

# 我国货币政策传导效率及信号效应研究

——基于金融市场高频识别的视角

陈贞竹 李力 余昌华\*

**摘要:** 本文首先基于我国利率互换市场的高频交易数据识别了货币政策的外生冲击, 分别从宏观和微观层面探讨了不同类型货币政策工具对经济活动的传导效率, 并检验了货币政策传导中的“信号渠道”。研究结果发现: (1) 在宏观层面上, 准备金率和银行间市场回购利率 (R007) 都可以通过银行信贷渠道影响实体经济和金融市场, 但准备金率的影响更大, 持续时间更长; 在微观层面上, 信用利差的上升会放大准备金率和 R007 对企业融资的影响, 且对于 R007 的放大作用更强。(2) 我国货币政策的传导中存在“信号渠道”。央行发布的货币政策包含了对未来经济的展望, 一定程度上可以引导公众预期。(3) 对于不同产权性质、资产负债结构、成立时间的微观企业, 我国货币政策和信号效应的传导表现出明显的异质性。

**关键词:** 货币政策传导效率; 信号渠道; 企业融资

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.04

## 一、引言

2018 年以来, 我国货币政策的传导效率问题备受社会各界关注。本轮新冠疫情以来, 我国央行出台了一系列的货币政策操作以缓解实体经济面临的流动性问题并引导市场利率下行, 货币政策的整体传导效率在不断提升。与此同时, 自从 2018 年中共中央政治局会议提出“六稳”以来, 加强央行与公众的沟通, 并注重货币政策的预期管理已经成为市场共识。事实上, 央行往往比公众掌握更多的关于未来经济形势的信息。因此, 央行可以通过信号沟通来引导公众的预期, 进而影响经济主体的预期及其决策, 从而实现货币政策稳定经济的目标。在后疫情时代, 稳健的货币政策不仅要精准施策以提高传导效率, 更要稳定公众预期并提振市场信心。

目前有关我国货币政策的实证研究大多直接采用利率、M2 等货币政策的原始变量构建回归模型, 忽略了货币政策的内生问题, 也没有考虑到货币政策的信号效应。众所周知, 央行的货币政策是高度内生的变量, 一方面, 央行会根据当前的经济形势进行逆周期调节; 另一方面, 央行的政策操作又会深刻地影响金融市场和宏观经济的运行。更

\* 陈贞竹, 北京大学光华管理学院; 李力, 南开大学金融学院; 余昌华, 北京大学国家发展研究院。通信作者及地址: 李力, 天津市津南区海河教育园区同砚路 38 号南开大学金融学院, 300350; 电话: (022) 85358780; E-mail: nkli0903c@163.com。本文感谢国家自然科学基金面上项目 (72173007)、国家自然科学基金青年项目 (72103209、71903194、71903204)、教育部人文社会科学研究青年基金项目 (19YJC790137) 的资助。

重要的是，在央行和公众存在信息不对称的条件下，央行货币政策的信号效应与传统货币政策冲击的经济影响恰好相反。传统货币政策理论认为央行提高利率时会引起实体经济活动的紧缩；而信号效应理论则认为央行的这一操作还可以被解读为向公众释放未来经济基本面向好的积极信号，进而可能刺激投资并带来产出扩张。如果基于传统 SVAR 模型的识别方法来探究货币政策冲击的影响，很难从货币政策冲击中剥离出信号效应，在实证估计中很容易出现“价格谜团”和“产出谜团”等问题，这可能使得估计得到的货币政策对经济变量的影响不准确。

因此，如何干净有效地识别出货币政策变动中的外生成分，并分离出货币政策的信号效应，是测度我国货币政策传导效率的重要前提。鉴于此，本文首先区分了数量型和价格型两类货币政策工具，采用 2006 年 6 月至 2019 年 10 月的金融衍生品的高频交易数据，构建了货币政策的外部工具变量，并检验我国货币政策的信号效应是否存在，以及分离出货币政策信号效应的影响。基于上述工具变量，本文使用 Proxy-SVAR 模型以及局部投影 (local projection) 方法进行实证检验。本文的研究不仅对准确评估我国央行不同货币政策工具的传导效率具有参考价值，对于当前央行加强货币政策的预期引导作用以稳定宏观经济和金融市场也具有一定的政策启示。

## 二、文献综述

货币政策对实体经济的传导机制体现在经济中的价格、需求、投资、劳动力市场等各个方面 (Mishkin, 1996)。并且，学者们认为信贷渠道是放大利率对实体经济传导效应的加速器 (Bernanke and Gertler, 1995; Caldara and Herbst, 2019)。Miranda-Agrippino and Ricco (2021) 发现紧缩性的货币政策使得经济中的借贷量更少，融资成本和利差上升。针对中国实际状况，有不少学者探讨了货币政策对于我国微观企业行为的影响，主要集中于以下几个方面：一是货币政策对投资的影响 (谢军和黄志忠, 2014)；二是货币政策对企业杠杆率的影响 (汪勇等, 2018)；三是货币政策对企业融资的影响 (饶品贵和姜国华, 2011)。

除了传统的货币政策之外，各国央行也越来越重视信号渠道在货币政策传导中发挥的作用。由于央行和公众之间存在着信息不对称 (Blinder et al., 2008; Melosi, 2017)，信息受限的公众可以通过央行发布的信号来更新关于经济基本面的判断。Campbell et al. (2012) 指出当美联储释放紧缩的信号时，公众对于产出增长和失业下降的预期会增强，这与传统的货币政策传导渠道带来的效应正好相反。Miranda-Agrippino and Ricco (2021) 认为央行发布的信息中同时包含了货币政策以及关于未来的展望，因此必须要区分这两种渠道 (货币政策渠道和信号渠道)，否则对于判断货币中性以及货币政策有效性存在偏误。不少国内学者也基于 DSGE 模型或者实证 VAR 模型讨论了中国货币政策的预期管理问题 (卞志村和张义, 2012; 张勇等, 2015; 王曦等, 2016; 郭豫媚等, 2016; 隋建利和刘碧莹, 2020)。

在研究货币政策传导的文献中，应用高频数据来识别政策冲击是目前比较流行的方法 (Kuttner, 2001; Gertler and Karadi, 2015; Nakamura and Steinsson, 2018; Andrade and Ferroni, 2021)。上述国外文献通常使用美联储公开市场委员会发布公告前后 15 分

钟的窗口期内利率期货或者利率互换的价格变动数据,以识别货币政策的外生冲击;而结合我国现实情况,Kamber and Mohanty (2018)使用了中国利率互换市场的数据,检验了利率在货币政策传导中的作用,发现紧缩的货币政策能够提高利率并抑制通货膨胀。

尽管国内有大量关于货币政策传导机制的研究,但是仍然存在着许多不足。例如,识别货币政策依赖于原始的货币政策序列或者使用基于Cholesky分解的VAR方法,这样的做法没有完全解决货币政策的内生性问题;并且目前有关我国货币政策的实证研究也没有重视信号效应的作用;另外,鲜有文献同时考虑货币政策冲击对宏观层面和微观主体的影响。尽管有不少文献讨论了货币政策对微观企业的异质性影响,但主要集中于企业性质以及所处地区,很少考虑到对不同企业年龄、资产负债表结构的影响。基于此,本文的创新点有以下三点:(1)本文基于利率互换的高频市场数据识别了货币政策工具对应的货币政策冲击,并且剥离了其中包含的信号效应,构造了我国货币政策外生冲击的工具变量,极大程度地解决了货币政策冲击的内生性问题;(2)本文采用基于工具变量的Proxy SVAR模型检验了不同货币政策工具传导效果的差异性,并从企业融资的角度讨论了货币政策的传导渠道;(3)本文同时考虑了货币政策对宏观经济活动和微观企业行为的影响,并且从资产负债结构、企业年龄等多个维度丰富了货币政策和信号效应对微观企业的异质性影响的讨论。本文的研究为央行疏通货币政策传导机制,提高货币政策工具的传导效率以及加强货币政策预期管理的引导作用具有一定的政策启示。

