

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2023.11.008

信息摩擦，预期管理与货币政策^①

冯业倩¹，李力^{2*}

(1. 北京大学光华管理学院, 北京 100871; 2. 南开大学金融学院, 天津 300350)

摘要:近年来,“稳预期”日益受到我国政府和央行的重视,而货币政策信息摩擦的存在则会对预期管理效果产生干扰.本研究运用不完全信息的 SVAR 模型识别了我国货币政策中的消息冲击、噪声冲击与意外冲击,并基于包含信息摩擦的新凯恩斯 DSGE 模型对我国的货币政策信息结构进行贝叶斯估计,研究发现:1)尽管货币政策的消息冲击、意外冲击与噪声冲击均可以影响实体经济活动,但是影响程度存在显著差异.引入货币政策信息摩擦后的 DSGE 模型对实际货币政策数据的拟合效果明显增强.2)货币政策噪声的存在导致公众无法准确观测信号中的消息冲击,不仅降低货币政策发挥作用的速度,而且也会削弱货币政策的执行效果.3)价格粘性会进一步加剧货币政策信息摩擦所造成的经济周期波动.研究表明中央银行应该加强货币政策的预期管理和信息沟通,提高政策透明度,降低政策信号中的噪声成份,以提高货币政策的执行效率.

关键词:信息摩擦;货币政策;预期管理;新凯恩斯 DSGE

中图分类号: D83; E12; E52 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)11-0142-17

0 引言

自从 2018 年 7 月 31 日中共中央政治局召开会议首次提出“六稳”以来,“稳预期”这一与微观主体信念(belief)和市场信心密切相关的举措也开始受到货币当局越来越多的关注.具体到货币政策来说,“稳预期”需要中央银行在货币政策执行的过程中,不断地与市场进行信息沟通,清晰明确地传递未来货币政策走向等重要政策信号,进而引导微观主体的行为与央行的政策目标相互匹配,避免市场中的非理性预期和投机行为,提高货币政策的运行效率.

事实上,我国在货币政策实施之前,往往会通过《政府工作报告》或者央行新闻发布会等形式来向公众提前释放关于未来货币政策的一些消息

(news)^②,但是由于政策的透明度不高,公众收到的政策信号(signal)中可能包含一定的噪声(noise).此外,我国央行往往又会根据实时的经济金融形势进行预调微调,这些临时性的调整在事前是无法准确预判的(surprise).那么,如何在不完全信息的条件下识别出货币政策冲击中的不同成份?不同类型的货币政策冲击对宏观经济的影响有何差异性?本研究首先运用不完全信息的 SVAR 模型识别了我国货币政策中的消息冲击、噪声冲击与意外冲击,并将这种带有信息摩擦引入中等规模 DSGE 模型中.对模型进行贝叶斯估计,提取出三种货币政策冲击的后验平滑序列,并且重点分析了三种不同的货币政策冲击对宏观经济的影响.本研究为我国央行实施预期管理和中共中央提出的“稳预期”的举措提供了理论基础.

① 收稿日期:2020-05-25;修订日期:2022-06-06.

基金项目:国家自然科学基金资助项目(72103209;72373074);国家社会科学基金资助重大项目(19ZDA069).

通讯作者:李力(1994—),男,湖南岳阳人,博士,副教授,博士生导师. Email: nkli0903c@163.com

② 尽管部分中文文献将 news shock 翻译为“预期冲击”,但是由于本文进一步引入了信息摩擦,为了准确区分事前发生的 news shock 和 noise shock,本文将 news shock 统一翻译为“消息冲击”.

1 文献综述

预期影响实体经济的理论最早由 Pigou^[3] 提出,该理论的关键假设是:未来宏观经济状况中的一部分新息(innovation)能够被人们准确地预知(perfect foresight). Cochrane^[4] 将这类在当期获得,但与未来经济变量相关的信息命名为消息(news). 大量理论与实证研究均表明消息冲击可以通过影响经济主体对未来经济的预期从而影响投资、消费等决策,进而对宏观经济产生影响^[5-7]. 国内不少学者讨论了经济基本面^[8,9]、货币政策^[9]以及股票市场^[10]等相关的消息冲击对我国实体经济波动影响,研究结论均表明预期在我国经济周期中扮演了重要角色. 然而,这些早期关于消息冲击的研究大多假定消息可以被完美地观测,而实际上由于信息摩擦的存在^[11],经济主体往往只能观测到带有噪声的信号,而无法准确地获知货币政策的消息冲击^③. 因此,近年来不少学者在不完全信息的框架下讨论消息冲击以及噪声冲击对经济波动的影响. 例如, Forni 等^[12]、Feve 和 Pietrunti^[13]通过估计不完全信息的 SVAR 模型,分别在与经济基本面与财政政策相关的消息冲击中引入噪声和信号,研究发现噪声冲击是短期实体经济波动的重要来源. 国内学者王立勇和徐晓莉^[14]、陈国进等^[15]也从实证角度分别考察了财政政策以及股票市场中的信息摩擦对我国经济的影响. 与此同时,不少文献同时将包含消息、噪声与意外三种冲击的信息结构纳入到 DSGE 模型中^[16-18],从理论视角讨论了在不完全信息框架下,消息冲击与噪声冲击对实体经济的具体影响以及影响机制.

实体经济中微观主体往往面临着不完全信息和有限认知等约束,其行为决策可能会偏离理性预期. 此时,经济主体在预期形成过程中会不断更新自己的信念和策略,这种信念和策略的调整会

使得预期和经济均衡之间形成动态反馈体系. 国内外学者通过在模型中引入不完全信息和学习机制来解释一系列经济现象. 例如,高度通货膨胀的运行规律^[19]、资产价格的动态调整^[20]、股票市场的暴跌风险^[21]以及房价泡沫的发生^[22]. 随着我国货币政策改革进程的加快,学者们也讨论了适应性学习对我国通货膨胀管理以及货币政策规则的影响. 例如,卞志村和高洁超^[23]讨论了在适应性学习下,央行应该如何设计最优货币政策规则以缩小我国经济偏离理性预期均衡的程度. 郭豫媚和周璇^[24]发现央行沟通能够加快适应性学习向理性预期均衡收敛的速度,降低福利损失.

由于预期的重要性,各国央行越来越重视管理预期(managing expectation)在货币政策执行中的作用. 例如, Bauer 等^[25]发现美联储可以通过发布声明等方式,对未来货币政策进行前瞻性指引(forward guidance),进而影响市场对联邦基金利率的响应. 不少国内学者也围绕货币政策和预期管理进行了有益的探讨. 郭凯等^[26]发现将公众的通胀预期控制在合理的区间,有利于央行实现稳定产出或者通胀的目标. 郭豫媚等^[27]发现加强中央银行的信息沟通可以积极引导公众的通胀预期,提高我国货币政策的有效性. 此外,张一帆等^[28]基于文本分析的结果,发现央行沟通的语调变动和稳定易懂的措辞习惯有利于管理市场预期.

尽管大量学者围绕我国货币政策的消息冲击以及预期管理进行了探讨,但是大多数仍然依赖于完全信息的假设,并且没有讨论货币政策中的噪声信息对于我国经济波动的具体影响. 与以往文献相比,本研究的边际贡献主要有以下三点:第一,运用不完全信息的 SVAR 模型识别了我国货币政策中的消息冲击、噪声冲击与意外冲击,并考察了不同类型冲击对我国实体经济活动的具体影响. 第二,在 DSGE 模型中引入货币政策的信息摩擦,从理论层面探讨了不完全信息下三种不同类型的货币政策冲击对我国经济波动的影响,并从

③ 事实上,信息摩擦还可以通过粘性信息机制(sticky information)引入,例如 Mankiw 和 Reis^[30]. 但是,粘性信息侧重于不同主体获得信息和处理信息的非同步性,本质上属于完全信息模型;而噪声信息侧重于经济主体获取信息的非准确性,是不完全信息模型. 考虑到我国央行与公众之间的信息摩擦主要体现在:公众接受到的货币政策信号与央行事后实际执行的货币政策不一致,而不是不同经济主体处理货币政策信息存在非同步性(事实上,由于货币政策是全国性的宏观调控,央行通过新闻媒体发布货币政策信号后,几乎所有的经济主体都能在同一时间段获得这一信息). 因此,本研究认为在噪声信息比粘性信息更加适合用来讨论我国货币政策的信息摩擦问题. 本研究所提到的信息摩擦,也特指包含噪声冲击的不完全信息模型.

价格粘性等角度探索了货币政策信息摩擦影响实体经济的渠道. 第三,本研究还讨论了在不完全信息框架下,我国货币政策规则的选择以及货币政策中噪声信号的来源等问题. 本研究为理解我国当前宏观经济政策所强调的“稳预期”、货币政策的预期管理以及货币政策不确定性等问题提供了新思路.

2 基于不完全信息 SVAR 模型的实证研究

2.1 不完全信息 SVAR 模型的识别

本研究基于 Forni 等^[12]在货币政策中同时引

入消息冲击和噪声冲击,并考察它们对宏观经济的影响. 假定货币政策执行过程中存在两个行为主体:中央银行和公众. 中央银行拥有货币政策的全部信息,并且会在货币政策实施前向公众发送信号,但是信号中含有噪声,由于这种不完全信息存在,公众无法准确地从带有噪声的信号中提取货币政策的真实消息. 图 1 展示了在本文的框架下,货币政策从信号释放到最终实现的完整过程. 三种冲击虽然在概念上有本质区别,但是它们在时间上是交错发生的,且不能通过可直接观测的经济变量(如货币政策的信号与实现)来直接区分.

