规则[J]. 世界经济, 2013(7):68-92.
- [5] 马勇. 中国的货币财政政策组合范式及其稳定效应研究[J]. 经济学(季刊), 2016(1):173-196.
- [6] 王擎, 田娇. 银行资本监管与系统性金融风险传递——基于DSGE模型的分析[J]. 中国社会科学, 2016(3):99-122.
- [7] Benk S, Gillman M, Kejak M. Money Velocity in an Endogenous Growth Business Cycle with Credit Shocks[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2008, 40(6):1281-1293.
- [8] Bernanke B, Reinhart V, Sack B. Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical

- Assessment[J]. Social Science Electronic Publishing, 2004, 2004(2):1-78.
- [9] Borio C, Disyatat P. Unconventional Monetary Policies—An Appraisal[J]. Manchester School, 2010, 78(s1):53-89.
- [10] Borio C, Zabai A. Unconventional Monetary Policies: A Re-appraisal[R]. BIS Working Papers, 2016.
- [11] Cecioni M, Ferrero G, Secchi A. Unconventional Monetary Policy in Theory and in Practice[J]. SSRN Electronic Journal, 2011, 102.
- [12] Christensen I, Dib A. Monetary Policy in an Estimated DSGE Model with a Financial Accelerator[J]. Review of Economic Dynamics, 2008, 11:155-178.
- [13] Christensen J H E, Lopez J A, Rudebusch G D. Do Central Bank Liquidity Facilities Affect Interbank Lending Rates?[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2014, 32(1):136-151.
- [14] Christiano L J, Trabandt M, Walentin K. Introducing Financial Frictions and Unemployment into a Small Open Economy Model[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2011, 35.
- [15] Faia E, Monacelli T. Optimal Interest Rate Rules, Asset Prices, and Credit Frictions[J]. Journal of Economic Dynamics & Control, 2007, 31(10):3228-3254.
- [16] Faia E, Monacelli T. Optimal Monetary Policy in A Small Open Economy with Home Bias[J]. Journal of Money. Credit and Banking, 2008, 40(4):721-750.
- [17] Gerali A, Neri S, Sessa L, Signoretti F M. Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2010, 42(Supplement s1):107-141.
- [18] Gilchrist S, Leahy J V. Monetary Policy and Asset prices. Journal of Monetary Economics, 2002, 49(1), 75-97.
- [19] Iacoviello M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle[J]. American Economic Review, 2005, 95.
- [20] Jermann U, Quadrini V. Macroeconomic Effects of Financial Shocks[J]. American Economic Review, 2012, 102(1), 238-271.
- [21] McAndrews J, Sarkar A, Wang Z. The Effect of the Term Auction Facility on the London Inter-bank Offered Rate[J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 82,135-152.

- [22] Mishkin F S. Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis[R]. NBER Working Papers, 2011.
- [23] Stroebel J, and Taylor J B. Estimated Impact of the Federal Reserve's Mortgage-Backed Securities Purchase Program[J]. International Journal of Central Banking, 2009, 8(1):1-42.
- [24] Tayler W, Zilberman R. Macroprudential Regulation, Credit Spreads and the Role of Monetary Policy[J]. Journal of Financial Stability, 2016, 26: 144-158.
- [25] Taylor J B, Williams J C. A Black Swan in the Money Market[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2009, 1(1):58-83.
- [26] Ueda K. Japan's Experience with Zero Interest Rates: Summary Panel[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2000, 32(4):1107-1109.
- [27] Williams J C. The Federal Reserve's Unconventional Policies[R]. FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2012.