### 三、货币政策外生冲击的识别

#### (一) 金融市场高频数据识别方法

近年来,不少学者采用金融市场的高频交易数据来识别货币政策的外生冲击。根据有效市场假说,金融市场上的资产价格反映了当期所有可得的信息。在货币政策出台的窗口期内,资产价格往往会随着货币政策的操作而发生变化。我们可以利用资产价格在窗口期初和期末的收益率之差来识别货币政策的冲击。只要时间窗口足够短,我们可以利用货币政策发布前后利率互换合约的价格变化来识别货币政策的外生冲击。值得注意的是,以上是假定完全信息条件下的识别思路,即假设央行和公众的信息集合是一样的。然而现实经济中由于信息摩擦,央行和公众拥有的信息集合并不相等,此时构建的货币政策冲击并不完全是外生的,而是包含了央行信号效应的影响,并且可能表现出序列相关性,即仍然具有可预测性(Miranda-Agrippino and Ricco, 2021)。因此,我们基于高频识别得到货币政策的冲击后,还必须剔除信号效应的影响,即公众对经济基本面的预期和央行对经济基本面的预期的偏离,才能得到货币政策的外生冲击。

#### (二) 数据选择

根据上述思路,本文基于FR007的利率互换(FR007IRS)2006年6月至2019年10月的高频交易数据来构造外生冲击指标。本文选取政策的窗口期为1天,即利用货币政策发布前后的相邻两个交易日的高频数据,计算出利率互换合约的价格变化。我们可以认为在相邻的两个交易日内,宏观基本面的状况并未发生明显的变化。本文将具体的货币政策发布日定义为:央行宣布调整准备金率的时期,央行宣布调整一年期贷款基准

利率的时期以及央行每个季度发布货币政策执行报告的时期，其中 3 种货币政策工具分别调整 45 次、25 次与 54 次。根据这些时间窗口和上述所提的方法，本文构造了货币政策工具对应的冲击指标。

### （三）基于高频识别的货币政策冲击的具体测算

本文基于 FR007IRS 的日度收盘价来构造货币政策的冲击，具体测算方法是：如果货币政策的发布日恰好是周中的交易日，则采用政策发布当天利率互换的收盘价减去前一天的收盘价；如果货币政策的发布日是周末或者节假日，则采用政策发布后的第一个工作日的收盘价减去发布政策前的最后一个工作日的收盘价。

在图 1 中，我们基于 FR007 的一年期利率互换的数据分别测算出了以准备金率、贷款基准利率以及货币政策执行报告 3 种货币政策加总所对应的含有信号效应的货币政策的冲击。同时，我们采用汉密尔顿滤波（Hamilton, 2018）分离出我国实际季度 GDP 的周期成分，以更好地展示货币政策外生冲击和经济周期之间的关系。基于高频识别的货币政策冲击与准备金率的水平值相关系数为 57%，与贷款基准利率的相关系数为 71%，这说明了本文识别的货币政策冲击和传统的货币政策宽松和紧缩的方向是一致的。

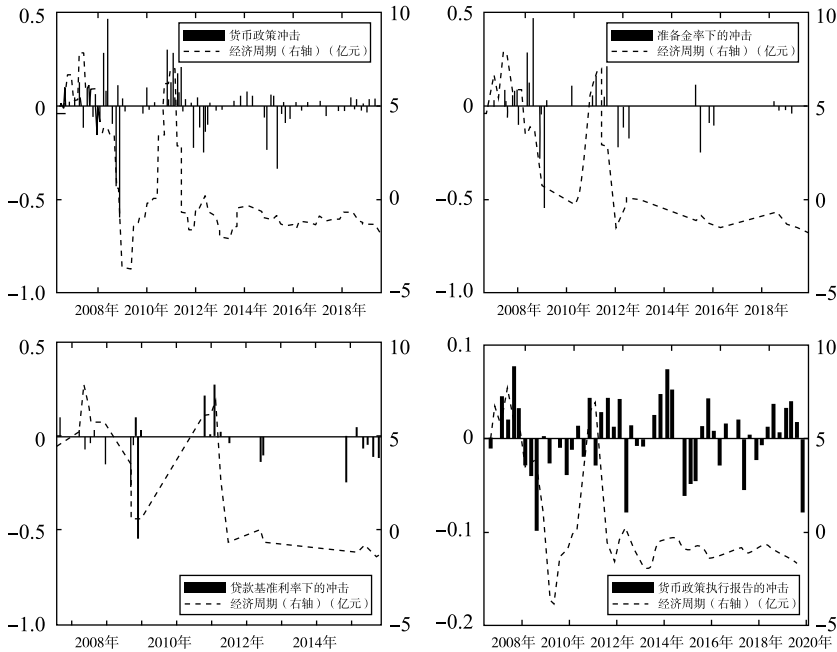


图 1 基于高频识别的货币政策冲击

### （四）剥离信号效应的货币政策外生冲击

如上文所述，货币政策的信号效应将会使得高频识别得到的冲击仍然不完全外生。为了剥离出货币政策的信号效应，从而得到未预期到的货币政策冲击部分，我们必须对货币政策冲击进行进一步的净化。Miranda-Agrippino and Ricco. (2021) 指出由于央行和公众之间的信息集存在着不对称，识别的货币政策冲击有以下问题：（1）序列自相关

性；(2) 和央行所掌握的私人信息相关；(3) 能够被过去的经济信息预测。

我们把上述3种货币工具下的冲击进行月度加总从而验证我国的货币政策是否存在信号效应。首先，我们将高频识别的序列  $mp_t$  对其滞后项进行回归，结果显示货币政策冲击和其滞后2阶、4阶项高度相关，因此，说明该序列存在着序列自相关性。其次，我们试图检验过去的信息是否对货币政策冲击具有预测性。具体而言，为了避免多重共线性，本文基于17个主要的经济变量和金融变量合成4个主成分指标，并使用高频识别得到的序列对这4个指标滞后1期进行回归，结果证实了货币政策冲击和第1个主成分相关性高，因此说明过去的基本面信息可以用来预测冲击。最后，我们讨论了高频识别的冲击是否和央行对未来经济的预期相关。具体而言，本部分考虑了识别的冲击对于工业增加值同比增速以及CPI同比增速预期值的影响，结果发现高频识别所得的货币政策冲击包含了关于未来经济的预期信息。<sup>1</sup>以上3点验证说明了我国的货币政策发布含有信号效应。如果仅仅使用高频识别下的冲击，可能得到的结果并不外生，因此下面我们将具体构造剥离信号效应的货币政策外生冲击。

上述回归结果表明央行的货币政策操作包含了未来经济基本面的信息，即货币政策的信号效应在我国是存在的，而如果我们想要识别出传统意义下的货币政策外生冲击，我们还要将高频识别得到的冲击中包含的信号效应的部分进行剔除。具体做法为我们将高频识别得到的基于市场的冲击对自身的滞后项、宏观基本面因子以及未来的预期变量进行回归，并利用残差作为我们剥离信号效应的货币政策外生冲击。

#### 四、货币政策对宏观经济的传导效率和信号渠道检验

##### (一) 基于外部工具变量的 Proxy SVAR 模型的构建

本文的样本区间涵盖了从2006年3月到2019年10月的月度数据<sup>2</sup>，内生变量包括货币政策工具MP(准备金率、R007)、工业增加值同比增速IP、核心CPI通胀率、新增贷款同比增速CR、信用利差CS、股票收益率ST及商品房销售价格同比增速HP，外生变量包括代表风险偏好的VIX指数，大宗商品价格CP及一年期美国国债利率USRR以控制外部冲击，我们对相关数据进行了季节性调整，数据来源于Wind数据库。我们首先考虑如下滞后  $p$  阶的SVAR模型：

$$B_0 Y_t = c + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + A_0 Z_t + \omega_t, \quad (1)$$