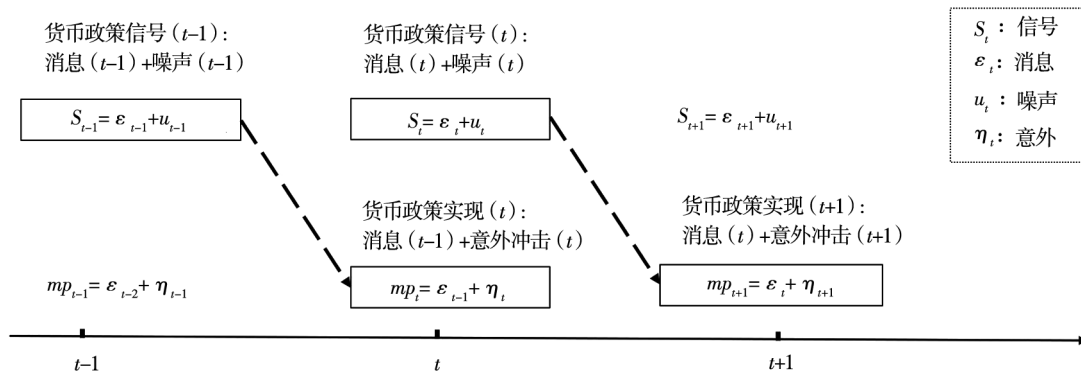


图 1 货币政策实现过程示意图

Fig. 1 Realization of monetary policy

首先,假设央行按照如下的方程设定货币供应量的增长率

$$gm_t = \epsilon_{t-1} \tag{1}$$

其中 gm_t 是第 t 期货币供应量的增长率, $\epsilon_{t-1} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ 是第 $t-1$ 期已经预期到的关于第 t 期货币政策的冲击,它影响的是下一期而不是当前的货币政策,因此可以将其定义为消息冲击. 消息中包含了货币政策新息中所有可预期的成份,消息与过去、当期的货币政策无关,但是能够有效反映未来货币政策的变动. 一般来说,消息包含在央行事前向公众发布的信号中. 假设信号中还包含与过去、当期和未来货币政策均不相关的成份 u_t , 称为噪声冲击

$$s_t = \epsilon_t + u_t \tag{2}$$

其中 s_t 是关于货币政策的信号, $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ 是噪声冲击. 信号对未来的货币政策走向有一定的指导作用,但是噪声的存在导致公众不能完全从获取的信号中揭示货币政策的真实消息. 给定公众拥有的

信息集 $\Omega_t = \{gm_{t-j}, s_{t-j}\}, j > 0$, 根据卡尔曼滤波原理,公众对于当期货币政策消息 ϵ_t 的预期为

$$\epsilon_{t|t} = E(\epsilon_t | \Omega_t) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2} s_t \tag{3}$$

在现实的货币政策中,滞后多期的货币政策消息也可能影响到当期的货币政策,因此式 (1) 可以拓展为

$$\begin{pmatrix} gm_t \\ s_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c(L) & 0 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ n_t \end{pmatrix} \tag{4}$$

其中 $c(L)$ 是滞后算子且 $c(0) = 0$. 上述方程中的矩阵在 $L = 0$ 处不可逆,因此这一信息结构的移动平均的矩阵表示是不可逆的,即无法从估计包含 gm_t 和 s_t 的双变量 VAR 模型中反推出结构冲击 ϵ_t 和 n_t . 为了解决这一识别问题,参考 Lippi 和 Reichlin^[30],引入 Blaschke 矩阵 $b(L) = \prod_{j=1}^n \frac{L - k_j}{1 - \bar{k}_j L}$ 并定义向前算子 $b(F) = 1/b(L)$; 同时,

假定计量经济学家观测到的信号为 z_t ，消息 ϵ_t 和噪音 n_t 序列的函数， $z_t = f(L)\epsilon_t + d(L)n_t$ ，其中 $f(L)$ 和 $d(L)$ 都是线性滞后算子。经一系列矩阵运算可以得到

$$\begin{pmatrix} \epsilon_t \\ n_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b(F) & \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sigma_s^2} \\ -b(F) & \frac{\sigma_n^2}{\sigma_s^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t \\ s_t \end{pmatrix} \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t \\ mpu_t \\ gm_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} m_{11}(L) & m_{12}(L) & m_{13}(L) & m_{14}(L) & m_{15}(L) \\ m_{21}(L) & m_{22}(L) & m_{23}(L) & m_{25}(L) & m_{25}(L) \\ m_{31}(L) & m_{32}(L) & m_{33}(L) & m_{34}(L) & m_{35}(L) \\ q_1(L) & q_2(L) & q_3(L) & c(L)\sigma_u/b(L) & c(L)\sigma_\epsilon^2/\sigma_s \\ m_{51}(L) & m_{52}(L) & m_{53}(L) & d(L)\sigma_u & f(L)\sigma_s \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_{1t} \\ \omega_{2t} \\ \omega_{3t} \\ \frac{u_t}{\sigma_u} \\ \frac{s_t}{\sigma_s} \end{pmatrix} \quad (7)$$

其中 ω_{1t} 、 ω_{2t} 和 ω_{3t} 是三个相互正交的结构化冲击。根据 SVAR 模型的基本原理，5 个变量一共需要施加 $5 \times 4/2 = 10$ 个约束。除了 $c(0) = 0$ 以外，还需要 9 个约束。在这里采用乔里斯基分解的方法^④，假设 $m_{12}(0) = m_{13}(0) = m_{14}(0) = m_{15}(0) = m_{23}(0) = m_{24}(0) = m_{25}(0) = m_{34}(0) = m_{35}(0) = 0$ ，此处五变量的估计方法与前文双变量的估计方法是一致的，不再赘述。

2.2 不完全信息 SVAR 模型的估计结果

本研究选取 1998 年—2017 年间的 GDP 环比增长率、通货膨胀率、M2 增长的随机波动率序列^⑤作为 y_t 、 π_t 和 mpu_t 的代理变量，采用 M2 增长率作为货币政策 gm_t 的代理指标，采用每年政府工作报告中 M2 的增速目标作为货币政策信号的观测变量 z_t 。首先根据 BIC 选择滞后 1 阶进行建模，模型的估计结果和相关脉冲响应函数如下所示。

图 2 分别给出 1 个正的标准差的货币政策意外冲击和信号冲击的脉冲响应图。从图中不难看出，当货币供应量增长率的预期之外的成份突然增加时，短期内会对 GDP 增长率和通货膨胀率产

$$\begin{pmatrix} gm_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{c(L)\sigma_u}{b(L)} & \frac{c(L)\sigma_\epsilon^2}{\sigma_s^2} \\ d(L)\sigma_u & f(L)\sigma_s \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{b(L)\sigma_n}{\sigma_s} & -\frac{b(L)\sigma_\epsilon}{\sigma_s} \\ \frac{\sigma_\epsilon}{\sigma_s} & \frac{\sigma_n}{\sigma_s} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \sigma_\epsilon \\ n_t \\ \sigma_n \end{pmatrix} \quad (6)$$

参考 Forni 等^[12] 在双变量情形下识别结构冲击 ϵ_t 和 n_t 的步骤，将其拓展到更适合我国货币政策实践的五变量 VAR 模型中

生显著的刺激作用。其中，GDP 增长率在第 1 期达到最高响应，约为 0.18%，随后在第 2 期后开始逐步收敛为 0，而通货膨胀率则在第 2 期达到峰值，约上升 0.14%，随后在第 5 期后慢慢回到均值。这说明货币政策的意外冲击在未来半年内会显著促进产出的增长，同时会对未来 1 年内的通货膨胀率带来上升的压力；而长期内，货币政策的意外冲击对于产出和通胀并没有产生显著的拉动作用。值得注意的是货币政策的意外冲击还会带来货币政策波动率的显著上升，未来第 1 期上升幅度最大，约为 7% 左右。这说明意料之外的货币政策会显著地增加货币政策的波动性。

与之相比，通货膨胀率和货币政策波动率对于信号冲击的脉冲响应则不显著，而 GDP 增长率在前 2 个季度内的响应也不显著。但是从第 3 期开始，GDP 增长率开始出现持续且正向的响应，一直到第 12 期以后才逐渐消失。这意味着货币政策的信号冲击在短期内不会立刻增加产出，但是对于未来 3 个季度到 10 个季度以内的 GDP 增长率则有显著的拉动作用，这说明货币政策的信号

④ 在本研究的 SVAR 模型中，假定 GDP 增长率、通货膨胀率以及不确定性会在同期内影响到货币供应量的增长率和增长目标，而央行的货币政策则不会在同期内（会在下一期）影响到 GDP 增长率、通货膨胀率以及不确定性。此外，本研究还进行了改变变量顺序以及符号约束识别的回归，结果均非常稳健。若读者对本文乔里斯基分解假设的经济学解释，以及其他识别方式的结果感兴趣，欢迎找作者索取。

⑤ 波动率测度方法参考 Jurado 等^[32]，可以用于反映不确定性水平。若读者感兴趣，欢迎找作者索取。

冲击主要在长期内发挥作用,而意外冲击的影响

则较为短暂.

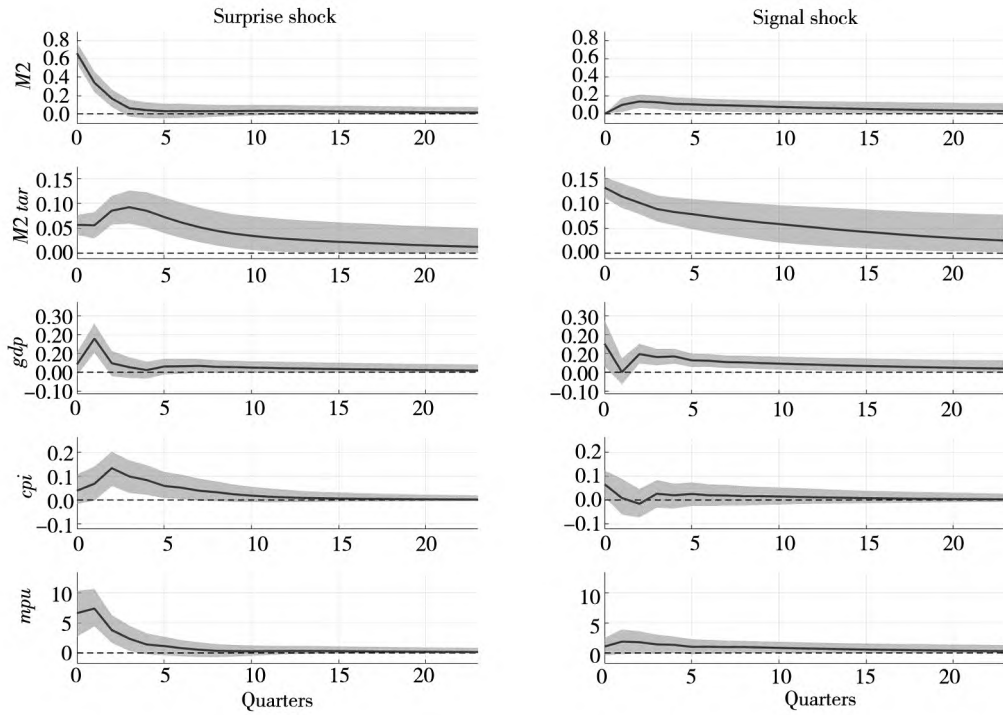


图 2 意外冲击和信号冲击的脉冲响应函数

Fig. 2 IRFs of surprise shocks and signal shocks

注: 图中分别给出了 1 个标准差正向货币政策意外冲击和信号冲击冲击的脉冲响应函数, 实线是脉冲响应的估计值, 阴影区域为 1 个标准差的置信区间, 下同.

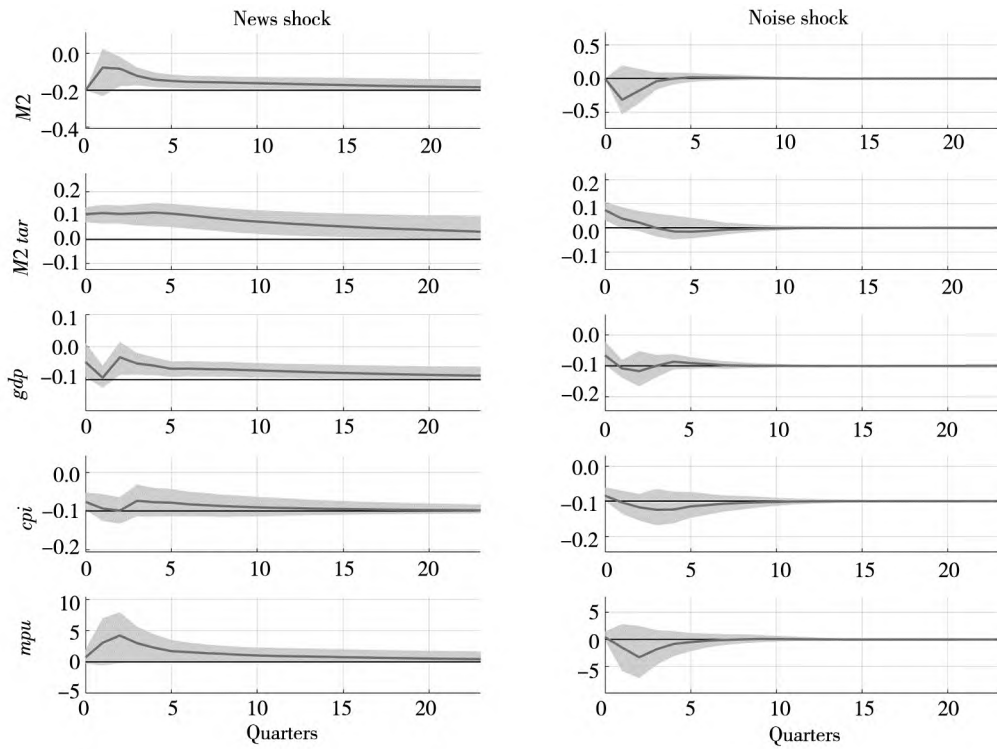


图 3 消息冲击和噪音冲击的脉冲响应函数

Fig. 3 IRFs of news shocks and noise shocks

如果进一步将信号冲击区分为消息冲击和噪声冲击,从图 3 的对比中则可以发现,噪声冲击对 GDP 增长率和通货膨胀率均没有显著的影响,而货币政策的消息冲击则会在未来 2 个季度到 8 个季度之间带来 GDP 增长率的显著上升,且上升的幅度与信号冲击基本一致.同时,货币政策的波动率在消息冲击下也出现正向响应,但是并不显著.这说明货币政策的信号冲击中对产出发挥刺激作用的是消息冲击,而不是噪声冲击,噪声冲击的存在在一定程度上削弱了货币政策消息冲击的效果.基于此,得出一个经验事实:扩张性货币政策的消息冲击对产出具有显著且持续的促进作用,意外冲击对产出的刺激作用弱于消息冲击,且持续期更短.而噪声冲击对产出增长的影响则不明显.

本节基于不完全信息 SVAR 的实证结果显示,扩张性货币政策的消息冲击与意外冲击均对产出具有促进作用.其中,消息冲击的作用显著且持续效果,意外冲击的期较长弱于消息冲击,且持续期较短,而噪声冲击对产出增长的影响则不明显,这与主要文献的结果是一致的^[16, 17].在下一章节,将建立包含货币政策消息冲击、噪声冲击与意外冲击的新凯恩斯 DSGE 模型,从理论角度刻画这一现象,并且从降低消息冲击作用效率的角度,进一步探讨噪声冲击对经济系统的影响.

3 带有信息摩擦的 DSGE 模型

3.1 包含信息摩擦的货币政策信息结构

参考 Barsky 和 Sims^[16],对中国货币政策建立不完全信息模型.货币政策中的可预期成份(消息)受到消息冲击,不可预期成份受到意外冲击,此外,由于信息摩擦的存在,公众对消息冲击的观测会受到信号中噪声冲击的干扰.消息冲击、意外冲击与噪声冲击三者共同构成货币政策的信息结构.本节对货币政策信息结构进行定义和求解,进而明确这一过程的作用原理.

3.1.1 货币政策信息结构的定义

参考 Chen 等^[32]的设定,把泰勒规则扩展到数量型货币政策中^⑥,设 t 期名义货币增长率 gm_t 中剔除 $t-1$ 期增长率 gm_{t-1} 、产出增长率 y_{t-1} 与通货膨胀率 π_{t-1} 之后外生成份为 mp_t ,即 t 时刻的货币政策的新息.

$$gm_t = \rho_{gm} gm_{t-1} + (1 - \rho_{gm}) \times (\rho_y y_{t-1} + \rho_\pi \pi_{t-1}) + mp_t \quad (8)$$

假设货币政策的新息(innovation)由两部分构成,第一部分是可预期的前一期消息 ε_{t-1} ,第二部分是不可预期的当期意外冲击 η_t .

$$mp_t = \varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad (9)$$

在货币政策实现式(9)中, η_t 是服从 $N(0, \sigma_\eta^2)$ 的白噪声,即意外冲击.它的发生源于央行根据形势进行货币政策的临时调整,对公众来说是不可预期的货币政策冲击.关于可预期成份消息 ε_t ,假设其服从 AR(1)过程

$$\varepsilon_t = \rho_n \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (10)$$

其中 ν_t 是消息在这个 AR(1)过程中受到的外生冲击,称为消息冲击(news shock),满足 $\nu_t \sim N(0, \sigma_\nu^2)$,消息中包含了货币政策新息中所有可预期的成份,消息与过去、当期的货币政策无关,但是能够有效反映未来货币政策的变动.一般来说,消息包含在央行事前向公众发布的信号中.此外,假设信号中还包含与过去、当期和未来货币政策均不相关的成份 u_t 称为噪声冲击

$$s_t = \varepsilon_t + u_t \quad (11)$$

式(11)中 s_t 是经济主体在 t 期观测到的货币政策信号, u_t 是信号受到的噪声冲击,其分布满足 $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$.由于信号中的噪声成份会导致货币政策信号无法反映真实的货币政策,经济主体在接收信号以后仍然不能准确预测未来的货币政策走向,导致央行沟通“部分失灵”,这就是信息摩擦在货币政策信息结构中的体现.

3.2 包含信息摩擦的货币政策信息结构求解

根据上一节构造的信息结构,货币政策从发

⑥ 本研究选择数量型货币政策建模主要基于以下三点考虑:第一,我国历史上存在长期的利率管制,同业拆借市场发展不够完善,基准利率体系不够成熟,这为早期的价格型货币政策估计带来了困难.第二,近年来,我国利率市场化改革不断加快,但是目前的利率体系较为复杂(包括 OMO 利率、DR007、LPR 利率、SLF 利率、MLF 利率等众多指标),究竟使用何种利率工具目前尚存在争议,而货币供应量增速这一指标则相对简单.第三,本文采用的数量型政策规则也是基于一系列关于我国近年来货币政策的前沿研究成果.例如,Chen 等^[32]将中国的货币政策规则设定为数量型调控,并基于此识别了中国的货币政策冲击.