其中， $Y_t = \{MP_t, IP_t, CPI_t, CR_t, CS_t, ST_t, HP_t\}$  是所有内生观测变量构成的矩阵， $c$  是截距项， $B_1, B_2, \dots, B_p$  是系数矩阵，而  $B_0$  则是同期系数矩阵， $Z_t$  是外生变量构成的矩阵， $A_0$  是外生变量前面对应的系数矩阵， $\omega_t$  是结构化冲击，满足  $E(\omega_t) = 0$ 。如果  $t = s$ ，则  $E(\omega'_t \omega_t) = \Sigma_\omega$ ；如果  $t \neq s$ ，则  $E(\omega'_s \omega_t) = 0$ 。

Proxy SVAR模型采用外部工具变量来识别特定的冲击，只要外部工具变量满足相关性和外生性便可以有效地识别出SVAR模型中的特定冲击。参照Mertens and Ravn

<sup>1</sup> 由于篇幅限制，回归结果未在正文中进行展示。

<sup>2</sup> 为了识别前瞻性影响，因此内生变量的样本区间长于货币政策外生冲击的样本区间。

(2013) 以及 Gertler and Karadi (2015), 本部分采用基于外部工具变量的 Proxy SVAR 模型, 检验货币政策对于实体经济活动的传导效率和信号渠道。

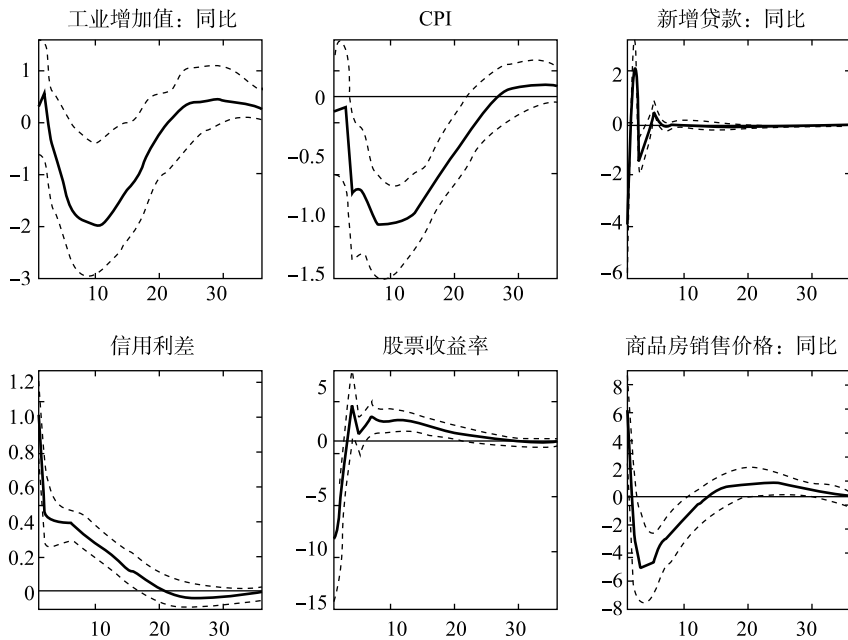
## (二) 实证结果

由于中国的货币政策采取多种政策工具进行操作, 本文首先把央行常用的货币政策工具区分为两类: (1) 以准备金率为代表的数量型货币政策工具; (2) 以银行间市场 7 天回购利率 (R007) 为代表的价格型货币政策工具。为了对比在相同单位冲击下不同政策工具的传导效率, 我们分别使用标准化后的准备金率以及 R007 作为政策变量。工具变量为前文中基于利率互换的日度收盘价数据构建的货币政策冲击序列以及剥离其信号效应的部分。

### 1. 剥离信号效应的货币政策传导效率检验

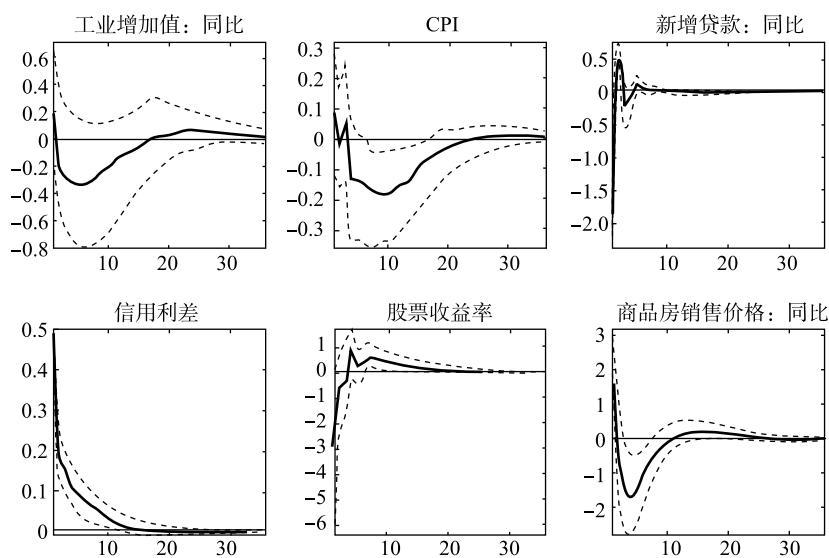
首先, 我们讨论以准备金率为例的数量型货币政策工具和以 R007 为例的价格型货币政策工具的传导效率, 以剥离了信号效应的货币政策外生冲击序列为工具变量构建 Proxy SVAR 模型。根据 AIC 信息准则, 我们将模型滞后阶数选为 2 阶。图 2 (a) 和图 2 (b) 分别展示了数量型和价格型货币政策工具冲击下的脉冲响应函数。

从图 2(a) 中可以看出, 以准备金为代表的数量型货币政策工具对于实体经济有显著并且持续的影响。当存款准备金率上升 1 个标准差时, 工业增加值增速从第 5 个月开始下降, 负向响应一直持续到第 15 个月才逐步变得不显著。在第 10 个月的时候, 负向响应便达到顶峰, 工业增加值增速下降接近 2%。相对而言, CPI 通胀率的负向反应更为持久。CPI 通胀率在第 3 个月到第 20 个月之间均出现了显著的负向反应, 随后恢复到政策实施前的水平。其中, CPI 通胀率在第 10 个月的时候负向反应最大, 下降约 1%。



(a) Proxy SVAR 模型 1 个标准差的准备金率冲击的脉冲响应

图 2 不同货币政策工具冲击下的脉冲响应 (剔除信号效应)



(b) Proxy SVAR 模型 1 个标准差的 R007 冲击的脉冲响应

图 2 不同货币政策工具冲击下的脉冲响应(剔除信号效应)(续)

注：图中虚线表示 68% 的置信区间，实线为均值。下同。

另一方面，准备金率的调整对金融市场也产生了显著影响。当准备金率上升 1 个标准差时，信贷市场中的新增贷款增速在第 1 个月即出现了显著的下滑，幅度接近 4%，但是负向响应只持续了 2 个月后就消失了。而信用利差显著上升，第 1 个月上升幅度约 1%，且信用利差的响应在第 1 期最强，随后逐步下降，直到第 20 期后正向反应开始不显著。股票市场则出现了明显的负向反应，在第 1 个月下降 10%。尽管股价的下降幅度十分显著，但是影响时间并不持久，第 3 个月后负向响应便消失。商品房销售价格增速也受到了紧缩性货币政策的影响，第 5 个月下降最大，约为 5%，随后缓慢回升，到第 12 个月恢复到冲击前的水平。