出信号到执行的过程中会受到消息冲击 ν_t 、噪声冲击 u_t 与意外冲击 η_t 三个相互独立的外生冲击影响. 对于经济主体而言, 信号和货币政策是可以准确观测的变量, 但是由于噪声的干扰, 消息并不能直接度量, 只能通过适应性学习进行滤波, 这是一个不完全信息问题, 需要在状态空间模型中求解并分析机制. 具体来说, 设定 t 期的货币政策 (mp_t) 与信号 (s_t) 为观测变量, 不可观测的消息 (ε_t) 作为系统的状态变量; 此外, 为在系统中引入货币政策实现式 (10), 把货币政策 (mp_t) 作为另一个状态变量, 构造辅助方程 (auxiliary equation). 为了便于矩阵表示, 将三个外生冲击 u_t, ν_t, η_t 标准化以后的符号记为 $\epsilon_u, \epsilon_\nu, \epsilon_\eta$, 即满足 $u_t = \sigma_u \epsilon_u, \nu_t = \sigma_\nu \epsilon_\nu, \eta_t = \sigma_\eta \epsilon_\eta$. 系统的状态转移与观测如式 (12) 与式 (13) 所示.

$$\begin{pmatrix} mp_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_{mp} & 1 \\ 0 & \rho_\varepsilon \end{pmatrix} \begin{pmatrix} mp_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \sigma_\eta & 0 \\ 0 & \sigma_\nu \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_\eta \\ \epsilon_\nu \end{pmatrix} \quad (12)$$

$$\begin{pmatrix} mp_t \\ s_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} mp_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \sigma_u \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 \\ \epsilon_u \end{pmatrix} \quad (13)$$

对以上不完全信息模型进行滤波求解, 根据卡尔曼滤波原理, 增益矩阵为 $K = P_{t|t-1} H' f_{t|t-1}^{-1}$, 其实际含义是经济主体基于 t 期实现的货币政策与信号, 对上一期货币政策和消息预测值进行更新的权重. 经过足够多次迭代, 得到经济主体经过足够长时间的学习以后对当期状态变量形成的理性推断规则

$$\begin{pmatrix} mp_{t|t} \\ \varepsilon_{t|t} \end{pmatrix} = (F - KHF) \begin{pmatrix} mp_{t-1|t-1} \\ \varepsilon_{t-1|t-1} \end{pmatrix} + K \begin{pmatrix} mp_t \\ s_t \end{pmatrix} \quad (14)$$

其中 $mp_{t|t}$ 与 $\varepsilon_{t|t}$ 即为货币政策滤波与消息滤波. 经济主体基于式 (14) 的滤波结果以及货币政策实现式 (9), 可以形成对下一期货币政策的预测 $mp_{t+1|t} = \varepsilon_{t|t}$, 从而用于生产与消费决策.

3.3 中等规模 DSGE 模型

为了对消息冲击、噪声冲击与意外冲击的影响进行更完整的研究, 本节将货币政策信息结构

引入中等规模的新凯恩斯 DSGE 模型, 研究各种经济变量对货币政策冲击的反应, 对比不同冲击带来的影响并分析三种冲击发挥作用的机制^⑦.

3.3.1 家庭部门

假设市场中存在无限期寿命且连续分布的家庭 $l \in (0, 1)$, 假设每个家庭都可以提供异质性的劳动供给. 参考 Sidrauski 对 MIU (money in utility) 的设定, 家庭部门的效用函数由消费 c_t 、劳动 $N_t(l)$ 以及实际货币持有 M_t/P_t 决定

$$E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(uc_t \frac{(c_t - bc_{t-1})^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} - \eta \frac{N_t(l)^{1+\kappa}}{1 + \kappa} + \omega \frac{\left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{1-\zeta} - 1}{1 - \zeta} \right) \right] \quad (15)$$

其中 b 刻画了消费者的消费习惯, σ 与 ζ 分别是消费与货币持有的相对风险厌恶系数; uc_t 代表了消费的偏好冲击, 其对数服从 $AR(1)$ 过程; η 和 ω 分别是劳动供给和货币持有在效用函数中所占权重. $N_t(l)$ 是家庭 l 在 t 时刻提供的劳动数量, κ 是 Frisch 劳动供给弹性. 假设家庭在 $t - 1$ 期会从金融中介购买债券 B_{t-1} 即名义储蓄, 并且按照 R_{t-1} 的名义利率在 t 期获得支付 $R_{t-1} B_{t-1}$. 此外, 家庭还会在 t 期获取政府的转移支付 T_t 、来自厂商的工资支付 $W_t(l) N_t(l)$ 以及来自零售商的股利 Ω_t ; 手中的资金用于消费 $P_t c_t$ 、购买新的债券 B_t 以及现金持有 M_t . 因此, 家庭面临的预算约束为

$$P_t c_t + M_t + B_t \leq W_t(l) N_t(l) + R_{t-1} B_{t-1} + M_{t-1} + T_t + \Omega_t \quad (16)$$

在预算约束式 (16) 下, 家庭部门通过决定每一期的消费、劳动供给、货币需求以及储蓄来最大化当期以及未来效用函数贴现的总和式 (15), 记拉格朗日乘子为 λ_t , 实际货币需求为 m_t . 关于消费、货币和债券的一阶条件分别为

$$\lambda_t = uc_t [(c_t - bc_{t-1})^{-\sigma} - \beta b E_t (c_{t+1} - bc_t)^{-\sigma}] \quad (17)$$

$$\omega m_t^{-\zeta} = \lambda_t - \beta E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) \quad (18)$$

$$\frac{\lambda_t}{R_t} = \beta E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) \quad (19)$$

根据粘性工资的习惯设定, 用 Dixit-Stiglitz 模

^⑦ 此外, 为了更精炼地描绘消息冲击、噪声冲击与意外冲击的经济影响, 本研究也建立了不包含价格粘性、工资粘性与厂商等设定的小型 DSGE 模型, 并对其进行了贝叶斯估计和随机模拟. 由于篇幅限制, 具体内容可联系作者邮箱获取.

型来刻画劳动力市场的垄断竞争

$$N_t = \left(\int_0^1 N_t(l) \frac{\epsilon_w - 1}{\epsilon_w} dl \right)^{\frac{\epsilon_w}{\epsilon_w - 1}} \quad (20)$$

其中 ϵ_w 是异质性劳动供给之间的替代弹性,此外,用 N_t 、 W_t 表示市场上的总劳动需求与相应的总名义工资水平. 根据劳动中介获取净工资收入最大化的一阶条件将劳动力与工资的市场总量与家庭单位联系起来,得到每一个家庭所面临的劳

$$\tilde{L} = E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} (\beta \varphi_w)^s \left(-\eta \frac{\left(\frac{w_t(l) \Pi_{t,t+s}^{-1}}{w_{t+s}} \right)^{-\epsilon_w(1+\kappa)} N_{t+s}^{1+\kappa}}{1+\kappa} + \lambda_{t+s} P_{t+s} \left(w_t(l) \Pi_{t,t+s}^{-1} \left(\frac{w_t(l) \Pi_{t,t+s}^{-1}}{w_{t+s}} \right)^{-\epsilon_w} N_{t+s} \right) \right) \right] \quad (22)$$

根据式(21)知道对于每个家庭来说,劳动供给与工资之间是一一对应的关系,因此工资和劳动都可以用于求解最优化问题. 此处研究粘性工资定价问题,因此将式(22)直接对工资求导,得到关于工资设定的四个方程,分别是工资调整式(23),两个工资方程的式(24)和式(25)以及全部劳动力工资的加总式(26). 其中 $w_t^{\#1+\epsilon_w\kappa}$ 表示家庭有权调整工资时的最优选择,称为重置工资(reset wage); $H_{1,t}$ 、 $H_{2,t}$ 是用于简化方程的算子, π_t 表示净通货膨胀率.

$$w_t^{\#1+\epsilon_w\kappa} = \frac{\epsilon_w}{\epsilon_w - 1} \frac{H_{1,t}}{H_{2,t}} \quad (23)$$

$$H_{1,t} = \eta w_t^{\epsilon_w} (1 + \kappa) N_t^{1+\kappa} + \beta \varphi_w E_t \times (1 + \pi_{t+1})^{\epsilon_w(1+\kappa)} H_{1,t+1} \quad (24)$$

$$H_{2,t} = \lambda_t w_t^{\epsilon_w} N_t + \beta \varphi_w E_t (1 + \pi_{t+1})^{\epsilon_w - 1} H_{2,t+1} \quad (25)$$

$$w_t^{1-\epsilon_w} = (1 - \varphi_w) w_t^{\#1+\epsilon_w\kappa} + \varphi_w (1 + \pi_t)^{\epsilon_w - 1} w_{t-1}^{1-\epsilon_w} \quad (26)$$

3.3.2 生产部门

生产部门由产品生产厂商(企业家)、资本品生产商以及遵循粘性定价规则出售产品的零售商构成.

1) 企业家

企业家作为公司的管理者,通过购买资本和雇佣劳动力来管理公司生产. 假设经济系统中的代表性企业家为风险中性,且目标是最大化无穷期产出的贴现总和. 假设公司生产过程服从规模报酬不变的柯布-道格拉斯生产函数,从而得出劳动和资本的需求方程

$$z_t = \alpha \xi_t \frac{y_t}{k_t} \quad (27)$$

动需求曲线,即式(21)

$$N_t(l) = \left(\frac{W_t(l)}{W_t} \right)^{-\epsilon_w} N_t \quad (21)$$

关于家庭的劳动供给,引入工资粘性,假设劳动力市场中家庭以 φ_w 的概率维持原来的工资水平, $1 - \varphi_w$ 的概率可以自由调整;考虑到通货膨胀,这里用实际工资 w_t 引入预算约束. 重新书写关于劳动供给的拉格朗日函数

$$w_t = (1 - \alpha) \xi_t \frac{y_t}{N_t} \quad (28)$$

$$y_t = k_t^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha}, \alpha \in (0, 1) \quad (29)$$

其中 $\xi_t > 0$ 是拉格朗日乘子,经济含义是生产过程中的实际边际成本. 此外,假设资本回报等于资本的边际收益率和资本利得之和

$$1 = \frac{\beta \lambda_{t+1} [z_{t+1} + (1 - \delta) q_{t+1}]}{\lambda_t q_t} \quad (30)$$

2) 资本品生产商

资本品生产商将购买自零售商的投资 i_t 作为生产资料,按线性生产函数生产资本品 i_t ,并以价格 q_t 出售给企业家. 此外,每一期的投资 i_t 需要支付投资调整成本 $\left[1 - \frac{\chi}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] i_t$. 资本品生产商通过确定每一期的投资数额来最大化投资收益,资本积累方程与一阶条件分别是

$$k_{t+1} = \left[1 - \frac{\chi}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] i_t + (1 - \delta) k_t \quad (31)$$

$$1 = q_t \left[1 - \frac{\chi}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 - \chi \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - 1 \right) \right] + \chi \beta \left\{ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} q_{t+1} \left[\left(\frac{i_{t+1}}{i_t} \right)^2 \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} - 1 \right) \right] \right\} \quad (32)$$