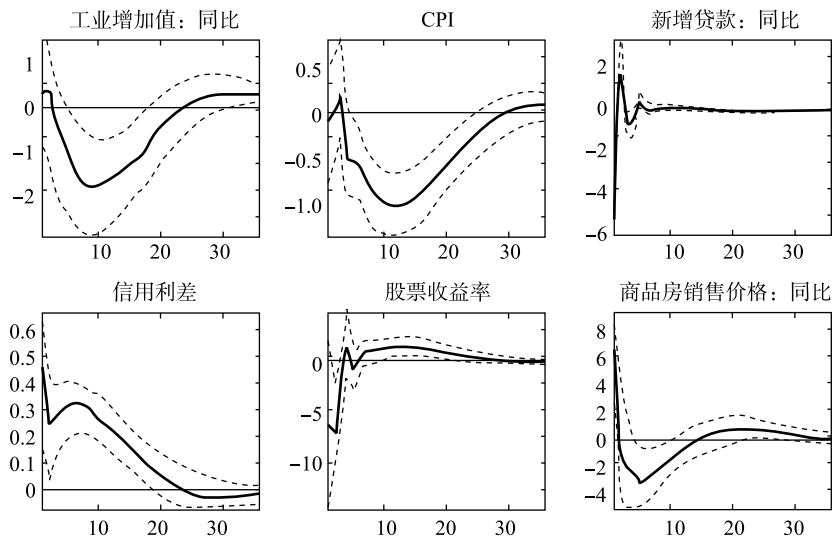
随着利率市场化进程的不断推进，我国央行的货币政策开始由数量型调控向价格型调控转型。我们考虑 1 个标准差的 R007 冲击下的脉冲响应，并且同样使用剔除信号效应后的货币政策外生冲击为工具变量，以比较数量型和价格型货币政策工具对于实体经济和金融市场的影响。

如图 2(b) 所示，当 R007 上升 1 个标准差时，对工业增加值的影响并不显著。在图 2(b) 中，CPI 通货膨胀率从第 5 个月开始到第 15 个月出现显著下降，并且第 5 期下降幅度最大，接近 0.2%。与图 2(a) 对比，当使用准备金率进行调控时，CPI 通货膨胀率持续时间基本一致，但最大的反应幅度达到 1%。R007 对金融指标均产生了显著影响。新增贷款增速从第 1 期开始下降，并且达到最大下降幅度为 1.5%，持续约两个月，而图 2(a) 中新增贷款增速在第 1 期下降约 4%。信用利差从第 1 期显著上升约 0.4%，正向响应在 15 个月逐渐消失，而在图 2(a) 中信用利差第 1 期上升约 1%，且持续 20 个月。股票收益率显著下降，在第 1 个月达到顶峰为 3%，影响效果仅持续 1 个月，与

使用准备金率进行对比，股票收益率从第 1 个月到第 3 个月下降，在初期最大约为 10%。和前述结果相比，房地产市场也得到类似的结论。在 1 个单位的 R007 正向冲击下，商品房销售价格增速从第 3 个月开始显著下降，负向响应持续 3 个月，并且在第 4 个月下降幅度最大，约为 1.5%，与受到准备金率下的紧缩货币政策的影响相比，商品房销售价格下降最大约为 5%，随后到第 12 个月恢复到冲击前的水平。由此，我们可以得到宏观层面的第一个研究结论：以准备金率为代表的数量型货币政策工具或以 R007 为代表的价格型货币政策工具上升时，均对实体经济和资本市场具有一定的抑制作用。并且与准备金率相比较，R007 作用力度较小，持续时间较短。

## 2. 包含信号效应的货币政策传导效率检验

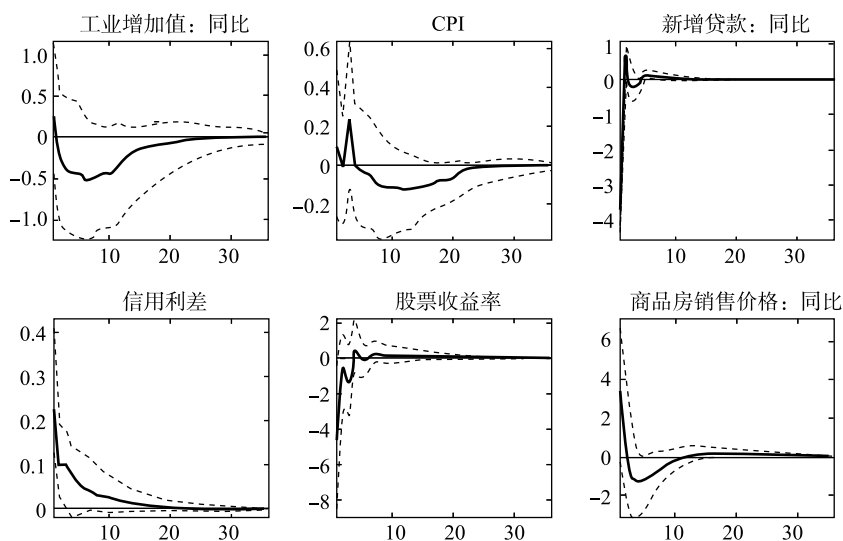
本小节试图检验我国货币政策传导中是否存在“信号渠道”。图 3(a) 则为包含信号效应的准备金率下的脉冲响应函数。从图中可以发现，实体经济中的工业增加值和 CPI 对紧缩性货币政策的反应幅度、持续时间与图 2(a) 相比基本类似，但是最大的响应幅度相对图 2(a) 均有所降低，尽管降低幅度不大。值得注意的是，以信用利差为代表的债券市场、以股票市场收益率为代表的资本市场以及以商品房销售价格为代表的房地产市场和图 2(a) 相比有显著的区别。信用利差在第 1 个月出现明显的正向响应，初期正向响应幅度仅为 0.5%，而图 2(a) 中信用利差最大的反应幅度为 1%。这说明由于紧缩性的货币政策传递了基本面较好的信息，因此信用利差上升的幅度比去除信号效应的幅度要低。与此同时，图 3(a) 中股票收益率在第 1 个月下降幅度最大，约为 6%，而图 2(a) 中股票市场在初期下降幅度为 10%。图 2(a)、图 3(a) 两图中商品房销售价格最大下降幅度分别为 5% 和 3%，这说明在剔除信号效应后，股市和商品房价格对货币政策的脉冲响应更大。



(a) Proxy SVAR 模型 1 个标准差的准备金率冲击的脉冲响应

图 3 不同货币政策工具冲击下的脉冲响应 (包含信号效应)





(b) Proxy SVAR 模型 1 个标准差的 R007 冲击的脉冲响应

图 3 不同货币政策工具冲击下的脉冲响应(包含信号效应)(续)

图 3(b) 则为包含信号效应的 R007 下的脉冲响应函数。相较于图 2(b) 中剔除信号效应的结果, 有显著差异的指标包括 CPI 通货膨胀率、信用利差以及商品房销售价格。在图 3(b) 中, 当 R007 上升 1 个标准差后, CPI 通货膨胀率没有发生显著的变化, 而图 2(b) 中 CPI 通货膨胀率从第 5 个月开始到第 15 个月出现显著下降; 图 3(b) 中信用利差从初期开始上升并且达到最大, 为 0.25% 左右, 随后逐渐收敛, 约持续 3 个月, 而不包含信号效应的图 2(b) 中的信用利差上升约 0.4%, 且正向响应持续 15 个月左右, 说明包含信号效应后的信用利差的上升幅度更小以及持续时间更短; 商品房销售价格响应函数在包含信号效应后也变得不显著, 但是在剔除信号效应后, 商品房销售价格下降幅度约为 1.5%, 因此也表明剔除信号效应后, 商品房销售价格对货币政策的脉冲响应更大。

以上指标的对比, 说明我国央行发布的货币政策中确实存在一定的“信号渠道”。当央行向市场发布紧缩性的信号时, 一方面会紧缩实体经济, 但是另一方面也可能会向市场传递未来基本面形势向好的信息, 此时会带来股市收益率和房地产价格的上升, 同时信用利差会下降。因此, 考虑信号效应的紧缩性货币政策冲击, 相对于剔除信号效应的货币政策冲击而言, 对实体经济和金融市场的影响会更加缓和。图 2 和图 3 中的脉冲响应函数对比已经能说明我国货币政策中的“信号渠道”确实是存在的。信号渠道的存在对于传统货币政策冲击的效果具有一定的“中和”作用, 导致比剥离信号渠道的作用要更小一些。据此, 我们可以得出宏观层面的第二个研究结论: 我国央行的货币政策调控中存在“信号渠道”, 央行发布的货币政策包含了未来宏观经济状况的相关信息, 在一定程度上可以引导公众预期, 进而达到影响金融市场和实体经济活动的目的。