3) 零售商

通过零售商引入粘性价格. 零售商按照生产边际成本从企业家手中购买产品并向公众销售,假设市场上的零售商 $j \in (0, 1)$ 提供的商品具有异质性而构成垄断竞争市场. 与工资粘性类似,本研究也引入 Calvo 形式的价格粘性,将方程中的价格转化为通货膨胀以保证序列平稳. 线性化以后可以得到新凯恩斯菲利普斯曲线(NKPC)

$$\widehat{\pi}_t = \beta E_t \widehat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\beta\varphi_p)(1-\varphi_p)}{\varphi_p} \widehat{\xi}_t + \varepsilon_\pi \quad (33)$$

其中 ε_π 是成本驱动的外生冲击。NKPC 十分简明地将通货膨胀与生产边际成本联系起来。

3.3.3 中央银行(政府部门)

央行实施货币政策最主要的工具为调整利率和货币供应量。由于目前中国货币市场发展并不完善,实际市场并不能对利率做出有效的反应,因此,基于价格调整的货币政策泰勒规则在模型中并不能完全适合中国国情。为了将中国的货币政策与市场建立直接联系,参考 Chen 等^[32] 研究的设定,用数量型货币政策规则建模

$$\frac{g m_t}{gm} = \left(\frac{g m_{t-1}}{gm}\right)^{\rho_{gm}} \left[\left(\frac{y_{t-1}}{y}\right)^{\rho_y} \left(\frac{\pi_{t-1}}{\pi}\right)^{\rho_\pi}\right]^{1-\rho_{gm}e^{mp_t}} \quad (34)$$

在本研究的货币政策方程中, $g m_t$ 、 y_t 以及 π_t 分别代表货币的名义增长率 $\frac{M_t}{M_{t-1}}$ 、产出、通货膨胀率,分别除以各自的稳态则代表了相对稳态的偏离。在 t 期的货币增长中无法由过去 1 期的产出与通货膨胀解释的成份(即新息),将其定义为货币政策冲击 mp_t 。

与以往文献不同的是,本研究的货币政策除了用来刻画货币增长中的新息,还同时将其引入经济主体基于预期做出决策的信息结构中—经济主体结合观测到的货币政策与信号,经过滤波过程,对未来货币政策与消息做出预测,从而影响他们的经济决策。根据前文构造的信息结构,货币政策冲击实现、消息与信号汇总如下

$$mp_t = \varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad (35)$$

$$\varepsilon_t = \rho_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (36)$$

$$s_t = \varepsilon_t + u_t \quad (37)$$

此外,模型求解还需要两个针对状态变量的滤波,即式(14)。关于财政政策,假设政府的财政支出 g_t 占总产出的比例 γ_{gt} 服从 AR(1) 过程

$$g_t = \gamma_{gt} y_t \quad (38)$$

3.3.4 市场出清

本研究模型市场的出清条件是

$$y_t = c_t + i_t + g_t \quad (39)$$

3.4 参数校准与估计

本研究模型所使用的参数来源于估计和校准。本研究针对货币政策信息结构进行贝叶斯估

计,并对其它参数校准。

模型中使用的参数包括结构参数以及内生变量稳态取值两类,部分参数需要校准,其他参数可以由校准结果导出。参考大多数文章的习惯设定,将全要素生产率与资产价格的稳态取值设为 1,TFP 的跨期自回归系数设为 0.95。将季度主观效用贴现因子校准为 0.99,价格与工资粘性设置为 0.75,含义是平均每四个季度调整一次。假设产品市场比劳动力市场更加完全,因此设置零售商产品供给与家庭劳动供给的替代弹性分别是 9 和 11。此外,将季度折旧率、资本产出弹性以及稳态劳动供给分别设置为 0.05、0.5 与 0.33。根据王曦等^[10] 在比较消息和意外冲击时估计出的供给冲击方差,将 σ_A 设为 0.066。参考 Chen 等^[32] 针对中国市场的设定,将季度通货膨胀率稳态值设为 1.008 75。家庭的相对风险厌恶系数一般在 1~3 之间取值,对 σ 取 1.5;此外,假设家庭对于实际货币持有的变动更加敏感,因此设置 ζ 为 2。参考 Blanchard 等^[17] 的估计结果,将消费习惯持续性参数 b 设置为 0.5。类似地,将实际货币持有的偏好参数 ω 设置为 1。根据国家统计局公布的数据,我国近二十年的财政支出占 GDP 比重在 18% 左右,考虑到近几年财政支出的增长趋势,将这个比例 γ_s 校准为 22%。此外,参考 Christensen 等^[33],设投资调整成本的系数 χ 设为 0.588 2,劳动供给弹性 κ 设置为 1。

针对模型中的货币政策信息结构,本研究通过贝叶斯估计来确定相应参数的取值。根据货币政策规则式(34),本研究选择 M2 增长率、产出增长率与通货膨胀率对货币政策进行识别,并将每年政府工作报告公布的 M2 增速目标作为信号的代理变量,样本区间为 1994Q1~2018Q4。本研究基于 MH 算法对模型参数进行贝叶斯估计。参考文献中的习惯做法,将标准差先验均值设置为 0.03,并基于 OLS 结果设置其他系数的先验均值。

基于贝叶斯后验估计结果,可以计算消息冲击、噪声冲击与意外冲击的后验平滑序列,如图 4 所示。其中,阴影区域为 2008Q3~2009Q3,期间我国采取了较为宽松的货币政策以促进经济在国际金融危机以后的恢复。首先,图 4 显示,我国货币政策中确实存在明显的噪声,且货币政策的变动成份很多并不能被公众提前预知(意外冲击)。

1994 年—1996 年,我国加快了市场化改革,逐步放开物价管制,物价上涨压力较大,为抑制通货膨胀,我国实行适度从紧的货币政策. 1998 年以后,为应对亚洲金融危机的影响,我国实施了较为积极的货币政策以扩大内需. 总体而言,由于金融市场发展不完善,上个世纪 90 年代的货币政策倾向于灵活机动的直接调控,央行较少通过政策信号来管理公众的货币政策预期,因此货币政策意外冲击的成份很大,消息冲击较小. 2000 年以后,我国进入较为平稳的发展时期. 2008 年全球金融危机爆发后,我国开始实施适度宽松的货币政策,噪声冲击与意外冲击均到达历史最高水平,一方面

说明货币政策信号中存在较多与基本面无关的干扰,另一方面也说明当时的货币政策中存在较高的不可预期成份. 由于 2008 年上半年,我国还面临着物价上涨的压力,并一直采取从紧的货币政策以抑制通货膨胀. 货币政策在下半年的大幅度转向完全出乎市场的预期,因此期间的意外冲击和噪声冲击明显高于消息冲击的水平. 2010 年以后,随着我国的货币政策立场转为稳健,噪声冲击和消息冲击序列均保持相对稳定,意外冲击波动较为频繁且大多数取值为负,说明央行时常在市场的意料之外适度地收紧了流动性,这在 2015 年后表现得尤为明显.

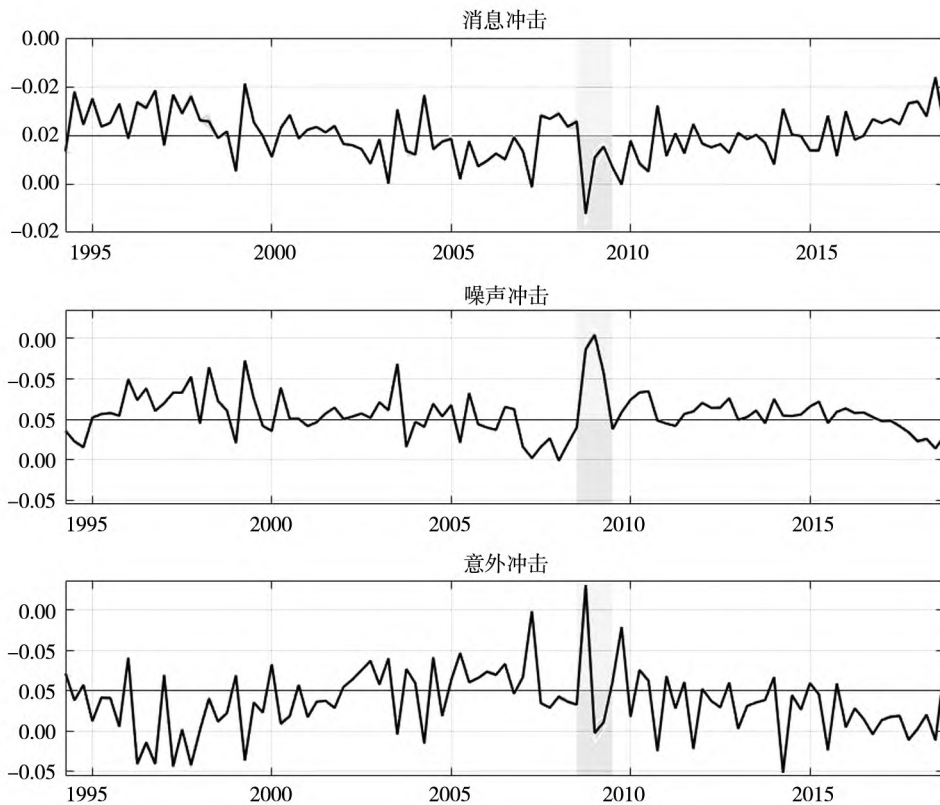


图 4 消息冲击、噪声冲击与意外冲击平滑序列 (阴影区域为 2008Q3 ~ 2009Q3)

Fig. 4 Smoothed series of news shocks, noise shocks and surprise shocks (shaded areas denote 2008Q3 ~ 2009Q3)

3.5 信息结构求解与参数含义刻画

本节将结构参数的估计结果代回信息结构的滤波式 (14) 中,从信息结构的角度解释消息冲击、噪声冲击与意外冲击的实际含义. 本研究的适应性学习滤波规则与预测规则分别为

$$\begin{pmatrix} mp_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0.256 \ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} mp_{t-1|t-1} \\ \varepsilon_{t-1|t-1} \end{pmatrix} +$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0.043 \ 5 & 0.409 \ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} mp_t \\ s_t \end{pmatrix} \quad (40)$$

$$mp_{t+1|t} = \varepsilon_{it} = 0.256 \ 0 \ \varepsilon_{t-1|t-1} + 0.043 \ 5 \ mp_t + 0.409 \ 0 \ s_t \quad (41)$$

首先,可以看到货币政策滤波 mp_{it} 等于货币政策实现 mp_t ,这是因为 mp_t 本身既是观测变量,又是控制变量,经过长期学习以后,经济主体可以

直接将货币政策实现值作为滤波以后的结果,这是对当期货币政策的准确判断.此外,消息滤波 ε_{it} 与上一期消息滤波 $\varepsilon_{i-1|t-1}$ 、当期货币实现 mp_t 以及当期信号 s_t 均有非零的关系.当期货币政策实现 mp_t 对消息滤波的影响较小,这是因为当期消息滤波对应的是下一期货币政策预测,与当期货币政策实现之间没有直接联系;但由于消息本身服从 AR(1) 过程,而货币政策实现中包含了上一期消息 ε_{i-1} 的成份,对于纠正当期消息滤波存在一定的帮助,所以 mp_t 的系数虽然较小,但不为 0. 经济主体对消息的判断更大程度依赖于信号以及上一期滤波的结果,其中,0.409 0 比例的信号用于校正,即经济主体认为货币政策信号中大约包含 40% 左右的有效信息.

3.6 基准模型模拟

3.6.1 经验事实的理论解释

前文实证部分所发现的经验事实为:扩张性

货币政策的消息冲击对产出具有显著且持续的促进作用,意外冲击对产出的刺激作用弱于消息冲击,且持续期更短.而噪声冲击对产出增长的影响则不明显.在本节中,将首先对 SVAR 所得到的经验事实进行理论解释.

图 5 展示了当系统被施加 1 标准差消息冲击、噪声冲击与意外冲击时,产出、通货膨胀与 M2 增长率的理论脉冲响应.可以看到从作用强度与持续性上,三个变量均表现为:消息冲击 > 意外冲击 > 噪声冲击,这与经验事实中的结论一致.特别地,对于产出与通货膨胀来说,噪声冲击的作用强度明显弱于另外两个冲击,进一步强调了噪声冲击对产出增长的影响不明显这一经验事实.图 5 的结果表明,DSGE 模型能够较为贴合地解释实证部分所发现的经验事实,理论模型能够较为准确地刻画现实经济.

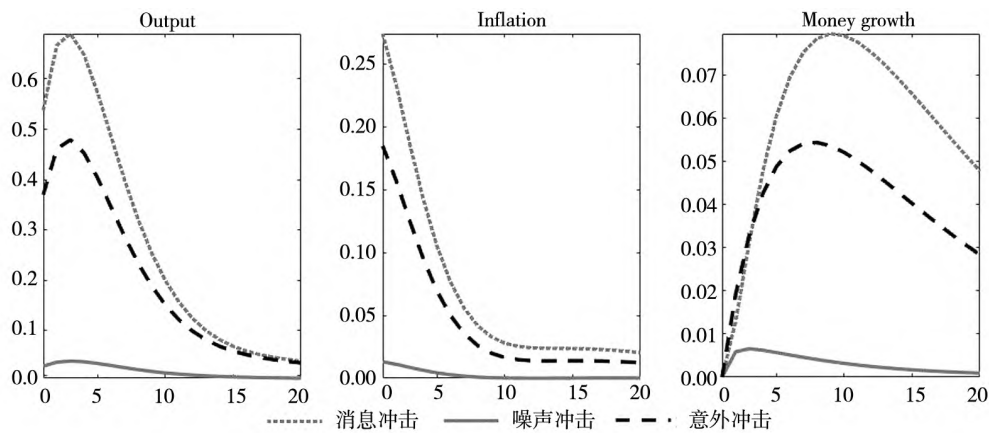


图 5 随机模拟下,产出、通货膨胀与 M2 增长率对 1 标准差消息冲击、噪声冲击与意外冲击的脉冲响应

Fig. 5 IRFs of output, inflation and M2 growth to 1 standard news shocks, noise shocks and surprise shocks under stochastic simulation

3.6.2 基准模型下的脉冲响应

图 6 是当系统被施加消息冲击、噪声冲击与意外冲击时,模型内生变量的脉冲响应.消息冲击、噪声冲击与意外冲击都会在造成货币增速提高的同时,对市场上的产出、消费、资本、投资、劳动等变量带来持续且积极的影响,说明货币政策的正向冲击可以起到刺激经济的作用.由于本研究对信息结构设定中消息冲击是滞后一期影响货币政策,因此在脉冲响应中,消息冲击对货币增长的边际影响最高点也会相对意外冲击和噪声冲击更加滞后,但是消息冲击的影响幅度高于意外冲击,这与王曦等^[10]在关注消息可预期性对通货膨

胀影响的模型中得出的大小关系一致.

总之,消息冲击、意外冲击与噪声冲击都会对产出、消费等实体经济变量产生正面的刺激作用,影响幅度依次递减.其中,消息冲击影响经济的幅度与持续性最强,噪声冲击影响时间最短暂.因此,在实际的货币政策执行中,施加消息冲击可以提高货币政策对实体经济的影响程度:一方面,要提高货币政策的可预期性,事前对公众进行正确的方向指引;另一方面,应该注意提高货币政策信号的准确程度,减少噪声“污染”,做好预期管理工作.

3.7 带有信息摩擦的货币政策作用机制分析

本节从噪声大小与工资粘性三个角度,分析

货币政策消息冲击、噪声冲击与意外冲击影响实体经济的作用机制.

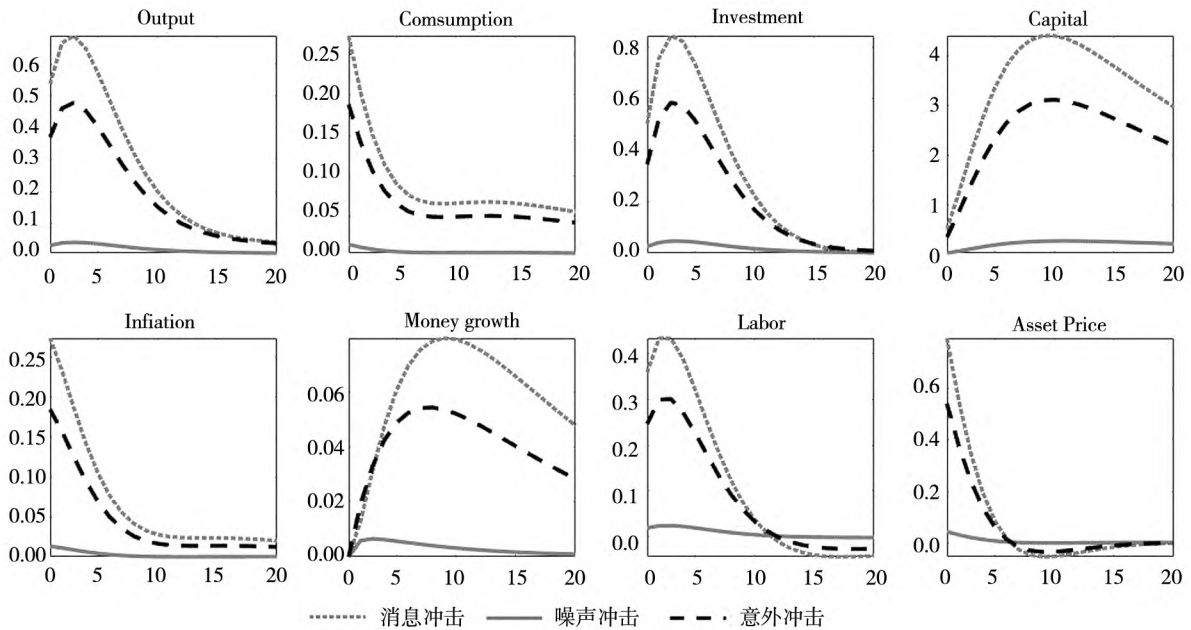


图 6 随机模拟下,内生变量对 1 标准差消息冲击、噪声冲击与意外冲击的脉冲响应

Fig. 6 IRFs to 1 standard news shocks, noise shocks and surprise shocks under stochastic simulation

3.7.1 噪声大小

由于噪声“污染”的存在使得信号中的有效信息含量相对减少,因此,本文推测噪声大小是本文模型的一个重要作用机制:当市场上的噪声减小时,提前释放的信号会传达更多的有效信息,从而更高效地指导经济主体的行为.如图 7 所示,本研究在不同噪声大小下对比内生变量对货币政策消息冲击的反应,可以看到,噪声标准差的变动会对消息冲击的累计脉冲响应函数(CIRF)产生较大的影响.噪声标准差越小,扩张性货币政策的消息冲击对实体经济活动的影响幅度也越大.表 1 与表 2 分别从消息冲击对内生变量的累积影响与短期内消息冲击的作用效率角度,对比不同噪声大小对政策效果的影响.本研究以噪声标准差为 0 与 0.013 4 为例进行比较,分别

对应无噪声与真实噪声水平的情况.一方面,降低噪声可以提高早期信息传递的效率,使得消息冲击更快地起到刺激经济的作用.例如系统受到消息冲击 1 个季度时,无噪声与有噪声情况下,产出水平分别提高 0.57 与 0.53,政策效率提高 7.6%,如表 1 所示.另一方面,噪声的降低可以显著提高消息冲击的累计影响,若系统噪声水平从 0 提高至 0.013 4,产出的长期累计影响会下降 7.40%,通货膨胀累计下降 4.64%左右,如表 1 所示.

总体来看,降低噪声可以明显提高货币政策执行效率,并且提高消息冲击的累计作用效果,噪声大小是货币政策影响实体经济的重要渠道.因此,在央行释放货币政策信号时,应该注意减少信号中的噪声“污染”,提高信号的准确度.