### 3. 货币政策工具的传导渠道分析

上文讨论了两种货币政策对于实体经济活动和金融市场的影响。接下来, 我们基于

融资的角度，使用剥离信号效应的货币政策外生冲击作为工具变量，讨论货币政策工具对实体经济和金融市场的传导渠道。图 4 为 1 个标准差的准备金率冲击对新增贷款、直接融资和新增影子银行贷款的脉冲响应图，从图中我们可以分析准备金率的传导渠道。新增贷款和直接融资也是经济的前瞻性指标，我们据此可以判断社会中经济活动的变化。因此，我们以准备金率工具为政策变量，在基准回归的基础上加入了新增人民币贷款同比增速、直接融资同比增速<sup>3</sup>以及新增影子银行贷款同比增速<sup>4</sup>。如图 4 所示，当准备金率上升 1 个标准差时，新增人民币贷款从初期开始下降，在第 1 个月达到顶峰为 6%，持续约 2 个月；直接融资同比从第 1 个月开始下降到最大，约为 15% 左右，2 个月后又恢复到冲击前的水平；新增影子贷款增速在第 1 个月显著上升约 8%，但是仅持续 2 个月左右，而后不显著。这说明央行实施紧缩性的准备金率政策降低了银行中介的信贷投放规模，并且也压缩了企业直接融资的金额，导致企业能够得到的资金减少，但同时由于影子银行受到的监管相对较少，准备金率上升并没有影响到影子银行的融资成本，因此企业融资转向影子银行，导致影子银行的借款量上升。

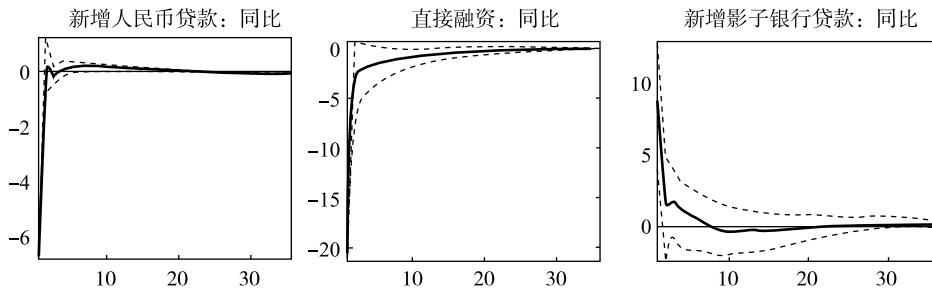


图 4 1 个标准差的准备金率冲击对新增贷款的脉冲响应

图 5 给出了 1 个标准差的 R007 冲击对新增贷款的脉冲响应图。同样，我们在基准模型的基础上加入了新增人民币贷款同比增速、直接融资同比增速以及新增影子银行贷款同比增速。我们可以看出，当提高 1 个标准差的 R007 后，新增人民币贷款增速显著下降，在第 1 个月时达到顶峰，约下降 3%，2 个月后回到政策实施前的水平；直接融资同比增速初期即开始下降，最大降幅为 8%，约持续 2 个月；新增影子银行贷款增速从第 1 个月开始上升至最高，为 3%，2 个月后冲击消失。这说明 R007 的提高对银行贷款业务也有显著的负向影响，从而减少信贷；与此同时，和准备金率类似，监管差异使得影子银行借贷成本相对更低，将会使得影子银行借贷量上升。值得注意的是，和图 4 相对比，图 4 中准备金率上升时，银行表内贷款以及直接融资的下降幅度更大，新增影子银行贷款的上升幅度也更大，这说明准备金率相对 R007 正向助推影子银行的蓄水池作用更强。基于此，我们可以得到宏观层面的第三个研究结论：准备金率和 R007 均可以抑制新增贷款和直接融资，并导致影子银行贷款增加，且准备金率的影响更强。

<sup>3</sup> 我们将企业债券融资与非金融企业境内股票融资进行加总得到直接融资额，并计算其同比数值。

<sup>4</sup> 参照 Chen et al. (2018) 对影子银行贷款的定义，我们将新增委托贷款、新增信托贷款和新增未贴现银行承兑汇票进行加总得到新增影子银行贷款量。

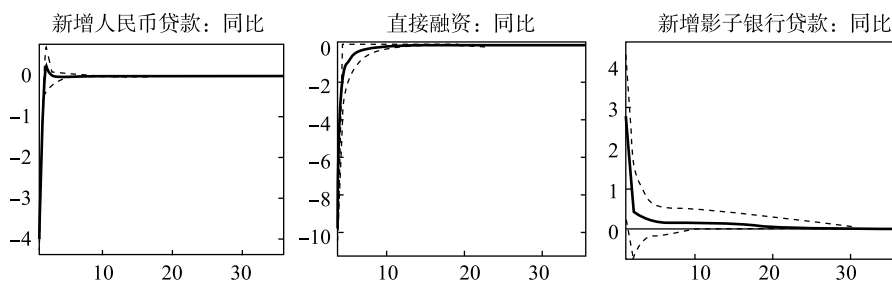


图5 1个标准差的R007冲击对新增贷款的脉冲响应

## 五、货币政策对微观企业的传导效率和信号渠道检验

### (一) 实证方法

本部分采用 Jordà (2005) 提出的局部投影的方法来讨论货币政策对于企业层面变量的影响。假定本文想考察当  $t$  期有 1 个标准差的货币政策  $mp_t$  冲击时, 企业的融资活动  $y_{i,t+h}$  在第  $t+h$  期的脉冲响应, 则可以设定如下的面板数据回归模型:

$$y_{i,t+h} = \alpha_i^h + \beta^h mp_t + W_{i,t} + u_{i,t+h}, \quad h=0, 1, 2 \dots H, \quad (2)$$

其中,  $y_{i,t+h}$  表示企业层面获得的银行贷款量以及债券融资量, 在回归中设定为  $H=6$ 。下标  $i$  表示不同的企业。 $mp_t$  为货币政策的代理变量(准备金率及 R007)。 $W_{i,t}$  则为企业层面的控制变量: 如杠杆率, ROE 等。 $\alpha_i^h$  是企业层面的固定效应,  $u_{i,t+h}$  是随机扰动项。

更进一步地, 为了验证两种货币政策工具的传导渠道, 我们加入了信用利差和货币政策工具的交互项:

$$y_{i,t+h} = \alpha_i^h + \beta^h mp_t + \beta^h mp_t \times CreditRisk_t + W_{i,t} + u_{i,t+h}, \quad h=0, 1, 2 \dots H. \quad (3)$$

那么, 货币政策  $mp_t$  冲击对于  $y_{i,t+h}$  的影响依赖于信用利差:

$$\frac{\partial y_{i,t+h}}{\partial mp_t} = \beta^h + \beta^h \times CreditRisk_t, \quad h=0, 1, 2 \dots H. \quad (4)$$

如果  $\beta^h$  为负时, 说明了信用利差放大了紧缩性货币政策对于企业融资的负向影响; 如果  $\beta^h$  为正时, 说明了信用利差减弱了紧缩性货币政策对于企业融资的负向影响。

由于货币政策是高度内生的变量, 我们把局部投影和工具变量回归结合起来, 即在上述模型中采用工具变量回归, 这就是 LP-IV (local projection instrumental variables) 方法。我们采用第三部分构造的货币政策外生冲击作为货币政策的工具变量, 估计得到动态乘数  $\beta^h$ ,  $h=0, 1, 2 \dots H$ 。

### (二) 数据说明

本文采用我国上市公司的季度面板数据进行分析, 数据均来自 Wind 数据库。我们剔除了金融类公司、ST 和 PT 的公司以及数据缺失的上市公司, 最终共包含 1417 家公司, 样本区间为 2007 年第 1 季度至 2018 年第 4 季度。我们仍然采用第三部分所构造的货币政策外生冲击作为货币政策的工具变量, 加入面板模型中进行回归。考虑到货币政策对于实体经济的影响通常会滞后, 本文将货币政策的滞后一期作为自变量, 相应的工具变量也滞后了一期。回归结果均进行了季节性调整, 并在公司层面控制了标准误。

本文主要讨论货币政策对于企业获得银行贷款量以及债券融资量的影响, 以比较货

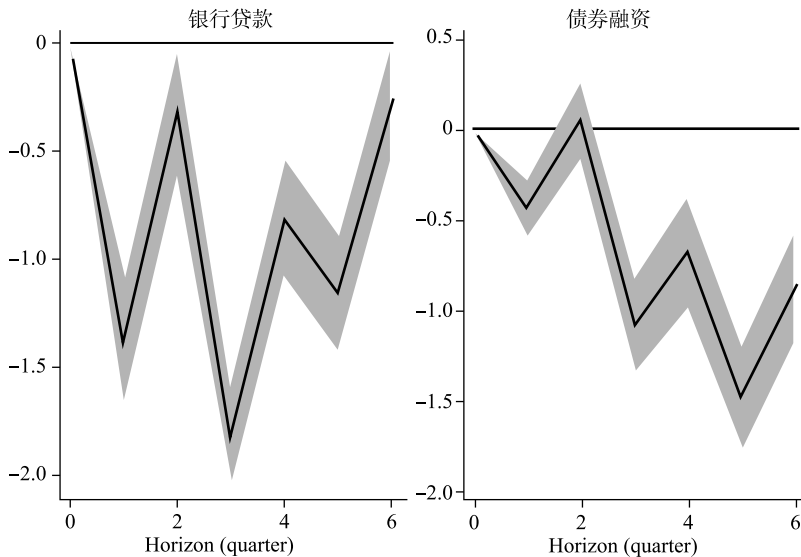
币政策对于不同来源的融资的影响。考虑数据可得性，企业的贷款量为单季度取得借款收到的现金和资产总计之比；企业的债券融资量为应付债券和资产总计之比<sup>5</sup>。其他的控制变量包括创立年限、有形资产/总资产、资产负债率、净利润/总资产（ROA）等公司自身相关的变量来反映公司的经营状况。盈利能力主要由 ROA 来表示；有形资产/总资产衡量固定资产占比；资产负债率为企业的杠杆率高低。

### （三）实证结果

#### 1. 剥离信号效应的货币政策传导效率检验

图 6(a) 给出了剥离信号效应下准备金率对两种融资渠道的冲击，左侧和右侧分别为企业银行贷款和债券融资的脉冲响应图。在 1 个标准差的准备金率的正向货币冲击下，企业获得的银行贷款量出现持续且显著的下降，并且在第 3 季度下降最多，而后开始回升。与此同时，债券融资量也有类似的反应。当受到正向的准备金率冲击后，债券融资量从初期开始便持续下降，大约在第 5 个季度时下降幅度最大。这说明紧缩性的数量型货币政策长期内会降低企业的贷款规模和债券融资规模。

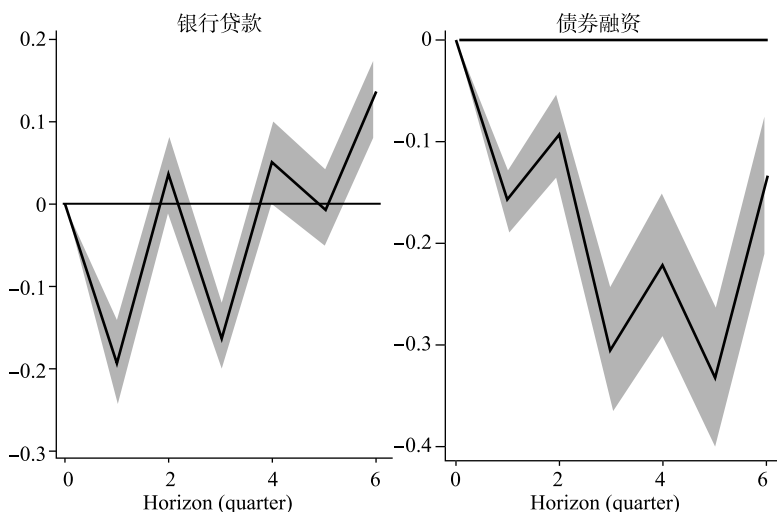
图 6(b) 则为 R007 为代表的价格型货币政策工具冲击下的脉冲响应函数。和上文类似，左图为对企业银行贷款的影响，右图为对债券融资的影响。可以看出，当央行实施紧缩性的价格型货币政策时，企业融资从初期开始下降，持续约 4 个季度，尤其是在第 1 季度时的下降幅度最大；而债券融资出现持续且显著的下降，并且在第 5 季度下降最多，随后开始回升。相对于图 6(a) 的准备金率对企业银行贷款的冲击而言，R007 带来的显著性影响降低，持续时间仅为 4 个季度，而准备金率下的冲击反应从第 6 个季度才开始有回升趋势；债券融资方面，1 个单位的 R007 相对于 1 个单位的准备金率冲击，债券融资下降的幅度更低，但显著性更明显。



(a) 1 个标准差准备金冲击下企业融资的脉冲响应

图 6 不同货币政策工具冲击下企业融资的脉冲响应（剔除信号效应）

<sup>5</sup> 我们也考虑了单季度发行债券收到的现金/总资产作为债券融资代理变量，得到的结果类似。



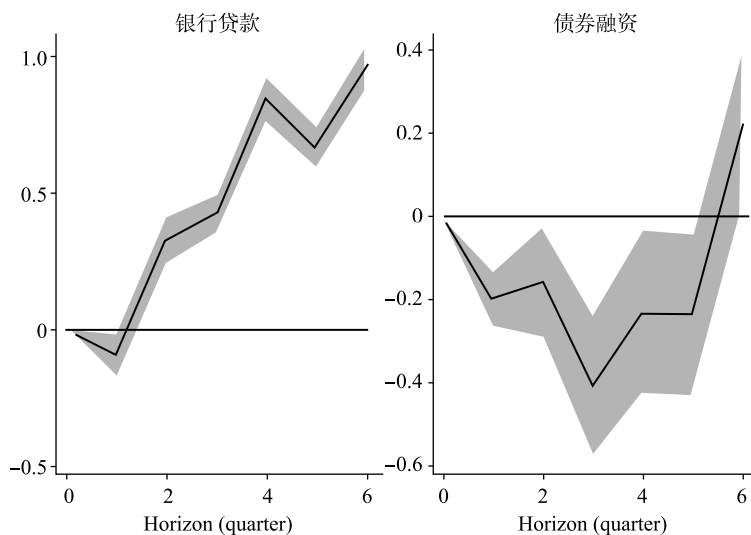
(b) 1个标准差 R007 冲击下企业融资的脉冲响应

图6 不同货币政策工具冲击下企业融资的脉冲响应(剔除信号效应)(续)