表 1 噪声大小对消息冲击长期 CIRF 的影响

Table 1 News shocks' long term CIRFs' sensitivity to noise

变量	不同噪声下长期 CIRF			CIRF 变动幅度	
	0	0.013 4	0.030 0	0.013 4	0.030 0
产出	5.90	5.46	5.20	-7.40%	-11.90%
消费	1.93	1.79	1.70	-7.46%	-12.01%
劳动	2.45	2.26	2.15	-7.70%	-12.39%
投资	6.59	6.10	5.81	-7.38%	-11.87%
通货膨胀	1.47	1.40	1.36	-4.64%	-7.51%
资产价格	1.69	1.59	1.52	-6.09%	-9.80%

注:本表中 CIRF 变动幅度即“无噪声”与存在噪声情况下的长期 CIRF 之差.

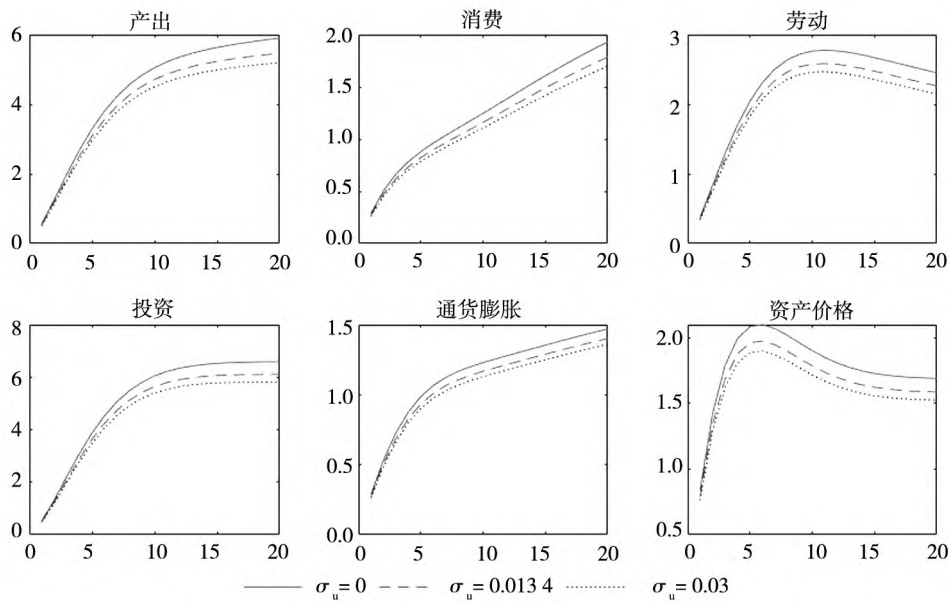


图7 噪声大小对消息冲击 CIRF 的影响

Fig. 7 News shocks' CIRFs' sensitivity to noise

表2 噪声大小对短期内消息冲击 CIRF 的影响

Table 2 News shocks' short term CIRFs' sensitivity to noise

变量	t=1(一个季度)			t=2(半年以后)			t=4(一年以后)		
	0	0.0134	0.0300	0	0.0134	0.0300	0	0.0134	0.0300
产出	0.57	0.53	0.51	1.27	1.19	1.14	2.68	2.51	2.41
消费	0.29	0.27	0.26	0.50	0.47	0.45	0.78	0.73	0.70
劳动	0.38	0.35	0.34	0.83	0.78	0.75	1.70	1.59	1.53
投资	0.53	0.50	0.48	1.33	1.25	1.20	3.09	2.89	2.78
通货膨胀	0.29	0.27	0.26	0.53	0.50	0.48	0.88	0.83	0.80
资产价格	0.84	0.79	0.76	1.42	1.34	1.29	1.99	1.88	1.81

3.7.2 价格粘性

价格粘性代表了产品价格反应的灵敏程度,粘性系数越高说明系统越倾向于保持原来的价格水平而不是根据零售商的利润最大化目标来自由调整.如图8所示,当价格粘性系数变动时,相比于TFP冲击,三种货币政策信息的冲击IRF会发生更明显的变化,且粘性系数越大外生冲击的影响越大;对比产出与资产价格、投资的变动幅度,本文发现投资的敏感程度高于产出.由于货币政策冲击所带来的更多货币持有方面用于消费提高产出,另一方面用于储蓄投资.因此,图8的经济含义是,由于产品市场价格粘滞,人们希望通过投资来获取更多回报,所以投资对粘性系数的灵敏度会高于产出.总之,图8的分析结果说明产品

市场价格粘滞会放大三种冲击所带来的经济周期波动.

3.8 福利分析

为了在存在信息摩擦的系统中寻找最优的货币政策,参考Schmitt-Grohe和Uribe^[34],通过计算相对基准模型的条件/非条件消费补偿变化比例,对比不同货币政策下的社会福利水平.条件消费补偿变化 λ^c 为

$$\lambda^c = \left(\frac{W^b - W_n^a - W_m^a + \frac{1}{(1-\sigma)(1-\beta)}}{W_c^a + \frac{1}{(1-\sigma)(1-\beta)}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (42)$$

此外,还可以计算无条件消费补偿变化 λ_u^c

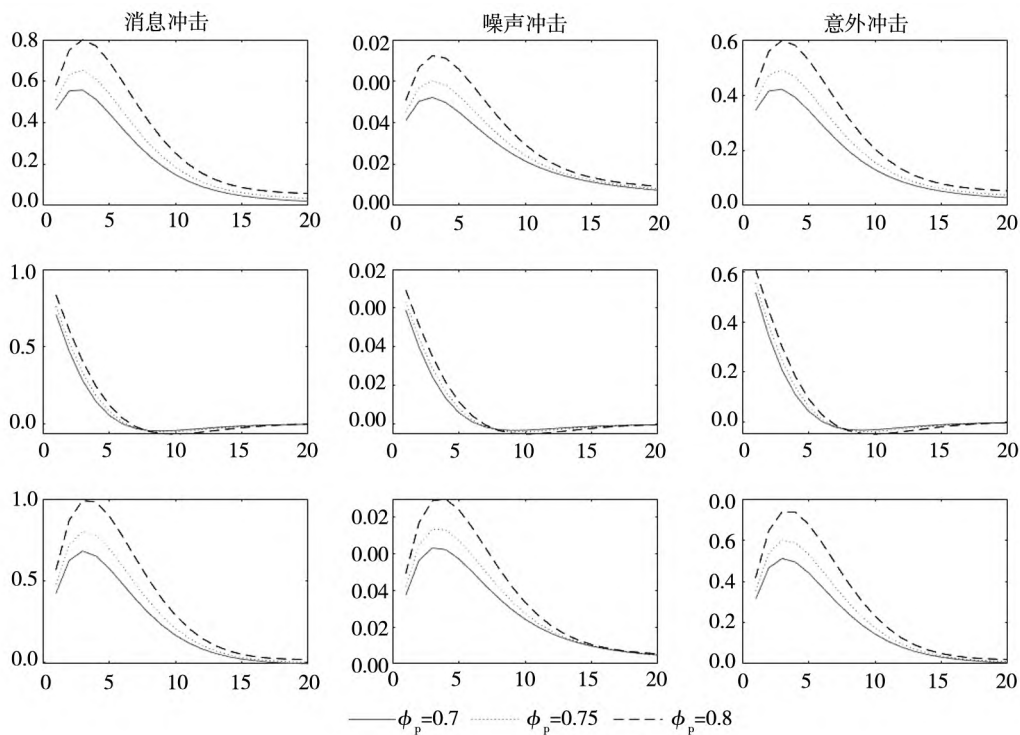


图 8 价格粘性程度 ϕ_p 变动对 IRF 的影响

Fig. 8 IRF's sensitivity to price stickiness

$$\lambda_u^c = \left(\frac{E[W^b] - E[W_n^a] - E[W_m^a] + \frac{1}{(1-\sigma)(1-\beta)}}{E[W_c^a] + \frac{1}{(1-\sigma)(1-\beta)}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} - 1 \quad (43)$$

其中消费补偿变化越大,对应经济系统中的福利越低,需要更大比例的等价消费去弥补福利的降低。此外,条件消费补偿中的福利计算需要精确到二阶项,从而将风险因素考虑在内。

本研究对比了不同的货币政策目标变量下,系统相对基准模型的条件/无条件消费补偿。本研究首先对比了基准模型下的货币政策规则与只盯产出、只盯通胀以及无盯住变量情况下的货币政策规则。如表 3 所示,只盯住通胀的货币政策规则所对应消费补偿最低,其次是只盯住产出的模型,而无盯住变量的模型消费补偿最高,对应最低的福利效用水平。

结果表明从最大化社会福利的角度来看,央行在确定货币政策规则时,应当尽可能同时盯住产出和通胀;但当同时盯住二者难度较大时,也可以选择放弃部分指标,其中只盯住通胀的福利效应优于只盯住产出的结果。总之,央行在选择货币

政策的实际盯住目标时,应当综合目标变量的重要程度与盯住变量的成本综合选择货币政策规则。

表 3 不同货币政策规则下,条件/无条件消费补偿(基准情形:同时盯住产出和通胀。单位:%)

Table 3 Consumption complementarities under different monetary policy rules (Baseline: Targeting output and inflation simultaneously. unit: %)

风险补偿类型	无盯住变量	只盯产出	只盯通胀
条件风险补偿	256.888 1	151.550 4	127.182 6
无条件风险补偿	82.873 2	76.894 9	58.892 7

4 结束语

本研究将噪声冲击、消息冲击与意外冲击同时引入到我国的数量型货币政策中,将货币政策信息结构表示为状态空间模型并通过卡尔曼滤波来刻画经济主体从获取信号形成预期,做出经济决策,到货币政策执行的全过程。本文的研究结论主要有以下三点。

第一,扩张性货币政策中消息冲击、意外冲击与噪声冲击对产出增长的推动作用依次递减,其

中噪声冲击的影响最小. 这个结果在不完全信息 SVAR 模型与中等规模 DSGE 模型中均成立. 如果将信号中的噪声的标准差降低到 0, 那么, 短期内消息冲击的作用效率会有明显的提高, 且长期看来可以增大消息冲击对实体经济的累计影响. 这说明货币政策中噪声信息的存在整体上削弱了货币政策的效果.