注:实线为均值,阴影部分为68%的置信区间。下同。

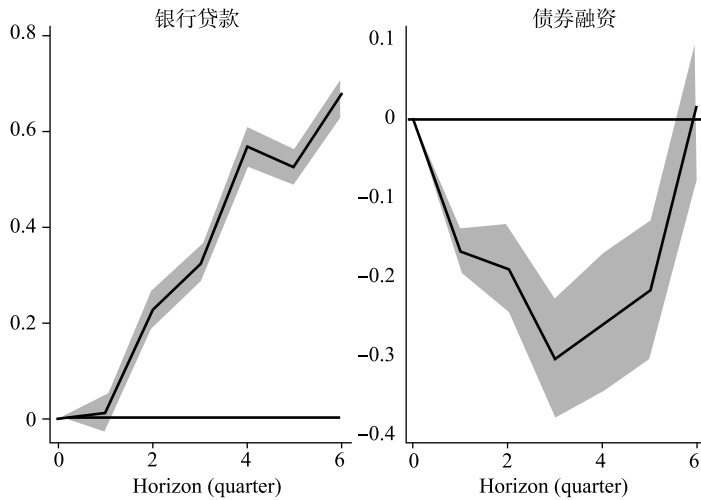
## 2. 包含信号效应后的货币政策传导效率检验

图7(a)则为包含信号效应的准备金率下的脉冲响应函数,其中左右两图分别为对银行贷款和债券融资的冲击。在1个标准差的准备金率的正向冲击下,银行贷款出现了上升的情况;而债券融资从第1期至第5期开始下降,之后恢复到冲击之前的水平。与图6(a)相比,债券融资量下降的幅度和持续的显著时间都更少。相比于剥离信号效应下的准备金率的冲击而言,包含信号效应后对企业融资和债券融资带来的影响可能存在偏误。因此,如果不考虑信号效应,货币政策冲击仅仅表现为传统意义上的货币政策冲击;而如果考虑信号效应,则央行货币政策的信号效应会部分抵消传统货币政策冲击的影响。



(a) 1个标准差准备金冲击下企业融资的脉冲响应

图7 不同货币政策工具冲击下企业融资的脉冲响应(包含信号效应)



(b) 1 个标准差 R007 冲击下企业融资的脉冲响应

图 7 不同货币政策工具冲击下企业融资的脉冲响应 (包含信号效应) (续)

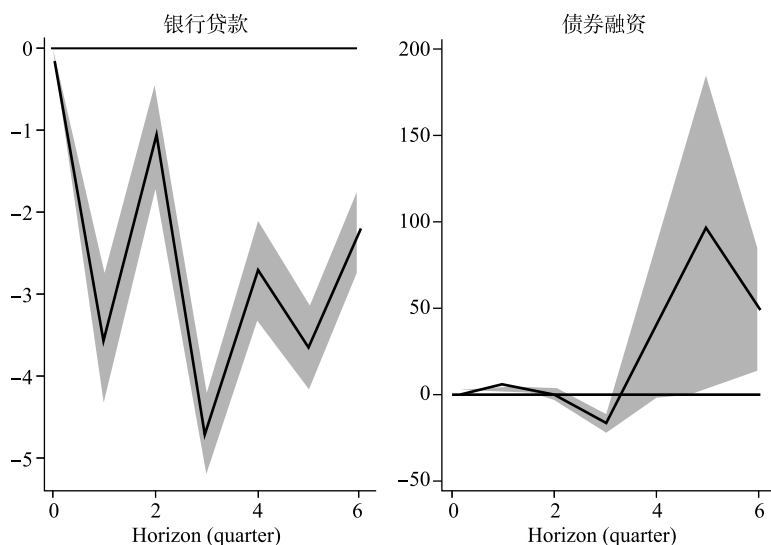
图 7(b) 则为 R007 为代表的价格型货币政策工具冲击的脉冲响应函数，左右两图分别为银行贷款和债券融资。当提高 1 个标准差的 R007 时，企业银行贷款上升；而债券融资从第 1 期开始下降，并且持续到了第 5 期。相对于图 6(b) 中剔除信号效应的结果而言，图 7(b) 中包含信号效应的紧缩性货币政策会使得债券融资量下降的幅度变小。据此，我们可以得到企业层面的第一个研究结论：紧缩性的货币政策对企业不同渠道的融资均有抑制作用，且准备金数量型货币政策相对 R007 价格型货币政策对银行贷款的影响更大；并且货币政策的“信号渠道”在微观企业方面同样成立，当央行的货币政策中包含紧缩性信号时，企业获得的贷款量会增加。

### 3. 货币政策工具的传导渠道分析

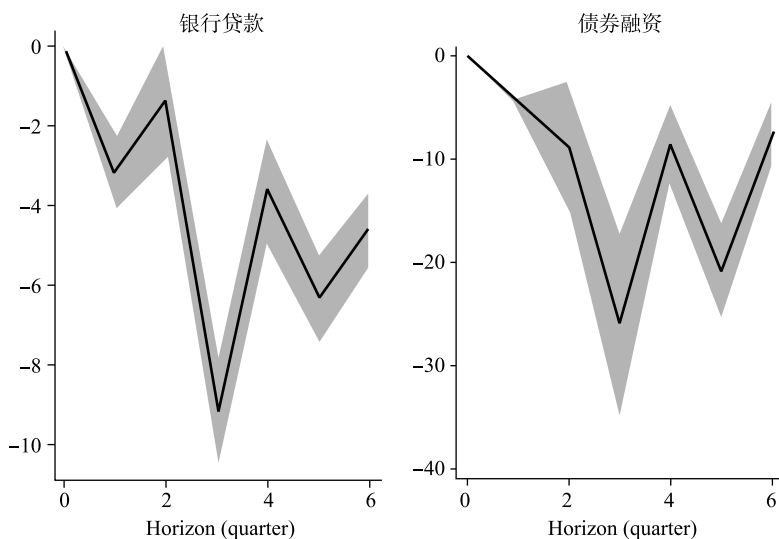
本小节将检验信用利差在货币政策对微观企业传导中扮演的作用。图 8(a) 是正向的准备金率冲击和信用利差交互项对于银行贷款（左图）和债券融资（右图）的影响。从图中我们可以发现，交互项从初期开始即对银行贷款的影响显著为负，并且在第 3 季度最高，之后慢慢回升，说明信用利差放大了紧缩性货币政策对于银行贷款融资的影响；然而对另外一种渠道债券融资的影响则不显著，这表明债券市场的风险溢价不会影响准备金率对债券融资的冲击。

图 8(b) 则给出了 R007 和信用利差对于两种融资渠道的动态乘子。左图为对银行贷款的冲击，右图为对债券融资的冲击。从左图中可以看出，银行贷款的动态乘子从第 1 个季度开始一直到未来的第 6 个季度，出现了持续且显著的负向影响，尤其是在第 3 个季度下降最多；右图中债券融资也有类似的趋势，从初期开始显著下滑，之后出现不同程度的下降。这说明信用利差放大了价格型货币政策工具对于企业融资的紧缩效应，与图 8(a) 相比较，无论是对银行贷款还是债券融资的冲击，R007 与信用利差的交互项影响相对准备金与信用利差的交互项影响都更显著且幅度更大。在宏观层面，我们已经证明货币政策对于信用利差有非常显著的影响。因此，我们可以认为价格型货币政策通过

信用利差进行传导,从而影响到微观企业的行为<sup>6</sup>。据此,我们得到企业层面的第二个研究结论:准备金率和R007都可以利用信用利差进行传导,R007表现更加明显。



(a) 1个标准差冲击下准备金率与信用利差交互项的响应



(b) 1个标准差冲击下R007与信用利差交互项的响应

图8 不同货币政策工具冲击下与信用利差交互项的响应

#### (四) 货币政策影响的异质性讨论

由于我国的经济结构较为复杂,本小节以银行贷款量为因变量,以准备金率和R007为货币政策代理变量,在微观层面上讨论了货币政策对不同企业的异质性影响,并且使用了剔除和包含信号效应的工具变量,从而更好地分析传导渠道以及为改进货币政策传

<sup>6</sup> 我们也使用了国债的期限利差和货币政策的交互项进行检验,发现可以得到类似的结论。

导机制提供建议。具体而言，我们分析了货币政策和信号效应对不同企业所有制、资产负债结构及成立时间的异质性影响。结果发现两种冲击带来的影响基本一致。分企业性质看，货币政策和信号效应对非国有企业的传导效率更大；分资产负债表结构看，货币政策以及信号效应对杠杆率高的企业的传导效率更大；分年龄看，货币政策和信号效应对企业年龄较短的传导效率更大。<sup>7</sup>

## 六、研究结论与政策启示

由于我国货币政策同时采用多种工具进行调控，本文首先将央行的货币政策工具区分为两类：以准备金率为代表的数量型工具和以R007为代表的价格型工具。随后，本文采用利率互换市场的高频交易数据，并剔除了其中的信号效应，从而构建了货币政策工具对应的外部工具变量。接着，本文利用基于外部工具变量的Proxy-SVAR模型讨论了不同货币政策工具对于实体经济活动以及金融市场的传导效率和传导渠道，并检验了货币政策的“信号渠道”。同时，我们还采用了局部投影的方法探究了不同货币政策工具对于微观企业融资量的影响。此外，我们还根据不同所有制企业、不同资产负债结构的企业以及不同年龄的企业讨论了货币政策和信号效应影响的异质性。本文的研究结论如下：

(1) 准备金率型数量调控无论对于宏观经济还是企业融资均具有显著影响。准备金率的上升会使得产出和通货膨胀率下降，债券市场信用利差上升以及股市收益率、房地产销售价格下降，并且正向助推了影子银行的贷款量，同时使得微观企业的银行融资和债券融资下降。以R007为代表的价格型货币政策工具上升时，对实体经济以及资本市场具有一定的抑制作用，并且通过信用利差传导到微观企业。总体而言，在宏观层面上，准备金率和R007均能通过银行信贷渠道影响实体经济和金融市场，但准备金率的影响更大，持续时间更长；在微观层面上，信用利差的上升会放大准备金率和R007对企业融资的影响，且对于R007的放大作用更强。

(2) 我国货币政策向实体经济的传导中存在“信号渠道”。央行发布的货币政策包含了未来经济基本面和货币政策走势的相关信息，一定程度上可以引导公众的预期进而影响到实体经济和金融市场。如果央行释放了紧缩性信号，会提振股市信心并推动未来CPI通胀率的上升，同时企业获得的贷款量、债券融资量也会增加。并且，这种“信号渠道”在金融市场上相对实体经济表现更加明显。

(3) 我国货币政策对实体经济活动的传导具有微观异质性。从企业性质看，非国有企业对于货币政策以及信号效应更加敏感；从资产负债表结构看，高杠杆率的企业对于货币政策和信号效应反应更大；从企业年龄看，成立时间较短的企业对于货币政策以及信号效应反应更加强烈。

本文的研究结论表明我国货币政策的传导效率随着利率市场化改革的推进出现了明显的提升，货币政策的预期管理实践也收到了一定成效。根据本文的相关分析，我国货币政策在由数量型调控向价格型调控的转型过程中，仍然不应该放弃数量型政策工具，

<sup>7</sup> 限于篇幅，我们在此处没有汇报具体的结果，感兴趣的读者可通过邮件向作者索取。



而是应该加强不同货币政策工具之间的协调搭配。同时,在未来应该探索出市场化程度更高的价格型货币政策工具,以进一步疏通货币政策传导机制,提高货币政策的传导效率。除此之外,央行应该进一步增强与公众的政策沟通,通过多种渠道向市场更加准确地传递未来经济状况和货币政策走势的相关信号,以更好地引导公众的预期,达到逆周期调控的目标。

## 参考文献

- [1] Andrade, P., and F. Ferroni, “Delphic and Odyssean Monetary Policy Shocks: Evidence from the Euro Area”, *Journal of Monetary Economics*, 2021, 117 (1), 816-832.
- [2] Bernanke, B. S., and M. Gertler, “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (4), 27-48.
- [3] 卞志村、张义,“央行信息披露、实际干预与通胀预期管理”,《经济研究》,2012年第12期,第15—28页。
- [4] Blinder, A. S., M. Ehrmann, M. Fratzscher, J. De Haan, and D. J. Jansen, “Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence”, *Journal of Economic Literature*, 2008, 46 (4), 910-945.
- [5] Caldara, D., and E. Herbst, “Monetary Policy, Real Activity, and Credit Spreads: Evidence from Bayesian Proxy SVARs”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11 (1), 157-192.
- [6] Campbell, J. R., C. L. Evans, J. D. Fisher, and A. Justiniano, “Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012 (1), 1-80.
- [7] Chen, K., J. Ren, and T. Zha, “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China”, *American Economic Review*, 2018, 108 (12), 3891-3936.
- [8] Gertler, M., and P. Karadi, “Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7 (1), 44-76.
- [9] 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”,《经济研究》,2016年第1期,第28—41页。
- [10] Hamilton, J. D., “Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter”, *Review of Economics and Statistics*, 2018, 100 (5), 831-843.
- [11] Jordà, Ò., “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections”, *American Economic Review*, 2005, 95 (1), 161-182.
- [12] Kamber, G., and M. S. Mohanty, “Do Interest Rates Play a Major Role in Monetary Policy Transmission in China?”, BIS Working Paper No. 714, 2018.
- [13] Kuttner, K. N., “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Markets”, *Journal of Monetary Economics*, 2001, 47 (3), 523-544.
- [14] Melosi, L., “Signaling Effects of Monetary Policy”, *The Review of Economic Studies*, 2017, 84 (2): 853-884.
- [15] Mertens, K., and M. O. Ravn, “The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States”, *American Economic Review*, 2013, 103 (4), 1212-1247.
- [16] Miranda-Agrippino, S., and G. Ricco, “The Transmission of Monetary Policy Shocks”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2021, 13 (3), 74-107.
- [17] Mishkin, F. S., “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”, NBER Working Paper No. 5464, 1996.
- [18] Nakamura, E., and J. Steinsson, “High Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133 (3), 1283-1330.
- [19] 饶品贵、姜国华,“货币政策波动,银行信贷与会计稳健性”,《金融研究》,2011年第3期,第51—71页。
- [20] 隋建利、刘碧莹,“未预期货币政策非中性的混频识别:行动与语言的信息效应”,《世界经济》,2020年第11期,第176—200页。

- [21] 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”，《经济研究》，2016 年第 2 期，第 16—29 页。
- [22] 汪勇、马新彬、周俊仰，“货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角”，《金融研究》，2018 年第 5 期，第 47—64 页。
- [23] 谢军、黄志忠，“宏观货币政策和区域金融发展程度对企业投资及其融资约束的影响”，《金融研究》，2014 年第 11 期，第 64—78 页。
- [24] 张勇、涂雪梅、周浩，“货币政策、时变预期与融资成本”，《统计研究》，2015 年第 5 期，第 32—39 页。

## Transmission of Monetary Policy Shocks and Signaling Channels in China —Based on High Frequency Data in Financial Markets

CHEN Zhenzhu YU Changhua

(Peking University)

LI Li\*

(Nankai University)

**Abstract:** This research firstly identifies the exogenous monetary policy shock based on the high frequency transaction data of China's interest rate swap market, and then investigates the transmission efficiency of different monetary policy instruments on economic activities at both the macro and micro level, and further examines the “signaling channel” of monetary policy. We find that (1) At the macro level, both the reserve ratio and the 7-day repo rate can affect China's real sector and financial market through the bank credit channel, but the impact of reserve ratio is much stronger and more persistent; at the micro level, A rise in credit spreads amplifies the impact of reserve ratios and R007 on corporate finance, and the amplification effect is stronger for R007. (2) “Signaling channel” exists in the transmission of China's monetary policy. The monetary policy news announced by the central bank contains information about future economic conditions, which could, to a certain extent, guide public expectations. (3) The transmission of China's monetary policy and signaling channel display significant heterogeneity among enterprises with different property rights, leverage, and ages.

**Keywords:** the transmission of monetary policy shock; signaling channel; corporate financing

**JEL Classification:** E52, E58, E44

---

\* Corresponding Author; Li Li, School of Finance, Nankai University (Jinnan Campus), No. 38 Tongyan Road, Haihe Education Park, Tianjin 300350, China; Tel: 86-22-85358780; E-mail: nkli0903c@163.com.