第二, 货币政策不确定性是噪声冲击的重要来源. 虽然噪声冲击对实体经济的影响幅度较小且相对短暂, 但是如果减小噪声, 短期内消息冲击的作用效率会有明显的提高, 且长期看来可以增大消息冲击对实体经济的累计影响.

第三, 通过对不完全信息下货币政策的影响机制分析, 发现噪声大小是货币政策影响经济的重要渠道. 若能够控制噪声在较低水平, 可以明显提高货币政策的作用效果.

总之, 把现有文献中关于 TFP 的信息摩擦引

入到我国货币政策中, 从不完全信息的角度来刻画我国货币政策存在的预期管理较差、噪音信息较多的特点, 指出我国货币政策波动性的内部来源. 研究表明货币政策的设计应当从降低政策的噪声水平的角度出发, 提升货币政策的作用效率, 提升社会福利. 具体来说, 央行对货币政策的预期管理应该从两个角度进行: 1) 重视提高货币政策的可预期性, 及时、适时地对公众进行前瞻性指引; 2) 降低信号中的噪声成份, 提高政策透明度与信号的准确度, 降低市场主体对未来经济政策的预测方差, 朝着正确的方向引导、管理和稳定市场预期. 总之, 预期管理关系到从信号释放、形成预期, 到政策执行的整个过程, 央行需要着力减少货币政策信号中的噪声“污染”, 并且做好公众的信息沟通工作, 引导公众的预期与货币政策的意图相一致, 降低公众预期的错位, 进而提高政策执行的效率.

参 考 文 献:

- [1] Beaudry P, Portier F. News driven business cycles: Insights and challenges[J]. *Journal of Economic Literature*, 2014, 52(4): 993 - 1074.
- [2] Mackowiak B, Wiederholt M. Business cycle dynamics under rational inattention[J]. *The Review of Economic Studies*, 2015, 82(4): 1502 - 1532.
- [3] Pigou A. *Industrial Fluctuations*[M]. London: Macmillan & Co. Ltd, 1927.
- [4] Cochrane J H. Shocks[J]. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1994, 41: 295 - 364.
- [5] Beaudry P, Portier F. Stock prices, news and economic fluctuations[J]. *American Economic Review*, 2006, 96: 1293 - 1307.
- [6] Jaimovich N, Rebelo S. Can news about the future drive the business cycle? [J]. *American Economic Review*, 2009, 99: 1097 - 1118.
- [7] Schmitt-Grohe S, Uribe M. What's news in business cycles[J]. *Econometrica*, 2012, 80(6): 2733 - 2764.
- [8] 庄子罐, 崔小勇, 龚六堂, 等. 预期与经济波动——预期冲击是驱动中国经济波动的主要力量吗? [J]. *经济研究*, 2012, 47(6): 46 - 59.
Zhuang Ziguan, Cui Xiaoyong, Gong Liutang, et al. Expectations and business cycle: Can news shocks be a major source of China's economic fluctuations? [J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(6): 46 - 59. (in Chinese)
- [9] 王 曦, 王 茜, 陈中飞. 货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的 DSGE 分析[J]. *经济研究*, 2016, 51(2): 16 - 29.
Wang Xi, Wang Qian, Chen Zhongfei, Monetary policy expectations and inflation management: A DSGE analysis based on news shocks[J]. *Economic Research Journal*, 2016, 51(2): 16 - 29. (in Chinese)
- [10] 蔡向高, 邓可斌. 无消息即坏消息: 中国股市的信息不对称[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(4): 75 - 91.
Cai Xianggao, Deng Kebin. No news is bad news: The information asymmetry in China's stock market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(4): 75 - 91. (in Chinese)
- [11] Angeletos G M, La'O J. Optimal monetary policy with informational frictions[J]. *Journal of Political Economy*, 2020, 128

- (3): 1027 – 1064.
- [12] Forni M, Gambetti L, Lippi M. et al. Noisy news in business cycles[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9(4): 122 – 52.
- [13] Feve P, Pietrunti M. Noisy fiscal policy[J]. *European Economic Review*, 2016, 85: 144 – 164.
- [14] 王立勇, 徐晓莉. 财政政策信息摩擦与财政支出乘数——基于 DSGE 模型的分析[J]. *财政研究*, 2019, (1): 43 – 60.
Wang Liyong, Xu Xiaoli. Fiscal policy information friction and fiscal expenditure multiplier: Research based on DSGE model[J]. *Fiscal Finance Research*, 2019, (1): 43 – 60. (in Chinese)
- [15] 陈国进, 张润泽, 谢沛霖, 等. 知情交易、信息不确定性与股票风险溢价[J]. *管理科学学报*, 2019, 22(4): 53 – 74.
Chen Guojin, Zhang Runze, Xie Peilin, et al. Informed trading, information uncertainty and stock risk premium[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(4): 53 – 74. (in Chinese)
- [16] Barsky R B, Sims E R. Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(4): 1343 – 1377.
- [17] Blanchard O J, L’Huillier J P, Lorenzoni G. News, noise, and fluctuations: An empirical exploration[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(7): 3045 – 3070.
- [18] Dietrich A M, Kuester K, Müller G J, et al. News and uncertainty about COVID-19: Survey evidence and short-run economic impact[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2022, 129(6): 35 – 51.
- [19] Marcet A, Nicolini J P. Recurrent and hyperinflations and learning[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(5): 1476 – 1498.
- [20] Branch W A, Evans G W. Asset return dynamics and learning[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(4): 1651 – 1680.
- [21] 高昊宇, 刘 伟, 马超群, 等. 机构卖出和暴跌风险: 优势信息的作用[J]. *管理科学学报*, 2022, 25(1): 64 – 80.
Gao Haoyu, Liu Wei, Ma Chaoqun, et al. Institutional exits and stock crash: The role of informed investors[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2022, 25(1): 64 – 80. (in Chinese)
- [22] 陈国进, 陈凌凌, 赵向琴. 信贷驱动、博傻投机与房价泡沫骑乘[J]. *管理科学学报*, 2021, 24(9): 18 – 37.
Chen Guojin, Chen Lingling, Zhao Xiangqin. Speculative trading and riding credit driven housing bubbles[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(9): 18 – 37. (in Chinese)
- [23] 卞志村, 高洁超. 适应性学习、宏观经济预期与中国最优货币政策[J]. *经济研究*, 2014, 49(4): 32 – 46.
Bian Zhicun, Gao Jiechao. Adaptive learning, macroeconomic expectation and the optimal monetary policy in China[J]. *Economic Research Journal*, 2014, 49(4): 32 – 46. (in Chinese)
- [24] 郭豫媚, 周 璇. 央行沟通、适应性学习和货币政策有效性[J]. *经济研究*, 2018, 53(4): 77 – 91.
Guo Yumei, Zhou Xuan. Central bank communication, adaptive learning and monetary policy effectiveness[J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(4): 77 – 91. (in Chinese)
- [25] Bauer M D, Lakdawala A, Mueller P. Market-based monetary policy uncertainty[J]. *The Economic Journal*, 2022, 132(644): 290 – 1308.
- [26] 郭 凯, 孙 音, 邢天才. 非线性货币政策规则、通胀预期与不确定性[J]. *管理科学学报*, 2018, 21(1): 31 – 47.
Guo Kai, Sun Yin, Xing Tiancai. LSTR, non-linear monetary policy and indeterminacy[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(1): 31 – 47. (in Chinese)
- [27] 郭豫媚, 陈伟泽, 陈彦斌. 中国货币政策有效性下降与预期管理研究[J]. *经济研究*, 2016, 51(1): 28 – 41 + 83.
Guo Yumei, Chen Weize, Chen Yanbin. The decreasing effectiveness of China’s monetary policy and expectation management[J]. *Economic Research Journal*, 2016, 51(1): 28 – 41 + 83. (in Chinese)
- [28] 张一帆, 林建浩, 杨 扬, 等. 央行沟通、信息冲击与国债市场波动[J]. *系统工程理论与实践*, 2022, 42(3): 575 – 590.
Zhang Yifan, Lin Jianhao, Yang Yang, et al. Central bank communication, information shock and treasury market volatility [J]. *Systems Engineering: Theory and Practice*, 2022, 42(3): 575 – 590.
- [29] Mankiw G N, Reis R. Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the new Keynesian Phillips curve[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117: 1295 – 1328.

- [30] Lippi M, Reichlin L. VAR analysis, nonfundamental representations, Blaschke matrices[J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 63(1): 307 – 325.
- [31] Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring uncertainty[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(3): 1177 – 1216.
- [32] Chen K, Ren J, Zha T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(12): 3891 – 3936.
- [33] Christensen I, Dib A. The financial accelerator in an estimated new Keynesian model[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2008, 11: 155 – 178.
- [34] Schmitt-Grohe S, Uribe M. Optimal simple and implementable monetary policy rules[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(6): 1702 – 1725.

Information friction, expectation management and monetary policy

FENG Ye-qian¹, LI Li^{2*}

1. Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China;
2. School of Finance, Nankai University, Tianjin 300350, China

Abstract: Recently, “stabilizing expectations” has received more and more attention by China’s policy makers. Within a framework of incomplete information structure, this paper introduces anticipated news shocks, unanticipated surprise shocks and noise shocks into Chinese quantitation monetary policy. After estimating an incomplete information SVAR and a NK-DSGE model with financial frictions, we find that 1) News shocks, surprise shocks and noise shocks of expansionary monetary policy increase output with a descending order on impact scale. Introducing information friction helps the model more fitted to real data. 2) Noise shocks “pollute” news shocks’ effects by slowing down and eliminating cumulative impacts of monetary policy. 3) Price stickiness exaggerates fluctuations in business cycles caused by information frictions and monetary policy targeting leverage increases welfare. The results indicate that PBC should eliminate noise in policy signals and improve policy transparency by communicating with the public more frequently and effectively.

Key words: information friction; monetary policy; expectation management; new Keynesian DSGE